

دراسة قياسية لمؤشر أسعار الغذاء في الجزائر باستخدام نموذج ARDLEconometric Study Of The Food Price Index In Algeria Using The ARDL Modelمزيان محمد توفيق¹، دقيش جمال²¹ جامعة غليزان، mohammedtoufik.meziane@univ-relizane.dz² المدرسة العليا للإقتصاد وهران، djamal.dekkiche@ese-oran.dz

تاريخ النشر: 2024/11/18

تاريخ القبول: 2024/05/14

تاريخ الاستلام: 2024/03/21

ملخص:

يهدف هذا البحث الى دراسة تحليلية لمؤشر الامن الغذائي (FPI) في الجزائر من خلال اجراء دراسة قياسية خلال الفترة 1990-2021 باستخدام نموذج ARDL مع الاستعانة بمجموعة من المتغيرات المفسرة وهي حجم الأراضي المنتجة للحبوب بالهكتار، معدل التضخم وعدد السكان.

توصلت نتائج الدراسة الى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرات بالإضافة الى التأثير الإيجابي لكل من حجم الأراضي المنتجة وعدد السكان في المدين القصير والطويل، بينما معدل التضخم لهما آثار سلبية.

أوصت الدراسة بضرورة رسم سياسة نقدية ناجعة من اجل دعم الإنتاج الغذائي في الجزائر ومواجهة التضخم الذي يهدد الامن الغذائي في الجزائر وأن تهتم أكثر فأكثر بترقية صادراتها من جهة السلطات .

الكلمات مفتاحية: معدل التضخم، عدد السكان، التنوع الاقتصادي، الواردات

تصنيف JEL: E20،H54،E32

Abstract:

This research aims to analyze the food security index (FPI) in Algeria by conducting an econometric study during the period 1990-2021 using the ARDL model with the help of a set of explained variables, namely the size of grain-producing land per hectare, inflation rate and population.

The results of the study found a long-term equilibrium relationship between the variables in addition to the positive impact of both the size of productive land and the number of population in the short and long term, while the inflation rate have negative effects.

The study recommended the need to draw up an effective monetary policy in order to support food production in Algeria and to confront inflation that threatens food security in Algeria and to pay more and more attention to the promotion of its exports from the side of the authorities.

Keywords: inflation rate, population, economic diversification, imports

JEL classification codes: E32; H54; E20

المؤلف المرسل: مزيان محمد توفيق، الإيميل: mohammedtoufik.meziane@univ-relizane.dz

مقدمة:

تسعى الجزائر الى تحقيق أمنها الغذائي حتى تتمكن من التقليل من التبعية الاقتصادية التي باتت تهدد أمن الدول كافة خاصة في ظل التحولات التي يشهدها العالم في الوقت الحاضر، وذلك في سبيل تحديد السياسات التي من شأنها أن تنتهجها السلطات والتي يمكن أن تساهم في رفع مستوى الأمن الغذائي. إلا أن المفارقة تكمن في أن المعروض المحلي من إنتاج الغذاء بقي دائما عاجزا حتى عن تلبية الطلب المحلي منه خصوصا المنتجات الرئيسية ذات الاستهلاك الواسع؛ وبالتالي وحفاظا على مسألة الأمن الغذائي على المستوى الوطني يتم اللجوء لتغطية مقدار العجز الغذائي إلى الاستيراد، من جانب آخر، فالمتبع للتركيب القطاعية للاقتصاد الجزائري يلاحظ جليا انه اقتصاد ريعي يعتمد في مداخيله من العملة الصعبة على صادرات المحروقات والتي تقدر بحوالي 98% تقريبا من إجمالي الصادرات مما يجعل عملية الاعتماد على الواردات الغذائية من اجل سد الفجوة الغذائية أمر شديد الخطورة على الأمن الغذائي الجزائري على المدى الطويل والمتوسط، خصوصا في ظل ما تشهده أسعار برميل البترول من تراجع كبيرا.

1. الدراسات السابقة حول الموضوع

هناك العديد من الدراسات البحثية التي تتناول مشكلة الأمن الغذائي. تركز بعض الدراسات على محددات نموذج الأمن الغذائي على مستوى الأسرة، والبعض الآخر على المستوى الوطني اعتمادا على أهدافها المقصودة. تظل محددات الأمن الغذائي هي السؤال الرئيسي للعديد من الأبحاث على الرغم من اختلاف المتغيرات المستخدمة، أظهرت دراسة أخرى أن حجم الأسرة بالنسبة للغذاء - انعدام الأمن على مستوى الأسرة يعطي نتيجة مهمة وذات صلة إيجابية (Gebre, 2012) من ناحية أخرى ، حجم الأسرة له تأثير سلبي على انعدام الأمن الغذائي للأسر الريفية في إفريقيا (Amaza et al., 2008)

