

노동정책연구  
2014. 제14권 제2호 pp.59-86  
한국노동연구원

연구논문

## 산재보험 장해연금 수급자 생명표 개발 연구\*

정홍주\*\*  
전용범\*\*\*  
이현복\*\*\*\*

본 연구에서는 근로복지공단으로부터 제공받은 1997년 1월 1일부터 2013년 8월 31일까지의 산재보험 장해연금 수급자(총 542,494명)의 성, 연령, 장해등급, 연금 수급 시작·종료일 등의 데이터를 이용하여 보험계리적 기법(Jenkins 5차 접촉 보간법, Greville 3차 11항 보정, Makeham 보외 등)을 적용하여 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표를 개발하였다.

연구 결과, 정홍주 외(2008)의 산재보험 장해연금 수급자보다 남녀 모두 연금사망률은 감소하고, 기대여명은 증가하였다. 연령대별 연금사망률과 기대여명에 있어서 남자는 40대와 50대의 연금사망률이 과거보다 낮아져 평균여명이 최대 2.88세 증가하였고, 여자의 경우 20대부터 60대의 구간에서 평균여명이 크게(최대 3.47세) 증가하였다. 그리고 국민생명표의 사망률, 기대여명과 본 연구의 연금사망률, 평균여명을 비교한 결과, 산재보험 장해연금 수급자의 연금사망률이 일반 국민의 사망률보다 높은 것을 확인하였고, 전 연령에서 산재보험 장해연금 수급자의 평균여명이 짧아 평균 남성의 경우 약 1년, 여자의 경우 최대 3.3년 정도 평균여명이 적었다.

핵심용어 : 산재보험, 장해연금 수급자, 연금생명표, 보험계리

논문접수일: 2014년 2월 27일, 심사의뢰일: 2014년 3월 10일, 심사완료일: 2014년 3월 31일

\* 이 논문은 근로복지공단의 2013년 정책연구 용역사업 『산재보험 장해생명표 개발 연구』의 결과를 수정·보완한 것이다.

\*\* (주저자) 성균관대학교 경영학부 교수(jungprokorea@gmail.com)

\*\*\* 농협생명 선임계리사(junyb@unitel.co.kr)

\*\*\*\* (교신저자) 성균관대학교 경영학부 강사(skku0041@hanmail.net)

## I. 머리말 : 문제제기

산재보험의 보상은 재해 발생 후 요양급여와 휴업급여, 2년 이상 장기간 요양을 하고 있으나 상병이 치유되지 아니하는 경우 지급되는 상병보상연금과 장애가 남는 경우 지급되는 장애급여, 그리고 피재근로자가 사망하는 경우 유가족에게 지급되는 유족연금과 장제비 등으로 구분된다. 이 중 장애·유족급여는 일시금 방식으로 운영되다가 1970년 연금제도가 도입되고 이듬해 1971년 1월 1일 시행되었다.<sup>1)</sup>

최근 10년간 장애·유족급여의 일시금 지급은 감소하고 있으며, 연금 지급은 급격히 늘어나고 있다. 장애급여와 유족급여의 일시금과 연금의 비중을 살펴보면 2000년 10%이던 것이 2010년 31%로 급증하였고, 연금액으로도 2000년 1,429억 원이던 것이 2010년 10,884억 원으로 약 9배 폭증하였다. <표 1>은 장애·유족급여 연금 및 일시금의 지급액과 비중을 나타낸 것이다.

<표 1> 장애·유족급여 연금 및 일시금 지급액

(단위: 억 원, %)

연 도	2000	...	2006	2007	2008	2009	2010	2011
보험급여 계(A)	14,563	...	31,638	32,423	34,219	34,631	35,237	36,253
장애 급여								
일시금	2,237	...	5,313	5,033	5,433	5,429	5,535	5,367
연금	1,367	...	5,361	6,674	7,226	7,482	8,444	9,724
유족 급여								
일시금	1,531	...	1,192	1,194	1,245	1,141	1,082	1,071
연금	62	...	1,347	1,774	1,932	2,185	2,440	2,690
장애·유족연금 계(B)	1,429	...	6,708	8,448	9,158	9,667	10,884	12,414
연금 비중(B/A, %)	10	...	21	26	27	28	31	34

자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>), 산재보험통계: 산재보험급여 지급현황(연도별, 보험급여 종류별) 발췌(2012.3.17)하여 재구성.

1) 1970년 12월 31일 산업재해보상보험법이 일부개정(법률 제2271호)되면서 연금지급 방식이 도입되었다.

〈표 2〉 장애·유족급여 연금 및 일시금 수령자

(단위: 명, %)

연 도	2000	...	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
보험급여 계(A)	114,401	...	206,333	211,284	240,520	252,035	253,279	278,585	
장애 급여	일시금	19,400	...	34,150	34,888	33,420	35,250	37,274	36,278
	연금	8,380	...	27,772	32,368	37,174	39,349	52,272	56,016
유족 급여	일시금	2,404	...	1,761	1,717	1,691	1,535	1,401	1,339
	연금	770	...	11,429	13,109	14,662	16,051	17,528	18,799
장애·유족연금 계(B)	9,150	...	39,201	45,477	51,836	55,400	69,800	74,815	
연금 비중(B/A, %)	8	...	19	22	22	22	28	26	

자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>), 산재보험통계: 산재보험급여 지급현황(연도별, 보험급여 종류별) 발췌(2012.3.17)하여 재구성

아울러 최근 10년간 일시금 수령자보다 연금 수령자의 비중 또한 크게 증가하고 있다. <표 2>는 산재보험 수급자 중 장애·유족급여의 연금과 일시금 수령자를 나타낸 것으로, 2000년에 비해 2011년 연금으로 수령하는 사람의 비중이 3배 이상 증가한 것을 확인할 수 있다.

이렇듯 산재보험의 장애·유족급여 신청자 중 일시금 방식보다 연금 방식을 신청하는 사람이 늘어나고 그 급여액도 급증하는 현실은 현재의 산재보험 장애·유족급여의 일시금과 연금에 형평성 문제가 있음을 방증하고 있다.

이러한 산재보험 장애·유족급여의 일시금과 연금의 형평성 문제와 더불어 주요한 문제는, 향후 산재보험 장애연금에 대한 정확한 재정추계를 어떻게 할 것인지와 늘어나는 연금액에 대한 지불준비금의 적정규모를 파악하는데 있다.

상기 세 가지 문제를 해결하기 위한 개선방안의 마련에 있어 가장 중요한 기초자료가 되는 것이 산재보험 장애연금 수급자의 생명표가 될 것이다. 따라서 산재보험 장애연금 수급자의 연금생명표 개발에 관한 연구는 산재보험 장애연금과 일시금에 대한 형평성을 제고하고, 향후 재정추계 및 지불준비금의 적정규모를 파악하는 데 있어 기반연구로서 가치가 크다.

이미 2008년 정홍주 외(2008)의 연구에서 우리나라 처음으로 산재보험 장애연금 수급자의 연금생명표가 작성되었다. 하지만 이후 시간이 많이 경과하여

새로운 추세 반영의 필요성이 크고, 2010년 5월 진폐장해연금제도<sup>2)</sup>가 도입됨에 따라 산재보험 장해연금 수급자에서 진폐로 인한 장해연금 수급자를 분리하여 연금생명표를 작성해야 할 필요성이 발생하였다.

이에 본 연구는 근로복지공단으로부터 제공받은 1997년 1월 1일부터 2013년 8월 31일까지의 산재보험 장해연금 수급자(총 542,494명)의 성별, 장해등급, 연금 수급 시작 및 종료일 등의 데이터를 활용하여 보험계리적 기법으로 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표를 개발한다.

따라서 본 연구는 향후 산재보험 장해연금과 일시금에 대한 형평성을 제고하고, 향후 재정추계 및 지불준비금의 적정규모를 파악하는 데 있어 기초자료를 제공하여 후속 연구를 이끌어 학문적 의의가 있고, 정책 마련에 있어서도 중요한 역할을 할 것이다.

