Korean Journal of Social Welfare, Vol. 67, No. 3, 2015. 8, pp. 281-303

부부은퇴의 상호의존성 연구

- 배우자의 은퇴여부 및 은퇴자발성을 중심으로 -*

함 선 유+

(한국보건사회연구원)

홍 백 의 ++

(서울대학교)

[요 약]

본 연구는 남편과 아내의 은퇴가 상호의존적임을 파악한 연구로, 대다수가 비자발적으로 은퇴하는 경향을 고려하여 배우자의 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴가 어떻게 영향을 미치는지 살펴보았다. 이를 위해 한국고령화연구패널 4차년도 응답자 중 노동경험이 있는 75세 이하의 부부 1,038쌍(2,076명)을 대상으로 프로빗분석과 다변량프로빗분석을 실시하였다. 분석 결과, 아내의 은퇴는 남편의 은퇴 결정에 유의미한 영향을 미치는 것으로 드러났다. 배우자의 비자발적 은퇴 역시 유의미한 영향요인으로 나타났는데, 60세 미만 집단에서 남편의 비자발적인 은퇴는 아내의 은퇴에 정적 영향을 미치나, 아내의 비자발적인 은퇴는 남편의 은퇴에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 아내의 노동시장 지위가 남편에 종속되는 비율이 높고, 아내가 남편에 비하여 배우자의 건강문제로 은퇴하는 비율이 더높은 기술통계와 맥을 같이 한다. 본 연구는 기존연구에서 다뤄지지 않은 부부의 상호의존적 영향을 확인하여, 향후 은퇴 연구와 고령자 노동정책에 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

주제어: 은퇴, 동반은퇴, 부부의 의사결정, 비자발적 은퇴, 이변량프로빗, 노인복지

^{*} 본 논문은 주저자의 석사학위논문을 수정·요약한 것임.

⁺ 주저자

⁺⁺ 교신저자

1. 문제제기

오늘날 은퇴에 관한 연구는 고령인구의 증가에 따른 정부의 연금재정부담을 비롯한 경제적인 맥락과 고령자의 삶의 질 등 사회·심리적 맥락에서 폭넓게 다뤄지고 있다. 그러나 대다수의 기존 연구는 고령자의 은퇴요인을 은퇴자의 개인적 특성에만 초점을 둔 한계가 있다. 소비와 저축 결정이 주로 가구를 단위로 이루어지는 것처럼(England and Farkas, 1986), 은퇴 결정도 은퇴자 자신뿐만 아니라, 그들이 속한 가정의 경제적 상황에 영향을 받는다(Zweimüller et al., 1996). 또한 부부는 가구의 자원을 배분하는 데 있어서 동반 의사 결정 과정(joint decision-making process)을 사용하므로(Ehrenberg and Smith, 2012), 은퇴 결정을 이해하고, 예측하기 위해서는 은퇴자 개인의 변수뿐만 아니라 배우자 변수를 고려하여야 한다.

특히 맞벌이가 일반적인 현대 가구에서!) 배우자의 은퇴는 은퇴에 영향을 미치는 핵심 변수다. 과거 남성생계부양자 모델에서는 가구마다 한 명의 소득원, 한 번의 은퇴만이 이뤄지므로, 은퇴를 남성의 생애말기 사건으로만 여겼다(Denaeghel et al., 2011). 그러나 오늘날에는 여성의 노동시장 참가의증가로 맞벌이 가구가 증가하고, 이들의 은퇴 결정은 부부가 서로의 노동참여와 미래 연금소득 등에 영향을 주고받으면서 보다 복잡한 양상으로 나타난다. 실제 여러 연구들에서 남편과 아내의 은퇴는 서로의 은퇴 결정에 영향 요인으로 작용하는 것으로 드러났으며, 부부의 연령 차이와 무관하게 동일한 시점에 은퇴하는 동반은퇴(joint retirement)가 관측되기도 하였다. 이 같은 부부은퇴의 상호의존성을 고려하지 않을 경우 연금소득 등 은퇴 결정 요인의 효과를 과대 혹은 과소평가 할 수 있다 (Hospido and Zamarro, 2014; Michaud et al., 2014).

이에 본 연구는 은퇴의 유의미한 예측요인으로 알려진 배우자의 은퇴가 우리나라 고령자의 은퇴결정에 어떤 영향을 미치는지 확인해보고자 한다. 국내에도 배우자의 개인적인 특성이 은퇴에 미치는 영향을 확인한 연구(최승현, 2006; 한경혜, 2008; 홍백의 외, 2009)들이 있으나, 부부은퇴의 상호의존적 영향을 살펴보지 못한 한계를 갖고 있다. 방법론 측면에서도 부부의 은퇴가 서로에게 동시에 (simultaneously) 영향을 미치는 점을 고려하지 못하였기 때문에 추정 상의 문제점을 갖고 있다. 본연구는 우리나라 고령자를 대상으로 배우자의 은퇴가 은퇴 결정에 유의미한 영향을 미치는지 동시성을 고려하여 확인해 볼 것이다.

많은 서구연구들에서 부부의 상호의존적 은퇴의 원인은 크게 2가지로 설명된다. 첫째는 부부가 함께 여가시간을 보내고 싶어 한다는 부부의 보완적 여가(complementary leisure) 취향(Hurd, 1990; Michaud, 2003; Gustman and Steinmeier, 2004; Michaud et al., 2014; Syse et al., 2014; Zhu, 2014), 둘째는 배우자의 연금소득과 같은 은퇴인센티브의 일출효과(spillover effect)다(Coile, 2004a; Guo, 2013; Queiroz and de Souza, 2013; Honoré and De Paula, 2014), 이 이론들의 전제는 개인들이 주어

¹⁾ 여성의 노동참가율은 1980년 49.3%에서 2013년 55.6%로 꾸준히 성장해 왔으며, 2013년 현재 40~59 세 부부 49.9%는 맞벌이다(통계청, 2014).

진 예산제약 하에서 최대효용을 가져올 수 있는 시점에 "자발적으로" 은퇴 시기를 선택한다는 것이다. 그러나 우리나라는 노후소득보장제도의 미성숙과 노동시장의 여건으로 인해 대다수의 노인이 비자발적으로 은퇴한다. 국민연금은 시행시기와 보장범위, 소득대체율에서 선진국의 노후소득보장 제도의 수준을 따라가지 못하며, 노동 소득이 여전히 고령자의 주요한 소득원인 것이 현실이다(OECD, 2013). 이런 이유로 대부분의 노인은 건강문제로 비자발적인 은퇴를 하는 실정이며(김지경, 2005: 우혜경·조영태, 2013), 이에 은퇴를 개인의 자발적 선택 행위로 전제하는 서구의 이론 틀은 우리나라의 현실을 반영하지 못하는 한계가 있다.

본 연구는 이런 현실을 고려하여 가구동반노동공급결정 이론으로 부부의 은퇴과정을 살펴보고자한다. 이 이론에 따르면 개인은 경기침체기에 배우자의 비자발적 은퇴로 인한 가구소득 감소를 보완하기 위하여 은퇴를 미루거나, 반대로 배우자와 유사한 사유로 함께 은퇴하는 두 가지 가능성이 있다. 여기서 은퇴를 미루는 경향을 추가노동자효과(added worker effect)라 하며, 배우자와 유사한 사유로 은퇴하는 것을 낙담효과(discouraged effect)라 한다. 본 연구는 이 이론을 바탕으로 남편(아내)의 비자발적인 은퇴가 아내(남편)의 은퇴결정에 미치는 영향이 자발적 은퇴의 영향과 어떻게 다른지 살펴보고자 한다.

2. 이론적 배경

1) 부부의 상호의존적 은퇴결정의 원인

노동경제학의 소득효과(Income effect)와 대체효과(Substitution effect)를 부부의 은퇴에 적용해보면 소득효과는 동일한 원리로 작동하지만, 대체효과는 여가에 대한 부부의 선호에 따라 다른 양상으로 나타날 수 있다. 소득효과 측면에서 배우자의 은퇴로 감소된 소득은 상대 배우자로 하여금 은퇴를 유예하게 하지만, 대체효과는 3가지 다른 채널을 통해 배우자의 은퇴결정에 영향을 미친다. 첫 번째, 여가 결정이 독립적인 경우로, 대체 효과는 배우자의 은퇴결정에 영향을 미치지 않는다(대체효과 없음). 두 번째, 부부의 여가 결정이 상호의존적이며 여가 시간을 공유하는 것을 선호한다면, 배우자가은퇴할 경우 은퇴를 서두를 것이다(정적 대체효과). 마지막으로 부부의 여가 결정이 상호의존적으로이뤄지지만, 함께 여가 시간을 공유하는 것을 선호하지 않는다면, 배우자의 은퇴는 상대의 은퇴를 늦출 것이다(부적 대체효과)(Zhu, 2014). 따라서 부부의 여가 결정이 상호의존적이며, 함께 여가시간을 보내는 것을 선호할 때 배우자의 은퇴는 상대의 은퇴를 촉진시킨다.

