

Estimating the Benefit-Cost Ratios by Applying Life-Expectancies of National Pension Old-Age Pensioners

Jang Hoon Choi^{a,1}

^aNational Pension Research Institute

(Received July 13, 2015; Revised July 31, 2015; Accepted August 4, 2015)

Abstract

Benefit-cost ratios are estimated using life-expectancies of the national pension old-age pensioners in Korea and a compared to whole nation. To obtain the ratios, future mortalities are estimated by multiplying the ratios of experienced mortalities for old-age pensioners to those of the whole nation and the future mortalities of the whole nation projected on an expanded CBD model. The results indicate that the life expectancies of old-age pensioners are longer than the whole nation that lead to higher benefit-cost ratios for old-age pensioners.

Keywords: expanded CBD model, old-age pensioners, life expectancy, benefit-cost ratio

1. 서론

국민연금은 노령으로 인한 근로소득 상실을 보전하기 위한 노령연금, 주 소득자의 사망에 따른 소득상실을 보전하기 위한 유족연금, 그리고 질병 또는 사고로 인한 장기근로능력 상실에 따른 소득상실을 보전하기 위한 장애연금 등으로 구성되어 있는 사회보장제도이다. 따라서 국민연금의 안정적인 유지가 필요하고 이를 위해서 재정의 정확한 예측이 필요하다. 국민연금은 수급자가 사망할 때까지 연금을 지급하도록 되어 있는 제도이므로 수급자의 수명에 따라 국민연금의 총 지급액이 달라진다. 수급자의 수명은 시간에 따라 개선되어 왔으므로 총 급여의 예측을 위해서는 정확한 전망모형을 사용하여 기대수명을 예측해야 한다.

국민연금 사망률 산출과 관련된 연구로는 Kim 등 (1998), Woo (2011), Han과 Lee (2014) 등이 있다. Kim 등 (1998)은 국민연금 가입자의 사망률을 성별 및 가입종별로 구분하여 산출하였다. 국민연금의 가입연령이 18세부터 59세까지이므로 60세 이상 연령층에 대해서는 국민생명표와 일본의 생명표를 표준생명표로 한 Brass (1971)가 고안한 모형을 사용하여 사망률을 연장하였다. Woo (2011)은 국민연금 제도 내에서 관측되는 소득계층별 차별 사망력과 기대여명을 인구학적 분석 기법을 사용하여 분석하였

본 연구에 수급자 이력 자료를 제공해 주신 신승희 전문연구원에게 감사드린다. 본 연구의 내용은 연구자의 개인적 의견이며 소속기관의 공식적 견해가 아님을 밝힌다.

¹National Pension Research Institute, 180, Giji-ro, Deokjin-gu, Jeonju-si, Jeollabuk-do, 54870, Korea,
E-mail: james021@gmail.com

다. 하지만 위의 두 연구는 국민연금 가입자 사망률에 관한 연구이고 수급자에 관한 사망률을 산출하지는 않았다. 국민연금 수급자 사망률에 관한 연구로는 Han과 Lee (2014)가 있다. 이 연구에서는 국민연금 노령연금 수급자를 대상으로 한 사망력과 기대여명을 성별과 소득계층별로 산출하였다. 80세 이후 고연령 사망률 추정에는 Gompertz (1825) 모형을 사용하였고 산출된 기대여명을 사용하여 수급부담구조를 분석하였다. 하지만 이 연구에서는 시간이 지남에 따른 연령별 사망률 변화를 고려하지 않았다.

본 연구에서는 국민 전체의 사망률과 차별화하기 위해 국민연금 노령연금 수급자의 사망확률을 산출하고 시간에 따른 사망확률을 전망하여 기대여명과 수익비를 산출하였다. 이를 위해 먼저 우리나라 국민 전체 사망확률을 CBD(Cairns, Blake, and Dowd) 확장모형을 고안하여 전망하였다. CBD 확장모형은 CBD 모형에 모수를 추가하여 적합성을 높이도록 고안된 모형이다. Choi (2015)은 CBD 모형에 모수 하나를 추가한 확장모형을 기존 모형과 비교하였다. 본 연구에서는 CBD 모형, 모수 하나를 추가한 CBD 확장모형(CBD exp3), 그리고 모수 두 개를 추가한 CBD 확장모형(CBD exp4)을 비교하여 정확성을 비교하여 정확성이 가장 높은 모형으로 국민 사망확률을 전망하였다. 그런 후에 과거의 국민 사망확률과 국민연금 노령연금 수급자 사망확률을 비교하여 그 차이를 미래로 전망된 사망확률에 반영하여 노령연금 수급자의 사망확률을 산출하였다. 이로부터 기대여명을 산출하고 수익비를 계산하였다. 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 서론에 이어 2절에서는 사망률 추계 모형 중 고연령에 적합한 CBD 모형을 소개한다. 3절에서는 CBD 확장모형(CBD exp3, CBD exp4)을 고안하여 이 모형과 기존의 CBD 모형과의 적합성 테스트를 수행한다. 4절에서는 CBD 확장모형(CBD exp4)을 사용하여 우리나라 미래의 사망확률을 60세 이상에 대해서 전망한다. 5절에서는 과거 국민 사망확률을 노령연금 수급자의 과거 사망확률과 비교하여 노령연금 수급자의 사망확률 수준을 결정한다. 이로부터 기대여명을 산출하고 기대여명을 사용하여 수익비를 비교한다. 마지막으로 6절에서 요약 및 결론을 맺는다.

2. CBD 모형

사망률은 지금까지 지속적으로 개선되어 왔고 이러한 개선정도가 향후에 어떻게 변할지를 예측하는 것은 공적연금을 비롯한 정부의 효과적 복지정책 수립에 중요하다. 따라서 사망률 예측은 오래전부터 많은 연구가들의 관심의 대상이었고 그동안 수많은 연구들이 이루어져 왔다. 그 중에서 가장 잘 알려진 연구는 Lee와 Carter (1992)라고 할 수 있다. 그 이후에 이를 개선한 Lee와 Miller (2001), Booth 등 (2002), Renshaw와 Haberman (2003), 그리고 Li와 Lee (2005) 등을 들 수 있다. 하지만 고연령에 대한 추계는 데이터가 충분치 않아 개선 정도를 예측하기 어렵다는 논란이 있어 왔다. Cairns 등 (2006)은 사망률이 개선되어 왔으나 고연령의 개선정도를 예측하기 어렵다는 사실을 반영하기 위하여 2-요소 확률 모형(2-factor stochastic model)을 개발하였다. 첫 번째 요소는 모든 연령의 사망률에 동일한 영향을 주는 요소이고 두 번째 요소는 연령에 비례하여 연령이 높아질수록 사망률에 더 큰 영향을 주는 요소이다. 이 2-요소 확률 모형을 CBD 모형이라 부르고 고연령 사망률 추계에 사용한다.

모형을 설명하면 아래와 같다 (Cairns 등, 2006). 먼저 생존확률 기호를 아래와 같이 정의한다.

$$p(t, T_0, T_1, x) = \text{시간 } t \text{에서 측정된, 시간 } 0 \text{에서의 연령 } x \text{인 사람이 시간 } T_0 \text{에서 } T_1 \text{까지 생존해 있을 확률.}$$

따라서 $t \geq T_1$ 인 경우 T_0 에서 T_1 까지의 시간은 과거이므로 불확실성에 영향을 주지 않게 되어 $p(t, T_0, T_1, x) = p(T_1, T_0, T_1, x)$ 가 된다.

표기를 단순화하기 위하여 $\tilde{p}(t, x) = p(t+1, t, t+1, x)$ 를 시간 0에서의 연령 x 인 코호트의 실현된 생존

확률이라고 하고 $\tilde{q}(t, x) = 1 - \tilde{p}(t, x)$ 라고 하면 아래의 모형(식 (2.1))을 정의할 수 있다.

$$\tilde{q}(t, x) = 1 - p(t + 1, t, t + 1, x) = \frac{e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)}}{1 + e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)}}. \quad (2.1)$$

식 (2.1)에서 $A_1(t)$ 와 $A_2(t)$ 는 시간 t 에서 측정가능한 모수이다.

다음으로 $A(t) = (A_1(t), A_2(t))'$ 의 미래분포를 예측하기 위해서 $A(t)$ 를 식 (2.2)와 같이 2차원의 상수항을 갖는 임의보행(random walk with drift) 모형으로 나타낼 수 있다.

$$A(t + 1) = A(t) + \mu + CZ(t + 1). \quad (2.2)$$

식 (2.2)에서 μ 는 상수항으로 2×1 벡터, C 도 역시 상수항으로 2×2 상 삼각 행렬(upper triangular matrix)이다. C 는 $A(t) = (A_1(t), A_2(t))'$ 의 공분산 행렬을 콜레스키 분해(Cholesky decomposition)를 통하여 구할 수 있다. 그리고 $Z(t)$ 는 2차원의 표준화 정규분포를 따르는 변수이다. 과거 잉글랜드 웨일스 남자 사망률 데이터를 적용한 결과 $A_1(t)$ 는 시간에 따라 감소하는 추이를 보이고 $A_2(t)$ 는 증가하는 추이를 보이는데 이는 전체적으로 사망률은 개선되고 있으나 고연령의 개선추이는 상대적으로 느리다는 사실을 의미한다.

