# تطبيق منهجية بوكس جينكينز لنمذجة مؤشر المبيعات

## Apply the methodology of Box Jenkins to model the sales index

هيشر أحمد تيجاني [1*]، بدراوي يحي [2]

[1] جامعة عمار ثليجي –الاغواط –(الجزائر)، **hicher3@gmail.com**

[2] جامعة زيان عاشور –الجلفة– (الجزائر)، **BADRAOUIYAHIA@gmail.com**

**تاريخ الاستلام**: 2018/09/28؛ **تاريخ المراجعة**: 2018/09/28؛ **تاريخ القبول**: 2019/01/12

**ملخص**: اعتمدنا في هذه الدراسة على تطبيق منهجية بوكس جينكينز –Box-Jenkins– لمبيعات أحد فروع الخطوط الجوية الجزائرية، استخدمنا بيانات شهرية ممتدة من جانفي 2010 إلى ديسمبر 2015 (72 مشاهدة)[1] وهي كافية للتحليل الإحصائي وقد استعنا ببرنامج EViews9 وبرنامج IBM SPSS Statistics24، توصلت النتائج إلى استقرار السلسلة في المستوى الأول $I(1)$ والحصول على 62 نموذجا ومع استعمال معايير المفاضلة تحصلنا على أحسن نموذج $ARIMA(0,1,1)$ $D(LnYSA_t) = C + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ مع وجود أثر لـ ARCH: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ ، مع قبول النموذج إحصائيا.

**الكلمات المفتاح** : : تحليل السلاسل الزمنية، منهجية Box-Jenkins ، التنبؤ، مؤشر المبيعات..

**تصنيف JEL**[2]: C51،C22 ،E51 ،E31

**Abstract:** In this study, we applied the Box Jenkins-Box-Jenkins method for the sales of a branch of Air Algerie. We used monthly data from January 2010 to December 2015 (72 views) which are sufficient for statistical analysis and we have used EViews9 and IBM SPSS Statistics24, the results have reached the stability of the series in the first level and get 62 models and with the use of differentiation criteria we get the best model $ARIMA(0,1,1)$ $D(LnYSA_t) = C + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ With an effect for the ARCH: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ . With the acceptance of the form statistically.

**Keywords:** *Time series analysis, Box-Jenkins methodology, Forecasting, Sales index.*

**Jel Classification Codes :** E31،E51 ،C22،C51

* هيشر أحمد تيجاني: الإيميل: **hicher3@gmail.com**

## I- تمهيد :

يعتبر مؤشر المبيعات من أهم المؤشرات في أي مؤسسة، حيث يدل علي مدى استغلال إدارة المؤسسة للموارد المتاحة لديها ومدى نجاح إدارة المبيعات والتسويق بشكل خاص ودائما مؤشر المبيعات يكون مقترن بمعدل دوران المخزون فكلما زادت معدل دوران المخزون زاد مؤشر المبيعات للمؤسسة. تحاول المؤسسات الإنتاجية التحكم في هذا المؤشر لحماية موقعها في السوق، لذا تلجأ إلى الطرق القياسية كعملية تحليل السلاسل الزمنية التي تعد أهم طرق التنبؤ الكمي، وذلك من خلال اعتمادها على بيانات الماضي والحاضر، لتقديم تصور أكثر وضوحا عن مستقبل الظاهرة محل الدراسة، وطبيعة سلوكها، ونمط تفاعلها، والمؤثرات التي تؤثر فيها. وأحسن أسلوب يتبع منهجية Box-Jenkins التي ظهرت سنة 1970 على يد George Box وGwilyn Jenkins.

**إشكالية البحث:** تتمحور إشكالية الدراسة حول أهم المراحل القياسية التي يتبعها الباحث الاقتصادي في استخدامه لمنهجية بوكس- جينكينز لنمذجة مؤشر اقتصادي كمبيعات الخطوط الجزائرية على مستوى احد فروعها، والتي يمكن صياغتها على النحو التالي:

**كيف يتم استخدام منهجية بوكس- جينكينز لنمذجة مبيعات مؤسسة اقتصادية ؟**

- للإجابة عن هذا التساؤل وضعنا المنهجية التالية:

**-الإطار النظري لمؤشر المبيعات؛ -تقديم منهجية Box-Jenkins -الدراسة الوصفية لمشاهدات متغيرة الدراسة؛ -تحليل سلاسل المتغيرة، -بناء النموذج ؛ -تشخيص النموذج؛ -النتائج**

**1.I- مفهوم مؤشر مبيعات:** يقيس هذا المؤشر التغير في حجم المبيعات التي المؤسسات،و يقوم تقرير مؤشر مبيعات التجزئة على عمل إحصائية شهرية تتضمن عدد كبير من البائعين فيعكس الارتفاع في المؤشر الارتفاع في مستويات المبيعات، مما يشير إلى ارتفاع مستويات الطلب من قبل المستهلكين والعكس صحيح.

كما ويعمل مؤشر المبيعات على تحريك الأسواق بقوة ويعكس مستوى ثقة المستهلكين في الاقتصاد، فمع ارتفاع قراءة المؤشر فهذا يعني أن مستويات الطلب مرتفعة مما يعكس مدى ثقة المستهلكين في الاقتصاد، وهو أيضا مقياس شهري لمبيعات السلع في المحلات التجارية، حيث هذا المؤشر على أخذ عينات من محلات مختلفة ويستخدم عادة كمعيار لثقة المستهلك[3].

وبالتالي يبين هذا المؤشر العلاقة النسبية بين تكاليف الجودة وإجمالي قيمة المبيعات، ويحسب كالتالي:

مؤشر المبيعات= التكاليف الكلية للجودة/ المبيعات الإجمالية

يعد هذا المؤشر من أكثر المؤشرات شيوعا في الاستعمال ويستعمل هذا المؤشر لقياس تكاليف الجودة والإفصاح عنها للمؤسسة محل الدراسة، ويدل دائما على مدى نجاح إدارة التسويق ( المبيعات) في أداء مهمتها فإذا ارتفع مؤشر المبيعات فسنة مالية ما عن ما قبلها كانت دليل جيد لارتفاع أداء إدارة التسويق ولكن يجب دراسة الأسباب التي أدت لذلك فهل يرجع السبب إلى تطوير المنتج أم أن هناك رواج كبير في السوق لهذا العام أم تم فتح أسواق جديدة أم ماذا، ويعتبر انخفاض المؤشر إلى عكس ما ذكر سابقا[4].

فمثلا شركات السيارات العالمية يكون مؤشر المبيعات دليلا علي تحقيق الربح ففي نهاية كل عام نجد أن شركة هيونداي أو تويوتا مثلا تعلن إنها الأقوى والأكثر مبيعا خلال هذا العام ونجد شركة اقل مبيعا مثلا مثل بيجو أو نيسان تعلن أنها في العام 2018 سوف تحقق اعلي ربحا من خلال الأعداد لجيل جديد من السيارات سيكون هو الأعلى ويحقق اعلي مبيعات وكذلك مجال الإلكترونيات وشركات الهواتف الذكية والبرمجيات...الخ.

