

المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي

ISSN: 2311-8547 (Online), 1110-6832 (print)

<https://meae.journals.ekb.eg/>

أثر الاستثمار في التعليم الزراعي على نمو الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري (باستخدام نموذج تصحيح الخطأ)

د/ أحمد أبو اليزيد الرسول / د/ محمد إبراهيم يونس / د/ عماد الدين محمود حنفي / د/ إيمان يوسف حافظ
قسم الاقتصاد وإدارة الأعمال الزراعية - كلية الزراعة - جامعة الإسكندرية - مصر

بيانات البحث

استلام 2023 / 1 / 30
قبول 2023 / 3 / 16

الكلمات المفتاحية:
الإنتاجية الكلية
العوامل بالقطاع
الزراعي، الإنفاق على
التعليم الزراعي،
التكامل المشترك،
نموذج تصحيح الخطأ.

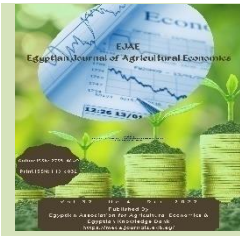
المستخلص

الهدف من البحث هو دراسة تأثير الاستثمار في التعليم الزراعي على نمو الإنتاجية الكلية للعوامل في القطاع الزراعي المصري في المدى القصير والمدى الطويل خلال الفترة 1995-2021. واستند البحث إلى الأساليب التحليلية الإحصائية الوصفية والقياسية والتي تمثلت في معدل النمو السنوي، واختبار جذر الوحدة، واختبار التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). واشتمل نموذج الدراسة على مؤشر الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري كمتغير تابع، أما المتغيرات المستقلة فهي إجمالي تكوين رأس المال الثابت كمؤشر للتطور التكنولوجي، إجمالي الإنفاق على التعليم الزراعي كمؤشر للاستثمار في التعليم الزراعي، أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية، أعداد خريجي المدارس الزراعية وكلاهما كمؤشر للتعليم الزراعي.

وأوضحت نتائج اختبار ADF أن قيم السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات غير مستقرة في مستواها، ولكنها جميعاً مستقرة أو ساكنة عند الفروق الأولى لها، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) I . كما أشارت نتائج اختبار التكامل المشترك إلى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات موضع الدراسة، مما يؤكد على إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات. وتبين أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي أو من وجود مشكلة اختلاف التباين. وأشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECM) إلى أن قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (ECM_{t-1}) بلغت 0.311، وهذا يعني أنه يتم تعديل نحو 31.1% من هذا الاختلال في الفترة التالية، وأن فترة تعديل الإنتاجية الكلية للعوامل تجاه المستوى التوازني على المدى الطويل تبلغ حوالي 3.22 سنة وهي بطيئة إلى حد ما، كما تبين من مرونة المتغيرات المستقلة مدى أهمية الاستثمار في التعليم الزراعي في التأثير على الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري، كما يتضح أن أعداد خريجي المدارس الزراعية لها تأثير أكبر من أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية.

الباحث المسنول: أحمد أبو اليزيد الرسول

البريد الإلكتروني: aabulyazid@alexu.edu.eg



Available Online at Ekb Press

Egyptian Journal of Agricultural Economics ISSN: 2311-8547 (Online),
1110-6832 (print)

<https://meae.journals.ekb.eg/>

Impact of Investment in Agricultural Education on the Growth of Total Factor Productivity in the Egyptian Agricultural Sector

(Application of Error Correction Model: ECM)

Ahmed Abou El-Yazid El-Rasoul*

Mohamed Ibrahim Younis

EmadEldin Mahmoud Hanafy

Eman Yousef Hafez

Economics and Agribusiness Dept., Faculty of Agric., Alexandria Univ., Egypt

ARTICLE INFO

Article History

Received:30-1- 2023

Accepted:16-3- 2023

Keywords:

Total Factor Productivity in the Agricultural Sector, Spending on Agricultural Education, Co-Integration, Error .Correction Model

ABSTRACT

The research aims to study the impact of investment in agricultural education on the growth of the total factor productivity (TFP) in the Egyptian agricultural sector in the short and long term during the period of 1995-2021. The research was based on the unit root test, the cointegration test, and the error correction model (ECM). The study model included the TFP in the Egyptian agricultural sector as a dependent variable, while the independent variables were total fixed capital formation as an indicator of technological development, total spending on agricultural education as an indicator of investment in agricultural education, numbers of graduates of agricultural colleges and institutes, and numbers of graduates of agricultural schools, both as an indicator for agricultural education.

The results of ADF test indicated that the time series for all variables are not stationary at their level, but they are all stationary at their first differences. The results of the co-integration test also indicated that there is co-integration between the set of variables under study, which indicates the existence of a linear combination between those variables, and this result confirms the possibility of a long-term equilibrium relationship between these variables. It was also found that the model does not suffer from the autocorrelation problem or the difference of variance problem. The results of ECM indicated that the value of the error correction limit coefficient (ECM_{t-1}) amounted to 0.311, meaning that about 31.1% of this imbalance is modified in the next period, and this means that the period of adjustment of the TFP towards the equilibrium on the long-term is about 3.22 years, which is somewhat slow, as shown by the elasticity of the independent variables, the importance of investment in agricultural education) in affecting the TFP in the Egyptian agricultural sector, as it is clear that the number of agricultural school graduates has a greater impact than the numbers of graduates of agricultural colleges.

Corresponding Author: Ahmed Abou El-Yazid El-Rasoul

Email: aabulyazid@alexu.edu.eg

© The Author(s) 2023.

مقدمة:

تُعد الإنتاجية والنمو في الزراعة من بين مجالات البحث الأساسية على مدار العقود الماضية، حيث قام الباحثون بفحص مصادر نمو الإنتاجية خلال الزمن، والاختلافات في الإنتاجية بين الدول والمناطق المختلفة (Coelli, and Prasada, 2003). ويُعد الاتجاه نحو قياس الإنتاجية من الاتجاهات البحثية المهمة، باعتبارها مؤشرات تعبر بصورة أكثر دقة عن الأداء الاقتصادي، حيث أنها تعبر عن المخرجات (الإنتاج) والمدخلات (المستلزمات، العمالة، رأس المال)، وتجدر الإشارة أنه إلى جانب الإنتاجية المتوسطة والإنتاجية الحدية لعناصر الإنتاج، ظهر مفهوم ثالث وهو ما يُطلق عليه إنتاجية العوامل المتعددة، أو إنتاجية كل العوامل مجتمعة أو الإنتاجية المشتركة للعوامل أو الإنتاجية الكلية للعوامل TFP. (معهد التخطيط القومي، 1990).

