

تحليل العلاقة وتحديد اتجاه السببية بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1970-2013

أ.جيلالي شرفي¹

الملخص

تهدف هذه دراسة إلى دراسة العلاقة القصيرة والطويلة المدى بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي بالجزائر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ومنهجية التكامل المشترك لجوهنسن، واعتمد البحث على بيانات ربع سنوية غطت الفترة 1970-2013. وكشفت النتائج التجريبية عن وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيري الدراسة، في حين أظهرت اختبارات جرانجر للسببية وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجلين القصير والطويل من إجمالي الناتج المحلي إلى الإنتاج الصناعي.

الكلمات المفتاحية: الإنتاج الصناعي، النمو الاقتصادي، التكامل المشترك، السببية.

مقدمة:

استحوذ موضوع النمو الاقتصادي الحديث الذي يعرف بأنه قدرة البلاد على توريد السلع الاقتصادية المتنوعة على نحو متزايد لسكانها في المدى الطويل¹ على اهتمام الدول المتقدمة والنامية على حد سواء ويمثل محورا رئيسيا في خططها وسياساتها الاقتصادية، ولأهمية معرفة العوامل المؤثرة في النمو الاقتصادي وتحديد مصادره، فقد تصدر موضوع النمو اهتمام الكثير من الاقتصاديين من أجل صياغة وتحديد الدوال ذات المقدرة التفسيرية لطبيعة واتجاه العلاقة بين النمو الاقتصادي والمتغيرات الأخرى، وهو ما نتج عنه العديد من محددات النمو المختلفة².

ويمثل القطاع الصناعي أحد المتغيرات التفسيرية في دالة النمو الاقتصادي، بحيث كان محور كثير من الدراسات التطبيقية التي أعطت نتائج متباينة³، كما أثبتت التجارب التنموية الناجحة في مختلف دول العالم أن تطور القطاع الصناعي قد لعب الدور الأساسي والمحوري في نهوضها وتقدمها اقتصاديا واجتماعيا⁴، كون أن التصنيع يعتبر مفتاح النمو الاقتصادي السريع⁵، كما تزداد أهميته من خلال مساهمته في الإنتاج والتشغيل والناتج الداخلي الخام وزيادة قوة الترابط بين مختلف القطاعات الاقتصادية⁶.

¹ : أستاذ مساعد (أ) جامعة المدية

الإشكالية: سيقوم هذا البحث باختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الإنتاج الصناعي ومعدل النمو الاقتصادي ممثلاً بالناتج الداخلي الخام باستخدام تقنية التكامل المشترك واختبار وجود علاقة قصيرة الأجل وتحديد اتجاه العلاقة السببية بينهما من خلال توظيف طريقة قرينجر لاختبار السببية.

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

1- النمو الاقتصادي يسبب نمو الإنتاج الصناعي، وهذه الفرضية منطقية في ظل صعوبة تجاوز اقتصاد الريع وتراجع دور القطاع الصناعي.

2- نمو الإنتاج الصناعي يؤدي إلى النمو الاقتصادي، وهي فرضية مقبولة في ظل الجهود الإنمائية المبذولة من أجل توسيع وتنويع القاعدة الإنتاجية

3- هناك علاقة ايجابية تبادلية تتجه من نمو الإنتاج الصناعي إلى نمو النمو الاقتصادي ومن النمو الاقتصادي إلى نمو الإنتاج الصناعي.

1- واقع القطاع الصناعي بالجزائر: لمعرفة هيكلية وتطور القطاع الصناعي بالجزائر، سنحاول دراسة أهم المؤشرات وهي: قيمة الإنتاج الصناعي ومكوناته، والاستخدام الصناعي بشكل إجمالي.

