

연구보고서
2016-04

저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

성재민 · 안정화

책머리에 부쳐

우리나라의 저임금 근로자 비중은 1997년 말 외환위기 이후 크게 확대되어 OECD국가들 안에서 매우 높은 편에 속하게 되었다. 우리나라에서 저임금 일자리는 임금만 낮은 것이 아니라 낮은 사회보험 가입률, 높은 비정규직 비중, 낮은 고용보호 수준 등 다양한 차원에서 사회적 보호 수준이 낮은 안 좋은 일자리 성격을 갖는다.

이와 같은 저임금 일자리의 확대는 해당 일자리에서 일하는 사람들이 사회적 보호 수준 하락과 저임금 및 고용불안정으로 인한 생활의 어려움을 겪는 수준을 넘어, 고착화될 경우 빈곤의 확대, 경제적 불평등 심화와 사회통합 저해로 이어질 수 있다. 이 때문에 저임금 일자리는 우리 사회의 발전을 위해 꾸준히 연구되어야 할 중요한 영역이라 할 수 있다.

2000년대 지속되던 저임금 근로자 비중 증가현상은 국제금융위기 이후 다소 주춤하고 있는 것으로 보인다. 이 연구는 다양한 자료와 종합적 시각에서 국제금융위기 이후 저임금 일자리 변동의 원인과 특징에 대해 의미 있는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 저임금 일자리 정의와 분석자료를 달리할 때 어떤 추이가 나타나는지 분석하는 것 외에도 고령화, 고학력화, 여성 경제활동 강화 및 일자리 변동과 저임금 일자리 변동의 관계, 해외 아웃소싱 확대와 저임금 일자리의 관계를 분석하였다. 금융위기 이후 많은 저임금 일자리에서 임금이 상대적으로 빠르게 인상되고 있지만, 청소·경비직 일자리에서는 저임금 현상이 고착되는 현상을 아웃소싱과 관련하여 분석하였다.

저임금 일자리 그 자체보다 저임금 일자리에서 탈출하지 못하고 고착

화되는 것이 더 큰 사회적 문제이다. 이 연구에서는 국제금융위기 이전에 비해 이후에 좀 더 저임금 탈출이 많이 발생하고 있는지, 저임금 근로비중이 높은 청년, 중년 여성, 고령자로 나누어 각 인구집단에서 저임금 탈출에 어떤 요인이 중요하게 영향을 미쳤는지 등을 분석하였다.

이 연구는 성재민 부연구위원과 고용노동연수원 안정화 교수가 참여하여 진행되었다. 연구과정에서 귀중한 의견을 주신 원내외 자문위원들께 저자들을 대신해 감사의 뜻을 전한다. 아울러 세심한 배려와 정성으로 원고의 편집과 교열교정을 맡아 주신 정철 팀장을 비롯한 학술출판팀에게도 감사드린다.

마지막으로 본 연구보고서에 수록된 모든 내용은 저자의 개인적인 의견이며, 본원의 공식 견해와 다를 수 있음을 밝혀 둔다.

2016년 12월

한국노동연구원

원장 방 하 남

목 차

요 약	i
제1장 머리말	(성재민) 1
제1절 문제의식	1
제2절 연구의 구성	4
제2장 저임금 추세와 변동	(성재민) 8
제1절 머리말	8
제2절 글로벌 금융위기 이후 저임금 추세	9
1. 시간당 임금, 월급 기준으로 본 저임금 추세	9
2. 저임금 일자리의 임금 변동과 고용규모 변동	13
제3절 인적 구성 변화, 일자리 변화와 저임금 추세	18
1. 임금수준별 인적 구성 변화와 일자리 변화	18
2. DFL을 이용한 분해를 통해 본 저임금 비중 감소의 원인	27
제4절 소 결	32
제3장 해외 아웃소싱과 노동조합이 저임금 일자리 변동에 미치는 영향	(안정화) 33
제1절 머리말	33
제2절 저임금 일자리 확대 원인에 대한 논의	35
1. 해외 아웃소싱, 낮은 노동대표권과 저임금 일자리	35
2. 자료의 구축	36

제3절 저임금 일자리 비율의 장기 추이	38
제4절 저임금 일자리 결정 요인과 변화	46
제5절 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성을 통해 저임금 일자리에 미치는 영향	54
1. 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성에 미치는 영향	54
2. 임금수준과 고용안정성이 저임금 일자리에 미치는 영향	60
제6절 소결 : 요약 및 함의	62
제4장 청년, 중년여성, 고령자의 저임금 일자리 탈출과 유지에 대한 분석	(성재민) 68
제1절 머리말	68
제2절 분석방법론	76
1. 회귀분석 방법 설명	76
2. 추정을 위한 설명변수들	80
제3절 분석결과: 저임금 탈출 모형	82
제4절 분석결과: 미취업과의 관련성	96
제5절 소 결	106
제5장 청소·경비직 노동시장과 아웃소싱	(성재민) 108
제1절 머리말	108
제2절 청소·경비직 고용 현황	111
제3절 설문조사 분석	117
제4절 위탁의 임금에 대한 효과: 회귀분석 결과	126
1. 추정을 위한 방법론 및 자료 설명	126
2. 기본적인 추정 결과	128

