은퇴결정과 은퇴 전·후 소비의 상호작용*

아종범**· 저승훈***

「한국노동패널」과 미국의 Health and Retirement Study(HRS)를 이용하여, 다양한 경제적·비경제적요인과 함께 정규은퇴 시점보다 앞서 은퇴하는 조기은퇴 행위와 정규은퇴 시점 혹은 그 보다 늦은 시점에은퇴하는 지연은퇴 행위가 은퇴 전·후 소비에 미치는 영향을 2-Stage Switching Regression으로 분석하였다. 추정과정에서 본 논문에서는 조기은퇴 결정이 은퇴 전·후 소비에 미치는 영향을 크게 두 가지로 구분하였다. 첫 번째는 조기은퇴 결정이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우를 비교하는 것으로 추정결과선택편의(Selection Bias)가 존재하는지를 통해 살펴보았다. 두 번째는 조기은퇴 결정 후 조기은퇴자의 소비를 지연은퇴자의 소비와 비교하는 것으로, 소비의 소득탄력성을 비교하여 살펴보았다. 추정 결과 「한국노동패널」자료를 이용하여 분석한 한국의 경우, 조기은퇴를 결정했을 경우 조기은퇴결정이 존재하지 않는 경우와 비교했을 때 은퇴 전·후 소비의 유의한 차이가 없었다. 하지만 조기은퇴관자와 지연은퇴자의 소비의소득탄력성을 비교해 본 결과 소득이 증가하였을 때 조기은퇴자의 소비증가폭이 지연은퇴자보다 작았다.이는 조기은퇴 결정이후 상대적으로 길어진 은퇴기간에 대비하기 위해 지연은퇴자 보다 상대적으로 조금소비하게 됨을 의미한다. Health and Retirement Study를 이용하여 분석한 미국의 경우에는 조기은퇴를 결정했을 경우 조기은퇴 결정이 존재하지 않는 경우와 비교했을 때 조기은퇴자는 은퇴 전·후 소비를 줄이고, 지연은퇴자는 은퇴 전·후 소비를 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 소비의 소득탄력성 비교결과에서는 조기은퇴자의 소비증가폭이 지연은퇴자의 소비증가폭인 지연은퇴자의 소비증가폭보다 작은 것으로 나타났다.

1. 서론

본 논문은 「한국노동패널」과 미국의 Health and Retirement Study(HRS)를 이용하여, 다양한경제적 · 비경제적 요인과 함께 정규은퇴 시점보다 앞서 은퇴하는 조기은퇴 행위와 정규은퇴 시점혹은 그 보다 늦은 시점에 은퇴하는 지연은퇴 행위가 은퇴 전 · 후 소비에 미치는 영향을 분석한다. 외환위기 이후 조기은퇴는 심각한 사회문제로 부각되고 있다. 외환위기 이후 구조조정과정에서 명예퇴직이 커다란 사회문제로 부각되었으며, 특히 최근에는 사오정(45세 정년), 오육도(56세까지 일자리에 있으면 도둑)이라는 말이 유행하고 있을 정도이다. 조기은퇴가 심각한 사회문제를 발생시키는 이유는 조기은퇴결정이 은퇴자의 은퇴 전 · 후 소비에 영향을 미칠 가능성이 크기 때문이다. 조기은퇴를 결정한 경우, 은퇴 기간이 길어질 것에 대비하여 보다 많이 저축하면서 은퇴 전 소비를 줄이게 될 가능성이 크다. 또한 은퇴기간이 길어지면서 은퇴 후 소비 역시 줄어들 가능성이 크

^{*} 본 논문은 성균관대학교 BK21 경제교육연구단의 연구지원으로 이루어졌음.

^{**} 성균관대학교 경제학부 부교수

^{***} 성균관대학교 경제학과 박사과정수료 , BK21 경제교육연구단 연구조교

다. 그리고 개인의 효용이 소비수준에 의해 결정된다고 할 때 소비의 감소는 효용의 감소로 이어지게 될 것이다. 따라서 은퇴결정이 은퇴 전·후 소비수준에 미치는 영향에 대한 제대로 된 분석이 이루어지고, 이를 바탕으로 이에 대한 대책이 마련될 필요가 있다. 하지만 기존 연구에서 (조기)은퇴 결정행위와 은퇴 전·후 소비결정 각각에 대한 연구는 많이 이루어지고 있는 반면, 은퇴 결정행위와 은퇴 전·후 소비결정이라는 두 가지 결정을 동시에 고려한 연구는 거의 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 은퇴 결정과 은퇴 전·후 소비액수 결정이라는 두 가지 결정을 Switching Regression을 이용하여 동시에 고려할 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 관련된 기존 연구를 검토하고, 검토 결과를 바탕으로 하여 본 논문에서 검토하려고 하는 연구가설을 제기한다. Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용할 분석 방법, 자료, 그리고 추정에 사용되는 변수에 대해 소개한다. Ⅳ장에서는 한국 및 미국의 자료를 이용한 조기은퇴와 은퇴 전·후 소비수준 간의 상호작용에 대한 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 결론과 함께 향후 연구방향을 제시할 것이다.

Ⅱ. 기존 연구 및 연구가설

1. 기존 연구 검토

은퇴와 소비에 관한 연구는 크게 은퇴 이후 소비감소와 그 원인에 대한 연구, 은퇴 시 자산 적정성에 관한 연구 그리고 소득대체율에 관한 연구 등으로 나누어진다. 은퇴 후 소비감소에 대한 연구는 Consumption Puzzle 이라고 불리는 이슈로 은퇴 후 소비감소가 나타나는지를 검토한 후, 소비감소가 생애 전 기간에 걸쳐 소비를 균일하게(smoothing)한다는 생애주기모형(Life-cycle model)의 가정과 일치하는지를 검토한다. 이와 관련된 최근 연구로는 Banks, Blundell and Tanner(1998), Bernheim, Skinner and Weinberg(2001), Hurd and Rohwedder(2003) 등이 있다. 은퇴 이후 자산 적정성 문제는 주로 Income and Asset Adequacy Problem이라고 불리는 이슈로서, 은퇴전 소비수준을 은퇴 후에도 유지하는데 필요한 충분한 자산을 은퇴시기에 갖고 있는가를 분석한다. 이와 관련된 논문으로는 Haveman et al (2002) 등이 있다. 소득대체율에 관한 연구는 은퇴이후 일정한 효용수준을 유지하기 위해 필요한 은퇴 후 소득 수준을 구하는 것으로 주로 은퇴 후소비수준을 은퇴전 소득수준의 비율로 나타내는 것이다. 이와 관련된 연구로는 Palmer(1989, 1994), Bernheim et al(1997), 원종욱(2000), 석재은 외(2001), 이성형(2000) 등이 있다.

그런데 이들 연구 중 은퇴결정과 은퇴 전·후 소비변화를 동시에 고려한 연구는 찾아보기 어렵다. 따라서 은퇴결정과 은퇴 전·후 소비변화의 동시결정에 대한 시사점을 얻기 위해 본 연구에서는 은퇴결정과 소비행위와 관련된 개인의 경제행위로서 노동공급과 저축을 동시에 고려한 연구를 검토하였다. Diamond and Hausman(1984)는 은퇴에 대한 continuous—time hazard model을 이용하여, 은퇴 이후 개인 자산의 축적 및 감소에 대하여 연구하였다. 이때 은퇴방정식 추정결과는 자산

축적 방정식에 사용되었으며, 비선형 2단계 회귀분석모형(Nonlinear two stage least square model)을 이용한 추정결과, 사회보장제도가 은퇴에 영향을 미치고, 다른 모든 조건이 동일한 경우 조기은 퇴가 저축성향을 증대시킨다는 것을 발견하였다. An(1991)은 Lee(1974)의 2-기간 switching regression 방법을 이용하여 사회보장제도가 은퇴 결정 및 은퇴 전 노동시간에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 사회보장제도가 은퇴 결정 및 은퇴 전 노동시간에 영향을 미치며, 특히 조기은퇴결정이 은퇴 전 노동시간을 증가시킨다는 것을 발견하였다.