이 같은 소득효과와 대체효과를 바탕으로 한 부부은퇴 연구의 결론은 두 가지로 정리된다. 첫 번째는 부부의 소비와 여가에 대한 취향(무차별곡선)이고, 두 번째는 가구소득(예산제약)의 변화다. 부부은퇴에 관한 초기 연구들은 동반은퇴의 주요 원인으로 부부의 여가에 대한 선호를 주목하였다. 은퇴는 가구의 예산제약을 강화하여 노동공급을 유지 혹은 확대 시키는 영향을 미쳐야 함에도(소득효과).

배우자의 은퇴가 은퇴 결정을 유도하는 것으로 나타나기 때문이다(정적 대체효과). 이러한 관점에서 많은 연구들은 은퇴 후 여가시간을 배우자와 함께 보내고자 하는 보완적 여가(complementary leisure)를 동반은퇴의 원인으로 보았다(Hurd, 1990; Michaud, 2003; Gustman and Steinmeier, 2004; Michaud et al., 2014; Syse et al., 2014; Zhu, 2014).

부부은퇴에 관한 후발 연구들은 동반은퇴의 원인으로 개인의 은퇴 인센티브가 배우자의 은퇴 결정에도 영향을 주는 일출효과(spillover effect)를 주목하였다. 연금 수급연령과 연금액 등 개인의 은퇴에 재정적 인센티브로 작용하는 요인들이 배우자에게도 영향을 미친다는 것이다(Coile, 2004a: Guo, 2013; Queiroz and de Souza, 2013; Honoré and De Paula, 2014). 관대한 연금액은 연금 수급자의 은퇴뿐만 아니라 그의 배우자에게도 은퇴 인센티브로 작용할 수 있다. 이 경우 배우자의 연금은 대체효과 없는 소득효과로 작용하여 은퇴 결정에 정적인 영향을 미친다.

국내에서 부부 은퇴와 보완적 여가를 다룬 연구는 없지만, 일부 조사를 통해 은퇴 후 여가취향을 가늠해 볼 수 있다. 50~60세 중고령 미은퇴 부부 100쌍을 대상으로 수행된 설문조사에서2) 은퇴 후 누구와 함께 있을 때 가장 즐거울지를 묻는 질문에 남편의 87%가 아내를, 아내의 65%가 남편을 꼽아, 부부 모두 은퇴 후 배우자와 함께 시간을 보내는 것에 중요한 가치를 두고 있음을 알 수 있다. 물론 한국보건사회연구원의 2011년 노인실태조사 원자료3)를 분석한 결과, 배우자가 있는 65세 이상 노인 대부분은 친구와 함께 여가생활을 즐겼으며(여 53.7%, 남 47.4%), 배우자와 함께 시간을 보낸 경우는 10%에 불과하였다(남 8.7%, 여 10.1%). 즉, 은퇴 후 여가생활에 대한 기대와는 달리, 실제 부부가 함께 여가생활을 즐기는 비율은 높지 않은 것으로 보인다.

배우자 은퇴소득의 일출효과 역시 국내에서는 관측하기는 어려울 것으로 보인다. 국민연금 1인당 연평균수급액은 360만원 정도로 작으며⁴⁾, 선진국에 비하여 낮은 소득대체율을 기록하고 있다(OECD, 2013). 국내 여러 연구에서 국민연금 수급은 은퇴 결정에 유의미한 영향 요인으로 나타나지 않았다 (김원섭·우해봉, 2008: 이기주·석재은, 2011). 이처럼 개인의 재정적 은퇴인센티브가 자신의 은퇴에 영향을 미치지 못하는 여건에서 배우자의 은퇴에 미치는 영향은 유의미하지 않을 것으로 예상된다.5)

²⁾ 삼성생명 은퇴연구소의 '부부 은퇴 생활, 기대와 현실' 보고서에서 발표한 내용으로 미은퇴자 부부 100쌍과 은퇴자 부부 100쌍을 대상으로 전화 조사를 실시한 결과를 담고 있다. (출처: 연합뉴스, 2014-5-21, 은퇴자의 아내들 "나를 가장 힘들게 하는 것은 남편")

³⁾ 노인실태조사는 한국보건사회연구원에서 65세 이상 노인을 대상으로 3년마다 진행하는 조사로, 여기 서 인용된 자료는 2011년 조사 원자료를 연구자가 분석한 내용이다. 응답자 중 배우자가 있는 응답 자의 응답 원자료를 분석하여, 남성 1,193명, 여성 795명 중 비율을 나타낸다.

⁴⁾ 국민연금공단의 『2013 국민연금통계연보』의 연중 수급액과 수급자수를 나눈 수치로, 2013년 연중 총 수급자의 수는 3,653,133명이며 이들의 총 수급액은 13,112,751,419,000원이다.

⁵⁾ 본 연구에서는 사적연금이나 저축, 자산 등 국민연금 이외의 노후소득에 대해서 다루고 있지 않다. 우리나라 베이비붐(1955~1963년생) 세대의 퇴직연금과 개인연금 가입률은 3.7%와 26.9%로 사적연 금 가입률은 매우 낮은 수준으로 나타난 바 있다(윤석명 외, 2012).

2) 가구의 동반노동공급결정

경제학에서 개인은 자신이 원하는 바를 잘 알며, 최상의 대안을 자발적으로 선택한다(홍훈, 2013). 이 때문에 경제학에서는 "비자발적 은퇴"라는 개념에 회의적이다(Johnson and Favreault, 2001). 그러나 이러한 가정은 비자발적인 사유로 인한 노동시장 퇴출이 은퇴로 이어지는 현실세계의 은퇴를 설명하기 어렵다. 특히 우리나라는 건강문제와 실업이 은퇴 결정의 가장 주요한 원인이기 때문에(김지경, 2005; 우혜경·조영태, 2013), 비자발적인 은퇴에 대한 이해가 매우 중요하다.

그렇다면 배우자의 비자발적인 은퇴는 상대의 은퇴 결정에 어떠한 영향을 미칠까? 본 연구에서는 비자발적 부부 은퇴를 설명하기 위하여 경기침체기 배우자의 비자발적인 노동시장퇴출이 상대의 노동 참여 결정에 미치는 영향을 다룬 추가노동자효과와 낙담효과를 살펴보았다. 추가노동자효과란 가구내 주 수입원의 실업 또는 노동시장에서의 퇴출로 인해 하락한 가구소득을 유지하기 위해 배우자가노동시장에 참여하거나, 노동시간을 증가시키는 것을 말한다. 반면, 낙담효과는 경기침체로 인하여 직업을 구할 가능성이 줄어들어 주 소득자와 배우자의 노동시장 참여가 동시에 줄어드는 효과를 말한다(박진희, 2009; Ehrenberg and Smith, 2012).

기존 연구들에서 추가노동자효과 관점으로 부부의 은퇴 결정을 설명한 연구는 매우 적다. 선진국에 서는 실업이나 은퇴로 인한 소득 상실은 국가에 의해 보전되어 부가노동자효과가 상쇄될 수 있기 때문이다(Syse et al., 2014). 하지만 일부 연구에서 배우자의 건강에 문제가 발생할 시 가구의 소득이 급격하게 감소하기 때문에 다른 배우자가 은퇴시기를 미루는 것으로 나타난 바 있다(Johnson and Favreault, 2001).

한편, 낙담효과로 인해 배우자의 비자발적인 은퇴가 은퇴 결정에 정적인 영향을 미친다는 연구도 있다. Radl과 Himmelreicher(2015)에 의하면, 스페인과 독일 모두에서 배우자의 비자발적인 은퇴가 상대방의 은퇴 위험을 높이는 것으로 나타났다. 저자는 교육수준의 동질성이나 지역적 노동시장 상황, 고용리스크에 대한 유사한 노출 등 부부가 공유한 실직과 관련한 관측되지 않은 변수가 있을 수 있으며, 흡연과 식이 등 유사한 라이프스타일을 공유한 부부가 건강문제로 함께 조기은퇴 할 수 있다고 해석하였다. 또한, 배우자가 건강문제로 은퇴할 때 간병을 위하여 동반 은퇴한다는 연구도 있다. Jiménez-Martín 외(1999)에 의하면, 나쁜 건강상태는 부부의 은퇴 확률을 높이나, 이러한 효과는 남녀가 상이한 것으로 나타났다. 남편의 나쁜 건강상태는 부부 모두의 은퇴 가능성을 상승시키는 반면, 아내의 나쁜 건강상태에 따른 동반은퇴의 가능성은 낮은 것으로 드러났다.

한편 국내 일반 노동자를 대상으로 한 연구에서는 추가노동자효과에 비하여 낙담효과가 더 큰 것으로 나타났다(박진희, 2009). 유배우 기혼여성을 대상으로 남편의 미취업이 여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 박진희(2009)는 이러한 낙담효과가 학력이나 소득 등이 유사한 이들끼리 결혼하는 동종 혼(assortative mating)에 따른 것으로 보았다. 동종 혼으로 인하여 부부가 유사한 경제활동 상태를 나타낼 수 있다는 것이다.

