مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية

موقع المجلة:www.jaess.mans.edu.eg
متاح على: www. jaess.journals.ekb.eg

# دراسة اقتصادية لتقدير الطلب على العمالة الزراعية في مصر

**نيفين تودري جرجس بباوي***

معهد بحوث الاقتصاد الزراعى - مركز البحوث الزراعيه

Cross Mark

## الملخص

تتمثل مشكلة البحث في ارتفاع معدلات البطالة الزراعية بالنسبة لمعدلات البطالة الكلية على مستوى الجمهورية.بلغت نسبة المشتغلين الزراعيين نحو 20,5%، و بلغ معدل البطالة الزراعية نحو 6,46% خلال فترة الدراسة. بتقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) بفترة إبطأ سنه، اتضح أن الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تتجه نحو قيمتها التوازنية في كل مدة زمنية بنسبة تعادل (39%)، وبالتالي الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تستغرق نحو 2,5 سنه.كما توجد علاقة طردية غير معنوية إحصائياً بين أجر العامل الزراعي والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر نحو 10,093 ألف عامل.وتوجد علاقة طردية معنوية إحصائياً بين الصادرات الزراعية من (الحيونات الحية ومنتجاتها)، و(الشحوم والدهون والزيوت ومنتاجتها) والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية، تقدر بحوالي 0,782، 1097 ألف عامل.توجد علاقة عكسية معنوية إحصائياً بين (الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية)، و(الواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها) والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر بنحو 99,2، 107عامل.توجد علاقة عكسية غير معنوية إحصائياً بين الواردات الزراعية من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر بنحو 18,2 عامل. بزيادة (أجر العامل الزراعي)، والصادرات الزراعية من (الحيوانات الحية)، و(الشحوم والدهون والزيوت) 10% تزيد الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنحو(0,185%)، (2,24%)،(1,23%) في المدى القصير ونحو (2,72%)، (4,77%)، (3,67%)، في المدى الطويل.بزيادة الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية، والواردات الزراعية من (الشحوم والدهون والزيوت)، و(المنتجات الغذائية والمشروبات والتبغ)10% تنخفض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنحو (1,89%)، (0,104%)، (0,034%) في المدى القصير، ونحو (4,42%)، (2,63%)، (2,56%) في المدى الطويل.

**الكلمات المفتاحيه:**العماله الزراعيه، استقرار السلسله، التكامل المشترك، الصادرات الزراعيه، الواردات الزراعيه، دالة الطلب.

## المقدمة

يعتبر عنصر العمل البشري عنصراً اساسياً في عمليات الإنتاج والتنمية في القطاعات الإنتاجية والخدمية على حد سواء، ونظراً للتغيرات الهيكلية التى أعقبت سياسات الإصلاح الإقتصادى، وما صاحب ذلك من تقليص دور القطاع العام، وبالتالي انخفاض معدلات التوظيف الحكومي، والاهتمام بالتعليم الجامعي على حساب التعليم الفني، بالإضافة إلى عدم توافق الكفاءات والمهارات المعروضة وطبيعة فرص العمل المطلوبه في سوق العمل، الأمر الذي أثر سلبياً على توازن هيكل سوق العمل وبالتالي تفاقم مشكلة البطالة. وبالتالي فالتغلب على مشكلة البطالة يعتبر التحدي الأساسي والمؤشر الحقيقي الفعال لنجاح سياسات الإصلاح الاقتصادي في مصر، وتشير المؤشرات الاقتصادية إلى انخفاض نسبة المشتغلين بالقطاع الزراعي بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالجمهورية من نحو30% عام 1990 إلى نحو 8,24% عام 2017. وايضاً زيادة معدلات البطالة الكلية بصفة عامة والبطالة الزراعية بصفة خاصة، حيث ارتفع معدل البطالة الكلية من حوالي 8% عام 1990 إلى حوالي 12% عام 2017، والبطالة الزراعية من حوالي2,95% عام 1990 إلى حوالي 13% عام 2017. وتتأثر الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بكثير من العوامل والتي يعبر عنها بعدد المشتغلين في القطاع الزراعي، من أهمها الناتج المحلي الزراعي وأجر العامل الزراعي، والاستثمار الزراعي والصادرات الزراعية، وايضاً الواردات الزراعية. لذلك يلزم دراسة تأثير هذه العوامل على الكمية المطلوبه للعمالة الزراعية لمعرفة كيفية العمل على زيادة فرص العمل المتاحه.

**المشكلة البحثية:**

تتمثل مشكلة البحث في ارتفاع معدلات البطالة الزراعية بالنسبة لمعدلات البطالة الكلية على مستوى الجمهورية، بالإضافة إلى تناقص نسبة المشتغلين بالقطاع الزراعي بالنسبة لإجمالي المشتغلين على مستوى الجمهورية. وترجع خطورة هذه المشكلة إلى آثارها الاقتصادية والاجتماعية والسياسية في المجتمع. ووفقاً للرؤية الإستراتيجية للتنمية الزراعية المستدامة 2030 فان التنمية المستدامة هي "السعى إلى تحقيق نهضة اقتصادية واجتماعية شاملة قائمة على قطاع زراعى ديناميكى قادر على النمو السريع المستدام"، مع ضرورة الحرص على عدم التضحية بالجوانب الاجتماعية للتنمية الزراعية عند السعى لتعظيم عوائدها الاقتصادية.

**الأهداف البحثية:**

يهدف البحث إلى تقدير الطلب على العمالة الزراعية للتعرف على أهم العوامل الموثرة عليها من خلال عدة أهداف فرعية وهي:

**أولاً:** الوضع الراهن للعمالة بالقطاع الزراعي المصري.

**ثانياً:** تقدير نماذج السلاسل الزمنية للعمالة بالقطاع الزراعي المصري

**ثالثاً:** تقدير الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخط Error Correcting Model (ECM) من خلال عدة مراحل وهي: اختبار جذر الوحدة لاختبارسكون السلسلة الزمنية، اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة، تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، ثم اختبار المشاكل القياسية في النموذج المقدر، وأخيراً اختبار مدى مقدرة هذا النموذج المقدر على التنبؤ، اعتمادًا على أحد (بعض) مؤشرات جودة النماذج في التنبؤ.

## الطريقة البحثية

استخدم البحث بعض أساليب التحليل الإحصائي الوصفي والكمي لوصف الظواهر الاقتصادية المتعلقة بالكمية المطلوبة من العمالة الزراعية خلال الفترة (1990– 2018) من خلال بيانات السلاسل الزمنية، بالإضافة إلى استخدام بعض الأساليب والنماذج الاقتصادية والإحصائية للوصول إلي تقدير لنماذج سلاسل زمنية ذات مقدرة جيدة على التنبؤ بقيم كل متغير من المتغيرات العمالة الزراعية. كما استخدم البحث اختبار ديكي فوللر المعدل (Augmented Dickey Fuller) لجذر الوحدة (Unit Root Test) لتحديد مدي استقرار السلسلة من عدمه، كما تم تقديرات معلمات نموذج السلاسل الزمنية باستخدام نموذج (1 ARI term) لكل متغير من المتغيرات المعنية بالدراسة، كما استخدام البحث إختبار جوهانسون للتكامل المشترك (Johansen – Juselius)، وذلك لتقدير الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخط Error Correcting Model (ECM)، واخيراً استخدم البحث إختبار Jarrque – Bera (JB)، واختبار Breusch-Pagan-Godfrey، إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test، للكشف عن المشاكل القياسية للنموذج المقدر.هذا وسوف يعتمد البحث على البيانات الثانوية المشورة التى تم تجميعها من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

*الباحث المسئول عن التواصل
البريد الالكترونى:neveen.todary@gmail.com
DOI: 10.21608/jaess.2020.84561

## النتائج والمناقشات

**أولاً: الوضع الراهن للعمالة بالقطاع الزراعي المصري:**

**1- المشتغلين بالقطاع الزراعي المصري:**

باستعراض بيانات جدول (1) لتطور أعداد المشتغلين بالقطاع الزراعي خلال الفترة (1990- 2018) يلاحظ أن متوسط إجمالي المشتغلين في القطاع الزراعي بلغ نحو 5,52 ملايين عاملاً يمثل نحو 20,5% من متوسط إجمالي المشتغلين بالجمهورية البالغ نحو 26,92 ملايين عاملاً خلال فترة الدراسة، وبانحراف معياري بلغ حوالي 906 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 16,41%. وقد بلغ الحد الأدنى للمشتغلين بالقطاع الزراعي نحو 4,47 ملايين عاملاً عام 1990 يمثل نحو 30,3% من إجمالي المشتغلين بالجمهورية لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمشتغلين بالقطاع الزراعي نحو 6,97 ملايين عاملاً عام 2008 يمثل نحو 31% من إجمالي المشتغلين بالجمهورية لنفس العام. كما يلاحظ انخفاض نسبة المشتغلين بالقطاع الزراعي بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالجمهورية من نحو 31,61% عام 1992 إلى نحو 20,8% عام 2018.

كما يتضح من بيانات جدول (1) الي أن متوسط المشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر بلغ نحو 441 ألف عاملاً يمثل نحو 7,99% من متوسط إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 156 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 35,37%. وقد بلغ الحد الأدنى للمشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 273 ألف عاملاً عام 2000 يمثل نحو 5,55% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 750 ألف عاملاً عام 2013 يمثل نحو 11,19% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ تذبذب نسبة المشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ 5,55% عام 2000، وحد أقصى بلغ حوالي 11,19% عام 2013.

**جدول 1. تطور أعداد إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي طبقاً للنوع (ذكور وإناث)، ( ريف وحضر) خلال الفترة (1990 - 2018)**