أ- قيمة الناتج الصناعي ومكوناته: إن أحد مقاييس التصنيع هو نسبة مساهمة الصناعة في قيمة الإنتاج بحيث تشير إحصاءات الديوان الوطني للإحصائيات⁷ إلى أن نمو القطاع الصناعي في الجزائر قد شهد تذبذباً خلال العشر سنوات الماضية، بحيث لم تتجاوز مساهمة الصناعة في الناتج المحلي الإجمالي 05 % سنة 2013 بقيمة مضافة قدرت ب 765.4 مليار دج مقابل 728.6 مليار دج سنة 2012 أي بمقدار زيادة 05% في حين بقيت قيمته المضافة في حدود 05% طول هذه الفترة مع بعض التحسن في سنتي 2012 و2013. وقد عرف الإنتاج الصناعي للقطاع ارتفاعاً ملحوظاً يقدر بنسبة 3.9 %، مقارنة بالتراجع المقدر بنسبة 2.5 % والذي تم تسجيله في نفس الفترة من سنة 2013.

سجل النشاط الصناعي في الجزائر ارتفاعاً خلال الثلاثي الأخير لسنة 2014، بحيث أن نحو 66% من الطاقة الإنتاجية للقطاع العام وأكثر من 46% من الطاقة الإنتاجية للقطاع الخاص استعملت قدراتها الإنتاجية بنسبة تفوق 75%⁸.

ومن أهم التطورات في القطاع الصناعي في الجزائر هو تراجع أداء صناعة المحروقات وتسجيلها نسبة نمو سالبة تقدر بـ5.5% سنة 2013 مقارنة بسنة 2012، بحيث يشكل النفط والغاز الجزء الأهم من منتجات القطاع الصناعي كما يساهمان في الجزء الأكبر من القيمة المضافة له، كما حققت عدد من الصناعات التحويلية معدلات نمو مقبولة وتوسعات في الطاقة الإنتاجية، فقد عرفت صناعة المواد الغذائية نموا قدر بنسبة 7% سنة 2013 مقابل 5.6% خلال سنة 2012، إضافة إلى تحسن قطاع البناء وصناعة الحديد والصلب في ضوء الطفرة العمرانية وزيادة الإنفاق على البنية التحتية والإعلان عن عدد كبير من المشاريع.

ب- تطور الاستخدام في الصناعة الجزائرية: من المبررات الأساسية لتنمية القطاع الصناعي في الجزائر هو مساهمته في تشغيل الأيدي العاملة، وبهذا الخصوص من المفيد الإشارة إلى أن عدد سكان الجزائر بلغ 39.5 مليون نسمة في جانفي 2015 في حين بلغ معدل النمو الطبيعي 2.15% سنة 2014 مقابل 2.07% سنة 2013، وتشير إحصاءات الديوان الوطني للإحصائيات أن عدد السكان النشطين بلغ 11716000 شخص في أفريل 2014 استنادا لمعايير المكتب الدولي للعمل. ويبين الجدول التالي توزيع المشتغلين بين مختلف القطاعات الاقتصادية خلال (2006-2014).

الجدول(01): توزيع المشتغلين بين مختلف القطاعات الاقتصادية الوحدة: ألف شخص

السنوات	2006	2008	2011	2013	2014
عدد المشتغلين	8 868,804	9146	9 599	10 788	10 566
الصناعة	1 263,591	1 141	1 367	1 407	1 329
الزراعة	1 609,633	1 252	1 034	1 141	1 007
التجارة والخدمات	4 737,877	5 178	5 603	6 449	6 486

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات ONS.

يبين الجدول أن هناك اتجاها واضحا لانخفاض نسبة المشتغلين في القطاع الصناعي خلال الفترة الممتدة من 2006 إلى 2014، بحيث مثلت العمالة الصناعية في الجزائر حوالي 12.6% من العمالة الكلية في عام 2014 مقابل 13% في عام 2013 و14.2% في عامي 2011 و 2006 مما يعني الاهتمام المتزايد للدولة بالصناعات كثيفة رأس المال بدلا من الصناعات كثيفة الاستخدام للعمالة وهذا بسبب هيمنة الصناعة الاستخراجية المتمثلة في صناعة استخراج النفط والغاز واستخراج الخامات المعدنية التي تعد من الصناعات

