

【책임연구자】

김현경 한국보건사회연구원 부연구위원

【주요저서】

소득불평등 심화의 원인과 분배구조 개선을 위한 정책방향
한국보건사회연구원, 2014(공저)

저소득층 에너지효율개선사업 체계화 방안
한국보건사회연구원, 2015(공저)

【공동연구진】

강신욱 한국보건사회연구원 연구위원

장지연 한국노동연구원 선임연구위원

이세미 한국보건사회연구원 연구원

오혜인 한국보건사회연구원 연구원

연구보고서 2015-14

**시간제 일자리 확산이
소득불평등과 빈곤에 미치는 영향**

발행일 2015년 12월 31일

저자 김현경

발행인 김상호

발행처 한국보건사회연구원

주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1층~5층)

전화 대표전화: 044)287-8000

홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>

등록 1994년 7월 1일 (제8-142호)

인쇄처 (주)범신사

정가 6,000원

발간사 <<

시간제 일자리의 확산은 비단 우리나라 뿐 아니라 전 세계의 노동시장에서 나타나고 있는 공통적인 현상이다. 고용을 유연화하려는 노력의 일환으로, 혹은 경제를 활성화시키기 위한 여성의 고용률 제고의 한 수단으로, 또 한편으로는 근로시간 단축을 통해 삶의 질을 제고하려는 노력의 한 형태로 많은 나라에서 시간제 일자리 확산이 나타나고 있다.

한국 역시 하나의 유연 고용형태로, 여성의 고용률을 제고시킴과 동시에 일과 가정의 양립을 가능하게 할 목적으로, 또한 남성생계부양자 위주의 장시간 근로를 개선할 목적으로 시간제 일자리 확산을 위한 정책적 노력을 기울이고 있다. 이로 인해 다른 나라에 비해 아직은 높지 않은 수준이지만 한국에서 시간제 일자리는 꾸준히 확산되고 있다.

이와 함께 국내에서도 관찮은 시간제 일자리란 무엇이며, 양질의 시간선택제 양산을 위해서는 어떠한 법제도적 장치가 필요한가에 대한 다수의 연구가 이루어졌다. 또한 관찮은 시간선택제 확산에 있어 참고가 될 만한 다른 나라들에 대한 제도연구도 활발하다. 그러나 이러한 노동시장의 중요한 변화는 개인의 소득을 통해 가구소득에 영향을 미치고 이는 중요한 분배상의 결과를 낳을 것임에도, 시간제 일자리 확산이 가져오는 분배적 함의에 대해서는 여성의 경제활동이 소득불평등에 미치는 영향을 통해 약간의 단초를 얻을 수 있을 뿐 본격적인 분석이 이루어지지 않고 있다. 따라서 이 연구는 한국을 비롯해 시간제 확산을 경험한 국가들의 제도를 비교하고, 각국의 시간제 일자리 확산이 소득분배에 어떤 변화를 가져왔는지 분석함으로써 정책적 함의를 얻고자 하였다.

이러한 점에서 본 연구는 한 축으로는 변화하는 노동시장 환경을 반영하여 소득분배에 관한 국내의 연구 성과를 진전시킨다는 의미에서, 또 한 축으로 분배적 접근을 통해 시간제 일자리 확산에 앞서야 할 법제도적 기반을 환기시킨다는 고용정책적 차원에서 의미있는 노력으로 평가될 수 있을 것이다.

본 연구는 우리 연구원의 김현경 부연구위원의 책임 하에 강신욱 연구위원과 이세미 연구원, 오혜인 연구원, 그리고 한국노동연구원의 장지연 선임연구위원이 참여하여 수행되었다. 모든 연구진의 노고에 감사드리며, 아울러 보고서 작성과 관련하여 여러 가지 중요한 논의지점을 짚어주시고 방법론에 있어서도 조언을 아끼지 않은 원내의 노대명 연구위원, 임완섭 부연구위원, 그리고 한국노동연구원 이병희 선임연구위원, 한국직업능력개발원 양정승 부연구위원, 그리고 익명의 검독위원께 감사의 말씀을 전한다.

마지막으로, 본 연구의 내용이 조금이나마 관련 연구 분야의 토론과 논의를 활성화시키는데 기여하기를 바라며, 아울러 그 결과가 분배를 개선시키는 방향으로의 노동시장 변화를 위한 사회적·정책적 노력으로 이어질 수 있기를 기대한다.

2015년 12월

한국보건사회연구원 원장

김 상 호

목 차

Abstract	1
요 약	3
제1장 서론	11
제1절 문제제기	13
제2절 선행연구 검토	17
제3절 연구의 방법과 구성	21
제2장 한국 : 비정규 시간제	27
제1절 시간제 일자리 추이와 배경	29
제2절 시간제 일자리 제도와 특성	36
제3절 자료와 기초분석	46
제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향	57
제5절 소결	66
제3장 독일 : 미니잡	67
제1절 시간제 일자리 추이와 배경	69
제2절 시간제 일자리 제도와 특성	78
제3절 자료와 기초분석	87
제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향	96
제5절 소결	103

제4장 네덜란드 : 차별없는 시간제	105
제1절 시간제 일자리의 특징과 변화 추이	107
제2절 분석자료 및 방법	112
제3절 시간제 일자리 분포의 변화	117
제4절 시간제 근로의 확대가 개인소득 불평등에 미친 영향	131
제5절 네덜란드 사례의 시사점	141
제5장 국제비교	143
제1절 문제제기	145
제2절 기존연구검토 및 가설	148
제3절 자료 및 분석방법	152
제4절 분석결과	156
제5절 소결	171
제6장 결론	173
참고문헌	179

표 목차

〈표 1- 1〉 한국, 독일, 네덜란드의 시간제 비중 추이(15세 이상)	16
〈표 1- 2〉 가구소득 분위별 비정규직 분포(15개 EU국가들, 2012년)	19
〈표 2- 1〉 사회보험법상 적용제외 대상	39
〈표 2- 2〉 한국의 여성 시간제 저임금 비중 추이	41
〈표 2- 3〉 시간제 근로자 사회보험가입 비율 추이	42
〈표 2- 4〉 시간제 근로자 근로복지수혜 비율	43
〈표 2- 5〉 자발적 시간제 근로자의 일자리선택 동기	44
〈표 2- 6〉 시간제 근로자 평균근속기간과 근속기간별 구성비	45
〈표 2- 7〉 연도별 시간제일자리 비중	47
〈표 2- 8〉 집단별 시간제일자리 비중	48
〈표 2- 9〉 분석에 필요한 노동패널 변수 설명	51
〈표 2-10〉 2007년과 2013년 가구와 가구원별 특성	52
〈표 2-11〉 가구노동소득을 이용한 2007년과 2013년 분배지수와 변화	54
〈표 2-12〉 시간제 비율이 빈곤(중위소득 50% 미만)에 미치는 영향	58
〈표 2-13〉 분위별 RIF-regression 결과	61
〈표 2-14〉 분배지수별 RIF-regression 결과	62
〈표 2-15〉 요인분해 결과 1	64
〈표 2-16〉 요인분해 결과 2	65
〈표 3- 1〉 독일의 시간제근로에 대한 법률 규정	79
〈표 3- 2〉 유형별 저임금근로자(중위임금 2/3미만)의 비율과 저임금근로자의 구성	81
〈표 3- 3〉 전업 미니잡 종사자 집단의 성별 구성	86
〈표 3- 4〉 분석에 필요한 독일 사회경제패널조사 변수 설명	90
〈표 3- 5〉 1999년과 2010년 가구와 가구원별 특성	91
〈표 3- 6〉 가구노동소득을 이용한 1999년과 2010년 분배지수와 변화	92
〈표 3- 7〉 시간제 비율이 빈곤(중위소득 50% 미만)에 미치는 영향	97
〈표 3- 8〉 분위별 RIF-regression 결과	99

〈표 3- 9〉 분배지수별 RIF-regression 결과	100
〈표 3-10〉 요인분해 결과	102
〈표 4- 1〉 네덜란드 전일제 및 시간제 근로자의 분포 변화	118
〈표 4- 2〉 네덜란드 전일제 및 시간제 근로의 실태 변화	119
〈표 4- 3〉 가구 취업상태 변화	123
〈표 4- 4〉 시간제 유무별 가구 상대소득 비교(전체 평균소득 대비)	125
〈표 4- 5〉 전일제/시간제 구성별 가구 상대소득 비교(전체 평균소득 대비)	126
〈표 4- 6〉 시간제 유무에 따른 가구유형별 소득분위 분포	127
〈표 4- 7〉 전일제와 시간제 취업자의 총 개인소득 불평등 분해	132
〈표 4- 8〉 1999~2010년간 총 개인소득 불평등 변화의 요인 분해	132
〈표 4- 9〉 전일제와 시간제 취업자의 총 개인노동소득 불평등 분해	133
〈표 4-10〉 1999~2010년간 총 개인노동소득 불평등 변화의 요인 분해	134
〈표 4-11〉 전일제와 시간제 취업자의 시간당 임금 불평등 분해	135
〈표 4-12〉 1999~2010년간 시간당 임금 불평등 변화의 요인 분해	136
〈표 4-13〉 시간제 유무별 가구 총소득 불평등 분해	138
〈표 4-14〉 1999~2010년간 가구 총소득 불평등 변화의 요인 분해	139
〈표 4-15〉 시간제 유무별 가구 노동소득 불평등 분해	140
〈표 4-16〉 1999~2010년간 가구 노동소득 불평등 변화의 요인 분해	140
〈표 5- 1〉 분석에 사용된 변수	154
〈표 5- 2〉 분석에 사용된 변수의 기초통계량	155
〈표 5- 3〉 고정효과 모형 회귀계수: 여성고용률 모형	167
〈표 5- 4〉 고정효과 모형 회귀계수: 시간제비율 모형	168
〈표 5- 5〉 고정효과 모형 회귀계수: 가구소득자 모형	169
〈표 5- 6〉 고정효과모형 회귀계수: 가구주소득수준별 배우자고용 모형	170

그림 목차

[그림 1- 1] 한국, 독일, 네덜란드의 전체 취업자 대비 시간제 일자리 비중(15세 이상) ...	15
[그림 1- 2] 무조건부 분위효과	24
[그림 2- 1] 임금근로자 대비 근로형태별 비율(2003~2014)	30
[그림 2- 2] 한국의 전체 취업자 대비 시간제 일자리 비중(15세 이상)	31
[그림 2- 3] 한국의 실업률 추이(15~64세)	31
[그림 2- 4] 한국의 고용률 추이(15~64세)	32
[그림 2- 5] 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세)	32
[그림 2- 6] 전체 임금근로자 대비 시간제근로자 비중	34
[그림 2- 7] 연령계층별 임금근로자 대비 시간제 근로자 비중	35
[그림 2- 8] 학력계층별 임금근로자 대비 시간제 근로자 비중	36
[그림 2- 9] 한국의 전일제 및 시간제 일자리 시간당 임금 추이	40
[그림 2-10] 2007년과 2013년 분위별 가구구성	54
[그림 2-11] 2007년과 2013년 가구별 취업자 대비 시간제 비율	55
[그림 2-12] 2007년과 2013년 분위별 가구의원의 평균 주 근로시간	56
[그림 2-13] 무조건부 분위회귀식의 추정계수 변화	63
[그림 3- 1] 독일의 고용률 추이(15~64세)	70
[그림 3- 2] 독일의 실업률 추이(15~64세)	70
[그림 3- 3] 독일의 임금근로자 대비 시간제 일자리 비중(15~64세)	73
[그림 3- 4] 독일의 경제활동참가율 추이(15~64세)	73
[그림 3- 5] 독일 여성 근로자들의 주당근로시간대별 비중	74
[그림 3- 6] 독일의 성별 전일제/시간제 근로자 수 추이 (15~64세)	75
[그림 3- 7] 독일의 미니잡 고용 변화 추이(2003~2013년)	76
[그림 3- 8] 독일 여성 시간제 근로자들의 주당평균근로시간 변화	77
[그림 3- 9] 취업 종류별 사회보험 적용 내용	82
[그림 3-10] 독일 여성 근로자들의 시간제 근로 선택 이유	84
[그림 3-11] 독일의 비자발적 시간제근로자 비중 추이	85

[그림 3-12] 독일 취업자 대비 시간제 비율(15~64세)	88
[그림 3-13] 독일 유형별 시간제 비율(15~64세)	88
[그림 3-14] 1999년과 2010년 시간제 분포	93
[그림 3-15] 1999년과 2010년 가구주와 배우자의 유형별 시간제 분포	94
[그림 3-16] 1999년과 2010년 분위별 주 근로시간 분포	95
[그림 3-17] 무조건부 분위회귀식의 추정계수 변화	101
[그림 4- 1] 네덜란드의 임금근로자 대비 시간제 일자리 비중(15~64세)	109
[그림 4- 2] 네덜란드의 고용률 추이(15~64세)	110
[그림 4- 3] 네덜란드의 고용률 및 시간제 근로자비율 변화 속도(1989=100)	111
[그림 4- 4] 시간제 근로자가 있는 가구 비율의 변화	121
[그림 4- 5] 가구별 취업자 구성(전일, 시간제)의 변화	122
[그림 4- 6] 가구구성별 시간제가 있는 가구 비율의 변화	124
[그림 4- 7] 시간제 취업자가 있는 가구의 소득분위별 분포 변화	127
[그림 4- 8] 소득분위별 시간제 취업자가 있는 가구의 비중 변화	128
[그림 4- 9] 가구 취업자 구성별 소득분위 내 비중 변화	129
[그림 5- 1] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 독일	158
[그림 5- 2] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 네덜란드	159
[그림 5- 3] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 스웨덴	160
[그림 5- 4] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 이탈리아	161
[그림 5- 5] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 영국	162
[그림 5- 6] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 미국	163
[그림 5- 7] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 한국	164

Abstract <<

Impacts of Growth of Part-time Work on Income Inequality and Poverty

This study explores the effect of increase in part-time work on household income inequality and poverty. Comparative analysis between the Netherlands, Germany and South Korea states that the quality of part-time jobs are deterministic to the role of part-time growth in income distribution. Using the panel analysis on the German Socio-Economic Panel Study (GSEOP), 1984-2013 and the Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS), 1998-2014, we find the share of part-time workers as the total number of the employed in a household raise the likelihood of being poor in Germany and South Korea. Employing the unconditional quantile regressions and Oaxaca-Blinder decomposition on the GSEOP and KLIPS, we find that the growth of part-time work during 2000s in both countries worsened the inequality, especially below the median household income. Either a breadwinner or a second earner in the bottom of the income distribution seems to unwillingly accept the marginalized mini-jobs in Germany and the low quality part-time jobs as a kind of irregular work in Korea. Differently in the Netherlands, part-time workers do not suffer from wage

2 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

penalty and lower fringe benefits, but do have rights to adjust their working hours; workers in the middle and upper classes seem to choose the part-time jobs.

The last analysis using the Luxembourg Income Study 251 observations (of 41 countries) shows higher share of part-time workers tends to attenuate income inequality. This study demonstrates higher labor force participation rates among married women, despite with part-time work, still tends to improve income of the low income classes. However, the results must be interpreted with caution, since many of these countries can be the countries that the second earners in the middle and high income classes choose part-time work because the part-time jobs do not have low qualities.

I. 서론

본 연구는 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향을 한국, 독일, 네덜란드의 미시자료를 기반으로 분석한 결과와 Luxemburg Income Study(LIS)를 사용해 251개의 국가×시점 관측치를 사용한 거시분석 결과를 통해 알아본다. 한국은 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용해 2007년과 2013년을 그 분석시점으로 삼고, 독일은 사회경제패널조사(GSEOP)의 1999년과 2010년을 비교시점으로 삼으며, 네덜란드 역시 LIS에 포함된 미시데이터를 이용해 1999년과 2010년을 비교분석한다. 각 시점은 시간제 일자리가 꾸준히 확산되는 전후시점으로, 최근의 시간제 일자리 확산은 저소득 가구 여성들의 경제활동을 활성화시켜 불평등을 완화할 수도 있고, 저소득 가구 구성원의 일자리 질을 더욱 악화시켜 불평등을 악화시킬 수도 있기 때문에, 개인 노동소득의 변화가 가구의 취업자 수와 조합을 통해 불평등에 어떤 영향을 미칠 지는 주목해 볼 만한 문제이다.

한국과 독일의 비교를 위해서 같은 방법론을 사용한다. 1) 시간제 비율이 빈곤확률에 미치는 영향을 선형확률모형으로 분석하고, 2) 역시 시간제 비율이 노동소득의 10, 50, 90분위수 등과 불평등지수에 미치는 영향을 무조건분위회귀분석과 요인분해를 통해 추정한다. 네덜란드는 데이터 접근의 한계상 집단간 대수편차평균 분해를 시도한다.

II. 한국 : 비정규 시간제

1. 한국의 시간제 일자리

한국의 시간제 일자리는 노동시간 유연화에 대한 요구와 고용률 70% 달성이라는 정부의 정책적 목표를 배경으로, 1990년대 5% 미만에서 2013년 11.1%로 성장했다. 여느 국가들과 마찬가지로 전체 시간제 근로에서 여성의 비율이 높고, 청년, 노인층, 저학력자 등 취약계층의 비중 또한 매우 높다.

‘비례보호의 원칙’(근로기준법)과 ‘차별적 처우 금지’(기간제법)를 통해 시간제 근로를 차별하지 못하도록 법제도를 갖추고 있으나, 한국의 시간제 일자리는 저임금 비중이 높고, 사회보험 가입률이 매우 낮으며, 불안정하고 질이 낮은 일자리에서 벗어나지 못하고 있다.

2. 주요 연구결과

노동패널 분석결과 2007년과 2013년 사이에 특히 1, 2분위에서 시간제를 포함하는 가구의 비중이 크게 늘고, 주당 평균근로시간이 대폭 감소하는 경향을 보였다. 이는 시간제 비율 증가와 이로 인한 근로시간 단축이 주로 빈곤층에서 발생했음을 보여준다. 두 시점 사이에 가구 노동소득 불평등은 개선된 반면, 시간제 비율의 증가로 인해 가구구성의 변화가 보여주는 특성효과도, 수익효과도 불평등을 심화시킨 것으로 나타났고, 그 효과는 또한 중위소득 이하에서 더욱 크게 나타났다. 고정효과 모형을 이용한 패널분석 결과, 시간제 비율 증가가 가구의 빈곤할 확률을 증가시키고, 시간제로의 취업도 빈곤탈출을 돕지 못한다.

Ⅲ. 독일 : 미니잡

1. 독일의 시간제 일자리

독일의 시간제 일자리는 1990년대 꾸준히 증대해왔으나 2000년대 중반 시작된 고용유연화 전략으로 인해 정규 시간제 뿐 아니라 미니잡과 같은 단시간 근로도 대폭 증가했다. 독일은 근로시간 단축 조정권이나 사회보장 혜택 등 전통적인 시간제 일자리에 대한 제도적 기반을 갖추고 있으나, 시간제 일자리 내에서도 미니잡은 저임금의 비중이 매우 높고, 사회보험 가입대상에서도 제외되기 쉽기 때문에 질이 매우 낮다.

2. 주요 연구결과

독일 사회경제패널조사 분석결과, 독일도 한국과 마찬가지로 하위분위에서의 시간제 근로 증가와 평균근로시간의 감소가 눈에 띈다. 특히나 가구주와 배우자의 정규시간제 비중도 늘었지만 하위분위에서의 비정규 시간제의 증가가 두드러진다. 시간제의 증가와 더불어 전반적인 취업률이 높아진 것도 사실이다.

1999~2010년 전 시점을 분석대상으로 고정효과모형 등을 사용한 패널분석에 따르면 시간제 비율의 증가가 빈곤확률을 높이는 정도는 한국보다 크고, 취업자 수를 통제하지 않았을 때조차 빈곤할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 1999년과 2010년 사이에 불평등은 심화되었고, 시간제 비율의 가격효과는 이러한 불평등 심화에 기여한 것으로 나타났고, 특성효과 또한 그 결과가 다소 상반되지만 저소득층에서의 불평등을 심화시킨 것은 명백해 보인다.

IV. 네덜란드 : 차별 없는 시간제

1. 네덜란드의 시간제 일자리

네덜란드는 전체 근로자 가운데 시간제 근로자의 비중이 39%에 이를 정도로 시간제가 확산된 나라이다. 이렇게 시간제가 광범위하게 확산된 데에는 1990년대에 이루어진 일련의 법적, 제도적 개혁이 중요한 역할을 했다. 시간제가 임금이나 사회보장, 기타 근로여건에서 전일제와 차별받지 않도록 보호받게 된 것이다. 그 결과 시간제의 비중은 확대되었고 고용률도 증가하였다. 여성 고용률 70%란 수치는 60%가 넘는 시간제 근로자에 대한 보호 없이는 불가능한 것이었다.

2. 주요 연구결과

시간제 일자리의 확대가 개인 및 가구소득의 불평등에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보기 위하여 소득의 대수편차평균 분해를 시도하였고, 이를 통해 요인별 기여도를 살펴보았다. 시간제의 확대는 개인 소득의 불평등을 심화시키는 데 적지 않은 기여를 했으나 개인 총소득이나 노동소득에 서와는 달리 시간당 임금률의 불평등에서는 시간제의 기여도가 크게 줄어들었다. 이는 시간제와 전일제 사이에 임금률 격차가 거의 사라진 데 따른 것으로 해석할 수 있다.

시간제 일자리의 확대는 가구원 중 취업자의 수를 증가시켜 가구소득의 불평등을 축소시키는 효과가 있다. 시간제가 포함된 가구의 비중이 늘어난 것은 1999년과 2010년의 가구소득 불평등 확대를 억제하는 효과가 있었던 것으로 확인되었다. 취업자가 있는 가구의 노동소득 불평등만을

살펴보더라도 대부분의 불평등은 전일제 취업자 가구에 의해 설명되고 시간제 취업자가 있는 가구의 기여도는 약 5%에 불과했다. 이와 같이 시간제의 확대가 가구소득 불평등의 확대를 완화하는 역할을 한 것은 전일제 취업가구와 시간제 포함 가구의 상대적 소득격차가 점차 줄어왔기 때문이다.

V. 국제 비교

1. 연구목적 및 가설

가구 내 두 번째 소득자인 여성의 경제활동 참여 확대가 소득불평등에 미치는 영향은 어떤 소득계층의 여성이 노동시장에 진입하고 있는가와 시간제와 전일제 중 어떤 고용형태로 노동시장에 진입하는가, 이 두 가지에 따라 달라질 수 있다. 본 연구에서는 가구주의 소득계층과 배우자의 고용형태(시간제/전일제)라는 두 가지 요인을 고려하여 여성의 경제활동 참여가 소득불평등에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 여성의 경제활동 참여는 여성의 고용률, 노동시장 전체 취업자 중 시간제 일자리의 비중, 1.5인·2인 소득 가구의 비중, 가구주 소득분위별 배우자의 고용률 및 시간제 비율이라는 설명변수로, 지니계수가 소득불평등도를 나타내는 종속변수로 분석에 포함되었다.

2. 주요 연구결과

LIS(Luxemburg Income Study)자료를 이용하여 시간제 고용 비중이 소득불평등에 미치는 영향을 고정효과 모형으로 추정한 결과, 여성고

용률의 증가는 소득불평등 증가 또는 감소에 영향을 미치지 않았으나, 가구주의 소득계층별 배우자의 고용률과 시간제 고용 비율은 소득불평등에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 하위소득계층 가구주의 배우자의 고용률이 증가하면 소득불평등도는 감소했으며 시간제근로로 일하는 비율이 높을수록 소득불평등도는 더욱 낮아지는 것으로 추정되었다.

본 분석의 주된 특징은 가구주의 소득수준별로 배우자의 고용률과 시간제 고용률을 사용하였다는 점이다. 많은 국가에서 기혼여성은 주로 시간제 근로자로 노동시장에 유입되었는데, 이것은 이들이 전일제로 유입되었다면 겪었을 소득불평등도를 낮추는 역할을 해 왔다. 그러나 기혼여성이 시간제로 일하는 것이 소득불평등을 완화시키는 경향이 존재한다고 하더라도, 이것이 시간제 일자리의 확대를 권하는 정책적 함의를 갖는다는 것은 아니다. 왜냐하면 시간제 일자리 증가는 나쁜 일자리를 증가시키고 임금근로자의 소득격차 확대를 초래할 수 있으며, 성 불평등을 장기화할 수 있는 문제점이 있기 때문이다.

VI. 결론

시간제 확산이 소득불평등 심화로 귀결되지 않도록 하기 위해서는 선택하고 싶은 시간제 일자리를 만들 수 있는가가 핵심적이다. 이를 위해서는 근로시간 단축 청구권, 사회보험 보장 등을 위한 관련 제도적 개선을 통해 비단 하위분위에서만 아니라 중상위 분위에서도 폭넓게 시간제를 ‘선택’하도록 하는 환경을 조성하는 것이 중요하다.

그러나 또한 각종 한국 시간제의 현실이 보여주는 저임금, 불안정성과 같은 상황은 장기적으로 시간제 근로자의 고용지위를 향상시킬 수 있는 제도적 개선과 더불어 이들 근로빈곤층에 대한 사회보장 역시 동반되어

야 할 필요를 낳는다. 또한 시간제를 비롯한 다양한 고용계약형태에 따른 사회보장정책이 고민되어야 한다.

*주요용어: 시간제, 근로시간 단축, 무조건분위회귀, 빈곤, 소득불평등

제 1 장

서론

제1절 문제제기

제2절 선행연구 검토

제3절 연구의 방법과 구성

제1절 문제제기

한국 근로자들의 장시간 근로와 여성들의 낮은 경제활동참가율·경력 단절이라는 문제점은 시간제 일자리 활용이라는 노동시장 정책에 주목하게 하였다. 한국의 장시간 근로가 새삼스러운 일은 아님에도 새로이 문제시 되고 있는 것은 첫째는 장시간 근로로 인한 삶의 질 하락에 대한 관심이 높아졌고, 둘째는 1998년의 아시아 금융위기와 2008년의 세계경제위기, 이로 인한 장기적인 불황으로 일자리 창출의 필요성이 높아지면서 근로시간을 줄여 일자리를 나누는 대안이 주목받기 시작한 까닭이다. 또한 여성들의 경제활동참가율이 꾸준히 높아지긴 하였으나 2014년 현재 15~64세 여성의 57%로 34개 OECD국가 중 터키, 멕시코, 이탈리아, 칠레 다음으로 낮은 뿐 아니라 15~29세의 청년기에는 남성과 유사하던 경제활동참가율이 30대에 들어 급격히 떨어진 후 매우 더디게 회복되는 것은 여성의 출산과 육아가 여전히 여성들의 경제활동을 가로막고 있음을 말해주는 까닭이다.

이에 장시간 근로로 인한 근로자들의 삶의 질 하락을 개선하고 여성의 경제활동을 활성화시켜 ‘고용률 70%’라는 정책적 목표를 달성하기 위한 방안으로 정부는 시간선택제 활성화를 제시하였다. 정부는 질 낮은 일자리 양산이라는 우려에도 불구하고 질 좋은 시간선택제란 무엇인가에 대한 모색을 통해 위와 같은 한국 노동시장의 고질적인 문제를 극복할 대안으로 시간선택제 활성화를 추진하고 있다.

따라서 시간제 일자리의 목적이 장시간 근로를 해소하고, 여성의 재취업을 활성화시키는 것이므로 시간선택제 확대가 이러한 목표를 잘 달성하고 있는지 평가되어야겠지만, 시간선택제 확산은 배우자의 경제활동은 물론 가구주의 고용계약형태에도 영향을 미치고, 이는 가구내 취업자 수와 구성 등을 통해 가구의 노동소득 분포에 영향을 미칠 것이 예상되기 때문에, 분배에 미치는 영향에 대해서도 간과할 수 없다. 특히나 우리나라의 가구소득 불평등의 거의 전부가 가구주와 배우자, 기타 가구원의 노동소득으로 설명되기 때문에(강신욱, 김현경, 원승연, 김근혜, 2014, p. 37) 이러한 노동시장의 변화는 우리나라의 소득분배에 매우 큰 영향을 미칠 것으로 짐작된다. 따라서 이 연구는 시간제 일자리 확산이 소득불평등에 어떤 영향을 미치는지 한국, 독일, 네덜란드의 사례를 분석함으로써 분배적 측면에서 본 시간선택제 확산에 대한 정책적 함의를 얻고자 한다.

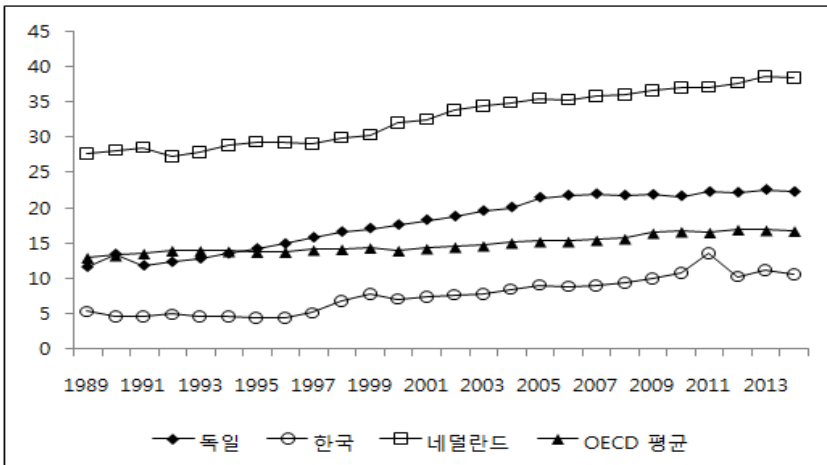
시간제 확산의 분배적 함의를 얻기 위해 한국을 독일과 네덜란드와 비교하는 것은, 독일과 네덜란드가 경제활동인구 중 시간제 근로자의 비율이 OECD 평균보다 무척 높은 나라일 뿐 아니라, 1990년대 이후 고용률 증가를 목표로 시간제 근로를 촉진함으로써 시간제의 비중이 꾸준히 빠른 속도로 증가한 대표적인 나라들이기 때문이다(표 1-1, 그림 1-1). 또한 시간제 근로 활성화와 더불어 시간제 근로에 대한 비례보호정책, 근로시간 단축 청구권 등 관련 법·제도에 대한 논의와 정비가 한국보다 앞서갔으며, 이로 인한 시간제 일자리의 질--임금, 사회보험 가입, 자발적/비자발적 시간제 등의 편차도 커서 한국과 비교해볼 만한 지점들이 많기 때문이다.

이러한 연구는 최근 이어져 온 임금 및 가구소득 불평등의 원인을 규명하는 측면에서도 의미가 있다. 앞서 말한 바와 같이 우리나라는 유난히 가구소득에서 노동소득이 차지하는 비중이 높고, 사실상 노동소득 불평

등이 가구소득 불평등 전체를 설명하다시피하기 때문에 가구소득 불평등의 변화요인을 검토하는 데 있어서 노동시장의 변화를 간과해선 안 될 것이다. 최근의 시간제 일자리 확산은 저소득 가구 여성들의 경제활동을 활성화시켜 불평등을 완화할 수도 있고, 저소득 가구 구성원의 일자리 질을 더욱 악화시켜 불평등을 악화시킬 수도 있기 때문에, 개인 노동소득의 변화가 가구의 취업자 수와 조합을 통해 불평등에 어떤 영향을 미칠 지는 주목해 볼 만한 문제이다.

[그림 1-1] 한국, 독일, 네덜란드의 전체 취업자 대비 시간제 일자리 비중(15세 이상)

(단위: %)



- 주: 1) 한국-경제활동인구조사(Monthly Economically Active Population Survey)로, 시간제 일자리는 직장에서 근무하도록 정해진 소정의 근로시간이 동일사업장에서 동일한 종류의 업무를 수행하는 근로자의 소정 근로시간보다 1 시간이라도 짧은 근로자로, 평소 주 근로 시간이 36시간 미만인 경우임. 국민연금과 건강보험 가입자는 직장가입자에 한함.
- 2) 독일-일반적으로 독일에서는 32시간 이상 일한 경우를 전일제로, 그보다 적게 일한 경우를 시간제(Part-time)로 구분하고 있는데, European Labour Force Survey(EU-LFS) 데이터는 자신의 주된 직업(main job)에 대해 응답자가 자기 응답하였다는 특징이 있음
- 3) 네덜란드: European Labour Force Survey(EU-LFS) 데이터에서 네덜란드를 비롯해 아이슬란드, 노르웨이의 경우는 35시간 이상 일한 경우를 전일제로, 35시간 미만 일한 경우를 시간제(Part-time)로 구분함.

자료: OECD statistics 원자료.

16 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 1-1〉 한국, 독일, 네덜란드의 시간제 비중 추이(15세 이상)

(단위: %)

연도	네덜란드	독일	한국	OECD평균
1989	27.7	11.6	5.2	12.9
1990	28.2	13.4	4.5	13.2
1991	28.6	11.8	4.5	13.5
1992	27.3	12.3	4.8	13.9
1993	27.9	12.8	4.5	13.9
1994	28.9	13.5	4.5	13.8
1995	29.4	14.2	4.3	13.7
1996	29.3	14.9	4.3	13.7
1997	29.1	15.8	5.0	14.0
1998	30.0	16.6	6.7	14.1
1999	30.4	17.1	7.7	14.3
2000	32.1	17.6	7.0	13.9
2001	32.6	18.3	7.3	14.2
2002	33.9	18.8	7.6	14.4
2003	34.5	19.6	7.7	14.6
2004	35.0	20.1	8.4	15.0
2005	35.6	21.5	9.0	15.2
2006	35.4	21.8	8.8	15.2
2007	35.9	22.0	8.9	15.4
2008	36.1	21.8	9.3	15.6
2009	36.7	21.9	9.9	16.4
2010	37.1	21.7	10.7	16.6
2011	37.2	22.3	13.5	16.5
2012	37.8	22.2	10.2	16.9
2013	38.7	22.6	11.1	16.8
2014	38.5	22.3	10.5	16.7

자료: OECD statistics 원자료.

제2절 선행연구 검토

시간제 관련 선행연구는 크게 여성의 경제활동과의 관련성을 탐색하는 연구¹⁾, 시간제 일자리의 질에 관한 연구(이옥진, 2013 등), 시간제와 임금격차 혹은 소득분배에 관한 연구(성재민, 2014b; 문지선, 2015) 등으로 나뉜다. 이 가운데 시간제 일자리의 질에 관한 연구는 제도비교를 위해 많이 사용되는 까닭에 본 연구에서도 각 국의 제도를 탐색하고 비교하는 각 장에서 활용하고자 한다.

여성의 시간제 일자리의 질이나 시간제 근로를 하는 여성의 노동시장에서의 입지, 주로 고용률 증진이나 경력단절여성의 취업기회 활성화를 위해 추진되는 시간제 근로 활성화가 그 목표한 바를 이루는 데 적절한가에 대한 다양한 연구들이 있다. 그러나 여기서는 수요측 요인으로 인한 고용률 증대의 효과보다는 여성의 노동공급행태에 차이점을 낳는 시간제 관련 일자리의 특성에 주목하고자 한다.

최은영(2012)은 미국 여성의 시간제 근로는 주로 고용주의 요구에 의해 추동되었으나, 저임금과 근로시간 선택권이 주어지지 않는 등의 불리한 노동시간 지위로 인해 여성이 이를 원하지 않아 최근에는 감소하고 있음을 보여준다. 또한 OECD(2010)도 시간제와 전일제의 격차를 없애고 보호장치를 강화하고 있는 나라에서만 시간제 비중이 높아지고 있음을 보여준다(최은영, 2012, p. 179에서 재인용). 이를 통해 최은영(2012, p. 179)은 시간제 일자리의 확산과 이로 인한 고용률 제고를 위해서는 노동공급 측의 선호를 반영해야 한다고 말한다.

1) 장지연, 신동균, 박선영(2014, p. 16-17)은 시간제 일자리에 대한 논의가 여성의 경제활동에 국한해서 이루어지는 경향이 있는 것은 일가족양립의 문제가 쟁점화된 탓이며, 이로 인해 일가족양립에 대한 정책 대안으로 여성의 시간제 근로 활성화가 논의되고 있다고 지적함.

파트타임 경제로 유명한 네덜란드 시간제 일자리에 대해 Booth와 van Ours(2013, p. 15)는 시간제 일자리에 일하는 기혼여성들이 높은 직무만족도를 보이며 노동시간을 바꾸기를 원치 않는다고 보고하고 있어, 일자리의 질과 여성의 노동공급에 대한 관련성을 보여준다.

한국에서도 일자리의 질 혹은 시간제 일자리의 특성과 여성고용의 관계를 탐색한 연구를 찾아보면, 전일제와 시간제 근로에 따른 출산 후 노동시장 복귀에 대해 김지경(2003, p. 19)은 출산 전 전일제 근로를 하였던 여성이 시간제 근로를 했던 여성에 비해 출산 후 노동시장으로 복귀하는 이행률이 3~4배 정도 높다고 보고하고 있다. 이는 김혜진(2015)과 같이 출산 전 직장에서 출산 후에도 계속 일할 수 있는 기회를 더 많이 주는 것으로 해석할 수 있어, 경력단절 완화에 있어 시간제 근로가 갖는 의미를 재고하게 한다. 김혜진(2015, p. 17)은 또한 전일제/시간제 간의 일자리 이동 요인과 그 요인을 한국노동패널을 이용해 다항로지 분석함으로써 전년도 시간당 임금이 높은 시간제 여성일수록 직업을 그만두는 경우가 적다는 결과를 얻었고, 현재의 전일제/시간제 일자리의 임금을 올리는 것이 여성의 경력단절을 방지하기 위해 필요하다고 제안한다.

이러한 연구들은 경제활동 증가에 초점을 맞춘다 하더라도 그 목표를 달성하기 위해서는 여성을 노동시장으로 돌아오게끔 하는 일자리의 질적인 차원이 중요함을 시사한다.

본 연구와 관련성이 높은 시간제 일자리의 분배적인 성과에 대해 장지연, 신동균, 박선영(2014, p. 39)은 심지어 시간제 관련 고용지위가 한국보다 나은 네덜란드와 독일의 경우에도 1.5소득자 가구가 빠르게 증가한 시기에 이 가구들의 저소득층 비율이 늘어났으며, 이로부터 여성들이 저임금 일자리에 대거 진입하였으나 가구소득계층 상으로는 나아진 것이 없다는 분석결과를 내놓고 있다.

Forster(2015, p. 172)는 시간제를 포함한 비정규직이 가구분위별로 어떻게 분포하는가를 통해 고용형태와 분배의 관계를 실증하였다. 그 결과 <표 1-2>와 같이 개인소득 분위가 낮을수록 비정규직 비율은 크고, 1분위에서는 절반 가까이가 비정규직인 것으로 나타났다. 이를 가구소득 분위기를 기준으로 살펴보면 1분위에서 비정규직이 차지하는 비중이 월등히 높은 것으로 나타난 반면 그 외에는 3분위를 중심으로 폭넓게 분포하는 것으로 나타났다. 이는 사실상 빈곤가구에 해당하는 1분위/5분위에 있어서 시간제를 포함한 비정규직 증가가 개인소득의 감소를 통해 가구소득 최저분위에 귀결되도록 하는 것으로 보인다.

본 연구는 장지연, 신동균, 박선영(2014)과 Forster(2015)의 접근법을 바탕으로 시간제 일자리의 증가와 가구소득분포와의 관계를 실증적으로 살펴볼 뿐만 아니라, 더욱 심도있는 분석을 위해 분위회귀분석을 시행할 예정이다.

<표 1-2> 가구소득 분위별 비정규직 분포(15개 EU국가들, 2012년)

(단위: %)

균등화된 가구소득 분위							
개인소득 분위	비정규직 비율	1	2	3	4	5	합계
1	45.4	34.2	24.2	19.6	14.3	7.8	100
2	24.8	17.3	22.2	24.6	22.9	13.1	100
3	12.9	7.9	17.8	26.3	28.4	19.6	100
4	8.8	2.7	10.4	19.7	32.9	34.4	100
5	8.1	0.6	2.9	8.2	19.4	68.9	100
합계	100	21.1	19.9	20.8	20.3	19.7	100

자료: European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC, 2012); Forster(2015, p. 172)에서 발췌

이러한 차원에서 본 연구는 문지선(2015)과 유사한 바가 많다. 문지선(2015)은 한국노동패널을 이용하여 2002~2007년(1시기), 2008~2012년(2시기)로 구분하여 여성 시간제 근로자 가구에서 여성의 노동시간이 가구소득에 미친 영향을 살펴보았다. 주된 분석으로는 소득계층별로 여성 시간제 근로가 가구소득에 미치는 영향을 분위회귀분석(Conditional quantile regression)을 이용해 추정하였다. 그 결과 고소득 가구에서 여성 시간제 근로자의 노동시간이 가구소득 증가에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이를 여성 시간제 근로자의 근로시간이 고소득집단과 고소득이 아닌 집단 간의 격차를 벌이는 역할을 한다고 해석하는데, 사실상 고소득집단의 시간제 비율이 상당히 낮을 것이므로 고소득집단에 대한 추정치가 얼마나 신뢰 할만한 것인가 검토할 필요가 있다.

문지선의 연구는 여성의 시간제 근로형태가 개인이 아닌 가구단위소득에 미치는 영향을, 따라서 가구소득 불평등에 미치는 영향을 처음으로 분석한다는 점에서 매우 의미 있다. 그러나 본 연구에서는 시간제 확산의 직접적인 기여도를 측정하기 위해 무조건부 분위회귀분석이라는 정책효과 추정에 있어 개선된 방법론을 사용하고, 시간제 근로를 여성에 한정하지 않고 분석한다는 점에서 문지선의 연구와 차별성을 가진다.

제3절 연구의 방법과 구성

1. 방법론

가. 무조건분위회귀

우리의 관심사는 시간제 일자리의 증가라는 정책 혹은 어떤 요인의 변화가 소득분포에 어떤 영향을 미치는가 하는 점이다. 이는 정책변화가 소득분포의 위치(예를 들어, τ 분위)에 따라 어떤 다른 효과를 낳는지 추정함으로써 답할 수 있다. 이를 위해 우리는 무조건분위회귀(unconditional quantile regression) 방식을 사용한다.

위의 질문에 무조건분위회귀가 적절한 이유는 조건분위회귀(conditional quantile regression)²⁾ 역시 소득분포의 위치에 따라 달라지는 효과를 추정하긴 하지만, 조건분위회귀의 추정계수가 다른 변수들에 대한 조건부 분포에서 해당 설명변수가 각 분위에서의 종속변수에 미치는 효과를 측정하는 반면, 무조건분위회귀는 다른 변수들에 의해 결정되지 않는 종속변수의 분포에서 해당 설명변수가 미치는 효과를 측정하는 까닭이다. 다시 말해서, 조건분위회귀 분석에서 도출되는 추정계수 β , 즉, 조건부 분위 효과(conditional quantile partial effect: CQPE)는 설명변수 조건부 τ 번째 분위에서 종속변수에 미치는 효과를 나타낸다. 예를 들어, 조건부 분위 효과는 교육수준을 나타내는 각 그룹내에서 시간제 확산이 각 분위 소득에 미치는 효과를 측정한다. 그러나 우리는 고등학교 혹은 대학교 졸업자 집단 내에서 시간제 확산이 소득 분포에 어떤 영향을 미치는지에 관심이 있는 것이 아니라, 어느 집단구분과는 무관한 (무조건부) 분위

2) 문지선(2015)의 연구에서 사용된 분석방법임.

별 소득 혹은 소득분포에 관심이 있으며(Dube, 2013), 이러한 무조건부 분위 효과(unconditional quantile partial effect: UQPE)의 측정을 가능하게 하는 방법이 무조건분위회귀이다.

무조건부 분위 효과를 설명변수의 변화가 빈곤율에 미치는 영향을 측정하는 회귀분석을 통해 설명하면 다음과 같다.

우리는 일반적으로 특정 소득수준 아래에 있는 가구를 빈곤가구로 정의한다. 예를 들어, OECD방식에 따르면 가구소득이 중위소득의 50%, 60%인 값보다 작으면 빈곤가구에 해당하고, 미국의 경우 가구원 및 아동수에 따른 빈곤소득수준이 정해져 있어 가구소득이 해당 가구형태의 빈곤선보다 낮은 경우 빈곤가구에 해당한다. 따라서 빈곤율은 다양한 소득수준 아래에 있는 가구 혹은 개인의 비율을 나타낸다. 다양한 소득수준에 따른 빈곤율을 결정하는 각 가구 혹은 개인의 빈곤여부(1 또는 0의 값을 갖는 이진변수(binary variable))에 설명변수의 변화가 어떤 영향을 미치는가를, 즉, 시간제 일자리 증가가 빈곤에 미치는 영향을 다음과 같은 선형확률모형(linear probability model)을 이용해 분석하고자 한다.

$$I_{cit} = \alpha_c \times Part + X\Gamma_c + \mu_i + \theta_t + \epsilon_{cit} \text{-----}(1-1)$$

I 는 다양한 소득수준(c)에 따라 가구 i 가 t 년도에 빈곤한가 여부를 나타내는 이진변수이며, $Part$ 는 시간제 일자리에 따른 가구구성이나 시간제 일자리 비율과 같은 시간제 관련 변수를 나타내고, α 는 시간제 일자리가 빈곤확률에 미치는 효과를 반영한다. 가구 i 의 빈곤에 영향을 미치는 다른 요인의 영향을 통제하기 위해 각 가구의 t 년도의 특성(X)과, 각 가구의 관찰되지 않는 이질성(고정되어 있거나, 추세를 가짐), 거시적 요인(연도더미 혹은 추세선 이용) 등을 회귀식에 포함한다. 가구별 특성은 가

구주의 나이와 성별, 교육수준, 종사상 지위(혹은 고용계약형태)와 같은 개인특성과, 가구원의 평균 교육년수, 가구원 수, 18세 미만 아동의 수, 취업자 수 등을 포함한다.

