

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

الأستاذ : أحمد تيجاني هيشر - جامعة تلمسان

الأستاذ : يحي بدرابي - جامعة الجلفة

ملخص:

نهدف من هذا البحث إلى تحليل ودراسة مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر، ومحاولة بناء نموذج يساعد على التنبؤ باستخدام نماذج ARIMA وفق منهجية Box-Jenkins، لفهم سلوك تغير مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية، ومن أجل التحكم في القدرة التنبؤية لهذا النموذج. مصدر البيانات البنك العالمي للمعطيات¹ الخاصة بالجزائر للفترة الممتدة بين 1961-2011. الكلمات المفتاح: نماذج ARIMA، التنبؤ، السلاسل الزمنية، منهجية Box-Jenkins.

Résumé:

L'objectif de cette étude est d'analyser et d'étudier l'indice de la production agricole en Algérie, et essayer de construire un modèle permet de prédire l'aide de modèles ARIMA selon la méthodologie Box-Jenkins, Pour comprendre le comportement de la production des cultures de changement d'indice, Afin de contrôler la capacité de prédiction du modèle. Source de données de la Banque mondiale pour les données propre Algérie pour la période comprise entre 1961-2011

Mots clés : Modèles ARIMA, Prévoir, Séries temporelles, Méthode de Box-Jenkins

تمهيد: تخطط الاقتصاد الوطني في انطلاقة الأولى في مشاكل وعراقيل وفوضى في تطبيق القوانين، واعتمد على قطاع الصناعة كعمول أساسي للاقتصاد، وأهملت بقية القطاعات الأخرى، فكانت النتائج هزيلة وأهداف لم تتحقق واقتصاد ضعيف وأحادي التركيب، فلزم على الدولة أن تغير من تسيير اقتصادها بفتح موارد جديدة للاقتصاد من باقي القطاعات الأخرى لفك الضغط على الصناعة من جهة ولجعل تركيبة الاقتصاد الوطني متناسقة بين جميع القطاعات، ومن هذه القطاعات الحساسة لقطاع الفلاحة² المصنف في أعلى ترتيب للقطاعات حسب الديوان الوطني للإحصاء³، هذا القطاع الذي يعتبر ممولا أساسيا لقطاع الصناعة الغذائية بالمواد الأولية وموفرا الغذاء للسكان بمنتجاته الزراعية والحيوانية. من خلال هذه الأهمية لهذا القطاع سنقوم بتتبع مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية ومحاولة بناء نموذج قياسي للتحكم في قدرته التنبؤية خلال الفترة الممتدة من 1961 إلى 2011. ونستخدم لهذا الغرض مجموعة من الأساليب الإحصائية. - وعليه، يتكوّن هذا البحث من ثلاثة عناصر أساسية:

1- التعرف على مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية؛ 2- التحليل الإحصائي لتغيرات الدراسة؛ 3- بناء نموذج قياسي للمؤشر؛ 4- مرحلة التنبؤ؛

من هذه العناصر نحاول الإجابة عن الإشكالية التالية: كيف يتم بناء أنسب نموذج بأسلوب ARIMA لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر للتحكم في تنبؤ قيمه؟ .

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

1- مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية:-

تزرع الجزائر بمساحة واسعة 2.381.741 كلم² ويتنوع مناخها، ولها أبعاد تمتد من الساحل إلى الجنوب بمسافة 2000 كلم ومن الشرق إلى الغرب 1828 كلم⁴، مما يوفر موردا هاما لقطاعها الفلاحي ليكون قطاعا ضروريا للاقتصاد الوطني، هذا القطاع يتميز بتنوع منتجاته:

- منتجات نباتية تشمل الحبوب، البقول الحفافة، زراعات البقول في السبخ⁵، الزراعات الصناعية، زراعات الكروم، الحمضيات والتمور.
- منتجات حيوانية كاللحوم، الاجبان، البيض، الألبان، العسل، الصيد البحري، الجلود والصوف.
- منتجات زراعية موجهة للصناعة مباشرة منها: الخشب بأنواعه، الفلين، الحلفاء، الفحم.

من ملاحظة تنوع منتجات القطاع الفلاحي نستطيع القول أن هذا القطاع يلعب دورين في الاقتصاد الجزائري، دور أممي يتمثل في توفير الاحتياجات الغذائية للسكان، ودور خلفي يظهر في تزويد فرع الصناعة الغذائية بالمادة الأولية. وتظهر أهمية هذا القطاع من خلال مساهمته في الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 09.32% متوسط الفترة 1991-2008⁶، ومشاركته في القيمة المضافة بنسبة 10.48% متوسط الفترة 1995-2008⁷، هذا بالإضافة إلى تقليله نسبة البطالة بتوفيره مناصب شغل مؤقتة ودائمة في جميع فروعها.

