مجلة البحوث الاقتصادية والمالية
ISSN : 2352 - 9822
العدد السادس/ ديسمبر 2016

OEB Univ. Publish. Co.

# دراسة قياسية لأثر الدعم الحكومي على نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة

## *An econometric study of the impact of government support on the agricultural production growth on in Algeria using Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*

**د. -امولاي علي هواري  د. تسابت عبد الرحمان  د. عدوكة لخضر**
**جامعة مصطفى أسطمبولي معسكر ، الجزائر**

**تصنيف JEL** C19,Q19,O49 تاريخ الاستلام: **2016/10/23** تاريخ قبول النشر: **2016/12/10**

**الملخص:**

تهدف هذه الورقة البحثية الى دراسة تأثير الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة 1970-2011. ويستند هذا التحليل الى نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) الذي قدمه Pesaran et al (2001). وتوصلنا من خلال دراستنا التجريبية الى أن الدعم الفلاحي يؤثر ايجابيا على النمو الفلاحي في الجزائر في المدى القصير، وله أثرا سلبيا على الإنتاج الفلاحي في المدى الطويل.

**الكلمات المفتاحية: الدعم الفلاحي، النمو الفلاحي، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة، الجزائر**

***Abstract :***

This study aims to examine of the impact of government support for the agricultural sector on agricultural production growth in Algeria using annual data over the period 1970-2011. This analysis is based on the autoregressive distributed lag (ARDL) given by Pesaran et al. (2001). The empirical results revealed the agricultural support has a positive Impact on agricultural growth in the short-run in Algeria, On the other hand the impact of agricultural support on agricultural production is negative in the long-run.

**Keywords: Agricultural support, Agricultural growth, Cointegration, Error Correction Model, Autoregressive-Distributed Lag, Algeria.**

**مقدمة:**

دراسات عديدة قامت بدراسة تأثير الدعم الحكومي سواء على الاقتصاد الفلاحي أو بقية الاقتصاد، وقد اختلفت طريقة معالجة الموضوع من باحث إلى أخر، كما أن نتائج هذه الدراسات جاءت هي الأخرى مختلفة. على هذا الأساس يصعب إطلاق حكم عام مسبق حول طبيعة العلاقة بين الدعم الفلاحي ونمو الإنتاج والإنتاجية في القطاع الفلاحي.

من الناحية النظرية الزيادة في المدفوعات الناتجة عن الدعم هو مرادف لزيادة الاستثمار، وهو ما ينعكس إيجابا على الإنتاج والعمالة. وجهة النظر هذه جاءت مختلفة عن نتائج دراسات عديدة، والتي أكدت الأثر السلبي لبرامج للدعم الفلاحي. حيث ان الإعانات المرتبطة وغير المرتبطة قد تؤثر على الإنتاج بعدة طرق. عن طريق تغيير الأسعار النسبية للمدخلات والمخرجات وتؤثر على قرارات الاستثمار والدخل، عن طريق التأثير على الدخل تؤثر على عرض العمالة داخل وخارج القطاع الزراعي والتأثير على نمو الإنتاج الزراعي والمخرجات.[1] كما يسمح بخفض الإنتاجية الفلاحية إذا حفزت هذه الإعانات المنتجين على التقليل من استخدام المدخلات. يمكن مع ذلك، أن ترفع الإعانة من الفعالية التقنية إذا حفزت المنتجين على الابتكار وإدخال تكنولوجيا جديدة. الإنتاجية والفعالية التقنية قد تنخفض من جراء الزيادة في الإعانات، إذا أصبح الفلاحون يقضون وقت أكبر في الترفيه نتيجة لضمانهم لحصة كبيرة من الدخل تأتي من الإعانة.[2] يمكن للإعانات إما أن ترفع من الإنتاجية وإما أن تخفضها وبالتالي فإن الأثر يكون إما سلبيا أو ايجابيا. الأثر السلبي للإعانات يمكن أن ينجم عن خسائر في كفاءة التخصيص لما يسببه من تشوهات في هيكل الإنتاج واستخدام العوامل. علاوة على ذلك تخفيف القيود المالية قد يؤدي إلى التحول إلى فلاح أقل إنتاجية.[3]فيغير الفلاح من سلوكه ويبدأ في البحث عن الاستثمار في الأنشطة التي تتوفر على إعانات والتي تعتبر أقل إنتاجية نسبيا (Baumol,1990 ; Alston and James, 2002).[4] يبين Kornai (1986) أن الدعم قد يخفف من القيود المالية، وسيؤدي إلى استخدام غير مثالي للموارد. في حين إذا كانت القيود المالية أكثر صرامة يتكيف المزارع باستمرار مع الظروف الخارجية ويصبح يتصرف بسلوك المؤسسة. أما إذا كانت القيود لينة، الجهود المنتجة لم تعد إلزامية، فيصبح مقدم الدعم مثل شركة التأمين في السيطرة على المخاطر المعنوية (l'aléa moral)، في حين المؤمن (الفلاح المستفيد) يصبح أقل حذرا في حماية ثروته. يؤكد Hennessy (1998)[5] أن الإعانات تؤثر على الأسواق من خلال أثر الثروة: الإعانات تؤثر على ثروة المزارعين وبالتالي مواقفهم اتجاه

الخطر.[6] قد تكون عدم كفاءة التخصيص أيضا نتيجة للتشوهات في استخدام المدخلات، الدعم يكون حافز للمتلقي لتغيير نسبة رأس المال- العمل، والتي يمكن أن تؤدي إلى عدم كفاءة التخصيص، أي الإفراط في استخدام المدخلات المدعمة. الإعانات أيضا يمكن أن تؤدي إلى عدم الكفاءة التقنية إذا تحصلت المزارع على أرباح مرتفعة قد تؤدي إلى التراخي، نقص الجهد و العزوف عن البحث عن تكاليف تحسين الأساليب.[7] و أخيرا الإعانات يمكن أن توجه إلى المزارع الأقل إنتاجية من طرف المقررون مع مراعاة المصلحة الخاصة، أو كما أكد (1982) Olson ، أن الإعانات يمكن أن تخفض من سرعة توزيع الموارد من نشاط إلى نشاط استجابة إلى التكنولوجيات الجديدة و ظروف السوق.[8] الأثر السلبي للإعانة هو مرتبط بعدم كفاءة التخصيص .مؤخرا تم استحداث إعانات غير مرتبطة و التي تعتبر أقل ارتباطا بقرارات الإنتاج و بالتالي فإن لها أقل تأثير على كفاءة التخصيص. في حين الإعانات المرتبطة لها تأثير سلبي أكبر نسبيا على الإنتاجية من الإعانات غير المرتبطة، لأنها على علاقة مباشرة بعوامل الإنتاج وقرارات الإنتاج.[9]تحاول هذه الدراسة تبيان تأثير الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة 1970-2011 أخذت من البنك الدولي من حيث: اختبار العلاقة بين الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي ونمو الانتاج الفلاحي وتقييم أثر العلاقة قصيرة وطويلة الأجل لدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الانتاج الفلاحي. ويفترض النموذج الذي سيتم تقديره ان الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي يحفز نمو الانتاج الفلاحي. تجيب الدراسة على الأسئلة التالية: هل تقديم الدعم للقطاع الفلاحي هو في صالح نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر؟ وهل توجد علاقة قصيرة وطويلة الأجل بين الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي ونمو الإنتاج الفلاحي؟ تسهم هذه الدراسة في أدبيات الاقتصاد الزراعي واقتصاد التنمية من خلال دراسة أثر الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي وتوظيف تقنيات حديثة في الاقتصاد القياسي لتقدير العلاقات باستخدام منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة.

