

استخدام منهجية بوكس - جينكنز للتنبؤ بإنتاج حليب الأبقار في محافظة طرطوس

الدكتور أحمد أديب أحمد *

مجد الحسين **

(تاريخ الإيداع 2021 / 1 / 3. قُبل للنشر في 2021 / 6 / 13)

□ ملخص □

هدفت هذه الدراسة إلى تعيين أفضل نموذج يمثل العملية العشوائية المولدة لبيانات إنتاج حليب الأبقار في محافظة طرطوس، بغية التعرف على الاتجاه الزمني لنمو الإنتاج والتنبؤ بالكميات المستقبلية المنتجة من حليب الأبقار في طرطوس، وتم ذلك بالاعتماد على منهجية بوكس - جينكنز المرتكزة أساساً على النماذج العشوائية ARIMA، وفق سلسلة زمنية سنوية ممتدة على الفترة 1988-2018.

دلّت نتائج الدراسة على أن السلسلة الزمنية مستقرة حول اتجاه هابط، ويتجه إنتاج الحليب في طرطوس نحو الانخفاض بمرور الزمن، وتم التوصل إلى أن النموذج ARIMA(2,0,0) مع مركبتي اتجاه محدد وحد ثابت هو الأفضل من بين النماذج المختبرة وذلك بناءً على مجموعة محدّدة من المعايير والاختبارات الإحصائية. وتم استخدام النموذج المقترح للتنبؤ بإنتاج حليب الأبقار لغاية عام 2023، وأشارت التنبؤات أن الإنتاج سيواصل الهبوط في السنوات القليلة القادمة.

الكلمات المفتاحية: منهجية بوكس- جينكنز، العمليات العشوائية ARIMA، جذر الوحدة، التنبؤ، طرطوس، إنتاج الحليب.

* مدرّس - قسم الإحصاء والبرمجة - كلية الاقتصاد - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية. ahmed.ahmed@tishreen.edu.sy

** طالب دراسات عليا (ماجستير) - قسم الإحصاء والبرمجة - كلية الاقتصاد - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية.

Sunset-eco@hotmail.com

Using Box-Jenkins Methodology For Forecasting Of Cow's Milk Production In The Province Of Tartous

Dr. Ahmed Adeeb Ahmed*
Majd Al-Hussein**

(Received 3 / 1 / 2021. Accepted 13 / 6 / 2021)

□ ABSTRACT □

This study aimed to specify the best model that represents the stochastic process that generated the data of cow's milk production in Tartous governorate. The goal was to identify the time trend status of production growth and forecast the future production of cow's milk in Tartous. This was achieved by using Box-Jenkins methodology which based mainly on the stochastic models ARIMA, using annual time series during the period of 1988-2018.

The study indicated that the series was stationary around a downward trend. So, milk production in Tartous was shrinking over time. The results concluded that ARIMA (2,0,0) with deterministic trend and constant term is the best model among other models based on specific statistical criteria and tests. The proposed model used to forecast milk production up to 2023. Forecasts indicated that production will continue to decline over the next few years.

Key words: Box–Jenkins Methodology, ARIMA Stochastic Processes, Unit Root, Forecasting, Tartous, Milk Production.

*Assistant Professor- Department Of Statistics And Programming- Faculty Of Economy- Tishreen University- Lattakia - Syria. Ahmed.Ahmed@Tishreen.Edu.Sy

** Postgraduate Student, Department Of Statistics And Programming, Faculty Of Economy, Tishreen University, Lattakia, Syria. Sunset-Eco@Hotmail.Com

مقدمة:

يعد قطاع الثروة الحيوانية من القطاعات الاقتصادية الرئيسية في سورية كونه يعتبر مجالاً حيوياً متنوع المنتجات، ويشكل قاعدة عريضة للاستثمار والتطوير والبحث العلمي ويؤمن دخول جيدة لعدد كبير من المربين والعاملين فيه، فضلاً عن أنّ منتجاته تعد مخزناً للدهون والبروتينات الحيوانية الضرورية لصحة السكان. وحتى بداية الحرب عام 2011 ووفقاً لتقرير (FAO, 2017) بلغت مساهمة قطاع الإنتاج الحيواني 35-40% من إجمالي الناتج الزراعي في سورية وأمن فرص عمل لـ 20% من إجمالي القوى العاملة في الأرياف إضافةً إلى رفده الخزينة بحوالي 450 مليون دولار سنوياً نتيجة لعملية التصدير.

تعدّ الألبان من أهم المنتجات الحيوانية وأكثرها استهلاكاً وانتشاراً في سورية وقد بلغ إنتاج الحليب 2311133 طن في عام 2014 وتعدّ الأبقار المنتج الأول للحليب تليها الأغنام والماعز بنسبة إنتاج 64%، 30%، 6% على الترتيب من إجمالي الحليب المنتج، وتنتج كميات قليلة من حليب الجاموس في بعض المحافظات كالحسكة وحماه. أما على مستوى المحافظات فتختلف الكميات المنتجة من الحليب تبعاً لاختلاف أعداد القطعان في كل منها ويرجع ذلك لمجموعة من الظروف البيئية والطبيعية والاجتماعية وأدى ذلك إلى اختلاف نصيب الفرد السوري من الحليب بحسب كل محافظة إذا ما أخذنا عدد السكان بعين الاعتبار. فقد جاءت محافظتي دمشق وريفها بالمرتبة الأولى من حيث الإنتاج إذ بلغ حوالي 518925 طن وبنسبة 22.5% من إجمالي الحليب المنتج وبلغت حصة الفرد فيها 103 كغ/السنة، تلتها محافظة دير الزور بإنتاج قدره 383259 طن وبنسبة 16.5% من الإنتاج الإجمالي وبمعدل 311 كغ/السنة للفرد أما المحافظات الأقل إنتاجاً كطرطوس 66661 طن بنسبة 2.88% من الإنتاج الكلي وبمقدار 64 كغ/السنة للفرد الواحد، فحصلت إنتاجياً على المرتبة ما قبل الأخيرة بعد ريف دمشق ودير الزور وحماه وحلب وحمص والحسكة والرقّة وإدلب على الترتيب وذلك بالاعتماد على المجموعة الإحصائية الزراعية لعام 2014 ونتائج مسح حالة السكان (المكتب المركزي للإحصاء، 2014).

مشكلة البحث:

يعتبر الحليب من أهم الثروات الغذائية والاقتصادية الطبيعية الذي تسعى كافة المجتمعات إلى تطوير إنتاجه وتحسين إنتاجيته وزيادة أعداد وكفاءة الحيوانات الحلوب المنتجة له، غير أننا نلاحظ تناقصاً مستمراً بالكميات المنتجة من حليب الأبقار في محافظة طرطوس وما لذلك من انعكاسات سلبية على نشاط قطاع الألبان من ناحية وعلى معدل نصيب الفرد السنوي من الحليب من ناحية أخرى خاصة مع التزايد المستمر في أعداد السكان وتوطن أعداد كبيرة من النازحين في المنطقة وذلك في ظل محدودية الموارد الغذائية الأخرى وأسعارها المرتفعة. ومن هنا جاءت الحاجة إلى وضع نموذج رياضي إحصائي يبين لنا مكونات العملية العشوائية لإنتاج الحليب في محافظة طرطوس ومن ثم الكشف عن مستقبل الإنتاج في السنوات القادمة. وبذلك نستطيع صياغة مشكلة البحث بالأسئلة الآتية:

- 1- ما هو أفضل نموذج يمثل العملية العشوائية المولدة لبيانات إنتاج حليب الأبقار في طرطوس؟
- 2- ما هو مستقبل إنتاج حليب الأبقار في طرطوس خلال السنوات الخمس القادمة؟
- 3- ما هي السبل المناسبة لزيادة إنتاج الحليب في محافظة طرطوس؟

أهمية البحث وأهدافه:

يستقي البحث أهميته من المكانة التي يحتلها التنبؤ من عملية التخطيط، فلا يوجد تخطيط مثمر دون تقدير جيد لما سيكون عليه المستقبل، وتعد منهجية بوكس- جينكنز من أفضل أساليب التنبؤ الإحصائي وتطبيقها في هذه الدراسة سيعطي قياسات كمية تقديرية لإنتاج الحليب في المستقبل يمكن استخدامها لأغراض التخطيط والاستثمار ورسم السياسات الاقتصادية الملائمة لقطاع الألبان في محافظة طرطوس. وهدفنا من خلال البحث إلى:

- 1- معرفة تطور وحالة اتجاه السلسلة الزمنية لإنتاج الحليب في محافظة طرطوس.
- 2- وضع تنبؤات كمية مستقبلية لإنتاج الحليب في محافظة طرطوس.

منهجية البحث:

اعتمد الباحث المنهج الوصفي التحليلي لوصف سلسلة إنتاج الحليب في طرطوس وتحليل المعطيات والنتائج مرتكزاً على الاختبارات الإحصائية المناسبة، وتم استخدام بيانات عن كميات الحليب المنتجة سنوياً امتدت على الفترة الزمنية 1988-2018، وتم الحصول على البيانات من المجموعات الإحصائية الزراعية الصادرة عن وزارة الزراعة والإصلاح الزراعي. وتم الاعتماد على البرنامجين Eviews10 و Excel 2010 لإجراء التحليل الإحصائي.

متغيرات البحث:

المتغير التابع: كمية إنتاج حليب الأبقار في محافظة طرطوس.

فرضيات البحث:

الفرضية الأولى: إن سلسلة إنتاج الحليب في محافظة طرطوس غير مستقرة وتحوي على جذر وحدة.
الفرضية الثانية: لا يمكن وضع نموذج صالح للتنبؤ لإنتاج الحليب باستخدام منهجية بوكس جينكنز.

الحدود الزمانية والمكانية للبحث:

الحدود المكانية: محافظة طرطوس.

الحدود الزمانية: الفترة السنوية 1988-2018.

الدراسات السابقة:

استخدمت العديد من الدراسات مناهج تحليل السلاسل الزمنية ومنهجية بوكس- جينكنز لوضع نماذج تمكّن من التنبؤ بالكميات المنتجة من الحليب في قطاع الألبان بهدف توجيه وإرشاد عملية التخطيط الإنتاجي ونذكر منها:
دراسة (SÁNCHEZ et al, 2014) بعنوان:

Use of ARIMA models for predicting milk production. Case study in UBPC "Maniabo", Las Tunas.

استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بإنتاج الحليب. دراسة حالة في UBPC مانيابو، لاس توناس.

إن الهدف من هذه الدراسة هو التنبؤ بإنتاج الحليب على المدى القصير في وحدة الإنتاج التعاونية UBPC في كوبا وفق سلسلة زمنية لبيانات شهرية، وتوصلت الدراسة إلى أن إنتاج الحليب في الوحدة الإنتاجية المدروسة يخضع لنقلبات موسمية ملحوظة نتيجة لتناوب الفترات الجافة والرطبة على المنطقة، وتوصلت أيضاً إلى أن النموذج الموسمي الأمثل للتنبؤ هو من النوع $(0,1,0)$, $(1,0,3)$ ARIMA وتم التنبؤ باستخدام هذا النموذج لفترة 12 شهر.
دراسة (LOHANO and SOOMRO, 2006) بعنوان:

Unit Root Test and Forecast of Milk Production in Pakistan.

اختبار جذر الوحدة والتنبؤ بإنتاج الحليب في باكستان.

هدفت الدراسة إلى وضع نموذج أمثل للتنبؤ المستقبلي بإنتاج الحليب في باكستان، وبالاعتماد على اختبار ديكي- فولر تم التوصل إلى أن النموذج الأفضل للتنبؤ هو نموذج السير العشوائي مع ثابت، وإن الصدمات العشوائية لها تأثير دائم على إنتاج الحليب في باكستان. وبينت نتائج التنبؤ أن إنتاج الحليب السنوي ينمو بمعدل 4.17% سنوياً.

دراسة (DESHMUKH and PARAMASIVAM, 2016) بعنوان:

Forecasting of Milk Production in India with ARIMA and VAR Time Series Models.

التنبؤ بإنتاج الحليب في الهند بواسطة نماذج السلاسل الزمنية ARIMA و VAR.

سعت الدراسة إلى إيجاد النموذج التنبؤي الأفضل الممثل لإنتاج الحليب في الهند وفاضلت بين نماذج ARIMA ونماذج (Vector Autoregression (VAR، وأشارت النتائج أن النموذج (ARIMA(1,1,1) هو الأفضل من بين النماذج المقترحة وتم استخدام هذا النموذج لعدد من السنوات في المستقبل.

دراسة (AKTER and RAHMAN, 2010) بعنوان:

Agribusiness Forecasting with Univariate Time Series Modelling Techniques: The Case of a Dairy Cooperative in the UK.

التنبؤ بالأعمال الزراعية باستخدام تقنيات نماذج السلاسل الزمنية: حالة تعاونية الألبان في بريطانيا.

هدفت هذه الدراسة إلى التنبؤ بالكميات المعروضة من الحليب في تعاونية الألبان في بريطانيا باستخدام نماذج السلاسل الزمنية الأحادية، وتوصلت الدراسة إلى أن النموذجين الموسمين الأحاديين من نوع Holt-Winter و SARIMA هما أفضل نماذج للتنبؤ وتحققان أدنى حد ممكن من أخطاء تنبؤية.

1- واقع إنتاج الحليب في محافظة طرطوس:

تقع محافظة طرطوس على ساحل البحر الأبيض المتوسط في منطقة الاستقرار الزراعي الأولى، وتتميز بدرجات حرارة معتدلة وارتفاع معدل الأمطار إلى ما يفوق 600 مم سنوياً، وهذا يجعل منها بيئة زراعية متميزة ويعطيها فرصاً أكثر في مجال تطوير الإنتاج النباتي والحيواني وفي قطاع الألبان ومشتقاته بشكل خاص. تعتبر الأبقار المصدر الأول لإنتاج الحليب علاوة عن قطعان المواشي الأخرى من أغنام وماعز، وتربى بحجم حيازات صغيرة يبدأ بـ 2 رأس، وينتشر في المحافظة نوعان من سلالات الأبقار وهي المحسنة والأجنبية، وأما الأولى هي الأكثر أهمية نظراً لتأقلمها الجيد مع ظروف المنطقة وإنتاجيتها العالية، أما بالنسبة للأبقار المحلية فقد فقدت الآن من المنطقة نتيجة لأعمال التلقيح الصناعية والتدرج. وفق بيانات (مديرية الزراعة في طرطوس، 2014) تنتشر تربية الأبقار في كافة المناطق الإدارية الست للمحافظة، ويتركز القسم الأكبر من القطعان في منطقة طرطوس بنسبة 37.2% من إجمالي القطيع تلتها صافيتا بنسبة 23.47% والدريكيش 11.38% وبانياس 11.34% والشيوخ بدر 9.6% وأما في القدموس شكلت أعداد الأبقار 7% وذلك من إجمالي أعداد الأبقار في المحافظة الذي بلغ 35283 رأس منها 24242 إناث ونسبة الحلوب منها حوالي 90%.

