

勞 動 經 濟 論 集  
 第40卷 第1號, 2017. 3. pp.37~68  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 가계부채와 기혼여성 노동공급의 관계 분석\*

송 헌 재\*\* · 신 우 리\*\*\*

본 연구에서는 재정패널 자료를 이용하여 가계부채와 기혼여성의 노동공급 사이의 관계를 분석하였다. 이를 위해 가구의 이자비용 납부액 대비 가구 금융부채 금액을 이용하여 가구의 유효이자율을 구축하였다. 금융부채가 없는 가구의 경우 Heckman Selection 모형을 적용하여 가구의 이자율을 추정하였다. 실증 분석결과 가구에서 부담하는 유효이자율이 상승하게 될 경우 기혼여성의 노동시장 참여가 확대된다는 것을 발견하였다. 이로부터 기준금리가 인상되는 상황에서 예상할 수 있는 부정적인 시나리오를 가구 노동공급 증가와 근로소득의 상승효과를 통해 일정 부분 상쇄할 수 있는 긍정적인 효과를 제시하고 있다.

주제어: 가계부채, 유효이자율, 노동공급

## I. 서 론

2008년 미국발 금융위기 발생 이후 전 세계적으로 저금리 기조가 이어져 왔다. 특히 미국은 금융위기 이후 9년 가까이 0~0.25%의 초저금리 및 양적완화정책을 유지하였다.

논문 접수일: 2017년 1월 24일, 논문 수정일: 2017년 3월 20일, 논문 게재확정일: 2017년 3월 22일

\* 본 연구는 한국은행의 재정지원을 받아 수행되었음을 밝힌다.

\*\* (제 1저자) 서울시립대학교 경제학부 부교수 (heonjaes@uos.ac.kr)

\*\*\* (교신저자) 서울시립대학교 경제학부 대학원 (wrshin11@gmail.com)

우리나라 또한 2008년 12월 기준금리를 전월대비 4%에서 3%로 1%p 인하하였으며 이후 3% 내외 수준을 유지하다가 2014년 10월에 2%로 인하하였고, 꾸준히 기준금리를 하락시켜 2016년 6월부터 11월 현재까지 1.25%라는 사상 유래 없는 초저금리를 유지하고 있다. 금리의 하락은 자연스럽게 부채의 증가를 유도하였는데 2008년 725조 원 수준이었던 가계부채가 2010년 843조 원을 기록하였고 2013년에는 1,012조 원에 도달함으로써 가계부채 1,000조 원 시대가 도래하였다. 가계부채 증가추세는 계속 이어져 2016년 말에는 1,300조 원을 넘을 것이라는 예측이 주를 이루고 있는 실정이다.

가구의 부채는 생애주기에 따라 부채의 종류와 그 의존성향 비율이 달라지기도 하며 부동산시장 상황에 따라 가계부채의 증가율이 달라지기도 한다. 하지만 그 무엇보다 부채 이용에 따른 비용이 되는 시장이자율의 변화가 가계부채 증감에 큰 영향을 준다고 보는 것이 가장 타당할 것이다. 이자율은 주로 거시경제에서 주요 관심변수로 인식되어 왔으며, 주로 이자율이 하락하면 기업의 투자가 증가하고 가계의 이자부담 경감으로 인해 가구지출이 늘어나 경기확장 효과가 있다고 알려져 있다. 그러나 우리나라와 같은 소규모 개방경제에서는 이자율 변동이 국내 경제에 미치는 전반적인 영향은 서로 맞물려 발생하는 다양한 내생적 효과의 상대적 크기에 따라 달라질 수 있다. 다시 말하면 이자율의 변화는 경제 주체들에게 매우 다양한 방면에서 복합적인 영향을 준다고 이해하는 것이 바람직하다.

본 연구에서는 이러한 관점에서 가계부채 관련 연구에서 그동안 상대적으로 연구자들의 주목을 받지 않았던 이자율의 변화가 노동공급에 미치는 영향을 분석하고자 하였으며, 특히 가구 내 2차 소득자로 간주되는 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보았다. 시장이자율은 궁극적으로 경제 전체의 상품시장과 노동시장의 균형조건에 따라 결정되는 내생변수이지만 가구의 입장에서 이자율의 변화는 외생적으로 발생하는 하나의 충격에 해당한다. 그러므로 과연 상이한 이자율에 직면한 가구가 노동공급의 사결정을 어떻게 하게 될지 분석하는 것이 본 연구의 목적이다.

이자율의 변화가 가구의 노동공급에 미치는 이론적 효과는 가구의 부채 보유 여부에 따라 달라진다. 부채를 보유하지 않은 가구의 경우에는 이자율의 하락이 현재의 비근로소득을 감소시키는 작용을 하기 때문에 노동공급을 증가시키는 작용을 할 수 있다. 한편으로는 현재 시간의 기회비용을 고려하면 오늘 한 시간의 미래가치가 감소하기 때문에 상대적으로 저렴한 여가를 더 사용하고 노동공급을 줄이는 대체효과도 발생한다. 즉, 부채를 보유하지 않은 가구의 경우 소득효과와 대체효과 중 상대적 크기에 따라 그

궁극적인 효과가 달라질 것이다. 반면 부채를 보유한 가구의 경우 만일 이자율이 하락한다면 당장 부채에 대한 비용이 감소하여 가처분소득이 증가하므로 노동공급을 줄여도 현재와 같은 소비를 유지할 수 있기 때문에 소득효과가 노동공급을 줄이는 방향으로 나타나고, 대체효과는 부채를 보유하지 않은 가구의 경우와 마찬가지로 노동공급을 줄이는 방향으로 나타난다. 즉, 부채를 보유한 가구의 경우 이자율의 하락은 소득효과와 대체효과 모두 가구의 노동공급을 줄이는 작용을 할 것으로 예측된다. 이는 부채를 보유한 어느 가구가 유동성 제약에 걸려 있는 상황이라도 마찬가지다. 유동성 제약에 걸려 있는 가구의 경우 이자율 하락은 가구의 이자비용을 낮추는 작용을 하여 가처분소득을 증가시켜 노동공급을 줄이는 작용을 할 것으로 예측된다. 또한, 여가시간의 기회비용 감소로 여가 수요가 증가하여 노동공급 감소효과가 증폭될 것이다. 이러한 분석이 맞다고 하면 가구의 유동성 제약 여부는 가구의 노동공급에 차별적인 영향을 미치지 않을 것이다. 즉, 이자율 변화에 대하여 가구의 노동공급은 대칭적으로 이루어질 것이 예상된다. 다만 이자부담 비율이 높은 가구의 경우 이자율 변화에 더욱 탄력적으로 반응하여 이자율이 상승하는 경우 노동공급이 더욱 증가할 것으로 예상된다. 본 연구는 이러한 실증적 질문들에 답하는 것을 목적으로 수행되었다. 즉, 가구자료를 이용한 미시적 실증 분석결과를 바탕으로 이러한 이론적 예측을 평가해보고자 한다.

그렇지만 이자율이 노동공급에 미치는 영향을 미시자료를 이용하여 실증분석을 시도하는 경우, 효율적 시장가설을 적용하게 되면 모든 가구가 동일한 이자율에 직면하여 이자율의 효과를 식별할 수 없다는 근본적인 문제에 부딪치게 된다. 이는 이자율과 노동공급 사이의 이론적 예측에 대하여 실증 분석연구결과를 찾기 어려운 근본적인 이유로 작용한다. 그런데 한국은행 기준금리와 같은 시장이자율이 모든 경제 주체에게 동일하게 적용되는 거시경제 지표임에도 불구하고 개별가구가 당면하고 있는 이자율은 부채의 성격 및 부채 보유 시점에 따라 상이할 수 있다. 즉, 주택담보대출과 같이 담보성이 높게 인정되는 부채만 보유한 가구와 신용대출을 동시에 보유한 가구의 실질 이자부담 비율은 동일하지 않다. 또는 동일한 주택담보대출을 보유한 가구라 할지라도 언제 대출을 받았는지에 따라 상이한 이자율이 적용된다. 따라서 본 연구에서는 가구 전체의 부채규모 대비 가구에서 부담하는 이자비용이라는 유효이자율 개념을 도입하여 이자율과 가구 노동공급의 관계를 실증적으로 분석하였다. 부채가 없는 가구의 경우 표본선택편의 모형을 적용하여 유효이자율을 추정하고 이를 분석에 적용하였다. 재정패널 자료를 이용하여 추정한 결과 가구가 당면한 이자율이 올라갈수록 기혼여성의 경

제활동참여율이 증가하고 가구의 총 노동공급 시간도 증가하는 것으로 나타나 이론에서 예측한 것과 부합하는 결과를 얻었다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 본 연구와 관련성이 높은 가계 부채와 노동공급 간의 관계를 연구한 국내외 선행연구를 소개하였고, 제Ⅲ장에서는 이자율과 노동공급의 관계를 예측하는 이론적 분석 내용을 설명하였다. 이어지는 제Ⅳ장에서는 본 연구의 실증 분석 과정을 서술하였고, 제Ⅴ장에서는 분석 자료에 대한 간략한 설명과 더불어 실증 분석 결과를 토론했다. 마지막으로 제Ⅵ장에서 본 연구의 한계점을 지적하며 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 선행연구

연구자들이 아는 범위 내에서 이자율과 가구의 노동공급 사이의 관계를 실증 분석한 국내 선행연구는 없는 실정이다. 기존의 선행연구들은 주로 가계부채의 현황과 발생원인을 분석하거나 가구의 부채 상환능력 또는 경제 전체의 소비 및 생산 활동에 미치는 영향을 분석하는 데 집중하는 경향을 보였다.<sup>1)</sup> 이러한 가운데 윤자영(2015)은 가계금융조사 자료를 이용하여 가계부채가 개인과 가구 단위의 노동공급에 미치는 영향을 실증 분석한 최초의 국내 연구로서 의의를 갖는다.

윤자영(2015)은 생애주기별로 가계부채의 성격, 발생원인, 규모에 차이가 있으며 각 단계별로 부채가 개인 및 가구의 노동공급 의사결정과 어떠한 관련성이 있는지 분석하였다. 노동시장에 갓 진입한 청년층의 경우 인적자본 축적 시기에 발생한 학자금 대출이 이후 노동시장 진입과 경제활동에 미치는 영향에 주목하였고, 중장년층의 경우 주택 마련을 위한 가구대출과 부부 가구의 노동공급 의사결정 사이의 관계를 조명하였다. 특히 주택 마련을 위해 부채 보유 비율과 부채규모가 가장 크게 나타나는 중장년 세대

1) 예를 들어 김영일(2011)은 가계부채 위험에 대한 평가에 중점을 두었으며, 신동진·이영환(2013)은 대출규제가 가계대출에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 남상호·권순현(2008)과 반정호(2008)는 우리나라 중고령 가구의 자산과 부채의 현황 및 불평등 구조를 분석하였고, 성영애(2010)는 가계부채의 용도별 보유 현황 및 부채 보유의 결정요인에 대한 연구를 수행하였다. 이밖에도 가계부채와 관련된 다양한 연구들을 찾아볼 수 있으며, 이에 대한 자세한 설명은 윤자영(2015)을 참고하기 바란다.

