

بناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص

في حالة توافر بيانات فوجية غير كاملة

د. مها محمد وجيه*

ملخص البحث

يهتم البحث بعلاج المشاكل التي يمكن أن تواجهنا عند بناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص في حالة توافر بيانات فوجية غير كاملة، باستخدام نموذج يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة. فيعنى بناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة؛ بناء جدول الحياة المتناقص لها وبناء الجداول المرفقة به التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية. ويعتبر تعريف توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة أهم مشكلة تواجهنا عند بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة. ففي ضوء تعريف **Chiang (1968)** لتوقع الحياة والفروض التي استخدمها في حالة توافر بيانات فوجية غير كاملة، تم تعريف فروض البحث وتم اشتقاق صيغة عامة لتوقع الحياة وتوقع الحياة المعدل بجزئيه عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة. ثم باستخدام مثال بسيط تم تقدير توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل للحالة متزوج في نموذج يتضمن الحالة متزوج والحالة غير متزوج وحالة الوفاة. وتواجهنا مشكلة أخرى عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات التي يتم تحليلها، وذلك سواء عند بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة أو عند بناء الجداول المرفقة به؛ فحتاج لاستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالة أو تصف سلوك المتحقات بها من الدرجات المتتالية. ولقد تم اشتقاق الاحتمالات التي تستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة في ضوء تعريف **Chiang (1968)** للاحتتمالات الجزئية الخام. وأخيراً، تم تطبيق التعريف النظري للاحتتمالات طبقاً لما قدمه وجيه (١٩٩٦)، لاشتقاق الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية يتعدر خلالها تطبيق أسلوب الإمكان الأكبر لتقدير مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص.

أهداف البحث

يستهدف البحث بناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، وذلك باستخدام نموذج يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة. ولما كان يقصد ببناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة وبناء الجداول المرفقة به التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية، فإن البحث يستهدف:

أ- تعريف الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالة غير الماصة وتستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة بكل فئة عمرية عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات محل التحليل.

ب- تعريف توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة بجدول الحياة الذى يصف سلوك سكان الحالة غير الماصة محل الدراسة.

ج- تعريف الاحتمالات التى تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية وتستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة بكل فئة عمرية عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات محل التحليل.

د- تقدير الاحتمالات التى تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية يستعذر خلالها تطبيق أسلوب الإمكان الأكبر؛ لتقدير مدخلات جدول الحياة الفوجى للتزايد والتناقص، باستخدام التعريف النظرى للاحتمال.

١- مقدمة

لقد سبق أن تعرض وجيه (٢٠٠٦ أ) لبناء جدول الحياة الفوجى* للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة بنموذج يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة، وذلك فى ظل افتراض صيغة أسية لدالة البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية، وافترض ثبات المخاطر محل الدراسة بكل فئة عمرية، بالإضافة لافتراض وجود علاقة بين خطر الخروج من الحالة غير الماصة بين سكانها وبين المتحقات بها بكل فئة عمرية.

وسوف نتعرض لبناء جدول الحياة الفوجى للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة بنموذج يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، وذلك فى ظل افتراض صيغة أسية لدالة البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية، وافترض ثبات المخاطر محل الدراسة بكل فئة عمرية، بالإضافة لافتراض وجود علاقة بين خطر الخروج من الحالة غير الماصة بين سكانها وبين المتحقات بها بكل فئة عمرية.

ويلاحظ أنه تختلف طبيعة البناء المقترح لجدول الحياة للتزايد والتناقص عن جدول الحياة الفوجى للتزايد والتناقص الذى قدمه Land et al. (1994)، والذى يتفق مع طبيعة بناء جداول الحياة الحالية للتزايد والتناقص الشائع استخدامها والتى أشار إليها وجيه (٢٠٠٦ أ). فيتضمن جدول الحياة Land et al. (1994) دالة غير متناقصة للبقاء على قيد الحياة، بحيث يُضاف إلى عدد الباقيين على قيد الحياة عند بداية كل فئة عمرية بالحالة غير الماصة عدد الداخلين إليها خلال هذه الفئة العمرية ويُطرح منها عدد الخارجين منها خلال نفس الفئة العمرية للحصول

* جدول الحياة الحالى للتزايد والتناقص هو جدول حياة يتم بناؤه فى ضوء ما هو متوفر من بيانات عن معدلات الانتقال بين الحالات المختلفة محل الدراسة بكل فئة عمرية خلال سنة ميلادية معينة. أما جدول الحياة الفوجى للتزايد والتناقص فهو جدول حياة يتم بناؤه فى ضوء ما هو متوفر من بيانات تصف سلوك المفردات محل التحليل بين الحالات المختلفة محل الدراسة خلال فترة زمنية معينة.

على عدد الباقيين على قيد الحياة عند بداية الفئة العمرية التالية وذلك في ظل افتراض أن لا تزيد حركة المفردات عن حركة واحدة بكل فئة عمرية. كما يتضمن جدول الحياة transition probabilities، وهى احتمالات الظهور بالحالة غير الماصة عند بداية فئة عمرية معينة والظهور بحالة أخرى من الحالات محل الدراسة عند بداية الفئة العمرية التالية. ومن خلال تعريف احتمالات الانتقال بين ٢ من الحالات غير الماصة وحالة ماصة واحدة كدالة أسية فى خصائص المفردات محل التحليل التى تتوفر بالـ Panel data، تم تقدير هذه الاحتمالات وتم تقدير معدلات الانتقال بين الحالات المختلفة محل الدراسة بعد افتراض وجود علاقة بينها وبين الاحتمالات المناظرة لها. ومن ثم تم استخدام الصيغة الأسية لدالة البقاء على قيد الحياة فى بناء جدول الحياة للتزايد والتناقص، الذى ليس هو بجدول الحياة بالمعنى المتعارف عليه، بالإضافة إلى أنه لا يميز بين سلوك سكان الحالة غير الماصة والملتحقات بها بكل فئة عمرية. أما البناء المقترح لجدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة بالنموذج الذى يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة، فيقصد به فى ضوء التعريف المتطور لجدول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص وجيه (٢٠٠٦ أ)، عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة؛ بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة الذى يصف سلوك سكان* هذه الحالة خلال الفترة الزمنية المشاهدة، وبناء الجداول المرفقة به التى تصف سلوك الملتحقات** بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية خلال الفترة الزمنية المشاهدة.

وتعتبر المشكلة فى بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، حساب مدخلات جدول الحياة عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة، ولقد تعرض وجيه (٢٠٠٦ ب) لتقدير هذه المدخلات ولكن نحتاج لاستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة منها. كما تواجهنا مشكلة حساب مخرجات جدول الحياة؛ توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند الأعمار المتتالية خلال الفترة الزمنية المشاهدة، فتوقع الحياة خلال الفترة الزمنية المشاهدة يعتمد على سلوك المفردات عند الأعمار المتتالية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة التالية للفترة الزمنية المشاهدة.

أما المشكلة عند بناء الجداول المرفقة بجدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة التى تمثل سلوك الملتحقات بها من الدرجات المتتالية فتظهر فى حالة وجود مفردات

* سكان الحالة غير الماصة بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) هى المفردات التى تتم العمر x_n بهذه الحالة غير الماصة

** الملتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجة J بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) هى المفردات التى تنتقل إليها خلال هذه الفئة العمرية من بين الملتحقات بالحالة غير الماصة الأخرى محل الدراسة من الدرجة $(J-1)$

مفقودات من الملاحظة، فنحتاج لاستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية. وقد تمثل الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة محل الدراسة من الدرجات المتتالية خلال فئة عمرية معينة في حد ذاتها مشكلة؛ عندما يتعذر تقدير مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة خلال هذه الفئة العمرية باستخدام أسلوب الإمكان الأكبر. وسوف نهتم باستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من مدخلات جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص. كما سنهتم بتعريف توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة عند بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة. كذلك سوف نتعرض لاستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية. كما سنعرض لاستخدام التعريف النظري للاحتمال في تقدير الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بفئة عمرية معينة، عندما لا يصلح استخدام أسلوب الإمكان الأكبر في تقدير مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة بهذه الفئة العمرية، وذلك عند بناء الجداول المرفقة بجدول الحياة المتناقص.

٢- بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة في حالة توافر بيانات فوجية غير كاملة

يستلزم بناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة a^* بنموذج يتضمن حالتين غير ماصتين a و b وحالة ماصة واحدة r ، عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة في ضوء التعريف المتطور لجدول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص، تكوين جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a الذي يصف سلوك سكان الحالة خلال الفترة الزمنية المشاهدة. فيقصد بعدم توفر بيانات فوجية كاملة وجود مفردات خارجات عن الملاحظة (**withdrawals from observation**)، ووجود مفردات مفقودات من الملاحظة (**losses from follow - up**). فالمفردات الخارجات عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1}) هي المفردات التي تنتهي الفترة الزمنية المشاهدة لها خلال هذه الفئة العمرية. والمفردات المفقودات من الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1}) هي المفردات التي لا تتوفر عنها أية معلومات قبل انتهاء الفترة الزمنية المشاهدة لها بسبب عدم ظهورها في المكان المحدد لها أثناء متابعتها.

