

## 부부의 사망시차 및 생존기간의 종속관계 분석 -국민연금의 유족연금 데이터를 이용한 연구-

백혜연<sup>1</sup> · 한정림<sup>2</sup> · 이항석<sup>3</sup>

<sup>1</sup>한국보건사회연구원 · <sup>2</sup>국민연금연구원 · <sup>3</sup>성균관대학교 보험계리학과/수학과

접수 2015년 5월 11일, 수정 2015년 6월 1일, 게재확정 2015년 6월 3일

### 요약

부부 또는 가족 등의 혈연관계는 생활환경 및 방식이 유사하기 때문에 그들의 생존기간 간에 상관관계가 존재한다는 것을 짐작할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 실제 부부 데이터를 이용하여 상관 분석을 위해 피어슨의 상관계수, 스피어만의 상관계수, 그리고 켈달의 타우를 계산해 본다. 또한, 부부 중 한 명이 사망 후 최종생존자가 사망할 때까지의 사망시차를 분석하여 부부의 사망 시점 간에 종속관계에 대하여도 분석하도록 한다. 실제로 보험에 함께 가입한 부부나 가족은 생존기간 또는 사망시점 간에 상관성이 존재하기 때문에 그들의 생존기간이 독립이라 가정하는 보험 실무 방법 대신 상관성을 고려하여 보험 상품의 가치를 평가하는 것이 더 타당할 수 있다. 본 연구를 통해 부부 중 한 명의 배우자의 사망으로 인한 최종생존자의 잔존생존기간의 변화를 분석하여 연생보험의 보험료 및 준비금 산출 등에 활용할 수 있는 근거를 제시해 보고자 한다.

주요용어: 부부, 사망 시차, 상관성, 연생 상품.

### 1. 서론 및 선행연구

부부나 가족 등 두 명 이상이 함께 가입할 수 있는 연생 보험의 경우 가입하는 사람들이 공통적인 생활환경을 공유하기 때문에 그들의 생존기간 간에 상관관계가 존재한다. 따라서 가입자들의 생존기간에 대한 결합분포를 고려할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 보험 실무에서 연생 보험 상품의 가치를 평가하는 방법은 계산의 편의성을 들어 연생보험에 가입한 가입자들 간의 생존기간을 독립이라 가정하고 있다. 실제로 보험에 함께 가입한 부부나 가족은 생활 패턴 및 환경이 비슷하기 때문에 실무 방법 대신 그들의 생존기간에 대하여 상관성을 고려하여 보험 상품의 가치를 평가하는 것이 더 타당할 수 있다. 본 연구에서는 그러한 평가 방식의 타당성에 대한 근거를 제시하기 위해 국민연금의 유족연금 데이터를 이용하여 부부의 생존기간 간에 상관성이 존재함을 보이도록 하였다.

연생보험 가입자들의 상관성을 반영하는 연구에서는 주로 코플라 모형을 사용하였고, 특히 Frees 등 (1996)는 실제 부부 데이터에 코플라를 적용하여 분석하였다. 그 결과 상관성을 나타내는 모수가 스피어만의 상관계수 (Spearman's correlation coefficient)를 기준으로 0.49 정도의 상관성을 나타내는 것으로 밝혀졌다. 또한, Youn과 Shemyakin (1999), Youn과 Shemyakin (2001), Youn 등 (2002)과

<sup>1</sup> (339-007) 세종특별자치시 시청대로 370 (반곡동), 세종국책연구단지 사회정책동 한국보건사회연구원 미래전략연구실 연금연구센터, 부연구위원.

<sup>2</sup> (561-350) 전라북도 전주시 덕진구 기지로 180, 국민연금연구원 재정분석실, 부연구위원.

<sup>3</sup> 교신저자: (110-745) 서울특별시 중로구 성균관로 25-2, 성균관대학교 보험계리학과/ 수학과, 교수.

E-mail: hangsuck@skku.edu

Luciano 등 (2008)는 Frees 등 (1996)이 사용한 데이터를 이용하여 Archimedean copulas 중 적합한 코플라를 선택하여 연생 보험 상품의 보험료 및 준비금을 산출하기 위해 세대별로 다른 코플라 모형과 그에 따른 모수들을 사용해야 한다고 주장하였다. 또한 부부의 생존기간 간에 상관성을 분석하기 위해 Spreeuw와 Owadally (2012)는 상심 증후군 (broken-heart syndrome)이라고 알려진 배우자의 사망이 다른 배우자의 수명에 끼치는 영향에 대하여 분석하였다. Spreeuw와 Owadally (2012)와 Holden et al. (2010)은 실제 데이터를 이용하여 배우자의 사망 직후 남은 배우자의 사망 확률이 증가하다가 시간에 따라 점점 감소하는 현상을 발견하였다. 이와 같이 부부 중 한 사람의 사망 이후 최종생존자의 생존기간에 대한 연구는 개인의 수명을 대상으로 계량화된 지표인 생명표에 대한 연구로도 이어질 수 있는데 생명표 작성 방법에 대한 연구는 Ryu와 Kim (2013), Ryu 등 (2014), Klugman 등 (2010)을 참고하면 된다.

Hougaard (2000)는 부부의 생존기간 간에 상관성 또는 종속성을 즉각적인 종속관계 (instantaneous dependence), 단기 종속관계 (short-term dependence), 그리고 장기 종속관계 (long-term dependence)로 나누어 정의하였다. 즉각적인 종속관계란 함께 생존해 있는 부부가 같은 사건에 의해 생사에 영향을 받는 경우를 말한다. 단기 종속관계는 배우자의 사망이 최종생존자의 사망에 영향을 주지만 시간에 따라 그 영향력이 감소하는 경향이 있을 경우를 뜻하며 Parkes 등 (1969)과 Jagger와 Sutton (1991)이 연구한 상심 증후군 (broken-heart syndrome)을 대표적인 예로 볼 수 있다. 마지막으로 장기 종속관계는 부부가 장기간 공통된 위험요소가 있는 환경에 노출되어 있거나, 사회 경제학적 배경이 동일한 경우 등 배우자의 사망으로 인해 최종생존자의 사력이 일정하거나 시간에 따라 증가하는 경우라 정의하였다. Hougaard (2000)는 부부의 생존기간 간의 종속성을 특히 단기 종속관계라 정의할 수 있다 언급하였다. Parkes 등 (1969)과 Jagger와 Sutton (1991)의 연구에서는 이를 뒷받침하는 증거로서 사별 후 약 6개월 안에 최종생존자가 사망하는 경향이 높음을 보였다. 이러한 선행연구와 유사하게 본 연구에서도 사별 후 최종생존자의 사망이 발생할 때까지 기간을 실제 부부 데이터를 이용하여 확인하는 방법으로 부부의 사망 간에 서로 영향을 끼친다는 점을 보이도록 하였다.

부부나 가족 등의 혈연관계는 생활 방식이 유사하기 때문에 그들의 생존 기간 간에 상관성이 존재한다는 것을 짐작할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 특히 실제 부부 사망 데이터를 이용하여 상관성을 측정해 보고, 이러한 상관성을 연생 보험의 보험료 및 준비금 산출 등에 활용할 수 있는 근거로 제시해 보고자 사별 후 최종생존자의 사망이 발생할 때까지의 걸리는 시간의 패턴을 확인하는 방법으로 사망시차도 함께 분석해보고자 한다. 선행연구와 본 연구의 차별성은 우리나라의 실제 부부 사망 데이터를 이용하여 상관성을 분석한 선행연구는 드물며, 또한 사별 후 최종생존자의 생존기간을 분석한 연구 또한 국내 연구에서는 많지 않다는 점이다. 본 연구는 다음과 같이 이루어진다. 2절에서는 상관관계를 분석하는 통계적 기법에 대해 설명하고, 3절에서는 국민연금의 유족연금 데이터를 이용하여 부부의 생존기간 간에 상관성이 실제로 존재하는지 상관계수를 직접 산출하여 사별 후 최종생존자의 사망 시점에 대한 패턴을 분석해 보며, 마지막으로 4절에서는 본 연구의 시사점을 밝히도록 한다.

