Annals of Agric. Sci., Moshtohor ISSN 1110-0419
Vol. 57(3) (2019), 907 – 918 http://aasj.bu.edu.eg/index.php

أثر العمالة الزراعية على نمو القطاع الزراعي في مصر

د/ رباب أحمد محمود الخطيب
باحث مركز بحوث الصحراء
Corresponding author: robaelkhateb@yahoo.com

مقدمة:

يعتبر القطاع الزراعي أحد القطاعات الهامة فى الاقتصاد القومي المصري، حيث يعمل به نحو 7.44 مليون عامل، وهو ما يمثل حوالى 30% من اجمالى حجم العمالة المصرية الكلية والتي تقدر بنحو 26.3 مليون عامل [1] وذلك عام 2017، الأمر الذي يشير الى مدى أهمية القطاع الزراعي عن غيره من باقي القطاعات في استقطاب وتشغيل العمالة البشرية، وذلك بالرغم من تراجع الأهمية النسبية لمساهمة العمالة الزراعية في سوق العمل خلال السنوات القليلة الماضية، وهو ما يلقي بظلاله على الآثار الناجمة عن التغيرات فى سوق العمل المصري خلال الفترة الأخيرة وخاصة على القطاع الزراعي المصري. فمن الجدير بالذكر بأن التغيرات الهيكلية فى أجور العمالة الزراعية تؤثر بشكل كبير على الإنتاج الزراعي، وخاصة فى ظل ارتفاع نسبة أجور العمالة الزراعية الى اجمالى التكاليف الكلية لإنتاج معظم المحاصيل الزراعية. وترجع ظاهرة تراجع الأهمية النسبية للعمالة الزراعية من العمالة الكلية في الآونة الأخيرة الى زيادة هجرة العمالة الزراعية الى خارج قطاع الزراعة، وخاصة القطاع الصناعي، مما يترتب على ذلك ارتفاع كبير في أجور العمالة الزراعية،وخاصة فى مواسم الجني والحصاد[2].

هذا وتعتبر العمالة الزراعية من أهم الموارد الاقتصادية المؤثرة في عملية التنمية الزراعية، ليس لكونهاأحد عناصر الإنتاج التقليدية الأساسية – بجانب الأرض ورأس المال– بل لأنهاتعتبر المورد الذي يقوم بعملية تنظيم الموارد الإنتاجية الزراعية وتوجيهها للحصول على التوليفة الاقتصادية المثلى التي تحقق التشغيل الكامل للموارد الاقتصادية المتاحة، في سبيل الحصول على اكبر عائد ممكن من العملية الإنتاجية بأقل قدر من التكاليف المستخدمة[3]. من هنا فان الاهتمام بتنمية العمالة الزراعية وتدريبها ورفع مهارتها كأحد أهم عناصر الإنتاج الزراعي أصبح من الأهمية بمكان، وذلك لتحقيق أهداف إستراتيجية التنمية الزراعية التي ترمي الى زيادة الناتج المحلي الزراعي والذي يعتبر من أهم المؤشرات الاقتصادية التي يستدل من خلالها على أداء القطاع الزراعي، وعلى نموه وتطوره، وهو ما يتطلب توفير العمالة الزراعية الكافية والمدربة على مدار العام.

ونظرا لوجود ظاهرة عدم السكون (عدم الاستقرار) في معظم السلاسل الزمنية، فقد يكون من الصعب الوقوف على طبيعة العلاقة الحقيقية التي تربط العمالة الزراعية بنمو القطاع الزراعي في مصر بدون اختبار علاقة التكامل المشترك. حيث تقوم فكرة التكامل المشترك على المفهوم الاقتصادي للخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية، إذ يتم الربط بين مفهوم التكامل المشترك ومفهوم النظرية الاقتصادية، وخاصة فيما يتعمق بفكرة العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، إذ ينص نموذج التكامل المشترك على أن المتغيرات الاقتصادية التي تفترض النظرية الاقتصادية وجود علاقة توازنية بينها في الأجل الطويل لا تتباعد عن بعضها بشكل كبير في الأجل الطويل مع إمكانية أن يختل هذا التوازن في الأجل القصير. ويصحح هذا الخلل في التوازن بقوى اقتصادية تعمل على إعادة هذه المتغيرات للتحرك معا نحو حالة التوازن في الأجل الطويل[4]. من هنا كان لابد من تحليل وتوضيح العلاقة الحقيقية بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في مصر كمؤشر لنمو القطاع الزراعي، فضلا عن التضليل الذي يلحق باتجاه العلاقة السببية المتبادلة بين هذين المتغيرين وتحركها من أحدهما باتجاه الآخر.

مشكلة البحث:

تشير العديد من الإحصاءات والدراسات الى تراجع الأهمية النسبية للعمالة الزراعية من إجمالي العمالة الكلية في مصر خلال السنوات القليلة الماضية، كما تزامن ذلك مع تناقص مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يعكس أداءا متراجعا للقطاع الزراعي المصري، ويشكل عائقا كبيرا أمام تطوره، وذلك بالرغم من الدور الكبير الذي كان يحض به هذا القطاع كأحد أهم الأعمدة الاقتصادية للناتج القومي، وكأحد أهم القطاعات الرائدة في خلق فرص العمل مقارنة بالقطاعات الاقتصادية الأخرى في مصر. الأمر الذي يشكل تحديا بالغا يواجه القطاع الزراعي

([1]) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب الإحصائي السنوي، 2017.

([2]) عبد المنعم السيد عبد الفتاح ضيف (دكتور)، السيد السيد جاد عبد الرحمن (دكتور)، دراسة اقتصادية لأجور العمالة الزراعية لبعض المحاصيل بمحافظة الشرقية، مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية، جامعة المنصورة، المجلد (7)، العدد (6)، 2016.

([3]) عز الدين عبد القادر عبدالله، الآثار الاقتصادية للتغييرات التي طرأت على هيكل العمالة الزراعية والأجور فى ريف ج.م.ع، رسالة دكتوراه، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة الأزهر، 1995.

([4]) لمياء محمد محروس وآخرون، تحليل العلاقات بين المتغيرات الأساسية في الاقتصاد المصري، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، مجلس الوزراء، 2004.

المصري، وذلك في ظل العديد من التغيرات الاقتصادية المحلية والعالمية، والتي أثرت بصورة مباشرة او غير مباشرة على تفاعل كافة المتغيرات الاقتصادية، والتي منها العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي، وأدت الى اختلال التوازن في العلاقة التكاملية بين تلك المتغيرات.

