مجلة الدراسات الاقتصادية – كلية الاقتصاد – جامعة سرت المجلد الثاني – العدد الرابع
Economic Studies Journal (ESJ), Faculty of Economics, Sirte University (Vol.2 , No.4)
October 2019

# التحليل الإقتصادي القياسي لأهم العوامل المؤثرة على الناتج الزراعي في ليبيا خلال الفترة (1992-2012)

أ. صباح عمر الساعدي / كلية الزراعة / قسم الاقتصاد الزراعي / جامعة سرت

## الملخص

*هدفت هذه الدراسة إلى تحليل وقياس أثر عوامل الانتاج على الاقتصاد الزراعي ومدى أهمية عناصر الإنتاج بالنسبة للناتج المحلي الزراعي، والتعرف على طبيعة دالة الانتاج الزراعية الليبية وطبيعة العلاقة بين العمالة الزراعية والتكوين الرأسمالي الثابت، وقد بنيت الدراسة على نموذج لإثبات فرضية الدراسة وهي تأثير عناصر الانتاج والمتمثلة في ( الاستثمار المباشر والعمالة الزراعية ) على حجم الناتج الزراعي في ليبيا خلال الفترة (1992-2012)، وقد أظهرت نتائج التحليل الوصفي والقياسي أن المتغيرات المستقلة ( التكوين الرأسمالي الثابت، والعمالة الزراعية ) لهما تأثير إيجابي على الناتج المحلي الزراعي في الزمن القصير والطويل على الناتج المحلي الاجمالي، وأن النموذج الإحصائي المقدر معنوي إحصائياً ، وأن النموذج خالي من مشاكل التقدير .*

*الكلمات الدالة : الناتج الزراعي، الدالة الانتاجية، العمالة الزراعية، رأس المال الثابت.*

## Abstract

" This research studied the effect of the factors of production on the agricultural economy. One of the objectives was to analyze and measure the effect of the factors of production on the agricultural economy and the importance of agricultural output on the local production and to get knowledge of the nature of the function of the Libyan agricultural production and the nature of the relationship between agricultural employment and fixed capital formation (FCF). This research study was carried out based on a model to prove the hypothesis (Direct investment and agricultural employment) on the volume of agricultural output in Libya during the period of (1992-2012). The results of the descriptive and standard analysis showed that the independent variables (fixed capital formation and agricultural employment) have positive impact on the agricultural gross local product in the short and long-term of time, and that the estimated statistically significant statistical model, and this model-free assessment problems".

## أولا : الإطار النظري

### مقدمة:

الزراعة تعتبر المحور الأساس لقيام أي تنمية اقتصادية حقيقية في أي بلد، فالإنتاج الزراعي يشكل السبيل لتوفير الاحتياجات الغذائية الأساسية للمجتمع، كما أنه يساهم في توفير السيولة النقدية عبر التصدير، ويشكل أيضاً الأساس لتوفير العمل في القطاعات الانتاجية والخدمية الأخرى، كما إن هذا القطاع قادر على امتصاص أعداد كبيرة من الأيدي العاملة وبالتالي التخفيف من مشكلة البطالة، ويعتمد نجاح القطاع الزراعي على السياسة التي ينتهجها كل بلد في تخطيط الإنتاج الغذائي وتشجيعه، وكفاءة الإنتاج وفاعلية استعمال الموارد واستخدام العلم والتكنولوجيا والمؤسسات العلمية لدعم الإنتاج الزراعي والغذائي وزيادة الإنتاج.

إن الزراعة لا تشبه أي قطاع اقتصادي آخر، وبالإضافة إلى دورها في الاقتصاد فإن لها روابط قوية جدا مع المجتمع، فقد أصبحت تشكل نظاما معقدا من الفعاليات التي يتم تنفيذها، والتي تبدأ قبل الزراعة، وتستمر إلى ما بعد جني المحاصيل الزراعية، وكذلك فهي تتشعب إلى المستويات الصناعية والتجارية والخدمية، وفي الماضي كانت الزراعة تعتمد على الجهد الإنساني أساساً، وعلى أدوات بسيطة وقدر متواضع من المعارف، وكان مفهوم الزراعة قاصراً على فلاحة الأرض، أما الزراعة الحديثة فقد دخلها عنصر جديد هو

التكنولوجيا الحديثة، ومفهومها أصبح صناعة الزراعة، والانطباع الذي تتركه في الذهن هو جرارات وحاصدات وكيماويات ومصانع تعبئة وتعليب وثمارها كافية للزارع وأسرته وعشرات الأسر الأخرى .

**مشكلة الدراسة :**

يوظف القطاع الزراعي في ليبيا جزء كبير من الموارد الاقتصادية، إلا أنه غالباً ما يتسم باختلال التوازن بين الموارد الاقتصادية والموارد البشرية والموارد الطبيعية مما يترتب عليه انخفاض حجم الناتج الزراعي ، ومن هذا المنطلق فإن إجراء دراسات للعلاقات الإنتاجية الزراعية القياسية في صورتها الدالية لتحديد الطبيعة الاستخدامية لعوامل الإنتاج ( الأرض والعمل ورأس المال) تعد مسألة غاية في الأهمية .

**عليه يمكن صياغة مشكلة البحث في التساؤلات التالية :**

1- ماهي أهم عوامل الإنتاج المؤثرة على الناتج الزراعي في ليبيا ؟ وما مدى كفاءة استخدامها كمدخلات في العملية الانتاجية؟

2- ماهي النماذج القياسية الملائمة التي تحدد العوامل المفسرة للناتج الزراعي في ليبيا؟

**أهداف الدراسة :**

تهدف هذه الدراسة الى التحليل الاقتصادي القياسي لأهم العوامل المؤثرة على قيمة الناتج الزراعي في ليبيا، ذلك من خلال :

1- الوقوف على الأهمية النسبية للعوامل المؤثرة على زيادة الناتج الزراعي في ليبيا.

2- التعرف على طبيعة العلاقة بين العمالة الزراعية والتكوين الرأسمالي الثابت، إذ أن تكثيف رأس المال أو العمل في الزراعة يعد مسألة غاية في الأهمية لرسم السياسات وتحديد البرامج التنموية للزراعة في ليبيا.

**أهمية الدراسة :**

تبرز أهمية الدراسة من خلال :-

- التأخر الذي شهده القطاع الزراعي الليبي مقارنة مع التقدم الكبير الذي شهدته الدول المتقدمة في المجال الزراعي ومساهمته الفعالة في تحقيق الأمن الغذائي لها .
- جانبه القياسي الذي يسعى الى التعرف على العوامل المفسرة للناتج الزراعي والتي من ضمنها التكوين الرأسمالي الثابت والعمالة الزراعية، خصوصاً وان جل البيانات منشورة من طرف مصرف ليبيا المركزي ، وتعد بيانات دقيقة مقارنة بباقي البيانات المنشورة من جهات أخرى في الاقتصاد الليبي .

