

**نموذج مقترن للتنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا  
باستخدام السلسلة الزمنية والانحدار الأسوي  
(سميرة الدوفاني - محمد محمد عبد القادر)**

**نموذج مقترن للتنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا  
باستخدام السلسلة الزمنية والانحدار الأسوي**

سميرة عمر الدوفاني<sup>١</sup>

محمد محمد عبد القادر<sup>١</sup>

**الملخص :**

تتأثر عملية التنبؤ بأى ظاهرة بشكل مباشر بإختيار النموذج المناسب لبيانات الظاهرة. هدفت هذه الدراسة التوصل إلى النموذج الأفضل للتنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا وذلك من خلال المقارنة بين نماذج السلسلة الزمنية والانحدار الأسوي . اعتمدت الدراسة على بيانات سلسلة زمنية لمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة من بيانات البنك الدولي للفترة (١٩٦٠-٢٠١٩). وتوصلت الدراسة إلى أفضل نموذج حسب معيار أكايكي هو ARIMA(1,1,0) من بين نماذج أريما المقترنة، كذلك توصلت الدراسة إلى أن نموذج الانحدار الأسوي الأفضل في التنبؤ من نموذج أريما حيث كانت نتائجه أقرب إلى الواقع. وتم التنبؤ بمعدل الوفيات حتى عام ٢٠٢٨ .  
الكلمات الدالة: وفيات الأطفال - السلسلة الزمنية - الإنحدار الأسوي - التنبؤ - ليبيا

**Abstract**

The process of predicting any phenomenon is directly affected by the selection of the appropriate model for the data of the phenomenon. This study aimed to arrive at the best model for predicting under-five mortality rates in Libya by comparing time-series and exponential regression models. The study relied on time series data for under-five mortality rates from the World Bank data for the period (1960-2019). The study found the best model according to the Akiki criterion ARIMA (1,1,0) is among the proposed ARIMA models, The study also found that the exponential regression model is better in predicting than the Arima model, as its results were closer to reality. The mortality rate was predicted until 2028.

Key words: infant mortality, time series, exponential regression, prediction, Libya

**١- مقدمة:**

يعتبر اسلوب تحليل السلسلة الزمنية من الأساليب الإحصائية الهامة في التنبؤ، وقد تم استخدام هذا الإسلوب على نطاق واسع في الكثير من التطبيقات الإحصائية والإقتصادية، حيث يتم التنبؤ بالتغييرات المستقبلية للمتغير بالإعتماد فقط على سلوك هذا المتغير في الماضي. و تعتبر وفيات الأطفال أحد المؤشرات التي تعكس مدى التنمية في البلاد. و مدى تحقق الوعي الصحي في المجتمع . اقترحت العديد من الابحاث استخدام السلسلة الزمنية في التنبؤ بوفيات الأطفال ، ونقدم

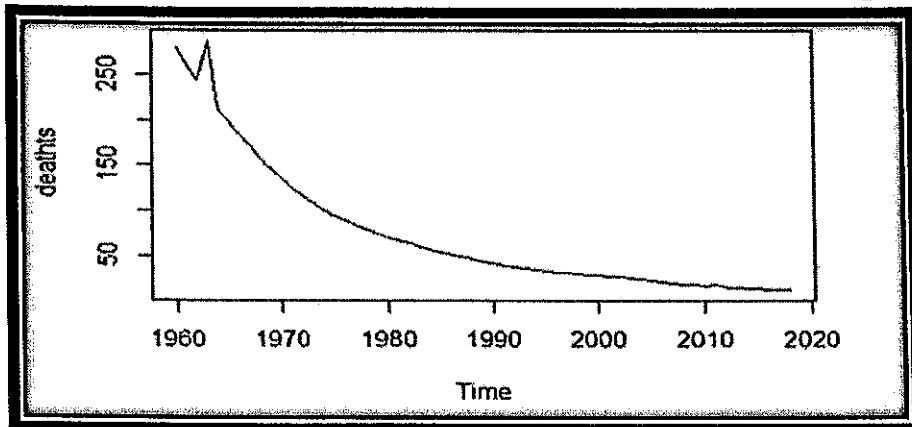
<sup>١</sup> استاذ مساعد بقسم الاحصاء جامعة الازهر فرع البنين

<sup>٢</sup> باحثة

في هذا البحث نموذج ملائم للتنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا وعن طريق المقارنة بين الانحدار  
الاسي وسلسلة أريما بهدف اختيار النموذج الأفضل.

## ٢- مشكلة الدراسة

تعد وفيات الأطفال من أهم المؤشرات الأساسية لقياس المستوى المعيشي والصحي لا مجتمع، ونظراً لعدم الاستقرار  
السياسي والاقتصادي الذي تمر به ليبيا ، ولندرة الدراسات الخاصة بوفيات الأطفال فإن هذه الدراسة تحاول التعرف  
على أفضل نموذج لتمثيل وفيات الأطفال و التنبؤ به لغرض التخطيط.



شكل(١) سلسلة زمنية لمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا (٢٠١٩-١٩٦٠)  
المصدر: الباحثة بالإعتماد على بيانات البنك الدولي

## ٣- الأهداف

تحديد النموذج الملائم للتنبؤ بوفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا

## ٤- الفروض

- هل استخدام نماذج سلسلة أريما أفضل من الانحدار الاسي في التنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال ؟

## ٥- مصادر البيانات

اعتمدت الدراسة على بيانات سلسلة زمنية لمعدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة منشورة ضمن احصاءات  
البنك الدولي الخاصة بلبيبا خلال الفترة (٢٠١٩-١٩٦٠). وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي R & SPSS

## ٦- الدراسات السابقة

- دراسة (Sherien,M.2012) استخدمت بيانات مؤشرات الوفاة مثل معدل الوفيات الخام و معدل وفيات  
الاطفال و معدلات الوفيات التفصيلية بحسب العمر في مصر و ذلك لبناء النماذج المثلى لكل من هذه  
المؤشرات، باستخدام إسلوب السلسلة الزمنية وهدفت الدراسة إلى اختيار أفضل نموذج لكل مقياس من  
مقاييس الوفيات ثم استخدام هذا النموذج في التنبؤ بقيم هذا المؤشر، وتوصلت الدراسة عند تطبيق نماذج  
ARIMA على سلسلة زمنية على معدل الوفيات الخام تبين أن النموذج ARIMA(1,3,2) حقق قدرة  
تنبؤية عالية و بالمثل لسلسلة معدل وفيات الأطفال تبين إن النموذج ARIMA(2,3,1) حقق قدرة  
تنبؤية عالية.

• دراسة (أحمد، ٢٠١٧) هدفت هذه الدراسة إلى التوصل إلى نموذج رياضي يمكن من التنبؤ بوفيات الأطفال في ولاية الجزيرة في السودان بالاعتماد على بيانات شهرية ثانية تم جمعها من مستشفى الأطفال التعليمي للفترة من (٢٠١١ إلى ٢٠١٧) واستخدمت الدراسة منهج الرصفى التحليلي وتوصلت الدراسة إلى أن سلسلة وفيات الأطفال في فترة الدراسة ساكنة وأن النموذج ARIMA(1,0,0) هو النموذج الأفضل والأكفاء من حيث المعنوية ومعايير الدقة التنبؤية.

