

勞 動 經 濟 論 集
 第29卷(1), 2006. 4, pp. 129~152
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석*

최승현**

본 연구에서는 맞벌이가구 내에서 공적연금기대자산 및 은퇴유인들이 남성과 여성의 은퇴결정에 미치는 영향을 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 이변량프로빗모형(Bivariate Probit)으로 실증 분석하였다. 이를 위하여 우리나라의 공적연금기대자산을 각 가구별로 도출하였고 맞벌이부부의 은퇴 결정과 관련된 행태들이 상호의존적이라면 그 영향력이 상호 비대칭적인지를 확인하고 그 원인을 밝혀 설명하였다. 추정결과에 따르면 공적연금기대자산 및 몇몇 은퇴유인들에 대한 남성과 여성의 은퇴행태가 비대칭적인 통계적 유의결과를 보였다. 남성의 경우는 공적연금기대자산 및 그 외의 은퇴유인들인 비임금소득액, 배우자와의 연령차이, 배우자의 건강상태, 배우자의 시간당임금액, 배우자의 고령화정도를 나타내는 연령더미 등에서 통계적으로 유의하였고 여성의 경우는 그렇지 않았다. 본 연구에서는 그 원인을 자신의 여가와 배우자의 여가의 보완성에서 찾았고 기존의 연구와는 다른 방법을 사용하여 비대칭적 실증결과를 설명하였다. 우선 배우자의 시간당 임금변화에 대한 자신의 은퇴결정에의 영향을 의미하는 교차탄력도를 계측하였고 그 부호의 방향으로 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재임을 확인하였다. 그리고 교차탄력도의 상대적 크기비교를 통하여 보완성의 정도를 판별하였는데 남성의 경우 자신의 여가와 배우자의 여가가 상대적으로 강한 보완관계에 있고 여성의 경우 상대적으로 약한 보완관계에 있음을 밝혀냈다.

—주제어 : 맞벌이가구, 공적연금기대자산, 부부간 여가의 보완성,
 이변량프로빗모형(Bivariate Probit)

* 본 연구에 많은 조언을 해주신 연세대학교의 박태규, 정진욱, 최강식 교수님께 깊이 감사드립니다.

** 보건복지부(icndo@mohw.go.kr)

I. 서 론

전 세계적으로 고령사회에 진입하고 있다. 우리나라의 경우 역시 앞으로 20여 년 후에는 65세 이상의 고령인구가 전체인구의 약 20%에 도달할 것으로 기대된다. 빠른 속도의 고령사회에의 진입은 경제전체적으로 보았을 때 경제활동참가율을 감소시키고 장기적으로 노동공급의 부족과 생산성 저하현상을 초래하며 공적연금의 재정에도 영향을 줄 수 있다. 즉 이러한 고령인구의 증가는 출생률의 감소와 맞물려 젊은 근로자의 수보다 은퇴자의 수가 많도록 인구구조를 변화시키고 또한 고령인구의 조기은퇴는 일할 수 있는 사람들이 노동시장에서 일찍 퇴거하는 것이므로 공적연금보험료의 수입을 감소시킬 수 있다. 따라서 고령인구의 은퇴과정분석은 중요한 연구과제가 된다.

한편 지난 30~50여 년간 OECD국가들에서의 성별 경제활동참가율의 추이를 보면 남성의 경제활동참가율은 점차 감소하고 있는 반면 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 상승하고 있다. 이렇듯 여성의 사회진출과 사회전반에서의 역할이 두드러짐에 따라 맞벌이가구형태가 많고 여성이 남성과 동등하게 노령은퇴 시까지 근무한다. 우리나라의 경우 지난 10여 년간 도시근로자가구의 전체소득 중 가구주의 소득비중은 점차 감소한 반면 배우자의 소득비중은 점차 증가하였다. 이렇듯 사회전체적인 노동력 부족현상이 여성으로 대체되고 있는 가운데 우리나라에서도 맞벌이가구형태가 증가함에 따라 한 가구 내에서의 부부소득자들의 행태 또한 중요한 연구대상이 된다.

은퇴결정 및 은퇴행태에 대한 기존의 연구들을 보면 대부분 남성근로자를 대상으로 하고 있지만 부부근로자의 은퇴결정 및 행태에 대한 연구도 점차적으로 중요해지고 활발해지고 있다. 맞벌이가구 내에서 남성과 여성의 경제행위는 상호의존적이므로 각자의 은퇴결정시 서로에게 영향을 주고 또 받는다. 따라서 공적연금제도의 변화가 남성만의 은퇴결정에 미치는 영향에 대한 기존의 연구결과에서 만약 이와 같은 한 가구 내에서 부부간 의사결정의 상호의존성이 고려되지 않는다면 그 결과에는 상당한 편의와 저평가 위험의 가능성이 존재할 수 있다.

이미 Hurd(1990), Lundberg and Pollak(1993), Blau(1998), Blau and Riphahn(1999), Maestas(2001), Johnson and Favtreault(2001), Baker(2002), Gustman and Steinmeier

(2000)(2004) 등의 연구에서 한 가구 내에서 부부간 의사결정의 상호의존성이 고려되지 않을 때 나타나는 결과에 대한 편익과 위험을 지적하고 있다. 특히 Coile(2004) 및 Coile and Gruber(2004)는 부부의 경우 자신의 은퇴결정에 배우자의 은퇴유인의 영향이 비대칭적일 수 있다고 보았는데, 부부의 여가가 보완재라면 남성은 여성보다 상대적으로 강한 보완관계에 있고 여성은 남성보다 상대적으로 약한 보완관계에 있다고 설명하였다.

본 연구의 목적은 첫째 한 가구 내에서 부부관계인 남성과 여성이 상호의존성을 갖는다는 가정 하에서 공적연금기대자산이 이들 각자의 은퇴결정에 미치는 영향을 실증 분석하는 것이다. 이를 위해서 우리나라의 공적연금기대자산을 각 가구별로 도출하고 또한 이러한 과정에서 맞벌이부부의 은퇴결정에 영향을 미치는 그 밖의 은퇴유인들을 밝혀내고 그 영향력 또한 실증한다. 둘째 맞벌이가구 내에서 부부의 은퇴결정과 관련된 행태들이 상호의존적이라는 가정 하에서 배우자의 은퇴유인에 대한 자신의 은퇴결정과 반대로 자신의 은퇴유인에 대한 배우자의 은퇴결정행태를 추정한 결과로서 부부의 여가가 보완재의 관계에 있는지 대체재의 관계에 있는지를 확인한다. 셋째 Coile(2004) 및 Coile and Gruber(2004) 등의 연구처럼 부부의 여가에 대한 태도에 차이가 있어 만약 실증결과에 비대칭적인 행태가 관찰된다면 그 원인을 밝혀 설명하고자 한다. 본 연구의 추정을 위하여 이변량프로빗모형(Bivariate Probit)을 사용할 것이다.

본 연구는 II장에서 맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 기존의 연구들에 대하여 검토하고 III장에서는 본 연구의 모형인 가계의 은퇴결정모형을 구조적으로 도출한 후 실증분석을 위한 축약형 모형으로 변환한다. 그 다음으로 자료 및 변수에 대하여 설명하고 우리나라의 공적연금기대자산의 추정을 위해 이를 계측한다. IV장에서는 맞벌이부부의 은퇴결정에 있어서 공적연금기대자산 및 그 밖의 은퇴유인들에 대한 비대칭적 행태를 실증한 결과를 제시하고 논의한다. 마지막으로 V장은 본 연구에 대한 요약과 더불어 정책적 시사점을 제시한다.

II. 기존의 연구에 대한 검토

공적연금과 은퇴에 대한 기존의 연구들을 가구당 경제주체를 중심으로 구분하였을 경우 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있는데 한 가구에 근로소득자가 한 명인 경우를 대상으로 분석한 연구들과 한 가구에 근로소득자가 두 명인데 부부의 관계에 있는 경우

를 대상으로 분석한 연구들로 나누어 볼 수 있다. 전자의 경우 기존의 연구들은 공적연금 또는 사적연금의 기대자산을 구하고 이것이 저축 및 은퇴에 어떠한 영향을 주는지를 분석하였고¹⁾ 후자의 연구들은 한 가구 내에서 부부간의 의사결정이 상호의존적이라는 가정 하에서 공적연금 및 다른 유인들이 은퇴결정에 미치는 영향을 분석하였다.