كثيفة الاستخدام للتقنية واعتمادها على خبرات مهنية وهندسية وكوادر خدمية ذات تأهيل متخصص مما يجعلها شحيحة في توليد فرص العمل المباشرة. وتعتبر نسبة العمالة الصناعية في الجزائر متدنية مقارنة مع الدول النامية مثل ماليزيا والمكسيك وجنوب إفريقيا وتركيا، والتي تتراوح نسبة العمالة الصناعية فيها ما بين 23 و32%⁹، وتفاوتت نسبة العاملين في باقي القطاعات إلى إجمالي عدد العاملين في الاقتصاد الوطني من قطاع لآخر، إذ تجاوزت هذه النسبة نصف إجمالي عدد العاملين في قطاع التجارة والخدمات خلال فترة الدراسة، بحيث كان لنمو قطاع البناء والأشغال العمومية والسكن والتزايد الملحوظ للواردات التأثير المباشر على تطور الخدمات، في حين بقيت نسبة العاملين في القطاع الفلاحي منخفضة وتتراوح بين 10 و13%، ويرجع سبب ذلك إلى هجرة العمالة من هذا القطاع لانخفاض مستوى الأجور فيه وانتشار الميكنة.

2- نموذج الدراسة والنتائج التطبيقية: تعتمد هذه الدراسة في تحليلها وتقديرها للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي على بيانات صندوق النقد الدولي السنوية للفترة 1970-2013 وبالأسعار الثابتة نتيجة التقلب الحاد في المستوى العام للأسعار الذي يعطي قيم غير واقعية لتطور الإنتاج، ولتفادي مشكل قلة عدد المشاهدات قد تم تحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية باستخدام طريقة الاستيفاء الداخلي أو الاستكمال (interpolation) والمتاحة ببرنامج Eviews8، وهي طريقة مستخدمة في كثير من الدراسات التجريبية مثل: (Rachid and Tang and chua(2012)، Baxter and King(1999)، Jehan(2013) وغيرها¹⁰، وحجم عينة الدراسة بعد التحويل في حدود 176 مشاهدة وهي تحقق الحد الأدنى لإجراء الاختبارات المطلوبة، أما المتغيرات المستخدمة فهي: إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام 2005) معبر عنه بـ GDP، والقيمة المضافة للصناعة (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام 2005) معبر عنه بـ VPI، وقد استخدمت هذه المتغيرات بعد أخذ لوغاريتمها بغرض تقليص تباين السلاسل الزمنية وتخفيض أثر المشاهدات الشاذة $\text{Log(GDP)} = \text{LGDP}$ و $\text{Log(VPI)} = \text{LVPI}$

كما تقوم هذه الدراسة على استخدام نموذج العلاقة السببية المقترح من طرف الإحصائي جرانجر¹¹، والذي يستخدم للتأكد من مدى وجود علاقة تغذية مرتدة (Feedback) أو علاقة تبادلية بين المتغيرات الاقتصادية المراد دراستها¹²، والذي يؤكد على أهمية المعلومات الحالية والماضية لأحد المتغيرين في التنبؤ بقيمة المتغير الآخر¹³. ويتطلب اختبار العلاقة السببية بين السلاسل الزمنية الخطوات التالية:

1.2. تحليل السلاسل الزمنية: يعتبر التأكد من استقرار السلاسل الزمنية محل الدراسة وتحديد درجة تكاملها شرطا أساسيا في معالجة وتحليل السلاسل

الزمنية واستخدامه في عملية التنبؤ وكذا قبل إجراء أي دراسة سببية، فقد أوضحت العديد من الدراسات أنه غالباً ما تتسم السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الاستقرار لاحتوائها على جذر الوحدة¹⁴، مما يعني أن متوسطها وتباينها غير مستقلين عن الزمن، ويؤدي وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية إلى نتائج مضللة من خلال ما يعرف الانحدار الزائف (spurious regression) وكذا مشاكل في التحليل والاستدلال القياسي¹⁵، وهناك عدة اختبارات لاختبار جذر الوحدة¹⁶ واستقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها، لكن يبقى اختبار ديكي فولر (Dickey-Fuller) DF هو أكثرهم استخداماً وهذا لسهولة تطبيقه¹⁷، والذي تم تطويره إلى اختبارات موسعة (Augmented Dickey and Fuller) ADF سنة 1981¹⁸، واختبار فرضية جذر الوحدة لمتغيري الدراسة تأخذ معادلة التقدير الشكل التالي¹⁹:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta.t + \rho.y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon$$