**2 .المقاربة النظرية:** الدراسات التجريبية لتحليل فعالية الدعم الفلاحي هي عديدة، و قد اختلفت معالجة الموضوع من دراسة إلى أخرى، و يمكن تقسيمها إلى صنفين من الدراسات: الصنف الأول من الدراسات اهتم بانعكاسات دعم الدولة للقطاع الفلاحي على الاقتصاد الفلاحي، أما الصنف الثاني فدرس تأثير الدعم الفلاحي على الاقتصاد غير الفلاحي. أظهرت الدراسات النظرية أن الإعانات تؤثر إيجابا على الإنتاج الفلاحي، في حين تؤثر سلبا على الإنتاجية والكفاءة التقنية Ciaian and Swinnen (2009) [10]. دعم الدولة للقطاع الفلاحي وفقا لهذا

المفهوم إنما تكون له أثار ايجابية على القطاع الفلاحي في حين تكون له أثار سلبية خارج القطاع الفلاحي بسبب تأثيرها السلبي على الفعالية الاقتصادية. (1974) Rosine and [11] helmberger قدما أول خطوة لنمذجة الفلاحة باستخدام طريقة التوازن العام. وتوصلوا إلى أن تقريبا 90 % من فوائد برنامج الدعم الفلاحي للولايات المتحدة الأمريكية تعود على ملاك الأراضي. توصل الباحثان إلى أن 4.8 مليار دولار هي خسارة للمستهلكين ودافعي الضرائب و2.7 مليار هي مكاسب للمنتجين. الخسارة الصافية إذن هي 2.7 مليار دولار. كما أشار الباحثان أن كل مكسب بدولار ناجم عن برامج دعم الفلاحة للولايات المتحدة الأمريكية، منها 92 سنتا تذهب إلى ملاك الأراضي، تكاليف المجتمع هي 80 سنتا كخسارة للفعالية الاقتصادية. درس (1981) Bale and Lutz [12] أثر السياسة الفلاحية على الفعالية الاقتصادية في 9 دول واستخلصوا أن السياسات السعرية هي مكلفة للرفاهية الكلية. بأخذ 4 دول أعضاء في OCDE، وفي المملكة المتحدة، التكلفة الاقتصادية للتدخل في السوق كانت متواضعة. لكن في فرنسا، ألمانيا وخاصة اليابان كانت أكثر ثقلا. بالنسبة للحالة الأخيرة، التدخل في القطاع الفلاحي يمكن أن يؤدي إلى تبذير للموارد يعادل 0.8% من الناتج الوطني الخام (PNB) لسنة 1976.يتخلون المستهلكون عن 1.4% من الناتج الوطني الخام لصالح المنتجون الذين يحصلون على مكاسب تقدر ب 0.5% من الناتج الوطني الخام. أيضا، كل دولار يربحه المنتجون يكلف المستهلكين حوالي 3 دولار. توصل (1986) Gardner [13]إلى أن التكلفة المحلية في المدى الطويل للإجراءات الفلاحية للولايات المتحدة الأمريكية هي كالآتي: 16.0 مليار دولار خسائر للمستهلكين ودافعي الضرائب و4.4 مليار كخسارة صافية. فيما يتعلق بالتحويلات، مكاسب ب 11.6 مليار دولار لصالح المنتجين والتي تمثل حوالي نصف الدخل الفلاحي الصافي خلال الفترة الزمنية الممتدة من 1983-1985. بالنسبة لفعالية الإعانات في إعادة التوزيع توصل البنك الدولي (1986) إلى علاقة سلبية بين مستوى الإعانات للفلاحة والفوارق بين مداخيل العمال في الفلاحة مع العمال في القطاعات غير الفلاحية. ولاحظ أيضا أن سياسة الدعم لم تحمي الفلاح في الولايات المتحدة من الإفلاس، وأن وضعية الفلاحين ليست أحسن ملائمة من بقية القطاعات غير المحمية. قدر مكتب الاقتصاد الفلاحي (1985) في بداية سنوات 1980، أن حوالي ربع الفلاحين يتلقون ثلاث أرباع الدعم الموجه للسياسة الفلاحية المشتركة. توصل (1975) Gardner and hoover إلى أن الدعم يزيد من الفوارق بين مداخيل الفلاحين.[14]

أكد Hedley and al (1989) [15] أن فقط 42% من الدعم المالي للأسمدة الموجه للفلاحة الاندونيسية يستفيد منها الاقتصاد. كما أن الفلاحين المقصودين من هذا الدعم لا يستلموا إلا 7% من قيمته المالية. المستفيد الأكبر من الدعم هو إنتاج الأسمدة، التوزيع، قطاعات التصدير والاستيراد للأسمدة. توصل البنك الدولي (2006)[16] باستخدام نموذج للتوازن العام الحسابي للاقتصاد التونسي، إلى أن إلغاء الحماية للفلاحة التونسية (إلغاء الرسوم الجمركية) يرفع من نمو الناتج المحلي الإجمالي ب 0.8%، ارتفاع نمو الناتج المحلي لبقية قطاعات الاقتصاد غير الفلاحية ب 2.2%. في حين الفلاحة تخسر من جراء هذا الإجراء 1.4% من الناتج المحلي، بالإضافة إلى خسارة 87000 منصب عمل في الفلاحة التي يجب أن تمتص من طرف القطاعات الأخرى. إذن حسب هذا التحليل، حماية القطاع الفلاحي يعود بمكاسب على القطاع الفلاحي في حين تلقي بقية الاقتصاد لخسائر ناتجة عن انخفاض الفعالية الاقتصادية. دراسة أثر إصلاحات السياسة الفلاحية المشتركة من طرف Costa and al (2009) [17]، من خلال تحليل آثار ثلاث عناصر رئيسية للسياسة الفلاحية المشتركة – المدفوعات المباشرة للدخل، دعم الصادرات والرسوم الجمركية على الواردات–. عن طريق تحليل التوازن العام تم التوصل إلى ما يلي:

- انخفاض الإنتاج في قطاعات الصناعة والخدمات للاتحاد الأوروبي.
- انخفاض الناتج المحلي الإجمالي في الاتحاد الأوروبي ب حوالي 0.3% أو 52 مليار دولار أمريكي.
- خسارة صافية للرفاهية الكلية ب 45 مليار دولار. بتكلفة للاتحاد الأوروبي 30 مليار دولار. الأكثر مساهمة في هذه الخسارة للرفاهية هو متغير الرسوم الجمركية.