〈丑 1〉	부부은퇴의	상호의존성에	과하	이론적	배경

		배우자의	은퇴 사유
		자발적 은퇴	비자발적 은퇴
배우자 은퇴 시 은퇴 결정	(+)	-부부의 보완적 여가 -은퇴 인센티브의 일출효과	-낙담 효과
	(-)	-부부의 은퇴 결정 독립적 -배우자와 여가 생활 비선호	-추가 노동자 효과

3. 연구방법

1) 자료

본 연구는 한국고용정보원에서 실시한 4차 고령화연구패널(Korean Longitudinal Study of Ageing, KLoSA)을 사용하였다. KLoSA는 2006년부터 중·고령자를 대상으로 조사를 실시하였으며, 이후 2년 마다 실시된 종단 조사다. 은퇴와 노후 소득, 건강상태 등 고령자 연구에 필요한 자료를 중심으로 조사된 자료로, 2012년 4차 조사 당시 응답자는 51세 이상의 중·고령자 7,486명이었다.

본 연구에서는 이혼, 사별 등으로 혼자가 된 사람은 연구 대상에서 제외하였으며, 부부가 모두 생애 노동참여 경험이 있어야 하므로, 생애 노동 참여 경험이 없는 경우도 제외하였다. 그리고 76세 이상 고령자의 경우 부부 모두 이미 은퇴한 확률이 높으므로 이들 역시 분석 대상에서 제외하였다. 분석에 포함된 변수의 결측치를 제외한 최종 분석 대상은 1,038쌍(2,076명)이다. 2010년 이전 은퇴자의 은퇴에 관한 정보는 1~3차 조사 자료에 포함되어 있어, 1~3차 자료를 활용하여 일부 정보를 보완하였다.

2) 측정

은퇴는 널리 사용되는 용어이나 이를 연구에서 구조화하기는 모호하다(Ekerdt, 2010). 은퇴란 일반적으로 현재 경제활동을 하지 않음을 의미할 뿐만 아니라 퇴직과 달리 영구적인 노동시장 이탈을 나타낸다(Radl and Himmelreicher, 2015). 관련 연구에서는 경력 중단, 노동 노력의 감소, 연금 수급 또는 자가 보고 은퇴 등 다양한 방법으로 은퇴를 측정하고 있다(Ekerdt, 2010). 이 중 가장 보편적으로 사용되는 은퇴 측정방법은 자가보고 은퇴다(김원섭·우해봉, 2008; 김지경, 2005; 우혜경·조영태, 2013; 조동훈, 2014; 홍백의 외, 2009; Coile, 2004a; Denaeghel et al., 2011; Honoré and De Paula, 2014; Smith, 2006). 이러한 측정은 경우에 따라 은퇴자가 미은퇴자가 되거나 재은퇴자가 될 가능성이 있다는 점에서 한계가 있다(Ekerdt, 2010). 그러나 최근 대부분의 연구가 면접조사를 바탕으로 이뤄지고 있으며, 국가간 혹은 조사간 비교 가능성을 높이기 위하여 유사한 질문 구조를 가지고 있어(부가청,

2006) 보편적인 측정도구로 사용되고 있다. 이에 본 연구의 주요변수인 은퇴 여부는 KLoSA에서 조 사된 자가보고 은퇴로 측정하였다.

은퇴의 자발성 변수는 은퇴의 1순위 이유에 관한 문항을 활용하였다. 건강이나 해고 등에 의한 은퇴를 비자발적 은퇴로 본 Radl과 Himmelreicher (2015)의 연구를 참고하여, 본인이나 배우자의 소득이 충분해서, 여가를 즐기고 싶어서, 일이 하기 싫어서나, 사회봉사·취미활동을 위해서 은퇴한 경우를 자발적 은퇴로, 본인이나 가족의 건강문제, 가사 및 육아, 실업, 정년퇴직으로 은퇴한 경우는 비자발적은퇴로 보았다. 기타를 응답한 경우 이유를 주관식으로 응답하도록 하고 있는데, 응답 내용과 2순위은퇴원인을 확인하여 자발성을 판단하였다.

통제변수로는 건강상태, 교육수준, 연령, 직업적 특성, 미성년자녀수, 가구소득, 부부의 연령차 등이 고려되었다. 나쁜 건강상태는 은퇴에 유의한 영향을 미치며(우혜경·조영태, 2013; Zhu, 2014), 교육수준이 높을수록 은퇴의 위험이 낮아지는 것으로 알려졌다(Denaeghel et al., 2011; Honoré and De Paula, 2014; Hospido and Zamarro, 2014). 연령의 경우 연금수급 개시연령이나 정년제와 같은 제도적인 영향뿐만 아니라 고령자의 노동시장 진입 제한과 차별 등 다양한 방향으로 은퇴에 영향을 미친다(김원섭·우해봉, 2008; Syse et al., 2014; Zhu, 2014). 직업적 특성에는 자영업자일 때, 농업일 때은퇴의 가능성이 낮았다(홍백의 외, 2009; Radl and Himmelreicher, 2015). 미성년 자녀가 있을 경우교육비 지출 등의 재정적인 요구를 해결하기 위하여 은퇴를 하지 못하는 경향이 나타난 바 있다(Denaeghel et al., 2011; 최승현, 2006). 가구의 소득 증가는 은퇴의 가능성을 유의하게 높인다(권문일, 1996; 최승현, 2006; Syse et al., 2014). 마지막으로 부부의 연령차이가 클수록 사후 홀로 남게 될 배우자의 재정적 자원을 위하여 노동시장에 더 오래 남아 있는 것으로 나타난 바 있다(Denaeghel et al., 2011; Honoré and De Paula, 2014; Hospido and Zamarro, 2014; Syse et al., 2014). 각 변수의 속성 및 정의는 〈표 2〉에 수록하였다.

〈표 2〉 변수 속성 및 측정수준

항목	변수명	조작정 정의	변수 속성	측정 수준
	은퇴	본격적인 소득활동을 그만두고 지금은 일을 하지 않거나, 소일거리 정도의 일을 하고 있는 경우를 은퇴로 정의함	은퇴: 1, 미은퇴: 0	비연속
은퇴	자발적 은퇴	은퇴의 주요 원인을 소득이 충분해서나 여유를 즐기고 싶어서, 일이 하기 싫어서로 응답한 경우 자발적 은퇴로 정의함	자발적 은퇴: 1, 미은퇴 및 비자발적 은퇴: 0	비연속
	비자발적 은퇴	은퇴의 주요 원인을 본인이나 가족의 건강문제, 실업 등으로 응답한 경우 비자발적 은퇴로 정의함	비자발적 은퇴: 1, 미은퇴 및 자발적 은퇴: 0	비연속
	연령	2012년 현재 연령	세(단위)	연속
개인 요인	교육수준	2012년 현재 최종학력	중학교 졸업 이하(기준), 고등학교 졸업, 대졸 이상	비연속

항목	변수명	조작정 정의	변수 속성	측정 수준
	건강상태	자가보고 건강상태	좋음(기준), 보통, 나쁨	비연속
	고용형태	은퇴자의 경우 마지막 직장의 고용형태를 나타내며, 노동자의 경우 2012년 현재 고용형태를 나타냄	임금근로자(기준), 자영업자, 무급가족종사자	비연속
	직종 대분류	은퇴자의 경우 마지막 직장의 직종을 나타내며, 노동자의 경우 2012년 현재 직종 나타냄	관리·사무직(기준) 서비스·판매직, 농업·기능·기술직, 단순노무	비연속
- н н	가구소득	응답자의 지난 해 총 가구소득	천 만원(단위)	연속
부부 공동 요인	배우자와의 연령차이	남편의 연령-아내의 연령	세(단위)	연속
	부양 부담	미성년 자녀의 수	명(단위)	연속

3) 분석방법

본 연구는 은퇴 결정의 부부간 상호의존성에 관한 연구이기 때문에, 남편과 아내의 은퇴 여부가 독립변수이자 종속변수가 된다. 은퇴 여부는 0과 1로 이루어진 이분변수이므로 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하는 프로빗 분석을 실시한다.

(모델 1)
$$Y_h = Y_w \beta_{h11} + X_h \beta_{h12} + X_f \beta_{h13} + \epsilon_h$$

(모델 3)
$$Y_w = Y_h \beta_{w11} + X_w \beta_{w12} + X_f \beta_{w13} + \epsilon_w$$

Y_h : 남편의 은퇴 여부	X_h :남편의 개인 요인
Y_{w} : 아내의 은퇴 여부	X_w :아내의 개인 요인
T_w . ૧૧૧ન દેમ નેન	X_f :가구요인

그러나 본 연구의 가정과 같이 부부의 은퇴가 서로에게 상호의존적인 영향을 미칠 경우, 남편과 아내의 은퇴는 종속변수와 설명변수로서 분명히 식별이 가능하지 않다(Zhu, 2014). 즉, 남편과 아내의 은퇴는 연립적인 상관관계를 형성하게 된다. 이러한 경우 배우자의 은퇴를 외생변수로 본 프로빗 분석은 오차항이 독립적으로 분포되어 있다는 회귀분석의 기본 가정을 충족시키지 못하게 된다. 다시 말해, 모델 1에서 설명변수인 아내의 은퇴 Y_w 는 ϵ_h 와 통계적으로 독립이고, 모델 3에서 남편의 은퇴 Y_h 가 ϵ_w 와 독립이라는 것을 보여주지 않은 채 회귀분석을 적용할 경우 불일치 추정량이 나타날 수밖에 없다(박완규·홍성표 역, 2009).

