資 料

等級料率(Class Rate)體系에 관하여

崔 容 碩
(保險開發院 · 積荷擔當役職代)

◀ 目 次 ▶

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 等級料率體系
1. 等級料率 算出過程
2. 協定料率 變數의 選擇
3. 等級 水準의 決定
4. 保險料의 推定 및 模型의 選擇
5. 模型에 대한 檢定
Ⅲ. 國內資料 適用
1. 個人用 自動車綜合保險 料率體系
2. 使用統計
3. 分析內容
4. 分析評價
Ⅳ. 結 論

Ⅰ. 序 論

保險料는 保險이라는 상품의 價格이다. 따라서 다른 일반상품의 제조회사들과 마찬가지로 요율의 결정은 保險會社의 매우 중요한 업무 중의 하나이다. 너무 낮은 保險料는 保險會社에 損害를 초래하고 너무 높은 보험료는 그 보험상품의 판매를 어렵게 한다. 保險監督機關도 보험료의 수준이 적정한 가에 많은 관심을 가지고 있다. 너무 낮은 요율은 그 보험상품을 판매한 보험회사의 경영상태를 악화시켜 장기적으로 破産의 可能性을 높힐 수 있고 과도하게 높은 요율을 인가해주었을 때는 보험회사의 富의 蓄積을 용이하게 해주었다는 비난을 받을 수 있다. 게다가 自動車賠償責任保險이나 醫療保險등의 경우와 같이 保險料算定方法이 정치적인 이슈가 되기도 한다. 이 논문에서도 이와같이 중요한 보험료의 합리적인 산정을 위해 손해보험의 분야에서 사용되는 한가지 방법으로 等級料率體系에 대해서 살펴보기로 한다.

손해보험에서 보험료를 적용하는 방법에 의한 보험요율의 분류 형태로는 개별위험을 평가하여 보험료를 결정하는 個別料率(individual rate)과 개별위험을 동질의 위험집단으로 그룹을 만들어서 그 위험에 상응하는 보험료를 부과하는 等級料率(class rate)로 크게 나누어 볼 수 있다. 等級料率은 대량의 다양한 특성을 가진 계약에 대해 보험료 적용이 용이하고, 개별계약의 위험도에 따른 적절한 差別化를 가능하게 하는 방법으로, 특히 각 위험 분류 요인별 위험도와 보험료 수준에 일관성을 유지시켜 준다. 등급요율을 사용하기 위해

서는 다수의 同質危險이 있어야 한다. 그렇지 않는 경우 매 保險目的物에 대해서 그 위험을 측정하여 보험료가 부가되는 개별요율이 사용된다.

현재 우리나라에서 사용하는 協定料率書의 대부분이 등급요율체계를 갖추고 있지만 그 골격 자체가 외국의 요율체계를 모방했거나, 혹은 국내실정에 맞게 보완되어 사용되어 왔기 때문에 등급요율체계의 요율구조를 만들고 보험료 결정모형을 세워 이를 추정하는 일련의 料率算出(rate making)에 관한 연구는 부족한 실정이다.

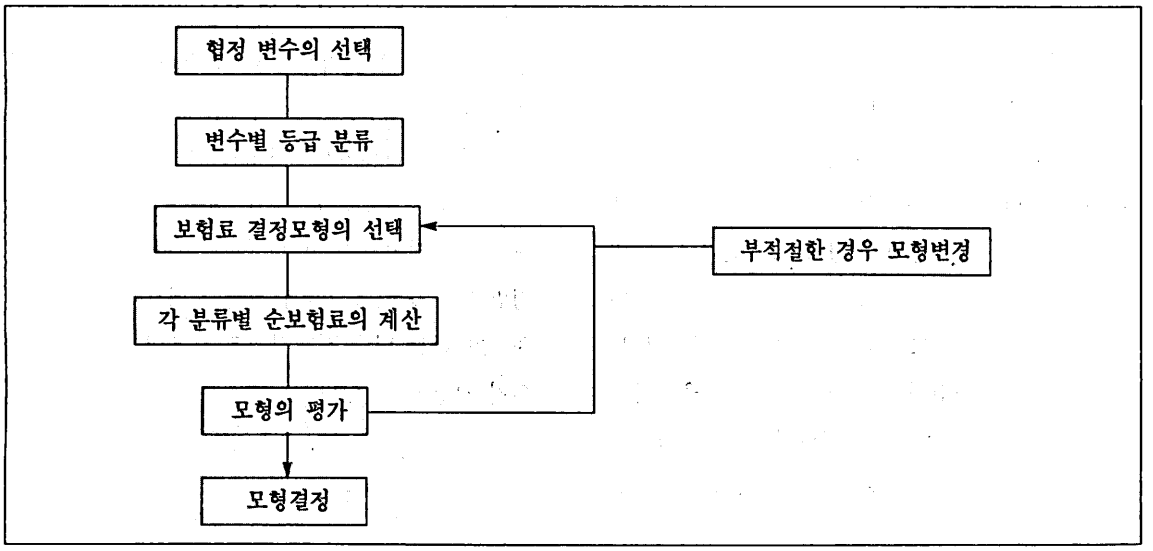
제2장에서는 等級料率(class rate)體系의 설립 및 보험료 추정에 관련하여 전통적인 방법을 중심으로 살펴보고, 제3장에서는 국내 자동차보험 요율체계에 이를 적용하여 새로운 요율 산출기법 채용의 가능성을 검토해 보았다.

II. 等級料率體系

1. 等級料率 算出過程

料率體系를 만드는 과정은 아래의 도표에서 보는 바와 같이 크게 변수(tariff variable)를 선택하는 과정, 변수별 내부급을 만드는 과정, 결정된 변수와 매 변수별급(class)을 이용하여 보험료 결정모형을 세워서 보험료를 추정하는 과정, 사용한 모형을 검증하는 과정의 네 단계로 나누어 볼 수 있다. 이 단계들은 상호 보완적인 성격을 띤다.

料率分類體系의 골격을 이루게 될 변수를 선택



하는 것은 매우 중요하다. 분류의 주된 목적은 각 분류된 집단 간에 危險의 同質性을 확보하도록 하는데 있으므로 이들을 효과적으로 분류할 수 있는 영향력 있는 변수를 고르는 작업이 수행되어야 한다. 이 변수는 統計的 有意性뿐만 아니라 보험수요자 및 보험정책당국에 충분한 설득력을 가져야 한다.

