Ⅲ. 장수리스크 분석

1. 생명관련 리스크

연금상품 설계 시 예상했던 예정사망률과 실제사망률 수준 간 차이가 발생할 때 보험회사는 장수리스크에 직면하게 된다. 즉, 사망률 산출 시점에 전망한 것보다 더 빨리 사망률이 개선되어서 실제 적용시점에 예정된 위험률보다 실제위험률이 더 낮아져서 연금지급액이 증가하는 것이다. 이에 따라 기대여명, 사망률, 생존율이 어떠한 추세를 가지고 변해가고 있는지 살펴보는 것은 중요할 것이다. 본 절에서는 기대여명, 생존율, 사망률 등의 변화로 인해 보험회사가 직면하는 장수리스크의 규모를 추정하고자 한다.

가. 기대여명 · 사망률 · 생존율 추이

1) 기대여명

통계청의 간이생명표를 기준으로 볼 때, 1970년 대비 2009년 연령별 기대여명은 전 연령층에서 증가하고 있으며, 특히 전 연령대를 고려해 볼 때 남성의 기대여명이 여성보다 개선 정도가 더 큰 현상을 보인다. 남자의 경우 출생 시 기대여명이 1970년에 58.7년에서, 2009년 77.0년으로 크게 증가하였으며 여성 또한 1970년 출생 시 기대여명이 65.6년에서 2009년 83.8년으로 증가한 것을 알 수 있다.

특히 남성 노령 연령층인 60세의 기대여명은 12.7년에서 21.0년으로 70세의

경우는 8.1년에서 13.4년으로 나타나 총인구 중 노령인구의 비중이 계속 증가하고 있음을 알 수 있다. 한편, 여자의 경우에도 60세의 기대여명은 1970년에는 18.1, 2009년에는 26.0로 나타나는 등 전반적으로 남자에 비해 높은 수치를 보이고 있다.

〈표 Ⅲ-1〉 기대여명 개선

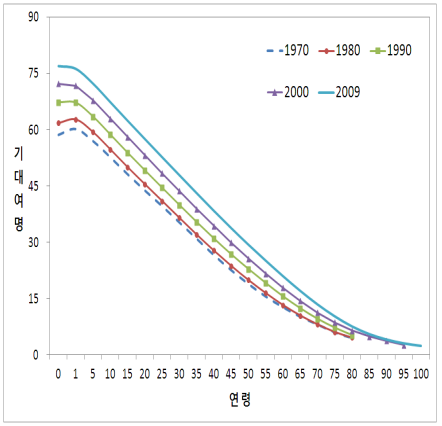
구분		기대여명(세)		개선 연령(세)
		1970	2009	
남성	0세	58.7	77.0	18.3
	65세	12.7	21.0	8.3
여성	0세	65.6	83.8	18.2
	65세	18.1	26.0	7.9

자료: 통계청, 간이생명표.

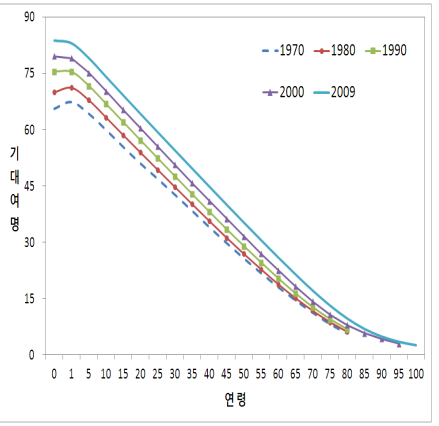
〈그림 Ⅲ-1〉 연도별 기대여명 변화 추이(1970~2009년)

(단위: 세)

남 성



여 성



자료: 통계청, 간이생명표.

평균적인 퇴직시점을 55세라고 볼 경우 2009년 기준 기대여명이 남성과 여성의 경우 각각 25.1년, 30.6년으로 높은 수준이며, 과거의 개선추이를 감안해 볼 때 생존확률은 높아질 것으로 예상되고 있다. 이 같은 기대수명의 증가는 〈표 Ⅲ-2〉에서 제시된 바와 같이 우리나라 보험회사의 상품포트폴리오 구성에도 큰 영향을 미치게 되었다.

우리나라 생명보험상품 포트폴리오는 2000년대 초반 까지는 사망보장 중심이었으나, 최근에 들어서는 연금보험을 중심으로 재편되고 있다. 즉, 은퇴 이후 생존기간이 점차 길어짐에 따라 개인의 장수리스크 헤지를 위해 연금상품에 대한 수요가 증대되고 있는 것이다. 이 같은 연금상품 수요 증가는 보험회사의 장수리스크에 대한 노출 규모를 더욱 확대시키는 요인으로 작용한다.[19]

〈표 Ⅲ-2〉 생명보험 상품포트폴리오 구성

(단위: %)

기간	개인연금보험 비중		단체연금보험 비중		전체 수입보험료 대비 비중
	일반	변액	퇴직보험	퇴직연금	
FY03	21.6	0.9	7.7	-	30.2
FY04	21.4	1.9	7.5	-	30.8
FY05	18.6	6.4	8.6	-	33.6
FY06	18.9	7.6	7.4	0.6	34.5
FY07	18.3	11.0	6.6	1.4	37.3
FY08	18.7	10.8	4.9	1.5	35.9
FY09	19.5	11.0	4.1	4.2	38.8
FY10	20.3	12.2	2.3	5.5	40.3

주: 상품별 보험료수입은 수입보험료 기준임.
자료: 각사 업무보고서.

19) 연금시장 활성화는 노후소득 마련을 통해 장수리스크를 헤지하려는 수요가 반영된 결과이며, 사망 시까지 연금을 지급하는 연금상품 수요를 통해 장수리스크를 완전 헤지하려는 수요는 아직은 미흡한 수준이다.

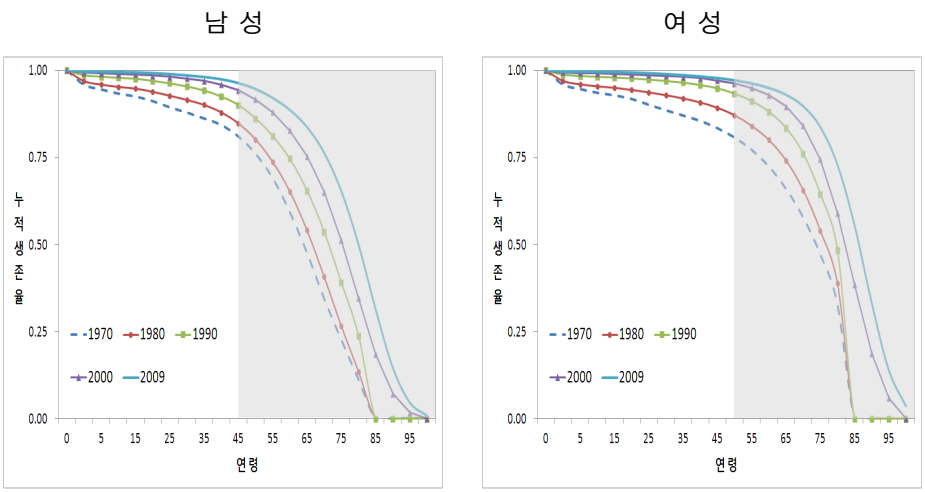
2) 생존율

통계청에서 발표한 간이생명표(1970~2009년)를 통해 비교해 본 누적생존율[20]의 연도별 변화추이는 〈그림 Ⅲ-2〉과 같다. 연도별 생존곡선의 변화방향을 보면 연도가 진행 될수록 사망곡선의 위치가 상향 이동하고 있으며, 여자의 생존율은 남자에 비해 전반적으로 높게 나타나는 특징을 보인다.

1970년도의 생존곡선은 높은 영유아 사망률을 보여주고 있으며, 비교적 낮은 사망률을 보이고 있는 청장년층 이후에 생존곡선의 기울기가 급격히 커지는 현상을 볼 수 있다. 그러나 1980년대, 1990년대, 2000년대를 거치면서 점차 유아 사망률이 낮아지고 청장년층에서 기울기가 수평을 이루어가다 50대 이후 노령층에서 생존곡선의 기울기가 급격히 커지는 현상이 발생하고 있다.

〈그림 Ⅲ-2〉 연도별 생존곡선 변화 추이(1970~2009년)

(단위: %, 세)



자료: 통계청, 간이생명표.

20) x세의 생존자수를 l_x라 할 경우, 출생이후 x세까지 생존하고 있는 생존자 비율을 나타내는 누적생존율은 l_x / l_0로 표현할 수 있다.

Pearl(1940), Fries(1980), Gordon(1977, 1980) 등은 생존곡선의 직사각형화(rectangularization)와 사망압축가설(compression of mortality hypothesis) 등을 통해 인구의 노령화와 사망에 관한 이론을 제시하고 있다. 사망압축가설(Fries 1980)은 질병 및 상해에 대한 예방을 통해 조기사망이 예방되어지는 이상적인 조건하에서 시간이 지남에 따라 생존곡선의 직사각형화가 이루어지고 질병에 의한 노쇠, 장애의 시작점이 노령화 후기로 연기되며, 사망 시기가 한계수명에 보다 가까운 시점으로 압축되어 좁아진다는 것이다.