دراسة لمجموعة البنك الدولي (2014)[18] تؤكد أن الخسائر التي يتلقاها المستهلكين ودافعي الضرائب وبقية الاقتصاد التونسي هي أكبر أهمية من المكاسب في القطاع الفلاحي الناتجة عن الإعانات للقطاع الفلاحي.

دراسة Armas and al (2010) تحلل الاتجاهات والتطور في مختلف أنواع النفقات للقطاع الفلاحي لاندونيسيا وأثرها على النمو الفلاحي للفترة 1976–2006. وكان لنفقات الفلاحة والري أثرا ايجابيا على النمو الفلاحي. في حين أن النفقات في شكل إعانات للأسمدة كان لها تأثيرا عكسيا.[19] دراسة العلاقة بين الفقر و النمو الزراعي و دور برامج دعم المدخلات الزراعية من طرف Muhome–Matita and Ephraim Wadonda (2011) ،و ذلك باستخدام

مجموعة بيانات شملت 1227 أسرة لدولة مالاوي للفترة 2005-2008. تشير النتائج أن حصول 20% من السكان الأكثر فقرا على الدعم لا يؤدي إلى ارتفاع معدل النمو الزراعي. وفسّرت النتيجة بأنّ دعم المدخلات لهذه الشريحة من الفلاحين (الفقراء) ليست أحسن وسيلة لمساهمة أفقر الناس في النمو، إذن هذه الفئة من السكان هي محتاجة إلى وسائل أخرى للحماية الاجتماعية مثل التحويلات النقدية المباشرة.[20] التأثير الايجابي للإعانات على النمو الاقتصادي وجد من طرف Castro and Teixeira (2004) [21]، الذين قاموا بتقدير أثر دعم الائتمان الفلاحي (عبارة عن معدلات فائدة تفضيلية وتمثل 30% من الدعم الزراعي للبرازيل) على نمو الناتج المحلي الإجمالي للبرازيل وذلك من خلال نموذج للتوازن العام. خلص الباحثان أن الفوائد التي تعود على الاقتصاد هي أكبر من تكلفة الحكومة على هذه السياسة. دراسة أخرى لتأثير الإعانات للائتمان الفلاحي على الاقتصاد في خمس مناطق في البرازيل باستخدام تحليل التوازن العام كذلك توصل Cardoso and al (2011) [22] إلى فعالية هذه السياسة من حيث التكلفة، وربحيتها فيما يتعلق بتوليد النمو الاقتصادي الإجمالي للبرازيل تقدر ب 34%. في حين بتقسيم المناطق، فان تكلفة سياسة دعم الائتمان الفلاحي يوفر نمو اقتصادي أكبر من تكلفة هذه السياسة في ثلاثة مناطق. لكن النمو الاقتصادي ينخفض نتيجة لهذه السياسة في المناطق الأخرى. علاوة على ذلك، في جميع المناطق توفر هذه السياسة منافع للرفاهية. الخلاصة الرئيسية للدراسة، أن السياسة السالفة الذكر تعزز النمو الاقتصادي والرفاهية وتساهم في التقليل من الفوارق الجهوية.

دراسة أثر الإعانات المباشرة للقطاع الفلاحي على اقتصاد جمهورية التشيك، باستخدام نموذج للتوازن العام من طرف KŘÍSTKOVÁ and Habrychova (2011) [23]. بينت النتائج أن كل مبلغ من الإعانة يؤدي إلى تحفيز القيمة المضافة للفلاحة والقطاعات ذات الصلة، مع أثر ايجابي على نمو الناتج المحلي الإجمالي. إذا تم إزالة المدفوعات المباشرة تماما يمكن أن تحدث أثار سلبية على العمالة، مما يشير إلى أن المدفوعات المباشرة لها دور ايجابي في الاقتصاد. أما أثر المدفوعات المباشرة على دخل الأسر الفلاحية هو محدود، ما يعني أن مستوى حياة الفلاحين يجب أن يدعم بوسائل أخرى للسياسة غير المدفوعات المباشرة.

دراسة OCDE (2001b) بينت أن فقط 20% من كل السوق ودعم الأسعار في دول OCDE تؤدي إلى أرباح صافية للمزرعة والباقي يوزع على الآخرين بما في ذلك ملاك عوامل الإنتاج.[24] دراسة Giannakas and al (2001) أظهرت أن الكفاءة التقنية للمزارع هي مرتبطة بشكل سلبي مع التحويلات الحكومية.[25] Guan and Lunsink (2006) أكدوا أن الإعانات لها أثر

سلبي على نمو الإنتاجية الفلاحية وذلك من خلال مجموعة بيانات للفترة 1990- 1999 لدولة هولندا. Hadley (2006) يشير إلى انخفاض الكفاءة في الزراعة مع زيادة هامش الربح الناتج عن الإعانات، وذلك لبيانات مجموعة من الدول للفترة 1982-2002.[26] وأظهر Brümmer and al (2006) أن الإنتاجية والكفاءة التقنية في الفلاحة في الصين ارتفعت مع الإصلاحات المتجهة نحو السوق، أما كفاءة التخصيص فقد بقيت ثابتة. في حين، نمو الإنتاجية والكفاءة انخفض نتيجة للإصلاحات التي خفضت من التوجه نحو السوق منتصف سنوات 1990.[27] Latruffe and al (2011) [28] توصلوا إلى أن حجم أعلى من الإعانات هو مرتبط بعدم الفعالية التقنية لمزارع الألبان في سبع دول من الاتحاد الأوروبي (الدنمارك، ألمانيا، ايرلندا، اسبانيا، هولندا، و المملكة المتحدة) للفترة 1990-2007. كما أن التوجه الأخير للسياسة الفلاحية المشتركة المتمثل في إدخال مدفوعات غير مرتبطة يخفض من الفعالية التقنية للمزارع في جميع الدول باستثناء الدنمارك. باستخدام نموذج لاستكشاف العلاقة بين سياسة الدعم و الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في الفلاحة (PTF) في الصين. Tan and Karimi (2013) [29]يشيران إلى أن الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في الفلاحة تنخفض بعد تطبيق سياسة الدعم. وهناك علاقة سلبية بين الإعانات والإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج إذا كانت الإعانات مرتبطة بالمساحة. وأكدت النتائج أن سياسة الدعم لا يمكن أن ترفع ولكن تقلل من إنتاجية عوامل الإنتاج ليس فقط في كامل الصين، وإنما في المحافظات الرئيسية للصين أيضا. دراسة حديثة ل Martın-Retortillo and Pinilla (2014) [30] تؤكد أن الدعم القوي للزراعة يؤثر على الإنتاجية بإشارة سالبة. وقد فسرت هذه النتيجة بأن سياسات تحويل الدخل للزراعة، من خلال الرفع من عائدات الفلاحين، يسمح لحجم من القوة العاملة بالبقاء في هذا النشاط أكبر من الذي سيكون عليه خلافا لذلك (بدون دعم). ومنطقيا يؤثر ذلك سلبا على الإنتاجية. Mc cloud and Kumbhakar (2008) درسوا العلاقة بين إعانات السياسة الفلاحية المشتركة والإنتاجية في الدنمارك، السويد وفنلندة لمزارع الألبان للفترة 1997-2003. على عكس أغلب الدراسات وجدوا أثر ايجابي للإعانات على الكفاءة التقنية.[31] Yee and al (2004) وجدوا علاقة ايجابية بين الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في الزراعة والنفقات العمومية على برامج البحث والإرشاد والبنية التحتية.[32]تقريبا في جميع الدراسات تم معالجة الإعانات كمتغير خارجي. Kumbhakar and Lien(2010) درسوا كيف تؤثر الإعانات على الإنتاجية والكفاءة عندما تعالج كمتغير داخلي في نماذج الإنتاجية والكفاءة. تبين هذه الدراسة لبيانات مجموعة من المزارع في النرويج للفترة 1991-2006 فوجدوا أن الإعانات تؤثر سلبا على الإنتاجية

