

ADDRESSING SEASONAL VARIATIONS TO PREDICT CONSUMER PRICES OF RED MEAT

WAFAA A. M. EID

Cent. Lab. For Design & Stat. Res., ARC, Egypt.

(Manuscript received 5 December 2017)

Abstract

The study aims to calculate the seasonal index of the prices of red meat (Sheep meat (Dani), Buffalo meat (Jamousi) and Cow meat (Kunduz) during the period (2008-2016) to be used as a guide in decision making of production and consumption and developing the agricultural economic policies. The study used the methodology of Box-Jenkins to predict monthly red meat prices. It was found that the optimal model is [ARIMA (1.0.1) S (1,1,1)] for buffalo meat, and the best model for monthly prices model for cow meat (Kunduz) is [0,1,2] S (2,0,2)] and the best model for forecasting monthly prices of sheep meat (Dani) is (ARIMA) (0,1,2) S (1.0,0)]. Also, the demand of consumers to buy meat is in October and November during the national holidays and that there is convergence between predictive values and actual values. The study recommends using these models to predict the monthly prices of red meat (Jamousi, Kunduz and Dani).

معالجة التغيرات الموسمية للتنبؤ بأسعار المستهلك للحوم الحمراء

وفاء أبو بكر محمد عيد

المعمل المركزي لبحوث التصميم والتحليل الإحصائي _ مركز البحوث الزراعية

الملخص

يستهدف البحث حساب الدليل الموسمي لأسعار اللحوم الحمراء (الضاني، الجاموسي والكندوز) خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦) للاسترشاد بها في اتخاذ القرارات الإنتاجية والاستهلاكية ووضع السياسات الاقتصادية الزراعية، واستخدم البحث منهجية *Box-Jenkins* للتنبؤ بأسعار اللحوم الحمراء الشهرية وتبين أن النموذج الأمثل هو $ARIMA(1,0,1)$ [$ARIMA(1,0,1)$] للحوم الجاموسي، وأفضل نموذج لأسعار لحوم الكندوز الشهرية $ARIMA(0,1,2)$ [$ARIMA(0,1,2)$] وأفضل نموذج للتنبؤ بأسعار اللحوم الضاني الشهري $ARIMA(0,1,2)$ [$ARIMA(0,1,2)$]، كما تبين إقبال المستهلكين علي شراء اللحوم خلال شهري أكتوبر ونوفمبر في فترة الأعياد القومية وان هناك تقارب إلي حد ما بين القيم التنبؤية والقيم الفعلية، وتوصي الدراسة باستخدام هذه النماذج في التنبؤ بالأسعار الشهرية للحوم الحمراء (الضاني، الجاموسي والكندوز).

مقدمة

يعد التنبؤ بالسلوك المستقبلي للسلاسل الزمنية من الموضوعات المهمة في العلوم الإحصائية وذلك للحاجة إليه في مجالات الحياة جميعاً مثل التنبؤ بأسعار اللحوم الحمراء حيث تعتبر اللحوم مصدراً هاماً ورئيسياً لتوفير البروتين الحيواني اللازم لغذاء الإنسان في مصر، ومع تزايد أعداد السكان فقد ازداد الطلب عليها بدرجة تفوق الإنتاج المحلي منها، الأمر الذي ترتب عليه انخفاض نسبة الاكتفاء الذاتي منها واستمرار ارتفاع أسعارها بدرجة كبيرة رغم وجود بدائل عديدة لها سواء من أنواع اللحوم المحلية أو المستوردة وقد أدى هذا الأمر إلي استمرار ارتفاع أسعار اللحوم بدرجة كبيرة لا تتناسب مع دخول المستهلكين في مصر الأمر الذي ترتب عليه انخفاض نصيب الفرد من اللحوم الحمراء في مصر ليصل إلي نحو ١٠،٤ كجم/ سنة كمتوسط للفترة (٢٠١٣ - ٢٠١٥) وهو ما يعتبر منخفض مقارنة بمتوسط نصيب الفرد خلال الفترة (٢٠١١ - ٢٠١٣) الذي بلغ نحو ١٥ كجم/ سنة، حيث ارتفع سعر الكيلو من الضاني بلدي إلي نحو ١١٥ جنيه بدلاً من ٧٥ جنيه عام ٢٠١٣، و ١١٤ جنيه للجاموسي صغير السن عام ٢٠١٦ بدلاً من ٧١ جنيه عام ٢٠١٣، بينما يبلغ نحو ١١٤ جنيه للكندوز عام ٢٠١٦ بدلاً من ٧٢ جنيه عام ٢٠١٣.^١

^١ وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، الميزان الغذائي، أعداد مختلفة.

مشكلة البحث

تفتقر التحليلات الإحصائية للسلاسل الزمنية لأسعار استهلاك اللحوم الحمراء إلى الدقة نظراً لما تتضمنه من تشوهات ناتجة عن التغيرات الموسمية أو الاتجاهية أو الدورية فضلاً عما تتضمنه من مشكلات في التحليل مثل الارتباط الذاتي بين البواقي مما يؤثر سلباً على درجة استقرار السلسلة الزمنية، ومن ثم تحرف مستويات الدقة في التنبؤ بأسعار المستهلك عن مسارها الصحيح ليصبح التنبؤ بها غير دقيق وهو ما يؤثر على قرارات متخذي القرار ورسم سياسات الإنتاج والاستهلاك بصورة يصعب معها وضع الخطط المستقبلية لضمان استقرار أسعار اللحوم الحمراء خلال شهور السنة.

هدف البحث

١. حساب الدليل الموسمي لأسعار اللحوم الحمراء للاسترشاد بها في اتخاذ القرارات الإنتاجية والاستهلاكية التي قد تساعد واضعي السياسات الاقتصادية الزراعية.
٢. إزالة اثر التغيرات الاتجاهية *Trend* والموسمية *Seasonal* والارتباط الذاتي بين البواقي *Autocorrelation* للوصول إلى سلسلة زمنية مستقرة باستخدام منهجية *Box-Jenkins* لتساعد متخذي القرار في رسم السياسات ووضع الخطط المستقبلية لضمان استقرار الأسعار على مدار شهور السنة.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات

تعددت أساليب التحليل الإحصائي المستخدمة في البحث، حيث استخدم أسلوب الانحدار الخطي البسيط لتقدير معادلات الاتجاه العام، والاعتماد على نماذج التنبؤ *(ARIMA)* وهي لنماذج تكامل الانحدار الذاتي _ الوسط المتحرك " *Auto Regressive Integrated Moving Average* " الذي يعرف بنموذج بوكس- جينكيز *Box-Jenkins* وقد استخدمت بعض المعايير الإحصائية لاختيار النموذج المناسب مثل *Akaike Information Criterion (AIC)* ومعيار *Schwarz Information Criterion (SIC)*، ومعيار *Quinn – Hannan* ومعيار *Log – Likelihood* كما طبقت بعض الاختبارات على السلسلة الزمنية مثل *Augmented Dickey Fuller (ADF)* و *Normality Test* وذلك لاستبعاد اثر التغيرات الموسمية والاتجاهية والارتباط الذاتي بين البواقي، كما تم الاعتماد على البيانات المنشورة وغير المنشورة من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء شهرياً من (٢٠٠٨-٢٠١٦).

توصيف نموذج *(ARIMA)* للتنبؤ بأسعار التجزئة للحوم (الضاني، الجاموسي والكندوز)^٢

تحليل السلاسل الزمنية باستخدام نموذج *(ARIMA)* ذو المتغير الواحد، ويسمي هذا الأسلوب في التحليل بأسلوب بوكس- جنكنز، ويعتمد هذا الأسلوب على استخراج التغيرات المتوقعة للبيانات

¹ Box, G. and Jenkins, G., (1976) "Time Series Analysis: Forecasting and Control", San Francisco. Calif, Holden- Day, U.S.A.

² Brock Well , P.J. and Davis , R.A. (1991) , " Time Series Theory and Methods " ,2nd ed , Springer Verlag New York Inc , New York.

المشاهدة، وتتجزأ السلسلة الزمنية الي عدة مكونات أو عناصر تسمى ثلاثة مرشحات¹ خطية هي مرشح السكون (المتكامل) "Integrated Filter"، مرشح الانحدار الذاتي "Autoregressive Filter"، ومرشح المتوسطات المتحركة "Moving Average Filter" هو نموذج يعتمد كلية علي القيم الزمنية فقط للمتغير في التنبؤ ومن ثم يمكن تطبيقه علي أي متغير يتوفر عنه سلسلة زمنية طويلة نسبياً، وعلي الرغم من وجود برامج جاهزة للتنبؤ باستخدام هذا الأسلوب إلا أن التعرف علي الشروط اللازمة لتطبيقه بطريقة صحيحة تضمن الحصول علي أفضل التقديرات. ويتضمن نموذج (ARIMA)²

ثلاث مرشحات

الأولي: مرشح السكون (المتكامل) (I) Integrated Filter

تحويل البيانات الغير ساكنة إلي بيانات ساكنة وذلك باستخدام اختبار جذر الوحدة Unit root tests ومن أهم اختبارات التي تستخدم في جزر الوحدة اختبار (Augmented Dickey Fuller (ADF).
الثانية: مرشح الانحدار ذاتي (AR) Autoregressive process.