이들이 제시한 이론들을 국내의 생존곡선을 통해 살펴보면, 우선 노령층에서의 하향 기울기가 타 연령층에 비해 크게 나타나고 있어 국내 생존곡선은 주요국에서 나타나고 있는 현상과 마찬가지로 직사각형화 하는 방향으로 변화한다고 볼 수 있다. 또한, 생존곡선의 기울기 변화 추이를 볼 때 곡선의 하향 기울기가 크다는 것은 동일 조건 하에서 사망의 압축[21]이 진행되고 있다고 볼 수 있다. 즉, 평균수명이 점차 증가하되 제한된 한계수명을 향해 사망 연령이 수렴되어가는 현상을 보이고 있다.

하지만 최근의 생존곡선을 살펴보면 사망연령이 점차 증가하여 사망의 압축 이론과 상이한 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 실제로 과거에는 많은 연구자들이 아무리 의학기술과 생활습관이 개선되더라도 인간의 수명연장은 한계가 있다(Keyfitz 1978)고 주장을 했었지만 최근에는 기대수명에 한계가 존재한다는 생물학적인 근거는 없다는 주장이 앞서고 있다(Manton et al. 1991).

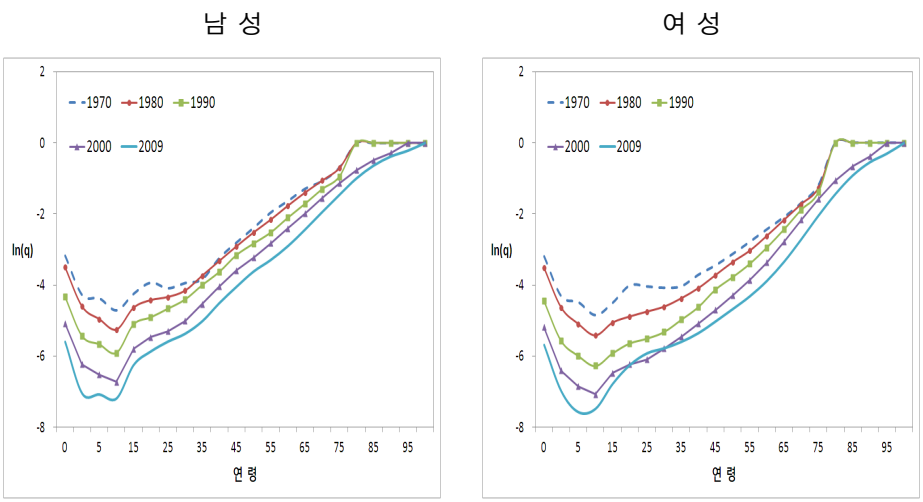
3) 사망률

1970년부터 2009년까지의 사망곡선을 관찰해 보면 시간이 경과할수록 전 연령층에서 사망률은 감소하는 추세를 보이고 있다. 특히 5세에서 10세 사이에 사

21) 시간이 지남에 따라 사망이 압축되고 있는가를 검정해보는 방법으로는 생명표에 기초한 사망연령의 표준편차(SD: Standard Deviation)와 평균 사망연령을 표준편차로 나눈 변이계수(CV: Coefficient of Variation), Keyfitz H라고 불리는 사망 엔트로피지수 등이 있다.

망률이 최저수준에 이른 이후 15세에서 20세 사이 낮은 언덕 모양(hump shape)을 보이고 다시 상승하는 형태를 띠고 있다. 특히, 1970년과 2009년을 비교해 볼 때, 0~20세 연령층에서 남성보다 여성의 사망률 개선이 크게 이루어진 반면, 고연령층(65~75세)의 경우에는 그래프에 나타난 바와 같이 1970년과 2009년의 사망률 격차가 남성이 더 큰 것으로 나타나 남성의 사망률 개선이 크게 이루어졌음을 알 수 있다.

〈그림 Ⅲ-3〉 연도별 사망률 변화 추이(1970~2009년)



주: 세로축은 사망률의 자연로그값을 의미함.
자료: 통계청, 간이생명표.

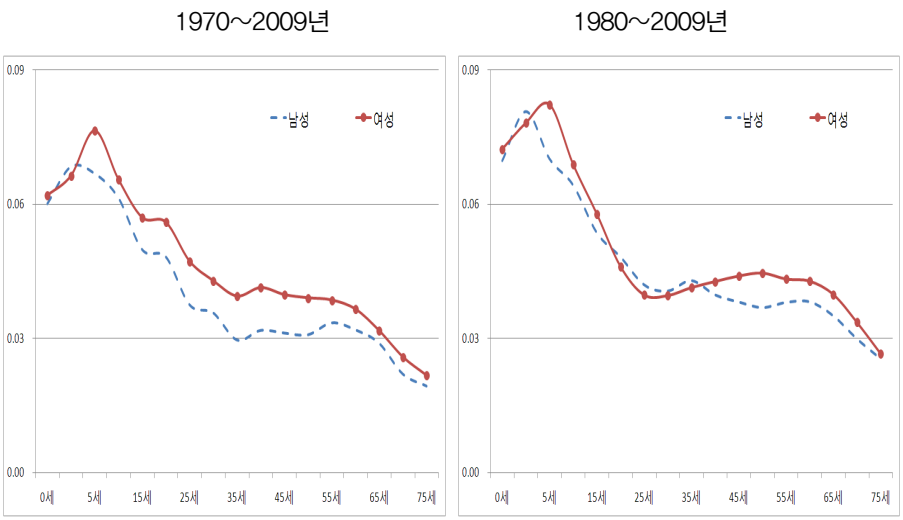
한편, $q(x,t)$를 x세의 t년도 사망률이라 하면 t년과 $t+1$년 사이 x세의 사망개선율 $r(x,t)$은 $[q(x,t+1)-q(x,t)]/q(x,t)$로 산출할 수 있다. 따라서 x세의 a년도 때의 사망률을 q_x^a, x세의 b년도 때의 사망률을 q_x^b라 한다면, a년도부터 b년도 사이 x세의 연평균 개선율 r_x는 다음과 같이 기하평균으로 표현할 수 있다.

$$r_x = 1 - \left(\frac{q_x^b}{q_x^a} \right)^{1/(b-a)} \qquad \text{(식 2)}$$

통계청의 간이생명표로 산출한 남성과 여성의 사망률 개선율 추이를 보게 되면 관찰기간에 따라 차이를 보이고 있다. 관찰기간을 1970년부터 2009년으로 설정할 경우 여성의 개선율은 남성을 상회하고 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 관찰기간을 1980년에서 2009년으로 설정할 경우 20~35세 사이 남성의 개선율이 여성을 상회하고 있으며 남성과 여성의 개선율의 격차 또한 줄어들고 있는 것을 볼 수 있다.

〈그림 Ⅲ-4〉 연령별 사망률 연평균 개선율 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 간이생명표.

나. 사망률 개선에 따른 보험회사의 장수리스크 평가

보험회사의 장수리스크는 보험계약자의 기대수명 변화 즉, 사망률 변화로 인해 발생하게 된다. 사망률 감소는 종신보험 등 사망을 담보로 하는 보험의 경우 사차익이 증가하나 연금보험의 경우는 생존손이 발생하게 된다. 이에 따라 본 절에서는 사망률의 개선 정도에 따라서 보험회사의 손익에 가장 큰 영향을 줄 수 있는 종신연금상품을 대상으로 보험회사의 장수리스크 규모를 추정하고자 한다.

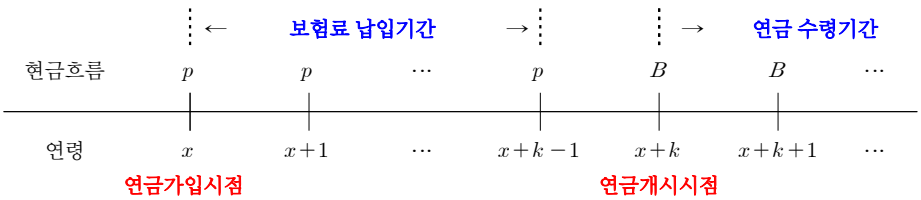
1) 분석가정

연금상품 구조는 기본적으로 보험료를 납입하는 제1보험기간과 연금을 수령하는 제2보험기간으로 구성되어 있다. 계약자가 연금상품에 가입하여 계약을 체결하면 보험료를 납입하고 언제부터 연금을 수령할 것인지를 결정하게 된다. 보험료 납입시점부터 연금수령시점 직전까지를 제1보험기간이라고 하고 연금을 수령하는 기간 동안을 제2보험기간이라고 한다. 제2보험기간은 상품의 종류에 따라서 10년, 20년과 같이 확정적일 수도 있고 종신까지 될 수도 있다.

본 분석에서는 보험회사가 직면하는 장수리스크의 규모를 추정하기 위해 보험계약자가 종신연금보험에 가입하여 매월 보험료를 납입한 후 계약자가 지정한 시점부터 연금을 수령하기 시작하여 사망할 때까지 종신토록 연금을 수령하는 상황을 가정하기로 한다. 종신연금계약 하에서 보험회사가 적용하는 예정연금사망률과 실제사망률의 차이로 인해 발생하게 되는 보험회사의 연금지급액의 차이를 통해, 보험회사의 장수리스크 규모를 추정하고자 한다.[22)]

22) 예를 들어 제1회 생명표에서 20세의 기대수명을 75세라고 추정했을 때 20년 뒤인 제6회 생명표에서 40세의 기대수명을 80세로 추정했다면 5세의 차이가 발생하게 된다.

