

노동정책연구  
2017. 제17권 제2호 pp.89~114  
한국노동연구원

연구논문

## 가구 노동시간 변화와 노동소득 불평등 연구\*

안서연\*\*

본 연구는 1999년과 2014년 사이의 가구원의 노동시간 변화와 가구 노동소득 불평등 변화에 관해 실증적으로 분석하였다. 한국 노동패널 2차와 17차 자료를 사용하여 분석하였으며, 분석방법으로는 Bourguignon, Ferreira & Lustig가 개발한 모의실험(simulation) 방법을 사용하였다. 분석 결과, 고학력 집단의 개인 근로시간이 길어지는 경향과 고학력 부부의 합산 근로시간이 증가되고, 저학력 부부의 합산 근로시간이 감소되는 방향으로의 가구 근로시간의 양극화 경향이 포착되었다. 또한 가구원 각각의 근로시간 변화는 가구 노동소득 불평등을 약간 증가시킨 반면, 전체 가구원의 근로시간을 함께 변화시킬 경우, 노동소득 불평등은 더욱 악화되었다. 이를 통해 가구단위 근로시간이 양극화되었으며, 이로 인해 소득 불평등이 심화되었음을 확인하였다.

핵심용어 : 노동시간, 가구단위 노동시간, 소득 불평등, 노동시간 양극화

논문접수일: 2017년 3월 30일, 심사의뢰일: 2017년 4월 7일, 심사완료일: 2017년 5월 17일

\* 본 논문은 저자의 서울대학교 사회복지학과 박사학위 논문(2016) 『한국의 가구 노동소득 불평등 연구: 1999년과 2014년 불평등 요인 분해』을 수정·요약한 것이다. 본 연구에 도움을 주신 World Bank의 Ferreira 박사님과 Leite 박사님께 감사를 표한다(I would like to thank deeply Dr Francisco Ferreira who is Senior Adviser, and Dr Phillippe Leite who is Economist, both from the World Bank, for their generous assistance with this paper).

\*\* 국민연금연구원 부연구위원(ahnseoyeon@nps.or.kr)

## I. 서론

우리나라는 1997년 이후 소득 분배가 지속적으로 악화되는 추세에 있으며, 최근까지도 개선의 여지를 보이지 않고 있다(OECD, 2012; 강신욱 외, 2014).<sup>1)</sup> 본 연구의 목적은 가구 소득 불평등 원인을 밝히는 것이 목적이며, 그중에서도 가구단위 노동시간 변화에 초점을 둔다. 지금까지 우리나라에서 노동시간에 관한 학술적 관심은 매우 부족하였다. 반면 서구의 경우 개인단위 근로시간에 대한 관심뿐만 아니라 가구단위 근로시간 변화에 대한 관심 또한 증대되고 있다. 특히 개인단위 근로시간의 양극화 현상 즉 고소득 노동자의 근로시간이 증가하고 저소득 노동자의 근로시간이 감소하는 현상이 나타나고 있으며, 고소득 부부의 합산 근로시간이 증대하고, 저소득 부부의 합산 근로시간이 감소하는 현상이 나타났다. 고소득·고학력 개인 혹은 부부의 근로시간 증가는 더 많은 노동소득의 획득을 의미하고 저소득·저학력 개인 혹은 부부의 근로시간 감소는 노동소득의 감소를 의미한다. 이와 같이 노동시간 양극화 현상은 가구 소득 불평등에 영향을 줄 수 있다. 이에 본 연구는 우리나라 가구단위 근로시간의 변화 양상을 살펴보고 가구 근로시간 변화가 가구 노동소득 불평등에 어떤 영향을 주었는지에 관해 실증적으로 분석하도록 한다.

기존 연구들은 가구 소득 불평등 요인을 분해할 때 종속변수는 가구 소득으로 설명변수는 가구주의 특성을 위주로 구성하였다. 이러한 분석단위의 불일치 문제로 인해 가구 소득 불평등의 많은 부분이 설명되지 못했다. 가구주의 특성이 가구 노동소득 불평등 변화에 가장 중요한 역할을 하였음에 틀림없다. 하지만 가구주의 노동소득 불평등과 가구 소득 불평등이 반드시 일대일의 상관관계를 가지는 것은 아니며(Larrimore, 2014), 가구주의 배우자 그리고 가구 내의 다른 가구원의 노동소득이 가구 소득 불평등에 미치는 영향이 점차적으로 증대

1) 통계청 소득분배 지표에 따르면, 시장 소득(근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득을 합한 소득) 기준 지니계수 지수가 2009년 기준 0.345에서 2013년 0.336으로 감소하는 추세를 보이다가 2014년 0.341로 다시 증가하였다.

되고 있다(Gottschalk & Danziger, 2005; 강신욱, 2012; 장지연·이병희, 2013). 가구단위의 노동소득 불평등 대응기제는 가구가 처한 여건 하에서 가구주 뿐만 아니라 모든 가구원들의 노동공급과 노동소득의 영향을 받게 되며, 가구 소득은 가구라는 공동체 안에서 함께 소비된다. 전통적인 노동경제학 논의에서 개인의 노동공급은 여가와 소득의 효용함수 극대화의 결과이지만, 가구 노동공급은 개인만의 여가와 소득의 효용함수로 결정될 수 없다. Becker의 가계생산모델(model of household production)에 따르면, 가구원들은 가구 공동의 효용함수를 극대화하기 위해 그들의 역할을 분담하고, 자원을 합산(pool)하기 때문이다.

이에 본 연구는 개인의 가구 내 지위(가구주, 배우자, 기타가구원)와 가구 내 여건(예를 들어, 6세 미만의 미취학 아동의 존재) 내에서 가구원 각각의 노동시간을 모델링하고, 개인 노동소득의 총합으로서, 가구 노동소득 불평등을 연구한다. 즉 가구 내 가구원 지위별 노동시간과 노동소득의 상호 관련성을 모델링한다. 가구 내 가구원의 노동시간 변화로 인한 가구 노동소득 불평등을 분해하기 위해 이 논문은 다음과 같은 연구문제를 설정한다.

연구문제 : 가구 내 지위별 개인 근로시간의 변화는 가구 노동소득 불평등에 어떤 영향을 미쳤는가?

## II. 선행연구 검토

본 연구의 목적은 가구 내 가구원들의 노동시간 변화가 가구 노동소득 불평등에 미치는 영향을 연구하는 것이므로, 개인과 가구단위 노동시간 변화와 소득 불평등의 관계에 관한 연구로 범위를 제한하여 검토한다.<sup>2)</sup>

2) 지면상 개인과 가구단위 노동공급과 관련된 이론들과 실증연구 그리고 가구 소득 불평등 연구들은 매우 방대하여 다 담지 못하였다. 이와 관련해서 안서연(2016)을 참조하라.

## 1. 개인 노동시간

이제껏 노동공급 논의에서 노동시간이 중요한 요인임에도 불구하고 관련 연구들은 상대적으로 부족하다. 개인단위 노동시간 연구들의 공통된 결론은 대체적으로 연간 평균 노동시간이 전체적으로 감소하였다는 사실이며(Lee, McCann & Messenger, 2007; Maddison, 1995), 이러한 경향성은 주로 OECD 회원국에서 나타났다<sup>3)</sup>(Rogerson, 2006).

유럽 국가들에서 근로시간 감소는 일자리를 나누고 실업률을 낮추려는 정책적 도구로 인식되었으며, 그에 따른 정책적 노력의 결과물이다(Jacobs & Gornick, 2002: 169). 근로시간 감소 원인에 대해 여성의 경제활동 참가율이 높아짐에 따라 시간제 근무 혹은 비정규직 비율이 높아졌다는 의견과 노동인구 노령화 등이 평균 근로시간 감소에 영향을 주었다는 의견이 제기되었다. ‘숙련 편향적 기술 변화(skill-biased technical change)’와 같은 노동시장 구조 변화로 인해 노동자들이 그들의 희망 근로시간을 선택할 가능성이 높아져서 근로시간이 감소되었다는 주장이 있으며, 세부적인 고용부문 간(specific sectors) 노동시간의 차이가 영향을 주었다는 주장이 있다(O’Farrell, 2013). 또한 일상화 가설(Routinization)<sup>4)</sup>의 영향으로 중위임금의 일자리, 예를 들어 사무직과 기술직의 직종에서 근로시간이 감소하였다는 연구결과가 있다(Goos, Manning & Salmons, 2009).

