

التنبؤات المستقبلية لعدد المصابين بمرض اللوكيميا لعموم القطر مع إشارة خاصة لمدينة بغداد

د. سلمى ثابت ذاكرا الالوسي*
خولة حسين
الوكيل**

الفصل الأول:

1-1 المقدمة

يعد مرض اللوكيميا احد اهم الامراض الشائعة في قطرنا الامر الذي يستوجب معه دراسة تحليلية احصائية للاصابة به. لقد حاولنا في هذا البحث دراسة نمط الاصابة ومن ثم وضع التوقعات المستقبلية لعدد الاصابات ، ونموها لمدينة بغداد وعموم القطر، وذلك بتوظيف الاسلوب الاحصائي المناسب والافضل لحجم البيانات ونمط الاصابة.

2-1 هدف البحث :

يستهدف هذا البحث بالدرجة الاساس دراسة نمط الاصابة بمرض اللوكيميا وذلك للفترة (1975-2002) في مدينة بغداد، وعموم القطر، ومن ثم بناء نماذج لوضع التوقعات المستقبلية لعدد الاصابات من (1-5) سنوات مقبلة لعموم القطر ولمدينة بغداد، بالاضافة الى دراسة نمو ظاهرة الاصابة بهذا المرض في مدينة بغداد وعموم القطر ايضاً.

* استاذ مساعد / كلية الادارة والاقتصاد/الجامعة المستنصرية/قسم الاحصاء

** استاذ مساعد / كلية الادارة والاقتصاد/الجامعة المستنصرية/قسم الاحصاء

مقبول للنشر بتاريخ 2006/3/14

لقد تم اعتماد اسلوب تحليل السلاسل الزمنية وفق منهجية التمهيد الاسي ومنهجية الطرق التكيفية اخذين بنظر الاعتبار حجم البيانات ونمط السلسلة الزمنية موضوعة البحث، حيث ان كل من المنهجيتين يمكن ان تتعامل مع سلاسل قصيرة.

الى جانب الاهداف العملية المذكورة اعلاه، فقد تضمن هذا البحث مساهمة اكااديمية تمثلت بتشخيص الطرق الافضل لنمذجة التغيرات الحاصلة في السلاسل الزمنية موضوعة البحث وذلك من خلال مقارنة وتقييم اداء النماذج الخاصة بكل منها وفق عدد من معايير الخطأ والتي لم تتناول تقييمها (بالمقارنة مع النماذج التقليدية المتداولة) اي دراسات سابقة و ذلك لتسليط الضوء عليها والاستفادة منها عمليا وطرحها كبداية جيدة.

1-3 الجانب النظري للسلاسل المستخدمة في البحث

فيما يلي ادناه استعراض للأسس النظرية والمؤشرات الاحصائية التي تم استخدامها لبناء النماذج ومراقبة اداءها في وضع التنبؤات.

اولاً : طريقة التمهيد المباشر Direct Smoothing

عندما يفترض ان متوسط السلسلة الزمنية يتغير بشكل خطي مع الزمن والذي يمكن تمثيله

بالنموذج الاتي :

$$X_t = a_1 + a_2 t + \varepsilon_t \quad \dots(1)$$

$$E(X_t / t) = b_0 + b_1 t$$

وان ε_t متغير عشوائي بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2

ولتقدير معاملات النموذج باستخدام الطريقة المباشرة تستخدم المعادلات الاتية:

$$\hat{a}_1(T) = \hat{a}_1(T-1) + \hat{a}_2(T-1) + (1 - \hat{\beta}) \cdot e_1(T) \quad \dots(2)$$

$$\hat{a}_2(T) = \hat{a}_2(T-1) + \hat{a}_2(T-1) + (1 - \hat{\beta})^2 \cdot e_1(T) \quad \dots(3)$$

حيث ان

$$\beta = 1 - \alpha \quad 0 < \alpha < 1$$

حيث يتم اعتماد قيمة α التي تعطي اقل MSE

$$e_1(T) = X_T - \hat{X}_T(T-1)$$

كما ان القيم الابتدائية \hat{a}_1 و \hat{a}_2 يتم الحصول عليها في ضوء طريقة المربعات الصغرى OLS .
وعليه فان النموذج التقديري الموضوع في الفقرة (T) للتنبؤ بالفترة $T + \tau$ هو :

$$\hat{X}_{T+\tau}(T) = \hat{a}_1(T) + \hat{a}_2(T) \cdot \tau \quad \dots(4)$$

ولمعرفة مدى الاعتماد على التنبؤات الموضوعية يتم احتساب فترة الثقة وما تسمى بحدود التنبؤ وفق المعادلة الآتية:

$$\hat{X}_{T+\tau}(T) \pm Z_{\alpha} \frac{\hat{\sigma}_{e\tau}}{2} \quad \dots(5)$$

حيث ان : $\hat{\sigma}_{e\tau}^2 = d_{\tau} \hat{\sigma}_e^2$

$$\hat{\sigma}_e^2(T) = [1.25 \hat{\Delta}(T)]^2 \quad \dots(6)$$

$$\hat{\Delta}(T) = \alpha |e_1(T)| + (1 - \alpha) \hat{\Delta}(T-1) \quad \dots(7)$$

حيث ان القيمة الابتدائية $\hat{\Delta}(0)$ يمكن احتسابها وفق المعادلة الآتية:-

$$\hat{\Delta}(0) = 0.8 \sqrt{c_1} \cdot \hat{\sigma}_e \quad \dots(8)$$

اما:

$$d\tau = \frac{C\tau}{C_1} \quad \dots(9)$$

$$C\tau = \left\{ 1 + \frac{\alpha}{(1+B)^3} \left[(1+4\beta+5\beta^2) + 2\alpha(1+3\beta)\tau + 2\alpha^2\tau^2 \right] \right\} \quad \dots(10)$$

$$C_1 = \left\{ 1 + \frac{\alpha}{(1+B)^3} \left[(1+4\beta+5\beta^2) + 2(1+3\beta) + 2\alpha^2 \right] \right\} \quad \dots(11)$$

وعليه فإن فترة الثقة للقيمة التنبؤية في τ المحتسبة في الفترة T تحتسب وفق المعادلة الآتية:-

$$\hat{X}_{T+\tau}(T) \mu 1.96 \left[1.25 \sqrt{d_t} \cdot \Delta^{\wedge}(T) \right] \quad \dots(12)$$

كما تم احتساب التنبؤ التجميعي لـ L من الفترات الزمنية والمحتسب في الفترة T (cumulative forecast):-

$$\hat{X}_l(T) = L \hat{a}_1(T) + \frac{L(L+1)}{2} \hat{a}_2(T) \quad \dots(13)$$

أما فترة الثقة فهي:

$$\hat{X}_L(T) \mu 1.96 \left[1.25 \sqrt{q_L} \cdot \hat{\Delta}(T) \right] \quad \dots(14)$$

$$q_L = \frac{PL}{P_1}$$

$$PL = \left\{ L + \frac{\alpha L^2}{2(1+\beta)^3} \left[5(1+2\beta+\beta^2) + 4(1-\beta^2)L + \alpha^2 L^2 \right] \right\} \quad \dots(15)$$

$$P_1 = C_1$$

وبغية مراقبة اداء النموذج التنبؤي الذي تم بناءه وذلك فيما اذا كان ملائماً ام ان هنالك تغيراً او تبديلاً قد حصل في نمط السلسلة الزمنية الامر الذي يستوجب اعادة النظر في النموذج الموضوع وتعديله واعادة بناءه لما يتلائم والتغيرات التي قد تحصل في نمط السلسلة ولتحقيق ذلك يتم استخدام نسبة اشارة التعقب "tracking signal" المبينة في ادناه:

$$\frac{Q(T)}{\hat{\Delta}(T)}$$

حيث ان هذه النسبة تتراوح قيمتها دائماً بين (1-،1+) فإن كان انجاز نموذج التنبؤ كفاء كانت قيمة هذه النسبة قريبة من الصفر، ويمكن اختبار فرضية العدم الآتية $H_0: Ee=0$ حيث يتم رفضها عندما تكون :

$$\left| \frac{Q(T)}{\hat{\Delta}(T)} \right| > K \quad \dots(16)$$

حيث K تتراوح قيمتها ما بين 0.2 و 0.5 ويكون التنبؤ متحيزاً واداء النموذج غير جيد.