본 연구의 체계는 다음과 같다. 먼저 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 그간 선행연구를 정리했다. 그리고 제 III 장에서는 장해연금 수급자의 생명표 산출과정을 정리하며, 마지막으로 제 IV 장에서는 제 III 장의 산출과정을 통하여 도출된 장해연금 수급자의 연금생명표를 제시하고, 도출된 연금생명표의 함의와 이 연구의 한계점을 정리하였다.

## II. 선행연구

산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표 개발에 관한 연구는 정홍주 외(2008)의 연구가 유일하다. 정홍주 외(2008)는 산재보험 장해연금 수급자 39,717명의 자료를 사용하고 2000년부터 2006년 동안의 관찰연도를 선택하여 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표를 도출하였다.

정홍주 외(2008)는 연금생명표의 개발에 기초가 되는 기초사망률의 산출에

2) 2010년 5월 진폐에 대한 보험급여의 종류를 진폐보상연금, 진폐유족연금, 요양급여, 간병급여, 장의비, 직업재활급여로 규정하도록 산재보험법 제36조를 개정하고, 진폐장해연금에 기초연금을 합산한 금액을 진폐보상연금으로 지급(법 제91조의3 제2항)하도록 하는 등 제도개선이 이루어졌다.

있어 사망자 수를 경과계약 건수로 나누어 계산하였다. 사망자 수는 해당 관찰연도별로 연금지급이 종료된 경우 1건으로 계산하였고, 경과계약은 산재보험 장애연금 지급사유가 발생한 달로부터 매 1년 단위로 관찰연도를 배분한 뒤 해당 관찰연도 말까지 연금이 지급된 경우는 경과계약 1건으로, 중도에 지급 중지된 경우는 건수를 분수로, 해당 관찰연도에 사망한 경우는 1건으로 기입, 합산하여 산출하였다.

그리고 상기 과정에 의해 도출된 기초사망률을 기초로 보험계리적 기법을 사용하여 성별, 장애등급별, 연령별 경험생명표를 도출하였다. 사용된 보험계리적 기법은 Jenkins 5차 접촉 보간법, Greville 보정(3차 11항 이용), Makeham 보외(연금사망률) 등이다.

연금생명표를 도출하는 과정은 본 연구와 크게 차이가 나지 않는다. 다만, 본 연구는 시간경과로 인한 새로운 추세 반영을 위해 관찰연도를 2007년 1월 1일부터 2012년 12월 31일까지로 설정하였고, 2010년 5월 진폐장애연금제도 도입을 반영하여 산재보험 장애연금 수급자에서 진폐로 인한 장애연금 수급자를 분리하여 연금생명표를 개발한다.

산재보험 장애연금 수급자의 생명표 개발에 관한 연구는 아니지만 산재보험 장애연금 수급자의 생명표에 기반을 둔 연구들이 다양하게 진행되고 있다.<sup>3)</sup> 정홍주(2008), 마승렬 외(2009)의 연구는 앞서 개발된 정홍주 외(2008)에서 개발된 산재보험 장애연금수급자의 생명표를 기반으로 하여 산재보험 장애급여의 일시금과 연금의 가치 불균형을 밝히고 적정수준의 일시금과 연금의 규모를 제시하였다.

이에 신종욱 외(2009)는 산재보험 장애급여의 일시금과 연금의 가치 차이를 밝히고자 이자율 옵션모델(CIR)을 적용하고 이자율의 기간구조를 고려하여 연구를 진행하였고 적정수준의 일시금과 연금의 지급액을 제시하였다. 이는 그동안의 연구가 연금의 기간이 장기인 현실을 감안할 때 단일 할인율을 사용한 것을 이자율 기간구조의 상정 등을 통하여 극복하였다는 데 의의가 있다.

하지만 상기 세 개의 연구 모두 정홍주 외(2008)에서 개발된 연금생명표를 기초로 보험금 산정에 있어 기본인 위험율을 차용하여 최근 제도 변화로 야기

3) 정홍주(2008), 마승렬 외(2009), 신종욱·마승렬(2009), 류근욱·마승렬(2013) 등.

된 진폐로 인한 산재보험 장해연금 수급자가 포함된 위험율을 사용함으로써 각 연구가 제시한 적정수준의 일시금과 연금의 가치에 오류가 발생하게 되었다.

한편 산재보험의 재정추계 관련하여 다양한 보고서가 나오고 연구들이 진행되고 있다.<sup>4)</sup> 이러한 연구의 대부분은 총인구, 적용률, 급여종류별 수급률과 평균 지출액 변화, 임금증가율 등을 사용하여 산재보험 총지출액 규모를 추정한다. 이러한 추정방법과 연금으로 장기간 지급되는 산재보험 급여들은 연금수급자의 연금생명표를 기반으로 산재보험 지출액을 추정한다면 보다 높은 예측효과를 가지게 될 것이다.

본 연구는 상기 기술한 산재보험 장해급여 수급자의 일시금과 연금의 가치 평가에 관한 연구 및 재정추계 그리고 정책 마련을 위한 다양한 연구들의 기초가 되는 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표를 개발함으로써 후속 연구들이 활발히 이루어지는 데 일조할 것이다.

### Ⅲ. 장해연금 수급자 생명표 산출과정

#### 1. 장해연금 수급자 생명표 산출방법

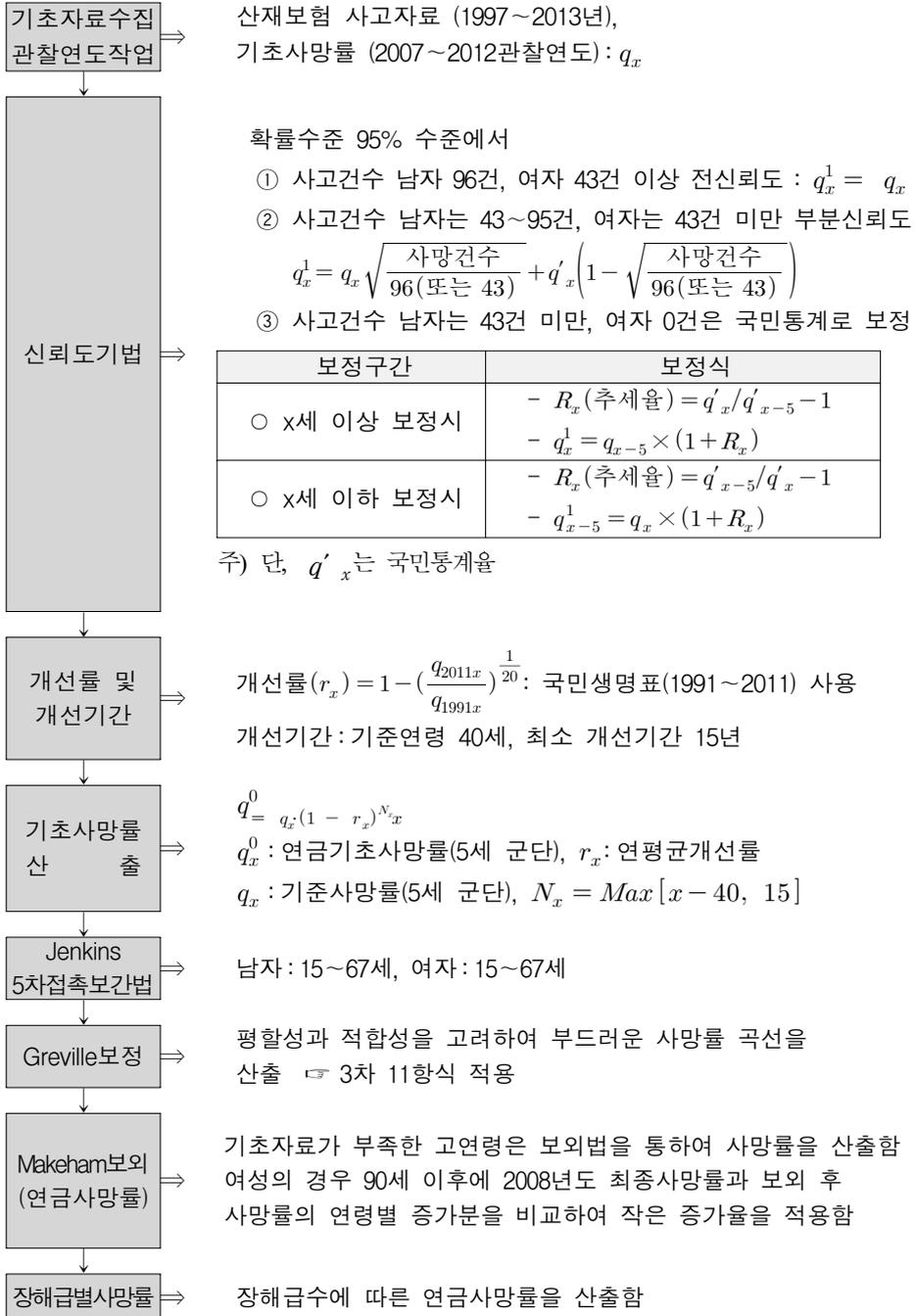
[그림 1]은 산재보험 장해연금수급자의 연금생명표 산출과정을 나타낸 것이다. Batten(1977)이 제시한 연금생명표의 산출과정을 기본으로 하여 현실에 맞도록 변형하였다.

