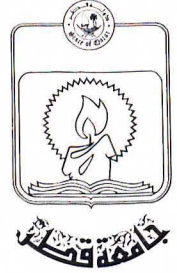


كتبة العزيز
قسم الدوريات

غير مصرح بأدرتها من المكتبة



Qatar University Library
P.O. Box No. 13 DOHA

Acc. No.

Class No.

Date

المجلة العلمية

كلية الإدارة والاقتصاد

مجلة علمية سنوية محكمة

العدد الثالث

١٤١٢ هـ - ١٩٩٢ م

**منهج كمي مقترح لتسمير تأمين أخطار النقل
بالتطبيق على
أخطار النقل بهيئة السكك الحديدية المصرية**

أ. د. ابراهيم محمد مهدي د. محمد توفيق البلقيني

قسم الأساليب الكمية
كلية التجارة - جامعة المنصورة

١ - مقدمة :

يعتمد تحديد السعر في التأمين بأنواعه المختلفة على عدة مبادئ وأسس رياضية ليس من السهل على الفرد العادي أن يلم بها أو يفهمها ولا تخضع أسعار التأمين للعرض والطلب مثل أسعار السلع والخدمات الأخرى ولكن تتحدد وفقاً لنظرية الاحتمالات وقانون الاعداد الكبيرة (السيد عبد المطلب، ١٩٨٣) وتهدف عملية التسعير بصفة أساسية إلى محاولة الوصول إلى أقساط مناسبة، فإذا ما تمت عملية التسعير بطريقة لا تتوافر فيها الأسس الرياضية والاحصائية أو لا تعتمد على البيانات الحقيقية والكافية فإن الأقساط الناتجة عادة ماتكون غير مناسبة وغالباً ما تكون مبالغ فيها. ومن أجل تحقيق العدالة فإن كثير من شركات التأمين تلجأ إلى رد جزء من الأقساط في صورة كوبونات توزع على المساهمين كمشاركة في الأرباح، وهذه الكوبونات المرتجعة تساهم في تخفيض القسط وجعله أكثر قرباً من القسط المناسب وبالنظر إلى عناصر القسط المختلفة نجد أن بعضها يتميز بالثبات النسبي مثل المصروفات الادارية المختلفة والأرباح، والبعض الآخر يتعرض للتقلبات العشوائية مثل المطالبات مما يضطرنا إلى محاولة تغطية تلك التقلبات بما يسمى هوامش أمان Safety Loading .

على أنه لا يجب أن يغيب عن البال أن تحديد القسط في التأمين يجب أن يتم بالنظر إلى المستقبل. وبمعنى آخر فإنه لما كان قسط التأمين المراد التوصل إليه يتم تقاضيه عن العمليات التي تقبل هيئات التأمين تغطيتها مستقبلاً، فإنه يجب عند تحديد مثل هذا السعر أن يؤخذ في الاعتبار أي تغيرات من المتوقع حدوثها في المستقبل. وعلى هذا الأساس يمكن القول بأن الاعتماد على خبرة الماضي عند تحديد الأقساط لا يكون كاملاً. فالخبرة الماضية وأن كانت تدخل في تحديد القسط وتعتبر عاملاً أساسياً إلا أنه يجب أن يتم تعديلها في ضوء أي تغيرات متوقعة في ظروف الخطر المؤمن منه وما يطرأ على مسبباته والظواهر المؤدية إلى وقوعه.

ففي التأمين على الحياة، مثلاً، لا يصح الاعتماد بصورة مطلقة على احتمالات الحياة واحتمالات الوفاة للسنوات الماضية، وإنما يجب تعديلها على ضوء التحسن المتوقع في الطب العلاجي والطب الوقائي وكذلك الحال بالنسبة لكافة أنواع الخطر الأخرى.

ويهدف هذا البحث إلى تسعير تأمين أخطار النقل (ممتلكات) بالسكك الحديدية

ويشمل تسعير الوحدات المتحركة (تسعير تأمين وعاء النقل مثل عربات البضائع - صهريجات ...) وتسعير تأمين وحدات الجر مثل الجرارات كذلك تسعير تأمين البضائع المنقولة (الشحنات) (محمد فودة ، ١٩٩٠) .

وتعتبر هذه الدراسة ضرورية وهامة للاعتبارات التالية :

- حاجة هيئة السكك الحديدية إلى تغطية أخطارها تغطية دقيقة مبنية على خبرتها الفعلية إذ أنه لا توجد دراسة علمية لخسائر هيئة السكك الحديدية من قبل شركات التأمين سواء قبل أو بعد التأمين .
- ارتفاع معدلات الخسائر في هذا القطاع الحيوي وخاصة الخسائر الناجمة عن حوادث التصادمات والمنافذ .
- أن مخاوف شركات التأمين من تغطية خسائر شحنات ، ليس لديها معلومات سابقة عنها ، جعلها تكون فيما بينها مجموعة تسمى مجموعة شركات التأمين على البضائع العامة بالسكك الحديدية . وهذه المجموعة تقوم بالتأمين على مجموعة لا تتعدى ٤ أو ٥ مجموعات سلعية من بين ٥٤ مجموعة سلعية تنقلها الهيئة وذلك لانعدام الخبرة المبنية على خسائر الهيئة ، وإذا لم تتوافر شروط ومواصفات خاصة في هذه المجموعات أو السلع المؤمن عليها لا يسرى عليها التأمين .

٢ - المنهج المقترح :

وحيث أن الهدف من هذه الدراسة هو الوصول إلى قسط تأميني مناسب فإن هذا المنهج يبني على أساس البداية باختيار قسط إبتدائي مناسب (سواء باستخدام قسط تجريبي أو استخدام أقساط التأمينات المماثلة) P_0 وبالتدريج يتم تصحيح هذا القسط باستخدام المطالبات الفعلية وباستخدام قانون خاص سوف نتعرض له فيما بعد . وهذه الطريقة التدريجية لحساب القسط تسمى بطريقة المصدقية أو نظرية المصدقية Credibility Theory وسوف نتناول في هذا البحث دراسة نسبة ما يمكن الاحتفاظ به ونسبة ما يرد من هامش الأمان نتيجة التقلبات العشوائية .

فاذا افترضنا أن القسط الأساسي Original Premium عبارة عن $P(1 + \lambda)$ (وهذا القسط عبارة عن القسط التجاري مستبعداً منه مصروفات الادارة أو القسط الصافي مضافاً

إليه نسبة لتقابل التقلبات العكسية للمطالبات) ، حيث أن λ عبارة عن تحميلات الأمان Safety Loading ، P القسط الصافي (أي القيمة المتوسطة للمطالبات) ، ζ مقدار المطالبات السنوية وبالتالي فان فائض القسط بعد استبعاد المطالبات هو $[(1 + \lambda) P - \zeta]$ فاذا كانت المزايا الموزعة (التي سترد للمؤمن لهم) هي G تمثل نسبة من فائض القسط فاننا نصل إلى المعادلة التالية :

$$G = k [(1 + \lambda) P - \zeta] \quad G \geq 0 \quad (1)$$

$$0 < K \leq 1 \text{ حيث أن}$$

ومن الناحية العملية فان الظروف الاكثر ملائمة لتسعير الخبرة تتمثل في أن تكون عدد الوحدات المعرضة للخطر وبالتالي عدد حالات الخسائر كبير ، ويظهر هذا بوضوح في التأمينات الجماعية ، وتأمينات المعاشات التي تغطي عدد كبير من الموظفين ، وتأمين وحدات النقل العام وتأمين وحدات السكك الحديدية التي تغطي عدد كبير من الوحدات . والتسعير المبني على الخبرة يبنى على نظرية أساسية وهي التوزيعات الاحتمالية $F(z)$ (محمد البلقيني ، ١٩٨٨) للمطالبات المتغيرة (الخسائر) وبالرجوع للمعادلة (١) فانه يمكننا استنتاج متوسط المزايا الموزعة كما يلي :

$$G = K [1 + A) P - \zeta] \quad G \geq 0$$

$$E \{ G \} = K [\zeta P] \quad 0 < h \leq 1$$

$$\therefore E \{ G \} \leq \lambda E \{ \zeta \} \quad (2)$$

ولتوضيح المتباينة رقم (٢) فاننا نلجأ إلى التوزيعات الاحتمالية للدالة $F(x)$ للمطالبات المتغيرة (الخسائر $\{ \zeta \}$) ، ونظراً لأن المطالبات متغير متقطع فانه يمكن اللجوء إلى بعض التوزيعات المتقطعة ، ولكنه وجد أن التوزيعات التقليدية بها قصور في تطبيقها ومن هنا كان لا بد من الاستعانة ببعض التوزيعات الأكثر تعقيداً والأكثر واقعية في توفيق البيانات مثل دالة بواسون المعمم Generalized Poisson Function (Beard et al, 1978) ويطلق البعض على هذا التوزيع دالة بواسون المركبة Compound poisson function .

٢ - ١ - دالة بواسون المعمم Generalized Poisson Function :

تلجأ شركات التأمين إلى استخدام التوزيعات الاحتمالية (Benjamin, 1987) لمعرفة

التوزيع الاحتمالي المناسب للمطالبات (الخسائر (ξ)) والذي يحدث خلال فترة زمنية معينة (فترة ملاحظة لعدة سنوات مثلاً) وعادة ما تلجأ إلى إعتبار أن عدد المطالبات تتبع التوزيع البواسوني البسيط $S(x)$ حيث أن :

$$S_k(z) = \frac{e^{-n} n^k}{k!} \quad (3)$$

حيث n عبارة عن المتوسط والتباين لتوزيع بواسون، k عدد المطالبات وباستخدام قواعد جمع وضرب الاحتمالات يمكننا التوصل إلى التوزيع التالي :

$$F(x) = \sum_{k=0}^{\infty} P_k S_k(x) \quad (4)$$

ويتكون التوزيع $F(x)$ من جزئين :

الجزء الأول : احتمال أن تحدث k من المطالبات ويرمز له بالرمز p_k

الجزء الثاني : احتمال أن تحدث k من المطالبات بشرط أن يكون مجموع هذه المطالبات $\geq x$.

ويرمز له بالرمز $S_k(x)$

وقد تحدث أحد الصور التالية :-

- أ - احتمال أن لا تحدث أي مطالبة خلال فترة الدراسة (الملاحظة) .
- ب- احتمال أن تحدث مطالبة واحدة وتكون مقدار هذه المطالبة $\geq x$.
- ج- احتمال أن تحدث مطابتين ويكون مجموع قيم هذه المطالبات $\geq x$.
- د - احتمال أن تحدث ٣ مطالبات ويكون مجموع قيم هذه المطالبات $\geq x$.
- هـ - احتمال أن تحدث k مطالبة ويكون مجموع قيم هذه المطالبات $\geq x$.