حيث ان :

$$Q(T) = \alpha e_1(T) + (1 - \alpha)Q(T - 1) \quad \dots(17)$$

[وان القيمة الابتدائية $Q(0)$ تساوي صفراً]

ثانياً : طريقة Holt -

تستخدم طريقة Holt لوضع التقديرات لمعاملات النموذج الخاص بالسلسلة الزمنية ذات الاتجاه الخطي الغير موسمي معادلة (1) وهذه الطريقة تعتمد ايضاً منهجية التمهيد الاسي، وتعتبر طريقة تقليدية حيث انها الاكثر تداولاً وشيوعاً من الناحية العملية حيث ان اغلب البرامج الجاهزة لطرائق التمهيد الاسي تشتمل عليها دون غيرها، لذلك حاولنا مقارنة اداء هذه الطريقة مع اداء طريقة التمهيد المباشر طبقاً لعدد من المعايير.

ان طريقة Holt تعتمد على ثابتين تمهيد هما α و β حيث ان $0 < \alpha < 1$ ، $0 < \beta < 1$ ، كما ان المعادلات الخاصة بتقدير معاملات النموذج الخطي a_1, a_2 وفق هذه الطريقة هي:

$$\hat{a}_1(T) = \alpha X(T) + (1 - \alpha)[\hat{a}_1(T - 1) + \hat{a}_2(T - 1)] \quad \dots(18)$$

$$\hat{a}_2(T) = \beta[\hat{a}_1(T) - \hat{a}_1(T - 1)] + (1 - \beta)\hat{a}_2(T - 1) \quad \dots(19)$$

ثالثاً : طريقة Winter

عندما توجد تغيرات موسمية في نمط السلسلة الزمنية هنالك طرق عديدة لتحليل هذا النوع من السلاسل الزمنية واحدى هذه الطرق هي طرق التمهيد والطريقة المستخدمة ضمن هذه المنهجية هي طريقة Holt-Winter حيث تتناول هذه الطريقة نموذجين:

1- النموذج الموسمي المتضاعف A multiplicative Seasonal Model

2- النموذج الموسمي التجميعي An additive Seasonal Model

وحيث ان النموذج الذي تم استخدامه في الجانب التطبيقي من هذا البحث هو النموذج الموسمي المتضاعف، لذلك سوف نقتصر على استعراض الاسس والمفاهيم الخاصة به فقط.

النموذج الموسمي المتضاعف

على فرض ان النموذج الذي يعبر عن النمط الموسمي المتضاعف هو :

$$X_t = (b_1 + b_2 t) C_t + \varepsilon_t \quad \dots(20)$$

حيث ان :

b_1 : المركبة الثابتة.

b_2 : مركبة الاتجاه الخطي.

C_t : العامل الموسمي المتضاعف.

ε_t : مركبة الخطأ العشوائي.

اما طول الموسم L من الفترات حيث ان :

$$\sum_{t=1}^L C_t = L$$

ان النموذج (20) يشتمل على الاتجاه الخطي والتاثير الموسمي وعندما نجد ان مركبة الاتجاه غير ضرورية يمكن حذف b_2 من النموذج، ان النموذج الموسمي المتضاعف يكون مناسب او ملائم في حالة السلاسل الزمنية التي تكون فيها سعة او ارتفاع النمط الموسمي متناسب مع مستوى المعدل للسلسلة الزمنية.

ويمكن استخدام المعادلات الاتية لتقدير معلمات النموذج (20) في نهاية الفترة (T) ، حيث في نهاية الفترة T وبعد الحصول على المشاهدة X_T يمكن اتجاز الحسابات الاتية:

1- تحديث التقدير للمركبة الثابتة (Permanent Component)

$$\hat{a}_1(T) = \alpha \frac{X_T}{\hat{C}_T(T-L)} + (1-\alpha) [\hat{a}_1(T-1) + \hat{b}_2(T-1)] \quad \dots(21)$$

$$0 < \alpha < 1$$

2- تحديث التقدير لمركبة الاتجاه الخطي

$$\hat{b}_2(T) = \beta [\hat{a}_1(T) - \hat{a}_1(T-1)] + (1-\beta) \hat{b}_2(T-1) \quad \dots(22)$$

$$0 < \beta < 1$$

3- تحديث التقدير للعامل الموسمي للفترة T:

$$\hat{C}_T(T) = \gamma \frac{X_T}{\hat{a}_1(T)} + (1-\gamma) \hat{C}_T(T-1) \quad \dots(23)$$

$$0 < \gamma < 1$$

[حيث ان α β γ ثوابت التمهيد]

4- وعليه للتنبؤ بالمشاهدة في الفترة المستقبلية $T + \tau$ هي :-

$$\hat{X}_{T+\tau}(T) = [\hat{a}_1(T) + \hat{b}_2(T)\tau] \hat{C}_{T+\tau}(T + \tau - L) \quad \dots(24)$$

وفي ضوء المعادلات اعلاه الخاصة بألية بناء النموذج الموسمي المتضاعف (20) الموضح اعلاه نجد ضرورة احتساب القيم الابتدائية $\hat{a}_1(0), \hat{b}_2(0), \hat{C}_t(0)$ حيث ان $t=1, \dots, L$ ويمكن ايجادها وذلك كما يلي:

نفترض انه لدينا بيانات لـ m من المواسم ولتكن \bar{X}_j معدل المشاهدات في الموسم j حيث

ان $j=1,2,3, \dots, m$ وعليه فان:

$$\hat{b}_2(0) = \frac{\bar{X}_m - \bar{X}_1}{(m-1)L} \quad \dots(25)$$

$$\hat{a}_1(0) = \bar{X}_1 - \frac{L}{2} \hat{b}_2(0) \quad \dots(26)$$

$$\hat{C}_t = \frac{X_t}{\bar{X}_i - [(L+1)/2 - j] \hat{b}_2(0)}$$

حيث ان $t=1,2, \dots, mL$

$$\bar{C}_t = \frac{1}{m} \sum_{k=0}^{m-1} \hat{C}_{t+kl} \quad \dots(28)$$

$t=1,2, \dots, L$

$$\hat{C}_t(0) = \bar{C}_t \cdot \frac{L}{\sum_{t=1}^L \bar{C}_t} \quad \dots(29)$$

$t=1,2, \dots, L$

وتجدر الاشارة الى ان النموذج الموسمي يتصف بكونه ذو فترات ثابتة ويحدث على اساس دوري منتظم بينما النموذج الدوري يختلف عادة في طول فتراته ومقاديرها.