본 연구는 근로복지공단에서 제공받은 1997년부터 2013년까지의 산재보험 급여 수급자의 생년월일, 성별, 장해등급, 연금 수급 시작 및 종료일 등의 데이터에서 장해연금을 수령한 53,104명의 자료를 이용하였다.

상기한 장해연금 수급자의 기초데이터를 사용하여 기초사망률을 산출하였고, 이를 기초로 보험계리적 방법인 보간법, 보정법, 보외법을 사용하여 연금사망률을 산출하였다.

4) 정홍주 외(2005), 박형수·전병목(2009) 등.

(그림 1) 산재보험 장애연금 수급자 연금생명표 산출과정



자료: Batten(1977)의 자료를 기본으로 하여 필자 재구성.

## 2. 장해연금 수급자 생명표 산출과정

### 가. 기초사망률

본 연구의 사망자 수는 관찰연도별로 연금지급이 종료된 경우 1건으로, 경과계약은 산재보험 장해연금 지급이 시작된 달로부터 매 1년 단위로 관찰연도를 배분한 뒤 해당 관찰연도 말까지 연금이 지급된 경우는 경과계약 1건으로, 중도에 지급 중지된 경우는 건수를 분수로, 해당 관찰연도에 사망한 경우 1건으로 기입, 합산하여 산출하였다.

<표 3>은 연령별 경과계약과 사망자를 군단별로 정리하여 군단별 기초사망률을 산출한 결과이다.

<표 3> 군단별 기초사망률

군단	남			여		
	경과계약 (건수)	사망자(수)	사망률(%)	경과계약 (건수)	사망자(수)	사망률(%)
0~9	-	-	-	-	-	-
10~14	1.0	-	-	-	-	-
15~19	125.2	1	0.007989	3.0	-	-
20~24	1,017.1	2	0.001966	89.8	-	-
25~29	4,658.7	18	0.003864	401.7	3	0.007469
30~34	10,745.8	33	0.003071	578.8	1	0.001728
35~39	20,518.8	63	0.003070	948.7	2	0.002108
40~44	29,443.7	136	0.004619	1,520.2	5	0.003289
45~49	39,482.0	210	0.005319	3,053.2	8	0.002620
50~54	41,364.5	309	0.007470	4,371.5	18	0.004118
55~59	32,447.7	351	0.010817	4,341.0	21	0.004838
60~64	25,429.0	390	0.015337	3,375.9	22	0.006517
65~69	17,338.3	455	0.026242	2,578.5	39	0.015125
70~74	7,442.9	323	0.043397	1,225.8	35	0.028552
75~79	1,763.9	119	0.067464	269.2	13	0.048297
80~84	273.6	31	0.113311	39.7	2	0.050420
85~89	26.8	2	0.074534	1.8	1	0.545455
90~95	3.8	2	0.533333	-	-	-
전 체	232,082.7	2	0.010535	22,798.8	170	0.007457

나. 개선율 및 개선기간

연금사망률은 현재의 사망현상을 기초로 15년 이상의 장래 사망현상을 예측하여 보정한 결과로서 나타난다. 따라서 기초사망률에 개선율을 반영하여 기초사망률을 보정하는데, 개선율은 현재와 장래 사망률 차이를 결정하는 데 가장 중요한 요소라고 할 수 있다.

개선율은 다음과 같은 식으로 산출한다.

$a$ 연도부터  $b$ 연도 사이의  $x$ 세의 연평균 개선률( $r_x$ )

$$r_x = 1 - \left( \frac{q_x^b}{q_x^a} \right)^{\frac{1}{b-a}} \quad \text{식 (1)}$$

$q_x^a$ :  $x$ 세의  $a$ 연도 사망률,  $q_x^b$ :  $x$ 세의  $b$ 연도 사망률

개선율을 결정함에 있어서는 장기간 집적된 통계자료를 활용함이 바람직하다. 이에 따라 국민생명표에 의한 연평균 개선율을 검토하였으며 국민생명표의 여러 개선율 중에서 개선율의 증가 추세와 연령 간의 연관성을 고려하여 1991년에서 2011년에 걸친 연평균 개선율을 사용하였다.

<표 4>는 국민생명표를 이용하여 1991년부터 2011년까지의 군단연령별 개선율을 계산한 결과이다.

개선기간은 다음과 같은 식 (2)를 이용하였다.

$$x \text{세의 개선기간: } N_x = \text{Max} \{ x - 40, 15 \} \quad \text{식 (2)}$$

보험업계의 연금상품은 통상 가입연령층이 35~45세가 대부분이므로 이를 고려하여 40세를 기준연령으로 선정하고, 개선기간은 기준연령 40세인 자가 연금보험에 가입하여 연금지급개시 이후 연령까지의 기간으로 최초 연금지급이 개시되는 55세가 되는 기간인 15년을 최소한의 개선기간으로 한다. 따라서 본 연구에서도 동일한 개선기간을 적용하였다.

〈표 4〉 군단연령별 개선율(1991~2011)

(단위: %)

군단연령(세)	남자	여자
0	6.25	6.64
1~4	7.13	7.15
5~9	8.36	8.06
10~14	6.22	5.68
15~19	5.73	4.85
20~24	4.74	3.82
25~29	4.29	2.88
30~34	4.84	2.72
35~39	5.05	3.23
40~44	4.73	3.55
45~49	4.52	4.47
50~54	4.13	4.65
55~59	3.89	4.77
60~64	4.10	4.92
65~69	3.94	4.79
70~74	3.34	4.57
75~79	2.52	3.50
80 이상	5.01	7.15

## 다. 연금기초사망률

연금기초사망률은 5세군단별 기준사망률에 연령별 개선율을 적용하여 다음 식 (3)과 같은 방식으로 산출하였다.

$$q_x^{(0)} = q_x \cdot (1 - r_x)^{N_x} \quad \text{식 (3)}$$

$q_x$  :  $x$ 세의 5세군단 기준 사망률

$q_x^{(0)}$  :  $x$ 세의 5세군단 연금기초사망률

$r_x$  :  $x$ 세의 개선율

$N_x$  :  $x$ 세의 개선기간

<표 5>는 식 (3)을 이용한 성별, 군단연령별 연금기초사망률을 정리한 것이다.

