

نماذج خطية ديناميكية مقترحة لتقدير معدلات الوفيات  
مع التطبيق على  
بيانات الوفيات بدولة قطر

د . محمد توفيق البلقيني  
استاذ مساعد - إحصاء إكتواري

كلية الإدارة والاقتصاد  
جامعة قطر

## نماذج خطية ديناميكية مقترحة لتقدير معدلات الوفيات

مع التطبيق على

بيانات الوفيات بدولة قطر

مقدمه :

في كثير من الأبحاث الإقتصادية والإجتماعية وعند استخدام تحليل السلاسل الزمنية بهدف التنبؤ ببعض المتغيرات أو المشاهدات ، يكون من المفيد استخدام بعض المعلومات الإضافية من خارج السلسلة محل الدراسة والتي تفيد في توضيح وشرح الظاهرة محل الدراسة . ويؤدي استخدام تلك البيانات الى الحصول على تنبؤ أدق بالسلاسل الزمنية . والهدف من هذا البحث هو محاولة التنبؤ بمعدلات الوفيات سواء كانت معدلات الوفيات الخام أو بسبب أو لآخر من أسباب الوفاة والتي تفيد كثيرا في إنشاء جداول الوفاة والتي بدورها تفيد في رسم السياسات السكانية والديموجرافية وكذلك رسم بعض السياسات التأمينية . ويمكن الحصول على البيانات هنا من مصدرين أساسيين وهما الجهات الرسمية التي تصدر شهادات الوفيات الفعلية في وزارة الصحة ، ومن هذه الشهادات يمكن للباحث أن يقوم بحساب المعدلات المطلوبة ولكن هذا العمل قد يعتبر عملا صعبا وشاقا إذا قام بفرز جميع شهادات الوفيات وأسباب حدوث الوفاة وغيرها من المتغيرات الأخرى مثل السن والجنس والجنسية وخلافه ، وبالتالي يكون أسلوب الحصول على هذه البيانات هو أسلوب العينة التي قد تعطينا معدلات سوف نسميها معدلات مؤقتة *Provisional Rates* . أما المصدر الثاني فهو الجهات الحكومية الرسمية والتي تُصدر نشرات رسمية بمعدلات الوفيات سواء الخام أو لأي سبب من أسباب الوفاة وتكون هذه المعدلات هي المعمول بها رسميا وتم الحصول عليها بعد دراسات دقيقة من الأجهزة الرسمية المسنولة مثل الفحص والتهديب والتحليل للبيانات وسوف نسمي هذه المعادلات بالمعدلات النهائية *Final Rates* وهذه المعدلات النهائية تحتاج إلى وقت ليس بالقصير حتى يمكن إصدارها عن الأجهزة

كتقديرات للمعدلات النهائية فإنها تعتبر تقديرات تقريبية وغير ممثلة للمعدلات النهائية . وسوف نفترض هنا أن  $y_t$  تمثل السلسلة الزمنية لمعدلات الوفاة النهائية عند الوقت  $t$  بينما  $y_{t2}$  تمثل السلسلة الزمنية لمعدلات الوفاة المؤقتة عند الوقت  $t$  . والآن دعنا نفترض بأن المعدل المؤقت في أي وقت يساوي المعدل النهائي لنفس الوقت بالإضافة إلى بعض الخطأ  $e_{t2}$  وبالتالي سوف يكون النموذج كالاتي :

$$y_{t2} = y_{t1} + e_{t2} \quad (1)$$

وهذا النموذج يعتبر نموذجا معقولا كبداية لبناء النموذج المقترح ، حيث نلاحظ أن العنصر المستقل الغير عادي  $e_{t2}$  يمثل الزيادة في عنصر الخطأ ، والمتسببة عن القياسات المؤقتة ( المشاهدات المؤقتة )  $y_{t2}$  . ولقد سبق إقتراح مثل هذا النموذج في دراسات إقتصادية سابقة مثل [1] ، [2] ، [3] ، [4] .

ونلاحظ أن عنصر الخطأ أيضا يمكن النظر إليه على أنه الفرق بين المعدل المؤقت والمعدل النهائي وبالتالي يمكن دراسة سلسلة الفروق  $y_{t2} - y_t$  للفئات العمرية محل الدراسة ، وسوف ينتج لدينا سلسلة جديدة مستقلة وذلك في حالة تحقق النموذج ( 1 ) ولقد أطلق على هذه السلسلة في دراسات سابقة [5] ، [6] سلسلة White Noise Series المستقلة وتكون دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الفروق هذه متماشية تماما مع الإفتراض المسمى White Noise ومعناه أنه لا توجد أية قيمة تزيد على خطأين معياريين بين قيم هذه السلسلة . ويمكننا الآن تسمية تلك السلسلة " سلسلة الإنحرافات المنخفضة المستقلة " .

