

أسلوب مقترح للتنبؤ بالسلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم (إنتاج الزيتون في سورية)

الدكتور عثمان نقار

الدكتور منذر العواد

كلية الاقتصاد

جامعة دمشق

المخلص

تشهد زراعة الزيتون تطوراً ملحوظاً في الجمهورية العربية السورية من حيث المساحة المزروعة وعدد الأشجار ونوعية الأصناف المزروعة من الزيتون. نتيجة هذا التطور احتلت سورية المركز الأول في إنتاج الزيتون عربياً والمرتبة الخامسة عالمياً بعد إسبانيا وإيطاليا واليونان وتركيا متجاوزة تونس التي كانت تحتل المركز الأول عربياً.

يتأثر إنتاج الزيتون كمتغير تابع بكثير من العوامل التي يمكن عدّها مستقلة: وهي عدد الأشجار وعمر الشجرة وصنف الشجرة وكمية الأمطار ودرجة الحرارة ومكان زراعة الزيتون... إلّا أن أهم ما يؤثر في إنتاج الزيتون هو ظاهرة المعاومة. المعاومة أو تبادل الحمل الثمري alternate fruit bearing في الأشجار المثمرة. تؤدي ظاهرة المعاومة إلى تأثر سلسلة إنتاج الزيتون بعوامل دورية منتظمة فضلاً عن العوامل الأخرى، الاتجاه العام والعوامل العشوائية.

هدفت هذه الدراسة إلى تقديم أسلوب جديد لنمذجة السلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم وتحليلها وتطبيقها على إنتاج الزيتون في الجمهورية العربية السورية.

خلصت الدراسة إلى وضع نموذج قياسي مبني على الأسلوب الجديد المقترح يمكن استخدامه في التنبؤ بإنتاج الزيتون في سورية، وقد قمنا بالتنبؤ بحجم الإنتاج حتى عام 2016.

المقدمة:

تشهد زراعة الزيتون تطوراً ملحوظاً في الجمهورية العربية السورية إذ بلغت إجمالي المساحة المزروعة 647 ألفاً و273 هكتاراً، فيما وصل العدد الكلي للأشجار إلى 97 مليوناً و174 ألف شجرة، المثمر منها 73 مليوناً و573 ألف شجرة تضم جميع أصناف الزيتون الذي يتميز بالإنتاجية العالية كالزيتي والصوراني والدعيلي والخضير والقيسي وأبو سطل والمصعبي والجلط وغيرها. كما أن زراعة الزيتون في سورية تحتل 65 % من المساحة المشجرة ثمرياً، وتتصدر أنواع الأشجار المثمرة جميعها بالمساحة وعدد الأشجار والإنتاج¹، وتحتل المركز الثالث من حيث الأهمية الاقتصادية بعد الحبوب والقطن. نتيجة هذا التطور احتلت سورية المركز الأول في إنتاج الزيتون عربياً، والمرتبة الخامسة عالمياً بعد إسبانيا وإيطاليا واليونان وتركيا متجاوزة تونس التي كانت تحتل المركز الأول عربياً.

يتأثر إنتاج الزيتون كمتغير تابع بكثير من العوامل التي يمكن عدّها مستقلة: وهي عدد الأشجار وعمر الشجرة وصنف الشجرة وكمية الأمطار ودرجة الحرارة ومكان زراعة الزيتون.... إلا أن أهم ما يؤثر في إنتاج الزيتون هو ظاهرة المعاومة. المعاومة أو تبادل الحمل الثمري alternate fruit bearing في الأشجار المثمرة، هي تعاقب سنين غزيرة الإنتاج الثمري on year بعد أخرى قليلة off year، أو ينعدم الحمل فيها². والسبب الرئيس لحدوث هذه الظاهرة يرجع إلى أن شجرة الزيتون في سنة الحمل الغزير توجه طاقاتها كلّها نحو تكوين الثمار، ومن ثمّ لا تتكون أفرع خضرية جديدة لحمل محصول العام التالي ومن الأسباب الأخرى التي يعزى لها حدوث المعاومة: الصنف والعمر وموعد النضج والقطف وطريقة الري³.

تؤدي ظاهرة المعاومة إلى تفاوت الإنتاج في الزيتون، فمن ملاحظة حدود السلسلة الزمنية لإنتاج الزيتون في سورية ومنذ 35 عاماً نرى أن الأعوام المفردة هي أعوام معاومة في إنتاج الزيتون أدّت إلى انخفاض الإنتاج، أمّا السنوات المزدوجة فهي ذات إنتاج جيد، هذا أدى إلى تأثير سلسلة إنتاج الزيتون في سورية بتغيرات دورية منتظمة طول الدور سنتان والفرق بين قمتين أو قاعين على العرض البياني للسلسلة.

1 المكتب المركزي للإحصاء، المجموعة الإحصائية السورية للعام 2011

2 الموسوعة العربية، هيئة الموسوعة العربية السورية، دمشق. المجلد 19، صفحة 39.

3 هشام قطناً وآخرون، فيزيولوجيا الفاكهة (منشورات جامعة دمشق 1989).

أولاً: الإطار العام للبحث:

1-1- أهمية البحث:

تكمن أهمية البحث باستنتاج نموذج قياسي يستخدم للتنبؤ بحجم إنتاج الزيتون بالجمهورية العربية السورية، وذلك باستخدام منهج مقترح لتحليل للسلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم، ومن ثم التنبؤ بحجم إنتاج الزيتون في سورية حتى عام 2016.

1-2- أهداف البحث:

هَدَفَ البحث إلى:

- اقتراح منهج جديد لنمذجة السلاسل الزمنية التي تتأثر بعوامل دورية منتظمة وتحليلها.
- إثبات أهمية هذا المنهج المقترح وأفضليته.
- وضع نموذج قياسي للتنبؤ بحجم إنتاج الزيتون في سورية .
- التنبؤ بحجم إنتاج الزيتون في سورية حتى عام 2016 .

1-3- منهجية البحث:

استُخدِمَ المنهج الوصفي التحليلي في إنجاز هذا البحث من خلال الاطلاع على عدد من المراجع (باللغة العربية، والإنكليزية) التي تناولت تحليل السلاسل الزمنية، بالأساليب القديمة والحديثة. ومن ثم الحصول على بيانات السلسلة الزمنية لحجم إنتاج الزيتون في الجمهورية العربية السورية، وطُبِّقَ عليها، واستخدمت الحزمة البرمجية SPSS في تحليلها .

1-4- الدراسات السابقة:

عند البحث في الدراسات السابقة عن نمذجة السلاسل الزمنية المتأثرة بعوامل دورية، تبين أن الأسلوب الإحصائي الأكثر استخداماً لنمذجة هذه السلاسل هو أسلوب التحليل الطيفي (Spectral Analysis) نذكر بعضاً من هذه الدراسات :

- دراسة إنتاج الفستق الحلبي في سورية باستخدام أسلوب التحليل الطيفي⁴.
- نمذجة إنتاج الفستق الحلبي في محافظة حلب باستخدام أسلوب التحليل الطيفي⁵.

⁴ دركزلي محمد سمير، الحميدي نور .مجلة بحوث جامعة حلب، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية. العدد 63 عام 2009 .