〈그림 Ⅲ-5〉 장수리스크 산출을 위한 종신연금 계약 예시



x세의 사람이 $(x+k-1)$세까지 매년 초에 p원씩 보험회사에 금리 $i\%$로 적립을 하고 적립된 금액(F)으로 $(x+k)$세부터 사망할 때 까지 매년 초에 B원을 지급받는 계약을 체결하는 상황을 가정하자. 생존한 사람의 경우 $(x+k)$ 시점에 $p \cdot \ddot{s}_{\overline{k}|}$만큼 적립을 하게 되고 이 금액이 $(x+k)$세 부터의 종신연금 일시납순보험료가 된다. 따라서 연금사망률을 적용하여 산출된 종신연금액(B)은 $F/\ddot{a}_{x+k}$이 된다.[23]

본 분석에서는 예정사망률을 적용한 종신연금액(B^a)과 실제사망률을 적용한 종신연금액(B^r)의 차액을 비교함으로써[24], 보험회사의 장수리스크가 연령별, 성별, 가입기간별로 어떤 특징을 보이는지 파악하고자 한다.[25]

보험회사의 경우 보험료 및 책임준비금의 결정을 위해 피보험자를 대상으로 보험년도 별로 피보험자의 보유계약 및 보험금 지급자료를 이용하여 경험생명표를 작성하고 있다.[26]

---

23) $\ddot{s}_{\overline{k}|}$를 매기초 1원씩 k년 동안 확정적으로 지급되는 연금의 종가를, $\ddot{a}_x$를 연금액 1원인 기시급 종신연금의 일시납순보험료를 의미한다.

24) 연금상품 판매에 따라 노출된 보험회사의 장수리스크의 정확한 분석을 위해서는 연금 가입자에 정보가 필수적이나, 본 분석에서는 제1회경험생명표 상의 사망률을 예정사망률로, 제6회경험생명표 상의 사망률을 실제사망률로 가정한 후 분석을 수행하였다.

25) Ⅱ장에서 보험회사의 장수리스크를 기대수명 증가를 포함한 개인 경제주체의 행태 등을 포함한 여러 가지 이유로 예상했던 연금지급액보다 실제로 지급해야하는 연금지급액이 커지는 부분으로 정의하였다. 따라서 보험회사의 장수리스크는 보험회사가 종신연금 보험계약을 통해 보험계약자에게 약정하였던 연금급부액을 보험계약자의 실제기대여명과 예상기대여명과의 차이만큼 더 지급한 금액으로도 볼 수가 있다.

26) 국민생명표는 Calendar Year별로 주민등록통계, 사망신고자료 등을 이용하여 산출하

〈표 Ⅲ-3〉 경험생명표의 변화 과정

구분	계약 관찰년도	적용기간	평균수명	
			남성	여성
제1회 경험생명표	1982~1984년	1988. 10~1991. 05	65.8	75.7
제2회 경험생명표	1985~1987년	1991. 06~1996. 12	67.2	76.8
제3회 경험생명표	1988~1992년	1997. 01~2002. 11	68.4	77.9
제4회 경험생명표	1996~1998년	2002. 12~2006. 03	72.3	80.9
제5회 경험생명표	2000~2002년	2006. 04~2009. 09	75.9	83.9
제6회 경험생명표	2003~2005년	2009. 10~ 현재	78.5	85.3

생존 · 사망률은 종신보험, 건강보험 등 보장성보험의 실제 보험가입자를 대상으로 산출하는데 반해, 개인연금사망률은 연금보험상품의 연금개시 이후에 적용하는 사망률로 장래 연금급여 수령자에 대한 사망률을 예측하여 산출하고 있다. 개인연금사망률은 경험통계 자료를 기준사망률로 설정한 후 국민생명표의 사망률 개선 정도를 반영하여 산출하고 있다. 따라서 보험회사의 장수리스크 규모를 보다 직접적으로 측정하기 위해서는 국민생명표의 사망률이 아닌 경험생명표의 위험률을 적용시키는 것이 보다 합리적일 것이다. 이에 따라 본 분석에서는 국민생명표 상의 사망률이 아닌 경험생명표 상의 각 연령별 사망률을 적용하였다.

〈표 Ⅲ-4〉 보험회사 장수리스크 산출을 위한 가정

항목	가정
보험료	연납보험료 1원
가입대상	남성, 여성(30세, 35세, 45세)
연금수령시점	55세, 60세, 65세
예정이율	4.0%
사망률	경험생명표(제1회 vs. 제6회)

는 반면, 경험생명표는 보험가입자의 과거 경험자료를 기초로 작성함에 따라 국민생명표와 경험생명표 간 사망률의 차이가 발생한다.

2) 분석결과

각 연령별, 성별로 예정연금사망률(제1회 경험생명표 상의 사망률)을 적용한 종신연금액(B^a)과 실제사망률(제6회 경험생명표 상의 사망률)을 적용하여 산출된 종신연금액(B^r)의 차액은 〈표 Ⅲ-5〉에 제시되어 있다.

〈표 Ⅲ-5〉 사망률 변화에 따른 연금지급액

시나리오	가입연령 (세)	연금 개시연령 (세)	납입기간 (년)	연금 지급액 차액 (장수리스크 규모: 원)	
				남성	여성
S1	30	55	25	-0.89	-0.44
S2	30	60	30	-1.61	-0.76
S3	30	65	35	-2.86	-1.28
S4	35	55	20	-0.63	-0.31
S5	35	60	25	-1.19	-0.57
S6	35	65	30	-2.17	-0.98
S7	40	55	15	-0.43	-0.21
S8	40	60	20	-0.85	-0.40
S9	40	65	25	-1.61	-0.73
S10	45	55	10	-0.26	-0.13
S11	45	60	15	-0.57	-0.27
S12	45	65	20	-1.15	-0.52

첫째, 모든 시나리오에서 예정연금사망률을 적용한 종신연금액(B^a)과 실제사망률을 적용한 종신연금액(B^r)의 차액은 음의 값을 보이고 있다.[27] 즉, 보험계약자의 사망률 개선효과에 따라 보험회사의 종신연금상품 판매에 따른 생존차손(actuarial loss)이 발생한다고 볼 수 있다.

둘째, 여성과 남성의 위험률 차이에 따른 보험회사의 연금지급액 규모를 보게 되면 모든 시나리오에서 남성의 연금지급액 규모가 더 큰 것으로 나타나고 있

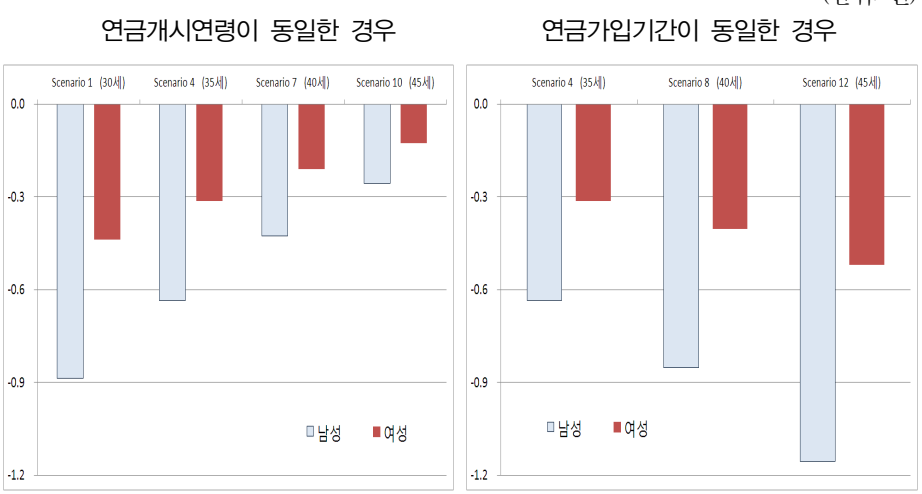
27) 제1회 및 제6회 경험생명표 적용기간의 차이가 20년 정도이므로, 이를 납입기간이 25년 이상인 시나리오에 적용할 경우 장수리스크 규모가 과소 추정될 수 있다.

다. 이는 여성보다 남성의 사망률 개선효과가 더 크게 나타남에 따라 발생하는 결과로 해석될 수 있다.

셋째, 동일한 연령대를 기준으로 볼 때 연금가입기간이 길수록 보험회사의 장수리스크 규모는 더 큰 것을 알 수 있다. 또한, 연금가입기간이 동일할 경우(시나리오 4, 8, 12), 가입자의 연령이 높을수록 보험회사의 연금지급액 규모는 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 이는 고연령층으로 갈수록 사망률 개선효과가 크게 작용하기 때문인 것으로 파악된다(〈그림 Ⅲ-6〉).

