Evaluation of Mortality Rates for Children under the Age Group (1-3) Years in Babil Governorate for (2010-2017) by Using Linear Regression Model

Asmaa Shaker Ashoor **Ali Abdul Karim Kadim Naji**

College of Education for Pure Science , University of Babylon/Iraq

asmaa_zaid218@yahoo.com ali.babylon1982@gmail.com

ARTICLE INFO
Submission date: 14/10/2018
Acceptance date: 5 /11/ 2018
Publication date: 1 /6/ 2019

Abstract

The phenomenon of child mortality is one of the most important societal phenomena that have been studied, evaluated and evaluated by a large number of statisticians and academic researchers, as well as by international health organizations that concern children in particular and the health of society in general[1]. This phenomenon has witnessed changes in rates over the past decades due to several related conditions such as lack of health awareness, health care programs, family health and others. Undernourishment, wars, migration, fertility, epidemics, etc. are all factors that can contribute to the growth of child mortality, especially those under five years of age [9] [10]. In recent years, globally, there has been significant progress in reducing child mortality rates for the under-5 population, falling to 5.6 (6.0, 6.0) million in 2016 from 12.6 (12.4, 12.8) in 1990. It has reached 15,000 deaths On the day of 2016, compared with 35,000 deaths per day in 1990. Approximately 39-44 deaths per 1000 live births in 2016, up from 92-95 per 1,000 live births in 1990. The neonatal mortality rate was 49% lower in 2016 than in 1990. Half of all child deaths in the world are represented by the Republics: India, Pakistan, Nigeria, Democratic Republic of the Congo and Ethiopia. In Iraq, however, the situation is not very different from those countries where mortality rates have increased significantly due to the health and environmental conditions and the economic embargo that lasted from 1990 to 2003 and the consequent lack of food and basic medical supplies and wars that left many epidemics and diseases and As well as the political and security instability since the US invasion of Iraq in 2003 till the recent time. All these factors have had a clear effect on the growth of children mortality. Therefore, there was necessary to study deeply to analyze this phenomenon on scientific and statistical basis, enabling the health authorities and organizations concerned with children Protection to adopt a methodology and plans to reduce this phenomenon in order to preserve the future of our generations and to promote a healthy reality to build a healthy society[11]. In this study, linear regression models (simple, quadratic and cubic) will be used to analyze mortality data and to compare the mortality rates of the age groups under study with height and explanatory power indicates and the acceptability of each model in the interpretation of mortality.

Keywords: linear regression, mortality, spss, data analysis

© Journal of University of Babylon for Pure and Applied Sciences (JUBES) by University of Babylon is licensed under a Creative Commons Attribution 4. 0 International License

تقييم معدلات الوفيات للأطفال للفئات العمرية من(1-3) سنوات في محافظة بابل للمدة (2010- 2017) باستخدام نماذج الانحدار الخطي / العراق

اسماء شاكر عاشور **علي عبد الكريم كاظم ناجي**

جامعة بابل/كلية التربية للعلوم الصرفة

asmaa_zaid218@yahoo.com

الخلاصة

تشكل ظاهرة وفيات الاطفال احد اهم الظواهر المجتمعية التي تحظى بدراسات و عمليات بحث وتقييم من قبل عدد كبير من الاحصائيين والباحثين الأكاديميين فضلا عن المنظمات الصحية العالمية التي تعني بالطفولة على وجه الخصوص و بصحة المجتمع على وجه العموم [1]. هذه الظاهرة شهدت تغييرات في معدلاتها عبر العقود الماضية نظرا لعدة ظروف مرتبطة بها مثل غياب التوعية الصحية و برامج الرعاية الصحية و الصحة الاسرية وغيرها . وان نقص التغذية و الحروب و الهجرة و عوامل الخصوبة و الاوبئة و غيرها كلها عوامل و تأثيرات من شأنها ان تساهم بنمو ظاهرة الوفيات للأطفال لا سيما الفئات العمرية التي هي ما دون الخمس سنوات [9][10]. لقد شهدت السنوات الاخيرة و على الصعيد العالمي تقدم كبير في خفض معدلات الوفيات للأطفال للفئة دون الخامسة حيث انخفض الى (5.4, 6.0) 5.6 مليون في العام 2016 بعد ان كان (12.4, 12.8) 12.6 في العام 1990 .اي انه وصل الى 15000 وفاة في اليوم لعام 2016 مقارنة مع 35000 وفاة في اليوم عام 1990 .اي ما يقارب (39-44) وفاة لكل 1000مولود حي في العام 2016 بعد ان كان بحدود (92-95) لكل 1000 مولود حي في العام 1990 . وشهد معدل وفيات المواليد الجدد انخفاضا بنسبة 49% لعام 2016 مقارنة بالعام 1990. ان نصف مجموع وفيات الاطفال في العالم تمثلها جمهوريات : الهند و باكستان و نيجيريا و جمهورية الكونغو الديمقراطية و اثيوبيا [14]. اما في العراق فالحال لا يختلف كثيرا عن تلك الدول التي تشهد معدلات الوفيات فيها ارتفاعا ملحوظا نظرا للظروف الصحية و البيئية و الحصار الاقتصادي الذي امتد من 1990-2003 و ما خلفه من نقص الاغذية و المستلزمات الطبية الاساسية والحروب التي خلفت الكثير من الاوبئة و الامراض و كذلك انعدام الاستقرار السياسي و الامني الذي امتد منذ الغزو الامريكي للعراق عام 2003 و لحد الان كل تلك العوامل كان لها تأثير واضح في نمو ظاهرة وفيات الاطفال لذا كان لابد من وضع دراسة عميقة لتحليل هذه الظاهرة على اسس علمية و إحصائية تمكن السلطات الصحية و المنظمات المعنية بحماية الطفولة من اعتماد منهجية و خطط للحد من تلك الظاهرة حفاظا على مستقبل اجيالنا و للنهوض بواقع صحي لبناء مجتمع سليم [11]. سيتم في هذا البحث استخدام نماذج الانحدار الخطي (البسيط والتربيعي والتكعيبي) في تحليل بيانات الوفيات و اجراء مقارنة بين معدلات الوفيات للفئات العمرية قيد الدراسة عبر مؤشرات الارتفاع و القوة التفسيرية و مدى مقبولية كل نموذج في تفسير ظاهرة الوفيات.