3. 파견·용역을 이용하는 산업이 좀 더 저임금 산업이기 때문인가	130
4. 미관찰된 개인 특성의 영향	133
제5절 소 결	135
제6장 결론 및 시사점	(성재민) 138
제1절 분석결과와 요약	138
제2절 정책방향에 대한 함의	146
참고문헌	152

표 목 차

<표 2- 1> 경제활동인구조사 8월 부가조사를 이용한 임금 기준별 저임금 추이	10
<표 2- 2> 고용형태별근로실태조사를 이용한 임금 기준별 저임금 추이	12
<표 2- 3> 일자리의 임금 분위별 임금 증가율	15
<표 2- 4> 임금 서열별 일자리에서 일하는 사람들의 개인 임금 서열별 분포	17
<표 2- 5> 일자리 임금 서열별 임금근로자 분포 변화	18
<표 2- 6> 연령대별, 저임금 여부별, 직업별 증감	19
<표 2- 7> 연령대별, 저임금 여부별, 서비스 종사자의 직업 세분류별 추이	21
<표 2- 8> 연령대별, 저임금 여부별, 판매 종사자의 직업 세분류별 추이	22
<표 2- 9> 연령대별, 저임금 여부별, 단순노무 종사자의 직업 세분류별 추이	22
<표 2-10> 임금수준별, 산업별 임금근로자 추이(9차 산업분류)	24
<표 2-11> 2002~07년 간 산업별 임금수준별 근로자 증감 (8차 산업분류)	25
<표 2-12> 교육수준별 근로자 수 추이	26
<표 2-13> 종사상 지위별 근로자 수 추이	26
<표 2-14> DFL 결과: 경제활동인구조사	30
<표 2-15> DFL 결과: 경제활동인구조사(교육, 연령, 성, 산업, 직업, 종사상 지위 일치)	31
<표 3- 1> 저임금 일자리 여부에 대한 로짓모형 분석 결과	

(1998~2014)	47
<표 3- 2> 해외 아웃소싱과 노동조합의 영향 분석 결과	57
<표 3- 3> 총효과(직접효과 + 간접효과)	59
<표 3- 4> 해외 아웃소싱과 노동조합의 영향 분석 결과	61
<표 4- 1> 특성별, 연령별 임금 근로자 중 저임금 근로자 비중	69
<표 4- 2> 노동패널로 본 경제활동상태 이동	71
<표 4- 3> 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 회귀분석 결과	83
<표 4- 4> 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 회귀분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와의 비교	86
<표 4- 5> 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 분석 결과	88
<표 4- 6> 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와의 비교	90
<표 4- 7> 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 분석 결과	91
<표 4- 8> 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와의 비교	94
<표 4- 9> 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 SURE 회귀분석 결과	98
<표 4-10> 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 SURE 분석 결과	101
<표 4-11> 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 SURE 분석 결과	104
<표 5- 1> 지역별 고용조사를 이용한 청소직 근로자의 업종 분포	112

<표 5- 2> 지역별 고용조사를 이용한 경비직 근로자의 업종 분포	113
<표 5- 3> 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 연령 분포	114
<표 5- 4> 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 교육, 성별 분포	115
<표 5- 5> 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 주당근로시간 분포	115
<표 5- 6> 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 계약직 여부	116
<표 5- 7> 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 월급, 시간당 임금	117
<표 5- 8> 조사표본의 특성	118
<표 5- 9> 청소원과 경비원의 관리형태	119
<표 5-10> 청소원과 경비원의 관리형태	120
<표 5-11> 인력 감소 이유	121
<표 5-12> 인력 증가 이유	121
<표 5-13> 청소원과 경비원의 임금	122
<표 5-14> 시간당 급여 인상 시 최저임금 고려 여부	122
<표 5-15> 청소원과 경비원의 근로시간	123
<표 5-16> 2013년 이래 임금형태 변경 유무와 최저임금 관련성	124
<표 5-17> 2013년 이래 최저임금으로 인해 근로시간 변경할 때의 변경방식	125
<표 5-18> 기본모형 회귀분석 결과	129
<표 5-19> 회귀분석 결과	131
<표 5-20> 근로시간 추가 여부, 월급 여부에 따른 추가 분석	132
<표 5-21> 노동패널 조사에서 나타난 청소, 경비원의 고용형태별 표본 수	133
<표 5-22> 노동패널을 이용한 회귀분석 결과	134