⁵ دركزلي محمد سمير، الحميدي نور .مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات، العدد 23، المجلد 2، عام 2011 .

في الدراستين السابقتين قام الباحثان بتحليل السلاسل الزمنية لإنتاج الفستق الحلبي باستخدام أسلوب التحليل الطيفي (Spectral Analysis) من خلال اثبات وجود العوامل الدورية والاتجاه العام أولاً، ومن ثم نمذجة إنتاج الفستق الحلبي بجزئين: جزء يدل على الاتجاه العام والآخر يدل على العوامل الدورية : $y = f(t) + g(\cos w, \sin w) \dots\dots\dots$

تم في هذه الدراسات الوصول إلى النماذج المبنية على أسلوب التحليل الطيفي لوصف الظاهرة ولكن لم تستخدم هذه النماذج في التنبؤ.

- التحليل الإحصائي الطيفي لزراعة الزيتون وآفاقه المستقبلية في سورية⁶.

قام الباحث في هذا البحث بنمذجة إنتاج الزيتون في سورية بنموذج مبني على أساس أسلوب التحليل الطيفي ومن ثم استخدم هذا النموذج بالتنبؤ.

لكن لم يتمكن من الوصول إلى أية دراسة سابقة تناولت موضوع السلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم بهدف إظهار الحركة الدورية مع الاتجاه العام من خلال إدخال متغير وهمي، ومن ثم الحصول على نموذج يمكننا من التنبؤ بالعوامل الدورية.

ثانياً: المنهج المقترح:

تتلخص فكرة المنهج المقترح بالآتي، عندما تتأثر السلسلة الزمنية بحركة دورية منتظمة فضلاً عن العوامل الأخرى الاتجاه العام والعشوائية، فإن حدود السلسلة الزمنية على الأغلب تتباين حول مستويين أعلى وأدنى، وينتظم تكرار حدود السلسلة في كل من المستويين بحسب طول الدور. اعتماداً على هذا نقوم بتوفيق شكل النموذج المناسب لكل مستوى ومن ثم دمج النموذجين بنموذج واحد باستخدام الأسلوب الرياضي المناسب. سنحاول في بحثنا هذا تجربة نموذجين أحدهما خطي والآخر لا خطي.

2-1- نموذج الانحدار الخطي ذو المتغير النوعي المستقل :

يأخذ نموذج الانحدار الخطي البسيط الذي يمثل معادلة مستقيم الشكل الآتي:

$$y_t = a_0 + a_1.x_t + u_t$$

⁶ حجيرة، سمير. مجلة بحوث جامعة حلب، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية. العدد 28 عام 2001 .

إذ:

 y_t : متغير تابع كمي. x_t : متغير مستقل كمي. u_t : متغير عشوائي يخضع للتوزيع الطبيعي توقعه صفر وتباينه ثابت (S^2) وغير مرتبط ذاتياً. a_0 : المقدار الثابت في المعادلة، وهو يمثل تقاطع المستقيم مع المحور y . a_1 : ميل المستقيم.

إنَّ استخدام النموذج السابق في تمثيل السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية ذات الدور المنتظم يتطلب إدخال متغيرات نوعية في النموذج تسمى بالمتغيرات الصورية (Dummy variable) أو متغيرات الدمى؛ يكون الهدف من إدخال هذه المتغيرات هو أخذ التغيرات الهيكلية التي تحدث في مسار الاقتصاد بالحسبان. فالدالات الاقتصادية على سبيل المثال تختلف هيكلياً في حالة الحرب عنها في حالة السلم.⁷

فلو أدخلنا في النموذج الخطي السابق متغيراً نوعياً نرمز له d_t يمكن أن يعبر عن إحدى حالتين

بالشكل الآتي: - الحالة الأولى: $d_t = 0$

- الحالة الثانية: $d_t = 1$

يكون الهدف من إدخال هذا المتغير في النموذج هو محاولة تفسير التباين الخاص بالمتغير التابع بين الحالة الأولى والحالة الثانية. ويمكن إدخال هذا المتغير في النموذج الخطي بطريقتين إما من أجل أن يؤثر في ثابت الانحدار النموذج الخطي الأول، أو يؤثر في معامل الانحدار النموذج الخطي الثاني.

1-1-2 النموذج الخطي الأول:

من أجل إدخال المتغير الصوري في معادلة مستقيم الانحدار لكي يؤثر في ثابت الانحدار يصبح نموذج الانحدار بالشكل الآتي⁸:

$$y_t = a_0 + a_1.x_t + a_2.d_t + u_t$$

7 عبد الرحمن، عبد المحمود محمد، مقدمة في الاقتصاد القياسي. جامعة الملك سعود، 1997 م. ص 286.

8 Gujarati D.N. (2004) " Basic Econometrics". Fourth Edition, The McGraw-Hill Companies . pp. 305-306.

يُقدَّر النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى فنحصل على النموذج المقدر الآتي:

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1.x_t + \hat{a}_2.d_t$$

إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 0$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الانحدار يأخذ الشكل

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1.x_t \quad \text{الآتي:}$$

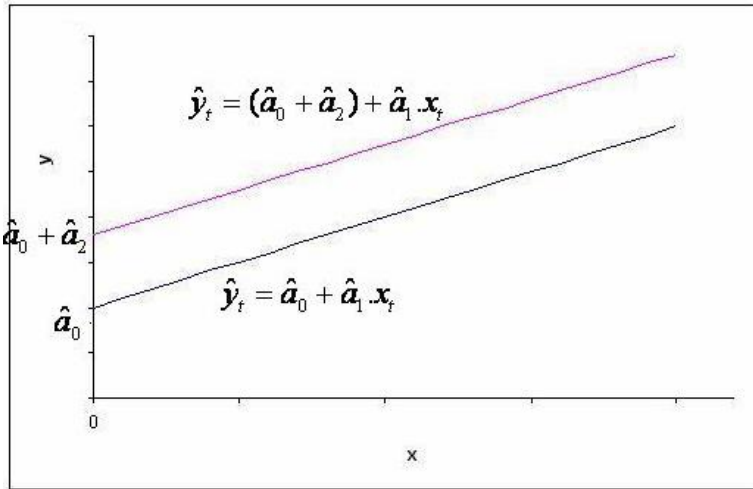
وهو نموذج الانحدار الذي يتناسب مع الحالة الأولى .

أمّا إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 1$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الانحدار يأخذ

$$\hat{y}_t = (\hat{a}_0 + \hat{a}_2) + \hat{a}_1.x_t \quad \text{الشكل الآتي:}$$

وهو نموذج الانحدار الذي يتناسب مع الحالة الثانية.

وبالمقارنة بين النموذجين نجد أن الاختلاف بينهما هو فقط في الحد الثابت، ويمكن تمثيل ذلك بيانياً في الشكل (1):



الشكل (1) تمثيل معادلة المستقيم بحسب قيمة المتغير النوعي d_t

إذاً يبدو واضحاً أن إدخال المتغير الصوري d_t في النموذج يكافئ تقدير معادلتين للاحدار معادلة تخص الحالة الأولى ومعادلة تخص الحالة الثانية، والاختلاف بين المعادلتين هو التقاطع مع المحور y .

