

혼인상태별 사망률의 차이를 반영한 생명보험수리 모형의 설계

권혁성¹ · 김정은²

¹²승실대학교 정보통계·보험수리학과

접수 2013년 4월 18일, 수정 2013년 5월 10일, 게재확정 2013년 5월 20일

요약

현재까지 인간 수명에 영향을 미치는 요소와 해당 요소가 수명에 미치는 영향을 계량적으로 분석하는 연구들이 지속적으로 이루어져 왔고, 그 결과 성별과 연령 이외의 많은 요소들이 실제로 수명에 유의한 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 혼인상태는 그러한 요인들 중 하나로, 직접 또는 간접적으로 생존자의 여명에 영향을 끼치는 것으로 인지되고 있다. 이러한 결과는 공적보험과 같은 사회복지제도와 사보험 영역의 생명보험과 개인연금의 위험관리에 시사점을 제공해 준다. 본 연구에서는 국내의 혼인상태별 사망률 자료를 이용하여 혼인상태의 변화를 반영한 사망률 모형을 설계하고 혼인상태가 보험수리적 계산에 미치는 영향을 파악하고, 그 결과가 나타내는 시사점에 대하여 논의하였다.

주요용어: 사망률, 생명보험, 연금, 위험요소, 혼인상태.

1. 서론

인간의 수명과 사망률에 영향을 미치는 요소는 매우 다양하다. 성별이나 연령과 같은 인구적인 요소뿐만 아니라 교육수준, 소득, 혼인여부 등을 포함하는 사회경제적 요소 및 생활습관, 식습관, 음주, 흡연과 같은 건강과 관련한 행동 관련 요소들이 다양한 계량적 연구에 의하여 사망률에 영향을 미치는 것으로 밝혀져 있다. 또한, 이러한 다양한 요소들은 독립적이기 보다는 유기적인 상호작용과 복잡한 매커니즘에 의하여 사망률에 영향을 미친다.

Rogers 등 (2000)은 앞서 제시한 다양한 변수들을 고려한 미국인의 사망률 자료를 분석하여 각 요소에 따른 차이가 사망률에 얼마나 많은 영향을 미치는지를 평가해 보았다. Friedman과 Martin (2011)은 인간의 수명에 영향을 미치는 요소와 인과관계를 보다 면밀하게 파악하기 위하여 미국 각지에서 1910년 경 출생한 남녀 1,500명을 대상으로 80년 간 추적조사를 실시하였던 터먼 프로젝트의 흥미로운 결과들을 정리하였고, 이를 토대로 보다 건강한 삶을 위한 방안을 제시하였다.

사망률은 생명보험과 연금의 보험료 및 준비금의 산정과 위험관리에 필요한 핵심 변수로서, 가능한 다양한 요인을 고려하여 적정하게 추정되어야 한다. 이와 관련하여, Brown과 McDaid (2003)은 기존 연구로부터 도출된 12가지의 사망률 위험 요소와 사망률에 미치는 영향을 소개하고, 이러한 요소들을 이용하여 퇴직연금 가입자를 대상으로 한 위험집단을 보다 세분화하여 관리할 것을 제안하였다. 또한, Modugno (2003)은 사망률에 대한 조사연구를 시행함에 있어서 현재까지 파악된 유의한 사망률 영향

¹ 교신저자: (156-743) 서울특별시 동작구 상도로 369, 승실대학교 정보통계·보험수리학과, 조교수.
E-mail: hskwon@ssu.ac.kr

² (156-743) 서울특별시 동작구 상도로 369, 승실대학교 정보통계·보험수리학과, 석사과정.

변수들을 충분히 포함하여, 실제적으로 그러한 요소들이 사용될 수 있도록 하는 것이 필요하다고 역설하였다.

본 연구에서는 유의하다고 알려진 사망률의 여러 위험요소들 중 혼인상태에 따른 사망률의 차이를 분석해보고 이를 생명보험과 연금 보험수리 모형에 반영할 경우 보험수리적 현가 계산에 미치는 영향 정도를 파악해 보고, 시사점을 도출해 보고자 한다.

본 논문의 논의 순서는 다음과 같다. 우선 제 2절에서는 혼인상태가 사망률에 미치는 영향을 논의하고 분석한 기존의 연구들을 정리해 보고, 제 3절에서는 본 연구의 분석을 위해 사용했던 자료와 해당 자료의 보정 과정을 소개하고자 한다. 제 4절에서는 보정된 자료를 이용하여 혼인상태별 사망률 차이를 반영할 수 있는 모형을 설계하는 과정에 대하여 논의하고, 제 5절에서는 설계된 모형을 바탕으로 생명보험과 연금의 보험수리적 계산을 수행하여, 혼인상태를 반영할 경우 나타나는 영향 정도를 파악해 보고자 한다. 마지막으로, 제 6절에서는 연구결과를 요약, 정리하고 연구의 한계점 및 후속 연구 과제에 대하여 서술하고자 한다.

2. 선행연구

혼인 상태는 사망률에 영향을 미치는 변수들 중 하나로서, 일반적으로 배우자가 있는 사람은 미혼자의 경우보다 사망률이 낮은 것으로 알려져 있다. 혼인 상태가 사망률에 영향을 미치는 구체적인 원인으로 배우자가 있는 경우 심리적인 안정감과 맞벌이로 인한 소득의 증가, 그리고 가족에 대한 책임감으로 인한 건강한 삶의 영위 때문에 낮은 사망률을 나타내는 것으로 논의되어 왔다. 또한, 건강하지 않은 사람보다 건강한 사람이 결혼하게 될 가능성이 높다는 자연선택 현상으로 이해하는 주장도 살펴볼 수 있다. 혼인상태가 사망률에 미치는 영향을 분석한 기존의 연구들은 다음과 같다.

Rogers (1995)는 미국의 통계자료를 바탕으로 25세에서 64세 사이의 사람들의 혼인여부와 사망률 간의 관계를 분석해 보았다. 예상과 같이, 혼인자의 사망률은 미혼자의 사망률보다 낮게 나타나는 것을 확인하였으며, 혼인여부와 소득수준은 서로 복합적으로 사망률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 남성이 여성보다 혼인을 통한 사망률 감소의 영향을 더 많이 받는 것으로 파악되었다. 또한, Sorlie 등 (1995)은 미국의 인구자료를 이용하여 25세 이상 성인의 사망률에 영향을 미치는 변수들을 분석해 보았다. 다양한 변수들 중 혼인여부는 다른 변수들의 영향을 감안한 경우에도, 독립적으로 사망률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 혼인여부가 사망률에 미치는 영향은 연령이 높아질수록 줄어드는 것으로 파악되었다.