〈표 5〉 군단연령별 연금기초사망률

대표 연령	남자			여자		
	기준사망률	개선률	기초사망률	기준사망률	개선률	기초사망률
2	0.000546	0.071311	0.000180	0.001310	0.071456	0.000431
7	0.000332	0.083602	0.000090	0.000713	0.080625	0.000202
12	0.000416	0.062225	0.000159	0.000895	0.056825	0.000372
17	0.001098	0.057289	0.000453	0.001558	0.048487	0.000739
22	0.001573	0.047407	0.000759	0.002520	0.038165	0.001406
27	0.002209	0.042893	0.001144	0.003548	0.028810	0.002288
32	0.002600	0.048385	0.001236	0.002603	0.027189	0.001721
37	0.003657	0.050486	0.001681	0.003027	0.032338	0.001849
42	0.004619	0.047264	0.002234	0.004107	0.035533	0.002387
47	0.005319	0.045150	0.002660	0.004696	0.044735	0.002364
52	0.007470	0.041273	0.003970	0.005710	0.046508	0.002795
57	0.010817	0.038911	0.005509	0.007037	0.047662	0.003068
62	0.015337	0.041008	0.006105	0.010037	0.049231	0.003306
67	0.026242	0.039440	0.008854	0.015947	0.047926	0.004234
72	0.043397	0.033447	0.014611	0.031548	0.045695	0.007062
77	0.067464	0.025166	0.026273	0.079720	0.034993	0.021340

라. 1차보정(Jenkins 5차접촉보간법)<sup>5)</sup>

1차보정은 상기한 연금기초사망률에 Jenkins 5차접촉보간법을 사용하여 연령별 사망률을 산출한다. Jenkins 5차접촉보간법은 대표되는 값을 이용하여 특정 구간의 새로운 값을 구할 수 있고, 주어진 대푯값에 대하여도 기울기와 곡률이 동일하도록 수정하여 주어진 값의 형태를 좀 더 잘 표현하는 값으로 만들어 준다. Jenkins 5차접촉보간법은 다음과 같은 식 (4)를 이용한다.

$$\begin{aligned}
 q_x^{(1)} = & a \left( q_j^{(0)} - \frac{1}{36} \delta^4 \cdot q_j^{(0)} \right) - \frac{1}{6} a (1 - a^2) \cdot \left( \delta^2 \cdot q_j^{(0)} - \frac{1}{6} \delta^4 \cdot q_j^{(0)} \right) \\
 & + b \left( q_i^{(0)} - \frac{1}{36} \delta^4 \cdot q_i^{(0)} \right) - \frac{1}{6} b (1 - b^2) \cdot \left( \delta^2 \cdot q_i^{(0)} - \frac{1}{6} \delta^4 \cdot q_i^{(0)} \right)
 \end{aligned}
 \quad \text{식 (4)}$$

5) 자세한 내용은 Jenkins(1927) 참조.

여기에서

$$\begin{aligned} x &= \text{연령} \\ i &= \left[ \frac{x-2}{5} \right] \cdot 5 + 2 \\ j &= i + 5 \end{aligned}$$

$q_i^{(0)}, q_j^{(0)}$  = 5세계급별 연금 기초사망률

$$\delta^2 \cdot q_i^{(0)} = q_{i-5}^{(0)} + q_{i+5}^{(0)} - 2q_i^{(0)}$$

$$\delta^4 \cdot q_i^{(0)} = \delta^2 q_{i-5}^{(0)} + \delta^2 q_{i+5}^{(0)} - 2\delta^2 q_i^{(0)}$$

$$a = \frac{x+3}{5} - \left[ \frac{x+3}{5} \right]$$

$$b = 1 - a$$

5세군단별 기초사망률이 1세부터 77세까지 주어지므로 15세부터 67세까지의 1차보정 사망률을 식 (4)를 이용하여 산출하였고, <표 6>은 산출된 결과이다.

<표 6> Jenkins 5차접촉보간 결과

연령	남자		여자	
	연금기초사망률	Jenkins보정결과	연금기초사망률	Jenkins보정결과
15		0.000321		0.000564
16		0.000383		0.000648
17	0.000453	0.000445	0.000739	0.000745
18		0.000508		0.000854
19		0.000570		0.000979
20		0.000633		0.001118
21		0.000700		0.001275
22	0.000759	0.000772	0.001406	0.001450
23		0.000848		0.001640
24		0.000925		0.001829
25		0.000999		0.001996
26		0.001064		0.002120
27	0.001144	0.001116	0.002288	0.002182

〈표 6〉의 계속

연령	남자		여자	
	연금기초사망률	Jenkins보정결과	연금기초사망률	Jenkins보정결과
28		0.001151		0.002168
29		0.001175		0.002097
30		0.001196		0.001993
31		0.001222		0.001881
32	0.001236	0.001261	0.001721	0.001789
33		0.001317		0.001735
34		0.001391		0.001721
35		0.001478		0.001741
36		0.001576		0.001792
37	0.001681	0.001681	0.001849	0.001868
38		0.001790		0.001964
39		0.001900		0.002070
40		0.002008		0.002174
41		0.002109		0.002265
42	0.002234	0.002200	0.002387	0.002332
43		0.002280		0.002367
44		0.002359		0.002379
45		0.002448		0.002381
46		0.002560		0.002387
47	0.002660	0.002706	0.002364	0.002409
48		0.002896		0.002456
49		0.003125		0.002525
50		0.003388		0.002606
51		0.003676		0.002692
52	0.003970	0.003984	0.002795	0.002775
53		0.004303		0.002848
54		0.004619		0.002911
55		0.004916		0.002965
56		0.005179		0.003011
57	0.005509	0.005391	0.003068	0.003051
58		0.005545		0.003086
59		0.005666		0.003122
60		0.005787		0.003164
61		0.005943		0.003219
62	0.006105	0.006167	0.003306	0.003292
63		0.006487		0.003389
64		0.006908		0.003509
65		0.007433		0.003652
66		0.008063		0.003817
67	0.008854	0.008798	0.004234	0.004003

마. 2차보정(Greville보정)<sup>6)</sup>

2차보정은 Greville의 3차 11항식을 사용한다. 1차보정으로 연령별 사망률에 어느 정도의 평활성(smoothness)은 형성되었으나, 좀 더 양호한 평활성의 유지 및 적합성(fitness)을 고려하고 자동보정을 실시하였다.

Greville보정은 사망의 불규칙성이나 우연한 변동을 주위 값들을 이용하여 비교적 사망의 연령별 분포가 잘 나타나도록 표현하는 보정방법이다. 따라서 이를 적절하게 잘 이용하는 것이 보정의 중요한 문제이다.<sup>7)</sup>

통상적으로 Greville보정은 3차 9항식, 11항식, 13항식, 15항식, 17항식의 경우가 가장 많이 쓰이는데, 이 모든 경우의 보정을 행한 후에 평활성과 적합성을 고려하고 사망의 형태를 잘 나타내는 11항식에 의한 결과를 최종적으로 선택하였다.

Greville보정은 다음 식 (5)에 <표 7>의 보정치 계산용 계수 및 외삽치 계산용 계수를 사용하여 이루어진다.

$$q_x^{(2)} = \sum_{r=-n}^n C_r \cdot q_{x+r}^{(1)} \quad (x = 12, 13, \dots, 82) \quad \text{식 (5)}$$

$$q_x^{(2)} = \sum_{r=1}^n a_r \cdot q_{x+r}^{(1)} \quad (x < 12)$$

$$q_x^{(2)} = \sum_{r=1}^n a_r \cdot q_{x-r}^{(1)} \quad (x > 82)$$

$$C_r = C_{-r}, \quad r = 1, 2, \dots, n$$

$C_r$  = 보정치 계산용 계수

$a_r$  = 외삽치 계산용 계수

6) 자세한 내용은 Gravill(1981) 참조

7) Longley-Cook(1962).

〈표 7〉 보정치 계산용 계수 및 외삽치 계산용 계수

	$\frac{2n+1}{r}$	7	9	11	13	15	17
보정치 계수	0	0.412587	0.331139	0.277945	0.240057	0.211541	0.189231
	1	0.293706	0.266557	0.238693	0.214337	0.193742	0.176390
	2	0.058741	0.118470	0.141267	0.147357	0.145904	0.141112
	3	-0.058741	-0.009872	0.035723	0.065492	0.082918	0.092293
	4		-0.040724	-0.026792	0.000000	0.024027	0.042093
	5			-0.027864	-0.027864	-0.014134	0.002467
	6				0.019350	-0.024499	-0.018639
	7					-0.013730	-0.020370
	8						-0.009960
외삽치 계수	1	1.618034	1.352613	1.160811	1.016301	0.903661	0.813444
	2	-0.236068	0.114696	0.281079	0.360880	0.397295	0.410885
	3	-0.381966	-0.287231	-0.140968	-0.021625	0.064751	0.124932
	4		-0.180078	-0.204545	-0.160909	-0.100710	-0.043456
	5			-0.096377	-0.138330	-0.135445	-0.110644
	6				-0.056317	-0.094424	-0.106213
	7					-0.035128	-0.065896
	8						-0.023052

〈표 8〉은 Greville보정을 거친 결과를 정리한 것이다.

