مجلة المختار للعلوم 33 (4): 359-369، 2018

محددات الطلب على العمالة في القطاع الزراعي في ليبيا للفترة 1975-2014 (دراسة تطبيقية باستخدام طريقة المربعات الصغرى الديناميكية DOLS)

سهام يوسف علي[1] وفاطمة محمد الجويفي[2]

[1]قسم الاقتصاد الزراعي – كلية الزراعة –جامعة سبها، سبها–ليبيا

[2] قسم الاقتصاد–كلية الاقتصاد –جامعة عمر المختار، البيضاء – ليبيا

تاريخ الاستلام: 30 نوفمبر 2018 / تاريخ القبول: 31 ديسمبر 2018

Doi:https://doi.org/10.54172/mjsc.v33i4.292

المستخلص :إستهدفت الدراسة تقدير أهم العوامل المؤثرة على العمالة في القطاع الزراعي في ليبيا للفترة 1975-2014 ، ولتحقيق هدف الدراسة اعتمد البحث منهجية Gregory Hansen للتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وتقدير نموذج مقدرات التكامل المتزامن للعلاقة في المدى الطويل، بوساطة تطبيق طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS) كونها أحد طرق إنحدار التكامل المشترك، وأشارت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة موجبة ذات دلالة إحصائية بين مستوى التكوين الرأسمالي الثابت والإستخدام في قطاع الزراعة، وتأثير عكسي لمستوى متوسط الأجور الحقيقية على الطلب على العمالة الزراعية، كما أوضحت قيم المتغير الصوري في النموذج التأثير الإيجابي له والذي يشير إلى القرارات الصادرة والتي تقضي بخفض عدد العاملين في الجهاز الإداري وتشجيع العمالة الزائدة إلى العمل في القطاعات الإنتاجية كالزراعة والصناعة ، وأوصت الدراسة في ضوء النتائج المستخلصة ضرورة التوسع في الإستثمارات الحالية، وخلق إستثمارات جديدة لاستيعاب الطلب الإضافي من العمالة، ووضع سياسة للأجور يكون من شأنها زيادة الطلب على العمل.

الكلمات المفتاحية: العمالة الزراعية، الناتج الزراعي، الأجور، التكوين الرأسمالي الثابت، التكامل المشترك.

المقدمة

تناولت النظرية الاقتصادية المحاور الاقتصادية المتعلقة بتقديرات العرض والطلب على العمالة، بهدف إحداث توازن بين جانبي العرض والطلب على القوى العاملة، والطلب على العمالة الزراعية هو طلب مشتق من الطلب على منتجات الأراضي الزراعية، وتعد العمالة الزراعية من أهم عناصر الإنتاج اللازمة لزيادة الناتج الزراعي (محمد وآخرون 2016). ونظرًا إلى التغيرات الاقتصادية والاجتماعية التي مرَّت بها ليبيا خلال العقود السابقة، وعلى الرغم من تطبيق سياسة التنمية الزراعية فإن هناك عدم توازن في هيكل سوق العمل، فضلًا عن انخفاض كفاءة استخدام عنصر العمل البشري في القطاع الزراعي الليبي (الأرباح ،1996)، إن عدد العمالة الزراعية في ليبيا في انخفاض مستمر؛ حيث كان أكثر من 70 ٪ من السكان الليبيين يعملون في الزراعة وتربية الحيوانات وفقًا لتقرير أعدته البعثة إلى ليبيا في عام 1952 (الأمم المتحدة، 1952؛Al-chukhucka ، 2003). كما أكد Metz (2004) أنه قبل عام 1958، أسهمت الزراعة بنسبة 30٪ من الناتج المحلي الإجمالي، ووفرت المواد الخام للقطاع الصناعي والتجارة والصادرات، على الرغم من أن الأراضي الزراعية في ليبيا لا تتعدى 4٪ من مساحتها الكلية 1.76 مليون كيلومتر مربع.

لقد انخفض عدد القوى العاملة في الزراعة بشكل كبير من 50٪ من إجمالي العمالة في عام 1963 إلى 30٪ في عام

*فاطمة محمد الجويفي fatmasaeed2012@yahoo.co.uk قسم الاقتصاد–كلية الاقتصاد –جامعة عمر المختار

1969، ويعزى ذلك بشكل أساسي إلى هجرة المزارعين المحليين والقوى العاملة إلى المناطق الساحلية للبحث عن وظائف في القطاع العام (Allan، 1981). وبحلول عام 1968، لم يكن بالإمكان الحفاظ على الإنتاج الزراعي الليبي بدون العمالة الخارجية، وبخاصة من تونس ومصر، وعلى سبيل المثال اعتمد الإنتاج الزراعي الليبي في الشمال الغربي بشكل كبير على العمالة المهاجرة التونسية، في حين أن الإنتاج الزراعي في شمال شرق ليبيا كان يعتمد إلى حد كبير على العمال المصريين المهاجرين (Allan، 1983). وأوضح الصادق (2007) أن ليبيا تعاني من نقص كبير في القوى العاملة الزراعية، هذا فضلًا عن النقص الواضح في الكفاءة الإنتاجية والمهارة في استخدام عناصر الإنتاج الحديثة، والطلب على القوى العاملة يزداد بمعدل أقل من معدل النمو السكاني، ومعدل العاملة في الميادين الأخرى وعليه انخفض نصيب الزراعة من المجموع الكلي للقوى العاملة، وتصل نسبة العمالة الأجنبية إلى حوالي 86% من إجمالي العمالة الزراعية.