2-1-2 النموذج الخطي الثاني:

بهذا النموذج سنقوم بإدخال المتغيرات الصورية لتعكس التغيرات التي تجري في ميل معادلة المستقيم. في هذه الحالة ندخل في النموذج تأثيرات التفاعل بين المتغير الكمي X_t والمتغير النوعي d_t بالشكل الآتي⁹:

$$y_t = a_0 + a_1.x_t + a_2.x_t.d_t + u_t$$

ويُقدَّرُ النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى فنحصل على النموذج المقدّر الآتي:

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1.x_t + \hat{a}_2.x_t.d_t$$

إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 0$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الاحدار يأخذ الشكل

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1.x_t \quad \text{الآتي:}$$

وهو نموذج الاحدار الذي يتناسب مع الحالة الأولى.

أمّا إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 1$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الاحدار يأخذ

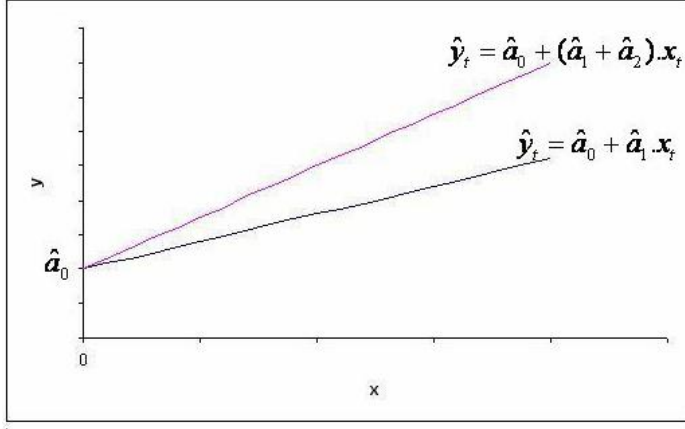
$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + (\hat{a}_1 + \hat{a}_2).x_t \quad \text{الشكل الآتي:}$$

وهو نموذج الاحدار الذي يتناسب مع الحالة الثانية.

وبالمقارنة بين النموذجين نجد أنّ الاختلاف بينهما هو فقط في الميل، ويمكن تمثيل ذلك بيانياً في الشكل (2):

9 نتر، جون وآخرون، نماذج إحصائية خطية تطبيقية (الجزء الأول: الاحدار)، جامعة الملك سعود، 2000 م. الصفحات 459-461.

9 BARRETO H. and HOWLAND F.M. (2006) "INTRODUCTORY ECONOMETRICS". Cambridge university press. pp.205-207..



الشكل (2) تمثيل معادلة المستقيم بحسب قيمة المتغير النوعي d_t

إذاً يبدو واضحاً من الشكل (2) أن إدخال تأثيرات التفاعل بين المتغير الكمي x_t والمتغير النوعي d_t في النموذج يكافئ تقدير معادلتين للاتحادار معادلة تخص الحالة الأولى ومعادلة تخص الحالة الثانية وتتصف المعادلتان بأن لهما الثابت نفسه وتختلفان في ميل المستقيم.

أمّا إذا أردنا أن يمثل النموذج معادلتين للاتحادار تختلفان في المقدار الثابت وفي الميل أيضاً، فإنه يمكن فعل ذلك عن طريق إدخال المتغير الصوري d_t في النموذج، وكذلك تأثيرات التفاعل بين المتغيرين x_t و d_t . ويصبح شكل النموذج كما يأتي¹⁰:

$$y_t = a_0 + a_1.x_t + a_2.d_t + a_3.x_t.d_t + u_t$$

إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 0$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الاتحادار يأخذ الشكل

$$\hat{y}_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1.x_t \text{ الآتي:}$$

وهو نموذج الاتحادار الذي يتناسب مع الحالة الأولى .

أمّا إذا عوضنا قيمة المتغير النوعي $d_t = 1$ في النموذج السابق نجد أن نموذج الاتحادار يأخذ

$$\hat{y}_t = (\hat{a}_0 + \hat{a}_2) + (\hat{a}_1 + \hat{a}_3).x_t \text{ الشكل الآتي:}$$

10 Baltagi B.H. (2008) "Econometrics". Springer-Verlag Berlin. pp. 84-85.

وهو نموذج الانحدار الذي يتناسب مع الحالة الثانية.

وبالمقارنة بين النموذجين نجد أن الاختلاف بينهما هو في الميل وفي المقدار الثابت أيضاً.

2-2- نموذج الانحدار اللاخطي ذو المتغير النوعي المستقل:

من المعلوم أن بعض الظواهر تتطور بشكل لاخطي، ومن ثمَّ يُعدُّ استخدام نموذج خطي لتمثيلها استخداماً مغلوطاً به، والصحيح استخدام النموذج المناسب عن طريق المقارنة بين النماذج الممكنة باستخدام مقاييس جودة التمثيل. وسنحاول هنا تطبيق هذا على السلاسل الزمنية المتأثرة بعوامل دورية منتظمة، ولكن على كل مستوى منها على حدة، كما ذكر أعلاه ومن ثمَّ ندمج بين النموذجين بنموذج واحد، معتبرين أن العوامل التي تؤدي إلى حدوث كل مستوى بالسلسلة الزمنية هي مستمرة وبالتأثير نفسه.

فلو فرضنا أنَّ المستوى الأعلى يخضع في تطوره للنموذج $f(t)$ ويتكرر في الزمن t' ، وفرضنا أن المستوى الأدنى يخضع للنموذج $g(t)$ ويتكرر بالزمن t'' فيكون النموذج هو:

$$Y_t = \begin{cases} f(t) & \text{if } t = t' \\ g(t) & \text{if } t = t'' \end{cases}$$

بالتطبيق على السلسلة موضوع البحث تبين أن أفضل النماذج لتمثيل المستويين الأعلى والأدنى هو المعادلة الأسية - كما سنرى أدناه - لذلك سنقترح نموذجين لا خطيين بحسب المنهج المقترح هما النموذج اللاخطي الأول والنموذج اللاخطي الثاني المبنيين على أساس المعادلة الأسية $Y = a_0 e^{f(x)}$.