3) 하지만 미국의 경우 Schor(1991)의 논의를 중심으로 과잉 노동하는 미국인 논쟁(the overworked Americans)이 일었다. Leete & Schor(1994: 31)는 지난 1969년부터 1989년 사이 경제활동 참가자의 연간 노동시간이 남성의 경우 20시간 감소하였으며, 여성의 경우 208시간 증가하였다고 제시하였다. 하지만 이에 대한 반박으로서 근로시간의 증가는 연간 근로일수의 증가(the number of weeks worked per year)로 인한 것이며, 주당 근로시간(the number of hours worked per week)의 변화로 인한 것이 아니라는 주장이 제시되었다(Jacobs & Gerson, 2001).

4) Author et al.(2003)는 기술변화가 단순히 기술편향적 기술진보(Skill-biased technological change, SBTC)만으로 전개되지 않는다고 주장하면서 SBTC의 변형된 형태로 “일상화(Routinisation) 가설”을 주장하였다. 기술이 진보함에 따라 상위기술 노동력을 필요로 하는데 특히 컴퓨터 자본과 관련해서 일상화된 일들은 전산화가 대체하고 비일상화된 일들에 대한 수요가 늘어난다는 것이다. 비일상화된 일은 크게 두 가지의 형태를 띠는데, 고숙련의 전문직과 매니저 직업 그리고 비숙련 노동 서비스직(청소)과 같은 일들이다(Holmes & Mayhew, 2010: 1).

전체적인 평균 노동시간은 감소하였지만, 개인단위 노동시간의 분배는 양극화 경향을 띤다. 주로 저소득 노동자(혹은 저학력 집단)들의 노동시간 감소 폭이 컸으며, 고소득층 노동자(혹은 고학력 집단)들은 노동시간 증가를 경험했다(Morissette, 1996; Jacobs & Gerson, 2001; Bell & Freeman, 2001; Kuhn & Lozano, 2005; Usalca, 2008; O'Farrell, 2013). 이러한 현상에 대해 고소득층 노동자들이 그들의 승진(promotion)을 위해서 긴 노동시간을 선택한다는 의견(Bell & Freeman, 2001; Landers, Rebitzse, & Taylor, 1996)과 고숙련 노동자들의 고용 비용(hiring costs)이 높다는 사실을 근거로, 고용비용이 높은 노동자일수록 노동시간이 길 가능성이 높다는 연구결과(Kudoh & Sasaki, 2011), 그리고 자본이 집중된 부문(capital intensive sectors)에서 노동시간이 길다는 주장 또한 제시되었다(Parmentier, 2010). 하지만 Frase & Gornick(2013)은 고소득층 혹은 고숙련 노동자들의 노동시간이 긴 것은 선진국에서 나타나는 현상이며, 중진국에서는 저소득층 노동자들의 근로시간이 더 길다는 사실을 경험적으로 입증하였다.

우리나라의 개인 노동시간은 OECD 회원국 중 멕시코 다음으로 길지만, 점차적으로 감소하는 추세이다(OECD, 2013). 특히 2005년 주 44시간에서 주 40시간 근로로 근로기준법이 개정되면서 근로시간 감소 현상은 더욱 두드러졌다(김형락·이정민, 2012). 하지만 주 40시간 근무제의 경우 5인 이상의 사업장 근로자에 한해 적용되는 제도이며, 여전히 법적으로 연장근무(주당 총 12시간까지 허용)를 허용하며, 잔업이나 야근 문화가 뿌리 깊다.

## 2. 가구단위 노동시간

가구단위 노동시간에 대한 관심은 서구 국가들에서 점차 증대되었는데, 이는 여성의 노동시장 참여가 활발해지면서 맞벌이 부부들의 시간 압박과 관련해 가구 내의 성 불평등 문제(가사노동 및 부모 역할)들이 부각되었기 때문이다. 지난 20여 년간 미국의 가구단위 노동시간 변화의 특징은 높은 교육수준을 가진 부부의 합산 근로시간의 증가가 두드러졌다는 점이다. Jacobs & Gerson(2001)은 1990년과 1997년 사이 가구구성의 변화로 인한(즉 맞벌이 부부의 증가) 근

로시간 변화가 크다고 설명하였다. 또한 주당 근로시간이 100시간이 넘는 고학력 전문직의 맞벌이 부부 비율이 증가하였다. 자녀가 있는 맞벌이 부부의 노동시간이 자녀가 없는 맞벌이 부부의 노동시간보다 짧았으며, 특히 어머니의 근로시간에서 차이가 났다. McGrattan & Rogerson(2008)은 1950년대 이후부터 2005년까지 미국의 가구단위 평균 주당 근로시간의 변화를 기술한 결과 높은 기술 수준을 가진 남편을 둔 아내의 노동시간이 가장 크게 증가하였다고 보고하였다. 이러한 결과는 Juhn & Murphy(1996)의 연구 결과와도 일치한다. 특히 대학 졸업 이상의 학력을 가진 기혼여성의 평균 노동시간은 같은 기간 동안 3배 증가한 반면, 고등학교 중퇴 이하의 기혼여성의 노동시간은 70% 증가에 그쳤다. 또한 남편의 노동소득 분위에 따른 가구 노동시간 분포 변화에서 모든 분위가 노동시간 증가를 경험하였지만, 평균적으로 높은 기술 수준을 가진 가구의 평균 노동시간 증가가 가장 컸다.

국내의 가구단위 노동시간 관련 연구는 매우 부족하다. 유성용(2008)은 생활시간 조사 자료를 사용하여, 1999년과 2004년 사이의 부부 합산 노동시간의 변화를 제시하였다. 1999년 기준으로 남편과 아내의 평균 노동시간은 각각 52.8시간과 26.5시간(총 79.3시간)으로 조사되었으며, 2004년에는 49.9시간과 25.2시간(총 74.1시간)으로 감소하였다. 맞벌이 부부의 합산 노동시간은 1999년 기준 107.3시간에서 2004년 99.1시간으로 감소한 것으로 조사되었으며, 학력이 낮은 맞벌이 부부일수록 장시간의 노동시간을 가진 것으로 나타났다. 이철희(2007)는 1996년에서 2000년 사이 고용된 기혼여성의 연간 근로시간의 감소가 최상 10분위 가구에 속한 기혼여성의 경우 15% 감소한 반면, 최하 10분위 가구의 고용된 배우자의 경우 4% 감소하였다고 밝혔다. 이를 통해 소득수준이 낮은 부부일수록 노동시간이 길며, 배우자의 노동시간 감소의 폭도 작음을 확인하였다.

### 3. 노동시간 변화와 가구 소득 불평등

개인단위 혹은 가구단위 노동시간 변화와 소득 불평등을 다룬 국내·외 연구는 매우 부족하다. 국내 연구는 이철희(2007)가 유일하다. 1996~2000년 사이

가구 소득격차 증가요인을 최상 10분위 가구와 최하 10분위 가구를 분해한 결과, 고용된 가구주의 연간 평균 노동시간 변화는 가구 소득 불평등을 약 10% 증가시켰으며 배우자의 연간 평균 노동시간 변화는 가구 소득 불평등을 3.6% 감소시켰다고 보고했다. 하지만 이 연구와 관련하여 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 연구 시기가 1996년과 2000년 사이여서 최근 노동시간 변화 경향을 반영하지 못하였다. 둘째, 상위 10%와 하위 10% 가구의 로그 소득격차를 분해함으로써 전체 소득분포를 고려하지 못하였으며, 가구 내 지위별, 가구 상황을 고려하여 근로시간을 모델링하지 못하였다는 점에서 방법론상의 한계가 있다. 셋째, 자료상의 한계로 인해 자영자와 가구주와 배우자를 제외한 가구원들이 분석에서 배제되었다. 국외 연구인 Gasparini et al.(2005)는 1992년과 1998년 사이의 가구원의 노동시간 변화는 아르헨티나(부에노스아이레스 지역)의 가구 노동소득 불평등을 22% 정도 증가시켰다고 결론 내렸다.