إن تنوع منتجات قطاع الفلاحة جعله يقود قطاعات الاقتصاد الوطني حسب تصنيف ONS، وأهم هذه المنتجات المحاصيل الزراعية التي يقاس إنتاجها بمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية. يعرف مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بأنه الإنتاج الزراعي لكل سنة نسبة إلى فترة الأساس 2004-2006. وهو يشمل جميع المحاصيل عدا محاصيل العلف، ويتم تقديره باحتساب إجماليات المناطق وإجماليات فئات الدخل لغرض مؤشرات إنتاج منظمة الأغذية والزراعة من القيم الأساسية بالدولارات الدولية بعد تعديلها لتتوافق مع فترة الأساس 2004-2006⁸.

2- التّحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة:-

سنقوم في هذا الجزء بفهم السلوك العام لمتغير مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية خلال فترة الدراسة، مستعينين بالأشكال البيانية انطلاقا من الملحق (1)، ونستخدم السلاسل الزمنية لمعرفة نوع التغيرات التي تحدث على قيم الطاهرة المدروسة في الفترات الزمنية من أجل استخراج القيم المتوقعة لها⁹، وسنحاول في البداية معرفة طبيعة قيم هذه السلسلة الممتدة من سنة 1961 إلى سنة 2011. بمساعدة بعض المؤشرات الإحصائية المثلثة في مقاييس التزعة المركزية والتشتت الواردة في الملحق (3)، مما يُمكننا من استخلاص بعض النتائج لمعرفة طبيعة متغيرات الدراسة.

2-1 دراسة أولية لطبيعة سلسلة: سنقوم بدراسة وصفية للسلسلة الزمنية والتي نسميها Y_t من خلال ملاحظة

الشكل البياني والتوزيع الطبيعي لمعاملات قيمها لمعرفة طبيعة السلسلة الزمنية.

2-1-1-1 الدراسة الوصفية لبيانات السلسلة: السلسلة تمثل المؤشر السنوي إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر،

والحددة بـ 51 مشاهدة تمتد من سنة 1961 إلى سنة 2012، وحسب الملحق (2) الملحق (3) سجلت أعلى قيمة 139.13 سنة 2011 وأدنى قيمة 29.37 مسجلة سنة 1978 فتكون قيم السلسلة ضمن مدى 109.76 الذي يعتبر كبير نسبيا. ولهذا

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

السلسلة متوسط حسابي قدره 57.22 بانحراف معياري 36.10 ليكون معامل الاختلاف المتوسط 45.62%¹⁰ الذي يدل على عدم تجانس قيم السلسلة Y_t ، يعود سبب هذا التذبذب في القيم إلى تضخمها عبر سنوات الدراسة. لذا سنأخذ لوغاريتم قيم السلسلة Y_t ونسميها LY_t ، فتكون النتائج كالتالي:

- في الملحق (5) سجلت أعلى قيمة 4.93 سنة 2011 وأدنى قيمة 3.38 مسجلة سنة 1978 فتكون قيم السلسلة ضمن مدى 1.55 الذي نعتبره مناسباً للقيم. وهذه السلسلة متوسط حسابي قدره 3.96 بانحراف معياري 0.39 ليكون معامل الاختلاف المتوسط 9.84% الذي يدل على التجانس الكبير في قيم السلسلة LY_t . ونلاحظ بوضوح وجود مركبة الاتجاه العام يشكل منتظم ومتزايد (ميل موجب) في الملحق (4)، التي تجعل السلسلة LY_t غير مستقرة.
- أما بالنسبة للتوزيع الطبيعي لقيم LY_t فالملحق (5) يوضح حسب اختبار جاك-بيرا (JB) الذي بلغت قيمته 5.14 وهي أقل من القيمة الإحصائية 5.99 فإن القيم لها توزيع طبيعي.

2- 1- 2- دراسة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة LY_t : يبين لنا منحني الملحق (6) لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة LY_t وجود قيم خارج مجال الثقة المقدر بـ $\pm 0.274 = \pm 1.96\sqrt{1/51}$ ، وحسب اختبار Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k^{11} ، $Q_t = 18.307 > Q_c = 180.78$ ، فإن معاملات دالة الارتباط الذاتي تختلف معنوياً عن الصفر ($H_1: \exists P_k \neq 0$) بسبب وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، التي تؤدي إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية LY_t .

2- 2- دراسة استقرارية السلسلة: تستقر السلسلة الزمنية إذا تذبذبت قيمها حول وسط حسابي ثابت، وتباين مستقل عن الزمن¹²، ولاختبار استقرارية السلسلة الزمنية تتبع الاختبارات الكيفية والاختبارات الكمية المبينة في الخطوات التالية:

2- 2- 1- اختبارات جذر الوحدة: تهدف اختبارات جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية محل الدراسة، والتأكد من مدى سكونها، وتحديد رتبة تكامل كل متغيرة على حده¹³. وهي لا تسمح فقط بالكشف عن وجود صفة عدم الاستقرار، ولكن تحدد كذلك نوع عدم الاستقرار، وبالتالي هي تحدد أحسن طريقة لإرجاع السلسلة مستقرة¹⁴. ومن هذه الاختبارات:

- اختبار ديكي- فولر (DF) Dickey-Fuller (1979)؛
- اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF) Dickey-Fuller -Augmenté (1981)؛
- اختبار فيليبس- بيرون (P-P) Phillips-Perron (1988)؛
- اختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992)؛