〈그림 Ⅲ-6〉 연금가입 연령에 따른 보험사 손익변화

(단위: 원)



보험회사의 장수리스크는 보유계약건수, 가입대상자별 위험률에 따라 큰 영향을 받는다.[28] 한편, 위험률은 성별, 연령에 따라 차이를 보이게 되므로, 위 분석결과를 토대로 볼 때 남성의 비중이 높을수록, 보험료 납입기간이 동일하다고 가정할 때 저연령층의 비중이 높을수록 장수리스크는 더욱 확대될 수 있다고 볼 수 있다.

28) 본 분석에서는 사망률(기대수명) 변화에 따른 보험회사 손익효과를 분석하였으나, 보험회사가 계약자에게 약정한 예정이율과 실제투자수익률과의 차이가 클수록 보험회사의 생존차익(actuarial loss)은 더욱 확대될 것이다.

2. 소비자 행태 리스크

가. 소비자 행태에 대한 이론적 분석

Rothschild-Stiglitz 모형은 소비자의 보험수요 행태에 대해 이론적 분석을 제시한 최초의 모형으로, 본 연구에서는 동 모델을 활용하여 종신연금의 잠재가입자 간 위험수준이 다름에 따라 역선택이 존재함을 증명하고자 한다. 잠재가입자가 본인의 위험수준(예, 기대수명)을 고려하여 전략적으로 연금에 가입하는 역선택이 존재한다는 증명은 김대환 외(2011)의 이론적 분석을 참고할 수 있다. 다만, 김대환 외(2011)가 시도한 이론적 분석에 존재하는 미흡한 측면을 보완하고 독자의 이해도를 제고시키기 위해 내용을 보완한 이론적 분석을 본 보고서의 〈부록〉에 추가하였다.[29)]

연금가입자는 본인의 주관적인 기대수명, 가족력, 또는 현재의 건강상태 등을 고려하여 전략적으로 연금에 가입할 수도 있겠지만, 연금에 가입한 이후에도 연금혜택을 더 받기 위해 건강을 유지 및 증진시키는 등 사망률을 낮추려는 노력을 할 유인이 발생할 수 있다. 즉, 사망률 q는 연금가입자의 노력(e)의 수준에 영향을 받는다. 연금가입자가 사망률을 낮추려는 노력을 할 경우와 아무런 노력을 하지 않을 경우로 구분할 수 있으며, 연금가입자의 노력 수준에 따라 사망률 q도 q_L과 q_H로 구분된다. 또한, 사망률 감소를 위한 연금가입자의 노력 여부(e)는 보험회사가 관찰할 수 없으며, 연금가입자는 c만큼 효용이 감소(disutility)하게 된다. 예를 들어, 연금 가입 이후 사망률을 감소시키기 위해 흡연자가 금연을 할 경우 흡연으로 인한 효용(utility)을 포기해야 한다.

29) 또한 종신연금시장에서 역선택에 대한 이론적 분석을 확대하여 보험회사가 장수리스크를 관리하기 위해 정부의 제도적 지원이 필요함을 이론적으로 증명하여 V장에서 기술하고 있기 때문에, 독자의 편의상 〈부록〉에 역선택 존재에 대한 이론적 분석을 제시하였다.

e=1, 사망률 감소를 위해 노력을 할 경우

e=0, 사망률 감소를 위해 노력을 하지 않을 경우

q=q_L, 사망률 감소를 위해 노력한 경우의 사망률

q=q_H, 사망률 감소를 위해 노력을 하지 않은 경우의 사망률

$u(w_f)$, 사망률 감소를 위해 노력하지 않을 경우 효용 수준

$u(w_f)-c$, 사망률 감소를 위해 노력할 경우 효용 수준[30]

연금가입자의 사망률 감소를 위한 노력 여부는 보험회사가 관찰할 수 없는 정보이며, 연금가입자는 사망률 감소를 위한 노력으로부터 발생하는 효용과 감소하는 효용을 비교하여 노력여부를 결정하게 된다.

$$(1-q_L) \cdot u(w_1) + q_L \cdot u(w_2) - c \geq (1-q_H) \cdot u(w_1) + q_H \cdot u(w_2)$$
$$(q_H - q_L) \cdot [u(w_1) - u(w_2)] \geq c \qquad \text{(식 1)}$$

나. 실증분석 모델 및 분석자료

1) 역선택

종신연금가입자를 샘플로 활용할 경우 역선택을 사후적 행태변화와 구별해 내지 못하는 태생적인 한계가 존재하며, 가용한 정보변수가 충분하지 않다. 즉, 일반적으로 종신연금상품 가입자에 대해 보험회사가 보유하고 있는 정보는 연령과 성별이 전부이다.[31] 하지만 사망률은 소득수준, 교육, 자산규모 등과 같은 사회 · 경제적(socioeconomic) 요인들에 의해서도 영향을 받기 때문에 선행연

30) w_f는 최후부존량을 의미하는 것으로 w_1, w_2는 각각 생존 시 최후부존량, 사망 시 최후부존량을 의미한다.

31) 우리나라의 경우 종신연금시장이 아직은 협소하기 때문에 분석을 위한 자료가 충분히 구축되지 않은 한계도 존재한다.

구의 분석결과는 사망률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인들을 통제하지 못하는 한계가 존재한다. 예를 들어, 일반적으로 금융상품은 소득, 교육, 자산규모 등이 높을수록 수요도 증가하는 것으로 나타나는데, 이러한 소비자가 종신연금상품을 구매할 경우 종신연금상품을 구매하지 않은 사람보다 사망연령이 높을 것이며, 이러한 영향을 역선택으로 해석하기에는 한계가 존재한다.

이러한 한계점을 극복하기 위해 본 연구에서는 CRIS(2005)와 김대환 외(2011)의 방법론을 사용하였다. 즉, 종신연금에 가입하기 이전의 잠재가입자를 대상으로 설문조사하여 본인들의 예상 기대수명, 가족력, 건강상태 등이 종신연금 가입선호도에 어떻게 영향을 주는지 실증분석하였다. 설문조사 대상은 현재 근로소득이 있는 20~59세 성인남녀 1,500명으로 서울, 인천, 경기도에 거주자로 한정하였다. 설문조사 방식은 전문설문조사기관에 의뢰하여 대면방식으로 이루어졌다. 김대환 외(2011)도 이러한 접근방법을 활용했지만 주요 독립변수로 활용된 기대수명, 가족력, 건강상태 등에 대한 객관성이 확보되지 못하는 한계가 존재한다. 또한 종속변수가 본 연구의 주요 연구대상인 적립식 종신연금이나 일시납 종신연금과 같은 일반적인 종신연금시장이라기 보다는 적립된 퇴직금을 어떻게 수령할지에 대한 여부라는 한계가 존재한다. 이러한 한계점을 보완하기 위해 본 연구에서는 보다 정교한 설문조사를 통해 종신연금시장에서의 역선택 존재를 실증적으로 규명하였다.

첫째, 본인의 기대수명을 질문하고 추가로 조부모의 사망연령에 대해 질문하였다. 특히 조부모의 사망연령과 함께 사망사유를 질문하여 조부모가 '자연사', '질병사'가 아닌 '사고사'나 '잘 모름'일 경우를 제외하고 조부모의 사망연령과 본인의 기대수명 간 관계를 살펴보았다.

〈표 Ⅲ-6〉 조부모의 사망연령과 사망원인에 관한 설문 내용

구분		연령	출생연도	사망원인
사망시 사망연령	할아버지	__세	__년	① 자연사 ② 질병사 ③ 사고사 ④ 잘 모름
	할머니	__세	__년	① 자연사 ② 질병사 ③ 사고사 ④ 잘 모름
생존시 현재연령	할아버지	__세	__년	
	할머니	__세	__년	

그 결과 조부모가 오래 생존했을 경우 본인도 오래 살 것으로 기대하는 것으로 나타나 샘플에 응답한 사람들이 보험회사가 알 수 없는 사적인 정보를 활용하여 본인의 기대수명을 예상하고 있음을 확인할 수 있다.

〈표 Ⅲ-7〉 조부모의 사망연령이 본인의 기대수명 결정에 미치는 영향

독립변수	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	t값
조부모사망연령	0.068	0.020***	3.42

주: 1) 조부모사망연령은 할아버지와 할머니가 자연사 또는 질병사의 사인으로 사망한 연령의 평균값을 사용함.
2) 기타 독립변수에는 〈표 Ⅲ-14〉에서 사용된 변수들이 포함되었음.

둘째, 건강상태의 경우 "○○님의 건강상태는 어떻습니까?"라고 질문하고 "매우 건강함", "건강함", "보통", "건강하지 않음" 중에 선택하도록 하고, 응답자가 본인의 건강상태를 객관적으로 판단하고 있는지를 파악하기 위해 추가로 "○○님은 질환 또는 장애로 인해 의사로부터 장애진단을 받은 적이 있습니까?"라고 질문하고 "예", "아니오"로 응답한 뒤 의사로부터 실제로 진단을 받았을 경우 이러한 정보를 활용해 본인의 건강상태를 판단하고 있는지 분석하였다. 그 결과 의사로부터 질병이나 장애진단을 실제로 받았을 경우 본인의 건강상태를 상대적으로 좋지 않게 평가하고 있는 것으로 나타났다.