에서 추가적인 대출 수요가 발생할 경우 유동성 제약에 빠질 확률이 상승하게 되고, 이에 대처하기 위해 가구의 2차 근로자의 노동시장 참여 유인이 증가할 것이라는 가설을 검증하였다. 노동시장에서 은퇴한 고령세대의 경우에는 지속적인 소득을 제공하는 연금 혹은 자산을 소유하지 못한 가구의 경우 노동시장에 오랫동안 머무를 유인이 있음을 지적하고 생계를 목적으로 부채에 의존할 가능성을 고려하여 가계부채의 규모와 이들 가구의 취업확률에 대한 실증 분석을 수행하였다.

특히 본 연구와 가장 관련성이 높은 중장년층 가구의 노동공급에 대하여 취업한 기혼 여성의 경우 배우자의 노동시장 참여와 근로소득을 외생변수로 간주하고 가구의 부채부담이 늘어날수록 유동성 제약이 작동하여 경제활동 참여확률이 증가할 것이라고 예측하고 이를 검증하였다. 그런데 분석결과에 따르면 기혼여성 본인의 근로소득을 제외한 가구소득 대비 가계부채의 대출 잔액이 클수록, 즉 여성 본인이 노동시장에 참여하지 않을 경우 가구의 부채상환 능력이 줄어들수록 이들의 취업확률이 오히려 줄어드는 것으로 나타났다. 윤자영(2015)은 이러한 결과를 가계부채가 여성의 취업에 미치는 내생성이 작용한 것으로 이해하였다. 다시 말하면 여성이 경제활동에 참여하지 않은 결과 가구의 부채 상환능력이 줄어드는 상황을 제시한 것이다. 이러한 내생성을 통제하기 위해 주택담보 대출을 보유한 가구만으로 한정하여 주택 가격, 주택 소유 여부, 가구소득 대비 주택가격 등의 도구변수를 적용하여 추정을 시도한 결과 또한 가구의 주택담보 관련 부채와 기혼여성의 취업 사이에 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 단, 전체 분석 가구를 소득수준에 따라 구별하여 별도로 추정한 결과에 따르면 가구의 주택담보대출 잔액이 저소득 가구 여성의 취업에 유의한 영향을 미치는 결과를 얻었으며 중간소득 가구 여성의 경우 가구소득 대비 원리금 상환액 비중이 높을수록 취업확률이 증가하는 결과를 추정하여 가계부채와 가구의 노동공급 의사결정이 복잡하게 연결되어 있을 가능성을 제시하였다.

국내 연구와 달리 해외에서는 부동산시장 제도의 영향으로 인해 가구의 유동성 제약과 노동공급 간의 관계를 실증 분석한 연구가 오래 전부터 있어왔다. 대표적으로는 캐나다의 가구소비 자료를 이용한 Fortin(1995)의 연구를 들 수 있다. 이 연구에서는 주택담보대출의 원리금 상환액 대비 가구의 가처분 소득의 크기로 측정되는 부채상환 비율이 증가할수록 여성 배우자의 경제활동참가율이 유의하게 증가하는 현상을 실증적으로 증명하였다. 캐나다의 경우뿐만 아니라 Drago, Wooden and Black(2006)은 호주의 경우를 분석하였는데 역시 소득대비 부채의 증가가 여성의 노동공급시간을 증가시키는 경

향이 있음을 발견하였고, Belkar, Cockerell, and Edwards(2007) 또한 호주에서 가계부채 채무상환 부담의 급격한 상승이 여성의 노동시장참가를 증가시킨다는 실증적 증거를 제시하였다. Butrica and Karamcheva(2013)는 미국의 자료를 이용하여 부채를 보유한 노년가구의 노동시장참가율이 그렇지 않은 가구에 비하여 8%p 높게 나타난다는 추정 결과를 제시하였다.

이처럼 해외 선행연구는 가구의 부채부담이 늘어날수록 가구의 노동공급이 증가한다는 증거를 일관성 있게 제시하고 있다. 그렇지만 국내와 해외 선행연구 모두 이자율과 가구의 노동공급 간의 관계를 직접 실증 분석한 연구를 찾아볼 수는 없었다. 가구의 부채부담 증가가 노동공급 증가를 유도한다면 부채를 보유한 가구의 경우 이자율의 상승이 가구의 노동공급에 미치는 영향 또한 분명하게 나타날 것이 예상된다. 그런데 유일한 국내 선행연구에서는 이를 뒷받침하는 결과를 보이지 않았기 때문에 본 연구에서는 이자율을 통해 가구의 부채 부담능력과 노동공급 사이의 관계를 직접적으로 검정한다는 점에서 선행연구와의 차별성이 존재한다. 또한, 부채를 보유하고 있지 않아서 유효이자율을 계산할 수 없는 가구를 분석에 포함시킬 수 있는 방법을 고민하고 이에 근거하여 이자율 변화가 국가 경제 전체적으로 노동공급에 어떠한 변화를 가져올 것인지 실증 분석을 통해 추론을 시도한 점 역시 또 하나의 차별성이다. 비록 실증 분석의 기초가 되는 엄밀한 이론적 분석은 제시하지 못한 한계가 존재하지만 이러한 시도가 향후 관련연구에 참고자료로서 활용될 여지는 있을 것으로 여겨진다.

### Ⅲ. 이론적 분석

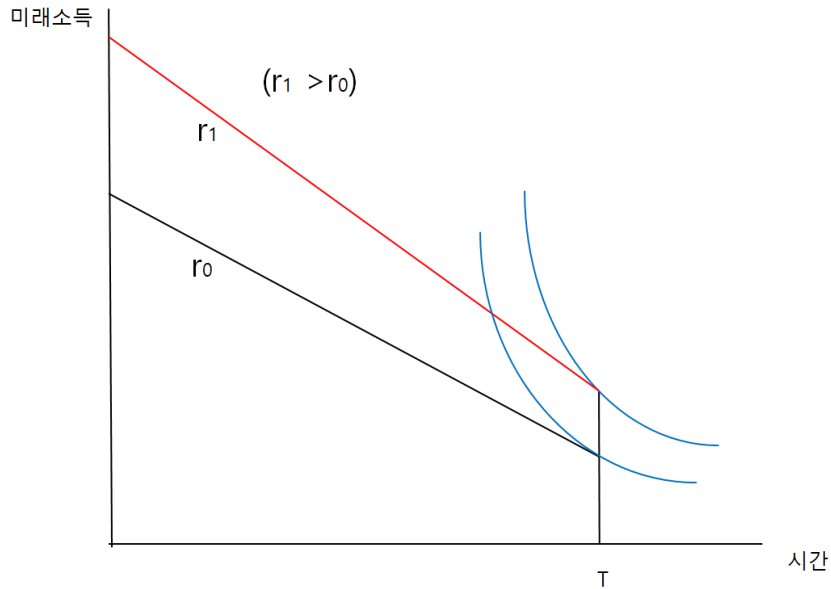
이자율 변화가 개인의 노동공급에 미치는 영향에 대한 이론적 분석은 비근로소득 유무 여부에 따라 달라진다. 만일 보유한 자산으로부터 이자소득과 같은 비근로소득이 발생하고 있는 경우에는 이자율의 상승이 곧바로 비근로소득의 증가효과를 가져온다. 이는 [그림 1]에서 비근로소득의 크기가 증가하는 것으로 표시된다. 한편 이자율의 상승은 현재 주어진 여가시간 한 시간의 미래가치를 상승시키는 작용을 한다. 개인의 미래에 대한 할인율이 일정하다고 가정하면 오늘 한 시간 근로를 더 할 경우 미래의 소

비가치가 증가하게 되므로 이러한 작용은 [그림 1]에서 기울기의 증가, 즉 임금률의 상승( $r_0 \rightarrow r_1$ )으로 표현된다. 그러므로 비근로소득을 발생시키는 순자산을 보유한 가구의 경우 이자율의 상승은 비근로소득의 증가와 더불어 근로자 개인의 예산집합 크기가 확대되어 여가에 대한 수요가 증가하는 소득효과를 발생시킨다. 반면에 현재의 여가에 대한 기회비용을 증가시켜 여가수요를 줄이고 노동공급을 늘리는 대체효과도 유발하는데 이러한 두 효과가 서로 반대 방향으로 작용하기 때문에 궁극적으로 이자율 상승이 노동공급에 미치는 효과는 이러한 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 따라 결정된다.

그런데 이자율 상승이 근로자의 경제활동 참여 여부에 미치는 효과에만 관심의 초점을 둔다면 현재 일을 하고 있지 않는 개인의 경우 이자율 상승으로 인한 비근로소득 인상의 소득효과와 기울기 상승으로 인한 대체효과 및 개인의 유보임금의 변화효과를 비교 분석해야 한다. 만일 근로자가 현재의 여가와 미래의 소비에 대하여 동조적 선호(homothetic preference)를 가지고 있다고 가정하면 이자율 상승으로 인한 비근로소득의 증가는 유보임금(reservation wage)의 증가를 야기한다. 즉, [그림 1]에서 총시간( $T$ )을 전부 여가에 활용할 경우 소득의 크기가 증가할수록 동조적 선호를 가진 근로자의 유보임금, 즉 노동시장 이외에서 활용되는 시간의 한계생산가치가 증가한다. 그러므로 이자율이 상승하게 되면 서로 반대 방향으로 작용하는 소득효과와 대체효과의 상대적 크기와 유보임금 상승효과의 크기에 따라 경제활동 참여확률이 결정될 것이다. [그림 1]은 이자율 상승이 유발하는 소득효과와 대체효과의 상대적 크기가 유보임금 증가의 크기보다 작아서 여전히 경제활동에 참가하지 않는 개인을 표현하였다. 그런데 만일 이자율 상승이 유발하는 대체효과의 크기가 매우 크게 작용한다면 반대의 경우, 즉 오히려 노동시장에 참가하는 경우도 발생할 수 있다.

