

# 유급 노동시간과 소득 빈곤의 교차: 상대 협상력과 노동시장 지위 효과를 중심으로\*

류 기 략\*\*

## 요약

시간은 노동시장이나 생활세계에서 일생활 균형을 이루면서 소득을 확보하는데 있어 매우 중요하지만, 모두가 균등하게 활용할 수 없는 자원이다. 본 논문은 최근 10여 년간의 복지패널 데이터로 기혼자 표본에 대하여 장시간 노동에 기초한 시간 빈곤과 가구 가치분 기준 소득 빈곤을 동시에 고려하는 결합빈곤 지위를 구성한 후, 개인의 인구학적 특성과 가구 단위 노동공급 요인, 성역할 인식과 여성의 상대협상력이 결합빈곤 지위에 미치는 영향을 분석하였다. 시간 선호에 관한 개인의 관측되지 않은 이질성을 고려한 패널 확률 효과 모형으로 결합빈곤 지위의 결정 요인을 분석한 결과, 남성과 여성 모두 맞벌이 여부에 의하여 이중 빈곤 경험 확률이 좌우되는 반면, 성역할 인식은 별다른 영향을 갖지 못하였다. 반면 가구 단위에서 여성의 상대협상력은 동시빈곤 위험을 높이는 것으로 나타났는데, 주로 남성이 아니라 여성에 대한 부정적 효과로 나타났다. 저임금 노동이나 노조 가입, 노동시장 내부자 지위는 결합빈곤 위험을 낮추는데 상당한 영향을 주고 있었다.

주요어: 시간-소득 빈곤, 성역할 인식, 상대 협상력, 노동시장 지위

\* 본 논문의 초고는 제12회 한국복지패널 학술대회에서 발표되었다. 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 한국 사회정책 익명의 심사자들에게 감사드린다.

\*\* 한국직업능력개발원 선임연구위원(ryukirak@krivet.re.kr)

## 1. 서론

시간은 유한한 자원이며 모두에게 중요한 자산이다. 개인이 자신의 재량에 따라 활용할 수 있는 시간의 크기는 개인의 사회경제적 지위나 가족 구조에 따라 서로 다르며, 국가 차원에서 사회정책의 성격에 영향을 받는다. 시간 분포나 활용의 불평등은 비단 개인의 시간 선호에 따른 선택의 문제에 국한되는 것이 아니라, 가족 내에서 젠더관계의 성격, 노동시장의 구조에 의해 좌우되는 집합적 산물이라 할 수 있다 (Bianchi et al, 2000; Breen and Cooke, 2005; Esping-Andersen, 2009). 노동시간과 여가의 선택에 관한 개인 선호를 규명한 신고전 경제학의 시간 할당이론, 성역할 전문화와 상대 협상력을 강조한 가족 내 생산 이론, 여성의 경제활동 참여와 그에 따른 복지정책의 구조변화를 강조한 복지국가이론은 모두 시간 구조와 불평등의 중층적 결정에 주목해 왔다 (Alessi et al., 1997; Becker, 1981; Esping-Andersen, 2009).

국내에서도 개인이 자유롭게 처분할 수 있는 시간이 부족한 상태, 즉 자유시간이나 재량시간의 부족을 시간빈곤으로 규정하고 그 결정요인을 분석한 연구 결과들이 축적되어 왔다. 시간 빈곤의 문제는 단순히 노동시간 체제의 문제만이 아니라 가족의 생계유지를 위한 소득활동의 성격에 의해 상호영향을 주고받는 것으로 시간과 소득 빈곤의 교차 현상에 주목한 논의도 등장하였다 (김진욱·고은주, 2013; 노혜진·김교성, 2010; 박예송·박지혜, 2013; 조미라, 2018). 이들 연구에서는 주로 시간 활용에 관한 자료를 바탕으로 시간빈곤의 결정요인을 규명하였다. 또한 필요 소득을 확보하기 위하여 추가적으로 투입하는 노동시간을 고려하여 시간조정 빈곤 개념을 제시하고 그 결정요인을 분석하였다 (오혜은, 2017; 이경희·김근주, 2018; 주은선·김영미, 2012). 최근까지도 시간 활용에 관한 자료는 매우 제한적이어서, 기존 연구는 주로 횡단면 자료를 활용하거나 패널 자료의 특정 연도 자료만을 활용하였다 (노혜진·김교성, 2010; 신영민, 2018; 이경희·김근주, 2018).

본 연구에서는 유급 노동시간의 과다에 따른 시간 빈곤과 가구 가치분 소득 빈곤의 교차에 주목하고 그 결정요인을 다각적으로 분석한다. 노동시장에서의 지불노동, 일상에서의 가사 및 돌봄노동, 자기관리에 필요한 필수시간을 고려하면 개인이 자신의 재량에 따라 활용할 수 있는 시간이 부족한 경우가 빈번하게 생겨 시간빈곤의 문제에 직면하게 된다. 시간빈곤은 결국 노동시장에서 지급 노동과 가족을 포함한 일상생활에서 미지급 노동에 관한 개인과 가족의 의사결정이 증첩된 결과이며 노동시장 제도와 가족 및 젠더관계를 포함한 제도에 의해 영향을 받는 사회적 결과라 할 수 있다(주은선·김영미, 2012).

우리나라에서는 노동시장에서의 장시간 노동에 따른 생산성 저하와 일·생활 역할의 갈등이 부각되기 시작하였으며 다양한 정책적 개입이 시도되어 왔다. 그간 노동시간 단축을 위한 법률

개정 등이 수차례 이루어졌고 전체 노동시간이 줄어들었으나 여전히 노동시간의 불평등 문제는 해소되지 않고 있다. 특히 집단 간 노동시간 불평등 문제는 기존 연구에서 여러 차례 논의된 바 있다 (김준영·안준기, 2014; 노혜진, 2017; 배규식, 2012; 신영민·황규성, 2016; 안서연·조미라, 2018; 유정엽, 2018). 비단 노동시간의 총량 문제뿐만 아니라 인구 사회적 속성과 노동시장 지위에 따른 집단 간 및 집단 내 노동시간 불평등이 새로운 문제로 부각되었다. 요컨대, 노동시간의 문제는 단순히 노동시장 내부의 문제에 국한되지 않고 가족과 복지국가의 제도적 구성에 의해 영향을 받는 사회정책의 핵심 의제라 할 수 있다. 노동시간의 구성과 활용에 있어 가구 단위의 의사결정의 동학, 국가의 정책 개입의 영향을 보다 효과적으로 파악하고 향후 노동시간에 기반을 둔 시간빈곤 문제를 해소하기 위한 전략적 개입이 어떤 방식으로 이루어져야 하는지에 대한 논의가 필요하다.

## 2. 이론적 배경

### 1) 시간빈곤의 다양한 차원

시간빈곤 문제는 노동공급에 관한 개인의 의사결정 뿐만 아니라 노동시장의 다양한 제도에 영향을 받는다. 노동시간 체제와 시간빈곤 문제는 밀접하게 관련되어 있다. 개인에게 전체 노동시간은 노동시장에서의 유급노동, 일상생활에서의 무급노동, 자기관리에 필요한 필수시간 등이 모두 포함되어 있으며, 개인이 일과 생활에서 다양한 역할을 담당한 후에 활용 가능한 시간에 큰 영향을 미친다.

자유시간은 흔히 전체 가용 시간(주당 168시간)에서 무급/유급노동과 필수시간을 제외하고 남은 시간을 의미하며, 그 시간이 충분한 지에 따라 시간빈곤 지위가 결정된다. 이러한 접근법은 자유 시간에 따른 시간빈곤 정의라 할 수 있는데, 여러 비판에 직면해 왔다. 특히 개인이 처한 상황에 따라 자유시간의 크기가 다르기 때문에 자유 시간 분포에서의 위치로 시간빈곤 지위를 규정하는데 한계가 있다는 지적이 있다. 최근에는 자유 시간 보다는 개인이 자신의 개인적 필요를 충족하기 위하여 활용할 수 있는 시간, 즉 재량시간의 크기에 따라 시간빈곤 지위를 규정하는 접근이 주목받고 있다(노혜진, 2017).

노동시간 체제 관점에서 노동공급 유형을 구분하는 연구도 다양하게 진행되어 왔다. 신영민·황규성 (2016)은 노동시간 체제(working time regime) 관점에서 노동시간을 주변적 시간제, 시간제, 표준노동시간, 장시간으로 구분하고 소득분위별 노동시간 유형의 상대 분포를 비

교하였다. 노동시간 체제는 오랜 관행과 제도, 문화에 따라 형성되어 노동시장 내 행위자의 선택에 영향을 준다 (Ruberty et al., 1998). 또한 노동시간을 인구학적 특성, 고용계약의 형태, 노동시간의 절대적 규모와 주기 등을 고려하여 유형으로 분류하고, 노동시간 유형별 집단의 특성을 비교하는 연구도 다양하게 이루어졌다 (기은광, 2018; 문정희 외, 2018; 안서연·조미라, 2018; 조미라, 2018; 성윤지·전인, 2018).

위의 연구들은 시간빈곤이 부부단위 혹은 개인 수준에서 결정되지만 가구 내에서 실제 시간 할당에 있어서는 가구 규모나 유형에 따라 차별화된 욕구가 존재한다는 점을 강조하고 있다. 소득 빈곤에 관한 기존 연구에서와 비슷하게 시간 빈곤은 가구원 간 의사결정의 결과라 할 수 있다. 특히 부부가구의 경우 가장과 배우자의 소득 및 젠더 인식 등에 따라 상이한 방식으로 시간 할당이 이루어지는 과정이다. 요컨대, 시간과 소득에 관한 욕구는 가구 단위에서 결정되며 가구원간의 자원공유 및 역할 분담을 통하여 충족된다는 점에서 시간빈곤의 문제는 결국 시장 노동과 가사노동 및 돌봄노동의 규모와 배분에 의하여 결정된다. 따라서 시간빈곤에 영향을 미치는 가구 요인을 고려하여 결합빈곤 지위에 대한 영향요인을 살펴볼 필요가 있다. 보다 구체적으로 가구의 규모뿐만 아니라 돌봄이 필요한 취학이전 자녀의 유무가 시간빈곤에 상당한 영향을 미칠 것으로 판단된다. 또한 가구주와 배우자의 합산 소득에서 여성의 소득의 상대 비중은 가족 내 여성 상대 협상력으로 성별 노동분업의 결과이자 영향을 미치는 요인으로 간주되어 왔다 (Esping-Andersen, 2009).

성별 노동분업과 성역할 전문화는 기혼 부부 가구 내에서의 노동시간과 돌봄시간의 분담을 결정하는 핵심적 메커니즘이라 할 수 있다. 관련하여 우리나라에서 부부단위 노동시간의 구조와 분포를 분석한 연구는 조미라(2018)를 들 수 있다. 이 연구는 노동시간 공급규모가 부부단위에서 이루어지는 의사결정이라는 점에 주목하고, 돌봄이 필요한 자녀의 존재 여부와 규모, 부부의 상대 소득에 따라 부부 노동시간 구조가 다른가를 분석하였다. 통계청의 생활시간 조사 자료를 분석하여 20-50대 기혼부부의 가구노동시간 유형을 맞벌이 5개, 남성외벌이, 여성외벌이, 무노동형 등 총 9개로 도출하였다. 또한 각 노동시간 유형별로 장시간 노동이 빈번하고, 전통적 젠더관계가 뚜렷한 가운데 서비스 판매직 등 일부 비임금노동자 집단에서 장시간 노동과 비표준시간 노동이 만연한 것으로 확인되었다.

신영민·황규성 (2016)은 노동시간의 소득계층별 차이의 분포 및 추이를 분석하면서 노동시간을 주변적 시간제, 시간제, 표준노동시간, 장시간으로 구분하고, 소득분위별 노동시간 유형의 상대분포를 비교하였다. 분석결과에 의하면, 우리나라의 노동시간은 단시간-저소득 유형, 장시간-중위소득 유형, 표준시간-고소득 유형으로 구분되며, 시간당 임금 및 월임금, 비정규직 비율, 직업군, 연령대를 중심으로 노동시간 계층화 심화되고 있다. 소득분위에 따라 소득 하위

20%에 대해서는 최저임금 인상, 중위소득 60%를 포함한 다수 노동자에 대해서는 노동시간 단축을 통한 고용창출을 정책 대안으로 제시하고 있다.

