

نحو أسلوب رياضي لتقدير مخصصات الخسارة

جيهان مسعد المعداوي
معيده

د. إبراهيم محمد مهدي
كلية التجارة - جامعة المنصورة

د. محمد توفيق البلقيني

(1/1) مقدمة:

وضع المحفظة إما في خسائر سنوية أو خسائر تراكمية⁽¹⁾.

(1/2/1) الخسائر السنوية:

(Incremental losses)

يتم تكوين نموذج لمحفظه الأخطار من خلال الخسائر السنوية، يفترض مجموعة من المتغيرات العشوائية $\{Z_{i,k}\}_{i,k \in \{0,1,\dots,n\}}$ ، حيث أن المتغير العشوائي $(Z_{i,k})$ يمثل الخسارة السنوية لسنة الحادث (i) وسنة التطور (k). ويفترض أن الخسائر السنوية $(Z_{i,k})$ هي الخسائر المشاهدة للسنوات الميلادية $(i+k \leq n)$ ، أما الخسائر غير المشاهدة تكون للسنوات الميلادية $(i+k \geq n+1)$

(2/2/1) الخسائر التراكمية:

(Cumulative losses)

يتم تكوين نموذج لمحفظه الأخطار من خلال الخسائر التراكمية، يفترض مجموعة من المتغيرات

أثناء العقود الأخيرة، قد أقتراح الإكتواريين طرق عديدة لحساب مخصص الخسائر تعتمد على run-off triangles. وفي كل هذه الطرق، يفترض أن كل المطالبات يتم تسويتها خلال عدد محدد لسنوات التطور وتطور الخسائر السنوية أو التراكمية عن نفس العدد لسنوات الحادث يكون معروف حتى السنة الميلادية الحالية حيث أن الخسائر يمكن تمثيلها في مثلث run-off. وأكثر الطرق شيوعاً، طريقة chain-ladder وطريقة Bornhuetter-Ferguson. لذلك في هذا البحث نحلل مجموعة من الطرق والنماذج الهامة لتقدير مخصص الخسارة (مخصص التعويضات تحت التسوية) باستخدام أسلوب (Run-Off Triangles).

ونقطة البداية في هذا البحث هي استخدام أسلوب (Run-Off Triangles) تحت افتراض أن تطور الخسائر لكل سنة حادث تتبع نموذج (نمط) تطور وهو النموذج الشائع لكل سنوات الحادث. وهذا الافتراض يعتبر نموذج عشوائي أولى ويتم توضيح ذلك فيما يلي:

(2/1) بيانات تطور الخسارة:

نفترض أن لدينا محفظة من الأخطار وأن كل مطالبة في المحفظة يتم تسويتها إما في سنة الحادث أو في (n) من سنوات التطور المتتالية. ويتم

(1) - Schmidt, K. D. (2006), " Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-Off Triangles - A Unifying Survey," Casualty Actuarial Society Forum, PP.269-317.

- Schmidt, K. D. (2008), and Mathias Zocher " The Bornhuetter-Ferguson Principle" Casualty Actuarial Society, Variance: Advancing the Science of Risk- Volume 2, Issue 1, 85-110.

$$R := \sum_{j=1}^n \sum_{i=n-j+1}^n Z_{i,j}$$

وهذا يمكن تحقيقه بالتنبؤ بالخسائر السنوية غير المشاهدة $(Z_{i,k})$ أو بالتنبؤ بالخسائر التراكمية غير المشاهدة $(S_{i,k})$ مع: $(i+k \geq n+1)$ في كلا الحالتين:

(٣/١) أنماط التطور وتقديرها:

(١/٣/١) أنماط التطور: (Development Patterns)

استخدام (run-off Triangle) فى مخصصات الخسارة يفترض أن تطور الخسائر لكل سنة حادث يتبع نموذج تطور، وهذا النموذج يكون شائع لكل سنوات الحادث. ومن هنا يتم التعرض لثلاثة أنواع من أنماط التطور^(٢):

(١/١/٣/١) نمط التطور للأصبة السنوية:

Development pattern for Incremental Quotas

نمط التطور للأصبة السنوية يقارن الخسائر السنوية المتوقعة مع الخسائر التراكمية النهائية المتوقعة. ويتضمن نمط التطور للأصبة السنوية المعلمات التالية:

حيث (g_0, g_1, \dots, g_n)

أن: $\sum_{i=0}^n g_i = 1$ ، وهذا يطابق أن:

العشوائية $(\{S_{i,k}\}_{i,k} \in \{0,1,\dots,n\})$ ، حيث أن المتغير العشوائى $(S_{i,k})$ يمثل الخسارة التراكمية لسنة الحادث (i) وسنة التطور (k) . ويفترض أن الخسائر التراكمية $(S_{i,k})$ هى الخسائر المشاهدة للسنوات الميلادية $(i+k \leq n)$ ، أما الخسائر التراكمية غير المشاهدة تكون للسنوات الميلادية $(i+k \geq n+1)$.