〈표 8〉 Greville 3차 11항식 보정결과

연령	남자		여자	
	연금기초사망률	Jenkins보정	연금기초사망률	Jenkins보정
15	0.000321	0.000321	0.000564	0.000555
16	0.000383	0.000383	0.000648	0.000649
17	0.000445	0.000445	0.000745	0.000748
18	0.000508	0.000507	0.000854	0.000857
19	0.000570	0.000569	0.000979	0.000980
20	0.000633	0.000634	0.001118	0.001122
21	0.000700	0.000702	0.001275	0.001283
22	0.000772	0.000775	0.001450	0.001460
23	0.000848	0.000850	0.001640	0.001647
24	0.000925	0.000926	0.001829	0.001830
25	0.000999	0.000998	0.001996	0.001990
26	0.001064	0.001060	0.002120	0.002105
27	0.001116	0.001110	0.002182	0.002160
28	0.001151	0.001147	0.002168	0.002153

〈표 8〉의 계속

연령	남자		여자	
	연금기초사망률	Jenkins보정	연금기초사망률	Jenkins보정
29	0.001175	0.001174	0.002097	0.002091
30	0.001196	0.001198	0.001993	0.001995
31	0.001222	0.001226	0.001881	0.001892
32	0.001261	0.001266	0.001789	0.001803
33	0.001317	0.001321	0.001735	0.001745
34	0.001391	0.001392	0.001721	0.001726
35	0.001478	0.001478	0.001741	0.001743
36	0.001576	0.001576	0.001792	0.001794
37	0.001681	0.001681	0.001868	0.001871
38	0.001790	0.001790	0.001964	0.001966
39	0.001900	0.001900	0.002070	0.002070
40	0.002008	0.002005	0.002174	0.002170
41	0.002109	0.002103	0.002265	0.002257
42	0.002200	0.002192	0.002332	0.002320
43	0.002280	0.002275	0.002367	0.002358
44	0.002359	0.002357	0.002379	0.002376
45	0.002448	0.002450	0.002381	0.002384
46	0.002560	0.002566	0.002387	0.002394
47	0.002706	0.002715	0.002409	0.002419
48	0.002896	0.002902	0.002456	0.002463
49	0.003125	0.003128	0.002525	0.002527
50	0.003388	0.003390	0.002606	0.002605
51	0.003676	0.003679	0.002692	0.002689
52	0.003984	0.003988	0.002775	0.002770
53	0.004303	0.004306	0.002848	0.002845
54	0.004619	0.004619	0.002911	0.002909
55	0.004916	0.004909	0.002965	0.002964
56	0.005179	0.005162	0.003011	0.003010
57	0.005391	0.005367	0.003051	0.003049
58	0.005545	0.005528	0.003086	0.003085
59	0.005666	0.005659	0.003122	0.003122
60	0.005787	0.005790	0.003164	0.003165
61	0.005943	0.005954	0.003219	0.003221
62	0.006167	0.006183	0.003292	0.003295
63	0.006487	0.006505	0.003389	0.003392
64	0.006908	0.006935	0.003509	0.003514
65	0.007433	0.007466	0.003652	0.003658
66	0.008063	0.008075	0.003817	0.003818
67	0.008798	0.008727	0.004003	0.003988

바. 3차보정(Makeham보외)

Greville보정까지 행한 결과는 연령별 사망률이 67세까지만 가능하므로 남자 54세 이상, 여자 54세 이상 연령의 사망률은 주어진 사망률을 이용하여 모수적인 방법으로 추정하게 되는데 Makeham법을 사용하여 보정하였다.

보외의 경우 Gompertz식과 Makeham식을 사용할 수 있는데, Makeham은 x세의 사망력, 즉 x-1세까지 생존한 개체 x에서의 사망률이 Gompertz와 마찬가지로 연령에 따라 증가한다고 생각하여 사망력을 다음과 같이 가정한다.

$$\mu_x = A + Bc^x, \quad A > 0, B > 0, c > 1 \quad \text{식 (6)}$$

그러면  $c > 1$ 이므로  $\mu_x$ 는 x의 증가함수이며  $q_x$ 는 다음과 같이 산출된다.

$$q_x = 1 - s \cdot g^{c^x(c-1)} \quad \text{식 (7)}$$

여기서  $\log g = -B/\log c$ ,  $\log s = -A$ 이고 모수 A, B, c를 찾는 방법으로는 King-hardy방법을 다음과 같이 적용한다. 위에서 가정한 사망력에 의해서 생존자 수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$l_x = k \cdot s^x \cdot g^{c^x} \quad (\text{단, } k = l_0 \cdot e^{B/\log c}, x \text{는 연령임}) \quad \text{식 (8)}$$

양변에 log를 취하면 “ $\log l_x = x \cdot \log s + \log k + c^x \cdot \log g$ ”이 되고, 고연령에 대하여 n개 연령씩 4개군(x, x+1, ..., x+n-1), (x+n, x+n+1, ..., x+2n-1), (x+2n, x+2n+1, ..., x+3n-1), (x+3n, x+3n+1, ..., x+4n-1)으로 나누고 각 군에 대하여 합한다. 그리고 다음의 식 (9)를 이용하여 Makeham보정 시 사용계수를 산출한다.

$$\alpha = \sum_{i=0}^{n-1} \log l_{x+i} = \sum_{i=0}^{n-1} (x+i) \cdot \log s + n \cdot \log K + \frac{c^x(c^n-1)}{c-1} \cdot \log g \quad \text{식 (9)}$$

$$\beta = \sum_{i=0}^{n-1} \log l_{x+n+i} = \sum_{i=0}^{n-1} (x+n+i) \cdot \log s + n \cdot \log K + \frac{c^{x+n}(c^n-1)}{c-1} \cdot \log g$$

$$\begin{aligned} \gamma &= \sum_{i=0}^{n-1} \log l_{x+2n+i} = \sum_{i=0}^{n-1} (x+2n+i) \cdot \log s + n \cdot \log K + \frac{c^{x+2n}(c^n-1)}{c-1} \cdot \log g \\ \delta &= \sum_{i=0}^{n-1} \log l_{x+3n+i} = \sum_{i=0}^{n-1} (x+3n+i) \cdot \log s + n \cdot \log K + \frac{c^{x+3n}(c^n-1)}{c-1} \cdot \log g \\ s &= \exp\left[\left(\beta - \alpha - \frac{\gamma - 2\beta + \alpha}{c^n - 1}\right) / n^2\right] \\ c &= \left(\frac{\delta - 2\gamma + \beta}{\gamma - 2\beta + \alpha}\right)^{1/n} \\ g &= \exp\left[\frac{c-1}{c^x(c^n-1)^3} \cdot (\gamma - 2\beta + \alpha)\right] \end{aligned}$$

여기서  $l_x$ 는 Greville보정 후 사망률에 의해서 구한다. x세와 n의 조합에 따라 s, c, g는 여러 가지 값을 가질 수 있으나, 적합성, 평활성 및 최종연령을 고려하여 결정하였으며, Greville보정 사망률과 Makeham 사망률 간의 접촉연령에서의 평활성도 고려하였다.

<표 9>는 상기 식들을 통하여 산출된 Makeham보정 시 사용되는 계수를 정리한 것이다. 생명표에서 최종연령의 생존자 수는 0이다. 따라서 3차보정률로부터 남자의 경우는 최종연령이 104세이고 여자는 107세로 사망률이 1이 된다. 연금사망률의 시작연령은 급부개시연령을 참고하여 15세부터 사망률을 산출하였고, 이는 보험업계의 45세와 차이가 있다.