셋째, 종속변수는 적립식 종신연금과 일시납 종신연금에의 가입의향을 각각

질문하였다. 가입의향을 계량화하기 위해 각 개인에게 "노후 대비를 위하여 적립식 종신연금에 가입할 의향이 있습니까?"라고 질문하였고[32], 응답자들은 "절대 아니다", "아니다", "보통", "그렇다", "매우 그렇다" 중 하나를 선택하도록 하였다. "절대 아니다"라고 응답한 경우 1의 값을 부여하고, "아니다"라고 응답한 경우 2의 값을, "보통"이라고 응답한 경우 3의 값을, "그렇다"라고 응답한 경우 4의 값을, 그리고 또는 "매우 그렇다"라고 응답한 경우 5의 값을 부여하는 방법으로 종속변수를 만들었다. 즉, 종신연금에의 가입의향을 절대 아니다(y_0), 아니다(y_1), 보통(y_2), 그렇다(y_3), 매우 그렇다(y_4)의 5가지로 구분하고 관찰되지 않은 의향을 순차적 데이터에 의한 잠재회귀모형(Latent Regression Model)으로 설정하여 순위로짓(Ordered Logit)모델로 추정하였다.

종신연금 가입에 대한 선호도의 잠재적인 값(y^*)과 개인의 리스크 수준($Risk$) 및 설명변수 벡터(X)와의 내재된 관계식은 (식 2)와 같이 설정된다.

$$y_i^* = \beta \bullet Risk_i + \gamma \bullet X_i + \epsilon_i \qquad \text{(식 2)}$$

여기서 β는 잠재가입자의 리스크 수준 계수이고 γ는 잠재가입자의 기타 특성변수(X) 계수의 벡터이며, ϵ는 오차항을 나타낸다.[33]

가입의향에 영향을 주는 독립변수(Independent Variable)는 종신연금 가입의향에 영향을 줄 수 있는 요인들로 선택하였다. $Risk$는 기대수명, 가족력, 그리고 건강상태이고, X는 현재의 연령, 성별, 학력, 배우자 존재 여부, 자녀 및 부양 부모의 수, 가구 자산 및 소득수준, 맞벌이 여부를 포함시켰다. 특히 소득은 수준별로 구분하여 4개의 더미변수를 활용해 소득수준에 따른 종신연금 선호도

32) 응답자가 적립식 종신연금에 대해 충분히 이해할 수 있도록 적립식 종신연금은 매달 일정금액을 납부한 후 특정 시점부터 사망 시까지 일정 금액을 나누어 지급받는 상품임을 교육하였다. 일시납 종신연금에 대한 설문조사도 실시하였으며 분석결과는 동일하게 나타났다.

33) 순위로짓모형에 대한 구체적인 정보는 김대환 외(2011)나 대부분의 계량경제학 교과서에 제공되므로 본 연구에서는 실증분석 모델에 대한 논의는 생략한다.

를 분석하였다. 다양한 독립변수를 통제하는 이유는 잠재가입자의 리스크 수준인 주관적 기대수명이 종신연금 가입에 미치는 독립적인 영향을 분석·계산하기 위함이다. 본 연구의 실증분석에 이용된 변수들의 변수명 및 정의를 〈표 Ⅲ-8〉에 도시하였다.

〈표 Ⅲ-8〉 역선택: 종속변수 및 독립변수 정의

변수		정의
종속변수	종신연금 가입의향	절대 아니다=1, 아니다=2, 보통=3, 그렇다=4, 매우 그렇다=5
독립변수	기대수명	잠재가입자의 주관적 기대수명(사망연령)
	가족력 (장수집안)	절대 아니다=1, 아니다=2, 보통=3, 그렇다=4, 매우 그렇다=5
	건강상태	매우 건강하지 않음=1, 건강하지 않음=2, 보통=3, 건강함=4, 매우 건강함=5
	연령	현재 연령
	성별	남성이면 1, 여성이면 0
	학력	대학졸업자면 1, 아니면 0
	배우자	기혼해서 배우자가 있으면 1, 미혼, 사별, 이혼자는 0
	자녀	자녀의 수
	부양부모	부양 부모의 수
	자산	총 자산의 로그값
	소득1	소득이 0원 이상 200만 원 이하이면 1, 이외는 0
	소득2	소득이 201만 원 이상 400만 원 이하이면 1, 이외는 0
	소득3	소득이 401만 원 이상 500만 원 이하이면 1, 이외는 0
	소득4	소득이 500만 원 이상이면 1, 이외는 0
	맞벌이	맞벌이면 1, 아니면 0

2) 사후적 행태변화

연금수령자들이 더 많은 연금을 수령하기 위해 건강을 유지하는 행위를 한다면 보험회사 입장에서는 연금지급액이 증가할 가능성이 존재한다. 이러한 연금가입자들의 사후적 행태변화를 분석하기 위해 분석모형 (식 8)을 통해 살펴보았다.

$$e_i = \gamma \cdot A_i + \eta \cdot Z_i + u_i \qquad \text{(식 8)}$$

e_i는 건강증진 노력처럼 수명을 연장하려는 연금수령자 i의 노력수준을 나타내고, A는 연금수령액을 의미하며, Z_i는 설명변수 벡터이다. 분석모델은 연금수령자 i의 노력수준을 나타내는 e_i의 형태에 따라 순위로짓 또는 로짓모형들을 사용하였다.

분석자료는 한국노동패널(Korean Labor & Income Panel)자료를 활용하였다. 한국노동패널자료는 현재 11년 동안 유지된 패널자료로 우리나라에서 전국규모 패널자료 중에서 가장 오래된 자료이며, 현존하는 다양한 데이터를 비교한 결과 연금수령자의 사후적 행태변화를 분석하기 가장 적합한 자료로 판단되었다.[34]

연금수령자들의 사후적 행태변화의 존재여부를 분석하기 위해 사용된 종속변수는 '정기적인 운동을 하는지에 대한 여부', '건강을 유지하기 위해 노력하는지에 대한 여부', 그리고 '정기적 건강검진을 받는지에 대한 여부'이다. 정기적인 운동, 건강유지 노력 및 정기적 건강검진 행위들은 수명을 연장시킬 수 있는 행위들로 연금수령자들의 일정한 행동패턴이 존재하는지 여부를 확인하기 위해 다양한 종속변수를 활용하여 분석하였다. 일반적으로 노동패널자료는 건강유지나 수명연장을 위한 행태에 대한 정보를 제공하지 않는다. 다만, 4차 노동패널자료에서 전국 15세 이상 모든 개인 설문조사자를 대상으로 '건강과 은퇴'에 대한 추가적인 설문을 실시했으며, 6차 노동패널자료에서는 우리나라 중·고령

34) 한국노동패널자료에 대한 정보는 한국노동연구원의 홈페이지에 구체적으로 기술되어 있다.

자만을 대상으로 연금을 포함한 개인수준의 소득 종류와 소득액에 대한 설문을 추가적으로 실시하였다. 즉, 사후적 행태변화에 대한 실증분석은 노동패널자료의 4차 및 6차 자료를 연계한 자료를 활용하였다.

〈표 Ⅲ-9〉 사후적 행태변화: 종속변수 및 독립변수 정의

변수		정의
종속변수	정기적 운동	거의 운동하지 않으면 1, 부정기적으로 또는 수시로 하면 2, 정기적으로 운동하면 3
	건강유지 노력	건강유지를 위해 아무 것도 하지 않으면 0, 노력을 하면 1
	정기적 건강검진	정기적으로 건강검진을 받고 있지 않으면 0, 받고 있으면 1
독립변수	로그(연금액)	공적연금(국민연금, 공무원 연금, 교원연금, 군인연금)액의 로그값
	남성	남성이면 1, 여성이면 0
	연령	현재(설문조사 당시) 연령
	대학 졸업	대학을 졸업했으면 1, 아니면 0
	배우자	배우자가 있으면 1, 없으면 0
	자녀	자녀가 있으면 1, 없으면 0
	건강상태	아주 건강하면 1, 건강한 편이면 2, 보통이면 3, 건강하지 않은 편이면 4, 건강이 매우 안 좋으면 5
	로그(총수입)	모든 종류의 수입을 합한 액의 로그값
	로그(은퇴 직전 소득)	은퇴 직전 소득액의 로그값
	부분적 노동	은퇴하였지만 소일거리 일은 계속 하고 있다면 1, 아니면 0
	국민건강보험	국민건강보험에 가입해 있다면 1, 아니면 0
	민영건강보험	질병이나 사고 등에 대비한 건강 또는 상해보험에 가입하였다면 1, 아니면 0

주: N=769

종속변수 중 정기적인 운동여부를 확인하기 위해 “정기적으로 운동을 하고 계십니까?”라고 질문하였으며, “정기적으로 한다”, “부정기적으로 또는 수시로 한다”, “거의 하지 않는다” 중 하나를 선택하도록 하였다. 평소 건강을 유지하기 위한 노력을 살펴보기 위해 “평소 건강유지를 위해 어떤 노력을 하고 있습니까? 주로 하시는 것부터 2가지만 적어 주십시오”라고 질문한 뒤 “운동”, “식사조절”, “담배나 술을 절제한다”, “보약이나 영양제를 먹는다”, “목욕, 사우나 등을 자주 한다”, “기타(주관식 기입)”, “아무 것도 하지 않는다”를 예로 제시하였다. 정기적으로 건강검진을 받고 있는지 여부를 파악하기 위해 “____님께서는 정기적으로 건강검진을 받고 계십니까?”라고 질문 한 뒤 “받고 있다”와 “받지 않는다” 중 하나를 선택하도록 하였다.