한 가구에 근로소득자가 두 명인데 부부의 관계에 있는 경우를 대상으로 분석한 연구들은 이러한 맞벌이부부간의 의사결정이 상호의존적이라는 가정 하에서 공적연금 및 또 다른 은퇴유인들이 부부간의 은퇴결정에 미치는 영향을 분석하였다. 기존의 대다수의 연구들은 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계에 있음을 부부은퇴모형(Couple Retirement Model)을 통하여 분석하였다. 남성과 여성의 여가가 보완재임을 분석하는 부부은퇴모형은 그 설명방법에 따라 크게 두 가지의 방법으로 구분해 볼 수 있다. 첫 번째 방법은 부부은퇴모형에 배우자의 은퇴여부를 고려하여 이미 배우자가 은퇴하였을 경우를 독립변수로서 추정모형에 포함시켰을 때 자신의 은퇴가 더욱 증가함을 실증적으로 분석하는 방법이다. 이러한 상관관계를 통하여 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계에 있다고 설명하였다. 두 번째 방법은 추정모형에 배우자의 은퇴여부를 독립변수로 사용하지 않고 한 가구 내에서 남성과 여성에 대한 통계적으로 유의적인 몇 가지 설문들을 바탕으로 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재임을 설명하는 방법이다.

첫 번째 방법을 사용한 연구들로는 Hurd(1990), Lundberg and Pollak(1993), Blau(1998), Blau and Riphahn(1999), Maestas(2001), Johnson and Favtreault(2001), Baker(2002), Gustman and Steinmeier(2000)(2004) 등이 있다. 이 연구들 중에서 Hurd(1990), Lundberg and Pollak(1993), Blau(1998), Gustman and Steinmeier(2000)(2004) 등은 부부은퇴모형을 구조적으로 도출하고 이 구조적 모형을 추정모형으로 사용하였고 Blau and Riphahn(1999), Baker(2002) 등은 부부은퇴모형을 구조적으로 도출하지 않고 축약형 모형으로 실증분석을 하였다. 특히 Gustman and Steinmeier(2000)(2004)는 기존의 부부은퇴추정모형의 독립변수에 추가적으로 남성과 여성 각자의 은퇴에 대한 가치(ϵ)를 도입하여 자신과 배우자의 은퇴결정행태를 분석하였다. 은퇴를 하건 안하건 자신의

1) Ginzberg(1982), Lazear(1983), Kotlikoff and Wise(1985), Kahn(1987), Anderson, Gustman and Steinmeier(1999), Gruber and Wise(1999)(2004), Gustman and Steinmeier(2005) 등은 공적연금 제도가 조기은퇴효과를 가져온다는 것이 실증결과로 나타난 연구들이고 Blinder, Gordon and Wise(1980), Hanoch and Honig(1983), Diamond and Hausman(1984), Sickles and Taubman(1986), Gustman and Steinmeier(1986) 등은 조기은퇴행위가 공적연금제도가 아닌 다른 유인들 때문에 발생한다고 주장한 연구들이다.

편익(가치)이 무차별한 경우와 비교해 볼 때 은퇴한 후 자신의 편익(가치)이 조금이라도 상승한다면 은퇴를 결정한다고 주장하였다. 그리고 한 가구 내에서 부부사이의 연령차이가 적을수록 상대적으로 은퇴가 증가한다는 부부사이의 동반은퇴현상(Joint Retirement)에 대하여 분석하였다. 이러한 동반은퇴현상의 원인을 남성의 여가와 여성의 여가의 보완관계에서 찾았다. 부부사이의 행태가 상호의존적이라는 가정 하에서 부부사이의 은퇴결정 및 은퇴에 대한 상대적 가치가 서로 상관관계를 갖는다. 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계에 있는 이유가 가계의 효용은 가계구성원의 효용에 의존하므로 여가라는 재화를 부부가 같이 소비할수록 가계의 효용이 더욱 더 증가하는데 연령이 비슷할수록(Birth Cohorts) 은퇴에 대한 기호 및 가치가 비슷할 것이므로 동반은퇴를 결정한다고 하였다. 이렇듯 Gustman and Steinmeier(2000)(2004)의 연구에서는 기존의 연구들처럼 실증모형에 배우자의 은퇴여부를 독립변수에 포함시켰고 그 계수의 부호가 정(+)인 경우 배우자의 은퇴가 자신의 은퇴결정에 영향을 주는 것으로 해석하였다. 따라서 한 가구 내에서 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계를 보이며 부부사이의 연령차이가 적을수록 은퇴를 많이 한다고 설명하고 있다.

두 번째 방법을 사용한 연구들로는 Coile(2004) 및 Coile and Gruber(2004) 등의 연구들이 있다. 이 연구들에서는 한 가구 내에서 여성의 은퇴유인이 남성의 은퇴결정에 영향을 주는 간접효과가 발생하지만 반대로 남성의 은퇴유인이 여성의 은퇴결정에 영향을 미미하다고 분석하였다. 즉 부부사이에 자신의 은퇴결정에 배우자의 은퇴유인의 영향이 비대칭적일 수 있다는 것이다. 특히 Coile(2004)은 앞의 연구들과는 달리 추정모형에 배우자의 은퇴여부를 고려하지 않았고 이러한 간접효과에의 원인에 대하여 남성과 여성에 대한 통계적으로 유의적인 몇 가지의 설문들을 바탕으로 남성의 여가와 여성의 여가가 보완적인 관계에 있다고 하였다. 또한 남성의 경우 배우자의 은퇴유인들에 의하여 영향을 받는 반면 여성의 경우 배우자의 은퇴유인들에 의하여 영향을 받지 않는다는 실증결과에 대하여 남성은 여성보다 상대적으로 강한 보완관계에 있고 여성은 남성보다 상대적으로 약한 보완관계에 있다고 설명하였다.

이러한 기존의 연구들에 대하여 본 연구에서는 우리나라의 경우 한 가구 내에서 남성과 여성이 부부의 관계에 있으면서 근로소득자들인 경우 자신과 배우자의 은퇴결정에 자신과 배우자의 은퇴유인들이 상호 어떠한 영향을 주는가를 실증분석하고 이러한 영향이 비대칭적인 결과를 가져오는지를 검증한다. 이러한 비대칭적 결과의 원인을 밝혀내는데 있어서 본 연구에서는 기존의 연구와는 차별되는 분석방법들을 사용한다. 우선 우

리나라의 경우에도 기존의 연구들처럼 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계에 있는지의 여부와 간접효과인 비대칭적 결과의 여부를 실증 분석한다. 본 연구의 추정모형에는 배우자의 은퇴여부가 포함되지 않고 Coile(2004)과는 다른 분석방법으로 실증결과를 설명한다.²⁾ 비대칭적인 결과의 원인에 대하여 Coile(2004)은 몇 가지 설문방법으로 접근하였지만 본 연구에서는 남성의 여가와 여성의 여가가 보완관계에 있다는 것을 증명하는데 있어서 배우자의 시간당 임금과 자신의 은퇴결정과의 관계를 나타내는 교차탄력도를 구하고 이것의 부호방향으로 판별한다. 실증분석에서 나타나는 비대칭적 결과의 원인은 한 가구 내에서 남성과 여성의 여가에 대한 보완성에 차이가 존재하기 때문으로 볼 수 있는데 본 연구에서는 실증분석의 결과에서 나타나는 남성과 여성의 대체효과와 소득효과를 서로 비교하고 배우자의 시간당 임금의 변화와 자신의 은퇴결정과의 관계를 나타내는 교차탄력도의 상대적 크기를 서로 비교함으로써 그 원인을 밝힌다.

Ⅲ. 가계의 은퇴결정모형

1. 추정모형

맞벌이가구에서 남성과 여성이 각각 은퇴의사결정을 함에 있어서 서로에게 의존적인 행위를 하는 것으로 가정하므로 은퇴결정에 있어서 자신의 은퇴유인변수들에 의해서

2) 비대칭적인 결과의 원인에 대하여 Coile(2004)은 몇 가지 설문방법으로 접근하였지만 본 연구에서는 배우자의 시간당 임금과 자신의 은퇴결정과의 관계를 나타내는 교차탄력도를 구하고 그것의 부호방향으로 판별하였다. Coile(2004)의 몇 가지 설문들을 소개하면 다음과 같은데 배우자와 함께 시간을 보내는 것이 정말 즐거운가라는 질문에 남성은 34.6%, 여성은 28.8%의 긍정의 대답을 하였고 유의수준 1% 내에서 통계적으로 유의하였다. 또한 배우자와 어떤 일을 하면서 시간을 보내고 싶은가라는 질문에 남성은 52.7%, 여성은 50.6%의 긍정의 대답을 하였는데 유의수준 10% 내에서 통계적으로 유의하였다. 마지막으로 배우자가 은퇴한 경우에만 자신도 은퇴를 하고 싶은가에 대한 질문에는 남성은 61%, 여성은 60.9%의 긍정의 대답을 하였으나 통계적으로 유의적이지 않았다. Coile(2004)은 이에 따라서 여성의 은퇴결정이 남성의 은퇴유인변수들에 의존하는 것에 비해 남성의 은퇴결정이 여성의 은퇴유인변수들에 더 많이 의존하는 결과가 도출되었다고 하였다. 이러한 분석에서 통계적 유의수준은 두 가지 표본평균의 동등성 검증(Test of Equality)으로부터 도출되었다.