• دراسة (Mishra,A.2019) تهدف الدراسة الوصول إلى أفضل نموذج للتنبؤ بوفيات الرضع في الهند معتمدة على بيانات المنصة الحكومية المفتوحة في الهند للفترة (٢٠٢٥-٢٠١٧)، وتوصلت الدراسة أن النموذج ARIMA(2,1,1) هو الأفضل وتوصلت النتائج إنه ستففض وفيات الأطفال الرضع من ٣٣ لكل ألف مولود حتى في عام ٢٠١٧ إلى ١٥ لكل ألف مولود حتى في ٢٠٢٥.

• دراسة (Hug,L.2019) استخدمت نموذج الانحدار الهرمي B-splines regression لتقدير معدلات وفيات حديثي الولادة العالمية للفترة ١٩٩٠-٢٠١٧ معتمدة على بيانات مجموعة الأمم المتحدة المشتركة بين الوكالات لتقدير وفيات الأطفال.

#### ٧- تعريف

- يعرف معدل وفيات الأطفال دون الخامسة بأنه احتمال الوفاة قبل بلوغ الطفل السنة الخامسة من العمر ويرمز له (U5MR) ويتم حسابه كالتالي:

$$\text{معدل وفيات الأطفال أقل من ٥ سنوات} = \frac{\text{جملة وفيات الأطفال دون خمس سنوات في سنة معينة}}{\text{المواليد الحية في نفس السنة}} \times 1000$$

#### • السكون:

يقال إن السلسلة الزمنية ساكنة (مستقرة) إذا كانت الخصائص الإحصائية لها ثابتة خلال الزمن أي أن هذه الخصائص لا تتغير بالإزاحة إلى الأمام أو إلى الخلف أي عدد من الوحدات الزمنية. و يمكن وصف الخصائص الإحصائية بشكل كامل عن طريق دالة الإحتمال التراكمي، و يمكن وصفها بشكل جزئي عن طريق المتوسط والتباين والتغير،

#### • استقرارية السلسلات الزمنية: Stationary Time Series:

لجعل السلسلة مستقرة يتم باستخدام عامل الفروق الخلفية، أم عدم تبات التباين فيتم معالجته بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة أو بأخذ الجذر التربيعي لها أو مقلوب البيانات (شراوي، ٢٠٠٥).

#### • معيار أكايكى:

هو من أفضل مقاييس الجودة النسبية للنماذج الإحصائية و المقترن من العالم الياباني (Akaike) عام ١٩٧٣ وأطلق عليه معيار معلومة أكايكى (AIC)، حيث يقترب النموذج المقترن وفقاً لهذا المعيار من الامتثلية كلما اقتربت قيمة AIC من الصفر وصيغته الرياضية كالتالي:

$$AIC = 2K - 2Ln(L)$$

حيث ،  $K$  : مجموع وسائل النموذج

$L$  : قيمة دالة الامكان الاكبر (Maximum Likelihood) الموافقة للنموذج.

ويتم استخدام هذا المعيار في المفاضلة بين النماذج من حيث جودة تمثيل البيانات، فيتم اختيار النموذج صاحب القيمة الأقل لمعيار أكايكي.

#### ٨- منهجة بوكس وجينكنز (Box & Jenkins) (B-J)

يعتبر اسلوب السلسل الزمنية الذى قدمه بوكس وجينكنز فى العام (1970) احد الادوات الاحصائية التى يمكن الاعتماد عليها فى تحليل السلسل الزمنية واستعمالها لغرض التنبؤ، حيث تعتمد فى صياغتها على ثلاث نماذج وهى نموذج الانحدار الذاتى (AR(p)) ونموذج المتوسطات المتحركة (MA(q)) والنماذج المختلطة.

- نموذج الانحدار الذاتى (AR) (Autoregressive Model)

ويمكن كتابة هذه النماذج فى صورة نموذج خاص من الدرجة (P) بمعلومات معينة تميزها عن غيرها من العمليات وهى

$$y_t = \varepsilon_t + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p}; t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

ويرمز لها بالرمز  $AR(P)$ ، وتسمى الثوابت  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$  بالمعلم الرئيسية للنموذج او معاملاته و تمثل  $(\varepsilon_t)$  الاخطاء العشوائية (التشویش الأبيض White Noise) والتى يفترض انها تتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وتباين  $\sigma^2$ .

- نموذج المتوسطات المتحركة (MA) (Moving Average Model)

ويمكن تمثيل نموذج الاوساط المتحركة من الدرجة (q) باستخدام عامل الارتداد الخلفي Backshift Operator (B) على النحو التالي .

$$y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}; t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

ويرمز لها بالرمز  $MA(q)$ ، و تسمى الثوابت  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  بمعامل نموذج الاوساط المتحركة.

- نماذج الانحدار الذاتى والمتوسطات المتحركة (Autoregressive Moving Average Models)

وتسمى نماذج ارما ويرمز لها بالرمز  $ARMA(p,q)$  من الرتبة (p,q) و تكتب بالصيغة التالية

$$y_t = \varepsilon_t + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث تمثل  $(\varepsilon_t)$  عملية الاضطرابات الهادئة، و تمثل الثوابت  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$  و  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  تمثل معلمات النموذج .

- نماذج الانحدار الذاتى و المتوسطات المتحركة التكمالية

#### *Autoregressive Integrated Moving Average Models (ARIMA)*

ويمكن التعبير عنها فى الصورة

$$\varphi(\beta) \Delta^d y_t = \theta(B) \varepsilon_t$$

$$\Delta^d = (1 - B)^d$$

#### ٩- الجانب التطبيقي

من استقراء سلسلة معدلات وفيات الأطفال في ليبيا يلحظ مدى التقدم الذي تحقق خلال العقود الماضية حيث انخفضت معدلات وفيات الأطفال من ٢٧٩.٣ طفل لكل ألف مولود عام ١٩٦٠ الى ١١٠.٥ طفل لكل مولود حتى عام ٢٠١٩ ، كما

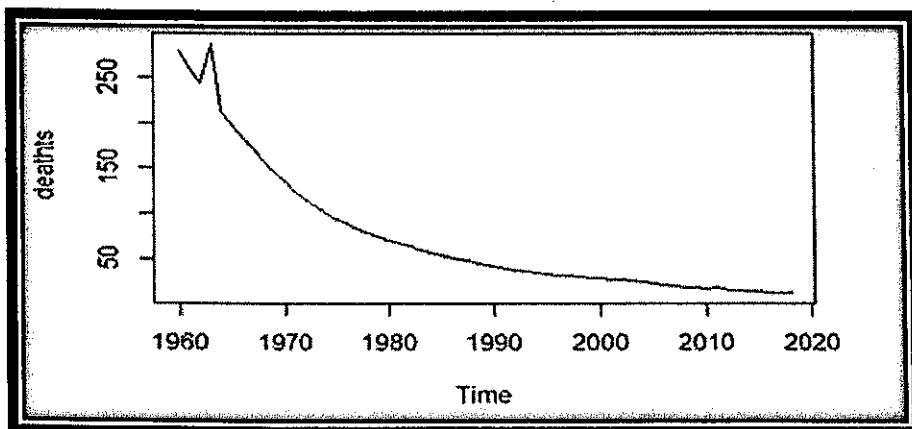
يشير الجدول رقم (١) إلى انخفاض معدلات وفيات الأطفال والرضع خلال الفترة (٢٠٠٧-٢٠١٤) إلى ما يقرب من النصف، حيث انخفض معدل وفيات الأطفال دون الخامسة من ٢٠٠١ حالة وفاة لكل ١٠٠٠ مولود حي عام (٢٠٠٧) إلى ١١.٥ حالة وفاة لكل ١٠٠٠ مولود حي في عام (٢٠١٩).