ايضا تعطي هذه السلسلة إنطباع بأن عملية تعديل وتهذيب البيانات هي فكرة مقبولة ، حيث أن إتجاه البيانات لا يمثل بخط مستقيم في جميع أجزائه حيث أنه ينحرف عن الخطية أحيانا ويصبح من الدرجة الثانية أو الثالثة وبعبارة أخرى نقول أن سلسلة الفروق بين المعدلات المؤقتة والنهائية أحيانا تمثل بمنحنى دالة من الدرجة الثانية والثالثة . كما أن عنصر الخطأ في هذه السلسلة يعكس الخطأ

الموجود في كلتا السلسلتين وسوف نسميه بالخطأ العام والذي يعكس أخطاء كلتا السلسلتين وسنرمز له بالرمز  $e_{t1}$ . إفتراض أيضا أن  $\mu_t$  تمثل عنصر غير منظور يعكس الإختلاف في الوقت والذي يحقق العلاقة :

$$\nabla^2 \mu_t = w_t \quad (2)$$

حيث أن  $\nabla^2 \mu_t$  عبارة عن الفرق الثاني ويمكن تمثيله كمايلي :

$$\nabla^2 \mu_t = \mu_t - 2\mu_{t-1} + \mu_{t+2}$$

والمعادلة (2) تمثل نمودجا سبق استخدامه في كثير من الأبحاث الإقتصادية ، والحقيقة أن الإفتراض بأن كلا من السلسلتين يمكن تمثيلها بنمودج واحد والذي يحول السلسلة إلى سلسلة ساكنة Stationary Series عن طريق إيجاد سلسلة الفروق التي سوف تقودنا إلى ما يسمى بنماذج التوافق وتحليل التوافق Co-integrated Models والذي سبق أن قدمه [7] ، [8] وتم استخدامه في [9] ، [10] ، [11] وسوف نعتبر عناصر الخطأ  $w_t$  بأنها مستقلة ولها توزيع متماثل متوسطه صفر وتباينه  $\sigma_w^2$  وبعد هذا العرض نستطيع الوصول إلى النماذج التالية لتمثيل السلاسل الزمنية محل الدراسة .

**النموذج الأول : نموذج خط الإتجاه العشوائي مع قياس الأخطاء :**

$$y_{t1} = \mu_t + e_{t1}$$

وحيث أن

$$y_{t2} = y_{t1} + e_{t2}$$

إذن يكون لدينا نموذج خط الاتجاه التالي :

$$y_{t2} = \mu_t + e_{t1} + e_{t2} \quad (3)$$

ونجد أن عنصر الخطأ العام هنا هو  $e_{t1}$  والذي يعكس الخطأ في كلا من سلسلة المعدلات المؤقتة وسلسلة المعدلات النهائية بينما يعتبر  $e_{t2}$  ممثل لعنصر الخطأ الخاص بسلسلة المعدلات المؤقتة فقط . ونفترض أن عناصر الخطأ العام والخاص هنا مستقلة إستقلالاً متنافياً Mutually independent وفي نفس الوقت مستقلة عن الخطأ  $w_t$  وتكون المعلمات المراد تقديرها في النموذج هي عبارة عن التباينات لكل من الأخطاء  $e_{t1}$  ،  $e_{t2}$  على التوالي وكذلك التباين  $\sigma_w^2$  والخاص بالإنحدار  $\mu_t$  .

### النموذج الثاني : نموذج إتجاه الإنحدار الذاتي الموسمي مع قياس الأخطاء :

افترض أننا نأخذ التغيرات الموسمية الذاتية مع قياس الخطأ في الإعتبار وذلك تمهيدا للوصول إلى النموذج الأمثل كما يلي :

$$y_{t1} = \mu_t + z_t + e_{t1}$$

$$y_{t2} = \mu_t + z_t + e_{t1} + e_{t2} \quad (4)$$

وهنا نكون قد أخذنا  $\mu_t$  وهو الجزء الممثل للإنحدار خلال فترة الدراسة في الإعتبار وكذلك يكون النموذج ممثلاً للإنحدار الذاتي المشار إليه بالرمز  $z_t$  ونلاحظ أن  $z_t$  ليست إنحدار خطي ذاتي بل انها تكون من درجة أكبر (Autoregression P<sup>th</sup> order) والتي يمكن تعريفه كما يلي :