ويعرف أيضًا نمو الإنتاجية الكلية للعوامل، باسم "متبقي سولو" Solow Residual، وهو جزء من نمو الناتج لا يفسر من خلال النمو في المدخلات التقليدية مثل تراكم رأس المال أو العمالة أو الأرض، إلا أنه تبين من خلال نتائج العديد من الدراسات أن حجم المتبقي بالنسبة للنمو الاقتصادي من حيث نصيب الفرد أو العامل. أن تراكم رأس المال المادي لم يفسر الكثير من النمو، وأن شيئاً آخر فعل ذلك؛ والذي كان في الواقع هو نمو رأس المال البشري؛ وهو خلق المعرفة وزيادة مدخلات العمل من خلال التعليم والتدريب واكتساب الخبرة. لذلك، فإن أحد المصادر الرئيسية لنمو الإنتاجية الكلية للعوامل هو مخزون رأس المال البشري المؤهل الذي يتم تضمينه في تحسين جودة القوى العاملة، والذي يُنسب إلى تأثير التعليم وتراكم الخبرات. (Lee, 2007).

مشكلة البحث: إن مسألة تحسين نمو الإنتاجية مهم جداً للدول النامية والأقل نمواً التي تواجه تدهوراً اقتصادياً واجتماعياً حاداً بسبب سوء استخدام الموارد البشرية والمادية المتاحة. ومما لا شك فيه أن التعليم، باعتباره مكوناً رئيسياً لرأس المال البشري، يمكن أن يلعب دوراً رائداً يتجاوز رأس المال المادي في تحفيز نمو الإنتاجية الكلية Total Factor من خلال آثاره غير المباشرة المتوقعة على التغيير التكنولوجي وتحسين الكفاءة. وتتمثل مشكلة الدراسة في السؤال التالي: ما هو تأثير الاستثمار في التعليم على نمو الإنتاجية الكلية للعوامل في القطاع الزراعي؟

هدف البحث: الهدف من هذه الورقة هو دراسة تأثير الاستثمار في التعليم الزراعي على النمو في المدى القصير وال المدى الطويل من خلال نمو الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري خلال الفترة 1995-2021.

إسلوب البحث: استند البحث إلى استخدام الأساليب التحليلية الإحصائية الوصفية والتي تمثلت في المتوسط الحسابي والهندسي، مع استخدام العرض الجدولي والبياني، وتقدير معادلة الاتجاه الزمني، ومعدل النمو السنوي، والأساليب القياسية ومنها اختبار جذر الوحدة Unit Root Test للتعرف على استقرار السلاسل الزمنية للبيانات موضع الدراسة، واختبار التكامل المشترك Cointegration Test، كما تم استخدام منهجية نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model (ECM). وتم اختبار إذا ما كانت المتغيرات التي يتضمنها النموذج تخضع للتوزيع الطبيعي Normality Tests أم لا من خلال اختبار Jarque-Bera، وتم اختبار إذا ما كان النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation وذلك باستخدام اختبار LM عدد فترات تأخذ طولها 12 فترة، ثم تم اختبار تباين المتغيرات للتعرف على مدى وجود مشكلة اختلاف التباين وذلك باستخدام اختبار White Heteroscedasticity.

ويشتمل نموذج الدراسة على مؤشر الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري (% AgTFP) كمؤشر تابع، أما المتغيرات المستقلة فهي إجمالي تكوين رأس المال الثابت (مليار جنيه) GCFR كمؤشر للتطور التكنولوجي، إجمالي الإنفاق على التعليم الزراعي (مليون جنيه) AgExpDR كمؤشر للاستثمار في التعليم الزراعي، أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية

GrduFa، أعداد خريجي المدارس الزراعية GrduSc، وكلاهما كمؤشر للتعليم الزراعي، وتم التعامل مع جميع المتغيرات في الصورة اللوغاريتمية Ln ، كما تم التعامل مع المتغيرات بالقيم الثابتة ($2012 = 100$).

مصادر البيانات: اعتمد البحث على بيانات ثانوية في صورة سلاسل زمنية تغطي الفترة 1995-2021، والتي تصدرها العديد من الجهات الحكومية مثل وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، ووزارة الزراعة الأمريكية (USDA, 2022).

أهمية التعليم في تكوين رأس المال البشري:

للتعليم مردود إيجابي ملموس على المستوى الكلي Macro، كما أن له تأثير لا يقل أهمية على المستوى الجزئي Micro. وهذا التأثير لا يتوقف عند مجرد الزيادة في أجر العامل أو نصيب الفرد من الدخل، وإنما يتجاوزها ليشمل قدرته على التفاعل الإيجابي مع قضايا مجتمعه البيئية والثقافية والاجتماعية والسياسية. ورغم الأهمية القصوى لهذه الأبعاد عند اتخاذ قرار الاستثمار في التعليم سواءً على مستوى الفرد أو على مستوى المجتمع، إلا أن البعد الاقتصادي يظل أحد أهم المحددات التي تتوقف عليها عملية اتخاذ القرار خاصة على المستوى الفردي. فالالتحاق بالتعليم والاستمرار فيه وما يتضمنه ذلك من أعباء يتحملها الفرد وأسرته، يكون له ما يبرره من الناحية الاقتصادية فقط عندما يكون العائد المتوقع من هذه التكلفة المباشرة وغير المباشرة مرتفعاً بحيث يتساوى على الأقل مع العائد الذي يمكن تحقيقه من أشكال الاستثمار الأخرى. (Al-Yousif, 2008).

التعليم هو الوسيلة الثانية لزيادة إنتاجية الموارد البشرية بعد الغذاء، وهو يُعد استثماراً في رأس المال البشري. فكلما ازداد مستوى التعليم ازدادت إنتاجية الموارد البشرية. فالعامل الماهر مثلاً أكثر إنتاجية من العامل الأقل مهارة والفرد المتعلم أكثر إنتاجية من الفرد الأمي. وعلى مستوى الدول فهناك علاقة وثيقة بين مستوى التعليم ومستوى الدخل القومي الإجمالي ونصيب الفرد من الدخل القومي مما يدل على أن التعليم هو أحد العوامل التي تحدد الدخل القومي ونصيب الفرد منه. (Psacharopoulos, 1994).

إن اهتمام النظرية الاقتصادية بقضايا التعليم والاستثمار في رأس المال البشري هو اهتمام قديم قدم علم الاقتصاد ذاته. غير أن هذا الاهتمام اكتسب زخماً جديداً مع ظهور "نماذج النمو الاقتصادي الحديثة" منذ منتصف الثمانينيات والتي تأثرت إلى حد بعيد بالكتابات الرائدة لكل من "بول رومر" و"روبرت لوكاس". فالتقدم التكنولوجي النابع من الداخل Endogenous والنتائج عن استثمار جيد في مجالات التعليم والتدريب وغيرها من أشكال رأس المال البشري، -وفقاً لهذه النماذج- هو المحرك الأساسي لأي نمو اقتصادي حقيقي ومتواصل. (علي، 2009).

وللاستثمار في التعليم الأساسي تأثير كبير على المجتمع، من خلال رفع مستوى التعليم وزيادة الاستثمارات المخصصة له، يصبح التعليم استثماراً في الأمة كلها. وبالنسبة للفرد، يمكن أن يعني الاستثمار في التعليم إلى مستوى أعلى، فتح مسار وظيفي جديد أو مهارة جديدة، مما يؤدي إلى إعادة الثروة إلى المجتمع مما قد يؤدي إلى تطور في مجالات أخرى. (Valero, 2021).