정리하자면, 우리나라의 근로시간 추이는 지속적으로 감소하는 추세지만 OECD 회원국들에 비해서 장시간 노동하는 편이며, 5인 미만 사업장의 근로자와 자영자의 근로시간에 대한 선행연구는 부족하다. 또한 가구단위 노동시간에 대한 논의도 부족하다. 개인의 노동공급 의사와 노동공급이 가구단위에서 결정된다면, 개인의 노동시간에 대한 분석 또한 가구단위에서 접근하는 것이 필요하다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석방법

본 연구는 가구여건에 따른 가구원 지위별 노동시간 변화에 초점을 두고 가구 노동소득 불평등 요인 분해를 실시한다. 분석을 위해 Bourguignon, Ferreira & Lustig(2005)(이하 BFL(2005))가 개발한 모의실험을 실시한다. BFL(2005) 방법은 다른 요인들의 영향은 특정 시점에 고정시킨 채, 가구단위 특성 및 개인의 인구·사회학적 특성 그리고 노동소득 관련 요인이 소득 불평등에 미친 영

향을 분해할 수 있도록 고안된 모의실험 기법<sup>5)</sup>이다.

전통적인 가구의 효용함수에서 여가(Leisure)는 비노동시장(non-market-time) 시간을 의미하지만 Becker(1965)의 이론에 따르면 노동시간을 제외한 여가 시간이 사실상 여가가 아니게 된다. 가구는 하나의 생산체제인 동시에 함께 소비도 하고, 효용을 극대화하기 위한 의사결정 주체이다. 가계는 주어진 총소득의 제약하에서 효용을 극대화하기 위해, 시장재와 시간의 결합을 통해서 가계상품을 산출해 낸다. 개인  $i$ 의 생산함수( $Z$ )는  $Z_i = f_i(x_i, T_i)$  와 같으며,  $Z_i$  는 식사, 육아, 오락 등의 재화(goods)를 의미하며, 이 상품은 시장에서의 상품인  $x_i$  벡터와 시간 벡터  $T_i$ 로 생산된다. 가구 효용함수( $U$ )는 아래 식 (1)과 같다.

$$U=U(z)=U((Z_1, Z_2, \dots, Z_n)=U[f_1(x_1, T_1), f_2(x_2, T_2), \dots, f_n(x_n, T_n)] \quad (1)$$

Becker(1965) 가계 생산함수를 위해 소득합산 제약(income pooling restrictions)의 가정이 필요하다. 이 가정은 가구소비와 관련해서 누가 소득을 통제(control)하고 받느냐(receive)와 상관없이 가구의 모든 소득은 합산되고, 예산제약 내에서의 가구효용 극대화를 위해서 기능한다고 가정한다. 또한 소득의 한계가치(marginal value)가 모든 가구원에 걸쳐서 동등하다고 가정한다.

이러한 가정 하에서 가구 총노동소득을 나타내면 다음의 식 (2)와 같다.  $Y_{ht}$  는  $t$  시기의 가구 노동소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득을 뜻하며, 가구  $h$ 의 개인  $i$ 의 노동시장 지위( $I_{hi}^j$ ), 시간당 임금률(자영자의 경우 수익률,  $y_{hi}^j$ )과 근로시간( $T_{hi}$ ), 그리고 가구 내 65세 이상 노인의 노동소득( $L_{hi}$ ) 함수를 표현한 것이다.  $I_{hi}^j$ 의 값이 1이면 가구  $h$ 의 가구원  $i$ 가  $j$ 의 소득활동을 하고 있다는 의미이며, 그렇지 않을 경우, 값은 0이 된다.

$$Y_{ht} = \frac{1}{\sqrt{n_h}} \left( \sum_{i=1}^{n_h} I_{hi}^j y_{hi}^j T_{hi} + L_{hi} \right) \quad (2)$$

5) 각각의 가구원의 노동공급과 노동소득의 결합분석(joint estimation)과 관련된 모델링의 어려움을 피하기 위해서, 본 분석의 모델은 구조모형(structural model)이 아닌 축약모형(reduced-form model)으로 추정되었다. 따라서 본 분석이 구조모형의 결과로 해석되어선 안 되며, 또한 요인과 가구 노동소득 불평등 간의 인과관계를 담보하지 못하는 한계가 존재한다(Bourguignon, Ferreira & Lustig, 2005: 10~11).



식 (2)에 따라서 생성한 N 가구의 가구 노동소득의 분포( $D_t$ )는 다음과 같다.

$$D_t = [Y_{1t}, \dots, Y_{Nt}] \quad (3)$$

앞서 제기한 연구문제에 따라 1999년과 2014년 사이의 가구 구성원들의 노동시간 변화로 인한 가구 노동소득 불평등 변화를 살펴본다. 이를 위해 t' 시기로 근로시간( $T_{hi}$ ) 인자(argument)를 변화시킨 가구 노동소득 가상 분포( $D_t^c$ )는 다음과 같다.

$$D_t^c(T_{hit'}) = [Y_{1t}(T_{hit'}), \dots, Y_{Nt}(T_{hit'})] \quad (4)$$

t' 시기의 h가구의 개인 i의 노동시간 ( $T_{hi}$ )이 가구 노동소득 불평등(In)에 미친 효과 측정은 다른 인자들은 t 시기에 고정한 채, t' 시기의 노동시간만을 변화시킨 가상의 가구 노동소득 분포( $D_t^c$ )를 소득 불평등지수로 나타낸  $In[D_t^c(T_{hit'})]$ 와 실제의 소득분포 ( $In[D_t]$ )를 비교함으로써 가능하다. 즉 t' 시기(2014)의 가구원 지위별 노동시간 결정 모델(6)을 t 시기(1999)의 가구원 지위별로 적용하여 개인 노동소득을 추정하고, 가구단위 합산을 통해 얻은 가상의 가구 노동소득을 실제 가구 노동소득 분포와 비교함으로써 가능하다.

$$In[D_t^c(T_{hit'})] - In(D_t) \quad (5)$$

가구원 지위별 노동시간 결정 분석은 토빗 확률 효과(Tobit model) 모델을 사용하며, Gasparini et al.(2005)를 따라서 추정하였다. 불평등 지표(In)로 가장 많이 사용되는 지니계수(Gini Coefficient)와 Generalised Entropy(이하, GE) 지

6) 근로시간 결정모델은 65세 미만 가구주, 배우자, 기타 가구원으로 구분하여 분석하였으며, 가구주, 배우자, 기타가구원에 공통적으로 연령범주(25~34, 35~44, 45~54, 55~64), 학력수준(고졸 미만, 고졸, 2년제 대학 재학 이상, 4년제 대학 재학 이상), '6세 미만 자녀 수', '6세 이상 15세 미만 자녀 수', 그리고 거주 지역(수도권, 광역시, 그 외 지역) 변수와 시간당 로그소득을 투입하였다. 가구주의 경우 동질혼 형태를 포함한 혼인상태(미혼, 고졸 미만 동질혼, 4년제 대학재학 이상 동질혼, 그 외 혼인, 별거/이혼/사별 여부)를 배우자의 경우 동질혼의 형태(고졸 미만 동질혼, 4년제 대학 이상 동질혼, 그 외 혼인), 기타가구원의 경우 혼인상태(혼인, 그 외 상태)를 추가로 투입하였다. 또한 가구주의 경우, '가구 내 성인 수 대비 비근로 성인 비율'을 배우자와 기타 가구원의 경우 '가구주 근로여부'와 '가구 내 성인 수 대비(가구주를 제외한) 비근로 성인 비율'을 추가적으로 투입하였다.