이와 같이 다양한 소득수준 아래에 있는 개인의 비율에 미치는 정책의 영향을 정리하면 이는 가구소득의 누적분포함수(CDF)에 대한 정책의 효과를 요약할 수 있다. 우리가 종속변수 y 의 모든 값에서 누적분포함수에 미치는 정책효과를 측정할 수 있다면, 또한 누적분포함수에 미치는 정책 효과의 역수를 이용해 특정분위(Q)에 미치는 정책의 효과도 추정할 수 있다 (Dube, 2013). 우리가 F_A 를 실제 누적분포함수라고 하고, 정책변화가 일어나지 않았을 때의 가상적(counterfactual) 누적분포함수를 F_B 라고 했을 때, 이 격차 $F_B - F_A$ 가 곧 위 식에서 $Part$ 변수군의 효과(α), 즉 각 기준선 아래에 있는 가구의 비율(proportion)에 미치는 정책의 영향이다. α 를 추정함으로써 얻은 가상적 누적분포함수 F_B 와 실제 누적분포함수 F_A 의 역수를 통해 우리는 종속변수의 τ 분위수에 미치는 정책효과, 즉 무조건 부분위 효과를 추정할 수 있다($UQPE = Q_{B,\tau} - Q_{A,\tau} = F_B^{-1}(\tau) - F_A^{-1}(\tau)$).

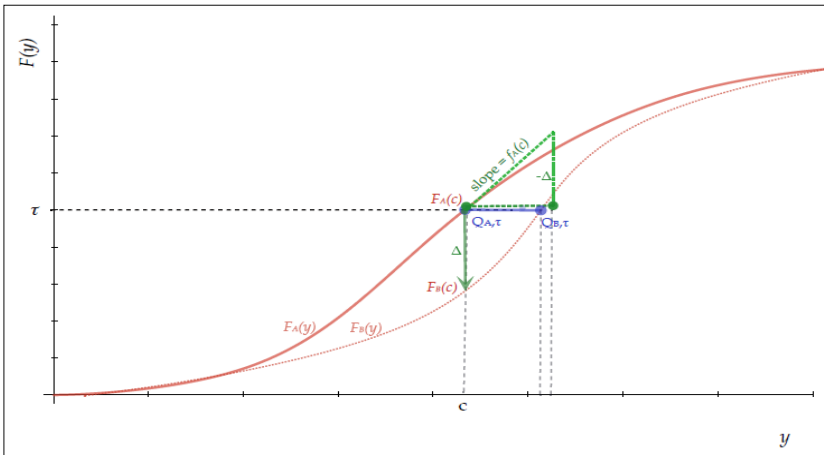
다시 말해서, [그림 1-2]가 요약하고 있는 바와 같이, 우리의 관심사인 종속변수의 τ 분위수에 미치는 정책효과는 $Q_{B,\tau} - Q_{A,\tau}$ 이며, 이는 소득수준(c)에 따른 방정식 (1-1)의 반복적인 추정을 통해 얻은 F_B 와 F_A 의 격차(Δ), 소득수준 c 에서의 F_A 의 기울기(한계밀도, $f_A(c)$)를 통해 구할 수 있다.

$$(UQPE \approx - \frac{F_B(c) - F_A(c)}{f_A(c)}).$$

이러한 무조건 부분위 효과는 무조건분위회귀 분석을 통해 추정할 수 있으므로, 이를 다음과 같이 실행하고자 한다. Firpo & Fortin & Lemieux

(2009)의 무조건분위회귀 분석은 누적분포함수의 부분적인 선형관계에 대한 가정을 바탕으로 하기 때문에 일반 선형회귀분석과 매우 유사하다. 유일한 차이점은 종속변수 y 를 재중심 영향함수(recentered influence function, RIF)로 대체하는 것이다.

[그림 1-2] 무조건부 분위효과



자료: Dube(2013, p. 37)에서 발췌

$$RIF(y, Q_\tau) = \beta_\tau \times Part + X\Gamma_\tau + \mu_i + \theta_t + \epsilon_\tau \text{-----(1-2)}$$

RIF는 종속변수 분포로부터 얻어지는 평균과 분위수와 같은 특정통계량)에 대한 개별 관측치의 영향을 나타내는 영향함수(influence function: IF) 개념(김계숙, 민인식, 2013)에 기초하며, 통계량이 ν 가 분위수 라면 Firpo & Fortin & Lemieux(2009)는 $RIF(y; q_\tau, F)$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$RIF(y; q_\tau, F) \equiv q_\tau + IF(y; q_\tau, F) = q_\tau + \frac{\tau - I\{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \text{-----}(1-3)$$

영향함수(IF)의 정의에 의해 $E(IF)$ 의 값은 항상 0이며, $E(RIF)$ 의 값은 항상 q_τ , 즉 (무조건부) τ 분위수이다(김계숙, 민인식, 2013, p. 58). 따라서 \widehat{RIF} 를 종속변수로 식 (1-2)에 따라 추정하면 계수(β_τ)는 q_τ 에 대한 설명변수들의 한계효과, 즉 무조건부 분위효과가 된다.

나. 요인분해

어떤 기간의 시작 연도(0) 소득분포를 F_0 로, 마지막 연도(1)의 소득분포를 F_1 이라 하고 연도 1에서의 특성을 가진 가구가 연도 0의 소득방정식을 통해 얻은 가상적 소득분포, F_c 를 고려해보자. 관심 통계량(ν)에서 연도 1과 연도 0간의 소득분포 변화는 다음처럼 나타낼 수 있다.

$$\nu(F_1) - \nu(F_0) = [\nu(F_1) - \nu(F_c)] + [\nu(F_c) - \nu(F_0)] \text{-----}(1-4)$$

식 (1-4)에서 우변의 두 번째 항은 연도 0의 실제 분포와 가상적 분포간의 차이로 가구특성 변화로 인한 소득분포의 변화(특성효과)이고 우변의 첫 번째 항은 가상적 분포와 연도 1에서의 실제 분포 간 차이로 특성에 대한 수익 변화로 인한 변화(가격효과)이다.

무조건 분위에서 특성효과와 가격효과를 개별 설명변수들의 각각의 효과로 상세하게 분해하기 위해서 RIF를 이용하여 무조건분위회귀를 실행한다. RIF 회귀로부터 얻은 추정치 $\widehat{\beta}_\tau$ 를 이용하여 시작 연도 0에서 마지막 연도 1까지 τ 번째 분위수의 변화를 다음처럼 분해할 수 있다.

$$\hat{q}_\tau(Y_1) - \hat{q}_\tau(Y_0) = (\hat{\beta}_{\tau,1} - \hat{\beta}_{\tau,c})\overline{X_1} + (\hat{\beta}_{\tau,c}\overline{X_1} - \hat{\beta}_{\tau,0}\overline{X_0}) \text{-----}(1-5)$$

식 (1-5)에서 $(\hat{\beta}_{\tau,c}\overline{X_1} - \hat{\beta}_{\tau,0}\overline{X_0})$ 는 특성효과이고 $(\hat{\beta}_{\tau,1} - \hat{\beta}_{\tau,c})\overline{X_1}$ 는 가격 효과이며, 각각의 효과는 개별 설명변수들의 기여로 분해할 수 있다(김계숙, 민인식, 2013, p. 59).

2. 구성

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 1장에서 문제제기와 더불어 선행연구를 검토하고, 한국과 독일의 비교를 위해 공통적으로 사용될 분석방법에 대해 설명한다. 2장과 3장에서 각각 한국과 독일을 동일한 틀로 비교 분석하는데, 먼저 각국의 시간제 일자리 추이와 배경을 검토하고, 시간제 일자리의 질을 결정하는 관련 법제도와 시간제 근로의 특성을 정리한다. 분석에 사용되는 자료설명과 기초분석 후, 분석결과를 정리한다. 4장의 네덜란드는 다른 요인분해 방법을 LIS에 적용, 분석한 결과를 제시하고, 5장에서는 역시 LIS에 포함된 국가들을 통해 특히 여성의 시간제 근로와 불평등의 관계를 거시분석한다. 마지막으로 6장 결론에서 본 연구의 정책적 시사점을 간략히 정리한다.

제 2 장

한 국 : 비정규 시간제

제1절 시간제 일자리 추이와 배경

제2절 시간제 일자리 제도와 특성

제3절 자료와 기초분석

제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향

제5절 소결

2

한국 : 비정규 시간제 <<

제1절 시간제 일자리 추이와 배경

1. 시간제 일자리 증가의 배경

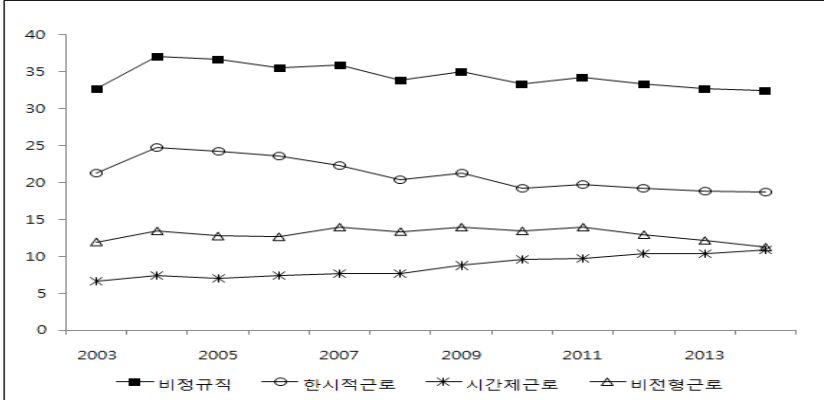
2013년 한국 정부는 ‘고용률 70% 로드맵’을 발표하고 양질의 시간선택제 증가를 그 핵심적인 정책으로 추진하고 있다. 로드맵에 따르면 남성 중심의 1인 소득자 장시간 근로문화에서 여성 소득자 포함, 근로시간이 단축된 일 가정 양립이라는 근로문화로의 전환을 꾀함과 동시에 고용률 증대라는 목표를 달성하는 데 있어 시간제 일자리 증가가 핵심적인 역할을 담당하고 있다. 구체적으로는 고용률 70% 달성을 위해서는 2017년까지 5년간 총 238만개의 일자리가 필요하며, 이 중 약 40%에 해당하는 93만개를 시간제 일자리로 확충하고자 한다.

고용률 증가를 목표로 하는 이와 같은 정부의 정책적 배경에 앞서 2000년대 들어 다양한 형태의 고용계약관계가 증가한 것이 시간제 일자리 증가의 더욱 근본적인 배경이라 할 수 있다. 특히 2000년대 중후반 비정규직 전반에 대한 사회적 관심과 논의가 증가함과 더불어 무분별한 비정규직 사용을 규제하는 법제도적 장치들이 마련되고 이와 동시에 임시직 비율이 감소한 반면, 간접고용과 시간제 근로는 증가한 경향이 있다(그림 2-1). 유연한 고용형태에 대한 요구는 유지되는 가운데 임시직 사용에 대한 규제적 장치가 생겨나자 이에 대한 회피책으로 간접고용과 시간제 일자리가 증가한 측면이 있는 것으로 보인다.

30 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 2-1] 임금근로자 대비 근로형태별 비율(2003~2014)

(단위: %)



주: 1) 매년 8월 기준임.

2) 비정규직 근로자는 한시적 근로자이거나 시간제 근로자이거나 비전형 근로자이므로 세 유형의 합이 비정규직 근로자의 비중과 일치하지는 않음.

자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

2. 시간제 일자리 추이

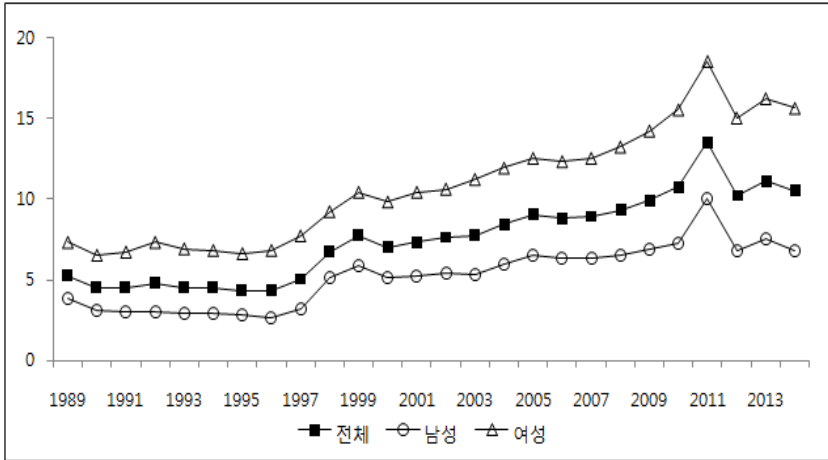
가. OECD 통계로 알아 본 한국의 시간제 일자리 추이

OECD 통계로 알아 본 한국의 전체 취업자 대비 시간제 일자리의 비중은 [그림 2-2]와 같다. 1990년대 5%에 다소 못 미치는 비율로 안정적인 시간제 일자리는 1990년대 말 아시아 금융위기를 거치면서 7%대로 진입, 2008년 9.3%까지 증가한 이후 증가세는 더욱 빨라져 2013년에는 그 비율이 11.1%에 이르렀다(OECD, 2015)³⁾.

3) 시간제 일자리 비중에 관한 한국의 공식통계는 전체 임금근로자를 대상으로 하지만, OECD의 한국 통계는 동일한 자료(경제활동인구조사)를 이용하지만 전체 취업자를 대상으로 그 비율을 추정하고 있어 다소 다른 결과를 보이는 것으로 유추됨. 다만, 임금근로자 대비 비중은 부침 없이 매우 안정적인 증가세를 보이는 반면 OECD 통계는 2011년 13.5%로 뛰어오른 후 감소하는 추세를 보여주고 있어 그 이유에 의문이 남음.

[그림 2-2] 한국의 전체 취업자 대비 시간제 일자리 비중(15세 이상)

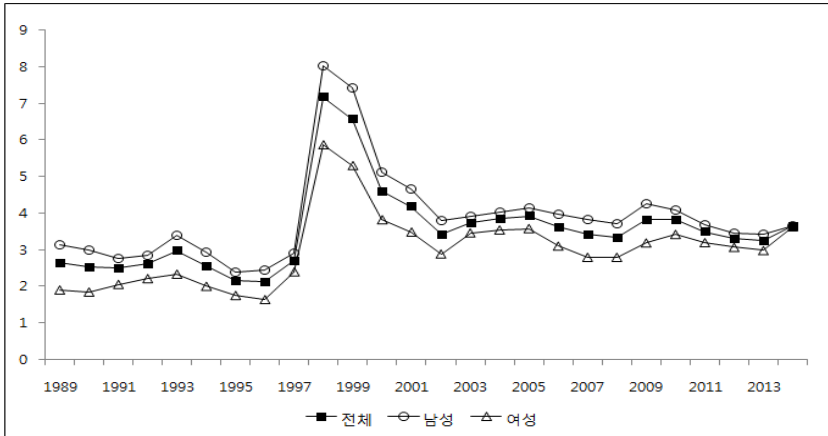
(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

[그림 2-3] 한국의 실업률 추이(15~64세)

(단위: %)

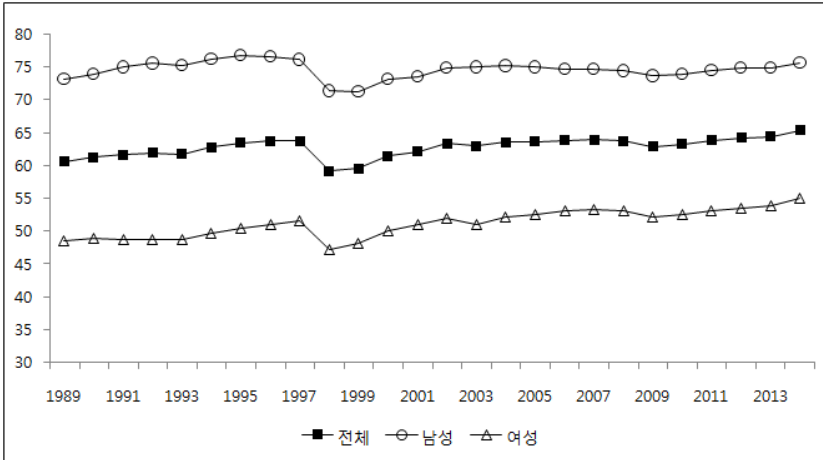


자료: OECD statistics 원자료.

32 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 2-4] 한국의 고용률 추이(15~64세)

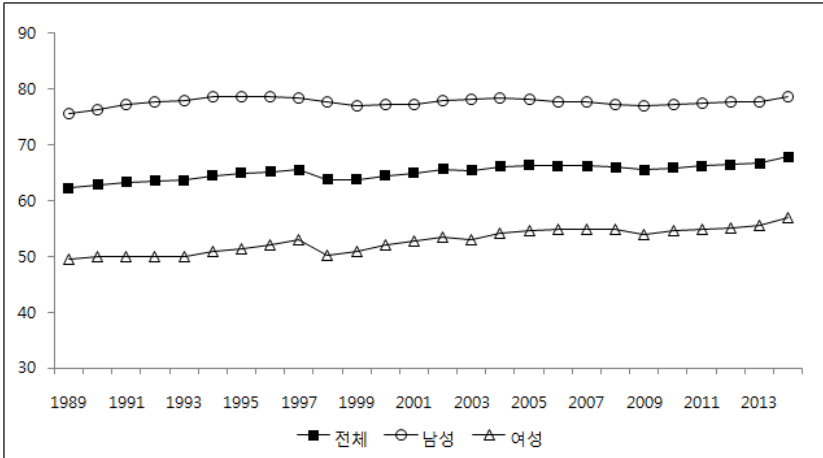
(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

[그림 2-5] 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세)

(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

전체와 성별 시간제 비중의 추이를 동 기간의 실업률 추이(그림 2-3)와 비교해 보면, 1990년대 후반 실업률의 급격한 증가와 시간제 일자리 비중의 증가(혹은 전일제 비중의 감소)를 동시에 경험한 후, 2000년대 중반을 기점으로 실업률은 다소 하락하고 시간제의 비율은 증가하고 있어 실업상태에서 탈출하거나 청년들이 노동시장에 신규진입 할 때 시간제 일자리를 갖는 비중이 증가했을 것임을 유추해볼 수 있다. 이러한 추세는 여성에게서 더욱 두드러지게 나타나, 시간선택제의 정책적 추진 이전에 근로의 유연성 증대가 특히 여성을 통해 이미 노동시장에 나타나고 있었음을 알 수 있다. 2000년대 후반에 나타난 이러한 흐름은 2000년대 후반의 글로벌 금융위기를 거친 후인 2010년 이후 실업률과 고용률(그림 2-4), 경제활동참가율(그림 2-5)과의 비교를 통해서도 나타난다. 다시 말해서, 2010년 이후 시간제 일자리의 증가는 실업률의 소폭 하락과 고용률과 경제활동참가율의 소폭 증가와 더불어 나타나, 시간제 일자리가 취업가능성과 근로계약 형태 등의 경제활동 전반에서 그 중요성이 커졌음을 짐작케 한다.

나. 인구집단별 시간제 일자리 추이

통계청의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 통해 더욱 세분화된 한국의 시간제 근로 현황을 알아보고자 한다. 기간은 2003년부터 2014년까지의 자료를 사용하였으며 동 조사에서 시간제 근로자는 임금근로자 중에서 한시적 근로자, 비전형 근로자 등과 함께 비정규직 근로자의 한 형태에 속한다. 또한 동 조사에서 시간제 근로자는 직장에서 근무하도록 정해진 소정의 근로시간이 동일 사업장에서 동일한 종류의 업무를 수행하는 근로자의 소정 근로시간보다 1시간이라도 짧은 근로자로,

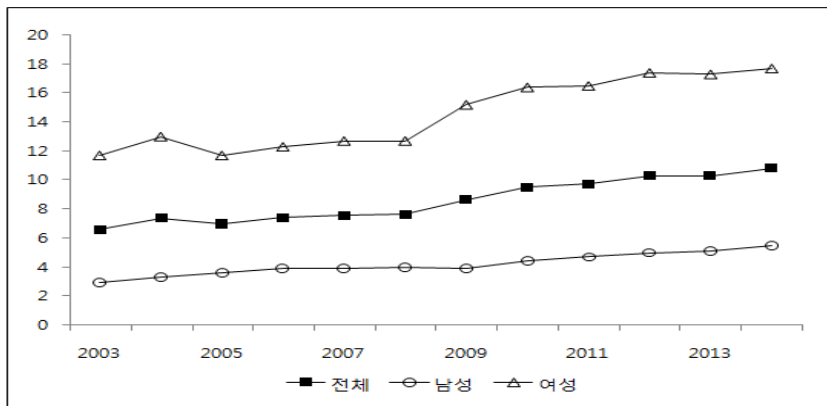
34 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

평소 1주에 36시간 미만 일하기로 정해져 있는 경우가 해당된다.⁴⁾

임금근로자 중 시간제 근로자의 비중⁶⁾을 성별, 연령별, 학력별로 구분하여 분석한 결과는 다음과 같다.

[그림 2-6] 전체 임금근로자 대비 시간제근로자 비중

(단위: %)



자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

[그림 2-6]의 전체 임금근로자 대비 시간제 근로자 비중은 2003년 6.6%에서 2014년 10.8%로 지속적으로 증가하였으며 특히 2008년부터 시작된 글로벌 금융위기를 기점으로 전체 시간제 근로자와 여성 시간제 근로자 비중이 크게 증가한 것을 볼 수 있다. 최근의 증가세는 정부의 시간선택제 확대 정책과 무관하지 않을 것으로 짐작되며, 특히 여성 시간제 근로자 비중은 2005년 이후 지속적으로 증가하여 2014년 현재 17.7%에 이르렀다.

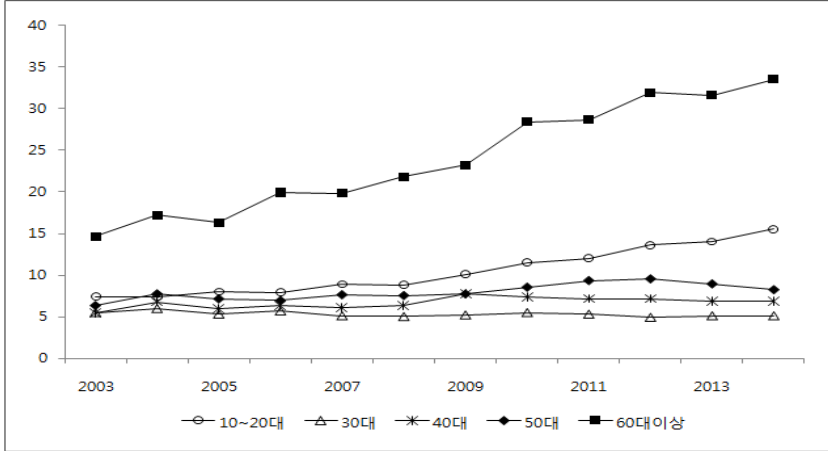
4) 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 경우에는 소정 근로시간에 대해 질문함. 즉, “주된 직장(일)의 평소 근로시간은 몇 시간으로 정해져 있습니까?임.

5) 동일회사에 동일업무를 하는 동료가 없는 경우에는 평소 근로시간이 주당 36시간 미만인 근로자임.

6) 시간제일자리 비중(%) = (시간제근로자 수)/(임금근로자 수)*100

[그림 2-7] 연령계층별 임금근로자 대비 시간제 근로자 비중

(단위: %)



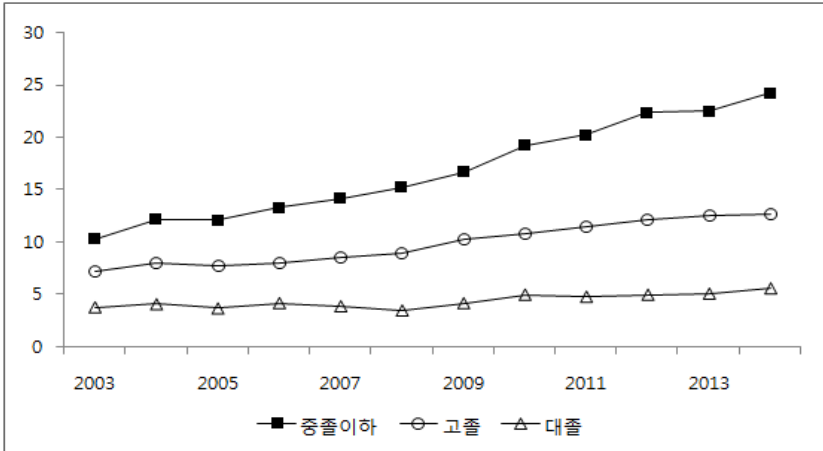
자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

연령별 시간제 근로자의 비중을 살펴보면(그림 2-7), 30세미만 청년층에서 그 비율이 2003년 7.4%에서 2014년 15.5%로 두 배 이상 증가하였으며 60세이상 중고령층 역시 2003년 14.6%에서 2014년 33.5%로 두 배 이상 증가하였다. 시간제 일자리의 증가가 30대를 제외한 전 연령층에서 뚜렷하게 나타나고 있긴 하지만 특히 청년층과 중고령층에서 눈에 띄게 나타난다는 점은 근로연령층에서 상대적으로 취약한 집단이 시간제 근로를 하는 경향이 증가하고 있음을 말해 준다.

학력별 집단 내 시간제 근로자의 비중을 살펴보면(그림 2-8), 연령별 추이와 유사한 결과를 말해 준다. 즉, 역시 모든 학력별 집단에서 시간제 일자리 증가를 확인할 수 있지만 중졸이하에서 2003년 10.3%에서 2014년 24.2%로 그 증가세가 더욱 현저함을 통해 시간제 근로가 주로 상대적 취약집단에서 나타남을 확인시켜 준다.

[그림 2-8] 학력계층별 임금근로자 대비 시간제 근로자 비중

(단위: %)



자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

제2절 시간제 일자리 제도와 특성

1. 시간제 일자리 관련 법과 제도

한국의 노동법상 단시간근로자의 개념은 「근로기준법」상의 정의를 바탕으로 한다. 「근로기준법」의 정의에 따르면 “단시간근로자”란 ‘1주 동안의 소정근로시간이 그 사업장에서 같은 종류의 업무에 종사하는 통상 근로자의 1주 동안의 소정근로시간에 비하여 짧은 근로자’(제2조 제1항 8호)를 말한다. 또한 「근로기준법」은 고용형태 다양화에 따라 근로기준제도를 합리적으로 규정한다는 취지에서 1997년 단시간근로자에 대해 근로시간에 비례하여 이 법상의 주요한 보호 내용을 적용한다는 ‘비례보호의 원칙’을 규정하였다. 이 비례보호 규정에 따르면 ‘단시간근로자의 근

로조건은 그 사업장의 같은 종류의 업무에 종사하는 통상 근로자의 근로 시간을 기준으로 산정한 비율에 따라 결정되어야'(제18조) 하며, 근로시간에 따라 비례적으로 적용되어야 할 근로조건은 유급 연차휴가, 주휴수당, 출산전후휴가 기간 동안 급여의 계산(시행령 별표 2) 등이다. 이러한 비례보호원칙은 일견 합리적인 방식으로 보이나 임금이 '근로시간×시급'으로 결정되다 보니, 임금에서 중요한 부분을 이루는 생활보장성, 복리후생성 급여는 제외될 수 있다는 문제점이 있다. 생활보장성, 복리후생성 임금이 여전히 중요한 한국의 임금체계에서 이러한 격차는 양질의 시간제 일자리를 만드는 데 큰 걸림돌이 될 수 있다.

이후 근로기준법에 있는 몇 개의 조항만으로는 단시간근로자를 보호하는데 한계가 있기에 노사정위원회 논의를 거쳐 2006년 「기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률」(이하 기간제법)을 제정하여 단시간근로자에 대한 차별을 금지하고 있다. 해당 조항에 따르면 '사용자는 단시간근로자임을 이유로 당해 사업 또는 사업장의 동종 또는 유사한 업무에 종사하는 통상근로자에 비하여 차별적 처우를 하여서는 아니 된다.'(제8조) 차별적 처우가 금지되는 대상은 임금, 정기상여금, 명절상여금 등 정기적으로 지급되는 상여금, 경영성과에 따른 성과금, 그 밖에 근로조건 및 복리후생 등에 관한 사항(동법 제2조 3호)이다. 그러나 기간제 및 단시간 근로자의 취약한 지위로 인해 차별시정 제도를 이용하기 어렵다는 문제점이 있고, 이를 보완하는 규정을 2012년 마련하였으나⁷⁾ 여전히 차별시정 제도는 단시간근로자의 취약한 고용 상 지위와 엄격한 차별 심사 기준으로 인해 입법 당시 목표했던 비정규직 보호 효과를 내지 못한다는 비판을 받고 있다.

7) 고용노동부가 사업장에 대하여 차별시정 지도 및 통보를 할 수 있도록 하고, 차별시정 신청기간을 3개월에서 6개월로 연장하고, 명백한 고의로 인한 차별이거나 반복적인 차별인 경우 손해액 3배에 해당하는 범위 내에서 부가적인 손해배상을 할 수 있도록 하는 내용

시간제 일자리가 근로자의 자발성에 근거한 양질의 일자리가 될 수 있으려면, 근로자 자신의 선택에 의해 자발적으로 시간제를 선택하고 원하는 경우 전일제 일자리로 전환할 수 있는 권리가 보장되어야 한다. 그러나 한국은 단시간 근로자의 통상근로자 전환의 노력의무규정 등이 있으나 전일제 근로자가 육아기 근로시간 단축을 신청한 경우와 근로시간 단축을 교사가 신청하여 시간선택제 교사가 된 경우를 제외하고는 전일제 근로로의 전환 청구권이 인정되지 않는다(박수근, 김근주, 2014, p. 713-718). 이러한 문제점과 관련하여 “포괄적으로 근로시간조정청구권을 규정하고 있어 단축과 연장에 대한 청구권을 인정하는 방식”을 취하는 네덜란드 사례나 “근로계약 상 합의된 근로시간의 연장을 요구한 단시간 근로자에게 맞는 일자리를 충원함에 있어 그 근로자가 동일한 적격성을 갖추고 있는 한 우선 고려의 대상”으로 하는 독일의 사례를 고려하여 개선할 것을 선행연구에서 제안하고 있다(김준, 한인상, 2014, p. 123).

단시간근로자 역시 고용보험이나 국민연금 등 사회보험에 가입할 수 있으나, 단시간 근로자의 84.3%가 30인 미만 사업장에 근무하기 때문에 사회보험에의 접근성이 매우 낮다고 할 수 있다. 이들 대다수가 고용보험 제도 내에 진입도 못하는 소규모 영세사업장에 근무하기 때문이다(최옥금, 조영은, 2014, p. 59). 따라서 저임금 근로자 대상 사회보험료 지원 사업인 두루누리 사회보험료 지원사업의 실효성을 늘리는 정책을 추진할 필요가 있다.

더욱이 사회보험법 중 「고용보험법」과 「국민연금법」은 단시간 근로자 가운데 월 근로시간이 60시간 미만인 초단시간근로자⁸⁾를 적용제외 대상으로 명시하고 있는데, 이와 관련하여 근로시간만을 기준으로 가입자격

8) 고용보험 DB의 분석결과 2013년 평균 주 근로시간 15시간 이하인 자의 비율이 시간제 근로자의 35.4%에 달함(박진희, 이시균, 윤정혜, 양수경, 2014, p. 101).

을 규정하는 것은 사회보험 제도의 취지에 반하기 때문에 개선해야 한다는 비판이 제기되고 있다(이승욱, 2012, p. 155).

〈표 2-1〉 사회보험법상 적용제외 대상

	근로시간에 따른 적용제외 대상
고용보험법령	1개월간 소정근로시간이 60시간 미만인 자(1주간의 소정근로시간이 15시간 미만인 자를 포함한다)를 말함. 다만, 생업을 목적으로 근로를 제공하는 자 중 3개월 이상 계속하여 근로를 제공하는 자와 법 제2조제6호에 따른 일용근로자(이하 "일용근로자"라 한다)는 제외함.
국민연금법령	1개월 동안의 소정근로시간이 60시간 미만인 단시간근로자. 다만, 해당 단시간근로자 중 생업을 목적으로 3개월 이상 계속하여 근로를 제공하는 사람으로서, 다음 각 목의 어느 하나에 해당하는 사람은 제외한다. 가. 「고등교육법 시행령」 제7조제3호에 따른 시간강사 나. 사용자의 동의를 받아 근로자로 적용되기를 희망하는 사람

자료: 국가법령정보센터 <http://www.law.go.kr/main.html> 에서 2015.10.14. 인출.

2. 시간제 일자리의 질

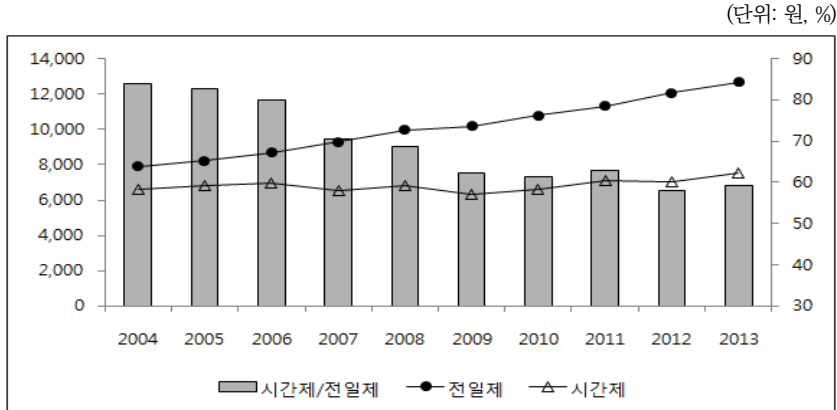
가. 임금

경제활동인구조사 분석 결과 시간제 근로자의 월평균 임금은 2004년 53.9만원에서 2014년 66.2만원으로, 전체 임금근로자의 평균 월임금 대비 비중이 같은 기간 35%에서 30%로 감소하였으며, 이는 전체 임금근로자에 비해 월평균 임금 증가속도가 낮음을 말해 준다. 그러나 시간제 근로자가 임금차별을 받고 있는지에 대해서는 근로시간을 통제할 시간당 임금을 비교할 필요가 있다. 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사에 따르면 전일제 근로자 대비 시간제 근로자의 시간당 임금 수준은 2004년 83.9%에서 2013년 59.1%로 크게 하락하였다. 이는 전일제 근로자의 임금수준이 지속적으로 상승하는 반면, 시간제 근로자의 임금수준은 시간당 약 7,000원 내외에서 정체되어 있기 때문이다(오호영, 이은혜, 2014,

40 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

p. 18).

[그림 2-9] 한국의 전일제 및 시간제 일자리 시간당 임금 추이



자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도; 오호영, 이은혜(2014, p. 18)에서 발췌, 재구성

전일제 대비 시간제의 시간당 임금 격차와 더불어 임금에 관한 시간제 일자리의 질을 나타내는 한 가지 지표는 시간제 일자리가 얼마나 저임금(중위임금의 2/3미만)에 노출되어 있는가 하는 점이다. 이에 대해 시간제 근로자 중 최저임금보다 낮은 임금을 받는 비중이 2004년 17.2%에서 2013년 36.4%로 크게 높아졌고(오호영, 이은혜, 2014, p. 19), 여성 시간제 일자리 중 저임금 비중이 2004년 47.4%에서 시작해 2013년에는 62.5%로 꾸준히 상승하는 모습을 보이고 있어(성재민, 2014a, p. 29) 시간제 일자리의 임금 수준은 매우 낮으며 이는 더욱 악화되고 있는 것으로 나타났다.

〈표 2-2〉 한국의 여성 시간제 저임금 비중 추이

(단위: %)

연도	전체 저임금 비중	여성 저임금 비중	여성 시간제 저임금 비중	여성 시간제 제외 비정규직 저임금 비중
2004	26.3	41.5	47.4	48.8
2005	26.6	41.7	49.7	48.8
2006	29.3	44.8	54.7	52.2
2007	27.4	42.3	53.4	49.7
2008	26.8	40.8	55.6	45.1
2009	27.3	41.1	56.2	49.2
2010	26.3	39.8	56.6	44.2
2011	26.7	40.3	58.0	45.6
2012	25.7	38.5	62.5	42.5
2013	24.7	37.1	62.5	41.4

자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도; 성재민(2014a, p. 29)에서 발췌

나. 사회보험 가입

〈표 2-3〉에서 본 시간제 근로자의 사회보험 가입자 비율은 전체 임금 근로자 평균과 비교할 수 없이 낮지만, 2008년을 기점으로 크게 증가한 후 2010년 이후 지속적으로 증가하고 있는 것으로 나타난다. 퇴직금, 상여금, 시간외수당, 유급휴가 등 근로자에 대한 복지수혜율 역시 전체 임금근로자보다 현저히 낮지만 2010년 들어 조금씩 개선되고 있는 것으로 보인다(표 2-4).

〈표 2-3〉 시간제 근로자 사회보험가입 비율 추이

(단위: %)

연도	전체 임금근로자			시간제		
	국민연금	건강보험	고용보험	국민연금	건강보험	고용보험
2004	59.5	61.3	52.1	2.4	3.7	3.6
2005	61.4	61.9	53.1	2.1	2.3	2.2
2006	62.6	63.2	54.6	3.2	3.8	3.2
2007	63.2	64.4	55.3	3.3	4.0	3.7
2008	64.3	65.6	56.8	6.4	6.1	6.3
2009	64.7	67.1	58.9	7.4	8.8	9.1
2010	65.0	67.0	63.3	9.3	10.6	10.7
2011	65.1	68.3	64.6	11.0	13.0	13.5
2012	66.5	69.9	66.2	12.2	14.6	15.0
2013	67.6	71.3	67.7	13.5	17.9	17.3
2014	67.9	71.4	68.8	14.6	17.8	19.6

주: 국민연금과 건강보험 가입자는 직장가입자에 한함.
 자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

〈표 2-4〉 시간제 근로자 근로복지수혜 비율

(단위: %)

연도	전체 임금근로자				시간제			
	퇴직금	상여금	시간외수당	유급휴가	퇴직금	상여금	시간외수당	유급휴가
2004	54.0	51.6	43.4	45.8	2.0	1.8	1.8	1.6
2005	54.1	52.1	43.6	45.0	1.8	1.8	2.5	1.4
2006	54.6	53.3	42.4	43.7	1.6	2.0	2.4	2.1
2007	57.5	55.9	43.3	49.8	1.9	3.1	2.3	2.3
2008	61.4	56.6	42.4	52.8	3.7	3.6	2.2	2.4
2009	61.5	61.0	43.3	57.0	5.5	8.8	4.9	4.3
2010	63.1	64.7	44.4	58.7	6.7	11.2	5.7	6.0
2011	64.7	65.0	43.7	56.0	9.5	12.4	6.4	5.3
2012	66.7	66.6	45.2	58.0	10.1	12.7	6.7	6.8
2013	68.2	69.5	47.5	60.0	12.3	17.3	8.8	9.1
2014	68.3	69.3	47.6	60.2	13.1	16.5	9.0	8.2

자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

다. 자발적/비자발적 시간제

시간제 일자리 선택의 자발성 여부와 이와 관련이 깊은 전일제/시간제 사이의 이동의 자율성은 시간제 일자리의 질을 판단하는 데 매우 중요한 잣대이다.

〈표 2-5〉를 통해 시간제 근로자의 일자리선택 동기를 살펴본 결과, 2006~2014년 평균 비자발적 사유(57.1%)가 자발적 사유(42.9%)를 크게 앞서는 것으로 나타났다. 자발적 시간제근로자의 세부 동기를 살펴보면, 근로조건에 만족 또는 안정적인 일자리는 41.5%에 불과하였고 직장 이동 사유가 44.6%로 높았다. 이는 자발적 시간제 근로자들은 많은 경우 시간제 일자리를 직장이동을 위해 머무르는 일자리라고 생각하고 있음을

44 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

의미한다. 또한 이보다 더 큰 비중을 차지하는 비자발적 시간제 근로자의 세부 동기를 살펴보면, 2014년 현재 당장 수입이 필요해서(63.4%), 원하는 일자리 없음(15.2%), 직장이동(18.0%) 등으로 나타나 비자발적 근로자들이 주로 생계를 위해 시간제 근로를 선택한 것을 알 수 있다.

〈표 2-5〉 자발적 시간제 근로자의 일자리선택 동기

(단위: %)

연도	비자발적	자발적	자발적 사유(100%)			
			근로조건에 만족	안정적인 일자리	직장이동	노력한 만큼 수입
2006	52.9	47.1	31.8	6.5	44.7	17.0
2007	51.9	48.1	32.5	4.5	44.7	18.3
2008	67.7	32.3	25.5	3.1	53.4	18.0
2009	62.0	38.0	31.6	4.1	47.1	17.3
2010	60.5	39.5	31.2	4.2	47.1	17.4
2011	55.3	44.7	35.3	3.5	43.5	17.7
2012	56.0	44.0	38.2	6.0	41.2	14.7
2013	55.6	44.4	38.7	5.5	43.5	12.3
2014	52.3	47.7	37.8	3.7	44.6	13.9

자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

라. 정규화와 근속연수

시간제 근로자의 월평균 근속기간은 전체 임금근로자 평균 근속기간의 1/4 가량에 해당한다. 1년 가량에 머물던 시간제 근로자의 근속기간이 2011년부터 다소 증가하여 현재는 1.5년에 해당하며, 이는 전체 임금근로자의 근속연수 증가세보다는 다소 높다고 볼 수 있다. 다만 근속연수가 1년 미만인 시간제의 비중이 여전히 70% 가량으로 매우 높아, 우리나라의 시간제 일자리는 주로 근속연수가 짧고 불안정한 비정규직으로 보인다.

다. 다만 3년 이상 근속기간을 가진 시간제 근로자 비중이 2004년 7.7%에서 2014년 13.9%로 증가하고, 1년 미만의 비중이 다소 줄어드는 점은 눈여겨 볼만하다.

〈표 2-6〉 시간제 근로자 평균근속기간과 근속기간별 구성비

(단위: 개월, %)

연도	전체 임금근로자(100%)				시간제(100%)			
	평균 근속기간	1년 미만	1~3년 미만	3년 이상	평균 근속기간	1년 미만	1~3년 미만	3년 이상
2004	53	(39.4)	(23.4)	(37.1)	12	(74.7)	(17.5)	(7.7)
2005	54	(39.3)	(22.7)	(38.0)	11	(77.7)	(14.8)	(7.5)
2006	54	(39.9)	(21.7)	(38.4)	12	(74.3)	(16.7)	(9.0)
2007	55	(38.4)	(22.9)	(38.7)	11	(75.9)	(16.5)	(7.6)
2008	57	(37.3)	(22.3)	(40.3)	12	(75.2)	(16.3)	(8.5)
2009	59	(37.8)	(20.8)	(41.4)	12	(76.3)	(15.1)	(8.6)
2010	59	(37.4)	(21.3)	(41.3)	13	(73.7)	(17.0)	(9.3)
2011	61	(35.9)	(21.3)	(42.8)	16	(70.6)	(17.4)	(12.0)
2012	64	(34.6)	(21.9)	(43.5)	17	(69.0)	(18.0)	(13.0)
2013	67	(32.7)	(21.5)	(45.8)	19	(68.4)	(17.3)	(14.3)
2014	67	(32.3)	(21.5)	(46.1)	18	(68.2)	(17.9)	(13.9)

자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별부가조사, 각 연도

그러나 여전히 유럽 국가들의 근속기간에 비해서는 대단히 짧은데, 독일은 구 서독지역의 경우 전일제 10.6년, 시간제 8.8년, 구 동독지역의 경우 전일제 10.7년, 시간제 11.0년으로(Wolf, 2013: 성재민, 2014a, p. 27-28에서 재인용), 독일의 시간제는 근속기간에 있어 전일제와 큰 차이를 보이지 않거나 오히려 길어 정규화된 고용의 한 형태였던 반면, 한국의 시간제는 불안정한 비정규 고용의 한 형태임을 〈표 2-6〉이 여실히 보여주고 있다.