3. CBD 확장모형과 CBD 모형과의 적합성 비교

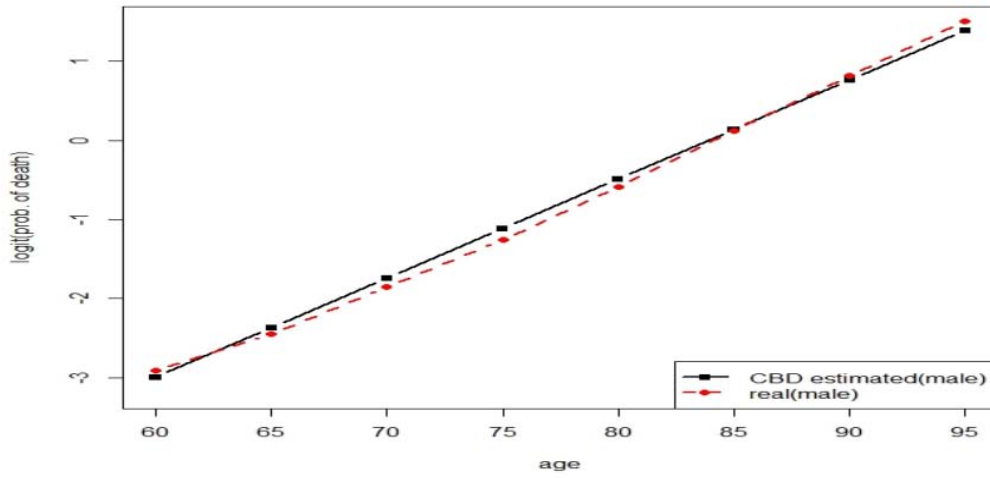
CBD 확장모형을 소개하기 전에 먼저 CBD 모형에 의한 추정이 실제 데이터를 얼마나 잘 나타내는지를 알아보기 위해 2010년 통계청 간이생명표의 60세~95세 사망확률과 모형에 의한 2011년 추정결과를 비교 하였다(CBD 모형은 사망률을 종속변수로 이루어진 모형이지만 본 연구에서는 실제로 사용 데이터를 연도별 연초의 생존자수와 연초부터 연말까지의 사망자수를 사용하였으므로 산출된 결과는 사망확률임). Figure 3.1과 같이 남자와 여자의 경우 모두 저 연령과 고 연령에서 과소 추정되었고 중간 연령대에서는 과대 추정된 것으로 나타났다. 참고로 남자와 여자의 A_1 과 A_2 를 비교하면 A_1 은 남자가 더 높고 A_2 는 여자가 더 높은 것으로 나타났는데 이는 전체적인 사망확률은 여자가 남자보다 낮고 연령에 따른 사망확률 증가속도는 여자가 더 높다는 것을 의미한다.

이와 같이 CBD 모형을 사용할 경우 나타나는 오차를 줄이기 위해 Cairns 등 (2009)은 코호트 요인을 추가한 다양한 CBD 확장모형들을 개발하였다. 하지만 코호트 요인을 적용하기 위해서는 각 세별 데이터가 오랜 기간 축적되어 있어야 하는데 우리나라 각 세별 데이터는 2000년 이후에야 존재한다. 따라서 본 연구에서는 코호트 요인은 배제하고 연령 제곱 항 또는 제곱항과 세제곱 항을 추가한 확장모형을 적용하기로 한다. 식 (3.1)은 CBD 모형에 $(x + t)^2$ 항을 추가한 모형(CBD exp3으로 나타내기로 함)이고 식 (3.2)는 CBD 모형에 $(x + t)^2$ 항과 $(x + t)^3$ 항을 추가한 모형(CBD exp4로 나타내기로 함)이다:

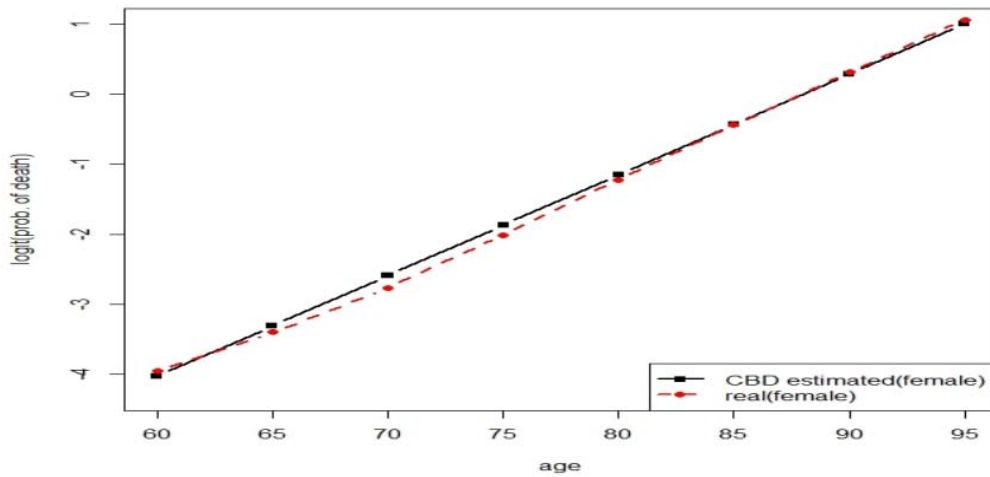
$$\tilde{q}(t, x) = \frac{e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)+A_3(t+1)\times(x+t)^2}}{1 + e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)+A_3(t+1)\times(x+t)^2}}, \quad (3.1)$$

$$\tilde{q}(t, x) = \frac{e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)+A_3(t+1)\times(x+t)^2+A_4(t+1)\times(x+t)^3}}{1 + e^{A_1(t+1)+A_2(t+1)\times(x+t)+A_3(t+1)\times(x+t)^2+A_4(t+1)\times(x+t)^3}}. \quad (3.2)$$

CBD exp3 모형, CBD exp4 모형, 그리고 CBD 모형을 2011년 데이터로 추정하고 각 모형에 의한 결과를 2011년 실제 데이터와 비교하면 Figure 3.2와 같다. 하지만 각 모형별로 차이가 크게 나지 않아 구분이 쉽지 않다. 따라서 구분이 용이하도록 Figure 3.2를 60~65세, 70~85세, 그리고 90~95세 연령대 별로 구별하여 비교하였다 (Figure 3.3). 예상했던 대로 CBD 확장모형(CBD exp3, CBD exp4)이 CBD 모형보다 실제 데이터를 잘 나타내고 있다.



(a) Male

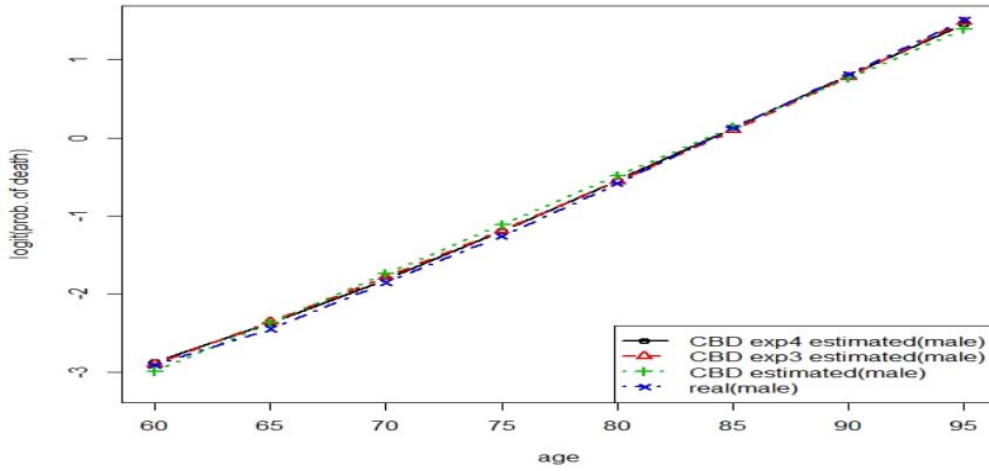


(b) Female

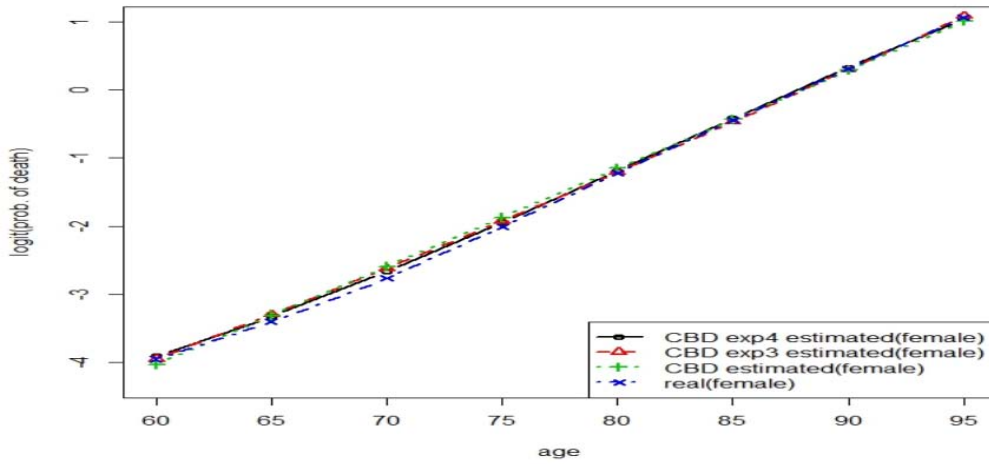
Figure 3.1. Probability of death over age 60 (Estimated vs. Real: logit scale).

미래 전망을 위해서는 먼저 $A(t)$ 를 전망해야 한다. 기존 CBD 모형에 A_3 또는 A_3 과 A_4 가 추가됨에 따라 미래분포 예측을 위한 $A(t)$ 도 3차원 또는 4차원의 상수항을 갖는 임의보행(random walk with drift) 모형이 된다. 그러면 식 (2.2)에서 μ 는 3×1 또는 4×1 벡터가 되고 C 는 3×3 또는 4×4 상 삼각 행렬(upper triangular matrix)이 되며 $Z(t)$ 는 3차원 또는 4차원의 표준화 정규분포를 따르는 변수가 된다.