* الحالة غير الماصة هي الحالة التي يمكن أن تدخل إليها المفردات ويمكن أن تخرج منها، أما الحالة الماصة فهي الحالة التي إذا دخلت إليها المفردات لا يمكن أن تخرج منها

سوف يتم تكوين جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a باستخدام الصيغة الأسية لدالة البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية؛ فمدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة؛ وجيه (٢٠٠٦ ب)، يتم تقديرها في ظل افتراض صيغة أسية لدالة البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية، وافترض ثبات المخاطر محل الدراسة بكل فئة عمرية، بالإضافة لافتراض وجود علاقة بين خطر الخروج من الحالة غير الماصة بين سكانها وبين الملتحقات بها بكل فئة عمرية.

ويستلزم تكوين جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة حساب دوال جدول الحياة عند الأعمار المتتالية خلال الفترة الزمنية المشاهدة؛ فيتم حساب مدخلات جدول الحياة ويتم حساب الدوال التي تصف مجتمع جدول الحياة ويتم حساب مخرجات جدول الحياة.

فسوف نتعرض لحل مشكلة استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من مدخلات جدول الحياة عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات محل التحليل؛ لقد سبق أن تعرض وجيه (٢٠٠٦ ب) لتقدير مدخلات جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة. كما سنتعرض لحساب مخرجات جدول الحياة؛ لقد سبق أن تعرض Chiang (1968) لحساب توقع الحياة المعدل. أما الدوال التالية، التي تصف مجتمع جدول الحياة: $I(x_n)^a$ ؛ عدد الباقيون على قيد الحياة عند العمر x_n بين سكان الحالة a ، و $d_{x_n}^b$ ؛ عدد المفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة b خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a ، و $d_{x_n}^r$ ؛ عدد المفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة r خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a ، و $L_{x_n}^a$ ؛ عدد سنوات الحياة بين سكان الحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) ، فليس هناك مشكلة في حسابها باستخدام الصيغة الأسية لدالة البقاء على قيد الحياة في ضوء مدخلات جدول الحياة.

٢-١- حساب مدخلات جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة

لقد قدر وجيه (٢٠٠٦ ب) مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة a بنموذج يتضمن حالتين غير ماصتين a و b وحالة ماصة واحدة r عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة. وتتطابق هذه التقديرات، مع المدخلات التالية لجدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a مباشرة، عندما تظهر بالبيانات مفردات خارجات عن الملاحظة فقط:

$$h_n = x_{n+1} - x_n$$

احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة a بين سكان الحالة a خلال (x_n, x_{n+1}) ، ${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}$ ؛ احتمال الانتقال للحالة b خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a ، و ${}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^r$ ؛ احتمال الانتقال للحالة r خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a . أما في ظل وجود مفردات خارجيات عن الملاحظة ومفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات، تستبدل المدخلات التالية لجدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a : ${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b$ و ${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^r$ و ${}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^L$ ؛ احتمال الانتقال للحالة L حالة الفقدان من الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a ، بالاحتمالات: ${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{b \cdot L}$ ؛ احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة a خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a بعد حذف أثر خطر الفقدان من الملاحظة، و ${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L}$ ؛ احتمال الانتقال للحالة r بين سكان الحالة a بعد حذف أثر خطر الفقدان من الملاحظة، و ${}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^{r \cdot L}$ ؛ احتمال الانتقال للحالة r خلال (x_n, x_{n+1}) بين سكان الحالة a بعد حذف أثر خطر الفقدان من الملاحظة. ولقد تم إثبات أن الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالة a وتستبعد أثر خطر الفقدان من الملاحظة، باستخدام تعريف (Chiang 1968) للاحتمالات الجزئية الخام، تأخذ الشكل التالي:

$${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{b \cdot L} = {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b \left(\frac{1 - \frac{{}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^L}{1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b}}{1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b} \right)$$

$${}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} = \frac{{}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^r}{(1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b - {}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^L)} (1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{b \cdot L})$$

$${}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^{r \cdot L} = \frac{{}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^r}{(1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^b - {}_{h_n}^{a0}Q_{x_n}^L)} (1 - {}_{h_n}^{a0}P_{x_n}^{b \cdot L})$$

٢-٢ - حساب مخرجات جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة
يَقصد بمخرجات جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة في ضوء التعريف المستطور لجدول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص، توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند الأعمار المتتالية خلال الفترة الزمنية المشاهدة.

أ- تعريف توقع الحياة عند كل عمر بجدول الحياة

لقد قدم **Chiang (1968)** تعريفاً لتوقع الحياة عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة، عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، وذلك بعد أن قسم العمر إلى فئات عمرية طولها سنة خلال الفترة الزمنية المشاهدة وخلال الفترة الزمنية التالية غير المشاهدة. ولقد افترض **Chiang (1968)** أن متوسط طول مدة البقاء على قيد الحياة للمتوفى بكل فئة عمرية 1/2 سنة، كما افترض ثبات احتمال البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة.

وسوف نقسم الفترة الزمنية غير المشاهدة $(x_m - \infty)$ فقط إلى فئات عمرية طولها K سنة، حيث تتميز هذه الفترة الزمنية بأنه لا يمكن أن يحدث خلالها أكثر من ملتحات من الدرجة الثانية للحالة غير الماصة؛ يستمر ظهورهن بها حتى نهاية الفئة العمرية التي يتم الانتقال خلالها إلى الحالة غير الماصة. وسوف نفترض كما افترض **Chiang (1968)** ثبات احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة غير الماصة بين سكانها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. كما سنفترض انتظام سلوك سكان الحالة غير الماصة الخارجين منها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة؛ أي سنفترض أن متوسط مدة الاستمرار في الظهور بالحالة غير الماصة بين سكانها الخارجين منها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة $(a_m h_m) = \frac{K}{2}$ سنة، حيث $a_m = \frac{1}{2}$ ، $h_m =$ طول الفئة العمرية (x_m, x_{m+1}) .
ففي ضوء مضمون الصيغة التي استخدمها **Chiang (1968)**، يعرف توقع الحياة بالحالة a عند العمر x_n ؛ $e(x_n)$ ، خلال الفترة الزمنية المشاهدة؛ $x_n < x_m$ ، عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة كالآتي:

$$e(x_n) = \sum_{y=0}^{m-n-1} \frac{{}_a L_{x_{n+y}}}{{}_a I(x_n)} + \frac{a_m h_m {}_a I(x_m)}{{}_a I(x_n)} + \sum_{y=m-n+1}^{\infty} c_{n+y} \frac{{}_a I(x_{n+y})}{{}_a I(x_n)}$$

$$c_{n+y} = h_{n+y-1} (1 - a_{n+y-1}) + h_{n+y} a_{n+y}$$

حيث

وفي ظل الفروض السابق الإشارة إليها يمكن إعادة صياغة $e(x_n)$ كالآتي:

$$e(x_n) = \sum_{y=0}^{m-n-1} \frac{{}_a L_{x_{n+y}}}{{}_a I(x_n)} + \frac{{}_a I(x_m) \cdot e(x_m)}{{}_a I(x_n)}$$

حيث تمثل $e(x_m)$ توقع الحياة عند العمر x_m ، ولقد تم إثبات أن:

$$e(x_m) = \frac{K}{2} + \frac{K {}_a^0 P_{x_m}}{(1 - {}_a^0 P_{x_m})}$$

وفي ظل الفروض التي اعتمد عليها **Chiang (1968)** لتعريف توقع الحياة عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، وأيضاً في ظل فروض البحث، يتطابق توقع الحياة عند كل عمر من الأعمار خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة.

ب- تعريف توقع الحياة المعدل عند كل عمر بجدول الحياة

لقد عرف وجيه (٢٠٠٦ أ) توقع الحياة المعدل عند العمر x_n للحالة غير الماصة a بنموذج يتضمن الحالتين غير الماصتين a و b والحالة الماصة r عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة كالآتي:

$$eA(x_n) = e(x_n) + e_1 A(x_n) + e_2 A(x_n)$$

حيث تمثل $e_1 A(x_n)$ ذلك الجزء من توقع الحياة المعدل عند العمر x_n بالحالة a الذي يعزى للمفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة b من بين الـ ${}^a I(x_n)$ مفردة خلال أي فئة عمرية بعد العمر x_n وتعود للدخول للحالة a خلال نفس الفئة العمرية. وتمثل $e_2 A(x_n)$ ذلك الجزء من توقع الحياة المعدل عند العمر x_n بالحالة a الذي يعزى للمفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة b من بين الـ ${}^a I(x_n)$ مفردة خلال أي فئة عمرية بعد العمر x_n وتعود للدخول للحالة a خلال الفئات العمرية التالية لها.

