

공적연금 수령이 건강 행태에 미치는 영향*

The Effect of Receiving a Public Pension on Health Behaviors

김 대 환** · 강 중 철***

Daehwan Kim · Jungchul Kang

도덕적 해이는 역선택과 함께 보험과 관련한 행태경제학 연구 중 이론적으로나 실증적으로 가장 많은 연구가 이루어진 주제이다. 하지만 연금에서의 도덕적 해이와 관련한 실증연구는 국내외 모두에서 찾아보기 어렵다. 이에 한국노동패널 8차(2005년) ~ 21차(2018년) 자료(총 14개년)를 활용해 연금수령 이후 또는 연금액이 증가함에 따라 경제주체가 건강을 유지하려는 노력이 달라지는지를 분석하였다. 다양한 패널모형을 활용해 분석한 결과, 연금을 수령하는 순간부터 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 하게 되고, 흡연자는 금연을 하거나 흡연량을 줄이고, 나아가 음주자는 금주하거나 음주량을 경감시키는 행태 변화가 관측되었다. 그러므로 보험료 산정 시 또는 제도 개혁 시 사망률 개선의 영향뿐만 아니라 연금수령자와 연금액이 증가함에 따라 건강 행태의 변화로 인해 직면하게 될 장수리스크까지 고려해야 한다.

국문 색인어: 연금, 도덕적 해이, 인구고령화, 패널분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051602, B150500

* 이 논문은 2013년도 동의대학교 연구년 지원에 의하여 연구되었음.

** 동아대학교 경제학과 부교수(kimdh@dau.ac.kr), 제1저자

*** 동의대학교 금융보험학과 교수(jckang@deu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 9. 5, 논문 최종 수정일: 2020. 10. 26, 논문 게재 확정일: 2021. 2. 18

I. 연구배경과 목적

보험과 관련한 행태경제학 연구 주제 중 단연코 역선택(adverse selection)과 도덕적 해이(moral hazard)가 이론적으로나 실증적으로 가장 많이 다루어진 주제다. 역선택은 보험 가입자가 본인에게 유리한 상품에 가입하는 경향으로 요약될 수 있다(Finkelstein and Poterba 2002¹⁾). 예를 들면, 건강이 좋은 사람보다는 좋지 않은 사람들이 건강보험에 가입하려는 행위, 건강할수록 노후대비를 위해 연금상품을 더 구매하는 행위, 자동차 운전이 서툰 사람이 만약의 사태에 대비해 자동차보험에 가입하거나 보장한도를 높이는 행위 등이 역선택에 해당된다. 반면, 도덕적 해이는 보험 가입 이후에 가입자(피보험자)의 행위가 가입 이전에 비해 더 위험선택적으로 변화되는 경향으로 정의된다(Ligon and Thistle 2008). 예를 들면, 건강보험에 가입했기 때문에 체감하는 의료비가 감소하게 되어 건강관리에 소홀하거나 필요 이상으로 병원에 자주 방문한다거나 MRI나 CT와 같은 고가의 의료서비스에 대한 수요를 증가시키는 행위가 도덕적 해이에 해당된다(Pauly 1968²⁾). 또는 자동차보험에 가입한 이후 운전자가 더 공격적으로 운전하게 되는 행태를 보이기도 한다.

즉 역선택은 보험가입 당시 나타나는 보험가입자의 행태 변화인 반면 도덕적 해이는 보험가입 이후 나타나는 보험가입자의 행태 변화라는 차이가 있다. 반면 두 행태 모두 발생하는 근본적인 이유가 정보의 비대칭(asymmetric information)으로 동일하다. 특이한 것은 일반적으로 공급자와 소비자 간 정보의 비대칭 문제에서 주로 공급자가 더 많은 정보를 보유하는 것이 일반적이지만 보험시장에서는 수요자가 더 많은 정보를 보유한다. 예를 들어, 건강보험의 역선택 측면에서 볼 때 가입자의 건강에 대해 보험회사보다 보험에 가입하는 본인이 더 잘 알고 있다. 도덕적 해이 측면에서도 건강보험 가입 이후 병원에 더 자주 방문하는 이유가 건강상의 문제인지 아니면 건강상의 문제라기보다는 단순히 건강에 대한

-
- 1) Finkelstein and Poterba(2002)는 역선택에 대해 “Longer-lived individual have greater incentives to purchase annuities (at given price) than shorter-lived individuals do, since an annuity's value is increasing in the length of time that an individual expects to be alive to receive annuity payments”라고 기술하고 있다.
 - 2) 보험의 도덕적 해이는 건강보험 분야에서 가장 많이 다루어져 왔는데, Pauly(1968)은 도덕적 해이를 “...the notion that insurance coverage, by lowering the marginal cost of care to the individual, may increase healthcare use”라고 기술하고 있다.

걱정스러운 마음 때문인지는 보험자(보험회사)보다는 피보험자가 정보의 우위에 놓여 있다. 이러한 역선택과 도덕적 해이는 결과적으로 보험자의 보험금 지급을 확대시키게 된다는 공통점이 있다.

이러한 이유로 보험자는 피보험자와의 관계에서 존재하는 정보의 비대칭으로 인해 발생하는 도덕적 해이를 최소화하려는 유인이 발생한다. 예를 들어, 건강보험 가입자가 병원에 자주 방문하려는 유인을 최소화하기 위해 최소본인부담금(deductible)을 적용하거나 값비싼 의료서비스의 수요를 경감시키기 위해 비례본인부담금(coinsurance)을 적용하게 된다.

그동안 선행연구에서 보험경제학 이론에서 제기한 역선택 및 도덕적 해이를 실증하려는 시도는 수없이 이루어져 왔지만 연금 분야에서 도덕적 해이 관련한 실증연구는 국내외적으로 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구에서는 연금가입자의 도덕적 해이에 대해 실증분석하고자 한다. 보험경제학의 이론은 오래 생존할 것이라고 생각하는 사람이 연금상품에 가입하려는 역선택을 제시한다. 또한 사망 시까지 안정적으로 현금흐름이 제공되는 상품(이하 “종신연금”)의 수익률을 높일 수 있는 가장 확실한 방법은 오래 생존하는 것이기 때문에 다른 조건이 동일하다면 종신연금에 가입할 경우에는 본인의 생존시간(사망시간)을 가능한 극대화(최소화)하려는 유인이 더 강화될 수 있다. 종신연금 가입자가 사망률을 낮추려는 행위, 건강상태를 유지·개선하는 행위 등이 도덕적 해이로 언급되기도 한다(Phillipson and Becke 1998). 하지만 피보험자 입장에서 그리고 사회적으로 본인의 건강상태를 유지하거나 개선시키기 위한 행위를 도덕적 해이라고 정의할 수 없다. 이에 본 논문에서는 연금가입자의 생명연장, 건강유지, 건강개선 노력 등에 대해 도덕적 해이라는 용어의 사용을 최소화하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이어지는 II장에서는 본 연구와 직간접적으로 관련 있는 선행연구들을 고찰한다. III장에서는 실증분석에 활용된 모형과 데이터를 소개한다. IV장에서는 연금 가입자들의 도덕적 해이에 대한 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 V장은 연구의 결론과 한계이다.

II. 선행연구

위험회피성향이 높을수록 만약의 사태에 대비하기 위해 보험에 가입하려는 경향이 높아진다는 경제주체의 역선택적인 행위가 이론적으로 연구(Hakansson 1969; Rothschild and Stiglitz 1976; Yari 1964)된 이후 역선택의 존재를 실증적으로 확인하려는 시도가 활발했다. 보험시장에 역선택이 존재할 경우, 시장실패가 발생할 가능성이 높기 때문에 경제학적으로 많은 관심을 받는 연구주제이다. 예를 들어, 미국의 경제학자인 Akerlof(1970)은 중고차 시장에서 차량의 성능에 대한 정보를 판매자가 더 많이 보유하고 있기 때문에 소비자가 부여한 가치에 비해 품질이 낮은 자동차가 거래되고, 이러한 거래가 반복됨에 따라 중고차의 거래가 이루어지지 않는 시장실패, 일명 “죽음의 소용돌이(death spiral)”에 직면하게 된다고 하였다. 중고차 시장에서는 차량에 대한 정보가 부족한 수요자가 결국 ‘레몬(성능에 문제가 있는 차)’을 구입하게 되는 손해가 발생하는데, 이러한 과정은 보험자가 원하지 않는 피보험자가 보험에 가입하게 되는 보험거래와 같다. 결과적으로 중고차시장과 보험시장 모두에서 ‘정보가 부족한 사람이 원하지 않는 거래’로 귀결될 가능성이 높다.

Cutler and Zeckhauser(1998)은 건강보험에서, Finkelstein and McGarry(2006)는 장기요양보험에서, Finkelstein and Poterba(2004)는 연금상품에서 역선택이 존재한다고 실증하였다. 이 밖에도 많은 연구들이 유사한 결론을 제시하고 있다(Green 1963; Hofstede 1995; Outreville 2013).