## 2. 상관분석 방법

### 2.1. 상관계수 종류

상관관계 분석은 확률변수들 간에 존재하는 관계 정도를 분석하는 통계적 기법이다. 이변량 상관관계 (bivariate correlation)는 두 확률변수들 간에 1차 선형관계를 갖는지 여부와 그 강도를 측정하는 것으로 확률변수들이 선형 관계를 갖는다는 가정이 전제될 때 의미가 있다. 다변량 상관관계 (multivariate correlation) 분석은 셋 이상의 여러 확률변수들 간의 관계정도를 분석하기 위한 것이다. 비모수적 방법으로 많이 사용되는 분석 방법은 스피어만의 순위상관계수 (Spearman rank correlation coefficient)와 켄달의 타우 (Kendall's tau)를 이용한 방법이 있다. 각각의 분석 방법에 대하여 구체적으로 살펴보면

다음과 같다.

피어슨의 상관관계 (Pearson's correlation)  $r$ 이란 두 확률변수들 간의 함수 관계를 직선으로 상정하고 산점도 상의 점들이 이 직선으로부터 얼마나 가까이 분포되어 있는지 나타내는 선형적 강도 (linear intensity)를 구체화한 Pearson의 이름을 딴 분석 방법이며 다음과 같이 계산한다.

$$r = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2 \sum (Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (2.1)$$

앞에서 언급한 피어슨의 상관계수는 확률변수들이 모두 등간척도일 때 사용하는 것이다. 그러나 확률변수들의 측정수준이 서열척도 (ordinal scale)인 경우에는 스피어만의 순위상관계수 (Spearman rank correlation coefficient)  $r_s$ 를 사용한다. 스피어만 상관계수는 피어슨 상관계수와는 다르게 선형적인 상관관계를 나타내지 않고 단순히 한 변수가 증가할 때 다른 변수가 증가하는지 감소하는지에 대한 관계만을 나타내는 것으로 켄달의 상관계수와 함께 대표적인 비모수적 상관계수이다. 식 (2.1)에서 사용된  $X$ 와  $Y$ 의 순위를 각각

$$R_i = \{X_1, \dots, X_n\} \text{에서 } X_i \text{의 순위,}$$

$$S_i = \{Y_1, \dots, Y_n\} \text{에서 } Y_i \text{의 순위}$$

로 정의하고, 식 (2.1)에서  $X_i, Y_i$ 대신에 각각의 순위인  $R_i, S_i$ 를 대입하면 통계량을  $X$ 와  $Y$ 의 상관계수를 나타내는 척도로 사용할 수 있다. 이것이 스피어만의 상관계수이며 식은 다음과 같다.

$$r_s = \frac{\sum (R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S})}{\sqrt{\sum (R_i - \bar{R})^2 \sum (S_i - \bar{S})^2}} \quad (2.2)$$

마지막으로 켄달의 타우 (Kendall's tau)에 대하여 알아보면 다음과 같다. 스피어만 상관계수와 비슷한 방식으로 서열척도 자료나 또는 서열척도로 변환한 자료를 이용해 두 변수들 간의 상관계수의 크기를 나타내는 값이다. 값의 범위는 피어슨 상관계수, 스피어만 상관계수와 함께 동일하게 -1에서 1사이에 존재한다. 확률표본  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ 에서  $i, j$ 번째 쌍에 대하여

$$X_i - X_j \text{와 } Y_i - Y_j \text{의 부호가 같으면 부합 (concordant),}$$

$$X_i - X_j \text{와 } Y_i - Y_j \text{의 부호가 다르면 비부합 (discordant)}$$

이라 하고, 부합성과 비부합성의 확률을 각각

$$\begin{aligned} \pi_c &= \Pr[(X_i - X_j)(Y_i - Y_j) > 0], \\ \pi_d &= \Pr[(X_i - X_j)(Y_i - Y_j) < 0] \end{aligned} \quad (2.3)$$

이라 하면 이 확률들을 이용하여 연관성의 척도인 켄달의 타우  $\tau$ 는

$$\tau = \pi_c - \pi_d \quad (2.4)$$

와 같이 계산된다. 더 자세한 상관계수 산출 방법은 Lee와 Ahn (2013) 그리고 Song과 Huh (2002), Song과 Kim (2012)을 참고하면 된다.

## 2.2. 붓스트랩(bootstrap)의 활용

모든 통계적인 분석은 불확실성을 포함하고 있으며 추정문제도 예외는 아니다. 추정에서 불확실성에 대한 내용은 추정치의 분산 (또는 표준편차)이나 이를 이용한 신뢰구간 등의 형태로 나뉜다. 따라서 어떤 추정치에 대한 불확실성 또는 신뢰도를 평가할 때 이러한 것들을 고려하게 된다.

## &lt;알고리즘&gt;

단계1 : 크기가  $n$ 인 표본에서 복원추출로  $m$ 개의 표본들을 구한다.

단계2 :  $m$ 개의 각각의 표본을 이용하여  $m$ 개의 추정치를 구한다.

단계3 : 추정치에 대한 붓스트랩 분산 추정치는 단계 2에서 구해진  $m$ 개의 추정치들의 표본분산이 된다.

붓스트랩은 이러한 추정치들에 대한 표준편차, 편이, 신뢰구간 등을 추론하는 방법으로, 주어진 하나의 표본에서 복원추출을 통하여 많은 수의 표본들을 추출하고 이 표본들로부터 계산된 추정치들을 이용하여 추정치의 분산 등을 비모수적으로 계산하는 방법이다.

이번에는 표준오차의 붓스트랩 추정 방법에 대해 알아보면 다음과 같다. 확률변수  $X_1, X_2, \dots, X_n$  (독립, 동일 분포 가정)들이 미지의 분포함수  $F$ 를 각각 따른다고 가정한다. 이것으로부터  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 의 크기  $n$ 의 표본을 취했을 때 표본평균  $\bar{x}$ 는

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n}. \quad (2.5)$$

이때 이 추정량이 진정한 평균  $\theta = E_F[X]$ 를 추정하는데 얼마나 정확할 것인지를 알아보려고 한다.  $F$ 의 2차 적률,  $\mu_2(F) = E_F[X^2] - E_F[X]^2$ 을 생각하면 표준오차  $\sigma(F; n, \bar{x})$ 는

$$\sigma_F = \left[ \frac{\mu_2(F)}{n} \right]^{1/2}. \quad (2.6)$$

(이후  $\sigma(F; n, \bar{x})$ 를  $\sigma_F$ 로 쓴다). 이때 크기  $n$ 의 표본과 관심있는 통계량  $\bar{x}$ 는 알려져 있지만, 분포함수  $F$ 는 미지이다. 표준오차는  $\bar{x}$ 의 정확성을 나타내주는 전통적 측도이다. 그러나  $\mu_2(F)$ 가 알려져 있지 않기 때문에  $\bar{x}$ 의 정확성을 알아내기 위하여 식 (2.6)을 직접 이용할 수는 없다. 그러므로 표준오차의 추정량을 사용해야 한다. 즉 표준오차의 추정량  $\bar{\sigma}$ 는

$$\bar{\sigma} = \left[ \frac{\bar{\mu}_2}{n} \right]^{1/2}. \quad (2.7)$$

그리고 여기서  $\bar{\mu}_2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ 는  $\mu_2(F)$ 의 불편추정량 (unbiased estimator)이다.