**جدول (١) معدلات وفيات الأطفال دون الخامسة في ليبيا خلال الفترة (١٩٦٠ - ٢٠١٩)**

| المعدل | السنة | المعدل | السنة | المعدل | السنة | المعدل | السنة |
|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| 23.1   | 2005  | 41.6   | 1990  | 94.8   | 1975  | 279.3  | 1960  |
| 21.7   | 2006  | 39.5   | 1991  | 88.9   | 1976  | 261.3  | 1961  |
| 20.2   | 2007  | 37.6   | 1992  | 83.6   | 1977  | 244.2  | 1962  |
| 18.8   | 2008  | 36     | 1993  | 78.8   | 1978  | 288    | 1963  |
| 17.6   | 2009  | 34.5   | 1994  | 74.6   | 1979  | 212.4  | 1964  |
| 16.6   | 2010  | 33.1   | 1995  | 70.6   | 1980  | 197.8  | 1965  |
| 17.6   | 2011  | 31.9   | 1996  | 67.1   | 1981  | 183.9  | 1966  |
| 15.1   | 2012  | 30.9   | 1997  | 63.6   | 1982  | 170.7  | 1967  |
| 14.5   | 2013  | 29.9   | 1998  | 60.4   | 1983  | 158.3  | 1968  |
| 13.9   | 2014  | 29     | 1999  | 57.3   | 1984  | 146.8  | 1969  |
| 13.3   | 2015  | 28.1   | 2000  | 54.4   | 1985  | 135.9  | 1970  |
| 12.8   | 2016  | 27.3   | 2001  | 51.6   | 1986  | 126    | 1971  |
| 12.4   | 2017  | 26.5   | 2002  | 48.9   | 1987  | 116.9  | 1972  |
| 12     | 2018  | 25.5   | 2003  | 46.4   | 1988  | 108.8  | 1973  |
| 11.5   | 2019  | 24.4   | 2004  | 43.9   | 1989  | 101.5  | 1974  |

المصدر: احصاءات البنك الدولي الخاصة بليبيا

يتضح من الجدول (١) السابق أن معدل التراجع في وفيات الأطفال بما متباطئاً خلال السنوات الأولى ثم ما لبث ان تتسارع خلال فترة السبعينيات نتيجة لتفجر ثروة النفط بعد حرب أكتوبر ١٩٧٣ ليصل المعدل نهاية السبعينيات إلى ربع مثيله تقريباً بداية السلسلة، ثم عادت المعدلات الى التراجع ببطء خلال التسعينيات من القرن الماضي لظروف الحصار الذي فرض على ليبيا وقتها الا ان المعدل استمر في التراجع، وفي مطلع الألفية الجديدة وصلت معدلات الوفيات الى عشر مثيلتها في بداية السلسلة لتختفي هذه النسبة الى أقل من %٥ من مثيلتها بداية السلسلة وان كانت وتيرة التراجع قد حققت تقريباً خلال السنوات الأخيرة بل وسجلت معدلات الوفاة للرضع ارتفاعات في بعض السنوات. الا أنه في المجمل فإن السلسلة شهدت تناقصاً على شكل أسي كما يوضح الشكل التالي:



شكل (٢) السلسلة الزمنية لمعدلات وفيات الأطفال دون الخامسة في ليبيا  
المصدر: الباحثة بالإعتماد على بيانات البنك الدولي

نتيجة لهذه التذبذبات فإن السلسلة تعاني من عدم ثبات الوسط الحسابي والتباين، كما أن بعض مؤشرات التشتت أظهرت زيادة تشتت السلسلة و الجدول التالي يوضح ذلك :

جدول (٢) المؤشرات الرئيسية الخاصة بالسلسلة الزمنية

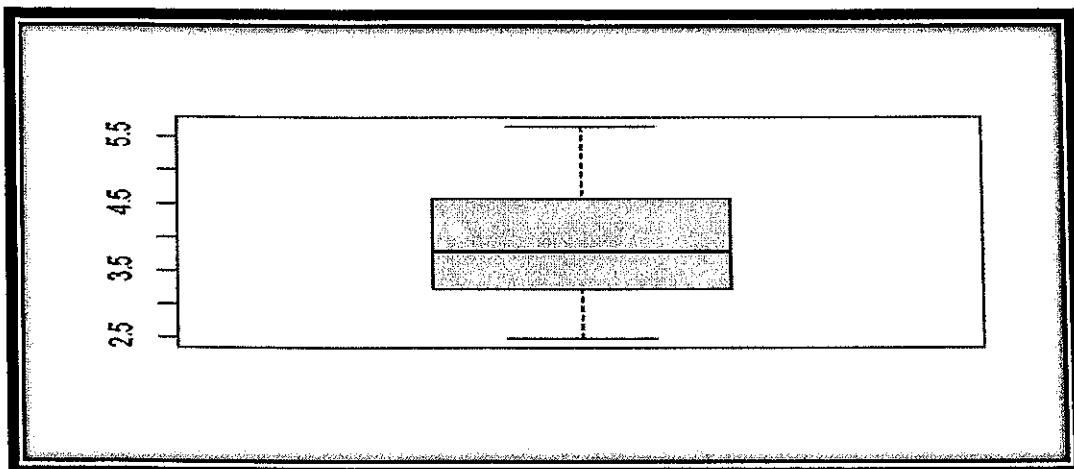
| التباين | الوسط الحسابي | المدى |
|---------|---------------|-------|
| ٧٠.٣٤   | ٧٣.٩٣٣        | ٢٦٧.٣ |

المصدر: الباحثة

من خلال الجدول (٢) يتضح أن مدى البيانات يساوى ٢٦٧.٣ وهي قيمة كبيرة جداً، وهو مؤشر يدل على وجود قيم شاذة في البيانات، كذلك قيمة التباين الكبيرة تبين تشتت البيانات، كما اتضح من رسم Box plot ان السلسلة تعاني من وجود قيم شاذة كما هو موضح بالشكل (٣).

شكل (٣) القيم الشاذة لسلسلة معدلات وفيات الأطفال دون الخامسة في ليبيا  
المصدر: الباحثة

قامت الباحثة بأخذ لوغاريثم القيم الأمر الذي أدى معالجة مشكلة القيم الشاذة كما هو موضح بالشكل (٤)



شكل (٤) عدم وجود قيم شاذة للسلسلة اللوغاريتمات

المصدر: الباحثة

#### ١- توصيف النموذج

سبق الاشارة الى ان السلسلة تعاني من عدم الاستقرار سواء على مستوى الوسط الحسابي او التباين كما ظهر ذلك من خلال الرسم البياني الذي أشار بوضوح الى وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية وبالتالي يجعلها سلسلة غير ساكنة، حيث يتناقص معدل الوفيات بشكل آسي. لكن ذلك فقد قامت الباحثة بأخذ لوغاريثم قيم السلسلة لجعل السلسلة شبه خطية كما هو موضح بالشكل (٥).