هدف البحث:

استنادا الى المشكلة البحثية، يستهدف البحث تحليل أثر العمالة الزراعية على أداء القطاع الزراعي في مصر، وذلك من خلال الوقوف على هيكل العمالة في مصر، وتحليل طبيعة العلاقة التكاملية الديناميكية بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي كمؤشر على أداء القطاع الزراعي بشكل عام. وبما يساعد في وضع العديد من السياسات والبرامج التي تسهم في زيادة معدلات نمو القطاع الزراعي وتحسين أوضاعه، وفي تحقيق النمو الاقتصادي للمقتصد المصري بوجه عام.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

استخدم البحث أسلوب التحليل الوصفي، وذلك من خلال الاستعانة ببعض المقاييس الإحصائية الوصفية والمتمثلة بالمتوسطات والنسب المئوية. كما استخدم البحث أيضا أسلوب التحليل الإحصائي الكمي، وذلك باستخدام بعض النماذج الإحصائية الشائعة مثل الاتجاه العام الزمني، هذا بالإضافة الى اختبارات التكامل المشترك، واستقرار السلاسل الزمنية والكشف عن جذر الوحدة والتي من أهمها اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dick–Fuller (ADF واختبار فيليبس بيورون (Phillips–Perron)، ونموذج تصحيح الخطأ لتحليل العلاقة بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في المدى القصيروالطويل.

كما استقى البحث بياناته من مصادر عدة، تتمثل في وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري (خطة التنمية الاقتصادية والاجتماعية)، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (الكتاب الإحصائي السنوي)، هذا بالإضافة إلى بعض البيانات التي تم الحصول عليها من خلال بعض الدراسات والأبحاث العلمية في مجال الدراسة.

1. تطور هيكل العمالة والأجور في مصر:

يتناول هذا الجزء دراسة تطور كل من حجم العمالة الكلية وحجم العمالة الزراعية وأهميتها النسبية، وكذلك تطور متوسط أجر العامل الزراعي ومتوسط أجر العامل غير الزراعي، هذا بالإضافة الى دراسة تطور الناتج المحلي الزراعي وأهميته النسبية من الناتج المحلي الإجمالي، وذلك خلال الفترة (1983–2017).

1. 1 تطور حجم العمالة الكلية:

تشير البيانات بالجدول رقم (1) الى أن حجم العمالة المصرية الكلية خلال الفترة (1983–2017) يميل إلى التزايد بشكل ملحوظ. وقد تراوح عدد العمالة الكلية خلال تلك الفترة بين حد أدنى بلغ نحو 11.07 مليون عامل عام 1983، وحد أعلى بلغ نحو 26.26 مليون عامل عام 2017، وبمتوسط قدر بنحو 17.75 مليون عامل.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام لحجم العمالة المصرية الكلية خلال هذه الفترة، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (1) تبين أنها أخذت اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بنحو 0.45 مليون عامل. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 98% من التغيرات الحادثة في حجم العمالة الكلية تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

1. 2 تطور حجم العمالة الزراعية:

يتضح من البيانات بالجدول رقم (1) بأن أعداد العمالة الزراعية المصرية خلال الفترة (1983–2017) تتجه إلى التزايد بشكل واضح، متراوحة بين حد أدنى بلغ نحو 4.14 مليون عامل في بداية فترة الدراسة عام 1983، وحد أعلى بلغ نحو 7.44 مليون عامل في نهاية فترة الدراسة عام 2017، وبمتوسط بلغ نحو 5.28 مليون عامل لإجمالي الفترة.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام لحجم العمالة الزراعية خلال الفترة المشار إليها، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (2) تبين أنها أخذت اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بنحو 0.09 مليون عامل. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 90% من التغيرات الحادثة في حجم العمالة الزراعية تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

1. 3 تطور الأهمية النسبية للعمالة الزراعية:

على الرغم من وجود تزايد واضح في حجم العمالة الزراعية خلال فترة الدراسة، الا أنه باستعراض نتائج تقدير الأهمية النسبية للعمالة الزراعية من إجمالي العمالة الكلية المصرية والموضحة بالجدول رقم (1)، يتضح التراجع التدريجي للأهمية النسبية لمساهمة العمالة الزراعية في العمالة الكلية

خلال هذه الفترة، حيث تراجعت تلك الأهمية من حدهاالأعلى الذي بلغ حوالي 37.4%عام 1983، الى حدهاالأدنى الذي قدر بحوالي 26.2% عام 2011، وبمتوسط بلغ نحو 29.8% لإجمالي فترة الدراسة.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العامل لأهمية النسبية للعمالة الزراعية خلال الفترة (1983–2017)، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (3) تبين أنها أخذت اتجاها عاما متناقصا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بنحو 2%. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 82% من التغيرات التي حدثت في الأهمية النسبية للعمالة الزراعية تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

جدول رقم 1. تطور العمالة الزراعية والكلية ومتوسط اجر العامل الزراعي والعامل غير الزراعي والناتج المحلي الكلي والزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017)

السنوات	حجم العمالة بالمليون عامل			متوسط أجر العامل الزراعي بالجنيه	متوسط أجر العامل غير الزراعي بالجنيه	الناتج المحلي بالمليار جنيه		
	الكلية	الزراعية	(%)			الكلي	الزراعي	(%)
1983	11.07	4.14	37.4	420.5	1317.6	25.41	5.72	22.5
1984	11.37	4.19	36.9	436.9	1451.5	30.08	6.38	21.2
1985	11.67	4.23	36.2	450.5	1602.5	35.64	7.67	21.5
1986	12.00	4.28	35.7	466.4	1717.7	41.43	10.11	24.4
1987	12.23	4.33	35.4	483.6	1837.8	49.34	11.12	22.5
1988	12.69	4.38	34.5	501.5	2160.4	58.63	14.4	24.6
1989	13.03	4.43	34.0	518.6	2394.7	73.17	17.74	24.2
1990	13.38	4.47	33.4	549.8	2700.7	91.54	19.11	20.9
1991	13.74	4.51	32.8	636.4	3027.5	110.01	21.68	19.7
1992	14.01	4.55	32.5	681.5	3358.2	131.06	24.43	18.6
1993	14.44	4.58	31.7	733.9	3734.1	146.16	27.5	18.8
1994	14.94	4.62	30.9	793.1	4165.4	162.97	31.05	19.1
1995	15.06	4.66	30.9	866.4	4682.5	191.01	36.97	19.4
1996	15.34	4.69	30.6	959.9	5216.2	214.19	42.33	19.8
1997	15.83	4.75	30.0	1065.3	5852.7	240.30	45.65	19.0
1998	16.18	4.80	29.7	1132.6	6192.2	266.76	48.94	18.3
1999	16.75	4.86	29.0	1197.8	6634.4	282.58	52.85	18.7
2000	17.20	4.91	28.5	1263.6	7175.2	315.67	55.07	17.4
2001	17.56	4.97	28.3	1278.1	7683.1	332.54	58.37	17.6
2002	17.86	5.03	28.2	1339.9	8037.8	354.56	63.82	18.0
2003	18.12	5.10	28.1	1428.5	8578.6	390.62	69.25	17.7
2004	18.72	5.19	27.7	1495.8	9250.0	456.32	75.29	16.5
2005	1619.	5.29	27.6	1580.1	9604.7	506.51	81.77	16.1
2006	19.64	5.54	28.2	1658.4	10031.7	581.14	99.95	17.2
2007	20.57	6.02	29.3	1739.7	10568.3	710.39	113.1	15.9
2008	21.85	6.53	29.9	2262.4	10982.5	855.30	135.5	15.8
2009	22.51	6.30	28.0	2458.4	11450.4	994.05	160.97	16.2
2010	22.98	6.32	27.5	2749.6	12532.6	1150.59	190.16	16.5
2011	23.36	6.13	26.2	2923.2	13012.8	1309.91	218.22	16.7
2012	23.83	6.40	26.9	3085.6	13574.1	1475.33	223.69	15.2
2013	23.90	6.60	27.6	3653.6	14305.2	1546.25	243.16	15.7
2014	23.98	6.73	28.1	3906.4	15882.6	1675.95	276.52	16.5
2015	24.30	6.88	28.3	4136.8	16341.9	1821.50	284.3	15.6
2016	25.68	6.97	27.1	4521.2	17102.5	1909.45	318.88	16.7
2017	26.26	7.44	28.3	5102.1	18211.3	1974.20	398.54	20.2
المتوسط	17.75	5.28	29.8	1670.80	7782.04	586.02	99.72	18.7