تحلل الورقة التي قدمها (Applanaidu et al., 2014) العلاقة الديناميكية بين متغيرات الاقتصاد الكلي المختارة (إنتاج الديزل الحيوي ، وسعر الصرف ، والإنفاق الحكومي على التنمية الريفية ، والناتج المحلي الإجمالي لماليزيا ، ومؤشر أسعار الغذاء ، وعدد سكان ماليزيا) والأمن الغذائي في ماليزيا باستخدام نهج VAR. بين تحليل التباين أن إنتاج الديزل الحيوي وسعر الصرف والإنفاق الحكومي على التنمية الريفية سيعطي أكبر صدمة للأمن الغذائي في السنة العاشرة. في حين أن سعر الصرف والسكان في السنة الخامسة وأخيرا الناتج المحلي الإجمالي في السنة السادسة. هذا النموذج هو أداة مفيدة ويتفاعل كجهد لفهم أفضل لكيفية تفاعل الأمن الغذائي وتأثره بتكامل الأسواق المحلية والعالمية. كما يمكن أن يوفر وسيلة كمية أكثر لتقييم الأمن الغذائي، ولا سيما لتحديد متغيرات محددة تفسر أكبر صدمة للأمن الغذائي على المستوى الوطني. كما أنه سيفيد المستهلكين وصانعي السياسات.

أشار (Jeder et al., 2020) إلى ان قضية الأمن الغذائي تحظى باهتمام أكبر في البلدان المتوسطة الدخل مثل تونس خاصة بعد الثورة 2011 حيث تضاعفت العديد من العوامل التي تؤثر على أمنها الغذائي. من اجل تحليل اقتصادي قياسي للأمن الغذائي تم اجراء نموذج متجه تصحيح الخطأ ، تظهر نتيجة هذا النموذج أن هناك علاقة سببية طويلة الأمد بين المتغيرات التابعة

والمتغيرات التفسيرية. تؤكد نتائج الدراسة في المدى القصير وجود علاقة سببية بين الأمن الغذائي والمتغيرات المستقلة مثل الأراضي المزروعة بالحبوب والتضخم و واردات الغذاء. تؤكد هذه النتائج أن قضية الأمن الغذائي في تونس هي مسألة تهديد وعدم الاستقرار على المدى الطويل. لذا ، من المهم اليوم تعديل بعض العوامل لضمان الأمن الغذائي في تونس مثل السيطرة على التضخم وخفض الواردات الغذائية كتدابير قصيرة الأجل والحفاظ على خصوبة الأراضي المزروعة بالحبوب وتحسينها واعتماد تغير المناخ كتدابير طويلة الأجل.

الغذاء هو ضرورة أساسية للحياة وهو مطلوب للتنمية البشرية والاقتصادية على حد سواء. وبالنظر إلى الحركة الضخمة للعمالة والموارد الإنتاجية الأخرى بعيدا عن القطاع الزراعي نتيجة للطفرة النفطية في أوائل عام 1970، والتي شكلت الكثير من المشاكل لحالة الأمن الغذائي في نيجيريا، فإن الدراسة التي قدمها (Oke, 2015) تبحث في محددات الأمن الغذائي في نيجيريا. وتوصلت الدراسة إلى أن المشاكل المختلفة التي يواجهها قطاع الأغذية في الاقتصاد تشمل؛ عدم فعالية السياسات، ارتفاع تكلفة الإنتاج، ارتفاع سعر الصرف، زيادة عدد السكان. وأشارت الدراسة إلى أن هذه العوامل تسبب ضغوطاً تضخمية على أسعار المواد الغذائية وهي الأسباب التي أدت إلى تدهور الأمن الغذائي في نيجيريا على مر السنين. ومع ذلك، توصي هذه الدراسة بإمكانية تحسين وضع الأمن الغذائي في نيجيريا بشكل كبير من خلال تخفيض تكلفة الإنتاج في الزراعة وكذا تخفيض سعر الصرف السائد. وتشير الدراسة أيضاً إلى أن إنتاج الغذاء يجب أن يتماشى مع النمو السكاني السريع من أجل إنقاذ البلاد من ارتفاع نسبة الفقر.

1.1. متغيرات الدراسة

متغيرات الامن الغذائي خلال الفترة 1990-2021 المستخدمة في هذه الدراسة كانت على النمو التالي:

- مؤشر انتاج الغذاء FPI: وهو المتغير الرئيسي للدراسة ويعتبر مؤشر إنتاج الأغذية (2004-2006 = 100 مؤشر للأمن الغذائي. يغطي هذا المؤشر المحاصيل الغذائية التي تعتبر صالحة للأكل والتي تحتوي على العناصر الغذائية. يتم استبعاد القهوة والشاي للأسباب التالية على الرغم من أنها صالحة للأكل ، إلا أنها ليست لها قيمة غذائية.
- التضخم او مؤشر أسعار المستهلك INF (% السنوية) يعكس النسبة المئوية للتغير السنوي في التكلفة إلى المستهلك العادي للحصول على سلة من السلع.
- بيانات إنتاج الحبوب LCER بالمحاصيل المحصودة للحبوب الجافة فقط. تُستثنى محاصيل الحبوب التي يتم حصادها من أجل التبن أو المحاصيل الخضراء من أجل الغذاء أو العلف أو العلف وتلك المستخدمة للرعى.
- يعتمد إجمالي السكان POP على التعريف الفعلي للسكان ، والذي يحسب جميع السكان بغض النظر عن الوضع القانوني أو الجنسية. القيم المعروضة في الدراسة هي تقديرات منتصف العام لكل سنة.

