

التنبؤ بالمبيعات باستخدام منهجية "بوكس جينكينز" دراسة حالة شركة "صافيلي"

الملخص

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل سلوك مبيعات منتجات الحليب ومشتقاته على مستوى شركة "صافيلي" خلال الفترة (2007-2012) والتنبؤ بها. لقد اعتمدنا في الدراسة على استخدام منهجية Box-Jenkins لتحليل السلاسل الزمنية باعتبارها أهم و أنجع منهجية ضمن مجموعة واسعة من النماذج التنبؤية. وبعد استعمال برمجيات متخصصة، بالإضافة إلى المفاضلة بين عدة نماذج قياسية مختلفة ضمن مجموعة نماذج ARIMA، تم التوصل إلى إيجاد نموذج قياسي ملائم تستعمله المؤسسة في التنبؤ بمستقبلها القريب أملا في تسهيل عملية التخطيط.

الكلمات الدالة: التنبؤ بالمبيعات، منهجية Box-Jenkins، مؤسسة SAFILAIT،

د. عماد الدين شرابي
أحلام مقراني

جامعة قسنطينة 2 عبد الحميد مهري
الجزائر

مقدمة

في ظل التحولات والتغيرات الراهنة التي يشهدها المحيط الاقتصادي اليوم، ومع التطورات العلمية والتكنولوجية التي صاحبت هذه التغيرات والتي أدت إلى تنوع المنتجات وارتفاع حجم إنتاجها، وتعدد الأسواق الخاصة بها، وتعدد عملية البيع واسترجاع تكاليف الإنتاج، الشيء الذي أدى إلى تغير وتعدد أوضاع المؤسسة، هذا ما أوجب عليها التكيف مع هذا المناخ وبذل جهود أكبر لتحقيق أهدافها، لذا أصبحت العناية والاهتمام بوظيفة المبيعات أمرا ضروريا. فالإدارة المعاصرة مطالبة بالتنبؤ بمبيعاتها المستقبلية بدقة بسبب ضبابية الظروف وتغيراتها المتسارعة، وهذا التنبؤ يسمح لها برسم معالم الطريق الذي يجب أن

Abstract

The present study aims to analyze and predict the evolution of milk and dairy products sales at SAFILAIT during the period 2007/ 2012 using the Box-Jenkins methodology, as the most effective one among many other predictive methodologies, to analyze the chronological procedures. After using specific applications and preference among many ARIMA predictive measurement models, the study findings show that there is an efficient measurement model of sales forecasting to be used for accurate predictions and future planning by the company.

Keywords: Sales forecasting, Box-Jenkins, SAFILAIT.

تسلكه إن أرادت التطور مستقبلا في ميدان نشاطها أو على الأقل المحافظة على

موقعها الحالي في بيئة أعمالها، فعلى الرغم من تعقد الظروف وتسارع الأحداث في عالم اليوم الذي زاد من صعوبة وتعقيد عمليات التنبؤ بالمبيعات إلا أنه بالمقابل تطورت الأدوات والتقنيات العلمية المستعملة في هذا المجال.

تعد منهجية "Box-Jenkins" لتحليل السلاسل الزمنية من أنجع الأساليب التنبؤية التي تستخدم في التنبؤ بالمبيعات، حيث تتميز التنبؤات التي تولدها هذه المنهجية بدقة عالية في تشخيصها و وصفها لمستقبل الظواهر والمتغيرات الاقتصادية مما يعزز مكانتها وأهميتها في صياغة القرارات التي ترسم مسار المؤسسات.

يهدف هذا البحث إلى تحليل سلوك مبيعات منتج القشدة الطازجة لمؤسسة "صافيلي" لإنتاج الحليب ومشتقاته خلال الفترة (2007-2012) باستخدام المنهج الحديث لتحليل السلاسل الزمنية المعروف بمنهجية "Box-Jenkins". كما أن هذا البحث يهدف إلى إيجاد نموذج قياسي ملائم لتستعمله المؤسسة في التنبؤ واتخاذ القرارات المناسبة. من الناحية العملية، فإن هذا البحث يتشكل من ثلاث فقرات: الأولى ونقدم فيها الجانب النظري للمنهجية وأهم المفاهيم المرتبطة بها، وفي الثانية نحاول عرض النتائج البحثية ومناقشتها من خلال دراسة الخصائص الإحصائية لمبيعات القشدة الطازجة، حيث نركز فيها على تطبيق مجموعة من الاختبارات تساعدنا في تحديد النماذج القياسية الملائمة. أما الفقرة الثالثة فسوف نقدم فيها خاتمة بالنتائج النهائية المتحصل عليها.

1. الجانب النظري لمنهجية Box-Jenkins:

تعد منهجية "بوكس جينكينز" من أهم الطرق المشهورة في التنبؤ بالسلاسل الزمنية في مجال الاقتصاد والأعمال. قبيل التطرق إليها، لا بد لنا أن نعرض على بعض المفاهيم الأولية و التي سوف تساعدنا فيما بعد في استخدام هذه المنهجية.

1.2 مفاهيم أولية:

• السياق العرضي (Stochastic Process):

السياق العرضي والذي نرسم له بالرمز $(X_t, t \in T)$ ، حيث T يمثل الزمن. هو عبارة عن عائلة من المتغيرات العشوائية مرتبة عبر الزمن. ولتحديد التوزيع الاحتمالي لهذا السياق، يجب معرفة توزيع الاحتمال لكل العائلات الجزئية المنتهية $(X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+k})$. (1)

الصددمات العشوائية (White Noise) :

الصددمات العشوائية ε_t هي نموذج مستقر حيث: (2)

$$\begin{cases} E(\varepsilon_t) = 0 \\ E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0; \forall k \neq 0 \end{cases} \quad \text{دالة الارتباط الذاتي} \\ \text{(3) : (ACF)}$$

نعرف دالة الارتباط الذاتي بالعلاقة: (4)

$$\rho(k) = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t+k})}{\sqrt{v(x_t)}\sqrt{v(x_{t+k})}} \quad -1 \leq \rho(k) \leq 1$$

حيث: $\rho(k)$: تمثل دالة الارتباط الذاتي؛

$\text{cov}(x_t, x_{t+k})$: يمثل التباين المشترك بين المتغيرين x_t و x_{t+k} .