| السنوات | المشتغلين بالزراعة (بالمليون ) | | | | | | | | | | إجمالي المشتغلين الكلي (بالمليون ) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | حضر | | ريف | | ذكور | | إناث | | إجمالي | | |
| | عدد | %من إجمالي المشتغلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المشتغلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المشتغلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المشتغلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المشتغلين الكلي | |
| 1990 | 0.356 | 7.96 | 4.12 | 92.04 | 2.85 | 63.74 | 1.62 | 36.26 | 4.47 | 30.30 | 14.76 |
| 1991 | 0.362 | 8.02 | 4.15 | 91.98 | 3.02 | 66.87 | 1.50 | 33.13 | 4.51 | 31.14 | 14.49 |
| 1992 | 0.369 | 8.10 | 4.18 | 91.90 | 3.19 | 70.03 | 1.36 | 29.97 | 4.55 | 31.61 | 14.40 |
| 1993 | 0.291 | 6.35 | 4.29 | 93.65 | 3.37 | 73.65 | 1.21 | 26.35 | 4.58 | 31.14 | 14.70 |
| 1994 | 0.294 | 6.35 | 4.33 | 93.65 | 3.37 | 72.85 | 1.25 | 27.15 | 4.62 | 30.32 | 15.24 |
| 1995 | 0.311 | 6.68 | 4.35 | 93.32 | 3.54 | 75.98 | 1.12 | 24.02 | 4.66 | 30.35 | 15.34 |
| 1996 | 0.321 | 6.84 | 4.37 | 93.16 | 3.54 | 75.53 | 1.15 | 24.47 | 4.69 | 29.84 | 15.73 |
| 1997 | 0.332 | 7.00 | 4.41 | 93.00 | 3.56 | 75.07 | 1.18 | 24.93 | 4.75 | 29.47 | 16.11 |
| 1998 | 0.348 | 7.24 | 4.45 | 92.76 | 3.72 | 77.55 | 1.08 | 22.45 | 4.80 | 29.28 | 16.40 |
| 1999 | 0.323 | 6.64 | 4.53 | 93.36 | 3.83 | 78.81 | 1.03 | 21.19 | 4.86 | 28.65 | 16.95 |
| 2000 | 0.273 | 5.55 | 4.65 | 94.45 | 3.67 | 74.52 | 1.25 | 25.48 | 4.92 | 28.30 | 17.39 |
| 2001 | 0.291 | 5.85 | 4.68 | 94.15 | 3.95 | 79.39 | 1.02 | 20.61 | 4.97 | 28.10 | 17.69 |
| 2002 | 0.311 | 6.20 | 4.71 | 93.80 | 4.07 | 80.98 | 0.955 | 19.02 | 5.02 | 27.94 | 17.97 |
| 2003 | 0.324 | 6.38 | 4.76 | 93.62 | 3.78 | 74.34 | 1.30 | 25.66 | 5.08 | 27.86 | 18.24 |
| 2004 | 0.326 | 6.31 | 4.83 | 93.69 | 3.61 | 69.92 | 1.55 | 30.08 | 5.16 | 27.42 | 18.82 |
| 2005 | 0.337 | 6.42 | 4.90 | 93.58 | 3.68 | 70.19 | 1.56 | 29.81 | 5.24 | 26.95 | 19.44 |
| 2006 | 0.392 | 7.35 | 4.94 | 92.65 | 3.89 | 73.03 | 1.44 | 26.97 | 5.33 | 25.92 | 20.57 |
| 2007 | 0.337 | 6.20 | 5.09 | 93.80 | 3.70 | 68.10 | 1.73 | 31.90 | 5.43 | 24.85 | 21.85 |
| 2008 | 0.596 | 8.56 | 6.37 | 91.44 | 4.93 | 70.80 | 2.04 | 29.20 | 6.97 | 30.97 | 22.51 |
| 2009 | 0.590 | 8.58 | 6.29 | 91.42 | 4.77 | 69.36 | 2.11 | 30.64 | 6.88 | 29.95 | 22.98 |
| 2010 | 0.698 | 10.37 | 6.03 | 89.63 | 4.73 | 70.23 | 2.00 | 29.77 | 6.73 | 28.24 | 23.83 |
| 2011 | 0.664 | 9.74 | 6.16 | 90.26 | 4.81 | 70.57 | 2.01 | 29.43 | 6.82 | 29.21 | 23.35 |
| 2012 | 0.641 | 10.03 | 5.75 | 89.97 | 4.64 | 72.56 | 1.75 | 27.44 | 6.39 | 26.86 | 23.79 |
| 2013 | 0.750 | 11.19 | 5.95 | 88.81 | 4.60 | 68.72 | 2.10 | 31.28 | 6.70 | 27.95 | 23.97 |
| 2014 | 0.682 | 10.19 | 6.01 | 89.81 | 4.57 | 68.37 | 2.12 | 31.63 | 6.69 | 27.44 | 24.38 |
| 2015 | 0.612 | 9.15% | 6.08 | 90.85 | 4.55 | 68.00% | 2.14 | 32.00 | 6.69 | 27.00 | 24.78 |
| 2016 | 0.529 | 8.16 | 5.95 | 91.84 | 4.43 | 68.34 | 2.05 | 31.66 | 6.48 | 25.58 | 25.33 |
| 2017 | 0.638 | 9.81 | 5.86 | 90.19 | 4.52 | 69.50 | 1.98 | 30.50 | 6.50 | 24.99 | 26.01 |
| 2018 | 0.489 | 8.74 | 5.11 | 91.26 | 4.60 | 82.14 | 1.00 | 17.86 | 5.60 | 20.80 | 26.92 |
| المتوسط الفترة (1990 - 2018) | 0.441 | 7.99 | 5.08 | 92.01 | 3.98 | 72.13 | 1.54 | 27.87 | 5.52 | 20.51 | 26.92 |
| الانحراف المعياري | 0.156 | | 0.763 | | 0.593 | | 0.412 | | 0.906 | | 4.08 |
| معامل الاختلاف % | 35.37% | | 15.02% | | 14.90% | | 26.79% | | 16.41% | | 15.16% |

**المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة السنوية المجمعة لبحث القوى العاملة، أعداد متفرقة.**

أما بالنسبة لمتوسط المشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف تشير بيانات جدول (1) الي انه قد بلغ نحو 5,08 ملايين عاملاً يمثل نحو 92,01% من متوسط إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 763 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 15,02%. وقد بلغ الحد الأدنى للمشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف نحو4,12 ملايين عاملاً عام 1990 يمثل نحو 92,04% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف نحو 6,37 ملايين عاملاً عام 2008 يمثل نحو 91,44% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ أن أقصى نسبة للمشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف بلغت نحو 94,45% بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي عام 2000، وبينما بلغت أقل نسبة نحو 88,63% بالنسبة لإجمالي للمشتغلين الزراعيين عام 2010.

كما تشير بيانات جدول (1) الي ان متوسط المشتغلين في القطاع الزراعي الذكور قد بلغ نحو 3,98 ملايين عاملاً يمثل نحو 72,13% من متوسط إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 593 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 14,9%. وقد بلغ الحد الأدنى للمشتغلين بالقطاع الزراعي الذكور نحو 2,85 ملايين عاملاً عام 1990 يمثل نحو 63,74% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمشتغلين في القطاع الزراعي الذكور نحو 4,93 ملايين عاملاً عام 2008 يمثل نحو 70,8% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ أن أقصى نسبة

للمشتغلين بالقطاع الزراعي الذكور بلغت نحو 82,14% بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي عام 2018، وبينما بلغت أقل نسبة نحو 63,74% بالنسبة لإجمالي المشتغلين الزراعيين عام 1990 .

كذلك بالنسبة لمتوسط المشتغلين بالقطاع الزراعي الإناث فتشير بيانات جدول (1) الي انه بلغ نحو 1.54 ملايين عاملاً يمثل نحو 27,87% من متوسط إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 412 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 27,87%. وقد بلغ الحد الأدنى للمشتغلين بالقطاع الزراعي الإناث نحو 955 ألف عاملاً عام 2002 يمثل نحو 19,02% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمشتغلين في القطاع الزراعي الإناث نحو 2,14 ملايين عاملاً عام 2015 يمثل نحو32% من إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ أن أقصي نسبة للمشتغلين بالقطاع الزراعي الإناث بلغت نحو 36,26% بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي عام 1990، وبينما بلغت أقل نسبة نحو 17,86% بالنسبة لإجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي عام 2018 .

**2- المتعطلين بالقطاع الزراعي المصري:**

باستعراض بيانات جدول (2) لتطور أعداد المتعطلين بالقطاع الزراعي خلال الفترة (1990- 2018) يلاحظ أن متوسط إجمالي المتعطلين في القطاع الزراعي بلغ نحو427 ألف عاملاً يمثل نحو 18,53% من متوسط إجمالي المتعطلين بالجمهورية البالغ نحو 2,30 ملايين عاملاً خلال فترة الدراسة، وبانحراف معياري بلغ حوالي 331 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 77,56%. وقد بلغ الحد الأدنى للمتعطلين بالقطاع الزراعي نحو 123 ألف عاملاً عام 1992 يمثل نحو 9,3% من إجمالي المتعطلين بالجمهورية لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمتعطلين بالقطاع الزراعي نحو993 ألف عاملاً عام 2015 يمثل نحو26,27% من إجمالي المتعطلين بالجمهورية لنفس العام. كما يلاحظ تذبذب نسبة المتعطلين بالقطاع الزراعي بالنسبة لإجمالي المتعطلين بالجمهورية، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي8,04% عام 1994، وحد أقصي بلغ حوالي 32,27% عام 2018.

كما يتضح من بيانات جدول (2) الي أن متوسط المتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر بلغ نحو70 ألف عاملاً يمثل نحو16,37% من متوسط إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 67 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 95,93%. وقد بلغ الحد الأدنى للمتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 7 ألف عاملاً عام 2001 يمثل نحو 3,68% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 334 ألف عاملاً عام 2010 يمثل نحو 46% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ تذبذب نسبة المتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر بالنسبة لإجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي3,68% عام 2001، وحد أقصي بلغ حوالي 53,85% عام 1995.