뿐만 아니라 배우자의 은퇴유인변수들에서도 영향을 받는다. 따라서 본 연구에서는 이 변량프로빗모형(Bivariate Probit)을 사용하였으며 아래의 두 개의 방정식은 대칭적인 구조를 갖는다.³⁾ 다음의 추정모형을 통하여 공적연금기대자산과 그 밖의 은퇴유인들이 각자의 은퇴결정에 미치는 영향을 실증한다. 그리고 맞벌이부부의 은퇴결정과 관련된 행태들이 상호의존적이라면 그 영향력이 비대칭적일 것이라 기대하므로 그 원인을 밝혀 설명한다.

$$\begin{aligned}
 MR_t = & a_0 + a_1PEA_t + a_2MH_t + a_3TMI_t + a_4MAGE_t + a_5MSCH_t \\
 & + a_6FH_t + a_7TFI_t + a_8FAGE_t + a_9FSCH_t \\
 & + a_{10}CHILD + a_{11}AD_t + a_{12}REG_t + a_{13}NWA_t + \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{식 1}$$

$$\begin{aligned}
 FR_t = & b_0 + b_1PEA_t + b_2FH_t + b_3TFI_t + b_4FAGE_t + b_5FSCH_t \\
 & + b_6MH_t + b_7TMI_t + b_8MAGE_t + b_9MSCH_t \\
 & + b_{10}CHILD + b_{11}AD_t + b_{12}REG_t + b_{13}NWA_t + \eta_t
 \end{aligned} \tag{식 2}$$

위 식에서 MR_t 는 t 년도 남성의 은퇴기대여부를, FR_t 는 t 년도 여성의 은퇴기대여부를 의미하고 PEA_t 는 한 가구 내에서의 공적연금기대자산의 가치를, MH_t 는 남성의 건강상태, FH_t 는 여성의 건강상태를 의미한다. TMI_t 는 월평균초과근무수당과 성과급을

3) 본 연구의 추정모형은 Gustman and Steinmeier(2000)(2004)의 다음과 같은 부부효용함수에 기초하여 구조적으로 도출한 방정식들의 축약형(Reduced form)이다.

$$U_W = \sum_{t=0}^T \left[\frac{1}{\alpha} C_t^\alpha + e^{X_t^W \beta_W + Z_t^W \delta_W + \epsilon_t^W} L_t^W \right] \quad , \quad U_H = \sum_{t=0}^T \left[\frac{1}{\alpha} C_t^\alpha + e^{X_t^H \beta_H + Z_t^H \delta_H + \epsilon_t^H} L_t^H \right]$$

C_t 는 가구별 소비수준을, L_t 는 여가 또는 은퇴여부를, $e^{X_t^W \beta_W + Z_t^W \delta_W + \epsilon_t^W}$ 는 은퇴의 상대적 가치를 의미한다. X_t 는 상수항을 포함한 자신의 건강상태, 학력수준, 자녀의 수, 연령더미, 연령차이, 거주 지역 등을 나타내는 벡터를, Z_t 는 배우자의 건강상태, 학력수준, 자녀의 수, 연령더미, 연령차이, 거주지역 등을 나타내는 벡터를 의미하고, ϵ_t 는 은퇴에 대한 상대적 가치로서 이 값이 클수록 개인은 은퇴에 대한 높은 가치를 나타내고 더 빨리 은퇴한다. 맞벌이가구에서 남성 및 여성의 생애총소비수준과 생애총소득수준이 동일하다는 제약 하에 남성 및 여성은 자신의 효용을 극대화하기 위하여 행동하므로 라그랑지안 함수법을 이용하여 예산제약하의 효용극대화의 1차조건을 풀어 전개하면 다음과 같은 두 개의 대칭적인 방정식을 도출해 낼 수 있다.

$$L_t^H = -\log(d^H W_t^H) - (\alpha - 1) \log\left(\frac{Y}{\kappa}\right) + X_t^H \beta_H + Z_t^H \delta_H + \epsilon_H$$

$$L_t^W = -\log(d^W W_t^W) - (\alpha - 1) \log\left(\frac{Y}{\kappa}\right) + X_t^W \beta_W + Z_t^W \delta_W + \epsilon_W$$

포함한 남성의 월평균소득액을 월평균근무시간으로 나눈 시간당 임금액을, TFI_t 는 월평균초과근무수당과 성과급을 포함한 여성의 월평균소득액을 월평균근무시간으로 나눈 시간당 임금액을 뜻한다. 그리고 $MAGE_t$ 는 남성의 연령더미를, $FAGE_t$ 는 여성의 연령더미를 의미하며 $MSCH_t$ 는 남성의 학력수준으로 환산한 교육년수, $FSCH_t$ 는 여성의 학력수준으로 환산한 교육년수를 의미한다. $CHILD_t$ 는 고등학교 재학이하 자녀의 수를, AD_t 는 배우자와의 연령차이를, REG_t 는 거주지역을, NWA_t 는 부동산소득과 금융소득을 합한 비임금소득을 의미한다. 또한 위의 모형에서 우변의 독립변수들을 각각 공통변수들과 자기변수들로 나누어 볼 수 있다. 여기서 공통변수란 한 가구 내에서 남성과 여성에게 공통으로 영향을 줄 수 있는 변수를 의미하며 자기변수란 각각 자신에게만 영향을 주는 변수를 의미한다. 공통변수들로는 PEA_t , $CHILD_t$, AD_t , REG_t , NWA_t 들을, 자기변수들로는 H_t , TI_t , AGE_t , SCH_t 들을 고려하였다.

2. 자료

본 연구를 위한 자료는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study; KLIPS)의 1998년부터 2002년까지의 자료들(1차년도~5차년도 조사자료)중에서 2001년의 자료를 주로 사용하였고 2002년 자료는 추가적으로 사용되었다. 그 이유는 2001년도에 은퇴에 관한 설문자료가 조사되었기 때문이다. 또한 통계청의 기대수명표와 2001년도와 2002년도 인구주택총조사, 한국의 사회지표(2001~2004) 그리고 국민은행의 주택금융실태조사(2001~2004)가 추가적으로 사용되었다.

연구의 목적이 맞벌이가구의 행태를 관찰하는 것이므로 2001년도 유효표본인 3,865 가구 중에서 다음과 같은 방법과 순서로 표본을 추출하였다. 우선 기혼이면서 배우자가 있는 남성과 여성을 선별하고 이 두 사람이 동일가구 안에 포함되는지를 확인하였다. 그 다음에 남성과 여성이 모두 월소득의 정규수입이 있는 근로소득자인지의 여부와 둘 모두 국민연금에 가입되어 연금을 납부하고 있는지를 조사하였다. 이러한 과정을 거쳐서 추출한 결과 604가구가 본 연구를 위한 맞벌이가구의 표본으로 선정되었다.

3. 변수에 대한 설명

종속변수인 은퇴결정기대여부는 더미변수로서 t 년도에 은퇴하는 경우에는 '1'을 부여하였고 반면 은퇴하지 않는 경우에는 '0'을 부여하였다. 한국노동패널조사(KLIPS)에는 당해연도의 은퇴여부에 대한 직접적 변수가 없으므로 본 연구에서는 간접적 변수들을 은퇴여부에 대한 대응변수로 사용하였다.⁴⁾ 은퇴여부에 대한 대응변수들 중에서 은퇴하는 경우로 쓰인 설문들은 일자리지속여부에 대한 물음에 대하여 지속하지 않겠다고 대답한 경우, 향후예상근무기간이 1년 미만이라고 대답한 경우, 은퇴희망여부에 대하여 더 이상 일할 의사가 없음을 밝힌 경우 등이다.