الكلمات الدالة: الانحدار الخطي، الوفيات، spss، تحليل البيانات

الهدف: اعداد دراسة احصائية على وفق اساليب علمية تفسر ظاهرة الوفيات للأطفال تفسيرا علميا واجراء مقارنة بين اعداد الوفيات لكل فئة عمرية.

المنهجية: تم اخذ عينة مكانية لإجراء الدراسة وهي محافظة بابل واعتمدت عينة زمنية من 2010-2017 وجمعت بيانات الوفيات ولفئتين عمريتين هي دون السنة وفئة 1-3 سنوات من شعبة الاحصاء دائرة صحة بابل والمستشفيات المنتشرة في عموم المحافظة. وسيتم تحليل تلك البيانات نظريا من خلال النماذج الاحصائية وتطبيقيا باستخدام برنامج التحليل الاحصائي SPSS [6][8].

مدخل: ان بناء علاقة ما بين متغيرات معينة تبدأ اولا من خلال تحديد ماهي المتغيرات التي تدخل في هذه العلاقة كأن يسبب احدهما وقوع الاخر أو حتى ان يمارس التأثير عليه من خلال ذلك يمكننا وصف هذه المتغيرات بدلالة متغير مستقل خارجي و متغير معتمد داخلي تحدد قيمته من داخل النموذج:

$$y_i = f(x_i)$$

وهنا تحديد شكل العلاقة ما بين المتغيرات كأن تكون خطية او غير خطية .وهنا يتواجد متغيران احدهما تابع (او معتمد) و الاخر يكون مستقلا عندها يطلق عليه نموذج الانحدار الخطي البسيط او نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حال وجود اكثر من متغير مستقل .

نماذج الانحدار الخطي Linear Regression Models [12][3][5]

نموذج الانحدار الخطي البسيط

ويشمل على متغيرين فقط احدهما معتمد y_i والاخر المتغير المستقل x_i وتأخذ الصيغة التالية

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$$

تأخذ العلاقة الخطية بين المتغيرين المعتمد y_i و المستقل x_i صيغا و اشكالا عديدة منها :

$$\frac{1}{y_i} = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \dots\dots(1)$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{x_i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots(2) \quad \text{أو}$$

اما النموذج اللوغاريتمي فهو نموذج انحدار خطي بصورة عامة وهو خطي في المعالم وغير خطي بالنسبة للمتغير x_i

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 lin(x_i) + \varepsilon_i \dots\dots(3)$$

والتقدير يكون من خلال طريقة **المربعات الصغرى العادية** بعد تحويل النموذج الى الصيغة الخطية من خلال اجراء بعض العمليات الحسابية وايجاد متغيرات محولة جديدة يتم التعامل معها .

طريقة المربعات الصغرى العادية Method of Least square [2][5]

ومن طرق التقدير طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) وطريقة الامكان الاعظم والتي تهدف الى الحصول على صيغ التقدير لمعالم النموذج، يمكن وصف العلاقة الاحصائية المتغيرين Y_i و X_i على الشكل :

$$\dots\dots(2) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \qquad i = 1,2,3,\dots\dots n$$

Y_i يسمى بالمتغير التابع و X_i بالمتغير المستقل.

أما ε_i فيمثل الخطأ في تفسير Y_i ، ومنه يمكن كتابته انطلاقا من العلاقة:

$$\varepsilon_i = y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i) \dots\dots\dots(3)$$

تتم عملية تقدير معالم النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى حيث إن هذه الطريقة تحاول إيجاد أفضل نموذج خطي من خلال تصغير مجموع مربعات الانحراف (بين المشاهدات الفعلية والمقدرة) اي تصغير المقدار الاتي:

$$s = \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2 \dots\dots\dots(4)$$

نموذج الانحدار المتعدد [3][7]

اما نموذج الانحدار الخطي المتعدد فانه يدرس تأثير مجموعة من المتغيرات المستقلة على المتغير المعتمد ويتم تقدير انموذج الانحدار الخطي المتعدد بطريقة المربعات الصغرى (OLS) لغرض توفيق أفضل معادلة انحدار خطية متعددة المتغيرات مع الاختبارات الاحصائية المرافقة لها ، وان خط الانحدار يضمن تصغير مجموعات مربعات الانحرافات للنقاط (الرأسية) عن الخط المستقيم الى أدنى حد ممكن ، وفي بحثنا هذا سوف يتم استخدام نموذج الانحدار الخطي البسيط والمتعدد في تحليل البيانات لاختيار النموذج المناسب على وفق الصيغة الاحصائية الاتية للنموذج

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots\dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \dots\dots (14)$$
$$i = 1,2,3, \dots\dots\dots\dots, n$$