도덕적 해이에 관한 국내의 연구 대부분이 건강보험에 집중되어 있으며, 역선택에 비해 많은 연구가 이루어지는 못했다. 해외의 경우 Acharya et al.(2012), Dave and Kaestner(2009), Bernal et al.(2014), Abrokwhah(2014), Bernal et al.(2014) 등이 있다. 보험의 도덕적 해이에 대한 연구가 지속되고 있는 이유는 건강보험이 국민의 건강권, 인적자본, 경제성장 등에 긍정적이라고 하더라도(Currie and Gruber 1996b; Currie and Gruber 1996a; Currie and Gruber 1997), 도덕적 해이가 과도할 경우 사회 전반에 상당한 비효율성을 초래하기 때문이다.

도덕적 해이에 대한 실증연구가 상대적으로 많지 않은 이유는 도덕적 해이의 영향을 역선택의 영향으로부터 분리하기가 쉽지 않기 때문이다. 예를 들어, 건강보험에서의 도덕적

해이에 대한 실증분석은 기본적으로 건강보험 가입자와 미가입자 간 사고빈도(예, 외래 방문 수) 및 사고심도(예, 의료비)를 비교하는 방법으로 이루어지며 대부분 건강보험 가입자가 미가입자에 비해 사고빈도와 사고심도가 높게 나타난다. 민영건강보험에서 유사한 결과를 보여주는 국내 연구로 윤희숙(2008), 김재호(2011), 박성복·정기호(2011), 유창훈·김정동(2011), 이현복·남상욱(2013), 정기택·신은규·곽창환(2006) 등이 존재한다. 문제는 보험 가입 단계에서 역선택이 발생하고 이러한 보험가입자의 행태가 사고빈도와 사고심도로 연계된다. 즉 건강보험 가입자는 미가입자에 비해 건강이 좋지 못한 사람들이었음 가능성이 높다. 그러므로 건강하지 못한 사람은 건강보험에 가입하여 의료수요를 확대할 경우, 이는 건강보험의 도덕적 해이가 아닌 역선택으로 해석되는 것이 바람직하다. 쉽게 말해 건강보험 가입자는 건강보험에 가입하지 않았더라도 의료수요가 많았을 사람들이었기 때문에 건강보험 가입 이후에 미가입자에 비해 사고빈도와 사고심도가 높더라도 이는 역선택의 영향일 뿐 도덕적 해이의 영향이라고 해석하지 못한다는 논리이다. 하지만 실증분석에서 동일한 개인을 추적할 수 있는 패널데이터(panel data)를 활용하지 않고서는 도덕적 해이와 역선택의 영향을 분리하는 것은 쉽지 않은데(Chiappori and Heckman 1999; Chiappori and Salani'e 2000), 가용자료의 한계로 인해 도덕적 해이는 역선택에 비해 실증연구가 쉽지 않다.

이에 김대환(2014)은 한국의료패널자료(2008년 상반기~2011년 자료)를 활용해 실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향을 이원고정효과모형으로 분석하였다. 분석 결과, 본인의 건강상태가 걱정될 경우 실손의료보험에 가입한 즉시 외래와 입원을 통해 건강상태를 확인하려는 역선택은 발견되었으나, 실손의료보험에 가입한 1년 이후의 의료수요 행태를 분석한 결과 가입자와 비가입자 간 의료수요 차이를 발견하지 못했고 결과적으로 실손의료보험 자체가 도덕적 해이를 유발하지 않는다는 결론을 제시하였다. 하지만 김대환(2014)도 선행연구에 비해 역선택의 영향을 최소화하려고 시도했을 뿐 이를 완벽히 배제하지는 못했다는 한계를 지닌다.

전술하였듯이 국민의 건강 및 의료비 문제는 개인의 효용차원을 넘어 기업의 생산성, 글로벌시장에서의 제품 경쟁력, 나아가 국가의 경제성장으로까지 연계되므로 모든 나라들이 불필요한 의료비를 경감시키기 위한 전쟁 중이라고 해도 과언이 아니다. 예를 들어, 미국

의 경우 2018년 기준 의료비 지출이 GDP의 16.9%에 달한다(OECD 2019)³⁾. 그러므로 건강보험이 불필요한 의료비를 유발할 수 있다는 도덕적 해이에 대한 보험경제학의 경고는 국가적으로 매우 중요한 고려대상일 수밖에 없다. 이에 미국은 건강보험으로 인한 비효율성 정도를 분석하기 위해 RAND Experiment라는 대대적인 실험을 통해 의료수요의 가격탄력성을 측정하였다. 동 실험은 미국의 6개주에 걸쳐 2,000여 가구(5,800명의 개인)에 보장성이 다른 건강보험을 무작위로 할당하고 1974년부터 1981년 동안 의료수요의 변화 정도를 측정한 실험경제학 차원의 연구였다. 의료수요 시 본인부담률을 0%, 25%, 50%, 90% 등으로 차등화되되 본인부담액 상한을 가구소득의 5%, 10%, 15%(최고 1,000달러) 등으로 다양화하는 상품을 무작위로 배정한 뒤 의료서비스의 가격이 10% 증가 시 의료서비스 구매가 2% 감소한다는 결과를 통해 보험이 도덕적 해이를 유발한다고 결론내렸다(Newhouse 1993).

건강보험 이외에도 실업보험이 도덕적 해이를 유발하고 나아가 사회 전반에 상당한 비효율성을 초래한다는 연구들도 존재한다(Christofields and McKenna 1995; Katz and Meyer 1990; Moffitt 1985; Narendrannathan et al. 1985). 하지만 연금에서 도덕적 해이의 존재 가능성을 이론적으로 규명한 연구는 존재하지만(Davies and Kuhn 1992), 국내외 모두 연금가입자의 건강 행태를 직접 실증한 연구는 찾아보기 어렵다. Phillipson and Becker(1998)는 연금가입자들의 도덕적 해이로 인해 사망률이 감소할 수 있음을 이론적으로 규명하였다. Finkelstein and Poterba(2004)는 연금으로 인해 사망률이 감소할 수 있음을 제시하였는데, 연금가입자와 비가입자 간 사망률의 평균값을 비교하는 것에 그치고 있다. 반면 본 연구에서는 패널자료를 활용해 각 개인을 장기간 추적하면서 연금을 수령할 경우 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 및 개선 행태의 변화가 관측되는지를 실증분석하였다.

3) 한국은 8.1%로 OECD의 평균 8.8%보다 약간 낮지만 의료비 증가율은 한국이 OECD 국가 중 가장 높다.

III. 실증분석

1. 분석 방법

연금수령자의 행태변화를 분석하기 위해 패널자료를 활용하였다. 전술하였듯이 피보험자의 행태를 분석하기 위해 횡단면자료를 활용할 경우 역선택의 영향을 배제하는 것이 불가능하기 때문에 패널데이터의 활용이 필수다(Chiappori and Heckman 1999, Chiappori and Salani'e 2000).

$$Behavior_{it} = \alpha Annuity_{it} + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (\text{식 1})$$

$Behavior_{it}$ 는 개인 i 의 t 기 건강 관련 행태(이하 “건강행태”)를 의미하며, 이때 $i = 1, \dots, N$ 이고, $t = 1, \dots, T$ 이다. $Annuity_{it}$ 는 연금 수령 여부 또는 연금수령액 등을 의미하는 주요 설명변수이며, α 는 추정계수이다. X_{it} 는 $Annuity_{it}$ 이외에 개인의 건강행태에 영향을 줄 수 있는 변수들의 벡터(vector)이며 β 는 추정계수 벡터이다.

ϵ_{it} 는 오차항(error term)으로 연구자에게 관측되지 않는 두 가지의 고정효과(fixed effect)가 존재할 수 있다. 첫째, 개인 간에는 차이가 있지만 시간에 따라서는 차이가 없는 개인고정효과(individual fixed effect)로 (식 2)의 c_i 로 표현된다. 예를 들어, 위험회피성향이 높은 개인은 노후준비에 더 충실하고 나아가 건강관리도 더 철저할 수 있다. 이 경우 α 가 과대 추정될 수 있다. 또한 연구자에게 관측되지 않는 어떤 성향이 연금을 수령할 수 있는 자격에 영향을 준다면 α 는 도덕적 해이뿐만 아니라 역선택의 영향까지 포함하게 된다. 즉 연금을 매우 선호하는 성향을 지닌 사람은 연금을 수령할 수 있는 직업군 또는 많은 액수의 연금을 수령하는 직업군을 선호하게 되는 역선택이 발생할 수 있으며 이러한 역선택의 영향이 α 에 반영된다.