تعد تربية الأبقار الأوسع انتشاراً في المحافظة نظراً للنمط الاستهلاكي السائد لدى السكان وتفضيلهم لحليب الأبقار على أنواع الحليب الأخرى من الأغنام والماعز. محلياً يستهلك القسم الأكبر من الحليب المنتج بشكله السائل إذ يشكل وجبة غذائية متكاملة للسكان وخاصة للأطفال، أو يتم تناوله بعد تحويله إلى لبن أو يتم تخزينه من خلال تحويله يدوياً إلى المشتقات اللبنية (السمن، الزبدة، الجبن، وغيرها). وأما صناعياً يتم استثمار الحليب عن طريق حفظه وتعليبه أو تحويله إلى المنتجات اللبنية الأخرى وأهمها الأجبان واللبن، ويدخل في صناعة الخبز السياحي وأنواع كثيرة من الحلويات، ويشكل أيضاً مدخلاً هاماً من مدخلات العملية الإنتاجية في الكثير من الصناعات الغذائية الأخرى.

2- تحليل السلاسل الزمنية:

2-1- Stationarity: الاستقرارية

يرتكز تحليل السلاسل الزمنية أساساً على تحقق شرط استقراريتها، فإذا بدا اختلاف في سلوك السلسلة عبر الزمن وكانت خصائصها العشوائية أي المتوسط والتباين تتغير مع الزمن كانت غير مستقرة، ويقتضي الأمر معالجتها بالطريقة المناسبة كأخذ الفروق في حال وجود عدم استقرارية بالمتوسط أو إجراء التحويلات الرياضية المناسبة كالتحويلات اللوغاريتمية وتحويلات بوكس-كوكس إذا تبين عدم الاستقرارية في التباين وذلك يكون قبل البدء بالتحليل وتشكيل النموذج الهدف. نستطيع التحقق من صفة الاستقرارية للعملية y_t من خلال النظر إلى الشكل البياني للسلسلة وإن ملاحظة أي اتجاه (محدد أو عشوائي) موجود فيها يدل على أنها غير مستقرة، وأيضاً من خلال فحص دالة الارتباط الذاتي ACF عند الفجوات الزمنية المختلفة فإذا كانت معنوية إحصائياً ولا تتناقص بشكل سريع مع تزايد طول الفجوة الزمنية فهذا يدل على أن السلسلة غير مستقرة. (KIRCHGÄSSNER and WOLTERS, 2007, P.164) طرّح في الأدبيات نوعان من السياقات غير المستقرة وهي سياقات مستقرة بالاتجاه (Trend Stationary) TS وسياقات مستقرة بالفرق (Difference Stationary) DS، ويختلف هذان النوعان من ناحية مسببات عدم الاستقرارية ومن ثم طريقة معالجتها، ومن ناحية أخرى كيفية تأثير الصدمات بها. تكون سياقات TS غير مستقرة بسبب وجود مركبة اتجاه عام وبذلك يكون المتوسط غير ثابت مع الزمن ويتم معالجة عدم الاستقرارية من خلال حذف هذه المركبة. أما سياقات DS فهي تشمل النماذج غير المستقرة العشوائية المحتوية على جذر الوحدة وتحتاج لأخذ الفرق أو التفاضل من درجة محددة $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ لتعود مستقرة (العشوش والعريبد، 2015) ومن أمثلتها نماذج السير العشوائي. وإن الفرق الجوهرى بين هذين النوعين هو أن الصدمات العشوائية تؤثر بشكل مؤقت فقط على سياقات TS مما يضمن أن مستوى المتغير لن يتغير في الأجل الطويل، بينما تتصف سياقات DS بأن تأثير الصدمات في أي فترة زمنية يبقى مستمراً وبذلك تفرض انتقالات مستمرة على المتغير بعد حدوث الصدمة (WOLTERS and HASSLER, 2005).

ولقد استخدمت العديد من الاختبارات النظامية للاستقرارية في الأبحاث والأدبيات ذات الصلة نذكر منها: اختبار Dickey Fuller ونسخته الموسّعة Augmented Dickey Fuller (ADF)، Philip Perron (PP)، واختبار KPSS، وسنعمد في هذا البحث على اختبار ADF نظراً لمرونته وشموله لمعظم حالات عدم الاستقرارية التي يمكن مصادفتها في الواقع العملي.

يعتبر اختبار ديكي فولر الموسع ADF من الاختبارات الهامة لفحص استقرارية السلسلة وكشف وجود جذر الوحدة، إضافة إلى أنه مصمّم لتحديد فيما إذا كانت السلسلة المدروسة من النوع TS أو DS، وقد اقترح الباحثان Dickey- Fuller ثلاثة نماذج تختبر بشكل أساسي فرضية العدم $H_0: \lambda = 0$ لوجود جذر الوحدة، وتم تطويرها فيما بعد من قبل Said-Dickey لمعالجة حالة الارتباط الذاتي التي قد تحصل في البواقي، ويتم المعالجة عن طريق إدراج عدد معين من الفجوات الزمنية Lags $\sum^K \rho_j \Delta y_{t-j}$ في النموذج حتى تنتهي مشكلة الارتباط الذاتي.

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \sum^K \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad \text{النموذج الأول: بلا ثابت وبلا اتجاه}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \sum^K \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad \text{النموذج الثاني: مع ثابت وبلا اتجاه}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \lambda y_{t-1} + \sum^K \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad \text{النموذج الثالث: مع ثابت واتجاه}$$

تستخدم معايير المعلومات أكاكي AIC وشوارتزر BIC في اختيار العدد الأمثل من الفجوات المطلوبة. وتعتمد الدقة في اتخاذ القرار حول وجود جذر وحدة من عدمه على طبيعة النموذج المختار من الثلاثة السابقة. إذ يعتبر اختبار

ADF حساساً لإدخال الحدود غير العشوائية أي الثابت α وحد الاتجاه t في النموذج (HACKER, 2010)، فكما هو معروف أن قوة هذا الاختبار تضعف في رفض فرضية عدم خاطئة كلما أضفنا هذه الحدود المحددة بشكل خاطئ. واقترح (ELDER and KENNEDY, 2001) استراتيجية واضحة ومبسطة اعتمدت في هذا البحث وهي تسهل عملية الاختبار واختيار النموذج. تنطلق هذه الاستراتيجية أولاً من تحديد حالة نمو المتغير المدروس، ويتم ذلك بناءً على الرسم البياني للسلسلة الزمنية مع الأخذ بعين الاعتبار الطبيعة النظرية للمتغير، فهو إما أن يكون ينمو مع الزمن ومثال ذلك الناتج المحلي الإجمالي، وإما لا ينمو مع الزمن كمعدلات البطالة مثلاً، أو قد تكون حالة نموه غير معروفة مسبقاً. وفقاً للاستراتيجية إن التحديد المسبق لحالة نمو المتغير سيختصر مراحل الاختبار عن طريق الاستبعاد المسبق للحالات غير الواقعية وبذلك حصر الاختبار في نطاق محدد.

