إعداد جداول متعدد التناقص
يمثل خبرة صندوق الزمالة بجامعة القاهرة

وجيه عبد الله فهمى مصطفى

المدرس بقسم الرياضة والتأمين
كلية التجارة جامعة القاهرة
Wbarakat2003@hotmail.com

ملخص البحث

اعتبارا من ١٩٨٥/١/١ قامت جامعة القاهرة بإنشاء صندوق للتأمين الخاص لأعضاء هيئة التدريس والعاملين بجامعة القاهرة مقابل اشتراك يمثل نسبة من الأجر الشهرى الأساسى دون الأخذ فى الاعتبار السن والجنس عند تقدير معدل الاشتراك . ويلاحظ أن تلك الطريقة وأن كانت تتميز بالبساطة إلا أنها لا تحقق العدالة بين الجامعة المؤمن عليهم فى ذلك النظام . وبالتالى يهدف ذلك البحث إلى العمل على إنشاء جدول حياة أو وفاة متعدد التناقص بسبب التقاعد والعجز والوفاة يمثل خبرة صندوق الزمالة بجامعة القاهرة مع أخذ السن فى الاعتبار والعمل على تسوية معدلات الوفاة الخام وذلك فى ظل افتراض مقبول وهو أن معدلات التناقص الملاحظة يمثلها منحنى أملس، وذلك لاستبعاد أخطاء الصدفه أو أخطاء العينة ؛ ثم إجراء الاختبارات الإحصائية المناسبة بغرض التأكد من تلك المعدلات تمثل الواقع محز الدراسة .

Constricting a multi decremented Table Representing the Experience of Cairo University Fellowship Fund

The University of Cairo initiated a private social security fund for members and staff of the University on 1/1/1985.the latter contribute a percentage of their basic monthly salary without regard to age and gender when estimating the amount of contribution . It is noted that while this methods is simple enough it does not achieve justice with respect to decremental group (the insured) according to that system . consequently this paper aims towards the constriction of a multi – decremental table covering retirement , illness , and death taking into account age factor, and making a Graduation to cured decremented rates , this is done under the assumption that the observed cured decremented rates are represented yy a smooth curve , in order to avoid accidental mistakes and the sample errors .Then statistical tests will be conducted to make sure that rates reflect the hypotheses of the study.

مقدمة:

تعد جداول الحياة والوفاة الأداة العلمية الأساسية التى ترتكز عليها أنواع عديدة من تأمينات الأشخاص . والعمل الرئيسى للإكتوارى هو بناء جدول يمثل الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للمجتمع محل الدراسة والأكثر مناسبة للهدف ، لذا يجب عليه أولا تحديد خصائص وصفات المجتمع محل الدراسة بغرض الوصول إلى قرار مناسب يعكس الخبرة الحديثة للمجتمع محل الدراسة.

وقد قامت جامعة القاهرة اعتبارا من ١٩٨٥/١/١ بإنشاء صندوق للتأمين الخاص لأعضاء هيئة التدريس والعاملين بجامعة القاهرة مقابل اشتراك يمثل نسبة من الأجر الشهرى الأساسى ، ويعرف الأجر الشهرى الأساسى وفقا لجداول الأجور المرفقة بلائحة التوظف لأعضاء هيئة التدريس بالجامعة وكذلك العاملين بها فى ١٩٩٢/٦/٣٠ بأنه ذلك الأجر الشهرى الأساسى مضافا إليها العلاوات الدورية وعلاوات الترقية مع عدم إضافة أية إضافات أخرى على هذا الأجر سواء بقانون أو بتشريع إلا بعد إجراء الدراسات الإكتوارية اللازمة وإعتمادها من الهيئة.

مشكلة البحث:

تعتبر أخطار التقاعد والعجز والوفاة من أهم الأخطار التى يتعرض لها الشخص الطبيعى ، لذا تهدف الصناديق الخاصة – ومنها صندوق الزمالة بجامعة القاهرة – إلى تحقيق نوع من الأمان المادى عن طريق دفع مبلغ معين عند تحقق أحد هذه الأخطار.

وفى دول المتقدمة فى صناعة التأمين تقوم هيئات التأمين على الحياة باعداد جداول تعتمد أساسا على ما تجمع لديها من بيانات وإحصاءات متصلة بجماعة المؤمن عليهم لديها تحقيقا لقانون الإعداد الكبيرة . كما يلاحظ أن كل هيئة تقوم بتسجيل كل ما يتعلق بجماعة المؤمن عليهم لديها فى بداية فترة معينة يتفق عليها ، وهذه الفترة تسمى فترة الملاحظة Investigation Period وطول هذه الفترة يتوقف على العديد من الأسباب أهمها مدى وفرة أو قلة البيانات.

أما فى جمهورية مصر العربية فإن الطريقة الوحيدة والأساسية عند حساب الاشتراك فى جميع صناديق التأمين الخاصة ومنها صندوق الزمالة بجامعة القاهرة هى الاعتماد على قيمة الأجر الأساسى.

(دون المزايا العينية) دون الأخذ في الاعتبار السن والجنس عند تقدير معدل الاشتراك.

ويلاحظ أن تلك الطريقة وأن كانت تتميز بالبساطة إلا أنها لا تحقق العدالة بين جماعة المؤمن عليهم في ذلك النظام . لأن العضو الذي في أول شريحة الأجر سوف يقوم بدفع نفس الاشتراك الذي يدفعه العضو الآخر الذي في آخر نفس شريحة الأجر – أى أن العضو الأول يقوم بدفع سعر أعلى من اللازم بينما العضو الآخر يقوم بدفع سعر أقل من اللازم – بالرغم من وجود فارق سن قد يصل إلى ٥ أو ١٠ سنوات، بل الأمر يكون أصعب إذا حصل الأصغر سنا على مرتبة علمية أو درجة وظيفية أعلى أدت إلى زيادة راتبه الأساسي ' وبالتالي زيادة نسبة اشتراكه في الصندوق مع أنه طبقا لمبدأ العدالة بين المشتركين في النظام يقوم بدفع اشتراك أقل لأن أساس الاختلاف هنا في قيمة الاشتراك هو الأجر الأساسي دون أخذ السن في الاعتبار. أيضا ذلك النظام لا يأخذ عنصر الجنس في الاعتبار عند تحصيل الاشتراكات بالرغم من أن كل الدراسات الإكتوارية تؤكد أن معدلات الوفاة لدى الإناث أقل من مثيلاتها عند الذكور، وإن كان هذا العامل قليل التأثير في بحثنا محل الدراسة.

وبالتالي يقترح الباحث التالي:

١- إعادة النظر في نسب الاشتراك مع أخذ السن في الاعتبار.

٢- العمل على إعداد جدول متعدد التناقص بسبب التقاعد والعجز والوفاة يمثل خبرة المجتمع محل الدراسة.

ولا شك أن التخطيط السليم لهذا النظام يجب أن يأخذ تلك الاختلافات في نسب الاشتراك بما يتناسب مع اختلاف السن، حتى يمكن تحقيق التوازن بين موارد ومصادر ذلك النظام في الأجل الطويل.

أهمية البحث

يستمد ذلك البحث أهميته من ازدياد حاجة السوق المصرية إلى جداول متعددة التناقص تكون مستمدة من الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للمجتمع محل الدراسة. ويرى الباحث أن إعداد مثل تلك الجداول يعد مطلبا تبرره الأمور التالية :

(١) الاعتماد على جدول متعدد التناقص خاصة بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى انخفاض تكلفة الاشتراك في النظام، نظرا للاعتماد الحالي على معدلات تناقص مرتفعة وتقديرية مختلفة عن الواقع.

(٢) الاعتماد على جدول متعدد التناقص خاص بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى تحقيق العدالة عند حساب معدلات الاشتراك في نظام صندوق الزمالة.

(٣) الاعتماد على جدول متعدد التناقص خاص بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى معرفة احتمالات التناقص المختلفة حسب الأعمار المختلفة وكذلك معرفة توقع الحياة.

(٤) الاعتماد على جدول متعدد التناقص خاص بالسوق المصرية سوف يساعد على إمكانية التنبؤ بمعدلات الوفاة والتي تفيد في رسم السياسات الاستثمارية لأموال جماعة المؤمن عليهم (الأعضاء المشتركين في النظام).

(٥) الاعتماد على جدول متعدد التناقص خاص بالسوق المصرية يعنى الوصول إلى معدلات نهائية من خلال عملية تمهيد وتسوية المعدلات الخام وجعلها ملساء *Smooth* وذلك لتسهيل عملية التعامل معها واستبعاد أي عدم انتظام بها.

(٦) توضيح المسار العلمي المحدد لمراحل إنشاء جدول حياة أو وفاة يمثل خبرة السوق المصرية.

(٧) تنبع الأهمية العملية للبحث من الاتجاه المتزايد للتوسع في إنشاء الصناديق الخاصة - حيث تقوم معظم جهات العمل التي يتوفر بها عدد معين من الأعضاء بإنشاء مثل تلك الصناديق – وذلك من خلال العمل على إنشاء جدول متعدد التناقص يمثل خبرة الصندوق محل الدراسة، أو خبرة صندوق شبيه، خاصة في ظل اتفاقية الجات التي تدعو إلى إزالة الحواجز أمام المنتج الأجنبي الذي يمكن أن يقدم مثل تلك الخدمات بطريقة أفضل وأقل تكلفة في السوق المصرية.

هدف البحث

يهدف ذلك البحث إلى العمل على إنشاء جدول متعدد التناقص بسبب التقاعد والعجز والوفاة يمثل خبرة صندوق الزمالة بجامعة القاهرة، والعمل على تسوية معدلات التناقص الخام وذلك في ظل افتراض مقبول وهو أن معدلات التناقص الملاحظة يمثلها

منحنى أملس، وذلك لاستبعاد أخطاء الصدفة أو أخطاء العينة ثم إجراء الاختبارات الإحصائية بغرض التأكد من تلك المعدلات تمثل الواقع محل الدراسة.

حدود البحث

تتمثل حدود البحث في الآتي:

(١) مجتمع الدراسة هو الأعضاء المشتركين في صندوق الزمالة جامعة القاهرة (أعضاء هيئة تدريس + العاملين).

(٢) أصغر سن في الجدول المراد إنشاؤه هو ١٩ سنة للعاملين، ٢١ سنة لأعضاء هيئة التدريس حيث يبدأ التعين في الجامعة وبالتالي الاشتراك في النظام بداية من هذا السن.

(٣) أكبر سن بالجدول المراد إنشاؤه هو ٦٠ سنة، حيث يفترض أن مزايا النظام يبدأ دفعها في حالة الوفاة أو البقاء لحين بلوغ سن الستين أيهما يحدث أولاً.*

فروض البحث

تقوم هذه الدراسة على عدة فروض أساسية وهي:

(١) استخدام سنة الحياة *Life Year* كسنة معدل، حيث يتم تجميع التناقصات (التقاعد θ_x^r والعجز θ_x^i والوفاة θ_x^d) على أساس السن السابق بين تمام السن x وتمام السن $x+1$.

(٢) حركات الدخول والخروج للأعضاء من وإلى نظام صندوق الزمالة موزعة بانتظام على مدار السنة. وبالتالي فإنه بدلاً من حساب زمن التعرض لكل عضو على حدة فإننا سوف نفترض مساهمة جميع الأعضاء (كل حسب السن) في زمن التعرض للخطر بنصف سنة في المتوسط.

(٣) معدلات التناقص الخام يمثلها منحنى منكسر، وبالتالي لابد من إجراء عملية تسوية لتلك المعدلات بغرض الوصول إلى معدلات يمثلها منحنى أملس وذلك لاستبعاد أخطاء الصدفة أو أخطاء اختيار العينة.

خطة البحث

تتمثل خطة البحث في الخطوات التالية:

(١) تحديد فترة الملاحظة.

من ١٩٩٨/١/١ إلى ٢٠٠٢/١٢/٣١.

(٢) تحديد سنة المعدل.

عادة سوف تكون سنة الحياة *Life Year*.

(٣) تحديد العينة محل الدراسة.

العينة محل الدراسة تمثل حوالي ٥% من حجم الأعضاء المشتركين في النظام.

(٤) حساب مقادير التعرض للخطر.

- لخطر التقاعد.
- لخطر العجز.
- لخطر الوفاة.

ومنها يتم حساب معدلات وحيدة التناقص لأخطار التقاعد والعجز والوفاة.

(٥) حساب معدلات متعددة التناقص لأخطار التقاعد والعجز والوفاة بمعلومية المعدلات وحيدة التناقص.

حيث أن حوادث التقاعد والعجز والوفاة حوادث متعارضة أو متنافية بمعنى أن تحقق أحد هذه الأخطار يمنع تحقق الخطرين الباقيين، لذا فإن هناك علاقات تبادلية بين تلك المعدلات. وهذه المعدلات تمثل أحد الأسس الفنية للحسابات الإكتوارية في الجداول متعددة التناقص.

(٦) إيجاد معدلات التناقص اللحظية بمعلومية معدلات التناقص المتعددة.

وذلك في ظل افتراض مقبول وهو $\mu_{x+t} = (a\mu)_{x+t}$.

(٧) إجراء عملية تمهيد وتسوية *Graduation* للمعدلات الخام

وذلك بغرض التوصل إلى معدلات تناقص لحظية تتميز بأن تكون:

- ملساء *Sooth*
- متطابقة *Adherence*

وذلك باستخدام طريقة التسوية بالصيغ الرياضية من خلال معادلة ماكيهم وذلك لتسهيل التعامل معها واستبعاد أي عدم انتظام بها.

---

* يستثنى من ذلك بعض الحالات مثل أعضاء هيئة التدريس بكلية دار العلوم خريجي الأزهر حيث يكون سن التقاعد لهم هو ٦٥ سنة.

(٨) <u>الوصول إلي معدلات نهائية لحظية لأخطار التقاعد والعجز والوفاة</u> $(a\mu)^d_{x+1}, (a\mu)^i_{x+1}, (a\mu)^s_{x+1}$ وذلك عند سنوات العمر المختلفة.

(٩) <u>إجراء الاختبارات الإحصائية</u>
هناك مجموعة من الاختبارات – والتي يطلق عليها اختبارات التطابق *Adherence Tests* – للتأكد من مدى قبول الفرض القائل بأن تلك البيانات تمثل خبرة المجتمع محل الدراسة.

(١٠) <u>وضع معدلات وقوع حوادث التقاعد والعجز والوفاة عند سنوات العمر المختلفة في شكل جدول</u> يستخدم كأساس لتقدير معدلات الاشتراكات في نظام صندوق الزمالة بجامعة القاهرة.

<u>هيكل البحث</u>

تم تقسيم ذلك البحث إلى ثلاث فصول وهى:

<u>الفصل الأول: مفاهيم أساسية</u>

(١) منهوم فترة الملاحظة.
(٢) منهوم فترة المعدل .
(٣) منهوم المقدار المعرض للخطر.
(٤) منهوم معدل الوفاة الخام.
(٥) مفهوم معدل الوفاة السنوي.
(٦) مفهوم معدل الوفاة السنوي الملاحظ.
(٧) مفهوم معدل الوفاة المركزي.
(٨) منهوم معدل الوفاة المركزي الملاحظ.
(٩) منهوم تسوية وتمهيد المعدلات الخام.

<u>الفصل الثاني: الدراسة التطبيقية</u>

المبحث الأول: حساب مقادير التعرض للخطر ومعدلات التناقص المختلفة.

المبحث الثاني: إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام وإجراء تمهيد وتسوية لمعدلات التناقص المختلفة.

المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية.

<u>الفصل الثالث: النتائج والتوصيات</u>

<u>الملاحق</u>

<u>الفصل الأول: مفاهيم أساسية</u>

هناك بعض المفاهيم الأولية التي يجب التنويه إليها والتي لها علاقة بالدراسة محل البحث وهى:

<u>١- مفهوم فترة الملاحظة *The period of investigation*</u>

هي تلك الفترة التي يتم فيها ملاحظة الظاهرة محل الدراسة (التقاعد والعجز والوفاة) من حيث الدخول والخروج. وهناك بعض القيود عند تحديد هذه الفترة منها ما يلي:

أ- يجب أن تكون خبرة الظاهرة محل الدراسة (التقاعد والعجز والوفاة) في مجموعة سنوات فترة الملاحظة متشابهة فيما بينها.

ب- يجب ألا تكون فترة الملاحظة قصيرة جدا حتى يتأتى معها تحقق قانون الأعداد الكبيرة.

ت- يجب ألا تكون فترة الملاحظة طويلة جدا بحيث يحدث خلالها تغيرا ملحوظا في معدلات وقوع الأخطار محل الدراسة.

