The Korean Communications
in Statistics Vol. 9, No. 2, 2002
pp. 381-388

An Estimation of Loss Ratio Based on Empirical Bayes Credibility[1]

Kang Sup Lee[2], Hee Chun Lee[3]

Abstract

It has been pointed out that the classical credibility model used in Korea since the beginning of 1990's lacks in objectiveness. Recently, in order to improve objectiveness, the empirical Bayes credibility model utilizing general exposure units like the number of claims and premium has been employed, but that model itself is not quite applicable in the country like Korea whose annual and classified empirical data are not well accumulated and even varied severely.

In this article, we propose a new and better model. Based on the new model, we estimate both credibility and loss ratio of each class for fire insurance plans by Korean insurance companies. As a conclusion, we empirically make sure analysis that the number of claims is a more reasonable exposure unit than premium.

Keywords : empirical Bayes credibility, loss ratio, portfolio, rate, premium, exposure unit

1. 서론

보험요율의 산출(rate-making)은 보험상품의 가격을 결정하는 것으로 너무 높지 않아야 하고 (not excessive), 적정해야 하며(not inadequate), 부당하게 차별적이어서는 안된다(not unfairly discriminatory)는 요율산출의 3원칙이 적용되는 것이 일반적이다. 특히, 보험요율을 결정하는 중요한 요소중의 하나인 손해율(loss ratio)은 과거 일정기간 동안의 경험데이터를 근거로 추정되기 때문에 적정한 손해율을 추정하기 위해서는 위험대량의 원칙과 동질성의 원칙이 적용되지 않으면 안된다. 그러나 우리나라와 같이 연도별 · 등급별 손해율의 변동폭이 심하고 경험데이터가 부족한 상황하에서는 이들 원칙을 적용하기가 매우 어렵다. 이와 같은 어려움을 극복하고 적정한 손해율을 산출하여 보험요율의 안정성을 기할 수 있는 통계적 기법중의 하나가 신뢰도(credibility) 모델이다.

신뢰도는 다음과 같이 최근정보(current knowledge)와 경험정보(prior knowledge)를 적절히 가중시켜 요율, 손해율, 손해액, 보험료 등과 같은 추정치의 질을 높이는 역할을 한다.

$$\text{추정치} = \text{신뢰도}(Z) \times \text{최근정보} + (1-Z) \times \text{경험정보}$$

---

1) This research was supported by the Research Fund of Dankook University in 2000.

2) Professor, Department of Mathematics Education, Dankook University, Seoul, 140-714, Korea
E-mail : leeks@dankook.ac.kr

3) Team leader(Actuary), Casualty Insurance Team, KIDI, Seoul, 150-010, Korea
E-mail : hclee@kidi.or.kr

여기서 최근정보라 함은 가장 최근년도에 집적된 데이터를 말하고 경험정보는 1년전 또는 그 이전년도에 집적된 경험데이터를 말한다.

여기서 중요한 것은 신뢰도 Z를 결정하는 것인데 이의 접근 방법에 따라 신뢰도 이론을 제한적변동법(limited fluctuation approach), 뷜만의 방법(Bühlmann's approach), 베이지안 방법(Bayesian approach)으로 나누기도 한다(Herzog(1999) 참조).

신뢰도 이론에 대한 연구와 실무에의 적용은 1910년대부터 미국과 스위스 등 보험선진국에서 활발하게 진행되고 있으며, 중요한 논문 대부분이 Herzog(1999)의 책에 언급되어 있다. 한편, 이에 대한 국내의 연구는 아직 미약한 편으로서 최용석(1994), 이창수(1997), 이강섭과 이희춘(2001) 등이 있으며, 1990년대 초부터 제한적 변동법이 부분적으로 실무에 적용되고 있다.

본 논문에서는 뷜만의 방법을 일반화한 Bühlmann과 Straub(1972)의 경험적 베이즈 신뢰도 모델을 우리나라 보험현실에 맞도록 수정하여 보다 일반화된 경험적 베이즈 신뢰도 모델을 제안하였다. 또, 제안된 모델에 의하여 우리나라 화재보험의 등급별 신뢰도 및 손해율을 추정하는 실증적 분석을 통하여 이 모델의 실용가능성을 확인하였다.