المصدر:

جمعت وحسبت من:

1- وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري، خطة التنمية الاقتصادية والاجتماعية، أعداد متفرقة.

2- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب الإحصائي السنوي، أعداد متفرقة.

جدول رقم 2. معادلات الاتجاه الزمني العام لكل من حجم العمالة الكلية وحجم العمالة الزراعية وأهميتها النسبية ولمتوسط أجر العامل الزراعي وغير الزراعي وللناتج المحلي الكلي والناتج المحلي الزراعي وأهميته النسبية في مصر خلال الفترة (1997– 2016).

رقم المعادلة	المتغير التابع	المعادلة	T	F	R^2	المعنوية
(1)	حجم العمالة الكلية	$\hat{Y}i = 9.7 + 0.45\ Xi$	43.64	1904.1	0.98	معنوي
(2)	حجم العمالة الزراعية	$\hat{Y}\ i = 3.7 + 0.09\ Xi$	17.68	312.5	0.90	معنوي
(3)	(%) للعمالة الزراعية	$\hat{Y}i = 35.5 - 0.02\ Xi$	− 12.2	148.2	0.82	معنوي
(4)	أجر العامل الزراعي	$\hat{Y}i = 434.9 + 117\ Xi$	13.09	171.4	0.84	معنوي
(5)	أجر العامل غير الزراعي	$\hat{Y}i = 1014 + 488.7\ Xi$	33.53	1124.5	0.97	معنوي
(6)	الناتج المحلي الإجمالي	$\hat{Y}i = 407.4 + 91.2\ Xi$	12.49	155.9	0.83	معنوي
(7)	الناتج المحلي الزراعي	$\hat{Y}i = 64.7 + 9.3\ Xi$	11.54	133.1	0.80	معنوي
(8)	% للناتج المحلي الزراعي	$\hat{Y}i = 22.5 - 0.21\ Xi$	−8.22	67.6	0.67	معنوي

حيث أن:

$\hat{Y}i$: القيمة التقديرية للمتغير التابع في السنة i. X_i : متغير الزمن في السنة i ، i = 1,2,3 ,.....,35.

المصدر: حسبت من بيانات الجدول رقم (1).

1. 4 تطور متوسط أجر العامل الزراعي:

تشير البيانات الواردة بالجدول رقم (1) الى التزايد التدريجي لمتوسط أجر العامل الزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017)، حيث بلغ حده الأدنى في بداية فترة الدراسة عام 1983 بنحو 420.5 جنيه، في حين بلغ حده الأعلى في نهاية الفترة عام 2017 بنحو 5102.1 جنيه.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام لمتوسط أجر العامل الزراعي خلال فترة الدراسة، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (4) تبين أنه أخذ اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا بلغ حوالي 117 جنيها. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 84% من التغيرات التي حدثت في متوسط أجر العامل الزراعي خلال هذه الفترة تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

1. 5 تطور متوسط أجر العامل غير الزراعي:

يتضح من بيانات الجدول رقم (1) بأن متوسط أجر العامل غير الزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017) يميل الى التزايد بوجه عام وبمعدلات متزايدة، حيث بلغ حده الأدنى عام 1983 بنحو 1317.6 جنيه، في حين بلغ حده الأعلى عام 2017 بنحو 18211.3 جنيه.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام لمتوسط أجر العامل غير الزراعي خلال هذه الفترة، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (5) تبين أنه أخذ اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا بلغ حوالي 488.7 جنيه. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 97% من التغيرات الحادثة في متوسط أجر العامل غير الزراعي خلال هذه الفترة تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

وفي ضوء النتائج السابقة يتضح بشكل جلي تراجع نسبة مساهمةالعمالة الزراعية في اجمالى قوة العمل في مصر، وذلك بالرغم من أن حجم العمالة الزراعية نفسه وكذلك متوسط أجر العامل الزراعي يتجه الى التزايد الملحوظ. مما يشير الى وجود خلل ما في سوق العمل في مصر، وفي آلية توجيه واستغلال الموارد البشرية وتخصيصها، وكذلك وجود خلل في علاقة العمالة الزراعية ببعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى.

2. تطور مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي:

للوقوف على مدى مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الكلي في مصر، فانه لابد من دراسة تطور كل من الناتج المحلي الإجمالي والناتج المحلي الزراعي، وكذلك الأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي من الناتج المحلي الكلى، وفيما يلي أهم ما تم التوصل إليه في هذا الصدد.

2. 1 تطور الناتج المحلي الإجمالي:

يتضح من الجدول (1) بأن قيمة الناتج المحلي الكلى خلال فترة الدراسة تتجه إلى التزايد التدريجي بوجه عام، حيث بلغ متوسط قيمته نحو 586.02 مليار جنيه، متراوحا بين حد أدنى بلغ نحو 25.41 مليار جنيه عام 1983، وحد أعلى بلغ نحو 1974.2 مليار جنيه عام 2017.