<u>٢- فترة المعدل *The rate interval*</u>

هي عبارة عن الفترة التي على أساسها يتم تجميع الظاهرة (الوفيات مثلا) حسب السن، وفترة المعدل قد تكون:

أ- <u>سنة الحياة *Life year or The year of age*</u>
حيث تفترض هذه الطريقة أن تلك الحركات من دخول وخروج موزعة بانتظام على مدار السنة، وبالتالي فإن كل شخص يساهم في المقدار المعرض للخطر بـ $\frac{1}{2}$ في المتوسط. والسن يكون معرفا حسب السن السابق x بين تمام السن x وتمام السن السابق لوقوع الوفاة $x+1$.

ب- <u>سنة الميلاد *Calendar year*</u>
حيث تفترض هذه الطريقة أن تلك الحركات من دخول وخروج موزعة بانتظام على مدار السنة، والسن هنا يكون معرفا حسب السن الأقرب x بين تمام السن $(x-\frac{1}{2})$ وتمام السن $(x+\frac{1}{2})$ في أول يناير السابق للحدث.

ت- سنة الوثيقة *Policy year*

حيث تفترض هذه الطريقة أن تلك الحركات من دخول وخروج موزعة بانتظام على مدار السنة، وسنة الوثيقة هي تلك الفترة بين العيد السنوي للوثيقة إلى العيد السنوي التالي له، والسن يكون معرفا حسب السن الأقرب x بين تمام السن $(x - \frac{1}{2})$ وتمام السن $(x + \frac{1}{2})$ في العيد السنوي السابق للوثيقة.

٣- مفهوم المقدار المعرض للخطر *Exposed to risk*

تقدير المقدار المعرض للخطر يقوم على عدة فروض أساسية وهي:

أ- l_x° تعبر عن عدد الأشخاص الذين يبلغون تمام السن x خلال فترة الملاحظة.

ب- n_{x+r} تعبر عن عدد الداخلين الجدد عند تمام السن $x + r$ خلال فترة الملاحظة.

ت- w_{x+r} تعبر عن عدد المنسحبين عند تمام السن $x - r$ خلال فترة الملاحظة.

ث- θ_x تعبرا عن عدد الوفيات من بين هؤلاء الأحياء بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$ خلال فترة بقائهم تحت الملاحظة.

ج- q_x° تعبر عن معدل الوفاة الملاحظ بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$.

ح- ${}_{1-r}q_{x+r}^\circ$ تعبر عن معدل الوفاة الملاحظ بين تمام السن $x + r$ وتمام السن $x + 1$ خلال المدة $1 - r$

أي أن:

$$ {}_{1-r}q_{x+r}^\circ = \frac{l_{x+r}^\circ - l_{x-1}^\circ}{l_{x+r}^\circ} $$

$$ \therefore \theta_x = l_x^\circ \cdot q_x^\circ + \sum_r n_{x+r} \cdot {}_{1-r}q_{x+r}^\circ - \sum_r w_{x+r} \cdot {}_{1-r}q_{x+r}^\circ $$

وبفرض أن

$$ {}_{1-r}q_{x+r}^\circ = (1-r) \cdot q_x^\circ $$

$$ \therefore \theta_x = l_x^\circ \cdot q_x^\circ + \sum_r n_{x+r} \cdot (1-r) q_x^\circ - \sum_r w_{x+r} \cdot (1-r) q_x^\circ $$

$$ = q_x^\circ \left(l_x^\circ + \sum_r (1-r) n_{x+r} - \sum_r (1-r) w_{x+r}\right) $$

$$ \therefore q_x^\circ = \frac{\theta_x}{l_x^\circ + \sum (1-r) n_{x+r} - \sum_r (1-r) w_{x+r}} $$

$$ \therefore q_x^\circ = \frac{\theta_x}{E_x} $$

٤- مفهوم معدل الوفاة الخام *The crude rate*

هو عبارة عن احتمال الوفاة التي وقعت من كل الأسباب خلال فترة معينة منسوبة إلى إجمالي عدد الأحياء عن تلك الفترة.

٥- مفهوم معدل الوفاة السنوي *The rate of mortality*

هو عبارة عن احتمال وقوع الوفاة لشخص عمره x يموت بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$.

$$ q_x = \frac{\theta_x}{l_x} $$

٦- مفهوم معدل الوفاة السنوي الملاحظ *The observed rate of mortality*

هو عبارة عن احتمال وقوع الوفاة لشخص عمره x يموت بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$ مع الأخذ في الاعتبار حالات الدخول والخروج.

$$ \therefore q_x^\circ = \frac{\theta_x}{l_x^\circ + \sum (1-r) n_{x-r} - \sum_r (1-r) w_{x+r}} $$

$$ \therefore q_x^\circ = \frac{\theta_x}{E_x} $$

٧- مفهوم معدل الوفاة المركزي *The central rate of mortality*

هو عبارة عن متوسط معدل الوفاة بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$

$$ m_x = \frac{d_x}{\int_0^1 l_{x+t} . dt} $$

$$ = \frac{d_x}{L_x} $$

$$ = \frac{d_x}{l_x - \frac{1}{2} d_x} $$

٨- مفهوم معدل الوفاة المركزي الملاحظ *The observed central rate of mortality*

هو عبارة عن احتمال الوفاة لشخص عمره x بين تمام السن x وتمام السن $x + 1$ مع الأخذ في الاعتبار حالات الدخول والخروج، وأيضا استبعاد الوفيات بعد وقوعها.

$$m_x^{\circ} = \frac{\theta_x}{l_x^{\circ} + \sum_r (1-r) n_{x-r} - \sum_r (x-r) w_{x-r} - \sum_r (1-r)\theta_x}$$

$$= \frac{\theta_x}{E_x^c}$$

٩- مفهوم تسوية وتمهيد المعدلات الخام *Concept of graduation*

تعتبر تسوية وتمهيد المعدلات الخام – والتي يطلق عليها عملية التدريج *Graduation* – هي أحدى خطوات إنشاء جدول يمثل الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية لعينة بغرض تعميم تلك النتائج على المجتمع محل الدراسة.

ويقصد بعملية التدريج محاولة تمهيد المنحنى الممثل لمعدلات وقوع الظاهرة محل الدراسة وبالتالي بدلا من أن يكون خط منكسر يكون منحنىً أملس. وهناك أكثر من طريقة يمكن عن طريقها تمهيد القيم الواردة بالجدول الذي يمثل الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للظاهرة محل الدراسة. وهذه الطرق صاحبت تطور عملية التدريج حيث بدأت بطريقة الرسم وانتهت باستخدام الصيغ الرياضية.

الفصل الثاني: الدراسة التطبيقية

المبحث الأول: حساب مقادير التعرض للخطر ومعدلات التناقص المختلفة

بفرض أن الباحث يرغب في ألا تبتعد نسبة العينة عن النسبة الحقيقية للمجتمع بأكثر من ٠,٠٢ وذلك بدرجة ثقة ٩٥% فإن حجم العينة يتحدد من العلاقة التالية :

$$n = p(1-p)\left(\frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\varepsilon}\right)^2$$

حيث أن :

ε خطأ التقدير

p = ٠,٥

ويجب التنويه إلى أنه عند تحديد درجة الثقة وتحديد قيمة خطأ التقدير فإن استخدام $p = 0.5$ في الصيغة السابقة سوف يؤدي إلى الحصول على أكبر قيمة ممكنة لحجم العينة (n) .[١]

والجدول التالي يمثل توزيع هذه العينة حسب طبيعة العمل (أعضاء هيئة تدريس - عاملين).

جدول رقم (١)

توزيع العينة محل الدراسة حسب طبيعة العمل (أعضاء هيئة تدريس - عاملين)

بيان	العدد
أعضاء هيئة تدريس	٢٤٠١
عاملين	٢٤٠١
الإجمالي	٤٨٠٢

وكل مفردة من تلك المفردات يكون لها زوج من الحركات من حيث الدخول والخروج. وبافتراض أن سنة المعدل هي سنة الحياة *Life year* التي تفترض التوزيع المنتظم للحركات من دخول وخروج، وبالتالي فإن كل شخص يساهم في المقدار المعرض للخطر بـ $\frac{1}{2}$ في المتوسط والسن يكون معرفا حسب السن السابق x بين تمام السن x وتمام السن السابق لوقوع الوفاة $x + 1$.

والباحث يفترض أن هناك ثلاث أسباب للخروج من النظام وهي:

(١) بسبب التقاعد (معاش مبكر أو بلوغ سن الشيخوخة).

(١) لنكولن تشاو – تعريب عبد المرضي حامد . الإحصاء في الإدارة – دار المريخ، ١٩٩٠، ص ص ٤٣٥ : ٤٤١ .

(٢) بسبب العجز.
(٣) بسبب الوفاة.

ومن واقع بيانات العينة التي تم اختيار مفرداتها عشوائيا توصل الباحث للجدول التالي الذي يوضح عدد الخارجين لكل سبب من الأسباب الثلاثة السابقة:

جدول رقم (٢)

عدد الخارجين بسبب التقاعد والعجز والوفاة

الفئة / سبب الخروج	أعضاء هيئة تدريس	عاملين	المجموع
التقاعد	١٩١	١١٠	٣٠١
العجز	٢٥	٤٠	٦٥
الوفاة	١١٣	٢٦٥	٣٧٨
المجموع	٣٢٩	٤١٥	٧٤٤

وباستخدام برنامج *Excel* تم حساب كل من مقادير التعرض للخطر (لخطر التقاعد E_x^s ، لخطر العجز E_x^i ، لخطر الوفاة E_x^d) ومنها يتم حساب المعدلات وحيدة التناقص لخطر التقاعد $q_x^{s''}$ والعجز $q_x^{i''}$ والوفاة $q_x^{d''}$ ، ثم معدلات متعددة التناقص لخطر التقاعد $(aq)_x^s$ والعجز $(aq)_x^i$ والوفاة $(aq)_x^d$ ، ثم الوصول إلى معدلات نهائية لحظية لأخطار التقاعد $(a\mu)_{x+i}^s$ والعجز $(a\mu)_{x+i}^i$ والوفاة $(a\mu)_{x-i}^d$ وذلك عند سنوات العمر المختلفة ، وذلك مرة لأعضاء هيئة التدريس ومرة أخرى للعاملين.[٢]

وتم حساب مقادير التعرض لكل خطر على حدة باستخدام الصيغ التالية:

- لخطر الشيخوخة E_x^s

$$E_x^s = E_x^c + \frac{1}{2}\theta_x^s$$

- لخطر العجز. E_x^i

$$E_x^i = E_x^c + \frac{1}{2}\theta_x^i$$

- لخطر الوفاة E_x^d

$$E_x^d = E_x^c + \frac{1}{2}\theta_x^d$$

ومنها يتم حساب معدلات التقاعد والعجز والوفاة.... على النحو التالي:

$$q_x^{s''} = \frac{\theta_x^s}{E_x^s}$$

$$q_x^{i''} = \frac{\theta_x^i}{E_x^i}$$

$$q_x^{d''} = \frac{\theta_x^d}{E_x^d}$$

حيث أن $\theta_x^s, \ \theta_x^i, \ \theta_x^d$ عدد المتقاعدين، عدد المصابين بعجز كلي مستديم، وعدد الوفيات قبل بلوغ سن التقاعد على الترتيب.

وحيث أن حوادث التقاعد والعجز والوفاة حوادث متعارضة أو متنافية بمعنى أن تحقق أحد هذه الأخطار يمنع تحقق الخطرين الباقيين، لذا فإن هناك علاقات تبادلية بين تلك المعدلات وهى:

$$(aq)_x^s = q_x^s\left(1 - \tfrac{1}{2}q_x^i - \tfrac{1}{2}q_x^d + \tfrac{1}{3}q_x^i \cdot q_x^d\right)$$

$$(aq)_x^i = q_x^i\left(1 - \tfrac{1}{2}q_x^s - \tfrac{1}{2}q_x^d + \tfrac{1}{3}q_x^s \cdot q_x^d\right)$$

$$(aq)_x^d = q_x^d\left(1 - \tfrac{1}{2}q_x^s - \tfrac{1}{2}q_x^i + \tfrac{1}{3}q_x^s \cdot q_x^i\right)$$

وهذه المعدلات تمثل أحد الأسس الفنية للحسابات الإكتوارية في الجداول متعددة التناقص.

بعد ذلك يمكن التوصل إلى معدلات التناقص اللحظية لإخطار التقاعد والعجز والوفاة من خلال العلاقات التالية[٣]:

$$\mu_{x+i}^s \equiv (a\mu)_{x-i}^s = \frac{(aq)_x^s}{1 - \frac{1}{2}(aq)_x^s}$$

$$\mu_{x+i}^i \equiv (a\mu)_{x-i}^i = \frac{(aq)_x^i}{1 - \frac{1}{2}(aq)_x^i}$$

$$\mu_{x+i}^d \equiv (a\mu)_{x-i}^d = \frac{(aq)_x^d}{1 - \frac{1}{2}(aq)_x^d}$$

(٢) نظرا لكبر حجم البيانات فإن الباحث سوف يدرج مع البحث اسطوانة بها البيانات والتحليلات التي أجراها لحساب مقادير التعرض للخطر وحساب معدلات التناقص باستخدام برنامج *Excel*.

(٣) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (١) من جدول رقم ٣ إلى جدول رقم ٨ ص ص ٣٣ :٣٨.

المبحث الثاني: إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام وإجراء عملية تمهيد وتسوية *Graduation* لمعدلات التناقص المختلفة

يهتم الإكتواريون والديمغرافيون بإنشاء جداول للتناقصات المختلفة مثل العجز والمرض والانسحاب و..... الخ سواء كانت هذه الجداول وحيدة أو متعددة التناقص ، وبالتالي لابد من معرفة أو قياس تلك المعدلات بغرض التنبؤ بحدوثها مستقبلا ، وبالتالي إمكانية حساب الأقساط والاحتياطيات للعمليات المالية والتأمينية . هذه المعدلات يتم التوصل إليها من واقع الملاحظة لعينة بغرض تعميم تلك النتائج على المجتمع محل الدراسة.

وتعتبر عملية التدريج أو التسوية هي إحدى خطوات بناء هذه الجداول، ويقصد بالتسوية محاولة لتمهيد المنحنى الممثل لمعدلات التناقص (التقاعد – العجز – الوفاة). فمن المعروف أن أي قيم مستمدة من إحصاءات ملاحظة يصاحبها دائما خطأ عرضي. وهذا الخطأ يظهر بوضوح عند تمثيل الظاهرة بيانيا ، حيث يظهر لنا خط منكسر وليس منحنى ممهد. ومهمة من يقوم بعملية تسوية الجداول هي تمهيد الخط المنكسر إلى منحنى ممهد . وهناك أكثر من طريقة يمكن على أساسها تمهيد القيم الواردة بالجدول، وهذه الطرق صاحبت تطور عملية التسوية ، حيث بدأت بطريقة الرسم البياني وانتهت بالصيغ الرياضية.

والباحث أستخدم طريقة التدريج باستخدام الصيغ الرياضية، حيث تعتمد هذه الطرق على إيجاد علاقة رياضية بين معدل التناقص (الوفاة مثلا q_x^o) والسن أو العمر x. ومن أهم تلك الصيغ ما يلي:

(١) قانون جومبيرتز *Gompertz low*

أرجع بنجامين جومبيرتز وقوع الحادث إلى سببين وهما:(٤)

الأول: سبب الصدفة *chance* بدون أي مقدمات للوفاة.

الثاني: سبب التدهور الطبيعي *deterioration* الناتج عن التقدم في العمر.

(٤) نادت عبد السلام ، الإحصاء الإكتوارى – الجزء الثاني ، دار النهضة العربية ، القاهرة ، ١٩٩٠ ، ص ص ١١٨ : ١٢٠.

ولكن عندما وضع جومبيرتز قانونه سنة ١٨٢٥ أخذ في الاعتبار السبب الثاني فقط وأهمل السبب الأول. وبالتالي فإن معدلات الوفاة اللحظية μ_x تخضع للعلاقة التالية :

$$\mu_x = B.C^x$$

حيث أن C, B ثوابت يمكن حسابيهما من تكوين معادلتين كما يلي(٥)

بضرب طرفي معادلة جومبيرتز في p_x نحصل على:

$$p_x.\mu_x = p_x.B.C^x$$

وبأخذ لوغاريتم الطرفين نحصل على:

$$Log\ p_x.\mu_x = Log\ p_x + Log\ B + x.LogC$$

وبإيجاد $\sum$ و $\sum\sum$ للمعادلة السابقة نحصل على المعادلتين التاليتين وبحليهما نحصل قيمة كل من B , C, وذلك على النحو التالي :

$$\sum Log\,p_x.\mu_x = \sum Log\,p_x + n.LogB + \sum x.LogC$$

$$\sum\sum Log\,p_x.\mu_x = \sum\sum Log\,p_x + \frac{n(n+1)}{2}.Log\ B + \sum\sum x.\ Log\ C$$

ونصل إلى قيم q_x الممهدة من خلال العلاقة التالية:

$$q_x = 1 - p_x$$

$$p_x = g^{c^x.(c-1)}$$

$$g = e^{-\frac{B}{Lnc}}$$

أي أن معدل الوفاة اللحظي يتزايد في شكل متوالية هندسية.