وتكون المشكلة التى تواجهنا فى التنبؤ بقيم الخسائر السنوية والتراكمية غير المشاهدة.

وتكون الخسارة التراكمية $(S_{i,k})$:

١. مشاهدة إذا كانت $(i+k \leq n)$.

٢. غير مشاهدة أو مستقبلية إذا كانت $(i+k > n)$.

٣. حادية إذا كانت $(i+k = n)$.

٤. نهائية إذا كانت $(k = n)$.

وبصفة عامة: إن الهدف هو التنبؤ^(١):

١- بالخسائر التراكمية المستقبلية:

$$\{S_{i,k}\}$$

٢- بالخسائر السنوية المستقبلية:

$$\{Z_{i,k} = S_{i,k} - S_{i,k-1}\}$$

٣- بمخصصات سنة الحادث:

$$R_i := \sum_{j=n-i+1}^n Z_{i,j}$$

$$(i \in \{1, \dots, n\})$$

٤- بمخصصات السنة

الميلادية

$$R^{(n+p)} := \sum_{i=p}^n Z_{i,p-i+p}$$

$$(p \in \{1, \dots, n\})$$

٥- بالمخصص الإجمالى:

^(٢) Schmidt, K. D., (2006), Op. ict.

^(١) Schmidt, Klaus D. July (2008), Op. ict.

تكون متماثلة لكل سنوات الحادث

وهذه المعلومات يطلق عليها أنصبة تطور (development quotas) أو (percentages) (reported).

(٣/١/٣/١) نمط التطور للعوامل:

Development pattern for)
(Factors

نمط التطور للعوامل يقارن الخسائر

التراكمية المتوقعة المتتالية:

يتضمن نمط التطور للعوامل المعلومات

التالية:

لكل:

$$(k \in \{0,1,\dots,n\}, i \in \{0,1,\dots,n\})$$

حيث أن:

$$\varphi_k = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,k-1}]}$$

لكل: (k = 1, ..., n)

$$(i = 0, 1, \dots, n) \text{ و}$$

ويطلق على هذه المعلومات عوامل تطور

(age-to-age factors)

وهذا الافتراض يعنى أن لأي سنة تطور

(k ∈ {0,1,...,n})، فإن العوامل:

$$\varphi_{i,k} = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,k-1}]}$$

تكون متماثلة لكل سنوات الحادث

$$g_k = \frac{E[Z_{i,k}]}{E[S_{i,n}]}$$

لكل: (k ∈ {0,1,...,n}, i ∈ {0,1,...,n})

هذا الافتراض يعنى أن لأي سنة تطور

(k ∈ {0,1,...,n})، فإن الأنصبة السنوية:

$$g_{i,k} = \frac{E[Z_{i,k}]}{E[S_{i,n}]}$$

تكون متماثلة لكل سنوات الحادث

(٢/١/٣/١) نمط التطور للأنصبة التراكمية:

(Development pattern for
Cumulative Quotas)

نمط التطور للأنصبة التراكمية يقارن

الخسائر التراكمية المتوقعة مع الخسائر التراكمية

النهائية المتوقعة.

ويتضمن نمط التطور للأنصبة التراكمية المعلومات

التالية: (γ₀, γ₁, ..., γ_n)

حيث أن: (γ_n = 1)، وهذا يطابق أن:

$$\gamma_k = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,n}]}$$

لكل:

$$(k \in \{0,1,\dots,n\}, i \in \{0,1,\dots,n\})$$

بمعنى آخر لكل (k = 0,1,...,n) ولكل

$$(i = 0,1,\dots,n)$$

وهذا الافتراض يعنى أن لأي سنة تطور

(k ∈ {0,1,...,n})، فإن الأنصبة التراكمية:

$$\gamma_{i,k} = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,n}]}$$

(٢/٣/١) تقدير أنماط التطور:
 (١/٢/٣/١) تقدير الأنصبة:

$$F_{i,k}^- := \frac{S_{i,k}}{S_{i,k-1}}$$

حيث أن:

individual development) : $F_{i,k}$

$\hat{\phi}_{i,k}$ يمثل (factor

مع: $(i = 0, 1, \dots, n-k)$

$$\hat{\phi}_{i,k} := \frac{S_{i,k}}{S_{i,k-1}}$$

إذن:

ويطلق على $\hat{\phi}_{i,k}$ (empirical individual factors)

علوة على ذلك، أي وسط مرجح لهذه المقدرات هو مقدر جيد أيضاً.

$$\hat{\phi}_k := \sum_{j=0}^{n-k} w_{j,k} \hat{\phi}_{j,k}$$

مع متغيرات عشوائية (أو ثوابت) تحقق:

$$\sum_{j=0}^{n-k} w_{j,k} = 1$$

وأهم مقدر بارز من هذه العائلة الضخمة هو (chain-ladder factor).