부채를 보유하여 오히려 근로소득 가운데 일부를 이자비용으로 지불해야 하는 근로자의 경우에는 위와 다른 분석결과를 도출하게 된다. 이자비용을 지불하고 있는 경우 이자율이 상승하게 되면 [그림 2]에서 보이는 것처럼 근로자 개인의 이자부담이 늘어난다. 즉, 늘어난 이자부담을 감당하기 위해서는 이전보다 더 많은 근로소득이 발생해야 한다. 그런데 이자율의 상승은 비근로소득을 보유한 개인과 마찬가지로 현재의 여가시간에 대한 기회비용을 증가시켜 여가에 대한 수요를 감소시키는 근로유인 작용을 하게 된다. 이는 [그림 2]에서 기울기의 증가로 표시된다. 부채를 보유하여 이자비용을 지불하는 개인의 경우 이자율의 상승이 노동공급에 미치는 영향은 결과적으로 전체적인 예

〔그림 1〕 비근로소득이 있는 경우 경제활동 참여에 대한 결정



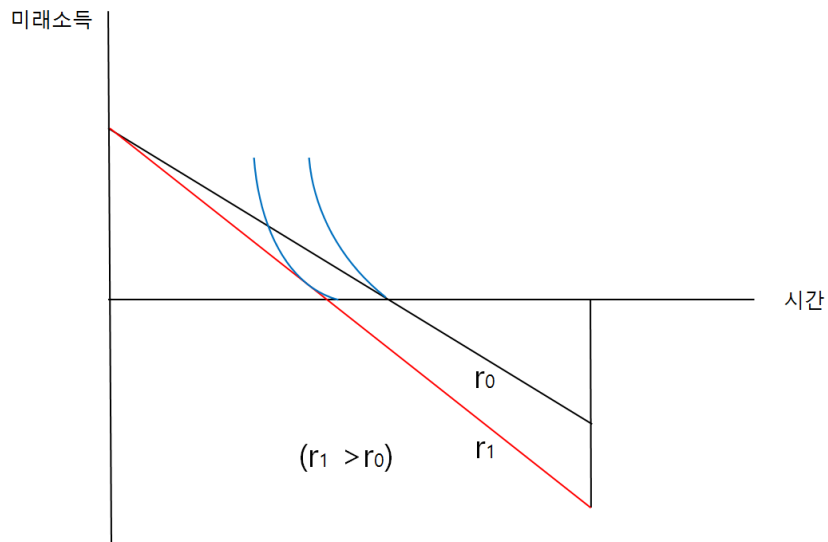
산집합의 크기를 줄어들게 만드는 소득효과와 임금률의 상승으로 인한 대체효과의 크기에 따라 결정된다.

[그림 1]의 경우와 마찬가지로 이 경우에도 현재의 여가시간과 미래소비에 대하여 동조적 선호를 가진 개인을 가정해 보자. 이러한 선호를 가지고 있는 근로자는 시간을 표시하는 가로축에서 무차별곡선이 만나는 경우 가로축과 만나는 점의 위치와 상관없이 무차별곡선이 동일한 접선의 기울기를 갖는다. 즉, 동조적 선호를 가진 개인은 가로축에서 동일한 유보임금을 갖게 된다. 그런데 그림에서 보이는 것처럼 이자율이 상승하면 개인이 느끼는 임금률은 상승하게 된다. 그러므로 부채를 보유하여 이자비용을 지불하고 있는 경우에는 이자율이 상승하면 시장임금이 유보임금을 초과할 확률이 증가하므로 경제활동 참여확률도 함께 상승하게 된다. [그림 2]는 이자율이 충분히 상승하여 이전에는 노동시장에 참여하지 않던 개인이 노동시장에 참여하게 되는 상황을 그림으로 표현하였다.<sup>2)</sup>

2) 단, 이러한 분석은 근로소득이 없는 상황에서도 추가적인 대출을 이용하여 기존의 이자비용을 감당할 수 있다는 가정에 근거한다. 만일 개인이 더 이상의 부채를 질 수 없는 유동성 제약에 빠져 있다고 하면 경제활동에 반드시 참여해야 하므로 이때는 경제활동 참여에 대한 분석은 그



〔그림 2〕 이자비용을 지불하는 경우 경제활동 참여에 대한 결정



## IV. 실증 분석 모형의 구성

### 1. 유효이자율 변수 구축

실증 분석에서 부채 보유 가구의 이자율은 부채의 종류와 상관없이 전체 가계부채 금액대비 가구에서 부담한 이자금액으로 정의된 유효이자율을 적용하였다. 그런데 이렇게 구축한 유효이자율 변수가 과연 가구 입장에서 외생변수인지 여부에 대해서는 검토가 필요하다. 만일 유효이자율이 정부의 대출관련 정책의 변화로 결정되었다면 외부의 충격에 의한 외생변수로 인식하는 것이 가능하다. 그렇지만 가구의 대출 종류와 이자율이 적용되는 대출 유형(고정이자율 또는 변동이자율) 및 부채 조달 시기는 가구의

---

다지 의미가 없고, 근로시간에 미치는 효과 분석에 집중하는 것이 타당한 접근이 될 것이다.

선택에 의한 결과이므로 가구의 유효이자율이 전적으로 외생적으로 결정된다고 보기는 어렵다. 본 연구에서는 이러한 특성을 고려하여 가구의 이자부담이 연간 균등하게 발생하였다고 가정하고 패널 자료의 특성을 이용하여 연초의 부채금액과 연말의 부채금액의 평균값을 이자비용을 발생시키는 부채액으로 정의<sup>3)</sup>하고, 연간 이자상환액을 이와 같이 정의한 가계부채액으로 나누어 가구에서 부담하는 실질 유효이자율 변수를 구축하였다. 또한 작년 말에는 부채가 있었으나 올 한 해 기간 동안 부채를 완납하여 올해 말 부채가 소멸된 가구의 경우에는 부채 보유 가구의 평균적인 이자 지불 비용의 50%에 해당하는 만큼만 이자비용으로 지출하였다는 추가적인 가정을 하여 유효이자율을 계산하였다.

이처럼 유효이자율 변수를 구축할 때 이미 연초에 정해진 부채금액을 반영함으로써 기혼여성의 노동공급이 유효이자율에 미치는 역의 인과관계를 최소화하기 위해 노력하였다. 그럼에도 불구하고 만일 가구의 부채의 조달 결정과 기혼여성의 노동공급 결정 사이에 체계적인 관련성이 있다면 두 변수 간의 내생성이 여전히 남아있으므로 추정 결과의 누락변수 편의 가능성은 존재한다. 예를 들어 기혼여성이 자신의 경제활동 참여로 높은 소득이 예상되어 높은 이자율에도 추가적인 부채를 조달하기로 하였다면 유효이자율이 기혼여성의 경제활동 참여에 미치는 영향이 과대 추정될 수 있다. 반면에 대출상환능력을 인정받아 대출금에 대하여 저렴한 이자율을 적용받기 위하여 기혼여성이 노동시장에 참여하기로 결정하였다면 반대로 과소추정의 문제가 발생한다. 사전적으로 편의의 방향성을 예측할 수는 없으나 이러한 편의의 가능성을 줄이기 위해 Fixed Effect 모형을 적용함으로써 관측되지 않는 가구 선택의 영향중에 최소한 시간불변의 효과를 제거하고자 노력하였다.

다음으로 부채를 보유하고 있지 않은 가구의 경우에는 다음과 같은 표본선택편의 모형을 적용하여 유효이자율을 추정하였다. 먼저 가구의 유효이자율 결정식을 식 (1)과 같이 구성하였다.

$$R_i = X_i\beta + u_i. \quad (1)$$

3) 본 연구에서 사용한 재정패널 자료에서는 조사년도의 작년말 기준의 부채금액을 조사하고 있으므로, 2014년의 경우 2014년 말의 부채금액과 2013년 말의 부채금액의 평균값을 이자비용을 발생시키는 부채액으로 정의하였다. 재정패널 자료에 대해서는 제 V장에서 자세히 설명하였다.

위 식에서  $R_i$ 는 가구에서 직면하는 유효이자율,  $X_i$ 는 유효이자율을 결정하는 관측되는 변수들을 의미하며,  $u_i$ 는 유효이자율 결정에 미치는 관측되지 않은 변수들의 효과를 반영한다. 본 연구에서는  $X_i$ 변수로서 가구의 담보력을 나타낼 수 있는 가구소득과 가구 순자산 변수 및 이자상환능력의 대리변수로서 상용직 근로자 여부와 여성 가구주 변수, 그리고 가구주의 경제활동 참여 더미변수를 고려하였다.

위에서 정의한 유효이자율은 부채를 보유한 가구에서만 관측된다. 이에 부채 보유 여부를 결정하는 추정식 (2)를 다음과 같이 정의하였다.

$$L_i^* = Z_i\gamma + e_i. \quad (2)$$

위 식에서  $L_i^*$ 는 가구의 현재소비와 미래소비에 대한 선호의 가중치에 의해 결정되는 잠재변수(latent variable)로 정의된다. 즉, 현재소비에 대한 가중치가 높은 가구는 미래의 소득을 담보로 대출을 받아 현재소비를 증가시키는 결정을 할 것이고 상대적으로 미래지향적인 선호를 가진 가구라면 현재소비를 줄이고 저축을 하는 선택을 할 것이다. 즉,  $L_i^*$ 는 관측되는  $Z_i$ 변수와 관측되지 않는  $e_i$ 의 함수로서 가구소비에 있어서 시간 선호의 차이를 결정하는 변수로 이해할 수 있다. 다만 우리는 가구의 부채 보유 여부만을 관측할 수 있다. 따라서  $L_i^* > 0$ 인 경우 현재소비를 더욱 선호하여  $L_i = 1$ 이고 그렇지 않은 경우  $L_i = 0$ 이 관측되는 지시변수(indicator variable)만을 관측하게 된다.

이제 Heckman이 제시한 표본선택모형(sample selection model)의 다음과 같은 세 가지 가정을 도입하자.

- (a)  $(e, u) \sim N(0, 0, \sigma_e^2, \sigma_u^2, \rho_{eu})$ , 즉  $(e, u)$ 는 이변량 정규분포를 따른다.
- (b)  $(e, u)$ 는  $X, Z$  변수와 독립이다.
- (c)  $Var(u) = \sigma_u^2 = 1$ .