المتغيرات $X_{i1},\dots, X_{ij},\dots, X_{ik}$ تسمى المتغيرات المُفَسِّرة أو المستقلة للمتغير التابع Y_i وما يجب ملاحظته أن Y_i مشروح من طرف k متغير مُفَسِّر و لا يمكن لهذه الأخيرة أن تفسر Y بشكل تام، لأنه لا يمكننا في غالب الأحيان حصر جميع الظواهر المؤثرة على Y ، لذلك يُدرج حد الخطأ ε_i الذي يتضمن كل المعلومات التي لا تقدمها المتغيرات المفسرة و نفترض عادة بأن المتغيرات المستقلة كلما أخدت بالحسبان كلما كانت المعلومات التي يقدمها الخطأ العشوائي مهملة. نشير فقط إلى أن $\beta_0, \beta_1,\dots, \beta_k$ هي معالم النموذج، لدينا هنا $(k+1)$ معلم في النموذج.

يمكن كتابة هذا النظام على الشكل التالي:

$$\boldsymbol{Y = X\beta + \varepsilon} \dots\dots\dots \boldsymbol{(15)}$$

وبصيغة المصفوفات

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

ومنه يمكن ان نحصل على النموذج التربيعي من الدرجة الثانية بالصيغة االاتية:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{1i}^2 + \varepsilon_i$$

والنموذج التكعيبي من الدرجة الثالثة بالصيغة الاتية:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{1i}^2 + \beta_3 x_{1i}^3 + \varepsilon_i$$

ومن الملاحظ على النماذج الاخيرة انها تتعامل مع متغير توضيحي واحد x_{1i} منتج منه متغيرات اخرى من خلال اجراء بعض التحويلات .

وتعتمد عملية تقدير النموذج على اسلوب المصفوفات ووفق العلاقة الاتية:

$$\hat{\beta} = (x^T x)^{-1} x^T y \dots\dots\dots\dots (16)$$

حيث ان:

$\hat{\beta}$ متجه لمعالم النموذج المقدر بابعاد $px1$.

x مصفوفة المتغيرات المستقلة عمودها الاول مساوي للواحد وتكون بابعاد $n\ x\ p$.

y مصفوفة المتغيرالمعتمد وتكون بابعاد $n\ x\ 1$.

اختبار نموذج الانحدار [12][13]

يتم اختبار القوة التفسيرية للنموذج من خلال مقياس معامل التحديد $R^2 = r^2$ وفق العلاقة الاتية:

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \dots\dots\dots (11)$$

ان معامل التحديد عبارة عن قيمة معرفة وينتمي إلى المجال الاتي:

$$0 \leq R^2 \leq 1$$

اي ان قيمته معامل التحديد تتراوح ما بين الصفر والواحد ، كما ان الفرق الجوهري بين معامل التحديد و معامل الارتباط يكمن في السببية حيث يقيس معامل الارتباط العلاقة بين متغيرين بغض النظر عن الدور الذي يلعبه كل متغير، أما معامل التحديد فيقيس أيضا الارتباط ولكن يأخذ بالحسبان السببية حيث أن المتغير X_i هو الذي يشرح الظاهرة Y_i.

الجزء التطبيقي

سيتم اجراء التحليل الاحصائي البيانات التي تم جمعها للوفيات لكل من الفئة العمرية دون السنة و الفئة العمرية من 1–3 سنوات من خلال بناء نماذج الانحدار الخطي البسيط والانحدار الخطي المتعدد (التربيعي و التكعيبي) مع اجراء مقارنة بين النماذج و استخلاص افضلها وفق المقاييس الاحصائية وكما يلي

- عدد الوفيات دون السنة
- عدد الوفيات من 1–3 سنوات

تم جمع البيانات من وزارة الصحة دائرة صحة بابل وبعد تصنيفها وتبويبها من قبل الباحث كما يلي:

جدول رقم (1) اعداد الوفيات للوفيات دون السنة وفئة 1-3 سنوات

السنة	وفيات دون السنة	وفيات 1-3 سنوات
2010	2327	311
2011	2287	311
2012	1083	441
2013	1139	470
2014	1198	383
2015	1203	318
2016	1213	298
2017	1208	274

نماذج الانحدار الخطي لعدد الوفيات دون السنة الاولى

تم بناء نماذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج الانحدار الخطي من الدرجة الثانية والثالثة حيث وصف المتغير المعتمد بعدد الوفيات **دون السنة الاولى** في محافظة بابل للسنوات (2010 -2017) وكما موضحة في جدول (1) ومن علاقتها بالزمن كمتغير مستقل يعبر عن اتجاه ونمو ظاهرة الوفيات في المحافظة في مدة الدراسة.

1 - **تم بناء نموذج الانحدار الخطي البسيط (الاتجاه العام)**

بين عدد وفيات الاطفال دون السنة الاولى في محافظة بابل كمتغير معتمد $\boldsymbol{b1}_i$ والزمن $\mathbf{y}_i$ كمتغير توضيحي مستقل يوثر في عدد الوفيات بافتراض ان توزيع الاخطاء يتبع التوزيع الطبيعي لكي يكون الاساس في عملية التقدير وبناء النماذج اساسا علميا، حيث تم تقدير النموذج من خلال طريقة المربعات الصغرى مع استخراج الاختبارات الاحصائية للمعالم والنموذج مع مقايس الكفاءة للنموذج وكانت النتائج كما يلي:-