ولا تنحصر فوائد التعليم في زيادة إنتاجية الموارد البشرية فقط بل تتعداها إلى زيادة فعالية الاستهلاك وترشيده، فضلاً عن إسهامه في زيادة الطلب الفعال على السلع والخدمات مما يزيد الحافز للمزيد من الإنتاج وللمزيد من تحويل الموارد الطبيعية إلى موارد اقتصادية تستخدم في إنتاج السلع والخدمات وزيادة فرص العمالة الفعالة. (الرسول وآخرون، 2018).

أن عصر المعرفة، بما تضمنه من تكنولوجيات متطورة وتغيرات متسارعة وتحديات متنامية وفرص كبيرة، قد ضاعف من أهمية التعليم باعتباره المحدد الرئيسي للتنمية. (Barro, 2001). يمكن للتعليم المتقدم تحسين المستوى التكنولوجي وتعزيز

حدود إمكانية الإنتاج، ومع ذلك، فإن التعاون في استخدام رأس المال البشري في التعليم المتقدم والتعليم العام يحدد ما إذا كان الناتج يمكن أن يصل إلى حدود إمكانية الإنتاج. (Madsen, 2014) & (Philip and Martin, 2003).

ويتحقق الأثر المباشر للتعليم في النمو الاقتصادي من خلال تحسين المهارات والقدرات الإنتاجية للقوى العاملة، وقد ظهر الحديث عن ذلك في نتائج دراسات (Schultz, 1964) & (Denison, 1964) وغيرها من الدراسات. وأظهرت الدراسات أن التعليم يمكن أن يحدث فرقاً دائماً في حياة الناس، وهو ليس مفيداً للأفراد فقط، بل للدول أيضاً. إن الاستثمار في التعليم ليس مجرد خطوة صحيحة ولكنه أيضاً خطوة ذكية اقتصادياً واجتماعياً. فالتعليم الجيد يقود الطريق نحو الصحة والتمكين والتوظيف. تشير الأدلة إلى أن كل سنة دراسية إضافية من التعليم تزيد دخل الفرد بنسبة 9% ويزيد الناتج المحلي الإجمالي للدولة بنسبة 18% في المتوسط على مستوى العالم.

ويُنظر إلى التعليم على أنه استثمار غير ملموس في الموارد البشرية (البنية الاجتماعية)، وكما أن للتعليم مردود إيجابي ملموس على المستوى الكلي Macro فإن له تأثير لا يقل أهمية على المستوى الشخصي/ الجزئي Micro. وهذا التأثير لا يتوقف عند مجرد الزيادة في أجر العامل أو نصيب الفرد من الدخل، وإنما يتجاوز ليشمل تقدير الفرد لذاته وقدرته على التفاعل الإيجابي مع قضايا مجتمعه البيئية والثقافية والاجتماعية والسياسية. ورغم الأهمية القصوى لهذه الأبعاد عند اتخاذ قرار الاستثمار في التعليم سواءً على مستوى الفرد أو المجتمع، إلا أن البعد الاقتصادي يظل أحد أهم المحددات التي تتوقف عليها عملية اتخاذ القرار خاصة على المستوى الفردي. فالالتحاق بالتعليم والاستمرار فيه وما يتضمنه ذلك من أعباء مادية وغير مادية يتحملها الفرد وأسرته، يكون له ما يبرره من الناحية الاقتصادية فقط عندما يكون العائد المتوقع من هذه التكلفة المباشرة وغير المباشرة مرتفعاً بحيث يتساوى على الأقل مع العائد الذي يمكن تحقيقه من أشكال الاستثمار الأخرى. (علي، 2009).

الإنتاجية الكلية للعوامل (TFP):

بوجه عام توجد اختلافات في مستوى ومعدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في جميع الدول، وهذه الاختلافات لا ترجع فقط إلى تراكم رأس المال المادي والبشري، لكن الاقتصاديين عادةً ما يشيرون إلى شيء يؤدي إلى الاختلافات بين الدول وهو الإنتاجية الكلية للعوامل TFP (Easterly and Levine 2011). وتوفر قياسات الإنتاجية وكفاءة أداء المنشأة في وقت معين، حيث يشير التغير في الإنتاجية إلى التغير في إنتاجية المنشأة أو وحدة الإنتاج من فترة إلى أخرى. وعندما يتم إدخال البعد الزمني في تحليل التغير في الإنتاجية، يجب التفكير في مفهوم التغير التكنولوجي، وقد يحدث التغير في إنتاجية العمل الإضافي لوحدة اتخاذ القرار (DMU) Decision Making Unit ليس فقط بسبب التغير في كفاءتها، ولكن أيضاً بسبب التغير في تقنياتها (التغير التكنولوجي) أو كفاءة السعة أو بسبب مزيج من هذه العوامل الثلاثة. (Coelli, and Prasada, 2003).

تتطلب دراسة نمو الإنتاجية الكلية للعوامل (TFP) تحليل مصادر هذا النمو، وتوجد العديد من الأساليب التي تستخدم لذلك، وهي: منهج النمو المحاسبي Growth Accounting Approach، منهج الأرقام القياسية The Index Number Approach، منهج الاقتصاد القياسي غير الحدودي Non – Frontier Econometric Approach، (4) منهج تحليل مغلف البيانات Data Envelopment Analysis (DEA) أو منهج دالة المسافة The Distance Function Approach.

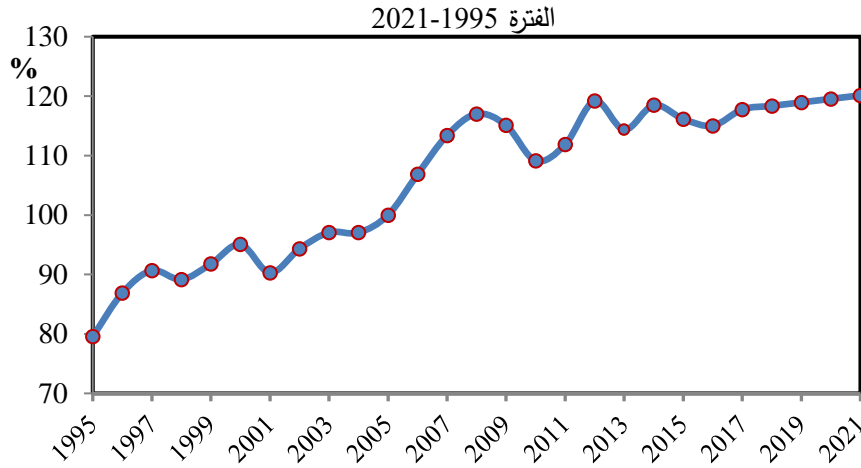
وتعتمد الأساليب الثلاثة الأولى في تقدير النمو في الإنتاجية الكلية للعوامل (TFP) على المتبقي من النمو في الإنتاج بعد حساب النمو في عوامل الإنتاج وفي كثير من الأحيان يعتبر التقدم التكنولوجي هو المصدر الوحيد لنمو (TFP)، حيث تفترض هذه الأساليب الثلاثة أن جميع الدول (أو المنشآت) تتسم بالكفاءة التكنولوجية، وبالتالي فإن التغير في (TFP) يرجع للتغير التكنولوجي أي أنه يتم استبعاد التغيرات في الكفاءة، من ناحية أخرى فإن أسلوب تحليل مغلف البيانات (DEA) يعتمد على تقنية البرمجة الخطية ويتيح هذا الأسلوب ويحل نمو (TFP) إلى مصدرين هما التغير التكنولوجي Technical