2. 수정된 Bühlmann-Straub의 경험적 베이즈 신뢰도를 이용한 손해율의 추정

2.1. 보험 포트폴리오 구성과 가정

Bühlmann과 Straub(1972), ISO(1980) 및 Herzog(1999) 등에서는 손해율을 추정하기 위하여, 다음 <표 1>의 보험 포트폴리오에서 등급별 통계기간을 모두 T로 동일하게 설정하고 가중치로 사용되는 위험단위를 보험료로 하였다. 그러나 포트폴리오의 특성에 따라 사고건수, 손해액 등을 위험단위로 사용하는 것이 보다 효율적일 수 있고 또한 보험의 판매시기, 판매정책 등에 따라 통계기간이 등급별로 모두 동일하지 않은 경우 즉 결측치가 발생할 수 있다는 것이 보험실무의 현실이다.

이와 같은 현실을 고려하여, 이강섭과 이희춘(2001)은 다음 <표 1> 및 <가정 1>~<가정 3>에서와 같이 등급별 통계기간을 $T(i)$로 또, 가중치를 일반위험단위 E_{it}로 수정하여 등급별 신뢰도와 손해율을 추정하였다.

<표 1> 보험포트폴리오의 구성

년도 / 등급	(관측치, 가중치)				위험 모수	등급별 모집단의 특성치	
	1	2	…	$T(i)$		모평균	모분산
1	(X_{11}, E_{11})	(X_{12}, E_{12})	…	$(X_{1T(1)}, E_{1T(1)})$	Θ_1	$\mu(\Theta_1)$	$\sigma^2(\Theta_1)$
2	(X_{21}, E_{21})	(X_{22}, E_{22})	…	$(X_{2T(2)}, E_{2T(2)})$	Θ_2	$\mu(\Theta_2)$	$\sigma^2(\Theta_2)$
…			…				
i	(X_{i1}, E_{i1})	(X_{i2}, E_{i2})	…	$(X_{iT(i)}, E_{iT(i)})$	Θ_i	$\mu(\Theta_i)$	$\sigma^2(\Theta_i)$
…			…				
K	(X_{K1}, E_{K1})	(X_{K2}, E_{K2})	…	$(X_{KT(K)}, E_{KT(K)})$	Θ_K	$\mu(\Theta_K)$	$\sigma^2(\Theta_K)$

여기서, 확률변수 X_{it}와 상수 E_{it}는 각각 i등급의 t연도의 손해율과 일반적인 위험단위수를 나타낸다.

또, K는 등급의 수이고 $T(i)$는 i등급의 통계기간을 나타낸다.

그리고 Θ_i는 확률변수로서 i등급의 위험모수를 나타내며 $\mu(\Theta_i)$와 $\sigma^2(\Theta_i)$는 각각 i등급의 모평균과 모분산을 나타낸다. 또, 손해율 X_{it}와 모수들 사이에는 다음과 같은 가정들이(ISO(1980), Herzog(1999) 참조) 필요하다.

<가정 1> 어떤 고정된 모수 Θ_i ($i=1,2,\cdots,K$)가 주어질 때, 확률변수 X_{i1}, X_{i2}, $\cdots$,$X_{iT(i)}$ 는 독립이고, $E[X_{it} \mid \theta_i] = \mu(\theta_i)$ 와 $Var(X_{it} \mid \theta_i) = \dfrac{\sigma^2(\theta_i)}{E_{it}}$ 인 Θ_i 의 함수 μ 와 σ^2 가 존재한다. 여기서, 가중치 E_{it} 는 i 등급의 t 연도 위험단위수로 기지의 상수이다.

<가정 2> 벡터 (X_{i1}, X_{i2}, $\cdots$,$X_{iT(i)}$, Θ_i) 는 $i=1,2,\cdots,K$ 에 대하여 독립이다. 또한 Θ_1, Θ_2 , $\cdots$, Θ_K 는 서로 독립이고 동일한 분포를 따른다.

<가정 3> 확률변수 X_{it} 의 분산은 유한하다.