Kwon과 Jones (2006, 2008)는 캐나다 국민의 건강관련 조사 자료를 바탕으로 성, 연령 이외의 사망률 위험요소를 추가로 반영한 사망률 모형을 설계하였으며, 혼인 상태를 유의한 변수로 모형에 포함하였다. 또한, 해당 사망률 모형을 바탕으로 보험수리적 계산을 수행하고, 그 영향을 평가하였다.

사망률에 영향을 주는 요인으로 혼인상태를 고려한 연구와 더불어 최근에는 배우자 사망이 이후 사망률에 미치는 영향 또는 혼인상태의 배우자 간 사망률은 서로 종속적인 관계를 갖는다는 연구 결과도 찾아볼 수 있다. Parkes 등 (1969)과 Jagger와 Sutton (1991)은 각각 55세 이상 그리고 75세 이상의 인구의 표본을 대상으로 한 연구에서 배우자의 사망이 처음 6개월 간 남은 배우자의 사망률에 뚜렷한 영향을 미치는 것으로 파악하였다. 사망의 원인은 배우자 사망의 충격으로 인한 심혈관계 질환의 발병으로 나타났다으며, 이는 broken heart syndrome으로도 잘 알려져 있다.

또한, 부부의 사망률은 장기적으로도 서로 상관관계를 갖는다는 것도 알려져 있는데, 이는 생활습관을 서로 공유하기 때문으로 파악되고 있다. Skulason 등 (2012)에서는 배우자가 사망한 남성들을 대상으로 9년 간 수행한 추적조사 연구에서 배우자와의 사별 후 나타난 사망률이 배우자가 있는 남성들의 사망률보다 지속적으로 높게 나타난 것을 확인하였다. 이러한 배우자 사망의 장, 단기적인 상관관계를 반영

하는 모형으로 Spreeuw (2006)에서는 copula모형을 제안하였다.

국내의 관련연구로 Park (1994)은 혼인이 사망률 감소의 영향을 미치는 이유와 남성이 크 영향을 더 크게 받는 원인에 대하여 기존 연구 결과들을 바탕으로 논의하였고, Chun (1999)은 1995년의 국내 통계자료를 바탕으로 혼인상태별 생명표를 작성하여 기대여명과 건강수명 및 상병여명을 계산하여 비교하였다. 그 결과, 남녀 모두 유배우자의 사망률이 가장 낮게 나타나고, 사별자의 사망률이 가장 높게 나타나는 것으로 파악하였다.

3. 자료 및 보정

본 연구에서는 우선 기존 연구들에서 밝혀진 혼인상태별 사망률의 차이가 나타나는 현상이 국내에서도 존재하는지 살펴보고자 2010년의 혼인상태별 인구자료와 사망자 수 자료를 바탕으로 성별로 구분한 연령별 사망률을 산출하여 보았다. 혼인상태는 미혼, 배우자가 있는 경우, 사별, 이혼으로 구분되어 있으며 각 집단별 인구에 대한 2010년의 사망률을 구해보았다. 그 결과는 Figure 3.1과 Figure 3.2에 나타내었다. 우선 Figure 3.1에 나타난 남성 사망률의 경우 알려진 대로 유배우자의 집단의 사망률이 전반적으로 가장 낮게 나타나고 있으며, 사별한 사람들의 집단의 사망률은 유배우자 집단의 사망률보다 약간 높게 나타나고 있다. 또한, 미혼자 및 이혼자 집단의 경우는 사망률의 수준이 유사하게 나타나고 있으며 앞서 언급한 두 집단의 경우보다 사망률이 두드러지게 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 추가적으로 미혼자 및 이혼자 집단의 경우 고연령대에 사망률의 연령별 편차가 크게 나타나는 것도 파악할 수 있다. 이는 해당 연령대의 생존자 수가 급격하게 줄어들기 때문에, 자료의 수가 적어서 나타나는 현상으로 이해할 수 있다.

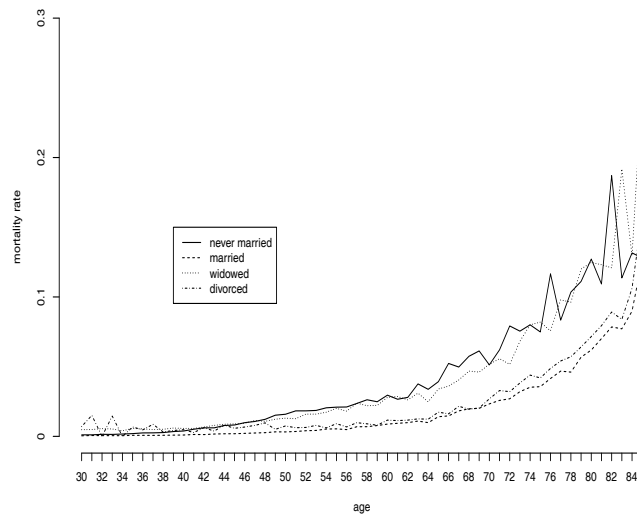


Figure 3.1 Mortality rates by marital status (male)

Figure 3.2에 나타난 여성 사망률의 경우에는 각 혼인상태별 사망률의 차이가 연령이 증가할수록 뚜렷하게 나타나고 있고, 유배우자, 사별자, 이혼자, 미혼자 집단 순으로 사망률이 낮게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 Chun (1999)의 연구에서 활용한 1995년의 자료와 비교해 볼 때, 전반적으로 일치하는 결과이나 2010년 자료에서는 남성의 경우 미혼자와 이혼자 집단의 사망률 차이가 뚜렷하게 나타나지 않는 것이 차이점이다.