وتشير معادلة الاتجاه الزمني العام رقم (6) الموضحة بالجدول رقم (2) إلى أن الناتج المحلي الكلى في مصر خلال تلك الفترة قد أخذ اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بنحو 91.2 مليار جنيه. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن حوالي 83% من التغيرات الحادثة في الناتج المحلي الإجمالي خلال تلك الفترة تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية السائدة خلال فترة الدراسة والتي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

2. 2 تطور الناتج المحلي الزراعي:

يتضح من البيانات الواردة بالجدول رقم (1) بأن الناتج المحلي الزراعي خلال الفترة (1983–2017) يميل إلى التزايد بصفة عامة. وقد بلغ متوسطه خلال الفترة المشار إليها نحو 99.72 مليار جنيه، متراوحا بين حد أدنى بلغ نحو 5.72 مليار جنيه عام 1983 وحد أعلى بلغ نحو 398.54 مليار جنيه عام 2017.

وتشير معادلة الاتجاه الزمني العام رقم (7) الموضحة بالجدول رقم (2) إلى أن الناتج المحلي الزراعي في مصر خلال تلك الفترةأخذ اتجاها عاما متزايدا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بنحو 9.3 مليار جنيه. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن 80% من التغيرات الحادثة في الناتج المحلي الزراعي خلال تلك الفترة تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية التي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

2. 3 تطور الأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي:

تشير البيانات بالجدول رقم (1) الى أن الأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي من الناتج المحلي الكلى في مصر خلال الفترة المشار إليها قد بلغت نحو 18.7% كمتوسط لإجمالي الفترة. كما يتضح بأنها بلغت حدها الأدنى في عام 2012 بنحو 15.2%، في حين بلغت حدها الأعلى عام 1988 وذلك بنحو 24.6%.

وبتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام للأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي من الناتج المحلي الكلى خلال الفترة (1983–2017)، والموضحة بالجدول رقم (2) بالمعادلة رقم (8) تبين أنها أخذت اتجاها عاما متناقصا سنويا ومعنويا إحصائيا قدر بحوالي 0.21%. وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى أن 67% من التغيرات الحادثة في الأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي خلال هذه الفترة تعزى إلى التغيرات الاقتصادية والفنية التي يعكسها متغير الزمن، بينما ترجع باقي الاختلافات إلى عوامل أخرى غير التي يعكسها متغير الزمن، كما توضح قيمة معامل (F) مدى ملائمة النموذج الرياضي المستخدم لطبيعة البيانات الإحصائية للمتغير موضع الدراسة.

وفي ظل تلك النتائج التي تم التوصل إليها، يتضح أيضا تراجع مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي في مصر، وهو ما يؤكد مشكلة الدراسة، ويشير إلى أداءا متراجعا للقطاع الزراعي المصري. وعندما يتزامن تناقص الأهمية النسبية للناتج المحلي الزراعي من الناتج المحلي الإجمالي مع تراجع نسبة مساهمة العمالة الزراعية في اجمالى العمالة الكلية، فانه لابد من وجود علاقة متأصلة بين حجم العمالة الزراعية ومستوى الناتج المحلي الزراعي باعتباره أحدأهم مؤشرات نمو القطاع الزراعي. الأمر الذي يستدعي دراسة وتحليل تلك العلاقة والتعرف على طبيعتها عبر فترة زمنية طويلة نسبيا، وهو ما حذا بنا لاطالة فترة الدراسة الى نحو 35 سنة (1983–2017).

3. قياس العلاقة بين العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي:

للوقوف على العلاقة بين العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي فانه لابد من إجراء العديد من الاختبارات المتعلقة بالسلاسل الزمنية لكل من هذين المتغيرين، وذلك على النحو التالي:

3. 1 اختبارات سكون السلاسل الزمنية:

غالبا ما تتسم السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الاستقرار، وبالتالي فإن فحص الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة قبل إجراء التحليل القياسي تعد الخطوة المنهجية الأولى التي تبين نمط واتجاه العلاقة بين المتغيرات، وذلك لأن معظم المتغيرات الاقتصادية تتغير وتزداد مع الزمن، الأمر الذي يجعل متوسطاتها وتبايناتها غير مستقرة ومرتبطة بالزمن. لذا فمن الضروري اختبار استقرار السلاسل الزمنية ومعالجتها في حالة عدم الاستقرار، حيث يؤدي إجراء علاقة انحدار على سلاسل زمنية غير مستقرة في النماذج القياسية إلى وجود ما يعرف بظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression). وقد أجريت الاختبارات المعتادة المتعلقة باستقرار السلاسل الزمنية باستخدام برنامج Eviews، وفيما يلي عرض لنتائج تلك الاختبارات [1].

([1]) لمياء محمد محروس وآخرون، مرجع سبق ذكره.

3. 1. 1 اختبار جذر الوحدة عند المستوى الصفري (Level):

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية على درجة كبيرة من الأهمية من أجل التأكد من استقرار هذه السلاسل ودرجة تكاملها، فقد أوضحت العديد من الدراسات الإحصائية والاقتصادية أن كثيراً من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار لاحتوائها على جذر الوحدة. ويعني وجود جذر الوحدة في أي سلسلة زمنية أن متوسط قيم المتغير وتباين المتغير غير مستقلين عن الزمن. ويؤدي افتراض استقرار السلاسل الزمنية التي تحتوي فعلاً على جذر وحدة في النماذج القياسية إلىوجود ارتباط زائف بينها ومشاكل في التحليل والاستدلال القياسي [1].

ويعتبر اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dick–Fuller (ADF) من أشهر اختبارات الكشف عن وجود جذر الوحدة. وبتطبيق اختبار (ADF) على متغيري الدراسة (حجم العمالة الزراعية AL، والناتج المحلي الزراعي AGDP) في الحالات الثلاث التي تتضمن (وجود قاطع Intercept، قاطع واتجاه عام Trend & intercept، بدون قاطع واتجاه عام None)، وذلك بهدف اختبار مدى استقرارية تلك المتغيرات خلال الفترة (1983–2017)، توصلت الدراسة الى النتائج الموضحة بالجدول رقم (3). وتشير النتائج بهذا الجدول الى وجود جذر وحدة، أي أن كلا السلسلتين الزمنيتين لمتغيري الدراسة غير ساكنة وتعاني من مشكلة عدم الاستقرار عند المستوى الصفري، حيث أن قيمة t الجدولية أكبر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية 5%، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي فولر الموسع (Prob) اقل من مستوى المعنوية 0.05. وبالتالي فان بيانات السلسلة الزمنية لكل من حجم العمالة الزراعية AL، والناتج المحلي الزراعي AGDP) غير مستقرة عند المستوى الصفري.