協定料率變數(tariff variable)가 선택되면 그

변수내 급(class)을 적절하게 나누어야 한다. 급(class)이 많을수록 危險의 同質性과 분류간의 公正性은 높아지기 마련이지만 그렇다고 무조건 좋은 것은 아니다. 급이 세분화되는 정도는 제반 사회여건, 즉 상대방의 짐을 어느 정도 같이 짊어질 수 있는 공감대 형성수준과 국민적 가치관의 차이에 따라 그 수준이 달라지게 된다.

결국 많은 요인들이 고려되고 급이 세분화될수록 危險의 自己負擔原則에 충실하게 되고 극단적으로 自家保險의 형태로 가지 않을까 우려도 할 수 있지만, 사고 발생이 위험단체를 바탕으로 한 확률적인 사건이기 때문에 자가보험의 형태에까지 이르지는 않는다. 그렇지만 높은 위험집단의 경우 경제적 구매가 불가능한 수준의 보험료 책정으로 無保險으로 인한 사회적 문제를 발생시킬 수도 있다.

선택적 변수(tariff variable)의 내부 급(class)에 의해서 분류체계가 결정되면 생성되는 각 cell의 특성이 정의되고 이 cell에 해당하는 위험단위(exposure unit)와 손해액이 보험료의 추정 및 보험료 결정모형의 적합도 검정에 사용된다. 각 cell에 대해서 危險單位가 충분히 큰 경우에는 等級料率體系에 의하지 않고 손해액 분포를 찾아내서 보험료 기대치를 계산해낼 수 있다. 등급요율체계는 각 cell에 대해서 충분한 위험단위를 다소 확보하지 못한 경우에도 그 정도가 심하지 않는 경우 안정적인 요율구조를 제공해 준다.

2. 協定料率 變數의 選擇

被保險者들을 동질의 위험집단으로 분리하기 위해서는 피보험자의 특성중 이들의 위험에 영향을 크게 미치는 요인에 대한 전반적인 분석이 필요하다. 協定料率變數(tariff variable)로 선택될 모든 변수는 청약서상에 기재되어 있는 사항만을 감안하여 분석하는 것은 아니다.

지역적자료(geographical data), 혹은 조사자료(survey data)도 매우 중요한 변수로 사용될 수 있다. 구체적인 분석에 앞서 사용될 변수와 경험손해수치와의 관계를 기술통계(descriptive statistics) 혹은 그래프 등을 통해서 살펴보고 필요성이 인정되면 변수의 유의성에 대한 분석을 하게 된다. 변수를 선택하는 방법으로는 回歸模型에 의한 방법, 비모수적인 방법등 여러 기법이 있지만 여기에서는 회귀분석에 의한 방법을 살펴보기로 한다.

Lemaire(1985)는 회귀모형을 이용하여 변수(tariff variable)의 선택 및 요율산출기법을 제시했다. 그는 회귀분석에 앞서서 각 변수에 대해서 事故頻度, 件當 支給保險金, 純保險料를 분석을 통하여 그 특성을 미리 파악한 후 변수선택기법(variable selection technique) 및 회귀진단기법 등을 이용해서 모형설정상의 제문제점을 보완하여 보험료를 결정하는 선형모형을 작성했다. 어느 협정변수가 가장 유의하게 위험 성취도에 영향을 끼치는가 하는 변수 선택결정은 다음의 선형 모형에 의거 결정할 수 있다.

$$Y_i=\beta_0+\sum_{j\in Q}\beta_j X_{ij}+u_i \quad i=1, 2\cdots\cdots n$$

Y_i : 손해액

X_{ij} : j번째 협정변수

u_i : 오차항

i : 계약자 일련번호

Q : 협정변수로 고려되는 변수의 집합

Lemaire(1985)는 1975년 6월 1일부터 1976년

6월 30일까지의 벨기에의 자동차보험 계약 106,974건에 대해서 피보험자의 계약사항에서 얻은 18개의 변수와 Survey를 통해서 얻은 7개의 변수를 사용하여 變數選擇作業을 한 결과 다음의 유의한 변수를 찾아냈다.

즉, ① 운전자의 나이 ② 할인 할증율 ③ 피보험차량의 마력수 ④ 지역적 여건(도심, 근교, 시골) ⑤ 연간 운행거리 ⑥ 고위험도 직업여부 ⑦ 운전자의 국적 ⑧ 결혼상태(기혼, 미혼, 별거, 이혼, 사별)

이 변수로 결정된 선형모형은 실제적으로 적용保險料의 산출 측면 뿐아니라 보험인수시 피보험위험의 위험도를 나타내는 지수(index)로서도 활용될 수 있다.

3. 等級 水準의 決定

변수가 선택된 다음은 이 변수를 적절하게 몇개의 급으로 나누어야 한다. 예를 들어서 운전자 연령의 경우 21세미만, 21-26세, 27-35세, 36-45세, 46세 이상 등과 같이 적절한 수의 그룹으로 나눌 수 있다. 이를 위해서는 먼저 기본단위를 설정하고 각 단위별 실적을 집계한 다음 群集分析 등의 방법을 통하여 몇 개의 서로 유사성있는 그룹으로 만들게 된다.

분석과정을 구체적으로 살펴보면 먼저 전체의 실적을 유의한 協定變數에 의해 가장 작은 기본단위급을 결정한다. 그리고서 각 기본급간의 經驗損害値를 비교하고 또한 이들 기본단위급의 병합실적에 대한 손해실적에 미치는 영향 등을 분석하게 된다. 群集分析은 많은 수의 군집을 몇 개의 적절한 군집으로 나누어 주는 유용한 방법을 제공해 준다. 군집분석을 이용한 등급수준 결정방법으로 Dickmann(1978)의 방법을 살펴보기로 한다.

먼저 손해액을 협정요율 변수에 의해 유한개의 기본단위급으로 분류하고 이들 각각에 대해서 하나 이상의 특성을 나타내는 변수의 값을 구한다. Dickmann은 Ward의 병합방법을 이용하여 기본단위급을 병합시키는 방법을 제시했다. 즉 단위등급 특성을 나타내는 관찰치(손해경험수치) X를 기초로 하여 군집 k의 군집간 분산을 다음과 같이 정의했다.

$$_k\sigma_w^2=\sum_{i=1}^{mk}(X_{ik}-\bar{X}_k)^2\frac{g_{ik}}{n_k},\ (k=1,2\cdots\cdots K)$$

m_k : 군집 k에 속해 있는 기본단위급의 수

X_{ik} : 군집 k에 속해 있는 i번째 기본단위급의 손해액

$\bar{X}_k$: $\sum_{i=1}^{mk}X_{ik}\frac{g_{ik}}{n_k}$ 군집 k에서 계약건수(exposure)를 가중치로 하여 구한 평균 손해액

g_{ik} : 군집 k에 속해 있는 i번째 기본 단위급의 계약건수

n_k : $\sum_{i=1}^{mk}g_{ik}$ 군집 k의 전체 계약건수

전체의 군집내 분산은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$^{(k)}\sigma^2{}_w=\sum_{k=1}^{K}{}_k\sigma^2{}_w\frac{n_k}{n},\qquad 단\ n=\sum_{k=1}^{K}n_k$$

처음에 각각의 기본단위급은 각각 하나의 군집을 형성하고 그 군집내 분산은 0이 된다. 이때 군집을 형성해 가는 각 단계에서 가능한 모든 쌍들의 조합이 고려되며 이때 두 군집의 병합으로 인한 군집내 분산의 증분($^{(k-1)}\sigma_w{}^2-{}^{(k)}\sigma_w{}^2$)이 최소가 되도록 군집을 병합시켜서 새로운 군집을 만든다.