주은선·김영미(2012)는 기존의 소득보장 중심 사회정책의 문제점을 비판적으로 검토하면서 시간정책을 중심으로 대안적인 복지국가 정책의 방향을 정립할 필요성을 강조하고 있다. 특히 이들 연구는 시간의 사회성을 사회적 시간체제로 개념화하고 복지국가 재편의 핵심 요인으로 시간의 불평등을 강조했다는 의의가 있다.

시간 활용의 다차원성에 관한 논의는 합리적 의사결정의 이론에 기초한 베커의 가족경제학 논의 (Becker, 1981), 젠더관계 특히 전체 가구 소득에서 아내 소득의 비율 변수를 아내의 상대 협상력으로 파악하여 젠더 관계의 성격에 따른 노동시간 공급 결정 요인을 파악한 에스핑 앤더슨(Esping-Andersen, 2009)의 연구 등이 있다. 본 연구에서는 가구 단위에서 가구 내에서 부부 합산 근로소득 대비 여성의 상대 근로소득 수준 변수를 통하여 젠더 관계의 효과를 살펴보고자 한다.

해외 연구에서는 가사노동의 성별 불평등을 개인과 사회적 관계, 성역할 인식 등 다양한 관점에서 분석해 왔다. Guppy and Wilkes (2019)는 캐나다에서 약 30여 년간 시간 활용 일지를 분석하여 가사노동의 성별 불평등의 축소 원인을 규명하였다. 주된 원인을 문화적, 구조적, 인구학적 요인으로 구분하고, 실제 가사노동의 성별 분업 동학을 규명하였다. 분석 결과에 따르면, 여성의 유급 노동 참여가 가사 노동의 균형을 추동한 요인이며 문화적 신념 또한 변화에 기여한 것으로 밝혀졌다. 또한 남성의 태도 변화에도 주목할 만한 변화가 있었는데 특히 아동 돌봄 부문에서 큰 변화가 발견되었다. Thebaud et al. (2019)은 미국의 MTurk 플랫폼을 활용한 조사 연구를 통해, 가사 노동의 결정 메커니즘을 개인 및 사회적 상호작용 관계로 구분하고 젠더화된 가사 노동 분담의 핵심 요인으로 젠더화된 신념과 책임 행위가 있다는 점을 강조하였다. Pinho and Gaunt (2019)는 남성 돌봄제공자와 여성 생계부양자 부부, 그리고 전통적인 부부 간에 가사 노동의 배분을 비교하여 젠더화된 가족 역할의 지속성을 규명하였다. 5세 이하 아동이 있는 부부 236쌍을 대상으로 한 조사에서 일상생활과 과업의 배분을 분석하였는데, 남성 돌봄 제공자와 여성 생계부양자 부부는 비슷한 규모의 가사 노동을 제공하는 것으로 밝혀졌다. 전통적인 여성 돌봄 제공자는 남성 생계 부양자의 관여가 낮은 가운데 보다 많은 감정노동과 양육 책임을 갖는 것으로 나타났다. 전통적 성역할이 전도된 부부의 경우 젠더 수행 가설에 역행하는 것으로 나타났는데, 가사 노동 가운데서 젠더화된 양육 규범을 여전히 유지하는 측면과 변화 가능한 부분 간에 명확한 구분이 있는 것을 의미한다. Raz-Yurovich and Marx (2019)는 벨기에에서 사회서비스 바우처 제도 도입에 따른 가사 노동의 외주화가 고학력 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였다. 이중차분법(difference in differences method)으로 국가

지원 바우처 제도의 여성 고용률 제고 효과를 분석한 결과, 단기와 중장기에 걸쳐 고학력 여성의 고용률을 높이는 데 기여하는 것으로 확인되었다.

가사 노동과 유급 노동의 관계에서 제도적 맥락과 행위자의 역할을 분석한 연구 (Grunow, 2019)에 의하면, 여성은 여전히 가사 노동을, 남성은 여전히 유급 노동에 더 많이 참여하는 것으로 확인되었다. 여성과 남성의 유급 노동 참여가 일상 가사와 아동 돌봄에 미친 장기 추세를 분석하면서 제도적 맥락과 행위자 역할을 비교한 결과, 일가족 정책과 복지국가 체제, 국가 수준의 젠더 평등이 남성과 여성 간 가사 분담에 영향을 미치는 요인으로 규명되었다. 미시 수준에서는 경제적 의존과 자원 교섭, 시간 활용가능성과 젠더 수행 및 이탈의 증립화 등에 주목한 연구들이 많았다. 여성은 젠더 평등과 일가족 양립 정책을 갖춘 국가, 즉 북유럽 국가에서 경제 및 비경제 행위자로서 역할을 보다 잘 수행한 것으로 나타났다.

Sofer and Thibout (2019)는 2010년 프랑스 시간활용 조사 자료로 맞벌이 부부의 가사 노동 결정 모형을 추정하였다. 여성이 유급 노동에 참여하는 정도가 높을수록 주중에는 가사 노동 수행량이 줄었으며, 이것은 배우자의 주말 가사노동에 의해 대체된 것으로 나타났다. 그러나 여전히 평균적으로 여성이 남성에 비해 가사 노동에 더 많은 시간을 투자하고 성별 분업은 견고하게 유지되는 것으로 나타났다. Hamplov et al. (2019)은 체코에서 여성의 상대 소득과 교육 수준이 가사 노동 분담에 미치는 영향을 규명하였다. 이 연구는 주로 서구 선진국에서 시간 활용 자료를 토대로 성별 가사 노동 분업의 영향 요인을 규명한 기존 연구와는 다르게 체코 가구 패널 자료를 활용하였다. 특히 여성의 경제활동 참여율이 증가하면서 경력 단절이 목도되는 체코의 사례는 한국과 유사하기 때문에 시사점이 있다. 다수준 혼합효과 모형으로 남성과 여성 배우자간 가사 노동 분업의 영향 요인을 파악한 결과, 여성의 교육수준이나 상대적/절대적 임금 수준은 큰 영향이 없는 것으로 나타났으며, 오히려 남성의 교육수준이 보다 설명력이 높은 것으로 확인되었다.

## 2) 장시간 노동체제와 젠더관계

장시간 노동은 우리나라 노동시장을 규정하는 하나의 특징으로 단순한 관행이 아니라 단체 교섭이나 법적 규제에 의하여 오랜 기간 동안 제도화된 과정으로 인식된다 (배규식, 2012; 윤자영·배규식, 2016). 즉 기업의 생산방식이나 전략, 사회의 규범이나 고용체제의 성격에 의하여 장시간 노동체제가 형성되고 지속되어 현재 노동시장 행위자의 시간과 소득의 선택을 규정하는 제도로 작용하고 있다. 장시간 노동은 임금체제의 측면에서는 포괄임금제와 초과근로수당에 대한 느슨한 규제, 교대 근무제와 연차 휴가 사용관행 등 다양한 하위 제도들의 영향으로 지

속되는 하나의 체제라 할 수 있는 것이다. 예컨대, 근로기준법에서 주 40시간 초과 노동을 금지하고 연장근로시간을 주 12시간만 허용하고 있지만 실제 이 규정을 적용받지 않는 노동자와 탈법적인 장시간 노동자가 전체 노동인구의 절반에 이른다는 주장도 제기되고 있다(김유선, 2017). 구체적으로 장시간 노동의 기준을 어떻게 적용할 것인가에 대해서도 다양한 논의가 있어 왔으나 다수의 연구는 주52 시간 이상 근로를 장시간 근로로 규정하고 있다 (김복순, 2018; 이주영 외, 2018; 김채봉 외, 2015; 송혜림 외, 2016; 안주엽, 2016).

시간빈곤이 노동시장에서의 유급노동과 생활세계에서의 무급 노동을 포함한 다양한 활동의 배분의 결과라고 한다면, 가족 형성 과정에서의 성별 간의 시장노동과 가사노동의 배분에 관한 합리적 결정과 권력관계, 또한 노동시장과 복지국가의 제도적 영향에서 자유롭지 않다. 요컨대 시간빈곤은 생계부양과 돌봄 의무 제공에 관한 젠더관계와 밀접하게 관련되어 있다. Cha (2010)는 미국 노동시장 자료를 활용하여 최근 30-40여 년간 장시간 노동 배우자의 존재가 퇴직에 미치는 영향이 남성과 여성에 상이함을 입증하였다. 이러한 결과는 남성 생계부양자와 여성 돌봄 제공자라는 젠더화된 규범이 작동한 것으로 특히 전문직과 관리직 부문에서 이러한 경향이 뚜렷했다. 요컨대 시장노동과 가사노동의 분업에 관한 젠더화된 규범이 여전히 노동시장에서의 경력 선택에 남성과 여성에 다른 구조적 압력을 행사하고 있으며, 특히 장시간 노동이 보편화된 전문관리직종에서 젠더 규범이 강화된 것으로 해석할 수 있다.

Kanji and Samuel (2017)은 남성생계부양자 가설을 재검토하면서 성별 역할 전문화와 젠더 역할 태도, 일터 환경이 장시간 노동과 과소 노동에 미치는 영향을 분석하였다. 유럽 사회조사 자료로 남성 생계부양자 역할과 부모 됨이 미친 영향을 분석한 결과, 자녀 유무에 관계없이 남성생계부양자는 실제 노동시간 보다 더 적게 일하기를 원하고 있어 성역할 전문화 이론의 기존 주장을 반박하는 결과를 보여준다. 특히 남성의 일자리 특성이 가족생활과 상충되는 경우 장시간 노동이나 과소 노동을 변경하고자 하는 것으로 확인되었다.

노혜진·김교성 (2010)은 시간빈곤과 소득빈곤의 동시적 결정에 주목하여 동시빈곤 지위를 구성하고 각각의 빈곤 형태의 결정요인을 분석하였다. 개인 수준 변수로는 연령과 교육수준, 가구수준 변수로는 가구의 생계부양자의 성별과 맞벌이 형태 등을 감안하여 가구 유형을 6가지 범주로 구분하였다. 더불어 배우자 여부와 미취학자녀 유무가 빈곤 형태에 미치는 영향도 파악하였다. 노동시장 지위 변수로는 직종과 사업체 규모 변수를 활용하였다. 이들의 연구는 충분한 소득확보를 위하여 불가피하게 노동시간을 늘리는 선택에 주목하여 시간조정빈곤 개념을 실제 경험분석에 활용하였다는 의의가 있으나 복지패널 1차년도 자료만을 분석대상으로 했다는 점에 한계가 있다.

기존 연구에서 노동시장 지위와 장시간 노동 인식이 밀접하게 연관되어 있다는 점에 주목하

고 있다. 특히 Kanji and Samuel (2017)은 조직 내에서 일의 형태, 즉 관리자 여부나 타인 감독 노동, 대기업 종사 등이 장시간 노동인식과 밀접하게 관련되어 있음을 강조하고 있다. 특히 개인이 원하는 노동시간과 실제 노동시간 간의 간극을 시간 미스매치로 개념화하고 있는데, 미국 노동시장에서 남성의 경우 과도한 노동시간이 가족생활 참여를 방해하고 있다는 점을 강조한다. 유럽 주요 노동시장에서도 남성은 장시간 노동으로 일-생활 역할 갈등을 겪고 있는 것으로 알려져 있다. 다만 이들 연구에서 보수적 성역할 태도가 남성 생계부양자의 장시간 노동에 대한 인식을 매개하는 효과는 발견하지 못했다는 점에 주목할 만하다. 관리자나 타인 감독 노동을 수행하거나 대규모 기업에 종사하는 경우 시간빈곤에 대한 인식이 달라진다는 점도 지적하고 있다. 요컨대, 이들 연구에서는 장시간 노동이 단순히 시장 노동이나 가족 요인에 의해 결정되는 문제가 아니라 일과 생활이 어떻게 접합되는가에 관한 문제라는 점을 강조하고 있다. 다만 이들의 연구결과는 우리나라 노동시장에서 장시간 노동은 주로 제조업 생산직과 자영업 부문에 만연해 있다는 점에서 다소 차이가 있다 (김유선, 2017; 이경희·김근주, 2018). 노혜진·김교성 (2010)은 빈곤의 복합성에 주목하고 있는 최근 연구 동향을 반영하여 저임금 장시간 노동의 구조적 한계로 인한 동시빈곤의 의미를 강조하고 있다. 결국 위의 연구를 종합하면 우리나라에서 시간과 소득 빈곤은 장시간 노동체제를 비롯한 노동시장의 구조적 성격과 전통적인 젠더 관계에 따른 생활세계에서의 시간 활용의 불평등 문제, 소득중심 사회보장 정책에서 상대적으로 소외된 시간 사용의 자율성, 즉 삶의 질의 중요한 차원으로서 사회적 시간체제의 재정립 등 매우 다양한 요인들이 결합되어 있는 문제라 할 수 있다.

