노 동 정 책 연 구
2011. 제11권 제1호 pp.81~102
ⓒ 한 국 노 동 연 구 원

연구논문

은퇴가 건강에 미치는 효과 분석

석 상 훈*

본 연구는 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과를 추정하기 위하여 「국민노후보장패널」 1~3차년도 자료를 이용하여 로짓 분석과 성향점수 매칭법을 적용하였다. 분석 결과에 의하면, 우리나라에서 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태를 악화시키는 방향으로 작용하고 있다. 특히, 건강상의 이유로 은퇴한 경우나 비자발적으로 은퇴한 경우, 그리고 조기은퇴를 경험하는 경우에 있어 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태에 부정적인 효과를 강하게 보이는 것을 확인하였다. 이와 같이 은퇴가 건강에 부정적인 영향을 미친다면, 예를 들어 비자발적인 조기퇴직 등으로 인해 생애근로를 마감하는 경우에는 조기은퇴가 의료비용과 건강 투자비용을 높일 수 있다는 점에서 개인뿐만 아니라 사회 전체에 바람직하지 않은 결과를 초래할 수 있으며, 이 문제는 인구고령화가 진행될수록 더욱 심각해질 것이다. 이상의 결과는 앞으로 고령사회를 대비한 정책을 수립함에 있어 은퇴의 건강효과도 반드시 고려될 필요가 있음을 시사한다.

핵심용어 : 국민노후보장패널(KReIS), 은퇴, 건강, 성향점수 매칭법(PSM)

논문접수일 : 2011년 2월 28일, 심사의뢰일 : 2011년 3월 8일, 심사완료일 : 2011년 3월 28일
* 국민연금연구원 부연구위원(shseok@nps.or.kr)

Ⅰ. 문제 제기

우리나라의 인구고령화가 급속히 진행되고 있는 것은 널리 열려져 있는 사실이다. 여기에 덧붙여 최근 의학발달을 감안하여 새로운 기대수명을 계산해 본 결과에 의하면, 통계청의 예측보다 훨씬 빨리, 그리고 더 길게 연장돼 보통 사람들도 상당한 확률로 100세에 근접하는 '100세 시대'가 다가오고 있음을 예고하고 있다[1]. 그러나 이러한 예측이 반가운 것만이 아닌 것이 나이가 들어감에 따라 신체적 질병과 정신적 질환들이 늘어나기 때문에 앞으로 점점 더 많은 사람들이 만성적인 건강문제에 시달리게 될 수 있다. 따라서 노후에 대한 경제적 준비뿐만 아니라 신체적 준비가 미흡할 경우 모 일간지 기획연재기사의 제목처럼 100세까지의 삶은 축복이기보다는 개인적으로나 사회적으로 재앙으로 다가올 가능성이 크다.

우리의 논의를 중고령자에 초점을 맞추어 보면 은퇴라는 사건은 대부분의 사람들이 노년기에 경험하게 되는 주요한 사건 중의 하나이기 때문에 자연스럽게 이들의 은퇴와 건강 간의 관계에 관심을 가지게 된다. 이와 관련된 선행연구들은 전반적으로 은퇴가 건강에 영향을 미치고 있다는 점에서 모두 동의하고 있지만 그 구체적인 메커니즘과 방향성에 대해서는 다른 결과를 보여주고 있다. 예를 들어, 은퇴와 건강에 대한 인과관계를 크게 직접적인 관계와 간접적인 관계로 나누어 살펴본 연구에 의하면, 직접적인 인과관계로 만약 어떤 사람이 갑작스러운 비자발적인 실업을 겪거나 강제로 조기퇴직을 하게 된다면 그러한 경험으로부터 비롯된 심리적 영향으로 인해 건강이 악화될 가능성이 높다고 한다. 그러나 이와 반대로, 자발적으로 은퇴한 사람들에게는 은퇴가 더 많은 심리적 · 시간적 여유를 주기 때문에 건강을 증진시킬 기회가 될 수도 있다고 한다. 그리고 간접적인 인과관계로 어떤 사람들은 은퇴 이후 종교활동이나 시민단체 참여, 여가활동 등 미은퇴자에 비해 자발적 사회활동에 참여할 시간을 충분히

1) 조선일보(2011.1.3.판), "100세 쇼크 축복인가 재앙인가"

갖게 되고, 이러한 참여가 심리적 지지와 안정, 정보 공유 등 다양한 경로를 통해 보다 나은 건강상태를 가져올 수 있는 반면에, 어떤 사람들에게는 은퇴가 직장 중심의 기존의 사회적 연결망을 약화시킴으로써 건강에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다고 한다(최성수 외, 2008).

이와 같이 만약 은퇴가 건강에 긍정적인 영향을 미치는 경우라면 문제가 없겠으나 이와 반대로 은퇴 이후 건강이 악화된다면 개인뿐만 아니라 사회경제적으로 볼 때도 은퇴가 그리 바람직하지 않을지도 모른다. 즉, 본인의 의사와 반하는 강제 조기퇴직이 사회적으로 문제가 되고 있는 우리나라에서 조기퇴직을 경험하게 되면 건강 악화로 이어질 가능성이 높아 이후의 경제활동참가를 억제하는 동시에 본인의 치료와 휴양의 부담이 개인뿐만 아니라 사회적으로 좋지 않은 영향을 줄 수도 있다. 이러한 점에서 은퇴 이후의 건강상태의 변화는 중요한 연구 과제라 할 수 있으며, 관련 연구의 결과는 고령사회를 대비하는 정책을 마련하는 데 있어 많은 시사점을 줄 수 있을 것이다.

이와 같이 중고령자의 건강과 은퇴에 대한 연구가 사회적으로 중요한 이슈임에도 불구하고 우리나라에서는 그동안 개인의 건강과 은퇴를 조사한 자료가 충분히 축적되지 않아 건강과 은퇴의 상관성을 주제로 한 연구는 찾아보기가 힘들다. 이와 관련된 연구로는 손용진(2005), 이승렬(2007), 최성수 외(2008), 석상훈(2010) 등이 있을 뿐이다. 손용진(2005)은 「한국노동패널」의 2003년 자료를 이용하여 2년 전과 비교하여 은퇴자 집단은 건강이 나빠졌다고 한 비율이 높아졌으나 미은퇴자 집단에서는 이 비율이 오히려 줄어들었음을 확인하였다. 이를 좀 더 심도 있게 연구를 진행한 이승렬(2007)은 「한국노동패널」의 2003~2006년 자료를 이용하여 건강이 좋지 않다고 인식하는 경우에 은퇴할 확률이 높게 나타나고 스스로 건강하지 않다는 인식으로 전환하게 되면 은퇴하게 될 확률이 남성 48.5%, 여성 36.9%로 나타났다. 그리고 건강문제로 은퇴한 중고령자의 경우 건강플로우도 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있으며 이에 따라 주관적, 객관적 건강상태로 나타나는 건강자산도 점차 줄어들고 있음을 보여주었다. 또한 최성수 외(2008)는 「고령화연구패널」의 1차년도 자료를 이용하여 은퇴자와 미은퇴자 집단을 대상으로 주관적 건강상태와 가족, 친구, 자원단체 활동의 세 가지 범주로 구성한 사회적 연결망 사이의 관계를 분석하였다. 우리