The regression equation is

d1 = 2142 - 152.2 y

S = 401.483 R-Sq = 50.1% R-Sq(adj) = 41.8%

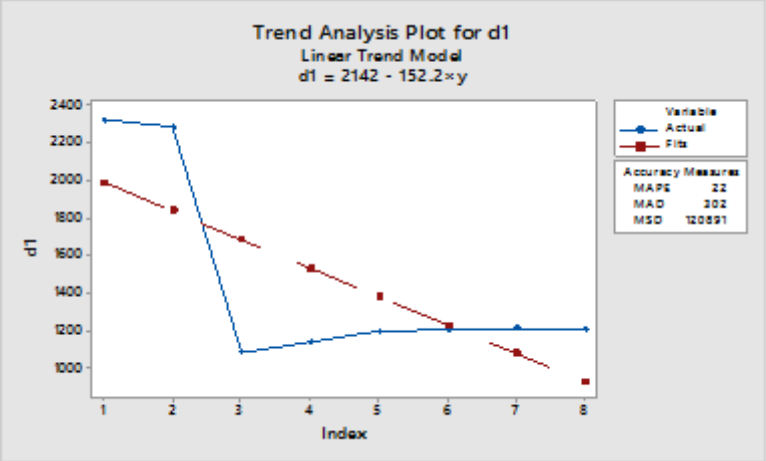
وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	972802	972802	6.04	0.049
Error	6	967132	161189		
Total	7	1939933			

وتشير النتائج الى وجود ارتباط ضعيف ما بين المتغير التابع عدد الوفيات دون السنة في محافظة بابل مع المتغير التوضيحي الزمن مع وجود علاقة التأثير العكسية وهذا يعني ان زيادة الزمن تودي الى انخفاض

عدد الوفيات دون السنة في المحافظة، وان قيم معامل التحديد تفيد بان القوة التفسيرية للنموذج مقبولة حيث بلغت قيمه معامل التحديد **50.1%** وتدل ان المتغير المستقل الزمن قد فسر التغيرات الحاصلة في متغير اعداد الوفيات في محافظة بابل بنسبة تقريبية مقدارها 50% ، كما ان النموذج المقدر ككل غير مقبول من الناحية الاحصائية وحسب قيمة اختبار F التي بلغت **6.04** واحتمالها، $p = 0.049$ للنموذج المقدر والذي قيمته قريبة من 0.05 مما يؤكد عدم معنوية نموذج الانحدار الخطي البسيط ككل، ويفسر ذلك عدم امكانية الاعتماد على نتائجه في تفسير العلاقة بين عدد الوفيات دون السنة في محافظة بابل من علاقتها بالزمن، بالإضافة الى ان معلمة المتغير المستقل (الزمن) سالبة ومعنوية وتبلغ قيمتها **152.2** وتعني ان زيادة الزمن بمقدار وحدة واحدة (سنة واحدة) تودي الى انخفاض عدد الوفيات دون السنة في المحافظة بمقدار مساوى الى معلمة النموذج المقدرة وهي **152.2** ، والشكل (1) يوضح نتائج النموذج المقدر.



شكل (1) نموذج الاتجاه العام الخطي المقدر لمتغير عدد الوفيات دون السنة

وتم حساب مقاييس كفاءة النموذج والمتمثلة بمتوسط النسبة المطلقة للأخطاء ومتوسط الانحرافات المطلقة ومتوسط مربعات الاخطاء على وفق الاتي:

Accuracy Measures	
MAPE	22
MAD	302
MSD	120891

– **نموذج الانحدار التربيعي (من الدرجة الثانية)** :– تم بناء النموذج التربيعي من الدرجة الثانية لوصف العلاقة ما بين المتغير المعتمد المتمثل بعدد الوفيات دون السنة في محافظة بابل والمتغير المستقل والزمن وكانت نتائج النموذج كالاتي

The regression equation is

d1 = 3008 - 671.9 y + 57.75 y^2

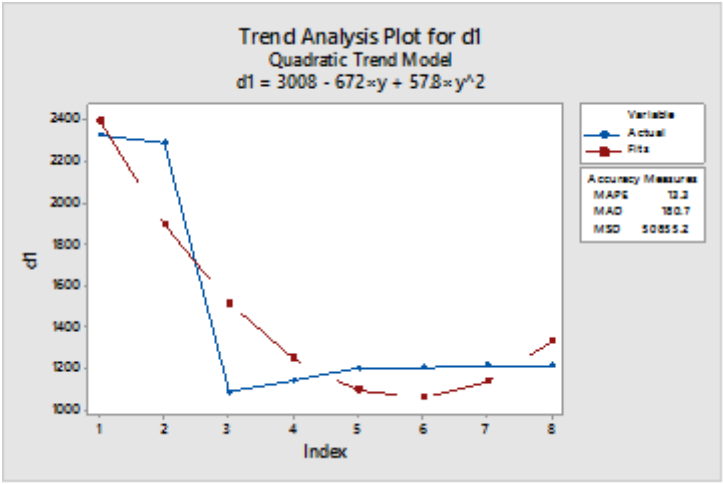
S = 285.251 R-Sq = 79.0% R-Sq(adj) = 70.6%

وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	1533092	766546	9.42	0.020
Error	5	406841	81368		
Total	7	1939933			