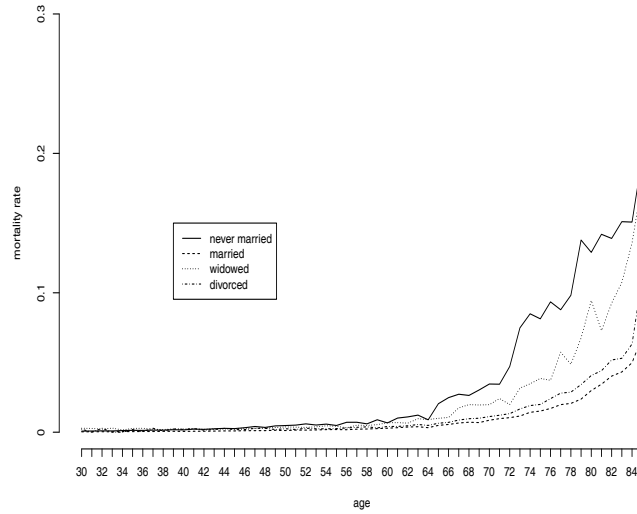


Figure 3.2 Mortality rates by marital status (female)

구분된 집단에 관계없이 사망률은 연령에 따라 지속적으로 증가하는 현상을 나타낸다는 점을 생각해 볼 때, 제 4절에서의 사망률 모형 설계 과정에 이러한 현상을 반영하기 위하여 Figure 3.1과 Figure 3.2에 나타난 사망률을 적절하게 보정할 필요가 있다. 연령별 사망률이나 발생률을 보정하기 위하여 보편적으로 사용되는 방법론으로 Beers 보정법과 Greville 보정법이 있다.

각 보정방법의 기본적인 개념에 대하여 간략하게 기술하면, 우선 Beers 보정의 경우 특정 연령에서의 인구수 (또는 사망자 수)는 해당 연령을 포함하는 5세 연령군과 그 연령군의 인접한 네 개의 5세 연령군의 총 인구수 (사망자 수)에 일정한 상수를 곱하여 도출한다. 예를 들어 $x+k$ 세의 인구수의 보정자료 P_{x+k} 는

$$P_{x+k} = \sum_{j=-2}^2 c_{x-5j} \cdot P_{x-5j} \quad (3.1)$$

를 이용하여 얻어진다. 수식 (3.1)에서 P_{x-5j} 는 $x-5j$ 세가 포함된 5세 연령군의 총 인구수를 의미하고 c_{x-5j} 는 P_{x-5j} 에 곱하여지는 상수를 나타낸다. 이와 달리 Greville 보정은 사망률 값 자체를 보정하는 방법으로 이동평균을 구하는 방법과 유사하게 해당 연령과 인접한 연령의 사망률 값에 일정한 상수를 곱하여 도출한다. 즉 x 세의 경험 사망률을 q_x 라 하면, 보정된 사망률 값은

$$\tilde{q}_x = \sum_{j=-n}^n c_j \cdot q_{x+j} \quad (3.2)$$

로 도출한다. 특히, Greville 보정에서는 적합도와 평활도의 수준을 고려하여 보정 시 사용하는 항의 개수를 나타내는 차수를 결정해야 하는데, 본 연구에서는 현재 통계청 및 보험업계에서 사망률 보정 시 주로 이용하는 9차항 ($n=4$) 보정을 이용하였다. 두 보정방법 모두 말단값 보정을 위하여는 수식 (3.1)과 (3.2)를 변형하여 적용하는데 사용하는 계수 및 그 산출방법 등에 대한 이론적 근거에 대해서는 Beers (1944), Greville (1945, 1981b, 1981c)를 참조하기 바란다. 보정 후 혼인상태별 사망률은 Figure 3.3~Figure 3.6에 나타내었다. 다음 장에서는 논의된 두 보정법을 각각 적용한 혼인 상태별 사망률과

혼인상태의 변화를 반영한 모형을 설계하고 이를 바탕으로 보험수리적 계산 결과를 도출하고 서로 비교해 보았다.

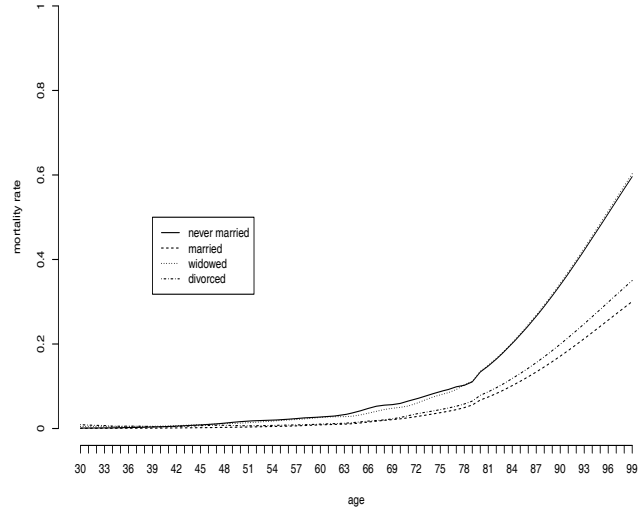


Figure 3.3 Mortality rates by marital status derived by Greville's graduation method (male)

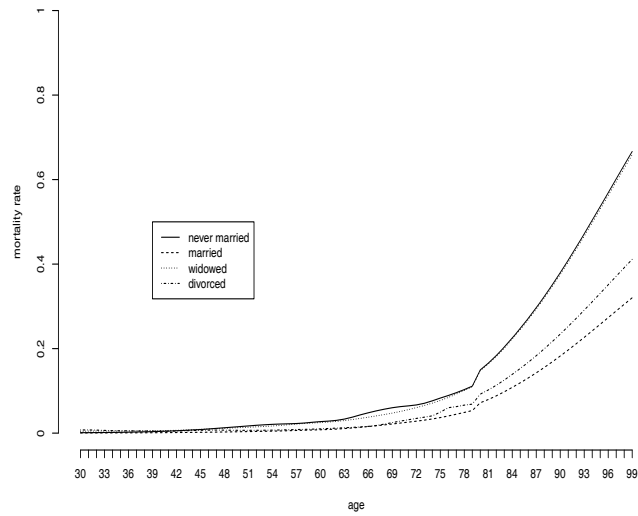


Figure 3.4 Mortality rates by marital status derived by Beers's graduation method (male)

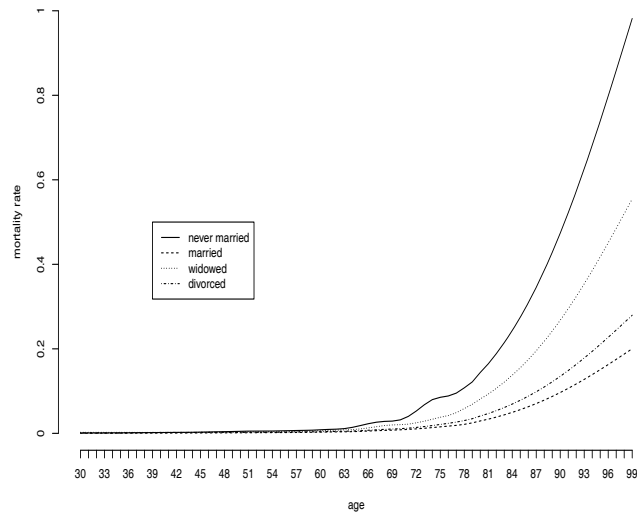


Figure 3.5 Mortality rates by marital status derived by Greville's graduation method (female)