$$Z_t = \sum_{k=1}^p \varphi_{k-1} + Z_{t-k} + a_t \quad (5)$$

حيث أن  $a_t$  تمثل عنصر الخطأ لمعادلة الإنحدار الذاتي ويكون تباينها  $\sigma_a^2$  وسوف نفترض أيضا أن هذه الأخطاء مستقلة ومتنافية وكذلك مستقلة عن الأخطاء الأخرى بالنموذج . والآن سوف تكون المعالم المراد تقديرها لهذا النموذج هي  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$  وكذلك تباين الإنحدار الذاتي  $\sigma_a^2$  .

وبوضع النماذج الممثلة بالمعادلات (3) ، (4) في نموذج شامل مزدوج ذي متغيرين Bivariate model بحيث أن كل مشاهدة  $y_t$  هي عبارة عن  $(y_{t1}, y_{t2})$  وبالتالي يكون النموذج ذو المتغيرين هو

$$Y_t = M_t X_t + V_t \quad (6)$$

حيث أن

$$y_t = (y_{t1}, y_{t2}), \quad M_t = (m_{t1}, m_{t2}), \quad V_t = (V_{t1}, V_{t2}),$$

$$V_{t1} = e_{t1}, \quad V_{t2} = e_{t1} + e_{t2}, \quad m_{t1} = (1, 0, 1, 0, \dots, 0)'$$

وتكون المعادلة الممثلة للفترة الزمنية  $X_t$  والتي يطلق عليها معادلة المرحلة State Equation [1] ، [2] نتيجة أنها تختلف حسب المرحلة أو الفترة الزمنية في الشكل التالي :

$$X_t = \Phi_t X_{t-1} + W_t \quad (7)$$

وتكون  $X_t$  عبارة عن متجه عمودي من درجة  $1 \times (P+2)$  كما يلي

$$X_t = (\mu_t, \mu_{t-1}, Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-P-1})$$

وتكون مصفوفة التغيرات للخطأ هنا كالاتي :

$$C = E ( V_t \quad V'_t ) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & & & & \\ & \sigma_1^2 & & & \\ \sigma_1^2 & & \sigma_1^2 + \sigma_2^2 & & \\ & & & & \\ & & & & \end{bmatrix} \quad (8)$$

وتكون مصفوفة التحويل هنا في شكل :

$$\Phi = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \hline 0 & 0 & \varphi_1 & \varphi_2 & \varphi_3 & \dots & \varphi_p \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

وأخيرا فإن

$$w'_t = ( w'_t, 0, a_t, 0, 0, \dots, 0 )$$

والتي تكون مصفوفة التغيرات لها Q والتي تحتوي على أصفار في جميع عناصرها ما عدا  $(q_{11} = \sigma_w^2)$  و  $(q_{33} = \sigma_a^2)$  ويمكن كتابة تلك المصفوفة كما يلي كما

في [12]

$$Q = C - \Phi B' - B \Phi' + \Phi A \Phi'$$

$$A = \sum_{t=1}^T ( X_t^T X_t + H_{t-1,t-1}^T )$$

$$B = \sum_{t=1}^T ( X_t^T X_t + H_{t,t-1}^T )$$

$$C = \sum_{t=1}^T ( X_t^T X_t + H_{t,t}^T )$$

حيث أن

حيث أن :

$$H_{11}^T = E[(X_1 - X_1^T) (X_1 - X_1^T) / y_1, \dots, y_T]$$

وكما سبق أن أشرنا تكون المشاهدات المزوجة ذات المتغيرين كما يلي

$$y = (y_{11}; y_{12}; t = 1, 2, \dots, T_1; y_{12}; t = T_1 + 1, \dots, T) \quad (12)$$

وتكون هذه القيم شاملة للقيم الماضية والحالية للسلسلة المؤقتة والنهائية وكذلك القيم المستقبلية للسلسلة المؤقتة . ويكون التقدير الأمثل لسلسلة المعدلات النهائية عبارة عن التوقع المشروط له Conditional Expectation على قيم  $y$  والذي يمكن كتابته كما يلي :

$$\begin{aligned} y_{11} &= E [ y_{11} / y ] \quad (13) \\ &= E [ E ( y_{11} / X_{11} ) / y ] \end{aligned}$$