أما الشركات التي تبيع منتجات عديدة ومتنوعة مثل شركات المواد الغذائية نجد أنها تحقق مؤشر مبيعات عالي جدا لكنه ليس دليل علي تحقيق ربح عالي والسبب أنها قد تبيع منتجا نسبة الربح فيه ضعيفة بالقياس إلى منتج آخر ربحه عالي لكن مبيعاته قليلة من هنا نجد أن نسبة الربح لا تكون عالية لأن المنتج الأكثر مبيعا تكلفته عالية فبالتالي لا يحقق ربحا كبيرا.

**I.2- منهجية بوكس- جينكنز : Box – Jenkins: –** تتعدد طرق السلاسل الزمنية في التنبؤ العلمي، ويمكن حصر ثلاثة أنواع هي: طرق تمهيد بيانات السلسلة الزمنية smoothing méthodes of économico time séries، نماذج الانحدار الذاتي ذات المتجه Vector Auto Régression (VAR) models، وأهمها نماذج المتوسط المتحرك المتكامل ذات الانحدار الذاتي autorégressive integreted moving average (ARIMA)، وهي ما تعرف بمنهجية بوكس- جينكنز[5] .

منهجية بوكس- جينكنز طريقة بسيطة في مبادئها الأساسية ومعقدة عند تطبيقها [6]، "تعتمد على دراسة نظامية للسلاسل الزمنية إنطلاقا من مواصفاتها، من أجل تحديدها ضمن عائلة نماذجARIMA ،وتحديد النموذج الملائم للظاهرة المدروسة".[7]

"توجد هناك أربعة خطوات يتعين إتباعها حتى يمكن إتباع منهجية بوكس- جينكنز في التنبؤ وهي تتمثل في: التعرف، التقدير، الفحص التشخيصي، التنبؤ.[8]

**- التعرف** (identification) : بعد الحصول على استقرارية السلسلة الزمنية، يتم خلال هذه المرحلة تحديد الرتب p,d ,q لنموذج ARIMA ، ويتم التعرف على ذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي (ACF)، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي( PACF) ،وشكل الارتباط بين معامل كل دالة سابقة وطول الفجوة (correlogram). "دالة الارتباط الذاتي الجزئي تحدد لنا رتبة السياق AR ، إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات، يكون عدد التباطؤات المعنوية هو رتبة AR(p)، بينما تحدد لنا دالة الارتباط الذاتي رتبة السياق MA(q) ، إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات ، يكون عدد التباطؤات المعنوية هو رتبة MA، أما إذا كانت قيم كل من(ACF) ، ( PACF) تتخامد ولا تنعدم بعد عدد معين من التباطؤات فنكون أمام ARMA(p,q) "[9]

ويمكن تشكيل الجدول التالي :

**الجدول (1) : طبيعة النموذج وفقا لمنحنى الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي**

| النموذج | دالة الارتباط الذاتي | دالة الارتباط الذاتي الجزئي |
|---|---|---|
| الضجة البيضاء | كل القيم داخل فترة الثقة | كل القيم داخل فترة الثقة |
| AR(p) | تتنازل القيم على الرسم بشكل أسي، أو بشكل دالة الجيب | قطع بعد الإزاحة p |
| MA(q) | قطع بعد الإزاحة q | تتنازل القيم على الرسم بشكل أسي، أو بشكل دالة الجيب |
| ARMA(p,q) | تتناقص تدريجيا بعد الإزاحة (p-q)، في بعض الأحيان تسلك سلوك دالة الجيب ، ليس فيها قطع | تتناقص تدريجيا بعد الإزاحة (p-q)، في بعض الأحيان تسلك سلوك دالة الجيب، ليس فيها قطع |
| المشي العشوائي | لا تتناقص إلى الصفر | كل القيم تنعدم بعد الإزاحة 1 |

**المصدر : مهدي عصام ، الجامعة الاسلامية ، غزة ، قسم الرياضيات ، ص12**

-**التقدير**: بعد تحديد النموذج الملائم يتم تقدير معالمه بإستخدام إحدى طرائق التقدير التامة، أو التقريبية والتي تختلف بحسب النموذج المستخدم وهي طريقة الإمكان الأعظم التامة، وطريقة المربعات الصغرى غير الخطية. [10]

**الفحص التشخيصي**: بعد تقدير النموذج لابد من اختبار مدى صلاحيته لتمثيل السلسلة الزمنية، تتطلب هذه المرحلة القيام بالخطوات التالية[11] :

1. اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة : إذا تشابهت دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية الأصلية مع السلسلة المتولدة عن النموذج المقدر، ننتقل إلى رسم دالة الارتباط الذاتي للبواقي، وإذا كان هناك اختلاف جوهري بين دالتي السلسلتين الأصلية والمقدرة فإن ذلك يعني فشلنا في تحديد النموذج المناسب .
2. تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي: يجب أن تقع معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال المعنوية المعبر عنه بخطين متوازيين، نختبر فرضية العدم التي تنص على أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي معدومة، وذلك بمقارنة Q المحسوبة بالجدولية، حيث:

$$Q = n \times \sum_{i=1}^{k} r_i^2 \quad \wedge \quad r_k = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})}{\sum e_t^2}$$ ، نقارن Q مع $\chi^2_{k-p-q}$ .

3. اختبار معنوية المعالم المقدرة والمعنوية الكلية للنموذج : لاختبار المعلمة $\hat{\beta}_J$ نستعمل المعيار $N(0,1) \sim \left| \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right|$ حيث $SE(\hat{\beta}_J)$ هي الانحراف المعياري للمعلمة المقدرة $\hat{\beta}_J$، فتكون فرضية العدم $H_0 : \hat{\beta}_j = 0$

كما أن اختبار مجموعة من المعالم آنيا لا يتم بدلالة فيشر ، وإنما بواسطة الاحصاءة $\chi^2$، والمعطاة وفق العلاقة التالية : $\frac{(RRSS - URSS)}{URSS/n} \sim \chi_m^2$ ، حيث m تعبر عن عدد المعالم المراد اختبارها ، و RRSS, URSS عبارة عن مجموع مربعات البواقي تحت الفرضية البديلة والفرضية الصفرية على الترتيب .

