

연구보고서
2018-01

노동시장제도와 임금불평등 연구

이병희 · 정성미 · 김현경 · 이시균

한국노동연구원

책머리에 부쳐

우리나라 임금불평등은 매우 높다. 국제적으로도 높은 수준일 뿐만 아니라 2000년 이후 가장 크게 증가한 나라에 해당한다. 임금불평등 심화에는 다양한 요인들이 지적된다. 디지털 전환을 비롯한 기술 혁신, 중국과의 경쟁 심화 및 중간 일자리의 개발도상국으로 이전, 재벌 대기업으로 경제력 집중 심화와 불공정한 원하청관계, 저임금·비공식 노동이 만연한 주변 노동시장 등이 복합적으로 작용하고 있다. 그러나 노동시장 격차가 크고 확대되는 과정에 노동시장과 사회적 보호를 위한 제도와 정책이 적절하게 대응하지 못한 이유도 있다.

노동시장제도의 적용 수준을 높이고 그 효과를 규명하는 것은 노동시장의 포용성을 높이기 위해서 뿐만 아니라 장기적인 생산성 향상을 위해서도 중요하다. 본 연구는 경력단절, 근로시간, 최저임금, 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 있다. OECD국가 가운데 가장 높은 성별 임금격차가 우리 노동시장의 큰 문제라는 점은 널리 알려져 있지만, 경력단절에 의한 임금 불이익이 성별 임금격차를 심화하고 있다는 분석결과는 성별 임금격차를 줄이는 정책적 노력만이 아니라 경력단절 자체를 예방하기 위한 근로환경 조성과 보육·돌봄에 대한 사회적 지원의 필요를 제기한다. 근로시간 단축이 근로생활의 질을 높이고 생산을 혁신하기 위해 반드시 이루어져야 할 과제이지만, 단시간근로의 증가가 근로소득의 격차 확대로 이어질 가능성이 크다는 분석결과 또한 장시간근로의 해소뿐만 아니라 근로자의 근로시간 선택권을 보장할 필요를 시사한다. 최저임금 인상의 영향은 일차적으로 기업의 대응에 따라 달라

진다는 점에 주목하여 사업체 자료를 이용하여 그 영향을 분석하거나, 고용보험 행정자료를 이용하여 일자리 창출과 소멸이 임금 분포에 미치는 영향을 분석한 시도 또한 실증방법과 관련한 새로운 접근의 가능성을 보여준다. 노동시장제도의 성과와 한계에 대한 본 연구결과가 다양한 학술적·정책적 논의로 이어지기를 기대한다.

본 연구보고서에 수록된 모든 내용은 저자들의 개인적인 의견이며, 본원의 공식적인 견해와 다를 수 있음을 밝힌다.

2018년 12월

한국노동연구원

원장 배 규 식

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
-----------	---

제1장 머리말	(이병희) 1
---------------	---------------

제2장 임금불평등 변화에서 여성 경력단절의 영향

.....	(정성미) 4
제1절 머리말	4
제2절 경력단절 경험에 따른 노동시장 특징	5
제3절 경력단절 경험에 따른 임금불평등 영향	14
1. 기존의 논의	14
2. 분석방법 및 분석대상	15
3. 분석결과	18
제4절 요약 및 정책적 시사점	24

제3장 근로시간의 변화가 임금불평등에 미치는 영향

.....	(김현경) 27
제1절 머리말	27
제2절 연구방법론과 분석자료	30
1. 무조건 분위회귀와 요인분해	30
2. 분석자료	33
제3절 근로시간과 임금 변화 추이	34

제4절 근로시간 변화가 임금불평등에 미치는 영향	43
1. 근로시간 변화와 임금분포	43
2. 분석결과	47
제5절 요약과 시사점	54
제4장 최저임금의 고용 및 임금 과급효과 (이병희)	56
제1절 머리말	56
제2절 2018년 최저임금 인상의 효과	57
1. 선행연구	57
2. 분석자료	58
3. 최저임금 인상의 고용효과	60
4. 최저임금 인상이 근로조건에 미치는 효과	63
제3절 2017년 최저임금 인상의 과급효과	65
1. 선행연구	65
2. 분석방법	70
3. 분석결과	72
제4절 요약과 정책적 시사점	76
제5장 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향... (이시균)	81
제1절 머리말	81
제2절 분석자료 구축	82
제3절 기초분석	84
1. 일자리 변동 기초분석	84
2. 보수총액 기초분석	88
3. 일자리 변동과 보수총액 기초분석	93
제4절 일자리 변동이 전체 임금분포에 미치는 효과 분석	101
제5절 요약과 시사점	108

제6장 요약과 시사점 111

참고문헌 117

표 목 차

<표 2- 1> 성별 생산가능인구, 취업자, 여성의 경력단절 경험	6
<표 2- 2> 여성의 연령별·학력별 경력단절 경험 비중	7
<표 2- 3> 25~54세 여성의 산업별 임금근로자 및 경력단절 경험 (2017년 상반기)	8
<표 2- 4> 25~54세 여성의 직종별 취업자 및 경력단절 경험 (2017년 상반기)	9
<표 2- 5> 25~54세 여성의 종사상지위별 임금근로자 및 경력단절 경험(2017년 상반기)	10
<표 2- 6> 근속기간(2017년)	11
<표 2- 7> 25~54세 경력단절경험 여부에 따른 임금분포 추이	12
<표 2- 8> 분위별 남성, 경력단절 미경험여성, 경력단절 경험여성 비중(2017년)	13
<표 2- 9> 여성 노동시장의 분위별 조건 회귀분석과 분위별 무조건 회귀분석 결과	19
<표 2-10> 노동시장 전체 분위별 조건 회귀분석과 분위별 무조건 회귀분석 결과	22
<표 2-11> 분위별 무조건 회귀분석 결과	24
<표 3- 1> 근로시간 계층별 임금분포 변화(2007, 2017년)	46
<표 3- 2> 기초통계와 시간당 임금, 월임금 회귀분석 추정치	48
<표 3- 3> 시간당 임금 분위별 RIF-Regression 결과	49
<표 3- 4> 월임금 분위별 RIF-Regression 결과	50
<표 3- 5> 시간당 임금 불평등변화 요인분해 결과	51
<표 3- 6> 월임금 불평등변화 요인분해 결과	52

<표 4- 1> 표본의 구성	59
<표 4- 2> 최저임금 인상과 고용 변동	61
<표 4- 3> 최저임금 인상의 고용효과	62
<표 4- 4> 종사상 지위별 최저임금 인상의 고용효과 추정	62
<표 4- 5> 최저임금 인상이 채용과 이직에 미치는 효과 추정	63
<표 4- 6> 최저임금 인상과 근로시간 변화	63
<표 4- 7> 최저임금 인상이 근로시간에 미치는 효과 추정	64
<표 4- 8> 최저임금 인상과 임금 변화	64
<표 4- 9> 최저임금 인상의 임금효과	65
<표 4-10> 최저임금의 상대 수준	67
<표 5- 1> 일자리 변동 주요개념	83
<표 5- 2> 일자리 변동 현황(2016년)	84
<표 5- 3> 일자리 변동별 사업체 현황	85
<표 5- 4> 산업별 일자리 창출/소멸 현황	86
<표 5- 5> 사업체 업력별 일자리 창출/소멸 현황	87
<표 5- 6> 사업체 규모별 일자리 창출/소멸 현황	87
<표 5- 7> 월평균 보수총액 현황	88
<표 5- 8> 일자리 변동별 분위수 배율(P90/10, P90/50)	95
<표 5- 9> 월평균 보수총액 현황	99
<표 5-10> RIF-회귀분석(지니계수)	102
<표 5-11> 일자리 변동량의 보수기준 불평등 효과 분석(무조건 분위회귀분석)	104

그림목차

[그림 2- 1] 산업 및 직종별 25~54세 경력단절 경험 비중 (2017년)	10
[그림 2- 2] 분위별 남성, 경력단절 미경험여성, 경력단절 경험여성 누적비중(2017년)	13
[그림 2- 3] 여성의 경력단절이 여성 내 임금분포에 미친 영향 (무조건 분위회귀분석)	20
[그림 2- 4] 여성의 경력단절이 전체 노동시장 임금분포에 미친 영향	23
[그림 3- 1] 연간 근로시간 국제비교	28
[그림 3- 2] 무조건부 분위 효과	32
[그림 3- 3] 근로시간 추이(2007~17년)	34
[그림 3- 4] 근로시간대별 실질 시간당 임금, 월임금 추이	35
[그림 3- 5] 고용형태별 평균 주근로시간과 실질 시간당 임금, 월임금 추이	38
[그림 3- 6] 사업체규모별 평균 주근로시간과 실질 시간당 임금, 월임금 추이	39
[그림 3- 7] 사업체규모별·근로시간유형별 300인 이상 표준근로 시간 대비 시간당 임금 수준(2007, 2012, 2017년)	41
[그림 3- 8] 사업체규모별·근로시간유형별 300인 이상 표준근로 시간 대비 월임금 수준(2007, 2012, 2017년)	42
[그림 3- 9] 2007~17년 시간당 임금, 월임금 분배지수 추이	43
[그림 3-10] 시간당 임금(로그, 실질) 분포 변화	44
[그림 3-11] 월임금(로그, 실질) 분포 변화	45
[그림 3-12] 근로시간 계층별 임금계층 변화(2007, 2017년)	45

[그림 4- 1] 2017년 임금분위별 최저임금의 과급효과	73
[그림 4- 2] 2010년 임금분위별 최저임금의 과급효과	74
[그림 4- 3] 2017년 임금분위별 최저임금의 과급효과(2010년과 비교)	75
[그림 5- 1] 보수총액 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황	89
[그림 5- 2] 성별, 보수총액 기준 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황	90
[그림 5- 3] 연령별, 보수총액 기준 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황	90
[그림 5- 4] 산업별, 보수 10분위별 피보험자 분포	91
[그림 5- 5] 업력별, 보수 10분위별 피보험자 분포	92
[그림 5- 6] 사업체 규모별, 보수 10분위별 피보험자 분포	92
[그림 5- 7] 일자리 변동별, 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황 ...	93
[그림 5- 8] 일자리 변동별, 10분위별 피보험자 분포	94
[그림 5- 9] 산업별, 일자리 창출 사업체 10분위별 피보험자 분포 ...	96
[그림 5-10] 산업별, 일자리 소멸 사업체 10분위별 피보험자 분포 ...	97
[그림 5-11] 회사연령별, 일자리 창출 사업체 10분위별 피보험자 분포	98
[그림 5-12] 회사연령별, 일자리 소멸 사업체 10분위별 피보험자 분포	98
[그림 5-13] 사업체 규모별 일자리 창출·소멸 보수기준 분위수 배율(P90/10)	100
[그림 5-14] 사업체 규모별 일자리 창출·소멸 보수기준 분위수 배율(P90/50, P50/10)	101
[그림 5-15] 일자리 변동이 임금분포에 미치는 효과분석(무조건 분위회귀분석)	106
[그림 5-16] 사업체 속성별 일자리 변동이 임금분포에 미치는 효과 분석(무조건 분위회귀분석)	107

요 약

노동시장제도의 효과는 선형적으로 예측할 수 없으며, 실증 연구를 통해 성과와 한계를 지속적으로 평가하여 개선해야 할 것이다. 본 연구는 경력 단절, 근로시간, 최저임금, 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. 이를 통해 경력단절 예방을 위한 일-가정 양립정책과 돌봄의 사회화, 장시간 근로의 축소와 근로시간 선택제의 확산, 최저임금, 일자리 정책과 관련한 시사점을 모색한다.

1. 임금불평등 변화에서 여성 경력단절의 영향

여성의 경력단절이 여성 노동시장 내 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 임금근로자 중 ‘결혼, 임신 및 출산, 육아, 초등자녀교육, 가족돌봄’의 사유로 일을 그만둔 적이 있는 경우를 경력단절이라 정의하여 경력단절 경험 여성과 미경험 여성의 현재 일자리 특성을 분석한 결과, 여성 취업자의 약 35%가 경력단절을 경험한 것으로 나타났다. 경력단절을 경험한 여성들의 현재 일자리는 대체로 비정규직, 단순노무, 도소매·음식숙박업 등에 몰려 있으며, 경력단절을 경험하지 않은 여성에 비해 일자리의 질이 현저히 낮은 수준에 있다.

무조건 회귀분석을 적용하여 분석한 결과, 인적특성을 포함한 요인들을 통제한 후 경력단절은 여성 전체 임금분포의 하위분위에는 큰 영향을 미치지 않았지만 임금수준이 높은 상위분위로 올라갈수록 임금 불이익이 더 크게 나타나는 것으로 나타났다. 이는 여성 노동시장 안에 경력단절이 증가하면 중상위의 임금감소효과가 크게 나타나 여성 전체 평균임금이 감소하는 결과를 가져올 것이라는 것을 의미

한다. 또한 남성을 포함한 전체 노동시장에서 여성 경력단절 증가는 전체 임금분포에서 중간분위의 임금 불이익이 가장 크게 나타났고, 임금수준이 높은 상위분위의 임금 불이익이 가장 적은 것으로 나타났다.

이상의 분석결과, 경력단절을 경험한 여성이 줄어들면 여성 내 임금분포에서 상위분위의 임금 불이익이 줄어들어 평균적 수준에서 여성의 임금상승이 가능해지고 이는 장기적 관점에서 성별 임금격차의 완화를 기대할 수 있게 한다. 또한 노동시장 전체에서 보면, 경력단절을 경험한 여성이 줄어들면 중간층 임금 불이익이 줄어들어 노동시장 전반의 불평등 완화에 기여할 수 있다는 것을 의미한다. 즉 경력단절을 예방하는 것이 성별 임금격차뿐만 아니라 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

최근까지 여성을 대상으로 한 경력단절 관련 정책은 주로 재취업에 초점이 맞춰져 있었다. 그러나 재취업 일자리 질 제고와 병행하지 않은 채 재취업률을 높이기만 한다면, 경력단절로 발생하는 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등을 초래하는 현상을 오히려 강화시킬 수 있음을 주의할 필요가 있다. 무엇보다 현재 일을 하고 있는 여성들이 경력을 유지할 수 있도록 경력단절 자체를 예방하는 정책이 우선 과제여야 할 것이다.

2. 근로시간의 변화가 임금불평등에 미치는 영향

근로시간 감소를 통해 노동자의 삶의 질을 개선하고 여성의 경제 활동을 촉진하기 위해, 2004~11년에 걸쳐 규모별로 법정 노동시간을 주 40시간으로 단축, 2010년 이후 시간제 근로 확산, 2018년 휴일 근로의 초과근로 포함 및 연장근로가 무제한 허용되는 특례업종의 축소 등의 정책적 노력을 기울여 왔다. 그 결과 연간 근로시간은 2017년 2,024시간으로 감소하고, 시간제 일자리는 대폭 확대되었다.

본 연구는 2007~17년 고용형태별근로실태조사에 무조건 분위회

귀(unconditional quantile regression)와 요인분해를 적용해 근로시간 변화가 시간당 임금과 월임금 분배에 미치는 영향을 분석했다.

분석결과, 근로시간 단축의 주요 정책대상인 장시간근로자의 근로시간 단축과 이로 인한 장시간근로자 감소는 표준근로시간 근로자와의 시간당임금 격차를 감소시켜 임금불평등을 개선하는 것으로 나타났다. 적절한 월보수를 얻기 위해 낮은 시간당 임금을 긴 노동시간을 통해 벌충하던 장시간근로자의 삶이 근로시간 감소와 동반하는 임금을 인상으로 적정시간 일하고 그에 상응하는 적절한 보상을 받는 방향으로 변화하고 있고, 이는 전체 불평등을 개선시키므로, 긴 노동시간을 줄이려는 정책적 노력은 앞으로도 지속되어야 한다.

다른 한편 근로시간 감소의 다른 단면인 단시간근로자 확대의 효과는 주로 비자발성에 근거한 주변부 일자리 확대에서 오는 분배 악화로 나타났다. 약간의 임금률 조정이 있었으나 그 효과는 작은 반면, 근로시간의 급격한 감소로 인한 월임금의 격차는 매우 커졌다. 따라서 시간제 근로 확대가 일과 가정의 양립이나 시간선택제 확산을 통한 일자리 증가와 여성 경제활동증가라는 정책적 목표를 달성하면서 분배적으로도 바람직한 결과를 낳으려면 정규직 일자리와 차별 없는 질 좋은 시간제 일자리를 만들 수 있어야 하며, 근로시간에 대한 근로자의 선택권도 강화되어야 할 것이다.

3. 최저임금의 고용 및 임금 파급효과

최저임금 인상이 보호하려는 저임금 근로자의 일자리를 줄일 수 있다는 우려 때문에 사회적인 논란이 크다. 본 연구는 최저임금 인상이 고용과 근로시간에 어떤 영향을 미치는지, 적용을 받지 않는 근로자의 임금에는 어떤 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 주요한 분석결과와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 사업체 단위의 패널자료를 구성하여 고정효과모형으로 추정된 결과는, 2018년 3월까지 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향

을 미치는 것이 아니라 오히려 순증가에 기여하였다. 최저임금 영향을 받는 근로자 유무와 관계없이 2018년 들어 30인 미만 사업체의 근로자 수는 모두 감소하는데, 최저임금 영향을 받는 사업체의 근로자 수는 영향을 받지 않는 사업체에 비해 감소폭이 적어서 나타난 현상이지만, 최소한 고용에 부정적인 영향을 미치지 않음을 의미한다. 또한 상용직 중심으로 고용 비중이 증가하여 고용구조 개선에 기여하고 있음을 보여준다.

둘째, 최저임금 인상에 따라 시간당 정액급여는 높아졌지만, 근로시간이 줄어들었다. 노동비용 증가에 대응하여 기업은 고용이 아니라 근로시간 조정에 의존하고 있음을 의미하는데, 단기적으로는 월임금이 증가하지 않을 수 있다. 최저임금 인상이 가계소득 증가로 이어지기까지 정책 시차가 있을 것임을 시사한다. 한편 편법적으로 휴게시간을 늘려 최저임금 인상을 무력화하려는 시도나 최저임금 위반 여부를 효과적으로 단속하기 위해서는 근로시간 관리를 강화하여야 할 것이다. 임금대장 또는 임금명세서에 임금뿐만 아니라 실근로시간 기재를 의무화할 필요가 있다.

셋째, 최저임금이 저임금 근로자 비율을 억제하고 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 최저임금의 준수율과 파급효과가 커야 한다. 추정방법에 따라 최저임금의 1.1배 또는 1.3배까지 최저임금 인상에 따라 임금이 오르고 있어서, 최저임금 인상이 중하위 임금분배 개선에 기여하고 있다.

그러나 최저임금의 고용효과 분석은 2018년 3월까지의 조사자료만 이용하였기 때문에 이후의 고용 부진 추세를 반영하지 못하였으며, 사업체노동력조사의 표본 교체 때문에 사전 추세를 통제하지 못하였다. 장기간의 사업체 또는 개인 단위의 패널자료를 구축하면, 보다 심층적으로 분석할 수 있을 것이다.

최저임금은 아직 부정적인 효과가 발견되지 않고 노동시장 격차를 줄여 노동시장을 안정화하는 데 기여하겠지만 일자리 창출을 기대하기 어렵고, 취약계층이 지나치게 많아서 최저임금만으로 저임금 노

동시장을 개선하는 데는 한계가 있다. 경제성장의 고용창출력이 크게 약화되고, 고용 부진의 부담이 영세 사업주와 취약계층에 집중되고 있는 현재의 어려움을 고려하면, 일자리 창출과 고용안전망 확충을 병행할 필요가 있다.

4. 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향

일자리 창출과 소멸을 통한 일자리 변동은 전체 임금분포에 큰 영향을 주게 될 것이다. 본 연구는 고용보험 행정자료와 보수총액 정보를 연계하여 분석 자료를 구성하여, 일자리 변동을 측정하고, 일자리 창출과 소멸이 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 주요한 분석결과와 시사점을 정리하면 다음과 같다.

우선 일자리 창출 사업체와 일자리 소멸 사업체의 고용구조가 산업별, 사업체 규모별, 업력별로 일정한 차이를 보였다. 일자리 창출 사업체는 일자리 소멸 사업체에 비해 제조업 비중이 작았고, 업력이 비교적 짧았으며, 규모가 작은 사업체 비중이 높은 것으로 확인되고 있다. 이러한 고용구조로 인해 일자리 창출 사업체가 일자리 소멸 사업체보다 임금불평등이 덜한 것으로 나타났다. 무조건부 회귀분석을 통해 일자리 변동이 지니계수에 미치는 효과를 분석한 결과를 보면, 일자리 창출 비중이 높아지면 지니계수를 낮추는 방향으로 작용하며, 반대로 일자리 소멸 비중이 높아지면 지니계수를 높이는 방향으로 작동하였다. 또한 로그일자리변동량이나 일자리 변동률이 높아지면 지니계수를 낮추는 것으로 나타났다. 무조건부 분위회귀모형을 통해 로그일자리변동량 증가가 임금분포에 미치는 효과를 보면, 로그일자리변동량이 정(+)의 값을 가질수록 임금불평등을 완화시킬 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 일자리 창출 사업체의 피보험자 비중 증가는 일자리 소멸 사업체의 피보험자 비중 증가보다 전체 분위에서 임금수준을 높이는 방향으로 작용하는 한편, 하위분위와 중간분위의 임금격차를 일자리 소멸 사업체보다 더욱 줄이는 방

향으로 작용하면서 전반적으로 임금불평등을 완화시키는 것으로 나타났다.

본 연구는 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 이용하여 우리나라의 일자리 창출 혹은 일자리 소멸에 따른 임금불평등 효과를 분석할 수 있음을 제시하였다. 2016년에 이루어진 일자리 창출은 임금불평등을 다소 완화시키는 방향으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있다. 고용보험 가입 사업체를 대상으로 한 분석결과이기는 하나, 이러한 결과는 우리나라 노동시장에서 고용과 임금 간의 역관계 가설을 지지하지 않음을 의미한다. 적어도 고용보험 가입 사업체에서의 일자리 창출은 임금불평등을 악화시키지 않는 것으로 판단할 수 있다. 물론 전체 임금근로자를 포괄하지 못하고 있고 1년만을 분석기간으로 했기에 본 연구의 결과는 제한적인 의미를 가진다.

일자리 구조의 동학적 변화가 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는지는 일자의 양과 질 모두를 달성해야 하는 일자리 정책에서 매우 중요한 과제다. 본 연구는 행정자료를 이용하여 분석할 수 있음을 제시하고 있으며, 장기간의 자료 구축과 심층적인 연구는 이후의 과제로 남아 있음을 밝힌다.

제 1 장 머리말

경제적 불평등은 시장의 자연스러운 힘에 의해 해결되지 않는다. 시장 규칙을 만들고 조정하는 제도와 정책이 필요한 이유다. 그러나 상충될 수 있는 성장과 분배, 효율과 평등을 함께 달성하기 위해서는 제도와 정책이 경제주체의 행동을 어떻게 유인하고 규율하는지를 지속적으로 평가하고 개선해야 할 것이다. 이는 노동시장제도도 마찬가지다.

전년도 연구는 노동조합, 고용형태, 최저임금이 노동시장 불평등, 특히 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 노동시장제도는 다양하게 정의할 수 있는데, 본 연구는 경력 단절, 근로시간, 최저임금, 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향으로 확장한다. 이를 통해 경력단절 예방을 위한 일-가정 양립정책과 돌봄의 사회화, 장시간 근로의 축소와 근로시간 선택제의 확산, 최저임금, 일자리 정책과 관련한 시사점을 모색할 것이다.

성별 평균 임금격차는 최근 빠르게 줄어들고는 있지만, 여전히 OECD 국가 가운데 가장 큰 수준이다. 남녀 모두 첫 직장을 가질 무렵인 20대의 임금수준은 비슷하지만 그 이후에 성별 임금격차가 크게 확대되는 점에 주목하여, 제2장은 여성의 임금 성장을 저해하는 경력 단절이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. 기존의 연구가 출산·육아 등으로 인한 여성의 경제활동 단절, 경력 단절 이후 재취업의 어려움, 재취업 시 임금수준의 하락 등에 주목하였지만, 본 연구는 성별 임금격차뿐만 아니라 경력 단절에 따른 임금 불이익이 임금불평등을 초래하고 있음을 지적한다. 이

를 위해 지역별고용조사(통계청)에서 ‘결혼, 임신 및 출산, 육아, 초등 자녀교육, 가족 돌봄’을 이유로 일을 그만둔 경험이 있는 경우를 경력 단절로 정의하고, 무조건 분위회귀분석을 통해 중간 분위에서 경력단절 경험의 임금 불이익이 가장 크다는 것을 밝힌다. 이는 성별 임금격차를 줄이기 위하여 기업 내 임금정보 공개와 동일노동 동일임금 원리를 실현하는 정책적 노력, 경력단절 여성의 노동시장 재통합을 지원하기 위한 통합적인 고용서비스 제공과 함께 일·가정 양립이 가능한 근로환경을 조성하고 보육·돌봄에 대한 사회적 지원을 강화하여 경력 단절을 예방하는 것이 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

2004~11년에 걸쳐 규모별로 법정 노동시간을 주 40시간으로 단축, 2010년 이후 시간제 근로의 확산, 2018년 휴일근로의 초과근로 포함 및 연장근로가 무제한 허용되는 근로시간 특례업종 축소 등 근로시간을 줄이려는 정책적인 노력이 이어지고 있다. 근로시간의 단축은 근로생활뿐만 아니라 생산시스템의 큰 변화를 초래한다. 그러나 근로시간의 변화가 임금계층별로 차별적인 영향을 미칠 수 있으며, 이로 인해 분배적 효과가 다를 수 있다는 점은 그다지 주목되지 않았다. 제3장은 근로시간의 변화가 임금불평등에 미치는 영향을 탐구한다. 고용형태별근로실태조사(고용노동부)를 이용하여 무조건 분위회귀와 요인 분해를 적용한 결과는 평균 근로시간의 감소가 임금 분배의 개선에 기여하고 있음을 보여준다. 특히 이 논문은 장시간 근로가 감소하는 한편 단시간 근로가 크게 증가하는 현상 모두 평균적인 근로시간 감소로 나타나지만 그 임금분배에 미치는 영향은 달라질 수 있다는 점에 주목하고 있다. 장시간 근로 비중의 감소는 임금을 격차 감소를 통해 임금불평등 분포를 개선하지만, 단시간 근로의 증가는 저임금 시간제 일자리의 양적인 확대와 근로시간 감소로 월임금 불평등을 크게 악화시키는 분석결과를 제시한다. 이는 장시간 근로자 삶의 질과 분배 개선을 위해 근로시간 단축을 위한 정책적 노력을 지속할 필요와 함께 비자발적인 단시간 근로가 고착화되지 않도록 근로자의 근로시간 선택권을 보장할 필요성을 제기한다.

2018~19년에 최저임금이 대폭 인상되었다. 저임금 노동시장을 개선하고 가계의 노동소득을 증가시키려는 정책적인 목적에도 불구하고 최저임

금 인상이 보호하려는 저임금 근로자의 일자리를 줄일 수 있다는 우려 때문에 사회적인 논란이 거세다. 제4장은 최저임금 인상이 기업의 대응에 따라 영향이 달라질 수 있다는 점에 주목하여, 사업체 패널자료를 구성하여 2018년 최저임금 인상의 영향을 분석한다. 최저임금의 영향을 받는 근로자가 있는 사업체와 그렇지 않은 사업체로 나누어, 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는 않으며, 시간당 정액급여는 높이지만 근로시간은 줄어들었음을 제시한다. 다만, 2018년 3월의 조사 자료를 활용하였기 때문에 이후의 고용 부진 추세를 반영한 평가는 이어져야 할 것이다. 한편 최저임금 인상이 저임금 근로자의 임금을 높여 임금불평등을 개선할 것이라는 점에는 대부분 동의하지만, 중하위 임금 분포에서 어디까지 영향을 미치는지는 실증적으로 분석할 과제다. 고용형태별근로실태조사(고용노동부)를 이용하여 임금분위별 임금 변화를 비교하면, 2017년의 최저임금 인상은 추정방법에 따라 최저임금의 1.1배 또는 1.3배까지 임금이 오르고 있어서, 최저임금 인상이 중하위 임금분배 개선에 기여하고 있음을 보여준다.

한편 일자리 창출과 임금불평등의 변화 간 관계에 대한 실증 연구는 거의 없었다. 이병희 외(2013: 28)에 따르면, 2001~11년 동안 OECD 32개국의 고용률 변화와 임금불평등 간의 변화에는 약한 음의 상관관계가 발견되지만, 나라마다 양상은 다르다. 고용률이 증가하면서 임금불평등이 감소한 나라들이 있지만, 오히려 임금불평등이 증가한 나라들이 더 많다. 제5장은 고용보험 행정자료와 근로복지공단의 보수총액 정보를 결합하여 일자리 창출과 소멸이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로는 고용보험 피보험자 이력자료를 만들어 사업체 단위로 일자리 창출과 소멸을 측정하고, 여기에 근로복지공단이 고용보험료를 부과한 기준인 보수총액 정보를 결합하여 일자리 변동이 임금 분포에 미치는 영향을 분석하였다. 한 해의 자료이기 때문에 심층적인 분석은 어렵지만, 기술통계와 시론적인 무조건 회귀분석을 수행한다. 행정자료를 이용한 분석 자료의 구축 방법과 더불어 일자리 정책이 임금불평등에 미치는 영향을 심층적으로 연구하는 계기가 되기를 기대한다.

제 2 장

임금불평등 변화에서 여성 경력단절의 영향

제1절 머리말

여성의 고학력화가 꾸준히 진행되면서 경제활동참가의 증가가 이어지고 있고, 최근 들어 혼인 및 출산 기피현상, 만혼, 일·가정 양립 지원제도 등의 영향으로 직장을 꾸준히 다니는 여성이 늘고 있는 상황이다. 그러나 2000년 이후 일하는 여성을 지원하는 정책이 확대되었고, 특히 경력단절 방지를 위한 휴가휴직제나 육아지원정책 등이 확대·시행되고 있음에도 불구하고 우리나라 여성 노동시장은 여전히 M-curve 참가율 형태를 유지하며 여성 핵심연령층에서 낮은 고용률을 유지하고 있다.

이러한 여성의 경력단절은 노동시장 진입 후 얼마간의 경제활동 후 출산, 육아 등의 이유로 노동시장을 이탈하는 것이 핵심 원인으로, 일정기간 경력단절을 겪은 여성이 노동시장으로 재진입할 경우 기존의 경력 및 근속을 유지하기는 어렵게 된다. 이는 여성의 임금성장을 정체시키는 핵심 요인 중 하나로, 성별 임금격차에도 큰 영향을 미치게 되고 노동시장 전체 임금불평등의 중요한 요인으로 작동하게 된다.

기존에 여성의 경력단절을 분석한 연구들은 주로 여성의 경제활동 단절 요인, 경력단절 이후 재취업의 어려움, 재취업 일자리 특성이나 재취업 후 고용유치 측면의 분석, 재취업 시 임금수준의 하락 등 노동시장 내

여성의 특성 분석에 집중되어 왔다. 본 연구는 여성 노동시장 안에서의 경력단절에 의한 임금 불이익(penalty)과 더 나아가 노동시장 전체 임금 불평등에 미치는 경력단절의 영향을 분석하는 데 초점이 맞춰져 있다.

이를 위해 먼저 통계청의 지역별고용조사 상반기 부가조사를 이용하여 25~54세 임금근로자를 대상으로 경력단절을 경험한 그룹과 경험하지 않은 그룹의 특성을 분석한 후 과거 경력단절경험에 따른 현재 일자리 특성과 임금분포에 따른 특징이 어떤지 살펴보도록 한다. 이어 여성의 경력단절 경험이 여성 노동시장에서의 임금 불이익에 어떤 영향을 미치는지 분석하고 노동시장 전체로 확장하여 경력단절 경험의 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등에 어떻게 작용하는지 실증적으로 분석한다.

제2절 경력단절 경험에 따른 노동시장 특징

본 연구는 지역별고용조사 상반기 부가자료의 경력단절 경험 여부 변수를 이용해 분석하도록 한다. 지역별고용조사 상반기 부가자료는 2014년 이후 여성을 대상으로 ‘조사대상주간의 일을 하기 전에 수입을 목적으로 일을 하다가 그만둔 적이 있는지’를 묻고, 일을 그만둔 이유를 ‘결혼, 임신 및 출산, 육아, 초등자녀교육, 가족돌봄’이었는지를 묻고 있다. 이러한 사유로 일을 그만둔 경험이 있는 경우를 경력단절이라 정의한다.¹⁾ 이 정의를 이용해 간접적으로 여성 경력단절자를 구분할 수 있고, 현재 취업한 여성을 경력단절경험 집단과 미경험 집단으로 나눌 수 있다. 그러나 이 질문의 대상자는 임금근로자 여성만을 대상으로 하기 때문에 비임금근로자 여성의 정보가 없고, 남성은 경력단절 조사대상이 아니기 때문에 해당사항이 없게 된다. 또한 경력단절 기간을 묻고 있지 않고 현재 일을

1) 2008년 제정된 「경력단절여성 등의 경제활동 촉진법」에 의하면 여성의 경력단절은 ‘혼인·임신·출산·육아와 가족구성원의 돌봄 등을 이유로 경제활동을 중단하였거나 경제활동을 한 적이 없는 여성 중에서 취업을 희망하는 여성’으로 정의하고 있다.

하기 전 경력단절을 경험했는지에 대해서만 묻는 단점이 있다. 이때 분석에 사용되는 지역별고용조사 상반기 부가조사 원자료는 현재 인구보정 전 자료임을 밝히는 바이다.

이후의 분석은 노동시장의 핵심연령층인 25~54세 임금근로자를 대상으로 한다. 먼저 여성 임금근로자 중 경력단절 경험집단과 미경험 집단의 특성을 살펴보도록 한다. 먼저 <표 2-1>을 보면 2017년 상반기 기준 여성 임금근로자 1,132만 3천 명 중 경력단절을 경험한 여성은 386만 4천 명으로 여성 취업자의 34.1%를 차지하고 있으며, 2014년 29.0%에서 증가한 이후 꾸준히 34% 수준을 유지하고 있다. 분석대상인 25~54세로 연령을 제한해 보면, 2017년 상반기 기준 임금근로자 736만 3천 명 중 경력단절을 경험한 여성은 259만 6천 명으로 35.3%를 차지하고 있다.²⁾ 연령을

<표 2-1> 성별 생산가능인구, 취업자, 여성의 경력단절 경험

(단위: 천 명, %)

	생산가능인구		취업자(임금근로자)			남성 고용률	여성 고용률	경력단절 비중
	남성	여성	남성	여성	경력단절 경험			
2014	20,744	21,670	14,874	10,810	3,131	71.7	49.9	29.0
2015	21,010	21,915	14,996	10,905	3,649	71.4	49.8	33.5
2016	21,248	22,100	15,070	11,083	3,831	70.9	50.1	34.6
2017	21,431	22,266	15,253	11,323	3,864	71.2	50.9	34.1
25~54세								
2014	12,037	11,682	10,636	7,346	2,298	88.4	62.9	31.3
2015	12,008	11,613	10,582	7,309	2,569	88.1	62.9	35.1
2016	11,990	11,513	10,520	7,321	2,624	87.7	63.6	35.8
2017	11,953	11,428	10,449	7,363	2,596	87.4	64.4	35.3

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

2) 경력단절을 경험한 여성의 규모를 확인할 수 있는 또 다른 자료로는 경력단절여성의 경제활동실태조사가 있다. 만 25~54세 여성을 대상으로 조사한 실태조사 결과 2016년 취업자 2,895명 중 결혼, 임신, 출산, 돌봄 등의 이유로 경력단절을 경험한 여성은 881명으로 여성 취업자의 30.4%인 것으로 나타났다. 그러나 이 자료는 여성만 대상으로 조사하고 있어 본 연구의 분석대상과 맞지 않아 사용하지 않았다.

제한해 보더라도 경력단절 비중이 크게 차이 나지 않았다. 경력단절을 경험하고 현재 취업한 상태에 있는 여성의 연령대가 대부분 기혼 50대 이하에 몰려 있기 때문이다.

<표 2-2>에서 연령집단별 경력단절 경험 비중을 보면, 연령이 높아질수록 취업자 중 경력단절 경험 비중이 높아지는 특징을 보이고 있다. 2017년 상반기 기준 25~29세는 여성취업자 중 6.7%, 30~34세 22.6%, 40~44세 45.1%를 경험하는 것으로 나타났다. 현재 취업상태를 기준으로 과거 경력단절 경험을 회고적으로 묻고 있기 때문에 연령이 높아질수록 경력단절 경험이 많이 나타났다.

학력별로 보면, 고학력일수록 경력단절 경험이 적게 나타나는데 2017년 기준 대졸의 경우 취업여성의 25.5%, 대학원졸은 21.2%로 나타나는 반면, 고졸은 45.7%로 거의 절반이 경력단절 경험이 있는 것으로 나타났다.

2017년 기준 각 산업별 임금근로자 중 경력단절을 경험한 비중을 보면, 현재 취업한 산업이 공공행정(18.8%), 출판, 영상, 정보서비스업(18.8%),

<표 2-2> 여성의 연령별·학력별 경력단절 경험 비중

(단위: 천 명, %)

		2017		여성 중 경력단절 경험 비중			
		여성	경력단절	2014	2015	2016	2017
연령	25~29	1,125	75	6.0	6.6	6.5	6.7
	30~34	1,041	236	17.2	23.0	22.3	22.6
	35~39	1,127	418	31.1	39.0	37.9	37.1
	40~44	1,212	547	36.9	45.5	45.9	45.1
	45~49	1,484	681	37.0	45.2	46.7	45.9
	50~54	1,374	638	34.4	43.8	46.7	46.5
학력	초졸 이하	102	43	30.3	41.6	45.5	41.7
	중졸	306	133	34.7	43.8	45.2	43.5
	고졸	2,846	1,299	35.5	44.7	45.8	45.7
	전문대졸	1,238	406	25.0	32.0	33.1	32.8
	대졸	2,484	633	19.2	24.3	25.5	25.5
	대학원 이상	387	82	15.2	20.3	20.0	21.2

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

8 노동시장제도와 임금불평등 연구

전기, 가스, 수도업(20.1%), 전문, 과학, 기술서비스업(22.8%)인 경우 경력 단절경험 비중이 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 반면 농림어업(54.4%), 도소매업(41.0%), 음식, 숙박업(40.2%), 부동산, 임대업(45.1%)에 종사한 여성은 경력단절 경험 비중이 높게 나타났다. 상대적으로 고학력·고임

〈표 2-3〉 25~54세 여성의 산업별 임금근로자 및 경력단절 경험(2017년 상반기)
(단위: 천 명, %)

	임금근로자			각 산업별 비중		각 산업 내 비중	
	전 체	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험
전 체	7,363	2,596	4,767	35.3	64.7	100.0	100.0
농림어업	88	48	40	54.4	45.6	1.2	1.8
광업	2	0	2	14.0	86.0	0.0	0.0
제조	983	373	610	37.9	62.1	13.4	14.4
전기가스	13	3	10	20.1	79.9	0.2	0.1
하수폐기	11	5	6	46.0	54.0	0.1	0.2
건설	132	52	80	39.4	60.6	1.8	2.0
도소매	1,201	492	709	41.0	59.0	16.3	19.0
운수	113	38	75	34.0	66.0	1.5	1.5
음식숙박	754	303	451	40.2	59.8	10.2	11.7
출판영상	188	35	153	18.8	81.2	2.6	1.4
금융	337	109	228	32.3	67.7	4.6	4.2
부동산	155	70	85	45.1	54.9	2.1	2.7
전문과학	299	68	231	22.8	77.2	4.1	2.6
사업서비스	256	88	168	34.3	65.7	3.5	3.4
공공행정	234	44	190	18.8	81.2	3.2	1.7
교육	1,053	322	731	30.6	69.4	14.3	12.4
보건복지	1,057	375	682	35.5	64.5	14.3	14.4
예술스포츠	119	35	84	29.1	70.9	1.6	1.3
협회단체	354	127	228	35.7	64.3	4.8	4.9
가구내	13	8	5	64.0	36.0	0.2	0.3
국제기관	1	0	1	23.0	77.0	0.0	0.0

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

금집단에서 저학력·저임금집단보다 경력단절을 경험한 비중이 적게 나타나고 있다.