تم الحصول على معطيات الدراسة من موقع البنك الدولي

(Food Production Index (2014-2016 = 100) – Algeria | Data, n.d.)

1.2. نموذج الدراسة

يتم تعريف الأمن الغذائي من خلال أربع مكونات: توافر الغذاء ، والحصول على الغذاء ، والغذاء المستخدم ، والاستقرار الغذائي ((“FAO Publications Catalogue 2006,”)). يشير إنتاج الغذاء إلى أن الغذاء متاح للسكان يتم إنتاجه من قبل بلد ما من خلال إنتاج الغذاء محليا ، وحده أو خارج إنتاج الغذاء المحلي أو كليهما. الإنتاج الغذائي الوطني هو أكبر مكون كمي للأمن الغذائي الوطني لجميع البلدان تقريباً ((“FAO Publ. Cat. 1996,”)). سيؤدي نقص الغذاء إلى الجوع والمجاعة في أي بلد ما. لذلك ، سيتم استخدام النموذج التجريبي لإنتاج الغذاء للإشارة إلى الأمن الغذائي.

بناءً على المناقشة حول المحددات المحتملة للأمن الغذائي ، وكذا الدراسة التي قام بها (Jeder et al., 2020) و (Mahrous, 2019) حول محددات الأمن الغذائي في دولة تونس وهي دولة مقارنة نوعا ما للجزائر باعتبار الموقع الجغرافي خاصة، يمكن كتابة النموذج في حالة الجزائر (بعد ادخال اللوغاريتم حتى تكون متغيرات الدراسة متجانسة خاصة من ناحية وحدات القياس كما ان ادخال اللوغاريتم على النموذج يسمح بتحويل النموذج الى نموذج خطي) على النحو التالي:

LnF

متغيرات الدراسة ملخصة في الجدول 1 ادناه

الجدول 1. التعريف بمتغيرات الدراسة

المتغير	الرمز	التعريف
FPI	Food production index (2004-2006=100)	مؤشر انتاج الغذاء
INF	Inflation, consumer prices (annual %)	التضخم، مؤشر أسعار الاستهلاك
LCER	Land under cereal production (hectares)	الأراضي المنتجة للحبوب بالهكتار
POP	Total population	عدد السكان
$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$	Coefficient for the explanatory variables	معاملات النموذج
	Error term	المتغير العشوائي

المصدر: من اعداد الباحثين

1.3. التحليل الوصفي لمتغيرات الدراسة

يهدف التحليل الوصفي للدراسة الى إعطاء نظرة عامة حول اتجاهات المتغيرات محل الدراسة من الناحية الإحصائية بالإضافة الى اختبار التوزيع الطبيعي لها من خلال معامل التفلطح والالتواء واحتمالية Jarque-Bera

النتائج المحصلة عليها ممثلة في الجدول 2 ادناه

الجدول 2. التحليل الوصفي لمتغيرات النموذج

	FPI	LCER	INF	POP
Mean	65.548143	2611768.	8.559418	34028467
Median	68.62584	2657857.	3.644829	33285885
Maximum	102.3100	3563945.	29.66966	42175969
Minimum	41.08000	1258184.	0.358163	25523074
Std. Dev.	27.96578	725327.5	9.173578	54324793.
Skewness	0.382542	-	1.505834	0.223077
Kurtosis	1.523647	2.533285	3.803683	1.987365
Jarque-Bera	3.43262	1.232601	12.85477	1.848951
Probability	0.112588	0.323659	0.120434	0.320582
Sum	2130.500	83125584	273.90144	1.09E+09
Sum Sq. Dev.	24087.10	1.63E+13	2612.033	9.19E+14
Observations	31	31	31	31

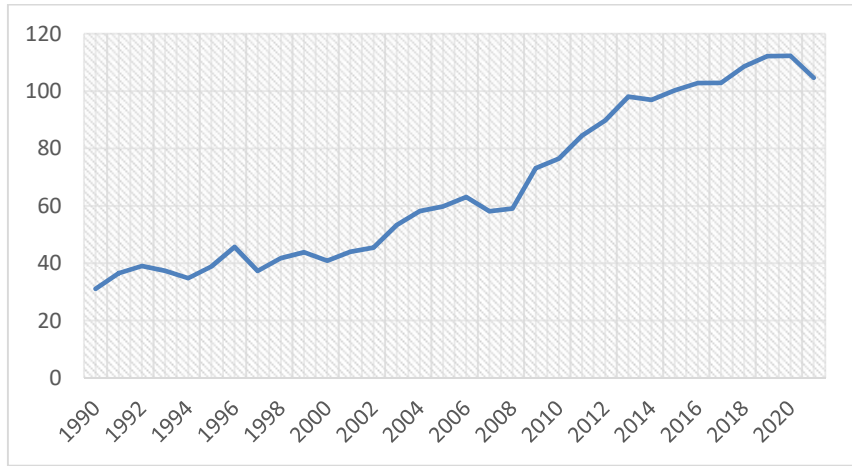
المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج E-views 10