و يسمى المنحنى البياني لدالة الارتباط الذاتي بـ *Correlogram*.

• دالة الارتباط الذاتي الجزئية (*PACF*): (5)

تعرف رياضيا كما يلي: (6)

$$r(h) = \frac{\text{cov}(x_t - \hat{x}_t)(x_{t+h} - \hat{x}_{t+h})}{\sqrt{v(x_t - \hat{x}_t)}\sqrt{v(x_{t+h} - \hat{x}_{t+h})}}$$

حيث: \hat{x}_t و \hat{x}_{t+h} يمثلان انحدار كل من x_t و x_{t+h} على الترتيب.

ويسمى التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي الجزئية بـ *Partial Correlogram*.

• الإستقرارية (*Stationarity*):

تعتبر سلسلة زمنية ما أنها مستقرة، إذا كان توقعها، تباينها، وتبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن. ويمكن الاستعانة باختبارات الجذر الوحدوي لدراسة استقرارية السلسلة الزمنية كاختبار ديكي-فولر *Dickey-Fuller (DF) test* أو اختبار ديكي-فولر المطور *Augmented Dickey-Fuller test* (7) واختبار فيليبس وبيرون *Phillips and Perron test* واختبار *KPSS test* (8) وغيرها.

• نماذج الانحدار الذاتي (*Autoregressive Models (AR)*:

يفسر هذا النوع من النماذج المتغير التابع الممثل للظاهرة المدروسة بواسطة ماضيه فقط، والذي يمثل سلوكه في الماضي، ويشار إليه بالرمز $AR(p)$ ، ويكتب كما يلي: (9)

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث أن Y_t يمثل قيمة المتغير في الفترة t ، ε_t يمثل حد الخطأ العشوائي في الفترة t ، $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ تمثل قيم المتغير في الفترات السابقة. ϕ_0 يمثل الثابت ϕ_1, \dots, ϕ_p تمثل معالم النموذج. أما p فهو يمثل درجة النموذج.

• نماذج المتوسطات المتحركة (*Moving Average Models (MA)*:

تكون كل ملاحظة من السلسلة الزمنية Y_t ، في سيرورة المتوسط المتحرك من الدرجة $q \geq 1$ مُفسّرة بواسطة متوسط مرجّح للأخطاء العشوائية التي نرسم لها بـ $MA(q)$ ، وتكتب معادلتها على الشكل: (10)

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث أن: $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ هي معالم النموذج التي يمكن أن تكون موجبة أو سالبة و $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ هي متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة والفترات السابقة، q تمثل درجة النموذج.

• **النماذج المختلطة المستقرة Mixed ARMA (p,q) models: (11)**

تشمل هذه النماذج كما يظهر في الكتابة $ARMA$ على القسم الانحداري ذي الدرجة p و قسم المتوسطات المتحركة ذو الدرجة q . كما يظهر في الكتابة التالية: (12)

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

• **نماذج ARMA(p,q) غير المستقرة ARIMA models (p,d,q): (13)**

يسمى هذا النوع من النماذج بالنماذج المتجانسة غير المستقرة أو المختلطة المركبة (*Integrated*) من الدرجة d (حيث d يمثل عدد مرات تطبيق طريقة الفروقات من الدرجة الأولى على السلسلة الزمنية للحصول على سلسلة أخرى مستقرة)، ويرمز لها بـ $ARIMA(p, d, q)$ ، وهي تختلف عن $ARMA(p, q)$ في أن السلسلة الزمنية المدروسة غير مستقرة، ولإزالة عدم الاستقرار هذا يجب استعمال طريقة مناسبة لمصدر عدم الاستقرار، وتطبق طريقة الفروقات من الدرجة الأولى إذا كان مصدر عدم الاستقرار هو الاتجاه العام، فيكون $d = 1$ ، و نكتب: $y_t - y_{t-1} = w_t$ (14)

• **النماذج الموسمية المختلطة SARIMA (p,d,q): (15)**

تتميز السلاسل الزمنية في الواقع بوجود المركبة الموسمية، الشيء الذي يؤدي إلى ارتفاع كل من p و q ، وبالتالي تصعب عملية تقديرها، ولأجل ذلك وُضِع نموذج يسمى بالنموذج المختلط ذي المركبة الموسمية $SARIMA(p,d,q)$. ويمكن التعبير عنه رياضياً كما يلي: (16)

$$\phi(L)\Phi(L^s)\nabla^d \nabla_s^p Y_t = \theta(L)\Theta(L^s)\varepsilon_t$$

$$\Phi(L^s) = 1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_p L^{ps} \text{ حيث:}$$

$$\Theta(L^s) = 1 - \theta_1 L^s - \theta_2 L^{2s} - \dots - \theta_q L^{qs}$$

يمثل $\nabla_s^D = (1 - L^s)^D$ الفروقات الموسمية من الدرجة D ، و $\nabla^d = (1 - L)^d$ الفروقات المتتالية من الدرجة d اللذان يستخدمان لتحقيق استقرارية Y .

2.2 مراحل تطبيق منهجية Box-Jenkins:

يتلخص نموذج "بوكس جينكينز" في أربعة مراحل يتم من خلالها اختيار النموذج الأنسب للتنبؤ. هذه المراحل تتمثل في:

(1) مرحلة التعرف (التمييز):

إن أصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية هي مرحلة التمييز، حيث يمكن الحصول على عدة بدائل للنماذج الممكنة، كما يمكن رفض النموذج الأولي المختار في مرحلة الفحص والاختبار. (17)

في هذه المرحلة نقوم برسم بيانات السلسلة، ويعد رسم البيانات الخطوة الأولى في تحليل أية سلسلة زمنية، ومن خلال الرسم تكون لدينا فكرة جيدة عن استقرارية السلسلة من عدمها، أي احتواء السلسلة على موسمية أو اتجاه عام أو قيم شاذة وعدم الاستقرارية الذي يقود إلى التحويلات الممكنة على البيانات، لذلك فإن رسم السلسلة يبين حاجتها إلى التحويل المناسب لتستقر في متوسطها أو تبايناتها قبل أي تحليل (18). وإذا أظهرت السلسلة Y اتجاهًا عامًا قويًا فإن حساب الفروقات من الدرجة الأولى أو الثانية سوف يؤدي إلى استقرار السلسلة غالبًا w_t ، ولتحديد درجة الانحدار الذاتي p ، ودرجة المتوسط المتحرك q نستخدم دالتي الارتباط الذاتي والجزئي. ولاختيار النموذج الملائم نستخدم معيار Akaike (تحديد الدرجة المقربة للانحدار الذاتي).