둘째, 개인 간에는 차이가 없으나 시간이 변함에 따라 값이 변화는 시간고정효과(time fixed effect)로 (식 2)의 μ_t 에 해당된다. 예를 들어, 금융위기와 같은 경제위기의 영향을 통제하거나 특정 시기에 유명한 사람이 건강문제로 사망할 경우 사람들이 건강관리를 위해 더 노력하는 경향을 보일 수 있는데 이를 모형에서 고려하지 않을 경우 마치 연금수령

으로 인해 건강관리에 더 노력하는 것으로 해석될 수 있다. 특히 해당 사건이 연금 가입자와 비가입자 간 다르게 영향을 끼친다면 편의(bias)가 확대된다.

$$\epsilon_{ijt} = c_i + \mu_t + u_{it} \quad (\text{식 2})$$

고정효과로 초래되는 문제를 해결하기 위해 이원고정효과모형(two-way fixed effect model)을 활용할 수 있다. 고정효과의 문제를 해결하기 위해서는 고정효과 자체를 제거하거나 모형에 포함시켜 직접 통제하는 방식이 있다. 이원고정효과모형은 각 변수를 각 개인 i 에 대해 t 를 기준으로 평균을 산출한 (식 3)을 (식 1)에서 차감하는 방식으로 관측가능하지 않은 개인고정효과 c_i ⁴⁾를 제거하는 동시에 시간고정효과 μ_t 는 모형에서 직접 통제하는 방식으로 (식 4)를 분석하는 방식이며 본 연구에서도 (식 4)를 실증분석에 활용하였다.

$$\overline{Behavior}_i = \alpha \overline{Annuity}_i + \overline{X}_i \beta + \bar{\epsilon}_i \quad (\text{식 3})$$

$$Behavior_{it} - \overline{Behavior}_i = \alpha (Annuity_{it} - \overline{Annuity}_i) + (X_{it} - \overline{X}_i) \beta + \mu_t \gamma + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (\text{식 4})$$

(식 3)에서 $\overline{Behavior}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Behavior_{it}$ 로 산출되며, (식 4)의 γ 는 시간고정효과의 추정계수 벡터를 의미한다. 하지만 고정효과가 존재하지 않을 경우 확률효과모형(random effect model)이 적합하다(Cameron and Trivedi 2005). 또한 고정효과가 존재하더라도 설명변수와 연계되어 있지 않을 경우에도 확률효과모형이 적합하며, 모형의 선택 여부는 Hausman 검정을 통해 가능하다(Wooldridge 2010).

2. 분석 자료 및 변수 설명

실증분석에는 한국노동패널자료를 활용하였다. 한국노동패널은 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구에 거주하는 가구원)을 대상

4) 개인고정효과는 관측가능하지 않기 때문에 직접 통제하지 못한다.

으로 1년 1회 추적조사하는 종단면조사(longitudinal survey)로 1998년에 1차 자료를 시작으로 현재 21차(2018년) 자료까지 활용 가능하다.⁵⁾

한국노동패널은 주로 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 조사하는데, 이에 더하여 본 연구에서 가장 중요한 정보인 연금의 종류 및 수령 여부, 연금액, 다양한 건강행태 등에 대한 정보를 제공한다. 다만 건강행태에 대한 정보는 8차(2005년) 자료부터 제공되기 때문에 본 연구에서는 한국노동패널 8차(2005년)~21차(2018년) 자료(총 14개년)를 활용하였다. 나아가 전술하였듯이 연금수령 또는 연금수령액에 따른 건강행태 변화를 측정하기 위해서는 패널자료의 활용이 필수인데, 일반인에게 공개되는 국내 패널자료 중 한국노동패널의 역사가 가장 길기 때문에 각 개인의 장기적 건강행태를 추적·분석하기에 적합하다.

종속변수인 $Behavior_{it}$ 로 다양한 건강 관련 변수가 활용되었다. 첫째, 평소 건강유지를 위해 무엇인가를 하는지 여부를 의미하는 이항변수(binary variable)를 활용했다. 아래 질문에 건강유지를 위해 최소한 하나라도 하면, 즉 1~8 중 하나를 선택하면 1을 부여하고, 9를 선택하면 0을 부여하였다.

〈Table 1〉 Efforts to Maintain Health

Questionnaire	What are you doing to keep you healthy? Please choose 3 things, starting with what you usually do.
Answer	1. Exercise 2. Diet 3. Refrain from smoking or alcohol 4. Take supplements or nutritional supplements 5. Take a bath, sauna, or steam. 6. Get enough rest and sleep 7. Receive regular comprehensive checkups 8. Other _____ 9. Do nothing

둘째, 규칙적으로 운동을 하는지 여부를 종속변수로 활용하였다. “규칙적으로 운동을 하고 계십니까?”란 질문에 “규칙적으로 한다” 또는 “불규칙적으로 또는 수시로 한다”고 응답하면 1을 부여하고, “거의 하지 않는다”고 응답하면 0을 부여하였다.

5) 한국노동패널에 대한 세부 내용은 홈페이지를 참고 바란다.
(<https://www.kli.re.kr/klips/index.do>).

셋째, 흡연 행태를 종속변수로 활용하였다. 먼저 “평소 담배를 피우십니까?”란 질문에 “피운다”고 응답하면 1을 부여하고, “과거에는 피웠으나 현재에는 피우지 않는다” 또는 “피워본적 없다”로 응답하면 0을 부여하였다. 또한 흡연은 중독성이 강하기 때문에(Kim and Sambou 2019) 흡연자가 금연을 하기는 쉽지 않을 수 있으며 대신 흡연량을 감소시키는 행태를 보일 수 있다. 이에 흡연량을 의미하는 종속변수를 만들기 위해 “하루에 평균 몇 개비 정도 피우십니까?”란 질문에 “9개비 이내”라고 응답하면 1을, “10~19개비”라고 응답하면 2을, “20~39개비”라고 응답하면 3을, “40개비 이상”이라고 응답하면 4를 부여하는 방식으로 계량화하였다.

마지막으로 음주 행태를 종속변수로 활용하였으며 이 역시 흡연처럼 음주 여부 및 음주량을 종속변수로 세분화하였다. 먼저, “평소에 술을 드십니까?”란 질문에 “마신다”고 응답하면 1을 부여하고, “과거에는 마셨으나 현재에는 마시지 않는다” 또는 “마셔본 적이 없다”로 응답하면 0을 부여하였다. 또한 음주 역시 흡연처럼 중독성이 강하기 때문에(Drobes 2002) 음주자가 금주하기는 쉽지 않을 수 있으며 대신 음주량을 감소시키는 행태를 보일 수 있다. 이에 음주량을 의미하는 종속변수를 만들기 위해 “드시면 얼마나 자주 드십니까?”란 질문에 “월 1회 이하”라고 응답하면 1을, “월 2~3회”라고 응답하면 2를, “주 1~2회”라고 응답하면 3을, “주 3~4회”이라고 응답하면 4를, “거의 매일”이라고 응답하면 5를 부여하는 방식으로 계량화하였다.

종속변수가 이항변수일 경우(예, 건강 유지·개선 노력 여부, 운동 여부, 흡연 여부, 음주 여부)에는 로지스틱 이원고정효과모형과 로지스틱 확률효과모형 중, 종속변수가 순위변수(ordered variable)일 경우(예, 흡연량, 음주량) 순위로짓 이원고정효과모형과 순위로짓 확률효과모형 중 적합한 모형을 Hausman 검정으로 선별하였다.

주요 설명변수로 연금 수령 여부를 의미하는 더미변수(dummy variable)와 수령하는 연금액의 규모를 활용하였다. 여기에서 연금은 사망 시까지 연금을 지급하는 종신연금을 의미한다. 한국노동패널은 각 개인마다 사회보험에서 연금을 수령하고 있는지, 수령하는 형태(일시불, 연 1회, 분기 1회, 월 1회), 그리고 수령하는 연금액에 대한 정보를 제공한다. 한국의 경우 1층은 공적연금, 2층은 퇴직연금, 3층은 개인연금인 다층노후소득보장체계가 구축되어 있는데, 본 연구에서 연금은 종신연금에 해당하는 공적연금을 월 1회로 수령하

는 것으로 한정된다. 대표적인 공적연금으로 국민연금과 특수직역연금(공무원연금, 사립 학교 교직원 연금, 군인연금, 별정 우체국 직원 연금 등)이 있는데 어떤 종류든 관계없이 연금을 수령하면 1을 부여하고 그렇지 않으면 0을 부여하는 방식으로 더미변수를 만들고, 나아가 수령하는 모든 종류의 연금액을 합산하는 방법으로 연속변수를 만들었다.