<표 9> Makeham보정 시 사용계수

	연금사망률	
	남자	여자
x	42	42
n	4	4
s	0.99862669	0.99779863
c	1.12960564	1.16601441
g	0.99996520	0.99999892
접촉연령(J)	54	54
최종연령	104	106

<표 10>은 Makeham보외를 거친 결과 값을 정리한 것이다.

<표 10> Makeham보외 결과

연령	남자		여자	
	Greville보정	Makeham보외	Greville보정	Makeham보외
15	0.000321	0.000321	0.000555	0.000555
16	0.000383	0.000383	0.000649	0.000649
17	0.000445	0.000445	0.000748	0.000748
18	0.000507	0.000507	0.000857	0.000857
19	0.000569	0.000569	0.000980	0.000980
20	0.000634	0.000634	0.001122	0.001122
21	0.000702	0.000702	0.001283	0.001283
22	0.000775	0.000775	0.001460	0.001460
23	0.000850	0.000850	0.001647	0.001647
24	0.000926	0.000926	0.001830	0.001830
25	0.000998	0.000998	0.001990	0.001990
26	0.001060	0.001060	0.002105	0.002105
27	0.001110	0.001110	0.002160	0.002160
28	0.001147	0.001147	0.002153	0.002153
29	0.001174	0.001174	0.002091	0.002091
30	0.001198	0.001198	0.001995	0.001995
31	0.001226	0.001226	0.001892	0.001892
32	0.001266	0.001266	0.001803	0.001803
33	0.001321	0.001321	0.001745	0.001745
34	0.001392	0.001392	0.001726	0.001726
35	0.001478	0.001478	0.001743	0.001743
36	0.001576	0.001576	0.001794	0.001794
37	0.001681	0.001681	0.001871	0.001871
38	0.001790	0.001790	0.001966	0.001966
39	0.001900	0.001900	0.002070	0.002070
40	0.002005	0.002005	0.002170	0.002170
41	0.002103	0.002103	0.002257	0.002257
42	0.002192	0.002192	0.002320	0.002320
43	0.002275	0.002275	0.002358	0.002358
44	0.002357	0.002357	0.002376	0.002376
45	0.002450	0.002450	0.002384	0.002384
46	0.002566	0.002566	0.002394	0.002394
47	0.002715	0.002715	0.002419	0.002419
48	0.002902	0.002902	0.002463	0.002463
49	0.003128	0.003128	0.002527	0.002527
50	0.003390	0.003390	0.002605	0.002605

〈표 10〉의 계속

연령	남자		여자	
	Greville보정	Makeham보외	Greville보정	Makeham보외
51	0.003679	0.003679	0.002689	0.002689
52	0.003988	0.003988	0.002770	0.002770
53	0.004306	0.004306	0.002845	0.002845
54	0.004619	0.004616	0.002909	0.002917
55	0.004909	0.005036	0.002964	0.003036
56	0.005162	0.005510	0.003010	0.003174
57	0.005367	0.006045	0.003049	0.003336
58	0.005528	0.006648	0.003085	0.003524
59	0.005659	0.007330	0.003122	0.003744
60	0.005790	0.008099	0.003165	0.003999
61	0.005954	0.008968	0.003221	0.004298
62	0.006183	0.009948	0.003295	0.004645
63	0.006505	0.011054	0.003392	0.005050
64	0.006935	0.012302	0.003514	0.005523
65	0.007466	0.013709	0.003658	0.006073
66	0.008075	0.015297	0.003818	0.006714
67	0.008727	0.017087	0.003988	0.007461
68		0.019106		0.008332
69		0.021381		0.009346
70		0.023944		0.010527
71		0.026832		0.011902
72		0.030084		0.013504
73		0.033744		0.015368
74		0.037861		0.017537
75		0.042492		0.020060
76		0.047696		0.022993
77		0.053540		0.026403
78		0.060098		0.030363
79		0.067452		0.034961
80		0.075690		0.040295
81		0.084908		0.046477
82		0.095210		0.053634
83		0.106708		0.061913
84		0.119520		0.071474
85		0.133773		0.082499
86		0.149595		0.095190
87		0.167120		0.109766

〈표 10〉의 계속

연령	남자		여자	
	Greville보정	Makeham보외	Greville보정	Makeham보외
88		0.186482		0.126465
89		0.207814		0.145542
90		0.231238		0.167260
91		0.256865		0.191888
92		0.284789		0.219686
93		0.315071		0.250893
94		0.347738		0.285709
95		0.382770		0.324267
96		0.420084		0.366606
97		0.459528		0.412635
98		0.500866		0.462099
99		0.543773		0.514540
100		0.587820		0.569265
101		0.632483		0.625336
102		0.677142		0.681566
103		0.721096		0.736566
104		1.000000		0.788819
105				0.836809
106				1.000000

상기 결과에서 여성의 사망률의 조정이 있었다. 여성의 경우 보외사망률이 90세 이후 급격히 증가하여 2007년에 산출된 여성 산재연금 사망률의 연령별 증가폭과 보외 후 사망률의 증가폭 크기를 비교하여 작은 값을 적용하여 90세 이후 사망률을 다음과 같은 식 (10)을 이용하여 조정하였다.

$$q_x = q_{x-1}^{(2013)} \times \min[ r_x^{(2008)}, r_x^{(2013)} ] \quad (x = 90, 91, \dots, 106) \quad \text{식 (10)}$$

$$r_x^{(2008)} = q_x^{(2008)} / q_{x-1}^{(2008)} \quad (x = 90, 91, \dots, 106)$$

$$r_x^{(2013)} = q_x^{(2013)} / q_{x-1}^{(2013)} \quad (x = 90, 91, \dots, 106)$$

#### IV. 맺음말 : 장해연금수급자 생명표 및 결론

본 연구를 통하여 최종 산출된 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표는 <표 11>와 같다.

<표 11> 장해연금 수급자 연금생명표

연령	남자					여자				
	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명
15	100,000	32	0.99968	0.00032	62.32	100,000	55	0.99945	0.00055	66.38
16	99,968	38	0.99962	0.00038	61.34	99,945	65	0.99935	0.00065	65.42
17	99,930	44	0.99956	0.00044	60.36	99,880	75	0.99925	0.00075	64.46
18	99,885	51	0.99949	0.00051	59.39	99,805	86	0.99914	0.00086	63.51
19	99,835	57	0.99943	0.00057	58.42	99,720	98	0.99902	0.00098	62.56
20	99,778	63	0.99937	0.00063	57.45	99,622	112	0.99888	0.00112	61.63
21	99,714	70	0.99930	0.00070	56.49	99,510	128	0.99872	0.00128	60.69
22	99,644	77	0.99923	0.00077	55.53	99,382	145	0.99854	0.00146	59.77
23	99,567	85	0.99915	0.00085	54.57	99,237	163	0.99835	0.00165	58.86
24	99,483	92	0.99907	0.00093	53.62	99,074	181	0.99817	0.00183	57.95
25	99,390	99	0.99900	0.00100	52.67	98,893	197	0.99801	0.00199	57.06
26	99,291	105	0.99894	0.00106	51.72	98,696	208	0.99790	0.00210	56.17
27	99,186	110	0.99889	0.00111	50.77	98,488	213	0.99784	0.00216	55.29
28	99,076	114	0.99885	0.00115	49.83	98,275	212	0.99785	0.00215	54.41
29	98,962	116	0.99883	0.00117	48.89	98,064	205	0.99791	0.00209	53.52
30	98,846	118	0.99880	0.00120	47.94	97,859	195	0.99800	0.00200	52.64
31	98,728	121	0.99877	0.00123	47.00	97,663	185	0.99811	0.00189	51.74
32	98,607	125	0.99873	0.00127	46.06	97,479	176	0.99820	0.00180	50.84
33	98,482	130	0.99868	0.00132	45.11	97,303	170	0.99825	0.00175	49.93
34	98,352	137	0.99861	0.00139	44.17	97,133	168	0.99827	0.00173	49.01
35	98,215	145	0.99852	0.00148	43.23	96,966	169	0.99826	0.00174	48.10
36	98,070	155	0.99842	0.00158	42.30	96,796	174	0.99821	0.00179	47.18
37	97,915	165	0.99832	0.00168	41.36	96,623	181	0.99813	0.00187	46.27
38	97,751	175	0.99821	0.00179	40.43	96,442	190	0.99803	0.00197	45.35
39	97,576	185	0.99810	0.00190	39.50	96,252	199	0.99793	0.00207	44.44
40	97,390	195	0.99799	0.00201	38.58	96,053	208	0.99783	0.00217	43.53
41	97,195	204	0.99790	0.00210	37.65	95,845	216	0.99774	0.00226	42.62