의 관심 대상인 은퇴와 주관적 건강 사이의 관계를 살펴본 결과에 의하면, 은퇴를 경험하지 않은 사람은 은퇴를 한 사람보다 더 건강하다는 유의만 결과를 얻었으며, 다른 요인들이 모두 동일하다고 가정했을 때 은퇴자에게 있어서 건강상태가 보다 나쁠 확률은 미은퇴자에 비해 1.95배 높다는 사실을 확인하였다. 그리고 석상훈(2010)은 「국민노후보장패널」의 1~3차년도 자료를 이용하여 주관적 건강상태를 결정하는 요인을 살펴보았다. 분석 결과에 따르면, 건강상의 이유로 은퇴를 할수록 스스로 건강하지 않다고 여기고 있으며 질환을 보유하고 있을 가능성도 높게 나타났다. 또한 연령이 증가할수록 주관적 건강상태는 개선되다가 이후 악화되었으며, 교육수준에 따라 건강격차가 뚜렷하게 나타났다.

그러나 이들 연구는 공통적으로 상호 이질적인 은퇴 집단과 미은퇴 집단을 통제하지 않은 상태에서 분석을 시도하고 있으며, 동일한 시점에 은퇴하지 않은 은퇴자들을 마치 동일한 시점에서 은퇴한 것처럼 인식하는 문제가 있다. 이에 본 연구는 동일 시점에 은퇴를 경험한 은퇴 집단을 분석 대상으로 하고 선택편의(selection bias) 문제를 통제하기 위해 성향점수 매칭(Propensity Score Matching: PSM) 방법을 사용하여 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 순수한 효과를 도출하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 연구에서는 2005년 만 50세 이상의 중고령자를 대상으로 이들의 은퇴와 건강상태를 추적 조사하고 있는 「국민노후보장패널」 1~3차년도 자료를 이용하였다.

이를 위해 다음 장에서는 성향점수 매칭법을 소개하고, 제Ⅲ장에서는 본 연구의 대상으로 하고 분석대상자의 특성을 살펴본다. 이를 바탕으로 제Ⅳ장에서는 기존 연구에서 사용되어 왔던 분석방법의 결과와 비교하기 위해 주관적 건강상태를 종속변수로 한 로짓 분석과 성향점수 매칭법의 결과를 비교하여 은퇴의 건강효과를 살펴보기로 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본문의 내용을 요약 · 정리한다.

Ⅱ. 분석방법 소개

관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위한 매칭방법은 사회과학 분야의 정책이

나 제도의 영향을 파악할 때 많이 사용된다. 사회과학은 자연과학과는 달리 무작위 실험이 불가능하기 때문에 그 효과를 파악하고자 할 때 비교집단을 설정하는 데 어려움이 있다. 개인의 속성요소는 설명변수의 설정만으로는 다 통제될 수 없기 때문에 관찰되지 않은 개인의 이질성을 통제하기 위하여, 다른 속성적 요소는 동일하지만 현 상황만 다른 그룹으로 표본을 재구성할 필요가 있으며 그 방법 가운데 하나로 성향점수 매칭방법[2]이 있다.

성향점수 매칭방법은 Rosenbaum and Rubin(1983)으로부터 제안되었다. 이 방법론은 정부정책, 교육훈련 등 어떤 프로그램에 대한 효과를 측정하기 위해 개발된 비모수적 방법론이다. 매칭방법론의 주 목적은 무작위 실험이 불가능할 때, 그와 유사한 조건을 만들어내는 데 있다. 특히, PSM 방법론은 데이터 분포에 관한 특별한 가정을 필요로 하지 않고, 다른 많은 방법론과 함께 사용되어 여러 강한 가정을 풀어주는 효과가 있다.

성향점수 매칭법은 다음과 같이 전개된다. 은퇴의 순수한 효과는 은퇴자들이 은퇴 이후의 건강상태와 만약 동일한 은퇴자가 은퇴하지 않았더라면 얻었을 건강상태 간의 차이라고 정의할 수 있다.

$$\tau = E\{Y_i^1 - Y_i^0 | Z_i = 1\} = E\{Y_i^1 | Z_i = 1\} - E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$$

여기서 Z_i는 개인 i가 지난 조사 이후 은퇴를 했는지를 나타내는 더미변수이고, $Y_i^j (j = 0, 1)$는 j의 상태에서 발생하는 잠재적인 성과(potential outcome)이다. 그리고 Y는 주관적 건강상태로 정의되고, τ는 흔히 처치 수혜자($Z_i = 1$)에 대한 처치의 평균효과(Average Treatment Effect on the Treated: ATT)라고 불린다. 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과라는 차원에서 이 식을 해석하면, $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$은 은퇴자의 은퇴 이후 주관적 건강상태를 나타내고, $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$은 실제 은퇴자가 은퇴하지 않았다면 얻게 되었을 가상적 상황에서의 주관적 건강상태(conterfactual)를 의미한다.

여기서 문제가 되는 것은 $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$은 자료에서 쉽게 추정될 수 있는 반면에 $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$은 자료에서 직접적으로 관측되지 않는다는 점이다. 매칭기

2) 이하 성향점수 매칭법은 유경준·강창희(2010)의 연구에 크게 의존하였음을 밝혀둔다.

법은 관측되지 않는 $E\{Y_i^0|Z_i=1\}$을 추정하기 위하여 은퇴자와 동일한 관측 특성(X)을 갖는 미은퇴자의 성과를 이용하는 통계방법이다. 관측 가능한 특성에 기반하여 은퇴자와 미은퇴자를 대응시키기 때문에, PSM 방법론은 다음과 같은 조건부 독립성 가정(Conditional Independence Assumption: CIA)에 기초하고 있다.