또한 공적연금의 법정수급연령은 최소 60세 이상이어야 하기 때문에 본 연구에서 분석 대상을 50세 이상으로 한정하였다. 참고로, 국민연금에서 조기노령연금은 55세부터 수령 가능하며, 재정안정성을 위해 노령연금의 법정수급연령을 60세에서 순차적으로 65세로 상향조정하였다.⁶⁾

퇴직연금이나 개인연금의 연금수령자도 실증분석에 반영할 필요가 있으나 다음과 같은 이유로 사적연금은 고려하지 않았다. 사적연금에서도 은퇴 시 적립금(퇴직급여)을 생명보험 회사에서 판매하는 종신연금상품을 통해 수령할 수 있으나 개인연금 및 퇴직연금에서 종신 연금을 수령하는 사례는 극히 드물며, 한국노동패널은 사적연금 수령에 대한 정보를 제공하고 있지 않다. 예를 들어, 퇴직연금제도에서 연금을 수령할 수 있는 자격(10년 이상 가입 및 55세 이상)이 부여된 은퇴자 중 2016년과 2017년 동안 적립금(퇴직급여)을 연금으로 수령한 자는 각각 1.6%, 1.9%에 불과하며, 연금으로 수령하더라도 기간이 10년 내외로 정해진 확정연금일뿐 종신연금 수령자는 한명도 없었다(김대환·손성동 2018). 개인연금 수령자에 대한 통계를 확인하기 위해 중고령자(연금수령자의 연령층)를 대상으로 설문조사하고 있는 고령화연구패널조사 2008~2018년의 자료를 확인한 결과, 개인연금을 수령하고 있는 사람은 30명 정도에 불과하며 수령방법(종신 또는 확정)에 대한 정보가 없다.

사적연금에서 종신연금 수령자가 거의 없지만 논리적으로도 사적연금을 분석에서 제외하는 것이 바람직하다. 공적연금은 종신연금수령이 강제화 되어 있는 반면 사적연금은 본인이 일시금, 확정연금, 종신연금 등 다양한 수령방법을 결정하게 된다. 예를 들어, 김대환 외(2011)가 실증하였던 것처럼 본인의 사망률에 대한 개인정보를 활용해 종신연금 가입 여부를 결정할 것이기 때문에 수령방법을 결정할 수 있다는 것은 역선택이 발생한다는 것을 의미한다. 반대로 공적연금에서는 연금의 수령방법을 선택할 수 없기 때문에 역선택이

6) 1952년생 이전은 60세, 1953~56년생은 61세, 1957~60년생은 62세, 1961~64년생은 63세, 1965~68년생은 64세, 1969년생 이후는 65세로 상향조정되었다.

발생하기 어렵다. 만약 연금을 매우 선호하는 사람이 연금을 받기 위해 또는 더 많은 연금액을 받기 위해 직종을 선택하는 경우라면 약간의 역선택 문제가 발생 할 수 있으나 이러한 역선택은 앞에서 언급한 것처럼 고정효과모형을 활용하여 제거할 수 있다.

(식 1)의 통제변수로 나이, 혼인상태, 노동시장참여 여부 및 형태, 건강상태, 가구 특성, 학력, 성별, 연도 더미변수가 활용되었다. <Table 2>는 본 연구의 실증분석에 활용된 변수의 이름과 정의를 보여준다. 또한 그룹 더미변수들의 경우, 미혼, 무직, 고졸 미만, 여성, 2005년을 준거그룹(reference group)으로 설정하였다. 자산은 부동산자산과 금융자산을 통합하여 산출하였는데, 부동산자산은 주택, 건물, 임야, 토지, 기타 부동산이 포함되고 금융자산에는 은행예금, 주식, 채권, 신탁, 저축성보험이 포함된다. 마지막으로 본 연구에 활용된 자료가 14년치의 장기 패널자료이기 때문에 금액과 관련한 변수(연금액, 소득, 자산 등)는 모두 명목 값이 아닌 실질 값으로 변환하였다. 실질 값으로 전환 시에는 한국은행이 공시하는 물가상승률을 적용하였으며, 실질 값은 2015년을 기준으로 산출되었다.

<Table 2> Variable Name and Definition

Variable Name		Definition	
Dependent Variable	Health Effort	1 if trying to maintain health, 0 otherwise	
	Exercise	1 if exercising, 0 otherwise	
	Smoking	1 if smoking, 0 otherwise	
	Smoking Amt	1 if the number of cigarettes smoked per day "less than 9", 2 if "10~19", 3 if "20~39", 4 if "more than 40"	
	Drinking	1 if smoking, 0 otherwise	
	Drinking Amt	1 if the frequency of drinking is less than once a month, 2 for 2 or 3 times a month, 3 for 1 or 2 times a week, 4 for 3~4 times a week, 5 for almost every day	
Main Explanatory Variable	Pension	1 if receiving a pension, 0 otherwise	
	ln(PensionAmt)	Log value of pension amount(unit: 10,000 won)	
Control Variable	Age	Age at the time of the survey(unit: age)	
	Martital Status	Single	1 if never married, 0 otherwise
		Spouse	1 if married and have a spouse, 0 otherwise
		No Spouse	1 if married but no spouse, 0 otherwise
	Labor Market	Unemployed	1 if unemployed, 0 otherwise

Participation	Salary	1 for wage workers, 0 otherwise
	Self-employed	1 for self-employed, 0 otherwise
Health	Health Condition	1 for "Very bad", 2 for "unhealthy", 3 for "normal", 4 for "healthy", 5 for "very healthy"
Household Characteristics	Family Number	Number of household members living together
	ln(Income)	Log value of annual household income(unit: 10,000 won)
	ln(Asset)	Log value of total asset(unit: 10,000 won)
Education	Preliminary	Education level is 1 if you have not graduated from high school, otherwise 0
	High School	1 for high school graduates, 0 otherwise
	College	1 for university graduates, 0 otherwise
Gender	Female	1 for female, 0 otherwise
	Male	1 for male, 0 otherwise
Year	Year 2005	1 if the survey data are for 2005, 0 otherwise
	Year 2006	1 if the survey data are for 2006, 0 otherwise
	Year 2007	1 if the survey data are for 2007, 0 otherwise
	Year 2008	1 if the survey data are for 2008, 0 otherwise
	Year 2009	1 if the survey data are for 2009, 0 otherwise
	Year 2010	1 if the survey data are for 2010, 0 otherwise
	Year 2011	1 if the survey data are for 2011, 0 otherwise
	Year 2012	1 if the survey data are for 2012, 0 otherwise
	Year 2013	1 if the survey data are for 2013, 0 otherwise
	Year 2014	1 if the survey data are for 2014, 0 otherwise
	Year 2015	1 if the survey data are for 2015, 0 otherwise
	Year 2016	1 if the survey data are for 2016, 0 otherwise
	Year 2017	1 if the survey data are for 2017, 0 otherwise
	Year 2018	1 if the survey data are for 2018, 0 otherwise

IV. 분석 결과

1. 기술통계량

〈Table 3〉은 실증분석에 활용된 전체 샘플을 연금 수령 여부로 구분하고 각 그룹별 기초통계량(descriptive statistics)을 보여준다. 기초통계량은 각 변수별 평균과 표준편차를 보여주고 있으며, 연금 수령자와 비수령자 간 평균의 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 t-검정한 결과도 보여주고 있다.

분석에 활용된 총 샘플은 79,740개이며, 그 중 연금수령자 샘플은 16,005개로 20% 정도이다. 건강유지를 위해 아무것도 하지 않은 사람의 비중은 42%이며, 연금수령자(66%)가 비수령자(56%)에 비해 건강 유지 노력에 참여하는 비중이 높다. 운동을 하는 사람의 비중도 연금수령자가 26%로 비수령자(18%)에 비해 높다. 흡연율은 두 그룹 간 통계적으로 유의한 차이가 나지 않으며(신뢰수준 95%), 흡연량은 비수령자가, 음주율과 음주량은 수령자가 더 높거나 많다.

전체 분석 대상의 매월 평균 연금수령액은 19.88만 원인데, 연금수령자만으로 한정할 경우 평균 97.69만 원을 수령하고 있다. 나이는 연금수령자가 68.84세로 비수령자(63.13세)보다 5.71세 많다. 연금 수령자는 비수령자에 비해 결혼을 하였더라도 배우자가 없는 비중이 높은 반면 미혼자 및 배우자가 있는 비중은 비수령자에서 높았다. 두 그룹 간 노동시장 참여율은 비수령자에서 높는데 특히 임금근로자의 비중이 높다. 반면 두 그룹 간 자영업자 비중은 24%로 동일하다.

함께 거주하고 있는 가족의 수는 비수령자 그룹이 3.04명으로 수령자의 2.99명보다 약간 많고 연간 가구 총소득도 비수령자(3,572.08만 원)가 수령자(2,297.14만 원)보다 많다. 하지만 자산은 수령자(8,848.94만 원)가 비수령자(7,780.20만 원)보다 많다. 두 그룹 간 학력수준을 고려할 때 대졸자 비중은 연금수령자가 높은 반면 고등학교 졸업자는 비수령자가 높으며, 고등학교 미만 학력은 두 그룹 간 비중이 동일하다.