رابعا: طريقة التنقية التكيفية (Adaptive Filtering):

التنبؤ التكيفي هو وصف يعطى للطرق التي تعمل على تكيف نفسها لنمط البيانات التي تتعامل معها. الاساس في هذه الطرق هو ان الاوزان يتم استخدامها بطريقة خاصة حيث يتم تعديلها

عند الحصول على البيانات الجديدة. ان الطرق التكيفية مهمة وبشكل خاص في حالة البيانات غير المستقرة دورية او موسمية .

ان المنهجية التي تقوم على اساسها طريقة التنقية التكيفية Adaptive filtering، هي ان التنبؤ عبارة عن المجموع الموزون للملاحظات الماضية والذي يمكن تمثيله بالمعادلة الاتية (30):

$$\hat{X}_t = \phi_{1t} X_{t-1} + \phi_{2t} X_{t-2} + \dots + \phi_{pt} X_{t-p} + e_t \quad \dots\dots\dots(30)$$

$$t = p + 1, p + 2, \dots, n$$

حيث ان (p) هو طول الموسم او الدورة .

ان هذه المعادلة تمثل نموذج الانحدار الذاتي (AR) وهو احد المكونين الرئيسيين لمنهجية Box-Jenkiens في تحليل السلاسل الزمنية.

ان الفرق الرئيس بين طريقة Adaptive filtering ونموذج ARMA في منهجية Box-Jenkiens هو ان المعلمات في هذه الاخيرة تكون ثابتة "fixed" في حين Adaptive filtering تكون غير ثابتة وهذا ما يجعلها قابلة للتعامل مع البيانات غير المستقرة (الدورية او الموسمية) وان تتكيف للتغيرات الحاصلة في نمط البيانات بصورة افضل بكثير من النماذج ذات المعلمات الثابتة حيث تتم عملية التكيف بتحديث معلمات النموذج عند الحصول او توفر المشاهدات او البيانات الجديدة .

ان عملية تحديث نموذج التنقية التكيفية (30) ينجز باعتماد المعادلة (31) الاتية:-

$$\phi'_{ti} = \phi_{ti} + 2ke^*_{t-i} X^*_{t-i} \quad \dots\dots(31)$$

$$i = 1, 2, \dots, p$$

وان X^*_{t-i} ، e^*_t هي القيم القياسية standardized المستخدمة في المعادلة (30) اما (K)

فهو ثابت التعريف "learning constant".

ان المعادلة (31) توفر صيغة تحديث لمعلمات النموذج (30) تتصف بسهولة الفهم والاحتساب، كما انها تتضمن فائدة اخرى هي احتوائها على (k) الذي يحدد السرعة التي بموجبها يتم تحديث النموذج فعندما يتوقع الاستمرارية لنمط السلسلة وعدم حدوث تغيرات مفاجئة يتم وضع

القيمة الطبيعي Normal والتي تساوي $(k = \frac{1}{p})$ ، اما عندما يتوقع هنالك تغيرا في نمط البيانات

فيجب زيادة قيمة k على ان لا تزيد عن (0.25)⁽¹⁾. اما عندما تزداد التغيرات العشوائية في حين لا

توجد تغيرات اساسية في النمط فأن (k) يجب ان تتناقص. وقد اشار عدد من الباحثين الى ان (k=0.1) ستكون جيدة ومناسبة لكثير من الحالات .

ان طريقة التنقية التكيفية تستوجب ايجاد تقديرات ابتدائية للمعلمات او الاوزان حيث ان الطريقة العملية التي يمكن اعتمادها هي بوضع:

$$\phi_1 = \phi_2 = \dots \phi_p = \frac{1}{p}$$

حيث يمكن تحديث هذه المعلمات او الاوزان باعتماد المعادلة (31) عند توفر المعلومات وهذا

يمكن باستخدام معادلة (30) مع اول (p) من المشاهدات لحساب \hat{X}_t و e_t هذه القيم مع X_t يمكن تعويضها في (31) لتحديد مجموعة الاوزان المحدثة، ϕ . ان سلسلة هذه الخطوات يمكن تكرارها باسقاط اول مشاهدة في المجموعة (px) ومن ثم اضافة المشاهدة اللاحقة (p+1). ان هذه العملية يمكن اجراءها واعادتها بالنسبة لكافة المشاهدات الموجودة او المتاحة. في هذه المرحلة يمكن استخدام او الرجوع الى اول (P) من مشاهدات السلسلة باعتماد الاوزان الاخيرة التي تم الحصول عليها واعتمادها كمعلمات (اولية) ومن ثم اعادة العملية مجددا.

خامساً: السلاسل الزمنية الدورية والموسمية

ان طبيعة التطبيقات التي تناولها هذا البحث تتطلب توضيح مفصل عن مفهوم السلاسل الموسمية (seasonal series) والسلاسل الدورية (Cyclical series).

لقد عرف كلا من Makridaks و 1998 Wheelwright النمط الدوري بالشكل الاتي:- النمط الدوري يتواجد او يحدث عندما يظهر ان البيانات ترتفع وتنخفض في فترة غير ثابتة. ان الفرق الرئيسي بين النمط الموسمي والدوري هو ان الشكل (former) الموسمي يكون بطول ثابت وتكراره على اساس دوري periodic منتظم في حين ان cyclical يكون بطول متغير اولا وحجم الدورة يكون عادة اكثر اختلافاً وتغيراً مما هي عليه في seasonality.

وعادة ما يمكن تشخيص الدورية أو الموسمية في السلسلة الزمنية عن طريق العرض البياني "time plot" حيث ان التصوير النقطي للسلسلة الزمنية غالباً ما يكون كافياً لاقتناع الباحث بان البيانات غير مستقرة او مستقرة وعندما تكون هنالك صعوبة في ذلك يمكن اعتماد دالة الارتباط الذاتي ACF او دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF .

سادساً: نموذج Log-Lin

يمكن اعتماد النموذج الشبه لوغاريتمي (semilog model) ادناه:

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + U_t \quad \dots(32)$$

والذي يسمى بـ (log-lin model) لاستخراج معدل النمو (growth rate) حيث ان

المعامل β_2 يقيس التغير النسبي (relative change) في المتغير Y عند التغير المطلق في t اي ان:

$$B_2 = \frac{\text{Relative Change in regressand}}{\text{Absolute change in regressor}} \quad \dots(33)$$

وعند ضرب التغير النسبي في Y بـ 100 نحصل على معدل النمو في Y عند التغير المطلق في (t) ، $(\beta_2 > 0)$.

ويلاحظ ان β_2 يعطي معدل النمو الجاري (instantaneous) لنقطة في الزمن ولا يعطي معدل

النمو على مدى فترة من الزمن ولكن يمكن استخراجه كالآتي:

$$(Anti \log \beta_2 - 1) \times 100$$

الفصل الثاني: الجانب التطبيقي

في هذا الفصل سوف يتم بناء النماذج اللازمة لوضع التنبؤات المستقبلية وإيجاد معدلات

النمو السنوي لعدد الإصابات (بمرض اللوكيميا) ولتحقيق أهداف البحث رأينا ضرورة تقسيم الجانب

التطبيقي إلى ما يلي:

المبحث الأول: يتضمن ما يلي:

أولاً: بناء نموذج السلسلة الزمنية للإصابة بمرض "اللوكيميا" لمدينة بغداد لاستخدامه في وضع

التنبؤات المستقبلية للفترة من (1-6) سنوات مقبلة.