2-2- نماذج السلاسل الزمنية الأحادية: Univariate Time Series

2-2-1- نموذج الانحدار الذاتي المنتهي (Finite Autoregressive Model AR(p))

تبنى هذه النماذج على أساس عدم تجاهل مساهمات الصدمات العشوائية الأقدم، ولكن ينظر لهذه المساهمات على أنها تتناقص أسياً وبشكل تدريجي، فتكون الصدمات الأحدث أقوى تأثيراً على المتغير y_t ويتناقص هذا التأثير بالتدرج إلى أن يصل إلى أدنى درجاته عند الصدمات الأقدم. إن مثل هذه الظاهرة تتم ملاءمتها من خلال نموذج انحدار ذاتي AR(p) ويتحقق من خلاله تحويل سلسلة غير منتهية الصدمات العشوائية $\varepsilon_{t-i}; i = 0, 1, \dots$ إلى عدد p منتهي من حدود قيمه السابقة فقط $y_{t-j}; j = 0, 1, \dots, p$.

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

وتتصف عمليات AR(p) بأنها منعكسة دائماً ولكن يجب أن تكون محققة لشروط الاستقرارية (Montgomery et al., 2015, P. 337)

2-2-2- نموذج المتوسط المتحرك المنتهي (Finite Moving Average Model MA(q))

يعبر نموذج المتوسط المتحرك عن قيمة المتغير y_t في اللحظة الزمنية t كمجموع موزون منتهي من المتغيرات العشوائية ε_t المستقلة ذات تباين ثابت تمثل ضجة بيضاء. أي أن قيمة المتغير y_t في أي لحظة زمنية تتأثر بعدد منتهي محدد q من الصدمات العشوائية السابقة $\varepsilon_{t-i}; i = 0, 1, \dots, q$ والحالية ε_t مع تجاهل الصدمات العشوائية الأكثر قدماً في الزمن، وتكون هذه النماذج دائماً مستقرة ولكن المطلوب فيها أن تحقق شروط الانعكاسية (KIRCHGÄSSNER and WOLTERS, 2007, P. 60)

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2)$$

2-2-3- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك التكامل (ARIMA(p,d,q))

قد لا تساعدنا النماذج AR أو MA بشكلها المستقل في وضع نموذج تقريبي للعديد من الظواهر التي نواجهها في التطبيقات العملية، وللتعامل مع ذلك وإعطاء المزيد من المرونة تم دمج النموذجين السابقين وتشكيل نموذج مختلط ARMA مستفيدين من العلاقة التبادلية بين العمليتين MA و AR. إن العلاقة التبادلية بين حدود MA و AR تهتمنا عملياً إن هدفنا هو إيجاد النموذج المحتوي على أقل عدد ممكن من المعلمات من بين النماذج الممكنة وبنفس الوقت يمثل سلسلة البيانات بشكل كافٍ، ونظراً لذلك يمكن التعبير عن العملية y_t من خلال تقدير نموذج انحدار ذاتي ومتوسط متحرك مختلط كالاتي:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

وكما ذكرنا سابقاً، إن أول خطوة في تحليل السلاسل الزمنية هو فحص استقرارية السلسلة، فإذا أعطت نتائج الفحص والاختبار أنها غير مستقرة وتحتوي على جذر وحدة أي أنها سياق DS فإن الإجراء المناسب هو أخذ فروق للسلسلة $\nabla^d y_t$ من الرتبة d حتى نحصل على سلسلة مستقرة وتسمى السلسلة الأصلية في هذه الحالة متكاملة من الرتبة d. بهذا نحصل على العملية y_t المعبرة عنها بعملية اندثار ذاتي ومتوسط متحرك تكاملية من الرتب p و q و d أي ARIMA(p,d,q) وذلك في حال تم تحويلها إلى عملية مستقرة بعد أخذ عدد من الفروق من الرتبة d.

2-3- منهجية بوكس جينكنز Box- Jenkins Methodology:

اقترحت نماذج السلاسل الزمنية الأحادية ARIMA من قبل الباحثان بوكس وجينكنز في كتابهما الصادر عام (1976)، وتتميز هذه النماذج بمرونتها وقابليتها للتطبيق في معظم الحالات العملية وملائمتها للسلاسل الموسمية وغير الموسمية. فقد تم تنظيم الأفكار النظرية والعمليات الرياضية والإحصائية ضمن منهجية نظامية متكاملة تعرف بمنهجية بوكس-جينكنز تهدف لاستقراء مستقبل المتغير التابع بالاعتماد على قيمه السابقة فقط مستغلين حالة الارتباط الإحصائي بين قيمه.

تتمحور المنهجية حول عدة مراحل تكرارية، وهي: (PEÑA et al, 2001)

2-3-1- تعريف النموذج Model Identification:

تشير هذه المرحلة إلى الأنواع AR, MA, ARMA و الرتب p,d,q في النموذج ARIMA(p,d,q)، وتتضمن مرحلة التعريف فحص الرسم البياني للسلسلة وفحص دالتي الارتباط الذاتي Sample Autocorrelations Function (SACF) والارتباط الذاتي الجزئي Sample Partial Autocorrelations Function (SPACF) المقدرتين من العينة. تبدأ هذه المرحلة بفحص استقرارية السلسلة المدروسة عن طريق رسم الدالة SACF، فإذا بدت معاملات الارتباط الذاتي تتناقص ببطء مع تزايد حجم الفجوة الزمنية دل ذلك على عدم استقرارية السلسلة وتحتاج لأخذ عدد محدد من الفروق d، وغالباً ما يكون أخذ فرقتين للسلسلة كحد أقصى كاف حتى تتحقق صفة الاستقرارية، وكما سنرى لاحقاً ستكون الاختبارات النظامية كاختبار ADF مفيدة في هذه المرحلة لتوصيف وفحص حالة الاستقرارية. وبعد تحديد عدد الفروق اللازمة للسلسلة ننقل إلى تحديد الرتب p,q الملائمة من خلال مقارنة دالة معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي المقدر من العينة مع مقابلاتها النظرية (ENDERS, 2015, P. 66). وتكون الرتب p,q في هذه المرحلة مؤقتة ومعرضة للاستبدال في المراحل اللاحقة.

وفي بعض الأحيان قد لا يساعدنا الفحص النظري لـ SACF و SPACF في تحديد الرتب p و q خاصة في حالة النماذج المختلطة ARMA، ولذلك من المفيد الاستعانة باختبارات معيار المعلومات Information Criteria (IC) لتحديد الرتب المناسبة، وأشهرها معيار أكاي (AIC) ومعيار شوارتز (Schwarz) (BIC). تحقق هذه الاختبارات توازن بين جودة المطابقة داخل العينة وقوة التنبؤ خارج العينة (GUIDOLIN and PEDIO, 2018)، فتعمل على تقليل مجموع مربعات البواقي للنموذج المقدر بضمان أقل عدد ممكن من المعلمات أي الحصول على نموذج شحيح. ويفضل استخدام هذه الاختبارات كمرشد متمم للفحص النظري لـ SACF و SPACF في عملية اختيار النموذج المؤقت وعدم الاعتماد عليها بشكل مستقل. ويتم اختيار النموذج ARMA(p,q) الذي يحقق أدنى قيمة لمعيار المعلومات المقابل له، وتعطى بالعلاقة:

$$BIC = T \ln \left(\sum \varepsilon_i^2 \right) + n \ln(T) \quad (4)$$

$$AIC = T \ln \left(\sum \varepsilon_i^2 \right) + 2n \quad (5)$$

n : عدد المعلمات المقدرة (ثابت $p+q$), T : عدد المشاهدات، ϵ_i : بواقي النموذج. (ENDERS, 2015)

2-3-2- تقدير النموذج Model Estimation

تأتي هذه المرحلة كخطوة لاحقة لمرحلة تشكيل النموذج المؤقت، وعادة يتم تقدير معلمات النموذج بأبي من طريقتي الإمكانية العظمى Maximum-Likelihood أو المربعات الصغرى الشرطية Conditional Least Square، ويمكن الاسترشاد بالقواعد الآتية عند تقدير نماذج ARMA: (YAFFEE, 1999)

- الأفضلية لطريقة المربعات الصغرى الشرطية على طريقة الإمكانية العظمى عند التعامل مع عينات بيانات أصغر.
 - أما في العينات الكبيرة تعطي طريقة الإمكانية العظمى تقديرات أكثر دقة من طريقة مربعات الصغرى الشرطية.
- بعد الحصول على النموذج المقدر يجب التأكد من معنوية كل حدود MA و AR وغيرها من الحدود المحددة المدرجة في النموذج، بالإضافة إلى تحقق شروط الانعكاسية في حدود MA والاستقرارية في حدود AR.