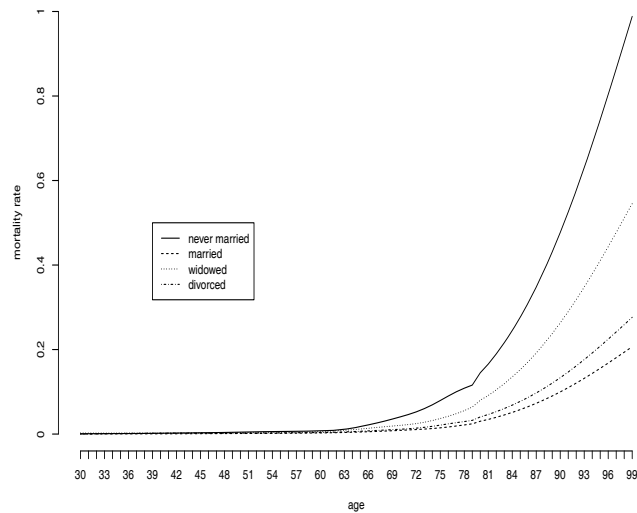


Figure 3.6 Mortality rates by marital status derived by Beers's graduation method (female)

4. 생명보험수리 모형에의 반영 및 적용

이상에서 국내 경험 통계 자료를 바탕으로 기존 연구들에서 나타난 바와 같이 혼인 상태별 연령별 사망률의 차이가 존재함을 살펴보았다. 이러한 차이를 반영한 사망률 모형을 설계하기 위해서는 혼인상태가 연령에 따라 변화할 수 있다는 점도 고려하는 것이 합리적이다. 다양한 상태와 각 상태 간 변화를 동시에 반영할 수 있는 모형으로 마르코프 모형이 적합한데, 본 연구에서는 제 3절에서 도출한 연령별 사

망률을 기반으로 이산형 마르코프 모형을 고려하고자 한다. 마르코프 모형의 보험수리 모형에의 적용방법은 Dickson 등 (2009) 또는 Cunningham 등 (2011)을 참조할 수 있다.

우선 사망률의 차이를 나타내는 각 혼인상태를 다음과 같이 정의하자. 상태 1은 혼인 경험이 없는 미혼 상태, 상태 2는 혼인상태, 상태 3은 이혼 후 배우자가 없는 상태, 상태 4는 사별 후 배우자가 없는 상태로 정의하고, 마지막으로 상태 5는 사망한 상태로 정의하자. 그러면, 모형의 상태와 상태 간 전이는 Figure 4.1과 같이 나타낼 수 있다.

Figure 4.1에 나타난 화살표는 가능한 상태 간 변화의 방향을 표시하고 있다. 만 연령 x 세에서의 상태를 확률변수를 X_n 으로 나타내고 연령별로 각 상태 간 변화를 나타내는 확률인 전이확률을 $q_{ij}(x)$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$q_{ij}(x) = P[X_{n+1} = j | X_n = i] \tag{4.1}$$

즉, $q_{ij}(x)$ 는 만 연령이 x 이고 상태가 i 일 때, 1년 후 (만 연령이 $x + 1$ 세가 된 시점) 상태가 j 로 변화할 조건부 확률을 의미한다. 그러면 만 연령 x 세의 상태에서 만 연령 $x + 1$ 세의 상태로의 모든 가능한 전이를 다음과 같은 전이행렬 $Q(x)$ 로 나타낼 수 있다.

$$Q(x) = \begin{bmatrix} q_{11}(x) & q_{12}(x) & \cdots & q_{15}(x) \\ q_{21}(x) & q_{22}(x) & \cdots & q_{25}(x) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{51}(x) & q_{52}(x) & \cdots & q_{55}(x) \end{bmatrix} \tag{4.2}$$

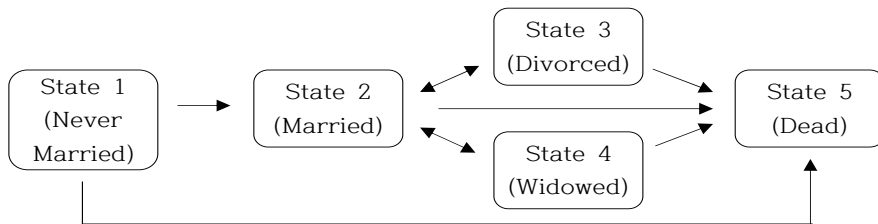


Figure 4.1 Multi-state mortality model

전이행렬의 각 성분을 도출하는 과정은 다음과 같다. 상태의 정의에 따라 $j \leq 4$ 인 경우 $q_{5j}(x) = 0$ 이며, $q_{55}(x) = 1$ 이다. 또한, $q_{i5}(x)$ 는 상태 i 의 x 세 사망률을 나타낸다. 이는 3장에서 보정된 사망률을 적용하기로 한다.

Figure 4.1에 나타난 가능한 전이 중 남은 전이는 다음의 두 종류이다.

- (1) 미혼자가 혼인을 하게 되는 경우(상태 1에서 상태 2로의 전이)와 이혼 또는 사별 후 재혼을 하는 경우(상태 3 또는 4에서 상태 2로의 전이)
- (2) 혼인 상태에서 이혼 또는 사별하게 되는 경우(상태 2에서 상태 3 또는 4로의 전이)

(1)의 경우는 통계청에서 연령군 별로 집계한 2010년 초혼자 수, 이혼 또는 사별 후 재혼자 수와 인구추계 자료를 이용하여 해당 전이 확률을 도출하였다. 이는 Table 4.1에 정리하였다. 또한 (2)의 경우 중 혼인 상태에서 이혼하게 되는 경우의 전이확률은 통계청의 연령군별 이혼률 자료를 이용하였고, 사별하게 되는 경우의 전이확률은 혼인 상태 배우자의 사망확률(이성의 경우 상태 2에서 상태 5로의 전이확률)을 적용하되 우리나라의 평균 혼인 연령 차의 최빈값인 4세를 적용하였다.