**جدول 2. تطور أعداد إجمالي المتعطلين يالقطاع الزراعي طبقاً للنوع (ذكور وإناث)، ( ريف وحضر) خلال الفترة (1990 - 2018)**

| السنوات | االمتعطلين بالزراعة (بالمليون ) | | | | | | | | | | إجمالي المتعطلين الكلي (بالمليون ) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | حضر | | ريف | | ذكور | | إناث | | إجمالي | | |
| | عدد | %من إجمالي المتعطلين بالزراعة | عدد | من إجمالي المتعطلين بالزراعة | عدد | %من إجمالي المتعطلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المتعطلين بالزراعة | عدد | % من إجمالي المتعطلين الكلي | |
| 1990 | 0.033 | 24.26 | 0.103 | 75.74 | 0.105 | 77.21 | 0.031 | 22.79 | 0.136 | 10.54 | 1.29 |
| 1991 | 0.043 | 30.50 | 0.098 | 69.50 | 0.110 | 78.01 | 0.031 | 21.99 | 0.141 | 11.08 | 1.27 |
| 1992 | 0.028 | 22.45 | 0.095 | 77.55 | 0.091 | 74.29 | 0.032 | 25.71 | 0.123 | 9.31 | 1.32 |
| 1993 | 0.007 | 4.83 | 0.138 | 95.17 | 0.123 | 84.83 | 0.022 | 15.17 | 0.145 | 8.05 | 1.80 |
| 1994 | 0.081 | 53.64 | 0.070 | 46.36 | 0.128 | 84.77 | 0.023 | 15.23 | 0.151 | 8.04 | 1.88 |
| 1995 | 0.084 | 53.85 | 0.072 | 46.15 | 0.131 | 83.97 | 0.025 | 16.03 | 0.156 | 8.14 | 1.92 |
| 1996 | 0.010 | 6.02 | 0.156 | 93.98 | 0.155 | 93.37 | 0.011 | 6.63 | 0.166 | 9.86 | 1.68 |
| 1997 | 0.017 | 10.00 | 0.153 | 90.00 | 0.162 | 95.29 | 0.008 | 4.71 | 0.170 | 11.73 | 1.45 |
| 1998 | 0.015 | 8.67 | 0.158 | 91.33 | 0.165 | 95.38 | 0.008 | 4.62 | 0.173 | 11.94 | 1.45 |
| 1999 | 0.047 | 26.40 | 0.131 | 73.60 | 0.170 | 95.51 | 0.008 | 4.49 | 0.178 | 12.01 | 1.48 |
| 2000 | 0.027 | 14.67 | 0.157 | 85.33 | 0.165 | 89.67 | 0.019 | 10.33 | 0.184 | 10.84 | 1.70 |
| 2001 | 0.007 | 3.68 | 0.183 | 96.32 | 0.169 | 88.95 | 0.021 | 11.05 | 0.190 | 10.66 | 1.78 |
| 2002 | 0.028 | 14.21 | 0.169 | 85.79 | 0.151 | 76.65 | 0.046 | 23.35 | 0.197 | 9.75 | 2.02 |
| 2003 | 0.022 | 11.11 | 0.176 | 88.89 | 0.176 | 88.89 | 0.022 | 11.11 | 0.198 | 8.84 | 2.24 |
| 2004 | 0.056 | 28.14 | 0.143 | 71.86 | 0.186 | 93.47 | 0.013 | 6.53 | 0.199 | 9.24 | 2.15 |
| 2005 | 0.029 | 13.68 | 0.183 | 86.32 | 0.201 | 94.81 | 0.011 | 5.19 | 0.212 | 8.65 | 2.45 |
| 2006 | 0.052 | 24.19 | 0.163 | 75.81 | 0.208 | 96.74 | 0.007 | 3.26 | 0.215 | 8.83 | 2.43 |
| 2007 | 0.032 | 10.49 | 0.273 | 89.51 | 0.301 | 98.69 | 0.004 | 1.31 | 0.305 | 14.28 | 2.14 |
| 2008 | 0.163 | 22.89 | 0.549 | 77.11 | 0.615 | 86.38 | 0.097 | 13.62 | 0.712 | 33.21 | 2.14 |
| 2009 | 0.088 | 12.26 | 0.630 | 87.74 | 0.528 | 73.54 | 0.190 | 26.46 | 0.718 | 30.19 | 2.38 |
| 2010 | 0.334 | 46.01 | 0.392 | 53.99 | 0.592 | 81.54 | 0.134 | 18.46 | 0.726 | 30.88 | 2.35 |
| 2011 | 0.145 | 23.09 | 0.483 | 76.91 | 0.562 | 89.49 | 0.066 | 10.51 | 0.628 | 19.73 | 3.18 |
| 2012 | 0.136 | 14.56 | 0.798 | 85.44 | 0.888 | 95.07 | 0.046 | 4.93 | 0.934 | 27.27 | 3.42 |
| 2013 | 0.097 | 11.87 | 0.720 | 88.13 | 0.780 | 95.48 | 0.037 | 4.52 | 0.817 | 22.39 | 3.65 |
| 2014 | 0.089 | 10.69 | 0.744 | 89.31 | 0.805 | 96.64 | 0.028 | 3.36 | 0.833 | 22.84 | 3.65 |
| 2015 | 0.103 | 10.37 | 0.890 | 89.63 | 0.946 | 95.27 | 0.047 | 4.73 | 0.993 | 27.26 | 3.64 |
| 2016 | 0.076 | 8.23 | 0.847 | 91.77 | 0.904 | 97.94 | 0.019 | 2.06 | 0.923 | 25.62 | 3.60 |
| 2017 | 0.052 | 5.56 | 0.884 | 94.44 | 0.926 | 98.93 | 0.010 | 1.07 | 0.936 | 26.99 | 3.47 |
| 2018 | 0.125 | 13.62 | 0.793 | 86.38 | 0.828 | 90.20 | 0.090 | 9.80 | 0.918 | 32.27 | 2.84 |
| متوسط الفترة (1990 - 2018) | 0.070 | 16.15 | 0.357 | 83.85 | 0.392 | 92.61 | 0.038 | 9.32 | 0.427 | 18.53 | 2.303 |
| الانحراف المعياري | 0.068 | | 0.295 | | 0.314 | | 0.043 | | 0.331 | | 0.797 |
| معامل الاختلاف % | 98.68 | | 82.44 | | 79.45 | | 136.37 | | 77.56 | | 34.61 |

**المصدر: (1) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة السنوية المجمعة لبحث القوى العاملة، أعداد متفرقة.**

**(2) أسامه كمال توفيق محمد، العمالة الزراعية والإنتاج المزرعي في محافظة المنيا في ظل سياسة التحرير الاقتصادي، رسالة دكتوراه، كلية الزراعة، جامعة المنيا، 2007.**

**(3) رانيا رشاد عبد النبي، التحليل الاقتصادي للعمالة بالقطاع الزراعي في مصر، رسالة دكتوراه، كلية الزراعة ، جامعة عين شمس، 2019**

أما بالنسبة لمتوسط المتعطلين بالقطاع الزراعي في الريف تشير بيانات جدول (2) الي انه قد بلغ نحو 357 ألف عاملاً يمثل نحو 83,63% من متوسط إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 295 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 82,54%. وقد بلغ الحد الأدنى للمتعطلين بالقطاع الزراعي في الريف نحو 70 ألف عاملاً عام 1994 يمثل نحو 46,36% من

إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمتعطلين بالقطاع الزراعي في الريف نحو 890 ألف عاملاً عام 2015 يمثل نحو 89,63% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام كما يلاحظ تذبذب نسبة المتعطلين بالقطاع الزراعي في الريف بالنسبة لإجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي 46,15% عام 1995، وحد أقصي بلغ حوالي 94,44% عام 2017.

كما تشير بيانات جدول (2) الي ان متوسط المتعطلين في القطاع الزراعي الذكور قد بلغ نحو 389 ألف عاملاً يمثل نحو 91,07% من متوسط إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 313 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 80,54%. وقد بلغ الحد الأدنى للمتعطلين بالقطاع الزراعي الذكور نحو 91 ألف عاملاً عام 1992 يمثل نحو 74,29% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى المتعطلين في القطاع الزراعي الذكور نحو 946 ألف عاملاً عام 2015 يمثل نحو 70,8% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام, كما يلاحظ أن أقصي نسبة للمتعطلين بالقطاع الزراعي الذكور بلغت نحو 98,93% بالنسبة لإجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي عام 2017، وبينما بلغت أقل نسبة نحو 94,29% بالنسبة لإجمالي للمشتغلين بالقطاع الزراعي عام 1990.

وكذلك بالنسبة لمتوسط المتعطلين بالقطاع الزراعي الإناث فتشير بيانات جدول (2) الي انه بلغ نحو 38 ألف عاملاً يمثل نحو 8,93% من متوسط إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 42 ألف عاملاً، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 110,18%. وقد بلغ الحد الأدنى للمتعطلين بالقطاع الزراعي الإناث نحو 4 ألف عاملاً عام 2007 يمثل نحو 1,31% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى للمتعطلين في القطاع الزراعي الإناث نحو 190 ألف عاملاً عام 2009 يمثل نحو 26,46% من إجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي لنفس العام. كما يلاحظ تذبذب نسبة المتعطلين بالقطاع الزراعي الإناث بالنسبة لإجمالي المتعطلين بالقطاع الزراعي، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي 1,07% عام 2017، وحد أقصي بلغ حوالي 26,46% عام 2009.

**3- معدل البطالة الزراعية:**

باستعراض بيانات جدول (3) لتطور معدل البطالة بالقطاع الزراعي خلال الفترة (1990- 2018) يلاحظ أن متوسط معدل البطالة في القطاع الزراعي بلغ نحو 6,46%ً يمثل نحو 61,57% من متوسط معدل البطالة بالجمهورية البالغ نحو 10,21% خلال فترة الدراسة، وبانحراف معياري بلغ حوالي 3,99%، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 61,81%. وقد بلغ الحد الأدنى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي نحو 2,92% عام 1992 يمثل نحو 31,3% من معدل البطالة بالجمهورية لنفس العام، بينما بلغ الحد الأقصى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي نحو 14,08% عام 2018 يمثل نحو 147,36% من معدل البطالة بالجمهورية لنفس العام. كما يلاحظ زيادة نسبة معدل البطالة بالقطاع الزراعي بالنسبة لمعدل البطالة بالجمهورية خلال فترة الدراسة، حيث تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي34,28% عام 2003، وحد أقصي بلغ حوالي 147,36% عام 2018.

كما يتضح من بيانات جدول (3) الي أن متوسط معدل البطالة بالقطاع الزراعي في الحضر بلغ نحو 11,9% فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 6,96%، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 58,49%. وقد بلغ الحد الأدنى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 2,22% عام 1992، بينما بلغ الحد الأقصى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي في الحضر نحو 32,38عام 2010 .

**جدول 3. تطور معدل البطالة الزراعية طبقاً للنوع (ذكور وإناث)، ( ريف وحضر) خلال الفترة (1990 - 2018)**

| السنوات | معدل البطالة بالزراعية (%) | | | | | | معدل البطالة الكلي |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | حضر | ريف | ذكور | إناث | الإجمالي | | |
| | | | | | معدل البطالة | % من معدل البطالة الكلي | (%) |
| 1990 | 8.48 | 2.44 | 3.55 | 1.88 | 2.95 | 36.7 | 8.04 |
| 1991 | 10.62 | 2.31 | 3.52 | 2.03 | 3.03 | 37.53 | 8.07 |
| 1992 | 6.94 | 2.22 | 2.78 | 2.26 | 2.62 | 31.3 | 8.37 |
| 1993 | 2.35 | 3.12 | 3.52 | 1.79 | 3.07 | 28.14 | 10.91 |
| 1994 | 21.62 | 1.59 | 3.66 | 1.80 | 3.16 | 28.85 | 10.97 |
| 1995 | 21.26 | 1.63 | 3.57 | 2.19 | 3.24 | 29.19 | 11.11 |
| 1996 | 3.02 | 3.45 | 4.19 | 0.95 | 3.42 | 35.34 | 9.67 |
| 1997 | 4.87 | 3.35 | 4.35 | 0.67 | 3.46 | 41.89 | 8.25 |
| 1998 | 4.14 | 3.43 | 4.24 | 0.74 | 3.48 | 42.82 | 8.12 |
| 1999 | 12.71 | 2.81 | 4.25 | 0.77 | 3.54 | 43.98 | 8.04 |
| 2000 | 9.00 | 3.27 | 4.31 | 1.49 | 3.61 | 40.52 | 8.9 |
| 2001 | 2.35 | 3.76 | 4.11 | 2.01 | 3.68 | 40.21 | 9.16 |
| 2002 | 8.25 | 3.46 | 3.58 | 4.60 | 3.78 | 37.35 | 10.11 |
| 2003 | 6.36 | 3.57 | 4.45 | 1.66 | 3.75 | 34.28 | 10.94 |
| 2004 | 14.67 | 2.87 | 4.90 | 0.83 | 3.71 | 36.15 | 10.27 |
| 2005 | 7.93 | 3.60 | 5.18 | 0.70 | 3.89 | 34.75 | 11.19 |
| 2006 | 11.71 | 3.20 | 5.07 | 0.48 | 3.88 | 36.63 | 10.58 |
| 2007 | 8.68 | 5.09 | 7.53 | 0.23 | 5.32 | 59.74 | 8.9 |
| 2008 | 21.46 | 7.93 | 11.08 | 4.55 | 9.27 | 106.57 | 8.7 |
| 2009 | 12.97 | 9.10 | 9.96 | 8.27 | 9.45 | 100.74 | 9.38 |
| 2010 | 32.38 | 6.10 | 11.13 | 6.27 | 9.74 | 108.44 | 8.98 |
| 2011 | 17.92 | 7.28 | 10.46 | 3.18 | 8.43 | 70.27 | 12 |
| 2012 | 17.50 | 12.19 | 16.07 | 2.56 | 12.75 | 101.33 | 12.59 |
| 2013 | 11.45 | 10.79 | 14.49 | 1.73 | 10.87 | 82.27 | 13.21 |
| 2014 | 11.55 | 11.01 | 14.96 | 1.31 | 11.07 | 85.07 | 13.01 |
| 2015 | 14.41 | 12.77 | 17.22 | 2.15 | 12.92 | 100.86 | 12.81 |
| 2016 | 12.56 | 12.46 | 16.95 | 0.92 | 12.47 | 100.14 | 12.45 |
| 2017 | 7.54 | 13.10 | 17.01 | 0.50 | 12.59 | 106.97 | 11.77 |
| 2018 | 20.35 | 13.43 | 15.25 | 8.26 | 14.08 | 147.36 | 9.56 |
| متوسط الفترة (1990 - 2018) | 11.90 | 5.91 | 7.98 | 2.30 | 6.46 | 61.57 | 10.21 |
| الانحراف المعياري | 6.96 | 4.06 | 5.18 | 2.14 | 3.99 | | 1.68 |
| معامل الاختلاف % | 58.49 | 68.34 | 68.72 | 92.96 | 61.81 | | 16.46 |

**معدل البطالة = (عدد المتعطلين / قوة العمل) قوة العمل = ( إجمالي المشتغلين + إجمالي المتعطلين )**

**المصدر: (1) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة السنوية المجمعة لبحث القوى العاملة، أعداد متفرقة. (2) جدولي (1)، (2)**

أما بالنسبة لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي في الريف تشير بيانات جدول (3) الي انه قد بلغ نحو 5,91% خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 4,04%، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 68,72%. وقد بلغ الحد الأدنى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي في الريف 1,59% عام 1994، بينما بلغ الحد الأقصى للمتعطلين بالقطاع الزراعي في الريف نحو 13,43 عام 2018.