**فرضية الدراسة :**

- لا يتأثر حجم الناتج الزراعي بعناصر الانتاج والمتمثلة في التكوين الرأسمالي الثابت والعمالة الزراعية .

**منهج الدراسة :**

إن الأساس المستخدم في هذه الدراسة هو المنهج الوصفي التحليلي والأسلوب القياسي.

**حدود الدراسة :**

يتمثل الإطار الزمني للدراسة خلال الفترة ما بين ( 1992-2012 )، وذلك لان خلال هذه الفترة حدث عدة حوادث أثر في الاقتصاد الليبي منها ارتفاع وانخفاض أسعار النفط، ويشمل الإطار المكاني للدراسة المصارف العاملة في الاقتصاد الليبي (مصرف ليبيا المركزي- المصارف الزراعية ) .

**الدراسات السابقة**

❖ **دراسة خالد رمضان البيدي، عبد الباسط محمد حمودة**

دراسة تحمل عنوان " التغيرات المناخية وأثرها على الناتج الزراعي في ليبيا للفترة (1980-2010)" مجلة علوم البحار والتقنيات البيئية، المجلد1 العدد2 2015، حيث تهدف هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين الانتاج الزراعي والانتاج الكمي لأهم المحاصيل المنتجة في ليبيا، وتعتمد هذه الدراسة على بيانات ثانوية تتعلق بالعوامل المناخية كميات الأمطار ودرجات الحرارة والناتج الزراعي للقمح والشعير والبصل والبطاطس والطماطم والبطيخ في ليبيا للفترة من 1980-2010، وتقوم الدراسة باستخدام اختبار جرانجر للسببية (Pairwise Granger Causality Test ) ، على متغيرات الدراسة حيث اتضح بالنسبة لمتغير درجة الحرارة أن هناك علاقة سببية وحيدة الاتجاه مع البطاطس والقمح والبطيخ وعلاقة في اتجاهين مع انتاج البطيخ، وتوصى الدراسة بضرورة إحداث تغيرات جذرية في السياسات الزراعية والمائية الحالية بحيث تركز على إعطاء أكبر قدر من الاهتمام للإسراع بمعدل النمو في الانتاجية الزراعية والاهتمام بالغابات والمراعي لمكافحة التصحر وذلك بإدخال التقنيات الحديثة والمؤسسية، كذلك توصى الدراسة بالتوسع في زراعة الاصناف المقاومة للملوحة والحرارة والتركيز على البحوث المتعلقة بتطوير هذه الأصناف .

❖ **دراسة د. سعيد يوسف خيري، د. رجب منصور الورفلي**

دراسة تحمل عنوان " تحليل اقتصادي قياسي لأهم العوامل المؤثرة على قيمة الناتج الزراعي في ليبيا (1990-2010)"مجلة آفاق اقتصادية، العدد الخامس 2017، وتهدف إلى تحليل اقتصادي لأهم العوامل المؤثرة على قيمة الناتج الزراعي في ليبيا خلال الفترة(1990-2010) ، حيث تم اعتماد النموذج اللوغاريتمي المزدوج ليمثل دالة انتاج كوب دوجلاس المقدرة، ولقد أوضحت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين قيمة الناتج الزراعي وقيمة الناتج المحلي الإجمالي، وأن استجابة قيمة الناتج المحلي الاجمالي للتغيرات في قيمة الناتج الزراعي ضعيفة، كما أشارت النتائج بأن أهم العوامل التي تؤثر تأثير ايجابي على قيمة الناتج الزراعي هي العمالة الزراعية.

❖ **دراسة نبيل ابراهيم محمود**

دراسة تحمل عنوان " قياس الانتاجية والتغير التقني في قطاع الصناعة التحويلية في العراق، 2006" وتركز على طريقة قياس الانتاجية والتغير التقني من خلال تبني أسلوب دوال الانتاج في عملية التحليل لمتغيرات قطاع الصناعة التحويلية في العراق، حيث تم اختيار اتجاهين في قياس الانتاجية والتغير التقني، الاتجاه الأول ضمن قاعدة الانتاج مرونات الانتاج بالنسبة للمدخلات تمثل المساهمة النسبية للمدخل في تحديد وتيرة النمو الاقتصادي، وعليه تمثل دوال الانتاج المقدرة للعلاقة بين الانتاج ومدخلاته التي حظيت بقبول إحصائي وقياسي واقتصادي أكبر، الأساس الذي يمكن الاعتماد عليه في تحديد حجم مساهمة التغير التقني وعزله عن أثر تغير حجم المدخلات، أما الاتجاه الثاني فيبين مقياس انتاجية العامل الكلية (TEP) ، بناءا على قياس التغير التقني (TC) ، والمعبر عنه بالزمن في دالة الانتاج مضافا اليه الكفاءة، وقد خلصت الدراسة إلى أهم النتائج التالية:

أظهرت نتائج التقدير لدالة كوب–دوغلاس أن هناك هدرا في استخدام مدخلي العمل ورأس المال ناجم عن تدني الاقتصاد في استخدام المدخل اثناء العملية الانتاجية.

بلغت المساهمة النسبية للتغير التقني في نمو الصناعة التحويلية في العراق نسبة مرتفعة بلغت 39.2 % بالمقارنة مع نسبة 60.8 % لمساهمة المدخلات الأولية ( عمل ورأس مال).

أما الاتجاه الثاني فإنه يعكس دور الكفاءة (EFF) ، على التأثير في انتاجية العامل الكلية، حيث توصل الباحث الى تدني معدل الكفاءة إذ بلغ -0.5 % قياسا بمعدل التغير التقني البالغ 2.8%.

❖ **دراسة مجيد علي، عفاف عبد الجبار**

دراسة تحمل عنوان " التقدير القياسي لدالة الانتاج الزراعي في الأردن " 2001، وتهدف إلى تقييم وتحليل معاملات دالة الانتاج الزراعي في الأردن خلال الفترة 1981-1996، وذلك بهدف تحقيق الاكتفاء الذاتي المحلي، وقد وجه التحليل باتجاه إعادة تخصيص مصفوفة المستخدم- المنتج، لغلق فجوة العرض المحلي، وقد أظهرت الدراسة أن القطاع الزراعي في الأردن يلعب دورا مهما وحيويا في الاقتصاد الوطني، بتوفير الحاجات الضرورية للشعب، لكن يتصف هذا القطاع بنقص الأرض الزراعية ونقصان الأرض الصالحة للزراعة وفائض العمالة ونقص رأس المال بالإضافة الى الانخفاض النسبي في استخدام المكننة الزراعية، كما أظهرت الدراسة في شقها القياسي أن الزراعة الأردنية تتسم بعوائد الحجم المتزايدة، وكثافة العمل مقارنة بعنصر رأس المال، حيث قدرت مرونة العمل بحوالي 0.455، بينما قدرت مرونة رأس المال بحوالي 0.130.