$\sigma(F)$ 를 추정하는 직접적인 방법으로 붓스트랩 추정을 생각해 보면,  $\hat{F}$ 를 크기  $n$ 의 표본  $x_1, x_2, \dots, x_n$ 에 각각  $1/n$ 의 확률을 부여한 선험적 분포 (empirical distribution)라고 할 때 식 (2.6)에서  $F$ 대신  $\hat{F}$ 으로 대체시키면  $\bar{x}$ 의 표준오차 추정량으로  $\hat{\sigma}$ 를 얻을 수 있다. 즉  $\hat{\sigma}$ 는

$$\hat{\sigma} \equiv \sigma(\hat{F}) = \left[ \frac{\mu_2(\hat{F})}{n} \right]^{1/2}, \quad (2.8)$$

이것이 표준오차의 붓스트랩 추정량인 것이다. 그리고

$$\hat{\mu}_2 \equiv \mu_2(\hat{F}) = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} \quad (2.9)$$

이므로  $\hat{\sigma}$ 는  $\bar{\sigma}$ 와 꼭 같지는 않지만 그 차이는 미미하므로 응용면에서 크게 문제시 되지 않는다. 더 자세한 붓스트랩에 대한 설명은 Jun (1997)을 참고하면 된다.

### 3. 부부의 생존기간 간 상관성 및 사망 시차

#### 3.1. 자료 설명

본 연구에서는 부부의 사망시점에 대한 상관관계와 서로의 사망으로 인한 생존기간을 실증 자료를 이용하여 분석하고자 한다. 국민연금의 유족연금은 국민연금 현재 가입자, 과거에 가입했던 자, 장애 2급 이상으로 장애연금을 받고 있는 자, 또는 노령연금을 받고 있는 자가 사망했을 경우 유족에게 지급되는 연금이다. 유족연금은 앞에서 언급한 대상자들의 사망으로 인하여 생계가 어렵게 되는 배우자 및 자녀 등 부양가족을 보호하기 위한 것으로 유족은 배우자 또는 부모나 자녀 등 배우자 이외 유족으로 구분될 수 있다. 그러나 Shin (2006)은 국민연금 남자 가입자 중 배우자가 유족연금 수급 대상인 경우가 28세 일 경우 60%, 59세일 경우 97%로 유족이 배우자일 확률이 매우 높은 편이라 언급하고 있다. 따라서 본 연구에서는 배우자가 유족연금 수급자인 경우만 고려하여 데이터를 사용하였다. 자세한 국민연금에 대한 전박적인 설명은 Jung (2013), Han과 Lee (2013a), Han과 Lee (2013b), Shin 등 (2014)을 참고하면 되고, Table 3.1은 유족연금의 수급 조건 및 연금액의 크기에 대한 간단한 설명이다.

**Table 3.1** The qualifying conditions for the benefits of the NSP

Benefit level	Insured period	Less than 10 years	From 10 to less than 20 years	20 years or longer
	Benefit amount	Basic Pension Amount × 40%+Dependents' Pension Amount	Basic Pension Amount × 50%+Dependents' Pension Amount	Basic Pension Amount × 60%+Dependents' Pension Amount
Benefit criteria	○ In the event of the death of the following persons:			
	- old-age pension beneficiary - insured person - a formerly insured person whose insured period is ten years or more - disability pension beneficiary with the 1st or 2nd degree of disability			
	○ In the event that a person who was an insured person for less than ten years dies due to a disease, wound or disease from the wound originating during the insured period			

Source: www.nps.or.kr

앞 절에서 언급하였듯이 국민연금의 유족연금을 지급받게 되는 유족은 부부, 자녀, 부모 등 굉장히 다양하나 본 연구에서는 사실혼까지 포함한 배우자가 유족일 경우의 데이터만을 사용하였다. 특히 1986년부터 2013년 까지 국민연금의 유족연금을 지급한 계약들로부터 부부가 모두 사망한 데이터 19,988건을 이용하여 분석하였다. 다음의 Table 3.2는 본 연구에서 사용한 자료에 대한 설명으로 부부 중 먼저 사망한 사람들을 성별, 연령별로 구분한 것이다.

**Table 3.2** Dataset description

group \ age	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	total
Male=the 1st death	62	581	2,268	5,365	5,373	1,558	38	0	15,245
Female=the 1st death	0	3	23	102	1,726	2,262	616	11	4,743
total	62	584	2,291	5,467	7,099	3,820	654	11	19,988

Table 3.3과 같이 앞으로 남편의 사망 연령은 X로 정의하고, 부인의 사망 연령은 Y로 정의하기로 한다. 부부 모두 사망한 19,988건의 유족연금 데이터에서 남편의 평균 사망 연령은 64.5세이고, 부인의 평균 사망 연령은 64.4세이다. 2012년 통계청 자료에 따르면 평균 수명이 81.4세이지만 Table 3.3과 같이 본 연구의 데이터 상의 평균 사망 연령이 약 64세로 매우 낮은 것은 본 연구에서 사용한 자료가 부부가 모두 사망한 데이터인 중도 절단된 자료 (censored data)이기 때문이라 볼 수 있다. 따라서 64세라는 평균 사망 연령은 부부가 모두 사망하였다는 가정 하에 산출된 조건부 평균값의 결과이기때문에 그 결과가 매우 낮은 편이라고 짐작해 볼 수 있다. 그리고 이번 절에서 산출하게 될 상관계수 또한 부부가 모두

사망했다는 가정이 조건부로 산출된 결과라는 것에 유의해야 하겠다.

**Table 3.3** Description of the dataset by age at death

	no. of obs.	mean	std. dev.	min	max
X: male's age at death	19,988	64.5043	10.7954	25	98
Y: female's age at death	19,988	64.4234	8.5454	26	90

Table 3.4는 데이터를 부부의 나이 차이별로 구분하여 사망자 수를 나타낸 것으로 총 19,988쌍의 부부를 대상으로 보았을 때 평균 나이 차이는 3.87세 이었고, 표에서  $D$ 는 남편의 나이에서 부인의 나이를 뺀 부부의 나이 차이 값으로 정의한다.

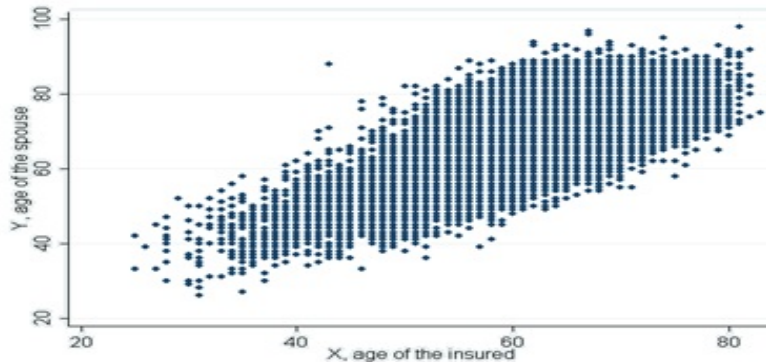
**Table 3.4** Description of the dataset by age difference ( $D$ )

	$D > 4$	$D = 4$	$D = 3$	$D = 2$	$D = 1$	$D = 0$
age difference,	8,364	2,024	2,092	1,908	1,772	1,442
$D = \text{husband's age} - \text{wife's age}$	$D = -1$	$D = -2$	$D = -3$	$D = -4$	$D < -4$	Total
	1,010	601	331	163	281	19,988

## 3.2. 상관관계 분석

### 3.2.1. 분석 자료의 특성

보통 직관적으로도 부부의 공통된 라이프 스타일은 그들의 잔존 생존기간에 영향을 줄 것이라는 점을 예상해 볼 수 있다. 앞에서 언급한 것과 같이 남편 (남자)의 사망 연령은  $X$ 로, 그리고 부인 (여자)의 사망 연령은  $Y$ 로 정의하여 부부 모두 사망한 데이터 19,988건으로부터 부부의 사망 연령 간의 산포도를 확인해보니 Figure 3.1과 같이 서로의 사망 연령 간에 상관관계가 존재한다는 것을 간단하게 확인할 수 있었다.