كما أن هناك العديد من العوامل التي تؤثر على الطلب على العمالة الزراعية، من أهمها: الأجور، ومساحة الأراضي المزروعة، والاستثمارات الكلية، وتشير بعض الدراسات الى أن نسبة مساهمة العمالة الزراعية في العمالة الكلية الليبية قد انخفضت خلال الفترة الأخيرة (محمد وآخرون 2016).

إن من المهم جدًا دراسة محددات العمالة الزراعية؛ لمعرفة حركة العمالة الزراعية، ولوضع إستراتيجات مناسبة لتعزيز نمو العمالة(Deviوأخرون،2013) وسوف تستهدف هذه الدراسة تحديد العوامل المحددة للطلب على العمالة الزراعية في ليبيا خلال الفترة (1975 –2014).

مشكلة الدراسة: يشهد القطاع الزراعي في ليبيا تراجع الأهمية النسبية لمساهمة العمالة الزراعية في سوق العمل، ولقد كان لاكتشاف النفط دورٌ كبيرٌ في التأثير على هيكل سوق العمل في ليبيا، فضلًا عن التغيرات الاجتماعية والمتمثلة في زيادة عدد السكان، والتوسع في التعليم الجامعي على حساب التعليم التقني، قد ألقت تلك المتغيرات آثارًا سلبية على توازن سوق العمل، وأدى إلى ارتفاع معدلات البطالة

هدف البحث: تقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية في القطاع الزراعي، ومن ثم تحديد العوامل المؤثرة عليها.

منهجية الدراسة

اشتملت منهجية الدراسة على اختبار استقرارية البيانات باستخدام اختبار فيليب بيرون وديكي فوللر الموسع، وتحليل التكامل المشترك باستخدام منهجية Gregory Hansen كما اعتمد طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (Dynamic Ordinary Least Square Method) (DOLS).

الدراسات السابقة

تتسم الدراسات في مجال الموارد البشرية الزراعية في ليبيا بالندرة مما يعطي أهمية بحثية وتطبيقية للدراسات الحالية في هذا المجال (الشباح، 2018). وبشكل عام هناك العديد من الدراسات التي تناولت العوامل المؤثرة على الطلب على العمالة الزراعية، وقد أدرجت متغيرات مختلفة، وهذه المتغيرات تختلف من دولة إلى أخرى. ونذكر من هذه الدراسات على سبيل المثال: دراسة Kandilov و Kandilov (2017) لتقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية في الولايات المتحدة الأمريكية لتقييم تأثير الحد الأدنى للأجور، والمكاسب، والأجر بالساعة، والساعات الأسبوعية على العمالة الزراعية، وبينت نتائج الدراسة ان مرونة الطلب بالنسبة للحد الأدنى للأجور كانت سالبة. وهذه الدراسة أكدت دراسة قام بها ليانوس (1972) للتحقيق في تأثير الحد الأدنى للأجور للعمال الزراعيين في الولايات الجنوبية الأمريكية من 1950 إلى 1969 حيث أثبتت النتائج إن إدخال الحد الأدنى للأجور للعمال الزراعيين تعمل على تقليل من فرص العمل في الزراعة. وأكدت دراسةDevi) وأخرون،2013) على إن الناتج الزراعي من المحددات المهمة للطلب على العمالة

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

الزراعية في منطقة البنجاب الواقعة بين الهند وباكستان حيث يؤثر بشكل ايجابي. تناولت دراسة (عيسى،2011) الطلب على العمل في قطاع الزراعة في الجزائر للفترة 1970-2005 باستخدام طريقة المربعات الصغرى، وقد أكدت النتائج التأثير الإيجابي لكل من زيادة الناتج الزراعي والمتغير الوهمي المتمثل في البرنامج الوطني للتنمية الريفية على حجم العمالة، والعلاقة العكسية بين الأجور والطلب على العمل. وأجرى (النعيمي و محسن،2012) دراسة قياسية للطلب على العمالة الزراعية في ثلاث دول عربية ، هدفت إلى قياس أثر نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وحجم السكان على القوى العاملة الزراعية في كل من اليمن ، سوريا والسعودية ، وقد بينت نتائج الدراسة التي استخدمت طريقة المربعات الصغرى العلاقة السالبة بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والطلب على القوى العاملة في اليمن مما يدل على الاتجاه المستمر في تناقص حصة القطاع من القوى العاملة وعدم معنوية حجم السكان، اما في المملكة العربية السعودية فقد أشارت النتائج إلى عدم معنوية نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وأكدت وجود علاقة عكسية ذات معنوية إحصائية بين حجم السكان والطلب على العمالة الزراعية في السعودية وقد تم تفسير ذلك بأنه عند إدخال الأساليب الحديثة في الإنتاج الزراعي فان ذلك يقلل من الطلب على العمالة.