من خلال نتائج الجدول 2 يتضح ان:

بلغ متوسط مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار الأغذية 4.11 نقاط خلال فترة الدراسة، يُستخدم مؤشر المنظمة لأسعار الأغذية لقياس التغير السنوي في الأسعار الدولية لسلة من السلع الغذائية الأساسية. وهو يتألف من متوسط مؤشرات أسعار خمس مجموعات من السلع الأساسية مرجحة بحصة كل مجموعة من المجموعات من الصادرات خلال الفترة 2014-2016 ، حيث شهد ارتفاعا خلال طول فترة الدراسة في الجزائر حيث سجل نقطة 104.62 كأقصى قيمة له سنة 2021)

الشكل 1) وهو ما يشير الى ارتفاع أسعار الغذاء في الجزائر بسبب ضعف الإنتاج الزراعي محليا والذي يرجع بدوره الى عدد من الأسباب منها اهمال هذا القطاع الاستراتيجي بالنظر الى اعتماد الدولة على المحروقات كمصدر وحيد للدخل بالإضافة الى الجفاف وشح الامطار.

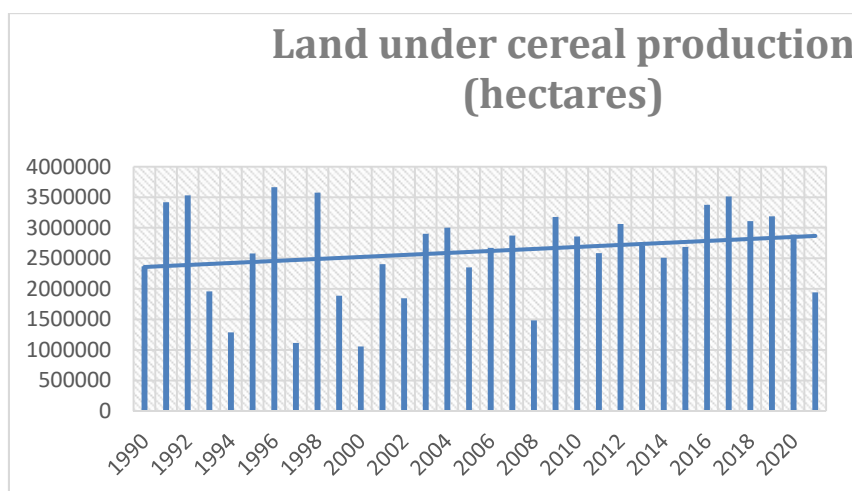
الشكل 1 . مؤشر أسعار الغذاء في الجزائر



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات البنك الدولي

بالنسبة لحجم الأراضي المنتجة للحبوب تقدر مساحة الأراضي الصالحة للزراعة بالجزائر من إجمالي المساحة الكلية بنحو 3.1%، في حين تقدر نسبة الأراضي الزراعية المروية بـ 2.6%، وهو مؤشرا ضعيفا ودليلا على أن أغلب الأراضي تعتمد على مياه الأمطار. وامام هذا الشح في الأراضي الفلاحية، فإنه بات من الضروري زيادة المساحة المزروعة بالحبوب عن طريق إنشاء مزارع جديدة في المناطق الصحراوية، حيث يتوافر الماء، مع تقليل المساحات البور واستخدام الأسمدة على نطاق واسع، وإدخال الآلات الزراعية، ورفع إنتاج البذور محليا من ثلاثة ملايين إلى أربعة ملايين قنطار، بتوسيع شبكة التكتيف ومناطقه، وكذا تعبئة المياه عن طريق السدود والخزانات واستغلال المياه الجوفية.

الشكل 2. حجم الأراضي الزراعية في الجزائر



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات البنك الدولي

بالنسبة لعدد السكان POP قدر الديوان الوطني للإحصائيات عدد سكان البلاد مطلع عام 2021م بنحو 44.7 مليون نسمة، مقارنة بـ 43.9 مليون نسمة مطلع عام 2020م، بمعدل نمو بلغ 1.82% تقريباً. وبقيت نسبة النوع لمواليد 2020م، عند معدلها المسجل سابقاً 104 ذكراً لكل 100 أنثى، بالنسبة للفلاحة كانت متمركزة في العقود الماضية بالأرياف البعيدة عن المدن، لكنها بدأت تندثر منذ العشرية السوداء والتي دفعت الكثير من الفلاحين إلى الفرار نحو المدن، وبالتالي فإن أبناءهم نشؤوا في المدن، والذين لم تعد لهم الرغبة للعمل في المجال حيث ان اليد العاملة في القطاع الفلاحي تعتبر قليلة وإن وجدت فهي غير مؤهلة.