표를 사용하도록 한다.)<sup>7)</sup> 근로시간 결정모델은 65세 미만의 가구주, 배우자, 기타 가구원으로 구분하여 분석하였으며, 임금노동자와 자영자 여부 그리고 가구주, 배우자, 기타가구원의 조합을 이용하여 모의실험을 하였다.

## 2. 분석자료 및 분석시기

미시단위 가망소득 추정을 위해서는 가구단위를 기반으로 한 개인 수준의 데이터가 필요하며, 본 분석을 위해 가구 내 15세 이상 가구원 전체의 근로 형태 및 근로시간 그리고 노동소득에 관한 정보가 필요하다. 노동패널은 우리나라 패널데이터 중 가장 긴 기간(wave) 조사되었다. 개인 자료는 15세 이상 개인의 종사상 지위, 산업, 임금 및 근로시간 등에 대한 상세한 정보를 포함하고 있으며, 가구 자료는 가구원의 기본정보 및 가구단위 소득에 관해 상세히 조사되었다. 1인 가구 정보와 가구 내 성인 가구원의 근로활동 정보를 풍부하게 포함하면서 비교적 긴 시계열을 분석할 수 있는 장점이 있다. 하지만 패널 데이터라는 특징으로 인해 인구·사회학적 특성 변화를 포착하기에 한계가 있고, 소득값이 과소보고되었다는 지적이 일반적이다.<sup>8)</sup>

본 연구에서 가구 노동소득은 가구원 전체의 임금 소득과 자영자 소득을 합한 소득을 뜻한다.<sup>9)</sup> 본 분석에서 사용하는 가구단위 노동소득은 가구 내의 근로 가구원의 월 노동소득의 합으로 구성되며, 2010년 소비자 물가지수(CPI)로

7) 지니계수는 대중적으로 가장 많이 사용되는 불평등 지표이지만, 중위소득 분포(the middle of the income spectrum)에 가장 민감하게 반응하는 지표로 알려져 있다(De Maio, 2007). 반면  $GE(\alpha)$  지표 중 가장 많이 사용되는  $\alpha$ 는 0,1,2이며,  $\alpha$ 가 낮을수록 하위 소득 분포에 민감하며,  $\alpha$ 가 높을수록 상위소득 분포의 영향을 많이 받는 것으로 보고되었다(Haughton & Khandker, 2009).

8) 노동패널 자료를 사용하여 가구 소득 불평등을 연구한 논문은 김영미·한준(2007), 신동균(2007), 김경아·강성호(2008), 이소정 외(2008), 김혜연(2009), 김혜연·홍백의(2009a, 2009b), 손병돈(2009), 김진욱·정의철(2010), 이원진(2012), 박상우·김성환(2013), OECD(2015), 김현경 외(2015) 등이 있다.

9) 우리나라에서 근로소득은 주로 임금소득을 뜻하며 본 연구에서는 임금소득과 자영업 소득(혹은 사업소득)을 합한 개념으로 노동소득을 정의하도록 한다. 특히 우리나라의 경우 가계소득 중 노동소득이 차지하는 비율이 대략 92%를 차지하여, OECD 회원국 중 가장 높은 비율을 나타냈다(OECD, 2012). 이로 인해 가구 노동소득 불평등 증가 원인을 밝히는 것은 가구 소득 불평등 증가에 시사하는 바가 클 것이다.

환산한 값을 사용한다. 개인 월 노동소득 상위 1%의 소득을 가진 개인의 경우, 99% 값으로 탑코딩(top coding) 하였으며, 소득불평등지수 산출 시 0인 소득은 분석에서 제외되어, 1로 코딩하였다.

가구 노동소득 변수는 가구 노동소득을 ‘가구원 수의 제공근’으로 나눈 값(Equivalent household earning)이다. 월 단위 소득은 연단위로 조사된 소득에 비해서 단기적인 변동이 심하다는 단점이 있지만(구인회·임세희, 2007: 12), 연 단위 가구 노동소득보다 과소보고 가능성이 상대적으로 낮을 것으로 기대된다. 또한 노동패널의 경우 월 단위 소득 조사 시, “월 단위 평균 소득”을 물음으로써 단기적인 변동을 최소화하였다.<sup>10)</sup> 분석 연도는 1999년<sup>11)</sup>부터 2014년이다. 노동패널을 이용하여 소득 불평등 추이를 검토한 결과 1999년과 2000년의 소득 불평등이 지니계수 기준으로 변화가 미비하여(전체 가구 기준 0.001 증가; 근로가능 가구 기준으로 0.002 감소), 기준점을 1999년으로 삼았다. 즉 1999년과 2000년의 소득 불평등 지수의 차이가 미비하여 분석연도의 변화로 인한 결과의 민감성은 낮을 것으로 예상된다.

표본의 통일성을 위해서 노동패널 12차 조사 시 추가 표집된 표본은 분석에서 제외하였다.<sup>12)</sup> 본 분석에서 사용하는 노동시간은 개인자료의 주당 근로시간이다<sup>13)</sup>. 연구대상은 전체 가구와 근로가능 가구 즉 65세 이하의 근로가능 가구원(15세 이상 65세 미만이며, 정규 교육기관이나, 입시학원 통학 그리고 군 입대 대기인 자를 제외한 가구원을 의미함)이 한 명 이상 존재하는 가구이다. 연구 단위는 개인이며, 횡단면 개인 가중치가 사용되었다. 또한 균등화 가구소득 지표 산출에는 Hyslop & Mare(2005)의 연구를 따라 가구 횡단면 가중치에 가

10) 그럼에도 불구하고, 소득변수와 관련해서 여전히 과소보고와 과대추정의 문제 그리고 패널 탈락(attrition)으로 인한 편이의 가능성이 존재한다는 점이 한계로 남아있다.  
 11) 가구 소득조사 항목의 불일치로 인해 노동패널의 일차년도 자료는 분석에서 제외한다.  
 12) 노동패널은 1998년 표본과 2012년 추가표본에 대해서 통일된 횡단면 가중치를 제공하지 않고 있다. 그 이유는 1998년 표본이 제주도를 제외한 도시가구를 중심으로 조사되었고, 2012년부터는 조사지역이 전국으로 확대되었기 때문이다. 2012년 이전 시기의 소득 불평등을 분석 시기로 정할 경우, 부득이 하게 추가표본은 분석에서 제외해야 한다. 이에 분석 대상은 제주도를 제외한 도시가구이다.  
 13) 주당 근로시간은 연간휴가 등에 따른 영향을 받지 않아 일터에서 보내는 시간을 보다 안정적으로 측정할 수 있다(Jacobs & Gerson, 2004). 취업자(임금근로자)의 경우, 정규 근로시간이 정해져 있을 경우, 정규 근로시간과 초과근로 시간의 합을 사용하며, 비임금 근로자의 경우, 주당 평균 근무시간 변수를 사용한다.

구원 수를 곱한 가중치를 사용하였다. 분석의 전 과정에서 중요 정보가 누락된 개인(예를 들어, 노동소득 및 근로시간, 개인 관련 주요 정보 및 가구주 관련 정보) 및 그 개인이 속한 가구는 분석에서 제외하였다. 2차 자료 기준 354가구(1,036명의 개인), 8.5%가 분석에서 제외되었으며, 17차 자료의 경우 192가구(314명의 개인), 3.4%가 분석에서 제외되었다. 분석에 포함된 전체 사례 수(가구 기준)는 2차 자료의 경우 4,153가구, 17차 자료 기준 5,360가구이다.