ثانياً: دراسة مقارنة لآداء طريقة التمهيد المباشر مع طريقة Holt في ضوء السلسلة الزمنية لمدينة

بغداد.

ثالثاً: دراسة معدل النمو للإصابة بمرض اللوكيميا في مدينة بغداد.

المبحث الثاني: ويتضمن:

أولاً: بناء نموذج السلسلة الزمنية للإصابة بمرض "اللوكيميا" لعموم العراق لوضع التوقعات المستقبلية من (1-5) مقبلة.

ثانياً: دراسة مقارنة لاداء طريقة Winter مع اداء طريقة التنقيح التكيفية في ضوء السلسلة الزمنية لعموم العراق.

ثالثاً: دراسة معدل النمو للإصابة بمرض اللوكيميا لعموم العراق.
والآتي التفاصيل الخاصة لكل منها.

1-1-2 بناء نموذج السلسلة الزمنية للإصابة بمرض اللوكيميا في مدينة بغداد

أن المراحل الرئيسية لبناء النموذج ينطوي على المراحل الآتية:

- جمع البيانات
- عرض البيانات
- تشخيص النموذج
- تقدير المعلمات باستخدام طرق التمهيد الآسي

فيما يلي عرض موجز لكل منها:

- جمع البيانات

لقد تم اعتماد السجلات الخاصة بوزارة الصحة في جمع البيانات الخاصة بعدد المصابين بمرض اللوكيميا للفترة (1982-2002) وكما هي مبينة في ملحق (1).

- العرض البياني وتشخيص النموذج

الشكل (1) يبين نمط السلسلة الزمنية حيث يلاحظ من خلاله بان النمط ذو اتجاه خطي تصاعدي ، وعليه فان النموذج الخطي معادلة (1) يكون ملائم لنمط هذه السلسلة.

- تقدير معلمات النموذج

لقد تم اعتماد طريقة التمهيد المباشر Direct Smoothed في عملية التقدير حيث تم إعداد برنامج خاص بخطوات هذه الطريقة وكما هو مبين في ملحق (2) وباستخدامه تم تنفيذ الآتي:

1- تعيين أفضل (Best) ثابت تمهيد α وسي وذلك طبقاً للمعايير الآتية:

- متوسط الخطأ Mean Error

- متوسط الخطأ المطلق Mean Absolute Error

- متوسط مربعات الخطأ Mean Square Error

- متوسط النسب المئوية للأخطاء Mean Percentage Error

- متوسط القيم المطلقة للنسب المئوية للأخطاء Mean Abs Per Error

وذلك بتجربة عدد كبير من القيم تتراوح ما بين $0.01 \leq \alpha \leq 0.9$ حيث تم اختيار α

التي تعطي القيم الأقل لهذه المعايير وتعتبر α عندئذ هي القيمة المثلى وعلى هذا الأساس تم اختيار قيمة $\alpha = 0.01$ لأنها حققت القيم الأقل لهذه المؤشرات والجدول (1) يبين قيم هذه المعايير باستخدام α المثلى المختارة.

جدول (1)

قيم معايير الخطأ عند استخدام $\alpha = 0.01$

-0.0412123	-1ME
18.899315	-2MAE
585.38652	-3MSE
-2.7478809	-4MPE
12.322028	-5MAPE

2- باستخدام المعادلتين (2) ، (3) المذكورة في الفصل الأول وبعتماد القيمة المثلى $\alpha = 0.01$ تم تقدير المعلمات a_1 ، a_2 حيث كانت

$$\hat{a}_1 = 221.5079$$

$$\hat{a}_2 = 6.166147$$

وعليه فان النموذج التقديري للسلسلة الزمنية لعدد الاصابة في مدينة بغداد والموضوع في

نهاية سنة (2002) هو :

$$\hat{X}_{T+\tau}(T) = 221.5079 + 6.166147 \tau$$

- والجدول (2) يبين القيم الحقيقية والقيم التقديرية الممهدة باستخدام المعادلات (2) ، (3) ، (4) وثابت التمهيد الامثل (α) ، وكذلك يبين القيم التقديرية المستقبلية للسنوات الخمسة المقبلة.

جدول (2)

القيم الحقيقية والقيم التقديرية (الممهدة) باستخدام طريقة التمهيد المباشر لعدد الإصابات باللويميا
لمدينة بغداد

الفترة (t)	القيم الحقيقية X_t	القيم التقديرية \hat{X}_t
1982	75	98.19482
1983	99	103.8972
1984	92	109.9631
1985	92	115.7673
1986	154	121.4536
1987	130	128.2637
1988	137	134.461
1989	147	140.6744
1990	170	146.9639
1991	131	153.5882
1992	219	159.3022
1993	220	166.6598
1994	160	173.8962
1995	159	179.7932
1996	160	185.5508
1997	210	191.2113
1998	176	197.756
1999	202	203.4916
2000	203	209.6304
2001	208	215.662
2002	213	221.6807
2003		227.6739
2004		233.8399
2005		240.0054
2006		246.1719
2007		252.3379

3- لقد تم حساب فترات الثقة للتنبؤات المستقبلية الموضوعة وذلك باستخدام مجموعة المعادلات (5) إلى (12) حيث تم إيجاد تقديرات الحدود العليا (U) والحدود الدنيا (L) لهذه التنبؤات باحتمال (0.95) وكانت النتائج كما موضحة في الجدول (3):

جدول (3)

τ	\hat{X}_τ	c_τ	d_τ	U	L
1	227.6739	1.0313	1	236.4352	218.91259
2	233.8399	1.0130	0.98225	242.52236	225.15744
3	240.0054	1.01313	0.98238	248.68884	231.32216
4	246.1719	1.01324	0.98249	254.85612	237.48768
5	252.3379	1.01334	0.98259	261.02213	243.65297

4- حيث تم احتساب التنبؤ التجميعي (Cumulative) للسنوات الخمس المقبلة حيث (L=5) وذلك باعتماد المعادلة (13) حيث بلغ:

$$\hat{X}_5(T=2002) = 12000295$$

كما تم حساب فترة الثقة وذلك باعتماد المعادلات (14) و (15) وكانت كالآتي :

$$1180.1298 \leq \hat{X}_L(T) \leq 1219.9292$$

5- تم إيجاد نسبة إشارة التعقب (Traking Signal) ، وذلك لمراقبة أداء النموذج التنبؤي الذي تم بناءه ، بتطبيق المعادلات (7) ، (8) ، (16) ، (17) وكانت النتائج كما مبين في جدول (4):

جدول (4)