وقد حدد جومبيرتز في بحثه المدى العمري لتطبيق المعادلة السابقة من الفئة العمرية ١٠-١٥ حتى الفئة العمرية٥٥-٦٠.

(٢) قانون ماكيهام *Make ham low*

في عام ١٨٦٠ أدخل ماكيهام تحسينا على قانون جومبيرتز حيث أضاف ثابت ثالث هو A ليمثل سبب الوفاة (وقوع الحادث) إلى عامل الصدفة الذي أهمله جومبيرتز عند وضع قانونه. أي أن:

$$\mu_x = A + B.C^x$$

والتعديل الذي أدخله ماكيهام على قانون جومبيرتز حسن كثيرا من كفاءة تمثيل هذا القانون للبيانات

(٥) محمد توفيق المنصوري ، إبراهيم محمد مرجان – تسوية معدلات الوفاة باستخدام الطرق اللامعلمية – مجلة المحاسبة والإدارة والتأمين ، العدد والسنة غير معروفان . كلية التجارة جامعة القاهرة ، ص ص ٤ : ٦.

الفعلية. وبالتالي فإن معدل الوفاة اللحظي (معدل وقوع الحادث اللحظي) يكون تحت تأثير ثلاث عوامل وهي:

(أ) الأول A وهذا ثابت التأثير بغض النظر عن العمر.

(ب) الثاني B يتزايد في شكل متوالية عددية مع تزايد العمر.

(ت) الثالث C يتزايد في شكل متوالية هندسية مع تزايد العمر.

ويتم الحصول على قيم الثوابت A , B , C على النحو التالي:

بالنسبة لـ C

يجب تقسيم السن أو العمر إلى عدد مناسب من الفئات يتناسب مع الغرض من إنشاء الجدول – وفي حالتنا هذه أصغر سن بالجدول هو ٢١ سنة أعضاء هيئة تدريس ، ١٩ سنة عاملين – لذا سوف نميل إلى تقسيم السن إلى ١٠ فئات وطول كل فئة ٤ سنة.... أي أن $f=4$.

وتحسب قيمة الثابت C من العلاقة التالية:

$$C=\frac{S_3-S_2}{S_2-S_1}$$

وتحسب S_1, S_2, S_3 من واقع معدل الوفاة اللحظي μ_x المحسوب على أساس البيانات الخام كما يلي:

$$S_1=\mu_{(x+t)}+3\mu_{(x+t)+f}+5\mu_{(x+t)+2f}+6\mu_{(x+t)+3f}+7\mu_{(x+t)+4f}$$
$$+5\mu_{(x+t)+5f}+3\mu_{(x+t)+6f}+\mu_{(x+t)+7f}$$

$$S_2=\mu_{(x+t)+f}+3\mu_{(x+t)+2f}+5\mu_{(x+t)+3f}+6\mu_{(x+t)+4f}$$
$$+7\mu_{(x+t)+5f}+5\mu_{(x+t)+6f}+3\mu_{(x+t)+7f}+\mu_{(x+t)+8f}$$

$$S_3=\mu_{(x+t)+2f}+3\mu_{(x+t)+3f}+5\mu_{(x+t)+4f}+6\mu_{(x+t)+5f}$$
$$+7\mu_{(x+t)+6f}+5\mu_{(x+t)+7f}+3\mu_{(x+t)+8f}+\mu_{(x+t)+9f}$$

بالنسبة لـ A,B

بضرب طرفي معادلة ماكيهام في p_x نحصل على:

$$p_x.\mu_x=p_x.A+p_x.B.C^x$$

وبإيجاد $\sum$ و $\sum\sum$ المعادلة السابقة نحصل على المعادلتين التاليتين وبحليهما نحصل قيمة كل من B , C وذلك على النحو التالي:

$$\sum p_x.\mu_x=A.\sum p_x+B.\sum C^x.p_x$$
$$\sum\sum p_x.\mu_x=A.\sum\sum p_x+B.\sum\sum C^x.p_x$$

وبحل تلك المعادلتين نحصل على قيمة A,B ونصل إلى قيم q_x الممهدة من خلال العلاقة التالية:

$$q_x=1-p_x$$

$$p_x=S.g^{c^x.(c-1)}$$

$$S=e^{-A}$$

$$g=e^{-\frac{B}{l.\ln c}}$$

ومن واقع بيانات جداول أرقام (٣) ، (٤) ، (٥) ، (٦) ، (٧) ، (٨) الواردة بملحق رقم (١) وبتجميع بيانات تلك الجداول في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة = ٤ نصل إلى النتائج التالية:

أولا: أعضاء هيئة تدريس

(أ) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة = ٤. ومن واقع نتائج جداول رقم (٩) ، (١٠) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي:[٦]

بالنسبة لـ C

$$C=\frac{S_3-S_2}{S_2-S_1}=2.398466$$

بالنسبة لـ A,B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.0216727=9.97806313A+1.71*10^{22}B$$

$$0.046391118=54.953282A+1.76871*10^{22}B$$

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$$A=2.64*10^{-4}\qquad ,B=2.267*10^{-13}$$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات التقاعد اللحظية لأعضاء هيئة التدريس مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب العجز أو الوفاة هي:

$$(a\mu)^{r}_{x+t}=2.64*10^{-4}+2.267*10^{-13}*2.398466^{x}$$

---

(٦) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) جدول رقم ٩ وجدول رقم ١٠ ص ٣٩.

(ب) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب العجز

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة = ٤. ومن واقع نتائج جداول رقم (١١) ، (١٢) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي:[٧]

بالنسبة لـ C

$$C = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} = 0.3795$$

بالنسبة لـ A,B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.0103771 = 9.9896167A + 2.964*10^{-10}$$

$$0.048399633 = 54.951573A + 2.9581*10^{-9}B$$

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$$A = 1.233*10^{-3} \qquad ,B = -6.54*10^{6}$$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات العجز اللحظية لأعضاء هيئة التدريس مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو الوفاة هي:

$$(a\mu)^{i}_{x+t} = 1.233*10^{-3} - 6.54*10^{6}*0.379542^{x}$$

(جـ) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة = ٤. ومن واقع نتائج جداول رقم (١٣) ، (١٤) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي:[٨]

بالنسبة لـ C

$$C = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} = 1.157757$$

بالنسبة لـ A,B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.0238606 = 9.9761108A + 1847.7941B$$

$$0.13087107 = 54.868996A + 4924.1821B$$

(٧) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) من جدول رقم ١١ و جدول رقم ١٢ ص ص ٣٩ : ٤٠.

(٨) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) جدول رقم ١٣ وجدول رقم ١٤ ص ٤٠.

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$$A = 2.378*10^{-3} \qquad ,B = 7.38*10^{-8}$$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات الوفاة اللحظية لأعضاء هيئة التدريس مع الأخذ في الاعتبار لاحتمالات التناقص بسبب التقاعد أو العجز هي:

$$(a\mu)^{d}_{x+t} = 2.378*10^{-3} - 7.38*10^{-8}*1.157757^{x}$$

ثانيا: بالنسبة للعاملين

(أ) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة=٤ ومن واقع نتائج جداول رقم (١٥) ، (١٦) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي:[٩]

بالنسبة لـ C

$$C = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} = 1.238662$$

بالنسبة لـ A,B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.0018325 = 9.99816639A + 377834.44B$$

$$0.004691993 = 54.995305A + 606415.483B$$

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$$A = 1.832*10^{-4} \qquad ,B = 0$$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات التقاعد اللحظية للعاملين مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب العجز أو الوفاة هي:

$$(a\mu)^{r}_{x+t} = 1.832*10^{-4}$$

(ب) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب العجز

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة= ٤. ومن واقع نتائج جداول رقم (١٧) ، (١٨) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي:[١٠]

(٩) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) جدول رقم ١٧ وجدول رقم ١٨ ص ص ٤١ :٤٢.

(١٠) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) جدول رقم ١٧ وجدول رقم ١٨ ص ص ٤١ :٤٢.

(١١) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٢) من جدول رقم ١٩ و جدول رقم ٢٠ ص ٤٢.

بالنسبة لـ C

$$C = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} = 0.312935$$

بالنسبة لـ A, B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.010005 = 9.9899795A + 4.579*10^{-11}B$$

$$0.0517524 = 54.94817A + 4.57485*10^{-10}B$$

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$A = 1.075*10^{-3}$, $B = -1.594*10^{7}$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات العجز اللحظية للعاملين مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو الوفاة هي:

$$(a\mu)^{i}_{x+t} = 1.075*10^{-3} - 1.594*10^{7}*0.312935^{x}$$

(جـ) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

بتجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة في شكل ١٠ فئات وطول كل فئة = ٤. ومن واقع نتائج جداول رقم (١٩) ، (٢٠) نستطيع التوصل إلى ثوابت ماكيهام وذلك كما يلي: (١١)

بالنسبة لـ C

$$C = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} = 0.530436$$

بالنسبة لـ A.B

وذلك من خلال تكوين المعادلتين التاليتين:

$$0.0209191 = 9.9790123A + 2.43572*10^{-6}B$$

$$0.1068072 = 54.892859A + 2.43572*10^{-5}B$$

وبحل تلك المعادلتين من خلال استخدام برنامج MathCAD تكون قيم ثوابت معادلة ماكيهام هي:

$A = 1.912*10^{-3}$, $B = 75.394$

∴ تكون معادلة ماكيهام لتقدير معدلات الوفاة اللحظية للعاملين مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو العجز هي:

$$(a\mu)^{d}_{x+t} = 1.912*10^{-3} + 75.394*0.530436^{x}$$

المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية

هناك مجموعة من الاختبارات للتأكد من مدى قبول الفرض القائل بأن تلك البيانات تمثل خبرة المجتمع محل الدراسة ، وهي اختبارات التطابق *Adherence Tests* . ومن أهم تلك الاختبارات ما يلي:

(١) اختبار كا٢ *Chi-Square test* .

(٢) اختبار الانحرافات المعيارية *Individual standardized deviations test*

(٣) اختبار الانحرافات المطلقة *Absolute deviations test* .

(٤) اختبار الانحرافات التجميعية *Cumulative deviations test* .

(٥) اختبار إشارات الانحرافات *Signs of deviations test* .

(٦) اختبار التغير في الإشارات *Change of signs test* .

(٧) اختبار الارتباط *The serial correlations test* .

(١) اختبار كا٢ χ^2 test

أولا: بالنسبة لأعضاء هيئة التدريس

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

من واقع بيانات جدول رقم (٢١) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب التقاعد المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع. (١٢)

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n - 1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية = 16.919 بينما χ^2 الفعلية = 15.18534 إذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

من واقع بيانات جدول رقم (٢٢) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب العجز المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع. (١٣)

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n - 1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية = 16.919 بينما χ^2 الفعلية = 9.132985 إذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

---

(١٢) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢١ ص ٤٣.

(١٣) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢٢ ص ٤٣.

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

من واقع بيانات جدول رقم (٢٣) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب الوفاة المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع.[١٤]

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n-1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية $= 16.919$ بينما χ^2 الفعلية $= 0.000578$ أذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا : عاملين

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

من واقع بيانات جدول رقم (٢٤) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب التقاعد المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع.[١٥]

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n-1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية $= 16.919$ بينما χ^2 الفعلية $= 13.98804$ إذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

من واقع بيانات جدول رقم (٢٥) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب العجز المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع.[١٦]

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n-1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية $= 16.919$ بينما χ^2 الفعلية $= 0.117486$ إذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

من واقع بيانات جدول رقم (٢٦) يمكننا اختبار الفرض الإحصائي القائل بأن معدلات التناقص بسبب الوفاة المتوصل إليها في المبحث الثاني تمثل الواقع.[١٧]

وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ودرجات حرية $\nu = n-1 = 9$ نجد أن χ^2 الجدولية $= 16.919$ بينما χ^2 الفعلية $= 4.921619$ إذن نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(٢) اختبار الانحرافات المعيارية (*Individual Standardized Deviations (I.S.D)*)

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية:[١٨]

(أ) إذا كانت المعدلات محل الدراسة تمثل الواقع فإن الانحرافات المعيارية بين الفعلي والمتوقع ($\frac{\theta_x - E_x.(a\mu)_x}{\sqrt{E_x.(a\mu)_x.(1-(a\mu)_x)}}$) يجب أن تكون في أضيق الحدود.

(ب) عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ فإن 5% من عدد الحالات يسمح لها بأن تتجاوز قيمتها ± 2 (هذا تقريب لرقم ± 1.96 عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

(جـ) باستخدام المساحات أسفل المنحنى الطبيعي يكون عدد الانحرافات المتوقع لكل مدى كما يوضحها الجدول التالي:

جدول رقم (٢٧)

عدد الانحرافات المتوقعة لكل مدى

المتوقع	المدى
$n*0$	$-\infty : -3$
$n*0.02$	$-3 : -2$
$n*0.14$	$-2 : -1$
$n*0.34$	$-1 : 0$
$n*0.34$	$0 : 1$
$n*0.14$	$1 : 2$
$n*0.02$	$2 : 3$
$n*0$	$3 : \infty$

ومن الجداول السابقة الواردة بالملحق ابتداء من جدول رقم (٢١) إلى جدول رقم (٢٦) ومن عمود رقم (٨) وباستخدام المساحات أسفل المنحنى الطبيعي على النحو السابق يمكن التوصل إلى الانحرافات المعيارية في كل مدى بالنسبة لأعضاء هيئة التدريس وكذلك للعاملين.[١٩]

(١٤) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢٣ ص ٤٤.

(١٥) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢٤ص ٤٤.

(١٦) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢٥ ص ٤٤.

(١٧) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم (٢٦) ص ٤٥.

(18) Benjamin, B., and Pal lord J. (1980). *The Analysis of Mortality and other Categorical Statistics*. Heinemann, London ,p.p 227-229.

(١٩) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٢٨ وجدول رقم ٢٩ ص٤٥.

وحيث أنه من شروط تطبيق اختبار χ^2 ألا تقل أي قيمة متوقعة عن ٥ ، وبالتالي يتم تجميع القيم الأقل في مجموعات وما يقابلها من قيم ملاحظة ، ثم التعويض في العلاقة التالية:

$$\chi^2 = \sum \frac{(observed - expected)^2}{expected}$$

أولا: بالنسبة للأعضاء

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$\chi^2 = \frac{(7-5)^2}{5} + \frac{(3-5)^2}{5} = 1.6$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$\chi^2 = \frac{(5-5)^2}{5} + \frac{(5-5)^2}{5} = 0$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$\chi^2 = \frac{(5-5)^2}{5} + \frac{(5-5)^2}{5} = 0$$

وبفتح جدول χ^2 وعند درجات حرية $v = n - 1 = 1$ ومستوى معنوية $\alpha = 5\%$ نجد أن القيمة الجدولية = 3.84 ، أي أن القيم الفعلية تقع في حدود القيمة الجدولية .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا : بالنسبة للعاملين

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$\chi^2 = \frac{(6-5)^2}{5} + \frac{(4-5)^2}{5} = 0.4$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$\chi^2 = \frac{(7-5)^2}{5} + \frac{(3-5)^2}{5} = 1.6$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$\chi^2 = \frac{(10-5)^2}{5} + \frac{(0-5)^2}{5} = 10$$

وبفتح جدول χ^2 وعند درجات حرية $v = n - 1 = 1$ ومستوى معنوية $\alpha = 5\%$ نجد أن القيمة الجدولية = 3.84 ، أي أن القيم الفعلية تقع في حدود القيمة الجدولية بالنسبة لخطري التقاعد والعجز ، أما بالنسبة لخطر الوفاة فإن القيمة الفعلية تقع خارج منطقة القبول.

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع بالنسبة لخطري التقاعد والعجز.

(٣) اختبار الانحرافات المطلقة Absolute Deviations (A.D)

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية:[٢٠]

(أ) افتراض التوزيع المنتظم للانحرافات.

(ب) الانحرافات المطلقة تتبع توزيع ثنائي الحدين بمعلومية $\left(n, \frac{1}{2}\right)$.

(جـ) يمكن تقريب توزيع ثنائي الحدين إلى التوزيع الطبيعي.

(د) 50% من القيم < $\left|\frac{2}{3}\right|$ ، 50% من القيم > $\left|\frac{2}{3}\right|$.

(هـ) هذا الاختبار مبني على المعادلة التالية:

$$T = \frac{2N - n}{\sqrt{n}}$$

حيث أن:

N تعبر عن عدد الانحرافات المطلقة التي تزيد قيمتها عن $\frac{2}{3}$.

n تعبر عن عدد الانحرافات الكلية.

ولكي نقبل الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود ± 1.65 .