**التنبؤ**: وهنا يتم لإستخدام النموذج المتحصل عليه في التنبؤ بقيم مستقبلية للسلسلة الزمنية .

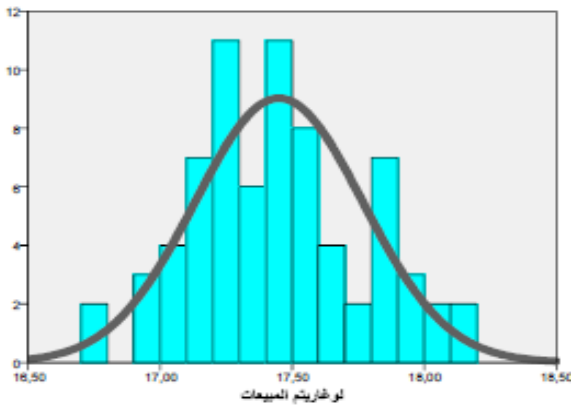
## II – الطريقة والأدوات :

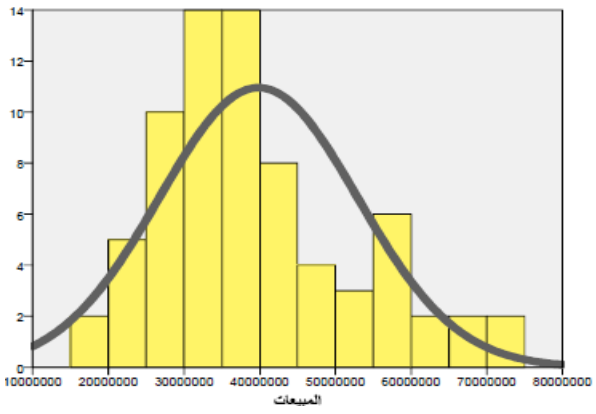
- نبدأ أولا بقياس درجة تجانس قيم المتغيرة محل الدراسة بالاعتماد على المقاييس الوصفية؛
- نصل إلى مرحلة الكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرة محل الدراسة باستخدام اختبارات جذر الوحدة؛
- في نهاية الدراسة نحاول بناء أفضل نموذج اقتصادي للتنبؤ بقيم المتغيرة؛

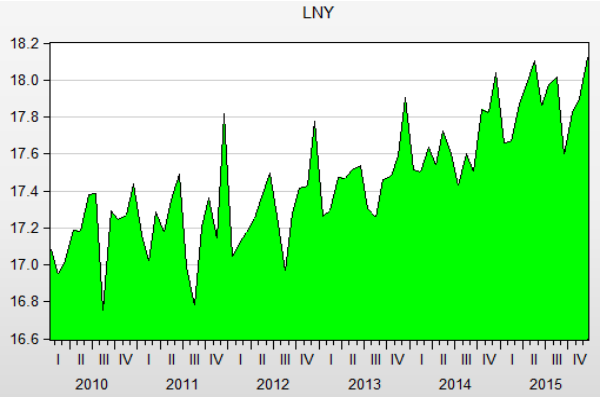
## II –1 الدراسة الوصفية:–

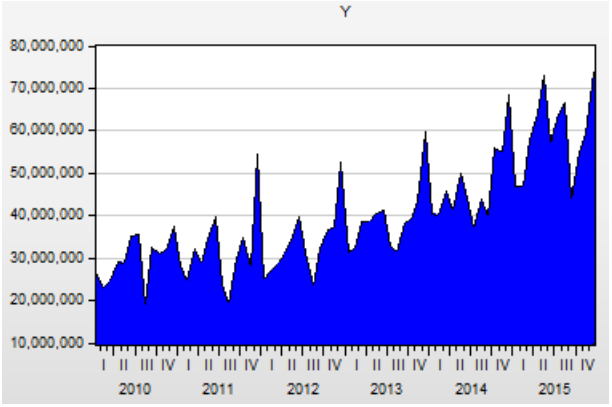
الجدول -1- مقارنة بين المتغيرة الخام واللوغاريتم لها

| Variable | Y | LnY |
|---|---|---|
| Maximum | 73917893 | 18.12 |
| Minimum | 18802958 | 16.74 |
| **المدى** | **55114935** | **1.38** |
| Mean | 39829294 | 17.45 |
| Median | 37165673 | 17.43 |
| **Std. Dev.** | **13106453** | **0.32** |
| **$CV_{Mean}$** | **32,91%** | **%1.83** |
| **$CV_{Median}$** | **35,26%** | **%1.83** |
| Skewness | 00.815> | ≈00.17 |
| Kurtosis | 32.973 < | ≤32.50 |
| Jarque-Bera | 5.997.980 > | <5.991.08 |
| Observations | 72 | 72 |






نلاحظ تحسن القيم بعد أخذها باللوغاريتم ويظهر جليا في:

– تقارب القيمتان الحديتان ؛

–انخفاض قيمة الانحراف المعياري ؛

– انخفاض في معامل الاختلاف للمتوسط والوسيط (اقل من 15%)[12] ؛

– اقتراب توزيع المشاهدات من التوزيع الطبيعي حسب اختبار **جاك–بيرا** (JB) .

**II –2– اختبارات الاستقرارية:** تستقر السلسلة الزمنية إذا تحققت الشروط التالية:– ثبات وسطها الحسابي $E(Y_i)=\mu$ : أي لا تدخل المتغيرات العشوائية $\varepsilon_i$ في تفسير السلسلة الزمنية؛ – ثبات تباينها $Var(Y_i)=\sigma^2$ : أي جميع مشاهدات السلسلة الزمنية لها نفس الوزن في التحليل.

**–الاختبارات الكيفية:–**

**ا– الرسومات البيانية : نرى** بوضوح وجود مركبة الاتجاه العام يشكل منتظم ومتزايد (ميل موجب) في المتغيرة $LnY_t$ ، التي تجعل السلسلة غير مستقرة.

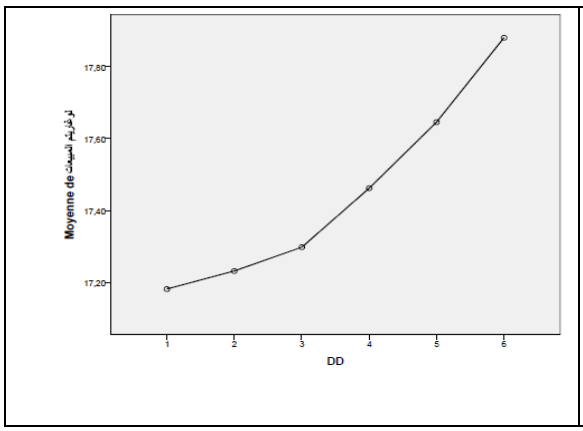
**ب– دراسة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $LnY_t$ :**

يبين لنا منحنى لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة $LnY_t$ ، وجود قيم خارج مجال الثقة المقدر بـ $\pm 1.96\sqrt{1/72}=\pm 0.231$ ، وحسب اختبار Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي $P_k$[13]، $Q_c=197.52 \succ Q_t=18.30$ ، فإن معاملات دالة الارتباط الذاتي تختلف معنويا عن الصفر $H_1: \exists P_k \neq 0$ بسبب وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، التي تؤدي إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية.