(2) مرحلة تقدير معالم النموذج:

بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على نموذج السلسلة الزمنية وذلك بتحديد الرتب p ، d و q يتم الانتقال إلى المرحلة الموالية والمتمثلة في تقدير معالم النموذج.

• تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي AR:

في هذا النوع من النماذج، وبعد تحديد الدرجة p ، يصبح من الميسور تقدير معالمه $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ ، وذلك باستعمال إحدى الطرق التالية: طريقة معادلات يول-ولكر (19) Yule-Walker، الطريقة الانحدارية وغيرها.

• تقدير معالم نماذج المتوسطات المتحركة و المختلطة:

تعتبر هذه النماذج $MA(q)$ و $ARMA(p, q)$ أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الانحدارية، كونها غير خطية في المعالم من جهة وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من ناحية ثانية. وهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الانحداري وقسم المتوسطات المتحركة $ARMA(p, q)$ معاً، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في

نموذج $MA(q)$ (20). ومن بين أهم طرق التقدير نجد طريقة المربعات الصغرى العادية (21)، طريقة المعقولة العظمى **Method Maximum Likelihood**، طريقة غوس- نيوتن **Gauss-Newton Method** (22) وغيرها.

(3) مرحلة الاختبار:

بعد الانتهاء من مرحلتَي تحديد وتقدير النموذج، يتم التطرق إلى المرحلة الثالثة من عملية النمذجة، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية ثم التنبؤية في مرحلة لاحقة، وهذه المرحلة تتطلب الخطوات التالية: (23)

• اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة:

نقارن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك الخاصة بالسلسلة المقدر، فإذا لوحظ اختلاف جوهري بينهما، فإنه دليل قاطع على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد. أما إذا تشابهت الدالتان، فإننا ننقل إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي.

• اختبار سلسلة البواقي:

نشير هنا إلى أنه يمكن استعمال إحصائية تسمى بـ "Ljung-Box statistic"، تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية k ونسبة معنوية α . ويمكن استخدامها في حالة العينات الصغيرة والكبيرة الحجم، وهي تعطي نتائج أفضل، و تعطى بالعلاقة التالية: (24)

$$Q^* = T(T+2) \sum_{k=1}^k \frac{\hat{\rho}^2(k)}{T-k}$$

• اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج:

بعد تقدير معالم النموذج ينبغي التأكد من أنها معالم معرفة ولا يمكنها أن تنعدم، و ذلك باستخدام اختبار "ستيوننت". أما فيما يخص اختبار المعنوية الكلية للنموذج $ARMA(p,q)$ (غير متضمن لثابتة)، نستخدم إحصائية "Fisher".

(4) مرحلة التنبؤ:

إن المراحل السابقة سمحت لنا بتشخيص السلسلة الإحصائية للظاهرة المدروسة في شكل نموذج $ARIMA(p,d,q)$ حيث يمثلها هذا النموذج أفضل تمثيل، لقد وصلنا إلى آخر مرحلة والتي تمثل الهدف الرئيسي من هذه الدراسة ألا وهي مرحلة حساب التنبؤات، ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية: (25)

$$1. \text{ كتابة النموذج المقدر } \hat{Y}_t = f(\hat{\rho}, \hat{\theta}, Y_t, \hat{\varepsilon}_t)$$

$$2. \text{ تعويض } t \text{ بـ } T+h \text{ حيث } h=1,2,\dots,H$$

3. تعويض كل القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتنبؤاتها، بينما يتم تعويض الأخطاء المستقبلية بالأصفار والماضية (داخل العينة) بالبواقي.

2. النتائج البحثية و مناقشتها:

إن البيانات التي استخدمت في هذا المقال (الجدول رقم 1) تشكل سلسلة زمنية شهرية تتكون من 72 مشاهدة ممتدة من 2007/01/01 إلى 2012/12/31 تتمثل في كمية المبيعات الشهرية من القشدة الطازجة مقدره بالوحدات و موجهة لمختلف زبائن مؤسسة صافيلي (SAFILAIT) بقسنطينة، بمتوسط قدره 35032,40، وقيمة دنيا 4092 سجلت في سنة 2008 وقيمة قصوى 98890 في سنة 2012، وتتشتت قيم هذه السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 29205,13، وهو ما يعطينا فكرة حول درجة عدم تجانس مستويات السلسلة (الشكل رقم (1)).

نلاحظ من خلال المنحنى البياني في الشكل رقم (2) وجود اتجاه عام متزايد مع مرور الزمن فضلا عن وجود تذبذبات متمثلة في تقعرات و نتؤات. هذه التذبذبات تختلف فيما بينها باختلاف الوتيرة التي تزداد بها من سنة إلى أخرى. هذه التغيرات تشير إلى وجود مركبة اتجاه عام. فمن خلال الشكل رقم (3) نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي البسيط للسلسلة الأصلية ν_1 خروج نتوء (Pics) من مجال الثقة، أي أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات $k = 1, \dots, 15$ تختلف معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 5% (خارج مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$)، أي أنها تتناقص بوتيرة

بطيئة نحو الصفر، وهذا دليل على عدم الاستقرارية. وهذا ما يثبتها اختبار "Ljung-Box" لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات $k \leq 18$. من خلال الشكل رقم (4)، نلاحظ أن الإحصائية المحسوبة $Q^* = 492,478$ والتي توافق آخر قيمة في العمود Q-Stat أكبر من الإحصائية المجدولة لتوزيع كاي تربيع عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ و الموافقة لـ $\chi^2_{0.05}(18) = 28.869$ ، ومنه نرفض فرضية عدم القائلة بأن كل معاملات الارتباط الذاتي تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني أن السلسلة ν_1 غير مستقرة، و يعطي الجدول رقم (2) نتائج اختبارات الجذر وحدوي لـ "Augmented Dickey-Fuller" و "Kwiatkowski; Phillips; Schmidt; Shin".