❖ **التعليق على الدراسات السابقة :**

1- تستفيد الدراسة من تجارب الدراسات السابقة في تحديد النموذج القياسي المناسب لتمثيل تأثير عوامل الانتاج على الناتج الزراعي ، من حيث النموذج الدالي ، بالإضافة إلى معرفة الطرق الإحصائية المستخدمة في عملية التقدير .

2- وتستفيد من الدراسات السابقة في تحديد أهم المتغيرات المستقلة " المفسرة " للمتغير التابع في دالة الدراسة .

3- من النقاط التي تختلف بها هذه الدراسة في أنها اتبع بناء نموذج إحصائي قياسي لاختبار متغيرات الدراسة بالإضافة للتحليل الوصفي ، في حين أن بعض الدراسات السابقة اعتمدت على التحليل الوصفي فقط .

**ثانيا: التحليل القياسي لأثر عناصر الانتاج على قيمة الناتج الزراعي في ليبيا**

إن التطور السريع الذي عرفته جميع ميادين البحث العلمي والتقنية المصاحبة له، قد أسهما إسهاماً كبيراً في تقدم الإنسان وتوفير وسائل الراحة والوقاية له وكذلك المساهمة في الاستغلال الأمثل للموارد البشرية والمادية المتوفرة، ولقد أصبح الطابع الكمي للعلاقات الاقتصادية محل اهتمام الاقتصاديين في محاولة تطوير أساليب البحث العلمي وخلق فرع جديد يهتم بالقياس الميداني للعلاقات الاقتصادية وجعل النتائج كأرضية لا تخاد القرار الملائم، وفي هذا السياق وانطلاقاً مما سبق تجعل هذه الدراسة من أهم محددات الناتج الزراعي في ليبيا مجالاً تطبيقيا للدراسة القياسية، وذلك باستخدام السلاسل الزمنية لهذه المحددات، وهي : العمالة الزراعية و التكوين الرأسمالي الثابت.

إن أسلوب الدراسة القياسية ، والنتائج الاحصائية التي تم الحصول عليها من خلال عملية التقدير لنموذج الدراسة ، حيث تم استخدام الأسلوب الحديث في تقدير العلاقة الانحدارية لنموذج الدراسة، وذلك من خلال استخدام أساليب تحليل السلاسل الزمنية والمتمثلة في

أسلوب التكامل المشترك لجوهانسون، حيث بعد التأكد من وجود تكامل مشترك نقوم باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS-Ordinary Least Square)لتقدير نموذج دالة الانتاج بالإضافة لاستخدامها لمعامل الانحدار الذاتي (Auto Regression-AR) من الدرجة الأولى AR(1) وذلك بهدف التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي في هذا النموذج .

وتجدر الإشارة إلى أنه تم استخدم برنامج التحليل القياسي (Eviews v.10) وذلك لتحليل وتقدير نموذج الدراسة .

**بيانات ومتغيرات نماذج الدراسة**

- اعتمدت الدراسة على جمع بيانات ثانوية من مصادر أهمها: التقارير السنوية التي يصدرها المصرف المركزي، إضافة إلى النشرات الاقتصادية التي يصدرها المصرف المركزي، كما تم الحصول على البيانات الضرورية من بعض الرسائل الجامعية والمطبوعات الرسمية، حيث شملت التقارير والنشرات الاقتصادية الصادرة عن مصرف ليبيا المركزي خلال الفترة (1992 – 2012) .
- تشتمل هذه الدراسة على ثلاث متغيرات اقتصادية تم الاعتماد عليها في تقدير النموذج القياسي بغرض الإجابة على تساؤلات وفرضيات الدراسة، وبناء عليه يمكن تصنيف متغيرات الدراسة إلى متغير تابع ومتغيرات مستقلة للنموذج المقدر على النحو التالي :

**أولاً : المتغيرات المستقلة ( مبطأ لفترة زمنية واحدة)**

- التكوين الرأسمالي الثابت K.
- العمالة الزراعية L.

**ثانياً : المتغير التابع**

- التنمية الاقتصادية الزراعية معبراً عنها بالناتج الزراعي X .

**وصف نموذج الدراسة :**

تحتوي هذه الدراسة على نموذج قياسي، تمثل في نموذج دالة الانتاج (كوب دوجلاس) بإضافة متغير الناتج الزراعي كمتغير تابع ، والتكوين الرأسمالي الثابت والعمالة الزراعية كمتغيرات مستقلة .

تعبر دالة الانتاج عن العلاقة الرياضية أو الهندسية بين مدخلات الانتاج ومخرجاته، بحيث تبين أكبر كمية يمكن إنتاجها باستخدام كمية معينة من عناصر الانتاج، ويمكن التعبير عن دالة الانتاج بشكل عام على النحو التالي :

$$Y = f(L, K)$$

وقد تعددت الأشكال الرياضية لدالة الإنتاج المستخدمة في تقدير المعادلة فهناك دالة كوب– دوجلاس، والدالة ذات مرونة الإحلال الثابتة المعممة، والدالة ذات مرونة الإحلال المتغير، والدالة اللوغاريتمة المحولة، إلا أن دالة كوب–دوجلاس تمثل نقطة الانطلاق لمعظم الدراسات التطبيقية التي حاولت تقدير دالة الانتاج .

❖ **نموذج دالة الانتاج**

تختبر هذه الدالة الفرضية للدراسة القائلة : " **لا يتأثر حجم الناتج الزراعي بعناصر الانتاج والمتمثلة في التكوين الرأسمالي الثابت والعمالة الزراعية** "، أي أن أهم المحددات التي تؤثر في الناتج الزراعي عناصر الانتاج المتمثلة في العمالة الزراعية، والتكوين الرأسمالي الثابت، ولوجود قيم بعض المتغيرات على شكل إما معدلات أو على شكل قيم عددية، قامت الباحثة بأخذ اللوغاريتم الطبيعي للمتغيرات العددية وتحويلها لمعادلات، ومن ثم الحصول على المرونات بعد التقدير لتصبح المعادلة على النحو التالي :-

$$LNX = B_0 + B_1LNK + B_2LNL+U_i$$

حيث :-

X: تمثل الناتج الزراعي .

K: التكوين الرأسمالي الثابت .

L: العمالة الزراعية .

$U_i$: حد الخطأ العشوائي .

$B_0, B_1, B_2$: معاملات النموذج المقدرة .

## التحليل والتقدير القياسي لنموذج الدراسة

### 1- اختبار السكون للسلاسل الزمنية :

لكي نستطيع تطبيق اختبارات التكامل المشترك على بيانات السلاسل الزمنية يجب التأكد أولاً من سكون السلاسل الزمنية وتحديد درجة استقرارها وهذا يتم من خلال اختبار وجود جذر الوحدة (Unit Root Test) في السلسة الزمنية بواسطة اختبار (Augmented Dickey Fuller, ADF) أو اختبار (Phillips Perron, PP ) ، ويمكن إجراء الاختبار بوجود الاتجاه الزمني أو عدمه .