ومن عمود رقم (٨) في الجداول السابقة (من جدول رقم ٢١ إلى جدول رقم ٢٦) يكون :

أولا: بالنسبة للأعضاء

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$T = \frac{2*2-10}{\sqrt{10}} = -1.897$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$T = \frac{2*2-10}{\sqrt{10}} = -1.897$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$T = \frac{2*0-10}{\sqrt{10}} = -3.1623$$

(20) Benjamin. B., and Pal lord Jibed ,p.p 229-230.

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود 1.65 + .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا : بالنسبة للعاملين

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$T = \frac{2*7-10}{\sqrt{10}} = 1.265$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$T = \frac{2*0-10}{\sqrt{10}} = -3.1623$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$T = \frac{2*9-10}{\sqrt{10}} = 2.53$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود 1.65 + .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع بالنسبة لخطري التقاعد والعجز.

(٤) اختبار الانحرافات التجميعية أو التراكمية *Cumulative Deviations (C.D)*

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية: (٢١)

(أ) التناقص (التقاعد θ_x^s ، العجز θ_x^i ، الوفيات θ_x^d) متغيرات عشوائية طبيعية بمتوسط = $E_x.q_x$ ، وتباين $E_x.q_x.p_x$.

(ب) هذا الاختبار مبني على المعادلة التالية:

$$C.D = \frac{\sum(\theta_x - E_x.q_x)}{\sqrt{\sum E_x.p_x.q_x}}$$

حيث أن :

$\sum(\theta_x - E_x.q_x)$ تعبر عن الانحراف التجميعي الأخير.

$\sum E_x.p_x.q_x$ تعبر عن التباين التجميعي الأخير.

ولكي نقبل الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة $C.D$ في حدود ± 2 .

أولا: بالنسبة للأعضاء

ومن واقع بيانات جدول رقم (٣٠) يمكننا تقدير الانحراف والتباين التجميعي لأخطار التقاعد والعجز والوفاة كما يلي : (٢٢)

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$C.D = \frac{-17.6067}{\sqrt{123.5397}} = -1.584$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$C.D = \frac{-12.1937}{\sqrt{85.59163}} = -1.318$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$C.D = \frac{0.041489}{\sqrt{124.66}} = 0.0037$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة $C.D$ في حدود ± 2 .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا: بالنسبة للعاملين

ومن واقع بيانات جدول رقم (٣١) يمكننا تقدير الانحراف والتباين التجميعي لأخطار التقاعد والعجز والوفاة كما يلي : (٢٣)

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$C.D = \frac{-0.03516}{\sqrt{11.53305}} = -0.0104$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$C.D = \frac{-0.63064}{\sqrt{94.03006}} = -0.065$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$C.D = \frac{15.88184}{\sqrt{116.8933}} = 1.469$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة $C.D$ في حدود ± 2 .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

---

(21) Benjamin, B., and Pal lord Jibed ,p.p 231-232.

(٢٢) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم (٣٠) ص ٤٦.

(٢٣) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم (٣١) ص ٤٦.

(٥) اختبار إشارات الانحرافات Signs of Deviations (S.of D.)

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية: [٢٤]

(أ) التناقص (التقاعد θ_x^s ، العجز θ_x^i ، الوفيات θ_x^d) متغيرات عشوائية طبيعية.

(ب) الانحرافات الخاصة بالتناقص الملاحظة عن المتوقعة هي متغيرات عشوائية طبيعية و مستقلة.

(جـ) عدد الانحرافات المعيارية الموجبة = عدد الانحرافات المعيارية السالبة.

(د) هذا الاختبار مبنى على المعادلة التالية:

$$T = \frac{2N - n}{\sqrt{n}}$$

حيث أن :

N تعبر عن عدد الانحرافات ذات الإشارة الموجبة.

n تعبر عن عدد الانحرافات الكلية.

ولكي نتقبل الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار و عند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود ± 2 .

أولا: بالنسبة للأعضاء

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$T = \frac{2*3-10}{\sqrt{10}} = -1.265$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$T = \frac{2*5-10}{\sqrt{10}} = 0$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$T = \frac{2*5-10}{\sqrt{10}} = 0$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود ± 2 .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا: بالنسبة للعاملين

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$T = \frac{2*4-10}{\sqrt{10}} = -0.632$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$T = \frac{2*3-10}{\sqrt{10}} = -1.265$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$T = \frac{2*9-10}{\sqrt{10}} = 2.53$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة T في حدود ± 2 .

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع بالنسبة لخطري التقاعد والعجز.

(٦) اختبار الإشارات Change of Signs (C. of S.)

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية: [٢٥]

(أ) التناقص (التقاعد θ_x^s ، العجز θ_x^i ، الوفيات θ_x^d) متغيرات عشوائية طبيعية.

(ب) هذا الاختبار مبنى على المعادلة التالية:

$$G = \frac{2N - n + 1}{\sqrt{n-1}}$$

حيث أن:

N تعبر عن عدد التغير في الإشارات.

n تعبر عن عدد الانحرافات الكلية.

ولكي نقبل الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة G في حدود $+1.65$

أولا: بالنسبة للأعضاء

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$G = \frac{2*5-10+1}{\sqrt{9}} = 0.33$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$G = \frac{2*2-10+1}{\sqrt{9}} = -1.66$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$G = \frac{2*4-10+1}{\sqrt{9}} = -0.33$$

(24) Benjamin, B., and Pal lord Jibed ,p.233.

(25) Benjamin, B., and Pal lord Jibed ,p.p 236-238.

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة G في حدود $+1.65$.

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا: بالنسبة للعاملين

(أ) لمعدلات التناقص بسبب التقاعد

$$G = \frac{2*2-10+1}{\sqrt{9}} = -1.66$$

(ب) لمعدلات التناقص بسبب العجز

$$G = \frac{2*3-10+1}{\sqrt{10}} = -1$$

(جـ) لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

$$G = \frac{2*2-10+1}{\sqrt{9}} = -1.66$$

وحيث أن قبول الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار وعند درجة معنوية $\alpha = 5\%$ يجب أن تكون قيمة G في حدود $+1.65$.

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع لخطري التقاعد والعجز وشبه مقبول لخطر الوفاة .

(٨) اختبار الارتباط الخطي *The Serial Correlation (S.C)*

يقوم هذا الاختبار على الفروض التالية:

(أ) افتراض التوزيع المنتظم للانحرافات.

(ب) افتراض أن كل انحراف مستقل عن الآخر.

(جـ) هذا الاختبار مبنى على المعادلة التالية:

$$r_i = \frac{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-1}(Z_i - \overline{Z})(Z_{i+1} - \overline{Z})}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \overline{Z})^2}$$

where

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

ولكي نقبل الفرض الإحصائي في ظل هذا الاختبار يجب أن تكون قيمة r_i موجبة وأكبر من أو يساوى ٠,٥

أولا: بالنسبة لأعضاء هيئة التدريس

(١) بسبب التقاعد

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢١) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطي لخطر التقاعد من واقع بيانات جدول رقم (٣٢) كما يلي: [٢٦]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{-5.7891971}{10} = -0.56891971$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9}*6.172}{\frac{1}{10}*12743} = 0.538$$

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(٢) بسبب العجز

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢٢) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطي لخطر العجز من واقع بيانات جدول رقم (٣٣) كما يلي: [٢٧]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{-4.25627}{10} = -0.425627$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9}*4.174}{\frac{1}{10}*7.333} = 0.632$$

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(٣) بسبب الوفاة

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢٣) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطي لخطر الوفاة من واقع بيانات جدول رقم (٣٤) كما يلي: [٢٨]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{0.0111664}{10} = 0.00111664$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9}*0.00703}{\frac{1}{10}*0.01256} = 0.622$$

---

(٢٦) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٢ ص ٤٦.
(٢٧) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٣ ص ٤٧.
(٢٨) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٤ ص ٤٧.

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

ثانيا : بالنسبة للعاملين

(١)بسبب التقاعد

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢٤) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطى لخطر التقاعد من واقع بيانات جدول رقم (٣٥) كما يلي: [٢٩]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{0.0399561}{10} = 0.00399561$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9} * 8.72148}{\frac{1}{10} * 13.910632} = 0.696$$

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(٢)بسبب العجز

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢٥) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطى لخطر العجز من واقع بيانات جدول رقم (٣٦) كما يلي: [٣٠]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{-0.0001696}{10} = -0.00001696$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9} * 0.026698}{\frac{1}{10} * 0.14044} = 0.211$$

∴ نرفض الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

(٣)بسبب الوفاة

من عمود رقم ٨ بجدول رقم (٢٦) يمكن التوصل إلى معامل الارتباط الخطى لخطر الوفاة من واقع بيانات جدول رقم (٣٧) كما يلي: [٣١]

$$\overline{Z} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i$$

$$= \frac{4.0264279}{10} = 0.40264279$$

$$\therefore r_i = \frac{\frac{1}{9} * 2.5161}{\frac{1}{10} * 4.09285} = 0.683$$

∴ نقبل الفرض الإحصائي القائل بأن تلك البيانات تمثل الواقع.

من العرض السابق للاختبارات الإحصائية نلخص إلى ما يلي:

جدول رقم (٣٨)

ملخص نتائج الاختبارات الإحصائية

الاختبار	للأعضاء هيئة التدريس			للعاملين		
	للتقاعد	للعجز	للوفاة	للتقاعد	للعجز	للوفاة
χ^2	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل
I.S.D	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يرفض
A.D	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يرفض
C.D	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل
S.D	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يرفض
C.S	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل
S.C	يقبل	يقبل	يقبل	يقبل	يرفض	يقبل
القرار	القبول	القبول	القبول	القبول	القبول	القبول

(٢٩) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٥ ص ٤٧.

(٣٠) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٦ ص ٤٨.

(٣١) بالرجوع إلى الملاحق ملحق رقم (٣) جدول رقم ٣٧ ص ٤٨.

المبحث الرابع – إنشاء جدول متعدد التناقص

من واقع معادلات ماكيهام التي تم تقديرها في المبحث الثاني يمكن التوصل إلى تقدير لمعدلات التناقص المختلفة سواء لأعضاء هيئة التدريس وكذلك للعاملين كما يوضحها الجدولين التالين في شكل فئات خماسية:

جدول رقم (٣٩)

جدول معدلات التناقص بين أعضاء هيئة التدريس بسبب التقاعد والعجز والوفاة

السن	$\mu_x^s \equiv (au)_{x+t}^s$	$\mu_x^i \equiv (au)_{x+t}^i$	$\mu_x^d \equiv (au)_{x+t}^d$
22.5	0.000525805	0.000666518	0.002378903
26.5	0.000525824	0.001194701	0.00237941
30.5	0.000525922	0.001232228	0.002380201
34.5	0.000526431	0.001232984	0.002381436
38.5	0.000529051	0.001233	0.002383363
42.5	0.000542553	0.001233	0.002386372
46.5	0.000612122	0.001233	0.002391068
50.5	0.000970587	0.001233	0.002398399
54.5	0.002817627	0.001233	0.002409841
58.5	0.01233476	0.001233	0.002427703

جدول رقم (٤٠)

جدول معدلات التناقص بين العاملين بسبب التقاعد والعجز والوفاة

السن	$\mu_x^s \equiv (au)_{x+t}^s$	$\mu_x^i \equiv (au)_{x+t}^i$	$\mu_x^d \equiv (au)_{x+t}^d$
20.5	0.0001833	0.000348886	0.002082731
24.5	0.0001833	0.001068031	0.001925516
28.5	0.0001833	0.001074933	0.00191307
32.5	0.0001833	0.001074999	0.001912085
36.5	0.0001833	0.001075	0.001912007
40.5	0.0001833	0.001075	0.001912001
44.5	0.0001833	0.001075	0.001912
48.5	0.0001833	0.001075	0.001912
52.5	0.0001833	0.001075	0.001912
58	0.0001833	0.001075	0.001912

الفصل الثالث - النتائج والتوصيات

أولا: النتائج

(١) تعد جداول الحياة والوفاة الأداة العلمية الأساسية التي ترتكز عليها أنواع عديدة من تأمينات الأشخاص.

(٢) العمل الرئيسي للإكتوارى هو بناء جدول يمثل الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للمجتمع محل الدراسة والأكثر مناسبة للهدف. لذا يجب عليه أولا تحديد خصائص وصفات المجتمع محل الدراسة بغرض الوصول إلى قرار مناسب يعكس الخبرة الحديثة للمجتمع محل الدراسة.

(٣) تعتبر أخطار التقاعد والعجز والوفاة من أهم الأخطار التي يتعرض لها الشخص الطبيعي، لذا تهدف الصناديق الخاصة – ومنها صندوق الزمالة بجامعة القاهرة – إلى تحقيق نوع من الأمان المادي عن طريق دفع مبلغ معين عند تحقق أحد هذه الأخطار.

(٤) في الدول المتقدمة في صناعة التأمين تقوم هيئات التأمين على الحياة بإعداد جداول تعتمد أساسا على ما تجمع لديها من بيانات وإحصاءات متصلة بجماعة المؤمن عليهم لديها، حيث تقوم كل هيئة بتسجيل كل ما يتعلق بجماعة المؤمن عليهم لديها في بداية فترة معينة يتفق عليها، وهذه الفترة تسمى فترة الملاحظة *Investigation period*.

(٥) الطريقة الوحيدة والأساسية عند حساب الاشتراك في جميع صناديق التأمين الخاصة في جمهورية مصر العربية - ومنها صندوق الزمالة لجامعة القاهرة- هي الاعتماد على قيمة الأجر الأساسي (دون المزايا العينية) دون الأخذ في الاعتبار السن والجنس عند تقدير معدل الاشتراك. ويلاحظ أن تلك الطريقة وأن كانت تتميز بالبساطة إلا أنها لا تحقق العدالة بين جماعة المؤمن عليهم في ذلك النظام.

(٦) الباحث استخدم سنة الحياة *Life Year* كسنة معدل، حيث يتم تجميع التناقصات (التقاعد θ_x^s والعجز θ_x^i والوفاة θ_x^d) على أساس السن السابق بين تمام السن x وتمام السن $x+1$.

(٧) الباحث افترض أن حركات الدخول والخروج للأعضاء من وإلى نظام صندوق الزمالة موزعة بانتظام على مدار السنة- وفقا للفرض الأساسي الذي تقوم عليه سنة الحياة *Life Year* كسنة

معدل- وبالتالي فإنه بدلا من حساب زمن التعرض لكل عضو على حدة فإننا سوف نفترض مساهمة جميع الأعضاء (كل حسب السن) في زمن التعرض للخطر بنصف سنة في المتوسط.

(٨) معدلات التناقص الخام يمثلها منحنى منكسر، وبالتالي لابد من إجراء عملية تسوية لتلك المعدلات بغرض الوصول إلى معدلات يمثلها منحنى أملس وذلك لاستبعاد أخطاء الصدفة أو أخطاء اختيار العينة.

(٩) الباحث يفترض أن هناك ثلاث أسباب للخروج من النظام وهى:

- بسبب التقاعد (معاش مبكر أو بلوغ سن الشيخوخة).
- بسبب العجز.
- بسبب الوفاة.

(١٠) يهتم الإكتواريون والديمغرافيون بإنشاء جداول للوفيات والعجز والمرض والانسحاب و..... الخ سواء كانت هذه الجداول وحيدة أو متعددة التناقص، وبالتالي لابد من معرفة أو قياس تلك المعدلات بغرض التنبؤ بحدوثها مستقبلا، وبالتالي إمكانية حساب الأقساط والاحتياطيات للعمليات المالية والتأمينية. هذه المعدلات يتم التوصل إليها من واقع الملاحظة لعينة بغرض تعميم تلك النتائج على المجتمع محل الدراسة.

(١١) تعتبر عملية التدريج أو التسوية هي إحدى خطوات بناء هذه الجداول، ويقصد بالتسوية محاولة لتمهيد المنحنى الممثل لاحتمالات التناقص. فمن المعروف أن أي قيم مستمدة من إحصاءات ملاحظة يصاحبها دائما خطأ عرضي. وهذا الخطأ يظهر بوضوح عند تمثيل الظاهرة بيانيا ، حيث يظهر لنا خط منكسر وليس منحنى مميد. ومهمة من يقوم بعملية تسوية الجداول هي تمهيد الخط المنكسر إلى منحنى مميد. وهناك أكثر من طريقة يمكن على أساسها تمهيد القيم الواردة بالجدول، وهذه الطرق صاحبت تطور عملية التسوية ، حيث بدأت بطريقة الرسم البياني وانتهت بالصيغ الرياضية.

(١٢) الباحث استخدم طريقة التدريج باستخدام الصيغ الرياضية ، حيث تعتمد طرق التسوية باستخدام الصيغ الرياضية على إيجاد علاقة رياضية بين معدل التناقص (الوفاة مثلا q_x^o) والسن أو العمر x.

