

# 중·고령자의 은퇴 만족도: 자산 제약의 역할

김 우 영\*

본 연구는 기존의 연구에서 한걸음 더 나아가 예기치 않은 은퇴의 부정적 효과가 자산의 규모에 따라 달리 나타날 수 있다는 것을 간단한 이론적 모형을 통하여 보여 주고, 한국노동패널자료를 이용하여 실증적으로 검증한다. 1999-2003년 전체 중고령자와 은퇴자 표본을 이용하여 소득만족도와 생활만족도를 추정한 결과, 은퇴가 만족도에 미치는 효과는 표본에 따라 다소 다르게 나타났다. (1) 비자발적 은퇴가 자발적 은퇴보다 상대적으로 만족도를 더 낮춘다는 점, (2) 비자발적 은퇴가 만족도를 낮추는 영향은 자산규모가 클수록 약화된다는 점을 공통적으로 보여준다. 한편, 비자발적 은퇴, 자산규모와 함께 학력과 배우자 유무도 고령자의 만족도에 중요한 영향을 미치는 요소라고 볼 때 우리나라의 고령자 정책은 모든 고령자를 대상으로 하기보다는 비자발적 또는 예측하지 못한 은퇴를 경험한 저학력, 저소득, 1인 고령자 가구에 초점을 맞추는 것이 더 효과적일 것으로 사료된다.

## 1. 서론

인구가 고령화되면서 나타나는 문제 중 하나는 은퇴자의 비중이 증가하는 것이다. 은퇴자의 증가는 사회적 부담으로 작용할 수 있으며 따라서 이들의 재취업, 건강, 복지 등 다양한 이슈들이 중요한 관심사가 되고 있다. 본 연구는 은퇴와 관련된 여러 문제 중 고령자가 은퇴한 후 생활만족도에 어떠한 변화가 있는지를 살펴보고자 한다. 생활만족도는 개인의 총체적인 복지수준을 나타내는 한 지표로 간주될 수 있다. 따라서 고령화가 은퇴자 비중의 증가로 나타난다고 할 때 은퇴자들의 생활만족도의 변화는 전체 인구의 복지 변화를 이해하는데 중요한 단서를 제공할 것이다.

은퇴자에 대한 연구는 그동안 국내외에서 많이 이루어져 왔으나 주로 개인의 은퇴 결정, 사회보험의 은퇴유인, 유연한 근무환경이 은퇴에 미치는 영향 등에 초점이 맞추어져 왔으며, 은퇴가 생활만족도에 미치는 영향에 대해서는 상대적으로 연구가 부족한 것이 사실이다. 경제학자들 사이에서 은퇴자의 생활만족도에 대한 연구가 다른 연구에 비해서 상대적으로 부족한 이유는 생활만족도라는 측정 결과가 주관적이며 따라서 개인의 복지를 객관적으로 측정하기에 부정확하다고 느끼고 있었기 때문이다. 하지만 생활(직업)만족도가 이직률이나 기업의 성과 등과 같은 객관적인 지표에 긍정적인 영향을 준다는 연구(Ryan et al. 1996, Koys 2001, Ostroff 1992, Sousa-Poza and Sousa-Poza 2000)들이

\* 충남 공주시 신관동 공주대학교 경제통상학부 교수, kwy@kongju.ac.kr

진행되면서 경제학자들도 이 분야에 보다 많은 관심을 가지게 되었다.<sup>1)</sup>

한편, 최근 들어 은퇴자의 생활만족도에 관한 연구가 일부 진행되고 있는데, 신현구(2007)는 혼인 상태, 교육, 사회적 활동정도가 은퇴 후 만족도를 높인다는 것을 보이고 있으며, 손종철(2010), 성지미·안주엽(2011)은 비자발적 은퇴, 좋지 않은 건강 상태, 작은 규모의 부동산 보유, 낮은 사회적 자본 등은 은퇴 만족도를 낮춘다는 것을 보여 주었다. Aguiar and Hurst(2005), Alan, Atalay and Crossley(2008) 등은 은퇴자들은 소비를 매끄럽게 하기 때문에(consumption smoothing) 은퇴 이전과 비교하여 생활만족도가 저하되지 않는다고 주장하고 있다. 한편, Barrett and Kecmanovic(2013)는 호주의 HILDA를 분석한 결과, 은퇴자의 생활만족도는 퇴직이전과 크게 다르지는 않지만 비자발적 은퇴자의 경우에는 생활만족도가 크게 저하한다는 것을 밝히고 있다. 그들은 그 이유로 비자발적 은퇴의 경우 예상하지 못한 결과이기 때문에 consumption smoothing이 불가능하기 때문이라고 언급하고 있다.

본 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 은퇴자를 식별하고 은퇴의 자발성/비자발성 혹은 예측가능성/예측불가능성을 구분하여 우리나라 은퇴자의 생활만족도를 비교분석하고자 한다. 본 연구가 기존의 연구와 구별되는 것은 예상치 못한 은퇴나 비자발적인 은퇴일 경우라도 생활만족도의 저하는 자산의 규모에 따라 달라진다는 것이다. 즉, 자산이 많은 사람의 경우에는 생활만족도의 저하가 상대적으로 적게 나타난다는 것을 보이고 있다는 것이다. 결국 자산이 충분한 사람이나 자산을 벌리는데 제약이 없는 사람의 경우 갑작스러운 은퇴로부터 오는 소비의 하락을 완화할 수 있으며 따라서 손종철(2010), 성지미·안주엽(2011), Barrett and Kecmanovic(2013)이 보여주는 비자발적 은퇴로 인한 생활만족도의 하락 정도는 자산의 규모와 관련이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 예상치 못한 은퇴가 만족도에 어떤 영향을 미치며, 그 영향이 자산에 따라 어떻게 달라질 수 있는지를 보여주는 간략한 모형을 제시한다. 3장에서는 분석에 사용된 자료를 소개하고 소득, 생활만족도와 관련된 기초 통계를 제시한다. 4장에서는 1999-2003년 중고령자 전체와 동 기간에 은퇴한 사람들만을 대상으로 한 만족도 추정 결과를 제시한다. 마지막으로 5장은 논문의 결과를 요약하고 함의를 제시한다.