그래서 매 단계에 있어서 모든 경우수에 대해서 $^{(k-1)}\sigma_w^2$를 계산하여야 하며 계속적인 병합과정을 거쳐서 결국 하나의 군집으로 통합되기까지 계속되어야 한다.

기본단위는 그 순서가 뒤바뀌어도 상관없는 경우가 있는가 하면 연속되는 값을 구간별로 나누어 급(class)를 만드는 경우 병합되는 기본단위들이 뒤섞여서 현실적으로 적용이 어려운 경우가 생기게 된다.

이러한 문제를 해결하기 위해서는 이웃하는 기본단위 군집간의 병합시 분산을 계산하여 최소의 분산값에 따라 병합시켜 나타나는 방법을 사용할 수 있다.

Dickmann은 정보의 손실과 만들어지는 군집의 수와의 함수적 관계를 이용해서 적절한 군집의 수를 결정하는 기준으로 사용하여 정보의 손실 g(k)를 다음과 같이 정의 하였다.

$$g(k)=\frac{^{(k)}\sigma_w^2}{\sigma^2}$$

단, $$\sigma^2=\sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{mk}(X_{ik}-\bar{X})^2\frac{g_{ik}}{n}$$

$$\bar{X}=\sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{mk}X_{ik}\frac{g_{ik}}{n}$$

g(k)는 k의 단조감소함수를 나타낸다. 군집의 수는 군집의 크기에 상관없이 $g(k)\times 100\% \leq 5\%$를 만족시키는 가장작은 k를 그 크기를 결정한다. 등급분류는 추정된 보험료가 정확성을 갖기에 충분하도록 커야 하며 한편으로는 이질적 위험을 차별화하기에 충분하도록 작아야 한다.

4. 保險料의 推定 및 模型의 選擇

여기에서는 고전적인 보험료추정 방법중의 하나인 Bailey & Simon의 가산 및 승산모형을 살펴보기로 한다.

Bailey & Simon은 일련의 상대도에 대한 평가에 대하여 다음과 같은 기준을 제시하였다. 첫째, 추정된 상대도는 각각의 등급 및 전체적 실적에 대해서 그 실적을 표현해낼 수 있어야 한다. 즉 전체적인 균형을 표현할 수 있어야 한다. 둘째, 다양한 그룹들이 내포하고 있는 相對的 信賴度를 반영하여야 한다 즉 危險單位(exposure unit)가 적절히 반영되어야 한다. 셋째, 실제값으로부터의 차이가 가능한 많은 사람에 대해서 작게 나타나야 한다. 넷째, 각 cell에 대해서 계산된 상대도는 실제값과 충분히 가까와야 하며 그 차이는 체계적 오차(systematic error)가 아닌 우연한 오차로 간주될 수 있어야 한다. 이러한 기준을 만족시키기 위해서 그들은 全體的 適合性을 최대화하는 방법을 택하였다. 이러한 적합성을 측정하는 측도로 다음과 같은 χ^2를 권장하였다.

$$\text{Min } \chi^2=\sum_{i,j}\text{해당 cell의 사고건수}\times\frac{[\text{실제값}-\text{추정보험료}]^2}{\text{추정보험료}}$$

요인이 X, Y 두개인 경우를 살펴보면, 승산모형에서 $E(P_{ij})=X_iY_j$라고 모형을 세울때 χ^2는 다음과 같다.

$$\chi^2=\sum_{i,j}\frac{n_{ij}[P_{ij}-X_i\,Y_j]^2}{X_i\,Y_j}$$

n_{ij} : cell(i,j)의 exposure(계약건수)

p_{ij} : cell(i,j)의 실제경험 손해액

이 식에 의한 추정치는 X_i와 Y_i로 각각 미분하여 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

그 결과는 다음과 같다.

$$X_i=\left[\frac{\sum_j n_{ij}\cdot\frac{P_{ij}^2}{Y_j}}{\sum_j n_{ij}X_iY_j}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$i=1\cdots\cdots I$

$$Y_j=\left[\frac{\sum_i n_{ij}\cdot\frac{P_{ij}^2}{X_i}}{\sum_i n_{ij}X_iY_j}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$j=1\cdots\cdots J$

이들 식에 의해 X_i, Y_j의 값은 안정된 해(solution)에 수렴하게 된다.

이 승산모형을 그들의 자료에 적용하였으나 만족스러운 추정값을 얻지 못했다. Bailey & Simon은 適合度를 향상시키기 위해서 가산적 상대도 모형을 세워 적합을 시도했다. 가산모형에서 $E(P_{ij})=X_i+Y_j$라고 모형을 세울때 아래의 χ^2을 최소화하는 X_i와 Y_j 값을 얻게 된다.

$$\chi^2=\sum_{i,j}\frac{n_{ij}[P_{ij}-X_i-Y_j]^2}{X_i+Y_j}$$

식을 X_i와 Y_j로 편미분한 값을 0으로 놓은 후 정리하면 다음의 식을 얻는다.

$$\sum_j\frac{n_{ij}(P_{ij})^2}{(X_i+Y_j)}=\sum_j n_{ij}(j=1\cdots\cdots J)$$

$$\sum_i\frac{n_{ij}(P_{ij})^2}{(X_i+Y_j)}=\sum_i n_{ij}(i=1\cdots\cdots I)$$

이 식의 해는 승산형의 경우보다 다소 복잡하므로 이를 구하기 위해서는 Newton Raphson의 방법에 의한 반복과정을 통해서 수렴된 해를 얻는다.