$$(Y^0,\ Y^1) \perp Z \mid X$$

이 가정은 관측되는 특성(X)이 주어져 있을 때 한 개인의 은퇴 여부(Z)는 잠재적인 성과($Y^0,\ Y^1$)와는 독립적이라는 것이다. 이것으로부터 '$E(Y_i^0|Z_i=1,\ X_i)=E(Y_i^0|Z_i=0,\ X_i)$'이 성립한다. 즉, X_i라는 관측 특성을 갖는 은퇴자가 은퇴하지 않았을 경우의 평균 가상 건강상태($E(Y_i^0|Z_i=1,\ X_i)$)는 은퇴자와 동일한 관측 특성을 갖는 미은퇴자의 관측된 평균 건강상태($E(Y_i^0|Z_i=0,\ X_i)$)에 의하여 추정된다. 은퇴자가 여러 가지 다양한 관측 특성(X)을 가질 수 있으므로, 실제 은퇴자가 은퇴하지 않았을 경우에 받게 되는 평균 가상 건강상태는 X에 대하여 $E(Y_i^0|Z_i=0,\ X_i)$를 가중평균함으로써 구해진다. 즉, $E\{Y_i^0|Z_i=0\}=E_X\{E(Y_i^0|Z_i=0,\ X)|Z_i=1\}$의 관계가 성립한다. 결국 은퇴자의 평균 효과는 $\hat{\tau}=\hat{E}\{Y_{1i}|Z_i=1\}-\widehat{E_X}\{\hat{E}(Y_{0i}|Z_i=0,\ X)|Z_i=1\}$의 식을 통하여 추정된다.

그러나 실제 이 방법을 적용할 때에는 X가 한 변수가 아닌 여러 개의 변수로 구성될 수 있다. 이 경우 모든 변수의 조합에 대하여 동일한 값을 갖는 두 명의 짝을 찾는 것이 현실적으로 어렵거나 불가능할 수 있다. Rosenbaum and Rubin(1983)은 성향점수 $\Pr(D=1|X)=p(x)$를 이용한 매칭을 통해서도 X를 이용하는 매칭과 동일한 인과효과를 추정할 수 있음을 증명하여, X의 다차원성의 문제(curse of dimensionality)를 해소하였다. Rosenbaum and Rubin(1983)은 가정 1과 2가 추가될 경우 성향점수를 이용한 매칭을 통해서 선택편의가 없는 처치효과의 추정치를 구할 수 있음을 보였다.

가정 1. $0 < p(x) < 1$
가정 2. $Z \perp X|P(x)$

위의 가정들이 성립할 경우 은퇴집단의 한 구성원과 성향점수가 동일한(보다 정확하게는 근사한) 미은퇴집단의 구성원을 짝지어서 그 성과를 차분하여 처치효과를 추정하며, 이 추정치는 무작위 실험평가와 동일하게 선택편의가 존재하지 않게 된다[3].

Ⅲ. 분석자료 및 분석대상

은퇴가 건강상태에 미치는 효과를 살펴보기 위해서는 먼저, 은퇴자와 미은퇴자를 선별하고 이들의 건강상태를 은퇴 전후로 관측할 수 있어야 한다. 이를 살펴볼 수 있는 국내의 대표적인 자료로는 한국노동연구원의 「고령화연구패널」과 「한국노동패널」, 그리고 국민연금연구원의 「국민노후보장패널」이 있다. 본 연구에서는 국민연금연구원의 「국민노후보장패널」을 활용하는데 그 이유는 「고령화연구패널」은 은퇴와 건강에 대해 구체적인 정보를 제공하고 있으나 현재 2차 조사 자료까지만 입수가 가능하기 때문에 은퇴를 전후하여 건강상태를 살피기에는 한계가 있다. 그리고 우리나라에서 가장 장기간의 패널자료를 구축한 「한국노동패널」에서 건강에 대한 정보는 6차년도 이후부터 제공되고 있으며 은퇴에 대한 정보가 지속적으로 측정되어 있지 않고 부가조사 형태로 두 차례만 조사되어 있기 때문에 본 연구의 목적에 적합하지 않다. 이에 본 연구에서는 「국민노후보장패널」을 사용하고자 한다. 본 패널조사는 지금까지 세 차례의 조사가 진행되는 제한이 있으나 우리나라 중고령자의 은퇴와 건강상태를 처음 조사에서부터 지속적으로 측정하고 있다는 장점이 있다. 본 패널자료는 2005년 당시 전국의 만 50세 이상 가구원이 있는 약 5,000여 가구와 그 가구에 속하는 만 50세 이상 개인 8,600여 명을 추출하여 2005년부터 격년으로 수집하고 있으며, 원표본 유지율은 가장 최근의 조사인 2009년 3차년도 조사에서 가구 기준으로 83.0%로 나타나 표본 유지율은 양호한 편이다. 본 조사에서는 가구의 경제상황, 중고령자의 고용 현황 및 퇴직, 은퇴, 노후생활, 건강, 가족관계, 노후소

3) 자세한 매칭기법에 대해서는 최강식(2007)의 연구를 참조하기 바란다.

득보장 현황 등 노후생활 전반에 걸친 주제들을 포괄적으로 조사하고 있다.

본 연구에서 사용되는 자료는 다음과 같은 과정을 통하여 구축되었다. 먼저, 본 연구에서 분석하고자 하는 은퇴를 정의하기 위해서는 패널자료를 연속적으로 연결하여 자료를 구축하여야 한다. 다시 말해, 본 연구에서는 기본적으로 「국민노후보장패널」의 1차년도와 2차년도, 그리고 2차년도와 3차년도에 연속해서 관찰된 경우를 연구대상으로 한다는 것이다. 예를 들어, 1차년도에 임금근로자가 2차년도에는 일자리를 그만두고 앞으로 "생계를 목적으로 근로 및 소득활동을 더 이상 하지 않고 있을 뿐만 아니라 그러한 일자리를 더 이상 찾지 않고 있으며 찾을 의사가 전혀 없다"고 하는 경우를 은퇴로 정의한다. 실제 자료에서 은퇴는 조사 시점에 비취업자를 대상으로 이들에게 "만 15세 이후 근로 및 소득활동을 한 적이 있습니까?"라고 묻고 이에 대해 근로 및 소득활동의 경험이 있다고 대답한 개인에 대해 다시 "현재 귀하는 은퇴하셨습니까?[4]"라고 질문을 통하여 측정된다. 이 같은 은퇴의 개념은 개인의 주관적인 평가와 현재의 경제활동참가 여부 그리고 노동시장에서의 경험이 반영된 정의로 평가될 수 있다(김지경, 2005). 정리하면, 본 연구에서 은퇴의 정의는 (t-1)기 임금근로자가 (t)기에 은퇴를 선언하는 경우를 의미한다. 그리고 비교집단(미은퇴자)은 (t-1)

〈표 1〉 경제활동상태의 변화(임금근로자 기준)

(단위 : 명, %)

	1차(2005년) → 2차(2007년)		2차(2007년) → 3차(2009년)		전체	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
임금 → 임금(미은퇴)	1,071	68.96	815	61.19	1,886	65.37
임금 → 비임금	35	2.25	77	5.78	112	3.88
임금 → 실업	127	8.18	110	8.26	237	8.21
임금 → 은퇴(은퇴)	121	7.79	196	14.71	317	10.99
임금 → 탈락	199	12.81	134	10.06	333	11.54
전체	1,553	100.00	1332	100.00	2,885	100.00

4) 1차조사에서는 은퇴를 '부분은퇴'와 '완전은퇴'로 구분하여 조사하였다. 여기서, 부분은퇴는 근로 및 소득활동을 지속하고는 있지만, 고령이나 건강악화 또는 새로운 고용계약 등으로 종전의 소득 및 근로시간(임금근로자), 경영참여 및 사업규모(고용주/자영업자)를 현저히 줄인 경우로 정의하고 있으며, 완전은퇴는 3차조사의 은퇴의 정의와 일치한다. 따라서 본 연구에서는 정의의 일관성을 위해 1차조사에서는 완전은퇴로 응답한 개인을 은퇴자로 정의한다.