كما تشير بيانات جدول (3) الي ان متوسط معدل البطالة في القطاع الزراعي الذكور قد بلغ نحو 7,98% خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 5,18%، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 64,93%. وقد بلغ الحد الأدنى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي الذكور نحو 2,78% عام 1992، بينما وبلغ الحد الأقصى معدل البطالة في القطاع الزراعي الذكور نحو17,22% عام 2015.

وكذلك بالنسبة لمتوسط معدل البطالة بالقطاع الزراعي الإناث فتشير بيانات جدول (3) الي انه بلغ نحو 2,3% خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وبانحراف معياري بلغ حوالي 2,14%، وبلغ معامل الاختلاف حوالي 92,96%. وقد بلغ الحد الأدنى لمعدل البطالة بالقطاع الزراعي الإناث نحو 0,23% عام 2007 ، بينما بلغ الحد الأقصى لمعدل البطالة في القطاع الزراعي الإناث نحو 8,27% عام 2009.

**ثانياً: تقدير نماذج السلاسل الزمنية للعمالة بالقطاع الزراعي المصري:**

يتم تقدير نموذج السلاسل الزمنية الجيدة للمشتغلين بالقطاع الزراعي المصري، وذلك من خلال إجراء اختبار جذر الوحدة لاختبار سكون السلسلة الزمنية من عدم، وتحديد الفرق الزمني لاستقرار السلسلة الزمنية، ثم تحديد (أو اختيار) نموذج السلسلة الزمنية الأكثر ملائمة لوصف كل متغير من المتغيرات محل الاعتبار.

**1- اختبار سكون السلسلة الزمنية:**

لاختبار حالة السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1990–2018) من حيث الاستقرار (السكون) من عدمه تم إجراء اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test)، وهواختبار ديكي فوللر المعدل (Augmented Dickey Fuller)، حيث توضح بيانات جدول (4) أن قيمة (t) المحسوبه عند كل من مستوي المعنوية 1%، 5% أ قل من (t) الجدولية للسلاسل الزمنية الأصلية (level) لجميع متغيرات الدراسة وفقاً للنماذج في صورها الثلاثة، من حيث تواجد الحد الثابت و/ أو الاتجاه العام ( Intercept) Intercept &Trend - None – خلال الفترة (1990- 2018)، وذلك يدل على وجود جذر الوحدة لهذه السلاسل الزمنية، بمعنى إنها غير مستقرة (غير ساكنة). وللتغلب على تلك المشكلة يتم إجراء الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى (1st difference) لهذه السلاسل الزمنية المعنية بالدراسة. ويتبين من خلال بيانات نفس الجدول أن قيمة (t) المحسوبه عند مستوى المعنوية 5% أكبر من (t) الجدولية لسلاسل الفروق الأولى لجميع متغيرات الدراسة وفقا للنموذج الذي يحتوي الحد الثابت والاتجاه الزمني العام خلال الفترة (1990 - 2018) أي لا يوجد جذر الوحدة لهذه السلاسل الزمنية مما يعني استقرارها.

**2- تقدير نموذج (1 ARI term) للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة:**

يتضح مما سبق استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة عند الفرق الأول، وبالتالي يتم تقديرات معلمات نموذج السلاسل الزمنية باستخدام نموذج (1 ARI term) لكل متغير من المتغيرات المعنية بالدراسة.

**جدول 4. اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey – Fuller test statistic) للعمالة في القطاع الزراعي خلال الفترة (1990-2018 )**

| المتغيرات | | المستوى (Level) | | | الفرق الأول (1 st difference) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Intercept | Trend & Intercept | None | Intercept | Trend & Intercept | None |
| القيم الحرجة عند 1 % | | -3.689 | -4.324 | -2.650 | -3.700 | -4.339 | -2.653 |
| القيم الحرجة عند 5 % | | -2.972 | -3.581 | -1.953 | -2.976 | -3.588 | -1.954 |
| المشتغلين | في الحضر (بالمليون ) | -1.315 | -1.996 | -0.124 | -6.565 | -6.396 | -.6396 |
| | في الريف (بالمليون) | -1.447 | -1.206 | -0.390 | -.4.288 | -4.338 | -4.337 |
| | الذكور (بالمليون) | -1.825 | -2.867 | -0.939 | -6.545 | -6.521 | -6.284 |
| | الإناث (بالمليون ) | -1.373 | -1.390 | -0.789 | -2.938 | -2.706 | -3.028 |
| | الأجمالي (بالمليون) | -1.371 | -1.269 | 0.360 | -4.662 | -4.659 | -4.700 |
| المتعطلين | في الحضر (بالمليون ) | -1.726 | -3.928 | -0.845 | -9.542 | -9.340 | -9.712 |
| | في الريف (بالمليون ) | 0.493 | -2.437 | 1.971 | -6.290 | -6.495 | -5.430 |
| | الذكور (بالمليون) | -0.439 | -2.225 | 0.793 | -6.846 | -6.846 | -6.268 |
| | الإناث (بالمليون ) | -3.228 | -3.851 | -0.9212 | -4.689 | -4.561 | -4.786 |
| | الأجمالي (بالمليون) | -0.387 | -2.238 | 0.846 | -6.151 | -6.144 | -5.752 |
| معدل البطالة | في الحضر (%) | -4.058 | -4.474 | -0.818 | -8.007 | -4.474 | -8.158 |
| | في الريف (%) | 1.040 | -2.378 | 2.723 | -6.476 | -7.040 | -5.371 |
| | الذكور (%) | -0.340 | -2.218 | 1.015 | -6.481 | -6.506 | -5.918 |
| | الإناث (%) | -3.015 | -3.447 | -1.024 | -3.190 | -3.101 | -3.253 |
| | الإجمالي (%) | 0.075 | -2.148 | 1.442 | -6.681 | -6.937 | -6.013 |

**المصدر: نتائج تحليل بيانات جداول (1)،(2)، (3) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7).**

- **المشتغلين بالقطاع الزراعي المصري:**

وتوضح المعادلة (1) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر قدر بنحو 879 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 78% من التغيرات التى تحدث في المشتغلين بالقطاع الزراعي في الحضر تعزى إلى التغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتشيرالمعادلة (2) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف قدر بنحو 892 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 84% من التغيرات التى تحدث في المشتغلين بالقطاع الزراعي في الريف تعزى إلى التغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

كما توضح المعادلة (3) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المشتغلين بالقطاع الزراعي الذكور قدر بنحو 845 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 79% من التغيرات التى تحدث في المشتغلين بالقطاع الزراعي الذكور تعزى إلى التغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتوضح المعادلة (4) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المشتغلين بالقطاع الزراعي من الإناث قدر بنحو 837 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 66% من التغيرات التى تحدث في المشتغلين بالقطاع الزراعي الإناث تعزى إلى التغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتوضح المعادلة (5) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي قدر بنحو 898 ألف عاملاً، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 78% من التغيرات التى تحدث في إجمالي المشتغلين بالقطاع الزراعي تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

- **المتعطلين بالقطاع الزراعي المصري:**

وتوضح المعادلة (6) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 5% في المتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر قدر بنحو 420 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 17% من التغيرات التى تحدث في المتعطلين بالقطاع الزراعي في الحضر تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 5%.

وتشير المعادلة (7) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المتعطليين بالقطاع الزراعي في الريف قدر بنحو 962 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 87% من التغيرات التى تحدث في المتعطليين بالقطاع الزراعي في الريف تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

كما توضح المعادلة (8) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المتعطليين بالقطاع الزراعي الذكور قدر بنحو 972 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 90% من التغيرات التى تحدث في المتعطليين بالقطاع الزراعي الذكور تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتوضح المعادلة (9) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في المتعطليين بالقطاع الزراعي الإناث قدر بنحو 655 ألف عاملاً خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 41% من التغيرات التى تحدث في المتعطليين بالقطاع الزراعي الإناث تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتوضح المعادلة (10) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في إجمالي المتعطليين بالقطاع الزراعي قدر بنحو 975 ألف عاملاً، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 90% من التغيرات التى تحدث في إجمالي المتعطليين بالقطاع الزراعي تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

**جدول 5.نتائج تقدير نماذج السلاسل الزمنية للعمالة في القطاع الزراعي خلال الفترة (1990 - 2018 م)**

| م | | المتغير | Constant | | AR(1) | | $R^2$ | F | Theil Inequality Coefficient |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Coefficient | t-Statistic | Coefficient | t-Statistic | | | |
| 1 | المشتغلين | في الحضر (بالمليون ) | 0.479 | (3.92)** | 0.879 | (9.56)** | 0.78 | (91.39)** | 0.1513 |
| 2 | | في الريف (بالمليون) | 5.41 | (9.42)** | 0.892 | (11.89)** | 0.84 | (141.41)** | 0.0514 |
| 3 | | الذكور (بالمليون) | 4.36 | (11.25)** | 0.845 | (9.96)** | 0.79 | (99.18)** | 0.0425 |
| 4 | | الإناث (بالمليون ) | 1.42 | (4.63)** | 0.837 | (7.07)** | 0.66 | (50.01)** | 0.1449 |
| 5 | | الإجمالي (بالمليون) | 5.91 | (8.20)** | 0.898 | (12.04)** | 0.85 | (144.89)** | 0.0578 |
| 6 | المتعطليين | في الحضر (بالمليون) | 0.074 | (3.58)** | 0.420 | (2.34)* | 0.17 | (5.48)* | 0.3895 |
| 7 | | في الريف (بالمليون) | 0.990 | 0.744 | 0.962 | (13.40)** | 0.87 | (181.49)** | 0.2073 |
| 8 | | الذكور (بالمليون) | 1.323 | 0.583 | 0.972 | (15.74)** | 0.90 | (247.63)** | 0.1880 |
| 9 | | الإناث (بالمليون ) | 0.042 | (2.28)* | 0.655 | (4.21)** | 0.41 | (17.71)** | 0.4253 |
| 10 | | الإجمالي (بالمليون) | 1.54 | 0.507 | 0.975 | (15.23)** | 0.90 | (231.9)** | 0.1851 |
| 11 | معدل البطالة | في الحضر (%) | 12.13 | (7.25)** | 0.200 | 1.02 | 0.04 | 1.04 | 0.2663 |
| 12 | | في الريف (%) | 33.45 | 0.223 | 0.986 | (13.30)** | 0.87 | (177.02)** | 0.1784 |
| 13 | | الذكور (%) | 28.74 | 0.452 | 0.980 | (16.76)** | 0.92 | (281.00)** | 0.1599 |
| 14 | | الإناث (%) | 2.55 | (2.39)* | 0.503 | (2.39)* | 0.18 | (5.73)* | 0.3778 |
| 15 | | الإجمالي (%) | -74.31 | -0.07 | 1.000 | (15.21)** | 0.90 | (231.42)** | 0.1585 |