يعني أن المتغير التابع (Yt) في معادلة الانحدار الذاتي يكون دالة للقيم السابقة لهذا المتغير كما يلي:

$$Y_t = F(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$$

حيث: F = دالة. Yt = المتغير المراد التنبؤ بقيمته. P = عدد القيم السابقة المستخدمة.

الثالثة: مرشح المتوسطات المتحركة (MA) Moving Average.

وتكون عن طريق جعل المتغير التابع (Yt) دالة للقيم السابقة لحد الخطأ Error Term كما يلي:

$$Y_t = F(E_{t-1}, E_{t-2}, \dots, E_{t-q})$$

حيث: F = دالة. Et هو حد الخطأ المصاحب. q عدد القيم السابقة المستخدمة.

ولتكوين نموذج (ARIMA) من المعادلتين السابقتين يكون شكل المعادلة كما يلي:

$$Y_t = B0 + \theta 1 Y_{t-1} + \theta 2 Y_{t-2} + \dots + E \theta_{t-p} - \varepsilon_t - E \varphi_{t-2}, \dots E \varphi a \varepsilon_{t-a}$$

حيث: θ, φ هي

Autoregressive

Moving Average

معاملات الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة علي الترتيب، وقبل تطبيق المعادلة السابقة علي

¹ والترفاندل (1992) السلاسل الزمنية من الوجة التطبيقية ونماذج بوكس-جنكنز، دار المريخ للنشر، الرياض المملكة العربية السعودية.

² حمد بن عبد الله الغنام (2003)، تحليل السلاسل الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جينكينز (Box-Jenkins Method)، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، الاقتصاد والإدارة، المجلد (17)، العدد (2).

³ Box, G. E. and Price, D. A. (1970), " Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive - Integrated Moving Average Time Series Models ", JASA , Vol.55 , No.332 , PP.1509-1525.

بيانات السلسلة الزمنية يجب التأكد من أن هذه السلسلة مستقرة *Stationary* ويقصد بذلك أن يكون المتغير التابع له متوسط وتباين ثابت خلال فترة الدراسة، فإذا تم توقع السلسلة الزمنية وتبين أنها غير مستقرة أي تباينها غير ثابت واتجاهها متزايد أو متناقص، فإنه يجب تحويلها إلى سلسلة مستقرة عن طريق إيجاد الفرق الأول d لهذا المتغير *First Difference* كما يلي:

$$Y_t^* = \Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$$

وإذا لم يترتب علي الفرق الأول سلسلة مستقرة يمكن أخذ الفرق الأول لهذا الفرق كما يلي:

$$-Y_{t-1}^* = \Delta Y - Y_{t-1}$$

$$Y_t^{**} = \Delta Y_t^* = Y_t^*$$

وبصفة عامة يمكن تكرار عملية الفروق هذه عدة مرات حتي نحصل علي سلسلة مستقرة.

في مجال البيانات الموسمية^١، يوجد نموذج *Seasonal ARIMA* ويطلق عليه *ARIMA*

$[S(p,d,q)]$ تمر هذه الطريقة بالمراحل التالية:

- أولاً: مرحلة التعريف *Identification Stage*
- ثانياً: مرحلة توصيف النموذج *Model Specification*
- ثالثاً: مرحلة تقدير معالم النموذج *Estimation Stage*
- رابعاً: مرحلة التشخيص *Diagnostic Stage*
- خامساً: مرحلة التنبؤ *Forecasting Stage*

معايير المفاضلة

يعتبر تحديد رتب نموذج *(ARIMA)* باستخدام دوال الارتباط الذاتي الجزئي مهمة صعبة يواجهها الباحث الذي يجد نفسه أمام عدة نماذج مرشحة ولا تكون جميعها مرفوضة، لهذا السبب تم وضع بعض المعايير التي تساعد في المفاضلة بين النماذج المرشحة، حيث يتم اختيار النموذج الأفضل الذي يملك اقل قيمة لهذه المعايير ومن هذه المعايير الإحصائية^٢:

معيار *Akaike information criterion (AIC)* ومعيار *Schwarz information criterion*

(SIC) كلا المعيارين مبني على تباين البواقي $\hat{\sigma}_u^2$ ، يفضل الحصول على نموذج يتضمن اصغر تباين للبواقي ولكن من المعروف أن تباين البواقي يتناقص بزيادة عدد المتغيرات المفسرة، ويتم اختيار النموذج الذي يمتلك اقل قيمة من *SIC*، *AIC*، لأن السلسلة الزمنية تستخدم بأطوال مختلفة يتم تطبيع المعيار بقسمته على عدد المشاهدات المستخدمة بتقدير النموذج، معيار *SIC*، *AIC* يعرف كالتالي:

^١ فاضل عباس الطائي، جيهاني فخري صالح الكوراني (٢٠٠٨)، التنبؤ بنماذج *ARIMA* الموسمية باستخدام طرائق

التمهيد الآسي مع التطبيق، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٤).

^٢ زكريا يحي الجمال، وآخرون (٢٠١١)، استخدام بعض معايير المعلومات في تحديد أفضل نموذج موسمي مضاعف، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٩).

$$AIC = \ln \left(\widehat{\sigma}_u^2 \right) + \frac{2k}{n}$$

$$SIC = \ln \left(\widehat{\sigma}_u^2 \right) + \frac{k \cdot \ln(n)}{n}$$

معيار SIC يعتبر خيار بدلا من AIC لها نفس المعنى ولكن تعطي ثقل لعدد المعاملات k لهذا السبب SIC سوف تعطي نموذج ايسر من AIC وهذه ميزة هذه المعايير لا تستخدم لمقارنة نماذج التي تستخدم مستوى مختلف من الفروقات في هذه المرحلة يجب التأكد أن النموذج ساكن ومعيار $Quinn - Hannan$ ومعيار $Log - Likelihood$ كما طبقت بعض الاختبارات علي السلسلة الزمنية مثل $Augmented Dickey Fuller (ADF)$ و $Normality Test$ وذلك لاستبعاد اثر التغيرات الموسمية والاتجاهية والارتباط الذاتي بين البواقي، معامل عدم التساوي لـ $Theil(U)$ يعرف معامل عدم التساوي لـ $Theil(U)$ بالصيغة التالية¹:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (\hat{Y}_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (\hat{Y}_t)^2 + \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (Y_t)^2}}$$

حيث أن: N = عدد المشاهدات. \hat{Y} = القيمة المقدرة للمتغير التابع. Y = القيمة الفعلية للمتغير التابع. تتراوح قيمة U بين الصفر والواحد الصحيح، فإذا كانت $U = 0$ فإن قدرة نموذج الانحدار المقدر علي التنبؤ بالواقع خلال الفترة الزمنية للتقدير سوف تكون جيدة (له قدرة عالية علي التنبؤ)، أما إذا كانت $U > 1$ فإن قدرة نموذج الانحدار المقدر علي التنبؤ بالواقع خلال الفترة الزمنية للتقدير سوف تكون سيئة (عدم قدرة علي التنبؤ).

تحليل التغير الموسمي

تتركز أهمية دراسة التغيرات الموسمية في تخلص البيانات من أثر الموسم وفي التنبؤ²، طريقة النسبة إلى الاتجاه العام وتعتمد هذه الطريقة على حساب الدليل الموسمي هو نسبة مئوية توضح أثر الموسم في الظاهرة محل الدراسة.

$$S_i = \frac{m_i}{\sum m_i} 100 = \text{الدليل الموسمي}$$

حيث: m = عدد المواسم. S_i = الدليل الموسمي لكل موسم.

¹ Blieme .F,(1973) "Theils Forecast Accuracy Coefficient: A Clarification" *Journal of Marketing Research, Vol.X (November), 444-446.*

² السيد محمود الشراوي، وآخرون (٢٠١٣)، التركيب السوقي والتقلبات الموسمية لكميات وأسعار الطماطم الواردة لسوق الجملة للخضر والفاكهة بالنزهة بمحافظة الإسكندرية، مجلة الإسكندرية للبحوث الزراعية، المجلد (٥٨)، العدد (٢).

التطور الموسمي لأسعار لحوم جاموسي صغير السن:

يوضح جدول (1) موسمية أسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم في مصر والذي يعكس فترات زيادة وانخفاض الأسعار خلال شهور السنة خلال الفترة من (٢٠٠٨-٢٠١٦)، حيث يلاحظ أن الدليل الموسمي للأسعار قد بلغ أدناه في شهر يونيو بنسبة تبلغ نحو ٦٣, ٩٧% مما يعني أن متوسط سعر لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم في هذا الشهر يقل عن المتوسط العام بنسبة ٢,٣٧%، كما تبين أن الدليل الموسمي لأسعار التجزئة يبلغ أقصاه في شهر أكتوبر بنسبة ١٠٢,٢٨% مما يعني أن متوسط سعر لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم في هذا الشهر يزيد عن المتوسط العام بنسبة ٢,٢٨% وذلك نظرا لإقبال المستهلكين علي شراء اللحوم في فترة الأعياد (عيد الاضحى المبارك و رأس السنة الهجرية).