نلاحظ أن السلسلة قيد الدراسة ν_1 تحتوي على جذر وحدوي فهي غير مستقرة وسبب عدم الاستقرار وجود اتجاه عام عشوائي مما يستوجب تحويل الظاهرة إلى سلسلة فروقات من الدرجة الأولى d_{ν_1} (أنظر المنحنى الوارد في الشكل رقم (5)) وتعتبر هذه الأخيرة مستقرة من حيث الاتجاه العام أي أنها لا تحتوي على جذر وحدوي باعتبار أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة لاختبار "ADF" أكبر من القيم الحرجة

جدول كاي تربيع عند مستوى معنوية 5%، باستثناء إحصائية "KPSS" التي تعتبر أصغر من القيمة الحرجة ففي هذه الحالة نقبل فرضية الاستقرار (انظر الجدول رقم (3)). يمكن التأكد من ذلك باستخدام دالة الارتباط الذاتي و الجزئي للسلسلة d_{v_1} بأن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات $k=2, \dots, 18$ تساوي معنويا الصفر (داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$ ، أي تتناقص تدريجيا نحو الصفر (أنظر الشكل رقم (6))، كذلك يبين اختبار Ljung-Box لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات $k \leq 18$ من خلال الشكل رقم (7)، أن الإحصائية المحسوبة $Q^* = 22,650$ والتي توافق آخر قيمة في العمود Q-Stat أصغر من الإحصائية المجدولة $\chi^2_{0.05}(18) = 28.869$ ، و منه نقبل فرضية العدم القائلة بأن كل معاملات الارتباط الذاتي تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 5%، و هذا يعني أن السلسلة d_{v_1} مستقرة.

كما هو مبين في الجدول رقم (4)، هناك دليل على أن السلسلة d_{v_1} تتميز بارتباط قوي حيث أننا نرفض فرضية الاستقلالية *iid*، باعتبار أن من أجل $m = 2, 3, \dots, 6$ فإن إحصائية BDS أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 عند مستوى معنوية 5%. يمكن القول أن سلسلة كمية مبيعات القشدة الطازجة قابلة للتنبؤ على المدى القصير.

وبالاعتماد على الشكل السابق رقم (6) الذي يمثل منحنيات دوال الارتباط البسيطة والجزئية للسلسلة المستقرة d_{v_1} ، نلاحظ أن معامل الارتباط $\rho(1)$ يختلف معنويا عن الصفر (أي أنه يقع خارج مجال الثقة) ومن أجل $k > 1$ كل معاملات الارتباط الذاتي تنعدم معنويا، وهي الحالة التي توافق نموذج $MA(1)$ ، كما نلاحظ أيضا أن معامل الارتباط الجزئي $r(1)$ يختلف معنويا عن الصفر ومن أجل $k > 1$ كل معاملات الارتباط الجزئي تنعدم معنويا، وهي الحالة التي توافق نموذج $AR(1)$. و وفقا لهذه النقاط تكون الصيغة الرياضية المثلى للنماذج الثلاثة المرشحة للسلسلة المستقرة من الشكل:

$$ARIMA(0,1,1) : \nabla Y_t = \delta + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$ARIMA(1,1,0) : (1 - \phi_1 L)\nabla Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$ARIMA(1,1,1) : (1 - \phi_1 L)\nabla Y_t = \delta + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$$

نقوم الآن بالمفاضلة بين النماذج بحساب كل من معياري Akaike (AIC) و Schwarz (BIC) لكل نموذج، ويكون النموذج المختار هو الذي يُعطي أحسن توفيق بين المعايير (AIC)، (BIC) أي تصغير لهذه المعايير. وبعد تقدير النماذج بطريقة المربعات الصغرى يوضح الجدول رقم (5) أن النموذج الأمثل الذي يعبر أكثر عن

تغيرات سلسلة مبيعات القشدة الطازجة هو نموذج $ARIMA(0,1,1)$ ، لأن كل المعايير (BIC, AIC) تشير إلى أفضليته من حيث القدرة التنبؤية. من خلال نتائج التقدير المبينة في الجدول رقم (6)، نلاحظ أن للمعالم معنوية إحصائية بنسبة معنوية 0.05 باعتبار أن قيمة ستودنت بالقيمة المطلقة (2,772234) أكبر تماما من القيمة الحرجة 1,96 للتوزيع الطبيعي.

من خلال الشكل رقم (8) نلاحظ شبه المطابقة بين منحنى السلسلة الأصلية ومنحنى السلسلة المقدر، هذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى أهمية تعبير النموذج المقدر $ARIMA(0,1,1)$ إلى بيانات كمية مبيعات القشدة الطازجة. من جهة أخرى، نلاحظ من خلال الشكل رقم (9) أن سلسلة البواقي مستقرة حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع معظمها داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$ ، وهذا يعني أن هناك استقلالية

تامة بين الأخطاء. وهذا ما تؤكدته إحصائية "Breusch-Godfrey" من خلال الجدول رقم (7) التي تساوي (0,000) أقل تماما من القيمة المجدولة بدرجة حرية $\chi^2_{0.05}(2) = 5.991$. كما أن سلسلة مربعات البواقي أيضا مستقرة، هذا ما يوضحه الشكل رقم (10) حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع كلها داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$ ، وهذا يعني أن الأخطاء العشوائية تتميز بتباين شرطي ثابت

(متجانس). وهذا ما تؤكدته إحصائية "ARCH-LM" (أنظر الجدول رقم (8)) التي تساوي (0,295) أقل تماما من القيمة المجدولة بدرجة حرية $\chi^2_{0.05}(1) = 3.841$. ومن جهة أخرى، تتوزع سلسلة البواقي المستقرة توزيعا طبيعيا، حيث نلاحظ من خلال الشكل رقم (11) أن إحصائية "Jarque-Bera" لسلسلة البواقي تساوي: $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99 < JB = 4.292333$.