الزراعية، ولكن لها تأثير ايجابي على الكفاءة التقنية.[33]كذلك هناك عدد كبير من الدراسات اهتمت بدراسة الاتجاه الحديث للإعانات والمتمثل في فصل الإعانات عن قرارات الإنتاج وتشويه التجارة وتبيان أثر كل نوع من الإعانات (المرتبطة وغير المرتبطة) على الإنتاج والإنتاجية. درس Zhu and Lansink (2008) أثر إصلاحات السياسة الفلاحية المشتركة على الفعالية التقنية لمزارع المحاصيل الحقلية في ألمانيا، هولندا وسويسرا للفترة 1995-2004. أشارت النتائج المتوصل اليها أن ارتفاع درجة الارتباط للإعانات الفلاحية تؤثر سلبا على الفعالية التقنية لمزارع المحاصيل الحقلية، وفعالية العمال تكون ضعيفة جدا إذا اعتبرت الإعانات مصدرا مهما لدخل هؤلاء. [34]

Latruffe and al (2009) توصلوا إلى علاقة سلبية قوية بين الإعانات المرتبطة للسياسة الفلاحية المشتركة و كفاءة المزارع الفرنسية.[35]أشار Zhu and al(2010) [36] إلى وجود آثار سلبية للإعانات المرتبطة على الفعالية لمزارع المحاصيل الحقلية في ألمانيا، هولندا و السويد.توصل Mary (2012) [37] إلى أن إصلاح سنة 2000 للسياسة الفلاحية المشتركة، أي فصل جزئي *(découplage partiel)* للإعانات له أثر ايجابي على الإنتاجية الكلية.درس Rizov and al (2013) [38] تأثير الدعم في إطار السياسة الفلاحية المشتركة على الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج في مزارع الاتحاد الأوروبي. فتوصلت الدراسة أن الإعانات لها أثر سلبي على الإنتاجية في الفترة ما قبل تنفيذ الإصلاحات المتعلقة بعدم الارتباط (découplage). بعد الفصل، أثر الإعانات على الإنتاجية أصبح أكثر دقة وايجابيا في العديد من البلدان. درس Banga (2014) [39] أثر إعانات الصندوق الأخضر على الإنتاجية والفعالية التقنية للفلاحة في 26 دولة للفترة 1995-2007 وتوصل أن إعانات الصندوق الأخضر ترفع من الإنتاجية الفلاحية بحوالي 60% في الاتحاد الأوروبي ونسبة 51% في الولايات المتحدة الأمريكية خلال نفس الفترة.

**3. النموذج و معطيات الدراسة**

تحاول الدراسة تفسير نمو الإنتاج الفلاحي من خلال صنفين من المتغيرات: متغيرات مرتبطة مباشرة بالاقتصاد الفلاحي متمثلة في دعم الدولة للقطاع الفلاحي والتعليم، ومتغيرات مرتبطة بالاقتصاد غير الفلاحي متمثلة في معدل النمو الاقتصادي ومكانة كل من القطاع الفلاحي والقطاع الصناعي في النمو الاقتصادي، إضافة إلى معدل نمو القيمة المضافة للقطاع الصناعي. المقاربة المنتهجة عند اختيار متغيرات النموذج كانت مستمدة من النظرية

النيوكلاسيكية للنمو التي تجمع بين المتغيرات المتعلقة مباشرة بالسياسة العمومية والمتغيرات الخارجة عن نطاق السياسة العمومية.[40] على هذا الأساس نفترض أن الدالة تأخذ الشكل الآتي:

$$PIBA_t = f(PIBI_t, SUBV_t, INDU_t, AGRI_t, PIB_t, EDUC_t) \quad (1)$$

إذ يمثل (PIBA) معدل نمو القيمة المضافة للقطاع الفلاحي، و (PIBI) معدل نمو القيمة المضافة للقطاع الصناعي، و (SUBV) الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي ممثلا بنفقات التجهيز الخاصة بالقطاع (استخدمنا معدل النمو السنوي)، و (INDU) نسبة القيمة المضافة للقطاع الصناعي من الناتج المحلي الإجمالي، و (AGRI) نسبة القيمة المضافة للقطاع الفلاحي من الناتج المحلي الإجمالي، و (PIB) نمو الناتج المحلي الإجمالي، وأخيرا، (EDUC) التعليم وتم التعبير عنه بنسبة الالتحاق بالمدارس، المرحلة الثانوية (% من الإجمالي). معطيات الدراسة عبارة عن سلاسل زمنية سنوية خاصة بالجزائر، ممتدة على طول الفترة (1970-2011). البيانات متوفرة في قاعدة البيانات للبنك الدولي بالنسبة ل (PIBA, PIBI, INDU, AGRI, PIB, EDUC). أما البيانات المتعلقة بالدعم للقطاع الفلاحي (SUBV) فتم جمعها من القوانين المالية لدولة الجزائر لكل سنة. لتقدير العلاقة (1) في المدى الطويل سوف نستخدم نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) الذي قدمه Pesaran et al [41]. تمتاز منهجية ARDL لتكامل المشترك عن أساليب التكامل المشترك الأخرى بإمكانية تطبيق منهجية اختبار الحدود لتكامل المشترك بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات المستقلة I(0) أو I(1). فالشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو ألا تكون درجة تكامل أيا من المتغيرات I(2). كذلك، ARDL يمكن تطبيقه في حالة ما إذا كان حجم العينة صغير وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي تتطلب أن يكون حجم العينة كبير لتكون النتائج أكثر كفاءة. معادلة النموذج القاعدي هي على النحو التالي:

$$= \alpha_0 + \alpha_1 PIBI_t + \alpha_2 SUBV_t + \alpha_3 INDU_t + \alpha_4 AGRI_t + \alpha_5 PIB_t + PIBA_t$$
$$\alpha_6 EDUC_t + \varepsilon_t$$

من أجل التأكد من شرط تطبيق اختبار ARDL و المتمثل في درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، بحيث يجب أن تكون درجة تكامل المتغيرات إما I(0) أو I(1)، قمنا باختبار الاستقرارية لمتغيرات الدراسة و الجدول التالي يبين درجة تكامل السلاسل الزمنية محل الدراسة و التي حددت اعتمادا على اختبار ديكي فولر المطور (ADF).