(٣/٢/٣/١) تقدير عوامل (Chain-) (Ladder

(chain-ladder factors) هي متوسطات

مرجحة ويمكن استخدامها لتقدير عوامل التطور ϕ_k

على النحو التالي:

لتقدير معالم أنماط التطور لأنصبة الخسارة السنوية أو التراكمية حيث أن المقدرات الواضحة لـ (\mathcal{Q}_k) ، (\mathcal{Y}_k) من run-off triangle هما خارج قسمة المشاهدات $(\frac{Z_{0,k}}{S_{0,n}})$ ، $(\frac{S_{0,k}}{S_{0,n}})$ على التوالي.

حيث أن:

أنصبة الخسارة السنوية الفردية الإعتبارية (empirical individual incremental quotas) كالتالي^(١):

$$\hat{\mathcal{Q}}_{0,k} = \frac{Z_{0,k}}{S_{0,n}}$$

لأما بالنسبة: (empirical individual cumulative quotas)

$$G_{i,k} := \frac{S_{i,k}}{S_{i,n}}$$

حيث أن: $(G_{i,k})$ تمثل $(\hat{\mathcal{Y}}_{i,k})$

$$\hat{\mathcal{Y}}_{0,k} := \frac{S_{0,k}}{S_{0,n}}$$

(٢/٢/٣/١) تقدير العوامل:

لتقدير المعلمة ϕ_k لنمط تطور العوامل، فإن run-off triangle يوفر المقدر التالي^(١):

^(٢) Klaus D. Schmidt "Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-Off Triangles: A Unifying Survey" (2006), Casualty Loss Reserve Seminar, Atlanta, September 12.

^(١) - Klaus D. Schmidt & Mathias Zocher (2008), "Bornhuetter-Ferguson as a General Principle of Loss Reserving" ASTIN Conference, Manchester, July 14-16.
 - Klaus D. Schmidt & Mathias Zocher (2008), "The Bornhuetter-Ferguson Principle" CAS Spring Meeting, Québec, June 17.

معاملات $(\alpha_n, \alpha_1, \dots, \alpha_n)$ و $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$ ^(١):

$$\hat{\varphi}_k^{CL} := \frac{\sum_{j=0}^{n-k} S_{j,k}}{\sum_{j=0}^{n-k} S_{j,k-1}}$$

مع $(\gamma_n = 1)$

ويمكن كتابة المعادلة السابقة على النحو التالي:

$$E[S_{i,k}] = \alpha_i \gamma_k$$

لكل:

$$\hat{\varphi}_k^{CL} := \sum_{j=0}^{n-k} \frac{S_{j,k-1}}{\sum_{h=0}^{n-k} S_{h,k-1}} \hat{\varphi}_{j,k}$$

$(k \in \{0, 1, \dots, n\}, i \in \{0, 1, \dots, n\})$

(Chain-) تقدير أنصبة (٤/٢/٣/١)

(Ladder):

وتعرف (chain-ladder quotas)

كالتالي:

وبما أن:

$$E[S_{i,n}] = \alpha_i$$

إن:

$$E[S_{i,k}] = \gamma_k E[S_{i,n}]$$

$$\hat{\gamma}_k^{CL} := \prod_{l=k+1}^n \frac{1}{\hat{\varphi}_l^{CL}}$$

وتمثل المعاملات $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$ نمط تطور
للأنصبة التراكمية.

أيضاً تعتمد طريقة (EBF) على افتراض إضافي
أن:

وتعتمد أنصبة (chain-ladder) على المعلومات
الداخلية. ويتم استخدامها لتقدير أنصبة التطور
(γ_k)

حيث أن:

○ المقدرات المبدئية $(\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_n)$
لأنصبة التطور مع $(\hat{\gamma}_n = 1)$

$$\gamma_k := \prod_{l=k+1}^n \frac{1}{\varphi_l}$$

○ والمقدرات المبدئية $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n)$
للصافى التراكمية النهائية المتوقعة.