أ- اختبار ديكي- فولر (DF-1979): تسمح اختبارات Dickey-Fuller بتوضيح صفة الاستقرار أو عدم الاستقرار لسلسلة زمنية، وهذا عن طريق تحديد اتجاه محدد Déterministe أو عشوائي Stochastique¹⁵، إذا افترضنا أن نموذج

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

السلسلة الزمنية صيغته من الشكل AR(1): $Y_t = \phi Y_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$ ، فيكون القرار حسب الملحق (7) قبول الفرضية (H_0) : التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية، أي أن السلسلة الزمنية LY_t غير مستقرة عند مستوى المعنوية 5%. وهي من النوع TS ($c \neq 0, \phi = 1, b \neq 0$). غير أن اختبار ديكي- فولر (DF) لا يصبح ملائماً عند وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، لذا نلجأ لاستخدام اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF).¹⁶

ب- اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF-1981): يستحسن تطبيق اختبار ديكي- فولر الموسع لأنه يستخدم في نماذجه الفروق ذات الفجوات الزمنية للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، وغودجه¹⁷ :

$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^p \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + bt + c + \varepsilon_t$ ، حيث يمثل p فترة التأخر وتحدد بأقل قيمة للمعايير: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC).

ومن نتائج الملحق (8) لدينا أقل قيمة لمعايير المفاضلة توافق $p=5$ ، فيكون النموذج السابق كالتالي:
 $\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^5 \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + bt + c + \varepsilon_t$ ، ويصبح القرار لهذا الاختبار حسب الملحق (9) قبول الفرضية (H_0) : التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية، أي أن السلسلة الزمنية LY_t غير مستقرة عند مستوى المعنوية 5%.

ج- اختبار فيليبس- بيرون (PP-1988): يفترض هذا الاختبار طريقة غير معلمية لتصحيح وجود الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة¹⁸، حيث يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية، فهو يعتمد على نفس توزيعات الاختبارين (DF) و (ADF)¹⁹. يأخذ اختبار فيليبس- بيرون بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباينات

غير المتجانسة، بتقدير التباين الطويل الأجل S_t^2 ، حيث: $S_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + 2 \sum_{i=1}^t \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{i=i+1}^n e_i e_{i-1}$ ²⁰، يدل l على عدد فترات التباطؤ، فينتج لنا: $l = 4 \left(\frac{n}{100}\right)^{2/9} = 4 \left(\frac{51}{100}\right)^{2/9} \approx 3$ ، فيكون :

$S_t^2 = \frac{1}{52} \sum_{i=1}^{52} e_i^2 + 2 \sum_{i=1}^3 \left(1 - \frac{i}{3+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{i=i+1}^{52} e_i e_{i-1}$ ، وحسب الملحق (10) لنتائج اختبار P-P نقبل الفرضية (H_0) : التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية، أي أن السلسلة الزمنية LY_t غير مستقرة عند مستوى المعنوية 5%.

د- اختبار (KPSS-1992): يهدف هذا الاختبار إلى التحقق من استقرار السلسلة، حيث يركز على فرضية

انعدام الإستقرارية بعد تقدير النموذج $Y_t = \phi Y_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$ ، يحسب أولاً المجموع الجزئي للبواقي $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ ثم

يقدر التباين S_t^2 كما هو الحال في اختبار فيليبس - بيرون.²¹ وتكون عبارة إحصائية مضاعف لاغرانج LM من الشكل:
 $LM = \frac{1}{S_t^2} \frac{\sum_{i=1}^m S_i^2}{n^2}$ ، حيث m تعبر عن فترات التأخير، وعلاقتها: $m \approx 5(n)^{0.25} = 5(51)^{0.25} \approx 13$ ، فيكون

القرار حسب نتائج اختبار KPSS الموضحة في الملحق (11) رفض الفرضية الصفرية (H_0) وقبول الفرضية البديلة (H_1) : التي تنص على وجود مركبة الاتجاه العام ($b \neq 0$) في السلسلة LY_t التي تجعلها غير مستقرة.

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

نتيجة: من خلال تطبيق أدوات الاختبار الإحصائية الكيفية والكمية: اختبار معاملات دالة ارتباط P_k ، اختبار Ljung-Box، اختبار DF، اختبار ADF، اختبار P-P، اختبار KPSS، تم رفض فرضية استقرار السلسلة الزمنية LY_t .