2-3-3- تشخيص (فحص) النموذج Diagnostic Checking

تهدف هذه المرحلة إلى اختبار كفاية النموذج المقدر وجودة مطابقته. ويرتبط تشخيص النموذج مع مرحلة التعريف من خلال أمرين، الأول: القيام بإعادة عملية تعريف النموذج في حال عدم تحقق معايير الكفاية، والثاني: توضح لنا هذه المرحلة الكيفية التي يجب أن نعيد بها صياغة نموذج غير كافٍ. وإذا كان النموذج المفترض في مرحلة التعريف مناسب فيجب ألا يحتوي تابع الارتباط الذاتي للبواقي أية بنية تحتاج لتعريف وبذلك يحقق خصائص الضجة البيضاء. وتتحقق عملية التشخيص من خلال اختبارات تحليل البواقي الآتية:

- أ- استقرارية البواقي: يتم التأكد أولاً من أن بواقي النموذج مستقرة عن طريق اختبار ADF المعتاد وهنا يتم اختبار النموذج الأول من نماذج Dickey-Fuller أي بدون اتجاه أو ثابت وذلك لأن البواقي ستكون متأرجحة حول القيمة صفر في حال إدخال المتوسط كحد ثابت في النموذج الأصلي المراد اختباره كما هي الحال في سلسلة إنتاج الحليب المدروسة.
- ب- اختبار استقلالية البواقي: عند ملاحظة معاملات الارتباط الذاتي للبواقي بشكل فردي يجب أن تقع جميعها ضمن حدود ثقة 95%، وألا يكون أكثر من 5% من المعاملات تختلف إحصائياً عن الصفر. والأفضل هو الفحص المشترك لمجموعة من معاملات الارتباط الذاتي من خلال اختبار Ljung-Box (Q-Statistic) الذي يختبر مساواة مجموعة معينة من المعاملات للصفر أي يختبر فرضية العدم: استقلالية بواقي النموذج محققة.

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2}{T-j} \quad (6)$$

ρ_j : معامل الارتباط عند الفجوة j ، T : عدد المشاهدات. تخضع الإحصائية Q_{LB} لتوزيع χ^2 بدرجات حرية مساوية لعدد الارتباطات الذاتية k . ويفضل استخدام اختبار Ljung-Box عند التعامل مع عينات صغيرة نسبياً. (GUIDOLIN and PEDIO, 2018)

ج- اختبار ثبات تباين البواقي: يتم التأكد من ثبات تباين البواقي بواسطة اختبار Lagrange ARCH-LM Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Multiplier.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0 \quad \text{وتكون فرضية العدم لهذا الاختبار:}$$

$$\epsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_k \epsilon_{t-k}^2 + \epsilon_t \quad (7)$$

وفقاً لفرضية العدم إن إحصائية الاختبار المحسوبة TR^2 تخضع لتوزيع χ^2 بـ l درجات حرية، R^2 معامل التحديد T حجم العينة. ويتم رفض فرضية العدم التي تنص على أن ثبات تباين البواقي محقق إذا كانت إحصائية الاختبار TR^2 كبيرة بشكل كاف. (VOGLVANG, 2005, P. 195)

د- التوزيع الطبيعي للبواقي: يستخدم اختبار Jarque-Bera (JB) للتحقق من أن بواقي النموذج تتوزع بشكل طبيعي وعادةً يكون وجود قيم شاذة في البواقي سبباً لانحرافها عن التوزيع الطبيعي. ويخضع اختبار JB لتوزيع χ^2 بدرجة حرية، ويختبر فرضية أن البواقي تتوزع طبيعياً. (KIRCHGÄSSNER and WOLTERS, 2007)

$$JB = \frac{T - m}{6} \left(\bar{S}^2 + \frac{1}{4}(\bar{K} - 3)^2 \right) \quad (8)$$

T حجم العينة، m عدد المعلمات المقدرة، \bar{S} معامل الالتواء، \bar{K} معامل التفلطح.

2-4- التنبؤ:

إن الهدف النهائي للمنهجية هو وضع تنبؤات مستقبلية تحقق أفضل قدر ممكن من الدقة، والنموذج الذي يجتاز بنجاح جميع المراحل والاختبارات السابقة يكون مؤهلاً لعملية التنبؤ، وتتم المفاضلة بين النماذج التي اجتازت المراحل السابقة عن طريق انتقاء النموذج الذي يحقق أدنى قيمة لكل من جذر متوسط مربعات الأخطاء Root-Mean-Squared Error (RMSE)، والقيمة المطلقة لمتوسط الأخطاء Mean-Absolute Error (MAE).

النتائج والمناقشة:

يعرض الجدول (1) البيانات السنوية لإنتاج الحليب البقري في محافظة طرطوس للسنوات 1988-2018، بحجم عينة 31 مشاهدة والممثلة بيانياً في الشكل (1).

جدول رقم (1): بيانات الإنتاج السنوي لحليب الأبقار في محافظة طرطوس/الواحدة: طن

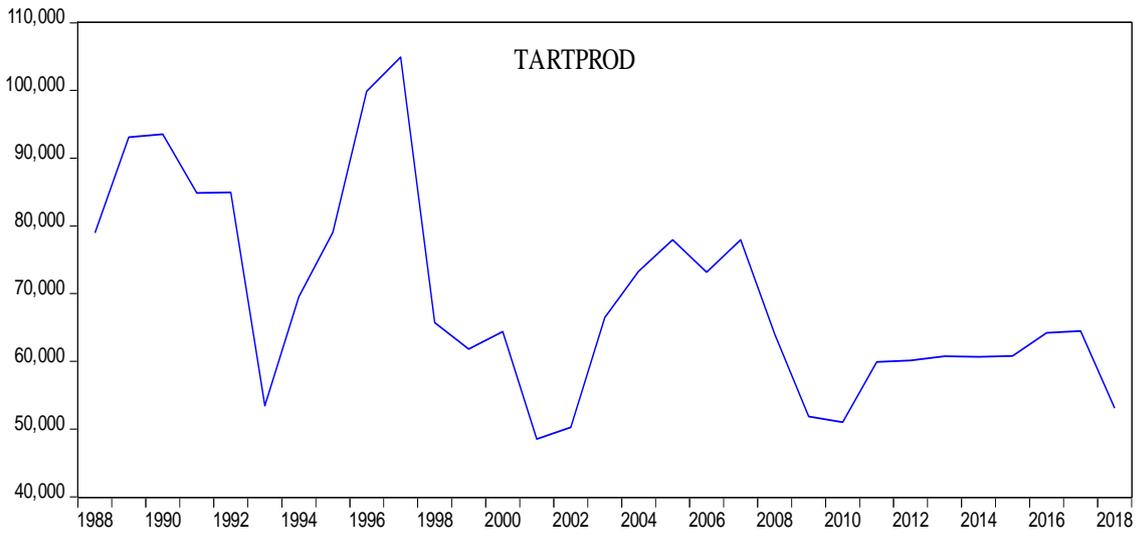
العام	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
الإنتاج	78952	93092	93548	84876	84962	53432	69528	79072	99867
العام	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
الإنتاج	104913	65708	61835	64389	48525	50272	66468	73274	77962
العام	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
الإنتاج	73176	77966	64036	51868	51027	59933	60150	60735	60688
العام	2015	2016	2017	2018					
الإنتاج	60802	64192	64483	53073					

المصدر: المجموعات الإحصائية الزراعية للأعوام 1988-2018، وزارة الزراعة والإصلاح الزراعي.