بالنسبة لمعدل التضخم INF فقد سجل تراجعاً منذ سنة 1992 اين سجل 31.66% وهي اعلى قيمة خلال فترة الدراسة ويعزى هذا الارتفاع الى المديونية الخارجية خاصة مع بداية الازمة الأمنية التي عرفت الجزائر في ظل المفاوضات مع صندوق النقد الدولي للاقتراض، ومع تعافي الاقتصاد الجزائري مع مطلع الالفية شهدت معدلات التضخم انخفاضا ملموسا وصل الى 0.33% سنة 2000 ليشهد ارتفاعات متباعدة خاصة مع الازمة المالية سنة 2008 وانحيار أسعار النفط في النصف الثاني من سنة 2014 وكذا ازمة كورونا مع مطلع 2020.

4.3. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية

يهدف (شيخي، 2013، صفحة 124) اختبار اختبار الاستقرارية الى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من المتغير التابع lnFPI والمتغيرات المستقلة (lnLCER, nH, lnPOP) خلال الفترة 1990-2021، والتأكد من مدى سكوتها، وتحديد درجة تكامل كل متغير على حدى. النتائج ملخصة في الجدول 3.

الجدول 3. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية

			lnFPI	lnLCER	lnINF	lnPOP1
ADF test	Level	T-Stat	-0.9141	-2.3208	-2.6525	0.1320
		Prob	0.7425	0.1857	0.1618	0.9211

	First Diff	T-Stat	-6.2215	-8.5337	-7.6224	-4.3696
		Prob	0.0000**	0.0000	0.0000**	0.0013**
PP test	Level	T-Stat	-0.9331	-5.3619	-2.3614	-0.9661
		Prob	0.7998	0.0001	0.1355	-2.1350
	First Diff	T-Stat	-5.3872	-	-7.8665	-2.1148
		Prob	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0336**
Order of integration			1	1	1	1
Optimal Lag lenght ¹			1	1	1	1

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج E-views 10

من خلال نتائج الجدول 3، فإن كل المتغيرات غير مستقرة في المستوى بالنظر الى احتمالية القبول عند مستوى معنوية 5% ولكنها تستقر بعد اجراء الفرق الأول ما يعني انها مزيج في التكامل بين $I(0)$ و $I(1)$ ، الشيء الذي يدفعنا الى اجراء نموذج الفجوات الزمنية الموزعة ARDL

5.3 اختبار الحدود BOUND TEST

طور (Pesaran et al., 2001) نهجا جديدا لاختبار التكامل المشترك والذي ينطبق بغض النظر عما إذا كانت متغيرات الانحدار هي $I(0)$ أو $I(1)$ أو متكاملة بشكل متبادل. حيث يقوم على إجراء Wald أو F-stat المؤلف في انحدار نوع Dickey-Fuller المعمم المستخدم لاختبار أهمية المتغيرات المتأخرة قيد الدراسة في انحدار تصحيح الخطأ غير المقيد.

يوفر اختبار الحدود مجموعتين من القيم الحرجة المقاربة للحالتين : واحدة تفترض أن كل الانحدار هي $I(1)$ والأخرى تفترض أنها $I(0)$

نتائج اختبار الحدود باستخدام حزمة STATA ملخصة في الجدول 4 التالي:

الجدول 4. اختبار الحدود

Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test							
H0: no levels of relationship						F* = 3.891	
						t** = -2.404	
Critical Values (0.1–0.01), F-statistic, Case 3							
[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
L_1		L_05		L_025	L_025	L_01	

		L_1		L_05				L_01
k_4	2.72	3.66	3.83	4.35	3.69	4.98	4.29	5.61
*accept if F < critical value for I(0) regressors								
reject if F > critical value for I(1) regressors								
Critical Values (0.1-0.01), t-statistic, Case 3								
	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
	L_1		L_05		L_025	L_025	L_01	
		L_1		L_05				L_01
k_4	-	-	-	-	-3.52	-4.33	-	-
	2.57	3.33	2.63	3.85			3.66	4.88
**accept if t > critical value for I(0) regressors								
reject if t < critical value for I(1) regressors								

المصدر: من اعداد الباحثين باستخدام STATA 17

تظهر نتائج الحالة 3 أن قيمة $F_s = 3.891$ ، أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى $I1 = 3.77$ عند مستوى 10٪ ، وهو ما يوحي برفض فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك ، وقبول الفرضية البديلة H_1 التي تشير الى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

4. اختبار العلاقة في المدى القصير والطويل لنموذج ARDL

من اجل اختبار طبيعة العلاقة في المدى القصير والطويل لكل من الأراضي المنتجة للحبوب $\ln LCER$ ، معدل التضخم $\ln INF$ وكذا معدل النمو السكاني $\ln POP$ ، تم اجراء اختبار نموذج ARDL والنتائج موجودة في

الجدول 5

الجدول 5. اختبار العلاقة بين المتغيرات في المدى القصير والطويل

ardl lnfp ln lcer ln inf ln pop ln exch , lags(1 1 1 1 1) ec btest	
ARDL(1,1,1,1,1) regression	
Sample: 1991 thru 2021	Adj R-squared = 0.6180