Progress ومكونات الكفاءة Efficiency Components إلا أنها لا تأخذ في الاعتبار حد الخطأ للمقياس ككل. وقد اقترح (Farrell, 1957) مفهوم الكفاءة التكنولوجية وهو يعكس قدرة الدولة على تحقيق أقصى إنتاج من مجموعة عناصر الإنتاج. ومن المعروف أن التغيير في الإنتاجية الكلية للعوامل (TFPC) هو محصلة التغيير في الكفاءة الفنية (TEC) والتغيير التكنولوجي (TC):

- التغيير في الكفاءة الفنية (TEC) Technical Efficiency Change
- التغيير التكنولوجي (TC) Technological Change Or Technical Change
- التغيير في الإنتاجية الكلية للعوامل (TFPC) Total Factor Productivity Change

وتجدر الإشارة إلى أن وزارة الزراعة الأمريكية (USDA, 2022) تقوم بتقدير الإنتاجية الكلية للعوامل سنوياً بالقطاع الزراعي لكل دول العالم، والتقدير الأخير متاح باعتبار سنة 2015 هي سنة الأساس (2015 = 100)، ويوضح الشكل رقم (1) نمو الإنتاجية الكلية للعوامل سنوياً بالقطاع الزراعي المصري خلال الفترة 1995-2021. وبصفة عامة يلاحظ الاتجاه المتصاعد للإنتاجية على الرغم من وجود تقلبات في قيمتها من عام لآخر. (بسيوني، 2019).

تطور الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري AgTFP خلال



شكل (1): تطور مؤشر الإنتاجية الكلية للعوامل في الزراعة المصرية خلال الفترة 1995-2021

يعتبر نموذج النمو النيوكلاسيكي القياسي (Solow, 1956) الناتج المحلي الإجمالي كدالة مباشرة لرأس المال والعمالة والتقدم التقني الخارجي. ثم تم توسيع دالة الإنتاج الأساسية هذه لتشمل رصيد رأس المال البشري في القوة العاملة، مشدداً على دورها كعامل إنتاج. غالباً ما يتم افتراض دالة إنتاج Cobb-Douglas ويمكن تحديدها على النحو التالي:

$$Y_t = A_t M_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha}$$

وهذه المعادلة تربط الناتج المحلي الإجمالي (Y) برأس المال البشري (H) ورأس المال المادي (K). وتمثل كل من α & (1 - α) هما مرونة إنتاج رأس المال والعمالة، ويمثل $A_t M_t$ الإنتاجية الكلية للعوامل (TFP)، ويشير A_t إلى مخزون المعرفة في الاقتصاد و M_t هو أي شيء آخر يؤثر على TFP. وقد اتخذ التحليل التطبيقي لنظريات النمو الحديثة شكل انحدارات للنمو الكلي، والتي تسمى غالباً "انحدارات بارو" "Barro Regressions". وهي تختلف عن محاسبة النمو لأنها تقدر مرونة الإنتاج لدالة الإنتاج الإجمالية. على هذا النحو، يسعى هذا النوع من التحليل إلى شرح التباين في TFP بدلاً من تركه كمتبقي. (Pradhan, 2009) & (علي، 2021).

دور التعليم في نمو الإنتاجية:

من المقبول عموماً أن التعليم وسيلة أساسية لبناء رأس المال البشري، ولتحقيق النمو على المستوى الفردي والقومي. وفي الأدبيات الاقتصادية، تم تقديم الدور المهم لرأس المال البشري في تعزيز نمو الإنتاجية الكلية للعوامل TFP على نطاق واسع منذ المساهمات الأساسية لكل من Schultz (1961) و Becker (1964) و Mincer (1974)، كما أظهرت نتائج تلك الدراسات أن التعليم مهم لتحسين الأرباح والإنتاجية. (Outb, 2017).

تعترف نظرية النمو الداخلي بدور التعليم في النمو الاقتصادي من خلال دمج رأس المال البشري في معادلة النمو. وتؤكد النظرية على أن النمو الاقتصادي ينتج بشكل رئيسي عن القوى الداخلية وليس الخارجية. وترى أن الاستثمار في رأس المال البشري والابتكار والمعرفة هي من أهم العوامل التي تسهم بشكل بارز في النمو الاقتصادي. وتركز النظرية أيضاً على العوامل الخارجية الإيجابية وتأثير الاقتصاد القائم على المعرفة الذي سيؤدي إلى التنمية الاقتصادية. كما أن الدعم الحكومي للبحث والتطوير أو التعليم يزيد من معدل النمو في بعض نماذج النمو الداخلي، وذلك من خلال زيادة الدافع على الابتكار. (Corrado, et al., 2021).

وفقاً لنظرية رأس المال البشري، يُسهم رأس المال البشري في الإنتاج تماماً مثل عوامل الإنتاج الأخرى، وبالمثل يُسهم التعليم، باعتباره مكوناً رئيسياً لرأس المال البشري، في تحسين الإنتاجية من خلال آثاره غير المباشرة المحتملة على التغيير التقني وتحسين الكفاءة؛ لأنه يسمح للعمال باستخدام رأس المال المادي بشكل أكثر كفاءة، وزيادة القدرة على الاستفادة من الأساليب التكنولوجية المتاحة. (Arbache and Sarquis, 2002).

وأشار (Psacharopoulos and Patrinos, 2018) إلى أن زيادة الاستثمار في التعليم يمكن أن تحسن الكفاءة الفنية لتراكم رأس المال البشري، وتشير نتائج العديد من الدراسات التطبيقية إلى أن التعليم تأثير إيجابي على نمو الإنتاجية الكلية، وأنه يسهم في نمو الإنتاجية من خلال تسريع التكيف مع التكنولوجيا، وإلى وجود أدلة على أن العمالة الماهرة والمستوى العالي من التعليم لها تأثير يعزز نمو الإنتاجية، لأن التعليم يؤثر على المجتمع من خلال قنوات مباشرة وغير مباشرة. (Jung, 2016) & (Abdel Fattah, 2015).