**Sample (adjusted): 1991 – 2018. Included observations: 28 after adjustments**

*** معنوي عند مستوى معنوية .0.05 ** معنوي عند مستوى معنوية 0.01 - القيم بين الأقواس تمثل فيم "t" الجدولية.**

**المصدر: نتائج التحليل الإحصائي لبيانات جداول (1)، (2)، (3) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7 ).**

**• معدل البطالة الزراعية:**

وتوضح المعادلة (11) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً غيرمعنوي إحصائياً في معدل البطالة بالقطاع الزراعي في الحضر قدر بنحو 0,2% خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 4% من التغيرات التى تحدث في معدل البطالة بالقطاع الزراعي في الحضر تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) عدم معنوية الدالة إحصائياً.

وتشير المعادلة (12) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في معدل البطالة بالقطاع الزراعي في الريف قدر بنحو 0,99% خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 87% من التغيرات التى تحدث في معدل البطالة بالقطاع الزراعي في الريف تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

كما توضح المعادلة (13) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في معدل البطالة بالقطاع الزراعي الذكور قدر بنحو 0,98% خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 92% من التغيرات التى تحدث في معدل البطالة بالقطاع الزراعي الذكور تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

وتوضح المعادلة (14) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 5% في معدل البطالة بالقطاع الزراعي الإناث قدر بنحو 0,50% خلال فترة الدراسة، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 18% من التغيرات التى تحدث في معدل البطالة بالقطاع الزراعي الإناث تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 5%.

وتوضح المعادلة (15) بالجدول (5) وجود اتجاها عاماً متزايداً معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1% في معدل البطالة بالقطاع الزراعي قدر بنحو 1%، كما يبين معامل التحديد إلي أن حوالي 90% من التغيرات التى تحدث في إجمالي معدل البطالة بالقطاع الزراعي تعزى إلى المتغيرات التي يعكس أثرها عامل الزمن، كما توضح قيمة (F) معنوية الدالة إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

**3- اختبار مدى قدرة نماذج السلاسل الزمنية المقدرة على التنبؤ:**

توضح البيانات الواردة بجدول (5) نتائج حساب معامل عدم التساوي لثيل للاستدلال على مقدرة نماذج السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة المقدرة خلال فترة الدراسة (1990 - 2018) على التنبؤ بالقيم قي السنوات التالية، ويتبين من خلال تلك النتائج اقتراب معامل عدم التساوي لثيل الخاص بكل نموذج من الصفر، مما يعني أن هذه النماذج تتمتع بقدرة تنبؤية جيدة.

**ثالثاً: تقدير الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخط Error Correcting (ECM):**

يهتم هذا الجزء بتحديد أهم العوامل المؤثرة على الطلب على العمالة الزراعية، فضلاً عن تقدير نموذج قياسي للطلب على العمالة الزراعية في مصر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correcting (ECM). توجد كثير من المتغيرات التي يمكن تؤثر على الطلب على العمالة الزراعية والتي يمكن استخدامها في تقدير الطلب علي العمالة الزراعية خلال الفترة (1990-2018) الواردة بجدول (6).

الكمية المطلوبه من العمالة الزراعية وتقاس بعدد المشتغلين في القطاع الزراعي (بالمليون عامل)، أجر العامل الزراعي (بالألف جنيه)، الناتج المحلي الزراعي (بالمليار جنيه)، الإستثمار في القطاع الزراعي (بالمليار جنيه)، الصادرات الزراعية (بالمليون جنيه) وتشمل: (حيوانات حية ومنتجاتها، المنتجات النباتية، شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها، منتجات غذائية ومشروبات وتبغ، جلود وفراء ومصنوعاتها)، الواردات الزراعية (بالمليون جنيه) وتشمل: (حيوانات حية ومنتجاتها، المنتجات النباتية، شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها، منتجات غذائية ومشروبات وتبغ، جلود وفراء ومصنوعاتها).

ولتقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) يتطلب ذلك شرطين اساسيين هما:

**أولاً: أن تكون السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج المقدر مستقرة عند نفس المستوى.**

**ثانياً: أن يكون هناك تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المقدر.**

وبالتالي لتقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) هناك عدة مراحل وهي: 1- إجراء اختبار جذر الوحدة لاختبار سكون السلسلة الزمنية من عدم، 2- اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة، 3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، 4- تقدير استجابة الكمية المطلوبة من العمالة للتغيرات في المدي القصير والطويل، 5- ثم اختبار المشاكل القياسية في النموذج المقدر، 6- اختبار مدى مقدرة هذا النموذج المقدر على التنبؤ، اعتمادًا على بعض مؤشرات جودة النماذج في التنبؤ، وذلك كما يلي.

**1- اختبار سكون السلاسل الزمنية:**

يتم اجراء اختبار سكون السلاسل الزمنية وذلك للتأكد من درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات المستخدمة في تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، حيث أن الشرط الأول لمنهجية جوهانسن أن تكون جميع المتغيرات متكامل من نفس الدرجة. ولاختبار حالة السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1990– 2018) من حيث الاستقرار (السكون) من عدمه يتم إجراء اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test)، باستخدام اختبار ديكي– فوللر المعدل (Augmented Dickey – Fuller). وتوضح بيانات جدول (7) أن قيمة (t) المحسوبه عند كل من مستوي المعنوية 1%، 5% أ قل من (t) الجدولية للسلاسل الزمنية الأصلية (level) لجميع متغيرات الدراسة وفقاً للنماذج في صورها الثلاثة، من حيث تواجد الحد الثابت و/ أو الاتجاه العام (Intercept – Intercept &Trend - None) خلال الفترة (1990 - 2018)؛ وذلك يدل على وجود جذر الوحدة لهذه السلاسل الزمنية؛ بمعنى إنها غير مستقرة (غير ساكنة).

**جدول 6. أهم متغيرات نموذج الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990 - 2018)**

| السنوات | أجر العامل الزراعي (بالألف جنيه) | الناتج المحلي الزراعي (بالمليار جنيه) | الاستثمار في القطاع الزراعي (بالمليار جنيه) | الصادرات الزراعية ( بالمليون جنيه) | | | | الواردات الزراعية ( بالمليون جنيه) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | حيوانات حيه ومنتاجتها | المنتجات النباتيه | شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها | منتجات غذائية ومشروبات وتبغ | حيوانات حيه ومنتاجتها | المنتجات النباتيه | شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها | منتجات غذائية ومشروبات وتبغ |
| 1990 | 1.25 | 17.74 | 1.72 | 98 | 536 | 6 | 125 | 33 | 2075 | 607 | 1858 | 15 |
| 1991 | 1.51 | 19.11 | 2.04 | 107 | 729 | 20 | 218 | 43 | 3337 | 435 | 1633 | 7 |
| 1992 | 1.61 | 21.68 | 2.62 | 221 | 878 | 21 | 187 | 64 | 4435 | 893 | 1689 | 13 |
| 1993 | 1.82 | 24.43 | 2.30 | 203 | 753 | 18 | 204 | 57 | 3282 | 594 | 1798 | 9 |
| 1994 | 1.98 | 27.50 | 3.18 | 87 | 830 | 27 | 158 | 54 | 4737 | 659 | 1807 | 22 |
| 1995 | 2.08 | 32.05 | 3.38 | 60 | 1058 | 16 | 202 | 34 | 5740 | 1740 | 1961 | 19 |
| 1996 | 2.18 | 36.97 | 4.48 | 74 | 1201 | 23 | 185 | 40 | 7152 | 1763 | 2484 | 19 |
| 1997 | 2.34 | 41.88 | 5.19 | 78 | 847 | 44 | 168 | 59 | 5657 | 1660 | 2932 | 14 |
| 1998 | 2.55 | 45.65 | 8.16 | 65 | 1219 | 24 | 113 | 59 | 5523 | 1833 | 2805 | 22 |
| 1999 | 2.65 | 48.94 | 8.42 | 86 | 993 | 97 | 120 | 47 | 5903 | 1426 | 2765 | 36 |
| 2000 | 2.86 | 52.85 | 8.13 | 53 | 1077 | 83 | 200 | 79 | 6231 | 1050 | 2638 | 52 |
| 2001 | 2.97 | 55.07 | 8.20 | 63 | 1493 | 71 | 267 | 101 | 6984 | 697 | 3400 | 68 |
| 2002 | 3.11 | 58.37 | 9.59 | 99 | 2385 | 66 | 333 | 122 | 9007 | 818 | 3645 | 67 |
| 2003 | 3.12 | 63.82 | 6.40 | 230 | 3796 | 135 | 580 | 166 | 9275 | 912 | 3945 | 49 |
| 2004 | 8.22 | 69.25 | 7.56 | 266 | 4257 | 143 | 736 | 177 | 9107 | 2260 | 4203 | 67 |
| 2005 | 8.68 | 75.29 | 7.42 | 337 | 4257 | 126 | 970 | 169 | 12871 | 2615 | 4218 | 85 |
| 2006 | 9.14 | 81.77 | 8.04 | 263 | 4134 | 85 | 975 | 176 | 11752 | 2757 | 3918 | 78 |
| 2007 | 7.93 | 99.95 | 7.79 | 307 | 5925 | 72 | 1272 | 222 | 19293 | 2016 | 4703 | 97 |
| 2008 | 8.63 | 113.10 | 8.07 | 2245 | 10336 | 1140 | 2927 | 416 | 25303 | 8148 | 7983 | 264 |
| 2009 | 11.75 | 135.46 | 6.86 | 2949 | 16004 | 964 | 4488 | 701 | 23541 | 4979 | 7023 | 215 |
| 2010 | 14.54 | 160.97 | 6.74 | 3349 | 16248 | 891 | 7687 | 1031 | 30279 | 5799 | 10284 | 434 |
| 2011 | 14.50 | 190.16 | 6.83 | 3390 | 16394 | 1899 | 7932 | 947 | 47479 | 12238 | 16720 | 360 |
| 2012 | 18.23 | 188.79 | 5.37 | 2728 | 15164 | 1688 | 7423 | 737 | 52655 | 9898 | 19829 | 368 |
| 2013 | 21.56 | 209.75 | 8.38 | 3244 | 19230 | 1688 | 9731 | 1214 | 51744 | 11129 | 18650 | 419 |
| 2014 | 22.16 | 241.49 | 11.63 | 3529 | 21028 | 1308 | 10591 | 1427 | 58883 | 10549 | 21441 | 507 |
| 2015 | 26.16 | 278.46 | 13.41 | 3422 | 22749 | 948 | 10379 | 1214 | 55133 | 5722 | 24046 | 738 |
| 2016 | 27.81 | 318.88 | 16.28 | 4036 | 28477 | 1614 | 15845 | 1216 | 68579 | 14680 | 32604 | 725 |
| 2017 | 29.04 | 398.54 | 17.34 | 7121 | 51544 | 2951 | 25967 | 2031 | 123500 | 24951 | 46044 | 959 |
| 2018 | 32.61 | 498.20 | 24.70 | 7116 | 51690 | 2150 | 26167 | 1798 | 139141 | 22771 | 42280 | 1360 |
| متوسط الفترة | 10.10 | 124.35 | 7.94 | 1580.26 | 10525.25 | 631.69 | 4694.85 | 497.70 | 27882.64 | 5365.48 | 10320.84 | 244.42 |

**المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء،الكتاب الإحصائي السنوي، أعداد متفرقة.**

**جدول 7. اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey – Fuller test statistic) لأهم متغيرات نموذج الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990-2018)**

| المتغيرات | | المستوى (Level) | | | الفرق الاول (1 st difference) | | | الفرق الثاني (2 th difference) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Intercept | Trend & Intercept | None | Intercept | Trend & Intercept | None | Intercept | Trend & Intercept | None |
| القيم الحرجة عند 1 % | | -3.689 | -4.324 | -2.650 | -3.700 | -4.339 | -2.653 | -3.788 | -4.374 | -2.657 |
| القيم الحرجة عند 5 % | | -2.972 | -3.581 | -1.953 | -2.976 | -3.588 | -1.954 | -3.012 | -3.603 | -1.954 |
| (Y) الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية | | -1.371 | -1.269 | 0.360 | -4.662 | -4.659 | -4.700 | – | – | – |
| ($x_1$) أجر العامل الزراعي | | 2.803 | 0.372 | 4.964 | -4.093 | -5.862 | -2.874 | – | – | – |
| ($x_4$) الصادرات من حيوانات حيه ومنتاجتها | مستقرة عند الفرق الأول | 1.193 | 0.8279 | 2.113 | -4.468 | -5.066 | -4.083 | – | – | – |
| ($x_5$) الصادرات من المنتجات النباتيه | | 4.624 | 1.395 | 5.223 | -0.103 | -5.388 | 0.864 | – | – | – |
| ($x_6$) الصادرات من شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها | | -0.892 | -2.778 | -0.169 | -5.570 | -5.836 | -5.615 | – | – | – |
| ($x_{11}$) الواردات شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها | | 2.897 | 0.369 | 4.016 | -0.653 | -4.719 | 0.103 | – | – | – |
| ($x_{12}$) الواردات من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ | | 2.347 | -0.909 | 3.099 | -5.726 | -4.768 | -5.219 | – | – | – |
| ($x_3$) الاستثمار الزراعي | مستقرة عند الفرق الثاني | -2.145 | 0.880 | 3.174 | -170 | -3.551 | -0.574 | -8.735 | -5.144 | -8.800 |
| ($x_7$) الصادرات من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ | | 4.876 | 4.424 | 5.063 | 2.296 | -0.536 | 3.605 | -5.604 | -3.824 | -0.827 |
| ($x_{10}$) الواردات من المنتجات النباتيه | | 6.818 | 0.304 | 7.477 | 1.753 | 1.484 | 3.165 | -6.837 | -8.500 | -0.573 |
| ($x_{13}$) الواردات من جلود وفراء ومصنوعاتها | | 4.702 | 2.841 | 5.454 | 0.731 | -4.704 | 1.389 | -5.325 | -5.639 | -5.128 |
| ($x_2$) الناتج المحلي الزراعي | غير مستقرة | -4.196 | 4.2442 | 2.970 | 4.1989 | 1.262 | 4.811 | 0.026 | -2.105 | 0815 |
| ($x_8$) الصادرات من جلود وفراء ومصنوعاتها | | 2.470 | -0.624 | 3.800 | -1.038 | -3.526 | -0.191 | -0.843 | -0.648 | -0.996 |
| ($x_9$) الواردات من حيوانات حية ومنتجاتها | | 5.349 | 3.776 | 5.980 | 2.353 | 1.258 | 3.044 | -1.613 | -2.193 | 1.232 |

**المصدر: نتائج تحليل بيانات جدول (1)، (6) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7).**

وللتغلب على تلك المشكلة يتم إجراء الاختبار بعد أخذ (الفروق الأولى) (1st difference) لهذه السلاسل الزمنية المعنية بالدراسة. ويتبين من خلال بيانات نفس الجدول أن قيمة (t) المحسوبه عند مستوى المعنوية 5% أكبر من (t) الجدولية لسلاسل الفروق الأولى وفقا للنموذج الذي يحتوي الحد الثابت والاتجاه الزمني العام (Intercept &Trend) من خلال الفترة (1990 - 2018) أي لا يوجد جذر الوحدة لهذه السلاسل الزمنية مما يعني استقرارها لكل من متغيرات الكمية المطلوبه من العمالة الزراعية (Y)، أجر العامل الزراعي ($X_1$)، الصادرات الزراعية من حيوانات حية ومنتجاتها ($X_4$)، الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية ($X_5$)، الصادرات الزراعية من شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها ($X_6$)، الواردات الزراعية من شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها ($X_{11}$)، الواردات الزراعية من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ ($X_{12}$). أي ان الشرط الأول لتقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) قد تحقق لهذه المتغيرات السابقة فقط، وبالتالي يتم ادخال هذه المتغيرات فقط في نموذج تصحيح الخطأ(ECM).

وبالنسبة لمتغيرات الإستثمار في القطاع الزراعي ($X_3$)، الصادرات الزراعية منتجات غذائية ومشروبات وتبغ ($X_7$)، والمنتجات النباتية ($X_{10}$)، الواردات الزراعية من جلود وفراء ومصنوعاتها ($X_{13}$)، فتوضح بيانات جدول (7) أن قيمة (t) المحسوبه عند كل من مستوي المعنوية 1%، 5% أقل من (t) الجدولية للسلاسل الزمنية عند (الفرق الثاني)، وبالتالي لا يتم ادخال هذه المتغيرات في نموذج تصحيح الخطأ(ECM).

أما المتغيرات الناتج المحلي الزراعي ($X_2$)، الصادرات الزراعية من جلود وفراء ومصنوعاتها ($X_8$)، الواردات الزراعية من حيوانات حية ومنتجاتها ($X_9$)، فتوضح بيانات جدول (7) أن قيمة (t) المحسوبه عند كل من مستوي المعنوية 1%، 5% أقل من (t) الجدولية للسلاسل الزمنية لا عند المستوى ولا الفرق الأول ولا الثاني، وبالتالي فهي غير مستقر، وبالتالي لا يتم ادخال هذه المتغيرات في نموذج تصحيح الخطأ(ECM).

**2- اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة:**

نتيجة وجود أكثر من متغير مستخدم في تقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) فقد تم استخدام احتبار جوهانسون للتكامل المشترك (Johansen – Juselius)، وذلك لتقدير عدد المتغيرات التي بينها تكامل مشترك، ويعتمد اختبار جوهانسون على الفرض الصفري وهو (r=0) أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مقابل الفرض البديل وهو(r=1) وهو وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. حيث أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تكون غير مؤكدة. وقد اقترح جوهانسون عدة خطوات للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات هي:

**أ- تقدير سلسلة البواقي:** وذلك بتقدير معادلة انحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية جدول (8)، ثم تقدير سلسلة البواقي لهذه المعادلة، وإجراء اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test)، باستخدام اختبار ديكي– فوللر المعدل (Augmented Dickey – Fuller). فإذا كانت سلسلة البواقي عند المستوي بها جذر الوحدة أي غير مستقرة فيتم قبول الفرض الصفري (أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج)، أما إذا كانت سلسلة البواقي مستقرة عند المستوى أي لا يوجد بها جذر الوحدة، فيتم رفض الفرض الصفري (أي وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج). وقد استقرت سلسلة البواقي لهذه المعادلة عند المستوى، (أي يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج).

**جدول 8. تقدير الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS العادية خلال الفترة (1990-2018)**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 4.890748 | 0.100293 | 48.76469 | 0.0000 |
| $X_1$ | 0.084414 | 0.019721 | 4.280420 | 0.0003 |
| $X_4$ | 0.000444 | 0.000246 | 1.800864 | 0.0854 |
| $X_5$ | -5.10E-05 | 4.08E-05 | -1.247561 | 0.2253 |
| $X_6$ | 0.001283 | 0.000433 | 2.963273 | 0.0072 |
| $X_{11}$ | -0.000113 | 6.06E-05 | -1.870102 | 0.0748 |
| $X_{12}$ | -5.50E-05 | 1.95E-05 | -2.821464 | 0.0099 |
| R-squared | 0.904771 | | | |
| F-statistic | 34.83696 | Prob (F-statistic) | | 0.000000 |

**Included observations: 29 after adjustments.**

**حيث أن: ($x_1$) أجر العامل الزراعي (بالمليون عامل).**
**($x_4$) االصادرات من حيوانات حيه ومنتجاتها (بالمليون حنيه).**
**($x_5$) الصادرات من المنتجات النباتيه (بالمليون حنيه).**
**($x_6$) الصادرات من شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها (بالمليون حنيه).**
**($x_{11}$) الواردات شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها (بالمليون حنيه).**
**($x_{12}$) الواردات من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ (بالمليون حنيه).**

**المصدر: جمعت وحسبت من بيانات جدول (1)، (6) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7).**

**ب- اختبار فترة الإبطاء:** يتم تحديد عدد فترات الإبطأ وفقاً لعدة معايير وهي معايير إحصائية اقترحها (Johansen – Juselius)، وهي معايير ( LR, RPE, AIC,SC,HQ)، وذلك من خلال تقدير نموذج VAR لفترات الإبطأ. وقد تم في هذا البحث المقارنه بين (عدم وجود فترة)، (فترة إبطأ واحدة) ويتضح من نتائج التقدير الموضحه بجدول (9) أن قيمة المعايير السابقة في (فترة إبطأ واحدة) أقل من (عدم وجود فترة إبطأ)، وبالتالي فأنه من الضروري أخذ فترة إبطأ واحدة في في تقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

**جدول 9. نتائج تقدير نموذج VAR لفترة الإبطأ الزمني الأولي لمتغيرات نموذج الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990-2018)**

| Lag | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|
| 0 | NA | 4.43e+29 | 88.12907 | 88.46502 | 88.22896 |
| 1 | 98.56913* | 1.06e+29* | 86.57085* | 88.25851 | 87.37003* |

*** 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: نتائج تحليل بيانات جدول (6) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7).**

**ج- نتائج تحليل التكامل المشترك:**

يتبين من خلال بيانات جدول (10) الذي يوضح نتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك الذي تم تقديره بوجود الثابت والإتجاه الزمني المحدد، أن القيمة المحسوبه لكل من إختبار الأثر (Tace)، وقيمة إيجن العظمى (Maximum Eigenvalue) كانت أكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%، مما يعني رفض الفرض الصفري وهو (r=0) أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وقبول الفرض البديل وهو(r=1) أي وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