ولما كانت مقادير المطالبات عبارة عن كميات مستقلة فان الدالة $S_k(x)$ يمكن إيجادها باستخدام نظرية الاحتمالات والتفاضل المتتالي كما يلي :

$$S_k(x) = \int_0^x S_{k-1}(x-z) dS(z) = S^{(k-1)} * S = S^k * (x) \quad (5)$$

وباستخدام P_k في المعادلة (٤) فاننا نحصل على ما يسمى بدالة التوزيع البواسوني المعمم التالي :

$$F(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-n} n^k}{k!} S^{k*}(x) \quad (6)$$

ويمكن ايجاد القيمة المتوسطة والتباين لتوزيع بواسون المعمم كما يلي :

$$\begin{aligned} E\{\xi\} &= \int_0^{\infty} x dF(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-n} n^k}{k!} \int_0^{\infty} x dS^{k*}(x) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-n} n^k}{k!} km = nm \end{aligned}$$

وبافتراض أن α_2 عبارة عن العزم الثاني للدالة $S(x)$ أي أن

$$\alpha_2 = \int_0^{\infty} x^2 dS(x)$$

وبالتالي فان التباين للدالة $S(x)$ يكون مساوياً $(\alpha_2 - m^2)$ حيث أننا افترضنا أن حجم المطالبات مستقلة ، وبالتالي يكون القانون للعزم الثاني للدالة المتداخلة $S^{k*}(x)$ يمكن التوصل إليه من الخصائص المعروفة لمجموع k من المتغيرات العشوائية المستقلة كما يلي :

$$\int_0^{\infty} x^2 dS^{k*}(x) = k\alpha_2 - km^2 + k^2m^2 = k\alpha_2 + k(k-1)m^2$$

حيث أن

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} x^2 dF(x) &= e^{-n} \left[\alpha_2 \sum_{k=0}^{\infty} \frac{kn^k}{k!} + m^2 \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k(k-1)n^k}{k!} \right] \\ &= n\alpha_2 + n^2m^2 \end{aligned}$$

وباستخدام القيمة المتوسطة $E(\zeta)$ وقيمة الانحراف المعياري للدالة $F(x)$ ، σ ،
 يمكننا التوصل إلى المعادلة

$$\sigma^2 = \int_0^{\infty} (x - nm)^2 dF(x) = n\alpha_2$$

وبالتالي نجد أن المتوسط والانحراف المعياري لتوزيع بواسون المعمم $F(x)$ يكون
 كالآتي :-

$$E\{\zeta\} = nm$$

$$\sigma = \sqrt{n\alpha_2}$$

وبالرجوع إلى المعادلة (٦) يلاحظ أن الجزء الثاني من هذا التوزيع والمتمثل في $S^{k*}(x)$ من الصعب إيجادها رياضياً وبالتالي يمكن اللجوء إلى طرق التقدير المختلفة لإيجاد هذا التوزيع (محمد البلقيني، ١٩٩١) وسوف نتبع هنا الطريقة الاحصائية للتقدير وفي هذه الطريقة تجمع المطالبات الفعلية لكل محفظة في جدول وتوزع في فئات طبقاً لحجم المطالبات كما في جدول (١) والذي تم تكوينه نتيجة الخبرة السابقة من الخسائر المحققة في هيئة السكك الحديدية المصرية للمواد التموينية. وهناك مشكلة هامة تلازم الطريقة الاحصائية وتتمثل في تحديد الحدود العليا للفئات ولقد وجد أن استخدام الحدود العليا للفئات بحيث تتبع متوالية هندسية يعتبر استخدام مناسب في حالات عديدة، أنظر جدول (١).

جدول (١)

حساب $S^{k*}(x)$ للمواد التمويينية

$S^{k*}(x)$	ΔS	التكرارات	ف	ف
,٠٠٤٠٤٩	,٠٠٤٠٤٩	٧	,٥	١-
,٠٠٤٦٢٧	,٠٠٠٥٧٨	١	١,٣	١,٦-
,٠٠٥٧٨٤	,٠٠١١٥٧	٢	٢,٠٥	٢,٥-
,٠٠٩٢٥٤	,٠٠٣٤٧٠	٦	٣,٢٥	٤-
,٠١٠٤١١	,٠٠١١٥٧	٢	٥,١٥	٦,٣-
,٠١٥٠٣٨	,٠٠٤٦٢٧	٨	٨,١٥	١٠-
,٠٢٤٢٩٢	,٠٠٩٢٥٤	١٦	١٣	١٦-
,٠٥٣٧٨٨	,٠٢٩٤٩٧	٥١	٢٠,٥	٢٥-
,٠٨٥٥٩٨	,٠٣١٨١٠	٥٥	٣٢,٥	٤٠-
,١٣٤٧٦٠	,٠٤٩١٦١	٨٥	٥١,٥	٦٣-
,١٩٠٨٦١	,٠٥٦١٠٢	٩٧	٨١,٥	١٠٠-
,٢٦٧٧٨٤	,٠٧٦٩٢٣	١٣٣	١٢٩,٥	١٥٩-
,٣٦٧٨٤٢	,١٠٠٠٥٨	١٧٣	٢٠٥	٢٥١-
,٤٧٠٢١٣	,١٠٢٣٧١	١٧٧	٣٢٤,٥	٣٩٨-
,٦٠٨٤٤٣	,١٣٨٢٣٠	٢٣٩	٥١٤,٥	٦٣١-
,٧٥٥٣٤٩	,١٤٦٩٠٦	٢٥٤	٨١٥,٥	١٠٠٠-
,٨٧٦٨٠٦	,١٢١٤٥٧	٢١٠	١٢٩٢,٥	١٥٨٥-
,٩٥٨٣٦	,٠٨١٥٥	١٤١	٢٠٤٨,٥	٢٥١٢-
,٩٨٩٠١٤	,٠٣٠٦٥٣	٥٣	٤٢٤٦,٥	٣٩٨١-
,٩٩٨٨٣٩	,٠٠٩٨٢٥	١٦	٥١٤٥,٥	٦٣١٠-
١,٠٠٠	,٠٠١٧٣٥	٣	٨١٥٥	١٠٠٠٠-
	١,٠٠٠	١٧٢٩		

وباستخدام $S^{k*}(x)$, P_k السابق الحصول عليها يمكن إيجاد المعادلة (٦) السابق ذكرها حيث أن:

$$F(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-n} n^k}{k!} S^{k*}(x)$$

ولقد تم دراسة خمسة حالات من واقع الدراسة الميدانية اثنتين منها كان عدد حالات الخسائر كبير وثلاث منها كان عدد الخسائر صغيراً ويمكن تلخيص نتائج تلك الحالات الخمسة في الجدول التالي:

جدول (٢)

أثر استخدام المدى الهندسي لتحديد طول الفئة في تقدير متوسط التعويض عن الحادث الواحد بالجنيه

رقم	بيان	عدد حالات الخسائر	متوسط التعويض عن الحادث الواحد بالجنيه		نسبة المدى الهندسي إلى المدى المتساوي
			مدى متساوي	مدى هندسي	
١	المواد التموينية	١٧٢٩	٧٤٨,٠	٧٢٦,٠١	٪١٠٣
٢	السجاد المصنوع	١٨٦٥	١٤٠,٦٤٨	١٣٨,٩٤٣٦	٪١٠١,٢
٣	تخريد الصهرجات	١٨٠	٢٥٨٣,٥٩	٢٩٤٣,٩٨	٪٨٧,٧٥
٤	خام الحديد	١٨	٢٤١٤,٥	٢٤٤٢,٧	٪٩٨,٨
٥	البتروول ومنتجاته	١٨	٢٣٢٣,٢٩	٢٥٥٥,٤	٪٩٠,٩

من الجدول السابق يتضح أنه إذا كانت عدد حالات الخسائر كبيرة فإن نتائج الجداول التي تعتمد على الفترات الهندسية تتساوى تقريباً مع نتائج الجداول التي تعتمد على الفترات المتساوية في تحديد فئاتها. أما في الحالات التي عدد حالات الخسائر بها قليل فإن استخدام الفترات الهندسية يعطى نتائج أكثر دقة وأكثر تحفظاً.

وبالرجوع إلى المعادلة (١) نجد أن

$$G = k[(1+\lambda)P - \zeta] \quad G \geq 0 \quad (V)$$

ومنها

$$G = [a(1+\lambda)P - b\zeta] \quad G \geq 0$$

حيث أن a, b عبارة عن ثوابت تحدد مقدماً في عقد التأمين وبايجاد متوسط المزايا الممنوحة وفقاً للمعادلة (V) نجد أن :

$$E\{G\} = \int G dF(x)$$

$$E\{G\} = \int [a(1+\lambda)P - b\zeta] dF(x)$$

$$E\{G\} = a(1+\lambda)E\{\zeta\} - b \int x dF(x)$$

وبفرض أن $x_0 = a(1+\lambda)E\{\zeta\}/b$

$$E\{G\} = a(1+\lambda)E\{\zeta\} - b \int_0^{x_0} x dF(x) \leq \lambda E\{\zeta\}$$

وباستخدام التكامل بالتجزئ فان

$$E\{G\} = b \int_0^{x_0} F(x) dx \leq \lambda E\{\zeta\} \quad (٨)$$

وحدود التكامل يجب أن تحدد طبقاً للمعادلة (V) حيث تحدد أحد الثوابت a أو b أما الثابت الآخر فيمكن تحديده طبقاً للفروض والشروط التي يتفق عليها في العقد. ولتوضيح ذلك دعنا نفترض أن $K = b = a$ للسهولة.

أيضاً $G = k[(1+\lambda)P - \zeta]$ حيث أن $G \geq 0$.