شكل (٥) سلسلة معدل وفيات الأطفال بعد اخذ اللوغاريتم

المصدر: الباحثة

يتضح من الرسم ان السلسلة استقرت بعد اخذ لوغاريثم القيم، وللتتأكد من ذلك قامت الباحثة بحساب كلاً من دالة الارتباط الذاتي ( $ACF$ ) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ( $PACF$ )

جدول (٣) دالة الارتباط الذاتي المقدرة لسلسلة لوغاریتمیات معدل وفيات الأطفال

| Lag  | 0     | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     | 6     | 7     | 8     | 9     | 10    |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| (AC) | 1.000 | 0.945 | 0.892 | 0.838 | 0.775 | 0.721 | 0.668 | 0.615 | 0.566 | 0.516 | 0.466 |
| Lag  | 11    | 12    | 13    | 14    | 15    | 16    | 17    | 18    | 19    | 20    |       |

|      |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |  |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|
| (AC) | 0.419 | 0.373 | 0.330 | 0.288 | 0.248 | 0.210 | 0.172 | 0.135 | 0.099 | 0.064 |  |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|

المصدر: الباحثة

شكل (٦) دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة لوغاریتمات معدل وفيات الاطفال

المصدر: الباحثة

#### مرحلة التعرف على النموذج

يتضح من الرسم أن معاملات الارتباط الذاتي تنحدر إلى الصفر مما يوجه الانتباه إلى عدم وجود معالم لنموذج المتrosطات المتحركة وإن معاملات الارتباط الجزئي تقطع بعد الفجوة الأولى، وهذا يدل على وجود معلمة واحدة لنموذج الانحدار الذاتي وبالتالي يمكن ترشيح النموذج ARIMA(1,1,0). كما يمكن ترشيح كلاً من النماذج التالية ARIMA(1,1,1), ARIMA(2,1,1), ARIMA(2,1,0).

#### مرحلة تقدير المعالم

في هذه المرحلة يتم تقدير معالم النماذج المقترحة لمائمة البيانات للسلسلة الزمنية، ويوضح الجدول رقم (٤) تقييرات النقطة لمعامل كل نموذج (Estimate)، والخطأ المعياري للتقدير (SE.error)، ومعيار أكايكي (AIC). وقد استخدمت الباحثة الامر Auto-ARIMA باستخدام برنامج R، وذلك لإيجاد أفضل نموذج من بين نماذج ARIMA ووفقاً لمعيار أكايكي AIC وكان النموذج ARIMA(1,1,0) هو الأفضل.

وللمزيد من التأكيد فقد قامت الباحثة بالمقارنة بين نموذج (1,1,0) ARIMA وبعض النماذج الأخرى التي أظهرت معنوية معالمها ويمكن اجمال النتائج كالتالي:

جدول (٤) تقدير معالم النماذج المقترحة

| Model        | Estimate   | SE.error                   | AIC     |
|--------------|--|----------------------------|---------|
| ARIMA(1,1,0) | $\varphi_1 = -0.3827$  | 0.1199                     | -186.36 |
| ARIMA(2,1,0) | $\varphi_1 = 0.4954$<br>$\varphi_2 = 0.1823$                         | 0.1109<br>0.1116           | -156.26 |
| ARIMA(2,1,1) | $\varphi_1 = 0.5764$<br>$\varphi_2 = 0.4218$<br>$\theta_1 = -0.9132$ | 0.1213<br>0.1209<br>0.0580 | -180.48 |
| ARIMA(1,1,1) | $\varphi_1 = 0.9994$<br>$\theta_1 = -0.9635$                         | 0.0019<br>0.0554           | -171.97 |

المصدر: نتائج الباحثة بالأعتماد على مخرجات برنامج R

توضح نتائج الجدول ان أفضل نموذج من بين النماذج المقترحة هو النموذج ARIMA (1,1,0) له أعلى قيمة لمعيار أكايكي (AIC). ويكون النموذج على الصورة التالية:

$$y_t = -0.3827y_{t-1} - 0.0543$$

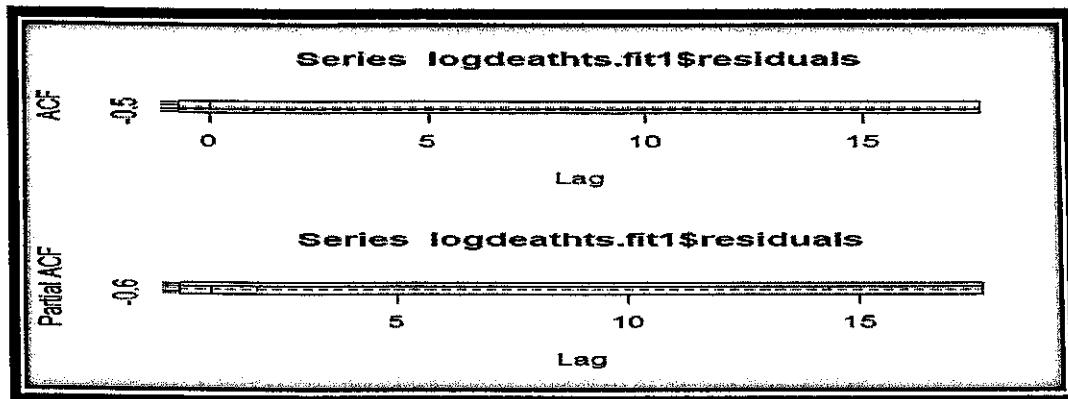
الفحوص التشخيصية للنموذج :

اولاً: بحث السكون والانعكاس

نلاحظ من الجدول (٤) ان معالم النموذج تحقق شرط السكون حيث قيمة معلمة الانحدار الذاتي اقل من الواحد. وهذه النماذج (AR(p) دائمًا تتحقق شروط الانعكاس.

ثانياً: تحليل البوافي

- يتم اختبار بوافي النموذج ARIMA(1,1,0)، وذلك برسم دالة الارتباط الذاتي (ACF)، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للبوافي للتأكد من انها تغيرات عشوائية بحثة ام لا، ويعرض الشكل (٧) دالة الارتباط الذاتي و دالة الارتباط الجزئي لبوافي النموذج. ومن الشكل نلاحظ ان جميع معاملات الارتباط الذاتي و الذاتي الجزئي تقع داخل حدود الثقة، مما يعني ان البوافي عبارة عن متغيرات عشوائية.