2-2-1- النموذج اللاخطي الأول :

سيبنى هذا النموذج بطريقة مشابهة للنموذج الخطي الأول، أي بإدخال المتغير الصوري ليؤثر في ثابت الانحدار للمستقيم، وذلك عند تحويل المعادلة إلى لوغاريتمية وتصبح خطية، وذلك كما يأتي:

$$P_t = a_0 . e^{a_1 . t + a_2 . d_t + u_t}$$

إذا أخذنا لوغاريتم الطرفين يصبح شكل النموذج كما يأتي:

$$\ln(P_t) = \ln(a_0) + a_1 . t + a_2 . d_t + u_t$$

2-2-2- النموذج اللاخطي الثاني:

في هذا النموذج سيُدخل المتغير الصوري ليؤثر في ثابت الانحدار ومعامل الانحدار لمستقيم الانحدار بعد تحويل النموذج الأسّي إلى خطي بأخذ لوغاريتم الطرفين كما يأتي:

$$P_t = a_0 \cdot e^{a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + a_3 \cdot d_t \cdot t + u_t}$$

إذا أخذنا لوغاريتم الطرفين يصبح شكل النموذج كما يأتي:

$$\ln(P_t) = \ln(a_0) + a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + a_3 \cdot d_t \cdot t + u_t$$

ثالثاً: الحالة التطبيقية:

حصلنا على سلسلة زمنية تمتد من عام 1976 إلى عام 2010 لإجمالي إنتاج الزيتون (P) في سورية ، مقدره بالأطنان كما يبين الجدول (1):

الجدول (1)

إجمالي إنتاج الزيتون في سورية. (مقدرة بالأطنان)

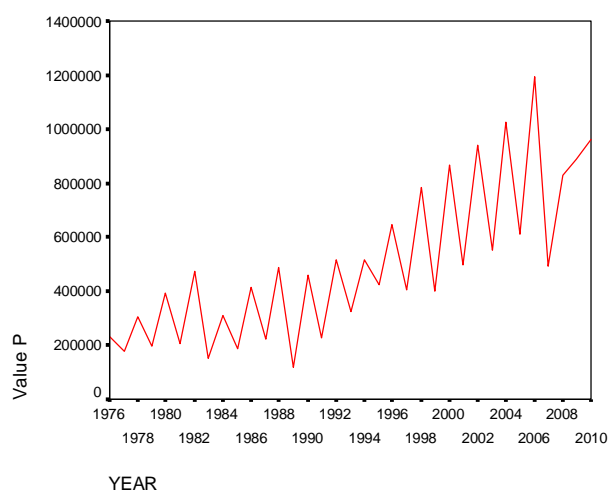
P	t	العام	P	t	العام	P	t	العام
866052	24	2000	487184	12	1988	233000	0	1976
496952	25	2001	119796	13	1989	175357	1	1977
940941	26	2002	460468	14	1990	304677	2	1978
552272	27	2003	225861	15	1991	195950	3	1979
1027166	28	2004	519315	16	1992	392015	4	1980
612223	29	2005	325164	17	1993	207892	5	1981
1190781	30	2006	517900	18	1994	471003	6	1982
495300	31	2007	423400	19	1995	152035	7	1983
827000	32	2008	646600	20	1996	310609	8	1984
885900	33	2009	403000	21	1997	184999	9	1985
960400	34	2010	785000	22	1998	414534	10	1986
			400509	23	1999	220831	11	1987

المصدر: المجموعة الإحصائية في سورية للأعوام: 1978-2011

سنستخدم في تحليلنا لهذه السلسلة الزمنية الحزمة البرمجية: SPSS .

عرض السلسلة الزمنية:

نبدأ بتعرف الشكل البياني للسلسلة الزمنية كما يظهر في الشكل (3)



الشكل (3) تطور إجمالي إنتاج الزيتون في سورية من عام 1976 إلى 2010

يظهر في الرسم السابق بصورة واضحة تأثير ظاهرة المعاومة في شكل حركة دورية للسلسلة الزمنية مع اتجاه عام صاعد. الحركة الدورية كما تبدو منتظمة وطول دورها هو: 2 مدة زمنية.

3-1- التمثيل بالنموذج الخطي الأول:

نقترح لتمثيل هذه السلسلة النموذج الآتي:

$$P_t = a_0 + a_1.t + a_2.d_t + u_t$$

إذ:

P_t : المتغير التابع ويمثل إنتاج الزيتون مقدراً بالأطنان.

t : المتغير المستقل الأول ويمثل الزمن إذ بدأنا الترقيم من الصفر عند عام 1976 معتبرين أنه سنة الأساس.

d_t : المتغير المستقل الثاني و هو متغير نوعي لإدخال أثر المعاومة في النموذج ، يأخذ إحدى قيمتين كما يأتي: $d_t = 0$ إذا كان العام فردياً وتأثير المعاومة سلبياً، و $d_t = 1$ إذا كان العام زوجياً وتأثير المعاومة إيجابياً.

u_t : متغير عشوائي يخضع للتوزيع الطبيعي توقعه صفر وتباينه ثابت (S^2) وغير مرتبط ذاتياً. نستخدم برنامج SPSS من أجل تقدير النموذج المقترح لتمثيل تطور إنتاج الزيتون في سورية والنتائج يعرضها الجدول (2):

الجدول (2)

المعاملات المقدرة للنموذج المقترح:

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	263682.244	40025.548		6.588	.000
	T	21595.963	1813.110	.786	11.911	.000
	D	-273317.082	36637.990	-.492	-7.460	.000

a Dependent Variable: P

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات الاحدار جميعها مغنوية عند مستوى دلالة 1% أو 5% إذ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة¹¹. كما يشير اختبار t المتعلق بمعامل d إلى أن هناك اختلافاً مغنوياً في ثابت النموذج بين الأعوام الزوجية والفردية. أمّا النموذج المقدر فهو:

$$P_t = 263682.244 + 21595.963 * t - 273317.082 * d_t$$

الجدول (3)

ملخص تقدير النموذج المقترح:

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				Durbin-Watson
				F Change	df1	df2	Sig. F	
.928(a)	.861	.852	108332.392	98.761	2	32	.000	2.129

a Predictors: (Constant), D, T

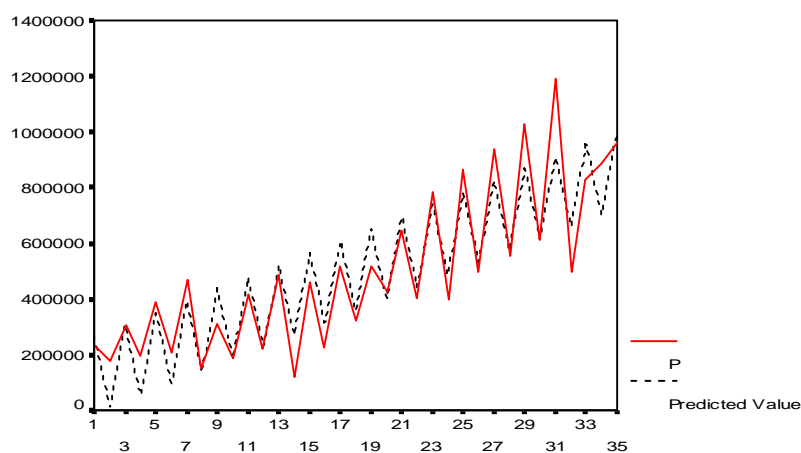
b Dependent Variable: P

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

11 Voglevang B. (2005) " Econometrics Theory and Applications" .Pearson Education Limited. pp. 100-101.

يشير اختبار F^{12} في الجدول السابق إلى أن النموذج المقدر هو نموذج معنوي بمجمله عند مستوى دلالة 1% أو 5%. ويشير معامل التحديد المعدل (0.852) إلى أن جودة معادلة الانحدار في تفسير تغيرات المتغير التابع تعد جيدة.

أما الرسم البياني للقيم المقدرة فهي معروضة في الشكل (4)



الشكل (4) القيم الفعلية لإجمالي إنتاج الزيتون والقيم المقدرة

اختبارات البواقي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي¹³ وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار K-S كما يظهر في الجدول (4)

¹² سنستخدم هنا ولاحقاً على اختبار F (فيشر) الموجود في جدول ملخص تقدير النموذج، ولن نعرض جدول ANOVA لأن قيمة اختبار F هي ذاتها في الجدولين حتى لا نزيد عدد الجداول.