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.636 | 0.636 | 30.347 | 0.000 |
| | | 2 | 0.530 | 0.211 | 51.746 | 0.000 |
| | | 3 | 0.516 | 0.203 | 72.309 | 0.000 |
| | | 4 | 0.455 | 0.057 | 88.549 | 0.000 |
| | | 5 | 0.567 | 0.331 | 114.10 | 0.000 |
| | | 6 | 0.658 | 0.327 | 149.00 | 0.000 |
| | | 7 | 0.515 | -0.083 | 170.75 | 0.000 |
| | | 8 | 0.356 | -0.289 | 181.28 | 0.000 |
| | | 9 | 0.340 | -0.052 | 191.06 | 0.000 |
| | | 10 | 0.274 | -0.113 | 197.52 | 0.000 |

– **اختبار ثبات المتوسط الحسابي**: للقيام بهذا الاختبار نقسم السلسلة إلى فترات متساوية، في حالتنا تم تقسيم السلسلة اختياريا إلى ست فترات متساوية(1فترة=12شهرا) ونقارن متوسط كل فترة. كانت النتائج رفض الفرض الصفري $(H_0 : \overline{X}_1 = \overline{X}_2 = ... = \overline{X}_6)$ وقبول الفرض البديل $(H_1 : \overline{X}_1 \neq \overline{X}_2 \neq ... \neq \overline{X}_6)$ لأن: $(Sig = 0.000 \prec 0.05)$ أي عدم تجانس المتوسط الحسابي خلال فترة الدراسة.

– **اختبار تجانس التباين**: بنفس الخطوات السابقة وجدنا حسب اختبار ANOVA قبول الفرض الصفري $(H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2)$ لأن: $(Sig = 0.813 \prec 0.05)$ أي تجانس التباين خلال فترة الدراسة.




**Tests d'égalité des moyennes**

لوغاريتم المبيعات

| | Statistique[a] | ddl1 | ddl2 | Sig. |
|---|---|---|---|---|
| Welch | 22,073 | 5 | 30,715 | ,000 |
| Brown-Forsythe | 20,838 | 5 | 59,518 | ,000 |

**Test d'homogénéité des variances**

لوغاريتم المبيعات

| Statistique de Levene | ddl1 | ddl2 | Signification |
|---|---|---|---|
| ,448 | 5 | 66 | ,813 |

**–اختبار جذر الوحدة**:تكون العلاقة بين المتغيرات غير المستقرة ليست حقيقة وإنما مضلله وهذا ما يسمى بالانحدار الزائف لذا وجب علينا معرفة حالة الاستقرارية للسلسلة، نستخدم عدة اختبارات إحصائية منها اختبار جذور الوحدة الذي يعتمد على أنموذج الانحدار الذاتي (AR):

$$AR(P):\ Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \phi_1 L Y_t + \phi_2 L^2 Y_t + ... + \phi_p L^p Y_t + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - \phi_1 L Y_t - \phi_2 L^2 Y_t - ... - \phi_p L^p Y_t = \varepsilon_t$$

$$\left(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_p L^p\right) Y_t = \varepsilon_t \Rightarrow \phi(L) Y_t = \varepsilon_t$$

إذا كان p=1 نحصل على نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى وصيغته هي $AR(1):\ Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

$$AR(1):\ Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t = \phi_1 L Y_t + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - \phi_1 L Y_t = \varepsilon_t \Rightarrow (1 - \phi_1 L) Y_t = \varepsilon_t$$

ويتم تحقق الاستقرارية عندما تكون جذور المعادلة $1 - \phi_1 L = 0$ خارج الدائرة التي نصف قطرها يساوي الواحد $\phi_1 L = 1$.

هناك عدة اختبارات في هذا المجال سنعتمد على اختبار **ديكي فولر**.

**– تقنية اختبار ديكي فولر**

صياغة فرضية الاختبار: الفرضية الصفرية: $(\lambda = 0)\ H_0 : \phi = 1$، إذا كانت $|\tau_c| \prec |\tau_t|$، تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة. الفرضية البديلة: $(\lambda \neq 0)\ H_1 : \phi \neq 1$، إذا كانت $|\tau_c| \succ |\tau_t|$، يكون القرار استقرار السلسلة الزمنية.

$$AR(1):\ Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t ..... 1$$

$$\Delta Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} + C + \varepsilon_t ..... 2$$

$$\Delta Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} + \beta t + C + \varepsilon_t ..... 3$$

غير أن اختبار ديكي- فولر (DF) لا يصبح ملائما إذا وجدت مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، لذا نلجأ لاستخدام اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF).

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{.....04}$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + C + \varepsilon_t \quad \text{.....05}$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + \beta t + C + \varepsilon_t \quad \text{.....06}$$

حيث يمثل $p$ فترة التأخر وتحدد بأقل قيمة المعايير: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC).

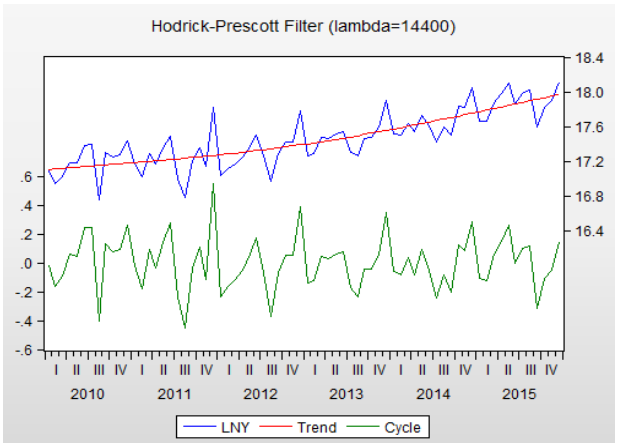
-علينا اختيار فترات الإبطاء Lag

| المتغيرة LnY | HQ | SC | AIC | المتوسط | P |
|---|---|---|---|---|---|
| | **-0.313** | **-0.235** | **-0.364** | ***-0,304*** | 1 |
| | -0.256 | -0.159 | -0.321 | -0,245 | 2 |
| | -0.259 | -0.141 | -0.337 | -0,245 | 3 |
| | -0.265 | -0.126 | -0.356 | -0,249 | 4 |

يتبين ان ***p=1*** فيكون نموذج الاختبار كالتالي:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \phi_2 \Delta Y_{t-1} + \beta t + C + \varepsilon_t \quad \text{.....06}$$

**– نتائج اختبارات الاستقرارية**




Null Hypothesis: LNY has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

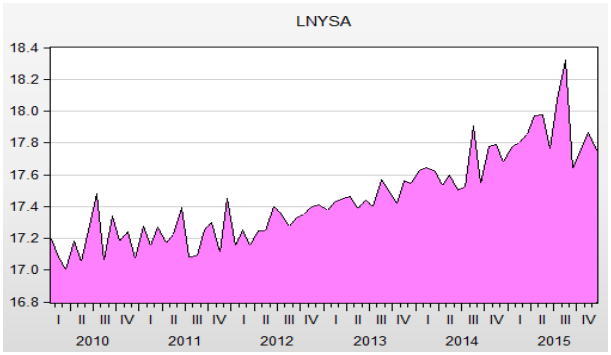
| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 0.700871 | 0.8645 |
| Test critical values: | 1% level | -2.598416 | |
| | 5% level | -1.945525 | |
| | 10% level | -1.613760 | |

المتغيرة $LnY_t$ غير مستقرة في المستوى الأصلي $I(0)$ لوجود جذر الوحدة $\lambda = 1$ لأن: $|t_c = 0.70| \prec |t_t = 1.94|$، وهي من نوع TS ($\beta \neq 0$). البيان يوضح وجود مركبة الاتجاه العام (الخط الأحمر)، وكذا المركبة الموسمية (المنحنى الأخضر).