위에서 도입한 가정들을 적용하면 1단계 추정에서 가구의 부채 보유 여부 추정식 (2)를 추정하고 이로부터 inverse mills ratio를 추정하여 2단계 추정에서 부채 보유 가구만을 대상으로 추정식 (1)에 1단계 추정에서 구한 inverse mills ratio 변수를 추가함으로써

표본선택편의를 고려한  $X_i$  변수의 일치추정량( $\hat{\beta}$ )을 구할 수 있다. 현재 부채를 보유하고 있지 않은 가구라 할지라도 이들이 만일 대출을 받게 되는 상황이 발생하게 되면 직면하게 될 유효이자율을 표본선택편의를 수정하여 추정한  $\hat{\beta}$ 을 이용하여 추정할 수 있다. 즉, 본 연구에서는 현재 부채 보유 여부와 상관없이 전체 모집단을 대표하는 유효이자율 추정식을 추정함으로써 부채가 없는 가구까지 이자율 변화에 따른 노동공급의 반응을 실증적으로 추정하는 방식을 취하였다.<sup>4)</sup>

단, 다중공선성 문제를 피하기 위해서는 1단계 추정식에만 포함되고 2단계 추정식에는 제외되는 변수가 있어야 한다. 즉, 배제제약 조건을 만족하는 변수를 1단계 추정식에 포함해야 한다. 본 연구에서는 이러한 배제제약 조건을 만족하는 변수로서 가구원수와 가구 소비지출 가운데 사교육비의 비중 변수를 고려하였다.<sup>5)</sup>

## 2. 임금률 변수 구축

경제활동 참여 여부에 대한 결정은 시장임금과 유보임금의 비교결과 이루어진다고 볼 수 있기 때문에 임금률 변수를 직접 고려하지 않아도 시장임금과 유보임금의 차이를 결정하는 변수들만 고려하여도 의미 있는 추정이 가능하다. 그렇지만 실제 관찰되는 노동공급 시간은 임금률의 영향을 크게 받기 때문에 근로시간 결정식을 추정할 때는 임금률 변수를 포함하는 것이 바람직하다.

그런데 임금률 또한 노동시장에 참여하는 경우에만 관찰가능하다. 뿐만 아니라 대부

4) 이와 같은 방식으로 추정한 결과를 <부표 1>에 제시하였다. <부표 1>의 결과를 살펴보면 유효이자율 추정식에 포함된 변수들의 부호는 이론적 예측과 부합하는 것으로 나타났으나 2014년의 여성 가구주 여부 더미 변수를 제외하고는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하여 본 연구에서 고려한 추정모형의 현실설명력에 의문이 드는 것이 사실이다. 이러한 결과는 본연구의 한계점을 드러내는 동시에 향후 보완의 필요성 및 연구 방향에 대한 메시지로 받아들이는 것이 바람직할 것이다.

5) 다만 이러한 선택이 과연 현실을 올바르게 반영하는지 혹은 이론적 뒷받침이 있는지 여부에 대한 고민은 충분히 이루어지지 않은 한계가 있다. 유동성제약 상황에 있지 않은 가구의 경우 가구원수와 가구의 사교육비로 인해 추가적인 부채가 필요하다면 시장이자율보다 높은 이자를 지불하고 부채를 조달할 가능성도 있다. 이 경우 두 변수가 가구의 한계이자율에 영향을 미치게 되므로 엄밀한 의미에서 배제제약 조건을 만족하고 있다고 보기 어렵다. 그렇지만 배제제약을 만족하는 변수를 찾는 것이 매우 어려운 것도 사실이다. 그러므로 향후 연구의 발전가능성을 위해 독자들의 입장에서 본 연구의 새로운 시도와 이로 인한 한계점을 충분히 인지한 상태에서 분석 결과를 비판적으로 해석하는 것이 바람직하다.

분의 선행연구에서 임금률은 연간 총근로소득을 연간 총근로시간으로 나누어서 구축한다. 연구자 입장에서 개별 근로자들에게 실제로 제시되는 임금을 알 수 없기 때문이다. 본 연구에서도 선행연구와 같은 방법을 적용하여 임금근로자들의 시간당 임금을 변수를 구축하였다. 또한 현재 노동시장에 참여하고 있지 않은 기혼여성들의 경우 부채가 없는 가구의 유효이자율을 추정하고 동일한 방식으로 표본선택편의를 조정한 전체 모집단, 즉 배우자가 있는 전체 기혼여성들의 임금방정식을 추정하고 이로부터 노동시장에 참여하고 있지 않은 기혼여성들의 임금을 변수를 추정하여 근로시간 결정 추정식에 활용하였다. 다시 설명하면 아래의 임금방정식 (3)과 시장임금과 유보임금의 차이를 결정하는 방정식 (4)를 구성하고 두 식의 오차항인  $(\epsilon, \nu)$ 에 대하여 앞서 설명한 Heckman 표본선택모형의 세 가지 가정을 적용함으로써 표본선택편의를 보정한 전체 기혼여성의 임금방정식을 추정하였다. 임금방정식에 포함된  $X_i$  변수 및 경제활동 참여식에 포함된  $Z_i$  변수는 선행연구에서 일반적으로 사용된 변수를 적용하였다.<sup>6)</sup>

$$\ln W_i = X_i\theta + \epsilon_i. \quad (3)$$

$$E_i^* = Z_i\delta + \nu_i. \quad (4)$$

### 3. 기혼여성의 경제활동 참여 추정모형

본 연구는 실증 분석을 위해 재정패널 자료를 사용하였다. 패널 자료의 장점을 이용하기 위하여 기혼여성의 경제활동 참여 추정식은 다음과 같이 식 (5)로 재정의하였다. 아래 식 (5)에서  $\mu_i$ 는 시간에 따라 변하지 않으면서 관측되지 않는 개별 여성 고유의 효과를,  $\theta_t$ 는 시간의 고유효과를 각각 의미한다.

$$E_{it}^* = Z_{it}\delta + \mu_i + \theta_t + \nu_{it}. \quad (5)$$

추정방법으로는 패널 자료의 장점을 살릴 수 있는 Random Effect Probit 모형과 Fixed

6) 배우자가 있으며 기혼여성의 노동시장 참여 여부에 따른 선택편의를 보정한 추정 결과를 <부표 2>에 제시하였다. <부표 2>는 기존의 선행연구와 대체로 일치하는 추정 결과를 보여주고 있다.

Effect 모형을 적용해보았다. Random Effect Probit 모형은 위 식의 오차항( $\nu_{it}$ )이 평균이 0이고 분산이 1인 표준정규분포를 따른다고 가정함으로써 노동시장 참여 확률을 0과 1 사이의 값으로 추정할 수 있으며 가장 효율적인 추정량을 제공한다는 장점이 있다. 그러나  $E(\mathbf{Z}_{it} \cdot \mu_i) = 0$  이라는, 즉 관측되지 않는 고유효과와 관측되는 변수들 사이에 상관관계가 없다는 강한 가정에 기초한 추정모형이므로 패널자료의 장점을 이용하는 데는 한계가 있다. 반면에 Fixed Effect 모형은  $\mu_i$ 와  $\mathbf{Z}_{it}$  변수들 사이의 임의의 상관관계를 허용할 수 있는 장점이 있다. 그렇지만 시간불변적인 변수들의 추정치를 구할 수 없고 기본적으로 선형확률모형이기 때문에 추정된 경제활동 참여확률이 0과 1의 범위를 벗어날 수 있다는 단점을 갖는다. 그렇지만 여기에서 우리의 주요 관심사는 유효이자율이 기혼여성의 경제활동 참여확률에 미치는 한계효과에 있다. 설명변수의 한계효과를 분석하는 데 있어서 평균값에서 추정된 Probit 모형의 한계효과와 선형확률모형의 한계효과에 별다른 차이가 없다는 점이 잘 알려져 있고, 유효이자율이 시간에 따라 변동하는 변수이기 때문에 유효이자율이 평균적인 성향을 가진 기혼여성의 경제활동 참여확률에 미치는 한계효과를 추정하기 위해서 Fixed Effect 모형을 적용하여도 무방하다고 판단하였다.

#### 4. 기혼여성의 노동공급시간 추정모형

과연 이자율 변화가 배우자가 있는 기혼여성의 노동공급의 크기, 즉 연간 총근로시간에는 어떤 영향을 미치게 될까? 본 연구에서는 이 질문에 대한 답을 하기 위하여 다음과 같은 Random Effect Tobit 모형을 적용하였다.

$$T_{it}^* = \mathbf{X}_{it}\beta + \mu_i + \theta_t + \omega_{it}, \quad \omega_{it} | X_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

위 식의 종속변수인  $T_{it}^*$ 는 기혼여성의 근로시간에 대한 잠재변수이다. 이 여성이 노동시장에 참여한 경우에는 실제로  $T_{it}$ 의 근로시간을 관측하게 되지만 노동시장에 참여하지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 이 경우 0은 여가와 소비로 구성된 효용함수의 효용극대화를 추구하는 기혼여성이 주어진 총 시간을 여가소비에 사용하는 모서리해(corner solution)로 이해한다. 즉, 현실에서는  $T_{it} = \max(0, T_{it}^*)$ 를 관측하게 된다. Random

Effect Tobit 모형에서 식 (6)의  $\mu_i$ 와  $\theta_t$ 는 식 (5)에서의 정의와 같고, 오차항( $w_{it}$ )이 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 또한 Random Effect Probit 모형에서처럼  $E(\mathbf{X}_{it} \cdot \mu_i) = 0$ , 즉 관측되지 않는 고유효과와 관측되는 변수들 사이에 상관관계가 없다는 가정이 추가된다.<sup>7)</sup>

여가소비 선택모형에 따르면 노동공급시간은 특히 근로자의 임금률에 민감하게 반응하기 때문에 식 (6)의 추정식에 포함된 설명변수들인  $\mathbf{X}_{it}$ 에는 유효이자율과 더불어 앞에서 설명한 방식으로 구축한 로그(임금률) 변수를 포함하였으며, 그밖에 기혼여성의 연령과 교육연수 등의 인구통계학적 변수와 5세 이하의 자녀수, 6세 이상 18세 이하의 자녀수 등의 가족 환경 변수 및 가구 순자산, 본인의 근로소득을 제외한 가구 소득 등의 경제적 환경을 대표하는 변수들로 설명변수를 구성하였다.

## V. 실증분석

### 1. 분석 자료

본 연구에서는 한국조세재정연구원에서 구축하여 제공하는 재정패널 자료를 분석 자료를 사용하였다. 여기에서는 분석 자료에 대한 이해를 돕기 위해 재정패널 자료에 대한 개괄적인 설명과 더불어 본 연구에서 핵심적으로 사용된 유효이자율 구축과정을 자세히 설명하고자 한다.

현행 국세청 자료는 연구 목적으로 활용하는 것이 불가능하며 가구 단위의 조세지출·복지에 관한 포괄적 데이터도 부족한 상황이다. 이에 한국조세재정연구원은 조세정책과 복지정책이 국가와 가계에 미치는 영향 및 조세에 대한 부담과 복지 수혜자의 연계성을 분석하고 조세 모의실험 운용을 위한 데이터베이스를 만들기 위해 2008년부터 재정패널 데이터를 구축하였다. 재정패널은 2008년 처음 조사가 시작된 이후 2015년까

7) Panel Tobit 모형에서  $E(\mathbf{X}_{it} \cdot \mu_i) \neq 0$ 의 가정을 도입할 경우 식 (6)의 일치추정량을 구하는 것이 매우 까다롭고 한계효과를 추정할 수 없다는 단점이 알려져 있기 때문에 본 연구에서 Fixed Effect Tobit 추정은 시도하지 않았다.