أولا توضيح الاسباب :

جدول (١) الدليل الموسمي لأسعار التجزئة لجاموسي بتلو بالعظم خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦)

الشهور	الدليل الموسمي	نسبة التغير (%)
يناير	٩٩,٢٢	-٠,٧٨
فبراير	٩٩,١١	-٠,٨٩
مارس	٩٨,٤٠	-١,٦٠
أبريل	٩٩,٢٤	-٠,٧٦
مايو	٩٨,٢١	-١,٧٩
يونيو	٩٧,٦٣	-٢,٣٧
يوليه	٩٨,٤٣	-١,٥٧
أغسطس	١٠١,٢٢	١,٢٢
سبتمبر	١٠١,٧٦	١,٧٦
أكتوبر	١٠٢,٢٨	٢,٢٨
نوفمبر	١٠٢,٢٣	٢,٢٣
ديسمبر	١٠٢,٢٦	٢,٢٦
المتوسط العام	١٠٢,٤٣	-

المصدر: جمعت وحسبت من الجهاز المركزي للتعبيث العامة والإحصاء، النشرة الشهرية لمتوسط أسعار المستهلك لأهم السلع الغذائية، أعداد مختلفة.

ثانيا التطور الموسمي لأسعار لحوم كندوز:

يوضح جدول (٢) موسمية أسعار لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز في مصر والذي يعكس فترات زيادة وانخفاض الأسعار خلال شهور السنة خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦)، حيث يلاحظ أن الدليل الموسمي للأسعار قد بلغ أدناه في شهر يونيو بنسبة بلغت نحو ٦٣, ٩٧% مما يعني أن متوسط سعر لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز في هذا الشهر يقل عن المتوسط العام بنسبة ٢,٣٧%، كما تبين أن الدليل الموسمي لأسعار التجزئة بلغ أقصاه في شهر أكتوبر بنسبة بلغت حوالي ١٠٢,٢٨% مما يعني أن متوسط سعر لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز في هذا الشهر يزيد عن المتوسط العام بنسبة ٢,٢٨%.

جدول (٢) الدليل الموسمي لأسعار التجزئة كندوز خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦)

الشهور	الدليل الموسمي	نسبة التغير (%)
يناير	٩٩,٣٦	-٠,٦٤
فبراير	٩٩,١٧	-٠,٨٣
مارس	٩٨,٤٧	-١,٥٣
أبريل	٩٨,٦٢	-١,٣٨
مايو	٩٨,٢٥	-١,٧٥
يونيو	٩٧,٥٧	-٢,٤٣
يوليه	٩٨,٧٥	-١,٧٥
أغسطس	٩٩,٦٠	-٠,٤٠
سبتمبر	١٠١,٦٦	١,٦٦
أكتوبر	١٠٢,٣٦	٢,٣٦
نوفمبر	١٠٢,٧٣	٢,٧٣
ديسمبر	٤٧,١٠٣	٤٧,٣
المتوسط العام	٢٧,١٠١	-

المصدر: جمعت وحسبت من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة الشهرية لمتوسط أسعار المستهلك لأهم السلع الغذائية، أعداد مختلفة.

ثالثا التطور الموسمي لأسعار لحوم الضاني بلدي بالعظم:

يوضح جدول (٣) نمط موسمية أسعار الضاني بلدي بالعظم في مصر والذي يعكس فترات زيادة وانخفاض الأسعار خلال شهور السنة خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦).

جدول (٣) الدليل الموسمي لأسعار التجزئة ضاني خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦)

الشهور	الدليل الموسمي	نسبة التغير (%)
يناير	٩٨,٩٤	-١,٠٦
فبراير	٩٩,٤٠	-٠,٦٠
مارس	٩٩,٢٦	-٠,٧٤
أبريل	٩٨,٧٨	-١,٢٢
مايو	٩٨,٥٨	-١,٤٢
يونيو	٩٧,٩١	-٢,٠٩
يوليه	٩٨,٥٧	-١,٤٣
أغسطس	٩٩,٦٩	-٠,٣١
سبتمبر	١٠١,٦٣	١,٦٣
أكتوبر	١٠٢,٠٤	٢,٠٤
نوفمبر	١٠٢,٦٩	٢,٦٩
ديسمبر	١٠٢,٥٢	٢,٥٢
المتوسط العام	٠٧,١٠٢	-

المصدر: جمعت وحسبت من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة الشهرية لمتوسط أسعار المستهلك لأهم السلع الغذائية، أعداد مختلفة.

حيث يلاحظ أن الدليل الموسمي للأسعار قد بلغ أدناه في شهر يونيو بنسبة بلغت نحو ٩٧,٩١% مما يعني أن متوسط سعر لحوم ضاني بلدي بالعظم في هذا الشهر يقل عن المتوسط العام بنسبة ٢,٠٩%، كما تبين أن الدليل الموسمي لأسعار التجزئة قد بلغ أقصاه في شهر نوفمبر بنسبة

تبلغ نحو ١٠٢,٦٩ % مما يعني أن متوسط سعر لحوم ضاني بلدي بالعظم في هذا الشهر يزيد عن المتوسط العام بنسبة بلغت نحو ٢,٦٩ %.

تقدير أسعار لحوم الجاموسي صغير السن:

بتقدير أسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم بطريقة المربعات الصغرى *OLS*

(*Ordinary Least Square*)¹ خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦) كانت المعادلة علي النحو التالي:

$$Y_i = 26.32 + 0.69 X_i$$

(31.55)** (51.99)**

$$R = 0.98 \quad R^2 = 0.96 \quad DW = 0.15$$

حيث أن: Y_i = أسعار لحوم جاموسي صغير السن. X_i = الزمن.

$$\text{Log - Likelihood} = -309.24$$

$$\text{Akaike Criterion} = 622.47$$

$$\text{Schwarz Criterion} = 627.84$$

$$\text{Quinn - Hannan} = 624.65$$

تشير المعادلة السابقة إلى أن أسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم تزيد سنوياً

بنحو ٠,٦٩ جنييه وتعتبر هذا الزيادة معنوية إحصائياً ويفسر عامل الزمن نحو ٩٦% من إجمالي

التغيرات في أسعار البتلو بالعظم خلال فترة الدراسة والباقي يرجع إلي عوامل غير مدروسة،

ويوضح جدول (٤) التنبؤ بأسعار جاموسي صغير السن خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١).

جدول (٤) التنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن

خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١) بطريقة المربعات الصغرى

الشهور	٢٠١٨	٢٠١٩	٢٠٢٠	٢٠٢١
يناير	١٠٩,٨١	١١٨,٠٩	١٢٦,٣٧	١٣٤,٦٥
فبراير	١١٠,٥	١١٨,٧٨	١٢٧,٠٦	١٣٥,٣٤
مارس	١١١,١٩	١١٩,٤٧	١٢٧,٧٥	١٣٦,٠٣
أبريل	١١١,٨٨	١٢٠,١٦	١٢٨,٤٤	١٣٦,٧٢
مايو	١١٢,٥٧	١٢٠,٨٥	١٢٩,١٣	١٣٧,٤١
يونيو	١١٣,٢٦	١٢١,٥٤	١٢٩,٨٢	١٣٨,١
يوليه	١١٣,٩٥	١٢٢,٢٣	١٣٠,٥١	١٣٨,٧٩
أغسطس	١١٤,٦٤	١٢٢,٩٢	١٣١,٢	١٣٩,٤٨
سبتمبر	١١٥,٣٣	١٢٣,٦١	١٣١,٨٩	١٤٠,١٧
أكتوبر	١١٦,٠٢	١٢٤,٣	١٣٢,٥٨	١٤٠,٨٦
نوفمبر	١١٦,٧١	١٢٤,٩٩	١٣٣,٢٧	١٤١,٥٥
ديسمبر	١١٧,٤	١٢٥,٦٨	١٣٣,٩٦	١٤٢,٢٤

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*

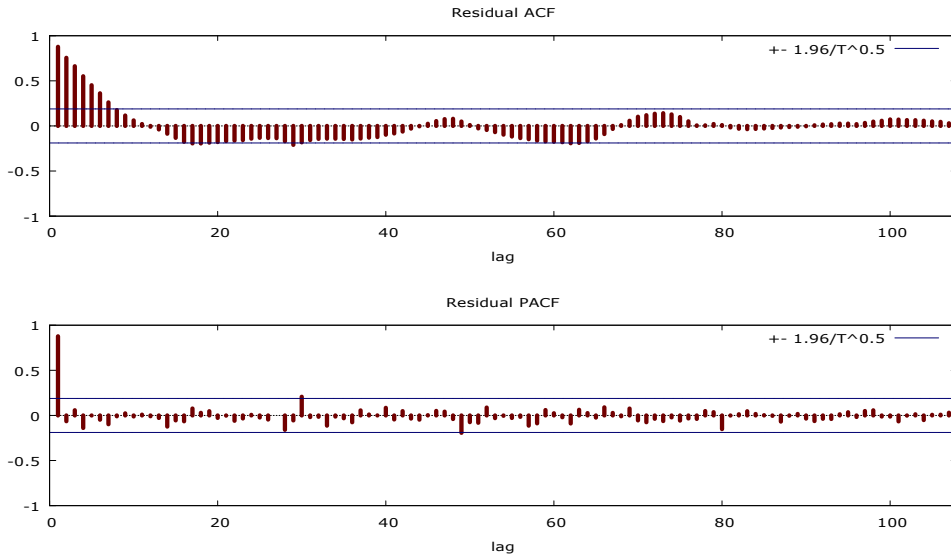
¹ إبراهيم سليمان، وآخرون (٢٠١٥)، مقدمة في الاقتصاد القياسي، الطبعة الأولى، المكتبة الأكاديمية.