**الجدول رقم 1: درجة تكامل متغيرات النموذج محل الدراسة**

| المتغيرات | PIBA | PIBI | INDU | AGRI | PIB | EDUC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| درجة التكامل | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) |

يوضح الجدول رقم 1 أن كل المتغيرات هي متكاملة من الدرجة الأولى، وبالتالي يمكن تطبيق اختبار ARDL.

نموذج ARDL للنموذج يكتب على الشكل التالي:

$$\Delta PIBA_t = a_0 + \sum_{j=1}^{P_1} \beta_j \, \Delta \mathrm{PIBA}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2} \gamma_j \, \Delta \mathrm{PIBI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_3} \delta_j \, \Delta \mathrm{SUBV}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_4} \lambda_j \, \Delta \mathrm{INDU}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_5} \theta_j \, \Delta \mathrm{AGRI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_6} \vartheta_j \, \Delta \mathrm{PIB}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_7} \mu_j \, \Delta \mathrm{EDUC}_{t-j} + \pi_1 PIBA_{t-1} + \pi_2 PIBI_{t-1} + \pi_3 SUBV_{t-1} + \pi_4 INDU_{t-1} + \pi_5 AGRI_{t-1} + \pi_6 PIB_{t-1} + \pi_7 EDUC_{t-1} + \varepsilon_t$$

يوضح نموذج ARDL أن نمو الإنتاج الفلاحي يمكن شرحه عن طريق قيمه المتباطئة، والقيم المتباطئة للمتغيرات المستقلة. التكامل المشترك وفقا ل Pesaran and al (2001) في نماذج ARDL يرتكز على اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = \pi_6 = \pi_7 = 0 . \\ H_1 : \pi_1 \neq 0, \pi_2 \neq 0, \pi_3 \neq 0, \pi_4 \neq 0, \pi_5 \neq 0, \pi_6 \neq 0, \pi_7 \neq 0 . \end{cases}$$

يعتمد الاختبار على إحصائية F−statistics، والقرار يكون على النحو التالي:

إذا كانت قيمة F−stat أكبر من الحد العلوي للقيم الحرجة، فإننا نرفض فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك. أما إذا كانت F−stat أقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فإننا نقبل فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك. أما إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية **فيشر F** تقع ما بين الحد الأعلى والحد الأدنى للقيم الحرجة المقترحة من قبل Pesaran and al (2001)، عندئذ لا يمكن أن نقرر.

قيمة إحصائية التكامل المشترك هي F= 3.83 وحدود القيم الحرجة عند مختلف درجات المعنوية المقترحة من قبل Pesaran and al (2001) هي موضحة في الجدول التالي:

**الجدول رقم 2: اختبارات الحدود.**

| F-statistic = 3.83 | | |
|---|---|---|
| القيم الحرجة | | |
| مستويات المعنوية | الحد السفلي | الحد العلوي |
| 10% | 1.99 | 2.94 |
| 5% | 2.27 | 3.28 |
| 2.5% | 2.55 | 3.61 |
| 1% | 2.88 | 3.99 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين.

يوضح الجدول رقم (2) أن F-stat هي أكبر من الحد العلوي للقيمة الحرجة عند مختلف درجات معنوية (ما عدا 1%)، وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل.

اعتمادا على Akaike info criterion (AIC) تم تحديد فترات التباطؤ، و تبين أن النموذج (4، 3 ، 0 ، 0 ، 3 ، 2 ، 4 ) هو النموذج الأمثل.

الجدول التالي يوضح أن معلمات تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة جميعها معنوي عند درجة معنوية 5% باستثناء الدعم للقطاع الفلاحي. كما أن معامل التحديد المصحح يبلغ (87 %)، وهو ما يعني أن المتغيرات المستخدمة في النموذج تشرح إلى حد كبير جدا نمو الإنتاج الفلاحي.

**الجدول رقم3: تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (4، 3 ، 0، 0، 3، 2، 4 ).**

| Included observation: 38 | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
| Short run : Dependent Variable : DPIBA | | | | |
| D(PIBA (-1)) | 0.157 | 0.130 | 1.204 | 0.2474 |
| D(PIBA (-2)) | -0.195 | 0.074 | -2.648 | 0.0183 |
| D(PIBA (-3)) | -0.347 | 0.054 | -6.423 | 0.0000 |
| D(PIBI) | -0.299 | 0.206 | -1.461 | 0.1647 |
| D(PIBI (-1)) | 0.858 | 0.214 | 4.009 | 0.0011 |
| D(PIBI (-2)) | 0.564 | 0.112 | 5.047 | 0.0001 |
| D(SUBV) | 0.748 | 3.105 | 0.241 | 0.8129 |
| D(INDU) | 1.309 | 0.299 | 4.373 | 0.0005 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| D(AGRI) | 9.773 | 0.718 | 13.617 | 0.0000 |
| D(AGRI (−1)) | −2.484 | 0.624 | −3.983 | 0.0012 |
| D(AGRI (−2)) | 1.677 | 0.649 | 2.583 | 0.0208 |
| D(PIB) | −0.340 | 0.328 | −1.037 | 0.3160 |
| D(PIB(−1)) | −0.917 | 0.348 | −2.638 | 0.0186 |
| D(EDUC) | 0.630 | 0.205 | 3.067 | 0.0078 |
| D(EDUC (−1)) | 0.124 | 0.189 | 0.652 | 0.5240 |
| D(EDUC (−2)) | 0.943 | 0.205 | 4.608 | 0.0003 |
| D(EDUC (−3)) | −0.936 | 0.237 | −3.953 | 0.0013 |
| ECM(−1) | −1.175 | 0.190 | −6.187 | 0.0000 |
| **Long−run : Dependent Variable : PIBA** | | | | |
| PIBI | −2.026 | 0.731 | −2.772 | 0.0142 |
| SUBV | −0.196 | 3.997 | −0.049 | 0.9616 |
| INDU | 0.902 | 0.408 | 2.213 | 0.0428 |
| AGRI | 2.893 | 1.018 | 2.841 | 0.0124 |
| PIB | 2.226 | 0.689 | 3.230 | 0.0056 |
| EDUC | 0.090 | 0.043 | 2.092 | 0.0539 |
| C | −78.902 | 30.517 | −2.585 | 0.0207 |
| $R^2$ = 0.9481; adjusted $R^2$ = 0.8722; SE = 3.895223; SSR = 227.5914 | | | | |
| F−Stat = 12.47959; prob(F−Stat)= 0.000004; DW=2.274443 | | | | |