제3절 자료와 기초분석

1. 분석자료와 기초통계

한국의 시간제 일자리 관련 추이를 알아보고, 이러한 변화가 빈곤과 소득불평등에 미치는 영향을 분석하기 위해 1998년부터 개인과 가구 단위로 시행된 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS, 이하 노동패널)를 이용한다. 본 연구에서 기본 단위로 사용하는 가구 단위 정보(소득, 아동수)를 지니고 있는 자료로는 가계동향조사와 노동패널이 있으나, 가계동향조사에는 가장 중요한 설명변수인 시간제 관련 정보가 없기 때문에 노동패널이 가장 적절하다.

대부분의 분석에서 1998~2014년(1~17차) 패널을 모두 사용하며, 소득불평등에 미치는 영향을 무조건분위회귀 후 불평등 요인분해하기 위해서는 가장 최근의 소득 정보를 포함한 연도(2013년, 16차)와 노동패널에서 나타나는 최근의 지속적인 시간제 비율 증가세가 시작될 무렵의 최저점(표 2-7 참조)을 기록하고 있는 2007년을 분석대상으로 한다. 또한 가구주가 65세 미만인 근로연령층의 가구를 주된 분석대상으로 한다.

노동패널은 1998년 도시지역에 거주하는 5,000가구와 가구원을 대상으로 조사를 시작하여 1년 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 17차 조사를 실시한 2014년에는 69%의 원표본가구 유지율을 나타내고 있다. 통합표본은 2009년(12차년도) 조사 당시 추가표집된 1,415가구를 포함하여, 당해년도 응답가구 전체를 원가구로 하는 표본을 의미한다(한국노동연구원, 2015). 본 연구는 빈곤에 미치는 영향에 대한 장기 패널분석과 2007년과 2013년의 두 시점을 사용한 불평등 분석을 하고자 하므로 빈곤에 대한 분석에서는 원표본의 가중치를 활용하며, 불평등 효과에 대한 분석

과 각 연도별 노동시장 특성을 보여주는 통계량 도출에는 통합표본의 가중치를 활용하였다.

〈표 2-7〉 연도별 시간제일자리 비중

(단위: %)

연도	시간제응답	주당근무시간 30시간 미만	주당근무시간 36시간 미만
1998	12.1	5.9	9.7
1999	10.3	6.3	10.2
2000	9.1	5.9	9.6
2001	8.2	7.9	11.1
2002	8.7	6.4	10.1
2003	8.3	6.7	10.1
2004	7.8	6.6	11.0
2005	7.3	5.2	9.8
2006	6.4	5.6	9.8
2007	6.1	5.6	9.8
2008	6.2	5.2	8.9
2009	7.4	5.4	9.6
2010	7.6	5.4	9.0
2011	7.9	5.9	9.3
2012	7.6	5.8	9.9
2013	8.0	6.2	9.5
2014	8.9	6.9	10.6

자료: 한국노동패널조사 각 연도

노동패널이 시간제 추이와 관련된 노동시장의 변화를 적절하게 반영하고 있는가를 통해 본 연구에 있어 노동패널 사용의 적절성을 점검하고자 한다. 노동시장에서 개인단위 분석을 통해 전체 임금근로자 대비 혹은 각 인구집단별 임금근로자 대비 시간제 근로자의 비중을 살펴보면 〈표 2-7〉~〈표 2-8〉과 같다. 〈표 2-7〉에서 시간제 비율은 전일제/시간제 질문에 시간제로 응답한 경우, 주 근로시간이 30시간 미만과 36시간 미만인 경우의 세 가지 정의에 따른 전체 임금근로자 대비 시간제 근로자의

48 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

비중으로, 시간제 증가 추세가 경제활동인구조사보다 다소 늦게 나타나는 경향이 있고, 그 비율이 낮긴 하나 2007년 이후 뚜렷한 증가세를 보이는 것만은 동일하다. 30시간과 36시간을 시간제 근로의 기준점으로 삼은 것은 각국별로 다른 시간제 근로 정의에 있어 두 가지가 주요 기준시간으로 많이 사용되기 때문이다. 그러나 장기적으로 근로시간이 점차 줄어드는 추세를 감안하면 두 정의에 따른 비율이 증가할 것은 당연하고, 그 추이 또한 경제활동인구조사의 그것과는 다소 다른 경향이 있어 앞으로의 분석에서의 시간제 근로 여부는 전일제/시간제에 대한 본인 응답을 사용하기로 한다.

〈표 2-8〉 집단별 시간제일자리 비중

(단위: %)

	남자	여자	30세 미만	30세 이상 45세 미만	45세 이상 60세 미만	60세 이상	중졸 이하	고졸	2년제	4년제 이상
1998	7.6	19.7	10.7	11.9	13.6	16.9	18.2	12.4	5.3	7.3
1999	5.3	17.8	9.7	10.4	9.9	15.8	12.7	12.1	2.6	6.9
2000	4.8	15.6	9.6	9.5	6.3	14.7	11.1	10.5	3.6	6.3
2001	4.1	14.2	9.3	7.5	6.5	16.3	10.1	10.1	2.8	4.8
2002	4.4	14.9	9.6	8.5	7.0	14.5	11.2	10.7	4.0	4.9
2003	4.3	14.1	9.8	7.6	6.9	12.7	12.1	9.8	3.6	4.9
2004	4.1	13.3	9.9	6.6	7.1	12.6	10.7	10.4	2.8	4.1
2005	3.5	13.0	8.6	6.6	6.2	12.5	11.0	9.6	3.0	3.4
2006	2.9	11.7	7.9	5.3	6.3	9.0	9.4	8.9	2.0	3.2
2007	2.7	11.3	8.4	5.2	5.4	8.9	9.7	8.0	2.6	3.1
2008	2.5	11.7	7.4	4.8	6.1	11.7	11.4	7.4	3.2	3.1
2009	2.6	15.0	7.8	5.1	8.7	17.3	15.8	8.5	3.4	3.7
2010	3.2	14.2	6.7	5.5	8.7	19.1	15.5	8.7	4.0	4.1
2011	3.3	14.8	10.0	5.0	8.6	16.9	16.1	9.3	3.9	4.3
2012	3.0	14.3	8.2	4.5	9.2	16.9	15.3	9.6	3.4	4.0
2013	2.8	15.9	8.2	5.3	8.9	17.7	16.1	9.9	4.4	4.6
2014	3.4	17.1	12.1	4.5	9.6	20.0	19.2	10.3	4.4	5.9

자료: 한국노동패널조사 각 연도

〈표 2-8〉의 전일제/시간제 응답에 따른 성별 임금근로자 대비 시간제 일자리의 비중을 보면, 널리 알려진 바와 같이 여성근로자 가운데 시간제 근로자의 비중이 남성에 비해 훨씬 크고 2007년 이후의 증가세 역시 여성에게서 더욱 뚜렷하게 나타난다. 그러나 경제활동인구조사의 결과와 비교했을 때 여성 임금근로자 대비 시간제 일자리의 비중은 유사한 반면, 남성의 경우 2014년 기준 약 40% 정도 낮게 나타나 남성 임금근로자의 시간제 일자리 비중 증가의 효과가 충분히 반영되지 못하는 한계가 있을 것으로 우려된다.

연령별 임금근로자 대비 시간제 일자리의 비중에 따르면 2000년대 중반 이후의 시간제 일자리 증가는 30세 미만의 청년층과 60세 이상의 노년층이 주도하는 것으로 나타났고, 특히 2000년대 후반부터는 30세 이상 60세 미만의 주 근로연령층에서는 일정한 추세가 나타나지 않는 것으로 나타났다. 또한 교육수준별 임금근로자 대비 시간제 일자리의 비중에 따르면 고학력층의 시간제 비율이 현저히 낮고, 특히 중졸이하의 저학력층 가운데 시간제 일자리의 비중이 매우 높으나, 모든 집단에서 시간제 비율의 증가세를 보인다. 이러한 추세는 [그림 2-7], [그림 2-8]과 유사하므로, 노동패널이 시간제 근로에 대한 분석을 수행하는 데 적합한 자료라 할 수 있다.

본 연구에서는 노동패널을 사용해 제1장의 분석방법에서 식 (1-1)을 이용해 빈곤에 미치는 영향을, 식 (1-2)를 통해 소득불평등에 미치는 효과를 분석하고자 하며, 두 개의 식이 동일한 설명변수를 사용하므로, 각 식의 종속변수와 설명변수가 어떻게 구성되었는지, 시계열 혹은 2007년과 2013년의 기초통계량은 어떠한지 살펴보고자 한다.

식 (1-1)의 종속변수인 빈곤여부는 OECD 상대빈곤 정의를 활용한다. 가구 구성원 임금과 사업소득의 합인 가구 노동소득을 소비자물가지수

(2010=100)를 이용해 실질화한 후, 역시 OECD 방식(가구원수의 제공근으로 나눔)으로 균등화된 가구 노동소득의 중위값의 50%, 60%를 기준으로 삼는다. 이렇게 균등화된 가구의 실질노동소득이 각 기준값보다 낮을 경우 빈곤가구로 분류한다. 식 (1-2)의 종속변수인 \widehat{RIF} 를 추정하기 위해 필요한 분위 역시, 가구의 빈곤을 결정하는 방식을 따른다.

여기서 한 가지 주의할 점은 연간 소득변수들은 전년도 값이 조사되었다는 점이다. 즉, t 기에는 조사시점 전년도인 $(t-1)$ 기의 연간소득이 포함되어 있다. 따라서 본 연구는 가구의 시간제 비율 및 가구주와 가구의 특성이 당해의 빈곤과 소득분위에 미치는 영향을 보고자 하므로 다음기에 보고된 소득을 바탕으로 t 기의 소득분포를 도출한다. 요약하면, 개인 및 가구의 특성은 2007년과 2013년의 특성을 사용하되, 각 시점의 빈곤 여부 및 소득분위를 알아내기 위해서는 2008년과 2014년에 보고된 연간 소득을 활용한다.

가장 핵심적인 설명변수는 시간제 일자리 증가로 인한 가구구성의 변화(1인 시간제 근로 가구, 1인 전일+1인 시간제인 가구 등)나 가구별 취업자 수 대비 시간제 근로자의 비율이다. 이 때의 가구구성이나 시간제 비율에서는 가구주나 배우자, 혹은 기타가구원 모두가 동일하게 1인의 가구원으로 역할을 한다. 다시 말해서, 시간제 일자리 증가에 있어 여성이 큰 몫을 차지하고, 이는 2인 소득자로서의 여성의 노동시장 참여결정을 통해 가구 소득분포에 영향을 미치는 중요한 통로가 될 것으로 보이지만, 이 연구에서는 여성의 노동시장 참여결정보다는 성별이나 가구에서의 역할과 무관하게 어느 소득계층의 근로자가 시간제 근로를 많이 하는지, 이로 인한 분배상의 변화는 어떠한지 탐색하고자 한다.

시간제 비율을 제외한 다른 설명변수로서 가구소득에 영향을 미칠 것으로 보이는 가구별 특성은 가구주의 만나이 (제공 포함), 성별, 교육수준

(중졸이하, 고졸, 2년제 대학졸업, 4년제 대학졸업 이상), 종사상 지위(상용, 임시, 일용, 고용주/자영업자, 무급가족종사자)를 포함하는 가구주의 특성과 배우자를 포함한 기타 가구원의 평균적인 교육수준을 나타내는 가구원의 평균 교육년수, 가구구성을 반영하는 가구원 수, 18세 미만 아동 수, 가구의 경제활동을 반영하는 취업자 수를 포함한다. 위에서 설명된 종속변수와 설명변수에 대한 설명은 <표 2-9>에, 변수들의 2007년과 2013년의 특성을 보여주는 기초통계량은 <표 2-10>에 정리되어 있다.

<표 2-9> 분석에 필요한 노동패널 변수 설명

변수명	변수설명
가구 연간노동소득	가구 구성원 임금과 사업소득의 합(만원, 작년 기준)
가구주 연령	가구주 만 나이
가구주 성별	가구주 성별(남/여)
가구주 종사상지위	임시직/일용직/상용직/자영업/가족 종사자
가구주 교육수준	최종학력(중졸이하/고졸/2년제/대졸이상)
평균 교육년수	초졸 6년, 중졸 9년, 고졸 12년, 대졸 16년 등 가구원의 최종학력을 교육년수로 나타낸 후, 가구주를 포함한 모든 가구원의 교육년수를 평균한 값
가구원 수	가구 내 구성원 수
아동 수	가구 내 18세 미만 아동 수
취업자 수	가구 내 취업자 수
주 근로시간	정규근로시간이 있는 경우, 주당 정규근로시간과 주당 초과근로시간의 합산 정규근로시간이 없는 경우, 주당 평균근로시간에 응답한 값
시간제 비율	가구 내 취업자 수 대비 시간제 근로자 수 (①파트타임, 아르바이트로 일하거나, ②같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간 동안 일하거나, ③임금이 시간단위로 지급되는 경우를 '시간제 근로'로 구분하며 시간제 근로 여부에 대해 본인 응답)

52 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 2-10〉 2007년과 2013년 가구와 가구원별 특성

	2007		2013	
가구당 실질노동소득 (연간, 균등화, 만원)	2,221		2,329	
가구원 수 (명)	3.224		3.002	
18세 미만 아동 수 (명)	1.695		1.639	
취업자 수 (명)	1.432		1.418	
여성가구주 비율	0.152		0.173	
	가구주	배우자	가구주	배우자
연령 (세)	46.0	44.2	45.8	44.8
평균교육연수 (년)	12.3	11.6	13.1	12.6
취업률	0.839	0.501	0.878	0.565
임금근로자 비율	0.675	0.619	0.730	0.703
주 근로시간 (시간)	49.8	47.2	47.0	42.4
시간제 비율	0.023	0.122	0.035	0.149
실질 월임금(만원)	265	262	153	165
관측치 (가구)	3,948	2,938	4,419	3,052

자료: 한국노동패널조사

가구의 실질노동소득을 균등화하여 1인 기준으로 나타낸 값에 따르면, 가구 연간소득은 2,221만원에서 2,329만원으로 약 5% 증가했다. 가구의 규모는 다소 줄어들었으나 큰 차이가 없고, 18세 미만 아동 수 역시 소폭 감소했다. 취업자 수는 감소하였으나 가구 규모가 줄어든 영향으로 보이고, 여성가구주 비율은 15.2%에서 17.3%로 소폭 증가했다.

가구주와 배우자의 특성별로 보면 가구주의 연령을 65세로 제한한 까닭에 노동인구의 고령화 추세는 나타나지 않았으나, 평균적인 학력이 증가하는 현상은 최근 6년 사이에도 관찰된다. 취업률과 전체 인구 대비 임금근로자 비율은 가구주와 배우자 모두 4~8%p 증가하는 것으로 나타나, 이에 대한 추가적인 설명이 요구된다. 주당 근로시간의 감소는 배우자에게서 더욱 뚜렷하게 나타나고, 시간제 비율 역시 가구주와 배우자에게서

모두 증가하지만 임금근로자인 배우자 대비 12.2%에서 14.9%로 증가폭이 다소 크다. 앞서 언급한 바와 같이 노동패널이 주로 남성인 가구주의 시간제 비율을 과소추정하는 것으로 보여 결과를 해석할 때 이에 대한 주의가 요구된다.

2. 시간제 일자리와 가구구성 변화

본 절에서는 2007년과 2013년 한국의 가구노동소득 분포 변화와 시간제 일자리 증가에 따른 가구구성의 변화를 분위별로 보여주고자 한다.

〈표 2-11〉에 따르면 2013년 한국의 가구노동소득의 불평등은 개선되었으며 특히 중위소득 이하의 저소득층에서 불평등이 개선되는 정도가 크다. 또한 가구소득원 값을 사용하여 추정한 두 가지 방식의 지니계수 모두 10% 정도의 감소를 보여 불평등 감소를 보여준다. 무엇보다 지니계수(1)가 근로소득이 0인 가구를 포함하지 않아 취업한 가구원이 있는 (혹은 근로소득이 0보다 큼) 가구의 증가로 인한 전체 가구 대상의 불평등 변화를 감지하지 못하는 반면, 지니계수(2)는 근로소득이 0인 가구, 즉 가구 전체를 분포에 포함시켜 취업/미취업 등의 경제활동 변화로 인한 불평등까지 고려하는데, 이 두 지수가 유사한 감소경향을 보인다는 것은 요인분해 시 지수선정으로 인해 결과가 큰 변동이 없을 것임을, 다시 말해서 결과가 안정적인 것임을 말해준다.

추가적으로 불평등에 대한 효과를 분석할 때 사용되는 로그노동소득 분포에 있어도 취업자 증가로 인한 효과를 포함시키기 위해, 즉 시간제 일자리를 통한 저임금/저소득층의 노동시장 진입이 낳는 가구노동소득 불평등 증대를 통제하기 위해 2013년에도 2007년과 같이 가구노동소득 하위 10%까지 0으로 대체하여, 종속변수로 로그노동소득을 사용했을 때 자연스럽게 분석에서 제외되도록 하였다.

54 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 2-11〉 가구노동소득을 이용한 2007년과 2013년 분배지수와 변화

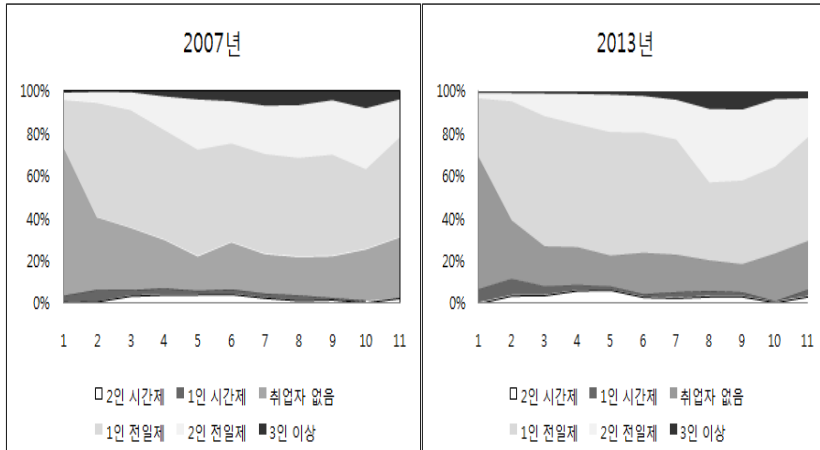
	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분 산	지니계수 (1)	지니계수 (2)
2007년	1.6576	0.7449	0.9127	0.4864	0.3392	0.3912
2013년	1.4516	0.6735	0.7781	0.4053	0.3050	0.3532
변화량(Δ)	-0.2060	-0.0714	-0.1346	-0.0810	-0.0343	-0.0380

주: 분위수배율과 분산은 가구노동소득의 로그값을 이용, 지니계수는 노동소득 원값을 이용하여 추정된 결과임. 지니계수(1)은 노동소득이 0인 가구를 제외, 지니계수(2)는 0인 가구를 포함하여 구한 지니계수임.

자료: 한국노동패널조사

[그림 2-10]은 각 연도별 분위별 가구구성을 보여준다. 가장 큰 비중을 차지하는 1인 전일제와 2인 전일제 가구의 경우, 최근에 상위분위에서 2인 전일제의 비중이 대폭 커졌음을 알 수 있다. 그 아래의 미취업자만으로 구성된 가구의 비중이 이와 같이 큰 것은 자영자 등으로만 이루어져 임금근로자가 없는 가구가 여기에 포함된 까닭이다.

[그림 2-10] 2007년과 2013년 분위별 가구구성

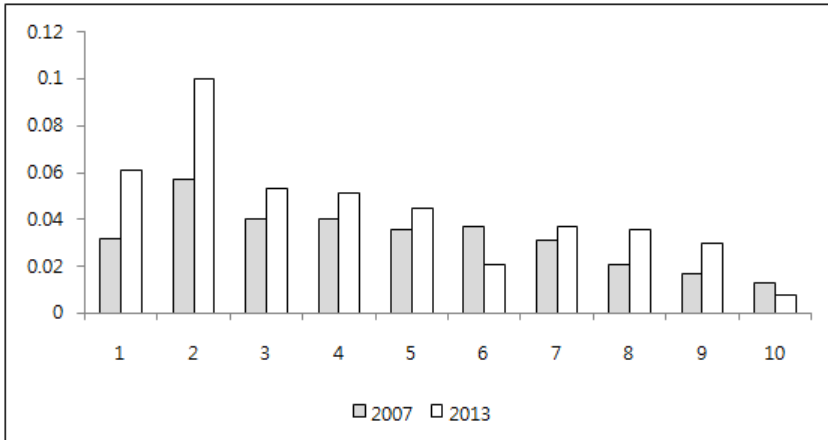


자료: 한국노동패널조사

우리의 주된 관심사인 시간제가 포함된 가구의 비율을 보면, 가장 아래쪽에 밝게 표시된 2인 시간제(임금근로자 2인 중 시간제를 포함)와 그 바로 위의 1인 시간제(임금근로자 1인이 시간제) 모두 분포 전체에서 그 비율이 증가하는 경향이 있고, 특히 중위소득 이하의 저소득층에서 띠가 눈에 띄게 두꺼워져 하위분위에서의 시간제 포함 가구 비율이 증가했음을 알 수 있다.

가구별 임금근로자 대비 시간제 비율을 나타낸 [그림 2-11] 또한 유사한 결과를 보여준다. 두 해 모두 상위 분위로 갈수록 시간제 비율이 감소하는 경향이 있으며, 이러한 경향은 2013년에 더욱 뚜렷해진다. 그 이유는 1, 2분위에서 평균적인 시간제 비율이 급격히 증가한 까닭으로, 여전히 가구 내 임금근로자의 6~10%로 낮지만 하위분위에서의 증가세는 매우 뚜렷하다.

[그림 2-11] 2007년과 2013년 가구별 취업자 대비 시간제 비율



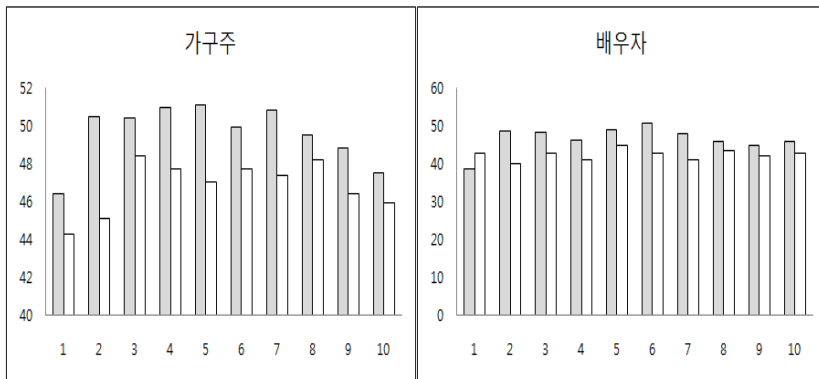
자료: 한국노동패널조사

이를 다시 각 분위별 가구주와 배우자의 주 근로시간의 변화로 살펴보면 [그림 2-12]와 같다. 분위별로 앞선 다소 진한 막대가 2007년의 근로시간, 뒤의 연한 막대가 2013년의 근로시간을 나타낸다. 가구주와 배우자 모두 근로시간 감소를 경험하고 있지만, 감소폭은 가구주에게서 더욱 급격하고, 최저분위에 국한하지는 않지만 중하위 분위에서의 근로시간 감소가 상대적으로 큰 편이다.

요약하면, 각 분위별 시간제 관련 가구구성 변화와 시간제 비율 및 가구원별 근로시간 변화는 일관되게 하위분위에서의 시간제 근로 증가를 증언하고 있으며, 이러한 변화는 저소득층의 월임금 감소로 이어져 소득 분배를 악화시켰을 것임을 짐작할 수 있다.

유럽 국가들을 분석대상으로 한 Salverda & Haas(2014, p. 65)의 분위별 근로시간 결과도 이와 유사해, 10분위 가구의 근로시간이 1분위 가구의 근로시간의 2.7배에 달해 고소득 가구가 더 많이 일하는 경향이 있다. 그러나 이는 저소득 가구가 원하는 만큼 일할 수 없기 때문에 저소득에 머물게 될 수 있음을 의미하기도 한다.

[그림 2-12] 2007년과 2013년 분위별 가구원의 평균 주 근로시간



자료: 한국노동패널조사

제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향

1. 빈곤에 미치는 효과

방법론의 방정식 (1-1)에 따라 추정한 결과가 <표 2-12>에 제시되어 있다. 가구의 연간노동소득으로 빈곤율을 추정할 수 있는 모든 샘플의 연도(1998~2013년)가 추정에 포함되었다. 종속변수는 가구의 빈곤을 나타내는 이진변수, 주된 설명변수는 시간제의 확산추세를 반영하는 가구당 시간제 비율⁹⁾이며, 각종 통제변수들을 포함시키며 다양한 모형을 추정하였다.

첫 번째(1)는 어떤 통제변수도 포함하지 않은 추정결과로 시간제 비율이 높은 가구일수록 빈곤할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이 모형은 가구의 빈곤에 영향을 미칠 수 있는 많은 요인들을 통제하지 않았으므로 그 결과를 신뢰하기는 어려우나 시간제와 가구구성에서 보는 바와 같이 시간제 근로자가 하위소득 분위에 위치하는 경우가 많다는 기초분석 결과와 일관된 모습이다.

동일한 가구를 반복적으로 관측한 결과라는 노동패널의 장점을 이용하여 모형 (2)~(6)에는 가구 고정효과를 포함시켰는데, 관찰되지 않는 가구 이질성이 가구의 빈곤여부에 영향을 미칠 것으로 보이고, 이러한 특성은 쉽게 변화하지 않는다는 점에서 가구 고정효과는 매우 중요한 모형상의 변화라 할 수 있다. 그리고 모형 (1)과 (4)를 제외한 모든 모형이 연도더미를 포함하여 경기변동 등 각 연도가 빈곤에 미치는 영향을 통제하였다.

9) 가구당 시간제 비율은 취업자수 대비 시간제 근로자의 수로 취업자가 없을 경우에 이 비율은 0의 값을 가짐. 시간제 비율을 대신해 시간제 확산으로 인한 가구구성의 변화를 반영하기도 하였으나 시간제 포함여부보다는 이와 관련된 취업자 수의 영향이 너무 커서 결과를 해석하기 어려워 시간제 비율을 사용한 결과만을 보고함.

58 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 2-12〉 시간제 비율이 빈곤(중위소득 50% 미만)에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
시간제 비율	0.108*** (-10)	-0.023* (-2.53)	0.069*** (7.98)	0.075*** (8.53)	0.081*** (9.26)	0.081*** (6.1)
취업자 수			-0.161*** (-71.94)	-0.160*** (-63.90)	-0.163*** (-64.81)	-0.163*** (-40.98)
가구주 연령				-0.014*** (-6.98)	-0.017*** (-7.85)	-0.017*** (-5.09)
가구주 연령제곱				0.000*** (11.46)	0.000*** (10.85)	0.000*** (7.01)
여성가구주				0.046*** (4.62)	0.035*** (3.42)	0.035*** (1.94)
교육수준 (기준=고졸)						
중졸이하				-0.026* (-2.08)	-0.012 (-0.94)	-0.012 (-0.56)
2년제				-0.038* (-2.32)	-0.050** (-3.01)	-0.050* (-2.22)
대졸이상				-0.023 (-1.58)	-0.030* (-2.11)	-0.030 (-1.50)
평균교육년수				-0.010*** (-6.78)	-0.012*** (-7.48)	-0.012*** (-4.76)
가구구성						
가구원 수				0.029*** (11.51)	0.035*** (13.43)	0.035*** (8.77)
아동 수				0.008** (3.13)	0.002 (0.72)	0.002 (0.55)
가구주 종사상지위 (기준=상용직)						
임시직				-0.033*** (-4.20)	-0.032*** (-4.06)	-0.032** (-2.74)
일용직				-0.051*** (-6.68)	-0.053*** (-7.00)	-0.053*** (-4.32)
자영업				-0.007 (-1.32)	-0.006 (-1.24)	-0.006 (-0.82)
가족종사자				0.043* (2.45)	0.045* (2.57)	0.045 (1.9)
상수항	0.205*** (125.94)	0.122*** (23.66)	0.328*** (57.36)	0.564*** (12.57)	0.633*** (12.21)	0.633*** (7.78)
통제변수						
연도더미	X	O	O	X	O	O
가구고정효과	X	O	O	O	O	O
N	66,415	66,415	66,415	66,399	66,399	66,399
adj. R2	0.002	0.389	0.439	0.441	0.443	0.443

주: 1) 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

2) 빈곤을 중위소득 60% 미만으로 정의했을 때도, 결과는 크게 다르지 않음.

자료: 한국노동패널조사

모형 (2)는 모형 (1)에 연도더미와 고정효과만을 추가적으로 통제한 결과로, 연도별 특성과 가구의 이질성을 통제했을 때 시간제 비율이 증가할수록 빈곤상태에 놓일 위험이 줄어드는 것을 볼 수 있고, 그 결과 또한 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 어떻게 해석할 수 있는가는 모형 (2)에 추가적으로 취업자 수를 포함한 모형 (3)의 결과를 통해 유추할 수 있다. 즉, 가구의 특성을 통제했을 때¹⁰⁾ 시간제 비율이 높아진다는 것은 또한 가구내 취업자가 늘어난다는 의미이기도 하다. 그 취업자가 어떤 근로시간제를 갖느냐와 무관하게 경제활동이 주는 소득개선효과가 있을 것이기 때문이다. 그러나 이러한 효과를 모형 (3)과 같이 취업자 수로 통제하면 시간제 비율의 증가는 다시 빈곤위험을 높이는 것으로 나타났다.

모형 (4)~(6)은 연도더미나 고정효과 외에 가구의 관찰되는 특성을 통제하였는데, 이러한 특성은 연령, 성별, 교육수준, 종사상 지위와 같은 가구주 개인의 특성과 가구원의 평균교육년수, 가구원 수와 아동 수, 취업자 수와 같은 가구의 특성을 포함한다. 그러나 모형 (5)는 모형 (4)에 연도더미를 포함하였고, 모형 (6)은 모형 (5)와 같지만 표준오차를 추정함에 있어 가구별 군집강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 사용하였다는 점에서 차이가 있다. 그 결과 시간제 취업 비율이 1%p 증가하면 빈곤해질 확률이 약 0.08%p 증가하며, 이 효과는 0.1% 유의수준에서도 매우 유의한 것으로 나타났다.

이 때 시간제 비율의 증가는 다른 한편으로 취업자 증가와 함께 나타나기도 한다. 이러한 경우 시간제로의 취업이 미치는 효과를 취업자 수를 포함하지 않은 채 추정하면, 모형 (4)~(6)으로부터 $-.005 \sim -.001$ 의 추정

10) 여기서 모형 (2)와 같은 부(-)의 계수를 낳는 것은 연도더미가 아니라 고정효과임을 확인하였음.

계수를 얻을 수 있으나 p-값이 .6~.9로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 시간제로 신규취업하는 경우 취업자 수가 증가함에도 불구하고 빈곤탈출을 돕지 못함을 의미한다.

2. 불평등에 미치는 효과

시간제 비율이 불평등에 미치는 효과를 추정하기 위해 무조건부 분위 회귀 분석한 결과는 <표 2-13>과 <표 2-14>, [그림 2-13]과 같고 요인 분해한 결과는 <표 2-15>와 같다.

<표 2-13>의 분위별 회귀분석 결과를 살펴보면, 시간제 비율 증가가 모든 소득분위에 걸쳐 부(-)의 효과를 낳는 것으로 나타났다. 또한 그 크기를 분위별로 비교하면 2007년과 2013년 모두 하위 분위에서 해당 분위의 소득을 감소시키는 효과가 훨씬 크고, 그 추세 또한 단조증가하는 것으로 나타났다. 이는 하위분위에서 시간제 근로자 증가로 인한 소득감소가 다른 분위에 비해 크다는 사실을 말해준다. 이는 분배지수별 분석결과를 통해서도 나타나는데, 시간제 비율의 계수가 통계적으로 유의미한 정(+)의 값을 갖는다는 것은 시간제 비율이 불평등을 심화시키는 방향으로 작용함을 의미한다.

이러한 추세는 2007년보다 2013년에 더욱 가파르게 나타나, 시간제 비율 증가가 하위분위에 미치는 부(-)의 효과가 더욱 큰 것으로 나타난다. 이는 5, 9분위에서의 소득감소보다 1분위에서 나타나는 소득감소를 더욱 크게 만들어 불평등을 더욱 악화시키는 효과가 있다. 이 또한 2007년보다 2013년에 <표 2-14>의 추정계수가 더욱 커져 2013년에 분산이나 지니계수를 더욱 커지게 한다는 추정결과와 일맥상통하는 결과이다.

〈표 2-13〉 분위별 RIF-regression 결과

	2007	2013	2007	2013	2007	2013
	1분위수		5분위수		9분위수	
가구주 연령	0.082** (2.63)	0.049 (1.93)	0.030** (2.71)	0.040*** (3.60)	0.029* (2.18)	0.037** (2.94)
가구주 연령제곱	-0.001** (-3.26)	-0.001* (-2.53)	-0.000** (-2.96)	-0.000*** (-3.63)	-0.000 (-1.84)	-0.000** (-2.60)
여성가구주	-0.346*** (-3.36)	-0.239** (-3.19)	-0.104** (-3.00)	-0.132*** (-4.14)	0.026 (0.54)	-0.136*** (-3.71)
교육수준 (기준=고졸)						
중졸이하	-0.002 (-0.02)	-0.174 (-1.82)	-0.117** (-3.13)	-0.089* (-2.13)	-0.138** (-3.22)	-0.032 (-0.73)
2년제	0.023 (0.25)	-0.003 (-0.04)	0.168*** (3.57)	-0.002 (-0.05)	0.050 (0.93)	0.050 (0.94)
대졸이상	-0.169 (-1.91)	-0.108 (-1.31)	0.300*** (7.86)	0.118** (2.96)	0.486*** (7.73)	0.265*** (4.56)
평균 교육년수	0.129*** (5.99)	0.092*** (4.96)	0.036*** (4.84)	0.048*** (6.07)	0.027* (2.39)	0.040*** (3.50)
가구구성						
가구원 수	-0.029 (-0.73)	-0.015 (-0.46)	-0.077*** (-4.74)	-0.055*** (-3.56)	-0.064** (-3.04)	-0.041 (-1.90)
아동 수	-0.058 (-1.23)	-0.071 (-1.71)	-0.029 (-1.44)	-0.058** (-2.87)	-0.022 (-0.82)	-0.059* (-2.06)
취업자 수	0.562*** (11.99)	0.555*** (13.13)	0.359*** (20.89)	0.311*** (17.39)	0.240*** (8.07)	0.154*** (5.26)
가구주 종사상지위 (기준=상용직)						
임시직	-0.122 (-0.75)	-0.171 (-1.61)	-0.261*** (-4.15)	-0.277*** (-6.48)	-0.227*** (-4.61)	-0.117* (-2.53)
일용직	0.120 (1.18)	-0.191 (-1.59)	-0.241*** (-5.68)	-0.227*** (-5.65)	-0.125*** (-3.85)	-0.116** (-3.25)
자영업	-0.016 (-0.16)	-0.088 (-1.57)	-0.040 (-1.35)	-0.024 (-0.81)	0.067 (1.40)	0.096* (2.15)
가족종사자	-0.291 (-1.13)	-0.235 (-1.00)	-0.012 (-0.08)	0.017 (0.12)	-0.148 (-1.02)	-0.101 (-0.67)
시간제 비율	-0.773** (-2.92)	-1.213*** (-6.05)	-0.247*** (-3.48)	-0.378*** (-6.25)	-0.147 (-1.90)	-0.292*** (-5.99)
상수항	3.328*** (4.68)	4.558*** (7.81)	6.319*** (24.89)	6.061*** (23.55)	7.046*** (21.54)	6.847*** (22.43)
N	3,648	4,101	3,648	4,101	3,648	4,101
adj. R2	0.145	0.157	0.237	0.197	0.123	0.079

주: 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
자료: 한국노동패널조사

62 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

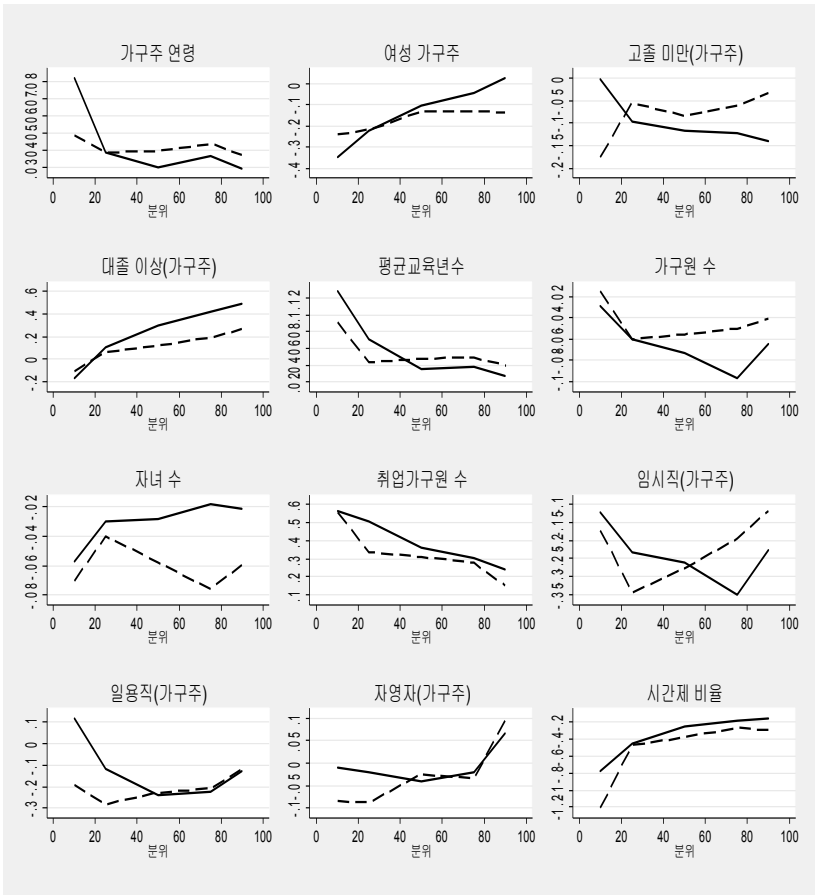
〈표 2-14〉 분배지수별 RIF-regression 결과

	2007	2013	2007	2013
	분산		지니계수	
가구주 연령	-0.034* (-2.10)	0.005 (0.37)	-0.002* (-2.19)	-0.000 (-0.41)
가구주연령제곱	0.000** (2.75)	0.000 (0.14)	0.000** (3.08)	0.000 (1.14)
여성가구주	0.246*** (4.70)	0.131** (3.13)	0.013*** (5.27)	0.007*** (3.72)
교육수준 (기준=고졸)				
중졸이하	-0.104* (-1.96)	0.097 (1.79)	-0.003 (-1.29)	0.005* (1.99)
2년제	-0.038 (-0.61)	0.055 (1.12)	-0.003 (-0.89)	0.002 (0.70)
대졸이상	0.261*** (4.88)	0.165*** (3.35)	0.013*** (5.24)	0.008*** (3.58)
평균교육년수	-0.050*** (-4.58)	-0.026* (-2.42)	-0.003*** (-5.38)	-0.002** (-3.01)
가구구성				
가구원 수	0.011 (0.50)	0.010 (0.52)	0.001 (0.61)	0.001 (0.79)
아동 수	-0.023 (-0.84)	-0.045 (-1.79)	-0.000 (-0.26)	-0.001 (-1.18)
취업자 수	-0.224*** (-8.53)	-0.264*** (-10.77)	-0.015*** (-12.04)	-0.015*** (-13.14)
가구주 종사상지위 (기준=상용직)				
임시직	-0.140 (-1.56)	-0.016 (-0.27)	-0.005 (-1.14)	0.004 (1.29)
일용직	-0.092 (-1.37)	-0.0210 (-0.34)	-0.004 (-1.24)	0.002 (0.77)
자영업	0.218*** (5.50)	0.117** (3.19)	0.009*** (4.90)	0.007*** (3.85)
가족종사자	0.440* (2.28)	0.121 (0.75)	0.018* (2.06)	0.007 (0.96)
시간제 비율	0.456*** (3.95)	0.535*** (6.19)	0.020*** (3.85)	0.032*** (7.90)
상수항	1.749*** (4.73)	0.705* (2.26)	0.115*** (6.76)	0.071*** (4.83)
N	3,648	4,101	3,648	4,101
adj. R2	0.062	0.056	0.094	0.087

주: 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
자료: 한국노동패널조사

〈표 2-13〉의 시간제 비율의 분위수별 추정계수는 [그림 2-13]의 오른쪽, 아래에서 0보다 작고 우상향하는 곡선과 분위가 커지면서 2007년(실선)보다 더욱 가파르게 상승하는 2013년의 추정계수(점선)로부터 다시금 확인할 수 있다.

[그림 2-13] 무조건부 분위회귀식의 추정계수 변화



주: 2007년은 실선, 2013년은 점선
자료: 한국노동패널조사

64 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

이러한 무조건부 분위회귀 결과를 이용해 2007년과 2013년 사이 소득분포는 어떻게 변했으며, 그 요인은 무엇이고, 특히 시간제 비율로 대변되는 시간제 일자리 증가의 기여도는 어떠한지 요인분해 한 결과는 <표 2-15>와 같다.

<표 2-15> 요인분해 결과 1

	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수
2007년	1.5256	0.6862	0.8394	0.4863	0.0498
2013년	1.3493	0.6136	0.7356	0.4049	0.0443
변화량	-0.1763	-0.0726	-0.1037	-0.0814	-0.0055
특성효과	0.0052	-0.0013	0.0066	-0.0029	-0.0004
연령	0.0032	-0.0006	0.0038	0.0036	0.0002
여성가구주	0.0046	0.0015	0.0030	0.0061	0.0003
교육수준	-0.0016	0.0057	-0.0073	-0.0124	-0.0010
가구구성	-0.0040	-0.0055	0.0015	-0.0001	-0.0001
경제활동	-0.0035	-0.0035	-0.0001	-0.0066	-0.0001
시간제비율	0.0066	0.0009	0.0057	0.0064	0.0003
가격효과	-0.1815	-0.0712	-0.1103	-0.0784	-0.0051
연령	0.8307	-0.0297	0.8603	0.7430	0.0244
여성가구주	-0.0302	-0.0163	-0.0139	-0.0185	-0.0009
교육수준	0.3597	-0.0016	0.3613	0.3294	0.0160
가구구성	-0.0389	-0.0057	-0.0332	-0.0178	-0.0004
경제활동	-0.0783	-0.0473	-0.0310	-0.0734	-0.0006
시간제비율	0.0182	0.0012	0.0170	0.0037	0.0005
상수항	-1.2428	0.0281	-1.2708	-1.0448	-0.0442

주: 요인 중 하나로 경제활동은 취업자 수와 가구주 종사상 지위를 포함.

위의 표는 노동패널의 가구노동소득으로 추정된 5가지 불평등지수는 2013년이 2007년보다 평등해졌음을 말해준다. 모든 분위수배율과 분산, 지니계수의 감소가 이를 말해준다. 이러한 불평등 완화의 효과를 가구특성 변화와 그 특성에 대한 가격변화로 분해한 결과, 가격효과가 대부분을 혹은 그 이상을 설명하는 것으로 나타났다. 여기서 우리의 주된 관심사인

시간제 비율은 전체적인 불평등 완화에도 불구하고 시간제의 증가(특성 효과)와 시간제에 대한 보수(가격효과) 모두 불평등을 심화시킨 것으로 나타났으며, 이러한 효과는 중위소득 이하 저소득층에서 더욱 뚜렷하게 나타난다. 이는 한국의 시간제 일자리 증가가 저소득층의 경제활동 활성화를 통해 불평등을 완화시키기 보다는 저소득층의 임금을 하락시켜 전체 노동소득 분포를 악화시키는 경향이 있어왔음을 말해주는 결과이다.

〈표 2-16〉 요인분해 결과 2

	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수
2007년	1.5256	0.6862	0.8394	0.4863	0.0498
2013년	1.3493	0.6136	0.7356	0.4049	0.0443
변화량	-0.1763	-0.0726	-0.1037	-0.0814	-0.0055
특성효과	0.0083	-0.0004	0.0086	0.0035	0.0000
연령	0.0032	-0.0006	0.0038	0.0036	0.0002
여성가구주	0.0048	0.0016	0.0032	0.0067	0.0004
교육수준	-0.0020	0.0056	-0.0076	-0.0123	-0.0010
가구구성	0.0004	-0.0041	0.0045	0.0111	0.0006
경제활동	-0.0043	-0.0037	-0.0006	-0.0108	-0.0004
시간제비율	0.0062	0.0008	0.0054	0.0053	0.0002
가격효과	-0.1846	-0.0722	-0.1124	-0.0849	-0.0055
연령	0.8393	-0.0264	0.8657	0.7872	0.0269
여성가구주	-0.0274	-0.0151	-0.0124	-0.0167	-0.0008
교육수준	0.2759	-0.0388	0.3147	0.2868	0.0147
가구구성	-0.1130	-0.0398	-0.0733	-0.0346	0.0001
경제활동	0.0480	0.0093	0.0387	-0.0078	0.0008
시간제비율	0.0164	0.0004	0.0160	0.0028	0.0005
상수항	-1.2237	0.0380	-1.2617	-1.1027	-0.0477

주: 경제활동은 가구주 종사상 지위를 말함.