**Figure 3.1** Scattergram of  $X$  (husband's age at death) and  $Y$  (wife's age at death)

다음으로는 앞 절에서 언급한 부부의 사망 연령 간의 상관성을 다양한 상관계수를 계산하여 그 정도를 확인해 보도록 한다. 이 때 분석 방법은 부부의 사망 연령 간의 상관성을 분석하는 방법으로 남편의 사망 연령  $X$ 와 부인의 사망 연령  $Y$ 의 상관계수들을 구한다.

### 3.2.2. 부부의 생존기간 간 상관성 분석

우리나라의 실제 부부 사망 데이터를 이용하여 분석한 결과, Frees 등 (1996)이 부부의 생존기간 간에 상관성이 스피어만의 상관계수 (Spearman's correlation coefficient)를 기준으로 0.49 정도의 상관성을

나타낸다고 언급한 것과 유사한 결과를 얻었다. Table 3.5에서 확인할 수 있듯이 부부의 생존기간 간의 상관계수는 스피어만의 상관계수 기준으로 0.53이며 어느 정도 상관성이 존재한다고 볼 수 있다.

**Table 3.5** Correlation coefficients of  $X$  and  $Y$

	Pearson (95% C.I.) Std. Err.	Spearman (95% C.I.) Std. Err.	Kendall's Tau-b (95% C.I.) Std. Err.
$X$ and $Y$ ( $X$ : husband's age at death, $Y$ : wife's age at death)	0.5827*** (0.5729, 0.5924) 0.0050	0.5330*** (0.5222, 0.5439) 0.0055	0.3878*** (0.3792, 0.3963) 0.0043

\* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$

Table 3.5와 다른 표 상에서 표시되는 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 모상관계수가 0이라는 귀무가설에 대하여 5%, 1%, 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. 또한 Table 3.5와 앞으로 상관계수를 나타낸 표 상에서 보게 될 표준오차는 표본을 1,000번 생성한 붓스트랩 (bootstrap) 방법을 이용하여 구한 것이며 붓스트랩에 대한 이론적 설명은 앞 절에서 이미 언급하였었다.

다음으로는 부부의 나이 차이를 고려하여 부부의 사망 연령 간의 상관계수를 살펴보았다. Table 3.6은 나이 차이를 조건부로 두고 계산된 상관계수이기 때문에 모든 값들이 실제  $\rho(X, Y)$ 보다 큰 값을 갖고 있으며, 나이 차이가 적게 날수록 부부의 생존기간 간의 상관성이 높은 편이었다.

**Table 3.6** Correlation coefficients of  $X$  and  $Y$  given  $D=d^*$

	Pearson	Spearman	Kendall's Tau-b
$\rho(X, Y D = 4)$	0.7592	0.7045	0.5400
$\rho(X, Y D = 3)$	0.7542	0.7059	0.5399
$\rho(X, Y D = 2)$	0.7734	0.5620	0.5620
$\rho(X, Y D = 1)$	0.8015	0.7438	0.5838
$\rho(X, Y D = 0)$	0.8116	0.7550	0.5921
$\rho(X, Y D = -1)$	0.8112	0.7486	0.5859
$\rho(X, Y D = -2)$	0.8063	0.7438	0.5809
$\rho(X, Y D = -3)$	0.8035	0.7403	0.5771
$\rho(X, Y D = -4)$	0.7993	0.7335	0.5707

\*  $X$ : husband's age at death,  $Y$ : wife's age at death,  $D$ : husband's age-wife's age

### 3.3. 부부의 사망 시차 분석

이번 절에서는 앞 절에서 상관분석을 위해 사용한 국민연금의 유족연금 데이터 19,988건을 이용하여 부부의 사망 시점 간의 시간 차이를 분석해보도록 한다. 해외 선행연구로는 Martikainen과 Valkonen (1996a), Martikainen 등 (2005), Spreeuw와 Owadally (2012) 등이 있으며 주로 사별 후 최종생존자인 배우자의 사망률을 분석하였다. 특히 본 논문은 Spreeuw와 Owadally (2012)가 배우자의 사망이 최종생존자의 사망에 끼치는 영향을 분석한 방법과 유사하게 데이터를 첫 번째 사망자의 사망연도와 두 번째 사망자의 사망연도의 차이에 따라 분류하고 그 차이를  $e$ 라고 정의하였다. 예를 들어 Table 3.7의  $e=0$ 이라는 것은 같은 해에 부부가 모두 사망했을 경우를 뜻하며,  $e=1$ 이라는 것은 부부 중 첫 번째 사망이 발생하고 1년 후 나머지 배우자가 사망했을 경우를 뜻한다.

**Table 3.7** Summary statistics of the time-lag between the spouses' deaths

time-lag, $e$	no. of obs.	mean	std. dev.	min	max
	19,988	6.2918	4.7428	0	24

부부의 사망 시점 사이의 시차를 분석한 결과 평균적으로 6.29년이였다. 또한 Table 3.8에서 확인할 수 있듯이 평균적으로 남편이 사망한 후 부인이 사망할 때까지 걸리는 시간은 부인이 사망한 후 남편이

사망할 때까지 걸리는 시간 보다 약 1.69년 더 긴 편이었다. 물론 사망에 끼치는 다양한 영향을 함께 고려하여 결과를 해석해야 하지만 자료의 제한을 염두에 두고 다른 건강 상 조건들이 모두 동일하다고 가정하여 해석해본다면 남자가 여자보다 배우자의 사망에 영향을 더 받을 수 있는 가능성이 높다고 볼 수도 있다.

**Table 3.8** Summary statistics of the time-lag( $e$ ) between the spouses' deaths

The time-lag( $e$ ) between the 1st and 2nd death (male=1st death, female=2nd death)				The time-lag( $e$ ) between the 1st and 2nd death (female=1st death, male=2nd death)			
Percentiles				Percentiles			
1%	0	75%	10	1%	0	75%	7
5%	1	90%	14	5%	0	90%	10
10%	1	95%	16	10%	1	95%	12
25%	3	99%	21	25%	2	99%	16
50%	6			50%	4		
no. of obs.	15,245			no. of obs.	4,743		
mean	6.69	std. dev.	4.94	mean	5.00	std. dev.	3.78
skewness	0.80	kurtosis	3.08	skewness	0.91	kurtosis	3.49

Table 3.9는 전체 19,988쌍 부부의 사망 시점 사이의 시차 ( $e$ ) 크기별로 데이터를 분류한 것이다. 여기서 연령 그룹은 첫 번째 사망자가 발생했을 때 최종생존자(아직 사망하지 않은 배우자)의 나이를 기준으로 20대부터 90대까지 분류한 것이다. 최종생존자의 연령이 증가할수록 부부 간의 사망 사이의 시차는 점점 작아지는 경향이 있으며, 이 결과는 최종생존자 본인의 연령에 따른 효과일 수도 있으며 동시에 배우자의 사망이 원인일 수도 있다. 따라서 Martikainen과 Valkonen (1996b), Christakis와 Allison (2006), Rolden 등 (2014), Elwert와 Christakis (2008)의 연구와 같이 혼인관계 또는 개인의 건강상태 등 사망시차에 영향을 끼칠 수 있는 요인들에 대한 좀 더 세밀한 요인 분석이 본 연구와 함께 향후 연구 과제에서 추가적으로 비교 분석할 필요가 있다.