وبافتراض أن التوزيع الذي تتبعه الخسائر (المطالبات) $F(x)$ هو التوزيع الطبيعي أو بمعنى آخر نفترض أننا نستخدم نظرية النهايات المركزية في تقريب $F(x)$ إلى التوزيع الطبيعي وبالتالي فان .

$$b \int_0^{x_0} F(x) dx \doteq k \int_0^{(1+\lambda)nm} \phi \left(\frac{x-nm}{\alpha \sqrt{n}} \right) dx \leq \lambda nm \quad (9)$$

وبفرض أن $y_0 = \frac{m}{\alpha} \sqrt{n}$ وبالتعويض في حدود التكامل في المقدار $\left(\frac{x-nm}{\alpha \sqrt{n}} \right)$ نجد أنه عندما $x=0$

$$\left(\frac{x-nm}{\alpha \sqrt{n}} \right) = \frac{0-nm}{\alpha \sqrt{n}} = -\frac{m}{\alpha} \sqrt{n} = -y_0 \quad \text{فان}$$

وعندما $x = (1+\lambda)nm$ فان

$$\frac{x-nm}{\alpha \sqrt{n}} = \frac{(1+\lambda)nm-nm}{\alpha \sqrt{n}} = \lambda \frac{m}{\alpha} \sqrt{n} = \lambda y_0$$

وبالتعويض في المتباينة (9)

$$\therefore k \int_{-y_0}^{\lambda y_0} \phi(y) dy \alpha \sqrt{n} \leq \lambda nm$$

$$\therefore k \leq \frac{\lambda nm}{\int_{-y_0}^{\lambda y_0} \phi(y) dy \alpha \sqrt{n}} = \lambda \frac{m}{\alpha} \sqrt{n} \times \frac{1}{\int_{-y_0}^{\lambda y_0} \phi(y) dy}$$

$$\therefore K \leq \frac{\lambda y_0}{\int_{-y_0}^{\lambda y_0} \phi(y) dy} \quad (10)$$

فعلى سبيل المثال إذا كانت $\lambda=0.1$ ، $\frac{\alpha}{m} = 5$ ، $n=100$ ،

فانه يمكن حساب K بسهولة كما يلي :

$$-y_0 = -\frac{m}{\alpha} \sqrt{n} = -\frac{1}{5} \sqrt{100} = -\frac{10}{5} = -2$$

$$\lambda y_0 = (0.1) \times (+ 2) = .2$$

$$k \leq \frac{.2}{\int_{-2}^{.2} \phi(y) dy} = \frac{.2}{.0793 + .4772} = \frac{.2}{.5565} = .36$$

وهذا يعني أنه على المؤمن أن يعيد ٣٦٪ على الأكثر من المقدار $[\zeta - P(1 + \lambda)]$ إلى المؤمن لهم في صورة مزايا اضافية أو كوبونات مرتجعة وذلك حتى نصل إلى التكلفة المناسبة للتأمين أما الجزء الباقي وهو ٦٤٪ على الأقل فيخصص لمقابلة التقلبات العكسية حيث $x > P$ ولكن المتباينة السابقة تعترضها عدة صعوبات منها :

١ - أن استخدام التوزيع الطبيعي Normal Distribution أو التقريب للتوزيع الطبيعي Normal approximation غالباً ما يكون غير ممكن التطبيق اذا كانت عدد حالات الخسائر صغيرة .

٢ - أنه من غير المؤلف في الحياة العملية معرفة $E\{\zeta\}$ وبالتالي λ مقدماً وبالتالي فان المتباينة السابق التوصل إليها ستكون مساعدة فقط ولا بد لنا من الاعتماد على الخبرة العملية المبنية على عقود مماثلة .

ولما كانت الفلسفة في التسعير هي الاعتماد على خبرة الماضي للوصول إلى أقساط أو أسعار مناسبة - فاننا نجد أيضاً نظرية المعقولة أو المصدقية Credibility theory تهتم بدراسة حساب القسط بطريقة تدريجية أي نبدأ بقيمة افتراضية ولتكن P_0 يمكن الحصول عليها من تأمينات مماثلة ، وتعديل هذه القيمة تدريجياً باستخدام خبرة المطالبات الفعلية للوصول إلى P_1 وذلك باستخدام المعادلة .

$$P_1 = Z \zeta_0 + (1 - Z) P_0 \quad (11)$$

وهذا يعني أننا نصل إلى P_1 اعتماداً على قيم P_0 ، ζ_0 ومعامل ثابت يسمى Z .
والمعادلة السابقة تهتم باعتبارين هما :-

أ - الاهتمام بالخسائر (المطالبات) التي تحدث خلال فترة الدراسة (لعدة سنوات) والتي من شأنها أن تجعل القسط الأساسي قريباً من المتوسط الفعلي للمطالبات .

ب- الاهتمام بالمطالبات التي تجعل القسط ثابت أي لا يكون عرضة للتقلبات العشوائية .
 وبفرض أنه لدينا مجموعة كبيرة من الوحدات المتشابهة المعرضة للخطر (وحدات أو
 أشخاص مرتبطة بعقد جماعي) وبافتراض أن القسط المبدئي P_0 فانه يمكن حساب قسط
 العام القادم وفقاً للمعادلة (١١) .

حيث أن ζ_0 عبارة عن المقدار الكلي للمطالبات عن سنة الأساس (صفر) أو ١٩٨٢
 على سبيل المثال . ومن المعادلة (١١) يتضح لنا أهمية الثابت Z حيث أنه يؤثر بدرجة كبيرة
 على P_1 ولأهمية هذا الثابت فانه يسمى بمعامل المصدقية Credibility (Beard et al,1978)
 أو بدرجة الثقة حيث أن ثقتنا في القسط تتوقف على تحديد هذا الثابت وتحديد قيمته عادة ما
 بين الصفر والواحد الصحيح .

وسوف يحدد هذا الثابت Z بدقة بحيث يكون صغيراً صغيراً كافياً للحد من التقلبات
 العشوائية البسيطة وبتعبير أكثر دقة فان التقلبات العشوائية الصافية لن تشاهد حتى لو تغير
 القسط بنسبة بسيطة % p وذلك باحتمال قدره $(1 - \epsilon)$ ويمكن التعبير عن ذلك في صورة
 رموز كما يلي :-

$$Z \frac{\Delta x}{E\{\zeta\}} = P \quad (12)$$

حيث أن Δx مقدار التغير في قيمة المطالبة ويمكن الحصول عليها من المعادلة :

$$F(E\{\zeta\} + \Delta x) - F(E\{\zeta\} - \Delta x) = 1 - \epsilon \quad (13)$$

والتي تفترض أن التوزيع F معروف أو مفترض مقدماً وبالتالي فان القيمة المطلقة
 للانحراف ما بين قيمة المطالبة ومتوسطها يمكن التعبير عنه كالآتي :-

$$\Delta \zeta = \zeta - E\{\zeta\}$$

ويكون هذا الانحراف أكبر من Δx باحتمال قدره ϵ وبفرض أن التقريب للتوزيع
 الطبيعي يعطى نتائج مقبولة للتوزيع F فانه يمكننا تطبيق المعادلة .

$$\left| \frac{\Delta q}{q} \right| \leq y_t \frac{\alpha}{m} \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (14)$$

المقدار الكلي للمطالبات
مجموع مبالغ التأمين

حيث أن q عبارة عن

وفي الحقيقة فإن المعادلة السابقة ماهي إلا $\Delta x / E \{ \zeta \}$ وبالتعويض في المعادلة (12) فإن

$$z y_t \frac{\alpha}{m} \frac{1}{\sqrt{n}} = p \quad (15)$$

ومنها يمكن استخراج قيمة Z حيث أن

$$z = \frac{p}{y_t} \frac{m}{\alpha} \sqrt{n} \quad (16)$$

ويمكن الحصول على عدد الحوادث n الذي يجعل $Z = 1$ كحالة خاصة من المعادلة (16) من المعادلة التالية:

$$n_0 = \frac{y_t^2}{p^2} \left(\frac{\alpha}{m} \right)^2 \quad (17)$$

وتسمى هذه الحالة (أي عندما $Z = 1$) بالمصدقية الكاملة Full credibility (Morgan, 1982) وكحالة خاصة لها عندما تكون مجموعات الخطر متساوية (أي عندما $\frac{\alpha}{m} = 1$)

فإن

$$n_0 = \frac{y_t^2}{p^2} \quad (18)$$

ويمكن الحصول على قيمة n_0 باستخدام جدول التوزيع الطبيعي كالاتي :

جدول (٣)

تحديد قيمة n_0 باستخدام نظرية المصادقية التامة
طبقاً للمعادلة (١٨)

P	$1 - \epsilon$	ϵ	y_t
	,٩٠	,٩٥	,٩٩
	,١٠	,٠٥	,٠١
	١,٦٤٥	١,٩٦٠	٢,٥٧٦
,٠١	٢٧٠٦٠	٣٨٤١٦	٦٦٣٥٨
,٠٢	٦٧٦٥	٩٦٠٤	١٦٥٨٩
,٠٣	٣٠٠٧	٤٢٦٨	٧٣٧٣
,٠٤	١٦٩١	٢٤٠١	٤١٤٧
,٠٥	١٠٨٢	١٥٣٧	٢٦٥٤
,١٠	٢٧١	٣٨٤	٦٦٤
,٢٠	٦٨	٩٦	١٦٦

ولكن في الحياة العملية لا تتساوى وحدات الخطر وبالتالي فان $\frac{\alpha}{m} \neq 1$ والاختلاف في قيم تلك الوحدات يرجع إلى عدم التجانس وبالتالي فان حدود المعقولية التامة The limit of Full Credibility يمكن اعتبارها أكبر من تلك القيمة المعطاه بالجدول السابق وقيم $\frac{\alpha}{m}$ تكون أكبر من الواحد الصحيح وربما تصل إلى ٣ أو ٥ ، ولكن كيف يمكننا تحديد قيمة $\frac{\alpha}{m}$ الداخلة في تحديد قيمة Z . يمكن تحديد قيمة α بمفردها أو m بمفردها كذلك يمكن تحديد قيمة α / m كنسبة من المعادلتين التاليتين :

$$\left| \frac{\Delta q}{q} \right| \leq y_t \frac{\alpha}{\sqrt{m}} \frac{1}{\sqrt{p}} = y_t \frac{\alpha}{m} \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (١٤)$$

ولكن

$$\left| \frac{\Delta q}{q} \right| \leq \frac{y_t}{q} \sqrt{\left(\frac{\sum (q_v - \bar{q})^2}{N(N-1)} \right)} \quad (١٩)$$

ومن المعادلتين (١٤) ، (١٩) نجد أن

$$y_t \frac{\alpha}{m} \frac{1}{\sqrt{n}} = \frac{y_t}{\bar{q}} \sqrt{\left(\frac{\sum (q_v - \bar{q})^2}{N(N-1)} \right)}$$

$$\frac{\alpha}{m} = \frac{\sqrt{n}}{\bar{q}} \sqrt{\left(\frac{\sum (q_v - \bar{q})^2}{N(N-1)} \right)}$$

وتقسم فترة الملاحظة (الدراسة) إلى فترات متساوية (يفضل سنوات مستقلة) ويكون عددها N .

$$\frac{\text{المقدار الكلي للمطالبات في السنة } v}{\text{مجموع مبالغ التأمين في نفس السنة } v} = q_v$$

وتكون

$$\bar{q} = \sum q_v / N$$

وإذا كان العدد المتوقع للمطالبات n أصغر من القيمة التي حصلنا عليها من المعادلة (١٧) وتكون حينئذ قيمة $Z = 1$ وتستخدم المصدقية الجزئية Partial credibility من المعادلتين ١٦ ، ١٧ ويمكن استنتاج قيمة Z كالآتي :

$$Z = \sqrt{n} / \sqrt{n_0} \quad (20)$$

٣ - استخدام المنهج المقترح في تسعير اخطار النقل في هيئة السكك الحديدية :
في هذا البحث تم تطبيق نظرية المصدقية على اخطار النقل في هيئة السكك الحديدية وتم تقسيمها إلى اخطار العربات سواء كانت صغيرة أم كبيرة سواء قابلة للاصلاح أو أدى الحادث إلى تخريدها وكذلك الجرارات والصهريجيات وكذلك اخطار خسائر المشحونات وقد تم اختيار أربعة أنواع هامة من المشحونات (هي الحديد الخام والبتروكول ومنتجاته ، المواد التموينية والسماد المصنع) وتم استخدام النظرية في التسعير لهذه الاخطار أيضاً في