덧붙여 빈곤에 미치는 효과를 분석할 때와 마찬가지로 가구의 취업자 수를 통제된 후 시간제 비율이 불평등에 미치는 영향을 추정하면 시간제 일자리 확산으로 인해 새롭게 취업하는 저소득 가구의 소득증대와 이로 인한 불평등 완화의 효과를 간과할 수 있다. 따라서 취업자 수를 따로 통

제하지 않고 시간제 비율의 증대가 곧 신규 취업을 의미하는 것으로 가정하고 같은 방식으로 무조건부 분위회귀와 요인분해를 해 본 결과, 즉, <표 2-15>의 경제활동 요인에서 취업자 수를 제외하고 가구주 종사상 지위만을 포함시킨 채 분해한 결과, <표 2-16>과 같이 시간제비율이 불평등을 악화시키는 효과가 다소 줄어들기는 하지만 큰 차이를 보이지 않고 여전히 특성, 가격효과 모두 분배를 악화시키는 것으로 나타났다. 이는 시간제 근로 증가가 신규 취업을 의미하기도 하지만 주로는 저소득층의 근로 기회 감소를 의미하기 때문인 것으로 보인다.

제5절 소결

괜찮은 시간제 일자리 확대라는 정부의 의지와 이에 대한 활발한 논의 이전에 우리나라 시간제 일자리는 질 낮고 불안정한, 저임금 일자리인 것만은 분명해 보인다. 저조한 사회보험 가입율과 근속연수, 임금격차 등의 일자리의 질에 관한 지표들이 이를 증언하고 있고, 이를 개선하기 위한 제도적 장치 역시 미비한 상황이다. 따라서 생존의 이유로 이러한 일자리라도 선택하는 취약한 지위의 근로계층이 아니고서는 중상 소득계층에서 상대적으로 장시간, 저임금 근로인 시간제를 선택할 이유가 없고, 이로 인해 상대적으로 저소득 가구의 가구원들이 시간제 근로를 하게 되는 경우가 많다.

이러한 법제도적인 한계와 노동시장 환경 등으로 저소득 가구의 시간제 근로가 증가하면서, 근로시간 단축으로 인해 소득이 감소하고, 이로 인해 시간제 확산이 소득불평등을 심화시키는 방향으로 작용한 것으로 보인다. 제도적 요인이나 차이점이 분석모형에 직접적으로 포함되지 못한 아쉬움은 있으나 이러한 제도적 차별성은 미시분석보다는 거시분석에 보다 적절할 것으로 보인다.

제 3 장

독 일 : 미니잡

제1절 시간제 일자리 추이와 배경

제2절 시간제 일자리 제도와 특성

제3절 자료와 기초분석

제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향

제5절 소결

제1절 시간제 일자리 추이와 배경

1. 고용유연화 전략

1990년대 통일 이후 독일은 경제성장률이 감소하고 실업률이 계속적으로 증가해 2004년에는 실업률이 10%를 넘어섰다. 이후 경기회복을 위해 지금까지 10년간 노동시장 개혁을 감행하였으며 특히 ‘하르츠 개혁’이 독일 경제 부활에 결정적 역할을 한 것으로 평가되고 있다. 그 결과 고용률이 60%대에서 70%대로 상승하고, 2014년에는 고용률 73.7%를 달성하면서 OECD 국가 중 가장 지속적이고 큰 폭의 고용률 개선을 보여주고 있다(현대경제연구원, 2013, p. 1).

독일의 고용률 개선은 실업자 수 감축이라는 목표 달성을 위한 다양한 고용정책 실시와 시간제 일자리 활성화, 고용 보장을 위한 노사 간 협력 강화 등에서 기인하는 것으로 분석되고 있다(현대경제연구원, 2013, p. 10). 2003년 슈뢰더 정부부터 메르켈 정부까지 지속적으로 추진된 고용 개혁—기간제·단기간 근로, 파견근로, 해고제한 규모 확대--으로 실업률은 2005년 11.3%에서 2014년 5%대로 감소하였고, 연간 노동시간은 2001년 1,353시간에서 2014년 1,302시간으로 줄어들었다(OECD, 2015).

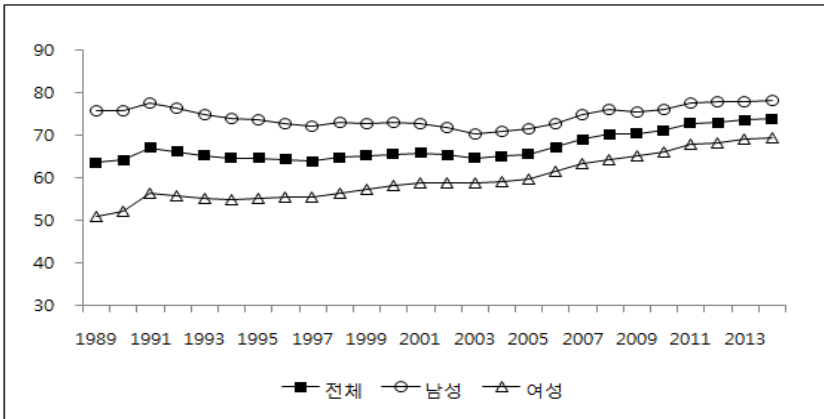
독일 기업은 경영위기에 대응하여 단축근로제의 적극적 활용을 통해 전체 근로시간은 줄이되 일자리는 가능한 유지하는 방안을 채택하였는데, 한국 기업이 비정규직 활용과 대규모 해고를 통해 외부적 유연화에 초점을 맞춘 것과 달리, 독일기업은 내부적 유연화에 초점을 두는 고용전

70 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

략을 구사하였다(이정언, 김강식, 2011, p. 67). 이는 독일의 노조가 임금 인상과 근로시간을 양보하되 고용을 보장받는 데 합의하였기 때문이다.

[그림 3-1] 독일의 고용률 추이(15~64세)

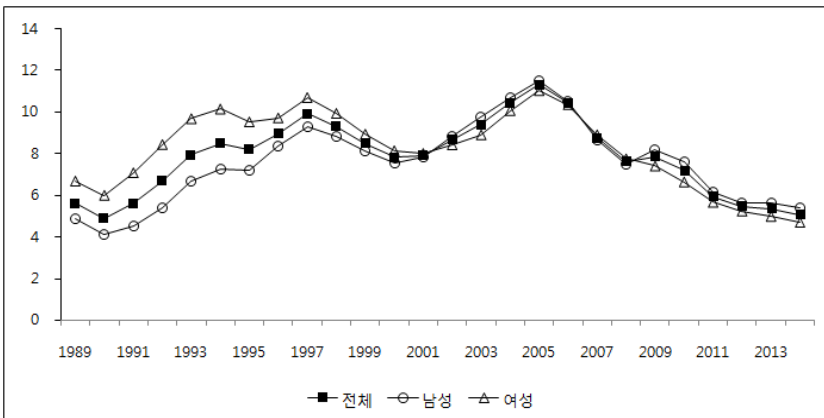
(단위:%)



자료: OECD statistics 원자료.

[그림 3-2] 독일의 실업률 추이(15~64세)

(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

그러나 다른 한편으로, 고용유연화 전략은 노동시간 단축과 함께 시간제 일자리와 파견 근로 등을 통해 고용의 양적 확대는 이루었지만, 저임금의 질 낮은 일자리는 비판에서 벗어나지 못하고 있다(김상철, 2014, p, 25).

2. 1950~60년대 시간제 근로

독일의 시간제 근로는 2014년 현재 전체 임금근로자의 21.7%, 여성 임금근로자의 36.9%로 OECD국가 중 시간제의 비율이 7번째로 높은 나라이지만, 1950년 이전(2차 세계대전 이전)만 해도 시간제 일자리는 소수에 불과했다. 당시 여성의 경제활동은 자녀 출산 이전까지로 국한되었으며 대부분의 기혼여성은 가족이 운영하는 기업에서 일을 하였다(Haipeter, 2013, p. 18). 독일의 보수적이고 가족친화적인 복지 시스템은 여성이 밖에서 일을 거의 하지 않고 집에서 아이들을 돌보게 하는 구조였다고 할 수 있다¹¹⁾.

그러나 1950년대 중반부터 여성들을 노동시장에 통합시키고자 하는 움직임이 일어나기 시작했다. 즉 어머니와 아내로서의 여성의 전통적인 역할을 그대로 유지하는 동시에 시간제 근로를 통해 가계소득을 개선시키려는 사회적 요구가 생기게 되면서 1950~60년대에 초단시간근로(주당 15시간 근무)가 확대되기 시작했다(Haipeter, 2013, p. 18).

여성이 가사와 육아를 담당할 수 있는 이점 뿐 아니라 독일 여성 시간제 근로 확대의 가장 큰 배경은 오늘날까지도 지속되고 있는 조세혜택도 큰 몫을 했다. 1960년대 당시 여성의 시간제 근로소득은 단독 부양자의

11) 당시 3세 미만 아이를 돌볼 수 있는 시설이 거의 없었으며 3세 이상의 아이는 전일제가 아닌 파트타임 돌봄만이 주로 가능했다(Konietzka & Kreyenfeld, 2010, p. 263-264).

제2소득으로 간주되어 통합 과세가 이루어지기 때문에 전일제 단독 부양자의 저세율 구간에서 부가적인 시간제 근로로 인해 고세율 구간에 포함되므로 여성의 장시간 시간제 근로는 세제 측면에서 매력적이지 않게 되었다(Haipeter, 2013, p. 19). 또한 배우자와의 소득 격차가 클수록 세금이 줄어들기 때문에 특히 고학력(고소득) 배우자가 있는 저학력 여성들이 전일제 노동시장에 들어올 유인은 더욱 줄어들었다(Konietzka & Kreyenfeld, 2010, p. 264).

3. 1990년대 이후 시간제 근로

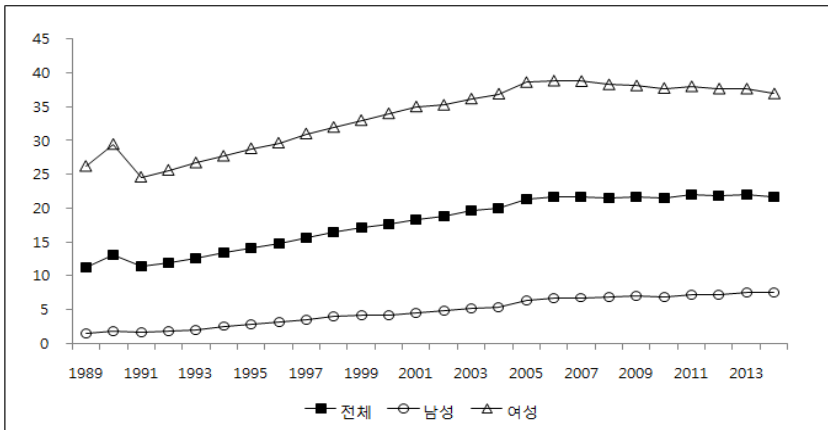
1990년 통일 전까지 독일은 실업률도 낮고 노조가 단체교섭에서 강력한 힘을 발휘하였기 때문에 시간제 고용에 대한 요구가 낮았지만(Yerkes & Visser, 2006, p. 242; 김유휘, 이승윤, 2014, p. 107), 1990년 이후 경기침체 속에서 시간제 근로가 장려되고 2000년대 들어 일가족 양립 증진을 위한 정부의 노력에 일부 고용주와 노조가 점차적으로 반응하기 시작하면서 시간제 근로는 증가하였다(Yerkes & Visser, 2006, p. 251; 김유휘, 이승윤, 2014, p. 107). 그 결과 1990년 이후 2005년까지 평균 매년 3.4% 씩 시간제 근로 비중이 계속적으로 증가하였다. 1989년부터 2014년까지 시간제 일자리 비중 추이(그림 3-3)를 살펴보면, 2000년대 중반에 20%를 넘어선 후, 2014년 현재 15~64세 임금근로자 중 시간제 근로자 비중은 21.8%에 이르고 있다(OECD, 2015).

[그림 3-3]은 1991년부터 2005년까지 남녀 모두에게서 시간제 근로 비중이 꾸준히 증가하는 모습을 보여주고 있다. 1991년 남성 시간제 비중은 2.2%였으나, 2005년에는 7.3%로 증가하였으며 여성 시간제 비중은 1991년 25.2%에서 2005년 38.3%로 증가하였다. 2014년 현재 여성의 시간제 비중은 37.5%로 남성 비중의 4배 이상이 될 정도로 매우 높다.

이러한 독일의 시간제 근로자 비중 증가는 [그림 3-4]에서 나타난 바와 같이 여성의 경제활동참여율 증가와 더불어 나타났다고 볼 수 있다.

[그림 3-3] 독일의 임금근로자 대비 시간제 일자리 비중(15~64세)

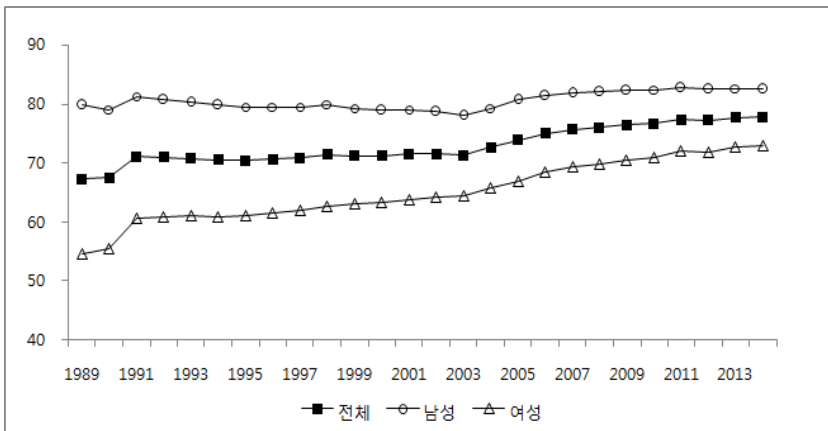
(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

[그림 3-4] 독일의 경제활동참가율 추이(15~64세)

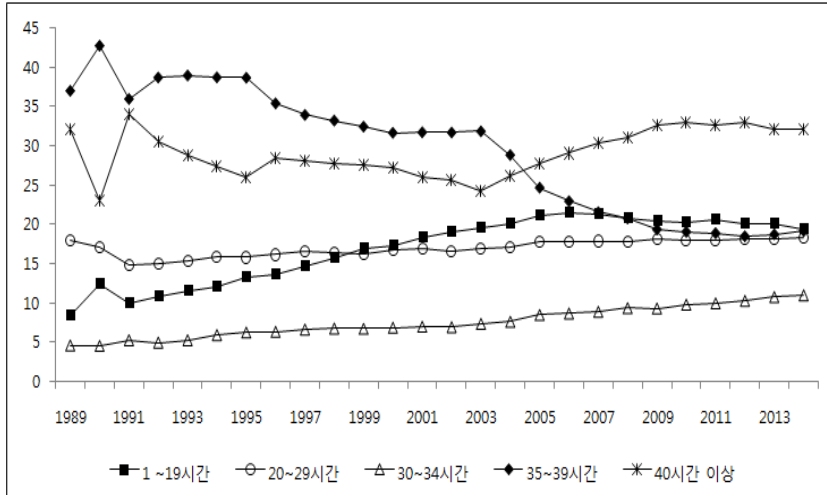
(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

[그림 3-5] 독일 여성 근로자들의 주당근로시간대별 비중

(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료.

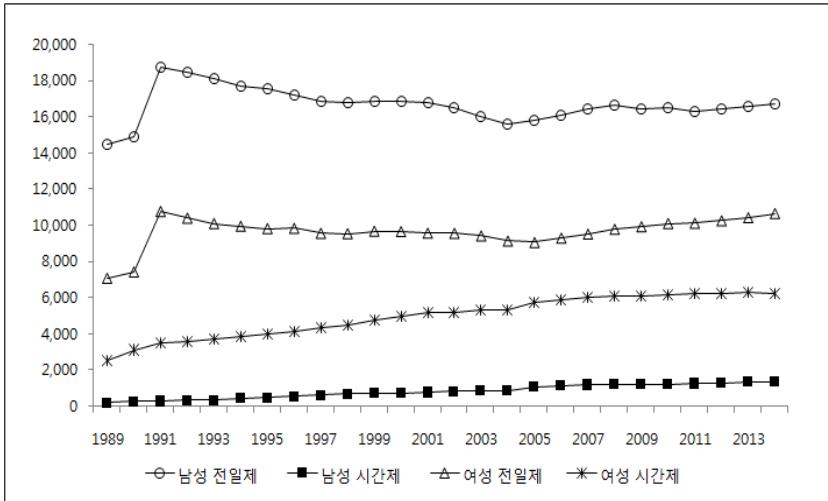
Konietzka와 Kreyenfeld(2010, p. 269)에 따르면 어린 자녀가 있는 성인 여성의 경우 1976-2004년 동안 전일제 비율이 5.7%p 감소하였고 시간제 근로의 비율이 13.7%에서 22.5%로 증가하였으며 미혼여성보다 기혼여성의 시간제 근로의 비율이 더 증가한 것으로 나타났다. [그림 3-5]는 1989~2014년간 여성 근로자들의 주당근로시간 분포를 나타낸 것이다. 주당 20시간 미만 일하는 여성의 비중이 2003년 이후 빠른 속도로 증가하고 있으며 이와 반대로 (전일제에 해당하는) 주당 35~39시간 일하는 여성의 비중은 급격히 감소하고 있다.

독일의 시간제 일자리 추이를 [그림 3-6]의 성별 전일제 및 시간제 일자리 추이를 통해 다시 한번 살펴보면, 1990년 이후 독일의 남성과 여성의 전일제 근로자 수는 계속적으로 감소하다가 2005년을 기점으로 다시 상승하는 모습을 보이고 있다. 2000년대 중반 이후 그 증가세는 둔해졌

지만, 시간제 일자리도 꾸준히 상승하며 전일제 증가와 함께 독일의 고용률을 상승을 이끈 것으로 보인다.

[그림 3-6] 독일의 성별 전일제/시간제 근로자 수 추이(15-64세)

(단위: 천명)



자료: OECD statistics 원자료

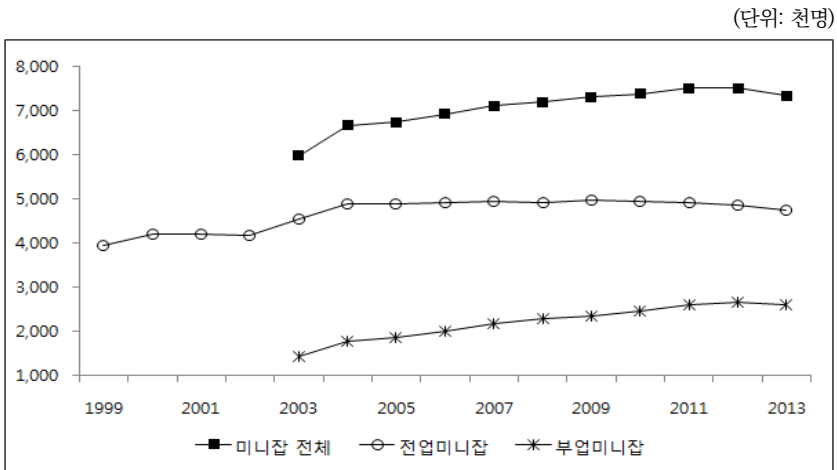
4. 2003년 미니잡의 도입

2003년 슈뢰더(Schröder) 정부는 노동시장 개혁 과정에서 실업자나 저소득층의 소득을 높이기 위하여 저임금노동을 장려하였는데, 그 방편으로써 미니잡을 도입하였다. 미니잡은 근로자 입장에서는 근로시간을 탄력적으로 활용할 수 있고, 사회보험료와 소득세 부과무가 면제되며, 사용자 입장에서는 정규고용보다 세금을 적게 내고 저임금의 노동력 활용을 통해 수량적 유연성을 확보할 수 있다(이승협, 2014, p. 9).

독일 연방고용청의 고용통계에 따르면(그림 3-7) 미니잡이 도입되었던 2003년 당시 미니잡 종사자 수는 598만명이었으나 2013년 3월에는

733만 명으로 약 135만 명 증가하였다. 전업 미니잡 종사자 수는 10년동안 약 20여만 명 증가했을 뿐이나, 부업 미니잡 종사자 수는 120여만 명 증가해 전체 증가분의 대부분을 차지하고 있다(이승협, 2014, p 15).

[그림 3-7] 독일의 미니잡 고용 변화 추이(2003~2013년)



주: 매년도 12월 기준, 단 2013년은 3월 기준
 자료: 이승협(2014, p. 10) 에서 발췌

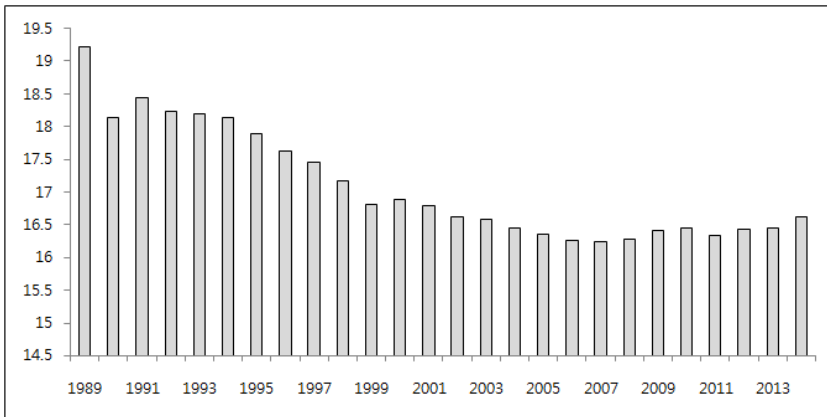
독일의 시간제(teilzeit)는 전일제 정규 근무시간보다 단축된 시간으로 근무하는 것을 의미하지만(김유휘, 이승윤, 2014, p. 106), 미니잡은 임금 수준을 기준으로 한다. 독일 하르츠법에서 정의하고 있는 미니잡의 2013년 기준 월 임금 상한선은 450유로¹²⁾이다. 미니잡은 근로시간이 아닌 임금 수준을 기준으로 정의되기 때문에 모든 미니잡 근로자를 시간제 근로자로 볼 수는 없다(김유휘, 이승윤, 2014, p. 106). 그러나 2010년 미니잡 근로자의 61%가 주당 최대 12시간 일했고, 27%만이 19시간 이

12) 2013년 1월 1일자부터 450유로로 인상되었으며 2003년 12월 도입 당시 미니잡의 월 임금 상한선은 400유로였음(이승협, 2014, p. 7).

상 일을 한 것으로 나타났으며(Keller & Schulz & Seifert, 2012: Haipeter, 2013, p. 26 에서 재인용), 미니잡 종사자들의 주당 근로시간이 대부분 20시간 미만의 단시간 근로 형태임(이승협, 2014. p. 21)을 고려해볼 때 미니잡 근로자 상당 부분이 시간제 근로로 편입될 가능성이 높다고 볼 수 있다. 미니잡 확대가 가져온 근로시간 변화는 [그림 3-8]의 독일 여성 시간제 근로자들의 주당 근로시간 단축을 통해서도 확인할 수 있다.

[그림 3-8] 독일 여성 시간제 근로자들의 주당평균근로시간 변화

(단위: 시간)



자료: OECD statistics 원자료

슈뢰더 정부가 노동시장 개혁 과정에서 도입한 미니잡의 법적도입은 실업자의 취업을 촉진시켜 저임금이나마 가구소득 증대를 가져올 수 있으나, [그림 3-8]과 같은 여성 시간제 근로자의 근로시간 단축이 어느 소득계층에서 발생하느냐에 따라 소득분배에 미치는 영향은 다를 수 있고, 이러한 분배적 함의는 미니잡이 양질의 시간제 일자리인가와 더불어 우리나라 시간제 일자리 정책에 시사점을 제공해줄 것으로 보인다.

제2절 시간제 일자리 제도와 특성

1. 시간제근로에 대한 법률

1980년대 독일은 당시 경제적 어려움을 겪었던 다른 유럽 국가들에 비해 실업률이 낮고 부채비중도 높지 않으며 노동시장에서 사회협약에 대한 논의가 활발하지 않았다(Hassel, 2001: 김유휘, 이승윤, 2014, p. 106에서 재인용). 1985년에는 「고용기회 개선 관련 법률」에서 시간제 고용을 규제하는 정책을 제시하는 등 1990년대 이전까지 시간제 고용에 대한 요구가 낮았다.

그러나 2000년대 이후 일가족 양립 정책과 시간제 근로를 장려하는 정책이 강조되면서 시간제 근로의 비중은 늘어나게 되었으며, 이와 함께 시간제 근로자의 처우를 개선하려는 노력이 더해졌다. 1998년 「유연적 근로시간 규정을 사회법적으로 보장하기 위한 법률」을 제정하여 근로시간 단축에 관한 법적 근거를 갖추었다. 이후 2000년 「육아수당 및 육아휴직에 관한 법률」이 개정되면서 육아휴직을 근무시간 단축의 형태로 활용하여 육아휴직 기간 중 시간제 노동이 부모 각각 30시간까지 가능하였으며 육아휴직기인 ‘부모시간(Elternzeit)’이 끝난 후에는 ‘부모시간’ 이전의 근무형태로 돌아갈 수 있도록 하였다(홍찬숙, 2010, p. 1252).

2001년에는 「시간제와 기간제 고용에 관한 법률」을 제정하여 노동시간의 단축을 신청할 수 있는 권리를 보장하고 시간제 근로자에 대한 차별을 금지하였다. 위 법률에 의하면 15인 이상 사업장에서 6개월 이상 근무한 노동자는 누구나 근로시간 단축을 신청할 수 있고 아동인 자녀를 둔 노동자의 경우 육아휴직 기간 동안 근로시간 단축을 요구할 수 있다. 고용주는 근로시간 단축이 조직이나 업무, 안전에 지장을 주거나 과도한 비

용을 초래하지 않는 한 노동자의 노동시간 단축 요구를 받아들여야 한다(김유휘, 이승윤, 2014, p. 108). 시간제 근로 관련 법의 가장 중요한 개정사항은 근로시간 단축을 위한 사용자의 동의에 대하여 근로자가 법률상 청구권을 가질 수 있다는 것이다.¹³⁾ 이는 시간제 일자리가 생애주기의 단계에서 일정 기간(육아휴직기)동안 근로자들의 필요에 의해 시간제를 선택했다가 나중에 전일제로 복귀할 수 있다는 점에서 양질의 시간제가 될 수 있음을 의미한다.

〈표 3-1〉 독일의 시간제근로에 대한 법률 규정

연도	법률	의의
1998년	유연적 근로시간 규정을 사회법적으로 보장하기 위한 법률(Gesetz zur sozialrechtlichen Absicherung flexibler Arbeitszeitzregelung)	근로시간의 유연화에 관한 법적 근거 마련
2000년	육아수당 및 육아휴직에 관한 법률(Bundeserziehungsgeldgesetz)	15인 이상 근무 사업장에 한해 부모시간 기간 중 단축 근무에 대한 법적 권리 인정
2001년	시간제와 기간제 고용에 관한 법률(Gesetz über Teilzeitarbeit und Befristete Arbeitsverträge)	15인 이상 사업장에서 6개월 이상 근무한 경우, 시간제를 희망하는 모든 노동자는 근로시간 단축을 요청할 수 있는 피고용자의 권리를 보장받음, 고용주가 요청에 합의하도록 규정

자료: 김유휘, 이승윤(2014, p. 106-108)에서 발췌, 재정리

한편, 시간제 일자리 내에서 미니잡은 법적으로는 전일제 근로자와 동일한 권리를 가지고 있으나 실제로는 권리의 보장을 제대로 받지 못하였다(김상철, 2014, p. 38). 이에 따라 사회보장에 대한 우려가 생기게 되

13) 시간제 일자리에서 전일제 일자리로의 전환시 법률 청구권이 없으며 다만 사용자에게 동일 업무의 일자리 수요가 생기는 경우 기업 내 시간제 근로자들을 외부 지원자들보다 더 우선해서 고려해달라는 요구만이 가능하였음(Haipeter, 2013, p. 24).

면서 2013년부터 미니잡 종사자 중 단기고용이 아닌 저임금고용 형태에 대해서는 연금보험료 납부의무를 부여하고 있다(이승협, 2014, p. 7). 그러나 미니잡 종사자 대부분이 부업으로 종사하고 있기 때문에 대상자의 3/4이 연금보험료를 면제받아 납부하지 않고 있다(Mini-Job Zentrale, 2013: 이승협, 2014, p. 7 에서 재인용). 이로 인해 일반근로자가 불이익을 당하게 되어 사회보험에서 명확하게 부각되고 있는 연대성의 원리가 훼손받다는 주장이 제기되고 있다. 미니잡에 부여된 특별지위를 철폐하고 모든 근로자가 근로시간과 관계없이 근로에 적합한 동등한 급여와 근로조건을 부여받아야 된다는 주장이 제기되면서 2015년 1월부터 점진적으로 시간당 8.5유로의 최저임금제가 도입되었다(김상철, 2014, p. 38).

2. 시간제 일자리의 질

가. 임금

시간제 일자리의 확산은 1995년이후 저임금노동을 고착화시키는 원인이 되었다. 1995년과 비교했을 때 2009년에 임금 중앙값의 50%에 못 미치는 임금을 받고 있는 근로자 비율이 2배 가량 증가하였으며(Bosch & Weinkopf & Kalina, 2011, p. 19), 특히 2000년대 들어 저임금노동 비중이 크게 증가한 것은 시간제근로와 미니잡의 확대에서 기인한다고 할 수 있다. 2010년 기준으로 전일제 고용의 경우 전체의 15%가 저임금 부분인데 반해, 시간제 고용은 전체의 26%가 저임금 부문에 종사하였다(Brenke, 2012: 김유휘, 이승윤, 2014, p. 110 에서 재인용).

〈표 3-2〉 유형별 저임금근로자(중위임금 2/3미만)의 비율과 저임금근로자의 구성

		전체 노동인구대비 저임금근로자 비율(%)		저임금근로자의 구성	
		1995	2009	1995	2009
고용형태	전일제	11.2	13.5	60.9	46.1
	피보험 시간제	21.4	25.3	24.4	22.9
	미니잡	85.1	87.6	14.7	31.0
전체(독일)		14.9	21.4	100.0	100.0

자료: Bosch & Weinkopf & Kalina (2011, p. 20) 에서 발췌

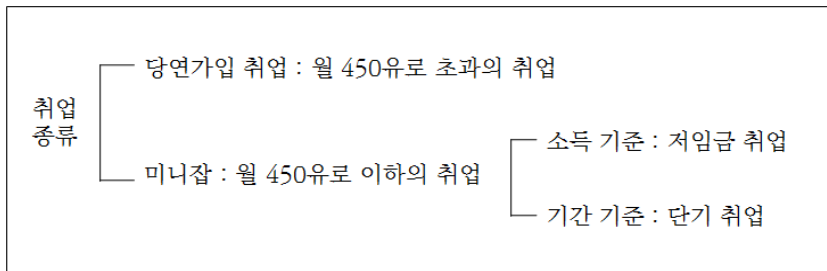
Bosch & Weinkopf & Kalina(2011)에 따르면(표 3-2) 저임금근로자의 비율은 1995년 14.9%에서 2009년 21.4%로 증가하였다. 이 가운데 전일제 근로자의 비중은 61%에서 46%로 감소한 반면, 미니잡 종사자 비율은 저임금근로자의 약 1/3을 차지할 정도로 크게 증가하였다. 또한 미니잡 근로자의 70%가 시간당 약 9.14유로에 이르는 저임금 기준(중위임금의 3분의 2)보다 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났으며 미니잡 근로자의 50% 이상이 시간당 7유로 이하의 임금을 받고 있는 것으로 나타났다(Kalina & Weinkopf, 2013; Haipeter, 2013, p. 27에서 재인용). 따라서 전체 미니잡 취업자의 대다수가 저임금 상태에 놓여있음을 알 수 있다.

나. 사회보험 가입

급여를 기반으로 하는 사회보험 시스템 하에서 시간제근로나 미니잡의 경우 전일제 근로와 비교했을 때 사회보장 혜택 면에서 불리하다(Buschhoff & Protsch, 2008; 김유휘, 이승윤, 2014, p. 110 에서 재인용). 왜냐하

면 임금이 낮으면, 임금소득에 비례하는 실업급여나 연금도 낮을 수 밖에 없고, 기간제, 시간제 등 비정규직이 저임금 고용과 실업을 반복하게 되면 아예 실업급여 수급 요건을 충족하지 못할 수 있기 때문이다(조성혜, 2014, p. 53).

[그림 3-9] 취업 종류별 사회보험 적용 내용



자료: 김상호(2015, p. 68) 에서 발췌

[그림 3-9]에 따르면 독일에서 월 임금 450유로 초과 근로자는 사회보험의 당연가입대상에 해당한다. 이와 달리 월 임금 450유로 이하 근로자는 법률 용어로는 저임금 취업자(geringfügig entlohnte Beschäftigte)이지만 현실에서는 주로 미니잡 취업자라는 용어를 사용한다. 미니잡 취업자는 소득기준에 의한 저임금취업자와 시간 기준에 의한 단기취업자로 구성된다(김상호, 2015, p. 67). 소득기준에 의한 저임금 미니잡으로 인정되려면 임금이 연 5,400유로 미만(월 450유로 미만)이어야 하며 근무시간에 대한 제한은 없다(김상호, 2015, p. 67-68). 반면 단기취업은 취업기간이 1년에 2달 혹은 합계 50일 이내로 제한되어 있는 경우를 말한다. 2012년 말 기준으로 보면 총 780 만명의 미니잡 가운데 약 750만명이 월 450유로미만인 경미 저임금고용(geringfügige entlohnte Beschäftigung)에 해당하며 약 28만명이 1년에 2달 또는 합계 50일 이상 근무할 수 없는 단기고용에 해당한다(김상철, 2014, p. 26). 이 중에서 사회보험

의무 고용에 해당하는 비중은 265만7천명으로 전체 미니잡의 약 34%에 해당한다. 미니잡의 사회보험의무 고용 비중이 낮은 이유는 시간제 일자리는 사회보장보험 의무가 있는 반면, 미니잡은 연금가입의무가 생긴 2013년 이전에는 사회보험료를 비롯한 세금 대부분을 면제받았기 때문이다(김상철, 2014, p. 29).

사회보장부담과 소득세 감세를 인센티브로 하여 저임금근로를 장려하는 것은 사회적으로 취약한 계층이 미니잡을 택하고 있는 상황에서 그들의 빈곤을 지속시킬 수 있다. 왜냐하면 미니잡만 가지고서는 미래의 연금 수급을 위한 독자적인 재원 축적이 불가능하기 때문이다(박명준, 2014, p. 45).

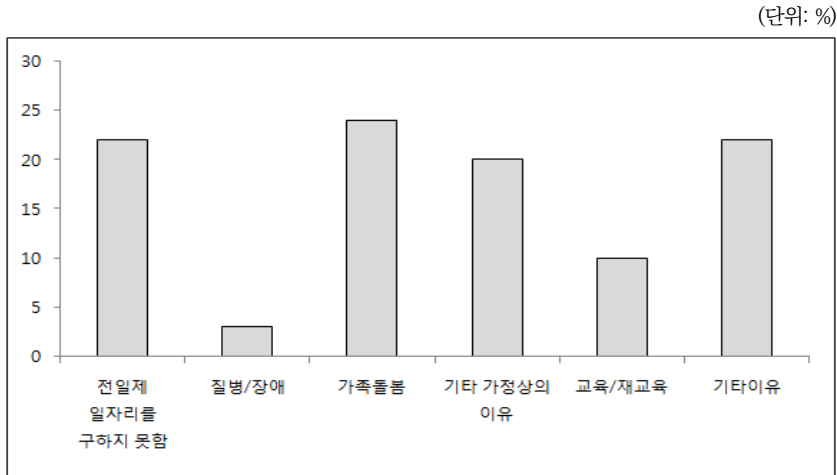
다. 전일제/시간제 이동

2001년 제정된 「시간제 및 기간제 고용에 관한 법률」에 따르면 일정한 조건 하에서 노동자가 전일제를 시간제로 전환하거나 시간제를 다시 전일제로 전환할 권리를 가진다고 명시하고 있다(홍찬숙, 2010, p. 1252). 그러나 시간제와 전일제 사이의 유연성을 살펴보면, 독일은 전일제에서 시간제 일자리로 이동하는 경우가 대부분인 것으로 나타났다(European Commission, 2013; 김유휘, 이승윤, 2014, p. 110 에서 재인용).

한편, 비자발적 시간제를 “전일제 일자리를 구하지 못해서 시간제에 종사한 경우”로 제한하고 있기 때문에 여성 시간제 근로자의 대부분은 자발적 시간제로 분류되고 있다(홍찬숙, 2010, p. 1254). [그림 3-10]에서 이러한 제한적인 정의에 의해 비자발적 시간제로 분류되는 비중은 독일 여성 시간제근로자 중 5분의 1에 이르며, 시간제 근로자의 28%가 근로시간이 연장됐으면 하는 바람을 갖고 있다(Brehnke, 2011: Haipeter,

2013, p. 24에서 재인용).

[그림 3-10] 독일 여성 근로자들의 시간제 근로 선택 이유



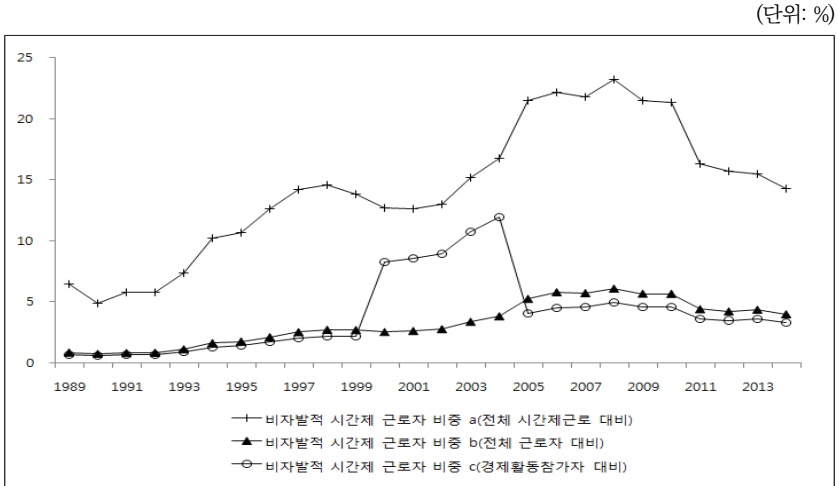
자료: Haipeter(2013, p. 23) 에서 발췌

[그림 3-11]은 독일의 비자발적 시간제근로자 비중 추이를 나타낸 것이다. [그림 3-11]의 경제활동참가자 대비 비자발적 시간제 근로 비율(c)이 2000년대 초반 들어 급격히 증가하였는데 이것은 슈뢰더정부의 노동시장 개혁 시점의 영향을 받은 것으로 보인다(김유휘, 이승윤, 2014, p. 110). 1999년 노동시장 개혁 전에 2.18%였던 비자발적 시간제 근로비율(c)이 2000년 들어 8.27%로 3배 이상 증가 후 2004년 11.95%로 가장 높았으며 2005년 이후 약 3분의 1로 줄어들었다. 이러한 현상은 최근 10년간 시간제근로자에 대한 보호 장치와 2007년 ‘부모수당(Elterngeld)¹⁴⁾’ 도입으로 인해 근로자의 선택에 의한 시간제 일자리가 늘어난 측면이 있

14) 2007년 ‘부모수당(Elterngeld)’이 도입되었는데, 출산 후 육아를 담당하는 부모 중 한 사람에게 부모수당으로 출산 전 순소득의 67%가 지불되며 최대한 12개월까지 받을 수 있음(홍찬숙, 2010, p. 1252).

는 것으로 추측된다.

[그림 3-11] 독일의 비자발적 시간제근로자 비중 추이



주: 비자발적 시간제란 전일제 일자리를 구하지 못해서 시간제에 종사하는 경우
 자료: OECD statistics 원자료

라. 미니잡의 역할

미니잡의 증가는 고용률 증가에는 상당부분 기여했으나 많은 연구에서 미니잡의 목적인 정규직 일자리로의 징검다리 역할을 하고 있지 못하는 것으로 분석되고 있다. 독일 등록통계조사 자료(표 3-3)에 따르면 전업 미니잡 종사자가 학생과 연금생활자, 실업자의 경우 남성의 상대적 비중이 높게 나타나는 반면, 여성은 가정주부와 직업훈련생 집단에서 높게 나타난다(이승협, 2014, p. 15). 남성 외벌이의 가부장적 특성이 강한 독일 사회에서 남성의 미니잡은 부분적으로 노동시장 내에서 교량기능이 나타나고 있지만, 여성의 경우에는 상대적으로 불리한 노동시장 지위로 인해 미니잡으로의 의존이 높은 고착화 현상이 존재한다고 볼 수 있다.

86 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 3-3〉 전업 미니잡 종사자 집단의 성별 구성

	전체		남성		여성	
	1000	%	1000	%	1000	%
직업훈련생	1,204	23	350	20	853	25
학생	1,008	20	481	27	527	16
가정주부	1,210	23	32	2	1,178	35
연금생활자	1,100	21	597	34	503	15
실업자	456	9	251	14	204	6
장기 근로능력상실자	42	1	22	1	20	1
미니잡 종사자	52	1	6	0	46	1
기타	70	1	40	2	30	1
전 체	5,154	100	1,782	100	3,372	100

자료: 이승협(2014, p. 16) 에서 발췌

제3절 자료와 기초분석

1. 분석자료와 기초통계

분석자료는 1984-2013년 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study: GSEOP)¹⁵⁾의 일부로, 국제적으로 비교가 가능한 패널자료로 구축된 CNEF (the Cross-National Equivalent File) 형태의 독일 사회경제패널조사를 사용한다.¹⁶⁾

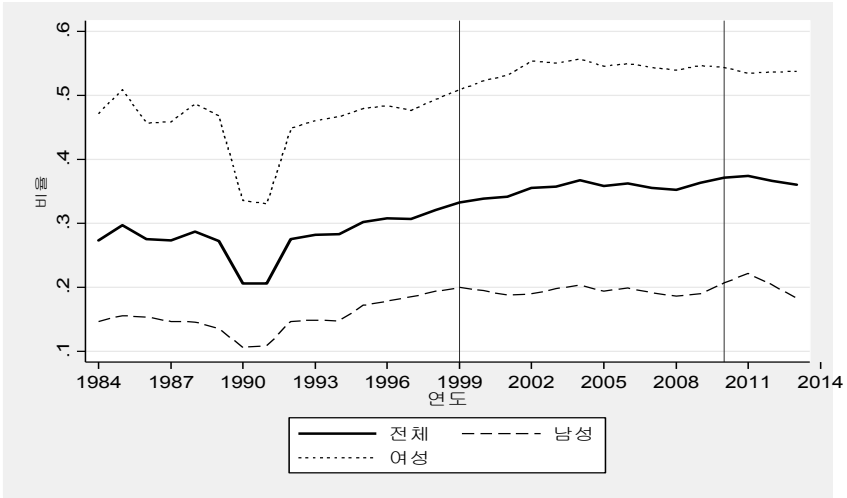
OECD 통계를 이용한 독일의 시간제 일자리 비율을 보면 1990년대 초중반부터 2000년대 중후반까지 꾸준히 가파르게 증가하는 것으로 나타났다. 이를 독일 사회경제패널조사를 이용해 최근 30년간의 취업자 대비 시간제 비율을 그려보면 [그림 3-12]와 같으며, OECD 통계 추이와 유사하게 1990년대 중후반부터 2000년대 후반까지 뚜렷한 증가세를 보이고 있다. 이를 정규/비정규 시간제로 더욱 세분화¹⁷⁾하면(그림 3-13) 2000년대 초반까지 급격히 감소하는 전일제의 비중을 미취업자와 정규 및 비정규 시간제 근로자가 대신하고 있음을 알 수 있다. 2000년대 중반부터는 전일제, 정규 및 비정규 시간제 모두 증가하여 앞서 설명된 독일 시간제 근로자 수와 비중과 관련된 추이와 일관된 모습을 보여준다. 두 형태의 시간제가 모두 증가하지만 특히 비정규 시간제가 1990년대 말부터 2010년까지 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 시간제 증가, 특히 비정규 시간제 일자리 증가 전후 시점인 1999년과 2010년을 무조건부 분위회귀분석과 요인분해의 분석대상으로 선택하였다.