وفي هذه الدراسة تم اختبار سكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار جذر الوحدة الموسع لديكي –فولر والذي يستند إلى فرضية ( $H0 : \beta = 0$ ، $H1 : \beta < 0$ ) باستخدام اختبار الفرضيات الاحصائية ( T- statistic )، وفي حالة عدم رفض الفرضية العدمية تكون السلسلة غير ساكنة، فيتم أخذ الفروق إلى أن تسكن السلسلة، وهنا يتم تحديد رتبتها حتى يمكن إجراء الاختبار الثاني وهو التكامل المشترك لجوهانسون .

**نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية :**

تم استخدام اختبار (ADF) لاختبار سكون السلاسل الزمنية على أساس المستوى (Level) وعلى أساس الفرق الأول ($1^{ST}$ Difference) والجدول رقم(1) يوضح نتائج الاختبار لمتغيرات الدراسة ( متغيرات نموذج الدراسة ).

**جدول رقم (1)**

**نتائج اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) لمتغيرات الدراسة**

| | المستوى Level | الفرق الأول 1st difference | القـــرار |
|---|---|---|---|
| | **Intercept** | **Intercept** | |
| القيم الحرجة عند 5% | 3.020686 | 3.029970 | |
| X | 2.082027 | 4.641555 | **ساكنة عند $1^{st}$** |
| K | 0.662630 | 4.937570 | **ساكنة عند $1^{st}$** |
| L | 0.032486 | 5.388950 | **ساكنة عند $1^{st}$** |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

تم اختبار استقرار البيانات للمتغير التابع لدالة الانتاج وهوا الناتج الزراعي باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey Fuller، اتضح أن السلسلة الزمنية الخاصة بالناتج الزراعي غير ساكنة في المستوى أي قبول فرضية العدم التي تنص على أن " المتغير قيد الاختبار له جذر الوحدة أي غير ساكن " وبإعادة الاختبار عند الفرق الأول اتضح أن القيمة الاحتمالية أقل من 5 % ، وبالتالي ترفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل أي أن السلسلة لا تحتوي على جذر وحدة وأنها ساكنة عند الفرق الأول، وباختبار متغير التكوين الرأسمالي الثابت (K) اتضح أنه غير مستقر في المستوى ولكنه مستقر في الفرق الأول، وباختبار السلسلة الزمنية الخاصة بعنصر العمل اتضح انها غير مستقرة في المستوى ولكنها مستقرة عند الفرق الأول.

وبذلك تكون جميع السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة عند الفرق الأول عند مستوى دلالة احصائية 0.05 ، كما هوا موضح بالجدول السابق .

### 2- اختبار التكامل المشترك :

في أدبيات الاقتصاد القياسي يتوجب على الباحث عند تحليل السلاسل الزمنية لسلسلتين زمنيتين أو أكثر هو التأكد من سكون كل سلسلة زمنية على حدا ومن ثم التأكد من وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية معاً، ويقال أن هناك تكامل مشترك بين متغيرين أو أكثر إذا اشتركا بالاتجاه نفسه، أي إذا كانت لهما علاقة توازنيه طويلة الأجل، ويقدم الأدب القياسي العديد من طرق اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات المراد دراسة علاقة انحداريه بينها، ومن أشهر هذه الطرق طريقة انجل وجرانجر (Engle- Granger) وطريقة جوهانسون (Johanson) ، ويمكن استخدام الطريقة الأولى في حالة النماذج المتعددة التي تحتوي على متغيرين فقط وبعدد مشاهدات كبير، حيث تفترض الطريقة أنه إذا كانت السلاسل الزمنية متكاملة من الرتبة الأولى (ساكنة بعد الفرق الأول)، يمكن إجراء الانحدار الخطي البسيط .

ومن ثم الحصول على البواقي الناتجة من تقدير العلاقة السابقة واجراء اختبار السكون لها فإذا ثبت أن سلسلة البواقي تتميز بالسكون في المستوى (Level) يقال عندها أنه يوجد تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية الداخلة في معادلة الانحدار، أما الطريقة الثانية والتي تنسب إلى (Johanson And Juselius) فهي الطريقة المعتمدة والأدق في اختبار التكامل المشترك في جميع النماذج سواء أكانت بسيطة أم متعددة، حيث تقدم أسلوب أخر لاختبار التكامل المشترك فهي تعتبر طريقة أعم وأشمل من الطريقة السابقة ويمكن استخدامها والاعتماد على نتائجها في حالة النماذج البسيطة والمتعددة، حيث تتمثل فكرة اختبار جوهانسون في معرفة عدد متجهات التكامل المشترك بين المتغيرات اعتماداً على إحصاء الأثر (Trace Statistic) وإحصاء القيمة العظمى (Max- Eigen Statistic) .

فإذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض القائل بعدم وجود متجه تكامل لمتغيرات الدراسة، ونقبل الفرض القائل بوجود على الأقل متجه تكامل واحد وإذا كان العكس فالنتيجة تكون العكس من خلال قبول الفرض القائل بعدم وجود تكامل مشترك، والجدول رقم (2) يوضح لنا نتائج اختبار جوهانسون لمتغيرات الدراسة لاختبار الفرض العدم القائل بعدم وجود متجه تكامل ($H_0: r=0$) مقابل الفرض البديل وجود متجه تكامل واحد أو أكثر ($H_1: r>0$) .

❖ **نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيرات نموذج دالة الانتاج :**

**جدول رقم (2)**

**نتائج اختبار التكامل المشترك ( اختبار الأثر )**

| اختبار الأثر Trace | | | | |
|---|---|---|---|---|
| فرض العدم عدد متجهات التكامل المشترك | الفرضية البديلة | القيمة الحرجة Critical Value %5 | Trace Statistic | p- value |
| r = 0 | r > 0 | 29.79707 | 35.80025 | 0.0090 |
| r ≤ 1 | r > 1 | 15.49471 | 8.725309 | 0.3914 |
| r ≤ 2 | r > 2 | 3.841466 | 0.049261 | 0.8243 |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

**جدول رقم (3)**

**نتائج اختبار التكامل المشترك ( اختبار القيمة العظمى )**

| اختبار القيمة العظمى Maximum Eigenvalue | | | | |
|---|---|---|---|---|
| فرض العدم عدد متجهات التكامل المشترك | الفرضية البديلة | القيمة الحرجة Critical Value %5 | Max-Eigen Statistic | p- value |
| r = 0 | r > 0 | 21.13162 | 27.07494 | 0.0065 |
| r ≤ 1 | r > 1 | 14.26460 | 8.676048 | 0.3141 |
| r ≤ 2 | r > 2 | 3.841466 | 0.049261 | 0.8243 |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

ويلاحظ من الجدولين السابقين وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، حيث يلاحظ أن كلا اختبارات التكامل المشترك والمتمثلة في اختبار الأثر واختبار القيمة العظمى أشاروا لنفس النتيجة، وذلك من خلال رفض الفرضية العدمية الأولى والتي تنص على أن عدد متجهات التكامل يساوي صفر ( عدم وجود تكامل مشترك ) وقبول الفرضية الثانية والثالثة وينص ذلك على أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي 1 متجه (r>0 ) فقد كانت القيم المحسوبة لكلا الاختبارين أكبر من القيم الحرجة عند مستوى دلالة 5%، وبالتالي نقبل الفرضية التي تنص على أن عدد متجهات التكامل المشترك أكبر من 0 وتساوي 1 متجه كحد أقصى .