본 논문에서는 기대여명을 구하는 것이 중요한 목적이므로 CBD 모형과 CBD 확장모형으로부터 추정된 기대여명을 계산하여 실제 기대여명과를 차이를 비교한다. 비교를 위해 각각의 모형에 의해 60세 이상의 데이터에 대해 추정된 값들과 실측값 사이의 평균 절대값 퍼센트 오차(Mean Absolute Percent



(a) Male



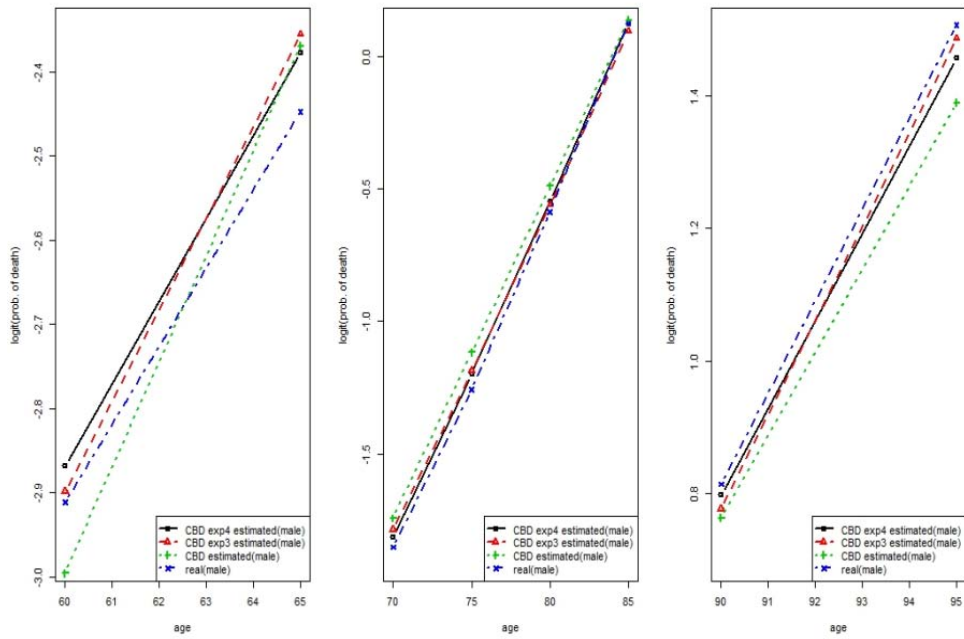
(b) Female

Figure 3.2. Probability of death over age 60 (CBD, CBD exp3, and CBD exp4: logit scale).

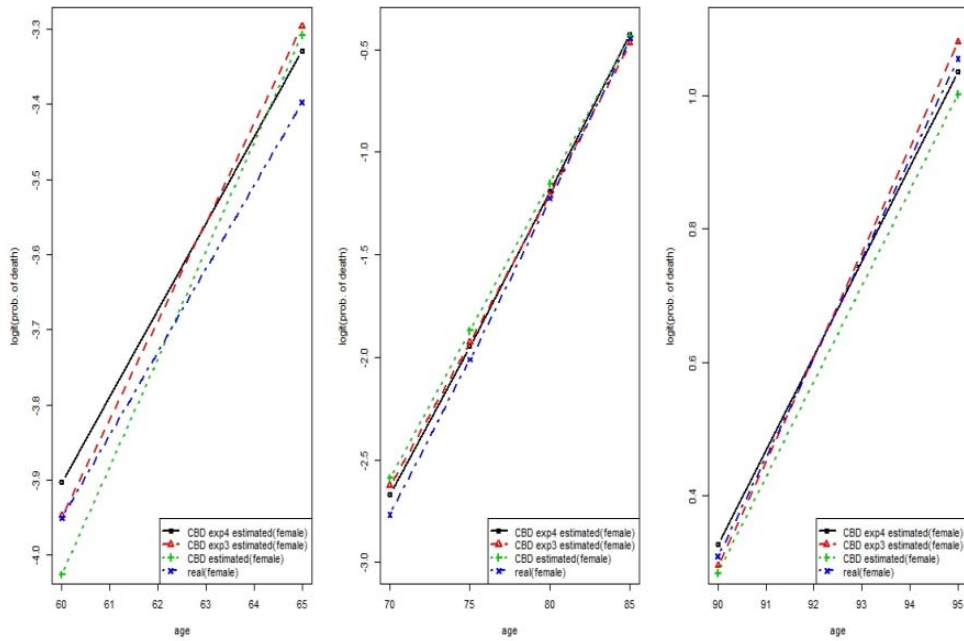
Error; MAPE)와 오차 제곱합(Sum of Squares Error; SSE)를 다음과 같이 계산 한다:

$$\begin{aligned}
 MAPE &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|e_i^{proj} - e_i^{real}|}{e_i^{real}}, \\
 SSE &= \sum_i (e_i^{proj} - e_i^{real})^2.
 \end{aligned}
 \tag{3.3}$$

식 (3.3)에서 e_i^{proj} 는 i 세의 추계된 기대여명, e_i^{real} 는 i 세의 실제 기대여명, i 는 60, 65, ..., 95세 연령이다. 사용한 데이터는 2001~2011년 통계청 간이생명표이고 각 모형으로 전망한 2012년과 2013년의 기대여명을 통계청의 실제 기대여명과 비교한다. Table 3.1과 같이 MAPE와 SSE가 남자와 여자 모두



(a) Male



(b) Female

Figure 3.3. Probability of death over age 60 (CBD, CBD exp3, and CBD exp4: logit scale, focused plots).

Table 3.1. Conformance test results (CBD model vs. CBD expanded model)

Sex	Year	MAPE			SSE		
		CBD	CBD exp3	CBD exp4	CBD	CBD exp3	CBD exp4
Male	2012	0.0194	0.0082	0.0057	0.4173	0.0650	0.0287
	2013	0.0231	0.0116	0.0132	1.0003	0.2973	0.2552
	avg	0.0142	0.0099	0.0095	0.4725	0.1811	0.1420
Female	2012	0.0159	0.0123	0.0095	0.1754	0.1435	0.0580
	2013	0.0124	0.0057	0.0034	0.2280	0.0381	0.0098
	avg	0.0142	0.0090	0.0065	0.2017	0.0908	0.0339

CBD exp4, CBD exp3, 그리고 CBD 모형의 순서로 커지는데 이것은 CBD exp4 모형의 적합성이 가장 우수하다는 것을 의미한다.

4. 사망확률의 전망

4.1. 모수 추정 방법

사망확률의 미래 전망을 위해 사용한 데이터는 통계청의 2001년부터 2013년까지의 간이 생명표 중 60세~95세의 생존자 수와 사망자 수이다. 그 이전의 데이터는 한계연령이 100세보다 낮아 제외하였다. 사망확률 전망에는 적합성이 가장 우수한 CBD exp4 모형을 사용하기로 한다. 미래 사망확률 전망을 위해서는 $A(t) = (A_1(t), A_2(t), A_3(t), A_4(t))'$ 를 전망해야 한다. 먼저 식 (3.2)를 로짓 형태로 변형하여 2001년부터 2013년까지 각 연도별로 8개 (60, 65, ..., 95세)의 연령별 사망률 자료를 이용하여 회귀 분석을 통하여 $A(t)$ 를 추정한다. 그 다음 $A(t)$ 를 식 (2.2)와 같이 4차원의 상수를 갖는 임의보행(two dimensional random walk with drift) 모형을 적용하여 미래에 대해 전망한다. 추정절차는 다음과 같이 요약할 수 있다:

- (a) 2001년에서 2013년까지 연도별로 8개 (60, 65, ..., 95세)의 연령별 사망률 자료(간이생명표의 생존자수와 사망자수)를 이용하여 식 (3.2)로부터 $A(2001), A(2002), \dots, A(2013)$ 를 회귀분석으로 추정.
- (b) $A(t + 1) - A(t)$, $t = 2001, \dots, 2012$ 의 평균을 $\mu = (\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4)'$ 로 정의.
- (c) \hat{V} 계산:

$$\hat{V} = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} & v_{13} & v_{14} \\ v_{21} & v_{22} & v_{23} & v_{24} \\ v_{31} & v_{32} & v_{33} & v_{34} \\ v_{41} & v_{42} & v_{43} & v_{44} \end{pmatrix}, \quad v_{ij} = \frac{[\{A_i(t+1) - A_i(t)\} - \mu_i] \times [\{A_j(t+1) - A_j(t)\} - \mu_j]}{\text{평균}},$$

$(i, j = 1, \dots, 4, t = 2001, \dots, 2012).$

- (d) \hat{V} 를 출래스키 분해하여 C 를 산출.
- (e) $Z(t + 1)$ 를 4차원의 표준화 정규분포를 따르는 난수표를 사용하여 발생.
- (f) 산출된 모수들을 식 (3.2)에 대입하여 사망률(또는 사망확률) 계산.
- (g) (e)와 (f)를 미래의 각 연도에 대해 100번 반복하여 평균한 사망확률을 그 연도의 전망된 사망확률로 사용.