¹³ Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. (1994), "Univariate tests for Time Series Models", SAGE publications, Inc. California. pp. 19-20.

الجدول (4)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Unstandardized Residual
N		35
Normal Parameters(a,b)	Mean	.0000000
	Std. Deviation	105097.85798589
Most Extreme Differences	Absolute	.128
	Positive	.128
	Negative	-.059
Kolmogorov-Smirnov Z		.755
Asymp. Sig. (2-tailed)		.619

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير الاختبار إلى قبول فرضية العدم. أي قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box¹⁴ كما يبين الجدول (5).

الجدول (5)

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي.

Autocorrelations: RES - Unstandardized Residual												
Lag	Auto-Corr.	Unstand.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-.008	.158										
2	.199	.130										
3	.150	.157										
4	.150	.150										
5	.080	.150										
6	.040	.150										
7	-.004	.147										
8	.077	.144										
9	-.074	.142										
10	.010	.150										
Ljung-Box Prob.												
1												
2												
3												
4												
5												
6												
7												
8												
9												
10												

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

14 Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303

يشير اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي إلى قبول فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 1% أو 5%.

3-2 - التمثيل بالنموذج الخطي الثاني:

النموذج الثاني الذي نقترحه لتمثيل تطور إنتاج الزيتون في سورية هو الآتي:

$$P_t = a_0 + a_1.t + a_2.d_t + a_3.t.d_t + u_t$$

إذ قمنا بإدخال الجداء $t.d_t$ الذي يعبر عن تأثير التفاعل بين الزمن ونوع العام (فردى أم زوجي).

نستخدم برنامج SPSS من أجل تقدير النموذج الثاني المقترح، والنتائج يعرضها الجدول (6).

الجدول (6)

المعاملات المقدرة للنموذج المقترح الثاني:

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	213427.023	47275.380		4.515	.000
	T	24552.152	2373.680	.894	10.343	.000
	D	-163383.786	69360.790	-.294	-2.356	.025
	TD	-6466.664	3510.720	-.254	-1.842	.045

a Dependent Variable: P

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات الانحدار جميعها معنوية عند مستوى دلالة 5% إذ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة. كما يشير اختبار t المتعلق بمعامل d إلى أن هناك اختلافاً معنوياً في ثابت النموذج بين الأعوام الزوجية والفردية، ويشير اختبار t المتعلق بمعامل الجداء $t.d_t$ إلى أن هناك اختلافاً معنوياً في الميل أيضاً بين الأعوام الزوجية والفردية. أمّا النموذج المقدر هو:

$$P_t = 213427.023 + 24552.152 * t - 163383.786 * d_t - 6466.664 * t * d_t$$

الجدول (7)

ملخص تقدير النموذج المقترح الثاني

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				Durbin-Watson
				F Change	df1	df2	Sig. F	
0.935	.874	.862	104495.855	71.895	3	31	.000	1.886

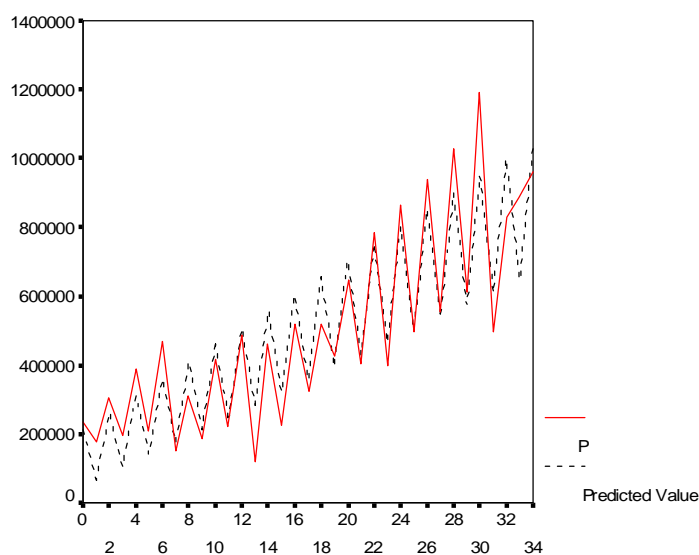
a Predictors: (Constant), TD, T, D

b Dependent Variable: P

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار F في الجدول السابق إلى أن النموذج المقدر هو نموذج معنوي بمجمله عند مستوى دلالة 1% و 5%. ويشير معامل التحديد المعدل (0.862) إلى أن جودة معادلة الانحدار في تفسير تغيرات المتغير التابع تعدّ جيدة.

أما الرسم البياني للقيم المقدرة باستخدام النموذج المقترح الثاني فهي معروضة في الشكل (4)



الشكل (4) القيم الفعلية لإجمالي إنتاج الزيتون والقيم المقدرة باستخدام النموذج المقترح الثاني

اختبارات البواقي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار K-S، كما يظهر في الجدول (8)

الجدول (8)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي للنموذج المقدر الثاني:

		Unstandardized Residual
N		35
Normal Parameters(a,b)	Mean	.0000000
	Std. Deviation	99779.29987100
Most Extreme Differences	Absolute	.097
	Positive	.097
	Negative	-.049
Kolmogorov-Smirnov Z		.575
Asymp. Sig. (2-tailed)		.896

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير الاختبار إلى قبول فرضية العدم، أي قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box كما يبين الجدول (9).

الجدول (9)

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي للنموذج المقدر الثاني:

Autocorrelations: RES_1 Unstandardized Residual													
Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.
1	.045	.162					*	.				.076	.782
2	.198	.160					****	.				1.621	.445
3	.332	.157					*****	*				6.078	.108
4	.060	.155					*	.				6.227	.183
5	.191	.152					****	.				7.801	.168
6	-.025	.150					*	.				7.829	.251
7	-.024	.147					*	.				7.857	.345
8	-.110	.144				**		.				8.437	.392
9	-.058	.142				*		.				8.604	.475
10	-.249	.139				*****		.				11.804	.298

Plot Symbols:

Autocorrelations *

Two Standard Error Limits .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي إلى قبول فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

3-3 - التمثيل بالنموذج اللاخطي الأول:

النموذج اللاخطي الأول الذي نقترحه لتمثيل تطور إنتاج الزيتون في سورية المبني على أساس الأسلوب المقترح هو الآتي:

$$P_t = a_0 \cdot e^{a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + u_t}$$

إذا أخذنا لوغاريتم الطرفين يصبح شكل النموذج كما يأتي:

$$\ln(P_t) = \ln(a_0) + a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + u_t$$

سنستخدم برنامج SPSS من أجل تقدير النموذج اللاخطي الأول المقترح والنتائج يعرضها الجدول (10).