그림목차

[그림 1- 1] 상대적 저임금 근로자 비중 추이	2
[그림 1- 2] OECD 국가들의 저임금 근로자 비중(2013)	2
[그림 2- 1] 기준별 임금 몫 추이(10분위 중 하위 1~2분위 몫)	14
[그림 3- 1] 저임금노동자 비율 추이(1990~2014)	39
[그림 3- 2] 전산업 대비 제조업과 서비스업 저임금노동자의 비율 추이	40
[그림 3- 3] 제조업 내 저임금노동자 비율과 서비스업 내 저임금 노동자 비율 추이	41
[그림 3- 4] 사업체 규모별 저임금노동자 비율 추이	41
[그림 3- 5] 성별 저임금노동자 비율 추이	42
[그림 3- 6] 노조 유무별 저임금노동자 비율 추이	43
[그림 3- 7] 연령대별 저임금노동자 비율 추이	44
[그림 3- 8] 학력별 저임금노동자 비율 추이	45
[그림 3- 9] 근속기간별 저임금노동자 비율 추이	45
[그림 3-10] 여성 노동자의 저임금 확률 추이	48
[그림 3-11] 노령층 노동자의 저임금 확률 추이	49
[그림 3-12] 저학력 노동자의 저임금 확률 추이	49
[그림 3-13] 짧은 근속기간 노동자의 저임금 확률 추이	50
[그림 3-14] 중소기업 노동자의 저임금 확률 추이	51
[그림 3-15] 서비스업 노동자의 저임금 확률 추이	51
[그림 3-16] 해외 아웃소싱이 미치는 노동자의 저임금 확률 추이	52
[그림 3-17] 유노조사업장 노동자의 저임금 확률 추이	52
[그림 3-18] 전체 변수들의 저임금 확률 계수값 추이	53

[그림 3-19] 임금수준 및 고용안정성에 대한 구조방정식 분석 모형	55
[그림 3-20] 저임금 일자리에 대한 구조방정식 분석 모형	60
[그림 4- 1] 노동패널의 저임금 근로자 비중 추이	70
[그림 4- 2] 국제비교로 본 우리나라 이직률	75
[그림 5- 1] 청소원과 경비원의 임금 지위 변화	109

요약

이 연구는 금융위기 이후 저임금 노동시장에서 나타난 변동을 분석하고자 한다. 저임금 추세와 원인에 대한 탐구부터 개별 근로자의 저임금 탈출, 청소 및 경비직이라는 특정 직업군의 저임금 상황 분석까지 노동수요와 노동공급에서 일어난 변화를 담고 있다. 이 연구는 다른 연구들보다 좀 더 동태적인 변화의 측면에 집중하고자 하였다. 노동공급 측에서는 저임금 일자리로부터의 탈출이라는 측면에 집중하고자 하였으며, 노동수요 측면에서는 해외투자, 기술변화, 서비스화 같은 일자리 변동 영향을 분석하고자 하였다. 노동공급 측 분석은 기존 연구들이 주로 전체 인구를 대상으로 분석해 왔을 뿐, 인구집단별 특성에 좀 더 주목하는 연구는 별로 없었다는 점을 고려해 청년, 중년여성, 고령층으로 나누어 저임금 탈출, 또는 유지와 관련된 심화 연구를 수행하였다. 노동수요 측 분석은 기술변화, 서비스화 등 생산물시장에서 나타난 변화가 저임금 노동시장에 어떤 충격을 주었는지 분석하는 좀 더 거시적인 동학을 보여주는 연구와 다른 직업군과 달리 저임금 비중에서 큰 변화가 보이지 않는 청소, 경비직에 대해 좀 더 심화된 분석을 하는 일자리 연구로 구성하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 저임금 추세와 원인을 분석하였다. 글로벌 금융위기 이후 시간당 임금 기준과 월급 기준 저임금 추이가 다소 차이가 있는 것을 식별하였고, 차이의 원인에는 시간제 근로의 증가가 있음을 발견하였다.

상대저임금 비중이 감소하는 이유도 분석해 보았다. 저임금 비중은 저임금 일자리의 고용규모가 축소될 때도 감소할 수 있지만, 고용규모에 변함이 없어도 저임금 일자리의 임금수준이 중간임금 일자리

에 비해 빠르게 증가한다면 감소할 수 있다. 여러 분석을 수행한 결과 후자 가설이 설명력이 있음을 발견하였다.