2- 3- إزالة حالة عدم الاستقرار من LY_t : توصلت نتائج الاختبارات السابقة إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية، وأحسن طريقة عملية لإزالة حالة عدم الاستقرار هي إجراء الفروقات من الدرجة الأولى أو من الدرجة الثانية حسب نتائج الاختبارات الإحصائية وتصبح السلسلة الزمنية الجديدة $D(LY_t)$ ، حيث: $D(LY_t) = LY_t - LY_{t-1}$ ، ونعيد إجراء الاختبارات الإحصائية السابقة:

2- 3- 1- دراسة وصفية لبيانات السلسلة الزمنية $D(LY_t)$: فقدت السلسلة الزمنية الجديدة مشاهدة واحدة بعد تطبيق الفروقات من الدرجة الأولى لتصبح 50 مشاهدة، ومن ملاحظة بيان السلسلة الزمنية $D(LY_t)$ في الملحق (12) نجد أنها أخذت شكلا يختلف عن شكله الأصلي، حيث أصبح منحناها موازيا تقريبا لمحور الفواصل، مما نستنتج مبدئيا أن السلسلة اتسمت بالاستقرار عبر الزمن، ولمعرفة نوع توزيع قيم السلسلة الزمنية الجديدة استعملنا اختبار جاك بيرا (JB)، الذي من خلاله نختبر فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة. حيث نجد $3.21 < JB = 5.99$ تتبع التوزيع الطبيعي. - من بيان دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $D(LY_t)$ في الملحق (13) جميع القيم تقع داخل مجال الثقة المقدر $\pm 1.96\sqrt{1/50} = \pm 0.272$ ، وحسب اختبار Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k ، $Q_c = 15.089 < Q_t = 18.307$ ، معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنويا عن الصفر ($H_0: P_k = 0$)، فالسلسلة $D(LY_t)$

خالية تماما من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، مما يجعل السلسلة الزمنية $D(LY_t)$ مستقرة.

2- 3- 2- اختبارات جذر الوحدة: نعيد تطبيق اختبارات جذر الوحدة للكشف عن طبيعة السلسلة الزمنية الجديدة المشتقة من تطبيق الفروقات الأولى على السلسلة الزمنية الأصلية. - الاختبارات الكمية (DF)، (ADF)، (KPSS): الملحق (14) يوضح رفض الفرضية (H_0) التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية $D(LY_t)$ ، وقبول الفرضية البديلة (H_1) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية $D(LY_t)$ مستقرة عند مستوى المعنوية 5%.

3- تقدير النموذج للسلسلة $D(LY_t)$:-

بعد الوصول إلى استقرار السلسلة نتقل إلى أهم مرحلة وهي مرحلة تقدير نموذج التنبؤ حسب منهجية بوكس-جينكيتز (B-J).

3-1- مرحلة التمييز النموذج: تتم بتحديد رتبة الصيغة الرياضية للسيرورة $ARIMA(p,d,q)$ للسلسلة الزمنية $D(LY_t)$ ، والتي تكتب من الشكل:

$$D(LY_t) = \phi_1 D(LY_{t-1}) + \phi_2 D(LY_{t-2}) + \dots + \phi_p D(LY_{t-p}) + \delta_t + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

نقوم باختيار النموذج الأمثل من بين النماذج المرشحة، وهذا استنادا إلى معايير المفاضلة، منها : • أعلى قيمة لمعامل التحديد R^2 ؛ • أقل قيمة للمعايير Akaike، Hannan-Quinn، Schwarz؛ • دوال الارتباط الذاتي؛ • معنوية جيدة للمعالم المقدرة.

- تحصلنا على السيورة ARIMA(2,1,2)، التي تتيح لنا احتمال: 30 نموذجا:

$$C_1^5 + C_2^5 + C_3^5 + C_4^5 + C_5^5 - 1 = 30$$

$$[C, MA(2), MA(1), AR(2), AR(1)]$$

و بتطبيق مقاييس المفاضلة وجدنا سيورة النموذج الأمثل لهذه السلسلة الزمنية توافق الصيغة:

$$ARIMA(2,1,2): D(LY_t) = C + \phi_1 D(LY_{t-1}) + \phi_2 D(LY_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

$D(LY_t) = 0.026 + 1.141D(LY_{t-1}) - 0.554D(LY_{t-2}) + \varepsilon_t - 1.708\varepsilon_{t-1} + 0.961\varepsilon_{t-2}$				
(1.940)	(8.845)	(-4.390)	(-29.727)	(19.610)
$R^2 = 0.3396$	$n = 48$	$DW = 1.87$	$F = 5.529$	(.) = $t_{statistic}$

3-2-2-مرحلة تشخيص النموذج المقدر: نهدف بهذه الخطوات التالية إلى اختبار قوة النموذج الإحصائي المختار:
[~ D(LY_t) ARIMA(2,1,2)]

3-2-1- مقارنة بيان السلسلتين الأصلية والمقدرة: من خلال الشكل المبين في الملحق (16) يمكننا ملاحظة التطابق شبه التام بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدرة (Fitted)، تعطينا هذه النتيجة فكرة عن دقة النموذج المقدر.

3-2-2- تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي: حسب الملحق (17) لدالة الارتباط الذاتي لبواقي التقدير، جميع القيم تقع داخل مجال الثقة المقدر $\pm 1.96\sqrt{1/48} = \pm 0.283$ ، وحسب اختبار Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k ، $Q_c = 6.462 < Q_t = 18.307$ ، نقبل بهذا الفرض الصفري ($H_0: P_k = 0$) القائل بأن معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنويا عن الصفر، خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

3-2-3 اختبار معنوية المعالم المقدرة:

أ- جميع معالم مقدرات النموذج تختلف معنويا على الصفر لأن: $t_{cal} > t_{tab} = t_{48}^{0.05} = 2.01$ ، عدى معلمة الثابت فهي لا تختلف عن الصفر معنويا لأن: $t_{cal} = 1.94 < t_{tab} = t_{48}^{0.05} = 2.01$ من الملحق (15).