노동시장에서 장시간 노동뿐만 아니라 생활세계에서의 돌봄과 양육의 부담이 증가할수록 시간빈곤에 처할 위험이 높다. 그러나 이러한 위험은 성별이나 가구주 지위에 따라 다르게 결정된다. 가구 내에서 시장 노동과 돌봄노동의 배분 과정은 성역할 전문화에 따른 기대 편익뿐만 아니라 여성의 상대협상력에 의해 좌우되는 과정이다. 여성의 소득 비율이 높은 경우 전통적인 성별 분업이 아니라 노동시장에서 독자적 경력을 추구하는 경향을 보여줄 것이며 그것이 결합빈곤 지위에 상이한 영향을 줄 것이다. 젠더 역할 분리가 시간빈곤에 미치는 영향은 전체 가구 소득에서 여성 가구원이 차지하는 소득의 비중, 즉 상대협상력에 의해 달라질 것이다. 요컨대, 여성의 경우 상대협상력이 높을수록 장시간 노동에 따른 시간빈곤에 처할 위험은 상대적으로 낮다고 할 수 있다. 그러나 만약 여성의 노동시장 참여가 부족한 가구 소득을 보충하기 위한 목적으로 이루어져 장시간 노동을 하면서도 근로소득 수준은 상대적으로 낮은 일자리에 국한된다면, 여성의 상대협상력이 높은 것이 반드시 빈곤 위험을 낮추는데 기여하지 않을 가능성도 있다.



### 3) 유급 노동시간과 소득 빈곤의 교차

본 연구에서는 이러한 논의를 기반으로 복지패널 자료를 활용하여 시간-소득 빈곤의 교차 현상을 분석하고자 한다. 장시간 노동체제의 논의에 기초하여 주당 노동시간을 기준으로 시간 빈곤을 정의하며, 소득 빈곤이 시간빈곤과 교차되는 현상을 파악하기 위하여 시간-소득 빈곤을 결합하여 빈곤 범주를 구성한 후 그 결정요인을 파악하고자 한다.

기존 연구에서 주로 횡단면 자료로 시간-소득 빈곤의 동학을 분석한 한계를 보완하기 위하여 패널자료의 특성을 고려하여 개인의 측정되지 않은 이질성을 모형에 포함하였다. 본 연구에서 개인 이질성을 통제하는 데 의의를 두는 이유는 바로 신고전경제학의 시간 선호에 관한 가정 때문이다 (Becker, 1981). 즉, 가족 관계 내에서 노동 공급 결정이 시간 선호라는 개인 특성에 의해 영향을 받고, 그것이 성별 노동분업의 전문화를 기제로 가구 단위 노동시장 참여 형태를 결정한다는 가족 경제학의 논의를 고려한 것이다. 본 연구에서는 성역할 인식과 여성의 상대협상력, 맞벌이 여부가 결합빈곤에 미치는 영향을 파악하는 것이 주된 목적이기 때문에, 개인의 시간 선호에 대한 고려가 필요하며 복지패널 데이터를 활용하면 시간 불변하는 개인 이질성을 통제할 수 있기 때문이다. 생활시간조사나 노동패널의 일부 연도를 활용한 기존 연구에서는 이러한 개인 선호 문제를 모형에 포함하지 못했다.

본 연구에서는 또한 맞벌이 여부와 시간제 일자리가 결합빈곤 지위에 미친 영향을 파악한다. 더불어 노동시장 지위의 핵심 개념으로 노조가입 여부와 대기업 종사, 노동시장 내부자 지위, 전문관리직종이 결합빈곤 지위에 미친 영향을 파악하였다.

자유시간과 재량시간 개념으로 시간빈곤을 접근한 기존 연구에서 시간빈곤은 매우 다양한 방식으로 정의되어 왔다. 국내 연구의 경우에도 주로 생활시간 조사 자료를 바탕으로 주당 168 시간 가운데서 필수시간과 가구유지시간을 차감한 시간, 즉 활용가능한 시간이 전체 임금 노동 시간 보다 큰 경우를 시간빈곤으로 규정하는 방식 (노혜진·김교성, 2010), 비슷한 방식으로 재량시간을 도출한 후 재량시간이 중위시간의 절반 이하인 경우로 규정하는 방식(노혜진, 2013), 자유시간의 총량이 일정 기준에 미치지 못하는 경우를 시간빈곤으로 규정하는 방식(오혜은, 2017), 시간압박에 관한 주관적 인식을 기준으로 시간빈곤을 정의하는 방식(서지원·양진운, 2017) 등 다양한 기준이 적용되어 왔다. 복지패널 자료에는 시간활용 일지에 근거한 세부시간 자료가 없기 때문에 위의 접근 방식을 활용할 수 없다. 대신 패널자료의 특성을 활용할 수 있도록 총노동시간을 기준으로 시간빈곤을 측정하는 접근 방법을 채택하였다.

### 3) 연구문제

본 연구에서는 유급 노동시간에 따른 시간빈곤과 가구 가치분 기준 소득 빈곤의 교차에 주목하여 시간-소득 결합빈곤지위를 개념화한 후 상대 협상력과 성역할 인식, 노동시장 지위가 빈곤 지위에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 맞벌이 여부와 가구 단위에서 여성의 상대협상력은 남성과 여성의 노동시장 및 가사노동 분업이 가구 구성에 따라 다르다는 것을 전제하고 그것이 빈곤지위에 어떤 영향을 미치는지 파악하는 것이다. 특히 남성생계부양자 가구에 견주어 다른 가구 유형에 속한 개인의 결합빈곤지위는 젠더 수행 이론의 관점에서 주목할 만하다 (West and Zimmerman, 1987). 가구 수준 변수가 동시빈곤 지위에 영향을 미치기 때문에 생계부양자의 성별과 맞벌이 여부에 따라 동시빈곤에 처할 위험이 다른지 파악할 필요가 있다. 또한 성별에 따라 노동시장 지위에 따른 동시빈곤 위험의 차별적 효과를 갖는지를 살펴본다. 본 논문에서 다루고자 하는 연구문제는 다음과 같다

- 연구문제 1. 여성의 상대 임금 협상력이 높은 가구에서는 동시 빈곤 위험이 낮은가? 그리고 그 효과는 성별에 따라 다른가?
- 연구문제 2. 맞벌이 여부는 결합빈곤 지위에 유의미한 효과를 미치는가? 만약 그러하다면 그 효과는 성별에 따라 다른가?
- 연구문제 3. 시장노동과 가사노동, 돌봄과 양육 분담에 관한 전반적 인식, 즉 성역할 인식에 따라 동시 빈곤 위험은 다른가? 그리고 그 효과가 성별에 따라 다른가?
- 연구문제 4. 개인의 노동시장 지위에 따라 결합빈곤 위험은 다른가? 그리고 그 효과는 성별에 따라 다른가?

## 3. 분석 모형 및 자료

### 1) 분석 모형

패널 자료 분석에서는 개인 수준의 관측되지 않은 이질성을 통제하거나 모형에 직접 포함하는 방법에 따라 다양한 모형이 활용될 수 있다. 크게 고정효과 모형(Fixed Effects Models)과 확률효과 모형(Random-Effects Models)으로 구분할 수 있는데, 두 방법의 차이는 주어진 관측 기간 동안 개인의 관측되지 않은 이질성에 따른 관측치의 패널 의존성 문제를 어떻게 해소할 것인가에 있다 (Wooldridge, 2012).

고정효과 모형은 개인의 관측되지 않은 이질성을 통제할 수 있어 오랜 기간 동안 주도적 지위를 누려왔다 (Allison, 1999; 2009). 그러나 고정효과 모형은 이질성 편의를 제거하는 대신,

개인의 불변하는 특성의 효과를 추정할 수 없다는 한계를 갖는다. 표본 내에서 종속변수나 독립변수의 내부 분산만으로 모수를 추정하기 때문에 상대적으로 표준오차가 크다는 단점도 안고 있다. 또한 고정효과 모형은 연속 변수나 이항 변수 자료에는 많이 활용되어 왔으나 상대적으로 다항범주 자료 분석을 활용하는 사례는 최근까지 많지 않았다(Bell and Jones, 2015; Pforr, 2014).

패널 다항로짓모형은 종속변수의 범주 선택에 관한 확률효용 이론을 확장한 것으로 하나의 범주에 속할 효용이 다른 범주에 속할 효용보다 크다는 이론에 기반하고 있다. 선택에 따른 효용을 잠재변수로 간주하고 개인 이질성 항을 추가하면 모형은 아래와 같이 정의된다 (민인식·최필선, 2012).

$$\text{식 (1)} \quad U_{itj} = x_{it}\beta_j + \mu_{ij} + e_{itj}$$

위의 식 (1)에서  $u_{ij}$ 는 개인  $i$ 가  $j$  종속변수의 범주에 해당하는 경우 이질성 변인이며,  $e_{itj}$ 는 개인  $i$ 가  $t$  연도에,  $j$  범주에 해당하는 경우 잔차항이다.  $e_{itj}$ 는 서로 독립적이며 제1종 극단 분포를 따르는 것으로 가정한다 (Alison, 2002).

확률효과 모형에서는  $\mu_{ij}$ 는 다변량 정규분포를 따르는 것으로 가정하면, 개인  $i$ 의 우도함수에 대한 기여는 아래의 식 (2)와 같다.

$$\text{식 (2)} \quad L_i = \int \prod_{t=1}^T \frac{\exp(x_{it}\beta_{jt} + u_j)}{\sum_{k=1}^m \exp(x_{it}\beta_k + u_{ik})} f(u_i) du_i$$

여기서  $f(u_i)$ 는 다변량 정규밀도 함수이며,  $j_t$ 는  $t$  연도에 종속변수의 범주를 의미한다. 모수의 식별을 위하여 준거 범주의 모수와 이질성 변인의 값은 0으로 정의한다.

패널 고정효과 모형을 추정하는 방법으로는 Chamberlain (1980)이 제안한 대로 조건부 우도함수를 이용하며, 다양한 연구자들에 의해 활용되어 왔다 (Lee, 2002; Pforr, 2014).

식 (3)에서 개인 관측치의 수가  $N$ 인 표본이 있고 관측 기간을  $t = 1, \dots, T_i$ , 종속변수는  $j = 1, \dots, J$  범주의 가졌다고 하자. 개인  $i$ 가 기간  $t$  동안 관측된 변수를  $x_{it}$ 라고 하고  $M$  개의 설명변수가 있다고 하면, 종속 변수의 각 범주는 잠재변수  $y_{itj}^*$  즉 개인  $i$ 가 연도  $t$ 에 종속변수 범주  $j$ 를 가진다고 할 때 확률은 다음과 같다(Pforr, 2014).

$$(3) \forall j \quad (1, \dots, J): y_{itj}^* = \alpha_{ij} + x_{it}\beta_j + \epsilon_{itj}$$

$$(4) \forall j \quad (1, \dots, J): \Pr(y_{it} = o_j | \alpha_i, \beta, x_{it}) = \Pr\left(\max_k (1, \dots, J) y_{ijk}^* = y_{itj}^* | \alpha_i, \beta + x_{it}\right)$$

$$(5) \Pr(y_{it} = o_j | \alpha_i, \beta, x_{it}) = \begin{cases} \frac{\exp(\alpha_{ij} + x_{it}\beta_j)}{1 + \sum_{k \neq B} \exp(\alpha_{ik} + x_{it}\beta_k)} & j \neq B \\ \frac{1}{1 + \sum_{k \neq B} \exp(\alpha_{ik} + x_{it}\beta_k)} & j = B \end{cases}$$

위의 식에서  $\beta_j$ 는 종속변수가  $j$  범주일 때 회귀계수의 벡터이며,  $\alpha_{ij}$ 는 확률 변수,  $\epsilon_{itj}$ 는 개인 수준 잔차항이며 모든 관측치  $j$  범주에 대하여 독립항등분포(independent and identically distributed)를 따른다고 가정하면, 종속변수  $j$  범주의 확률은 식(3)과 같이 정의된다. 이때 종속변수의 각 범주  $B \in (1, \dots, J)$ 로 구성되어 있으며 임의로 하나의 범주를 준거범주로 결정하면, 각각의 종속변수의 범주가 준거범주 일 때 조건부 확률은 식 (5)의 위항과 같으며, 종속변수가 준거범주인 경우 조건부 확률은 식 (5)의 아래 항으로 정의된다. 통합다항로짓 모형은 위 식 (3) - (5)에서 개인 이질성을 가정하지 않는 방식, 즉  $\alpha_{ij} = \alpha_j$  인 경우에 해당한다.