두 그룹 간 성별 비중의 차이가 매우 컸는데, 수령자의 경우 남성 비중이 67%로 높은 반면 비수령자는 40%로 낮다. 공적연금에서 연금을 수령하기 위해서는 노동시장에 장기간 참

여해야 하기 때문에 두 그룹 간 성별 차이가 큰 것으로 판단된다. 한국의 경우, 여성보다는 남성의 노동시장참여율이 높는데, 특히 분석 대상이 최소 50세 이상이기 때문에 성별 노동시장참여율 차이가 연금 수령자와 비수령자 간 성별 차이로 연계되는 것으로 이해된다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

Variables		All Samples		Samples without Pension		Samples with Pension	
		Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Dependent Variable	Health Effort	0.58***	0.49	0.56	0.50	0.66	0.47
	Exercise	0.20***	0.40	0.18	0.39	0.26	0.44
	Smoking	0.19	0.39	0.19	0.39	0.18	0.39
	Smoking Amt	1.39***	0.88	1.40	0.89	1.37	0.84
	Drinking	0.45***	0.50	0.44	0.50	0.49	0.50
	Drinking Amt	2.10***	1.45	2.06	1.42	2.27	1.55
Main Explanatory Variable	Pension	0.20***	0.40	0.00	0.00	1.00	0.00
	Pension	0.71***	1.48	0.00	0.00	3.48	0.99
	ln(PensionAmt)	19.88***	2182.26	0.00	0.00	97.69	4836.78
Control Variable	Age	64.27***	10.16	63.13	10.49	68.84	7.05
	Marital Status	Single	0.01***	0.11	0.01	0.11	0.00
		Spouse	0.73***	0.44	0.74	0.44	0.71
		No Spouse	0.26***	0.44	0.25	0.43	0.29
	Labor Market Participation	Unemployed	0.50***	0.50	0.49	0.50	0.55
		Salary	0.26***	0.44	0.28	0.45	0.21
	Health	Self-employed	0.24	0.43	0.24	0.42	0.24
		Health Condition	3.03***	0.90	3.04	0.90	2.99
	Household Character	Family Number	2.78***	1.28	2.88	1.29	2.36
		ln(Income)	6.58***	3.01	6.74	2.97	5.93
		Income	3316.18***	4152.47	3572.08	4225.47	2297.14
						3675.50	

istics	ln(Asset)	5.33***	3.95	5.19	3.97	5.89	3.72
	Asset	7784.70***	30021.57	7780.20	29879.59	8848.94	30566.46
Education	Preliminary	0.60	0.49	0.60	0.49	0.60	0.49
	High School	0.28***	0.45	0.29	0.45	0.27	0.44
	College	0.12***	0.32	0.12	0.32	0.13	0.34
Gender	Female	0.55***	0.50	0.60	0.49	0.33	0.47
	Male	0.45***	0.50	0.40	0.49	0.67	0.47
Year	Year 2005	0.05***	0.21	0.05	0.23	0.02	0.15
	Year 2006	0.05***	0.22	0.06	0.23	0.03	0.17
	Year 2007	0.05***	0.22	0.06	0.23	0.04	0.19
	Year 2008	0.05***	0.23	0.06	0.23	0.05	0.22
	Year 2009	0.07***	0.26	0.07	0.26	0.06	0.24
	Year 2010	0.07***	0.26	0.08	0.26	0.06	0.25
	Year 2011	0.07***	0.26	0.08	0.26	0.07	0.25
	Year 2012	0.08***	0.27	0.08	0.27	0.08	0.27
	Year 2013	0.08***	0.27	0.08	0.27	0.09	0.28
	Year 2014	0.08***	0.27	0.08	0.27	0.09	0.28
	Year 2015	0.08***	0.27	0.08	0.27	0.09	0.29
	Year 2016	0.08***	0.28	0.08	0.27	0.10	0.30
	Year 2017	0.09***	0.28	0.08	0.27	0.11	0.31
	Year 2018	0.09***	0.28	0.08	0.27	0.11	0.31
Number of Samples		79,740		63,735		16,005	

Note: *, **, *** mean that the average values of the variables differ at 10%, 5%, and 1% confidence levels between pensioners and non-recipients.

2. 연금수령에 따른 건강행태 변화

〈Table 4〉는 연금수령에 따라 건강을 유지하기 위한 노력이 변화되는지 여부를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 로지스틱 확률효과모형으로 분석한 결과를 보여주는데, Hausman 검정 결과, 로지스틱 이원고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었다. 또한 해석의 편의를 위해 추정계수는 오즈비(odds ratio)로 변환하였다(Wooldridge 2010).⁷⁾ 마지막으로 고정효과모형에서는 시간불변변수(time-invariant variable)가 제거되기 때문에 성별 변수는 확률효과모형에서만 통제하였으며, 분석대상이

7) 오즈비(Odds Ratio) = $e^{\text{estimated coefficient}}$

50세 이상이기 때문에 학력 수준 역시 시간불변변수로 간주하는 것이 바람직하다.

로지스틱 이원고정효과모형에 따르면 연금수령 이후 건강 유지를 위한 노력을 11% 증가시키게 되는 것으로 분석되었다. 즉 연금수령 이전에는 건강 유지를 위한 아무런 노력을 하지 않다가도 연금을 수령하게 될 때 건강을 유지하기 위한 노력을 하게 되는 것으로 해석된다.

모델1의 다른 추정계수에 따르면 연령이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하고, 임금 근로자든 자영업자든 어떤 형태로든 노동시장에 참여하게 되면 건강 유지 노력이 감소하게 된다. 주관적인 건강상태가 개선될수록 오히려 건강해지기 위한 노력을 더 하게 되지만 가족 수가 증가할수록 건강 유지 노력은 감소한다. 또한 소득 및 자산이 증가할수록 건강 유지 노력을 더 하게 되는 반면 결혼 여부 및 배우자 존재 여부는 건강 유지 노력에 영향을 주지 않는다.

모델2에서 시간불변변수인 성별과 학력수준의 추정계수에 따르면 남성과 여성 간 건강 유지 노력에 차이가 없으며, 학력수준이 높아질수록 건강 유지 노력 정도가 매우 확대된다. 마지막으로 모델1과 모델2 모두 시간이 갈수록 사람들이 건강 유지 노력을 더 많이 하게 된다는 것을 보여준다.

〈Table 4〉 Changes in Health Maintenance Efforts According to Pension Receipt

Variables	Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model			Mode2: Logistic Random Effect Model		
	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Pension	0.10***	0.04	1.11	0.27***	0.03	1.31
Age	0.09***	0.00	1.09	-0.12***	0.00	0.89
Spouse	-0.22	0.80	0.81	0.94***	0.16	2.56
No Spouse	-0.28	0.80	0.75	0.51***	0.16	1.66
Salary	-0.27***	0.04	0.77	-0.36***	0.03	0.70
Business	-0.38***	0.05	0.69	-0.55***	0.04	0.57
Health Condition	0.11***	0.01	1.12	0.16***	0.01	1.18
Family Number	-0.07***	0.02	0.93	-0.12***	0.01	0.89

ln(Income)	0.02***	0.01	1.02	0.03***	0.01	1.03
ln(Asset)	0.04***	0.00	1.04	0.06***	0.00	1.06
Male				-0.02	0.04	0.98
High School				0.56***	0.04	1.76
College				1.14***	0.06	3.11
Year 2006	-0.11**	0.05	0.89	-0.12**	0.05	0.89
Year 2007	-0.09*	0.05	0.91	-0.10*	0.05	0.91
Year 2008	-0.06	0.05	0.94	-0.06	0.05	0.94
Year 2009	-0.08	0.05	0.92	-0.06	0.05	0.94
Year 2010	0.04	0.05	1.04	0.04	0.05	1.04
Year 2011	0.12**	0.05	1.13	0.13**	0.05	1.14
Year 2012	0.18***	0.05	1.20	0.18***	0.05	1.20
Year 2013	0.22***	0.05	1.25	0.22***	0.05	1.24
Year 2014	0.59***	0.06	1.81	0.57***	0.05	1.77
Year 2015	0.44***	0.06	1.55	0.41***	0.05	1.50
Year 2016	0.59***	0.06	1.80	0.55***	0.05	1.73
Year 2017	0.81***	0.06	2.25	0.76***	0.05	2.14
Year 2018	1.02***	0.06	2.77	0.94***	0.05	2.55
_cons				-1.42***	0.17	0.24

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=64,341, Model2=79,740.

〈Table 5〉는 건강 유지 노력 중 운동에 집중하여 분석한 결과를 보여준다. Hausman 검정 결과에 따라 모델1의 추정계수를 고려할 때, 연금을 수령한 이후 운동을 하게 되는 가능성이 16% 증가하게 된다. 다시 말해, 연금 수령 전에 운동을 하지 않다가도 연금을 수령하게 되면 운동을 더 많이 하게 된다는 것을 의미한다. 다른 변수들의 추정계수는 〈Table 4〉와 유사하여 세부적인 논의는 생략한다.