자신의 건강상태에 대한 설문은 한국노동패널조사(KLIPS)에 의하면 5. 아주건강하다. 4. 건강한 편이다. 3. 보통이다. 2. 건강이 좋지 않은 편이다. 1. 건강이 매우 안 좋다. 로 구성되었다. 건강상태를 묻는 위와 같은 변수는 범주형 자료로서 모형에 사용해야 되지만 이렇게 하는 경우 모형에 독립변수가 상당히 많아지므로 계량적으로 효율성이 낮아지고 통계적 유의성이 떨어지는 문제를 발생시킬 수 있다. 따라서 본 연구에서는 건강상태에 관한 독립변수를 범주형 자료로 취급하지 않았지만 그렇게 한 경우와 비교해 볼 때 실증 결과에는 큰 차이가 없었다.

비임금소득액이란 한 가구의 부동산소득액과 금융소득액을 합친 액수를 말한다. 비임금소득과 관련하여 한국노동패널조사(KLIPS)에서는 작년과 올해의 금융소득액과 작년과 올해의 부동산소득액이 가구별로 나타나 있다. 본 연구에서 사용된 비임금소득액으로서 금융소득액에는 은행예금액과 주식 및 채권신탁액과 매매차익, 금융기관 이자

4) t 년도에 은퇴결정기대여부에 대한 간접적 변수로서 위의 세 가지 물음 중에서 한 가지라도 포함하는 경우 t 년도에 은퇴결정을 하는 것으로 고려하였다. 그 이유는 전체표본가구 중에서 일자리지속여부에 대하여 지속하지 않겠다고 응답한 비율이 남성이 5%, 여성이 6%, 향후예상근무기간이 1년 미만이라고 응답한 비율은 남성이 4%, 여성이 3%, 은퇴희망 및 은퇴계획에 대하여 더 이상 일할 의사가 없다고 응답한 비율이 남성이 14%, 여성이 5% 이었다. 첫 번째와 두 번째 모두에 응답한 비율이 남성이 1%, 여성이 1.1%, 두 번째와 세 번째 모두에 응답한 비율이 남성이 0.3%, 여성이 0.1%, 첫 번째와 세 번째 모두에 응답한 비율이 남성이 0.6%, 여성이 0.3%, 위의 세 가지 모두에 응답한 경우는 없었다. 또한 현재 일자리에서 다른 자리로 바꾸고 싶다면가 재취업의사가 있는 경우는 배제하였는데 이것은 은퇴 후 Full-time Job에 근무하는 경우를 제외시키기 위함이었다. 또한 60세 이상의 개인은 표본에서 제외하였으므로 재직자노령연금의 수혜로 인한 노동공급의 내생성문제는 소멸된다.

및 투자소득액, 사채 등의 비금융기관 이자수입액, 배당금 등이 포함되었고 부동산소득액에는 소유부동산총액과 월세등 임대료, 부동산매매차익, 토지를 도지준 금액, 권리금 등이 포함되었다.⁵⁾ 이러한 비임금소득액을 사용함으로써 인하여 임금소득자이면서 비임금소득이 많은 가구의 경우에는 그렇지 않은 가구보다 은퇴결정여부를 고려하는데 오히려 큰 영향을 미칠 수 있으므로 본 연구에서는 비임금소득액을 독립변수에 포함시켰다.

한국노동패널(KLIPS)에서 임금소득자의 개인별 월평균소득액에 월평균추가근무수당 및 월평균성과급을 고려하여 월평균소득을 구하고 이것을 소득변수로 사용하였다. 특히 자신의 임금변화에 대한 자신의 은퇴결정과의 관계를 나타내는 대체효과와 소득효과를 확인하기 위해 그리고 배우자의 임금변화에 대한 자신의 은퇴결정과의 관계를 나타내는 교차탄력도를 도출하고 그 부호를 확인하기 위해 월평균시간당 임금액을 독립변수로서 사용하였다.

연령은 만 나이로서 본 연구에서는 공적연금기대자산과 은퇴와의 관계를 좀 더 명확히 하기 위하여 50세 이상과 50세미만으로 남성과 여성을 구분하고 각각 더미변수로 취급하였다. 연령을 더미변수로 사용한 이유는 고령화 정도에 따른 은퇴결정과의 관계를 확인하기 위함이었다. 학력변수는 개인별 총교육년수를 사용하였는데 미취학과 무학의 경우는 0으로 초졸은 6년, 중졸은 9년 고졸은 12년 전문대졸은 14년 대졸은 16년 석사는 18년 박사는 22년으로 하였다. 한 가구 내에서의 자녀의 수는 고등학교 재학 이하의 자녀의 수로서 각 가구별로 부양의무가 있으므로 부양의무가 있는 자녀의 수가 남성과 여성의 은퇴결정에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 그리고 Gustman and Steinmeier(2000)(2004)에서는 한 가구 내에서 남성과 여성의 동반은퇴의 경우가 빈번하다고 설명하였다. 배우자의 연령차이가 작을수록 은퇴가능성이 높다는 것이다. 이 연구의 경우 표본가구는 NLS(National Longitudinal Survey of Mature Women)에서 추출하였는데 최종표본가구는 564가구였고 이 중에서 11%이상의 부부가 동반 은퇴함을 보였다. 이것은 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재의 관계에 있을 때 연령이 비슷한 사람들 일수록 한 가구 내에서 남성과 여성의 은퇴에 대한 가치가 비슷하기 때문이고 또한 이렇듯 동반은퇴를 할수록 개인의 효용의 증가로 인하여 가계의 효용이 증가하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 경우 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재의 관계에 있을 때 부부사이의 연령이 비슷한 가구에서의 남성과 여성의 은퇴결정행

5) 이외에도 거주주택 외 부동산소유여부나 소유부동산의 타인임대여부를 묻는 설문도 있었으나 응답이 예 또는 아니오로 구성되어 있어서 사용하지 않았다.

〈표 1〉 변수에 대한 기초 통계치

	평 균	표준편차
MR(남성의 은퇴여부)	0.25	0.43
FR(여성의 은퇴여부)	0.14	0.35
PEA(공적연금기대자산액)	11794.80	3584.32
MSCH(남성의 교육년수)	12.33	3.39
FSCH(여성의 교육년수)	11.19	3.37
CHILD(자녀의 수)	1.18	0.95
MH(남성의 건강상태)	3.64	0.80
FH(여성의 건강상태)	3.46	0.82
TMI(남성의 시간당 임금)	0.62	0.67
TFI(여성의 시간당 임금)	0.27	0.39
MAGE(남성의 연령더미)	0.29	0.45
FAGE(여성의 연령더미)	0.16	0.37
REG(지역)	0.50	0.50
NWA(비임금소득액)	2131.88	5516.61
AD(연령차이)	3.79	3.61
관측수	604	

태를 보기 위하여 배우자와의 연령차이를 독립변수에 포함시켰다.

거주지역(REG)을 모형의 독립변수에 포함시킨 것은 가구별로 여타 다른 조건이 동일할지라도 도시지역과 비도시지역, 수도권지역과 비수도권지역 사이에 은퇴결정행태가 다를 수 있기 때문이다. 취업기회가 대도시지역과 그렇지 않은 지역사이에 차이가 있으므로 이것이 은퇴결정행태에도 반영될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 수도권지역을 서울, 경기, 인천으로 하고 나머지 지역을 비수도권 지역으로 나누어 더미변수로 변형하여 추정하였다.

4. 우리나라 공적연금기대자산의 추정

우리나라의 공적연금기대자산은 다음의 두 가지 방법으로 도출하였다. 첫 번째 방법은 Feldstein(1974)의 방법에 사회적 할인율과 물가상승률 그리고 소득대체율을 우리나라의 지수들로 대체하고 정상급여연령을 현행 우리나라 국민연금제도상의 60세로 바꾼 후 이것을 국민연금에 가입한 개인별로 도출하고 또 다시 각 가구별로 합산하였다. 두

번째 방법은 우리나라에서 현행 국민연금의 연금지급방식으로 사용하고 있는 은퇴 후 연금급여액을 구하는 방식에 1988~2004년까지 우리나라의 연평균물가상승률과 사회적 할인율을 적용하여 현재가치로 할인한 값을 역시 국민연금에 가입한 개인별로 구한 후에 그것을 각 가구별로 합산하였다.