한편 경력단절을 경험한 집단이 어떤 산업에 집중적으로 몰려 있는지 산업구성을 보면, 경력단절 경험집단과 미경험집단의 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 여성 취업자가 밀집해 있는 제조업, 도소매업, 교육서비스업, 공공행정에서 경력단절집단과 미경험집단의 비중이 비슷하게 높게 나타났다.

한편 직종별로 살펴보면 각 직종에서 경력단절을 경험한 비중은 관리직(22.1%), 전문가(29.0%), 사무직(27.1%)에 종사하고 있는 경우 경력단절 경험 비중이 상대적으로 낮게 나타난 반면, 서비스업, 판매업을 비롯해 기능직, 장치기계, 단순노무직은 40%를 상회하는 높은 수준으로 나타나 직종의 특성이 강하게 반영된 모습을 보이고 있다.

종사상지위별로 보면 2017년 상반기 기준 상용직의 28.4%가 출산, 육아, 돌봄 등의 이유로 경력단절을 경험하였다고 응답한 반면, 임시직은 40.5%, 일용직은 48.0%가 경력단절 경험이 있는 것으로 나타났다. 또한

〈표 2-4〉 25~54세 여성의 직종별 취업자 및 경력단절 경험(2017년 상반기)

(단위: 천 명, %)

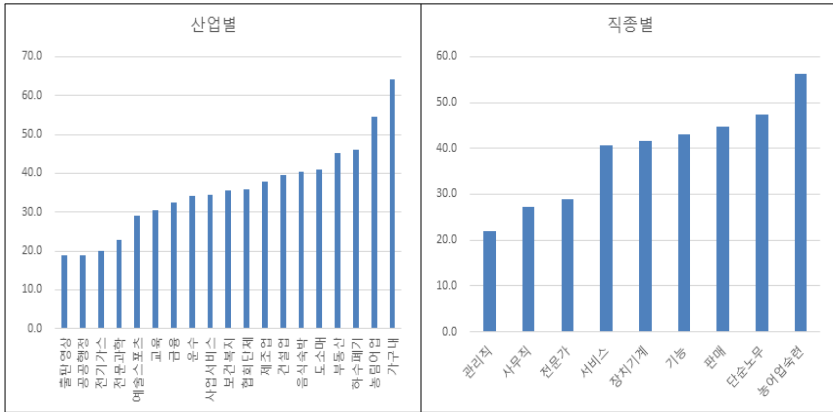
	임금근로자			각 직종별 비중		각 직종 내 비중	
	전 체	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험
전 체	7,363	2,596	4,767	35.3	64.7	100.0	100.0
관리직	26	6	20	22.1	77.9	0.4	0.2
전문가	2,211	642	1,569	29.0	71.0	30.0	24.7
사무직	1,792	486	1,306	27.1	72.9	24.3	18.7
서비스	1,039	421	617	40.6	59.4	14.1	16.2
판매	1,020	456	564	44.7	55.3	13.9	17.6
농어업숙련	72	40	31	56.3	43.7	1.0	1.6
기능	198	85	113	43.0	57.0	2.7	3.3
장치기계	301	125	176	41.6	58.4	4.1	4.8
단순노무	704	333	371	47.3	52.7	9.6	12.8

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

10 노동시장제도와 임금불평등 연구

(그림 2-1) 산업 및 직종별 25~54세 경력단절 경험 비중(2017년)

(단위: %)



자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

비정규직 중 경력단절을 경험한 비중은 42.8%에 달하는데, 정규직은 27.8%로 나타났다. 이와 같은 결과를 정리하면 대체로 안정적 일자리에 속한 여성의 경력단절 경험이 일관되게 낮게 나타났다.

(표 2-5) 25~54세 여성의 종사상지위별 임금근로자 및 경력단절 경험 (2017년 상반기)

(단위: 천 명, %)

	임금근로자			종사상지위별 비중		종사상지위 내 비중	
	전 체	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험	단절 경험	단절 미경험
전 체	7,363	2,596	4,767	35.3	64.7	100.0	100.0
상용	4,079	1,159	2,921	28.4	71.6	55.4	44.6
입시	1,851	749	1,102	40.5	59.5	25.1	28.9
일용	1,433	688	745	48.0	52.0	19.5	26.5
비정규	3,654	1,566	2,089	42.8	57.2	49.6	60.3
정규직	3,709	1,030	2,679	27.8	72.2	50.4	39.7

주: 비정규직은 임시직+일용직+고용계약기간이 정해져 있는 계약직으로 정의.
 자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

평균근속기간을 보면, 남성은 평균 8년, 여성은 6.3년으로 나타났는데, 경력단절 경험집단과 미경험집단 간 평균 근속기간이 모두 6.3년으로 큰 차이를 보이지 않았다.

근속기간별 분포를 보면 경력단절을 경험한 집단은 63.2%가 1년 미만에 속해 있었고, 경력단절 미경험집단은 48.8%로 나타났다. 이는 경력단절을 겪고 현재 일자리에 근속한 기간이 짧을 수밖에 없는 현실이 반영된 결과로 보인다. 근속 1~3년 미만의 경우 경력단절 경험집단은 11.9%, 경력단절 미경험집단은 15.0%로 미경험집단이 더 높게 나타났다. 반면 경력단절 경험집단이 3년 이상 근속을 한 경우는 24.9%에 불과한 것으로 나타났다.

한편 전체 시간당임금의 중위임금을 기준으로 상대적 기준에 따라 저임금, 중저임금, 중고임금, 고임금 분포로 나누고 경력단절 경험집단과 미경험집단을 분석한 결과, 2017년 기준 경력단절 경험집단이 저임금과 중저임금에 약 70%가량 분포하고 있고, 미경험집단은 절반을 약간 넘는 수준인 것으로 나타나 경력단절 경험집단이 저임금에 상당부분 분포하고 있음을 알 수 있다. 특히 저임금 비중이 경력단절 경험집단은 31.1%인 반면 미경험집단은 21.2%로 약 10%p가량 차이가 났다. 중고임금과 고임금도 경력단절 경험집단에 비해 미경험집단이 7~9%p가량 높게 나타났다.

〈표 2-6〉 근속기간(2017년)

(단위:년, %)

	남성	여성	근속기간 분포		여성 내 비중	
			경력단절 경험	미경험	경력단절 경험	미경험
평균(년)	8.0	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3
1년 미만	44.9	53.9	63.2	48.8	41.3	58.7
1~3년 미만	12.6	13.9	11.9	15.0	30.2	69.8
3~6년 미만	12.0	12.0	9.9	13.1	29.1	70.9
6~10년 미만	9.8	8.1	6.8	8.9	29.4	70.6
10년 이상	20.8	12.1	8.2	14.2	23.8	76.2
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	35.3	64.7

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

<표 2-7> 25~54세 경력단절경험 여부에 따른 임금분포 추이

(단위 : %)

	경력단절 경험					경력단절 미경험				
	전체	저임금	중저임금	중고임금	고임금	전체	저임금	중저임금	중고임금	고임금
2014	100.0	54.0	27.6	12.8	5.6	100.0	37.8	26.1	21.4	14.8
2015	100.0	33.1	39.9	17.8	9.2	100.0	21.3	32.9	26.0	19.8
2016	100.0	31.8	39.2	18.4	10.5	100.0	20.9	32.5	25.0	21.6
2017	100.0	31.1	39.1	19.5	10.3	100.0	21.2	32.9	26.7	19.2

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

2017년 전체 근로자의 시간당 임금을 10분위로 나누어 개별 근로자가 임금수준에 따라 10분위상 어디에 속해 있는지 확인해 보도록 한다. 이를 통해 각 분위에 남성, 경력단절 미경험여성, 경력단절 경험여성의 분포를 <표 2-8>을 통해 살펴보도록 한다. 먼저 남성 임금근로자는 임금분포의 중상위에 절반 이상이 분포하고 있는 것으로 나타났는데, 상위 9분위 비중이 가장 높아 15.3%의 임금근로자가 속한 것으로 나타난 반면 임금 분포 하위 3분위 이하는 10% 미만 수준으로 적게 속하고 있다.

남성과는 달리 여성은 경력단절을 경험하지 않은 여성의 62.7%, 경력단절을 경험한 여성의 77%가 4분위 이하에 분포하고 있어 경력단절 여부와 무관하게 남성에 비해 상위분위보다는 중하위분위에 더 많이 몰려 있는 것으로 나타났다. 특히 경력단절을 경험하지 않은 여성에 비해 경력단절을 경험한 여성의 최하위분위 분포가 매우 높게 나타났는데, 경력단절 미경험 여성 취업자 중 최하위분위인 1분위와 2분위에 35.6%가 몰려 있는 데 비해 경력단절을 경험한 여성은 취업자의 49.4%가 1분위와 2분위에 몰려 있는 것으로 나타났다.

각 분위별 누적 분포를 보면, 상위분위로 갈수록 분위 안에서 남성이 많아지는 반면 여성은 줄어들고, 특히 경력단절을 경험한 여성은 급격히 줄어드는 것으로 나타났다. 특히 6분위 이후 상위분위의 남성이 압도적으로 많아 70% 이상 분포하는 것으로 나타났는데, 9분위는 남성이 81.5%에 달하며, 경력단절 미경험 여성이 14.7%, 경력단절 여성이 3.8%에 불과한

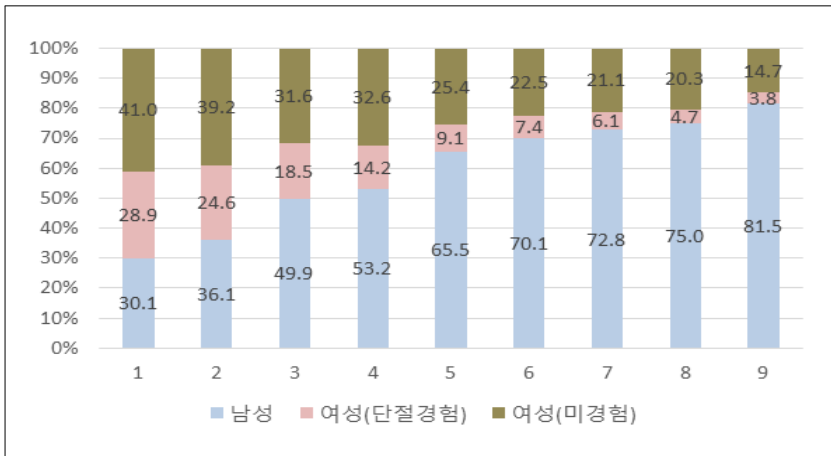
〈표 2-8〉 분위별 남성, 경력단절 미경험여성, 경력단절 경험여성 비중(2017년)
(단위: 천 명, %)

분위	규 모				구성비			
	전 체	남 성	여성=미단절	여성=단절	전 체	남 성	여성 미단절	여성 단절
1	1,591	479	653	460	11.4	5.9	16.6	24.5
2	1,895	685	743	467	13.6	8.4	19.0	24.9
3	1,187	592	375	220	8.5	7.3	9.6	11.7
4	2,104	1,119	685	299	15.1	13.8	17.5	15.9
5	1,020	668	259	93	7.3	8.2	6.6	4.9
6	1,519	1,064	342	113	10.9	13.1	8.7	6.0
7	1,599	1,164	337	98	11.5	14.3	8.6	5.2
8	1,489	1,117	303	70	10.7	13.7	7.7	3.7
9	1,523	1,241	224	59	10.9	15.3	5.7	3.1
전 체	13,927	8,128	3,922	1,877	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

(그림 2-2) 분위별 남성, 경력단절 미경험여성, 경력단절 경험여성 누적비중 (2017년)

(단위: %)



자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

것으로 나타났다. 하위 1~2분위는 남성은 약 30~36%인 반면 여성은 65~70%로 여성이 압도적으로 많았으며, 여성 중 경력단절 경험자 비중이 약 25~29% 정도 차지하는 것과 대비되는 결과이다.

제3절 경력단절 경험에 따른 임금불평등 영향

1. 기존의 논의

우리나라 여성 노동시장의 특징으로 대표되는 M-curve는 유럽이나 미국에서는 크게 두드러지지 않고 일본과 우리나라에서 보이는 현상이다. 따라서 해외 연구들은 경력단절 여성 연구보다는 주로 여성 내 노동시장에서 자녀가 있는 여성의 자녀양육에 의한 임금손실에 주목해 연구해 왔고 모성 임금 페널티(motherhood wage penalty)로 개념화하여 연구가 활발하게 이루어지고 있다(김종숙·이택면, 2011). 다수의 연구는 대체로 자녀가 없는 여성에 비해 자녀가 있는 여성에게서 평균적으로 임금 불이익이 있다는 데 공통된 연구결과를 보이고 있으며, 임금 불이익 수준은 분석에 따라 약간 차이를 보이고 있으나 평균적으로 5~10%로 분석하고 있다(Avellar and Smock, 2003; Budig and England, 2001; Lundberg and Rose, 2000; Staff and Mortimer, 2012). 또한 임금 불이익 수준은 여성 개인의 학력 등과 같은 인적속성이나 자녀 수나 배우자 소득과 같은 가구 특성, 인종이나 직종 특성 등에 따라 다르게 나타난다고 연구하고 있다.

모성 임금 페널티를 평균 수준이 아닌 분위 수준에서 연구한 대표적 연구인 Budig and Hodges(2010)는 조건부 분위회귀분석을 통해 분위별로 모성 임금 페널티가 다르게 영향을 미치며, 특히 저임금에서 더욱 크다는 주장을 했다. 그러나 Killewald and Bearak(2014)는 분위별 모성 페널티(Motherhood penalty) 연구를 함에 있어 기존의 조건 분위회귀분석을 사용한 방법론을 지적했다. Killewald and Bearak(2014)는 Budig and Hodges(2010)의 자료구성을 그대로 따르며, 패널데이터를 이용하여 무조

건부 분위회귀 고정효과분석(Fixed effects in unconditional quantile regression)으로 추정된 결과, 기존의 결과와 달리 저임금에서 모성 페널티가 더 크지 않다는 것을 밝혔다. 또한 모성 페널티는 중간분위에서 가장 컸으며, 상위분위에서는 모성 페널티가 거의 없는 것으로 분석되었다.

국내에서 경력단절과 연관된 연구들은 주로 여성의 경력단절 요인, 경력단절 이후 재취업의 어려움, 재취업 일자리 특성이나 재취업 후 고용유지 측면의 분석에 집중되어 있는 반면, 경력단절 여성의 임금 불이익 연구는 활발하게 이루어지지 않았다. 무엇보다 여성의 경력단절을 엄밀하게 정의하고 성별 임금격차나 임금손실을 분석한 연구는 많지 않다. 경력단절 여성의 임금 불이익을 연구한 대표적 연구는 김종숙·이택면(2011)으로, 이들은 노동패널자료를 이용해 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사로 경력단절한 여성들을 경력단절여성으로 명확히 규정하고 이들의 임금손실을 분석하였다. 경력단절여성이 재취업할 때 평균 임금 불이익이 약 19~21.9%로 임금손실이 발생하고 경력단절 기간이 길수록, 학력이 높을수록 손실이 커지는 것으로 분석되었다.

또한 분위별 경력단절에 의한 임금 불이익을 연구한 고영우(2016)는 노동패널자료로 분위회귀분석을 하여 첫 출산 및 육아 경험으로 경력단절한 여성의 임금 불이익을 분석하였는데, 고임금 직업군에서의 손실 크기가 더 크게 나타났으며, 경력기간이 길어지면 임금손실은 평균적으로 커지기는 하지만 일자리 특성의 변화와는 무관한 것을 밝힌 바 있다.

본 연구는 여성의 경력단절을 고려하여 여성 노동시장 내 분위별 임금 불이익을 분석하고 노동시장 전체로 확대하여 임금불평등에 미치는 영향을 분석한 연구라는 데 의의가 있다.

2. 분석방법 및 분석대상

본 연구의 주된 관심은 현재 노동시장에 취업해 있는 임금근로자 가운데 여성의 경력단절 경험이 여성 노동시장의 임금불평등과 전체 노동시장 임금불평등에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. 여성의 경력단절은 여성 내 노동시장에도 영향을 미칠 것이고, 노동시장 전체에도 영

향을 미치게 될 것이기 때문이다. 따라서 먼저 여성의 경력단절 경험이 여성 내 노동시장의 임금불평등에 어떤 영향을 미치는지를 분석 한 후 노동시장 전체로 확대해 분석하도록 한다.

여성의 경력단절의 임금효과는 임금분포의 위치에 따라 다를 것이므로 분위별로 경력단절 효과를 추정하는 것이 필요하다. 통상적인 분위회귀분석은 Koenker and Bassett(1978)이 제시한 조건부 분위회귀분석(conditional quantile regression)이다. 분석모형을 간략히 정리하면 다음과 같다 (Buchinsky, 1998: 94). 개별근로자 i , 로그임금 y , 설명변수 $k \times 1$ 벡터를 x_i 라 정의하면 다음과 같은 관계를 나타낼 수 있다.

$$y_i = x_i' \beta_\tau + u_{\tau i}, \text{Quant}_\tau(y_i | x_i) = x_i' \beta_\tau \quad (2-1)$$

이때 $\text{Quant}_\tau(y_i | x_i)$ 는 주어진 x_i 에서 y_i 의 조건부 분위이고 $u_{\tau i}$ 는 독립적인 오차항이다. 이 오차항은 특별한 분포의 가정 없이 $\text{Quant}_\tau(u_{\tau i} | x_i) = 0$ 조건을 만족한다고 가정한다. 이러한 가정에서 τ 분위(0과 1 사이의 값을 가짐)의 회귀계수 β_τ 는 다음의 식을 만족시킴으로써 구할 수 있다.

$$\beta_\tau = \min_{\beta} \frac{1}{n} \left(\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \tau |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta| \right) \quad (2-2)$$

분위회귀분석에서 추정하는 β_τ 는 로그임금의 τ 분위에서 해당 독립변수의 보상(return)으로 해석한다. 즉 해당 분위에서 모든 개인들의 관찰된 특성이 동일하다고 가정하는 조건분포에서 분위 내 성별 임금격차를 분석하는 방식이다. 예를 들어, 상위 90분위의 성별 임금격차는 90분위 내 모든 특성이 평균일 때 남성의 90분위와 여성의 90분위를 비교하는 것으로 해석한다. 그러나 조건 분위회귀분석은 각 분위에서 독립변수의 조건부 분위에 대한 추정치를 구하는 것으로, 이를 통해 얻은 추정치는 분위별로 비교 분석하는 데 한계를 가진다. 분위별로 종속변수에 대한 독립변수의 한계효과가 상이하기 때문이다.

최근에는 이러한 조건분포 제약 없이 분위회귀분석을 하는 방식을 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)가 제시한 재중심 영향함수(recentered

influence function : RIF)를 이용한 무조건부 분위회귀(unconditional quantile regression)분석이 활용되고 있다.³⁾ 이 방식은 어떠한 특성도 통제되지 않은 전체 분포에서 개인의 위치에 초점을 두고 있다. 즉 어떤 독립변수의 영향이 특정 분위에서만 영향을 미치는 것이 아니라 전체 임금 분포의 분위에 영향을 미치는 효과를 분석하는 것이다. 조건 분위회귀분석과 무조건 분위회귀분석은 소득분포의 위치에 따라 달라지는 효과를 추정한다는 점은 같지만, 조건 분위회귀는 관측되는 특성들이 동일하다는 가정에서 해당 설명변수가 해당 분위에서 종속변수에 미치는 효과를 추정하는 것이고, 무조건 분위회귀분석은 어떤 특성을 통제하지 않은 전체 분포에서 해당 설명변수가 전체 분포에 미치는 효과를 추정하는 것이라는 차이를 보인다.

무조건부 분위회귀분석을 간략히 설명하면 다음과 같다. Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)는 실제 분포를 재중심 영향함수(RIF)를 이용해 가상 분포를 만들어 특정 설명변수의 변화가 종속변수의 전체 분포 분위에 미치는 한계효과를 보여줄 수 있다. RIF 무조건 분위회귀분석에서는 기존의 종속변수 Y 대신 다음과 같은 RIF 함수를 종속변수로 사용하는데 종속변수 분포 통계량이 분위 τ 의 분위수 $q_\tau = F^{-1}(\tau)$ 라면, 재중심 영향함수는 다음과 같다.

$$RIF(Y; q_\tau, F_Y) \equiv q_\tau + IF(Y; q_\tau, F_Y) = q_\tau + \left(\frac{\tau - I(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)} \right) \quad (2-3)$$

q_τ 는 종속변수 (Y)의 τ 분위의 값이며 $I\{\cdot\}$ 는 종속변수 개별 관측치 Y 가 q_τ 보다 작거나 같으면 1, 아니면 0의 값을 갖는 함수를 의미한다. 그리고 $f_Y(q_\tau)$ 는 종속변수 τ 분위값에서의 한계밀도 함수이다. 영향함수의 기댓값 $E(IF(Y; q_\tau, F_Y)) = 0$ 이므로 $E(RIF(Y; q_\tau, F_Y)) = q_\tau$ 이다. 커널 밀도함수를 이용해 개별 관측치에 대한 RIF를 추정할 수 있으므로, 이를 종속변수로 하여 다음과 같이 RIF-분위회귀분석을 수행한다(이병희 외, 2017: 11).

3) 이하의 설명은 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009), 김수현(2015), 이병희(2017)를 참조하여 정리하였다.

$$RIF_{\tau, Y_i} = \alpha_{\tau} + \beta_{\tau} X_i + \epsilon_i \quad (2-4)$$

추정계수 $\beta_{\tau} = \frac{\partial E(RIF_{\tau}|X)}{\partial X} = \frac{\partial q_{\tau}(X)}{\partial X}$ 는 설명변수 X 가 1단위 증가하면 무조건 분위수 q_{τ} 가 얼마나 변하는지에 관한 한계효과를 보여준다. 즉 무조건 분위회귀분석 결과는 집단의 특성과 무관하게 전체 임금근로자 분포에서 경력단절 경험자 한 단위 변화가 어떤 분위수에서 얼마나 변화하는지, 임금불평등이 어떻게 변화하는지로 해석할 수 있게 된다. 만약 경력단절의 임금효과가 10분위보다 90분위에서 높다면 경력단절 비중 증가로 임금불평등이 확대되었다고 해석할 수 있는 것이다.

분석대상은 다음과 같다. 지역별고용조사 상반기 부가조사 2014~17년을 풀링하여 연도더미로 통제하고 25~54세 임금근로자를 대상으로 분석한다. 앞 절의 경력단절 경험에 따른 특성을 분석한 결과 2014년 이후 2017년까지 경력단절 경험집단과 미경험집단 간 추세적 특성이 뚜렷이 발견되지 않았다. 따라서 안정적 결과 확보를 위해 풀링을 하였으며 시기별 변화를 확인할 경우 개별연도를 분석하도록 한다. 종속변수는 실질시간당로그임금⁴⁾, 설명변수는 성, 학력(중졸이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원이상), 연령, 연령제곱, 유배우자여부, 근속, 근속제곱, 비정규여부(임시+일용+계약직), 산업, 직종, 지역, 연도더미이다.

3. 분석결과

가. 여성의 경력단절의 임금 불이익

<표 2-9>는 여성의 경력단절이 여성 내 노동시장 임금분포에 어떤 영향을 미치는지 분석한 결과이다. 먼저 조건 분위회귀분석 결과를 보면 상위 p90분위의 임금 불이익은 4.7%로 나타났는데, 이는 p90분위 내 다른 변수들이 동일할 때 경력단절 경험자의 p90분위가 경력단절 미경험자의 p90분위에 비해 4.7% 낮다는 것을 의미한다. 같은 방식으로 p50분위의 경력단절 경험의 임금 불이익은 4.5%, p10분위는 4.1%로 나타났다. 각 분

4) 2015년 기준 소비자물가지수를 활용하였다.

〈표 2-9〉 여성 노동시장의 분위별 조건 회귀분석과 분위별 무조건 회귀분석 결과

	조건 분위회귀분석			무조건 분위회귀분석		
	p10	p50	p90	p10	p50	p90
경력단절	-0.041*** (0.003)	-0.045*** (0.002)	-0.047*** (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.033*** (0.002)	-0.095*** (0.004)
연령	0.002 (0.002)	0.011*** (0.001)	0.023*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.004** (0.001)	0.065*** (0.002)
연령제곱	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)
고졸 (기준=중졸 이하)	0.056*** (0.005)	0.053*** (0.004)	0.073*** (0.006)	0.137*** (0.008)	0.053*** (0.004)	-0.005 (0.004)
전문대졸	0.125*** (0.007)	0.139*** (0.004)	0.206*** (0.007)	0.193*** (0.009)	0.166*** (0.005)	0.049*** (0.007)
대졸	0.209*** (0.005)	0.273*** (0.005)	0.356*** (0.005)	0.195*** (0.009)	0.264*** (0.005)	0.290*** (0.007)
대학원 이상	0.369*** (0.013)	0.460*** (0.009)	0.667*** (0.016)	0.186*** (0.009)	0.347*** (0.006)	0.828*** (0.018)
유배우자	0.026*** (0.005)	0.029*** (0.002)	0.043*** (0.003)	0.008** (0.004)	0.006** (0.003)	0.107*** (0.005)
근속	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.000 (0.000)
근속제곱	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
비정규직	-0.206*** (0.004)	-0.116*** (0.002)	-0.030*** (0.004)	-0.198*** (0.004)	-0.092*** (0.003)	-0.028*** (0.004)
yy2	0.058*** (0.003)	0.050*** (0.002)	0.048*** (0.003)	0.070*** (0.004)	-0.022*** (0.003)	0.050*** (0.005)
yy3	0.107*** (0.004)	0.110*** (0.002)	0.112*** (0.004)	0.113*** (0.004)	0.034*** (0.003)	0.129*** (0.005)
yy4	0.128*** (0.005)	0.107*** (0.003)	0.088*** (0.004)	0.136*** (0.004)	0.063*** (0.003)	0.083*** (0.005)
산업						
직업						
광역시도						
Constant	8.676*** (0.032)	8.926*** (0.037)	9.172*** (0.059)	8.375*** (0.045)	9.229*** (0.031)	8.919*** (0.077)

주: 1) () 안은 표본오차, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 산업더미, 직종더미, 지역더미는 리프트를 생략함.

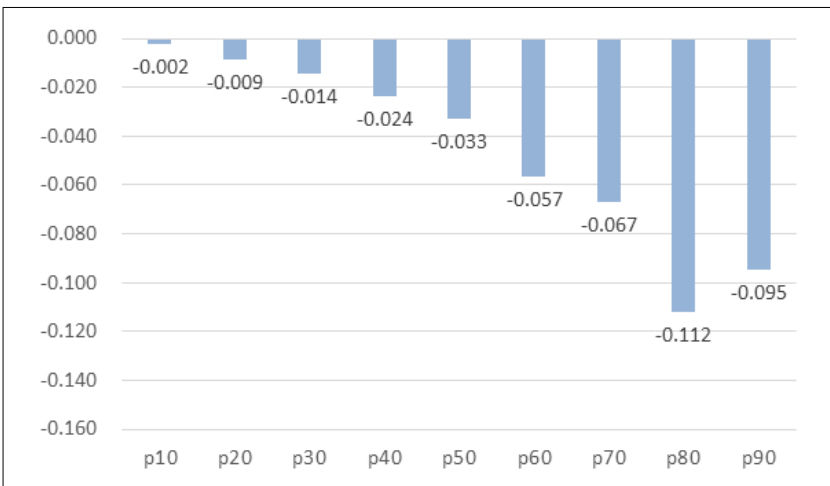
자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

위에서 경력단절 경험의 임금 불이익의 크기 차이가 크지 않았지만, 상위 분위에서의 임금 불이익이 더 큰 것으로 나타났다.

반면 무조건부 분위회귀분석 결과를 보면, 여성 노동시장 내 경력단절 경험자 비중이 증가하면 여성 노동시장 내 임금분포의 상단에서 임금 불이익이 더 커지는 것으로 나타났다. 경력단절 경험자 증가에 따른 하위 p10분위의 임금 불이익은 0.2%에 불과했지만(통계적 유의성은 없음), p50은 3.3%, p90은 9.5%로 임금 불이익이 커지는 것으로 나타난 것이다. 이러한 결과를 [그림 2-3]에서 보면, 임금 불이익은 임금분위가 높아질수록 커지다 p80에서 가장 크게 나타나 11.2%임을 보이고 있다. 이는 여성 노동시장 내 경력단절자가 증가하면 상위부분에서 임금을 낮추는 효과가 있음을 의미하는 것이다.

정리하면, 분위별 경력단절 경험자의 임금 불이익은 임금수준이 낮은 곳보다는 임금수준이 높은 곳에서 약간 크게 나타났지만, 각 분위에서 약 4%대 수준의 임금 불이익이 있는 것으로 분석되었다. 반면 여성 노동

[그림 2-3] 여성의 경력단절이 여성 내 임금분포에 미친 영향(무조건 분위회귀 분석)



주: p10에서만 통계적 유의성이 확보되지 않았고, 모든 분위에서 1% 수준에서 유의하게 나타남.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

시장 전체에서 보면, 경력단절을 경험한 여성의 증가는 여성 노동시장 내 하위분위 임금 감소에는 큰 영향을 미치지 않았지만, 중상위 이상 특히 고위분위의 임금을 더 크게 낮추는 효과를 발생하는 것으로 나타났다. 즉 여성 노동시장 안에 경력단절 여성이 증가하게 되면 중상위 임금 감소효과가 매우 크게 나타나 평균적 수준이 떨어지는 결과를 초래한다고 볼 수 있는 것이다.

나. 여성의 경력단절이 노동시장 전체에서는 어떤 영향 미치나

여성의 경력단절 경험이 남성을 포함한 노동시장 전체에는 어떤 영향을 미쳤는지 추정된 결과가 <표 2-10>에 제시되어 있다. 먼저 조건 분위 회귀분석 결과를 보면, 상위 p90분위의 경우 경력단절 경험자의 임금 불이익은 9.8%로 나타났는데, 이는 p90분위 내 다른 설명변수들이 동일할 때 경력단절 미경험자 p90분위에 비해 9.8% 덜 받는다는 것을 의미한다. 같은 방식으로 p50분위에서 경력단절 경험자의 임금 불이익은 8.6%, p10분위는 6.9%로 나타났다. 각 분위 내 다른 조건이 동일할 때, 분위 상단으로 갈수록 임금 불이익이 커지는 것으로 나타났다.

한편 무조건 분위회귀분석 결과는 이와 다르게 나타났다. 노동시장 전체로 보면 여성 경력단절 경험자의 비중이 증가하면 중위분위인 p50에서의 임금 불이익이 가장 커 10.8%인 것으로 나타났고, p90분위는 3.9%, p10분위는 6.2%로 임금분포 상단의 임금 불이익이 가장 적은 것으로 나타났다. [그림 2-4]의 왼쪽을 보면, 모든 분위에서의 경력단절 경험에 따른 임금 불이익을 보여주고 있는데, 임금 불이익이 가장 큰 분위는 p60으로 13.7%로 가장 컸고, 대체로 중간분위 근처에 있는 p40~p60의 임금 불이익이 크게 나타났다. 이는 노동시장 전체에서 경력단절을 경험한 여성이 증가하면 임금분포상 중간분위의 임금을 크게 낮추는 효과가 발생한다는 것을 의미한다. 또한 경력단절자의 증가는 중하위 임금불평등은 완화하는 반면, 중상위 불평등은 강화하는 결과를 가져온다고도 해석할 수 있다.

한편 [그림 2-4]의 오른쪽을 보면, 2014년과 2017년 사이의 변화를 보

〈표 2-10〉 노동시장 전체 분위별 조건 회귀분석과 분위별 무조건 회귀분석 결과

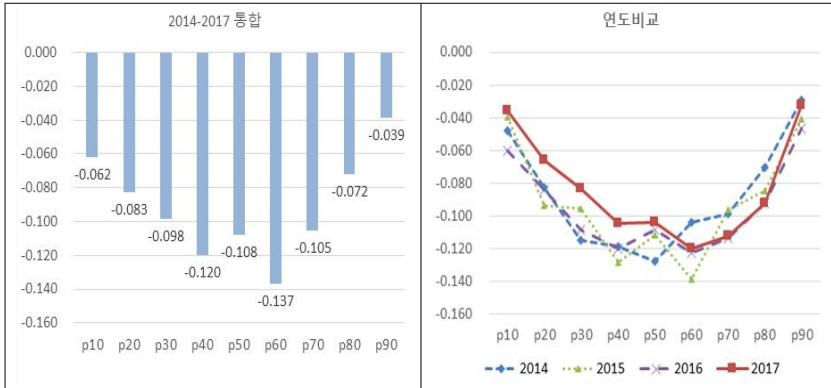
	조건 회귀분석			무조건 회귀분석		
	p10	p50	p90	p10	p50	p90
경력단절	-0.069*** (0.004)	-0.086*** (0.002)	-0.098*** (0.003)	-0.062*** (0.005)	-0.108*** (0.002)	-0.039*** (0.003)
여성	-0.216*** (0.003)	-0.230*** (0.002)	-0.235*** (0.002)	-0.183*** (0.003)	-0.251*** (0.002)	-0.164*** (0.003)
연령	0.021*** (0.001)	0.026*** (0.001)	0.032*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	0.036*** (0.001)	0.029*** (0.001)
연령제곱	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
고졸 (기준=중졸 이하)	0.089*** (0.003)	0.081*** (0.002)	0.103*** (0.006)	0.179*** (0.007)	0.064*** (0.003)	0.041*** (0.003)
전문대졸	0.162*** (0.003)	0.168*** (0.003)	0.199*** (0.007)	0.255*** (0.008)	0.157*** (0.004)	0.104*** (0.004)
대졸	0.250*** (0.004)	0.286*** (0.002)	0.334*** (0.007)	0.249*** (0.008)	0.282*** (0.004)	0.282*** (0.004)
대학원 이상	0.348*** (0.007)	0.422*** (0.004)	0.566*** (0.007)	0.219*** (0.008)	0.348*** (0.005)	0.685*** (0.010)
유배우자	0.084*** (0.002)	0.082*** (0.001)	0.088*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.102*** (0.002)	0.099*** (0.002)
근속	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
근속제곱	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
비정규직	-0.209*** (0.002)	-0.132*** (0.002)	-0.062*** (0.003)	-0.275*** (0.004)	-0.123*** (0.002)	-0.003 (0.002)
yy2	0.060*** (0.002)	0.048*** (0.003)	0.044*** (0.003)	0.077*** (0.003)	0.043*** (0.002)	0.046*** (0.003)
yy3	0.101*** (0.004)	0.103*** (0.002)	0.107*** (0.002)	0.126*** (0.003)	0.091*** (0.002)	0.034*** (0.003)
yy4	0.117*** (0.004)	0.094*** (0.002)	0.076*** (0.002)	0.172*** (0.003)	0.024*** (0.002)	-0.008** (0.003)
산업						
직업						
광역시도						
Constant	8.386*** (0.029)	8.765*** (0.027)	9.103*** (0.026)	8.365*** (0.037)	8.556*** (0.023)	9.779*** (0.034)

주: 1) () 안은 표본오차, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 산업더미, 직업더미, 지역더미는 리포트를 생략함.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

[그림 2-4] 여성의 경력단절이 전체 노동시장 임금분포에 미친 영향



주: 무조건 분위회귀분석 추정결과를 나타내며, 모든 분위에서 1% 수준에서 유의하게 나타남.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

이고 있는데, 2014년에는 경력단절에 의한 임금감소가 3~5분위의 임금을 낮추는 효과가 더 크게 발생했다면, 2017년에는 6~7분위로 임금 불이익을 가장 크게 받는 분위가 중상위 방향으로 변화했다. 또한 중하위 분위인 5분위 이하에서는 2014년에 비해 2017년 임금 불이익이 줄어들었고, 6~8분위는 임금 불이익이 더 커져서 경력단절자 증가에 의한 임금감소 영향이 중상위 분위가 더 커지는 것으로 나타났다. 최근으로 올수록 경력단절에 의한 임금 불이익이 중고분위에서 더 커지고 있다는 부분에 주목할 필요가 있다. 제도적 보완이나 노동시장의 변화 등의 영향으로 여성은 출산·육아·가족돌봄 등으로 노동시장 이탈 후 재진입할 경우 중저위 분위에서는 임금 불이익을 과거보다는 덜 받지만, 상위분위에서는 임금 불이익이 더 커지고 있다는 점은 장기적 관점에서 성별 임금격차 완화를 기대하기 힘들게 된다는 것을 의미하기 때문이다.

마지막으로, 노동시장 전체에서 경력단절을 경험한 여성과 경험하지 않은 여성의 임금불평등에 미치는 효과를 무조건 분위회귀분석으로 분석한 결과는 <표 2-11>에 요약되어 있다. 경력단절을 경험하지 않은 여성과 경험한 여성 모두 4~6분위에서의 임금 불이익이 가장 큰 것으로 나타났다지만, 경력단절을 경험한 여성의 임금 불이익이 모든 분위에서 더 큰

〈표 2-11〉 분위별 무조건 회귀분석 결과

	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
기준(=남성)									
여성 경력단절 미경험	-0.183*** (0.003)	-0.235*** (0.003)	-0.253*** (0.002)	-0.287*** (0.002)	-0.251*** (0.002)	-0.313*** (0.003)	-0.239*** (0.002)	-0.186*** (0.002)	-0.164*** (0.003)
여성 경력단절 경험	-0.245*** (0.004)	-0.318*** (0.004)	-0.351*** (0.003)	-0.407*** (0.003)	-0.358*** (0.002)	-0.450*** (0.003)	-0.345*** (0.003)	-0.258*** (0.003)	-0.202*** (0.003)

주: 1) () 안은 표본오차, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 분석방식과 설명변수는 <표 2-10>의 분석과 동일함.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료(MDIS에서 추출)를 이용하여 필자가 분석함.