위와 같은 포트폴리오의 구성 및 가정하에서 이강섭과 이회춘(2001)에 의한 등급별 손해율과 신뢰도의 추정식은 각각 다음 (2.1)식 및 (2.2)식과 같다.

$$\hat{X}_i = Z_i \overline{X_i} + (1-Z_i)\,\overline{X}_{..} \qquad (i=1,2,\cdots,K) \tag{2.1}$$

$$Z_i = \frac{E_{i.}}{E_{i.} + \dfrac{\widehat{\Sigma}^2}{\widehat{\tau}^2}} \qquad (i=1,2,\cdots,K) \tag{2.2}$$

여기서, $E_{i.}$는 i 등급 전체의 위험단위수를 나타내며 또, 등급내분산의 기대값 Σ^2 와 등급간기대값의 분산 τ^2 의 추정치는 각각 다음과 같다.

$$\widehat{\Sigma}^2 = \frac{1}{K}\Big(\sum_{i=1}^{K}\frac{1}{T(i)-1}\Big)\sum_{t=1}^{T(i)} E_{it}(X_{it}-\overline{X_i}\,)^2 \tag{2.3}$$

$$\widehat{\tau}^2 = \frac{1}{\Big(1-\dfrac{\sum_{i=1}^{K} E_{i.}^2}{E_{..}^2}\Big)}\Big[\,W - \Big(\sum_{i=1}^{K} T(i)-1\Big)\frac{\widehat{\Sigma}^2}{E_{..}}\Big] \tag{2.4}$$

한편, $\overline{X_i}$ 와 $\overline{X}_{..}$ 는 i 등급의 평균손해율과 포트폴리오 전체손해율을 각각 나타내며 다음의 (2.6)식과 (2.7)식으로 계산된다. 또한 W는 다음과 같이 X_{it} 와 $\overline{X}_{..}$의 차의 제곱에 E_{it} 와 $E_{..}$를 가중시켜 계산한다.

$$W = \sum_{i=1}^{K}\sum_{t=1}^{T(i)}\frac{E_{it}}{E_{..}}(X_{it}-\overline{X}_{..}\,)^2 \tag{2.5}$$

그러나 위의 (2.4)식에서 보는 바와 같이 등급간 기대값의 분산추정치 $\widehat{\tau}^2$은 두 자승합의 차로 구성되

어 있어 음수가 나타날 수 있다는 단점이 있다. 실제로 다음 3장의 <표 2>의 데이터에서 손해액 L_{it}를 위험단위 E_{it}로 사용할 경우 $\widehat{\tau^2}=-0.020766$가 되어 등급별 신뢰도 및 손해율의 추정이 어렵다.

이러한 어려움을 극복하기 위하여 ISO(1980), Herzog(1999) 등에서는 $\widehat{\tau^2}$의 값이 양수가 아닐 경우 $Z_i=0$으로 하는 것을 권고하고 있지만 이 경우 등급별 추정손해율이 모두 $\overline{X}_{..}$로 동일하게 되어 현실적이지 못한 약점이 있다.

2.2. 등급간 기대값의 분산의 새로운 추정치

여기서는 등급간 기대값의 분산의 추정치가 항상 양수가 되는 새로운 방법을 소개한다.

τ^2은 등급간 기대값의 분산을 나타내기 때문에 $(\overline{X_i}-\overline{X}_{..})^2$ 의 형태가 된다. 여기서, $\overline{X_i}$ 는 i 등급의 평균손해율을 나타내며 그 식은 다음과 같다.

$$\overline{X_i}=\sum_{t=1}^{T(i)}\frac{E_{it}}{E_{i.}}X_{it} \tag{2.6}$$

위 (2.6)식에서 E_{it} 는 i 등급의 t 년도 위험단위수를 나타내며 $E_{i.}=\sum_{t=1}^{T(i)}E_{it}$ 이다.

또한 $\overline{X}_{..}$ 는 포트폴리오 전체 평균손해율을 나타내며 다음과 같이 π_i 와 π 를 가중시켜 계산한다.

$$\overline{X}_{..}=\sum_{i=1}^{K}\frac{\pi_i}{\pi}\overline{X_i} \tag{2.7}$$

여기서, π_i 는 다음 (2.8)식과 같으며 $\pi=\sum_{i=1}^{K}\pi_i$ 로 나타낸다.

$$\pi_i=\frac{1}{Var(\overline{X_i})}=\frac{1}{\tau^2+\frac{\Sigma^2}{E_{i.}}} \tag{2.8}$$

정리. 앞의 <가정 1>, <가정 2>, <가정 3>을 만족시킬 때 등급간 기대값의 분산 τ^2의 불편추정치는 다음과 같다.

$$\widehat{\tau^2}=\frac{1}{K-1}\sum_{i=1}^{K}Z_i(\overline{X_i}-\overline{X}_{..})^2 \tag{2.9}$$

증명. 이강섭과 이희춘(2001)의 <보조정리>에 의해 $(\overline{X_i}-\overline{X}_{..})^2$ 의 기대값은 다음과 같다.