**المصدر**: من إعداد الباحثين.

تشير النتائج إلى التأثير **السلبي** للدعم الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي في المدى الطويل، وهو ما يتوافق مع عديد الدراسات على غرار ((1989) Hedley et al ). من الناحية النظرية قد يفسر هذا ببذل المنتجين لمجهودات أقل وقضاء وقت أكبر في الترفيه ويصبحون أقل حرصا في حماية ثرواتهم، إضافة إلى التقليل من استخدام المدخلات نتيجة لضمانهم حصة من الدخل تأتي من الإعانة. وبالتالي هذا التأثير السلبي على الإنتاج الزراعي قد يكون ناتج بصفة أساسية عن انخفاض إنتاجية عوامل الإنتاج في المدى الطويل بسبب الدعم الفلاحي. كما أن المزارع قد تغير من سلوكها وتبدأ في البحث عن الاستثمار في الأنشطة التي تتوفر على إعانات والتي تعتبر أقل إنتاجية نسبيا، وهي النقطة التي أشار إليها ( Baumol,1990 ; Alston et James, 2002).[42]

كما أشارت نتائج التقدير إلى التأثير السلبي لنمو الإنتاج الصناعي على نمو الإنتاج الزراعي وهو ما قد يفسر بإحلال عوامل الإنتاج (العمل ورأس المال) بين القطاع الفلاحي والصناعي، أو قد تفسر النتيجة كذلك، بحدوث نمو مستمر على مستوى القطاع الصناعي قد يؤدي إلى صرف النظر عن القطاع الفلاحي وتركيز استراتيجية التنمية على القطاع الصناعي، مع الاعتماد على الواردات لتلبية الاحتياجات الغذائية للمجتمع. وجهة النظر يدافع عنها عديد الباحثين على غرار (Prebish (1959) [43]، Fei et Ranis (1961).[44]، Dercon(2009) [45]).

أما تأثير باقي المتغيرات على نمو الإنتاج الزراعي في المدى الطويل والمتمثلة في حصة الفلاحة من الناتج المحلي الإجمالي (AGRI)، وحصة الصناعة من الناتج المحلي الإجمالي (INDU)، والنمو الاقتصادي الحقيقي (PIB) والتعليم (EDUC) فجاءت موافقة للتوقعات والتي كان لجميعها تأثير ايجابي على نمو الإنتاج الفلاحي. الأثر الأكبر جاء من جانب مساهمة الفلاحة في الناتج المحلي الإجمالي، أي كلما زاد استحواذ الفلاحة على حصة معتبرة من الاقتصاد انعكس ذلك إيجابا على نمو الإنتاج الفلاحي. أما في المدى القصير فإن النتائج جاءت مختلفة قليلا عن المدى الطويل خاصة ما تعلق بتأثير الدعم الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي أين جاء الأثر **ايجابيا**. اختلاف الأثر بين المدى القصير والمدى الطويل يرجع لطبيعة هيكل الإنتاج في القطاع الفلاحي الذي يمتاز بمرونة ضعيفة، ولا يمكن تغيير الإنتاج في المدى القصير. معامل الإرجاع أو بما يسمى بمعامل تصحيح ال خطأ ECM (-1) = -1.175لديه معنوية إحصائية وله إشارة سالبة، فهذه الإشارة السالبة تؤكد تقارب التوازن من المدى القصير إلى التوازن في المدى الطويل

يبين كل من اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء (جدول4) واختبار عدم ثبات تباين الأخطاء(جدول5) واختبار التوزيع الطبيعي للبواقي(جدول6) نجاعة نموذج الدراسة.

**جدول** رقم **4: اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء.**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **F-statistic** | 0.222127 | **Probability** | 0.8038 |
| **Obs*R-squared** | 1.255678 | **probability** | 0.5337 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين.

يظهر من خلال اختبار **Breusch-Godfrey**(LM-Stat) عدم وجود ارتباط ذاتي (Autocorrelation)في بواقي معادلة الانحدار، بحيث الاحتمال المقابل لهذا الاختبار هو أكبر من مختلف درجات المعنوية 1%، 5% و10%.

**جدول رقم 5: اختبار ARCH لعدم ثبات تباين الأخطاء.**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **F-statistic** | 0.038678 | **probability** | 0.8452 |
| **Obs*R-squared** | 0.040844 | **probability** | 0.8398 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين.

يظهر من خلال اختبار ARCH أن القيم الاحتمالية هي أكبر من مختلف درجات المعنوية1%، 5% و 10 %، و بالتالي النموذج مقبول من حيث مشكلة عدم ثبات التباين.

**جدول رقم 6:اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.**

| Jarque Bera | **Probability** |
|---|---|
| **0,22** | 0,89 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين.

القيمة الاحتمالية لJarque Bera( 0,89)هي أكبر من مستويات المعنوية 1%، 5%، 10%، و بالتالي بواقي تقدير الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي.

4. **الخاتمة و التوصيات:** تهدف الدراسة إلى تحديد أثر الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر. للقيام بذلك قمنا باختبار علاقة التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وفقا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة.

أداء القطاع الفلاحي هو حساس جدا للتدخلات العمومية، أي خطوة حكومية غير محسوبة قد تكلف القطاع والاقتصاد الكثير والعكس صحيح. ويعد الدعم للقطاع الفلاحي من أبرز الإجراءات في هذا الإطار التي اعتمدت عليها الحكومات للوصول إلى أهدافها المتعلقة بالقطاع والتي غالبا ما تهدف إلى زيادة الإنتاج الفلاحي ورفع مداخيل الفلاحين. لكن دعم الدولة للقطاع الفلاحي قد تكون له آثار وانعكاسات غير مرغوب فيها، وذلك من خلال التأثير على كفاءة التخصيص وإنتاجية عوامل الإنتاج خاصة.

الأثر الايجابي للدعم الفلاحي يكون من خلال التأثير على قرارات الاستثمار في القطاع وزيادة استخدام المدخلات ما يؤدي إلى زيادة الإنتاج وخلق فرص عمل إضافية داخل القطاع الفلاحي. إضافة إلى التأثير الايجابي على الإنتاجية والفعالية التقنية إذا حفزت هذه الإعانات على الابتكار وإدخال التكنولوجيا الجديدة. أما التأثير السلبي للدعم فهو مرتبط بعدم كفاءة التخصيص وتأثيرها السلبي على الإنتاجية والفعالية التي قد تنخفض من جراء الزيادة في الإعانات إذا أصبح الفلاحون يقضون وقت أكبر في الترفيه والتقليل من استخدام المدخلات نتيجة لضمانهم لحصة كبيرة من الدخل تأتي من الدعم. إضافة إلى ذلك متلقي الدعم قد يصبح أقل حرصا على حماية

ثروته نتيجة لضمانه حصة كبيرة من الدخل تأتي من الإعانة، ولم يعد يتصرف تصرف المؤسسة في البحث عن طرق ووسائل جديدة لتحسين الإنتاج والإنتاجية. كما يمكن أن ينتج الأثر السلبي للدعم عن الأثر الذي يمكن أن تلحقه برامج الدعم على كفاءة التخصيص، فيصبح الإفراط في استخدام العامل المدعم على حساب العوامل الأخرى، ما قد يؤثر سلبا على الكفاءة والإنتاجية، مع أثار أكبر على مستوى أسواق عوامل الإنتاج.