Diamond and Hausman(1984)와 An(1991)의 연구는 본 연구에서 다루고자 하는 조기 은퇴결정과 은퇴 전·후 소비와 관련하여 몇 가지 시사점을 제시하고 있다. 이들 연구는 조기은퇴가 저축과 은퇴 전 노동공급을 증가시킨다는 결과를 각각 제시하고 있다. 이는 조기은퇴를 결정한 이후은퇴 기간이 상대적으로 길어질 것이라는 예측 하에 경제행위가 이루어짐을 의미한다. 즉 상대적으로 길어진 은퇴 기간를 대비하기 위해 더 많이 저축하고, 더 많이 노동한다는 것이다. 따라서 이를 소비행위와 관련시켜 보면 조기은퇴를 결정한 경우에는 상대적으로 길어진 은퇴기간을 고려하여, 은퇴 전 소비를 줄일 것이라고 예측할 수 있다.

이러한 시사점은 생애주기모형에서 사망시점이 일정하다는 가정을 완화한 Hamermesh(1984)의 연구결과가 주는 시사점과도 일치한다. Hamermesh(1984)는 사망시점에 대한 기대의 차이가 여가 및 소비에 미치는 영향에 대해 분석한 결과 기대 수명이 길수록 여가와 소비가 줄어든다는 결론을 제시한 바 있다. 기대수명이 길어지면 그만큼 은퇴 기간이 길어지게 된다. 따라서 조기은퇴로 인해 은퇴기간이 길어질 경우 역시 여가와 소비를 줄일 가능성이 높다.

2. 연구가설

본 논문에서는 기존 연구결과를 고려하여 다음과 같은 연구가설을 검토해보고자 한다.

연구가설 1: 조기 은퇴는 은퇴 전 • 후 소비를 감소시킬 것이다.

기존 연구에 의하면 조기은퇴를 결정한 경우 상대적으로 길어진 은퇴기간에 대비하여 저축 및 은퇴 전 노동공급을 늘리는 것으로 나타났다. 따라서 다른 모든 조건이 동일하다면 조기은퇴를 결 정한 경우에는 조기은퇴 결정이 없는 경우와 비교할 때 소비를 감소시킬 가능성이 높다..

연구가설 2: 지연은퇴는 은퇴 전 · 후 소비를 증가시킬 것이다.

지연은퇴자의 경우 조기은퇴자에 비해 은퇴 전 노동기간이 상대적으로 길고, 은퇴 기간이 상대적으로 짧다. 또한 은퇴시점에 대한 결정으로 인해 은퇴로 인한 불확실성이 사라진다. 따라서 이들은 지연은퇴 결정이 존재하지 않을 경우와 비교할 때 은퇴 전·후 소비를 증가시킬 가능성이 있다.

연구가설 3: 소득 증가에 따른 소비증가폭은 조기은퇴자가 지연은퇴자에 비해 작을 것이다.

조기은퇴자는 상대적으로 길어진 은퇴기간에 대비해야 하기 때문에 소득증가에 따른 소비증가폭이 크지 않을 것이다. 반면 지연은퇴자는 조기은퇴자에 비해 은퇴기간이 상대적으로 짧기 때문에 소득증가에 따른 소비증가폭이 조기은퇴자보다 클 가능성이 높다.

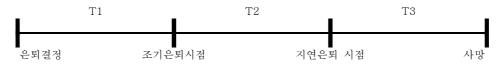
Ⅲ. 추정모형, 자료, 변수

1. 추정 모형 및 추정방법

은퇴결정과 은퇴 전 후 소비수준 간의 상호작용을 분석하기 위해 본 연구에서는 Lee(1976)에 의해 개발된 2-stage switching regression method를 사용한다.3) 첫 번째 단계에서 개인은 조기은퇴(Early Retirement: ER)와 지연 은퇴(Late Retirement: LR) 중 하나를 선택한다. 생애주기를 최초 은퇴시기 결정시점, 조기은퇴시점, 지연은퇴시점으로 나눌 경우, 조기은퇴자는 은퇴시기 결정 시점부터 조기은퇴시점까지의 기간이 노동기간, 조기은퇴시점부터 사망시점까지는 은퇴기간이 된다. 반면 지연은퇴자의 경우에는 은퇴시기 결정 시점부터 지연은퇴시점까지가 노동기간, 그리고 지연은퇴시점부터 사망시점까지가 은퇴기간이 된다. 따라서 지연은퇴자의 노동기간은 조기은퇴자와 비교할 때 조기은퇴시점부터 지연은퇴시점까지의 기간만큼 길다.4) 2-stage switching regression의 첫번째 단계에서는 조기은퇴 결정 요인에 관한 이항로짓방정식(binomial logit equation)을 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 추정한다.

두 번째 단계에서 조기은퇴 결정 하에서 은퇴 전 소비(혹은 은퇴 후 소비 혹은 은퇴 전후 소비비)결정 요인을 회귀분석방법으로 추정한다. 이때 조기은퇴자와 정규(혹은 지연)은퇴자의 소비방정식을 각각 따로 추정하게 되며, 조기은퇴 혹은 지연은퇴를 선택하였을 때 선택편의(Selection Bias)가 발생하는 지를 구하게 된다. 두 번째 단계에서의 추정식은 다음과 같다.

⁴⁾ 이와 같은 3 기간 모형은 은퇴결정이 은퇴 전 노동공급에 미치는 영향을 분석한 An(1991)에서 사용된 바 있다. 3기간 모형은 아래의 그림처럼 나타낼 수 있다. 개인은 T1기가 시작되는 시점에서 언제 은퇴할 것인지를 결정한다. 조기은 퇴를 결정한 경우 T1기까지만 노동을 하고, 지연은퇴를 결정한 경우에는 T2기까지 노동을 한다.



^{3) 2}단계 추정방법은 Heckman(1976)에 의해, 최우추정법(Maximum likelihood estimation)에 대한 대안으로 처음으로 제안된 바 있다. 이후 Lee(1976)는 2-stage switching regressing method을 발전시켰는데, 구조방정식안의 모수값이 일관성(consistency)를 갖는다는 점을 보이고, 점근적 공변량 행렬(asymptotic covariance matrix)를 유도하였다. 이후이 방법은 Lee(1978), Haveman and Wolfe(1984), An(1991) 등 여러 논문에서 사용되었다.

$$E(C_{ER}|K_1, Early = 1) = a_1 + K_1b_1 - \lambda_1M_1$$
(1)

$$E(C_{LR}|K_2,Early=0) = a_2 + K_2b_2 + \lambda_2M_2$$
(2)

위 식에서 C_{ER} 은 조기은퇴자의 소비를, C_{LR} 은 지연은퇴자의 소비를 의미하고, Early=1은 조기은퇴를 결정하였다는 조건을 Early=0은 지연은퇴를 결정하였다는 조건을, a_1 , a_2 는 상수 항을, K_1 , K_2 는 관측 가능한 소비결정요인을 의미한다. λM 은 은퇴결정에 따른 선택편의를 보여주는데, λ 는 소비방정식과 은퇴결정방정식의 공분산행렬을 은퇴결정방정식의 분산으로 나눈 값을 $M_1=\phi(X\eta)/\Phi(X\eta)$, 그리고 $M_2=\phi(X\eta)/(1-\Phi(X\eta))$ 를 각각 의미한다. 여기서 ϕ 는 표준 정규밀도함수(standard normal density function)를, ϕ 는 표준 정규 누적 분포함수(standard normal cumulative distribution function)를, 그리고 X_η 는 은퇴결정방정식을 의미한다. 만일 $\lambda_1=0$, $\lambda_2=0$ 이면 선택편의(selection bias)가 없다는 것을 의미하며, 위의 식은 다음과 같이 수정된다.

$$E(C_{ER}|K_1, Early = 1) = a_1 + K_1b_1 = E(C_{ER}|K_1)$$
(3)

$$E(C_{LR}|K_2,Early=0) = a_2 + K_2b_2 = E(C_{LR}|K_2)$$
(4)

이 식은 조기은퇴여부를 결정하고 난 후의 소비와 조기은퇴여부에 대한 결정을 하지 않아도 되는 상황에서의 소비가 동일하다는 것을 의미한다.