للزمن و q لدرجة الانحدار الذاتي التي ستختار بحيث تكون السلسلة الزمنية للبواقي من التشويش الأبيض.

ولأهمية تحديد درجة التأخر الزمني المستخدم في اختبارات جذر الوحدة، فقد تمت الاستعانة بمعيار Hannan-Quinn Criterion لملاءمته للعينات الكبيرة نسبياً (أكثر من 120 مشاهدة)²⁰، وبعد الاعتماد على منهجية اختبار ديكي فولر المفصلة عند (Enders 1994)²¹ والمتمثلة في سلسلة من اختبار الفرضيات، ومن خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم (3) يتضح أن السلسلتين الزمئيتين $LVPI$ و $LGDP$ غير ساكنتين في مستوياتها، حيث أن جميع القيم المقدرة لقيم t_ϕ الخاصتين بجذر الوحدة للسلسلتين المدروستين غير معنويتين إحصائياً للنماذج الثلاثة، وعليه فإنه تم قبول فرضية عدم القائلة بعدم سكون المتغيرات موضع الدراسة في مستوياتها وهي تخضع لمركبة اتجاه عام ذات نمط عشوائي أي من النوع DS. إلا أنه عند احتساب الفروق الأولى لهذه المتغيرات تبين أنها تصبح مستقرة. فبعد تقديرنا للنموذج 6 لفروقات السلسلتين اتضح عدم معنوية مركبة الاتجاه العام لكليهما وهذا من خلال قيمة ستيودنت t_b المحسوبة التي كانت أقل من القيمة الجدولية لديكي فولر عند مستوى معنوية 5% والمقدرة بـ 2.79، وبالتالي ننقل لاختبار معنوية الحد الثابت في النموذج 5 لكلا السلسلتين، حيث تم رفض الفرض الصفري الذي يدل على عدم وجود الحد الثابت في كلا السلسلتين كون أن القيمة الجدولية المقدرة بـ 2.53 جاءت أقل من القيمتين المحسوبتين لكلا السلسلتين، وحسب منهجية Enders نقوم باختبار معنوية جذر الوحدة في نفس النموذج 5، فكانت قيمة ستيودنت t_ϕ

للسلسلتين $DLVPI$ و $DLGDP$ تساوي 5.11- و 4.96- على الترتيب وهي أقل من القيمة الجدولية 2.88-، وبالتالي نرفض فرضية عدم القائلة بوجود جذر الوحدة عند مستوى معنوية 5%، أي أن السلسلتين $DLVPI$ و $DLGDP$ مستقرتين. الجدول رقم(3): ملخص اختبار ديكي فولر المطور ADF للسلسلتين $LVPI$ و $LGDP$

اختبار ADF للفروق الأولى		اختبار ADF في المستوى			المكونات	النموذج
t_{α} المحسوبة		القيم الحرجة %5	t_{α} المحسوبة			
$DLGDP$	$DLVPI$		$LGDP$	$LVPI$		
7	6	—	7	7	درجة التأخر p	
0.20	0.48	2.79	2.58	2.28	اتجاه عام	النموذج 6
-4.37	-5.002	-3.43	- 2.76	- 2.23	جذر الوحدة	
3.27	2.84	2.53	1.12	0.006	ثابت	النموذج 5
-4.96	-5.11	-2.88	-1.08	0.04	جذر الوحدة	
-3.94	-4.22	-1.95	1.73	2.84	جذر الوحدة	النموذج 4

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات 8 Eviews وجداول ديكي فولار

ومن هنا نستنتج أن السلسلتين مستقرتين في فروقهما الأولى وأنهما متكاملتان من الدرجة الأولى $I(1)$ ، مما يعني أنهما تتحركان معا عبر الزمن وإمكانية وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل تعرف بانحدار التكامل المشترك.