القيم الخاصة باحتساب نسبة اشارة التعقب Traking Signal

t	$X_{(t)}$	$\hat{X}_{(t)}$	$e_{(t)}$	$\hat{\Delta}_{(t)}$	$\hat{Q}_{(t)}$	$\left \frac{\hat{Q}_{(t)}}{\hat{\Delta}_{(t)}} \right $
1	75	98.194	-23.19	0.231948	-0.239	1.23E-02
2	99	103.8972	-4.897156	0.2786	-0.2786	1.47E-02
3	92	109.9631	-17.96313	0.455446	-0.455446	2.41E-02
4	92	115.7673	-23.76729	0.688564	-0.688564	3.64E-02
5	154	121.4536	32.54643	1.007143	-0.356214	1.88E-02
6	130	128.2637	1.736252	1.014434	-0.335289	1.77E-02
7	137	138.461	2.539032	1.02968	-0.306546	1.62E-02
8	147	140.6744	6.325577	1.082639	-0.240225	1.27E-02
9	170	146.9639	23.03613	1.302174	-7.46E-03	3.95E-04
10	131	153.5882	-22.58815	1.515033	-0.233268	1.23E-02
11	219	159.3022	59.69775	2.09686	0.366042	0.019368-02
12	220	166.69598	53.34018	2.609294	0.985783	4.74E-02
13	160	173.8962	-13.89619	2.722163	0.747864	3.96E-02
14	159	179.7932	-20.79318	2.902873	0.532453	2.82E-02
15	160	185.5508	-25.55084	3.129352	0.27162	1.44E-02

تتمة جدول (4)

القيم الخاصة باحتساب نسبة اشارة التعقب Traking Signal

16	210	191.2113	18.78873	3.285946	0.456791	2.42E-02
17	176	197.756	-21.75595	3.470646	0.234664	1.24E-02
18	202	203.4916	-1.491608	3.450856	0.217401	1.15E-02
19	203	209.6304	-6.630371	3.482652	0.18923	7.88E-03
20	208	215.6669	-7.666214	3.524487	7.08E-02	3.74E-03
21	213	221.6807	-8.680664	3.576049	-1.67E-02	8.86E-04

وفي ضوء نسبة إشارة التعقب المبينة في جدول (4) نجد أن أداء النموذج التنبؤي جيد وذلك لأنها لا تزيد عن 0.2 أو 0.5، حيث يمكن الاعتماد على نسبة إشارة التعقب هذه في معرفة أداء النموذج مستقبلاً وذلك عند الحصول على القيم الحقيقية للسنوات التي تم التنبؤ بها وهي (2003-2007)

2-1-2 دراسة مقارنة لاداء طريقة التمهيد المباشر مع طريقة Holt في ضوء

السلسلة الزمنية لمدينة بغداد

لقد حاولنا في هذا البحث مقارنة اداء طريقة التمهيد المباشر في وضع التنبؤات المستقبلية في حالة النموذج الخطي مع طريقة (Holt) التي تعد اكثر الطرق شيوعاً وتداولاً من الناحية العملية حيث أن اغلب البرامج الجاهزة تشتمل على هذه الطريقة دون سواها لذلك رأينا ضرورة معرفة دقة الطريقة المباشرة مع هذه الطريقة التقليدية، وعليه فقد تم تطبيق طريقة Holt باستخدام البرنامج الجاهز (Statistic) وبعتماد المعادلتين (18) (19) تم تعيين أفضل (Best) ثوابت التمهيد الآسي لطريقة Holt وهي α ، β وذلك طبقاً للمعايير M.E ، MAE ، MPE ، MSE ، MAPE ، S^2 ، MPE ، MAE ، $M.E$ وذلك بتجربة عدد كبير من القيم تتراوح ما بين $0.01 \leq \alpha \leq 0.9$ و $0.01 \leq \beta \leq 0.9$ حيث تم اختيار α ، β التي تعطي القيم الأقل لهذه المعايير وبالتالي تكون هذه الثوابت مثلى وعلى هذا الأساس تم اختيار $(\alpha = 0.201)$ و $(\beta = 0.001)$ لأنها تعطي القيم الأقل لهذه المؤشرات والجدول (5) يبين قيم هذه المعايير باستخدام الثوابت المثلى المختارة هذه إلى جانب قيم هذه المعايير باستخدام الثابت التمهيد α الامثل الخاص بطريقة التمهيد المباشرة.

جدول (5)

قيم معايير الخطأ

المعايير	طريقة Holt ($\alpha = 0.201$) ، ($\beta = 0.001$)	الطريقة المباشرة ($\alpha = 0.01$)
M.Eمتوسط الخطأ	0.82420525	-0.0412123
MAEمتوسط الخطأ المطلق	20.29813	18.899315
MSEمتوسط مربعات الخطأ	688.7848	585.38652
MPEمتوسط النسب المئوية	-0.29485	-2.7478809
MAPEمتوسط القيم المطلق للنسب	12.4284	12.322028

وفي ضوء المعايير الموضحة في جدول (5) نرى أن طريقة التمهيد المباشر قد أعطت مؤشرات MAE ، MPE ، MSE ، MAPE ، أقل من المؤشرات التي أعطتها طريقة Holt وهو الأمر الذي يشير ويوضح إلى أن الطريقة المباشرة أفضل وأدق من طريقة Holt في وضع التنبؤات المستقبلية.

2-1-3 تقدير معدل النمو للإصابة بمرض اللوكيميا في مدينة بغداد (Growth Rate)

بغية إيجاد معدل النمو لعدد المصابين بمرض اللوكيميا في مدينة بغداد للفترة (1982-2000) تم اعتماد طريقة OLS في تقدير معلمات النموذج Log-Lin معادلة (32) وذلك باستخدام البرنامج الجاهز (Statistic) حيث كانت النتائج كما يلي :

$$b_0 = 4.5523 \quad S.E(b_0) = 0.079 \quad F_c = 46.8$$

$$b_1 = 0.04338 \quad S.E(b_1) = 0.006 \quad R^2 = 71\%$$

وفي ضوء النتائج أعلاه نجد أن التقدير b_1 معنوي وان توفيق النموذج المفترض جيد وذلك بمستوى معنوية $\alpha = 0.05$ الأمر الذي يشير إلى امكانية اعتماد معدل النمو المقدر والذي يساوي (4.425%) كما تم تقدير الحد الاعلى والادنى لمعدل النمو حيث بلغت بعماد $\alpha = 0.05$

$$U = 5.82\%$$

$$L = 3.0576\%$$

2-2 بناء نموذج السلسلة الزمنية للإصابة بمرض اللوكيميا لعموم العراق

2-2-1 جمع البيانات :

لقد تم جمع البيانات الخاصة بعدد المصابين بمرض اللوكيميا لعموم العراق للفترة (1975-1999) وذلك باعتماد سجلات وزارة الصحة وكما هي مبينة في ملحق (1) ، ولقد تم إيجاد العرض البياني لنمط السلسلة الزمنية لعدد المصابين وكما هو موضح في شكل (2) ، وعند ملاحظة العرض البياني نجد أن هناك اتجاه خطياً، وان هنالك تغيرات بفترات ثابتة تقريباً بطول (5) لكل منها، وتحدث بصورة دورية منتظمة.

2-2-2 تشخيص النموذج:

في ضوء العرض البياني شكل (2) نجد ان نمذجة التغيرات في السلسلة الزمنية يمكن صياغتها عبر طريقتين :-

الاولى: طريقة التنقية التكيفية وذلك اذا ما اخذنا بنظر الاعتبار ان التغيرات دورية وان البيانات مقاسة بواقع سنوي.