حيث أن: $(\alpha_i := E[S_{i,n}])$ مع:

$(i = 0, 1, \dots, n)$ تكون متاحة.

(٤/١) تقدير مخصص الخسارة من خلال

مجموعة من الطرق تعتمد على أسلوب

(Run-Off Triangles)

ويتم الحصول على المقدرات المبدئية من:

Extended Bornhuetter - (١/٤/١)

Ferguson Method

○ المظومات الداخلية: وهي أي معلومات

يمكن الحصول عليها من خلال (run-

يطلق عليها أيضاً، (Bornhuetter -)

(Ferguson Method)، وتعتمد طريقة (EBF)

على افتراض أنسه يوجد

^(١) Schmidt, K. D., and Mathias Zocher, Variance: Advancing the Science of Risk (2008), Op. ict.

هذه الطريقة تعتبر امتداد لـ (Chain-Ladder Method) وأحياناً يشار إليها بـ (Chain-Ladder Method (generalized)).^(١)

تعتمد طريقة تطور الخسارة على افتراض وجود المعلمات التالية^(٢): $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$ مع $(\gamma_n = 1)$

وهذا يتمثل في العلاقة التالية:

$$E[S_{i,k}] = \gamma_k E[S_{i,n}]$$

$$\gamma_k = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,n}]} \quad \text{أي:}$$

لكل:

$$(k \in \{0, 1, \dots, n\}, i \in \{0, 1, \dots, n\})$$

حيث أن: المعلمات $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$ تمثل نموذج تطور للأصبغة التراكمية.

وأيضاً تعتمد طريقة تطور الخسارة على افتراض إضافي، وهو أن المقدرات المبدئية $(\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_n)$ التراكمية تكون معلومة، وتحقق أن: $(\hat{\gamma}_n = 1)$ ولا تتضمن طريقة تطور الخسارة أي مقدرات مبدئية للخسائر النهائية المتوقعة.

ويعرف (loss-development predictors) للخسائر التراكمية المستقبلية $(S_{i,k})$ ، مع: $(i + k \geq n)$ ، كالتالي:

(Chain-off triangle, مثلث Chain-).

Ladder Factors)

• المعلومات الخارجية: وهي المعلومات التي يتم الحصول عليها بعيداً عن (run-off triangle)، فيمكن الحصول عليها من إحصائيات السوق أو من بيانات محافظ متشابهة.

• Volume measures: مثلث (الأقساط) أو عدد العقود لمحفظة معينة، وهي تعد معلومات خارجية لكونها غير موجودة في (run-off triangle).

ويعرف (Bornhuetter - Ferguson)

predictors) للخسائر التراكمية المستقبلية $(S_{i,k})$.

حيث: $(i + k \geq n)$ على النحو التالي:

$$\hat{S}_{i,k}^{BF}(\hat{\gamma}, \hat{\alpha}) = S_{i,n-i} + (\hat{\gamma}_k - \hat{\gamma}_{n-i}) \hat{\alpha}_i$$

ونتيجة لذلك:

• نجد أن (run-off triangle) يوفر معلومات فقط من خلال الخسائر التراكمية الحالية.

• مقدرات الخسائر التراكمية النهائية يتم الحصول عليها باستخدام الاستكمال الخطي (linear extrapolation) للخسائر التراكمية الحالية.

Loss-Development (٢/٤/١) Method

^(١) Mack, Thomas (2000), "Credible Claims Reserves-The Benktander Methods," ASTIN Bulletin 30, pp.333-347.

^(٢) Schmidt, K. D., and Mathias Zocher, Variance: Advancing the Science of Risk (2008), Op. ict.

تعتمد هذه الطريقة على افتراض وجود المعلمات للتالية: $(\varphi_1, \dots, \varphi_n)$ التي تنتج من العلاقة التالية:

$$\varphi_k = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,k-1}]}$$

لكل:

$$(k \in \{0, 1, \dots, n\}, i \in \{0, 1, \dots, n\})$$

حيث أن: المعلمات $(\varphi_1, \dots, \varphi_n)$ تمثل نمط تطور للعوامل.