## II. 모형

은퇴를 앞둔 근로자의 소비와 저축의 결정은 기대되는 은퇴시기와 은퇴 후 소득에 영향을 받는다. 근로자는 생애효용(lifetime utility)의 극대화를 추구하고 이를 달성하기 위하여 매 기의 소비와 저축을 결정하게 되는데 과연 근로자가 올바른 결정을 하는지 그렇지 못하는지는 은퇴시기와 은퇴 후 소득에 대한 예측이 맞는지 틀리는지에 따라 달라진다고 예상할 수 있다. 다시 말해서, 만약 은퇴시기와 은퇴 후 기대되는 수입에 대한 예측이 맞다면 근로자가 결정한 일련의 소비와 저축 호

---

1) 특히 자영업자와 임금근로자 사이의 직업만족도, 생활만족도 차이를 밝히는 연구는 최근에도 활발히 진행되고 있다 (Milla'n et al 2013)

름은 최적일 것이지만 만약 예측이 틀리다면 근로자의 선택은 최적이지 않으며 따라서 생애 효용도 극대화되기 어려울 것이다. 결국, 은퇴시기와 은퇴 후 소득에 대한 잘못된 예측은 은퇴 후 효용을 크게 낮출 가능성이 있다.

은퇴를 포함한 생애효용 극대화 문제를 좀 더 자세히 알아보기 위하여 다음과 같은 모형을 생각해 보자. 근로자는 3기를 산다고 가정하자. 또한, 이 근로자는 1기와 2기에는 일을 하고 3기에 은퇴한다고 예상하고 있다고 하자. 예를 들어 3기의 시작은 자신이 다니는 기업의 정년이라고 할 수 있다. 이 경우 효용극대화 문제는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Max } U(C_1) + \beta U(C_2) + \beta^2 U(C_3) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } A_{t+1} = r(A_t + w_t - C_t), \quad t=1, 2, 3 \quad (2)$$

위에서  $\beta$ 는 시간선호도를 나타내며,  $C_t$ ,  $A_t$ ,  $w_t$ 는 각각  $t$ 기의 소비, 자산, 임금을 나타내며,  $r$ 은 할인율을 나타낸다.<sup>2)</sup> 또한,  $A_1$ 은 주어진 것으로 간주하고,  $w_1 = w_2 = w$ 이고  $w_3 = 0$ 이라고 하자. 임금에 대한 가정은 3기에 은퇴한다는 것을 반영한 것이다. 식 (1)과 (2)의 극대화 해는 다음과 같다.

$$U'(C_1) = r\beta U'(C_2) = (r\beta)^2 U'(C_3) \quad (3)$$

식 (3)은 소비의 흐름이 매끄럽게(smoothing)하게 나타난다는 것을 보여 주고 있다. 특히, 만약  $r\beta = 1$ 을 가정하며 식 (3)의 결과는  $C_1 = C_2 = C_3$ 을 의미한다. 즉, 은퇴 후의 소비도 은퇴 전과 동일하게 유지된다. 이 경우 위의 극대화 문제를 풀면  $C_1 = C_2 = C_3 = \frac{A_1 + 2w}{3}$ 로 나타난다.

하지만 만약 근로자의 예측이 빗나가서 2기에 갑작스럽게 은퇴하게 된다면 소비량은 어떻게 변할까? 근로자는 3기에 은퇴할 것을 예상했기 때문에  $C_1 = \frac{A_1 + 2w}{3}$ 이 될 것이지만 2기가 되면 임금( $w_2$ )가 0이 되면서 다시금 효용을 극대화하게 되며 이 경우 다음과 같은 관계를 가지게 된다.

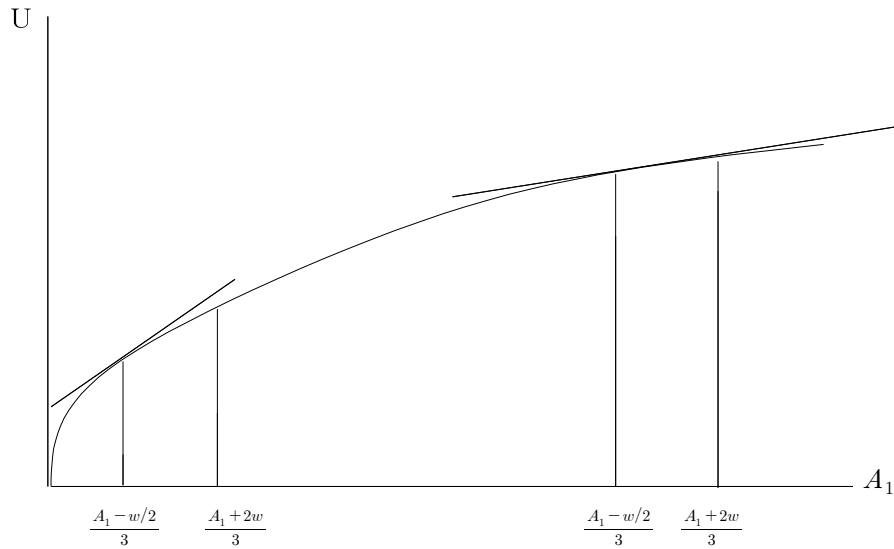
$$U'(C_1) < r\beta U'(C_2) = (r\beta)^2 U'(C_3) \quad (4)$$

즉, 1기에 너무 과도하게 소비하게 되고 갑작스러운 은퇴 때문에 2기와 3기의 소비는 너무 작게 나타난다. 만약  $w_1 = w$ 이고  $w_2 = w_3 = 0$ 라면  $C_1 = \frac{A_1 + 2w}{3}$ ,  $C_2 = C_3 = \frac{A_1 - w/2}{3}$ 로 나타난다. 따라서 예상치 못한 은퇴는 은퇴 후 소비를 최적 이하로 줄이는 결과를 초래하며, 총 효용도 낮아지게 될 것이다. 예기치 못한 은퇴 이유로는 명예퇴직, 권고사직, 해고, 본인이나 배우자의 갑작스러

2) 만약  $A_{t+1} \geq -b$ (실업급여)라는 가정을 한다면 이는 자산에 대한 제약으로 작용할 수 있다.

운 건강 악화 등이 될 수 있다. 비자발적 퇴직자의 경우에는 은퇴자의 생활만족도가 감소한다는 Barrett and Kecmanovic (2013)의 결과는 이러한 이론적 예측과 일맥상통한다.

하지만 위의 이론적 모형은 또 다른 매우 중요한 예측을 시사한다. 그것은 예상치 못한 은퇴 또는 비자발적 은퇴 후 효용이 감소하는 폭은 초기 자산( $A_1$ )에 따라 달라진다는 것이다. 만약,  $A_1$ 이 증가하면  $U'(C_1) \approx U'(C_2)$ 이 될 것이며 그 결과 최적의 해에 도달한다. 이는 다음의 그림으로 설명될 수 있다.



<그림 1> 효용함수와 초기자산에 따른 한계효용

위의 그림은 초기자산( $A_1$ )이 작을 경우에는 한계효용의 차이가 크지만 초기자산의 크기가 클 때에는 한계효용의 차이가 크지 않음을 보여주고 있다. 즉, 소비패턴이 최적과 크게 다르지 않다는 것이며 이는 자산이 많은 사람의 경우에는 예기치 않은 은퇴나 비자발적 은퇴로부터 발생하는 소득의 하락을 보충하면서 불행을 줄일 수 있다는 것을 의미한다.