ب- وحسب إحصائية فيشر لتقييم النموذج ككل لدينا : $F_{cal} = 5.529 > F_{tab} = F_{5,48}^{0.05} = 2.408$ ، فيكون القرار: قبول النموذج المقدر إحصائيا.

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

ج- ومن اختبار دربن واتسون DW لمشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، $dw=1.87$ تقترب من القيمة 2 ليدل ذلك على انعدام معامل الارتباط الذاتي للأخطاء ($\rho = 0$). $dw_2=1.72 < dw=1.87 < 4 - dw_2=2.28$.

د- وتعطينا قيمة معامل التحديد $R^2=33.96\%$ ، أي أن 33.96% من تغيرات مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر مشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر، تعتبر منخفضة نسبيا.

4-2-3 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي: من الملحق (18)، من اختبار التناظر Skewness

$$v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{|0.0222 - 0|}{\sqrt{\frac{6}{51}}} = 0.118 < 2.01$$

متناظرة، وحسب اختبار التسطح Kurtosis: $v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{|2.457 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{48}}} = 0.767 < 2.01$ ، بذلك نقبل الفرض (H_0) لتكون سلسلة البواقي

($v_2 = 0$) لتكون سلسلة البواقي طبيعية التسطح.

- أما اختبار جاك - بيررا (Jarque-Berra) للتوزيع الطبيعي، فمن نفس الملحق نقبل فرضية التوزيع الطبيعي (H_0): $S = v_1^2 + v_2^2 = 0.118^2 + 0.767^2 = JB = 0.603 < \chi_{0.05}^2 = 5.99$ ، لأن $(=0)$ الطبيعي.

- وحسب اختبار تجانس التباين $nR^2 = 0.542 < \chi_{0.05}^2 = 5.99$ ، فيكون القرار: يوجد تجانس في تباين النموذج، وهذا جيد للنموذج المقدر.

4- التنبؤ بمستوى مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر:-

- يمكن التنبؤ بقيم السلسلة $D(LY_t)$ للسنة 2012 من خلال معادلة النموذج:

$$D(LY_t) = 0.026 + 1.141D(LY_{t-1}) - 0.554D(LY_{t-2}) + \varepsilon_t - 1.708\varepsilon_{t-1} + 0.961\varepsilon_{t-2}$$

:

$$D(LY_{2012}) = 0.026 + 1.141D(LY_{2011}) - 0.554D(LY_{2010}) + \varepsilon_{2012} - 1.708\varepsilon_{2011} + 0.961\varepsilon_{2010}$$

$$D(LY_{2012}) = 0.026 + 1.141 * 0.68 - 0.554 * 0.051 + 0 - 1.708 * 0.045 + 0.961 * 0.008 = 0.007$$

:

$$D(LY_{2012}) = LY_{2012} - LY_{2011} \Rightarrow LY_{2012} = D(LY_{2012}) + LY_{2011} = 0.007 + 4.935 = 4.942 \Rightarrow Y_{2012} = 140.159$$

الملحق (20) يوضح قيم التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر للفترة الممتدة بين 2012-2016.

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

استهدفت هذه الدراسة بصفة رئيسية بناء نموذج قياسي يوضح تغير مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر من سنة 1961 إلى غاية سنة 2011، وكانت نتائج الدراسة القياسية كما يلي:

5-1- وجدنا قيم سلسلة مؤشر إنتاج الماشية بالجزائر Y_t غير متجانسة بسبب تضخم قيمها خلال سنوات الدراسة، فأخذنا لوغاريتم القيم LY_t للتخلص من مشكلة تباعد القيم عن بعضها البعض.

5-2- من خلال تطبيق أدوات الاختبارات الإحصائية الكيفية اختبار معاملات دالة ارتباط P_k ، اختبار Ljung-Box، والاختبارات الكمية: اختبار DF، اختبار ADF، اختبار P-P، اختبار KPSS، وجد أن سلسلة لوغاريتم مؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية بالجزائر LY_t تحتوي على جذر الوحدة في مستواها الأصلي، فكان القرار رفض فرضية استقرار السلسلة الزمنية LY_t .

5-3- تم إجراء الفروقات من الدرجة الأولى على السلسلة الأصلية LY_t للتخلص من مشكلة الاتجاه العام المسببة عدم الاستقرار، وبتطبيق نفس الاختبارات الإحصائية السابقة تم التأكد من خلو السلسلة الجديدة $D(LY_t)$ من الجذر الحدودي لتصبح هذه السلسلة مستقرة.

5-4- قمنا بنمذجة السلسلة $D(LY_t)$ فتحصلنا على أحسن نموذج ARIMA(2,1,2)، بعد إجراء عملية المفاضلة بين النماذج المقدر.