만일 $\lambda_1 \neq 0$, $\lambda_2 \neq 0$ 이라면, 이 선택편의의 부호 값은 조기은퇴 결정이 소비에 어떠한 영향을 미치는지를 나타낸다. 이때 (1)식과 (2)식은 (1'), (2')과 같이 나타낼 수 있다.

$$E(C_{ER}|K_1, Early = 1) = E(C_{ER}|K_1) - \lambda_1 M_1 \tag{1'}$$

$$E(C_{LR}|K_2, Early = 0) = E(C_{LR}|K_2) + \lambda_2 M_2$$
(2')

즉, λ_1 , λ_2 는 은퇴 결정이 은퇴결정이 존재하지 않는 상황과 비교할 때 소비를 증가시키는지 감소시키는지에 대한 정보를 제공한다. 추정결과 λ_1 과 λ_2 가 각각 음의 값과 양의 값을 가지면 정의 선택편의(Positive Selection Bias)가 존재하는 것으로, 조기은퇴 혹은 지연은퇴 결정 후 소비수준이 은퇴결정을 하지 않았을 경우에 비해 증가하였음을 의미한다. 반대로 λ_1 과 λ_2 가 각각 양의 값과 음의 값을 가지면 부의 선택편의(Negative Selection Bias)가 존재하는 것으로, 조기은퇴 혹은 지연은퇴 결정 후 소비수준이 은퇴결정을 하지 않았을 경우에 비해 감소하였음을 의미한다.

2. 자료

본 장에서 사용하는 자료는 『한국노동패널』(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS) 1-4차년도 자료와 미국의 Health and Retirement Study(HRS) 1-6차년도 자료에서 추출한 은퇴 가구 및 해당 가구 가구주의 특성에 대한 자료이다.5) 『한국노동패널』은 1998년 시작되어 매년 조사가 이루어지고 있으며 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 대한 유용한 정보를 포함하고 있다. 특히 기존의 가구조사자료에 은퇴에 대한 기준이 분명하게 제시되어 있지 않아 은퇴자에 대한 연구에 한계를 갖고 있었던 것에 비해 『한국노동패널』의 경우 2001년도 부가자료로 건강 및 은퇴에 관한 자료를 포함하고 있어 은퇴자의 경제행위에 관한 연구에 유용하게 사용될 수 있다. 하지만 『한국노동패널』은 본격적인 고령패널이 아니기 때문에 은퇴자의 표본을 추출할 경우 표본수가 급격히 감소하는 문제점을 갖고 있다.

HRS는 1992년 이후 2년에 한번 이루어지는 건강, 은퇴에 관한 조사 자료이다. 미국 미시건 대학 (Univ. of Michigan)의 사회조사연구소(Institute for Social Research)에서 조사가 이루어진다. HRS의 표본은 HRS 코호트와 AHEAD 코호트로 구분되는데, 최초 조사된 HRS 코호트는 1931-1941년 사이에 태어난 사람으로 1992년 최초 인터뷰 당신 51-61세에 해당하는 개인으로 구성되어 있으며, AHEAD 코호트는 1923년 이전에 태어난 사람으로 1993년 최초 인터뷰 당시 70세 이상인 사람으로 구성되어 있다. HRS의 조사내용은 소득, 고용, 자산, 건강상태, 건강보험, 세대간 이전, 가족구조 등이 포함되어 있다. 본 연구에서는 이중 HRS 코호트만을 사용한다.

한편 본 연구에서는 분석에 필요한 가구정보 및 가구주의 정보가 모든 조사년도에 걸쳐서 빠짐 없이 보고 된 은퇴가구만을 분석에 사용하였다. 또한 은퇴 전·후 소비수준을 파악하기 위해 「한국노동패널」에서는 1998년부터 2001년 기간에 은퇴한 은퇴자 이외의 자료는 분석에서 제외하였다. 그리고 동일한 이유로 HRS에서는 1992년부터 2001년 기간에 은퇴한 은퇴자 이외의 자료는 분석에서 제외하였다. 그 결과 분석에 사용된 관측수는 「한국노동패널」는 102, HRS는 637이다.

3. 변수정의

가. 은퇴 결정 방정식

은퇴결정요인의 종속변수는 조기은퇴 결정여부이다. 개인의 조기은퇴 결정여부를 파악하기 위해

⁵⁾ 은퇴한 모든 개인에 대한 자료를 사용하지 않고 가구 및 가구주에 대한 자료를 사용하는 이유는 본 연구에서 관심을 갖는 소비행위에 대한 정보가 가구단위로 보고 되기 때문이다.

^{6) 「}한국노동패널」의 경우 매 조사에서 전년도 소득과 소비액수를 묻고 있다. 단 1998년도 자료의 경우에는 전년도 소득과 소비가 아닌 '조사시점으로부터 그 이전 1년간'의 소득과 소비액수를 묻고 있는데, 이를 전 년도 소득과 소비로 가정해도 큰 문제는 없을 것이다. 따라서 1998년도 자료에 보고 된 소득과 소비 자료는 1997년도의 소득과 소비이다. 이러한 이유로 1998년이 「한국노동패널」의 1차년도 자료임에도 불구하고, 1998년도 은퇴자의 은퇴 전 소득 및 소비를 구할 수 있다.

서는 우선 은퇴에 대한 분명한 정의에 따라 개인의 은퇴 여부를 파악한 후 은퇴자의 은퇴연령이 기준이 되는 특정 연령보다 낮은지 높은지 살펴보아야 한다. 본 논문에서는 「한국노동패널」의 경우 4차년도 건강 및 은퇴 부가조사에 포함되어 있는 은퇴여부를 묻는 질문항에 '그렇다'라고 답한 사람을 은퇴자로 정의한다. 그런데 1-3차년도 자료와 5차년도 자료에는 4차년도 자료의 건강과은퇴 부가자료에서와 같이 직접적으로 은퇴여부를 묻는 질문항이 존재하지 않는다.7) 따라서 건강과 은퇴 부가자료에서 은퇴시기를 묻는 질문을 이용하여 은퇴여부를 판가름 하였다. 예를 들어 은퇴시기가 1999년이라고 응답한 사람의 경우 1999년, 2000년, 그리고 2001년에는 은퇴자로, 1998년에는 비은퇴자로 분류된다. 미국 HRS자료에서는 은퇴 여부를 묻는 질문 항에 '그렇다'라고 응답하였거나, 사회보장(OASDI)급여를 받는 경우에는 은퇴자로 정의하였다. 은퇴시기는 은퇴시기를 묻는질문항에 대한 답변과 사회보장급여를 받기 시작한 시기를 묻는질문항에 대한 답변을 이용하여구하였다. 이때 은퇴설문과 사회보장급여 모두에 해당하는 사람의 경우 두 시기 중 더 빠른 시점을 은퇴시기로 하였다. 이와 같이 은퇴를 정의하고 은퇴 시점을 분명히 한 후 본 연구에서는 은퇴시기의 연령이 한국의 경우에는 60세, 미국의 경우 65세 미만인 경우 조기은퇴자로 정의하였다.