이론적 모형에서 도출된 지금까지의 내용을 정리하면, 다른 조건이 동일하다면 예기치 못하거나 비자발적으로 퇴직한 경우에는 그렇지 않은 사람에 비하여 은퇴 후 만족도가 낮아지지만, 이러한 만족도 감소효과는 자산이 많을수록 약화된다고 할 수 있다.

### III. 자료 및 기초분석

#### 1. 자료의 구축

은퇴자와 비은퇴자의 만족도를 비교하고, 은퇴 전후의 만족도 변화를 살펴보기 위하여 본 연구

는 한국노동패널을 이용한다. 노동패널자료는 4차에 건강, 은퇴 부가조사를 실시하였으며, 6차에는 중고령자에 대해서 부가조사를 실시하였다. 하지만 4차를 사용할 경우 은퇴를 경험한 사람의 수가 너무 적고, 또한 은퇴전후를 비교하기 위한 기간도 작기 때문에 본 연구에서는 6차 중고령자에 대한 부가조사를 중심으로 만족도를 분석하기로 결정하였다.

6차 중고령자 조사(2003년도 실시)에서는 50세 이상 개인에게 은퇴연도를 물었는데 이를 근거로 1차부터 6차까지의 자료에 은퇴더미를 생성하였으며 횡단면 분석에서는 이렇게 생성된 더미를 이용하여 은퇴자와 비은퇴자의 만족도를 비교하였다. 노동패널은 전체 근로자에 대해서 소득, 여가활동, 주거활동, 가족관계, 전반적 생활만족도 등 다양한 만족도를 측정하였는데 분석에 있어서는 소득만족도와 전반적 생활만족도를 주요 지표로 사용하였다. 소득만족도는 은퇴로 인한 소득의 감소 또는 소비의 감소를 포착하기 위한 것이며 전반적 생활만족도는 총체적인 복지수준을 나타내는 지표로 사용된다.

또한, 은퇴연도를 중심으로 은퇴전 2년과 은퇴 후 2년의 패널자료를 구축하였다. 이러한 자료는 은퇴 전후의 만족도의 변화를 살펴보기 위한 것이며 개인의 이질성을 어느 정도 통제한다는 점에서 의미 있는 결과를 도출할 것으로 기대된다. 하지만 여기서 주의하여야 할 것은 개인마다 은퇴연도가 다르기 때문에 나타나는 경기변동의 영향을 분석에 고려하여야 한다는 것이다.

노동패널 6차 설문에서는 은퇴사유를 15가지로 구분하였는데 이들은 부록 <부표 1>과 같이 자발적/비자발적 은퇴로 구분하였다. 이론적 모형에서 본다면 자발적 은퇴는 예측 가능한 은퇴, 비자발적 은퇴는 예측하지 못한 은퇴에 더 가깝다. 정년으로 인한 은퇴는 예측 가능한 은퇴로 볼 수 있기 때문에 자발적인 은퇴에 포함시켰다. 하지만 정년으로 인한 은퇴자를 표본에서 제외할 경우에도 분석결과는 크게 다르지 않게 나타나고 있다. <부표 1>에 나타난 분류에 따르면 자발적 은퇴는 전체의 42%, 비자발적 은퇴는 전체의 58%로 나타나고 있다.

## 2. 기초 분석

노동패널 6차 중고령자 부가조사에 응답한 사람들의 은퇴여부와 은퇴연도로 구축한 횡단면 자료를 이용하여 은퇴자와 비은퇴자의 만족도를 분석한 결과는 <표 1>에 제시되는데, 소득만족도와 생활만족도 모두에 있어서 전반적으로 은퇴자의 만족수준이 비은퇴자보다 더 낮은 것으로 나타나고 있다. 은퇴자의 경우 만족이상의 비중은 상대적으로 작고, 불만족이상의 비중은 상대적으로 크게 나타난다. 소득만족도와 생활만족도를 비교하면 은퇴자, 비은퇴자 모두 소득에 대해서 더 불만족스러운 것으로 나타나고 있으나 은퇴자의 경우 상대적으로 좀 더 심한 것으로 보여진다. 이는 은퇴로 인한 소득 감소가 더 심해서라고 생각할 수 있다.

<표 1> 은퇴자와 비은퇴자의 만족도

	소득만족도			생활만족도		
	은퇴자	비은퇴자	차이	은퇴자	비은퇴자	차이
매우만족	0.25	0.41	-0.16	0.68	0.61	0.07
만족	7.65	9.68	-2.03	18.47	20.92	-2.45
보통	38.08	39.70	-1.62	55.04	56.16	-1.12
불만족	40.45	39.56	0.89	22.29	19.08	3.21
매우불만족	13.57	10.65	2.92	3.52	3.22	0.30
합계	100	100	0	100	100	0

주: 차이는 은퇴자-비은퇴자를 나타냄.

은퇴자와 비은퇴자의 만족도를 남성과 여성으로 구분하여 살펴 본 결과는 <부표 2>와 <부표 3>에 제시된다. 우선 남성과 여성 모두에 있어서 은퇴자의 소득만족도나 생활만족도가 비은퇴자보다 낮은 것으로 나타나 은퇴자와 비은퇴자의 차이는 성에 편향적이지 않다는 것을 알 수 있다. 소득만족도를 보면 여성에 비하여 남성 은퇴자가 만족도의 하락이 더 크게 나타나는 것으로 나타난다. 이는 남성보다는 여성이 은퇴로 인한 소득의 하락이 더 크기 때문으로 사료된다. 생활만족도의 경우에는 남성은퇴자가 여성에 비하여 만족하는 비중이 상대적으로 더 많지만 불만족한 비중도 더 높기 때문에 일관된 결론을 내리기는 어렵다.

<표 2>는 소득만족도와 생활만족도를 은퇴사유로 구분하여 본 결과이다. 주 지표 모두에 있어서 자발적 은퇴자가 비자발적 은퇴자보다 만족하는 비중은 높고, 불만족하는 비중은 낮게 나타나고 있다. 결국 <표 1>에서 은퇴자가 비은퇴자보다 만족이 떨어지는 그 주된 원인은 비자발적인 은퇴자의 만족도가 더 많이 하락하기 때문으로 볼 수 있을 것이다. 이러한 결과는 이론적 모형에서 나타나는 예상과 크게 다르지 않다.

<표 2> 자발적 은퇴자와 비자발적 은퇴자의 만족도

	소득만족도			생활만족도		
	자발적	비자발적	차이	자발적	비자발적	차이
매우만족	0.45	0.13	0.32	1.23	0.24	0.99
만족	11.08	5.56	5.52	24.07	13.49	10.58
보통	42.61	33.97	8.64	53.43	55.15	-1.72
불만족	34.70	43.90	-9.20	18.17	26.32	-8.15
매우불만족	11.16	16.44	-5.28	3.10	4.80	-1.70
합계	100	100	0	100	100	0

주: 차이는 자발적-비자발적을 나타냄.