1- مرحلة تعريف النموذج:

يفيد رسم نقاط الانتشار في فحص استقرارية السلسلة والتعرف على حالة نموها، ويبدو من الشكل (1) أن سلسلة الإنتاج المرّمز لها بـ (TARTPROD) مستقرة، ولكن إن تطور السلسلة مع الزمن غير واضح تماماً ونستطيع أن نحصن أنها تتأرجح باستقرار إما حول متوسط محدد أو حول اتجاه هابط فلذلك لا داعٍ لأخذ اللوغاريتم لتثبيت التباين

حيث أنه ثابت، أما حالة الاتجاه فهي غير معروفة تماماً وهذا ما سننطلق منه عند تطبيق اختبار ADF باستخدام استراتيجية (ELDER and KENNEDY, 2001).



شكل رقم (1): السلسلة الزمنية الأصلية لإنتاج الحليب البقري في محافظة طرطوس

وبفحص الـ Correlogram في الشكل (2) يبين أيضاً أن السلسلة مستقرة حيث نلاحظ هبوط سريع في معاملات SACF و PSACF بعد الفجوة الزمنية الأولى وهنا نقترح النموذج المؤقت من النوع ARMA(1,1) نظراً لوجود بروزين معنويين عند الفجوة الأولى.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.614	0.614	12.871	0.000
		2	0.228	-0.240	14.709	0.001
		3	-0.020	-0.080	14.724	0.002
		4	-0.146	-0.071	15.534	0.004
		5	-0.034	0.206	15.580	0.008
		6	0.118	0.075	16.154	0.013
		7	0.296	0.219	19.901	0.006
		8	0.366	0.070	25.865	0.001
		9	0.181	-0.165	27.397	0.001
		10	0.023	0.044	27.423	0.002
		11	-0.088	-0.023	27.816	0.003
		12	-0.207	-0.183	30.123	0.003
		13	-0.219	-0.118	32.855	0.002
		14	-0.118	0.032	33.697	0.002
		15	0.021	0.007	33.726	0.004
		16	0.076	-0.057	34.125	0.005

شكل رقم (2): دالة SPACF SACF لسلسلة إنتاج الحليب، المصدر: حسبت من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

ولكن غالباً يكون الفحص النظري للدوال SACF و SPACF غير كاف لتحديد استقرار السلسلة وقد لا يساعد على كشف مركبة اتجاه محدد كامنة ضمن السلسلة، لذلك سنستعين باختبار ADF لجذر الوحدة منطلقين من الاستراتيجية التي اقترحها (ELDER and KENNEDY, 2001) عندما تكون حالة الاتجاه غير معروفة. فاقترح البدء بتقدير النموذج الثالث لـ Dickey and Fuller لفحص وجود جذر الوحدة ومن ثم الكشف عن وجود اتجاه محدد وتم إجراء الاختبار عند مستوى دلالة 5%، كما هو موضح في الجدول رقم (2).

جدول رقم (2): نتائج اختبار ADF لسلسلة إنتاج الحليب.

الاختبار الهدف	قيمة t المحسوبة	t الجدولية لتوزيع ديكي فولر (5%)	Prob.	النتيجة
جذر الوحدة	-3.89	-3.57	0.025	معنوي
معلمة الاتجاه	قيمة المعلمة	t الجدولية لتوزيع ستيودنت (5%)	Prob.	النتيجة
@TREND("1988")	-673.9	-2.23	0.035	معنوي

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

تبين نتائج اختبار ADF أن قيمة t المحسوبة (-3.89) أصغر من القيمة الجدولية لتوزيع ديكي فولر (-3.57) عند مستوى دلالة 5% وبذلك نرفض فرضية العدم ونقول أن السلسلة الزمنية مستقرة ولذلك لا نحتاج لأخذ فروق السلسلة وتكون متكاملة من الرتبة صفر أي $d = 0$ ، وهنا يمكننا اختبار معنوية الاتجاه وفقاً لتوزيع ستيودنت المعتاد بما أن النتيجة لصالح الاستقرار، ومن الجدول (2) نجد أن القيمة الاحتمالية $Prob. = 0.035$ لمعلمة الاتجاه السالبة أصغر من مستوى الدلالة 0.05 أي أن الاتجاه معنوي وهنا نتوقف عن إجراء اختبارات أخرى، وبذلك تكون سلسلة إنتاج الحليب بحالتها الأصلية لا تحوي على جذر الوحدة ومستقرة حول اتجاه محدد هابط، وهنا نرفض الفرضية الأولى من فرضيات البحث التي تقول بعدم استقرار سلسلة إنتاج الحليب ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على أن سلسلة إنتاج الحليب لا تحوي جذر الوحدة ومستقرة حول اتجاه محدد.

2- مرحلة تقدير النموذج:

سنقوم بتقدير مجموعة من النماذج التجريبية مع إدخال حدي الاتجاه والثابت وفقاً لنتائج اختبار ADF لتحديد ماهي الرتب ARMA الملائمة للسلسلة وسيتم التقدير بطريقة المربعات الصغرى الشرطية. يعرض الجدول رقم (3) تلخيص لعمليتي التعريف والتقدير وتم ذلك وفق مجموعة من الخطوات التكرارية تخللت هاتين المرحلتين، ويبين الجدول نتائج ثمانية نماذج تم تقديرها وتقييمها بناءً على مخرجات برنامج Eviews10 ونترك أمر التحقق ومراجعة تفاصيل مخرجات النماذج الثمانية للقارئ لعدم إمكانية عرض جميع النتائج لضيق مساحة العمل، وتم الاكتفاء بعرض نتائج النموذج النهائي الأمثل لاحقاً في الجدول رقم (5).