조기은퇴 방정식의 설명변수로는 조사 첫해인 1998년(미국 HRS의 경우 1992년) 당시 가구주의 나이, 나이 자승, 성별, 교육연수, 결혼여부, 건강상태 등 가구주 특성변수와 배우자를 제외한 부양 가구원 수 등 가구 특성에 대한 변수, 은퇴 전 소비수준, 조사첫해인 1998년(미국 HRS의 경우 1992년)에 보고된 자산, 그리고 국민연금 가입여부(HRS는 IRA 가입여부)를 사용하였다. 여기에서 은퇴 전 소비는 은퇴행위가 이루어기 전 각 년도의 가구소비액수를 평균한 것이다. 한편 HRS의 경우에는 가구 소비액수가 보고 되지 않고 있다. 따라서 본 분석에서는 가구소비의 대리변수로서 음식물소비액을 사용하였다. 가구소비액수는 소비자물가지수와 가구원수 가중치를 이용하여 조정하였다.

이들 설명 변수는 가구주의 특성에 대한 자료는 개인의 노동능력, 은퇴 전 소비수준 및 가구원수는 은퇴 후 재정수요, 그리고 자산 및 국민연금 가입여부는 은퇴 후 재정공급과 관련된 변수라고 볼 수 있다. 899) 각각의 변수가 조기은퇴결정에 미칠 영향에 대해 예측해 보면 우선 노동공급능력과 관련된 변수는 노동공급능력이 높을수록 은퇴시기를 늦출 가능성이 높을 것으로 보인다. 하지만 이는 확정적인 것은 아닌데, 이유는 노동에 대한 태도, 은퇴 전 노동환경 등을 고려하고 있지 않기 때문이다. 재정수요와 관련된 변수는 조기은퇴 결정에 음의 효과를 미칠 것으로 예상된다. 은퇴 후 재정수요가 많을 것으로 예상되면 재정수요를 충당하기 위해 보다 오랫동안 노동할 가능성이 높기 때문이다. 재정공급과 관련된 변수가 조기은퇴에 미칠 영향은 고전적인 노동공급 이론에

⁷⁾ 미취업자 설문에 미취업이유를 묻는 질문항의 보기로 퇴직이 포함되어 있다. 그러나 본 연구에서는 이 질문항을 사용하지 않는다. 이유는 질문항에 포함되어 있는 퇴직의 의미가 불분명하고, 본 연구에서 중요하게 사용되는 퇴직시점에 대한 정보가 없기 때문이다.

⁸⁾ 권문일(1996)은 이를 노동능력변수군, 재정적 욕구변수군, 재정적 자원 변수군 으로 구분한다.

⁹⁾ 재정공급과 관련된 변수로 보다 중요한 변수는 은퇴 전 소득수준이다. 하지만 본 논문의 은퇴결정방정식에서 은퇴 전 소득수준은 은퇴 전 소비수준과의 높은 상관관계로 인하여 사용하지 않았다. 상관관계가 높은 은퇴 전 소비수준과 은 퇴 후 소득수준 중 은퇴 전 소비수준을 변수로 사용한 이유는 은퇴 전 소비수준의 조기은퇴결정에 미치는 영향이 더 유의하게 나타났기 때문이다.

서 그 시사점을 찾을 수 있다. 고전적인 노동공급 이론에 따르면 소득이 증가할 경우 여가를 증가 시키려고 하는 소득효과와 상대적으로 비싸진 여가를 줄이고 노동을 증가시키려는 대체효과가 나 타나며 실제 노동공급의 증감은 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 의해 결정된다. 이를 조기 은퇴에 적용해보면 재정공급능력이 증가할 때 조기은퇴 여부는 조기에 은퇴하려는 소득효과와 은 퇴시기를 늦추려는 대체효과의 상대적 크기에 의해 결정될 것이다.

나. 은퇴 전 · 후 소비 방정식

소비방정식에 사용되는 종속변수는 은퇴 전 소비, 은퇴 후 소비 그리고 은퇴 전·후 소비비중 (CRATIO)이다. 이들 소비 방정식은 조기은퇴 결정이 은퇴 전 소비에 미치는 영향, 은퇴 후 소비에 미치는 영향을 각각 보여줄 것이다. 그리고 CRATIO는 조기은퇴결정이 은퇴 전·후 소비에 미치는 영향력의 상대적 크기를 보여줄 것이다.

소비방정식의 설명변수로는 1998년(미국 HRS의 경우 1992년) 당시 가구주의 나이, 성별, 교육연수, 결혼여부, 건강상태 등 가구주 특성변수와 배우자를 제외한 부양 가구원 수 등 가구 특성에 대한 변수, 초기자산수준, 국민연금가입여부(HRS에서는 IRA 가입여부)등의 변수가 공통적으로 사용되었다. 그리고 은퇴 전 소비방정식에는 은퇴 전 소득수준이, 은퇴 후 소비방정식에는 은퇴 후 소득수준이, CRATIO 방정식에는 은퇴 전 소득과 은퇴 후 소득 수준이 각각 사용되었다. 각각의 소득 수준은 소비수준과 마찬가지로 소비자물가지수와 가구원수 가중치를 이용하여 조정되었다.

이들 변수가 소비에 미칠 영향력을 대략적으로 살펴보면 부양가구원수가 많거나 건강상태가 나빠서 재정수요가 많은 경우, 소득수준이 높거나 초기 자산이 많아서 재정공급 능력이 높은 경우에는 소비가 클 가능성이 높을 것이다.

은퇴방정식과 소비방정식에서 사용된 변수들을 정리하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수 정의

precons	은퇴전 소비
postcons	은퇴 후 소비
cratio	은퇴 전후 소비비중 (= 은퇴 후 소비 / 은퇴 전 소비)
age	1998년 당시 연령 (1992년 당시 연령:HRS)
retage	은퇴 나이
sex	성별 (1 = 남성)
race	인종 (1 = 백인종)
Spouse	배우자 생존 여부 (1 = 생존)
Num	부양가구원 수
badheal	건강상태 (1 = 나쁨)
SSEC	국민연금가입여부(1 = 가입)
IRA	개인연금계정 보유여부(1 = 보유)
Preinc	은퇴 전 소득(소비자물가지수, 가구원수가중치 이용하여 조정)
Postinc	은퇴 후 소득(소비자물가지수, 가구원수가중치 이용하여 조정)
Preasset	은퇴 전 자산(소비자물가지수, 가구원수가중치 이용하여 조정)

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 한국: KLIPS

가. 은퇴 방정식 추정결과

《표 2》는 첫번째 단계에서 이루어진 조기은퇴 방정식에 대한 최우추정 결과이다. 성별, 배우자유무, 부양가구원수, 건강상태, 초기자산, 국민연금 가입여부 등이 유의하였으며, 그 부호는 앞서 예측한 바와 거의 일치하였다. 우선 노동능력과 관련된 변수의 경우 남성일수록 조기은퇴 가능성이 낮은 것으로 나타났으며, 배우자가 있거나 건강상태가 나쁜 경우 조기은퇴 가능성이 높은 것으로 나타났다. 부양가구원수의 부호가 마이너스가 나온 것은 부양가구원수가 많아 은퇴 후 재정수요가 많은 경우에는 은퇴시기를 늦출 가능성이 높다는 예측과 일치하는 것이다. 초기자산의 부호가 마이너스가 나온 것은 초기자산의 대체효과가 소득효과보다 크다는 것을 의미한다.