앞의 결과는 노동패널 1차-6차에 나타난 50세 이상 사람들의 은퇴여부에 따른 것이다. 따라서 이 결과는 은퇴상태와 비 은퇴상태의 만족도를 비교한 것이지 은퇴를 전후하여 만족도가 어떻게 변했는지를 아는 데는 유익한 정보를 제공하지 못한다. 은퇴를 전후하여 어떻게 만족도가 변했는지를 살펴보기 위해서 우리는 6차 자료에 나타난 은퇴시기가 2000년, 2001년 2002년, 2003년인 사람들만을 추출하여 자료를 구축하였다.<sup>3)</sup>

<표 3> 은퇴전후의 만족도

	소득만족도			생활만족도		
	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후
매우만족	0	0	0	0	0	0
만족	10.00	9.79	5.10	21.50	17.01	19.39
보통	38.50	34.54	37.24	48.50	57.74	56.63
불만족	40.00	40.72	39.80	28.00	22.16	20.92
매우불만족	11.50	14.95	17.86	2.00	3.09	3.06
합계	100	100	100	100	100	100

우선 소득만족도를 보면 은퇴전과 비교하여 은퇴 후에 만족하는 비중이 하락하고, 불만족한 비중은 증가하는 것으로 나타나고 있어 앞의 <표 1>의 결과와 크게 다르지 않게 나타남을 알 수 있다. 한편, 생활만족도는 은퇴한 해에 만족하는 비중이 하락하다가 은퇴 1년 후에는 다시 증가하는 경향을 보이고 있고, 불만족한 비중은 은퇴후 감소하지만 매우 불만족한 비중은 다소 증가하는 것으로 나타나고 있다. 생활만족도의 경우 소득만족도에 비하여 은퇴후 만족도의 하락은 상대적으로 적에 나타난다고 볼 수 있을 것 같다. 이는 은퇴후 생활에 적응하기 때문으로 사료된다.

3) 1998년에 은퇴한 사람의 경우에는 은퇴 전 만족도를 알 수 없기 때문에, 1999년에 은퇴한 사람의 경우에는 1998년 외환위기라는 특이한 상황을 제거하기 위해서 표본에서 제거하였다.

은퇴사유에 따라 은퇴전후의 만족도가 어떻게 변했는지는 <부표 4>와 <부표 5>에 제시된다. 전반적인 패턴은 <표 3>과 동일하지만 자발적 은퇴와 비교하여 비자발적 은퇴의 경우 은퇴후 만족하는 비중은 작고, 불만족하는 비중은 더 크다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 자발적 은퇴의 경우 은퇴한 해에 생활에 만족하는 비중이 27%, 불만족한 비중이 16%인데 반하여 비자발적 은퇴자는 그 비중이 각각 16%, 27%로 나타나고 있다. 또한, 은퇴직후 소득만족도와 생활만족도 모두에 있어서 비자발적 은퇴자의 감소폭이 상대적으로 크게 나타남을 알 수 있다. 이러한 결과는 은퇴자-비은퇴자를 비교한 <표 2>의 결과와 질적으로 크게 다르지 않음을 보인다.

지금까지 은퇴자-비은퇴자의 만족도 비교는 개인의 속성과 특히 자산의 수준을 고려하지 않은 결과이다. 본 연구의 핵심은 만족도가 개인의 특성 및 자산과 어떤 관계를 가지는지를 밝히는 것이고, 특히 비자발적 은퇴에 있어서 자산규모가 만족도에 어떤 영향을 미치는 지를 살펴보는 것이다. 이하에서는 순위 프로빗(ordered probit)모형의 추정을 통하여 그 효과를 살펴보기로 한다.

## IV. 만족도에 대한 순위 프로빗 추정결과

### 1. 1999-2003년 중고령자 자료

6차 노동패널에 나타난 은퇴연도를 이용하여 각 년도별 은퇴더미를 생성하고 이를 통제변수로 사용하여 순위프로빗을 추정한 결과는 <표 4>와 같다.<sup>4)</sup> 만족도는 1이 매우 만족, 5가 매우 불만족으로 정의되어 있기 때문에 계수가 음수일 때 만족도가 증가하는 것으로 해석되어야 한다.

여성은 남성에 비하여 만족도가 높은 것으로 나타나는데 통계적으로 유의하지는 않는 것으로 나타나고 있다. 고령자 패널을 분석한 신현구(2007)의 연구에서도 성은 삶의 만족도에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 연령이 증가할수록, 학력이 증가할수록 소득만족도와 생활만족도가 모두 증가하는 것으로 나타나고 있다. 일반적으로 연령이 증가할수록 소득이나 생활수준에 대한 기대치가 낮아지고, 은퇴후의 삶에도 적응한다고 본다면 만족도는 증가할 가능성이 높다. 신현구(2007)의 연구에서는 연령이 통계적으로 유의하지 않게 나타나지만, 손종칠(2010)의 연구에서는 연령이 증가할수록 은퇴만족도가 증가하는 것으로 나타나고 있다. 학력의 경우에는 신현구(2007), 손종칠(2010), 성지미·안주엽(2011) 모두의 연구에서 만족도에 긍정적인 영향을 주는 것으로 추정된다. 한편, 배우자가 있는 경우 만족도가 증가하는 것도 기존의 많은 연구에서 확인되고 있다.

4) 3장에서 제시한 기초통계는 1998년부터 2003년 자료를 사용하였지만, 순위 프로빗 추정에서는 1998년 자료를 제외시켰다. 가장 주된 이유는 1998년에는 자산에 대한 정보가 없기 때문이다. 한편, 1998년은 외환위기가 가장 심각한 해라는 점을 고려한다면 이 해를 제외시키는 것이 추정결과의 안정성을 확보하는 방법이라고 생각할 수 있다.