### 3- نموذج تصحيح الخطأ

في ضوء نتائج اختبارات السكون واختبارات التكامل المشترك المتعلقة بمتغيرات نموذج الدراسة (الناتج الزراعي، التكوين الرأسمالي الثابت، العمالة الزراعية ) تم تقدير النموذج القياسي بإ1ذخال المتغيرات الاقتصادية مبطأ لفترة زمنية واحدة وفقاً لما يتطلبه نموذج (VAR) ، فكانت النتائج كالتالي :

جدول رقم (4)

نتائج تصحيح الخطأ للنموذج

| الأجل القصير | | | الأجل الطويل | | |
|---|---|---|---|---|---|
| T | المعامل | المتغير | T | المعامل | المتغير |
| 2.38- | 0.49- | X | - | 1.000 | X |
| 0.31 | 0.12 | L | 2.56- | 0.85 | L |
| 0.30 | 0.15 | K | 3.66- | 0.49 | K |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

**عليه يمكن صياغة معادلة الزمن الطويل كالتالي :-**

$$X = -0.235938 + 0.85\ L + 0.49\ K$$
$$(-2.56) \quad (-3.66)$$

**ومعادلة الزمن القصير كالتالي :-**

$$X = -0.49 + 0.12\ L + 0.15\ K$$
$$(0.31) \quad (0.30)$$

حيث يلاحظ أنه باستخدام برنامج الإيفيور(Eviews v.10) واجراء اختبار نموذج تصحيح الخطأ في الزمن الطويل فقط يتم اختيار عكس الإشارة بالنسبة لمعاملات المتغيرات المستقلة ، أما في الزمن القصير يتم اختيار نفس الإشارة بالنسبة للمتغيرات المستقلة ،وان معامل المتغير التابع تكون قيمته ثابتة لأية بيانات يتم ادخالها للبرنامج وتكون قيمته الواحد صحيح .

تشير البيانات الواردة في الجدول أعلاه أن أثر عنصر العمالة الزراعية على الناتج الزراعي موجب أي العلاقة تكون طردية ويزداد هذا الأثر في الأجل الطويل عنه في الأجل القصير، وتدل هذه النتيجة إلى أن انتاجية العامل في القطاع الزراعي هي انتاجية ايجابية، وأن أي زيادة بنسبة 1% في عدد العمال تؤدي إلى زيادة الانتاج وليس انخفاضه ، ويتضح من خلال البيانات أن أي زيادة في عنصر العمل تؤدي إلى زيادة في الناتج الزراعي بنسبة (0.12) ويزداد هذا الأثر في الأجل الطويل ليصل إلى (0.85) مما يؤكد أن عنصر العمل يعمل على زيادة الناتج وليس انخفاضه .

ومن النموذج يتضح أن معلمة التعديل المقدرة هي (0.49) وتشير معلمة التعديل إلى أن الناتج الزراعي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) بنسبة تعادل (49%) أي عندما ينحرف الناتج خلال المدى القصير عن قيمته التوازنية في المدى الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل (49%) من هذا الانحراف في الفترة (t) وتعد نسبة التصحيح قليلة، أي

أن الناتج يستغرق أكثر من السنة بكثير (0.49/1) باتجاه قيمته التوازنية بعد أي صدمة في هذا النموذج، حيث تبين النتائج في الجدول أن القيمة السالبة لهذا المعامل كما قدر لها وإن قيمة (t) معنوية لهذا المعامل مما يعني أن النموذج مقبول إحصائياً.

وتشير التقديرات الواردة في الجدول السابق إلى أثر التكوين الرأسمالي الثابت وهوا المتغير الثاني في الدراسة، تشير التقديرات إلى أن أثره موجب في الأجل الطويل والقصير وإن أثره في الأجل الطويل (49%) هو أكبر من أثره في الأجل القصير والذي بلغ (15%)، فالزيادة في الاستثمار المباشر تتطلب فترة زمنية للتأثير على الناتج الزراعي، وتشير الإشارة الموجبة لمعلمة متغير التكوين الرأسمالي الثابت إلى أن الناتج الزراعي يتغير طردياً مع التغير في رأس المال، وبالنظر إلى المسار الزمني لكل من الناتج الزراعي والتكوين الرأسمالي الثابت يلاحظ أن زيادة الاستثمار في فترة معينة يتبعه تغير موجب في الناتج الزراعي في الفترة التي تليها، وبناءاً على الدليل التجريبي الذي قدمه نموذج تصحيح الخطأ المقدر والاقتران المتوافق للمسار الزمني للناتج مع رأس المال يمكن القول أن أثر الاستثمار المباشر ( التكوين الرأسمالي الثابت ) والعمالة الزراعية على النمو في الناتج الزراعي إيجابياً في الأجلين القصير والطويل .

### 4- تشخيص سلسلة البواقي للعلاقة المقدرة

لكي يتم الاعتماد على نتائج التقديرات في تفسير النموذج السابق، لابد من التأكد من خلو نتائج التقدير وبيانات الدراسة من مشاكل التقدير مثل الارتباط الذاتي "Serial Correlation " ومشكلة تباين حد الخطأ "Heteroskedasticty" ومشكلة عدم اتباع التوزيع الطبيعي"Dimitrios, et al, 2007 & Larsson, et al, 2001" .

### 1-اختبار مشكلة الارتباط الذاتي "Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test"

يوضح الجدول( 5) نتائج اختبار مشكلة الارتباط الذاتي اوضحت ان القيمة الاحصائية "Obs R-squared" المحسوبة تساوي (2.311571) وهنا ايضا تعد القيمة صغيرة جدا الامر الذي يشير الى قبول فرض العدم الذي ينص على عم وجود مشكلة الارتباط الذاتي "Serial Correlation"، وللتأكد من عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي "Serial Correlation" تم فحص قيمة "P-Value" حيث اشار الاختبار الى ان قيمتها تساوي (0.3148) الامر الذي يشير الى قيمتها تتجاوز مستوى المعنوية الـ 5% وبالتالي التأكيد على قبول فرض العدم الذي يشير الى عدم مشكلة الارتباط الذاتي "Serial Correlation".