이에 본 연구는 연립방정식모형(Simultaneous Equation Model)에서 적용하는 추정법의 일종인 도 구변수추정법과 이변량프로빗(bivariate probit)분석을 이용하였다. 우선 배우자의 은퇴에 본인의 은퇴

가 미치는 영향력을 통제하기 위하여 연립방정식 모형의 전체 외생변수를 도구변수로 사용하여 배우자의 은퇴를 추정하였다(임진섭, 2009). 또한 남편과 아내의 은퇴가 독립적으로 이뤄지지 않으므로 오차항 ϵ_h 와 ϵ_w 가 ρ 의 상관계수로 다변량 표준정규분포(multivariate standard-normal distribution)를 이루고 있음을 가정하는 이변량프로빗 모형을 적용하였다(김진원, 2015).

(모델 2)
$$\begin{cases} Y_w = X_w \beta_{w21} + X_f \beta_{w22} + X_h \beta_{w23} + \epsilon_{w2} \\ Y_h = Y_w \beta_{h21} + X_h \beta_{h22} + X_f \beta_{h23} + \epsilon_{h2} \end{cases}$$

(모델 4)
$$\left\{ egin{aligned} Y_h = & X_h eta_{h31} + X_f eta_{h32} + X_w eta_{h33} + \epsilon_{h3} \\ Y_w = & Y_h eta_{w31} + X_w eta_{w32} + X_f eta_{w33} & + \epsilon_{w2} \end{aligned}
ight.$$

이 때 부부 은퇴의 내생성 여부는 상관계수 ρ 값으로부터 검정할 수 있으며, ρ 는 두 추정식에서 관측되어지지 않는 설명변수간의 상관관계로 해석될 수 있다. 따라서 모델 2에서 $\rho=0$ 일 경우 Y_w 와 ϵ_{h2} 는 상호 독립적으로 외생변수가 된다. 반대로 $\rho\neq0$ 일 경우 Y_w 와 ϵ_{h2} 는 서로 종속되어 있으며 따라서 Y_w 은 내생변수가 됨을 의미한다(박성복, 2011).

배우자 은퇴의 자발성과 비자발성에 따라 은퇴 결정에 미치는 영향이 상이한지 확인하기 위하여 모델 1~4와 같이 프로빗 분석과 다변량프로빗분석을 실시한다.

(모델 5)
$$Y_h = Y_{w1}\beta_{h41} + Y_{w2}\beta_{h42} + X_h\beta_{h43} + X_f\beta_{h44} + \epsilon_{h4}$$

(모델 7)
$$Y_w = Y_{h1}\beta_{w41} + Y_{h2}\beta_{w42} + X_w\beta_{w43} + X_f\beta_{w44} + \epsilon_{w4}$$

(모델 6)
$$\begin{cases} Y_{w1} = & X_w\beta_{w51} + X_f\beta_{w52} + X_h\beta_{w53} + \epsilon_{w5} \\ Y_{w2} = & X_w\beta_{w61} + X_f\beta_{w62} + X_h\beta_{w63} + \epsilon_{w6} \\ Y_h = Y_{w1}\beta_{h51} + Y_{w2}\beta_{h52} + X_h\beta_{h53} + X_f\beta_{h54} + \epsilon_{h5} \end{cases}$$

(모델 8)
$$\begin{cases} Y_{h1} = & X_h\beta_{h71} + X_f\beta_{h72} + X_w\beta_{h73} + \epsilon_{h7} \\ Y_{h2} = & X_h\beta_{h81} + X_f\beta_{h82} + X_w\beta_{h83} + \epsilon_{h8} \\ Y_w = Y_{h1}\beta_{w71} + Y_{h2}\beta_{w72} + X_w\beta_{w73} + X_f\beta_{w84} + \epsilon_{w8} \end{cases}$$

 Y_{h1} : 남편의 자발적 은퇴 여부 Y_{w1} : 아내의 자발적 은퇴 Y_{h2} : 남편의 비자발적 은퇴 여부 Y_{w2} : 아내의 비자발적 은퇴

본 연구는 분석 시 60세를 기준으로 연령 집단을 구분하여 살펴보았다. 우리나라에서는 기업의 정

년이 50대 후반에 분포되고 있으며(박경숙, 2003), 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」에서 근로자의 정년을 60세로 정하고 있다는 점과 공적연금제도인 국민연금의 수급개시연령이 60세인 것을 고려하여, 50대와 60대 이상 집단의 은퇴 특성이 상이할 것으로 판단하였기 때문이다.

4. 분석결과

1) 연구대상의 주요 특성

연구 대상자의 주요 특성을 통제변수를 중심으로 살펴보았으며, 기술 통계 결과는 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 연구대상 집단의 특성

 더미변수	남편 (N= 1,038)		아내 (N= 1,038)		
니티친구		N	%	N	%
	낮음 (기준)	456	43.9	629	60.6
교육수준	중간	409	39.4	337	32.5
	높음	173	16.7	72	6.9
	좋음 (기준)	425	40.9	397	38.3
건강상태	보통	416	40.1	455	43.8
	나쁨	197	19.0	186	17.9
	관리·사무직 (기준)	203	19.6	127	12.2
직업	단순노무	240	23.1	296	28.5
역립	판매·서비스	147	14.2	391	37.7
	농업·기능·기술직	448	43.2	224	21.6
	임금노동자 (기준)	497	47.9	544	52.4
종사상의 지위	자영업자	508	48.9	238	22.9
	무급가족종사자	33	3.2	256	24.7
연속변수		N	Me	ean	SD
남편 변수	연령	1038	62	2.2	6.5
아내 변수	연령	1038	58	3.7	6.0
	가구소득(천만원)	1038	3	.4	2.5
가족 변수	미성년자녀수	1038	0	.1	0.3
	부부의 연령차	1038	3	.5	3.1

인구·사회적 주요 특성에 있어서 부부의 연관성(association)을 살펴본 결과, 부부는 교육수준이나 종사상의 지위, 직업에 있어서 유사한 경향(동질혼, homogamy)을 나타냄을 확인할 수 있었다. 절반 이상(57.7%)의 부부가 학력이 동일하였으며, 종사상의 지위(45.7%), 직업(34.4%) 역시 부부가 일치하는 경우가 상당부분을 차지하였다. 부부간 개인적 특성의 일치성은 교육수준의 경우 연령이 낮을수록, 직업과 종사상의 지위는 연령이 높을수록 커졌다. 한편 종사상의 지위에 있어서, 남편은 자영업자, 아내는 무급가족종사자인 경우가 전체 부부의 4분의 1가량을 차지한다는 점도 주목할 만하다. 즉, 남

편이 자영업자일 때 아내가 해당 사업장에서 무급으로 종사하는 경우에 해당하는데, 이런 특징은 연령이 높아질수록 두드러진다. 연령이 높은 집단에서 부부모두 임금종사자인 비율은 줄어드는 반면, 남편은 자영업, 아내는 무급가족종사자인 비율은 60세 미만 그룹 18.3%에서 60세 이상 그룹 29.8%로 1.6배가량 높았다.

본 연구의 종속변수이자 핵심 설명변수인 은퇴 관련 특성은 은퇴 여부와 은퇴 이유를 중심으로 살펴보았다. 전체 대상자 중 은퇴한 이들의 비율을 나타내는 은퇴율은 남편(23.7%)과 아내(25.5%)가유사하게 나타났으며, 남녀 모두 연령이 높아질수록 은퇴율이 높았다. 그러나 연령에 따라 남녀의 은퇴율은 상이한데, 여성의 경우 50대 은퇴율이 18.8%인 반면, 남성은 8.6%로 2.2배 차이가 났다. 은퇴자의 은퇴 자발성을 보면, 자발적으로 은퇴한 비율은 남성(15.0%)에 비하여 여성(27.2%)이 더 높았으며, 60세 이상 연령집단에 비하여 60세 미만 연령집단이 더 높았다.

		전약	면령					
N=1,038쌍	남	편	아내					
	N	%	N	%				
미은퇴	792	76.3	773	74.5				
은퇴	246	23.7 (100.0)	265	25.5 (100.0)				
자발적 은퇴	37	3.6 (15.0)	72	6.9 (27.2)				
비자발적 은퇴	209	20.1 (85.0)	193	18.6 (72.8)				

〈표 4〉 연구 대상자의 은퇴 특성

주: 괄호 안 수치는 은퇴자 중 비율을 나타냄

〈표 5〉 연구 대상 부부의 은퇴

		٥)-	내	Total
		미은퇴	은퇴	Total
 남편	미은퇴	625 (60.2)	167 (16.1)	792 (76.3)
급인	은퇴	148 (14.3)	98 (9.4)	246 (23.7)
Total		773 (74.5)	265 (25.5)	1038 (100.0)

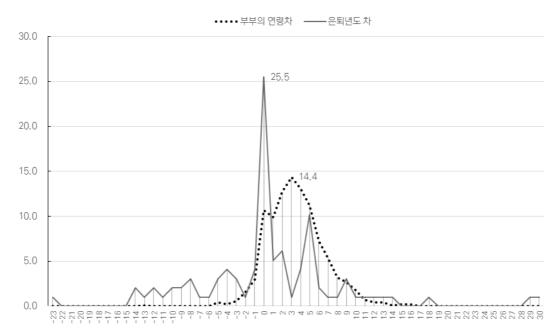
주: 괄호 안 수치는 비율(%)을 나타냄

부부의 은퇴 양상을 살펴보면, 부부 모두 노동시장에서 활동 중인 경우가 60.2%로 대부분을 차지하였다. 부부가 모두 은퇴한 비율은 전체의 9.4%였으며, 남편은 은퇴하였으나 아내는 노동에 참가하는 경우는 14.3%, 반대로 아내는 은퇴하였으나 남편은 노동시장에 참가하는 경우가 16.1%로 나타났다. 연령이 많을수록 부부모두 은퇴한 비율이 높았는데, 아내의 연령을 기준으로 60세 미만 집단의 경우 부부모두 은퇴한 경우는 3.3%에 불과하나, 60세 이상 집단의 경우 18.3%로 높았다.