اختبار الاستقرارية *Stationouity Test*:

تشير قيمة DW والمقدرة بنحو ٠,١٥ إلى وجود ارتباط ذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون، كما تم إجراء اختبار جذر الوحدة (*Unit root Test*) للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا وذلك بإجراء اختبار *Augmented Dickey Fuller* (ADF) واختبار فرض عدم القائل بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلاسل الزمنية)، فبين أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية وهذا يدل على وجود جذر الوحدة أي أن السلسلة غير ساكنة أو غير مستقرة والسبب وجود اتجاه عام عشوائي مما يستوجب معالجة السلسلة قبل التنبؤ لزيادة دقة التنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم.

أكدت قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي كما هو موضح بالشكل (١) والتي أظهرت فيه قيم معاملات الارتباط الذاتي حتى الفجوة (٢٧) مختلفة معنوياً عن الصفر، ولكي تكون السلسلة مستقرة لابد من دخول جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي للبيانات ضمن حدود الثقة ماعدا عند الإزاحة الأولى أو الثانية يمكن أن تقع خارج حدود الثقة، حيث أن حدود الثقة للبيانات بمستوي دقة (٩٥%) هي $(-1.96 \leq r_k \leq +1.96)$ ، واختبار معنوية المعاملات الكلية لدالة الارتباط الذاتي باستخدام *Ljung& Box (Q.stat)* فكانت قيمتها:

$(Q.stat = 1189.44 > x^2(27, 0.05) = 40.113)$ ، وهذا يؤكد عدم استقرار السلسلة الزمنية، لذا ترفض فرضية عدم التي تشير إلى تساوي معاملات الارتباط الذاتي بين البواقي مع بعضها ومساوتها بالصفر، وتقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة.

شكل (١) دالة الارتباط الذاتي والجزئي لأسعار لحوم جاموسي صغير السن

المصدر: حسيب باستخدام برنامج *Gretl*

تقدير أسعار لحوم كندوز:

تقدير أسعار لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز بطريقة المربعات الصغرى OLS

(Ordinary Least Square) خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦) كانت المعادلة علي النحو التالي:

$$Y_i = 31.06 + 0.62 X_i$$

(45.87)** (57.06)**

$$R = 0.98 \quad R^2 = 0.97 \quad DW = 0.14$$

حيث أن: Y_i = أسعار لحوم كندوز. X_i = الزمن.

$$\text{Log - Likelihood} = -287.35$$

$$\text{Akaike Criterion} = 578.71$$

$$\text{Schwarz Criterion} = 584.07$$

$$\text{Quinn - Hannan} = 580.88$$

تشير المعادلة السابقة إلى أن أسعار لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز تزيد سنوياً

بنحو ٠,٦٢ جنيه ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً ويفسر عامل الزمن نحو ٩٧% من إجمالي

التغيرات في الكندوز خلال فترة الدراسة والباقي يرجع إلي عوامل غير مدروسة، ويوضح جدول

(٥) التنبؤ بأسعار كندوز خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١).

اختبار الاستقرارية *Stationouity Test*:

تشير قيمة *DW* والمقدرة بنحو ٠,١٤ إلي وجود ارتباط ذاتي بين البواقي في السلسلة

الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون، كما تم إجراء اختبار جذر الوحدة (*Unit root Test*)

للتعرف علي درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما إذا كانت

المتغيرات مستقرة أم لا وذلك بإجراء اختبار *Augmented Dickey Fuller (ADF)* واختبار فرض

العدم القائل بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلاسل الزمنية)، فيبين أن القيمة المحسوبة أقل

من القيمة الجدولية وهذا يدل علي وجود جذر الوحدة أي أن السلسلة غير ساكنة أو غير مستقرة

والسبب هو وجود اتجاه عام عشوائي مما يستوجب معالجة السلسلة قبل التنبؤ لزيادة دقة التنبؤ

بأسعار لحوم بقري وجاموس متوسط السن كندوز.

جدول (٥) التنبؤ بأسعار لحوم كندوز

خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١) بطريقة المربعات الصغرى

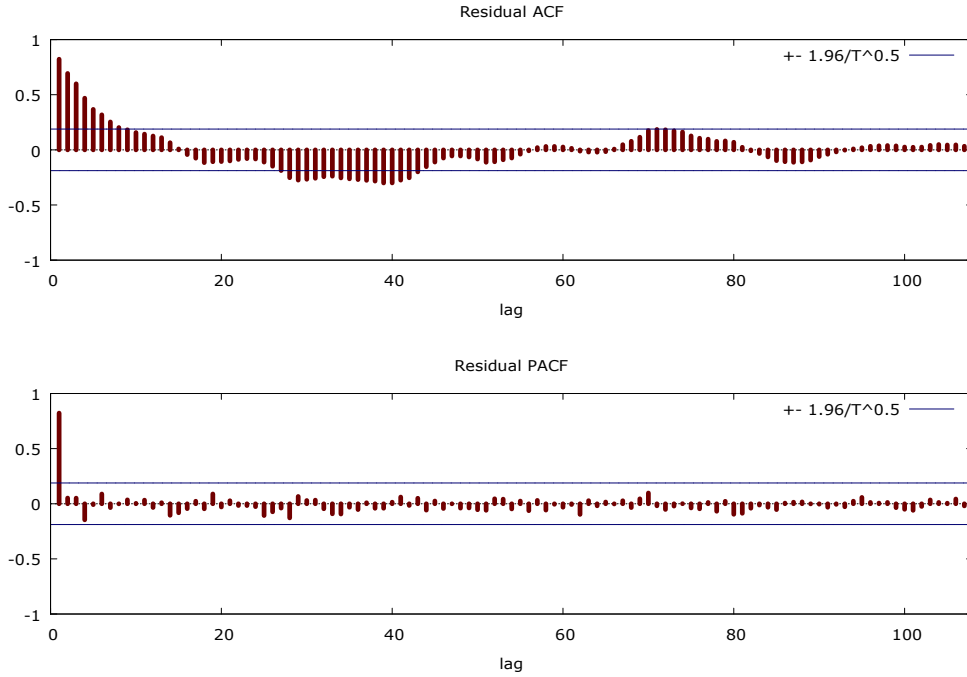
الشهور	٢٠١٨	٢٠١٩	٢٠٢٠	٢٠٢١
يناير	١٠٦,٠٨	١١٣,٥٢	١٢٠,٩٦	١٢٨,٤٠
فبراير	١٠٦,٧٠	١١٤,١٤	١٢١,٥٨	١٢٩,٠٢
مارس	١٠٧,٣٢	١١٤,٧٦	١٢٢,٢٠	١٢٩,٦٤
أبريل	١٠٧,٩٤	١١٥,٣٨	١٢٢,٨٢	١٣٠,٢٦
مايو	١٠٨,٥٦	١١٦,٠٠	١٢٣,٤٤	١٣٠,٨٨
يونيو	١٠٩,١٨	١١٦,٦٢	١٢٤,٠٦	١٣١,٥٠
يوليه	١٠٩,٨٠	١١٧,٢٤	١٢٤,٦٨	١٣٢,١٢
أغسطس	١١٠,٤٢	١١٧,٨٦	١٢٥,٣٠	١٣٢,٧٤
سبتمبر	١١١,٠٤	١١٨,٤٨	١٢٥,٩٢	١٣٣,٣٦
أكتوبر	١١١,٦٦	١١٩,١٠	١٢٦,٥٤	١٣٣,٩٨
نوفمبر	١١٢,٢٨	١١٩,٧٢	١٢٧,١٦	١٣٤,٦٠
ديسمبر	١١٢,٩٠	١٢٠,٣٤	١٢٧,٧٨	١٣٥,٢٢

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*

أكدت قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي كما هو موضح بالشكل (٢) والتي أظهرت فيه قيم معاملات الارتباط الذاتي حتى الفجوة (٢٧) مختلفة معنوياً عن الصفر، ولكي تكون السلسلة مستقرة لابد من دخول جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي للبيانات ضمن حدود الثقة ماعدا عند الإزاحة الأولى أو الثانية فيمكن أن تقع خارج حدود الثقة، حيث أن حدود الثقة للبيانات بمستوي دقة (٩٥%) هي $(-1.96 \leq r_k \leq +1.96)$ ، وباختبار معنوية المعاملات الكلية لدالة الارتباط الذاتي باستخدام *Ljung & Box (Q.stat)* فكانت قيمتها:

$(Q.stat = 1189.44 > x^2_{(27,0.05)} = 40.113)$ ، وهذا يؤكد عدم استقرار السلسلة الزمنية، لذا ترفض فرضية العدم التي تشير إلي تساوي معاملات الارتباط الذاتي بين البواقي مع بعضها ومساوتها بالصفر، وتقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة.