فإذا افترضنا ثبات كافة الاحتمالات التي تصف حركة سكان الحالتين a و b والمفردات الملتحقات بهما من الدرجة الأولى والثانية بالفئات العمرية المتتالية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، بالإضافة للفروض السابق الإشارة إليها عند تعريف توقع الحياة عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، يمكن تعريف $e_1 A(x_n)$ و $e_2 A(x_n)$ لكل $(x_n < x_m)$ مع أخذ الفترة الزمنية غير المشاهدة في الاعتبار كالآتي:

١- تعريف ذلك الجزء من توقع الحياة المعدل عند عمر معين الذي يعزى للمفردات التي تخرج من الحالة غير الماصة محل الدراسة خلال أي فئة عمرية بعد هذا العمر وتعود للدخول إليها خلال نفس الفئة العمرية

ففي ضوء صيغة $e_1 A(x_n)$ التي قدمها وجيه (٢٠٠٦ أ) عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة، وبعد تقسيم الفترة الزمنية غير المشاهدة إلى فئات عمرية طولها K سنة لا يمكن أن يحدث خلالها سوى ملتحقات من الدرجة الأولى والثانية للحالة غير الماصة، يمكن تعريف $e_1 A(x_n)$ عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة كالآتي:

$$e_1 A(x_n) = \sum_{y=0}^{m-n-1} \sum_{j=1}^* \frac{{}^a I(x_{n+y})}{{}^a I(x_n)} \frac{{}_{n+y}V_{x_{n+y}}^{ni(2j)}}{{}_{n+y}A_{x_{n+y}}^{ni(2j)}} + \sum_{y=m-n}^{\infty} \frac{{}^a I(x_{n+y})}{{}^a I(x_n)} \frac{{}_{n+y}V_{x_{n+y}}^{a12}}{{}_{n+y}A_{x_{n+y}}^{a12}}$$

* يتحدد الحد الأعلى في ضوء ما هو متوفر من بيانات عن الملتحقات بالحالة a من الدرجات المتتالية خلال كل فئة عمرية

فإذا أخذنا في الاعتبار رموز الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالتين a و b والملتحقات بهما من الدرجات المتتالية كما يتضح بالجدولين (١) و (٢)، يمكن تعريف الرموز التي تتضمنها العلاقة السابقة كما عرفها وجيه (٢٠٠٦ أ) كالآتي:

$${}_{h_{n+y}}^{ai(2J)}V_{x_{n+y}} = (x_{n+y}, x_{n+y+1}) \text{ خلال الفئة العمرية } (2J) \text{ من الدرجة } a \text{ بالتحاق بالحالة } a \text{ من الدرجة } (2J) \text{ كالتالي:}$$

$$J = 1, 2, \dots$$

$$= {}_{h_{n+y}}^{a0}P_{x_{n+y}} \prod_{c=0}^{J-1} {}_{h_{n+y}}^{bi(2c+1)}P_{x_{n+y}} \prod_{c=1}^{J-1} {}_{h_{n+y}}^{ai(2c)}P_{x_{n+y}}$$

متوسط عدد سنوات الحياة بالحالة a التي تنتج عن الالتحاق من الدرجة $2J$ بالحالة a خلال الفئة العمرية (x_{n+y}, x_{n+y+1}) ؛ $J = 1, 2, \dots$

$$= \left[{}_{h_{n+y}}^{ai(2J)}P_{x_{n+y}} \left(\frac{h_{n+y}}{2^{2J}} + eA(x_{n+y+1}) \right) + \left(1 - {}_{h_{n+y}}^{ai(2J)}P_{x_{n+y}} \right) \frac{h_{n+y}}{2^{2J+1}} \right] \quad (1)$$

وفى ظل الفروض السابق الإشارة إليها، الخاصة بانتظام سلوك سكان الحالة غير الماصة الخارجين منها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، والخاصة بثبات كافة الاحتمالات التي تصف حركة مفردات سكان الحالتين a و b والمفردات الملتحقات بهما من الدرجة الأولى والثانية بالفئات العمرية المتتالية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة (x_m, ∞) ، يمكن إعادة صياغة $e_1 A(x_n)$ كالآتي:

$$e_1 A(x_n) = \sum_{y=0}^{m-n-1} \sum_{J=1}^{\infty} \frac{{}_n^a I(x_{n+y})}{{}_n^a I(x_n)} {}_{h_{n+y}}^{ai(2J)}V_{x_{n+y}} {}_{h_{n+y}}^{ai(2J)}A_{x_{n+y}} + \frac{{}_n^a I(x_m)}{{}_n^a I(x_n)} e_1 A(x_m)$$

ولقد تم إثبات أن:

$$e_1 A(x_m) = \frac{{}_{h_m}^{ai2}V_{x_m} {}_{h_m}^{ai2}A_{x_m}}{(1 - {}_{h_m}^{a0}P_{x_m})}$$

حيث

$${}_{h_m}^{ai2}A_{x_m} = \left[\frac{K}{2^2} + e(x_m) \right]$$

وذلك بعد استبدال $eA(x_m)$ بـ $e(x_m)$ والتعويض عن ${}_{h_m}^{ai2}P_{x_m}$ بالقيمة (1) في الصيغة (1).
ويلاحظ ثبات $e_1 A(x_{m+r})$ ؛ $r = 0, 1, 2, \dots$ خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، كما سبق أن لوحظ ثبات $e(x_{m+r})$ خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة.

جدول (١)

الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالة a والملتحقات بها من الدرجات المتتالية خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

احتمال الانتقال من الحالة a إلى الحالة r خلال (x_n, x_{n+1})	احتمال الانتقال من الحالة a إلى الحالة b خلال (x_n, x_{n+1})	احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة a حتى العمر x_{n+1}	نوع الاحتمال نوع المفردات المشاهدة بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})
${}_{h_n}^{a0} Q_{x_n}^r$ ${}_{h_n}^{a1} Q_{x_n}^r$ ${}_{h_n}^{a2} Q_{x_n}^r$ \vdots ${}_{h_n}^{aJ} Q_{x_n}^r$	${}_{h_n}^{a0} P_{x_n}^b$ ${}_{h_n}^{a1} P_{x_n}^b$ ${}_{h_n}^{a2} P_{x_n}^b$ \vdots ${}_{h_n}^{aJ} P_{x_n}^b$	${}_{h_n}^{a0} P_{x_n}$ ${}_{h_n}^{a1} P_{x_n}$ ${}_{h_n}^{a2} P_{x_n}$ \vdots ${}_{h_n}^{aJ} P_{x_n}$	سكان الحالة a الملتحقات بالحالة a من الدرجة الأولى الملتحقات بالحالة a من الدرجة الثانية \vdots الملتحقات بالحالة a من الدرجة J

جدول (٢)

الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالة b والملتحقات بها من الدرجات المتتالية خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

احتمال الانتقال من الحالة b إلى الحالة r خلال (x_n, x_{n+1})	احتمال الانتقال من الحالة b إلى الحالة a خلال (x_n, x_{n+1})	احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة b حتى العمر x_{n+1}	نوع الاحتمال نوع المفردات المشاهدة بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})
${}_{h_n}^{b0} Q_{x_n}^r$ ${}_{h_n}^{b1} Q_{x_n}^r$ ${}_{h_n}^{b2} Q_{x_n}^r$ \vdots ${}_{h_n}^{bJ} Q_{x_n}^r$	${}_{h_n}^{b0} P_{x_n}^a$ ${}_{h_n}^{b1} P_{x_n}^a$ ${}_{h_n}^{b2} P_{x_n}^a$ \vdots ${}_{h_n}^{bJ} P_{x_n}^a$	${}_{h_n}^{b0} P_{x_n}$ ${}_{h_n}^{b1} P_{x_n}$ ${}_{h_n}^{b2} P_{x_n}$ \vdots ${}_{h_n}^{bJ} P_{x_n}$	سكان الحالة b الملتحقات بالحالة b من الدرجة الأولى الملتحقات بالحالة b من الدرجة الثانية \vdots الملتحقات بالحالة b من الدرجة J

٢- تعريف ذلك الجزء من توقع الحياة المعدل عند عمر معين الذي يعزى للمفردات التي تخرج من الحالة غير الماصة محل الدراسة خلال أي فئة عمرية بعد هذا العمر وتعود للدخول إليها خلال الفئات العمرية التالية لها
ففي ضوء صيغة $e_2 A(x_n)$ التي قدمها وجيه (٢٠٠٦ أ) عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة، وبعد تقسيم الفترة الزمنية غير المشاهدة إلى فئات عمرية طولها K سنة لا يمكن أن يحدث خلالها سوى ملتحقات من الدرجة الأولى والثانية للحالة غير الماصة، يمكن تعريف $e_2 A(x_n)$ ؛ $x_n < x_m$ ، عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة كالآتي:

$$e_2 A(x_n) = \sum_{y=1}^{m-n-1} \sum_{z=y}^{m-n-1} \frac{a_1(x_{n+y-1})}{a_1(x_n)} \left[\sum_{J=0}^* b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} V_{x_{n+y-1}} \quad b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} P_{x_{n+y-1}} \right] \cdot$$

$$x_{n+z} B_{x_{n+y}} \left[\sum_{u=0}^* a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} V_{x_{n+z}} \quad a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} A_{x_{n+z}} \right] +$$

$$\sum_{y=1}^{m-n} \sum_{z=m-n}^{\infty} \frac{a_1(x_{n+y-1})}{a_1(x_n)} \left[\sum_{J=0}^* b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} V_{x_{n+y-1}} \quad b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} P_{x_{n+y-1}} \right] x_{n+z} B_{x_{n+y}} a_{h_{n+z}}^{(1)} V_{x_{n+z}} \quad a_{h_{n+z}}^{(1)} A_{x_{n+z}} +$$

$$\sum_{y=m-n+1}^{\infty} \sum_{z=y}^{\infty} \frac{a_1(x_{n+y-1})}{a_1(x_n)} b_{h_{n+y-1}}^{(1)} V_{x_{n+y-1}} \quad b_{h_{n+y-1}}^{(1)} P_{x_{n+y-1}} \quad x_{n+z} B_{x_{n+y}} a_{h_{n+z}}^{(1)} V_{x_{n+z}} \quad a_{h_{n+z}}^{(1)} A_{x_{n+z}} .$$