지 8개 연도의 조사가 완료된 상태이며 8차년도 자료의 경우 2008년 원표본 유지율이 77.8%에 이를 정도로 매우 안정적인 관리가 이루어진 패널 자료이다.

재정패널 조사의 설문구조를 살펴보면 가구주를 대상으로 하는 가구조사와 가구원으로 인정된 개인을 대상으로 하는 가구원조사로 나뉜다. 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 가구인 5,014가구와 2009년에 구축된 가구인 추가표본 620가구, 2009년 이후 분가하여 1차년도 이후부터 신규로 발생한 분가가구이다.

재정패널 가구조사의 조사항목은 크게 가구원의 인적현황 및 경제활동 상황,<sup>8)</sup> 주택 및 자동차 보유 현황, 가계지출 현황, 이전지출 및 이전소득, 복지 현황, 자산 및 부채 현황으로 구성되어있다. 가구원조사의 조사항목은 경제활동상태, 소득 및 연금·보험 지출 현황, 연간 소득, 신용카드 및 현금영수증, 소득세 납부 유형과 소득공제 현황으로 구성되어 있다. 모든 조사는 기본적으로 설문조사가 이루어지는 해의 전년도 정보를 조사한다. 단, 가구원조사에서 경제활동상태는 설문조사가 이루어지는 시점에 대한 정보를 조사한다.

그런데 재정패널 자료는 6차년도 자료부터 가구조사항목에서 부채별로 연간 상환액을 원리금, 원금, 이자로 나누어 조사하기 시작하였다.<sup>9)</sup> 따라서 본 연구의 분석에 중요한 변수인 유효이자율을 적용하기 위해 재정패널 6~8차 자료를 사용하였다.

본 분석에서 사용되는 유효이자율은 각 부채별로 이자만을 상환한 가구의 당해 이자 상환액을 당해와 전해의 대출총액 평균으로 나누어서 도출하였다. 그렇지만 재정패널 가구설문의 응답 구조가 부채의 상환액이 있었을 경우 원리금, 원금, 이자 가운데 하나의 항목만을 선택하도록 하고 있기 때문에 만일 원리금을 상환하였다고 응답한 가구의 경우 이자비용으로 지출한 금액을 분리하여 알 수 없는 문제가 발생한다. 원리금을 상환하였다고 응답한 가구의 경우에는 당해 대출총액이 전해 대출총액보다 줄어든 경우

8) 이 가운데 가구원의 작년 한 해 근로월수, 잔업시간을 포함한 작년 한 해 통상적 일주일 총 근로시간을 조사하는 항목이 포함되어 있다. 따라서 재정패널 자료에서는 이 두 변수를 이용하여 연간 총근로시간 변수를 구할 수 있다. 본 연구에서는 주당 근로시간에 4.3을 곱하여 월간 근로시간을 구하고 다시 근로월수를 곱하여 작년 한 해 동안의 총근로시간을 구하였다.

9) 재정패널 조사에서 연간 상환액을 조사하는 부채항목은 정부지원 주택자금 대출, 학자금 대출, 금융기관 주택담보대출, 금융기관 대출, 신용카드 관련 대출로 총 다섯 가지이다. 가구에서 임대보증금을 보유하고 있는 경우 이는 가구 입장에서 부채로 인식되지만 실제로 이에 대한 이자비용이 발생하지 않기 때문에 본 연구의 분석에서 임대보증금은 분석대상 부채항목에서 제외하였다.



조사된 원리금상환액에서 그 차액을 제외하는 방식으로 이자상환액을 도출하여 유효이자율을 추정하기도 하였다.<sup>10)</sup> 다만 이러한 방식을 적용하기 위해서는 올해 동일한 유형의 새로운 부채는 없었다는 가정이 필요하다. 뿐만 아니라 재정패널 조사는 전 해에 대출총액이 있어도 당해에 대출총액이 없으면, 즉 올해 대출을 완납한 가구의 경우 1년 동안의 이자상환액을 조사하지 않는다. 이러한 가구의 경우에는 연중 이자상환액이 있었음에도 불구하고 이자상환액이 기록되지 않는 문제가 발생한다. 이러한 경우에는 연간 이자상환액이 균등하게 발생하였고 대출원금의 완납도 연간 균등하게 이루어졌다는 가정을 적용하여 유효이자율을 추정하는 방식을 적용하였다. 이를 구체적으로 설명하면, 먼저 유효이자율을 구축한 가구를 대상으로 전 해와 당해의 평균 대출총액 대비 이자상환액 비율을 추산하였다. 다음으로 대출완납가구의 연간 평균 대출총액에 이 비율의 1/2을 곱하여 이자상환액을 추정하고 이 값을 이용하여 유효이자율을 추산하였다.<sup>11)</sup> 이러한 방법들을 적용하여 유효이자율을 추정할 수 있는 부채가 있는 가구는 총 1,356가구로 나타났다.<sup>12)</sup> 부채가 없는 가구는 2,265가구로 나타났는데 부채가 없는 가구의 유효이자율은 제Ⅳ장에서 설명한 방식으로 부채가 있는 가구의 유효이자율을 사용하여 추정하였다.

유효이자율이 부부가구의 여성 노동공급에 미치는 효과를 추정하는 데에는 전체 부부가구 중 여성의 나이가 20세부터 59세까지의 부부가구만을 분석 대상에 포함하여 은퇴가구의 영향을 최소화하고자 노력하였다. 또한, 이자율이 임금노동시장에 미치는 영향에 대한 분석에 초점을 맞추기 위해 여성이 자영업에 종사하고 있거나 무급가족종사자인 부부가구의 경우에는 분석에서 제외하였다.

회귀분석에 앞서 <표 1>은 분석에 포함된 부채를 보유하고 있는 부부가구만을 대상으로 위에서 설명한 방식으로 추산된 가구의 유효이자율과 기혼여성의 노동시장 참여율 추이를 보여주고 있다. 2013년과 2014년을 비교해 보면 유효이자율이 0.16%p 하락

10) 각 연도별로 전 해 대출총액이 당해 대출총액보다 크고, 그 차액인 원금상환액이 원리금상환액보다 큰 경우는 3개년 전체(12,620가구)에서 60가구로 그 비중이 매우 작았다.

11) 1/2을 곱한 이유는 1년 중 평균적으로 6개월만 이자를 지불하였다는 가정을 적용하였기 때문이다.

12) 유효이자율 추산결과 그 값이 100%, 즉 상환하고 있는 이자금액이 원금금액 이상인 3가구는 이상치로 간주하여 제외하고 분석하였다. 그리고 연간 가구소득에서 연간 비소비지출을 제외하여 도출하는 연간 처분가능소득이 음(-)의 값으로 나오는 20가구와 재무비율이 1,000% 이상인 44가구도 이상치로 간주하여 분석에서 제외하였다. 재무비율에 대한 자세한 설명은 기초통계량 분석에 제시하였다.

하였으나 노동시장 참여율은 5.01%p 증가하여 앞서 제Ⅲ장 [그림 2]에서 제시한 이론적 예측과는 상반되는 결과를 보이고 있다. 그렇지만 단순 비교만으로는 두 변수 간의 온전한 관계를 파악할 수 없다. 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 다양한 요인과 더불어 표본선택편의의 문제로 인해 부채를 보유하고 있지 않은 가구도 분석 과정에 고려할 필요성이 있기 때문이다. 그러므로 <표 1>의 결과는 엄밀한 계량분석 방법론을 적용한 분석의 필요성을 제시하는 것으로 이해하는 것이 바람직해 보인다.

## 2. 기초통계량 분석

<표 1>은 실증 분석에 적용된 기혼여성 관련 변수들의 기초통계량을 보여주고 있다. 가구의 부채 보유 여부에 따라 주요 변수들의 평균값을 비교해보면 부채 보유 가구의 기혼여성의 경제활동 참여율이 부채가 없는 가구 기혼여성의 경제활동 참여율보다 약 3%p 높게 나타남을 알 수 있다. 연간 근로시간의 경우에도 부채를 보유한 가구 여성의 근로시간이 평균 26시간 많은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의한 차이는 아니다.

기혼여성의 연령은 부채 보유 가구에서 다소 낮고 학력은 다소 높은 수준을 보여주었다. 다음으로 표본선택편의를 보정한 임금률의 경우 부채 보유가구 여성의 시간당 임금이 약 500원 정도 높았으나 5% 유의수준에서 유의한 차이는 아닌 것으로 나타났다.<sup>13)</sup> 또한 본인의 근로소득과 가구의 이자비용을 제외한 기혼여성이 느끼는 가구의

<표 1> 부채 보유 부부가구의 유효이자율 및 기혼여성의 노동시장 참여율

	2013	2014
유효이자율(%)	5.91 (5.89)	5.75 (7.53)
부부 가구 기혼여성의 노동시장 참여율(%)	38.71	43.72
가구수	727	686

주: 1) ( )은 표준편차임.

2) 여성의 나이가 20세부터 59세까지의 부부 가구만을 분석 대상에 포함하였음.

자료: 재정패널 6~8차.

13) P-value=0.0712.

〈표 2〉 기혼여성(아내)의 평균 통계량

	부채 보유 가구	부채 미보유 가구	전체 가구
경제활동 참여율(%)	41.15 (-)	38.68 (-)	39.60 (-)
연간 근로시간	806 (1,053)	780 (1,058)	790 (1,056)
비근로소득(만 원)1)	8,119 (6,608)	7,562 (6,696)	7,771 (6,667)
시간당 임금(만 원)	1.03 (1.06)	0.98 (0.54)	1.00 (0.78)
연령	43.65 (7.82)	44.65 (8.74)	44.28 (8.42)
교육연수	13.25 (2.53)	13.05 (2.74)	13.13 (2.66)
표본수	1,356	2,265	3,621
가구수	948	1,500	2,223

주: ( )은 표준편차임.

1) 가구소득에서 본인의 근로소득과 가구의 이자비용을 제외한 금액을 의미함.

자료: 재정패널 6~8차.

순 비근로소득의 크기는 부채를 보유한 가구에서 평균 557만 원 높았으나 유의한 차이는 아닌 것으로 나타났다.<sup>14)</sup>

<표 2>는 가구의 특성 변수에 대한 기초통계량을 보여준다. 본 연구의 핵심 변수인 유효이자율 변수를 살펴보면 부채 보유 가구의 유효이자율의 경우 평균 5.83%로 추정되었으며 표본선택편의 모형을 적용하여 추산한 부채 미보유 가구의 유효이자율은 이들보다 높은 5.96%로 추정되었다.