الجدول (10)

المعاملات المقدرة للنموذج اللاخطي الأول :

Mode l		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	12.478	.080		156.191	.000
	T	.046	.004	.779	12.613	.000
	D	-.618	.073	-.522	-8.449	.000

a Dependent Variable: LNP

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات الانحدار جميعها معنوية عند مستوى دلالة 1% إذ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة. كما يشير اختبار t المتعلق بمعامل d إلى أن هناك اختلافاً معنوياً في ثابت النموذج بين الأعمام الزوجية والفردية. أمّا النموذج المقدر فهو:

$$\ln(P_t) = 12.478 + 0.046 * t - 0.618 * d_t$$

$$P_t = 262498.33 * e^{0.046*t - 0.618d_t} \quad \text{أو} :$$

الجدول (11)

ملخص تقدير للنموذج اللاخطي الأول:

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				Durbin-Watson
				F	df1	df2	Sig. F	
.937	.878	.870	.21623	115.239	2	32	.000	1.907

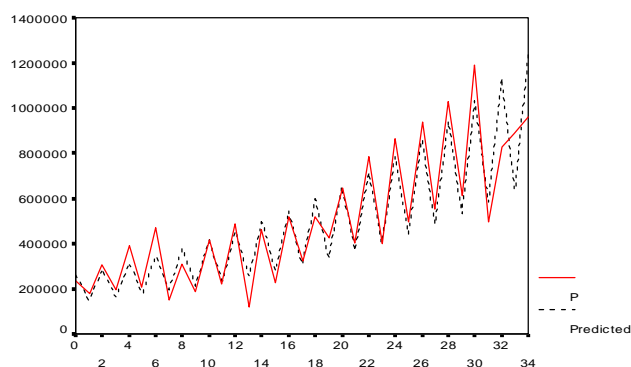
a Predictors: (Constant), D, T

b Dependent Variable: LNP

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار F في الجدول السابق إلى أن النموذج المقدر هو نموذج معنوي بمجمله عند مستوى دلالة 1% و 5% K ويشير معامل التحديد المعدل (0.870) إلى أن جودة معادلة الانحدار في تفسير تغيرات المتغير التابع تعد جيدة.

أما الرسم البياني للقيم المقدرة باستخدام النموذج المقترح الثالث فهي معروضة في الشكل (5)



الشكل (5) القيم الفعلية لإجمالي إنتاج الزيتون والقيم المقدرة باستخدام النموذج اللاخطي الأول

اختبارات البواقي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار K-S، كما يظهر في الجدول (12)

الجدول (12)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي للنموذج المقدر اللاخطي الأول

		RESID
N		35
Normal Parameters(a,b)	Mean	5903.9206
	Std. Deviation	105014.88520
Most Extreme Differences	Absolute	.136
	Positive	.136
	Negative	-.121
Kolmogorov-Smirnov Z		.803
Asymp. Sig. (2-tailed)		.539

a Test distribution is Normal.

b Calculated from data.

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير الاختبار إلى قبول فرضية العدم، أي قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box، كما، يبين الجدول (13).

الجدول (13)

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي للنموذج اللاخطي الأول:

Autocorrelation			RESID											
Low	AutoCorr.	Stand. Err.	1	.75	.5	.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.	
1	-.144	.101					*****					2.260	.132	
2	.177	.130					****					3.498	.104	
3	.174	.137					***					4.704	.124	
4	.111	.155					**					5.868	.24	
5	.081	.152					*					5.308	.380	
6	-.000	.130					**					1.629	.400	
7	-.000	.147					*					2.792	.104	
8	-.087	.144					**					6.155	.030	
9	.051	.148					*					6.370	.070	
10	.147	.130					***					7.758	.058	
Plot Symbols: Autocorrelations The Standard Error Limits														

Plot Symbols: Autocorrelations * The Standard Error Curve.

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي إلى قبول فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

3-4 - التمثيل بالنموذج اللاخطي الثاني:

النموذج اللاخطي الثاني الذي نقترحه لتمثيل تطور إنتاج الزيتون في سورية المبني على أساس الأسلوب المقترح أيضاً، هو الآتي:

$$P_t = a_0 \cdot e^{a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + a_3 \cdot d_t \cdot t + u_t}$$

إذا أخذنا لوغاريتم الطرفين يصبح شكل النموذج كما يأتي :

$$\ln(P_t) = \ln(a_0) + a_1 \cdot t + a_2 \cdot d_t + a_3 \cdot d_t \cdot t + u_t$$

نستخدم برنامج SPSS من أجل تقدير النموذج اللاخطي الثاني المقترح، والنتائج يعرضها الجدول (14).

الجدول (14):

المعاملات المقدرة للنموذج المقترح اللاخطي الثاني: Coefficients (a)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	11.779	.104		113.045	.000
	T	.050	.005	.861	9.502	.000
	D	.769	.142	.649	5.398	.000
	TD	-.009	.007	-.169	-3.251	.000

a Dependent Variable: LNPROD

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات الاحدار جميعها معنوية عند مستوى دلالة 1% إذ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة، كما يشير اختبار t المتعلق بمعامل d إلى أن هناك اختلافاً معنوياً في ثابت النموذج بين الأعوام الزوجية والفردية، والنموذج المقدر هو:

$$\ln(P_t) = 11.779 + 0.05 * t + 0.769 * d_t - 0.009 d_t * t$$

$$P_t = 130483.23 * e^{0.05 * t + 0.769 * d_t - 0.009 * d_t * t} \quad \text{أو :}$$

الجدول (15)

ملخص تقدير النموذج المقترح اللاخطي الثاني: Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.940(a)	.884	.873	.21452	.884	78.560	3	31	.000

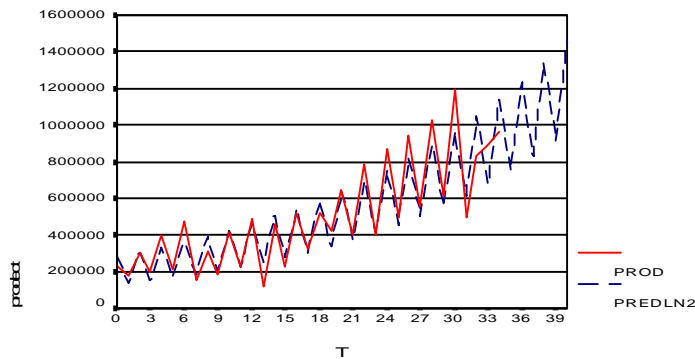
a Predictors: (Constant), TD, T, D

b Dependent Variable: LNPROD

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار F في الجدول السابق إلى أن النموذج المقدر هو نموذج معنوي بمجمله عند مستوى دلالة 1% و 5%. ويشير معامل التحديد المعدل (0.884) إلى أن جودة معادلة الانحدار في تفسير تغيرات المتغير التابع تعد جيدة.

أما الرسم البياني للقيم المقدرة باستخدام النموذج المقترح اللاخطي الثاني فهي معروضة في الشكل (6)



الشكل (6) القيم الفعلية لإجمالي إنتاج الزيتون والقيم المقدرة باستخدام النموذج المقترح اللاخطي الثاني.

اختبارات البواقي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار K-S، كما يظهر في الجدول (16)

الجدول (16)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي للنموذج المقدر اللاخطي الثاني :

		RESIDUAL
N		35
Normal Parameters(a,b)	Mean	13298.7703
	Std. Deviation	95663.48164
Most Extreme Differences	Absolute	.084
	Positive	.084
	Negative	-.081
Kolmogorov-Smirnov Z		.498
Asymp. Sig. (2-tailed)		.965

a Test distribution is Normal.

b Calculated from data.