<표 4> 1999-2003년 중고령자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과 (은퇴여부)

	종속변수=소득만족도		종속변수=생활만족도	
	(1)	(2)	(3)	(4)
여성	-0.001 (0.029)	-0.001 (0.029)	-0.018 (0.028)	-0.018 (0.028)
연령	-0.006 (0.002)**	-0.006 (0.002)**	-0.004 (0.002)*	-0.004 (0.002)*
고등학교	-0.226 (0.036)**	-0.226 (0.036)**	-0.220 (0.035)**	-0.219 (0.035)**
전문대	-0.459 (0.135)**	-0.460 (0.135)**	-0.654 (0.127)**	-0.655 (0.127)**
대학	-0.592 (0.056)**	-0.592 (0.056)**	-0.652 (0.056)**	-0.652 (0.056)**
배우자있음	-0.082 (0.035)*	-0.081 (0.035)*	-0.195 (0.035)**	-0.195 (0.035)**
자산	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e3 (0.000)**
은퇴	0.202 (0.030)**	0.195 (0.032)**	0.164 (0.030)**	0.161 (0.032)**
자산x은퇴	-	0.4e5 (0.000)	-	0.2e5 (0.000)
cut1	-3.464 (0.136)**	-3.465 (0.136)**	-3.086 (0.126)**	-3.087 (0.126)**
cut2	-1.853 (0.120)**	-1.853 (0.120)**	-1.115 (0.118)**	-1.115 (0.118)**
cut3	-0.445 (0.119)**	-0.446 (0.119)**	0.603 (0.118)**	0.603 (0.118)**
cut4	0.867 (0.119)**	0.866 (0.119)**	1.821 (0.119)**	1.821 (0.119)**
N	16190	16190	16190	16190
Loglikelihood	-18719.1	-18718.4	-16437.4	-16437.3

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.  
모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.  
0.4e4=0.4x10<sup>-4</sup>을 나타냄. \*\* 99%. \* 95%, + 90%에서 유의.

자산이 많을수록 소득 및 생활만족도는 증가하고 있으며 은퇴자는 비은퇴자보다 만족도가 낮은 것으로 나타나고 있다. 후자의 결과는 앞의 단순평균에서 나타난 결과와 일관성을 가진다. 하지만 자산과 은퇴의 교차항은 양수이며 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 자산이 많을수록 은퇴가 만족도를 하락시키는 효과를 줄인다면 교차항의 계수는 음수로 나타나야 한다. 하지만 이들 계수가 통계적으로 유의하지 않기 때문에 부호에 대한 해석은 큰 의미가 없다.

이론적 모형을 보면, 자산이 은퇴 만족도에 미치는 효과는 은퇴가 자발적인지(예측 가능한지) 아니면 비자발적인지(예측 불가능한지)에 더욱 민감할 것으로 기대된다. <표 5>는 은퇴를 자발적/비자발적으로 구분하고 비자발적 은퇴와 자산의 교차항을 포함하여 추정한 결과이다. 성, 연령, 학력, 배우자 유무가 만족도에 미치는 영향은 전과 동일하게 나타나고 있으며, 자산 규모가 커질수록 만족도 증가하는 것도 전과 동일하다.

한편, 다른 요인을 통제한 후에 비자발적으로 은퇴한 사람은 은퇴하지 않은 사람(기준범주)에 비하여 만족도가 낮으며 99% 수준에서 통계적으로도 유의하게 나타나고 있다. 반면에 자발적 은퇴자

는 만족도가 낮기는 하지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 은퇴가 만족도에 미치는 영향은 은퇴의 형태에 따라 달라진다는 것을 재확인하고 있다. 자산과 비자발적 은퇴 사이의 교차항은 소득만족도, 생활만족도에서 모두 음수로 나타나고 특히 생활만족도에서는 90%수준에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 이는 비자발적 은퇴가 생활만족도를 낮추는 효과는 자산규모가 클수록 감소한다는 것을 의미한다.

<표 5> 1999-2003년 중고령자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과(자발적/비자발적 은퇴여부)

	종속변수=소득만족도		종속변수=생활만족도	
	(1)	(2)	(3)	(4)
여성	-0.001 (0.029)	-0.003 (0.029)	-0.017 (0.028)	-0.020 (0.028)
연령	-0.006 (0.002)**	-0.006 (0.002)**	-0.004 (0.002)*	-0.004 (0.002)*
고등학교	-0.205 (0.036)**	-0.205 (0.036)**	-0.196 (0.035)**	-0.196 (0.035)**
전문대	-0.449 (0.137)**	-0.442 (0.137)**	-0.642 (0.128)**	-0.633 (0.127)**
대학	-0.562 (0.056)**	-0.562 (0.056)**	-0.620 (0.055)**	-0.620 (0.055)**
배우자있음	-0.079 (0.035)*	-0.080 (0.035)*	-0.193 (0.035)**	-0.194 (0.035)**
자산	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e3 (0.000)**	-0.4e3 (0.000)**
비자발적 은퇴	0.308 (0.035)**	0.320 (0.036)**	0.298 (0.034)**	0.316 (0.036)**
자발적 은퇴	0.079 (0.041)	0.078 (0.041)	0.026 (0.041)	0.024 (0.041)
자산x비자발적은퇴	- (0.000)	-0.1e4 (0.000)	- (0.000)	-0.1e4 (0.000)+
cut1	-3.453 (0.136)**	-3.454 (0.136)**	-3.083 (0.126)**	-3.084 (0.126)**
cut2	-1.839 (0.120)**	-1.840 (0.120)**	-1.106 (0.118)**	-1.106 (0.118)**
cut3	-0.428 (0.119)**	-0.428 (0.119)**	0.620 (0.117)**	0.620 (0.117)**
cut4	0.889 (0.119)**	0.889 (0.119)**	1.843 (0.119)**	1.843 (0.119)**
N	16190	16190	16190	16190
Loglikelihood	-18677.3	-18675.2	-16384.2	-16380

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.  
모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.  
0.4e4=0.4x10<sup>-4</sup>을 나타냄. \*\* 99%. \* 95%, + 90%에서 유의.

<부표 6>은 자발적 은퇴에서 정년퇴직한 사람을 제외시키고 소득만족도와 생활만족도를 추정한 결과이다. 결과를 보면 정년퇴직자를 자발적 은퇴에 포함시킨 것과 질적으로 다르지 않음을 알 수 있다. 비자발적 은퇴는 만족도를 감소시키지만 자발적 은퇴는 그렇지 않으며, 생활만족도에 있어서 자산과 비자발적 은퇴의 교차항은 음수이며 90% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 따

라서 비자발적 은퇴가 생활만족도를 하락시키는 효과는 자산규모가 클수록 약화된다고 말할 수 있을 것이다.