وتعتمد (chain-ladder method) تماماً على الخسائر التراكمية المشاهدة من (run-off triangle) و دائماً لا تتضمن مقدرات مبدئية. ونكمن فكرة (chain-ladder method) في استبدال عوامل التطور الفردية غير المشاهدة بمتوسطات مرجحة (weighted means) لعوامل التطور الفردية المشاهدة للحصول على (predictors) للمطالبات الإجمالية غير المشاهدة أو (estimators of their expectations). حيث تكون على الصورة التالية: المطالبات الإجمالية النهائية⁽¹⁾:

$$S_{i,n} = S_{i,n-i} \prod_{k=n-i+1}^n F_{i,k}$$

حيث أن: $(i \in \{1, \dots, n\})$

وهي عبارة عن حاصل ضرب آخر مطالية إجمالية مشاهدة $S_{i,n-i}$ في عوامل للتطور فردية غير المشاهدة $(F_{i,n-i+1}, \dots, F_{i,n})$

$$\hat{S}_{i,k}^{LD}(\hat{\gamma}) := \hat{\gamma}_k \frac{S_{i,n-i}}{\hat{\gamma}_{n-i}}$$

ويظل تعريف (loss-development predictors) للخسائر التراكمية المستقبلية مطابقة للمعادلة التالية:

$$E[S_{i,k}] = \gamma_k \frac{E[S_{i,n}]}{\gamma_{n-i}}$$

لذلك:

- يوفر (run-off triangle) معلومات من خلال الخسائر التراكمية الحالية.
- يتم الحصول على الخسائر التراكمية النهائية المتبأ بها باستخدام المقدرات المبدئية $(\hat{\gamma}_{n-i})$ أولاً ليدرج الخسائر التراكمية الحالية إلى مستوى الخسائر النهائية، ثم استخدام المقدرات المبدئية $(\hat{\gamma}_k)$ لندرج القيمة الناتجة إلى مستوى الخسائر التراكمية لسنة التطور (k). من التعريف السابق:

$$\hat{S}_{i,k}^{LD}(\hat{\gamma}) := \hat{\gamma}_k \frac{S_{i,n-i}}{\hat{\gamma}_{n-i}}$$

يمكن كتابة (loss-development predictors) كالتالي:

$$\hat{S}_{i,k}^{LD}(\hat{\gamma}) = S_{i,n-i} + (\hat{\gamma}_k - \hat{\gamma}_{n-i}) \frac{S_{i,n-i}}{\hat{\gamma}_{n-i}}$$

:Chain-Ladder Method (٣/٤/١)

⁽¹⁾ Klaus Th. Hess, and Klaus D. Schmidt, (2002). Op. cit.

أى:

$$\gamma_k = \frac{E[S_{i,k}]}{E[S_{i,n}]}$$

لكل:

$$(k \in \{0,1,\dots,n\}, i \in \{0,1,\dots,n\})$$

حيث تمثل المعلمات $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$: نمط تطور للأصبغة التراكمية.

أيضاً هذه الطريقة تعتمد على افتراض إضافي أن الأقساط أو مقياس الحجم الأخرى: $(\pi_0, \pi_1, \dots, \pi_n \in (0, \infty))$ (known volume measures) لمسوات الحوادث معلومة، لذلك نسب الخسارة التراكمية النهائية المتوقعة:

$$K_i := E\left[\frac{S_{i,n}}{\pi_i}\right]$$

حيث: $(i \in \{0,1,\dots,n\})$.

تكون متطابقة لكل سنوات الحادث

والمقدرات المبدئية $(\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_n)$

نمط تطور الأصبغة التراكمية تكون معلومة، وتحقق أن: $(\hat{\gamma}_n = 1)$.

وذلك يعرف (Cape-Cod predictors)

للخسائر التراكمية المستقبلية، مع $(i + k \geq n)$ على النحو التالي^(١):

$$\hat{S}_{i,k}(\pi, \hat{\gamma}) = S_{i,n} + (\hat{\gamma}_k - \hat{\gamma}_{n-k}) \pi_i \hat{K}^{CC}(\pi, \hat{\gamma})$$

حيث:

$$\hat{K}^{CC}(\pi, \hat{\gamma}) := \frac{\sum_{i=0}^n S_{i,n-i}}{\sum_{i=0}^n \hat{\gamma}_{n-i} \pi_i}$$

وهي تمثل تقدير للمعلمة (π)

وكمقدرات لعوامل التطور، يتم استخدام

(chain-ladder factors) على النحو التالي:

$$\hat{\phi}_k^{CL} = \frac{\sum_{j=0}^{n-k} S_{j,k}}{\sum_{j=0}^{n-k} S_{j,k-1}}$$

حيث أن $\hat{\phi}_k^{CL}$ تعرف بـ (chain-)

ladder factors لمسة التطور (k) .

يعرف (chain-ladder Predictors)

للخسائر التراكمية المستقبلية $(S_{i,k})$ ، حيث أن: $(i + k \geq n)$ كالتالي:

$$\hat{S}_{i,k}^{CL} = S_{i,n-i} \prod_{l=n-i+1}^k \hat{\phi}_l^{CL}$$

حيث أن:

$\hat{S}_{i,k}^{CL}$ تعرف بـ (chain-ladder)

Predictors) أو $S_{i,k}$ (chain-ladder estimator) $E[S_{i,n}]$.