이와 같은 발견은 금융위기 이후 얼핏 보기에는 일자리 부족으로 저임금 일자리로 내몰리는 노동공급 주도 현상으로 저임금 일자리가 채워지고 있는 것처럼 보이지만, 실제로는 노동수요 주도적인 저임금 노동시장 변화가 나타났을 가능성을 보여준다. 저임금 일자리 비중은 그다지 팽창하지 않은 반면, 임금은 빠르게 증가했기 때문이다. 관련하여, 중간임금 일자리라고 간주할 수 있는 제조업의 생산직 일자리와 보건 및 사회복지 서비스업 일자리가 금융위기 이후 급증하면서 25~54세가 그쪽으로 빠져나간 영향으로 저임금 일자리의 노동공급이 과거에 비해 상대적으로 부족해져 저임금 노동시장에서 노동수요 주도성이 나타났을 가능성이 있다고 판단된다.

물론, 최저임금이 빠르게 인상된 결과를 반영하는 것일 수도 있다. 노동수요와 최저임금 두 가설 중 어느 것이 더 맞는지, 또는 둘 다 맞는지는 추후 더 연구되어야 하지만, 분명한 것은 저임금 일자리의 빠른 임금 성장을 고려하지 않고서는 금융위기 이후 상대저임금 감소를 설명할 수 없다는 점이다.

제3장에서는 저임금 일자리 증가에 대한 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 성격 변화의 영향, 노동조합과 같은 공급 측 제도 변화의 영향을 분석해 보았다. 분석결과, 전반적으로 성, 연령, 학력 등 인적 속성에 해당하는 요인들이 저임금에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이후 완만히 감소하고 있는 가운데에서도 여전히 매우 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

반면 사업체 규모, 서비스업, 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 산업 구조 변화 요인들의 영향은 점점 커지고 있는 것으로 나타났다. 특히 2008년 금융위기 이후 그 경향을 뚜렷이 볼 수 있었다. 해외 아웃소싱의 경우 시기별로 그 영향이 다르지만 저임금 일자리를 증가시키는 것을 볼 수 있었다. 특히 금융위기 이후 부정적인 영향이 다소 커진 것으로 보인다. 한편 노동조합의 영향을 보면 저임금 노동자를 감

소시키는 영향을 뚜렷이 관찰할 수 있다. 그러나 그 영향력은 금융위기 이후에는 감소하고 있었다.

제3장의 제5절에서는 임금수준과 고용안정성에 공급 측 요인으로서 인적 속성 및 노동조합, 수요 측 요인으로서 해외 아웃소싱과 산업적 특성들이 어떠한 영향을 주는지를 추가로 분석하였다. 해외 아웃소싱과 노동조합이 저임금 고용에 직접적으로 미치는 영향도 있겠지만, 일자리를 대체하거나 교섭력을 약화시킴으로써 임금수준과 고용안정성을 낮추고 이것이 저임금 일자리에 미치는 간접적인 영향도 있을 수 있기 때문이다.

해외 아웃소싱은 임금수준, 고용안정성 모두를 낮추는 영향을 주며, 2008년 금융위기 이후 그러한 경향이 더욱 커졌음을 확인할 수 있었다. 반면 노동조합은 임금, 고용안정성을 모두 높이는 영향을 주지만 2008년 금융위기 이후 그러한 효과는 작아진 것으로 보인다. 임금증가율이 저임금 일자리 증감에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이전에 비해 금융위기 이후에 세 배 가까이 증가하였다. 직관적으로 말해 임금이 감소할 경우 저임금 일자리에 있게 될 확률이 매우 커진 것이다. 2008년 금융위기 이후 절대적 임금수준의 하락이 상대적 빈곤율을 더욱 높이는 방향으로 진행된 것이다. 한편 임금수준이 근속기간에 미치는 영향은 2008년 이후 더욱 커지고 있다. 이러한 분석 결과는, 만약 해외 아웃소싱이 임금수준을 낮추게 되면 근속기간이 짧아짐으로써 고용이 불안정해지고, 숙련이 사회적으로 축적될 수 있는 가능성을 낮춘다고 해석할 수 있다. 반면 노동조합은 근속이 짧은 일자리를 감소시킴으로써 상반된 효과를 낳는 것으로 볼 수 있다. 그러나 노동조합의 이러한 효과는 앞에서 언급했던 것처럼 2008년 금융위기 이후 낮아졌다. 노동조합은 2008년 금융위기 이후 임금상승에 미치는 영향도 하락하고 고용안정성에 미치는 영향도 과거에 비해 하락하고 있다. 이와 같은 결과는, 해외 아웃소싱과 노동조합의 약화가 임금을 감소시키고, 근속을 짧게 만들어 고용불안정을 심화시키는 방식으로 임금 감소 방향으로 영향을 미쳐 간접적으로 저임

금 일자리를 늘리는 경로가 존재함을 또한 보여준다.

