تحليل العلاقة بين الإنتاج الفلاحي والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر باستخدام منهجية التكامل المشترك وتحديد اتجاه العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل باستخدام نموذج متجهات تصحيح الخطأ.

أ. بوعزيز عبد الرزاق*

Abstract:

This study attempts to find a causal relationship between agricultural output and gross domestic product in the country, based on the methodology of the Algerian "Granger", "the simultaneous integration" and "error correction model" to determine the direction of causality in the short and long term.

المستخلص: تحاول هذه الدراسة إيجاد العلاقة السببية بين الناتج الفلاحي والناتج الداخلي الخام في القطر الجزائري معتمدين على منهجية "جرينجر"، "التكامل المتزامن" و"نموذج تصحيح الخطأ" لتحديد اتجاه العلاقة السببية في المدى الطويل والقصير.

الكلمات المفتاح: الإنتاج الفلاحي،النمو الاقتصادي، التنمية الفلاحية، تقنية التكامل المشترك.

مقدمة:

إن عملية التنمية بشقيها الاقتصادي والاجتماعي في أي دولة تتجلى من خلال السياسات والاستراتجيات المنتهجة، بالإضافة إلى الآليات المستخدمة لضبط مجموع الهياكل والأجهزة وتنظيم أدائها في الكثير من الفروع والقطاعات الاقتصادية، وفي زمن قريب شكل القطاع الفلاحي في الجزائر لب عملية التنمية، وهذا كونه من الأنشطة الاقتصادية المهمة في الجزائر رغم مساهمته المتواضعة في الناتج المحلي الإجمالي نظرا لاعتماد الاقتصاد الوطني على عائدات المحروقات، الأمر الذي جعل القطاع لا يقوم بالمهام المنوطة به باعتباره له الأثر في المساهمة في الناتج المحلي الإجمالي،

* أستاذ .....، جامعة .....

والتي تتجلى من خلال مساهمته في كونه القطاع المنتج للسلع الغذائية وللمواد الخام التي تعتبر مدخلات للعديد من الصناعات.كما أنه يعتبر في أغلب البلدان خاصة النامية منها القطاع المستوعب لليد العاملة. وعليه فللقطاع الفلاحي دور كبيرا في تنمية الاقتصاد الوطني، حيث يشغل أكثر من 21% من اليد العاملة فمنذ الثمانينات والقطاع الفلاحي يشهد تغيرات وتجديدات خاصة بعد تحرير المنتجات الفلاحية، وكذا تحرير التجارة الداخلية والخارجية. ولقد أولت الحكومة الجزائرية أهمية كبيرة لهذا القطاع، حيث رسمت خطة عملية ترمي من خلالها إلى تحقيق التوازن والاستقرار الغذائي الذي يمر عبر تشجيع الفلاحة وتوفير التسهيلات اللازمة للفلاحين حتى يتمكنوا من تخطي الصعوبات التي يواجهونها.

غير أن تدني أسعار النفط مع بداية سنة 1986، أماط اللثام عن العيوب التي كان يحجبها قطاع المحروقات، وظهرت بذلك ضعف البنية الاقتصادية في الجزائر، من خلال الوضعية الصعبة التي مر بها القطاع الفلاحي في تلك الفترة وعدم قدرته على مواكبة عملية التنمية وعجزه عن التأقلم والاستمرار، وهذا ما أدى في السنوات اللاحقة إلى التفكير في صياغة سياسة تنموية جديدة، وهذا من خلال تبني حزمة من الإصلاحات التي تمس الهيكل الاقتصادي وهذا لإدراك الحكومة بالدور الذي يلعبه القطاع الفلاحي في تحقيق التوازن الاجتماعي، ودفع عجلة الإنعاش الاقتصادي. وهنا تبرز الإشكالية الأساسية:

ما مدى مساهمة الإنتاج الفلاحي في زيادة ونمو الناتج المحلي الإجمالي؟

إن أهمية القطاع الفلاحي في تكوين الناتج المحلي وتحفيز النمو الاقتصادي- كما أشرنا سلفا- والدور المتزايد له في ظل سياسة الدولة لتنويع مصادر الدخل وتوسيع القاعدة الإنتاجية، ونظرا لعدم وجود دلائل قطعية بين نمو الإنتاج الفلاحي ومعدل نمو الدخل. فستعمد هذه الدراسة إلى دراسة العلاقة بين نمو الإنتاج الفلاحي الذي يعرف بأنه معدل الزيادة في الإنتاج الفلاحي والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل من خلال **اختبار التكامل المشترك**، واختبار وجود علاقة قصيرة الأجل وتحديد اتجاه العلاقة

السببية بين النمو الفلاحي والنمو الاقتصادي **باستخدام نموذج تصحيح الخطأ** التي اعتبرها الاقتصاديون مفهوما جديدا لها أهمية كبيرة في مجال القياس الاقتصادي وتحليل السلاسل الزمنية1، واختبار وجود علاقة قصيرة الأجل وتحديد اتجاه العلاقة السببية بين النمو الفلاحي والنمو الاقتصادي باستخدام **نموذج تصحيح الخطأ**.

