

노동정책연구
2015. 제15권 제1호 pp.43-62
한국노동연구원

연구논문

여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향*

문지선**

이 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널을 이용하여, 여성의 시간제 근로와 가구소득 간의 관계를 분석하였다. 맞벌이 가구에서는 많은 시기 동안 여성의 소득 격차가 가구소득 불평등을 야기했지만, 여성 시간제 근로자 가구에서는 남성의 소득 격차가 더 가구소득 불평등에 영향을 미쳤다. 하지만 2008년부터 여성 시간제 근로자의 소득 격차가 증가하고 있었다. 이에 여성의 시간제 근로가 확연히 증가한 2008년을 기준으로 이전 시기(2002~2007년)와 이후 시기(2008~2012년)로 구분하여, 남성 배우자가 정규직, 비정규직, 그리고 자영업자인 여성 시간제 근로자 가구의 가구소득에 대한 여성 시간제 근로의 종단 영향을 분석했다. 분석 결과, 시간제 노동시간과 시간당 임금의 가구소득에 대한 영향은 예상대로 2008년 이후에 더 뚜렷했다. 또 여성 시간제 근로의 가구소득 불평등 효과를 2003년과 2012년에 5분위의 가구소득을 비교하여 살펴본 결과, 2003년과 달리 2012년에 여성의 시간제 근로는 가구 간 소득불평등을 초래했다. 주당 노동시간이 가구 간 소득불평등을 심화시켰지만, 시간당 임금은 가구소득 불평등을 약화시켰다. 하지만 고용형태별로 구분하자 시간제 노동시간은 가구소득 불평등을 야기하지 않았고, 2008년 이전과 이후 시기 모두에서 시간제 노동시간과 시간당 임금은 배우자의 고용형태와 상관없이 가구소득 불평등을 완화하는 데 기여했으며, 이러한 특성은 2008년 이후에 더 분명했다.

핵심용어 : 시간제 근로, 가구소득 불평등, 주당 노동시간, 시간당 임금

논문접수일: 2015년 1월 20일, 심사의뢰일: 2015년 1월 28일, 심사완료일: 2015년 2월 13일

* 이 논문이 좀 더 타당성이 있도록 꼼꼼하게 평가해 주신 두 심사위원께 지면으로나마 깊은 감사를 드린다.

** 고려대학교 사회학과 박사수료(ssensoon@naver.com)

I. 서론

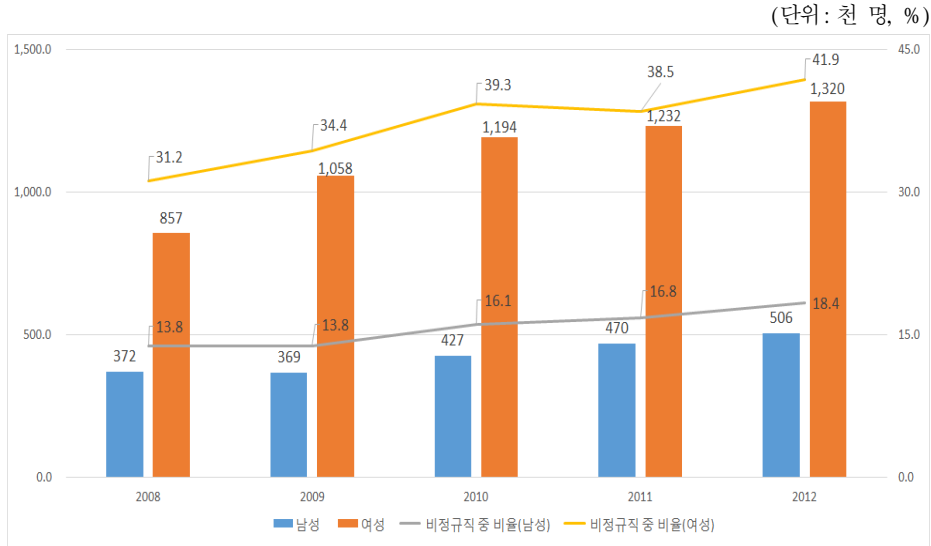
소득불평등을 분석할 때 분석 단위는 가구일 수도 혹은 개인일 수도 있다. 그런데 가구의 소득불평등 수준은 개인들이 겪는 불평등 정도의 합일까, 개인의 소득불평등 수준이 그대로 가구의 소득불평등으로 이전되는 것일까? 아직 성 평등적 균형(gender-equality equilibrium)이 달성되지 않은 노동시장에서 대부분의 여성은 저임금에 불안정한 고용상태에 처해 있다. 하지만 기혼 여성이 겪는 소득불평등 문제는 배우자의 소득이 함께 추산되는 가구소득 때문에 은폐되며, 때로는 남성을 생계부양자로 가정하고 지불되는 가족임금(family wage) 하에 정당화되었다. 여성의 근로소득이 가구소득에 기여한다면 가구소득 불평등도가 달라질 수 있으며, 지금까지 기혼 여성의 일을 용돈 벌이(pin-money)나 이차소득원으로 간주해 온 사회의 고정관념을 넘어서는 기회가 될 수도 있다. 따라서 여성의 경제활동을 설명할 때 가계경제에 대한 근로소득의 효과와 사회적으로 얼마나 인정받고 있는지 살펴보는 것은 중요한 일이다. 여성이 경제활동을 하여도 근로소득이 충분치 않다면 이런 기대는 부질없는 것이기 때문이다.

이명박 정부가 ‘반듯한 시간제 근로’를 도입한 데 이어 박근혜 정부도 ‘양질의 시간선택제 일자리¹⁾’를 장려하고 있다. 이명박 정부는 시간제 일자리 창출 지원금과 컨설팅 지원 등을 하였고,²⁾ 박근혜 정부도 인건비, 사회보험, 컨설팅

1) ‘양질의 시간선택제 일자리’는 시간제로 일하고자 하는 경우 어떤 편견도 없이 여건과 상황에 맞게 시간제를 선택할 수 있는 권리를 보장하여, 학업, 육아, 점진적 퇴직 등 개인의 자발적 수요를 바탕으로 최저임금, 4대보험 등 기본적 근로조건이 보장되는, 전일제 대비 차별이 없는 시간제 일자리로 정의된다. 정책적으로는 새로운 인력을 채용하는 신규형 시간선택제 일자리와 기존 전일제 근로자가 시간제로 전환하는 전환형 시간선택제 일자리로 구분되어 추진되고 있다(김유휘 외, 2014: 112).

2) ‘시간제 일자리 창출 지원금’은 기간의 정함이 없는 시간제 근로자를 신규 채용하여 3개월 이상 고용을 유지하는 기업에 근로자 1인당 월 40만 원의 한도에서 인건비의 50%를 1년 간 지원해 주는 내용이었다. 또 ‘시간제 일자리 창출 컨설팅 지원’은 사업주가 시간제 일자리 창출을 위해 직무설계, 노무체계 개편, 신규직무 창출 등에 대해 전문컨설팅을 요청할 경우, 500만 원에서 1,500만 원의 컨설팅 비용을 지원하는 것이었다(2012년 10월, 여성가족부 홈페이지 www.mogef.go.kr 참조).

(그림 1) 성별 시간제 근로자 수와 비정규직 중 비율



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」 각 연도 8월.

비용, 세액공제 등으로 지원하고 있다. 더욱이 박근혜 정부는 시간제 일자리를 2017년 242만 개까지 늘린다는 ‘고용률 70% 로드맵’을 만들어, 2014년부터는 시간선택제 공무원도 채용했다. 그런데 시간제 근로는 임금이나 고용안정성이 낮은 비정규직이라 할 수 있다. ‘반듯한 시간제 근로’는 열악한 근로조건이라 비판받았고³⁾, ‘시간선택제 일자리’도 임금이 낮고 고용보장도 안 되어 비정규직과 다를 바 없다는 비판을 받았다⁴⁾. 이 밖에도 시간선택제 일자리는 전일제 근로와 시간제 근로 간의 전환이나 근로자가 시간제를 신청할 수 있는 업종 및 직종이 제한적이고, 고용주의 전환도 ‘노력’ 규정에 그치고 있으며, 근로자의 동의하에 전일제 근로와 별도의 취업규칙을 작성할 수 있다는 한계가 있다(김유휘 외, 2014: 117~118).

그런데 시간제 근로는 성별로 다른 양상을 보이며 증가하고 있다. 이명박 정

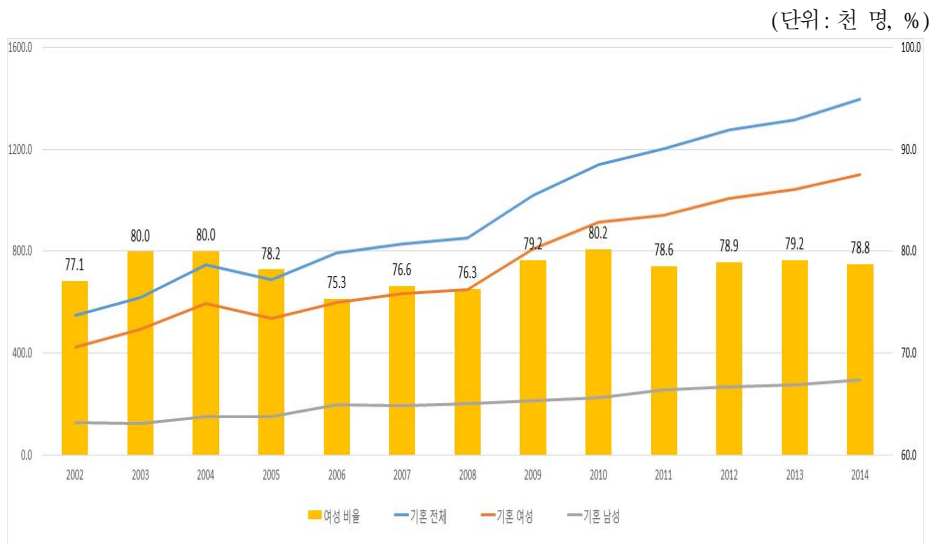
3) ‘반듯한 시간제 일자리의 평균 근로시간은 4주 기준 102.7시간으로, 주당 25.7시간이었다. 평균임금은 4주 기준 78만 3,500원, 시급으로는 7,630원으로 2013년 시간당 최저임금 4,860원보다 약간 높은 수준이었다(2013년 기획재정부와 고용노동부의 국정감사 자료, 세계일보, 「말로만 ‘반듯한 시간제 일자리’」, 2013. 10. 16 기사).

4) KBS 뉴스, 「시간선택제 일자리 성과는 ‘글썽’」, 2014. 6. 29 기사.

부(2008~2012년) 때 시간제 근로는 남성보다 여성에서 더 많이 증가하여 성별로 불균등한 모습을 보였다. 2012년 8월 비정규직 중 시간제 근로자는 남성 50만 6천 명, 여성 132만 명으로 총 182만 6천 명이었는데, 특히 여성 비정규직 중 시간제 근로자는 이명박 정부 중 가장 높은 비율인 41.9%를 나타내, 이명박 정부의 초기인 2008년 8월 31.2%보다 10.7%포인트가 높았다. 이는 같은 기간 남성이 13.8%에서 18.4%로 4.6%포인트만 증가한 것과 뚜렷한 차이를 보인다(그림 1 참조). 실제로 2008년 8월 시간제 여성 근로자는 85만 7천 명이었지만, 4년 만에 46만 3천 명이 증가하여 132만 명이 되었다. 같은 기간 남성은 37만 2천 명에서 50만 6천 명으로 13만 4천 명이 증가하여, 증가폭이 여성의 3분의 1에 불과했다.

이처럼 시간제 근로는 여성에게 편향되어 증가하고 있다. 그렇다면 이 상황이 가구의 소득불평등 문제와는 어떤 연관이 있을까, 여성이 시간제 근로를 하여 소득이 증가한다면 가구소득도 증가하고 보다 평등해질 수 있는 것일까, 그래서 가구소득에 대한 여성 노동의 기여를 백안시했던 기존 관념들이 수정되는 기회가 될 것일까?

[그림 2] 기혼 시간제 근로자의 규모와 여성 비율



자료: 한국여성정책연구원, 성 인지 통계정보 시스템(GSIS).

이에 답하기 위해서는 먼저 기혼 여성의 시간제 근로 현황을 살펴봐야 한다. 그런데 2002년부터 최근 2014년까지 기혼 시간제 근로자의 증가 또한 여성에 의해 주도되었다고 해도 과언이 아니다(그림 2 참조). 기혼 시간제 근로자 중 여성의 비율이 가장 낮을 때도 2006년 75.3%로, 매년 기혼 시간제 근로자 중 약 5분의 4는 여성이었다. 특히 2008년부터 기혼 여성 시간제 근로자는 계속 증가하였으며, 2009년에는 전년 대비 2.9%포인트 증가하여 가장 높은 증가율을 보였다. 이후에도 기혼 여성 시간제 근로자는 78% 이상을 유지하고 있다.