**جدول (5)**

**اختبار مشكلة الارتباط الذاتي**

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | P-Value |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.989520 | Prob. F(2,16) | 0.3934 |
| Obs*R-squared | 2.311571 | Prob. Chi-Square(2) | 0.3148 |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

### 2- اختبار خلو سلسلة البواقي من تباين حد الخطأ "Heteroskedasticity Test"

من الجدول رقم (6) ادناه نلاحظ ان نتائج اختبار مشكلة تباين حد الخطأ او ضحت ان القيمة الاحصائية "Obs*R-squared" المحسوبة تساوي (4.495252) وتعد القيمة صغيرة جداً الامر الذي يشير الى قبول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود مشكلة تباين حد الخطأ ، وللتأكد من عدم وجود مشكلة تباين حد الخطأ تم فحص قيمة "P-Value" حيث اشارة الاختبار الى ان قيمتها تساوي (0.0641) الامر الذي يشير الى قيمتها تتجاوز مستوى المعنوية الـ 5% وبالتالي التأكيد على قبول فرض العدم الذي يشير الى عدم وجود مشكلة تباين حد لخطأ.

**جدول (6)**

**اختبار مشكلة تباين حد الخطأ**

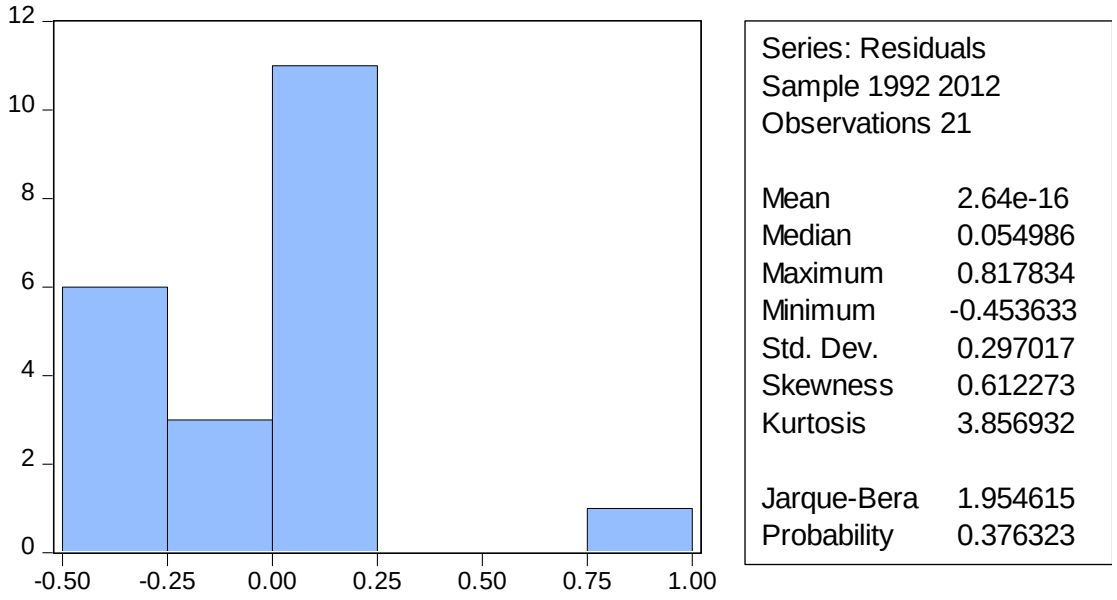
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 3.189814 | Prob. F(2,18) | 0.0652 |
| Obs*R-squared | 5.607623 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0641 |
| Scaled explained SS | 5.607623 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0606 |

* المصدر: تم اعداده بناء على البيانات الواردة في جداول الملحق

### 3- اختبار اتباع سلسلة البواقي التوزيع الطبيعي:

وفي الاختبار الاخير من مرحلة اختبارات تشخيص سلسلة البواقي، تم اجراء اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي، وتم التحصل على النتائج الموضحة في الشكل رقم (1) ، من نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي نلاحظ ان قيمة اختبار "Jargue-Bera Test" المحسوبة تساوي (1.954615) وتعد هذه القراءة صغيرة مما يشير الى قبول فرض العدم القائل ان سلسلة البواقي الخاصة بمعادلة النموذج تتبع التوزيع الطبيعي ولا تعاني من مشكلة عدم اتباع التوزيع الطبيعي، وفي نفس السياق نجد ان قيمة "P-Value" تساوي (0.376323) وهي بكل تأكيد اكبر من 5% الامر الذي يؤكد ان سلسلة البواقي الخاصة بمعادلة النموذج قيد التقدير تتبع التوزيع الطبيعي ولا تعاني من مشكلة عدم اتباع التوزيع الطبيعي.

شكل رقم 1 : اختبار التوزيع لسلسلة البواقي




## النتائج

تناولت الدراسة بالتحليل الوصفي والقياسي حجم الناتج الزراعي وتأثير عناصر الانتاج عليه والمتمثلة في التكوين الرأسمالي الثابت والعمالة الزراعية، كما قدمت الدراسة تحليلاً إحصائياً قياسياً لمعرفة مدى مساهمة عناصر الانتاج في دالة الانتاج والمتمثل في المتغير الناتج الزراعي الليبي ، ولقد توصل البحث إلى نتائج لها جاءت من التحليل الإحصائي القياسي ونورد ذلك على النحو التالي:-

### نتائج التحليل القياسي

1- إن الناتج المحلي الزراعي يرتبط طرديا مع العمالة الزراعية في ليبيا، حيث أنه أي زيادة في عنصر العمل تؤدي إلى زيادة الناتج الزراعي بنسبة (0.12) ويزداد هذا الأثر في الأجل الطويل ليصل إلى (0.85)، أي أن أي زيادة بنسبة 1% في عدد العمال تؤدي إلى زيادة الناتج الزراعي وليس انخفاضه .

2- إن التكوين الرأسمالي الثابت تؤثر إيجابيا على الناتج الزراعي، أي أن هناك علاقة طردية بين التغير في الاستثمار المباشر وبين التغير في الناتج الزراعي، وإن أثره في الأجل الطويل (0.49) هو أكبر من أثره في الأجل القصير والذي بلغ (0.15) .

3- إن النموذج الإحصائي المقدر معنوي إحصائياً وهذا يعني اننا نرفض الفرض العدم القائل بعدم وجود علاقة بين إجمالي القروض والعمالة الزراعية مع الناتج الزراعي ونقبل الفرض البديل الذي ينص على عكس ذلك .

4- إن النموذج الإحصائي المقدر خالي من مشاكل التقدير، أي عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي وايضاً عدم وجود مشكلة تباين حد الخطأ وبالأخير عدم وجود مشكلة عدم اتباع التوزيع الطبيعي.