〈Table 5〉 Changes in Exercise Behavior by Pension Receipt

Variables	Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model			Mode2: Logistic Random Effect Model		
	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Pension	0.16***	0.05	1.17	0.32***	0.04	1.37
Age	-0.04***	0.00	0.96	-0.03***	0.00	0.97
Spouse	-0.71	0.76	0.49	0.74***	0.21	2.11
No Spouse	-0.72	0.77	0.48	0.25	0.21	1.29
Salary	-0.86***	0.05	0.42	-0.95***	0.04	0.39
Business	-0.80***	0.06	0.45	-1.13***	0.05	0.32
Health Condition	0.20***	0.02	1.22	0.29***	0.02	1.34
Family Number	-0.16***	0.02	0.85	-0.22***	0.02	0.80
ln(Income)	0.02**	0.01	1.02	0.02***	0.01	1.02
ln(Asset)	0.03***	0.00	1.03	0.05***	0.00	1.05
Male				0.81***	0.06	2.26
High School				1.57***	0.07	4.82
College				0.14***	0.05	1.15
Year 2006	-0.14**	0.07	0.87	-0.14**	0.07	0.87
Year 2007	-0.26***	0.07	0.77	-0.27***	0.07	0.76
Year 2008	-0.44***	0.07	0.65	-0.45***	0.07	0.64
Year 2009	-0.02	0.07	0.98	-0.05	0.06	0.95
Year 2010	-0.32***	0.07	0.72	-0.35***	0.07	0.70
Year 2011	-0.48***	0.07	0.62	-0.50***	0.07	0.61
Year 2012	-0.44***	0.07	0.64	-0.48***	0.07	0.62
Year 2013	-0.33***	0.07	0.72	-0.38***	0.06	0.69
Year 2014	-0.48***	0.07	0.62	-0.53***	0.07	0.59
Year 2015	-0.59***	0.07	0.55	-0.65***	0.07	0.52
Year 2016	-0.71***	0.07	0.49	-0.79***	0.07	0.45
Year 2017	-0.65***	0.07	0.52	-0.73***	0.07	0.48
Year 2018	-0.46***	0.07	0.63	-0.56***	0.07	0.57
_cons				-3.17***	0.22	0.04

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=45,502, Model2=79,740.

〈Table 6〉은 연금 수령 후 흡연 행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 종속변수가 흡연을 하고 있는지 여부를 의미하는 이항변수이며, 모델2는 흡연량 정도를 의미하는 순위변수이다. Hausman 검정 결과 고정효과모형이 적합하여 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 순위로지스틱 이원고정효과모형으로 분석하였으며, 〈Table 6〉에는 확률효과모형의 결과를 생략하였다. 분석 결과, 연금 수령 이후 금연하게 되는 경향이 뚜렷하며, 동시에 흡연량도 크게 감소시키는 것으로 나타났다. 특히 2015년부터 흡연율과 흡연량이 크게 감소하는데 이는 2015년 1월부터 담배가격이 2,500원에서 4,000원으로 크게 증가했기 때문이다.

〈Table 6〉 Changes in Smoking Behavior by Pension Receipt

Variables	Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model			Model2: Ordered Logit Two-Way Fixed Effect Model		
	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Pension	-0.20**	0.08	0.82	-0.20***	0.06	0.82
Age	-0.15***	0.01	0.86	-0.03***	0.01	0.97
Spouse	-1.84	1.60	0.16	-2.60***	0.38	0.07
No Spouse	-1.38	1.60	0.25	-2.80***	0.38	0.06
Salary	0.28***	0.08	1.33	0.63***	0.05	1.87
Business	0.35***	0.09	1.42	0.69***	0.06	1.99
Health Condition	0.26***	0.03	1.30	0.22***	0.02	1.25
Family Number	-0.04	0.04	0.96	0.04	0.02	1.04
ln(Income)	0.03***	0.01	1.03	0.02***	0.01	1.02
ln(Asset)	0.00	0.01	1.00	0.00	0.00	1.00
Year 2006	-0.15	0.10	0.86	-0.09	0.08	0.91
Year 2007	-0.42***	0.11	0.66	-0.30***	0.08	0.74
Year 2008	-0.19*	0.10	0.82	-0.04	0.08	0.96
Year 2009	-0.36***	0.10	0.70	-0.12	0.08	0.89
Year 2010	-0.39***	0.10	0.68	-0.21***	0.08	0.81
Year 2011	-0.59***	0.11	0.55	-0.42***	0.08	0.66
Year 2012	-0.81***	0.11	0.44	-0.54***	0.08	0.58
Year 2013	-1.01***	0.11	0.37	-0.74***	0.08	0.48

Year 2014	-1.02***	0.11	0.36	-0.76***	0.08	0.47
Year 2015	-1.48***	0.11	0.23	-1.13***	0.08	0.32
Year 2016	-1.52***	0.11	0.22	-1.20***	0.08	0.30
Year 2017	-1.68***	0.12	0.19	-1.29***	0.08	0.28
Year 2018	-1.87***	0.12	0.15	-1.38***	0.08	0.25

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=19,140, Model2=25,280.

〈Table 7〉은 연금 수령 후 음주 행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 종속 변수가 음주를 하고 있는지 여부를 의미하는 이항변수이며, 모델2는 종속변수가 음주량 정도를 의미하는 순위변수이다. Hausman 검정 결과 고정효과모형이 적합하여 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 순위로지스틱 이원고정효과모형으로 분석하였으며, 〈Table 7〉에는 확률효과모형의 결과를 생략하였다. 분석 결과, 흡연 행태와 달리 연금 수령 여부와 음주 행태는 관계가 없었다. 즉, 연금을 수령하게 되었다고 하더라도 금주를 한다거나 음주량을 감소시키는 행태는 관측되지 않았다.

〈Table 7〉 Changes in Drinking Behavior by Pension Receipt

Variables	Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model			Mode2: Ordered Logit Two-Way Fixed Effect Model		
	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Pension	0.05	0.05	1.05	-0.12	0.08	0.89
Age	-0.09***	0.00	0.92	-0.02***	0.00	0.98
Spouse	-0.96	0.92	-1.05	-0.79***	0.27	0.45
No Spouse	-0.83	0.92	-0.91	-1.30***	0.28	0.27
Salary	0.43***	0.05	8.19	0.62***	0.04	1.87
Business	0.36***	0.07	5.40	0.74***	0.04	2.10
Health Condition	0.32***	0.02	15.93	0.29***	0.01	1.34
Family Number	-0.07***	0.02	-2.86	-0.05***	0.02	0.95
ln(Income)	0.01	0.01	1.28	0.05***	0.01	1.05

ln(Asset)	0.02***	0.00	3.47	0.02***	0.00	1.02
Year 2006	-0.25***	0.07	-3.50	-0.30***	0.06	0.74
Year 2007	-0.36***	0.07	-4.86	-0.32***	0.06	0.73
Year 2008	-0.20***	0.07	-2.66	-0.25***	0.06	0.78
Year 2009	-0.39***	0.07	-5.44	-0.27***	0.05	0.77
Year 2010	-0.34***	0.07	-4.73	-0.41***	0.05	0.66
Year 2011	-0.55***	0.07	-7.55	-0.55***	0.05	0.58
Year 2012	-0.53***	0.07	-7.30	-0.62***	0.05	0.54
Year 2013	-0.76***	0.07	-10.32	-0.71***	0.05	0.49
Year 2014	-0.85***	0.08	-11.37	-0.72***	0.05	0.49
Year 2015	-0.95***	0.08	-12.54	-0.74***	0.05	0.48
Year 2016	-1.01***	0.08	-13.08	-0.75***	0.05	0.47
Year 2017	-1.08***	0.08	-13.93	-0.79***	0.05	0.45
Year 2018	-1.14***	0.08	-14.43	-0.82***	0.06	0.44

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=39,556, Model2=79,016.

3. 연금액에 따른 건강행태 변화

〈Table 4〉~〈Table 7〉은 연금을 수령하게 됨에 따른 건강행태의 변화를 분석했다면, 〈Table 8〉은 연금액이 증가함에 따른 건강행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 편의를 위해 〈Table 8〉에서는 통제변수의 추정계수와 확률효과모형의 결과는 모두 생략하였다.

연금 수령 여부를 연금액으로 교체하여 분석한 결과가 크게 다르지 않다. 즉 연금액이 증가할수록 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 열심히 하며, 금연을 하거나 흡연량을 감소시킨다. 하지만 연금액이 증가한다고 금주를 하는 행태는 관측되지 않았다. 반면 연금 수령 여부와 달리 연금액이 증가할수록 음주량이 감소하는 것으로 나타났다.