기 임금근로자이면서 (t)기에도 여전히 임금근로자인 집단으로 설정한다. 비임금근로자와 실업자는 은퇴에 대한 태도나 특성이 임금근로자와 상당히 이질적이기 때문에 본 연구에서 비임금근로자와 실업자는 분석에서 제외한다. 이에 따라 분석대상으로 은퇴집단은 1~2차년도 자료에서 121명, 2~3차년도 자료에서 196명이 추출되어 총 317명이 선별되었으며, 미은퇴집단은 1~2차년도 자료에서 1,071명, 2~3차년도 자료에서 815명이 추출되어 총 1,886명으로 구성하였다.

<표 2>는 분석대상을 은퇴 여부에 따라 은퇴집단과 미은퇴집단으로 분류하여 이들 집단의 인구사회적 특성과 경제활동상태, 그리고 은퇴 관련 특성 등을 살펴본 것이다. 전반적으로 은퇴집단과 미은퇴집단 간에는 유사한 특성을 보이고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이를 구체적 살펴보면 은퇴집단이 미은퇴집단보다 여성의 비중이 다소 높고 연령도 높은 반면에, 학력수준은 낮게 나타났다. 고용상태는 은퇴집단이 미은퇴집단보다 임시직과 일용직의 비중이 다소 높게 나타나고 있다. 그리고 은퇴집단의 평균 은퇴연령은 63.13세이며, 은퇴 사유로는 건강상의 이유로 은퇴한 경우가 많으며(54.89%), 은퇴의 자발성 측면[5]에서는 비자발적으로 발생하는 경우가 많으며(64.67%), 60세 이전에 은퇴하는 조기은퇴[6]보다는 60세 이후까지 근로상태를 유지하는 경우(67.51%)가 많은 것으로 나타났다.

은퇴 다음으로 정의되어야 할 것은 건강상태에 대한 것이다. 본 연구에서는 중고령자의 건강상태를 평가하는 여러 방법 가운데 주관적 건강상태(self-rated health)를 사용한다. Idler and Benyamini(1997)는 주관적 건강상태를 ① 기존에 사용되었던 변수들보다 건강상태와 건강위험 요소를 측정하는 데 더 포괄적이며 정확한 측정지표이며, ② 현재의 건강 정도와 궤적을 판단하는 효과적인 평가수단이라고 주장한다. 그리고 ③ 결과적으로 건강상태에 효과를 미치는 활동에 영향력을 행사하고, ④ 건강의 악화를 늦출 수 있는 자원의 유무를 반영하는 지표라고 그 특성을 정리하고 있다. 그리고 주관적 건강상태는 다루기 쉽게 간

5) 은퇴의 자발성은 「국민노후보장패널」에서 "귀하가 일을 그만두게 된 것은 스스로 원해서였습니까? 아니면 어쩔 수 없이 그만두게 된 것입니까?"라는 질문을 통하여 측정되고 있다.

6) 일반적으로 조기은퇴는 연금수급 자격과 결부되어 정의되지만 본 연구에서는 연금수급 자격을 고려하지 않고 국민연금수급 개시연령(60세)을 기준으로 은퇴시 연령이 60세 이전에 은퇴한 자를 의미한다.

〈표 2〉 분석대상자의 일반적 특성

(단위 : %, 세, 명)

		미은퇴자	은퇴자
성별	여성	42.52	48.58
	남성	57.48	51.42
연령	평균	61.29	65.35
교육 수준	무학	7.64	10.73
	초졸	32.93	35.96
	중졸	20.84	20.19
	고졸	26.99	23.97
	대졸	9.38	8.20
	대학원졸	2.23	0.95
배우자 유무	없음	14.10	23.03
	있음	85.90	76.97
종사상 지위	상용직	55.64	45.57
	임시직	20.34	26.27
	일용직	24.01	28.16
직업	관리자	2.23	1.58
	전문가	4.73	3.48
	기술공/준전문가	3.46	2.85
	사무종사자	6.17	6.96
	서비스종사자	5.69	6.96
	판매종사자	3.14	4.11
	농업/어업숙련종사자	1.17	2.53
	기능원/관련기능종사자	12.12	8.54
	장치/기계조작/조립종사자	4.04	3.16
	단순노무종사자	57.10	59.49
	군인	0.16	0.32
은퇴 연령	평균		63.13
은퇴 사유	건강		54.89
	건강 이외		45.11
은퇴 자발성	자발적 은퇴		35.33
	비자발적 은퇴		64.67
조기 은퇴	조기은퇴		32.49
	지연은퇴		67.51
전체		100.00	100.00
관측치		1,886	317

단하며 보편적으로 적용이 가능하다는 점으로 인해 건강을 측정하는 유용한 지표로서 이용되고 있다. 따라서 건강관련 연구에서 가장 많이 통용되고 있는 건강상태에 대한 지표 가운데 하나이자 그 질문에서 묻고 있는 바대로 총체적인

건강상태를 대변한다고 할 수 있다. 더욱이 주관적 건강상태는 질병의 증상을 포괄하고 현재와 미래의 건강상태에 대해 총체적인 이해를 할 수 있기 때문에 특히 중고령자의 건강상태에 대한 좋은 척도가 될 수 있다. 이런 점들로 볼 때 중고령자의 주관적 건강상태는 신체적 요인뿐만 아니라 심리적·경제적 요인의 상호작용임을 알 수 있다(석상훈, 2010).

「국민노후보장패널」에서 주관적 건강은 "귀하의 신체적 건강상태는 현재 어떻다고 생각하십니까?"라는 질문에 대하여, "1. 매우 좋지 않다", "2. 좋지 않은 편이다", "3. 보통이다", "4. 좋은 편이다", "5. 매우 좋다"의 5점 척도로 조사되어 있다.