شكل (٢) دالة الارتباط الذاتي والجزئي لأسعار لحوم كندوز



حسبت باستخدام برنامج *Gretl*

تقدير أسعار لحوم ضاني بلدي

تقدير أسعار لحوم ضاني بلدي بطريقة المربعات الصغرى *OLS (Ordinary Least Square)*

خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦) وكانت المعادلة علي النحو التالي:

$$Y_i = 30.49 + 0.65 X_i$$

(48.17)** (64.67)**

$$R = 0.99 \quad R^2 = 0.98 \quad DW = 0.16$$

حيث أن: Y_i = أسعار لحوم ضاني بلدي. X_i = الزمن.

$$\text{Log - Likelihood} = -280.08$$

$$\text{Akaike Criterion} = 564.16$$

Schwarz Criterion = 569.52

Quinn – Hannan = 566.33

تشير المعادلة السابقة إلى أن أسعار لحوم ضاني بلدي تزيد سنوياً بنحو ٠,٦٥ جنيه ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً ويفسر عامل الزمن نحو ٩٨% من إجمالي التغيرات في ضاني بلدي خلال فترة الدراسة والباقي يرجع إلي عوامل غير مدروسة، وبإجراء التنبؤ خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١) كما هو موضح بالجدول (٦).

اختبار الاستقرارية *Stationouity Test*

تشير قيمة *DW* والمقدرة بنحو ٠,١٦ إلي وجود ارتباط ذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون، كما تم إجراء اختبار جذر الوحدة (*Unit root Test*) للتعرف علي درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا وذلك بإجراء اختبار *Augmented Dickey Fuller (ADF)* واختبار فرض عدم القائل بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلاسل الزمنية)، فيبين أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية وهذا يدل علي وجود جذر الوحدة أي أن السلسلة غير ساكنة أو غير مستقرة ذلك لوجود اتجاه عام عشوائي مما يستوجب معالجة السلسلة قبل التنبؤ لزيادة دقة التنبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي.

جدول (٦) التنبؤ بطريقة المربعات الصغرى أسعار لحوم ضاني بلدي خلال الفترة (٢٠١٨ - ٢٠٢١)

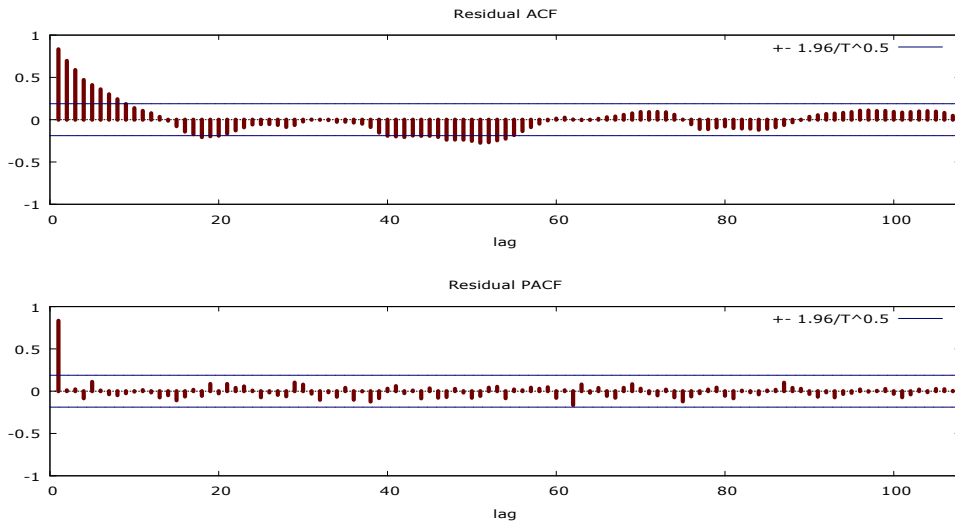
الشهور	٢٠١٨	٢٠١٩	٢٠٢٠	٢٠٢١
يناير	١٠٩,١٤	١١٦,٩٤	١٢٤,٧٤	١٣٢,٥٤
فبراير	١٠٩,٧٩	١١٧,٥٩	١٢٥,٣٩	١٣٣,١٩
مارس	١١٠,٤٤	١١٨,٢٤	١٢٦,٠٤	١٣٣,٨٤
أبريل	١١١,٠٩	١١٨,٨٩	١٢٦,٦٩	١٣٤,٤٩
مايو	١١١,٧٤	١١٩,٥٤	١٢٧,٣٤	١٣٥,١٤
يونيو	١١٢,٣٩	١٢٠,١٩	١٢٧,٩٩	١٣٥,٧٩
يوليه	١١٣,٠٤	١٢٠,٨٤	١٢٨,٦٤	١٣٦,٤٤
أغسطس	١١٣,٦٩	١٢١,٤٩	١٢٩,٢٩	١٣٧,٠٩
سبتمبر	١١٤,٣٤	١٢٢,١٤	١٢٩,٩٤	١٣٧,٧٤
أكتوبر	١١٤,٩٩	١٢٢,٧٩	١٣٠,٥٩	١٣٨,٣٩
نوفمبر	١١٥,٦٤	١٢٣,٤٤	١٣١,٢٤	١٣٩,٠٤
ديسمبر	١١٦,٢٩	١٢٤,٠٩	١٣١,٨٩	١٣٩,٦٩

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*

أكدت قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي كما هو موضح بالشكل (٣) والتي أظهرت فيه قيم معاملات الارتباط الذاتي حتى الفجوة (٢٧) مختلفة معنويًا عن الصفر، ولكي تكون السلسلة مستقرة لابد من دخول جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي للبيانات ضمن حدود الثقة ماعدا عند الإزاحة الأولى أو الثانية فيمكن أن تقع خارج حدود الثقة، حيث أن حدود الثقة للبيانات بمستوي دقة

(%٩٥) هي $(-1.96 \leq r_k \leq +1.96)$ ، واختبار معنوية المعاملات الكلية لدالة الارتباط الذاتي باستخدام $(Q.stat) Ljung\& Box$ فكانت قيمتها: $(Q.stat = 1273.86 > x^2_{(27,0.05)} = 40.113)$ ، وهذا يؤكد عدم استقرار السلسلة الزمنية، لذا ترفض فرضية العدم التي تشير إلى تساوي معاملات الارتباط الذاتي بين البواقي مع بعضها ومساوتها بالصفر، وتقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة.

شكل (٣) دالة الارتباط الذاتي والجزئي لأسعار لحوم ضاني بلدي



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*

التنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن

يوضح جدول (٧) معايير اختيار أفضل نماذج $(ARIMA)$ للتنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم أن نموذج $(ARIMA)$ في المحاولة رقم (٣) من أفضل النماذج وذلك لأن معيار (AIC, SIC) كان اقل ما يمكن لذلك النموذج، حيث بلغ نحو $(٤١٦,٤٩,٣٩٨,٥٤)$ ، حيث اشتمل النموذج بالنسبة للبيانات السنوية علي فترة تأخير للانحدار الذاتي $(AR(1))$ وفترة تأخير واحدة للوسط المتحرك $(MA(1))$ ، وفي حالة البيانات الموسمية الشهرية اشتمل النموذج علي فترة تأخير للانحدار الذاتي الموسمي $(SAR(1))$ وفترة تأخير واحدة للوسط المتحرك الموسمي $(SMA(1))$ وجود فروق من الرتبة الأولى بين شهور الفترة موضع الدراسة.

جدول (٧) معايير المفاضلة بين نماذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦)

Trying	ARIMA Model						Model Selection			
	Non Seasonal			Seasonal			AIC	SIC	LL	QH
	P	D	Q	P	D	Q				
1	1	0	2	1	1	1	400.48	420.99	192.24	408.78
2	2	0	1	2	1	1	401.46	424.54	191.73	410.79
3	1	0	1	1	1	1	398.54	416.49	192.27	405.80
4	1	0	2	1	1	2	402.19	425.27	192.10	411.52
5	1	0	1	1	0	1	417.42	436.20	201.71	425.04

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

ويوضح جدول (٨) نتائج تقدير المحاولة رقم (٣) لنموذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم.