حيث تكون قيم  $t > T_1$  وكذلك التوقع الخارجي يكون بالنسبة إلى  $X_t$  وتكون مصفوفة التباين المشار إليها في المعادلة رقم (8) كما يلي :

$$E(y_{11}/X_t, y) = m_1 X_t + (\sigma_1^2 / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)) (y_{12} - m_1 X_t) \quad (14)$$

وبالتعويض في المعادلة (13) نحصل على :

$$y = \omega m_1 X_1^T + (1 - \omega) y_{12}$$

حيث أن  $\omega = \sigma_2^2 / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)$  وكذلك  $(1 - \omega)$  عبارة عن أوزان تستخدم



لتمهيد وتهذيب قيم  $X^T_t = E(X_t/y_1 \dots y_T)$  والتي تسمى قيم طريقة كالمان الممهدة Kalman's Method Values [13] ، [14] وكذلك قيم المشاهدات المؤقتة على التوالي ، وهنا نجد أن هذا النموذج ذي المتغيرين يشتمل على التباينين غير العاديين  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  والخاصين بعنصر الخطأ العام  $e_{11}$  كذلك عنصر الخطأ الخاص بسلسلة المعادلات المؤقتة  $e_{12}$  على التوالي . وحقيقة الأمر أن هذان التباينان يعكسان أهمية كبيرة في عملية تمهيد وتوثيق إمتداد السلاسل الزمنية المؤقتة والنهائية أيضا في تحديد قيم التقديرات النهائية المعدلة . وهذه الأوزان يمكن تحديدها بناء على المعلومات الأولية التي نحصل عليها من أخطاء المعاينة الفعلية ولكن يمكن تقديرها من بيانات المعادلات النهائية والمؤقتة الأولية وذلك باستخدام تقديرات دالة الإمكان الأعظم . ونستطيع اشتقاق التباين هنا كما يلي

$$E(y_{11}^2 / X_{11}, y) = \text{Var}(y_{11} / X_{11}, y) + E^2(y_{11} / X_{11}, y)$$

$$= \omega \sigma_1^2 + (\omega m_1 X_t + (1 - \omega) y_{12})^2$$

ومرة أخرى فإنه باستخدام قيم طريقة كالمان الممهدة  $X^T_t$  فإن

$$E(E(y_{11}^2 / X_{11}, y)) = E(\omega \sigma_1^2) + E(y_{11}^2) + [E(y_{11} / X_{11}, y)]^2 \quad (15)$$

$$= \omega \sigma_1^2 + (y_{11}^2 + \omega^2 m_1^2 H_{11} m_1)$$

وبالتالي يكون التباين الشرطي للملاحظات  $y_t$  كما يلي :

$$\text{Var}(Y_{11} / y) = \omega \sigma_1^2 + \omega^2 m_1^2 H_{11} m_1 \quad (16)$$

والذي يمكن استخدامه لتحديد الفترات الإحتمالية عند التنبؤ بالسلسلة الزمنية للمعادلات النهائية والذي يمكن استخدامه أيضا في إختبار أسلوب التنبؤ . ويمكن

تقدير قيم المعلمات للنموذج باستخدام دالة الإمكان الأعظم وكذلك أسلوب EM المقترحة في [12] ، [15] .

ويمكن إستخدام نسبة دالة الإمكان الأعظم للمقارنة بين النموذجين (6)، (7) لإختيار النموذج الأمثل منهما . ويمكن إيجاد دالة الإمكان الأعظم لهذه البيانات التي تعتبر غير كاملة Incomplete Data . وباستخدام النموذج الموضح بالمعادلات من (6 - 10) . ونجد أن لو غار يتم دالة الإمكان الأعظم لهذه البيانات والذي يتوقف على حساب  $c_{11}$  ،  $c_{12}$  ،  $w_1$  ، وكذلك  $a_1$  وبشرط أخذ  $X_0$  في الحسبان يكون لها الشكل التالي [17] :

$$\begin{aligned} \text{Ln L} = & - (T / 2) \text{Ln } \sigma_1^2 - (1/2 \sigma_1^2) \sum_{i=1}^T (y_{i1} - m^1_t X_t)^2 \\ & - (T / 2) \text{Ln } \sigma_2^2 - (1/2 \sigma_2^2) \sum_{i=1}^T (y_{i2} - y_{i1})^2 \\ & - (T / 2) \text{Ln } \sigma_w^2 - (1/2 \sigma_w^2) \sum_{i=1}^T (\nabla^2 \mu_t)^2 \\ & - (T / 2) \text{Ln } \sigma_a^2 - (1/2 \sigma_a^2) \sum_{i=1}^T (z_t - \phi'_{t-1} z_{t-1})^2 \end{aligned}$$