본 논문에서는 기본 모형에서는 통합다항로짓 모형과 고정효과 모형, 확률효과 모형의 결과를 우선 비교하였다. 다음으로 가구 및 개인 수준 변수의 효과를 파악하기 위하여 확률효과 모형을 확대 적용하였다. 개인 수준에서 관측되지 않은 이질성을 포함한 확률효과 다항로짓 모형 추정에는 Haan and Uhlenborff (2006)의 제안에 따라 Gauss-Hermite adaptative quadrature approximation 방법을 활용하였다. 확률효과 다항로짓 모형 추정을 분석의 기본틀로 하되 기본모형에 대해서는 고정효과 모형의 추정치를 함께 제시하였다. 고정효과 다항로짓모형은 Chamberlain (1980)의 방법을 응용한 Stata의 femlogit 모듈을 활용하였다(Pfarr, 2014). 통합다항로짓 모형은 개인 이질성이 존재하지 않는다는 가정, 즉, 개인의 각 연도에 결합빈곤 지위에 처할 위험이 독립적이라고 가정하는 방법이다. 확률효과 모형은 개인의 결합빈곤 지위가 독립적이라는 가정을 완화한다. 즉, 개인  $i$ 가 패널 관측기간 동안 관측되지 않은 이질성  $a_{ij}$ 이 있으며, 이것은 확률변수로서 각 빈곤지위 내에서 상관관계는 낮지만 개인 간의 잔차는 독립적인 것으로 가정한다. 통합다항로짓 모형의 추정 계수를 고정효과 및 확률효과 다항로짓 모형의 추정계수와 비교하면 개인의 관측되지 않은 이질성의 영향을 간접적으로 추론할 수 있다.

## 2) 자료와 변수

본 연구에서는 복지패널 4-13차년도 자료를 활용하였다. 시간-소득 빈곤 지위를 확정하는데 있어 핵심 변수인 임금 및 근로소득과 이전소득 등 소득 관련 변수와 노동시간 변수를 안정적으로 확보할 수 있는 자료가 필요하기 때문에 4차년도 이후 패널자료를 활용하였다. 분석 대상은 15-64세, 민간 노동력 인구로 분석에 포함된 주요 변수에 결측치를 제외한 경우 20,961개의 표본이 최종적으로 활용되었다(부표 1 참고). 기본 모형에서 분석대상은 임금근로와 비임금근로, 자활근로를 포함한 취업자를 대상으로 하고 있다. 전체 취업자의 노동시간과 소득에 따른 지위를 구분하고 그 결정 요인을 파악하는 것이 본 연구의 주요 목적이기 때문에 종사상의 지위나 고용형태, 직업 및 산업 변수는 따로 통제하지 않았다. 다만 실제 분석에서 노동시장 지위에 따른 결합빈곤의 결정요인을 규명할 때에는 관련 변수를 활용하였으며 이때 분석 표본은 임금노동자로 제한된다.

핵심 종속 변수는 시간빈곤과 소득 빈곤을 동시에 고려한 빈곤 지위 변수이다. 시간빈곤은 주당 노동시간이 각 년도의 중위노동시간의 1.5배를 초과하는 경우로 정의하였다. 복지패널 자료에서 노동시간은 주당노동시간 변수를 활용하였다. 소득 빈곤은 각 연도별로 가구의 가처분 소득이 균등화 중위 소득의 60% 미만인 경우를 소득 빈곤 가구로 규정하였다. 결합빈곤 지위는 시간빈곤과 소득빈곤의 조합으로 시간비빈곤-소득비빈곤(준거 범주), 시간빈곤-소득비빈곤, 시간비빈곤-소득빈곤, 시간-소득 동시빈곤 집단으로 구분하였다.

개인수준에서 통제변수로는 연령과 연령 제곱항<sup>1)</sup>, 교육수준 더미(고졸미만, 고졸, 전문대 이상), 혼인상태(기혼, 사별 및 기타)를 포함하였다. 가구수준 변수로는 취학이전 자녀 숫자, 여성의 상대협상력 변수, 맞벌이 여부 변수를 포함하였다. 여성의 상대협상력 변수는 남녀 부부의 합산 근로 소득 대비 여성의 근로 소득 비율로 규정하였다. 가구 유형은 맞벌이 여부에 따라 외벌이-맞벌이로 구분하였으며 외벌이를 준거 범주로 하였다. 시간제 일자리는 시간제-전일제를 구분하는 변수를 활용하여 구성하였다.

개인의 노동시장 지위 변수는 저임금 일자리 여부, 노조가입 여부, 대기업 종사 여부, 노동시장 내부자 지위, 전문관리직 종사 여부를 포함한다. 저임금 일자리는 각 연도별 중위임금의 60% 이하인 경우로 규정하였다. 직종대분류에서 관리자, 전문직, 기계 및 관련 전문가로 분류된 경우 전문관리직으로 정의하였다. 연도 더미 변수는 통제변수로 포함하였다. 성별 변수는 시간 불변 변수로 전체 모형 추정에는 제외하였으며 남성과 여성 표본에 대하여 별개의 분석결과를 제시하는 것으로 대신하였다.

1) 연령과 연령 제곱항은 각 연도별 평균에 대하여 중심화 한 후, 회귀분석 모형에 투입하였다.

성역할 인식은 다음 다섯 가지 항목에 대한 응답을 기준으로 척도를 구성하였다. 1) 여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다. 2) 미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다. 3) 전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다. 4) 남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다. 5) 남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다(역코딩). 각 항목은 강한 부정에서 강한 긍정을 포함하는 5점 척도로 구성되어 있는데, 각 항목의 응답이 긍정적일수록 전통적 성역할 인식을 가진 반면, 각 항목에 대한 응답이 부정적일수록 현대적 젠더 평등적 성역할 인식을 가진 것으로 간주하였다.

가구의 근로소득에서 여성의 근로소득의 비율을 여성의 상대협상력 변수로 활용하였다. 이 접근은 에스핑 앤더슨의 젠더 협상력 개념을 차용한 것으로, 상대임금 수준이 높은 여성은 성별 가사노동 분업에서 보다 큰 협상력을 갖게 되어 가사노동을 상대적으로 균등하게 분담하는 것으로 알려져 있다(Esping-Andersen, 2009; Pollak, 2005). 복지패널 데이터에는 가사노동 시간에 관한 변수가 없기 때문에 상대협상력 변수의 효과를 직접적으로 파악하기는 어렵다. 다만 여성의 협상력 수준은 노동시장에서의 소득 확보의 상대적 가능성을 대리하는 변수이기 때문에 시간-소득 빈곤에 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 즉, 여성의 상대협상력이 높은 가구에서는 상대적으로 노동시간과 돌봄 노동시간의 균등한 배분이 이루어져 가구원 모두 시간빈곤이나 동시빈곤에 처할 위험이 상대적으로 낮을 것으로 기대할 수 있다. 그러나 가구 내 여성의 상대협상력이 성별에 따라 결합빈곤 지위에 차별화된 영향을 줄 가능성도 배제할 수는 없다.

실제 경험 분석에서는 기혼자 표본을 대상으로 부부 전체의 합산 근로 소득 대비 여성의 근로 소득비율로 상대 협상력을 측정하였다. 가구 유형은 외별이와 맞벌이로 구분하였다. 맞벌이 가구가 주로 여성의 노동시장 참여에 의해 결정된다는 점에서 맞벌이 가구의 결합빈곤 위험이 남성과 여성에게 상이한지를 파악하였다.

노동시장 내부자는 대기업 종사 (기업규모 >300인 이상), 노조가입 여부, 고용형태(정규직)의 세 지위를 조합하여 변수를 구성하였다. 대기업 종사자이면서 노조에 가입되어 있거나, 대기업 종사자이면서 정규직인 경우는 내부자로 규정하였다. 대기업 종사자이면서 노조에 가입되어 있지 않는 경우나 대기업 종사자이면서 비정규직인 경우는 내부자에 속하지 않는 것으로 규정하였으며, 그 밖의 집단은 내부자에 속하지 않는 것으로 코딩하였다. 노동시장 내부자는 임금과 근로조건, 승진 및 경력개발 기회에 있어서 비교 우위를 점하고 있으며 이러한 지위로 인하여 시간과 소득 빈곤 상태에 처할 가능성이 낮다고 할 수 있다.

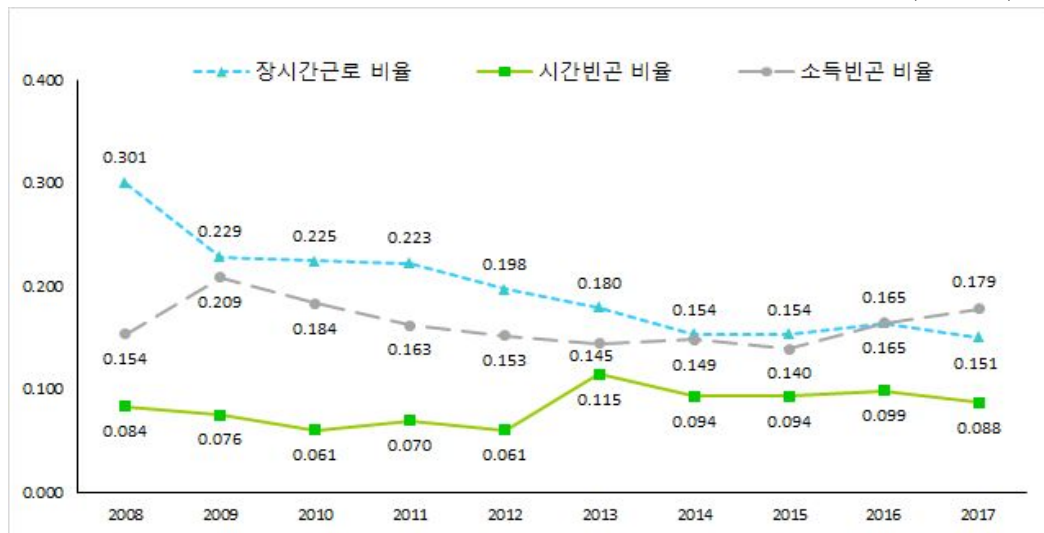
## 4. 주요 분석 결과

### 1) 시간-소득 빈곤의 추이

우선 본 논문의 핵심 변수인 장시간 노동과 시간빈곤, 소득빈곤 및 결합빈곤 지위 분포의 종단적 변화를 파악하였다. [그림 1]은 장시간 노동과 시간빈곤, 소득 빈곤 비율 추이를 제시한 것이다. 주당 근로시간이 52시간을 초과하는 경우를 장시간 노동으로 규정하였는데, 2008년 전체 표본의 약 30%가 장시간 노동을 하였으나 그 후 지속적으로 감소하여 2012년에 19.8%, 2015년 15.4% 까지 감소하였다. 2016년에 16.5%로 장시간 노동 비율이 약간 증가하였으나 2017년에는 15.1%로 다시 감소하였다. 전반적으로 지난 10여 년간 장시간 노동 비율은 절반 가까이 감소한 것으로 나타났다. 가처분 소득을 기준으로 중위소득 60% 이하를 소득빈곤으로 정의할 때, 소득빈곤 비율은 2008년 15.4%에서 외환위기 직후 20.9%로 급증하였으나 이후 지속적으로 감소 추세를 보여주고 있으나 2016년 이후 다소 증가하여 2017년에는 17.9%에 달하고 있다. 주당 노동시간이 중위노동시간의 1.5배인 경우를 시간빈곤으로 규정하면 그 비율은 2008년 8.4%에서 2013년에는 11.5%로 증가하였으나 이후 감소 추세를 보여 2017년에는 8.8%에 머물고 있다.