사적연금을 통해 사망 시까지 연금을 수령하는 상품에 가입한 은퇴자는 전체 인구 대비 매우 미미한 수준이며 관련 자료를 입수할 수 없는 현실적인 한계뿐만 아니라 보험회사의 데이터에는 가입자의 행태에 대한 정보가 없기 때문에 실증분석에 적합하지 않다. 무엇보다 보험회사의 종신연금에 가입한 사람은 가입시점부터 생애 연금수령액을 극대화하려는 의도에 기반하여 가입하려는 유인이 존재하기 때문에 사후적 행태변화를 역선택으로부터 구별할 수 없는 태생적인 한계가 존재한다.

이러한 한계점들을 감안하여 본 연구에서는 연금수령자들이 건강을 유지하고 수명을 연장하려는 노력을 하는지 살펴보기 위해 사망 시까지 연금을 수령하는 공적연금 가입자들을 주요 분석 대상으로 설정하였다. 공적연금 수령자는 사적연금 가입자에 비해 연금가입에 대한 선택권에 제약이 존재하기 때문에 역선택이 부재한 인구층으로 연금수령자의 사후적 행태변화를 분석하기에 적합하다. 즉, 주요 독립변수로 국민연금, 공무원 연금, 교원연금 및 군인연금의 수령액을 사용하였다.

(식 8)의 Z_i에는 건강을 유지하고 생명을 연장하려는 노력에 영향을 줄 수 있는 변수들을 포함시켰다. 특히 건강을 유지하고 개선하려는 행위에 건강보험 가입여부가 영향을 줄 수 있다는 가설에 근거하여 공적건강보험과 민영건강보험

의 가입여부를 설명변수로 통제하였다. 또한 건강을 개선 및 유지하려는 유인은 연금액보다도 시간적으로 여유가 있기 때문일 수 있으므로 현재 부분적 노동을 하고 있는지 여부를 실증분석에 고려하였으며, 연금액이 아닌 일반적인 소득수준이나 근로활동을 했을 때 받았던 소득수준에 따른 생활패턴의 차이일 수 있으므로 연금을 제외한 기타 소득과 은퇴 직전 소득도 고려하여 분석하였다.

다. 분석결과

1) 역선택

〈표 Ⅲ-10〉는 분석자료의 역선택 분석을 위해 사용된 자료의 기술적 통계를 보여준다. 적립식 종신연금에의 가입의향은 5점 기준 평균 3.59이며, 응답자 1,467명 중 48.5%가 가입의향에 대해 긍정적인 것으로 나타났으며, 10.6%는 가입의향이 매우 강한 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-10〉 적립식 종신연금 가입의향

종신연금 가입의향	1	2	3	4	5
응답자 수(명)	26	101	470	714	156
비중(%)	1.8	6.9	32.0	48.5	10.6

주: N=1,467

〈표 Ⅲ-11〉은 일시납 즉시연금에 대한 가입의향을 질문하였다. 가입의향을 계량화하기 위해 각 개인에게 “퇴직금이나 주택매매 등으로 목돈이 생길 경우 노후 대비를 위하여 종신연금에 가입할 의향이 있습니까?”라고 질문하였다. 응답자들은 “절대 아니다”, “아니다”, “보통”, “그렇다”, “매우 그렇다” 중 하나를 선택하도록 하였다. “절대 아니다”라고 응답한 경우 1의 값을 부여하고, “아니다”라고 응답한 경우 2의 값을, “보통”이라고 응답한 경우 3의 값을, “그렇다”라고

응답한 경우 4의 값을, 그리고 "매우 그렇다"라고 응답한 경우 5의 값을 지정하는 방법을 사용하였다. 일시납 종신연금에의 가입의향은 5점 기준 평균 3.33이며, 응답자 1,467명 중 35.9%가 가입의향에 대해 긍정적이고, 10.0%는 가입의향이 매우 강한 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-11〉 일시납 즉시연금 가입의향

종신연금 가입의향	1	2	3	4	5
응답자 수(명)	43	244	507	526	147
비중(%)	2.9	16.6	34.6	35.9	10.0

주: N=1,467

적립식 종신연금과 일시납 즉시연금에 대한 선호도를 파악한 결과 기대수명이 증가함에 따라 안정적인 소득확보를 위해 종신연금 가입 의향이 매우 높은 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 가입의향이 실제 가입으로 연계되는 과정에서는 정책적인 변수와 보험회사의 노력 여부에 따라 결정되겠지만 종신연금의 시장성은 매우 높음을 시사한다.

〈표 Ⅲ-12〉은 종신연금에 가입의향을 '없음', '보통', '있음'으로 구분하여 각각에 해당하는 기대수명을 보여준다. 현재 나이가 비슷한 사람들인데도 기대수명이 높은 사람들이 종신연금 가입의향이 높은 것으로 나타났다.[35]

〈표 Ⅲ-12〉 종신연금 가입의향과 기대수명

종신연금 가입의향	없음	보통	있음
기대수명(세)	81.9	82.9	83.5
현재나이(세)	38.8	40.0	39.6

주: N=1,467

35) 종신연금에 가입할 의향이 있다고 응답한 사람들의 기대수명은 83.5세, 응답자들의 평균 기대수명은 82.9세로 나타나 이들 기대수명 간에는 0.6년의 차이를 보이고 있다. 이에 따라 연금가입자의 연간 연금지급액이 F라고 할 때, 연금가입자들의 역선택으로 인해 발생할 수 있는 보험회사의 손실은 $0.6 \times F$라고 볼 수 있다.

주관적인 기대수명에 대해 질문한 결과 응답자들은 본인들이 평균 82.9세까지 살 것이라고 응답하였다. 본인의 가족은 일반적으로 장수집안이라고 생각하는지 여부를 질문한 결과 5점 기준 평균 3.2로 응답하였다. 본인의 건강상태에 대한 평가는 5점 기준 평균 3.6으로 매우 긍정적인 평가를 하고 있음을 알 수 있다.

〈표 Ⅲ-13〉 역선택 분석자료의 기술적 통계

변수		평균	표준편차
종속변수	종신연금 가입의향	3.334	0.965
독립변수	기대수명 (세)	82.964	8.406
	가족력(장수집안)	3.187	0.772
	건강상태	3.619	0.768
	연령 (세)	39.241	9.846
	성별	0.508	0.500
	학력	0.817	0.387
	배우자	0.645	0.479
	자녀	1.062	1.015
	부양부모	0.837	0.949
	자산	9.215	1.843
	소득1	0.071	0.257
	소득2	0.343	0.475
	자산3	0.240	0.427
	소득4	0.346	0.476
	맞벌이	0.393	0.489

주: N=1,467

분석에 사용된 응답자의 평균 연령은 39.2세로 나타났으며, 응답자 중 50.8%가 남성이다. 응답자 중 81.7%는 대학을 졸업했고, 64.5%는 배우자와 살고 있으

며, 평균적으로 1.1명의 자녀와 0.8명의 부모를 부양하고 있다. 가구당 평균 자산은 2억 9천만 원 정도이고, 월소득이 200만 원 미만인 비중은 7.1%, 201~400만 원인 비중은 34.3%, 401~500만원인 비중은 24.0%, 501만 원 이상인 비중은 34.6%이며, 39.3% 정도가 맞벌이를 하고 있는 것으로 나타났다.

순위로짓모형을 활용하여 잠재가입자들의 리스크 수준에 따른 종신연금 가입 선호도를 분석한 결과 본인이 오래 살 것으로 기대할수록 종신연금에 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 오즈비(odds ratio)를 활용해 해석할 경우 주관적인 기대수명이 1세 증가할수록 종신연금에 가입할 가능성이 1.013배 증가하는 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 종신연금의 잠재가입자들은 조부모의 사망연령 등과 같은 보험회사가 파악할 수 없는 정보를 활용해 본인의 사망연령을 예상하고 본인이 오래 살 것으로 예상하는 경우 종신연금을 활용해 노후에 안정적인 소득흐름을 확보하려는 역선택이 존재함을 의미한다.

연령이 증가함에 따라 적립식 종신연금에 대한 가입선호도는 감소하는 것으로 나타났다. 이는 김대환 외(2011)와 달리 본 연구의 실증분석에 활용된 종속변수가 적립식 종신연금이기 때문에 상대적으로 연령이 낮은 사람들의 선호도가 높게 나타나기 때문으로 해석된다.[36]

종신연금과 소득간의 정확한 관계를 살펴보기 위해 소득을 수준별로 구분하여 분석한 결과[37], 소득이 증가할수록 종신연금에 가입할 가능성이 높지만, 월소득이 500만 원 이상을 넘어설 경우에는 종신연금에 대한 선호가 200만 원 이하 가구보다는 높지만 201~400만 원 수준일 때보다는 오히려 감소하는 것을 알 수 있다. 이는 종신연금에 가입할 여력이 존재하려면 소득수준이 뒷받침되어야 하지만 소득이 충분한 사람은 종신연금에 가입하지 않고도 스스로 충분한 노후

36) 일시납즉시연금에 대해서도 동일한 분석을 한 결과, 연령은 일시납즉시연금에 대한 선호도에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

37) 김대환 외(2011)는 소득을 연속변수를 활용한 일차함수로 분석하였기 때문에 소득과 연금선호도에 대한 결과 해석에 한계가 존재한다. 즉, 소득이 높을수록 연금수령을 선호하지 않는다는 결론을 내림으로써 다양한 소득수준에 따른 연금선호 현황을 구체적으로 분석하지 못하고 있다.