2.2. نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة إنجل جرانجر ذات

الخطوتين: بعد التأكد من أن السلسلتين الزمنيتين $LVPI$ و $LGDP$ هما مستقرتين في فرقهما الأول، يمكن اختبار نموذج تصحيح الخطأ بينهما بالاعتماد على طريقة أنجل قرينجر ذات الخطوتين. ففي الخطوة الأولى يتم إجراء تقدير انحدار التكامل المشترك بطريقة المربعات الصغرى العادية للمعادلتين التاليتين: $LVI_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + u_t$ و

ثم نختبر استقرارية البواقي المقدرة $\hat{u}_t$ و $\hat{e}_t$ والتي يشترط أن تكون مستقرة في المستوى للاستمرار للخطوة الثانية المتمثلة في تطبيق نموذج تصحيح الخطأ بعد إدراج حد الخطأ المتباطئ كمتغير تفسيري كما يلي: $\Delta LVI_t = \beta_2 \Delta LGDP_t + \beta_3 \hat{u}_{t-1} + \mu_t$ و $\Delta LGDP_t = \alpha_2 \Delta LVI_t + \alpha_3 \hat{e}_{t-1} + v_t$ وكانت نتائج الخطوة الأولى ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم(4): ملخص نتائج انحدار التكامل المشترك

المركبات المتغير التابع	الحد الثابت	LVPI	LGDP	$\bar{R}^2$	F	قيمة ADF للبقايا
LVPI	4.71 (17.91)	-	0.79 (74.92)	0.97	5613.4	-4.70
LGDP	- 5.02 (-12.58)	1.22 (74.92)	-	0.97	5613.4	-5.19

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews8، وتمثل القيم بين قوسين قيم t

تشير نتائج اختبار استقرار البواقي في المعادلتين السابقتين على خلوها من جذر الوحدة عند مستوى معنوية 5%، بحيث كانت قيمة ديكي فولار المحسوبة لجذر الوحدة أقل من القيمة الجدولية 2.76-(بدون حد ثابت) المعدة من طرف فيليبس (1990)²² وليس على القيم الحرجة لديكي فولار المعتادة، وعليه فإن البواقي متكاملة من الدرجة صفر I(0) وهذا يعد مؤشراً أولياً على وجود تكامل مشترك بين LVPI و LGDP ويؤكد أن هذا الانحدار غير زائف. وتوضح نتائج التقدير القدرة التفسيرية العالية لانحدارات دوال إجمالي الناتج المحلي والقيمة المضافة للصناعة ممثلة في القيم المرتفعة لإحصاءات ستودنت، F و $\bar{R}^2$ ، بحيث نلاحظ أن كل متغير يفسر ما نسبته 97% من التغير في الآخر، بالإضافة إلى وجود علاقة طردية بين المتغيرين من خلال معاملات الانحدار الموجبة التي تقيس مرونة طويلة الأجل لكل متغير، فيلاحظ ارتفاع مرونة إجمالي الناتج المحلي بالنسبة للقيمة المضافة للصناعة التي بلغت 1.22، في حين أن مرونة القيمة المضافة للصناعة بالنسبة لإجمالي الناتج المحلي فقد بلغت 0.79 فقط. ويوضح الجدول (4) نتائج تقدير نماذج تصحيح الخطأ لكلا المتغيرين.

رقم(4): ملخص نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

المركبات المتغير التابع	$\Delta LVPI$	$\Delta LGDP$	$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	$\hat{u}_{t-1}$	R^2
$\Delta LVPI$	-	1.16 (0.00)	-	-0.043 (0.027)	0.57
$\Delta LGDP$	0.52 (0.00)	-	- 0.02 (0.028)	-	0.41

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews8 وتمثل القيم بين قوسين قيم الاحتمال.