**Table 3.9** Description of dataset for time-lag( $e$ ) between the spouses' deaths

time-lag	20-29*	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	Total
e=0	3	11	41	167	304	258	74	3	861
e=1	3	20	149	454	765	630	163	6	2,190
e=2	0	29	130	430	757	597	132	2	2,077
e=3	0	26	157	405	672	497	96	0	1,853
e=4	1	24	176	409	690	393	61	0	1,754
e=5	7	25	179	380	643	342	53	0	1,629
e=6	0	34	153	374	562	271	26	0	1,420
e=7	3	33	147	359	515	223	19	0	1,299
e=8	4	31	134	331	438	183	9	0	1,130
e=9	2	35	128	335	378	121	12	0	1,011
e=10	1	27	136	311	337	108	4	0	924
e=11	1	47	118	304	277	82	1	0	830
e=12	5	29	119	226	242	49	2	0	672
e=13	3	32	87	264	173	32	1	0	592
e=14	4	27	87	179	151	21	1	0	470
e=15	2	30	68	142	88	6	0	0	336
e=16	6	19	61	93	52	5	0	0	236
e=17	2	25	44	79	25	2	0	0	177
e=18	4	13	51	78	11	0	0	0	157
e=19	3	18	32	55	7	0	0	0	115
e=20	4	11	31	39	5	0	0	0	90
e=21	1	16	30	24	4	0	0	0	75
e=22	1	14	18	21	2	0	0	0	56
e=23	2	7	10	6	1	0	0	0	26
e=24	0	1	5	2	0	0	0	0	8
Total	62	584	2,291	5,467	7,099	3,820	654	11	19,988
mean (years)	12.05	10.46	8.45	7.49	5.77	4.14	2.75	0.91	6.29

\* husband (wife)'s age when wife (husband) died



또한 Table 3.9 마지막 행의 평균값은 첫 번째 사망이 발생했을 때 살아남은 배우자 기준 잔존생존기간을 나타낸 것으로 해당 연령 그룹의 평균 잔존생존기간 수치와 Table 3.10의 국민생명표 상의 연령별 기대여명을 함께 비교해 보면 그 수치의 차이가 매우 크며 평균적인 수명에 도달하기 훨씬 전에 남은 배우자도 사망하는 것으로 나타났다. 유족연금 수급자에 한정된 결과이기는 하지만 일반적인 평균 수명보다는 짧은 생존기간을 유지하다 유족 (남은 배우자)도 역시 사망하여 상대 배우자의 사망이 남은 유족의 생존기간에 어느 정도 영향을 주고 있을 가능성을 본 결과로부터 예상해 볼 수 있었다.

Table 3.10 Life table (2013)

age	life expectancy (total)	life expectancy (male)	life expectancy (female)
20	62.39	58.99	65.46
25	57.50	54.13	60.54
30	52.64	49.29	55.64
35	47.80	44.48	50.77
40	43.01	39.73	45.92
45	38.28	35.07	41.11
50	33.67	30.57	36.34
55	29.16	26.22	31.63
60	24.76	22.03	26.96
65	20.51	18.00	22.39
70	16.43	14.19	17.98
75	12.74	10.83	13.89
80	9.53	8.00	10.26
85	6.92	5.78	7.33
90	4.95	4.18	5.14
95	3.53	3.08	3.63

Source: www.kosis.kr

전체 데이터를 이용하여 최종생존자의 연령대 별 부부 사망시차를 분석한 결과 최종생존자의 사망자 비율(사망시차별 사망자 수/해당연령 그룹의 초기 생존자 수)이 Figure 3.2와 같이 배우자가 사망한 후 일시적으로 증가하였다가 감소하는 경향이 있었으며, 특히 배우자가 사망한 후 1년 안에 사망자 비율이 가장 높게 나타나다 다시 감소하는 패턴을 보이고 있다.

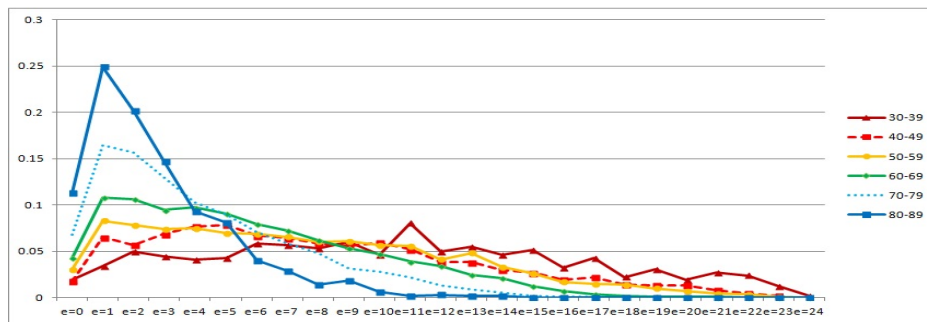


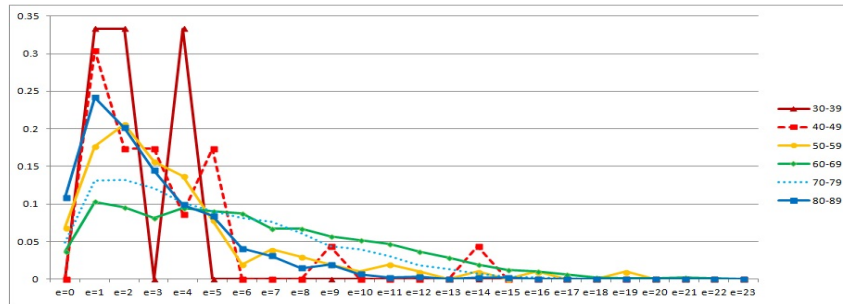
Figure 3.2 Death rate by time-lag between the spouses' deaths and last-survivor's age group

물론 배우자의 사망으로 인한 영향보다 배우자 사망 시 생존해 있는 사람의 연령 때문에 최종생존자의 나이가 고연령일 수록 부부 사망시차가 작게 나타났다고 볼 수 있지만, Figure 3.2에서 확인할 수 있듯이 거의 대부분의 연령대에서 사망자 비율이 배우자 사망 즉시 증가하다 감소하는 일정한 패턴이 유사하게 나타났다.

**Table 3.11** Dataset by last-survivor (male)'s age group and time-lag between the spouses' deaths

age group (male)	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	Total
e=0	-	-	7	63	110	67	250
e=1	1	7	18	178	296	149	655
e=2	1	4	21	165	299	124	616
e=3	-	4	16	140	273	89	522
e=4	1	2	14	163	229	61	470
e=5	-	4	8	156	205	52	425
e=6	-	-	2	150	183	25	360
e=7	-	-	4	116	173	19	312
e=8	-	-	3	115	138	9	265
e=9	-	1	2	98	99	12	212
e≥10	-	1	7	382	257	9	656
Total	3	24	108	2,018	2,430	621	5,215
mean (years)	2.33	3.39	3.72	6.15	4.82	2.82	5.00

Table 3.11과 Figure 3.3은 부인이 먼저 사망하고, 최종생존자가 남편일 경우의 분석 결과인데 이 결과가 Table 3.12의 분석 결과 보다 대상자가 적은 이유는 다음과 같이 추측해 볼 수 있다. 한 가지는 국민연금의 유족연금 데이터를 이용했기 때문에 첫 번째 사망자, 즉 가입자가 남자인 경우가 여자인 경우보다 더 많다는 점이 반영된 결과라 볼 수 있다. 참고로 국민연금공단의 국민연금 통계를 살펴보면 2013년 10월 기준으로 가입자 성별 현황이 남자 58%, 여자 42%이고, 과거에는 성별 분포 차이가 더 컸을 것으로 예상된다. 그리고 또 다른 가능성은 여자가 평균적으로 남자보다 수명이 긴 편이기 때문에 부인이 먼저 사망한 데이터의 수가 반대의 데이터의 수보다 적을 수도 있다고 볼 수 있다.