وتتضمن (chain-ladder method)

تدرج متتالي للخسائر التراكمية الحالية $(S_{i,n-i})$ إلى مستوى الخسائر التراكمية المستقبلية $(S_{i,k})$.

Cape-Cod Method (٤/٤/١)

تعتمد هذه الطريقة على افتراض وجود

المعلمت التالية: $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_n)$ ، مع $(\gamma_n = 1)$ ، وهذا يمثل في العلاقة التالية^(١):

$$E[S_{i,k}] = \gamma_k E[S_{i,n}]$$

⁽²⁾ Schmidt, K. D. (2006), Casualty Actuarial Society Forum, Op. ict.

⁽¹⁾ Schmidt, K. D. (2006) Casualty Actuarial Society Forum, Op. ict.

$$\hat{S}_{i,k}^{AD}(\pi) := S_{i,n-i} + \sum_{l=n-i+1}^k \hat{Z}_{l,j}^{AD}$$

$$\hat{S}_{i,k}^{AD}(\pi) := S_{i,n-i} + \pi_i \sum_{l=n-i+1}^k \hat{\zeta}_l^{AD}(\pi)$$

وبالتالي (additive incremental loss ratio)

تكون على النحو التالي:

$$\hat{\zeta}_k^{AD}(\pi) := \frac{\sum_{j=0}^{n-k} Z_{j,k}}{\sum_{j=0}^{n-k} \pi_j}$$

ويوضع:

$$\hat{\gamma}_k^{AD}(\pi) := \frac{\sum_{l=0}^k \hat{\zeta}_l^{AD}(\pi)}{\sum_{l=0}^n \hat{\zeta}_l^{AD}(\pi)}$$

فإن:

$$\hat{\alpha}_i^{AD}(\pi) := \pi_i \sum_{l=0}^n \hat{\zeta}_l^{AD}(\pi)$$

ومن ثم يمكن كتابة (additive predictors)

للخسائر التراكمية غير المشاهدة على النحو التالي:

$$\hat{S}_{i,k}^{AD'}(\pi) := S_{i,n-i} + (\hat{\gamma}_k^{AD}(\pi) - \hat{\gamma}_{n-i}^{AD}(\pi)) \hat{\alpha}_i^{AD}(\pi)$$

ومع:

$$\hat{\gamma}^{AD}(\pi) := (\hat{\gamma}_0^{AD}(\pi), \hat{\gamma}_1^{AD}(\pi), \dots, \hat{\gamma}_n^{AD}(\pi))$$

$$\hat{\alpha}^{AD}(\pi) := (\hat{\alpha}_0^{AD}(\pi), \hat{\alpha}_1^{AD}(\pi), \dots, \hat{\alpha}_n^{AD}(\pi))$$

$$(\zeta(\pi) := (\zeta_0(\pi), \zeta_1(\pi), \dots, \zeta_n(\pi)))$$

يمثل نمط تطور نسب الخسارة السنوية،

$$\gamma(\pi) := (\gamma_0(\pi), \gamma_1(\pi), \dots, \gamma_n(\pi))$$

يمثل نمط تطور الأنصبة التراكمية.

حيث أن:

$$\gamma_k(\pi) = \frac{\sum_{l=0}^k \zeta_l(\pi)}{\sum_{l=0}^n \zeta_l(\pi)}$$

ويوضع:

$$\alpha_i := \pi_i \sum_{k=0}^n \zeta_k$$

تحصل على:

$$E[S_{i,k}] = \gamma_i \alpha_i$$

لكل

$$(k \in \{0, 1, \dots, n\}, i \in \{0, 1, \dots, n\})$$

$$\alpha_i = E[S_{i,n}]$$

ويعرف (additive predictors) للخسائر

السنوية $(Z_{i,k})$ بحيث أن: $(i + k \geq n)$ على النحو

التالي:

$$\hat{Z}_{i,k}^{AD} := \hat{\zeta}_k^{AD} \pi_i$$

ويعرف (additive predictors) للخسائر

التراكمية $(S_{i,k})$ ، حيث أن: $(i + k \geq n)$ على النحو

التالي^(١):

^(١) Schmidt, K. D., and Mathias Zocher, Variance: Advancing the Science of Risk (2008), Op. cit.