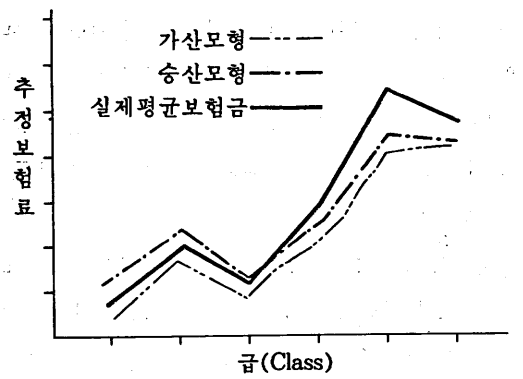
$$X_i^{(k+1)}=X_i^{(k)}+\frac{\sum_j n_{ij}\left(\frac{P_{ij}}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)^2-\sum_j n_{ij}}{\sum_j n_{ij}\left(\frac{P_{ij}}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)^2\left(\frac{1}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)}$$

$$Y_j^{(k+1)}=Y_j^{(k)}+\frac{\sum_i n_{ij}\left(\frac{P_{ij}}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)^2-\sum_i n_{ij}}{\sum_i n_{ij}\left(\frac{P_{ij}}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)^2\left(\frac{1}{X_i^{(k)}+Y_j^{(k)}}\right)}$$

X_i, Y_j의 값은 초기치에 크게 의존하나 보험료 추정치인 X_i, Y_j의 값은 항상 동일하다. Bailey & Simon은 두 분석을 통하여 가산형 상대도가 승산형보다 잘 적합시킨다는 것을 보였다.

5. 模型에 대한 檢定

승산모형에서 한 요인에 대한 비례적 효과는 타 요인의 값에 대해서도 동일하게 나타남을 가정한 것이며, 가산모형은 요소간의 효과가 일정한 차이의 형태로 나타난다는 경험적 고려에서 세워지는 모형이다.



다음은 이러한 모형별 적합도를 평가하기 위한 방법을 살펴보자. 각 모형별 실적과 실제 경험된

순보험료를 비교하는 그래프는 매우 유용한 정보를 제공해 준다.

전반적 적합성을 비교하기 위한 방법으로 사용되는 통계적인 방법들을 살펴보면 다음과 같다.

1. 결정계수(R^2)에 의한 방법
2. 평균절대 오차에 의한 방법(average absolute error)

$$\sum_{i,j} \frac{\text{계약건수}_{ij}}{\sum_{i,j}\text{계약건수}_{ij}} \times |\text{실제값} - \text{추정값}|_{ij}$$

3. 평균자승 오차에 의한 방법(average squared error)

$$\sum_{i,j} \frac{\text{계약건수}_{ij}}{\sum_{i,j}\text{계약건수}_{ij}} \times (\text{실제값} - \text{추정값})^2_{ij}$$

4. Bailey & Simon의 비율을 이용한 방법

$$\sum_{i,j} \frac{\text{계약건수}_{ij}}{\sum_{i,j}\text{계약건수}_{ij}} \times \frac{\text{실제값}_{ij}}{\text{추정값}_{ij}}$$

5. 잔차를 이용하여 해석하는 방법

실제자료에 의한 순보험료 값과 모형에 의해 추정된 보험료와의 차이인 잔차는 구조적 변동요인이 제거된 무작위 변위의 형태를 나타내야 하나 위험군에 따라서 일정한 형태를 나타내기도 하며 이는 추정모형의 적합도를 평가하는 척도로 생각될 수 있다. 잔차가 나타내는 의미들을 살펴보면 다음과 같다.

① 최소잔차 : 추정된 보험료가 원래의 수치보다 크게 나타나는 것으로 소비자의 입장에서 가장 불만족을 나타낼 수 있는 경우의 척도로 평가할 수 있다.

② 음의 잔차 : 보험료 과다 추정의 정도를 나타낸다.

③ 양의 잔차 : 보험료 과소 추정을 나타낸다.

Ⅲ. 國內資料 適用

국내의 개인용 자동차 종합보험실적에 이를 적용하여 급별 보험료 추정 방법을 살펴보기로 한다.

1. 個人用 自動車綜合保險 料率體系

개별 보험가입자에게 실제 적용되는 보험료는 가입자의 보험가입경력과 주운전자의 성향, 과거의 사고경력이 반영되어 결정된다.

① 보험가입 경력별 요인(α)

자기를 記名被保險者로 하여 綜合保險에 가입한 과거의 보험가입 경과 기간에 따라 다음의 비율로 차등적용한다.

보험가입 경과기간	경력요인
최초가입 또는 1년미만	1.25
1-2년	1.15
2-3년	1.10
3년이상	1.00

② 주운전자 성향요인(β)

자동차를 주로 운전하는 자의 성별, 결혼여부, 나이에 따른 요율차등을 한다.

③ 개별할증(I)

담보종목별 구분 없이 증권별로 갱신계약의 전 전계약 만료일 3개월 전부터 전계약의 보험기간 만료일 3개월까지의 기간을 평가대상기간으로 해서 그 기간 중의 사고유무 및 사고건별 기록점수에 따라 평가하고 사고의 내용 원인별 점수를 합산하여 전계약 적용율과 이 점수에 의해 갱신계약

의 개별 할인, 할증율을 결정한다.

구 분	남 자		여 자	
	기혼	미혼	기혼	미혼
21세미만	1.00	1.10	0.5	0.6
21−26세	0.50	0.60	0.10	0.20
26−31세	0.15	0.25	−0.05	0.05
31−41세	0.05		−0.10	
41세이상	−		−0.10	

④ 담보종목, 용도별 기본보험료(P)

⑤ 요율의 결정산식

담보, 용도별 기본 보험료(P)
× 보험가입 금액별 계수 × $(\alpha+\beta)$ × I=보험료

2. 使用統計

1989. 7. 1 일부 자동차 종합보험 상품체계개선 이후 1년간의 개인용 자동차 종합보험 대인배상 실적 중 운전자의 특성이 잘 반영되는 가족운전자 한정특약을 가입하는 계약건 중에서, 주운전자성

자료 1. 보험금 지급실적

(단위 : 천원)

구 분	남 자		여 자	
	기 혼	미 혼	기 혼	미 혼
21세 미만	6,658	298,337	582	61,547
21−26	676,334	2,236,084	63,845	390,547
26−31	9,895,181	2,596,938	741,247	297,070
31−41	26,351,637	233,407	2,799,144	65,332
41−46	9,410,873	8,336	1,167,733	17,590
46−56	1,324,285	3,688	852,018	38,987
56세 초과	2,250,114	1,011	20,004	687
전 체	49,915,082	5,377,801	5,644,573	871,760

자료 2. 평균유효대수

(단위 : 대수)

구 분	남 자		여 자	
	기 혼	미 혼	기 혼	미 혼
21세 미만	52	681	11	262
21−26	4,142	9,274	1,143	2,929
26−31	67,114	14,864	7,864	2,384
31−41	256,865	1,919	31,767	1,287
41−46	96,581	199	13,338	166
46−56	117,296	201	10,316	101
56세 초과	26,355	56	795	11
전 체	568,405	27,194	65,234	7,140

향 분류체계에 명확히 분류되는 사고 record에 대해서 실적을 집계했다.