ويتضح من خلال هذه النتائج وجود علاقة ديناميكية قصيرة الأجل بين إجمالي الناتج المحلي والقيمة المضافة للصناعة، وأن معاملات حدود الخطأ $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ و $\hat{u}_{t-1}$ جاءت موافقة لتمثيل نموذج تصحيح الخطأ كونها معنوية وذات إشارة سالبة، وهي تعبر عن سرعة التكيف وتفسر بنسبة اختلال التوازن

في السلسلة الزمنية والتي يمكن تصحيحها من سنة لأخرى، وهي تشير إلى أن 4.3% من اختلال التوازن في لوغاريتم القيمة المضافة للصناعة يتم تصحيحه كل سنة بتغيرات إجمالي الناتج المحلي، أما فيما يخص سلوك لوغاريتم القيمة المضافة للصناعة فقد يستغرق عند حدوث أي صدمة حوالي 23.25 سنة (1/0.043) حتى يصل لوضع التوازن في الأجل الطويل، في حين أن 2% من اختلال التوازن في لوغاريتم إجمالي الناتج المحلي يتم تصحيحه سنويا بتغيرات القيمة المضافة للصناعة، ويستغرق سلوك لوغاريتم إجمالي الناتج المحلي عند حدوث أي صدمة 50 سنة (1/0.02) ليصل إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، مما يفسر ضعف دور الصناعة في النمو الاقتصادي.

3.2. نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهنسن: بالرغم من أن طريقة قرينجر ذات الخطوتين تعتبر مناسبة لاختبار التكامل المشترك بوجود متغيرين، إلا أن تقنية جوهنسن (1988)²³ وجوهنسن-جوسليوس (1990)²⁴ تعتبر الأفضل نظرا لخواص مقدراتها²⁵، بحيث يمكن من خلالها تقديم تقديرات الأرجحية العظمى لكل متجهات التكامل المشترك الممكنة التي يمكن أن توجد بين متغيرات موضوع الدراسة ويسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرين واختبار معلمات سرعة التكيف، وتعتمد على الاختبارين الإحصائيين التاليين:

أ- اختبار الأثر (λ_{trace}): حيث يتم اختبار فرضية العدم القائلة بأن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المتزامن مقابل الفرضية البديلة بأن: $q=r$ ،

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{ويعطى بالعلاقة التالية:}$$

ب- اختبار القيمة القصوى (λ_{max}) المعروف بـ: $\lambda_{max} = -T \times \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ ، حيث يمكننا من اختبار فرضية العدم القائلة بوجود r متجه للتكامل المشترك، والفرض البديل القائل بوجود $r+1$ متجه.

ونظرا لكون اختبار جوهنسن يتأثر بدرجة التأخير التي يتضمنها النموذج²⁶، فإنه يتطلب منا تحديدها قبل إجراء اختبار التكامل المشترك بالاعتماد على من المعايير²⁷، حيث وجدنا أن درجة التأخير المثلى بالنسبة لكل المعيارين هي 4. ويبين الجدول رقم (5) ملخص نتائج اختباري الأثر والقيمة القصوى

الجدول رقم (5): نتائج اختبار جوهنسن للتكامل المشترك

فرضية العدم	λ_{trace}	القيم الحرجة 5%	λ_{max}	القيم الحرجة 5%
$r \leq 0$	48.56 (0.00)	25.87	38.46 (0.00)	19.38
$r \leq 1$	10.1 (0.12)	12.52	10.1 (0.12)	12.52

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews8 وتمثل القيم بين قوسين قيم الاحتمال.

يتضح من نتائج الجدول وجود معادلة تكامل مشترك واحدة فقط بين إجمالي الناتج المحلي والقيمة المضافة للصناعة، وأن ما يدعم ذلك قيمتي λ_{trace} و λ_{max} لفرضية العدم الأولى ($r \leq 0$) وهما أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% وبالتالي رفضها، في حين لا يمكن رفض فرضية العدم الثانية ($r \leq 1$)، ولذا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل وهذا يدعم ما توصلنا إليه بطريقة إنجل قرينجر ذات الخطوتين.