Table 4.1 Rates of marriages and divorce in Korea

age group	male				female			
	first marriage	remarriage after divorce	remarriage after bereavement	divorce	first marriage	remarriage after divorce	remarriage after bereavement	divorce
30-34	0.1189	0.2185	0.1347	0.0137	0.1329	0.2255	0.1054	0.0141
35-39	0.0720	0.1366	0.0775	0.0140	0.0552	0.1118	0.0387	0.0138
40-44	0.0376	0.0799	0.0477	0.0141	0.0226	0.0619	0.0206	0.0130
45-49	0.0221	0.0611	0.0309	0.0128	0.0150	0.0443	0.0128	0.0107
50-54	0.0140	0.0475	0.0200	0.0097	0.0106	0.0293	0.0058	0.0076
55-59	0.0087	0.0413	0.0144	0.0069	0.0053	0.0210	0.0023	0.0047
60-65	0.0074	0.0359	0.0093	0.0050	0.0055	0.0144	0.0009	0.0030
65-69	0.0056	0.0282	0.0051	0.0034	0.0032	0.0117	0.0003	0.0020
70-74	0.0041	0.0252	0.0024	0.0020	0.0039	0.0093	0.0001	0.0010

<Source: Statistics Korea, 2010>

이상의 논의를 바탕으로 도출된 전이확률을 이용하여 연령별 전이행렬을 계산할 수 있다. 예를 들어, Greville 보정을 바탕으로 도출된 45세 남성의 전이행렬 P_{45} 는 다음과 같다.

$$P_{45} = \begin{pmatrix} 0.9694 & 0.0221 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0086 \\ 0.0000 & 0.9846 & 0.0007 & 0.0128 & 0.0020 \\ 0.0000 & 0.0309 & 0.9624 & 0.0000 & 0.0067 \\ 0.0000 & 0.0611 & 0.0000 & 0.9298 & 0.0091 \\ 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 1.0000 \end{pmatrix}$$

마르코프 모형을 기반으로 한 사망률 모형을 바탕으로, 다양한 혼인상태를 반영한 사망률 모형과 혼인상태를 반영하지 않은 경우의 모형의 경우 보험수리적 계산 결과의 차이를 비교해 보고자 한다. 보험수리적 계산의 이론적 근거는 Bowers 등 (1997)을 참조하기 바란다.

우선 도출된 전이확률을 이용하여 연령 x 세 생존자의 혼인상태별 기대여명과 그 변동성을 파악해 보도록 하자. 연령이 x 세이고 혼인 상태가 i 인 생존자의 앞으로의 생존기간을 확률변수 $T_i(x)$ 라 할 때, 각 연령구간 내에서 사망하는 경우 사망 시점의 분포가 균일분포를 따른다고 가정하면 해당 생존자의 기대여명 $E[T_i(x)]$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$E[T_i(x)] = \frac{1}{2} + \sum_{k=1}^{\infty} P[T_i(x) \geq k] \tag{4.3}$$

도출한 전이행렬 $Q(x)$ 를 이용하여 x 세의 상태와 $x+k$ 세 상태 간 전이행렬 $R(x, k)$ 를 다음과 같이 정의하면

$$R(x, k) = Q(x) \cdot Q(x+1) \cdots Q(x+k-1), \tag{4.4}$$

수식 (4.3)의 $P[T_i(x) \geq k]$ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P[T_i(x) \geq k] = 1 - R_{ij}(x+k) \tag{4.5}$$

수식 (4.5) 에서 $R_{ij}(x, k)$ 는 행렬 $R(x, k)$ 의 (i, j) 성분을 나타낸다. 따라서, 수식 (4.3)은

$$E[T_i(x)] = \frac{1}{2} + \sum_{k=1}^{\infty} [1 - R_{ij}(x, k)] \quad (4.6)$$

로 나타낼 수 있다.

마찬가지로 $T_i(x)$ 의 분산은 다음과 같이 표현된다.

$$Var[T_i(x)] = \frac{1}{12} + \sum_{k=1}^{\infty} (2k-1)_k p_x = \frac{1}{12} + \sum_{k=1}^{\infty} (2k-1)[1 - R_{ij}(x, k)] \quad (4.7)$$

혼인상태별로 기대여명의 뚜렷한 차이가 있으므로 혼인상태를 반영한 경우와 이를 반영하지 않는 경우 보험수리적 계산의 차이가 있을 것으로 기대된다.

우선 사망 시 해당 보험년도 말 단위금액을 지급하는 종신보험을 생각하면, 일시납 순보험료는 보험금의 현재가치의 평균으로 연이율을 r 이라 하고 $v = (1+r)^{-1}$ 이라 할 때, 다음과 같이 전이행렬을 이용하여 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} E[v^{(K_i(x)+1)}] &= \sum_{k=0}^{\infty} v^{(K_i(x)+1)} P[K_i(x) = k] \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} v^{(K_i(x)+1)} [R_{i5}(x, k+1) - R_{i5}(x, k)] \end{aligned} \quad (4.8)$$

또한, 보험금의 현재가치의 분산은

$$Var[v^{(K_i(x)+1)}] = \sum_{k=0}^{\infty} v^{2(K_i(x)+1)} [R_{i5}(x, k+1) - R_{i5}(x, k)]^2 - E[v^{(K_i(x)+1)}]^2 \quad (4.9)$$

으로 나타낼 수 있다.

다음으로 생존 시 매년 초에 단위금액을 지급하는 종신연금을 생각해 보자. 종신연금 수령액의 현재가치는

$$\sum_{k=0}^{K_i(x)} v^k = \frac{1 - v^{K_i(x)+1}}{1 - v} \quad (4.10)$$

이므로, 종신연금의 보험수리적 가치는 현재가치의 평균임을 이용하여

$$\frac{1 - E[v^{K_i(x)+1}]}{1 - v} \quad (4.11)$$

로 나타낼 수 있고, 마찬가지로 종신연금 수령액의 현재가치의 분산은

$$\frac{Var[v^{K_i(x)+1}]}{(1-v)^2} \quad (4.12)$$

를 얻을 수 있으므로 수식 (4.11), (4.12)는 수식 (4.8), (4.9)의 결과를 각각 이용할 수 있다. 제 3절에서 보정된 사망률 자료와 혼인 및 이혼자료를 바탕으로 수식 (4.6)~(4.9)와 수식 (4.11), (4.12)를 이용하여, 성별과 특정연령에 대하여 혼인상태별 기대여명과 생명보험, 연금의 현재가치를 계산한 결과를 Table 4.2~Table 4.5에 정리하여 보았다.