6- الملاحق:

الملحق - 1- قيم السلسلة الزمنية لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية

السنة	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
القيمة	50,06	53,3	54,07	46,42	54,02	32,48	36,03	48,31	43,07	45,02	46,16	39,75	36,57
السنة	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
القيمة	39,75	44,69	40,16	29,51	29,37	34,74	38,22	39,23	30,73	32,05	35,14	48,56	49,27
السنة	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
القيمة	46,45	40,31	46,76	41,09	54,72	60,63	54,32	45,49	55,23	72,92	51,83	60,77	66,87
السنة	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
القيمة	56,94	65,95	67,39	86,46	98,78	98,96	102,27	85,9	89,32	123,43	129,89	139,13	

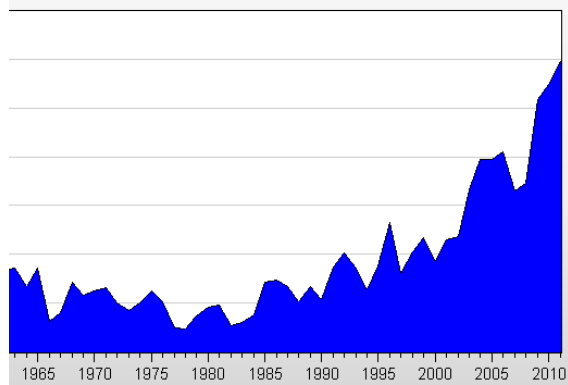
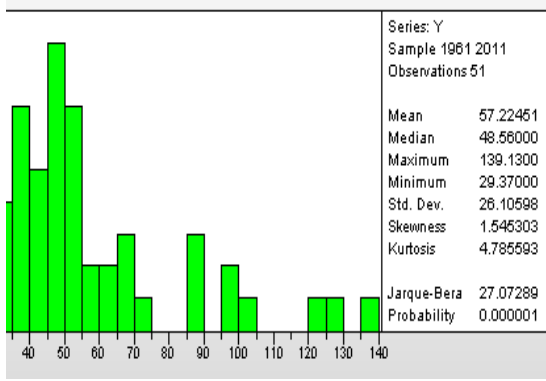
المصدر البنك العالمي للمعطيات يوم 02 جوان 2014

الملحق - 3- المعطيات الإحصائية للسلسلة Y_t

الملحق - 2- منحى السلسلة Y_t

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال

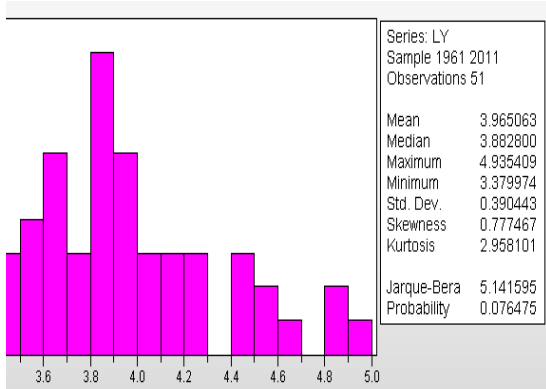
الفترة الممتدة بين 1961-2011



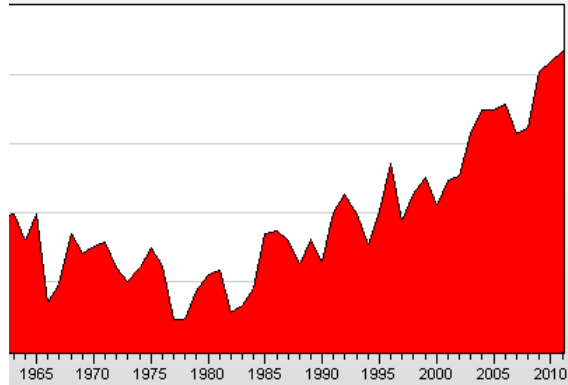
مخرجات البرنامج EViews

الملحق - 5 - المعطيات الإحصائية للسلسلة

LY_t



الملحق - 4 - منحنى السلسلة LY_t



مخرجات البرنامج EViews

الملحق - 7 - دالة الارتباط الذاتي للسلسلة

LY_t

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.333359	0.4089		
critical values:				
1% level	-4.152511			
5% level	-3.502373			
10% level	-3.180699			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LY(-1)	-0.215894	0.092525	-2.333359	0.0240
C	0.715110	0.325821	2.194796	0.0332
REND(1961)	0.006164	0.002340	2.633702	0.0114

الملحق - 6 - دالة الارتباط الذاتي للسلسلة LY_t

Correlation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.838	0.838	37.949	0.000	
2	0.713	0.036	65.969	0.000	
3	0.644	0.127	89.296	0.000	
4	0.618	0.144	111.27	0.000	
5	0.611	0.117	133.18	0.000	
6	0.548	-0.114	151.20	0.000	
7	0.456	-0.115	163.97	0.000	
8	0.343	-0.183	171.38	0.000	
9	0.267	-0.054	175.97	0.000	
10	0.270	0.157	180.78	0.000	

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

مخرجات البرنامج EViews

الملحق 9- نتائج اختبار ADF

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.662629	0.9698
Critical values:		
1% level	-4.175640	
5% level	-3.513075	
10% level	-3.186854	