것으로 나타났다. 특히 하위분위와 상위분위의 격차보다는 중간분위에서의 격차가 더 컸다. 이는 경력단절을 경험하지 않은 여성보다 경력단절을 경험한 여성이 노동시장에 많아지면, 하위나 상위보다는 중간분위의 임금감소 영향을 더 크게 받는다는 것을 의미하는 것이다.

제4절 요약 및 정책적 시사점

지금까지의 분석을 통해 경력단절이 여성 노동시장 내 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 주요한 분석결과와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 현재 임금근로자 중 ‘결혼, 임신 및 출산, 육아, 초등자녀교육, 가족돌봄’의 사유로 일을 그만둔 적이 있는 경우를 경력단절이라 정의하여 경력단절 경험 여성과 미경험 여성의 현재 일자리 특성을 분석한 결과, 여성 취업자의 약 35%가 경력단절을 경험한 것으로 나타났다. 대체로 정규직, 관리·사무직, 공공행정 등 안정적 일자리에 속한 여성에서 경력단절 경험이 일관되게 낮게 나타났으며 임금수준도 높은 것으로 나타났다. 또한 남성을 포함한 노동시장 전체를 10분위로 나누어 각 분위별 분포를 살펴본 결과, 경력단절을 경험한 여성은 절반 이상이 하위 3분위 이하에

집중적으로 몰려 있다. 경력단절을 경험한 여성의 현재 일자리의 질이 경력단절을 경험하지 않은 여성이나 남성에 비해 현저히 낮은 수준에 있다.

둘째, 여성 노동시장을 대상으로 무조건 분위회귀분석을 적용한 결과, 인적특성을 포함한 요인들을 통제한 후에도 경력단절 경험은 임금분포의 중상위에서 상당한 임금 불이익을 겪는 것으로 나타났으며, 임금분포 상단으로 갈수록 불이익이 더 커졌다. 반면 임금분포 하위분위에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성 노동시장 안에서 경력단절 여성이 증가하면 중상위 임금이 감소하는 효과가 크게 나타나 여성 전체 평균임금 수준이 떨어지는 결과를 가져올 것이라는 것을 시사한다.

셋째, 남성을 포함한 노동시장 전체에서 여성 경력단절 경험자의 증가는 임금분포 p40~p60분위인 중간분위에서의 임금 불이익 가장 컸고, 상위분위인 p90의 임금 불이익이 가장 적은 것으로 나타났다. 이는 노동시장 전체에서 경력단절을 경험한 여성이 증가하면 임금분포상 중간분위의 임금을 크게 낮추는 효과가 발생하여 임금불평등을 초래하고 있다는 것을 의미한다.

이상의 결과로부터 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 노동시장에서 경력단절을 경험한 여성이 줄어들면 여성 내 임금분포에서 상위분위의 임금 불이익이 줄어들어 평균적 수준에서 여성의 임금 상승이 가능해지고 이는 장기적 관점에서 성별 임금격차의 완화를 기대할 수 있게 한다. 또한 노동시장 전체에서 보면, 경력단절의 감소는 중간층 임금 불이익을 줄여 노동시장 전반의 불평등 완화에 기여할 수 있다는 것을 의미한다. 즉 경력단절을 예방하는 것이 성별 임금격차뿐만 아니라 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

최근까지 여성을 대상으로 한 경력단절 관련 정책은 경력단절을 겪은 여성들의 재취업에 초점이 맞춰져 있었다. 우선 노동시장으로 재진입하여 고용률을 제고하고 공식 영역으로 편입시킨 후 다시 노동시장 안에서 이동하도록 하며 정부 정책 대상에 포함시키고자 하였다. 그러나 이와 같은 정책방향은 재취업 일자리 질은 크게 고려하지 않은 채 재취업률에 더 큰 의미를 두고 있었다. 불안정한 저임금 일자리에 재취업을 하는 것은

단기적으로 노동시장 복귀를 촉진할 수 있지만, 장기적으로 경력단절 여성들의 노동시장 복귀 유인을 높이는 데 제한적이며, 특히 고학력 고임금 경력단절 여성에게는 효과를 발휘하기 어려워 경력단절을 완화하거나 예방하지 못하는 결과를 얻게 될 것이다. 따라서 재취업 일자리의 질 제고가 병행되지 않는다면 경력단절로 발생하는 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등을 초래하는 현상이 오히려 강화될 수 있음을 염두에 두어야 할 것이다.

무엇보다 현재 일을 하고 있는 여성들의 경력단절 예방정책으로 단절 자체가 되지 않고 경력을 유지할 수 있도록 하는 정책을 우선 과제로 삼아야 할 것으로 보인다. 가장 중요한 것은 일·생활 양립이 가능한 근로환경을 조성하고 보육·돌봄에 대한 사회적 지원을 강화하여 각종 제도가 정착되고 실질적으로 사용가능하도록 해야 할 것이다. 특히 영유아 자녀에 대한 공공 보육기능의 강화와 더불어 초등학교 이후 돌봄의 사회적 영역도 더욱 강화하여야 하며 보다 질 높은 보육환경을 조성해야 한다. 또한 성별 임금격차를 줄이기 위한 기업 내 임금정보 공개와 동일노동 동일임금 원리를 실현하는 정책적 노력, 경력단절 여성의 유형별 재취업을 지원할 수 있도록 정책을 발굴하고 경력단절 여성의 노동시장 재통합을 양적, 질적으로 지원할 수 있는 통합적 고용서비스 제공, 장시간 근로시간 단축, 유연한 근무환경이 조성되도록 기업문화개선에 노력을 기울여 경력단절을 예방하는 것이 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있을 것이다.

제 3 장

근로시간의 변화가 임금불평등에 미치는 영향

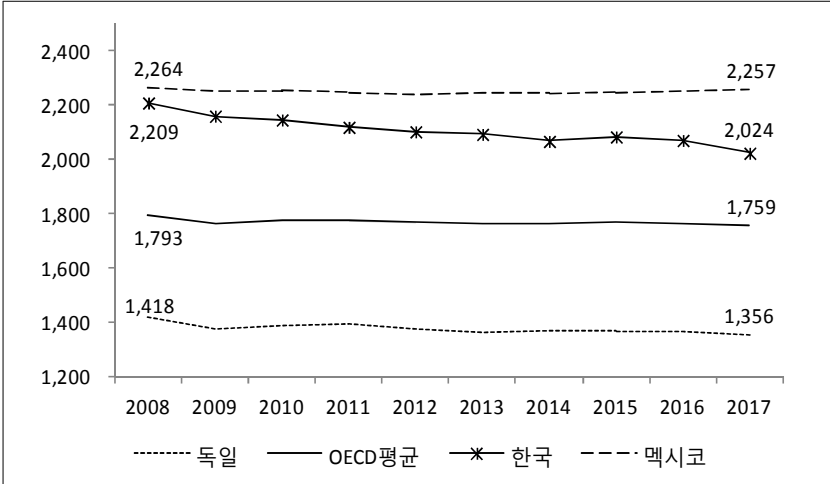
제1절 머리말

본 연구는 근로시간 변화가 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고, 이를 통해 정책적 함의를 얻고자 한다.

2017년 한국 노동자의 평균 연간 근로시간은 2,024시간으로 멕시코 2,257시간, 코스타리카 2,179시간 다음으로 길고, OECD 국가 평균보다 265시간 더 길다.⁵⁾ 한국의 근로시간 관련 법제도는 이러한 장시간 근로를 줄이고 노동자의 삶의 질을 높이고자 하는 방향으로 지속적으로 싸워왔다고 할 수 있다. 2004~11년에 걸쳐 규모별로 법정 노동시간을 주 40시간으로 단축, 2010년 이후 시간제 근로의 확산, 2018년 휴일근로의 초과근로 포함 및 연장근로가 무제한 허용되는 특례업종 축소 등이 이러한 노력의 결과물이다. 이러한 법제도의 변화는 [그림 3-1]에서 근로시간이 가장 낮은 독일, OECD 평균, 멕시코의 근로시간에 비해 한국의 근로시간이 다소 빠른 속도로 감소하고 있다는 사실을 통해 드러난다. 이는 일자리 나누기, 일과 가정의 양립, 장시간 근로로 인한 건강과 생산성 기회비용 감소, 적절한 삶의 질을 누릴 노동자의 권리 보호와 같은 다양한 경제·사회정책적 목적으로 한국의 장시간 근로에 대한 지속적인 문제제기

5) OECD stats.

[그림 3-1] 연간 근로시간 국제비교



자료 : OECD stats.

와 법정근로시간 단축, 시간선택제 촉진 등의 법제도적인 대응이 이어져 온 결과이다.

근로시간 감소는 다른 한편 노동시장의 유연성 강화를 위한 노력의 결과물이기도 하다. 시장의 불확실성에 탄력적으로 대응함으로써 노동비용을 줄이고 이윤을 늘리고자 하는 고용주의 필요에 의해 특수고용, 기간제 등 비정형 근로가 확산되고, 시간제 근로도 비정규직의 한 형태로서 많은 국가에서 빠른 속도로 확산되었다. 이는 주로 돌봄노동의 부담을 지는 여성의 경제활동참가율 증가와 일과 가정의 양립을 목적으로 여성의 자발적인 시간제 근로를 확산시키고자 하는 정책의 형태로 나타났지만, 독일의 미니잡이나 한국의 시간선택제와 같이 상당부분 비자발성에 근거한 주변부 일자리 확산으로 나타나고 있다.

이러한 법제도적 변화의 영향에 대한 대다수 선행연구는 근로시간 단축 정책이 고용, 생산성, 출산이나 돌봄노동 관련 행태 등에 의도한 방향으로 영향을 미쳤는지 분석적으로 검토한다(김형락·이정민, 2012; 유경준·이진, 2014; 박종서·김문길·임지영, 2016 등). 임금이나 소득에 미치는 영향에 대해서는 근로시간 변화가 평균적인 임금에 미치는 영향을 살펴보는 연구는 다수 있지만(김유선, 2008; 김형락·이정민, 2012 등), 임

급이나 소득계층에 미치는 차별적인 영향과 이로 인한 분배적 결과를 탐구하는 연구는 드물다. 분배에 미치는 영향에 관해 김현경 외(2015)는 시간제 근로 확산이 가구소득분배에 미치는 영향을 분석하였는데, 취업취약계층의 비자발적 파트타임 근로, 즉 원하는 만큼 일하지 못하고 이로 인해 충분한 소득을 얻지 못하는 저소득계층의 증가로 분배상태의 악화로 귀결되었다고 결론짓는다. 본 연구는 한국의 근로시간 추이가 분배적 차원에서 미치는 영향, 특히 임금불평등에 미치는 영향을 분석적으로 검토하고자 한다.

근로시간 분포의 변화가 시간당 임금과 월임금 변화 분배에 미치는 영향을 분석하기 위해 신영민·황규성(2016)의 연구와 같이 임금근로자 근로시간을 계층화하여 접근하고자 한다. 신영민·황규성(2016)은 시간제, 표준시간, 장시간 노동으로 노동시간을 유형화하고, 노동시간 유형을 결정하는 요인을 패널분석한 결과, “월임금이 1단위 증가할 경우 시간제 노동보다 장시간 노동을 할 확률이 증가하고 소득이 1단위 증가할 때 표준시간>장시간>시간제 유형에 속할 확률의 순으로 크다”는 결과를 보였다. 이는 한국의 시간당 임금은 시간제, 표준시간, 장시간 노동 순이지만, 월임금을 기준으로 봤을 때 장시간근로자는 낮은 시간당 임금을 긴 노동시간을 통해 벌충하여 일부가 월임금 기준 중위소득으로 이동하고, 시간제 노동자의 일부가 월임금 기준 하위소득으로 이동함으로써 노동시간의 삼분화가 발생한다고 결론짓는다.

본고는 또한 한국 노동시장에서 평균 근로시간 감소로 나타나는 변화의 다면적인 속내에 주목한다. 자발성·비자발성 모두에 기인한 시간제 근로의 확산과 법정근로시간 단축, 장시간 근로에 대한 규제적 장치의 도입 모두가 평균적인 근로시간 감소로 나타나지만, 각각의 변화가 개별 임금에 미치는 영향은 다양한 기제로, 다른 방향으로 나타날 수 있고, 다양한 이론적 배경으로 설명될 수 있다. 근로시간 단축은 이에 따른 월임금 손실을 보상(wage compensation)하기 위해 시간당 임금을 인상시킬 수 있다. 또한 불안정성이 큰 시간제 근로의 확산 또한 불안정성 증대로 인한 임금 손실을 보상하기 위해 단시간근로자에 대한 임금률(wage rate) 인상을 낳을 수 있다. 다른 한편 비자발적 시간제 근로로 인한 고용지위,

협상력 약화로 임금을 하락을 경험할 수도 있다. 장시간 근로의 경우 근로시간 단축은 장시간 근로로 인한 낮은 노동생산성(Pencavel, 2014) 개선으로 임금상승을 가져올 수 있는 반면, 장시간 근로의 경우 소정근로시간과 초과근로시간에 대한 보상의 포괄성으로 인해 민감성이 낮기 때문에 근로시간 변화로 인한 임금 변화가 크게 나타나지 않을 가능성이 있고, 이는 또한 장시간 근로에 대한 충분한 보상이 제공되지 않을 수 있다는 우려를 낳는다(김문정, 2018). 이와 같이 근로시간 평균과 근로시간 계층에 따라 근로시간 변화가 개별 임금과 분포에 미치는 영향은 다양하게 나타날 수 있다.

본 연구는 신영민·황규성(2016)의 근로시간 계층을 염두에 두고, 각 유형별 임금근로자 집단 구성의 변화와 시간당 임금의 변화 추이를 살펴보고, 근로시간 단축이 각 집단의 임금을 어떻게 변화시키는지 고용형태별근로실태조사에 무조건 분위회귀(unconditional quantile regression)와 요인분해를 적용해 실증하고자 한다.

제2절은 연구방법론과 자료를 소개하고, 제3절에서는 근로시간과 시간당 임금 기술통계를 통해, 제4절에서는 무조건 분위회귀와 요인분해 결과를 이용해 연구질문에 답하고자 한다.

제2절 연구방법론과 분석자료

1. 무조건 분위회귀와 요인분해⁶⁾

우리는 근로시간 감소 또는 단시간 근로 확대라는 근로시간 분포 변화가 소득분포에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이는 법정근로시간 단축, 시간선택제 확산과 같은 정책변화가 소득분포의 위치에 따라 어떤 효과를 낳는지 추정하여 답을 구할 수 있다. 이를 위해 무조건 분위회귀(un-

6) 김현경 외(2015)의 방법론을 인용하였다.

conditional quantile regression) 방식을 사용하고자 한다. 소득분포의 각 분위에 미치는 영향을 추정하기 위해 흔히 사용되는 조건 분위회귀(conditional quantile regression) 접근법을 사용하지 않고 무조건 분위회귀를 사용하는 이유는, 조건 분위회귀는 독립변수로 사용되는 각 변수의 조건부 분포에서 해당 정책변수가 각 분위에 미치는 영향을 추정하는 까닭이다. 이 연구에서는 각 집단 내 분포가 아닌, 조건과 무관한 분위별 임금분포 변화를 분석대상으로 하기 때문에 무조건부 각 분위에 미치는 영향(Unconditional Quantile Partial Effect: UQPE)을 추정하는 무조건 분위회귀 방식을 사용한다.

무조건부 분위 효과를 추정하기 위해 정책변수가 각 분위 아래에 있는 개인의 비율에 어떤 영향을 미치는지 먼저 추정하고, 이를 전체 누적분포에서 각 분위의 소득에 미치는 영향으로 순차적으로 추정하는 방식으로 실행한다.

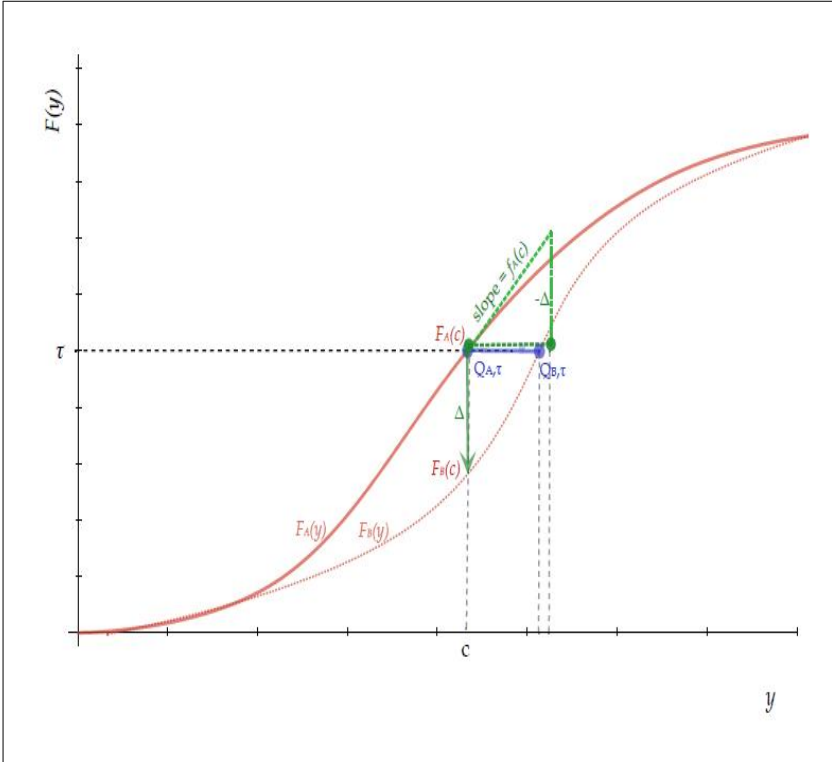
여기서는 임금분포를 분석하고 있으므로 저임금근로자(중위임금의 2/3보다 낮은 임금을 받는 근로자) 비율에 미치는 영향을 선형확률모형(linear probability model)으로 추정하고, 이러한 정책의 영향을 임금의 누적분포함수(CDF)에 미치는 효과로 나타낼 수 있다. 즉 [그림 3-2]에서 우리는 현재의 임금 누적분포를 F_A 로, 근로시간 변화가 나타나지 않았을 때의 가상적인(counterfactual) 분포를 F_B 로 나타냈을 때, 근로시간 변화로 인한 분포의 변화($F_B - F_A$)가 근로시간 변화가 저임금 노동자 비율에 미치는 영향의 크기를 나타낸다. 각 임금(c)보다 낮은 근로자의 비율에 미치는 영향을 선형확률모형으로 추정하고 실제 분포 F_A 에 이를 반영하여 변화가 없는 가상적인 분포 F_B 를 도출한 후, 각 분위(τ)에 있는 근로자의 임금 변화($Q_{B,\tau} - Q_{A,\tau}$)를 추정할 것이 우리가 추정하고자 하는 무조건 분위효과다.

이때 선형확률모형은 식 (3-1)과 같다.

$$I_{cit} = \alpha_c \times Wh + X\Gamma_c + \mu_i + \theta_t + \epsilon_{cit} \dots\dots\dots (3-1)$$

종속변수(I)는 저임금 근로자 여부를 나타내는 이진변수이고, Wh 는 근

[그림 3-2] 무조건부 분위 효과



자료 : Dube(2013: 37)에서 발췌.

로시간 또는 근로시간 계층과 같은 근로시간 관련 변수를 나타내며, α 는 근로시간 변화가 저임금확률에 미치는 효과를 반영한다. 개인 i 의 저임금 여부에 영향을 미치는 개인의 특성(나이와 성별, 교육수준과 같은 개인특성과 산업, 사업체규모 등 일자리 특성)을 통제한다.

우리가 추정하고자 하는 무조건부 분위 효과는 선형회귀분석과 유사한 무조건 분위회귀분석으로 추정할 수 있다. 무조건 분위회귀분석은 종속 변수를 재중심 영향함수(recentered influence function : RIF)로 두는 것이 임금을 종속변수로 두는 선형회귀분석과 다르다.

$$RIF(y, Q_\tau) = \beta_\tau \times Wh + X\Gamma_\tau + \mu_i + \theta_i + \epsilon_\tau \dots\dots\dots (3-2)$$

“RIF는 종속변수 분포로부터 얻어지는 평균과 분위수와 같은 특정 통

계량에 대한 개별 관측치의 영향을 나타내는 영향함수(influence function: IF) 개념”(김계숙·민인식, 2013; 김현경 외, 2015 재인용)에 기초하며, $E(IF)$ 가 항상 0이 되는 특성에 의해 $E(RIF)$ 는 항상 무조건부 분위수(q_r)가 된다. 따라서 우리는 식 (3-2)를 통해 근로시간 변화가 $E(RIF)$, 즉 무조건부 분위의 임금에 미치는 영향(β_r), 즉 무조건부 분위 효과를 추정할 수 있다.

다음으로 근로시간 변화가 분포 변화에 미치는 기여도를 추정하기 위해 요인분해를 실행한다. 변화가 발생하기 전과 후의 임금분포를 나타내는 지니계수, 분산 등의 불평등지수(ν)의 실제 변화를 다음과 같이 i) 가상적 분포와 현재 분포의 차이를 나타내는 가격효과와 ii) 변화 전과 시간제 근로자 구성만 변화한 가상적 분포와의 차이를 나타내는 특성효과로 분해하는 방식이다. 설명한 바와 같이 무조건부 분위 분석은 선형관계에 기초하므로 OB 요인분해 방식과 같이 각 설명변수의 기여도도 아래와 같이 가격효과와 특성효과로 분해할 수 있기 때문에, 이를 통해 근로시간 변화라는 단일 설명변수의 기여도를 추정할 수 있다.

$$\nu(F_1) - \nu(F_0) = [\nu(F_1) - \nu(F_c)] + [\nu(F_c) - \nu(F_0)] \dots\dots\dots (3-3)$$

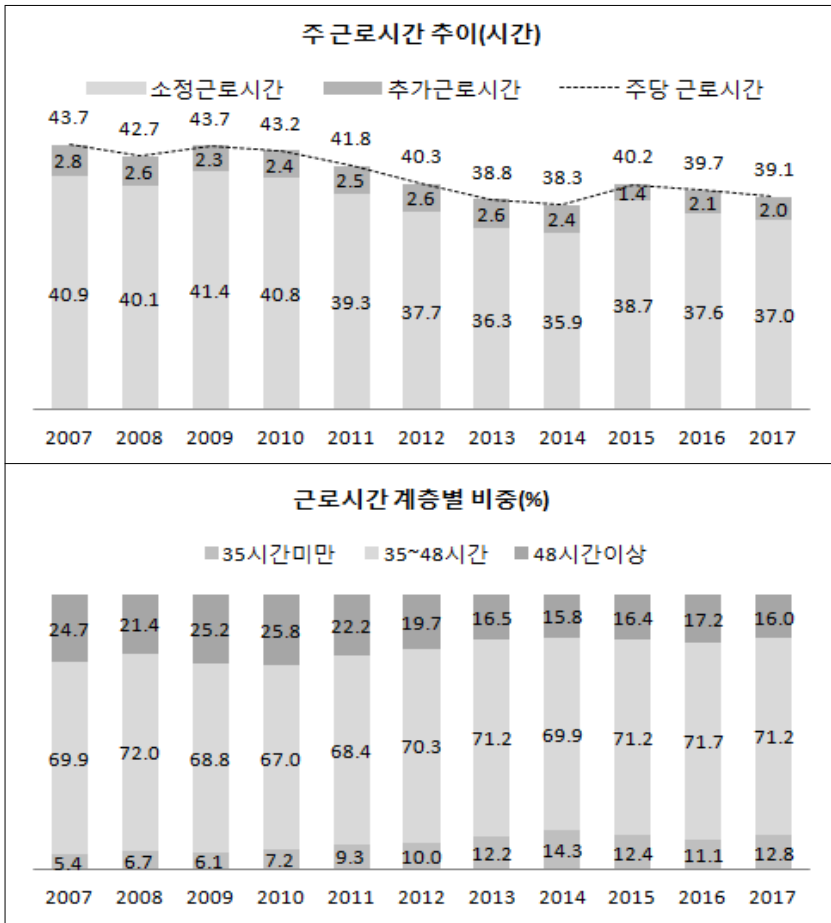
2. 분석자료

고용노동부의 고용형태별근로실태조사, 2007~17을 사용한다. 이 조사는 고용형태별로 사업체의 근로시간, 임금 등 실태를 조사하는 자료로 임금근로자 1인 이상 민간부문 전산업을 대상으로 하며, 1인 이상 임금근로자를 고용하고 있는 사업체 중 층화계통추출방법에 의해 추출된 약 32,000개 표본사업체 및 동 사업체에 종사하는 정규·비정규 근로자를 조사대상으로 한다.

제3절 근로시간과 임금 변화 추이

[그림 3-3]은 고용형태별근로실태조사에서 얻은 평균 주당 근로시간과 주 근로시간 유형별 비중으로 근로시간 추이를 보여준다. 근로시간은 OECD 연간 근로시간 추이와 마찬가지로 뚜렷한 감소추세를 보이며, 주

[그림 3-3] 근로시간 추이(2007~17년)

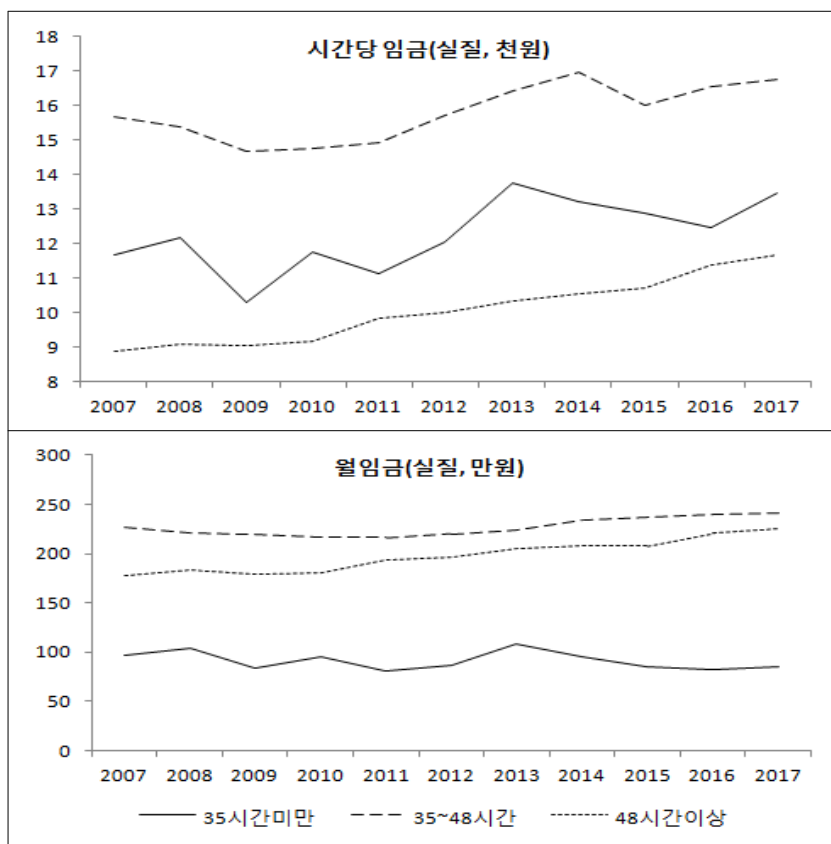


자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2007~17.

소정근로시간은 2007년 40.9시간에서 2017년 37시간으로, 전체 근로시간은 43.7시간에서 39.1시간으로 감소했다. 그리고 신영민·황규성(2016)과 같이 35시간 미만, 35~48시간, 48시간 이상을 각각 단시간, 표준근로시간, 장시간 근로로 유형화한 후 추이를 살펴보면, 주 35시간 미만 근로하는 단시간근로자 비중은 2007년 5.4%에서 2017년 12.8%로 2배 이상으로 증가했으며, 48시간 이상 근로하는 장시간근로자 비중은 같은 기간 24.7%에서 16%로 10%p 가까이 감소했다.

[그림 3-4]에서 주 근로시간 유형별 평균 시간당 임금과 월임금 추이를 살펴보면, 시간당 임금은 35~48시간, 즉 표준시간 근로하는 집단이 가장

[그림 3-4] 근로시간대별 실질 시간당 임금, 월임금 추이



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2007~17.

높고, 그다음으로 35시간 미만, 48시간 이상 순이다. 전체 임금은 표준근로시간 근로자집단과 매우 유사하게 증감하고, 단시간근로자의 시간당 임금은 전체 시간당 임금의 90%에 약간 못 미치는 값으로 안정적인 반면, 장시간근로자 집단의 시간당임금 평균은 전체 평균 대비 2007년 66%에서 2017년 75.7%로 크게 증가했다. 여기서 장시간근로자의 감소와 더불어 장시간근로자의 시간당 임금은 증가했다는 점이 주목할 만하다. 월임금은 장시간 근로가 표준시간 근로자와 거의 차이가 없는데 표준시간 근로자에 비해 시간당 임금은 70% 안팎인 데 반해 근로시간은 더 길기 때문이다. 단시간근로자는 시간당 임금 상승에도 근로시간 감소로 월임금은 오히려 약간 감소하는 것으로 나타났다.

근로시간과 임금의 변화를 다각도로 살펴보기 위해 먼저 고용형태별 평균 근로시간과 실질 시간당 임금, 월임금 추이를 살펴보면, 전체 근로자의 70% 이상을 차지하는 정규직, 10% 정도의 파견·용역·기간제, 5%를 차지하는 특수형태의 평균 근로시간은 큰 변화를 보이지 않으며, 정규직과 기간제의 근로시간은 비슷하고, 특수형태근로자는 정규직에 비해 7시간 정도 적게 근로하는 것으로 나타났다(그림 3-5 참조). 정규직과 기간제의 연평균 시간당 임금 인상률은 1.3%, 2%이며, 월임금은 각각 연평균 1%, 1.7%로 시간당 임금보다 약간 낮은 증가율로 증가해 왔다.

이에 비해 각각 근로자의 약 6%를 차지하는 일일⁷⁾, 단시간⁸⁾ 근로는 주 근로시간이 2010년 이후 급격하게 감소하는 동시에, 연평균 시간당 임금인상률은 각각 4.9%, 4.7%로 다른 집단에 비해 높게 나타났다. 이 기간 정규직은 약 5%p 감소하였는데, 이는 대부분 일일 및 단시간 근로(4.4%에서 7.8%로 증가)로 대체된 것으로 보인다. 2007년 기간제와 일일근로의 시간당 임금은 매우 유사했으나, 일일근로 시간당 임금이 가파르게 증가하여 2017년 기간제보다 3,400원 높게 나타났다. 하지만 두 고용형태의

7) 고용·근무형태와 관계없이 근무지속성, 규칙성이 없이 일자리가 생겼을 경우 단기간 근무하는 자. 아는 사람이나, 업체, 협회, 취업 알선기관 등의 호출을 받아 일시적으로 근로를 제공하는 경우(행사도우미, 건설일용근로자 등).

8) 통상근로자(사업체 내 가장 일반적 형태의 근로자)의 1주간 소정근로시간(보통은 1주일에 40시간 또는 44시간 전후)보다 1시간이라도 짧은 소정근로시간(예를 들면 1주일에 35시간) 동안 근로를 제공하는 근로자(파트타임 근로자 포함).

월임금은 일일근로의 시간당 임금의 추월에도 불구하고 근로시간의 급격한 감소로 격차가 오히려 늘어났다. 가장 낮은 수준에서 출발한 단시간 근로의 시간당 임금도 빠르게 증가하여 2013년 기간제의 시간당 임금을 앞질렀음에도, 근로시간의 대폭적인 감소로 월임금은 10년간 2.3만 원, 연평균 0.44% 증가로 매우 큰 격차를 유지하며 가장 낮은 수준에 머물러 있다. 그 결과 일일, 단시간, 기간제 근로의 시간당 임금은 2017년 정규직 시간당 임금 대비 각각 84%, 65%, 63%에 불과하며, 월임금은 43%, 24%, 62%로 그 격차가 매우 크다.

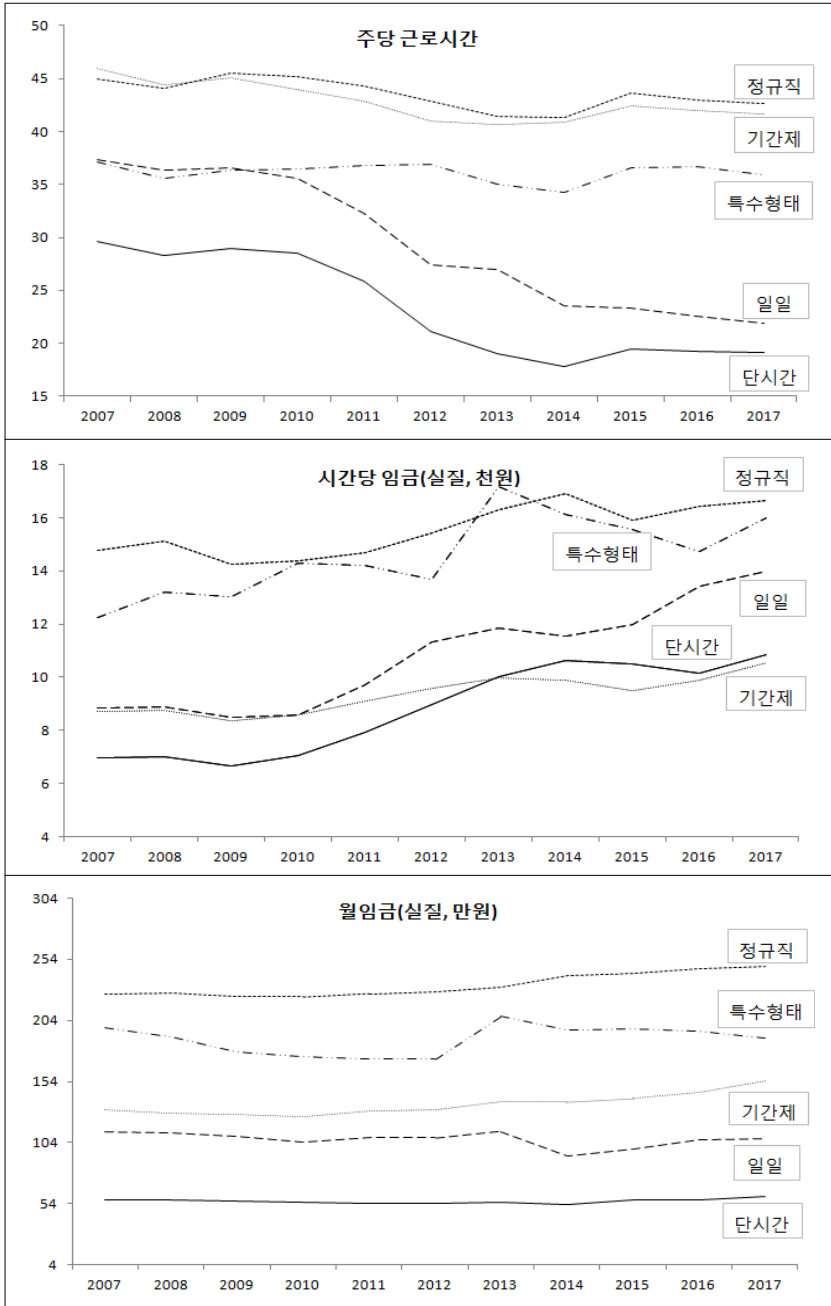
고용형태별로 살펴본 단시간근로자의 시간당 임금 증가 추세는 35시간 미만 단시간근로자의 시간당 임금이 증감을 경험하면서 약간의 증가를 경험했다는 사실과 다른데, 2017년에는 일일 및 단시간 근로자 대부분이 35시간 미만 근로자이지만 2007년에는 특히 일일근로자의 분포가 35시간 미만, 35~48시간, 48시간 이상으로 매우 고르게 나타나는 등 두 분류가 상이하기 때문이다. 따라서 본고는 연구목적에 따라 근로시간과 관련해 다소 중복되는 정보를 지닌 두 가지 분류 가운데 근로시간에 따라 유형화한 분류를 사용하기로 한다. 다만 근로시간의 변화와 별개로 정규직과 다른 일일, 기간제, 파견·용역직 등의 비정규 고용지위가 임금에 미치는 영향은 여전히 설명력을 갖기 때문에 고용형태에서 정규직과 그 외 비정규직으로 재분류하여 분석에 활용한다.

임금과 관련해 유의미한 분류기준인 사업체규모별⁹⁾ 평균 근로시간과 임금 추이를 살펴보면 [그림 3-6]과 같다. 모든 사업체규모에서 주 근로시간은 감소하지만, 5인 미만 사업체에서 하락세가 두드러진다. 300인 이상 사업체는 2007~17년 42.5시간에서 40.8시간으로 1.7시간 감소한 반면, 5인 미만 사업체에서는 42.4시간에서 35.2시간으로 7.2시간 감소한 것을 볼 수 있다.

평균 시간당 임금 추이를 보면 2009년 이후 300인 이상 사업체 근로자의 임금인상 폭이 크지만, 최근 하락하는 추세로 인해 평균 인상률은 다

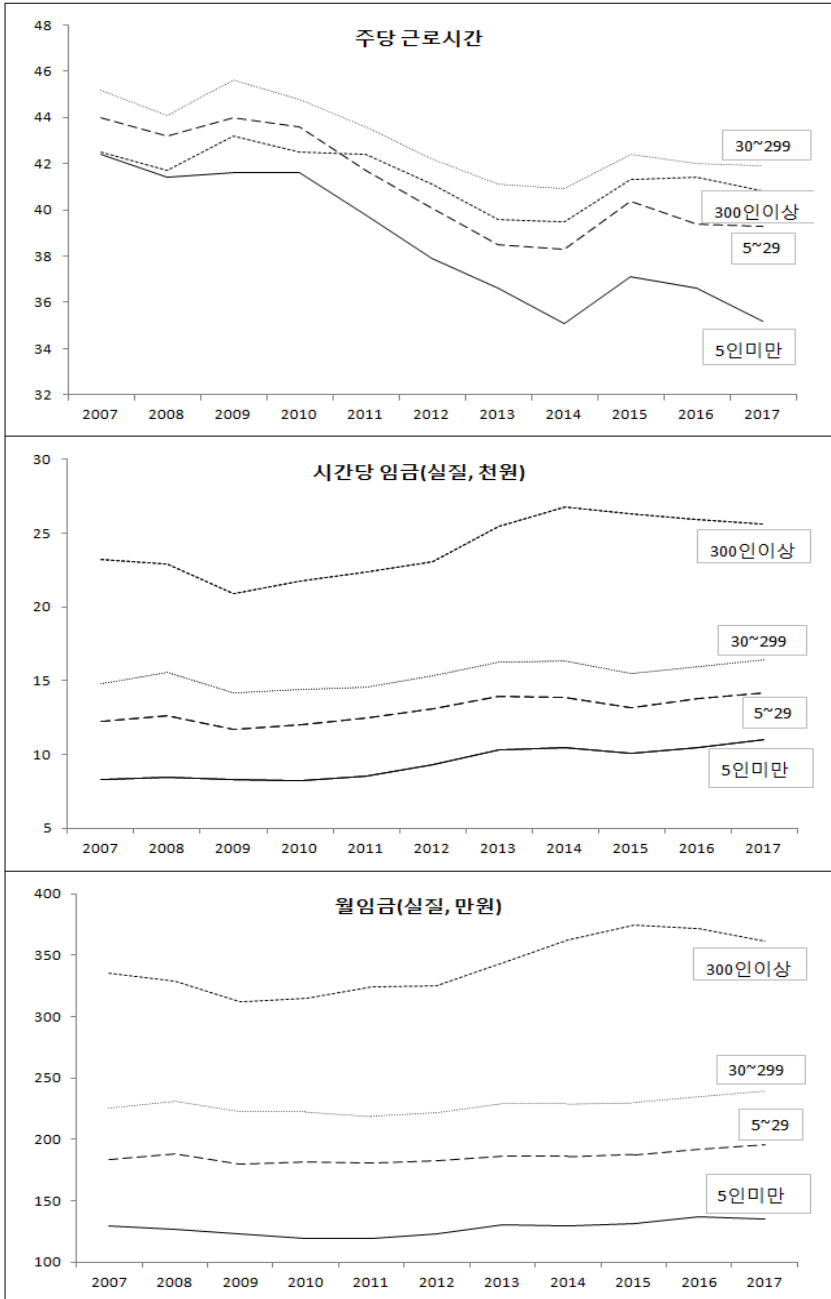
9) 사업체규모별로 5인 미만 사업체 근로자는 28%, 5~29인 32%, 30~299인 27%, 300인 이상 사업체에 속한 근로자는 13%로 분석대상 기간 동안 큰 변화 없이 유지되고 있다.