فرضيات الدراسة: من المتوقع أن تتوافق نتائج هذه الدراسة مع إحدى الفرضيات التالية:

1- أن النمو الاقتصادي يؤدي إلى نمو الإنتاج الفلاحي، ومن ثم فإن السببية تتجه من النمو الاقتصادي إلى نمو الإنتاج الفلاحي، وهذه الفرضية منطقية في ظل كون الاقتصاد الوطني يعتمد على إنتاج وتصدير النفط، وبالتالي فإن القطاع الفلاحي شأنه شأن بقية القطاعات الاقتصادية يعتمد على قطاع المحروقات الذي يعتبر المحرك الرئيسي للنشاط الاقتصادي بصورة عامة.

2- أن نمو الإنتاج الفلاحي يؤدي إلى النمو الاقتصادي، وفي ظل اقتصاد نام يركز على توسيع قاعدته الإنتاجية، فإن زيادة معدل التراكم الرأسمالي يعزز فرص النمو الاقتصادي.

1- نموذج الدراسة والنتائج التطبيقية: إن البيانات الرقمية المستخدمة في هذه الدراسة عبارة عن إحصائيات رقمية سنوية مصدرها الديوان الوطني الجزائري للإحصائيات **(ONS)** للفترة الممتدة مابين سنة 1980 وسنة 2009، أي أن حجم العينة في حدود 30 مشاهدة وهي تحقق الحد الأدنى لإجراء الاختبارات المطلوبة، أما المتغيرات المستخدمة فهي:

PIB : الناتج الداخلي الخام.

PIG : الناتج الفلاحي معبر عنه بالقيمة المضافة من إجمالي الناتج الداخلي الخام.

[1] - R.Bourbounnais : ECONOMETRIE. 4éme édition. DUNOD. Paris. 2002. P277.

وسوف نسعى إلى دراسة العلاقة السببية بين الناتج الفلاحي والناتج الداخلي الخام في الجزائر معتمدين على منهجية "جرينجر، "التكامل المتزامن" بحيث يعود ظهور هذه التقنية إلى عشرية الثمانينات من طرف*Granger* سنة1981 وبمزيد من التفصيل من طرف *Engel&Granger* سنة1987[2] و"نموذج تصحيح الخطأ" لتحديد اتجاه العلاقة السببية في المدى الطويل والقصير.

ملاحظة: نتيجة لعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنيتين(سلسلة الناتج الداخلي الخام« *PIB* »مقدرة بالملايير أما سلسلة الناتج الفلاحي« *PIG* » عبارة عن نسب مئوية) سوف نتعامل مع اللوغاريتم العشري لهذه السلاسل حيث: $LPIB = \log(PIB)$ و $LPIG = \log(PIG)$.

2- دراسة استقرارية السلاسل الزمنية.

سلسلة لوغاريتم الناتج الداخلي الخام LPIB: في هذا الجزء سوف ندرس استقرارية السلسلة الزمنية لوغاريتم الناتج الداخلي ولوغاريتم الناتج الفلاحي لأنه غالبا ما تتسم السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الاستقرار، وذلك لأن معظمها يتغير وينمو مع الزمن مما يجعل من متوسطها وتباينها غير مستقرين ومرتبطين بالزمن، ولذلك من الضروري اختبار استقرارية السلاسل الزمنية ومعالجتها في حالة عدم الاستقرار ومعرفة درجة تكاملها لأن إهمالها يمكن أن يؤدي إلى إيجاد علاقة غير حقيقة[3] وللقيام بذلك يمكن استخدام دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي[4]، كما نستخدم الاختبارات الخاصة بجذر الوحدة[5]، ومن أجل القيام باختبار ديكي فولر

[2] B.E.Hansen: **Econometrics**, University of Wisconsin, 2007, P113.

[3] O.C. Ashenfelter: **Statistics and Econometrics: Methods and Applications**, John Willey, USA, 2003, P256.

[4] عبد القادر محمد عبد القادر عطية: **الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2005، ص 650.

[5] George Bresson, Alain Pirotte. Economie des séries temporelles. 1ère Edition, Paris: PUF, 1995, P 419.

البسيط لاختبار فرضية العدم الموالية[6]: $\begin{cases} H_0 : |\varphi| = 1 \\ H_1 : |\varphi| < 1 \end{cases}$ نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير المعادلات الآتية[7]:

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} + U_t \quad \ldots\ldots 1$$

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} + C + U_t \quad \ldots\ldots 2$$

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} + C + d * t + U_t \quad \ldots\ldots 3$$

وأما في حالة استخدام اختبار ديكي فولر المطور (1981)[8]، نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير المعادلات الآتية:

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} - \sum_{i=2}^{\varphi} \varphi_i \Delta LPIB_{t-i+1} + U_t \quad \ldots\ldots 4$$

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} - \sum_{i=2}^{\varphi} \varphi_i \Delta LPIB_{t-i+1} + C + U_t \quad \ldots\ldots 5$$

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} - \sum_{i=2}^{\varphi} \varphi_i \Delta LPIB_{t-i+1} + C + d * t + U_t \quad \ldots\ldots 6$$

وفي هذا الصدد، و بعد حساب عدد التأخرات بناء على أساس أصغر قيمة يأخذها المعامل Akcaike وSchwarz p=1، أوضحت نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرة الدراسة $LPIB$ بالاستعانة بالبرنامج المتخصص في النمذجة القياسية "Eviews"، عدم استقرار هذه السلسلة عند مستوى معنوية5 % وهي من النوع DS، وبالتالي نقوم بإجراء الاختبار على الفروق الأولى. وقد كانت نتائج هذا الاختبار على نحو ما يوضح الجدول التالي:

[6] G.S.Maddala: **Introduction to Econometrics**, Second Edition, University of Florida, USA, 1992, PP 583-587.