هذا البحث تم اعتبار P_0 قسطاً مبدئياً (يتم الحصول عليه في الغالب من تأمينات مشابهة) ثم الحصول عليه هنا من واقع الخبرة الاحصائية السابقة لكل خطر على حدة، حيث أنه لكل خطر على حدة يتم تحديد القسط التأميني لكل وحدة عن طريق ايجاد حاصل ضرب حدة الخسارة* ومعدل تكرار الحادث. وسوف نعتبر P_0 قسطاً مبدئياً ومنه يتم الحصول على P_1 باستخدام المعادلة (١١) ويكون ذلك باتباع الخطوات التالية :

(١) ايجاد قيمة $\frac{\alpha}{m}$ لكل مجموعة خطر على حدة وذلك عن طريق حساب قيمة q_v حيث أن

$$\frac{\text{مقدار الخسائر الكلية للعام } v}{\text{قيمة الوحدات المعرضة للخطر لنفس العام } v} = q_v$$

والدليل v يرمز للسنوات من عام ١٩٨٢ إلى عام ١٩٨٦ وتكون قيمة

$$\bar{q} = \frac{q_1 + q_2 + q_3 + q_4 + q_5}{N}$$

ومنها

$$\frac{\alpha}{m} = \frac{\sqrt{n}}{\bar{q}} \sqrt{\left(\frac{\sum (q_v - \bar{q})^2}{N(N-1)} \right)}$$

حيث أن :

n عبارة عن عدد حالات الخسائر لعام ١٩٨٦ ،

N عبارة عن عدد سنوات الدراسة ،

q_v عبارة عن نسبة الخسارة عن السنة v .

* حدة الخسارة : هي عبارة عن المتوسط المرجح للخسائر الفعلية

$$\text{معدل تكرار الخسائر} = \frac{\text{عدد الوحدات المصابة بحادث خلال فترة الدراسة}}{\text{العدد الكلي للوحدات المعرضة للخطر خلال نفس الفترة}}$$

(٢) يتم حساب n_0 في ظل معدلات تغير القسط ودرجات الثقة المختلفة باستخدام المعادلة (١٧).

(٣) حساب معامل المصدقية Z باستخدام المعادلة (٢٠) وذلك في حالة ما اذا كانت $n < n_0$ أما اذا كانت $n > n_0$ فاننا نكون بصدد مصداقية تامة حيث أن $Z = 1$.

(٤) حساب القسط الجديد (P_1) وذلك باستخدام المعادلة (١١) حيث أن ξ_0 متوسط

$$\frac{\text{المقدار الكلي للخسائر لعام ٨٦}}{\text{عدد حالات الخسائر لعام ٨٦}} = \text{المطالبة من عام ١٩٨٦}$$

(٥) حساب القسط الجديد P_1 لكل جنيته وذلك بقسمة القسط السابق الحصول عليه على الحد الأقصى للخسارة للوحدة.

وباستخدام البيانات الفعلية يمكن حساب نسبة ومتوسط الخسائر لسنوات الدراسة المختلفة لوحدات الخطر المختلفة وكذلك حساب قيمة $\frac{\alpha}{m}$ ، P_0 وكذلك ξ_0 كما هو موضح في جدول رقم (٤)، كما تظهر الجداول (٥)، (٦)، (٧)، (٨) قيمة v ، n_0 ، Z ، P_1 وكذلك القسط لواحد جنيته لوحدات الخطر المختلفة بهيئة السكك الحديدية حسب نوعها ولمعدلات تقلبات عشوائية مختلفة P وحسب درجات ثقة مختلفة.

ولقد سبق أن أشرنا أن الاقساط للتأمينات خصوصاً للأنواع الجديدة منها تعتبر أقساط غير عادلة وغالباً تكون مبالغ فيها ومن هنا تلجأ الكثير من الشركات إلى رد أجزاء من تلك الاقساط إلى المستأمنين في نهاية المدة في شكل كوبونات أرباح ويكون الهدف منها محاولة تعويض المستأمن عن القسط المبالغ فيه والذي تم دفعه في بداية فترة التأمين. وطبقاً للطرق الرياضية المتبعة في هذا البحث يتم ذلك في الحالات التي تكون فيها قيمة $G \geq 0$ وذلك طبقاً للمتبينة (١٠) ويمكن حساب K لكل قسط على حدة ولكن دعنا نذكر مثالين متتاليين فقط لحساب تلك الكوبونات أو نسبتها من الوفورات المحققة G وذلك في حالة اخطار شحن خام الحديد الحام والمواد البترولية في حالة اذا كانت $\lambda = 0, 15$

١ - في حالة خام الحديد :

$$Y_0 = \frac{m}{\alpha} \sqrt{n} = \frac{27}{,42} = 3,37 \therefore \lambda Y_0 = 0,5055$$

وبالتالي فإن

$$K \leq \frac{,0000}{,000} = \frac{,0000}{,69462} = ,7277$$

$$\int_{3,27-} \Phi(y) dy$$

$$\therefore K \leq \% 72,8$$

٢ - حالة المواد البترولية :

$$Y_0 = \frac{m}{\alpha} \sqrt{n} = \frac{2}{1,614} = 1,24$$

$$\lambda Y_0 = (,15) (1,24) = ,186$$

$$\therefore K \leq \frac{,186}{,4678} = \% 39,7$$

وهذا يعني أنه على المؤمن أن يعيد ٧٢,٨٪ على الأكثر من قيمة G إلى المستأمن في حالة الحديد الخام وأن يعيد ٣٩,٧٪ على الأكثر من قيمة G إلى المستأمن في حالة المواد البترولية وذلك عن كل مطالبة طالما كان المقدار G مقدار موجباً بينما يخصص الجزء الباقي لمقابلة التقلبات العشوائية الغير متوقعة. ومن الواضح أن الجزء المرتجع في حالة تأمين أخطار شحنات الحديد الخام أكبر منه في حالة المواد البترولية وهذا دليل على أن القسط المحسوب في حالة الحديد الخام مبالغ فيه أو يمكن القول أن الخسائر الفعلية تكون أقل بكثير من المتوقعة وذلك خلاف حالة المواد العشوائية.

جدول (4)

نسبة الحسائر في سنوات الدراسة المختلفة وكذلك قيم $\frac{\alpha}{m}$ ، P_0 ، ζ_0
 لوحدات الخطر المختلفة بالهيئة العامة للسكك الحديدية

المعلمة	المرات الصغيرة		المرات الكبيرة		الصهورجات		الجرارات		أمم المشحونات		السداد المنتج
	المخزونة الإصلاح	القابلة الإصلاح	المخزونة	القابلة الإصلاح	المخزونة	القابلة الإصلاح	المخزونة	القابلة الإصلاح	خام الطيد	البترول ومتجاته	
q1	صفر	٠,٠٥١٧٩٨	٠,٠٠٠٧٤٧٩	٠,٠٠٥٨١٣٤	٠,٠٠٠٧٨٠٩	٠,٠٠٠٦٤	٠,٠٠١٠٨٢٢	٠,٠٠١٥٨٥	صفر	٠,٠٢٥٩٥٦	٠,١٩٢٥١
q2	٠,٠١٧٣٤	٠,٠٥٤٢٩١	٠,٠٠٧١٤٨	٠,٠٠٤٥٨٨٨	٠,٠٠٠٠٠٤٩	٠,٠٠٠٠٧٢٩	٠,٠٠٢٥٦٧	٠,٠٠١٤٣٢٤	٠,٠٠١٥٧٤	٠,٠٢٧٥٥٨	٠,٢٦٦٩٨
q3	٠,٠٧٨٦٤	٠,٠٢٦٠٢٦	٣٣,٠٠٢٦١٢٥	٠,٠٠٦٠٢٩١	٠,٠٠٧٢١٥٢	٠,٠٠٠٤٠٦٩	صفر	صفر	٠,٠٠١٠٨٩٠	٠,٠٠١٠٥٤	٠,٣٨٣٣٨٧
q4	٠,٠٧٠٣٦٥	٠,٠٢٩٩٧٢	٠,٠٦٦٢	٠,٠٠٧٣٧٧٤	٠,٠٠١٣٥٨٥	٠,٠٠٠٣٧٧١	صفر	٠,٠٠١٣٥٠٥	٠,٠٠٠٧١٣٥	٠,٠٣٥٨١٢	
q5	٠,٠٨٨٨	٠,٠٨٨٢٥٣	٠,١٥٣٠٧٣	٠,٠٠٥٣٣٤	٠,٠٠٨٧٣٩١	٠,٠٠٠٥٣٢٧	٠,٠٠٣٦٩٠٢	٠,٠٠٠١٩٧٦	٠,٠٠٠٣٣٠٦	٠,٢٠٤	
\bar{q}	٠,٠٧٤٢٠٥	٠,٠٢٧٠٦٨	٠,٠٠٥١٨١٧	٠,٠٠٥٨٦٤٤	٠,٠٠٣٥١٩٧	٠,٠٠٢٩٠٧	٠,٠٠٢٢٠٥٨	٠,٠٠٠٨٢١٩	٠,٠٠٠٢٥٩٣	٠,٠٠١٤٩٤١	٠,٢٧٦٣٢٤٧
n	٣٦٤	١٨٩٥	١١٣	١٢٣	٢٣	٣١	٥	٢	٤	٩٧	٣٠٣
N	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٥
α/m	٧,٥٤	٣,٩١	٧,٦٨	٨٥٦٥	٢,٥١	١,٨١	١,٢٣	٤٢	١,٦١٤	٣,٢٣	٢,٣٢
P0	٤٢,٩٣١٨	١١٢,٩٨	١٠٨,٩٧٤٨	٦٦,٥٥٨	١٨٤٧٣	١٤,٨٣٠٩	١٧٤٦,٧٩٩	١٤,٧٣٠٩٩	١,٤٧٨٨٠٥	١٣٠,٦	٢٢,٤٢٧٦
ζ_0	٦١,٢٤٩٩	١٩٥,٦١١٢	٣٠٢,٢٤٦٤٦	٧١,٧٧٧	١١٤,٧٣٧	٥٥٨,٧٢	٣٨٦٩,٨٤٣	٣,٥١٦	٠,٤٦٨٦٤	٢٢,٥٥٧	٢٩,٨٥٤٧

جدول (٥)

قيم P_1 ، Z ، D_0 وكذلك القسط لو احد جنبه، لوحدات الخطر المخنفة بالهبة العامة للسكك الحديدية حسب نوعها واعدلات تغير (تقلبات عشوائية) مخنفة بدرجة ثقة (٩٨، ٠)