주관적 건강상태로 보여주고 있는 <표 3>에서 먼저 눈에 띄는 사실은 우리나라의 중고령자들은 전반적으로 건강하다고 인식하는 비율이 높다는 사실이다. 그러나 은퇴 여부에 따라 생애 근로를 마감한 은퇴자는 미은퇴자에 비해 상대적으로 자신의 건강상태가 좋지 않다고 인식하는 비율이 높게 나타나고 있다. 이를 구체적으로 은퇴사유별로 구분하여 살펴보면 상당히 대조적인 모습을 보이고 있다. 즉, 건강 이외의 이유로 은퇴하는 경우에 자신이 건강하다고 인식

〈표 3〉 주관적 건강상태

(단위 : %)

	1. 매우 좋지 않다	2. 좋지 않은 편이다	3. 보통이다	4. 좋은 편이다	5. 매우 좋다	전체	평균
전체	3.36	26.18	30.50	35.09	4.86	100.00	3.12
미은퇴자	1.59	23.99	32.17	37.00	5.25	100.00	3.20
은퇴자	13.92	39.24	20.57	23.73	2.53	100.00	2.62
은퇴사유(건강)	22.99	52.87	13.22	9.77	1.15	100.00	2.13
은퇴사유 (건강 이외)	2.82	22.54	29.58	40.85	4.23	100.00	3.21
은퇴자발성 여부 (자발적 은퇴)	10.81	34.23	25.23	28.83	0.90	100.00	2.75
은퇴자발성 여부 (비자발적 은퇴)	15.61	41.95	18.05	20.98	3.41	100.00	2.55
조기은퇴 여부 (조기은퇴)	9.71	33.98	24.27	27.18	4.85	100.00	2.83
조기은퇴 여부 (지연은퇴)	15.96	41.78	18.78	22.07	1.41	100.00	2.51

하는 비율이 상당히 높은 반면에 건강상의 이유로 생애 근로를 마감하는 경우에는 우리가 예측할 수 있듯이 자신의 건강상태를 매우 좋지 않게 인식하고 있다. 은퇴의 자발성 측면에서는 자발적 은퇴자에 비해 비자발적 은퇴자가 자신의 건강상태를 좋지 않게 인식하고 있으며, 조기은퇴 여부에 있어서는 조기은퇴자에 비해 지연은퇴자가 자신의 건강상태가 좋지 않게 인식하고 있다. 지연은퇴자가 조기은퇴자에 비해 건강하지 않다고 하는 비율이 높은 이유는 지연은퇴자가 조기은퇴자의 비해 연령이 높은 것과 관련이 있을 것으로 추측된다[7].

Ⅳ. 은퇴가 건강상태에 미치는 효과 분석

1. 주관적 건강상태 결정요인 분석

이제 본격적으로 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과를 분석해 보자. 이를 위해 먼저, 주관적 건강상태를 결정하는 요인으로 다양한 은퇴 변수를 모형에 도입하여 이를 로짓 분석을 통하여 분석한다. 그리고 이와 같은 분석의 결과가 성향점수 매칭법을 적용함으로써 추정방법에 따라 은퇴의 주관적 건강상태에 대한 효과와 상이하게 나타나는지를 살펴보고자 한다[8].

이를 위해 본 연구의 결과변수인 주관적 건강상태를 “매우 좋다”, “좋은 편이다”로 응답한 경우를 ‘건강(good)’으로, “보통이다”, “좋지 않은 편이다”, “매우 좋지 않다”라고 응답한 경우를 ‘불건강(poor)’으로 다시 정의하였다[9]. 그리고 은퇴라는 사건의 특성에 따라 네 가지의 모형으로 구분하였다. 모형 1은 기본모형으로 주관적 건강상태(1=건강)를 종속변수로 하고 은퇴 여부를 모형에 도

7) 조기은퇴자의 평균 연령은 56.8세이고 지연은퇴자의 평균 연령은 68.4세이다.
8) 양 방법을 통해 구한 추정치가 유사할 경우 추정 결과의 신뢰도가 높아질 수 있을 것이다.
9) 일반적으로 건강상태를 "보통"으로 응답한 사람들은 건강(good)으로 분류하고 있으나 연령이 증가함에 따라 건강상태는 나빠지기 때문에 고령자를 대상으로 연구에서는 "보통"을 불건강으로 분류하는 것이 일반적이다. 본 연구에서 제시하지는 않지만 "보통"으로 응답한 사람들을 건강(good)으로 분류하여 분석한 결과에 따르면 모형에 따라 회귀계수의 크기와 유의도에 다소 차이를 보이고 있으나 본 연구의 결과를 수정할 만큼의 차이를 보이고 있지 않아 "보통"을 불건강으로 분류한 결과만을 제시한다.

입하였다. 모형 2는 은퇴사유에 따라 건강상의 이유로 은퇴한 경우와 건강 이외의 이유로 은퇴한 경우로 구분하였다. 그리고 모형 3은 은퇴의 자발성 여부에 따라 자발적으로 은퇴한 경우와 비자발적으로 은퇴한 경우로 구분하였다. 마지막으로 모형 4는 은퇴시 연령에 따라 60세 이전에 은퇴하는 조기은퇴와 60세 이후에 은퇴한 지연은퇴로 구분하여 분석하였다. 그리고 통제변수로 주관적 건강상태에 영향을 줄 것이라 예측되는 성별, 연령, 교육수준 등의 인구사회학적 요인, 배우자 존재 여부, 주택 및 자산 보유 여부, 공적연금 수급 여부, 객관적인 건강상태를 나타내는 질환이나 장애 유무, 광역시 이상의 도시거주 여부, 기간더미 등이 사용되었다[10].

<표 4>는 로짓 분석을 이용하여 각 은퇴 관련 변수가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 추정한 결과이다[11]. 먼저, 모형 1에서 은퇴의 한계효과(marginal effect)는 -0.125로 이를 통해 생애 근로를 마감하는 은퇴라는 사건으로 주관적 건강상태가 약 12.5% 정도 악화된다는 사실을 확인할 수 있다. 이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 모형 2에서는 은퇴사유에 따라 구분하여 살펴보면 본인의 건강상의 이유로 은퇴하게 될 경우의 한계효과는 -0.264로 나타나 주관적 건강상태는 더욱 악화되는 것으로 나타났다. 반면에 건강 이외의 이유로 은퇴를 하게 될 경우에는 오히려 주관적 건강상태는 호전시키는 것으로 나타났으나 이는 통계적으로 유의하지 않았다[12]. 은퇴의 자발성 측면에서 살펴본 모형 3에서 은퇴가 비자발적으로 발생하게 될 경우의 한계효과는 -0.145로 비자발적 은퇴가 주관적 건강상태에 유의하게 좋지 않게 영향을 미치고 있으며, 자발적으로 은퇴를 한 경우에도 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태에 좋지 않게 영향을 미치고 있으나 이는 통계적 유의수준이 낮았다. 마지막으로 모형 4에서는 은퇴시 연령을 기준으로 60세 이전에 은퇴를 한 조기은퇴자(한계효과, -0.107)나 60

10) 변수에 대한 기초통계는 <부록 1> 참조.

