تسعير تأمين اصابات العمل
باستخدام أسلوب التسعير وفقا للخبرة السابقة

د. جلال عبد الحليم حربى

مقدمة :

إن عملية تسعير التأمين بصفة عامة وتسعير تأمين الممتلكات بصفة خاصة تعد من أدق وأعقد العمليات التى تقوم بها هيئات التأمين . ويفترض أنه عند إعداد هذه التسعيره (Tarrif) يجب أن يؤخذ فى الاعتبار كافة العوامل المؤثره فى الخطر وقياس درجة خطورتها حتى تظهر فئات التسعيره بشكل متناسق ومتفق ودرجة الخطورة التى تمثلها وحدة الخطر . عندئذ يقال أن السعر قد حقق المساواة والعدالة بين حملة الوثائق وبالتالى لايكون هناك حاجة الى إعادة تعديل هذا السعر .

إلا أنه فى بعض الأحيان قد لايمكن أخذ كافة العوامل المؤثرة فى درجة الخطورة فى الحسبان عند إعداد التسعيره مسبقا ومن هنا تبرز فكرة عمل التعديلات بصورة لاحقة (Posteriori) وذلك باستخدام أى من الطرق المعروفة فى هذا المجال ومن بينها :-

1 – طريق التسعير وفقا للخبرة Experience Rating System

2 – **طريقة المكافأة والجزاء** Merit Rating System

3 – طريقة الكوبونات Bonus - Malus System

وتعتبر الطريقتان الثانية والثالثة من أهم الطرق المستخدمة فى عمليات التسعير بالنسبة لتأمين السيارات على وجه الخصوص . بينما تستخدم الطريقة الأولى (Experience Rating) فى تسعير تأمين إصابات العمل والتى هى مجال إهتمام هذا البحث. والتسعير وفقا للخبرة السابقة هو نظام لإعادة تقدير السعر المعمول به (سعر الجدول)

بالنسبة لكل خطر بحيث يعكس السعر الجديد الخبرة الفعلية للخسارة المحققة فى الفئة التى ينتمى إليها هذا الخطر ، ويسمى سعر الجدول الناتج بعد تعديله وفقا للخبرة السابقة بالسعر النمطى (Benjamin, 1977) .

الهدف من البحث

يهدف هذا البحث بصفة أساسية الى محاولة الوصول الى نموذج رياضى لتعديل سعر التأمين Manual Rating لوثيقة تأمين إصابات العمل وذلك بالاعتماد على خبرة خسائر المؤمن له الفردى وذلك بشكل مبسط مما يسهل معه إجراء التعديل اللازم بشكل دورى لكل مؤمن له .

بيانات البحث

إعتمدت هذه الدراسة على بيانات حصر شامل لفرع تأمين إصابات العمل بكبرى شركات التأمين بدولة الكويت لثلاث سنوات متتالية 1986 – 1988 . وكذلك الحصر الشامل لخبرة خسائر إحدى الشركات الصناعية (شركة البترول الوطنية) خلال نفس الفترة والتى تقوم بالتأمين ضد أخطار إصابات العمل لدى شركة التأمين المشار إليها سابقا (أنظر ملحق الدراسة) .

النماذج الرياضية النظرية للتسعير وفقا للخبرة

تعتمد النماذج الرياضية للتسعير وفقا للخبرة الماضية بصفة عامة على البيانات السابقة الخاصة بالمؤمن له من حيث الخسارة الفعلية والأقساط المسددة وعدد وحدات الخطر المؤمن عليها بالنسبة للخطر موضع التسعير . وبفرض أن X تمثل متغير عشوائى يعبر عن إجمالى الخسارة المحققة للمؤمن له ، وأن P تمثل مقياسا لحجم المؤمن له يمكن أن يكون