السداد المستحق	المواد التمويلية	البيترول ومستجانه	خام الحديد	المخزوة	الجرارات		الصهورجات		العربات الكبيرة		العربات الصغيرة		معدل التغير P	
					القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة		
٥١٣٩١٧	٩٩٦١٤٤	٢٤٨٧٢٨	١٦٨٤٣	١٤٤٥٣	٣١٢٨٠٥	٢٠١٥٤٠	٧٠٠٤٤	٥٣٦٦٩٩	١٤٥٩٧٣	٥٥٠٠٤٧٩	٢٢٠٥٩٩	٠,٠١	D ₀	
٥٧١٠٢	١١٠٦٨٣	٢٧٦٣٦	١٨٧١	١٢٠٥٠	٣٤٧٥٦	٢٦٨٣٨	٧٧٨٢	٢٦٥٧٤٤	١٢٦١٩١	١١١١٦٤	٢٤٥١١	٠,٠٣		
٢٠١٥٥٥	٣٩٨٤٣	٩٤٤٨	٣٧٤	٥٧٧٨	١٢٥١١	٢٤٠٦٠	٢٨٠٢	٢٥٢٥٤	٥٨٣٨٥	٢٢٠٠٠٥	٨٨٣٢	٠,٠٥		
٥٤٠	٩٩٦٣	٢٤٨٨	١٦٨	١٤٤٥	٣١٢٩	٢٠١٧	٧٠١	٥٢٣٢٨	١٤٦٠٠	٥٥٠١٦	٢٢٠٦	٠,١٠		
١٧٨٦	٢٤٩٣	٦٢٣	٤٢	٣٦٢	٧٨٣	١٥٠٦	١٧٥	١٤٠٩٧	٣٦٥٤	١٣٧١٨	٥٥٢	٠,٢٠		
٠,٢٤٢٨١٤	٠,٠٠٩٨٦٧٩	٠,٠٠٤٠١٠٢	٠,٠١٠٨٦٩	٠,٠٠٥٨٣٢	٠,٠٠٩٩٥٥	٠,٠٠١١٨٢٤	٠,٠٤١٩٠٥	٠,٠٠٠١٤٤٩٩	٠,٣٦٢٣٠٤	٠,٠٠٠٧٥٥٥	٠,٠٥٦٠٤٩٢	٠,٠١	Z	
٠,٧٧٨٤٤٣	٠,٠٢٩٦٠٣٦	٠,١٢٠٣٠٧	٠,٠٣٣٦٩٤٧	٠,٠١٧٦٥٠	٠,٠٢٩٨١٥٢	٠,٠١٨٥٥٠٣	٠,١٢٥٧١	٠,٠١٨٤٤٩٧	٠,١٠٨٠٩١٤	٠,٠٢٣٦٦	٠,١٦٨١٤٦	٠,٠٣		
٠,١٢١٤١٢٩	٠,٠٤٩٢٤١٣	٠,٢٠٠٥٢٢	٠,٠٥٤٤٣٢٤	٠,٠٢٩٤١٧	٠,٠٤٩٧٧٧	٠,٠٣٠٩١٨٣	٠,٢٠٤٥٦٦	٠,٠٣٠٧٥٠٥	٠,١٨٠١٥٨١	٠,٠٣٧٧٧	٠,٢٨٠٢٥٨	٠,٠٥		
٠,٢٢٢٧٩٥	٠,٠٩٨١٧١٢	٠,٤٠٠٩٦٣	٠,١٠٩١٠٨٩	٠,٠٥٨٨٢٤	٠,٠٩٩٥٣٥٥	٠,٠٦١٨٢٦٣	٠,٤٤١٨٨	٠,٠٦١٤٩٣٢	٠,٣٦٠٢٧	٠,٠٧٥٥٥	٠,٥٦٤٤٥٥	٠,١٠		
٠,٤٨٥٤٠١	٠,١٩٧٢٥٢٥	٠,٨٠١٢٨٣	٠,٢١٨٢١٧٨	٠,١١٧٥٢٥	٠,١٩٨٩٧٥٦	٠,١٢٣٥٨٠٩	٠,٨٧٨٣٦	٠,١٢٢٩٢١١	٠,٧٢٠١٤٥٦	٠,١٥١٠١٨	٠,١٠١٠٤٩٢	٠,٢٠		
٣٧,٢٣٥١	١١٩,٣٦١٩١	١,٤٢٧٥٢٩	١٤,٢٠٣٧١٩	١٧٥٩,٢٨٤٤	٢١٨,٢٥٤٣	٥٠,٥٨٣٦٨	٦٦,٧٤٤٦	١١٠,١٦٣٣٩	١٢٥,٥٩٧٢٩	٥٩,١٨٣٦	٤٨,١٧٨٢٦	٠,٠١	P ₁	
٣٣,٢٤٠١	١١٧,٩٩٣٦١	٤,٦٦٥١٩	١٤,٢٤٩١٣٥	١٧٨٤,٢٧٠٦	٢٢٥,١٠١٢	٥١,٣٨٢١٩	٦٧,٢٠٧٨	١١٢,٥٤٠٥٩	١٣٠,٨٣١٨٧	٥٩,٨٣٨٨	٥٠,١٧١١٨	٠,٠٣		
٣٢,١١٥٢	١١٦,٢٥٥٥٥	١,٤٥٥٥٤٨	١٤,٠٤٤٧٧٣	١٨٠٩,٢٥٢٥	٢٣١,٩٤٨٦	٥٢,١٨٠٥٥٥	٦٧,٦٤٠٩	١١٤,٩١٧٩٩	١٣٦,٠٦٨٩	٦٠,٤٩٤٢	٥١,٦٦٤٣٠	٠,٠٥		
٣١,٨٠٢٩	١١١,٩١٢٦٨	١,٤٢٣٨٠١	١٢,٤٥٦٦٣٣	١٨٧١,٦٨٤٨	٢٤٩,٦٠٠	٥٤,١٧٥٥٥	٦٨,٧٢٣	١٢٠,٨٥٩٦٩	١٤٩,١٥٠٤٤	٦٢,١٣٢٩	٥٥,٢٤٣٢٩	٠,١٠		
٣١,١٧٨٧	١٠٣,٢٣٣٣	١,٣٩٧٨٢٦١	١٣,١٨٢٣٦٨	١٩٩٦,٢٠٩١٦٨٣	٢٥٦٤٣٥٨,١٦٦١٥٦	٧٠,٨٩١٥	١٢٢,٣٦١٩٨	١٧٥,٢٩٢٢٣	١٧٥,٢٩٢٢٣	٦٥,٤٠٦٣	٦١,٢٤٩٩٩	٠,٢٠		
٠,٠٨١٧٩٨	٠,١١٩٧٣٣	٠,٠٠٠٠٩٣٠	٠,٠٠٠٠٩٢١٢	٠,٠٠٠٠٨٨١١	٠,٠٠٠٠١٠٩٣	٠,٠٠٢٠١٣٥	٠,٠٠٢٦٥٨٢	٠,٠٠٢٥٠٣٧	٠,٠٠٢٨٥٤٤	٠,٠٠٢٣٢٧٤	٠,٠٠٢٤٧٧٠	٠,٠١	القسط لو احد جنبه	
٠,٠٠٠٠٨٥٥	٠,٠١١٧٩٩	٠,٠٠٠٠٩٢٥	٠,٠٠٠٠٩٠٥٢	٠,٠٠٠٠٨٩٣٣	٠,٠٠٠٠١١٢٧	٠,٠٠٢٠٤٥٤	٠,٠٠٢٧٤٥٤	٠,٠٠٢٥٥٧٧	٠,٠٠٢٤٧٣٤	٠,٠٠٢٤٧٤٢	٠,٠٠٢٥٨٢٦	٠,٠٣		
٠,٠٠٠٠٨٧٦١	٠,٠١٦٦٥٢	٠,٠٠٠٠٩٢٠	٠,٠٠٠٠٨٨٩٢	٠,٠٠٠٠٩٠٦١	٠,٠٠٠٠١١٦١	٠,٠٠٢٠٧٧٢	٠,٠٠٢٦٣٩٧	٠,٠٠٢٦١١٧	٠,٠٠٢٣٩٤٤	٠,٠٠٢٣٢٢١	٠,٠٠٢٦٩٠٣	٠,٠٥		
٠,٠٠٠٠٧٨٨٨	٠,٠١١١٦١٣	٠,٠٠٠٠٩٠٧	٠,٠٠٠٠٨٤٩	٠,٠٠٠٠٩٣٧٤	٠,٠٠٠٠١٢٤٧	٠,٠٠٢١٥٦٦	٠,٠٠٢٧٣٥٧	٠,٠٠٢٦٤٦٨	٠,٠٠٢٣٨٩٧	٠,٠٠٢٤٤٣٨	٠,٠٠٢٣٩٥٦٨	٠,١٠		
٠,٠٠٠٠٧٨٣٢	٠,٠١٠٣٢٣٣	٠,٠٠٠٠٨٨١	٠,٠٠٠٠٧٧٨٦	٠,٠٠٠٠٩٩٩٨	٠,٠٠٠٠١٤١٨	٠,٠٠٢٣٦٥٢	٠,٠٠٢٨٢٢١	٠,٠٠٢٣٠١٦٦	٠,٠٠٢٤٨٢٩	٠,٠٠٢٤٦٧١٨	٠,٠٠٢٤٧٤٩	٠,٢٠		

جدول (٦)

قيم P_0 ، Z ، P_1 وكذلك القسط لواحده لواحده، لوحدات الخطر المختلفة بالقيمة العامة للسكك الحديدية حسب نوعها ولمعدلات تغير (تقلبات عشوائية) مختلفة بدرجة ثقة (٩٩، ٠)