조기은퇴 방정식에서 흥미로운 결과는 국민연금 가입여부가 음의 부호 값을 갖는 것이다. 이는 많은 연구에서 사회보장제도가 은퇴를 앞당기는 것으로 나타난 것과 상이한 결과이다. 이러한 불일치는 우리나라 국민연금제도가 성숙단계에 접어들지 않았기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 한국의 국민연금제도는 1988년에 시작되었으며, 본격적인 노령연금지급은 2008년에 시작된다. 따라서 현재 대부분의 노인인구는 은퇴 전 후생수준을 유지하는데 필요한 급여(benefit)를 받을 수 있을 만큼 충분한 기여(contribution)를 하지 못한 상태이다. 따라서 조금이라도 더 오래 국민연금 기여금을 납부하고, 향후에 보다 높은 급여 수준을 보장받기 위해 은퇴를 늦추게 된다고 볼 수 있다.

<표 2> 은퇴방정식 추정결과: KLIPS

	조기은퇴 = 1		
	계수값	표준오차	
С	-1927.2380	1317.2526	
AGE	71.9620	48.2344	
AGE2	-0.6782	0.4458	
SEX	-7.6745	4.2718 *	
EDU	0.2259	0.2080	
SPOUSE	13.1751	6.6428 **	
NUM	-3.0606	1.7085 *	
HEALTH	5.1760	2.6329 **	
Log(Precons)	9.3133	5.7087	
Log(ASSET)	-0.9232	0.5483 *	
SSEC	-12.3577	6.5654 *	
		-7.1276	

주: 1) LPRE의 p-value는 0.1028

2) *: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 유의함.

나. 소비방정식의 추정결과

《표 3〉은 두 번째 단계에서 이루어진 은퇴 전 소비방정식, 은퇴 후 소비방정식, 은퇴 전후 소비비율 방정식에 대한 추정결과이다. 추정결과 은퇴 전 소비방정식에서는 조기은퇴자, 지연은퇴자 모두 교육수준이 높을수록, 은퇴 전 소득수준이 높을수록 소비수준이 높은 것으로 나타났다. 은퇴 후 소비방정식에서는 조기은퇴자의 방정식에서는 교육수준이 높을수록, 건강상태가 나쁠수록, 은퇴 후 소득이 높을수록 은퇴 후 소비가 높은 것으로, 지연은퇴자의 방정식에서는 교육수준, 은퇴 후 소득, 초기 자산이 높을수록 은퇴 후 소비가 높은 것으로 나타났다. 즉 재정공급능력이 높을수록 더 많이 소비하고, 재정공급능력이 동일한 경우에는 교육수준이 높을수록 더 많이 소비하는 것으로 나타났다. 교육수준이 높을수록 소비수준이 높은 것은 문화적 욕구 등 재정적 수요가 더 크기 때문으로 생각할 수 있을 것이며, 이에 대한 보다 엄밀한 분석은 각각의 소비항목에 대한 분석을 통해이루어져야 할 것이다. 조기은퇴자 방정식에서 건강이 나쁠수록 은퇴 후 소비가 증가하는 것으로 나타난 것 역시 의료비용 등 재정수요가 더 크기 때문이라고 생각할 수 있다.

CRATIO 방정식 추정결과는 은퇴 전 소득이 낮을수록, 은퇴 후 소득이 높을수록 CRATIO가 높아진다는 결과를 보여주고 있다. CRATIO의 정의(= 은퇴 후 소비 / 은퇴 전 소비)와 소득이 높을수록 소비액수가 높아진다는 점을 고려할 때 이는 당연한 결과라고 할 수 있다.

추정결과를 이용하여 연구가설 1과 2를 검정하기 위해서는 선택편의가 존재하는지를, 즉 λ값을 검토해야 한다. 선택편의는 조기은퇴 결정이 조기은퇴 결정이 존재하지 않을 경우와 비교하였을 때 소비행위에 어떠한 영향을 미치는가를 보여준다. 『한국노동패널』을 이용한 추정결과에서는 λ는 유의하지 않았다. 이는 은퇴 결정에 따른 선택편의(selection bias)가 존재하지 않음을 의미한다.

즉 은퇴 결정이 존재하지 않을 경우와 비교해 보았을 때 은퇴 결정은 소비에 영향을 미치지 않았다. 따라서 KLIPS 표본을 이용한 분석에서 연구가설 1과 2가 성립한다는 증거를 찾을 수 없었다. 연구가설 3을 검정하기 위해서는 추정결과를 이용하여 조기은퇴자와 지연은퇴자의 소비의 소득 탄력성을 비교해야 한다. 추정결과에 의하면 은퇴 전 소비의 은퇴 전 소득 탄력성은 조기은퇴자가 0.35이고 지연은퇴자가 0.63이다. 은퇴 후 소비의 은퇴 후 소득 탄력성은 조기은퇴자가 0.30이고, 지연은퇴자가 0.42이다. 이 결과는 소득이 증가했을 때 지연은퇴자가 조기은퇴자 보다 은퇴 전·후소비를 더 큰 폭으로 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 조기은퇴 결정이후 보다 길어진 은퇴기간에 대비하기 위해 지연은퇴자보다 상대적으로 덜 소비하게 됨을 의미한다. 따라서 KLIPS 표본을 이용한 분석결과에서 연구가설 3이 성립한다는 사실을 입증할 수 있었다.

<표 3> 소비방정식 추정결과: KLIPS

	log(Precons)		Log(Postcons)		CRATIO	
	조기은퇴	지연은퇴	조기은퇴	지연은퇴	조기은퇴	지연은퇴
С	1.3939	0.8189	2.7549 *	1.5559 ***	2.8316 *	2.6003 ***
C	(1.6394)	(0.6013)	(1.4155)	(0.4923)	(1.6974)	(0.8879)
AGE	0.0182	-0.0034	-0.0098	0.0074	-0.0294	-0.0025
AGE	(0.0287)	(0.0089)	(0.0252)	(0.0074)	(0.0295)	(0.0131)
COM	-0.6460	-0.1150	-0.3085	-0.0064	0.1626	0.0032
sex	(0.3953)	(0.1591)	(0.3367)	(0.1322)	(0.4097)	(0.2370)
edu	0.0288 *	0.0260 ***	0.0308 **	0.0139 *	0.0061	-0.0114
eau	(0.0155)	(0.0088)	(0.0142)	(0.0078)	(0.0172)	(0.0140)
anoma	0.4740	0.0552	0.3187	-0.0869	0.0085	-0.0907
spouse	(0.3402)	(0.1406)	(0.2964)	(0.1153)	(0.3643)	(0.2070)
1011100	-0.0124	0.0283	-0.0008	0.0264	0.0190	-0.0133
num	(0.0422)	(0.2155)	(0.0370)	(0.0191)	(0.0434)	(0.0343)
health	0.0500	-0.0338	0.1802 *	-0.0863	0.1077	-0.0629
nearm	(0.1165)	(0.0775)	(0.0995)	(0.0639)	(0.1201)	(0.1144)
log(preinc)	0.3527 ***	0.6287 ***			-0.2086 *	-0.6476 ***
log(premc)	(0.1101)	(0.0602)			(0.1133)	(0.1028)
log(postinc)			0.3027 ***	0.4194 ***	0.0807	0.3714 ***
log (postific)			(0.0955)	(0.0460)	(0.1122)	(0.0954)
log(agget)	0.0188	0.0061	0.0228	0.0279 ***	0.0061	0.0196
log(asset)	(0.0185)	(0.0138)	(0.0149)	(0.0105)	(0.0201)	(0.0203)
ssec	-0.3528	-0.1363	0.0438	-0.0484	0.0041	0.0755
	(0.1341)	(0.1017)	(0.1173)	(0.0803)	(0.1380)	(0.1497)
,	-0.0598	0.1826	-0.1824	-0.1719	-0.1539	-0.2809
λ	(0.2220)	(0.1411)	(0.1887)	(0.1098)	(0.2253)	(0.2128)
R^2	0.4295	0.8104	0.5907	0.7916	0.0780	0.3655
N	43	59	43	59	43	59

주: *: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 유의함.