متوسط الخسارة المتوقعة أو قسط المؤمن له الذى تم تحديده بواسطة التسعير الجدولى ، ومن هنا فإن : -

$$R = \frac{X}{P}$$ معدل الخسارة الفعلى

$$\mu = E(R)$$ ، معدل الخسارة المتوقع

ويعتمد التسعير وفقا للخبرة على حقيقة أولية هى أن معدل الخسارة المتوقعة μ يختلف لكل مؤمن له على حده داخل فئة أو تصنيف معين . ولأخذ تلك الحقيقة فى الحسبان سنفترض أن المؤمن له يخضع لتوزيع معدل الخسارة d الذى تم اختياره عشوائيا من مجموعة التوزيعات D . ولكل توزيع d متوسط μ وتباين v^2 . حيث :-

$$M = E(\mu)$$

$$T^2 = Var(\mu)$$

$$\delta^2 = E(v^2)$$

كما يفترض أن يتم حساب تلك المقاييس لكل التوزيعات d ضمن المجموعة D .

ويعتبر هدف التسعير وفقا للخبرة هو تقدير لمعدل الخسارة المتوقع (μ) بفرض معرفة معدل الخسارة (R) ، حيث تم اختيار معدل الخسارة هذا عشوائيا من التوزيع d .

ولتحقيق هذا الهدف هناك أسلوبان :-

الاسلوب الاول : ويسمى الحل البيزى Baisian Solution

وقد تم إقتراح هذا الحل بواسطة العديد من الباحثين من بينهم (Heikman & Meyers,1983,Meyers & Schenker 1983) ويتلخص هذا الحل فى تقدير معدل الخسارة B (R) = E (μ / R) ويتميز هذا الأسلوب بأن يحقق الحدود الدنيا للفروق بين معدل الخسارة الفعلية والمتوقعة أى :-

$$\text{Mininize } E\left[(B(R) - \mu)^2 \right]$$

إلا أنه من عيوب الحل البيزى أنه يتطلب معرفة كافة توزيعات معدل الخسارة d فى المجموعة D .

الاسلوب الثانى: ويسمى حل المصداقية Credibility Solution

وقد تم إقتراح هذا الحل بواسطة (Buhlmann 1970) ويتطلب هذا الاسلوب تقدير قيمة كل من δ^2 , T^2 , M ويكون معدل الخسارة وفقا لحل المصداقية Credibility Ratio هو :-

$$C(R) = Z \times R + (1 - Z) M$$

حيث تمثل Z معامل المصداقية . ويمكن اختيار قيمة Z التى يتحقق عندها الحد الأدنى للقيمة :-

$$E\left[(C(x) - \mu)^2 \right]$$

ويتم حساب معامل المصداقية Z بالعلاقة :-

$$Z = \frac{T^2}{T^2 + \delta^2}$$

وبقيمة Z هذه يمكن تقدير الحد الأدنى للقيمة :-

$$E\left[C(R) - B(R)\right]^2$$

وقدأستخدم (Loimaranta, 1977) طريقة دالة الامكان الاعظم The Maximum Likelihood Function لايجاد قيمة كل من T^2, δ^2 .

وباستعراض الأسلوبين السابقين يتضح أن الأسلوب الأول Baisian Solution يعتمد على ضرورة معرفة توزيع التعويضات الفعلى ثم إيجاد التوزيع القبلى Priori Distribution المناظر لتوزيع التعويضات الفعلى . إلا أنه كثيرا مايصعب إيجاد توزيع محدد يتطابق مع توزيع التعويضات الفعلية ، لذلك غالبا مايتم تقسيم البيانات إلى قسمين كلاهما يتبع توزيعا معينا قد يكونا من نفس النوع ولكن مختلفان فى معالمهما .

بينما يسمح الأسلوب الثانى Cridibility Solution للباحث بالحرية فى تكوين معادلة حساب القسط الصافى أكثر من الأسلوب الأول . ومن هنا إستخدم هذا البحث الأسلوب الثانى السابق الإشاره إليه Cridibility Solution وإن كان هناك ثمة اعتراض على هذا الأسلوب فى كيفية حساب الوزن Weight الذى يتم تخصيصه للخبرة الفعلية لخسائر المؤمن له ، فقد تم التغلب على تلك المشكلة باستخدام معادلة (Buhlman, 1970) والتى سيرد ذكرها فيما بعد ، حيث تعتمد على الخبرة الفعلية المتوفرة لحساب الوزن المناظر .