〈표 11〉의 계속

연령	남자					여자				
	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명
42	96,990	213	0.99781	0.00219	36.73	95,628	222	0.99768	0.00232	41.72
43	96,778	220	0.99773	0.00227	35.81	95,407	225	0.99764	0.00236	40.82
44	96,558	228	0.99764	0.00236	34.89	95,182	226	0.99762	0.00238	39.91
45	96,330	236	0.99755	0.00245	33.97	94,955	226	0.99762	0.00238	39.00
46	96,094	247	0.99743	0.00257	33.06	94,729	227	0.99761	0.00239	38.10
47	95,847	260	0.99728	0.00272	32.14	94,502	229	0.99758	0.00242	37.19
48	95,587	277	0.99710	0.00290	31.23	94,274	232	0.99754	0.00246	36.28
49	95,310	298	0.99687	0.00313	30.32	94,041	238	0.99747	0.00253	35.36
50	95,012	322	0.99661	0.00339	29.41	93,804	244	0.99739	0.00261	34.45
51	94,690	348	0.99632	0.00368	28.51	93,559	252	0.99731	0.00269	33.54
52	94,341	376	0.99601	0.00399	27.61	93,308	258	0.99723	0.00277	32.63
53	93,965	405	0.99569	0.00431	26.72	93,049	265	0.99716	0.00284	31.72
54	93,560	432	0.99538	0.00462	25.83	92,785	271	0.99708	0.00292	30.81
55	93,128	469	0.99496	0.00504	24.95	92,514	281	0.99696	0.00304	29.90
56	92,659	511	0.99449	0.00551	24.07	92,233	293	0.99683	0.00317	28.99
57	92,149	557	0.99396	0.00604	23.20	91,940	307	0.99666	0.00334	28.08
58	91,592	609	0.99335	0.00665	22.34	91,634	323	0.99648	0.00352	27.17
59	90,983	667	0.99267	0.00733	21.49	91,311	342	0.99626	0.00374	26.26
60	90,316	732	0.99190	0.00810	20.64	90,969	364	0.99600	0.00400	25.36
61	89,585	803	0.99103	0.00897	19.81	90,605	389	0.99570	0.00430	24.46
62	88,781	883	0.99005	0.00995	18.98	90,216	419	0.99535	0.00465	23.56
63	87,898	972	0.98895	0.01105	18.17	89,796	454	0.99495	0.00505	22.67
64	86,926	1,069	0.98770	0.01230	17.37	89,343	493	0.99448	0.00552	21.78
65	85,857	1,177	0.98629	0.01371	16.58	88,850	540	0.99393	0.00607	20.90
66	84,680	1,295	0.98470	0.01530	15.80	88,310	593	0.99329	0.00671	20.03
67	83,385	1,425	0.98291	0.01709	15.04	87,717	654	0.99254	0.00746	19.16
68	81,960	1,566	0.98089	0.01911	14.29	87,063	725	0.99167	0.00833	18.30
69	80,394	1,719	0.97862	0.02138	13.56	86,337	807	0.99065	0.00935	17.45
70	78,675	1,884	0.97606	0.02394	12.84	85,530	900	0.98947	0.01053	16.61
71	76,791	2,060	0.97317	0.02683	12.15	84,630	1,007	0.98810	0.01190	15.78
72	74,731	2,248	0.96992	0.03008	11.47	83,623	1,129	0.98650	0.01350	14.96
73	72,483	2,446	0.96626	0.03374	10.81	82,493	1,268	0.98463	0.01537	14.16
74	70,037	2,652	0.96214	0.03786	10.17	81,226	1,424	0.98246	0.01754	13.38
75	67,385	2,863	0.95751	0.04249	9.55	79,801	1,601	0.97994	0.02006	12.61
76	64,522	3,077	0.95230	0.04770	8.95	78,200	1,798	0.97701	0.02299	11.85
77	61,444	3,290	0.94646	0.05354	8.37	76,402	2,017	0.97360	0.02640	11.12
78	58,155	3,495	0.93990	0.06010	7.82	74,385	2,259	0.96964	0.03036	10.41

〈표 11〉의 계속

연령	남자					여자				
	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명	생존자 수	사망자 수	생존율	연금 사망률	평균 여명
79	54,660	3,687	0.93255	0.06745	7.29	72,127	2,522	0.96504	0.03496	9.72
80	50,973	3,858	0.92431	0.07569	6.78	69,605	2,805	0.95971	0.04029	9.05
81	47,115	4,000	0.91509	0.08491	6.29	66,800	3,105	0.95352	0.04648	8.41
82	43,114	4,105	0.90479	0.09521	5.83	63,696	3,416	0.94637	0.05363	7.80
83	39,009	4,163	0.89329	0.10671	5.39	60,279	3,732	0.93809	0.06191	7.21
84	34,847	4,165	0.88048	0.11952	4.97	56,547	4,042	0.92853	0.07147	6.65
85	30,682	4,104	0.86623	0.13377	4.58	52,506	4,332	0.91750	0.08250	6.13
86	26,577	3,976	0.85041	0.14959	4.21	48,174	4,586	0.90481	0.09519	5.63
87	22,602	3,777	0.83288	0.16712	3.86	43,588	4,784	0.89023	0.10977	5.17
88	18,824	3,510	0.81352	0.18648	3.54	38,804	4,907	0.87353	0.12647	4.75
89	15,314	3,182	0.79219	0.20781	3.24	33,896	4,933	0.85446	0.14554	4.36
90	12,132	2,805	0.76876	0.23124	2.96	28,963	4,683	0.83833	0.16167	4.02
91	9,326	2,396	0.74313	0.25687	2.69	24,281	4,356	0.82061	0.17939	3.70
92	6,931	1,974	0.71521	0.28479	2.45	19,925	3,961	0.80120	0.19880	3.40
93	4,957	1,562	0.68493	0.31507	2.23	15,964	3,512	0.78002	0.21998	3.12
94	3,395	1,181	0.65226	0.34774	2.02	12,452	3,026	0.75696	0.24304	2.86
95	2,215	848	0.61723	0.38277	1.84	9,426	2,526	0.73198	0.26802	2.62
96	1,367	574	0.57992	0.42008	1.67	6,899	2,035	0.70503	0.29497	2.40
97	793	364	0.54047	0.45953	1.51	4,864	1,576	0.67609	0.32391	2.19
98	428	215	0.49913	0.50087	1.37	3,289	1,167	0.64519	0.35481	2.00
99	214	116	0.45623	0.54377	1.24	2,122	822	0.61242	0.38758	1.83
100	98	57	0.41218	0.58782	1.13	1,299	549	0.57788	0.42212	1.67
101	40	25	0.36752	0.63248	1.02	751	344	0.54179	0.45821	1.53
102	15	10	0.32286	0.67714	0.91	407	202	0.50440	0.49560	1.39
103	5	3	0.27890	0.72110	0.78	205	110	0.46605	0.53395	1.27
104	1	1	0.00000	1.00000	0.50	96	55	0.42817	0.57183	1.16
105						41	25	0.39338	0.60662	1.03
106						16	10	0.35524	0.64476	0.86
107						6	6	0.00000	1.00000	0.50

산출된 연금사망률은 산재보험 장해연금 수급자의 장해급수를 고려하지 않은 최종 연금사망률이다. 이 사망률에 산출된 연금사망률과 급수별 표준화사망률을 log회귀분석하여 다음과 같은 장해급수별 할증계수를 산출하였다. 장해급수별 연금생명표는 <표 12>의 할증계수를 연금사망률에 곱하여 산출한다.<sup>8)</sup>

8) 결과 값은 한정된 지면관계상 생략하기로 한다.