4.2. 전망 결과

적용한 결과 남자의 경우는

$$\hat{\mu} = \begin{pmatrix} -0.0428729 \\ 0.0012455 \\ -0.0000002 \\ -0.0000022 \end{pmatrix}, \quad \hat{V} = \hat{C}\hat{C} = \begin{pmatrix} 4.44 \times 10^{-4} & 1.94 \times 10^{-5} & -1.40 \times 10^{-6} & -6.33 \times 10^{-8} \\ 1.94 \times 10^{-5} & 1.97 \times 10^{-6} & 1.80 \times 10^{-8} & -6.61 \times 10^{-10} \\ -1.40 \times 10^{-6} & 1.80 \times 10^{-8} & 2.98 \times 10^{-8} & 1.26 \times 10^{-9} \\ -6.33 \times 10^{-8} & -6.61 \times 10^{-10} & 1.26 \times 10^{-9} & 5.88 \times 10^{-11} \end{pmatrix}$$

로 나타났고, 여자의 경우는

$$\hat{\mu} = \begin{pmatrix} -0.0573073 \\ 0.0009264 \\ 0.0000484 \\ -0.0000007 \end{pmatrix}, \quad \hat{V} = \hat{C}\hat{C} = \begin{pmatrix} 7.06 \times 10^{-4} & 3.91 \times 10^{-5} & -1.77 \times 10^{-6} & -6.17 \times 10^{-8} \\ 3.91 \times 10^{-5} & 8.13 \times 10^{-6} & -1.89 \times 10^{-7} & -2.26 \times 10^{-8} \\ -1.77 \times 10^{-6} & -1.89 \times 10^{-7} & 1.97 \times 10^{-8} & 1.19 \times 10^{-9} \\ -6.17 \times 10^{-8} & -2.26 \times 10^{-8} & 1.19 \times 10^{-9} & 1.15 \times 10^{-10} \end{pmatrix}$$

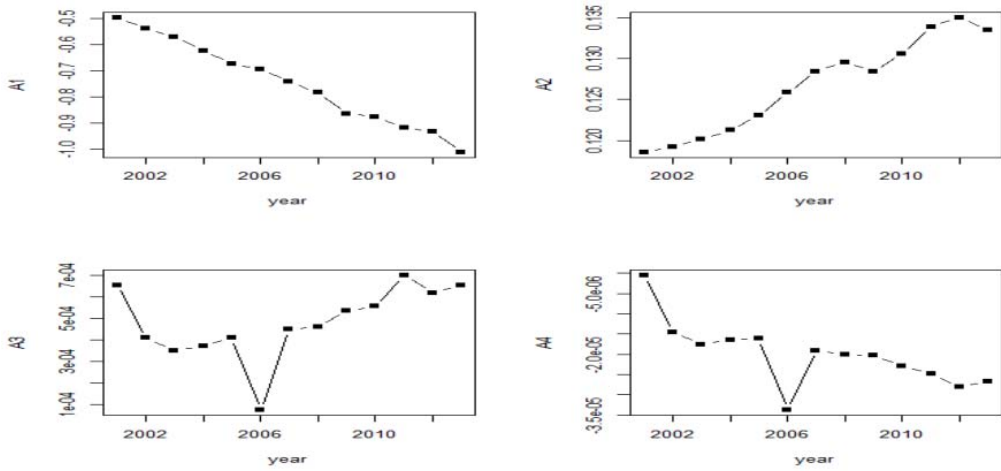
로 나타났다. $\hat{\mu}_1$ 은 남자와 여자 모두 음의 값이므로 전반적인 사망률이 개선되어 왔음을 의미한다. 연령증가에 따른 사망률 변화를 알아보기 위해서는 $\hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$, 그리고 $\hat{\mu}_4$ 의 크기를 함께 고려해야 한다. 남자의 경우 $\hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$, 그리고 $\hat{\mu}_4$ 의 부호는 각각 +, -, -로 나타나 연령의 일차원적 증가에 따른 사망률 개선은 전반적인 개선정도에 비해 느린 영향을 주고, 연령의 이차원과 삼차원적 증가에 따른 개선은 빠른 영향을 주지만 -부호의 절대값이 +부호의 절대값에 비해 매우 작으므로 이 요소들을 결합할 경우 전체적으로 연령 증가에 따른 사망률 개선은 전반적인 개선에 비해 느려지게 된다. 여자의 경우는 $\hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$, 그리고 $\hat{\mu}_4$ 의 부호가 각각 +, +, -로 나타나 연령의 일차원과 이차원적 증가에 따른 사망률 개선은 전반적인 개선에 비해 느린 영향을 주고, 삼차원적 증가에 따른 개선은 빠른 영향을 주지만 -부호의 절대값이 매우 작아 이들을 모두 결합하게 되면 연령 증가에 따른 사망률 개선은 전반적인 사망률 개선에 비해 남자와 마찬가지로 느려지게 된다. 남자와 여자의 사망률 개선정도를 비교하면 남자의 $\hat{\mu}_1$ ($= -0.0429$)이 여자의 $\hat{\mu}_1$ ($= -0.0573$)보다 높아 전반적인 사망 개선율은 여자가 남자보다 높지만 연령증가에 따른 사망률 개선 정도는 여자가 남자보다 더 느린 것으로 나타났다. 만약 1983년~2013년 데이터(1983년~2013년 데이터의 연령이 60세부터 75세이므로 2001년~2013년과의 정확한 비교는 아님)를 이용하면 남자의 경우,

$$\hat{\mu} = \begin{pmatrix} -0.0441595 \\ 0.0007093 \\ 0.0000479 \\ -0.0000059 \end{pmatrix}, \quad \hat{V} = \hat{C}\hat{C} = \begin{pmatrix} 1.74 \times 10^{-4} & -4.72 \times 10^{-7} & -1.42 \times 10^{-6} & -7.73 \times 10^{-8} \\ -4.72 \times 10^{-7} & 9.79 \times 10^{-6} & -3.20 \times 10^{-8} & -1.71 \times 10^{-7} \\ -1.42 \times 10^{-6} & -3.20 \times 10^{-8} & 6.45 \times 10^{-8} & 4.49 \times 10^{-9} \\ -7.73 \times 10^{-8} & -1.71 \times 10^{-7} & 4.49 \times 10^{-9} & 3.80 \times 10^{-9} \end{pmatrix}$$

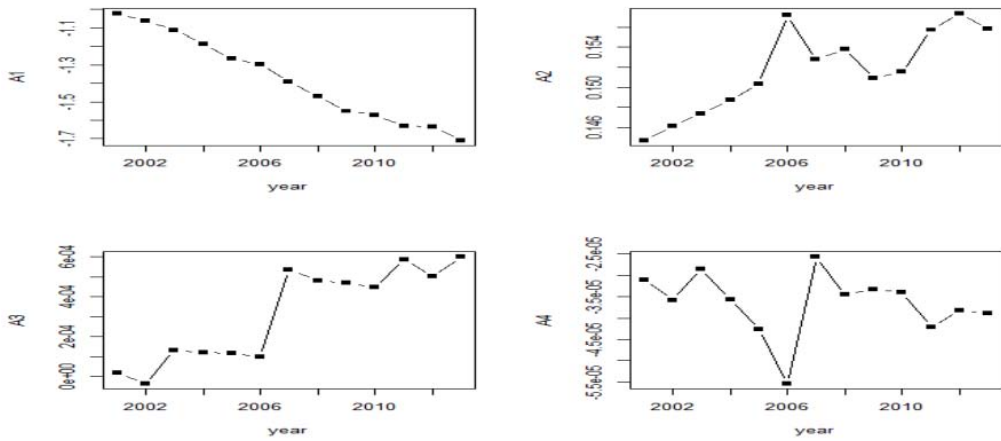
가 되고 여자의 경우,

$$\hat{\mu} = \begin{pmatrix} -0.0461511 \\ 0.0008793 \\ 0.0000652 \\ -0.0000037 \end{pmatrix}, \quad \hat{V} = \hat{C}\hat{C} = \begin{pmatrix} 3.88 \times 10^{-4} & 1.47 \times 10^{-5} & -1.79 \times 10^{-6} & -7.04 \times 10^{-8} \\ 1.47 \times 10^{-5} & 1.72 \times 10^{-5} & -1.05 \times 10^{-7} & -2.59 \times 10^{-7} \\ -1.79 \times 10^{-6} & -1.05 \times 10^{-7} & 2.73 \times 10^{-8} & 1.76 \times 10^{-9} \\ -7.04 \times 10^{-8} & -2.59 \times 10^{-7} & 1.76 \times 10^{-9} & 4.86 \times 10^{-9} \end{pmatrix}$$

가 된다. 남자의 경우 $\hat{\mu}_1$ 값이 2001년~2013년 데이터를 사용한 경우보다 낮게 나타났고 여자의 경우 $\hat{\mu}_1$ 값이 2001년~2013년 데이터를 사용한 경우보다 높게 나타났는데 이러한 사실은 사망 개선율이 2001년 이후가 2001년 이전보다 남자는 약간 낮아졌고 여자는 높아졌음을 의미한다.



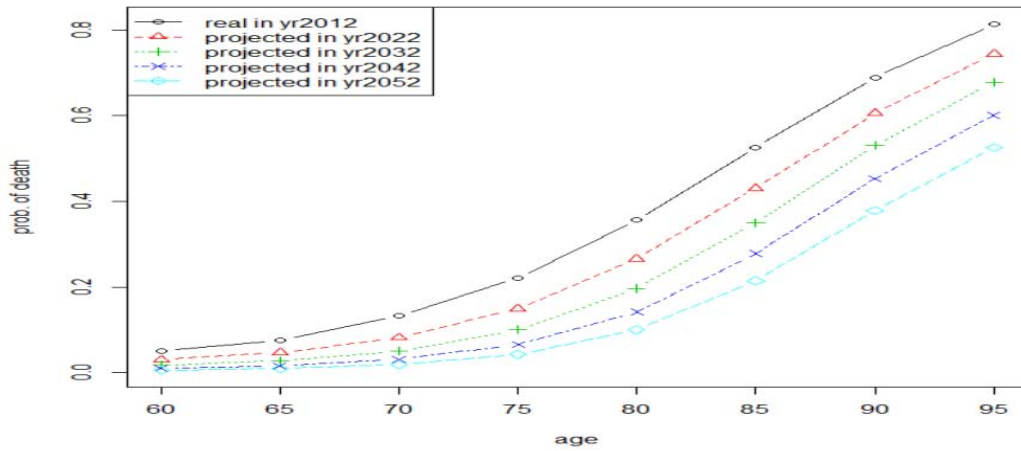
(a) Male



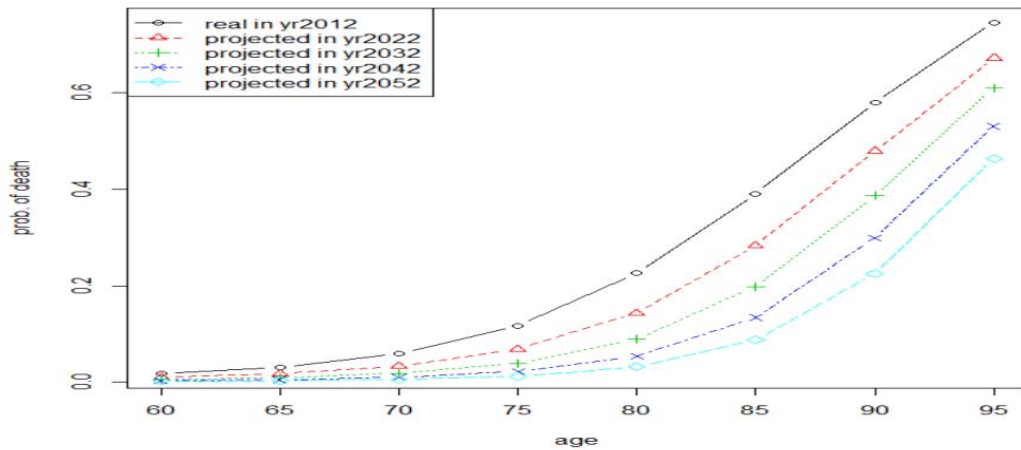
(b) Female

Figure 4.1. Trends of $A_1 \sim A_4$ (yr2001~yr2013).