جدول رقم 3. نتائج اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dick–Fuller (ADF) لمتغيري الدراسة عند المستوى الصفري خلال الفترة (1983–2017)

Variables	Test for unit root in Level								
	Intercept			Trend & intercept			None		
	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob
Log (AL)	1.32	- 2.95	0.998	- 1.20	- 3.55	0.894	4.385	- 1.95	1.000
Log (AGDP)	- 1.59	- 2.95	0.476	- 2.35	- 3.55	0.397	8.499	- 1.95	1.000

المصدر: جمعت وحسبت من نتائج اختبار (ADF) باستخدام برنامج Eviews 10. مستوى المعنوية (5%).

3. 1. 2 اختبار جذر الوحدة عند الفرق الأول (First difference):

بتطبيق اختبار (ADF) على السلسلتين الزمنيتين لمتغيري الدراسة بعد أخذ الفرق الأول لكل منهما وفي الحالات الثلاث (وجود قاطع، قاطع واتجاه عام، بدون قاطع واتجاه عام)، تشير النتائج التي تم التوصل إليها والموضحة بالجدول رقم (4) الى عدم وجود جذر الوحدة، أي أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة ساكنة عند الفروق الأولى، حيث أن قيمة t الجدولية للسلاسل الزمنية المشار إليها أصغر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية 5%، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي فولر الموسع (Prob) اقل من مستوى المعنوية 0.05.

جدول رقم 4. نتائج اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dick–Fuller (ADF) للمتغيرات المستخدمة بالدراسة بعد إجراء الفرق الأول خلال الفترة (2001–2017)

Variables	Test for unit root in first difference								
	Intercept			Trend & intercept			None		
	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob
D Log (AL)	- 4.025	- 2.95	0.003	- 4.309	- 3.55	0.008	- 2.810	- 1.95	0.006
D Log (AGDP)	- 3.998	- 2.95	0.004	- 4.099	- 3.55	0.015	- 1.241	- 1.95	0.193

المصدر: جمعت وحسبت من نتائج اختبار (ADF) باستخدام برنامج Eviews 10. مستوى المعنوية (5%).

[1] خالد بن حمد عبد الله القدير، تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد (21)، العدد (2)، 2005.

وبناء على ما سبق تبين من نتائج اختبار Augmented Dick–Fuller لسكون السلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة (حجم العمالة الزراعية، والناتج المحلي الزراعي) أنها تعاني من مشكلة عدم الاستقرار عند المستوى الصفري, ولكنها تصبح مستقرة عند إجراء الفرق الأول, أي أن المتغيرات تصبح متكاملة من الدرجة الأولى طالما أن الفرق الأول لكل منها متكامل من الدرجة صفر. وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض بأن أغلب المتغيرات الاقتصادية تكون غير ساكنة عند المستوى الصفري، لكنها تصبح ساكنة عند الفرق الأول. وهذا يعني أن السلاسل الزمنية تتحرك معا عبر الزمن. وبالتالي تؤكد نتائج اختبار جذر الوحدة على عدم دقة استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير العلاقة بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي، وتشكل مبررا لإتباع أساليب قياسية أخرى مثل اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ.

3. 2 اختبار التكامل المشترك:

يجرى هذا الاختبار للتعرف على إمكانية وجود علاقات تكاملاً وتوازن بين متغيري الدراسة في المدى الطويل. ويركز تحليلا لتكاملا لمشترك على سلوك البواقي حتيم كن التغلب على إشكالية عدم الاستقرار، ويحاول استحداث علاقة توازنية فى المدى الطويل بين متغيرين أو أكثر. ويقوم مبدأ التكامل المشترك بحسب Engle and Granger على أن متغيرين أو أكثر غير ساكنين يمكن أن يكون بينهما تكاملا مشتركًا (بمعنى وجود علاقة توازنية بينهما على المدى الطويل) إذا كانت البواقي نفسها ساكنة في انحدار أحدهماعلى الأخر، وعادة إذا حقق متغيرما خاصية السكون بعد أخذ الفروق له عدد من المرات d، فإن هذا المتغير يعتبر متكاملا من الدرجة d ويرمز له بالرمز I(d). بالمقابل إذا كان المستوى (level) لمتغير ما بالفعل ساكن فإن هذا المتغير يعتبر I(0) (1).

وللتعرف على مدى وجود تكامل مشترك بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي, فلا بد من توافر مجموعة من الشروط، يتمثل الشرط الأول في استقرارية السلاسل الزمنية والتي يجب أن تكون مستقرة من نفس الدرجة, وهذا الشرط تم تحققه بالفعل من خلال ما أشارت إليه نتائج اختبار Augmented Dick–Fuller. أما الشرط الآخر فهو استقرار سلسلة البواقي الناتجة من انحدار أحدهماعلى الآخر عند المستوى الصفري (Level). ومن ثم فان نتائج دراسة الاستقرار تشير الى أنه في حالة وجد علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات الحقيقية الأساسية, وذلك بعد التأكد من أن جميع المتغيرات لها نفس درجة التكامل, فانه يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى التي تقدم وصفا ملائما يربط بين القيم المشاهدة لهذه المتغيرات في الأجل القصير ومسارها التوازني في الأجل الطويل. إضافة الى ذلك فان العلاقة التوازنية تعني انه لا يمكن لأي من المتغيرات التحرك باستقلال عن الآخر, وهو ما أدى الى إجراء اختبارات التكامل التي تختبر وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الأساسية.

3. 2. 1 اختبار استقرار البواقي Phillips–Perron :

بعد تحقق الشرط الضروري لوجود التكامل المشترك، وهو عدم استقرارية المتغيرات عند المستوى الصفري، فانه لابد من اختبار استقرارية البواقي نفسها في انحدار أحدهما على الآخر، حيث يجب أن تكون تلك البواقي هي الأخرى ساكنة كشرط آخر لوجود تكامل مشترك بين المتغيرين. ومن أجل اختبار مدى استقرارية البواقي نقوم في البداية في الحصول على البواقي من خلال تقدير نموذج الانحدار بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي.

وبتطبيق اختبار Phillips–Perron (P.P) (الذي يعتبر اختبار من الاختبارات البديلة لاختبار Augmented Dick–Fuller) على السلسلة الزمنية للبواقي (u)، وذلك بهدف اختبار مدى استقرارية تلك البواقي خلال فترة الدراسة (1983–2017)، توصلت الدراسة الى النتائج الموضحة بالجدول رقم (5). وتشير النتائج بذلك الجدول الى عدم وجود جذر الوحدة، أي أن السلاسل الزمنية للبواقي ساكنة عند المستوى الصفري، حيث أن قيمة t الجدولية كما هو موضح بالجدول رقم (5) أقل من القيم الحرجة المناظرة لها وذلك عند مستوى معنوية 5%، كما أن القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي فولر الموسع (Prob) اقل من مستوى المعنوية 0.05.