가구의 재무상황을 비교해보면 부채가 있는 가구의 가구 자산이 부채가 없는 가구에 비하여 평균 9천만 원 정도 많았으나 부채를 고려한 가구 순자산을 비교해보면 오히려 부채 미보유 가구의 순자산이 2,277만 원 높은 것으로 나타났다. 이자비용을 제외한 가구의 순 비근로소득의 크기는 부채를 보유한 가구에서 평균 200만 원 정도 높았으나 5% 유의수준에서 통계적 차이는 발견할 수 없었다.<sup>15)</sup> 이자비용을 지출하고 있는 부채

14) P-value=0.2136.

보유 가구의 재무비율은 평균 15% 정도 수준인 것으로 추정되었다. 재무비율 변수는 가구의 연간 원리금 상환액을 가구의 연간 처분가능소득으로 나눈 값으로 가구의 부채상환 부담능력을 평가하는 대리변수인데 평균 15% 정도 수준이면 아직까지 가계부채가 가구의 재무상황에 미치는 영향이 그다지 위험한 상황까지는 아니라고 평가해도 무방해 보인다.

마지막으로 5세 이하의 자녀수와 6세 이상 18세 이하의 자녀수에 있어서 부채 보유 가구에서 그렇지 않은 가구에 비하여 통계적으로 유의한 수준에서 높게 나타났는데 특히 부채가 있는 가구에서 학교에 다니는 자녀수가 평균 0.24명 많은 점을 미루어 볼 때 사교육비 지출을 위한 대출이 발생하고 있을 가능성을 유추해볼 수 있다.

〈표 3〉 가구의 평균 통계량

	부채 보유가구	부채 미보유 가구	전체 가구
유효이자율(%)	5.83 (6.74)	5.96 (1.75)	5.91 (4.35)
가구 자산(만 원)	37,318 (41,311)	28,059 (30,747)	31,526 (35,357)
임대보증금을 제외한 가구부채(만 원)	11,536 (14,402)	0 -	4,320 (10,432)
이자비용을 제외한 가구비근로소득(만 원)	4,478 (3,532)	4,267 (3,609)	4,346 (3,581)
재무비율 <sup>1)</sup>	15.11 (52.99)	0.00 (0.00)	5.66 (33.24)
5세 이하의 자녀수	0.40 (0.71)	0.32 (0.63)	0.35 (0.66)
6~18세의 자녀수	0.93 (0.92)	0.69 (0.89)	0.78 (0.91)
표본수	1,356	2,265	3,621
가구수	948	1,500	2,223

주: ( )은 표준편차임.

1) 재무비율은 원리금상환액을 처분가능소득으로 나눈 값이며, 처분가능소득은 가구총소득에서 가구의 소득세, 공적연금, 이자지불액을 제외한 것이고, 원리금상환액은 재정패널에서 설문한 다섯 가지 부채항목에 대한 상환액을 상환유형에 관계없이 모두 더한 값임.

자료: 재정패널 6~8차.

15) P-value=0.0868.

### 3. 분석결과 토론

#### 가. 경제활동 참여식 추정 결과

<표 4>는 부채 보유 가구만을 대상으로 배우자가 있는 기혼여성의 노동시장 참여 결정식의 추정 결과를 보여주고 있다. 추정모형에 상관없이 가구의 순자산 및 기혼여성 관점에서 정의한 비근로소득을 통제하고 여성의 인구통계학적 변수 및 자녀의 구성 등을 통제한 상태에서 유효이자율이 기혼여성의 경제활동 참여 확률을 유의하게 증가시키고 있음을 확인할 수 있다. 이 결과는 제Ⅲ장의 이론적 분석의 예측을 뒷받침하는 결과이다.

Fixed Effect 모형 추정 결과에 따르면 유효이자율이 1%p 증가하면 노동시장 참여 확률이 약 0.68%p 정도 증가한다는 해석이 가능하다. Random Effect Probit 모형 추정 결과로부터 유효이자율이 경제활동 참여에 미치는 한계효과를 추정하면 약 0.77%p로 나타나 Fixed Effect 모형보다 약간 크게 나타나고 있다.<sup>16)</sup>

각각의 추정모형별로 추정식에 변화를 주어 유효이자율 효과의 강건성을 검증해보았다. 추정식 (2)는 추정식 (1)에 재무비율을 추가하였으며, 추정식 (3)은 유효이자율과 재무비율의 상호작용 효과를 추가하였다. Random Effect Probit 모형 추정에서 재무비율의 증가는 여성 배우자의 노동시장 참여확률을 하락시키는 작용을 하였는데 이는 여성의 노동시장 참여로 인한 가구 소득의 증가정도가 이자비용을 충당하기에는 부족한 수준임을 보여주는 결과로 해석할 수 있다. 추정식 (3)에서는 재무비율이 증가할수록, 즉 가구의 채무상환부담이 늘어날수록 이자율이 상승하면 가구가 유동성제약에 도달할 가능성이 증가하여 노동공급 참여를 더욱 유도하는지 여부를 검증하였는데 이러한 가설을 뒷받침하는 결과를 얻지는 못하였다.

추정식에 포함된 다른 설명 변수들의 추정 결과를 살펴보면 Random Effect Probit 모형에서는 비근로소득 변수를 제외하고는 대체로 예상과 부합하였으나 Fixed Effect 모형 추정에서는 유의한 결과를 얻지 못하였거나 자녀수 변수를 포함하여 추정계수의 부호

16) 여기서 추정한 한계효과 STATA의 `margin command`를 이용하여 산출하였으며, 이는 식(5)에서  $\frac{\partial \Pr(E=1)}{\partial r} = \phi(Z\delta_r)$ 로 도출된 결과로서 여기서  $r$ 은 유효이자율을,  $\delta_r$ 은 유효이자율 변수의 추정계수를 각각 의미한다.

〈표 4〉 유효이자율이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향 추정: 부채 보유 가구만 대상으로

	Random Effect Probit			Fixed Effect		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
유효이자율(%)	0.0419** (0.0169)	0.0430** (0.0171)	0.0331* (0.0189)	0.0066** (0.0033)	0.0068** (0.0033)	0.0068* (0.0039)
가구 순자산(백만원) <sup>1)</sup>	-0.0017*** (0.0005)	-0.0017*** (0.0005)	-0.0017*** (0.0005)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
비근로소득(백만원) <sup>2)</sup>	0.0036 (0.0022)	0.0028 (0.0023)	0.0029 (0.0023)	0.0008 (0.0006)	0.0007 (0.0006)	0.0007 (0.0006)
재무비율(%)		-0.0090** (0.0037)	-0.0138* (0.0071)		-0.0005* (0.0003)	-0.0005 (0.0004)
재무비율*유효이자율			0.0009 (0.0009)			0.0000 (0.0000)
아내의 연령	0.7937*** (0.2362)	0.8346*** (0.2418)	0.8323*** (0.2414)	0.0116 (0.1044)	0.0215 (0.1043)	0.0216 (0.1045)
아내의 연령제곱	-0.0093*** (0.0027)	-0.0098*** (0.0028)	-0.0097*** (0.0028)	0.0006 (0.0011)	0.0005 (0.0011)	0.0005 (0.0011)
아내의 교육연수	-0.1510** (0.0685)	-0.1451** (0.0701)	-0.1475** (0.0700)	-0.0860*** (0.0240)	-0.0885*** (0.0237)	-0.0884*** (0.0239)
5세 이하의 자녀수	-0.6497** (0.2649)	-0.6419** (0.2707)	-0.6525** (0.2706)	0.0711 (0.0881)	0.0748 (0.0881)	0.0746 (0.0885)
6~18세의 자녀수	-0.5981*** (0.1996)	-0.5899*** (0.2035)	-0.5939*** (0.2037)	0.0176 (0.0666)	0.0175 (0.0667)	0.0174 (0.0673)
표본수	1,356	1,356	1,356	1,356	1,356	1,356
가구수	948	948	948	948	948	948
rho	0.922	0.926	0.926	0.904	0.910	0.909

주: 1. ( )는 standard error임. Fixed Effect 모형에서는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

3. 수도권거주 더미변수와 연도 더미변수는 모든 추정모형에 포함하였으나 보고는 생략함.

1) 가구 자산에서 가구 부채(임대보증금 제외)를 뺀 값임.

2) 기혼여성 본인의 근로소득과 가구 이자비용을 제외한 가구 소득을 의미함.

자료: 재정패널 6~8차.

가 예상과 부합하지 않은 결과를 보여주었다.<sup>17)</sup> Fixed Effect 모형 추정 시의 경우 분석 기간 동안 설명변수의 변동성이 높지 않아 식별력이 충분하지 않았던 것이 일부 원인으로 작용한 것으로 여겨진다.

<표 5>에서는 현재 부채를 보유하고 있지 않은 가구의 경우에도 제Ⅳ장에서 설명한 방식으로 유효이자율을 추정하여 우리나라 배우자가 있는 기혼여성 전체 모집단의 경제활동 참여가 이자율 변화에 어떻게 반응하는지 실증적으로 검증한 결과를 제시하였다. 부채 보유 가구만을 대상으로 추정한 추정식을 그대로 적용해 본 결과 유효이자율 변수의 외생성을 가정한 상태에서 Random Effect Probit 추정 모형에서는 유효이자율의 상승이 기혼여성의 노동시장 참여확률을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다.

Random Effect 모형의 추정 결과로부터 유효이자율이 1%p 인상될 경우 우리나라 전체 부부가구의 기혼여성이 노동시장에 진입할 확률이 약 0.77%p 정도 증가한다고 해석할 수 있으므로 향후 기준금리가 인상되어 가구가 직면하게 되는 실질 유효이자율이 상승하게 된다면 부부가구의 2차 소득자인 여성의 노동시장 참여를 촉진하는 효과를 예상할 수 있다.

그러나 Fixed Effect 모형 결과로부터는 통계적 유의성을 발견하지 못하였다. 이러한 결과는 제Ⅲ장에서 양의 비근로소득을 갖고 있는 가구에서 이자율 상승이 경제활동 참여에 미치는 되는 최종적인 영향이 대체효과와 소득효과와의 상대적 크기에 따라 결정된다는 이론적 예측과 부합하는 결과로 이해할 수 있다. 즉, 부채를 보유하지 않아서 이자비용 지출이 발생하지 않고 비근로소득만 있는 일부 가구에서 소득효과와의 상대적 크기가 대체효과와의 크기를 압도하여 이자율 상승이 오히려 노동시장 참여 확률을 떨어뜨리는 작용을 하였고 이러한 효과의 크기가 부채 보유 가구의 노동시장 참여 증진 효과를 압도한 것으로 볼 수 있다. 그렇지만 유효이자율 변수의 외생성을 가정하지 않는다면 이 결과는 내생성을 어느 정도 제거한 결과가 반영된 것으로도 해석 가능하다. 그러므로 <표 5>의 결과는 전반적으로 이자율의 상승이 여성의 경제활동 참여를 증가시킬 수 있는 가능성을 제기하는 정도로 이해하는 것이 바람직해 보인다.