제4장에서는 저임금 근로자가 집중된 청년과 중년여성, 고령층을 중심으로 저임금 지속과 탈출에 대해 분석하였다. 특히 이 장에서는 세 집단 각각에서 상태의존성이 존재하는지를 검증하고, 여기서 한 발 더 나아가 이직이 저임금 탈출에 도움이 되는지 분석해 보았다.

분석결과 어떤 모형을 추정하더라도 청년, 중년여성은 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 청년과 중년여성은 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존성뿐 아니라 과거의 실업이 현재의 저임금으로 이어지는 상태의존, 과거의 저임금 경험이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존, 과거의 실업이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존이 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다.

미관측 특성의 영향도 확인하였다. 다만, 저임금 가능성이 높은 특성을 가진 사람이 실업 가능성도 높은지 확인한 결과 그렇지 않음을 확인하였다. 청년은 통계적으로 유의하진 않았으나 중년여성은 통계적으로도 유의한 결과였다. 이는 적어도 이 두 집단에 관한 한 실업-저임금 반복 경험의 원인이 좀 더 상태의존성에 있음을 보여준다.

고령층도 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존, 과거의 실업 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존이 존재하였다. 그러나 과거의 저임금 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 존재하지 않았으며, 오히려 현재의 실업 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 또한, 다른 집단과 달리 과거의 실업 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 더불어, 다른 연령집단과 달리 개인의 미관찰 특성으로 인해 실업 가능성이 높은 사람이 저임금 가능성도 높은 것으로 추정되었다. 이는 고령층의 경우 개인의 특성이 저임금-실업 교차 반복 경험의 중요 원인이라는 의미이다.

또한, 고령층의 저임금 상태의존은 과거보다 감소한 것으로 나타났다. 다른 집단과는 상반된 결과인데, 이는 금융위기 이후 크게 증

가한 이 연령대의 경제활동 활성화와 연관되어 있을 수 있다.

직업훈련의 결과도 집단마다 다르게 나타났다. 청년은 직업훈련 경험이 실업 가능성을 낮추고, 저임금 가능성도 낮추는 것으로 나타났다. 중년여성은 실업 가능성은 낮추지만, 저임금 탈출과는 관련이 적은 것으로 나타났다. 고령층은 아무런 효과도 나타나지 않았다.

이직은 적어도 저임금 근로자에 관한 한 저임금 탈출을 위한 유효한 수단임이 확인되었다. 더불어, 저임금 상태의존성에서 빠져나오는 좋은 경로임이 확인되었다. 다만, 비저임금 근로자일 경우 이직의 효과는 임금 지위 하락에 가까워 보인다. 특히 금융위기 이후 시기에는 더욱 그런 것으로 추정되었다. 다만, 이 연구는 임금수준을 세분해 추정한 결과는 아니다. 비저임금 중 중간 이하와 상위의 이직 관련 결과가 다를 수 있는데, 이에 대해서는 추후 후속 연구가 필요하다.

근속이 저임금에 미치는 영향은 미취업을 고려하는 모형에서 청년, 중년여성, 고령층 모두 통계적으로 유의하지 않아 근속보다는 이직이 저임금 탈출에서 영향이 있을 가능성을 또한 시사했다.

제5장에서는 전반적인 저임금 노동시장의 상대적 개선이 나타난 금융위기 이후 시기에도 여전히 하위 1분위에서 확대되거나 비슷한 규모를 유지하고 있는 청소·경비원의 근로조건 실태에 대해 분석하였다. 상당수가 최저임금을 받고 있는 데에 주목하여, 최저임금에 어떻게 대응하고 있는지 근로시간 변경, 임금 체계 변화 등도 사업주 조사를 통해 확인해 보았다. 근로실태 전반에 대한 분석 외에도, 이 두 직업군에서 외주화가 크게 진전된 상태라는 데에 주목하여, 그리고 외주화를 직접고용으로 전환하면 근로조건을 개선할 수 있다는 움직임에 주목하여 외주화가 실제 임금 불이익을 야기하는지도 분석하였다.

시간당 임금은 빠르게 증가하고 있었다. 2008년과 2014년 사이 청소원은 17%, 경비원은 20% 증가하였다. 그러나 월급은 청소원은 제자리이고, 경비원은 16% 정도 증가한 것으로 나타났다.

설문조사 결과로 보면, 시간당 임금은 빠르게 오르지만 월급 증가는 그보다 느린 이유를 알 수 있다. 시간당 임금은 절반 이상 사업장이 최저임금 수준으로 지급하고 있었다. 따라서 최저임금이 증가하는 만큼 많은 사업장에서 시간당 임금이 상승하게 되는데, 이로 인한 인건비 부담 상승을 근로시간을 줄이거나 임금 항목을 조정하는 방법으로 대응하고 있었기 때문이다.