연구 대상자의 은퇴 원인으로는 남녀 모두 1순위로 '본인의 건강이 나빠져서'를 꼽았다(남: 40.7%, 여: 41.9%). 이는 주요 선행연구와 일치하는 결과로, 우리나라에서는 자발적인 은퇴보다는 건강문제와 같은 비자발적인 원인에 의한 은퇴가 압도적인 비율을 차지하였다. 부부가 모두 은퇴한 집단 (N=98)의 은퇴 원인을 살펴보면, 부부 모두 자신의 건강문제로 은퇴한 경우가 18.4%를 차지하여 가

장 높은 비율을 나타냈다. 남편은 자신의 건강문제로, 아내는 남편의 건강문제로 은퇴하였다고 응답한 경우는 8.2%를, 반대로 아내는 자신의 건강문제로 은퇴하고, 남편은 아내의 건강문제로 은퇴하였다고 응답한 비율도 3.1%에 이르러 부부가 자신 혹은 배우자의 건강문제로 은퇴한 경우가 29.7%를 차지하였다.

한편, 둘 모두 은퇴한 부부의 은퇴년도의 차이를 확인한 결과, 부부가 같은 년도에 은퇴한 경우가 25.5%로 가장 높게 나타났다(〈그림 1〉참고). 이는 부부의 평균 연령차가 3.5세인 점과 대조적인 결과로, 부부의 연령 차이와는 무관하게 부부가 같은 년도에 은퇴하는 비율이 높음을 의미한다. 즉, 해외 주요 선행연구에서 관측된 동반은퇴(Joint retirement)의 가능성을 시사한다.



주: 부부의 연령차는 전체 연구대상자(N=1038)중 비율이며, 은퇴년도차이는 부부가 모두 은퇴한 부부(N=98) 중 비율임. 부부가 모두 은퇴한 이들(N=98)의 평균 은퇴년도 차이는 4.2세임.

〈그림 1〉 부부의 연령차와 은퇴 년도 차

2) 부부은퇴의 상호의존성 분석

(1) 배우자의 은퇴가 은퇴 여부에 미치는 영향

배우자의 은퇴가 은퇴 여부에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 프로빗분석과 이변량프로빗 분석을 실시한 결과, 아내의 은퇴는 남편의 은퇴에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 남편의 은 퇴는 아내의 은퇴에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 먼저. 〈표 6〉의 모델 1에서 보는 바와 같이. 아내 의 은퇴는 남편의 인구·사회적 변수를 보두 통제한 상태에서도 은퇴 가능성을 유의하게 높이는 변수로 확인되었다. 뿐만 아니라 아내의 은퇴와 남편의 은퇴의 상호의존적 영향을 통제한 모델 2에서도 아내의 은퇴는 남편의 은퇴에 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났다. 두 방정식 잔차의 상관계수인 ρ 가 0이라는 귀무가설 역시 기각되어 내생성을 고려한 이변량프로빗 추정이 타당한 것으로 나타났다 (이병희, 2012).

그러나 남편의 은퇴는 아내의 은퇴에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 남편의 은퇴를 외생변수로 가정한 모델 3에서 남편의 은퇴는 아내의 은퇴에 유의한 영향 요인으로 나타나지 않았으며, 부부은퇴의 상호의존적인 영향을 고려한 모델 4에서도 같은 결과를 나타냈다. 또한 모델 4의 상관계수 ρ 역시 유의하지 않았다. 이러한 결과는 남편과 아내가 서로의 은퇴에 비대칭적인 영향을 미침을 의미한다(\langle 표 δ \rangle 참고).

(2) 배우자의 은퇴 자발성이 은퇴 여부에 미치는 영향

아내의 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴를 외생변수로 프로빗 분석(모델 5)을 실시한 결과, 아내의 비자발적인 은퇴는 남편의 은퇴 결정에 유의한 영향요인이 아니었으나, 자발적인 은퇴는 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상호의존성을 고려한 모델 6에서는 반대로 나타났다. 즉, 비자발적인 은퇴는 유의한 영향요인이나, 자발적 은퇴는 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 남편의 인구사회학적 변수가 아내의 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴에 미치는 영향과 관련이 있다. 아내의 자발적 은퇴에 남편의 교육수준, 직업, 종사상의 지위 등이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 비자발적 은퇴에는 종사상의 지위 이외에 유의한 영향요인이 나타나지 않았다. 즉, 남편의 특징(은퇴가능성)이 아내의 자발적인 은퇴에 미치는 영향력이 크기 때문에 프로빗 분석 결과에서 관측된 아내의 자발적 은퇴의 영향력은 역 인과관계에 의한 과다식별의 결과일 수 있다. 반대로 아내의 비자발적인 은퇴는 남편의 주요 변수에는 영향을 받지 않으나 남편의 은퇴에 미치는 영향력은 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

아내의 은퇴 영향요인의 경우 모델 3~4에서 남편의 은퇴가 아내의 은퇴에 유의한 영향요인을 나타나지 않았음에도, 남편의 은퇴 자발성을 분류하여 추가 분석을 실시하였다. 즉, 자발적 은퇴와 비자발적인 은퇴가 서로 다른 방향으로 영향을 미칠 수 있음을 검토한 결과, 남편의 은퇴를 외생변수로 본 모델 7에서는 남편의 비자발적인 은퇴가 아내의 은퇴 가능성을 높이는 유의한 예측 요인을 나타났다. 그러나 아내의 주요 특성이 남편의 비자발적 은퇴에 미치는 영향력을 고려한 모델 8에서는 유의한 결과를 나타내지 않았다.

한편, 각 방정식에서 배우자의 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴에 유의한 영향을 미치는 주요 요인을 확인하였다. 여성의 경우 건강상태가 나쁠 경우 자발적 은퇴의 가능성이 유의하게 줄어드는 반면, 비자발적 은퇴의 가능성은 유의하게 늘어났다. 남성 역시 나쁜 건강상태는 비자발적 은퇴의 주요 예측 요인으로 나타났다.

배우자 변수가 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴에 미치는 영향을 살펴보면, 남편의 주요 인구 사회학 적 특성이 아내의 자발적인 은퇴에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 남편의 교육수준이 높을 경 우 아내의 자발적 은퇴 가능성이 유의하게 높았으며, 남편의 직업이 관리·사무직인 경우에 비하여 판매·서비스직, 농업·기능·기술직일 경우 자발적 은퇴의 가능성은 유의하게 낮았다. 즉, 남편의 직업이관리·사무직이며, 교육수준이 높을수록 아내의 자발적인 은퇴 가능성이 높아졌다(〈표 7〉참고).

(3) 연령그룹에 따른 배우자 은퇴가 은퇴 여부에 미치는 영향

다음으로 〈표 8〉은 연령집단에 따라 은퇴 여부에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과로, 배우자의 은퇴가 50대 집단과 60세 이상 집단에 미치는 영향이 상이한 것으로 나타났다. 우선 50대 남성의 경우 아내의 은퇴가 유의한 예측 요인으로 나타나지 않았으며, 아내의 비자발적인 은퇴는 오히려 남편의 은퇴 가능성을 낮추었다. 60세 이상 남편의 경우 아내의 자발적 은퇴와 비자발적 은퇴 모두가 유의하게 남편의 은퇴 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 50대 아내에게 남편의 은퇴는 유의한 예측요인으로 나타난 반면 60세 이상의 아내는 유의미한 예측요인으로 나타나지 않았다. 특히 50대 아내의 은퇴에 남편의 비자발적인 은퇴는 유의미한 정적(+, 은퇴 가능성 증가) 영향을 나타냈으며, 자발적인 은퇴는 유의미한 부적(-, 은퇴 가능성 감소) 영향을 나타냈다.