17) 비근로소득의 경우 이론에서는 소득효과로 인해 노동시장 참여를 하락시키는 작용을 하는 것으로 알려져 있다. 비록 유의하지는 않지만 추정계수의 부호가 양의 값을 나타낸 것은 가구 순자산 변수를 함께 통제한 것이 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 기혼여성 입장에서 가구 순자산을 일종의 항상소득 개념으로 이해하고 비근로소득을 일시소득으로 간주하였다면 <표 4>의 추정 결과는 기혼여성이 경제활동 참여 결정을 할 때 비근로소득의 장기적 영향은 고려하지만 단기적 영향은 잘 고려하지 않는다는 해석도 가능하다. 그러나 이러한 해석을 하기 위해서는 이에 집중하여 보다 엄밀한 이론과 실증분석이 필요하기 때문에 본 연구에서는 더 이상의 분석을 시도하지 않고 향후 연구과제로 남겨두기로 한다.

〈표 5〉 유효이자율이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향 추정: 부채 없는 가구 포함

	Random Effect Probit			Fixed Effect		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
유효이자율(%)	0.0424*** (0.0160)	0.0434*** (0.0161)	0.0371** (0.0178)	0.0029 (0.0020)	0.0030 (0.0020)	0.0029 (0.0022)
가구 순자산(백만원) <sup>1)</sup>	-0.0020*** (0.0004)	-0.0020*** (0.0004)	-0.0020*** (0.0004)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
비근로소득(백만원) <sup>2)</sup>	0.0061*** (0.0016)	0.0058*** (0.0016)	0.0058*** (0.0016)	0.0007** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	0.0007** (0.0003)
재무비율(%)		-0.0089** (0.0036)	-0.0120* (0.0062)		-0.0005* (0.0003)	-0.0005 (0.0004)
재무비율*유효이자율			0.0007 (0.0009)			0.0000 (0.0000)
여성의 연령	0.8056*** (0.1428)	0.8283*** (0.1449)	0.8277*** (0.1447)	-0.0236 (0.0492)	-0.0195 (0.0492)	-0.0195 (0.0492)
여성의 연령제곱	-0.0095*** (0.0017)	-0.0097*** (0.0017)	-0.0097*** (0.0017)	0.0006 (0.0005)	0.0005 (0.0005)	0.0005 (0.0005)
여성의 교육연수	-0.1249** (0.0504)	-0.1236** (0.0511)	-0.1244** (0.0510)	0.0072 (0.0151)	0.0072 (0.0150)	0.0071 (0.0151)
5세 이하의 자녀수	-0.9380*** (0.1791)	-0.9321*** (0.1808)	-0.9359*** (0.1807)	0.0298 (0.0288)	0.0301 (0.0288)	0.0298 (0.0288)
6~18세의 자녀수	-0.4500*** (0.1445)	-0.4411*** (0.1467)	-0.4435*** (0.1466)	0.0184 (0.0243)	0.0178 (0.0244)	0.0176 (0.0244)
표본수	3,621	3,621	3,621	3,621	3,621	3,621
가구수	2,223	2,223	2,223	2,223	2,223	2,223
rho	0.941	0.943	0.943	0.836	0.838	0.838

주: 1. ( )는 standard error임. Fixed Effect 모형에서는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

3. 수도권거주 더미변수와 연도 더미변수는 모든 추정모델에 포함하였으나 보고는 생략함.

1) 가구 자산에서 가구 부채(임대보증금제외)를 제외한 값임.

2) 기혼여성 본인의 근로소득과 가구 이자비용을 제외한 가구 소득을 의미함.

자료: 재정패널 6~8차.



그런데 <표 5>에서 비근로소득의 부호가 이론적 예측과 다르게 통계적으로 유의하게 양의 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 쉽게 이해하기 어렵다. 유효 이자율 및 가구 순자산의 상호작용이 작동한 결과가 아닌지 의심해 볼 여지는 있지만 정확한 이유를 추론하기 위해서는 보다 정교한 이론 및 실증적 분석이 필요할 것이다. 한편 비근로소득 변수의 추정 결과는 본 연구의 한계점을 보여주는 것으로서 해석할 수도 있다.

#### 나. 노동공급 시간 결정식 추정 결과

이번에는 유효이자율의 변화가 배우자가 있는 여성의 노동공급 시간에 미치는 영향에 대한 추정을 시도하였다. <표 6>에서는 부채 보유 가구만을 대상으로 경제활동 참여 결정식에 로그(임금률) 변수를 추가하여 Random Effect Tobit 모형을 추정한 결과를 제시하였다. 유효이자율의 증가는 이들 여성의 노동공급시간을 유의하게 증가시키는 작용을 하는 것을 확인할 수 있었고 추정식에 포함된 설명변수들의 평균값에서 추정한 한계효과를 살펴보면 유효이자율이 1%p 인상될 때 연간 근로시간이 8.6시간 정도 증가하는 효과가 있음을 발견하였다.<sup>18)</sup> 그러나 재무비율과 유효이자율의 상호작용이 노동공급시간을 더욱 증가시키는 효과는 발견하지 못하였다.

한편 로그(임금률)의 상승이 노동공급시간을 유의하게 감소시키는 작용을 하는 것으로 추정되어 여성의 임금률이 노동공급시간과 정의 관계가 있다는 선행연구와 일치하지 않는 결과를 얻었다. 다만 이를 임금율 상승의 소득효과의 상대적 크기가 대체효과의 크기보다 크게 작용한 결과로 이해하는 것이 바람직한 것인지 의심스럽다. 유효이자율 변수를 추정식에 포함함으로써 임금률의 변화가 여가의 현재가치와 미래가치의 변화에 미치는 영향이 혼재된 결과일 수도 있기 때문이다. 이러한 결과는 정확한 분석을 위해 정교한 이론모형 구축의 필요성을 제시하는 것으로 이해하는 것이 바람직한 것이다.

이어지는 <표 7>에서는 동일한 분석을 부채를 보유하고 있지 않은 가구까지 포함하여 시도해 보았는데 전체 가구를 대상의 한 추정 결과도 유사하게 나타났다. 결과적으로 이자율의 인상은 부부가구 기혼여성의 경제활동 참여확률을 증가시킬 뿐만 아니라 근로시간도 증가시킨다는 실증적 증거를 얻을 수 있었다.

18) 여기서 추정한 한계효과는 식 (6)에서  $\frac{\partial E(T|X)}{\partial r} = \Phi(X\beta/\sigma)\beta_r$ 로 도출된 결과로서 여기서  $r$ 은 유효이자율을,  $\beta_r$ 은 유효이자율 변수의 추정계수를 각각 의미한다. 즉, 유효이자율의 변화가 노동시장 참여확률과 참여시 근로시간의 변화에 동시에 미치는 한계효과를 추정하고 그 결과를 <표 6>과 <표 7>에 제시하였다.

〈표 6〉 유효이자율이 기혼여성의 근로시간에 미치는 영향 추정: 부채 보유 가구만 대상으로

	Random Effect Tobit					
	(1)	한계효과	(2)	한계효과	(3)	한계효과
유효이자율(%)	17.74** (7.621)	7.860** (3.375)	19.41** (7.598)	8.575** (3.352)	19.42** (8.598)	8.581** (3.797)
가구 순자산(백만원) <sup>1)</sup>	-0.929*** (0.253)	-0.411*** (0.112)	-0.947*** (0.253)	-0.418*** (0.112)	-0.947*** (0.253)	-0.418*** (0.112)
비근로소득(백만원) <sup>2)</sup>	3.388*** (1.153)	1.501*** (0.511)	2.880** (1.157)	1.272** (0.512)	2.880** (1.158)	1.272** -0.512
재무비율(%)			-4.585*** (1.574)	-2.025*** (0.694)	-4.581** (2.006)	-2.024** (0.884)
재무비율*유효이자율					-0.001 (0.227)	-0.000 (0.100)
아내의 연령	468.4*** (123.4)	207.5*** (54.63)	483.8*** (123.0)	213.7*** (54.28)	483.8*** (123.0)	213.7*** (54.28)
아내의 연령제곱	-5.528*** (1.419)	-2.449*** (0.628)	-5.681*** (1.414)	-2.510*** (0.624)	-5.681*** (1.414)	-2.509*** (0.624)
아내의 교육연수	-52.51 (36.88)	-23.26 (16.34)	-49.15 (36.73)	-21.71 (16.22)	-49.15 (36.73)	-21.71 (16.22)
5세 이하의 자녀수	-398.2*** (144.7)	-176.4*** (64.07)	-379.6*** (144.2)	-167.7*** (63.67)	-379.6*** (144.4)	-167.7*** (63.76)
6~18세의 자녀수	-336.5*** (102.3)	-149.1*** (45.28)	-327.5*** (101.8)	-144.7*** (44.95)	-327.5*** (102.1)	-144.7*** (45.07)
ln(임금률)	-505.5*** (137.4)	-223.9*** (61.01)	-469.1*** (136.7)	-207.2*** (60.58)	-469.1*** (137.6)	-207.2*** (60.95)
표본수	1,355	1,355	1,355	1,355	1,355	1,355
가구수	948		948		948	
rho	0.860		0.862		0.862	

주: 1. ( )는 standard error임. Fixed Effect 모형에서는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

3. 수도권거주 더미변수와 연도 더미변수는 모든 추정모델에 포함하였으나 보고는 생략함.

1) 가구 자산에서 가구 부채(임대보증금제외)를 제외한 값임.

2) 기혼여성 본인의 근로소득과 가구 이자비용을 제외한 가구 소득을 의미함.

자료: 재정패널 6~8차.