**Figure 3.3** Male's death rate by time-lag between the spouses' deaths and male's age group

따라서 Figure 3.2와 비교하면 Figure 3.3의 그래프는 특히 사망자 비율이 특정한 패턴을 보이지 않는 30-40대의 경우를 제외하고 그 외의 연령대에서는 부인이 사망 후 남편의 사망자 비율이 배우자 사망 후 일정 기간 동안 증가하였다가 감소하는 패턴을 유사하게 보이고 있다.

**Table 3.12** Data set by last-survivor (female)'s age group and time-lag between the spouses' deaths

age group (female)	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	Total
e=0	11	41	160	241	148	7	611
e=1	19	142	436	587	334	14	1,535
e=2	28	126	409	592	298	8	1,461
e=3	26	153	389	532	224	7	1,331
e=4	23	174	395	527	164	-	1,284
e=5	25	175	372	487	137	1	1,204
e=6	34	153	372	412	88	1	1,060
e=7	33	147	355	399	50	-	987
e=8	31	134	328	323	45	-	865
e=9	35	127	333	280	22	-	799
e≥10	316	896	1,816	993	48	-	4,108
Total	870	3,028	6,871	6,119	1,587	38	18,613
mean (years)	10.50	8.50	7.56	5.66	3.15	1.63	6.69

Table 3.12는 남편이 먼저 사망했을 때 부인의 사망이 발생할 때까지의 기간을 요약한 것이고, Figure 3.4는 부인의 사망자 비율을 나타낸 것이다. Figure 3.4는 Figure 3.2, Figure 3.3과 유사한 패턴을 보이지만 부인의 사망자 비율 패턴은 70대, 80대를 제외하고 증감폭이 다른 그래프들에 비해 그리 높지 않은 편이다. 또한 Table 3.11과 Table 3.12의 마지막 행에 있는 최종생존자의 평균 잔존생존기간을 비교해 보면 Table 3.12에서 최종생존자의 연령이 50대까지는 그 격차가 매우 크며 남편과 사별한 부인의 잔존생존기간이 더 긴 편이었다. 그러나 최종생존자의 연령대가 60대 이상인 경우 부인과 사별한 남편의 평균 잔존생존기간이 조금 더 길게 나왔으나 그 차이는 그리 크지 않았다. 이로부터 부인의 사망으로 인한 남편의 잔존생존기간이 남편의 사망으로 인한 부인의 잔존생존기간에 비해 좀 더 배우자의 사망으로부터 영향을 받고 있음을 확인할 수 있었다.

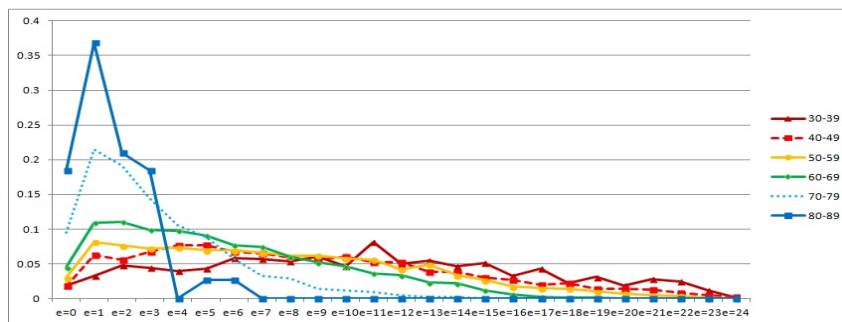


Figure 3.4 Female's death rate by time-lag between the spouses' deaths and female's age group

Figure 3.5와 Figure 3.6은 부부 나이 차이에 따른 최종생존자의 사망자 비율 패턴을 살펴 본 것이다. Figure 3.5는 최종생존자 연령대가 30대일 경우의 결과로서 나이 차이별로 규칙적이거나 일관적인 패턴은 보이지는 않으나 전체적으로 사망자 비율이 증가하다 감소하는 패턴은 Figure 3.2, Figure 3.4와 유사하다.

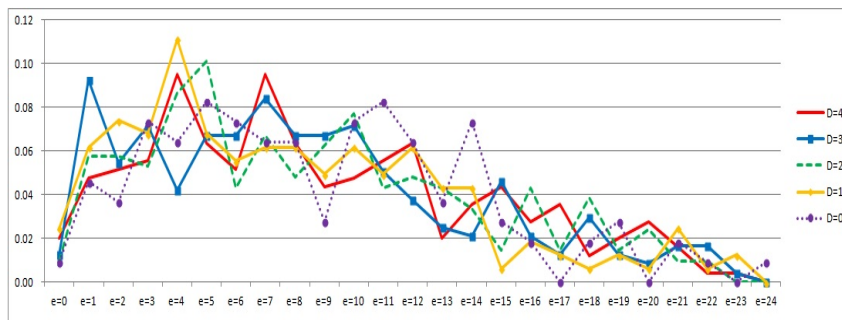


Figure 3.5 Death rate by time-lag between the spouses' deaths and age difference of last-survivor age group 30-39

또한, Figure 3.6은 마지막 생존자가 60대인 데이터를 이용한 것으로 Figure 3.5에 비하여 나이 차이 별로 사망자 비율의 변화 패턴은 거의 유사하며, 역시 배우자 사망 후 일시적으로 사망자 비율이 증가하다 감소하는 패턴을 관찰할 수 있었다.

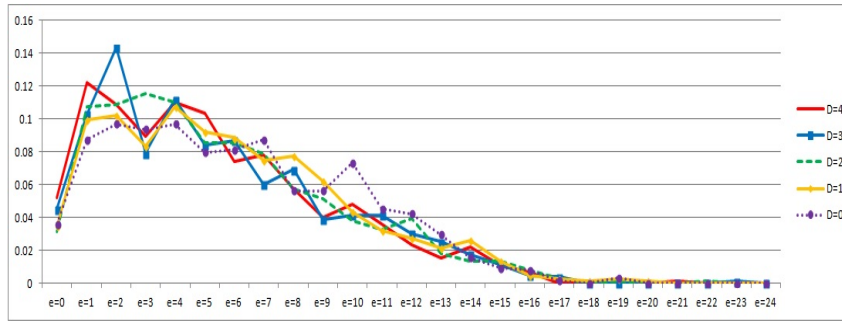


Figure 3.6 Death rate by time-lag between the spouses' deaths and age difference of last-survivor age group 60-69

여태까지의 분석 방법은 사망시차별 빈도를 측정하는 방법으로 첫 번째 사망자가 사망했을 때 최종생존자의 연령 그룹 기준으로 분석하여 부부의 사망시차를 이용한 부부의 생존기간 간에 종속성을 분석하였다. 다음은 사망시차를 여러 변수들로 분해 (decomposition)하여 정량화를 통한 분석 방법 및 결과를 논의하고자 한다. 분석결과를 밝히기 전 미리 이 분석 방법의 한계성을 짚어보면, 사망시차를 여러 변수로 분해할 경우 정확한 종속성의 효과에 의한 최종생존자의 평균 기대여명보다 이른 사망 발생시점까지의 기간을 구할 수는 없다는 점을 들 수 있다. 그러나 그러한 한계점에도 불구하고 이 분석방법으로 어느 정도 부부의 생존기간 간에 상관관계가 있다는 것을 확인해 볼 수 있어 다음과 같이 분석하였다.