[그림 1] 장시간 근로와 시간/소득 빈곤 비율 추이

(단위: 비율)

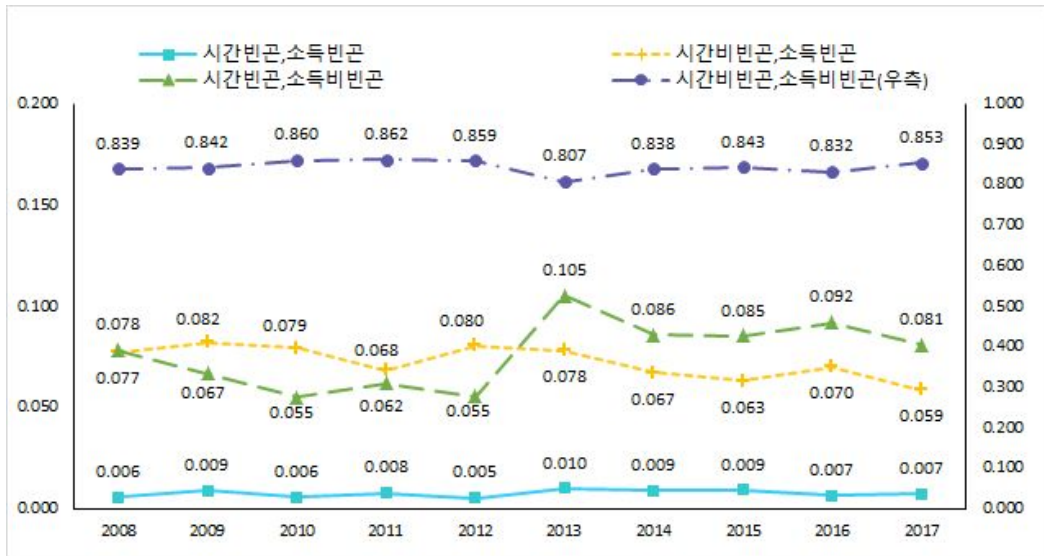


주: 복지패널 자료 4-13차 자료

[그림 2]는 시간빈곤과 소득 빈곤을 동시에 고려한 결합빈곤 지위 분포를 제시한 것이다. 전체적으로 시간비빈곤-소득비빈곤 상태의 균형집단의 비율이 약 85%를 차지하고 있다. 시간빈곤-소득비빈곤 집단은 2013년 이후 약간 증가한 반면, 시간비빈곤-소득빈곤 집단은 전체적으로 감소 추세에 있다.

[그림 2] 장시간 근로와 시간/소득 결합빈곤 지위 비율 추이

(단위: 비율)



주: 복지패널 자료 4-13차 자료

## 2) 회귀분석 결과

우선 개인 수준과 가구 수준의 통제변수와 주요 변수를 포함하여 통합 다항로짓모형, 고정 효과 및 확률효과 다항로짓 모형을 추정하여 계수 값을 비교하였다. 다항로짓모형은 개인 관측치의 패널 의존성을 고려한 이질성 항목을 추가하지 않고 개인 간 관측치의 표준오차의 상호의존성만을 고려하였다. 고정효과 모형은 Chamberlain의 방법을 응용한 Pforr(2014)의 제안을 따라 추정하였으며, 확률효과 다항로짓모형은 Stata의 gsem 모듈을 활용하였다.



[표 1] 기본 모형 비교: 통합(pooled), 고정효과(FE), 확률효과(RE) 다항로짓 모형 (기혼자표본)

변수	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
<b>종속 변수</b>	시간-소득 동시빈곤			시간비빈곤- 소득빈곤			시간빈곤- 소득비빈곤		
<b>개인 수준</b>									
연령	0.013	0.026	0.029	0.010	-0.073***	0.024***	0.009	0.087***	0.028***
연령 제곱항	0.000	0.002	0.000	-0.001	0.001	-0.001*	0.000	-0.002*	0.000
교육수준 (준거 전문대 이상)									
고졸 미만	1.825***		2.222***	1.558***		2.161***	1.067***		1.466***
고졸	1.047**		1.246***	0.736***		1.042***	0.894***		1.113***
남성	0.762**			0.031			1.043***		
<b>핵심 변수</b>									
취학이전 자녀 숫자	0.02	0.512	0.11	-0.126	0.096	-0.062	0.056	0.16	0.141*
여성의 상대 협상력 (여성/가구소득 비율)	0.014***	0.009	0.012***	0.013***	0.012***	0.017***	0.006***	0.004	0.002
성역할 인식	0.381*	0.225	0.372	0.137*	-0.063	0.114	-0.042	-0.029	-0.081
맞벌이	-1.923***	-1.687***	-2.215***	-1.937***	-1.847***	-2.142***	0.006	0.39	-0.370*
시간제	-1.686*	-0.976	-1.829*	1.068***	0.735***	1.088***	-1.530***	-1.211***	-1.915***
<b>표본 수</b>	20,961	7,033	20,961	20,961	7,033	20,961	20,961	7,033	20,961
log-likelihood	1.90E+04	5313.771	1.80E+04	1.90E+04	5313.771	1.80E+04	1.90E+04	5313.771	1.80E+04
AIC	2.00E+04	5457.797	1.80E+04	2.00E+04	5457.797	1.80E+04	2.00E+04	5457.797	1.80E+04
BIC	-9.60E+03	-2.60E+03	-8.90E+03	-9.60E+03	-2.60E+03	-8.90E+03	-9.60E+03	-2.60E+03	-8.90E+03

주: 연도 더미 변수는 Pooled 모형 추정에 포함되었으나 표에서는 생략함. 성별 더미는 통합모형에는 포함함.

복지패널 자료 4-13차 자료

[표 1]은 시간-소득 빈곤 결정 기본모형을 다양한 분석 방법으로 추정한 결과이다.<sup>2)</sup> 패널 분석 기간에 개인 수준에서 불변하는 변수인 교육수준의 경우 통합 모형과 확률모형에서는 학력 수준이 높을수록 다양한 형태의 빈곤 지위에 처할 위험이 낮은 것으로 나타났다.<sup>3)</sup> 취학이전 자녀 숫자는 빈곤 지위에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 확인되었다.

여성의 상대협상력과 성역할 인식이 결합빈곤 지위에 미치는 영향은 다소 의외의 결과를 나타내고 있다. 여성의 상대협상력이 높은 가구에 속한 개인은 동시빈곤 위험은 통합모형과 확률모형에서 더 높은 것으로 나타났으며, 시간비빈곤-소득빈곤에 처할 상대 위험이 균형 상태에 비해 높은 것으로 나타났다. 시간빈곤-소득비빈곤의 경우 통합모형에서만 정의 효과가 발견되었다.

성역할 인식 변수의 경우 통합모형에서만 약한 정의 효과가 나타났는데, 이것은 전통적 성역할 인식을 갖고 있는 개인은 상대적으로 동시빈곤에 처할 위험이 높다는 것을 의미한다. 물론 그 효과가 여러 모형에 걸쳐 일관되게 발견되지 않았다는 점에 주의해야 한다.

맞벌이 가구에 속할수록 동시빈곤이나 시간비빈곤-소득빈곤에 있을 상대적 위험은 낮아지는 것으로 나타났다. 맞벌이 효과가 주로 가구 소득 확대에 기여하여 소득 빈곤위험을 낮춘다는 것을 뜻한다. 반면, 시간빈곤-소득비빈곤 지위에 처할 상대 위험은 균형집단과 비교하여 차이가 나지 않았다. 시간제로 일하고 있는 경우 동시빈곤 위험은 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 시간비빈곤-소득빈곤에 처할 상대 위험은 높은 반면, 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 위험은 낮은 것으로 나타났다. 이것은 시간제로 일하는 개인이 주로 소득빈곤에 처할 위험이 높으면서 노동시간이 과다하지 않기 때문에 동시빈곤 위험은 낮은 것을 의미한다.

아래에서는 확률효과 모형을 적용하여 개인의 노동시장 지위 변수를 추가하여 주요 변수의 효과가 변화하는지 살펴본다. 분석 결과는 [표 2]에 제시되어 있다.

[표 2]는 확률효과 다항로지트 모형의 추정결과를 제시한 것이다. 우선 전체표본에 대한 시간-소득 동시빈곤 결정 요인을 살펴보면, 연령 효과는 동시빈곤에는 별다른 영향을 미치지 않았다. 그러나 연령이 증가할수록 시간-비빈곤/소득 빈곤 혹은 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 위험은 높아지는 것으로 확인되었다.

2) 본 논문의 다항로지트 모형 추정에서 준거집단은 유급 노동시간이 과다하지 않으면서 가구 가치분 소득은 빈곤 선을 넘는 개인이다. 즉, 시간-비빈곤/소득-비빈곤 상태에 있는 집단이다. 아래에서는 편의상 이들 집단을 균형(비빈곤) 집단으로 통칭하기로 한다.

3) 통상적으로 고정효과 모형에서 교육수준이 시간불변인 경우 모형에 포함하지 않는다. 본 연구의 분석 표본에서는 일부 개인이 관측 기간 내에 교육수준이 변하는 것으로 확인되었으나, 패널내 변이(within variation in panel)가 작기 때문에 모형에 포함하여도 모두 유의하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 본 논문의 고정효과 모형 추정에서 제외하였다.

[표 2] 확장모형-확률효과 다항로짓 모형 (기혼자 전체 표본)

변수	모형1-저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1-저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1-저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
<b>종속 변수</b>	시간-소득 동시빈곤				시간빈곤- 소득빈곤				시간빈곤- 소득빈곤			
<b>개인 수준</b>												
연령	0.029	0.03	0.03	0.029	0.021**	0.025***	0.023***	0.024***	0.028***	0.028***	0.028***	0.028***
연령 제곱항	-0.001	0.00	0.00	0.00	-0.002***	-0.001**	-0.001*	-0.001*	0.000	0.000	0.000	0.000
교육수준 (준거 전문대 이상)												
고졸 미만	1.957***	2.170***	2.131***	1.831***	1.769***	2.101***	2.079***	2.039***	1.466***	1.418***	1.414***	1.247***
고졸	1.151***	1.208***	1.158***	0.918**	0.911***	1.006***	0.989***	0.945***	1.082***	1.080***	1.082***	0.932***
<b>핵심 변수</b>												
취학이전 자녀 숫자	0.109	0.112	0.124	0.109	-0.054	-0.064	-0.046	-0.062	0.127*	0.144*	0.148*	0.141*
여성의 상대 협상력 (여성/가구소득 비율)	0.012***	0.012***	0.011**	0.012***	0.016***	0.016***	0.017***	0.017***	0.002	0.002	0.002	0.002
성역할 인식	0.325	0.371	0.371	0.366	0.041	0.108	0.118	0.113	-0.05	-0.083	-0.085	-0.085
맞벌이	-2.396***	-2.225***	-2.225***	-2.197***	-2.433***	-2.172***	-2.133***	-2.135***	-0.27	-0.354*	-0.375*	-0.357*
시간제	-2.372**	-1.864**	-1.867**	-1.819*	0.229*	1.020***	1.035***	1.093***	-1.318***	-1.924***	-1.922***	-1.900***
<b>노동시장지위 변수</b>												
저임금 일자리	1.302***				2.081***				-1.104***			
노조 가입		-0.775				-1.868***				-0.490***		
노동시장 내부자			-19.481				-3.175***				-0.669***	
전문관리직				-1.375*				-0.302*				-0.604***
<b>확률 효과 Var(pid2)</b>												
표본 수	20961	20945	20863	20961	20961	20945	20863	20961	20961	20945	20863	20961
AIC	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04
BIC	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.70E+04	1.80E+04	1.80E+04	1.80E+04
log likelihood	-8470.0548	-8860.8488	-8819.6052	-8890.4056	-8470.0548	-8860.8488	-8819.6052	-8890.4056	-8470.0548	-8860.8488	-8819.6052	-8890.4056

주: 복지패널 4-13차 자료

교육수준이 높을수록 균형 상태(비빈곤 집단)에 비하여 동시빈곤에 처할 위험은 높았으며, 시간비빈곤-소득빈곤이나 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 확률도 상대적으로 높았다. 가구수준 변수에서 취학 이전 자녀수는 별다른 영향을 주지 않고 있었다. 다만 시간빈곤-소득비빈곤 집단에 처할 위험을 상대적으로 높이는 것으로 확인되었다.