15) 2014년 작성된 v30을 사용하였음.

16) 한국의 분석자료인 한국노동패널(KLIPS) 역시 CNEF 중 하나이므로 한국과의 비교가 용이할 것으로 보임.

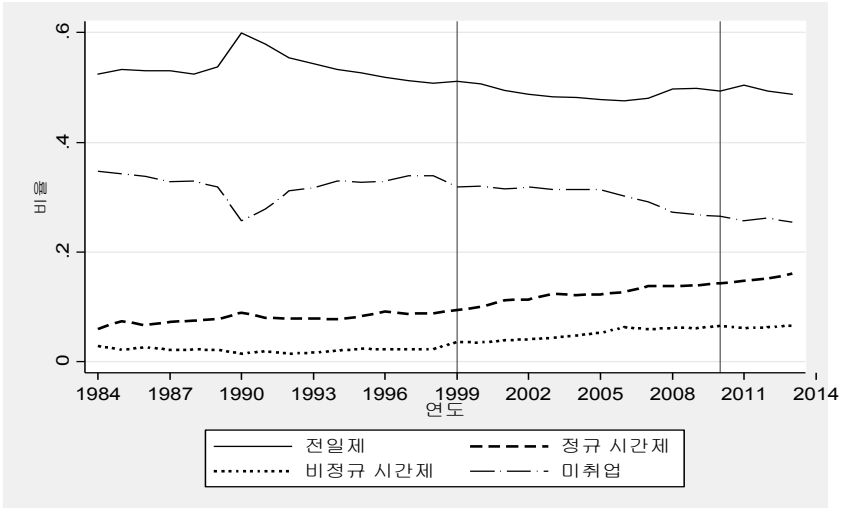
17) 독일 사회경제패널조사의 다양한 데이터 형태 가운데 개인관련 지위 변수들이 포함된 Person-related Status and Generated Variables (PGEN)에서 고용형태를 나타내는 변수(EMPLST)를 개인아이디를 이용해 CNEF 타입 GSEOP에 결합하여 사용하였음.

[그림 3-12] 독일 취업자 대비 시간제 비율(15~64세)



자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study), 1984-2013

[그림 3-13] 독일 유형별 시간제 비율(15~64세)



자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study), 1984-2013

한국과 마찬가지로 가구주의 나이가 65세 미만인 근로연령층 가구로 분석대상을 제한하였으며, 한국의 2007년과 2013년을 대신하여 1999년과 2010년의 두 시점을 이용해 무조건부 분위효과와 요인분해를 통한 시간제 일자리 증가의 효과를 추정한다.

분석에 필요한 변수는 한국과 거의 유사하나, 가구주의 종사상 지위를 대신하여 전일제/정규시간제/직업훈련/비정규시간제/미취업 등으로 분류된 고용상태 변수더미를 사용하고, 학력 더미 가운데 2년제 대학 졸업이 없이 고졸미만/고졸/대학이상의 세 집단으로만 분류한다. 그 외에는 가구주의 연령 (제곱포함), 여성가구주, 가구주의 학력, 가구원의 평균교육년수, 가구원 수, 18세 미만 아동 수, 취업자 수, 가구주의 고용형태, 가구 취업자 대비 시간제 비율이 동일하게 설명변수로 사용된다.

여기서 한 가지 유의할 점은 독일 사회경제패널조사 역시 보고된 개인 및 가구단위의 각종 소득과 연간근로시간, 개인의 고용상태와 수준이 모두 전년도의 값을 갖는다는 것이다. 다시 말해서, t 기의 연간 개인 및 가구소득은 $(t-1)$ 기의 연간소득이다. 그러나 한국의 경우 소득만이 유일하게 전년도 값을 갖는 것과 달리 독일은 분석에서 주요하게 사용되는 소득과 전일제/시간제 변수 모두 전년도의 값을 가진다. 따라서 t 기에 전년도 값을 가지는 변수들을 그대로 두되, t 기의 값을 가지는 연령, 교육수준 등의 변수 역시 $(t-1)$ 기의 값을 갖도록 하기 위해 각 개인 혹은 가구의 $(t-1)$ 기의 값을 t 기에 결합시켜 사용한다. 따라서 독일의 주요 분석시점인 1999년과 2010년은 실제로는 1998년과 2009년의 시간제 관련 특성 및 소득분포를 나타내고 있음을 밝혀 둔다. 그 외 가구소득은 가구의 (연간) 노동소득을 사용하여, 소비자물가지수로 실질화, 가구원수로 균등화하는 과정을 거쳤으며, 위에서 설명한 종속 및 설명변수에 대한 설명은 <표 3-4>와 같다.

90 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 3-4〉 분석에 필요한 독일 사회경제패널조사 변수 설명

변수	변수설명
연간가구소득(유로)	가구 내 개인 연간근로소득의 합 (작년 기준)
개인노동소득(유로)	개인의 노동소득 (작년 기준) (모든 고용형태의 임금 및 급여, 상여금, 초과근로 수당, 고용인과 피 고용인 간의 이익 배분(profit-sharing)의 합)
교육수준	개인의 최종학력(고졸미만/고졸/대학이상)
교육년수	개인의 교육년수
연간근로시간	개인의 연간 근로시간 (작년 기준) (전일제, 시간제, 직업교육 및 초단기근로 근무시간의 합으로, 연간근로시간을 작년 주당평균근로시간*4.33으로 계산함)
주 근로시간	추가근로 포함한 실제 주당 평균근로시간 (자영자 포함) 80시간 초과는 불가능한 응답으로 처리
취업여부	개인의 취업여부 (작년 기준) (작년에 소득이 있으면서 연간 최소 52시간 근무했으면 취업상태, 그렇지 않으면 미취업상태)
고용형태	개인의 고용형태-전일제/시간제/미취업 (작년 기준) (작년에 소득이 있으면서 주당 평균 35시간 이상 근무했으면 전일제, 35시간미만으로 근무했으면 시간제, 그렇지 않으면 일안함)
고용계약	개인의 고용계약종류 -전일제/정규시간제/직업훈련/비정규시간제/미취업

1999년과 2010년의 주요 변수에 대한 기초통계량은 〈표 3-5〉와 같다. 가구의 실질노동소득을 균등화하여 1인 기준으로 나타낸 값에 따르면, 가구소득은 27,622유로에서 28,971유로로 소폭 증가했다. 가구의 규모는 다소 줄어들었으나 큰 차이가 없고, 18세 미만 아동 수는 0.1명만 큼 감소했다. 취업자 수는 감소하였으나 가구 규모가 줄어든 영향으로 보이고, 여성가구주 비율은 39%에서 45.3%로 큰 폭으로 증가했다.

가구주와 배우자의 특성별로 보면 가구주와 배우자의 연령이 모두 증가했고, 가구주의 교육수준은 상승한 반면, 배우자의 평균교육년수는 감소했다. 가구주의 취업률은 4.2%p 증가했으나, 배우자의 취업률은 감소

하였고, 시간제 비율 역시 유사한데 이는 여성 가구주의 비율이 증가하면서, 여성 가구주의 시간제로의 취업률 증가가 반영된 것으로 보인다. 1.5 시간 정도의 주당 근로시간의 감소는 가구주와 배우자에게 유사하게 나타났다으나, 배우자의 평균 월임금 상승이 눈에 띈다.

〈표 3-5〉 1999년과 2010년 가구와 가구원별 특성

	1999		2010	
가구당 실질노동소득 (연간, 균등화, 유료)	27,622		28,971	
가구원 수 (명)	2.429		2.300	
18세 미만 아동 수 (명)	0.573		0.476	
취업자 수 (명)	1.301		1.240	
여성가구주 비율	0.390		0.453	
	가구주	배우자	가구주	배우자
연령 (세)	43.1	42.7	45.2	45.4
평균교육연수 (년)	11.8	10.0	12.5	9.0
취업률	0.779	0.612	0.821	0.596
주 근로시간 (시간)	41.4	35.6	39.7	34.2
시간제 비율	0.261	0.429	0.316	0.418
실질 월임금(유로)	27,721	17,491	27,834	20,762
관측치 (가구)	5,305	3,997	6,163	4,235

자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

2. 시간제 일자리와 가구구성 변화

본 절에서는 1999년과 2010년 독일의 가구노동소득 분포 변화와 시간제 일자리 증가에 따른 가구구성의 변화를 분위별로 보여주고자 한다.

〈표 3-6〉에 따르면 1999년에 비해 2010년의 독일 가구노동소득 불평등은 매우 악화되었다. 이는 특히 중위소득 아래에서 뚜렷하게 나타나는

데 이는 저임금근로자의 대폭 유입으로 인한 것으로 보인다.

시간제 확산이 불평등에 미치는 효과를 분석할 때 로그노동소득을 사용하는데 이 때 가구노동소득이 0인 가구는 분석에서 제외되고, 이로 인해 취업률 상승으로 인해 가구노동소득이 0에서 정(+)의 값을 갖게 되어 불평등을 완화시키는 효과는 나타나지 않게 된다. 그러나 독일은 두 분석 시점 사이에 1.5%p 만큼의 실업률 감소가 나타나고 있어 이를 간과할 경우 불평등에 미치는 효과를 과대추정할 수 있다. 즉, 1999년에는 하위에서 11%까지 노동소득이 0인 반면, 2010년에는 저임금 근로자의 취업증대로 인해 전체 가구의 하위 9%만 노동소득이 0이다. 전체의 2% 가량의 0보다 크지만 최저인 노동소득을 분포에 신규로 포함시키면 이로 인해 2010년의 불평등은 매우 커지고 시간제 확산이 불평등에 미치는 효과 또한 과대추정될 것으로 보여, 이러한 편의를 없애기 위해 2010년에 정(+)의 노동소득층 가운데 하위 2%를 분석에서 제외하기로 한다.

〈표 3-6〉의 분위수배율과 분산은 이러한 조작을 통해 얻은 로그노동소득으로 얻은 분배지수들로, 전체 가구를 대상으로 하는, 즉 노동소득이 0인 가구도 포함하여 얻은 지니계수 (2)와 증가율 측면에서 유사한 것으로 보인다.

〈표 3-6〉 가구노동소득을 이용한 1999년과 2010년 분배지수와 변화

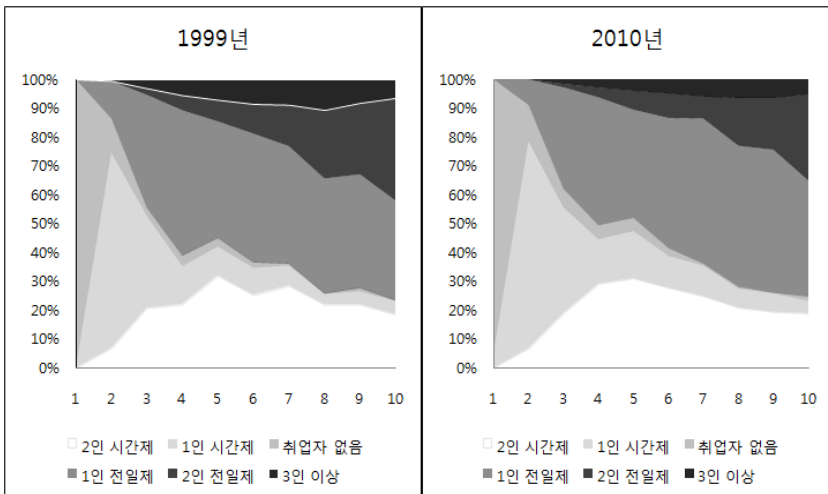
	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수 (1)	지니계수 (2)
1999년	1.7917	0.6969	1.0948	0.6953	0.3368	0.4163
2010년	2.0242	0.7164	1.3078	0.7290	0.3765	0.4347
변화량(Δ)	0.2325	0.0195	0.2130	0.0337	0.0398	0.0184

주: 분위수배율과 분산은 가구노동소득의 로그값을 이용, 지니계수는 노동소득 원값을 이용하여 추정된 결과임. 지니계수(1)은 노동소득이 0인 가구를 제외, 지니계수(2)는 0인 가구를 포함하여 구한 지니계수임.

자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

[그림 3-14]는 각 연도별 분위별 가구구성을 보여준다. 2010년 상위 분위에서 1인 전일제의 비중이 상당히 증가했음을 알 수 있고, 중위 4~5 분위에서 2인 전일제의 비중은 대폭 줄어든 반면 1,2인 시간제의 비중이 이를 대체한 것으로 보인다. 1~2분위에서는 1인 시간제 비중의 증가가 눈에 띈다.

[그림 3-14] 1999년과 2010년 시간제 분포



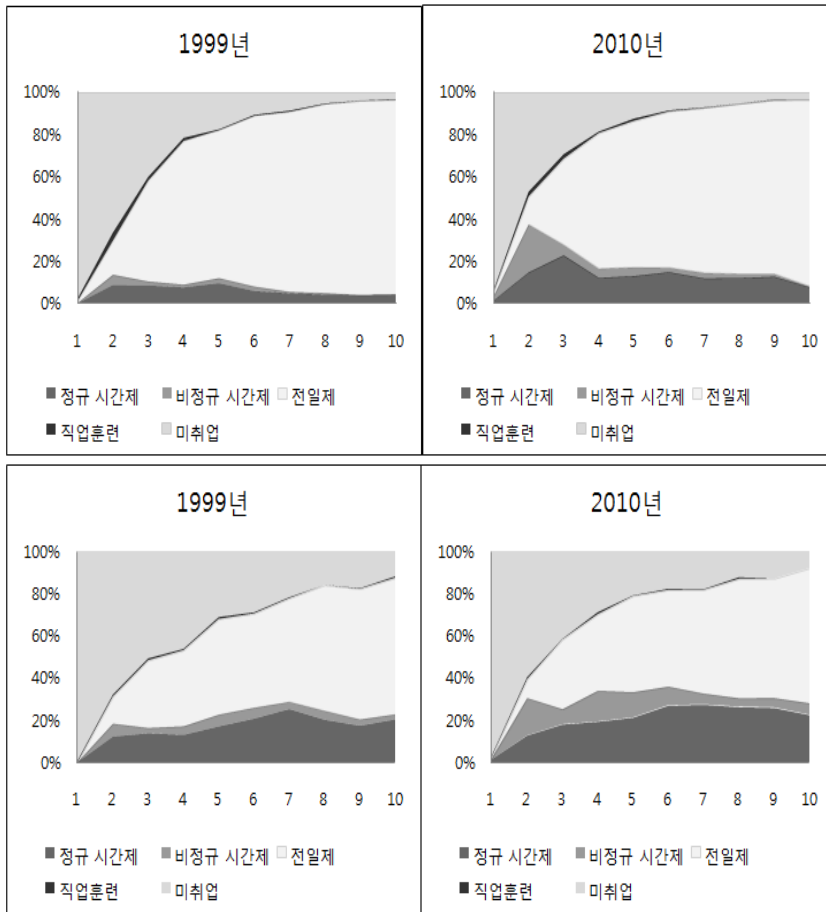
자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

이를 [그림 3-15]의 가구주와 배우자의 유형별 시간제 분포를 통해 살펴보면, 그림의 상단에 있는 가구주의 고용계약형태 가운데, 하위분위에서 두드러지긴 하지만 전 분위에서의 정규 시간제의 증가가 뚜렷하게 나타난다. 비정규 시간제에 있어서도 비슷한 패턴이 나타나지만 2분위에서의 증가가 압도적이다. 그림 하단의 배우자에게는 비정규 시간제의 증가와 전일제 근로의 증가가 모두 눈에 띄게 나타난다. 이는 두 시점 사이에 모든 분위에서 미취업 비중이 줄어든 대신 시간제 근로가 증가하였음을,

94 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

이러한 증가는 정규와 비정규를 막론하고 하위분위에서 두드러지게 나타남을 말해 준다.

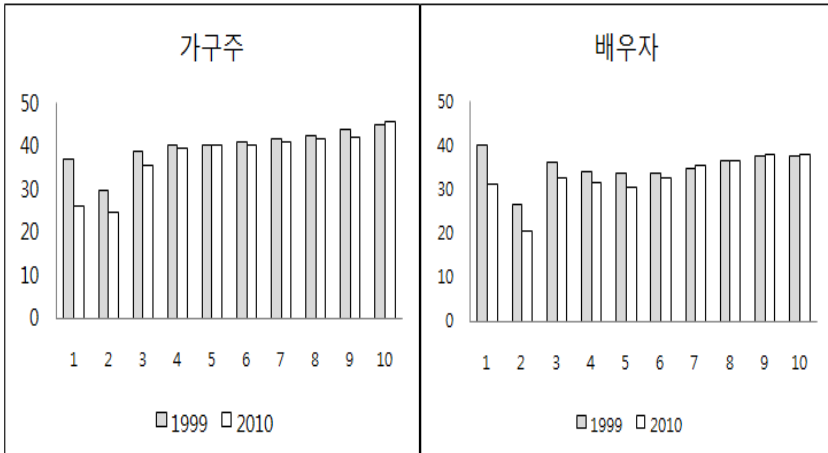
[그림 3-15] 1999년과 2010년 가구주와 배우자의 유형별 시간제 분포



자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

이를 다시 각 분위별 가구주와 배우자의 주 근로시간의 변화로 살펴보면 [그림 3-16]과 같다. 중상분위에서 근로시간 변화가 거의 나타나지 않는 것과는 대조적으로 1,2분위의 가구주와 배우자가 모두 큰 폭의 근로시간 감소를 경험하였다. 이는 하위분위에 속한 미취업자가 노동시장에 시간제로 진입한 결과로 추측된다. 독일의 이러한 변화 역시 한국과 같이 하위분위의 시간제 비율의 증가와 근로시간 감소를 통해 저소득층의 소득을 더욱 악화시킬 우려가 있다.

[그림 3-16] 1999년과 2010년 분위별 주 근로시간 분포



자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

제4절 시간제 근로의 확대가 빈곤과 불평등에 미친 영향

1. 빈곤에 미치는 효과

방정식 (1-1)에 따라, 1999년부터 2010년까지의 패널을 사용하여 추정한 결과가 <표 3-7>에 제시되어 있다. 모형은 한국에서 빈곤의 효과를 추정하던 것과 동일하며, 종속변수와 설명변수도 그러하다. 다만 설명변수에서 가구주의 교육수준에서 2년제 더미가 제외되고, 가구주의 종사상 지위 대신 가구주의 고용계약형태가 포함되었다. 우리의 주요한 관심사인 시간제 비율도 취업자가 없을 경우 0의 값을 갖도록 하였다.

모형 (1)은 어떤 통제변수도 포함하지 않은 추정결과로 시간제 비율이 높은 가구일수록 빈곤할 확률이 높은 것으로 나타났다. 모형 (2)의 시간제 비율의 추정계수 역시 정(+)의 값을 가지는데 이는 한국의 결과와 상반된다. 한국은 모형 (3)에서와 같이 취업자 수로 통제하기 전에는 시간제 취업으로 인한 추가적인 소득이 빈곤탈출을 돕는 것으로 나타났으나, 독일은 여전히 빈곤할 확률을 높이는 것으로 나타나는 것은 흥미롭다.

모형 (4)~(6)은 개인과 가구의 관찰되는 특성을 통제하였다는 공통점이 있는 반면, 모형 (5)는 모형 (4)에 연도더미를 포함하였고, 모형 (6)은 모형 (5)와 같지만 표준오차를 추정함에 있어 가구별 군집강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 사용하였다는 차이점이 있다. 그 결과 시간제 취업 비율이 1%p 증가하면 빈곤해질 확률이 약 0.14%p, 통계적으로 매우 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 취업자 수를 포함하지 않고 시간제 비율만을 사용하여 추가적인 취업으로 인한 정(+)의 소득효과를 시간제 비율의 효과에 포함하여도 모형 (4)~(6)은 모두 시간제 비율의 1%p 증가는 빈곤해질 확률을 0.07%p(0.1% 유의수준에서 유의함) 증가시키는 것으로 추정하였다.

(표 3-7) 시간제 비율이 빈곤(중위소득 50%미만)에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
시간제 비율	0.112*** (-31.2)	0.078*** (-28.72)	0.175*** (-63.78)	0.142*** (-48.65)	0.141*** (-49.99)	0.141*** (-27.4)
취업자 수			-0.181*** (-103.81)	-0.140*** (-68.89)	-0.136*** (-68.93)	-0.136*** (-37.99)
가구주 연령				-0.027*** (-22.05)	-0.018*** (-13.69)	-0.018*** (-7.20)
가구주 연령제곱				0.000*** (-15.42)	0.000*** (-19.22)	0.000*** (-10.44)
여성가구주				0.006 (-0.9)	0.033*** (-5.03)	0.033*** (-2.61)
교육수준 (기준=고졸)						
고졸미만				-0.008 (-1.35)	-0.004 (-0.68)	-0.004 (-0.43)
대학이상				-0.053*** (-9.12)	-0.067*** (-11.85)	-0.067*** (-6.92)
평균 교육년수				-0.000 (-0.70)	-0.000 (-0.02)	-0.000 (-0.02)
가구구성						
가구원 수				0.032*** (-15.35)	0.028*** (-14.17)	0.028*** (-9.36)
아동 수				-0.012*** (-5.32)	-0.008*** (-3.77)	-0.008*** (-2.35)
가구주 고용형태 (기준=전일제)						
정규시간제				0.058*** (-13.57)	0.057*** (-13.87)	0.057*** (-8.54)
직업훈련				0.233*** (-20.72)	0.234*** (-21.49)	0.234*** (-11.58)
비정규 시간제				0.156*** (-27.81)	0.147*** (-27)	0.147*** (-15.4)
미취업				0.197*** (-56.34)	0.189*** (-55.93)	0.189*** (-28.46)
상수항	0.156*** (-102.33)	0.144*** (-37.01)	0.396*** (-89.75)	0.975*** (-36.77)	0.521*** (-15.15)	0.521*** (-7.65)
통제변수						
연도더미	X	O	O	X	O	O
가구고정효과	X	O	O	O	O	O
N	109,980	109,980	109,980	107,458	107,458	107,458
adj. R2	0.012	0.577	0.621	0.615	0.642	0.642

주: 1) 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

2) 빈곤을 중위소득 60% 미만으로 정의했을 때도, 결과는 크게 다르지 않음.

자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

2. 불평등에 미치는 효과

시간제 비율이 불평등에 미치는 효과를 추정하기 위해 무조건부 분위 회귀 분석한 결과(표 3-8)를 살펴보면, 시간제 비율 증가가 모든 소득분위에 걸쳐 부(-)의 효과를 낳으며, 그 절대효과는 하위분위에서 극심하게 나타난다. 이는 [그림 3-17]의 시간제 비율 추정계수가 모두 0점 아래에 있고, 우상향하는 곡선으로 나타남을 통해서도 알 수 있다. 2010년에 특히 하위분위에 부(-)의 효과를 낳는 추세는 더욱 심해져, 점선이 실선보다 가파르고 더 아래쪽에 있음을 확인할 수 있다. 이는 시간제 비율이 전체 불평등을 악화시키며, 그 절대적인 기여도는 2010년에 더욱 커짐을 의미한다. <표 3-9>에서 시간제 비율의 계수가 정(+)의 값을 가지며, 이 값이 더욱 커진다는 점 또한 같은 사실을 말해 준다.

(표 3-8) 분위별 RIF-regression 결과

	1999	2010	1999	2010	1999	2010
	1분위수		5분위수		9분위수	
가구주 연령	0.118** (2.83)	0.092 (1.50)	0.029** (3.16)	0.039*** (3.93)	0.036*** (3.36)	-0.001 (-0.10)
가구주 연령제곱	-0.001** (-2.65)	-0.001 (-1.36)	-0.000** (-2.75)	-0.000*** (-3.57)	-0.000** (-3.05)	0.000 (0.68)
여성가구주	0.148 (1.24)	0.351* (2.21)	0.038 (1.36)	0.016 (0.53)	-0.064 (-1.69)	0.048 (1.17)
교육수준 (기준=고졸)						
고졸미만	-0.383** (-2.73)	-1.504*** (-5.19)	-0.075* (-2.42)	-0.150*** (-3.50)	-0.018 (-0.61)	0.013 (0.23)
대학이상	0.298** (2.86)	0.439** (3.03)	0.345*** (10.35)	0.313*** (9.52)	0.368*** (6.27)	0.341*** (6.80)
평균 교육년수	0.004 (0.26)	-0.057 (-2.41)	0.004 (0.88)	0.005 (1.06)	0.027*** (3.66)	0.024*** (3.36)
가구구성						
가구원 수	-0.036 (-0.43)	0.089 (0.74)	-0.101*** (-4.92)	-0.052* (-2.28)	-0.062* (-2.43)	0.008 (0.30)
아동 수	0.106 (1.08)	-0.030 (-0.21)	-0.062* (-2.48)	-0.082* (-2.84)	-0.052 (-1.80)	-0.087* (-2.52)
취업자 수	0.861*** (9.23)	1.193*** (7.92)	0.289*** (13.46)	0.247*** (9.41)	0.156*** (5.75)	0.150*** (4.24)
가구주 고용형태 (기준=전일제)						
정규시간제	-0.137 (-0.53)	0.183 (0.76)	-0.215*** (-3.76)	0.005 (0.09)	-0.032 (-0.58)	-0.098 (-1.58)
직업훈련	-1.433 (-1.57)	-1.066 (-0.79)	-0.395*** (-3.40)	-0.331*** (-5.05)	0.076 (0.51)	-0.037 (-0.67)
비정규시간제	-1.303** (-2.62)	-3.840*** (-7.21)	-0.466*** (-5.58)	-0.298*** (-5.00)	-0.128** (-2.68)	-0.199*** (-4.18)
미취업	-1.922*** (-9.46)	-2.433*** (-7.13)	-0.384*** (-11.77)	-0.328*** (-7.74)	-0.049 (-1.57)	-0.145** (-3.12)
시간제 비율	-2.328*** (-11.86)	-2.938*** (-11.24)	-0.409*** (-11.67)	-0.460*** (-11.87)	-0.220*** (-5.53)	-0.258*** (-5.40)
상수항	6.350*** (7.44)	6.974*** (5.25)	9.534*** (47.85)	9.282*** (42.67)	9.854*** (44.25)	10.40*** (39.19)
N	4,681	5,484	4,681	5,484	4,681	5,484
adj.R2	0.307	0.315	0.318	0.258	0.123	0.092

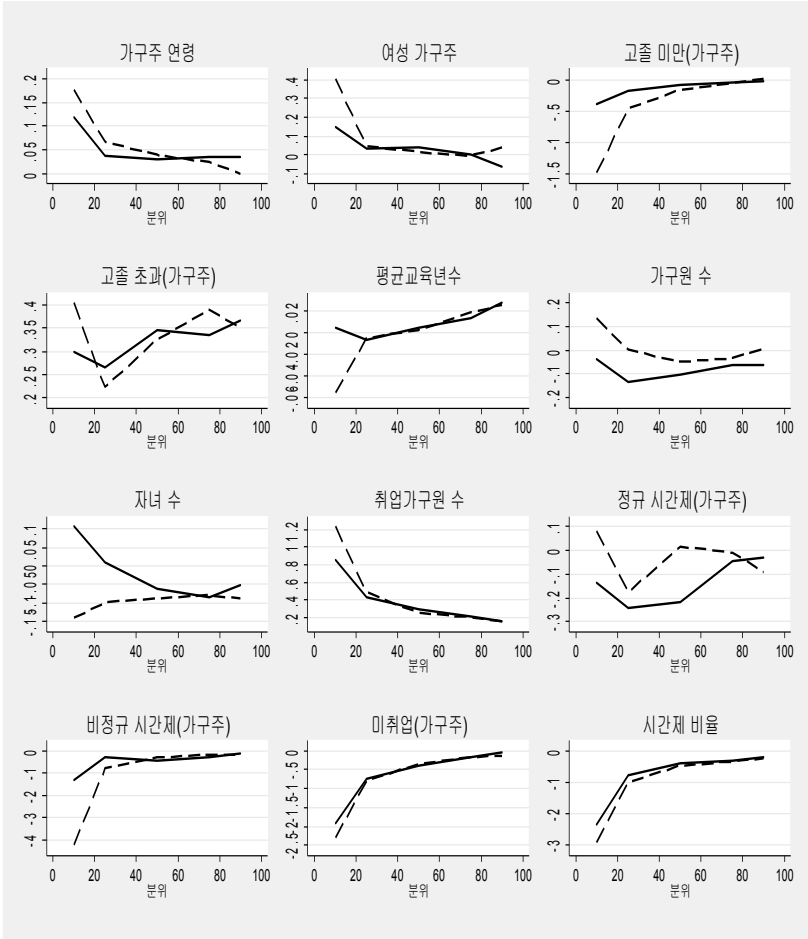
주: 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
 자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

〈표 3-9〉 분배지수별 RIF-regression 결과

	1999	2010	1999	2010
	분산		지니계수	
가구주 연령	-0.058*** (-2.77)	-0.025 (-1.80)	-0.002*** (-3.52)	-0.001** (-3.11)
가구주연령제곱	0.001** (2.73)	0.000 (1.87)	0.000*** (3.45)	0.000** (3.12)
여성가구주	0.061 (1.02)	-0.140*** (-3.63)	0.000 (0.14)	-0.004*** (-3.52)
교육수준 (기준=고졸)				
고졸미만	0.112 (1.53)	0.526*** (8.79)	0.005** (3.01)	0.020*** (10.29)
대학이상	-0.011 (-0.16)	0.160*** (3.67)	-0.001 (-0.50)	0.004* (2.54)
평균교육년수	0.009 (0.94)	0.029*** (4.86)	0.000* (2.02)	0.001*** (5.50)
가구구성				
가구원 수	0.017 (0.35)	-0.055 (-1.88)	0.001 (0.72)	-0.001 (-1.32)
아동 수	-0.060 (-0.95)	-0.015 (-0.39)	-0.002 (-1.33)	-0.000 (-0.07)
취업자 수	-0.426*** (-8.36)	-0.341*** (-9.49)	-0.014*** (-11.38)	-0.014*** (-11.99)
가구주 고용형태 (기준=전일제)				
정규시간제	-0.103 (-0.97)	-0.058 (-0.95)	0.001 (0.22)	-0.000 (-0.08)
직업훈련	0.156 (0.53)	0.373 (1.62)	0.020*** (2.72)	0.014 (1.88)
비정규시간제	0.450* (2.20)	1.411*** (16.78)	0.015** (2.92)	0.045*** (17.03)
미취업	1.061*** (12.96)	0.763*** (12.94)	0.036*** (17.79)	0.029*** (15.52)
시간제 비율	0.779*** (10.25)	0.821*** (16.48)	0.031*** (16.73)	0.032*** (20.30)
상수항	1.922*** (4.34)	1.027*** (3.38)	0.077*** (7.03)	0.065*** (6.73)
N	4,681	5,484	4,681	5,484
adj.R2	0.127	0.214	0.231	0.271

주: 괄호 안은 t값이며, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
 자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

[그림 3-17] 무조건부 분위회귀식의 추정계수 변화



주: 1999년은 실선, 2010년은 점선

자료: 독일 사회경제패널조사(German Socio-Economic Panel Study)

이러한 무조건부 분위회귀 결과를 이용해 1999년과 2010년 사이 불평등의 변화를 요인분해 결과는 <표 3-10>과 같다. 모든 지표의 변화량이 정(+)의 값을 갖는다는 것은 가구소득이 불평등해졌음을 말해 준다.

특히 이 변화는 50/10 분위수배율에서 두드러진다. 요인분해 결과, 분산을 제외한 모든 지수에서 가격효과가 불평등 증가의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다.

그 중에서도 시간제 비율은 90/50 분위수배율을 제외하고는 공통적으로 불평등을 증가시키는 데 절대적인 영향을 끼친 것으로 나타났다. 중위 소득 이상에서 나타나는 감소효과는 해당 분위에서 불평등의 증가도 계수의 변화도 크지 않은 탓으로 보인다. 그러나 특성효과는 다소 상반된 결과를 내놓는데, 모든 분위수배율의 요인분해 결과는 시간제의 증가가 불평등을 악화시켰다고 말하는 반면, 분산과 지니계수의 결과는 그 반대이다. 지니계수의 경우 그 결과가 거의 0에 가깝긴 하지만 여전히 해석상의 주의를 요한다.

〈표 3-10〉 요인분해 결과

	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수
1999년	1.5816	0.6106	0.9710	0.6953	0.0421
2010년	1.7845	0.6359	1.1486	0.7231	0.0445
변화량	0.2029	0.0253	0.1775	0.0279	0.0023
특성효과	0.0299	0.0038	0.0260	0.0223	0.0007
연령	-0.0658	-0.0125	-0.0534	-0.0093	-0.0003
여성가구주	-0.0091	-0.0046	-0.0045	0.0040	0.0000
교육수준	-0.0121	0.0016	-0.0137	-0.0078	-0.0004
가구구성	0.0189	-0.0048	0.0236	0.0050	0.0001
취업자수	0.0139	0.0001	0.0138	0.0425	0.0014
시간제비율	0.0842	0.0240	0.0602	-0.0122	-0.0001
가격효과	0.1730	0.0215	0.1515	0.0056	0.0016
연령	0.0333	-0.5909	0.6241	0.6819	0.0090
여성가구주	-0.0093	0.0554	-0.0648	-0.0887	-0.0020
교육수준	0.5744	-0.0441	0.6185	0.3073	0.0088
가구구성	-0.0015	0.0465	-0.0480	-0.1494	-0.0040
취업자수	-0.3485	0.0256	-0.3741	0.1179	0.0009
시간제비율	0.1486	-0.1004	0.2490	0.0319	0.0008
상수항	-0.2240	0.6293	-0.8533	-0.8954	-0.0119

제5절 소결

독일의 시간제 확산이 빈곤상태에 놓일 확률을 높이는 것과는 달리, 분배를 악화 혹은 개선시키는가에 대해서는 뚜렷한 결론을 내리기가 힘들다. 지니계수는 불평등을 개선시킨다고 말하고 있으나 그 크기는 아주 작고, 50/10 분위수배율의 결과가 전체 불평등 증가를 설명하는 데 큰 비중을 차지하는 것으로 보아 중위소득 아래의 저소득층에서 시간제 근로 확산으로 인한 분배악화를 경험하는 것은 분명해 보인다.

독일이 근무시간을 늘리고자 하는 시간제 근로자를 공식 발생 시 우선적으로 고려하게 하는 방법으로 근로시간 단축을 선택 가능하게 하는 등 한국에 비해 시간제 관련 법제도가 갖추어져 있는 것은 사실이다. 그러나 한국과 같이 시간제 비율의 구성효과와 수익효과 모두가 중위 이하에서 불평등을 심화시키는 방향으로 작동하는 것은 최근 증대한 미니잡의 질이 독일의 전통적인 시간제 일자리 만하지 못하기 때문인 것으로 추측된다. 독일이 미니잡과 같은 저임금 문제에 직면하여 2015년 법정최저임금제를 도입하였으므로, 최저임금이 미니잡 증가와 더불어 어떤 분배효과를 내는지는 지켜볼 일이다.

본 분석의 한계점은 독일의 경우 분석대상인 시점에 고용률 증가와 실업률 감소가 뚜렷하게 나타나는데 이는 결코 시간제 근로의 확산, 혹은 유연성을 확대시키는 노동개혁과 무관하지 않다. 시간제 근로 확대로 인한 취업증가가 가져오는 가구소득 불평등 완화효과를 간과하지 않기 위해, 혹은 노동소득이 있는 가구만을 대상으로 했을 때 생기는 불평등 기여도 과대추정을 피하기 위해 약간의 조정을 하였으나, 이 채널이 갖는 분배상의 중요성을 고려하면 좀 더 정교한 분석이 요구된다. 시간제 확산의 취업률 효과를 반영하기 위해 새로운 가중치를 적용한 후, 이를 요인 분해하는 방법이 적합하겠지만 본 연구가 시도하지 못한 아쉬움이 있다.

제 4 장

네덜란드 : 차별 없는 시간제

제1절 시간제 일자리의 특징과 변화 추이

제2절 분석자료 및 방법

제3절 시간제 일자리 분포의 변화

제4절 시간제 근로의 확대가 개인소득 불평등에 미친
영향

제5절 네덜란드 사례의 시사점

4

네덜란드 : 차별 없는 시간제 <<

제1절 시간제 일자리의 특징과 변화 추이

2014년 현재 네덜란드는 여성근로자의 61.4%, 남성근로자의 18%가 시간제로 일할 만큼 시간제 근로의 비중이 높으며, 전일제-정규직 고용형태에 비해 거의 차별받지 않는 것으로 알려져 있다. 이러한 특징은 네덜란드의 특징적인 노동시장 모형, 즉 “근로자 내부의 고용형태별 차이와 차별을 노사정 타협과 정책을 통해 해결함으로써 시간제 일자리창출을 통해 고용의 문제를 해결한 유연안정성 고용모델”(전병유, 2011, p. 737)에서 비롯되었다고 할 수 있다.

국가 정책 역시 시간제 근로를 활성화 하는데 많은 기여를 하였다. 정부는 “단기 근로자에게 전일 근로자와 같은 사회보장과 노동법 적용을 할 수 있는 정책을 제도화 하였고, 근로자에게 단시간 근로를 선택할 수 있는 권리를 부여하였으며, 사용주는 특별한 이유 없이 이 권리를 부정하지 못하게 했다. 또한 근로시간이 다르다는 이유로 근로계약의 체결이나 연장 및 해지 시 불이익을 주지 못하도록 했다”(전병유, 2011, p. 737).

시간제 근로에 대한 보호에 있어서 가장 중요한 것은 시간제와 전일제 사이의 차별을 법적으로 금지하는 제도의 도입이다. 1993년 네덜란드는 시간제 일자리에 대해 최저임금을 적용(배규식, 이상민, 권현지, 2011, p. 117)하고 “1996년에는 평등대우법(Equal Treatment Act)에서 근로시간과 관계없이 동등대우의 일반원칙을 법으로 제정하였다. 즉, 임금, 보너스, 초과근로수당, 훈련, 휴일급여, 부가급여 같은 고용조건과 관련

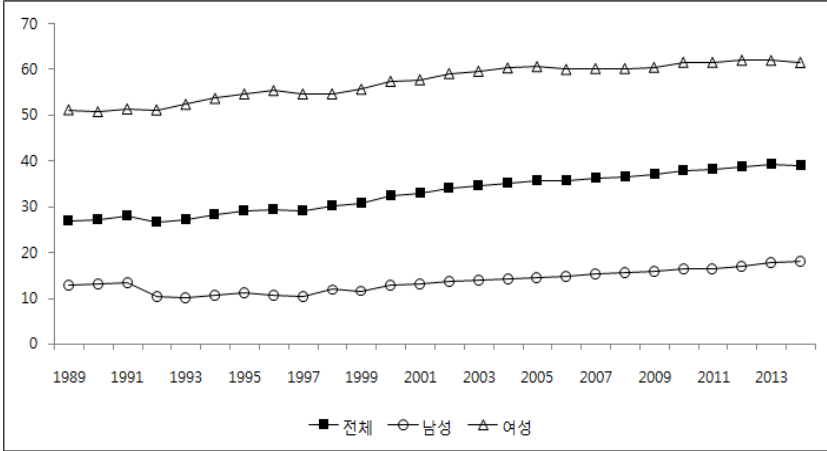
해서 전일제와 시간제를 동일하게 대우(pro rata)하도록 법적으로 강제 하였다”(전병유, 2011, p. 743).

네덜란드 통계청(www.cbl.nl)에 따르면, 네덜란드 시간제 근로자는 주 평균근로시간이 12~35시간 미만인 자로 정의된다. 35시간 이상이면 전일제 근로자로, 주 12시간 미만의 일자리 종사자는 초단시간근로 (small part time job)로 정의된다. 1983년부터 2000년 사이에 일자리는 매년 2% 증가했으며, EU평균의 4배에 달하는(전병유, 2011, p. 738) 이 수치가 만들어지는 과정에서 시간제 근로증가가 결정적 역할을 했다. 증가한 200만개 일자리 중 3/4이 시간제 일자리였기 때문이다. 이는 대부분 여성들에게 돌아갔으며 여성의 노동시장 참여율은 1975년 33%에서 1990년 46%, 2000년 63%까지 증가하였다(전병유, 2011, p. 738).

아래의 [그림 4-1]은 네덜란드의 시간제 일자리 임금근로자의 비중 변화를 보여준다. 1993년 이후 시간제 취업자 보호 관련 입법이 이어지면서 15~64세의 남녀 모두에서 시간제 임금근로자의 비중은 꾸준히 증가하는 모습을 보이고 있다. 이러한 경향은 2013년까지도 계속되고 있는 모습이다. 여성의 경우 시간제 임금근로자의 비중은 60%를 넘어서고 있고, 남성 근로자의 경우도 1992년대 초반 약 10%에 불과하던 비율이 2014년에는 약 18%에 도달하게 되었다. 그 결과 2014년 현재 전체 임금 근로자 중 시간제 근로자의 비율은 약 39%에 달한다.

[그림 4-1] 네덜란드의 임금근로자 대비 시간제 일자리 비중(15~64세)

(단위: %)

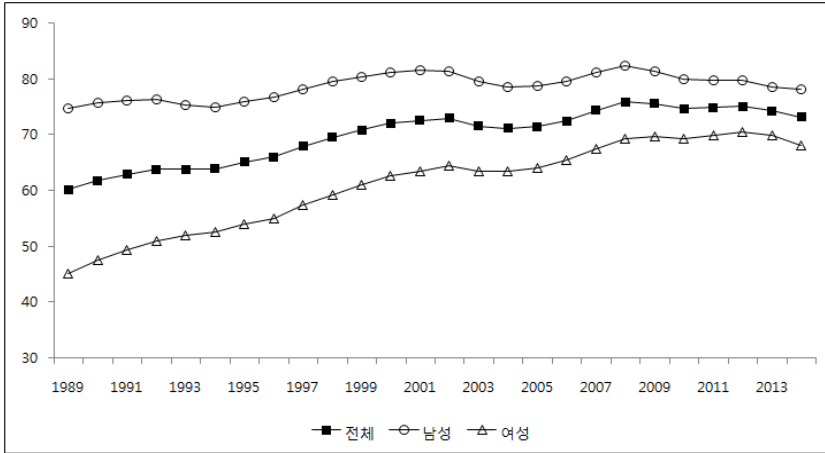


자료 : OECD statistics 원자료

시간제 근로자의 비율이 높아지는 동안 네덜란드의 고용률은 아래의 [그림 4-2]에서 보는 바와 같이 지속적으로 증가하였다. 1990년대 초반 약 62~63%였던 전체 고용률은 1999년부터 70%를 넘어섰고, 2012년에는 약 75.1%에 도달했다. 특히 여성 고용률의 증가 속도가 더욱 빨랐는데, 1990년대 50%에 미치지 못했던 고용률이 2012년에는 70%를 넘어 서게 되었다. 1990년부터 2014년까지 고용률의 증가속도를 비교하면 남성은 약 0.23%, 여성은 약 2.61%, 그리고 전체 1.21%의 연평균 증가율을 보였다. 여성의 고용률 증가는 전체의 두 배가 넘는 수치였다.

[그림 4-2] 네덜란드의 고용률 추이(15~64세)

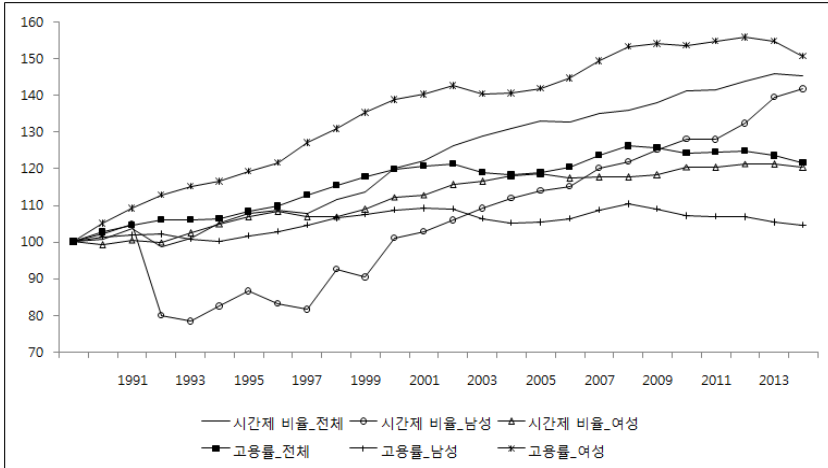
(단위: %)



자료: OECD statistics 원자료

아래의 [그림 4-3]은 1989년 이후 시간제 비율과 고용률의 변화 속도가 성별로 어떻게 다르게 나타나는지를 보여준다. 남성의 경우 고용률은 크게 늘지 않은 데 비해 근로자 가운데 시간제의 비율은 1990년대 후반 이후 매우 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 반대로 여성은 시간제 근로자의 비중도 증가하면서 고용률은 그보다 더 빠른 속도로 늘어났다. 요컨대 여성의 경우에는 시간제의 확산이 고용률 증가와 동시에 나타났다면 남성은 시간제의 확대가 고용률을 크게 증가시키지 않은 가운데 이루어졌다.