في نموذج لوكاس يعتمد معدل العائد على التعليم على الوقت الذي ينقضي في التعليم، كما ناقش بأن الاستثمار في التعليم مكمل للاستثمار في رأس المال المادي (Lucas, 1988). وأكد (Romer, 1990) أن التعليم يمارس تأثيراً حاسماً على سرعة اللحاق بالتكنولوجيا ونشرها، لأنه يسهل قدرة الأمة على تبني واستيعاب وتطبيق التقنيات الجديدة ورفع القدرة على الابتكار محلياً. كما أكد (Grosman and Helpman, 1994) على أن تأثير رأس المال البشري على إجمالي نمو إنتاجية العامل يعتمد على درجة انفتاح الدولة، كما أنه يعزز المنافسة الدولية، ويعزز التقدم في أساليب الإنتاج وتقليد التكنولوجيا المتقدمة، مما يؤدي إلى زيادة الطلب على العمالة الماهرة. كما يوفر نمو إجمالي الإنتاجية الكلية للعوامل TFP للمجتمع فرصة لزيادة رفاهية الناس، ويعتمد التغيير في إنتاجية العمل على التغيير في كل من TFP ورأس المال، والتأثير المتبادل بينهما. (Isaksson, 2007).

النتائج والمناقشة

(1) تطور متغيرات الدراسة:

1- مؤشر الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري: اتضح من البيانات الواردة بالجدول رقم (1) والشكل رقم (1) أن المتوسط الهندسي لهذا المؤشر خلال الفترة 1995-2021 نحو 105.27%، بحد أدنى بلغ نحو 79.55% عام 1995 وحد أقصى 120.13% عام 2021 وبمعامل اختلاف بلغ نحو 12.01%. جدول رقم (1).

2- إجمالي تكوين رأس المال الثابت: اتجه للزيادة خلال فترة الدراسة بمعدل نمو سنوي معنوي بلغ نحو 2.91%، وبمتوسط بلغ حوالي 243.726 مليار جنيه، بحد أدنى بلغ حوالي 158.10 مليار جنيه عام 1995 وحد أقصى 428.73 مليار جنيه عام 2019 وبمعامل اختلاف بلغ نحو 28.64%. (جدول رقم (1)).

3- إجمالي الإنفاق على التعليم الزراعي: بلغ متوسط هذا المتغير خلال فترة الدراسة حوالي 1.007 مليار جنيه، بحد أدنى بلغ حوالي 0.554 مليار جنيه عام 1995 وحد أقصى 1.413 مليار جنيه عام 2017، وبمعامل اختلاف بلغ نحو 22.56%. (جدول رقم (1)).

4- أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية: بلغ متوسط هذا المتغير خلال فترة الدراسة حوالي 8555 خريج، بحد أدنى بلغ حوالي 4887 خريج عام 1996 وحد أقصى 16243 خريج عام 2021، وبمعامل اختلاف بلغ نحو 37.65%. (جدول رقم (1)).

5- أعداد خريجي المدارس الزراعية: بلغ متوسط هذا المتغير خلال فترة الدراسة حوالي 55577 خريج، بحد أدنى بلغ حوالي 25794 خريج عام 2010 وحد أقصى 81779 خريج عام 2005، وبمعامل اختلاف بلغ نحو 24.28%. (جدول رقم (1)).

جدول (1): نتائج التحليل الوصفي للمتغيرات موضع الدراسة

Descriptive Statistics						
Variables	Mean	Minimum	Maximum	CV	Growth Rate	Jarque-Bera
AgTFP	105.27 (Geo. Mean)	79.55 Year 1995	120.13 Year 2021	12.01	1.46**	2.77 ^{ns}
GFCFR	243725.97	158.10 Year 1995	428.73 Year 2019	28.64	2.91**	2.92 ^{ns}
AgExpdR	1006.59	553.58 Year 1995	1412.48 Year 2017	22.56	2.67**	0.28 ^{ns}
GrduFa	8555.26	4887 Year 1996	16243 Year 2021	37.65	2.66**	5.04 ^{ns}
GrduSc	55947.30	25794 Year 2010	81779 Year 2005	21.85	-0.62 ^{ns}	4.41 ^{ns}

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

$$\ln \text{AgTFP} = \ln \alpha + \beta_1 \ln \text{GFCFR} + \beta_3 \ln \text{AgExpdR} + \beta_4 \ln \text{GrduFa} + \beta_5 \ln \text{GrduSc} + \varepsilon_i$$

حيث:

α : ثابت النموذج

β_1 β_5 معاملات الانحدار للمتغيرات المستقلة التي يتضمنها النموذج.

(1) اختبار استقرار متغيرات الدراسة Unit Root Test:

تم اختبار استقرار متغيرات نموذج الدراسة باستخدام اختبار جذر الوحدة Unit Root Test، ويوضح الجدول رقم (3) نتائج هذا الاختبار، حيث تبين أن قيم السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات غير مستقرة في مستواها، حيث أن القيم المطلقة المحسوبة لاختبار ADF تقل عن القيم الحرجة عند مستوى 0.05، وعلى ذلك فإنه يمكن قبول الفرض الأصلي القائل بوجود جذر الوحدة أي بعدم استقرار تلك السلاسل في مستواها، لذا تم إعادة الاختبار عند الفروق الأولى للمتغيرات، وتبين أنها جميعاً

مستقرة أو ساكنة عند الفروق الأولى لها، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) $I(1)$ خلال فترة الدراسة. وبناءً على ذلك يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك بينها، حيث يصبح إجراء اختبار التكامل المشترك ضرورياً لتحديد العلاقات طويلة المدى، كما تم أيضاً بعد ذلك تحديد العلاقات قصيرة المدى واشتقاق العلاقات طويلة المدى من خلال نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

جدول (3): نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات موضع الدراسة باستخدام اختبار ديكي-فولر الموسع ADF

Variables	Level	1 st	Variables	Level	1 st
LnAgTFP	-2.318 ^{ns}	-5.373 ^{**}	LnAgExpdR	-2.747 ^{ns}	-4.763 ^{**}
LnGFCFR	-1.587 ^{ns}	-3.434 [*]	LnGrduFa	-0.944 ^{ns}	-5.903 ^{**}
LnAgInvsR	-1.107 ^{ns}	-4.736 ^{**}	LnGrduSc	-2.636 ^{ns}	-4.807 ^{**}

ns غير معنوي

* معنوي عند مستوى 0.05،

** معنوي عند مستوى 0.01،

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

(2) اختبار التكامل المشترك Cointegration Test للمتغيرات موضع الدراسة:

تم إجراء اختبار التكامل المشترك على نفس المجموعة من المتغيرات باستخدام اختبار جوهانسن، وتشير النتائج الواردة في الجدول رقم (4) إلى أنه يمكن رفض الفرض الأصلي القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين مجموعة المتغيرات موضع الدراسة، وذلك نتيجة وجود 4 متجهات للتكامل المشترك بين هذه المتغيرات عند المستوى الاحتمالي 1%، وفقاً لقيمة Trace Statistic ومتجهين وفقاً لقيمة Max-Eigen Statistic. وبالتالي فإنه يمكن رفض الفرض الصفري القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين تلك المتغيرات، وقبول الفرض البديل القائل بوجود تكامل مشترك بين مجموعة المتغيرات موضع الدراسة في الأجل الطويل، مما يدل على وجود توليفة خطية ساكنة بين تلك المتغيرات، وهذه النتيجة تؤكد على إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مما يعني عدم ابتعاد هذه المتغيرات عن بعضها البعض في الأجل الطويل.