يمكن تفسيرها على أنها مقدر لنسبة الخسارة التراكمية النهائية المتوقعة:

$$\kappa = \sum_{i=0}^n \zeta_i$$

وتكون شائعة لكل سنوات الحادث

علاوة على ذلك، المقدرات المبدئية ($\hat{\alpha}_i^{AD}$) تكتب على النحو التالي:

$$\hat{\alpha}_i^{AD} := \pi_i \hat{K}^{AD}$$

حيث أن:

$$\hat{K}^{AD} = \frac{\sum_{j=0}^n S_{i,n-j}}{\sum_{j=0}^n \hat{\gamma}_{n-j}^{AD} \pi_j}$$

وهذا يثبت أن (additive predictors)

للخسائر التراكمية غير المشاهدة ما هي (Cape-Cod predictors) فيما يتعلق ($\hat{\gamma}_i^{AD}$) وهي (additive cumulative quotas). بمغضى آخر، (additive method) هي حالة خاصة من (Cape-Cod method) فيما يتعلق بالمقدرات المبدئية للأصبة التراكمية التي تعتمد على كلاً من المعلومات الداخلية والخارجية.

النتائج

لقد أسفرت الدراسة عن النتائج التالية:

- 1- يعتبر نموذج (Bornhuetter-Ferguson) قاعدة عامة لمقارنة مجموعة من الطرق الرياضية المستخدمة في حساب مخصص الخسارة والتي تعتمد على (run-off triangle)، وذلك في ضوء التقديرات الأولية للخسائر النهائية المتوقعة والتقديرات الأولية لأصبة تطور الخسائر التراكمية، وتعطى (predictors) للخسائر

فتم فصل على:

$$\hat{S}^{AD}(\pi) = \hat{S}^{BF}(\hat{\gamma}^{AD}(\pi), \hat{\alpha}^{AD}(\pi))$$

وبالتالي (additive predictors) للخسائر

التراكمية ما هو إلا (extended Bornhuetter-Ferguson method)

($\hat{\gamma}^{AD}(\pi)$) مع

(additive cumulative quotas) والمقدرات

المبدئية للخسائر التراكمية النهائية المتوقعة

($\hat{\alpha}^{AD}(\pi)$).

ومن الملاحظ أن، (additive predictors) تماثل

(Cape-Cod predictors) لأنها تعتمد على الحجم

النسبي لمقاييس الحجم لسنوات الحادث المختلفة.

علاوة على ذلك، فإن:

$$(\hat{\alpha}^{AD}(\pi) = \hat{\alpha}^{CC}(\pi, \hat{\gamma}^{AD}(\pi)))$$

وبالتالي (additive method) فيما يتعلق

بـ (π) تتطابق مع (Cape-Cod method) فيما

يتعلق بـ (π) و ($\hat{\gamma}^{AD}(\pi)$).

وتكون نسب الخسارة التراكمية المتوقعة

على النحو التالي⁽¹⁾:

$$K_i := E \left[\frac{S_{i,n}}{\pi_i} \right]$$

وتحقق أن:

$$K_i = \sum_{l=0}^n \zeta_{i,l}$$

ونتيجة لأن نسب الخسارة السنوية المتوقعة

تكون متطابقة لكل سنوات الحادث، فإن نسب

الخسارة التراكمية المتوقعة تكون متطابقة أيضاً لكل

سنوات الحادث. وبالتالي (additive loss ratio):

$$\hat{K}^{AD} := \sum_{i=0}^n \hat{\zeta}_i^{AD}$$

⁽¹⁾ Schmidt, K. D.(2006), Casualty Actuarial Society Forum, Op. ict.

٥- قيم الخسائر التراكمية المتوقعة باستخدام طريقة (C-L) بمعلومية عوامل التطور ($\hat{\phi}_k^{CL}$) تماثل قيم الخسائر التراكمية المتوقعة باستخدام طريقة (C-L) بمعلومية أنصبة التطور ($\hat{\gamma}_k^{CL}$).

٦- بالرغم من استخدام قاعدة واحدة في حساب مخصص الخسارة وهي قاعدة (B-F)، إلا انه مع تغير أنصبة تطور الخسائر التراكمية أو الخسائر النهائية المتوقعة أو الاثني معاً نحصل على طريقة جديدة مشتقة من هذه القاعدة، تعطى قيمة مختلفة لمخصص الخسارة.

٧- بتطبيق هذه النماذج على فرع تأمين الحريق وجد أن أنسب طريقة هي (loss development ultimates/ additive quotas) ، بينما كانت في فرع تأمين الطيران (chain ladder) ، بينما كانت في فرع تأمين السيارات الإجباري (loss development ultimates).

Stochastic Reserving", thesis of master degree, University of Calgary.