또한, 설문조사 결과로 보면 일부가 아니라 업무 전체를 위탁하여 비용 절감형 외주화 패턴을 보이며, 위탁의 이유를 직접적으로 조사했을 때에도 대부분 관리 및 비용 부담 절감으로 응답하여 청소·경비직 외주화가 비용절감과 관련이 있음을 보여주었다.

외주화의 근로조건에 대한 영향을 좀 더 심층적으로 분석해 보았는데, 미관측 개인 특성의 영향과 실제 일하는 업종을 통제하기 위해 노동패널을 이용한 분석결과 용역, 파견 청소원 및 경비직이 직접 고용 정규직에 비해 약 5% 정도 낮은 시간당 임금을 받는 것으로 추정되었다. 이상과 같은 결과는 외주화되면 가뜩이나 저임금인데 더 근로조건이 나빠질 가능성을 보여준다.

보고서의 분석 결과를 종합하면, 향후 저임금 규모 변동과 관련하여 노동수요의 변화 가능성, 최저임금 지속 증가 여부 같은 저임금 노동시장에서 임금 성장을 이끌어 온 요인의 지속 여부가 중요할 것임을 시사한다. 이들 요인이 지속되지 못한다면 저임금 규모가 향후 다시 증가할 수 있다는 의미이다.

본 연구의 추론이 맞다면, 저임금 노동시장에서의 노동수요 초과 현상은 25~54세 연령대가 글로벌 금융위기 이전과는 달리 빠르게 증가하는 중간임금 일자리로 흡수되면서 생긴 현상일 가능성이 높다. 여기에는 글로벌 금융위기 이후 무상보육 확대 등으로 재정이 크게 투입되면서 보건 및 사회복지 서비스업 고용이 급격히 팽창했던 점, 제조업 고용이 중국으로의 중간재 수출에 힘입어 크게 팽창한 점이 중요하게 작용했다.

이는 정책의 관점에서 재정, 산업정책의 역할이 중요함을 의미한

다. 보건 및 사회복지 서비스업 분야는 재정이 좀 더 투입되면 워낙 잠재된 서비스 수요가 높기 때문에 일자리 창출의 여지가 큰 분야이다. 정부가 관련 부문에서 재정부담 때문에 역할을 축소하는 것이 아니라 역할을 확대하는 것이 중요하다. 산업정책 면에서도 일자리의 질에 중심을 둔 산업정책 전환이 필요하다.

또한, 분배의 역할과 임금 인상 조정 메커니즘으로서 최저임금과 노동조합의 역할에 주목하는 것도 중요하다. 재정지출이 언제까지나 증가할 수는 없고, 4차 산업혁명 등 제조업 일자리 감소 요인은 앞으로 커질 가능성이 높다. 해외 아웃소싱은 향후에도 지속될 것인데 저임금 고용 증가 요인으로 작용하였다. 이런 요인들로 인한 중간임금 일자리 성장세 둔화는 저임금 일자리에 대한 경쟁으로 연결될 가능성이 높다. 이와 같은 상황에서 가구소득 감소 등 부정적 영향을 최소화하는 방법은 분배의 역할 강화이다. 또한, 임금 조정 메커니즘 강화가 필요하다. 여전히 유럽에서는 중요한 역할을 하고 있는, 기업 수준을 넘어서는 임금 조정 메커니즘(산업별 교섭 같은)은 저임금 고용 증가를 억제하는 중요한 역할을 하고 있는 것으로 평가된다. 어떻게 한국 상황에서 이와 같은 임금 조정 메커니즘을 적용시킬 수 있을 것인지 정책적 고민이 필요하다.

청년과 중년여성에게서 저임금 가능성이 높은 특성을 가진 사람이 미취업으로 있을 가능성이 높은 사람과 다른 특성을 가지고 있을 것이라는 분석 결과는, 직업훈련 같은 개인의 특성을 발전시키는 정책이 저임금 일자리 경험이 많은 사람들에게 좀 더 집중되게끔 할 필요가 있고, 이런 특성을 가진 사람들에게는 지원금을 상향하는 등의 정책이 요청될 수 있음을 시사한다. 기존 정책이 미취업자라는 조건에 집중했다면, 이제는 일정 금액 미만의 임금을 받는, 또는 그런 일자리에서 주로 일해 왔던 사람들이 좀 더 정책 수혜자가 될 수 있도록 정책 방향을 개선해야 한다는 것이다.

상태의존성이 중요하다는 결과에도 부합하는 정책이 필요하다. 지금까지의 정책들은 일자리에 일단 취업시키거나 또는 해당 일자리에

계속 머물게 만드는 정책이 주류였다. 이와 같은 정책들은 실업의 상태의존성을 끊어줄 수 있다는 점에서 긍정적이지만, 저임금 탈출 측면에서는 긍정성이 떨어질 수 있다.