동 자료는 자동차보험의 특성상 최종적 결정 보험금이 되기까지 상당한 시간이 걸리는 점을 고려할 때 다소 미흡한 점이 있지만 새로운 料率算出體系의 適用可能性을 검토하는 측면에서 별도의 수정없이 분석자료로 사용했다.

보험금지급실적은 해당급의 기생손해(incurred loss)이며, 평균유효대수는 월별 평잔부보대수로 이 분석에서는 위험단위(exposure unit)로 사용했다.

3. 分析內容

이 분석에서는 Bailey & Simon의 가산 및 승산 모형을 이용하여 保險料率을 운전자의 연령효과(X_i)와 성별 및 혼인여부에 의한 효과(X_j)에 의해서만 결정되는 것으로 가정하여 운전자 성향에 따른 요인을 等級料率體系 方法에 의하여 접근해 보았다.

즉, 보험료(위험보험료)는 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$P_{ij}=X_i+Y_j+\varepsilon_{ij}$ ———— 가산 모형

$P_{ij}=X_i\times Y_j+\varepsilon_{ij}$ ———— 승산 모형

두 모형에 의한 보험료 추정에 있어서 해를 구하는 수렴조건은 Bailey & Simon이 사용한 χ^2값을 사용하여 이 값이 앞의 반복(iteration)에서 계산된 값보다 0.001%이하로 향상될 때 수렴되는 것으로 했다.

$$\chi^2=\sum_{i,j}\text{해당 cell의 평균유효대수}_{ij}\times\frac{[\text{실제값}-\text{추정보험료}]^2_{ij}}{\text{추정보험료}_{ij}}$$

두 모형에 의한 계산 결과는 다음과 같다.

결과 1. 가산모형에 의한 결과

(단위 : 천원)

X(i) & Y(j)	55.6201	98.9297	38.0538	43.1095
289.4172	345.0382	388.3469	327.4716	332.2567
115.9377	171.5587	214.8675	153.9921	159.0473
86.0159	141.6369	184.9457	124.0703	129.1254
47.4833	103.1043	146.4130	85.5376	90.5928
42.6515	98.2725	141.5813	80.7059	85.7611
42.4139	98.0348	141.3436	80.4682	85.5233
28.2346	83.8556	127.1643	66.2890	71.3441

$\chi^2=425786$ 반복횟수 : 12

결과 2. 승산모형에 의한 결과

(단위 : 천원)

X(i) & Y(j)	1.9982	2.5740	1.6344	1.7178
160.2433	320.1967	412.4729	261.9035	275.2678
87.2094	174.2610	224.4806	142.5361	149.8093
71.4705	142.8116	183.9679	116.8121	122.7728
51.6556	103.2178	132.9637	84.4265	88.7346
49.0717	98.0545	126.3125	80.2033	84.2959
48.9851	97.8815	126.0896	80.0617	84.1471
42.0312	83.9862	108.1899	68.6962	72.2016

$\chi^2=347508$ 반복횟수 : 7

원 자료의 위험단위수가 크지 않아서 특히 미혼의 경우 적합에 어려움이 많았지만 운전자그룹 간에 역전현상은 나타나지 않았다. 계산 결과 Bailey & Simon의 승산모형이 가산모형보다 나은 적합을 보였으며, 우려가 됐던 두 요인이 다 높은 위험에

해당하는 경우에도 승산모형은 좋은 적합상태를 나타냈다.

혼인 여부의 분류로 위험단위가 작아서 나타나는 불안정한 상태를 줄이기 위해서 성별 및 연령요인만을 고려한 경우 다음의 결과를 얻었다.

결과 3. 가산모형에 의한 결과

(단위 : 천원)

X(i) & Y(j)	60.0947	41.0949
316.3103	376.4049	357.4052
139.1379	199.2326	180.2329
88.3231	148.4178	129.4181
43.3173	103.4120	84.4122
38.4557	98.5504	79.5506
36.8447	96.9394	77.9396
23.8368	83.9314	64.9317

χ^2=259780.4 반복횟수 : 11

결과 4. 승산모형에 의한 결과

(단위 : 천원)

X(i) & Y(j)	2.0427	1.6261
190.9931	390.1315	310.5712
100.0555	204.3800	162.7004
73.3860	149.9031	119.3331
50.7158	103.5954	82.4690
48.1894	98.4348	78.3608
47.4094	96.8417	77.0926
41.1942	84.1459	66.9859

χ^2=172480.3 반복횟수 : 2

앞의 분석에서는 성별과 혼인여부를 조합하여 하나의 요인으로 간주하여 분석하였으나 여기에서는 세 요인을 독립적인 요소로 간주하여 분석했다(결과 5). 즉 운전자의 연령별요인(X_i), 혼인여부(Y_j) 및 성별요인(Z_k)으로 분류하여 승산모형에 의해 보험료를 산출했다. 적합 결과는 두 요인에 의한 승산모형결과(결과 2)보다 나아지지는 않았다.

결과 5. 3요인 승산모형에 의한 결과

(단위 : 천원)

X(i) & Y(j)	1.9612	2.4464
80.3059	321.7832	401.3927
43.8313	175.6305	219.0816
35.8202	143.5305	179.0401
25.8146	103.4384	129.0292
24.5320	98.2991	122.6183
24.4419	97.9379	122.1679
20.9606	83.9884	104.7572