Table 4.2 Results of actuarial calculation (male, with Greville's graduation method)

age	marital status	future lifetime		APV for life insurance		APV for life annuity	
		mean	standard deviation	mean	standard deviation	mean	standard deviation
35	state 1	38.4102	13.6704	0.3453	0.1562	21.8248	5.3626
	state 2	43.0255	12.1520	0.2964	0.1255	23.4521	4.3100
	state 3	41.0135	13.8731	0.3220	0.1600	22.6010	5.4940
	state 4	41.5922	13.7957	0.3167	0.1605	22.7782	5.5089
40	state 1	31.7982	13.2761	0.4167	0.1744	19.4420	5.9867
	state 2	38.3617	11.7602	0.3384	0.1355	22.0517	4.6529
	state 3	35.2295	13.6513	0.3797	0.1746	20.6776	5.9952
	state 4	37.1276	12.8919	0.3562	0.1609	21.4587	5.5244
45	state 1	26.2745	12.3931	0.4850	0.1830	17.1673	6.2814
	state 2	33.8734	11.2235	0.3839	0.1431	20.5367	4.9119
	state 3	29.9030	13.0046	0.4398	0.1837	18.6724	6.3069
	state 4	32.6817	12.0777	0.4018	0.1647	19.9408	5.6548
50	state 1	21.7531	11.1805	0.5470	0.1818	15.1014	6.2421
	state 2	29.5386	10.5692	0.4331	0.1480	18.8951	5.0814
	state 3	25.0463	11.9545	0.5009	0.1847	16.6376	6.3413
	state 4	28.6534	10.8487	0.4460	0.1575	18.4680	5.4060

Table 4.3 Results of actuarial calculation (female, with Greville's graduation method)

age	marital status	future lifetime		APV for life insurance		APV for life annuity	
		mean	standard deviation	mean	standard deviation	mean	standard deviation
35	state 1	44.0738	11.8041	0.2866	0.1223	23.7808	4.1996
	state 2	49.5217	10.7049	0.2415	0.0990	25.2824	3.3986
	state 3	48.0029	11.8302	0.2564	0.1216	24.7866	4.1739
	state 4	48.8286	11.8465	0.2503	0.1190	24.9897	4.0850
40	state 1	37.5864	11.0768	0.3438	0.1314	21.8725	4.5110
	state 2	44.7880	10.3432	0.2764	0.1055	24.1186	3.6218
	state 3	42.4230	11.3298	0.2998	0.1270	23.3402	4.3620
	state 4	44.0475	11.3744	0.2862	0.1248	23.7944	4.2847
45	state 1	32.0985	10.2593	0.4006	0.1367	19.9784	4.6941
	state 2	40.1336	9.9429	0.3157	0.1118	22.8115	3.8401
	state 3	37.0113	10.7238	0.3488	0.1325	21.7054	4.5479
	state 4	39.4051	10.6947	0.3252	0.1263	22.4937	4.3376
50	state 1	27.0007	9.2834	0.4613	0.1373	17.9562	4.7136
	state 2	35.5457	9.4833	0.3596	0.1173	21.3457	4.0266
	state 3	31.7372	9.9603	0.4040	0.1355	19.8658	4.6539
	state 4	34.7908	10.0156	0.3696	0.1278	21.0128	4.3883

Table 4.4 Results of actuarial calculation (male, with Beers's graduation method)

age	marital status	future lifetime		APV for life insurance		APV for life annuity	
		mean	standard deviation	mean	standard deviation	mean	standard deviation
35	state 1	38.5171	13.8463	0.3448	0.1569	21.8414	5.3861
	state 2	43.2638	12.4513	0.2952	0.1267	23.4933	4.3505
	state 3	41.2072	14.1404	0.3211	0.1612	22.6312	5.5350
	state 4	42.1604	14.4251	0.3137	0.1635	22.8768	5.6149
40	state 1	31.8562	13.3731	0.4164	0.1746	19.4545	5.9938
	state 2	38.6070	12.0628	0.3369	0.1368	22.1019	4.6984
	state 3	35.4032	13.8811	0.3786	0.1756	20.7129	6.0293
	state 4	37.8933	13.7160	0.3515	0.1658	21.6172	5.6924
45	state 1	26.2818	12.4424	0.4850	0.1831	17.1651	6.2876
	state 2	34.1234	11.5397	0.3821	0.1447	20.5954	4.9697
	state 3	30.0475	13.2043	0.4388	0.1845	18.7079	6.3361
	state 4	33.6911	12.9878	0.3936	0.1693	20.2131	5.8120
50	state 1	21.7346	11.1787	0.5472	0.1815	15.0934	6.2319
	state 2	29.8014	10.8943	0.4310	0.1499	18.9683	5.1476
	state 3	25.1560	12.1215	0.4999	0.1854	16.6688	6.3668
	state 4	29.7752	11.9681	0.4360	0.1654	18.8007	5.6796

Table 4.5 Results of actuarial calculation (female, with Beers's graduation method)

age	marital status	future lifetime		APV for life insurance		APV for life annuity	
		mean	standard deviation	mean	standard deviation	mean	standard deviation
35	state 1	44.0775	11.8101	0.2866	0.1223	23.7815	4.1991
	state 2	49.5476	10.7186	0.2414	0.0991	25.2874	3.4012
	state 3	48.0368	11.8477	0.2562	0.1216	24.7934	4.1760
	state 4	48.8306	11.9451	0.2507	0.1207	24.9782	4.1450
40	state 1	37.5895	11.0659	0.3437	0.1310	21.8756	4.4988
	state 2	44.8150	10.3521	0.2762	0.1054	24.1253	3.6204
	state 3	42.4673	11.3477	0.2995	0.1271	23.3513	4.3621
	state 4	44.0873	11.4118	0.2860	0.1252	23.8013	4.2973
45	state 1	32.0934	10.2506	0.4007	0.1364	19.9782	4.6835
	state 2	40.1569	9.9552	0.3155	0.1119	22.8176	3.8419
	state 3	37.0564	10.7591	0.3485	0.1328	21.7163	4.5612
	state 4	39.4643	10.7056	0.3246	0.1261	22.5120	4.3280
50	state 1	26.9871	9.2791	0.4615	0.1371	17.9512	4.7063
	state 2	35.5694	9.4902	0.3594	0.1172	21.3536	4.0241
	state 3	31.7904	10.0021	0.4036	0.1360	19.8813	4.6710
	state 4	34.8372	10.0516	0.3692	0.1281	21.0256	4.3977

전반적으로, 보험수리적 계산 결과는 보정 방법에 따라서는 큰 차이를 보이지 않는 것을 확인할 수 있다. 또한, 혼인상태별 사망률의 차이가 연령이 높아질수록 크게 나타나므로, 계산결과 또한 높은 연령일수록 혼인상태 간 차이가 더 크게 나타나고 있다. 즉, 혼인으로 인한 사망률 감소효과는 연령이 높을수록 크게 나타나고 있다. 보험수리적 계산결과는 혼인상태별 사망률 차이를 감안하면 규모가 상대적으로 크지 않다는 것도 파악해 볼 수 있는데, 이는 혼인상태의 변화를 모형에 반영해 주었기 때문으로 이해해 볼 수 있다.