우선 첫 번째 방법을 사용하여 공적연금기대자산을 구하면 다음과 같다. 현재 a 세의 미혼의 노동자가 t 년도에 존재하고 있다고 가정하고 그가 60세에 받게 될 연금액은 $b_{a,t}$ 라고 한다면 $b_{a,t} = 0.6 \cdot Y_{t+60-a}$ 라고 할 수 있다. 그리고 미래의 가치분소득은 현재의 가치분소득에 일정한 성장률을 곱하여 나타낸다고 보면, $Y_{t+60-a} = Y_t(1+g)^{60-a}$ 이다. 따라서 60세에 기대할 수 있는 공적연금수령액은 $b_{a,t} = 0.6 \cdot Y_t(1+g)^{60-a}$ 라고 할 수 있다. 분석의 편의를 위해 연금수령액도 연간 성장률에 맞추어 증가한다고 하면, 60세 이상의 연금수령자가 받게 될 연간 연금수령액은 $b_{a,t} = b_{a,t}(1+g)^{n-60}$ 일 것이다. $S_{i,j}$ 가 현재 i 세의 사람이 적어도 j 세까지 살 수 있을 확률이고, d 는 사회적 할인율이라고 하면 60세의 연금수령자가 받게 될 연금수령액은 $\sum_{n \geq 60} S_{60,n} b_{a,t} (1+g)^{n-60} (1+d)^{-(n-60)}$ 이 된다.

따라서 공적연금기대자산의 t 시점의 현재가치는 다음과 같다.

$$A_{a,t} = S_{a,60} (1+d)^{-(60-a)} \sum_{n \geq 60} S_{60,n} b_{a,t} (1+g)^{n-60} (1+d)^{-(n-60)}$$

이 식에 $b_{a,t} = 0.6 \cdot Y_t(1+g)^{60-a}$ 를 대입하면,

현재 a 세 개인이 공적연금기대자산의 t 시점에서의 현재가치는 다음과 같다.

$$A_{a,t} = 0.6 \cdot Y_t S_{a,60} [(1+g)/(1+d)]^{60-a} \sum_{n \geq 60} S_{60,n} [(1+g)/(1+d)]^{n-60}$$

두 번째 방법으로 도출한 우리나라의 공적연금기대자산은 다음과 같다. 현행 우리나라 국민연금제도에서 20년 이상의 기간동안 국민연금에 가입되어 공적연금보험료를 납부한 a 세의 개인이 60세가 되어 받을 연금수령액은 $b_{a,t} = 1.8(A+B) \times (1+0.05y)$

이라고 할 수 있다. 이 식에서 A 는 연금수급 전 3년간 전체가입자의 평균소득월액의 평균액을, B 는 가입자 개인의 가입 기간 중 평균소득월액을, y 는 20년 초과 가입년수를 각각 의미한다.

따라서 현재 a 세의 개인의 공적연금기대자산의 t 시점에서의 현재가치는 다음과 같다.

$$A_{a,t} = [1.8(A + B) \times (1 + 0.05y)] \sum_{n \geq 60} S_{a,n} [(1 + g)/(1 + d)]^{n-60}$$

위 식에서 $S_{a,n}$ 은 a 세 개인의 n 세 까지의 생존확률이고, g 는 1988년부터 2004년까지의 연평균물가상승률로서 약 4.7% 이다. 그리고 d 는 사회적 할인율로서 약 7.5% 이다.⁶⁾

본 연구에서 위의 두 가지 방법으로 도출된 공적연금기대자산은 III장 추정모형의 독립변수로 각각 사용된다. 공적연금기대자산에 대한 추정결과와 분석 결과는 다음 IV장의 실증분석결과에서 자세히 소개한다.

IV. 맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석

<표 2>는 III장의 추정모형인 (식 1)과 (식 2)의 방정식을 사용해서 한 가구 내에서 남성과 여성의 은퇴유인들이 은퇴결정에 미치는 영향을 실증분석한 결과이다. 첫 번째로 공적연금기대자산이 한 가구 내에서 남성과 여성의 은퇴결정에 영향을 주는가에 대하여 앞에서도 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 공적연금기대자산이 개인의 은퇴결정에 미치는 영향의 방향과 통계적으로 유의정도가 분명치 않을 것으로 기대했었다. 우선 앞의 III장에서 소개한 첫 번째 방법으로 도출한 공적연금기대자산으로 실증한 결과는 맞벌이가구에서 남성의 경우 상당히 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 그렇

6) 개인의 생존확률은 통계청의 기대여명자료를 참고하여 표본가구를 구성하는 각 개인별로 도출하였다. 또한 우리나라의 국민연금제도가 1988년부터 시행되었으므로 1988~2004까지의 연평균물가상승률 4.7%, 우리나라 실질 사회적 할인율 7.5%를 사용하였다. 그렇지만 이것을 사회적 할인율이 아닌 다른 할인율을 사용한다고 해도 물가상승률보다 할인율이 크기만 한다면 그 결과에는 큰 차이가 없었다. 실제로 5%의 할인율과 9%의 할인율로 실증분석을 하였을 때에도 7.5%의 할인율을 사용하였을 때의 결과와 큰 차이가 없었다.

지만 여성의 경우는 기각되었다.⁷⁾ <표 2>의 결과는 우리나라의 공적연금기대자산을 구하는 두 번째 방법으로 도출된 공적연금기대자산이 한 가구 내에서 남성과 여성의 은퇴결정행태에 미치는 영향을 실증한 결과이다. 이 결과를 보면 첫 번째 방법에서의 실증결과와 마찬가지로 남성의 경우에만 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 두 가지 방법 모두의 실증결과는 우리나라의 남성의 경우 정상적으로 공적연금급여액을 받을 정상급부연령을 앞두고 은퇴여부에 대한 결정을 할 때에 공적연금기대자산의 영향을 받을 수 있다는 것을 의미한다. Gruber and Wise(1999)(2004)에서 비교적 공적연금시행경험이 30여년 이상이 된 OECD국가들의 경우 공적연금제도상 정상급부연령과 조기은퇴연령에서의 은퇴율이 가장 높았던 이유로 공적연금기대자산의 한계 증분이 부(-)의 관계를 가짐으로서 암묵적 조세가 부과되기 때문으로 보았던 것처럼 본 연구의 결과는 우리나라의 경우에도 공적연금제도상 정상급부연령을 앞에 두고 개인별 가구별 공적연금기대자산의 한계 증분이 부(-)의 관계로 바뀌어 만약 1년 더 노동시장에서 일을 하는 경우 암묵적 조세가 작용하여 개인으로 하여금 은퇴를 결정하게 할 수도 있다는 것이다. 또한 본 연구의 결과는 Feldstein(1974)이 언급한 조기은퇴효과가 우리나라의 경우에도 나타날 수 있다는 것으로 앞으로 공적연금제도와 은퇴와의 관계를 다룬 많은 다른 OECD국가들의 연구들처럼 우리나라에서도 자산대체효과를 비롯한 공적연금기대자산이 저축에 미치는 효과들을 측정할 수 있을 것으로 기대한다. 그렇지만 이러한 조기은퇴의 현상이 공적연금제도의 재정적 악화를 더욱 가중시킬 수도 있는데 공적연금보험료를 부담하는 소득자들이 조기은퇴의 행위를 보인다는 것은 노동시장에서 일찍 퇴거하는 것이므로 공적연금보험료에 대한 수입이 줄어들 수 있기 때문이다. 이와 같이 본 연구의 결과는 공적연금제도의 정책에도 시사한다.

두 번째로 <표 2>의 전체적인 실증결과에서 보여 지는 것은 남성의 경우 대부분의 자기변수들과 공통변수들 그리고 배우자변수들이 통계적으로 유의적인데 반하여 여성의 경우 몇몇 변수들을 제외하고는 은퇴결정에 관하여 통계적으로 유의적이지 않다는 것이다. 구체적으로 남성의 경우 자기변수들로는 자신의 건강상태와 시간당월평균소득,

7) 첫 번째 방법의 경우 t-value가 2.718로써 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 공적연금기대자산의 경우 평균이 비교적 크기 때문에 자연로그를 취한 후 실증분석을 하면 탄력도를 좀 더 명확하게 확인 할 수 있다. 자연로그를 취한 후 실증한 결과를 보면 여성의 경우 10% 유의수준에서 기각이 되었는데 그 탄력도와 t-value로 보아 앞으로 우리나라의 공적연금제도가 좀 더 성숙되어진다면 여성의 경우에도 공적연금기대자산과 은퇴결정의 관계가 통계적으로 유의적인 결과가 나타날 것으로 기대된다.