حيث تعرف الرموز السابقة كما قدمها وجيه (٢٠٠٦ أ) كالآتي:

$$b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} V_{x_{n+y-1}} = \text{احتمال الالتحاق بالحالة } b \text{ من الدرجة } (2J+1) \text{ بالفئة العمرية}$$

$$J = 0, 1, 2, \dots ; (x_{n+y-1}, x_{n+y})$$

$$= {}_{h_{n+y-1}}^{a_0} P_{x_{n+y-1}}^b \prod_{c=0}^{J-1} b_{h_{n+y-1}}^{(2c+1)} P_{x_{n+y-1}}^a \prod_{c=1}^J a_{h_{n+y-1}}^{(2c)} P_{x_{n+y-1}}^b$$

$x_{n+z} B_{x_{n+y}}$ = احتمال الظهور بالحالة b عند العمر x_{n+z} إذا كانت المفردة تظهر بالحالة b عند العمر x_{n+y}

$$= \prod_{s=y}^{z-1} \left[b_{h_{n+s}}^0 P_{x_{n+s}}^b + \sum_{u=1}^* b_{h_{n+s}}^{(2u)} V_{x_{n+s}} \quad b_{h_{n+s}}^{(2u)} P_{x_{n+s}} \right]$$

$b_{h_{n+s}}^{(2u)} V_{x_{n+s}}$ = احتمال الالتحاق بالحالة b من الدرجة $(2u)$ خلال الفئة العمرية (x_{n+s}, x_{n+s+1})

$$u = 1, 2, \dots$$

$$= b_{h_{n+s}}^0 P_{x_{n+s}}^a \prod_{c=0}^{u-1} a_{h_{n+s}}^{(2c+1)} P_{x_{n+s}}^b \prod_{c=1}^{u-1} b_{h_{n+s}}^{(2c)} P_{x_{n+s}}^a$$

$a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} V_{x_{n+z}}$ = احتمال الالتحاق بالحالة a من الدرجة $(2u+1)$ بالفئة العمرية (x_{n+z}, x_{n+z+1})

$$u = 0, 1, 2, \dots$$

$$= b_{h_{n+z}}^0 P_{x_{n+z}}^a \prod_{c=0}^{u-1} a_{h_{n+z}}^{(2c+1)} P_{x_{n+z}}^b \prod_{c=1}^u b_{h_{n+z}}^{(2c)} P_{x_{n+z}}^a$$

$a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} A_{x_{n+z}}$ = متوسط عدد سنوات الحياة بالحالة a التي تنتج عن الالتحاق من الدرجة $(2u+1)$ بالحالة a خلال الفئة العمرية (x_{n+z}, x_{n+z+1})

$$u = 0, 1, 2, \dots$$

$$= \left[a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} P_{x_{n+z}}^a \left(\frac{h_{n+z}}{2^{2u+1}} + eA(x_{n+z+1}) \right) + \left(1 - a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} P_{x_{n+z}}^a \right) \frac{h_{n+z}}{2^{2u+2}} \right] \quad (2)$$

وفى ظل الفروض السابق الإشارة إليها، الخاصة بانتظام سلوك سكان الحالة غير الماصة الخارجين منها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، والخاصة بثبات كافة

* يتحدد الحد الأعلى في ضوء ما هو متوفر من بيانات عن الملتحقات بالحالة b من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية

** يتحدد الحد الأعلى في ضوء ما هو متوفر من بيانات عن الملتحقات بالحالة a من الدرجات المتتالية بكل عمرية

الاحتمالات التي تصف حركة مفردات سكان الحالتين a و b والمفردات الملتحقات بهما من الدرجة الأولى والثانية بالفئات العمرية المتتالية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة (x_m, ∞) ، يمكن إعادة صياغة $e_2 A(x_n)$ كالآتي:

$$e_2 A(x_n) = \sum_{y=1}^{m-n-1} \sum_{z=y}^{m-n-1} \frac{{}^a I(x_{n+y-1})}{{}^a I(x_n)} \left[\sum_{J=0}^* \begin{matrix} b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} V_{x_{n+y-1}} & b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} P_{x_{n+y-1}} \end{matrix} \right]_{x_{n+z}} B_{x_{n+y}} \cdot$$

$$\left[\sum_{u=0}^{**} \begin{matrix} a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} V_{x_{n+z}} & a_{h_{n+z}}^{(2u+1)} A_{x_{n+z}} \end{matrix} \right] + \begin{matrix} a_{h_m}^{(1)} V_{x_m} & a_{h_m}^{(1)} A_{x_m} \end{matrix} \left[\frac{1}{(1 - {}_{x_{m+1}} B_{x_m})} \right] \sum_{y=1}^{m-n} \frac{{}^a I(x_{n+y-1})}{{}^a I(x_n)}$$

$$\left[\sum_{J=0}^* \begin{matrix} b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} V_{x_{n+y-1}} & b_{h_{n+y-1}}^{(2J+1)} P_{x_{n+y-1}} \end{matrix} \right]_{x_m} B_{x_{n+y}} + \frac{{}^a I(x_m)}{{}^a I(x_n)} e_2 A(x_m).$$

حيث تم إثبات أن:

$$e_2 A(x_m) = \begin{matrix} b_{h_m}^{(1)} V_{x_m} & b_{h_m}^{(1)} P_{x_m} & a_{h_m}^{(1)} V_{x_m} & a_{h_m}^{(1)} A_{x_m} \end{matrix} \left[\frac{1}{(1 - {}_{x_{m+1}} B_{x_m})} \right] \left[\frac{1}{(1 - {}_{h_m}^{a_0} P_{x_m})} \right]$$

وحيث تعرف B_{x_m} و A_{x_m} كالآتي:

$${}_{h_m}^{a_1} A_{x_m} = \left[{}_{h_m}^{a_1} P_{x_m} \left(\frac{K}{2} + e(x_m) \right) + \left(1 - {}_{h_m}^{a_1} P_{x_m} \right) \frac{K}{2^2} \right]$$

وذلك بعد استبدال $e(x_m)$ بـ $eA(x_m)$ في الصيغة (2).

$${}_{x_{m+1}} B_{x_m} = \left[{}_{h_m}^{b_0} P_{x_m} + {}_{h_m}^{b_1} V_{x_m} \right] \quad , \quad \text{نفترض أن } {}_{x_{m+1}} B_{x_m} < 1$$

ويلاحظ ثبات $e_2 A(x_{m+r})$ ؛ $r = 0, 1, 2, \dots$ خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، كما سبق أن لوحظ ثبات $e(x_{m+r})$ و $e_1 A(x_{m+r})$ خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. وتذكرنا هذه الملحوظة بالتوزيع الأسى الذي يتميز بثبات $The \text{ mean residual life}$ ؛ Klein and Moeschberger (1997).

٣- بناء الجداول المرفقة بجدول الحياة المتناقص

تصف الجداول المرفقة بجدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة a ، سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة a من الدرجات المتتالية بمختلف الفئات العمرية. ويتضمن الجدول الذي يصف سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة a من الدرجة J ؛ $J = 1, 2, \dots$ ، احتمال الالتحاق بالحالة a من الدرجة J خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) والاحتمالات التي تصف سلوك

* يتحدد الحد الأعلى في ضوء ما هو متوفر من بيانات عن الملتحقات بالحالة b من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية

** يتحدد الحد الأعلى في ضوء ما هو متوفر من بيانات عن الملتحقات بالحالة a من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية

$$E(X - x | X > x) = E(X) \quad **$$

الملتحقات من الدرجة J بالحالة a خلال (x_n, x_{n+1}) . وتواجهنا مشكلة عند تقدير هذه الاحتمالات فى حالة وجود مفردات مفقودات من الملاحظة، فلا بد من الحصول على الاحتمالات التى تستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة. كما يتعذر تقدير هذه الاحتمالات خلال فئة عمرية معينة باستخدام أسلوب الإمكان الأكبر إذا كان عدد سكان الحالة غير الماصة محل الدراسة بهذه الفئة العمرية يساوى صفرأ؛ كما يتضح بالمثال الذى قدمه وجيه (٢٠٠٦ ب). وسوف نتعرض لحل هاتين المشكلتين كالاتى:

٣-١ - استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من الاحتمالات التى تصف سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية

عند استخدام نموذج يتضمن الحالتين غير الماصتين a و b والحالة الماصة r ، يتم حساب الاحتمالات التالية التى تصف سلوك الملتحقات من الدرجة J بالحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) : ${}^{a1J}P_{x_n}$ و ${}^{a1J}P_{x_n}^b$ و ${}^{a1J}Q_{x_n}^r$ ، بدلالة تقديرات مدخلات جداول الحياة الفوجية للترديد والتناقص الناتجة عن تطبيق أسلوب الإمكان الأكبر وجيه (٢٠٠٤).