〈표 6〉 배우자의 은퇴가 은퇴 여부에 미치는 영향

	- "		· · · · · ·	남편의 은퇴			아내의 은퇴	
			ㅁ테 1	담원의 근외 모델 2. 연립		口間つ	막대의 근뢰 모델 4. 연립	이 배 랴
			모델 1.			모델 3.	모델 4. 선립 프로빗 분석	이번당
				프로빗 분석				게 () 크 (A)
			본인의	본인의	배우자의 이티	본인의	본인의	배우자의
<u></u> 변수			은퇴 B	은퇴 B	은퇴	은퇴 B	은퇴 B	은퇴
변 <u>무</u> 배우자의 은퇴		0.214*	1.409***	В	0.083	0.292	В	
베구	사건 1 	C 되 연령	0.214	0.044 ***		0.065	0.292	
		(기준=낮음)	0.074	0.044		0.040	0.040	
	교육	(기년 - 것 F) 중간	-0.077	-0.132	0.079	-0.009	-0.016	0.008
	수준	o 긴 높음	0.247	0.057	0.079	0.416*	0.391+	0.119
		(기준=좋음)	0.247	0.037	0.204	0.410	0.371 1	0.117
	건강	나쁨	0.846 ***	0.705 ***	-0.059	0.404**	0.385**	0.089
וא גו	상태	보통	0.266*	0.205 †	-0.039	0.404	0.011	0.182
본인		(기준=관리·사무직)	0.200	0.203	-0.010	0.020	0.011	0.102
변수		단순노무	-0.434**	-0.373*	0.008	-0.421*	-0.417*	-0.017
	직업	판매·서비스	-0.111	-0.028	-0.051	-0.283†	-0.274	-0.123
		농업·기능·기술직	-0.540**	-0.400**	-0.038	-0.466*	-0.454*	-0.079
	スカ	(기준=임금노동자)	0.010	0.100	0.000	0.100	0.101	0.077
	종사 상의 지위	자영업자	-0.539***	-0.336**	-0.105	-0.341 **	-0.357*	0.330*
		무급가족종사자	-0.422	-0.045	-1.245**	-1.095 ***	-1.031 ***	-1.094 ***
		 연령			0.054 ***			0.088 ***
	_ ^	(기준=낮음)						
	교육	중간			-0.111			-0.118
	수준	높음			0.179			0.200
	7) 7)	(기준=좋음)						
	건강	나쁨			0.382**			0.761 ***
배우	상태	보통			0.064			0.144
자		(기준=관리·사무직)						
변수	직업	단순노무			-0.374*			-0.388*
	~ 11	판매·서비스			-0.289*			0.008
		농업·기능·기술직			-0.455**			-0.401*
	종사	(기준=임금노동자)						
	상의	자영업자			-0.039			-0.244 †
	지위	무급가족종사자			-1.024***			-0.725*
-1 Z		가구소득(천만원)	-0.032	-0.010	-0.082**	-0.068**	-0.066*	-0.039
가족 변수		미성년자녀수	-0.291	-0.210	-0.513*	-0.495*	-0.486*	-0.296
也十		부부의 연령차	-0.011	0.011	-0.004	-0.010	-0.014	-0.020
Inter	cept		-5.024 ***	-3.648***	-3.047***	-2.627***	-2.345 **	-5.831 ***
$\overline{\rho}$					-0.774***			-0.132
N			1038		1038	1038		1038
Log-	likelih	ood	-447.66		-927.33	-502.58		-914.80
주: †	<0.1	, *<0.05, **<0.01, ***<	0.001					

주: † <0.1, *<0.05, **<0.01, ***<0.001

〈표 7〉 배우자의 은퇴 자발성이 은퇴 여부에 미치는 영향

_	.,	TAA LA NE6	남편의 은퇴			 아내의 은퇴				
			모델 5.	0.63	1 6-1		모델 7.	1 1 1 1 2	1 6-1	
			프로빗	모델 6. 대	가변량 프	로빗 분석	프로빗	모델 8. 대	가변량 프	로빗 분석
		분석				분석				
			본인의	본인의	배우자의	배우자의	본인의	본인의	배우자의	배우자의
			은퇴	은 인퇴	자발적	비자발적	은퇴	은 된 은퇴	자발적	비자발적
			L-71	1	은퇴	은퇴	L-41	L-71	은퇴	은퇴
변수		В	В	В	В	В	В	В	В	
		자발적 은퇴	0.308 *	0.245			0.019	1.190		
<u>배우</u>	-자의	비자발적 은퇴	0.181	1.385 ***	<u>. </u>		0.434 *	0.031		
		연령	0.074 ***	0.051 ***			0.046 ***	0.041 *		
	교육	(기준=낮음) 조기	0.004	0.070	0.465 **	0.041	0.024	0.062	0.506+	0.150
	수준	중간 높음	-0.084	-0.079	0.465**	-0.041	-0.024 0.390†	-0.062	0.506†	-0.170
			0.239	0.146	0.568*	0.073	0.390 1	0.325	1.196*	-0.294
н	건강	나쁨	0.851 ***	0.677***	-0 315	0.085	0.396**	0.367**	0.474	-0.154
본 인	상태	보통	0.266*	0.204*	0.000	0.005	0.029	0.018	0.219	0.072
된 변		(기준=관리·사무직)	0.200	0.201	0,000	0.000	0.02	0.020	0.219	0.072
수	7) ()	단순노무	-0.436**	-0.409**	0.165	-0.104	-0.433*	-0.452*	0.260	-0.157
- 1	직업	판매·서비스	-0.107	-0.115	-0.433†	0.141	-0.294 †	-0.303 †	0.185	-0.252
		농업·기능·기술직	-0.535 **	-0.510**	-0.411*	0.158	-0.485*	-0.498*	0.282	-0.229
	종사	(기준=임금노동자)								
	상의 . 지위	자영업자	-0.546 ***	-0.341*	0.437**	-0.345 **	-0.344**	-0.364**	0.160	0.294*
		무급가족종사자	-0.423	-0.126	-1.569	-1.184*	-1.099***	-1.068 ***	-0.701*	-1.018 ***
		연령			0.039**	0.041 ***			0.035†	0.081 ***
	교육	(기준=낮음)								
	수준	중간			-0.122	-0.132			-0.157	-0.127
		높음			0.151	-0.032			-0.736	0.459*
배	건강	(기준=좋음)			0.420 +	0.515**			0.255	0.075 ***
우	상태	나쁨 보통			-0.430† -0.186	0.517** 0.092			-0.355 -0.060	0.975 *** 0.224
자		(기준=관리·사무직)			-0.100	0.092			-0.000	0.224
변		단순노무			-0.276	-0.426*			-0.693*	-0.132
수	직업	판매·서비스			-0.216	-0.235			-0.633 †	0.279
		농업·기능·기술직			-0.488†	-0.315†			-0.608*	-0.150
	종사	(기준=임금노동자)								
	상의	자영업자			0.004	-0.119			0.012	-0.317*
	지위	무급가족종사자			-0.749**	-0.928 ***			-0.425	-0.678†
 가	-	 가구소득(천만원)	-0.033	-0.014	-0.023	-0.094*	-0.067**	-0.065*	-0.154*	-0.003
가 족		미성년자녀수	-0.290	-0.281	-0.482	-0.386	-0.499*	-0.511*	0.013	-0.465
변 수		부부의 연령차	-0.011	0.006	-0.009	-0.004	-0.009	-0.012	-0.020	-0.016
	rcept		-5.018 ***	-3.913***	-3.452 **	-2.564**	-2.641 ***	-2.324*	-3.387**	-0.379
				2 10	0.126	-0.748 ***			0.029	-5.680 ***
$\frac{\rho}{N}$			1038		1038	:, 10	1038		1038	:
_	-likeli	hood	-447.46		-1057		-447.46		-999.17	
			***/0.001							

주: † <0.1, *<0.05, **<0.01, ***<0.001

	전연령	60세 미만 남편	60세 이상 남편
	(N= 1,038쌍)	(N= 408쌍)	(N= 630쌍)
	В	В	В
아내의 은퇴	1.409***	1.169	1.234***
아내의 자발적 은퇴	0.245	0.833	0.807*
아내의 비자발적 은퇴	1.385***	-1.222**	0.848*
	전연령	60세 미만 아내	60세 이상 아내
	(N= 1,038쌍)	(N= 612쌍)	(N= 426쌍)
	В	В	В
남편의 은퇴	0.292	1.101*	-0.668
남편의 자발적 은퇴	1.190	-1.124 ⁺	1.428*
 남편의 비자발적 은퇴	0.031	0.999*	-0.243

〈표 8〉 연령그룹별 배우자의 은퇴가 은퇴 여부에 미치는 영향

5. 결론 및 함의

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 아내의 은퇴는 남편의 은퇴 가능성을 유의하게 높인다. 이 결과는 은퇴가 개인의 사회경제적특성에 의해서만 결정되는 것이 아니라 배우자의 은퇴에도 영향을 받고 있음을 의미한다. 특히 아내의 은퇴가 남편의 은퇴가능성을 높인다는 점에서 해외 주요 선행연구에서 밝혀진 동반은퇴(joint retirement)를 관측할 수 있었다. 이변량 프로빗 결과, 두 방정식의 상관계수인 ρ 가 0이라는 영가설이 기각되어 부부의 은퇴의 내생성을 확인할 수 있었다. 그리고 실제 부부의 평균 연령 차이는 3.5세인 반면, 두 사람 모두 은퇴한 부부의 25% 가량은 같은 년도에 은퇴하여, 부부의 연령 차이와 무관하게 동반은퇴가 일어남을 확인하였다.