* 계수 Z(1)는 2.04311 계수 Z(2)는 1.626371

χ^2=376339.2

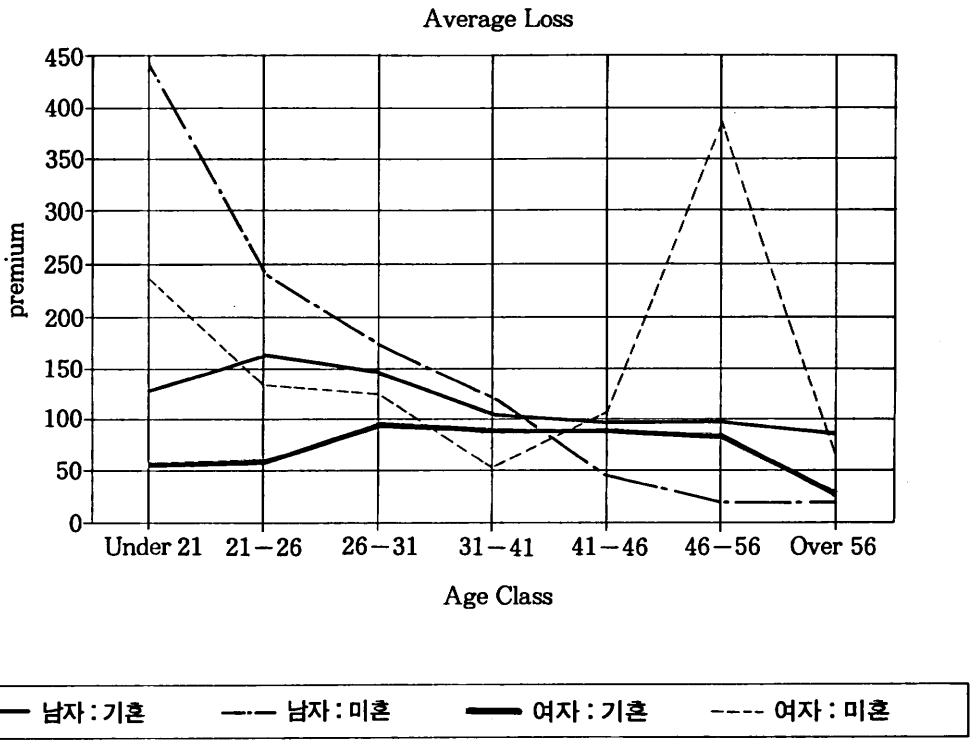
4. 分析評價

각 운전자급에 대한 분석 결과는 다음과 같이 요약된다.

1. 기혼남자(그림 4) : 운전자 연령 21세 미만에서는 위험단위가 작고 미혼남자의 높은 事故性向이 크게 반영되어 平均保險金보다 현저히 높은 保險料 추정결과를 보였다. 위험단위가 큰 26세 이상은 실제 平均保險金에 근사하는 적합을 보였으며 두 모형의 추정결과도 서로 근사하게 산출했다.
2. 미혼남자(그림 5) : 운전자 연령 31세 미만에서는 平均保險金이 推定保險料 보다 다소 높게 나타났다. 41세 이후에는 위험단위가 급격히 작아져서 추정치가 평균보험금과 큰 차

그림 1. 운전자 연령급별 평균손해액

(단위 : 천원)



이를 보이고 있으며 기혼남자의 사고 성향이 주로 반영됐다.

3. 기혼여자(그림 6) : 연령별 평균보험금 실적은 일정한 추세를 보이지 않고 있으나 모형에 의한 추정결과는 위험단위가 큰 남자의 사고 성향이 반영되어 31세 이하에서 높은 推定保險料를 보인다. 21세 이하 연령급에서는 가산모형이 승산모형보다 25% 이상 높은 결과를 나타냈다.
4. 미혼여자(그림 7) : 네 운전자급 중 가장 부적절한 적합을 보인듯하나 이는 위험단위가 작아서 각 연령급별로 심한 변위를 나타냈기 때문이다. 전체적으로는 남자의 事故性向이 추세에 큰 영향을 주었다. 그 중에서 위험단위가 상대적으로 큰 31세 이상 51세 미만에서는 근접한 적합을 보였다.

國內資料를 분석하는데 있어서 운전자급의 일부 cell에서는 適合度가 현저히 떨어졌으나 이는 推定模型의 문제라기 보다는 위험단위가 충분하지 않아 平均保險金의 변위가 심하게 나타났기 때문이다. 전체적인 추세로 평활된 각 운전자급별 연령급 실적은 cell별 적합도에는 다소 무리가 있더라도 요율체계의 일관성을 유지시켜서 상식적으로 판단되는 위험의 크기에 상응하는 보험료의 적용

이 가능하게 한다.

危險單位의 不足 問題를 보완하기 위해서 經驗統計期間을 연장하거나 信賴度理論(credibility theory)의 도입이 검토되어야 한다.

그림 2. 가산모형에 의한 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)

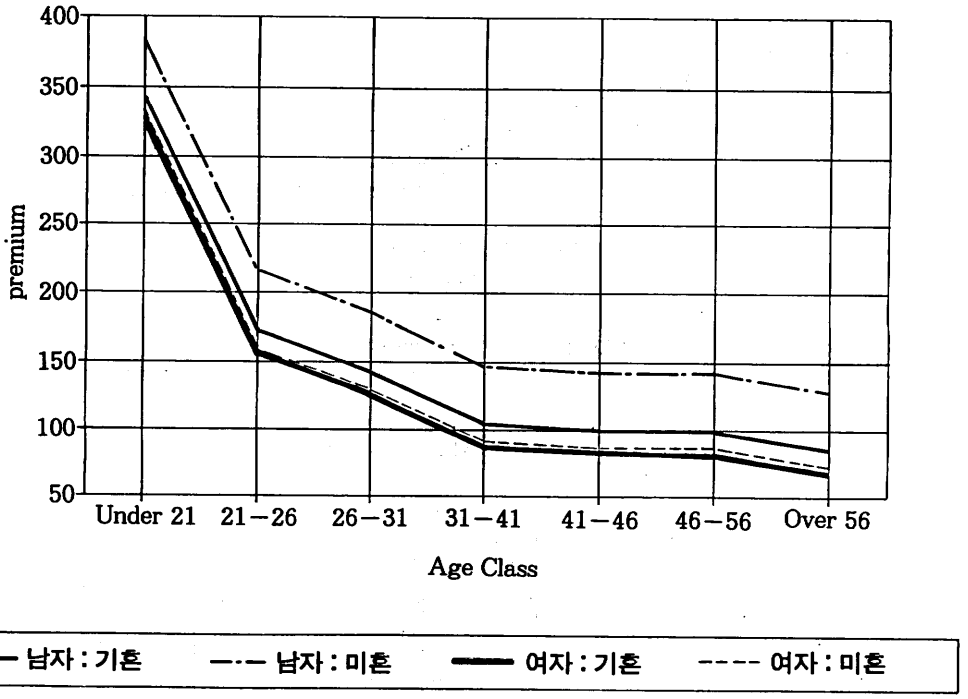


그림 3. 승산모형에 의한 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)