Number of obs = 31				Root MSE = 0.0529		
R-squared = 0.7326				Log likelihood = 53.16735		
D.lnfpi	Coefficient	Std. err.	t	P> t	95% conf interval	
						ADJ c(1)
Lnfp L1.	-.42569	.21025	-2.24	0.036**	-.90264	-.03309
						Long-Run
lnlcer	.2325	.02512	2.25	0.018**	.07588	.72300
lninf	-.01472	.02154	-0.54	0.594	-.12467	.07319
lnpop	2.2147	.66553	3.23	0.003**	.8330	3.6011
						Short-Run
D1 Lnlcer	.01258	.04857	0.32	0.752	-.08548	.11654
Lninf D1	-.00623	.01851	-0.34	0.740	-.0447	.03227
lnpop D1	8.5655	14.095	0.61	0.565	-20.763	37.862
_cons	-18.487	8.2982	-2.27	0.034**	-36.125	-1.6173

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام STATA 17

من خلال نتائج العلاقة قصيرة الاجل وطويلة الاجل بين المتغير التابع والمتمثل في مؤشر انتاج الغذاء lnFPI والمتغيرات المستقلة الأخرى تبين ان:

- معامل تصحيح الخطأ سالب في الإشارة ومعنوي ($\text{prob}=0.036<0.05$) ما يشير الى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل (Winarno et al., 2021) ووجود الية لتصحيح الخطأ من المدى القصير الى المدى الطويل بمعامل 0.464 مما يعني أن

السلسلة لا يمكن أن تنحرف بعيداً عن بعضها البعض وأن التقارب يتحقق في المدى الطويل. ولدينا قيمة معامل تصحيح الخطأ 0.464. مما يدل على أن سرعة التعديل تبلغ حوالي 46% عند مستوى معنوي 1%. وهذا يعني أن عملية تعديل الاختلال تتم ببطء بعض الشيء؛ تبلغ حوالي 46% في عام واحد (بيانات سنوية). كذلك، تشرح المتغيرات الممثلة للأمن الغذائي في الجزائر بقيمة إجمالية قدرها 74% عند مستوى ثقة 1% ($R\text{-squared} = 0.7326$)؛ في الجدول 6

- إشارة معامل الأراضي المنتجة للقمح (LNL CER) موجبة في المديين القصير والطويل ومعنوية في المدى الطويل، حيث ان زيادة وحدة واحدة من LnL CER في المكى القصير يؤدي الى زيادة انتاج مؤشر الغذاء ب 0.048، وحدة وترتفع هذه المساهمة لتصبح في المدى الطويل ب 0.155 وحدة، الشيء الذي يبين أهمية الأراضي الزراعية في عملية الإنتاج الغذائي

، (Barrios et al., 2008).

(Mahrous, 2019) وهو امر منطقي حيث انه كلما كانت المساحات المخصصة للزراعة اكبر كلما كانت انتاجيتها اكبر مع شرط توفر سياسة واضحة موجهة لدعم وتنمية القطاع الفلاحي بالإضافة الى الظروف الأخرى خاصة اليد العاملة والمناخ.

- معدل التضخم يؤثر سلبا على مؤشر انتاج الغذاء في المدى القصير ويزداد هذا التأثير في المدى الطويل (من 0.006 الى 0.025) حيث ان ارتفاع أسعار المواد الأولية الموجهة للزراعة من اسمدة ويزور خاصة المستوردة منها من شأنه ان يقلل من فرصة زيادة انتاج الغذاء (Gazdar & Mallah, 2013) عن طريق القطاع الفلاحي ، وبالتالي بات على السلطات رسم سياسة نقدية ناجعة من اجل دعم الإنتاج الغذائي في الجزائر

- عدد السكان له تأثير إيجابي على مؤشر انتاج الغذاء في المديين القصير والطويل ومعنوية في المدى الطويل وهي نتائج تعاكس ما توصل اليه كل من (Hall et al., 2017) و (Molotoks et al., 2021) ويمكن تفسير ذلك في حالة الجزائر بان زيادة عدد السكان من شأنه ان يدفع الى مدى تخصص بعض الايدي العاملة في القطاع الفلاحي (خاصة المؤهلة منها) الشيء الذي يؤدي الى زيادة انتاج الحبوب والغذاء للدولة.

5. اختبارات تشخيص النموذج

من اجل الإحاطة بمدى صلابة وسلامة النموذج، تمت الاستعانة بمجموعة من الاختبارات التالية

1.5. اختبار ارتباط الأخطاء

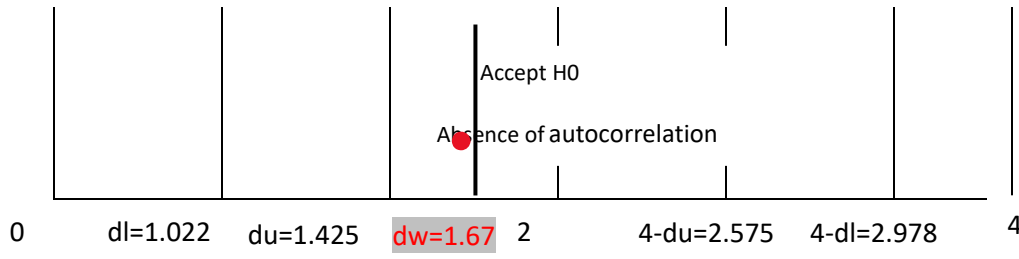
تتراوح إحصائية دوربين واتسون من 0 إلى 4. كما يوضح