## IV. 분석 결과

### 1. 가구 노동소득 분포 변화

〈표 1〉 노동소득 불평등 지수(×1000)

	전체 가구				근로가능가구			
	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini
1999	541	263	264	377	465	239	244	361
2000	545	269	289	378	454	241	266	359
2001	584	343	644	404	484	312	607	384
2002	574	304	419	393	443	265	382	368
2003	665	337	448	415	519	293	404	388
2004	670	362	574	425	509	314	521	396
2005	676	321	373	412	503	269	326	379
2006	720	413	1617	435	511	287	386	388
2007	713	357	489	430	514	299	429	394
2008	718	349	475	423	506	286	411	384
2009	784	351	382	431	570	284	321	389
2010	801	345	360	427	567	272	296	381
2011	790	341	414	422	553	268	345	375
2012	806	340	392	423	565	266	324	375
2013	806	335	335	421	539	253	265	369
2014	885	367	371	443	598	277	290	387
변화량	344	104	106	66	133	38	45	26
%	63.6	39.5	40.2	17.5	28.6	15.9	18.4	7.2

주: 가구 횡단면 가중치에 가구원 수를 곱한 가중치로 가중됨.

1999년의 전체 가구의 균등화 소득(equivalent household earning)의 경우 지니계수 기준으로 1999년 0.377에서 2014년 0.443으로 증가하여 17.5% 증가율을 보였다. 근로가능가구의 경우 지니계수 기준 1999년 0.361에서 2014년 0.387로 증가하여 7.2% 증가하였다.

## 2. 근로시간 분포 변화

가구단위 근로시간 변화를 살펴본다. 서구국가와 같이 고소득·고학력 개인 혹은 부부의 근로시간이 증가하고 저소득·저학력 개인 혹은 부부의 근로시간이 감소하여 근로시간의 양극화 경향이 나타나는지 확인하기 위해 개인의 학력 수준과 근로형태별 그리고 부부의 학력수준별 근로시간 추이를 살펴본다.

### 가. 학력수준별 근로시간 변화

가구주와 배우자 개인의 교육수준별 근로시간 분포 변화는 <표 2>에 제시되었다. 임금 근로자인 가구주의 경우 교육수준에 상관없이 주당 근로시간이 감소하였지만, 감소폭은 상이하다. 1999년 가장 긴 근로시간을 가진 ‘고졸 미만’의 임금 근로자들의 감소폭은 14.8%로 가장 컸으며, 2014년에 주당 약 47시간의 근로시간을 기록하였다. 반면 ‘4년제 대학 재학 이상’의 학력을 가진 임금근로자의 경우 1999년 49시간의 주당 근로시간에서 7.5% 감소하여 2014년 45시간을 기록하여 가장 짧다. 자영자인 가구주 근로시간의 교육수준별 차이는 임금근로자에 비해서 작았으며, ‘고졸’의 자영자 가구주를 제외하고 나머지 학력 수준에서 약 14% 정도의 감소를 보였다.

배우자의 경우 임금 근로자의 주당 근로시간은 ‘4년제 대학 재학 이상’의 학력을 가진 배우자를 제외하고 감소 추세를 보였다. ‘고졸 미만’ 집단에서 주당 9시간, 18%의 감소율을 보여 가장 큰 폭으로 감소하였다. 2014년 기준 임금근로자 주당 근로시간은 교육수준에 상관없이 41~42시간으로 나타나 고른 분포를 보였다. 자영자의 경우 전 학력계층에서 근로시간이 감소하였다. ‘4년제 대재 이상’의 자영자인 배우자의 근로시간 감소가 가장 작았지만 2014년 기준 여전히 가장 짧은 근로시간을 나타냈다. 반면 ‘고졸 미만’ 자영자 배우자의 근

로시간이 1999년 62.56시간에서 2014년 52.73시간으로 15.73% 감소하였음에도 불구하고, 2014년 현재 가장 긴 노동시간을 나타냈다. 배우자 또한 자영자의 근로시간이 임금근로자의 근로시간에 비해 길었다.

전체 기타가구원의 주당 근로시간은 1999년 17.12시간이며, 2014년의 경우 14.53시간으로 15.12% 줄었다. 임금 근로자인 기타가구원의 근로시간은 1999년 51.16시간이었으며, 2014년은 43.74시간으로 14.50% 감소하였다. 자영자인 기타가구원의 근로시간은 57.82시간에서 45.13시간으로 감소하여 21.94%가 감소하였다<sup>14)</sup>.

<표 2> 가구주와 배우자 교육수준별 주간 평균 근로시간

(단위: 시간)

교육수준	가구주			배우자		
	임금근로자			임금근로자		
	1999	2014	%	1999	2014	%
고졸 미만	54.18	46.55	-14.08	50.92	41.81	-17.89
고졸	54.67	48.48	-11.32	46.92	42.89	-8.58
2년제 대학 재학 이상	50.44	47.93	-4.98	43.81	41.72	-4.76
4년제 대학 재학 이상	48.96	45.26	-7.56	41.13	41.28	0.36
교육수준	자영자			자영자		
	1999	2014	%	1999	2014	%
	고졸 미만	61.21	52.64	-14.00	62.56	52.73
고졸	62.23	54.88	-11.79	60.18	51.40	-14.59
2년제 대학 재학 이상	63.90	54.50	-14.71	58.31	43.85	-24.80
4년제 대학 재학 이상	58.17	49.92	-14.18	44.73	44.42	-0.69

주: 15세 이상 65세 미만 임금노동·자영업에 종사 중인 가구주와 배우자 대상. 개인 횡단면 가중치로 가중됨.

나. 부부의 학력수준별 근로시간 분포 변화

부부의 학력수준별 근로시간 분포 변화는 <표 3>에 제시되었다. 남편과 아내 둘 다 4년제 대학 재학 이상의 학력을 가진 부부의 경우 ‘4년제 대학 집단’이며, 이 집단의 근로시간은 증가하였다. 남편과 아내 둘 다 고졸 미만의 학력을 가진 부부는 ‘고졸 미만’ 집단을 뜻하며, 이 집단의 근로시간은 감소하였다. ‘그 외

14) 무급가족종사자를 포함한 수치이다.

혼인'은 '4년제 대학 재학 이상' 혹은 '고졸 미만'의 동질혼을 제외한 혼인 형태를 의미한다. '4년제 대재 이상 학력' 집단의 가구주와 배우자 근로시간이 각각 1.58%와 33.17% 증가하였으며, 부부 합산 근로시간의 경우에도 12.82%의 증가를 보였다. '고졸 미만' 집단의 가구주 근로시간이 1999년과 2014년 사이에 2.45% 감소하여 2014년 기준 42시간으로 가장 짧으며, 배우자의 경우 1999년 30.58시간의 근로시간에서 6.36시간 감소하여 21% 감소율을 보였다. 1999년 기준 부부 합산 근로시간은 '고졸 미만' 집단이 가장 길며, '4년제 대재 이상'의 집단이 가장 짧은 반면, 2014년 현재 부부 합산 근로시간은 집단 간 비슷한 분포를 보였다.

〈표 3〉 부부 학력수준에 따른 주당 평균 근로시간 분포

(단위: 시간)

연도	가구주			배우자			부부합산		
	4년제 대학	고졸 미만	그 외 혼인	4년제 대학	고졸 미만	그 외 혼인	4년제 대학	고졸 미만	그 외 혼인
1999	43.78	44.43	48.54	18.06	30.58	21.04	62.17	78.47	70.64
2000	46.92	44.59	49.37	18.64	30.23	21.14	65.10	78.12	71.58
2001	45.97	43.03	48.34	19.62	29.34	20.55	65.60	75.90	69.90
2002	47.58	44.94	50.28	20.35	31.11	21.85	68.01	78.51	73.25
2003	45.40	42.76	49.09	19.31	29.32	22.09	64.92	75.15	72.60
2004	46.12	42.76	48.45	20.32	29.24	22.13	66.76	74.83	71.91
2005	43.76	40.95	47.15	21.89	28.06	21.30	66.25	72.61	70.40
2006	43.57	42.02	46.08	21.10	27.46	22.02	65.31	72.44	70.10
2007	44.45	42.47	46.57	23.69	29.00	22.66	69.26	75.79	71.34
2008	44.18	42.41	46.28	22.55	26.62	23.03	67.59	73.20	71.37
2009	43.12	40.68	45.22	24.15	25.92	22.66	68.34	71.17	69.84
2010	43.36	42.06	44.45	23.71	25.92	23.34	67.45	73.66	70.16
2011	41.91	41.07	44.48	24.38	24.92	24.29	66.60	70.60	71.63
2012	43.53	42.23	44.14	22.42	25.75	24.30	66.77	71.96	70.38
2013	42.99	42.47	43.29	23.18	25.99	24.23	66.94	73.39	69.87
2014	44.47	41.98	44.45	24.05	24.22	23.57	70.14	70.16	71.08
변화량	0.69	-2.45	-4.09	5.99	-6.36	2.53	7.97	-8.32	0.44
%	1.58	-5.51	-8.43	33.17	-20.8	12.02	12.82	-10.6	0.62

주: 15세 이상 65세 미만 전체 가구주 및 배우자 대상. 개인 횡단면 가중치로 가중됨.