شكل (٧) دالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي  
المصدر: الباحثة

- اختبار Ljung-Box لفحص ملائمة النموذج والذي تنص فرضيته على

$H_0$  : عدم وجود ارتباط ذاتي بين الرواسب

$H_1$  : وجود ارتباط ذاتي بين الرواسب

والجدول (٥) التالي يوضح نتائج اختبار Ljung-Box

جدول(٥) نتائج اختبار(Ljung-Box)

| X-squared | Df | p-value |
|-----------|----|---------|
| 22.778    | 20 | 0.2998  |

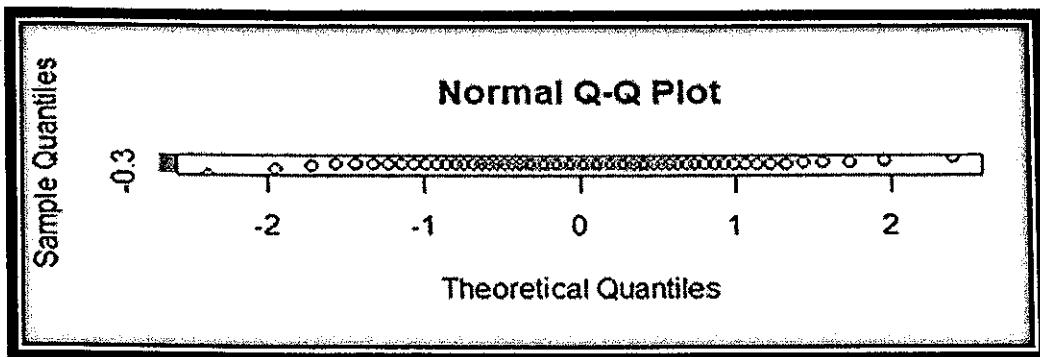
المصدر: الباحثة

وفقاً للاختبار فإن قيمة  $p\text{-value} > 0.05$  ومن ثم نقبل الفرض العدلي القائل بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الرواسب.

كما تم رسم معاملات الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي للباقي، وموضحة بالشكل (٦). نلاحظ أن جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي و الذاتي الجزئي للباقي تقع ضمن حدود الثقة مما يعني سلسلة الباقي عشوائية وإن النموذج المستخدم جيد وملائم.

- مخطط (Q-Q plot):

وهي طريقة وصفية تستخدم للتتأكد من طبيعة الباقي، ومن الشكل التالي يتضح أن الباقي لها توزع طبيعي.



شكل (٨) رسم (Q-Q plot)

المصدر: الباحثة

- اختبار كولوموجروف-سميرونوف (K-S) لاختبار طبيعية التوزيع الاحتمالي للبواقي الذي تنص فرضيته على:
  - $H_0$  : البواقي ت sigue التوزيع الطبيعي
  - $H_1$  : البواقي لا ت sigue التوزيع الطبيعي
- والجدول (٦) يوضح نتائج اختبار (K-S) كالتالي:

جدول (٦) اختبار (K-S)

| Statistics | p-value |
|------------|---------|
| ٠.٤٥٤٤     | ٠.١     |

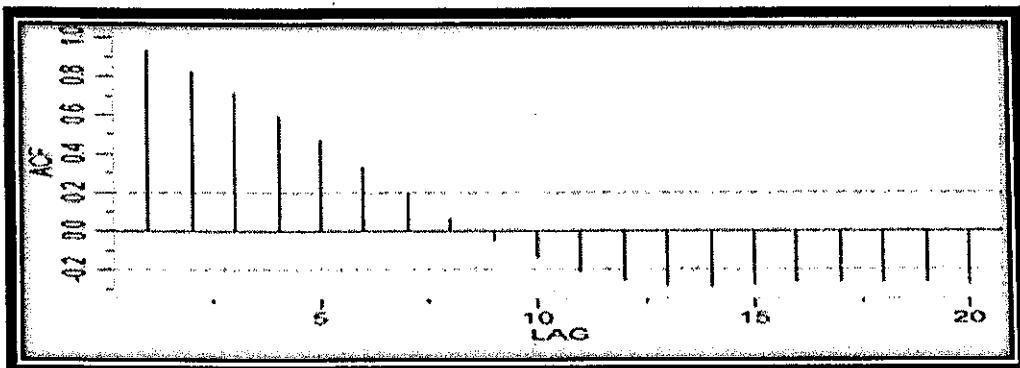
المصدر: الباحثة

يوضح الجدول قيمة الاحصاء الاختبار ومستوى المعنوية ( $p\text{-value} > 0.05$ ) والذى يدعم قبول فرض عدم القائل بطبيعية البواقي.

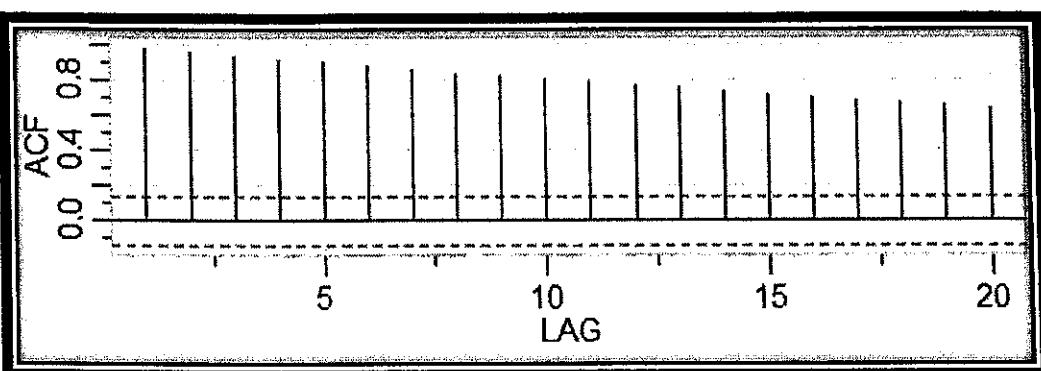
وبعد التأكد من ان جميع نتائج الاختبارات والفحوص التشخيصية تؤيد ملائمة استخدام النموذج المقترن ARIMA(1,1,0) ومن تم يمكن استخدامه في التنبؤ.

#### ١١- اسلوب المحاكاة

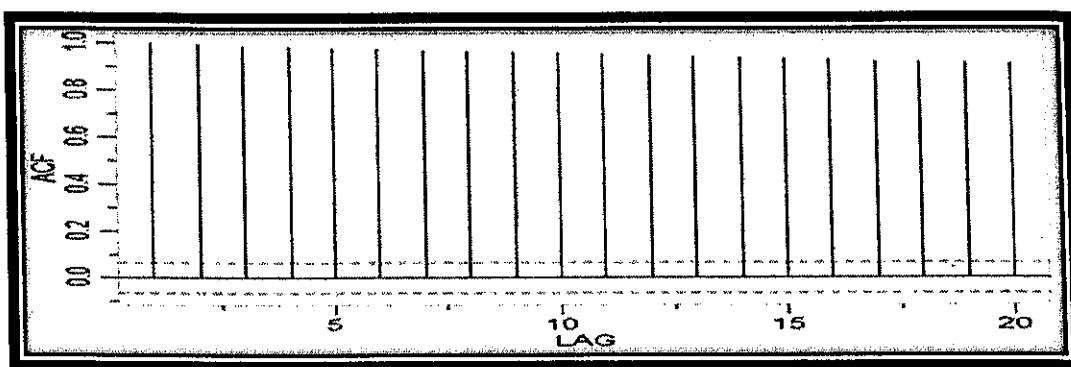
اعتمدت الباحثة على عمل محاكاة للنموذج المقترن ARIMA(1,1,0)، وذلك باستخدام أحجام مختلفة من العينات هي ( $n=100,200,1000$ )، وذلك للمقارنة بين معاملات الارتباط الذاتي لقيم السلسلة عند الأحجام المختلفة وكانت النتائج كما توضحتها الأشكال الثلاث (٩)، (١٠)، (١١) التالية:



شكل (٩) دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي عند حجم عينة = ١٠٠ مفردة



شكل (١٠) دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي عند حجم عينة = ٢٠٠ مفردة



شكل (١١) دالتي الارتباط الذاتي عند حجم عينة = ١٠٠٠ مفردة

المصدر: الباحثة

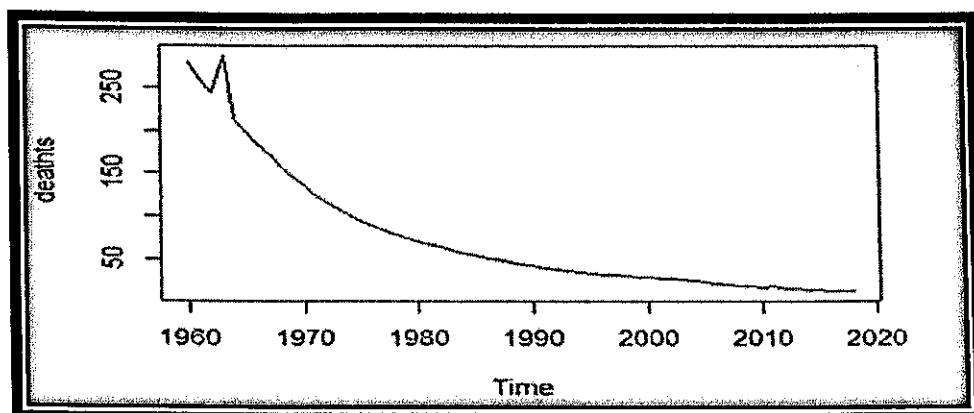
يتضح من الأشكال (٩)، (١٠)، (١١) أنه بزيادة حجم العينة تقارب قيم معاملات الارتباط الذاتي مما يدل على جودة تمثيل النموذج للبيانات.

#### ١٢- الانحدار الأسى:

ينتمي إلى نماذج الانحدار اللاخطية، في حالة الصيغة الأسية لذلك يتم تحويل قيم المتغير التابع  $y$  إلى قيم لوغارitmica حتى يمكن التعبير عن العلاقة بعد عملية التحويل هذه بإستخدام خط مستقيم، ومن تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادلة في تقدير معالم هذه المعادلة، أما قيم المتغير المستقل  $X$  ف تكون نفس القيم الأصلية.  
وتأخذ الصيغة الأسية الشكل الآتي:

$$y = a + be^{-cx}$$

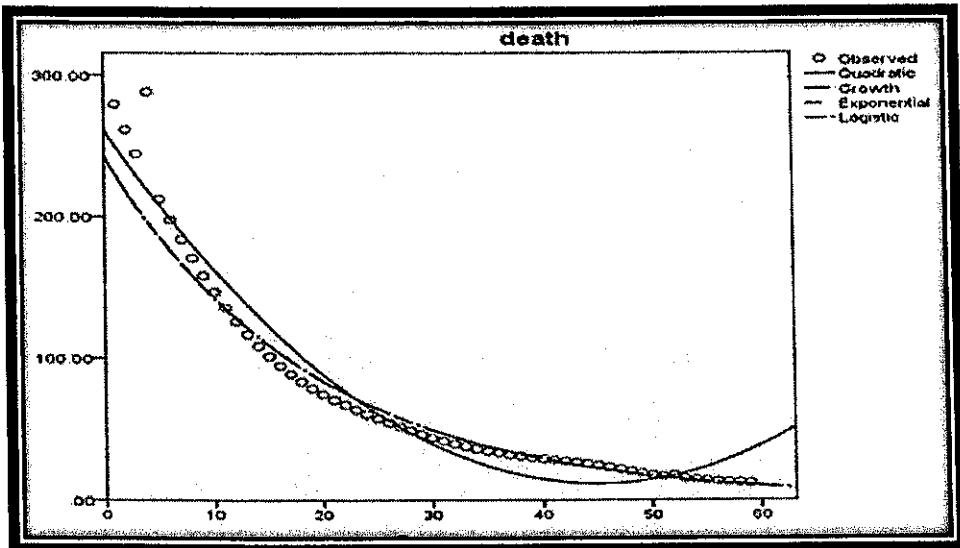
وباستخدام برنامج R وبالاعتماد على بيانات سلسلة معدل وفيات الأطفال دون سن الخامسة، حيث  $y$  (المتغير التابع) والذي يمثل معدل وفيات الأطفال ويمثل المتغير المستقل (X) الزمن، ويوضح الشكل (١) سلسلة معدل وفيات الأطفال.



شكل (١٢) سلسلة معدل وفيات الأطفال دون الخامسة في ليبيا

المصدر: الباحثة

نلاحظ من الشكل تتناقص معدلات وفيات الأطفال بشكل اسوي كلما زاد الزمن.  
ويرسم منحني البيانات والمنحنيات اللاخطية كان المنحني الأسوي هو أقرب للبيانات كما يوضحه الشكل التالي رقم (١٣).



شكل رقم (١٣) المنحنيات غير الخطية لبيانات السلسلة

المصدر: الباحثة

وباستخدام برنامج R تم تقدير معالم نموذج الانحدار الأسوي وكانت معاملات النموذج كالتالي:

جدول(٧) تقدير معالم النموذج الأسوي

| parameters | Estimate      | St.error      | t.value | Pr(> t ) |
|------------|---------------|---------------|---------|----------|
| A          | $3e^{+02}$    | 4.9           | 60.339  | 0.000*** |
| B          | $7.9e^{-02}$  | $2.9 e^{-03}$ | 27.641  | 0.000*** |
| C          | $1.4 e^{+01}$ | 2.3           | 6.028   | 0.000*** |

المصدر: حسابات الباحثة

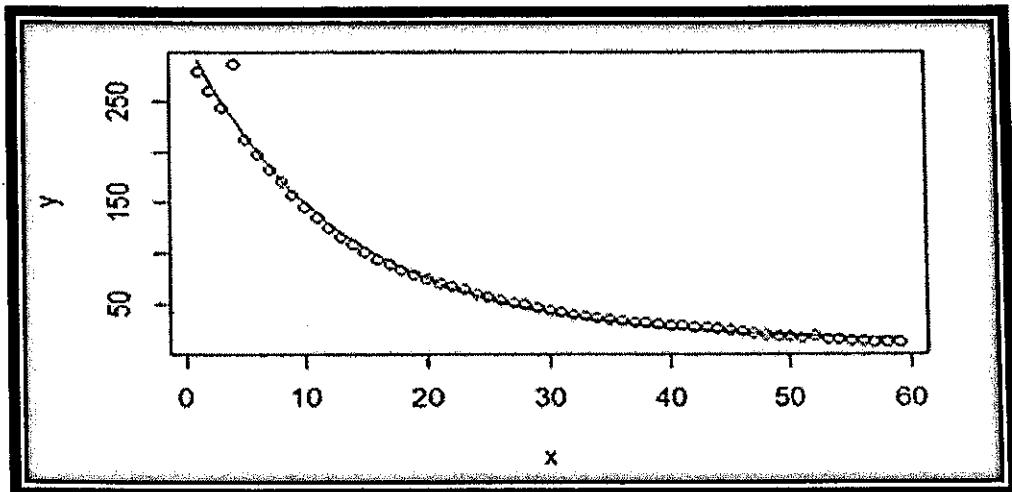
وكان الانحراف المعياري للباقي يساوى ٨.١٦