이에 이 글은 2008년 이전과 이후로 시기를 구분하여 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등과 얼마나 관련이 있는지 살펴보고자 한다. 그런데 기혼 여성은 배우자와의 관계적 측면에서 경제활동의 여부와 강도를 결정한다. 예컨대 기혼 여성은 경제활동을 하더라도 가족 부양의 책임을 배우자에게 두는 경향이 있다. 가구의 생계부양자를 남성으로 상정하는 ‘남성 생계부양자 모델’의 성역할 고정관념이 여성에게도 영향을 미치고 있기 때문이다. 일례로 ‘맞벌이 부부 일지라도 가족생계는 남편이 책임져야 한다’에 대해 기혼 남성, 기혼 여성, 미혼 남성, 미혼 여성 순으로 동의 정도가 높아, 기혼 남성이 전통적인 성 역할 규범을 고수하는 것 못지않게 기혼 여성도 여기에 순응하는 정도가 높았다(공선희, 2009 : 20, 22). 마찬가지로 기혼 여성이 시간제 근로를 할 경우에도 노동시장의 참여와 근로시간의 선택은 배우자의 영향 하에 결정될 것이다. 이 글은 여성의 시간제 근로와 가구소득 불평등 간의 관계에 관한 연구이지만, 배우자와의 관계에서 여성 시간제 근로자가 갖는 권력과 영향력의 정도를 직접적으로 가늠해보기 위해 가구소득은 부부합산소득을 이용하여 측정한다. 시간제 근로는 월 임금이 낮아서 임금 차이의 상당 부분이 노동공급의 양, 즉 노동시간의 차이로 설명될 수 있다. 따라서 주당 노동시간을 이용하여 여성 시간제 근로자의 노동공급이 이 부부합산소득에 미치는 영향을 분석하도록 한다. 그리고 노동시간이 길더라도 단위시간당 소득이 낮으면 가구소득에 대한 영향이 달라질 수 있으므로 시간당 임금도 포함하여 분석한다. 지금까지 여성의 시간제 근로는 가정의 이차적인 소득원으로 간주되어 왔다. 과연 여성 시간제 근로자의 소득이 부차적이고 배우자 소득에 대한 종속성이 강한 것이지 살펴볼 것이다.

II. 이론적 배경과 선행 연구

1. 젠더 관점에서 여성의 시간제 근로의 의미

여성 시간제 근로자 가구의 소득이 적다면 성, 고용형태 등에 의한 임금 차별의 결과일 수 있다. 그런데 일각에서는 시간제 근로자가 다른 비정규직에 비해 임금 차별을 크게 받는 것은 아니라는 분석도 있다. 시간제 근로의 임금격차는 인구학적 요인, 교육, 근속기간, 사업체규모, 종사상 지위, 산업 등 설명될 수 있는 차이에 의한 것이었고(금재호 외, 2013 : 34), 여성 시간제 근로자의 경우에는 연령, 교육수준, 산업, 직업, 사업체 규모 등이 같다면 임금격차가 발생하지 않았다(성재민, 2014 : 29). 대신 시간제 일자리가 특정 산업과 직업군의 저임금 일자리에 집중됨에 따라 ‘저임금 직업의 직업분리(occupational segregation)’가 심화되어 여성 시간제 근로의 임금격차가 발생했다는 것이다(성재민, 2014 : 29).

하지만 우리나라 시간제 근로자의 고용조건이 매우 열악하다는 데 대해서는 이견이 없는 듯하다. 시간제 근로자는 법에 따라 전일제 정규직의 근로시간을 기준으로 이에 비례하는 임금 등의 근로조건을 적용받아야 하지만(근로기준법 제18조제1항 비례보호의 원칙), 그렇지 못한 것이 현실이다. 양질의 시간제 일자리는 2012년 기준 3.3%(6만 개)에 불과한데(이준협, 2013)⁵⁾, 더욱이 우리나라의 시간제 근로자는 대부분이 여성, 고령자, 저학력자 등 저임금 취약계층이다. 특히 여성은 ‘시간제 근로의 여성화’라 해도 지나치지 않을 정도로 높은 비율로 열악한 시간제 일자리를 채우고 있다. 여성은 시간제일 가능성이 남성의 3배 이상이며, 학력이 낮을수록 시간제 근로의 비율이 높은 가운데 모든 학력 수준에서 시간제 종사율이 남성보다 높았다(금재호, 2014 : 35). 또 2013년 기준

5) 이준협(2013 : 13)은 “자발적인 사유로 시간제 일자리를 선택할 수 있고, 지속적으로 근무 가능하며, 공적연금 및 고용보험을 제공하고, 시간당 임금이 정규직의 70% 이상인 시간제 일자리”를 양질의 시간제 일자리로 정의했다.

으로 여성 시간제 근로자 중 약 37%는 최저임금 이하를 받으며, 60세 이상의 여성 시간제 일자리 중 하위 일자리는 81.4%에 달한다(김복순, 2013 : 143). 2008년 이후 여성 시간제 근로자 중 60세 이상이 가장 크게 증가한 상황에서, 여성의 시간제 근로는 중고령 여성들의 불안정한 일자리라는 특성이 있는 것이다(신경아, 2014 : 101). 그럼에도 여성 시간제 근로자는 대부분이 50세 이상의 중고령층이라 그런지 일을 할 수 있는 것만으로도 다행으로 여기고 있다. 여성 시간제 근로자의 약 83%는 이렇게 열악한 일자리라도 계속 일하고 싶다고 하였다(김복순, 2013 : 137). 또 여성은 노동시장에 처음 진입하거나 경력단절 후 재진입할 때, 체력 안배 등 건강상 이유로, 그리고 가구주가 부재하거나 퇴직을 하여 가구소득을 보완해야 할 때나 가구소득이 낮아 생계활동이 필요할 때 상대적으로 노동시장의 진입이 쉬운 시간제 근로를 선택하고 있다(성지미 외, 2012 : 58~59).

그런데 이처럼 시간제 근로를 여성이 선택한 결과로만 본다면, 시간제 근로자 중 44.2%만 자발적으로 시간제를 선택하고 절반이 넘는 55.8%가 비자발적으로 시간제를 선택한다는 사실을 놓치게 된다(금재호, 2014 : 36). 일-가정양립 패러다임의 확산으로 여성의 수요에 의해 시간제 근로가 증가하는 면도 있지만, 가정, 복지, 사회 영역에서 여성에게 시간제 근로가 ‘주어진’ 부분도 있기 때문이다. 예컨대 산업사회에서 여성은 자녀들과의 교류를 포기하는 것을 싫어하기 때문에 여성들 대다수가 시간제 근무를 원한다고 간주되었으며(엘리자베트 벡, 2014 : 30), Hakim(2003)은 여성이 직장 일보다 가정생활을 더 선호하여 시간제 근로같이 이차적이고 배우자에게 종속적인 고용형태를 선택하는 것이라고 설명했다.

하지만 산업사회는 남성을 노동시장의 삶으로, 여성은 타인을 돌보는 일로 성역할을 구분하는 것을 전제로 작동하는 사회였다. 즉 여성의 삶은 교육, 법률 등에서 ‘타인을 위한 삶’으로 정의되었고, 개인의 자유와 평등은 남성에게만 보장되었다. 현대사회에도 여성의 가정 내 역할을 강조하는, 성별 역할 분리의 실례인 남성 생계부양자 가족 모델이 존속하고 있다(배규식, 2010 : 이주희, 2013). 그리고 이렇게 사회의 암묵적인 동의하에 성역할이 제도화된 ‘젠더레짐’ 하에서는 자녀 양육과 가족의 돌봄 책임이 국가가 아닌 여성에게 일차적으로 주어

지게 된다. 혹 여성의 노동시장 참여를 독려하는 여러 지원정책에 의해 젠더레짐이 전환되어도, 여러 상반된 요인들에 의해 완전한 부부 동등 맞벌이형으로 가기보다 1.5소득자모델 혹은 남성 우세형 맞벌이형으로 귀결되었고(장지연 외, 2014: 223), 이것의 한 예가 여성의 시간제 근로인 것이다. 따라서 여성이 시간제 근로를 선택했다기보다 사회의 제도화된 성역할 규범인 젠더레짐에 의해 여성의 경제활동은 시간제 근로로 제약되었다. 그런데 이렇게 불완전하게 ‘성평등적 균형’을 이룬 상황에서 저소득 가구의 여성은 시간제로 일하며 자녀를 방치하지만, 고소득 가구의 여성은 배우자와의 동질혼으로 더 높은 소득을 얻거나 자녀 양육을 위해 일을 쉴 자유도 얻는다. 그래서 이러한 돌봄시간의 차이로 인해 가구소득 불평등은 자녀 세대로까지 이전되어 존속될 수도 있다(에스핑 앤더슨, 2014).

현재 우리나라의 시간제 근로는 여성의 수요보다 시장의 필요, 저출산과 고령화라는 인구학적 위기에 대한 대응책으로 장려되는 면이 있다. 그래서 논의도 주로 여성이 시간제 근로를 원할 때 지원 가능한 양육관련 복지정책이 아니라 노동시간정책에 한정되어 있다. 정부와 기업이 국민에게 일할 기회를 제공한다는 시혜적 차원의 ‘일자리 문제’로 다뤄지고 있는 것이다(신경아, 2014: 87). 또 시간제 근로는 여성에게 제한적인 노동시장 참여 기회를 제공하면서 동시에 돌봄 부담도 전가하는, 즉 남성 생계부양자 모델의 성별 분업구조를 오히려 더 강화시키는 기제가 될 수 있다. 독일의 구서독 지역은 시간제 고용 확대 중심의 일-가족양립 정책을 추진했는데, 그 결과 남성은 전일제, 여성은 시간제 고용이라는 성별 분리 현상이 뚜렷해지게 되었다. 또 구동독 지역의 여성은 노후에 도움이 될 정도의 실질적인 시간제를 원해서, 결국 시간제는 전일제를 구하지 못해 마지못해 일하는 잔여적인 선택지로 전락하였다(홍찬숙, 2011: 369). 따라서 시간제 근무가 노동시간의 선택이라는 권리 행사 차원에서 증가하기보다 성과 중심의 정책 차원에서 여성에게 ‘주어질’ 때, 오히려 보수적인 젠더레짐으로 회귀할 위험이 있다. 이처럼 계속 여성에게 제도적 억압이 ‘주어진다면’, 여성의 시간제 근로는 산업사회의 수동적이고 불평등한 근로와 마찬가지로 될 것이다.

2. 가구소득 불평등의 요인

가구소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득(자본소득), 사적 및 공적 이전소득, 기타소득으로 구분된다. 우리나라의 소득불평등에 관한 기존 연구들은 근로소득이 주된 원인이라는 견해가 지배적인데(김진욱 외, 2010; 장지연 외, 2013; 이병희, 2014), 특히 근로소득 중 임금불평등이 소득불평등의 가장 중요한 원인으로 지목받아 왔다(최바울, 2013). 그런데 우리나라는 OECD 국가 중 개인단위의 근로소득 불평등은 심각하지만, 가구단위에서는 가장 평등한 국가로 보고되고 있다. 하지만 저소득층 가구 여성의 높은 경제활동참가율 덕에 가구소득은 높지만(장지연, 2012), 조세, 사회보장분담금, 공적소득이전 등 재분배정책이 반영된 가구의 가처분소득은 불평등한 게 현실이다(장지연 외, 2013 : 75~76). 즉 우리나라는 개인단위의 노동시장 불평등이 노동공급에 의해 가구단위에서 완화되지만, 소득재분배제도가 부실한 탓에 최종 가구소득이 낮은 것이다. 결국 저소득층 가구로서는 이래저래 여성이나 가구원의 노동공급을 최대한 늘려 가구소득을 보전할 수밖에 없게 된다(장지연, 2012 : 153).