السداد المتبع	السيود التمويلية	التسول ومنتجاته	خام الحديد	المخرجة	الجرارات		الصهرجات		العربات الكبيرة		العربات الصغيرة		معدل التغير P	P ₀
					القابلة للإصلاح	المخرجة	القابلة للإصلاح	المخرجة	القابلة للإصلاح	المخرجة	القابلة للإصلاح	المخرجة		
٢٥٧١٦٥	٦٩٢٣٠٦	١٧٢٨٦٢	١١٧٠٦	١٠٠٣٢٣	٢١٧٩٥٥	٤١٨٠٦٣	٤٨٦٨٠	٢٩١٢٩٥٤	١٠١٢٣٨٨	٢٨٢٧٥٨	١٥٣٢١٣	٠,٠١	P ₀	
٣٩٦٣٤	٧٦٩٢٢	١٩٢٠٧	١٣٠١	١١١٥٥	٢٤١٥٥	٤٦٤٥١	٥٤٠٩	٤٣٤٨٧٧	١١٢٧١٩	٤٢٤٢٤٥	١٧٠٣٤	٠,٠٣		
١٤٢٨٥	٧٧٦٨٩	٦٩١٤	٤٦٨	٤٠١٥	٨٦٩٥	١٣٢٣٠	١٩٤٧	١٥١٥٣٩	٤٠٥٧٥	١٥٢٨٩٢	٦١٢٢	٠,٠٥		
٣٥٧٤	٦٢٢٧	١٧٣٠	١١٧	١٠٠٥	٢١٧٥	٤١٨٣	٤٨٧	٣٩١٦٤	١٠١٥١	٢٨٢٥٢	١٥٢٤	٠,١٠	Z	
٨٩٣	١٧٢٢	٤٣٢	٣٩	٢٥١	٥٤٤	١٠٤٦	١٢٢	٩٧٩١	٢٥٣٨	٩٥٦٣	٧٨٣	٠,٢٠		
٠,٠٢٩١٢٦٤	٠,٠١١٨٣٦٨	٠,٤٨١٠٣	٠,١٣٠٧١	٠,٠٧٠٥٧٢	٠,١١٤٤٤٤	٠,٠٠٧٤١٧٢	٠,٠٥٠٣٦٦	٠,٠٠٧٣٧٧	٠,٤٣٢١٩٦	٠,٠٩٠٦٣	٠,٠٧٢٢٢	٠,٠١		
٠,٠٨٧٢٨٠٣	٠,٠٣٥٥١٠٨	٠,١٤٤٣١١	٠,٠٣٩٢٠٨١	٠,٠٢١١٧١٤	٠,٠٣٥٨٢٤٢	٠,٠٢٢٢٥١٨	٠,١٥١٠٧٩٧	٠,٠٢٢١٣١٢	٠,١٩٩٦٦٠	٠,٢٧١٨٩	٠,٢٠١٧٠١	٠,٠٣	P ₁	
٠,١٤٥٦٤٠١	٠,٠٥٩١٧٨٠	٠,٢٤٠٥٧٧	٠,٠٦٥٣٧٢	٠,٠٣٥٣٨٩	٠,٠٥٩٧٠٩٨	٠,٠٣٧٠٨٩	٠,٢٥١٣٤٥	٠,٠٣٢٨٨٧٤	٠,٢١٦١١٠٢	٠,٤٥٣١٨	٠,٣٢١٧٥	٠,٠٥		
٠,٢٩١١٦٨٢	٠,١١٨٣٣٥	٠,٤٨٠٨٤٧	٠,١٣٠٧٤٤	٠,٠٧٠٥٢٥	٠,١١٩٣٨٥٢	٠,٠٧٤١٥١٥	٠,٥٠٢٥٦٠	٠,٠٣٧٤٤٧	٠,٤٣٢٠٦٦	٠,٩٠٦٠٢	١,٧٢١٣١	٠,١٠		
٠,٥٨٢٤٩٩٥	٠,٢٣٦٦٥٢٩	٠,٠٩١٢٢٥	٠,٢٢٢٦١١٨	٠,١٤٤١٣٢٩	٠,٢٣٨٧١٥٩	٠,١٤٨٢٨٥٢	١,-	٠,١٤٣٢٩٤٦	٠,٠٨٦٤٠٩٦	١,٨١٢٠٤	١,-	٠,٢٠	P ₁	
٣٢,٢٥٢٧	١١٩,٥٥٧٨٥	١,٤٣٩٤٥٧	١٤,٥٧٨٢٧٨	١٧٦١,٧٨٢	٢١٨,٩٣٧٤	٥٠,٦٢٣٥٦٦	٦١,٨١٧٨	١١٠,٤٠٠٦٥	١٣٦,١١٩٥٢	٥٩,٢٤٤٠٩	٤٨,٨٢٧٠	٠,٠١		
٣٢,٢٠٢٨	١١٧,٤٧٣٥١	١,٤٤٢٢٧١	١٤,٧٣٢٠٦٢	١٧٩١,٧٤٤٢	٢٢٧,١٥٤٤٥١	٣١١١٣٣	٦٧,٣٢٧٥	١١٣,٥٢٢١٢	١٣٢,٣٩٨٦٥	٦٠,٠٣٥٢٩	٥٠,٥٦١٨٠٧	٠,٠٣		
٣٢,٥٢٩	١١٥,٣٨٨٩١	١,٤٥٤٥٠٧٧	١٢,٩٧٤٤٤٤	١٨٢١,٧١٩	٢٣٥,٣٦٤٤٣٥	٥٢,٥٧٨٩٠٨	٦٧,٨٥٧٢٠	١١٦,١٠٤٠٨٠	١٣٨,٦٧٨٥	٦٠,٨٢١٦٢	٥٢,٤٩٠٠١	٠,٠٥	P ₁	
٣١,٦٧٨٤٥	١١٠,١٨٤٤٢١	١,٤٣٠٢٣١٥	١٢,٠١٣٢٩٢٩	١٨٩٦,٥٤٤٢	٢٥٥,٨٨٦١٩٥٤	٩٧١٣٦٦	٦٩,١٥٥٧	١١٣,٢٢٧٩٩	١٥٤,٢٦٥٧٩	٦٢,٧٨٥٧٧	٥١,٨٨٣٢١	٠,١٠		
٣٠,٩٢٨٩٩	٩٩,٧٤٢٣٦١	١,٣٨١٢٠١٧	١١,٦٢٢٨٢٢	٢٠٤٦,٤٤٣	٢٩٦,٩٧٢٢	٥٧٥٥٦٧٨٥	٣١,٧٧٧	١٣٧,٤٨١٣٢	١٨٥,٧٤٤٥	٦١,٧١٥٥٤	٦١,٢٤٩٩	٠,٢٠		
٠,٠٠٨١٢٦٧	٠,١١٩٥٥٠٠	٠,٠٠٠٩٢٩	٠,٠٠٠٩١٩٧	٠,٠٠٠٨٨٢٤	٠,٠٠٠١٠٩٦	٠,٠٠٢٠١٦٨	٠,٠٠٢٦٥٩٩	٠,٠٠٢٥٠٩١	٠,٠٠٢٨٦٦٣	٠,٠٠٣٣٢٢	٠,٠٠٣٤٧٧٢	٠,٠١	القسط لواحده	
٠,٠٠٨٠٨٩١	٠,١١٧٤٧	٠,٠٠٠٩٢٣	٠,٠٠٠٩٠٥٥	٠,٠٠٠٨٩٧٤	٠,٠٠٠١١٣٧	٠,٠٠٢٠٥٤٩	٠,٠٠٢٨١٠٦	٠,٠٠٢٥٧٣٩	٠,٠٠٣٠٩٠٠	٠,٠٠٣٤٧٨٨	٠,٠٠٣٦١٥٥	٠,٠٣		
٠,٠٠٨٠٥١٤	٠,١١٥٣٩	٠,٠٠٠٩١٧	٠,٠٠٠٨٨١٢	٠,٠٠٠٩١٢٤	٠,٠٠٠١١٧٨	٠,٠٠٢٠٩٢١	٠,٠٠٢٧٠١٣	٠,٠٠٢٦٣٨٧	٠,٠٠٣١٥١٧	٠,٠٠٣٤٤٤٤	٠,٠٠٣٧٤٢٥	٠,٠٥		
٠,٠٠٧٩٥٧٤	٠,١١٠١٨	٠,٠٠٠٩٠٢	٠,٠٠٠٩٠٢٠	٠,٠٠٠٩٤٩٤	٠,٠٠٠١٧٨١	٠,٠٠٢١٧٨٨	٠,٠٠٢٧٤٥٢	٠,٠٠٢٧٨٠٦	٠,٠٠٣٥٠٨٣	٠,٠٠٤٤٤٤٦	٠,٠٠٤٠٣٣٠	٠,١٠	P ₁	
٠,٠٠٧٧٦٦٩	٠,٠٠٩٧٧٦	٠,٠٠٠٨٧١	٠,٠٠٠٧٢٥٨	٠,٠٠٠١٠٢٤٤	٠,٠٠٠١٤٨٧	٠,٠٠٢٣٧٨٨	٠,٠٠٢٧٨٥٢	٠,٠٠٣١٢٤٥	٠,٠٠٣٢٦١٥	٠,٠٠٤٢٧٥٢	٠,٠٠٤٣٧٤٩	٠,٢٠		

جدول (٧)

قيم P_1 ، Z ، n_0 وكذلك القسط لو احد جنيبه ، لوحدات الخطر المختلفة بالهيئة العامة للسكك الحديدية
حسب نوعها ولمعدلات تغير (تقلبات عشوائية) مختلفة بدرجة ثقة (٩٥ ، ٠)

معدل التغير P	المربعات الصغيرة		المربعات الكبيرة		المربعات الكبيرة		المربعات الكبيرة		المربعات الكبيرة		معدل التغير P
	المقبلة للإصلاح	المخرجة	المقبلة للإصلاح	المخرجة	المقبلة للإصلاح	المخرجة	المقبلة للإصلاح	المخرجة	المقبلة للإصلاح	المخرجة	
n_0	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
Z	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
P_1	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
القسط لو احد جنيبه	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠
	٢٠١٠	٨٨٧	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٢١٢٢	٥٥٣٠	٢٠١٠

جدول (٨)

قيم m_0 ، Z ، P_1 وكذلك القسط لواحدين جنية، لوحدات الخطر المختلفة بالمدينة العامة للسكك الحديدية حسب نوعها ولمعدلات تغير (تقلبات عشوائية) مختلفة بدرجته فئة (٩٠، ٠)