(١٣) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات التقاعد اللحظية - أعضاء - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب العجز أو الوفاة هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 2.64*10^{-4} + 2.267*10^{-13}*2.398466^{x}$$

(١٤) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات العجز اللحظية - أعضاء - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو الوفاة هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 1.233*10^{-3} - 6.54*10^{6}*0.376822^{x}$$

(١٥) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات الوفاة اللحظية- أعضاء - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو العجز هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 2.378*10^{-3} + 7.38*10^{-8}*2.378^{x}$$

(١٦) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات التقاعد اللحظية - عاملين - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب العجز أو الوفاة هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 1.832*10^{-4}$$

(١٧) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات العجز اللحظية - عاملين - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو الوفاة هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 1.075*10^{-3} - 1.594*10^{7}*0.312935^{x}$$

(١٨) معادلة ماكيهام لتقدير معدلات الوفاة اللحظية - عاملين - مع الأخذ في الاعتبار احتمالات التناقص بسبب التقاعد أو العجز هي:

$$(a\mu)_{x+t}^{s} = 1.912*10^{-3} + 75.394*1.912^{x}$$

ثانيا: التوصيات

(١) يوصى الباحث بأن هناك حاجة ماسة للسوق المصرية إلى جداول حياة أو وفاة تكون مستمدة من الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للمجتمع محل الدراسة.

(٢) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى انخفاض تكلفة الاشتراك في النظام ، نظرا للاعتماد على معدلات وفاة مستمدة من الخبرة الفعلية والمشاهدات العملية للمجتمع محل الدراسة.

(٣) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة خاصة بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى تحقيق العدالة عند حساب معدلات الاشتراك في نظام الاشتراك في صندوق الزمالة.

(٤) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية سوف يؤدى إلى إمكانية تحقيق قانون الأعداد الكبيرة.

(٥) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية يمكن من معرفة احتمالات الوفاة حسب الأعمار المختلفة وكذلك معرفة توقع الحياة.

(٦) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية سوف يساعد على إمكانية التنبؤ بمعدلات الوفاة والتي تفيد في رسم السياسات الاستثمارية لأموال جماعة المؤمن عليهم (الأعضاء المشتركين في النظام).

(٧) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية يعني الوصول إلى معدلات نهائية من خلال عملية تمهيد وتسوية المعدلات الخام وجعلها ملساء *Smooth* وذلك لتسهيل عملية التعامل معها واستبعاد أي عدم انتظام بها.

(٨) يرى الباحث أن الأهمية العملية للبحث تنبع من الاتجاه المتزايد للتوسع في إنشاء الصناديق الخاصة.

(٩) يوصى الباحث بأن الاعتماد على جدول حياة أو وفاة خاصة بالسوق المصرية في ظل المفهوم الحديث للتسويق، سوف يؤدى إلى إنعاش الطلب على إنشاء مثل تلك الصناديق.

(١٠) يوصى الباحث بأن العمل على إنشاء جدول حياة أو وفاة متعدد التناقص بسبب الشيخوخة والعجز والوفاة يمثل خبرة صندوق الزمالة بجامعة القاهرة، والعمل على تسوية معدلات الوفاة الخام وذلك في ظل افتراض مقبول وهو أن معدلات الوفاة الملاحظة يمثلها منحنى أملس، وذلك لاستبعاد أخطاء الصدفة أو أخطاء العينة ثم إجراء الاختبارات الإحصائية بغرض التأكد من تلك المعدلات تمثل الواقع محل الدراسة، هو المسار العلمي المحدد لمراحل إنشاء جدول حياة أو وفاة يمثل خبرة السوق محل الدراسة.

(١١) يوصى الباحث بأنه يمكن استخدام صيغ التوليد المختلفة لحساب معدلات التناقص عند سنوات العمر المختلفة وذلك من خلال الجداول المتوصل لها في المبحث الرابع من هذه الدراسة.

المراجع

أولا: باللغة العربية

(١) إبراهيم محمد مهدي بدوي، "دراسة إحصائية مقارنة لجداول الحياة المستخدمة في ج.م.ع مع الجداول التي يتم إعدادها من خبرات الشركات والإحصاءات العامة للسكان"، رسالة دكتوراة، (القاهرة: كلية التجارة جامعة القاهرة، ١٩٧٧).

(٢) أحمد بن درويش عابد، "نماذج خطية ديناميكية مقترحة لتقدير معدلات الوفيات مع التطبيق على بيانات الوفيات بدولة قطر"، كلية الإدارة والاقتصاد جامعة قطر. ١٩٩٤.

(٣) صلاح الدين طلبة، "بعض مقارنات ديموجرافية من سكان الجمهورية العربية وغيرهم"، (القاهرة: دار النهضة العربية، سنة ١٩٦٤).

(٤) طرق تقدير عدد السكان الإجمالي في التواريخ الجارية، ترجمة مني دسوقي مصطفى، حسن صبري، المركز الديمجرافي لشمال أفريقيا بالقاهرة سنة ١٩٦٧.

(٥) عبد المجيد فراج، "الأسس الإحصائية للدراسات السكانية "، (القاهرة: دار النهضة العربية، ١٩٧٥).

(٦) محمد توفيق البلقيني "نماذج خطية ديناميكية مقترحة لتقدير معدلات الوفيات مع التطبيق على بيانات الوفيات بدولة قطر " المجلة العلمية " كلية الإدارة والاقتصاد " جامعة قطر " سنة ١٩٩٤ " ص ص ٢٣٥ : ٢٥٥ .

(٧) محمد توفيق المنصوري، "دراسة سوق تأمينات الحياة في ج.م.ع ، رسالة ماجستير، (القاهرة: كلية التجارة جامعة القاهرة، ١٩٧٢).

(٨) محمد توفيق المنصوري، إبراهيم محمد مرجان، "تسوية معدلات الوفيات باستخدام الطرق اللامعلمية"، مجلة المحاسبة والإدارة والتأمين، العدد والسنة غير معروفان، كلية التجارة جامعة القاهرة.

(٩) محمد صلاح صدقي، "دراسة تحليلية لمشاكل التطبيق في تأمينات الأشخاص بالجمهورية العربية المتحدة"، مجلة المحاسبة والإدارة والتأمين، مجلد ٧ العدد ١٤ لسنة ١٩٧٠، كلية التجارة جامعة القاهرة.

(١٠) محمود حسين اليوسف، "التسوية التحليلية لجداول الحياة"، مجلة كلية العلوم الإدارية، جامعة الملك سعود، المجلد ٩ لسنة ١٩٨٣-١٩٨٤.

(١١) مصطفى الشنقاني، "أثر استبعاد الوفيات بسبب الحوادث والتسمم والعنف على زيادة توقع البقاء على قيد الحياة"، مجلة الحقوق والشريعة، كلية الحقوق والشريعة جامعة الكويت، السنة العاشرة، يونيو ١٩٨٢.

ثانيا: باللغة الإنجليزية

(1) Aziz, F., and W. Buckler. (1992). *the status of death information in Social Security Administration files.* Presented at the 1992 American Statistical Association meeting in Boston.

(2) Benjamin, B.. and Pal lord J. (1980). *The Analysis of Mortality and other Categorical Statistics.* Heinemann, London.

(3) Bremen, L., Friedman, J., Olsen, R., & Stone, C. (1984). *Classification and regression trees.* Pacific Grove, CA: Wadsworth and Brooks/Cole.

(4) Coiled, C., P. Diamond, J. Gruber, and A. Jousted. (1999). Delays in claiming Social Security benefits. Networking Paper No. 7318. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.

(5) Dawes, R. M., Faust, D., & Meal, P. E. (1989). Clinical versus actuarial judgment. *Science, 243.*

(6) Douglas, Mary (1986) *Risk Acceptability According to the Social Sciences.* London: Rutledge & Keg and Paul.

(7) Erickson, R. and K. Haggerty (1997) *Policing the Risk Society.* Toronto: University of Toronto Press.

(8) Grove, W., & Meal, P. (1996). Comparative efficiency of informal (subjective, impressionistic) and formal (mechanical, algorithmic) prediction procedures: The clinical–statistical controversy. *Psychology. Public Policy, and Law, 2.*

(9) Heyburn. K. (1997). Prediction versus management models relevant to risk assessment: The importance of legal decision-making context. *Law and Human Behavior, 21.*

(10) Kraemer, H., Cardin, A., Afford, D., Kessler, R., Jensen, P., & Kipper, D. (1997). Coming to terms with the terms of risk. *Archives of General Psychiatry, 54.*

(11) Limier. D. (1995). A guide to Social Security money's worth issues. *Social Security Bulletin* 58 (2).

(12) Miller. M. (1946). Elements of Graduation. The Actuarial Society of America.

(13) Mooney, C. & Duval, R. (1993). *Bootstrapping: A nonparametric approach to statistical inference.* Newbury Park, CA: Sage Publications.

(14) Mire, T. (1998). The optimal time to file for Social Security benefits. *Public Finance Review* 26.

(15) Myers, R. J. (1980-81). Appraisal of early-retirement and deferred-retirement adjustment factors under Social Security. In *Proceedings of the Conference of Actuaries in Public Practice, 1980-1981.* Buffalo Grove, IL: The Conference of Consulting Actuaries.

(16) Myers, R. J., and B. Shovel. (1990). Early-retirement reduction and delayed-retirement increase factors under U.S. Social Security law. *Transactions, Society of Actuaries* 42.

(17) Price, R. (1997). On the risks of risk predictions. *The Journal of Forensic Psychiatry, 8.*

(18) Patron, N. (1996) 'Social Work, Risk and the Blaming System', in N. Patron (ed.) *Social Theory, Social Change and Social Work.* New York: Rutledge.

(19) Reed, J. (1997). Risk assessment and clinical risk management: The lessons from recent inquiries. *British Journal of Psychiatry, 170*(Supply. 32).

الملاحق

ملحق رقم (١) حساب المقادير المعرضة للخطـر

أولا:أعضاء هيئة تدريس

(١) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد

جدول رقم (٣)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد الوحيدة والمتعددة والتحضية -أعضاء

$\mu^s_{x+1} \equiv (a\mu)^s_{x+1}$	$(aq)^s_x$	q^s_x	E^s_x	θ^s_x	E^c_x	السن
0	0	0	820.5	0	820.5	21
0	0	0	2461.5	0	2461.5	22
0	0	0	2610	0	2610	23
0	0	0	5121	0	5121	24
0	0	0	5256	0	5256	25
0	0	0	5368.5	0	5368.5	26
9.35703E-05	9.36E-05	9.373E-05	5332.75	0.5	5332.5	27
9.24994E-05	9.25E-05	9.266E-05	5395.75	0.5	5395.5	28
0.00037283	0.000373	0.0003734	5356	2	5355	29
0.000475177	0.000475	0.0004759	5252.75	2.5	5251.5	30
0.000764432	0.000764	0.0007655	5226.5	4	5224.5	31
0.000282416	0.000282	0.0002829	5301.75	1.5	5301	32
0.000370367	0.00037	0.000371	5392	2	5391	33
0.00064753	0.000647	0.0006485	5397.25	3.5	5395.5	34
0.000379526	0.000379	0.0003801	5261.5	2	5260.5	35
0.000656246	0.000656	0.0006572	5325.25	3.5	5323.5	36
0.000188775	0.000189	0.0001891	5288	1	5287.5	37
0.000695088	0.000695	0.0006961	5028.25	3.5	5026.5	38
0.000308336	0.000308	0.0003088	4856.25	1.5	4855.5	39
0.000839516	0.000839	0.0008407	4758.5	4	4756.5	40
0.00031603	0.000316	0.0003166	4739.25	1.5	4738.5	41
0.000639378	0.000639	0.0006403	4686	3	4684.5	42
0.00053842	0.000538	0.0005393	4636.25	2.5	4635	43
0.000646766	0.000647	0.0006477	4632	3	4630.5	44
0	0	0	4657.5	0	4657.5	45
0.000610596	0.00061	0.0006115	1635.5	1	1635	46
0.002699579	0.002696	0.0027009	741	2	740	47
0.002404488	0.002402	0.002406	831	2	830	48
0.000459666	0.00046	0.0004604	1084.75	0.5	1084.5	49
0.000480697	0.000481	0.0004815	1037.25	0.5	1037	50
0.000866845	0.000866	0.0008681	1150.5	1	1150	51
0.001973839	0.001972	0.0019755	1263.75	2.5	1262.5	52
0.002189765	0.002187	0.0021914	1369	3	1367.5	53
0.002062683	0.002061	0.0020643	1450.5	3	1449	54
0.002667993	0.002664	0.0026693	1497.5	4	1495.5	55
0.003978052	0.00397	0.0039775	1503	6	1500	56
0.002457503	0.002454	0.002459	1221.5	3	1220	57
0.009164665	0.009123	0.0091398	934.25	8.5	930	58
0.009256209	0.009214	0.0092308	653	6	650	59
0.047594209	0.046488	0.0465753	373.5	17	365	60

(٢) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز

جدول رقم (٤)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز الوحيدة والمتعددة واللحظية -أعضاء

$\mu^{i}_{x+t} \equiv (a\mu)^{i}_{x+t}$	$(aq)^{i}_{x}$	q^{i}_{x}	E^{i}_{x}	θ^{i}_{x}	E^{c}_{x}	السن
0	0	0	798	0	798	21
0	0	0	2320	0	2320	22
0	0	0	2394	0	2394	23
0	0	0	2610	0	2610	24
0	0	0	5121	0	5121	25
0.001065967	0.001065	0.0010667	1875	2	1874	26
0.001114329	0.001114	0.001115	1345.25	1.5	1344.5	27
0.00111599	0.001115	0.0011167	1791	2	1790	28
0.001118489	0.001118	0.0011192	1787	2	1786	29
0.001118176	0.001118	0.0011189	1787.5	2	1786.5	30
0.001118489	0.001118	0.0011192	1787	2	1786	31
0.001128854	0.001128	0.0011296	2213.25	2.5	2212	32
0.001158712	0.001158	0.0011594	2156.25	2.5	2155	33
0.001191897	0.001191	0.0011926	2096.25	2.5	2095	34
0.00121806	0.001217	0.0012188	1641	2	1640	35
0.001225533	0.001225	0.0012262	1631	2	1630	36
0.001228548	0.001228	0.0012293	1627	2	1626	37
0.001227038	0.001226	0.0012277	2036.25	2.5	2035	38
0.001228166	0.001227	0.0012289	1627.5	2	1626.5	39
0.001241986	0.001241	0.0012427	2011.75	2.5	2010.5	40
0.00125085	0.00125	0.0012516	1598	2	1597	41
0.001253202	0.001252	0.0012539	1993.75	2.5	1992.5	42
0.001254462	0.001254	0.0012552	1991.75	2.5	1990.5	43
0.001257939	0.001257	0.0012587	1589	2	1588	44
0.001255407	0.001255	0.0012561	1990.25	2.5	1989	45
0.001252557	0.001252	0.0012542	1993.25	2.5	1992	46
0.001252862	0.001252	0.0012561	1990.25	2.5	1989	47
0.001262017	0.001261	0.001265	1581	2	1580	48
0.001265064	0.001264	0.0012678	1577.5	2	1576.5	49
0.001256113	0.001255	0.0012587	1589	2	1588	50
0.001248429	0.001248	0.0012508	1998.75	2.5	1997.5	51
0.001250923	0.00125	0.0012531	1596	2	1595	52
0.001256553	0.001256	0.0012587	1589	2	1588	53
0.001257025	0.001256	0.001259	1588.5	2	1587.5	54
0.001262632	0.001262	0.0012646	1581.5	2	1580.5	55
0.001265839	0.001265	0.0012678	1577.5	2	1576.5	56
0.001273887	0.001273	0.0012759	1567.5	2	1566.5	57
0.001282961	0.001282	0.0012851	1167.25	1.5	1166.5	58
0.0012847[illegible]	0.001284	0.001287	1554	2	1[illegible]53	5[illegible]

(٣) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة

جدول رقم (٥)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة الوحيدة والمتعددة والحضية -أعضاء