جدول (٨) نموذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم

Model	Beta	Z-test
Constant	0.027	0.015 ⁻
AR1	0.960	19.95 ^{**}
SAR2	0.149 ⁻	1.27 ⁻
MA1	0.208	1.87 [*]
SMA 2	1.00 ⁻	5.48 ^{-٨**}
SI	0.738	4.39 ^{**}

حيث: (-)، (*)، (**): تشير إلى المعنوية عند مستوي معنوية ٠,٠٥، ٠,٠١، علي الترتيب.

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

جدول (٩) التنبؤ بأسعار لحوم جاموسي صغير السن بعد معالجة السلسلة

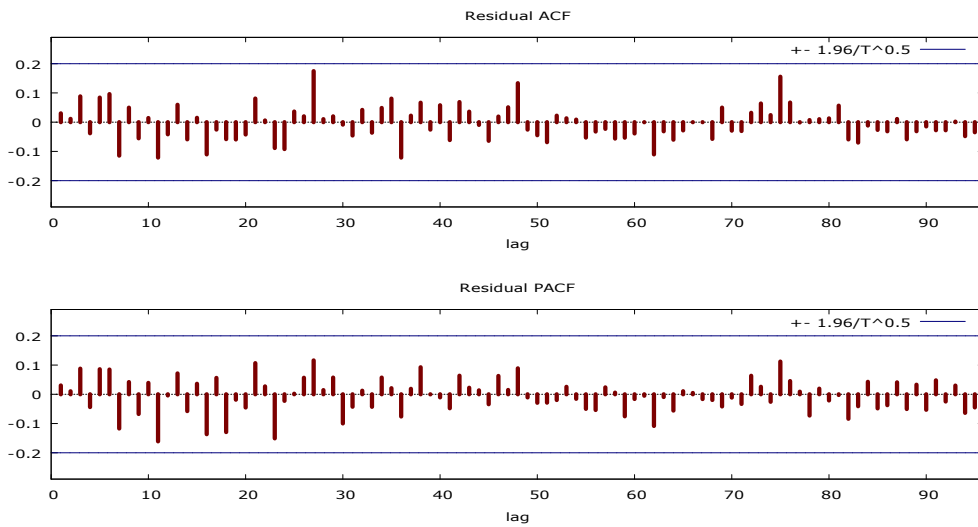
خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١)

الشهور	٢٠١٨			٢٠١٩			٢٠٢٠			٢٠٢١		
	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى
يناير	١٠٨,١٦	١١٨,٤٠	١٢٨,٦٣	١١٤,٦٧	١٢٥,٨٩	١٣٧,١٢	١٢١,٩٧	١٣٣,٦٠	١٤٥,٢٣	١٣٠,٠٣	١٤١,٨١	١٥٣,٥٨
فبراير	١٠٨,٣٤	١١٨,٧١	١٢٩,٠٧	١٢٦,٢٧	١٣٧,٥٥	١٤٨,٨٨	١٢٢,٣٨	١٣٤,٠٣	١٤٥,٦٨	١٣٠,٤٨	١٤٢,٢٦	١٥٤,٠٤
مارس	١٠٨,٢٢	١١٨,٧١	١٢٩,١٩	١٢٦,٢٨	١٣٧,٦١	١٤٨,٨٨	١٢٢,٤٢	١٣٤,٠٩	١٤٥,٧٥	١٣٠,٥٦	١٤٢,٣٥	١٥٤,١٤
أبريل	١٠٨,٥٥	١١٩,١٤	١٢٩,٧٤	١٢٦,٧٩	١٣٨,١٦	١٤٩,٤١	١٢٢,٩٥	١٣٤,٦٣	١٤٦,٣٢	١٣١,١٣	١٤٢,٩٢	١٥٤,٧١
مايو	١٠٨,٥٦	١١٩,٢٤	١٢٩,٩٣	١٢٦,٨٥	١٣٨,٢٦	١٤٩,٤١	١٢٣,٠٥	١٣٤,٧٤	١٤٦,٤٤	١٣١,٢٥	١٤٣,٠٥	١٥٤,٨٥
يونيو	١٠٨,٤٩	١١٩,٢٧	١٣٠,٠٤	١٢٦,٩٠	١٣٨,٣٥	١٤٩,٤١	١٢٣,١٤	١٣٤,٨٤	١٤٦,٥٥	١٣١,٣٧	١٤٣,١٧	١٥٤,٩٨
يوليو	١٠٩,٣٦	١٢٠,٢٢	١٣١,٠٧	١٢٧,٩٣	١٣٩,٤١	١٤٩,٤١	١٢٤,١٨	١٣٥,٩٠	١٤٧,٢٢	١٣٢,٤٤	١٤٤,٢٥	١٥٦,٠٦
أغسطس	١١١,٧١	١٢٢,٦٥	١٣٣,٥٨	١٢٦,٣٩	١٣٨,٨٨	١٤٩,٤١	١٢٦,٦٧	١٣٨,٤٠	١٥٠,١٤	١٣٤,٩٦	١٤٦,٧٨	١٥٨,٥٩
سبتمبر	١١٢,٥٨	١٢٣,٥٨	١٣٤,٥٨	١٢٦,٣٥	١٣٧,٦١	١٤٨,٨٨	١٢٧,٦٦	١٣٩,٤٠	١٥١,١٤	١٣٥,٩٨	١٤٧,٧٩	١٥٩,٦١
أكتوبر	١١٣,٤٦	١٢٤,٥٢	١٣٥,٥٩	١٢٧,٨٠	١٣٩,٩٣	١٤٩,٤١	١٢٨,٦٩	١٤٠,٤٤	١٥٢,١٩	١٣٧,٠٣	١٤٨,٨٥	١٦٠,٢٧
نوفمبر	١١٣,٧٥	١٢٤,٨٧	١٣٥,٩٩	١٢١,٠٥	١٣٢,٦٤	١٤٩,٤١	١٢٩,٠٠	١٤٠,٧٦	١٥٢,٥٢	١٣٧,٣٧	١٤٩,١٩	١٦١,٠٢
ديسمبر	١١٤,٠٥	١٢٥,٢٣	١٣٦,٤٠	١٢١,٣٠	١٣٢,٩١	١٤٩,٤١	١٢٩,٣٢	١٤١,٠٩	١٥٢,٨٦	١٣٧,٧٠	١٤٩,٥٣	١٦١,٣٦

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية لأسعار لحوم جاموسي صغير السن بتلو بالعظم موضع الدراسة تبين أن السلسلة خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون وتبين من الشكل (٤) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي تقع جميعها بين الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥% وتشير نتائج التحليل إلي تحسن قيمة اختبار *Theil's U* والتي قدرت بنحو ٠,٩٦ بعد معالجة الارتباط الذاتي وسكون السلسلة الزمنية وهو ما يدل علي أن النموذج المقدر له قدرة عالية علي التنبؤ لأن قيمته أقل من الواحد الصحيح والتي قدرت بنحو ٢,٤٥ قبل معالجة الارتباط الذاتي وعدم سكون السلسلة الزمنية.

شكل (٤) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لأسعار لحوم جاموسي صغير السن



حسبت باستخدام برنامج *Gretl*

التنبؤ بأسعار لحوم كندوز:

يوضح جدول (١٠) معايير المفاضلة لنماذج (*ARIMA*) للتنبؤ بأسعار لحوم بقرية وجاموسي متوسط السن (كندوز مشفي) أن نموذج (*ARIMA*) في المحاولة رقم (٢) من أفضل النماذج وذلك لأن معيار (*AIC, SIC*) كان أقل ما يمكن لذلك النموذج، حيث يبلغ (٣٨٩,٢٥,٣٦٥,٢٠)، حيث اشتمل النموذج بالنسبة للبيانات السنوية علي فترة تأخير للانحدار الذاتي (*AR(1)*) وفترة تأخير واحدة للوسط المتحرك (*MA(1)*)، وفي حالة البيانات الموسمية الشهرية اشتمل النموذج علي فترة تأخير للانحدار الذاتي الموسمي (*SAR(1)*) وفترة تأخير واحدة للوسط المتحرك الموسمي (*SMA(1)*) وعمل فروق من الرتبة الأولى بين شهور الفترة موضع الدراسة

جدول (١٠) معايير اختيار أفضل نماذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم كندوز خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٦)

Trying	ARIMA Model						Model Selection			
	Non Seasonal			Seasonal			AIC	SIC	LL	QH
	P	D	Q	P	D	Q				
1	0	1	2	1	0	3	365.86	389.93	173.93-	375.62
2	0	1	2	2	0	2	365.20	389.25	173.60-	372.93
3	0	1	2	2	0	3	366.95	393.68	173.48-	377.79
4	0	1	2	2	0	4	368.81	398.21	173.41-	380.73

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

يوضح جدول (١١) نتائج تقدير المحاولة رقم (٢)، لنموذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم بقري وجاموسي متوسط السن (كندوز مشفي).