من خلال دراستنا، فقد توصلنا بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) إلى أن دعم الدولة للقطاع الفلاحي في الجزائر له تأثير ايجابي على نمو الإنتاج الفلاحي في المدى القصير، في حين الدعم الفلاحي يؤثر سلبا على نمو الإنتاج الفلاحي في المدى الطويل. الأثر السلبي في المدى الطويل هو موافق لعديد الدراسات النظرية والتجريبية.

ومن خلال دراستنا نوصي بما يلي:

-يحب تكامل السياسات الاقتصادية لتحفيز النمو الاقتصادي في المدى الطويل والرفع من الانتاجية في القطاع الفلاحي.

-تشجيع وتحفيز والتأثير على قرارات الاستثمار في القطاع الفلاحي.

- خلق وسائل اتصال مع الفلاحين تتلاءم مع طبيعة الفلاح الجزائري لإعلامه وتعريفه ببرامج الدعم المتاحة لتمكينه من الوصول إليها

- وضع سياسات فلاحية تعمل على تحفيز البحث والابتكار وإدخال التكنولوجيا في الفلاحة. يكون ذلك من خلال تخصيص دعم أكبر للبحوث الزراعية وإدخال التكنولوجيا في الفلاحة.

- وضع سياسات فلاحية تدعم التصدير. من أجل تنويع الصادرات في الجزائر.

## الهوامش والإحالات:

[1] S.C. Kumbhakar and G. Lien. Impact of Subsidies on Farm Productivity and Efficiency. DOI 10.1007/978-1-4419-6385-7_6. Springer Science+Business Media, LLC 2010.p.109.

[2] Ibid.p.110.

[3] Rizov, M., Pokrivcak, J., & Ciaian, P، CAP subsidies and productivity of the EU farms. Journal of Agricultural Economics, 64(3) . (2013).,p 537-557.

[4] Ibid.

[5] Kornai, J. The soft budget constraint. *Kyklos*, *39*(1). (1986)., p3-30.

[6] Banga, RImpact of Green Box Subsidies on Agricultural Productivity, Production and International Trade. . (2014).p 58.

[7] Leibenstein, H. Allocative efficiency vs." X-efficiency". *The American Economic Review*, (1966). P 392-415.

[8] Rizov, M., Pokrivcak, J., & Ciaian, P. (2013).op.cit.P115

[9] Ibid.P67

[10] Ciaian, Pavel, and Johan FM Swinnen. "Credit market imperfections and the distribution of policy rents." *American Journal of Agricultural Economics* 91.4 (2009): P 1124-1139.

[11] Rosine, John, and Peter Helmberger. "A neoclassical analysis of the US farm sector, 1948–1970." *American Journal of Agricultural Economics* 56.4 (1974): P 717-729.

[12] Bale, M. D., & Lutz, E.Price distortions in agriculture and their effects: An international comparison. American Journal of Agricultural Economics, 63(1) . (1981). P P 8-22.

[13] Winters, L. Alan. "Les conséquences économiques de l'aide à l'agriculture: vue d'ensemble." *Revue économique de l'OCDE* 9 (1987).P P 7-64.

[14] Cité par ; Ibid.

[15] Hedley, Douglas D., and Steven R. Tabor. "Fertilizer in Indonesian agriculture: the subsidy issue." *Agricultural Economics* 3.1 (1989).P P 49-68.

[16] Banque mondiale .Tunisie : Examen de la politique agricole, Rapport No. 35239-TN. (2006),P 189.

[17] Costa, C., Osborne, M., Zhang, X. G., Boulanger, P., & Jomini, P. A. Modelling the Effects of the EU Common Agricultural Policy. papers.ssrn.com. (2009).P123.

[18] Groupe de la banque mondiale la révolution inachevée :créer des opportunités, des emplois de qualité et de richesse pour tous les tunisiens. Revue des politiques de développement. (2014).P187.

[19] Armas, Enrique Blanco, Camilo Gomez Osorio, and Blanca Moreno-Dodson. "Agriculture public spending and growth: the example of Indonesia." (2010). wdronline.worldbank.org.P156.

[20] Muhome-Matita, Mirriam, and Ephraim Wadonda Chirwa. "Agricultural Growth and Poverty in Rural Malawi." *AERC Growth Poverty Nexus Country Study*(2011).P138.

[21] Cité par : Cardoso, D. F., Teixeira, E. C., Gurgel, A. C., & Castro, E. R. D. *Effects of the rural credit subsidy on economic growth and welfare of Brazilian regions* (No. 114464). Universidade Federal de Vicosa, Departamento de Economia Rural. (2011).P264.

[22] Cardoso, D. F., Teixeira, E. C., Gurgel, A. C., & Castro, E. R. D. (2011). op cit.P133.

[23] KŘÍSTKOVÁ, Zuzana, and Andrea Habrychova. "Modelling direct payments to agriculture in a CGE Framework–analysis of the Czech Republic." *Agric. Econ.–Czech* 57.11 (2011).P 517-528.

[24] Cité par ; Ciaian, Pavel, and Johan FM Swinnen.(2009).op citP.453

[25] Giannakas, K., Schoney, R., & Tzouvelekas, V.Technical efficiency, technological change and output growth of wheat farms in Saskatchewan.*Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, *49*(2), 135-152.

[26] Kumbhakar, S. C., & Lien, G. Impact of subsidies on farm productivity and efficiency. In *The Economic Impact of Public Support to Agriculture* Springer New York. (2010). (pp. 109-124).

[27] Brümmer, B., Glauben, T., & Lu, W.Policy reform and productivity change in Chinese agriculture: A distance function approach. *Journal of Development Economics*, *81*(1), (2006). P 61-79.

[28] Latruffe, L., Bravo-Ureta, B. E., Moreira, V. H., Desjeux, Y., & Dupraz, P. Productivity and subsidies in European Union countries: An analysis for dairy farms using input distance frontiers. In *EAAE 2011 International Congress*. (2011, August).P342.

[29] Tan, Y., Guan, J., & Karimi, H. R. The Impact of the subsidy policy on total factor productivity: an empirical analysis of China's cotton production.*Mathematical Problems in Engineering*(2013).P345

[30] Miguel Martın-Retortillo et Vicente Pinilla, On the causes of economic growth in Europe: why did agricultural labour productivity not converge between 1950 and 2005?, **Cliometrica,** Springer-Verlag Berlin Heidelberg (2014), DOI 10.1007/s11698-014-0119-5.P322

[31] McCloud, N., & Kumbhakar, S. C. Do subsidies drive productivity? A cross-country analysis of Nordic dairy farms. *Advances in Econometrics*, *23*, 245-274. (2008).P433.

[32] Yee, J., Ahearn, M. C., & Huffman, W. Links among farm productivity, off-farm work, and farm size in the Southeast. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, *36*(3), 591-603. (2004).P122.

[33] Kumbhakar, S. C., & Lien, G. (2010).op cit.P76.