نلاحظ من الجدول رقم (٧) أن معالم النموذج معنوية وبالتالي تكون معادلة نموذج الانحدار الأسوي التي تمثل وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا كالتالي.

$$\ln(y) = a - bx + c$$

$$\ln(y) = 3.e^{+02} - 7.9e^{-02}X + 1.4e^{+01}$$

كما يوضح الرسم البياني في الشكل رقم (٤) نموذج الانحدار ممثل لبيانات سلسلة معدل وفيات الأطفال



شكل (٤) تمثيل نموذج الانحدار الأسوي لسلسلة معدل وفيات الاطفال دون الخامسة في ليبيا

المصدر: الباحثة

#### المقارنة بين النموذجين:

تمت المقارنة بين النموذجين من خلال مدى قرب القيم المقدرة لكل منها من القيم الحقيقة لسلسلة، ومن خلال استخدام الباقي كمعيار لذلك. ونلاحظ من الجدول رقم (8) ان النموذجين يتمتعان بقرب قيمهما المقدرة من القيم الحقيقة للبيانات الا ان النموذج الانحدار الأسوي افضل من حيث جودة تمثيل البيانات، حيث أن مجموع الباقي لقيمة المقدرة وفقاً لنموذج أريما هي (0.76)، بينما مجموع الباقي لقيمة المقدرة وفقاً لنموذج لانحدار الأسوي هي (0.02) مما يؤكد أفضلية استخدام النموذج الأسوي في التنبؤ بمعدلات وفيات الاطفال.

جدول رقم (٨) البيانات الحقيقة والقيم المقدرة بواسطة نموذج أريما والانحدار الأسوي

| time series<br>السنة | ARIMA(1,1,0) |        | Exponential<br>Regression |        | time series<br>السنة | ARIMA(1,1,0) |      | Exponential<br>Regression |             |
|----------------------|--------------|--------|---------------------------|--------|----------------------|--------------|------|---------------------------|-------------|
|                      | Perd         | Resd   | Perd                      | resd   |                      | الدخل        | Perd | Resd                      | Perd        |
| 1960                 | 279.3        | 278.73 | 0.57                      | 291.11 | -11.8                | 1990         | 41.6 | 41.61                     | -0.01       |
| 1961                 | 261.3        | 260.92 | 0.38                      | 270.05 | -8.75                | 1991         | 39.5 | 39.5                      | 0           |
| 1962                 | 244.2        | 243.97 | 0.23                      | 250.6  | -6.4                 | 1992         | 37.6 | 37.59                     | 0.01        |
| 1963                 | 288          | 287.33 | 0.67                      | 232.62 | 55.38                | 1993         | 36   | 35.98                     | 0.02        |
| 1964                 | 212.4        | 212.4  | 0                         | 216    | -3.6                 | 1994         | 34.5 | 34.47                     | 0.03        |
| 1965                 | 197.8        | 197.88 | -0.08                     | 200.64 | -2.84                | 1995         | 33.1 | 33.06                     | 0.04        |
| 1966                 | 183.9        | 184.05 | -0.15                     | 186.45 | -2.55                | 1996         | 31.9 | 31.85                     | 0.05        |
| 1967                 | 170.7        | 170.9  | -0.2                      | 173.33 | -2.63                | 1997         | 30.9 | 30.84                     | 0.06        |
| 1968                 | 158.3        | 158.53 | -0.23                     | 161.21 | -2.91                | 1998         | 29.9 | 29.84                     | 0.06        |
| 1969                 | 146.8        | 147.05 | -0.25                     | 150.01 | -3.21                | 1999         | 29   | 28.93                     | 0.07        |
| 1970                 | 135.9        | 136.17 | -0.27                     | 139.66 | -3.76                | 2000         | 28.1 | 28.02                     | 0.08        |
| 1971                 | 126          | 126.27 | -0.27                     | 130.09 | -4.09                | 2001         | 27.3 | 27.22                     | 0.08        |
| 1972                 | 116.9        | 117.17 | -0.27                     | 121.25 | -4.35                | 2002         | 26.5 | 26.41                     | 0.09        |
| 1973                 | 108.8        | 109.06 | -0.26                     | 113.07 | -4.27                | 2003         | 25.5 | 25.4                      | 0.1         |
| 1974                 | 101.5        | 101.75 | -0.25                     | 105.52 | -4.02                | 2004         | 24.4 | 24.3                      | 0.1         |
| 1975                 | 94.8         | 95.03  | -0.23                     | 98.54  | -3.74                | 2005         | 23.1 | 22.99                     | 0.11        |
| 1976                 | 88.9         | 89.12  | -0.22                     | 92.09  | -3.19                | 2006         | 21.7 | 21.58                     | 0.12        |
| 1977                 | 83.6         | 83.8   | -0.2                      | 86.13  | -2.53                | 2007         | 20.2 | 20.07                     | 0.13        |
| 1978                 | 78.8         | 78.99  | -0.19                     | 80.63  | -1.83                | 2008         | 18.8 | 18.65                     | 0.15        |
| 1979                 | 74.6         | 74.77  | -0.17                     | 75.53  | -0.93                | 2009         | 17.6 | 17.45                     | 0.15        |
| 1980                 | 70.6         | 70.76  | -0.16                     | 70.83  | -0.23                | 2010         | 16.6 | 16.44                     | 0.16        |
| 1981                 | 67.1         | 67.24  | -0.14                     | 66.48  | 0.62                 | 2011         | 17.6 | 17.45                     | 0.15        |
| 1982                 | 63.6         | 63.73  | -0.13                     | 62.46  | 1.14                 | 2012         | 15.1 | 14.93                     | 0.17        |
| 1983                 | 60.4         | 60.51  | -0.11                     | 58.75  | 1.65                 | 2013         | 14.5 | 14.32                     | 0.18        |
| 1984                 | 57.3         | 57.4   | -0.1                      | 55.32  | 1.98                 | 2014         | 13.9 | 13.72                     | 0.18        |
| 1985                 | 54.4         | 54.48  | -0.08                     | 52.15  | 2.25                 | 2015         | 13.3 | 13.11                     | 0.19        |
| 1986                 | 51.6         | 51.67  | -0.07                     | 49.22  | 2.38                 | 2016         | 12.8 | 12.61                     | 0.19        |
| 1987                 | 48.9         | 48.95  | -0.05                     | 46.51  | 2.39                 | 2017         | 12.4 | 12.2                      | 0.2         |
| 1988                 | 46.4         | 46.44  | -0.04                     | 44     | 2.4                  | 2018         | 12   | 11.8                      | 0.2         |
| 1989                 | 43.9         | 43.93  | -0.03                     | 41.69  | 2.21                 | $\Sigma$     |      | <b>0.76</b>               | <b>0.02</b> |