وبالنسبة إلى سوريا فقد أكدت النتائج وجود علاقة طردية وذات معنوية إحصائية بين كل من نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وحجم السكان على الطلب على العمالة الزراعية. وقامت (زبيحة ،2016) بتقدير الطلب على عنصر العمل الزراعي في الجزائر للفترة 1990-2015 من خلال نموذج لدالة القيمة المضافة الخطية وغير الخطية وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى بهدف تحديد أهم المتغيرات المؤثرة في القوى العاملة، وتوصلت الدراسة إلى انه توجد علاقة عكسية بين الناتج الزراعي ممثلاً بالقيمة المضافة والطلب على العمالة الزراعية، بينما العلاقة طردية بين عنصر الزمن والعمالة. وفي دراسة لشحاتة وعطا (2002) تم تقدير الطلب على عنصر العمل البشري في الزراعة المصرية طبقا للمنهج الثنائي وذلك بتقدير نماذج الربح والتكاليف من نوع كوب-دجلاس واللوغاريتمية المتسامية وتبين وجود علاقة عكسية بين أجر العامل الزراعي وعدد العمال، كما تبين وجود علاقة إحلاليه بين عنصري رأس المال والعمل لصالح العمل.

إما على صعيد الدراسات المحلية فهناك دراستين : الأولى دراسة الصادق ومحمد (2007) بعنوان (دور العمالة الزراعية في خطط التنمية الاقتصادية في الجماهيرية الليبية) والتي هدفت إلى دراسة تأثير المتغيرات الاقتصادية على الطلب العمالة الزراعية خلال الفترة 1981-2007 ، من خلال تقدير نموذج قياسي ،وتبين من نتائج البحث أن زيادة إنتاجية العامل الزراعي بمقدار دينار واحد تؤدي إلى زيادة الطلب على العمالة الزراعية بحوالي عامل زراعي واحد وأن زيادة قيمة الإنتاج الزراعي بمقدار مليون دينار تؤدي إلى زيادة الطلب على العمالة الزراعية بمقدار ألفي عامل، وأثبتت الدراسة أن إنتاجية العامل تحتل المرتبة الأولى من حيث التأثير على الطلب على العمالة الزراعية، ويليه المستوى التكنولوجي من حيث التأثير على أجر العامل الزراعي. والثانية دراسة محمد وآخرون (2016) لتقدير دالة الطلب على العمالة الزراعية في ليبيا للفترة (1981-2011)، بينت نتائج الدراسة التأثير السلبي لكل من إنتاجية العامل الزراعي والأجور على الطلب على العمالة، والتأثير الايجابي للناتج الزراعي عليها كما تبين من معاملات الانحدار الجزئي ان متغير الناتج الزراعي يأتي في المرتبة الاولى من حيث الأهمية النسبية في التأثير على الطلب في العمالة الزراعية يليه في المرتبة الثانية أجر العامل ويأتي في المرتبة الثالثة والأخيرة إنتاجية العامل .

ولئن اشتركت معظم الدراسات في تركيزها على أهمية الأجور وعلاقتها العكسية بمستوى الطلب على العمالة الزراعية ، إلا أن هذه الدراسات لم تكن مجمعة على دور الناتج الزراعي والذي كان معنوي في بعض الدراسات وغير معنوي في

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

بعضها الآخر،وقد يعود السبب في ذلك إلى عوامل متعددة منها طبيعة الاختلالات الاقتصادية الهيكلية،والتغيرات التي تحدث في الطلب الكلي .ان الورقة البحثية أدناه تختلف باستخدامها للنماذج الحديثة في تقدير العلاقة بين المتغيرات حيث إن معظم الدراسات السابقة استخدمت طريقة المربعات الصغرى (OLS) دون إجراء اختبار الاستقرارية (Stationarity) ،وان غياب الاستقرارية يجعل من (OLS) غير مناسبة للتقدير.

الإطار النظري ونموذج الدراسة

تبين النظرية الاقتصادية أن الطلب على العمل طلب مشتق derived demand من الطلب على السلعة التي يسهم العامل في إنتاجها، وأشارت العديد من الدراسات إلى أن هناك مجموعة من العوامل ذات التأثير السلبي والإيجابي على هذا الطلب. ومن أهم هذه العوامل:

1-حجم الإنتاج: وفقا لقانون أوكن فإن هناك علاقة طردية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل الاستخدام، فزيادة الطلب المحلي والخارجي على السلع والخدمات المنتجة داخل الاقتصاد تؤدي إلى ارتفاع الأسعار، وعليه ارتفاع الأرباح الكلية للمنشأة، وهذا يؤدي إلى ارتفاع مستويات الإنتاج من السلع والخدمات، وينعكس ذلك على ارتفاع الطلب على العمالة (الشرع وآخرون،1994)، إلا أنه لا يوجد اتجاه عام ثابت يؤكد هذه العلاقة الطردية بين زيادة الناتج المحلي الإجمالي والاستخدام بشكل آلي.