وتدل النتائج الى وجود علاقة التأثير العكسية مع الزمن وهذا يعني ان زيادة الزمن بمقدار وحدة زمنية واحدة تودي الى انخفاض عدد الوفيات دون السنة في المحافظة بمقدار المعلمة المقدرة **671.9** ، وان قيم معامل التحديد تفيد بان القوة التفسيرية للنموذج ارتفعت بالمقارنة بالنموذج الخطي البسيط حيث بلغت قيمة معامل التحديد **79.0%** وتدل ان المتغير المستقل الزمن قد فسر التغيرات الحاصلة في متغير اعداد الوفيات دون السنة بمقدار 79 %، وان النموذج المقدر ككل مقبول من الناحية الاحصائية وبحسب قيمة إختبار F التي بلغت **9.42** واحتمالها، p =0.020 للنموذج المقدر والذي قيمته أقل من 0.05 مما يؤكد معنوية نموذج الانحدار الخطي التربيعي ككل من الناحية الاحصائية ، ويفسر ذلك امكانية الاعتماد على نتائجه في تفسير عدد الوفيات بالزمن ، اما المتغير الاخر والذي يمثل مربع الزمن فان تأثيره طردي على عدد الوفيات لان اشارته موجبة حيث بلغت المعلمة المقدرة **57.75** وان النموذج التربيعي بشكل عام افضل بكثير من النموذج الخطي البسيط الا انه لايزال لا يفسر غالبية التغيرات في متغير عدد الوفيات دون ، والشكل (2) يوضح نتائج النموذج المقدر من خلال مقارنة النموذج المقدر مع البيانات الاصلية للسلسلة الزمنية لأعداد الوفيات دون السنة في محافظة بابل .



شكل (2) نموذج الاتجاه العام التربيعي المقدر لمتغير عدد الوفيات دون السنة

وان مقاييس الكفاءة كانت كالاتي

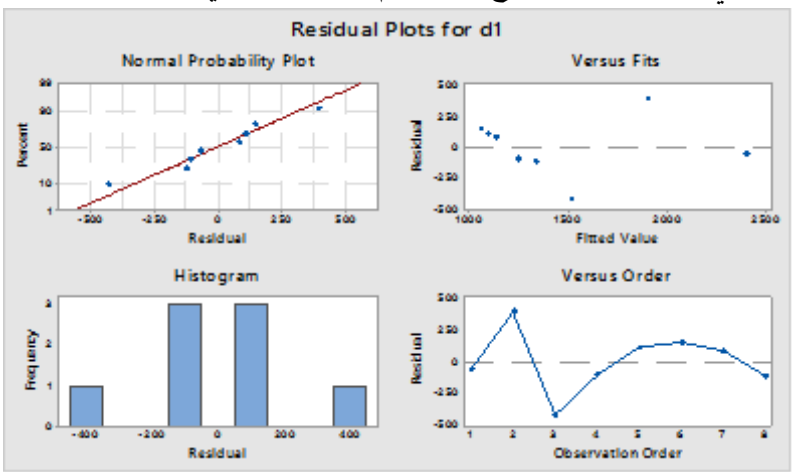
Accuracy Measures	
MAPE	13.3
MAD	180.7
MSD	50855.2

وهي اقل بكثير من نظيراتها في النموذج الخطي البسيط كذلك تم اجراء تحليل متتابع لتباين النموذج التربيعي وفقا الى مركباته الخطية والتربيعية وكانت النتائج على وفق الاتي:

Sequential Analysis of Variance

Source	DF	SS	F	P
Linear	1	972802	6.04	0.049
Quadratic	1	560290	6.89	0.047

ومنها نجد معنوية مشكوك بها الى المركبة الخطية والتربيعية للنموذج المقدر، حيث بينت قيم p بان قيمها اقتربت من 0.05 ولأجل التأكد من كفاءة النموذج تم التعامل مع اخطاء النموذج ورسمها بعدة صيغ فمن خلال (Normal probability plot) .نجد اخطاء النموذج (بواقي النموذج المقدر) تكون قريبة كثيرا حول خط الاتجاه مما يدل على جودة النموذج وعدم وجود قيم متطرفة سواء في بداية البيانات او نهايتها ومن ثم فان جودة النموذج المقدر تعد مقبولة وان توزيع الاخطاء من خلال (Histogram) يكون غير متباعد عن شكل التوزيع الطبيعي الجرسي ، وان اخطاء النموذج مقابل القيم المقدرة تكون قريبة من الصفر وحولها .



شكل (3) سلوك اخطاء النموذج التربيعي المقدر لمتغير عدد الوفيات دون السنة

ومن كل ذلك نستدل على ان النموذج مفسر بصورة مقبولة وقد تم العمل على تحسين النموذج لرفع القوة التفسيرية وسحب ما امكن من معلومات متبقية في الاخطاء حيث تم بناء نموذج تكعيبي من الدرجة الثالثة لغرض زيادة دقة النموذج.

3- **النموذج التكعيبي (من الدرجة الثالثة):-** تم بناء النموذج التكعيبي من الدرجة الثالثة لوصف العلاقة ما

بين المتغير المعتمد المتمثل بعدد الوفيات دون السنة في محافظة بابل والمتغير المستقل الزمن والهدف الاساس هو تحسين النموذج وصولا للامثلية وكانت نتائج النموذج كالاتي

The regression equation is

d1 = 3443 - 1125 y + 176.4 y^2 - 8.79 y^3

S = 300.403 R-Sq = 81.4% R-Sq(adj) = 67.4%

وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

Analysis of Variance

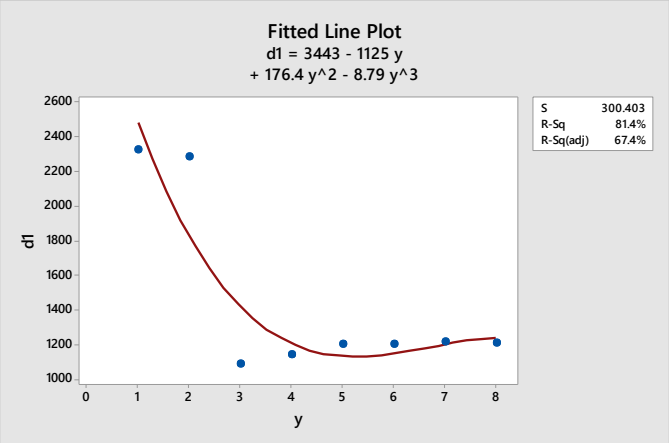
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	1578965	526322	5.83	0.061
Error	4	360969	90242		
Total	7	1939933			