[그림 4-3] 네덜란드의 고용률 및 시간제 근로자비율 변화 속도(1989=100)



자료: OECD statistics 원자료

전체적으로 네덜란드의 시간제 일자리 비중 증가는 고용률 증가와 동시에 나타났다. 이는 시간제 확대가 소득분배에 상반된 영향을 줄 수 있었음을 시사한다. 일자리가 없었던 개인이 시간제 일자리에 취업을 하게 된다면 소득이 증가하고 사회 전체적으로 빈곤과 불평등은 감소하게 될 것이다. 그러나 전일제 일자리에서 시간제 일자리로 전환하거나, 혹은 추가되는 일자리가 시간제 일자리에 집중될 경우 취업자들 사이의 소득분배는 악화될 것이다. 하지만 실제로 시간제 확대가 소득분배에 어떤 영향을 미쳤는지는 시간제의 양적 확대 뿐만 아니라 시간제 일자리의 질, 그 가운데에서도 소득수준이 어떻게 변했는지를 동시에 고려해야 할 것이다. 이를 위해 다음 절에서는 시간제의 확대가 개인 및 가구소득에 미친 영향을 살펴볼 것이다.

제2절 분석자료 및 방법

1. 데이터

이하의 분석에서는 LIS(Luxembourg Income Study, 이하 LIS)에 공개되고 있는 네덜란드의 미시자료를 이용하여 시간제 일자리의 비중 변화가 가구 및 개인소득의 불평등, 그리고 빈곤에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴볼 것이다. LIS에서 제공하는 네덜란드의 1999년 자료는 사회경제 패널조사(Socio-Economic Panel Survey)자료이고 2010년 자료는 소득 및 생활실태조사(Survey on Income and Living Conditions (EU-SILC)) 자료이다. 두 연도의 자료 모두 가구 데이터와 개인데이터로 구성되어 있고 두 데이터셋 사이에 결합자료를 구축할 수 있도록 설계되어 있다. 시간제 여부는 개인의 취업상태와 관련된 정보이므로, 일차적으로 시간제의 분포와 그 영향을 분석할 때에는 개인 데이터를 이용하여 분석할 것이다. 하지만 시간제의 확산은 가구의 취업자 분포에도 영향을 미치고 가구소득의 불평등과 가구단위로 파악한 빈곤에 영향을 미치게 된다. 따라서 시간제 확산이 가구에 미친 영향 또한 분석할 것이다. 참고로 LIS에는 1999년과 2010년 사이에도 2004년과 2007년의 개인 및 가구 데이터를 제공하고 있으나 본 연구에서는 시간제 근로자의 비중 변화가 충분히 이루어지기 전후 시기를 비교한다는 의미에서 2004년과 2007년은 분석 대상에 포함시키지 않았다.

각 년도의 개인별 자료는 개인의 연령이나 성별 등 인구사회학적 특성과 관련된 정보 이외에도 경제활동상태 및 소득 관련 정보를 제공하고 있다.¹⁸⁾ 각 년도 자료의 소득은 당해 연도 연간소득이며, 인구학적 특성 및

18) 1999년의 경우 관측치는 12,445명, 2010은 25,461명임.

고용상태 관련 정보는 당해 연도의 연말 기준으로 조사되었다. 즉 소득 기준년도와 기타 특성의 기준년도가 일치한다.

이 자료에서 취업자의 시간제 여부는 두 변수를 통해 파악할 수 있는데 하나는 모든 일자리에서의 시간제 여부(part-time in all jobs)이고 다른 하나는 주된 일자리에서의 시간제 근로 여부이다. 일자리가 하나인 사람에게는 두 변수가 차이가 없으나 복수의 일자리를 갖고 있는 개인에게는 두 변수의 값이 다를 수 있다. 이하에서는 모든 일자리에서의 시간제 여부를 구분하는 변수를 이용하여 시간제와 전일제 근로를 분류하였다.

두 해의 자료를 비교할 때 특징적인 것은 소득의 화폐단위이다. 유로가 통용되기 이전에 네덜란드의 화폐단위는 길더(Guilder)였으나 2002년까지 유로와 통용된 이후 더 이상 사용되지 않게 되었다. 1999년의 자료에는 소득의 화폐단위가 길더이다. 이러한 화폐 단위의 불일치에서 오는 혼란을 막기 위해서 이하의 분석에서는 1999년 소득을 유로 단위로 환산하였다. 환율은 유로와 길더의 환산비율로 네덜란드 중앙은행이 공시한 '1유로=2.20371길더'의 비율을 적용하였다.

2. 분석 방법

시간제 근로의 변화가 불평등에 미친 영향을 보기 위해 집단간 대수편차평균(mean log deviation)의 분해방법을 사용하기로 한다. 불평등지표로서의 MLD는 전체 집단을 구성하는 하부 집단(sub-group)이 불평등에 어느 정도 기여하고 있는지 설명할 수 있다는 장점이 있다. 즉 전체 불평등을 집단별 기여도로 분해(decomposition)할 수 있다는 장점이 있다. 이를 취업자의 소득불평등에 적용하면 전체 취업자의 소득불평등에 전일제 취업자와 시간제 취업자가 기여한 정도를 각각 파악할 수 있

다. 또한 두 시점 사이의 불평등 변화에 대해서도 각 집단이 기여한 정도를 파악할 수 있다. 대수편차평균 분해방법에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다.

대수편차평균(MLD)은 다음과 같이 정의된다.

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_i \ln \frac{\bar{Y}}{Y_i} \text{-----}(4-1)$$

이때 \bar{Y} 는 전체 집단의 평균 소득, Y_i 는 가구(또는 개인) i 의 소득, 그리고 n 은 가구(또는 개인)의 수이다. 식(4-1)을 이용하여 특정 시점의 불평등(MLD)을 집단 내 불평등도와 집단 간 불평등도로 분해할 수 있는데, 이를 특정 시점에서의 불평등에 대한 요인분해, 즉 정태적 요인분해라고 할 수 있다. 만일 시간제 여부에 따른 개인의 임금소득의 불평등을 분해하는 것이라면 집단 내 불평등은 전일제 내부, 시간제 내부의 임금소득 불평등을 의미하며, 집단 간 불평등은 전일제와 시간제 간의 임금소득 격차를 의미한다. 이와 같이 분해되는 것은 특정 시점 t 의 불평등(MLD)은 다음과 같이 표현될 수 있다는 사실로부터 비롯된다.

$$MLD^t = \sum_g w_g^t \cdot MLD_g^t + \sum_g w_g^t \cdot \ln \frac{\bar{Y}}{Y_g} \text{-----}(4-2)$$

여기서 w_g 는 집단 g (전일제 또는 시간제)가 전체에서 차지하는 비중이고, MLD_g 는 각 집단 내부의 불평등도를 나타낸다. 우변의 첫째 항은 집단별 불평등도를 그 집단의 구성비를 가중치로 곱하여 합계한 값으로, 집단 내 불평등도(within-group component)를 의미한다. 둘째 항

은 전체 평균소득과 비교한 각 집단별 평균소득의 대수편차에 각 집단의 구성비를 가중치를 곱하여 합계한 값으로써, 이는 집단 간 불평등도 (between-group component)를 나타내는 셈이다.

한편 두 시점간의 불평등 변화에 대해서도 그 구성부분을 다음과 같이 분해해 볼 수 있는데, 이를 불평등에 대한 동태적 분해(dynamic decomposition)라고 볼 수 있다. 두 시점(0기와 t기) 사이의 소득불평등도의 변화는 다음과 같은 식(4-3)으로 표현된다.

$$\begin{aligned}
 \Delta MLD &= MLD^t - MLD^0 \\
 &= \sum_g \overline{w}_g \cdot \Delta MLD_g + \sum_g \overline{w}_g \cdot \Delta \ln \left[\frac{\overline{Y}_0}{\overline{Y}_g} \right] + \sum_g \overline{MLD}_g \Delta w_g \\
 &\quad + \sum_g \left[\ln \frac{\overline{Y}}{\overline{Y}_g} \right] \Delta w_g + \sum_g \overline{w}_g \Delta \left[\ln \frac{\overline{Y}}{\overline{Y}_0} \right]
 \end{aligned}
 \tag{4-3}$$

위의 식 (4-3)에서 첫 번째 항은 집단별 구성 비중이 불변인 상태에서 집단 내 불평등도의 변화가 전체 불평등 변화에 미친 영향을 의미한다. 두 번째 항은 집단별 비중이 변하지 않은 상태에서 집단 간 불평등의 변화가 전체 불평등에 미친 효과를 나타낸다. 그리고 나머지 항들은 집단 내 불평등과 집단 간 불평등이 변하지 않은 상태에서 집단별 비중이 변한 데 따른 효과를 표현한다. 이와 같이 불평등의 동태적 변화는 집단 내 불평등의 변화효과, 집단 간 불평등의 변화 효과, 그리고 집단의 구성비 변화 효과로 분해할 수 있는 것이다.

시간제의 분포 변화에 따른 소득불평등의 변화는 개인과 가구단위로 파악할 수 있다. 개인단위의 소득불평등에서는 전일제 취업자와 시간제

취업자가 집단 구분의 기준이 될 것이고, 이들 집단 간의 비중이나 소득 변화가 전체 개인들의 소득불평등 변화에 어떤 영향을 끼쳤는지가 주된 분석 내용일 될 것이다.

한편 가구는 다양한 형태의 취업자 및 비취업자로 구성될 수 있다. 시간제가 가구단위로 파악한 소득불평등과 빈곤에 미친 영향을 살펴보기 위해서는 전체 가구를 구분할 때 시간제를 어떻게 집단 구분의 기준으로 활용하는가가 중요하다. 이하에서는 전체 가구를 세 종류의 집단으로 구분할 것인데, 첫째는 가구원 중 취업자가 전혀 없고 전원 미취업상태인 가구(미취업 가구), 가구 구성원 중 시간제 근로가 한명이라도 존재하는 시간제 존재 가구, 그리고 가구원 모두가 전일제로 취업하고 있는 모두 전일제 가구 등 세 개 집단으로 구분할 것이다. 이와 같은 개인 및 가구 단위의 집단구분 하에서 시간제가 소득불평등에 미친 영향을 살펴볼 것이다.

제3절 시간제 일자리 분포의 변화

1. 시간제 일자리 취업자의 분포 변화

네덜란드의 시간제 취업자 비중은 1999년부터 2010년 사이에 크게 증가하였다. 아래의 <표 4-1>은 두 해의 전일제 및 시간제 취업자 비중과 각각의 구성을 비교하고 있다. 먼저 1999년의 경우 전체 취업자 가운데 시간제의 비중은 33.8%였으나 2010년에는 42.1%로 늘어났다.

시간제 근로자의 비중 변화와 동시에 시간제 취업자 내부의 구성도 바뀌었다. 예를 들어 성별 구성을 보면 전일제와 달리 시간제 취업자에서는 여성의 비중이 압도적인 것은 변함이 없으나 2010년의 경우 시간제에서 남성이 차지하는 비중이 1999년에 비해 약 8.4%p 증가하였다. 시간제에서 가구주가 차지하는 비중은 11년 사이에 21.1%에서 42.3%로 두 배로 증가하였다. 학력 구성 면에서 볼 때에도 시간제 내에서 저학력의 비중은 줄고 고학력의 비중이 늘어났다.

주된 일자리에서의 종사상 지위 구성을 보면 1999년에는 시간제의 94%가 근로자였으나 2010년에는 그 비중이 다소 줄어들어 89.5%로 나타났다. 그런데 이러한 근로자 비중의 감소는 전일제에 비해 그 정도가 덜하다고 할 수 있다. 한편 현재 주된 경제활동상태를 보면 2010년에는 전일제와 시간제의 구분이 모두 주로 취업상태에 있는 집단에서 관측되었다. 반면 1999년에는 부분취업이나 가사활동에서도 부분적으로 관측된다는 특징이 있다.

요약하자면, 시간제 취업자 내에서 남성, 가구주, 고학력자의 비중이 늘어난 반면 여성, 배우자, 저학력자에서의 비중은 감소하였다. 이상과 같은 특징은 네덜란드에서 시간제의 확대가 노동시장에서 상대적으로 취

약한 지위에 있는 집단을 중심으로 이루어진 것이 아니라는 사실을 확인시켜 준다.

〈표 4-1〉 네덜란드 전일제 및 시간제 근로자의 분포 변화

(단위: %)

구분		1999			2010		
		전일제	시간제	전체	전일제	시간제	전체
전체		66.2	33.8		58.0	42.1	
성별	남성	71.5	19.7	54.0	82.3	28.1	55.1
	여성	28.5	80.3	46.0	17.8	71.9	44.9
가구주와 관계	가구주	74.3	21.1	56.4	66.5	42.3	56.3
	배우자	9.8	54.1	24.8	24.0	49.7	34.8
	자녀	8.6	7.7	8.3	8.2	6.7	7.5
	기타	7.3	17.1	10.6	1.4	1.4	1.4
교육 수준	초등미만				0.5	0.3	0.4
	초등	3.1	6.3	4.2	2.9	2.8	2.8
	중졸 (lower secondary)	13.0	23.8	16.6	15.9	16.4	16.1
	고졸 (upper secondary)	49.9	47.3	49.0	37.8	42.2	39.6
	초급대 이상	34.0	22.6	30.2	43.0	38.4	41.1
현재 경제 활동 상태	주로 취업	97.7	42.5	79.2	100	100	100
	부분 취업	0.5	1.5	0.9	0	0	0
	은퇴	0.1	1.2	0.5	0	0	0
	학업	0.6	19.2	6.8	0	0	0
	가사	1.1	35.6	12.7	0	0	0
	장애질병	0.0	0.0	0.0	0	0	0
	실업				0	0	0
주일자리 종사상 지위	근로자	93.1	94.0	93.4	83.9	89.5	86.2
	고용주	2.2	0.5	1.6	4.7	1.12	3.19
	자영자	4.5	4.9	4.6	11.2	8.8	10.2
	무급가족종사자	0.3	0.6	0.4	0.3	0.58	0.41

주: 각 비중은 전일제 또는 시간제 내에서의 집단별 비중을 의미함.
 자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

2. 시간제 일자리 취업자의 소득 변화

시간제 취업자의 상대적 지위가 어떻게 변화하였는지는 아래의 <표 4-2>를 통해서도 확인된다. 시간제의 특성상 주당 노동시간이 짧고 따라서 총소득이 적은 것은 자명할 것이다. 그러나 상대적 비율로 파악한 두 집단 사이의 격차는 2010년에 이르러 대체로 축소된 양상을 보인다.

<표 4-2>에 따르면 전일제와 시간제의 주당 노동시간 비율은 2.5배에서 1.7배로 줄어들었다. 연간 근로주간의 비율은 1.1배로 두 시기 사이에 변함이 없다. 이는 시간제가 전일제에 비해 근로의 기회 면에서 큰 차이를 보이지 않으며 이러한 사정은 10년 사이에 크게 달라지지 않았음을 의미한다.

<표 4-2> 네덜란드 전일제 및 시간제 근로의 실태 변화

	1999			2010		
	전일제(A)	시간제(B)	A/B	전일제(A)	시간제(B)	A/B
연령(세)	38.3	37.2	1.0	40.8	42.2	1.0
주당노동시간(시간)	41.4	16.9	2.5	41.2	24.1	1.7
연간 근로주(주)	50.1	43.7	1.1	49.3	45.0	1.1
연간 전일제근무주(주)	n.a.	n.a.		42.9	9.3	4.6
연간 시간제근무주(주)	n.a.	n.a.		6.4	35.7	0.2
주 일자리 총시간당임금(€)	14.3	12.6	1.1	22.5	22.1	1.0
총소득(€)	28,913.5	11,056.9	2.6	45,043.4	25,735.3	1.8
총노동소득(€)	28,516.7	9,854.3	2.9	43,910.8	23,516.0	1.9
총임금소득(€)	26,894.1	9,209.1	2.9	39,231.9	21,582.5	1.8
총사업소득(€)	1,575.3	618.6	2.5	4,690.4	1,942.0	2.4

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

한편 전일제와 시간제 사이의 소득격차를 객관적으로 비교할 수 있는 것은 시간당 임금의 격차일 것이다. 주된 일자리에서 시간당 임금 격차는 1999년의 1.1배에서 2010년의 1.0배로 다소 줄어들었다. 뿐만 아니라 총 개인소득과 총 개인노동소득(=근로소득+사업소득)의 격차 역시 줄어들었다. 총 개인소득은 2.6배에서 1.8배로, 총노동소득은 2.9배에서 1.9배로 크게 감소한 것으로 나타났다.

이와 같이 소득격차 면에서도 전일제와 시간제 사이의 격차가 감소한 것으로 볼 때 시간제의 확대가 소득불평등을 증폭시키는 역할을 하지 않았을 것으로 추정할 수 있다. 이에 대한 정확한 판단을 위해서는 소득불평등 및 그 변화의 집단별 분해가 필요하다.

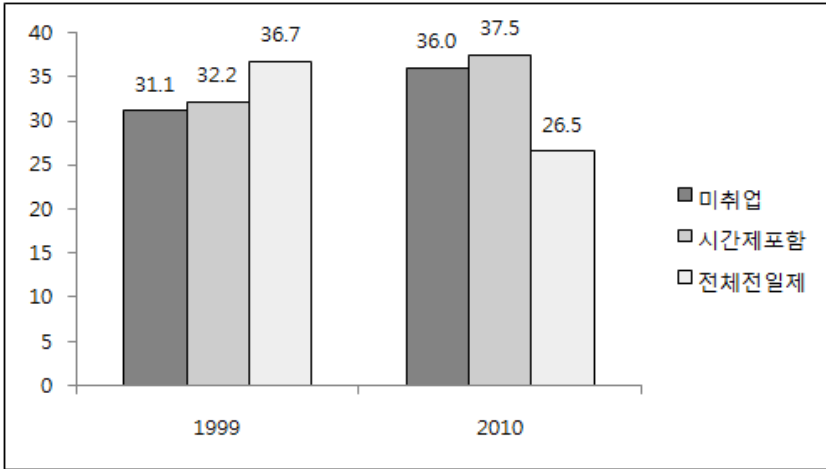
3. 시간제 일자리 취업 가구원 분포의 변화

개인 단위로 파악한 시간제 취업자의 비율이 증감함에 따라 가구 단위의 취업자 분포에도 변화가 나타났다. 즉 취업 가구원 가운데 시간제 일자리에 취업한 가구원의 비율이 변화하였다.

시간제 취업의 변화가 가구 단위의 노동공급에 미치는 효과는 여러 방식을 통해 확인할 수 있다. 우선 아래의 [그림 4-4]는 가구원 가운데 취업자가 있는지, 그리고 시간제 취업자가 있는지에 따라 가구를 세 종류로 구분했을 때 각각의 비중이 어떻게 변화했는지를 보여준다. 즉 가구원 가운데 시간제 취업자가 한명이라도 있으면 시간제 포함 가구, 취업자가 모두 전일제 취업자로 구성되어 있으면 전체 전일제 가구, 그리고 취업자가 전혀 없을 경우에는 미취업 가구로 구분하였다. 1999년과 2010년을 비교하여 보면 미취업 가구와 시간제 포함가구의 비중은 증가한 반면 전체 전일제 가구의 비중은 10%p 넘게 감소하였다. 특히 시간제 포함 가구의 비중은 1999년 32.2%에서 2010년 37.5%로 증가했다.

[그림 4-4] 시간제 근로자가 있는 가구 비율의 변화

(단위: %)

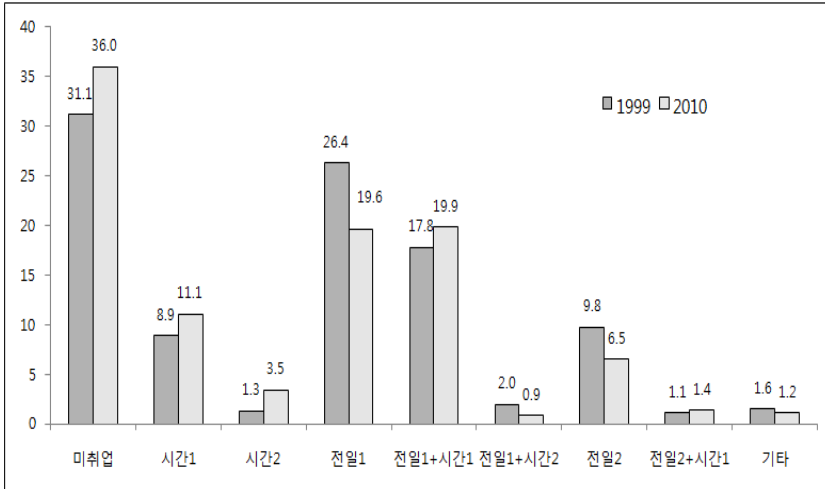


자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

다음 [그림 4-5]는 취업 가구원의 구분을 좀 더 세분화하여 비교한 그림이다. 이에 따르면 시간제 취업자 1명으로만 구성된 가구는 1999년 8.9%에서 2010년에는 11.1%로 증가하였고, 시간제 취업자 2명으로만 구성된 가구 역시 증가하였다. 반면 전일제 취업자 1명으로만 구성된 가구는 26.4%에서 19.6%로 감소하였고, 전일제 취업자 2명으로만 구성된 가구 역시 9.8%에서 6.5%로 감소하였다. 전일제 취업자 1명과 시간제 취업자 1명으로 구성된 가구는 17.8%에서 19.9%로 증가하였다. 이와 같이 시간제 취업자가 포함된 가구유형은 대부분 그 비중이 증가한 반면 전일제 취업자로만 구성된 가구는 비중이 감소하였음을 알 수 있다.

[그림 4-5] 가구별 취업자 구성(전일, 시간제)의 변화

(단위: %)



자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

아래의 <표 4-3>은 가구 취업자의 구성을 다양한 방식으로 비교한 결과를 종합하여 보여준다. 이 표에 따르면 1999년에 비해 2010년에 가구당 평균 가구원수는 다소 감소한 반면 시간제 취업자의 수는 0.37명에서 0.43명으로 증가하였다. 이는 전일제 취업자 수의 감소와 대비된다. 이 표에서 가중합산한 취업가구원수는 전일제 취업자의 경우 1명으로, 시간제 취업자는 0.5명으로 취업인원을 환산했을 때의 숫자이다. 반대로 단순 합산한 취업자수는 전일제와 시간제 구분 없이 모든 취업자를 합한 숫자이다.

〈표 4-3〉 가구 취업상태 변화

(단위: 명, %)

구분	1999	2010
가구원수	2.35	2.22
노동소득이 있는 가구원수	1.11	1.23
시간제 취업자수	0.37	0.43
전일제 취업자수	0.71	0.59
취업가구원수(가중합산)	0.90	0.80
취업가구원수(단순합산)	1.08	1.02
노동소득 있는 가구원 비율	50.2	56.2
취업자비율(취업가구원 기준)	47.2	45.7
(가중합산)취업자/가구원수 비율	40.2	36.6
(가중합산)취업자/노동소득이 있는 가구원수 비율	83.6	65.0
(가중합산)취업자/취업자비율	84.4	79.7
시간제/노동소득 있는 가구원수 비율	29.8	32.8
시간제/취업가구원수 비율	31.1	40.6
시간제/(가중합산)취업가구원수 비율	25.9	34.8

주: 가중합산의 경우 전일제 취업자를 1, 시간제 취업자를 0.5로 간주하여 취업자 수를 합산함. 단순 합산은 전일제와 시간제를 구분없이 모든 취업자를 합산함.

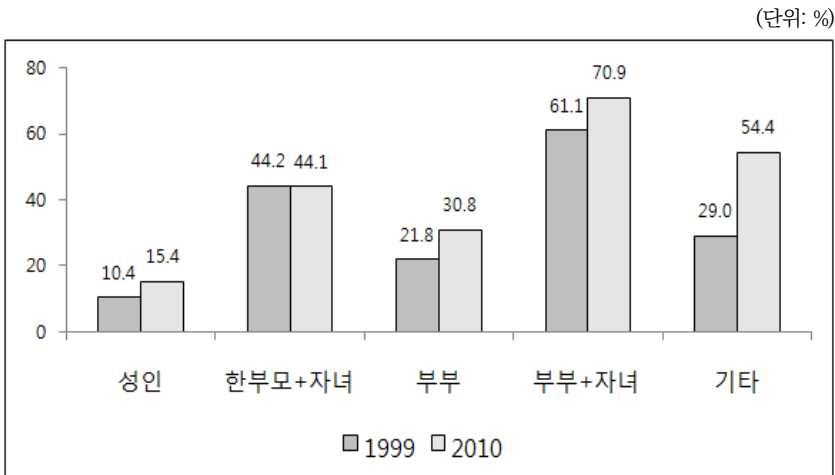
자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

전체 가구원 중 전일제 또는 시간제 취업이라고 보고한 취업자의 비율은 1999년 47.2%에서 2010년에는 45.7%로 약 1.5%p 감소하였다. 그런데 가구원수 대비 가중 합산한 취업자의 비율은 그보다 더 큰 폭인 3.6%p 감소하였다. 취업자 비율이 감소하는 가운데 특히 시간제 취업자의 비중이 상대적으로 늘어난 데 따른 것이다. 취업 가구원수 대비 시간제 취업자의 비율은 31.1%에서 40.6%로 늘어났다.

[그림 4-6]은 어떤 유형의 가구에서 시간제가 증가했는지를 보여준다. 가구 유형을 성인 1명, 성인1명 + 자녀(한부모자녀), 성인 2명 커플, 성인

커플과 자녀로, 그 밖의 가구 등의 유형으로 구분했을 때 시간제 취업자가 있는 가구의 비율은 한부모자녀가구를 제외하고는 대부분의 유형에서 증가했다. 시간제 가구의 비중이 가장 높은 유형은 성인 커플과 자녀로 구성된 가구인데, 1999년에는 시간제가 있는 가구의 비중이 61.1%였던 것이 2010년에는 70.9%로 증가하였다. 한부모 자녀의 경우에는 시간제 취업자의 비중이 약 44%였다. 자녀가 있는 가구에서 시간제 취업이 있는 가구의 비중이 이미 높았던 만큼 시간제 비중의 증가는 주로 자녀가 없는 가구를 중심으로 이루어진 것이 특징적이다.

[그림 4-6] 가구구성별 시간제가 있는 가구 비율의 변화



자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

4. 시간제 취업 가구원이 있는 가구의 상대소득 변화

가구원 가운데 시간제 일자리를 갖고 있는 가구원의 비중이 늘어나면서 가구소득에도 변화가 발생한다. 아래의 <표 4-4>와 <표 4-5>는 시간

제 취업자를 갖고 있는 가구를 비롯하여 미취업 및 모두 전일제 취업 가구의 상대적 소득이 어떻게 변화했는지를 보여준다. 1999년과 2010년 각 해의 평균소득과 대비하여 각 가구유형별 평균소득이 어떻게 변했는지를 보여주는 것이다.

시간제 취업자를 포함한 가구의 총소득은 1999년 전체 평균 대비 102.8%의 수준이었다가 2010년에는 113.8%로 증가했다. 이는 모두 전일제로 구성된 가구의 상대소득이 120.2%에서 119.8%로 다소 감소한 것과 대비되는 현상이다. 총소득이 아닌 노동소득(임금소득과 사업소득의 합)을 비교할 때 이러한 대비는 더 분명히 나타난다. 시간제를 포함한 가구의 상대소득은 전체 가구의 평균 노동소득 대비 127.5%에서 145.5%로 증가했으나 모두 전일제로 구성된 가구의 상대소득은 160.6%에서 158.3%로 다소 감소한 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉 시간제 유무별 가구 상대소득 비교(전체 평균소득 대비)

(단위: %)

	총소득		노동소득	
	1999년	2010년	1999년	2010년
미취업	74.7	71.0	5.3	9.5
시간제포함	102.8	113.8	127.5	145.5
모두 전일제	120.2	119.8	160.6	158.3

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999) , EU-SILC(2010) 원자료

시간제와 전일제 취업자 구성을 더욱 세분하여 보더라도 시간제가 포함된 가구의 상대소득 증가는 눈에 띈다. 예컨대 〈표 4-5〉에서 시간제 취업자 2명으로 구성된 가구의 상대소득은 총소득의 경우 92.1%에서 118.0%로, 노동소득은 103.3%에서 152.1%로 증가하였다. 시간제가 한 명이라도 포함된 모든 유형의 가구에서 상대소득이 증가하였다. 반면 전

일제 취업자로만 구성된 가구의 경우 전일제 1명인 가구에서는 상대소득은 감소하였고 전일제 2명으로 구성된 가구의 상대소득 지위는 증가하였다.

〈표 4-5〉 전일제/시간제 구성별 가구 상대소득 비교(전체 평균소득 대비)

(단위: %)

	총소득		노동소득	
	1999년	2010년	1999년	2010년
미취업	74.7	71.0	5.3	9.5
시간1	75.2	85.1	56.1	81.5
시간2	92.1	118.0	103.3	152.1
전일1	108.5	107.6	141.7	138.7
전일1+시간1	111.0	125.0	149.6	172.4
전일1+시간2	107.5	132.7	144.5	180.0
전일2	146.6	155.2	203.1	216.1
전일2+시간1	132.2	142.7	178.4	201.6

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

시간제 가구원이 포함된 가구의 소득지위가 상승했다는 사실은 이들 가구의 소득분위 분포 변화를 통해서도 알 수 있다. 아래의 〈표 4-6〉은 총소득을 기준으로 구분한 소득 10개 분위에 걸쳐 각 유형의 가구가 어떻게 분포되어 있는지를 보여준다. 1999년에 비해 2010년에는 모든 유형의 가구에서 1분위의 비중이 줄어들었다. 그러나 시간제 가구의 경우 2분위의 비중도 줄어들었으나 전일제 가구의 경우 2분위의 비중이 늘어났다. 전일제는 1, 3분위를 제외한 대부분 분위의 비중이 늘어났으나 시간제 가구는 주로 6분위 이상의 중상위 분위의 비중이 집중적으로 증가하였다.

〈표 4-6〉 시간제 유무에 따른 가구유형별 소득분위 분포

(단위: %)

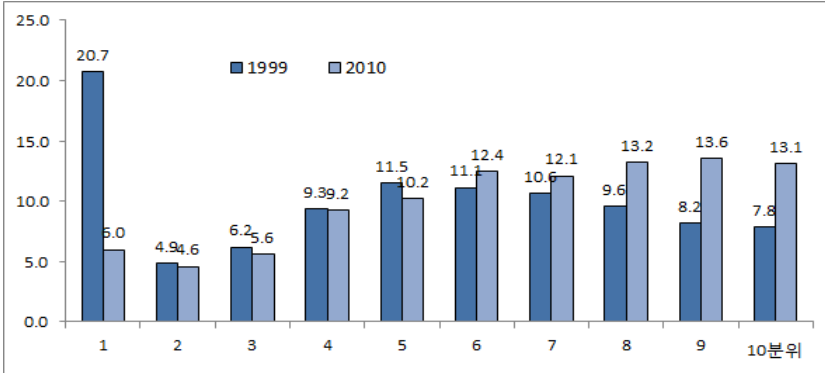
	분위 구분											계
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1999	미취업	25.7	20.1	15.2	8.9	7.7	5.4	4.7	4.4	4.4	3.5	100.0
	시간제 포함	20.7	4.9	6.2	9.3	11.5	11.1	10.6	9.6	8.2	7.8	100.0
	모두 전일제	18.6	2.5	5.4	8.0	7.2	9.4	10.5	11.7	12.9	13.9	100.0
2010	미취업	17.8	20.1	18.2	11.7	9.6	6.3	5.2	4.6	3.4	3.2	100.0
	시간제 포함	6.0	4.6	5.6	9.2	10.2	12.4	12.1	13.2	13.6	13.1	100.0
	모두 전일제	5.1	4.0	5.1	8.9	10.3	11.6	13.6	12.9	13.8	14.9	100.0

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

아래의 [그림 4-7]과 [그림 4-8]은 이와 같은 분위별 분포의 변화를 시간제 가구만을 대상으로 보여준다. [그림 4-7]에서 볼 수 있듯이 시간제 가구 중 1분위에 해당되는 가구의 비중이 약 1/4로 줄었고, 나머지 2~5분위에 해당되는 시간제 가구의 비중도 조금씩 줄었다. 반대로 6~10분위에 해당하는 시간제 가구의 비중은 늘었으며, 특히 최상위 10분위에 속하는 시간제 가구의 비중은 7.8%에서 13.1%로 크게 늘어났다. [그림 4-8]은 각 소득분위 안에서 시간제 가구가 차지하는 비중이 어떻게 변했는지를 보여준다. 대체로 5분위 이하에서는 시간제 가구의 비중이 줄어들었고 6분위 이상에서 시간제 가구의 비중이 증가하였다는 사실을 확인할 수 있다. 특히 8분위 이상 고소득 분위에서 시간제의 비중이 10%p 이상 늘어난 점이 눈에 띈다.

[그림 4-7] 시간제 취업자가 있는 가구의 소득분위별 분포 변화

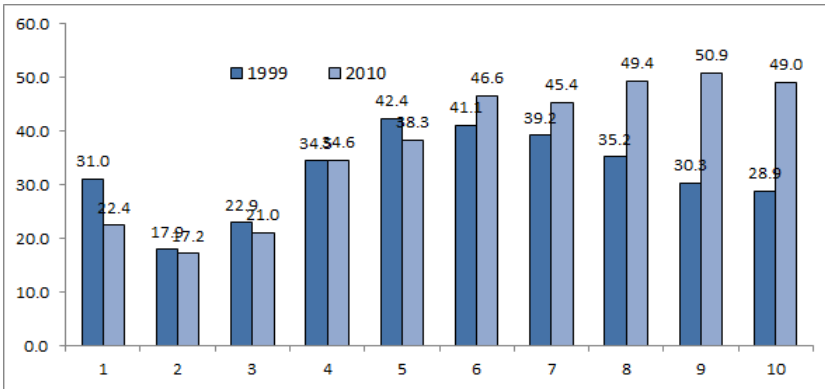
(단위: %)



자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

[그림 4-8] 소득분위별 시간제 취업자가 있는 가구의 비중 변화

(단위: %)



자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

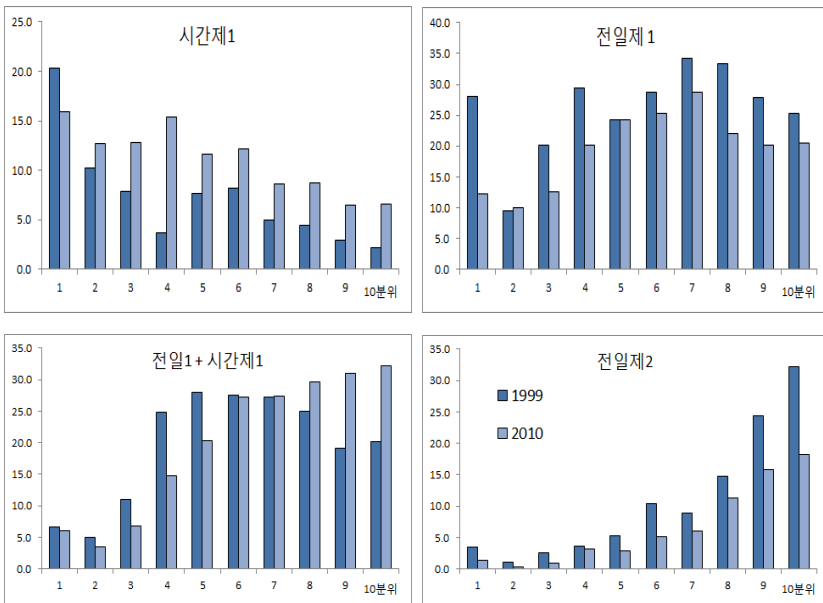
아래의 [그림 4-9]는 가구별 시간제 및 전일제 취업자의 구성을 좀 더 세분화하여 각 소득분위 안에서 각 유형별 가구의 비중이 어떻게 달라졌는지를 보여준다. 왼쪽 위의 가구 유형은 가구원 가운데 시간제 취업자 1명만 있는 경우인데, 최하위 1분위에서만 이러한 유형의 가구가 차지하

는 비중이 줄었고 다른 모든 분위에서는 이 유형의 가구 비중이 늘어났다. 다음 우측 위의 그래프는 가구원 중 전일제 취업자 1명만 있는 경우이다. 전일제 1명인 가구의 비중은 2분위를 제외하고는 거의 모든 분위에서 줄어들었다. 전일제 취업자 2명으로 구성된 가구의 경우는(오른쪽 아래 그래프) 모든 분위에서 그 비중이 감소한 것을 알 수 있다. 전일제 1명과 시간제 1명으로 구성된 가구의 경우 6분위까지는 그 비중이 줄어들었고, 7분위부터는 비중이 높아졌다.

시간제 취업자가 포함된 가구의 상위 분위 내 비중이 증가한 것은 앞서의 [그림 4-8]에서 이미 확인한 바 있으나, 가구 유형을 좀 더 세분화하여 보았을 때에 그러한 경향이 더욱 분명하게 드러난다.

[그림 4-9] 가구 취업자 구성별 소득분위 내 비중 변화

(단위: %)



자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

이와 같이 네덜란드에서는 시간제 취업자의 비중이 증가하면서 전일제와 시간제 가구의 상대적 소득격차는 줄어든 것을 알 수 있다. 이 점이 네덜란드의 시간제 확산이 갖는 특징적인 측면이라고 할 수 있다. 그러나 시간제가 포함된 가구의 상대적 소득지위가 상승되었다는 것만으로 시간제가 가구소득 불평등에 미친 영향이 긍정적일 것이라고 단언할 수는 없다. 시간제가 포함된 가구의 소득이 여전히 전일제 가구의 소득수준에 미치지 못하는 만큼 시간제 취업자의 양적 비중 증가가 가구소득 불평등에 어떤 영향을 미쳤을지는 좀 더 세밀한 검토를 통해 확인할 수 있을 것이다. 이에 대해서는 다음 절에서 다루도록 한다.

제4절 시간제 근로의 확대가 개인소득 불평등에 미친 영향

1. 개인 총소득의 불평등

앞의 <표 4-1>에 따르면 2010년의 경우 전일제와 시간제의 구분은 주 취업자에게서만 배타적으로 이루어진다. 1999년 자료에서는 부분취업이나 비경제활동상태인 집단에서도 시간제와 전일제 구분이 관측되지만 그 비중은 매우 작다. 따라서 소득불평등에 대한 전일제 및 시간제의 기여도를 분석하기 위해서는 분석 대상을 주로 취업하고 있는 집단으로 한정하기로 한다.

<표 4-7>은 1999년과 2010년의 개인별 총소득 불평등에 대해 전일제와 시간제 취업자 각 집단이 어떻게 기여했는지를 보여준다. 먼저 1999년의 불평등에 대해서 보면 집단내 불평등이 역시 절대적으로 큰 부분을 설명한다. 1999년에는 전체 불평등의 64.4%를, 그리고 2010년에는 92.0%를 시간제 취업자가 설명한다. 전일제와 시간제 취업자 사이의 집단 간 불평등이 전체 불평등에 기여한 비율도 1999년의 8.0%에서 2010년의 10.1%로 증가하였다.

시간제 취업자의 불평등에 대한 기여도가 이와 같이 전일제 취업자에 비해 훨씬 크게 나타나는 것은 당연한 현상이라고 할 것이다. 시간당 임금과는 달리 총소득에는 취업 시간의 격차가 반영되어 있기 때문이다. 집단간 평균소득의 격차는 2010년에 오히려 감소되었고 시간제 내부의 불평등도 감소하였으나 시간제의 비중이 큰 폭으로 증가하면서 전체 불평등 변화에서 시간제가 차지하는 비중이 크게 늘어난 것이다.

132 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 4-7〉 전일제와 시간제 취업자의 총 개인소득 불평등 분해

1999년							
	소득(유로)	비중 (%)	MLD	집단내 불평등	집단간 불평등	절대적 기여	상대적 기여(%)
전일제	29110.4	82.0	0.2312	0.1897	-0.0728	0.1169	35.6
시간제	15352.3	18.0	0.6261	0.1125	0.0990	0.2115	64.4
전체	26638.9	100.0	0.3287	0.3022 (91.9%)	0.0262 (8.0%)	0.3284	
2010년							
전일제	45043.4	57.9	0.2482	0.1438	-0.1152	0.0286	7.9
시간제	25735.3	42.1	0.4341	0.1826	0.1518	0.3344	92.0
전체	36923.5	100.0	0.3635	0.3264 (89.8%)	0.0366 (10.1%)	0.3630	

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

다음의 〈표 4-8〉을 보면 이러한 사실이 쉽게 드러난다. 1999년과 2010년 사이에 개인 총소득의 불평등은 0.0346 증가하였다. 이러한 불평등 심화를 설명하는 데 있어서 집단 내 불평등의 기여율과 집단 간 불평등의 기여율은 각각 -132.4%, -44.6%를 보이고 있다. 즉 집단내 불평등과 집단간 불평등의 변화는 이 기간 동안의 개인 총소득 불평등을 오히려 줄이는 방향으로 작용했던 것이다. 반면 구성비 변화의 효과가 277%로 나타났다. 이 기간 동안에 시간제 비중이 증가했다는 사실이 불평등을 확대시키는 요인으로 작용했던 것이다.

〈표 4-8〉 1999~2010년간 총 개인소득 불평등 변화의 요인 분해

	집단내불평등 변화	집단간불평등 변화	구성비 변화	절대적 기여도	상대적기여율 (%)
전일제	0.0119	0.0060	-0.1061	-0.0883	-255.3
시간제	-0.0576	-0.0214	0.2019	0.1228	355.3
전체	-0.0458	-0.0154	0.0958	0.0346	
기여율(%)	-132.4	-44.6	277.0		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

2. 개인 노동소득의 불평등

다음으로 <표 4-9>과 <표 4-10>은 개인의 노동소득(근로자의 임금소득 + 자영업자의 사업소득)에 대해 마찬가지로의 불평등 분해를 시도한 것이다. 개인별 노동소득의 불평등 역시 이 기간 동안에 0.3717에서 0.5043으로 크게 심화되었다. 1999년에 비해 2010년에는 집단간 불평등의 기여율이 다소 증가하였고, 시간제의 기여율은 61.4%에서 88.0%로 크게 증가하였다. 이 역시 평균소득의 격차는 줄어들었는데도 불구하고 시간제의 비중이 증가한 탓일 것으로 추정된다.

<표 4-9>에서 확인할 수 있듯이 이 기간 동안의 노동소득 불평등 변화에도 시간제와 전일제의 구성비 변화가 압도적인 설명력을 갖는다. 집단내 불평등 변화가 전체 불평등 심화의 24.3%를 설명하고 집단간 불평등 변화는 오히려 불평등을 12.9% 줄였던 것으로 나타났으나, 시간제와 전일제 구성비의 변화는 불평등 심화의 대부분인 88.6%를 설명하는 것으로 나타났다.

<표 4-9> 전일제와 시간제 취업자의 총 개인노동소득 불평등 분해

1999년							
	소득	비중 (%)	MLD	집단내 불평등	집단간 불평등	절대적 기여	상대적 기여(%)
전일제	28746.6	82.0	0.2704	0.2218	-0.0786	0.1432	38.5
시간제	14134.8	18.0	0.6566	0.1180	0.1103	0.2283	61.4
전체	26119.4	100.0	0.3717	0.3398 (91.7%)	0.0317 (8.2%)		
2010년							
전일제	43910.8	57.9	0.3198	0.1853	-0.1259	0.0594	11.8
시간제	23516.0	42.1	0.6480	0.2725	0.1712	0.4438	88.0
전체	35333.8	100.0	0.5043	0.4578 (90.8%)	0.0453 (9.0%)		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

〈표 4-10〉 1999~2010년간 총 개인노동소득 불평등 변화의 요인 분해

	집단내불평등 변화	집단간불평등 변화	구성비 변화	절대적 기여도	상대적기여율 (%)
전일제	0.0346	0.0060	-0.1245	-0.0839	-63.7
시간제	-0.0026	-0.0230	0.2411	0.2154	163.7
전체	0.0320	-0.0170	0.1166	0.1316	
기여율(%)	24.3	-12.9	88.6		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

3. 시간당 임금 불평등

〈표 4-11〉와 〈표 4-12〉는 전체 취업자를 전일제 취업자와 시간제 취업자로 구분하였을 때 주된 일자리에서 시간당 임금의 불평등에 대해 각 집단이 어느 정도 기여했는지를 보여준다. 이 표에서 시간제취업자의 비중은 1999년에는 17.6%에서 2010년에는 28.3%로 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 시간제의 비중이 〈표 4-1〉과 다르게 나타나는 이유는 경제 활동 상태가 ‘주로 취업’이 아닌 다른 집단을 분석에서 제외했기 때문이다.