2-الأجور الحقيقية تشير النظرية الاقتصادية إلى أن التغير في مستويات الأجور الحقيقية يؤثر سلبًا على الاستخدام وذلك من خلال أثرين (طاقة وحسن،2008): أثر الإحلال (Substitution Effect) وأثر التوسع ((Scale Effect فزيادة الأجور الحقيقية مع ثبات الإنتاج والأسعار تؤدي إلى ارتفاع تكاليف العمل، وهذا يدفع المنتج إلى إحلال عنصر رأس المال محل العمل، أما أثر التوسع فيتكون من أثرين: الأول هو زيادة الكمية المطلوبة من العمل بسبب زيادة الإنتاج وهو ذو أثر موجب، والثاني أثره سالب؛ حيث إن ارتفاع الأجور يؤدي إلى ارتفاع الأسعار، وهذا يترتب عليه نقص الطلب على الإنتاج، ومن ثم نقص الكمية المطلوبة من العمل (أي إن تأثير الأجور يكون بمجمله سالبًا).

3-حجم التكوين الرأسمالي: إن زيادة التكوين الرأسمالي يعد المحرك الأساسي للتنمية الزراعية، ومن ثم فإن زيادته تعني مزيدًا من الاستثمارات، وزيادة الإنتاج، وخلق فرص العمل، إلا أن أثر التكوين الرأسمالي على الاستخدام يعتمد على ما إذا كانت طبيعة العلاقة بين العمل ورأس المال علاقة تبادلية أو تكاملية، كما أن هناك جزءًا من الاستثمار مولّد للنمو الاقتصادي، ولكنه غير قادر على خلق فرص عمل (المصبح،2014).

النموذج القياسي وطريقة التقدير

توصيف نموذج الدراسة

من خلال النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة فانه تم توصيف النموذج الرياضي لمحددات الطلب على العمالة الزراعية في ليبيا كالآتي:

$$LNL_t = f(LNGDP_t, LNW_t, LNK_t, D)$$

حيث ان

LN : تمثل صيغة اللوغاريتم الطبيعي

LNL_t : عدد العاملين في قطاع الزراعة

$LNGDP_t$: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في قطاع الزراعة (بأسعار عام 2010)

LNW_t : متوسط الأجر الحقيقي للفرد في قطاع الزراعة (بأسعار عام 2010)

LNK_t :التكوين الرأسمالي الثابت (بأسعار عام 2010)

D: المتغير الوهمي الذي يشير إلى القرارات التي تقضي بخفض عدد العاملين في الجهاز الإداري وتشجيع العمالة الزائدة إلى العمل في القطاعات الإنتاجية كالزراعة والصناعة.

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

اختبار استقرار السلاسل الزمنية Time Series Stationary Test

تعد دراسة الاستقرارية أحد الشروط المهمة عند دراسة التكامل المشترك وغيابها يسبب عدة مشاكل قياسية، وتكمن أهميتها في التحقق من استقرار أو عدم استقرار السلسلة الزمنية، وتحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات ومن الاختبارات المهمة في هذا المجال اختبار ديكي فولر الموسع،"Augmented Dickey-fuller"، وتأخذ معادلة التقدير الشكل التالي(Gujarati،1995):

$$\Delta Y_t = a + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum^{m} \phi \Delta Y_{t-j} + e_t$$

وتشير Δ إلى الفرق الأول ،و a إلى الثابت، و t إلى عامل الاتجاه الزمني، و m تمثل عدد فترات التباطؤ والتي يتم تحديدها وفقاً لأحد معايير المعلومات وأهمها Akaike وSchwarz (Herman,2003) ويجري اختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلسة الزمنية) بإيجاد (ADF) المحسوبة للمعلمة δ ومقارنتها بقيمة (ADF) الحرجة عند مستوى معنوية معين ،فاذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الحرجة ترفض الفرضية العدمية أي ان السلسلة الزمنية مستقرة ،أما اذا لم ترفض فرضية العدم عندها تأخذ الفروق حتى يتم الوصول إلى سلسلة مستقرة.،ويضاف إلى الأختبار السابق اختبار فيليب بيرون) Philips and Perron) وهو اختبار غير معلمي يأخذ بنظر الاعتبار التباين الشرطي للأخطاء، حيث اعتمد على التوزيعات المحدودة نفسها لاختباري ADF و DF، ويتطلب اختبار PP تقدير المعادلة التالية: $\Delta Y_t = \mu_0 + \mu Y_{t-1} + \varepsilon_t$

ويستخدم اختبار PP نفس القيم الحرجة التي يستخدمها اختبار ADF. ولتطبيق اختبار Gregory Hansen للتكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة ينبغي أولًا تحديد رتبة التكامل المشترك لهذه المتغيرات؛ وذلك للتأكد من أن جميع المتغيرات متكاملة من الرتب ة(I(1، ولتحديد رتبة التكامل للمتغيرات سوف نستخدم اختبار فيليب بيرون (PP) وديكي فولر المعدل (ADF)

ومن خلال نتائج اختبار الاستقرارية والمتحصل عليها بالاعتماد على اختبار فيليب بيرون(PP) وديكي فولر المعدل (ADF) يتضح أن جميع المتغيرات غير مستقرة في المستوى وقد استقرت عند الفروق الأولى، وقد كانت نتائج الاختبارين متماثلة، وذلك كما هو واضح في الجدول رقم (1).