[7] B.H.Baltagi: **Econometrics**, Fourth Edition, Springer, USA, 2008, P362

[8] F.E.Racicot et R.theoret: **Traité d'économétrie Financière**, Presses de l'Université du Québec, 2001, p 266.

الجدول رقم (1): ملخص اختبار ديكي فولار المطور لسلسلة $LPIB$ باستخدام برنامج Eviews

المتغير	النموذج	المكونات	اختبار DF في المستوى			
			t_α المحسوبة	القيم الحرجة		
				%1	%5	%10
$LPIB$	النموذج 6	اتجاه عام	55.1	3.53	2.79	2.38
		ثابت	69.1	3.78	3.11	2.73
		جذر الوحدة	-1.65	-4.15	-3.50	-3.18
	النموذج 5	ثابت	1.04	3.22	2.54	2.17
		جذر الوحدة	-0.84	-3.58	-2.93	-2.60
	النموذج 4	جذر الوحدة	2.10	-2.62	-1.95	-1.61

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews وجداول ديكي فولار

اختبارات النموذج السادس عند مستوى ثقة 5%:

لدينا النموذج التالي:

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} - \sum_{i=2}^{\varphi} \varphi_i \Delta LPIB_{t-i+1} + C + d * t + U_t \quad \ldots\ldots\ldots 6$$

اختبارات الاتجاه العام: $H_0 : d = 0$ و $H_1 : d \neq 0$ وبما أن $t_{cal} = 1.55 \prec t_{tab} = 2.79$، ولدينا الإحصائية المحسوبة $t_{cal} = 1.55$ أقل من القيمة المجدولة لديكي فولار $t_{tab} = 2.79$ عند حدود 5%، وهو ما تؤكده قيمة الاحتمال المقابل للاحصاءة Trend والمقدر ب 0.13 وهو أكبر من 0.05، وعليه نقبل الفرض الصفري $H_0 : d = 0$، الذي يدل على عدم وجود اتجاه عام، وحسب منهجية ديكي فولار في دراسة استقرارية السلاسل الزمنية نقوم بتقدير النموذج الخامس ونختبر معنوية الحد الثابت.

اختبارات الحد الثابت في النموذج الخامس:

لدينا النموذج التالي:

$$\Delta LPIB_t = p * LPIB_{t-1} - \sum_{i=2}^{\varphi} \varphi_i \Delta LPIB_{t-i+1} + U_t \ldots\ldots\ldots\ldots 4$$

بحيث: $H_0 : c = 0$ و $H_1 : c \neq 0$ وبما أن: $t_{cal} = 1.04 \prec t_{tab} = 2.54$ وعليه نقبل الفرض الصفري الذي يدل على عدم وجود الحد الثابت وهو ما تؤكده قيمة الاحتمال المقابل للاحصاءة C والمقدر ب 0.30 وهو أكبر من 0.05. ثم نقوم باختبار وجود جذر الوحدة في نفس النموذج 5.

اختبارات جذر الوحدة: لدينا الفرضية التالية: $H_0 : \varphi = 1$ و $H_1 : \varphi \prec 1$ وبماأن: $\left|t_{\varphi\, cal} = -0.84\right| \prec \left|t_{\varphi\, tab} = -2.93\right|$، وعليه نرفض الفرض البديل الذي يدل على عدم وجود جذر الوحدة، ونقبل الفرض الصفري الذي يدل على وجود جذر الوحدة، وهو ما تؤكده قيمة الاحتمال المقدرة ب: 0.11 وهي أكبر من المستوى 05 %.

وبالاعتماد على كل الاختبارات السابقة يتبين أن السلسلة غير مستقرة وهي من النوع DS ولجعلها مستقرة نقوم بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى بالعلاقة التالية:

$$DLPIB_t = LPIB_t - LPIB_{t-1}$$

دراسة استقرارية سلسلة الفروق الأولى للوغاريتم الناتج الداخلي الخام DLPIB:

سوف نقوم بتقدير معادلات ديكي فولر البسيط لأننا وجدنا درجة التأخير تساوي صفر. وبعد تقديرنا للنماذج الثلاثة السابقة تحصلنا على النتائج المدونة في الجدول أدناه:

الجدول رقم (2): ملخص اختبار ديكي فولر البسيط لسلسلة $DLPIB$ باستخدام برنامج **Eviews**.

المتغير	النموذج	المكونات	اختبار ADF في المستوى			
			t_α المحسوبة	القيم الحرجة		
				%1	%5	%10
$DLPIB$	النموذج 3	اتجاه عام	-0.64	3.53	2.79	2.38
		ثابت	2.02	3.78	3.11	2.73
		جذر الوحدة	-2.82	-4.15	-3.50	-3.18
	النموذج 2	ثابت	2.21	3.22	2.54	2.17
		جذر الوحدة	-2.86	-3.58	-2.93	-2.60
	النموذج 1	جذر الوحدة	-1.76	-2.62	-1.95	-1.61

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews وجداول ديكي فولار

اختبارات النموذج الثالث عند مستوى ثقة 5%: سنقوم بإتباع نفس الخطوات السابقة لمعرفة طبيعة السلسلة $DLPIB$.