المصدر: حسابات الباحثة بالاعتماد على بيانات النموذجين

**أثر التفكير الإستراتيجي للمديرين على ممارستهم عند إعداد الخطة الإستراتيجية بالتطبيق على كلية  
الدراسات العليا للبحوث الإحصائية جامعة القاهرة  
(د) محمد عبد القادر - سميرة عمر الدوافانى**

المقارنة بين التنبؤ باستخدام النماذج

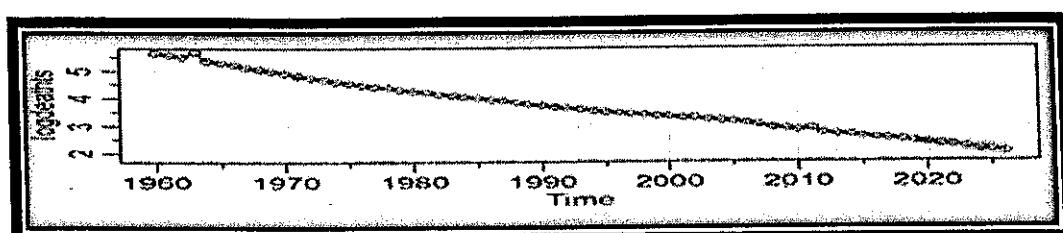
قامت الباحثة بإستخدام النماذج في التنبؤ بمعدلات وفيات الأطفال دون الخامسة وذلك حتى عام ٢٠٢٨ وكانت النتائج كما في الجدول التالي.

**جدول (٩) القيم المتباينا بها بواسطة نموذج أريما والانحدار الأسني**

| السنة | النسل الزمني | الانحدار الأسني |
|-------|--------------|-----------------|
| ٢٠١٩  | ١٣.٨٠        | 16.13           |
| ٢٠٢٠  | 11.31        | 15.93           |
| ٢٠٢١  | 9.41         | 15.74           |
| ٢٠٢٢  | 7.93         | 15.57           |
| ٢٠٢٣  | 6.78         | 15.41           |
| ٢٠٢٤  | 5.86         | 15.47           |
| ٢٠٢٥  | 5.12         | 15.13           |
| ٢٠٢٦  | 4.53         | 15.01           |
| ٢٠٢٧  | 4.04         | 14.90           |
| ٢٠٢٨  | 3.63         | 14.79           |

المصدر : حسابات الباحثة

يتضح من الجدول (٩) السابق ان معدلات الوفيات وفقاً لنموذج أريما سوف تستمر في الانخفاض حتى تصل الى معدل ٣.٦٣ طفل متوفي لكل ألف من المواليد ، وذلك بحلول عام ٢٠٢٨ . أما نموذج الانحدار الأسني فيشير الى أن معدلات وفيات الأطفال ستستمر في الانخفاض ولكن ليس بهذه السرعة اذ سوف تصل الى ١٤.٧٩ طفل متوفي لكل ألف من المواليد بحلول عام ٢٠٢٨ وهذا هو الأقرب للواقع من خلال استقراء بيانات الأعوام الثلاث السابقة على التنبؤ.



**شكل (١٥) التنبؤ بإستخدام النموذج الأسني**  
المصدر: الباحثة

#### - النتائج:

- ١- توصلت الدراسة الى ان نموذج الانحدار الاسى افضل من السلسل الزمنية في تمثيل البيانات لمعدل وفيات الأطفال دون سن الخامسة في ليبيا، و هذا يشير إلى أن الدول التي تعتمد مبدأ التخطيط الاقتصادي يفضل معها استخدام النماذج التقليدية لأن تطور الظاهرة لا يكون عشوائياً.
- ٢- معدلات وفيات الأطفال دون سن الخامسة مستمرة في الانخفاض وتصل عام ٢٠٢٨ الى ١٤.٧٨ لكل الف مولود حي.
- ٣- توصلت الدراسة الى ان التنبؤ بنموذج ARIMA(1,1,0)، اعطى معدل تراجع سريع لايتوافق مع الواقع .

#### - التوصيات:

- ١- رغم التقديرات المتقابلة بالانخفاض إلا أن الباحثة تحد من تكرار سيناريو السنوات السابقة حيث ارتفعت معدلات الوفيات فجأة، والامر يتطلب تكافف الجهد لعدم تكرار ذلك.
- ٢- عدم إهمال النماذج التقليدية في دراسة الظواهر السكانية مع المقارنة المستمرة بينها وبين النماذج الحديثة و عدم الاكتفاء بأي منها.
- ٣- استخدام نموذج الانحدار الاسى للتنبؤ بوفيات الأطفال للبلدان التي تعتمد التخطيط الاقتصادي.

#### - المراجع:

##### اولاً: باللغة العربية

- ١- شعراوى، سمير مصطفى: (٢٠٠٥)"مقدمة في التحليل الحديث للسلسل الزمنية" كتاب ،جامعة الملك عبدالعزيز، السعودية .
- ٢- فاندل والتر (١٩٨٣) :"السلسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس - جنكنز" تعریف و مراجعة : عزام، عبد المرتضى و هارون، أحمد مراجعة: هارون، أحمد حسين - دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية (١٩٩٢).
- ٣- أحمد، عائشة عبد الغفار سليمان محمد: (٢٠١٧)"استخدام نماذج السلسل الزمنية للتنبؤ بحالات وفيات الأطفال بولاية الجزيرة". دراسة حالة مستشفى الأطفال التعليمي ود مدني، السودان (٢٠١١-٢٠١٧). (Doctoral dissertation)

##### ثانياً: باللغة الانجليزية:

- 4- Mishra, A. K., Sahanaa, C., & Manikandan, M. (2019). Forecasting Indian infant mortality rate: An application of autoregressive integrated moving average model. Journal of family & community medicine, 26(2), 123.
- 5- Hug, L., Alexander, M., You, D., Alkema, L., & for Child, U. I. A. G. (2019). National, regional, and global levels and trends in neonatal mortality between 1990 and 2017, with scenario-based projections to 2030: a systematic analysis. The Lancet Global Health, 7(6), e710-e720.

- 6- Sherien ,A.(2012)"Modeling and Forecasting Mortality in Egypt". Master-Cairo University
- 7- Hipel, K. W., McLeod, A. I., & Lennox, W. C. (1977). Advances in Box-Jenkins modeling: 1. Model construction. Water Resources Research, 13(3), 567-575.
- 8- Pankratz, A. (2009). Forecasting with univariate Box-Jenkins models: Concepts and cases (Vol. 224). John Wiley & Sons.
- 9- Thiombiano, B. G., LeGrand, T. K., & Kobiané, J. F. (2013). Effects of parental union dissolution on child mortality and schooling in Burkina Faso. Demographic Research, 29, 797-816.
- 10- Liu, J. (2020). Health workforce and health-related sustainable development goals from 1990 to 2018 in China: a retrospective study based on national statistical data. *The Lancet*, 396, S13.
- 11- Box, G. (2013). Box and Jenkins: time series analysis, forecasting and control. In *A Very British Affair* (pp. 161-215). Palgrave Macmillan, London.