جدول(1). نتائج اختبار جذر الوحدة

Variable	المستوى	Exogenous	الفرق الأول	Exogenous	درجة تكامل السلسلة	TEST
LNL_t	-0.95074 0.2990(((	NON	-5.92595 (0.0000)	Constan	(1)I	PP
	-0.961836)0.2945(	NON	-5.929793 (0.0000)	Constan	(1)I	ADF
$LNGDP_t$	-0.49077 (0.4970)	NON	-5.24668 (0.0001)	Constan	(1)I	PP
	0.546643- (0.4738)	NON	5.162215- (00001)	Constan	(1)I	ADF
LNW_t	-3.04391 (0.1339)	Constant, Linear Trend	-9.84543 (0.0000)	Constan	(1)I	PP
	0.945288 (0.9052)	NON	-9.553869 (0.0000)	Constan	(1)I	ADF
LNK_t	-1.395702 (0.1489)	NON	-6.441619 (0.0000)	Constan	(1)I	PP
	-1.302655 (0.1747)	NON	-6.700519 (0.0000)	Constan	-3.196411	ADF

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

اختبار التكامل المشترك ذي العتباتGregory Hansen

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صور سلاسل زمنية غير مستقرة، فمن الممكن أن تكون علاقة الانحدار المقدر بينهما عبارة عن علاقة زائفة؛ بسبب أن التغير في المتغيرات قد يكون بسبب الزمن، وأن تكون العلاقة بين المتغيرات علاقة اقتران أو ارتباط، وليست علاقة سببية، وإجراء الانحدار في صورة فروق لكل واحد قد يؤدي إلى فقدان خصائص المدى الطويل، ولذلك ظهرت فكرة التكامل المشترك الذي يشير إلى علاقة طويلة المدى بين المتغيرات غير مستقرة، أو أنها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الزيادة في خطأ علاقة المدى الطويل.

توجد العديد من الاختبارات للكشف عن علاقة التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية من أهمها: اختبار انجل_جرانجر Granger Engel& لسنة1978، جوهانسن_جيسلس Johanssen-Juselius لسنة 1990، نموذج ARDL لسنة 1995 والذي طُوِّر في سنتي 2001 و 2005، واختبار Gregory Hansen (المستخدم في هذه الدراسة) حيث اقترح كل من (Gregory and Hansen, 1996) استخدام أسلوب متطور لاختبارات (ADF, Z_t, Z_α) في حالة اختبار التكامل والتي تكون صالحة في

حالة الفرضيات البديلة التي قد تحوي أحد الانحرافات في متجه التكامل.

الاختبارات المقترحة هي توسعة لاستخدام اختبار ADF، و اختبارات (Z_α, t) لاختبار التكامل وذلك بدون أي قيود على الزمن الذي قد يحدث عنده هذا النوع من الانحراف، وهذه الاختبارات مبنية على فكرة الفرضية البديلة في حالة اختبار التكامل والتي مفادها (No Cointegration).ومن ميزة اختبار Gregory Hansen أنه يكشف عن المقاطع الهيكلية والتي فشلت اختبارات التكامل الأخرى في كشفها.وقد اقترح كل من Gregory و Hansenسنة 1996 وبالاعتماد على منهجية واختبار ديكي فولار الموسع أربعة نماذج وهي على النحو التالي (Gregory & Hansen,1996):

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \mu_2 X_t + \varepsilon_t$$
$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \mu_2 t + \mu_3 X_t + \varepsilon_t$$
$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \mu_2 X_t + \mu_3 X_t \varphi t_\tau + \varepsilon_t$$
$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \mu_2 t + \mu_3 t \varphi_{t\tau} + \mu_4 X_t + \mu_5 X_t \varphi t_{,\tau} + \varepsilon_t$$

حيث: إن y_t يمثل العامل التابع وهو في دراستنا العمالة و X_t المتجه الذي يتضمن العوامل المستقلة، وεt الخطأ الأبيض، $\varphi_{t\tau}$ المتغير الصوري كما أن $\varphi_{t,\tau}$ تمثل المتغير الوهمي حيث يأخذ القيمة واحد أو صفر وفقا للآتي:

$$\text{If } t \le \tau \text{ and } \varphi_{t,\tau} = 1 \text{ if t} \rangle \tau \ \varphi_{t,\tau} = 0$$

وفي هذه الدراسة تم تقدير النموذج الأكثر شيوعًا وهو النموذج الرابع، وتم استخدام ثلاثة اختبارات للتأكد من استقراريه بواقي التقدير وهي (Miyazaki،2014, Hamori &):

$$Z_t \text{ ، } Z_a \text{ ، } ADF$$

من خلال النتائج الواردة في جدول رقم (2) ووفقًا لاختبار Gregory Hansen للتكامل المشترك فإن فرضية العدم مرفوضة؛ لعدم وجود تكامل مشترك؛ حيث يوجد اختباران (ADF,Zt) من أصل ثلاثة اختبارات تؤكد وجود تكامل بين المتغيرات مع مقطع هيكلي واحد وهو سنة 1980 وهي قريبة من سنة 1984 التي صدرت فيها مجموعة من القرارات تقضي بخفض عد العاملين في الجهاز الإداري، وتشجيع العمالة الزائدة إلى العمل في القطاعات الإنتاجية كالزراعة والصناعة.