### 3. 근로시간 변화와 가구 노동소득 불평등 변화

가구 내 지위별 근로시간 변화가 가구 노동소득 불평등에 미친 영향에 관한 모의실험 과정은 다음과 같다. 가구 내 65세 미만 가구주, 배우자, 기타가구원의 근로시간 결정모형을 1999년과 2014년 각각 토빗 분석하였으며, 분석 결과는 <부표>에 제시하였다.<sup>15)</sup> 이 분석을 통해 1999년의 가구 내 지위별 근로시간을 2014년 수준으로 대체한 뒤 개인의 노동소득을 다시 추정하였으며, 그 합으로 이뤄진 가상의 가구 노동소득의 소득분배 지표를 <표 4>에 제시하였다. 전체 가구 기준 1999년 기준 ‘임금노동자인 가구주’ 근로시간만을 2014년 수준으로 변화시킨 경우 지니계수 기준 노동소득 불평등이 387(근로가능가구, 371)이며, 전체 불평등 증가의 15%<sup>16)</sup>(근로가능가구, 38%)를 설명한다. ‘자영자 가구주’의 근로시간 변화는 가구 소득 불평등에 영향을 미치지 않았다. 배우자의 경우 임금근로자 혹은 자영자 각각의 근로시간 변화가 가구 노동소득 불평등에 주는 영향은 미미하였다. 기타 가구원의 경우 ‘임금노동자’의 근로시간 변화는 지니계수를 대략 9% 상승(근로가능가구의 경우 23.1%)시켰으나, ‘자영자’의 근로시간 변화는 노동소득 불평등에 영향을 미치지 못했다. 전체 가구의 가구 내 ‘임금노동자’ 근로시간 변화의 경우 지니계수 기준 불평등을 393(근로가능가구, 377)으로 증가시켜 전체 불평등 증가의 24%(근로가능가구, 61.5%)를 설명하였다. 전체 가구와 근로가능 가구 모두에서 가구 내 ‘자영자’의 근로시간 변화는 노동소득 불평등에 별다른 영향을 미치지 않았다.

마지막으로 전체 가구 대상으로 가구주의 노동시간을 변화시킨 결과 불평등은 지니계수 기준으로 382(근로가능 가구, 366)로 증가하였으며, 기타가구원의 노동시간 변화는 불평등을 380(근로가능 가구, 363)으로 소폭 증가시켰다. 반면 배우자의 근로시간 변화는 가구 소득 불평등에 별다른 영향을 미치지 못하였다. 하지만 각각의 가구원의 근로시간 변화보다 전체 가구원의 근로시간을 동시에 2014년 수준으로 변화시킬 경우, 노동소득 불평등은 더욱 악화되었다.

15) 분석에 포함된 가구주, 배우자, 기타가구원의 변수의 기술분석 결과는 지면관계상 생략하며, 추후 요청에 의해 제공할 수 있다.

16) 지니계수 기준으로  $[(\text{가상 '균등화 소득 2'} - 1999\text{년 실제 불평등}) / (2014\text{년 실제 불평등} - 1999\text{년 실제 불평등})] \times 100$ 으로 계산하였다.



전체 가구 대상으로 불평등 증가의 15%(근로가능가구, 38.4%)를 설명하였다.

전체 가구는 노인가구를 포함하고 있으며, 본 연구에서 65세 미만 근로가능 가구원들의 근로시간만을 변화시켰기 때문에(즉 가구 내 노인들의 근로시간은 고정된 채), 근로시간 변화로 인한 불평등 증가의 효과는 근로가능가구에서 더 크게 나타났다.

〈표 4〉 근로시간 결정 모의실험 결과

	전체 가구				근로가능가구			
	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini
1999 실제 불평등	541	263	264	377	465	239	244	361
2014 실제 불평등	885	367	371	443	598	277	290	387
가구주								
임금노동자	548	275	286	387	475	251	266	371
자영자	544	262	253	378	470	238	233	362
배우자								
임금노동자	542	265	268	378	467	240	248	361
자영자	540	263	265	377	464	238	245	360
기타가구원								
임금노동자	546	271	276	383	472	246	256	367
자영자	542	263	264	377	467	239	245	361
임금노동자	552	285	305	393	482	261	284	377
자영업자	544	262	252	378	470	238	233	361
가구주	539	268	271	382	465	244	251	366
배우자	541	265	270	378	466	241	250	361
기타 가구원	544	266	270	380	469	242	250	363
전체 가구원	547	276	278	387	478	252	258	371

주: 소득불평등지수 \* 1,000한 수치임. 가구주, 배우자, 기타가구원은 15세 이상 65세 미만 가구원을 뜻함. 전체 가구원은 65세 미만 근로 가구원을 뜻함. 가구 횡단면 가중치에 가구원 수를 곱한 가중치로 가중됨.

## V. 결론 및 함의

본 연구는 기존연구에서 간과되어 왔던 가구원의 근로시간 변화와 그로 인한 가구 노동소득 불평등 변화에 대해서 실증적으로 분석하였다. Frase & Gornick (2013)은 저소득층 노동자들의 근로시간이 긴 것은 중진국 노동시장의 특징이며, 선진국의 경우 고소득·고숙련 노동자들의 노동시간이 길다고 결론내렸다. 우리나라 근로시간 분포는 1999년의 경우 학력수준이 낮을수록 근로시간이 길어 중진국 노동시장의 특성을 보였지만, 1999년과 2014년 동안 학력수준이 높은 집단의 근로시간 감소폭은 낮고, 학력수준이 낮은 집단의 감소폭이 커지면서, 선진국 노동시장의 특성을 보인다. 이러한 결과는 개인 노동시간이 학력수준 및 소득수준에 따라서 양극화되는 경향을 띠는 결과와 같은 맥락이다 (Morissette, 1996; Jacobs & Gerson 2001; Bell & Freeman, 2001; Kuhn & Lozano 2005; Usalcas, 2008; O'Farrell, 2013).

부부 합산 근로시간<sup>17)</sup>의 변화는 ‘고졸 미만 학력을 가진 부부’의 경우 1999년과 2014년 사이 8.32시간 감소하여 가장 큰 감소폭을 보였다. 반면 ‘4년제 대학 재학 이상의 학력을 가진 부부’의 경우 같은 기간 근로시간이 약 8시간 증가하여 가장 큰 증가폭을 보였다. 이러한 부부 합산 근로시간의 분포는 고학력자 부부에게 노동시간의 증가가 집중되었던 미국의 근로시간 분포와 매우 비슷한 양상을 보인다(예를 들어, McGrattan & Rogerson, 2008; Juhn & Murphy, 1997). 즉 가구단위 근로시간의 양극화 경향과 고학력 집단의 근로시간이 길어지는 경향이 우리나라에서도 포착되었다.