جدول (١١) نموذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار لحوم كندوز

Model	Beta	Z-test
Constant	0.235	0.03 ⁻
SAR1	0.347	0.91 ⁻
SAR2	0.630 ⁻	3.88 ^{**}
MA1	0.248	2.43 [°]
MA2	0.101	1.06 ⁻
SMA 1	0.463 ⁻	1.18 ⁻
SMA2	1	0.22 ⁻
I	0.544	0.94 ⁻

حيث: (-)، (*)، (**): تشير إلى المعنوية عند مستوي معنوية ٠,٠٥، ٠,٠١، ٠,٠٠١ علي الترتيب.

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

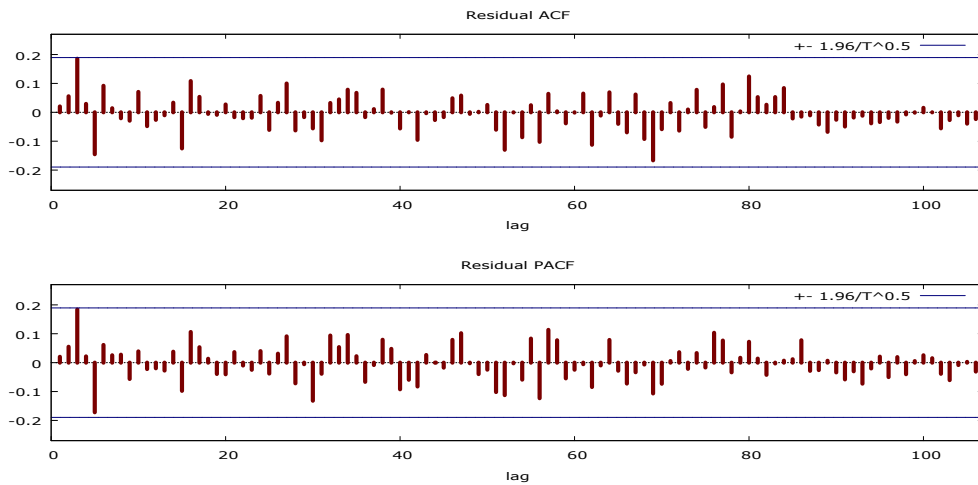
جدول (١٢) التنبؤ بأسعار لحوم كندوز بعد معالجة السلسلة خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٢١)

الشهور	٢٠١٨			٢٠١٩			٢٠٢٠			٢٠٢١		
	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى	حد أدنى	التنبؤ	حد أعلى
يناير	١١٥,٣	١٢٥,٩	١٣٦,٤	١٢٦,٠	١٤٠,٢	١٥٤,٤	١٣٢,٧	١٥١,٨	١٧٠,٩	١٣٤,٨	١٥٨,٨	١٨٢,٨
فبراير	١١٥,٣	١٢٦,٢	١٣٧,١	١٢٦,٢	١٤٠,٨	١٥٥,٤	١٣٣,٢	١٥٢,٧	١٧٢,٣	١٣٥,٤	١٥٩,٧	١٨٤,٠
مارس	١١٥,٤	١٢٦,٦	١٣٧,٨	١٢٦,٢	١٤١,٣	١٥٦,٤	١٣٣,٧	١٥٣,٧	١٧٣,٧	١٣٦,١	١٦٠,٧	١٨٥,٤
أبريل	١١٦,٠	١٢٧,٦	١٣٩,١	١٢٦,٣	١٤١,٨	١٥٧,٣	١٣٣,٨	١٥٤,٣	١٧٤,٧	١٣٦,٧	١٦١,٦	١٨٦,٥
مايو	١١٧,٥	١٢٩,٣	١٤١,٢	١٢٧,١	١٤٣,٠	١٥٩,٠	١٣٣,٧	١٥٤,٦	١٧٥,٤	١٣٦,٨	١٦٢,٠	١٨٧,١
يونيو	١١٨,٣	١٣٠,٤	١٤٢,٥	١٢٧,٧	١٤٤,١	١٦٠,٥	١٣٤	١٥٥,٣	١٧٦,٦	١٣٧,٠	١٦٢,٥	١٨٨,٠
يوليو	١١٩,٣	١٣١,٧	١٤٤,١	١٢٧,٧	١٤٤,٥	١٦١,٢	١٣٣,٩	١٥٥,٦	١٧٧,٣	١٣٧,٦	١٦٣,٤	١٨٩,٢
أغسطس	١٢٠,٥	١٣٣,٢	١٤٥,٩	١٢٨,٢	١٤٥,٤	١٦٢,٦	١٣٣,٨	١٥٦,٠	١٧٨,١	١٣٧,٩	١٦٣,٩	١٩٠,٠
سبتمبر	١٢١,٥	١٣٤,٥	١٤٧,٥	١٢٨,٣	١٤٥,٩	١٦٣,٤	١٣٣,٨	١٥٦,٣	١٧٨,٨	١٣٨,٤	١٦٤,٨	١٩١,١
أكتوبر	١٢١,٦	١٣٤,٨	١٤٨,١	١٢٨,٩	١٤٦,٨	١٦٤,٧	١٣٤,٥	١٥٧,٤	١٨٠,٣	١٣٩,٠	١٦٥,٦	١٩٢,١
نوفمبر	١٢٣,٥	١٣٧,٠	١٥٠,٥	١٣٠,١	١٤٨,٤	١٦٦,٧	١٣٤,٣	١٤٧,٦	١٨٠,٩	١٣٨,٨	١٦٥,٦	١٩٢,٥
ديسمبر	١٢٥,٣	١٣٩,٠	١٥٢,٨	١٣١,٩	١٥٠,٦	١٦٩,٢	١٣٤,٤	١٥٨,١	١٨١,٨	١٣٨,٣	١٦٥,٤	١٩٢,٥

حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية لأسعار لحوم بقري وجاموسي متوسط السن (كندوز مشفي) موضع الدراسة تبين أن السلسلة خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون وتبين من الشكل (٥) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي تقع جميعها بين الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥% وتشير نتائج التحليل إلي تحسين قيمة اختبار *Theil's U* والتي قدرت بنحو ٢,٤٢ قبل معالجة الارتباط الذاتي وقدرت بنحو ٠,٨١ بعد معالجة الارتباط الذاتي وسكون السلسلة الزمنية وهو ما يدل علي أن النموذج المقدر له قدرة عالية علي التنبؤ لأن قيمته اقل من الواحد الصحيح.

شكل (٥) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لأسعار لحوم كندوز



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*

التنبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي

يوضح جدول (١٣) معايير المفاضلة لنماذج (*ARIMA*) للتنبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي بالعظم أن نموذج (*ARIMA*) في المحاولة رقم (٢) كان من أفضل النماذج وذلك لأن معيار (*AIC, SIC*) كان اقل ما يمكن لذلك النموذج، حيث بلغ نحو (٣٨٢,٤١، ٣٦٦,٨٢)، حيث اشتمل النموذج بالنسبة للبيانات السنوية علي فترتي تأخير للوسط المتحرك *MA*، وفي حالة البيانات الموسمية الشهرية اشتمل النموذج علي فترة تأخير للانحدار الذاتي الموسمي *SAR(1)* وعمل فروق من الرتبة الأولى بين شهور الفترة موضع الدراسة.

جدول (١٣) معايير اختيار أفضل نماذج (*ARIMA*) للتنبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي

خلال الفترة (٢٠٠٨ - ٢٠١٦)

Trying	ARIMA Model						Model Selection			
	Non Seasonal			Seasonal			AIC	SIC	LL	QH
	P	D	Q	P	D	Q				
١	0	1	2	1	0	1	368.53	387.24	177.26-	376.11
2	0	1	2	1	0	0	366.82	382.85	177.41-	373.32
3	0	1	3	1	0	0	368.18	386.89	177.09-	375.76
4	0	1	1	1	0	1	367.21	380.58	178.61-	372.62
5	0	0	1	1	0	0	479.68	493.09	234.84-	485.12

حسبت وجمعت من نتائج نماذج (*ARIMA*).

يوضح جدول (١٤) نتائج تقدير المحاولة رقم (٢)، نموذج (ARIMA) للنتبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي.

جدول (١٤) نموذج (ARIMA) للنتبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي

Model	Beta	Z-test
Constant	0.17	0.98 ⁻
SAR1	0.08	0.47 ⁻
MA1	0.12	0.24 ⁻
MA2	0.18	0.07 [*]
I	0.60	0.94 ⁺

حيث: (-)، (*) تشير إلي المعنوية عند مستوي معنوية ٠,٠٥، ٠,٠١، علي الترتيب.

حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

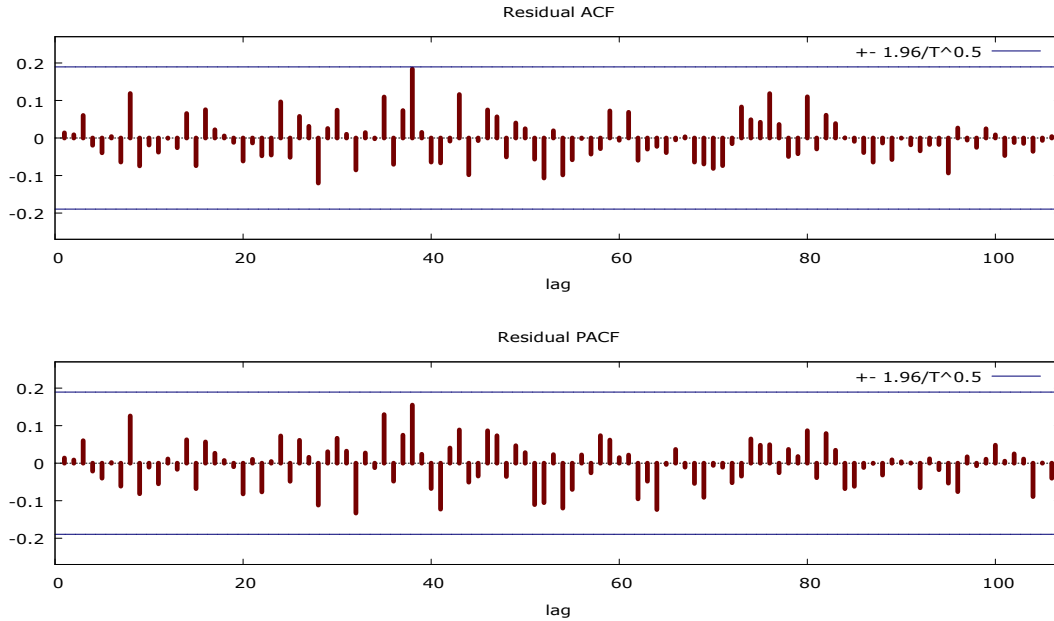
جدول (١٥) التنبؤ بأسعار لحوم ضاني بلدي بعد معالجة السلسلة خلال الفترة (٢٠١٨ - ٢٠٢١)

الشهور	٢٠١٨			٢٠١٩			٢٠٢٠			٢٠٢١	
	حد أدنى	النتبؤ	حد أعلى	حد أدنى	النتبؤ	حد أعلى	حد أدنى	النتبؤ	حد أعلى	النتبؤ	حد أعلى
يناير	١١٥,٨٨	١٢٧,٣٠	١٣٨,٧١	١٢٠,٠٢	١٣٦,٦٦	١٥٣,٢٩	١٢٥,٢٨	١٤٥,٨٩	١٦٦,٥٠	١٣١,١٨	١٥٥,١١
فبراير	١١٦,١٩	١٢٨,١٢	١٤٠,٠٥	١٢٠,٤٣	١٣٧,٤٣	١٥٤,٤٢	١٢٥,٧٥	١٤٦,٦٦	١٦٧,٥٦	١٣١,٦٩	١٥٥,٨٨
مارس	١١٦,٤٧	١٢٨,٨٩	١٤١,٣٢	١٢٠,٨٤	١٣٨,٢٠	١٥٥,٥٥	١٢٦,٢٣	١٤٧,٤٣	١٦٨,٦٢	١٣٢,٢١	١٥٦,٦٥
أبريل	١١٦,٧٥	١٢٩,٦٦	١٤٢,٥٧	١٢١,٢٦	١٣٨,٩٧	١٥٦,٦٧	١٢٦,٧١	١٤٨,٢٠	١٦٩,٦٨	١٣٢,٧٢	١٥٧,٤٢
مايو	١١٧,٠٦	١٣٠,٤٤	١٤٣,٨١	١٢١,٦٨	١٣٩,٧٣	١٥٧,٧٩	١٢٧,١٩	١٤٨,٩٦	١٧٠,٧٤	١٣٣,٢٤	١٥٨,١٩
يونيو	١١٧,٣٨	١٣١,٢٠	١٤٥,٠٢	١٢٢,١١	١٤٠,٥٠	١٥٨,٨٩	١٢٧,٦٨	١٤٩,٧٣	١٧١,٧٩	١٣٣,٧٦	١٥٨,٩٦
يوليه	١١٧,٧١	١٣١,٩٦	١٤٦,٢٢	١٢٢,٥٥	١٤١,٢٧	١٦٠	١٢٨,١٧	١٥٠,٥٠	١٧٢,٨٣	١٣٤,٢٩	١٥٩,٧٣
أغسطس	١١٨,٠٥	١٣٢,٧٣	١٤٧,٤١	١٢٢,٩٩	١٤٢,٠٤	١٦١,٠٩	١٢٨,٦٦	١٥١,٢٧	١٧٣,٨٨	١٣٤,٨٢	١٦٠,٤٩
سبتمبر	١١٨,٤٤	١٣٣,٥٢	١٤٨,٦١	١٢٣,٤٤	١٤٣,٨١	١٦٢,١٨	١٢٩,١٦	١٥٢,٠٤	١٧٤,٩٢	١٣٥,٣٥	١٦١,٢٦
أكتوبر	١١٨,٨٠	١٣٤,٢٩	١٤٩,٧٨	١٢٣,٨٩	١٤٣,٥٨	١٦٣,٢٧	١٢٩,٦٦	١٥٢,٨١	١٧٥,٩٦	١٣٥,٨٨	١٦٢,٠٣
نوفمبر	١١٩,٢١	١٣٥,٠٨	١٥٠,٩٦	١٢٤,٣٥	١٤٤,٣٥	١٦٤,٣٥	١٣٠,١٦	١٥٣,٥٨	١٧٦,٩٩	١٣٦,٤١	١٦٢,٨٠
ديسمبر	١١٩,٢٢	١٣٥,٨٨	١٥٢,١٤	١٢٤,٨٢	١٤٥,١٢	١٦٥,٤٣	١٣٠,٦٧	١٥٤,٣٤	١٧٨,٠٢	١٣٦,٩٥	١٦٣,٥٧

المصدر: حسبت وجمعت من نتائج نماذج (ARIMA).

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواق في السلسلة الزمنية لأسعار لحوم ضاني بلدي بالعظم موضع الدراسة تبين أن السلسلة خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون وتبين من الشكل (٦) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواق تقع جميعها بين الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥% وتشير نتائج التحليل إلي تحسين قيمة اختبار U Theil's والتي قدرت بنحو ٢,٣٥ قبل معالجة الارتباط الذاتي و قدرت بنحو ٠,٨٧ بعد معالجة الارتباط الذاتي وسكون السلسلة الزمنية وهو ما يدل علي أن النموذج المقدر له قدرة عالية علي التنبؤ لأن قيمته أقل من الواحد الصحيح.

شكل (٦) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبقاقي لأسعار لحوم ضاني بلدي بالعظم



حسبت باستخدام برنامج *Gretl*

توصية

ضرورة توعية المستهلكين بالاشهر المناسبه لشراء اللحوم الحمراء التي تنخفض فيها الاسعار وفقا للعرض والطلب.

المراجع

١. إبراهيم سليمان، وآخرون (٢٠١٥)، مقدمة في الاقتصاد القياسي، الطبعة الأولى، المكتبة الأكاديمية.
٢. السيد محمود الشرفاوي، وآخرون (٢٠١٣)، التركيب السوقي والتقلبات الموسمية لكميات وأسعار الطماطم الواردة لسوق الجملة للخضر والفاكهة بالنزهة بمحافظة الإسكندرية، مجلة الإسكندرية للبحوث الزراعية، المجلد (٥٨)، العدد (٢).
٣. حمد بن عبد الله الغنام (٢٠٠٣)، تحليل السلاسل الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جينكينز (*Box-Jenkins Method*)، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، الاقتصاد والإدارة، المجلد (١٧)، العدد (٢).
٤. زكريا يحيى الجمال، وآخرون، (٢٠١١)، استخدام بعض معايير المعلومات في تحديد أفضل نموذج موسمي مضاعف، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٩).
٥. فاضل عباس الطائي، جيهاني فخري صالح الكوراني (٢٠٠٨)، التنبؤ بنماذج *ARIMA* الموسمية باستخدام طرائق التمهيد الآسي مع التطبيق، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٤).
٦. والترفاندل (١٩٩٢)، السلاسل الزمنية من الوجة التطبيقية ونماذج بوكس-جينكنز، دار المريخ للنشر، الرياض المملكة العربية السعودية.

٧. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرة الشهرية لمتوسط أسعار المستهلك لأهم السلع الغذائية، أعداد مختلفة.
٨. وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، الميزان الغذائي، أعداد مختلفة.
9. Box, G. and Jenkins, G., (1976) "Time Series Analysis: Forecasting and Control", San Francisco. Calif, Holden- Day,U.S.A.
10. Box, G. E. and Price, D. A. (1970), " Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive – Integrated Moving Average Time Series Models " , JASA , Vol.55 , No.332 , PP.1509-1525.
11. Blieme .F,(1973) "Theils Forecast Accuracy Coefficient: A Clarification" Journal of Marketing Research,Vol.X (November), 444-446.
12. Brock Well , P.J. and Davis , R.A. (1991) , " Time Series Theory and Methods " ,2nd ed , Springer Verlag New York Inc , New York.