جدول (4): نتائج اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسن للمتغيرات المحددة لنمو الإنتاجية الكلية للعوامل

بالقطاع الزراعي المصري خلال الفترة 1995-2021

Eigenvalue القيمة الذاتية	Trace Static	Prob.	H ₀	Max-Eigen Statistic	Prob.	H ₀
0.882	142.599	0.000	None ^{**}	53.488	0.000	None ^{**}
0.741	89.111	0.000	$r \leq 1$ ^{**}	33.957	0.049	$r \leq 1$ [*]
0.629	55.354	0.000	$r \leq 2$ ^{**}	24.787	ns	$r \leq 2$
0.547	30.566	0.000	$r \leq 3$ ^{**}	19.827	ns	$r \leq 3$
0.272	10.739	ns	$r \leq 4$	7.951	ns	$r \leq 4$
0.105	2.7879	ns	$r \leq 5$	2.788	ns	$r \leq 5$

ns غير معنوي

* معنوي عند مستوى 0.05

** معنوي عند مستوى 0.01

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

(3) نموذج تصحيح الخطأ (ECM) Error Correction Model:

يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ على فرضية مؤداها أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للواردات في إطار محدداتها، وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل، إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد تأخذ المتغيرات قيماً مختلفة عن قيمتها التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن Equilibrium Error. ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل، ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج، بنموذج تصحيح الخطأ، وظهور حد الخطأ (ECT_{t-1}) في المعادلة إنما يعكس فرضية أن قيمة المتغير التابع في المدى القصير لا تتساوى مع قيمتها التوازنية في المدى الطويل، لذلك فإنه في المدى القصير يكون هناك تعديل تدريجي جزئي لهذا الاختلال، (الناقفة، 1999)، (Luke, 2004)، (العبدلي، 2007).

ويتطلب تقدير نموذج تصحيح الخطأ أولاً: التحقق من مدى سكون Stationarity مستوى متغيرات النموذج، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده عن طريق اختبار جذر الوحدة، ثانياً: التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج، ويتم ذلك من خلال اختبار التكامل المشترك Cointegration بين هذه المتغيرات، وبعد التأكد من السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة أنها غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق، وحسب (Engle and Granger, 1987) فإن المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل، وقد اتضح مسبقاً أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات التي يتضمنها نموذج الدراسة.

وتتمثل أهمية نموذج تصحيح الخطأ (ECM) في إمكانية تقدير العلاقة بين المتغيرات في المدى القصير وال المدى الطويل في معادلة واحدة بعد تأكيد وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرات موضع الدراسة، كما انه يتفادى المشكلات القياسية الناجمة عن الارتباط الزائف Correlation Spurious. وهذا النموذج يسمح للتكيف التدريجي لقيمة متغير تابع تجاه قيمته في المدى الطويل، كما أنه يسمح أيضاً بظهور ديناميكية المدى القصير، وعلى ذلك يفترض نموذج تصحيح الخطأ وجود نوعين من العلاقات بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، وهذه العلاقات هي:

1- علاقة قصيرة المدى Short-Run Relationship: وهي العلاقة الآنية أو المباشرة التي تظهر بين الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري ومحدداتها في كل فترة زمنية، وتقاس من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة.

2- علاقة طويلة المدى Long-Run Relationship: أي علاقة توازنية على المدى الطويل بين الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري كمتغير تابع ومحدداتها، وتقاس العلاقة هنا بمستوى متغيرات النموذج.

وحيث أن التوزيع الطبيعي للمتغيرات يُعد افتراضاً مهماً في تحليل الانحدار، ولا تكون الاختبارات الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ صالحة إذا لم يتحقق هذا الافتراض، خاصة بالنسبة للعينات الصغيرة، لذا تم إجراء اختبار التوزيع الطبيعي باستخدام Jarque-Bera Test وتبين من جدول رقم (5) عدم معنوية الاختبار لجميع المتغيرات، مما يعني أنه يمكن قبول الفرض الصفري بأن البيانات تخضع للتوزيع الطبيعي، وهو ما يتفق مع النتائج الواردة بالجدول رقم (1).

جدول (5): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي باستخدام Jarque-Bera Normality Test

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.019	2	0.601
2	3.577	2	0.167
3	0.159	2	0.924
4	0.621	2	0.733
5	1.217	2	0.544
Joint	10.865	12	0.541

* Approximate p-values do not account for coefficient estimation

وقد تم اختبار إذا ما كان النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation وذلك باستخدام اختبار LM عدد فترات تأخذ طولها 12 فترة، وتبين من جدول رقم (6) إنه يمكن الفرض الصفري بعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي حيث إن جميع مخرجات الاختبار حتى الفترة 12 لا يوجد بها ارتباط ذاتي. ثم تم اختبار تباين المتغيرات للتعرف على مدى مشكلة اختلاف التباين وذلك باستخدام اختبار White Heteroscedasticity وتبين من جدول رقم (7) إنه يمكن قبول الفرض الصفري بعدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث إن قيمة مربع كاي المحسوبة غير معنوية.

جدول (6): نتائج الارتباط الذاتي باستخدام LM Test

Residual Serial Correlation LM Tests Sample: 1995 2021					
Lag	LM-Stat.	Prob.	Lag	LM-Stat.	Prob.
1	32.074	0.656	7	42.152	0.213
2	28.893	0.794	8	29.881	0.754
3	41.625	0.239	9	31.713	0.673
4	37.530	0.399	10	40.624	0.274
5	28.637	0.804	11	48.222	0.084
6	39.621	0.312	12	39.988	0.297

جدول (7): نتائج اختلاف التباين باستخدام White Variance Test

Chi ²	df	Prob.
306.920	294	0.290

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

ويوضح الجدول رقم (8) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، من أجل الكشف عن التعديل أو التكيف التدريجي Gradual Adjustment للمتغير التابع تجاه قيمته في المدى الطويل، ومنه يتضح معنوية النموذج ككل ومعنوية جميع معالم النموذج، وأن إشاراتنا تتفق مع المنطق الاقتصادي، وخلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي، وأن قيمة معامل التحديد المعدل تشير إلى أن المتغيرات المستقلة تفسر نحو 78.1% من التغيرات في المتغير التابع، كما يلاحظ معنوية معامل حد تصحيح الخطأ (ECM_{t-1}) والتي تمثل هنا معلمة تعديل القيم الفعلية للإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري تجاه قيمها التوازنية من فترة لأخرى، وتحديدًا تقيس نسبة اختلال التوازن في الفترة السابقة (t-1) والتي يتم تصحيحها أو تعديلها في الفترة (t). وتشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ والتي بلغت 0.311 إلى أن الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية (خلال عام) بنسبة تعادل 31.1% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1)، أي أنه عندما تنحرف الإنتاجية الكلية للعوامل خلال المدى القصير عن قيمتها التوازنية في المدى الطويل، فإنه يتم تعديل أو تصحيح ما يعادل نحو 31.1% من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة التالية، وهذا يعني أن فترة التكيف أو التعديل للإنتاجية الكلية للعوامل تجاه المستوى التوازني على المدى الطويل تبلغ حوالي 3.22 سنة وهي بطيئة إلى حد ما، بمعنى أنها تتجه نحو قيمتها التوازنية خلال فترة تستغرق حوالي 3.22 سنة بعد أثر أي صدمة خارجية في النموذج نتيجة للتغير في محدداتها وهي إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCFR)، إجمالي الإنفاق على التعليم الزراعي (AgExpdR)، أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية (GrduFa)، أعداد خريجي المدارس الزراعية (GrduSc).