وفى حالة وجود مفردات مفقودات من الملاحظة بالبيانات محل التحليل، ففى ضوء تعريف Chiang (1968) للاحتمالات الجزئية الخام، تم إثبات أن الاحتمالات التى تصف سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة a من الدرجة J والتى تستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) ، تأخذ الشكل التالى:

$${}^{a1J}P_{x_n}^{r \cdot L} = \text{احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة } a \text{ بين الملتحقات بها من الدرجة } J \text{ خلال الفئة العمرية } (x_n, x_{n+1}) \text{ بعد استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة}$$

$$= \left({}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} \right)^{{}^{a1J}K_{x_n}/2^J}$$

$${}^{a1J}P_{x_n}^{b \cdot L} = \text{احتمال الانتقال من الحالة } a \text{ إلى الحالة } b \text{ بين الملتحقات بالحالة } a \text{ من الدرجة } J \text{ خلال الفئة العمرية } (x_n, x_{n+1}) \text{ بعد استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة}$$

$$= \frac{{}^{a0}P_{x_n}^b}{\left(1 - \left({}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} - {}^{a0}Q_{x_n}^L \right) \right)} \left(1 - \left({}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} \right)^{{}^{a1J}K_{x_n}/2^J} \right)$$

$${}^{a1J}Q_{x_n}^{r \cdot L} = \text{احتمال الانتقال من الحالة } a \text{ إلى الحالة } r \text{ بين الملتحقات بالحالة } a \text{ من الدرجة } J \text{ خلال الفئة العمرية } (x_n, x_{n+1}) \text{ بعد استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة}$$

$$= \frac{{}^{a0}Q_{x_n}^r}{\left(1 - \left({}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} - {}^{a0}Q_{x_n}^L \right) \right)} \left(1 - \left({}^{a0}P_{x_n}^{r \cdot L} \right)^{{}^{a1J}K_{x_n}/2^J} \right)$$

حيث تعرف ${}^{a1J}K_{x_n}$ ؛ $J = 1, 2, \dots$ كالاتى:

$${}^{a1J}U_{x_n} = {}^{a1J}K_{x_n} \cdot {}^{a0}U_{x_n}$$

خطر الخروج من الحالة a بين الملتحقات بها من الدرجة J خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

$${}^{aJ}U_{x_n} =$$

$${}^{a0}U_{x_n} = \text{خطر الخروج من الحالة } a \text{ بين سكان الحالة } a \text{ خلال الفئة العمرية } (x_n, x_{n+1})$$

٣-٢- استخدام التعريف النظري للاحتمال في تقدير الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بكل فئة عمرية

في نموذج يتضمن الحالتين غير الماصتين a و b والحالة الماصة r ، يستخدم أسلوب الإمكان الأكبر في تقدير مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة a خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) : ${}^{a0}P_{x_n}$ و ${}^{a0}P_{x_n}^b$ و ${}^{a0}Q_{x_n}^r$ و ${}^{aJ}K_{x_n}$ و ${}^{b0}P_{x_n}$ و ${}^{b0}P_{x_n}^a$ و ${}^{b0}Q_{x_n}^r$ و ${}^{bJ}K_{x_n}$ ؛ $J=1,2,\dots$ ، وتقدر هذه الاحتمالات فقط إذا كان عدد سكان الحالة غير الماصة الخارجين عن الملاحظة أو غير الخارجين عن الملاحظة بهذه الفئة العمرية لا يساوى صفرًا. وتستخدم هذه الاحتمالات في اشتقاق الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) وجيه (٢٠٠٤). فإذا تعذر حساب مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة a خلال (x_n, x_{n+1}) باستخدام أسلوب الإمكان الأكبر؛ كما يتضح بالمثال الذي قدمه وجيه (٢٠٠٦ ب)، يمكن اشتقاق الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة a خلال هذه الفئة العمرية باستخدام التعريف النظري للاحتمال في ضوء التطوير لهذا التعريف الذي قدمه وجيه (١٩٩٦) لتقدير مدخلات جداول الحياة الفوجية.

فيتم تكوين فراغ معاينة يتضمن نتيجة تعرض المتحقات من الدرجة J بالحالة a للمخاطر محل الدراسة خلال (x_n, x_{n+1}) سواء كانت هذه المفردات خارجات عن الملاحظة أو غير خارجات عن الملاحظة. وفي ضوء الرموز التي تصف سلوك المفردات المشاهدة بالحالة a خلال (x_n, x_{n+1}) ، غير الخارجات عن الملاحظة والخارجات عن الملاحظة، كما يتضح بالجدولين (٣) و (٤) على التوالي، يمكن تكوين فراغ المعاينة المشار إليه كالآتي:

$$S = [{}^{aJ}S_{x_n}, {}^{aJ}D_{x_n}^b, {}^{aJ}D_{x_n}^r, {}^{aJ}W_{x_n}, {}^{aJ}D_{x_n}^a, {}^{aJ}D_{x_n}^r]$$

جدول (٣)

وصف سلوك المفردات غير الخارجات عن الملاحظة
المشاهدة بالحالة a خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

نوع المفردات غير الخارجات عن الملاحظة المشاهدة	إجمالي عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة المشاهدة	عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة التي تنتقل	عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة التي	عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة
الملاحظة المشاهدة	الملاحظة المشاهدة	الملاحظة التي تنتقل	الملاحظة التي	عن الملاحظة

بالحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	بالحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	من الحالة a إلى الحالة b خلال (x_n, x_{n+1})	تنتقل من الحالة a إلى الحالة r خلال (x_n, x_{n+1})	التي تستمر في الظهور بالحالة a حتى العمر x_{n+1}
$a^0 T_{x_n}$	سكان الحالة a	$a^0 D_{x_n}^b$	$a^0 D_{x_n}^r$	$a^0 S_{x_n}$
$a^{i1} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة الأولى	$a^{i1} D_{x_n}^b$	$a^{i1} D_{x_n}^r$	$a^{i1} S_{x_n}$
$a^{i2} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة الثانية	$a^{i2} D_{x_n}^b$	$a^{i2} D_{x_n}^r$	$a^{i2} S_{x_n}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$a^{iJ} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة J	$a^{iJ} D_{x_n}^b$	$a^{iJ} D_{x_n}^r$	$a^{iJ} S_{x_n}$

جدول (٤)

وصف سلوك المفردات الخارجيات عن الملاحظة
المشاهدة بالحالة a خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

نوع المفردات الخارجيات عن الملاحظة المشاهدة بالحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	إجمالي عدد المفردات الخارجيات عن الملاحظة المشاهدة بالحالة a بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	عدد المفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة b قبل الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})	عدد المفردات التي تنتقل من الحالة a إلى الحالة r قبل الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})	عدد المفردات التي تستمر في الظهور بالحالة a حتى لحظة الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})
$a^0 T_{x_n}$	سكان الحالة a	$a^0 D_{x_n}^b$	$a^0 D_{x_n}^r$	$a^0 w S_{x_n}$
$a^{i1} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة الأولى	$a^{i1} D_{x_n}^b$	$a^{i1} D_{x_n}^r$	$a^{i1} w S_{x_n}$
$a^{i2} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة الثانية	$a^{i2} D_{x_n}^b$	$a^{i2} D_{x_n}^r$	$a^{i2} w S_{x_n}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$a^{iJ} T_{x_n}$	الملتحققات بالحالة a من الدرجة J	$a^{iJ} D_{x_n}^b$	$a^{iJ} D_{x_n}^r$	$a^{iJ} w S_{x_n}$

وفي ظل افتراض انتظام زمن الخروج عن الملاحظة وانتظام سلوك المتحقات بالحالات غير الماصة من الدرجات المتتالية، يمكن تعريف الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة a من الدرجة J كالآتي:

$$\begin{aligned} {}_{h_n}^{aJ}P_{x_n} &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}S_{x_n} + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}S_{x_n}}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n}} \\ {}_{h_n}^{aJ}P_{x_n}^b &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^b + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^b}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n}} \\ {}_{h_n}^{aJ}Q_{x_n}^r &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^r + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^r}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n}}, \quad J = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

أما إذا كان هناك مفردات مفقودات من الملاحظة فيأخذ فراغ المعاينة الشكل التالي:

$$S = [{}_{h_n}^{aJ}S_{x_n}, {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^b, {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^r, {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^L, {}_{h_n}^{aJw}S_{x_n}, {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^b, {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^r, {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^L]$$

حيث

عدد المفردات المفقودات من الملاحظة بين المفردات غير الخارجات عن

الملاحظة المتحقات بالحالة a من الدرجة J خلال (x_n, x_{n+1})