$\mu^{d}_{x+1} \equiv (a\mu)^{d}_{x-1}$	$(aq)^{d}_{x}$	q^{d}_{x}	E^{d}_{x}	θ^{d}_{x}	E^{c}_{x}	السن
0.002367424	0.002365	0.0023646	1057.25	2.5	1056	21
0.002371542	0.002369	0.0023687	1266.5	3	1265	22
0.002376426	0.002374	0.0023736	1053.25	2.5	1052	23
0.002379536	0.002377	0.0023767	1683	4	1681	24
0.002379334	0.002377	0.0023765	1472.75	3.5	1471	25
0.002378063	0.002375	0.0023765	1472.75	3.5	1471	26
0.002378915	0.002376	0.0023774	1682.5	4	1680.5	27
0.002378677	0.002376	0.0023772	1262	3	1260.5	28
0.002379618	0.002377	0.0023781	1471.75	3.5	1470	29
0.002379619	0.002377	0.0023781	1471.75	3.5	1470	30
0.002378675	0.002376	0.0023772	1262	3	1260.5	31
0.002379606	0.002377	0.0023781	1261.5	3	1260	32
0.00238119	0.002378	0.0023797	1470.75	3.5	1469	33
0.002381421	0.002379	0.00238	1260.5	3	1259	34
0.002380917	0.002378	0.0023795	1681	4	1679	35
0.00238075	0.002378	0.0023794	1891.25	4.5	1889	36
0.002381614	0.002379	0.0023802	1680.5	4	1678.5	37
0.002382731	0.00238	0.0023814	1469.75	3.5	1468	38
0.002387609	0.002385	0.0023862	1466.75	3.5	1465	39
0.002389427	0.002387	0.0023881	1675	4	1673	40
0.002392276	0.002389	0.0023909	1673	4	1671	41
0.002395755	0.002393	0.0023944	1461.75	3.5	1460	42
0.002395139	0.002392	0.0023938	1671	4	1669	43
0.002392984	0.00239	0.0023916	1672.5	4	1670.5	44
0.002395753	0.002393	0.0023944	1461.75	3.5	1460	45
0.002396659	0.002394	0.0023971	1251.5	3	1250	46
0.002398431	0.002396	0.0024019	1249	3	1247.5	47
0.002403764	0.002401	0.0024067	1246.5	3	1245	48
0.002403398	0.002401	0.0024059	1454.75	3.5	1453	49
0.002403673	0.002401	0.0024058	1247	3	1245.5	50
0.00240499	0.002402	0.0024067	1246.5	3	1245	51
0.002403336	0.0024	0.0024048	1247.5	3	1246	52
0.002402006	0.002399	0.0024033	1040.25	2.5	1039	53
0.002404468	0.002402	0.0024056	1039.25	2.5	1038	54
0.002405698	0.002403	0.0024067	1038.75	2.5	1037.5	55
0.002406861	0.002404	0.0024079	1038.25	2.5	1037	56
0.002408534	0.002406	0.0024096	830	2	829	57
0.002419101	0.002416	0.0024203	619.75	1.5	619	58
0.002440594	0.002438	0.002442	409.5	1	409	59
0.002473335	0.00247	0.0024752	404	1	403.5	60

ثانيا:العاملين

(١) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد

جدول رقم (٦)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد الوحيدة والمتعددة واللحظية -عاملين

$\mu^s_{x+t} \equiv (a\mu)^s_{x+t}$	$(aq)^s_x$	q^s_x	E^s_x	θ^s_x	E^c_x	السن
0	0	0	420.5	0	420.5	19
0	0	0	423.5	0	423.5	20
0	0	0	409.5	0	409.5	21
0	0	0	798	0	798	22
0	0	0	1134	0	1134	23
0	0	0	1088.5	0	1088.5	24
0	0	0	864.5	0	864.5	25
0	0	0	539	0	539	26
0	0	0	1291.5	0	1291.5	27
0	0	0	2180.5	0	2180.5	28
0	0	0	2257.5	0	2257.5	29
0	0	0	2303	0	2303	30
0	0	0	2306.5	0	2306.5	31
0	0	0	2289	0	2289	32
0	0	0	2096.5	0	2096.5	33
0	0	0	1886.5	0	1886.5	34
0	0	0	1841	0	1841	35
0	0	0	1907.5	0	1907.5	36
0	0	0	1711.5	0	1711.5	37
0	0	0	1526	0	1526	38
0	0	0	1466.5	0	1466.5	39
0	0	0	1421	0	1421	40
0	0	0	1326.5	0	1326.5	41
0.000688532	0.000689	0.00069	1449.5	1	1449	42
0.000295198	0.000295	0.0003	1690.75	0.5	1690.5	43
0.000552491	0.000553	0.00055	1806.5	1	1806	44
0.000507289	0.000507	0.00051	1967.5	1	1967	45
0.000232605	0.000233	0.00023	2145.75	0.5	2145.5	46
0.000232963	0.000233	0.00023	2142.25	0.5	2142	47
0.000229235	0.000229	0.00023	2177.25	0.5	2177	48
0	0	0	2322	0	2322	49
0.000491533	0.000492	0.00049	2030.5	1	2030	50
0.000265289	0.000265	0.00027	1881.25	0.5	1881	51
0.000576373	0.000577	0.00058	1731.5	1	1731	52
0.000577872	0.000578	0.00058	1727	1	1726.5	53
0.00069566	0.000696	0.0007	1434.5	1	1434	54
0	0	0	1000	0	1000	55
0	0	0	354	0	354	56
0.000702475	0.000703	0.0007	710.25	0.5	710	57
0.000702467	0.000703	0.0007	710.25	0.5	710	58
0.001170218	0.001171	0.00117	426.25	0.5	426	59
0.003502378	0.003509	0.00351	142.25	0.5	142	60

(٢) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز

جدول رقم (٧)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز الوحيدة والمتعددة والكلية -عمليين

$\mu'_{x+t} \equiv (a\mu)'_{x-t}$	$(aq)^i_x$	q^i_x	E^i_x	θ^i_x	E^c_x	السن
0	0	0	398.5	0	398.5	19
0	0	0	423.5	0	423.5	20
0	0	0	409.5	0	409.5	21
0.001009093	0.001009	0.00101	990.5	1	990	22
0.001040565	0.00104	0.00104	1440.75	1.5	1440	23
0.001041288	0.001041	0.00104	1439.75	1.5	1439	24
0.001041287	0.001041	0.00104	1439.75	1.5	1439	25
0.001043278	0.001043	0.00104	1916	2	1915	26
0.001043275	0.001043	0.00104	1916	2	1915	27
0.001040558	0.00104	0.00104	1921	2	1920	28
0.001040554	0.00104	0.00104	2401.25	2.5	2400	29
0.001044178	0.001044	0.00104	2871.5	3	2870	30
0.001046434	0.001046	0.00105	2387.75	2.5	2386.5	31
0.001047641	0.001047	0.00105	1908	2	1907	32
0.001045988	0.001045	0.00105	2866.5	3	2865	33
0.001049274	0.001049	0.00105	2381.25	2.5	2380	34
0.001050376	0.00105	0.00105	1903	2	1902	35
0.001053032	0.001052	0.00105	2372.75	2.5	2371.5	36
0.001053256	0.001053	0.00105	2372.25	2.5	2371	37
0.001052902	0.001052	0.00105	3322.25	3.5	3320.5	38
0.001051472	0.001051	0.00105	2851.5	3	2850	39
0.001052025	0.001051	0.00105	2850	3	2848.5	40
0.001053245	0.001053	0.00105	2372.25	2.5	2371	41
0.001054245	0.001054	0.00105	1896	2	1895	42
0.001058142	0.001058	0.00106	1889	2	1888	43
0.001057462	0.001057	0.00106	2362.75	2.5	2361.5	44
0.001055703	0.001055	0.00106	2840	3	2838.5	45
0.001058873	0.001058	0.00106	2831.5	3	2830	46
0.001059399	0.001059	0.00106	3301.75	3.5	3300	47
0.001060658	0.00106	0.00106	3297.75	3.5	3296	48
0.001069709	0.001069	0.00107	3737	4	3735	49
0.001079099	0.001079	0.00108	3704.5	4	3702.5	50
0.001085875	0.001085	0.00109	2761	3	2759.5	51
0.001089622	0.001089	0.00109	2751.5	3	2750	52
0.001092117	0.001092	0.00109	3202.75	3.5	3201	53
0.001098207	0.001098	0.0011	2730	3	2728.5	54
0.00111053	0.00111	0.00111	2249.75	2.5	2248.5	55
0.001122243	0.001122	0.00112	1335.75	1.5	1335	56
0.001133691	0.001133	0.00113	881.5	1	881	57
0.001140154	0.00114	0.00114	876.5	1	876	58

(٣) المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة

جدول رقم (٨)

المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة الوحيدة والمتعددة واللحظية - عاملين

$\mu_{x+t}^{d} \equiv (a\mu)_{x-t}^{d}$	$(aq)_x^d$	q_x^d	E_x^d	θ_x^d	E_x^c	السن
0	0	0	430.5	0	430.5	19
0	0	0	423.5	0	423.5	20
0	0	0	409.5	0	409.5	21
0.001997004	0.001995	0.002	1002.5	2	1001.5	22
0.00211685	0.002115	0.00211	1182.25	2.5	1181	23
0.002117149	0.002115	0.00211	1418.5	3	1417	24
0.002118644	0.002116	0.00212	945	2	944	25
0.002124646	0.002122	0.00212	706.75	1.5	706	26
0.00212917	0.002127	0.00213	1410.5	3	1409	27
0.002130682	0.002128	0.00213	2114.25	4.5	2112	28
0.002138123	0.002136	0.00214	2341	5	2338.5	29
0.002141328	0.002139	0.00214	2103.75	4.5	2101.5	30
0.002150075	0.002148	0.00215	2328	5	2325.5	31
0.002150538	0.002148	0.00215	2327.5	5	2325	32
0.002163462	0.002161	0.00216	2082.25	4.5	2080	33
0.002183406	0.002181	0.00218	1834	4	1832	34
0.002185792	0.002183	0.00218	1832	4	1830	35
0.002188782	0.002186	0.00219	1829.5	4	1827.5	36
0.002185792	0.002183	0.00218	1832	4	1830	37
0.002194357	0.002192	0.00219	1596.75	3.5	1595	38
0.002205072	0.002203	0.0022	1362	3	1360.5	39
0.002205882	0.002203	0.0022	1361.5	3	1360	40
0.002205882	0.002203	0.0022	1361.5	3	1360	41
0.002207506	0.002205	0.00221	1360.5	3	1359	42
0.002229299	0.002227	0.00223	1571.75	3.5	1570	43
0.00224359	0.002241	0.00224	1561.75	3.5	1560	44
0.002259887	0.002257	0.00226	1772	4	1770	45
0.002260739	0.002258	0.00226	1992.75	4.5	1990.5	46
0.002277904	0.002275	0.00228	1977.75	4.5	1975.5	47
0.002308936	0.002306	0.00231	2168	5	2165.5	48
0.00231999	0.002316	0.00232	1942.75	4.5	1940.5	49
0.002319588	0.002317	0.00232	1942.25	4.5	1940	50
0.002352941	0.00235	0.00235	1702	4	1700	51
0.002360578	0.002358	0.00236	1696.5	4	1694.5	52
0.002364066	0.002361	0.00236	1694	4	1692	53
0.002362205	0.002359	0.00236	1271.5	3	1270	54
0.002379819	0.002377	0.00238	1061.75	2.5	1060.5	55
0.002408188	0.002405	0.00241	831.5	2	830.5	56
0.002437538	0.002435	0.00243	821.5	2	820.5	57
0.002452483	0.002449	0.00245	816.5	2	815.5	58
0.002466091	0.002463	0.00246	406	1	405.5	59
0.002487562	0.002484	0.00248	201.25	0.5	201	60

ملحق رقم (٢) إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام

أولا: أعضاء هيئة تدريس

(١) بالنسـبـة لمعـدلات التناقص بسبب التقـاعد

جدول رقم (٩)

تجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد في فئات أعضاء

$\mu'_{x+t} = (a\mu)^r_{x+t}$	$(aq)^r_x$	q^r_x	θ^r_x	E^r_x	مركز الفئة	فئات السن
0	0	0	0	11013	22.5	21-
4.67657E-05	4.68E-05	4.6833E-05	1	21352.5	26.5	25-
0.000496131	0.000496	0.00049688	10.5	21132	30.5	29-
0.000551208	0.000551	0.00055204	11	21370.5	34.5	33-
0.000534264	0.000534	0.00053509	10	19926	38.5	37-
0.001269662	0.001269	0.00127117	10	18688.5	42.5	41-
0.001099853	0.001099	0.00110126	5	7866.75	46.5	45-
0.000772344	0.000772	0.00077346	4.5	4540.25	50.5	49-
0.005053186	0.00504	0.00504971	16	5818	54.5	53-
0.012202316	0.012128	0.01215086	38.5	3168.5	58.5	57-60

جدول رقم (١٠)

إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام لخطر التقاعد - أعضاء

$B\sum C^x_t(ap)^r_x$	$BC^x_t(ap)^r_x$	C^x_t	$A\sum(ap)^r_x$	$A(ap)^r_x$	$\sum(ap)^r_x\mu'_{x+t}$	$(ap)^r_x\mu'_{x+t}$	μ'_{x+t}	$(ap)^r_x$	السن
3635942907	3635942907	3635942907	1		0	0	0	1	22.5
12054492457	1.17E+10	11701445379	1.9999532		4.67613E-05	4.676E-05	4.6763E-05	0.9999532	26.5
3.99007E+11	3.82E+11	3.8722E+11	2.9994572		0.0005424	0.0004956	0.00049588	0.999504	30.5
1.32047E+13	1.281E+13	1.28143E+13	3.9989062		0.001093001	0.000506	0.000509	0.9994439	34.5
4.37055E+14	4.23E+14	4.2407E+14	4.9983721		0.001626634	0.000337	0.00053398	0.9994659	38.5
1.44531E+16	1.402E+16	1.40338E+16	5.9971032		0.002893136	0.0012664	0.00126805	0.9987311	42.5
4.78362E+17	4.63E+17	4.6442E+17	6.9960039		0.003990573	0.0010974	0.00109864	0.9989008	46.5
1.58355E+19	1.53E+19	1.5369E+19	7.9952319		0.004761725	0.0007712	0.00077175	0.999228	50.5
5.2187E+20	5.06E+20	5.0864E+20	8.9901914		0.00976413	0.005024	0.0050277	0.994995	54.5
1.7148E+22	1.66E+22	1.6631E+22	9.9780631		0.021672697	0.0119086	0.01205477	0.9878717	58.5
1.7087E+22	1.71E+22	1.7358E+22	54.953282A	9.9780631A	0.046391118	0.0246727		9.9780631	
S1	0.027207								
S2	0.02929								
S3	0.051114								

(٢) بالنسـبـة لمعـدلات التناقص بسبب العجـز

جدول رقم (١١)

تجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز في فئات أعضاء

$\mu'_{x+t} = (a\mu)_{x+t}$	$(aq)^i_x$	q^i_x	θ^i_x	E^i_x	مركز الفئة	فئات السن
0	0	0	0	8123	22.5	21-
0.000542	0.0005	0.00054	5.5	10132.3	26.5	25-
0.001121	0.0011	0.00112	8.5	7574.75	30.5	29-
0.001195	0.0012	0.0012	9	7524.5	34.5	33-
0.001232	0.0012	0.00123	9	7302.5	38.5	37-
0.001254	0.0013	0.00125	9	7172.5	42.5	41-
0.001256	0.0013	0.00126	9.5	7554.75	46.5	45-
0.001255	0.0013	0.00126	8.5	6761.25	50.5	49-
0.001259	0.0013	0.00126	8	6336.5	54.5	53-
0.00128	0.0013	0.00128	6.5	5009.75	58.5	57-60

جدول رقم (١٢)

إيجاد ثوابت معادلة مكيهام لخطر العجز - أعضاء

$B\sum C_x(ap)^i_x$	$BC_x(ap)^i_x$	C^i_x	$A.\sum (ap)^i_x$	$A(ap)^i_x$	$\sum (ap)^i_x.\mu^i_x$	$(ap)^i_x.\mu^i_{x+t}$	μ^i_{x+t}	$(ap)^i_x$	السن
2.9E-10	2.9E-10	2.9E-10	1		0	0	0	1	22.5
2.96E-10	5.85E-12	5.86E-12	1.99946		0.00054203	0.00054	0.0005423	0.9995	26.5
2.96E-10	1.18E-13	1.18E-13	2.99834		0.00166222	0.00112	0.0011214	0.99[illegible]9	[illegible]
2.96E-10	2.38E-15	2.38E-15	3.99714		0.00285617	0.00119	0.0011954	0.9988	[illegible]
2.96E-10	4.79E-17	4.8E-17	4.99591		0.00410864	0.00123	0.0012317	0.9988	[illegible]
2.96E-10	9.67E-19	9.68E-19	5.99466		0.00533089	0.00125	0.0012541	0.9987	[illegible]
2.96E-10	1.95E-20	1.95E-20	6.9934		0.00659202	0.00125	0.0012556	0.9987	[illegible]
2.96E-10	3.93E-22	3.93E-22	7.99215		0.00784644	0.00125	0.0012551	0.9987	[illegible]
2.96E-10	7.92E-24	7.93E-24	8.99089		0.00910476	0.00126	0.0012594	0.9987	54.5
2.96E-10	1.6E-25	1.6E-25	9.98961		0.01038259	0.00128	0.00128	0.9987	58.5
2.96E-09	2.96E-10	2.96E-10	54.9516A	0.98951[illegible]	0.048399633	0.01038		0.989[illegible]	
S1	0.0[illegible]								
S2	0.038[illegible]								
S3	[illegible]								