둘째, 배우자의 비자발적인 은퇴도 은퇴 결정에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 은퇴의 자발성 여부로 구분하여 분석한 결과, 전 연령의 남성, 50대 여성 그룹에서 배우자의 비자발적인 은퇴가 은퇴를 예측하는 유의한 요인으로 밝혀졌다. 이런 결과는 부부의 학력, 직업, 종사상의 지위가 높은 연관성을 갖는 기술통계 분석 결과와 일치하였다. 즉, 부부가 처한 노동환경의 유사성이나 라이프 스타일 공유로 인하여 "낙담효과"에 따른 동반은퇴가 일어날 수 있음을 의미한다. 한편, 배우자의 자발적 은퇴가 미치는 영향의 경우 60세 이상에서만 유의한 영향요인으로 밝혀졌다. 이는 보완적 여가 또는 배우자 은퇴 인센티브의 일출효과가 고령자에게서만 관측됨을 시사한다.

셋째, 부부의 은퇴 영향력은 여성이 남성에 비하여 우세하나, 비자발적인 은퇴의 영향은 아내보다 남편이 더 큰 것으로 나타났다. 아내의 은퇴는 남편의 은퇴에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 남편의 은퇴는 아내의 은퇴를 예측하는 데에 유의한 요인으로 나타나지 않았다. 이는 남녀가 가 진 사회적 지지체계의 차이에 따른 것으로 해석할 수 있다. 은퇴 후 역할 상실의 시기에 배우자는 중

주: † <0.1, *<0.05, **<0.01, ***<0.001

요한 정서적 지지자의 역할을 수행한다(신화용·조병은, 1999). 그러나 배우자 이외의 사회적지지 체계를 가진 이들은 배우자의 행동에 덜 의존적이며, 사회적 자원을 적게 가진 배우자에게 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 실제 여러 경험 연구에서 남성에 비하여 여성이 친구, 자녀 등 배우자 이외의 사회적 지지가 두터운 것으로 나타난다(임소영 외, 2013; 이지현·한경혜, 2012).

그러나 세부적으로 배우자의 비자발적인 은퇴가 미치는 영향을 살펴보면 부부의 은퇴 과정에서 전통적인 성역할이 유지되고 있음을 유추할 수 있다. 50대 남편은 아내의 비자발적인 은퇴에 은퇴 가능성이 줄어드는 "추가노동자 효과"가 관측된 반면, 50대 아내는 남편의 비자발적인 은퇴에 동반 은퇴하는 "낙담효과"경향을 보였다. 이는 남편이 건강문제 등 비자발적인 원인으로 은퇴하였을 때 돌봄제공을 위하여 함께 은퇴하기 때문인 것으로 생각된다. 실제로 기술통계 분석에서 나타났듯이 남편은 자신의 건강문제로, 아내는 남편의 건강문제로 은퇴하였다고 응답한 비율이 전체 은퇴자 부부의 8.2%를 차지한 반면, 반대의 경우는 3.1%에 불과하였다. 이는 아내의 돌봄 부담이 남편에 비하여 상대적으로 크고 남편은 생산을 위한 활동에 대한 기대가 크다는 선행연구의 결과(Ho and Raymo. 2009: Coile, 2004b)와 맥을 같이한다. 이 외에도 남편은 자영업자, 아내는 무급기족종사자인 경우가 전체의 23%를 차지하는 등 노동시장에서 여성의 지위 역시 남성에 종속되는 경향을 확인할 수 있었다.

본 연구결과가 갖는 함의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 은퇴결정에 영향을 미치는 요인으로 개인의 특성뿐 아니라 가구의 맥락, 특히 배우 자의 은퇴가 유의한 영향요인임을 밝혔다는 데 의의가 있다. 이는 개인의 특성만을 살펴본 기존 국내 은퇴 연구와의 차별되는 것으로, 특히 부부가 서로의 은퇴에 미치는 영향으로 인한 과다식별 문제를 통제하고도 배우자의 은퇴가 은퇴결정에 유의한 영향요인임을 밝혔다.

본 연구 결과는 또한 은퇴에 영향을 미치는 연금 제도 등 주요 정책 수립 시 부부 은퇴의 상호의존 성을 고려해야 함을 시사한다. 물론 현재 한국의 국민연금은 제도의 미성숙으로 인하여 은퇴에 유의한 영향을 미치는 요인은 아니지만, 서구 주요국에서는 동반은퇴를 고려하여 은퇴 수급 연령을 조정하는 등의 연금 개혁이 있었다(Zweimüller et al., 1996). 특히 남편의 은퇴에 따른 아내의 조기 은퇴가 남녀간 불평등을 가중시키고, 여성 노인의 경제적 안녕(well-being)을 축소한다는 우려가 있다 (Hospido, 2015). 향후 우리나라에서도 연금 제도 성숙 시 부부의 동반은퇴를 고려한 제도 설계가 이뤄져야할 것으로 기대된다.

둘째, 비자발적인 은퇴로 인한 부부의 동반은퇴가 이뤄지고 있으며, 이는 노인 가구의 소득 하락 및 빈곤의 직접적인 원인이 될 수 있다. 본 연구를 통하여 자발적인 의사가 아님에도 부부가 함께 은퇴하는 경향이 밝혀졌으며, 이는 부부가 처한 노동환경이나, 건강상태 등으로 인하여 비자발적 동반은퇴가 이뤄짐을 의미한다. 노인의 비자발적 동반은퇴 현상이 포착된 만큼 향후 이를 위한 정책 대안도 강구되어야 할 것이다. 한국 노인의 절반가량이 빈곤하며, 노인의 자살률 문제도 심각한 만큼(OECD, 2014), 고령 부부의 빈곤을 야기할 수 있는 비자발적인 동반은퇴 문제에 대한 적절한 대안 마련이 필요하다.

마지막으로 본 연구에서는 부부가 은퇴 의사결정 시 서로에게 비대칭적인 영향을 미친다는 점을 밝혔다. 은퇴 결정 전반에 있어서는 여성의 영향력이 우세하나, 비자발적인 은퇴맥락에서는 남성의 영 항력이 더 컸다. 이는 기술통계분석결과와 선행연구 결과를 비추어 볼 때 건강문제로 인한 돌봄 역할 수행은 여성에게 집중됨을 유추해볼 수 있다. 즉, 여성의 사회적 자원은 우세하나, 남성에 비하여 돌봄으로 인한 노동시장 이탈이 잦으며, 남편에 종속적인 노동시장 지위를 갖는 비율이 높으므로 경제적으로는 더 취약할 수 있음을 시사한다(김안나, 2006: 장미혜, 2013). 실제로 65세 이상 노인의 상대적 빈곤율은 남성 41.8%, 여성 47.2%로, 여성의 빈곤율이 남성에 비하여 5.4% 높은 것으로 나타난바 있다(OECD, 2011). 따라서 여성의 노후 빈곤을 예방할 수 있도록 여성의 은퇴 유인을 줄일 수 있는 돌봄 정책과 노동시장 정책이 고려되어야 할 것이다.

끝으로, 본 연구는 다음과 같은 한계가 있음을 밝힌다. 먼저, 본 연구는 부부의 동반은퇴를 관측하기 위하여 부부 모두가 생애 노동참여 경험이 있는 맞벌이 부부만을 대상으로 하였다. 맞벌이 부부가 아니거나 사별 또는 이혼으로 배우자가 없는 고령자는 연구에 포함하지 못하였다. 향후 우리나라에서도 고령자의 은퇴 환경에 대한 보다 폭 넓은 이해를 위해서는 맞벌이 부부 이외에 다양한 가족 구조를 고려한 보다 폭넓은 연구가 수행되어야 할 것이다.

또 다른 한계점으로, 모든 변수의 측정이 2012년 현재 시점이라는 점이다. 본 연구에서 사용한 KloSA 자료의 한계로 인하여 은퇴자가 은퇴할 당시 건강상태나 소득 등 주요 특성을 파악할 수 없었다. 이 때문에 이미 은퇴한 이들 중 은퇴 시점이 오래 경과한 경우는 은퇴 결정이 이루어진 당시와 현재의 시간차로 인하여 추정에 오류가 발생할 수 있다. 물론 연구 대상자 중 은퇴 시점이 5년 이상 경과한 경우가 5% 미만으로 낮았으며, 76세 이상 고령자를 제외하였기 때문에, 연령 증가에 따른 건강악화 및 소득 감소문제를 일부 제한하였으나, 해당 변수의 해석에는 주의가 필요하다.

마지막으로 본 연구의 주요 관심 변수인 은퇴 자발성 측정에 사용된 은퇴 1순위 원인에 관한 응답은 관점에 따라서 이견이 있을 수 있다. 예를 들어 정년은퇴를 은퇴의 1순위 원인으로 지목하였으나 2순위는 일하기 싫어서와 같은 자발적인 이유를 선택할 수 있으며, 이러한 경우 은퇴의 원인을 비자발적으로 해석하기에 무리가 있을 수 있다. 실제 1982년 연금 신규 수급자를 대상으로 한 Henretta 외 (1992)의 연구에 따르면, 건강문제를 은퇴의 가장 중요한 원인으로 꼽은 응답자 중 25.4%는 은퇴의두 번째 원인으로 "은퇴를 원해서"라고 응답하였다. 향후 우리나라에서도 은퇴의 원인에 대한 보다심도 깊은 연구가 이뤄져야 할 것이다.

참고문헌

권문일, 1996, "老人의 退職決定要因에 關한 硏究", 서울대학교 박사학위논문.