عدد المفردات المفقودات من الملاحظة بين المفردات الخارجات عن

الملاحظة المتحقات بالحالة a من الدرجة J خلال (x_n, x_{n+1})

ويمكن في هذه الحالة تعريف الاحتمالات التي تصف سلوك المتحقات بالحالة a من الدرجة J

خلال (x_n, x_{n+1}) وتستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة، في ظل افتراض انتظام زمن

الفقدان من الملاحظة بالإضافة للفروض السابقة كالآتي:

$$\begin{aligned} {}_{h_n}^{aJ}P_{x_n}^{L} &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}S_{x_n} + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}S_{x_n}}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} - \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^L + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n} - \frac{1}{4} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^L} \\ {}_{h_n}^{aJ}P_{x_n}^{b-L} &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^b + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^b}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} - \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^L + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n} - \frac{1}{4} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^L} \\ {}_{h_n}^{aJ}Q_{x_n}^{r-L} &= \frac{{}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^r + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^r}{{}_{h_n}^{aJ}T_{x_n} - \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJ}D_{x_n}^L + \frac{1}{2} {}_{h_n}^{aJw}T_{x_n} - \frac{1}{4} {}_{h_n}^{aJw}D_{x_n}^L}, \quad J = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

حيث نفترض أن المفردات المفقودات من الملاحظة غير الخارجات عن الملاحظة تتعرض

لتأثير المخاطر محل الدراسة قبل الفقدان من الملاحظة عند منتصف الفترة الزمنية المشاهدة

لها بالحالة a خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) . ونفترض أن المفردات المفقودات من الملاحظة

بين الخارجات عن الملاحظة تتعرض لتأثير المخاطر محل الدراسة قبل الفقدان من الملاحظة

عند منتصف الفترة الزمنية المشاهدة لها بالحالة a قبل لحظة الخروج عن الملاحظة خلال

الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) .

ويتضمن الجدولان (٥) و(٦) وصفاً للرموز التي تمثل سلوك المفردات المشاهدة بالحالة b سواء كانت غير خارجات عن الملاحظة أو خارجات عن الملاحظة خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1}) .

جدول (٥)

وصف سلوك المفردات غير الخارجات عن الملاحظة
المشاهدة بالحالة b خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة التي تستمر في الظهور بالحالة b حتى العمر x_{n+1}	عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة التي تنتقل من الحالة b إلى الحالة r خلال (x_n, x_{n+1})	عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة التي تنتقل من الحالة b إلى الحالة a خلال (x_n, x_{n+1})	إجمالي عدد المفردات غير الخارجات عن الملاحظة المشاهدة بالحالة b بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	نوع المفردات غير الخارجات عن الملاحظة المشاهدة بالحالة b بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})
${}^{b0}S_{x_n}$	${}^{b0}D_{x_n}^r$	${}^{b0}D_{x_n}^a$	${}^{b0}T_{x_n}$	سكان الحالة b
${}^{b11}S_{x_n}$	${}^{b11}D_{x_n}^r$	${}^{b11}D_{x_n}^a$	${}^{b11}T_{x_n}$	الملتحقات بالحالة b من الدرجة الأولى
${}^{b12}S_{x_n}$	${}^{b12}D_{x_n}^r$	${}^{b12}D_{x_n}^a$	${}^{b12}T_{x_n}$	الملتحقات بالحالة b من الدرجة الثانية
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
${}^{b1J}S_{x_n}$	${}^{b1J}D_{x_n}^r$	${}^{b1J}D_{x_n}^a$	${}^{b1J}T_{x_n}$	الملتحقات بالحالة b من الدرجة J

جدول (٦)

وصف سلوك المفردات الخارجات عن الملاحظة
المشاهدة بالحالة b خلال الفئة العمرية (x_n, x_{n+1})

عدد المفردات التي تستمر في الظهور	عدد المفردات التي تنتقل من الحالة b	عدد المفردات التي تنتقل من الحالة b	إجمالي عدد المفردات الخارجات	نوع المفردات الخارجات عن
-----------------------------------	---------------------------------------	---------------------------------------	------------------------------	--------------------------

بالملاحظة المشاهدة بالحالة b بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	عن الملاحظة المشاهدة بالحالة b بالفئة العمرية (x_n, x_{n+1})	إلى الحالة a قبل الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})	إلى الحالة r قبل الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})	بالحالة b حتى لحظة الخروج عن الملاحظة خلال (x_n, x_{n+1})
سكان الحالة b	${}^{b0w}T_{x_n}$	${}^{b0w}D_{x_n}^a$	${}^{b0w}D_{x_n}^r$	${}^{b0w}S_{x_n}$
الملتحققات بالحالة b من الدرجة الأولى	${}^{b11w}T_{x_n}$	${}^{b11w}D_{x_n}^a$	${}^{b11w}D_{x_n}^r$	${}^{b11w}S_{x_n}$
الملتحققات بالحالة b من الدرجة الثانية	${}^{b12w}T_{x_n}$	${}^{b12w}D_{x_n}^a$	${}^{b12w}D_{x_n}^r$	${}^{b12w}S_{x_n}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
الملتحققات بالحالة b من الدرجة J	${}^{bJw}T_{x_n}$	${}^{bJw}D_{x_n}^a$	${}^{bJw}D_{x_n}^r$	${}^{bJw}S_{x_n}$

٤ - التطبيق

سوف نتعرض لبناء جدول حياة فوجي للتزايد والتناقص عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة باستخدام المثال المفترض التالي: فيمكن أن نتصور أنه في دراسة خاصة تم تتبع عدد 1000 من الإناث المتزوجات عند العمر 20 وعدد 1500 من الإناث غير المتزوجات عند العمر 20 وفقاً لطول الفترة الزمنية المشاهدة لكل منهن حتى العمر 35 سنة. فيصف الجدولان (٧) و(٨) سلوك المفردات سكان الحالة متزوج a والمفردات الملتحققات بها من الدرجة الأولى على التوالي، سواء كانت هذه المفردات غير خارجات عن الملاحظة أو خارجات عن الملاحظة. ويصف الجدولان (٩) و(١٠) سلوك المفردات سكان الحالة غير متزوج b والمفردات الملتحققات بها من الدرجة الأولى على التوالي، سواء كانت هذه المفردات غير خارجات عن الملاحظة أو خارجات عن الملاحظة. ونفترض أن الملتحققات من الدرجة الثانية بالحالة a أو بالحالة b بكل فئة عمرية (x_n, x_{n+1}) يستمر ظهورهن بالحالة التي يلتحقن بها حتى العمر x_{n+1} أو حتى لحظة الخروج عن الملاحظة.

جدول (٧)

وصف سلوك سكان الحالة متزوج a غير الخارجين عن الملاحظة
والخارجين عن الملاحظة بكل فئة عمرية

x_n	${}^{a0w}T_{x_n}$	${}^{a0w}S_{x_n}$	${}^{a0w}D_{x_n}^b$	${}^{a0w}D_{x_n}^r$	${}^{a0w}T_{x_n}$	${}^{a0w}S_{x_n}$	${}^{a0w}D_{x_n}^b$	${}^{a0w}D_{x_n}^r$
20 - 25	810	780	28	2	190	171	16	3
25 - 30	903	869	32	2	530	488	40	2
30 - 35	0	0	0	0	1080	1037	39	4

جدول (٨)

وصف سلوك المتحقات من الدرجة الأولى بالحالة متزوج a
غير الخارجات عن الملاحظة والخارجات عن الملاحظة بكل فئة عمرية

x_n	${}^{all}T_{h_n}$	${}^{all}S_{x_n}$	${}^{all}D_{h_n}^b$	${}^{all}D_{h_n}^r$	${}^{allw}T_{h_n}$	${}^{allw}S_{x_n}$	${}^{allw}D_{h_n}^b$	${}^{allw}D_{h_n}^r$
20 - 25	690	635	53	2	196	176	17	3
25 - 30	210	191	16	3	102	91	9	2
30 - 35	0	0	0	0	57	51	5	1

جدول (٩)

وصف سلوك سكان الحالة غير متزوج b غير الخارجين عن الملاحظة
والخارجين عن الملاحظة بكل فئة عمرية

x_n	${}^{b0}T_{x_n}$	${}^{b0}S_{x_n}$	${}^{b0}D_{h_n}^a$	${}^{b0}D_{h_n}^r$	${}^{b0w}T_{x_n}$	${}^{b0w}S_{x_n}$	${}^{b0w}D_{h_n}^a$	${}^{b0w}D_{h_n}^r$
20 - 25	1155	462	690	3	345	145	196	4
25 - 30	351	139	210	2	173	69	102	2
30 - 35	0	0	0	0	165	106	57	2

جدول (١٠)

وصف سلوك المتحقات من الدرجة الأولى بالحالة غير متزوج b
غير الخارجات عن الملاحظة والخارجات عن الملاحظة بكل فئة عمرية

x_n	${}^{bil}T_{h_n}$	${}^{bil}S_{x_n}$	${}^{bil}D_{h_n}^a$	${}^{bil}D_{h_n}^r$	${}^{bilw}T_{h_n}$	${}^{bilw}S_{x_n}$	${}^{bilw}D_{h_n}^a$	${}^{bilw}D_{h_n}^r$
20 - 25	28	9	18	1	16	4	11	1
25 - 30	32	10	20	2	40	11	27	2
30 - 35	0	0	0	0	39	27	11	1

ولقد تم تقدير مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة متزوج a بكل فئة عمرية باستخدام البيانات السابق الإشارة إليها، كما يتضح بالجدول (١١). ثم تم تكوين جدول الحياة للتزايد والتناقص للحالة متزوج a؛ الذي يضم جدول الحياة المتناقص للحالة a والجدول المرفقة به التي تصف سلوك المتحقات من الدرجة الأولى والدرجة الثانية بالحالة a كما يتضح بالجدول (١٢) و(١٣) و(١٤) على التوالي.