Figure 4.1은 $A(t)$ 의 연도별 추이를 나타낸다. 남자와 여자의 경우 모두 $A_1(t)$ 는 감소하고 $A_2(t)$ 는 대체로 증가하는 경향을 보인다. 이러한 경향은 위에서 설명한 μ_1 과 μ_2 의 부호와 일치한다. $A_3(t)$ 는 남자의 경우 2006년을 제외하면 큰 차이가 없고($\mu_3 = -0.0000002$) 여자의 경우 대체로 증가하는 경향을 보이고 있다($\mu_3 = 0.0000484$). $A_4(t)$ 는 남자의 경우 2006년을 제외하면 서서히 감소하고($\mu_4 = -0.0000022$) 여자의 경우는 2003~2006년까지 감소하다가 2007년에 크게 증가하는 경향을 보이지만 전체적으로 약간 감소하는 것으로 나타난다($\mu_4 = -0.0000007$). 이러한 경향은 일관성이 결여되어 분석이 어렵지만 실제 수치를 대입해 비교해 보면 고연령의 개선추이는 전반적 개선추이보다 상대적으로 느리게 나타남을 알 수 있다. Figure 4.1에서 2006년 추정치는 다른 기간의 추정치와 차이가 있는데 이에 대한 분석은 다음과 같다. 여자의 경우 A_2 추정치가 다른 기간보다 높게 나타나는 것은 2006년의 연령증가에 따른 사망확률 증가율의 연령에 대한 평균을 다른 기간과 비교



(a) Male



(b) Female

Figure 4.2. Probability of death by using CBD exp4 model (projected values).

해 보면 알 수 있다. 2004년~2008년의 증가율 평균을 계산해보면 각각 0.631, 0.641, 0.668, 0.677, 0.686으로 2006년의 추정치가 전체적인 증가추세보다 약간 높은 것으로 나타난다. 남자의 경우 A_3 추정치가 낮게 나타난 것은 연령별 사망확률 증가율을 산출한 후 이 증가율 간의 증가율을 계산하여 연령에 따른 평균을 산출하여 타 연도와 비교해 보면 알 수 있다. 2004년~2008년의 평균은 각각 $-1.123, -1.101, -1.244, -1.153, -1.105$ 로 나타나 2006년의 추정치가 타 연도에 비해 낮음을 알 수 있다. A_4 에 대해서는 A_1, A_2, A_3 에 의한 효과를 제거한 후 분석해야 하므로 분석이 쉽지 않다. A_2 와 A_3 분석으로 미루어 볼 때 2006년의 연령별 사망률 증가율의 행태가 타 연도와 차이가 나기 때문일 것으로 판단할 수 있다.

Figure 4.2는 위에서 추정된 결과를 사용하여 CBD exp4 모형에 따라 2022년부터 2052년까지 추계된 사망확률을 보여준다. 남녀 모두 사망률의 지속적인 개선이 일어나고 있음을 알 수 있다.

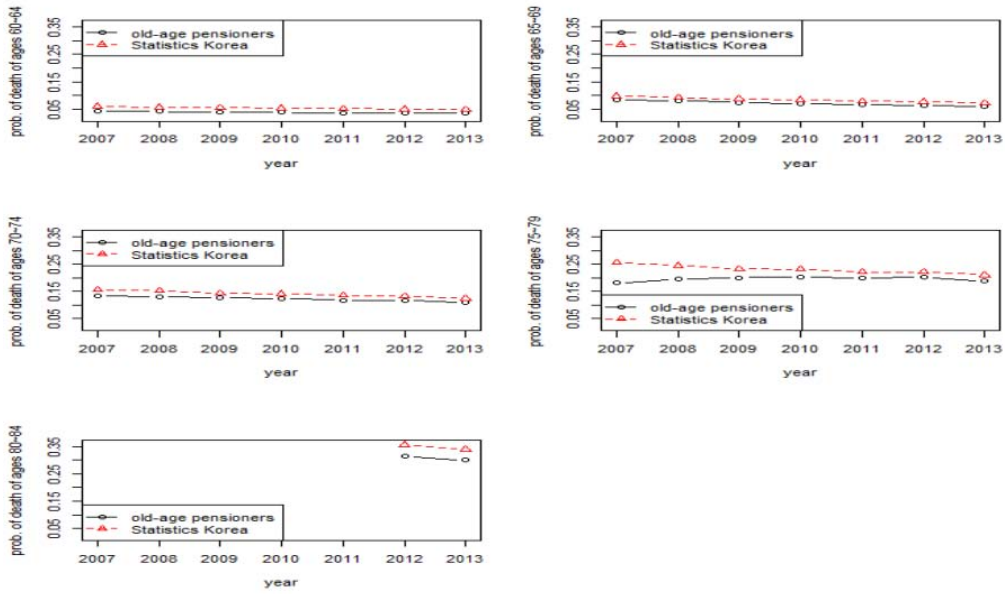
Table 5.1. Probability of death (Korean national pension old-age pensioners vs. whole members of Korea)

Probability of death of Korean national pension old-age pensioners (1)								
Age	Sex	yr2007	yr2008	yr2009	yr2010	yr2011	yr2012	yr2013
60~64		0.04201	0.04093	0.03951	0.03749	0.03608	0.03432	0.03540
65~69		0.08255	0.07957	0.07467	0.07092	0.06602	0.06256	0.05997
70~74	Male	0.13295	0.13110	0.12633	0.12488	0.11758	0.11715	0.11013
75~79		0.18134	0.19582	0.20047	0.20356	0.19862	0.20207	0.18767
80~84							0.31399	0.30020
60~64		0.01466	0.01317	0.01282	0.01226	0.01063	0.00952	0.01156
65~69		0.03068	0.02949	0.02831	0.02706	0.02459	0.02349	0.02262
70~74	Female	0.06379	0.05825	0.05877	0.05332	0.04989	0.05039	0.04528
75~79		0.12778	0.12232	0.09992	0.10220	0.09795	0.10018	0.09261
80~84							0.13542	0.20887
Probability of death of whole members of Korea (2)								
Age	Sex	yr2007	yr2008	yr2009	yr2010	yr2011	yr2012	yr2013
60~64		0.05960	0.05683	0.05518	0.05393	0.05160	0.05002	0.04785
65~69		0.09798	0.09267	0.08773	0.08421	0.07959	0.07632	0.07182
70~74	Male	0.15657	0.15300	0.14356	0.14091	0.13561	0.13217	0.12433
75~79		0.25595	0.24423	0.23242	0.23146	0.22127	0.22129	0.20975
80~84							0.35635	0.33821
60~64		0.02285	0.02133	0.02058	0.01983	0.01888	0.01759	0.01743
65~69		0.03993	0.03690	0.03523	0.03469	0.03238	0.03020	0.02893
70~74	Female	0.07559	0.07030	0.06611	0.06371	0.05918	0.05931	0.05625
75~79		0.14692	0.13546	0.12851	0.12603	0.11810	0.11663	0.11002
80~84							0.22640	0.21404
(1)/(2)								
Age	Sex	yr2007	yr2008	yr2009	yr2010	yr2011	yr2012	yr2013
60~64		0.70491	0.72026	0.71594	0.69512	0.69930	0.68607	0.73972
65~69		0.84250	0.85869	0.85116	0.84223	0.82953	0.81977	0.83501
70~74	Male	0.84914	0.85685	0.87997	0.88627	0.86704	0.88633	0.88579
75~79		0.70849	0.80179	0.86253	0.87947	0.89763	0.91315	0.89473
80~84							0.88113	0.88761
60~64		0.64158	0.61764	0.62300	0.61819	0.56297	0.54143	0.66342
65~69		0.76837	0.79930	0.80357	0.78007	0.75957	0.77766	0.78175
70~74	Female	0.84387	0.82856	0.88899	0.83699	0.84304	0.84956	0.80503
75~79		0.86973	0.90300	0.77752	0.81092	0.82936	0.85894	0.84175
80~84							0.59812	0.97587