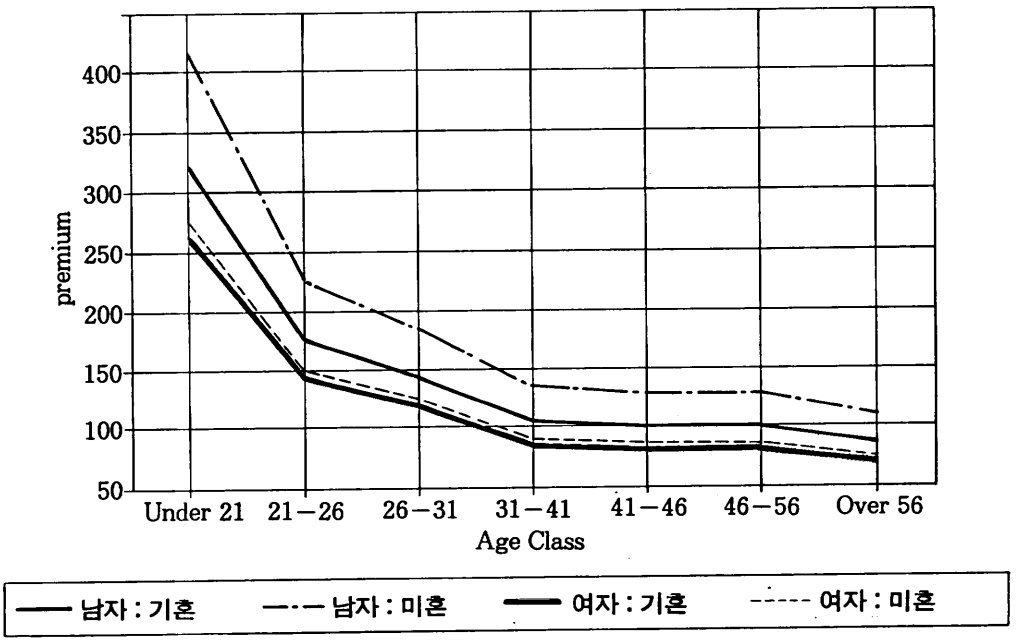


그림 4. 기혼남자의 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)

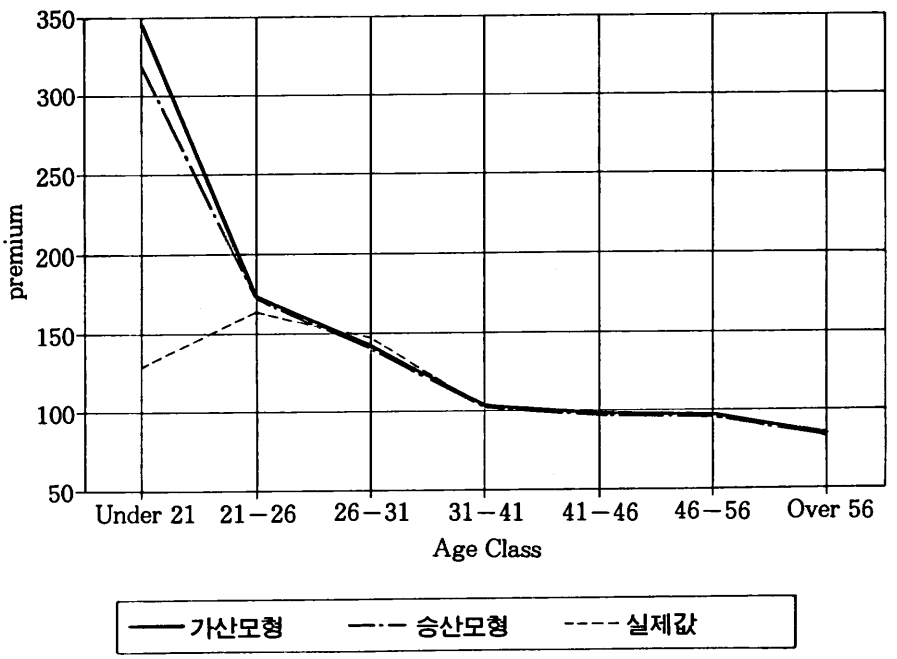


그림 5. 미혼남자의 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)

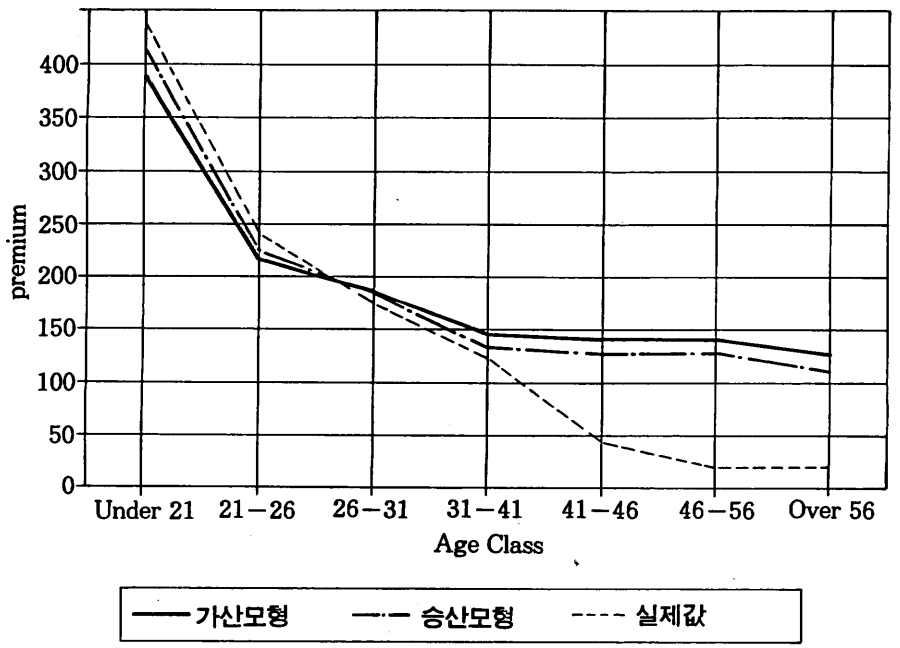


그림 6. 기혼여자의 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)