وقد روعى عند تصميم النموذج المقترح للتسعير أن يأخذ فى الإعتبار الملاحظات التالية :-

أولا : حيث أن التسعير وفقا للخبرة يتم بصورة متكررة (سنويا) وبالتالى توافر البساطه فى النموذج يعتبر عاملا هاما .

ثانيا : يجب أن يكون من السهل تطبيق نموذج التسعير وفقا للخبرة على المؤمن له الفردى بعكس أسلوب التسعير الطبقى Class Rating .

ثالثا : يجب أن تعطى خطة التسعير المقترحة إهتماما لما يعتبره المؤمن له تسعيرا عادلا ، أى ذلك الذى يعكس درجة الخطورة الفعلية التى يمثلها كل مؤمن له .

النموذج العملى المقترح

فيما يلى تعريف المتغيرات ورموزها التى ستستخدم فى تحديد النموذج الرياضى المقترح :-

بفرض أن المطلوب تسعير المؤمن له L فى العام i فى فئة خطر معينة وأن

P_{ij} ترمز الى الحجم

Y_{ij} ترمز الى قيمة مطلقة

حيث :-

قيمة نسبية $X_{ij} = \frac{Y_{ij}}{P_{ij}}$

وبالتطبيق على مجال البحث موضع الدراسة يكون لدينا :

عدد الوحدات المعرضة للخطر (عدد المؤمن عليهم) = P

إجمالى قيم التعويضات الفعلية المسودة = Y

، متوسط التعويض لوحدة الخطر = X

وكذلك :-

عدد السنوات i = 1, 2, ... n

عدد المؤمن لهم فى فئة الخطر j = 1, 2 , ...N

ولتبسيط عرض النموذج نحتاج أيضا لتعريف الإجماليات العامة (Totals) والإجماليات الفرعية (SubTotals) وكذلك المتوسطات العامة والمتوسطات الفرعية وذلك على النحو التالى :-

الإجمالى للمؤمن له j خلال الفترة الزمنية موضع الدراسة

$$P.j = \sum_{i=1}^{n} Pij$$

$$Y.j = \sum_{i=1}^{n} Yij$$

والمتوسطات للمؤمن له J خلال الفترة الزمنية موضع الدراسة أيضا

$$X.j = \frac{Y.j}{P.j} = \sum_{i=1}^{n} \frac{Pij}{P.j} Xij$$

ويكون الاجمالى العام لجميع المؤمن لهم فى السنة i : -

$$P.j = \sum_{i=1}^{N} Pij$$

$$Y.j = \sum_{i=1}^{n} Yij$$

والمتوسط العام للمؤمن لهم فى السنة j

$$X.i = \frac{Y_{i.}}{Pi.} = \sum_{j=1}^{N} \frac{P_{ij}}{Pi.} X_{ij}$$

والاجمالى العام (لجميع المؤمن لهم) لكافة السنوات :-

$$P.. = \sum_{i,j} Pij = \sum_{i} Pi. = \sum_{j} P.j$$

$$Y.. = \sum_{i,j} Yij = \sum_{i} Yi. = \sum_{j} Y.j$$

والمتوسط العام (لجميع المؤمن لهم) لكافة السنوات :-

$$X.. \frac{Y..}{P..} = \sum_{i,j} \frac{Pij}{P..} xij = \sum_{i} \frac{Pi.}{P..} xi. = \sum_{J=1}^{N} \frac{P.j}{P..}$$

وباستخدام معادلة قسط الخطر المعدل طبقا للخبرة السابقة للمؤمن لـه ل والتـى قدمهـا (Straub, 1980) : -

$$\hat{\mu}k = \alpha k \; x.k + (1 - \alpha_k) \sum_{j=1}^{N} \frac{\alpha.j}{\alpha} x.j$$

حيث

$$\alpha = \sum_{J=1}^{N} \alpha j$$ أوزان المصداقية

، الخبرة الفردية للمؤمن له موضع الدراسة = X. K

$$X = \sum_{J=1}^{N} \frac{\alpha j}{\alpha} x.j$$ بينما الخبرة الكلية (لجميع المؤمن لهم)