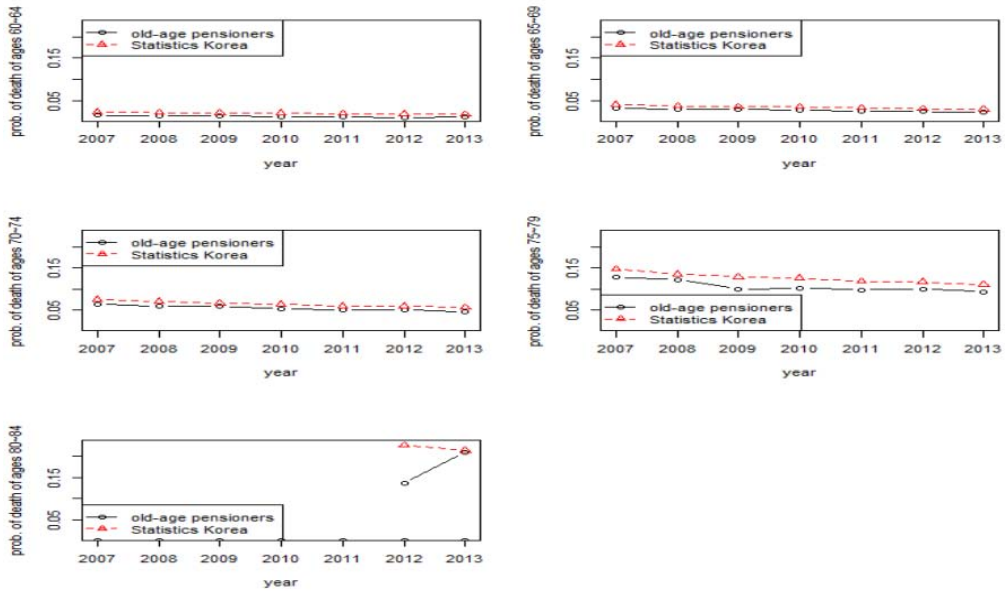
5. 국민연금 노령연금 수급자 코호트 기대여명과 수익비 추정

5.1. 노령연금 수급자 사망확률 수준 결정

국민연금의 노령연금 수급자 코호트 기대여명과 수익비를 추정하기 위해서는 노령연금 수급자의 사망 확률을 전망해야 한다. 하지만 국민연금 제도가 1988년에 시작되었고 첫 수급자는 1993년에야 발생하여 제도 초기에 수급자와 사망자 수가 매우 적었다. 따라서 전망에 사용하기 위해 자료가 어느 정도 쌓인 2000년대 후반 이후의 데이터(연도별 연초 생존자수와 연초부터 연말까지 사망자수)를 사용하였다.



(a) Male



(b) Female

Figure 5.1. Probability of death (Korean national pension old-age pensioners vs. whole members of Korea).

그리고 데이터를 평활화하기 위해 각 세별 사망확률을 5세 구간단위로 변경하였다. 하지만 사용 가능한 데이터 기간이 매우 짧아 노령연금 수급자 데이터를 사용하여 직접 전망하기에는 무리가 있다. 따라

Table 5.2. Ratio of probabilities of death between Korean national pension old-age pensioners and whole members of Korea (average of yr2009~yr2013)

Sex	Age 60~64	Age 65~69	Age 70~74	Age 75~79	Age 80~84
Male	0.70723	0.83554	0.88108	0.88950	0.88437*
Female	0.60180	0.78052	0.84472	0.82370	0.78699*

Note: * is the average of yr2012~yr2013.

* is actually applied to the probabilities of death over ages 80~95, not ages over 80~84.

서 통계청 자료를 사용하여 국민 전체 사망확률을 CBD exp4 모형으로 전망한 후 2000년대 후반 이후의 노령연금 수급자 경험 사망확률과 동시대의 국민 전체 사망확률과의 차이를 보정하여 노령연금 수급자의 미래 사망확률을 결정하였다. Table 5.1과 Figure 5.1은 2007년부터 2013년까지 노령연금 수급자 사망확률과 통계청 사망확률을 비교한 것이다. 80세~84세 연령구간은 사망자 수의 부족으로 2012년과 2013년만을 비교하였다. 통계청 사망확률 대비 노령연금 수급자 사망확률 비율이 연도별로 큰 차이를 보이고 있지 않음을 알 수 있다. 하지만 데이터가 부족한 2009년 이전 75~79세 구간의 사망확률 비율은 남녀 모두 2009년 이후와 차이가 있는 것으로 나타났다.

Table 5.1과 Figure 5.1에서 볼 수 있는 바와 같이 75~79세 구간에서 통계청 사망확률 대비 노령연금 수급자 사망확률 비율 추이가 2009년 이후와 이전의 차이가 크므로 2009년 이전의 데이터를 제외하고 사망확률을 산출하였다. 즉, 60~79세의 경우 2009년~2013년의 노령연금 수급자의 사망확률과 동시대의 통계청 사망확률 비율의 평균을 노령연금 수급자의 사망확률 계수로 정의하여 CBD exp4 모형으로 추계된 사망확률에 곱하여 노령연금 수급자의 미래 사망확률을 산출하였다. 80~84세의 경우는 2012년과 2013년의 평균을 사용하여 계수로 사용하였다. 그리고 80~84세 구간의 계수는 실제로 추계된 80~95세 사망확률에 적용하여 사망확률을 산출하였다. 이와 같은 방식으로 산출된 노령연금 사망확률 계수가 Table 5.2에 나타나 있다. 남녀별 계수를 비교하면 모든 연령대에서 남자가 여자보다 더 높은 것으로 나타났다.

본 절에서 설명한 미래 수급자의 사망확률 전망방법 절차를 요약하면 다음과 같다:

- (a) CBD exp4모형으로 미래 사망확률을 전망.
- (b) 노령연금 사망확률 계수 = [과거 경험 국민연금 노령연금 수급자 사망확률 ÷ 동 연도의 국민전체 경험 사망확률]의 연도에 대한 평균 (60~64세, ..., 75~79세에 대해서는 2009~2013년의 평균을 사용하고 80~84세에 대해서는 2012년과 2013년의 평균을 사용).
- (c) 미래 국민연금 노령연금 수급자 사망확률 = (a) × (b).

5.2. 노령연금 수급자 기대여명 추정

연령별 기대여명은 현 세대와 미래 세대가 다를 것이므로 미래로 전망된 사망확률을 사용하여 시기에 맞는 기대여명을 계산하였다. Table 5.3과 Figure 5.2는 CBD exp4 모형에 의한 2012년, 2022년, 2032년, 그리고 2042년 기대여명 전망 결과와 이 결과에 사망확률 계수를 적용하여 계산한 노령연금 수급자 기대여명을 보여준다. 2012년 60세 국민 전체 기대여명과 여기에 사망확률 계수를 적용한 국민연금 수급자의 60세 기대여명이 남자의 경우 각각 21.56세와 22.99세로 나타났고 여자의 경우 각각 26.53세와 28.60세로 나타났다. 2022년 60세 국민 전체 기대여명과 여기에 사망확률 계수를 적용한 국민연금 수급자의 60세 기대여명은 남자의 경우 각각 24.76세와 26.07세로 나타났고 여자의 경우 각각 29.71세와 31.57세로 나타났다. 2032년 60세 국민 전체 기대여명과 국민연금 수급자의 60세 기대여명은 남자의

Table 5.3. Probability of death and life-expectancy for yr 2012, yr2022, yr2032, and yr2042 by applying CBD exp4 model

(Male)					
Year	Age	Whole members of Korea		Korean national pension old-age pensioners	
		Prob. death	Life-expectancy	Prob. death	Life-expectancy
2012	60~64	0.05002	21.56 yrs	0.03538	22.99 yrs
	65~69	0.07632	17.56	0.06377	18.74
	70~74	0.13217	13.81	0.11645	14.85
	75~79	0.22129	10.53	0.19684	11.48
	80~84	0.35635	7.81	0.31514	8.67
	85~89	0.52556	5.75	0.46479	6.52
	90~94	0.68848	4.35	0.60887	5.00
	95~99	0.81399	3.43	0.71987	3.90
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2022	60~64	0.02999	24.76	0.02121	26.07
	65~69	0.04712	20.45	0.03937	21.58
	70~74	0.08160	16.33	0.07189	17.36
	75~79	0.14798	12.56	0.13163	13.51
	80~84	0.26346	9.31	0.23300	10.18
	85~89	0.42913	6.74	0.37951	7.51
	90~94	0.60927	4.94	0.53882	5.58
	95~99	0.75332	3.73	0.66621	4.17
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2032	60~64	0.01796	27.55	0.01270	28.73
	65~69	0.02805	23.01	0.02344	24.06
	70~74	0.05058	18.60	0.04457	19.58
	75~79	0.09891	14.46	0.08798	15.38
	80~84	0.19381	10.77	0.17140	11.62
	85~89	0.34800	7.76	0.30776	8.51
	90~94	0.53336	5.56	0.47168	6.18
	95~99	0.68685	4.07	0.60743	4.46
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2042	60~64	0.01070	30.05	0.00757	31.10
	65~69	0.01659	25.35	0.01386	26.32
	70~74	0.03101	20.74	0.02732	21.65
	75~79	0.06493	16.32	0.05776	17.19
	80~84	0.13913	12.28	0.12304	13.09
	85~89	0.27470	8.86	0.24294	9.57
	90~94	0.45612	6.27	0.40337	6.84
	95~99	0.61495	4.43	0.54384	4.78
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
(Female)					
Year	Age	Whole members of Korea		Korean national pension old-age pensioners	
		Prob. death	Life-expectancy	Prob. death	Life-expectancy
	60~64	0.01759	26.53 yrs	0.01059	28.60 yrs
	65~69	0.03020	21.96	0.02357	23.88
	70~74	0.05931	17.56	0.05010	19.39