본 연구에 따르면, 가장 현실적인 미취업을 고려한 모형에서 세 집단 모두 근속이 저임금 탈출에 통계적으로 유의한 어떤 효과를 보여주지 못하고 오히려 이직은 저임금 탈출 가능성을 높여주는 것으로 나타난 만큼, 들어간 일자리가 저임금 일자리라면 계속 있는 것보다는 나와서 다른 일자리로 이동하도록 도와주는 것이 긍정적인 정책 방향일 수 있다. 저임금 중소기업에 취업시킨 후 근속보조금을 주거나 정규직 전환 장려금을 주는 것은 저임금 탈출이라는 점에서는 한계가 있다는 것이다.

따라서 앞으로는 취업 그 자체만이 아니라 이후 경력관리까지 정책의 영역으로 포섭하는 전환도 필요한 것으로 보인다. 이와 같은 프로그램을 만들 때에는 이직을 금기시하지 말고 더 나은 일자리로 이직할 수 있게 도와주는 취업 후 사후 경력관리 프로그램을 시도해 볼 필요가 있다. 즉 취업에 그치는 것이 아니라 노동시장 정착과정을 지원한다는 방향으로 정책 방향을 전환하는 시도가 필요하다는 의미이다. 이는 상태의존이 저임금-실업 반복 경험의 주된 원인으로 파악된 청년과 중년여성에게는 특히 더 중요한 정책 전환일 것이다.

Holzer(2004)는 하나의 저임금 일자리를 갖게 돕는 것은 별 의미가 없고, 더 나은 일자리로 재차 이동할 수 있도록 돕는 것이 좀 더 의미 있는 전략이라고 하였다. 영국과 미국에서는 일자리 보유와 상향이동을 위한 프로그램(Employment Retention and Advancement programme)이 진행된 바 있다. 이 프로그램은 하나의 일자리에 취업시키는 것이 목표가 아니라 장기적 개선에 목표를 두고 취업된 이후의 서비스까지 포함하고 있었다. 취업 전 코칭과 훈련, 취업알선에 더해 취업에 성공하면 일정기간 보조금을 지급하고, 해당 일자리가 비전이 없거나 해당 개인에게 맞지 않는다면 다른 기업으로의 이직까지 컨설팅 하는 형태의 사후 취업지원 서비스까지 패키지 안에 포

함하고 있었다.

추가하여, 저임금일 경우 이직이 임금 상승에 도움이 된다는 이 연구의 결과는 청년들에게 흔히 하는 눈높이를 낮추라, 좋은 일자리가 나타날 때까지 기다리라는 조언에 대해 대안적 대답을 제시한다. 저임금 일자리라도 취업해야 하는 상황에 있다면 일단 취업해 이직 기회를 적극적으로 탐색하라는 것이 그것이다.

개별 일자리 단위의 대책도 필요하다. 용역을 통해 청소, 경비를 고용할 경우 업체에 보장하는 관리비, 이윤이 있기 때문에 근본적으로 청소, 경비원의 근로조건을 개선하기 어렵다. 또한, 앞서 분석에서 나타난 것처럼 전문화된 서비스 이용 차원이 아니라 관리부담, 비용 절감이 외주화의 가장 중요한 이유이기 때문에 용역업체에 충분한 비용을 지급하는 상황도 아니다. 이런 상황 때문에, 직접 고용할 경우 비용을 절약하면서도 청소, 경비 근로자의 임금을 인상시켜 저임금의 어려움을 덜어줄 수 있다는 주장이 나오고 있으며, 실제 서울시 처럼 직접 고용으로 전환하는 지방자치단체도 등장하고 있다. 공공 부문부터 저임금 고용 개선을 위한 사회적 책임을 다하는 차원에서 청소, 경비원의 고용 방식에 대한 전환을 고려할 필요가 있다.

또한 최저임금 인상에 따른 비용부담을 일부 회피하기 위해 휴게 시간을 늘리는 방식의 대응이 발생하고 있는데, 이는 회사에 있는 시간은 그대로인데 유급 근로시간만 줄어드는 방식이므로 근로자에게 비용부담을 전가해 버리는 방식이다. 일하는 방식을 변화시켜 최저임금이 오른 만큼 월급은 안 오르더라도 회사 체류 근로시간이 바뀌어 해당 일 외에도 다른 가치를 추구하도록(운동, 가정생활, 추가적인 부업 등) 컨설팅 하는 일터혁신 차원의 정책 지원도 필요해 보인다.