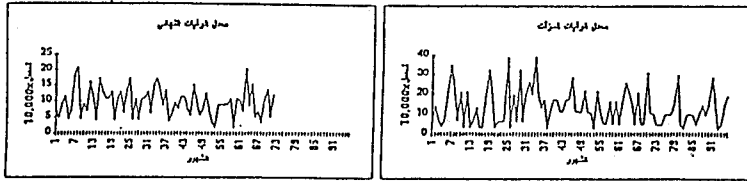
حيث أن المتجه  $Z'$  ،  $\phi'$  كما سبق تعريفه . ويكون الجزء الأول والجزء الثاني من المعادلة مقابل كل من  $c_{12}$  ،  $c_{11}$  بينما يقابل الجزء الثالث والجزء الرابع كل من  $w_1$  ،  $a_1$  . ولزيادة التأكد من إختيار نموذج مثالي يمثل البيانات تمثيلا جيدا ويكون مفيدا في عملية التنبؤ المطلوبة سوف نقوم أيضا باستخدام نظرية المعلومات لإكايكي Akaike's information theory criterion [12] والتي سوف نرمز لها بالرمز (AIC) - حيث أن :

$$\text{AIC} = -2 \log\text{-likelihood} + 2 (\text{Number of Parameters})$$

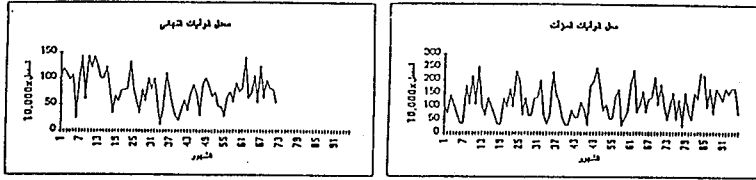
وسوف يتم إختيار النموذج الذي من شأنه جعل قيمة AIC أقل ما يمكن باعتباره النموذج المثالي المناسب وذلك باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المؤقتة والنهائية.

### تطبيق النماذج المقترحة على بيانات الوفيات القطرية :

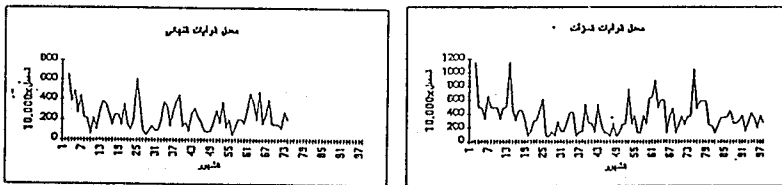
وينطبق النموذج المشار إليه سابقا على بيانات الوفيات لدولة قطر حتى يمكننا تكوين سلسلة معدل الوفيات النهائي والتنبؤ بمعدلات الوفيات في المستقبل [16] ، [17] . وشكل (1) يوضح هذه السلسلة لمدة ٧٢ شهر فقط ويوضح أيضا أن سلسلة معدل الوفيات المؤقت يمكن معرفته لمدة ٩٦ شهر أي بمدة ٢٤ شهر أكثر من سلسلة معدل الوفيات النهائي وذلك لثلاثة مجموعات العمرية كما يتضح من الشكل . وسيكون هدفنا الأول هو تقدير معدل الوفيات النهائي لمدة ٢٤ شهر الأخيرة وسنفترض أن  $(T_1 = ٧٢)$  وكذلك  $(T = ٩٦)$  .



المجموعة العمرية (٥٤ - ٤٠)



المجموعة العمرية (٦٩ - ٥٥)



المجموعة العمرية (٨٤ - ٧٠)

شكل (١)

السلاسل الزمنية لمعدل الوفيات  
المؤقت والنهائي للمجموعات العمرية المختلفة

وباستخدام تقدير دالة الإمكان الأعظم MLE يمكننا تقدير معاملات النماذج الموضحة في المعادلات (3) ، (4) . وبعد تقدير المعلمات للنموذجين فإنه يمكننا إختيار أحد النموذجين عن طريق استخدام إختبار نسبة دالة الإمكان الأعظم Likelihood Ratio Test وبالتالي نستطيع إستخدام المعلمات المقدرة لتكوين أو لإنشاء تقديرات مثالية لسلسلة معدل الوفيات النهائي باستخدام المعادلات (3) ، (4) . ونقوم بمقارنة سلوك كل نموذج من النموذجين المفترضين باستخدام التقديرات المختلفة ( أي التقديرات التي حصلنا عليها باستخدام سلسلة معدل الوفيات المؤقت والتقديرات الخاصة بسلسلة معدل الوفيات النهائي والمؤقت معا ) .