كما يمكننا أيضا استخدام مايسمى بمعامل تعديل السعر طبقا للخبرة السابقة Experience Modification Factor والمبنى على أساس أنه نسبة القسط المعدل وفقا لخبرة المؤمن له الفردى إلى الخبرة الكلية لفئة الخطر الذى ينتمى إليه هذا المؤمن له ، وذلك وفقا للمعادلة :-

$$M=\frac{\alpha_k x_{.k}+(1-\alpha_k)\sum_{j=1}^{N}\frac{\alpha_j}{\alpha}x_{.j}}{\sum_{j=1}^{N}\frac{\alpha_j}{\alpha}x_j}$$

حيث M تمثل معامل تعديل السعر طبقا للخبرة السابقة للمؤمن له الفردى .

ولإيجاد أوزان المصداقية تستخدم المعادلة النمطية المستنتجة بواسطة (Buhlmann, 1970) التالية : -

$$\alpha_j=\frac{wP_{.j}}{v+wP_{.j}}$$

وحيث أن المعاملات W,V غير معلومة مسبقا لذا يتم تقديرها من بيانات التعويضات الفعلية باستخدام المعادلات التالية :

$$V=\frac{1}{N}\sum_{J=1}^{N}\frac{P_{ij}}{P_{-}}(X_{ij}-X_{.j})^2$$

و

$$W=\frac{1}{N-1}\sum_{i\ و\ j}\frac{P_{ij}}{P_{-}}(X_{ij}-X_{..})^2$$

كما تم استخراج التقديرات الغير متحيزة للمعاملات W,V وهى $\hat{w},\hat{v}$ وتساوى :-

$$\hat{V} = P_{..}\, v$$

$$\hat{W} = \frac{1}{\pi}(w - v) \qquad ،$$

حيث : -

$$\pi = \frac{1}{N}\sum_{J=1}^{N}\frac{P_{ij}}{P_{..}}\left(1 - \frac{P_{.j}}{P_{..}}\right)$$

تطبيق النموذج المقترح .

يعتبر التسعير وفقا للخبرة وسيلة لتعديل أسعار الجداول وذلك للأخذ فى الاعتبار تطور أو خبرة الحوادث والاصابات الفعلية الخاصة بمؤمن لـه بعينه. فإذا إتضح أن خبرة المؤمن له أفضل من المتوسط بالمقارنة بمؤمن له آخر فى نفس الحجم وفى نفس فئة الخطر ، عندئذ يخفض القسط . وإذا كانت خبرة المؤمن له أسوأ من المتوسط سوف يزداد القسط وتتم هذه العملية بإيجاد مايسمى بمعامل التعديل وفقا للخبرة السابق الإشارة إليه ، والذى سوف يتم تطبيقه لتعديل أسعار تأمين إصابات العمل للعاملين بشركة البترول الوطنية بدولة الكويت . ومعامل التعديل هذا عبارة عن متوسط مرجح لخبرة المؤمن له وكذلك لخبرة الفئة التى ينتمى إليها منسوبا الى خبرة فئة الخطر موضع التسعير . وسوف يتم تحديد الأوزان بواسطة المصداقية الاكتوارية للخبرة الخاصة بالمؤمن لـه الفردى . وكلما زادت تلك المصداقية كلما زاد الوزن الممنوح لخبرة خسائر المؤمن له الفردى . هذه المصداقية بدورها تعتمد على إجمالى الخسائر المتوقعة لمؤمن له معين فى فئة الخطر المعينة . وسوف يزداد إجمالى الخسائر المتوقعة طبقا للعوامل التى حددها كلا من (Victor,1985, Worrall and

(Butler,1985 وهى حجم المؤمن له (عدد المؤمن عليهم) ومدى خطورة بيئة العمل لدى المؤمن له وكذلك حجم الآجور السنوية . وكلما زاد عدد الوحدات المعرضة للخطر لدى المؤمن له كلما زاد الوزن المناظر لخبرة ذلك المؤمن له وفى نفس الوقت يعطى وزنا أقل لخبرة الفئة .