بناء على ما سبق، يمكن التنبؤ بمبيعات القشدة الطازجة انطلاقا من النموذج المقترح. تظهر نتائج التنبؤ في الجدول رقم (9) الذي يعطي قيم التنبؤ خلال سنة 2013 وبناء فترات الثقة لهذه القيم لكي يكون التحليل دقيقا بغية اتخاذ القرارات الاقتصادية المناسبة. هذا ما يؤكد على الجودة الإحصائية للنموذج المختار وأيضا على قوة التنبؤ.

3. الخاتمة

في هذا المقال قمنا بتطبيق منهجية "بوكس جينكينز" من أجل التنبؤ بكمية المبيعات الفعلية من القشدة الطازجة لمؤسسة صافيلي لإنتاج الحليب و مشتقاته. توصلنا إلى النتائج النهائية لعملية التنبؤ بكمية المبيعات انطلاقا من معطيات شهرية لمدة ستة سنوات أخذت ابتداء من جانفي 2007 إلى غاية شهر ديسمبر من سنة 2012، وهذا باستعمال برمجيتي Eviews.5 و GRETL. وبعد المفاضلة بين عدة نماذج قياسية

مختلفة، وجدنا أن سلسلة مبيعات القشدة الطازجة تتبع نموذج $ARIMA(0,1,1)$ ، وانطلاقاً من هذا الأخير تم حساب القيم التنبؤية لفترات لاحقة، وكذلك بناء فترات ثقة لهذه القيم. إن النموذج الذي تم اختياره قد أعطى نتائج جيدة و قريبة من الواقع ما يؤكد على الجودة الإحصائية لهذا النموذج وأيضاً على دقة التنبؤ.

وعن طريق هذه الدراسة فإنه قد تم تقديم أنجع طريقة من الطرق التنبؤية التي يمكن أن تستعمل في إجراء التنبؤات بمختلف المنتجات التي توزعها المؤسسة، ما سيسمح لهذه الأخيرة بالرفع من مستوى أدائها وكذا تحسين طرق تسييرها.

المراجع والهوامش

1. M.david , J-C Michoud, La prévision: approche empirique d'une méthode statistique, Ed Masson, Paris, France, 1989, p 33.
2. Michel Tenenhaus, Méthodes statistiques en gestion, Dunod, Paris,France, 1996, p 286.
3. ACF: هي اختصار لـ: Auto Correlation Function
4. J.C.Usunier, Pratique de prévision à court terme: Conception de système de prévision, Éd Dunod, Paris, France, 1982, p 45.
5. PACF: هي اختصار لـ: Partial Auto Correlation Function.
6. J.C.Usunier, Op-cit, p 45.
7. David A.Dickey. and Wayne A. Fuller, Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root, Journal of the American Statistical Association, Vol 74, N 366, United states, 1979, p 427.
8. KPSS: هي اختصار لـ: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt.and Shin
9. مولود حشمان، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية، بن عكنون، الجزائر، 2002، ص 130.
10. شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي (محاضرات وتطبيقات)، الطبعة الأولى، دار ومكتبة الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2012، ص 226.
11. p,q (ARMA): هي اختصار لـ: Auto Regressive Moving Average of order p and q .
12. SPYROS Makridakis & MICHÉLE Hibon, ARMA Models and the Box-Jenkins Methodology, Journal of Forecasting, Vol 16, John Wiley & Sons, France, 1997, p 147.
13. p,d,q (ARIMA): هي اختصار لـ: Auto Regressive Integrated Moving Average of

order p and d and q.

14. بن عوالي حنان، تطبيق الأساليب الحديثة لتقنيات التنبؤ بالمبيعات في المؤسسة الاقتصادية (دراسة حالة المؤسسة الوطنية للصناعات الميكانيكية و لواحقها ORSIM)، مذكرة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير، جامعة حسيبة بن بوعلي، الشلف، الجزائر، 2007-2008، ص 56.

15. SARIMA (p,d,q): هي اختصار لـ

Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average of order p and d and q

16. شيخي محمد، مرجع سابق، ص 236.

17. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزء الثاني، بن عكنون، الجزائر، 1999، ص 183.

18. رابح بلعباس، 2009، جامعة محمد بوضياف-المسيلة، الجزائر، 14 و 15 أبريل، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير، ورقة بحثية مقدمة ضمن فعاليات الملتقى الدولي حول صنع القرار في المؤسسة الاقتصادية، فعالية التنبؤ باستخدام النماذج الإحصائية في اتخاذ القرارات، ص: 10.

19. Gourieroux C, Monfort A, Séries temporelles et modèles dynamiques, 2ème édition, Economica, Paris, France, 1995, p 148.

20. مولود حشمان، مرجع سابق، ص 155.

21. OLS هي اختصار لـ: Ordinary Least Squares، وتعني طريقة المربعات الصغرى العادية. وتستخدم من أجل تقدير معالم النموذج.

22. ساعد مرابط، التوقع بالمبيعات على المدى القصير باستعمال طريقة بوكس-جينكينز (دراسة حالة المؤسسة الوطنية لصناعة اللوالب والسكاكين والصنابير (B.C.R) وحدة عين الكبيرة (U.C.E) سطيف)، مذكرة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير، جامعة منتوري، قسنطينة، الجزائر، 2001-2002، ص 88.

23. شيخي محمد، مرجع سابق، ص ص 251-252.

24. Badi H. Baltagi, *Econometrics*, Fourth Edition, Springer, U.S.A, 2008, p358.

25. نفس المرجع السابق، ص 258.