$$E[(\overline{X_i}-\overline{X}_{..})^2]=(1-2\frac{\pi_i}{\pi})Var(\overline{X_i})+Var(\overline{X}_{..}) \tag{2.10}$$

여기서, $\overline{X_i}$ 와 $\overline{X}_{..}$ 의 분산은 각각 다음 (2.11)식 및 (2.12)식과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} Var(\overline{X_i}) &= Var_{\theta_i}[E(\overline{X_i}\mid\theta_i)]+E_{\theta_i}[Var(\overline{X_i}\mid\theta_i)] \\ &= \tau^2+\frac{\Sigma^2}{E_{i.}}=\frac{1}{\pi_i} \end{aligned} \tag{2.11}$$

$$Var(\overline{X}_{..}) = \sum_{i=1}^{K} \frac{\pi_i^2}{\pi^2} Var(\overline{X}_i) = \sum_{i=1}^{K} \frac{\pi_i^2}{\pi^2} \frac{1}{\pi_i} = \sum_{i=1}^{K} \frac{\pi_i}{\pi^2} = \frac{\pi}{\pi^2} = \frac{1}{\pi} \tag{2.12}$$

따라서, $(\overline{X}_i - \overline{X}_{..})^2$ 의 기대값은 다음과 같다.

$$E[(\overline{X}_i - \overline{X}_{..})^2] = (1 - 2\frac{\pi_i}{\pi})\frac{1}{\pi_i} + \frac{1}{\pi} \tag{2.13}$$

위의 (2.8)식에 의해 $Z_i = \tau^2 \pi_i$ 이 성립하므로 $Z = \sum_{i=1}^{K} Z_i = \sum_{i=1}^{K} \tau^2 \pi_i = \tau^2 \pi$ 이고 이들을 (2.13)식에 대입하여 기대값을 구하면 다음과 같다.

$$E[(\overline{X}_i - \overline{X}_{..})^2] = \frac{\tau^2}{Z_i} - \frac{\tau^2}{Z} = \frac{Z - Z_i}{Z_i Z} \tau^2 \tag{2.14}$$

또, (2.14)식의 양변에 i 등급의 신뢰도 Z_i 를 곱하여 등급별로 더하면 다음과 같다.

$$E[\sum_{i=1}^{K} Z_i(\overline{X}_i - \overline{X}_{..})^2] = \sum_{i=1}^{K} Z_i \frac{Z - Z_i}{Z_i Z} \tau^2 = \sum_{i=1}^{K} (1 - \frac{Z_i}{Z}) \tau^2 = (K-1)\tau^2$$

따라서, τ^2의 불편추정치는 위의 (2.9)식과 같이 i 등급의 평균손해율과 전체손해율의 차의 제곱형태로 나타난다.

2.3. 단계별 반복계산에 의한 손해율의 추정절차

앞의 (2.9)식의 $\widehat{\tau}^2$은 항상 양수가 되는 반면에 추정하고자 하는 i 등급의 신뢰도 Z_i 를 포함하고 있어 다음과 같은 단계별 반복계산 절차에 따라 τ^2을 추정하고, 그 결과를 이용하여 신뢰도와 손해율을 추정한다.

① **1단계** : (2.3)식에 의해 등급내 분산의 기대값의 추정치 $\widehat{\Sigma}^2$ 을 계산한다.

② **2단계** : τ^2의 초기 추정치로 $\widehat{\tau}_0^2$=0.001을 설정한다.

③ **3단계** : $\widehat{\Sigma}^2$과 $\widehat{\tau}_0^2$=0.001을 다음 식에 대입하여 등급별 초기신뢰도 A_i 를 계산한다. 여기서, 초기신뢰도 A_i 는 Z_i의 형태가 됨을 알 수 있다.

$$A_i = \frac{E_{i.}}{E_{i.} + \frac{\widehat{\Sigma}^2}{\widehat{\tau}_0^2}} \tag{2.15}$$

④ **4단계** : 초기신뢰도 A_i 가 가중된 전체 평균손해율 $\overline{X}_{..}^{(A_i)}$은 다음과 같이 계산한다.

$$\overline{X}_{..}^{(A_i)} = \sum_{i=1}^{K} (\frac{A_i}{A}) \overline{X}_i \tag{2.16}$$

여기서, $A = \sum_{i=1}^{K} A_i$이다.