〈표 7〉 유효이자율이 기혼여성의 근로시간에 미치는 영향 추정: 부채 없는 가구 포함

	Random Effect Tobit					
	(1)	한계효과	(2)	한계효과	(3)	한계효과
유효이자율(%)	13.04** (6.02)	5.52** (2.56)	14.26** (6.02)	6.04** (2.55)	14.51** (6.65)	6.14** (2.82)
가구 순자산(백만원) <sup>1)</sup>	-1.037*** (0.181)	-0.439*** (0.077)	-1.062*** (0.182)	-0.450*** (0.077)	-1.062*** (0.182)	-0.450*** (0.077)
비근로소득(백만원) <sup>2)</sup>	4.012*** (0.711)	1.699*** (0.302)	3.857*** (0.711)	1.632*** (0.302)	3.856*** (0.711)	1.632*** (0.302)
재무비율(%)			-4.264*** (1.511)	-1.805*** (0.639)	-4.160** (1.904)	-1.761** (0.806)
재무비율*유효이자율					-0.019 (0.217)	-0.008 (0.092)
아내의 연령	370.56*** (71.87)	156.9*** (30.48)	377.9*** (71.80)	159.9*** (30.43)	377.8*** (71.80)	160.0*** (30.43)
아내의 연령제곱	-4.366*** (0.831)	-1.849*** (0.352)	-4.441*** (0.830)	-1.880*** (0.352)	-4.440*** (0.830)	-1.879*** (0.352)
아내의 교육연수	-24.122 (24.82)	-10.215 (10.51)	-22.903 (24.79)	-9.693 (10.49)	-22.898 (24.79)	-9.691 (10.49)
5세 이하의 자녀수	-530.8*** (96.04)	-224.8*** (40.69)	-520.1*** (95.93)	-220.1*** (40.62)	-519.9*** (95.97)	-220.0*** (40.64)
6~18세의 자녀수	-190.48*** (66.65)	-80.66*** (28.23)	-185.61*** (66.56)	-78.55*** (28.17)	-185.36*** (66.61)	-78.45*** (28.20)
ln(임금률)	-472.62*** (81.12)	-200.13*** (34.51)	-461.22*** (80.97)	-195.20*** (34.43)	-460.69*** (81.19)	-194.98*** (34.52)
표본수	3,617	3,617	3,617	3,617	3,617	3,617
가구수	2,222	2,222	2,222	2,222	2,222	2,222
rho	0.875		0.875		0.875	

주: 1. ( )는 standard error임. Fixed Effect 모형에서는 가구의 id로 cluster한 clustered standard error임.

2. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

3. 수도권거주 더미변수와 연도 더미변수는 모든 추정모델에 포함하였으나 보고는 생략함.

1) 가구 자산에서 가구 부채(임대보증금제외)를 제외한 값임.

2) 기혼여성 본인의 근로소득과 가구 이자비용을 제외한 가구 소득을 의미함.

자료: 재정패널 6~8차.

## VI. 결 론

본 연구에서는 가계부채와 가구의 노동공급 의사결정 사이의 관계를 분석하였다. 간단한 이론적 예측 및 실증분석을 통해 가구에서 부담하는 실질 유효이자율이 상승하게 될 경우 부부가구의 2차 소득자로 간주할 수 있는 기혼여성의 노동시장 참여가 확대된다는 결과를 제시하였다. 이러한 연구결과는 급격하게 증가한 가계부채 문제가 어느 때보다 심각하게 여겨지고 있는 상황에서 하나의 메시지를 준다. 미국의 금리 인상 소식이 들리고 이에 따라 우리나라도 조만간 기준금리를 인상해야 하는 상황이 도래할 수 있을 것이다. 금리가 인상되면 부채를 지고 있는 가계의 원리금 상환부담이 늘어나 경제 전체에 악영향을 끼칠 것이라는 우려가 제기되고 있다. 언론에서는 기준 금리 인상이 가구의 이자부담을 증가시켜서 소비지출을 줄이고 이로 인해 경제 전체의 생산 활동이 위축되어 경기침체현상을 가져올 것이라는 시나리오를 이야기 한다. 그런데 본 연구의 실증 분석결과는 이러한 전망을 다소나마 상쇄할 수 있는 효과를 제시하고 있다. 금리가 인상되면 가구의 노동공급 증가와 이로 인한 근로소득의 상승효과가 발생하여 소비침체로 인한 경기악화 효과를 부분적으로나마 상쇄할 수 있는 가능성을 제시하였기 때문이다. 물론 이러한 효과의 상대적 크기가 어느 정도인지 알 수 없기 때문에 이를 낙관적으로 해석하는 것은 곤란하다.

그렇지만 본 연구는 해결되지 않은 많은 한계점을 갖고 있기 때문에 연구결과의 해석에서 있어서는 보수적 관점에서 접근하는 것이 바람직하다. 실증 분석에 적용된 주요 핵심 변수들이 다양한 가정을 통해 구축되었고, 본 연구에서 제시한 부채 미보유 가구의 유효이자율 추정과정은 이를 뒷받침하는 엄밀하게 검증된 이론적 분석 및 실증 분석의 토대 없이 이루어졌다. 또한 본 연구에서 사용한 분석 자료인 재정패널 자료에는 유동성 제약에 빠질 위험이 높은 한계가구들이 주로 이용할 가능성이 있는 사금융에 대한 자료는 포함하고 있지 않다. 그러므로 본 연구에서 추정한 유효이자율이 실제보다 과소 추정되었을 가능성 역시 염두에 두어야 한다. 이에 앞서 본 연구의 추정결과를 인과적으로 해석하기 위해서는 본 연구에서 구축하여 사용한 유효이자율 변수의 외생성을 어느 정도 담보할 수 있는 지에 대하여 보다 엄밀한 분석이 이루어질 필요가 있다. 이처럼 본 연구는 향후 극복해야 할 다수의 한계점에 노출되어 있다. 그러므로

본 연구 자체는 아마도 그동안 응용미시 경제학 분야에서 간과되었던 연구주제에 대하여 기존에 없던 방식으로 새롭게 접근하였다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있을 것이다. 즉, 동료 연구자들에게 새로운 연구의 가능성을 제시한 기초연구로서 이해되는 것이 가장 바람직할 것이다. 향후 본 연구를 계기로 더욱 발전된 후속 연구들이 많이 나오기를 기대하며 글을 맺는다.

## 참고문헌

- 김영일. 「가계부채 위험에 대한 평가와 정책적 시사점」. 『부동산포커스』 42권 (2011.11): 2-17.
- 남상호 · 권순현. 「우리나라 중·고령자 가구의 자산분포 현황과 빈곤분석: 국민노후보장 패널조사(KReIS) 자료를 중심으로」. 『보건사회연구』 28권 2호 (2008.11): 3-32.
- 반정호. 「중고령자 가구의 자산불평등 구조분석」. 『노동리뷰』 40호 (2008.4): 4-22.
- 성영애. 「가계부채의 용도별 보유현황 및 결정요인에 관한 연구」. 『소비자학연구』 21권 3호 (2010.9): 29-52.
- 신동진 · 이영환. 「대출규제가 가계대출에 미치는 영향 분석」. 『산업경제연구』 26권 5호 (2013.10) : 1995-2016.
- 윤자영. 「가계부채와 노동공급의 상호관계에 관한 연구」. pp. 1-175. 서울: 한국노동연구원, 2015.
- Belkar, R., Cockerell, L., & Edwards, R. *Labour Force Participation and Household Debts* Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, 2007
- Butrica, Barbara A. and Nadia S. Karamcheva, *Does Household Debt Influence the Labor Supply and Benefit Claiming Decisions of Older Americans?* Boston: Boston College Center for Retirement Research. 2013
- Drago, Robert W., Mark Wooden, and David Black, “Long Work Hours: Volunteers and Conscripts,” *British Journal of Industrial Relations* 47(3) (February 2009): 571-600.
- Fortin, Nicole M., “Allocation Inflexibilities, Female Labor Supply, and Housing Assets Accumulation: Are Women Working to Pay the Mortgage?” *Journal of Labor Economics* 13(3) (July 1995): 524-557.

## 〈부 록〉

〈부표 1〉 유효이자율 추정식 (Heckman Selection Model)

	2013	2014
유효이자율 추정식		
가구소득(백만 원)	0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
가구주가 여성인 경우	-0.0105 (0.0252)	0.0302* (0.0163)
순자산(백만 원)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
가구의 종사상 지위가 상용직인 경우	-0.0090 (0.0090)	-0.009 (0.0083)
부채 보유 결정요인 추정식		
가구원수	0.2307*** (0.0285)	0.2166*** (0.0305)
사교육비 비중	0.6259*** (0.2135)	0.9334*** (0.2235)
총자산(백만 원)	0.0003*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)
가구소득(백만 원)	-0.0012 (0.0009)	-0.0005 (0.0008)
가구의 노동시장참여 여부	0.0748 (0.0589)	0.1141* (0.0608)
Inverse Mill's ratio ( $\hat{\lambda}$ )	0.0019 (0.0214)	0.0228 (0.0182)
표본수	2,405	2,352
rho	0.0171	0.240
sigma	0.110	0.0953

주: 1) ( )는 standard error임.

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 재정패널 6~8차.

〈부표 2〉 부부가구 기혼여성의 로그(임금률) 추정식 (Heckman Selection Model)

	2013	2014
ln(임금률) 추정식		
아내의 연령	-0.0151 (0.0158)	0.0013 (0.0271)
아내의 연령제곱	0.0001 (0.0002)	-0.0000 (0.0003)
아내의 교육연수	0.0937*** (0.0091)	0.1032*** (0.0150)
아내의 종사상 지위가 상용직인 경우	0.3198*** (0.0499)	0.3774*** (0.0879)
노동시장 참여 결정요인 추정식		
아내의 연령	-0.0377*** (0.0029)	-0.0409*** (0.0030)
아내의 교육연수	0.0027 (0.0080)	0.0078 (0.0083)
5세 이하의 자녀수	-0.5273*** (0.0498)	-0.5720*** (0.0540)
6~18세의 자녀수	-0.0360 (0.0308)	-0.0724** (0.0315)
본인의 소득을 제외한 가구 소득	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
Inverse Mill's ratio ( $\hat{\lambda}$ )	0.5661*** (0.1340)	0.6202*** (0.2265)
표본수	3,560	3,446
rho	0.632	0.451
sigma	0.896	1.375

주: 1) ( )는 standard error임.

2) \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1.

자료: 재정패널 6~8차.

abstract

---

## The Analysis on the Relationship between Household Debts and Married Women's Labor Supply

Heonjae Song\* · Woori Shin\*\*

This study analyzes the relationship between household debts and married female's labor supply. For doing this we construct effective interest rate faced by each household using interest paid amount and household financial debt amount. The effective interests rate for the households which have no financial debt are estimated by Heckman Selection model. The estimation results show that the increase in effective interest rate has led to the expansion of married women's the labor market participation. This suggests a possibility that negative scenarios resulting from an increase in interest rate can be partially offset by an increase in household labor supply and a rise in labor income.

Keywords: household debts, effective interest rate, labor supply

---

\* Department of Economics, University of Seoul (heonjaes@uos.ac.kr)

\*\* Department of Economics, University of Seoul (wrshin11@gmail.com)