جدول رقم (3): النماذج التجريبية لتمثيل عملية إنتاج حليب الأبقار في طرطوس في مرحلتى التعريف والتقدير

رقم	النموذج	AIC	BIC	تقييم المعلمات	الانعكاسية
1	ARMA(1,0) + اتجاه +	21.61	21.75	معنوية	محقة
2	ARMA(0,1) + اتجاه +	21.48	21.62	معنوية	محقة
3	ARMA(1,1) + اتجاه +	21.57	21.76	ليست معنوية	محقة
4	ARMA(0,2) + اتجاه +	21.54	21.73	ليست معنوية	محقة
5	ARMA(2,0) + اتجاه +	21.51	21.70	معنوية	محقة
6	ARMA(2,1) + اتجاه +	20.67	20.91	معنوية	غير محقة
7	ARMA(1,2) + اتجاه +	21.33	21.56	ليست معنوية	محقة
8	ARMA(2,2) + اتجاه +	21.23	21.52	ليست معنوية	محقة

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

يتضح من الجدول رقم (3) أن أقل قيمة لمعيارى AIC و BIC هي 21.23 و 21.52 على الترتيب وتقابلان النموذج ARMA(2,2) ولكن معلماته غير معنوية، ولذلك ننتقل إلى النموذج ARMA(1,2) المقابل لثاني أدنى قيمة للمعيارين ونتحقق من معنويته وتحقيقه لشروط الانعكاسية فنجد أن معلماته أيضاً غير معنوية وهكذا نستمر لباقي النماذج، فنلاحظ أن النماذج الثاني والخامس والأول كانت فقط ذات معلمات معنوية ومحققة لشروط الانعكاسية، حيث لا فائدة من اختيار نموذج له قيمة دنيا لـ AIC و BIC وتبين فيما بعد أنه يحتوي معلمات غير معنوية أو حدود غير قابلة للانعكاس، وبناءً على معياري المعلومات ترتيبها ترتيباً تنازلياً بدءاً من الأفضل: الثاني، الخامس، الأول ويليهما النموذج السادس. وهنا نقوم بمفاضلة النماذج وفقاً لقيم RMSE و MAE كما هو موضح في الجدول رقم (4) وذلك من أجل تقدير معلمات النموذج النهائي.

3- مرحلة تشخيص النموذج:

سنقوم في هذه المرحلة بفحص بواقي النماذج الثلاثة التي اجتازت المرحلتين السابقتين للتأكد من أنها تحقق خصائص عملية الضجة البيضاء، ويتم ذلك من خلال اختبارات تحليل البواقي كما هو موضح في الجدول (4).

جدول رقم (4): اختبارات التشخيص للنماذج التي اجتازت مرحلتي التعريف والتقدير

النموذج	النموذج المقترح	استقلالية البواقي	تباين البواقي	التوزيع الطبيعي	RMSE	MAE
1	ARMA(1,0) + اتجاه + ثابت	غير محقق	محقق	محقق	12242.28	9370.82
2	ARMA(0,1) + اتجاه + ثابت	غير محقق	محقق	محقق	11937.09	9067.8
5	ARMA(2,0) + اتجاه + ثابت	محقق	محقق	محقق	11807.52	8872.8

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

نلاحظ من الجدول (4) أن النموذج ARMA(2,0) قد نجح في جميع اختبارات التشخيص وتشير قيم المعيارين RMSE و MAE إلى مقدار الدقة التنبؤية للنموذج وهي 11807.52 و 8872.8 على الترتيب، لذلك يمكننا أن نعتمد هذا النموذج لتقدير معلماته قبل البدء بمرحلة التشخيص النهائية كما هو موضح في الجدول رقم (5).

جدول رقم (5): نتائج تقدير المربعات الصغرى الشرطية للنموذج ARMA(2,0)

المتغير	المعاملات	الانحراف المعياري	الإحصاءة t	الاحتمال
C	82605.78	5797.607	14.24825	0.0000
@TREN D	-917.9200	323.0748	-2.841200	0.0088
AR(1)	0.643798	0.181424	3.548575	0.0016
AR(2)	-0.377961	0.182497	-2.071048	0.0488

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

بناءً على نتائج التقدير يمكن كتابة النموذج النهائي على الشكل الآتي:

$$y_t = 82605.78 - 917.92 t + 0.64 AR(1) - 0.38 AR(2)$$

وهنا نرفض الفرضية الثانية من فرضيات البحث القائلة بعدم إمكانية وضع نموذج أمثل لإنتاج الحليب باستخدام منهجية بوكس - جينكنز .

ويتبين من النموذج المقترح أن كمية إنتاج الحليب y_t في محافظة طرطوس في أي سنة t من السنوات ترتبط وتتأثر بمقدار الكميات المنتجة في سنتين متتاليتين تسبقانها مباشرة وفق الاتجاه المحدد. ويظهر لنا الجدول رقم (6) نتائج الفحص النهائي للنموذج الذي قمنا بتقدير معالمته.

جدول رقم (6): نتائج اختبارات التشخيص للنموذج ARMA(2,0)

النتيجة	Probability	فرضية العدم	الاختبار المستخدم	طبيعة الاختبار
رفض فرضية العدم	$0.00 \leq 0.05$	غير مستقرة	ADF	استقرارية البواقي
قبول فرضية العدم	$0.45 \geq 0.05$	البواقي مستقلة	Ljung-Box	استقلالية البواقي
قبول فرضية العدم	$0.63 \geq 0.05$	التباين ثابت	ARCH-LM	ثبات التباين
قبول فرضية العدم	$0.18 \geq 0.05$	توزيع البواقي طبيعي	Jarque-Bera (JB)	التوزيع الطبيعي

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

وحسب معطيات الجدول رقم (6) الخاصة بتحليل بواقي النموذج ARMA(2,0) مع اتجاه محدد وحد ثابت والموضحة في الشكل البياني رقم (3) نلاحظ ما يأتي:

أ- وفقاً لاختبار ADF المطبق على النموذج الأول $\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \sum^K \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t$ بلا اتجاه أو ثابت، نجد أن قيمة الاحتمال 0.00 أصغر من 0.05، وبذلك نرفض وجود جذر الوحدة في البواقي إذاً هي مستقرة.

ب- وبناءً على اختبار Ljung-Box نجد أن قيمة الاحتمال المقابلة للفجوات الاثني عشر الأولى المشتركة 0.45 أكبر من 0.05، لذلك نقبل فرضية العدم التي تقول بأن البواقي مستقلة، وبالنظر إلى نقاط انتشار البواقي في الشكل رقم (3) نلاحظ أنها تتأرجح صعوداً وهبوطاً حول الصفر وهذا مما يؤكد أيضاً على استقلاليتها.

ج- ومن خلال اختبار ARCH نجد أن القيمة الاحتمالية لاختبار Chi-Square تساوي 0.63 وهي أكبر من 0.05، وبذلك نقبل فرضية أن تباين البواقي ثابت.

د- وقد بيّنت نتائج اختبار Jarque-Bera أن القيمة الاحتمالية تساوي 0.18 وهي أكبر من 0.05، أي نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي وبذلك تكون متماثلة التوزيع حول متوسط = الصفر. وهذا يدل على عدم وجود قيم شاذة تشوّه التوزيع وهذا يتضح أيضاً بملاحظة رسم البواقي في الشكل رقم (3).