[34] Zhu, X., & Lansink, A. O. Technical efficiency of the crop farms under the various CAP reforms: Empirical studies for Germany, The Netherlands and Sweden. In *Paper Presentation at 'Modeling Agricultural and Rural Development Policies', 107th European Association of Agricultural Economists (EAAE) Seminar, Sevilla, Spain, January 29th–February 1st*. (2008).P34.

[35] Rizov, M., Pokrivcak, J., & Ciaian, P. CAP subsidies and productivity of the EU farms. *Journal of Agricultural Economics*, *64*(3), (2013). P 537-557.

[36] Zhu, X., & Lansink, A. O.Impact of CAP subsidies on technical efficiency of crop farms in Germany, the Netherlands and Sweden. *Journal of Agricultural Economics*, *61*(3), 545-564. . (2010).P544

[37] Rizov, M., Pokrivcak, J., & Ciaian, P. (2013).op cit.P345

[38] Ibid.

[39] Banga, R. Impact of Green Box Subsidies on Agricultural Productivity, Production and International Trade. researchgate.net. (2014).P127.

[40] Nafiou, Malam Maman. "Impact de l'aide publique au développement Sur la croissance économique du Niger." Revue Africaine de l'intégration, Vol3, No2(2009).P 223-268.

[41] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), (2001). P289-326.

[41] Rizov, Marian, Jan Pokrivcak, and Pavel Ciaian. "CAP subsidies and productivity of the EU farms." Journal of Agricultural Economics 64.3 (2013)P 537-557.

[42] Johnson, D.G., 1993. op.cit***. P, 424.***

[43] Dethier, Jean-Jacques, and Alexandra Effenberger. "Agriculture and development: a brief review of the literature." World Bank Policy Research Working Paper Series, Vol (2011). p.09.

[44] Dethier, Jean-Jacques, and Alexandra Effenberger. Op.cit. p, 08.

# الملاحق:

## ملحق 1: البيانات المتعلقة بمتغيرات الدراسة

| années | PIBA | PIBI | SUBV | INDU | AGRI | PIB | EDUC |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **1970** | 8.1 | 8.8 | 400 | 45.53 | 9.21 | 8.9 | 9.5 |
| **1971** | 3 | -19.3 | 490 | 41.32 | 9.57 | -11.3 | 9.58 |
| **1972** | 1.4 | 47.1 | 885 | 48.13 | 8.42 | 27.4 | 11.56 |
| **1973** | -8.6 | 5.5 | 1085 | 52.99 | 7.04 | 3.8 | 13.02 |
| **1974** | 29.7 | -19.1 | 1300 | 57.70 | 7.37 | 7.5 | 14.29 |
| **1975** | 28.9 | -3 | 1760 | 50.21 | 10.42 | 5 | 15.65 |
| **1976** | -1.9 | 13.6 | 1478 | 54.10 | 9.93 | 8.4 | 18.10 |
| **1977** | -7.6 | 7.8 | 1610 | 55.23 | 8.47 | 5.3 | 21.32 |
| **1978** | 11.3 | 12.4 | 1890 | 53.69 | 8.81 | 9.2 | 25.25 |
| **1979** | 9.3 | 2.7 | 1970 | 54.52 | 9.02 | 7.5 | 28.02 |
| **1980** | 12.7 | -1.3 | 3217 | 57.65 | 8.51 | 0.8 | 30.17 |
| **1981** | 0.2 | -0.9 | 3870 | 57.05 | 9.24 | 3 | 32.33 |
| **1982** | -8.2 | 9.5 | 3880 | 56.12 | 8.39 | 6.4 | 35.37 |
| **1983** | -2.1 | 5.1 | 4481 | 55.81 | 7.75 | 5.4 | 38.61 |
| **1984** | 9.4 | 4.7 | 4230 | 55.80 | 7.53 | 5.6 | 41.90 |
| **1985** | 15 | 2.2 | 5680 | 53.56 | 9.00 | 3.7 | 45.00 |
| **1986** | -1.3 | 2.9 | 7580 | 48.11 | 10.18 | 0.4 | 49.22 |
| **1987** | 17.1 | -0.1 | 7226 | 46.42 | 12.87 | -0.7 | 51.67 |
| **1988** | -6.8 | -0.9 | 7450 | 45.29 | 12.17 | -1 | 52.69 |
| **1989** | 15.3 | 1 | 7665 | 45.53 | 13.04 | 4.4 | 59.26 |
| **1990** | -6.2 | 2.6 | 9020 | 48.17 | 11.36 | 0.8 | 58.74 |
| **1991** | 15.4 | -1.1 | 9800 | 53.16 | 10.17 | -1.2 | 57.24 |
| **1992** | 4.6 | -0.5 | 11500 | 49.72 | 12.13 | 1.8 | 56.97 |
| **1993** | -3.7 | -1.5 | 18240 | 48.64 | 12.10 | -2.1 | 57.02 |
| **1994** | -9 | -2.3 | 22160 | 48.96 | 10.06 | -0.9 | 57.85 |
| **1995** | 15 | 2.9 | 23200 | 50.40 | 10.50 | 3.8 | 57.45 |
| **1996** | 23.9 | 3.1 | 28000 | 51.23 | 11.77 | 4.1 | 57.27 |
| **1997** | -13.4 | 3.7 | 28510 | 52.31 | 9.48 | 1.1 | 57.27 |
| **1998** | 11.4 | 4.4 | 36015 | 46.15 | 12.53 | 5.1 | 58 |
| **1999** | 2.7 | 4.5 | 42338 | 48.00 | 12.20 | 3.2 | 62.55 |
| **2000** | -5 | 4.3 | 43535 | 58.61 | 8.88 | 2.2 | 61.92 |
| **2001** | 13.3 | -0.3 | 56770 | 52.40 | 10.20 | 4.6 | 65.50 |
| **2002** | -1.2 | 4.4 | 75450 | 52.07 | 9.77 | 5.6 | 68.79 |
| **2003** | 19.5 | 7 | 94210 | 53.46 | 10.32 | 7.2 | 71.19 |
| **2004** | 5.4 | 4 | 85115 | 54.87 | 9.90 | 4.3 | 74.85 |
| **2005** | 2.3 | 5.6 | 96046 | 59.73 | 8.01 | 5.9 | 76.74 |
| **2006** | 8.1 | 0.9 | 112918 | 60.46 | 7.75 | 1.7 | 78.14 |
| **2007** | 2.5 | 1.5 | 201037 | 58.57 | 7.69 | 3.4 | 68.85 |
| **2008** | -3.8 | 1.4 | 308559 | 59.46 | 6.68 | 2 | 75.40 |
| **2009** | 21.1 | 4.6 | 393748 | 48.88 | 9.53 | 1.7 | 91.61 |
| **2010** | 4.9 | 3.6 | 335592 | 51.42 | 8.62 | 3.6 | 95.39 |
| **2011** | 10.3 | 2.6 | 392442 | 50.94 | 8.33 | 2.6 | 97.61 |

**المصدر: قواعد بيانات البنك الدولي**