이처럼 하위소득계층 여성의 고용률과 노동시간 등의 노동공급이 증가하면 가구소득 불평등은 완화될 수 있다. 하지만 반대로 고소득계층 여성의 노동공급이 증가한다면 가구소득 불평등은 악화될 것이다. 따라서 가구소득 불평등도는 어떤 소득계층 여성의 경제활동이 더 활발한지가 관건이 된다. 이성림(2005)에 따르면, 중하위층 여성 배우자의 취업률 효과가 상층 여성 배우자의 취업률 효과를 압도하여, 여성 배우자의 취업이 가구소득 분배를 개선할 수 있었다. 여성 배우자의 취업으로 소득계층의 변동도 있었는데, 여성 배우자가 취업한 경우 약 54%는 소득계층이 상승했고, 약 39%는 변동이 없었으며, 하락은 7%에 불과했다. 하지만 만약 최고소득층인 10분위 가구에서 여성 배우자가 취업하면 월평균 소득 기여 액수가 1분위 가구에서보다 6배나 높았고, 가구주 소득 대비 기여율과 총 가계소득 대비 기여율도 10분위 가구에서 가장 높았다. 따라서 고소득층 여성의 취업률이 중하위층 여성보다 높으면, 계층 간 소득 격차는 확대될 위험이 있었다. 최바울(2013)은 남편과 아내의 노동소득이 가구소득 불평등에 기여한 정도를 분석하였는데, 노동소득 불평등의 증가기(2003~2008년)에

는 남편의 취업 비중 변화가, 노동소득 불평등 감소기(2008~2010년)에는 아내의 취업 비중 변화가 더 큰 영향을 미쳤다. 특히 2008년 이후에 소득 불평등이 개선된 것은 주로 저소득가구 아내의 취업 비중이 증가해서 가능한 것이었다. 김수정(2014)도 1998년 외환위기의 충격이 남성보다 여성에게 더 커서, 현재 남편 소득에 비해 아내 소득 불평등도가 더 높은 상황이지만, 여성의 노동공급이 특히 저소득층 가구를 중심으로 증가하여 아내 소득 불평등뿐만 아니라 가구소득 불평등도 감소했음을 보였다. 그런데 여성의 노동공급은 시간에 지남에 따라 하위소득계층부터 중간계층 이상의 소득계층으로 확산되는 경향이 있어서, 가구소득 불평등에 대한 영향이 상반되게 변하기도 한다(장지연, 2012; 장지연 외, 2013). 미국의 경우 1970년 이전에는 저임금 남편을 둔 아내들의 경제활동이 활발하여 가구소득이 평등했지만, 1970년 이후에는 중간이상 소득자 아내들의 참여 수준이 더 높아 가구소득 불평등이 증가하였다(Maxwell, 1990). 여성의 노동공급이 소득계층 전방위로 확산될수록 가구소득 불평등은 더 확대될 수 있는 것이다. 한편 여성은 본인의 경제활동 여부를 남편 소득에 따라 결정하는 측면이 있어서, 남편의 소득이나 가구소득은 여성의 노동공급에 중요한 영향을 미친다. 예컨대 여성은 본인의 임금이 높을수록 경제활동을 하지만, 배우자 소득이 높아지면 경제활동참가가 낮아지는 특성이 있다(윤자영, 2012). 남편의 소득 분위에 따라 살펴보면, 이러한 경향은 중간 수준의 임금을 받는 남편을 둔 기혼 여성이 가장 강했으며, 저임금을 받는 남편을 둔 여성의 고용률만 배우자 임금의 영향을 받지 않았다. 이렇듯 모든 소득 분위에서 여성의 노동공급이 증가하더라도 남편의 소득 수준에 따라 각기 다른 요인이 작용한 결과일 수 있다. 장지연 외(2014)에서도 남편의 월소득이 높을수록 아내가 전일제 고용으로 취업할 확률이 낮았다. 상위소득계층 남편의 아내가 전일제로 일할 확률은 중위소득계층 남편의 아내보다 줄곧 낮았고, 중위소득계층 남편의 아내가 전일제로 일할 확률도 하위소득계층 남편의 아내보다 대체로 낮았다. 그러나 여성의 시간제 고용에 대한 남편 소득의 영향은 전일제 고용만큼 크지 않아서, 중위소득계층의 아내와 저소득층의 아내 간에 차이가 없었다.

그런데 가구의 노동공급뿐만 아니라 가구 구성원의 임금도 가구소득 불평등에 영향을 미친다. 즉 가구별 가구원 간의 임금 격차가 크다면 가구소득 불평등

은 커지게 된다. 특히 가구소득 불평등에는 가구의 주소득원인 가구주 임금의 영향이 가장 커서(장지연 외, 2013: 79; 구인회 외, 2007), 여성의 노동공급이 증가하여도 가구주 간의 임금 격차가 더 클 경우 가구소득 불평등이 악화될 수 있다. 따라서 노동공급과 임금 이 두 변수를 동시에 비교 분석하기도 한다. 한 예로 이철희(2008)는 가구소득 불평등이 가구의 노동공급보다 주로 임금 불평등 때문이라고 설명했다. 특히 배우자보다 가구주의 임금이 주목했는데, 배우자 임금은 격차가 확대되어도 가구소득에서 차지하는 비중이 낮아, 가구소득 격차 확대에 대한 설명력이 가구주의 임금 격차보다 낮았기 때문이다. 하위 가구 가구주의 노동공급(고용률과 근로시간) 감소는 가구소득 불평등 증가의 약 3분의 1을 설명했지만, 가구주의 임금불평등 증가는 최상위 및 최하위 가구소득 격차 확대의 77%를 설명했다. 그런데 하위소득 가구의 배우자는 가구주와 똑같이 임금이 감소했음에도 노동공급은 반대로 증가하여 소득불평등 증가가 상쇄될 수 있었다. 결국 가구주의 임금 격차 감소뿐만 아니라 배우자의 노동공급 증가도 가구소득 불평등을 낮추는 요인인 것이다. 장지연 외(2013: 90~92)도 1996년과 2011년 두 시기 동안 10분위와 1분위 간 가구 가치분소득 격차를 분석하여, 두 기간 동안의 불평등 확대에 취업률로 측정된 노동공급(28%)보다 취업소득 격차(122%)의 영향이 더 컸음을 실증했다. 특히 가구주의 취업소득 격차는 가구소득 격차의 111%를 설명하여 배우자의 취업소득 격차(11%)보다 영향력이 더 컸다. 또 가구주의 취업률 격차가 전체 가구소득 격차의 27%를 설명했지만, 배우자의 취업률 격차는 1%를 설명하는 데 그쳤다.

반면 이병희(2007)는 시간에 따라 임금불평등과 노동공급 격차의 영향이 다를 수 있음을 보였다. 외환위기 이후 상대적으로 소득불평등이 약화된 시기(1999~2002년)와 증가한 시기(2003~2006년)에서 1분위와 5분위 간 가구소득 격차를 분석하여, 전기에는 부부의 근로소득 격차 확대가, 후기에는 부부의 노동공급 격차 확대가 가구소득 불평등을 더 확대하는 요인이었음을 밝혔다. 즉 가구소득 불평등 확대가 외환위기 직후에는 주로 가구주 근로소득의 격차 확대에서 기인했다면, 그보다 이후에는 가구소득분위별 노동공급의 격차 확대에서 비롯된 것이다. 이는 시기를 어떻게 구분하느냐에 따라 가구소득 불평등을 결정하는 요인이 달라질 수 있다는 것을 시사한다. 또 성별에 따라서도 가구소득

불평등의 결정요인이 다를 수 있다. 가구소득 불평등은 주로 노동소득 불평등에서 비롯되었으며, 특히 시간당 소득인 임금률의 불평등에 의한 것이었다. 그런데 남성은 임금률의 불평등이 가장 주된 요인이지만, 여성은 임금률뿐만 아니라 근로시간과 노동시간의 차이도 중요한 원인이었다. 특히 여성 취업자의 소득을 5분위로 나눴을 때 중간 분위(3분위)와 하위 분위(1분위) 간 소득격차를 발생시키는 요인은 근로시간, 노동시간, 임금률 순으로 높아, 여성 저임금 취업자의 저소득은 낮은 고용안정성과 짧은 근로시간에서 비롯된 것이기도 하였다(이병희, 2014). 여성은 남성보다 집단 내 소득불평등과 소득불평등도의 변동 폭 모두 커서 여성 집단의 높은 소득불평등이 전체 소득불평등도를 높이고 있다(김혜연 외, 2009). 가구소득 불평등은 부부소득의 동질성에 의해서도 결정되었는데, 이처럼 여성 내부의 소득 격차가 클 때 영향력이 더 컸다. 예컨대, 부부가 모두 고소득자로 동질적이더라도 여성들 간의 소득불평등이 큰 경우가 여성 집단의 소득불평등이 작은 경우보다 가구 간 소득불평등이 더 컸다. 심지어 남편들의 소득 분포는 부부소득 불평등을 감소시키는 역할을 했지만, 부인들 내부의 소득불평등 증가와 부부소득의 동질성 증가는 부부소득 불평등을 증가시켰다. 여성 노동시장의 이중구조화와 소득 양극화 상황에서, 기혼 여성의 경제활동과 맞벌이 부부의 증가가 가구소득 불평등을 악화시킬 수 있는 것이다(신광영, 2013 : 195~197, 209~210). 반면 김수정(2014 : 116)은 고소득 가구 여성의 노동공급이 동류혼과 결합하면 가구소득 불평등이 심화될 수 있지만, 고소득 배우자를 둔 여성들의 노동시장 참가율이 낮아 소득동류혼의 경향이 약한 탓에 고소득 맞벌이 부부가 가구소득 불평등에 미치는 영향은 크지 않다고 봤다. 그러나 분위회귀분석을 이용하여 부부소득이 아닌 학력과 직업의 동질혼으로 맞벌이 가구의 가구소득 불평등을 분석한 결과, 부부의 고학력 동질혼이나 고소득 가구의 직업 동질혼으로 인해 가구의 소득 격차가 증가할 수도 있었다(석재은 외, 2013 : 183). 가구 간 소득불평등이 부부의 소득 외에 학력과 직업 등의 동질성에 의해서도 야기될 수 있는 것이다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석 과정

이 연구는 한국노동연구원이 개인의 일자리 특성을 중심으로 1998년부터 2012년까지 15개 연도의 자료를 구축한 한국노동패널을 이용하여, 크게 3개의 분석을 하였다. 먼저 맞벌이 부부 중 누가 더 가구소득 불평등에 영향을 미치는지 개괄적으로 파악해 본다. 그 후 여성의 시간제 근로가 확연히 증가한 2008년을 기준으로 이전 시기(2002⁶⁾~2007년)와 이후 시기(2008~2012년)로 구분하여 여성 시간제 근로자 가구에서 여성의 노동공급(주당 노동시간)과 임금률(시간당 임금)이 가구소득에 미친 종단 영향을 살펴본다. 구체적으로 남성 배우자가 정규직⁷⁾, 비정규직, 그리고 자영업주(종업원이 있는 고용주와, 종업원을 고용하지 않은 자영업자를 합한 비임금근로자)인 경우로 가구를 구분하며, 여성 시간제 근로자 가구의 고유한 특징을 파악하기 위해 맞벌이 가구도 역시 패널 분석을 하여 비교해 본다⁸⁾. 또 2008년 이전과 이후 시기에서 1분위 가구와 5분위 가구 여성의 소득 격차가 가장 큰 2003년과 2012년에 5분위의 분위회귀 분석을 하여(표 3 참조), 소득계층별로 여성 시간제 근로의 영향이 어떻게 다른지 비교한다. 마지막으로 여성 시간제 근로의 가구소득 불평등 효과를 배우자

-
- 6) 한국노동패널에 파견, 용역, 특수고용, 재택근로, 호출근로 등의 비정규직 유형이 모두 구분된 것은 5차 연도인 2002년부터라 할 수 있다. 또 3차 연도인 2000년에는 자기선언적 고용형태 변수가 조사되지 않았다. 이에 안정적으로 일자리 특성을 파악할 수 있는 2002년부터 여성 시간제 근로자가 있는 가구를 분석하였다.
 - 7) 정규직을 엄격하게 정의하여 '중사상 지위가 상용직이고, 직접 고용되었으며, 전일제로 일하고, 근로계약 기간이 정해져 있지 않고, 특별한 사유가 없는 한 계속 근로가 가능한 경우'로 구분한 결과 표본 수가 적어지는 문제가 있어, 고용형태를 응답자가 직접 구분하는 자기선언적 고용형태 구분 변수를 이용하였다.
 - 8) 여성 전일제 근로자 가구가 아닌 맞벌이 가구와 비교한 이유는, 전일제 근로자는 임금근로자로만 구성되어 있어 표본 수가 적어지는 문제가 있으며, 또 인노동 여부와 상관없이 여성이 취업한 경우가 경제활동을 하는 기혼 여성을 더 잘 대변할 수 있다고 보았기 때문이다.

의 고용형태에 따라 좀 더 자세하게 살펴보면, 여기서는 배우자의 고용형태에 따라 구분할 경우 각 가구의 표본 수가 적어지는 문제를 보완하기 위해 2002~2007년과 2008~2012년으로 자료를 묶어(pooling) 분석한다.

이 글은 여성의 노동공급 및 임금률과 가구소득 간의 직접적인 관계를 가정하기 위해 세후 월평균 근로소득을 가구소득의 대리변수로 이용하였다. 또 여성의 경제활동이 부부의 관계적 차원에서 결정된다고 보아 부부는 사실혼을 포함하여 기혼이며 배우자가 있는 경우로 한정하였고(별거 중 제외), 학생과 은퇴자를 제외하기 위해 25~59세의 부부만 분석하였다. 종단 분석 시에는 시간의 흐름에 따른 효과를 제대로 파악하기 위해 2년 이상 부부가 근로자였던 경우만을 포함하였다. 이와 같이 조작적 정의를 한 결과, 여성 시간제 근로자는 2008년부터 비정규직보다 정규직에서 확연히 그 수가 감소하였다.⁹⁾ 시간제라 할지라도 정규직으로 근무할 수 있으며, 이들을 빼고 비정규직 근로자로만 분석하면 그렇지 않아도 적은 여성 시간제 근로자 가구의 표본 수가 더 적어지는 문제가 있어 정규직도 여성 시간제 근로자에 포함하였다.