(그림 3-5) 고용형태별 평균 주근로시간과 실질 시간당 임금, 월임금 추이



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2007~17.

[그림 3-6] 사업체규모별 평균 주근로시간과 실질 시간당 임금, 월임금 추이



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2007~17.

른 사업체 규모보다 작다. 실질임금 인상액으로 보면 2007~17년 동안 300인 이상 사업체는 2,440원 인상, 5~29인 1,910원, 30~299인 1,600원 인상한 반면, 5인 미만 사업체에서 평균 2,680원 인상해 인상폭이 큰 편이다. 그러나 여전히 시간당 임금수준은 2017년 기준 300인 이상 사업체 근로자 임금 대비 30~299인 64%, 5~29인 55%, 5인 미만은 43%에 불과하다.

사업체규모별 월임금 수준과 추이는 시간당 임금과 매우 유사하다. 하지만 2010년 이후 5인 미만 사업장의 급격한 근로시간 감소로 인해 정규직 대비 월임금 격차는 57%로 더욱 커졌다.

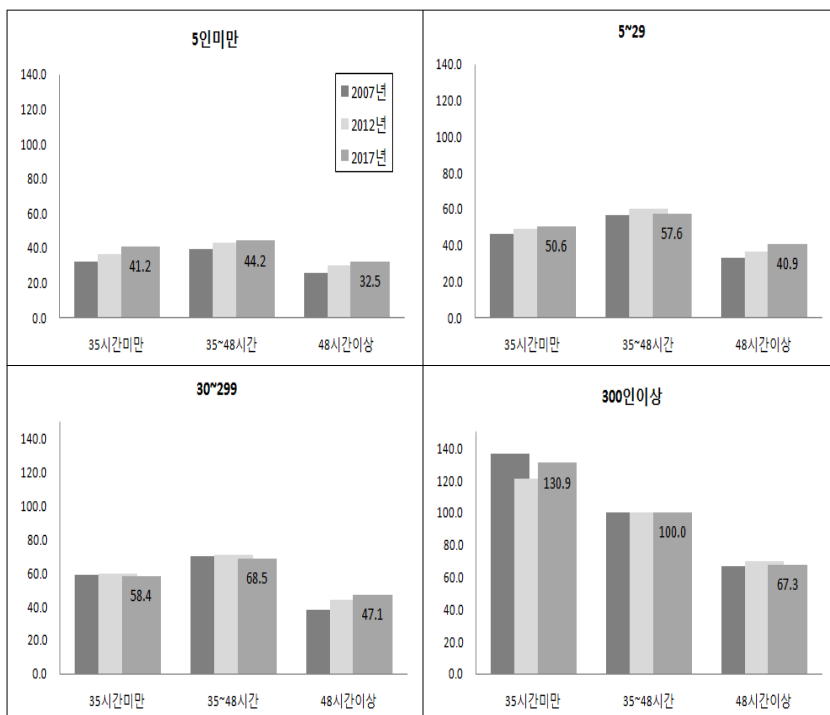
평균 근로시간 변화가 아닌 근로시간 유형별 분포는 어떻게 변화했는지 살펴보면, 300인 이상 사업장에서 표준근로시간 근로자 비중이 가장 크고, 5~299인에서는 비슷하지만, 5~29인 사업장에서는 단시간근로자 비중이, 30~299인 사업장에서는 장시간근로자 비율이 상대적으로 더 크다. 고용형태와 마찬가지로 장시간 근로는 모든 규모에서 감소추세이고, 35시간 미만 일하는 근로자 비율은 30인 이상에서는 아주 미미하게 상승하는 반면, 30인 미만, 특히 5인 미만 사업장에서 18.7%에서 30.8%로 증가하여 단시간근로자 증가세가 현저하다.

다음으로 사업체규모별, 근로시간 유형별 시간당 임금과 월임금 추이를 살펴보고자 한다. 표준시간 근로하는 경우, 시간당 임금, 월임금 모두 사업체규모가 커짐에 따라 점차 증가한다. 5인 미만 사업장은 시간당 임금, 월임금 모두 300인 이상 기업의 45%, 5~29인, 30~299인 사업장도 각각 58%, 69%로 일정하다. 하지만, 35시간 미만 근로자의 사업체규모별 시간당 임금의 비율은 매우 다른 양상을 보이는데, 사업체가 300인 미만인 경우에는 단시간근로자의 시간당 임금이 표준시간근로자보다 약간 낮은 반면, 300인 이상 사업체에서는 단시간근로자의 시간당 임금이 표준근로시간 노동자의 1.3배가량으로 매우 높다. 단시간근로자가 매우 다른 성격을 가진 두 가지 집단으로 양분되는 경향이 있는데, 중소기업에서는 비정규직 성격의 고용지위가 열악한 단시간근로인 반면, 대기업은 전문성에 바탕한 프리랜서인 것으로 추측된다. 장시간근로자의 사업체규모별 시간당 임금 격차는 더욱 크지만, 대기업을 제외하고 시간당 임금의 완만한 상승세를 확인할 수 있다.

단시간근로자의 월임금은 사업체규모에 크게 상관없이 300인 이상 정규직 월임금 대비 17.4~64.1%로 매우 낮다. 이는 해당 집단의 시간당 임금 비중보다 훨씬 낮은 것인데 근로시간이 짧기 때문이며, 격차는 더욱 커지고 있어 분배상태의 악화를 짐작하게 한다. 장시간근로자의 월임금은 각 사업체규모별 표준시간근로자와 크게 다르지 않은데, 이는 선행연구에서 보인 바와 같이 장시간 근로로 낮은 시간당 임금을 벌충하고 있기 때문이며, 시간당 임금 상승으로 월임금 격차도 점차 줄어들고 있어 분배상태가 개선되었을 가능성이 있다.

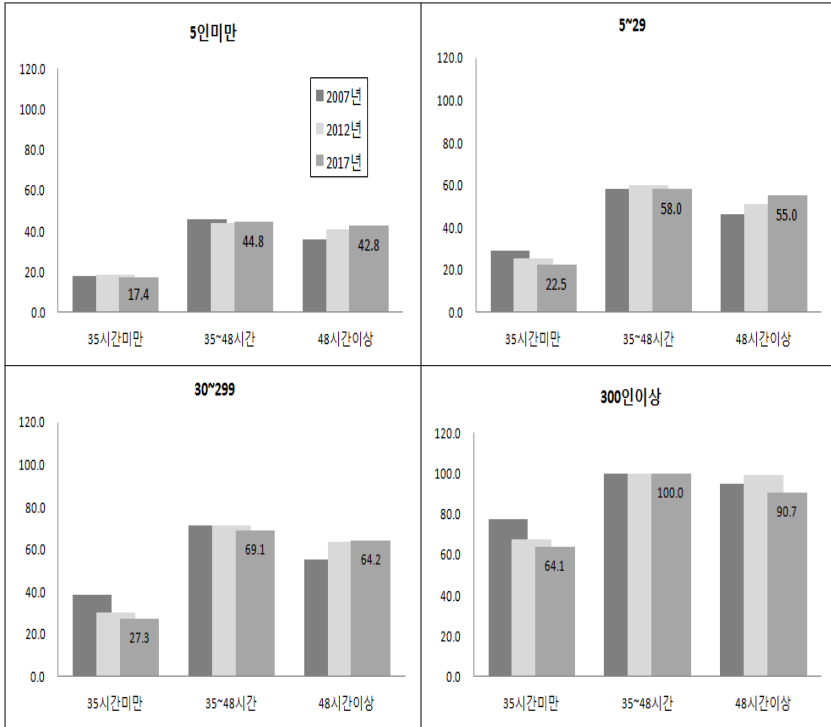
근로시간 및 임금변화에 유의미한 다양한 근로자집단 분류를 통해 근로시간 변화와 임금 변화를 함께 살펴본 결과는 다음과 같다. 단시간근로자 증가와 장시간근로자 감소가 평균 근로시간 감소로 나타났으며, 장시

(그림 3-7) 사업체규모별·근로시간유형별 300인 이상 표준근로시간 대비 시간당 임금 수준(2007, 2012, 2017년)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

(그림 3-8) 사업체규모별·근로시간유형별 300인 이상 표준근로시간 대비 월임금 수준(2007, 2012, 2017년)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

간근로자 감소는 근로시간유형 가운데 가장 낮은 시간당 임금에서 출발하여 임금상승세를 경험하면서 시간당 임금, 월임금 모두에서 격차를 줄이고 있어 불평등을 완화하는 방향으로 작용했을 것으로 보인다. 단시간 근로자 증가는 일자리 질이 낮은 비자발적 시간제 근로의 확산과 자발적 시간선택제의 증가가 동시에 나타나 단시간근로자 내 시간당 임금의 불평등을 악화시켰을 것으로 보이고, 단시간근로자의 다수를 차지하는 300인 미만 사업체의 단시간 근로 확산으로 월임금 격차도 더욱 커지고 있는 것으로 보인다.

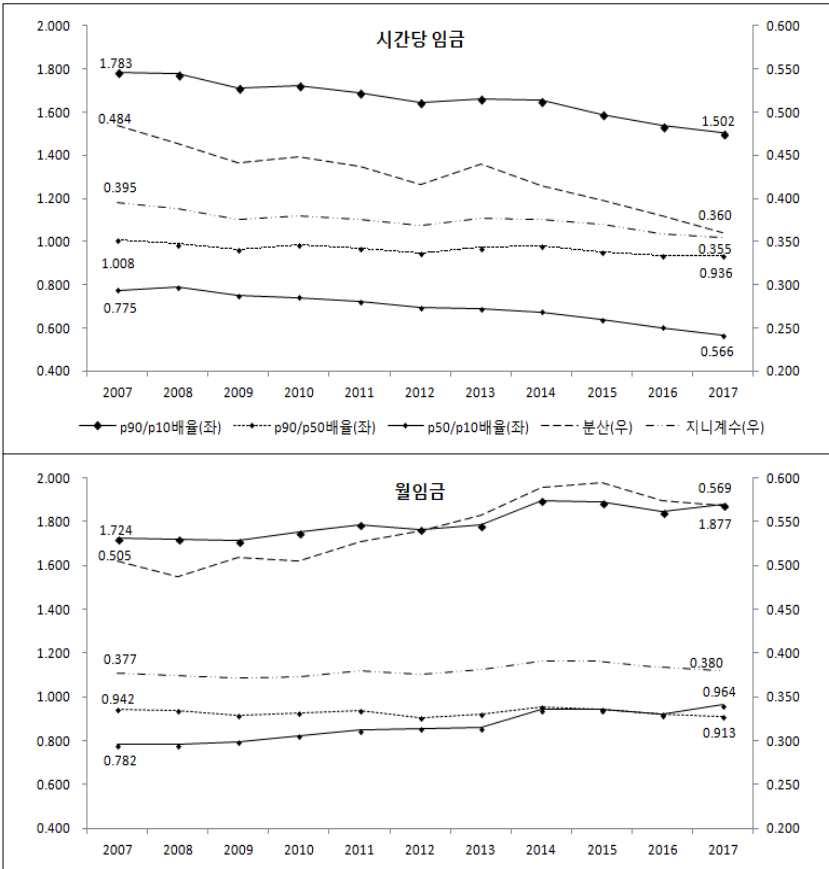
다음 절에서는 근로시간 감소를 경험한 분석대상 기간의 임금분포 변화를 살펴보고 근로시간 변화가 분포변화에 어떤 방향으로, 얼마나 기여했는지 분석적으로 살펴보고자 한다.

제4절 근로시간 변화가 임금불평등에 미치는 영향

1. 근로시간 변화와 임금분포

[그림 3-9]는 2007~17년 시간당 임금과 월임금의 분위배율, 지니계수, 분산과 같은 분배지수를 보여주는데, 이 기간 시간당 임금의 불평등은 크

[그림 3-9] 2007~17년 시간당 임금, 월임금 분배지수 추이



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 2007~17.

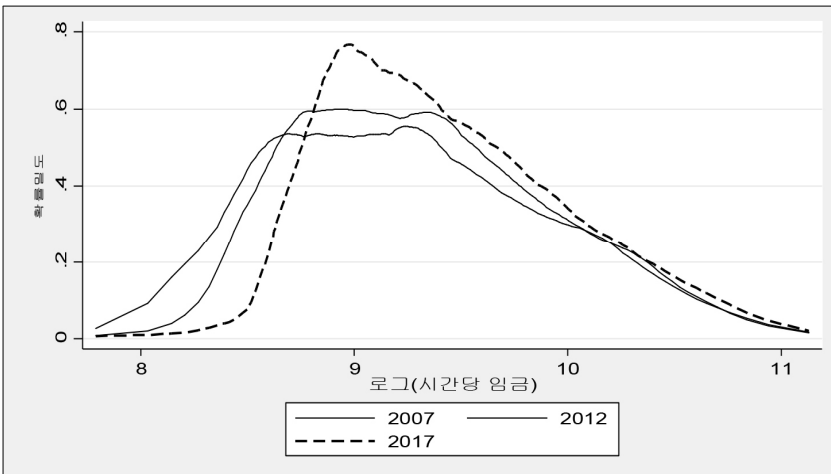
게 개선되었음을 알 수 있다. 특히 중위임금 이하 격차가 크게 개선되었으며, 최근 3~4년간 불평등 감소가 두드러진다. 하지만 월임금 분배지수는 같은 기간 불평등 악화를 보여주고 있는데, 가장 크게 불평등 악화를 경험한 집단이 시간당 임금에서는 분배개선을 경험한 중위임금 이하 소득계층이다. 이는 분배상태 변화에 있어서 근로시간 변화의 영향이 컸을 것임을 짐작하게 한다.

[그림 3-10]과 [그림 3-11]도 [그림 3-9]의 변화와 같은 양상을 보여준다. 시간당 임금분포로 봤을 때, 저임금 근로자의 임금수준이 대폭 개선되어 로그값 9 가까이도 밀도 있게 분포, 불평등이 크게 감소했음을 보여준다. 이러한 변화는 2012년 이후 두드러지게 나타난다.

이 연구에서는 비교시점으로 두 개의 시점을 선택하는데 근로시간 추이로부터 2007년과 2017년을 각각 이전 시기와 이후 시기로 선택하여 분석하고자 한다. 그 이유는 2008, 2009년은 글로벌 금융위기의 영향이 있었을 것으로 보이고, 2006년은 고용형태 설문지의 범주도 다르고, 사업체규모 분포도 다른 해는 매우 안정적인 데 반해 상이하여 2006년 이전은 분석대상으로 적합지 않다고 판단했기 때문이다.

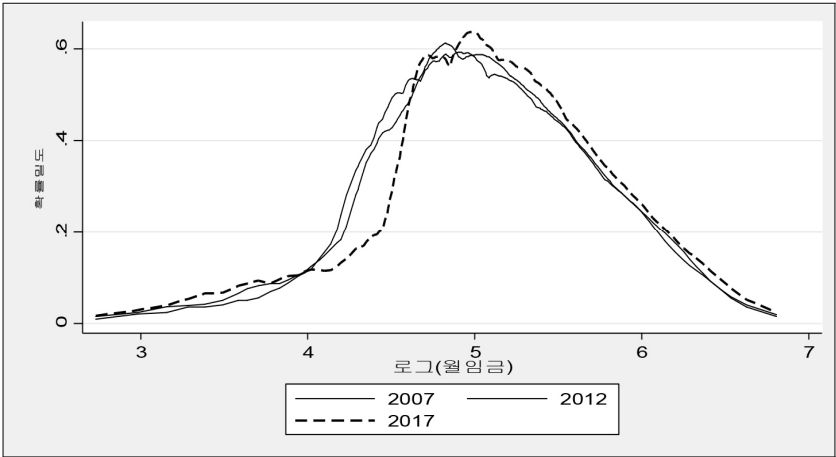
두 시기의 근로시간 계층별 임금계층 분포 변화를 살펴보면, 단시간근

[그림 3-10] 시간당 임금(로그, 실질) 분포 변화



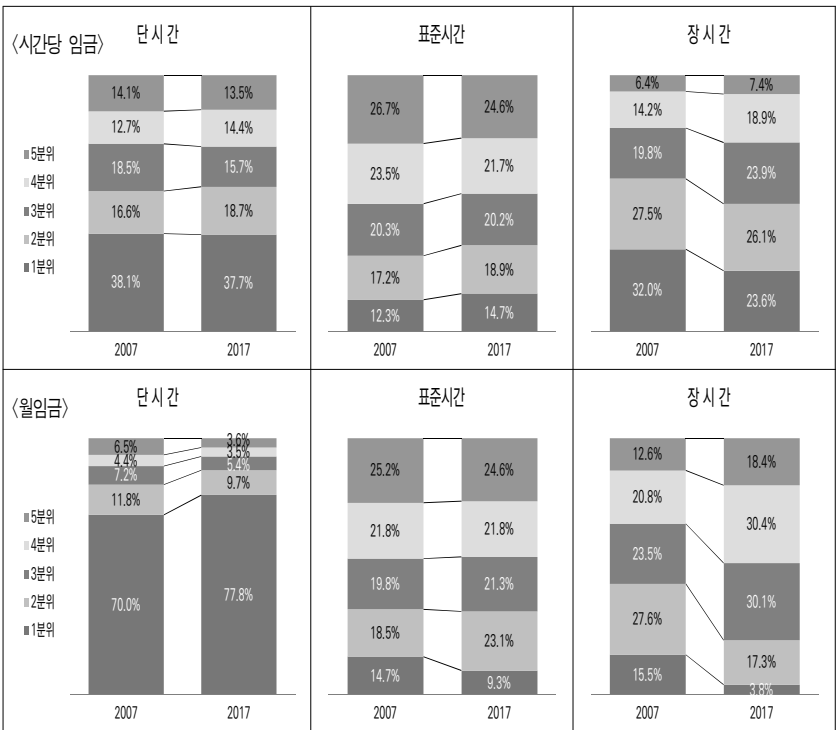
자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

[그림 3-11] 월임금(로그, 실질) 분포 변화



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

[그림 3-12] 근로시간 계층별 임금계층 변화(2007, 2017년)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

로자는 38%가 시간당 임금 1분위, 19%가 2분위에 속하며, 분포에 큰 변화는 없다. 반면 월임금 분포는 1분위 비중이 7.8%p나 높아져 단시간근로자가 월임금 하위계층에 속할 확률이 훨씬 커졌다. 표준시간 근로하는 경우 45% 정도가 시간당 임금과 월임금 모두 4, 5분위에 속하고 시간당 임금에 있어서는 1분위에 속할 확률이 미미하게 커진 반면, 월임금에서는 1분위에서 2분위로의 상향이동이 나타난 것으로 보인다. 장시간 근로하는 경우 시간당 임금, 월임금 모두 4분위 비중이 크게 증가했는데, 이는 시간당 임금이 가장 낮았던 장시간근로자가 상위 분포로 이동했다는 의미이기 때문에 시간당 임금분포 개선의 가능성이 있고, 월임금에 있어서는 기존에도 중상위에 있던 장시간 근로 계층 확대로 분배상태가 악화되었을 것으로 예측할 수 있다.

2007년과 2017년 근로시간 유형에 따른 임금분포를 살펴보면 <표 3-1>과 같다. 시간당 임금은 표준시간, 단시간, 장시간 순으로, 표준시간

<표 3-1> 근로시간 계층별 임금분포 변화(2007, 2017년)

	비중	평균	표준편차	P25	중위	P75
시간당 임금(천 원, 2007년)						
단시간	9.0%	11.7	13.6	4.6	7.3	12.4
표준시간	64.0%	15.7	13.0	7.4	11.8	20.0
장시간	27.0%	8.9	5.8	5.1	7.1	10.8
시간당 임금(천 원, 2017년)						
단시간	17.0%	13.5	15.8	6.6	8.8	14.7
표준시간	67.4%	16.8	13.2	8.7	12.8	20.6
장시간	15.6%	11.7	6.5	7.6	9.9	13.8
월임금(만 원, 2007년)						
단시간	9.0%	96.9	118.9	36.0	58.8	103.7
표준시간	64.0%	226.1	182.9	111.3	175.6	286.2
장시간	27.0%	177.2	112.4	103.1	141.6	214.0
월임금(만 원, 2017년)						
단시간	17.0%	85.8	96.4	36.9	59.7	94.5
표준시간	67.4%	241.4	186.3	126.5	184.3	296.1
장시간	15.6%	225.4	122.3	147.4	194.3	269.3

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

과 장시간근로자의 시간당 임금 표준편차는 크게 커지지 않은 반면, 단시간근로자의 시간당 임금의 편차는 다소 증가했다. 이는 2007년 시간당 임금 중위값은 표준시간, 단시간, 장시간 순인 반면, 2017년에는 25%와 마찬가지로 표준시간, 장시간, 단시간 순으로 나타나면서 동시에 75%에서는 단시간근로자의 시간당 임금 증가가 나타난다는 점과 관련이 있어 보인다. 즉 시간당 임금이 낮은 단시간근로자의 비중이 늘어나는 동시에 단시간근로자 집단 내에서 상위계층을 차지하는 경우에는 시간당 임금 증가를 경험하는 것으로 보여 단시간근로자의 성격이 양분되고 있음을 확인할 수 있다.

2. 분석결과

근로시간 변화가 불평등에 미치는 영향을 추정하는 무조건 분위회귀 분석결과를 보기 전에 평균적인 영향을 알아보기 위한 시간당 임금과 월임금 회귀분석 추정 결과는 <표 3-2>와 같다.

추정식에서 사용한 연령, 성별, 학력과 같은 개인특성, 산업, 사업체규모, 정규직 여부, 근로시간유형 모두 통계적으로 매우 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연령프로파일의 기울기는 점차 감소하고 있고, 여성의 임금페널티는 시간당 임금, 월임금 모두에서 2017년 오히려 증가한 반면, 대졸프리미엄은 감소했다. 건설업과 서비스의 영향은 2007년과 2017년이 상반되게 나타나는데 이는 건설업 경기가 변동성이 크고, 서비스업 규모가 감소하면서 구성이 변화한 까닭으로 보인다. 사업체규모에서 오는 격차는 30인 미만 사업체의 임금은 상대적으로 감소했으나 큰 차이가 없는 반면, 대기업 프리미엄은 감소해 전체적으로는 격차가 감소한 것으로 나타난다. 비정규직 임금페널티는 평균적으로 감소했고, 장시간근로자의 시간당 임금 격차는 감소했다. 단시간 근로 여부는 오히려 시간당 임금을 증가시키는 것으로 나타나는데 이 프리미엄은 2017년 오히려 크게 증가했다. 하지만 앞서 기초통계에서 살펴본 바와 같이 단시간 근로가 임금에 미치는 영향은 임금분포에 따라 달리 나타날 것으로 예측된다.

<표 3-3>과 <표 3-4>는 각각 10분위 중 1, 5, 9분위 시간당 임금, 월

〈표 3-2〉 기초통계와 시간당 임금, 월임금 회귀분석 추정치

	2007	2017	2007	2017	2007	2017
종속변수:			로그(시간당 임금)		로그(월임금)	
인적특성						
연령	37.8세	42.3세	0.0757*** (88.46)	0.0579*** (100.06)	0.0726*** (79.76)	0.0631*** (94.06)
연령제곱			-0.000829*** (-78.62)	-0.000599*** (-86.72)	-0.000783*** (-71.75)	-0.000652*** (-83.46)
여성	38.1%	41.6%	-0.248*** (-85.52)	-0.260*** (-119.58)	-0.259*** (-85.07)	-0.265*** (-109.98)
학력 (기준=고졸)						
중졸 이하	8.2%	4.6%	-0.159*** (-29.41)	-0.0713*** (-13.96)	-0.146*** (-24.86)	-0.0548*** (-8.65)
초대졸	16.9%	14.8%	0.160*** (42.77)	0.116*** (39.65)	0.143*** (37.11)	0.109*** (33.20)
대졸	25.3%	32.0%	0.385*** (106.55)	0.278*** (99.49)	0.340*** (93.95)	0.244*** (83.23)
대학원졸 이상	4.1%	4.6%	0.594*** (66.27)	0.538*** (88.71)	0.470*** (55.31)	0.406*** (70.66)
산업 (기준=제조업)						
건설업	7.4%	8.2%	-0.0379*** (-6.89)	0.129*** (30.51)	-0.0440*** (-8.02)	0.0913*** (18.75)
서비스업	62.5%	41.4%	-0.0354*** (-15.73)	0.0362*** (15.96)	-0.0455*** (-20.46)	0.0578*** (23.60)
사업체규모 (기준=30~299인)						
5인 미만	25.9%	27.5%	-0.316*** (-71.86)	-0.323*** (-95.52)	-0.316*** (-72.50)	-0.343*** (-96.07)
5~29인	32.5%	32.2%	-0.135*** (-53.34)	-0.140*** (-74.66)	-0.131*** (-51.70)	-0.149*** (-75.85)
300인 이상	13.7%	13.2%	0.425*** (216.90)	0.352*** (218.56)	0.398*** (201.70)	0.348*** (208.25)
고용형태 (기준=정규직)						
비정규직	22.7%	28.3%	-0.212*** (-50.71)	-0.136*** (-42.42)	-0.255*** (-60.72)	-0.229*** (-68.35)
근로시간유형 (기준=표준근로시간)						
단시간	9.0%	17.0%	0.0342*** (5.18)	0.0908*** (22.08)	-0.577*** (-73.91)	-0.747*** (-153.07)
장시간	27.0%	15.6%	-0.318*** (-97.66)	-0.219*** (-85.14)	-0.0136*** (-4.22)	0.0591*** (22.86)
상수항			7.860*** (456.78)	8.265*** (685.08)	3.721*** (197.66)	3.951*** (278.39)
관측치			748,760	964,895	748,760	964,895
adj.R-sq			0.486	0.408	0.514	0.58

주: *** 1% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

〈표 3-3〉 시간당 임금 분위별 RIF-Regression 결과

	2007	2017	2007	2017	2007	2017
	1분위수		5분위수		9분위수	
종속변수: 로그(시간당 임금)						
인적특성						
연령	0.0618*** (28.28)	0.0418*** (37.21)	0.0823*** (74.69)	0.0690*** (88.59)	0.0738*** (61.00)	0.0685*** (70.63)
연령제곱	-0.000773*** (-30.49)	-0.000465*** (-36.83)	-0.000934*** (-68.74)	-0.000747*** (-81.32)	-0.000645*** (-43.84)	-0.000596*** (-52.18)
여성	-0.0354*** (-5.19)	-0.0616*** (-16.10)	-0.362*** (-83.77)	-0.364*** (-111.87)	-0.227*** (-56.31)	-0.288*** (-75.87)
학력 (기준=고졸)						
중졸 이하	-0.128*** (-7.91)	-0.0293** (-2.68)	-0.126*** (-16.28)	-0.0611*** (-8.68)	-0.225*** (-31.91)	-0.141*** (-18.94)
초대졸	0.153*** (19.47)	0.0826*** (16.20)	0.187*** (31.65)	0.155*** (32.91)	0.109*** (20.51)	0.0978*** (19.89)
대졸	0.161*** (25.97)	0.102*** (24.64)	0.436*** (79.81)	0.331*** (83.23)	0.453*** (73.02)	0.396*** (75.74)
대학원졸 이상	0.158*** (15.54)	0.0676*** (10.95)	0.474*** (44.54)	0.449*** (67.48)	1.181*** (62.59)	1.216*** (87.35)
산업 (기준=제조업)						
건설업	0.0176* (2.35)	0.0989*** (20.64)	0.0383*** (3.93)	0.246*** (35.50)	-0.147*** (-17.65)	-0.136*** (-18.69)
서비스업	-0.175*** (-41.69)	-0.117*** (-31.67)	-0.0454*** (-12.19)	0.0262*** (8.03)	0.124*** (30.47)	0.174*** (-41.67)
사업체규모 (기준=30~299인)						
5인 미만	-0.197*** (-21.28)	-0.269*** (-48.78)	-0.424*** (-64.48)	-0.385*** (-77.32)	-0.199*** (-31.99)	-0.280*** (-50.38)
5~29인	-0.0249*** (-7.11)	-0.0453*** (-21.50)	-0.189*** (-46.33)	-0.181*** (-61.82)	-0.115*** (-23.49)	-0.152*** (-34.98)
300인 이상	0.0917*** (43.04)	0.0310*** (24.72)	0.417*** (139.93)	0.272*** (116.58)	0.709*** (120.90)	0.918*** (184.12)
고용형태 (기준=정규직)						
비정규직	-0.244*** (-25.19)	-0.117*** (-22.78)	-0.163*** (-26.98)	-0.129*** (-30.93)	-0.173*** (-36.96)	-0.152*** (-31.35)
근로시간 (기준=표준시간)						
단시간	-0.164*** (-9.74)	-0.108*** (-14.99)	0.0341*** (3.84)	0.0524*** (9.82)	0.205*** (23.66)	0.227*** (35.03)
장시간	-0.228*** (-29.54)	-0.125*** (-24.83)	-0.380*** (-78.44)	-0.237*** (-60.88)	-0.274*** (-67.54)	-0.331*** (-90.44)
상수항	7.524*** (162.87)	8.086*** (329.52)	7.796*** (348.37)	8.053*** (494.03)	8.358*** (343.68)	8.489*** (419.77)
관측치	748,760	964,895	748,760	964,895	748,760	964,895
adj.R-sq	0.163	0.154	0.342	0.3	0.237	0.223

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.
 자료: 고용노동부, 「고용 형태별근로실태조사」, 각 연도.

〈표 3-4〉 월임금 분위별 RIF-Regression 결과

	2007	2017	2007	2017	2007	2017
	1분위수		5분위수		9분위수	
종속변수: 로그(월임금)						
인적특성						
연령	0.0464*** (21.42)	0.101*** (26.69)	0.0789*** (72.22)	0.0676*** (81.11)	0.0732*** (61.04)	0.0634*** (74.30)
연령제곱	-0.000566*** (-22.03)	-0.00103*** (-23.93)	-0.000903*** (-68.41)	-0.000756*** (-77.53)	-0.000638*** (-44.49)	-0.000548*** (-55.17)
여성	-0.0856*** (-12.32)	-0.119*** (-9.87)	-0.37*** (-84.67)	-0.399*** (-112.75)	-0.240*** (-64.86)	-0.290*** (-84.53)
학력 (기준=고졸)						
중졸 이하	-0.113*** (-7.44)	0.021 (0.54)	-0.110*** (-13.84)	-0.0441*** (-5.58)	-0.218*** (-30.88)	-0.118*** (-17.42)
초대졸	0.191*** (23.23)	0.181*** (11.19)	0.142*** (24.07)	0.123*** (23.59)	0.0797*** (15.43)	0.0705*** (15.35)
대졸	0.237*** (33.93)	0.212*** (16.22)	0.364*** (69.75)	0.285*** (67.11)	0.370*** (63.36)	0.319*** (67.36)
대학원졸 이상	0.216*** (15.73)	0.196*** (9.45)	0.371*** (35.56)	0.344*** (47.11)	0.860*** (51.22)	0.869*** (73.52)
산업 (기준=제조업)						
건설업	0.123*** (12.00)	0.580*** (22.49)	-0.0927*** (-10.47)	0.0343*** (4.98)	-0.164*** (-20.49)	-0.103*** (-16.59)
서비스업	-0.107*** (-24.88)	-0.103*** (-8.66)	-0.0733*** (-19.74)	0.0661*** (18.59)	0.0558*** (14.23)	0.181*** (48.07)
사업체규모 (기준=30~299인)						
5인 미만	-0.183*** (-18.96)	-0.394*** (-25.08)	-0.437*** (-65.56)	-0.464*** (-82.61)	-0.166*** (-29.08)	-0.263*** (-51.98)
5~29인	0.0117** (2.99)	0.0127 (1.67)	-0.218*** (-54.76)	-0.238*** (-74.33)	-0.108*** (-22.89)	-0.154*** (-37.40)
300인 이상	0.121*** (44.87)	0.167*** (34.55)	0.342*** (118.51)	0.253*** (100.08)	0.809*** (136.70)	0.867*** (181.71)
고용형태 (기준=정규직)						
비정규직	-0.325*** (-29.83)	-0.699*** (-43.38)	-0.230*** (-38.40)	-0.201*** (-42.29)	-0.197*** (-47.61)	-0.172*** (-37.88)
근로시간 (기준=표준시간)						
단시간	-1.423*** (-70.17)	-4.057*** (-130.70)	-0.266*** (-38.03)	-0.375*** (-75.13)	0.0336*** (4.51)	-0.00643 (-1.30)
장시간	0.178*** (26.46)	0.123*** (16.03)	-0.0633*** (-11.85)	0.171*** (33.83)	-0.113*** (-27.35)	-0.179*** (-43.32)
상수항	3.557*** (79.46)	2.770*** (33.88)	3.754*** (164.69)	4.013*** (227.76)	4.184*** (171.42)	4.419*** (245.35)
관측치	748,760	964,895	748,760	964,895	748,760	964,895
adj.R-sq	0.332	0.469	0.335	0.359	0.217	0.21

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

임금에 각 요인이 미치는 영향을 나타내고, <표 3-5>와 <표 3-6>은 이를 바탕으로 한 각 불평등지수의 변화에 대한 각 요인의 기여도를 보여준다.

요인분해 결과를 먼저 살펴보면, 시간당 임금 분배는 큰 폭으로 개선된 반면, 월임금은 중위임금 상위를 제외하고는 불평등이 심화되었다. 시간당 임금 분배 개선에는 상수항의 가격효과가 매우 크고, 산업의 특성 및 가격효과 모두가 분배를 개선시키는 방향으로 기여도가 크다. 반면 연령과 성별의 구성과 성별 임금격차는 모두 시간당 임금 분배를 매우 크게 악화시키는 것으로 나타나는데, <표 3-3>의 여성의 1분위 계수를 보면

<표 3-5> 시간당 임금 불평등변화 요인분해 결과

	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수	불평등 기여 방향
2007년	1.7834	1.0083	0.7751	0.4843	0.0424	
2017년	1.5022	0.9358	0.5665	0.3596	0.0352	
변화량	-0.2812	-0.0725	-0.2086	-0.1247	-0.0072	감소
특성효과	0.1295	0.0741	0.0553	0.0657	0.0026	증가
인적특성	0.0992	0.0811	0.0181	0.0566	0.0024	증가
학력	0.0294	0.0101	0.0193	0.0159	0.0006	증가
산업	-0.0347	-0.0196	-0.0151	-0.0254	-0.0011	감소
사업체규모	-0.0030	0.0019	-0.0050	-0.0013	0.0000	감소
비정규직	0.0040	-0.0005	0.0045	0.0035	0.0002	증감
단시간근로	0.0292	0.0136	0.0157	0.0133	0.0006	증가
장시간근로	0.0054	-0.0123	0.0177	0.0031	0.0000	증가
가격효과	-0.4106	-0.1467	-0.2639	-0.1904	-0.0098	감소
인적특성	0.0958	0.0441	0.0517	0.0307	0.0070	증가
학력	0.0145	0.0222	-0.0077	-0.0054	0.0005	증감
산업	-0.0570	-0.0524	-0.0046	-0.0395	-0.0016	감소
사업체규모	0.0275	-0.0006	0.0282	0.0196	0.0008	증가
비정규직	-0.0300	-0.0039	-0.0262	-0.0029	-0.0003	감소
단시간근로	-0.0058	0.0006	-0.0064	-0.0162	-0.0007	감소
장시간근로	-0.0251	-0.0313	0.0062	-0.0097	-0.0007	감소
상수항	-0.4306	-0.1254	-0.3052	-0.1668	-0.0149	감소

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

〈표 3-6〉 월임금 불평등변화 요인분해 결과

	90/10 분위수배율	90/50 분위수배율	50/10 분위수배율	분산	지니계수	불평등 기여 방향
2007년	1.7305	0.9455	0.7850	0.5244	0.0793	
2017년	1.8795	0.9106	0.9689	0.5725	0.0816	
변화량	0.1533	-0.0318	0.1851	0.0644	0.0032	증가
특성효과	0.2465	0.1071	0.1393	0.1315	0.0110	증가
인적특성	0.0878	0.0839	0.0039	0.0324	0.0029	증가
학력	0.0185	0.0082	0.0102	0.0079	0.0003	증가
산업	-0.0135	-0.0181	0.0045	-0.0139	-0.0012	감소
사업체규모	-0.0030	0.0016	-0.0046	-0.0005	0.0000	감소
비정규직	0.0072	0.0018	0.0053	0.0063	0.0006	증가
단시간근로	0.1156	0.0238	0.0918	0.0809	0.0069	증가
장시간근로	0.0340	0.0058	0.0282	0.0185	0.0015	증가
가격효과	-0.0931	-0.1389	0.0458	-0.0671	-0.0078	감소
인적특성	-1.6487	-0.0542	-1.5945	-0.3036	-0.0178	감소
학력	-0.0082	0.0135	-0.0218	0.0178	0.0017	증감
산업	-0.0293	-0.0278	-0.0015	-0.0105	-0.0016	감소
사업체규모	0.0173	-0.0092	0.0265	-0.0025	0.0001	증감
비정규직	0.1126	-0.0012	0.1138	0.0056	0.0004	증가
단시간근로	0.4436	0.0117	0.4319	0.0145	0.0022	증가
장시간근로	-0.0018	-0.0470	0.0452	0.0049	0.0001	증감
상수항	1.0214	-0.0247	1.0461	0.2066	0.0070	감소

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

2017년 페널티가 2배 정도로 커진 것을 확인할 수 있어, 시간당 임금 하위 분위에서 확대된 성별 임금격차가 불평등을 악화시켰다고 말할 수 있다.