جدول رقم 5. نتائج اختبار فيلبس بيرون Phillips–Perron (P.P) للبواقي عند المستوى الصفري خلال الفترة (2001–2017)

	Test for unit root in Level								
	Intercept			Trend & intercept			None		
Residuals	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob	T-Statistic	Test critical value (5%)	Prob
u	- 4.22	- 2.954	0.023	- 4.355	- 3.55	0.008	- 4.288	- 1.95	0.0001

المصدر: جمعت وحسبت من نتائج اختبار Phillips–Perron (P.P) باستخدام برنامج Eviews 10. مستوى المعنوية (5%).

(1) أحمد أبو اليزيد الرسول، المنهجية الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية، محاضرات للباحثين وطلاب الدراسات العليا، معهد بحوث الاقتصاد الزراعي، الإسكندرية، 2014.

وبناء على ما سبق تشير نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيري الدراسة (حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي) الى وجود علاقة تكامل مشترك من الدرجة الأولى بين هذين المتغيرين، مما يعني أن السلاسل الزمنية لهذين المتغيرين تتحرك معا عبر الزمن، وأن بينها علاقة توازنية طويلة الأمد تعرف بانحدار التكامل المشترك، كما أن أنسب نموذج لتمثيل تلك العلاقة هو نموذج تصحيح الخطأ.

3. 2. 2 اختبار فترة الإبطاء المثلى للنموذج:

يعتبر اختبار الفجوة الزمنية من الأمور الهامة لدقة النموذج، ويعتبر نموذج جرانجر للسببية من أكثر النماذج حساسية لفترات الإبطاء. ومن الأفضل اختيار عدد فترات الإبطاء للنموذج اعتمادا على قيم معيار اكاكي (AIC) عندما يكون حجم العينة صغير نسبيا. وتشير نتائج اختبار فترة الإبطاء المثلى للنموذج،والموضحة بالجدول رقم (6) الى أن فترة الإبطاء المثلى للنموذج هي فترة الإبطاء الثالثة وذلك وفقا لمعيار (AIC)، كما توافقت معه قيم معيار كل من (LR, FPE). في حين يتضح عدم وجود فترات إبطاء وفقا لمعيار SC ،HQ. وبالتالي تكون فترة الإبطاء المثلى للنموذج هي فترة الإبطاء الثالثة.

جدول رقم 6. فترة الإبطاء المثلى للنموذج

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGAGDP DLOGAL

Exogenous variables: C

Date: 05/13/19 Time: 01:34

Sample: 1 35

Included observations: 29

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	110.2090	NA	1.97e-06	-7.462688	-7.368392*	-7.433156*
1	114.2909	7.319336	1.96e-06	-7.468339	-7.185450	-7.379742
2	115.3215	1.705709	2.42e-06	-7.263548	-6.792067	-7.115886
3	124.1509	13.39643*	1.76e-06*	-7.596615*	-6.936541	-7.389888
4	125.0183	1.196411	2.23e-06	-7.380574	-6.531907	-7.114782
5	128.7669	4.653373	2.35e-06	-7.363232	-6.325973	-7.038376

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من مخرجات برنامج Eviews 10.

3. 2. 3 اختبار سببية جرانجر Granger causality test:

يتم تطبيق أسلوب جرانجر للسببية للتعرف على طبيعة وقوة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية موضع الدراسة، ففي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم تعديل النموذج بإضافة حد تصحيح الخطأ لنموذج العلاقة السببية، وذلك بهدف تحديد العلاقة في الأجل الطويل بعد التأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرين، فهذا يعني أن يجب أن تكون هناك علاقة سببية بينهما في اتجاه واحد على الأقل، ولكن التكامل المشترك لا يوضح اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات. ويتضمن اختبار جرانجر للسببية تقدير الانحدارين التاليين (1):

(1) أحمد أبو اليزيد الرسول، المنهجية الحديثة لتحليل لسلاسل الزمنية، مرجع سابق.

$$Y_t = \Sigma\ \alpha_i\ X_{t-i} + \Sigma\ \beta j\ Y_{t-j} + u_{1\,t}$$

$$X_t = \Sigma\ \lambda_i\ X_{t-i} + \Sigma\ \delta j\ Y_{t-j} + u_{2t}$$

حيث أن:

u_{2t}, $u_{1\,t}$: هي حدود الخطأ والتي لا يوجد ارتباط بينها.

$j\delta$ ، βj ، λi ، αi هي معاملات المتغيرات.

وتشير النتائج بالجدول رقم (6) الى نتائج اختبار العلاقة السببية (Granger Causality) بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017)، وذلك لمعرفة مدى تأثر كل منهما بالآخر، وذلك بعد تحقق شروط اختبار جرانجر، وهي أن تكون المتغيرات مستقرة من نفس الدرجة. ويتضح من تلك النتائج أن المتغير D Log (AL) يسبب المتغير D Log(AGDP)، وليس العكس، إذ أننا نرفض فرضية العدم التي تقول بأن المتغير D Log (AL) لا يسبب المتغير D Log(AGDP)، وبالتالي يتبين وجود علاقة سببية معنوية إحصائيا في اتجاه واحد من حجم العمالة الزراعية الى الناتج المحلي الزراعي.

جدول رقم (6): نتائج اختبار العلاقة السببية (Granger Causality) بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017)

Null Hypothesis	F-Statistic	Prob.
DLog(AL) does not Granger Cause D Log (AGDP)	3.259	0.022
D Log (AGDP) does not Granger Cause D Log (AL)	0.107	0.423

المصدر:

جمعت وحسبت من نتائج اختبار(Granger Causality) باستخدام برنامج Eviews 10.

3. 2. 4 نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM):

يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ على فرضية مؤداها أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للمتغيرات موضع الدراسة. وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل، إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد تأخذ المتغيرات قيما مختلفة عن قيمتها التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن، ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل، ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج بنموذج تصحيح الخطأ.