الملحق 8- نتائج تحديد قيمة التأخر P

P	1	2	3	4	5	6
HQ	0.60	0.63	0.60	0.75	0.88	0.80
SC	0.50	0.51	0.45	0.59	0.67	0.57
AIC	0.66	0.71	0.69	0.86	0.99	0.93

مخرجات البرنامج EViews

الملحق 11- نتائج اختبار KPSS

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.240778
Critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.481958	0.073718	47.23364	0.0000
TREND(1961)	0.019324	0.002541	7.605006	0.0000

الملحق 10- نتائج اختبار P-P

	Adj. t-Stat	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.918505	0.6301
Critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

مخرجات البرنامج EViews

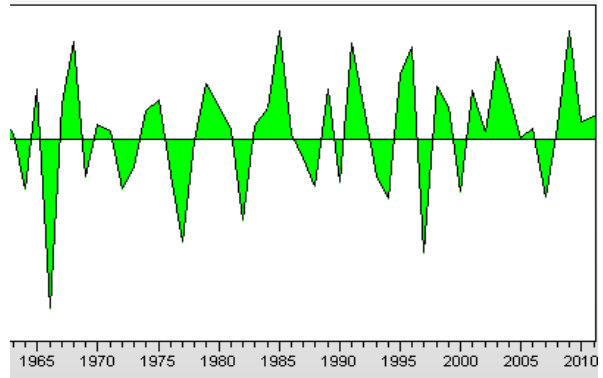
الملحق 13- دالة الارتباط الذاتي للسلسلة

$$D(LY_t)$$

الملحق 12- منحني السلسلة $D(LY_t)$

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

correlation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.153	-0.153	1.2460	0.264
		2	-0.262	-0.292	4.9624	0.084
		3	-0.027	-0.138	5.0024	0.172
		4	-0.069	-0.206	5.2741	0.260
		5	0.135	0.031	6.3300	0.275
		6	0.155	0.133	7.7463	0.257
		7	0.105	0.263	8.4133	0.298
		8	-0.113	0.106	9.2107	0.325
		9	-0.249	-0.132	13.150	0.156
		10	0.173	0.098	15.089	0.129



مخرجات البرنامج EViews

الملحق 15- تقدير النموذج ARMA(2,2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026326	0.013565	1.940794	0.0589
AR(1)	1.141310	0.129027	8.845530	0.0000
AR(2)	-0.554870	0.126392	-4.390081	0.0001
MA(1)	-1.708050	0.057456	-29.72786	0.0000
MA(2)	0.961532	0.049031	19.61055	0.0000

red	0.339680	Mean dependent var	0.019690
d R-squared	0.278255	S.D. dependent var	0.178951
egression	0.152029	Akaike info criterion	-0.831165
quared resid	0.993845	Schwarz criterion	-0.636248
elihood	24.94795	Hannan-Quinn criter.	-0.757505
tic	5.529997	Durbin-Watson stat	1.870926
statistic)	0.001107		

الملحق 14- اختبارات (DF)، (ADF)، (PP) (KPSS)

mented Dickey-Fuller test statistic	-8.310323	0.0000
t critical values:		
1% level	-4.156734	
5% level	-3.504330	
10% level	-3.181826	

mented Dickey-Fuller test statistic	-4.589616	0.0033
t critical values:		
1% level	-4.180911	
5% level	-3.515523	
10% level	-3.188259	

lips-Perron test statistic	-18.68975	0.0000
t critical values:		
1% level	-4.156734	
5% level	-3.504330	
10% level	-3.181826	

atkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.016674	
ntropic critical values*:		
1% level	0.216000	
5% level	0.146000	
10% level	0.119000	

مخرجات البرنامج EViews

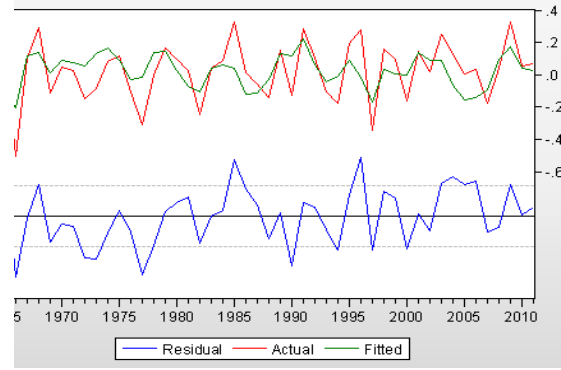
الملحق 17- دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج

الملحق 16- مقارنة منحنى السلسلتين الأصلية والمقدرة

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال

الفترة الممتدة بين 1961-2011

Correlation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.063	0.063	0.2028	0.652
		2	-0.055	-0.059	0.3620	0.834
		3	0.095	0.104	0.8468	0.838
		4	0.001	-0.016	0.8469	0.932
		5	0.096	0.111	1.3607	0.929
		6	0.095	0.071	1.8804	0.930
		7	0.063	0.069	2.1106	0.953
		8	-0.106	-0.129	2.7880	0.947
		9	-0.204	-0.205	5.3578	0.802
		10	0.132	0.129	6.4623	0.775