가구 수준 변수 중에서 여성의 상대 근로소득 비중이 높은 경우, 동시위험에 처할 가능성이 높았으며 또한 시간비빈곤-소득빈곤 상태에 있을 가능성이 균형 상태에 비하여 상대적으로 높았으며 시간빈곤-소득비빈곤 상태에 있을 위험에는 큰 차이가 없었다. 이러한 경향은 여러 모형에 걸쳐 일관되게 확인되었는데, 여성의 상대 근로소득이 높은 가구에서 여성 노동이 주로 가구소득을 보충하기 위하여 이루어졌을 가능성을 시사한다. 특히 시간제 노동 여부를 통제하였기 때문에 가구 단위에서 여성의 상대협상력 효과는 시간제-전일제와 관계없이 일관되게 나타난 것을 확인할 수 있다.

맞벌이 가구에 속한 경우 균형상태에 비하여 동시빈곤이나 시간비빈곤-소득빈곤에 처할 위험은 낮았다. 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 위험도 저임금 일자리 변수를 추가한 모형 1을 제외하고는 일관되게 낮은 것으로 나타났다. 맞벌이 가구의 가구원이 전체적으로 균형 상태에 있다는 것을 알 수 있다.

그렇다면 노동시장 지위는 결합빈곤 지위에 어떤 영향을 미치는가?

개인 노동시장 변수의 경우에 저임금 일자리는 동시빈곤 위험을 높이는 반면, 노조 가입 여부나 노동시장 내부자 지위는 동시빈곤에 유의미한 영향을 주지 못하였다. 전문관리직 종사자의 경우 동시빈곤 위험이 낮은 것으로 확인되었다.

다음으로 시간비빈곤-소득빈곤의 경우 저임금 일자리는 소득만 빈곤에 처할 상대 위험이 균형 상태에 비해 높은 것으로 나타났으며, 노조 가입이나 노동시장 내부자, 전문관리직의 경우에도 소득만 빈곤에 처할 위험은 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

시간빈곤-소득비빈곤의 경우, 저임금 일자리는 시간만 빈곤에 처할 위험은 상대적으로 균형 상태에 비해 낮았으며, 노조가입과 노동시장 내부자의 경우는 시간만 빈곤에 처할 위험은 낮은 것으로 확인되었다. 전문관리직의 경우에도 시간만 빈곤 위험에 처할 가능성은 낮았다.

[표 2]의 전체 기혼자 표본에 대한 분석 결과 노동시장 지위 변수 중에서 저임금 일자리는 동시빈곤이나 소득만 빈곤에 처할 위험은 높이지만, 시간만 빈곤에 처할 위험은 낮추는 것으로 확인되었다. 노조가입여부나 노동시장 내부자 지위는 시간만 빈곤하거나 소득만 빈곤에 처할 위험을 낮추는 효과가 있었으며, 전문 관리직 지위에 있는 경우 균형상태에 있을 상대 확률이 높아지는 것으로 확인되었다.

[표 3] 확장모형-확률효과 다항로지트 모형-성별 분석

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤-소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
<b>(시간-소득 동시빈곤)</b>	<b>개인 수준</b>	<b>남성 표본</b>				<b>여성 표본</b>			
	연령	0.020	0.034	0.036	0.034	-0.002	-0.001	0.000	-0.001
	연령 제곱항	-0.003	-0.001	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.001	0.001
	교육수준 (준거 전문대 이상)								
	고졸 미만	1.553**	1.592**	1.535**	1.360**	2.913***	3.068***	3.072***	2.592***
	고졸	1.345***	1.281***	1.209***	1.084**	1.415*	1.452*	1.469*	1.043
	<b>핵심 변수</b>								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	0.125	0.197	0.211	0.198	-0.071	-0.046	-0.033	-0.049
	여성의 상대 협상력 (여성/가구소득 비율)	-0.024**	-0.004	-0.008	-0.003	0.029***	0.026***	0.026***	0.026***
	성역할 인식	0.400	0.484	0.466	0.483	0.121	0.176	0.206	0.193
	파트타임	-19.2	-18.127	-22.232	-17.854	-1.822*	-1.522*	-1.523*	-1.491*
	맞벌이	-1.709***	-1.341**	-1.309**	-1.348**	-2.330***	-2.293***	-2.248***	-2.244***
	<b>노동시장 지위 변수</b>								
	저임금 일자리	3.879***				1.116***			
	노조 가입		-0.764				-20.715		
	시간제			-20.321				-17.261	
	전문관리직				-1.001				-1.87

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간빈곤-소득빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
<b>(시간빈곤-소득빈곤)</b>	<b>개인 수준</b>								
	연령	0.011	0.030**	0.026*	0.027*	0.007	0.011	0.012	0.011
	연령 제곱항	-0.005***	-0.003**	-0.002**	-0.002**	-0.001*	-0.001	-0.001	-0.001
	교육수준 (준거 전문대 이상)								
	고졸 미만	2.070***	2.157***	2.094***	2.120***	1.834***	2.187***	2.173***	2.047***
	고졸	1.366***	1.256***	1.203***	1.227***	0.734***	0.872***	0.881***	0.754***
	<b>핵심 변수</b>								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	-0.119	-0.035	-0.028	-0.022	-0.028	0	0.023	-0.006
	여성의 상대 협상력 (여성/가구소득 비율)	-0.024***	0.002	0.003	0.004	0.025***	0.019***	0.020***	0.019***
	성역할 인식	-0.142	-0.05	-0.04	-0.046	0.091	0.181	0.196	0.189
	파트타임	0.716*	1.603***	1.656***	1.702***	0.384**	0.992***	0.987***	1.033***
	맞벌이	-1.597***	-1.235***	-1.171***	-1.203***	-2.564***	-2.433***	-2.399***	-2.403***
	<b>노동시장 지위 변수</b>								
	저임금 일자리	4.241***				2.042***			
	노조 가입		-2.085***				-1.749***		
	시간제			-3.612***				-2.983**	
	전문관리직				-0.062				-0.547**

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간빈곤-소득빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
<b>(시간빈곤-소득빈곤)</b>	<b>개인 수준</b>								
	연령	0.006	0.008	0.007	0.008	0.042***	0.044***	0.044***	0.043***
	연령 제곱항	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.002*	-0.002**	-0.003**	-0.002**
	교육수준 (준거 전문대 이상)								
	고졸 미만	0.784***	0.926***	0.898***	0.863***	2.658***	2.513***	2.512***	2.205***
	고졸	1.128***	1.164***	1.156***	1.107***	1.439***	1.412***	1.408***	1.132***
	<b>핵심 변수</b>								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	0.076	0.081	0.083	0.081	0.11	0.196	0.205	0.198
	여성의 상대 협상력 (여성/가구소득 비율)	-0.002	-0.001	-0.001	0.000	0.009***	0.013***	0.013***	0.013***
	성역할 인식	-0.036	-0.059	-0.066	-0.059	-0.122	-0.213	-0.200	-0.21
	파트타임	-1.502**	-1.492**	-1.486**	-1.457**	-1.019***	-1.569***	-1.570***	-1.541***
	맞벌이	0.073	0.018	0.012	0.003	0.101	0.097	0.06	0.075
	<b>노동시장 지위 변수</b>								
	저임금 일자리	0.398				-1.251***			
	노조 가입		-0.583***				-1.028*		
	노동시장 내부자			-0.751***				-1.384*	
	전문관리직				-0.273				-1.028***

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤-소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3-노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
확률 효과 Var(pid2)		3.291***	3.388***	3.226***	3.449***	3.870***	3.820***	3.827***	3.844***
표본 수		9364	9355	9337	9364	11597	11590	11526	11597
AIC		8335.955	8743.436	8708.655	8801.399	8268.742	8758.739	8713.774	8774.229
BIC		8578.872	8986.321	8951.474	9044.317	8518.931	9008.908	8963.754	9024.418
log_likelihood		-4133.9775	-4337.7179	-4320.3276	-4366.6996	-4100.3712	-4345.3697	-4322.8869	-4353.1145

주: 복지패널 4-13차 자료



[표 3]은 남성 표본과 여성 표본을 분리하여 [표 2]의 확장모형을 추정한 것이다. 연령 효과는 성별과 관계없이 균형 상태에 비하여 다른 결합빈곤 지위에 처할 상대 위험에 별다른 영향을 주고 있지 않았다. 학력 집단별로 비교한 결과, 교육수준이 낮은 집단이 동시빈곤 위험에 처할 확률이 높았으며, 특히 고졸 미만의 저학력 집단에서 그 효과가 더 두드러졌다.

가구 수준 변수에서 취학이전 자녀 수는 큰 영향을 미치지 않았으나 남성표본의 경우, 저임금 일자리 여부를 고려한 모형 1에서 동시빈곤 위험을 낮추는 효과가 발견되었으며, 여성의 경우에는 모든 모형에 걸쳐서 동시빈곤 위험을 높이는 것으로 나타났다. 성역할 인식은 남녀 표본 모두에서 뚜렷한 영향을 미치지 않았다. 시간제 일자리는 여성의 경우 모든 모형에서 동시 위험을 높이는 것으로 나타났다. 전체 표본에서 시간제 일자리의 효과는 주로 여성 표본에 의해 견인된 결과임을 확인할 수 있다.

맞벌이 여부는 남성과 여성 표본 모두 일관되게 균형 상태에 비하여 다른 결합빈곤 지위에 처할 상대 위험을 낮추는 것으로 나타났다. 요컨대, 맞벌이 가구의 남성과 여성은 상대적으로 균형 상태에 있을 가능성이 높다는 것을 뜻한다. 노동시장 지위 변수 가운데서 저임금 일자리는 남녀 표본 모두 동시빈곤 위험을 높이는 것으로 나타났다. 다른 변수의 경우에는 동시빈곤 위험에는 유의미한 영향을 주지 않았다.

시간비빈곤-소득빈곤 범주의 경우, 남성 표본에서는 연령 효과가 약하지만 유의미한 것으로 드러났다. 즉, 연령이 높을수록 소득빈곤에 처할 위험은 높았으나 그 기울기는 감소하는 것으로 나타났다. 학력 집단별 비교의 경우, 고졸미만 및 고졸 집단은 남녀 모두 모든 모형에 걸쳐 소득만 빈곤한 집단에 처할 상대 위험이 균형 상태에 비하여 높은 것으로 나타났다.

가구 수준 변수의 경우, 취학 이전 자녀 수는 소득만 빈곤에 처할 위험에는 별다른 영향을 주지 않았다. 여성 상대 협상력의 경우 남성 표본에서는 저임금 일자리 효과를 고려한 모형에서 소득만 빈곤 위험을 낮추는 것으로 확인되었다. 반면 여성 표본의 경우, 모든 모형에서 상대협상력이 높을수록 시간비빈곤-소득빈곤 위험에 처할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 전체 표본에서 여성의 상대협상력이 시간비빈곤-소득빈곤 위험을 높이는 효과가 주로 여성에 대한 영향으로 나타났음을 의미한다. 즉, 여성의 경우 가구 근로소득에서 자신의 근로소득이 높게 나타나는 것이 주로 소득 보전을 위한 노동시장 참여에 기인한 결과였을 가능성을 시사한다.

시간제 일자리에 종사한 경우 시간비빈곤-소득빈곤 위험이 높아지는 효과는 남성과 여성 표본 모두에서 발견되었다. 다만 남성 표본의 경우 저임금 일자리 모형에서는 그 효과가 사라졌는데, 시간제 일자리가 주로 저임금 일자리였기 때문으로 추정할 수 있다.