2. 변수 설명

독립변인인 여성의 노동공급은 주당 노동시간으로, 여성의 임금률은 시간당 임금으로 측정하였으며, 정규분포와 가깝게 하기 위해 종속변인인 부부합산 월평균 근로소득과 함께 로그값을 이용하였다. 통제변인으로는 산업, 직업, 기업규모의 ‘노동시장 특성’과 부부 평균연령과 부부 교육연수합인 ‘부부인적특성’을 이용했다. 여성 내부에서도 생계 문제의 책임감이 다른 만큼 여성 내의 변이

9) 여성 시간제 근로자의 고용형태별 변화

(단위: 명)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
시간제 정규직 여성	37	33	17	19	13	8	3	4	2	1	0
시간제 비정규직 여성	80	76	77	78	75	81	78	120	131	141	147

에 주목하여, 예컨대 학력을 교육수준별 더미변수로 포함하는 방법도 있을 것이다. 여러 연구들에 따르면 고학력 여성은 자신의 선호와 본인이 인식한 기회 상황에 따라 경제활동 여부를 결정하지만, 저학력 여성은 스스로를 이차소득자로 보는 특성이 있기 때문이다(에스핑 앤더슨, 2014 : 47). 그런데 통제변수는 독립변수와 종속변수 모두에 영향을 미치는 혼동변수(confound variable)로서 분석에 포함되는 의미만 있을 뿐이므로(김현식 외, 2012), 더미변수로 통제변수의 수를 확장하지 않았다¹⁰⁾. 대신 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향을 부부를 중심으로 살펴보는 이 글의 취지에 맞게 부부관계적 차원에서 부부의 평균연령과 교육연수합을 포함하였다.

〈표 1〉 분석에 이용되는 변수의 조작적 정의

	변수		설명
종속변수	가구소득		부부합산 월평균 근로소득(자연대수)
독립변수	여성의 노동공급		주당 노동시간(자연대수)
	여성의 임금률		시간당 임금(자연대수)
통제변수	노동 시장 및 배우자 특성	산업	농림어업, 광업, 제조업, 전기, 가스 및 수도사업, 건설업=1(기준변수), 도소매, 숙박, 음식점업=2, 운수통신업, 금융보험 및 부동산 임대업, 기계장비 임대업, 정보처리 및 기타 컴퓨터 운영, 연구 및 개발, 회원단체, 외국기관=3, 공공행정, 교육, 보건, 사회복지, 출판, 영상, 하수폐기물 처리, 수리 서비스업=4
		직업	의회의원, 경영전문직, 준전문가=1(기준변수), 사무직, 판매서비스직, 보안서비스(군인 포함)=2, 생산기능직, 단순노무직=3
		기업 규모	1~9=1(기준변수), 10~299=2, 300 이상=3
	부부인적특성	부부 평균연령	
		부부 교육연수합	

10) 또 여성과 남성 각각의 연령과 교육수준을 더미변수로 넣었을 때 다중공선성 문제로 빠지는 변수가 많아서였기도 하다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계

25~59세의 맞벌이 가구는 2012년 1,145가구로 2002년보다 368가구가 증가했고, 특히 2009년에는 전년도보다 143가구가 증가하여 가장 큰 증가폭을 나타냈다. 하지만 2009년 가구소득은 전년도보다 4.7만 원, 전년도 소득의 1.1%가 증가하는 데 그쳐 조사 기간 중 가장 낮은 증가율을 나타냈다. 여성 시간제 근로자 가구도 2009년 전년도보다 43가구가 증가하여 가장 높은 증가율(53.1%)을 보였다. 여성 시간제 근로자 가구의 가구소득은 맞벌이 가구와 달리 부침을 거듭했지만, 가계 소득 대비 기여율인 여성 소득의 비중은 전체 가구와 마찬가지로 2006년에 가장 높고, 2011년 가장 낮았다. 그러나 2009년에는 가구 수가 증가했음에도 가구소득은 전년 대비 9.7만 원, 3.0%가 감소하여, 2005년(10.9% 감소)에 이어 두 번째로 높은 가구소득 감소율을 나타냈다. 맞벌이 가구에서는 가구 수가 감소해도(2004년, 2008년) 가구소득이 감소한 적은 없었지만, 여성 시간제 근로자 가구는 2005년과 2009년 가구 수가 증가했음에도 가구소득이 감소한 것이다. 그리고 가구소득 내 여성 소득의 비중은 이렇게 가구 수와 가구소득의 증감 방향이 다른 2006년에 27.2%로 가장 높았고, 2005년에도 26.3%로 세 번째로 높았다. 가구 수가 많아져도 가구소득이 감소한다는 것은 평균적으로 가구당 소득 수준이 낮다는 것을 뜻한다. 그리고 이 시기에 가구소득 내 여성 소득의 비중이 더 높은 것을 종합하면, 여성이 시간제 노동시장에 대거 진입해 시간제 가구가 증가했지만 저임금으로 인해 가구소득 증가에 미치는 영향이 작아 가구소득은 여전히 낮은 것이다. 2009년 여성 시간제 근로자 가구 수가 가장 높은 비율로 증가했음에도 가구소득이 감소했고, 이들을 포함한 맞벌이 가구의 가구소득 증가율도 가장 낮은 1.1%에 그쳤던 것이 일례이다.

그러나 부부 중 누구의 근로소득이 더 가구소득 불평등에 영향을 미치는지 살펴본 결과, 맞벌이 가구와 달리 여성 시간제 근로자 가구에서는 남성의 소득

〈표 2〉 맞벌이 가구와 여성 시간제 근로자 가구의 월평균 근로소득

(단위: 가구 수, 만 원, %)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
맞벌이가구	777	815	812	840	854	894
가구소득	283.9	320.1	335.7	346.9	370.8	388.0
남성소득	173.9	194.7	209.0	211.5	222.7	239.7
여성소득	110.0	125.4	126.7	135.4	148.1	148.2
여성소득 비중	38.7	39.2	37.7	39.0	39.9	38.2
여성시간제 근로자가구	117	109	94	97	88	89
가구소득	207.5	238.2	283.0	252.1	267.7	297.7
남성소득	152.4	180.8	222.8	185.9	194.9	226.2
여성소득	55.1	57.4	60.2	66.2	72.8	71.5
여성소득 비중	26.6	24.1	21.3	26.3	27.2	24.0

	2008	2009	2010	2011	2012
전체 가구	885	1,028	1,091	1,113	1,145
가구소득	410.1	414.8	431.4	454.0	472.3
남성소득	254.0	258.4	269.0	287.0	297.3
여성소득	156.2	156.4	162.5	167.0	175.0
여성소득 비중	38.1	37.7	37.7	36.8	37.1
여성시간제 근로자가구	81	124	133	142	147
가구소득	324.5	314.8	342.3	373.6	382.1
남성소득	255.5	242.7	266.9	295.5	300.9
여성소득	68.9	72.1	75.3	78.0	81.1
여성소득 비중	21.2	22.9	22.0	20.9	21.2

격차가 가구소득 불평등과 더 관련이 있었다. 맞벌이 가구는 세 연도(2004년, 2009년, 2011년)를 제외하고는 여성의 소득 격차가 남성의 소득 격차보다 컸으며, 가구의 소득 격차도 남성보다 컸다(표 3 참조). 따라서 2000년 이후 대체로 여성의 소득 격차가 맞벌이 가구의 소득불평등에 영향을 미치고 있었다.

〈표 3〉 부부의 근로소득 격차 : 근로소득 비율(제5소득분위/제1소득분위)

	맞벌이 가구			여성 시간제 근로자 가구		
	남성	여성	가구	남성	여성	가구
2002	3.37	3.56	3.45	3.08	1.72	2.59
2003	3.64	4.25	3.88	4.47	2.15	3.69
2004	3.39	3.36	3.38	3.97	1.35	3.07
2005	3.62	3.91	3.74	3.50	1.68	2.81
2006	3.16	3.51	3.30	2.82	1.68	2.45
2007	3.34	3.45	3.38	4.34	1.41	3.21
2008	3.41	3.55	3.47	4.50	1.18	3.27
2009	3.58	3.36	3.49	2.92	1.31	2.41
2010	3.37	3.50	3.42	3.59	1.41	2.91
2011	2.31	2.29	2.30	3.43	1.44	2.81
2012	2.98	3.04	3.00	4.01	1.50	3.25

주: 에스핑 엔더슨(2014 : 109)의 분석 방식을 차용함.¹¹⁾

반면, 여성 시간제 근로자 가구에서는 남성의 소득 격차가 계속 여성의 소득 격차보다 커 여성보다 남성의 경제활동이 가구소득의 불평등에 영향을 미치고 있었다. 그런데 여성 시간제 근로자 가구에서 가구소득 불평등 요인인 남성의 근로소득 격차가 들쭉날쭉한 변화를 보여 일정한 경향성을 찾기 어려웠던 것과 달리, 여성의 소득 격차는 2008년부터 줄곧 증가하고 있다. 앞서 살펴보았듯 기존 여성의 시간제 근로는 2008년부터 큰 폭으로 증가했는데, 여기에 1분위 가구와 5분위 가구 여성의 소득 격차도 커지고 있는 것이다. 이는 여성의 시간제 근로가 소득분위별 가구소득에 미치는 영향이 2008년 이전에는 일정치 않았지만, 2008년 이후부터는 적어도 1분위 가구와 5분위 가구 여성의 소득 격차가 커지는 경향성이 있었고, 이것이 가구 간 소득불평등으로 이어질 수 있다는 것

11) 1분위 가구 가구소득 대비 5분위 가구 가구소득의 비율로 가구소득 격차를 구한 후, 두 가구소득분위에 속한 남성 소득과 여성 소득을 구분하여 가구소득 비율과 마찬가지로 방식으로 각각의 소득 격차를 계산하였다. 수식은 다음과 같다.

남성 : 여성 : 가구소득 비율 =

$$\frac{I_5 \text{가구소득 중 남성의 소득}}{I_1 \text{가구소득 중 남성의 소득}} : \frac{I_5 \text{가구소득 중 여성의 소득}}{I_1 \text{가구소득 중 여성의 소득}} : \frac{I_5 \text{가구소득}}{I_1 \text{가구소득}}$$

만약 남성보다 여성에서 이 비율이 더 크다면, 즉 1분위 가구와 5분위 가구 간 소득 격차가 여성에서 더 크다면, 여성의 소득 격차가 가구 간 불평등을 증가시키는 것이 된다. 마찬가지로 가구의 소득 격차가 남성의 소득 격차보다 크다면, 여성의 소득 격차가 가구 소득 불평등을 야기하는 것이다.

을 의미한다. 특히, 2008년 이전에는 2003년, 2008년 이후에는 2012년에 1분위 가구와 5분위 가구 여성의 소득 격차가 가장 컸다. 여성 시간제 근로자의 소득 격차가 큰 이 두 해를 중심으로 가구의 소득 격차를 분석하여, 여성의 시간제 근로로 인한 가구 간 소득불평등 효과를 보다 분명하게 파악하고자 한다.

2. 가구소득에 대한 여성 시간제 근로의 종단 영향

가. 2002~2007년과 2008~2012년의 비교

2008년부터 여성의 시간제 근로가 큰 폭으로 증가한 만큼 가구소득에도 영향을 미쳤다는 것을 확인하기 위해 2002~2007년과 2008~2012년으로 시기를 구분하여 비교하였다. 2008~2012년 배우자가 비정규직인 여성 시간제 근로자 가구만 제외하고 고정효과 패널분석이 가장 적합했다.¹²⁾

2002~2007년 맞벌이 가구는 여성의 주당 노동시간이 1% 증가하면 가구소득이 0.42% 증가했지만 2008~2012년에는 이보다 낮은 0.35%가 증가했으며, 여성의 시간당 임금의 영향도 2008년을 기점으로 0.49% 증가에서 0.37% 증가로 감소했다. 반면, 여성 시간제 근로자 가구는 배우자가 정규직일 때 2008~2012년 여성의 주당 노동시간이 1% 증가하면 가구소득이 0.24% 높아져 2008년 이전(0.18%)보다 가구소득에 대한 영향력이 더 증가했다. 배우자가 비정규직인 경우에도 2008년 이전에는 여성의 주당 노동시간과 시간당 임금 모두 가구소득에 대한 효과가 유의미하지 않았지만, 2008년 이후에는 각각 1% 증가할 때 가구소득을 각각 0.41%, 0.25% 증가시켰다. 또 배우자가 자영업주인 여성 시간제 근로자 가구도 2008년 이후에야 여성의 시간당 임금의 가구소득에 대한 영향이 유의미했다(0.32%). 따라서 여성의 시간제 근로가 가구소득에 미치는 영향은 2008년 이전보다 이후에 더 뚜렷해졌다고 할 수 있다.

이 밖에도 배우자가 자영업주인 여성 시간제 근로자 가구는 2002~2007년과

12) 시기별 및 가구 유형별 분석 방법은 다음과 같다.