**التوصيات**

من خلال ما توصلت إليه الدراسة من نتائج مهمة تفسر تأثير بعض عوامل الانتاج على التنمية الزراعية وهي أن لهذه العوامل أثر إيجابي على النمو الاقتصادي الزراعي في ليبيا، ولكن هذا الأثر لم يكن كافيا في إحداث دفعة قوية في الاقتصاد، فإن الدراسة تقدم في ضوء هذه النتائج بعدة اقتراحات والتي من الممكن أن تسهم في تفعيل أكبر للقطاع الزراعي في تحقيق الهدف الاقتصادي المرغوب وهو إحداث تنمية اقتصادية عامة وتنمية اقتصادية زراعية خاصة .

**وأهم هذه التوصيات هي :**

1- العمل على تسريع وتائر النمو في القطاعات غير النفطية – الإنتاجية والخدمية – أهمها القطاع الزراعي، في المجالات داخل هذه القطاعات وتبني خطة لكل قطاع من القطاعات الغير نفطية .

2- تعزيز تنافسية القطاع الزراعي كبديل للتنمية في جذب الاستثمارات الوطنية والأجنبية المباشرة، وتحسين تنافسية المنتجات الزراعية في السوق المحلي والأسواق الخارجية .

3- تنمية الموارد الزراعية والمحافظة عليها وترشيد استخدامها والعمل على توجيهها بكيفية سليمة، حتى يمكن من تحقيق مستوى مقبول من الانتاجية الزراعية وتحسين معدلات الاكتفاء الذاتي .

4- زيادة تفعيل دور عنصر العمل في النشاط الاقتصادي الزراعي .

**المراجع :-**

1- بلال مومو، أثر الاستثمار الأجنبي والاستثمار المحلي على النمو الاقتصادي ( 1990-2011) ،رسالة ماجستير، العلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة،2013 .

2- د. محمد أمين الششتاوي، د. عماد يونس وهدان، د. السيد حسن محمد جادو، الاقتصاد الزراعي، جامعة بنها، 2013 .

3- زهير عماري، تحليل اقتصادي قياسي لأهم العوامل المؤثرة على قيمة الناتج المحلي الفلاحي الجزائري خلال الفترة (1980-2009) ، أطروحة مقدمة لنيل الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، 2013-2014.

4- صلاح وازن، الاقتصاد الزراعي، دمشق، المطبعة الأولى، 1970 .

5- طه يونس حمادي، تقدير وتحليل دالة الإنتاج في مصنع الموصل للألبسة، رسالة ماجستير، 1990-2004.

6- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، التحليل الاقتصادي الجزئي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الاسكندرية، 2002-2003 .

7- عبد الوهاب الامين، فريد بشير، مبادئ الاقتصاد الجزئي، الطبعة الرابعة 2011 .

8- عبد الوهاب مطر الدهري، أسس ومبادئ الاقتصاد الزراعي، الطبعة الأولى، مطبعة العالي، بغداد 1969.

9- عزام البيلاوي، التنمية الزراعية إشارة خاصة للدول العربية، معهد البحوث والدراسات العليا، 1967.

10- لأمين المذكور الفيتوري وآخرون دراسة قياسية لدور العمالة الزراعية في تنمية القطاع الزراعي في ليبيا خلال الفترة (1981-2011) .

11- محمد السعيد الفتيح، مبادئ الاقتصاد الزراعي، مديرية الكتب والمطبوعات الجامعية، كلية الزراعة حلب، 1979 .

12- مصرف ليبيا المركزي، التقارير السنوية، والنشرات الاقتصادية، أعداد متفرقة .

13- هناء سعيد بالقاسم، دور العمالة الزراعية في القطاع الزراعي الليبي ، جامعة عمر المختار، 2014.

14- وحيد مهدي عامر ، السياسات النقدية والمالية والاستقرار الاقتصادي " النظرية والتطبيق" الطبعة الأولى ، الدار الجامعية ، جامعة النهضة ، الاسكندرية ، 2010 .

**الملحق**

**جدول البيانات المستخدمة في التحليل**

| السنة | الناتج الزراعي (X) | التكوين الرأسمالي الثابت (K) | العمالة الزراعية (L) |
|---|---|---|---|
| 1992 | 755.5 | 85 | 195.7 |
| 1993 | 851 | 164.8 | 201.2 |
| 1994 | 601.5 | 34.6 | 206 |
| 1995 | 947 | 65.7 | 212.7 |
| 1996 | 1095.3 | 72.2 | 219.5 |
| 1997 | 1250.4 | 139.6 | 219.2 |
| 1998 | 1443.9 | 176.8 | 225.1 |
| 1999 | 1546.5 | 162.8 | 232 |
| 2000 | 1437.7 | 122 | 239.1 |
| 2001 | 1282.9 | 185 | 113.2 |
| 2002 | 1256.3 | 357 | 107.7 |
| 2003 | 1300.7 | 361 | 102.1 |
| 2004 | 1328.6 | 836 | 109.2 |
| 2005 | 1447.5 | 1937.5 | 117 |
| 2006 | 1643.1 | 1990 | 125.8 |
| 2007 | 1905.3 | 2598.1 | 38.78 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| 71.31 | 3358 | 2247.9 | 2008 |
| 74.32 | 2683 | 2382.7 | 2009 |
| 18.72 | 1182 | 2543.6 | 2010 |
| 17.35 | 1600 | 755.5 | 2011 |
| 12.95 | 3161 | 851 | 2012 |

جدول رقم (1): اختبار السكون لعنصر الناتج الزراعي عند المستوى

| | | | |
|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: LNX has a unit root | | | |
| Exogenous: Constant | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | |
| | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.082027 | 0.2531 |
| Test critical values: | 1% level | -3.808546 | |
| | 5% level | -3.020686 | |
| | 10% level | -2.650413 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |

جدول رقم (2): اختبار السكون لعنصر الناتج الزراعي عند الفرق الأول

| | | | |
|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: D(LNX) has a unit root | | | |
| Exogenous: Constant | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | |
| | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.641555 | 0.0018 |
| Test critical values: | 1% level | -3.831511 | |
| | 5% level | -3.029970 | |
| | 10% level | -2.655194 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | |
| Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19 | | | |

جدول رقم (3): اختبار السكون لعنصر التكوين الرأسمالي الثابت عند المستوى

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: LNK has a unit root | | | | |
| Exogenous: Constant | | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | | |
| | | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -0.662630 | 0.8345 |
| Test critical values: | 1% level | | -3.808546 | |
| | 5% level | | -3.020686 | |
| | 10% level | | -2.650413 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |

جدول رقم (4): اختبار السكون لعنصر التكوين الرأسمالي الثابت عند الفرق الأول

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: D(LNK) has a unit root | | | | |
| Exogenous: Constant | | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | | |
| | | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -4.937570 | 0.0010 |
| Test critical values: | 1% level | | -3.831511 | |
| | 5% level | | -3.029970 | |
| | 10% level | | -2.655194 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19 | | | | |

جدول رقم (5): اختبار السكون لعنصر العمالة الزراعية عند المستوى

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: LNL has a unit root | | | | |
| Exogenous: Constant | | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | | |
| | | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | 0.032486 | 0.9512 |
| Test critical values: | 1% level | | -3.808546 | |
| | 5% level | | -3.020686 | |
| | 10% level | | -2.650413 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |

جدول رقم (6): اختبار السكون لعنصر العمالة الزراعية عند الفرق الأول

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Null Hypothesis: D(LNL) has a unit root | | | | |
| Exogenous: Constant | | | | |
| Lag Length: 0 (Automatic - based on HQ, maxlag=0) | | | | |
| | | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | -5.388950 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | | -3.831511 | |
| | 5% level | | -3.029970 | |
| | 10% level | | -2.655194 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19 | | | | |

جدول رقم (7): اختبار التكامل المشترك لنموذج دالة الانتاج

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Date: 12/02/18 Time: 07:48 | | | | |
| Sample (adjusted): 1995 2012 | | | | |
| Included observations: 18 after adjustments | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | |
| Series: LNX LNK LNL | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 2 | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.777797 | 35.80025 | 29.79707 | 0.0090 |
| At most 1 | 0.382455 | 8.725309 | 15.49471 | 0.3914 |
| At most 2 | 0.002733 | 0.049261 | 3.841466 | 0.8243 |
| Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.777797 | 27.07494 | 21.13162 | 0.0065 |
| At most 1 | 0.382455 | 8.676048 | 14.26460 | 0.3141 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| At most 2 | 0.002733 | 0.049261 | 3.841466 | 0.8243 |
| Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |
| Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I): | | | | |
| LNX | LNK | LNL | | |
| -5.220761 | 0.990711 | 1.477097 | | |
| 2.408458 | -2.280260 | -3.772392 | | |
| -2.859835 | -0.339690 | -3.534077 | | |

جدول رقم (8): نموذج تصحيح الخطأ لدالة الانتاج

| | | | |
|---|---|---|---|
| Vector Error Correction Estimates | | | |
| Date: 12/02/18 Time: 09:00 | | | |
| Sample (adjusted): 1994 2012 | | | |
| Included observations: 19 after adjustments | | | |
| Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] | | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | |
| LNX(-1) | 1.000000 | | |
| LNK(-1) | -0.491800 | | |
| | (0.13448) | | |
| | [-3.65693] | | |
| LNL(-1) | -0.851371 | | |
| | (0.33248) | | |
| | [-2.56068] | | |
| C | -0.235938 | | |
| Error Correction: | D(LNX) | D(LNK) | D(LNL) |
| CointEq1 | -0.488694 | 0.149723 | 0.121036 |
| | (0.20555) | (0.49287) | (0.38466) |
| | [-2.37752] | [ 0.30378] | [ 0.31465] |
| D(LNX(-1)) | -0.224641 | -0.519557 | 0.098244 |
| | (0.19176) | (0.45981) | (0.35886) |
| | [-1.17146] | [-1.12994] | [ 0.27377] |
| D(LNK(-1)) | -0.055173 | -0.046814 | 0.248186 |
| | (0.11534) | (0.27657) | (0.21585) |
| | [-0.47835] | [-0.16927] | [ 1.14981] |

| | | | |
|---|---|---|---|
| D(LNL(-1)) | 0.021076 | -0.121511 | -0.234041 |
| | (0.20301) | (0.48679) | (0.37992) |
| | [ 0.10382] | [-0.24962] | [-0.61602] |
| | | | |
| C | 0.011211 | 0.147205 | -0.212565 |
| | (0.06638) | (0.15918) | (0.12423) |
| | [ 0.16888] | [ 0.92477] | [-1.71102] |
| | | | |
| R-squared | 0.523406 | 0.153990 | 0.161152 |
| Adj. R-squared | 0.387236 | -0.087727 | -0.078519 |
| Sum sq. resids | 0.943232 | 5.423167 | 3.303357 |
| S.E. equation | 0.259564 | 0.622390 | 0.485751 |
| F-statistic | 3.843772 | 0.637068 | 0.672390 |
| Log likelihood | 1.567549 | -15.04912 | -10.33959 |
| Akaike AIC | 0.361311 | 2.110434 | 1.614693 |
| Schwarz SC | 0.609847 | 2.358970 | 1.863230 |
| Mean dependent | 0.000000 | 0.155469 | -0.144379 |
| S.D. dependent | 0.331588 | 0.596764 | 0.467735 |

جدول رقم (9): اختبار مشكلة الارتباط الذاتي

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.989520 | Prob. F(2,16) | 0.3934 |
| Obs*R-squared | 2.311571 | Prob. Chi-Square(2) | 0.3148 |
| Test Equation: | | | |
| Dependent Variable: RESID | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Date: 12/08/18 Time: 09:33 | | | |
| Sample: 1992 2012 | | | |
| Included observations: 21 | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| LNL | -0.006582 | 0.200829 | -0.032774 | 0.9743 |
| LNX | -0.332257 | 0.550761 | -0.603270 | 0.5548 |
| C | 2.415262 | 4.190990 | 0.576299 | 0.5724 |
| RESID(-1) | 0.368916 | 0.266861 | 1.382429 | 0.1858 |
| RESID(-2) | 0.019144 | 0.264380 | 0.072413 | 0.9432 |
| R-squared | 0.110075 | Mean dependent var | | 1.22E-15 |
| Adjusted R-squared | -0.112406 | S.D. dependent var | | 0.763793 |
| S.E. of regression | 0.805578 | Akaike info criterion | | 2.60974 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| | | | 4 |
| Sum squared resid | 10.38330 | Schwarz criterion | 2.858439 |
| Log likelihood | -22.40231 | Hannan-Quinn criter. | 2.663717 |
| F-statistic | 0.494760 | Durbin-Watson stat | 1.974542 |
| Prob(F-statistic) | 0.739817 | | |

جدول رقم (10): اختبار مشكلة تباين حد الخطأ

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | | |
|---|---|---|---|---|
| F-statistic | 3.189814 | Prob. F(2,18) | | 0.0652 |
| Obs*R-squared | 5.495252 | Prob. Chi-Square(2) | | 0.0641 |
| Scaled explained SS | 5.607623 | Prob. Chi-Square(2) | | 0.0606 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 12/08/18 Time: 09:45 | | | | |
| Sample: 1992 2012 | | | | |
| Included observations: 21 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | -5.572203 | 3.881335 | -1.435641 | 0.1683 |
| LNL | -0.241153 | 0.214092 | -1.126398 | 0.2748 |
| LNX | 1.012656 | 0.499881 | 2.025795 | 0.0579 |
| R-squared | 0.261679 | Mean dependent var | | 0.555600 |
| Adjusted R-squared | 0.179643 | S.D. dependent var | | 0.948887 |
| S.E. of regression | 0.859441 | Akaike info criterion | | 2.666494 |
| Sum squared resid | 13.29549 | Schwarz criterion | | 2.815712 |
| Log likelihood | -24.99819 | Hannan-Quinn criter. | | 2.698878 |
| F-statistic | 3.189814 | Durbin-Watson stat | | 2.012659 |