〈Table 8〉 Changes in Health Behavior by Changes in Pension Amount:
Two-Way Fixed Effect Model

Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt)					
Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Model1: Health Effort			Model2: Exercise		
0.02**	0.01	1.02	0.04***	0.01	1.04
Model3: Smoking			Model4: Smoking Amt		
-0.05**	0.02	0.96	-0.05***	0.2	0.95
Model3: Drinking			Model4: Drinking Amt		
0.01	0.02	1.01	-0.03**	0.01	0.97

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) $\text{Prob} > \chi^2$ for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model 1=64,341, Model 2=45,502, Model 3=19,140, Model 4=25,280, Model 5=39,556, Model 6=79,016.

4. 특수직역가입자 및 연령을 고려한 추가 분석

〈Table 9〉는 분석 대상에서 특수직역연금에 가입한 사람을 제외하고 분석한 결과를 보여준다. 특수직역연금은 말 그대로 특수한 직종에 종사하는 사람들이 가입하는 연금으로 공무원 연금, 사립학교 교직원 연금, 군인연금, 별정 우체국 연금 등이 해당된다. 이들은 직종이 안정적이며, 근무기간이 길고, 연금액이 많다는 특징이 있다. 이에 일반적인 국민들 또는 근로자와는 매우 상이한 건강행태를 보일 수 있기 때문에 특수직역연금을 의미하는 변수를 추가로 통제하기 보다는 일반 국민들이 연금을 수령함에 따라 변화되는 건강 행태를 명확히 확인하기 위해 특수직역연금에 가입한 사람 모두(수령자 포함)를 제외하고 분석할 필요가 있다.

특수직역연금 가입자를 제외하더라도 주요 분석 결과는 크게 다르지 않았다. 즉 연금수령 이후 건강 유지 노력을 더 하고, 운동을 더 하고, 금연하거나 흡연량을 감소시키는 반면 금주하는 행태는 관측되지 않았으나 음주량을 감소시켰다. 또한 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하고, 운동을 더 하고, 금연 및 금주하거나 흡연량과 음주량을 감소시켰다.

〈Table 9〉 Changes in Health Behavior due to Changes in Pension Receipt and Pension Amount: Excluding Special Vocational Pensioners

Main Explanatory Variable: Pension					
Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Model1: Health Effort			Model2: Exercise		
0.11***	0.04	1.12	0.10**	0.03	1.11
Model3: Smoking			Model4: Smoking Amt		
-0.21***	0.08	0.81	-0.06**	0.01	0.94
Model3: Drinking			Model4: Drinking Amt		
-0.06	0.02	0.94	-0.08**	0.04	0.92
Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt)					
Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Model7: Health Effort			Model8: Exercise		
0.03**	0.01	1.03	0.05***	0.01	1.05
Model9: Smoking			Model10: Smoking Amt		
-0.15**	0.02	0.86	-0.05***	0.15	0.98
Model11: Drinking			Model12: Drinking Amt		
-0.02**	0.01	0.98	-0.01***	0.00	0.99

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model12=0.00.

4) Number of Samples: Model1=Model7=63,533, Model2=Model8=44,381, Model3=Model9=18,660, Model4=Model10=25,120, Model5=Model11=39,049, Model6=Model12=78,495.

〈Table 10〉은 특수직역연금 가입자를 제외한 것에 더하여 분석 대상을 전체 연령대로 확대한 결과를 보여준다. 연령으로 분석대상을 한정하는 것은 연구자의 주관적인 판단이 개입될 수 있기 때문이다. 분석 결과, 운동 여부에서만 유의성이 차이가 날뿐 전체적으로 이전 분석들과 크게 다르지 않다. 예를 들어, 연금을 수령하게 된 이후 운동을 더 하는 것으로 분석되었는데, 연금액의 변화는 운동 행태를 변화시키지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 10〉 Changes in Health Behavior due to Changes in Pension Receipt and Pension Amount: Excluding Special Vocational Pensioners and Including All Ages

Main Explanatory Variable: Pension					
Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Model1: Health Effort			Model2: Exercise		
0.10**	0.04	1.11	0.04**	0.02	1.05
Model3: Smoking			Model4: Smoking Amt		
-0.55***	0.07	0.58	-0.08***	0.01	0.92
Model3: Drinking			Model4: Drinking Amt		
-0.33***	0.05	0.72	-0.11***	0.01	0.89
Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt)					
Coef.	Std. Err.	Odds Ratio	Coef.	Std. Err.	Odds Ratio
Model7: Health Effort			Model8: Exercise		
0.03**	0.01	1.03	0.01	0.01	1.01
Model9: Smoking			Model10: Smoking Amt		
-0.35***	0.07	0.70	-0.02***	0.01	0.98
Model11: Drinking			Model12: Drinking Amt		
-0.11***	0.02	0.90	-0.04***	0.00	0.96

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model12=0.00.

4) Number of Samples: Model1=Model7=155,118, Model2=Model8=100,806, Model3=Model9=48,572, Model4=Model10=62,782, Model5=Model11=105,046, Model6=Model 12=181,803.

V. 요약 및 결론

사망 시까지 안정적인 소득흐름을 확보하는 것은 장수리스크(longevity risk)를 관리할 수 있는 최적의 방법 중 하나이며, 이는 종신연금을 통해 현실화될 수 있다. 즉 종신연금은 생애동안 소비를 평탄화시켜 생애효용을 극대화시켜 줄 수 있는 도구로 활용될 수 있음에도 불구하고 현실에서는 종신연금의 수요가 활발하지 않다. 이러한 현상을 연금퍼즐이라고 하는데, 그 이유 중 하나로 생명보험회사가 부과하는 높은 보험료 때문이다. 보험회사는 종신 연금에 대해 국민생명표보다 더 보수적인 생명표를 적용하는 방식으로 보험료를 높게 산출

하는데 이러한 보험료 산정전략은 시간의 지남에 따른 사망률 감소 정도를 반영한 것이다. 만약 종신연금에서 역선택과 건강을 유지·개선하려는 노력이 관측될 경우에는 보험료를 더욱 보수적으로 책정해야 하며, 결과적으로 연금퍼즐 현상은 더욱 확대될 것이다.

보험경제학 이론은 모든 보험에서 가입자의 역선택과 도덕적 해이가 발생할 수 있음을 제시하고 있다. 이러한 보험경제학의 이론은 건강보험을 포함한 대부분의 보험상품에서 실증적으로도 밝혀졌다. 하지만 국내외 모두에서 종신연금 가입자의 건강 행태에 대해서는 실증연구가 부족하다. 종신연금에서는 본인의 사망률에 대한 사적 정보를 활용해 오래 생존할 것으로 예상할 경우 가입할 가능성이 높아지는 역선택이 발생할 것이며 이러한 이론적 논의는 김대환 외(2011)에 의해서 실증적으로 밝혀졌다. 하지만 연금수령자의 건강 행태에 대한 실증연구는 여전히 논의되지 못했다.

이에 본 연구에서 연금 수령에 따라 생명을 연장하려는 노력 또는 건강을 유지·개선하려는 행태가 실제로 발생하는지를 실증분석하였다. 특히 분석 과정에서 역선택의 영향을 최소화하기 위해 분석 대상을 공적연금으로 한정하였고 이원고정효과모형을 활용하였다. 분석 결과, 연금을 수령하게 된 이후 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 하게 되며, 흡연자는 금연을 하거나 흡연량을 줄이는 행태 변화가 나타났다. 또한 일부 분석에서는 음주자가 금주를 하거나 음주량을 줄이는 결과도 관측할 수 있었다.

이러한 분석 결과는 공사연금 모두에 상당한 시사점을 제공할 수 있다. 그동안 세계의 많은 생명보험회사들이 종신연금 판매를 중단해 왔다. 2014년 7월에 Reliance Mutual 이 처음으로 연금사업을 중단하였고, 2015년 Friends Life가, 2016년 Partnership, Standard Life, Aegon 등이, 2017년 2월에는 영국 최대 생명보험회사인 Prudential이 연금시장 철수를 발표하였다(김대환·손성동 2018). 세계의 모든 공적연금은 지속가능성을 위협받고 있다. 한국의 국민연금제도 역시 재정안정성을 위해 소득대체율을 하향조정하고 법정수급연령을 상향조정하는 반복적인 개혁에도 불구하고 국민연금의 기금은 2057년에 소진될 것으로 예상되고 있다(보건복지부 2018).