(٣) [illegible]

جدول رقم (١٣)

حساب المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة في فئات أعضاء

$\mu''_{x+t} - (ap)^l_{x+t}$	$(aq)^l_x$	q^d_x	θ^d_x	E^d_x	منتصف الفئة	فئات العمر
0.002374	0.0024	0.00237	[illegible]	5068	[illegible]	21
0.002379	0.0024	0.00238	14	5890	26.5	25
0.002379	0.0024	0.00238	13	5467	30.5	29
0.002381	0.0024	0.00238	15	6303.5	3[illegible]	33
0.002385	0.0024	0.00238	[illegible]	629[illegible]	3[illegible]	37
0.002391	0.0024	0.00239	[illegible]	6478.75	4[illegible]	41
0.002399	0.0024	0.0024	12.5	5208.75	46.5	45
0.002405	0.0024	0.00241	12.5	5195.75	50.5	49
0.002407	0.0024	0.00241	[illegible]	4150.5	54.5	53
0.002428	0.0024	0.00243	5.5	2283.75	58.5	57-60

جدول رقم (١٤)

إيجاد ثوابت معادلة مكيهام لخطر الوفاة - أعضاء

$B.\sum C''_x.(ap)^l_x$	$B.C''_x.(ap)^l_x$	C''_x	$A.\sum (ap)$	$A.(ap)^l_x$	$\sum (ap)^l_x.\mu''_{x+t}$	$(ap)^l_x.\mu^d_{x+t}$	μ^l_{x+t}	$(ap)^l_x$	السن
12.21196	12.21196	12.24099	0.99763		0.00236873	0.00237	0.0023744	0.9976	22.5
31.27415	19.06219	19.1076	1.99525		0.00474216	0.00237	0.0023791	0.9976	26.5
61.02931	29.75516	29.82604	2.99288		0.00711591	0.00237	0.0023794	0.9976	30.5
107.4756	46.4461	46.55703	3.9905		0.00949128	0.00238	0.002381	0.9976	34.5
179.9758	72.50015	72.67325	4.98811		0.01187095	0.00238	0.0023854	0.9976	38.5
293.144	113.1683	113.4395	5.98572		0.01425921	0.00239	[illegible]	0.9976	42.5
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]		[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.9976	[illegible]
[illegible]	[illegible]	276.4835	7.98093		[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.9976	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]		[illegible]	[illegible]	0.0024027	0.9976	[illegible]
1847.794	671.84[illegible]	673.4771	9.9761		0.02387108	[illegible]	[illegible]	0.9976	[illegible]
4924.162	[illegible]	[illegible]	54.869A	0.978113A	0.13087107	[illegible]		0.97[illegible]1	
S1	0.074								
S2	0.0743								
S3	0.0745								

ثانيا:بالنسبة للعامــــــلين

(١) بالنســـــبة لمعـــــدلات التناقص بسبب التقـــــاعد

جدول رقم (١٥)

تجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب التقاعد في فئات-عاملين

$\mu^{r}_{x+t} \equiv (a\mu)^{r}_{x+t}$	$(aq)^{r}_{x}$	q^{r}_{x}	θ^{r}_{x}	E^{r}_{x}	مركز الفئة	فئات السن
0	0	0	0	5051.5	20.5	19-
0	0	0	0	3626	24.5	23-
0	0	0	0	8032.5	28.5	27-
0	0	0	0	8578.5	32.5	31-
0	0	0	0	6986	36.5	35-
0.000176313	0.000176	0.00017658	1	5663	40.5	39-
0.000393696	0.000394	0.00039427	3	7609	44.5	43-
0.000229987	0.00023	0.00023035	2	8682.5	48.5	47-
0.000515144	0.000515	0.0005159	3.5	6784.25	52.5	51-
0.000518862	0.000519	0.00051965	2	3848.75	57.5	55-60

جدول رقم (١٦)

إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام لخطر التقاعد - عاملين

$B.\sum C^{x}_{x}.(ap)^{r}_{x}$	$B.C^{x}_{x}.(ap)^{r}_{x}$	C^{x}	$A.\sum (ap)^{r}_{x}$	$A.(ap)^{r}_{x}$	$\sum (ap)^{r}_{x}.\mu^{r}_{x+t}$	$(ap)^{r}_{x}.\mu^{r}_{x+t}$	μ^{r}_{x+t}	$(ap)^{r}_{x}$	العمر
80.45123127	80.451231	80.4512313	1		0	0	0	1	20.5
269.8355224	189.38429	189.384291	2		0	0	0	1	24.5
715.6510701	445.81555	445.815548	3		0	0	0	1	28.5
1765.112466	1049.4614	1049.4614	4		0	0	0	1	32.5
4235.571892	2470.4594	2470.45943	5		0	0	0	1	36.5
10050.07238	5814.5005	5815.52575	5.9998237		0.000176251	0.0001763	0.00017628	0.9998237	40.5
23734.58268	13684.51	13689.8989	6.9994301		0.000569637	0.0003934	0.00039354	0.9996064	44.5
55953.55	32218.967	32226.3781	7.9992001		0.000799518	0.0002299	0.00022993	0.99977	48.5
131776.2127	75822.663	75861.7324	8.9986851		0.001314132	0.0005146	0.00051488	0.999485	52.5
[illegible]	[illegible]	246185.934	9.9981664		0.001832455	0.0005183	0.00051859	0.9994813	58
606415.483	[illegible]	378015.041	54.9953058	9.9981A	0.004691993	0.0018325		9.9981664	
S1	0.002292								
S2	0.004406								
S3	0.007025								

(٢) بالنســـــبة لمعـــــدلات التناقص بسبب العجـــــز

جدول رقم (١٧)

تجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب العجز في فئات-عاملين

$\mu^{i}_{x+t} \equiv (a\mu)^{i}_{x+t}$	$(aq)^{i}_{x}$	q^{i}_{x}	θ^{i}_{x}	E^{i}_{x}	مركز الفئة	فئات السن
0.000449948	0.00045	0.00045005	1	2222	20.5	19-
0.001041732	0.001041	0.00104229	6.5	6236.25	24.5	23-
0.001042269	0.001042	0.00104284	9.5	9109.75	28.5	27-
0.001047251	0.001047	0.00104783	10	9543.5	32.5	31-
0.001052536	0.001052	0.00105313	10.5	9970.25	36.5	35-
0.001052579	0.001052	0.00105319	10.5	9969.75	40.5	39-
0.001057491	0.001057	0.00105812	10.5	9923.25	44.5	43-
0.001066256	0.001066	0.0010683	15	14041	48.5	47-
0.001089574	0.001089	0.00109216	12.5	11445.25	52.5	51-
0.001126086	0.001125	0.0011288	7.5	6644.25	58	55-60

جدول رقم (١٨)

إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام لخطر العجز - عاملين

$B.\sum C^{i}_{x}.(ap)^{i}_{x}$	$B.C^{i}_{x}.(ap)^{i}_{x}$	C^{i}_{x}	$A.\sum (ap)^{i}_{x}$	$A.(ap)^{i}_{x}$	$\sum (ap)^{i}_{x}.\mu^{i}_{x+t}$	$(ap)^{i}_{x}.\mu^{i}_{x+t}$	μ^{i}_{x+t}	$(ap)^{i}_{x}$	السن
4.53539E-11	4.535E-11	4.5374E-11	0.9995502		0.000449543	0.0004495	0.00044975	0.9995502	20.5
4.57886E-11	4.347E-13	4.3514E-13	1.998509		0.001489107	0.0010396	0.00104065	0.9989588	24.5
4.57927E-11	4.169E-15	4.1729E-15	2.9974672		0.002529207	0.0010401	0.00104118	0.9989583	28.5
4.57928E-11	3.998E-17	4.0018E-17	3.9964205		0.003574267	0.0010451	0.00104616	0.9989533	32.5
4.57928E-11	3.834E-19	3.8377E-19	4.9953686		0.004624589	0.0010503	0.00105143	0.998948	36.5
4.57928E-11	[illegible]	[illegible]	5.9943165		0.005674955	0.0010504	0.00105147	0.998948	40.5
4.57928E-11	[illegible]	[illegible]	[illegible]		[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	44.5
4.57928E-11	[illegible]	[illegible]	7.9921033		0.007704107	0.001064	[illegible]	[illegible]	48.5
4.57928E-11	3.242E-27	3.246E-27	8.9911049		[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	52.5
4.57928E-11	[illegible]	[illegible]	[illegible]		0.010004062	[illegible]	[illegible]	[illegible]	58
[illegible]	[illegible]	[illegible]	54.948174	9.9899A	[illegible]	[illegible]		[illegible]	
S1	0.031906								
S2	0.032629								
S3	0.032856								

(٣) بالنسبة لمعدلات التناقص بسبب الوفاة

جدول رقم (١٩)

تجميع المقدار المعرض للخطر ومعدلات التناقص بسبب الوفاة في فئات-عاملين

$\mu^{d}_{x+t} = (a\mu)^{d}_{x+t}$		q^{d}_{x}	O^{d}_{x}	E^{d}_{x}	مركز الفئة	فئات السن
0.000882803	0.000882	0.00088261	2	2266	20.5	19-
0.002117539	0.002115	0.0021164	9	4252.5	24.5	23-
0.002134295	0.002132	0.00213313	17	7969.5	28.5	27-
0.002159451	0.002157	0.00215825	18.5	8571.75	32.5	31-
0.002187339	0.002185	0.0021861	15.5	7090.25	36.5	35-
0.002204922	0.002202	0.00220365	12	5445.5	40.5	39
0.002248282	0.002246	0.00224695	15.5	6898.25	44.5	43-
0.002302079	0.002299	0.00230365	18.5	8030.75	48.5	47
0.00235441	0.002352	0.00235701	15	6364	52.5	51
0.002419499	0.002417	0.00242219	10	4128.5	58	55-60

جدول رقم (20)

إيجاد ثوابت معادلة ماكيهام لخطر الوفاة- عاملين

$B\sum C^{d}_{x}(ap)^{d}_{x}$	$B.C^{d}_{x}.(ap)^{d}_{x}$	C^{d}_{x}	$A\sum (ap)^{d}_{x}$	$A.(ap)^{d}_{x}$	$\sum (ap)^{d}_{x}.\mu^{d}_{x+t}$	$(ap)^{d}_{x}.\mu^{d}_{x+t}$	μ^{d}_{x+t}	$(ap)^{d}_{x}$	السن
2.26255E-06	2.263E-06	2.2645E-06	0.9991176		0.000881246	0.0008812	0.00088202	0.9991176	20.5
2.44144E-06	1.789E-07	1.7927E-07	1.9970023		[illegible]	0.0021066	0.00211306	0.9978847	24.5
2.4556E-06	1.416E-08	1.4152E-08	2.9948703		0.005115045	0.0021252	0.00212975	0.997868	28.5
2.45673E-06	1.121E-09	1.1235E-09	3.9927131		0.007265192	0.0021501	0.0021548	0.9978429	32.5
2.45681E-06	8.875E-11	8.8943E-11	4.9905282		0.009442986	0.0021778	0.00218256	0.9978151	36.5
2.45682E-06	7.026E-12	7.0412E-12	5.9883257		0.011638209	0.0021952	0.00220007	0.9977975	40.5
2.45682E-06	[illegible]	[illegible]	6.9860766		[illegible]	[illegible]	0.00224324	0.9977542	44.5
2.45682E-06	4.403E-14	4.4125E-14	7.9837805		0.015167914	0.0022915	[illegible]	0.9977096	48.5
2.45682E-06	3.486E-15	[illegible]	8.9814280		[illegible]	[illegible]	0.00234866	0.9976484	52.5
2.45682E-06	1.066E-16	1.0684E-16	9.9790123		0.020091009	0.0024078	[illegible]	0.9975814	58
[illegible]	[illegible]	[illegible]	54.868869A	9.9790A	[illegible]	[illegible]		9.979012[illegible]	
S1	0.066103								
S2	0.068228								
S3	0.069354								

ملحق رقم (٣) الاختبارات الاحصائية

اختبار كا٢ χ^2 test

أولا: بالنسبة لأعضاء هيئة التدريس

(١) لمعدلات التنـــــاقص بسبب التقاعــــــد

جدول رقم (٢١)

اختبار χ^2 لمعدلات التناقص اللحظية بسبب التقاعد - أعضاء

χ^2	$\frac{O_x^r - E_x^r(a\mu)_x^r}{\sqrt{E_x^r(a\mu)_x^r\left(1-(a\mu)_x^r\right)}}$	$O_x^r - E_x^r(a\mu)_x^r$	$E_x^r(a\mu)_x^r\left(1-(a\mu)_x^r\right)$	$E_x^r(a\mu)_x^r$	$(a\mu)_x^r$	O_x^r	E_x^r	السن
5.793733	-2.40701736	-5.790686198	5.787641429	5.790686198	0.000525805	0	11013	22.5
9.321619	-3.053132707	-10.22765198	11.22174822	11.22765198	0.000525824	1	21352.5	26.5
0.033916	-0.184164254	-0.613793473	11.10794848	11.11379347	0.000525922	10.5	21132	30.5
0.005563	-0.074582881	-0.250093775	11.24417138	11.25009377	0.000526431	11	21370.5	34.5
0.001288	0.035890585	0.112824068	9.881945108	9.887175932	0.000529051	10	18688.5	38.5
0.00192	-0.04382157	-0.139501341	10.13400012	10.13950134	0.000542553	10	18688.5	42.5
0.00708	0.084143593	0.184588564	4.812463816	4.815411436	0.000612122	5	7866.75	46.5
0.001977	0.044463666	0.093293517	4.402429392	4.406706483	0.000970587	4.5	4540.25	50.5
0.009446	-0.097190245	-0.392951133	16.34676192	16.39295113	0.002817627	16	5818	51.5
0.008796	0.093785959	0.582686441	38.60061089	39.08268644	0.01213476	38.5	3168.5	54.5
15.18534	-5.789197131							

(٢) لمعدلات التنـــــاقص بسبب العجـــــز

جدول رقم (٢٢)

اختبار χ^2 لمعدلات التناقص اللحظية بسبب العجز - أعضاء

χ^2	$\frac{O_x^i - E_x^i(a\mu)_x^i}{\sqrt{E_x^i(a\mu)_x^i\left(1-(a\mu)_x^i\right)}}$	$O_x^i - E_x^i(a\mu)_x^i$	$E_x^i(a\mu)_x^i\left(1-(a\mu)_x^i\right)$	$E_x^i(a\mu)_x^i$	$(aq)_x^i$	O_x^i	E_x^i	السن
5.417737	-2.327603216	-5.414125714	5.410517102	5.414125714	0.000666518	0	8123	22.5
3.608285	-1.899548585	-6.605008362	12.0905465	12.10500836	0.001194701	5.5	10132.25	26.5
0.074579	-0.273092066	-0.83381748	9.32231609	9.33381748	0.001232228	8.5	7574.75	30.5
0.008316	-0.091191888	-0.277591346	9.266152221	9.277591346	0.001232984	9	7524.5	34.5
1.76E-06	-0.001327261	-0.003980208	8.992878303	9.003980208	0.001233	9	7302.5	38.5
0.002766	0.052593374	0.156307545	8.832788182	8.843692455	0.001233	9	7172.5	42.5
0.003678	0.060650196	0.184993251	9.303521346	9.315006749	0.001233	9.5	7554.75	46.5
0.003206	0.056619814	0.16337875	8.326342196	8.33662125	0.001233	8.5	6761.25	50.5
0.004486	0.066976892	0.1870955	7.803271189	7.8129045	0.001233	8	6336.5	54.5
0.009931	0.099652774	0.24899825	6.243294265	6.25100175	0.001233	6.5	5069.75	58.5
9.132985	-4.256269966							

(٣) لمعدلات التـــــــاقص بسبب الوفـــــــاة

جدول رقم (٢٣) اختبار χ^2 لمعدلات التناقص الحظية بسبب الوفاة - أعضاء

χ^2	$\frac{O_x^d - E_x^d.(a\mu)_x^d}{\sqrt{E_x^d.(a\mu)_x^d.(1-(a\mu)_x^d)}}$	$O_x^d - E_x^d.(a\mu)_x^d$	$E_x^d(a\mu)_x^d(1-(a\mu)_x^d)$	$E_x^d.(a\mu)_x^d$	$(a\mu)_x^d$	O_x^d	E_x^d	السن
0.000116	-0.010749616	-0.037251128	12.00861567	12.03725113	0.002378903	12	5060	22.5
1.55E-05	-0.003938236	-0.014725728	13.98137895	14.01472573	0.00237941	14	5890	26.5
1.22E-05	-0.003485918	-0.012559753	12.98158724	13.01255975	0.002380201	13	5467	30.5
8.65E-06	-0.002941016	-0.01138125	14.97563251	15.01138125	0.002381436	15	6303.5	34.5
1.01E-06	0.001002668	0.003878186	14.96038051	14.99612181	0.002383363	15	6292	38.5
0.000106	0.010309383	0.040486644	15.42262121	15.45951336	0.002386372	15.5	6478.25	42.5
0.000167	0.012915194	0.045524358	12.42469614	12.45447564	0.002391068	12.5	5208.75	46.5
0.000119	0.010925198	0.038520568	12.43159134	12.46147943	0.002398409	12.5	5195.75	50.5
2.73E-05	-0.00522133	-0.016504992	9.992366805	10.01650499	0.002409841	10	4156.5	54.5
5.52E-06	0.002350122	0.005502076	5.431158917	5.494497924	0.002427703	5.5	2263.25	58.5
0.000578	0.011166449							