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير الاختبار إلى قبول فرضية العدم، أي قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box، كما يبين الجدول (17).

الجدول (17)

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي للنموذج المقدر اللاخطي الثاني:

MODEL: MOD_1.														
Variable: RESIDUAL				Missing cases: 6					Valid cases: 35					
Autocorrelations:				RESIDUAL										
Lag	Auto-	Stand.		-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	
Prob.	Corr.	Error												
1	.400	-.136	.162	*****										.708
2	.500	.132	.160					***					1.388	
3	.314	.231	.157					*****					3.554	
4	.386	-.119	.155					**					4.148	
5	.457	.110	.152					**					4.670	
6	.530	-.099	.150					**					5.106	
7	.645	-.017	.147					*					5.120	
8	.694	-.098	.144					**					5.583	
9	.778	-.023	.142					*					5.610	
10	.640	-.210	.139					*****					7.891	
11	.323	-.003	.136					*					7.891	
12	.22	-.234	.133					*****					10.976	
13	.531	-.090	.130					**					11.457	
14	.649	.010	.127					*					11.462	
15	.522	-.200	.124					*****					14.049	
16	.574	.064	.121					**					14.328	
Plot Symbols:														
Total Cases: 41				Autocorrelations *					Two Standard Error Limits					
				Computable first lags: 34										

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

يشير اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي إلى قبول فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 1% و 5%.

3-5- اختبار جودة التمثيل والمقارنة بين النماذج الأربعة:

للمقارنة بين النماذج الأربعة المقدرة والمبنية على أساس الأسلوب المقترح لاختيار أفضلها لتمثيل سلسلة إنتاج الزيتون في سورية، نعتمد على المعلومات الموجودة في الجداول (3) و (7) و (11) و (15)، ونلخص ذلك في الجدول (18).

الجدول (18)

المقارنة بين مقاييس جودة التمثيل للنماذج المقدرة :

المقياس	النموذج الخطي الأول	النموذج الخطي الثاني	النموذج اللاخطي الأول	النموذج اللاخطي الثاني
Pearson Correlation	0.923	0.934	0.937	0.94
R Square	0.861	0.874	0.878	0.884
Adjusted R Square	0.852	0.862	0.870	0.873
Std. Error of the Estimate	108332.392	104495.855	103672.749	96610.36396

المصدر: من إعداد الباحثين

من خلال المقارنة بين مجموعة النماذج التي تم التوصل إليها باستخدام الأسلوب المقترح لنمذجة السلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم ، يتبين أن النموذج اللاخطي الثاني المقدر هو أفضلها لتمثيل السلسلة الزمنية الخاصة بإنتاج الزيتون في سورية. إن قيمة معامل ارتباط بيرسون بين القيم الفعلية لإنتاج الزيتون والقيم المقدرة باستخدام النموذج هي الكبرى 0.94 ، كما أن قيمة الخطأ المعياري للتقدير باستخدام هذا النموذج هي الصغرى وتبلغ 96610.36 .

3-6- المقارنة بين النموذج المقدر على أساس المنهج المقترح مع النموذج نفسه المقدر بالأسلوب التقليدي¹⁵ :

يعتمد الأسلوب التقليدي في تحليل السلاسل الزمنية على دراسة الاتجاه العام أولاً من خلال تمثيله بمعادلة مناسبة خطية أو لاخطية بحسب طبيعة البيانات، وبعد ذلك يُحسب أثر الدور وأخذ بالحسبان أما من أجل التنبؤ فيحدّد مجال بحدي ثقة من المحتمل أن يحوي هذا المجال القيم الفعلية

15 الأسلوب التقليدي هو الأسلوب المعروف بتمثيل الاتجاه العام على انفراد ومن ثم دراسة اثر الدور والعشوائية....

للسلسلة الزمنية، هذا ما يؤدي إلى اتساع المجال بين حدي الثقة بسبب التباين الكبير للقيم الفعلية عندما تتأثر بعوامل دورية.

عند تطبيق هذا الأسلوب لتمثيل الاتجاه العام لإنتاج الزيتون في سورية، اختبرت المعادلة الأسية لتمثيل الاتجاه العام لأنها كانت الفضلى عند مقارنتها بغيرها من معادلات، حصلنا على المعادلة الآتية:

$$\hat{y}_t = 185802 * e^{0.0456*t}$$

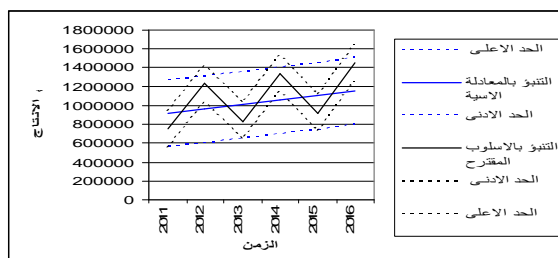
كما حسب معامل ارتباط بيرسون بين القيم الفعلية والنظرية، وبلغت قيمته 0.8 وبلغ الخطأ المعياري للتقدير 177108.74. إن هذا الارتفاع بقيمة الخطأ المعياري للتقدير ستؤدي إلى اتساع المجال بين حدي الثقة باحتمال ثقة معين حول القيم المنتبأ بها، مما يقلل من أهمية التنبؤ. فيما يأتي مقارنة بين القيم المنتبأ بها وحدود الثقة باحتمال 95% باستخدام الأسلوب المقترح والأسلوب التقليدي نعرضها في الجدول (19).

الجدول (19)

مقارنة التنبؤ بالأسلوب المقترح والأسلوب القديم مع حدي ثقة باحتمال 95% .

Year	الأسلوب القديم			الأسلوب المقترح		
	الحد الأدنى	التنبؤ	الحد الأعلى	الحد الأدنى	التنبؤ	الحد الأعلى
2011	569476.3696	916609.5	1263742.63	561522.89	750879.2	940235.5134
2012	612241.4696	959374.6	1306507.73	1043691.7	1233048	1422404.313
2013	657001.8696	1004135	1351268.13	640493.49	829849.8	1019206.113
2014	703849.8696	1050983	1398116.13	1149063.7	1338420	1527776.313
2015	752884.8696	1100018	1447151.13	727769.59	917125.9	1106482.213
2016	804206.8696	1151340	1498473.13	1263438.7	1452795	1642151.313

المصدر: إعداد الباحثين



الشكل (7) مقارنة التنبؤ وحدود الثقة بالأسلوب المقترح والأسلوب القديم

يتبين من قراءة الجدول (19) والشكل (7) أنَّ مجال حدود الثقة حول النموذج بالأسلوب المقترح هي نصف المجال عن النموذج بالأسلوب القديم، كما أنَّ التنبؤ بالأسلوب القديم لا يظهر فيه أثر العوامل الدورية. من هذا تظهر أفضلية الأسلوب المقترح على الأسلوب القديم إذ يعطي الأسلوب المقترح قيمة للخطأ المعياري للتقدير أقل، وذلك بسبب أنَّ الأسلوب المقترح يفسر كمية أكبر من التباين الكلي لحدود السلسلة الزمنية. فلو افترضنا أنَّ حدود السلسلة تتأثر بعوامل دورية واتجاه عام فقط، فإنَّ الأسلوب القديم لن يفسر التباينات كلها في حدود السلسلة، في حين أنَّ الأسلوب المقترح وباستخدام المعادلة نفسها سيفسر إجمالي التباين ويعطي قيمة لمعامل التحديد تساوي الواحد الصحيح .