الجدول رقم(2). نتائج اختبار Hansen Gregory لتكامل المشتركالمتغير التابع (العمالة)

الاختبار	القيمة الإحصائية	المقطع الهيكلي	القيم الجدولية		
			%1	%5	%10
ADF	-5.09	1980	-5.77	-5.28	-5.02
Zt	-5.16	1980	-5.77	-5.28	-5.02
Zα	-32.29	1980	-63.64	-53.58	-48.65

Notes: The order of lag length is selected by using the AIC. ** indicates statistical significance at the 10% level. The critical values are from Gregory and Hansen (1996a).

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

3-تقدير العلاقة في المدى الطويل باستخدام طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS):

لقد اقترح (Watson and Stock ,2003) ما أسموه بمنهجية المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS OLS Dynamic) في عملية التقدير وتتضمن المنهجية إضافة تغيرات حالية وماضية ومستقبلية للمتغيرات (المتكاملة تكامل مشترك) إلى معادلة التكامل المشترك وهي طريقة معلميه تعد من أحدث الطرق و الأكثر قوة بسبب أدائها في العينات صغيرة الحجم، إذ تستعمل هذه الطريقة لتقدير العلاقة التوازنية طويلة المدى للنظام الذي يحوي متغيرات متكاملة من درجات مختلفة لكنها مازالت متكاملة تكاملا مشتركا،حيث تعتمد هذه الطريقة على قيم الإزاحات والتباطؤات (Lags and Leads) عبد الرزاق و الجبوري (2012).

ويبين الجدول رقم (3) نتائج اختبارات انحدار التكامل المشترك سالفة الذكر والتي تشير إلى أهم النقاط الآتية:

الجدول رقم (3). نتائج تقدير نموذج انحدار التكامل المشترك

المتغيرات	DOLS	
	المعامل	الاحتمال
$LNGDP_t$	0.073160	0.3040
LNK_t	0.152096	0.0000
LNW_t	-0.657522	0.0000
D	0.590518	0.0000
C	9.943428	0.0000
Adjusted R-squared	0.969688	

وتظهر نتائج التقدير وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين مستوى التكوين الرأسمالي الثابت والتشغيل في قطاع الزراعة، إذ بلغت المرونة 0.152 أي إن زيادة التكوين الرأسمالي الثابت بنسبة 100% تؤدي إلى زيادة استخدام القوى العاملة في القطاع الزراعي بنسبة 152%.

كما يتبين أن لمستوى متوسط الأجور الحقيقية تأثيرًا عكسيًّا على الاستخدام في القطاع الزراعي، بمعنى أن زيادة الأجور الحقيقية بنسبة 100% تؤدي إلى تخفيض الاستخدام في القطاع الزراعي بنسبة 657%. ويتضح كذلك أن المتغير الوهمي ذو دلالة إحصائية وله أثر ايجابي، وهذا يعني أن القرارات الصادرة والتي تقضي بخفض عدد العاملين في الجهاز الإداري كان لها أثر إيجابي على الاستخدام في القطاع الزراعي، أما الناتج الزراعي فلم تثبت معنويته، ولكن هذا لا يعني عدم أهميته وإنما هذا المتغير قد لا يؤثر بمفرده ولكن يؤثر في النموذج مع بقية المتغيرات مجتمعة.

كما تؤكد نتائج اختبار جذر الوحدة للبواقي والواردة في الجدول رقم (5) انها مستقرة بمستوى دلالة 0.01 مما يعني ان الانحدار ليس زائف.

جدول رقم (5). نتائج اختبار جذر الوحدة لبواقي معادلة DOLS

Cointegration regression method		PP		ADF	
		Constant, Linear Trend	Constan	Constant, Linear Trend	Constan
DOLS	Level	-5.414059 (0.0005)	-5.514725 (0.0001)	-5.418779 (0.0005)	-5.503986 (0.0001)

النتائج والتوصيات

توصلت الدراسة إلى أن العوامل المؤثرة في الاستخدام في القطاع الزراعي هي الأجور الحقيقية والتكوين الرأسمالي الثابت، كما أن الاستخدام في القطاع الزراعي يكون أكثر حساسية تجاه التغير في الأجور من التغير في رأس المال المستخدم، وعليه ينبغي وضع سياسة للأجور يكون من شأنها زيادة الطلب على العمل وتخفيض البطالة، وضرورة التوسع في الاستثمارات الحالية وخلق استثمارات جديدة لاستيعاب الطلب الإضافي من العمالة.

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

المراجع

النعيمي، سالم ومحسن شعفل (2012) الاصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في الزراعة العربية (دراسة حالة دول مختارة)،مجلة زراعة الرافدين مجلد(40) العدد(3) ص28-31.