والنموذج بشكل عام غير مقبول من الناحية الاحصائية وبحسب اختبار F التي بلغت **5.83** وباحتمال 0.061 الا انه بالمقارنة مع النموذج التربيعي فان النموذج مقبول ولكنه لم يحسن النتائج كثيرا حيث بلغت قيمة معامل التحديد **85.2%** ولأجل اختبار معنوية مركبات النموذج كانت النتائج كالاتي

Sequential Analysis of Variance

Source	DF	SS	F	P
Linear	1	972802	6.04	0.049
Quadratic	1	560290	6.89	0.047
Cubic	1	45873	0.51	0.515

والتي تشير الى معنوية مشكوك بها الى المركبة الخطية والتربيعية وعدم معنوية المركبة التكعيبية، وبحسب قيمة اختبار F والقيمة الاحتمالية المرافقة له، وقد تم رسم البيانات لسلسلة اعداد الوفيات دون السنة مع خط الانحدار الموفق للنموذج التكعيبي وكانت النتائج كالاتي



شكل (4) النموذج التكعيبي المقدر لمتغير عدد الوفيات دون السنة

نماذج الانحدار الخطي لعدد الوفيات من السنة 1-3

تم بناء نماذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج الانحدار الخطي من الدرجة الثانية والثالثة حيث وصف المتغير المعتمد بعدد الوفيات **للفئة 1-3 سنوات** في محافظة بابل للسنوات (2010 -2017) وكما موضحة في جدول (1) ومن علاقتها بالزمن كمتغير مستقل يعبر عن اتجاه ونمو ظاهرة الوفيات في المحافظة خلال فترة الدراسة.

1 - تم بناء نموذج الانحدار الخطي البسيط (الاتجاه العام) بين عدد وفيات الاطفال بعمر 1-3 سنوات في محافظة بابل كمتغير معتمد $b13_i$ والزمن y_i كمتغير توضيحي مستقل يوثر في عدد الوفيات بافتراض ان توزيع الاخطاء يتبع التوزيع الطبيعي لكي يكون الاساس في عملية التقدير وبناء النماذج اساسا علميا ، حيث تم تقدير النموذج من خلال طريقة المربعات الصغرى مع استخراج الاختبارات الاحصائية للمعالم والنموذج مع مقايس الكفاءة للنموذج وكانت النتائج كما يلي:-

The regression equation is

d13 = 392.5 - 9.29 y

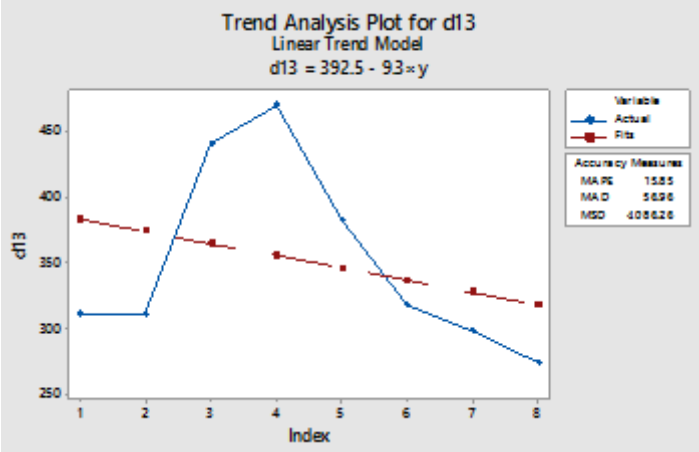
S = 73.8129 R-Sq = 10.0% R-Sq(adj) = 0.0%

وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3621.4	3621.43	0.66	0.446
Error	6	32690.1	5448.35		
Total	7	36311.5			

ان النموذج المقدر ككل غير مقبول من الناحية الاحصائية وبحسب قيمة إختبار F التي بلغت **0.66** واحتمالها ، p = 0.446 للنموذج المقدر والذي قيمته اكبر من 0.05 مما يؤكد عدم معنوية نموذج الانحدار الخطي البسيط ككل ، ويفسر ذلك عدم امكانية الاعتماد على نتائجه في تفسير العلاقة بين عدد الوفيات من السنة 1-3 في محافظة بابل من علاقتها بالزمن ، وان قيم معامل التحديد تفيد بان القوة التفسيرية للنموذج ضعيفة جدا حيث بلغت قيمه معامل التحديد **10.0%** وتدل ان المتغير المستقل الزمن لا يفسر التغيرات الحاصلة في متغير اعداد الوفيات في محافظة بابل .



شكل (5) النموذج الاتجاه الخطي المقدر لمتغير عدد الوفيات للفئة العمرية (3-1) سنوات

وتم حساب مقاييس كفاءة النموذج والمتمثلة بمتوسط النسبة المطلقة للاخطاء ومتوسط الانحرافات المطلقة ومتوسط مربعات الاخطاء واثبتت عدم كفاءة النموذج.