그리고 교육년수 등이 자신의 은퇴결정 대하여 통계적으로 유의적인 결과를 보였고 공통변수들로는 공적연금기대자산과 자녀의 수, 비임금소득액, 부부간의 연령차이 그리고 거주지역 등이 통계적으로 유의하였다. 배우자변수들로는 여성의 건강상태, 여성의 시간당월평균소득, 그리고 고령화정도를 나타내는 연령더미 등에서 통계적으로 유의적이었다. 그렇지만 여성의 경우 자기변수인 자신의 시간당월평균소득과 공통변수인 자녀의 수, 그리고 거주지역을 제외하고는 다른 변수들에서 자신의 은퇴결정과 통계적으로 유의적이지 않았다.⁸⁾ 남성의 은퇴결정에 있어서 배우자의 은퇴유인변수들인 건강상태와 고령화정도, 그리고 시간당월평균소득과 공통변수인 공적연금기대자산과 비금소득액, 부부간의 연령차이 등이 통계적으로 유의적인 결과를 보인 반면 여성의 은퇴결정에 있어서는 이러한 배우자의 은퇴유인들과 공통변수들에 대한 영향이 통계적으로 유의적이지 않았으므로 결과적으로 한 가구 내에서 남성의 은퇴결정에 대한 여성의 은퇴유인들 및 공통변수들의 영향이 여성의 은퇴결정에 대한 남성의 은퇴유인들과 공통변수들의 영향과 서로 비대칭적인 행태를 보였음이 확인되었다.

이제부터 비대칭적인 행태를 보인 독립변수들과 그 결과를 구체적으로 분석해 보면 다음과 같다. 먼저 한 가구 내에서 남성과 여성의 시간당월평균소득수준과 은퇴결정의 관계에 대한 실증결과를 보면 남성의 경우 자신의 은퇴결정에 대한 자신의 시간당월평균소득과 배우자의 시간당월평균소득의 영향이 통계적인 유의성이 있는 것으로 나타난 반면 여성의 경우 자신의 시간당월평균소득의 은퇴결정에의 영향은 10%유의수준에서 통계적으로 유의적이지만 배우자의 시간당월평균소득의 은퇴결정에의 영향은 통계적으로 유의적이지 않았다. 실증결과를 보면 남성의 경우 시간당월평균소득과 은퇴결정 사이에 부(-)의 관계를 보이는 반면 여성의 경우는 시간당월평균소득과 은퇴결정 사이에 정(+)의 관계를 보이는데 이것은 시간당임금과 근로시간과의 관계를 나타내는 대체효과와 소득효과로 설명할 수 있겠다. 남성의 경우는 대체효과가 우세한 것으로 판별된다. 만약 남성의 시간당임금이 상승하는 경우 대체효과에 의하여 남성의 근로시간은 상승하게 된다.(즉 $\frac{\partial H_m}{\partial W_m} > 0$) 근로시간과 여가시간은 반대의 방향으로 움직이므로 근로시간이 상승하면 여가시간이 감소하므로 여가의 수요인 은퇴가 감소한다는 것

8) 남성의 은퇴결정에 영향을 주는 통계적으로 유의적인 독립변수들 중에서 자신의 시간당월평균소득과 배우자의 연령더미, 부부간의 연령차이 그리고 여성의 은퇴결정에 영향을 주는 통계적으로 유의적인 독립변수들 중에서 거주지역은 10%유의수준에서 한계적으로 유의하였다.

이다. 따라서 대체효과가 우세하면 남성의 시간당임금과 은퇴결정과의 관계는 부(-)의 관계를 보인다. (즉 $\frac{\partial R_m}{\partial W_m} < 0$) 반면 여성의 경우는 소득효과가 우세한 것으로 설명될 수 있겠다. 즉 다른 조건이 일정할 때 실질소득이 증가하면 근로시간이 감소할 수 있다는 것이다. (즉 $\frac{\partial H_f}{\partial Y} < 0$) 따라서 은퇴와의 관계는 $\frac{\partial R_f}{\partial Y} > 0$ 이다. 그러므로 소득효과가 우세하면 여성의 시간당임금과 은퇴결정과의 관계는 정(+)의 관계를 보인다. (즉 $\frac{\partial R_f}{\partial W_f} > 0$) 한편 여성의 시간당임금변화에 대한 남성의 근로시간의 반응은 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재의 관계에 있는가 아니면 대체재의 관계에 있는가에 따라 달라진다. 일반적으로 한 가구 내에서 남성의 여가와 여성의 여가는 보완재의 관계에 있는데 이것은 두 재화 사이의 교차탄력도의 부호의 방향으로서 판별할 수 있다. 남성의 경우 남성의 여가와 여성의 여가가 보완재의 관계에 있는 경우에는 여성의 시간당 임금변화에 대한 남성의 근로시간이 정(+)의 관계에 있으므로($\frac{\partial H_m}{\partial W_f} > 0$) 은퇴와의 관계는 부(-)의 관계를 보인다.($\frac{\partial R_m}{\partial W_f} < 0$) 또한 여성의 경우 통계적으로 유의적이지 않았지만 남성의 시간당임금변화에 대한 여성의 근로시간의 반응 또한 부(-)의 관계를 보였으므로 여성의 경우도 역시 자신과 배우자의 여가는 서로 보완재의 관계에 있음을 알 수 있다.

실증결과에서 보았듯이 남성의 경우는 배우자의 시간당임금이 자신의 은퇴결정에 통계적으로 유의한 영향을 준 반면 여성의 경우는 그렇지 않았다. 이러한 비대칭적인 결과의 원인에 대하여 Coile(2004)은 남성의 경우 대체효과가 소득효과를 압도한 반면에 여성의 경우는 대체효과와 소득효과가 상쇄되었으므로 남성과 여성의 행태가 다르게 나타난 것이라 하였고 남성의 경우 자신과 배우자의 여가가 상대적으로 강한 보완관계에 있는 반면 여성의 경우는 상대적으로 약한 보완관계에 있다고 주장하였다. 이에 대하여 본 연구에서는 맞벌이가구에서 자신의 여가에 대한 수요인 은퇴결정에 배우자의 시간당임금변화가 미치는 영향을 의미하는 교차탄력도 구하고 이것의 부호방향으로서 판별하였다. 또한 자신의 은퇴결정에 대한 배우자의 시간당임금의 교차탄력도의 크기가 곧 자신의 여가와 배우자의 여가사이의 보완관계의 정도를 나타내는 것이고 이러한 교차탄력도를 계측하여 그 크기를 서로 비교하면 남성의 경우와 여성의 경우 각각 자

신의 여가와 배우자의 여가사이의 보완관계의 정도를 알 수 있는데 교차탄력도가 클수록 상대적으로 보완관계가 강하다고 할 수 있으며 교차탄력도가 작을수록 상대적으로 보완관계가 약하다고 할 수 있다. 본 연구의 실증결과를 보면 남성의 경우 배우자의 시간당임금이 자신의 은퇴에 미치는 영향이 상대적으로 크고 통계적으로 유의적인 반면에 여성의 경우 배우자의 시간당임금이 자신의 은퇴에 미치는 영향이 상대적으로 작고 통계적으로 유의하지 않았다.⁹⁾ 이러한 결과에 대한 이유는 본 연구의 앞에서 분석한 것처럼 자신의 여가의 수요에 대한 임금탄력도는 남성의 경우 대체효과가 우세하고 여성의 경우 소득효과가 우세한 결과가 나타났지만 교차탄력도의 경우 자신과 배우자의 여가사이에 보완성을 갖는다는 것은 대체효과가 우세하다는 것이므로 남성의 경우 교차탄력도가 상대적으로 크고 통계적으로 유의한 결과가 나왔다는 것은 대체효과가 소득효과를 압도한 결과라고 볼 수 있겠고 반면에 여성의 경우 교차탄력도가 상대적으로 작고 통계적으로 유의적이지 못한 결과가 나왔다는 것은 소득효과가 대체효과를 상쇄하였기 때문으로 볼 수 있겠다. 따라서 본 연구의 실증결과에서 비대칭적인 영향의 결과가 나온 것은 맞벌이가구 내에서 자신과 배우자의 보완성의 정도가 다르기 때문이라고 볼 수 있다는 것이다.

그 다음으로 건강상태가 은퇴결정에 미치는 효과에 대한 실증결과를 보면 남성의 경우에만 자신의 은퇴결정에 대한 자신의 건강상태와 배우자의 건강상태의 영향이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 자신의 건강상태와 자신의 은퇴결정과 관계가 부(-)의 관계를 보인 것은 자신의 건강상태와 배우자의 건강상태가 안 좋을수록 은퇴를 빨리 한다는 것을 의미하는 것이다.