الملاحق:

الجدول رقم (1): كمية المبيعات الشهرية من القشدة الطازجة على مستوى شركة صافيلي

2007 :01	9220	17685	14604	9209	7612	5190
2007 :07	5389	8576	4092	4476	9548	11160
2008 :01	16032	13291	11304	7008	4488	5173
2008 :07	5881	4560	4893	4550	10785	7545
2009 :01	12628	14716	11608	12238	16989	18306
2009 :07	17878	24080	33703	24846	22868	36354

2010 :01	31307	41187	37270	26367	33202	30115
2010 :07	28438	49675	36499	30257	26850	42325
2011 :01	39008	35622	51212	46395	41821	31630
2011 :07	45164	50567	49926	62467	73283	76025
2012 :01	78360	81057	87479	90000	92898	86463
2012 :07	98890	73174	87474	88333	94513	98595

المصدر: المصلحة التجارية لمؤسسة صافيلي (SAFILAIT)

الجدول رقم (2): نتائج اختبارات الجذر اللاحدي (KPSS, ADF) للسلسلة v_1

نوع الاختبار	نوع النموذج	القيمة المحسوبة t_ϕ	القيمة الحرجة $t_{tab}(5\%)$
اختبار ADF جذر ولاحدي: $H_0 : \phi = 1$	النموذج (3)	-2,233	-3,475
	النموذج (2)	0,657	-2,903
	النموذج (1)	1,810	-1,945
اختبار KPSS استقرارية: H_0	النموذج (3)	0,228	0,146
	النموذج (2)	0,997	0,463

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews

الجدول رقم (3): نتائج اختبارات الجذر اللاحدي (KPSS, ADF) للسلسلة d_{-v_1}

نوع الاختبار	نوع النموذج	القيمة المحسوبة t_ϕ	القيمة الحرجة $t_{tab}(5\%)$
اختبار ADF جذر ولاحدي: $H_0 : \phi = 1$	النموذج (3)	-12,027	-3,475
	النموذج (2)	11,739	-2,903
	النموذج (1)	11,414	-1,945
اختبار KPSS استقرارية: H_0	النموذج (3)	0,047	0,146
	النموذج (2)	0,291	0,463

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews

الجدول رقم (4): نتائج اختبار BDS للاستقلالية للسلسلة d_{-v_1}

m	إحصائية BDS
2	3.280
3	2.795
4	3.431
5	3.871
6	3.509

إعداد الباحثان

المصدر: من

5.0 Eviews بالاعتماد على برنامج

الجدول رقم (5): نتائج معايير المفاضلة بين النماذج المرشحة

معايير المفاضلة		النموذج
20.632	AIC	ARIMA(1,1,0)
20.664	BIC	
20.627*	AIC	ARIMA(0,1,1)
20.659*	BIC	
20.654	AIC	ARIMA(1,1,1)
20.718	BIC	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews

الجدول رقم (6): نتائج تقدير النموذج MA(1) على السلسلة d_{v_1}

Dependent Variable: D_V1				
Method: Least Squares				
Date: 12/23/13 Time: 11:09				
Sample (adjusted): 2007M02 2012M12				
Included observations: 71 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
Backcast: 2006M12				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.317172	0.114410	-2.772234	0.0071
R-squared	0.072823	Mean dependent var	1258.803	
Adjusted R-squared	0.072823	S.D. dependent var	7523.616	
S.E. of regression	7244.491	Akaike info criterion	20.62785	
Sum squared resid	3.67E+09	Schwarz criterion	20.65972	
Log likelihood	-731.2888	Durbin-Watson stat	1.993416	
Inverted MA Roots	.32			

5.0 Eviews المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج

الجدول رقم (7): نتائج اختبار Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test				
F-statistic	0.077892	Probability	0.925146	
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 12/23/13 Time: 12:15				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.359629	0.997124	0.360666	0.7196
RESID(-1)	-0.370762	1.007190	-0.368115	0.7139
RESID(-2)	-0.096745	0.337252	-0.286862	0.7751
R-squared	-0.063390	Mean dependent var	1787.650	
Adjusted R-squared	-0.094566	S.D. dependent var	7017.215	
S.E. of regression	7341.851	Akaike info criterion	20.68190	
Sum squared resid	3.67E+09	Schwarz criterion	20.77751	
Log likelihood	-731.2076	Durbin-Watson stat	1.974571	

5.0 Eviews المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج

الجدول رقم (8): نتائج اختبار ARCH-LM

ARCH Test:				
F-statistic	0.288659	Probability	0.592835	
Obs*R-squared	0.295892	Probability	0.586469	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 12/23/13 Time: 12:17				
Sample (adjusted): 2007M03 2012M12				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	48244575	12377919	3.897632	0.0002
RESID^2(-1)	0.065019	0.121017	0.537269	0.5928
R-squared	0.004227	Mean dependent var	51619372	
Adjusted R-squared	-0.010417	S.D. dependent var	88774444	
S.E. of regression	89235614	Akaike info criterion	39.47961	
Sum squared resid	5.41E+17	Schwarz criterion	39.54386	
Log likelihood	-1379.786	F-statistic	0.288659	
Durbin-Watson stat	1.987068	Prob(F-statistic)	0.592835	

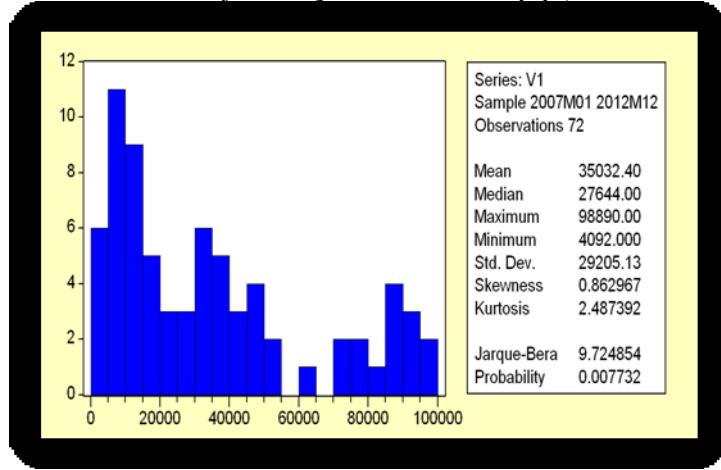
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الجدول رقم (9): نتائج التنبؤ بإنتاج القشدة الطازجة باستعمال نموذج ARIMA(0,1,1)