ويتميز نموذج تصحيح الخطأ عن نموذج انجل غرانجر بأنه يفصل العلاقة في المدى الطويل عنها في المدى القصير، كما يتميز بخواص أفضل في حالة العينات الصغيرة، وتعد المعلمة المقدرة في النموذج أكثر اتساقاً من تلك الطرق الأخرى مثل طريقة انجل–غرانجر (Engel Granger 1987) وجوهانسن (Johansen 1988). ولاختبار مدى تحقق التكامل المتزامن بين المتغيرات في ظل (ECM) يقدم (Persaran 2001) منهجاً حديثاً لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية (القصيرة والطويلة الأجل) بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ، حيث يتميز ذلك المنهج بإمكانية التطبيق سواء كانت المتغيرات التفسيرية متكاملة من الدرجة الصفر I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، أو كان بينهما تكامل مشترك من نفس الدرجة، ويمكن تطبيقها في حالة العينات الصغيرة على خلاف الطرق السابقة التقليدية، ولا يطبق هذا النموذج إلا بعد نجاح اختبار جوهانسن للتكامل المتزامن [(1)]. ويفترض نموذج تصحيح الخطأ وجود نوعين من العلاقات بين المتغير التابع والمتغير أو المتغيرات المستقلة (التفسيرية)، وهي:

- علاقة طويلة المدى، أي علاقة توازنية على المدى البعيد بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، وتقاس العلاقة هنا بمقياس مستوى متغيرات النموذج.
- علاقة قصيرة المدى، وهي العلاقة الآنية أو المباشرة التي تظهر بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في كل فترة زمنية، وتقاس من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة. ويتطلب تقدير نموذج تصحيح الخطأ ما يلي:

✓ التحقق من مدى سكون متغيرات النموذج، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده، وذلك عن طريق اختبار جذر الوحدة.

✓ التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج، ويتم ذلك من خلال اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات وسكون سلسلة البواقي الناتجة من انحدار أحدهما على الآخر.

ويمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتأثير المتغير المستقل على المتغير التابع في المدى القصير من خلال تقدير النموذج التالي:

(1) أشرف لطفي السيد، تحليل أثر سعر الصرف على الصادرات في جمهورية مصر العربية، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة طنطا، 2012.

$$\Delta \hat{Y}_t = A_1 + A_2 \Delta X_i - A_3 u_{t-1} + V_t$$

حيث أن:

$\Delta \hat{Y}_t$: القيمة التقديرية للمتغير التابع بعد أخذ الفرق الأول في الفترة t .

ΔX_t: قيمةالمتغير المستقل بعد أخذ الفرق الأول في الفترة t.

u_{t-1}: حد الخطأ في الفترة $t-1$.

(A_1, A_2, A_3) : معاملات النموذج.

وتجدر الاشارة هنا الى أن A_3 تمثل آلية تصحيح الخطأ، وهي تقيس سرعة التعديل من عدم التوازن في المدى القصير الى التوازن في المدى الطويل، في حين تمثل V_t حد الخطأ للنموذج الكلي والذي يفترض أن يتوزع توزيعا طبيعيا وبمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت.

وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في مصر بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة توصلت الدراسة الى النتائج الموضحة بالجدول رقم (7). وتشير تلك النتائج الى أن تلك العلاقة يمكن تمثيلها من خلال النموذج التالي:

$$\mathbf{D\ Log\ (AGDP)\hat{}_t = 0.12 + 0.38\ D\ Log\ (AL)_t - 0.10\ u_{(t-1)} + V_t}$$

$$\mathbf{(10.81)\ (2.99)\qquad (-4.04)}$$

$$\mathbf{R^2 = 0.35\qquad F = 8.25}$$

حيث أن:

$\hat{}(AGDP)_t$: القيمة التقديرية للناتج المحلي الزراعي المصري بالمليار دولار في السنة t .

AL_t: حجم العمالة الزراعية المصرية بالمليون عاملفي السنة t.

u_{t-1}: حد الخطأ للعلاقة في الفترة $t-1$.

D : تمثل قيمة المتغير بعد أخذ الفرق الأول.

وتشير نتائج هذا النموذج الى وجود علاقة معنوية إحصائيا في المدى الطويل بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي. حيث قدرت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ بنحو 0.10، مما يعني أن حد تصحيح الخطأ يقوم بتصحيح اختلال العلاقة بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في المدى الطويل، أي أن سرعة تعديل الاختلال في العلاقة بين المتغيرين هي 10% سنويا. وبعبارة أخرى فان 10% من الاختلال في العلاقة بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في المدى الطويل يصحح في سنة واحدة. وقد جاءت إشارة حد تصحيح الخطأ سالبة وهو ما يؤكد على معنوية العلاقة طويلة الأجل بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي.

وقد بلغت قيمة معامل التحديد للنموذج المقدر حوالي 0.35، مما يشير إلى أن حوالي 35% من التغيرات التي حدثت في الناتج المحلي الزراعي المصري خلال الفترة (1983–2017) ترجع إلى التغير في المتغيرات المستقلة التي اشتمل عليها النموذج.

جدول رقم 7. نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في مصر خلال الفترة (1983–2017)

Dependent Variable: DLOGAGDP
Method: Least Squares
Date: 05/13/19 Time: 16:27
Sample (adjusted): 2 35
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.119354	0.011039	10.81254	0.0000
DLOGAL	0.380128	0.382085	2.994879	0.0275
U(-1)	-0.104478	0.025847	-4.042143	0.0003
R-squared	0.347337	Mean dependent var		0.124819
Adjusted R-squared	0.305230	S.D. dependent var		0.062142
S.E. of regression	0.051797	Akaike info criterion		-2.998857
Sum squared resid	0.083172	Schwarz criterion		-2.864178
Log likelihood	53.98057	Hannan-Quinn criter.		-2.952927
F-statistic	8.248855	Durbin-Watson stat		1.900680
Prob(F-statistic)	0.001342			

المصدر: من مخرجات برنامج Eviews 10.

الملخص

تعتبر العمالة الزراعية من أهم الموارد الاقتصادية المؤثرة في عملية التنمية الزراعية، وذلك لأنها تعتبر المورد الذي يقوم بعملية تنظيم الموارد الإنتاجية الزراعية وتوجيهها للحصول على التوليفة الاقتصادية المثلى التي تحقق التشغيل الكامل للموارد الاقتصادية المتاحة. وتتلخص مشكلة البحث في تراجع الأهمية النسبية للعمالة الزراعية من إجمالي العمالة الكلية في مصر، بالتزامن مع تناقص مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يعكس أداءا متراجعا للقطاع الزراعي المصري كأحد أهم القطاعات الرائدة في خلق فرص العمل. وانطلاقا من المشكلة البحثية، يستهدف البحثبصفة عامة تحليل أثر العمالة الزراعية على أداء القطاع الزراعي في مصر، وذلك من خلال تحليل طبيعة العلاقة التكاملية الديناميكية بين كل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي كمؤشر على أداء القطاع الزراعي بشكل عام، مستخدما أسلوبي التحليل الوصفي والكمي بما يخدم أغراض البحث. وقد اعتمد البحث بصفة أساسية على البيانات الثانوية المنشورة والصادرة عن وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري (خطة التنمية الاقتصادية والاجتماعية)، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (الكتاب الإحصائي السنوي).