저임금 일자리는 남녀 표본 모두에서 시간비빈곤-소득빈곤에 처할 상대 위험을 높였으며, 노조가입자나 노동시장 내부자는 남성과 여성 모두 소득만 빈곤에 처할 위험이 낮은 것으로 나

타났다. 반면, 전문관리직 종사는 여성 표본에서 소득만 빈곤 위험에 처할 확률을 낮추는 것으로 확인되었다.

마지막으로 시간빈곤-소득비빈곤 집단의 경우, 저학력 집단의 경우 균형 상태에 비하여 시간빈곤-소득비빈곤 위험에 처할 확률이 상대적으로 높았다. 가구 수준의 변수 중에서 취학이전 자녀 숫자는 남녀 표본 모두 유의미한 영향이 발견되지 않았다.

여성의 상대협상력 변수의 경우 남성 표본에서는 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 위험에 별다른 영향을 주지 않았으나, 여성 표본의 경우 시간빈곤-소득비빈곤에 처할 상대 위험을 높이는 것으로 확인되었다. 이는 시간비빈곤-소득빈곤 범주에 대한 영향과 비슷한 결과로 전체 가구 근로소득에서 여성의 근로소득이 높은 가구에서도 특히 여성이 시간 및 소득 빈곤의 다양한 지위에 있어 균형 상태와 견주어 불리한 위치에 놓여 있을 가능성을 시사한다.

성역할 인식은 남성과 여성 모두에서 시간빈곤-소득비빈곤에는 별다른 영향을 주지 않았다. 시간제 일자리 종사자는 시간만 빈곤 상태에 있을 상대 위험이 일관되게 낮았으며, 맞벌이 여부는 시간빈곤-소득비빈곤에는 별다른 영향을 주지 않았다.

노동시장 지위 변수의 효과도 남녀 표본에서 차이가 발견되었다. 남성 표본에서는 저임금 일자리 여부는 별다른 효과가 없는 반면, 노조 가입자나 노동시장 내부자는 시간만 빈곤에 처할 상대적 위험이 낮은 것으로 나타났다. 전문관리직은 유의미한 영향을 갖지 못했다. 여성 표본에서는 저임금 일자리에 종사하는 경우 시간만 빈곤에 처할 위험은 낮았으며, 전문 관리직 종사자의 경우에도 시간만 빈곤에 처할 상대적 위험은 낮았다.

## 5. 결론

본 연구에서는 시간-소득의 교차에 주목하여 노동시장에서의 장시간 노동과 가구 수준에서의 가처분 소득 수준을 기준으로 결합빈곤 지위에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 시간과 소득 빈곤에 관한 기존 연구는 주로 시간 활용 일지 자료를 근거로 하여 빈곤 지위 영향 요인을 추정하면서 횡단자료를 활용하였기 때문에 시간 선호에 관한 개인의 관측되지 않은 이질성을 고려하여 실제 빈곤 지위의 결정요인을 파악하는데 한계가 있었다.

본 논문에서는 복지패널 10여 년 자료를 활용하여 개인의 인구학적 특성뿐만 아니라 가구 수준에서 시간 할당에 관한 의사결정에 영향을 미치는 요인, 즉 가구 내 미취학 자녀의 숫자나 맞벌이 여부, 성역할 인식 등이 미치는 영향을 파악하였다. 뿐만 아니라 개인의 노동시장 지위 가운데서 시간제 일자리, 저임금 일자리 여부와 노조 및 전문관리직 지위 등 노동시장 내부자

지위가 결합빈곤 지위에 미치는 영향을 파악하였다. 분석 방법 측면에서 기존의 고정효과 모형 대신 확률효과 모형을 추정하여 개인 수준의 시간 불변 변수의 영향을 함께 추정하였다.

분석 결과는 기존 연구의 결과와 다소 상이하다. 우선 시장노동과 가사노동, 돌봄 및 육아에 대한 노동 분업에 관한 전반적 인식은 시간 및 소득빈곤 결합 지위에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 부부의 근로소득에서 여성의 근로소득의 상대적 비중은 결합빈곤지위에 영향을 미쳤으며 그 효과는 성별로 상이한 것으로 확인되었다. 남성의 경우 일부 모형에서 상대 협상력이 높을수록 동시빈곤 위험이 다소 낮아진 반면, 여성에 대해서는 상대협상력은 전체 모형에서 동시빈곤 위험을 높이는 것으로 나타났다. 시간비빈곤-소득빈곤 지위에 대해서도 남성의 경우 일부 모형에서 상대협상력이 소득만 빈곤에 처할 위험을 낮추지만, 여성은 반대로 전체 모형에서 소득만 빈곤에 처할 위험을 높이는 것으로 확인되었다.

시간빈곤-소득비빈곤에 대해서도 상대협상력은 남성 표본에서는 별다른 효과가 없었으나, 여성 표본의 경우 상대협상력이 높은 경우 시간빈곤-소득비빈곤 위험은 커지는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 결합빈곤 지위를 결정하는 데 있어 여성의 상대임금 협상력이 배우자 남성의 여러 빈곤위험은 낮추지만, 여성 자신의 빈곤 위험은 높이는 방향으로 영향을 준다는 것으로 그 의미에 대한 추가적인 해석이 필요하다. 아마도 남성의 경우 상대 소득이 높은 여성 배우자가 존재하면 가계 소득확보에 도움을 주고 장시간 노동의 동기를 낮춰 동시 빈곤 확률이 낮아지는 반면, 여성 자신의 경우 본인의 소득이 높더라도 전체 가계소득은 상대적으로 낮은 수준에 머물면서 오히려 노동공급 증가에 따른 시간빈곤 위험이 커지는 것으로 이해할 수 있다.

개인의 노동시장 지위는 결합빈곤에 큰 영향을 주는 변수로 확인되었다. 저임금 일자리는 남녀 모두에게 동시빈곤의 위험을 높이는 것으로 확인되었는데 특히 남성의 경우 그 영향이 일관되게 나타났다. 남성과 여성 표본 모두 노조 가입여부나 노동시장 내부자 지위를 점유하고 있으면 결합빈곤 유형 중에서 시간만 빈곤이나 소득만 빈곤에 처할 위험은 낮아졌다. 전문관리직 종사의 경우 여성 표본에서 소득만 빈곤 혹은 시간만 빈곤에 처할 위험을 유의미하게 낮추는 것으로 확인되었다.

이러한 분석결과는 노동시장에서 괜찮은 일자리를 차지하면 장시간 노동의 위험에 처하지 않으면서도 가구의 욕구를 충족시킬 만한 충분한 소득을 확보할 수 있다는 것을 시사해 준다. 요컨대, 유급 노동시간의 과잉에 기반한 시간빈곤 연구에서 노동시장 지위의 불평등은 여전히 간과할 수 없는 문제라는 점을 시사하고 있다.

과도한 노동시간에 따른 시간 부족이나 가구 소득 빈곤은 개인의 의사결정 뿐만 아니라 가족 형성과 젠더 관계를 포함하는 집합적 선택의 결과이자 노동시장의 여러 제도적 배열에 의하여 규정되는 사회적 결과라 할 수 있다. 시간과 소득 빈곤의 교차에 대한 연구가 시간과 여가에

관한 개인의 효용을 분석하는 데에 그치지 않고 시간 활용의 구조와 불평등에 영향을 미치는 사회적 관계에 주목해야 할 필요가 커지고 있다. 이러한 측면에서 향후 노동시간과 돌봄 시간의 사회적 구성에 대한 보다 정교한 이론적 논의와 개인-가구의 다차원 수준과 시간 동학을 고려할 수 있는 방법론에 대한 논의가 필요하다.

부부 합산 근로소득 대비 여성의 근로소득 비율을 상대 협상력으로 간주할 때, 상대 협상력이 높은 가구의 동시빈곤 위험이 더 높다는 결과가 도출되었다. 남성과 여성의 유급 노동 참여 형태 관점에서 여성의 상대소득이 높은 가구에서는 주로 여성이 부족한 가구 소득을 보충하기 위한 목적으로 노동시장에 참여하였다면 이러한 결과가 나타났을 가능성도 있다. 기존 연구에서는 여성의 상대협상력이 높을수록 가사 노동의 균등한 분담이 이루어져 여성의 시간 빈곤 위험이 낮다는 결과를 제시해 왔다 (Esping-Andersen, 2009). 그러나 기존 연구에서 주로 시간 활용 자료를 분석하여 시간 빈곤을 정의한 것에 비하여 본 논문은 유급 노동시간을 기준으로 시간 빈곤을 정의하였기 때문에 다소 다른 결과가 발견되었다.

또한 성역할 인식이 유급노동 참여에 따른 시간 빈곤 결정에 큰 영향을 미치지 못하고 있다는 점은 일생활균형 관련 사회정책에 시사하는 점이 크다. 요컨대, 노동시장에서의 시간 빈곤의 문제는 성평등 인식보다는 노동시장의 구조와 불평등의 문제에 기인하기 때문에 노동자의 시간에 대한 통제와 재량을 확대하는 방향으로 대안적 노동시간체제를 구성하는 방안을 모색해야 한다.

본 연구의 결과는 특히 시간선호에 관한 개인의 이질성을 고려하여 상대협상력이나 성평등 인식의 영향을 추정한 것이기 때문에 기존 연구와는 다른 결과가 도출되었을 가능성도 있다. 전통적 성역할 인식은 개인의 시간 선호에 관한 이질성을 고려하지 않은 모형에서 동시 빈곤 위험을 높이는 것으로 확인되었으나 그 효과가 여러 모형에 걸쳐 지속되지 않았다.

여성의 상대 협상력이 결합빈곤 지위에 미치는 효과는 주로 여성 표본에 미치는 효과인 것으로 확인되었다. 남성 표본의 경우, 가구 수준에서 여성의 상대 근로 소득 수준이 결합빈곤지위에 큰 영향을 주지 않거나 일부 모형에서 동시 빈곤 위험을 유의미하게 낮추었으나, 여성 표본의 경우 일관되게 동시빈곤 위험을 상대적으로 높이는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우 노동시장에 참여하고 노동공급을 확대하여 가구 내에서 상대 임금 협상력을 높일 수 있으나 그것이 가구 소득 증대를 통하여 소득빈곤 위험을 낮추는 수준까지 이르지 못한 것으로 해석할 수 있다. 반면, 장시간 노동에 따른 결과로 여성 자신의 동시 빈곤 혹은 시간만 빈곤 위험을 증가시키는 결과로 이어졌을 가능성이 있다. 본 논문에서 성별을 분리하여 분석한 결과를 보면, 전체 표본에서 상대협상력이 동시빈곤 위험을 높이는 효과가 주로 여성 표본에 대한 효과인 것으로 드러났기 때문이다.

한국 노동시장에서 여성의 파트타임 노동이 주로 가구소득을 보충하면서 돌봄 및 양육의 부담을 가구 내에서 조정된 결과라는 점에서 파트타임 노동이 동시빈곤 결정에 있어 조절효과를 가질 가능성도 배제할 수 없다. 그러나 본 연구에서 파트타임 노동을 노동시장 지위 변수로 추가해도 상대협상력이나 성평등 인식이 결합빈곤이 각 지위에 미치는 영향에는 큰 변화가 없었다.

본 논문의 분석 결과는 사회정책 관점에서 어떤 시사점을 주고 있는가? 최근 우리사회에서 일생활 균형에 대한 다양한 요구가 증가하고 있다. 전통적인 일가족 양립정책과 다르게 일생활 균형 정책은 가구 단위에서의 노동의 욕구와 돌봄의 욕구를 해소하도록 지원하는 것 못지않게 가족 구성을 통한 돌봄 욕구의 해소와는 별개로 개인의 노동시장 참여와 소득의 균형을 확보하는 데 그 목적이 있다. 그러나 우리나라 노동시장에서 노동시간의 과잉과 소득 부족의 부정적 효과를 해소하는 데 있어 여성의 상대 임금 증가가 반드시 여성에게 유리하게 작동하지 않을 가능성이 발견되었다. 향후 일가족 양립 정책이나 일생활균형 정책은 여성의 노동시장 참여가 시간 및 소득 빈곤에 미치는 영향을 고려하여 세심한 정책 설계가 필요할 것이다.