11) 은퇴의 건강효과를 좀 더 엄밀히 살펴보기 위해서는 은퇴와 관련하여 다양한 interaction term으로 도입해 분석해야 한다. 그러나 본 연구에서 사용된 자료가 충분한 사례수를 제공하지 않아 본 연구에서 제시하는 결과에 대한 대안적인 해석의 가능성을 고려하지 못했음을 밝힌다.

12) 은퇴사유 중 건강을 제외하면 이질적인 성격을 지니고 있다. 사례수가 충분하지 않아 이를 분석에 담지 못하였으나 특정 은퇴사유에 따라서는 은퇴 이후 건강상태가 개선되는 경우도 존재하고 있다.

〈표 4〉 건강상태 결정요인에 대한 로짓모형 추정 결과

		모형1			모형2			모형3			모형4		
		Coef.	P value	dy/dx	Coef.	P value	dy/dx	Coef.	P value	dy/dx	Coef.	P value	dy/dx
은퇴 여부		-0.565	<0.001	-0.125									
은퇴 사유	건강				-1.439	<0.001	-0.264						
	건강 이외				0.058	0.763	0.014						
은퇴 자발성 여부	자발적							-0.380	0.100	-0.085			
	비자발적							-0.673	<0.001	-0.145			
조기은퇴여부	조기										-0.486	0.040	-0.107
	지연										-0.614	0.001	-0.134
성별(1=남성)		0.443	<0.001	0.103	<0.001	0.998	<0.001	-0.004	0.647	-0.001	-0.003	0.760	-0.001
연령		-0.004	0.670	-0.001	0.446	<0.001	0.103	0.448	<0.001	0.105	0.446	<0.001	0.104
교육수준2 (1=중졸)		0.078	0.566	0.018	-0.114	0.449	-0.027	-0.111	0.459	-0.026	-0.113	0.451	-0.027
교육수준3 (1=고졸 이상)		0.796	<0.001	0.190	0.082	0.548	0.019	0.074	0.586	0.018	0.078	0.568	0.018
배우자유무		-0.115	0.445	-0.027	0.771	<0.001	0.183	0.791	<0.001	0.188	0.794	<0.001	0.189
공적연금 수급 여부(t)		0.062	0.587	0.015	0.017	0.887	0.004	0.062	0.587	0.015	0.060	0.601	0.014
주택소유 여부		0.468	<0.001	0.107	0.462	<0.001	0.104	0.468	<0.001	0.106	0.467	<0.001	0.106
자산보유 여부		0.476	<0.001	0.109	0.459	<0.001	0.104	0.480	<0.001	0.109	0.475	<0.001	0.109
질환/장애 유무		-1.115	<0.001	-0.253	-1.085	<0.001	-0.245	-1.115	<0.001	-0.253	-1.115	<0.001	-0.253
도시거주 여부(t)		-0.489	<0.001	-0.116	-0.512	<0.001	-0.120	-0.486	<0.001	-0.115	-0.489	<0.001	-0.115
기간더미		0.149	0.121	0.035	0.138	0.155	0.032	0.147	0.127	0.035	0.150	0.119	0.035
상수		-0.677	0.234		-0.850	0.139		-0.667	0.241		-0.734	0.209	
Number of obs.		2,200			2,200			2,200			2,200		
LR chi2(12)		351.62			377.12			352.69			351.8		
Prob > chi2		<0.001			<0.001			<0.001			<0.001		
Log likelihood		-1304.41			-1291.66			-1303.87			-1304.32		

세 이후에 은퇴를 한 지연은퇴자(한계효과, -0.134) 모두에게 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태에 유의하게 좋지 않게 영향을 미치고 있으나 지연은퇴자의 건강악화 효과가 다소 높게 나타났다.

이상의 분석 결과는 상호 이질적인 은퇴집단과 미은퇴집단을 통제하지 않은 상태에서의 결과이다. 따라서 이를 통제한 상태에서의 분석 결과는 지금과는 다르게 나타날 수 있다. 예를 들어, 지연은퇴자가 조기은퇴자 비해 연령이 일반적으로 높고 우리나라에서의 조기퇴직으로 인한 생애근로를 마감하는 경우에

는 대부분이 비자발적으로 발생한다는 사실[13]을 고려한다면 지금의 분석 결과와는 달리 조기은퇴가 지연은퇴보다 주관적 건강상태에 좋지 않게 영향을 미칠 수 있다.

이를 살펴보기 위해 다음 절에서는 앞에서 소개한 성향점수 매칭 방법에 따라 선택편의 문제를 통제한 상태에서 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 순수한 효과를 도출하도록 한다.

2. 은퇴의 건강효과 분석

가. 은퇴 결정요인 분석

성향점수 매칭법을 적용하여 매칭에 사용될 성향점수는 한 개인이 (t)기에 은퇴를 할지에 대한 여부는 (t-1)기의 특성에 영향을 받는다는 전제하에 추정된다. 이를 위해 우선 은퇴 결정에 대한 프로빗이나 로짓 분석을 실시하고 다음으로 이 모형의 확률값을 점수화하여 유사한 점수(score)를 갖는 관측치를 묶어나가는 순서로 분석이 진행된다. 그리고 은퇴의 순수한 효과는 분류된 처치집단(은퇴집단)과 비교집단(미은퇴집단) 사이의 평균 성과의 차이(ATT)로 측정된다.

<표 5>는 성향점수 매칭 과정에서 실시된 은퇴 결정에 대한 로짓 분석 결과이다. 먼저, 전체 은퇴자를 대상으로 한 은퇴 결정요인으로 주관적 건강상태가 좋지 않을 때, 다시 말해서 스스로 건강이 좋지 않다고 인식하는 경우에 은퇴할 확률이 높게 나타났다. 또한 여성일수록, 연령이 높을수록, 그리고 교육수준이 높을수록 은퇴할 확률이 높다는 사실도 확인된다. 이를 다시 남성과 여성으로 구분하여 살펴보면, 남성 중고령자의 경우에는 연령이 높을수록, 정년제가 적용될수록, 자가 주택을 보유할 경우에 은퇴할 확률이 높게 나타났다. 반면에, 여성 중고령자의 경우에는 주관적 건강상태가 좋지 않을 때, 그리고 교육수준은 고졸 이상인 경우에 은퇴할 확률이 높게 나타났다. 이러한 분석 결과에 기초하여 성별, 연령, 교육수준, (t-1)기의 건강상태, 그리고 기간더미 변수를 사용하여 은퇴집단과 미은퇴집단 사이의 매칭을 시도하였다.