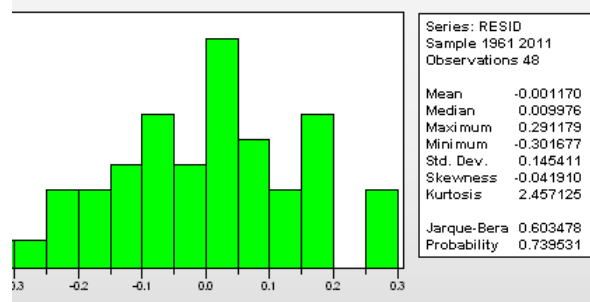
مخرجات البرنامج EViews

الملحق - 19 - اختبار تجانس التباين

الملحق - 18 - معاملات التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير

-Godfrey Serial Correlation LM Test

c	0.235693	Prob. F(2,41)	0.7911
sigma squared	0.542456	Prob. Chi-Square(2)	0.7624



مخرجات البرنامج EViews

الملحق - 20 - قيم التنبؤ بالنموذج المقدر

المتغيرة	السنة الأخيرة	سنوات التنبؤ				
	2011	2012	2013	2014	2015	2016
$D(LY_t)$	0.068721	0.007374	0.03997	0.067853	0.081589	0.081795
LY_t	4.935409	4.942783	5.015349	5.083202	5.164791	5.246586
Y_t	139.1300	140.1598	150.7087	161.2896	175.0009	189.9167

من إعداد الباحثين

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال
الفترة الممتدة بين 1961-2011

7- الإحالات والمراجع :

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

- 1 - البنك العالمي للبيانات على الويب <http://data.worldbank.org/country/algeria> ، تاريخ الاطلاع 2014/06/02.
- 2 - هذا القطاع مصنّف في الرتبة 01 من 19 قطاعا مكونة لاقتصاد الجزائري حسب الديوان الوطني للإحصاء .
- 3 - الديوان الوطني للإحصاء: (ONS) - l'Office National des Statistiques .
- 4 - <http://www.onefd.educ.dz> ، تاريخ الاطلاع 03 جوان 2014.
- 5 - تشمل البطاطا ، الطماطم، البصل الفاصولياء الخضراء، الجزر البطيخ والبطيخ الأحمر والخرشف .
- 6 - غردي محمد، (2012)، القطاع الزراعي الجزائري وإشكالية الدعم والاستثمار في ظل الانضمام إلى المنظمة العالمية للتجارة، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، التحليل الإقتصادي، جامعة الجزائر-3، الجزائر، ص 32. بتصرف.
- 7 - نفس المرجع السابق، ص 33. بتصرف.
- 8 - تعريف منظمة الأغذية والزراعة، حسب البنك العالمي للبيانات على الموقع <http://data.worldbank.org/country/algeria>.
- 9 - أموري هادي كاظم الحسناوي ، (2000)، طرق القياس الاقتصادي، دار وائل للنشر ، الأردن، ص 397.
- 10 - معامل الاختلاف (COEFF. DE VARIATION) = (الانحراف المعياري للسلسلة/المتوسط الحسابي) * 100، وكلما قلت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة، لمزيد من الإطلاع أنظر في هذا: Techniques de Régression, LES EDITIONS SMG, Québec Canada, P- .Gérald Baillargeon, (1989), Probabilités, Statistique & P 31-32
- 11 - عبد القادر محمد عبد القادر عطية، (2004)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ص 654.
- 12 - Melard Guy, (1991), Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, P282
- 13 - عابد بن عابد العبدلي، (2007)، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد 23، ص ص 18-19.

استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ لمؤشر إنتاج المحاصيل الزراعية في
الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1961-2011

-
- 14 - صحراوي سعيد، (2010)، محددات سعر الصرف: دراسة قياسية لنظرية تعادل القوة الشرائية والنموذج النقدي في الجزائر، مذكرة ماجستير غير منشورة، قسم العلوم الاقتصادية تخصص مالية دولية، جامعة تلمسان، ص 150.
- 15 - صحراوي سعيد، نفس المرجع.
- 16 - عبد القادر محمد عبد القادر عطية، نفس المرجع السابق، ص 657.
- 17 - Régis Bourbonnais, (2005), *Econométri*, 6^e édition, Dound, Paris, P-P 231-232.
- 18 - عبد الجليل هجيرة، (2012)، أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري - دراسة حالة الجزائر-، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، تخصص مالية دولية، جامعة تلمسان، الجزائر، ص 154.
- 19 - فبلي زهير، (1999)، تحديد سعر النفط الخام في الأجلين القصير والطويل باستعمال تقنيات التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، جامعة الجزائر، ص 50.
- 20 - سعيد هتهات، (2006)، دراسة اقتصادية وقياسية لطاهرة التضخم في الجزائر، العلوم الاقتصادية تخصص دراسات اقتصادية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، الجزائر، ص 146.
- 21 - بن أحمد أحمد، (2006)، النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (1988:10 - 2007:03)، العلوم الاقتصادية تخصص الاقتصاد الكمي، جامعة الجزائر، ص 82.
- 22 - سعيد هتهات، نفس المرجع السابق، ص 281.