اختبارات الاتجاه العام: لدينا الفرضية التالية: $H_0: d = 0$ و $H_1: d \neq 0$ وبما أن: $t_{cal} = -0.64 \prec t_{tab} = 2.79$، ونلاحظ أن قيمة الإحصائية المحسوبة $t_{cal} = -0.64$ أقل من القيمة المجدولة لديكي فولار $t_{tab} = 2.79$ عند حدود 5%، وهو ما تؤكده قيمة الاحتمال المقابل للاحصاءة Trend والمقدر ب 0.52 وهو أكبر من 0.05، وبالتالي نقبل الفرض الصفري $H_0: d = 0$، الذي يدل على عدم وجود اتجاه عام، وعليه نقوم بتقدير النموذج الثاني ونختبر معنوية الحد الثابت.

اختبارات الحد الثابت في النموذج الثاني عند مستوى ثقة 5%: $H_0 : c = 0$ و $c \neq 0 : H_1$ وبما أن $t_{cal} = 2.21 \prec t_{tab} = 2.54$. إن المعامل الثابت c لا يختلف معنويا عن الصفر، كون الإحصائية المحسوبة $t_{cal} = 2.21$ أقل من القيمة المجدولة لديكي فولار $t_{tab} = 2.54$ عند حدود 5%، مما يجعلنا نرفض الفرض البديل، ونقبل الفرض الصفري، أي عدم وجود الحد الثابت.

اختبارات جذر الوحدة: $H_0 : \varphi = 1$ و $H_1 : \varphi \prec 1$، نلاحظ أن قيمة احتمال احصاءة جذر الوحدة تساوي 0.008 وهي أقل بكثير من 0.05 وبالتالي نرفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على عدم وجود جذر الوحدة، وحسب منهجية ديكي فولار، إذا كان المعامل الثابت في النموذج الثاني لا يختلف معنويا عن الصفر، وكانت السلسلة في هذه الحالة لا تحتوي على جذر الوحدة، يكون لدينا شروط كافية بأن نقول أن السلسلة *DLPIB* مستقرة، بمعنى أن السلسلة *LPIB* مستقرة من أجل الفروقات من الدرجة الأولى ومنه تكون السلسلة *LPIB* متكاملة من الدرجة الأولى، أي: $LPIB \to I(1)$.

سلسلة لوغاريتم الإنتاج الفلاحي *LPIG*: بعد حساب عدد التأخرات بناء على أساس أصغر قيمة يأخذ المقياس Akcaike و p=1, Schwarz، أوضحت نتائج اختبار ديكي فولار الخاصة بمتغيرة الدراسة *LPIG* ، عدم استقرار هذه السلسلة عند مستوى معنوية5 % وهي من النوع DS، وقد كانت نتائج هذا الاختبار ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (3): ملخص اختبار ديكي فولر لسلسلة $LPIG$ و $DLPIG$ باستخدام برنامج Eviews

المتغير	النموذج	المكونات	اختبار **ADF** في المستوى				اختبار **DF** للفروق الأولى			
			t_α المحسوبة	القيم الحرجة			t_α المحسوبة	القيم الحرجة		
				%1	%5	%10		%1	%10	%5
$LPIG$	النموذج 6	اتجاه عام	-0.8	3.53	2.79	2.38	-0.55	3.53	2.79	2.38
		ثابت	2.05	3.78	3.11	2.73	0.47	3.78	3.11	2.73
		جذر الوحدة	2-	-4.15	-3.50	-3.18	-5.98	-4.15	-3.50	-3.18
	النموذج 5	ثابت	1.92	3.22	2.54	2.17	-0.04	3.22	2.54	2.17
		جذر الوحدة	1.93-	-3.58	-2.93	-2.60	-6.11	-3.58	-2.93	-2.60
	النموذج 4	جذر الوحدة	-0.17	-2.62	-1.95	-1.61	-6.23	-2.62	-1.95	-1.61

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews وجداول ديكي فولار

وكخلاصة لهذا الاختبار وبعد إتباع نفس الخطوات السابقة نستنتج أن السلسلة $DLPIG$ مستقرة، ومنه تكون السلسلة $LPIG$ متكاملة من الدرجة الأولى، أي: $LPIG \rightarrow I(1)$.

3- اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهنسن: انطلاقا من نتائج المتحصل عليها سابقا والتي تؤكد أن السلسلة الزمنية للناتج الداخلي الخام والناتج الفلاحي متكاملة من نفس الرتبة $d=1$ لأنهما يحققا شرطا التكامل[9] ، سوف نقوم باختبار وجود توازن في المدى البعيد بين السلسلتين على الرغم من وجود اختلال في المدى القصير، عن طريق استخدام طريقة جوهانسن في الكشف عن وجود التكامل المشترك بين أكثر من متغيرين، والتي تعتبر من أفضل المناهج المعتمدة في اختبار التكامل المشترك حتى في حالة وجود متغيرين فقط، وذلك لأنها تتميز عن طريقة "انجل وجرانجر" المطورة سنة1987[10]، بأنها تسمح بتبادل الأثر بين المتغيرات المستخدمة في مثل هذه الدراسات.