السياد المصنع	أهم المشحونات			الطائرات		المشهور بجرات		المشهور الكبيرة		المشهور الصغيرة		معدل التغير P	القسط لواحد جنية	
	المواد التموينية	البتروول ومنتجاته	خام الحديد	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح	المخزوة	القابلة للإصلاح			
١٤٥١٤٨	٢٨٣١٤	٧٠٤٩١	٤٧٣٣	٤٠٩٣٩	٨٨١٥١	١٧٠٤٨١	١٩٨٥١	١٥٩١٠٤٤	٤١٣٦٩٦	١٥٥٨٨٧٥	٢٥١٩	٠,٠١	m_0	
١١١٨٥	٣١٣٢٣	٧٨٣٣	٥٣٠	٤٥٤٩	٩٨٥١	١٨٩٤٤	٢٢٠٦	١٧٧٣٦٠	٤٥٩٧١	١٣٣٢٨٨	٦٩٤٧	٠,٠٣		
٥٨٢٤	١١٢٨٨	٧٨١٩	١٩١	١٣٣٧	٣٥٤٥	٦٨١٧	٧٩٤	٣٢٨١٩	١٦٥٤٢	٦٣٣٣٢	٢٤٩٩	٠,٠٥		
١٤٥٩	٢٨٢٧	٧٠٦	٤٨	٤١٠	٨٨٨	١٧٠٧	١٩٩	١٥٩٨٤	٤١٤٣	١٥٦١٧	٦٦	٠,١٠		
٣٦٦	٧٠٩	١٧٧	١٢	١٠٣	٢٢٣	٤٢٨	٥٠	٤٠١١	١٠٣٩	٣٩١٧	١٥٧	٠,٢٠		
٠,٤٥٦١٠٩	٠,١٨٥٠٣٤	٠,٠٧٥٣٢٩	٠,٠٢٠٤٧	٠,١١٠٥١٣	٠,١٨٦٩٩٨	٠,١١٦١٥١	٠,٧٨٧١٥	٠,١١٥٥٢١	٠,٠٧٦١٨٠٥	٠,١٤١٩٢٥	١,٠٥٧٨٤	٠,٠١		Z
٠,١٣٦٨٤٨	٠,٠٥٥٦٠٥١	٠,٢٥٥٩٧٧	٠,٠٦٤٢٩٥	٠,٢٣١٥٣٣	٠,٥٦٠٩٧١	٠,٣٤٤٤٤٤	٠,٣٦١٢٩٢	٠,٣٤٦٥٤٦	٠,٣٠٣٠٣١١	٠,٤٢٥٧٥١	٣,١٥٨٤٠	٠,٠٣		
٠,٢٢٨٠٩٣٣	٠,٠٩٢٦١٩٥	٠,٣٧٦٦٨٨	٠,١٠٣٢٧٨٩	٠,٠٥٥٢٦٦	٠,٠٩٣٥١٣١	٠,٠٥٨٠٨٥٤	٠,٣٩٣٥٨	٠,٠٥٧٧٧٢	٠,٣٣٨٤٦٥	٠,٧٠٩٧٥٦	٥,٥٦٦٠٣٢	٠,٠٥		
٠,٤٥٥٧١٥	٠,١٨٥٣٣٤٩	٠,٧٥٣٧٠٩	٠,٢٠٤١٢٤١	٠,١١٠٤٣٢	٠,١٨٦٨٤١٩	٠,١١٦٠٧٧٢	٠,٧٨٦١٨	٠,١١٥٤٣٨	٠,٦٧٣٦١٢	١,٤١٨١٩٣	١,٠٠٠	٠,١٠		
٠,٩٠٩٨٧٢٩	٠,٣٦٩٨٨١٦	٠,١٥٠٣٢٩٢	٠,٤٠٨٢٤٨٢	٠,٢٢٠٣٢٦	٠,٣٧٧٨٤٥٠	٠,٣٣١٨١٥٢	١,٠	٠,٢٣٠٤٤٢٩	١,٠	٠,٢٨٣٦٣١	١,٠	٠,٢٠		
٣٢,٣١٠٢٤	١١٨,٩٧٠٨٩	٤٧١١٩٥٥	١٤,٤٩١٩١٢	١٧٧٠,٢٦١	٢٦١١٥	٥٠,٩٣٤٥١	٦٦,٩٦٤٨٨	١١١,٢٠٧٤٩	١٢٧,٨٩٣٢٩	٥٩,٤٤٧١٥٥	٤٩,٣٣٣٩٨	٠,٠١	P_1	
٣٢,٠٧٥٥٦	١١٥,٧٠٤٣٥	٤٤٨٩١٧٦	١٤,٠١٣٥٣	١٨١٧,١٨٥	٣٤٤,١٢٠	٥٢,٤٣٣٩٩٩	٦٧,٧٧٨٥	١١٥,٦٧٨٥٥	١٣٧,٧٧٨٤٢	٦٠,٧٠٢٦٥١	٥٢,١٣٨١٨	٠,٠٣		
٣١,٨٤٤٠٧	١١٢,٤٣٧٨٤٥	٤٤٠٥٣٢٢	١٣,٥٣٥٨٤٩	١٨٦٤,١٣١	٤٤٦,٩٩٨	٥٢,٩٣٤٦٣٣	٦٨,٥٩٤٢	١٢٠,١٤٠٤٨	١٤٧,٥٦٦٣٢	٦١,٩٣٤٤٩٥	٥٤,٩٤٥١٥	٠,٠٥		
٣١,٢٥٥١	١٠٤,٢٩٤١٣٦	٤٠٢٦٦٩٩	١٢,٣٤٦٩٤٤	١٨٨١,٢٥١	٦٧٩,٠٨٣٧٨	٥٧,٦٧٧٧٧	٧٠,٦٦١٧٢	١٣١,٦٤٥٦٩	١٧٢,١٠٨١١	٦٥,٠٠٧٢٧	٦١,٢٤٤٩٩	٠,١٠		
٣٠,٠٨٦٦	٨٨,٠٢٤٥١٤	٣٣٦٩٤٤٧	٩,٩٦٦٩	٢٦١٤,٥٦١	٤٢٣,٠٤٨٢٣	٦٥,١٤٤٩٦٦	٧١,٧٢٧	١٥٣,٥١٦٨٨	١٥٥,٥١٦٨٨	١٥٥,١٣٦٥٤١	٦١,٢٤٤٩٩	٠,٢٠		
٠,٠٠٨١١٦	٠,١١٨٩٧٠	٠,٠٠٠٩٢٨	٠,٠٠٠٩١٤٣	٠,٠٠٠٨٨٦٦	٠,٠٠٠١١٠٨	٠,٠٠٠٣٠٢٧١	٠,٠٠٠٢٦٦٥٧	٠,٠٠٠٢٥٢٧٤	٠,٠٠٠٢٩٠٦٧	٠,٠٠٠٤٢٤٧٩	٠,٠٠٠٣٥٣٨	٠,٠١		
٠,٠٠٨٠٥٧	٠,٠١١٥٧٠	٠,٠٠٠٩١٤٣	٠,٠٠٠٨٨٤١	٠,٠٠٠٩١٠١	٠,٠٠٠١١٧٢	٠,٠٠٠٢٠٨٧٣	٠,٠٠٠٢٦٦٥٧	٠,٠٠٠٢٥٢٧٤	٠,٠٠٠٣١٢٠١	٠,٠٠٠٤٣٣٥٩	٠,٠٠٠٣٧٢٤١	٠,٠٣		
٠,٠٠٧٩٩٨	٠,٠١١٢٤٤٠	٠,٠٠٠٩٠٧٨	٠,٠٠٠٨٥٣٩	٠,٠٠٠٩٣٦٦	٠,٠٠٠١٢٣٧	٠,٠٠٠٢١٤٥٧	٠,٠٠٠٢٧٣٠٥	٠,٠٠٠٢٧٣٠٢	٠,٠٠٠٣٣٥٣٧	٠,٠٠٠٤٤٣٣٨	٠,٠٠٠٣٩٩٤٦	٠,٠٥		
٠,٠٠٧٨٥١	٠,٠١٠٢٩٩٠	٠,٠٠٠٨٨٥٥	٠,٠٠٠٧٧٧٩	٠,٠٠٠٩٩٢٣	٠,٠٠٠١٣٩٧	٠,٠٠٠٢٢٩٦	٠,٠٠٠٢٨١١٣	٠,٠٠٠٢٩٤٦٧	٠,٠٠٠٣٩١١٥	٠,٠٠٠٤٤٤٣٣	٠,٠٠٠٤٣٧٤٢	٠,١٠		
٠,٠٠٧٥٥٨	٠,٠٠٠٨٨٠٣٤	٠,٠٠٠٨٣٧	٠,٠٠٠٦٦٨٥	٠,٠٠٠١١٠٩١	٠,٠٠٠١٧١٨	٠,٠٠٠٢٥٩٢٥	٠,٠٠٠٢٨٥٥٣	٠,٠٠٠٣٤٨٨٩	٠,٠٠٠٤٤٤٤٥٩	٠,٠٠٠٥٠٨١١	٠,٠٠٠٤٣٧٤٩	٠,٢٠		

■ المراجع ■

أ- المراجع العربية :

- د. السيد عبد المطلب عبده ، ١٩٨٣ ، مبادئ التأمين - مطبعة السنة المحمدية - الطبعة الثالثة - القاهرة - جمهورية مصر العربية .
- د. محمد توفيق البلقيني ، ١٩٩١ ، النظرية الاحصائية - إتحاد الطلاب - كلية التجارة - جامعة المنصورة - جمهورية مصر العربية .
- د. محمد عبد الفتاح فودة ، ١٩٩٠ ، تسعير تأمين أخطار النقل مع التطبيق على الهيئة القومية للسكك الحديدية بجمهورية مصر العربية - رسالة دكتوراه - جامعة أسيوط - جمهورية مصر العربية .

ب- المراجع الأجنبية :

- Beard, R., Pentikaivain, T. and Pesonon, E., (1978), "Risk Theory : The Stochastic Basis of Insurance", 2nd Edition, Chapman and Hall, London.
- Benjamin, B., (1987), "General Insurance", 1st Edition, London, Heinemann.
- Morgan, I., (1982), "Credibility Theory Under the Collective Risk Model", ph. D. Dissertation, University of Wisconsin, U.S.A.

الملاحق

جدول (١)

التوزيع التكراري للحوادث القابلة للإصلاح حسب حجم الخسارة

صهريجات		(عربات كبيرة)		(عربات صغيرة)		الفئات
ك	* ف	ك	* ف	ك	* ف	الأصلية
التكرارات	الفئات المعدلة	التكرارات	الفئات المعدلة	التكرارات	الفئات المعدلة	
١	٠,٠٠٧٩٦-	١	٠,٠٠٤٥-	-	٠,٠١٤٣٠-	٢٠٠-
صفر	٠,٠١٥١٩٢-	٩١	٠,٠٠٩٠-	٤٤٣٣	٠,٠٢٨٦٠-	٤٠٠-
٩٨	٠,٠٢٣٨٨-	٦٣٩١	٠,٠١٣٥-	٤٢	٠,٠٤٢٩٠-	٦٠٠-
٥٢٤	٠,٠٣١٨٤-	١٠٥٥	٠,٠١٨٠-	٥٤	٠,٠٥٧٢٠-	٨٠٠-
٩٥	٠,٠٣٩٨٠-	٣٣٢	٠,٠٢٢٥-	٢٥	٠,٠٧١٥٠-	١٠٠٠-
٥٩	٠,٠٤٧٧٦-	٢٩٤	٠,٠٢٧٠-	٣٠	٠,٠٨٥٨٠-	١٢٠٠-
٢٢	٠,٠٥٥٧٢-	٢٤٠	٠,٠٣١٥-	٢٣	٠,١٠٠١٠-	١٤٠٠-
٣	٠,٠٦٣٦٨-	٦٣	٠,٠٣٦٠-	٦	٠,١١٤٤٠-	١٦٠٠-
٥	٠,٠٧١٦٤-	٤١	٠,٠٤٠٥-	٦	٠,١٢٨٧٠-	١٨٠٠-
٤	٠,٠٧٩٦٠-	٢٢	٠,٠٤٥٠-	٤	٠,١٤٣٠٠-	٢٠٠٠-
٢	٠,٠٨٧٥٦-	٢١	٠,٠٤٩٥-	٤	٠,١٥٧٣٠-	٢٢٠٠-
-	٠,٠٩٥٥٢-	٨	٠,٠٥٤٠-	٣	٠,١٧١٦٠-	٢٤٠٠-
-	٠,١٠٣٤٨-	٨	٠,٠٥٨٥-	٢	٠,١٨٥٩٠-	٢٦٠٠-
-	٠,١١١٤٤-	٤	٠,٠٦٣٠-	١	٠,٢٠٠٢٠-	٢٨٠٠-
١	٠,١١٩٤٣-	٣	٠,٠٦٧٥-	١	٠,٢١٠٤٥-	٣٠٠٠-
-	- - -	٢	٠,٠٧٢٠-	-	- - -	٣٢٠٠-
-	- - -	-	٠,٠٧٦٥-	-	- - -	٣٤٠٠-
-	- - -	٢	٠,٠٨١٠-	-	- - -	٣٦٠٠-
-	- - -	١	٠,٠٨٥٥-	-	- - -	٣٨٠٠-
-	- - -	٣	٠,٠٩٠٠-	-	- - -	٤٠٠٠-
٨١٤		٨٥٨٢		٤٦٤٤		مجموع التكرارات
	٠,٠٣٠٤٤٤		٠,٠١٣٨٤		٠,٠٢٢٧٠	حدة ** الخسارة