4- التنبؤ:

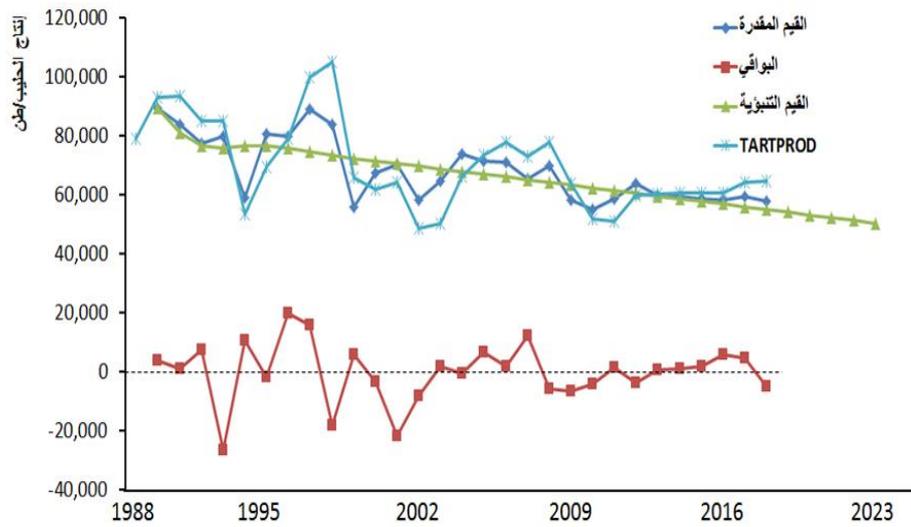
من خلال النموذج المقترح تم التنبؤ لخمسة أعوام مستقبلية متتالية كما هو موضح في الجدول (7) والشكل رقم (3).

جدول رقم (7): قيم التنبؤ لإنتاج حليب الأبقار في طرطوس للأعوام الخمسة القادمة

العام	2019	2020	2021	2022	2023
كمية حليب الأبقار المنتبأ بها	طن 54150	طن 53232	طن 52314	طن 51396	طن 50478
التغيرات النسبية (سنة الأساس 2018)	+2.03%	+0.3%	-1.43%	-3.16%	-4.89%

المصدر: حسب من قبل الباحث باستخدام برنامج Eviews10.

يبين الشكل رقم (3) القيم المقدرة للنموذج المقترح والبواقي الناتجة منه والقيم التنبؤية التي حصلنا عليها.



شكل رقم (3): السلسلة الأصلية والقيم التنبؤية حسب النموذج النهائي

المصدر: صُمم من قبل الباحث باستخدام برنامجي Eviews10 و Excel 2010.

النتائج و المناقشة:

- 1- تبين من خلال هذه الدراسة أن سلسلة إنتاج الحليب في محافظة طرطوس لا تحتوي على جذر وحدة، أي أن الصدمات العشوائية ليس لها تأثير دائم على إنتاج الحليب.
- 2- إن سلسلة إنتاج الحليب مستقرة حول اتجاه محدد أخذ بالهبوط خلال فترة الدراسة.
- 3- يتناقص إنتاج الحليب في محافظة طرطوس مع مرور الزمن بمعامل انحدار سلبي.
- 4- تم بناء النموذج $ARMA(2,0)$ مع اتجاه محدد وثابت وأخذ كأفضل نموذج يمثل سلسلة إنتاج الحليب من بين النماذج المقترحة وذلك بعد أن تجاوز جميع الاختبارات التشخيصية بنجاح.
- 4- بينت نتائج التنبؤ أن الإنتاج مستمر بالإنخفاض في السنوات القليلة المقبلة أيضاً وسيبلغ 50478 طن عام 2023 وبمعدل تناقص سنوي قدره 4.89% باعتبار عام 2018 سنة الأساس.

الاستنتاجات والتوصيات:

بناءً على النتائج المستخلصة نقترح ما يلي:

- 1- العمل على زيادة الاهتمام بقطاع الألبان في محافظة طرطوس وتشجيع تربية الأبقار فيها من خلال تقديم القروض والتسهيلات المادية للمربين وتأمين الأعلاف ذات الجودة والكفاءة الغذائية العالية.
- 2- استغلال السهول الخضراء الغزيرة الأمطار والمعتدلة الحرارة لإنشاء مزارع أبقار ذات إنتاج مكثف وربطها بمعامل لتصنيع المشتقات اللبنية.
- 3- إيجاد خطط حكومية لدعم منتجات الحليب من خلال آليات تسعير مناسبة وتبني مهمة شراء الإنتاج كاملاً من المزارعين بأسعار مشجعة.
- 4- المثابرة على إقامة ندوات وورشات عمل لتوعية المزارعين بأهمية هذه المهنة وتوجيههم إلى نمط الزراعة المختلطة عن طريق تربية الأبقار والحيوانات الحلوب الأخرى إلى جانب مهنة الزراعة.
- 5 - تطبيق الأساليب والمنهجيات الإحصائية الحديثة في عملية الإدارة والتخطيط للقطاع الزراعي والحيواني في سورية.
- 6- نوصي بإجراء أبحاث إضافية مكتملة لهذا البحث لمعرفة المتغيرات التي سببت هذا الانخفاض من خلال الأساليب الإحصائية السببية كالانحدار المتعدد ونماذج VAR.

References:

Books:

- AL-ACHOUCH, A.; ARBID, A. *Econometrics*. Tishreen University, Syria, 2015, 599.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Fourth Edition. John Wiley & Sons, New York, 2015, 485.
- GUIDOLIN, M; PEDIO, M. *Essential of Time Series for Financial Application*. Elsevier, United States, 2018,417.
- KIRCHGÄSSNER, G.; WOLTERS, J. *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer, Berlin, 2007, 274.
- MONTGOMERY, D, C.; JENNINGS, C, L.; KULAHCI, M. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting*. Second Edition, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey, 2015, 643.
- PEÑA, D.; TIAO, G, C.; TSAY, R, S. *A Course in Time Series Analysis*. John Wiley & Sons, New York, 2001, 460.
- VOGELVANG, B. *Econometrics Theory and Applications with Eviews*. Person Education, England, 2005, 363.
- YAFFEE, Y, A. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Application of SAS and SPSS*. Academic Press, New York, 1999, 582.

Researches & Working papers:

- AKTER, S.; RAHMAN, S. *Agribusiness Forecasting with Univariate Time Series Modelling Techniques: The Case of a Dairy Cooperative in the UK*. Journal of Farm Management, Vol. 13, N^o. 11, 2010, 747-764.

DESHUMUKH, S.; PARAMASIVAM, R. *Forecasting of Milk Production In India with ARIMA and VAR Time Series Models*. Asian Journal of Dairy and Food Research Vol.35, N°. 1, 2016, 17-22.

ELDER, J; KENNEDY, P, E. *Testing for Unit Roots: What Should Students Be Taught?*. Journal of Economic Education, Vol. 32, 2001,137–146.

HACKER, R, S. *The Effectiveness of Information Criteria in Determining Unit Root and Trend Stratus*. CESIS Working Paper N°. 213, The Royal Institute of Technology Sweden, 2010, 1-33.

LOHANO, H, D; SOOMRO, F, M. *Unit Root Test and Forecast of Milk Production in Pakistan*. International Journal of Dairy Sciences, Pakistan, Vol.1, N°. 1, 2006, 63-69.

SÁNCHEZ, L; CABANAS, G; ABAD, Y; TERRES, V. *Use of ARIMA for Predicting Production. Case Study in UBPC "Maniabo", Las Tunas*. Cuban Journal of Agricultural Science, Cuba, Vol.48, N°.3, 2014, 213-218.

WOLTERS, J.; HASSLER, U. *Unit Root Testing*. Working Paper N°.23, Free University Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften. Germany,2005, 0-14.

Reports:

Arab organization for agricultural development, 1995, *The National Conference About Dairy Production by Small Producers in the Arab Countries*. Morocco.

FAO. 2017, *Counting the cost: Agriculture in Syria after Six Years of Crisis*.

Statistics:

Annual Statistical Data. Agricultural Department in Tartous, 2014.

Annual Agricultural Statistics for Years (1988-2018). Ministry of Agriculture & Agrarian Reform, Department of Statistics, Syria.

Population Status Survey, 2014. Central Statistics Bureau, Syria.