---

13) 조기은퇴자 가운데 자발적 은퇴자는 32.0%이고 비자발적 은퇴자는 68.0%이다.

〈표 5〉 은퇴 결정요인에 대한 로짓모형 추정 결과

	전체		남성		여성	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
건강상태(t-1)	-0.339	0.015	-0.301	0.108	-0.391	0.071
성별(1=남성)	-0.396	0.017	-	-	-	-
연령	0.095	<0.001	0.136	<0.001	0.073	<0.001
가구주 여부	-0.149	0.408	0.729	0.162	-0.128	0.542
교육수준 2 (1=중졸)	0.347	0.058	0.202	0.423	0.380	0.157
교육수준 3 (1=고졸 이상)	0.334	0.051	0.052	0.814	0.646	0.017
정년적용 여부	0.147	0.389	0.567	0.012	-0.221	0.439
일자리 만족도	0.100	0.532	0.165	0.497	0.131	0.544
연금수급 여부(t-1)	-0.086	0.593	-0.064	0.741	-0.305	0.330
주택소유 여부	0.190	0.213	0.510	0.032	-0.044	0.830
자산보유 여부	0.039	0.787	0.088	0.669	0.027	0.895
손자녀 유무	0.121	0.440	0.151	0.481	0.196	0.411
자녀취업 여부	-0.156	0.258	-0.051	0.790	-0.202	0.312
도시거주 여부(t-1)	0.027	0.836	-0.171	0.348	0.168	0.384
기간더미	0.817	<0.001	0.782	<0.001	0.881	<0.001
상수	-8.187	<0.001	-12.300	<0.001	-6.777	<0.001
Number of obs.	2,201		1,246		955	
LR chi2(15)	158.51		111.37		67.75	
Prob > chi2	<0.001		<0.001		<0.001	
Log likelihood	-828.01		-388.00		-427.69	

나. 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과

<표 6>에는 성향점수 매칭법[14]을 통해 추정된 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과가 제시되어 있다[15]. 결과에 의하면, 우리나라 중고령자들은 은퇴라는 사건으로 인해 주관적 건강상태는 10.0% 정도 악화시키는 것으로 나타났다. 이를 은퇴자의 성별로 나누어 보면, 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과는 남성과 여성 중고령자 모두에게 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 남녀 모두에 있어 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태를 하락시키는 것으로 나타났으며, 여성의

14) 본 연구에서 성향점수를 이용한 매칭을 위해 STATA 프로그램의 pscore.ado를 이용하였다.

15) <부록 2>에서 가정 2의 balancing property를 검정하기 위하여 매칭 전과 매칭 후 처치집단과 비교집단 간 개인의 특성 차이를 계산하였다. 매칭 후 처치집단과 비교집단 간에 개인 특성의 유의한 차이가 발견되지 않으므로 가정 2가 성립한다고 판단된다.

〈표 6〉 매칭 자료를 이용한 은퇴의 건강효과 추정 결과

		treatment group	control group	ATT	Std. Err.	t-value
은퇴자(전체)		317	896	-0.100	0.032	-3.090
은퇴자 성별	남자	163	519	-0.098	0.048	-2.037
	여자	154	396	-0.137	0.049	-2.776
은퇴 사유	건강	174	542	-0.223	0.043	-5.227
	건강 이외	143	535	0.048	0.055	0.867
은퇴자발성 여부	자발	112	361	-0.074	0.065	-1.141
	비자발	205	716	-0.117	0.044	-2.643
조기은퇴 여부	조기	103	447	-0.116	0.054	-2.145
	지연	214	540	-0.101	0.042	-2.417

계수값(13.7%)이 남성(9.8%)보다 더 높아 여성에게 은퇴의 건강하락 효과는 남성보다 크게 나타났다. 다음으로 은퇴사유별로 살펴보면, 건강상의 이유로 은퇴하는 경우 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태를 22.3% 정도 악화시키는 반면에, 건강 이외의 이유로 은퇴한 경우에는 은퇴라는 사건이 앞에서의 로짓 분석 결과와 동일하게 오히려 건강상태를 개선시키는 것으로 나타났으나 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 은퇴의 자발성 여부에 따라 구분할 경우에는 비자발적으로 은퇴할 경우에 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태를 11.7% 정도 악화시키는 것으로 나타났다. 마지막으로 우리나라 은퇴자의 경우에는 은퇴시 연령과 상관없이 은퇴라는 사건이 주관적으로 건강상태에 좋지 않게 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나 로짓 분석의 결과와는 달리 지연은퇴(10.1%)보다 조기은퇴(11.6%)의 경우가 다소 높게 추정되고 있다[16].

Ⅴ. 결 론

본 연구는 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 효과를 추정하기 위하여 「국민노후보장패널」 1~3차년도 자료를 이용하여 로짓 분석과 매칭기법을 적용하였다.

16) 조기은퇴자 가운데 비자발적 은퇴자의 은퇴효과는 성향점수 매칭법에서의 가정 2가 성립되지 않아 이에 대한 심층적인 분석은 앞으로의 연구과제로 남긴다.

분석 결과에 의하면, 첫째 임금근로자의 평균 은퇴연령은 63.13세이며, 은퇴 사유로는 건강상의 이유로 은퇴한 경우가 많으며(54.89%), 은퇴의 자발성 측면에서는 비자발적으로 발생하는 경우가 많으며(64.67%), 60세 이전에 은퇴하는 조기은퇴보다는 60세 이후까지 근로상태를 유지하는 경우(67.51%)가 많은 것으로 나타났다.

둘째, 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 요인을 로짓 분석을 통하여 분석한 결과에 의하면, 생애 근로경험을 마감하는 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태에 유의하게 좋지 않은 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었다. 특히, 본인의 건강상의 이유로 은퇴하게 될 경우 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태를 더욱 악화시키는 것으로 나타났다. 은퇴가 비자발적으로 발생하게 될 경우에는 은퇴라는 사건이 주관적 건강상태에 유의하게 좋지 않게 영향을 미치고 있으며, 자발적으로 은퇴를 한 경우에도 주관적 건강상태에 좋지 않게 영향을 미치고 있으나 이는 통계적 유의수준이 낮았다. 그리고 조기은퇴 여부를 떠나 모든 은퇴자에게 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태에 유의하게 좋지 않게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

셋째, 선택편의 문제를 통제하기 위해 도입된 성향점수 매칭법을 통해 은퇴가 주관적 건강상태에 미치는 순수한 효과를 측정한 결과에 의하면, 우리나라 중고령자들은 은퇴라는 사건으로 인해 주관적 건강상태가 약 10.0% 정도 악화되는 것으로 나타났다. 특히, 건강상의 이유로 은퇴를 한 은퇴자의 경우 은퇴라는 사건으로 인해 주관적 건강상태가 약 22.3% 정도 악화되는 것을 나타났다. 비자발적으로 은퇴할 경우에 주관적 건강상태가 약 11.7% 정도 악화되는 것으로 나타났으며, 조기은퇴와 지연은퇴 모두 주관적 건강상태에 좋지 않게 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나 그 영향은 지연은퇴(10.1%)보다 조기은퇴(11.6%)의 경우가 다소 높게 추정되었다.