إن الفكرة الأساسية لهذا الاختبار هي اختبار فرض العدم الذي يشير إلى أن عدد معادلات التكامل المتزامن $r=0$ وحيث انه في دراستنا هذه تتوفر لدينا سلسلتين هما سلسلة الناتج الداخلي الخام والناتج الفلاحي فإن هذا الاختبار سوف يتمحور على اختبارين. $r=0$ ، $r=1$

وحتى نستطيع تحديد عدد متجهات التكامل سوف نستعين باختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى، وهما:

- ✓ اختبار الأثر والذي نختبر من خلاله فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المتزامن المتميزة يساوي أو يقل عن العدد q والفرض البديل غير مقيد القائل بأن $q=r$ ويعطى هذا الاختبار بالصيغة الموالية:

[9] R.I.D.Harris: ***Using Cintegration Analysis in Econometric Modelling***, Printice Hall, London, 1995, p 22.
[10] B.E.Hansen: **Econometrics**, University of Wisconsin, 2007, P113.

$$\lambda_{trace} = -T\sum_{i=r+1}^{p} lin\left(1-\hat{\lambda}_i\right)$$

✓ اختبار القيم المميزة العظمى الذي يعرف بـ $\lambda_{\max} = -Tlin\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right)$ حيث نستطيع اختبار فرضية العدم القائلة r متجه للتكامل المتساوي، والفرض البديل القائل بوجود $r+1$ متجه للتكامل المتساوي.

ولإثبات وجود علاقة التكامل المشترك، كانت نتائج الاختبار كما يلي:

الجدول رقم (4): اختبار التكامل المتزامن لـ **johansen** (1995)

فرض العدم	λ_{trace}	القيمة الجدولية	فرض العدم	$\lambda_{\max}$	القيمة الجدولية
$r=0$	16.78	12.53	$r=0$	16.40	11.44
$r=1$	0.38	3.84	$r=1$	0.38	3.84

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات **Eviews**

حسب الجدول رقم(04) إن نتائج الاختبار في ظل الفرضيات التالية هي:

$i/H_0 : r=0 / H_1 : r>0$

$ii/H_0 : r=1 / H_1 : r>1$

في الفرضية (i) نقبل الفرض البديل (أي H_1) وذلك مهما كان مستوى المعنوية لأن إحصائية القيم المميزة العظمى ($\lambda_{\max}$) والأثر (λ_{trace}) أكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%.

في الفرضية (ii) نقبل فرضية العدم (أي H_0) و ذلك مهما كان مستوى المعنوية لأن إحصائية القيم المميزة العظمى ($\lambda_{\max}$) والأثر (λ_{trace}) أصغر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%.

وهكذا نجد أن هناك علاقة تكامل مشترك بين $LPIB$ و $LPIG$.

وبالاستعانة ببرنامج Eviews لتحديد درجة تأخير المسار **VAR**

الجدول رقم (5): جدول تحديد درجة التأخير VAR للسلسلتين $LPIB$ و $LPIG$ ، باستخدام برنامج **Eviews**

درجة التأخير	P=1	P=2	P=3	P=4
معيـارAIC	-2.71	2.61-	-2.26	2.15-
معيـارSC	-2.43	-2.14	-1.59	1.28-

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات **Eviews**

إن أقل قيمة لمعياري Akaike و Schwarz تصاحب التأخر رقم 1 مما يعني أن عدد درجات التأخر في النموذج VAR هو 1.

.منه سنجري الاختبار على نموذج للمسار(1)VAR، وذلك بالاعتماد على فرضيتين.

أولا: غياب مركبة الاتجاه العام في VAR وغياب الثابت ومركبة الاتجاه العام في علاقة التكامل المشترك.

اختبار غرينجر للسببية **Test De Causalité De Grager**: إن الهدف من هذا الاختبار هو معرفة من يؤثر على من؟ أي هل الناتج الداخلي الخام هو الذي يؤثر في الإنتاج الفلاحي؟ أم أن الإنتاج الفلاحي هو الذي يؤثر في الناتج الداخلي الخام ؟ ونتائج الاختبار ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (6): اختبار غرينجر للسببية

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/17/14 Time: 03:14
Sample: 1980 2009
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LPIG does not Granger Cause LPIB	29	6.78850	0.01498
LPIB does not Granger Cause LPIG		0.65290	0.42641

Eviews المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات

من خلال نتائج اختبار غرينجر للسببية يتضح أنه لا يمكن أن نقبل الفرضية القائلة بأن الناتج الداخلي الخام يؤثر في الإنتاج الفلاحي (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0,42 وهو أكبر بكثير من 0,05)، كما أننا يمكن أن نقبل فرضية أن الإنتاج الفلاحي يؤثر في الناتج الداخلي الخام عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي إمكانية تقدير مدى قدرة الإنتاج الفلاحي في التأثير على النمو الاقتصادي.