가구원 각각의 근로시간 변화(주로 감소)는 가구 노동소득 불평등을 약간 증가시킨 반면, 전체 가구원의 근로시간을 함께 변화시킬 경우, 노동소득 불평등

17) 65세 미만 비근로를 포함한 전체 가구주의 학력별 근로시간은 전체적으로 감소하였으며, 고졸 미만의 가구주 집단의 근로시간이 가장 짧았다. 한편 고졸 이상 학력을 가진 65세 미만 배우자의 근로시간은 지속적으로 증가하였지만, 고졸 미만 배우자 집단은 근로시간이 오히려 감소하였다.

의 악화는 심화되었다. 다시 말해, 가구단위로 노동공급이 증가 혹은 감소되었음을 의미하며, 노동공급이 증가된 가구는 가구원 전체의 근로시간이 증가(혹은 약간 감소)하였으며, 가구 노동공급이 감소된 가구는 전체 가구원의 근로시간이 큰 폭으로의 감소되었음을 의미한다. 이러한 결과는 중위소득 계층에 속한 배우자의 노동시장 참가가 활발하고 하위소득 계층에서 부부가 동시에 비근로인 가구의 비중이 높으며 증가 추세가 또한 확인하다는 장지연·전병유(2014) 연구 결과와 일치한다.

부부단위 합산 노동시간의 양극화 경향으로 미뤄볼 때 노동시간 또한 가구단위에서 접근해야 할 필요성이 있음이 확인되었다. 즉 개별 노동자의 개인의 가용 시간에 초점을 두기보다는 가구단위 총근로시간의 관점에서 접근해야 한다(Jacobs & Gerson, 2004). 장시간 노동에 시달리는 가구를 위해서 적정 근로시간 유지를 위한 정책적 노력이 필요하다. 법정 근로시간의 현실화와 유연근무제의 확대가 사기업으로도 확대되어야 한다. 특히 저학력 부부의 근로시간 감소와 비근로 가구의 증가는 가구소득의 감소로 이어지며, 이는 빈곤문제와도 관련 깊다. 비근로 가구의 근로를 장려하고 저소득 근로가구의 소득을 지원하기 위해 근로장려세제를 보다 확대하는 정책 또한 필요하다.

## 참고문헌

- 강신욱(2012). 「2000년대 후반 소득분배 악화의 원인과 특징」. 2012년 사회정책학회 춘계학술대회 발표문.
- 강신욱·김현경·원승연·김근혜(2014). 『소득불평등 심화의 원인과 분배구조 개선을 위한 정책방향』. 한국보건사회연구원.
- 구인회·임세희(2007). 「1990년대 이후 도시근로자가구 소득불평등 악화의 요인분해-개인 근로소득 변화의 영향을 중심으로」. 『사회복지연구』 34(단일호): 5~27.
- 김경아·강성호(2008). 「우리나라 중, 고령자가구의 자산 및 소득불평등도 분해에 관한 연구」. 『재정학연구』 1(3): 21~52.

- 김영미·한준(2007). 「금융위기 이후 한국 소득불평등구조의 변화」. 『한국사회학』 41 (5): 35~63.
- 김진욱·정의철(2010). 「도시 가구의 소득원천별 분해를 통한 소득불평등 변화 요인 분석-가구주 연령을 중심으로」. 『사회보장연구』 26 (1): 33~60.
- 김현경·강신욱·장지연·이세미·오혜인(2015). 「시간제 일자리 확산이 소득 불평등과 빈곤에 미치는 영향」. 한국보건사회연구원.
- 김형락·이정민(2012). 「주 40 시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 35 (3): 83~100.
- 김혜연(2009). 「여성의 소득불평등 경향 및 원인에 관한 연구」. 이화여자대학교 박사학위 논문.
- 김혜연·홍백의(2009a). 「성별 집단 내 소득불평등(inequality among gender)의 변화 추이 및 원인」. 『한국사회복지학』 61 (2): 391~415.
- \_\_\_\_\_(2009b). 「여성의 소득불평등 변화 경향 및 원인에 관한 연구」. 『사회복지연구』 40 (1): 87~114.
- 박상우·김성환(2013). 「소득불평등 추이와 요인분해」. 『경제연구』 31 (3): 77~100.
- 손병돈(2009). 「노인 소득의 불평등 추이와 불평등 요인분해」. 『한국노년학』 29 (4): 1445~1461.
- 신동균(2007). 「특집: 외환위기 이후 10년; 전개과정과 과제: 외환위기 이후 소득분배 양극화의 추이, 원인, 및 정책적 시사점」. 『경제학연구』 55 (4): 503~548.
- 안서연(2016). 「한국의 가구 노동소득 불평등 연구: 1999년과 2014년 불평등 요인 분해」. 서울대학교 박사학위 논문.
- 유성용(2008). 「가구적 관점에서 본 한국의 노동시간」. 『한국사회학』 42 (3): 28~62.
- 이소정·정경희·손병돈·이미숙·홍백의·이은진(2008). 『노년기 사회경제적 불평등의 다차원적 구조분석』. 한국보건사회연구원.
- 이원진(2012). 「노인 소득불평등 추이의 영향요인」. 『한국사회복지학』 64 (4): 163~188.

- 이철희(2007). 「1996-2000년 한국의 가구소득불평등 확대요인 분해: 임금, 고용, 근로시간, 가족구조 변화의 효과」. 2007 경제학 공동학술대회발표문.
- 장지연·전병유(2014). 「소득계층별 여성 취업의 변화: 배우자 소득 수준을 중심으로」. 『산업노동연구』 20(2): 219~248.
- 장지연·이병희(2013). 「특집: 소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택」. 『민주사회와 정책연구』 23(0): 71~109.
- 통계청, [www.kostat.go.kr](http://www.kostat.go.kr)

- Autor, D. H., Levy, F. and R. J. Murnane(2003). “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration.” *The Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1279~1333.
- Becker, Gary S.(1965). “A Theory of the Allocation of Time.” *The Economic Journal* 75 (299): 493~517. doi : 10.2307/2228949
- Bell, Linda A. and Freeman, B. Richard(2001). “The incentive for working hard: explaining hours worked differences in the US and Germany.” *Labour Economics* 8 (2): 181~202.
- Bourguignon, F., F. G. Ferreira and N. C. Lustig(2005). “The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America.” World Bank Publications.
- De Maio, F. G.(2007). “Income inequality measures.” *Journal of epidemiology and community health* 61 (10): 849~852.
- Frase, P. and J. C. Gornick(2013). “The Time Divide in Cross-National Perspective: The Work Week, Education and Institutions That Matter.” *Social forces* 91 (3): 697~724.
- Gasparini, L., M. Marchionni and W. S. Escudero(2005). “Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions: the case of greater Buenos Aires.” In Bourguignon F, Ferreira FG & Lustig NC.(eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. pp.47~81.

- Goos, M, A. Manning and A. Salomons(2009). "Job Polarization in Europe." *The American Economic Review* 99 (2) : 58~63.
- Gottschalk, P. and S. Danziger(2005). Inequality of wage rates, earnings and family income in the United States, 1975~2002. *Review of Income and Wealth* 51 (2) : 231~254.
- Houghton, J. H. and S. R. Khandker(2009). "Handbook on poverty and inequality." World Bank Publications.
- Holmes, C. and K. Mayhew(2010). "Are UK Labour Markets Polarising?." In : SKOPE, editor. SKOPE Research Paper No97 : Universit of Oxford.
- Hyslop, Dean. R. and D. C. Maré(2005). "Understanding New Zealand's Changing Income Distribution, 1983~1998 : A Semi parametric Analysis." *Economica* 72 (287) : 469~495.
- Jacobs, Jerry A. and Gerson, Kathleen(2001). "Overworked individuals or overworked families? Explaining trends in work, leisure, and family time." *Work and Occupations* 28 (1) : 40~63.
- \_\_\_\_\_(2004). *The time divide*. Harvard University Press.
- Jacobs, J. A. and J. C. Gornick(2002). "Hours of paid work in dual-earner couples : The United States in cross-national perspective." *Sociological Focus* 35 (2) : 169~187.
- Juhn, C., and K. M. Murphy(1997). "Wage inequality and family labor supply." *Journal of Labor Economics* 15(1) : 72-97.
- Kudoh, N. and M. Sasaki(2011). "Employment and hours of work." *European Economic Review* 55 (2) : 176~192.
- Kuhn, Peter and Lozano, Fernando(2005). "The expanding workweek? Understanding trends in long work hours among US men, 1979~2004." National Bureau of Economic Research.
- Landers, R. M., Rebitzer J. B., and L. J. Taylor(1996). "Rat Race Redux : Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms." *The American Economic Review* 86 (3) : 329~348.