وباستخدام البيانات الفعلية للمؤمن له موضع الدراسة والتى تم تلخيصها إحصائيا وبيانيا بملحق الدراسة . يمكن تحديد السعر المعدل وفقا للنموذج السابق إقتراحه وذلك على النحو التالى :-

$$P_{86j} = 6450$$

$$P_{87j} = 6988$$

$$P_{88j} = 6891$$

$$P_{.j} = 6450 + 6988 + 6891 = 20329$$

$$Y_{.j} = 243836 + 241781 + 324756 = 810373$$

$$X_{.j} = \frac{810373}{20329} = 39.8$$

$$X_{86j} = \frac{243836}{6450} = 37.8$$

$$X_{87j} = \frac{241781}{6988} = 34.6$$

$$X_{88j} = \frac{324756}{68911} = 47.1$$

$$P_{..} = 12500 + 14100 + 15230 = 54330$$

$$Y_{..} = 644033 + 840740 + 1118200 = 2602973$$

$$X_{..} = \frac{2602973}{54330} = 47.9$$

$$V = \frac{1}{50}\left[\frac{6450}{54330}(37.8 - 39.8)^2 + \frac{6988}{54330}(34.6 - 39.8)^2 + \frac{6891}{54330}(47.1 - 39.8)^2\right] = .368$$

$$\hat{V} = 54330(0.368) = 19993.4$$

$$\pi = \frac{1}{50}\left[\frac{6450}{54330}\left(1 - \frac{20329}{54330}\right) + \frac{6988}{54330}\left(1 - \frac{20329}{54330}\right) + \frac{6891}{54330}\left(1 - \frac{20329}{54330}\right)\right] = 0.05$$

$$W = \frac{1}{50}\left[\frac{6450}{54330}(37.8 - 47.9)^2 + \frac{6988}{54330}(34.6 - 47.9)^2 + \frac{6891}{54330}(47.1 - 47.9)^2\right] = 0.439$$

$$\hat{W} = \frac{1}{0.05}(0.439 - 0.368) = 1.42$$

$$\alpha_k = \frac{1.42(20329)}{19993.4 + 1.42(20329)} = 59.1$$

$$\hat{\mu}_k = 0.591(39.8) + (1-0.591)(47.9) = 43.1$$

$$\therefore M = \frac{43.1}{47.9} = 0.899$$

من النتائج السابقة يتضح أن معامل تعديل السعر (M) طبقا لخبرة المؤمن له يساوى 89.9٪ من السعر الفعلى المحدد بتعريفة الفئة التى يقع فيها ذلك المؤمن له . وهذا يعنى أن القسط الفعلى (طبقا لسعر الجدول) يجب أن يخفض بنسبة 10.1٪ حتى يتناسب مع خبرة المؤمن له الفعلية .

كما يلاحظ أن خبرة المؤمن له قد حصلت على مستوى مصداقية عالية نسبيا حيث بلغت 59.1٪ وهذا يعكس كبر الوزن الممنوح لخبرة خسائر المؤمن له موضع الدراسة بالمقارنة بخبرة فئة الخطر الذى ينتمى إليه . وهذا المستوى من المصداقية يعكس أيضا مدى كبر حجم المؤمن له وانخفاض درجة الخطورة فى بيئة العمل لدى المؤمن له خلال فترة الدراسة . ومن هنا فإنه من الضرورى إجراء مثل هذا التخفيض للقسط المدفوع تطبيقا لمبدأ العدالة والتحفيز على زيادة إستخدام وسائل الوقاية والمنع بغرض الحصول على مزيد من التخفيض الناتج عن تقليل درجة الخطورة .

الخلاصة :

يستخلص من هذه الدراسة أهمية إجراء التسعير الدورى لتأمين اصابات العمل للمؤمن له ذات الاحجام الكبيرة وذلك مراعاة لمبدأ العدالة ودرجة الخطورة الفعلية وتمشيا مع ظروف المنافسة فى سوق التأمين . كما يلاحظ بساطة النموذج المستخدم بما يسهل من تطبيقه بشكل دورى لتعديل أسعار الجدول (التعريفه) .

المراجع

1 - Benjamin, B., 1977 " General Insurance" Heinmann: London.