**جدول 10. نتائج التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسون لمتغيرات نموذج الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990-2018)**

**Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)**

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | |
| None * | 0.983923 | 312.9779 | 125.6154 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.948707 | 205.5877 | 95.75366 | 0.0000 |
| At most 2 * | 0.868655 | 128.3625 | 69.81889 | 0.0000 |
| At most 3 * | 0.832715 | 75.58430 | 47.85613 | 0.0000 |
| At most 4 | 0.529499 | 29.09481 | 29.79707 | 0.0601 |
| At most 5 | 0.290829 | 9.491948 | 15.49471 | 0.3218 |
| At most 6 | 0.021188 | 0.556810 | 3.841466 | 0.4555 |

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | |
| None * | 0.983923 | 107.3902 | 46.23142 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.948707 | 77.22524 | 40.07757 | 0.0000 |
| At most 2 * | 0.868655 | 52.77816 | 33.87687 | 0.0001 |
| At most 3 * | 0.832715 | 46.48949 | 27.58434 | 0.0001 |
| At most 4 | 0.529499 | 19.60286 | 21.13162 | 0.0807 |
| At most 5 | 0.290829 | 8.935138 | 14.26460 | 0.2916 |
| At most 6 | 0.021188 | 0.556810 | 3.841466 | 0.4555 |

**Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level**
*** denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level**
****MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values**

**المصدر: نتائج تحليل بيانات جدول (1)، (6) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7).**

**3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM):**

وقد تم تقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) وذلك بعد تحقق الشرطين الاساسيين لتقدير هذا النموذج وهما: السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج المقدر مستقرة عند نفس المستوى عند (الفرق الأول) لهذه المتغيرات، ويوجد تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المقدر عند نفس الدرجة.

وتوضح بيانات جدول (11) دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، حيث يمثل ($U_{t-1}$) حد تصحيح

الخطأ، وهو معنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 5%، مع وجود الإشارة السالبة المتوقعة. وقد بلغت قيمة معامل تصحيح الخطأ نحو (- 0,395)، أي أن الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تتجه نحو قيمتها التوازنية في كل مدة زمنية بنسبة تعادل (39,5%) من إختلال التوازن المتبقي من المدة (t-1)، أي أنه عندما تنحرف الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية خلال المدى القصير في المدة (t-1) عن قيمتها التوازنية في المدى البعيد، فإنه يتم تصحيح ما يعادل 39,5% من هذا الإنحراف، بالإضافة إلى أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تعكس سرعة تعديل منخفضة نحو التوازن، أي أن الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تستغرق ما يقرب 2,53 سنه (0,395/1) باتجاه قيمتها التوازنية بعد آثر الصدمة في النموذج نتيجة للتغير في محدداتها.

وتبين بيانات جدول (11) لتقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، أنه توجد علاقة طردية غير معنوية إحصائياً بين أجر العامل الزراعي ($DX_{1t-1}$) بفترة إبطأ سنه والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر بنحو 0,010094 مليون عامل، أي أن عندما يزيد أجر العامل الزراعي بمقدار ألف جنيه يؤدي ذلك إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار 10,094 ألف عامل. كما توجد علاقة طردية معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 1% بين الصادرات الزراعية من الحيونات الحية ومنتجاتها ($DX_{4t-1}$) والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بفترة إبطأ سنه تقدر بنحو 0,000782 مليون عامل، أي أن عندما تزيد الصادرات الزراعية من الصادرات الزراعية من الحيونات الحية ومنتجاتها بمقدار مليون جنيه يؤدي ذلك إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار 782 عامل.

**جدول11. نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) للطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS خلال الفترة (1990-2018)**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.048214 | 0.043510 | 1.108114 | 0.2810 |
| $DX_{1\ t-1}$ | 0.010094 | 0.024981 | 0.404083 | 0.6904 |
| $DX_{4\ t-1}$ | 0.000782 | 0.000133 | 5.893903 | 0.0000 |
| $DX_{5\ t-1}$ | -9.92E-05 | 1.85E-05 | -5.369570 | 0.0000 |
| $DX_{6\ t-1}$ | 0.001079 | 0.000218 | 4.947806 | 0.0001 |
| $DX_{11\ t-1}$ | -0.000107 | 2.64E-05 | -4.042100 | 0.0006 |
| $DX_{12\ t-1}$ | -1.82E-05 | 9.92E-06 | -1.829848 | 0.0822 |
| U (-1) | -0.395152 | 0.162201 | -2.436182 | 0.0243 |
| R-squared | 0.828192 | Mean dependent var | | 0.040321 |
| Adjusted R-squared | 0.768059 | S.D. dependent var | | 0.363176 |
| S.E. of regression | 0.174907 | Akaike info criterion | | -0.414174 |
| Sum squared resid | 0.611846 | Schwarz criterion | | -0.033544 |
| Log likelihood | 13.79843 | Hannan-Quinn criter. | | -0.297811 |
| F-statistic | 13.77269 | Durbin-Watson stat | | 0.921444 |
| Prob(F-statistic) | 0.000002 | | | |

**Included observations: 28 after adjustments.**

**حيث أن:**

**$Dx_{1\ t-1}$ أجر العامل الزراعي بفترة إبطأ سنه (بالمليون عامل).**

**$Dx_{4\ t-1}$ الصادرات من حيوانات حيه ومنتجاتها بفترة إبطأ سنه (بالمليون حنيه).**

**$Dx_{5\ t-1}$ الصادرات من المنتجات النباتيه بالعام السابق (بالمليون حنيه).**

**$Dx_{6\ t-1}$ الصادرات من شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها بفترة إبطأ سنه (بالمليون حنيه).**

**$Dx_{11\ t-1}$ الواردات شحوم ودهون وزيوت ومنتجاتها بفترة إبطأ سنه (بالمليون حنيه).**

**$Dx_{13\ t-1}$ الواردات من منتجات غذائية ومشروبات وتبغ بفترة إبطأ سنه (بالمليون حنيه).**

**( U (-1) ) حد تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التعديل نحو التوازن في المدى القصير ألى التوازن في المدى الطويل .**

**المصدر: جمعت وحسبت من بيانات جدول (1)، (6) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7)**

أما بالنسبة للصادرات الزراعية من المنتجات النباتية ($DX_{5t-1}$) بفترة إبطأ سنه، فتوضح بيانات جدول (11) وجود علاقة عكسية معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 1% بينها وبين الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر بنحو 0,0000992 مليون عامل، أي أن عندما تزيد الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية بمقدار مليون جنيه يؤدي ذلك إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار99,2 عامل (وذلك لأن معظم الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية تستخدم تكنولوجيا الميكنه الزراعية بدلا من العمل البشري). وأيضا توجد علاقة طردية معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 1% بين الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها ($DX_{6t-1}$) والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بفترة إبطأ سنه تقدر بنحو 0,001097 مليون عامل، أي أن عندما تزيد الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها بمقدار مليون جنيه يؤدي ذلك إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار 1,097 ألف عامل. أما بالنسبة للواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها ($DX_{11t-1}$) بفترة إبطأ سنه فتوجد علاقة عكسية معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 1% بينها وبين الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تقدر بنحو 0,00107 مليون عامل أي أن عندما تزيد الواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها بمقدار مليون جنيه يؤدي ذلك إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار 107 عامل. كما توجد علاقة عكسية غير معنوية إحصائياً بين الواردات الزراعية من المنتجات غذائية ومشروبات وتبغ ($DX_{12t-1}$) والكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بفترة إبطأ سنه تقدر بنحو 0,0000182 مليون عامل، أي أن عندما تزيد الواردات الزراعية من المنتجات غذائية ومشروبات وتبغ بمقدار مليون جنيه يؤدي ذلك إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بمقدار 18,2 عامل.

كما يبين معامل التحديد المعدل إلي أن حوالي 77% من التغيرات التى تحدث في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تعزى إلى التغيرات التي تحدث في المتغيرات المستقلة التي يتضمنها النموذج، كما توضح قيمة (F) والتي تبلغ نحو (13,77)** معنوية النموذج إحصائياً عند مستوى معنوية 1%.

**4- تقدير استجابة الكمية المطلوبة من العمالة للتغيرات في المدي القصير والطويل:**

يمكن تقدير مدى استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتعيرات التي تحدث في المتغيرات المفسرة من خلال نموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة (1990 – 2018)، وحيث أن الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية تستغرق ما يقرب 2,53 سنه، كما بلغ متوسط العمالة الزراعية نحو5,52 مليون عامل جدول (1)، وكما يتضح أيضاً من خلال جدول (11) أن مقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية نتيجة التغير في أجر العامل الزراعي بلغ نحو 0,010094 مليون عامل، كما يبين جدول (6) أن متوسط أجر العامل بلغ نحو10,10 ألف جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في أجر العامل الزراعي نحو 0,0185، مما يعني أن زيادة أجر العامل الزراعي بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (0,185%) في المدى القصير ونحو (2,72%) في المدى الطويل.

كما يتضح أيضاً من خلال جدول (11) أن مقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية نتيجة التغير في الصادرات الزراعية من الحيوانات الحية ومنتجاتها بلغ نحو 0,00782 مليون عامل، ويبين جدول (6) أن متوسط الصادرات الزراعية من الحيوانات الحية ومنتجاتها بلغ نحو 1580,26 مليون جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في الصادرات الزراعية من الحيوانات الحية ومنتجاتها نحو0,224 ، مما يعني أن زيادة الصادرات الزراعية من الحيوانات الحية ومنتجاتها بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (2,24%) في المدى القصير ونحو (4,77%) في المدى الطويل.

أما بالنسبة لمقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية نتيجة التغير في الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية فيبين جدول (11) أنه بلغ نحو 0,0000992 مليون عامل، وكما يوضح جدول (6) أن متوسط الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية بلغ نحو 10525,25 مليون جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية نحو0,189، مما يعني أن زيادة الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (1,89%) في المدى القصير ونحو (4,42%) في المدى الطويل، (وذلك لأن معظم الصادرات الزراعية من المنتجات النباتية تستخدم تكنولوجيا الميكنه الزراعية بدلا من العمل البشري).

كما يتضح من خلال جدول (11) أن مقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية نتيجة التغير في الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت بلغ نحو 0.001079 مليون عامل، ويوضح جدول (6) أن متوسط الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت بلغ نحو 631,69 مليون جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها نحو 0,123، مما يعني أن زيادة الصادرات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (1,23%) في المدى القصير ونحو (3,67%) في المدى الطويل.