**نتيجة:** من خلال تطبيق أدوات الاختبار الإحصائية الكيفية والكمية: اختبار معاملات دالة ارتباط $P_k$، اختبار Ljung-Box ، اختبار ADF، تم رفض فرضية استقرار السلسلة الزمنية $LnY_t$ ، والسلسلة غير مستقرة بذلك.

**– إزالة حالة عدم الاستقرار من $LnY_t$ :** توصلت نتائج الاختبارات السابقة إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية $LnY_t$ ، لوجود المركبتان الموسمية والاتجاه العام ، لذا وجب علينا إزالتهما من السلسلة $LnY_t$ .

**أ– إزالة المركبة الموسمية:** –نستخدم طريقة نزع المعاملات الشهرية من السلسلة $LnY_t$ وفق أسلوب:



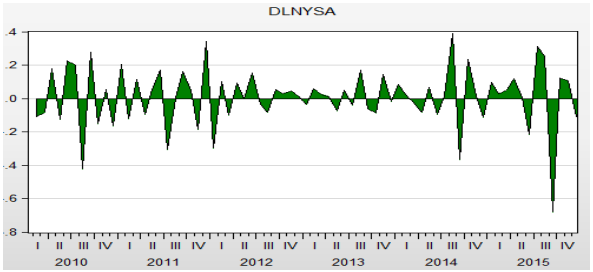

Difference from moving average - Additive

$$\ln YSA_{t,i} = \ln Y_{t,i} - CS_i$$

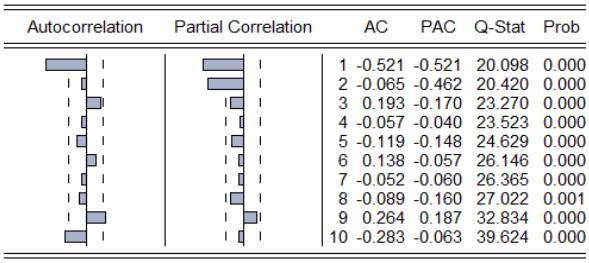
**حيث** : t –السنوات و i –الأشهر

– يتضح من خلال البيان نقص النتوءات التي تدل على اختفاء المركبة الموسمية. سنحاول التأكد من ذلك خلال دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة المصححة من المركبة الموسمية.

**ب– إزالة مركبة الاتجاه العام** :– أحسن طريقة عملية لإزالة حالة عدم الاستقرار هي إجراء الفروقات من الدرجة الأولى أو من الدرجة الثانية حسب نتائج الاختبارات الإحصائية وتصبح السلسلة الزمنية الجديدة $D(\mathrm{LnYSA}_t)$، حيث: $D(\mathrm{LnYSA}_t) = \mathrm{LnYSA}_t - \mathrm{LnYSA}_{t-1}$، ونعيد إجراء الاختبارات الإحصائية السابقة:




فقدت السلسلة الزمنية الجديدة مشاهدة واحدة بعد تطبيق الفروقات من الدرجة الأولى لتصبح 71 مشاهدة، ومن ملاحظة بيان السلسلة الزمنية $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ نجد أنها أخذت شكلا يختلف عن شكله الأصلي، حيث أصبح منحناها موازيا تقريبا لمحور الفواصل، مما نستنتج مبدئيا أن السلسلة اتسمت بالاستقرار عبر الزمن.



| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.521 | -0.521 | 20.098 | 0.000 |
| | | 2 | -0.065 | -0.462 | 20.420 | 0.000 |
| | | 3 | 0.193 | -0.170 | 23.270 | 0.000 |
| | | 4 | -0.057 | -0.040 | 23.523 | 0.000 |
| | | 5 | -0.119 | -0.148 | 24.629 | 0.000 |
| | | 6 | 0.138 | -0.057 | 26.146 | 0.000 |
| | | 7 | -0.052 | -0.060 | 26.365 | 0.000 |
| | | 8 | -0.089 | -0.160 | 27.022 | 0.001 |
| | | 9 | 0.264 | 0.187 | 32.834 | 0.000 |
| | | 10 | -0.283 | -0.063 | 39.624 | 0.000 |

يتبين في السلسلة $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ جل القيم تقع داخل مجال الثقة المقدر $\pm 1.96\sqrt{1/71} = \pm 0.232$، معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنويا عن الصفر $(H_0: P_k = 0)$، فالسلسلة $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ أصبحت خالية من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، مما يجعل السلسلة الزمنية $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ تتسم بالاستقرار.

Null Hypothesis: DLNYSA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -11.91894 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -4.096614 | |
| | 5% level | -3.476275 | |
| | 10% level | -3.165610 | |

يتضح جليا خلو السلسلة $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ من مشكلة وجود جذر الوحدة وغياب مركبة الاتجاه العام ($\beta = 0$).

إذا السلسلة $D(\mathrm{LnYSA}_t)$ مستقرة في مستواها الأول $I(1)$ .

## ج–اختبار BDS الاستقلالية

يبين هذا الاختبار ما إذا كانت السلسلة المستقرة تتميز ببنية ارتباط وبتوزيع متماثل ومستقل. من خلال نتائجه نلاحظ أن الإحصائيات Z–Statistic كلها أكبر تماما من القيمة الجدولية 1.96 عند مستوى معنوية 0,05من أجل الأبعاد وعليه نرفض فرضية السير العشوائي أي أنه يوجد ارتباط بين المشاهدات من جهة ومن جهة أخرى أظهرت النتائج بنية ارتباط قوية على المدى القصير, أي أن سلسلة المبيعات قابلة للتنبؤ على المدى القصير.