본고 앞부분에서 정의한 부부간의 사망시차는 다음과 같이도 분해할 수 있다.

$$e = (\text{첫 번째 사망자 발생 시 최종생존자의 미래 평균 잔존생존기간}) - (\text{최종생존자 성별에 따른 0세 평균 기대여명} - \text{실제 최종생존자의 사망연령}). \quad (3.1)$$

식 (3.1)은 다음과 같이 정의할 수도 있다.

$$e = (\text{남녀 기대여명 차이}) + (\text{첫 번째 사망자의 평균과 실제 사망연령 차이}) - (\text{두 번째 사망자의 평균과 실제 사망연령 차이}). \quad (3.2)$$

식 (3.1)에서  $e$ 는 부부간의 사망시차 (timelag)를 의미하고, 식 (3.1)의 두 번째 항과 식 (3.2)의 세 번째 항인 최종생존자의 실제 사망연령과 평균 사망연령 간의 차이에서 부부의 생존기간 간 종속성에 의하여 최종생존자의 사망 시점이 단축된 효과와 더불어 최종생존자의 평소 건강상태 및 질환 등의 다양한 영향으로 인한 효과의 결과라 볼 수 있다. 식 (3.1)은 첫 번째 사망자가 남편인지 또는 부인인지에 따라서 다음과 같이 정리될 수도 있다. 우선 첫 번째 사망자가 남편일 경우

$$e = \{(\text{여자 0세의 평균 기대여명}) - (\text{남자 0세의 평균 기대여명})\} + (\text{부부 나이차이}) + \{(\text{남자 0세의 평균기대여명}) - (\text{남편의 실제 사망 연령})\} - \{(\text{여자 0세의 평균기대여명}) - (\text{부인의 실제 사망 연령})\} \quad (3.3)$$

이고, 첫 번째 사망자가 부인일 경우

$$e = \{(\text{남자 0세의 평균 기대여명}) - (\text{여자 0세의 평균 기대여명})\} - (\text{부부 나이차이}) + \{(\text{여자 0세의 평균기대여명}) - (\text{부인의 실제 사망 연령})\} - \{(\text{남자 0세의 평균기대여명}) - (\text{남편의 실제 사망 연령})\}. \quad (3.4)$$

식 (3.3), 식 (3.4)에서 남자 0세의 평균 기대여명과 여자 0세의 평균 기대여명은 본 연구에서 분석 시 통계청의 2013년 생명표를 사용하여 각각 78.51세, 85.06세를 적용하였다. 다시 정리하자면, 사망시차는 부부의 평균 기대여명 차이, 부부의 나이차이, 첫 번째 사망자의 평균과 실제 사망연령 간의 차이, 그리고 두 번째 사망자의 평균과 실제 사망연령 간의 차이로 분해할 수 있다. 이렇게 각각 두 식을 이용하여 분석해 본 결과 앞서 분석한 방법의 결과와 동일하게 Table 3.13, Table 3.14의 두 번째 행의 부부의 사망시차 값을 비교해보면 사망시차는 부인이 먼저 사망하였을 경우가 남편이 먼저 사망하였을 경우보다 더 작은 것으로 확인되었다. 또한 앞서 언급한 것과 같이 최종생존자의 평균과 실제 사망연령 간의 차이는 먼저 사망한 배우자의 사망이 최종생존자의 잔존생존기간에 미치는 영향이 어느 정도 반영되었다고 볼 수 있다. 따라서 Table 3.13, Table 3.14의 세 번째 행 (두 번째 사망자의 평균과 실제 사망연령 차이 변수)의 전체 (Total)를 대상으로 한 값들을 살펴보면 사망자의 평균과 실제 사망연령 차이를 확인할 수 있는데 남편이 먼저 사망했을 때 최종생존자인 부인의 평균, 실제 사망연령 차이는 20.60년으로 반대의 경우의 최종생존자의 평균, 실제 사망연령 차이 2.05년보다 굉장히 격차가 컸다. 이 수치는 오히려 남편이 먼저 사망했을 경우가 최종생존자의 평균과 실제 사망연령 차이가 큰 것으로 보아 평균 사망 발생 연령보다 최종생존자의 사망이 더 급작스럽게 일어났음을 보여주고 있다.

**Table 3.13** Decomposition of time-lag( $e$ ) between the spouses' deaths: Male=1<sup>st</sup> death

mean (unit: years)	wife's age when her husband was dead (case 1: male=1st death)				
	40-49	50-59	60-69	70-79	Total
time-lag	8.50	7.56	5.65	3.15	6.69
(Std. Dev.)	(5.47)	(5.05)	(4.00)	(2.59)	(4.94)
difference btw expected and real age at death of the 1st death	28.16	19.81	12.47	5.43	17.73
(Std. Dev.)	(4.57)	(3.95)	(4.05)	(3.69)	(8.86)
dependent effect	31.14	22.53	15.39	9.31	20.60
(Std. Dev.)	(5.99)	(5.56)	(4.49)	(3.07)	(9.07)
age difference btw couple	4.92	3.73	2.03	0.48	3.02
(Std. Dev.)	(3.75)	(3.36)	(3.29)	(3.41)	(3.71)
frequency	2268	5365	5373	1558	15245

**Table 3.14** Decomposition of time-lag( $e$ ) between the spouses' deaths: Female=1<sup>st</sup> death

mean (unit: years)	husband's age when his wife was dead (case 2: female=1st death)				
	40-49	50-59	60-69	70-79	Total
time-lag	3.39	3.72	6.15	4.82	5.00
(Std. Dev.)	(3.04)	(3.42)	(4.22)	(3.43)	(3.78)
difference btw expected and real age at death of the 1st death	40.84	32.92	25.40	18.65	20.74
(Std. Dev.)	(5.00)	(3.55)	(4.14)	(4.51)	(6.56)
dependent effect	28.64	19.50	7.10	-0.48	2.05
(Std. Dev.)	(4.33)	(4.28)	(4.93)	(3.98)	(7.17)
age difference btw couple	2.26	3.16	5.60	7.76	7.14
(Std. Dev.)	(3.58)	(3.24)	(3.70)	(3.99)	(4.22)
frequency	23	102	1726	2262	4743

#### 4. 결론 및 한계점

국민연금의 부부 사망 데이터를 이용하여 분석해 본 결과 부부는 서로 생사가 독립이라기보다는 종속적인 관계라는 것을 다양한 상관계수를 산출하여 확인하였다. 그리고 본 연구에서 산출된 상관계수는 부부가 모두 사망했다는 가정 하에 산출된 것으로 중도 절단된 자료 (censored data)를 사용하여 산출

된 조건부 상관계수 값임을 유의해야 한다. 비록 본 연구에서 사용한 데이터의 제약으로 추정하기 어려운 값들이 존재하여 조건부가 아닌 상관계수를 구하는 것이 쉽지 않기에 조건부 상관계수만을 산출하였지만, 본 연구에서 살펴본 조건부 상관계수도 부부의 생존기간 간에 상관성이 존재한다는 것을 확인할 수 있는 의미 있는 결과라 볼 수 있다. 또한 유족연금의 데이터 자체의 대표성에 제한점이 존재하지만, 국내연구에서 부부 사망 데이터를 이용한 분석이 드물다는 점이 본 연구에 의미를 부여할 수 있다고 본다. 부부의 사망 데이터를 이용하여 최종생존자가 배우자 사망 후 사망할 때까지 걸리는 시간인 사망시차도 상관분석과 함께 분석하였다. 배우자 사망 시 최종생존자의 연령별, 그리고 부부의 나이 차이별로 사별 후 최종생존자의 사망 발생 빈도를 분석해본 결과 배우자 사망 직후 점점 사망자 수가 증가하다 감소하는 패턴이 모든 연령 그룹에서 유사하게 관찰되었다. 이러한 결과는 부부의 생존기간 간 상관성이 존재한다는 것을 일부 뒷받침할 수 있으나 좀 더 구체적으로 상관성 효과를 분석하기 위해서는 결혼여부에 따른 사망률 변화에 대한 비교분석도 함께 진행하여 볼 필요가 있다. 이렇게 부부의 생존 여부는 서로의 생존기간에 영향을 주기 때문에 주택연금과 같이 부부가 함께 가입하여 마지막 사망자가 발생할 때까지 지급하는 연금 상품의 경우 부부의 생존기간 간 종속성을 보험료 산출 시 반영한다면 독립성을 가정할 때 보다 연금 지급 기간이 감소할 가능성이 존재하여 보험료 할인이 가능할 수 있다. 이와 같이 보험상품의 종류에 따라 리스크의 크기가 달라질 수 있으므로 본 연구에서 살펴본 상관관계를 향후 보험료 및 준비금 산출 시 고려해 볼 수 있을 것이다. 현재 가입자들의 상관성에 대한 국내 실증 연구가 미흡한 실정이므로 이에 대한 연구를 진행하여 보험료 산출에 적절하게 반영하는 방법도 생각해 볼 문제이다. 또한 가입자들의 상관성이 책임준비금에 미치는 영향에 대한 연구 또한 필요하다. 그리고 향후 연구에서는 배우자 사망 후 최종생존자의 생존기간에 영향을 줄 수 있는 건강요소와 같은 다양한 요소들을 함께 고려하여 배우자의 사망이 최종생존자의 잔존생존기간에 영향을 끼치는 가장 중요한 요소로 볼 수 있는지 심층적으로 분석해 볼 예정이다.