فترات الثقة للتنبؤ 95%		القيم المتوقعة لإنتاج القشدة الطازجة	الأشهر	السنة
الحد الأكبر	الحد الأصغر			
111502.29	84240.21	97871.25	جانفي	2013
115061.74	83096.48	99079.11	فيفري	
118317.05	82256.89	100286.97	مارس	
121362.46	81627.19	101494.82	أفريل	
124251.75	81153.61	102702.68	ماي	
127019.02	80802.07	103910.54	جوان	
129687.50	80549.29	105118.40	جويلية	
132273.90	80378.61	106326.26	أوت	
134790.66	80277.57	107534.11	سبتمبر	
137247.38	80236.56	108741.97	أكتوبر	
139651.64	80248.01	109949.83	نوفمبر	
142009.54	80305.83	111157.69	ديسمبر	

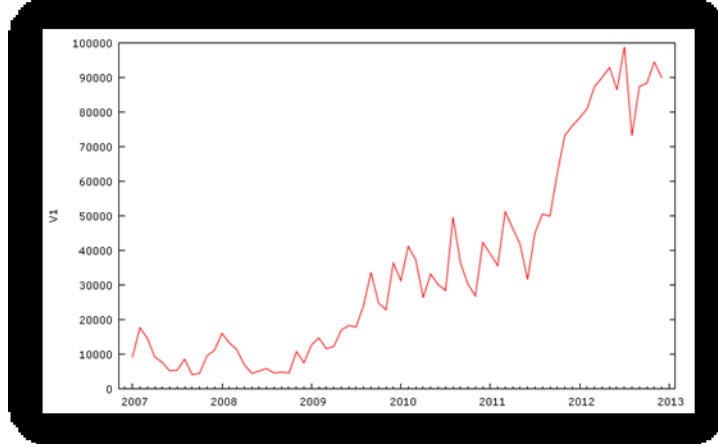
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL

الشكل رقم (1): معاملات التوزيع الطبيعي للسلسلة V1



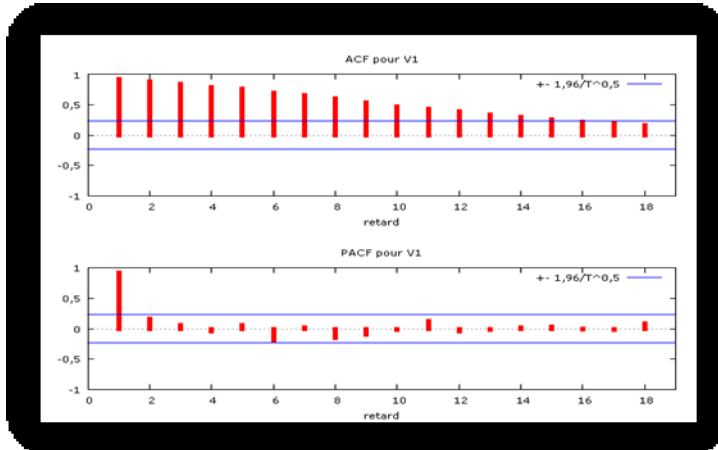
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (2): المنحنى البياني لكمية مبيعات القشدة الطازجة



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (3): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة الأصلية v_1



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

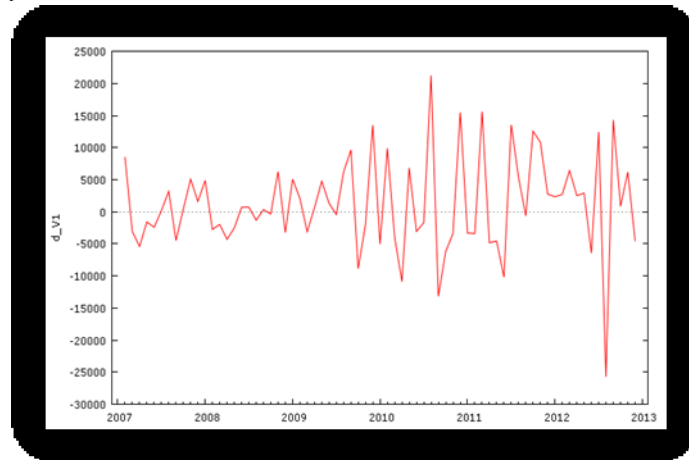
الشكل رقم (4): اختبار Ljung-Box للسلسلة الأصلية v_1

Fonction d'auto-corrélation pour V1

RETARD	ACF	PACF	Q	[p. crit.]
1	0,9275 ***	0,9275 ***	64,5552	[0,000]
2	0,8830 ***	0,1631	123,9060	[0,000]
3	0,8442 ***	0,0551	178,9372	[0,000]
4	0,7987 ***	-0,0469	228,9197	[0,000]
5	0,7660 ***	0,0585	275,5849	[0,000]
6	0,7063 ***	-0,1903	315,8510	[0,000]
7	0,6615 ***	0,0205	351,7181	[0,000]
8	0,6008 ***	-0,1482	381,7671	[0,000]
9	0,5344 ***	-0,0965	405,9234	[0,000]
10	0,4800 ***	-0,0194	425,7230	[0,000]
11	0,4384 ***	0,1260	442,5095	[0,000]
12	0,3917 ***	-0,0521	456,1311	[0,000]
13	0,3408 ***	-0,0194	466,6212	[0,000]
14	0,2983 **	0,0192	474,7941	[0,000]
15	0,2609 **	0,0355	481,1584	[0,000]
16	0,2267 *	-0,0128	486,0501	[0,000]
17	0,1903	-0,0204	489,5592	[0,000]
18	0,1720	0,0810	492,4787	[0,000]

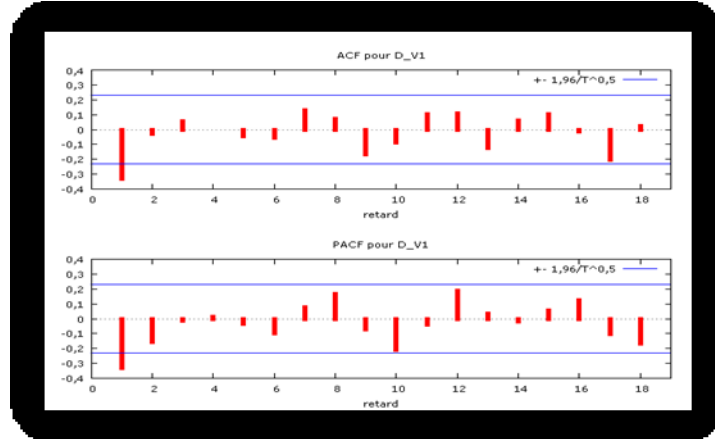
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (5): المنحنى البياني لسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى d_{-v1}