أما بالنسبة لمقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية نتيجة التغير في الواردات من الشحوم والدهون والزيوت منتجاتها بلغ نحو 0,00107 مليون عامل، وكما يوضح جدول (6) أن متوسط الواردات من

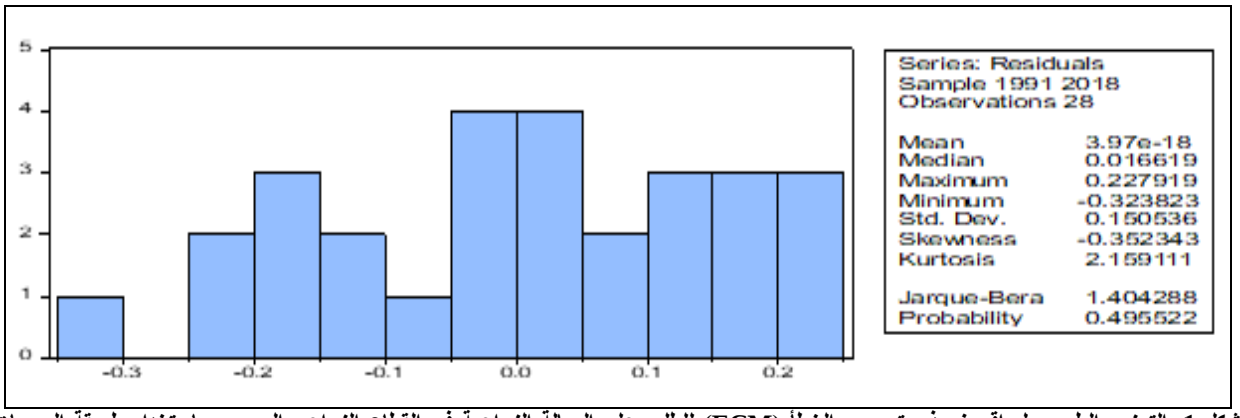
الشحوم والدهون والزيوت منتجاتها بلغ نحو 5365,84 مليون جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في الواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها نحو 0,0104، مما يعني أن زيادة الواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (0,104%) في المدى القصير ونحو (2,63%) في المدى الطويل.

أما بالنسبة لمقدار التغير في الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية فيبين جدول (11) أنه بلغ نحو 0,0000182 مليون عامل نتيجة التغير في الواردات الزراعية من المنتجات الغذائية والمشروبات والتبغ ، كما يوضح جدول (6) أن متوسط الواردات الزراعية من المنتجات الغذائية والمشروبات والتبغ بلغ نحو 10320,84 مليون جنيه، وبالتالي بلغت مرونة استجابة الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية للتغير في الواردات الزراعية من المنتجات الغذائية والمشروبات والتبغ نحو 0,034، مما يعني أن زيادة الواردات الزراعية من الشحوم والدهون والزيوت بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض الكمية المطلوبة من العمالة الزراعية بنسبة (0,034%) في المدى القصير ونحو (2,56%) في المدى الطويل.

وباستعراض المرونات السابقة يتبين أن جميعها أقل من الواحد الصحيح وهذا يدل على أن الطلب على العمالة الزراعية يوصف بأنه غير مرن.

**5- اختبار المشاكل القياسية في النموذج المقدر:**

**أ- التوزيع الطبيعي للبواقي:** قد اظهر إختبار Jarrque – Bera (JB)، شكل (1) أن البواقي موزعة توزيعاً طبيعياً بقيمه احتمالية بلغت نحو (0,49552) وهي أكبر من 5% ومنها يقبل فرض العدم بأن البواقي موزعة توزيعاً طبيعياً.




**شكل 1. التوزيع الطبيعي لبواقي نموذج تصحيح الخطأ (ECM) للطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS خلال الفترة (1990-2018 )**

**المصدر: جمعت وحسبت من بيانات جدول (11) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7)**

**ب- مشكلة عدم ثبات التباين:** قد أظهر اختبار Breusch-Pagan-Godfrey عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين بقيمه احتمالية بلغت نحو (0,2393) وهي أكبر من 5% جدول (12).

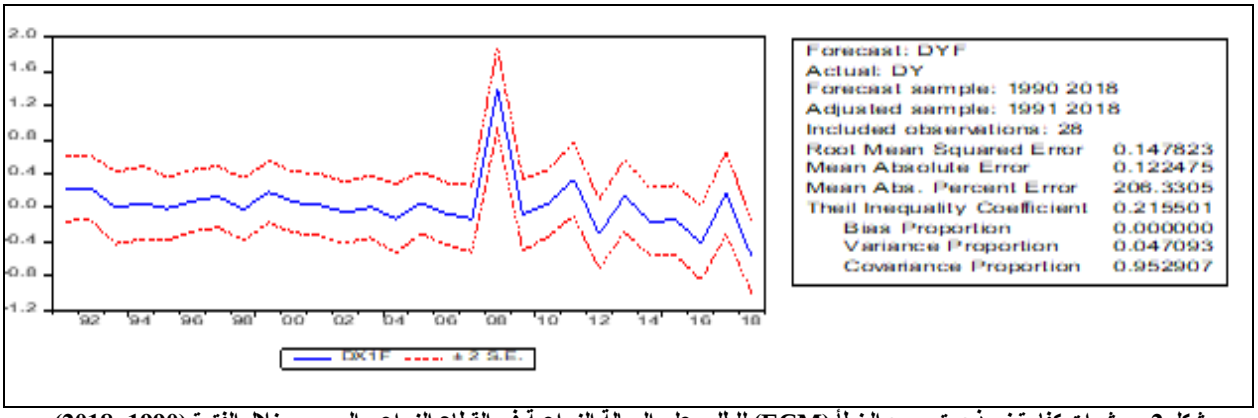
**جدول 12. إختبارات لنموذج تصحيح الخطأ (ECM) للطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990-2018)**

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.395807 | Prob. F(7,20) | 0.2611 |
| Obs*R-squared | 9.189527 | Prob. Chi-Square(7) | 0.2393 |
| Scaled explained SS | 2.717267 | Prob. Chi-Square(7) | 0.9099 |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
| F-statistic | 5.883303 | Prob. F(2,18) | 0.0108 |
| Obs*R-squared | 11.06827 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0039 |

**المصدر: جمعت وحسبت من بيانات جدول (10) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7)**

**ج- مشكلة الارتباط الذاتي:** قد اظهر إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test وجود إرتباط ذاتي بقيمه احتمالية بلغت نحو (0,0039) لمدة إبطأ واحدة وهي أقل من 1% ومنها يقبل فرض البديل بوجود ارتباط ذاتي جدول (12) ، وذلك نتيجة طبيعية لوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج.

**6- اختبار مدى مقدرة هذا النموذج المقدر على التنبؤ:** يوضح شكل (2) مؤشرات كفاءة نموذج دالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) خلال الفترة (1990 - 2018) حيث يتبين منه أن المعادلة المقدرة بجدول (11) لدالة الطلب على العمالة الزراعية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) تتسم بالكفاءة، نظراً لاقتراب معامل عدم التساوي لثيل من الصفر، ولذلك يتضح أن هذا النموذج يتمتع بقدرة تنبؤية جيدة وفقاً للمؤشرات الإحصائية القياسية والنسبية.




**شكل 2. موشرات كفاءة نموذج تصحيح الخطأ (ECM) للطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي المصري خلال الفترة (1990- 2018)**

**المصدر: جمعت وحسبت من بيانات جدول (10) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 7)**

**التوصيات:**

العمل على زيادة فرص العمل بالقطاع الزراعي أي زيادة الكمية المطلوبه من العمالة الزراعية وخفض معدل البطالة وذلك من خلال:

1. العمل على زياده أجر العامل الزراعي وبالتالي زيادة إنتاجيته مما يؤدي إلى زيادة الإنتاج الزراعي.

2. العمل على زيادة الصادرات الزراعية من كل من الحيونات الحية ومنتجاتها، والشحوم والدهون والزيوت ومنتجاتها، وذلك من خلال زيادة الإنتاج الزراعي من هذه المنتجات الزراعية.
3. العمل على تقليل الواردات الزراعية من كل من الشحوم والدهون والزيوت، والمنتجات الغذائية والمشروبات والتبغ، وذلك من خلال زيادة الإنتاج المحلي من هذه المنتجات الزراعية وتقليل الاستهلاك من هذه المنتجات.

## المراجع


1. أسامه كمال توفيق محمد، العمالة الزراعية والإنتاج المزرعي في محافظة المنيا في ظل سياسة التحرير الاقتصادي، رسالة دكتوراه، كلية الزراعة، جامعة المنيا، 2007.
2. رانيا رشاد عبد النبي، التحليل الاقتصادي للعمالة بالقطاع الزراعي في مصر، رسالة دكتوراه، كلية الزراعة ، جامعة عين شمس، 2019.
3. رشا محمد أحمد فرج، دراسة اقتصادية لبعض محددات استجابة عرض محصول الأرز في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد التاسع والعشرون، العدد الثالث، سبتمبر 2019.
4. عبد القادر محمد عبد القادر، طرق قياس العلاقات الاقتصادية مع تطبيقات الحاسب الالكتروني، دار الجامعات المصرية، الإسكندرية،1990م.
5. عابد العبدلي، محددات الطلب على وردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، العدد 32، جامعة الأزهر 2007.
6. على عبد العال خليفة وأخرون، دراسة قياسية لسوق العمل فى مصر بإستخدام نموذج التوازن العام، الجمعية المصرية للإقتصاد الزراعى، المؤتمر الحادى عشر للإقتصاديين الزراعيين، التنمية البشرية فى القطاع الريفى، سبتمبر، ٢٠٠٣.
7. عماد عبد المسيح شحاتة" كفاءة عنصر العمل البشرى فى القطاع الزراعى المصرى "رسالة دكتوراه، قسم الإقتصاد الزراعى، كلية الزراعة، جامعة القاهرة، ٢٠٠٢
8. كامل كاظم، تحليل وقياس العلاقة بين التوسع المالي والمتغيرات الاقتصادية في العراق، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد 9، 2013.
9. مجدي الشوربجي، أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، جامعة الشلف، الجزائر ، المجلد الخامس، العدد السادس، إبريل ٢٠١٠.
10. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب الإحصائي السنوي، أعداد متفرقة.
11. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة السنوية المجمعة لبحث القوي العاملة، أعداد متفرقة.
12. Dickey. D. A. and fuller. W. A. Likehood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica (1981).
13. Johansen. S. statistical analysis of cointegration vectors. J. Dynam. Cont. (1988).


# An economic study to estimate the demand for agricultural employment in Egypt


**Nivine Todary Guirguis Bebawy**

Institute of Agricultural Economics Research – Agricultural Research center


## ABSTRACT


By estimating the demand function for agricultural labor using the (error correction model) with a slower period of a year, the quantity of agricultural labor is towards its equilibrium value at an equivalent rate (39%), and therefore the amount of agricultural labor takes about 2.5 years.There is a statistically positive non-significant relationship between the wage of the agricultural labor and the amount of agricultural labor estimated at 10.093 thousand labors.There is a statistically positive significant relationship between agricultural exports from (live animals and their products), and (grease, fats and oils and their products) and the amount of agricultural labor, estimated at about 0.782,1097 thousand labors.There is a statistically significant inverse relationship between (exports of vegetable products), (imports of grease, fats and oils and their products) and the quantity of agricultural labor is estimated at 99.2,107 labors.There is a statistically non-significant inverse relationship relationship between agricultural imports of (food products, drinks and tobacco), and the amount of agricultural labor is estimated at 18.2 labors.Increasing (the wage of the agricultural worker), agricultural exports (live animals), and (fats, fats and oils) 10%, the amount of agricultural labor increases (0,185%), (2.24%), (1.23%) in the short term and around (2.72%), (4.77%), (3.67%), in the long run.Increasing in vegetable products, agricultural imports from (grease, fat and oil), and (food products, drinks and tobacco) 10%, the quantity of agricultural labor decreases (1.89%), (0.104%), (0.034%) in the short term, and about (4.42%), (2.63%), (2.56%) in the long run.