الثانية: طريقة (Winter) وذلك اذا ما اخذنا بنظر الاعتبار بان التغيرات في السلسلة الزمنية سلوكيتها تقترب و الى حد كبير من سلوكية التغيرات الموسمية منها الى التغيرات الدورية من حيث انها منتظمة وان طول الدورة يقترب من الثبات وهذا يتماشى وتعريف السلاسل الموسمية الموضحة في مبحث (ص) لذلك نقترح استخدام طريقة Winter.

ان اعتماد اي من الطريقتين سوف يكون من خلال مقارنة اداء الطريقتين في وضع التنبؤات وذلك وفق معايير الخطأ لكلاهما.

وفيما يلي ادناه التفاصيل الخاصة بكل منهما.

اولا: طريقة التنقية التكيفية (Adaptive filtering)

ان النموذج المفترض وفق هذه الطريقة لصياغة تغيرات السلسلة الزمنية هو:

$$X_t = \phi_{1t} X_{t-1} + \phi_{2t} X_{t-2} + \phi_{3t} X_{t-3} + \phi_{4t} X_{t-4} + \phi_{5t} X_{t-5} + e_t$$

حيث ان $p=5$

$$t=p+1, p+2, \dots, n$$

ولقد تطلب تقدير معاملات النموذج وفق الخطوات العملية لهذه الطريقة الموضحة تفصيلها في الجانب النظري، كتابة برنامج بلغة (Quick Basic) والمبينة في ملحق (). اخذين بنظر الاعتبار ما يلي:

1- وضع قيمة K بالشكل الاتي $0.01 \leq k \leq 0.25$ ويتم اختيار قيمة k التي تعطي القيم الاقل لمعايير الخطاء $MSE, MAE, MAPE$.

2- القيم الابتدائية للمعاملات وضعت كمرحلة اولى بالشكل الاتي

$$\phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_5 = 1/5 = 0.2$$

ومن ثم تم انجاز العمليات الخاصة بهذه الطريقة على اساسها للوصول الى المعلمات النهائية المقدره.

3- تم استخدام المعلمات النهائية التي تم تقديرها (في اعلاه) كقيم ابتدائية كمرحلة ثانية واعادة العمليات مجددا للوصول الى التقديرات للمعاملات التي تم الاستقرار عليها في النموذج.

وعليه فان قيمة $k=0.01$ هي التي قد حققت القيم الاقل للمعايير $MSE, MAE, MAPE$, حيث بلغت لكل منها (569320.15)، (225.41)، (64.768) على التوالي وذلك كمرحلة اولى والجدول (6) يبين القيم الابتدائية المعتمدة والنهائية التي تم الوصول اليها كمرحلة اولى باعتماد قيمة K المختارة.

جدول (6)

قيم ϕ_i الابتدائية والنهائية كمرحلة أولى باعتماد (K=0.01)

ϕ_i النهائية	ϕ_i الابتدائية
$\phi_1=1944446$	$\phi_1=0.2$
$\phi_2=0.1481943$	$\phi_2=0.2$
$\phi_3=0.1715167$	$\phi_3=0.2$
$\phi_4=0.1501746$	$\phi_4=0.2$
$\phi_5=0.1356379$	$\phi_5=0.2$

اما قيمة (k= 0.01) المختارة والتي اعطت اقل MSE و MAE و MAPE والتي بلغت لكل منها (7146.114) ، (67.38) ، (20.00277) على التوالي وذلك كمرحلة ثانية والجدول (7) يبين التقديرات الابتدائية والنهائية للمعلمت التي تم التوصل اليها كمرحلة ثانية باعتماد قيمة K المشار اليها.

جدول (7)

قيم ϕ_i الابتدائية والنهائية كمرحلة ثانية باعتماد (K= 0.01)

ϕ_i النهائية	ϕ_i الابتدائية
$\phi_1=0.1949782$	$\phi_1=1944446$
$\phi_2=0.1056929$	$\phi_2=0.1481943$
$\phi_3=0.1585901$	$\phi_3=0.1715167$
$\phi_4=0.1098687$	$\phi_4=0.1501746$
$\phi_5=0.07275417$	$\phi_5=0.1356379$

ثانيا: طريقة winter

لقد تم استخدام طريقة Winter المذكورة تفصيلها مبحث (1-3) في الفصل الأول حيث تم تطبيقها باستخدام البرنامج الجاهز (Statistica) وقد تم تنفيذ آلاي :
 1- تعيين أفضل (Best) ثوابت التمهيد الخاصة بطريقة Winter وهي γ, α, β :
 لقد تم تعيين أفضل ثوابت التمهيد وذلك طبقاً للمعايير MPE، S²، MAP، M.E، MAPE وذلك بتجربة عدد كبير من القيم تتراوح ما بين :

$$0.01 \leq \alpha \leq 0.9$$

$$0.01 \leq \beta \leq 0.9$$

$$0.01 \leq \gamma \leq 0.9$$

حيث كانت ثوابت التمهيد المثلى بالقيم الآتية :

$$\alpha = 0.210 \quad ; \quad \beta = 0.010 \quad ; \quad \gamma = 0.010$$

والجدول (8) يبين قيم معايير الخطأ باستخدام ثوابت التمهيد المثلى المختارة هذه:

جدول (8)

قيم معايير الخطأ باستخدام ثوابت التمهيد المثلى

$$(\alpha = 0.210 \quad ; \quad \beta = 0.010 \quad ; \quad \gamma = 0.010)$$

-0.34513655	-1ME
44.47809	-2MAE
3507.02355	-3MSE
-4.37214	-4MPE
15.982377	-5MAPE

2- باستخدام المعادلات (21) إلى (28) وباعتماد القيم المثلى

($\alpha = 0.210 \quad ; \quad \beta = 0.010 \quad ; \quad \gamma = 0.010$) تم إيجاد تقديرات المعلمات هي

$\hat{a}_1, \hat{b}_2, \hat{c}_T$ وبالتالي بناء النموذج التنبؤي حيث تم إيجاد القيم الممهدة في ضوءه وكذلك

التنبؤات المستقبلية لـ 5 فترات مقبلة وكما هو موضح في جدول (9)

جدول (9)

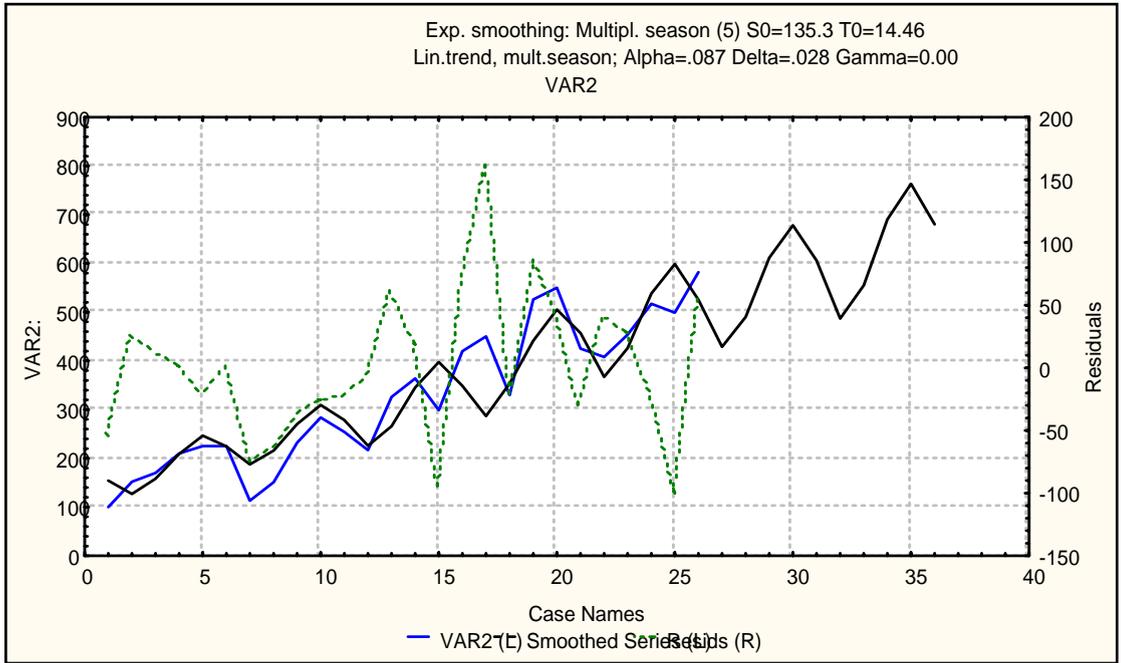
القيم الحقيقية والقيم التقديرية (الممهدة) باستخدام النموذج الموسمي المتضاعف لعدد المصابين
باللوكيميا لعموم العراق