⑤ **5단계** : (2.15)식에서 Z_i대신에 초기신뢰도 A_i와 $\overline{X}_{..}$대신에 $\overline{X}_{..}^{(A_i)}$를 각각 대입하여 $\widehat{\tau}_1^2$ 을 계산한다.

⑥ 6단계(신뢰도와 손해율의 추정) : 앞의 ③단계~⑤단계를 반복하여 $\widehat{\tau_1}^2$을 구하며, $\widehat{\tau_1}^2$ 의 변화가 거의 없을 때 $\widehat{\tau_1}^2 = \widehat{\tau}^2$ 가 되고 $A_i = Z_i$가 된다. 이것을 이용하여 등급별 신뢰도 Z_i와 손해율 $\widehat{X}_i$는 각각 앞의 (2.1)식과 (2.2)식으로 추정한다.

3. 사례분석

3.1. 경험데이터

앞에서 논의한 수정된 모델의 실증적 분석을 위해 우리나라 화재보험의 5개년간 경험데이터를 이용하였다. 다음 <표 2>는 화재보험의 5개년간 물건별(등급별) 보험료, 사고건수, 손해액, 손해율을 각각 나타낸다.

<표 2> 화재보험의 등급별 · 연도별 손해율

(금액단위: 천원)

구분		1995	1996	1997	1998	1999	계
주택	보험료(P_{it})	15,143,703	19,196,598	21,492,493	23,500,781	25,604,894	104,938,469
	사고건수(N_{it})	1,169	1,247	1,587	1,782	2,583	8,368
	손해액(L_{it})	6,735,360	8,509,243	7,341,296	10,869,345	11,154,844	44,610,088
	손해율(%)	44.5	44.3	34.2	46.3	43.6	42.5
일반	보험료(P_{it})	98,812,393	104,372,392	101,424,918	89,634,491	88,223,815	482,468,009
	사고건수(N_{it})	1,008	1,093	1,564	1,672	1,908	7,245
	손해액(L_{it})	41,700,683	56,552,270	49,215,667	43,442,040	50,757,396	241,668,056
	손해율(%)	42.2	54.2	48.5	48.5	57.5	50.1
공장	보험료(P_{it})	245,004,734	237,825,157	200,801,058	171,644,136	142,202,312	997,477,397
	사고건수(N_{it})	1,023	1,068	1,408	1,451	1,724	6,674
	손해액(L_{it})	98,029,057	105,724,480	163,502,317	106,366,259	102,660,190	576,282,303
	손해율(%)	40.0	44.5	81.4	62.0	72.2	57.8
계	보험료(P_{it})	358,960,830	361,394,147	323,718,469	284,779,408	256,031,021	1,584,883,875
	사고건수(N_{it})	3,200	3,408	4,559	4,905	6,215	22,287
	손해액(L_{it})	146,465,100	170,785,993	220,059,280	160,677,644	164,572,430	862,560,447
	손해율(%)	40.8	47.3	68.0	56.4	64.3	54.4

주) 1. 출처: 화재보험 통계자료집(보험개발원, 2000. 3)
2. 보험료(P_{it})는 경과보험료, 손해액(L_{it})은 발생손해액임(이하 동일)

3.2. 여러 가지 추정값

앞의 (2.3)식을 이용하여 등급내 분산의 기대값 Σ^2을 추정하면 다음과 같다.

$$\widehat{\Sigma^2} = 1,326,525.693$$

한편, 손해액 L_{it}를 가중치로 하여 (2.4)식을 이용하여 등급간 기대값의 분산 τ^2을 추정하면

$$\widehat{\tau^2} = -0.020766$$

가 되어 등급별 신뢰도와 손해율의 추정이 어렵다.

따라서 여기서는 (2.15)식의 E_{it}에 손해액 L_{it}를 대체시켜 (2.9)식에서 제안한 τ^2을 추정한다. $\widehat{\tau^2}$의 초기치를 $\widehat{\tau_0}^2$=0.001로 설정하여 반복 계산한 결과 다음 <표 3>에서 보는 바와 같이 19회와 20회 사이의 변화가 가장 적게 나타나고 있어 $\widehat{\tau_1^2} = 0.001383 = \widehat{\tau^2}$로 추정하였다.