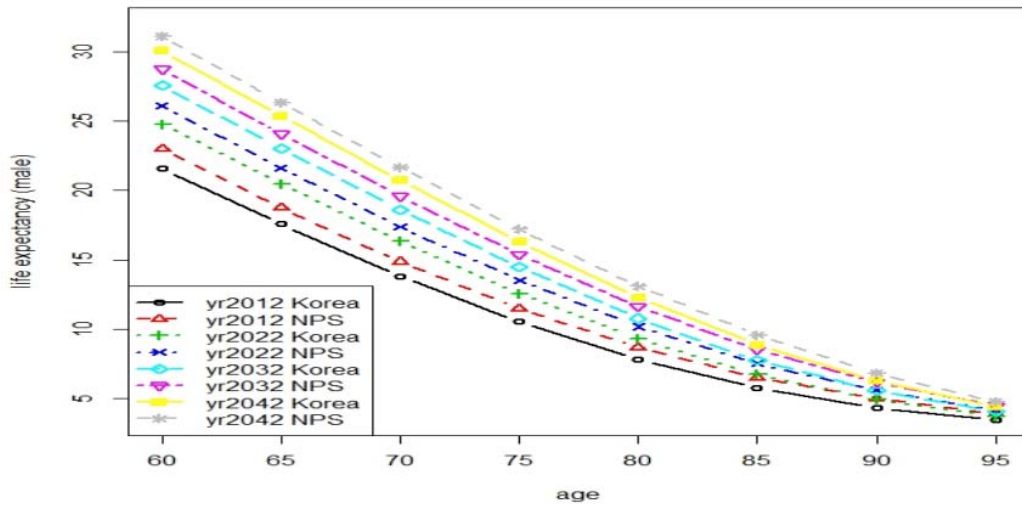
2012	75~79	0.11663	13.51	0.09607	15.28
	80~84	0.22640	9.97	0.22094	11.64
	85~89	0.39060	7.15	0.38117	8.63
	90~94	0.57950	5.14	0.56551	6.34
	95~99	0.74540	3.77	0.72741	4.57
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2022	60~64	0.01059	29.71	0.00637	31.57
	65~69	0.01763	25.00	0.01376	26.76
	70~74	0.03317	20.40	0.02802	22.10
	75~79	0.06765	16.02	0.05572	17.66
	80~84	0.14146	12.00	0.11133	13.56
	85~89	0.28009	8.56	0.22043	9.94
	90~94	0.48086	5.92	0.37843	7.05
	95~99	0.68232	4.09	0.53698	4.82
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2032	60~64	0.00617	32.41	0.00372	34.03
	65~69	0.00981	27.60	0.00766	29.14
	70~74	0.01832	22.85	0.01547	24.35
	75~79	0.03861	18.23	0.03180	19.69
	80~84	0.08724	13.86	0.06866	15.26
	85~89	0.19491	9.94	0.15339	11.20
	90~94	0.38617	6.75	0.30391	7.77
	95~99	0.61652	4.42	0.48519	5.07
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50
2042	60~64	0.00359	34.65	0.00216	35.99
	65~69	0.00546	29.76	0.00426	31.07
	70~74	0.01008	24.91	0.00852	26.19
	75~79	0.02179	20.14	0.01794	21.39
	80~84	0.05250	15.53	0.04131	16.74
	85~89	0.13084	11.25	0.10297	12.35
	90~94	0.30043	7.57	0.23644	8.48
	95~99	0.55019	4.75	0.43300	5.34
	100+	1.00000	2.50	1.00000	2.50

경우 각각 27.55세와 28.73세로 나타났고 여자의 경우 각각 32.41세와 34.03세로 나타났다. 2042년의 경우도 60세 국민 전체의 기대여명과 국민연금 수급자의 60세 기대여명은 남자의 경우 각각 30.05세와 31.10세, 여자의 경우 각각 34.65세와 35.99세로 나타나 모든 경우에서 1세 이상의 차이를 보이고 있다.

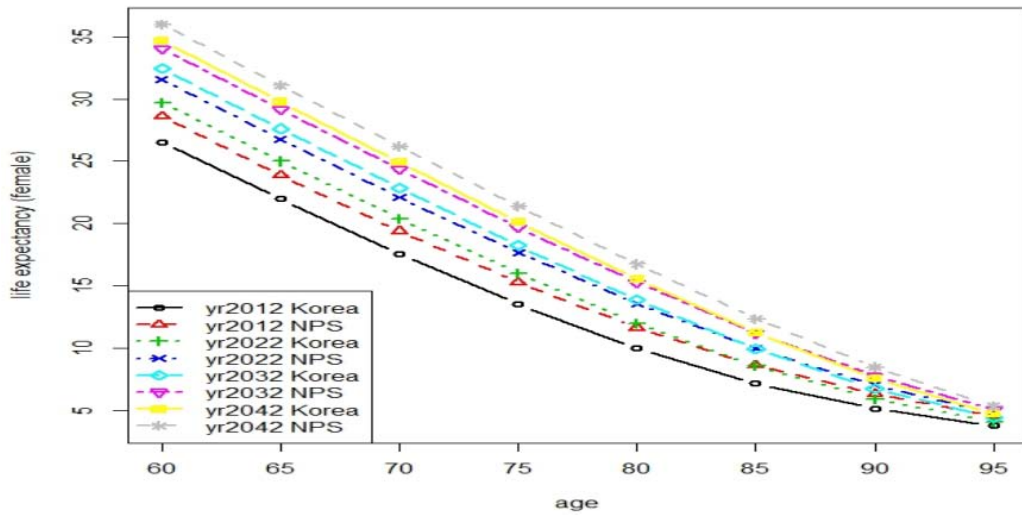
5.3. 노령연금 수급자의 수익비 추정

이 절에서는 5.2절에서 계산한 기대여명을 사용하여 2012년, 2022년, 2032년, 그리고 2042년 각각 노령연금 수급을 시작하는 시점에서의 수익비를 산출하였다. 2012년은 국민연금 수령 연령이 60세(1952년생), 2022년은 62세(1960년생), 2032년은 64세(1968년생), 그리고 2042년은 65세(1977년생)이므로 연도별로 다른 국민연금 노령연금 수령 연령을 고려하였다. 수익비를 추정하기 위한 가정은 다음과 같다:

- (a) 가입기간 40세부터 59세까지 20년인 사업장 가입자.
- (b) 가입자 소득은 각 연도 A 값의 0.5배, A 값, A 값의 1.5배의 3가지 경우로 구분.



(a) Male



(b) Female

Figure 5.2. Life expectancy (National population vs. NPS pensioners).

- (c) 수익비 산출시 기여금과 사망때까지 받게 될 연금 수급액의 현재가치는 연도별 최초 수급 시점으로 환산하고 이 때 사용하는 환산율은 A 값 증가율로 설정(A 값은 2014년까지는 실제 값을 사용하였고 그 이후는 제3차 재정추계 전망 값을 사용).
- (d) 연금액은 물가상승률에 연동되므로 이를 고려함. 물가상승률은 제3차 재정추계 전망치로 설정.
- (e) 5세 단위로 산출된 기대여명을 1세 단위로 환산할 경우 균등분포를 가정. 예를 들어 60세 기대여명이 30년이고 65세 기대여명이 27년이라면 62세 기대여명은 $30 + (27 - 30)2/5 = 28.8$ 년.

Table 5.4. Income replacement rates by participating period(based on 40 year participation) and coefficients

Participating period	yr1988~yr1998 (P_1)	yr1999~yr2007 (P_2)	yr2008~yr2027 ($P_3 \sim P_{22}$)	since yr2028 (P_{23})
Coefficient	2.4	1.8	reduce by 0.015pt per year (from 1.5 to 1.215)	1.2
Income replacement rate	70%	60%	reduce by 0.5%pt per year (from 50% to 40.5%)	40%

Table 5.5. Contribution rates

(Employees)						
yr1988~yr1992		yr1993~yr1997			since yr1998	
3%		6%			9%	
Note: Employers and employees are responsible for 50% of contribution, respectively.						
(Non employees)						
1995.7 ~2000.6	2000.7 ~2001.6	2001.7 ~2002.6	2002.7 ~2003.6	2003.7 ~2004.6	2004.7 ~2005.6	2005.7 이후
3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%

Note: Participants are responsible for 100% of contribution.

수익비를 계산하기 위해서는 사망 시까지의 총 급여액을 계산해야 한다. 국민연금은 확정급여형으로 가입기간에 따른 기본연금액 산식에 기초하여 급여가 결정된다. 먼저 국민연금의 기본연금액 산식은 아래와 같다:

$$\left[2.4(A + 0.75B) \times \frac{P_1}{P} + 1.8(A + B) \times \frac{P_2}{P} + 1.5(A + B) \times \frac{P_3}{P} + 1.485(A + B) \times \frac{P_4}{P} + \dots + 1.2(A + B) \times \frac{P_{23}}{P} \right] \times \left(1 + \frac{0.05n}{12} \right),$$

- A : 연금수급 전 3년간의 평균소득월액의 평균액,
- B : 가입자 개인의 가입기간 중 기준소득월액의 평균액,
- P : 가입월수 (P_1 : 1988~1998년, P_2 : 1999~2007년, P_3 : 2008년, P_4 : 2009년, P_{23} : 2028년 이후),
- n : 20년 초과 가입월수.

또한 기본연금액 계산을 위해 적용 비례상수를 알아야 한다. 40년 가입 기준을 적용하여 가입기간별 소득대체율과 적용 비례상수는 Table 5.4와 같다.

위의 식에 의해 계산된 기본연금액은 연금 수급 시작 시점에 지급하고 연금 수급이 시작되고 난 후에는 연금액의 실질가치를 보장하기 위하여 매년 물가변동률에 따라 기본연금액을 조정한다.

다음으로 수익비 산출을 위해 총 기여액을 계산해야 한다. 연금 수급 시점까지의 총 기여액을 계산하기 위해 연도별 보험료율을 알아야 한다. 보험료율은 국민연금 시행 초기 3%로 시작하여 현재는 9%로 상향되었다 (Table 5.5).

마지막으로 수익비 산출에 고려해야 할 사항은 국민연금 수령 연령이다. 국민연금은 평균수명이 늘어남에 따라 급여 수급 시점을 늦추도록 규정하고 있으므로 수익비 산출시 이러한 연령변화를 고려해야 한다. 출생연도에 따른 국민연금 수령 연령은 Table 5.6와 같다.

위에서 설명한 방법에 따라 국민연금 수급자의 기대여명에 따른 수익비를 계산할 수 있다. Table 5.7은

Table 5.6. Initial age of receiving pensions by birth year

Birth Year	Initial age of pension
~yr1952	60 years old
yr1953~yr1956	61
yr1957~yr1960	62
yr1961~yr1964	63
yr1965~yr1968	64
yr1969~	65

2012년, 2022년, 2032년, 그리고 2042년에 대해 각 연도별 최초 연금 수급시점에서의 예상 수익비를 나타낸다. 수익비 산출을 위해 평균소득월액(B 값)이 A 값의 0.5배인 저 소득자, A 값인 평균 소득자, 그리고 A 값의 1.5배인 고 소득자로 구분하였고, 각각의 경우에 대해서 국민전체에 대한 기대여명과 여기에 국민연금 수급자 사망확률 계수를 적용하여 산출한 기대여명을 사용한 수익비를 산출하였다. 이때 사용한 A 값은 2014년까지는 실제 값이고 그 이후는 제3차 재정추계 전망 값이다.