3- تقدير العلاقة بين الناتج الداخلي الخام والإنتاج الفلاحي:

تقدير النموذج خلال المدى الطويل: إن العلاقة خلال المدى الطويل تكتب وفق الشكل التالي: $DLPIB = \alpha + \beta DLPIG + \varepsilon$. وكانت نتائج التقدير كما يوضحه الجدول الموالي:

الجدول رقم (7): نتائج تقدير نموذج المدى الطويل

المركبات / المتغير التابع	الحد الثابت	$DLPIG$	$\overline{R}^2$	F
$DLPIB$	0.14 (0.00)	-0.31 (0.0068)	0.21	8.58 (0.0068)

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات **Eviews** والقيم بين قوسين تمثل **Prob**

يمكن كتابة معادلة خط الانحدار المقدرة كما يلي:

$DLPIB = 0.14 - 0.13 DLPIG + \varepsilon$. ومن خلال نتائج التقدير تبدو معالم النموذج معرفة ومقبولة إحصائيا (T-stat=-2.92 ; prob=006)، معامل التحديد ($R^2 = 0.24$) يعني أن 24% من حقيقة الناتج الداخلي الخام تفسر في هذا النموذج بدلالة الإنتاج الفلاحي والباقي تفسر بدلالة متغيرات أخرى لم تدرج في هذا النموذج وهي نسبة ضعيفة تضعف من مقدرة هذا النموذج في تفسير معدل النمو الاقتصادي بدلالة الإنتاج الفلاحي، والنموذج مقبول إحصائيا بشكل عام لأن ($prob\,F\text{-}stat = 0.0068$، إلا أن ($DW\,stat = 1.25$) وهي قيمة تختلف عن 2 مما يدل على احتمال وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، وهذا ما يضعف من مقدرة هذا النموذج على تفسير العلاقة الاقتصادية بين معدل النمو الاقتصادي والإنتاج الفلاحي

لأنه من بين الفرضيات الأساسية لهذه النماذج هي أن سلسلة الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي أي أن الارتباط الخطي بين الأخطاء معدوم وهذا ما يتنافى ويتناقض مع نتائج التقدير، بالإضافة أن النموذج في الأجل القصير غير معنوي إحصائيا كما يبنه الجدول أدناه من خلال قيم الاحتمالات، احصاءة دوربن واتسن وقيمة معامل التحديد السالبة:

الجدول رقم (8): نتائج تقدير نموذج المدى القصير

DW	$\overline{R}^2$	$DLPIG$	$z(-1)$	المركبات / المتغير التابع
0.46	-1.75	-0.28 (0.18)	0.44 (0.25)	$DLPIB$

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات **Eviews** والقيم بين قوسين تمثل **Prob**

وعلى هذا الأساس سوف نلجأ إلى طريقة ثانية من طرق النمذجة القياسية هي أكثر فعالية في التعامل مع مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء وذلك بغية إعطاء قراءة إحصائية صحيحة لطبيعة العلاقة الاقتصادية بين معدل النمو الاقتصادي والإنتاج الفلاحي على أن يسمح لنا ذلك بمعرفة مدى قدرة الإنتاج الفلاحي في التأثير على معدل النمو الاقتصادي وبالتالي مدى أهمية القطاع الفلاحي في دفع عجلة التنمية الاقتصادية.

1- تقدير نموذج الانحدار الذاتي VAR: أعطت نتائج تقدير نموذج متجهات الارتباط الذاتي VAR المقدرات المعرفة في المعادلة التالية:

الجدول رقم (9): نتائج تقدير نموذج VAR

```
Estimation Proc:
================================
LS 1 1 LPIB LPIG  @ C

VAR Model:
================================
LPIB = C(1,1)*LPIB(-1) + C(1,2)*LPIG(-1) + C(1,3)

LPIG = C(2,1)*LPIB(-1) + C(2,2)*LPIG(-1) + C(2,3)

VAR Model - Substituted Coefficients:
================================
LPIB = 0.9952793246*LPIB(-1) + 0.2461524115*LPIG(-1) - 0.2883634663

LPIG =  - 0.01618643439*LPIB(-1) + 0.611397341*LPIG(-1) + 1.34432688
```

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews

من خلال النتائج المتحصل عليها يتبين أن الناتج الداخلي الخام في هذا النموذج يتحدد بدلالة تأخير واحد له وتأخير للإنتاج الفلاحي زائد الحد الثابت، أي أن النمو الاقتصادي في السنة t يعرف ويتأثر بمعدل النمو الاقتصادي والإنتاج الفلاحي للسنة السابقة لهذه السنة (t-1).

بحيث نلاحظ أن الناتج الداخلي الخام في السنة t يرتبط ارتباط طردي بالناتج الداخلي للسنة السابقة لها t-1 (b=0.99)، ويعني ذلك أنه في حالة ارتفاع الناتج الداخلي الخام في سنة ما فيتوقع أن يتواصل هذا الارتفاع أيضا في السنة المقبلة، والعكس صحيح ففي حالة انخفاض وتراجع الناتج الداخلي الخام فنتوقع أيضا أن يدوم هذا الانخفاض ليمس السنة المقبلة، وقد يفسر ذلك بالتوجه الذي ينتهجه النشاط الاقتصادي خلال الدورات الاقتصادية المتكررة والمتعاقبة، فسنوات من الانتعاش والازدهار الاقتصادي تتبعها دائما سنوات من الانكماش والتراجع في أداء النشاط الاقتصادي.