다음으로 근로시간의 영향이 크다. 임금이 낮은 단시간 근로 확대에 의한 구성변화는 불평등을 악화시킨 반면, 단시간근로자의 임금을 변화는 불평등을 개선시킨 것으로 나타났다. <표 3-3>에서 단시간근로자의 계수는 단시간근로자 집단 내 다른 성격의 시간제 일자리가 있음을 드러내고 있는데, 하위분위에서는 표준근로시간에 비해 임금이 낮고, 중상위에서는 오히려 높다는 점이 이를 말해준다. 2017년 하위분위의 페널티는 감

소하여 분배를 개선시킨 반면, 상위에서 단시간근로자의 임금프리미엄이 증가돼 불평등을 미미하게 악화시켰고, 단시간 근로의 가격효과가 주는 분배개선 효과를 반감시켰다. 따라서 단시간 근로 확산은 주로 시간당 임금이 낮은 단시간근로자 확산이 분배를 악화시킨 면이 더 크다.

장시간 근로도 구성변화는 불평등을 악화시킨 반면, 임금을 변화는 분배를 개선시켰다. 장시간근로자는 평균적으로 표준근로시간, 단시간 다음으로 가장 낮은 시간당 임금을 받고 있다는 점을 확인했고, 이는 <표 3-3>의 분위회귀 결과 일관되게 음(-)의 계수를 나타낸다는 점에서도 확인할 수 있다. 이러한 낮은 시간당 임금을 받는 장시간근로자 감소는 지니계수에 아무런 영향을 미치지 않을 만큼 작지만 불평등을 약간 악화시켰다. 그러나 임금을 개선, 특히 중하위 분위에서 광범위하게 나타나는 임금페널티 감소가 임금분배를 개선시킨 효과가 훨씬 크게 나타났다. 따라서 근로시간 감소가 시간당 임금에 미치는 영향은 단시간 근로 증가와 장시간 근로 감소가 다소 다르게 나타나는데, 장시간 근로 감소는 장시간 근로에 대한 시간당 임금을 증가시키는 방향으로 나타나 분배를 개선시킨 반면, 단시간 근로 증가는 시간당 임금 하위에 분포하는 근로자층을 증가시키고, 일자리 질이 좋은 일부 시간선택제의 임금을 증가시켜 분배를 악화시킨 것으로 나타났다. 장시간 근로 감소를 통한 근로시간 변화는 임금의 보상기제를 통해 임금을 증가시키고, 단시간근로자 증가를 통한 근로시간 감소는 고용지위 후퇴를 통해 임금을 오히려 감소시키는 것으로 보인다.

<표 3-6>에서 월임금 분배에 미치는 영향은 시간당 임금에 비해 단순하고, 인적특성 다음으로 근로시간이 분포에 미치는 영향이 강력하다. 인적구성은 분배를 악화시킨 반면 가격효과는 불평등 개선에 대폭 기여하는데, 이는 <표 3-4>의 성별 임금페널티 증가로 봤을 때는 매우 의아한 결과이지만 하위분위 연령효과 강화, 즉 하위분위 중장년층 경제활동 확대에 의한 월임금 증가의 영향으로 봤을 때 이해할 만한 결과이다. 단시간 근로로 월임금이 낮은 단시간 근로 확대(특성효과) 및 근로시간 감소는 (시간당임금×근로시간)으로 구성된 월임금 격차(가격효과)를 더욱 확대시켜 월임금 불평등을 크게 악화시킨다. 장시간 근로 감소는 장시간 근

로로 표준근로시간 월임금과 격차를 줄여 하위에서 중위로 이동하던 장시간근로자 집단의 분배개선효과를 감소시켜 불평등을 악화시키고, 하위 분위에서 장시간 근로로 인한 월임금 프리미엄 효과가 감소하는 까닭에 중위 아래에서 특히 분배가 악화되는 것으로 판단된다. 정리하면, 근로시간 감소가 월임금에 미치는 영향은 장시간 근로의 효과는 크지 않은 반면, 근로시간 감소로 인한 단시간근로자의 임금격차 확대로 분배악화는 확연하다.

제5절 요약과 시사점

장시간 근로로 인한 일과 생활의 불균형, 건강과 생산성 악화 등 삶의 질 악화를 개선하고자 하는 정책적 노력은 과거에도 지속되어 왔고, 향후에도 지속될 전망이다. 정부는 2017년 2,024시간인 연간 근로시간을 2020년까지 1,800시간대로 낮추려는 목표를 제시하고 있다. 이러한 근로시간 변화가 삶의 만족도와 생산성, 고용뿐만 아니라 분배에 어떤 영향을 미치는지 이해하는 것은 근로시간 단축과 관련된 정책을 완성하는 데 있어서 매우 중요하다.

지난 10년간의 근로시간 감소가 각기 다른 특성과 임금분포 위치에 있던 근로자의 임금에 미치는 영향과 전체 분배에 미치는 영향을 파악하기 위해 분석적으로 접근한 결과, 근로시간에 따라, 그리고 근로시간 감소를 경험하는 이유에 따라 서로 다른 분배적 함의를 도출하지만, 분배적 차원에서 정책적으로 바람직한 방향은 더욱 뚜렷해졌다.

근로시간 단축의 주요 정책대상인 장시간근로자의 근로시간 단축과 이로 인한 장시간근로자 감소는 시간당임금 불평등을 개선시키는 것으로 나타났다. 이는 장시간 근로의 감소를 통한 삶의 질 개선과 더불어 분배적으로도 바람직한 결과다. 장시간 근로의 감소가 월임금 불평등을 악화시키는 것은 그간 낮은 시간당 임금을 긴 노동시간으로 벌충함으로써 소득계층을 이동하던 효과가 감소된 탓이며, 장시간 근로를 가능하게 했던

저임금이 최저임금 인상 등으로 적절하게 조정되면 월임금 분배에 이와 같이 미치는 영향은 점차 사라질 것으로 보인다. 따라서 저임금 장시간 근로자의 삶이 근로시간 감소와 동반하는 임금률 인상으로 적정시간 일하고 그에 상응하는 적절한 보상을 받는 방향으로 변화하고 있고, 이는 전체 불평등을 개선시키므로, 긴 노동시간을 줄이려는 정책적 방향은 앞으로도 지속되어야 한다.

다른 한편 근로시간 감소의 다른 단면인 단시간근로자 확대의 효과는 주로 비자발성에 근거한 질 낮은 일자리 확대에서 오는 분배 악화로 나타났다. 따라서 시간제 근로 확대가 일과 가정의 양립이나 시간선택제 확산을 통한 일자리 증가와 여성 경제활동증가라는 정책적 목표를 달성하면서 분배적으로도 바람직한 결과를 낳으려면 표준시간 근로와 차별 없는 질 좋은 시간제 일자리가 만들어질 수 있어야 하며, 이는 시장의 자발적인 선택이 아닌 정책적 노력에 의해서만 가능하다는 점을 염두에 두어야 한다.

제 4 장

최저임금의 고용 및 임금 파급효과

제1절 머리말

2018년 최저임금이 16.4%로 대폭 인상된 데 이어 2019년에도 10.9%라는 비교적 높은 수준으로 인상되었다. 최저임금이 저임금 노동시장을 개선하고 가계의 노동소득을 증가시키리라는 기대도 크지만, 부정적인 영향에 대한 우려도 크다. 경기가 급락하지 않은데도 고용지표가 악화되었으며, 취약계층의 일자리가 부진하지만 고용보험 가입 일자리는 계속 증가하고 있기 때문에 최저임금의 대폭적인 인상이 미치는 영향에 대한 논란만 커지고 있다.

일차적으로 최저임금 인상이 고용에 어떠한 영향을 미치는가는 저임금 근로자의 생활안정이라는 최저임금의 정책 목적이 구현되는냐를 좌우한다. 최저임금 인상이 어떤 영향을 미칠지는 일차적으로 기업의 대응 방식에 따라 달라진다. 노동비용의 증가에 대응하여 고용이나 근로시간 조정, 비노동 비용의 조정, 생산성 향상, 이윤몫의 축소, 제품 또는 서비스의 가격 인상 등 기업의 조정 수단은 다양하기 때문이다. 본 연구는 사업체 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 고용, 근로시간, 임금에 미치는 효과를 추정한다.

한편 최저임금 인상은 저임금 근로자의 임금을 높여 임금불평등을 개

선할 것으로 기대하고 있다. 최저임금이 임금분배에 영향을 미치기 위해서는 최저임금의 적용을 받는 근로자의 임금을 직접 인상할 뿐만 아니라 적용을 받지 않는 차상위 근로자의 임금에도 파급되어야 한다. 본 연구는 2018년의 최저임금 인상이 중하위 임금분포에 어떤 영향을 미쳤는지를 실증적으로 분석한다.

제2절 2018년 최저임금 인상의 효과

1. 선행연구

노동조합 조직률이 낮고 단체협약 적용률이 제한적인 상황에서는 저임금 노동시장을 개선하기 위한 최저임금의 역할이 중요해진다. 지난 2017년 유력 대선 후보들이, 달성시기만 달리할 뿐, 모두가 최저임금 1만 원 인상을 공약으로 제시한 것은 최저임금의 대폭 인상에 대한 사회적 공감의 반영일 것이다.¹⁰⁾

그러나 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치는가는 오랫동안 학술적으로, 정책적으로 논쟁이 되어 왔다. 최저임금 인상에 따라 비숙련 노동을 상대적으로 숙련 노동으로 대체하면 최저임금 직상위 근로자의 임금은 오르는 대신 저숙련 근로자의 일자리는 줄어들 수 있고, 나아가 고용 감소의 규모가 고용 유지 근로자의 임금 인상 효과보다 크면 최저임금이 근로자의 생활안정에 기여하지 않을 수도 있기 때문이다. 이에 따라 최저임금의 고용효과에 대해선 많은 실증 연구가 이어졌다. 최근에는 선행 실증 분석결과들을 모아서 분석·평가하는 메타 연구들이 활발한데, 최저임금이 고용에 통계적으로 유의하게 부정적인 영향을 미치는 효과가

10) 최저임금 1만 원 달성 시점을 민주당, 정의당, 바른정당은 2020년, 한국당과 국민의당은 임기 내로 공약하였다. 또한 2018년 최저임금 수준은 노사가 각각 제시한 인상률을 표결로 결정하였는데, 사용자위원들이 제시한 인상률이 12.8%였다는 점을 고려하면, 최저임금 인상에 대한 사회적 압력이 상당히 컸음을 짐작할 수 있다.

발견되지 않는다는 결론으로 모아지고 있다(Doucouliagos & Stanley, 2009; Belman & Wolfson, 2014; Leonard, Stanley, & Doucouliagos, 2014). 고용에 부정적인 영향을 미치는 연구결과가 출판될 확률이 높다는 출판 선택편의가 존재하며, 출판 편의를 통제하면 고용에 미치는 부정적 영향은 미미하거나 없다는 결과를 제시하고 있다. 국내 16개 실증연구를 메타분석한 황선웅(2018)도 고용에 부정적인 영향을 미친다는 실증결과들이 출판될 확률이 높은 편향이 존재하며, 이를 통제하면 최저임금이 고용에 유의한 영향을 미치지 않는다고 지적한다.

올해 최저임금의 대폭 인상 이후 고용 부진이 이어지면서 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 미쳤는지를 둘러싸고 격렬한 논란이 일었지만, 2018년의 최저임금 인상이 고용에 미친 효과를 추정한 실증 연구는 홍민기(2018), 황선웅(2018)에 불과하다. 두 연구 모두 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않았으며, 근로시간을 일부 줄이는 효과가 있다는 분석결과를 제시하였다. 다만, 산업 또는 성·연령·학력의 개인적 특성으로 분석 단위인 집단을 정하고, 집단 내 최저임금 미만을 받는 근로자의 비중으로 최저임금 영향률을 정의하는 것이 적절한지에 대해 논란이 있을 수 있다.

본 연구는 사업체 자료를 이용하여 최저임금 인상의 영향을 분석한다. 사업체 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 연구로는 Bossler & Gerner (2016)가 있다. 2015년 독일은 전국 단일의 최저임금을 도입하였는데, 그들은 IAB의 사업체패널자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였다.

2. 분석자료

고용노동부는 일자리안정자금 지원 현황 등을 파악할 목적으로 상용근로자 기준 30인 미만 사업체를 대상으로 2018년 3월 말 기준의 사업체노동력조사 시범조사를 실시하였다. 이 조사는 최저임금을 준수하면서 시급 9,090원, 일급 8만 7천 원, 월평균 보수액 190만 원 미만 중 하나라도 해당되는 근로자의 규모를 조사하고 있다. 이는 최저임금~최저임금의

1.2배에 해당하는데, 일자리안정자금의 지원대상을 이렇게 설정하였기 때문이다. 제3절의 추정결과에서 보듯이, 이 집단을 최저임금의 영향을 받는 근로자로 보아도 무리가 없을 것이다.

본 연구는 최저임금의 영향변수로 두 가지를 사용하였다. 첫째, 사업체 내 최저임금 영향을 받는 근로자 유무로 정의하였다(extensive measure). 조사대상인 30인 미만 사업체 가운데 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체는 처치집단(treatment group)에 속하며, 그렇지 않은 사업체는 통제집단(control group)이 된다. 둘째, 사업체 내 최저임금의 영향을 받는 근로자 비중을 최저임금 영향 변수로 정의할 수 있다(intensive measure). 이는 첫째의 처치집단을 영향을 받는 근로자 비중으로 가중하여 추정하는 것과 동일하다. <표 4-1>에 분석자료의 특성을 요약하였다. 최저임금 영향을 받는 근로자 유무로 정의한 처치집단은 전체 사업체의 55.2%며, 최저임금 인상의 영향을 받는 근로자의 비중은 39.6%로 조사되었다.

사업체노동력조사는 동일 사업체를 매월 조사하므로, 사업체노동력조사 시범조사에 응답한 30인 미만 사업체를 매월 조사한 사업체노동력조사 자료와 결합하여 월별 패널자료를 구성할 수 있다. 동 조사는 2017년에 표본이 개편되었기 때문에 2017년 이후 월별 패널자료 구성이 가능하다.

<표 4-1> 표본의 구성

	전 체	통제집단	처치집단
표본 사업체수(개소)	10,294	4,613	5,681
사업체수(가중치 적용, 천개소)	1,856 (100.0)	831 (44.8)	1,025 (55.2)
최저임금 영향 근로자 비중	0.396	0.0	0.717
0%	0.448	0.448	
0~20% 미만	0.036		0.066
20~40% 미만	0.081		0.147
40~60% 미만	0.088		0.158
60~80% 미만	0.063		0.115
80~100% 미만	0.014		0.025
100%	0.270		0.489

자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사 시범조사」, 2018. 3.

분석 시점에 2018년 3월까지 사업체노동력조사(고용 부문) 자료를 이용할 수 있었다. 월별 고용 변동이 있으므로, 최저임금 인상 이후인 2018년 1~3월 시기와 대응하여 최저임금 인상 이전 시기를 2017년 1~3월로 설정하여 고용부문 패널자료를 구성하였다. 동 자료에는 사업체 현황, 종사자 수, 입이직자 수, 이직사유별 이직자 수에 관한 정보가 종사상 지위별로 포함되어 있다. 가중치는 해당 시기 사업체 고용부문 가중치의 평균을 사용하였다.

근로시간과 임금에 관한 사업체노동력조사(근로실태 부문) 자료는 2018년 4월 자료까지 이용할 수 있으므로, 최저임금 인상 이후인 2018년 1~4월과 이전인 2017년 1~4월 자료로 근로실태부문 패널자료를 구성하였다. 동 자료에는 근로시간과 임금에 관한 정보가 종사상 지위별로 포함되어 있다. 가중치는 해당 시기 사업체 근로실태부문 가중치의 평균을 사용하였다.

본 연구는 2018년 최저임금 인상이 고용, 근로시간, 임금에 미치는 효과를 사업체 단위에서 분석한다.

3. 최저임금 인상의 고용효과

사업체 내 최저임금 영향을 받는 근로자 유무로 집단을 나누어, 최저임금 인상 전후의 고용 변동을 살펴보았다. 최저임금 영향을 받는 근로자 유무와 관계없이 2018년 들어 근로자 수는 모두 감소하는데, 최저임금 영향을 받는 사업체의 근로자 수는 영향을 받지 않는 사업체에 비해 감소폭이 적어서, 단순 이중차분(difference in differences)으로 계산한 최저임금 인상의 순효과는 양으로 나타난다. 한편 노동이동도 2018년 들어 감소하는데, 단순 이중차분한 결과는 자발적 이직과 비자발적 이직 모두 최저임금 인상과는 유의한 관계가 없음을 보여준다.

최저임금 인상이 고용에 미치는 영향을 다음과 같은 고정효과모형으로 추정하였다.

$$y_{it} = \delta(T_i D_t) + t_m + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

〈표 4-2〉 최저임금 인상과 고용 변동

(단위: 명)

	처치집단		통제집단		단순 이중차분 (B-D)-(A-C)
	2017 A	2018 B	2017 C	2018 D	
고용	4.59	4.47	4.52	4.01	0.39**
입직	0.35	0.33	0.29	0.28	-0.01
이직	0.36	0.36	0.34	0.48	-0.14**
자발적 이직	0.12	0.11	0.09	0.09	0.00
비자발적 이직	0.23	0.23	0.23	0.29	-0.06
기타 이직	0.01	0.02	0.02	0.10	-0.08***

주: 1) 기타 이직은 전출, 정년퇴직, 병가 및 육아휴직 등에 의한 이직임.

2) 이중차분은 처치집단 여부와 최저임금 인상 후 시기 여부만을 고려하여 선형확률모형으로 추정한 결과임.

3) **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

종속변수 y 는 고용, 입이직 관련 변수다. 최저임금 영향을 받는 처치집단을 T_i , 최저임금이 인상된 시기 이후를 나타내는 지시변수가 D_t 이므로, δ 는 두 집단 간 고용의 차이가 최저임금 인상 전후로 얼마나 변하였는지를 추정한 결과이기 때문에 이중차분법으로 최저임금 인상의 효과를 추정하는 방식과 유사하다. α_i 는 사업체 고정효과, γ_t 는 연도 효과다. 고용의 월별 변동을 통제하기 위해 t_m 를 포함하였다.

<표 4-3>은 사업체 고정효과와 월별 변동을 통제하여 최저임금 인상의 영향을 패널모형으로 추정한 결과다. 추정 결과 (1)에서 최저임금 인상의 순고용효과는 유의한 양으로 나타난다. 이는 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체가 없는 사업체에 비해 고용의 감소폭이 적어서 나타난 결과다. 종속변수인 근로자 수에 로그를 취하였기 때문에, 추정 결과는 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체가 없는 사업체에 비해 최저임금 인상에 따라 근로자 수가 6.9% 증가하였음을 보여준다. 추정 결과 (2)에서 최저임금 영향률을 세분화하여 보면, 최저임금 영향을 받는 근로자가 많은 사업체일수록 고용 증가 효과가 줄어들긴 하지만, 유의한 양의 효과를 가지는 것으로 나타난다.

〈표 4-3〉 최저임금 인상의 고용효과

	로그(근로자 수)	
	(1)	(2)
최저임금 영향 사업체	0.069(0.011)***	
최저임금 영향 근로자 비중		
0~20% 미만		0.045(0.009)***
20~40% 미만		0.020(0.004)***
40~60% 미만		0.015(0.003)***
60~80% 미만		0.014(0.003)***
80~100% 미만		0.013(0.002)***
100%		0.004(0.001)***
표본 수	61,422	
사업체 수	10,294	

주: ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

종사상 지위별로 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 상용근로자가 없거나 임시일용직 근로자가 없는 사업체가 있으므로, 근로자 수에 로그를 취하지 않았다. 최저임금 영향 유무의 영향을 보면, 최저임금 인상은 고용을 0.7명 증가시키는데, 상용직 0.6명 증가에 의한 것으로 추정되었다. 최저임금 인상은 고용 증가뿐만 아니라 고용 구조 개선에 기여하였음을 시사한다.

고용의 순 변화는 채용과 이직으로 나누어 살펴볼 수 있다. 입직자 수와 이직자 수가 0인 사업장이 많기 때문에 마찬가지로 로그를 취하지 않았다. 최저임금 인상은 입직과 이직 모두를 줄여 노동이동을 감소시킨다.

〈표 4-4〉 종사상 지위별 최저임금 인상의 고용효과 추정

	근로자 수		
	전 체	상용직	임시일용직
최저임금 영향 사업체	0.742(0.191)***	0.644(0.155)***	0.098(0.097)
표본 수	61,422		
사업체 수	10,294		

주: ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

〈표 4-5〉 최저임금 인상이 채용과 이직에 미치는 효과 추정

	입직	이직	자발적 이직	비자발적 이직	기타 이직
최저임금 영향 사업체	-0.017 (0.039)	-0.078* (0.046)	0.003 (0.013)	-0.052 (0.037)	-0.029 (0.028)
표본 수	61,422				
사업체 수	10,294				

주: *는 10% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

그러나 입직의 감소는 통계적으로 유의하지 않지만, 이직은 10% 수준에서 유의하게 감소하는 것으로 추정되었다. 사유별로 나누어 보면, 자발적 이직은 늘리고 비자발적인 이직은 줄이지만, 유의하지는 않다.

4. 최저임금 인상이 근로조건에 미치는 효과

최저임금 인상 전후로 근로시간의 변화를 살펴보았다. 평균 근로시간이 감소하지만, 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업장에서 더 크게 감소하였다. 단순 이중차분 결과는 최저임금 인상에 따라 근로시간이 1.9시간 감소하였음을 보여준다. 근로시간 감소는 종사상 지위와 관계없이

〈표 4-6〉 최저임금 인상과 근로시간 변화

(단위: 시간)

	처치집단		통제집단		단순 이중차분 (B-D)-(A-C)
	2017 A	2018 B	2017 C	2018 D	
전 체	168.4	164.8	172.7	171.0	-1.9***
상용직	173.8	169.6	176.7	174.8	-2.3***
상용직 소정근로시간	172.2	168.1	174.7	172.8	-2.2***
상용직 초과근로시간	1.6	1.4	2.0	1.9	-0.1
임시일용직	100.2	94.9	109.4	106.1	-2.1
사업체 수	2,975		2,356		

주: 이중차분은 처치집단 여부와 최저임금 인상 후 시기 여부만을 고려하여 선형 확률모형으로 추정된 결과임.

***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

〈표 4-7〉 최저임금 인상이 근로시간에 미치는 효과 추정

	근로시간				
	전체 근로자 근로시간	상용직 근로시간	상용직 소정근로시간	상용직 초과근로시간	임시일용직 근로시간
최저임금 영향 사업체	-1.939** (0.950)	-2.336*** (0.885)	-2.217*** (0.828)	-0.119 (0.188)	0.151 (1.389)
표본 수	42,648				
사업체 수	5,331				

주: **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.
자료: 사업체노동력조사 패널자료.

발생하지만, 상용직에서, 특히 상용직 소정근로시간이 최저임금 인상에 따라 감소하였음을 보여준다.

고정효과모형으로 패널분석한 추정결과는 최저임금 인상에 따라 근로시간이 유의하게 감소하였음을 보여준다. 종사상 지위별로 보면, 최저임금 인상에 따라 상용직의 근로시간, 특히 소정근로시간이 유의하게 감소하고, 임시일용직의 근로시간에는 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 추정되었다.

최저임금 인상에 따른 임금의 변화를 살펴보자. 사업체노동력조사에서는 1인당 평균 임금만을 산출할 수 있다. 최저임금 인상 전후로 1인당 임금의 변화를 살펴보자.

시간당 정액급여의 인상률을 보면, (1)에서 2018년 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체의 시간당 임금 인상률은 평균 7.2%로 나타난다.

〈표 4-8〉 최저임금 인상과 임금 변화

(단위: 천 원, %)

		처치집단			통제집단		
		2017	2018	인상률	2017	2018	인상률
상용직 시간당 정액급여	(1)	10.8	11.6	7.2	13.6	14.5	6.9
	(2)	8.6	9.4	8.3			
사업체 수		2,975			2,356		

주: (1)은 처치집단이 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체,
(2)는 처치집단이 최저임금 영향을 받는 근로자가 100%인 사업체,
시간당 정액급여 = 1인당 정액급여 / 1인당 소정근로시간.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

〈표 4-9〉 최저임금 인상의 임금효과

	로그(상용직 시간당 정액급여)	로그(일용직 시간당 임금총액)
	(1)	(2)
최저임금 영향 사업체	0.014(0.008)*	0.021(0.029)
표본 수	42,648	6,557
사업체 수	5,331	1,370

주: *는 10%, **는 5% 수준에서 유의함.

자료: 사업체노동력조사 패널자료.

(2)는 처치집단을 사업체 내 모든 근로자가 최저임금 영향을 받는 사업체로 설정하였을 때 인상률은 8.3%로 더 높아진다. 두 경우 모두 최저임금 영향을 받는 근로자가 없는 사업체의 인상률 평균 6.9%에 비해 높다.

고정효과모형으로 최저임금 인상이 시간당 임금에 미치는 효과를 분석하였다. 최저임금 인상의 영향을 받는 사업체에서 상용직 시간당 정액급여가 유의하게 증가한 것으로 나타난다. 최저임금 영향을 받는 근로자가 있는 사업체는 없는 사업체에 비해 최저임금 인상에 따라 시간당 정액급여가 1.4% 증가하는 것으로 추정되었다.¹¹⁾ 반면 최저임금 인상이 일용직의 시간당 임금에는 유의한 영향을 미치지 않는다.

제3절 2017년 최저임금 인상의 파급효과

1. 선행연구

최저임금 인상이 임금분배에 미치는 효과에 대해 상반된 인식이 존재한다. 한편으로는 노동조합 조직률이 낮고 단체교섭이 기업 수준에 머무르며 그 효력 확대가 제한적인 상황에서¹²⁾ 임금 분배를 개선하는 노동시

11) 최저임금의 직접 영향을 받지 않는 고임금 근로자가 있으면, 임금 상승률은 최저임금 인상률을 하회한다.

12) 이병희(2017)는 노동조합과 단체교섭의 임금 분배 개선 효과가 여전히 존재하지만, 비조합원을 포함한 전체 근로자를 대변하는 역할이 약화되고 있음을 실증하

장제도로 최저임금의 역할이 강조된다. 다른 한편으로는 최저임금의 상대적 수준이 여전히 낮고 미준수율이 높은 상황에서 실제 영향률이 크지 않을 것이라는 비판적인 인식도 존재한다.

고용형태별근로실태조사(고용노동부)를 이용하여 최저임금이 임금분포에서 어느 위치에 있는지를 살펴보았다. 이 조사는 민간 부문 사업체에 종사하는 근로자의 임금 내역과 근로시간 내역을 자세히 조사하고 있다. 임금을 천 원 단위로 조사하기 때문에 시간당 임금으로 환산하는 과정에서 오차가 있을 수 있고, 사업체의 인사노무 담당자가 응답하기 때문에 근로시간의 정확성에 대한 의문이 다소 있을 수 있지만, 임금대장 등을 토대로 작성하기 때문에 임금 내역을 자세히 조사하고, 조사하는 임금과 근로시간이 1개월로 조사대상 기간이 일치하며, 내역별로 시간당 임금을 환산할 수 있는 장점이 있다.

정액급여(근로계약, 취업규칙, 단체협약 등의 규정에서 미리 정한 소정 근로시간에 대하여 지급하기로 정한 임금기준에 따라 실제 지급된 급여)를 소정근로시간으로 나누어 산출한 환산 시간당 임금을 100분위로 구분하면, 2017년 최저임금은 임금분포에서 4분위 수준에 해당한다.¹³⁾¹⁴⁾ 5분위 시간당 정액급여와 비교한 최저임금의 상대수준은 2006년 96.9%였으나 2009년 109.2%까지 상승하였다가 2012년엔 92.5%로 하락하였으며, 2017년에는 99.5%를 기록하고 있다.

상대적인 저임금 고용 여부를 판단하는 저임금선(중위임금의 2/3)이 2017년 최저임금의 1.23배에 이르고, 임금불평등 지표로 흔히 중하위 임

고 있다.

13) 기본급과 통상적 수당만을 고려한 시간당 통상임금 기준으로도 최저임금은 4, 5분위 수준이다.

14) 최저임금과 대비되는 시간당 임금 산정의 근로시간에 유급휴일 시간을 포함해야 할지는 논란이 될 수 있다. 근로기준법은 1주일 동안 소정의 근로일수를 개근한 노동자에게 1주일에 평균 1회 이상의 유급휴일을 주도록 정하고 있지만, 저임금 근로자의 상당수는 유급주휴수당을 받지 못하고 있기 때문이다. 유급주휴수당을 받는 비율이 얼마인지를 조사한 국가통계는 없지만, 아르바이트 구인·구직 포털 서비스인 알바천국에서 실시한 2017년 조사에서는 알바생 중 37.9%만이 주휴수당을 받아 본 적이 있다고 응답했다. 최저임금 시급 산정기준 근로시간에 유급휴일 시간을 합산하도록 하는 최저임금법 시행령 개정안(2018년 8월 입법예고)이 통과되면 이러한 논란이 해소될 것이다.

〈표 4-10〉 최저임금의 상대 수준

(단위: 원, %)

	최저 임금 (인상률)	p5 ¹⁾	p10 ¹⁾	저임금 선 ²⁾	최저임금 /p5	최저임금 /p10	저임금선 /MW
2006	3,100 (9.2)	3,200	3,755	4,976	96.9	82.5	1.61
2007	3,480 (12.3)	3,328	4,011	5,346	104.6	86.8	1.54
2008	3,770 (8.3)	3,618	4,235	5,755	104.2	89.0	1.53
2009	4,000 (6.1)	3,663	4,315	5,659	109.2	92.7	1.41
2010	4,110 (2.8)	3,879	4,527	5,879	105.9	90.8	1.43
2011	4,320 (5.1)	4,333	5,000	6,306	99.7	86.4	1.46
2012	4,580 (6.0)	4,950	5,569	6,974	92.5	82.2	1.52
2013	4,860 (6.1)	5,118	5,976	7,355	95.0	81.3	1.51
2014	5,210 (7.2)	5,500	6,238	7,518	94.7	83.5	1.44
2015	5,580 (7.1)	5,682	6,140	7,108	98.2	90.9	1.27
2016	6,030 (8.1)	6,030	6,750	7,730	100.0	89.3	1.28
2017	6,470 (7.3)	6,500	7,167	7,974	99.5	90.3	1.23

주: 1) 최저임금이 적용되지 않는 특수형태근로종사자, 가내근로자를 제외한 근로자를 대상으로 시간당 정액급여를 산정.

2) 중위임금의 2/3로 정의.

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」, 각 연도.

금분위 격차(p50/p10)가 사용되는 점을 고려하면, 4분위에 해당하는 최저임금이 저임금 고용을 줄이거나 임금분배를 개선하기 위해서는 최저임금의 적용을 받지 않는 상위 임금근로자에게 영향을 미쳐야 한다.

최저임금이 그 적용을 받지 않는 근로자의 임금을 높이는 간접적인 영향을 파급효과(ripple effect)라고 부른다. Stewart(2012a)는 최저임금의 파급효과가 나타날 수 있는 경로로 다음을 지적한다. 첫째, 최저임금 인상은 저숙련 노동의 상대가격을 상승시키므로 그보다 숙련수준이 높은 근로자로 대체할 경우 최저임금 직상위 근로자의 임금이 오를 것이다. 둘째, 최저임금 인상은 기업 운영이나 노동력 관리를 개선하여 생산성을 높여야 하는 압력으로 작용한다. 한계생산성의 증가에 따라 파급효과가 나타나게 된다. 셋째, 기존의 임금격차 유지가 근로자의 동기 부여와 근로유인에 중요할 경우 사업주는 최저임금 직상위 임금을 올릴 것이다. 넷째,

최저임금 인상에 따라 구직자의 의증임금이 상승하고, 사업주가 충원하기 위해 지불해야 하는 임금도 인상될 수 있다.

최저임금의 과급효과에 관한 실증 연구들을 리뷰한 Neumark & Wascher (2010)에 따르면, 최초의 실증은 Grossman(1983)이다. 그는 연방 최저임금 인상이 장기적으로는 명확하지 않지만, 단기적으로는 최저임금보다 약간 높은 임금을 받는 저임금 직종의 임금을 올리는 데 기여한다는 추정 결과를 제시하였다. Card & Krueger(1995)는 주별 자료를 사용하여 1990~91년 연방 최저임금 인상이 과급효과를 가지는지를 분석하였다. 최저임금 영향률이 5분위와 10분위의 임금은 인상시키는 반면 25분위에는 유의한 영향을 미치지 않음을 발견하였다. 다만, Neumark & Wascher (2010)는 5분위나 10분위가 최저임금 근로자일 수 있기 때문에 최저임금 영향을 받는 근로자에서 나타나는 돌출효과와 영향을 받지 않는 근로자에서 나타나는 과급효과가 혼재된 결과라고 지적한다.

최저임금이 임금불평등에 미치는 영향에 대한 본격적인 연구는 Lee (1999)라고 할 수 있다. 그는 지역 간 최저임금의 차이에 주목하여 1979~89년까지 주별 패널자료를 구성하여 최저임금 하락의 영향이 중하위 임금격차의 확대에 미친 영향을 추정하였다. 여성에서 실질 최저임금 하락이 50분위와 10분위 간 임금격차 증가의 70~100%, 남성에서 약 70%를 설명한다는 분석결과를 제시하고 있다. Autor et al.(2016)은 분석 시기를 1991년과 2012년까지 확대하고 연방/주별 최저임금의 인상을 함께 고려하여 Lee(1999)의 추정결과가 과도하다는 분석결과를 제시하였다. 그들은 실질 최저임금의 변화가 임금불평등 변화에 30~55%의 영향을 미치는 것으로 추정하였다(이병희 외, 2017: 66). Neumark, Schweitzer, & Wascher(2004)는 개인별 임금 변화를 직접 측정하는 방법을 사용하여, 단기적으로는 최저임금이 그 2배 수준에 이르는 임금집단까지 과급되며, 시차효과를 포함하면 이전에 최저임금을 20~30% 상회하는 임금을 받는 근로자까지 과급된다고 결론짓고 있다.

반면 영국을 대상으로 한 연구들은 대부분 과급효과가 없거나 미미하다는 결과를 제시하고 있다. Dickens & Manning(2004)는 최저임금 도입 전후를 비교하여 과급효과가 없다는 분석결과를 제시하고 있다. 개인패

널자료를 구성하여 개인별 임금 변화를 분석한 Stewart(2012a), 임금분위별 변화를 분석한 Stewart(2012b)는 최저임금의 파급효과가 없거나 아주 작다는 분석결과를 제시한다.

최저임금의 임금분배 효과에 관한 국내 연구들을 보면, 정진호(2011)는 한국노동패널을 이용하여 최저임금이 50분위까지 유의한 영향을 미치며, 그 크기도 상당하다는 추정결과를 제시한다. 한편 성재민(2014), 오상봉(2017)은 Lee(1999)와 Autor et al.(2016)의 분석 방법에 따라 최저임금의 지역 간 상대적 수준 차이를 이용해 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 추정하였다. 지역별고용조사를 이용한 성재민(2014)은 최저임금 인상이 중하위 임금분위 격차(p50/p10)의 70%를 설명한다는 추정결과를 제시한다. 그가 선호하는 최저임금/중위임금으로 설정한 최저임금 영향변수는 모든 모형에서 중하위 임금분위 격차를 축소하는 것으로 추정되었다. 임금분위가 높을수록 그 효과는 작아지지만 p40/p50까지 유의한 양의 값을 가진다. 오상봉(2017)은 최저임금/평균임금으로 설정한 최저임금 영향변수가 중하위 임금분위 격차(p50/p15)를 30% 줄인다는 추정결과를 제시하였다. 간혹 상위 분위에도 유의한 영향을 미친다는 언급이 있지만, 제시한 추정결과에서 최소한 15분위까지 최저임금이 영향을 미치고 있다.

최저임금이 저임금 근로자 비율을 낮추거나 중하위 임금불평등 개선에 기여하려면 파급효과가 존재하여야 한다. 본 연구는 최저임금의 파급효과가 존재하는지, 어느 임금수준까지 파급되는지를 실증적으로 분석한다. 최저임금의 파급효과에 대한 연구는 다음과 같은 의의를 가진다. 첫째, 앞서의 지적처럼, 중하위 임금불평등이나 저임금 근로자의 비율에 대한 최저임금의 영향을 규명하는 전제다. 둘째, 전국 단일의 최저임금제를 가진 나라들에서는 최저임금의 고용효과를 추정할 때 최저임금의 차상위집단으로 비교집단을 설정하여 이중차분법을 적용하는 경우가 많다. 비교집단을 적절하게 설정하기 위해서는 최저임금의 파급 여부 및 범위를 파악하여야 한다. 셋째, 최저임금 인상에 따라 사업주의 노동비용을 덜어주는 지원정책을 수립할 때 적절한 지원대상을 설정하기 위해서는 최저임금의 파급효과를 알아야 한다. 참고로 2018년 최저임금의 대폭 인상에 따라 사업주의 노동비용을 경감하기 위한 일자리안정자금은 지원 대상으로

최저임금의 120%까지로 정하였다. 최저임금의 파급효과가 어느 정도의 저임금 근로자에게 영향을 미치는지에 대한 국내의 본격적인 연구는 없지만, 외국의 선행연구를 참고하여 최저임금의 120%까지 추가적인 노동비용을 부담하게 된다고 가정하여 지원대상을 설정하였다.

2. 분석방법

최저임금의 파급효과 또는 중하위 임금분배 개선효과를 실증적으로 분석하는 방법은 크게 세 가지가 있다.

첫째, 최저임금의 지역 간 차이에 주목하여, 최저임금의 영향력(예를 들어 최저임금/p50)이 지역별 임금분위의 격차(예를 들어 p10/p50)에 미치는 영향을 회귀분석하는 방법이다(Lee, 1999; Autor et al., 2016). 지역 간 최저임금이 다르고 특정 지역에만 최저임금이 올랐다면, 최저임금이 오른 지역과 그렇지 않은 지역을 비교하여 시기 간 임금분포를 비교함으로써 최저임금이 임금분포에 미치는 영향을 추정할 수 있다. 그러나 우리나라는 모든 지역에 동일한 최저임금이 적용되기 때문에, 지역별 최저임금의 차이가 아니라 최저임금의 상대적인 차이(중위임금 또는 평균임금 대비 최저임금)와 시기별 임금의 변화에 의해 최저임금 영향력의 효과가 달라진다. 지역이 별도의 노동시장 단위인지, 또한 추정방법에서 최저임금 이외에 지역의 임금분포에 영향을 미치는 변수들을 제대로 통제하였는지는 여전히 논란이다. 또한 임금분포에서 중상위 임금분위에도 최저임금이 영향을 미치는 일부 분석은 최저임금 효과인지에 대한 의문을 낳는다(Neumark & Wascher, 2010: 129).