정리하면, 우리나라에서 은퇴라는 사건은 주관적 건강상태를 악화시키는 방향으로 작용하고 있다는 것이다. 더욱이 사회적으로 문제가 되는 부분은 우리나라 조기은퇴자의 대부분이 비자발적으로 은퇴를 경험하는 비율이 높다는 사실이다. 이로 인해 의료비용과 건강 투자비용을 높일 수 있다는 점에서 개인뿐만 아니라 사회 전체에 바람직하지 않은 결과를 초래할 수 있다. 그리고 이와

같은 문제는 인구고령화가 진행될수록 중요성이 높아질 것이다. 이상의 결과는 앞으로 고령사회를 대비하여 정책을 수립함에 있어 은퇴의 건강효과도 반드시 고려될 필요가 있음을 시사한다.

참고문헌

김지경.「성별 은퇴사유와 은퇴 후 소득 비교」.『사회보장연구』, 21 (2) (2005): 55~76.

석상훈.「중고령자의 은퇴와 건강상태」. 2010 사회보장학회 추계정기학술대회 논문집.

손용진.「은퇴 여부와 주관적 건강상태에 관한 연구」. 제5차 한국노동패널 학술대회 논문집.

유경준・강창희.「직업훈련의 임금효과 분석: '경제활동인구조사'를 중심으로」.『한국개발연구』32 (2) (2010): 27~53.

이승렬.「은퇴자의 건강상태 분석」.『노동경제논집』30 (2) (2007): 61~86.

최강식.「고용영향 분석평가 방법론 연구」.『직업능력개발연구』10 (3) (2007): 181~202.

최성수・이가람・이성민.「사회적 연결망과 은퇴 경험이 한국 중고령자의 건강에 미치는 영향」.『한국노년학』28 (2) (2008): 291~307.

Ideler, E. L., and Y. Benyamin. "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies." *Journal of Health and Social Behavior* 38 (1) (1997): 21~37.

Rosenbaum, P.R., D.B. Rubin. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70 (1) (1983): 41~55.

〈부록 1〉 분석 자료의 기초통계

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
은퇴 여부(1=은퇴)	2,203	0.144	0.351	0	1
은퇴사유(1=건강)	2,203	0.079	0.270	0	1
은퇴사유(1=건강 이외)	2,203	0.065	0.246	0	1
은퇴자발성(1=자발)	2,203	0.051	0.220	0	1
은퇴자발성(1=비자발)	2,203	0.093	0.291	0	1
조기은퇴(1=조기은퇴)	2,203	0.047	0.211	0	1
조기은퇴(1=지연은퇴)	2,203	0.097	0.296	0	1
(t-1)기 건강상태(1=건강)	2,201	0.421	0.494	0	1
(t)기 건강상태(1=건강)	2,200	0.400	0.490	0	1
성별(1=남성)	2,203	0.566	0.496	0	1
연령(2009년 기준)	2,203	61.875	6.820	41	89
가구주 여부(1=가구주)	2,203	0.754	0.431	0	1
교육수준 1(1=중졸 미만)	2,203	0.414	0.493	0	1
교육수준 2(1=중졸)	2,203	0.207	0.406	0	1
교육수준 3(1=고졸 이상)	2,203	0.378	0.485	0	1
배우자 유무(1=배우자 있음)	2,203	0.830	0.376	0	1
정년적용 여부(1=정년적용)	2,203	0.250	0.433	0	1
일자리 만족도(1=불만족)	2,203	0.214	0.410	0	1
(t-1)기 공적연금 수급 여부(1=수급)	2,201	0.180	0.385	0	1
(t)기 공적연금 수급 여부(1=수급)	2,203	0.260	0.439	0	1
주택소유 여부(1=자가)	2,203	0.753	0.431	0	1
자산보유 여부(1=보유)	2,203	0.727	0.446	0	1
손자녀 유무(1=있음)	2,203	0.519	0.500	0	1
자녀취업유무(1=취업)	2,203	0.394	0.489	0	1
질환/장애 유무(1=있음)	2,203	0.442	0.497	0	1
(t-1)기 도시거주 여부(1=광역시 이상 거주)	2,203	0.559	0.497	0	1
(t)기 도시거주 여부(1=광역시 이상 거주)	2,203	0.553	0.497	0	1
기간더미	2,203	0.459	0.498	0	1

〈부록 2〉 성향점수를 이용한 매칭 이후 변수의 차이 비교

	Mean		t-test	
	treatment group	control group	t-value	p>t
(t-1)기 건강상태	0.322	0.306	0.430	0.669
성별(1=남성)	0.514	0.529	-0.370	0.715
연령	65.353	65.320	0.060	0.953
가구주 여부	0.760	0.754	0.180	0.853
교육수준 1(1=중졸 미만)	0.467	0.459	0.210	0.836
교육수준 2(1=중졸)	0.202	0.199	0.080	0.937
교육수준 3(1=고졸 이상)	0.331	0.342	-0.290	0.775
정년적용 여부	0.196	0.194	0.060	0.952
일자리만족도	0.233	0.221	0.360	0.719
(t-1)기 공적연금수급 여부	0.215	0.244	-0.870	0.385
주택소유 여부	0.754	0.761	-0.200	0.839
자산보유 여부	0.675	0.697	-0.580	0.561
손자녀 유무	0.678	0.664	0.370	0.710
자녀취업 여부	0.347	0.336	0.300	0.763
(t-1)기 도시거주 여부	0.552	0.550	0.060	0.949
기간더미	0.618	0.612	0.160	0.871

abstract

The Effect of Retirement on Health

Sanghun Seok

To estimate the effect of retirement on self rated health status, binary logit analysis and propensity score matching was used on 1st through 3rd wave panel data from 『Korean Retirement and Income Study』. Analysis showed that retirement works to deteriorate subjective health status in Korea. Especially, in the cases of involuntary retirement, retirement due to health reasons, and early retirement, retirement has a strong negative effect on self rated health status. If retirement has such negative influence on health, retirement can cause undesirable results not only for the affected individuals but also for the society in general; for example, premature involuntary retirement may result in higher cost of medical care and health investment. This problem will become more severe as population aging progresses. Results herein shows that effect of retirement on health must be considered when forming policies to prepare for aging society.

Keywords : KReIS(Korean Retirement and Income Study), retirement, health, PSM (propensity score matching)