وقد أشارت النتائج الى تراجع نسبة مساهمة العمالة الزراعية في اجمالى قوة العمل، وكذلك تراجع مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يؤكد مشكلة الدراسة في تراجع أداءالقطاع الزراعي المصري. كما أشارت نتائج اختبار جذر الوحدة للسلسلة الزمنية لكل من حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي الى أنها تعاني من مشكلة عدم الاستقرار عند المستوى الصفري, ولكنها تصبح مستقرة عند إجراء الفرق الأول. كما أظهرت النتائج أيضا بأن السلسلة الزمنية للبواقي الناتجة من علاقة الانحدار بينهما ساكنة عند المستوى الصفري، وهو ما يشير الى وجود علاقة تكامل مشترك بينهما.

وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ بين حجم العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي تبين وجود علاقة معنوية إحصائيا في المدى الطويل بينهما. حيث قدرت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ بنحو 0.10، أي أن 10% من الاختلال في العلاقة بين العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي في المدى الطويل يصحح في سنة واحدة. وقد جاءت إشارة حد تصحيح الخطأ سالبة وهو ما يؤكد على معنوية العلاقة طويلة الأجل بين العمالة الزراعية والناتج المحلي الزراعي. وفي ضوء تلك النتائج فقد خلص البحث الى التوصيات التالية:

1. العمل على زيادة حجم الاستثمارات الموجهة للقطاع الزراعي وذلك من أجل النهوض بهذا القطاع الحيوي لزيادة الناتج المحلي الزراعي من جهة، وزيادة أعداد العاملين بهذا القطاع من جهة أخرى.
2. ضرورة العمل على خلق المزيد من فرص العمل المنتجة في القطاع الزراعي، وذلك بهدف القضاء على البطالة الزراعية، وزيادة الناتج المحلي الزراعي.
3. تطوير مراكز التدريب الزراعية بهدف تنمية الطاقات البشرية وتدعيم الأنشطة الثقافية الزراعية وذلك بهدف تحقيق أهداف التنمية الزراعية.
4. توفير التمويل اللازم وبشروط ميسرة من أجل استصلاح مساحات واسعة من الأراضي القابلة للزراعة وتوزيعها على الشباب العاطل، وبما يسهم في انخفاض نسبة البطالة وزيادة الناتج الزراعي.
5. الاهتمام ببرامج التدريب التحويلي الذي يمكن من خلاله الاستفادة القصوى بالعمالة وفقاً لاحتياجات السوق وتوفير الاستثمارات اللازمة لإنشاء مراكز التدريب المهني والتحويلي.

المراجع

1) أحمد أبو اليزيد الرسول، المنهجية الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية، محاضرات للباحثين وطلاب الدراسات العليا، معهد بحوث الاقتصاد الزراعي، الإسكندرية، 2014.
2) أشرف لطفي السيد، تحليل أثر سعر الصرف على الصادرات في جمهورية مصر العربية، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة طنطا، 2012.
3) خالد بن حمد عبد الله القدير، تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد (21)، العدد (2)، 2005.
4) عبد المنعم السيد ضيف (دكتور)، السيد السيد جاد عبد الرحمن (دكتور)، دراسة اقتصادية لأجور العمالة الزراعية لبعض المحاصيل بمحافظة الشرقية، مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية، جامعة المنصورة، المجلد (7)، العدد (6)، 2016.
5) عز الدين عبد القادر عبدالله، الآثار الاقتصادية للتغييرات التي طرأت على هيكل العمالة الزراعية والأجور فى ريف ج.م.ع، رسالة دكتوراه، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة الأزهر، 1995.

6) لمياء محمد محروس وآخرون، تحليل العلاقات بين المتغيرات الأساسية في الاقتصاد المصري، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، مجلس الوزراء، 2004.

7) وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري، خطة التنمية الاقتصادية والاجتماعية، أعداد متفرقة.

8) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب الإحصائي السنوي، أعداد متفرقة.

The Impact of Agricultural Employment on The Growth of Agricultural Sector in Egypt

Dr. Rabab Ahmed Mahmoud El Khateb
Researcher – Desert Research Institute
Corresponding author: robaelkhateb@yahoo.com

The agricultural employment is considered one of the most important economic resources affecting the agricultural development, because it organizes the agricultural resources to obtain the optimal combination that achieves the full employment for the available resources. The problem of the research is summarized in the decline of the relative importance for the agricultural employment from the total employment in Egypt, in coincidence with the decline in the share of the agricultural sector in the Egyptian GDP, which reflects the declining performance of the Egyptian agricultural sector as one of the most important sectors that create the employment opportunities. Based on the mentioned problem, the research aims at analyzing the impact of the agricultural employment on the performance of the agricultural sector in Egypt, through analyzing the dynamic co-integrated relationship between the agricultural employment and the agricultural GDP as an indicator for the performance of the agricultural sector. The research has based mainly on time-series data that published by the Ministry of Planning (Economic and Social Development Plan) and the Central Agency for Public Mobilization and Statistics (Statistical Yearbook).

The results of the unit root test for the time-series of the agricultural employment and the agricultural GDP indicated that they were non-stationary at the Level, and they have become stationary in the first difference. The results also showed that the time-series for the residuals resulting from estimating the regression relationship between these two variables is stationary at the level. Consequently, the results indicate that there is co-integration relationship between the agricultural employment and the agricultural GDP.

By estimating the Error Correction Model (ECM) between the agricultural employment and the agricultural GDP, the results showed that there is a statistically significant long-term relationship between them. The error correction coefficient is estimated to be 0.10, meaning that 10% of the imbalance in the long-term relationship between the agricultural employment and the agricultural GDP is corrected in one year. The minus value of the error correction coefficient is a clear proof on the significance of the long-term relationship between the agricultural employment and the agricultural GDP. Based on these findings, the research concluded the following recommendations:

increasing the agricultural investments in order to boost the agricultural sector, and to increase the agricultural GDP on the one hand, and increase the agricultural employment on the other hand.

generating more productive employment opportunities in the agricultural sector, in order to reduce the agricultural unemployment and increasing the agricultural GDP.

Developing the agricultural training centers in order to develop the human capacities to achieve the agricultural development objectives.

Providing the necessary funding for reclamation of arable land, and distribute these pieces of lands between the unemployed people, in order to reduce the unemployment rate and increase the agricultural GDP.

Paying attention making transforming training programs to achieve the full employment for labor resource according to the needs of the employment market, and providing the needed investments to establish these programs and centers.