Accuracy Measures	
MAPE	15.85
MAD	56.96
MSD	4086.26

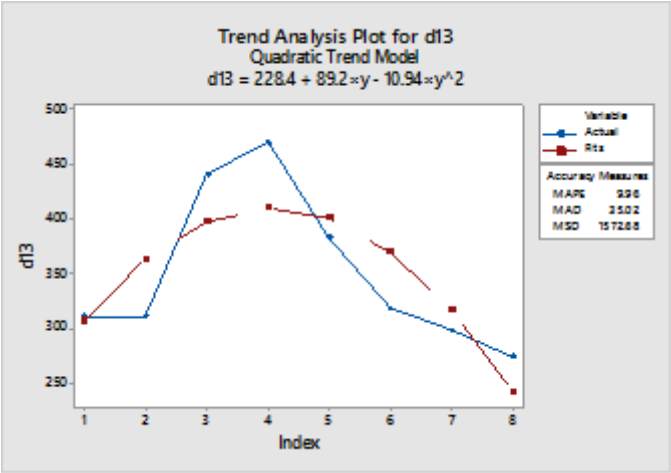
2- **نموذج الانحدار التربيعي (من الدرجة الثانية)** :-_تم بناء النموذج التربيعي من الدرجة الثانية لوصف العلاقة ما بين المتغير المعتمد المتمثل بعدد الوفيات للفئة 1-3 سنوات في محافظة بابل والمتغير المستقل الزمن وكانت نتائج النموذج كالاتي:

```
The regression equation is

d13 = 228.4 + 89.18 y - 10.94 y^2

S = 50.1627   R-Sq = 65.4%   R-Sq(adj) = 51.5%
```

وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

```
Analysis of Variance

Source       DF       SS       MS     F      P
Regression    2  23730.0  11865.0  4.72  0.071
Error         5  12581.5   2516.3
Total         7  36311.5
```

ان النموذج المقدر ككل غير مقبول من الناحية الاحصائية وبحسب قيمة إختبار F التي بلغت **4.72** واحتمالها ، p =0.071 للنموذج المقدر والذي قيمته أكبر من 0.05 مما يؤكد عدم معنوية نموذج الانحدار الخطي التربيعي ككل من الناحية الاحصائية ، ويفسر ذلك عدم امكانية الاعتماد على نتائجه في تفسير عدد الوفيات بالزمن ، بالرغم من ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج مقارنة مع النموذج الخطي والتي بلغت **65.4%** كما وان تأثير الزمن طردي ومربع الزمن عكسي ، وان النموذج التربيعي بشكل عام افضل بكثير من النموذج الخطي البسيط الا انه لايزال لا يفسر غالبية التغيرات في متغير عدد الوفيات ، والشكل (6) يوضح نتائج النموذج المقدر من خلال مقارنة النموذج المقدر مع البيانات الاصلية للسلسلة الزمنية لأعداد الوفيات في محافظة بابل.



شكل (6) النموذج الاتجاه الخطي التربيعي المقدر لمتغير عدد الوفيات للفئة العمرية (3-1) سنوات

وان مقايس الكفاءة كانت كالاتي:

Accuracy Measures	
MAPE	9.96
MAD	35.02
MSD	1572.68

وهي اقل بكثير من نظيراتها في النموذج الخطي البسيط كذلك تم اجراء تحليل متتابع لتباين النموذج التربيعي وفقا الى مركباته الخطية والتربيعية وكانت النتائج على وفق الاتي:

Sequential Analysis of Variance

Source	DF	SS	F	P
Linear	1	3621.4	0.66	0.446
Quadratic	1	20108.6	7.99	0.037

ومنها نجد معنوية التربيعية للنموذج المقدر، حيث بينت قيم p بان قيمها اقل من 0.05 وعدم معنوية المركبة الخطية ومن كل ذلك نستدل على ان النموذج لم يفسر الوفيات بصورة مقبولة احصائيا وقد تم العمل على تحسين النموذج لرفع القوة التفسيرية وسحب ما امكن من معلومات متبقية في الاخطاء حيث تم بناء نموذج

تكعيبي من الدرجة الثالثة لغرض زيادة دقة النموذج.

3- النموذج التكعيبي (من الدرجة الثالثة): تم بناء النموذج التكعيبي من الدرجة الثالثة لوصف العلاقة ما بين المتغير المعتمد المتمثل بعدد الوفيات للفئة 1-3 في محافظة بابل والمتغير المستقل الزمن والهدف الاساس هو تحسين النموذج وصولا للامثلية وكانت نتائج النموذج كالاتي

The regression equation is

d13 = 112.4 + 209.9 y - 42.58 y^2 + 2.343 y^3

S = 48.2686 R-Sq = 74.3% R-Sq(adj) = 55.1%

وبجدول تحليل التباين لنموذج الانحدار

Analysis of Variance

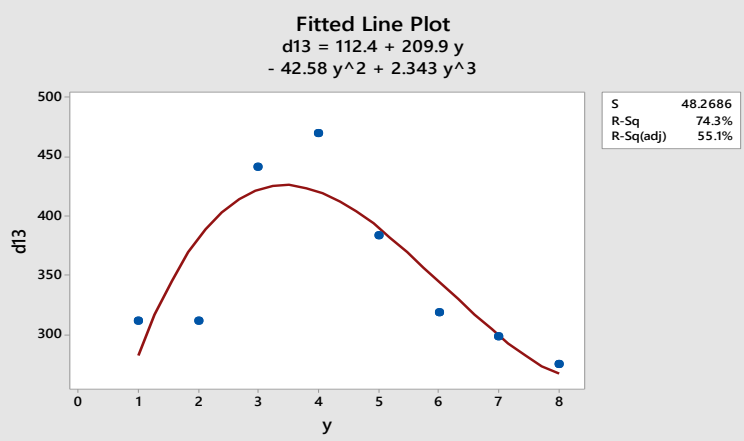
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	26992.1	8997.36	3.86	0.112
Error	4	9319.4	2329.85		
Total	7	36311.5			