BDS Test for DLNYSA
Date: 03/08/18 Time: 22:58
Sample: 2010M01 2015M12
Included observations: 72

| Dimension | BDS Statistic | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| 2 | 0.050324 | 0.010400 | 4.838685 | 0.0000 |
| 3 | 0.088014 | 0.016727 | 5.261698 | 0.0000 |
| 4 | 0.099269 | 0.020161 | 4.923855 | 0.0000 |
| 5 | 0.080667 | 0.021271 | 3.792314 | 0.0001 |
| 6 | 0.078307 | 0.020767 | 3.770663 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Raw epsilon | 0.237605 | | |
| Pairs within epsilon | 3569.000 | V-Statistic | 0.707994 |
| Triples within epsilon | 194977.0 | V-Statistic | 0.544764 |

| Dimension | C(m,n) | c(m,n) | C(1,n-(m-1)) | c(1,n-(m-1)) | c(1,n-(m-1))^k |
|---|---|---|---|---|---|
| 2 | 1314.000 | 0.544099 | 1697.000 | 0.702692 | 0.493775 |
| 3 | 1005.000 | 0.428389 | 1638.000 | 0.698210 | 0.340375 |
| 4 | 756.0000 | 0.331870 | 1582.000 | 0.694469 | 0.232601 |
| 5 | 593.0000 | 0.268204 | 1582.000 | 0.715513 | 0.187538 |
| 6 | 471.0000 | 0.219580 | 1548.000 | 0.721678 | 0.141274 |

**II -3- تقدير النموذج للسلسلة** $D(\text{LnYSA}_t)$:- بعد الوصول إلى استقرار السلسلة ننتقل إلى أهم مرحلة وهي مرحلة تقدير نموذج التنبؤ حسب منهجية بوكس–جينكينز (B-J) .

**– مرحلة التميز النموذج:** تتم بتحديد رتبة الصيغة الرياضية للسيرورة ARIMA(p,d,q) للسلسلة الزمنية $D(\text{LnYSA}_t)$ ، والتي تكتب من الشكل:

$$D(\text{Lnysa}_t)=\phi_1 D(\text{Lnysa}_{t-1})+\phi_2 D(\text{Lnysa}_{t-2})+\ldots+\phi_p D(\text{Lnysa}_{t-p})+\delta_t+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\theta_2\varepsilon_{t-2}-\ldots-\theta_q\varepsilon_{t-q}$$ نقوم

باختيار النموذج الأمثل من بين النماذج المرشحة، وهذا استنادا إلى معايير المفاضلة، منها :

• أعلى قيمة لمعامل التحديد $R^2$ ؛ • أقل قيمة للمعايير Akaike، Hannan-Quinn، Schwarz؛ • دوال الارتباط الذاتي؛

• معنوية جيدة للمعالم المقدرة.

-حسب بيان دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي تحصلنا على السيرورات حسب النتؤات

$$\begin{cases} AR(p): & 1,\ 2 \\ MA(q): & 1,\ 9,\ 10 \end{cases}$$

التي تتيح لنا احتمال: 62 نموذجا: $C_1^6+C_2^6+C_3^6+C_4^6+C_5^6+C_6^6-1=62$، [14] تمثل القيمة (6) عدد مقدرات النموذج:

$$[C, AR(1), AR(2), MA(1), MA(9), MA(10)]$$

وبتطبيق مقاييس المفاضلة وجدنا سيرورة النموذج الأمثل لهذه السلسلة الزمنية توافق الصيغة:

$$ARIMA(0,1,1): D(\text{LnYSA}_t)=C+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$D(\text{LnYSA}_t)=0.011-0.859\varepsilon_{t-1}+\varepsilon_t$$
$$(4.70)\quad(-14.44)$$
$$n=71,\quad R^2=46.82\%,\quad F=60.75$$
$$DW=2.15\quad (.)=t_{sta}\quad t_{70}^{0.05}=1.99\quad F_{1,69}^{0.05}=3.98$$

Dependent Variable: DLNYSA
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 03/09/18 Time: 07:47
Sample (adjusted): 2010M02 2015M12
Included observations: 71 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 10 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 2010M01

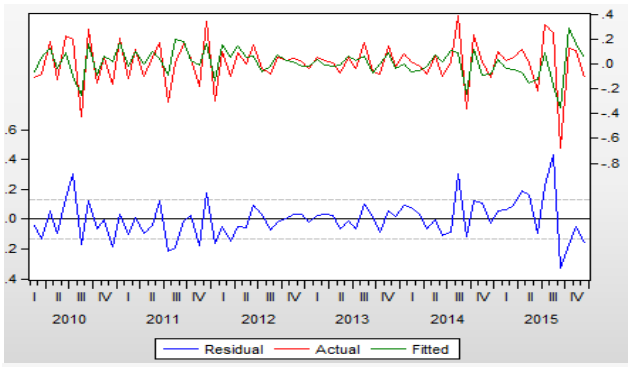
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.011316 | 0.002407 | 4.700269 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.859289 | 0.059485 | -14.44537 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.468233 | Mean dependent var | 0.007899 |
| Adjusted R-squared | 0.460526 | S.D. dependent var | 0.177477 |
| S.E. of regression | 0.130355 | Akaike info criterion | -1.209343 |
| Sum squared resid | 1.172481 | Schwarz criterion | -1.145605 |
| Log likelihood | 44.93166 | Hannan-Quinn criter. | -1.183996 |
| F-statistic | 60.75606 | Durbin-Watson stat | 2.148709 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted MA Roots | .86 |

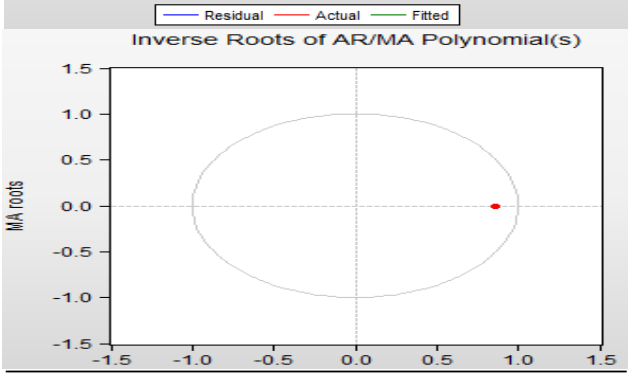
– **تشخيص النماذج** : نهدف بهذه الخطوات التالية إلى اختبار قوة النموذج الإحصائي المختار:

$$[D(LnYSA_t) \sim ARIMA(0,1,1)]$$




– **مقارنة بيان السلسلتين الأصيلة والمقدرة:** من خلال الشكل يمكننا ملاحظة التطابق شبه التام بين منحني السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدرة (Fitted)، تعطينا هذه النتيجة فكرة عن مدى تقارب النموذج المقدر من المعطيات الواقعية. أما منحنى سلسلة البواقي التقدير Residual فيلتف بشكل عشوائي على محور الفواصل هذا من شانه أن يعطينا فكرة على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

**جذر كثير الحدود المميز:**



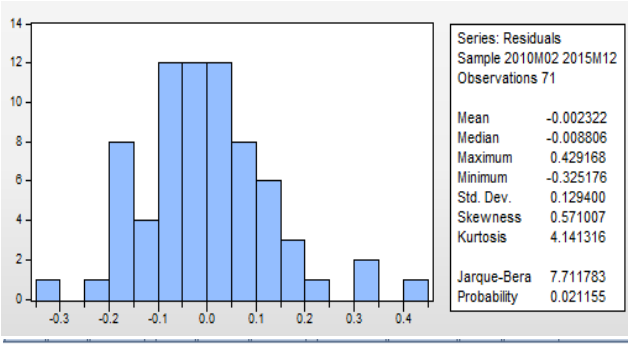

نلاحظ من خلال الشكل أن جذر كثير الحدود المميز للنموذج يقع داخل الدائرة الأحادية مما يشير إلى إستقرارية السيرورة $ARIMA(0,1,1)$