الشكل 3 أدناه ، حيث ان قيمة الإحصاء الموجودة بين 0 إلى dl تمثل ارتباطا تسلسليا ذاتيا إيجابيا. القيم بين dl و du ؛ وكذا بين du-4 و dl-4 إلى أنه لا يمكن تحديد الارتباط التسلسلي. لا تمثل القيمة بين du و du-4 أي ارتباط بين الأخطاء (قبول فرضية العدم التي تنص على غياب ارتباط الأخطاء فيما بينها). أخيرا ، تشير القيمة المحصورة بين dl-4 و 4 إلى وجود ارتباط تسلسلي سلبى عند فاصل ثقة 95%.

. اختبار ديرين واتسون لارتباط الاخطاء 3 الشكل

estat dwatson

Durbin-Watson d-statistic(8, 31) = 1.673848



المصدر: من اعداد الباحثين ونتائج STATA 17

من خلال

الشكل 3 أعلاه يتضح ان:

قيمة $dw=1.67$ المحسوبة محصورة بين $du=1.425$ و 2 وبالتالي فهي موجودة في مجال قبول الفرضية العدمية H_0 وعليه يمكن القول بان الأخطاء غير مرتبطة فيما بينها.

2.5. اختبار تجانس الأخطاء

يظهر اختبار LM قيمة p أكبر من 0.05 ، مما يشير إلى أنه لا يمكن رفض الفرضية الصفرية (لا يوجد تأثير ARCH). لذلك لا يحتوي النموذج على ARCH.

estat archlm			
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.102	1	0.7621
H0: no ARCH effects		H1: ARCH(p) disturbance	

المصدر: من اعداد الباحثين باستخدام STATA 17

3.5. اختبار Breusch-Godfrey لارتباط الأخطاء

يتمتع اختبار Breusch-Godfrey LM بميزة على اختبار Durbin-Watson D الكلاسيكي. يعتمد اختبار Breusch-Godfrey على افتراض أن توزيع البقايا تتبع التوزيع الطبيعي ، في حين أن اختبار Durbin-Watson LM أقل حساسية لهذا الافتراض. ميزة أخرى لهذا الاختبار هي أنه يسمح للباحثين باختبار الارتباط التسلسلي من خلال عدد من التأخيرات إلى جانب تأخر واحد وهو ارتباط بين البقايا بين الزمن t و $t-k$ (حيث k هو عدد فترات الابطاء). هذا على

عكس اختبار Durbin-Watson ، الذي يسمح باختبار الارتباط فقط بين t و $t-1$. لذلك إذا كانت k هي 1 ، فستكون نتائج اختبار Breusch-Godfrey واختبار Durbin-Watson هي نفسها.

الجدول 6. اختبار Breusch-Godfrey لارتباط الأخطاء

estat bgodfrey			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
2.026	1	0.1653	1
H0: no serial correlation			

المصدر: من اعداد الباحثين باستخدام STATA 17

فرضيات هذا الاختبار تقوم على:

الفرضية العدمية H_0 : لا يوجد ارتباط السلاسل

الفرضية البديلة H_1 : يوجد ارتباط

من خلال نتائج الجدول 6 يتبين ان قيمة $Prob > chi2 > 0.05$ وبالتالي سيتم قبول فرضية العدم، بمعنى اخر لا يوجد ارتباط لسلاسل الأخطاء في النموذج.

4.5 اختبار Breusch-Pagan لتجانس الأخطاء

يساعد اختبار Breusch-Pagan في التحقق من الفرضية الصفريّة مقابل الفرضية البديلة. الفرضية الصفريّة هي عندما تكون فروق الخطأ متساوية (homoscedasticity) ، بينما تنص الفرضية البديلة على أن فروق الخطأ هي دالة مضاعفة لمتغير واحد أو أكثر (heteroscedasticity).

الجدول 7. اختبار Breusch-Pagan لتجانس الأخطاء

Breusch-Pagan test for heteroscedasticity
estat hettest
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Assumption: Normal error terms

Variable: Fitted values of D.FPI
H0: Constant variance
chi2(1) = 0.45
Prob > chi2 = 0.5120

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام STATA 17

يوضح الجدول 7 أعلاه أن قيمة احتمال إحصاء مربع كاي تزيد عن 0.05. لذلك لا يمكن رفض فرضية التباين الثابت عند مستوى 5٪ من المعنوية. أي أنه يعني وجود التجانس في البقايا.

5.5. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

يظهر اختبار ارتباط الاخطاء "sktest" عدد الملاحظات (31) واحتمال معامل الالتواء الذي هو 0.3564 ، مما يعني أن الانحراف موزع بشكل طبيعي (القيمة الاحتمالية للانحراف < 0.05). وبالمثل ، يشير P (Kurtosis) إلى أن التفرطح يتم توزيعه أيضا بشكل مقارب (القيمة p للتفرطح < 0.05). أخيرا ، تشير Prob>chi2 هو 0.5595 ، أكبر من 0.05 مما يعني معنويته عند مستوى 5٪. وبالتالي ، لا يمكن رفض الفرضية الصفرية. لذلك ، تتبع البقايا التوزيع الطبيعي .