교육년수를 나타내는 학력수준에 대한 은퇴결정과 관계 실증결과에서 보면 남성의 경우 통계적으로 유의한 것으로 나타났지만 여성의 경우는 그렇지 않았다. 이것은 두 가지로 해석될 수 있는데 그 하나는 일반적으로 고학력자일수록 소득수준이 높고 보유자산액이 많기 때문에 은퇴를 빨리한다는 것이고 또 다른 하나는 남성의 교육년수가 상대적으로 길기 때문에 경제전체적으로 보았을 때 노동시장에서 점차적으로 남성의 경제활동참가율이 낮아지는 현상으로 해석될 수 있다. 은퇴를 한다는 것은 경제

9) 남성의 경우 여가에 대한 수요의 임금탄력도는 0.968로써 1에 가까웠고 여성의 경우 여가에 대한 수요의 임금탄력도는 0.55이었다. 또한 남성의 경우 자신의 여가에 대한 수요와 배우자의 시간당임금의 교차탄력도는 0.61이었고 여성의 경우 자신의 여가에 대한 수요와 배우자의 시간당임금의 교차탄력도 0.25로써 남성의 경우 교차탄력도가 여성의 경우보다 상대적으로 컸다.

활동인구에서 비경제활동인구가 된다는 것이므로 간접적으로 경제활동참가율이 낮아지는 효과가 나타날 수 있다. 공통변수인 고등학교 취학이하의 자녀의 수와 은퇴결정과의 관계를 <표 2>에서 보면 남성과 여성의 경우 모두 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 고등학교 취학이하의 자녀는 부모로서 부양부담을 지게 되는데 이것은 곧 부양할 자녀의 수가 많을수록 부양부담이 늘어나므로 은퇴결정을 미룰 수 있다고 해석할 수 있다.

남성의 경우 50세 이상의 고령인구일수록 자신의 은퇴결정과의 관계에 있어서 10% 유의수준에서 한계적으로 유의적이었고 계수 값의 부호는 여전히 정(+)의 관계를 보였다. 또한 남성의 경우 여성의 고령화 정도를 나타내는 연령더미와 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 하지만 계수의 부호는 부(-)의 관계를 보이는데 이것은 여성의 월평균소득과 연관지어서 설명할 수 있겠다. 여성이 임금소득자의 경우 고령일수록 소득이 높다고 볼 수 있는데 앞에서 설명했던 것처럼 여성의 임금과 남성의 은퇴는 부(-)의 관계에 있으므로 여성의 고령화 정도와 남성의 은퇴는 부(-)의 관계를 보이는 것이다.

남성과 여성의 연령차이와 은퇴결정과의 관계를 실증한 결과를 보면 Gustman and Steinmeier(2000)(2004)와는 다른 결과를 보인다. 이 연구에서는 한 가구 내에서 남성과 여성의 연령 차이가 적을수록 은퇴를 많이 한다는 결론을 내리고 있는데 반해서 본 연구의 실증결과를 보면 우리나라의 남성의 경우 이전의 연구와는 달리 오히려 부부간의 연령차이와 은퇴가 정(+)의 관계를 보이고 있고 한계적으로 유의하였다.

본 연구에서는 비금융소득이 많은 가계일수록 은퇴를 빨리 할 것이라는 가정 하에서 비금융소득 중에 대표적인 부동산을 소유하므로 발생하는 부동산소득이 있는 가계를 대상으로 분석을 시도하였으나 표본가구의 임금소득자 중에서 부동산소득이 있는 가계의 수가 적었고 반면 금융소득액의 크기가 상당히 커서 금융소득이 있는 가계도 포함을 하였으며 결국 비임금소득액과 은퇴결정의 관계를 실증하였다. 실증결과를 보면 남성의 경우 비임금소득액과 은퇴결정의 관계가 통계적으로 유의하였고 정(+)의 관계를 보였다.

마지막으로 각 가구의 거주지역과 은퇴결정에 대한 실증결과를 보면 남성의 경우 지역변수와 통계적으로 매우 유의한 결과를 보였고 여성의 경우도 10%유의수준에서 한계적으로 유의하였다. 또한 남성과 여성 모두 부(-)의 관계를 보였는데 이것은 수도권 지역일수록 노동시장에서의 이탈이 적고 비수도권지역일수록 빈번하다는 것이다.¹⁰⁾

종합하면 III장의 (식 1)과 (식 2)를 실증한 결과인 <표 2>에는 맞벌이가구의 공적

〈표 2〉 은퇴행태의 비대칭적 효과

Variable	Coefficient(t-statistics)		Variable	Coefficient(t-statistics)	
Constant	-0.6107	(-1.066)	Constant	-0.9180	(-1.433)
PEA	0.00014***	(2.683)	PEA	0.00004	(0.563)
NWA	0.00003*	(1.919)	NWA	-0.00004	(-1.251)
MH	-0.2159***	(-2.825)	FH	-0.0494	(-0.562)
TMI	-0.3828*	(-1.538)	TFI	0.5892*	(1.645)
MAGE	0.2963	(1.384)	FAGE	-0.1223	(-0.415)
MSCH	0.0474*	(1.699)	FSCH	0.0099	(0.328)
CHILD	-0.2946***	(-3.300)	CHILD	-0.3489***	(-3.726)
FH	-0.1448*	(-1.856)	MH	-0.0226	(-0.247)
TFI	-0.5429*	(-1.758)	TMI	-0.1881	(-0.641)
FAGE	-0.4006*	(-1.551)	MAGE	0.1912	(0.759)
FSCH	-0.0347	(-1.093)	MSCH	0.0006	(0.036)
AD	0.0364*	(1.609)	AD	-0.0142	(-0.642)
REG	-0.3975***	(0.1278)	REG	-0.2289*	(-1.588)
C.P.R	0.868		C.P.R	0.825	
Log likelihood	-480.02				

***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

연금기대자산이 자신과 배우자의 은퇴결정에 영향을 주는가에 대한 물음에 대하여 남성은 그렇지만 여성은 그렇지 않은 것으로 나타났다. 그 외에 배우자의 시간당임금, 배우자의 고령화 정도, 배우자의 건강상태 등도 남성의 경우는 통계적으로 유의적이었지만 여성의 경우는 그렇지 않았다. 본 연구에서는 이러한 비대칭적 결과의 원인을 자신과 배우자의 여가에 대한 보완성 정도의 차이로 보고 기존의 선행연구들과는 달리 교차탄력도의 부호와 그 크기로 보완성 정도의 차이를 밝혀냈다. 시간당임금의 변화에

10) 일반적으로 수도권지역에서의 취업기회가 비수도권지역의 경우보다 상대적으로 많다고 해석 가능하지만 본 연구에서는 재취업의 기회를 배제하였으므로 월평균소득 등 여타 변수의 영향의 비대칭적 행태가 수도권과 비수도권지역에서 발생할 수 있다.

대한 은퇴결정의 영향이 의미하는 교차탄력도의 부호가 음(-)이면 자신과 배우자의 여가가 보완재의 관계에 있다고 해석할 수 있고 교차탄력도의 크기가 크면 상대적으로 강한 보완성의 관계에 있고 반대로 작으면 상대적으로 약한 보완관계에 있다고 해석될 수 있다.

본 연구의 실증결과 남성의 경우가 여성의 경우 모두 교차탄력도가 음(-)이므로 부부의 여가가 보완재의 관계에 있다고 볼 수 있고 교차탄력도의 크기에 있어서 남성의 경우가 여성의 경우보다 상대적으로 크므로 남성의 경우 자신의 여가와 배우자의 여가가 상대적으로 강한 보완관계에 있고 여성의 경우 상대적으로 약한 보완관계에 있다고 볼 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 공적연금기대자산이 은퇴결정에 미치는 영향을 맞벌이가구를 대상으로 부부의 은퇴결정이 서로 상호의존성을 갖는다는 가정 하에서 실증분석을 하였다. 그 결과 남성의 경우는 통계적으로 유의하였고 여성의 경우는 그렇지 않았다. 그 외에 공통변수들인 비임금소득액, 배우자와의 연령차이 등과 배우자변수들인 건강상태, 시간당임금, 고령화정도를 나타내는 연령더미 등에서 남성의 경우는 통계적으로 유의하였는데 여성의 경우는 그렇지 않았다. 기존의 대다수의 연구들에서는 특히 배우자의 소득과 자신의 은퇴결정에 대해서만 비대칭적인 실증결과를 보였고 이러한 결과의 원인을 자신과 배우자의 여가의 보완성에서 찾았다. 또한 이를 증명하기 위하여 실증모형에 배우자의 은퇴여부를 변수로 추가해서 자신의 은퇴와의 관계성을 보이거나 자료의 몇몇 설문들에 대한 남성과 여성의 응답들을 근거로 설명하였다.