2 - Buhlmann, H.,1970 " Mathematical Methods in Risk Theory", Springer verlog, New-York .

3 - Heckman, P. and Meyers, G.1983" The Calculation of aggregate Loss distributions from claim severity distributions and claim count distributions" Proceedings on the Casualty Actuarial Society No.135PP.22-30

4 - Loimaranta, K.,1977, "on the Calculation of variances and Credibilities by Experience Rating" The ASTIN BULLETIN,V.9 Jan,PP.203-207

5 - Meyers, G.and Schenker, N.,1983".Parameter Uncertainty and the collective Risk Model", Proceedings on the casualty Actuarial society, no.135,PP.110 -121.

6 - Straub,E.,1980", Non-life Insurance Mathematics" Springer - Verlog, New-York,P.67.

7 - Victor,Richard B. 1985,"Experience Rating and workplace Safety" in "Workes' Compensation Benefits : Adequacy, Equity, and Efficiency" by Worrall, J.and Appel, D.,ILR Press, New-Tork, PP.71-88.

8 - Warrall, John D.and Butler, Richard, J, 1985 " Benefits and Claim Duration",in "Workers' compensation Benefits: Adequacy, Equity and Efficiency" by Worrall, J., and Appel, D., ILR Press PP.57 -69.

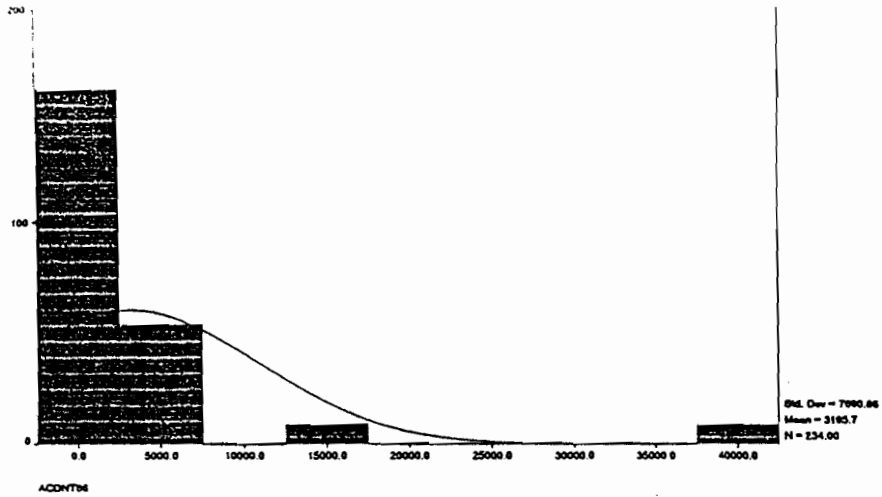
ملاحق الدراسة

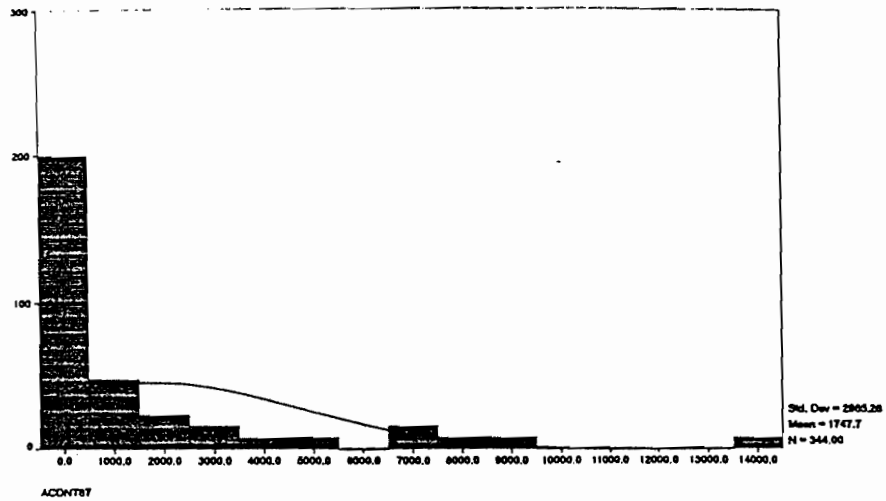
جدول (1) أجماليات تأمين أصابات العمل
شركة البترول الوطنية