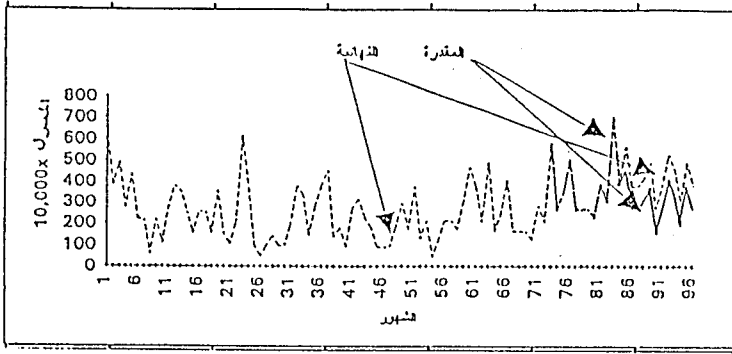
### جدول رقم ( ١ )

المعلمات المقدرة لنموذج (١) و (٢) للمجموعات العمرية الثلاثة

المجموعة العمرية (٧٠-٨٤)		المجموعة العمرية (٥٥-٦٩)		المجموعة العمرية (٤٠-٥٤)		المعلمات
النموذج (١)	النموذج (٢)	النموذج (١)	النموذج (٢)	النموذج (١)	النموذج (٢)	$\sigma_1^2$
١٦٥٠٦٦٢	١٧٦٩٠٩٤	٩٤٣١١	١٠٢٢٤٦	٠.١٩٥٩	٠.١٩٢٧	$\sigma_2^2$
٣١٦.٥٨٨	٣١٦.٤٤٣٠	٢٣٧٢١٤	٢٣٤١٢٢٠	٠.٦٢٨٦	٠.٦٢٠٤	$\sigma_w^2$
٢,٣١٣٥٩	٢٢٤,٢٧١٧	١٣٦٧٥٣	١٤١٧١٩٧	٠.٢٥١٠	٠.٢٤٣٩٧	$\sigma_a^2$
٤٦٤,٣٢٨	-	٦١,١٩٦٤	-	٣٣,٨٢	-	$\phi_1$
٠.١٢٧٦	-	٠.٢١٦٤	-	-٠.٢٥٣	-	$\phi_1$
٠.٤٦٥	-	٠.١٢١٨	-	٠.٤٨٦	-	$\phi_2$
٠.٦٥٦٢	٠.٦٤١٤	٠.٧١٥٥	٠.٦٩٦٠	٠.٧٦٢٥	٠.٧٦٣٠	$\omega$
٦١٧,٧٧١١	٥٩٩,٥٢٩	٤,٩٦٨,٩	٤,٠٢١,٨٣	١١٩,٦٥٠٤	١١٧,٧٥٦٩	-2 Ln L

وجداول (١) يوضح تلك التقديرات والتي تم الحصول عليها باستخدام دالة الإمكان الأعظم وباستخدام النموذجين المقترحين وبيانات المجموعات العمرية محل الدراسة وهي المجموعة (٤٠ - ٥٤) والمجموعة (٥٥ - ٦٩)

وتظهر لنا خاصية هامة عن تقدير معلمات النموذجين (١) ، (٢) في المجموعة العمرية (٧٠ - ٨٤) حيث يظهر شكل (٢) الفرق بين معلمات خط الاتجاه المقدرة تحت النموذجين (١) ، (٢) حيث يوضح الجزء الأعلى من الشكل المعلمات المقدرة عند تطبيق خط الاتجاه فقط مقارنة بخط التوافق اذا أخذ النموذج (٢) في الحسبان مع خط الاتجاه حيث وجد أن شكل السلسلة تحول إلى الشكل الموضح والتي تبين تغيرات موسمية واضحة أما الجزء الأسفل من الشكل الثاني فإنه يوضح المعلمات المقدرة حسب النموذج (٢) فقط حيث يتضح من الشكل التغيرات الموسمية كما هي موجودة في شكل (١) .



شكل (٣)

السلسلة النهائية والمعدلة ( المقدرة ) لمعدلات الوفيات من أمراض الجهاز الدوري للمجموعة العمرية (٧٠ - ٨٤)

وأخيرا يُظهر لنا شكل (٣) قيم معدلات الوفيات المعدلة النهائية والتي تم مقارنتها بالمعدلات النهائية المعلومة والتي تبين منها أن معدلات الوفيات المعدلة (المقدرة) دقيقة للغاية للمجموعات العمرية الثلاثة ، وبالتالي تم عرض أحد المجموعات العمرية فقط نظرا لتشابه نتائج المجموعات العمرية الثلاثة .