نهاية الفئة الأصلية

* الفئة المعدلة = $\frac{\text{الحد الأقصى للخسارة}}{\text{نهاية الفئة الأصلية}}$

** حدة الخسارة = ش = $\frac{\text{مجدك س}}{\text{مجدك ك}}$ حيث أن ك هي التكرارات.

مجدك هي مجموع التكرارات ، س عبارة عن مركز الفئات المعدلة.

جدول (٢)

التوزيع التكراري للحوادث التي ينتج عنها تخريد الاصل للعربات الصغيرة والعربات الكبيرة حسب حجم الخسارة

حوادث التخريد للعربات الكبيرة		حوادث التخريد للعربات الصغيرة		الفئات الأصلية
ك التكرارات	ف الفئات المعدلة	ك التكرارات	ف الفئات المعدلة	
٢٤٥	٠,٠٤٥٥-	٧٨٠	٠,١٤٣-	٢٠٠٠-
٢٨	٠,٠٩١٠-	١٧٤	٠,٢٨٦-	٤٠٠٠-
٦٥	٠,١٣٦٥-	٥٠	٠,٤٢٩-	٦٠٠٠-
٥٥	٠,١٨٢٠-	١٢	٠,٥٧٢-	٨٠٠٠-
٤٠	٠,٢٢٧٥-	١	٠,٧١٥-	١٠٠٠٠-
١٤	٠,٢٧٣٠-	١١	٠,٨٥٨-	١٢٠٠٠-
٢	٠,٣١٨٥-	٧	١,٠٠١-	١٤٠٠٠-
١	٠,٣٦٤٠-	-	-	١٦٠٠٠-
٤	٠,٤٠٩٥-	-	-	١٨٠٠٠-
٢	٠,٤٥٥٠-	-	-	٢٠٠٠٠-
١	٠,٥٠٠٥-	-	-	٢٢٠٠٠-
٧	٠,٥٤٦٠-	-	-	٢٤٠٠٠-
٣	٠,٥٩١٥-	-	-	٢٦٠٠٠-
١٢	٠,٦٣٧٠-	-	-	٢٨٠٠٠-
١٨	٠,٦٨٢٥-	-	-	٣٠٠٠٠-
٧	٠,٧٢٨٠-	-	-	٣٢٠٠٠-
١	٠,٧٧٣٥-	-	-	٣٤٠٠٠-
٢٨	٠,٨١٩٠-	-	-	٣٦٠٠٠-
٢	٠,٨٦٤٥-	-	-	٣٨٠٠٠-
-	٠,٩١٠٠-	-	-	٤٠٠٠٠-
٧	٠,٩٥٥٥-	-	-	٤٢٠٠٠-
٢	١,٠٠١٠	-	-	٤٤٠٠٠-
٥٤٤		١٠٣٥		مجموع التكرارات
	٠,١٨٧١٨		٠,١٢٨٢٥	حدا الخسارة

جدول (٣)

التوزيع التكراري للحوادث حسب حجم الخسارة
وذلك باستخدام المدى الهندسي للفئات

حوادث ينتج عنها خسائر مشحونات (البتروول ومشتقاته)		حوادث ينتج عنها خسائر للمشحونات (خام الحديد)		حوادث ينتج عنها تخريد (صهريجات)		حوادث قابلة للإصلاح (جارات)		الفئات الاصلية
ك التكرارات	ف المعدلة	ك التكرارات	ف المعدلة	ك التكرارات	ف المعدلة	ك التكرارات	ف المعدلة	
٢	٠,٠١٠٠٣-							١٥٩
-	٠,٠١٥٨-							٢٥١
١	٠,٠٢٥١-	٨	٠,٠٢٥١-					٣٩٨
٥	٠,٠٣٩٨-	-	٠,٠٣٩٨-					٦٣١
٣	٠,٠٦٣١-	٢	٠,٠٦٣١-	١١٥	٠,٠٣٩٨١-	٢	٠,٠٠٠٥-	١٠٠٠
٣	٠,١٠٠٠-	٢	٠,١٠٠٠٠-	-	٠,٠٦٣١٠-	-	٠,٠٠٠٧٩٢-	١٥٨٥
-	٠,١٥٨٥-	١	٠,١٥٨٥-	٢	٠,١٠٠٠٠-	٢	٠,٠٠١٢٥٦-	٢٥١٢
٢	٠,٢٥١٢-	١	٠,٢٥١٢-	٤٢	٠,١٥٨٥-	-	٠,٠٠١٩٩١-	٣٩٨١
-	٠,٣٩٨١-	٢	٠,٣٩٨١-	-	٠,٢٥١٢-	٤	٠,٠٠٣١٥٥-	٦٣١٠
-	٠,٦٣١٠-	١	٠,٦٣١٠-	١٢	٠,٣٩٨١-	١٩	٠,٠٠٥٠٠٠-	١٠٠٠٠
٢	١,-	١	١,٠٠٠-	٢	٠,٦٣١٠-	٧	٠,٠٠٧٩٢٥-	١٥٨٥٠
				٧	١,٠٠٠-	٢٣	٠,٠١٢٥٦-	٢٥١٢٠
						٦	٠,٠١٩٩٠٥-	٣٩٨١٠
١٨		١٨		١٨٠		٦٣		مجموع التكرارات
٠,١٤٦٥٩٠٥		٠,١٥٢٣٨٦		٠,١٠٢٨٥		٠,٠٧٤٥٢٩		حصة الخسارة

جدول (٤)

التوزيع التكراري للحوادث حسب حجم الخسارة
وذلك باستخدام المدى الهندسي للفئات

حوادث يتبع عنها خسائر للمشحونات (سجاد خام)		حوادث يتبع عنها خسائر للمشحونات (مواد تمويبية)		الفئات الأصلية
ك التكرارات	ف الفئات المعدلة	ك التكرارات	ف الفئات المعدلة	
٢	٠,٠٠٠٢٥ -	٧	٠,٠٠٠١٠ -	١ -
٤	٠,٠٠٠٤٠ -	١	٠,٠٠٠١٦ -	١,٦ -
٥	٠,٠٠٠٦٣ -	٢	٠,٠٠٠٢٥ -	٢,٥ -
٦	٠,٠٠١٠٠ -	٦	٠,٠٠٠٤٠ -	٤ -
٦٠	٠,٠٠١٥٩ -	٢	٠,٠٠٠٦٣ -	٦,٣ -
٥٠	٠,٠٠٢٥١ -	٨	٠,٠٠١٠٠ -	١٠ -
١١٥	٠,٠٠٤٠٠ -	١٦	٠,٠٠١٥٩ -	١٦ -
١٤٤	٠,٠٠٦٣٠ -	٥١	٠,٠٠٢٥١ -	٢٥ -
٢١٣	٠,٠١٠٠٠ -	٥٥	٠,٠٠٣٩٨ -	٤٠ -
٢٧٦	٠,٠١٥٨٥ -	٨٥	٠,٠٠٦٣١ -	٦٣ -
٢٨٨	٠,٠٢٥١٢ -	٩٧	٠,٠١٠٠٠ -	١٠٠ -
٢٥٩	٠,٠٣٩٨١ -	١٣٣	٠,٠١٥٨٥ -	١٥٩ -
٢٠١	٠,٠٦٣١٠ -	١٧٣	٠,٠٢٥١٢ -	٢٥١ -
١٢٥	٠,١٠٠٠٠ -	١٧٧	٠,٠٣٩٨١ -	٣٩٨ -
٦٢	٠,١٥٨٥٠ -	٢٣٩	٠,٠٦٣١٠ -	٦٣١ -
٣٤	٠,٢٥١٢٠ -	٢٥٤	٠,١٠٠٠٠ -	١٠٠٠ -
١٢	٠,٣٩٨١٠ -	٢١٠	٠,١٥٨٥٠ -	١٥٨٥ -
٦	٠,٦٣١٠ -	١٤١	٠,٢٥١٢٠ -	٢٥١٢ -
٣	١,٠٠٠٠٠ -	٥٣	٠,٣٩٨١٠ -	٣٩٨١ -
	-	١٦	٠,٦٣١٠ -	٦٣١٠ -
		٣	١,٠٠٠٠٠ -	١٠٠٠ -
١٨٦٥		١٧٢٩		مجموع التكرارات
٠,٠٣٥٣٣١٢		٠,٠٧٤٨		حدا الخسارة

جدول (٥)

التوزيع التكراري للحوادث حسب حجم الخسارة وذلك باستخدام المدى الهندسي للفئات
خسائر حوادث التخريد للجرارات

ك التكرارات	ف الفئات المعدلة	الفئات الأصلية
٥	٠,٠٠٠٠٠١ -	١ -
١	٠,٠٥٠١٠٠ -	٦٣١٠٠ - ١٠٠ ٠٠٠
٤	٠,٠٧٩٤٠٩ -	١٥٨٥٠٠ -
٧	٠,١٢٥٨٥ -	٢٥١٢٠٠ -
٢	٠,١٩٩٤٥ -	٣٩٨١٠٠ -
-	٠,٣١٦١٣ -	٦٣١٠٠٠ -
١	,٥٠١٠٠ -	١٠٠٠ ٠٠٠ -
٢	٠,٧٠٧٧٠ -	١٤١٣ ٠٠٠ -
١	١,٠٠٠ -	١٩٩٦٥٧٠ -
٢٣		مجموع التكرارات
	٠,١٦٥٨٣٤٨	حدا الخسارة