둘째, 동일한 개인이 최저임금 도입 또는 인상을 전후하여 임금이 얼마나 올랐는지를 추적하는 방법(individual wage change)이다(Stewart, 2012a; Neumark, Schweitzer, & Wascher, 2004). 임금분포의 위치에 따라 최저임금의 효과가 다를 것이라는 점에 주목하여, 최저임금의 1.1배, 1.2배, 1.3배 등으로 임금 집단을 나누어 최저임금 영향을 받지 않는 상위 임금 집단과 임금 변화율을 비교하는 방식이다. 개인 패널자료이기 때문에 임금뿐만 아니라 근로시간, 고용, 그리고 근로소득으로 최저임금의 효

과를 종합적으로 추정할 수 있다. 국내의 개인패널자료는 한국노동패널 등이 있지만, 임금, 근로시간 등 측정오차가 크기 때문에 임금 집단을 세분화하여 분석하기는 어렵다.

셋째, 최저임금 인상 전후의 임금분위별 변화(changes in percentiles)를 추적하는 방법이다(Stewart, 2012b). 고용되어 있는 근로자를 대상으로 분석하기 때문에 최저임금 인상에 따라 저임금 근로자의 실적이 발생하는 파급효과가 존재할 수 있다. 따라서 임금분위별 분석결과는 최저임금의 파급효과에 관한 최대치로 간주되어야 할 것이다(Neumark & Wascher, 2010).

본 연구는 세 번째의 방법을 사용한다. 이 방법은 최저임금이 인상된 시기의 임금분포를 최저임금이 인상되지 않았을 가상의 임금분포와 비교하는 것이다. Stewart(2012b)는 시작연도의 임금분포가 다음연도 임금분포에서 중위수의 임금 상승률만큼 변화한다고 가정하여 가상의 임금분포를 설정하였다.

j 분위의 t 시기 시간당 임금을 $Q_j(w_t)$, $t = 1$ 은 최저임금이 인상되기 전 시기, $t = 2$ 는 인상된 이후 시기로 정의할 때, 두 시기 간 분위의 임금 변화가 다음과 같이 비례적으로 변화한다(proportional change in wage percentiles)고 가정한다.

$$TRIANGLE_j = \ln Q_j(w_2) - [\ln Q_j(w_1) + \ln Q_{50}(w_2) - \ln Q_{50}(w_1)]$$

위의 식에서 []은 1차년도 각 분위수를 2차년도 중위임금의 실제 상승률로 조정된 값으로 2차년도의 가상의 분위수이다. 최종적으로 2차년도의 j 분위수와 가상의 j 분위수의 로그 차이로 측정되는 $TRIANGLE_j$ 가 최저임금 인상에 따른 j 분위의 임금상승률이다.

$TRIANGLE_j > 0$ 여부는 두 시기 자료를 통합(pooling)하여 분위 회귀방정식을 추정하여 검정할 수 있다. 아래 방정식으로 j 분위와 50분위의 분위 회귀를 동시에 추정하는 분위회귀분석(simultaneous quantile regression)과 20회의 bootstraps을 통해 $\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_{50}$ 와 그 표준오차를 구하였다.

$$Q_j(\ln w_{it}) = \alpha_j + \beta_j D_{it} \quad \text{for } t = 1, 2$$

마지막으로 $TRIANGLE_j = \hat{\beta}_j - \hat{\beta}_{50} > 0$ 을 검정하고 95% 유의수준에서 신뢰구간을 구하였다.

이중차분법이 최저임금의 영향을 받는 처치집단과 유사하지만 영향을 받지 않는 통제집단을 설정하여 비교하는 것이라면, 분위별 변화를 비교하는 방식은 임금분포에서 특정한 상위 분위기를 비교분위로 설정하는 것이다. 임금분포에서 중위임금보다 낮은 임금분위의 임금상승률을 사용할수록 최저임금 집단과 비슷한 특성을 가질 수 있지만 파급효과의 영향을 받을 수 있다. Stewart(2012b)에 따라 임금분포의 중위 분위에서는 최저임금의 파급효과가 없다는 가정에 기초하여 중위 분위의 임금상승률만큼 비례적으로 변화시켜 가상의 임금분포를 구한다.

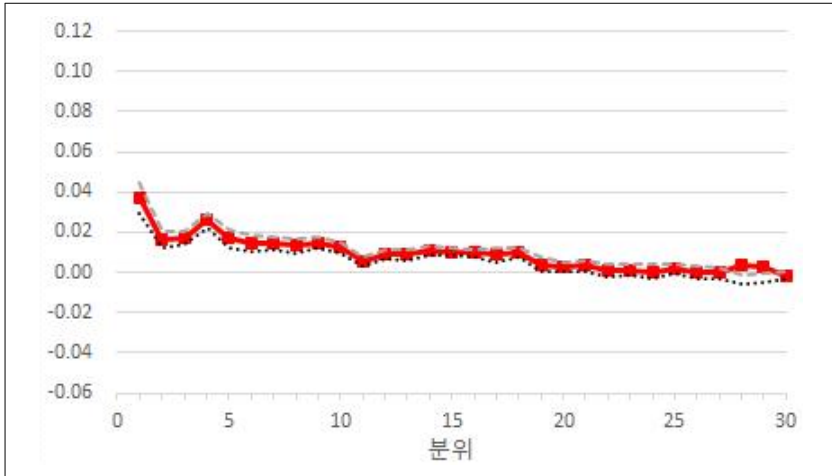
3. 분석결과

중위 분위의 임금 상승은 최저임금과 관계없이 발생한다고 가정하여, 그 임금상승률만큼 비례적으로 임금이 상승하는 가상의 경우의 임금상승률과 실제 분위의 임금상승률 간 차이(change in log wage percentiles)로 최저임금의 파급효과를 추정된 결과가 [그림 4-1]과 <부표 4-1>에 제시되어 있다.

첫째, 4분위까지 최저임금 인상에 따른 임금효과는 2% 내외다. 2017년 기준으로 시간당 정액급여가 최저임금 수준인 임금분위는 4분위임을 고려하면, 최저임금 이하 분위에서도 최저임금 인상의 영향이 발견된다. 둘째, 5~10분위까지는 최저임금 인상에 따른 임금 인상 효과가 1%대를 기록한다. 10분위의 임금이 최저임금의 1.11배 수준이다. 셋째, 11~21분위는 최저임금 인상에 따른 임금효과가 1% 이하다. 넷째, $TRIANGLE_j > 0$ 이 통계적으로 유의한 분위는 21분위까지인데, 2017년 기준으로 최저임금의 1.29배에 해당한다.

이상의 발견을 요약하면, 임금이 높은 분위일수록 최저임금의 파급효과는 약화되는 추세를 보인다. 최저임금에 따른 임금 인상은 최저임금의 1.29배에 해당하는 상위임금까지 파급되지만, 그 임금 인상 효과는 작다. 최저임금의 1.11배까지는 최저임금의 파급효과가 1%대이며, 최저임금의

[그림 4-1] 2017년 임금분위별 최저임금의 파급효과



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

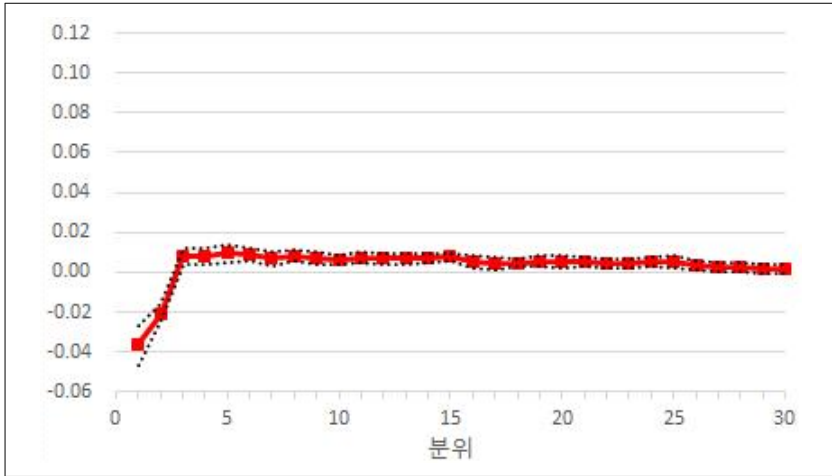
1.11~1.29배에서는 1% 이하를 보인다.

앞서의 추정결과는 최저임금의 파급효과가 없다면, 최저임금의 영향을 받지 않는 근로자의 임금이 중위 분위의 임금상승률만큼 상승했으리라는 가정에 기초한 것이다. 그러나 중위 분위의 임금상승률만큼 비례적으로 인상되는 임금분포가 가상의 임금분포인지는 논란일 수 있다. Stewart (2012b)는 최저임금이 도입되지 않은 시기 또는 최저임금이 인상되지 않은 시기의 중위 분위의 임금상승률만큼 임금이 상승하는 가정을 추가로 제안하였다(double-scaled counterfactual). 우리는 최저임금의 도입이 오래되고, 매년 최저임금을 인상하고 있기 때문에 이 가정을 그대로 적용하기는 어렵다.

고용형태별근로실태조사가 시작된 2006년 이래로 최저임금의 인상률이 가장 낮았던 2010년의 최저임금 파급효과를 살펴보자. 앞서와 마찬가지로, 2010년의 모든 임금분위가 2009~10년 간 중위 분위의 임금상승률만큼 임금이 인상된다고 가정하여, 실제 분위별 임금과의 로그 차이로 최저임금의 파급효과를 추정하였다.

2009~10년의 추정결과는 2016~17년의 추정결과와 크게 다르다. 최저임금의 파급효과는 2분위까지는 나타나지 않으며, 3~28분위는 양의 효

[그림 4-2] 2010년 임금분위별 최저임금의 파급효과



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

과를 가지지만 그 크기는 1% 이하로 나타난다. 2010년 6~7분위가 최저 임금 수준에 해당하는 분위이며, 28분위는 최저임금의 1.51배에 해당한다. 즉 최저임금의 파급효과는 매우 많은 근로자에게 나타나지만, 그 효과는 작다.

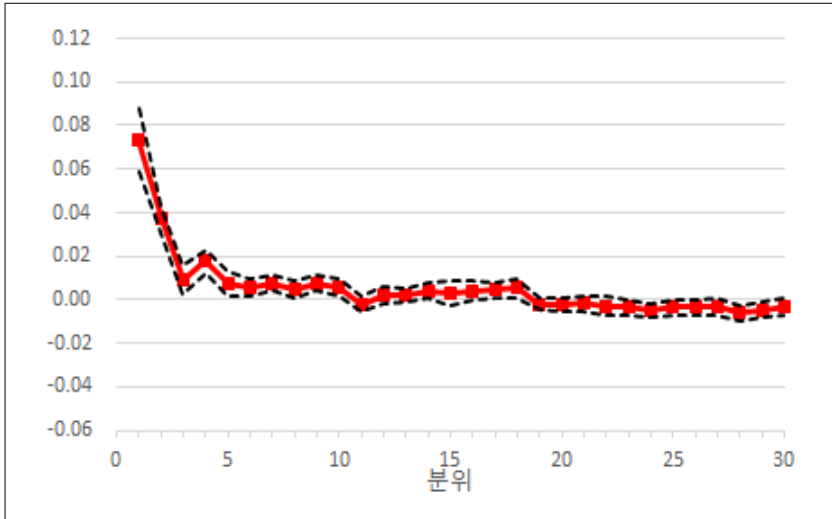
2009~10년을 비교시기로 하여, 최저임금 인상률이 가장 낮았던 2009~10년 중위 분위의 임금상승률만큼 비례적으로 임금을 변화시켜 가상의 인 임금분포를 구하였다. 최저임금의 파급효과는 다음의 이중차분법으로 추정한다.

$$Q_j(\ln w_{it}) = \alpha_j + \beta_j D_{it} + \gamma_j After_{it} + \delta_j D_{it} \times After_{it} \quad \text{for } t = 1, 2$$

이때 $After$ 는 2016~17 시기일 때 1, 2009~10 시기일 때 0의 값을 가진다. 최저임금의 파급효과는 $TRIANGLE_j = \hat{\delta}_j - \hat{\delta}_{50} > 0$ 로 검정한다.

추정한 결과를 [그림 4-3]과 <부표 4-3>에 제시하였다. 최저임금 인상에 따른 임금 상승 효과는 최저임금 미만 집단을 제외하면 1% 이하에 그치며, $TRIANGLE_j > 0$ 이 통계적으로 유의한 분위는 10분위까지로 나타난다. 비교시기를 추가하였을 때 최저임금의 파급효과는 줄어들는데, 2017년 10분위수는 최저임금 대비 1.1배에 해당한다.

[그림 4-3] 2017년 임금분위별 최저임금의 파급효과(2010년과 비교)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

이상의 발견을 요약하면, 첫째, 최저임금은 직접 적용을 받지 않는 근로자의 임금도 높이는 파급효과가 존재한다. 둘째, 가상의 임금분포 가정에 따라 파급효과는 달라지는데, 중위 분위의 임금상승률만큼 임금이 오른다고 가정하면 최저임금의 1.3배, 최저임금이 가장 적게 올랐던 2009~10년 중위 분위의 임금상승률만큼 임금이 오른다고 가정하면 최저임금의 1.1배까지 최저임금은 영향을 미친다. 셋째, 최저임금의 파급효과가 존재하더라도 그 임금 인상 효과는 작다.

2017년 최저임금의 파급효과가 존재한다는 발견은 최저임금이 중하위 임금분위 격차(p50/p10)를 개선하는 데 기여함을 의미한다. 저임금 고용 여부를 가르는 임금수준이 2015년부터 최저임금의 1.3배보다 낮으며, 가상의 임금분포 가정에 따라 파급효과가 1.1배 또는 1.3배라는 점을 감안하면, 최저임금이 저임금 근로자 비율을 낮추는 데 기여하는지 여부는 명확하지 않다고 할 수 있다. 다만, 이상의 추정결과는 최저임금의 고용 효과를 고려하지 않은 것으로, Neumark & Wascher(2010)의 지적처럼, 최저임금의 파급효과에 관한 최대치라고 할 수 있다.

제4절 요약과 정책적 시사점

최저임금 인상이 보호하려는 저임금 근로자의 일자리를 줄일 수 있다는 우려 때문에 사회적인 논란이 크다. 최저임금 인상이 적용 근로자의 임금 인상 이외에 고용과 근로시간에 어떤 영향을 미치는지, 적용을 받지 않는 근로자의 임금에는 어떤 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 주요한 분석결과와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 사업체 단위의 패널자료를 구성하여 고정효과모형으로 추정한 결과는, 2018년 3월까지 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치는 것이 아니라 오히려 순증가에 기여하였다. 최저임금 영향을 받는 근로자 유무와 관계없이 2018년 들어 30인 미만 사업체의 근로자 수는 모두 감소하는데, 최저임금 영향을 받는 사업체의 근로자 수는 영향을 받지 않는 사업체에 비해 감소폭이 적어서 나타난 현상이지만, 최소한 고용에 부정적인 영향을 미치지 않음을 의미한다. 또한 상용직 중심으로 고용 비중이 증가하여 고용구조 개선에 기여하고 있음을 보여준다.

둘째, 최저임금 인상에 따라 시간당 정액급여는 높아졌지만, 근로시간이 줄어들었다. 노동비용 증가에 대응하여 기업은 고용이 아니라 근로시간 조정에 의존하고 있음을 의미하는데, 단기적으로는 월임금이 증가하지 않을 수 있다. 최저임금 인상이 가계소득 증가로 이어지기까지 정책 시차가 있을 것임을 시사한다. 한편 최저임금 위반 여부나 편법적으로 휴게시간을 늘려 최저임금 인상을 무력화하려는 시도를 효과적으로 단속하기 위해서는 근로시간 관리를 강화하여야 할 것이다. 임금대장 또는 임금명세서에 임금뿐만 아니라 실근로시간 기재를 의무화할 필요가 있다.

셋째, 최저임금이 저임금 근로자 비율을 억제하고 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 최저임금의 준수율과 파급효과가 커야 한다. 추정방법에 따라 최저임금의 1.1배 또는 1.3배까지 최저임금 인상에 따라 임금이 오르고 있어서, 최저임금 인상이 중하위 임금분배 개선에 기여하고 있다.

그러나 최저임금의 고용효과 분석은 2018년 3월까지의 조사자료만 이

용하였기 때문에 이후의 고용 부진 추세를 반영하지 못하였으며, 사업체노동력조사의 표본 교체 때문에 사전 추세를 통제하지 못하였다. 장기간의 사업체 또는 개인 단위의 패널자료를 구축하면, 보다 심층적으로 분석할 수 있을 것이다.

최저임금은 아직 부정적인 효과가 발견되지 않고 노동시장 격차를 줄여 노동시장을 안정화하는 데 기여하겠지만 일자리 창출을 기대하기 어렵고, 취약계층이 지나치게 많아서 최저임금만으로 저임금 노동시장을 개선하는 데는 한계가 있다. 경제성장의 고용창출력이 크게 약화되고, 고용 부진의 부담이 영세 사업주와 취약계층에 집중되고 있는 현재의 어려움을 고려하면, 일자리 창출과 고용안전망 확충을 병행할 필요가 있다(이병희, 2018).

〈부표 4-1〉 2016~17년 로그 임금 분위의 상대 변화

분위	$TRIANGLE_j$	(SE)	p-value	[95% Conf. Interval]	
1	0.037	(0.004)	0.000	0.030	0.044
2	0.017	(0.002)	0.000	0.013	0.020
3	0.017	(0.002)	0.000	0.014	0.020
4	0.026	(0.002)	0.000	0.022	0.029
5	0.017	(0.002)	0.000	0.012	0.021
6	0.015	(0.002)	0.000	0.011	0.019
7	0.015	(0.002)	0.000	0.011	0.018
8	0.013	(0.002)	0.000	0.010	0.017
9	0.015	(0.001)	0.000	0.013	0.017
10	0.012	(0.002)	0.000	0.009	0.015
11	0.005	(0.001)	0.000	0.003	0.008
12	0.009	(0.001)	0.000	0.007	0.012
13	0.009	(0.001)	0.000	0.006	0.011
14	0.011	(0.001)	0.000	0.009	0.013
15	0.010	(0.001)	0.000	0.008	0.012
16	0.010	(0.001)	0.000	0.008	0.012
17	0.009	(0.002)	0.000	0.006	0.013
18	0.010	(0.001)	0.000	0.008	0.012
19	0.004	(0.002)	0.036	0.000	0.007
20	0.003	(0.001)	0.010	0.001	0.005
21	0.003	(0.001)	0.006	0.001	0.006
22	0.001	(0.002)	0.416	-0.002	0.004
23	0.001	(0.001)	0.426	-0.002	0.004
24	0.000	(0.002)	0.859	-0.003	0.004
25	0.002	(0.001)	0.097	0.000	0.004
26	0.000	(0.002)	0.985	-0.003	0.003
27	0.000	(0.001)	0.847	-0.003	0.003
28	0.004	(0.001)	0.001	-0.006	-0.001
29	0.003	(0.001)	0.012	-0.005	-0.001
30	-0.002	(0.001)	0.087	-0.003	0.000

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

〈부표 4-2〉 2009~10년 로그 임금 분위의 상대 변화

분위	$TRIANGLE_j$	(SE)	p-value	[95% Conf. Interval]	
1	-0.037	(0.005)	0.000	-0.046	-0.027
2	-0.020	(0.002)	0.000	-0.025	-0.016
3	0.008	(0.002)	0.000	0.004	0.012
4	0.008	(0.002)	0.000	0.004	0.012
5	0.010	(0.002)	0.000	0.005	0.014
6	0.009	(0.002)	0.000	0.006	0.012
7	0.007	(0.002)	0.000	0.003	0.011
8	0.008	(0.002)	0.000	0.005	0.011
9	0.007	(0.002)	0.000	0.004	0.011
10	0.007	(0.001)	0.000	0.004	0.009
11	0.007	(0.001)	0.000	0.005	0.010
12	0.007	(0.001)	0.000	0.004	0.010
13	0.007	(0.001)	0.000	0.004	0.010
14	0.007	(0.001)	0.000	0.005	0.009
15	0.008	(0.001)	0.000	0.006	0.010
16	0.005	(0.002)	0.001	0.002	0.009
17	0.004	(0.002)	0.005	0.001	0.008
18	0.005	(0.001)	0.000	0.003	0.007
19	0.006	(0.001)	0.000	0.003	0.008
20	0.005	(0.001)	0.000	0.002	0.008
21	0.005	(0.001)	0.000	0.003	0.007
22	0.004	(0.001)	0.000	0.002	0.007
23	0.005	(0.001)	0.000	0.002	0.007
24	0.006	(0.001)	0.000	0.003	0.008
25	0.005	(0.002)	0.000	0.002	0.008
26	0.004	(0.001)	0.002	0.001	0.006
27	0.003	(0.001)	0.005	0.001	0.005
28	0.003	(0.001)	0.050	0.000	0.005
29	0.002	(0.001)	0.109	0.000	0.004
30	0.002	(0.001)	0.235	-0.001	0.004

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

〈부표 4-3〉 2016~17년 로그 임금 분위의 상대 변화(2009~10년과 비교)

분위	$TRIANGLE_j$	(SE)	p-value	[95% Conf. Interval]	
1	0.074	(0.007)	0.000	0.059	0.088
2	0.037	(0.003)	0.000	0.031	0.043
3	0.009	(0.003)	0.006	0.003	0.016
4	0.018	(0.002)	0.000	0.013	0.022
5	0.007	(0.003)	0.011	0.002	0.013
6	0.006	(0.002)	0.003	0.002	0.010
7	0.008	(0.002)	0.000	0.004	0.011
8	0.005	(0.002)	0.021	0.001	0.009
9	0.008	(0.002)	0.000	0.004	0.011
10	0.006	(0.002)	0.006	0.002	0.010
11	-0.002	(0.002)	0.248	-0.005	0.001
12	0.002	(0.002)	0.250	-0.002	0.006
13	0.002	(0.002)	0.255	-0.001	0.005
14	0.004	(0.002)	0.031	0.000	0.008
15	0.003	(0.003)	0.339	-0.003	0.008
16	0.004	(0.002)	0.050	0.000	0.009
17	0.005	(0.002)	0.012	0.001	0.008
18	0.005	(0.002)	0.017	0.001	0.009
19	-0.002	(0.002)	0.217	-0.005	0.001
20	-0.002	(0.002)	0.174	-0.005	0.001
21	-0.002	(0.002)	0.342	-0.006	0.002
22	-0.003	(0.002)	0.166	-0.007	0.001
23	-0.004	(0.002)	0.059	-0.007	0.000
24	-0.005	(0.002)	0.001	-0.008	-0.002
25	-0.003	(0.002)	0.034	-0.007	0.000
26	-0.004	(0.002)	0.029	-0.007	0.000
27	-0.003	(0.002)	0.134	-0.007	0.001
28	-0.006	(0.002)	0.000	-0.010	-0.003
29	-0.005	(0.002)	0.013	-0.008	-0.001
30	-0.003	(0.002)	0.099	-0.007	0.001

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」.

제 5 장

일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향

제1절 머리말

일자리 창출과 일자리 소멸을 통해 일자리 재배치가 이루어지게 되며, 일자리 재배치는 전체적인 임금분포에도 큰 영향을 주게 될 것이다. 신고전학과 경제학이론에 따르면, 일자리 창출은 임금불평등도를 심화시킬 수 있다. 고용과 임금은 근본적으로 상쇄관계가 수립되어 있다고 보기 때문이다. 이러한 논리에 의거하면 높은 고용을 성취하기 위해서 낮은 임금이 가능해야 한다(Okun, 1975). 또한 임금격차의 축소는 고용창출을 훼손하거나, 고용창출을 촉진하려면 임금격차 확대를 용인해야만 한다. 경쟁적 노동시장에서 기업이나 국가는 고용과 평등 둘 중의 하나를 선택하지 않을 수 없다는 것이다. 이러한 논리에 의거하면 임금소득 불평등 완화는 고용창출에 부정적인 효과를 야기하게 된다.

고용과 임금불평등 간의 관계가 반드시 인과관계가 아닐 수 있다는 주장도 제시된다(전병유, 2006; 반정호, 2010). 전병유(2006)에 따르면, 노동시장과 사회정책 등의 차이에 따라서 고용과 평등 간의 상쇄관계는 필연적이지 않을 수 있으며, 잘 설계된 노동시장 제도하에서 임금불평등 축소와 고용확대가 동시에 보장될 수 있다고 주장한다.

본 연구는 우리나라에서 일자리 창출 혹은 일자리 소멸이 전체 임금불

평등을 심화시키는 방향으로 작용하는지를 실증적으로 파악해 보고자 한다. 고용과 임금의 관계 혹은 고용변동과 임금분포의 변화의 관계에 관한 기존의 연구는 임금과 고용변동 정보가 동시에 존재하는 분석자료의 제약으로 인해 거의 없었다고 할 수 있다. 그러나 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 연계하여 활용하면 일자리 변동에 따른 전체 임금소득 불평등도에 미치는 효과를 분석할 수 있다. 또한 본 연구는 임금불평등 분석에 최근 유용하게 활용되는 무조건부 분위회귀모형 방법을 활용하여 일자리 변동이 전체 임금분포에 미치는 영향을 실증적으로 추정할 수 있다(Firpo et al., 2007, 2009; Alejo et al., 2011; Borah and Basu, 2013). 사업체 단위로 일자리 변동을 측정하게 될 것이며, 이러한 일자리 변동이 전체 임금불평등에 미치는 효과를 분석할 것이다.

결과적으로, 고용보험 자료를 적극적으로 활용하여 일자리 관련 정책이 임금불평등에 미치는 영향을 파악하는 방법과 자료의 활용방안과 더불어 노동시장 격차 해소 차원에서 일자리 창출에 관한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

제2절 분석자료 구축

고용보험 행정자료를 활용하여 일자리 변동(Job flows) 자료를 구축할 수 있다. 고용보험 행정자료 중 취득, 상실 자료를 통해 이력자료를 만들고, 사업체 단위별 피보험자 행정자료와 연계하여 일자리 창출 및 소멸 분석 자료를 구축한다. 일자리 변동은 일자리 창출 및 소멸로 구성된다. 일자리 창출(JC)은 두 시점 동안에 팽창, 혹은 생성된 사업체에서 채용과 이직의 차이로 측정되며, 일자리 소멸(JD)도 소멸, 축소되는 사업체에서 채용과 이직의 차이로 측정된다. 주요 지표로 일자리 창출량, 일자리 소멸량, 순 일자리 증가량이 있다.

고용보험 자료는 일정기간 동안의 채용과 이직에 관한 정보를 가지고 있어 일자리 변동 통계를 추산할 수 있다. 특히 사업체 단위로 채용량과

〈표 5-1〉 일자리 변동 주요개념

주요 개념	정의
일자리 창출량	두 시점 간 지속된 사업체의 팽창, 혹은 사업체의 생성에 의해 늘어난 일자리 수의 합
일자리 소멸량	두 시점 간 지속된 사업체의 축소, 혹은 사업체의 소멸에 의해 감소한 일자리 수의 합
순 일자리 증가량	일자리 창출량에서 일자리 소멸량을 뺀 값

자료: 박진희 외(2014: 118).

이직량을 추정할 수 있으며, 기본적인 사업체 특성 정보를 활용할 수 있다. 그러나 고용보험 행정자료가 고용보험 가입 대상 사업체만을 포함하고 있어 전체 임금근로자를 포괄하지 못하는 한계가 있다. 공무원이나 교사는 배제되어 있으며, 고용보험에 가입하지 않은 사업체의 임금근로자도 포함되어 있지 않다. 특히 고용보험에 가입하지 못한 취약계층이 포함되어 있지 않아 임금불평등도는 과소추정될 수 있다. 따라서 고용보험 자료를 활용한 분석결과는 상대적으로 고용의 질이 괜찮은 일자리를 대상으로 한 것으로 해석해야 한다.

일자리 변동에 따른 임금불평등 효과를 분석하기 위해서 최종적으로 보수정보를 포함한 일자리 변동 자료를 구축해야 한다. 우선 2016년 피보험자 행정자료와 보수총액 자료를 연계하였다. 한 사업장에서 한 달 미만 근무한 경우는 제외하며, 보수총액 정보가 없는 건설, 벌목업 피보험자도 제외된다. 건설업과 벌목업의 경우 부과지 방식이 아닌 자신신고 방식으로 고용보험료를 산정하기 때문에 보수총액 정보가 누락되어 있다.

2016년 보수총액 자료상 총 발생 건수는 16,850,972건이며, 이 중 월평균 보수액이 0 이하인 경우는 246,548건으로 확인되고 0원 이상 발생하는 건수는 16,604,424건으로 나타났다. 2016년 피보험자 자료와 연계되는 비율은 96.62%로 16,042,445건이다. 두 자료 간에 연계가 안 되는 경우는 561,979건으로 주로 한 달 미만 근무자가 제외되었기 때문으로 판단된다. 일자리 변동 자료에서 사업체 수는 1,615,200개로 확인되나 보수총액을 연계한 자료에서 사업체 수는 1,243,741개로 축소된다.

제3절 기초분석

1. 일자리 변동 기초분석

일자리 창출량은 2016년에 1,839천 명, 일자리 소멸량은 1,340천 명으로 순 일자리 증가량은 499천 명으로 나타났다. 2016년 평균 피보험자 수는 12,749천 명이며, 일자리 창출 비중은 14.4%, 일자리 소멸 비중은 10.5%이며, 순 일자리 증가 비중은 3.9%로 나타났다.

사업체 단위별로 일자리 변동 현황을 보면, 일자리 창출 사업체는 548,524개, 일자리 소멸 사업체는 408,779개로 나타났다. 일자리 창출 사업체의 평균 일자리 창출량은 3.4명이며, 일자리 소멸 사업체의 평균 일자리 소멸량은 3.3명으로 나타났다. 평균 피보험자수를 보면, 고용유지 사업체보다 일자리 창출 혹은 일자리 소멸 사업체의 피보험자 수가 더 많은 것을 확인할 수 있으며, 일자리 소멸 사업체보다 일자리 창출 사업체의 피보험자 수가 더 많은 것으로 나타났다.

산업별로 일자리 창출 및 소멸 현황을 살펴보면, 일자리 창출 사업체에 속한 피보험자 중 제조업은 27.6%를 차지하였고, 사업시설관리 및 사업지원서비스업(12.6%), 도소매업(12.5%), 보건업 및 사회복지서비스업(11.5%) 순으로 비중이 높게 나타났다. 일자리 소멸 사업체에 속한 피보험자 중

〈표 5-2〉 일자리 변동 현황(2016년)

(단위: 천 명, %)

		피보험자 수	비 중
일자리 변동(A)	창출(JC)	1,839	14.4
	소멸(JD)	1,340	10.5
	일자리 재배치	3,179	24.9
순 일자리 증가		499	3.9
피보험자 수		12,749	100.0

자료: 고용노동부, 고용보험DB.

〈표 5-3〉 일자리 변동별 사업체 현황

(단위: 개소, %, 명)

	일자리 창출	일자리 소멸	고용유지	전 체
사업체 수	548,524	408,779	657,897	1,615,200
비중	34.0	25.3	40.7	100.0
평균 피보험자수	12.7	11.4	3.1	8.4
평균 일자리 창출량	3.4	0.0	0.0	1.1
평균 일자리 소멸량	0.0	3.3	0.0	0.8
평균 채용량	8.2	3.8	1.2	4.2
평균 이직량	4.9	7.1	1.2	3.9
평균 순 일자리 증가량	3.4	-3.3	0.0	0.3

자료: 고용노동부, 고용보험DB.

제조업의 비중은 35.1%로 일자리 창출 사업체에 속한 제조업 피보험자 비중보다 훨씬 높게 나타났다. 도소매업은 11.2%, 사업시설관리 및 사업지원서비스업은 10.1%, 보건업 및 사회복지서비스업은 9.1%로 비교적 높은 비중을 차지하였지만 일자리 창출 사업체보다 상대적으로 낮은 비중을 보였다.

보수총액 수준을 산업별로 보면 보수총액 수준이 월등히 높은 금융보험업은 일자리 창출 사업체에서의 비중이 2.4%로 일자리 소멸 사업체의 4.4%보다 낮았다. 반면 보수총액 수준이 가장 낮은 숙박음식업의 경우 일자리 창출 사업체에서 5.1%였으나 일자리 소멸 사업체는 3.8%로 차이를 보였다.

결과적으로, 피보험자 규모가 크면서 보수총액 수준이 높은 제조업은 일자리 소멸 사업체에서 비중이 상대적으로 컸지만, 보수총액이 낮은 도소매업, 사업시설관리 및 사업지원서비스업, 보건업 및 사회복지서비스업은 일자리 창출 사업체 부문에서 비중이 큰 것으로 나타났다. 또한 비중은 낮으나 보수총액이 높은 금융보험업은 일자리 소멸 사업체에서 비중이 큰 것으로 확인된다. 이러한 일자리 변동별 산업구조는 일자리 창출 사업체가 일자리 소멸 사업체보다 임금불평등도가 낮게 나타나는 것을 일정정도 설명해 준다.

〈표 5-4〉 산업별 일자리 창출/소멸 현황

(단위: 명, %, 천 원)

	일자리 창출			일자리 소멸		
	피보험 자수	비중	중위 임금	피보험 자수	비중	중위 임금
농림어업	20	0.3	1,715	17	0.4	1,714
광업	5	0.1	2,790	4	0.1	3,005
제조업	1,961	27.6	2,650	1,731	35.1	2,903
전기, 가스, 증기 및 수도사업	32	0.5	4,412	25	0.5	5,521
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	38	0.5	2,471	20	0.4	2,479
건설업	15	0.2	2,250	9	0.2	2,302
도매 및 소매업	891	12.5	1,985	551	11.2	2,008
운수업	312	4.4	2,383	242	4.9	2,100
숙박 및 음식점업	363	5.1	1,612	186	3.8	1,660
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	381	5.4	2,757	240	4.9	2,767
금융 및 보험업	172	2.4	3,786	214	4.4	4,442
부동산업 및 임대업	157	2.2	1,850	102	2.1	1,773
전문, 과학 및 기술 서비스업	449	6.3	2,509	256	5.2	2,493
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	892	12.6	1,707	496	10.1	1,710
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	143	2.0	2,102	64	1.3	1,863
교육 서비스업	194	2.7	1,890	170	3.4	1,932
보건업 및 사회복지 서비스업	820	11.5	1,720	447	9.1	1,653
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	87	1.2	1,892	44	0.9	1,962
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	169	2.4	1,875	105	2.1	1,841
가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동	0	0.0	1,260	0	0.0	463
국제 및 외국기관	0	0.0	3,123	0	0.0	3,154

자료: 고용노동부, 고용보험DB.

사업체 규모별 일자리 변동구조를 보면, 일자리 창출 사업체 부문은 10인 이상 29인 이하 사업체 규모와 1,000인 이상 사업체 규모에서 피보험자 비중이 가장 큰 것으로 나타난 반면, 일자리 소멸 사업체 부문은 1,000

〈표 5-5〉 사업체 업력별 일자리 창출/소멸 현황

(단위: 명, %, 천 원)

	일자리 창출			일자리 소멸		
	피보험자수	비중	중위임금	피보험자수	비중	중위임금
1년 이하	1,090	15.3	1,900	324	6.6	2,160
2년 이하	460	6.5	1,800	278	5.6	1,753
3년 이하	385	5.4	1,830	255	5.2	1,797
5년 이하	692	9.7	1,894	505	10.3	1,961
7년 이하	531	7.5	1,960	414	8.4	1,923
10년 이하	632	8.9	1,990	506	10.3	2,000
10년 초과	3,312	46.6	2,434	2,644	53.7	2,683

자료: 고용노동부, 고용보험DB.

〈표 5-6〉 사업체 규모별 일자리 창출/소멸 현황

(단위: 명, %, 천 원)

	일자리 창출			일자리 소멸		
	피보험자수	비중	중위임금	피보험자수	비중	중위임금
5인 미만	997	14.0	1,528	429	8.7	1,421
5~9인	692	9.8	1,800	450	9.1	1,760
10~29인	1,190	16.8	2,000	888	18.0	2,002
30~49인	550	7.7	2,161	419	8.5	2,185
50~69인	343	4.8	2,233	253	5.1	2,247
70~99인	384	5.4	2,352	283	5.8	2,357
100~149인	396	5.6	2,384	294	6.0	2,350
150~299인	639	9.0	2,516	470	9.6	2,562
300~499인	353	5.0	2,458	255	5.2	2,745
500~999인	481	6.8	2,549	273	5.5	2,677
1,000인 이상	1,076	15.2	2,725	910	18.5	4,164

자료: 고용노동부, 고용보험DB.

인 이상 사업체 규모와 10인 이상 29인 이하 사업체 규모에서 피보험자 비중이 가장 큰 것으로 나타났다. 다른 사업체 규모는 일자리 창출 부문과 일자리 소멸 부문의 피보험자 비중 차이가 크지 않은 것으로 나타났다.

사업체 규모별 보수총액 수준을 일자리 변동별로 살펴보면, 대체로 사업체 규모별로, 일자리 변동별로 큰 차이를 보이지 않지만, 1,000인 이상 사업체 규모에서 일자리 소멸 부문이 일자리 창출 부문보다 보수총액 수준이 월등히 높은 것으로 나타났다.

결과적으로, 일자리 창출 사업체 부문과 일자리 소멸 사업체 부문의 사업체 규모별 고용구조는 일자리 창출 사업체의 임금불평등도가 상대적으로 덜한 것을 의미한다.

2. 보수총액 기초분석

2016년 월평균 보수액은 2,715,190원이며 중위 보수액은 2,000,000원으로 나타났다. 100만 원 이하 보수를 받는 피보험자는 11.8%로 1,956천 명이며, 200만 원 이하의 경우가 38.0%, 6,314천 명으로 가장 많게 나타났다. 300만 원을 초과하는 보수를 받는 피보험자도 28.5%, 4,726천 명으로 비교적 큰 비중을 차지하였다.

월평균 보수총액 10분위별 중위임금 현황을 보면, 1분위는 660천 원, 5분위는 1,878천 원, 10분위는 7,199천 원으로 나타났다. 보수총액 자료에서 이상치를 제거하기 위해서 상하위 1%에 해당하는 보수수준을 기준으로 상위 1% 이상과 하위 1% 이하 피보험자의 보수총액을 고정하였다.