- Larrimore, J.(2014). “Accounting for United States household income inequality trends : The changing importance of household structure and male and female labor earnings inequality.” *Review of Income and Wealth* 60 (4) : 683~701.
- Lee, Sangheon, McCann, Deirdre and Messenger, C. Jon(2007). *Working Time Around the World*. Geneva : ILO.
- Leete, L., and J. B. Schor(1994). “Assessing the Time Squeeze Hypothesis : Hours Worked in the United States, 1969~1989. *Industrial Relations.*” *A Journal of Economy and Society* 33 (1) : 25~43.
- Maddison, Angus(1995). “Monitoring the world economy, 1820~1992.” OECD Publishing.
- McGrattan, Ellen R. and Rogerson, Richard(2008). “Changes in the distribution of family hours worked since 1950.” Emerald Group Publishing Limited 1 : 115~138.
- Morissette, R. Labour(1996). “Statistics Canada. Survey of, & Dynamics, Income.” *The Growth of Earnings Inequality in Canada : Survey of Labour and Income Dynamics*.
- O’Farrell, Rory(2013). “The Polarisation of Working Hours in Ireland.” NERI WP 2013/NO 9 : Research for new economic policies.
- OECD(2012). *OECD Economic Surveys Korea*. Paris : OECD.
- \_\_\_\_\_(2013). *Stat. Extracts*. Online database.
- \_\_\_\_\_(2015). *In It Together : Why Less Inequality Benefits All*. Paris : OECD.
- Parmentier, A.(2010). “Should Part-time Jobs be Subsidised?.” *Annals of Economics and Statistics* No. 99/100, MEASURING DISCRIMINATIONS (JULY/DECEMBER 2010), pp.343~364.
- Rogerson, Richard(2006). “Understanding differences in hours worked.” *Review of Economic Dynamics* 9 (3) : 365~409.
- Schor, J.(1991). “The overworked American : The unexpected decline of leisure.” Basic Books. New York.
- Usalcaas, J.(2008). “Hours polarization revisited.” Statistics Canada.

〈부표〉 주당 근로시간 결정모델 토빗(Tobit) 결과

변수		가구주		배우자		기타 가구원	
		1999	2014	1999	2014	1999	2014
성별	(남=1)	1.83 (1.823)	4.25** (0.857)	1.87 (6.998)	5.62+ (3.036)	1.64 (1.217)	2.84* (1.217)
연령	25~34	1.84 (4.834)	-1.13 (2.324)	9.51 (11.122)	15.23 (23.823)	4.58** (1.366)	6.70** (1.471)
	35~44	1.64 (4.897)	-1.18 (2.357)	21.64+ (11.107)	22.11 (23.764)	6.99* (2.920)	9.35** (2.115)
	45~54	1.57 (4.960)	0.55 (2.414)	8.49 (11.151)	23.93 (23.738)	15.35** (5.097)	8.07* (3.705)
	55~64	-2.23 (5.007)	-2.61 (2.457)	-5.03 (11.319)	15.53 (23.764)	11.19** (3.939)	13.83** (5.094)
교육수준	고졸	-1.53 (1.551)	-0.03 (1.047)	-1.43 (2.457)	3.60* (1.838)	6.67** (1.934)	14.55** (3.160)
	2년제 대재 이상	-5.68** (2.037)	-0.67 (1.211)	-6.80 (4.300)	1.88 (2.195)	2.23 (2.178)	13.88** (3.121)
	4년제 대재 이상	-8.68** (1.762)	-5.80** (1.128)	-0.15 (6.606)	2.80 (3.225)	-5.05* (2.097)	7.01* (3.084)
혼인상태	고졸 미만 동질혼	5.54* (2.437)	3.30* (1.645)	- -	- -	- -	- -
	4년제 대재 이상 동질혼	-1.96 (2.419)	3.64** (1.278)	6.26** (2.304)	0.14 (2.034)	- -	- -
	그 외 혼인	4.32* (1.961)	2.87** (1.028)	-13.96* (6.764)	-1.21 (2.882)	2.44 (2.250)	6.71* (3.196)
	별거/이혼/사별	2.61 (2.389)	3.50** (1.218)	- -	- -	- -	- -
거주지역	수도권	1.61+ (0.944)	-1.05 (0.641)	-10.60** (1.867)	-4.54** (1.209)	-4.20** (1.500)	-2.17 (1.662)
	광역시	1.25 (1.015)	-0.85 (0.712)	-6.96** (1.995)	-2.93* (1.312)	-1.14 (1.589)	-3.11+ (1.752)



<부표>의 계속

	가구주		배우자		기타 가구원	
	1999	2014	1999	2014	1999	2014
가구 내 6세 미만 아동 수	0.19 (0.709)	0.04 (0.663)	-9.37** (1.653)	-7.15** (1.404)	2.98* (1.411)	-4.04 (2.907)
6세 이상 15세 미만 아동 수	-0.64 (0.657)	-0.23 (0.548)	-4.94** (1.199)	-4.74** (1.071)	0.50 (1.461)	-3.98 (2.685)
비근로 성인 비율	-13.40** (1.550)	-13.09** (1.056)	-150.62** (4.847)	-98.87** (3.181)	-33.32** (3.510)	-23.27** (3.578)
가구주 근로여부 (근로=1)	-	-	15.70** (2.167)	4.47** (1.597)	-0.17 (1.274)	2.88+ (1.513)
시간당임금 (로그)	7.96** (0.173)	5.05** (0.121)	3.61** (0.223)	2.78** (0.142)	9.30** (0.216)	6.59** (0.221)
상수	-15.39** (5.065)	1.64 (2.610)	91.68** (12.135)	51.27* (23.984)	-14.51** (3.540)	-22.14** (4.671)
Sigma	20.93** (0.280)	15.14** (0.189)	32.34** (0.660)	20.55** (0.402)	21.01** (0.473)	14.68** (0.434)
Chi2	3807.42	3547.75	3004.13	3160.11	4322.72	2395.07
Log Likelihood	-13210.4	-15088.5	-7205.7	-7338.5	-5089.4	-2808.2
좌측절단 사례	693	453	1703	1309	2125	982
Pseudo R2	0.1260	0.1052	0.1725	0.1772	0.2981	0.2990
관측치	3,600	3,775	3,078	2,750	3,209	1,602

주: \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1. 괄호 안은 표준오차를 나타냄. 15세 이상 65세 미만 개인 대상. 개인 횡단면 가중치로 가중화됨. 변수별 기준 집단은 연령대는 15세 이상 34세 미만, 학력수준은 고졸 미만, 가구주 혼인상태는 미혼, 배우자의 혼인상태는 고졸 미만 동종혼, 거주 지역은 그 외 지역임.

## Relationship between Working Hours and Household Earning Inequality

Ahn Seoyeon

This study aims to estimate the impact of changes in working hours based on the household unit on inequality of household earnings over the last sixteen years. I use simulation methodology which is a combination of parametric and non-parametric procedures developed by Bourguignon, Ferreira, and Lustig (BFL) on Korea Labour and Income Panel Study data.

Results show that polarisation of working hours at the individual and household levels have been observed since the late 1990s, indicating that workers with higher educational attainment and married couples in which both partners have more than high school education work longer than their counterparts. These changes in working hours based on the household unit were associated with greater inequality.

Keywords : working hours, inequality, household earnings, BFL