	전체 가구	여성 시간제 x정규직	여성 시간제 x비정규직	여성 시간제 x자영업주
2002~2007	고정효과 분석	고정효과 분석	고정효과 분석	고정효과 분석
2008~2012	고정효과 분석	고정효과 분석	확률효과 분석	고정효과 분석

〈표 4〉 2002~2007년 기간 동안 여성 시간제 근로의 영향

	맞벌이 가구	여성 시간제 x 정규직	여성 시간제 x 비정규직	여성 시간제 x 자영업주	
여성의 노동공급	0.424*** (0.0198)	0.180*** (0.0544)	0.0684 (0.196)	0.878 (0.891)	
여성의 임금률	0.493*** (0.0160)	0.160*** (0.0589)	0.00981 (0.233)	0.707 (0.586)	
여성	도소매 숙박, 음식점업	-0.0536 (0.0357)	0.0277 (0.245)		
	운수통신, 금융보험, 임대업	-0.117** (0.0497)	0.129 (0.311)		
	서비스업	-0.0286 (0.0392)	0.106 (0.222)		
	사무, 판매서비스직	-0.0144 (0.0479)	-0.0303 (0.272)		1.774*** (0.447)
	생산가능, 단순노무직	-0.0440 (0.0508)			
	10~299인	-0.0152 (0.0165)	0.0356 (0.0690)	0.0515 (0.150)	0.608 (0.347)
	300인 이상	-0.0490** (0.0229)	0.0525 (0.0851)		
배우자	도소매 숙박, 음식점업	-0.0517 (0.0393)	-0.459** (0.189)		
	운수통신, 금융보험, 임대업	-0.115*** (0.0393)		-0.252 (0.247)	
	서비스업	-0.0703* (0.0402)			
	사무, 판매서비스직	0.0244 (0.0349)	0.314* (0.161)		-0.0398 (0.396)
	생산가능, 단순노무직	-0.108*** (0.0396)			
	10~299인	0.0237 (0.0161)	-0.0074 (0.0705)	0.0979 (0.0856)	
	300인 이상	0.0543** (0.0229)	0.00947 (0.0897)	0.120 (0.153)	
부부 평균연령	0.0346*** (0.00281)	0.0828*** (0.0108)	-0.0130 (0.0334)	-0.0551 (0.0552)	
부부 교육연수합	0.00159 (0.00427)	-0.00151 (0.0216)			
Constant	3.096*** (0.164)	1.598** (0.689)	5.539*** (1.568)	4.719 (2.885)	
표본 수	2,388	171	46	30	
Within R-squared	0.513	0.551	0.208	0.733	
패널개체 수	825	63	22	16	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 5〉 2008~2012년 기간 동안 여성 시간제 근로의 영향

	맞벌이 가구	여성 시간제 x정규직	여성 시간제 x비정규직	여성 시간제 x자영업주	
여성의 노동공급	0.347*** (0.0171)	0.236*** (0.0473)	0.412*** (0.158)	0.235 (0.162)	
여성의 임금률	0.370*** (0.0147)	0.108** (0.0526)	0.250* (0.130)	0.323* (0.189)	
여성	도소매 숙박, 음식점업	0.0466 (0.0285)	0.137 (0.195)	0.0837 (0.342)	0.768** (0.371)
	운수통신, 금융보험, 임대업	0.123*** (0.0394)	0.0761 (0.296)	0.428 (0.368)	
	서비스업	0.0436 (0.0341)	0.112 (0.208)	0.169 (0.350)	
	사무, 판매서비스직	0.00864 (0.0300)	0.0347 (0.113)	0.151 (0.273)	-0.457** (0.199)
	생산기능, 단순노무직	0.0162 (0.0354)		0.211 (0.245)	
	10~299인 300인 이상	0.00101 (0.0135) -0.0249 (0.0183)	0.00428 (0.0676) -0.0252 (0.0852)	-0.0646 (0.145) -0.114 (0.134)	0.0848 (0.130) -0.0887 (0.227)
배우자	도소매 숙박, 음식점업	-0.0628* (0.0381)		0.234 (0.151)	1.037** (0.488)
	운수통신, 금융보험, 임대업	-0.172*** (0.0354)	-0.0472 (0.239)	0.247 (0.170)	
	서비스업	-0.0449 (0.0371)		-0.340 (0.238)	
	사무, 판매서비스직	-0.0455 (0.0324)	0.0777 (0.164)	0.209 (0.221)	-0.117 (0.298)
	생산기능, 단순노무직	-0.0945*** (0.0334)		0.228 (0.291)	
	10~299인 300인 이상	0.00824 (0.0143) -0.00752 (0.0197)	0.119** (0.0457) 0.133 (0.0933)	0.209** (0.0975) 0.0718 (0.167)	
부부 평균연령	0.0308*** (0.00253)	0.0547*** (0.0115)	0.00306 (0.00960)	0.0148 (0.0362)	
부부 교육연수합	-0.00921** (0.00440)	-0.0359 (0.0312)	0.0124 (0.0111)		
Constant	3.819*** (0.163)	3.427*** (0.960)	3.288*** (1.127)	3.999** (1.841)	
표본 수	2,556	169	52	99	
Within R-squared	0.452	0.558	0.487	0.340	
패널개체 수	950	69	24	38	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

달리 2008년 이후 여성이 농림어업, 광업, 제조업, 전기, 가스 및 수도사업, 건설업에 종사하는 가구보다 도소매, 숙박, 음식점업에서 일하는 가구가 가구소득이 76.8% 더 높았으며, 남성 배우자도 서비스업에 종사하는 가구의 가구소득이 103.7% 더 높았다. 하지만 2008년 이전에는 여성이 사무, 판매서비스직에서 시간제로 근무하는 가구가 전문직에서 시간제로 일하는 가구보다 가구소득이 177.4% 높았지만, 2008년 이후에는 반대로 45.7%가 더 낮아지는 등 상반된 변화도 있었다.

3. 여성의 시간제 근로와 가구소득 불평등

가. 맞벌이 가구와 여성 시간제 근로자 가구의 비교

1) 기초통계

2003년과 2012년 맞벌이 가구의 가구소득을 1분위부터 5분위까지 구분한 결과, 모든 소득분위에서 가구소득이 증가했고, 여성의 주 단위 노동시간은 감소했다. 특히 5분위 가구 여성의 노동시간은 2003년 가구소득분위 중 가장 짧았지만 2012년에는 두 번째로 길었다. 가계 소득에 대한 여성의 기여율인 여성 소득의 비중은 2003년과 2012년 모두 5분위 가구에서 가장 높았다. 그런데 남성의 노동시장 특성은 두 시기 동안 여성보다 뚜렷이 가구소득에 따라 구분되어 가구소득별 계층화 양상을 보였다. 남성 근로자가 다니는 산업체는 2003년과 2012년 모두 1~4분위 가구는 농림, 어업, 광업, 제조업, 5분위 가구는 서비스업의 비율이 가장 높았다. 직업도 1~4분위 가구는 생산기능직, 단순노무직, 5분위 가구는 전문직의 비율이 가장 높았으며, 4분위 가구만 2012년 사무, 판매서비스직의 비율이 가장 높았다. 기업규모 또한 1~4분위 가구의 남성은 직원 수 10인 이상 300인 미만의 기업에, 5분위 가구는 300인 이상인 기업에 다니는 비율이 가장 높았고, 1분위 가구만 2012년 10인 미만의 기업에 다니는 비율이 가장 높았다.

반면, 여성 시간제 근로자 가구는 맞벌이 가구와 달리 가구소득 분위가 낮아질수록 대체로 가구소득 내 여성 소득의 비중이 높았으며, 2003년과 2012년 모두 1분위 가구가 가장 높아 맞벌이 가구와 대조적이었다. 또 대부분의 가구소

〈표 6〉 맞벌이 가구의 소득별 요약 통계

(단위: 가구 수, 만 원, %, 시간, 원, 세)

		2003					2012				
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
전 체		174	167	154	157	163	240	222	225	231	227
평 균 값	가구소득	150.4	218.4	272.4	349.3	622.6	252.9	353.6	428.0	532.8	802.8
	여성소득	57.4	78.0	98.3	137.5	260.6	97.3	129.2	147.4	191.2	313.0
	여성소득 비중	38.2	35.7	36.1	39.4	41.9	38.5	36.5	34.4	35.9	39.0
	여성의 노동시간	47.7	48.7	50.8	48.5	46.0	40.6	44.7	41.9	41.4	41.9
	여성 시간당 임금	3,269	4,180	5,061	7,389	29,461	5,882	7,159	8,531	11,168	17,926
	부부 평균연령	43.2	40.9	40.5	37.9	40.3	45.6	43.7	42.4	40.8	42.0
	부부 교육연수합	19.5	21.5	23.2	25.9	28.8	22.6	23.8	25.9	27.3	30.1
여 성	농림어업광업 제조업	40.8	39.4	29.4	13.8	5.0	18.8	25.3	22.2	13.0	7.5
	도 소매 숙박 음식점업	33.9	26.7	33.3	32.2	16.2	36.3	29.4	21.3	23.8	11.0
	운수통신금융보험 임대업	4.6	7.3	11.1	18.4	22.4	5.8	12.2	14.2	13.0	19.8
	서비스업	20.7	26.7	26.1	35.5	56.5	39.2	33.0	42.2	50.2	61.7
	전문가	3.5	10.3	19.0	27.6	48.5	12.5	21.7	27.6	37.2	53.3
	사무 판매서비스직	33.9	43.6	49.0	59.9	47.8	51.3	48.4	51.6	52.4	42.3
	생산기능단순노무직	62.6	46.1	32.0	12.5	3.7	36.3	29.9	20.9	10.4	4.4
	1~9인	51.2	40.5	41.1	39.8	28.4	48.7	42.5	43.5	37.1	28.8
	10~299인	37.2	48.9	34.8	35.4	22.1	37.6	45.7	42.9	42.5	32.4
	300인 이상	11.6	10.7	24.1	24.8	49.5	13.8	11.8	13.7	20.4	38.9
남 성	농림어업광업 제조업	54.1	56.4	44.0	40.0	29.8	48.5	38.9	43.1	38.1	31.7
	도 소매 숙박 음식점업	10.5	9.7	15.3	9.0	13.0	13.0	16.3	14.2	14.3	12.8
	운수통신금융보험 임대업	25.0	14.6	19.3	23.2	26.7	21.3	24.4	20.4	16.9	22.9
	서비스업	10.5	19.4	21.3	27.7	30.4	17.2	20.4	22.2	30.7	32.6
	전문가	5.2	10.9	21.3	27.7	44.7	10.0	12.6	24.4	31.2	43.6
	사무 판매서비스직	12.7	21.8	27.3	34.8	39.0	16.3	24.3	29.8	39.0	38.8
	생산기능단순노무직	82.1	67.3	51.3	37.4	16.4	73.8	63.1	45.8	29.9	17.6
	1~9인	42.4	28.6	28.4	25.4	20.0	46.4	32.7	20.5	16.8	16.8
	10~299인	46.6	53.2	48.6	39.0	25.2	44.4	54.7	59.6	47.4	30.2
	300인 이상	11.0	18.3	22.9	35.6	54.8	9.2	12.6	19.9	35.8	53.1

〈표 7〉 여성 시간제 근로자 가구의 소득별 요약 통계

(단위: 가구 수, 만 원, %, 시간, 원, 세, 년)

		2003					2012				
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
전 체		22	22	23	21	21	30	34	28	26	29
평 균 값	가구소득	121.0	161.1	203.2	250.4	467.8	196.4	286.0	363.4	431.8	660.2
	여성소득	40.6	41.4	55.6	60.0	91.3	59.3	73.7	84.6	100.5	91.8
	여성소득 비중	33.5	25.7	27.3	24.0	19.5	30.2	25.8	23.3	23.3	13.9
	여성의 노동시간	37.8	30.2	37.8	44.8	30.4	26.5	31.2	26.7	33.9	25.9
	여성 시간당임금	3,248	3,617	4,779	3,950	9,311	6,104	5,835	8,865	7,544	10,201
	부부 평균연령	41.0	42.8	40.0	39.5	40.0	46.4	43.6	43.5	44.3	44.0
	부부 교육연수합	19.0	19.1	22.1	24.3	28.5	21.1	23.0	25.1	26.1	26.7
여 성	농림어업광업 제조업	22.7	50.0	17.4	47.6	4.8	3.3	2.9	17.9	19.2	3.5
	도소매 숙박 음식 접업	27.3	27.3	47.8	33.3	28.6	46.7	41.2	46.4	38.5	24.1
	운수통신금융보험 임대업	9.1	4.6	4.4	4.8	14.3	3.3	5.9	7.1	11.5	6.9
	서비스업	40.9	18.2	30.4	14.3	52.4	46.7	50.0	28.6	30.8	65.5
	전문가	0.0	9.1	4.4	9.5	33.3	13.3	11.8	21.4	7.7	41.4
	사무 판매서비스직	27.3	13.6	47.8	28.6	38.1	53.3	55.9	32.1	50.0	34.5
	생산기능단순노무직	72.7	77.3	47.8	61.9	28.6	33.3	32.4	46.4	42.3	24.1
	1~9인	66.7	50.0	38.9	62.5	50.0	64.0	63.0	53.9	60.0	22.7
	10~299인	20.0	30.0	38.9	31.3	21.4	24.0	22.2	34.6	28.0	45.5
	300인 이상	13.3	20.0	22.2	6.3	28.6	12.0	14.8	11.5	12.0	31.8
	남 성	농림어업광업 제조업	59.1	40.9	52.2	57.1	33.3	43.3	61.8	28.6	38.5
도소매 숙박 음식 접업		13.6	18.2	13.0	14.3	19.1	10.0	14.7	17.9	26.9	10.3
운수통신금융보험 임대업		22.7	31.8	17.4	9.5	33.3	30.0	5.9	28.6	19.2	24.1
서비스업		4.6	9.1	17.4	19.1	14.3	16.7	17.7	25.0	15.4	24.1
전문가		9.1	0.0	4.4	4.8	33.3	6.7	8.8	17.9	30.8	31.0
사무 판매서비스직		4.6	27.3	17.4	33.3	47.6	16.7	26.5	32.1	30.8	41.4
생산기능단순노무직		86.4	72.7	78.3	61.9	19.1	76.7	64.7	50.0	38.5	27.6
1~9인		56.3	37.5	5.9	33.3	31.3	62.5	40.7	26.3	26.7	12.5
10~299인		25.0	43.8	58.8	40.0	12.5	37.5	51.9	57.9	46.7	37.5
300인 이상		18.8	18.8	35.3	26.7	56.3	0.0	7.4	15.8	26.7	50.0