كما يتضح أن مرونة المتغيرات المستقلة في المدى القصير بلغت حوالي 0.216، 0.421، 0.139، 0.024 على الترتيب لكل من إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCFR)، إجمالي الإنفاق على التعليم الزراعي (AgExpdR)، أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية (GrduFa)، أعداد خريجي المدارس الزراعية (GrduSc)، في حين أنها بلغت على المدى الطويل لنفس المتغيرات على الترتيب حوالي 0.373، 0.846، 0.286، 0.061. ومن هذه النتائج يتضح مدى أهمية الإنفاق على التعليم الزراعي (كمؤشر للاستثمار في التعليم الزراعي) في التأثير على الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري، كما يتضح أن أعداد خريجي المدارس الزراعية لها تأثير أكبر من أعداد خريجي الكليات والمعاهد الزراعية. جدول رقم (8).

جدول (8): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

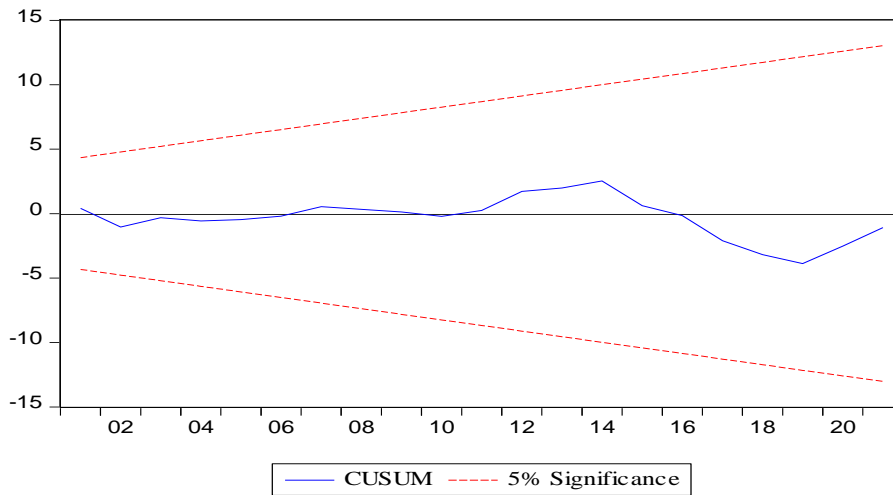
Variables	Coefficients	tc	Short Run Elasticity	Long Run Elasticity
Constant	Ln 0.065*	2.596		
$\Delta \text{LnAgTFP}_{t-1}$	0.177*	2.541		
$\Delta \text{LnGFCFR}_t$	0.216**	16.437	0.216	
$\Delta \text{LnAgExpdR}_t$	0.421**	28.072	0.421	
$\Delta \text{LnGrduFa}_t$	0.139**	11.153	0.139	
$\Delta \text{LnGrduSc}_t$	0.024*	2.372	0.024	
ECM_{t-1} (LnAgTFP_{t-1})	0.311**	3.705		
LnGFCFR_{t-1}	0.116*	2.504		0.373
LnAgExpdR_{t-1}	0.263*	3.225		0.846
LnGrduFa_{t-1}	0.089**	19.012		0.286
LnGrduSc_{t-1}	0.019*	2.648		0.061
F = 17.732**		Adj. R² = 0.781		DW = 1.934

* معنوي عند مستوى 0.05

** معنوي عند مستوى 0.01

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

ويوضح الشكل رقم (2) اختبار CUSUM Sq للنموذج السابق ومنه يتضح أن جميع النقاط تقع داخل حدود التحكم، مما يشير إلى أن النموذج مستقر وجيد وتقبل نتائجه.



شكل (2): اختبار CUSUM لبيانات النموذج موضع الدراسة

المصدر: برنامج Eviews.

(4) تحليل مكونات التباين Variance Decomposition Analysis

يوضح الجدول رقم (9) مكونات التباين لمتغيرات الدراسة خلال فترة 10 سنوات، وذلك للتعرف على الأهمية النسبية للصدمة الخارجية في شرح التقلبات للمتغيرات الداخلة في النموذج في الأجل الطويل، ويلاحظ أن نتائج تحليل مكونات التباين تتسق مع النتائج المستخلصة من نتائج اختبار التكامل المشترك، وتكشف تلك النتائج أن جزء التباين في الإنتاجية

الكلية للعوامل ينخفض إلى نحو 85.46% خلال 10 سنوات، مما يعني أن المتغيرات المستقلة تشرح أو تفسر الصدمات في الإنتاجية الكلية للعوامل لمدة 10 سنوات، ومن الواضح أن التغيرات الأخيرة في كل من الإنفاق على التعليم الزراعي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت تفسر نحو 88.62%، 68.47% من الصدمات في الإنتاجية الكلية للعوامل. كما ويشير التباين في المتغيرات المستقلة التي يتضمنها النموذج إلى أن الإنفاق على التعليم الزراعي (كمؤشر للاستثمار في التعليم الزراعي) هو المحدد الرئيسي للنمو في الإنتاجية الكلية للعوامل بالقطاع الزراعي المصري، وهو ما يتفق مع النتائج التي سبق التوصل إليها.

جدول (9): تحليل مكونات التباين

Period	LnAgTFP	LnGFCFR	LnAgExpdR	LnGrduFa	LnGrduSc
1	100.00	92.23	99.63	43.88	59.01
2	86.24	83.69	96.19	28.47	53.52
3	84.21	81.06	96.06	19.43	53.56
4	85.85	78.47	95.66	19.35	53.67
5	85.45	73.10	92.59	19.35	54.68
6	85.17	71.46	91.64	18.63	55.09
7	85.42	70.21	90.75	18.58	55.42
8	85.45	69.65	90.07	18.52	55.61
9	85.40	69.45	89.79	18.31	55.84
10	85.46	68.47	88.62	18.21	55.98

Cholesky Ordering: LnAgTFP LnGFCFR LnAgExpdr LnGrduFa LnGrduSc

المصدر: حسب استخدام برنامج Eviews.