t	$X_{(t)}$	$\hat{X}_{(t)}$
1	100.000	154.3232
2	152.000	121.7909
3	170.000	157.0311
4	210.000	209.5133
5	225.000	247.2002
6	225.000	223.9968
7	113.000	185.4950
8	151.000	204.0201
9	232.000	249.1805
10	284.000	285.9770
11	254.000	260.9302
12	217.000	211.8496
13	326.000	252.0552
14	364.000	340.4106
15	299.000	395.8210
16	420.000	338.5416
17	450.000	286.5236
18	330.000	374.7577
19	526.000	458.8268
20	550.000	534.9093
21	425.000	481.3358
22	408.000	375.7588
23	454.000	442.1234
24	517.000	556.2322
25	499.000	616.4291
26	582.000	526.9401
27		429.8963
28		494.8917
29		616.6497
30		690.6558
31		614.0542

ولمعرفة مدى ملائمة النموذج الموسمي المتضاعف الذي تم بناءه في وضع التنبؤات تم
أيجاد العرض البياني للقيم الحقيقية والقيم التقديرية (الممهدة) باعتماد هذا النموذج وكما هو موضح
في شكل (3) حيث نلاحظ أن هنالك تقارب كبير بينهما مما يستدل منه على ملائمة النموذج
الموضوع.

شكل (2)

القيم الحقيقية والقيم التقديرية لعدد المصابين باللويميا لعموم العراق



2-2-3 مقارنة اداء طريقة التنقية التكيفية مع اداء طريقة Winter

بغية معرفة دقة اداء النموذج الموضوع وفق تقدير المعلمات التنقية التكيفية والمعلمات المقدره وفق طريقة Winte سوف تعتمد معايير الخطأ MSE و MAE و MAPE وكما مبينة في الجدول(10).

جدول (10)

قيم معايير الخطاء

ت	المعايير	طريقة التنقية التكيفية K = 0.01	طريقة Winter $\alpha = 0.210 \quad \beta = 0.010 \quad \gamma = 0.010$
1	MAE	67.38	44.47809
2	MSE	7146.114	3507.02355
3	MAPE	20.00277	15.982377

وعند ملاحظة معايير الخطأ نجد ان طريقة winter ابدت تفوقا ملحوظا على طريقة التنقية التكميلية، حيث انها اعطت قيم اقل لهذه المعايير وهذا ما يؤيد ويعزز صحة المقترح الموضوع من قبلنا حول امكانية استخدام النموذج الموسمي لـ winter في حالة كون السلاسل الزمنية الدورية (المقاسة بواقع سنوي) والتي تكون او تقترب سلوكيتها وتغيراتها وبشكل كبير من سلوكية وتغيرات السلاسل الموسمية والمتمثلة بالتغيرات الدورية المنتظمة وثبات طول الدورة تقريبا.

2-2-4- تقدير معدل النمو للإصابة بمرض اللوكيميا لعموم العراق للفترة 1975-1999

لقد تم اعتماد طريقة OLS في تقدير معلمات النموذج (32) وذلك باستخدام البرنامج الجاهز (Statistica) حيث كانت النتائج كما يلي :

$$b_0 = 4.9993 ; S.E(b_0) = 0.08703 ; F_c = 91.27\%$$

$$b_1 = 0.05593 ; S.E(b_1) = 0.00585 ; R^2 = 80\%$$

وفي ضوء النتائج أعلاه نجد أن تقدير b_1 معنوي وان توفيق النموذج جيد وذلك بمستوى معنوية ($\alpha = 0.05$) ، الأمر الذي يشير إلى امكانية اعتماد معدل النمو المقدر والذي يساوي 5.7523% كما تم تقدير الحد الاعلى والادنى له حيث كانت هذه الحدود بالشكل الآتي:

$$(\alpha = 0.05)$$

$$U=7.0418\%$$

$$L=4.4746\%$$

الفصل الثالث : الاستنتاجات والتوصيات

- الاستنتاجات :

في ضوء مجريات هذا البحث تم التوصل إلى ما يلي :-

1- لقد تم بناء نموذج يعبر عن النمط الخاص بعدد المصابين بمرض اللوكيميا لمدينة بغداد والذي يمكن اعتماده في وضع التوقعات المستقبلية لعدد المصابين بهذا المرض بعد الحصول على المشاهدات الجديدة للسنوات عن 2003-2005 حيث أن ابرز صفات نماذج التمهيد هي إمكانية تحديثها بالمشاهدات الجديدة التي يمكن الحصول عليها بصورة آلية ممكنة بالإضافة إلى بناء (نظام مراقبة) لأداء النموذج التنبؤي وأمكانية الاعتماد عليه للتعبير عن نمط الإصابة ومدى حاجته إلى تغيير ثابت التمهيد α مستقبلاً.

2- لقد تم أيضاً بناء نموذج يعبر عن النمط الخاص بعدد المصابين بمرض اللوكيميا لعموم العراق وايضاً يمكن اعتماده في وضع التوقعات المستقبلية لعدد المصابين بهذا المرض عند توفر المشاهدات الجديدة للسنوات 2000 لغاية 2005 بغية تحديثه وبالتالي إمكانية الاستفادة منه في وضع التوقعات المستقبلية لعدد المصابين 2006-2010 بصورة آلية ممكنة.

3- لقد تبين أن هنالك نمو في عدد المصابين وذلك بالنسبة لمدينة بغداد حيث بلغ معدل النمو للإصابة باللوكيميا 4.425% ، حيث كانت الحدود العليا والدنيا له وبمستوى ثقة 95% هي 5.82% ، 3.057% على التوالي.

4- من خلال دراسة نمط الإصابة لعموم العراق تبين أن هنالك تغيرات دورية منتظمة امد الدورة الواحدة (5) سنوات وهنالك اتجاه خطياً متصاعداً، حيث بلغ معدل النمو للإصابة 5.75% ويحدود عليا ودنيا وبمستوى ثقة 95% هي 7.04% ، 4.47% على التوالي.