득분위에서 여성 시간제 근로자는 10인 미만의 기업에 다니는 비율이 가장 높았다. 그런데 남성 배우자는 맞벌이 부부와 마찬가지로 가구소득별 계층화의 특성이 있었다. 남성 배우자는 5분위 가구만 사무, 판매서비스직의 비율이 가장 높았고, 다른 소득분위에서는 생산기능, 단순노무직의 비율이 가장 높았다. 기업 규모도 2003년과 2012년 공통되게 1분위 가구는 10인 미만, 2~4분위 가구는 10인 이상 300인 미만, 5분위 가구는 300인 이상의 기업에 다니고 있었다.

2) 분위회귀분석 결과

2003년과 2012년 맞벌이 가구와 여성 시간제 근로자 가구에서 여성의 노동 공급과 임금률의 가구소득에 대한 영향이 소득계층별로 어떻게 다른지 분위회귀분석으로 추정해 보았다. 일반적인 회귀분석은 y 의 평균 추정치를 구하는 것으로, y 값의 분포를 구분하여 회귀계수를 구할 수 없는 한계가 있지만, 분위회귀분석을 이용하면 y 값 분포의 분위별로 종속변수의 결정요인을 식별할 수 있게 된다. 분위회귀분석은 분위별로 표본의 관찰치를 분할하는 게 아니라 표본의 모든 관찰치를 사용하되 단지 분위에 따라 가중치를 다르게 하는 방법이다. 이 글은 5개 분위의 분위회귀분석 결과를 동시에 보여주는 동시적 분위회귀분석을 하였으며, 특히 분석 횟수와 상관없이 추정계수의 유의미성이 일관되도록 분산과 공분산 행렬을 2,000번 반복 시행하여 추정된 Bootstrap Standard Error를 표준오차로 사용하였다¹³⁾(최강식 외, 2005: 145; 석재은 외, 2013: 177; 홍세희, 2015).

맞벌이 가구의 가구소득을 5분위로 나눠 회귀분석한 결과, 2003년과 2012년 모두 여성의 주당 노동시간과 시간당 임금은 모든 분위의 가구소득에 유의미한 정(+)의 영향을 미쳤다. 여성 노동시간의 가구소득에 대한 영향력은 2003년에는 1분위 가구, 2012년에는 2분위 가구에서 정점을 찍은 후 이상의 소득분위에서 감소세를 보이다 고소득 분위(.9)에서 다시 회복되는 공통점을 보였다. 여성의 시간당 임금의 경우에는 이 두 기간 동안 가구소득 분위가 높아질수록 영향력이 대체로 감소하였다. 저소득 가구(.1)에서 여성의 노동시간은 다른 소득계층

13) 그러나 Bootstrap 표준오차는 OLS 회귀분석의 표준오차보다 커서 p-value가 커지는 관계로 상대적으로 유의미한 회귀계수를 얻기 어렵다는 단점이 있다.

〈표 8〉 여성의 경제활동이 가구소득 불평등에 미치는 영향¹⁴⁾(맞벌이 가구)

	2003				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.494*** (0.0757)	0.472*** (0.0492)	0.415*** (0.0578)	0.330*** (0.0544)	0.375*** (0.0599)
여성의 임금률	0.569*** (0.0606)	0.545*** (0.0368)	0.522*** (0.0368)	0.464*** (0.0465)	0.465*** (0.0565)
	2012				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.355*** (0.0398)	0.361*** (0.0397)	0.260*** (0.0479)	0.197*** (0.0435)	0.213*** (0.0798)
여성의 임금률	0.547*** (0.0337)	0.525*** (0.0296)	0.446*** (0.0277)	0.438*** (0.0376)	0.390*** (0.0610)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

보다 짧았지만 가구소득에 미치는 영향이 가장 크거나(2003년) 두 번째로 높았으며(2012년), 시간당 임금도 가장 낮았지만 가구소득에 대한 영향은 가장 컸다. 노동시간이 짧고 시간당 임금이 낮음에도 가구소득 효과가 큰 것은 가구의 소득 수준 자체가 낮아 노동시간이나 시간당 임금의 증가가 가구소득에 상대적으로 더 큰 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 그리고 이는 맞벌이 가구 여성의 노동시간이나 임금률이 증가하면 소득분위가 낮은 가구일수록 가구소득이 증대되어 가구소득 불평등을 줄일 수 있다는 것을 의미한다. 2003년에는 3분위 가구 이하, 2012년에는 1분위 가구에서 여성소득이 100만 원 미만일 정도로 저소득이므로, 여성 근로소득의 약간의 증가도 가구소득의 극적인 변화로 연결될 수 있는 것이다. 또 2012년 1분위 가구의 여성소득이 100만 원 미만임에도 가구소득에서 차지하는 비중이 5분위 가구 다음으로 높다는 사실은, 가구소득 증대에 있어 여성의 노동시간과 시간당 임금이 그만큼 중요하다는 것을 방증하는 것이기도 하다.

여성 시간제 근로자 가구에서 가구소득에 대한 영향을 보면, 2003년에는 중간계층(.5)에서만 여성의 주당 노동시간이 증가할 때 가구소득이 유의미하게

14) 이 표를 비롯하여 이하의 모든 분위회귀분석 결과표에서, 지면 제약상 통제변인의 분석 결과를 생략한다. 메일을 통해 개인적으로 요청 시 분석 결과를 제공하도록 하겠다.

증가했지만, 2012년에는 모든 소득분위에서 정(+)¹의 영향을 미쳤다. 또 중간계층까지 가구소득 분위가 높아질수록 노동공급의 영향이 증가하다 중상위 가구(.75)에서 감소하여, 여성의 시간제 근로시간의 증가는 2012년 중간계층 이하(.5 이하)의 소득 격차를 확대하는 역할을 하였다. 더욱이 고소득 가구(.9)에서 여성 노동공급의 영향이 높은 수준으로 반등하여 고소득 가구 여성의 시간제 근로시간이 증가할 때 가구소득 불평등이 심화되었다. 남편의 소득이 높을 때 일반적으로 여성은 노동시장에서 퇴장할 가능성이 높지만, 여성 시간제 근로자는 전일제에 비해 퇴장 가능성이 낮다(성재민, 2014 : 31). 따라서 고소득 계층 여성의 근로시간이 증가한다면, 그리고 여성 시간제 근로자의 특성상 노동시장에서 오랫동안 시간제 근로를 한다면 가구소득 불평등은 해결되기 어려운 문제가 될 것이다. 시간당 임금의 영향은 저소득 가구(.1)에서도 2003년과 2012년 모두 높은 크기로 유의미하여, 여성 시간제 근로자의 시간당 임금이 모든 소득 분위에서 증가해도 가구소득 격차가 완화될 수 있었다. 특히 2012년에는 중간계층 이하(.5 이하)에서만 시간당 임금이 유의미했고 영향력도 컸다. 맞벌이 가구에서도 가구소득 분위가 낮을수록 가구소득에 대한 시간당 임금의 영향이 컸다는 점에서, 맞벌이 가구와 여성 시간제 근로자 가구 모두 시간당 임금은 가구소득 불평등을 악화시키는 효과가 있음을 알 수 있다.

〈표 9〉 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향(여성 시간제 근로자 가구)

	2003				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.115 (0.235)	0.288 (0.205)	0.339* (0.172)	0.253 (0.189)	0.250 (0.220)
여성의 임금률	0.361* (0.207)	0.278 (0.184)	0.363** (0.164)	0.343* (0.179)	0.121 (0.196)
	2012				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.271** (0.104)	0.349*** (0.102)	0.460*** (0.128)	0.310* (0.159)	0.383* (0.212)
여성의 임금률	0.429*** (0.144)	0.485*** (0.142)	0.417** (0.187)	0.208 (0.192)	0.0615 (0.199)

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

나. 배우자 고용형태별 여성 시간제 근로자 가구의 가구소득 불평등

1) 기초통계

표본 수를 확보하기 위해 2008년을 전후로 2002~2007년과 2008~2012년으로 묶어, 여성 시간제 근로의 가구소득 불평등 효과를 남성 배우자의 고용형태에 따라 좀 더 구체적으로 살펴보았다. 모든 가구의 소득분위에서 2008년 이전보다 이후에 가구소득이 더 높았지만, 증가폭은 배우자가 정규직이거나 비정규직인 가구는 5분위 가구가 가장 크고 1분위 가구에서 가장 작았다. 특히 배우자가 정규직인 가구는 가구소득분위가 높을수록 증가폭이 커져 2008년 이후 가구 간 소득불평등이 심화되었다. 또 여성 시간제 근로자의 월 소득은 2002~2007년 5분위 가구의 107.0만 원을 제외하면 모든 소득분위가 100만 원 미만으로 매우 낮았다.

여성 시간제 근로자 가구는 가구소득 분위가 높아질수록 대체로 가계 소득 대비 여성소득의 비율이 감소했다. 가구소득 내 여성소득의 비중은 2002~2007년 배우자가 정규직인 가구만 제외하고는 배우자의 고용형태와 상관없이 1분위 가구가 가장 높았다. 반면 맞벌이 가구는 가구소득 중 여성소득이 차지하는 비중이 5분위 가구에서 가장 높았다(표 6 참조). 2003년 5분위 가구의 맞벌이 여성은 노동시간이 가장 짧음에도 시간당 소득 수준이 높아 소득이 높았고, 가구소득 내 비중도 2003년과 2012년의 모든 분위소득을 통틀어 가장 높은 41.9%를 나타냈다. 맞벌이 고소득 가구의 여성은 오랜 시간 일하지 않고도 높은 소득을 얻을 수 있으며, 남편의 소득 수준에 상응할 정도의 소득을 얻어 부부합산소득 내 비율도 높은 것이다. 배우자가 정규직인 5분위 가구의 여성 시간제 근로자도 노동시간이 짧았지만 시간당 임금은 가장 높았다. 그러나 가구소득에 대한 여성소득의 비중은 맞벌이 가구와 달리 2002~2007년에는 2분위 가구, 2008~2012년에는 1분위 가구에서 가장 높았다. 배우자가 정규직인 고소득 가구의 여성 시간제 근로자는 노동시간이 짧아도 시간당 임금이 높아 다른 가구소득분위의 여성보다는 소득이 높지만, 맞벌이 가구처럼 남편 소득과 상응할 정도는 아니어서 가구소득 내 비중이 낮은 것이다. 이는 여성의 시간제 근로는 시간당 소득 수준 자체가 낮아서 노동시간이 짧으면 여성이 시간제 근로로 고소득을 얻는다고 해도 가구소득에 대한 기여가 작다는 것을 의미한다. 그럼

노동시간이 길 경우에는 여성 시간제 근로소득의 가구소득 내 비중이 커지는 것일까. 배우자가 비정규직인 5분위 가구의 여성 시간제 근로자는 2008년 전후 모두 근로시간 가장 길고 시간당 임금도 높았지만, 가구소득 내 여성소득의 비중은 정규직 배우자 가구와 마찬가지로 1분위 가구에서 가장 높았다. 배우자가 비정규직인 여성의 시간당 임금은 4분위 가구의 중상위 계층에서 가장 높았지만, 2003년에는 5,071원, 2012년에는 6,680원에 불과했다. 배우자가 비정규직인 여성 시간제 근로자는 시간당 임금 수준 자체가 낮아서 노동시간이 길어도 소득이 남편에 못 미쳐 가구소득 내 비중이 낮은 것이다. 결국 여성의 시간제 근로는 노동시간이 짧고 시간당 임금 수준도 낮아서 가구소득 대비 기여율이 낮을 수밖에 없다. 반면, 저소득 가구의 여성은 대부분 시간제 근로시간이 짧았고 시간당 임금도 낮아 소득이 낮았지만, 배우자의 소득도 적다 보니 가구소득이 낮아 가구소득 내 비중이 높았다. 저소득 가구는 가구소득 자체가 적어 저임금의 시간제 근로일지라도 가구소득에 대한 기여율이 높은 것이다.