والنموذج يشكل عام غير مقبول من الناحية الاحصائية ايضا وبحسب اختبار F التي بلغت **3.86** وباحتمال 0.112 الا انه بالمقارنة مع النموذج التربيعي فان النموذج قد حسن النتائج كثيرا بلغت قيمة معامل التحديد **74.3%** ولأجل اختبار معنوية مركبات النموذج كانت النتائج كالاتي:

Sequential Analysis of Variance

Source	DF	SS	F	P
Linear	1	3621.4	0.66	0.446
Quadratic	1	20108.6	7.99	0.037
Cubic	1	3262.1	1.40	0.302

والتي تشير الى معنوية المركبة التربيعية وعدم معنوية المركبة الخطية والتكعيبية، وبحسب قيمة اختبار F والقيمة الاحتمالية المرافقة له، وقد تم رسم البيانات لسلسة اعداد الوفيات للفئة 1-3 مع خط الانحدار الموفق للنموذج التكعيبي وكانت النتائج كالاتي :



شكل (7) النموذج الاتجاه الخطي التكعيبي المقدر لمتغير عدد الوفيات للفئة العمرية (3-1) سنوات

الاستنتاج

عند تصنيف الوفيات بحسب الفئات العمرية، فان النموذج الامثل لأعداد الوفيات دون السنة كان هو النموذج التربيعي والتكعيبي حيث اقتربا تراوح معامل التحديد من 79% – 81% وبذلك نفضل النموذج التربيعي لسهولته ولمعنوية النموذج ككل بحسب اختبار F ومعنوية المركبة الخطية والتربيعية مما يعكس الانخفاض الحاد في الوفيات دون السنة ويعكس بذلك تحسن الواقع الصحي لهذه الفئة العمرية نتيجة برامج الرعاية الصحية المقدمة من الدولة لهذه الفئة، حيث ان التأثير الخطي يودي الى انخفاض الوفيات لفئة دون السنة كان بمقدار **671.9**. اما بالنسبة للفئة العمرية، فان النموذج الامثل لأعداد الوفيات من الفئة العمرية 1-3 كان النموذج الامثل للدراسة هو النموذج التربيعي والتكعيبي حيث تراوح معامل التحديد من 65% – 75% وبذلك نفضل النموذج التربيعي لسهولته ولمعنوية النموذج ككل وكذلك معنوية المركبة الخطية وعدم معنوية المركبة التربيعية مما يعكس ارتفاع الوفيات حتى السنة الرابعة وانخفاضه بعدها اشارة الى تحسن الخدمات الصحية المقدمة لهذه الفئة العمرية ويعكس بذلك تحسن الواقع الصحي لهذه الفئة العمرية نتيجة برامج الرعاية الصحية المقدمة من الدولة لهذه الفئة.

CONFLICT OF INTERESTS.
There are non-conflicts of interest .

المصادر

[1] البوادقجي, عبد الرحيم، عصام خوري، علم السكان نظريات ومفاهيم دار الرضا للنشر، سوريا،2002.

[2] التميمي، رعد فاضل، الانحدار والسلاسل الزمنية ، اساليب احصائية تطبيقية متقدمة باستخدام نظام Minitab، مكتب الجزيرة، بغداد (2013).

[3] التميمي، رعد فاضل، العنبكي، عدي طه (2013)، مبادى السلاسل الزمنية، نماذج التخطيط الاستراتيجي، مطبعة الكتاب ، بغداد .

[4] الجبوري، شلال حبيب وعبد، صلاح حمزة،، " تحليل متعدد المتغيرات"، بغداد: مديرية دار الكتب للطباعة والنشر (2000).

[5] الراوي, خاشع محمود , المدخل الى الاحصاء ,كلية الزراعة والغابات جامعة الموصل, الطبعة الثانية (2000).

[6] الزعبي، محمد بلال، الطلافحة، عباس " النظام الاحصائي SPSS فهم وتحليل البيانات الاحصائية "، الاردن، دار وائل (2012).

[7] الشمري، نذير عباس والعزاوي، دجلة أبراهيم (2011)، " الاقتصاد القياسي وتطبيقاته"، بغداد: الجزيرة للطباعة والنشر، الطبعة 1.

[8] جودة , د. محفوظ , "كتاب التحليل الاحصائي المتقدم باستخدام "SPSS عمان، دار وائل للنشر (2008).

[9] فوزي سهاونة، مبادئ الديموغرافية الطبعة الأردنية،عمّان،1989.

[10] عبير ضيدان ابراهيم, تباين وفيات الاطفال دون الخمس سنوات في محافظة البصرة لعام 2013 , مجلة جـامعة ذي قـــار المجلد.11 العدد.1 اذار 2016

[11] Richard Garfield RN D.Ph. , Morbidity and Mortality among Iraqi children from 1990 through 1998 Assessing the Impact of the Gulf War and Economic Sanctions March(1999) .

[12] Morrison, D.F, "Multivariate Statistical Method", McGraw Hill, New York.(1976).

[13] Norusis, M.,(1986),"User Gide Spss/pc, "Chicago(manual). Spss Manual 7.5 "Advanced Statistical", NC,(1997).

[14] World H ealh ,World Bank Group & United Nations, Levels in Child Mortality, Report (2017) .