그러지만 본 연구는 기존의 연구들과는 다른 방법을 사용하여 비대칭적 효과의 원인을 증명하였다. 우선 여가의 상대가격인 자신의 시간당 임금의 변화에 대한 여가의 수요인 자신의 은퇴결정에의 영향을 의미하는 자신의 여가에 대한 임금탄력도의 부호와 그 크기로서 대체효과와 소득효과 중에서 어떤 효과가 우세한지를 판별하였다. 그 다음으로 배우자의 시간당 임금변화에 대한 자신의 은퇴결정에의 영향을 의미하는 교차탄력도를 계측하였고 그 부호의 방향으로 남성과 여성의 여가가 보완재의 관계에 있음

을 판별하였으며 교차탄력도의 상대적 크기의 비교를 통하여 보완성의 정도를 판별하였는데 이를 통하여 남성은 상대적으로 강한 보완관계에 있고 여성은 상대적으로 약한 보완관계에 있음을 밝혀냈다.

본 연구에서는 우리나라의 경우 공적연금제도의 시행경험이 짧고 공적연금보험료의 수준도 낮아서 가구별로 은퇴 후 기대자산들 중에서 공적연금기대자산의 비중이 작을 것이므로 공적연금기대자산의 은퇴에의 영향이 미미할 것이라고 기대했던 것과는 달리 남성의 경우 통계적으로 유의한 결과를 얻었다. 이러한 결과는 추후 우리나라에서도 기존의 대다수의 외국의 연구들처럼 자산대체효과와 은퇴효과의 계측을 통하여 공적연금기대자산이 민간저축에 미치는 영향을 명확히 할 수 있다는 것을 의미한다. 여기서 민간저축이라는 것은 공적저축인 공적연금 외에 개인연금, 퇴직연금, 사적보험 등을 포괄하는 것으로서 향후 한 가구의 은퇴 후 기대자산 중에서 은퇴결정에 대한 개인연금, 퇴직연금, 사적보험 등의 영향을 실증적으로 확인할 수 있고, 또한 공적연금과 민간저축간의 보완성 여부도 검토될 수 있을 것이다. 반면에 본 연구의 결과는 우리나라에서도 앞으로 조기은퇴현상이 충분히 발생할 수 있음을 의미하는 것이므로 조기노동시장 이탈로 인한 공적연금보험료의 수입감소가 공적연금의 재정악화를 더욱 더 심화시킬 것이다. 이에 따라서 정규급여연령을 연장하는 방안과 조기은퇴제도의 도입, 공적연금보험료와 급여율의 재조정, 개인연금 및 퇴직연금 등의 민간저축과의 보완성 등의 정책 대안들을 고려해 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- 국민연금관리공단. 『국민연금통계연보』. 각년도.
- 국민은행. 『주택금융실태조사』. 각년도.
- 박태규. 「공공재원의 효율적 배분과 사회적 할인율의 역할」. 『공공경제』 2권 (1997): 48-68.
- 최경수·문형표·신인석·한진희. 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』. pp.227-276, 서울: 한국개발연구원, 연구보고서. 2003.
- 통계청. 『한국의 사회지표』. 각년도.

한국노동연구원. 『한국노동패널조사(KLIPS)』, 각년도.

- Anderson, P. M., Gustman, A. L. and T. L. Steinmeier. "Trends in Male Labor Force Participation and Retirement: Some Evidence on the Role of Pensions and Social Security in the 1970s and 1980s." *Journal of Labor Economics* 17 (4) (October 1999): 757-783.
- Baker, M. "The Retirement Behavior of Married Couples: Evidence from the Spouse's Allowance." *Journal of Human Resources* 37 (Winter 2002): 1-34.
- Blau, D. M. "Labor Force Dynamics of Older Married Couples." *Journal of Labor Economics* 16 (3) (July 1998): 595-629.
- _____. "Labor Force Transitions of Older Married Couples in Germany." *Labor Economics* 6, 1999.
- Blinder, A. S., Gordon R. H. and D. E. Wise. "Reconsidering the Work Disincentive Effects of Social Security." *National Tax Journal* 33 (4) (1980): 431-442.
- Coile, C. "Retirement Incentives and Couples' Retirement Decisions." *Topics in Economics Analysis and Policy* 4 (1) (2004).
- _____. "The Effect of Social Security on Retirement in the United States." Gruber, J. and D. A. Wise(ed), *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, University of Chicago Press, 2004.
- Diamond, P. and J. Hausman. "Individual Retirement and Savings Behavior." *Journal of Public Economics* 23 (1-2) (February-March 1984): 81-114.
- Feldstein, M. "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation." *Journal of Political Economy* 82 (5) (September 1974): 905-926.
- Ginzberg, E. "Early Retirement: Boon or Bane?" in Ginzberg, M., Owen, S. and Wachter(ed), *Work Decisions in the 1980s*. Auburn House, 1982.
- Gruber, J. and D. A. Wise. *Social Security and Retirement around the World*. University of Chicago Press, 1999.
- _____. *Social Security Programs and Retirement around the World Micro-Estimation*. University of Chicago Press, 2004.
- Gustman, A. L. and T. L. Steinmeier. "A Structural Retirement Model." *Econo-*

- metrica*, 54 (3) (May 1986): 555-584.
- _____. "Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model." *Journal of Labor Economics* 18 (3) (July 2000): 503-545.
- _____. "Social Security, Pensions and Retirement Behavior within the Family." *Journal of Applied Econometrics* 31, 2004.
- _____. "The Social Security early Entitlement Age in a Structural Model of Retirement and Wealth." *Journal of Public Economics* 89 (2-3) (Feb. 2005): 441-463.
- Hanoch, G. and M. Honig. "Retirement, Wages and Labor Supply of the Elderly." *Journal of Labor Economics* 1 (2) (April 1983): 131-151.
- Hurd, M. D. "The Joint Retirement Decision of Husband and Wives." in Wise, D. A.(ed), *Issues in the Economics of Aging*. University of Chicago Press, 1990.
- Johnson, R. W. and M. M. Favreault. "Retiring Together or Working Alone: The Impact of Spousal Employment and Disability on Retirement Decisions." Mimeo, The Urban Institute, 2001.
- Kahn J. A. "Social Security, Liquidity and Early Retirement." *Journal of Public Economics* 35 (1) (1988): 97-117.
- Lazear, E. "Pensions as Severance Pay." in Bodie. Z. and J. B. Shoven(ed), *Financial Aspects of The United States Pension System*. University of Chicago Press, 1983.
- Lundberg, S. and R. A. Pollak. "Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market." *Journal of Political Economy* 101 (6) (December 1993): 988-1010.
- Maestas, N. "Labor, Love, and Leisure: Complementarity and the Timing of Retirement by Working Couples." Mimeo, University of California at Berkeley, 2001.
- Sickles, R. and P. Taubman. "An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly." *Econometrica* 54 (6) (November 1986): 1339-1356.

abstract

Retirement Behaviors of Two Wage Earners Households

Seung-Hyun Choi

The purpose in this study is to analyze the effect of expected public pension assets (or social security wealth) and retirement incentives on retirement behaviors of two wage earners households. For the purpose of the study, an empirical analysis was conducted. In the empirical step, it was found that the empirical results were significant for men, but not for women namely, statistically asymmetric if behaviors of two couples are interdependent. The cause for the statistically asymmetric results were then determined.

The Bivariate Probit model was used for estimation in the first step and the KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study) was used as data for estimation. According to the empirical analysis, the results showed statistically significant asymmetry for men, however not for women, in expected public pension assets and other retirement incentives, non-wage assets, age difference, spouse's health status, spouse's monthly wages per hour and aging of their spouse

In this study, cause of statistically asymmetric result in asymmetric complementarities of leisure of couples were found, then explained through different methods of comparison from the most recent studies. First, spouse's cross wage elasticity of self leisure demand(retirement) was calculated and determined whether complementarities of leisure of couples is positive or negative. Then, the degree of complementarities of leisure was distinguished in comparison with the relative size of two cross elasticities. Thus, men have relatively strong complementarities of leisure. But for women, it may roughly cancel out due to the substitution effect and the income effect. Therefore, women have relatively weak complementarities of leisure.

Key Words: Expected Public Pension Assets, Two Wage Earners Households, Complementarity of Leisure, Bivariate Probit model