여성 시간제 근로자는 가정에서 부차적이고 이차적인 소득원으로서 배우자 소득에 대한 종속성이 강하다고 간주된다. 그런데 남편 소득에 대한 의존성은 가구소득별로 차이를 보였다. 여성소득의 비중을 보면, 맞벌이 가구는 1분위 가구가 5분위 가구보다 낮았지만, 여성 시간제 근로자 가구는 2002~2007년 배우자가 정규직인 가구만 제외하고는 1분위 가구에서 가장 높고, 5분위 가구에서 가장 낮았다. 따라서 여성 시간제 근로자는 맞벌이 여성에 비해 고소득 가구에서는 남편 배우자 소득에 대한 종속성이 있지만, 저소득 가구에서는 남편 소득에 대한 의존성이 약하다고 할 수 있다. 그런데 저소득 여성 시간제 근로자 가구에서 여성의 배우자에 대한 종속성이 약하다는 것은 저소득 가구 여성의 경제활동참가 수준이 높은 일반 사실의 일환일 수 있으며(장지연, 2012; 장지연 외, 2014), 오히려 이렇게 경제활동참가율이 높은데도 가계경제에 대한 부부 기여도가 동등하지 않다는 점과 소득이 가장 높았던 고소득 가구의 여성조차 소득 수준이 남편에 못 미친다는 것은 비정규직 여성의 저임금화, 성별 임금차별 등 노동시장의 구조적인 문제를 환기시킨다. 예컨대 배우자가 비정규직인 1분위 가구의 여성 시간제 근로자는 여성의 소득 비중이 47.4%로 가장 높았지만 가구소득 중 절반에는 못 미쳤다. 또 여성 시간제 근로자의 대부분은 10인

〈표 10〉 배우자 고용형태별 여성 시간제 근로자 가구의 요약 통계

(단위: 가구 수, 만 원, %, 시간, 원, 세)

		2002~2007					2018~2012				
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
여성 시간제 근로자 x 정규직 배우자	전 체	70	62	66	66	66	72	68	68	69	67
	가구소득	147.8	198.0	239.6	300.0	448.9	208.3	291.9	363.8	442.2	610.7
	여성소득	37.4	53.5	56.8	72.9	107.0	55.6	67.6	74.0	94.6	94.7
	여성의 소득 비중	25.3	27.0	23.7	24.3	23.8	26.7	23.2	20.3	21.4	15.5
	여성의 노동시간	28.9	36.5	37.6	34.0	32.2	30.3	30.9	27.8	30.1	26.8
	여성 시간 당 임금	4,253	4,150	5,836	6,123	10,114	4,810	5,684	7,376	8,463	10,629
	부부 평균연령	40.3	40.1	40.7	40.0	39.9	42.7	42.2	43.6	42.0	43.3
	부부교육 연수 합	21.0	22.0	24.1	26.5	27.2	21.9	23.2	25.8	25.9	28.3
	전 체	26	26	28	27	19	31	24	22	29	22
여성 시간제 근로자 x 비정 규직 배우자	가구소득	112.9	160.6	190.2	236.7	298.7	168.3	233.6	265.5	299.9	389.1
	여성소득	53.5	55.3	53.2	65.3	80.8	54.3	64.6	70.5	80.6	96.6
	여성의 소득 비중	47.4	34.4	28.0	27.6	27.1	32.3	27.7	26.6	26.9	24.8
	여성의 노동시간	37.3	40.3	38.8	38.0	43.9	28.1	31.0	34.3	32.9	38.4
	여성 시간 당 임금	4,305	3,403	3,667	5,071	4,336	4,924	5,557	5,071	6,680	6,236
	부부 평균연령	46.8	42.4	42.5	44.5	44.3	46.1	43.8	46.5	42.3	43.8
	부부교육 연수 합	15.7	16.6	20.3	21.9	23.7	19.5	18.9	21.9	23.1	24.6
	전 체	28	28	29	26	27	35	27	32	32	29
	여성 시간제 근로자 x 자영 업주 배우자	가구소득	113.1	164.8	221.8	290.8	637.1	163.4	241.9	321.6	397.9
여성소득		47.3	53.9	62.9	69.4	71.5	64.8	70.6	70.8	93.6	81.8
여성의 소득 비중		41.8	32.7	28.3	23.9	11.2	39.7	29.2	22.0	23.5	12.0
여성의 노동시간		34.3	33.1	37.1	38.1	24.8	31.0	34.3	32.5	33.6	32.0
여성 시간 당 임금		3,800	5,229	4,681	4,778	8,820	6,399	5,846	5,063	6,633	7,838
부부 평균연령		46.0	44.1	43.6	43.9	42.0	48.1	45.3	44.9	42.6	45.0
부부교육 연수 합		20.3	19.5	21.8	22.9	26.1	20.1	21.2	22.1	25.8	24.4

미만의 기업에 다니고, 월 소득도 100만 원 미만의 저임금을 받고 있었다. 여성 시간제 근로자의 임금 중 가장 높은 계 2012년 4분위 가구의 평균 100만 5천 원이었고(표 7 참조), 2002~2007년 배우자가 정규직인 5분위 가구의 여성도 다른 소득분위의 여성보다 임금이 높았지만 107만 원에 불과했다. 더욱이 여성 시간제 근로자 가구 중 이 두 가구 유형만 임금이 100만 원 이상이었다. 여성 시간제 근로자 가구와 여성이 시간제 근로를 하지 않는 가구들 간의 소득불평등도 예상되는 부분이다.

2008~2012년 배우자가 정규적이거나 자영업자인 여성 시간제 근로자 가구 중 2분위 가구는 여성의 노동시간이 가장 길고 가구 내 소득 비중도 두 번째로 높았다. 이렇게 여성의 노동시간이 긴 만큼 가구소득에 대한 기여율도 높아진다면, 부부 사이에서 여성의 권력과 영향력이 커질 수 있다. 또 여성 노동의 가치에 대한 인식이 제고되고, 여성의 경제활동을 이차적이고 부차적인 소득활동으로 치부했던 기존의 고정관념이 변화되는 계기가 될 수도 있다. 하지만 저소득 가구의 여성 시간제 근로자는 근로소득이 높은 계 아니라 단지 가구소득이 낮아서 가구소득 대비 기여율이 높았으므로, 남편 소득에 대한 종속성이 약하다고 볼 수 없을 것이다. 저소득 가구의 여성이 남편의 소득 수준이 낮아 경제활동을 해야만 생계가 가능하다면, 배우자에게 생계를 의지한다는 측면에서의 종속성은 아닐지라도 배우자의 소득 여건에 대한 종속성이 더 높은 것이기 때문이다. 이처럼 저소득 가구의 여성 시간제 근로자는 남편의 낮은 소득 때문에 경제활동에 대한 종속성은 더 강할 수 있다. 따라서 여성 시간제 근로자 가구 중 저소득 가구가 평등한 부부 관계의 모델이 될 수 있는지는 좀 더 지켜봐야 할 것이다.

2) 분위회귀분석 결과

배우자가 정규직인 여성 시간제 근로자 가구에서 2008년 전후 여성 노동시간의 가구소득에 대한 영향은 가구소득 분위가 증가함에 따라 대체로 감소하는 모습을 보였다. 2002~2007년 여성의 시간제 근로시간과 시간당 임금의 영향이 중상위 가구(.75)에서 반등했으며, 특히 시간당 임금이 증가하면 중상위 가구의 소득이 가장 높은 비율로 증가했다. 그러나 2008~2012년 시간당 임금은

〈표 11〉 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향(정규직 배우자)

	2002~2007				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.376*** (0.0741)	0.253*** (0.0724)	0.204*** (0.0562)	0.213*** (0.0651)	0.0383 (0.0664)
여성의 임금률	0.293*** (0.0687)	0.284*** (0.0689)	0.262*** (0.0610)	0.302*** (0.0671)	0.265*** (0.0699)
	2008~2012				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.262*** (0.0520)	0.225*** (0.0585)	0.184*** (0.0682)	0.148* (0.0851)	0.0412 (0.0871)
여성의 임금률	0.326*** (0.0688)	0.287*** (0.0601)	0.249*** (0.0550)	0.268*** (0.0587)	0.183* (0.0950)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

주당 노동시간과 마찬가지로 가구소득 분위가 높아질수록 대체로 가구소득에 대한 영향력이 감소하였다. 따라서 2008년 이후 여성 시간제 근로자의 노동시간과 시간당 임금의 증가는 배우자가 정규직인 여성 시간제 근로자 가구 간의 소득 격차를 완화하는 역할을 하였다. 배우자가 비정규직인 경우에는 가구소득에 대해 여성의 시간제 근로시간만 영향력이 있었는데, 2008년 이전에는 중하위 가구(.25)만 유의미했지만 2008년 이후에는 중하위 가구뿐만 아니라 저소득 가구(.1)도 여성의 주당 노동시간이 증가하면 가구소득이 정적으로 증가하였다. 특히 노동시간의 계수 크기가 1분위 가구에서 더 커, 2008년 이후 여성 시간제 근로자의 노동시간이 증가하면 배우자가 비정규직인 여성 시간제 근로자 가구의 가구소득 불평등이 이전보다 더 완화되었다고 할 수 있다. 반면, 배우자가 자영업자인 여성 시간제 근로자 가구는 여성의 시간당 임금만 2008~2012년 1분위 가구의 가구소득에 유의미한 영향을 미쳤다. 배우자가 자영업자인 여성 시간제 근로자 가구는 2008년 이후 시간당 임금이 증가하면 저소득 가구(.1)의 가구소득만 증가하여 소득불평등이 개선될 수 있었다.

이렇듯 여성 시간제 근로자의 노동시간과 시간당 임금은 배우자의 고용형태와 상관없이 가구 간 소득불평등을 완화하는 역할을 했으며, 이러한 특성은

2008년 이후에 더 분명했다. 2008년 이전에 배우자가 정규직인 가구 중 중상위 가구(.75)에서 가구소득에 대한 시간당 임금의 효과가 가장 컸지만, 이를 제외하고는 시간제 근로시간과 시간당 임금은 대체로 가구소득분위가 낮을수록 가구소득에 더 영향을 미치거나, 저소득 가구를 중심으로 유의미한 영향력을 보였다. 여성 시간제 근로자의 노동시간과 시간당 임금이 증가한다면 배우자의 고용형태와 상관없이 가구의 소득 격차가 완화될 수 있는 것이다.

〈표 12〉 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향(비정규직 배우자)

	2002~2007				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.141 (0.213)	0.403** (0.184)	0.116 (0.150)	0.0755 (0.155)	0.0917 (0.179)
여성의 임금률	0.206 (0.242)	0.348 (0.221)	0.00236 (0.193)	0.0764 (0.199)	0.0213 (0.227)
	2008~2012				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.419** (0.186)	0.316** (0.146)	0.122 (0.122)	0.128 (0.130)	0.139 (0.158)
여성의 임금률	0.382 (0.244)	0.305 (0.198)	0.107 (0.155)	0.175 (0.152)	0.0721 (0.153)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 13〉 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향(자영업주 배우자)

	2002~2007				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	-0.00420 (0.790)	0.0714 (0.791)	-0.186 (193.5)	-0.481 (0.959)	-0.879 (1.008)
여성의 임금률	-0.0618 (0.597)	-0.0905 (3.376)	0.0536 (49.20)	0.111 (0.700)	0.111 (0.735)
	2008~2012				
	.1	.25	.5	.75	.9
여성의 노동공급	0.406 (0.840)	0.312 (54.11)	0.215 (6.809)	0.122 (13.61)	0.154 (0.226)
여성의 임금률	0.456* (0.265)	0.156 (3.192)	0.104 (11.64)	0.000701 (12.25)	0.0189 (0.180)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

V. 결 론

최근 여성 시간제 근로자가 증가하고 있고 사회적으로도 시간제 근로가 기혼 여성에 적합한 일로 장려되는 분위기이다. 하지만 여성의 시간제 근로는 개인의 소득뿐만 아니라 가구소득에도 영향을 미치며, 가구소득의 증감 정도가 소득계층별로 다르다면 가구 간 소득불평등을 야기할 수도 있다. 이 글은 여성 시간제 근로의 가구소득에 대한 영향과 가구소득 불평등 효과를 연구하였다. 또 여성의 경제활동이 배우자와의 관계적 차원에서 결정된다고 보고 여성 시간제 근로자 가구를 배우자가 정규직, 비정규직, 자영업자인 경우로 구분하였다. 분석 결과, 여성 시간제 근로자가 있는 가구의 가구소득 격차는 여성보다 남성의 소득 격차와 더 관계된 것이었지만, 2008년 이후부터 여성의 소득 격차가 커지고 있었다. 이에 2008년을 기준으로 2002~2007년과 2008~2012년으로 시기를 구분하여, 여성 시간제 근로자의 주당 노동시간과 시간당 임금의 가구소득에 대한 영향을 맞벌이 부부와 비교 분석하였다. 또 여성 시간제 근로자의 소득 격차가 가장 컸던 2003년과 2012년을 2008년 이전과 이후 시기의 대표 연도로 삼아 여성 시간제 근로로 인한 가구소득의 불평등을 살펴본 후, 남편의 고용형태에 따라 좀 더 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 여성의 시간제 근로가 가구소득에 미치는 영향은 예상대로 2008년 이후에 더 뚜렷했다. 2002~2007년에는 맞벌이 가구와 배우자가 정규직인 가구에서만 여성의 주당 노동시간과 시간당 임금이 가구소득에 정(+)의 영향을 미쳤지만, 2008~2012년에는 노동시간의 경우 배우자가 비정규직인 가구에서도 유의미했고, 시간당 임금은 배우자의 고용형태와 상관없이 모든 여성 시간제 근로자 가구에서 유의미했다. 따라서 2008년 이후 남편이 자영업자인 가구만 제외하고 여성의 시간제 근로시간이 증가할수록 가구소득이 증가했으며, 시간당 임금의 증가는 남편의 고용형태와 상관없이 여성 시간제 근로자 가구의 소득에 기여했다.