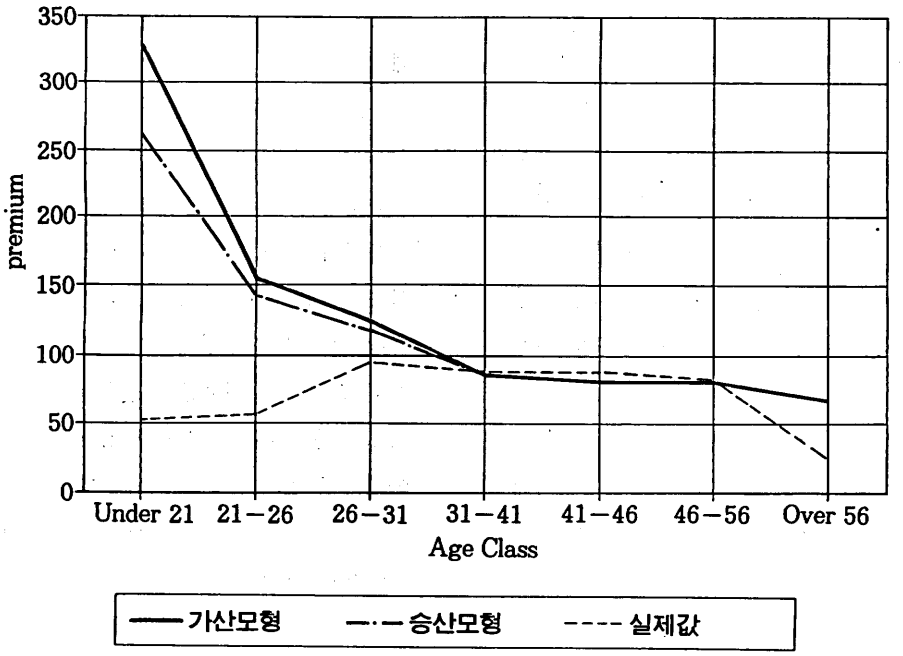
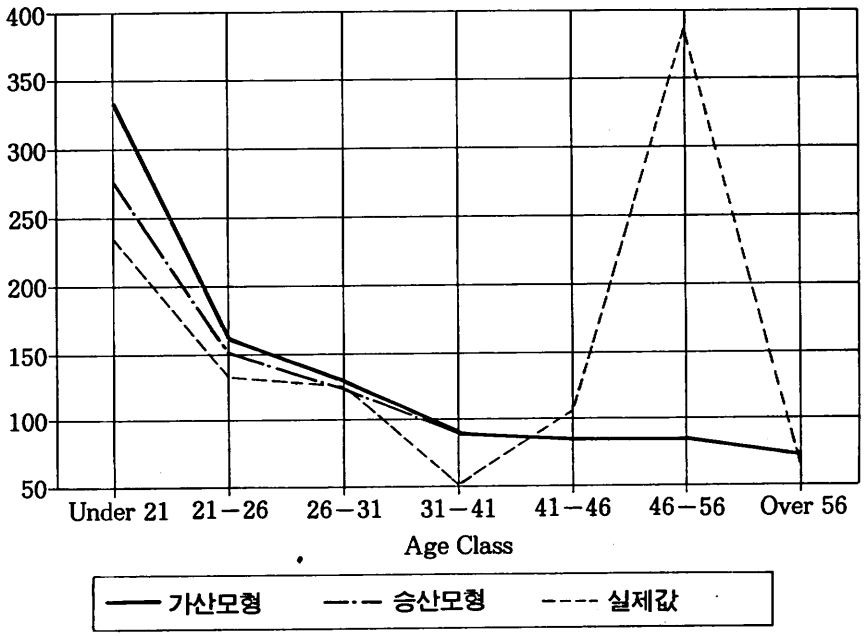


그림 7. 미혼여자의 운전자 연령급별 추정보험료

(단위 : 천원)



Ⅳ. 結　論

等級料率體系가 단순하던 보험료 체계에서 세분화되고 체계화되게 된 경위를 살펴보면 처음에는 保險會社가 優良契約을 유치하기 위한 보험료 할인을 위해서 했지만, 한편으로 보험회사가 부보된 위험을 과거의 損害經驗數値를 근거로 객관적으로 그 위험도를 파악하여 이에 상응하는 부담을 계약자에게 주는 것은 社會的 公評性의 견지에서 우량 보험계약자를 보호하는 일종의 보험자의 의무이다.

이 等級料率體系는 수리적 정확성 뿐 아니라 체계작성시 각 요인별 분류에 대한 정의가 명확해야 하며 임의적인 급간의 이전이 가능하지 않아야 하고 보험기간 동안 객관적으로 일정하게 평가될 수 있는 기준이어야 한다.

본고에서는 주로 고전적 방법을 소개하고 보험료 추정부분에 대해서 국내자료에 이를 적용해 보았다. 결과를 보면 위험단위를 충분히 확보한 cell에서는 상당히 적합이 잘되었으며 실제 평균 보험금만으로는 유지시키기 어려운 보험료부과의 일관성을 보여주는 유용한 방법으로 평가되었다.

본고에서 살펴본 분석방법은 과거의 손해실적을 이용해서 보험료를 추정하고 모형에 대한 검증에 사용했지만 이 방법의 적용대상기간은 향후에 지급될 보험료의 추정에 있으므로, 실제 분석에 앞서서 손해액에 損害額 進展要因(loss development factor)과 향후의 趨勢要因(trend factor) 등이 감안되어 향후의 보험금 지급추세가 반영될 수 있도록 지급보험금 통계를 작성하여야 한다.

앞으로 보험료의 결정모형 및 추정방법에 대한 심층적인 연구와 위험단위의 불충분으로 발생하는

추정치의 심한 편차 등을 줄이기 위한 제 방법에 대한 연구가 있어야 할 것이다.

參考文獻

1. Failey, Tomberlin, Weisberg(1981), "*Pricing Automobile Insurance Under a Cross Classification of Risks : Evidence from New Jersey*", Journal of Risk and Insurance Sept. No. 3 pp.505-514
2. Leonard R Freifelder(1986), "*Estimation of Classification Factor relativities : A Modelling Approach*," Journal of Risk and Insurance March No. 1, pp.135-143.
3. G.W. de Wit(1986), "*The Politicis of Rate Discrimination : International Perspective*", Journal of Risk and Insurance Dec. No. 4, pp.644-661
4. Lena Chang and William B. Fairley(1979), "*Pricing Automobile Insurance Under a Cross Classification of Ris-ks : Additive versus Multiplicative*", Journal of Risk and Insurance Vol. 46, pp.75-98
5. Hebert I. Weisberg, Thomas J. Tomblin (1982), "*Statistical Perspective on Actuarial Method for Estimating Pure Premium from Cross Classified Data*", Journal of Risk and Insurance Vol. 49, pp.539-563
6. J. Van Eeghen, E.K. Greup and J.A. Nijssen (1983), *Rate Making*, Nationale-Nederladnen N.V.
7. Jean Lemaire(1985), *Automobile Insurance*, Kluwer Nijhoff Publishing
8. Jee, Beom-Ha(1987), *A Comparative Analysis of Alternative Risk Classification Models in Automobile Insurance*, University of Pennsylvania
9. Charles L. Trowbridge(1989), *Fundamental concept of Actuarial Science*, Actuarial Education and Research Fund
10. Peter Tryfos(1980), "*On Classification in Automobile Insurance*", Journal of Risk and Insurance Vol. 47, pp.331-332
11. Donald T. Sant(1980), "*Estimating Expected Loss in Auto Insurance*," Journal of Risk and Insurance Vol. 47, pp.133-151