ونلاحظ أن الناتج الداخلي الخام في الفترة t يتأثر بحجم الإنتاج الفلاحي في السنة التي تسبق هذه السنة، وهي علاقة طردية ،أي أنه بزيادة الإنتاج الفلاحي لسنة ما فهذا سيؤدي إلى زيادة في الناتج الداخلي الخام أي زيادة في النمو الاقتصادي في السنة المقبلة، وهي نتيجة منطقية.

تحليل مكونات التباين: يبين الجدول رقم(**10**) نتائج تحليل التباين الخاص بالناتج الداخلي الخام المتأتي من الصدمات لمتغير النموذج المتمثل في الإنتاج الفلاحي، فالعمود S.E في الجدول يمثل الخطأ المعياري أما الأعمدة الأخرى فتعطي النسبة من التباين، بحيث نلاحظ أن متغير الناتج الداخلي الخام يفسر 100% من مكونات التباين في الفترة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه ويأخذ بالتراجع لتصل إلى 66.57% بعد مرور 5 سنوات ليصل إلى أدنى نسبة له 48.18% بعد مرور 10 سنوات، في حين أن التغير في متغير الإنتاج الفلاحي *LPIG* يفسر 33.42% بعد مرور 5 سنوات ويأخذ بالتزايد ليصل إلى 51% من مكونات التباين بعد مرور 10 سنوات، وتؤكد هذه النتائج الدور المتزايد للإنتاج الفلاحي في تفسير النمو الاقتصادي

الجدول رقم (10): جدول تحليل التباين

Variance Decomposition of LPIB:

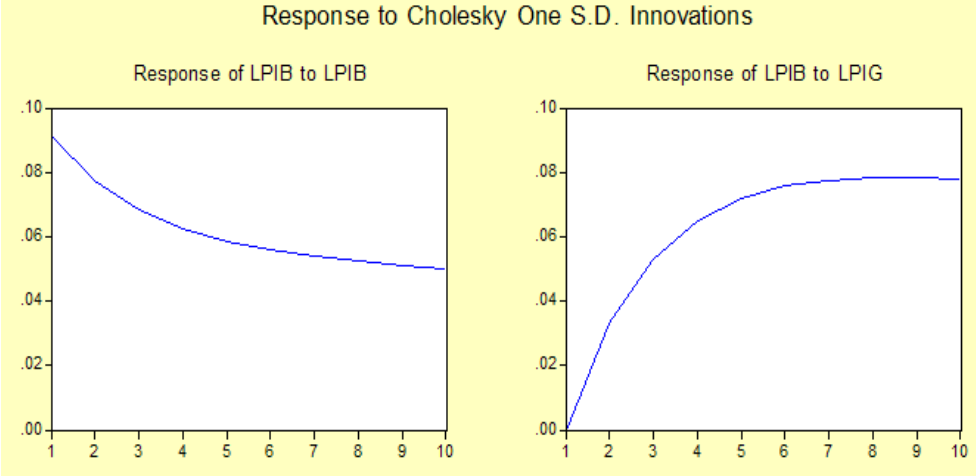
Period	S.E.	LPIB	LPIG
1	0.091350	100.0000	0.000000
2	0.124215	92.96452	7.035478
3	0.151401	83.03963	16.96037
4	0.176209	73.92582	26.07418
5	0.199105	66.57248	33.42752
6	0.220188	60.86931	39.13069
7	0.239568	56.46921	43.53079
8	0.257389	53.04585	46.95415
9	0.273813	50.34592	49.65408
10	0.288994	48.18405	51.81595

المصدر: مخرجات Eviews 4

الاستجابة الفورية: يوضح الشكل رقم(01) استجابة الناتج الداخلي الخام لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه ومتغير الإنتاج الفلاحي، فالدوال في الشكل تمثل استجابة الناتج الداخل الخام لهذه الصدمات، فالمحور الأفقي يبين عدد الفترات (السنوات) التي مرت بعد حدوث الصدمة للمتغير، أما المحور الرأسي فيقيس استجابة الناتج الداخلي الخام (نسب مئوية)، فنلاحظ استجابة الناتج الداخلي للصدمات غير المتوقعة له موجبة دائما وتتضاءل وهذا يتوافق مع نتائج تحليل التباين.

أما استجابة الناتج الداخلي لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد إلى استجابة موجبة من *LPIG* تكون بشكل أولي بالزيادة ثم بعد مرور 7 سنوات يستقر تأثير هذه الصدمة، مما يدل على تأثير هذه المتغيرات على الناتج الداخلي الخام في المدى الطويل.