김안나, 2006, "한국사회 여성빈곤과 빈곤대책", 『보건사회연구』, 26(1): 37-68.

김원섭·우해봉, 2008, "국민연금이 중고령 남성의 은퇴에 미치는 효과와 정책적 함의", 『사회복지정 책』, 35(0): 111-139.

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

김진원, 2015, "한국 화재보험 시장에서의 정보의 비대칭성에 관한 실증연구", 『西江經濟論集』, 44(1):

57-91.

- 박경숙, 2003, "55세 이상 고령자의 노동시장 이탈 과정; 은퇴의 유형화에 대한 함의", 『노동정책연구』, 3(1): 103-140.
- 박성복, 2011. "민간의료보험의 가입 결정요인 및 의료이용에 미치는 영향", 경북대학교 석사학위논문.
- 박완규·홍성표 역, 2009, 『(Gujarati의) 계량경제학』, Gujarati, D. N., and Porter, D. C., 2008, Basic Econometrics 5th edition, 서울: 지필.
- 박진희, 2009, "남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향", 『노동정책연구』, 9(2): 43-65. 부가청, 2006, "국제비교 가능데이터 구축", 『노동리뷰』, 10, 94-107.
- 신화용·조병은, 1999, "남편이 은퇴한 부부의 상호작용 특성과 결혼만족도", 『한국노년학』, 19(1): 31-44.
- 연합뉴스, 2014, "은퇴자의 아내들 '나를 가장 힘들게 하는 것은 남편'" 2014년 5월 21일.
- 우혜경·조영태, 2013, "한국인 중, 고령자의 건강상태와 조기은퇴", 『한국노년학』, 33(2): 397-418,
- 윤석명·손창균·양혜진·이힘찬·김은주·최미선·유근춘·신화연·방하남·이용하, 2012, 『다층노후 소득보장체계 구축을 위한 국민연금 등의 실태조사 및 분석연구』, 서울: 한국보건사회연구원.
- 이기주·석재은, 2011, "국민연금제도가 중고령 남성 임금근로자의 은퇴결정에 미치는 영향", 『사회보장 연구』, 27(1): 55-88.
- 이병희, 2012, "비공식근로와 빈곤", 『한국사회정책』, 19(1): 39-63,
- 이지현·한경혜, 2012, "예비노인의 친구관계망 특성이 행복감에 미치는 영향: 성별차이를 중심으로", 『보건사회연구』, 30(2): 170-205.
- 임소영·강민아·조성일, 2013, "한국 노인의 사회관계망 유형과 건강상태의 관계: 남녀집단별 분석", 『노인복지연구』, 59: 281-308.
- 임진섭, 2009, "청소년비행과 공격성의 관계에 대한 연구 -2SLS(2 Stage Least Square Method)을 이용한 분석". 『사회복지연구』, 40(4): 101-126.
- 장미혜, 2013, "여성노인의 빈곤원인에 대한 생애사적 규명", 『2013 후기 사회학대회 논문집』, 한국사회학회
- 조동훈, 2014, "고령자 은퇴시점 결정요인 분석", 『산업관계연구』, 24(1): 47-66.
- 최승현, 2006, "맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석", 『노동경제논집』, 29(1): 129-152,
- 통계청, 2014, "2013년 맞벌이부부 현황", 통계청 보도자료.
- 한경혜, 2008. "라이프코스 관점에서 본 은퇴경험의 남녀차이", 『한국사회학』, 42(3): 86-118.
- 홍백의·신유미·공주영, 2009, "은퇴결정에 대한 배우자의 영향 연구", 『사회복지정책』, 36(2): 503-522
- 홍훈. 2013. 『신고전학파 경제학과 행동 경제학』. 서울: 신론사.
- Coile, C., 2004a, "Retirement incentives and couples' retirement decisions", *Topics in Economic Analysis and Policy*, 4(1): 1277-1306,
- Coile, C., 2004b, *Health Shocks and Couples' Labor Supply Decisions*, MA: National Bureau of Economic Research.
- Denaeghel, K., Mortelmans, D., and Borghgraef, A., 2011, "Spousal influence on the retirement decisions of single-earner and dual-earner couples", *Advances in Life Course Research*, 16(3): 112-123.
- Ehrenberg, R. G., and Smith, R. S., 2012, Modern Labor Economics: Theory and Public Policy (11).

- ed., Boston: Pearson Education, Inc.
- Ekerdt, D. J., 2010, "Frontiers of research on work and retirement", *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 65B(1), 69-80.
- England, P., and Farkas, G., 1986, *Households, Employment, and Gender*, New York: Aldine de Gruyter.
- Guo, D., 2013, "Happy together or home alone: A structural model of the role of health insurance in joint retirement", 15th Annual Joint Conference of the Retirement Research Consortium.
- Gustman, A. L., and Steinmeier, T. L., 2004, "Social security, pensions and retirement behaviour within the family", *Journal of Applied Econometrics*, 19(6): 723-737.
- Henretta, J. C., Chan, C. G., and O'rand, A. M., 1992, "Retirement reason versus retirement process: Examining the reasons for retirement typology", *Journal of Gerontology*, 47(1): S1-S7.
- Ho, J.-H., and Raymo, J. M., 2009, "Expectations and realization of joint retirement among dual-worker couples", *Research on Aging*, 31(2): 153-179.
- Honoré, B. E., and De Paula, Á., 2014, "Interdependent durations in joint retirement", *Cemmap Working Paper CWP08/14*, London: Centre for Microdata Methods and Practice.
- Hospido, L., 2015, "Pension reform and couples' joint retirement decisions", *IZA World of Labor 2015*: 142, Bonn: IZA,
- ______, and Zamarro, G., 2014, "Retirement patterns of couples in Europe", *IZA Discussion Paper*, No. 7926, Bonn: IZA.
- Hurd, M. D., 1990, "The joint retirement decision of husbands and wives", *Issues in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.
- Jiménez-Martín, S., Labeaga, J. M., and Martínez-Granado, M., 1999, "Health status and retirement decision for older european couples", *Economic Series 30, Working Paper*: 99-82.
- Johnson, R. W., and Favreault, M. M., 2001, "Retiring together or working alone: The impact of spousal employment and disability on retirement decisions", CRR Working Paper, No. 2001-01, Washington D.C.: Urban Institute.
- Michaud, P., 2003, "Joint labour supply dynamics of older couples", *IZA Discussion Paper*, No. 832. Bonn: IZA,
- Michaud, P., Van Soest, A., and Yu, Z., 2014, "Retirement of couples: A stated preference analysis", Network for Studies on Pensions and Retirement Paper, Tilburg: Netspar.
- OECD, 2011, OECD Pension at a Glance 2011, Paris: OECD Publishing.
- , 2013, OECD Pension at a Glance 2013, Paris: OECD Publishing.
- . 2014, OECD Society at a Glance 2014, Paris: OECD Publishing.
- Queiroz and de Souza, 2013, "Couple's behaviour in the Brazilian labour market: The influence of social security and individual", *International Policy Centre for Inclusive Growth Working Paper*, No. 107, Brasilia: IPC-IG.
- Radl, J., and Himmelreicher, R. K., 2015, "The influence of marital status and spousal employment on retirement behavior in Germany and Spain", *Research on Aging*, 37(4): 361-387.
- Smith, S., 2006, "The retirement consumption puzzle and involuntary early retirement: Evidence from the British household panel survey", *The Economic Journal*, 116(510): C130-C148.

- Syse, A., Solem, P. E., Ugreninov, E., Mykletun, R., and Furunes, T., 2014, "Do spouses coordinate their work exits? A combined survey and register analysis from Norway", *Research on Aging*, 30(5): 625-650.
- Zhu, R., 2014, The Labour Force Participation of Australian Mature-aged Men: The Role of Spousal Participation, Adelaide: National Centre for Vocational Education Research.
- Zweimüller, J., Winter-Ebmer, R., and Falkinger, J., 1996, "Retirement of spouses and social security reform", *European Economic Review*, 40(2): 449-472.

Dual Earner Couple's Interdependent Retirement Decision

- Focusing on Spouses' Involuntary Retirement -

Ham, Sunyu
(Korea Institute for Health and Social Affairs)

Hong, Baegeui
(Seoul National University)

This study examined the interdependent retirement decision between husbands and wives. Since most of retirees in Korea retired by involuntary reasons such as health problems, it purposes to test whether the involuntary retirement of husbands(wives) influences the retirement decision of wives(husbands). Using data from 4th Korean Longitudinal Study of Ageing Panel, it conducted probit and multivariate probit analysis on 1,038 dual-earner couples aged 51~76 to test interdependence of couples' retirement. The results showed that husbands who have retired wife were more likely to retire. It also proved that involuntary retirement of spouse is a significant predictor of early retirement decision, though the direction of the effect is reversed by gender. Wives were more likely to retire when husband were retired involuntarily, while husbands were more likely to stay in labor market. These findings helped to understand the retirement decision of aged couples in Korea and brought suggestion on labor market and care policies for aged couples.

Key words: retirement, joint decision making, joint retirement, involuntary retirement, bivariate probit, welfare of elderly

[논문 접수일 : 15. 07. 06, 심사일 : 15. 07. 23, 게재 확정일 : 15. 08. 11]