〈표 12〉 장애급수별 할증계수

장애급수	남자	여자
1	1.915	3.448
2	1.458	2.328
3	1.191	1.673
4	1.001	1.208
5	0.854	0.847
6	0.733	0.552
7	0.632	0.303

본 연구로 도출된 산재보험 장애연금 수급자의 생명표는 최근 문제가 되고 있는 산재보상의 일시금 수급자와 연금 수급자의 형평성 문제 해결과 산재 연금수급자의 재정을 추계하는 데 있어 매우 중요한 기초자료가 될 것이다. 다만, 진폐는 여성의 경우 총건수가 34건에 불과하며, 남성의 경우에도 사망이 45세 이후에만 나타나 연령별 연금사망률의 산출을 하지 못하였다.

본 연구로 도출된 산재 수급자의 연금생명표와 정홍주 외(2008)의 연금생명표를 비교해 보면, 남자의 경우 정홍주 외(2008)의 연구보다 모든 연령에서 연금사망률은 감소하였고, 기대여명은 증가하였다. 그리고 산재연금의 주된 수급자인 30대부터 60대까지 연령대별 연금사망률과 기대여명의 평균 증감을 살펴보면, 남자의 경우 연금사망률에 있어 40대와 50대의 연금사망률이 정홍주 외(2008)에 비하여 크게 낮아진 것으로 나타나고 있고, 이에 따라 평균여명도 최소 1.88세에서 최대 2.88세 증가하였다. 그리고 여자의 경우 30대와 40대의 일부에서 본 연구의 연금사망률이 높게 나타났다. 하지만 전체적으로 기대여명이 증가함에 따라 20대부터 60대의 전 구간에서 기대여명은 크게 증가하였다.

정홍주 외(2008)와 본 연구의 연금사망률과 기대여명에서 차이가 발생한 원인은 크게 세 가지 정도로 해석이 가능하다. 첫째, 정홍주 외(2008)의 연구에서는 진폐로 인한 연금수급자를 포함하여 분석하였으나 본 연구에서는 진폐로 인한 연금수급자를 제외하여, 연금사망률이 감소하고 기대여명이 높아졌을 가능성이 있다. 둘째, 과거보다 작업환경의 개선 등의 원인으로 산재보험 수급자의 연금사망률이 감소하고 기대여명의 증가하였을 수 있다. 셋째, 연구기간의 차이로 인한 생존율의 자연증가가 반영되었을 여지도 있다. 이러한 차이의 원인

은 향후 연구에 의해 밝혀져야 할 부분이다.

국민생명표와 본 연구의 연금사망률과 평균여명을 살펴보았는데, 결론적으로 국민생명표의 사망률이 본 연구의 연금사망률보다 낮게 나타났다. 이는 본 연구의 대상인 산재 연금수급자의 연금사망률이 일반 국민의 사망률보다 높은 것으로 해석 가능하다. 그리고 전 연령에서 기대여명이 짧게 나타나 일반 국민보다 평균여명이 남자의 경우 약 1년, 여자의 경우 최대 3.3년 정도 낮은 것으로 나타났다. 남자의 경우 40대와 50대의 경우 산재 수급자의 연금사망률이 일반 국민의 사망률보다 다소 높게 나타났으나 기대여명에 있어서는 전 연령대에서 낮았으며 여자의 경우 본 연구의 연금사망률이 전 연령대에서 높으며, 본 연구의 기대여명은 전 연령대에서 낮은 것으로 보인다.

본 연구는 보험계리적 방법을 적용하여 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표를 도출하였다. 그리고 이렇게 도출된 연금생명표를 국민생명표와 비교하여 일반인과는 다른 사망률과 기대여명을 장해연금 수급자가 나타내고 있다는 것을 확인하였다. 모쪼록 본 연구를 통하여 산출된 산재 장해연금 수급자의 연금생명표가 향후 관련 연구의 기초자료로 중요하게 사용되었으면 한다.

본 연구를 통하여 도출된 연금생명표의 산출에 있어 산재연금 수급자의 개선을 위해 사용할 자료가 아직 풍부하지 않아 국민생명표를 활용한 개선율을 사용하였다. 향후 주기적으로 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표가 작성되고 이를 활용할 수 있다면, 보다 정확한 산재보험 장해연금 수급자의 연금생명표의 도출이 가능할 것이다. 그리고 본 연구의 연금생명표의 산출방법은 실무적으로 많이 사용하는 연구방법을 택하였다는 장점이 있으나 최근 대두되는 방법을 다양하게 반영하지 못하였다는 한계가 있다.

그리고 본 연구를 통하여 과거보다 현재 산재 장해연금 수급자의 연금사망률이 낮아지고, 기대여명이 늘어난 것을 밝혔으나 이에 대한 원인을 밝히지 못하였다. 따라서 이에 대한 세부 분석이 진행되어 산재 장해연금 수급자의 연금사망률에 영향을 줄 수 있는 요인들을 찾아내고, 이를 관리할 수 있는 관리방안 등을 마련하는 연구가 진행되기를 바란다.

## 참고문헌

- 류근욱·마승렬(2013). 「산업재해보상보험의 장애보상 연금과 일시금 지급체계의 합리화 방안」. 『사회보장연구』 29(1): 59~88.
- 마승렬·문성현·신종욱(2009). 「산재보험 연금급여의 수익비 추정과 재정방식에 관한 연구」. 『사회보장연구』 25(4): 365~388.
- 박형수·전병목(2009). 『사회복지 재정분석을 위한 중장기 재정추계모형 개발에 관한 연구』. 한국조세연구원 용역보고서.
- 신종욱·마승렬(2009). 「이자율 옵션모델의 적용을 통한 산재보험의 적정연금·일시금 수준의 평가」. 『노동정책연구』 9(4): 1~28.
- 정홍주·김창섭·이홍무·문성현·황선영(2005). 『산재보험 책임준비금제도 개선방안』. 한국보험연구원.
- 정홍주·송용(2008). 「산재보험 장애·유족급여의 일시금과 연금의 형평성」. 『리스크관리연구』 19(2): 233~269.
- 정홍주(2008). 『장애 유족급여의 일시금과 연금의 형평성 제고방안』. 노동부 정책연구용역사업 보고서.
- Batten, R. W.(1977). *Mortality Table Construction*, Prentice-Hall, Inc., .
- Gravill, T. N. E.(1981). “Moving-Weighted-Average Smoothing Extended to the Extremities of the Data.” *Scandinavian Actuarial Journal* 39(55): 65~81.
- Jenkins, W. A.(1927). “Graduation based on a Modification of Osculatory Interpolation.” *Transactions of Actuarial Society of America* 28: 198~215.
- Longley-Cook, L. H.(1962). “An introduction to credibility theory.” *Proceedings of the Casualty Actuarial Society* 49: 194~221.

## Development of Worker's Compensation Disability Pensioners Life Table

Hong Joo Jung · Yong Beom Jun · Hyun Boc Lee

The purpose of this study is to development of Worker's Compensation disability pensioners' life table. The study applies an actuarial techniques in the insurance industry (such as the interpolation proposed by Jenkins, Gompertz' fit and Makeham's form etc) data of the Worker's Compensation disability pensioner (total 542,494) by sex, disability level, a period of pension from January 1, 1997 to August 31, 2013.

The results show worker's compensation disability pensioners' mortality is reduced and life expectancy has increased compared with past study (Jeong, 2008).

Looking at each age group, 40-50 man's mortality significantly lowered than before but life expectancy increased by up to 2.88 years. In woman's case, 20-60 mortality significantly lowered and life expectancy increased by up to 3.3 years.

The study compares pensioner's mortality in national life table and in worker's compensation disability pensioner's life table. The result is worker's compensation disability pensioner's mortality rate is higher than general population mortality. In addition, life expectancy of worker's compensation disability pensioner is very short (in case of man, up to 1 year, woman, up to 3.3 year) in all age groups.

Keywords : worker's compensation, worker's compensation disability pensioners, the life table