Colin M. Ramsay (2005), "A new method of estimating loss reserves" Proceedings of the Casualty Actuarial Society , Volume XCII, Numbers 176-177, pp. 462-485.

Daniel Cheung (1997), "Estimating IBNR reserves with robust statistics", A Dissertation of Ph.D, Western Michigan University.

النهائية لهذه الطرق شكل (Bornhuetter-Ferguson predictors)، ومن خلال هذه الطرق يتم تقييم ومقارنة (predictors) الناتجة من أجل التوصل إلى أفضل (predictors) وتحديد مدى التنبؤ بالاعتماد على مصادر المعلومات المختلفة ولمقارنة المحفظة التأمينية تحت مجموعة من اعتبارات السوق.

٢- يتم تقدير مخصص الخسارة من خلال التنبؤ بالخسائر التراكمية النهائية ومخصصات سنة الحادث.

٣- يوجد تفاوت ملحوظ بين التقديرات الأولية لأنصبة تطور الخسائر التراكمية.

٤- التقديرات الأولية للخسائر النهائية المتوقعة كانت متماثلة في الطرق الآتية:

• (Bornhuetter-Ferguson)

• (Chain-Ladder Quotas / Prior Ultimates)

• (Prior Ultimate/ Additive Quotas)

المراجع

Benktander, G. (1976), "An Approach to Credibility in Calculating IBNR for Casualty Excess Reinsurance" Actuarial Review 3:2, p. 7.

Bornhuetter, R. L., and R. E. Ferguson (1972), "The Actuary and IBNR" Proceedings of the Casualty Actuarial Society 59, pp. 181-195.

Chaoxiong (Michelle) Xia (2007), "A Bayesian Mixture model for Zeros and Negative in

- Methods", ASTIN Bulletin 30, pp.333-347.
- Rafat A. Ibrahim and Osama H. Mahmoud (2006), "A Comparison of Statistical Models that Reproduce Loss Reserve Estimates", Journal of Management and Accounting, Cairo university, pp 205-237.
- Robert L. Brown (2001), "Introduction to ratemaking and loss reserving for property and casualty insurance", Second Edition, ACTEX publication, Inc., pp 109-150.
- Schmidt K. D. and Mathias Zocher (2008), "The Bornhuetter-Ferguson Principle" Casualty Actuarial Society, Variance: Advancing the Science of Risk- Volume 2, Issue 1, 85-110.
- Schmidt Klaus D. (2008) "Bornhuetter-Ferguson as a General Principle of Loss Reserving", ASTIN Bulletin, July 2008.
- Schmidt, K. D. (2006), "Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-Off Triangles - A Unifying Survey", Casualty Actuarial Society Forum, PP. 269-317.
- Statement of Principles Regarding Property and Casualty Loss and Loss Adjustment Expense reserve (1988), (CAS), PP10-16, Appendix 2.
- Verrall R. J. (1989), "A state space representation of chain ladder linear model", Journal of institute of Actuaries, 116, 589-610.
- Foundations of Casualty Actuarial Science (2001), Fourth Edition, Casualty Actuarial Society, Chapter 5, pp. 197-280.
- Hess, Klaus Th. and Schmidt, Klaus D. (2002), "A Comparison of models for the chain-ladder method", Insurance: Mathematics and Economics, 31, 351-364.
- Hovinen, E. (1981), "Additive and Continuous IBNR" paper presented at the International ASTIN Colloquium, Loen, Norway.
- Klaus D. Schmidt (2006), "Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-Off Triangles: A Unifying Survey" Casualty Loss Reserve Seminar, Atlanta, September 12.
- Klaus D. Schmidt and Mathias Zocher (2008), "Bornhuetter-Ferguson as a General Principle of Loss Reserving" ASTIN Conference, Manchester, July 14-16.
- Klaus D. Schmidt and Mathias Zocher (2008), "The Bornhuetter-Ferguson Principle" CAS Spring Meeting, Québec, June 17.
- Kloek T. (1998), "Loss development forecasting models: an econometrician's view", Insurance: Mathematics and Economics, v. 23, pp. 251-261.
- Lorenz, Holger, and Klaus D. Schmidt (1999), "Grossing-up, chain ladder and marginal-sum estimation", Blatter DGVM, Vol. 24, 195-200.
- Mack T. (2000), "Credible Claims Reserves-The Benktander

Verrall R. J. (1994), "Statistical Methods for the Chain Ladder Technique", *Casualty Actuarial Society Forum*, pp 393-446.

Zhongxian Han and Wu-Chyuan Gau (2008), "Estimation of loss reserves with lognormal development factors" *Insurance: Mathematics and Economics*, 42, 389-395.