جدول رقم (٢)

القيمة المطلقة للنسب المنوية للمتوسطات والنهيات العظمى للأخطاء  
خلال فترة التنبؤ (يناير ١٩٩١ حتى ديسمبر ١٩٩٣)

بوكس - جنكنز		النماذج الهيكلية المقترحة		السلاسل المؤقتة		السن
النهاية العظمى	المتوسط	النهاية العظمى	المتوسط	النهاية العظمى	المتوسط	
٢٨ر٦	١٥ر٦	٢٦ر٧	١١ر٩	٣٩ر١	١٤ر١	٥٤-٤٠
١٣ر٧	٥ر٢	١٠ر٣	٤ر٩	١٧ر٤	٦ر٩	٦٩-٥٥
١١ر١	٥ر٧	٨ر٣	٣ر٦	١٢ر٦	٤ر٦	٨٤-٧٠

وحتى نقارن أداء هذه النماذج مع نماذج أخرى بديله فإنه تم استخدام نموذج دالة بوكس - جنكنز المحولة (Box-Jenkins Transfer function) لتوفير كل مجموعة عمرية من المجموعات المستخدمة على حده ، ويظهر جدول (٢) نتائج هذا النموذج مقارنة بالنتائج التي يمكن الحصول عليها باستخدام السلاسل المؤقتة دون إجراء أي تعديلات ، وكذلك النتائج التي نحصل عليها من هذه الدراسة باستخدام النماذج الهيكلية المقترحة في هذه الدراسة . ويتضح من الجدول أن النماذج الهيكلية المقترحة هي الأفضل والنتائج المؤخوذة من السلاسل المؤقتة مباشرة هي الأسوء ، بينما نتائج بوكس - جنكنز يكون أدائها أفضل من استخدام تقديرات السلاسل المؤقتة ولكنه يكون أقل من التقديرات الخاصة بالنماذج الهيكلية المقترحة ولقد استخدمت المعادلة (16) لتقدير الخطأ المعياري للمعدلات النهائية المعدلة للوفيات . ولقد وجد أن الخطأ المعياري المقرر يتراوح ما بين ٣ إلى ٥ حالات وفاة للمجموعة العمرية (٤٠ - ٥٤) بينما يرتفع للمجموعة العمرية (٥٥ - ٦٩) إلى ٦ حالات وفاة ويصل إلى ٧ حالات وفاة للمجموعة العمرية (٧٠ - ٨٤) ونلاحظ أن الأعداد المتوقعة للوفيات تعتبر أعدادا صغيرة والسبب في ذلك لأن العدد الكلي الذي تجري عليه الدراسة ( الوفيات بسبب أمراض الجهاز الدوري في

قطر ) يعتبر عدد ضئيل كذلك عدد سكان الدولة صغير وهذا ينعكس على الأعداد المتوقعة للوفيات بأمراض الجهاز الدوري في دولة قطر .

### النتائج والمناقشة :

لقد قمنا هنا بمحاولة تطبيق بعض النماذج المتقدمة والخاصة بالنماذج الخطية الديناميكية على معدلات الوفيات سواء المعدلات المؤقتة أو النهائية حتى يمكن التنبؤ بمعدلات نهائية للوفيات الخاصة بأمراض الجهاز الدوري . ويعد ذلك امتدادا لمحاولة تطبيق وترشيد نماذج مختلفة لتقدير معالم السلاسل الزمنية في حالة استخدام بيانات غير كاملة أو ناقصة وهذا ينطبق أيضا في حالة الإحصاءات الحيوية حيث يتم أحيانا عمل استقصاءات رسمية للحصول على بعض البيانات التي تعتبر بيانات غير كاملة ولا تمثل الظاهرة التي جمعت من أجلها تمثيلا دقيقا . وفي هذا البحث جرت محاولة استحداث وترشيد بعض النماذج الديناميكية الخطية لتطبيقها على معدلات الوفيات . ولقد امكن تقدير قيم المعدلات النهائية للوفاة بسبب أمراض الدورة الدموية بدلا من استخدام المعدلات المؤقتة للوفيات والتي تم إيجادها عن طريق العينة التي تم أخذها من شهادات الوفيات ( ٢٥% من الشهادات) بوزارة الصحة الوقائية بدولة قطر وتم تحديد معدل مؤقت للوفيات بسبب أمراض الدورة الدموية حيث أن هذه المعدلات الأخيرة تكون معدلات غير واقعية في كثير من الأحوال والتي قد تُعرضنا للكثير من الأخطاء نتيجة أخطاء المعاينة .