4.2. العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي والقيمة المضافة للصناعة: إن اختبار السببية لجرانجر يسمح بتحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيري الدراسة، ويعتمد على اختبار فرضي العدم التاليين: $H_0 : LVPI$ لا يسبب $LGDP$ و $H_0 : LGDP$ لا يسبب $LVPI$ ، وتقبل فرضية العدم عندما تكون قيمة الاحتمال لإحصائية فيشر أكبر من 5%. ويخلص الجدول (6) نتائج اختبار السببية بين متغيري الدراسة.

الجدول رقم (6): نتائج اختبار السببية لجرانجر (Granger)

فرضية العدم	قيمة المحسوبة	F	قيمة الاحتمال الموافقة لـ	النتيجة
$\Delta LVPI$ لا يسبب $DLGDP$	1.74		0.14	نقبل H_0
$DLGDP$ لا يسبب $\Delta LVPI$	2.88		0.024	نرفض H_0

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 8.

تشير نتائج الجدول إلى وجود علاقة سببية أحادية تتجه من إجمالي الناتج المحلي إلى القيمة المضافة للصناعة، أي أن النمو الاقتصادي يؤدي إلى نمو الإنتاج الصناعي، حيث تساعد التغيرات في إجمالي الناتج المحلي في تفسير التغيرات في القيمة المضافة للصناعة، وهي نتيجة منطقية في ظل هيمنة إنتاج وتصدير النفط على الاقتصاد الوطني، وبالتالي فإن القطاع الصناعي شأنه شأن باقي القطاعات الاقتصادية يعتمد على قطاع المحروقات الذي يعتبر المحرك الرئيسي للنشاط الاقتصادي بصورة عامة.

الخاتمة:

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين الإنتاج الصناعي ممثلاً بالقيمة المضافة للصناعة وإجمالي الناتج المحلي في الجزائر وتحديد اتجاه العلاقة السببية بينهما، وللوصول إلى أهداف البحث فقد تم الاعتماد على تحليل

السلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة، واتضح أنهما مستقرتين عند فروقهما الأولى.

وبتطبيق نموذج تصحيح الخطأ واختبار جوهنسن تبين أنهما متكاملين تكاملا مشتركاً وتوجد بينهما علاقة توازنية طويلة الأجل، في حين كشف اختبار جرانجر للسببية عن وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد تتجه من إجمالي الناتج المحلي إلى القيمة المضافة للصناعة. وبإسقاط هذه النتائج على واقع الصناعة الجزائرية يتضح مدى الركود الذي يعرفه هذا القطاع الحيوي، الذي من المفروض أن يكون بمثابة القوة الدافعة للاقتصاد والتنمية من أجل تقليل الاعتماد على النفط وتوسيع القاعدة الإنتاجية، خصوصاً مع توفر البنية التحتية والموارد الطبيعية اللازمة لقطاع الصناعة. وبناءً على هذه النتائج توصي الدراسة بضرورة تفعيل دور الصناعة من خلال تبني سياسة صناعية واضحة إلى جانب الاهتمام بتحسين جودة المنتجات الصناعية المحلية وتوفير الحماية اللازمة لها من المنافسة الأجنبية من خلال إجراء إصلاحات هيكلية في القطاع الصناعي وتشجيع مشاريع البحث العلمي والتطوير في هذا المجال، كما توصي الدراسة بضرورة دراسة المعوقات التي تحد من تعافي هذا القطاع سواء من الناحية الاقتصادية والقانونية أو الإدارية أو الإجرائية، والإسراع بحلها وخاصة فيما يتعلق بمشكل العقار الصناعي.

المراجع

¹ József.B: The European Union and Global Social Change: A Critical Geopolitical-Economic Analysis, Routledge, London, 2010, P 55.

² Renata.K, Manuela.T and Rasa.S: *Impact of energy prices on industrial sector development and export: Lithuania in the context of Baltic States*, Procedia Soc Behav Sci, 110, 2014, 462.