جدول (١١)

مدخلات جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة متزوج a

x_n	${}^{a0}P_{x_n}$	${}^{a0}P_{x_n}^b$	${}^{a0}Q_{x_n}^r$	${}^{a11}K_{x_n}$	${}^{b0}P_{x_n}$	${}^{b0}P_{x_n}^a$	${}^{b0}Q_{x_n}^r$	${}^{b11}K_{x_n}$
20 - 25	.9461	.0496	.0043	3.5891	.3576	.6361	.0063	2.8902
25 - 30	.9355	.0590	.0055	3.6228	.3284	.6570	.0146	3.0815
30 - 35	.9220	.0700	.0080	0.5480	.4110	.5641	.0249	1.6541

جدول (١٢)

جدول الحياة المتناقص للحالة متزوج a

x_n	${}^{a0}P_{x_n}$	${}^{a0}P_{x_n}^b$	${}^{a0}Q_{x_n}^r$	${}^aI(x_n)$	${}^ad_{x_n}^b$	${}^ad_{x_n}^r$	${}^aL_{x_n}$	$e(x_n)$	$eA(x_n)$
20 - 25	.9461	.0496	.0043	10000	496	43	48559	23.7613	27.1747
25 - 30	.9355	.0590	.0055	9461	558	52	45865	19.9825	22.4574
30 - 35	.9220	.0700	.0080	8851	620	71	42654	16.1777	17.7568
35 +	-	-	-	8160	-	-	-	12.3205	13.4576

- لا تتوفر بيانات عنها

جدول (١٣)

وصف سلوك المتحقات من الدرجة الأولى بالحالة a

x_n	احتمال الالتحاق من الدرجة الأولى بالحالة a	${}^{a11}P_{x_n}$	${}^{a11}P_{x_n}^b$	${}^{a11}Q_{x_n}^r$
20 - 25	.6361	.9054	.0871	.0075
25 - 30	.6570	.8862	.1041	.0097
30 - 35	.5641	.9780	.0197	.0023

جدول (١٤)

وصف سلوك المتحقات من الدرجة الثانية بالحالة a

x_n	احتمال الالتحاق من الدرجة الثانية بالحالة a	سلوك المتحقات من الدرجة الثانية بالحالة a
20 - 25	.0380	لقد تم افتراض استمرار ظهور المتحقات بالحالة a من الدرجة الثانية بكل فئة عمرية (x_n, x_{n+1}) بهذه الحالة حتى العمر x_{n+1}
25 - 30	.0473	
30 - 35	.0349	

ولقد استلزم حساب توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل، توفير بيانات عن الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالتين a و b والمتحقات بهما من الدرجة الأولى ومن الدرجة الثانية خلال

الفترة الزمنية غير المشاهدة؛ أى خلال الأعمار (100-35)، بعد تقسيمها إلى فئات عمرية طولها سنة. ثم تم تطبيق الصيغ الرياضية السابق الحصول عليها لـ $e(x_n)$ و $e_1 A(x_n)$ و $e_2 A(x_n)$.

ولقد تم تقدير الاحتمالات التى تصف سلوك سكان الحالتين a و b والملتحقات بهما من الدرجة الأولى ومن الدرجة الثانية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة ($x_m = 35, \infty$) كالاتى:

أ- تقدير قيمة للاحتمالين ${}_{h_m}^{b0}P_{x_m}$ و ${}_{h_m}^{a0}P_{x_m}$

${}_{h_m}^{a0}P_{x_m} =$ احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a حتى العمر 35 بين سكان الحالة a عند العمر 30

$=$ احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a من العمر 30 حتى العمر 31 \times احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a من العمر 31 حتى العمر 32 $\times \dots \times$ احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a من العمر 34 حتى العمر 35 = الحد الأدنى لاحتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a بكل عمر من أعمار الفئة العمرية (30-35).

ونظراً لأن ظروف الوفاة خلال الأعمار (100-35) تختلف كثيراً عن ظروف الوفاة خلال الفئة العمرية (30-35)، فأعتقد أنه من المنطقى أن نفترض أن الحد الأدنى لاحتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a بين سكان الحالة a بكل عمر من أعمار الفئة العمرية (30-35) = احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a بكل عمر بين سكان الحالة a خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. أى أننا سوف نفترض أن ${}_{h_m}^{a0}\hat{P}_{x_m} = {}_{h_m}^{a0}\hat{P}_{30} = 0.9220$.

كذلك بالنسبة لـ ${}_{h_m}^{b0}P_{x_m}$ ، ففى ضوء نفس التصور السابق يمكن أن نفترض أن ${}_{h_m}^{b0}\hat{P}_{x_m} = {}_{h_m}^{b0}\hat{P}_{30} = 0.4110$.

ب- تقدير قيمة للاحتمالين ${}_{h_m}^{a11}P_{x_m}$ و ${}_{h_m}^{b11}P_{x_m}$

${}_{h_m}^{a11}P_{x_m} =$ احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a حتى العمر 35 بين الملتحقات بالحالة a من الدرجة الأولى خلال الأعمار (30-35)

$=$ احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a حتى العمر 35 بين الملتحقات من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 30 + احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a حتى العمر 35 بين الملتحقات من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 31 + ... + احتمال الاستمرار فى الظهور بالحالة a حتى العمر 35 بين الملتحقات من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 34.

فإذا افترضنا تساوى هذه الاحتمالات، يمكن أن نعرف احتمال الاستمرار في الظهور بالحالة a بكل عمر من الأعمار خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة بين الملتحقات بالحالة a من الدرجة الأولى عند هذا العمر؛ ${}_{h_m}^{a11}P_{x_m}$ ، بأنه يساوى $\frac{{}^{a11}P_{30}}{5}$ ، على أساس أن هذه القيمة تمثل الحد الأدنى لاحتمال الاستمرار في الظهور بالحالة a بكل عمر من الأعمار بالفئة العمرية (30 - 35) بين الملتحقات من الدرجة الأولى بالحالة a عند هذا العمر. بالتالى سوف نفترض

$$\text{أن } 0.1956 = \frac{.9780}{5} = \frac{{}^{a11}\hat{P}_{30}}{5} = {}_{h_m}^{a11}\hat{P}_{x_m}$$

$$\text{بالمثل بالنسبة لـ } {}_{h_m}^{b11}P_{x_m} \text{، يمكن أن نفترض أن } 0.0959 = \frac{.4793}{5} = \frac{{}^{b11}\hat{P}_{30}}{5} = {}_{h_m}^{b11}\hat{P}_{x_m}$$

ج- تقدير قيمة للاحتمالين ${}_{h_m}^{a11}V_{x_m}$ و ${}_{h_m}^{b11}V_{x_m}$

$${}_{h_m}^{a11}V_{30} = \text{احتمال الالتحاق بالحالة } a \text{ من الدرجة الأولى خلال الأعمار (30 - 35)}$$

= احتمال الالتحاق من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 30 + احتمال الالتحاق من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 31 + ... + احتمال الالتحاق من الدرجة الأولى بالحالة a عند العمر 34.

فإذا افترضنا تساوى هذه الاحتمالات، يمكن أن نعرف احتمال الالتحاق من الدرجة الأولى بالحالة a عند عمر معين خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة؛ ${}_{h_m}^{a11}V_{x_m}$ ، بأنه يساوى $\frac{{}^{a11}V_{30}}{5}$.

$$\text{بالتالى سوف نفترض أن } 0.1128 = \frac{.5641}{5} = \frac{{}^{a11}\hat{V}_{x_m}}{5}$$

$$\text{بالمثل بالنسبة لـ } {}_{h_m}^{b11}V_{x_m} \text{، يمكن أن نفترض أن } 0.0140 = \frac{.0700}{5} = \frac{{}^{b11}\hat{V}_{x_m}}{5}$$

د- تقدير قيمة للاحتمالين ${}_{h_m}^{a12}V_{x_m}$ و ${}_{h_m}^{b12}V_{x_m}$

$${}_{h_m}^{a12}V_{30} = \text{احتمال الالتحاق بالحالة } a \text{ من الدرجة الثانية خلال الأعمار (30 - 35)}$$

= احتمال الالتحاق بالحالة a من الدرجة الثانية عند العمر 30 + احتمال الالتحاق بالحالة a من الدرجة الثانية عند العمر 31 + ... + احتمال الالتحاق بالحالة a من الدرجة الثانية عند العمر 34.