소득재원을 마련할 수 있을 것이란 기대로 인한 결과로 해석된다. 학력이 높은 사람들도 예상대로 종신연금에 대한 선호도가 높은 것으로 나타났다.[38] 기혼자, 맞벌이, 자녀 및 부모와 같은 부양가족의 수가 증가할수록 종신연금에 대한 선호도가 높게 나타났지만, 통계적으로 유의한 것은 부양부모뿐이었다.

〈표 Ⅲ-14〉 종신연금의 역선택 가능성: 기대수명(Ⅰ)

독립변수	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
기대수명	0.013	0.006**	1.013
연령	-0.016	0.007**	0.984
성별	-0.111	0.111	0.895
학력	0.249	0.146*	1.283
배우자	0.042	0.196	1.043
자녀	0.074	0.080	1.077
부양부모	0.101	0.059*	1.106
자산	-0.035	0.034	0.966
소득2	0.494	0.240**	1.639
소득3	0.710	0.254***	2.034
소득4	0.430	0.252*	1.537
맞벌이	0.097	0.139	1.102

주: Log Likelihood = -1583.824, Prob〉Chi2=0.004, N=1,467

〈표 Ⅲ-15〉는 실증분석모형에 설명변수를 다양화하여 〈표 Ⅲ-14〉와 비교한 모델의 설명력을 검증하였으며, 모델3은 〈표 Ⅲ-14〉과 동일한 모델을 검증한 결과를 보여준다.

38) 영국의 경우에도 교육수준이 높을수록 연금수령을 선호하는 것으로 나타났다 (Inkmann et al. 2007).

〈표 Ⅲ-15〉 종신연금의 역선택 가능성: 기대수명(Ⅱ)

독립변수	모델1	모델2	모델3
기대수명	0.009* (0.005)	0.013** (0.006)	0.013** (0.006)
연령	-0.008 (0.005)	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)
성별	-0.068 (0.099)	-0.112 (0.106)	-0.106 (0.111)
학력	0.271** (0.128)	0.281** (0.142)	0.243* (0.145)
배우자		0.200 (0.165)	0.056 (0.196)
자녀		0.042 (0.079)	0.065 (0.080)
부양부모		0.104* (0.058)	0.097* (0.057)
자산		-0.031 (0.032)	-0.034 (0.034)
소득2			0.494** (0.240)
소득3			0.710** (0.254)
소득4			0.430* (0.252)
맞벌이			0.097 (0.139)

주: 1) 모델1 : Log Likelihood = -1768.86, Prob〉Chi2=0.041, N=1,467
2) 모델2 : Log Likelihood = -1585.76, Prob〉Chi2=0.016, N=1,467
3) 모델3 : Log Likelihood = -1583.82, Prob〉Chi2=0.004, N=1,467

모든 모델에서 기대수명은 종신연금 가입에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 다만, 모델1에서는 연령, 성별, 학력과 같은 일반적인 변수만을 고려하여

분석하였는데, 기타 설명변수를 포함시켰을 때보다 기대수명의 설명력이 오히려 감소하였다. 모델2는 노동시장 관련 변수들을 제외하고 분석하였는데 기대수명이 종신연금 가입에 미치는 영향이 모델3과 큰 차이가 보이지 않고 있다. 이는 기대수명이라는 설명변수가 노동시장 관련 변수들과 독립성이 매우 강하기 때문에 나타나는 결과로 해석된다. 특히 모델3은 다양한 설명변수를 모델에 반영함으로써 종신연금 가입 의향에 영향을 주는 요인들을 분석할 수 있는 장점이 존재한다.

종신연금시장에서 역선택이 존재하는지를 추가적으로 확인하기 위해 $Risk$를 나타내는 기대수명을 가족력과 건강상태로 대체하여 분석한 결과, 본인의 집안이 장수집안이라고 판단할수록 그리고 건강상태가 좋을수록 종신연금에 가입할 의향이 뚜렷하게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 놓고 볼 때, 잠재가입자의 가족력이나 건강상태에 대한 보험자와 피보험자 간 정보의 비대칭으로 인해 종신연금시장에 역선택이 존재하고 있는 것을 알 수 있다.

〈표 Ⅲ-16〉 종신연금의 역선택 가능성: 가족력

독립변수	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
가족력	0.174	0.069***	1.190

주: 1) Log Likelihood = -1582.71, Prob〉Chi2=0.009, N=1,467
2) 가족력 이외의 독립변수는 〈표 III-13〉 동일하고 분석결과는 생략함.

〈표 Ⅲ-17〉 종신연금의 역선택 가능성: 건강상태

독립변수	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
건강상태	0.302***	0.070	1.353

주: 1) Log Likelihood = -1576.655, Prob〉Chi2=0.000, N=1,467
2) 건강상태 이외의 독립변수는 〈표 III-13〉 동일하고 분석결과는 생략함.

2) 사후적 행태변화

〈표 Ⅲ-18〉은 연금수령자의 사후적 행태변화에 대한 실증분석에 활용된 자료의 기술적 통계를 도시한다. 평균 로그연금값은 0.463이며 총 은퇴자 중 연금액 100만 원 이상 수령자는 5% 정도이다. 평균연령은 65세 정도로 분석대상이 은퇴자에 한정되어 있기 때문에 평균수명이 상대적으로 높은 여성의 비중이 52.8%로 전체 인구 대비 여성의 비중보다 높게 나타나고 있다.

〈표 Ⅲ-18〉 사후적 행태 변화 분석자료의 기술적 통계

변수		평균	표준편차
종속변수	정기적 운동	1.478	0.779
	건강유지 노력	0.522	0.500
	정기적 건강검진	0.189	0.391
독립변수	로그(연금액)	0.463	1.299
	남성	0.472	0.499
	연령	65.395	8.533
	대학졸업	0.088	0.283
	배우자	0.632	0.482
	자녀	0.976	0.154
	건강상태	2.616	0.983
	로그(총수입)[39]	3.517	1.520
	로그(은퇴 직전 소득)	3.707	1.564
	부분적 노동	0.045	0.207
	국민건강보험	0.844	0.363
	민영건강보험	0.142	0.349

39) 연금액을 제외한 총소득을 활용해도 실증분석 결과는 동일하다.

전체 은퇴자 중 정기적으로 운동하는 경우 1의 값을 부여하고, 부정기적으로 또는 수시로 운동할 경우 2의 값을, 그리고 운동을 거의 하지 않을 경우 3을 부여한 결과 평균값이 1.48에 불과하였다. 특히, 건강을 유지하기 위해 아무것도 하지 않는 비중이 47.8%로 절반 정도는 건강을 유지하기 위해 아무런 노력도 하지 않는 것으로 나타났다. 또한 정기적으로 건강검진을 하는 비중은 18.9%에 달해, 은퇴자의 80%가 건강검진을 소홀히 하고 있는 것으로 나타났다.

은퇴 이후 연금을 사망 시까지 받을 경우 더 많은 연금혜택을 누리기 위해 수명을 연장하려는 노력을 하고 있는지 여부를 분석하기 위해 연금액을 로그값으로 변환한 연속변수(continuous variable)를 활용하였다. 수명을 연장하려는 노력은 '정기적으로 운동을 하는지', '건강유지를 위해 전반적으로 노력을 하는지', '건강검진을 정기적으로 받고 있는지'로 구분하여 분석함으로써 수명연장을 위한 연금수령자들의 일정한 행위패턴이 나타나고 있는지 살펴보았다.

〈표 Ⅲ-19〉 연금수령액 증가에 따른 정기적 운동 수준

정기적 운동	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
로그(연금액)	0.153	0.067**	1.165
남성	0.731	0.211***	2.076
연령	0.008	0.011	1.008
대학졸업	1.122	0.257***	3.072
결혼	0.231	0.241	1.260
자녀	-0.076	0.571	0.927
건강상태	0.326	0.088***	1.386
로그(총수입)	0.180	0.063***	1.197
로그(은퇴 직전 소득)	-0.006	0.027	0.994
부분적 노동	-0.624	0.336*	0.536

주: 1) Log Likelihood = -562.940, Prob〉Chi2=0.000, N=769
2) 실증분석 모형으로 순위로짓모형을 활용함.