³ Yaoguo.D, Sifeng L and Yuhong W: *optimization of regional industrial structures and applications*, CRC Press, USA, 2011, PP 06-14.

⁴ United Nations: *Industrial Development for the 21st Century: Sustainable Development Perspectives*, New York, 2007, P295.

⁵ Kar.Y. W and Chong. K.Y: *Industrialization, Economic Growth, and International Trade*, Rev. Int. Econ, 7(3), 1999. P01.

⁶ Rokiah Alavi: *Industrialisation in Malaysia: Import Substitution and Infant Industry Performance*, Routledge, London, 1996, P05.

⁷ ONS: *Les comptes économiques en volume de la période 2000-2013*,Algerie, N 670, 2014, PP 6-7.

⁸ ONS: *L'enquête sur la situation et les perspectives dans l'industrie au quatrième trimestre 2014*, Algérie, N°.695, 2015, P1.

⁹ صندوق النقد العربي، التقرير الاقتصادي العربي الموحد، سبتمبر 2007، ص 72.

¹⁰ Muhammad.S, Mohamed.A and Frédéric.T: *Short- and long-run relationships between natural gas consumption and economic growth: Evidence from Pakistan*, Econ. Model, 41, 2014, 222.

¹¹ Granger, C. W. J: *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, Econometrica (1969)37 (3), 424–438.

¹² عبد القادر محمد عبد القادر عطية: الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية الإسكندرية، مصر، 2004، ص878.

¹³ G.S.Maddala and I.M.Kim: *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, USA, 1998, P188.

¹⁴ Nelson.C and Plosser.C: *Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications*, J. Monet. Econ, 10, 1982, issue 2, 139-162.

¹⁵ Granger, C.W.J and Newbold, P: *Spurious Regressions in Econometrics*, J. Econometrics, 2, 1974, 111-120.

¹⁶ Harris.R.I.D: *Testing for Unit Roots Using the Augmented Dickey-Fuller Test*, Eco.Lett, 38, 1992, 381-386.

¹⁷ Harris.R.I.D: *Using Cointegration analysis in econometric modeling*, Prentice Hall, UK, 1995, P28.

¹⁸ Enders.W: *Applied Econometric Time Series*, 4th Ed, John Wiley, USA, 2015, 206-207.

¹⁹ B.Bhaskara.R: *Cointegration for the Applied Economist*, 2nd Ed, Palgrave Macmillan, UK, 2007, P57.

²⁰ Liew.V.K.S: *Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?* Econ. Bull, 3, 33, 2004, 1–9.

²¹ Enders.W: *Applied Econometric Time Series*, 1sted, John Wiley, USA, 1995, P257.

²² Hamilton.J.D: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, N.J, 1994, P 766.

²³ Johansen, S: *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, J. Econ. Dyn. Control, 12, 1988, 231-54.

-
- ²⁴ Johansen.S and Juselius.K: Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money , Oxford Bull. Econ. Statist, 52, 2, 1990, 169-210.
- ²⁵ Gonzalo.J: Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, J. Econometrics, Elsevier, 60(1-2), 1988, P203.
- ²⁶ Francis W. A: Model mis-specification and Johansen's Cointegration analysis: An Application to the US Money Demand. J. Macroecon, 24, 2002, P52.
- ²⁷ Daniel.L.T and Dallas.S..B: Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income, J. Money, Credit, Banking, 17(2), 1985, 167.

الملاحق

الملحق رقم 01: نتائج اختبار جوهنسن للتكامل المشترك

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.201435	48.56387	25.87211	0.0000
At most 1	0.057350	10.09937	12.51798	0.1227
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.201435	38.46450	19.38704	0.0000
At most 1	0.057350	10.09937	12.51798	0.1227
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

الملحق رقم 02: نتائج اختبار السببية لجرانجر

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLVPI does not Granger Cause DLGDP	171	1.73811	0.1441
DLGDP does not Granger Cause DLVPI		2.88318	0.0243