결과를 분석하면 먼저, 기대여명에 따라 수익비가 달라지는데 이는 국민연금은 사망할 때까지 지급하는 종신연금이기 때문이다. 노령연금 수급자의 기대여명이 국민전체의 기대여명보다 높기 때문에 수익비가 남자의 경우 약 2.9~4.7%, 여자의 경우 약 3.0~5.1% 더 높게 나타났다. 이러한 차이는 시간이 지남에 따라 줄어들는데 그 이유는 연금 수급 연령이 높아지게 되어 기대여명의 차이가 줄어들게 되기 때문이다. 하지만 수급 연령이 65세가 되면 고정되므로 그 이후에는 수급 연령이 높아짐에 따른 기대여명의 차이가 줄어드는 효과는 발생하지 않을 것이다. 소득수준에 따른 수익비 차이는 노령연금 수급자 기대여명을 적용한 경우와 국민전체의 기대여명을 적용한 경우에 관계없이 고소득자는 평균소득자의 약 1.50~1.53배, 저소득자는 평균소득자의 약 0.82~0.83배 정도인 것으로 나타났다. 또한 기대여명 차이가 남자보다 여자의 경우가 약간 더 크므로 수익비의 차이도 남자보다 여자의 경우가 약간 더 큰 것으로 나타났다. 한편 시간에 따른 수익비의 크기를 비교하면 연금수급 연령이 높아짐에도 불구하고 최초 수급 시점에서의 기대여명은 점차적으로 늘어나지만 수익비는 오히려 감소하고 있다. 그 이유는 재정부담을 줄이기 위하여 Table 5.4와 같이 급여산식의 비례상수를 점차적으로 줄이도록 규정되어 있기 때문이다.

6. 요약 및 결론

본 연구에서는 국민연금 노령연금 수급자의 사망확률로부터 기대여명을 산출하고 기대여명을 적용하여 수익비를 산출하였다. 노령연금 수급자 사망확률은 국민 전체의 사망확률을 CBD 확장모형(CBD exp4)을 이용하여 전망하고 국민 전체의 사망확률과 노령연금 수급자의 경험 사망확률과의 비율을 적용하여 산출하였다. 이로부터 기대여명과 수익비를 계산하고 결과를 국민 전체 사망확률을 사용한 결과와 비교하였다. 또한 시간에 따른 기대여명과 수익비의 차이도 비교하였다. 연구 결과 노령연금 수급자의 기대여명은 동 연령의 우리나라 국민 전체 기대여명보다 남자는 약 1.0~1.4세, 여자는 약 1.3~2.1세 더 높게 나타났고 이를 적용하여 계산한 수익비도 남자는 2.9~4.7%, 여자는 3.0~5.17% 정도 더 높게 나타났다. 따라서 국민연금 노령연금 수급자의 수익비를 정확히 예측하기 위해서는 국민 전체의 기대여명이 아닌 국민연금 노령연금 수급자의 기대여명을 적용하여 산출해야 할 것이다.

하지만 국민연금은 국민 전체에 대해 적용되는 공적연금이므로 시간이 지남에 따라 수급자 수가 증가하게 되면 국민 전체의 기대여명과 국민연금 수급자의 기대여명의 차이는 줄어들 것으로 예상된다.

마지막으로 본 연구의 한계로는 사망확률을 직접 산출하지 못한 것과 소득 계층별로 사망확률이 달라 질

Table 5.7. Benefit-Cost Ratio
(Male, unit: KRW)

Year	Total contribution	Life-expectancy at initial age of receiving pensions	Total old-age benefits	Benefit cost ratio
2012 (60 years old)	18,047,495* 36,094,991** 54,142,486***	21.56 (Nation)	85,473,441*	4.75*
			111,837,817**	3.10**
			138,202,192***	2.55***
		22.99 (NPS)	89,369,308	4.95
			116,935,368	3.24
2022 (62 years old)	36,649,422 73,298,844 109,948,266	23.03 (Nation)	144,501,427	2.67
			135,639,051	3.70
			180,852,069	2.47
		24.27 (NPS)	226,065,086	2.06
			141,018,145	3.85
2032 (64 years old)	66,019,342 132,038,683 198,058,025	23.92 (Nation)	188,024,194	2.57
			235,030,242	2.14
			233,084,639	3.53
		25.00 (NPS)	310,779,518	2.35
			388,474,398	1.96
2042 (65 years old)	103,284,968 206,569,937 309,854,905	25.35 (Nation)	241,197,001	3.65
			321,596,002	2.44
			401,995,002	2.03
		26.32 (NPS)	360,526,714	3.49
			480,702,286	2.33
			600,877,857	1.94
			371,100,758	3.59
			494,801,011	2.40
			618,501,264	2.00

Note: * - low income($B = 0.5 * A$), ** - average income($B = A$), *** - high income($B = 1.5 * A$).

(Female, unit: KRW)

Year	Total contribution	Life-expectancy at initial age of receiving pensions	Total old-age benefits	Benefit cost ratio
2012 (60 years old)	18,047,495* 36,094,991** 54,142,486***	26.53 (Nation)	98,417,778*	5.45*
			128,774,848**	3.57**
			159,131,917***	2.94***
		28.60 (NPS)	103,395,003	5.73
			135,287,304	3.75
2022 (62 years old)	36,649,422 73,298,844 109,948,266	27.82 (Nation)	167,179,604	3.09
			155,718,451	4.25
			207,624,602	2.83
		29.65 (NPS)	259,530,752	2.36
			162,897,760	4.44
			217,197,014	2.96
			271,496,267	2.47

			266,723,003	4.04
	66,019,342	28.56 (Nation)	355,630,670	2.69
2032	132,038,683		444,538,338	2.24
(64 years old)	198,058,025		277,372,079	4.20
		30.12 (NPS)	369,829,438	2.80
			462,286,798	2.33
			407,071,990	3.94
	103,284,968	29.76 (Nation)	542,762,654	2.63
2042	206,569,937		678,453,317	2.19
(65 years old)	309,854,905		420,180,285	4.07
		31.07 (NPS)	560,240,380	2.71
			700,300,475	2.26

Note: * - low income($B = 0.5 * A$), ** - average income($B = A$), *** - high income($B = 1.5 * A$).

수 있으나 소득 계층별 차별 사망확률을 산출하지 못한 것, 그리고 코호트 효과를 고려하지 못한 것을 들 수 있다. 이는 국민연금 수급자 자료의 부족으로 인한 것이므로 자료가 축적된 후에 시도해 보고자 한다.

References

- Booth, H., Maindonald, J. and Smith, L. (2002). Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline, *Population Studies*, **56**, 325–336.
- Brass, W. (1971–1973). Mortality models and their users in demography, *Transactions of the Faculty of Actuaries*, **33(239)**, 123–142.
- Cairns, A. J. G., Blake, D. and Dowd, K. (2006). A two-factor model for stochastic mortality with parameter uncertainty: Theory and calibration, *The Journal of Risk and Insurance*, **73**, 687–718.
- Cairns, A. J. G., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G. D., Epstein, D., Ong, A. and Balevich, I. (2009). A quantitative comparison of stochastic mortality models using data from England & Wales and the United States, *North American Actuarial Journal*, **13**, 1–35.
- Choi, J. H. (2015). Mortality projections for the long-term actuarial projections, *Pension Forum*, **58**, 58–66.
- Gompertz, B. (1825). On the nature of the function expressive of the law of human mortality and on a new mode of determining life contingencies, *The Royal Society of London, Philosophical Transactions, Series A*, **115**, 513–585.
- Han, J. and Lee, H. (2014). Benefit-cost analysis of national pensioners by income and life expectancy, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **27**, 211–226.
- Kim, T. H., Park, K. A. and Kim, S. O. (1998). Differential mortality of the insured persons in national pension scheme, *Korea Journal of Population Studies*, **21**, 80–104.
- Lee, R. D. and Carter, L. R. (1992). Modeling and forecasting U.S. mortality, *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 659–671.
- Lee, R. D. and Miller, T. (2001). Evaluating the performance of the Lee-Carter methods for forecasting mortality, *Demography*, **38**, 537–549.
- Li, N. and Lee, R. (2005). Coherent mortality forecasts for a group of populations: An extension of the Lee-Carter method, *Demography*, **42**, 575–594.
- Renshaw, A. and Haberman, S. (2003). Lee-Carter mortality forecasting: A parallel generalized linear modelling approach for England and Wales mortality projections, *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied statistics)*, **52**, 119–137.
- Woo, H. B. (2011). Mortality and life expectancy differentials by lifetime earnings for Korean workers covered by the national pension scheme, *Social Welfare Policy*, **38**, 113–140.

국민연금 노령연금 수급자의 기대여명과 이를 적용한 수익비 산출

최장훈^{a,1}

^a국민연금연구원

(2015년 7월 13일 접수, 2015년 7월 31일 수정, 2015년 8월 4일 채택)

요약

본 연구에서는 수익비를 국민연금의 노령연금 수급자의 기대여명을 사용하여 계산하고 국민 전체의 기대여명을 사용하여 계산한 수익비와 비교한다. 이를 위해 CBD 확장모형을 이용하여 추계한 국민 전체의 사망률에 노령연금 수급자의 경험 사망률을 적용하여 노령연금 수급자의 미래 사망률을 전망한다. 연구 결과 노령연금 수급자의 사망률이 적용된 기대여명과 이로부터 산출된 수익비가 국민 전체 사망률이 적용된 결과보다 높은 것으로 나타났다.

주요용어: CBD 확장모형, 노령연금 수급자, 기대여명, 수익비

¹(561-350) 전라북도 전주시 덕진구 기지로 180, 국민연금연구원. E-mail: james021@gmail.com