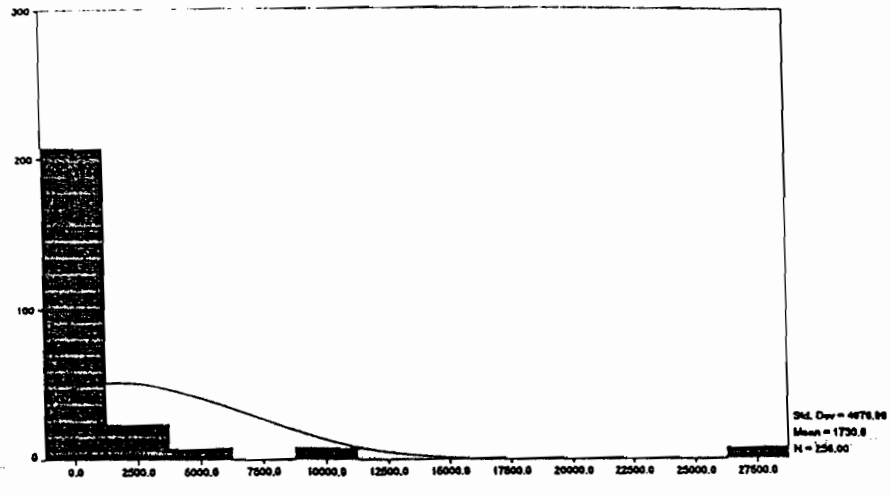
السنة	عدد العمال (المؤمن عليهم)	التعويضات المسددة
1986	6450	243836
1987	6988	241781
1988	6891	324756

جدول (2) أجماليات محفظة تأمين أصابات العمل لدى
شركة التـــأميـــن

السنة	عدد الوثائق	عدد المؤمن عليهم	التعويضات المسددة
1986	50	12500	644033
1987	50	14100	840740
1988	50	15230	1118200


200
100
0
0.0
5000.0
10000.0
15000.0
20000.0
25000.0
30000.0
35000.0
40000.0
Std. Dev = 7060.86
Mean = 3165.7
N = 234.00
ACCNT86


300
200
100
0
0.0
1000.0
2000.0
3000.0
4000.0
5000.0
6000.0
7000.0
8000.0
9000.0
10000.0
11000.0
12000.0
13000.0
14000.0
Std. Dev = 2965.28
Mean = 1747.7
N = 344.00
ACCNT87


300
200
100
0
0.0
2500.0
5000.0
7500.0
10000.0
12500.0
15000.0
17500.0
20000.0
22500.0
25000.0
27500.0
Std. Dev = 4678.96
Mean = 1730.8
N = 256.00
ACCNT88

SPSS/PC+

There are 523,704 bytes of memory available.
The largest contiguous area has 521,920 bytes.

264 bytes of memory required for the DESCRIPTIVES procedure.
12 bytes have already been acquired.
252 bytes remain to be acquired.

Number of valid observations (listwise) = 234.00

Variable ACDNT88

Mean	1730.875	Std Dev	4976.992
Variance	24770449.867	Kurtosis	19.452
S.E. Kurt	.303	Skewness	4.379
S.E. Skew	.152	Minimum	10.00
Maximum	27275.00	Sum	443104.000

Valid observations - 256

- -

Variable ACDNT87

Mean	1747.651	Std Dev	2985.281
Variance	8911901.476	Kurtosis	5.260
S.E. Kurt	.262	Skewness	2.323
S.E. Skew	.131	Minimum	20.00
Maximum	13856.00	Sum	601192.000

Valid observations - 344

- -

Variable ACDNT86

Mean	3195.654	Std Dev	7690.857
Variance	59149273.747	Kurtosis	15.507
S.E. Kurt	.317	Skewness	3.943
S.E. Skew	.159	Minimum	9.00
Maximum	38908.00	Sum	747783.000

Valid observations - 234

Preceding task required 1.48 seconds elapsed.