وبناءً على نتائج البحث يمكن التوصية بزيادة الإنفاق (الاستثمار) المخصص للتعليم الزراعي بشقيه الجامعي وقبل الجامعي، مع ضرورة أن يكون هذا الاستثمار بشكل أكثر فعالية في التعلم، وتحسين تقييم التعلم، وأن تكون مسؤولاً أمام المجتمعات عن نتائج التعليم، كما يجب أن يكون بشكل أكثر إنصافاً للتأكد من أن الأشخاص الأكثر احتياجاً لديهم إمكانية الوصول إلى تعليم جيد، مع إصلاح وتطوير ورفع مستوى التعليم الزراعي، والتركيز على البحث والابتكار، والانحياز بمخرجات التعليم الزراعي من خريجين وبحث علمي إلى ما يحتاجه فعلاً سوق العمل والتكنولوجيا الزراعية.

المراجع

- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (2013)، "الكتاب الإحصائي السنوي"، أعداد متفرقة، القاهرة.
- الرسول، أحمد أبو اليزيد، عون خيرالله عون حمد و إيمان يوسف حافظ (2018)، "التعليم الزراعي وتأثيره على نمو القطاع الزراعي في مصر". مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية، كلية الزراعة، جامعة المنصورة، المجلد (9)، العدد (3)، المنصورة، مارس، ص ص 221-225.
- الناقة، أحمد أبو الفتوح (1999)، "استخدام نموذج تصحيح الخطأ في تقدير محددات الإحلال النقدي في مصر"، مجلة كلية التجارة، جامعة الإسكندرية، المجلد (36)، العدد (2).
- بسيوني، هالة السيد محمد (2019)، "إنتاجية العوامل الكلية في القطاع الزراعي المصري"، ورقة مرجعية مقدمة إلى اللجنة العلمية الدائمة للعلوم الاقتصادية والاجتماعية والزراعية لوظائف الأساتذة والأساتذة المساعدين، القاهرة، أبريل.
- العبدلي، عابد بن عابد (2007)، "محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ"، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد (32)، القاهرة.
- علي، إيمان محمد إبراهيم (2021)، "دور رأس المال البشري في تحقيق النمو الاقتصادي: دراسة حالة بعض الدول العربية"، مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، المجلد (22)، العدد (1)، القاهرة، يناير، ص ص 33-62.

علي، علي عبدالقادر (2009)، "قياس معدلات العائد على التعليم"، سلسلة جسر التنمية، العدد (79)، السنة (8)، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، يناير.

معهد التخطيط القومي (1990)، "الإنتاجية والأجور والأسعار: الوضع الراهن للمعرفة النظرية والتطبيقية مع إشارة خاصة للدراسات السابقة في مصر"، قضايا التخطيط والتنمية في مصر، رقم (49)، القاهرة.

Abdel Fattah, Engy R., (2015). "Total Factor Productivity and Technology Spillovers in Egypt", Middle East Development Journal, Publication of the Economic Research Forum (ERF Journal), Vol. (7), Issue (2). Available online at: www.researchgate.net/publication/282890875 (Accessed 22/07/2022).

Al-Yousif, Yousif Khalifa (2008). "Education Expenditure and Economic Growth: Some Empirical Evidence from the GCC Countries", *Journal of Developing Areas*, Vol. (42), No. (1), 69-80.

Arbache, Jorge and Sarquis, Sarquis J. B., (2002). "Human Capital, External Effects and Technical Change", London School of Economics Working Paper, August. Available Online at: <https://ssrn.com/abstract=324100>

Barro, Robert J. (2001). "Human Capital and Growth", *The American Economic Review*, Vol. (91), No. (2), 12-17.

Coelli, Tim J. and Prasada, D.S., (2003). "Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000", Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, University of Queensland, Australia.

Corrado, Carol, O'Mahony, Mary and Samek, Lea (2021). "How Does Education Contribute to Productivity? An Intangible Infrastructure Approach Applied to the UK and the US.", Paper prepared for the 36th IARIW Virtual General Conference, Norway, August.

Denison, Edward F. (1964). "Measuring the Contribution of Education (and the Residual) to Economic Growth", In Organization for Economic Cooperation and Development, 13-55.

Easterly, W. and Levine, R., (2011). "What Have we Learned from A Decade of Empirical Research on Growth?", *World Bank Economic Review*, No. (2).

Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, (55), 251-76.

Grossman, G.M. and Helpman, E. (1994). "Endogenous Innovation in the Theory of Growth", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. (8), No. (1), 23-44.

Isaksson, Anders (2007). "Determinants of Total Factor Productivity: A Literature Review", United Nations Industrial Development Organization (UNIDO), Vienna, July.

Jung, Woo Jin (2016). "A Study on the Effect of Education Participation on Total Factor of Productivity", M.Sc. Thesis, KDI School of Public Policy and Management, South Korea.

Lee, E. (2007). "The Role of Education Upgrading and Experience Accumulation in Driving Labor Productivity Growth in Hong Kong". 3rd Quarter Economic Report.

Lucas, Robert E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. (22), 3-42.

Luke, Keele (2004). "Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data", Department of Politics and International Relations, Nuffield College and Oxford University.

Madsen, J.B. (2014). "Human Capital and the World Technology Frontier", *Review of Economics and Statistics*, Vol. (96), No. (4), 676-692. https://doi.org/10.1162/REST_a_00381

Philip, Stevens, and Martin W. (2003). "Education and Economic Growth", *NIESR Discussion Papers* 221, National Institute of Economic and Social Research.

Pradhan, R.P. (2009). "Education and Economic Growth in India: Using Error Correction Modelling", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue (25), 139-147.

Psacharopoulos, George (1994). "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, Vol. (22), No. (9).

Psacharopoulos, G., and Patrinos, H. A. (2018). "Returns to Investment in Education: A Decennial Review of the Global Literature", *Education Economics*, Vol. (26), No. (5), 445-458. <https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426>

- Qutb, Rasha (2017). “**How Education does at all Levels Influence Total Factors Productivity Growth?**”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue (159), January, 58-75. Available Online at: <http://www.internationalresearchjournaloffinanceandconomics.com>
- Romer, Paul M. (1990). “**Endogenous Technological Change**”, *The Journal of Political Economy*, Vol. (98), No. (5), Part 2, Oct., 71-102.
- Schultz, T.W. (1964). “**Education and Values Conducive to Economic Growth**”, *Agricultural Policy Review*, Vol. (2).
- Schultz, T.W. (1975). “**The Value of the Ability to Deal with Disequilibria**”, *Journal of Economic Literature*, (13), 827-846.
- Solow, Robert M. (1956). “**A Contribution to the Theory of Economic Growth**”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. (70), No. (1), Feb., 65-94. <http://www.jstor.org/stable/1884513>
- USDA, (2022). “**International Agricultural Productivity**”, Available Online at: <https://www.ers.usda.gov/data-products/international-agricultural-productivity/> (Accessed 25/12/2022).
- Valero, Anna (2021). “**Education and Economic Growth**”, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, Economic and Social Research Council, Discussion Paper No. 1764, April.