1999년의 불평등에 비해 2010년의 시간당 임금을 불평등은 더욱 심화되었다. 대수편차평균이 1999년에는 0.1194에서 2010년에는 0.1480로 확대된 것이다. 각 집단의 불평등을 비교하여 보더라도 전일제와 시간제 취업자의 MLD 모두 증가하였다. 그리고 각 시기의 불평등의 대부분은 집단간 불평등보다는 집단 내 불평등에 의해 설명된다. 1999년은 전체 불평등의 99.6%를, 그리고 2010년에는 거의 대부분의 불평등을 집단 내 불평등이 설명하고 집단간 불평등이 설명하는 바는 극히 미미하다. 집단내 혹은 집단간 불평등의 구분을 고려하지 않고 각 집단의 기여만을 보았을 때 1999년에는 시간제 취업자가 전체 불평등의 31.2%를 설명하였으나 2010년에는 40.6%를 설명하는 것으로 나타났다.

〈표 4-11〉 전일제와 시간제 취업자의 시간당 임금 불평등 분해

1999년							
	소득	비중 (%)	MLD	집단내 불평등	집단간 불평등	절대적 기여	상대적 기여(%)
전일제	14.4	82.4	0.1126	0.0928	-0.0106	0.0822	68.8
시간제	13.4	17.6	0.1493	0.0262	0.0110	0.0372	31.2
전체	14.3	100.0	0.1194	0.1190 (99.7%)	0.0004 (0.3%)		
2010년							
전일제	22.4	71.7	0.1248	0.0895	-0.0016	0.0879	59.4
시간제	22.2	28.3	0.2069	0.0585	0.0016	0.0602	40.6
전체	22.4	100.0	0.1480	0.1480 (100.0%)	0.0000 (0.0%)		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

표 <4-11>을 앞의 <표 4-7> 및 <표 4-9>과 비교해보면 시간제 취업자의 불평등 기여도가 훨씬 작아지는 점을 확인할 수 있다. 예를 들어 2010년 개인 총소득 불평등에서는 시간제 취업자가 전체 불평등의 92%를 설명했고, 개인노동소득에서는 전체 불평등의 88%를 설명했으나, 시간당 임금의 불평등에서는 그 기여율이 40.6%로 크게 낮아진다. 시간당 임금률의 불평등에서는 오히려 전일제 취업자가 기여하는 바가 더 크다. 이와 같이 네덜란드 시간제 취업의 특징은 적어도 단위 시간당 임금수준으로 보았을 때 시간제와의 격차가 매우 작다는 것이다. 따라서 시간제가 불평등의 확대에 미치는 영향을 언급할 때에는 시간제의 비중 확대, 집단간(전일제 및 시간제)의 근로시간 격차 변화, 집단간 소득격차 변화를 종합적으로 살펴볼 필요가 있다.

<표 4-11>이 1999년과 2010년 각 시점의 불평등에 대한 분해 결과를 보여준다면 <표 4-12>는 두 시점간 불평등의 변화에 대해 집단별 기여도를 보여준다. 이 두 시점 간 MLD는 0.0226 증가하였다. 이 변화에 대해

시간제 취업자가 80.2%를 설명하고 전일제 취업자는 19.8%를 설명한다. 각 요인별 기여율을 살펴보면 전체 변화에 대해 집단 내 불평등의 변화는 약 79%를 설명하는 반면 집단간 불평등의 변화는 약 -14%를 설명한다. 즉 집단간 불평등의 변화는 전체 불평등을 완화하는 방향으로 작용했던 것이다. 반대로 구성비의 변화, 즉 시간제의 비중 증가는 불평등 증가에 대해 약 34.9%를 설명하고 있다. 즉 불평등 심화에 대해 집단내 불평등 변화가 가장 큰 영향을 미쳤고, 다음으로 구성비 변화가 큰 영향을 미친 것으로 나타났다.

〈표 4-12〉 1999~2010년간 시간당 임금 불평등 변화의 요인 분해

	집단내불평등 변화	집단간불평등 변화	구성비 변화	절대적 기여도	상대적기여율 (%)
전일제	0.0094	0.0088	-0.0126	0.0057	19.8
시간제	0.0132	-0.0128	0.0225	0.0229	80.2
전체	0.0226	-0.0040	0.0100	0.0286	
기여율(%)	79.1	-14.0	34.9		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

개인의 총소득이나 노동소득에 비해 시간당 임금의 불평등이 줄어들고 불평등이나 불평등 변화에 대한 시간제 취업자의 기여율이 작게 나타난다는 사실은 네덜란드 시간제 근로가 갖고 있는 특수성을 보여준다. 즉 시간제 근로는 단위 시간당 임금에 있어서 전일제와 큰 격차가 없고, 따라서 집단 간 격차가 불평등을 심화시키지는 않는다는 점이다. 다만 시간제의 비중이 약 2.4배로 크게 증가함에 따라 발생하는 불평등 심화효과가 존재한다.

4. 가구 총소득의 불평등

가구원 중 시간제 취업자의 비중이 변화하면 가구소득의 분포에도 변화가 발생하기 마련이다. 이하에서는 시간제가 포함된 가구의 비중과 소득분포가 변화함에 따라 전체 가구 소득의 불평등에 어떤 영향이 발생하였는지 살펴보았다. 불평등에 시간제 포함 가구의 기여에 대해서는 시간제 취업자가 개인간 소득불평등에 미친 영향을 분석할 때와 마찬가지로 MLD 분해 방법을 사용하였다.

먼저 앞의 <표 4-13>은 전체 가구를 세 집단, 즉 미취업 가구와 시간제 취업자가 포함된 가구, 그리고 취업자는 모두 전일제인 가구로 구분한 뒤, 각 집단이 가구소득 불평등에 어느 정도 영향을 미쳤는지를 보여준다.

먼저 집단별로 비교하여 보면 가구소득 불평등에 가장 큰 영향을 미치는 가구는 미취업가구이다. 시간제 취업자가 포함된 가구는 1999년에는 불평등의 20.3%를 설명하다가 2010년에는 1.7%로 그 기여율이 크게 낮아졌다. 한편 집단내 불평등과 집단간 불평등의 상대적 기여율을 비교하면 2010년에도 집단내 불평등이 전체 불평등을 설명하는 데 압도적인 기여를 하고 있지만, 집단간 불평등의 상대적 기여율이 크게 증가하였음을 알 수 있다.

〈표 4-13〉 시간제 유무별 가구 총소득 불평등 분해

1999년							
	소득	비중 (%)	MLD	집단내 불평등	집단간 불평등	절대적 기여	상대적 기여(%)
미취업	17680.6	31.1	0.1825	0.0568	0.0908	0.1477	85.9
시간제 포함	24334.6	32.2	0.1364	0.0439	-0.0089	0.0350	20.3
모두 전일제	28444.5	36.7	0.1405	0.0515	-0.0674	-0.0159	-9.2
전체	23667.5	100.0	0.1719	0.1523 (88.6%)	0.0144 (8.4%)		
2010년							
미취업	25591.0	36.0	0.1565	0.0563	0.1232	0.1795	102.1
시간제 포함	41020.1	37.5	0.1372	0.0514	-0.0485	0.0029	1.7
모두 전일제	43186.7	26.5	0.1549	0.0411	-0.0480	-0.0069	-3.9
전체	36043.9	100.0	0.1758	0.1488 (84.7%)	0.0268 (15.2%)	0.1758	

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

아래의 〈표 4-14〉는 위의 〈표 4-13〉의 변화에 대해 동태적 분해를 수행한 결과이다. 먼저 전체 불평등의 변화에 대해 집단별 기여율을 비교하면 시간제를 포함한 가구가 유일하게 불평등을 감소시키는 방향으로 작용했고 나머지 집단들은 불평등을 확대시키는 데 기여한 것을 알 수 있다. 요인별로는 집단간 불평등의 변화와 구성비의 변화가 불평등을 확대시키는 방향으로, 그리고 집단내 불평등의 변화는 불평등을 축소(-86.8%)시키는 방향으로 기여하였다.

〈표 4-14〉 1999~2010년간 가구 총소득 불평등 변화의 요인 분해

	집단내불평등 변화	집단간불평등 변화	구성비 변화	절대적 기여도	상대적기여율 (%)
미취업	-0.0087	0.0245	0.0147	0.0304	669.5
시간제포함	0.0003	-0.0277	-0.0061	-0.0335	-737.9
모두전일제	0.0045	0.0080	-0.0048	0.0077	168.4
전체	-0.0039	0.0048	0.0037	0.0045	
	-86.8	105.6	81.3		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

5. 가구 노동소득의 불평등

마지막으로 미취업 가구를 제외한 취업자 가구에 대해 시간제 포함가구가 가구 노동소득 불평등에 미친 영향에 대해 살펴볼 것이다. 〈표 4-15〉와 〈표 4-16〉은 취업자가 있는 가구에 대한 노동소득 분해 결과이다. 먼저 〈표 4-15〉에서 확인할 수 있듯이 각 년도의 노동소득 불평등에 대해 전일제만으로 구성된 가구보다는 시간제 취업자가 있는 가구의 기여율이 세 배 이상 높게 나타난다. 그리고 2010년의 경우 시간제 취업자가 있는 가구의 상대적 기여율은 26.5%로, 1999년에 비해 기여율이 증가하였음을 알 수 있다.

140 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 4-15〉 시간제 유무별 가구 노동소득 불평등 분해

1999년							
	소득	비중 (%)	MLD	집단내 불평등	집단간 불평등	절대적 기여	상대적 기여(%)
시간제 포함	20890.7	46.7	0.4405	0.2059	0.0604	0.2663	77.3
모두 전일제	26316.7	53.3	0.2473	0.1317	-0.0541	0.0776	22.5
전체	23775.4	100.0	0.3444	0.3376 (98.0%)	0.0064 (1.8%)	.	.
2010년							
시간제 포함	35462.1	58.6	0.4209	0.2465	0.0209	0.2674	73.5
모두 전일제	38577.6	41.4	0.2807	0.1163	-0.0201	0.0962	26.5
전체	36752.9	100.0	0.3638	0.3628 (99.7%)	0.0009 (0.2%)	.	.

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC(2010) 원자료

그런데 동태적 분해결과를 보여주는 〈표 4-16〉에 따르면 불평등 심화의 대부분(94.8%)은 전일제 근로자만으로 구성된 가구에 의해 설명된다. 시간제가 포함된 가구의 기여율은 5.2%로 매우 작은 숫자이다. 요인별로 볼 때에도 특징적인 것은 집단 간 불평등의 변화는 전체 불평등을 줄이는 방향으로 작용했다는 점이다.

〈표 4-16〉 1999~2010년간 가구 노동소득 불평등 변화의 요인 분해

	집단내불평등 변화	집단간불평등 변화	구성비 변화	절대적 기여도	상대적기여율 (%)
시간제포함	-0.0103	-0.0441	0.0555	0.0010	5.2
모두전일제	0.0158	0.0298	-0.0271	0.0185	94.8
전체	0.0055	-0.0144	0.0284	0.0195	
	28.2	-73.8	145.6		

자료: LIS 제공 Socio-Economic Panel Survey(1999), EU-SILC (2010) 원자료

제5절 네덜란드 사례의 시사점

네덜란드에서 시간제 취업의 확산은 매우 빠른 속도로 이루어졌다. LIS자료를 통해 살펴보았을 때, 개인 취업자의 경우 시간제 취업의 비율은 11년 사이에 33.8%에서 42.1%로 증가하였다. 가구단위로 볼 때에도 시간제 취업자가 한명이라도 포함된 가구의 비중은 32.2%에서 37.5%로 증가하였다.

이렇게 시간제 취업자의 비중이 증가하면 개인이나 가구소득의 불평등은 심해질 수밖에 없다. 문제는 얼마나 심해졌으며 그 정도를 결정하는데 어떤 요인들이 크게 혹은 작게 영향을 미쳤는가 하는 것이다. 네덜란드의 사례를 통해 볼 때 시간제의 확대가 이뤄지면서 동시에 시간제와 전일제의 상대적 소득격차는 확대되지 않았다. 가장 특징적인 수치는 2010년의 경우 시간제 대비 전일제의 시간당 임금을 비율이 거의 1이라는 점이다. 그 결과 전체적인 불평등은 증가하였으나, 상대적 기여율 면에서는 시간제 비중이 늘어난 만큼의 효과가 그대로 나타나지 않고 훨씬 완화된 형태로 나타났다는 것이다. 즉, 시간제의 비중이 확대되었지만 시간제와 전일제 사이의 상대적 소득격차는 축소되는 과정이 병행되었기 때문에 불평등의 심화 경향을 다소 누그러뜨릴 수 있었다는 점이다.

시간제의 확대가 개인의 불평등을 확대시키는 것은 불가피하지만, 만일 전일제와 시간제 사이에 시간당 임금의 격차가 없거나 혹은 매우 작다면, 그리고 기존 미취업 가구를 중심으로 가구원의 시간제 취업이 늘어난다면 시간제 취업의 증가가 가구의 불평등을 완화시키는 방향으로 작용할 수도 있을 것이다.

제 5 장

국제비교

제1절 문제제기

제2절 기존연구검토 및 가설

제3절 자료 및 분석방법

제4절 분석결과

제5절 소결

제1절 문제제기

우리나라는 노동시장에서 시간제 일자리 비중이 높지 않은 국가이지만, 최근에 변화의 조짐이 보이고 있다. 정책적으로 의도하지 않았음에도 불구하고 다른 여러 가지 요인으로 인해 늘어나는 간접고용 증가현상과는 달리, 시간제 고용의 증가는 정부 정책의 적극적인 지원을 받고 있다. 우리는 ‘시간제 원하는’ 사회에 살고 있다.

노동시장에서 시간제 일자리가 늘어난다는 것은 가구소득불평등에 어떤 영향을 미치는가? 개인단위 근로소득을 기준으로 생각해 보면, 불평등을 증가시키는 효과가 있을 것이라는 것은 쉽게 짐작할 수 있다. 그러나 흔히 소득불평등은 소비의 단위인 가구를 기준으로 측정된다. 저임금 근로자가 속한 가구가 반드시 빈곤가구는 아니라는 것이다. 따라서 시간제 일자리가 늘어난다고 해서 가구소득불평등이 증가할지 여떨지는 쉽게 예단할 수 없다.

더군다나, 시간제 일자리를 원하는 대상은 흔히 여성이나 고령자와 같이 노동시장 취약계층으로 지칭되는 사람들이다. 가구 내에 다른 소득활동자 있다는 것을 전제로 시간제 근로를 원하는 상황이다. 시간제 일자리는 전일제 일자리에 비해서 대체로 임금이 낮고 직업적 지위가 낮은 경향이 있음에도 불구하고 ‘일가족양립(Work-Life Balance)’의 가치를 지향한다는 의미에서 장점이 있는 것으로 평가되고 있다. 일가족양립의 가치를 여성에게만 권한다는 것 자체가 이미 성차별적인 것이며, ‘남성생계부

양자형'의 젠더모델의 변형된 형태에 불과하다는 비판이 제기되어왔음에도 불구하고, 시간제 일자리는 여성의 일자리라는 것이 어느 나라에서든 널리 퍼져있는 인식이다.

여성들은 과거에도 언제나 다양한 형태로 경제활동을 하면서 가족의 생계에 기여해왔지만, 성역할에 대한 전통적인 고정관념이 깨지고 공식 노동에 참여하는 것은 비교적 새로운 사회현상으로 이해된다. '성역할 혁명'이라는 개념이 부여되기도 하였다(Esping-Andersen, 2014). 한 가구에서 대개 한 명씩 임금노동에 참여해서 다른 가족을 부양하던 사회에서 두 번째 소득활동자(second earner)가 생긴다는 것의 의미는 여러 가지 측면에서 검토되어야 하겠지만, 가구소득불평등에 미치는 영향은 그 중에서도 중요한 의미를 갖는 것이었고 많은 연구자들의 관심 주제였다.

남성생계부양자형(male-breadwinner model) 사회에서 이인소득자형(dual-earner model) 사회로의 전환은 흔히 불평등을 심화시킬 것으로 예상하는 가설은 주로 '동류혼 assortative mating'의 경향에 근거한 것이었다. 혼인은 주로 비슷한 소득계층이나 학력수준 사이에서 일어나는 경향이 있으므로 한 가구에서 두 명 씩 소득활동에 참여하게 되면 가구단위로 측정되는 소득격차는 증가할 것이다.

그러나 우리가 관찰하게 되는 현실은 이렇게 단순하지 않은데, 그것은 남성생계부양자형 사회에서 이인소득자형 사회로의 전환이 단기간에 진행되는 변화가 아니라 매우 점진적으로 일어나는 현상이기 때문이다. 어떤 여성이 경제활동에 참여하는 경향이 있는지는 소득효과와 대체효과 사이에서 경험적으로 결정되는 것이다. 노동시장에서 높은 소득을 올릴 수 있는 인적자본 수준이 높은 여성이 먼저 노동시장에 참여할 것으로 예상되지만, 이런 여성은 배우자의 소득수준도 높아서 임금노동시장에 뛰어들 유인이 적을 수 있다는 것이다. 지난 수십 년 간의 관찰 결과에 따라

면 저소득층 여성의 경제활동참여가 먼저 일어나고, 중산층 여성의 참여는 그 다음 단계로 일어나는 것으로 보인다. 그렇다면 여성의 경제활동참여 증가가 불평등에 미치는 효과는 단선적으로 표현될 수 없으며, 어떤 소득계층의 여성이 진입하는 국면인가에 따라 결정된다고 볼 수 있다.

여기서 한 단계 더 깊이 고려해야 할 요인은 두 번째 소득자가 시간제 근로를 하는 상황이다. 그동안 ‘이인소득자형’ 사회로 전환되는 것으로만 인식되어 오던 변화는 자세히 들여다보면 실제로는 ‘1.5 소득자형’으로의 변화인 경우가 많았다. 이것은 소득불평등에 미치는 영향에 있어서 전혀 다른 결과를 초래할 수 있다. 많은 중산층 여성이 시간제 일자리를 선택할 때 예상되는 불평등은 이들이 전일제 일자리에 속하게 될 경우에 예상되는 불평등 수준에 비해서는 완화된 정도로만 나타나게 될 것으로 짐작된다.

이 장에서는 가구 내 두 번째 소득자의 등장, 또는 여성의 경제활동참여 확대가 소득불평등에 어떤 영향을 미칠 것인가를 다음 두 가지 요인의 효과에 주목하여 검토한다. 첫째 어떤 소득계층의 여성이 노동시장에 진입하는 국면인가? 둘째, 이들은 시간제와 전일제 중에서 어떤 고용형태로 노동시장에 진입하는가? Luxembourg Income Study에 제출된 마이크로데이터를 가공하면 개별 국가의 특징을 여러 시점에서 측정할 데이터를 얻을 수 있다. 이 데이터를 가지고 국가를 분석단위로 하는 패널회귀 분석을 실시하여 이 두 요인의 효과를 추정한다.

제2절 기존연구검토 및 가설

1. 기존연구검토

본 연구를 진행하기에 앞서 이와 관련 된 기존 연구들을 두 가지 하위 주제를 중심으로 간략하게 검토하고 이로부터 본 연구의 가설을 도출하고자 한다. 첫째, 지난 수 십 년 간 서구에서 여성의 성역할 인식이 변화하면서 노동시장 참여가 빠르게 증가한 사실을 확인하면서, 동시에 여성이 새로이 진출한 일자리들에서 시간제고용의 비중이 높았다는 사실에 주목하는 일련의 연구들이 있다.

Esping-Andersen(2014)은 성역할 인식의 변화와 여성의 경제활동 참여 증가를 두고 ‘성역할 혁명’이라고 지칭하였다. Lewis(2001)는 여성에게도 노동시장 참여가 시민적 의무로 여겨지게 되는 현상이 스웨덴과 미국 등지에서 나타나게 되었다고 하면서 이를 일컬어 ‘남성생계부양자형’에서 ‘성인노동자형(Adult Worker model)’로의 변화라고 개념화하였다(O’Connor, 2013에서 재인용, p. 150-151).

Esping-Andersen(2014)은 우리는 지금 성역할 혁명의 ‘와중’에 있다고 본다. 기존 질서는 무너졌으나 새로운 질서는 아직 완벽하게 도래하지 않았다. 고학력여성과 저학력여성, 고소득계층과 저소득계층에서 성역할 혁명은 다른 속도로 진행되고 있기 때문에 이러한 혁명의 과정을 장기간 끌면 끝수록 소득불평등, 저출산, 인구고령화 등의 사회문제는 악화된다고 주장하였다.

한편, 성인노동자형 가족구조로의 변화가 단선적인 변화가 아니라는 비판이 제기되었다. 물론, 네덜란드와 영국 등의 사례에 주목하면서 1.5 소득자 가족의 등장을 인식하고 있었지만, Daly(2011)는 이 점을 보다

분명하게 지적하였다. 1.5소득자모형을 성인노동자모형으로 가는 중간단계라고 인식하는 것은 부적절하다는 것이다. 가족정책이나 노동시장정책은 행위자들에게 분명한 시그널을 전달하지 못하고 오락가락 하고 있으며, 결과적으로 성인노동자모형으로 가기보다는 1.5소득자모형이 정착되고 있다고 본다(Daly, 2011, p. 18-20).

두 번째로 검토할 기존연구는 여성의 경제활동참여가 소득불평등에 미치는 영향에 관한 연구들이다. 여유진, 김수정, 김은지, 최준영(2013)은 아내의 소득활동이 가구소득불평등에 미치는 효과를 분석한 국내외 문헌들을 리뷰하였는데, 그 결과는 시기와 국가에 따라 상이하였다. 결국 가장 중요한 요인은 고소득층과 저소득층 여성들 중에서 어느 쪽의 경제활동참여가 상대적으로 높은지에 달려있다. 우리나라는 아직까지 고소득층 배우자의 경제활동참여가 저조하기 때문에 아내의 소득활동은 불평등을 완화하는 역할을 하고 있다고 분석하였다(여유진, 김수정, 김은지, 최준영, 2013, p. 181). 한편, 1996년과 2011년 두 시점의 가구소득불평등 요인을 분해한 장지연, 이병희(2013, p. 93)의 연구에서는 저소득층 아내의 노동공급이 이미 70% 수준에 도달해 있는 상황이기 때문에 저임금 일자리를 저소득층 여성들에게 공급하는 방식을 통해서 불평등을 완화하는 것은 한계에 도달했다고 주장하였다.

외환위기 이후 2006년까지 가구의 노동공급을 살펴본 윤자영(2012, p. 110)은 중위임금 남편을 둔 아내의 고용률은 감소하거나 정체되어 있는데 비하여 저임금과 고임금 양쪽에서 아내의 고용률이 증가하는 것으로 분석하였다. 한편, 같은 한국노동패널자료를 분석하였지만 좀 더 긴 기간을 관찰한 장지연, 전병유(2014, p. 235)에 따르면, 남편의 소득이 중위수준에 있는 여성들의 경제활동참여 증가세가 가장 분명하게 관찰되었다. 다만, 이 분석에서는 여성의 고용상태를 미취업, 시간제, 전일제 고

용의 세 가지로 구분하였는데, 상위소득계층에 속하는 남편을 둔 여성은 전일제로 취업할 가능성이 줄어드는 것으로 나타났다.

이상과 같은 기존 연구들의 성과에 기초하여, 본 연구에서는 가구주의 소득계층과 배우자의 고용형태(시간제/전일제)라는 두 가지 요인을 동시에 고려하면서 여성의 경제활동참여가 소득불평등에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 첫째, 가구소득불평등에 영향을 미치는 일차적인 요인은 남편의 소득수준별로 아내의 경제활동참여 양상이 어떻게 변화해 왔는지에 달려있는 것으로 보인다. 이것은 어느 나라이든지 시기별로 달라진다. 대체로 여성의 경제활동참여가 활발해지기 시작하는 단계에서 보자면, 저소득층 여성의 참여가 먼저 시작되는 경향이 있으며 이로 인하여 가구소득 불평등은 개인소득의 불평등에 비해 완화된 수준으로 나타날 수 있으나, 여성의 경제활동참가율이 70%에 육박하는 선진국의 사례를 생각해 보면 추가적인 여성의 노동시장 진입은 가구소득 불평등을 심화시킬 수 있다. 둘째, 여성의 경제활동 참여 여부 뿐 아니라 참여의 양식 즉, 시간제근로의 비율이 어느 정도나 되는가에 따라 가구소득불평등 수준은 달라질 것이다. 고소득층 여성이 노동시장에 본격적으로 진입하는 시기라면 이들이 시간제 일자리로 진입한다면 가구소득불평등을 심화하는 정도는 약화될 수 있다.

2. 가설

본 연구에서는 가구소득불평등에 영향을 미치는 여성(배우자) 고용양상의 요인을 다음과 같은 가설을 검증하는 방식으로 분석한다. 이 가설들은 대안적인 가설들이기는 하지만 반드시 상호배타적인 것은 아니라는 점을 밝혀둔다.

- 가설 1. 여성의 고용률이 증가할수록 가구소득불평등은 증가한다.
- 가설 2. 노동시장에서 시간제 일자리의 비중이 증가할수록 가구소득불평등은 감소한다.
- 가설 3. 2인소득자 가구의 비중이 증가할수록 가구소득불평등은 증가한다.
- 가설 4. 고소득층 가구주 배우자의 고용률이 낮을수록, 그리고 이들이 고용되어 있다면 시간제로 일하는 비율이 높을수록 가구소득불평등은 감소한다.

첫 번째 가설은 동류혼의 효과로 여성의 고용률이 증가할수록 가구소득 불평등은 심화된다는 가장 단순한 논리에 근거한 가설이다. 실제 현실에서는 1인가구나 한부모가구 여성의 증가, 그리고 남편의 소득수준별 여성 배우자의 고용률이 중요한 영향을 미치기 때문에 단순히 여성의 고용률 자체가 소득불평등과 직접적인 연관성을 갖지는 않을 것으로 예상된다.

두 번째 가설은 여성들이 노동시장에 진입하더라도 주로 시간제로 진입한다면 소득불평등에 미치는 효과는 달라질 것이라는 내용이다. 특히 많은 국가에서 여성의 고용률이 70% 내외에 달하는 정도로 높아진 상황에서 보자면, 이들이 전일제가 아니라 시간제로 노동시장에 들어온다면 소득불평등에 미치는 부정적인 효과는 줄어들 것으로 예상할 수 있다.

세 번째 가설은 전체 사회의 여성 고용률이나 시간제 일자리 비중과 같은 방식으로 측정된 여성고용의 효과는 가구소득불평등과의 연관성이 간접적일 뿐이므로 가구단위로 측정된 행위양상으로 변환하여 살펴본 것이다. 가구 내에 소득자가 한명인 가구의 비중, 소득자는 두 명이지만 그 중에 한명은 시간제 근로자인 가구의 비중, 소득자활동자가 두 명이고 두 명이 모두 전일제 근로자인 가구의 비중을 계산하였다.

마지막으로 네 번째 가설은 여성의 고용률과 고용형태(시간제 또는 전일제)가 가구주의 소득수준별로 어떻게 분포되는지에 따라 가구소득불평등에 미치는 영향이 달라진다는 가설이다. 가구주의 소득수준과 여성배

우자의 고용형태를 동시에 고려해야 여성 경제활동 증가가 불평등에 미치는 효과를 정교하게 포착할 수 있다는 본 연구의 주장을 반영한다.

마지막으로 네 번째 가설은 여성의 고용률과 고용형태(시간제 또는 전일제)가 가구의 소득수준별로 어떻게 분포되는지에 따라 가구소득불평등에 미치는 영향이 달라진다는 가설이다. 가구의 소득수준과 여성배우자의 고용형태를 동시에 고려해야 여성 경제활동 증가가 불평등에 미치는 효과를 정교하게 포착할 수 있다는 본 연구의 주장을 반영한다.

제3절 자료 및 분석방법

본 연구는 LIS(Luxemburg Income Studies) 데이터베이스에 제출된 각국의 데이터를 분석하였다. 개별 국가는 최소 한 개 시점, 최대 12개 시점에서 가구의 소득과 가구원의 고용형태를 포함하는 원자료를 제출하였다. 원자료를 제출한 국가와 시기를 모두 합치면 최대 251개의 국가×시점이 관찰된다.¹⁹⁾ 각국의 각 시점에 대하여 <표 5-1>에 제시한 변수들의 값을 계산하였다.²⁰⁾ 이렇게 만들어진 분석용 데이터는 국가를 개체로 하는 패널데이터가 된다. 여성고용률이나 시간제고용의 비율이 소득불평등에 미치는 영향은 고정효과모형으로 추정하였다.

종속변수인 가구소득불평등은 가구의 근로소득을 기준으로 지니계수를 계산한 값을 사용하였다. 자산소득을 반영한 총소득이나 가처분소득의 불평등 수준은 조세제도나 재분배정책의 영향을 크게 받을 것이므로 가구의 시장근로소득의 불평등을 종속변수로 사용하는 것이 적합할 것으로 판단하였다. 가구원수를 고려한 균등화지수를 적용하였다.

19) 2015년 8월 시점에서 추출하였음.

20) 이 변수들의 기초통계량은 <표 5-2>와 같음.

근로소득의 지니계수로 측정되는 가구소득불평등에 영향을 미치는 여성고용의 다양한 양상을 포착하기 위하여 네 가지 종류의 설명변수를 다음과 같이 조작적으로 정의하였다. 첫째, 여성고용률은 전체 데이터에서 15~64세 여성의 고용률로 측정하였다. 둘째, 시간제비율은 전체 취업자 중에서 시간제 근로자의 비율로 측정하였다. 단, LIS에 제출된 각국의 데이터는 모든 경우에 개인에게 파트타임 노동자인지 여부를 질문하는 변수가 존재하는 것은 아니기 때문에, 이런 문항이 없는 경우에는 평소 근로시간이 35시간 미만인 경우도 파트타임근로로 간주하였다. 셋째, 가구주의 연령이 20~59세인 가구 중에서 1인소득자가구, 1.5소득자가구, 2인소득자가구의 비중을 계산하였다. 본 분석에서는 LIS 데이터가 제공하는 개인을 가구주여부와 배우자여부로 식별할 수 있도록 해 주는 변수를 사용하였다. 즉, 실제로 가구주가 남성이 아니고, 배우자가 여성이 아닌 경우도 존재할 수 있다. 분석을 단순화하기 위해서 이점을 고려하지 않고 가구주와 배우자를 각각 식별하여 이들의 소득과 고용형태를 분석하였다. 넷째, 가구주의 근로소득을 상위, 중위, 하위로 삼등분하고 각각의 계층에서 배우자의 고용률과 배우자의 시간제근로 비율을 측정하였다.

가구주와 배우자의 고용형태 이외에 가구소득불평등에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인들의 영향을 통제하기 위하여 다음과 같은 변수들을 분석모형에 포함시켰다. 국내총소득은 LIS 데이터 외부에서 공식적으로 발표된 것을 찾아오지 않고 본 데이터 내에서 모든 가구의 모든 소득을 더하는 방식으로 계산하였다. 모든 가구에서 지출한 조세와 사회보험분담금 총액을 국내총소득에 대비시켜서 비율로 계산하였다. 1인가구의 비율과 한부모 가구의 비율을 계산하여 분석 모형에 반영하였다. 전체 인구에서 노인인구가 차지하는 비율을 계산하였다. 남성의 고용률과 전체 취업자 중에서 제조업 종사자가 차지하는 비중을 계산하여 이 변수들도 통제

154 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

변수로 분석모형에 포함시켰다.

〈표 5-1〉 분석에 사용된 변수

구분	변수명	변수설명
종속변수	로그_지니계수	가구의 근로소득을 기준으로 계산한 지니계수의 로그값 (균등화지수 적용)
	국내총소득	모든 가구의 모든 소득을 더한 값 (가중치 적용)
	조세비중	국내총소득 대비 조세와 사회보험분담금 총액의 비율
통제변수	1인 가구	전체 가구에서 1인가구가 차지하는 비중
	한부모가구	전체 가구에서 한부모가구가 차지하는 비중
	65세이상인구	전체 인구에서 65세 이상 인구가 차지하는 비중
	남성고용률	15~64세 남성의 고용률
	제조업비중	전체 취업자 중에서 제조업 부문 취업자의 비중
	여성고용률	15~64세 여성의 고용률
설명변수	시간제비율	전체 취업자 중 시간제 근로자의 비율 (스스로 파트타임 이라고 응답한 경우 또는 주당 35시간 미만 근로자)
	1인소득자가구	가구원 중에서 소득활동 하는 자가 1인인 가구의 비중
	1.5소득자가구	가구원 중에서 소득활동 하는 자가 2인 이상인데 그 중 한명 이상이 시간제근로자인 가구의 비중
	2인소득자가구	가구원 중에서 전일제 근로자의 수가 2인 이상인 가구의 비중
	하위_배우자고용률	가구의 근로소득을 기준으로 하위33%에 속하는 가구에서 배우자의 고용률
	상위_배우자고용률	가구의 근로소득을 기준으로 상위33%에 속하는 가구에서 배우자의 고용률
	하위_배우자시간제	가구의 근로소득을 기준으로 하위33%에 속하는 가구에서 배우자가 시간제로 일하는 비율
	상위_배우자시간제	가구의 근로소득을 기준으로 상위33%에 속하는 가구에서 배우자가 시간제로 일하는 비율

주: 가구소득자유형과 소득수준별 배우자 고용률 및 시간제 비율은 가구주연령 20~59세인 가구만으로 한정하여 계산하였음.

〈표 5-2〉 분석에 사용된 변수의 기초통계량

(단위: %)

변수명	N	평균	표준편차	최소값	최대값
지니계수	249	0.38	0.07	0.26	0.69
국내총소득	251	3.08E+13	1.31E+14	1.24E+10	9.11E+14
조세비중	189	18.39	9.07	-1.13	34.99
1인가구	228	24.57	10.50	0.59	52.97
한부모가구	228	9.29	4.29	2.9	28.08
65세이상인구	251	13.60	3.93	4.09	23.1
남성고용률	247	74.63	7.88	49.1	95.86
제조업비중	207	28.05	8.02	13.79	81.79
여성고용률	247	55.07	11.33	23.26	83.74
시간제비율	194	18.54	8.67	1.33	41.97
1인소득자가구	241	36.35	7.13	8.38	61.96
1.5소득자가구	241	7.37	5.50	0	22.75
2인소득자가구	241	29.23	8.66	10.21	62.55
하위_배우자고용률	221	33.69	11.09	7.53	68.51
상위_배우자고용률	229	49.62	11.41	14.43	77.28
하위_배우자시간제	174	8.75	5.15	0.3	25.35
상위_배우자시간제	181	15.79	9.27	0.5	47.41

자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

제4절 분석결과

1. 주요국의 소득수준별 시간제근로 비중

본격적으로 패널회귀계수의 추정에 들어가기에 앞서 주요국의 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제의 비율을 살펴보았다(그림 5-1).²¹⁾ 이 그래프는 각국에서 두 시점 사이에서 일어난 소득불평등의 증가 또는 감소에 배우자의 소득활동이 어떤 영향을 미쳤는지를 직관적으로 이해할 수 있도록 도와준다.²²⁾

독일은 1989년과 2010년 두 시점을 비교하였다. 1989년 시점에서 가구주의 소득수준이 높을수록 배우자의 고용률은 낮아지는 경향이 있었으나, 2010년에 이러한 경향은 전혀 보이지 않는다. 독일에서도 저소득층 여성들이 먼저 경제활동에 나서고 고소득층 여성은 나중에 뒤따라 온 것으로 보이는데, 이 기간 동안 여성고용의 증가는 소득불평등을 증가시키는 효과를 미쳤을 것으로 짐작해 볼 수 있다. 다만, 가구주 소득 높은 분위에서 증가한 배우자의 고용은 일부는 시간제 일자리를 통해서였다.

네덜란드의 변화는 더욱 극적이다. 네덜란드는 여성고용이 비교적 최근에 증가한 나라로 알려져 있다. 1990년에 가구주의 소득수준이 낮을수록 배우자의 고용률은 약간 높게 나타났지만, 배우자의 고용률은 30~50% 수준으로 낮은 편이었다. 2010년 자료에서는 모든 소득수준에서 배우자의 고용률이 80% 내외로 높게 나타났다. 이때 고소득 가구주의 배우자일수록 시간제 비율이 압도적으로 높은 점이 눈에 띈다. 저소득층의 경우는 80% 취업자 중에서 20%만이 시간제근로자이고 나머지 60%가 전일제근로자인데 비해서 고소득층의 경우는 그 반대로 구성된다. 네덜란

21) 가구주 연령 20~59세인 가구로 제한함.

22) 그림에서 시간제고용률과 전체 고용률 사이의 간격은 전일제 고용률임

드에서 여성고용률이 증가하는 과정에서 저소득층은 전일제로 고소득층은 시간제로 노동시장에 진입하였다면, 불평등의 심화를 초래하지는 않았을 것으로 짐작된다.

스웨덴은 1981년과 LIS에서 현재 추출할 수 있는 가장 최근 자료인 1995년 자료를 비교하였다. 스웨덴은 고소득 가구주의 배우자일수록 고용률이 높은 독특한 현상을 보이는데, 이러한 현상은 1995년에 더욱 뚜렷하다. 일반적으로 알려진 바와 같이 스웨덴은 시간제 근로자의 비율이 오히려 줄어들고 있다는 점에서도 매우 독특한 사례이다. 더군다나 고소득층 배우자의 시간제 비율이 더 크게 줄어들었다. 이러한 소득계층별 배우자 소득활동 양상은 스웨덴의 불평등을 심화시키는 방향으로 작동하였을 것으로 짐작해 볼 수 있다.

이탈리아는 1989년과 2010년을 비교하였는데, 고소득층 가구주의 배우자와 저소득층 가구주의 배우자의 고용률이 양쪽에서 모두 증가하는 방식으로 변화하였다. 이탈리아는 알려진 바와 같이 시간제근로의 비중이 전체적으로 낮지만 고소득층에서 조금 높은 편이다.

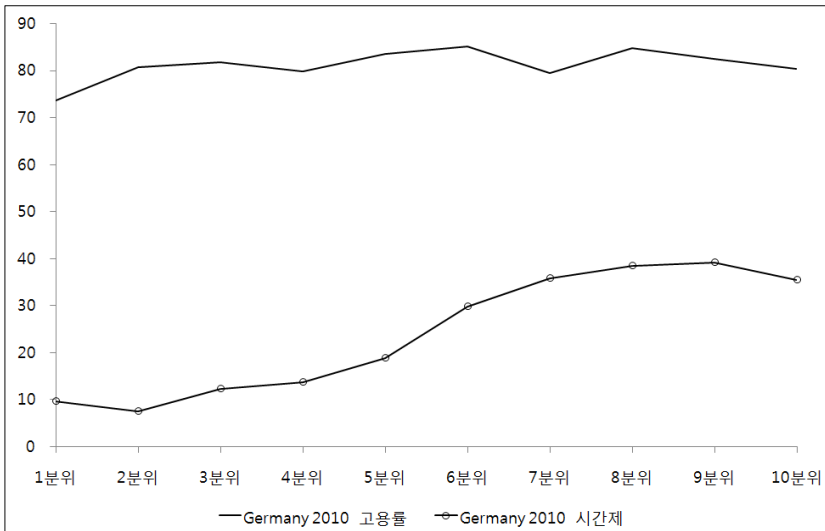
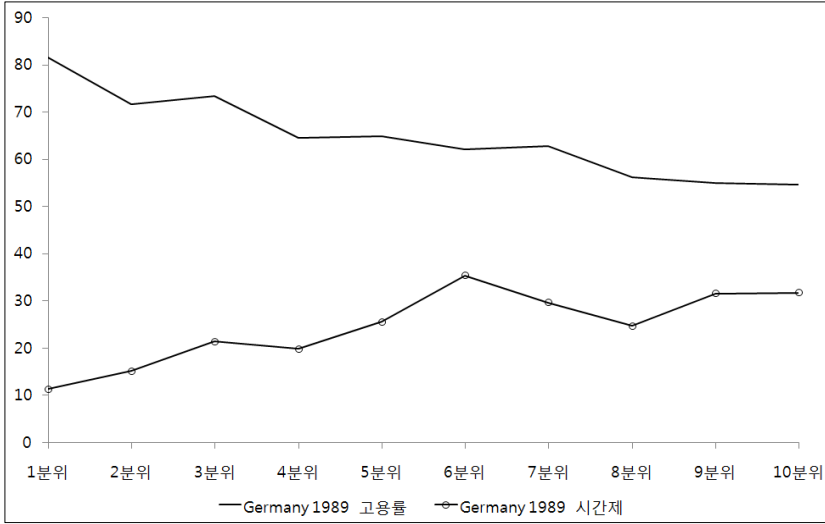
영국은 1974년과 2010년의 두 시점을 비교하였다. 중상위 소득계층의 가구주의 배우자들의 고용이 상대적으로 더 증가하였다. 시간제 고용의 비중이 그 사이에 크게 늘었다고 볼 수는 없으나 소득계층별 격차는 조금 늘어난 것으로 보인다.

미국은 1979년과 2013년의 두 시점을 비교하였다. 중위나 하위 소득계층 배우자들의 고용률은 대체로 60%선에서 80%선까지 증가하였는데 비해서, 고소득계층 배우자들은 40~50%대에서 70~80%선까지 크게 증가하였다. 시간제 비율은 커다란 변화를 보이지는 않는다. 가구주 소득계층별 배우자 고용양상은 소득불평등을 심화시키는 방향으로 영향을 미쳤을 것으로 짐작해 볼 수 있다.