주 소정시간이 40시간 이상인 경우(전일제근무로 간주)만을 대상으로 월평균 보수총액 10분위별 중위임금 현황을 보면, 1분위는 910천 원, 5분

〈표 5-7〉 월평균 보수총액 현황

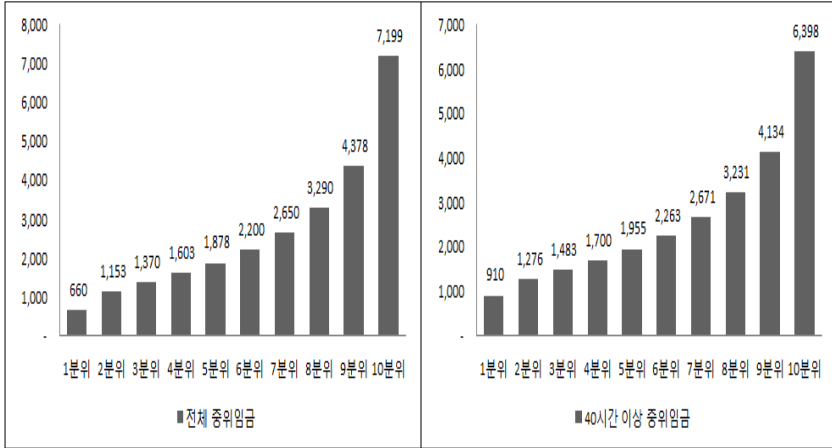
(단위: 명, %)

	피보험자 수	비중
100만 원 이하	1,956,092	11.8
200만 원 이하	6,314,100	38.0
300만 원 이하	3,607,944	21.7
300만 원 초과	4,726,288	28.5
전 체	16,604,424	100.0

자료: 고용노동부, 보수총액DB.

[그림 5-1] 보수총액 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황

(단위: 천 원)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

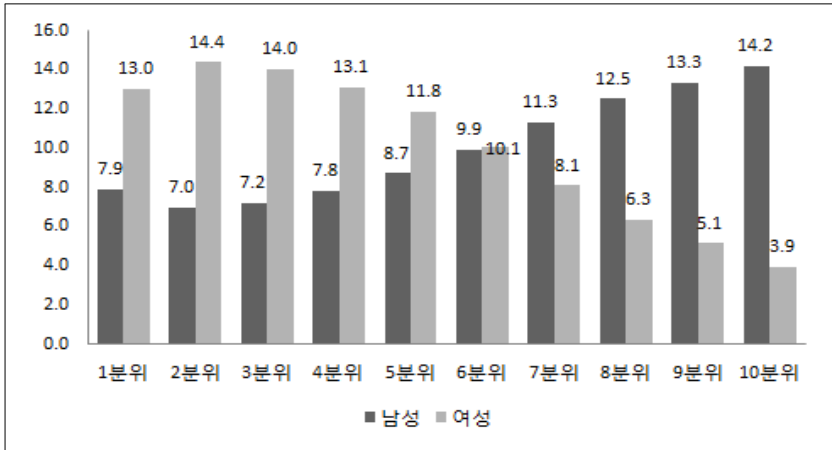
위는 1,955천 원, 10분위는 6,398천 원으로 나타났다. 주 40시간 이상 소정 근로시간인 경우 보수총액 분위수 배율을 보면, 90/10 분위수 배율은 4.54, 90/50 분위수 배율은 2.12, 50/10 분위수 배율은 2.13으로 나타났으며, 보수총액 기준 소득의 지니계수는 0.3511로 추정된다.

성별로 보수총액 기준 10분위별 분포를 비교하면, 여성은 하위분위에서 비중이 높은 반면 남성은 상위분위에서 비중이 높은 것을 확인할 수 있다. 여성은 상위분위로 갈수록 피보험자 비중이 낮아져서 10분위에는 3.9% 수준까지 낮아졌다. 남성은 상위분위로 갈수록 비중이 높아져 10분위에 14.2%까지 높아지는 것으로 나타났다. 여성의 하위 3분위 비중은 41.4%지만 남성은 22.1% 수준이었고, 상위 3분위 여성은 15.3%에 불과하나 남성은 40%를 차지하는 것으로 나타났다.

연령별로 보수총액 기준 10분위별 분포를 보면, 청년과 장년층은 상위분위의 비중이 크게 낮지만 중년층은 상위분위 비중이 높은 것으로 확인되었다. 중년층의 상위 3분위 비중은 39.3%로 높은 편이지만 청년층은 14.7%, 장년층은 16.2%에 불과하였다. 반면 하위 3분위의 경우 청년층 비중은 36.0%, 장년층은 44.7%로 높았지만 중년층은 24.0% 수준으로 나타났다.

[그림 5-2] 성별, 보수총액 기준 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황

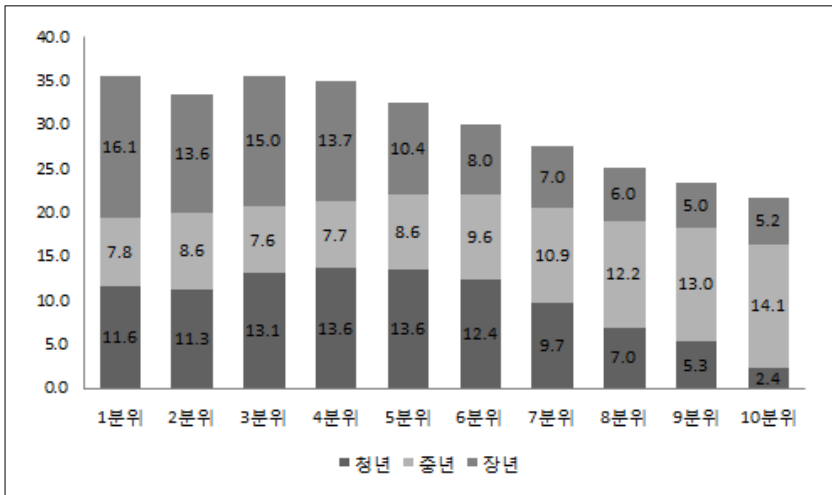
(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

[그림 5-3] 연령별, 보수총액 기준 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황

(단위: %)

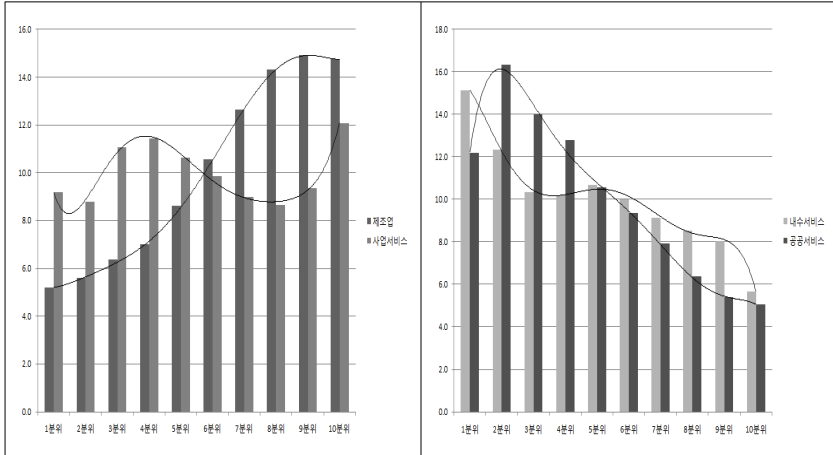


자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

산업별로 보수총액 기준 10분위별 피보험자 분포를 보면, 제조업은 상위분위 비중이 높았고, 사업서비스업은 중하위분위와 10분위에서 피보험자 비중이 높게 나타났다. 반면 내수서비스업과 공공서비스업은 월등히

[그림 5-4] 산업별, 보수 10분위별 피보험자 분포

(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

하위분위의 비중이 크게 높은 것을 확인할 수 있다. 여기서 산업은 제조업, 내수서비스업, 사업서비스업, 공공서비스업으로 구분하여 일자리 변동별 보수분포를 도시하고 있다. 내수서비스업은 도소매, 운수, 음식숙박업으로 구성되며, 사업서비스업은 부동산임대업, 금융보험업, 사업지원서비스업, 정보통신업, 전문과학기술서비스업이 포함되며, 공공서비스업은 교육서비스업, 공공행정국방, 보건 및 사회복지업이다.

회사의 연령에 따라 고용전략이 달라질 수 있으며 이에 따라 일자리 변동과 더불어 소득 분포에도 영향을 미칠 수 있다. 1년 이하의 신생 사업체는 하위분위의 피보험자 비중이 크고 상위분위의 비중은 비교적 작았지만 큰 차이를 보이고 있지 않다.

5년 초과 장기지속 사업체의 경우 상위분위의 비중이 하위분위보다 큰 것으로 나타났으며, 하위분위는 상대적으로 작은 것으로 확인되었다. 반면 1년 초과 5년 이하 중기 업력을 가진 사업체의 경우, 상위분위의 비중이 비교적 작게 나타난 반면 하위분위의 비중은 큰 것으로 나타났다.

사업체 규모별로 보수총액 기준 10분위별 피보험자 분포를 살펴보면, 사업체 규모가 커질수록 하위분위의 비중은 급격하게 줄고, 상위분위의 비중은 크게 늘어나는 것을 확인할 수 있다. 특히 5인 미만 사업체 규모에

(그림 5-5) 업력별, 보수 10분위별 피보험자 분포

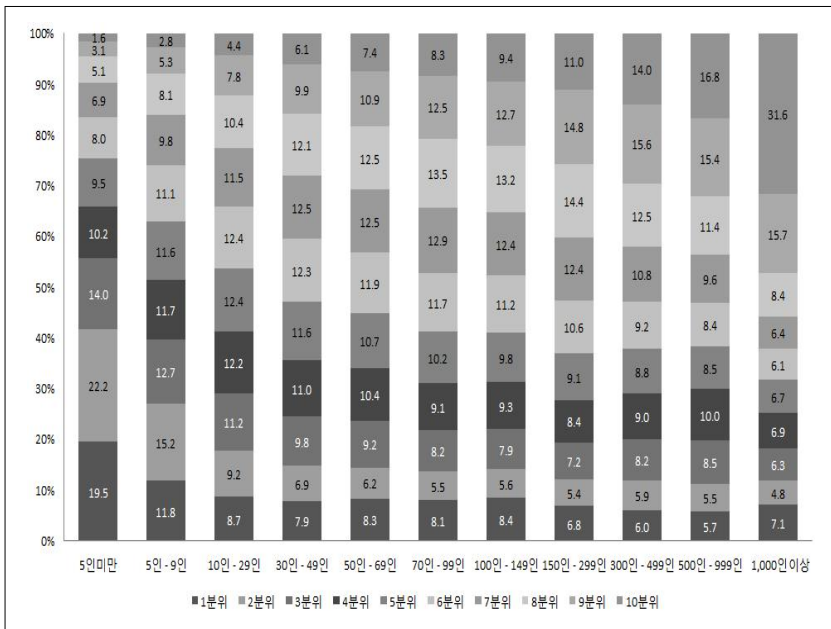
(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

(그림 5-6) 사업체 규모별, 보수 10분위별 피보험자 분포

(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

서 하위 3분위의 비중이 50%를 넘어서는 반면 1,000인 이상 사업체 규모에서는 상위 3분위의 비중이 절반 이상을 차지하는 것으로 나타났다.

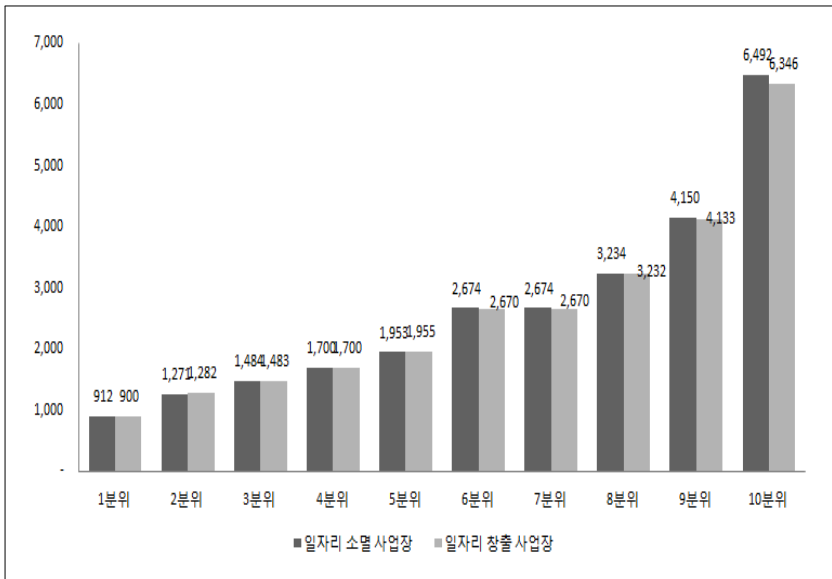
중간분위(4, 5, 6, 7분위)의 경우 5인 이상에서 300인 미만 사업체 규모에서 40%의 비중을 차지하는 것으로 나타났지만, 5인 미만 사업체 규모와 300인 이상 사업체 규모에서 비중이 낮은 것으로 나타났다. 특히 1,000인 이상 사업체 규모에서 30% 미만으로 축소되는 것으로 나타났다.

3. 일자리 변동과 보수총액 기초분석

일자리 변동별로 보수총액 10분위별 보수수준을 보면 거의 유사한 수준을 보이나, 10분위에서 다소 상이한 것으로 나타났다. 5분위 이하의 하위분위에서 일자리 창출과 일자리 소멸 사업장 간 보수총액의 차이를 확인할 수 없다. 6분위 이상 상위분위에서 일자리 창출 사업장의 보수총액이 일자리 소멸 사업장보다 다소 낮게 나타나고 있으며, 특히 10분위에

(그림 5-7) 일자리 변동별, 10분위별 월평균 보수총액 분포 현황

(단위: 천 원)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

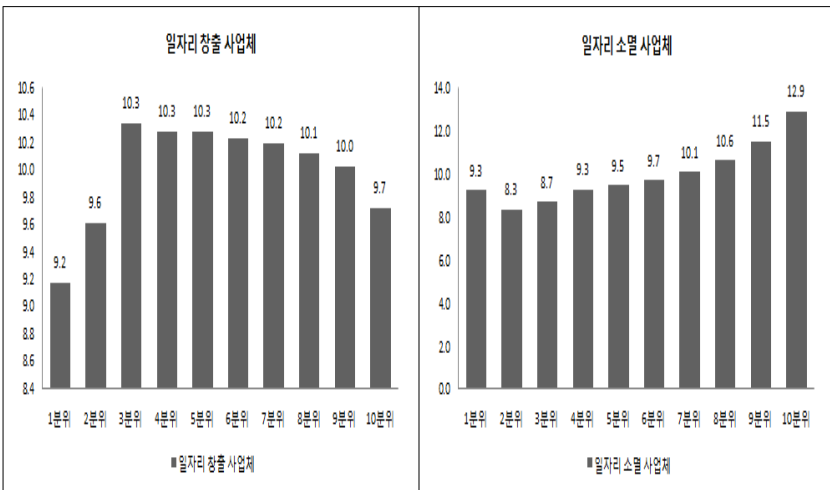
서 일자리 소멸 사업장의 보수총액이 6,492천 원으로 일자리 창출 사업장의 6,346천 원보다 높게 나타났다. 고용이 유지되는 사업장의 보수총액 분포와 비교하면, 하위분위에서 일자리 변동 사업체보다 보수총액 수준이 높았으나 상위분위에서 비교적 낮은 것으로 나타났다.

일자리 창출/소멸 사업체별로 보수총액 기준 10분위별 피보험자 분포를 비교하면, 일자리 창출 사업체가 일자리 소멸 사업체보다 불평등이 덜한 것으로 확인된다. [그림 5-8]은 일자리 창출과 일자리 소멸 사업체별로 보수총액의 분포를 확인하기 위해 10분위별 피보험자 비중을 도시한 것이다. 일자리 창출 사업체는 중간분위의 비중이 상하위 분위보다 큰 것으로 나타난 반면, 일자리 소멸 사업체는 최하위 분위인 1분위와 최상위 분위인 10분위의 비중이 큰 것으로 나타나고 있다.

보수총액 기준 분위수 배율을 일자리 변동별로 비교해 보면, 일자리 창출 사업체의 P90/10의 분위수 배율이 4.06으로 일자리 소멸 사업체의 4.57보다 낮았고 고용유지 사업체의 4.27보다도 낮게 나타났다. P90/50의 분위수 배율의 경우에도 일자리 창출 사업체는 2.32로 일자리 소멸 사업체의 2.42, 고용유지 사업체의 2.36보다 낮게 나타났다.

[그림 5-8] 일자리 변동별, 10분위별 피보험자 분포

(단위 : %)



자료 : 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

〈표 5-8〉 일자리 변동별 분위수 배율(P90/10, P90/50)

(단위: 천 원)

	일자리 창출	일자리 소멸	고용유지
상위10%경계소득	4,872	5,484	5,120
하위10%경계소득	1,200	1,200	1,200
중위소득	2,100	2,267	2,167
P90/10	4.06	4.57	4.27
P90/50	2.32	2.42	2.36

자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

일자리 창출과 일자리 소멸 사업체의 피보험자 분포를 산업별로 비교해 보면 상당한 차이를 확인할 수 있다. 우선 제조업의 경우 다른 산업에 비해 상위분위 비중이 큰 것을 확인할 수 있다. 그러나 일자리 창출 사업체와 소멸 사업체 간 피보험자 분포는 일정한 차이가 발견되는데, 일자리 창출 사업체의 경우 일자리 소멸 사업체보다 하위분위 비중이 상대적으로 크며, 소멸 사업체는 창출 사업체보다 상위분위 비중이 큰 것으로 나타났다. 특히 일자리 소멸 사업체의 경우 상위분위로 갈수록 피보험자 비중이 지속적으로 커지는 것으로 나타났지만, 일자리 창출 사업체는 상위 8, 9분위에서 가장 큰 비중을 보이고 있다.

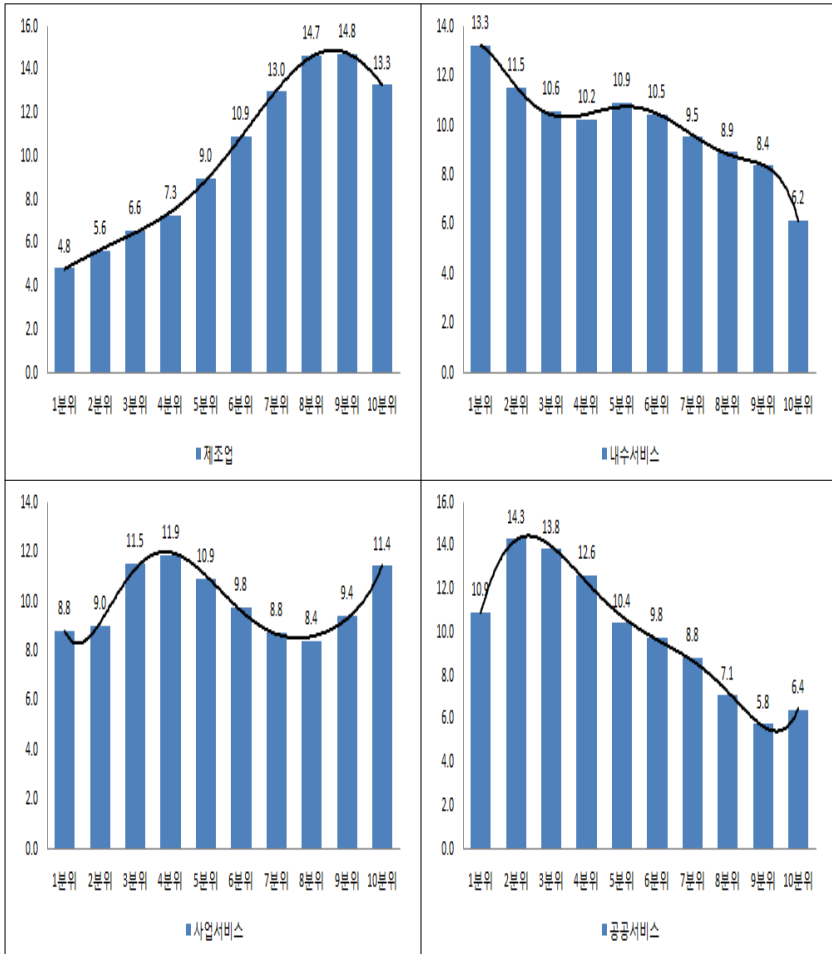
내수서비스업은 일자리 창출 부문은 일자리 소멸 부문에 비해 중간분위 비중이 큰 것으로 나타났고, 최하위 혹은 최상위 분위는 일자리 소멸 부문이 일자리 창출 부문보다 비중이 큰 것으로 확인되고 있다.

사업서비스업은 중하위와 최상위 분위의 비중이 대체로 높은 것으로 나타났다. 3, 4, 5분위는 일자리 창출 부문에서 비중이 비교적 큰 것으로 나타났으며, 9, 10분위에서 일자리 소멸 부문의 비중이 크게 나타났다. 공공서비스 부문에서 일자리 창출과 소멸의 피보험자 분포는 거의 유사하게 나타났다. 다만 중하위 분위는 일자리 소멸 부문에서 피보험자 비중이 약간 크게 나타났고, 상위분위에서는 일자리 창출 부문의 피보험자 비중이 다소 큰 것으로 나타났다.

일자리 소멸 부문에서 1년 이하의 신생 사업체는 피보험자 분포가 거의 평등한 구조를 가지고 있는 것으로 확인되지만, 일자리 창출 부문은

[그림 5-9] 산업별, 일자리 창출 사업체 10분위별 피보험자 분포

(단위: %)

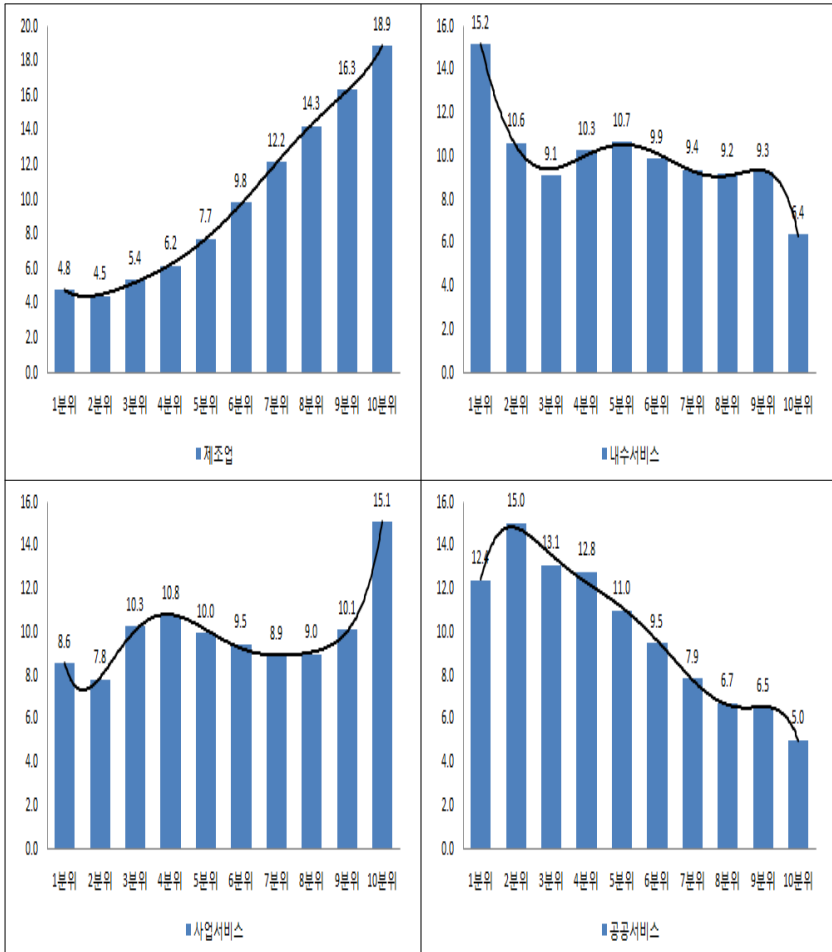


자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

소멸 부문보다 하위분위 피보험자 비중이 큰 것으로 나타났다. 5년 초과 장기 지속 사업체 부문의 경우 일자리 소멸 부문에서 상위분위의 피보험자 비중이 일자리 창출 부문에 비해 큰 것으로 확인되었다. 반면 하위분위의 비중은 일자리 소멸 부문이 일자리 창출 부문보다 작은 것으로 나타났다. 결국 5년 초과 장기 지속 사업체의 경우 일자리 소멸 부문이 창출 부문 보다 소득 불평등이 심한 것으로 나타났다.

[그림 5-10] 산업별, 일자리 소멸 사업체 10분위별 피보험자 분포

(단위 : %)

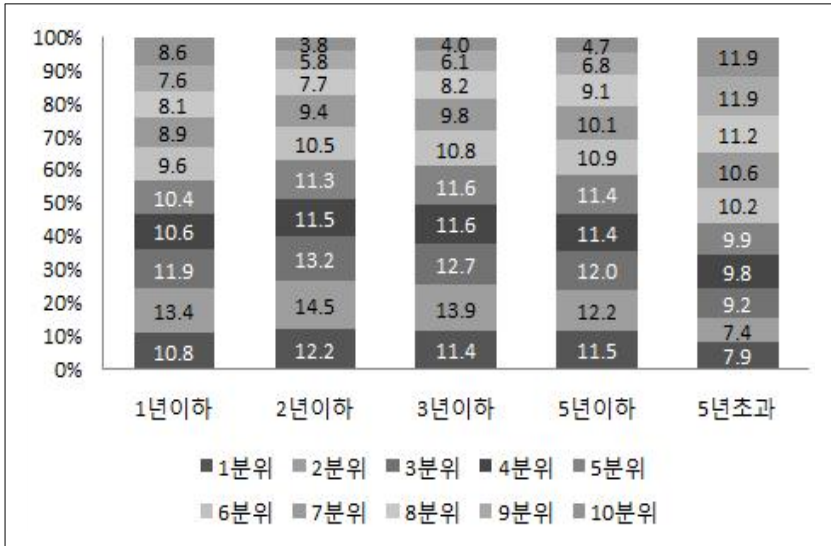


자료 : 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

사업체 규모별로 일자리 창출과 소멸에 따른 보수 분포를 살펴보면 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 하위 1분위의 경우 일자리 소멸 부문은 창출 부문보다 사업체 규모가 커질수록 비중이 크게 낮아지는 경향이 있다. 즉 일자리 소멸 부문은 창출 부문보다 사업체 규모별 1분위의 비중 차이가 크게 나타났다. 둘째, 사업체 규모가 커질수록 일자리 소멸 부문에서 상위분위의 비중이 창출 부문보다 커지는 것으로 확인되었다.

[그림 5-11] 회사연령별, 일자리 창출 사업체 10분위별 피보험자 분포

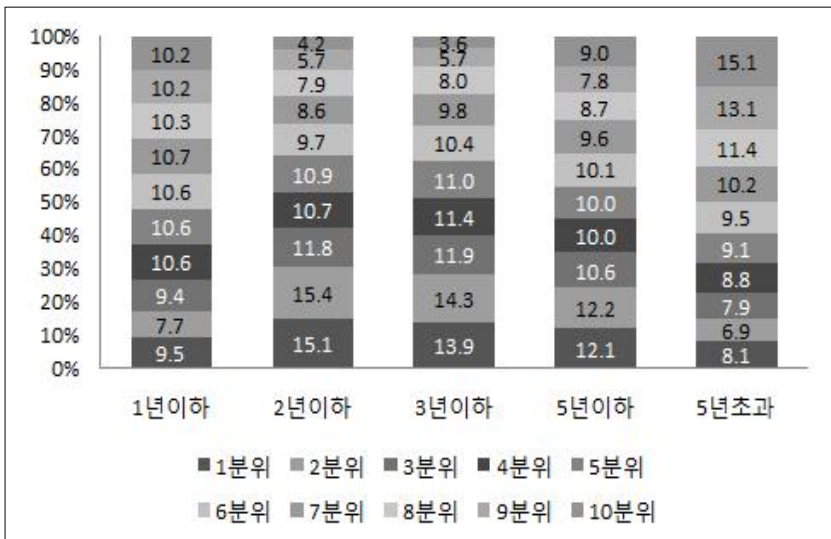
(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

[그림 5-12] 회사연령별, 일자리 소멸 사업체 10분위별 피보험자 분포

(단위: %)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

셋째, 일자리 창출 부문이 전 사업체 규모에서 5분위 비중이 일자리 소멸 부문보다 비교적 큰 것으로 나타났다.

사업체 규모별로 일자리 창출 부문과 일자리 소멸 부문의 보수총액 분포를 살펴보면, 일자리 소멸 부문이 창출 부문보다 불평등도가 다소 높은 것으로 판단된다.

보수기준 분위수 배율을 사업체 규모별로 비교한 결과에서도 위와 같은 결과를 확인할 수 있다. 일자리 소멸 부문에서 P90/10값이 일자리 창출 부문보다 더 큰 것으로 확인된다. 사업체 규모별로 보면 10인 이상 50인 미만, 500인 이상 1,000인 미만 사업체 규모를 제외하면 일자리 소멸 부문에서 p90/10값이 일자리 창출 부문보다 크게 나타났다. 특히 100인 이상 300인 미만 사업체 규모에서 일자리 창출 부문의 p90/10값이 일자리 소멸 부문보다 낮게 나타났다.

[그림 5-14]는 보수기준 분위수 배율 P90/50과 P50/10으로 일자리 창출과 소멸 부문을 사업체 규모별로 비교한 것이다. 중간분위와 상위분위 간 격차를 비교한 P90/50값을 보면, 10인 미만을 제외하면 일자리 창출 부문

〈표 5-9〉 월평균 보수총액 현황

(단위: %)

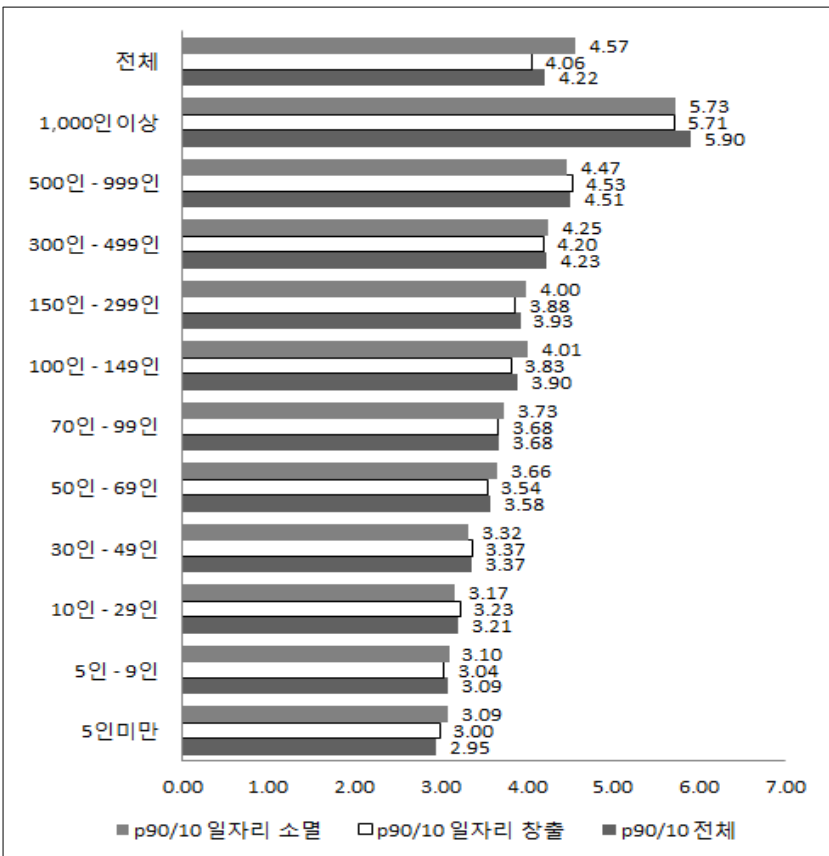
	일자리 창출			일자리 소멸		
	1분위	5분위	9분위	1분위	5분위	9분위
5인 미만	16.0	10.2	3.5	23.0	9.0	2.8
5~9인	11.1	11.8	5.4	13.4	11.3	5.1
10~29인	8.6	12.3	7.8	8.9	12.5	7.6
30~49인	7.7	11.7	9.6	7.8	11.7	10.1
50~69인	7.5	11.0	10.6	9.1	10.7	10.9
70~99인	7.5	10.5	12.2	9.0	9.9	12.4
100~149인	7.3	10.0	12.6	9.9	9.7	12.6
150~299인	6.0	9.5	14.3	7.9	8.5	14.9
300~499인	6.3	9.2	14.0	5.6	8.0	17.8
500~999인	5.9	8.8	14.6	5.6	8.2	16.7
1,000인 이상	9.1	7.7	13.9	4.6	5.5	17.9

자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

이 소멸 부문보다 큰 것으로 나타나고 있다. 반면 하위분위와 중간분위 격차를 비교한 P50/10값은 일자리 소멸 부문이 일자리 창출 부문보다 전 사업체 규모에서 큰 것으로 나타났다. 특히 1,000인 이상 사업체 규모에서 P90/50값은 일자리 창출 부문이 월등히 컸으나, P50/10값은 일자리 소멸 부문에서 훨씬 크게 나타났다.

이러한 결과는 하위분위와 중간분위 간 불평등이 상대적으로 심한 사업체에서 일자리 소멸 가능성이 높은 것으로 해석되며, 상위분위와 중간분위 간 불평등이 심한 경우에 일자리 창출 비율이 높은 것으로 판단된다.

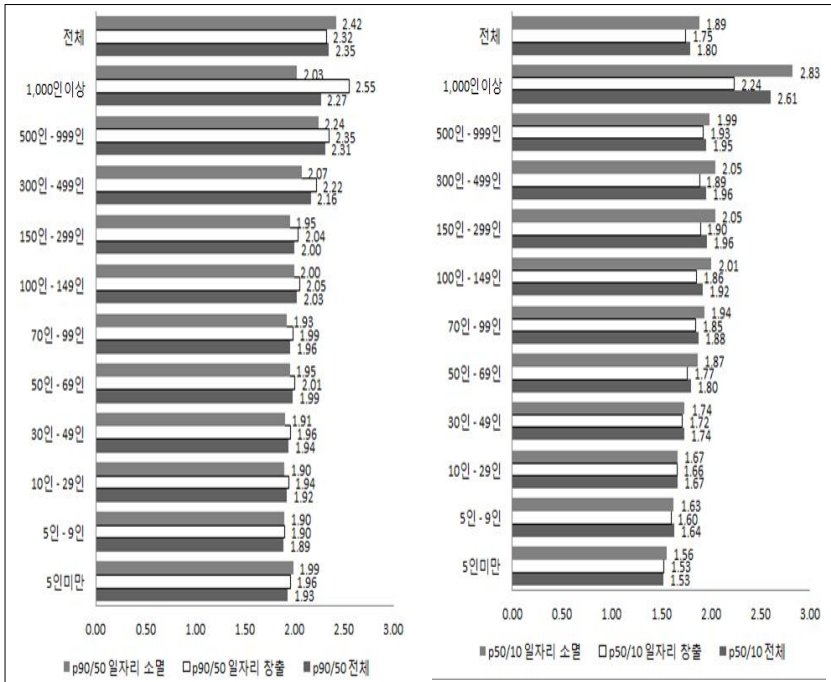
[그림 5-13] 사업체 규모별 일자리 창출·소멸 보수기준 분위수 배율(P90/10)
(단위: 배)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

[그림 5-14] 사업체 규모별 일자리 창출·소멸 보수기준 분위수 배율(P90/50, P50/10)

(단위: 배)



자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

제4절 일자리 변동이 전체 임금분포에 미치는 효과 분석

<표 5-10>은 2016년 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 활용하여 일자리 변동이 불평등지수인 지니계수에 미친 영향을 RIF-회귀분석모형을 통해 분석한 결과를 보여준다. 일자리 변동의 효과는 일자리 창출·소멸 사업체 여부 변수와 더불어 로그일자리변동량, 일자리 변동을 변수를 이용하여 지니계수에 미치는 효과를 추정하였다.