3-7- التنبؤ:

تبيَّن أعلاه أفضلية الأسلوب المقترح على الأسلوب التقليدي، كما تبيَّن أنَّ أفضل نموذج مبني على الأسلوب المقترح هو النموذج المقدر اللاخطي الثاني، لذلك سيجري تبنيه للتنبؤ بإنتاج الزيتون في سورية حتى عام 2016، وكانت النتائج كما في الجدول (20).

الجدول (20)

التنبؤات بقيم P حتى عام 2016 مع حدي الثقة بدرجة 95%

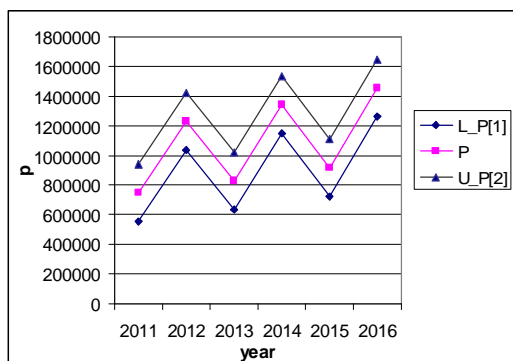
Year	L_P ¹⁶	P	U_P ¹⁷
2011	561522.89	750879.2	940235.5134
2012	1043691.7	1233048	1422404.313
2013	640493.49	829849.8	1019206.113
2014	1149063.7	1338420	1527776.313
2015	727769.59	917125.9	1106482.213
2016	1263438.7	1452795	1642151.313

المصدر: نتائج حسابات برنامج SPSS

16 الحد الأدنى للتوقع باحتمال 95% .

17 الحد الأعلى للتوقع باحتمال 95% .

أما الشكل البياني للتنبؤات مع حدي الثقة فتظهر في الشكل (8)



الشكل (8) التنبؤات مع حدي الثقة باحتمال 95%

رابعاً: النتائج والتوصيات:

1-4: النتائج

- 1- قُدمَ منهج مقترح لتمثيل السلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم والتنبؤ بقيمتها ، وذلك من خلال نمذجة حالتين ودمجهما بنموذج واحد باستخدام متغير صوري.
- 2- جرى التوصل إلى نموذج قياسي لتمثيل سلسلة إنتاج الزيتون في سورية مبني على أساس المنهج المقترح واستُخدم بالتنبؤ، وهذا النموذج هو:

$$P_t = 130483.23 * e^{0.05*t + 0.769*d_t - 0.009*d_t*t}$$

أو

$$\ln(P_t) = 11.779 + 0.05*t + 0.769*d_t - 0.009*d_t*t$$

- 3- تبين من مقارنة النموذج المبني على المنهج المقترح مع النموذج نفسه المقدر بالطرائق المعروفة في تحليل السلاسل الزمنية أفضلية النموذج المبني على المنهج المقترح.
- 4- باستخدام الأسلوب المقترح في التنبؤ بالسلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم سنحصل على تباين غير مفسر أقل من الذي نحصل عليه بالأسلوب التقليدي، وذلك لأن النموذج المختار سيضيف

إلى التباين المفسر جزءاً من التباين الكلي الذي مرده العوامل الدورية والذي فُسرَ باستخدام الأسلوب المقترح.

4-2 : التوصيات :

- 1- يمكن استخدام النموذج الذي تم التوصل إليه في التنبؤ بحجم الإنتاج من الزيتون، واعتماد التنبؤات التي يعطيها بوضع الخطط المستقبلية للجهات كلّها ذات المصلحة بحجم الإنتاج من الزيتون في سورية.
- 2- نوصي باستخدام المنهج المقترح في استنتاج النموذج القياسي وتطويره للتنبؤ بحدود السلاسل الزمنية ذات الدور المنتظم، ومنها إنتاج الزيتون في سورية من كل عام، وذلك بحسب تطور السلسلة الفعلية لحجم الإنتاج.

المراجع

المراجع باللغة الانكليزية:

- 1- Baltagi B.H. (2008) "Econometrics". Springer-Verlag Berlin.
- 2- BARDSEN G. and others (2005) " the econometrics of macroeconomic modelling". Oxford University Press Inc., New York.
- 3- BARRETO H. and HOWLAND F.M. (2006) "INTRODUCTORY ECONOMETRICS". cambridge university press.
- 4- Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. (1994), "Univariate tests for Time Series Models", SAGE publications, Inc. California.
- 5- Gujarati D.N. (2004) " Basic Econometrics". Fourth Edition, The McGraw-Hill Companies .
- 6- Kirchgässner G. and Wolters J. (2007) "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg.
- 7- Landau S. and Everitt B.S. (2004)"A Handbook of Statistical Analysis using SPSS". Chapman & Hall/CRC Press LLC.
- 8- Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303.
- 9- Monselise, S.P. and Goldschmidt, E.E. (1982) Alternate Bearing in Fruit Trees, in Horticultural Reviews, Volume 4 (ed J. Janick), John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ, USA. doi: 10.1002/9781118060773.ch5
- 10- SHUMWAY R.H. and STOFFER D.S. (2006) "Time Series Analysis and Its Applications". SPRINGER, New York.
- 11- Vogelvang B. (2005) " Econometrics Theory and Applications" .Pearson Education Limited.

المراجع باللغة العربية :

- 1- الموسوعة العربية ، هيئة الموسوعة العربية السورية ، دمشق . المجلد 19 .
- 2- المجموعات الإحصائية السورية للأعوام 1990-2011، المكتب المركزي للإحصاء.
- 3- بري، عدنان ماجد عبد الرحمن، طرق التنبؤ الإحصائي (الجزء الأول).جامعة الملك سعود، 2002 م .

- 4- دركزلي، محمد سمير والحميدي نور، مجلة جامعة حلب للعلوم الاقتصادية والقانونية، العدد 63، عام 2009.
- 5- دركزلي، محمد سمير و الحميدي نور، مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات، العدد 23، عام المجلد 2، عام 2011 .
- 6- حجير، سمير، مجلة جامعة حلب للعلوم الاقتصادية والقانونية ،العدد 28، عام 2001 .
- 7- شعراوي، سمير مصطفى،مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية .جامعة الملك عبد العزيز، 2005 م .
- 8- عبد الرحمن، عبد المحمود محمد، مقدمة في الاقتصاد القياسي. جامعة الملك سعود، 1997 م.
- 9- نتر، جون وآخرون، نماذج إحصائية خطية تطبيقية (الجزء الأول: الاحدار)، جامعة الملك سعود، 2000 م.
- 7- هشام قطنا وآخرون، فيزيولوجيا الفاكهة، منشورات جامعة دمشق، 1989.