## 2. 1999-2003년 은퇴자 자료

앞에서는 당해 연도의 은퇴여부만을 이용하여 은퇴자와 비은퇴자의 만족도를 추정하였는데 이 경우 은퇴 시기가 너무 다르다면 은퇴가 만족도에 미치는 효과를 정확하게 추정하기는 어려울 수 있다. 물론 연령과 연도가 미치는 효과를 통제하기는 했지만 이 변수만으로 은퇴자의 세대간 차이를 완벽하게 통제하기는 어렵기 때문이다. 여기서는 1999년과 2003년 사이에 은퇴한 사람들만을 추출하고 이들을 대상으로 은퇴가 만족도에 미치는 영향을 추정해 보기로 한다.<sup>5)</sup>

<표 6> 1999-2003년 은퇴자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과 (은퇴여부)

	종속변수=소득만족도		종속변수=생활만족도	
	(1)	(2)	(3)	(4)
여성	-0.045 (0.098)	-0.040 (0.097)	-0.110 (0.093)	-0.090 (0.095)
연령	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)	0.000 (0.006)	-0.002 (0.006)
고등학교	-0.186 (0.122)	-0.164 (0.124)	-0.183 (0.119)	-0.157 (0.125)
전문대	-0.903 (0.371)*	-1.003 (0.389)**	-1.167 (0.379)**	-1.351 (0.387)**
대학	-0.810 (0.174)**	-0.770 (0.177)**	-0.955 (0.185)**	-0.897 (0.195)**
배우자있음	-0.263 (0.114)*	-0.218 (0.112)+	-0.352 (0.100)**	-0.313 (0.100)*
자산	-0.4e4 (0.000)**	-0.3e4 (0.000)*	-0.5e4 (0.000)**	-0.4e4 (0.000)**
은퇴	-0.054 (0.083)	0.058 (0.089)	-0.361 (0.095)**	-0.284 (0.098)*
자산x은퇴	-	-0.0001 (0.000)**	-	-0.0001 (0.000)**
cut1	-3.870 (0.498)**	-3.991 (0.511)**	-4.035 (0.443)**	-4.098 (0.448)**
cut2	-2.242 (0.417)**	-2.301 (0.411)**	-1.778 (0.355)**	-1.825 (0.350)**
cut3	-0.760 (0.411)+	-0.802 (0.401)*	-0.003 (0.355)	-0.042 (0.350)
cut4	0.537 (0.411)	0.509 (0.402)	1.250 (0.360)**	1.212 (0.355)**
N	1,496	1,440	1,496	1,440
Loglikelihood	-1703.67	-1625.44	-1485.22	-1426.81

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.

모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.

5) 여기서 은퇴더미는 1999년과 2003년 사이에 은퇴한 해에는 1, 다른 해에는 0의 값을 가진다.

$0.4e4=0.4 \times 10^{-4}$ 을 나타냄. \*\* 99%, \* 95%, + 90%에서 유의.

1999년 이전에 은퇴한 사람을 표본에 포함시킬 경우 개인의 이질성을 통제하기 어렵다는 단점이 있다. 그 이유는 이들의 은퇴터미변수는 분석기간(1999-2003년) 동안 모두 1의 값을 갖기 때문에 결국 은퇴의 효과는 다른 비은퇴자와의 차이를 반영하기 때문이다. 이와는 달리 1999년과 2003년 사이에 은퇴한 사람만을 대상으로 한다면 동일한 사람이 분석기간 동안 은퇴상태가 변한 것을 기초로 추정하게 된다. 따라서 이전 <표 4>와 <표 5>의 결과보다 좀 더 정확한 은퇴효과를 추정할 수 있을 것이다.<sup>6)</sup>

<표 6>을 보면 중고령자 전체를 대상으로 한 결과(표 4)와 다소 차이를 보이고 있다. 여성이고, 연령이 많을수록, 학력이 높을수록 만족도가 증가하지만 통계적 유의성이 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 학력은 전문대 이상만이 만족도를 높이는 효과를 가진다. 하지만 배우자가 있고 자산규모가 클수록 만족도가 증가한다는 점에서는 이전과 동일하다. 중고령자 전체를 대상으로 한 이전 결과와 가장 큰 차이점은 <표 6>에서는 은퇴가 오히려 만족도를 높인다는 것이다. 생활만족도의 경우에는 95% 수준 이상에서 계수가 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 따라서 1999년 이전에 은퇴한 사람을 포함한 <표 4>의 경우, 은퇴가 만족도를 낮추는 것으로 나타난 결과는 1999년 이전 은퇴자의 만족도가 1999년 이후 은퇴자에 비하여 전반적으로 낮았기 때문으로 추론할 수 있다. 한편, 은퇴와 자산의 교차항은 소득만족도, 생활만족도에서 모두 음수이며 통계적으로도 유의하게 나타나고 있다. 즉, 자산규모가 클수록 은퇴는 만족도를 높이는 것으로 나타나고 있다. 이는 <표 4>에서 교차항이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것과 대조된다.

<표 7>은 은퇴사유를 구분하여 추정한 결과이다. 은퇴사유를 구분할 경우 은퇴가 소득만족도와 생활만족도에 미치는 효과는 다소 다르게 나타나고 있다. 비자발적 은퇴는 소득만족도를 낮추지만 생활만족도는 높이는 것으로 나타나고 있다. 이는 은퇴가 비자발적일 때 소득에 대해서 미치는 부정적인 영향이 생활에 미치는 영향보다 더 크기 때문으로 사료된다. 비자발적 은퇴는 예상치 못한 은퇴로부터 파생되는 부정적인 측면이 있지만 은퇴로 인해 여유로운 생활을 할 수 있다는 긍정적인 측면도 존재한다. 만약 후자의 영향이 전자보다 더 크다면 비자발적 은퇴라고 하더라도 생활만족도를 높이는 결과가 나타날 수 있을 것이다. 한편, 자산과 비자발적 은퇴 사이의 교차항을 소득만족도와 생활만족도를 증가시키는 것으로 나타나며 99%에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 따라서 자산규모가 은퇴, 특히 비자발적 은퇴에 미치는 영향은 중고령자 모두를 대상으로 한 <표 5>의 결과와 질적으로 다르지 않다.

<부표 7>은 자산과 자발적 은퇴 사이의 교차항까지도 포함하여 만족도를 추정한 결과이다. 자발적 은퇴의 경우라도 자산규모가 클수록 소득만족도가 증가하는 것으로 나타나지만 그 계수를 보면 자산과 비자발적 은퇴 사이의 교차항보다는 훨씬 작은 것을 알 수 있다. 또한, 자산과 자발적 은퇴 사이의 교차항은 생활만족도에서는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나고 있다. 결국, 자산이 소득과 생활만족도에 미치는 효과는 자발적 은퇴보다는 비자발적 은퇴의 경우 더 크다고 할 수 있다. 이러한 결과는 이론적 예측과 부합되는데 비자발적 은퇴의 경우 소비흐름(consumption

6) 엄밀한 의미에서는 개인의 보이지 않는 이질성을 추정에 고려하는 것이 바람직하지만 이 분석은 추후의 연구과제로 남기로 한다.

stream)이 개인의 효용극대화로부터 벗어날 가능성이 높으며 이 경우 자산의 증가는 최적 소비흐름에서 벗어나는 것을 완화해 주기 때문으로 해석될 수 있다.