분석결과, 일자리 창출에 속한 피보험자의 비중 증가는 인적속성 및 사업체 속성을 통제한 후에 지니계수를 낮추는 방향으로 작용한 반면, 일자

〈표 5-10〉 RIF-회귀분석(지니계수)

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
남성	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
연령	0.0000	0.4340	0.0000	0.3600	0.0000	0.7240
연령제곱	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
근속	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
근속제곱	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
전문대졸	-0.0008	0.0000	-0.0008	0.0000	-0.0008	0.0000
대졸	0.0065	0.0000	0.0065	0.0000	0.0066	0.0000
대학원졸	0.0171	0.0000	0.0171	0.0000	0.0171	0.0000
관리자	0.0039	0.0000	0.0039	0.0000	0.0039	0.0000
전문가 및 관련 종사자	0.0042	0.0000	0.0042	0.0000	0.0042	0.0000
사무 종사자	0.0027	0.0000	0.0027	0.0000	0.0027	0.0000
서비스 종사자	0.0048	0.0000	0.0048	0.0000	0.0048	0.0000
판매 종사자	0.0008	0.0000	0.0008	0.0000	0.0008	0.0000
농림어업숙련 종사자	0.0059	0.0000	0.0059	0.0000	0.0059	0.0000
기능원 및 관련기능 종사자	0.0005	0.0000	0.0005	0.0000	0.0005	0.0000
장치, 기계조작 및 조립 종사자	0.0017	0.0000	0.0017	0.0000	0.0017	0.0000
농림어업	0.0032	0.0000	0.0032	0.0000	0.0032	0.0000
광업	-0.0001	0.6000	-0.0001	0.5910	-0.0001	0.6560
전기, 가스, 증기 및 수도사업	0.0065	0.0000	0.0064	0.0000	0.0065	0.0000
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	-0.0025	0.0000	-0.0025	0.0000	-0.0025	0.0000
건설업	0.0003	0.0330	0.0003	0.0360	0.0003	0.0410
도매 및 소매업	-0.0002	0.0000	-0.0002	0.0000	-0.0002	0.0000
운수업	0.0019	0.0000	0.0019	0.0000	0.0019	0.0000
숙박 및 음식점업	0.0004	0.0000	0.0004	0.0000	0.0004	0.0000
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.0014	0.0000	0.0014	0.0000	0.0014	0.0000
금융 및 보험업	0.0076	0.0000	0.0076	0.0000	0.0076	0.0000
부동산업 및 임대업	-0.0039	0.0000	-0.0039	0.0000	-0.0039	0.0000
전문, 과학 및 기술 서비스업	0.0004	0.0000	0.0004	0.0000	0.0004	0.0000
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.0049	0.0000	-0.0049	0.0000	-0.0049	0.0000
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.0051	0.0000	0.0051	0.0000	0.0050	0.0000
교육 서비스업	-0.0024	0.0000	-0.0024	0.0000	-0.0024	0.0000
보건업 및 사회복지 서비스업	-0.0003	0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0004	0.0000

〈표 5-10〉의 계속

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.0009	0.0000	-0.0009	0.0000	-0.0010	0.0000
협회및단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	0.0006	0.0000	0.0006	0.0000	0.0005	0.0000
가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동	0.0230	0.0000	0.0230	0.0000	0.0232	0.0000
국제 및 외국기관	-0.0034	0.0020	-0.0034	0.0020	-0.0034	0.0020
5~9인	-0.0023	0.0000	-0.0023	0.0000	-0.0024	0.0000
10~29인	-0.0027	0.0000	-0.0026	0.0000	-0.0027	0.0000
30~49인	-0.0019	0.0000	-0.0019	0.0000	-0.0020	0.0000
50~69인	-0.0010	0.0000	-0.0010	0.0000	-0.0010	0.0000
70~99인	-0.0002	0.0000	-0.0002	0.0000	-0.0002	0.0000
100~149인	0.0006	0.0000	0.0006	0.0000	0.0005	0.0000
150~299인	0.0010	0.0000	0.0011	0.0000	0.0010	0.0000
300~499인	0.0030	0.0000	0.0030	0.0000	0.0030	0.0000
500~999인	0.0041	0.0000	0.0041	0.0000	0.0041	0.0000
1,000인 이상	0.0073	0.0000	0.0073	0.0000	0.0073	0.0000
로그회사업력	-0.0011	0.0000	-0.0011	0.0000	-0.0012	0.0000
일자리창출사업체 여부	-0.0001	0.0000				
일자리소멸사업체 여부	0.0002	0.0000				
로그일자리변동량			-0.00002	0.0000		
일자리변동률					-0.00001	0.0000
상수항	0.0234	0.0000	0.0233	0.0000	0.0242	0.0000
사례수		13215348		13215348		13214837
Adj R-squared		0.1058		0.1058		0.1060

주: 여성, 고졸 이하, 제조업, 단순노무직, 5인 미만, 고용유지 사업체가 기준변수임.
자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

리 소멸에 속한 피보험자의 비중 증가는 지니계수를 높이는 방향으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 로그일자리변동량과 일자리변동률이 정(+)의 값을 가지면 지니계수에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 5-11〉은 무조건 분위회귀분석 모형을 활용하여 일자리변동량 변화가 임금분포에 미치는 효과를 추정한 결과이다. 분석결과를 보면 하위 분위에 속하는 1분위인 경우와 중위분위인 경우에 로그일자리변동량의

〈표 5-11〉 일자리 변동량의 보수기준 불평등 효과 분석(무조건 분위회귀분석)

	1분위수		5분위수		9분위수	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
남성	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
연령	0.0403	0.0000	0.0645	0.0000	0.0537	0.0000
연령제곱	-0.0005	0.0000	-0.0008	0.0000	-0.0005	0.0000
근속	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0002	0.0000
근속제곱	0.0000	0.0040	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
전문대졸	0.0055	0.0000	0.0841	0.0000	-0.0757	0.0000
대졸	0.0132	0.0000	0.1484	0.0000	0.5101	0.0000
대학원졸	0.0081	0.0000	0.1883	0.0000	1.1932	0.0000
관리자	0.0319	0.0000	0.1900	0.0000	0.3326	0.0000
전문가 및 관련 종사자	0.0797	0.0000	0.2520	0.0000	0.4120	0.0000
사무 종사자	0.0047	0.0000	0.0839	0.0000	0.2219	0.0000
서비스 종사자	-0.0720	0.0000	-0.0389	0.0000	0.2558	0.0000
판매 종사자	-0.0524	0.0000	-0.1000	0.0000	0.0049	0.0000
농림어업숙련 종사자	-0.0959	0.0000	0.1039	0.0000	0.2122	0.0000
기능원 및 관련기능 종사자	0.0308	0.0000	0.1234	0.0000	0.1045	0.0000
장치, 기계조작 및 조립 종사자	-0.0182	0.0000	0.1806	0.0000	0.0971	0.0000
농림어업	-0.2113	0.0000	-0.1842	0.0000	-0.0624	0.0000
광업	0.0611	0.0000	0.2209	0.0000	-0.0490	0.0000
전기, 가스, 증기 및 수도사업	-0.0124	0.0000	0.0120	0.0000	0.6351	0.0000
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	0.0345	0.0000	0.0725	0.0000	-0.1893	0.0000
건설업	0.0280	0.0000	0.0216	0.0000	0.0655	0.0000
도매 및 소매업	-0.0767	0.0000	-0.1555	0.0000	-0.1096	0.0000
운수업	-0.2926	0.0000	-0.2151	0.0000	-0.2937	0.0000
숙박 및 음식점업	-0.2358	0.0000	-0.3126	0.0000	-0.3047	0.0000
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	-0.0980	0.0000	-0.1036	0.0000	-0.0217	0.0000
금융 및 보험업	-0.0268	0.0000	0.0103	0.0000	0.4994	0.0000
부동산업 및 임대업	-0.0035	0.0080	-0.1581	0.0000	-0.1975	0.0000
전문, 과학 및 기술 서비스업	-0.0702	0.0000	-0.1124	0.0000	-0.0560	0.0000
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	-0.0806	0.0000	-0.4468	0.0000	-0.4393	0.0000
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	-0.3715	0.0000	-0.4202	0.0000	-0.3110	0.0000
교육 서비스업	-0.1210	0.0000	-0.3623	0.0000	-0.3716	0.0000
보건업 및 사회복지 서비스업	-0.1458	0.0000	-0.4905	0.0000	-0.3402	0.0000

〈표 5-11〉의 계속

	1분위수		5분위수		9분위수	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-0.1291	0.0000	-0.2951	0.0000	-0.2233	0.0000
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	-0.1646	0.0000	-0.2462	0.0000	-0.1823	0.0000
가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동	-0.9566	0.0000	-0.6780	0.0000	-0.4104	0.0000
국제 및 외국기관	0.1018	0.0000	0.2631	0.0000	-0.0290	0.6890
5~9인	0.1806	0.0000	0.1675	0.0000	0.0512	0.0000
10~29인	0.2523	0.0000	0.2870	0.0000	0.1142	0.0000
30~49인	0.2684	0.0000	0.3691	0.0000	0.1804	0.0000
50~69인	0.2635	0.0000	0.4096	0.0000	0.2376	0.0000
70~99인	0.2606	0.0000	0.4500	0.0000	0.2701	0.0000
100~149인	0.2574	0.0000	0.4566	0.0000	0.3296	0.0000
150~299인	0.2926	0.0000	0.5126	0.0000	0.3919	0.0000
300~499인	0.3165	0.0000	0.5350	0.0000	0.5387	0.0000
500~999인	0.3279	0.0000	0.5556	0.0000	0.6530	0.0000
1,000인 이상	0.2488	0.0000	0.5239	0.0000	0.8179	0.0000
로그회사업력	-0.0062	0.0000	-0.0189	0.0000	-0.0811	0.0000
로그일자리변동량	0.0027	0.0000	0.0026	0.0000	-0.0020	0.0000
상수항	13.1032	0.0000	13.0997	0.0000	14.1758	0.0000
사례수		13215348		13215348		13215348
Adj R-squared		0.0653		0.2994		0.3079

주: 여성, 고졸 이하, 제조업, 단순노무직, 5인 미만, 일자리 창출 사업체가 아닌 경우가 기준변수임.

자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

증가(일자리창출)는 임금수준을 상승시키는 방향으로 작용하였다. 반면 상위분위에 속하는 9분위의 경우 로그일자리변동량 증가는 임금수준을 하락시키는 것으로 확인된다.

결과적으로, 일자리 창출량의 증가는 중하위분위의 보수수준은 증가시키고 상위분위는 하락시키는 방향으로 작용하면서 임금불평등을 개선하는 것으로 나타났다.

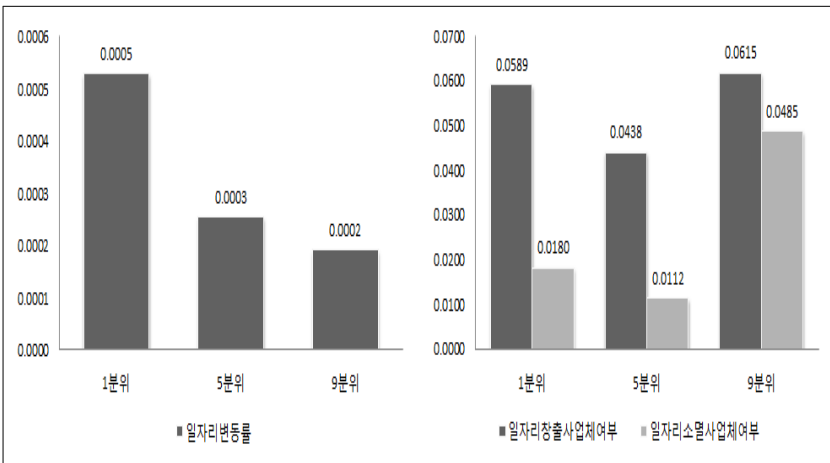
[그림 5-15]는 무조건 분위회귀모형을 통해 분위별로 일자리 변동률과

일자리 창출/소멸여부가 임금분포에 미치는 효과를 추정한 결과를 보여 준다. 우선 일자리 변동률은 사업체 단위로 일자리 창출률 혹은 일자리 소멸률을 의미한다. 일자리 변동률이 정(+)의 값을 가지면 일자리 창출이 이루어지는 것이며, 음(-)의 값이면 일자리 소멸을 의미한다. 분석결과를 보면 일자리 창출률이 높아지면 임금불평등도를 완화시키는 것으로 나타나고 있다. 일자리 창출률이 높아지면 하위 1분위에서 임금상승이 가장 높게 나타났고 상위 9분위가 가장 낮은 수준을 보였다.

일자리창출사업체 여부가 임금분포에 미치는 영향을 보면, 상위 9분위에서 가장 높은 임금상승 효과가 나타났고, 다음으로 하위 1분위에서 임금상승 효과가 큰 것으로 나타났다. 반면 중간분위에서 일자리 창출비중의 증가는 비교적 낮은 임금상승 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 일자리창출 비중의 증가는 중하위분위에서 임금불평등도를 완화시키지만, 상위분위의 임금불평등도는 다소 심화시키는 방향으로 작용한다는 것을 의미한다.

일자리 소멸사업체 여부에 따른 임금분포의 영향을 보면, 중하위분위에서의 임금상승 효과보다 상위 9분위에서의 임금상승 효과가 큰 것으로 나타

[그림 5-15] 일자리 변동이 임금분포에 미치는 효과분석(무조건 분위회귀분석)



주: <표 5-10>, <표 5-11>의 무조건 분위회귀분석 모형과 동일한 인적속성, 사업체속성변수 포함.

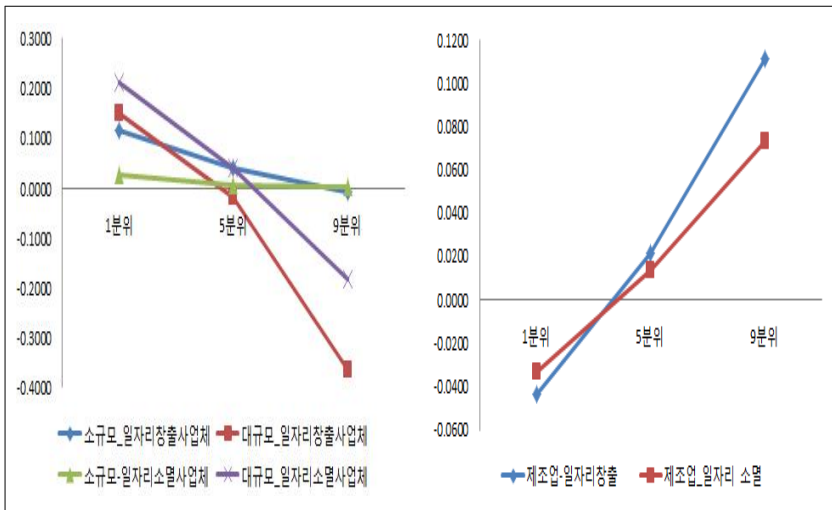
자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

났다. 일자리 소멸 비중의 증가는 임금불평등도를 전반적으로 심화시키는 것을 확인할 수 있다.

분석결과를 요약하면, 일자리 증가는 대체로 임금불평등도를 완화시키는 방향으로 작용하는 것으로 확인된다. 다만 그 영향은 크지 않았다. 일자리 창출/소멸 비중 증가의 효과는 서로 다르게 나타났는데, 일자리 창출이 일자리 소멸보다 임금불평등 완화에 효과가 있는 것으로 확인되었다.

[그림 5-16]은 사업체 규모별로 일자리변동과 제조업 여부별 일자리 변동이 임금분포에 미치는 효과를 무조건부 분위회귀모형을 통해 분석한 결과이다. 사업체규모를 30인 미만 사업체, 30인 이상 300인 미만 사업체, 300인 이상 사업체로 구분한 후 일자리 창출과 소멸 여부의 효과를 추정하였다. 또한 제조업 여부와 일자리 창출과 소멸 여부의 상호교호항 변수를 추가하여 분석하였다. 분석결과, 30인 미만 소규모 사업체에서의 일자

(그림 5-16) 사업체 속성별 일자리 변동이 임금분포에 미치는 효과분석
(무조건 분위회귀분석)



주: 1) <표 5-10>, <표 5-11>의 무조건 분위회귀분석 모형과 동일한 인적속성, 사업체속성변수 포함.

2) 사업체 규모는 30인 미만(소규모), 30인 이상 300인 미만(중규모), 300인 이상(대규모)으로 구분하였으며, 사업체 규모와 일자리 창출/소멸사업체 여부, 제조업 여부와 일자리 창출/소멸사업체 여부의 교호항의 추정계수를 보여줌.

자료: 고용노동부, 고용보험DB, 보수총액DB.

리 창출 증가와 300인 이상 사업체 규모에서의 일자리 변동은 임금분포를 개선하는 방향으로 작용하는 것으로 확인된다. 반면 제조업은 비제조업에서 일자리를 유지하는 사업체에 비해 일자리 창출과 소멸의 증가는 모두 임금불평등을 심화시키는 것으로 나타났다. 제조업이 비제조업에 비해 임금구조가 불평등한 것을 반영한 것으로 판단된다.

결국 일자리변동의 임금분포 개선효과는 비제조업에서 주로 주도하는 것으로 판단되며, 중간규모 사업체보다 소규모 혹은 대규모 사업체에서의 일자리 변동이 임금불평등 완화효과가 있는 것으로 보인다.

제5절 요약과 시사점

본장은 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 활용하여 일자리 변동을 측정하고, 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 확인하는 것을 주된 목적으로 한다. 일자리 변동의 측정은 사업체 단위로 2016년 한 해 동안 발생하는 채용과 이직 정보를 활용하여 일자리 창출과 일자리 소멸을 측정하였다. 우리나라 일자리 창출 비중은 2016년 기준으로 전체 피보험자 12,749천 명 중 14.4%, 일자리 소멸 비중은 10.5%로 일자리 순증가 비중은 3.9%, 일자리 재배치 비중은 24.9%에 이른다. 전체 피보험자 중 4분의 1 수준에 해당하는 약 300만 명 이상의 일자리가 재배치되고 있다.

이러한 일자리 변동은 임금분포에도 중요한 영향을 미치게 될 것이다. 보수총액 자료는 고용보험 보험료 산정을 위해 매년 고용보험 가입 사업체에서 신고하는 자료이며, 임금 중 비과세부분을 제외한 보수정보를 활용하여 임금불평등 효과를 분석하였다. 무조건부 분위회귀분석 모형을 이용하여 일자리 변동이 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

주요한 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 일자리 창출 사업체와 일자리 소멸 사업체의 산업별, 사업체 규

모별, 업력별 분포는 일정한 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 일자리 창출 사업체는 일자리 소멸 사업체에 비해 제조업 비중이 작았고, 업력이 비교적 짧았으며, 규모가 작은 사업체 비중이 높은 것으로 확인된다. 한편 대체로 제조업에서 임금분포가 더욱 불평등한 구조를 보이고 있고, 업력이 길거나 사업체 규모가 클수록 임금불평등이 심하게 나타났다.

둘째, 무조건부 회귀분석을 통해 일자리 변동이 지니계수에 미치는 효과를 분석한 결과를 보면, 일자리 창출 비중이 높아지면 지니계수를 낮추는 방향으로 작용하며, 반대로 일자리 소멸 비중이 높아지면 지니계수를 높이는 방향으로 작동하였다. 또한 로그일자리변동량이나 일자리 변동률이 높아지면, 즉 일자리가 증가하면 지니계수를 낮추는 것으로 나타났다.

셋째, 무조건부 분위회귀모형을 통해 로그일자리변동량 증가가 임금분포에 미치는 효과를 보면, 로그일자리변동량이 정(+)의 값을 가질수록 임금불평등을 완화시킬 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 중간분위 이하에서 로그일자리변동량의 증가는 임금수준을 상승시키는 것으로 나타난 반면, 상위 9분위에서 임금수준을 하락시키는 것으로 추정되었다.

넷째, 일자리 창출 사업체 피보험자 비중의 증가는 일자리 소멸 사업체 피보험자 비중의 증가보다 전체 분위에서 임금수준을 더욱 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 한편 일자리 창출 사업체 피보험자 비중의 증가는 하위분위와 중간분위의 임금격차를 줄이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났으나, 중간분위와 상위분위의 임금격차는 확대시키는 것으로 나타났다. 또한 일자리 소멸 사업체 피보험자 비중의 증가는 중간분위와 상위분위의 임금격차를 더욱 확대시키는 것으로 나타났다.

다섯째, 300인 이상 사업체 규모에서의 일자리 창출 비중의 증가가 임금불평등 완화에 기여하는 것으로 확인되었고, 300인 이상 사업체 규모에서의 일자리 소멸 증가와 30인 미만 소규모 사업체에서의 일자리 창출 증가도 임금불평등 완화에 기여하는 것으로 나타났다. 다만 30인 미만 일자리 소멸은 큰 영향이 없는 것으로 확인되고 있다. 제조업에서의 일자리 창출과 소멸은 임금불평등을 심화시키는 방향으로 작용하는 것으로 확인되었다.

결과적으로, 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 이용하여 우리나라

의 일자리 창출 혹은 일자리 소멸에 따른 임금불평등 효과를 확인할 수 있다. 2016년에 이루어진 일자리 창출은 임금불평등을 다소 완화시키는 방향으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있다. 고용보험 가입 사업체를 대상으로 한 분석결과이기는 하나 이러한 결과는 우리나라 노동시장에서 고용과 임금 간의 역관계 가설을 지지하지 않은 것이다. 적어도 고용보험 가입 사업체에서의 일자리 창출은 임금불평등을 악화시키지 않는 것으로 판단할 수 있다. 물론 전체 임금근로자를 포괄하지 못하고 있고 1년만을 분석기간으로 했기에 본 연구의 결과는 제한적인 의미만 가진다. 향후 우리나라에서 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향을 더욱 엄밀하게 파악하기 위해서 지속적인 연구가 필요할 것으로 판단되며, 특히 우리나라 일자리 정책이 일자리 구조의 동학적 변화와 임금불평등에 미치는 영향을 심층적으로 연구할 필요성이 제기된다.

제 6 장

요약과 시사점

노동시장제도의 효과는 선형적으로 예측할 수 없으며, 실증 연구를 통해 성과와 한계를 지속적으로 평가하여 개선해야 할 것이다. 본 연구는 경력단절, 근로시간, 최저임금, 일자리 변동이 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 통해 경력단절 예방을 위한 일-가정 양립정책과 돌봄의 사회화, 장시간 근로의 축소와 근로시간 선택제의 확산, 최저임금, 일자리 정책과 관련한 시사점을 모색하였다.

제2장은 여성의 경력단절에 의한 여성 노동시장 내 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 지역별고용조사(통계청)에서 임금근로자 중 ‘결혼, 임신 및 출산, 육아, 초등자녀교육, 가족돌봄’의 사유로 일을 그만둔 적이 있는 경우를 경력단절이라 정의하였다. 여성 취업자의 약 35%가 경력단절을 경험한 것으로 나타났다. 경력단절을 경험한 여성들의 현재 일자리는 대체로 비정규직, 단순노무, 도소매·음식숙박업 등에 몰려 있으며 경력단절을 경험하지 않은 여성에 비해 일자리의 질이 현저히 낮은 수준에 있다.

무조건 회귀분석을 적용하여 분석한 결과, 인적특성을 포함한 요인들을 통제한 후 경력단절은 여성 전체 임금분포의 하위분위에는 큰 영향을 미치지 않았지만 임금수준이 높은 상위분위로 올라갈수록 임금 불이익이 더 크게 나타나는 것으로 나타났다. 이는 여성 노동시장 안에 경력단절이 증가하면 중상위의 임금감소효과가 크게 나타나 여성 전체 평균임금이 감소하는 결과를 가져올 것이라는 것을 의미한다.

또한 남성을 포함한 전체 노동시장에 여성 경력단절 증가는 전체 임금 분포에서 중간분위의 임금 불이익이 가장 크게 나타났고, 임금수준이 높은 상위분위의 임금 불이익이 가장 적은 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 경력단절을 경험한 여성이 줄어들면 여성 내 임금 분포에서 상위분위 임금 불이익이 줄어들어 평균적 수준에서 여성의 임금상승이 가능해지고 이는 장기적 관점에서 성별 임금격차의 완화를 기대할 수 있게 한다. 또한 노동시장 전체에서 보면, 경력단절을 경험한 여성이 줄어들면 중간층 임금 불이익이 줄어들어 노동시장 전반의 불평등 완화에 기여할 수 있다는 것을 의미한다. 즉 경력단절을 예방하는 것이 성별 임금격차뿐만 아니라 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

최근까지 여성을 대상으로 한 경력단절 관련 정책은 주로 재취업에 초점이 맞춰져 있었다. 그러나 재취업 일자리 질 제고와 병행하지 않은 채 재취업률을 높이기만 한다면 경력단절로 발생하는 임금 불이익과 노동시장 전체 임금불평등을 초래하는 현상을 오히려 강화시킬 수 있음을 주의할 필요가 있다.

무엇보다 현재 일을 하고 있는 여성들이 경력을 유지할 수 있도록 경력단절 자체를 예방하는 정책이 우선 과제여야 할 것이다. 일·생활 양립이 가능한 근로환경을 조성하고 보육·돌봄에 대한 사회적 지원을 강화하여 각종 제도가 정착되고 실질적으로 사용가능하도록 해야 할 것이다. 특히 영유아 자녀에 대한 공공 보육기능의 강화와 더불어 초등학교 이후 돌봄의 사회적 영역도 더욱 강화하여야 하며 보다 질 높은 보육환경을 조성해야 한다. 또한 성별 임금격차를 줄이기 위한 기업 내 임금정보 공개와 동일노동 동일임금 원리를 실현하는 정책적 노력, 경력단절 여성의 유형별 재취업을 지원할 수 있도록 정책을 발굴하고 경력단절 여성의 노동시장 재통합을 양적, 질적으로 지원할 수 있는 통합적 고용서비스 제공, 장시간 근로시간 단축, 유연한 근무환경이 조성되도록 기업문화 개선에 노력을 기울여 경력단절을 예방하는 것이 임금불평등을 완화하는 데 기여할 수 있을 것이다.

제3장은 근로시간의 변화가 임금불평등에 미치는 영향을 탐구했다.

2004~11년에 걸쳐 규모별로 법정 노동시간을 주 40시간으로 단축, 2010년 이후 시간제 근로 확산, 2018년 휴일근로의 초과근로 포함 및 연장근로가 무제한 허용되는 특례업종 축소 등의 정책적 노력을 기울여 왔다. 그 결과 연간 근로시간은 2017년 2,024시간으로 감소하고, 시간제 일자리는 대폭 확대되었다. 그러나 근로시간의 변화가 임금계층별로 차별적인 영향을 미칠 수 있으며, 이로 인해 분배적 효과가 다를 수 있다는 점은 그다지 주목되지 않았다. 본 연구는 2007~17년 고용형태별근로실태조사에 무조건 분위회귀(unconditional quantile regression)와 요인분해를 적용해 근로시간 변화가 시간당 임금과 월임금 분배에 미치는 영향을 분석했다.

근로시간 단축의 주요 정책대상인 장시간근로자의 근로시간 단축과 이로 인한 장시간근로자 감소는 표준근로시간 근로자와의 시간당임금 격차를 감소시켜 임금불평등을 개선하는 것으로 나타났다. 적정한 월보수를 얻기 위해 낮은 시간당 임금을 긴 노동시간을 통해 벌충하던 장시간근로자의 삶이 근로시간 감소와 동반하는 임금률 인상으로 적정시간 일하고 그에 상응하는 적정한 보상을 받는 방향으로 변화하고 있고, 이는 전체 불평등을 개선시키므로, 긴 노동시간을 줄이려는 정책적 노력은 앞으로도 지속되어야 한다.

다른 한편 근로시간 감소의 다른 단면인 단시간근로자 확대의 효과는 주로 비자발성에 근거한 주변부 일자리 확대에서 오는 분배 악화로 나타났다. 약간의 임금률 조정이 있었으나 그 효과는 작은 반면, 근로시간의 급격한 감소로 인한 월임금의 격차는 매우 커졌다. 따라서 시간제 근로 확대가 일과 가정의 양립이나 시간선택제 확산을 통한 일자리 증가와 여성 경제활동증가라는 정책적 목표를 달성하면서 분배적으로도 바람직한 결과를 낳으려면 정규직 일자리와 차별 없는 질 좋은 시간제 일자리를 만들 수 있어야 하며, 근로시간에 대한 근로자의 선택권도 강화되어야 할 것이다.

최저임금 인상이 보호하려는 저임금 근로자의 일자리를 줄일 수 있다는 우려 때문에 사회적인 논란이 크다. 제4장은 최저임금 인상이 고용과 근로시간에 어떤 영향을 미치는지, 적용을 받지 않는 근로자의 임금에는 어떤 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 주요한 분석결과와 정책적 시

사점은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 사업체 단위의 패널자료를 구성하여 고정효과모형으로 추정한 결과는, 2018년 3월까지 최저임금 인상이 고용에 부정적인 영향을 미치는 것이 아니라 오히려 순증가에 기여하였다. 최저임금 영향을 받는 근로자 유무와 관계없이 2018년 들어 30인 미만 사업체의 근로자 수는 모두 감소하는데, 최저임금 영향을 받는 사업체의 근로자 수는 영향을 받지 않는 사업체에 비해 감소폭이 적어서 나타난 현상이지만, 최소한 고용에 부정적인 영향을 미치지 않음을 의미한다. 또한 상용직 중심으로 고용 비중이 증가하여 고용구조 개선에 기여하고 있음을 보여준다.

둘째, 최저임금 인상에 따라 시간당 정액급여는 높아졌지만, 근로시간이 줄어들었다. 노동비용 증가에 대응하여 기업은 고용이 아니라 근로시간 조정에 의존하고 있음을 의미하는데, 단기적으로는 월임금이 증가하지 않을 수 있다. 최저임금 인상이 가계소득 증가로 이어지기까지 정책 시차가 있을 것임을 시사한다. 한편 최저임금 위반 여부나 편법적으로 휴게시간을 늘려 최저임금 인상을 무력화하려는 시도를 효과적으로 단속하기 위해서는 근로시간 관리를 강화하여야 할 것이다. 임금대장 또는 임금명세서에 임금뿐만 아니라 실근로시간 기재를 의무화할 필요가 있다.

셋째, 최저임금이 저임금 근로자 비율을 억제하고 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 최저임금의 준수율과 파급효과가 커야 한다. 추정방법에 따라 최저임금의 1.1배 또는 1.3배까지 최저임금 인상에 따라 임금이 오르고 있어서, 최저임금 인상이 중하위 임금분배 개선에 기여하고 있다.

그러나 최저임금의 고용효과 분석은 2018년 3월까지의 조사자료만 이용하였기 때문에 이후의 고용 부진 추세를 반영하지 못하였으며, 사업체노동력조사의 표본 교체 때문에 사전 추세를 통제하지 못하였다. 장기간의 사업체 또는 개인 단위의 패널자료를 구축하면, 보다 심층적으로 분석할 수 있을 것이다.

최저임금은 아직 부정적인 효과가 발견되지 않고 노동시장 격차를 줄여 노동시장을 안정화하는 데 기여하겠지만 일자리 창출을 기대하기 어렵고, 취약계층이 지나치게 많아서 최저임금만으로 저임금 노동시장을 개선하는 데는 한계가 있다. 경제성장의 고용창출력이 크게 약화되고, 고

용 부진의 부담이 영세 사업주와 취약계층에 집중되고 있는 현재의 어려움을 고려하면, 일자리 창출과 고용안전망 확충을 병행할 필요가 있다.

일자리 창출이 임금 분배에 어떤 영향을 미치는지에 대한 국내의 연구는 거의 없다. 제5장은 고용보험 행정자료를 연계하여 처음으로 일자리 창출과 소멸이 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다.

주요한 분석결과를 보면, 우선 일자리 창출 사업체와 일자리 소멸 사업체의 고용구조가 산업별, 사업체 규모별, 업력별로 일정한 차이를 보였다. 일자리 창출 사업체는 일자리 소멸 사업체에 비해 제조업 비중이 작았고, 업력이 비교적 짧았으며, 규모가 작은 사업체 비중이 높은 것으로 확인되고 있다. 이러한 고용구조로 인해 일자리 창출 사업체가 일자리 소멸 사업체보다 임금불평등이 덜한 것으로 나타났다. 무조건부 회귀분석을 통해 일자리 변동이 지니계수에 미치는 효과를 분석한 결과를 보면, 일자리 창출 비중이 높아지면 지니계수를 낮추는 방향으로 작용하며, 반대로 일자리 소멸 비중이 높아지면 지니계수를 높이는 방향으로 작동하였다. 또한 로그일자리변동량이나 일자리 변동률이 높아지면 지니계수를 낮추는 것으로 나타났다. 무조건부 분위회귀모형을 통해 로그일자리변동량 증가가 임금분포에 미치는 효과를 보면 로그일자리변동량이 정(+)의 값을 가질수록 임금불평등을 완화시킬 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 일자리 창출 사업체의 피보험자 비중 증가는 일자리 소멸 사업체의 피보험자 비중 증가보다 전체 분위에서 임금수준을 높이는 방향으로 작용하는 한편, 하위분위와 중간분위의 임금격차를 일자리 소멸사업체보다 더욱 줄이는 방향으로 작용하면서 전반적으로 임금불평등을 완화시키는 것으로 나타났다.

본 연구는 고용보험 행정자료와 보수총액 자료를 이용하여 우리나라의 일자리 창출 혹은 일자리 소멸에 따른 임금불평등 효과를 분석할 수 있음을 제시하였다. 2016년에 이루어진 일자리 창출은 임금불평등을 다소 완화시키는 방향으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있다. 고용보험 가입 사업체를 대상으로 한 분석결과이기도 하나, 이러한 결과는 우리나라 노동시장에서 고용과 임금 간의 역관계 가설을 지지하지 않음을 의미한다. 적어도 고용보험 가입 사업체에서의 일자리 창출은 임금불평등을 악화시

키지 않는 것으로 판단할 수 있다. 물론 전체 임금근로자를 포괄하지 못하고 있고 1년만을 분석기간으로 했기에 본 연구의 결과는 제한적인 의미를 가진다.

일자리 구조의 동학적 변화가 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는지는 일자리의 양과 질 모두를 달성해야 하는 일자리 정책에서 매우 중요한 과제다. 본 연구는 행정자료를 이용하여 분석할 수 있음을 제시하고 있으며, 장기간의 자료 구축과 심층적인 연구는 이후의 과제로 남아 있음을 밝힌다.

참고문헌

- 고영우(2016), 「경력단절 전후 인적자본 수익구조 변화: 첫 자녀 출산과 연계된 경력단절과 경력 및 근속에 대한 수익률 중심으로」, 『여성경제연구』 13(2), pp.53~83.
- 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.
- _____, 「사업체노동력조사 시범조사」, 2018. 3.
- _____, 「고용보험 DB」.
- _____, 「보수총액 DB」.
- 김계숙·민인식(2013), 「무조건분위회귀를 이용한 도시지역 임금불평등 변화 분해」, 『국도계획』 48(3), pp.53~74.
- 김문정(2018), 「노동수요자에 의한 근로시간 정책모형 및 정책 함의」, 『재정포럼』, 2018. 5, pp.27~59.
- 김수현(2015), 「한국의 성별 임금격차 변화에 대한 연구: 분위별 임금격차 양상」, 『사회경제평론』 통권 48, pp.119~154.
- 김유선(2008), 「법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미치는 영향」, 『산업노동연구』 14(2), pp.1~21.
- 김종숙·이택면(2011), 『경력단절의 임금손실 추정』, 한국여성정책연구원.
- 김현경·강신욱·장지연·이세미·오혜인(2015), 『시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향』, 한국보건사회연구원.
- 김형탁·이정민(2012), 「주 40시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』 35(3), pp.83~100.
- 박종서·김문길·임지영(2016), 『일·가정양립 지원 정책 평가와 정책과제-모성보호 제도와 출산의 관계를 중심으로』, 한국보건사회연구원.
- 박진희·이시균·윤정혜·양수경(2014), 『고용보험 DB를 활용한 노동시장 동향분석』, 한국고용정보원.
- 반정호(2010), 「고용구조 변화와 임금불평등: 종사상지위를 중심으로」, 『노

- 동리뷰』 7월호, pp.49~62.
- 성재민(2014), 「최저임금과 임금불평등」, 『임금불평등 추세와 원인에 대한 연구』, 한국노동연구원.
- 신영민·황규성(2016), 「한국의 노동시간 계층화에 대한 연구」, 『한국사회정책』 23(3), pp.17~47.
- 오상봉(2017), 「최저임금이 임금불평등에 미치는 영향」, 이병희 외, 『노동시장제도와 경제적 불평등』, 한국노동연구원.
- 유경준·이진(2014), 「근로시간 단축의 고용효과 분석: 기업규모별 추정을 중심으로」, 『노동경제논집』 37(1), pp.1~28.
- 이병희(2017), 「노동조합이 임금 분배에 미치는 영향: 1987~2016」, 『경제발전연구』 23(4), pp.1~31.
- _____(2018), 「저임금 노동시장 개혁의 평가와 과제」, 2018년 사회정책연합 학술대회 발표문.
- 이병희·홍민기·이현주·강신욱·장지연(2013), 『경제적 불평등과 노동시장 연구』, 한국노동연구원.
- 이병희·이시균·오상봉(2017), 『노동시장제도와 경제적 불평등』, 한국노동연구원.
- 전병유(2006), 「고용의 위기와 고용전략의 모색」, 『동향과 전망』 66, pp.32~62.
- 정진호(2011), 「최저임금의 임금분포 효과」, 정진호 외, 『최저임금 효과 분석』, 한국노동연구원.
- 통계청, 「지역별고용조사」 상반기 부가조사, 원자료.
- 홍민기(2018), 「2018년 최저임금 인상의 고용 효과」, 『노동리뷰』 5월호, pp.43~56.
- 황선웅(2018), 「최저임금 인상의 경제적 효과 분석」, 민주노총·이정미 의원 주최, 최저임금 인상 효과 분석 정책토론회 발표문, 2018.6.18.
- Alejo, J., M. F. Gabrielli, & W. Sosa-Escudero(2011), “The Distributive Effects of Education: An Unconditional Quantile Regression Approach,” *CEDLAS Working Papers* 0112.

- Autor, D., A. Manning, & C. Smith(2016), “The Contribution of the Minimum Wages to US Wage Inequality over Three Decades : A Reassessment,” *American Economic Journal : Applied Economics* 8(1), pp.58~99.
- Avellar, S. & P. Smock(2003), “Has the Price of Motherhood Declined over Time? A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty,” *Journal of Marriage and Family* 65(3), pp.597~607.
- Belman, D. & Paul J. Wolfson(2014), “The New Minimum Wage Research,” *Employment Research* 21(2), pp.4~5.
- Borah, B. & A. Basu(2013), “Highlighting Differences between Conditional and Unconditional Quantile Regression Approaches through an Application to Assess Medication Adherence,” *Health Economics* 22(9), pp.1052~1070.
- Bossler, M. & H. Gerner(2016), “Employment Effects of the New German Minimum Wage: Evidence from Establishment-Level Micro Data,” *IAB Discussion Paper* 10/2016, IAB.
- Buchinsky, M.(1998), “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research,” *Journal of Human Resources* 33(1), pp.88~126.
- Budig, M. & P. England(2001), “The Wage Penalty for Motherhood,” *American Sociological Review* 66(2), pp.204~225.
- Budig, M. & M. Hodges(2010), “Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women’s Earnings Distribution,” *American Sociological Review* 75(5), pp.705~728.
- Card, D. & A. Krueger(1995), *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Dickens, R. & A. Manning(2004), “Has the National Minimum Wage Reduced UK Wage Inequality?,” *Journal of the Royal Statistical*

- Society A* 167, pp.613~626.
- Doucouliaagos, H. & T. D. Stanley(2009), “Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis,” *British Journal of Industrial Relations* 47(2), pp.406~428.
- 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.
- Firpo, S., N. Fortin, & T. Lemieux(2007), “Unconditional Quantile Regressions,” *NBER Technical Working Paper* No.339.
- _____(2009), “Unconditional Quantile Regressions,” *Econometrica* 77 (3), pp.953~973.
- Grossman, J. B.(1983), “The Impact of the Minimum Wage on Other Wages,” *Journal of Human Resources* 18(3), pp.3~18.
- Killewald, A. & J. Bearak(2014), “Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression,” *American Sociological Review* 79(2), pp.350~357.
- Koenker, R. and G. Bassett(1978), “Regression Quantiles,” *Econometrica* 46, pp.33~50.
- Lee, D.(1999), “Wage Inequality in the United States During the 1980s : Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?,” *Quarterly Journal of Economics* 114 (3), pp.977~1023.
- Leonard, MDL., T. Stanley, & C. Doucouliagos(2014), “Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis,” *British Journal of Industrial Relations* 52(3), pp.499~520.
- Lundberg, S. & E. Rose(2000), “Parenthood and the Earnings of Married Men and Women”, *Labour Economics* 7(6), pp.689~710.
- Neumark, D., M. Schweitzer, & W. Wascher(2004), “Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution”, *Journal of Human Resources* 39(2), pp.425~450.

- Neumark, D. & W. Wascher(2010), *Minimum Wages*, MIT Press, Cambridge, MA.
- OECD stats.
- Okun, A.(1975), *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*, Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- Pencavel, J.(2014), “The Productivity of Working Hours,” *The Economic Journal* 126(December), pp.2052~2076.
- Staff, J. & J. Mortimer(2012), “Explaining the Motherhood Wage Penalty During the Early Occupational Career,” *Demography* 49(1), pp. 1~21.
- Stewart, M.(2012a), “Wage Inequality, Minimum Wage Effects, and Spillovers,” *Oxford Economic Papers* 64, pp.616~634.
- _____(2012b), “Quantile Estimates of Counterfactual Distribution Shifts and the Impact of Minimum Wage Increases on the Wage Distribution,” *Journal of the Royal Statistical Society A* 175, pp.263~287.

◆ 執筆陣

- 이병희(한국노동연구원 선임연구위원)
- 정성미(한국여성정책연구원 부연구위원)
- 김현경(한국보건사회연구원 연구위원)
- 이시균(한국고용정보원 연구위원)

노동시장제도와 임금불평등 연구

- 발행연월일 | 2018년 12월 24일 인쇄
2018년 12월 28일 발행
- 발 행 인 | 배 규 식
- 발 행 처 | **한국노동연구원**
☎ 30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판 · 인쇄 | 거목정보산업(주) (044) 863-6566
- 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일
- 등 록 번 호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2018 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0239-9