## References

- Christakis, N. A. and Allison, P. D. (2006). Mortality after the hospitalization of a spouse. *the New England Journal of Medicine*, **354**, 719-730.
- Elwert, F. and Christakis, N. A. (2008). The effect of widowhood on mortality by the causes of death of both spouses. *American Journal of Public Health*, **98**, 2092-2098.
- Frees, E. W., Carriere, J. F. and Valdez, E. (1996). Annuity valuation with dependent Mortality. *Journal of Risk and Insurance*, **63**, 229-261.
- Han, J. and Lee, H. (2013a). An actuarial structure of income replacement ratio in pensions and individual annuity. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **24**, 1385-1400.
- Han, J. and Lee, H. (2013b). Estimation of Life Expectancy and Benefit-Cost Analysis of Beneficiaries of National Pension Old-Age Benefit. *The Population Association of Korea*, **36**, 119-143.
- Holden, K. C., Kim, J. and Novak, B. (2010). *Psychological adjustment to widowhood: The role of income, wealth and time*. Society of Actuaries and University of Wisconsin-Madison, USA.
- Hougaard, P. (2000). *Analysis of multivariate survival data*, Springer, New York.
- Jagger, C. and Sutton, C. J. (1991). Death after marital bereavement-Is the risk increased? *Statistics in Medicine*, **10**, 395-404.
- Jun, M. S. (1997). *Understanding the bootstrap method*, Freeacademy, Korea.
- Jung, S. (2013). The limitation of the public pension and the ways to boost the retirement pension. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, **15**, 3409-3420.
- Klugman, S., Panjer, H. H. and Willmot, G. E. (2010). *A loss models: From data to decisions*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
- Lee, W. and Ahn, J. Y. (2013). On the Application of Multivariate Kendall's Tau and Its Interpretation. *The Korean Journal of Applied Statistics*, **26**, 495-509.
- Luciano, E., Spreeuw, J. and Vigna, E. (2008). Modelling stochastic mortality for dependent lives. *Insurance, Mathematics and Economics*, **43**, 234-244.

- Martikainen, P. and Valkonen, T. (1996a). Mortality after death of spouse in relation to duration of bereavement in Finland. *Journal of Epidemiology and Community Health*, **50**, 264-268.
- Martikainen, P. and Valkonen, T. (1996b). Mortality after the death of a spouse: Rates and causes of death in a large Finnish cohort. *American Journal of Public Health*, **86**, 1087-1093.
- Martikainen, P., Martelin, T., Nihtilä, E., Majamaa, J. and Koskinen, S. (2005). Differences in mortality by marital status in Finland from 1976 to 2000: Analyses of changes in marital-status distributions, socio-demographic and household composition, and cause of death. *Population Studies*, **59**, 99-115.
- Parkes, C. M., Benjamin, B. and Fitzgerald, R. G. (1969). Broken heart: A statistical study of increased mortality among widowers. *British Medical Journal*, **1**, 740-743.
- Rolden, Herbert J. A., van Bodegom, D. and Westendorp, R. G. (2014). Changes in health care expenditure after the loss of a spouse: Data on 6,487 older widows and widowers in the Netherlands. *PLoS ONE*, **9**, e115478.
- Ryu, J. H. and Kim, K. (2013). A Study on developing business life table. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, **15**, 165-175.
- Ryu, J. H., Choi, H. and Kim, K. (2014). A study on business life table by regions and industries. *Journal of the Korean Data Analysis Society*, **16**, 667-679.
- Shin, K. H. (2006). *Actuarial Estimates of Disability Pensioners and Survivor Pensioners in the National Pension*, National Pension Research Institute, Korea.
- Shin, S., Son, H. and Lee, H. (2014). The estimation of lifetime income replacement rates, *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **25**, 1315-1331.
- Song, M. and Huh, M. (2002). *Mathematical Statistics*, Parkyoungsa, Korea.
- Song, P. and Kim, J. (2012). The correlation and regression analyses based on variable selection of the university evaluation index. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **23**, 457-465.
- Spreeuw, J. and Owadally, I. (2012). Investigating the Broken-Heart effect: A model for short-term dependence between the remaining lifetimes of joint lives. *Annals of Actuarial Science*, **7**, 236-257.
- Youn, H. and Shemyakin A. (1999). Statistical aspects of joint life insurance pricing. *Proceedings of the business and economic statistics section of the American Statistical Association*, 34-38.
- Youn, H. and Shemyakin A. (2001). Pricing practices for joint last survivor insurance. *Actuarial Research Clearing House*, **1**, 3-14.
- Youn, H., Shemyakin A. and Herman, E. (2002). A re-examination of the joint mortality functions. *North American Actuarial Journal*, **6**, 166-170.

# Analysis of mortality after death of spouse in relation to duration of bereavement and dependence relation between married couple -using married couples data from survivor's pension of National Pension Service-

HyeYoun Baek<sup>1</sup> · Jeonglim Han<sup>2</sup> · Hangsuck Lee<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Korea Institute for Health and Social Affairs

<sup>2</sup>National Pension Research Institute

<sup>3</sup>Department of Actuarial Science/Mathematics, Sungkyunkwan University

Received 11 May 2015, revised 1 June 2015, accepted 3 June 2015

## Abstract

Many multiple life insurance products consider benefits that are contingent on the combined survival status of two lives. To value premiums of the insurance products accurately, we need to consider the impact of the survivorship of one life on another. To show a dependence relation between married couple, we calculate correlation coefficients by using married couples data from National Pension Service and the results show some positive dependence between them. Moreover, by analyzing the death after bereavement, we find a evidence that mortality rates increase after the death of a spouse and, in addition, that this phenomenon, the broken-heart syndrome, diminishes over time. The results of this study can support the method to calculate the premium of multiple life insurance reflecting more realistic joint mortality rates.

*Keywords:* Death after bereavement, dependence, married couple, multiple life insurance.

---

<sup>1</sup> Associate research fellow, Future Strategies Research Division, Research Center for Pension, Korea Institute for Health and Social Affairs, Sejong 339-007, Korea.

<sup>2</sup> Associate research fellow, National Pension Research Institute, Jeonju 561-350, Korea.

<sup>3</sup> Corresponding author: Associate professor, Department of Actuarial Science/Mathematics, Sungkyunkwan University, Seoul 110-745, Korea. E-mail : hangsuck@skku.edu