2. 미국: HRS

가. 조기은퇴 방정식

첫 번째 단계에서 이루어진 조기은퇴방정식에 대한 최우추정 결과는 <표 4>와 같다. 1992년 당시의 연령은 음의 부호값을 가지며 유의하였으며, 연령의 자승값은 양의 값을 가지며 유의한 것으로 나타났다. 이는 연령이 증가함에 따라 조기은퇴의 가능성이 줄어들다가 어느 연령 대를 지나면서는 조기은퇴 가능성이 다시 커진다는 것을 의미한다. 부양가구원 수는 음의 값을 가지며 유의하였다. 이는 부양가구원 수가 많은 경우 재정수요가 많기 때문에 이를 충당하기 위해 은퇴를 늦출것이라는 예측과 일치하는 것이다. 한편 은퇴 전 소비는 음의 값을 가지며 유의한 것으로 나타났다. 이 역시 재정수요가 높을수록 은퇴시기를 늦출 것이라는 예측과 일치하는 것이라 할 수 있다. 한편 은퇴 전 소비가 음의 부호를 갖는 이유는 은퇴 전 소득과 연관시켜 생각해 볼 수도 있다. 은퇴 전 소비가 높은 개인의 경우 은퇴 전 소득수준이 높은 고소득자일 가능성이 높다. 이들 고소득자가 조기에 은퇴할 가능성이 낮다는 것은 은퇴를 통해 증가하는 여가로부터 얻는 효용보다 은퇴로 인해 줄어드는 소득으로 인해 잃게 되는 효용의 크기가 더 크다는 것을 의미한다. 즉 소득 증가로 인한 대체효과가 소득효과보다 높은 것으로 볼 수 있다. 반면 은퇴 전 소비수준이 낮은 저소 득층의 경우 소득수준이 낮음으로 인해 은퇴의 기회비용이 상대적으로 작을 뿐만 아니라 은퇴 후 사회보장급여를 받을 수 있기 때문에 조기에 은퇴할 가능성이 높게 나타나는 것으로 볼 수 있다.

그 외 교육수준이 음의 부호를 가지며 유의한 것으로 나타났다. 이는 교육수준이 높은 사람일수록 은퇴 후에 대한 대비를 보다 철저히 하기 위해 은퇴시기를 늦추는 것으로 볼 수 있다. 또한 노동시장에서 인적자본수준이 높은 사람에 대한 수요가 높기 때문에 은퇴시기가 늦어지는 것으로 볼 수 있다.

<표 4> 조기은퇴 방정식 추정결과: HRS

	계수값	표준오차
Constant	356.2860	74.9492 ***
Age	-11.8214	2.5745 ***
Age2	0.0989	0.0221 ***
Sex	-0.0754	0.1586
Edu	-0.0688	0.0279 **
Marr	0.1327	0.1764
Num	-0.3308	0.0586 ***
Race	0.1618	0.2061
Health	-0.4203	0.3991
Log (Precons)	-0.3293	0.1903 *
Log (Asset)	-0.0208	0.0197
IRA	0.1059	0.1632
Log Likelihood	-199.4053	

주: *: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 유의함.Note:

나. 소비방정식 추정결과

<표 5>는 두 번째 단계에서 이루어진 소비방정식에 대한 추정결과이다. 은퇴 전 소비방정식에서는 조기은퇴자의 경우 남성인 경우, 나이가 적을수록, 배우자가 있을수록, 그리고 소득수준이 높을수록 소비수준이 높은 것으로 나타났다. 지연은퇴자의 경우에는 나이가 적을수록, 교육수준이 낮을수록, 건강이 좋을수록, 그리고 소득수준이 높을수록 소비수준이 높은 것으로 나타났다. 이 결과에서 건강이 좋을수록 소비수준이 높게 나타났다는 것은 건강이 나빠서 의료행위에 필요한 재정수요가 높을수록 소비가 높을 것이라는 예측과 상반되는 결과를 보여준다. 이러한 결과가 나타나는 이유로는 건강이 나쁜 사람이 의료행위에 사용하는 소비보다 건강이 좋은 사람이 적극적인 활동을하면서 사용하는 노동비용이 더 높기 때문이라고 가정할수 있다. 이러한 가정의 타당성 여부는향후 소비항목에 대한 세부적인 분석을 통해 검토될 필요가 있다.

지연은퇴자 방정식에서 교육수준이 높을수록 은퇴 전 소비가 낮은 것으로 나타나 교육수준이 높을수록 은퇴 전 소비가 높게 나타난 한국의 경우와 상반된 결과를 보여주고 있다. 이는 KLIPS 표본과 비교할 때 HRS 표본에서 교육수준이 높은 사람이 은퇴에 대한 대비를 보다 철저히 하는 것으로 볼 수 있다. KLIPS에서는교육수준이 조기은퇴결정에 대한 영향이 유의하지 않았지만, HRS에서는 조기은퇴 결정에 대해 음의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 또 KLIPS에서는 교육수준이 높을수록 은퇴 전 소비가 높았지만, HRS에서는 교육수준이 높을수록 은퇴 전 소비가 감소하였다. 이는 HRS 표본에서 교육수준이 높은 사람일수록 은퇴 후를 대비하여 은퇴 전 소비를 낮추고, 은퇴시기를 늦춘데 비해, KLIPS 표본에서는 그런 효과가 나타나지 않은 것으로 해석할 수 있다.

은퇴 후 소비방정식에서는 조기은퇴자의 경우 나이가 적을수록, 남성일수록, 배우자가 생존해 있을수록, 교육수준이 높을수록, 백인일수록, 은퇴 후 소득이 높을수록, 그리고 IRA가입자 일수록 소비수준이 높은 것으로 나타났다. 지연은퇴자의 경우에는 나이가 적을수록, 배우자가 존재하지 않을 경우, 부양가구원 수가 적을수록 소비수준이 높은 것으로 나타났다. 은퇴 전 소비방정식에서는 지연은퇴자의 교육수준의 계수값이 음의 부호를 가졌었지만, 은퇴 후 소비방정식에서는 조기은퇴자의 교육수준의 계수값이 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 KLIPS 표본에서 해석했던 것처럼 교육수준이 높을수록 문화적 욕구 등 재정수요가 높을 가능성이 있고, 이러한 효과가 HRS의조기은퇴자 표본에서 은퇴 후 소비의 증가로 나타나는 것으로 볼 수 있다. 지연은퇴자의 은퇴 후소비방정식에서 은퇴 후소 특이 유의하지 않게 나타난 것과 부양가구원수가 음의 부호가 나타난 것은 의외의 결과이다. 이러한 결과가 나온 원인에 대해 향후에 추가적인 분석이 이루어져야 할것이다.

한편 CRATIO 방정식에서는 조기은퇴자의 경우 나이가 많을수록, 배우자가 없을수록, 부양가구원수가 많을수록, 그리고 백인일수록 CRATIO가 증가하는 것으로 나타났다. 지연은퇴자의 경우에는 배우자가 있을수록 CRATIO가 증가하는 것으로 나타났다. 분석결과 배우자의 존재는 조기은퇴자방정식과 지연은퇴자 방정식에서 상이한 효과를 갖는 것으로 나타났다. 즉 조기은퇴자 방정식에서는 음의 효과를 지연은퇴자의 방정식에서는 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 배우자의

존재가 은퇴 전·후 소비에 미치는 효과의 상대적 크기 때문이다. 배우자의 존재는 조기은퇴자의 은퇴 전·후 소비를 모두 유의하게 증가시킨다. 그런데 각각의 계수값에서 확인할 수 있듯이 이때 은퇴 전 소비가 은퇴 후 소비보다 더 크게 증가한다. 이에 따라 은퇴 전 소비 대비 은퇴 후 소비 인 CRATIO는 감소하게 된다. 한편 지연은퇴자의 경우에는 배우자의 존재가 은퇴 후 소비를 유의하게 증가시키는데 반해 은퇴 전 소비에는 유의한 영향을 미치지 않는다. 따라서 지연은퇴자의 CRATIO는 증가하게 된다.