عيسى، شقبقب (2011) النمذجة القياسية للطلب على العمل في الجزائر ،مجلة الأكاديمية للدراسات الاجتماعية والإنسانية،عدد(6) ص 70 .

الصادق، خالد ويحيى محمود (2007) دور العمالة الزراعية في خطط التنمية الاقتصادية في الجماهيرية الليبية، مجلة جامعة المنصورة للعلوم الزراعية، مجلد (33) العدد(1).

الأرباح، صالح الأمين (1996) الأمن الغذائي أبعاده ومحدداته وسبل تحقيقه ، الهيئة القومية للبحث العلمي ، الجزء الثاني ، دار الكتب الوطنية بنغازي، ليبيا.

زبيحة، بسمة (2016) تقدير الطلب على العمل للقطاع الزراعي 1990-2015 رسالة ماجستير غير منشورة .كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير ،جامعة العربي بن مهدي ،أم البواقي ،الجزائر.

الشباح، عبدالرازق (2018) العوامل المؤثرة على كفاءة عنصر العمل البشري في القطاع الزراعي الليبي – منطقة الجبل الأخضر. رسالة دكتوراه ، غير منشورة. الاقتصاد وإدارة الأعمال الزراعية ، جامعة الإسكندرية.

حسن، على عبد الزهرة وعبد اللطيف حسن شومان (2013) تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل بإستعمال اختبارات جذر الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج الإبطاء ((ARDL العلوم الإقتصادية المجلد التاسع العدد (34). كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

عبد الرزاق، كنعان و أنسام الجبوري (2012) دراسة مقارنة في طرائق تقدير إنحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي – المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية – السنة العاشرة –العدد (33).

محمد، سعد وموسى، موسى والأمين الفيتوري (2016) دراسة قياسية لدور العمالة الزراعية في تنمية القطاع الزراعي في ليبيا خلال الفترة (1981-2011) ، مجلة آفاق اقتصادية العدد (4).

طاقة،محمد وحسن عجلان (2008) اقتصاديات العمل،دار الأثراء للنشر والتوزيع ص57.

شحاته،عماد وسهرة عطا (2002) تقدير الطلب على عنصر العمل البشري في الزراعة المصرية طبقاً للمنهج الثنائي، المجلة المصرية للإقتصاد الزراعي، المجلد(18) عدد (4)| القاهرة

الشرع، منذر وآخرون (1994)،الطلب على العمل ومرونات الإحلال في سوق العمل الأردني،مجلة أبحاث اليرموك، مجلد(10) عدد(3)، ،ص183.

المصبح، عماد والمرعي محمد (2014) العوامل المؤثرة في الطلب على العمالة في بعض الدول العربية خلال الفترة 1990-2011. مجلة الباحث الاقتصادي، مجلد2، عدد 2،ص.14

Gale, Fred (1993)Why Did the Number of Young Farm Entrants Decline? American Journal of Agricultural Economics, Volume 75, Issue 1, 1 February 1993, Pages 138–146.

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

Economics and Statistics, 58(3), 1996, p : 555-60.

Miyazaki, T., & Hamori, S. Co-integration with regime shift between gold and financial variables. International Journal of Financial Research, 5(4), 2014, p : 90.

Stock, J. and Watson, M. (2003). "Introduction to Econometrics", Pearson Education Press.

Gujarati, D.N. (1995). "Basic Econometrics", 3rd Ed. McGraw-hill, Inc.

Herman J, Bierens (2003). Guided tour on VAR innovation responseanalysis. web site:http://econ.la.psu.edu/~hbierens/VAR.HTM

Rayasawath, Chacattrai(2018) Factors Affecting the Household Succession inAgricultural Occupation in Nakhon Ratchasima Province, Thailand. Agriculture 2018, 8(7), 109; doi:10.3390/agriculture8070109

Lianos, T. 1972. "Impact of Minimum Wages upon the Level and Composition of Agricultural

Employment." American Journal of Agricultural Economics 54(3), 477-484.

AL-CHUKHUCKA, Fahima (2003). The future of the Libyan economy in light of economic changes current and ongoing. Planning Institute of Higher Studies.Libya.

UNITED NATIONS (1952) Report of the Mission to Libya. Educational, scientific and cultural Organisation. Unesco. Paris.

METZ, Helen Chapin (ed.) (2004). Libya. Second ed., USA, Kessinger Publishing.

ALLAN, J. A (1981). Libya the experience of oil USA, Westview Press.

DEVI, et al (2013) Dynamics of Labour Demand and its Determinants in Punjab Agriculture. Agricultureal Economics Research Review. 26(2) pp 267-273.

A Kandilov, IT Kandilov - (2017) Annual Meeting, August 5-7, Washington،ncsu.edu.