5- لقد تم التوصل إلى ان أداء طريقة التمهيد المباشر أفضل من أداء الطريقة التقليدية Holt في وضع التنبؤات المستقبلية وذلك في حالة النموذج الخطي للسلسلة الزمنية و الخاص بمدينة بغداد $X_t = b_0 + b_1t + \varepsilon$ وذلك وفق عدد معايير الخطأ.

6- في حالة السلاسل الزمنية الدورية (المقاسة بواقع سنوي) والتي تقترب سلوكيتها وتغيراتها وبشكل كبير من سلوكية وتغيرات السلاسل الموسمية والمتمثلة بالتغيرات الدورية المنتظمة ، وثبات طول الدورة تقريباً، تم اقتراح استخدام النموذج الموسمي لـ Winter (المتضاعف) لنمذجة تغيرات هذه السلاسل، حيث ابدت طريقة Winter هذه تفوقاً ملحوظاً على طريقة التنقية التكيفية Adaptive Filtering التي تعد أحد أهم البدائل لنمذجة السلاسل الدورية مما

يعزز ويؤيد صحة المقترح الموضوع من قبلنا حول امكانية استخدام النموذج الموسمي المتضاعف لـ Winter للسلاسل الدورية من هذا النوع.

- التوصيات

1- نوصي باعتماد الدوائر المختصة في وزارة الصحة إلى اعتماد النماذج التي تم بناؤها لمدينة بغداد ولعموم العراق ولكن بعد تحديثها وذلك عند حصولنا على (عدد المصابين) للفترة 2003-2005 بالنسبة لمدينة بغداد ، وللفترة 2000-2005 ، بالنسبة لعموم العراق علماً بان عملية التحديث ميسورة جدا لانها تتم بصورة ممكنة، وذلك لوضع التنبؤات المستقبلية للسقف الزمني 2005-2010.

2- دراسة النتائج التي تم الخروج بها من هذا البحث والمتعلقة بنمط الإصابة لبغداد وعموم العراق من قبل الجهات ذات العلاقة وخاصة فيما يتعلق بالنمط لعموم العراق، وتحليل ودراسة العوامل الكامنة لحدوث التغيرات الدورية المنتظمة لهذا المرض وذلك بوضع دراسات أخرى مشتركة بين المعنيين في وزارة الصحة والجامعة بغية الوقوف على تطور هذا المرض ومحاولة معالجته والحد منه.

3- في ضوء النتائج المشجعة التي اعطتها طريقة التمهيد المباشر مقارنة مع طريقة التقليدية لـ Holt في حالة النموذج الخطي البسيط للسلسلة الزمنية في هذا البحث ، نرى ضرورة اجراء دراسة على عدد من السلاسل باحجام مختلفة وتذبذبات مختلفة للحكم وبصورة نهائية على امكانية اعتمادها كبديل هام عن طريقة Holt.

4- امكانية استخدام النموذج الموسمي لـ Winter (المتضاعف) في حالة السلاسل الدورية المقاسة (بواقع سنوي) والتي تقترب سلوكيتها وتغيراتها وبشكلاً كبير من سلوكية وتغيرات السلاسل الموسمية ، واعتماده كاحد البدائل المهمة والجيدة في وضع التوقعات.

ملحق (2)

```

10 ' DATA 24,317, 194, 312, 316, 322, 334, 317, 356,
428, 411, 494, 412
20 ' DATA 460, 395, 392, 447, 452, 571, 517, 397,
410, 579, 473, 558
21 ' DATA 9,3400000,
3100021,2598000,4316000,3760000,4881090,15050000,2865
9192,28951534
22 ' DATA
9,2700000,3500000,4210000,4116998,5939000,6530633,860
2000,8936000,13391500
23 DATA 21,
75,99,92,92,154,130,137,147,170,131,219,220,160,159,1
60,210,176,202, 203,208,213
24 INPUT "file name of results"; A$
25 PRINT "your results saved in file named "; A$
26 OPEN A$ FOR OUTPUT AS #1
30 CLS : READ N: SX = 0: SXX = 0: SXT = 0: ST = 0:
STT = 0
35 DIM X(N), XH(N), E(N), A1(N), A2(N), SSE(100),
DH(N),QH(N)
40 FOR I = 1 TO N: READ X(I): SX = SX + X(I): SXX =
SXX + X(I) ^ 2
45 SXT = SXT + X(I) * I: ST = ST + I: STT = STT + I *
I
50 NEXT I: AHS2 = (SXT - (SX * ST) / N) / (STT - (ST
^ 2 / N))
55 AHS1 = SX / N - AHS2 * ST / N
60 PRINT #1, "a^2= "; AHS2, "a^1= "; AHS1
70 SS1 = SX ^ 2 / N: SS12 = AHS2 * (SXT - (SX * ST) /
N): SSR = SS1 + SS12
90 SSR = SXX - SSR: SQ = SSR / (N - 2)
95 A1(0) = AHS1: A2(0) = AHS2: K = 0: SAE=0
97 FOR F = .01 TO .01: K = K + 1: B = 1 - F: SSE(K) =
0
98 PRINT #1, "i"; TAB(8); " x(i)"; TAB(24); "xh(i)";
TAB(40); " e(i)"; TAB(56); "a1(i)"; TAB(72); "a2(i)";
TAB(88);"dh(i)" ;TAB(104);"qh(i)"; TAB(116);
"|qh(i)/dh(i)|"

```

```

99 DH(0)=0 : QH(0)=0
100 FOR I = 1 TO N: XH(I) = A1(I - 1) + A2(I - 1)
103 E(I) = X(I) - XH(I): SSE(K) = SSE(K) + E(I) ^ 2
104 SAE=SAE+ABS(E(I)) : DHN1=SAE/N
:SE=SE+E(I):SEGMA=(SSE(K)-SE^2/N)/(N-1)
105 A1(I) = A1(I - 1) + A2(I - 1) + (1 - B ^ 2) *
E(I)
107 A2(I) = A2(I - 1) + (1 - B) ^ 2 * E(I)
108 DH(I)= ABS(E(I))*F+(1-F)* DH(I-1):
QH(I)=E(I)*F+(1-F)*QH(I-1) : NEXT I
130
C1=1+((F/(1+B)^3)*((1+4*B+5*B^2)+2*F*(1+3*B)+2*F^2)):
DHN2=.8*SQR(SEGMA*SQR(C1))
145 IF DHN1 > DHN2 THEN SWAP DHN1,DHN2
150 DHN=DHN1
160 FOR I=1 TO N
170 PRINT #1, I; TAB(6); X(I); TAB(22); XH(I);
TAB(38); E(I); TAB(54); A1(I); TAB(70); A2(I);
TAB(86);DH(I);TAB(102);QH(I); TAB(118);
ABS(QH(I)/DHN)
180 NEXT I
185 PRINT #1, : PRINT #1, "alfa="; F,, "sse=";
SSE(K),, "delta hat 0=";DHN1
186 PRINT #1, "dhatnot=" DHN1 ,"dhatnot*="DHN2
190 NEXT F: CLOSE
    
```

المصادر

- 1- E.S. Gavduev JR (1985) "Exponential smoothing the state", of the av.1
- 2- Chatfield (1978) " the Holt-winters forecasting procedure 4 app-
statistic 27.
- 3- Makvidaks (1998) " Time series analysis and forecasting"
- 4- D.C mintgomery and L.A Johnson (1976) " forecasting and time
series analysis "Mc Graw-Hill, New York.

.....
.....