예를 들면, 미혼자, 사별자, 이혼자 집단의 경우에는 초혼 또는 재혼으로 인하여 추후 사망률 감소의 효과를 얻을 가능성이 존재하고 반대로 유배우자의 경우에는 추후 사별이나 이혼을 통한 사망률 증가 효과를 얻을 가능성이 존재하므로, 혼인상태 변화를 고려하지 않는 경우보다는 전체적인 사망률 격차를 줄여준다고 볼 수 있다. 이러한 가능한 혼인상태 변화는 드물지 않게 일어나는 현상이므로, 보다 현실적인 모형을 위해서는 혼인상태 변화를 반드시 고려해 주는 것이 타당하다. 구체적인 비교를 위해 혼인상태 간 전이를 고려하지 않고 보험수리적 계산을 수행한 결과를 Table 4.6에 정리하였다. 예상과 같이 혼인상태 간 전이를 고려하지 않는 경우는 앞서 설명한 혼인상태의 변화에 따른 효과를 고려하지 못하므로 혼인상태별 보험수리적 계산 결과가 더 넓은 범위를 갖는 것으로 나타난다. 따라서, 본 연구에서 제시한 방법은 기존의 연구와 달리 혼인상태 간 전이를 고려하여 보다 현실적인 보험수리적 결과를 도출하였다는 점에서 의의가 있다.

Table 4.6 Results of actuarial calculation without considering transitions among states other than death (male, with Greville's graduation method)

age	marital status	future lifetime		APV for life insurance		APV for life annuity	
		mean	standard deviation	mean	standard deviation	mean	standard deviation
35	state 1	33.2647	0.3958	20.1394	12.5812	0.1568	5.3836
	state 2	44.4460	0.2832	23.8949	11.7785	0.1178	4.0429
	state 3	33.8555	0.3932	20.2283	13.3410	0.1709	5.8671
	state 4	40.4902	0.3293	22.3565	14.3120	0.1707	5.8603
40	state 1	28.6657	0.4510	18.2986	12.1632	0.1695	5.8203
	state 2	39.6020	0.3255	22.4823	11.5194	0.1293	4.4377
	state 3	29.6863	0.4397	18.6759	12.4873	0.1740	5.9729
	state 4	36.5004	0.3636	21.2122	13.0654	0.1656	5.6863
45	state 1	24.4259	0.5073	16.4230	11.4878	0.1766	6.0647
	state 2	34.8629	0.3726	20.9135	11.1331	0.1391	4.7745
	state 3	25.6414	0.4904	16.9855	11.6049	0.1764	6.0561
	state 4	32.3356	0.4059	19.8036	12.0817	0.1660	5.7004
50	state 1	20.6840	0.5611	14.6308	10.5199	0.1759	6.0387
	state 2	30.2607	0.4242	19.1925	10.6069	0.1464	5.0251
	state 3	21.9017	0.5417	15.2750	10.5510	0.1737	5.9621
	state 4	28.4515	0.4484	18.3856	10.8091	0.1575	5.4087

생명보험이나 연금의 보험수리적 현가는 보험료의 수준 (일시납보험료)을 의미한다. 물론, 혼인상태를 보험료 산정변수로 포함시키는 것은 혼인상태가 사망에 직접적인 영향을 미치는 변수는 아니라는 점과 혼인상태가 다른 사망률 위험요소들과 상호작용을 바탕으로 사망률에 영향을 미친다는 점을 충분히 반영하지 못하므로 혼인상태를 요율 산정에 반영한다면 요율이 높은 집단에서 역차별의 문제가 제기될 수 있다. 이는 최근 자동차 보험의 지역별 차등화 문제와 동일한 맥락으로 이해할 수 있다. 그러나 생명보험과 연금을 운영하는 측면에서 재정적 손실에 대한 위험관리 방안으로 고객집단의 혼인상태의 분포를 파악하고 지속적으로 모니터링 하는 과정은 합리적이고 바람직한 전략이라고 볼 수 있다.

우선적으로 국민연금이나 건강보험 등의 공적보험의 경우 재정추계 또는 재무건전성 향상을 위한 위험관리 방안의 수립에 있어서 혼인상태별 사망률과 혼인상태의 인구 동태를 종합적으로 고려하여 향후 급여 지출 규모를 예상하고, 이에 맞추어 보험료 조정 및 급여 기준 조정 등에 반영할 필요가 있다. 특히, 최근 혼인률 감소와 이혼률 증가로 인한 영향 등을 면밀하게 파악해 볼 수 있을 것이다. 그리고, 기존연구들에서 나타난 바와 같이 혼인상태는 다른 요소들과 복합적으로 사망률에 영향을 미친다는 점도 고려하여 해당 요소들에 대한 데이터베이스를 구축하고 이를 충분히 활용해야 할 것이다.

생명보험이나 개인연금을 운영하는 개별 보험사의 경우에는 고객들의 혼인상태별 사망률 경험 통계자료를 분석하고, 혼인상태가 사망률에 영향을 주는 유의한 요소로 파악되는 경우, 전략적으로 다른 요소들과 함께 혼인상태를 인수 기준에 반영해 볼 수 있을 것이다. 또한, 위험률차손이 발생하지 않도록 고객들의 혼인상태 분포를 지속적으로 모니터링 하고, 적절한 계약 포트폴리오를 유지할 수 있을 것이다.

5. 결론

본 연구에서는 국내의 혼인 관련 통계자료를 이용하여 혼인상태별 사망률의 차이를 확인해보고, 보정된 사망률 자료와 혼인 인구 동태자료를 모두 반영한 사망률 모형을 설계해 보았다. 도출된 모형을 이용하여 다양한 보험수리적 계산을 수행해 보고 혼인상태별로 나타난 계산 결과의 차이를 분석해 보고 시사점을 도출하였다. 국내외의 관련 선행연구에서는 조사 기간 초의 혼인상태만을 고려하거나 혼인상태의 변화는 없는 것으로 가정한 상태에서 혼인상태별 사망률 차이를 계량화하였는데, 본 연구에서는 혼인상태 간 전이를 고려할 수 있는 마르코프 모형을 설계하고 이를 이용하여 결론을 도출하였다. 결과적으로 사망률 및 그와 관련한 보험수리적 계산 결과의 차이는 상대적으로 작게 나타남을 확인할 수 있었다.