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (6): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى d_{-v_1}

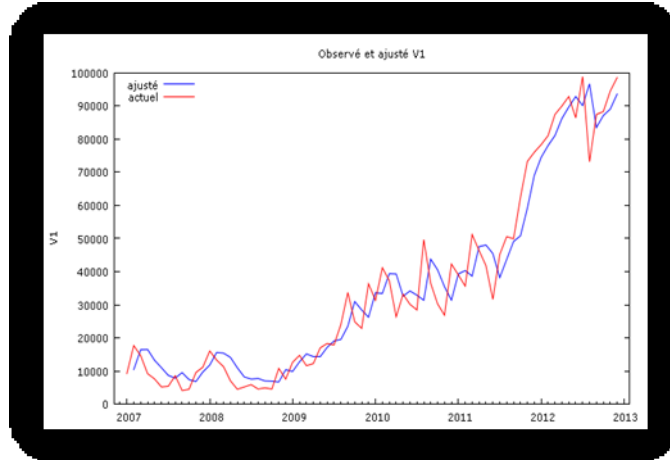


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews
الشكل رقم (7): اختبار Ljung-Box لسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى d_{-v_1}

RETARD	ACF	PACF	Q	[p. crit.]
1	-0,3328 ***	-0,3328 ***	8,2010	[0,004]
2	-0,0311	-0,1595	8,2735	[0,016]
3	0,0545	-0,0122	8,5001	[0,037]
4	0,0001	0,0140	8,5001	[0,075]
5	-0,0453	-0,0370	8,6615	[0,123]
6	-0,0572	-0,0996	8,9222	[0,178]
7	0,1315	0,0784	10,3228	[0,171]
8	0,0731	0,1660	10,7622	[0,216]
9	-0,1689	-0,0720	13,1471	[0,156]
10	-0,0868	-0,2086 *	13,7878	[0,183]
11	0,1063	-0,0392	14,7648	[0,194]
12	0,1080	0,1896	15,7892	[0,201]
13	-0,1247	0,0330	17,1798	[0,191]
14	0,0592	-0,0167	17,4982	[0,231]
15	0,1053	0,0545	18,5252	[0,236]
16	-0,0136	0,1265	18,5427	[0,293]
17	-0,2052 *	-0,1038	22,5837	[0,163]
18	0,0261	-0,1685	22,6505	[0,204]

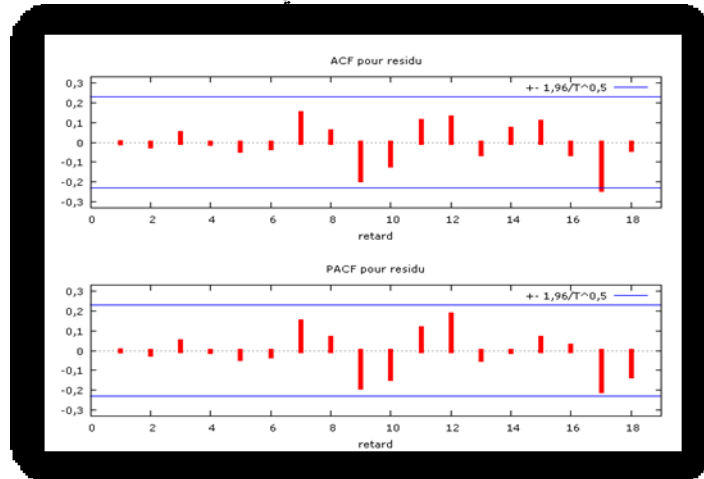
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews

الشكل رقم (8): السلسلة الأصلية و السلسلة المقدرة



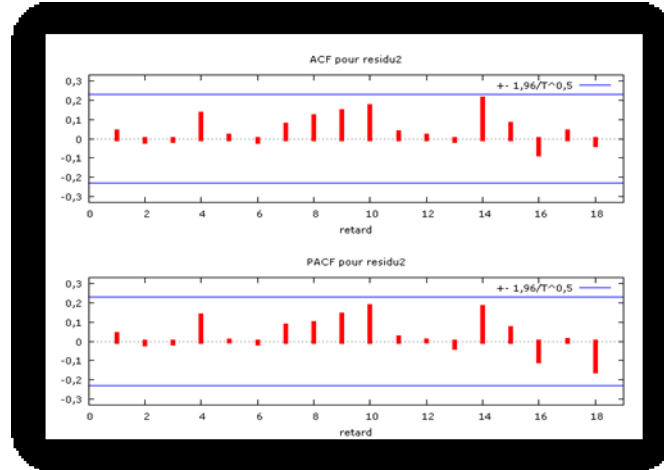
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (9): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة البواقي



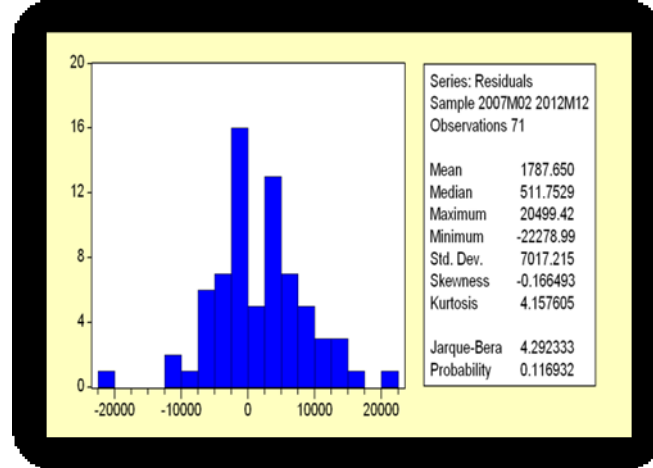
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 5.0

الشكل رقم (10): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي مربعات البواقي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL

الشكل رقم (11): معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج 5.0 Eviews