둘째, 2003년과 달리 2012년에 여성의 시간제 근로는 가구 간 소득불평등을

초래하였다. 맞벌이 가구는 주당 노동시간과 시간당 임금의 영향이 소득분위가 낮은 가구일수록 커서 가구의 소득 격차가 완화될 수 있었다. 그러나 여성 시간제 근로자 가구에서는 2012년 여성의 노동시간이 증가할 경우 중간계층 이하(0.5)의 소득 격차가 확대되고 고소득 가구(9)의 소득도 높은 비율로 증가하는 등 가구 간 소득불평등이 심화되었다. 특히 고소득 가구(9)는 여성 노동시간의 영향이 높은 수준으로 반등하여, 고소득 가구 여성의 시간제 근로시간이 증가하면 가구소득 불평등이 악화될 수 있었다. 다만 시간당 임금은 맞벌이 가구와 마찬가지로 가구소득 불평등을 약화시켰다.

셋째, 하지만 여성 시간제 근로자 가구를 고용형태별로 구분했을 때는 시간제 노동시간의 가구소득 불평등 효과가 발견되지 않았고¹⁵⁾, 오히려 여성 시간제 근로자의 노동시간과 시간당 임금은 배우자의 고용형태와 상관없이 가구소득 불평등을 완화하는 데 기여했다. 가구소득에 대한 시간제 노동시간과 시간당 임금의 영향은 가구소득 수준이 낮을수록 더 크거나 저소득 가구를 중심으로 유의미했으며, 이러한 경향성은 2008년 이후에 더 분명했다.

넷째, 여성 시간제 근로자의 배우자 소득에 대한 의존성은 가구소득별로 차이를 보였다. 고소득 가구의 여성 시간제 근로자는 맞벌이 여성에 비해 배우자 소득에 대한 종속성이 있지만, 저소득 가구의 여성은 남편 소득에 대한 의존성이 약했다. 하지만 저소득 가구의 여성 시간제 근로자는 맞벌이 가구의 여성처럼 남편 소득에 상응할 정도로 소득이 높아 가구소득에 대한 기여율이 높은 게 아니라, 단지 가구소득 수준 자체가 낮아 저임금임에도 가구소득 내 비중이 높은 것이었다. 시간제 근로시간이 길 때 가구소득에 대한 기여율도 높으면 노동의 가치에 대한 인식이나, 부부 사이에서 여성의 권력을 제고한다는 측면에서 바람직한 일이다. 또 가구소득에 있어 여성의 소득을 이차적인 소득원으로 간주하는 사회의 고정관념도 변화될 수 있다. 하지만 저소득 가구에서 여성의 소득 비중이 높은 것은 남편소득에 대한 종속성이 약한 게 아니라, 오히려 남편의 낮은 소득 때문에 여성이 일을 해야 하는 경제활동의 종속성이 더 커진 것을

15) 2012년이 아닌 2008~2012년의 자료이기 때문일 수도 있지만, 표본 수가 작아 분석이 안 된 비정규직과 자영업주 배우자 가구를 제외하고 정규직 배우자 가구를 보더라도 2012년 시간제 노동시간은 2분위 가구(0.461**)와 3분위 가구(0.323*)에서만 유의미하여 가구소득 불평등과 관련이 없었다.

의미했다.

한편 대부분의 가구소득분위에서 여성 시간제 근로자는 100만 원 미만의 저임금을 받아 여성이 시간제 근로를 하지 않는 다른 가구들과 여성 시간제 근로자 가구 간의 소득불평등도 예상된다. 그런데 남성의 노동시장에서도 불평등적 요소가 발견된다. 2003년과 2012년 여성 시간제 근로자 가구를 비롯하여 맞벌이 가구에서 남성은 산업, 직업, 기업 규모 등의 노동시장 특성이 가구소득에 따라 구분되어, 노동시장이 가구소득별로 계층화되어 있었다.

이 연구는 여성의 시간제 근로가 가구소득을 증가시키지만 가구 소득계층별로 이 영향이 다르다는 점을 밝혀, 여성의 경제활동참가율을 높이기 위해 시간제 근로를 장려하는 것이 자칫 가구소득 불평등을 심화시키는 일이 될 수 있음을 환기할 데 의의가 있다. 2012년 여성의 시간제 노동시간이 증가한다면 가구의 소득 격차가 확대될 위험이 있었다. 그런데 일반적으로 시간제 근로를 하는 여성은 남편이 고소득이더라도 경제활동을 중단하지 않는 경향이 있다. 따라서 여성의 시간제 근로로 인해 가구 간에 소득 격차가 발생한다면 소득불평등은 고착화되어 쉽게 해결되지 않을 것이다. 여성 시간제 근로자는 노동시간이 짧고 시간당 임금도 낮았다. 그들의 가구소득에 대한 기여는 미미해서, 경제적 측면에서 가정 내 부부 권력을 논한다면 그들은 약자였다. 여성에게 경제활동의 기회를 주는 것 못지않게 그 기회가 사회 내에서, 가정 내에서 여성에게 어떠한 영향을 미치는지 생각해 보는 것도 중요한 일이다. 여성 시간제 근로자의 시간당 임금을 높이고 초단시간 노동이 되지 않도록 관리하며, 원하는 사람에게 충분한 노동시간을 보장하는 게 여성의 시간제 근로로 인한 가구소득 불평등을 방지하고, 여성의 가정 내 권력을 증진하는 방법일 것이다.

참고문헌

- 공선희(2009). 「서울시 기혼남녀의 일-가정양립과 저출산」. 『이슈분석』. 서울시여성가족재단.
- 구인회·임세희(2007). 「1990년대 이후 도시근로자가구 소득불평등 악화의 요

- 인분해 - 개인 근로소득 변화의 영향을 중심으로. 『사회복지연구』 34.
 금재호(2014). 「시간제근로자의 중요성과 노동시장 현황」. 『노동리뷰』 4월호.
 금재호·배규식·김은지(2013). 「시간선택제 일자리 및 일가정양립 정책 연구」.
 경제사회발전노사정위원회. 연구보고서.
 김복순(2013). 「여성 시간제 근로의 특성과 일자리 질」. 동북아노동포럼 『여
 성고용의 현황과 정책과제』. 한국노동연구원.
 김수정(2014). 「1990년대 말 경제위기 이후 기혼여성의 경제활동이 가구소득
 불평등에 미친 영향: 시뮬레이션 방법의 적용」. 『조사연구』 15 (1).
 김유휘·이승윤(2014). 「‘시간선택제 일자리’ 정책의 분석과 평가: 한국, 네덜
 란드, 독일 비교 연구」. 『한국사회정책』 21 (3).
 김진욱·정의철(2010). 「도시가구의 소득원천별 분해를 통한 소득불평등 변화
 요인 분석 - 가구주 연령을 중심으로」. 『사회보장연구』 26 (1).
 김혜연·홍백의(2009). 「성별 집단 내 소득불평등의 변화 추이 및 원인」. 『한
 국사회복지학』 61 (2).
 김현식·김지연(2012). 「여성근로자의 노동조건에 따른 출산수준 차이와 정책
 방안」. 한국보건사회연구원. 연구보고서.
 배규식(2010). 「시간제 근로의 촉진-정규직 시간제 근로를 중심으로」. 『노동
 리뷰』 11월호.
 석재은·노혜진(2013). 「동질혼이 가구소득 불평등에 미치는 영향: 교육적 동
 질혼 및 직업적 동질혼을 중심으로」. 『사회보장연구』 29 (2).
 성재민(2014). 「여성 시간제 일자리 확산과 함의」. 『노동리뷰』 6월호.
 성지미·김윤호·황준욱(2012). 「외국의 시간제근로 기업 사례 및 모델 개발」.
 고용노동부. 연구보고서.
 신경아(2014). 「시간제 노동과 성평등: 박근혜 정부의 시간제 일자리 창출 정
 책에 대한 비판적 논의」. 『한국여성학』 30 (1).
 신광영(2013). 『한국사회 불평등 연구』. 후마니타스.
 윤자영(2012). 「외환위기 이후 기혼가구의 노동공급 변화 요인」. 『여성경제연
 구』 9 (1).
 에스핑 엔더슨(2014). 『끝나지 않은 혁명』. 주은선·김영미 역. 나눔의 집.

- 이병희(2007). 「노동시장 불안정이 소득 불평등에 미치는 영향」. 『경제발전연구』 13 (2).
- _____ (2014). 「2000년대 소득불평등 증가요인 분석 - 단계적 분석방법」. 『경제발전연구』 20 (1).
- 이성림(2005). 「취업 여성 배우자의 소득기여도와 소득분배 · 소득계층 이동」. 『소비자학연구』 16 (4).
- 이주희(2013). 「시간제 근로의 확대와 정책대안」. 『노동리뷰』 10월호.
- 이준협(2013). 「시간제 일자리의 실상과 대응방안 - 양질의 시간제 일자리 늘리는데 초점 맞춰야」. 『경제주평』 통권 546호. 현대경제연구원.
- 이철희(2008). 「1996~2000년 한국의 가구소득 불평등 확대 : 임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향」. 『노동경제논집』 31.
- 장지연(2012). 「다양한 층위의 소득정의와 구성요소에 따른 불평등 수준」. 『동향과 전망』 85.
- 장지연 · 이병희(2013). 「소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택」. 『민주사회와 정책연구』 통권 제23호.
- 장지연 · 전병유(2014). 「소득계층별 여성 취업의 변화: 배우자 소득 수준을 중심으로」. 『산업노동연구』 20 (2).
- 최강식 · 정진욱 · 정진화(2005). 「자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석」. 『노동경제논집』 28 (1).
- 최바울(2013). 「부부의 노동소득과 취업상태가 소득불평등 변화에 미치는 효과」. 『노동경제논집』 36 (3).
- 홍세희(2015). 『양적 변화 자료 분석을 위한 잠재성장 모형』. 에스앤엠 리서치 그룹.
- 홍찬숙(2011). 「시간제 고용은 일/가족 양립을 지원하는 적합한 방법인가?: 구동서독 지역 여성 노동시장 비교를 통한 접근」. 『경제와 사회』 90.
- Hakim, C.(2003). “A New Approach to Explaining Fertility Patterns : Preference Theory.” *Population & Development Review* 29 (3).
- Maxwell, N, L.(1990). “Changing Female Labor Force Participation: Influences on

Income Inequality and Distribution.” *Social Forces* 68 (4).

세계일보. 「말로만 ‘반듯한 시간제 일자리’」. 2013. 10. 16. 기사.

KBS 뉴스. 「시간선택제 일자리 성과는 ‘글썸’」. 2014. 6. 29. 기사.

The Influence of Women's Part-Time Work on Household Income Inequality

Moon Jisun

This study analyzes the influence of women's part-time work on household income inequality using KLI Panel Survey Data. While women's income gap of a dual earner's family induced household income inequality for many years, men's income gap affected household income inequality in a part-time women's family. But part-time women's income gap has increased since 2008.

So this paper divides the time between pre-time(2002~2007) and post-time(2008~2012), and examines a longitudinal effect of part-time women's working week and an hourly wage on a family income sorted into a regular worker's, irregular worker's, and an employer's by a male spouse's employment status. In the result of analysis, part-time women's working week and an hourly wage affect household income obviously after 2008 as I supposed. Also this study investigates an effect of women's part-time work on household income inequality in 2003 and 2012 by quintile regression analysis. In 2012, women's part-time work induced household income inequality in contrast with 2003. A working week worsened household income inequality, but an hourly wage reduced it. But after differentiating households by a male spouse's employment status, part-time women's working week didn't affect household income inequality.

Keywords : part-time work, household income inequality, working week, hourly wage