ولعل التعديل المثالي الذي تم إجراؤه في هذا البحث هو حساب التوقعات الشرطية للمعدلات النهائية بشرط وجود جميع المشاهدات الخاصة بالمعدلات النهائية وكذلك جميع المشاهدات الخاصة بالمعدلات المؤقتة للوفيات بسبب أمراض الجهاز الدوري . وتم أخذ كل ذلك في الحسبان عند حساب تلك التوقعات الشرطية للسلسلة النهائية . ولقد تم تقدير المعلمات باستخدام دالة الإمكان الأعظم ولقد كانت النماذج المستخدمة هي نموذج خط الاتجاه العشوائي مع قياس الأخطاء وكذلك نموذج إتجاه الإنحدار الذاتي الموسمي مع قياس الأخطاء . ولقد ظهر تحسن

واضح في قياس الخطأ المترابط وذلك في هياكل النماذج المستخدمة والتي تحتوي فقط على العناصر الممهدة وأخطاء القياس غير المترابطة ( أي المستقلة ) . وتم التحقق من ذلك عن طريق إفتراض أن جزء من العنصر غير العادي في السلسلتين (سلسلة المعدلات المؤقتة والنهائية) هو نفس الشيء ، أي يرجع إلى الخطأ العام الخاص بالسلسلتين .

## REFERENCE

- [ 1 ] Pankratz, A.(1989) “ Time Series Forecasts and Extra - Model Information “ , Journal of frecasting 8, 75-83 .
- [ 2 ] Hillmer, S. C., and Trabelsi, A, (1987) “ Benchmarking of Economic Time Series “ , Journal of the American Statistical Association , 82 1064-1071 .
- [ 3 ] Trabelsi, A. and Hillmer S. C. (1989) “ A Benchmarking Approach to Forecasting Combination “ , Journal of Business & Economic Statistics 7 , 353-362 .
- [ 4 ] Harvey , A. C. (1984) , “ A Unified View of Statistical Forecasting Procedures” Journal of Forecasting, 3, 245-275 .
- [ 5 ] ----- (1989), Forecasting, Structural Time Series Models and Kalman Filler, New York, Cambridge university Press .



- [6] Griliches, Z and Intriligator M. D . (1984) Handbook of Econometrics, Elsevier Science Publishers, Volume II .
- [7] Engge R. F . and Gramger C. W., (1987) " Cointegration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing " .  
Econometrica, 55, 251-276 .
- [8] Meha, Y. P (1992) " In Search of a Stable Short Run M1 Demand function " , Economic , May / June , Review Volume 78/3 .
- [9] Hafer, R. W and Jansen, D. W. (1991), " The Demand for Money in The united States : Evidence From Cointegration Tests" Journal of Money , Credit, and Banking, Vol 23 no 2 .
- [10] Pippenger, M. K. (1993), " Coinegration Tests of Purchasing Power Parity : the case of Swiss exchange rates " Journal of international Money and finance, 12 pp , 46-61 .
- [11] Meha, Y. P . (1989) "Some Further Results on The Source of Shift in M1 Demand in the 1980s " Economic Review, September/October , Volume 75/5 .
- [12] Shumway, R.H. and Katzoff M.J. (1991) " Adjustment of Provisional Mortality Series : The Dynamic Linear Model with Structured Measurement Errors " , JASA, Vol 86, No 415, pp 611-617 .

- [13] Shummay , R.H., (1989) " Time Series Forecasting Using Provisional Mortality Statistics " Final Report , National Center for Health Statistic .
- [14] Shummay , R.H., and Staffer, D.S. (1982), " An Approach to Time Series Smoothing and Forecasting Using the EM Algorithm" Journal of Time Series Analysis, 3,253-264 .
- [15] Dempster, A. P., Laird, N. M . and Robin, D.B. (1977), Maximum Likelihood From Incomplete Data Via the EM Algorithm " ; Jurnal of the Royal Statistical Society , ser . B. 39, 1-38 .
- [16] State of Qatar, Ministry of Pubgic Health, Preventive Health Department , Vital Statistics Section ; Vital Statistics Annual Reports, Years 1986-1992 .
- [17] State of Qatar , Presidency of the Council of Ministers, Central Statistical Organization, Vital Statistics Annual Bulletin (Births and Deaths), Years 1986-1992 .