158 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 5-1] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 독일

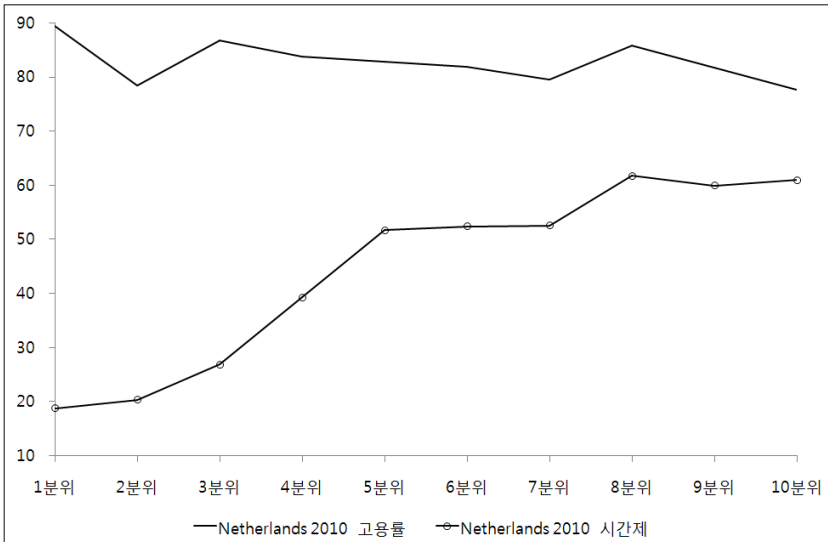
(단위: %)



자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

[그림 5-2] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 네덜란드

(단위:%)

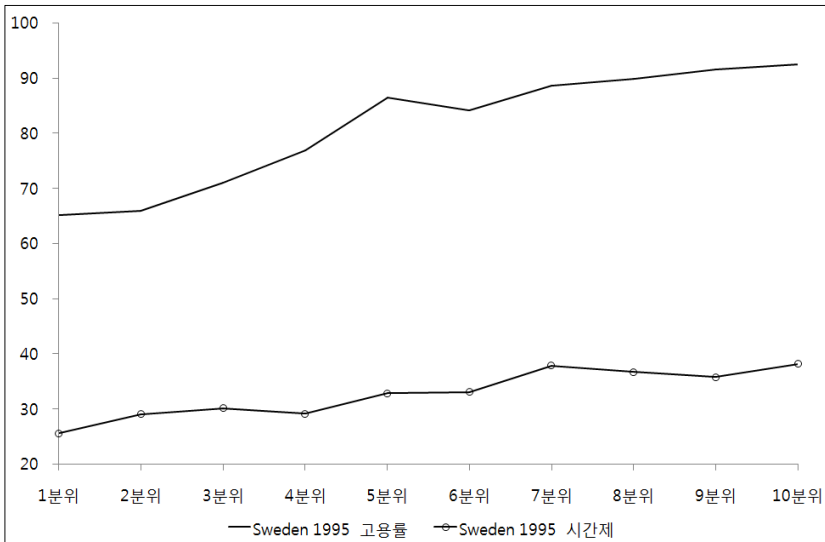
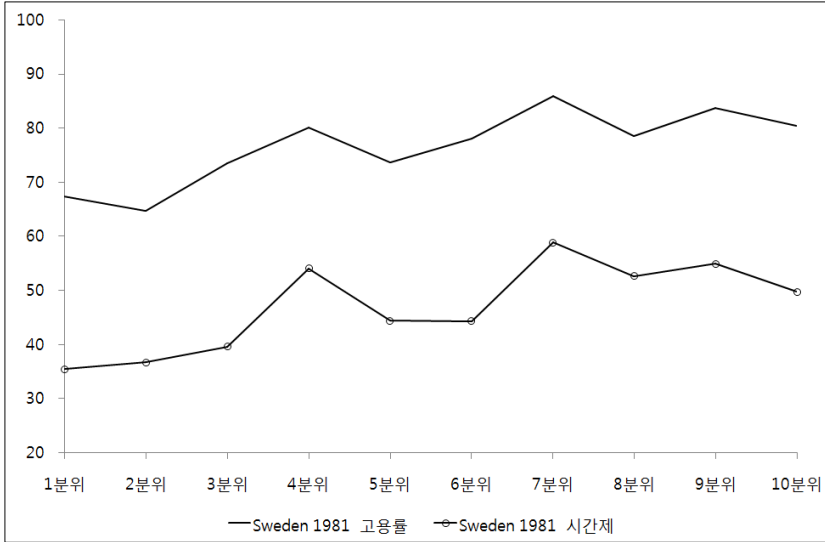


자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

160 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 5-3] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 스웨덴

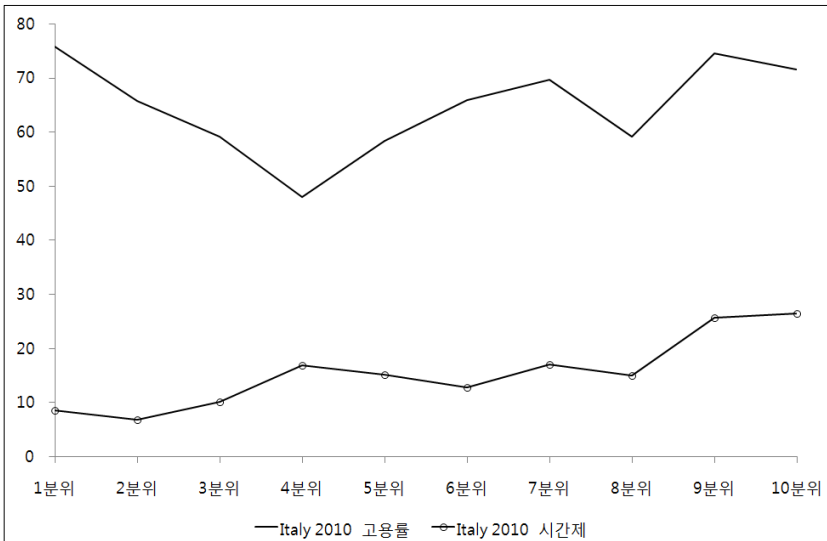
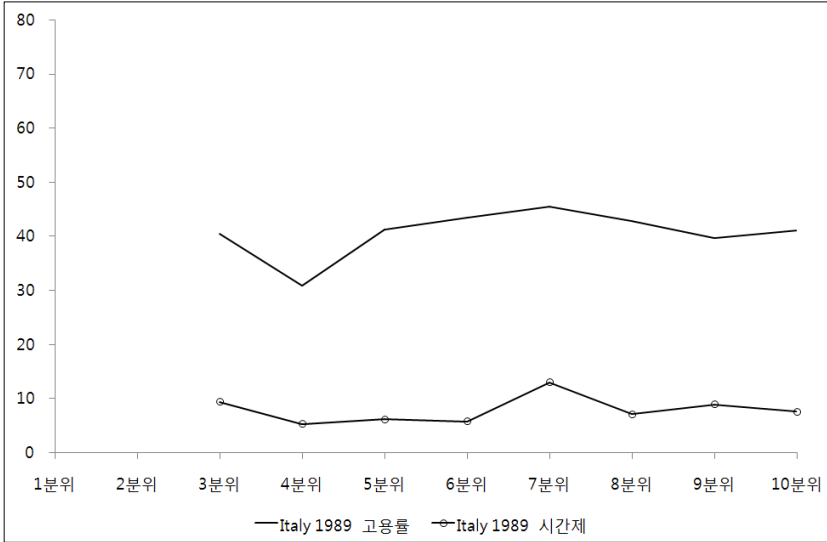
(단위: %)



자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

[그림 5-4] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 이탈리아

(단위: %)

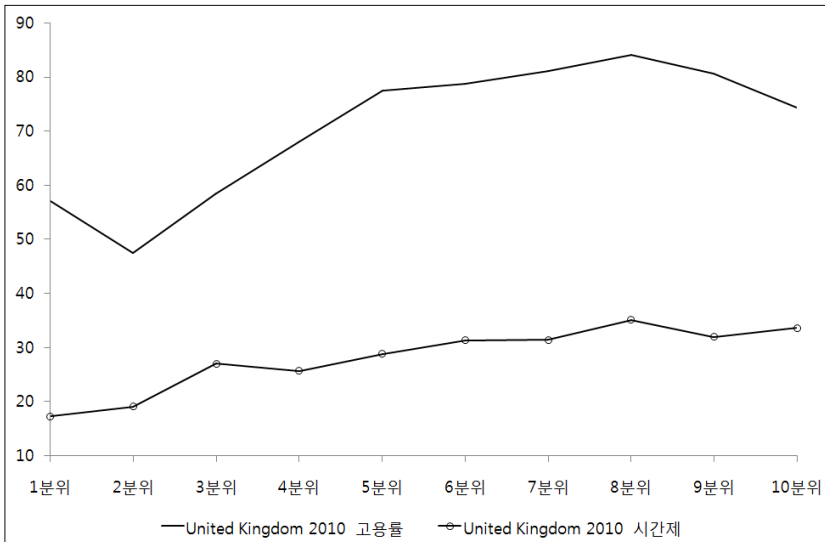
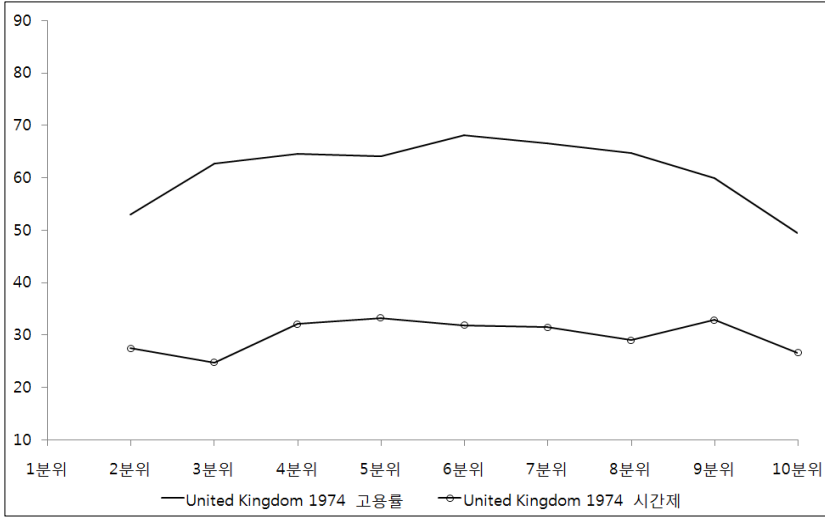


자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

162 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 5-5] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 영국

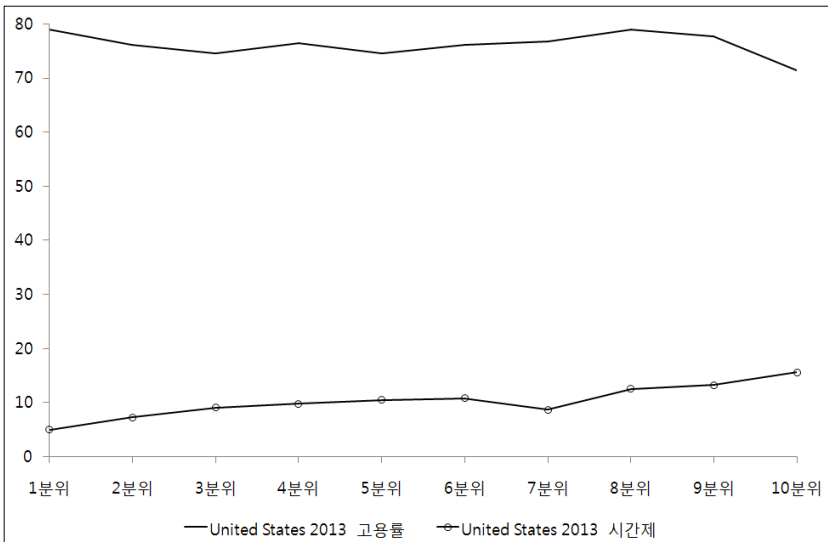
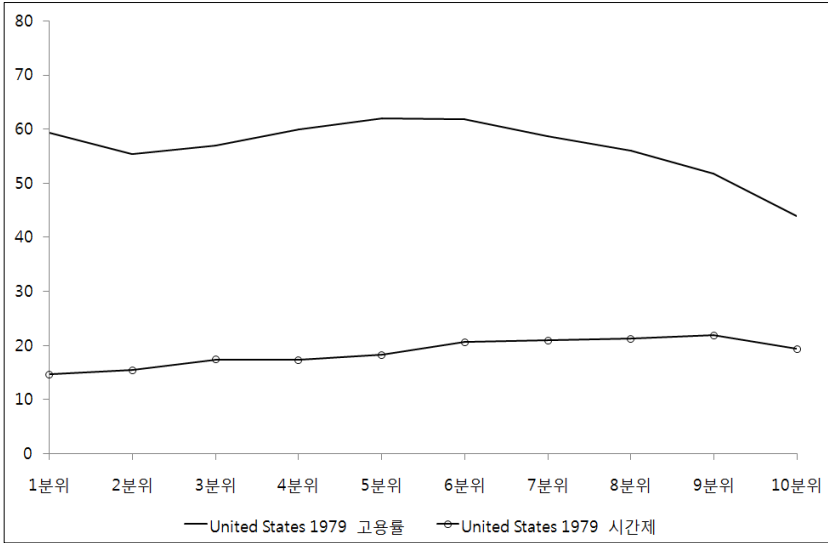
(단위: %)



자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

[그림 5-6] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 미국

(단위: %)

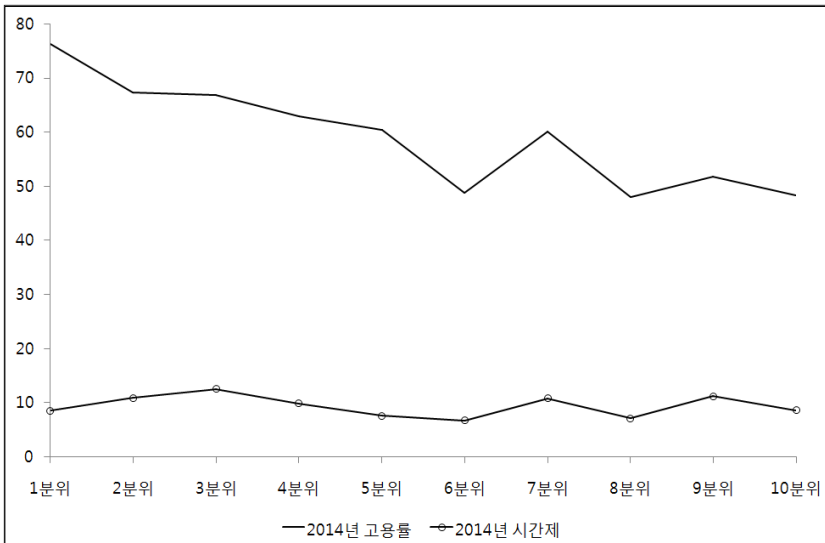
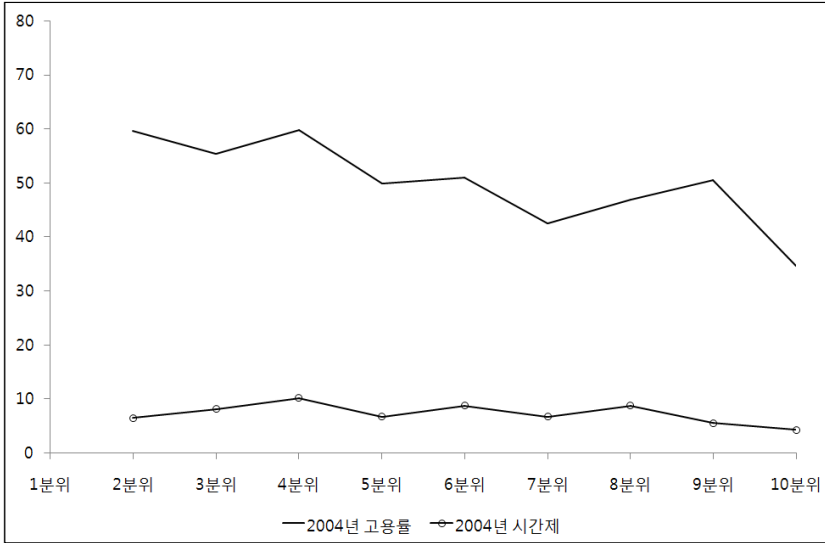


자료: LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스

164 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

[그림 5-7] 가구주 소득분위별 배우자 고용률과 시간제 비율: 한국

(단위: %)



자료: 한국노동패널조사

같은 관점에서 우리나라의 상황을 살펴본 것이 [그림 5-7]이다. 우리나라는 LIS에 2006년 한해년도를 제출하고 있으므로, 한국노동패널자료를 이용하여 2004년과 2014년의 두 시점을 비교하였다. 이 10년 사이에 배우자의 고용률 양상이 두드러지게 변화하였다고 보기는 어렵다. 대부분의 가구주 소득계층에서 배우자의 고용률이 증가하였다. 2, 3, 4분위에서도 배우자 고용률이 증가하였지만, 7, 8, 10분위에서의 배우자 고용률 증가도 비슷한 정도로 나타나고 있다. 2004년과 2014년 두 시점 사이에 나타난 가구주 소득계층별 배우자 고용률 변화는 우리나라의 소득불평등을 심화시키거나 완화시키는 어느 한쪽 방향으로 뚜렷하게 영향을 미치는 않았을 것으로 보인다.

2. 시간제근로 참여가 가구소득불평등에 미치는 영향

본 연구의 주된 관심사인 배우자의 고용형태, 즉 시간제 고용 비중이 가구소득불평등에 미치는 영향을 네 가지 서로 다른 방식으로 측정하여 그 영향을 고정효과 모형으로 추정된 결과를 <표 5-3> 이하 4개의 표로 제시하였다. 각각의 모형은 패널 개체 내에서 자기상관(autocorrelation)이 존재하지 않는다는 가정 하에서 추정된 계수(FE 모형)와 1계 자기상관이 존재한다는 가정 하에서 추정된 계수(FE_AR 모형)를 비교하여 제시하였다. 자기상관의 존재 여부에 대한 검정통계량(modified durbin-Watson 검정통계량)을 각 모형의 각주로 제시하였다. 민인식, 최필선(2013, p. 188)에 따르면 이 검정통계량이 2에서 어느 정도 떨어져 있으면 귀무가설('오차항에 1계 자기상관이 존재하지 않는다')을 기각할 수 있다. 이 기준에 근거하여 본 분석의 4개 모형에서는 자기상관이 존재하는 것으로 보고, AR 모형을 선택하여 해석한다.

〈표 5-3〉에 따르면, 특정 국가에서 여성고용률의 증가는 지니계수로 측정되는 소득불평등을 증가시키거나 감소시키는 영향을 미치지 않는다고 볼 수 있다. 자기상관이 존재하지 않는 것으로 가정하는 모델에서는 여성고용률이 증가할수록 가구소득불평등은 증가하지만, AR 모델에서는 이 계수의 통계적 유의미성이 사라지는 것으로 나타났다. 어떤 조건에서 여성고용률이 증가하는지가 중요하며, 단순히 여성고용률의 증감 자체가 불평등에 미치는 영향을 논하는 것은 별 의미가 없다고 생각된다.

〈표 5-4〉에서는 다른 모든 조건이 같을 때, 전체 노동시장에서 시간제 고용의 비율이 증가하면 가구소득불평등은 감소하는 것으로 나타났다. 이 결과는 본 보고서의 2~4장에서 제시된 바, 가구내 시간제 근로자 비율의 증가가 불평등을 심화시킬 수 있다는 분석결과와 일견 일치하지 않는 것으로 보일 수 있다. 그러나 〈표 5-4〉 모델은 전체 노동시장에서 시간제 고용의 비율이라는 점에서 해석에 주의를 요한다. 장년층 남성들이 대체로 노동시장에 전일제로 참여하고 있는 상황에서 여성, 청년, 고령자의 추가적인 노동시장 유입이 시간제로 이루어지는 상황을 반영하는 것으로 이해해야 할 것이다.

〈표 5-5〉는 소득계층별 양상을 고려하지 않은 채 1.5소득자 가구나 2인 소득자 가구의 증감 자체는 소득불평등의 완화나 심화에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는다는 결과를 보인다.

이 장에서 가장 중요하게 보는 모델은 가구주의 소득계층별 배우자의 고용양상의 효과를 분석하는 〈표 5-6〉이다. 이 모델에 따르면, 가구주의 소득계층별 배우자의 고용률과 시간제고용비율은 소득불평등에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하위소득계층 가구주의 배우자의 고용률이 증가하면 소득불평등도는 감소한다. 이것은 매우 당연하고도 직관적으로 이해되는 바이다. 그런데 이때 가구주의 소득이 하위에 속하는 가구에서

배우자가 시간제근로자로 일하는 비율이 증가할지라도 소득불평등도는 낮아지는 것으로 추정되었다.

〈표 5-3〉 고정효과 모형 회귀계수: 여성고용률 모델

	FE_1		FE_AR_1	
	coef	se	coef	se
국내총소득	0.000	0.000	-0.000	0.000
조세비중	0.002	0.001	0.004*	0.002
1인가구	0.005*	0.003	0.006	0.003
한부모가구	0.006	0.005	-0.002	0.006
65세이상인구	-0.000	0.004	-0.012**	0.006
남성고용률	-0.006***	0.002	-0.009***	0.003
제조업비중	-0.004***	0.001	-0.008***	0.003
여성고용률	0.004***	0.001	0.000	0.003
상수항	-0.849***	0.136	-0.149***	0.050
sigma_u	0.271		0.231	
sigma_e	0.046		0.036	
rho	0.973			
rho_fov			0.977	
rho_ar			0.572	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

종속변수는 log(가구근로소득의 지니계수)

AR모델에서 modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.2983041

168 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 5-4〉 고정효과 모형 회귀계수: 시간제비율 모델

	FE_2		FE_AR_2	
	coef	se	coef	se
국내총소득	-0.000	0.000	-0.000	0.000
조세비중	0.002	0.002	0.003	0.002
1인가구	0.010**	0.004	0.004	0.005
한부모가구	0.006	0.006	-0.008	0.007
65세이상인구	0.005	0.007	-0.012	0.009
남성고용률	-0.001	0.002	-0.007***	0.001
제조업비중	-0.008***	0.002	-0.006**	0.003
시간제비율	-0.003	0.002	-0.007***	0.002
상수항	-0.963***	0.181	-0.040	0.039
sigma_u	0.271		0.231	
sigma_e	0.046		0.036	
rho	0.973			
rho_fov			0.977	
rho_ar			0.572	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

종속변수는 log(가구근로소득의 지니계수)

AR모형에서 modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.113133

〈표 5-5〉 고정효과 모형 회귀계수: 가구소득자 모델

	FE_3		FE_AR_3	
	coef	se	coef	se
국내총소득	-0.000	0.000	-0.000	0.000
조세비중	0.003*	0.002	0.002	0.003
1인가구	0.007***	0.003	0.005	0.003
한부모가구	0.010*	0.005	-0.002	0.007
65세이상인구	0.002	0.005	-0.011*	0.006
남성고용률	-0.002	0.001	-0.008***	0.002
제조업비중	-0.008***	0.001	-0.008***	0.003
1.5소득자가구	-0.002	0.002	-0.001	0.003
2인소득자가구	0.000	0.002	0.002	0.002
상수항	-0.963***	0.145	-0.176***	0.046
sigma_u	0.227		0.17	
sigma_e	0.043		0.041	
rho	0.965			
rho_fov			0.945	
rho_ar			0.495	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

종속변수는 log(가구근로소득의 지니계수)

AR모형에서 modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.2271247

170 시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향

〈표 5-6〉 고정효과모형 회귀계수: 가구주소득수준별 배우자고용 모델

	FE_4		FE_AR_4	
	coef	se	coef	se
국내총소득	-0.000	0.000	-0.000	0.000
조세비중	0.002	0.002	0.003	0.002
1인가구	0.005	0.005	-0.011*	0.006
한부모가구	-0.003	0.006	-0.007	0.007
65세이상인구	0.002	0.006	0.000	0.008
남성고용률	-0.000	0.002	-0.002	0.001
제조업비중	-0.006***	0.002	-0.007***	0.003
하위_배우자고용률	-0.002*	0.001	-0.004***	0.001
상위_배우자고용률	0.005***	0.002	-0.000	0.002
하위_배우자시간제	-0.004	0.003	-0.009***	0.003
상위_배우자시간제	-0.004**	0.002	-0.004	0.003
상수항	-1.023***	0.177	0.028	0.044
sigma_u	0.28		0.312	
sigma_e	0.039		0.03	
rho	0.981			
rho_fov			0.991	
rho_ar			0.475	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

종속변수는 log(가구근로소득의 지니계수)

AR모델에서 modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.2453953

제5절 소결

이 장에서는 가구의 두 번째 소득활동참여자(주로 여성)를 시간제 근로자로 노동시장에 포섭하는 것이 소득불평등에 어떤 영향을 미치는지 국가를 분석단위로 삼아 살펴보았다. LIS 자료를 이용하여 개별 국가의 소득불평등도와 여성의 시간제 고용률 등을 여러 시점에서 관찰한 패널데이터를 구성하였다. 본 분석의 주된 특징은 가구주의 소득수준별로 배우자의 고용률과 시간제 고용률을 사용하였다는 점에 있다.

우리나라는 아직 저소득층 여성의 경제활동참가율이 고소득층에 비해 높은 상태에 있지만, 선진국들의 경험을 살펴보면 이러한 현상은 점차 사라질 것으로 예측할 수 있다. 여성의 경제활동참가율이 일정 수준을 넘어서게 되는 국면에서는 고소득층 여성의 고용증가율이 저소득층보다 높은 시기에 들어서게 되고 이는 소득불평등을 심화시키는 효과를 낳게 된다.

가구의 두 번째 소득자 증가가 소득불평등의 심화를 초래하는 정도는 이들이 시간제 근로자로 노동시장에 유입되는 비율이 높을 경우에는 완화되는 것으로 보인다. 많은 국가에서 기혼여성은 주로 시간제 근로자로 노동시장에 유입되었는데, 이것은 이들이 주로 전일제로 유입되었다면 겪었을 소득불평등도를 낮추는 역할을 해 왔다. 국가는 여성들에게 시간제 근로를 권하면서 다양한 측면에서 이득을 누려왔다. 가구의 돌봄노동을 사회화하지 않고 가족 내 여성의 노력으로 해결하면서도, 남성노동자의 임금하락을 여성의 노동공급으로 보전하였으며, 의도했던 것은 아닐지라도 소득재분배정책의 부담도 줄일 수 있었던 것이다.

가구의 두 번째 소득자가 시간제로 일하는 것이 전체 국가적으로 소득불평등을 완화시키는 경향이 존재한다고 할지라도, 이것이 시간제 일자리의 확대를 권하는 정책적 함의를 갖는다는 해석은 피하고자 한다. 시간

제 일자리의 증가는 심지어 선진국에서도 나쁜 일자리의 증가, 그리고 임금근로자의 소득격차 확대를 초래하는 것으로 알려져 있다. 무엇보다도 여성의 시간제고용 증가는 성불평등을 장기화하는 문제점이 있다. 시간당 임금이 높은 몇몇 시간제 일자리는 일가족양립의 가치에 부응하는 일자리로 환영받을 수 있겠지만, 이런 일자리는 많지 않다. 모든 개인은 성평등한 형태로 노동시장에 참여하는 것이 바람직하며, 이 결과로 나타나는 시장소득의 불평등은 다양한 형태의 소득재분배정책으로 해소하여야 한다.

제 6 장

결론

시간제 확산이 소득불평등 심화로 귀결되지 않도록 하기 위해서는 선택하고 싶은 시간제 일자리를 만들 수 있는가가 핵심적이다.²³⁾ 전일제 근로보다 임금은 낮되 단축된 근로시간에 비례한 임금만을 포기하면 된다면, 임금과 같은 직접적인 보수 외에 각종 사회보험과 복지혜택 등의 간접적인 보수와 전일제로의 자유로운 이동성이 보장된다면 일-생활 균형(Work-Life Balance)을 위해 누구라도 ‘선택’하고픈 일자리가 될 수 있다. 이는 본 연구의 각국의 데이터를 이용한 기초분석에서와 같이 비단 하위분위에서만 아니라 중상위 분위에서도 폭넓게 시간제를 선택하게 하는 현상으로 귀결될 것이다.

한국, 독일, 네덜란드의 시간제 관련 법제도와 시간제 일자리의 질을 비교했을 때, 한국과 네덜란드는 스펙트럼의 대척점에 서있는 것으로 보이고, 전통적인 독일의 시간제 일자리가 네덜란드와 가까웠다면 근래 10년 사이에 급격히 증가한 미니잡은 한국과 한결 가까워보인다. 미니잡과 같은 저임금의 유연한 고용형태가 증가함과 더불어 사회보장과 세금 부담을 덜 느낀(김유휘, 이승윤, 2014) 고용주들의 노동수요가 꽤나 늘어난 것은 분명해 보인다. 대조적으로 네덜란드는 시간제 일자리의 고용지위상의 격차를 감소시키는 제도적 장치를 마련함으로써 시간제에 대한 노동공급을 늘리는 경로를 걸어온 것으로 보인다. 한국의 시간제 관련 법제

23) 5장의 분석결과와 여성의 시간제 일자리 확대가 불평등을 완화시키는 경향이 있다는 것이지만, LIS에 포함된 많은 국가들이 시간제에 대한 차별을 막기 위한 무수한 논의를 바탕으로 한 제도적 장치들을 갖추고 있다는 점에서 이를 모든 나라에 일반화시킬 수는 없을 것으로 보인다.

도나 일자리의 질은 한국의 시간제의 특성이 독일의 미니잡이나 정규직과 다른 부차적인 고용형태로 방치된 일본의 시간제(이주희, 2011, p. 22)와 유사해 보인다.

현재 한국의 법제도나 노동시장의 환경은 ‘반듯한’ 시간선택제 일자리를 양산하기에 그리 우호적이지는 않다. 단축시간 조정권은 극히 제한적으로 허용되고, 근로시간에 비례한 권리를 강제할 방안도 실효성이 없는 상태이다. 한국의 특수한 상황과 만났을 때 한국의 시간제 일자리의 미래는 더욱 어두워 보인다. 그 이유는, 시간제 근로의 당사자들이 그들의 권리를 실현할 노동조합이나 단체교섭체제를 갖고 있지 못하다는 점이다. 이주희(2011, p. 23)는 네덜란드와 스웨덴과 같이 노동시간의 유연화와 근로자에 대한 보호 등 상충될 수 있는 정책간 균형을 이룬 국가들의 경우 시간제 근로와 관련된 법·제도를 단체교섭의 틀 안에서 논의하고 구현할 수 있는 강력한 산별노조와 단체교섭체제를 가지고 있음을 지적한다. 한국의 문제는 이러한 개선을 실현가능하게 할 노동조합과 같은 제도적 배경이 사실상 전무하다는 점이다.

또 한 가지 특수한 상황은 많은 국가들 또한 직면하고 있는 문제이긴 하나 불안정한 고용형태가 만연해 있다는 점이며, 시간제 또한 이러한 불안정한 비정규직의 하나의 형태일 뿐이라는 점이다. 1990년대 말 아시아 금융위기 이후 임시직을 필두로 한 비정규직 양산의 결과, 2014년 현재 21.7%로 OECD국가 중 칠레, 폴란드, 스페인 다음으로 임금근로자 대비 임시직 비율이 높은 나라가 되었다(OECD, 2015). 시간제 또한 이러한 많은 불안정한 고용형태의 하나일 뿐이며, 이는 경제활동인구조사 부가자료를 이용한 결과 70%이상의 시간제 근로자의 근속기간이 1년 미만이라는 결과를 통해서도 확인할 수 있다. 이러한 노동시장의 상황은 정부가 양질의 시간선택제 확대에 대한 의지를 가지고 관련 법제도를 순차적으

로 개선시켜 나간다고 해도 이를 회피할 수 있는 다른 많은 고용형태가 있는 한 시간제 일자리가 비정규 고용에서 벗어나기 힘들도록 만들 수 있다. 다시 말해서, 여타 비정규직에 대한 대책과 동반할 때 시간제에 대한 제도적 개선이 실효성이 있을 것이다.

한국의 저임금 문제 또한 시간제 근로의 확산과 더불어 불평등을 더욱 악화시키는 것으로 보인다. 2014년 현재 OECD국가 중 저임금근로자 비중이 미국 다음으로 높다(OECD, 2015)는 사실과 질 낮은 시간제 근로의 확산은 두 가지 문제를 더욱 악화시킬 수 있다. 독일의 경우에도 미니잡 확대에 따른 저임금 문제를 해소하기 위해 2015년 1월 법정최저임금제를 도입하였고, 김유휘, 이승윤(2014, p. 121)은 이와 같이 시간제 근로와 관련된 노동 및 복지제도의 연계를 제안하고 있다. 한국의 시간제 근로가 낳는 저임금 문제에 있어서도 최저임금제도가 하나의 보완장치로서 사용되어야함에 기본적으로 동의한다. 다만, 앞서 본 바와 같이 시간제 근로의 사회보험 가입률은 전일제 근로자와 비교할 수 없이 낮는데 이는 시간제 근로자 가운데 비공식취업으로 최저임금의 적용조차 받지 못하는 경우가 여전히 상당하다는 점에서 그 효과가 반감될 수 있음을 인지해야 한다.

각종 한국 시간제의 현실이 보여주는 저임금, 불안정성과 같은 상황은 장기적으로 시간제 근로자의 고용지위를 향상시킬 수 있는 제도적 개선과 더불어 이들 근로빈곤층에 대한 사회보장 역시 동반되어야 함을 시사한다. 정부의 의지대로 시간제 일자리가 일가정 양립으로부터 요구되는 근로시간 단축의 자발적 요구에 응답하는 괜찮은 시간선택제로 자리 잡기 위한 많은 정책적 논의가 이뤄지고 있다. 김준, 한인상(2014, p. 115-122)이 현행 단시간근로자 보호 관련 규정의 정비와 초단시간근로자를 포괄하는 입법적 노력을 요구하고 있고, 부분실업급여 제도 등 고용보험

개선 방안과 근로시간 단축 청구권에 대한 논의도 활발하다. 그러나 이러한 노력과 더불어 국민기초생활보장제도나 두루누리 사회보험과 같은 근로빈곤층에 대한 복지정책적 차원의 접근도 필요하며, 따라서 시간제를 비롯한 다양한 고용계약형태에 따른 사회보장정책에 대한 고민이 수반되어야 한다.

참고문헌 <<

- 강신욱, 김현경, 원승연, 김근혜. (2014). 소득불평등 심화의 원인과 분배구조 개선을 위한 정책방향. 한국보건사회연구원.
- 김계숙, 민인식. (2013). 무조건분위회귀를 이용한 도시지역 임금불평등 변화 분석. 국토계획, 48(3), pp.53-74.
- 김상철. (2014). 미니잡의 사회보험 및 노동법 적용. 노동리뷰, 5, pp.25-40.
- 김상호. (2015). 독일 미니잡 취업자의 사회적 보호. 동북아법연구, 8(3), pp. 65-85.
- 김유휘, 이승윤. (2014). '시간선택제 일자리' 정책의 분석과 평가: 한국, 네덜란드, 독일 비교 연구. 한국사회정책, 21(3), pp.93-128.
- 김준, 한인상. (2014). 시간제 일자리의 현황과 입법정책적 개선방안, 국회입법조사처 정책보고서.
- 김지영. (2003). 기혼여성의 출산 후 경력단절 및 노동시장 복귀에 관한 분석. 제4회 한국노동패널 학술대회 논문집. 한국노동연구원. pp.1-25.
- 김혜진. (2015). 한국 여성의 시간제 일자리 이동: 그 결정요인. 노동정책연구 15(3), pp.1-27.
- 문지선. (2015). 여성의 시간제 근로가 가구소득 불평등에 미치는 영향, 노동정책연구, 15(1), pp.43-82.
- 민인식, 최필선. (2013). STATA 패널데이터분석. 지필미디어.
- 박명준. (2014). 도입 10년, 미니잡에 대한 평가와 전망: 독일 내 정책옹호자연 합병담론들. 노동리뷰, 5, pp.41-52.
- 박수근, 김근주. (2014). 자발적 단시간근로 확대를 위한 법제도적 개선 방안. 법학논집, 31(1), pp.705-730.
- 박진희, 이시균, 윤정혜, 양수경. (2014). 2014 고용보험 DB를 활용한 노동시장 동향 분석. 행정 DB 분석 시리즈 2014-1. 한국고용정보원.
- 배규식, 이상민, 권현지. (2011). 노동시간의 유연성과 개선방안. 한국노동연구원.
- 성재민. (2014a). 여성 시간제 일자리 확산과 함의, 노동리뷰. 6, pp.20-33.

- 성재민. (2014b). 여성 시간제-전일제 정규직 임금격차와 함의. 1~15차년도 한국노동패널 학술대회 논문집. 한국노동연구원. pp.338-356.
- 여유진, 김수정, 김은지, 최준영. (2013). 여성고용 활성화 방안 연구. 한국보건사회연구원
- 오호영, 이은혜. (2014). 고용률 제고를 위한 시간제 일자리의 변화(2004~2013년) 분석과 정책 제언. 이슈페이퍼, 7, 한국직업능력개발원
- 윤자영. (2012). 외환위기 이후 기혼가구의 노동공급 변화요인. 여성경제연구 9(1), pp.99-122.
- 이승욱. (2012). 단시간근로 규제의 문제점과 과제. 서울대학교 법학, 53(1), pp.149-183.
- 이승협. (2014). 독일 미니잡의 고용 현황과 특징. 노동리뷰, 5, pp.5-24.
- 이옥진. (2013). 시간제 근로(Part-Time Jobs)의 “괜찮은 일자리(Decent Job)” 개념 적용가능성과 결정요인 탐색. 사회과학연구, 29(2), pp.135-153.
- 이정언, 김강식. (2011). 경제위기에 대응한 독일기업의 고용유연성 제고 전략. 경상논총, 20(1), pp.65-83.
- 이주희. (2011). 정규직 시간제 일자리 도입의 전제조건과 정책과제. 노동리뷰, 3, pp.21-26.
- 장지연, 신동균, 박선영. (2014). 적극적 복지국가와 여성노동. 한국노동연구원
- 장지연, 이병희. (2013). 소득불평등 심화의 메커니즘과 정책선택. 민주사회와정책연구. 23. pp.71-109.
- 장지연, 전병유. (2014). 소득계층별 여성취업의 변화: 배우자 소득수준을 중심으로. 산업노동연구, 20(2), pp.219-248.
- 전병유. (2011). 네덜란드에서의 파트타임근로의 현황과 정책. 한국사회학회 2010 후기 사회학대회, 12, pp.737-752.
- 조성혜. (2014). 독일의 일하는 빈곤층. 노동리뷰, 3, pp.52-67.
- 최옥금, 조영은. (2014). 단시간 근로자 실태와 국민연금 적용방안. 국민연금연구원.
- 최은영. (2012). 미국 시간제 근로의 특성과 여성고용에의 함의. 한국여성학,

- 28(2), pp.145-184.
- 현대경제연구원. (2013). 독일 고용률 73% 달성의 비결: 시간제 일자리 확대가 총 고용규모를 늘리는 마중물로 역할. *경제주평*, 548, pp.1-15.
- 홍찬숙. (2010). 통일 후 구 동서독 여성들의 일/가족 양립방식의 차이와 일/생활 양립정책에 대한 함의: 시간제 고용은 일/생활 양립의 적합한 방식인가? 한국사회학회 2010 후기 사회학 대회 자료집, pp.1249-1261.
- Booth, A. L. & van Ours, J. C. (2013). Part-time jobs: what women want?. *Journal of Population Economics*. 26(1). pp.263-283.
- Bosch, G., Weinkopf, C. & Kalina, T. (2011). 독일의 저임금 고용과 최저임금에 관한 논의. *국제노동브리프*, 9, pp.16-27.
- Daly, M. (2011). What Adult Worker Model? A Critical Look at Recent Social Policy Reform in Europe from a Gender and Family Perspective. *Social Politics*. 18(1), pp.1-23.
- Dube, A. (2013). Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes. *A Paper Series Commemorating the 75th Anniversary of the Fair Labor Standards Act, 172*, pp.1-68.
- Esping-Andersen, G. (2014). 끝나지 않은 혁명 (주은선, 김영미, 역). *나눔의 집*.(원서출판 2009)
- Firpo, S., & Fortin, N. M, & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), pp.953-973.
- Forster, M. (2015). Non-standard work, job polarisation and inequality. In M. Forster et al. (eds.) *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. (pp.135-208). Paris: OECD Publishing.
- Haipeter, T. (2013). 독일의 양질의 시간제 일자리, *국제노동브리프*. 11(9), pp.17-29.
- Konietzka, D. & Kreyenfeld, M. (2010). The growing educational divide in mothers' employment: an investigation based on the

German micro-censuses 1976-2004. *Work, Employment & Society*. 24(2), pp.260-278.

O'Connor, J. (2013). 'Gender, citizenship and welfare state regimes in the early twenty-first century: 'incomplete revolution' and/of gender equality 'lost in transition'' In Kennett, Patricia (ed). *2013 A Handbook of Comparative Social Policy*. Edward Elgar Publishing

Salverda, W. & Haas, C. (2014). Earnings, Employment, and Income Inequality. In W. Salverda et al. (eds.), *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*. (pp. 49-81). Oxford University Press.

Yerkes, M. & Visser, J. (2006). Women's preferences or delineated policies? The development of part-time work in the Netherlands, Germany and the United Kingdom. In Bouin et al. (eds.), *Decent working time*, (pp.235-261). Geneva: ILO

고용보험법, 법률 제13041호 (2015)

국민연금법, 법률 제13100호 (2015)

근로기준법, 법률 제12325호 (2014)

기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률(기간제법), 제12469호 (2014)

통계청. (2015). 통계청 경제활동인구조사 각 연도 원자료

<http://kostat.go.kr/portal/korea/index.action> 에서 2015.10.14. 인출

한국노동연구원. (2015). 한국노동패널 1~17차년도 조사자료 User's Guide.

<http://www.kli.re.kr/klips/index.do> 에서 2015. 10. 14 인출

OECD. (2015). OECD statistics 원자료

<http://www.oecd.org/els/emp/onlineoecdemploymentdatabase>.

htm20 에서 2015.10.14 인출

간행물회원제 안내

▶ 회원에 대한 특전

- 본 연구원이 발행하는 판매용 보고서는 물론 「보건복지포럼」, 「보건사회연구」도 무료로 받아보실 수 있으며 일반 서점에서 구입할 수 없는 비매용 간행물은 실비로 제공합니다.
- 가입기간 중 회비가 인상되는 경우라도 추가 부담이 없습니다.

▶ 회원종류

- 전체간행물회원 : 120,000원
- 보건분야 간행물회원 : 75,000원
- 사회분야 간행물회원 : 75,000원
- 정기간행물회원 : 35,000원

▶ 가입방법

- 홈페이지(www.kihasa.re.kr) - 발간자료 - 간행물구독안내

▶ 문의처

- (30147) 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동 1F~5F
간행물 담당자 (Tel: 044-287-8157)

KIHASA 도서 판매처

- | | |
|---|---|
| ■ 한국경제서적(총판) 737-7498 | ■ 교보문고(광화문점) 1544-1900 |
| ■ 영풍문고(종로점) 399-5600 | ■ 서울문고(종로점) 2198-2307 |
| ■ Yes24 http://www.yes24.com | ■ 알라딘 http://www.aladdin.co.kr |

연구보고서 발간자료 목록

발간번호	보고서명	연구책임자
연구 2015-01	의료이용 합리화를 위한 실태분석과 제도 개선방안	김남순
연구 2015-02	보건의료인력의 연수교육 개선방안	오영호
연구 2015-03	의료패러다임 변화에 따른 미래 보건의료산업 정책과제	김대중
연구 2015-04	한국의 건강불평등 지표와 정책과제: 건강불평등 완화를 위한 전략	김동진
연구 2015-05	2015 한국 의료 질 보고서: 의료서비스 질 향상에 대한 의료시스템의 성과와 과제	강희정
연구 2015-06	보건의료 공급체계 재설계를 통한 국민의료비 합리화 방안	정영호
연구 2015-07	호스피스·완화의료 활성화 방안 -노인장기요양서비스 이용자를 중심으로	최정수
연구 2015-08	주요 소득보장정책의 효과성 평가 연구	강신욱
연구 2015-09	돌봄·보건의료 연합서비스(Joned-up Services)공급 모형에 관한 전망과 과제	박세경
연구 2015-10	가족형태 다변화에 따른 부양체계 변화전망과 공사 간 부양분담방안	김유경
연구 2015-11	공공 사회복지 전달체계의 변화와 정책적 함의	이현주
연구 2015-12	각국 공공부조제도 비교 연구: 스웨덴&프랑스&미국 편	임완섭
연구 2015-13	사회보장 역할분담 구조 변화와 정책적 대응방안 연구	정해식
연구 2015-14	시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향	김현경
연구 2015-15	사회보장재정 재구조화를 위한 중장기 전략연구	고제이
연구 2015-16	사회보장재정과 경제 선순환 국제비교연구	유근춘
연구 2015-17	공·사적 연금 체계의 노후소득보장 효과 전망과 발전 방향	우해봉
연구 2015-18	사회보장 중장기 재정추계 모형 개발을 위한 연구: 장기재정전망과 재정평가	신화연
연구 2015-19	사회복지법인의 재정운용 실태와 제도개선 방안	고경환
연구 2015-20	지역단위 복지서비스 수요·공급 분석	정홍원
연구 2015-21-01	가족변화에 따른 결혼·출산행태 변화와 정책과제	이삼식
연구 2015-21-02	임신·출산 및 영아기 양육 인프라의 형평성과 정책과제	이소영
연구 2015-21-03	동아시아 국가의 가족정책 비교연구	신윤정
연구 2015-21-04	여성노동·출산 및 양육행태와 정책과제	박종서
연구 2015-21-05	저출산·고령사회 동태적 분석을 위한 지역추적조사(III) -정릉3동·영등2동·소태면 사례를 중심으로	오영희

발간번호	보고서명	연구책임자
연구 2015-21-06	은퇴전환기 중고령자의 일·여가현황과 여가증진방안 연구	강은나
연구 2015-21-07	노인돌봄(케어)서비스의 제공주체간 역할정립과 연계체계 구축	선우덕
연구 2015-21-08	연령통합 지표 개발과 적용	정경희
연구 2015-21-09	인구구조 변화와 사회보장 재정의 사회경제적 파급 효과 연구	원종욱
연구 2015-21-10	저출산 극복을 위한 아동보호체계 국제비교 연구: 한중일 비교를 중심으로	류정희
연구 2015-21-11	소셜 빅데이터 기반 저출산 정책 수요 예측	송태민
연구 2015-22	한국사회의 사회심리적 불안의 원인분석과 대응방안	이상영
연구 2015-23	건강영향평가 사업 운영	김정선
연구 2015-24	한국형 복지모형 구축: 생애주기별 소득·자산·소비 연계형 복지모형 구축	여유진
연구 2015-25	사회통합 실태진단 및 대응방안 II: 사회통합과 사회이동	여유진/정해식
연구 2015-26	정책결정자의 사회통합 인식에 관한 연구	김미곤
연구 2015-27	아시아 각국의 복지제도 비교연구: 소득보장체계를 중심으로	노대명
연구 2015-28	지방자치단체 복지정책평가센터 운영	강혜규
연구 2015-29	보건복지통계정보 통합 관리 및 운영	오미애
연구 2015-30-1	국민건강과 안전을 위한 아동안전전략 구축방안	김미숙
연구 2015-30-2	국민건강과 안전을 위한 식품안전전략 구축방안	김정선
연구 2015-31	2015년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	이삼식
연구 2015-32	2015년 한국복지패널 기초분석: 한국복지패널로 본 한국의 복지실태	노대명
연구 2015-33	2013 한국의료패널 기초분석보고서(II)-만성질환, 임신·출산, 보건의식행태-	이수형
연구 2015-34	2015년 빈곤통계연보	정은희
연구 2015-35	2015년 소셜 빅데이터 기반 보건복지 이슈 동향 분석	송태민
연구 2015-36	의료기술 혁신과 의료보장체계의 지속성을 위한 국제동향과 정책과제	박실비아
연구 2015-37	보건분야 국제공동연구사업: 주요국 보건의료산업 육성정책 변화와 동향연구	김대중