**–تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي:** حسب منحنى دالة الارتباط الذاتي لبواقي التقدير، جميع القيم تقع داخل مجال الثقة $\pm 1.96\sqrt{1/71} = \pm 0.232$، ومن اختبار Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي $P_k$، $(H_0: P_k=0)$ بهذا نقبل الفرض الصفري $Q_c = 10.83 \prec Q_t = 18.30$ القائل بأن معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنويا عن الصفر، أي خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.087 | -0.087 | 0.5603 | |
| | | 2 | -0.011 | -0.019 | 0.5693 | 0.451 |
| | | 3 | 0.182 | 0.181 | 3.0891 | 0.213 |
| | | 4 | -0.050 | -0.020 | 3.2819 | 0.350 |
| | | 5 | -0.075 | -0.082 | 3.7262 | 0.444 |
| | | 6 | 0.109 | 0.067 | 4.6761 | 0.457 |
| | | 7 | -0.015 | 0.013 | 4.6953 | 0.583 |
| | | 8 | -0.014 | 0.011 | 4.7117 | 0.695 |
| | | 9 | 0.196 | 0.168 | 7.9144 | 0.442 |
| | | 10 | -0.186 | -0.170 | 10.839 | 0.287 |

– **تحليل دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لمربعات البواقي:** نلاحظ من خلال الشكل أن سلسلة مربعات البواقي مستقرة، حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع معظمها تقع داخل مجال الثقة، ولدينا $Prob = 0.088 \succ 0.05$ أي أن فرضية تجانس التباين الشرطي لأخطاء $H_0$ مقبولة

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.443 | 0.443 | 14.510 | 0.000 |
| | | 2 | 0.083 | -0.140 | 15.029 | 0.001 |
| | | 3 | 0.002 | 0.028 | 15.029 | 0.002 |
| | | 4 | 0.112 | 0.141 | 16.000 | 0.003 |
| | | 5 | 0.056 | -0.077 | 16.242 | 0.006 |
| | | 6 | -0.032 | -0.034 | 16.326 | 0.012 |
| | | 7 | -0.022 | 0.036 | 16.366 | 0.022 |
| | | 8 | -0.017 | -0.049 | 16.389 | 0.037 |
| | | 9 | -0.012 | 0.006 | 16.402 | 0.059 |
| | | 10 | -0.018 | 0.003 | 16.429 | 0.088 |




**-اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:** السلسلة غير متناظرة: $Sk = 0.57 \succ 0$ وغير متسطحة: $Kur = 4.14 \succ 3$ ومن اختبار (Jarque - Berra) للتوزيع الطبيعي، وجدنا $JB = 7.71 \succ \chi^2_{0.05} = 5.99$ ، أي أن قيم البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي. تطرح هذه الإشكالية احتمال أن تكون سلسلة المبيعات غير خطية بسبب وجود تأثير ARCH [15] أو GARCH

**- اختبار اثر ARCH:** لدينا

$$LM = n \times R^2 = 14.81 \succ \chi^2(2) = 5.99$$

إذا: السيرورة قابلة للتمثيل بنموذج ARCH

**- تقدير النموذج الجديد**

النموذج من الشكل MA(1) مع حطا ARCH(1)

$$\begin{cases} D(LnYSA_t) = c + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon_t = z_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1}} \end{cases}$$

-السيرورة $\varepsilon_t^2$ مستقرة لأن: $\alpha_1 = 0.60 \prec 1$

-التباين الهامشي موجود لأن: $0 \prec \alpha_1 = 0.60 \prec 1$ و

$$\alpha_0 = 0.007 \succ 0$$

-نسبة التفسير مقبولة $R^2 = 46.03\%$

- معايير المفاضلة AIC وSC وHQ أخذت أقل قيم ممكنة لها.

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 9.023219 | Prob. F(2,66) | 0.0003 |
| Obs*R-squared | 14.81567 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0006 |

Dependent Variable: DLNYSA
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 03/09/18 Time: 12:33
Sample (adjusted): 2010M02 2015M12
Included observations: 71 after adjustments
Convergence achieved after 39 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.011424 | 0.002547 | 4.485534 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.804277 | 0.077556 | -10.37032 | 0.0000 |
| **Variance Equation** | | | | |
| C | 0.007354 | 0.002393 | 3.072736 | 0.0021 |
| RESID(-1)^2 | 0.607629 | 0.293691 | 2.068939 | 0.0386 |

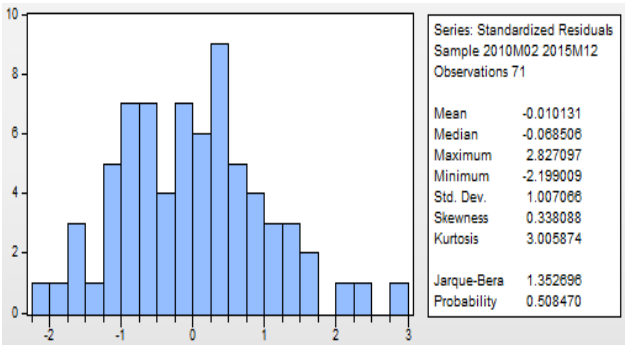
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.460296 | Mean dependent var | 0.007899 |
| Adjusted R-squared | 0.452474 | S.D. dependent var | 0.177477 |
| S.E. of regression | 0.131324 | Akaike info criterion | -1.353562 |
| Sum squared resid | 1.189981 | Schwarz criterion | -1.226087 |
| Log likelihood | 52.05145 | Hannan-Quinn criter. | -1.302869 |
| Durbin-Watson stat | 2.235310 | | |
| Inverted MA Roots | .80 | | |

**- اختبار معنوية المعالم المقدرة:**

ا- جميع معالم مقدرات النموذج تختلف معنويا على الصفر لأن: $|t_{cal}| \succ t_{tab} = t_{70}^{0.05} = 1.99$ .

ب- تعطينا قيمة معامل التحديد $R^2$=46.03%، أي أن 46.03% من تغيرات المبيعات بالجزائر مشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر، التي تعتبر مقبولة.

ج- حسب اختبار دربن واتسون DW لمشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، $dw = 2.23$ موجودة في حدود القيمة 2 لتدل على انعدام معامل الارتباط الذاتي للأخطاء $(\rho = 0)$ .




**-إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:** السلسلة اقتربت من التناظر:

$$Skewness = 0.33 \geq 0$$

ومتسطحة: $Kurtosis = 3.00 = 3$ .

ومن إختبار (Jarque - Berra) للتوزيع الطبيعي، وجدنا $JB = 1.35 \prec \chi^2_{0.05} = 5.99$ ، أي أن قيم البواقي تتبع التوزيع الطبيعي . أي حلت مشكلة الخطية.