HRS를 이용한 추정결과에서 흥미로운 사실은 ⊿값이 유의하게 나타난 것이다. 은퇴 전 소비 방정식에서 조기은퇴자, 지연 은퇴자 경우 모두 ⊿값이 유의하고 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 조기은퇴자의 경우에는 음의 선택편의(Negative selection bias)가 지연퇴자의 경우 양의 선택편의(Positive selection bias)가 존재함을 의미한다. 즉 조기은퇴에 대한 결정이 은퇴 전 소비에 영향을 미쳐서, 조기은퇴에 대한 결정을 하지 않아도 되는 상태와 비교했을 때, 조기은퇴자는 소비를 줄였고, 정규은퇴자는 소비를 증가시킨 것이다. 이러한 효과가 나타나는 것은 조기은퇴로 인해은퇴기간이 상대적으로 늘어나기 때문이다. 즉 조기은퇴자의 경우 조기 은퇴를 결정한 이후 상대적으로 늘어난 은퇴기간을 고려하여 보다 많이 저축하고 보다 조금 소비하게 된다. 반면 지연은퇴자의 경우 조기은퇴에 대한 불확실성이 줄어들면서 은퇴 전 소비를 일정정도 늘이게 된다.

은퇴 후 소비 방정식의 경우에도 마찬가지로 조기은퇴자에게는 음의 선택편의가 지연 은퇴자에게는 양의 선택편의가 나타났다. 이 결과는 조기은퇴자의 경우 생애소득의 감소로 인해 은퇴 이후에도 소득수준을 줄이게 됨을 보여준다. 반면 조기은퇴를 하지 않기로 결정한 경우 노동시간이 보다 길어지고 은퇴 후 기간이 상대적으로 짧아지기 때문에 은퇴 후 소비를 일정정도 증가시킬 수있게 된다는 것을 보여준다. 마지막으로 은퇴 전후 소비비중 방정식의 경우 조기은퇴자, 지연은퇴자 모두에게 양의 선택편의가 나타났다. 이는 각각의 계수값의 크기를 비교해 보면 알 수 있듯이조기 은퇴자의 경우 은퇴 후 소비 감소 폭이 은퇴 전 소비감소 폭보다 작고, 지연은퇴자의 경우에는 은퇴 후 소비가 은퇴 전 소비 보다 큰 폭으로 증가하기 때문이다.

λ값의 부호와 유의성에 대한 이상의 분석결과는 앞서 제시한 연구가설 1과 2의 내용과 정확히 일치하는 것이다. 따라서 HRS를 이용한 분석 결과 본 논문은 연구가설 1과 2가 성립함을 입증할 수 있었다.

연구가설 3을 검정하기 위해서 KLIPS 표본에서와 마찬가지로 조기은퇴자와 지연은퇴자의 소비의 소득탄력성을 비교하였다. 추정결과를 보면 조기은퇴자의 은퇴 전 소비의 은퇴 전 소득 탄력성은 0.34이다. KLIPS의 분석에서 지적했던 것처럼 이 결과는 조기은퇴를 결정할 경우 보다 길어진 은퇴기간에 대비하기 위해 지연은퇴자에 비해 상대적으로 조금 소비하게 됨을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 HRS 표본을 이용한 분석에서 은퇴 전 소비와 관련하여 연구가설 3이 성립함을 입증할 수 있었다. 하지만, 은퇴후 소비와 관련하여서는 연구가설 3이 성립함을 증명할 수 없었다. 지연은퇴자의 은퇴 후 소득의계수값이 유의하지 않았기 때문이다.

<표 5> 소비방정식 추정결과: HRS

	Log(Precons)		Log(Postcons)		CRATIO	
	조기은퇴=1	조기은퇴=0	조기은퇴=1	조기은퇴=0	조기은퇴=1	조기은퇴=0
Constant	7.9087 ***	12.4925 ***	5.7266 ***	16.4547 ***	-1.2853 *	1.3662
Constant	(0.8543)	(2.7455)	(0.7177)	(4.7413)	(0.7247)	(2.2275)
Age	-0.0653 ***	-0.144 ***	-0.0224 *	-0.1660 **	0.0415 ***	0.01
Age	(0.0145)	(0.0404)	(0.0122)	(0.0798)	(0.0121)	(0.0319)
Sex	0.088 **	0.1178	0.1422 ***	0.0134	0.0404	-0.0957
Sex	(0.0423)	(0.0927)	(0.0351)	(0.1649)	(0.0349)	(0.0772)
Edu	-0.006	-0.0423 **	0.0133 *	-0.0037	0.0072	0.0242
Edu	(0.0087)	(0.0186)	(0.0071)	(0.0307)	(0.0073)	(0.0153)
Marr	0.1159 **	0.028	0.0869 **	0.3074 *	-0.0944 **	0.1934 **
IVIAII	(0.0467)	(0.1034)	(0.0382)	(0.1787)	(0.0385)	(0.0849)
Num	-0.0248	-0.0694	-0.0054	-0.2150 **	0.0258 *	-0.0635
Nulli	(0.0178)	(0.0527)	(0.0147)	(0.0895)	(0.0148)	(0.0439)
Race	-0.0194	0.1348	0.1090 **	0.2528	0.0773 *	0.0761
nace	(0.0563)	(0.1182)	(0.0465)	(0.2079)	(0.0463)	(0.0956)
Health	-0.1316	-0.3921 *	-0.1457	-0.5923	0.044	-0.117
	(0.1212)	(0.2255)	(0.1012)	(0.3871)	(0.1002)	(0.1783)
Log(Preinc)	0.1505 ***	0.3405 ***			-0.0222	-0.1174
Log(FTellic)	(0.0250)	(0.0927)			(0.0232)	(0.0898)
Log(Postinc)			0.0562 **	-0.0289	-0.0032	-0.0249
Log(1 Osunc)			(0.0222)	(0.7881)	(0.0228)	(0.0463)
Log(Asset)	0.0016	-0.0079	0.0017	-0.0052	-0.003	-0.0009
Lug(Asset)	(0.0053)	(0.0122)	(0.0043)	(0.0213)	(0.0044)	(0.0104)
IRA	0.0247	0.0025	0.1049 ***	-0.0694	0.0447	-0.0942
	(0.0459)	(0.0915)	(0.0378)	(0.1623)	(0.0378)	(0.0736)
Lambda	0.5396 ***	0.5548 ***	0.2336 **	1.0526 ***	-0.301 ***	0.2612 *
	(0.1295)	(0.1783)	(0.1124)	(0.3084)	(0.1095)	(0.1549)
Adj. R^2	0.2256	0.3576	0.1877	0.3704	0.030	0.0694
N	521	116	521	116	521	116

주: ()는 표준오차.

*: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 유의함.