الجدول 8. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

Skewness and kurtosis tests for normality					
----- Joint test -----					
Variable	Obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2
resid	31	0.3436	0.6321	1.16	0.5458

المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام STATA 17

خاتمة

هدف هذا البحث الى دراسة محددات الامن الغذائي (معبرا عنه بمؤشر انتاج الغذاء FPI) في الجزائر من خلال اجراء دراسة قياسية تحليلية خلال الفترة 1990-2021 باستخدام نموذج ARDL مع الاستعانة بمجموعة من المتغيرات المفسرة وهي حجم الأراضي المنتجة للحبوب بالهكتار، معدل التضخم وعدد السكان.

توصلت نتائج الدراسة الى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرات بالإضافة الى التأثير الإيجابي لكل من حجم الأراضي المنتجة وعدد السكان في المدين القصير والطويل، بينما معدل التضخم لهما تأثير سلبي.

من خلال نتائج الدراسة تبين أن معدل التضخم يؤثر سلبيا على مؤشر انتاج الغذاء حيث ان ارتفاع أسعار المواد الأولية الموجهة للزراعة من اسمدة وبدور خاصة المستوردة منها من شأنه ان يقلل من فرصة زيادة انتاج الغذاء عن طريق القطاع الفلاحي ، ولذلك، توصي هذه الدراسة أولا بضرورة اعتماد العديد من الاستراتيجيات فيما يتعلق بالحد من تضخم أسعار الغذاء في الجزائر. أولاً، ينبغي للحكومة تعديل سياسة تثبيت سعر الصرف، مما سيساعد المؤسسات والأفراد على زيادة الاستثمار، مما يؤدي بدوره إلى تقليل الاستيراد وبالتالي تقليل تضخم الغذاء في البلاد.

المراجع

1. Adekunle, K. (n.d.). *Exchange Rates and the Consumer Price Index in Nigeria: A Causality Approach*.
2. Aidoo, R., Mensah, J. O., & Tuffour, T. (2013). DETERMINANTS OF HOUSEHOLD FOOD SECURITY IN THE SEKYERE-AFRAM PLAINS DISTRICT OF GHANA. *European Scientific Journal, ESJ*. <https://doi.org/10.19044/ESJ.2013.V9N21P>
3. Aker, J., Aker, J., & Lemtouni, A. (1999). Framework for assessing food security in face of globalization: the case of Morocco. *Agroalimentaria*, vol. 5, n. 8. <http://erevistas.saber.ula.ve/index.php/agroalimentaria/article/view/1223>
4. Hall, C., Dawson, T. P., Macdiarmid, J. I., Matthews, R. B., & Smith, P. (2017). The impact of population growth and climate change on food security in Africa: looking ahead to 2050. *Https://Doi.Org/10.1080/14735903.2017.1293929*, 15(2), 124–135. <https://doi.org/10.1080/14735903.2017.1293929>
5. Ibrahim, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics*, 3(1), 1–14. <https://doi.org/10.1186/S40100-014-0020-3/FIGURES/5>
6. Imoughele, L.E. and Ismaila, M. (n.d.). Impact of Exchange Rate on Non-oil exports. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 5(1), 190–198.
7. Jeder, H., Hattab, S., & Frija, I. (2020). An econometric analysis for food security in Tunisia. *New Medit: Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and Environment = Revue Méditerranéenne d'économie, Agriculture et Environnement*, ISSN 1594-5685, Vol. 19, N°. 4 (Diciembre), 2020, Págs. 3-14, 19(4), 3–14. <https://doi.org/10.30682/nm2004a>
8. Mahrous, W. (2019). Climate change and food security in EAC region: a panel data analysis. *Review of Economics and Political Science*, 4(4), 270–284. <https://doi.org/10.1108/REPS-12-2018-0039/FULL/PDF>
9. Molotoks, A., Smith, P., & Dawson, T. P. (2021). Impacts of land use, population, and climate change on global food security. *Food and Energy Security*, 10(1), e261. <https://doi.org/10.1002/FES3.261>
10. Oke, M. A. (2015). Determinants of National Food Security in Nigeria. *Journal of*

Economics and Sustainable Development Wwww.Iiste.Org ISSN, 6(9). www.iiste.org

11. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/JAE.616>

12. Rahman, I. U., Ali, W., Khattak, N., & Khan, J. (2023). Vulnerability of Food Security in the Presence of Deteriorating Exchange Rate Regime in Pakistan. *Journal of Applied Economics and Business Studies*, 7(2), 65–78. <https://doi.org/10.34260/jaabs.724>

Winarno, S., Usman, M., Warsono, Kurniasari, D., & Widiarti. (2021). Application of Vector Error Correction Model (VECM) and Impulse Response Function for Daily Stock Prices. *Journal of Physics: Conference Series*, 1751(1), 012016. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1751/1/012016>