**II -4-مرحلة التنبؤ:-** يوجد فرق جوهري بين نمذجة ARMA وARCH حيث يعتمد الأول على مجال ثقة مرتكز على تباين ثابت مع الزمن وهذا يختلف عن النموذج الثاني ، حيث وجدنا:

$$\begin{cases} D(LnYSA_t) = c + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} D(LnYSA_t) = 0.011 + \varepsilon_t - 0.804_1 \varepsilon_{t-1} \\ h_t = 0.007 + 0.607 \varepsilon^2_{t-1} \end{cases}$$

للتنبؤ يوجد اختياران : الكلاسيكي والثاني يعتمد على سرعة التقلبات، وهي كالتالي:

**-الطريقة الكلاسيكية** لدينا:

$$D(LnYSA)_t = 0.011 + \varepsilon_t - 0.804 \times \varepsilon_{t-1} \Rightarrow D(LnYSA)_{01/2016} = 0.011 + e_{01/2016} - 0.804 \times \varepsilon_{12/2015}$$
$$D(LnYSA)_{01/2016} = 0.011 + 0 - 0.804 \times (-0.16806) = 0.1466$$

وحسب العلاقة التراجعية لدينا:

$$D(LYSA)_t = LYSA_t - LYSA_{t-1}$$
$$LnYSA_t = D(LnYSA)_t + LnYSA_{t-1} \Rightarrow LnYSA_{01,2016} = D(LnYSA)_{01,2016} + LnYSA_{12,2015}$$
$$\Rightarrow LnYSA_{01,2016} = 0.1466 + 17.7562 = 17.9028$$
$$LnYSA_{t,i} = LnY_{t,i} - CS_i \Rightarrow LnYSA_{01,2016} = LnY_{01,2016} - CS_{01} \Rightarrow LnY_{01,2016} = LnYSA_{01,2016} + CS_{01}$$
$$LnY_{01,2016} = 17.9028 + (-0.114170) = 17.78863$$
$$LnY_{01,2016} = Log(Y_{01,2016}) \Rightarrow Y_{01,2016} = \exp^{17.78863} = 53150071.07$$

وهكذا يتم التنبؤ بقيم المشاهدات.

## III- النتائج ومناقشتها :

استهدفت هذه الدراسة بصفة رئيسية بناء نموج قياسي يوضح تغير مبيعات أحد فروع الخطوط الجوية الجزائرية من جانفي 2010 إلى غاية ديسمبر 2015، وكانت نتائج الدراسة القياسية كما يلي:

وجدنا قيم سلسلة المبيعات $Y_t$ غير متجانسة بسبب تضخم قيمها خلال فترة الدراسة، فأخذنا لوغاريتم قيمها $LnY_t$ للتخلص من مشكلة تباعد القيم عن بعضها البعض؛

من خلال تطبيق أدوات الاختبارات الإحصائية الكيفية اختبار معاملات دالة ارتباط $P_k$، اختبار Ljung-Box، والاختبارات الكمية: اختبارADF، وجد أن سلسلة لوغاريتم المبيعات $LnY_t$ تحتوي على جذر الوحدة في مستواها الأصلي، فكان القرار رفض فرضية استقرار مؤشر المبيعات $LnY_t$ ؛

تم التخلص من مشكلة المركبة الموسمية بنزع المعاملات الشهرية ثم إجراء الفروقات من الدرجة الأولى على السلسلة $LnY_t$ للتخلص من مشكلة عدم الاستقرار، وبعد تطبيق نفس الاختبارات الإحصائية السابقة اتضح استقرار السلسلة الجديدة $D(LnYSA_t)$ ؛

حسب منحنى دالة الارتباط الذاتي تحصلنا على السيرورة $\begin{cases} AR(p): 1,\ 2 \\ MA(q): 1,\ 9,\ 10 \end{cases}$ التي أتاحت لنا 62 نموذجا مختلفا ؛

باستخدام معايير المفاضلة قمنا بنمذجة السلسلة $D(LnYSA_t)$ فتحصلنا على أحسن نموذج ARIMA(0,1,1) بعد إجراء عملية المفاضلة بين النماذج المقدرة.

بينت اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي أنها لا تتبع التوزيع الطبيعي مما نستشف وجود تأثير ARCH ؛

استخلصنا في النهاية النموذج الجديد الشرطي $\begin{cases} D(LnYSA_t) = 0.011 + \varepsilon_t - 0.804_1 \varepsilon_{t-1} \\ h_t = 0.007 + 0.607 \varepsilon_{t-1}^2 \end{cases}$

## – الإحالات والمراجع :

1 بن محسن زوليخة، دراسة تنبؤية قصيرة المدى باستخدام منهجية بوكس جنكينز دراسة حالة المديرية الجهوية للخطوط الجوية بور قلة2015-2010 ، مذكرة ماستر أكاديمي، التخصص: اقتصاد قياسي، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 24/05/2016 ، ص20.

2 على الموقع : http://fr.wikipedia.org/wiki/Classification_JEL اطلع عليه بتاريخ 06 فيفري 2018

3 شرح المصطلحات، بيت التسويق، متاح على الموقع: www.marketeirs.com.

4 حيدر علي المسعودي، إدارة تكاليف الجودة استراتيجيا، دار اليازوري، الاردن، ص64

5عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، الدار الجامعية ، الاسكندرية ، 2005 ، ص 713

6 GUY MELARD; METHODES DE PREVISION A COURT TERME; EDITION ELLIPSES; PARIS; 1991 ; P 347

7 ناظم عبد الله عبد المحمدي ، سعدية عبد الكريم طعمة ، إستخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية للتنبؤ بإستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة ، مقال بمجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والادارية ، المجلد 7 العدد 4 ، 2011 ، ص 28

8 عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سبق ذكره ، ص 739

9 عثمان نقار ، منذر عواد ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، المجلد 27 العدد 3 ، 2011 ، ص 133

10 ناظم عبد الله عبد المحمدي ، سعدية عبد الكريم طعمة ،مرجع سبق ذكره ، ص28

11 سعيد هتهات ، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر ، رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية ، جامعة ورقلة ، السنة الجامعية : 2006/2005 ، ص167

12 معامل الاختلاف (COEFF. DE VARIATION) = (الانحراف المعياري للسلسلة/المتوسط الحسابي) *100، وكلما قلت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة، لمزيد من الإطلاع أنظر في هذا:

Gérald Baillargeon, (1989), Probabilités, Techniques de Régression, LES EDITIONS SMG, Québec Canada, P-P 31-32 .Statistique &

13 عبد القادر محمد عبد القادر عطية، (2004)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ص 654.

14 هيشر أحمد تيجاني و عبد الله بن الضب، نمذجة سعر الصرف في الجزائر، الملتقى الوطني الثاني حول النمذجة الرياضية والقياسية في المالية: النظرية والتطبيق، يومي 25/24 نوفمبر 2015، المركز الجامعي احمد زبانة– غليزان، ص7.

15 نماذج الانحدار الذاتي المشروط بوجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.