혼인상태는 사망률 뿐만 아니라 보험수리적 계산 결과에 유의한 영향을 미치는 것으로 파악되며, 따라서 사망률을 주요 변수로 고려해야 하는 공적연금이나 건강보험 등의 사회보험 또는 생명보험이나 개인연금과 같은 사보험 영역에서 체계적인 자료 구축을 통하여 혼인 상태별 사망률과 인구의 혼인상태 분포 및 동태를 파악하고, 이를 위험관리 영역에 활용할 필요 및 가치가 있다고 판단된다.

혼인상태를 요율 산정 변수로 포함시키는 것은 현실적으로 어려운 부분이지만, 이를 극복하기 위한 방안으로 혼인상태가 사망률에 영향을 미치는 경로와 그 경로에 포함된 다양한 다른 요소들을 종합적으로 고려할 수 있는 사망률 모형을 구축할 수 있다면, 해당 모형을 바탕으로 생명보험의 인수기준을 적절히 설정하여 보유계약의 보험리스크를 줄여줄 수 있을 것이다.

현재까지 다양한 학문분야의 선행연구에 의해 밝혀진 사망률 위험 요소는 다양하다. 이러한 요소들에 대한 국내의 정보를 체계적으로 수집하고 관리하는 과정을 통하여 얻어진 정보를 다양한 분야에서 활용할 수 있을 것이라 생각하고, 이러한 요소들과 각 요소들의 특성 및 상호작용을 반영할 수 있는 모형을 연구하는 것도 앞으로의 중요한 과제로 인식하고 수행해 나가야 할 것이다.

References

- Beers, H. S. (1994). Six-term formulas for routine actuarial interpolation. *American Institute of Actuaries*, **33**, 245-260.
- Bowers, N. L., Gerber, H. U., Hickman, J. C., Jones, D. A. and Nesbitt, C. J. (1997). *Actuarial mathematics*, 2nd ed., Society of Actuaries, Schaumburg, Illinois.
- Brown, R. L. and McDaid, J. (2003). Factors affecting retirement mortality. *North American Actuarial Journal*, **7**, 24-43.
- Chun, S. S. (1999). A study on the indices of life expectancy by marital status. *Journal of Korean Public Health Association*, **25**, 83-99.
- Cunningham, R. J., Herzog, T. N. and London, R. L. (2011). *Models for quantifying risks*, 4th Ed., ACTEX Publications, Connecticut.
- Dickson, C. M. D., Hardy, M. R. and Waters, H. R. (2009). *Actuarial mathematics for life contingent risks*, 1st ed., Cambridge University Press, New York.
- Friedman, H. S. and Martin, L. R. (2011). *The longevity project: Surprising discoveries for health and long life from the landmark eight-decade study*, Hudson Street Press, New York.
- Greville, T. N. E. (1945). Actuarial note: Some extensions of Mr. Beers's method of interpolation. *American Institute of Actuaries*, **34**, 21-34.
- Greville, T. N. E. (1981a). Moving weighted average smoothing extended to the extremities of the data. 1. Theory. *Scandinavian Actuarial Journal*, 39-55.
- Greville, T. N. E. (1981b). Moving weighted average smoothing extended to the extremities of the data. 2. Methods. *Scandinavian Actuarial Journal*, 65-81.
- Jagger, C. and Sutton, C. J. (1991). Death after marital bereavement - Is the risk increased? *Statistics in Medicine*, **10**, 395-404.
- Kwon, H. S. and Jones, B. L. (2006). The impact of the determinants of mortality on life insurance and annuities. *Insurance: Mathematics and Economics*, **38**, 271-288.
- Kwon, H. S. and Jones, B. L. (2008). Applications of a multi-state risk factor/mortality model in life insurance. *Insurance: Mathematics and Economics*, **43**, 394-402.
- Modugno, V. (2003). *Factors affecting retirement mortality - Phase II*, Report for Society of Actuaries, Illinois.
- Park, K. A. (1994). Marital status effects on sex-specific mortality: A theoretical integration. *Korean Journal of Sociology*, **28**, 117-137.
- Parkes, C. M., Benjamin, B. and Fitzgerald, R. G. (1969). Broken heart: A statistical study of increased mortality among widowers. *British Medical Journal*, **1(5646)**, 740-743.
- Rogers, R. G., Hummer, R. A. and Nam, C. B. (2000). *Living and dying in the USA: Behavioral, health, and social differentials of adult mortality*, Academic Press, California.
- Rogers, R. G. (1995). Marriage, sex and mortality. *Journal of Marriage and the Family*, **57**, 515-526.
- Skulason, B., Jonsdottir, L. S., Sigurdardottir, V. and Helgason, A. R. (2012). Assessing survival in widowers, and controls - A nationwide, six to nine year follow-up. *BMC Public Health*, **12**, 96.
- Sorlie, P. D., Backlund, E. and Keller, J. B. (1995). US mortality by economic, demographic, and social characteristics: The national longitudinal mortality study. *American Journal of Public Health*, **85**, 949-956.
- Spreuw, J. (2006). Types of dependence and time-dependent association between two lifetimes in single parameter copula models. *Scandinavian Actuarial Journal*, **5**, 286-309.

Designing a life actuarial model with reflection of mortality differential by marital status

Hyuk Sung Kwon¹ · Jung Eun Kim²

¹²Department of Statistics and Actuarial Sciences, Soongsil University

Received 18 April 2013, revised 10 May 2013, accepted 20 May 2013

Abstract

Various risk factors other than age and sex affecting human mortality have been identified and quantitatively analyzed by previous studies in many area of research. Marital status is one of key mortality risk factors which affect life expectancy directly or indirectly. Relevant results have implication on risk management for both of social and private insurance. In this paper, a mortality model to reflect mortality differential according to marital status and possible transitions among marital status is designed. Various actuarial calculations were performed and related issues were discussed.

Keywords: Annuity, life insurance, marital status, mortality, risk factor.

¹ Corresponding author: Assistant professor, Department of Statistics and Actuarial Science, Soongsil University, Seoul 156-743, Korea. E-mail: hskwon@ssu.ac.kr

² Graduate Student, Department of Statistics and Actuarial Science, Soongsil University, Seoul 156-743, Korea.