<표 3> 반복계산에 따른 $\widehat{\tau_1^2}$ 의 변화

구 분	1 회	2 회	3 회	4 회	5 회	…	18 회	19 회	20 회
$\widehat{\tau_1^2}$	0.0010644	0.0011209	0.001169	0.001210	0.001244	…	0.0013810	0.001382	0.001383

<표 3>의 결과와 (2.1)식 및 (2.2)식을 이용하여 각 등급별 손해율과 신뢰도를 추정하면 다음 <표 4>와 같다.

<표 4> 새로운 모델에 의한 등급별 신뢰도와 손해율의 추정

등 급 별	주택물건	일반물건	공장물건
추정신뢰도	4.44%	20.13%	37.53%
추정손해율	56.55%	55.86%	59.13%

위와 같은 실증적 분석결과를 살펴보면 주택물건의 5개년간 평균손해율이 일반물건보다 낮음에도 불구하고 신뢰도가 반영된 손해율은 그 반대로 나타났다. 이것은 다음의 표에서 보는 바와 같이 위험단위 E_{it}로 사용되는 주택물건의 연도별 손해액의 편차가 일반물건보다 크기 때문에 (2.2)식으로 추정하는 주택물건의 신뢰도가 일반물건보다 낮아지고 또, 이로 인하여 (2.1)식으로 추정되는 등급별 손해율에서는 최근정보로 쓰이는 등급별손해율보다는 경험정보로 쓰이는 전체평균손해율의 영향을 더 많이 받은 것으로 해석할 수 있다.

<표 5> 등급별 손해액의 편차

등급별	평균	표준편차	변동계수
주택	3,922,017.6	1,801,562.258	0.2019
일반	48,333,611.2	5,331,459.706	0.1103
공장	115,256,460.6	24,302,289.880	0.2109
계	172,512,089.4	25,080,879.920	0.1454

따라서 경험적 베이즈 신뢰도는 제한적변동법으로 대표되는 고전적 신뢰도와는 달리 포트폴리오의 이질성의 정도(the degree of heterogeneity)를 반영하기 위한 모델임을 알 수 있다.

4. 결론

이상에서 본 바와 같이 등급별 신뢰도는 위험단위수의 크기와 등급내 위험의 상호관계 등을 고려하여 결정되는 것으로 위험단위수의 크기, 등급내 분산의 기대값과 등급간 기대값의 분산에 의해 결정된다. 그러나 연도별, 등급별 경험데이터가 부족하고 손해율의 변동폭이 심한 경우에 $\tau^2 \le 0$인 경우가 발생할 수 있어 $Z_i = \max(\widehat{\tau^2}, 0)$와 같은 제한적인 조건(ISO, 1980)이 주어지지 않으면 등급별 신뢰도와 손해율의 산출이 어렵다.

따라서 본 논문에서 제안한 바와 같이 τ^2의 추정치가 항상 양수가 되는 신뢰도 모델이 필요하다. 본 논문에서는 τ^2의 추정치가 항상 양수가 되는 경험적 베이즈 신뢰도 공식을 제안하였고, 아울러 실증적 분석을 통해 이의 실용가능성을 확인하였다.

다만, 본 논문에서는 Bühlmann-Straub의 모델에서 생각하는 위험단위 E_{it}로서 손해액 L_{it}를 사용하여 사례를 분석하였으나, 실제 적용을 위해서는 E_{it}로서 사용가능한 위험단위 이를테면, 보험료 P_{it}, 사고건수 N_{it}, 손해액 L_{it} 중 어느 것을 적용하는 것이 합리적인가에 대한 사전 검증을 하여야 한다.

참고문헌

[1] 이강섭,이희춘(2001). 경험적 베이즈 신뢰도 모델의 가중치 부여방법에 대한 실증적 고찰, 「보험개발연구」, 제12권 1호, 59-89.

[2] 이창수(1997). 신뢰도기법을 이용한 자료의 충분성평가와 보험요율의 조정, 「보험개발연구」, 제8권 2호, 109-125.

[3] 최용석(1994). 신뢰도(Credibility)에 관한 이론적 고찰, 「보험개발연구」, 제5권 1호, 136-151.

[4] Bühlmann, H. and Straub, E.(1972). *Credibility for Loss Ratios*, ARCH, Zurich.

[5] Herzog, T. N.(1999). *Introduction to Credibility Theory*, ACTEX Publications, Inc., Winsted, CT.

[6] Insurance Services Office(ISO), Report of the Credibility Subcommittee(1980),*Development and Testing of Empirical Bayes Credibility Procedures for Classification Ratemaking*, ISO, New York.

[2002년 1월 접수, 2002년 5월 채택]