A. Gregory & W, Hansen-1996. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. Journal of econometrics, 70(1), 1996, p : 99-12

Gregory, A. W., & Hansen, B. E. Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. Oxford bulletin of

© للمؤلف (المؤلفون)، يخضع هذا المقال لسياسة الوصول المفتوح ويتم توزيعه بموجب شروط ترخيص إسناد المشاع الإبداعي CC BY-NC 4.0
ISSN: online 2617-2186 print 2617-2178

Al-Mukhtar Journal of Sciences 33 (4): 359-369, 2018

Determinants of demand for agricultural labor in Libya (1975-2014) an Empirical Study by using Dynamic Ordinary Least Square Method DOLS

Siham .Y. Ali [1] and Fatima Mohammed Aljwifi [2]

[1]Department Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Sbhi University, Sbhi , Libya
[2]Department Economics, Faculty of Economics, Omar Al - Mukhtar University, El Bayda, Libya

Received:30 November 2018 / Accepted: 31 December 2018
Doi: https://doi.org/10.54172/mjsc.v33i4.292

Abstract: The aim of the study is to estimate the important factors affecting the workforce in the agriculture sector in Libya between 1975 to 2014 and to achieve the aim of the study, the Gregory Hansen methodology was used to ensure that there is a cointegration relationship between the study variables and also to estimate the model of the capabilities of the simultaneous integration of the relationship in the long term by applying the squares method (DOLS) because it's one of the ways of regression joint integration.The results of the study indicate that there is a statistically significant relationship between the level of fixed capital formation and the use of labor in the agriculture sector, and the reverse effect of the average real wages on demand labor. The values of the dummy variable in the model showed positive effect. The study recommends the necessity to expand the current investments and create new investments to accommodate the additional demand for labor, as well as the development of a wage policy that would increase the demand for labor.

Keywords: Agricultural labor, agricultural output, wages, fixed capital formation, joint integration.

***Corresponding Author:** [1](Fatima Mohammed Aljwifi) *fatmasaeed2012@yahoo.co.uk*, Department Economics, Faculty of Economics, Omar Al - Mukhtar University, El Beida, Libya

الملاحق

جدول البيانات المستخدمة في التحليل القياسي

	L_t	$LGDP_t$	K_t	LW_t*	D
1975	4.892845	6.597239	5.034018	8.02088	0
1976	4.949664	6.730318	5.261597	7.988707	0
1977	4.975528	6.550317	5.328893	7.985822	0
1978	4.996018	6.632788	5.371534	8.075449	0
1979	5.010782	6.692659	5.315342	8.242834	0
1980	5.032527	6.832611	5.317211	8.558789	1
1981	5.089535	6.960182	5.416523	8.67756	1
1982	5.120452	6.984417	4.884258	8.651907	1
1983	5.152757	7.121522	4.735279	8.576438	1
1984	5.222513	7.081859	4.6297	8.453765	1
1985	5.175613	7.121522	4.161805	8.475685	1
1986	5.184051	7.001101	3.72275	8.153498	1
1987	5.192418	6.842425	3.859948	8.239908	1
1988	5.230031	6.914549	3.832135	8.185248	1
1989	5.254865	6.9849	4.254504	8.179609	1
1990	5.240674	7.022558	4.79951	8.250602	1
1991	5.244373	7.16324	3.268388	8.243872	1
1992	5.276036	7.141859	4.247503	8.226464	1
1993	5.303749	7.105531	5.539589	8.149778	1
1994	5.328294	7.102129	5.265385	8.238933	1
1995	5.359327	7.118338	4.969001	8.11828	1
1996	5.390793	7.129421	5.065386	8.225747	1
1997	5.389426	7.193296	5.305512	8.233526	1
1998	5.415983	7.198806	4.433391	8.167074	1
1999	5.446173	7.169253	4.070612	8.14687	1
2000	5.476314	7.199042	4.456804	7.891317	1
2001	4.728666	7.241823	4.088793	9.172101	1
2002	4.678864	7.278183	3.009792	8.55859	1
2003	4.625473	7.313017	2.528823	8.65939	1
2004	4.692694	7.358798	2.448623	8.603265	1
2005	4.76168	7.432451	2.952252	8.577402	1
2006	4.834192	7.526251	2.950668	8.62217	1
2007	4.343355	7.565253	1.24521	9.003904	1
2008	4.303619	7.589197	0.929514	8.994202	1
2009	4.262238	7.613375	1.326691	9.092527	1
2010	4.204257	7.605007	1.147822	9.164162	1
2011	4.158452	6.433192	0.482353	9.152904	1
2012	4.09392	6.303071	0.672771	9.178498	1
2013	4.042632	6.135402	-0.14273	9.242563	1
2014	3.98857	5.924574	-0.22707	8.949922	1

المصدر : مركز البحوث الاقتصادية بنغازي، تقرير مصرف ليبيا المركزي، أعداد مختلفة، البنك الدولي، UNCTAD

الأجور من سنة 2007-2014 تم تقديرها باستخدام طريقة التمهيد الأسي، الناتج الزراعي بمليون دينار / العمالة بالألف عامل / التكوين الراسمالي بمليون دولار / الآجور بالمليون دينار.

***Corresponding Author:** [1](Fatima Mohammed Aljwifi) *fatmasaeed2012@yahoo.co.uk*, Department Economics, Faculty of Economics, Omar Al - Mukhtar University, El Beida, Libya