본 논문에서 돌봄과 양육과 관련된 가사 노동의 분담에 관한 직접적인 데이터를 활용하지 못했기 때문에 여성의 상대 협상력이 동시빈곤에 미친 영향이 유급 노동 공급의 과도한 확대 측면에서만 규명되었다는 한계는 존재한다. 다만, 본 연구는 유급노동과 여가를 둘러싼 시간 선호의 문제를 패널 자료의 개인 이질성을 통제한 가운데 분석했다는 데 의미가 있다. 시간 활용 조사가 주로 횡단면 자료로 구성되어 있다는 점에서 이 문제에 대한 추가 연구는 여전히 숙제로 남겨져 있다.

서구 국가에서는 고소득·고학력 부부를 중심으로 여성의 상대 협상력과 성역할 인식의 변화가 나타나 전통적 젠더 규범이 약화되고, 여성 배우자가 노동시간에 보다 더 투자하는 형태가 일부 나타나고 있다 (Pinho and Gaunt, 2019). 즉, 시간 차원에서 성역할 규범의 결핍을 보상하는 형태로 유급노동시간에서의 노동 분업의 변화가 나타날 수 있다.<sup>4)</sup> 그러나 본 연구에서 유급 노동시간만을 기준으로 시간 빈곤을 측정하였기 때문에 기존 연구와는 다르게 여성의 상대협상력 증대가 여성에게 불리한 효과를 가져왔을 가능성도 있다. 유급노동과 무급노동을 모두 포괄하면서 장기에 걸친 가구 소득 변화를 동시에 고려하여 젠더관계가 빈곤의 다양한 차원에 미치는 영향을 분석하는 것은 향후 연구의 주요 과제라 할 수 있다.

4) 이 점을 지적해주신 익명의 논평자에게 감사드린다.

## ■ 참고문헌 ■

- 기은광(2018). 전업주부의 일-생활 균형. 한국가정관리학회 학술발표대회 자료집. 117-123.
- 김복순(2018). 장시간 근로 현황. 월간 노동리뷰. 2018년 6월호. 70-74. 한국노동연구원
- 김유선(2017). 노동시간 실태와 단축 방안. 한국노동사회연구소. KLSI 이슈페이퍼. 제2호. 한국노동사회연구소.
- 김준영, 안준기(2014). 한국 노동시간 미스매치의 규모와 특징: 비자발적 장시간 노동을 중심으로. 산업노동연구. 20(3). 105-135.
- 김진욱, 고은주(2013). 시간압박, 누가 얼마나 경험하는가?: 한국 기혼부부의 수면, 개인관리, 여가시간 결핍 결정요인 분석. 사회복지정책. 42(2). 135-161.
- 김채봉, 정태영, 한성민(2015). 야간 근무 및 장시간 노동과 주관적 불면증 여부의 관계: 제 3 차 근로환경 조사. 보건의료산업학회지. 9(1). 41-55.
- 노혜진, 김교성(2010). 시간과 소득의 이중빈곤. 사회복지연구. 41(2). 159-187.
- 노혜진(2013). 재량시간(discretionary time)을 중심으로 본 빈곤여성의 삶의 질. 사회복지연구. 44(1). 61-87.
- 노혜진(2017). 시간빈곤과 시간불평등의 의미와 실태. 월간 복지동향. 225. 5-13.
- 문정희, 박나리, 박혜림(2018). 부산지역 일-생활균형 직장문화조성 지원방안. 연구보고서 1-221.
- 민인식, 최필선. (2012). STATA 고급 패널데이터 분석. 서울: 지필미디어.
- 박예송, 박지혜(2013). 일-생활 균형 (Work-Life Balance) 에 관한 국내 연구 동향: 2000 년 이후 학술논문을 중심으로. HRD 연구(구 인력개발연구). 15(1). 1-29.
- 배규식(2012). 한국 장시간 노동체제의 지속요인. 경제와 사회. 128-162.
- 서지연, 양진운(2017). 중년 1 인가구의 여가활동 유형별 시간사용 결정요인. 한국가정관리학회 학술발표대회 자료집. 286-286.
- 성윤지, 전인(2018). 장시간 노동의 결과요인에 관한 연구: 직무소진의 매개효과와 일-생활균형만족의 조절효과. 한국경영학회 통합학술발표논문집. 624-644.
- 송혜림, 김유경, 김주희(2016). 남성 장시간 근로집단 및 그 배우자집단의 생활시간배분. 한국가족자원경영학회지. 21(3). 43-59.
- 신영민(2018). 한국 노동자의 노동시간 배열 유형과 결정요인에 대한 연구. 노동정책연구. 18(1). 135-167.
- 신영민, 황규성(2016). 한국의 노동시간 계층화에 대한 연구. 한국사회정책. 23(3). 17-47.
- 안서연, 조미라(2018). 한국사회 노동시간의 변화와 불평등 연구: 개인과 부부를 중심으로. 한국인구학. 41(3). 65-98.
- 안주엽(2016). 적정 근로시간을 찾아. 월간 노동리뷰 2016년 1월호. 57-67. 한국노동연구원
- 오혜은(2017). 시간과 소득의 동시 빈곤에 관한 연구-남녀 가구주를 중심으로. 사회복지정책. 44(1). 161-185.
- 유정영(2018). 실 노동시간 단축 법 시행의 함의와 노동현장의 변화 및 대응. 노동사회. 200. 108-117.
- 윤자영, 배규식(2016). 일·생활 균형 실태와 개선을 위한 정책 과제. 노동사회. 190. 36-42.
- 이경희, 김근주(2018). 시간빈곤에 관한 연구. 한국노동연구원.

- 이주영, 최은희, 임성호, 김형아, 정혜선(2018). 장시간 근로와 산업재해와의 관계. *한국직업건강간호학회지*. 23(1). 39-46.
- 조미라(2018). 일-생활 균형 관점에서 본 기혼남녀의 시간표: 부부결합 가구노동시간 유형에 따른 남녀의 일-생활시간의 비교분석. *사회복지연구*. 49(2). 5-38.
- 주은선, 김영미(2012). 사회적 시간체제의 재구축: 노동세계와 생활세계의 변화를 위하여. *비판사회정책*. 34. 237-289.
- Alessi, R., A. Lusardi, & T. Aldershof(1997). Income and wealth over the life cycle: evidence from panel data". *Review of income and wealth*. 43(1). March 1997. 1-32.
- Allison, P. D(1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological methods and research*. 28. 186 208.
- Allison, P. D(2009). *Fixed effects regression models*. Thousand oaks, CA. Sage.
- Becker, G. S.(1981). *A treatise on the family*. Cambridge, MA. Harvard UniversityPress.
- Bell, A., & K. Jones.(2015). Explaining fixed effects: random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data . *Political science research and methods*. Available on CJO 2014 doi:10.1017/psrm.2014.7
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P.(2000). Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social forces*. 79(1). 191-228.
- Breen, R., & Cooke, L. P.(2005). The persistence of the gendered division of domestic labour. *European sociological review*. 21(1). 43-57.
- Cha, Y(2010). Reinforcing separate spheres: The effect of spousal overwork on men's and women's employment in dual-earner households. *American Sociological Review*, 75(2), 303-329.
- Chamberlain, G.(1980). Analysis of covariance with qualitative data. *Review of economic Studies*. 47. 225 238.
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Polity.
- Grunow, D. (2019). Comparative analyses of housework and its relation to paid work: Institutional contexts and individual agency. *KZfSS K lner Zeitschrift f r Soziologie und Sozialpsychologie*. 71(1). 247-284.
- Guppy, N., Sakumoto, L., & Wilkes, R.(2019). Social change and the gendered division of household labor in Canada. *Canadian review of sociology/Revue canadienne de sociologie*. 56(2). 178-203.
- Haan, P., & Uhlenborff, A.(2006). Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood. *The stata journal*. 6(2). 229-245.
- Hamplov , D., Chaloupkov , J. K., & Topinkov , R.(2019). More money, less housework? Relative resources and Housework in the Czech Republic. *Journal of family issues*. 40(18). 2823-2848.
- Kanji, S., & Samuel, R.(2017). Male breadwinning revisited: how specialisation, gender role attitudes and work characteristics affect overwork and underwork in Europe. *Sociology*. 51(2). 339-356.
- Lee, M.-J.(2002). *Panel data econometrics: Methods-of-moments and limited dependent variables*. San Diego: Academic Press.

- Pfarr, K.(2014). Femlogit implementation of the multinomial logit model with fixed effects. *The Stata Journal*. 14(4). 847-862.
- Pinho, M., & Gaunt, R.(2019). Doing and undoing gender in male carer/female breadwinner families. *Community, work & family*. 1-16.
- Pollak, R. A.(2005). *Bargaining power in marriage: Earnings, wage rates and household production*.
- Raz-Yurovich, L., & Marx, I.(2019). Outsourcing housework and highly skilled women's labour force participation an analysis of a policy intervention. *European sociological review*. 35(2). 205-224.
- Rubery, J., Smith, M., & Fagan, C. (1998). National working-time regimes and equal opportunities. *Feminist Economics*, 4(1), 71-101.
- Sofer, C., & Thibout, C.(2019). Women's investment in career and the household division of labour. *Applied Economics*. 51(60). 6535-6557.
- Th baud, S., Kornrich, S., & Ruppanner, L.(2019). Good housekeeping, great expectations: Gender and housework norms. *Sociological methods & research*. 0049124119852395.
- West, C., & Zimmerman, D. H.(1987). Doing gender. *Gender & society*. 1(2). 125-151.
- Wooldridge, J.(2012). *Panel data models with heterogeneity and endogeneity. Programme evaluation for policy analysis institute for fiscal studies*. Michigan State University.



[부표 1] 기술 통계

변수	관측치 수	평균(백분율)	표준편차	최솟값	최댓값
<b>개인 수준</b>					
연령	20,961	44.585	9.176	19	64
<b>교육수준</b>					
고졸 미만	20,961	0.171			
고졸	20,961	0.408			
전문대 이상	20,961	0.420			
<b>핵심 변수</b>					
취학이전 자녀 숫자	20,961	0.379	0.707	0	5
여성의 상대 협상력 (여성/부부근로소득 비율)	20,961	42.820	28.788	0	100
성역할 인식	20,961	3.167	0.488	1	5
외벌이	20,961	0.060	0.237	0	1
<b>노동시장 지위</b>					
시간제	20,961	0.095	0.293	0	1
저임금 노동	20,961	0.207	0.405	0	1
노조 가입	20,863	0.073	0.261	0	1
전문관리직	20,961	0.209	0.407	0	1

주: 복지패널 자료 4-13차 자료

Abstract

## The Intersection of Paid Work Time and Income Poverty: Estimating Relative Bargaining Power of Women in the Household and Labor Market Status Effects Using KOWEPS Data

Kirak Ryu\*

Time is necessary, but unequally shared resources for one to secure income and happiness in labor markets and life-world. This paper argues that the distribution and use of paid work time is closely related with income inequality, and that it is also related with gender role specialization, relative bargaining power of women, and labor market status. Using the latest ten years' KOWEPS data, this paper analyzes determinants of time-income poverty. Dual poverty status variables are constructed based on time poverty by long work-week threshold and household disposable income level, and longitudinal multinomial logit random effects models are estimated to analyze the effects of demographic characteristics and household-level labor supply factors. The effects of gender role consciousness and relative bargaining power are also estimated. Empirical evidence shows that dual poverty is not associated with gender role consciences, but strongly related with dual breadwinner status, with gender role consciousness having no significant impact. However, relative bargaining power has negative effects on dual poverty risks for women. Low wage employment, and labor market insider status such as union membership and insider status are found to contribute to reducing the risks of dual poverty.

**Keywords:** time-income poverty, gender role consciousness, relative bargaining power, labor market status

◆ 2019. 10. 15. 접수 / 2019. 11. 24. 1차수정 / 2019. 12. 02. 게재확정

\* Senior Research Fellow, Korea Research Institute for Vocational Education and Training (KRIVET)  
(ryukirak@krivet.re.kr)