<표 7> 1999-2003년 은퇴자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과(자발적/비자발적 은퇴여부)

	종속변수=소득만족도		종속변수=생활만족도	
	(1)	(2)	(3)	(4)
여성	-0.048 (0.098)	-0.038 (0.097)	-0.112 (0.093)	-0.088 (0.094)
연령	-0.004 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)
고등학교	-0.137 (0.123)	-0.125 (0.126)	-0.133 (0.117)	-0.107 (0.125)
전문대	-0.898 (0.371)*	-1.017 (0.390)**	-1.162 (0.383)**	-1.366 (0.386)**
대학	-0.782 (0.175)**	-0.745 (0.179)**	-0.929 (0.184)**	-0.864 (0.195)**
배우자있음	-0.259 (0.114)*	-0.225 (0.113)*	-0.349 (0.100)**	-0.315 (0.100)**
자산	-0.4e4 (0.000)**	-0.4e4 (0.000)**	-0.5e4 (0.000)**	-0.5e4 (0.000)**
비자발적 은퇴	0.025 (0.093)	0.148 (0.098)	-0.283 (0.102)**	-0.184 (0.104)+
자발적 은퇴	-0.189 (0.102)+	-0.243 (0.103)*	-0.501 (0.114)**	-0.552 (0.118)**
자산x비자발적은퇴	-	-0.0001 (0.000)**	-	-0.0001 (0.000)**
cut1	-3.871 (0.500)**	-4.024 (0.521)**	-4.043 (0.447)**	-4.138 (0.460)**
cut2	-2.246 (0.421)**	-2.326 (0.419)**	-1.781 (0.358)**	-1.848 (0.357)**
cut3	-0.759 (0.415)+	-0.828 (0.410)**	0.001 (0.358)	-0.056 (0.358)
cut4	0.543 (0.414)+	0.485 (0.410)	1.256 (0.362)**	1.199 (0.361)**
N	1,496	1,440	1,496	1,440
Loglikelihood	-1699.7	-1624.19	-1481.42	-1421.76

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.  
모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.  
0.4e4=0.4x10<sup>-4</sup>을 나타냄. \*\* 99%. \* 95%, + 90%에서 유의.

## V. 결론

고령 사회가 심화되면서 은퇴자에 대한 관심이 더 높아지고 있으며 은퇴가 이들의 복지에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구도 최근 활발히 진행되고 있다. 만약 자신이 원하는 시기에 은퇴할 수 있다면 또는 은퇴시기가 미리 예측될 수 있다면 은퇴전후의 소비는 크게 다르지 않을 것이며 따라서 은퇴후 복지수준도 크게 하락하지 않을 것이다. 하지만 만약 은퇴가 예기치 않게 발생한다면 은퇴전의 소비에 비하여 은퇴후 소비하락은 더 클 것이고 이는 복지 하락으로 나타날 가능성이 높다. 이러한 이론적 예측은 손중철(2010), 성지미·안주엽(2011), Barrett and Kecmanovic(2013) 등의 연구에서 실증적으로 보여주고 있다.

본 연구는 기존의 연구에서 한걸음 더 나아가 예기치 않은 은퇴의 부정적 효과가 자산의 규모에 따라 달리 나타날 수 있다는 것을 간단한 이론적 모형을 통하여 보여 주었고, 한국노동패널자료를 이용하여 실증적으로 검증하였다. 1999-2003년 전체 중고령자와 은퇴자 표본을 이용하여 소득만족도와 생활만족도를 추정한 결과, 은퇴가 만족도에 미치는 효과는 표본에 따라 다소 다르게 나타났지만 (1) 비자발적 은퇴가 자발적 은퇴보다 상대적으로 만족도를 더 낮춘다는 점, (2) 비자발적 은퇴가 만족도를 낮추는 영향은 자산규모가 클수록 약화된다는 점을 공통적으로 보여주었다.

한편, 비자발적 은퇴, 자산규모와 함께 학력과 배우자 유무도 고령자의 만족도에 중요한 영향을 미치는 요소로 나타났다. 따라서 우리나라의 고령자 정책은 모든 고령자를 대상으로 하기보다는 비자발적 또는 예측하지 못한 은퇴를 경험한 저학력, 저소득, 1인 고령자 가구에 초점을 맞추는 것이 더 효과적일 것으로 사료된다. 앞으로 소득양극화가 더욱더 심화되고 1인 고령자 가구의 증가도 더 많아질 것으로 예상된다고 할 때 이들에 대한 소득지원이나 복지정책은 시급히 마련되어야 할 것이다.

본 연구의 한계점은 만족도를 측정함에 있어서 개인의 보이지 않는 이질성을 충분히 고려하지 못했다는 것이다. 특히, 만족도가 주관적인 지표라고 할 때 개인의 보이지 않는 이질성을 통제하는 것은 더욱 더 중요하다고 판단된다. 최근 고정효과 순위로짓모형(fixed effects ordered logit) 등을 이용하여 만족도를 추정한 연구들이 나타나고 있다(Booth and van Ours, 2009). 향후 이러한 방법론 등을 이용하여 은퇴자의 만족도를 재추정하는 것은 본 논문의 결과에 대한 강건성 검증(robustness test)으로 유용한 작업이 될 것이다.

## 부록

### <부표 1> 자발적/비자발적 은퇴 사유 (%)

자발적 은퇴	비자발적 은퇴
정년퇴직 (12.11)	권고사직이나 명예퇴직 (4.68)
본인의 수입이 충분해서 (1.36)	해고/일시해고 (1.40)
배우자의 수입이 충분해서 (0.35)	다른 일자리를 찾을 수가 없어서 (6.83)
일하기 싫어져서 (5.85)	고용주나 일로부터 압박감 (0.47)
가족과 더 많은 시간을 보내기 위해 (0.86)	본인의 건강악화 (39.13)
더 많은 여가를 즐기기 위해 (0.66)	배우자의 건강악화 (4.68)
결혼, 출산, 육아 (3.14)	다른 가족의 건강악화 (0.83)
기타 (17.64)	
합계 (41.97)	합계 (58.03)

주: 각 이유의 비중은 은퇴한 사유에 나타난 1순위만을 대상으로 집계한 것임.