الشكل رقم(01): منحنى دالة الاستجابة الفورية



المصدر: مخرجات Eviews 4

4- الخلاصة: هدف هذا البحث إلى دراسة العلاقة بين الناتج الداخلي الخام والإنتاج الفلاحي وتحديد اتجاه العلاقة السببية بينهما باستخدام تقنية التكامل المشترك ونماذج VAR و باستعمال بيانات سنوية ممتدة من الفترة 1980-2009 جاءت نتائج الدراسة على النحو التالي:

أوضح تحليل السلاسل الزمنية أنها مستقرة عند فروقها الأولى عند مستوى معنوية 05%، ودلت اختبارات التكامل المشترك المتمثلة في القيم المميزة العظمى (Maximum Eigenvalues Test) واختبار الأثر (Test Trace)على وجود معادلة واحدة للتكامل المشترك ووجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين النمو الاقتصادي والإنتاج الفلاحي، لذا هناك علاقة سببية ذات اتجاه واحد تتجه من الإنتاج الفلاحي إلى الناتج الداخلي الخام في الأجل الطويل الأمر الذي يبين مدى أهمية وأثر القطاع الفلاحي في تعزيز النمو الاقتصادي، ليتم الكشف عن وجود هذا الأثر من خلال توظيف دوال الاستجابة التي بينت بوضوح استجابة الناتج الداخلي الخام لأي تغير في الإنتاج الفلاحي، وهذه النتائج لا تتعارض مع النظرية الاقتصادية.

كما وضح اختبار السببية في الأجل القصير على عدم وجود علاقة سببية ثنائية بين النمو الاقتصادي والإنتاج الفلاحي فقد كانت قيم المعالم وقيمة احصاءة F المحسوبة غير معنوية في المعادلة عند مستوى معنوية 05%.

وهذا يعني أن نمو القطاع الفلاحي مهم للاقتصاد الوطني من أجل تقليل الاعتماد على النفط وتوسيع القاعدة الإنتاجية وتخفيض فاتورة الاستيراد المتزايدة سنويا، بالإضافة إلى زيادة معدل النمو في القطاعات الاقتصادية الأخرى التي ستسهم في زيادة الإنتاجية وزيادة معدل النمو، خصوصا مع توفر البنية التحتية والموارد الطبيعية اللازمة لقطاع الفلاحة ناهيك عن الحالة المالية المريحة التي يعيشها الاقتصاد الوطني.

قائمة المراجع:

باللغة العربية

- عبد القادر محمد عبد القادر عطية: الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2005.

باللغة الأجنبية:

1. *R.Bourbounnais :* ***ECONOMETRIE****.4éme édition.DUNOD.Paris.*2002.
2. *G.S.Maddala*: **Introduction to Econometrics**, *Second Edition, University of Florida, USA, 1992*
3. *George Bresson, Alain Pirotte*. **Economie des séries temporelle***s*. 1ère *Edition, Paris: PUF, 1995*
4. *F.E.Racicot et R.theoret*: **Traité d'économétrie Financière**, *Presses de l'Université du Québec, 2001*
5. *O.C. Ashenfelter*: **Statistics and Econometrics: Methods and Applications**, *John Willey, USA, 2003*
6. *R.I.D.Harris,* **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**, *Printice Hall, London, 1995*
7. *B.H.Baltagi:* **Econometrics**, *Fourth Edition, Springer, USA, 2008*
8. *B.E.Hansen:* **Econometrics**, *University of Wisconsin, 2007*
9. *Pratap S. B and Shiv K:* ***Agriculture, economic growth and regional disparities in India***, *Journal of International Development, Vol23, (2011), PP119-131*
10. *Ozgur.K, Ilker.K and Lewell.G:* ***Development Aid to Agriculture and Economic Growth,*** *Review of Development Economics 16(2)(2012), PP230-242*

قائمة الملاحق

الملحق الاول: تابع للجدول رقم (4): اختبار التكامل المتزامن لـ **johansen** (1995)

Date: 01/16/14 Time: 22:13
Sample(adjusted): 1983 2009
Included observations: 27 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LPIG LPIB
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.455315	16.78381	12.53	16.31
At most 1	0.013977	0.380031	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.455315	16.40378	11.44	15.69
At most 1	0.013977	0.380031	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

الملحق الثاني: تابع للجدول رقم (7): نتائج تقدير نموذج المدى الطويل

Dependent Variable: DLPIB
Method: Least Squares
Date: 01/17/14 Time: 15:39
Sample(adjusted): 1981 2009
Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPIG	-0.312792	0.106764	-2.929746	0.0068
C	0.144009	0.016450	8.754403	0.0000

R-squared	0.241219	Mean dependent var	0.142782
Adjusted R-squared	0.213116	S.D. dependent var	0.099831
S.E. of regression	0.088557	Akaike info criterion	-1.943877
Sum squared resid	0.211741	Schwarz criterion	-1.849581
Log likelihood	30.18622	F-statistic	8.583410
Durbin-Watson stat	1.253059	Prob(F-statistic)	0.006821

المصدر: مخرجات 4 Eviews

المصدر: مخرجات Eviews4

الملحق الثالث: تابع للجدول رقم (8): نتائج تقدير نموذج المدى القصير

Dependent Variable: DLPIB
Method: Least Squares
Date: 01/17/14 Time: 16:31
Sample(adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-1)	0.446380	0.379620	1.175860	0.2503
DLPIG	-0.284754	0.205321	-1.386870	0.1773

R-squared	-1.649212	Mean dependent var	0.142036
Adjusted R-squared	-1.751105	S.D. dependent var	0.101581
S.E. of regression	0.168486	Akaike info criterion	-0.655178
Sum squared resid	0.738077	Schwarz criterion	-0.560020
Log likelihood	11.17249	Durbin-Watson stat	0.463579

المصدر: مخرجات Eviews4