V. 결론

본 논문에서는 고령자가 경험하게 되는 가장 중요한 사건 중 하나인 은퇴행위에 대한 결정이 은퇴 전 후 소비에 미치는 영향을 Switching Regression을 이용하여 분석하였다. 추정과정에서 본논문에서는 조기은퇴 결정이 은퇴 전·후 소비에 미치는 영향을 크게 두 가지로 구분하였다. 첫번째는 조기은퇴 결정이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우를 비교하는 것으로 추정결과 중 Mills ratio를 통해 살펴보았다. 두 번째는 조기은퇴 결정 후 조기은퇴자의 소비를 지연은퇴자의 소비와 비교하는 것으로, 소비의 소득탄력성을 비교하여 살펴보았다. 추정 결과 「한국노동패널」자료를 이용하여 분석한 한국의 경우, 조기은퇴를 결정했을 경우 조기은퇴결정이 존재하지 않는 경

우와 비교했을 때 은퇴 전·후 소비의 유의한 차이가 없었다. 하지만 조기은퇴자와 지연은퇴자의 소비의 소득탄력성을 비교해 본 결과 소득이 증가하였을 때 조기은퇴자의 소비증가폭이 지연은퇴자보다 작았다. 이는 조기은퇴 결정이후 상대적으로 길어진 은퇴기간에 대비하기 위해 지연은퇴자보다 상대적으로 조금 소비하게 됨을 의미한다. 한편 Health and Retirement Study를 이용하여 분석한 미국의 경우에는 조기은퇴를 결정했을 경우 조기은퇴 결정이 존재하지 않는 경우와 비교했을 때 조기은퇴자는 은퇴 전·후 소비를 줄이고, 지연은퇴자는 은퇴 전·후 소비를 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 소비의 소득탄력성 비교결과에서는 조기은퇴자의 소비증가폭이 지연은퇴자의 소비증가폭보다 작은 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 크게 두 가지 정책적 시사점을 제시해 준다. 첫째, 조기은퇴는 고령자의 소비 및 후생수준을 떨어뜨릴 수 있다. 따라서 조기은퇴를 줄이기 위해 고령자 노동시장을 활성화시키는 정책방안이 마련될 필요가 있다. 둘째 은퇴 여부에 대한 불활실성이 제거될 필요가 있다. HRS를 이용한 분석에서 지연은퇴자의 경우 은퇴 결정이 존재하지 않은 경우와 비교할 때 은퇴 전·후소비가 증가한 것으로 나타났다. 이는 언제 은퇴하게 될지 모르는 불확실성이 사라지면서 개인이스스로의 자원을 보다 효율적으로 배분할 수 있게 되었음을 의미한다. 즉 고령층의 고용 안정성을 보장해주는 정책방안이 마련될 필요가 있다.

한편 본 연구에서 건강상태, 교육수준 등이 소비에 미치는 효과를 검토하면서 세부적인 소비항 목의 변화를 검토할 필요성이 있음이 제기되었다. 이에 관한 연구는 추가적으로 이루어질 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- An, Chong-Bum.(1991), "Interdependence of Retirement and Labor Supply Under the Social Security Program", Ph.D. Dissertation, Univ. of Wisconsin-Madison.
- An, Chong-Bum(1993), "Work Efforts Before and After Retirement Under the Social Security Program", *Public Finance*, Vol. 48, pp.195-208
- Banks, James, Richard Blundell and Sarah Tanner (1998), "Is There a Retirement-Savings Puzzle?", American Economic Review, 88(4), pp769-788
- Bernheim, B. Douglas, Jonathan Skinner and Steven Weinberg (2001), "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S.Households?", *American Economic Review*, 91(4), pp 832–857
- Bernheim, B. D., and Skinner J., Weinberg S.(1997), "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households?", *NBER Working Paper* NO. 6227
- Haveman, R., K. Holden, B. Wolfe, and S. Sherlund(2002), "Have Newly Retired Workers in the U.S. Saved Enough to Maintain Well-Being Through Retirement Years?", 58th Congress of the International Institute of Public Finance
- Haveman, R. and B. Wolfe(1984), "Disability Transfers and Early Retirement: A Causal Relationship?", *Journal of Public Economics*, 24: pp 47-66
- Heckman, J.(1976), "The Common Structure of Statistical Model of Truncatio, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", Annals of Economic and Social Measurement, 5, pp 475-492
- Hurd, Michael D., Susann Rohwedder (2003), "The Retirement-Consumption Puzzle: Anticipated and Actual Declines in Spending at Retirement", NBER Working Paper, No. 9586.
- Institute of Social Research, The Health and Retirement Study 1992-2002
- Lee, L.F.(1976), "Estimation of Limited Dependent Variable Models by Two-State Methods", Ph.D. Dissertation, Univ. of Rochester.
- _____(1978), "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, Vol. 19, No2, pp.415–433
- Lee, L.F., G.S. Maddala, and R.P. Trost(1980), "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit Two-State Tobit Methods for Simultaneous Equations Models

with Selectivity", Econometrica, 48, pp 491-503

Palmer, B. A.(1989), "Tax Reform and Retirement Income Replacement Ratios", *Journal of Risk and Insurance*, 56, pp 702–725

_____(1994), "Retirement Income Replacement Ratios: An Update", Benefits Quarterly, Second Quarter, 59-75

공사연금제도개선실무위원회(2000), 「공사연금제도 개선의 기본구상」(미발간보고서),

석재은, 원종욱, 김수봉,백화종, 김태완 (2002), 『국민연금 재정안정화 방안 연구』, 한국보건사회 연구원

안종범, 전승훈(2003), 은퇴자가구의 소득과 소비, 제 4차 한국노동패널 학술대회 원종욱(2000), 「국민연금의 적정소득대체율 분석」, 『보건복지포럼』, 6/7, 한국보건사회연구원. 이선형(2000), 「노인부부가계를 위한 생계비 산정에 관한 연구」, 고려대학교대학원 박사학위논 문.

한국노동연구원, 「한국노동패널」1, 2, 3, 4차 조사자료

<부표 1> 기초통계치: KLIPS

	전체 표본		조기은퇴자		지연은퇴자	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
precons	65.11	39.93	68.35	31.29	62.75	45.33
postcons	60.06	30.71	63.79	28.75	57.34	32.03
cratio	1.04	0.46	1.00	0.36	1.07	0.52
age	59.61	5.34	55.14	2.27	62.86	4.51
retage	60.87	5.36	56.16	2.08	64.31	4.30
sex	0.85	0.36	0.88	0.32	0.83	0.38
marr	0.80	0.40	0.86	0.35	0.76	0.43
num	3.43	1.73	3.70	1.60	3.24	1.80
health	0.25	0.43	0.26	0.44	0.24	0.43
ssec	0.18	0.38	0.16	0.37	0.19	0.39
preinc	97.71	74.62	89.51	54.93	103.69	86.17
postinc	88.17	63.25	94.21	60.25	83.77	65.50
asset	2611.58	4518.62	2750.10	4242.35	2510.62	4743.20
관측수	102		102 43		59	

<부표 2> 기초 통계치: HRS

	전체 표본		조기	조기은퇴자		지연 은퇴자	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
precons	270.65	111.50	279.70	111.66	279.41	111.26	
postcons	240.23	96.67	238.17	92.95	249.48	111.83	
cratio	0.922	0.36	0.922	0.36	0.921	0.34	
age92	56.18	2.77	55.64	2.68	58.63	1.62	
retage	61.59	3.02	60.71	2.61	65.52	0.86	
sex	0.54	0.50	0.54	0.50	0.53	0.50	
race	0.80	0.40	0.80	0.40	0.78	0.42	
Spouse	0.64	0.48	0.65	0.48	0.59	0.49	
Num	2.68	1.46	2.61	1.41	3.00	1.64	
health	0.19	0.39	0.20	0.40	0.15	0.36	
IRA	0.45	0.50	0.44	0.50	0.48	0.50	
Preinc	2957.94	2068.66	3005.58	2194.52	2743.96	1354.21	
Postinc	2957.14	3820.27	2783.05	3435.06	3739.08	5157.97	
Preasse	285365.96	1002630.23	293504.37	1025770.55	248813.27	894494.45	
관측수	636		636 521		116		