먼저, 정기적으로 운동을 하는지 여부를 살펴본 결과 연금액이 높을수록 정기적으로 운동하는 경향이 높은 것으로 나타났다. 남성, 고학력자, 건강상태가 좋

은 은퇴자, 수입이 높은 은퇴자, 그리고 완전은퇴를 한 사람들도 상대적으로 운동을 정기적으로 하고 있는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-20〉 연금수령액 증가에 따른 정기적 운동 수준 추가 분석

정기적 운동	모델1	모델2	모델3	모델4
로그(연금액)	0.115** (0.050)	0.102** (0.051)		0.153** (0.067)
남성	1.079*** (0.153)	0.920*** (0.168)	0.666*** (0.219)	0.731*** (0.211)
연령	-0.016* (0.008)	-0.009 (0.009)	0.011 (0.011)	0.008 (0.011)
대학 졸업	1.032*** (0.213)	0.930*** (0.215)	1.256*** (0.249)	1.122*** (0.257)
결혼		0.302 (0.198)	0.362 (0.249)	0.231 (0.241)
자녀		-0.037 (0.526)	-0.027 (0.577)	-0.076 (0.571)
건강상태		0.206*** (0.075)	0.322*** (0.091)	0.326*** (0.088)
로그(총수입)			0.142** (0.062)	0.180*** (0.063)
로그 (은퇴 직전 소득)			-0.023 (0.029)	-0.006 (0.027)
부분적 노동			-0.478 (0.349)	-0.624* (0.336)

주: 1) 모델1 : Log Likelihood = -782.029, Prob〉Chi2=0.000, N=769
2) 모델2 : Log Likelihood = -777.070, Prob〉Chi2=0.000, N=769
3) 모델3 : Log Likelihood = -492.500, Prob〉Chi2=0.000, N=769
4) 모델4 : Log Likelihood = -562.940, Prob〉Chi2=0.000, N=769

〈표 Ⅲ-20〉은 실증분석 모형에 설명변수를 다양화하여 〈표 Ⅲ-19〉과 비교한 모델의 설명력을 검증하였다. 특히 〈표 Ⅲ-19〉에서 연금액이 증가함에 따라 운동을 정기적으로 할 가능성도 증가하는 것으로 나타나고 있지만 연금액은 은퇴 직전 소득과 상관관계(correlation)가 높을 가능성이 있는 변수이다. 때문에 연금액 증가에 따른 정기적인 운동 가능성 여부가 연금액이 아닌 은퇴 직전 소득

증가에 따른 정기적인 운동 가능성을 나타낼 수 있다는 가능성을 검증하기 위해 연금액 변수를 제외한 모델3에서 은퇴 직전 소득이 운동을 정기적으로 하는 행태에 주는 영향을 살펴보았다.

분석결과 〈표 Ⅲ-19〉과 동일한 모델4가 〈표 Ⅲ-20〉의 모델 1~3들보다 설명력 및 적합성이 높았으며[40], 모델3에서 볼 수 있듯이 은퇴 직전 소득은 정기적인 운동 여부에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.[41] 이는 은퇴 직전 소득이나 현재 소득수준에 관계없이 연금을 많이 받을수록 정기적으로 운동을 해서 건강을 유지하고 개선하려는 노력을 할 가능성이 높음을 알 수 있다.

연금수령액이 증가할수록 은퇴자들은 운동, 식사조절, 담배나 술을 절제, 보약이나 영양제를 복용하는 등 전반적으로 건강을 유지하기 위해 노력을 하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 연금액이 작을수록 건강유지를 위해 아무런 노력을 하지 않을 가능성이 증가하였다. 전반적인 건강유지 노력에 대한 분석에서도 남성, 고학력자, 수입이 높은 은퇴자일수록 건강을 유지하고 개선하려는 노력을 더 많이 하고 있는 것으로 나타났다.

40) BIC(Bayesian Information Criterion)로 검증한 결과 모델1은 1605.86, 모델2는 1616.85, 모델3은 1312.76, 〈표 Ⅲ-17〉 및 〈표 Ⅲ-18〉의 모델4는 1150.67이었다.

41) 〈표 Ⅲ-17〉의 BIC 값이 가장 낮았으며, 동일한 방법으로 건강 유지 노력이나 정기적 건강검진에 대해 분석한 결과도 동일하였다.

〈표 Ⅲ-21〉 연금수령액 증가에 따른 전반적인 건강유지 노력

건강유지 노력	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
로그(연금액)	0.230	0.084 ***	1.260
남성	0.822	0.188***	2.237
연령	-0.002	0.010	0.999
대학졸업	1.477	0.353***	4.225
결혼	-0.096	0.207	0.905
자녀	-0.388	0.468	0.813
건강상태	0.071	0.082	1.099
로그(총수입)	0.171	0.060***	1.187
로그(은퇴 직전 소득)	-0.023	0.024	0.963
부분적 노동	-0.481	0.314	0.812

주: 1) Log Likelihood = -480.790, Prob〉Chi2=0.000, N=769
2) 실증분석 모형으로 로짓모형을 활용함.

연금액이 증가함에 따라 은퇴자들이 정기적으로 건강검진을 받고 있는 것으로 나타났다. 정기적으로 건강검진을 받을 경우 비용이 소요되기 때문에 현재 수입수준과 은퇴 직전 소득을 통제하였는데, 두 변수 모두 정기적인 건강검진에는 영향을 주지 못하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 고학력자, 기혼자는 상대적으로 건강검진을 정기적으로 받고 있는 것으로 나타났다. 일반적으로 고학력자와 배우자가 있는 경우 평균수명이 높은 것으로 알려져 있는데, 이러한 상관관계가 정기적인 건강검진을 증대시키는 결과로 나타나는 것으로 이해된다. 건강상태가 좋지 않은 은퇴자일수록 그리고 민영건강보험에 가입하고 있을 경우 상대적으로 건강검진을 정기적으로 받고 있는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-22〉 연금액 증가에 따른 정기적 건강검진

정기적 건강검진	추정계수 (Coeff.)	표준오차 (Std. Error)	오즈비 (Odds Ratio)
로그(연금액)	0.135	0.077*	1.144
남성	0.244	0.231	1.277
연령	-0.004	0.013	0.996
대학졸업	0.880	0.294***	2.411
결혼	0.604	0.278**	1.830
자녀	-0.648	0.544	0.523
건강상태	-0.195	0.102*	0.823
로그(총수입)	0.105	0.073	1.110
로그(은퇴 직전 소득)	-0.002	0.030	0.998
부분적 노동	0.148	0.349	1.160
국민건강보험	-0.305	0.413	0.737
민영건강보험	0.561	0.253**	1.752

주: 1) Log Likelihood = -364.742, Prob〉Chi2=0.000, N=769
2) 실증분석 모형으로 로짓모형을 활용함.

본 연구에서 시도한 연금시장에서 사후적 행태변화에 대한 분석은 공적연금수령자를 대상이기 때문에 사적연금에 시사하는 내용이 제한적일 수 있다. 하지만 공적연금수령자는 기본적으로 연금가입에 대한 선택권이 없기 때문에 역선택으로부터 독립된 사후적 행태변화의 영향을 분석하기에 적합한 측면도 존재한다. 일반적으로 보험회사의 종신연금에 가입한 샘플은 사후적 행태변화를 분석하기 위한 가용변수가 부재할 뿐만 아니라 이미 건강을 유지하고 개선하려는 의도가 가입시점부터 존재하기 때문에 사후적 행태변화를 역선택의 영향으로부터 배제할 수 없는 한계가 존재한다.

뿐만 아니라 영국의 사례를 볼 때 연금수령자는 역선택뿐만 아니라 사후적 행태변화를 통해 기대수명을 증대시킨다는 동일한 시사점을 유도할 수 있다.

Finkelstein and Poterba(2002)에 의해 분석된 종신연금 가입 형태별 생존율을 보면, 일반국민보다 연금상품에 강제로 가입한 사람이 더 오래 생존하였으며 강제가입자보다 임의가입자가 더 오래 생존했다. 흥미로운 점은 역선택이 존재하지 않는 강제가입자가 역선택과 사후적 행태변화 가능성이 큰 임의가입자보다 생존율이 낮다고 하더라도 일반 국민보다는 더 오랫동안 생존했다는 점이다. 이는, 강제가입자의 경우 건강의 유지 · 개선을 통해 연금수령액을 극대화하기 위해 노력하였음을 방증한다. 강제가입자의 경우 우리나라 공적연금수령자처럼 가입이 임의가 아닌 역선택이 배제된 인구층이기 때문에 일반 국민 대비 강제가입자의 높은 생존율은 연금수령자의 사후적 행태변화 가능성에 대해 시사하는 바가 크다.

〈표 Ⅲ-23〉 연금가입자의 사후적 행태변화 존재 가능성

대상	65~84세 생존율	일반국민의 생존율과의 차이 원인
일반국민	41%	-
임의가입자	56%	역선택 + 사후적 행태변화
강제가입자	48%	사후적 행태변화

주: 임의가입자와 강제가입자의 생존율 차이는 7%로 일반국민과 강제가입자의 생존율 차이 8%와 비슷한 수준임.

실제로 종신연금 가입자가 건강을 개선시키는 행위를 통해 보험회사의 연금지급액이 증가했던 사례가 존재한다. Swiss Re(2007)는 보험회사들이 흡연자의 경우 비흡연자에 비해 빨리 사망할 것으로 기대하여 흡연자에게 더 많은 연금액을 지불하였는데, 결과적으로는 흡연자들의 사망연령이 비흡연자의 사망연령에 수렴하여 보험회사의 장수리스크가 확대되었다고 경고하였다(Swiss Re 2007).