فإذا افترضنا تساوى هذه الاحتمالات، يمكن أن نعرف احتمال الالتحاق من الدرجة الثانية بالحالة a عند عمر معين خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة؛ ${}_{h_m}^{a12}V_{x_m}$ ، بأنه يساوى $\frac{{}^{a12}V_{30}}{5}$.

$$\text{بالتالى سوف نفترض أن } 0.0070 = \frac{.0349}{5} = \frac{{}^{a12}\hat{V}_{x_m}}{5}$$

$$\cdot 0.0022 = \frac{.0111}{5} = \frac{{}^{b12}\hat{V}_{30}}{5} = \frac{{}^{b12}\hat{V}_{x_m}}{h_m} \text{، يمكن أن نفترض أن } {}^{b12}V_{x_m} \text{،}$$

وبالتعويض بهذه القيم للاحتتمالات في الصيغ الرياضية لـ $e(x_n)$ و $e_1 A(x_n)$ و $e_2 A(x_n)$ ، يتم الحصول على توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل بجزئيه عند كل عمر من الأعمار خلال الفترة الزمنية المشاهدة جدول (١٥).

وكما يتضح بجدول (١٥) تأخذ $e_1 A(x_n)$ و $e_2 A(x_n)$ اتجاهاً متناقصاً مع تقدم العمر، مما يتفق مع الاتجاه المتناقص لهما بالمثال الذي قدمه وجيه (٢٠٠٦ أ)، عندما تعرض لبناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة متزوج عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة. ولكن يلاحظ بصفة عامة انخفاض قيمة توقع الحياة $e(x_n)$ ، عن ما هو مشاهد بالمثال الذي قدمه وجيه (٢٠٠٦ أ)، ويعزى ذلك أساساً للقيمة التي تم اختيارها لاحتمال الاستمرار في الظهور بالحالة متزوج بين سكان هذه الحالة بكل عمر من الأعمار خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة؛ ${}^{a0}P_{x_m}$. فأعتقد أنه كان لابد أن يتم اختيار قيمة لاحتمال ${}^{a0}P_{x_m}$ في ضوء القيمة المتوسطة لمعدل الوفاة خلال الأعمار (100 - 35). فبمجرد أن ترتفع قيمة ${}^{a0}P_{x_m}$ من القيمة التي تم اختيارها (0.9220) إلى 0.94، ترتفع قيمة توقع الحياة عند الأعمار المتتالية خلال الفترة الزمنية المشاهدة كالتالي: $e(20) = 26.8998$ ، $e(25) = 23.2998$ ، $e(30) = 19.7237$ ، $e(35) = 16.1667$.

جدول (١٥)

مكونات توقع الحياة المعدل

x_n	$e(x_n)$	$e_1 A(x_n)$	$e_2 A(x_n)$	$eA(x_n)$
20 - 25	23.7613	3.1263	.2871	27.1747
25 - 30	19.9825	2.3522	.1200	22.4574
30 - 35	16.1777	1.5533	.0258	17.7568
35 +	12.3205	1.1281	.0090	13.4576

٥ - الخلاصة

يهتم البحث ببناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة، من خلال استخدام نموذج يتضمن حالتين غير ماصتين وحالة ماصة واحدة. لقد سبق أن اهتم وجيه (٢٠٠٦ أ) ببناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة. كما سبق أن اهتم وجيه (٢٠٠٦ ب) بتقدير مدخلات جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة وعندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة. وتظهر العديد من المشاكل عند بناء جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما لا تتوفر بيانات فوجية كاملة. فيعنى بناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة غير الماصة

محل الدراسة، بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة وبناء الجداول المرفقة به التي تصف سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية؛ وجيه (٢٠٠٦ أ).

ويستلزم بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة، عندما تظهر مفردات مفقودات من الملاحظة، استبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من مدخلات جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص. ولقد تم اشتقاق الاحتمالات التي تستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة في ضوء تعريف Chiang (1968) للاحتمالات الجزئية الخام. كما يستلزم بناء جدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة، تعريف توقع الحياة وتوقع الحياة المعدل عند كل عمر خلال الفترة الزمنية المشاهدة، في ضوء فروض البحث خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة التالية للفترة الزمنية المشاهدة. لقد تم تقسيم الفترة الزمنية غير المشاهدة إلى فئات عمرية طولها K سنة؛ لا يمكن أن يحدث خلالها سوى ملتحقات من الدرجة الأولى والثانية للحالات غير الماصة، بحيث يستمر ظهور الملتحقات من الدرجة الثانية بفئة عمرية معينة بالحالة التي يلتحقن بها حتى نهاية هذه الفئة العمرية. ولقد تم افتراض انتظام سلوك سكان الحالة غير الماصة الخارجيين منها بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة، كما تم افتراض ثبات كافة الاحتمالات التي تصف سلوك سكان الحالتين غير الماصتين محل الدراسة والملتحقات بهما من الدرجة الأولى والثانية بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. ولقد تم اشتقاق الصيغة العامة لتوقع الحياة والصيغة العامة لتوقع الحياة المعدل بجزئيه عند كل عمر في ظل الفروض السابق الإشارة إليها. لقد سبق لـ Chiang (1968) أن قسم الزمن إلى فئات عمرية طولها سنة وافترض انتظام سلوك الوفيات بكل فئة عمرية خلال الزمن، بالإضافة لافتراض ثبات احتمال البقاء على قيد الحياة بكل فئة عمرية خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. ونتج عن تعريف توقع الحياة في ظل فروضه ثبات توقع الحياة عند كل عمر خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة. كذلك نتج عن فروض البحث تطابق قيمة توقع الحياة وتطابق قيمة توقع الحياة المعدل بجزئيه عند كل عمر خلال الفترة الزمنية غير المشاهدة كما هو الحال في ظل التوزيع الأسى. ولم يكن لهذه النتيجة غير الواقعية تأثير يذكر على قيمة توقع الحياة وقيمة توقع الحياة المعدل بجزئيه، كما يتضح بالمثال الذي تم تطبيقه، الذي يتعرض لبناء جدول الحياة الفوجي للتزايد والتناقص للحالة متزوج في ظل نموذج يتضمن الحالة متزوج والحالة غير متزوج وحالة الوفاة. أيضاً يظهر عدد من المشاكل عند بناء الجداول المرفقة بجدول الحياة المتناقص للحالة غير الماصة محل الدراسة. فنحتاج لاستبعاد أثر خطر فقدان من الملاحظة من الاحتمالات التي تصف سلوك الملتحقات بالحالات غير الماصة من الدرجات المتتالية، عندما تضم البيانات محل التحليل مفردات مفقودات من الملاحظة. ولقد تم اشتقاق هذه الاحتمالات التي تستبعد أثر خطر فقدان من الملاحظة في

ضوء تعريف Chiang (1968) للاحتتمالات الجزئية الخام. كذلك قد يتعذر استخدام أسلوب الإمكان الأكبر فى تقدير مدخلات جدول الحياة الفوجى للتزايد والتناقص بفئة عمرية معينة، فلا نستطيع تقدير الاحتمالات التى تصف سلوك الملتحقات بالحالة غير الماصة من الدرجات المتتالية بهذه الفئة العمرية، لذلك تم استخدام التعريف النظرى للاحتتمال فى تقدير هذه الاحتمالات طبقاً لما قدمه وجيه (١٩٩٦).

المراجع العربية

- ١- وجيه، م. م. ١٩٩٦. تطوير التعريف النظرى للاحتتمال الذى يستخدم فى تقدير مدخلات جداول الحياة الفوجية. المؤتمر السنوى الحادى والثلاثون للإحصاء وعلوم الحاسب وبحوث العمليات. معهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة.
- ٢- وجيه، م. م. ٢٠٠٤. وصف سلوك الملتحقات بالحالات غير الماصة بجدول الحياة للتزايد والتناقص عندما تكون هناك علاقة بين خطر الخروج من الحالة غير الماصة بين سكانها وبين الملتحقات بها بكل فئة عمرية. المؤتمر السنوى السادس عشر للإحصاء والنمذجة الآلية فى العلوم الاجتماعية والإنسانية. قسم الإحصاء ومركز نظم المعلومات والحاسبات الإلكترونية بكلية الاقتصاد والعلوم السياسية - جامعة القاهرة.
- ٣- وجيه، م. م. ٢٠٠٦ أ. "تعريف أكثر تطوراً لجدول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص عندما تتوفر بيانات فوجية كاملة". المجلة المصرية للسكان وتنظيم الأسرة. معهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة. المجلد التاسع والثلاثون، العدد الأول.
- ٤- وجيه، م. م. ٢٠٠٦ ب. "تقدير مدخلات جداول الحياة الفوجية للتزايد والتناقص". المجلة المصرية للسكان وتنظيم الأسرة. معهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة. المجلد التاسع والثلاثون، العدد الثانى.

المراجع الأجنبية

- 5- Chiang; C. L. 1968. Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics. John Wiley & sons. Inc.
- 6- Klein; John P., Moeschberger; Melvin L. 1997. Survival analysis Techniques for Censored and Truncated Data. Springer.
- 7- Land; Kenneth C., Guralnick; Jack M., Blazer; Don G. 1994. "Estimating increment = decrement life tables with multiple covariates from panel data: The case of active life expectancy". Demography. Vol. 31.