결국 공사연금 모두 가입자가 생각보다 오래 생존함에 따라 재정이 취약해지는 장수리스크에 직면하게 된 것인데, 이러한 이유로 시간이 흐름에 따른 사망률 감소가 원인으로

지목될 뿐 연금수령자의 행태 변화는 고려되지 못했었다. 한국의 경우 공사연금제도 모두 역사가 짧기 때문에 연금수령자가 많지 않을뿐더러 연금액도 많지 않다. 본 연구의 실증분석 결과를 고려할 때, 향후 연금수령자가 증가함에 따라 그리고 연금액이 증가함에 따라 건강을 유지·개선하려는 노력이 더욱 확대될 것이고 나아가 재정이 악화될 수 있다. 그러므로 공사연금 모두 향후 보험료 산정 시 또는 제도 개혁 시 가입자의 유인변화를 충분히 고려해야 한다. 생명보험회사는 종신연금상품 설계 시 연금액을 중도에 조정할 수 있는 조건을 반영하거나 아니면 종신연금보다는 인출(withdraw)과 같은 다른 종류의 상품에 주력하는 것이 바람직하다. 공적연금의 경우, 국민생명표가 아닌 자체 연금가입자의 생명표를 구축하고 사망률 변화도 지속적으로 모니터링해야 안정적인 제도 운영이 가능해진다.

참고문헌

- 김대환·손성동 (2018), **퇴직연금의 노후소득보장기능 강화 방안**, 고용노동부 연구보고서.
(Translated In English) Kim, D., and S., Son (2018). *A Plan to Strengthen the Retirement Pension Guarantee Function*, Ministry of Employment and Labor.
- 김대환·이봉주·류건식 (2011), “연금시장에서 역선택 가능성에 대한 분석”, **보험학회지**, 제90권, pp.1-25.
(Translated In English) Kim, D., B., Lee., and K., Ryu (2011). “*An Analysis on Adverse Selection in Annuity Markets*”, *Korean Insurance Journal*, 90:1-25.
- 김재호 (2011), “민간보험가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정”, **보험학회지**, 제89권, pp.95-126.
(Translated In English) Kim, J. (2011). “*Private Health Insurance Policyholders’ Moral Hazard in the Use of Medical Services by Income Levels*”, *Korean Insurance Journal*, 89:95-126.
- 박성복·정기호 (2011), “민간의료보험의 가입 결정요인 및 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향 연구”, **보험학회지**, 제88권, pp.23-49.
(Translated In English) Park, S., and K., Jeong (2011). “*The Determinants of Private Health Insurance and Its Effects on Medical Utilization in Korea*”, *Korean Insurance Journal*, 88:23-49.
- 유창훈·김정동 (2011), “민영의료보험의 가입과 해약의 특성 분석”, **리스크관리연구**, 제22권 2호, pp.189-222.
(Translated In English) You, C., and J. Jeong (2011). “*A Study on the Determinants of Purchasing and Surrendering Private Health Insurance*”, *Journal of Risk Management*, 22(2):189-222.
- 윤희숙 (2008), “민영의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향”, **한국개발연구**, 제30권

2호, pp.102-128.

(Translated In English) Yun, H. (2008). “*Effects of Private Insurance on Medical Expenditure*”, *KDI Journal of Economic Policy*, 30(2):102-128.

이현복·남상욱 (2013), “민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제95권, pp.1-24.

(Translated In English) Lee, H., and S., Nam (2013). “*An Empirical Study of Private Health Insurance and Healthcare Utilization*”, *Korean Insurance Journal*, 95:1-24.

정기택·신은규·곽창환 (2006), “민영건강보험과 도덕적 해이에 관한 실증 연구”, **보험학회지**, 제75권, pp.1-25.

(Translated In English) Jung, K., E., Shin, and C., Kwak (2006). “*An Empirical Study on the Relationship between Private Health Insurance and Moral Hazard*”, *Korean Insurance Journal*, 75:1-25.

Abrokwah, S., C., Moser and E., Norton (2014). “The Effect of Social Health Insurance on Prenatal Care: the Case of Ghana”, *Int J Health Care Finance Econ*, 14:385-406.

Acharya, A., S., Vellakkal, F., Taylor, E., Masset, A., Satija, M., Burke and S., Ebrahim (2013). *The Impact of Health Insurance Schemes for the Informal Sector in Low- and Middle-Income Countries: A Systematic Review*, World Bank Res Obs. Oxford University Press.

Akerlof, George. A. (1970). “The Market for ‘Lemons’: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism”, *Quarterly Journal of Economics*, 84:512-521.

Bernal, N., M., Carpio and T., Klein (2014). *The Effects of Access to Health Insurance for The Effects of Access to Health Insurance for Informally Employed Individuals in Peru*, IZA DP No. 8213.

- Cameron A., and P., Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Chiappori, P.-A., and J., Heckman (1999). *Testing for moral hazard using dynamic data*, Manuscript. Chicago: Univ. Chicago, Dept. Econ.
- Chiappori, P.-A., and B., Salani'e (2000). "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets", *Journal of Political Economy*, 108:56-78.
- Christofields, L., and C., McKenna (1995). Unemployment Insurance and Moral Hazard in Employment, *Economic Letters*, 49(2):205-210.
- Currie, J. and Gruber, J. (1996a). "Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health", *Quarterly Journal of Economics*, 111(2):431-466.
- _____ (1996b). "Saving Babies: The Efficacy and Cost of Recent Changes in the Medicaid Eligibility of Pregnant Women", *Journal of Political Economy*, 104(6):1263-1296.
- _____ (1997). "The Technology of Birth: Health Insurance, Medical Interventions, and Infant Health", *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 5985: 41.
- Cutler, D., and R., Zeckhauser (1998). "Adverse Selection in Health Insurance", *Frontiers in Health Policy Research*, 1:1-32.
- Dave, D., and R., Kaestner (2009). "Health Insurance and Ex Ante Moral Hazard: Evidence from Medicare", *Int J Health Care Finance Econ*, 4:367-390.
- Davies, J., and P., Kuhn (1992). "Social Security, Longevity, and Moral Hazard", *Journal of Public Economics*, 49(1):91-106.
- Drobes, D. (2002). "Concurrent Alcohol and Tobacco Dependence: Mechanisms and Treatment", *Alcohol Res Health*, 26:136-142.
- Finkelstein, A., and K., McGarry (2006). "Multiple Dimensions of Private

- Information: Evidence from the Long-term Care Insurance Market”, *American Economic Review*, 96(4):938-958.
- Finkelstein, A., and J., Poterba (2004). “Adverse Selection in Insurance Markets : Policyholder Evidence from the U.K. Annuity Market”, *Journal of Political Economy*, 112:183-208.
- Greene, M. (1963). “Attitudes toward Risk and a Theory of Insurance Consumption Attitudes”, *Journal of Insurance*, 30(2):165-182.
- Hakansson, N. (1969). “Optimal Investment and Consumption Strategies under Risk, and Uncertain Lifetime, and Insurance”, *International Economic Review*, 10(3):443-466.
- Hofstede, G. (1995). “Insurance as a Product of National Values”, *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 77(20):423-429.
- Katz, L., and B., Meyer (1990). “The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment”, *Journal of Public Economics*, 41(1):45-72.
- Kim, D., and M., Sambou (2019). “Changes in Smoking and Drinking Behaviors after the Incidence of Chronic Diseases”, *Addiction Research & Theory*, 27(5):405-411.
- Ligon, J., and P., Thistle (2008). “Moral Hazard and Background Risk in Competitive Insurance Markets”, *Economica*, 75:700-709.
- Moffitt, R. (1985). “Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells”, *Journal of Econometrics*, 28(1):85-101.
- Narendranathan, W., S., Nickell and J., Stern (1985). “Unemployment Benefits Revisited”, *Economics Journal*, 95(378):307-29.
- Newhouse, J. (1993). *Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- OECD (2019). *Health at a Glance 2019: OECD Indicators*, OECD

- Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>.
- Outreville, J. (2013). "The Relationship between Insurance and Economic Development: 85 Empirical Papers for a Review of the Literature", *Risk Management and Insurance Review*, 16(1):71-122.
- Pauly, M. (1968). "The Economics of Moral Hazard: Comment", *American Economic Review*, 58(3):531-537.
- Philipson, T., and G., Becker (1998). "Old-Age Longevity and Mortality-Contingent Claims", *Journal of Political Economy*, 106(3): 551-573.
- Rothschild, M., and J., Stiglitz (1976). "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information", *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4):629-649.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Edition, The MIT Press.
- Yaari, M. (1965). "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, 32(2):137-150.

Abstract

Moral hazard is the theme of the most research both theoretically and empirically in economics of insurance. However, not empirical studies have been conducted on moral hazard in pensions. Using long panel data, we analyze whether the health behaviors of the economic agent change after the pension receipt or as the pension amount increases. The empirical results show that as soon as people receive the pension or as the amount of pension increase, they make more efforts to maintain health, add more exercise, and quit smoking and drinking or reduce the amount of smoking and drinking. Therefore, when calculating insurance premiums or reforming the system in the future, not only the impact of improving the mortality rate but also the longevity risks caused by changes in health behaviors as pension recipients and pension amounts increase should be considered.

※ **Key words:** Annuity, Moral Hazard, Population Aging, Panel Analysis