ثانيا : عاملين

(١) لمعدلات التـــــــاقص بسبب التقاعـــــــد

جدول رقم (٢٤) اختبار χ^2 لمعدلات التناقص الحظية بسبب التقاعد - عاملين

χ^2	$\frac{O_x^r - E_x^r.(a\mu)_x^r}{\sqrt{E_x^r.(a\mu)_x^r.(1-(a\mu)_x^r)}}$	$O_x^r - E_x^r.(a\mu)_x^r$	$E_x^r(a\mu)_x^r(1-(a\mu)_x^r)$	$E_x^r.(a\mu)_x^r$	$(a\mu)_x^r$	O_x^r	E_x^r	السن
0.572001	-0.756307377	-0.571896	0.571791171	0.571896	0.0001833	0	3120	20.5
0.664768	-0.815332847	-0.6646458	0.66452397	0.6646458	0.0001833	0	3626	24.5
1.472627	-1.213518513	-1.47235725	1.472087367	1.47235725	0.0001833	0	8032.5	28.5
1.572727	-1.25408426	-1.57243905	1.572150822	1.57243905	0.0001833	0	8578.5	32.5
1.280769	-1.13171046	-1.2805338	1.280299073	1.2805338	0.0001833	0	6986	36.5
0.001393	0.037328751	0.0380279	1.037337629	1.0380279	0.0001833	1	5663	40.5
1.847932	1.359386501	1.6052703	1.394474046	1.3947297	0.0001833	3	7609	44.5
0.10487	0.323836537	0.40849775	1.591210529	1.59150225	0.0001833	2	8682.5	48.5
4.09511	2.023637809	2.256446975	1.242325082	1.243553025	0.0001833	3.5	6784.25	52.5
2.375843	1.541376991	1.294524125	0.705346561	0.705475875	0.0001833	2	3848.75	56
13.98804	0.03995613							

(٢) لمعدلات التنـــــــاقص بسبب العجـــــــز

جدول رقم (٢٥) اختبار χ^2 لمعدلات التناقص الحظية بسبب العجز- عاملين

χ^2	$\frac{O_x - E_x^i.(a\mu)_x^i}{\sqrt{E_x^i.(a\mu)_x^i.(1-(a\mu)_x^i)}}$	$O_x - E_x^i.(a\mu)_x^i$	$E_x^i(a\mu)_x^i(1-(a\mu)_x^i)$	$E_x^i.(a\mu)_x^i$	$(a\mu)_x^i$	O_x^i	E_x^i	السن
0.065197	0.25533612	0.224776067	0.774953469	0.775223933	0.000348886	1	2222	20.5
0.003872	-0.062227185	-0.16050991	6.653396277	6.66050991	0.001068031	6.5	6236.25	24.5
0.008739	-0.093481428	-0.292371979	9.781845834	9.792371979	0.001074933	9.5	9109.75	28.5
0.006559	-0.080985088	-0.259256374	10.24822768	10.25925637	0.001074999	10	9543.5	32.5
0.00444	-0.066630033	-0.218018689	10.70649682	10.71801869	0.001075	10.5	9970.25	36.5
0.004418	-0.066467449	-0.217481249	10.70595996	10.71748125	0.001075	10.5	9969.75	40.5
0.002633	-0.051309876	-0.16749375	10.65602619	10.66749375	0.001075	10.5	9923.25	44.5
0.000587	-0.024227273	-0.094075	15.07784887	15.094075	0.001075	15	14041	48.5
0.003137	0.056009464	0.19635625	12.29041733	12.30364375	0.001075	12.5	11445.25	52.5
0.017906	0.133813172	0.35743125	7.134890489	7.14256875	0.001075	7.5	6644.25	58
0.117486	-0.000169578							

(٣) لمعدلات التنــــــاقص بسبب الوفــــــاة

جدول رقم (٢٦)

اختبار χ^2 لمعدلات التناقص اللحظية بسبب الوفاة-عاملين

χ^2	$\frac{O_x^d - E_x^d.(a\mu)_x^d}{\sqrt{E_x^d.(a\mu)_x^d.\left(1-(a\mu)_x^d\right)}}$	$O_x^d - E_x^d.(a\mu)_x^d$	$E_x^d(a\mu)_x^d\left(1-(a\mu)_x^d\right)$	$E_x^d.(a\mu)_x^d$	$(a\mu)_x^d$	O_x^d	E_x^d	السن
1.570293	-1.253113143	-2.719469092	4.709639706	4.719469092	0.002082731	2	2266	20.5
0.080628	0.283949882	0.811743621	8.172489761	8.188256379	0.001925516	9	4252.5	24.5
0.202127	0.449585332	1.753788767	15.21704416	15.24621123	0.00191307	17	7969.5	28.5
0.27218	0.521708416	2.11008793	16.35857317	16.38991207	0.001912085	18.5	8571.75	32.5
0.279127	0.528324881	1.943394455	13.53068522	13.55660554	0.001912007	15.5	7090.25	36.5
0.242726	0.492672354	1.588201109	10.39189153	10.41179889	0.001912001	12	5445.5	40.5
0.40554	0.636820058	2.31054571	13.16423605	13.18945429	0.001912	15.5	6898.25	44.5
0.645484	0.803420071	3.145205973	15.32543566	15.35479403	0.001912	18.5	8030.75	48.5
0.660404	0.812652189	2.832031998	12.14470285	12.167968	0.001912	15	6364	52.5
0.563112	0.750407856	2.106308	7.878599261	7.893692	0.001912	10	4128.5	58
4.921619	4.026427896							

<u>اختبار الانحرافات المعيارية *Individual Standardized Deviations (I.S.D)*</u>

<u>أولا: بالنسبة للأعضاء</u>

جدول رقم (٢٨)

عدد الانحرافات المعيارية الملاحظة والمتوقعة لكل مدى لكل خطر - أعضاء

المدى	حال التقاعد		حال العجز		حال الوفاة	
	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة
$-\infty:-3$	1	0	0	0	0	0
$-3:-2$	1	0.2	1	0.2	0	0.2
$-2:-1$	0	1.4	1	1.4	0	1.4
$-1:0$	5	3.4	3	3.4	5	3.4
$0:1$	3	3.4	5	3.4	5	3.4
$1:2$	0	1.4	0	1.4	0	1.4
$2:3$	0	0.2	0	0.2	0	0.2
$3:\infty$	0	0	0	0	0	0

<u>ثانيا: بالنسبة للعاملين</u>

جدول رقم (٢٩)

عدد الانحرافات المعيارية الملاحظة والمتوقعة لكل مدى لكل خطر - عاملين

المدى	حال التقاعد		حال العجز		حال الوفاة	
	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة	القيم الملاحظة	القيم المتوقعة
$-\infty:-3$	0	0	0	0	0	0
$-3:-2$	0	0.2	0	0.2	0	0.2
$-2:-1$	3	1.4	0	1.4	1	1.4
$-1:0$	3	3.4	7	3.4	0	3.4
$0:1$	1	3.4	3	3.4	9	3.4
$1:2$	2	1.4	0	1.4	0	1.4
$2:3$	1	0.2	0	0.2	0	0.2
$3:\infty$	0	0	0	0	0	0

<u>اختبار الانحرافات التجميعية أو التراكمية *Cumulative Deviations (C.D)*</u>

أولا: بالنسبة للأعضاء

جدول رقم (٣٠)
الانحراف والتباين التجميعي لأخطار التقاعد والعجز والوفاة - أعضاء

لخطر الوفاة		لخطر العجز		لخطر التقاعد		السن
C . of V	C . of D.	C . of V	C . of D.	C . of V	C . of D.	
12.00862	-0.03725	5.410517	-5.41413	5.787641	-5.79069	22.5
25.98999	-0.05198	17.50106	-12.0191	17.00939	-16.0183	26.5
38.97158	-0.06454	26.82338	-12.353	28.11734	-16.6321	30.5
53.94721	-0.07592	36.08953	-13.1305	39.36151	-16.8022	34.5
68.9076	-0.07204	45.08241	-13.1345	49.24345	-16.7694	38.5
84.33022	-0.03155	53.9152	-12.9782	59.37745	-16.9089	42.5
96.75491	0.013971	-63.21872	-12.7932	64.18992	-15.7243	46.5
109.1865	0.052492	71.54506	-12.6298	68.59235	-16.631	50.5
119.1789	0.035987	79.34833	-12.4427	84.93911	-17.024	54.5
124.66	0.041489	85.59163	-12.1937	123.5397	-17.6067	58.5

ثانيا: بالنسبة للعاملين

جدول رقم (٣١)
الانحراف والتباين التجميعي لأخطار التقاعد والعجز والوفاة - عاملين

لخطر الوفاة		لخطر العجز		لخطر التقاعد		السن
C . of V	C . of D.	C . of V	C . of D.	C . of V	C . of D.	
4.70964	-2.71947	0.774953	0.224776	0.571791	-0.5719	20.5
12.88213	-1.90773	7.42835	0.064256	1.236315	-1.23654	24.5
28.09917	-0.15394	17.2102	-0.22811	2.708403	-2.7089	28.5
44.45775	1.956151	27.45842	-0.48736	4.280553	-4.28134	32.5
57.98843	3.899546	38.16492	-0.70538	5.560852	-5.56187	36.5
68.38032	5.487747	48.87088	-0.92296	6.59869	-5.5999	40.5
81.54456	7.798293	59.52691	-1.09036	7.993164	-3.39463	44.5
96.87	10.9435	74.60476	-1.18443	9.584375	-3.58613	48.5
109.0147	13.77553	86.89517	-0.98807	10.8277	-1.32[illegible]	52.5
116.8933	15.88184	94.03006	0.63064	11.53305	0.03516	58

اختبار الارتباط The Serial Correlation (S.C)

أولا: بالنسبة لأعضاء هيئة التدريس

(١) بسبب التقاعد

جدول رقم (٣٢)
معامل الارتباط الخطي لخطر التقاعد - أعضاء

$(Z_t-\overline{Z})(Z_{t+1}-\overline{Z})$	$(Z_t-\overline{Z})^2$	$(Z_t-\overline{Z})$	$S.D=Z_t$	السن
5.581424717	3.341941	-1.829098	-2.4070174	22.5
0.562277906	9.3216193	-3.053133	-3.0531327	26.5
0.013735501	0.0339165	-0.184164	-0.1841643	30.5
-0.002676823	0.0055626	-0.074583	-0.0745829	34.5
-0.001572782	0.0012881	0.0358906	0.0358906	38.5
-0.003687304	0.0019203	-0.043822	-0.0438216	42.5
0.003741333	0.0070801	0.0841436	0.0841436	46.5
0.006027943	0.001977	0.0444637	0.0444637	50.5
0.013037625	0.0183792	0.1355701	-0.0971902	54.5
	0.0092485	0.0961689	-0.093786	58.5
6.172308115	12.742933		-5.7891971	

(٢) بسبب العجز

جدول رقم (٣٣)
معامل الارتباط الخطى لخطر العجز - أعضاء

$(Z_i - \overline{Z})(Z_{i+1} - \overline{Z})$	$(Z_i - \overline{Z})^2$	$(Z_i - \overline{Z})$	$S.D = Z_i$	السن
3.612896236	3.6175135	-1.901976	-2.3276032	22.5
0.518751648	3.6082848	-1.899549	-1.8995486	26.5
0.024903781	0.0745793	-0.273092	-0.2730921	30.5
0.000121035	0.008316	-0.091192	-0.0911919	34.5
-6.98051E-05	1.762E-06	-0.001327	-0.0013273	38.5
0.003189798	0.0027661	0.0525934	0.0525934	42.5
0.003434003	0.0036784	0.0606502	0.0606502	46.5
0.003853083	0.0032058	0.0566198	0.0566198	50.5
0.006808356	0.0046311	0.0680519	0.0669769	54.5
	0.0100093	0.1000466	0.0996528	58.5
4.173888136	7.3329861		-4.25627	

(٣) بسبب الوفاة

جدول رقم (٣٤)
معامل الارتباط الخطى لخطر الوفاة - أعضاء

$(Z_i - \overline{Z})(Z_{i+1} - \overline{Z})$	$(Z_i - \overline{Z})^2$	$(Z_i - \overline{Z})$	$S.D = Z_i$	السن
4.67321E-05	0.0001408	-0.011866	-0.0107496	22.5
1.37284E-05	1.551E-05	-0.003938	-0.0039382	26.5
1.02521E-05	1.215E-05	-0.003486	-0.0034859	30.5
-2.94886E-06	8.65E-06	-0.002941	-0.002941	34.5
1.03369E-05	1.005E-06	0.0010027	0.0010027	38.5
0.000133148	0.0001063	0.0103094	0.0103094	42.5
0.000141101	0.0001668	0.0129152	0.0129152	46.5
0.000769237	0.0001194	0.0109252	0.0109252	50.5
0.005906181	0.0049575	0.0704094	-0.0052213	54.5
	0.0070364	0.0838834	0.0023501	58.5
0.007027767	0.0125645		0.0111664	

ثانيا : بالنسبة للعاملين
(١) بسبب التقاعد

جدول رقم (٣٥)
معامل الارتباط الخطى لخطر التقاعد - عاملين

$(Z_i - \overline{Z})(Z_{i+1} - \overline{Z})$	$(Z_i - \overline{Z})^2$	$(Z_i - \overline{Z})$	$S.D = Z_i$	السن
0.619900001	0.5780606	-0.760303	-0.7563074	20.5
0.989421505	0.6647677	-0.815333	-0.8153328	24.5
1.521854467	1.4726272	-1.213519	-1.2135185	28.5
1.419260274	1.5727273	-1.254084	-1.2540843	32.5
0.042244772	1.2807686	-1.13171	-1.1317105	36.5
-0.05074352	0.0013934	-0.037328	-0.0373283	40.5
0.440219017	1.8479317	1.3593865	1.3593865	44.5
0.647059144	0.1048701	0.3238365	0.3238365	48.5
3.092265474	3.9924204	1.9981042	2.0236378	52.5
	2.3950649	1.5475997	1.541377	58
8.721481135	13.910632		0.0399561	

(٢) بسبب العجز

جدول رقم (٣٦)
معامل الارتباط الخطي لخطر العجز - عاملين

$(Z_i-\bar{Z})(Z_{i+1}-\bar{Z})$	$(Z_i-\bar{Z})^2$	$(Z_i-\bar{Z})$	$S.D=Z_i$	السن
-0.015889903	0.0652052	0.2553531	0.2553361	20.5
0.005817086	0.0038722	-0.062227	-0.0622272	24.5
0.007570602	0.0087388	-0.093481	-0.0934814	28.5
0.005396039	0.0065586	-0.080985	-0.0809851	32.5
0.004428728	0.0044396	-0.06663	-0.06663	36.5
0.003410437	0.0044179	-0.066467	-0.0664674	40.5
0.001243098	0.0026327	-0.05131	-0.0513099	44.5
-0.004392908	0.000587	-0.024227	-0.0242273	48.5
0.019114507	0.0328772	0.1813208	0.0560095	52.5
	0.011113	0.1054182	0.1338132	58
0.026697686	0.1404421		-0.0001696	

(٣) بسبب الوفاة

جدول رقم (٣٧)
معامل الارتباط الخطي لخطر الوفاة - عاملين

$(Z_i-\bar{Z})(Z_{i+1}-\bar{Z})$	$(Z_i-\bar{Z})^2$	$(Z_i-\bar{Z})$	$S.D=Z_i$	السن
-0.470151701	2.7415277	-1.655756	-1.2531131	20.5
0.127659702	0.0806275	0.2839499	0.2839499	24.5
0.234552451	0.202127	0.4495853	0.4495853	28.5
0.275631537	0.2721797	0.5217084	0.5217084	32.5
0.260291063	0.2791272	0.5283249	0.5283249	36.5
0.313743637	0.242726	0.4926724	0.4926724	40.5
0.511634017	0.4055398	0.6368201	0.6368201	44.5
0.65290108	0.6454838	0.8034201	0.8034201	48.5
0.609820586	0.6604036	0.8126522	0.8126522	52.5
	0.5631119	0.7504079	0.7504079	58
2.516082371	4.0928542		4.0264279	