### <부표 2> 은퇴자/비은퇴자의 만족도 (남성)

	남성소득만족도			남성생활만족도		
	은퇴자	비은퇴자	차이	은퇴자	비은퇴자	차이
매우만족	0.38	0.46	-0.08	0.92	0.68	0.24
만족	8.41	10.88	-2.47	20.30	22.98	-2.68
보통	37.39	41.58	-4.19	54.14	56.95	-2.81
불만족	40.87	37.74	3.13	21.16	16.70	4.46
매우불만족	12.95	9.35	3.60	3.49	2.69	0.80
합계	100	100	0.00	100	100	0.00

### <부표 3> 은퇴자/비은퇴자의 만족도 (여성)

	여성소득만족도			여성생활만족도		
	은퇴자	비은퇴자	차이	은퇴자	비은퇴자	차이
매우만족	0.11	0.37	-0.26	0.41	0.56	-0.15
만족	6.82	8.79	-1.97	16.45	19.40	-2.95
보통	38.83	38.32	0.51	56.03	55.58	0.45
불만족	39.99	40.91	-0.92	23.54	20.85	2.69
매우불만족	14.24	11.61	2.63	3.56	3.62	-0.06
합계	100	100	0.00	100	100	0.00

<부표 4> 은퇴 전후의 만족도, 비자발적 은퇴

	소득만족도			생활만족도		
	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후
매우만족	0	0	0	0	0	0
만족	10.34	5.45	7.02	17.24	16.36	19.3
보통	27.59	30.91	33.33	50.01	56.37	49.13
불만족	53.45	41.82	40.35	31.03	25.45	29.82
매우불만족	8.62	21.82	19.3	1.72	1.82	1.75
합계	100	100	100	100	100	100

<부표 5> 은퇴 전후의 만족도, 자발적 은퇴

	소득만족도			생활만족도		
	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후	은퇴 1년전	은퇴	은퇴 1년후
매우만족	0	0	0	0	0	0
만족	10.00	16.36	8.33	23.33	27.27	30.00
보통	43.33	40.00	38.34	51.67	56.37	53.33
불만족	36.67	40.00	38.33	21.67	16.36	15.00
매우불만족	10.00	3.64	15.00	3.33	0.00	1.67
합계	100	100	100	100	100	100

<부표 6> 1999-2003년 중고령자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과(정년퇴직자 제외)



	종속변수=소득만족도	종속변수=생활만족도
여성	0.001(0.030)	-0.020(0.029)
연령	-0.005(0.002)**	-0.003(0.002)+
고등학교	-0.194(0.037)**	-0.178(0.036)**
전문대	-0.390(0.139)**	-0.564(0.126)**
대학	-0.516(0.061)**	-0.560(0.060)**
결혼	-0.075(0.035)*	-0.181(0.035)**
자산	-0.4e4(0.000)**	-0.3e4(0.000)**
비자발적 은퇴	0.318(0.036)**	0.312(0.036)**
자발적 은퇴	0.103(0.049)*	0.068(0.049)
자산x비자발적은퇴	-0.1e4(0.000)	-0.1e4(0.000)+
cut1	-3.448(0.142)**	-3.046(0.130)**
cut2	-1.795(0.122)**	-1.037(0.119)**
cut3	-0.388(0.121)**	0.691(0.119)**
cut4	0.927(0.121)**	1.911(0.121)**
N	15502	15502
Loglikelihood	-17892.5	-15684.9

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.  
모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.  
0.4e4=0.4x10<sup>-4</sup>을 나타냄. \*\* 99%. \* 95%, + 90%에서 유의.

<부표 7> 1999-2003년 은퇴자를 대상으로 한 순위프로빗 추정결과(자발적/비자발적 은퇴여부)

	종속변수=소득만족도	종속변수=생활만족도
여성	-0.038(0.097)	-0.088(0.094)
연령	-0.005(0.006)	-0.002(0.006)
고등학교	-0.109(0.125)	-0.100(0.124)
전문대	-1.014(0.384)**	-1.365(0.383)**
대학	-0.735(0.177)**	-0.859(0.194)**
결혼	-0.214(0.112)+	-0.310(0.099)**
자산	-0.3e4(0.000)**	-0.5e4(0.000)**
비자발적 은퇴	0.152(0.098)	-0.182(0.104)+
자발적 은퇴	-0.135(0.116)	-0.501(0.132)**
자산x비자발적은퇴	-0.1e3(0.000)**	-0.8e4(0.000)**
자산x자발적은퇴	-0.7e4(0.000)*	-0.3e4(0.000)
cut1	-4.006(0.520)**	-4.126(0.458)**
cut2	-2.309(0.416)**	-1.837(0.355)**
cut3	-0.803(0.407)*	-0.044(0.356)
cut4	0.513(0.407)+	1.212(0.359)**
N	1,440	1,440
Loglikelihood	-1620.32	-1420.93

\* 만족도는 1=매우 만족, 2=만족, 3=보통, 4=불만족, 5=매우 불만족. 따라서 계수가 음수일수록 만족도가 상승함.  
모든 회귀분석에는 연도더미가 포함되어 있음. 표준오차는 개인의 id로 cluster되어 있는 것을 고려하여 계산된 것임.  
0.4e4=0.4x10<sup>-4</sup>을 나타냄. \*\* 99%. \* 95%, + 90%에서 유의.

## 참고문헌

- 성지미·안주엽 (2011), 중고령자의 은퇴만족도에 관한 연구, 한국경제연구, 29(2), pp.175-212
- 손종철 (2010), 중고령자 은퇴 및 은퇴만족도 결정요인 분석, 노동정책연구, 10(2), pp.125-153
- 신현구 (2007), 노동시장 은퇴자의 은퇴 만족도 및 삶의 만족도, 노동리뷰, 3월호, 27호, pp.81-93
- Aguiar, M. and Hurst, E. (2005) "Consumption versus Expenditure", *Journal of Political Economy*, 113, 919 - 948.
- Alan, S., Atalay, K. and Crossley, T. F. (2008) "The adequacy of retirement savings: subjective survey reports by retired Canadians", *Canadian Public Policy*, 34, 95-118.
- Barrett, G. and Milica Kecmanovic (2013), Changes in subjective well-being with retirement: assessing savings adequacy, *Applied Economics*, Vol. 45, No. 35, 4883-4893
- Booth, A. and van Ours (2009), "Hours of Work and Gender Identity: Does Part-time Work Make the Family Happier?", *Economica*, 76, 176-196.
- Jose' Mari'a Milla'n, Jolanda Hessels, Roy Thurik, Rafael Aguado (2013), "Determinants of job satisfaction: a European comparison of self-employed and paid employees" *Small Business Economics* 40: 651-70.
- Koys, D. J. (2001). "The effects of employee satisfaction, organizational citizenship behavior, and turnover on organizational effectiveness: A unit-level, longitudinal study". *Personnel Psychology*, 54(1), 101 - 14.
- Ostroff, C. (1992). "The relationship between satisfaction, attitudes, and performance: An organizational level analysis". *Journal of Applied Psychology*, 77(6), 963 - 974.
- Ryan, A. M., Schmit, M. J., & Johnson, R. (1996). "Attitudes and effectiveness: Examining relations at an organizational level". *Personnel Psychology*, 49(4), 853 - 82.
- Sousa-Poza, A., & Sousa-Poza, A. (2000). "Well-being at work: A cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction". *Journal of Socio-Economics*, 29(6), 517 - 38.