제 1 장 머리말

제1절 문제의식

우리나라의 저임금 근로자 비중은 1990년대 초반 이래 금융위기 전인 2006~08년 정도까지 꾸준히 증가해 왔다. 금융위기 이후 다소 하락하는 모습이지만, OECD 국가들과 비교해 보면 관련 통계를 제공한 나라들 중 최상위권에 속하는 높은 저임금 비중을 갖는 나라이다.

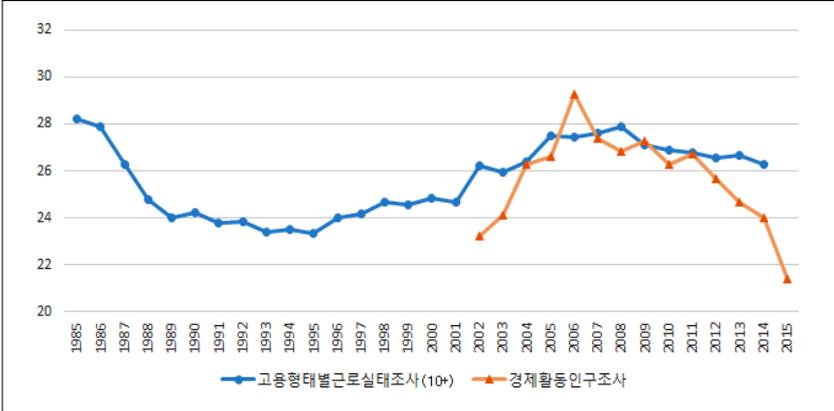
경제가 성장하더라도 그 성장이 저임금 고용에 의존한 성장이라면, 그 과실이 고르게 퍼지지 못해 삶의 질 개선이라는 선순환으로 연결되지 못할 것이다. 또한, 저임금 일자리가 많으면 빈곤과 불평등도 심화될 수밖에 없다.

이 연구는 왜 우리나라에서 저임금 일자리가 변동하고 있는지, 저임금 일자리는 더 나은 일자리를 향한 디딤돌 역할을 하는지에 관심을 두고 있다. 저임금과 관련하여 몇 가지 연구들이 있다. 황덕순 외(2013)의 연구가 비교적 최근에 이루어진 연구로 1990년대부터 2012년까지 저임금 고용 변동과 원인을 분석하였다. 최경수(2009)의 연구도 1990년대부터 금융위기 이전까지 관련 분석을 수행하였다. 이들 연구가 주로 금융위기 이전에 집중하고 있다면, 본 연구는 최근 시점까지 자료를 이용할 수 있으므로 주로 금융위기 이후 생긴 변화를 중심으로 저임금 노동시장을 분석하려고 한다.

2 저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

[그림 1-1] 상대적 저임금 근로자 비중 추이

(단위: %)

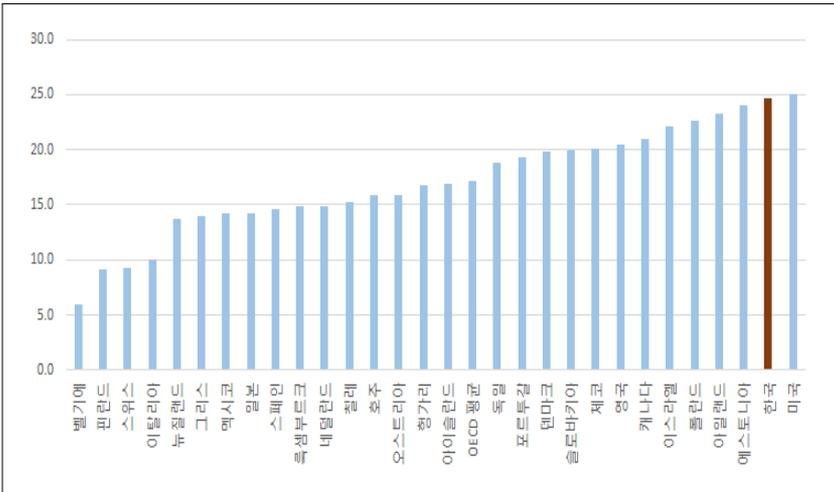


주: 수집된 자료는 월급여이므로, 이를 시간당 임금으로 환산 후 원단위에서 받을림하여 계산하였음.

자료: 고용노동부, 『고용형태별근로실태조사(10+)』 원자료, 각 연도; 통계청, 『경제활동인구조사 8월 부가조사』 원자료, 각 연도.

[그림 1-2] OECD 국가들의 저임금 근로자 비중(2013)

(단위: %)



주: OECD 국가들 중 저임금 비중을 보고한 국가들을 대상으로 추정. 2013년 기준.

자료: OECD Employment database(www.oecd.org/employment/emp/onlineoecdemplomentdatabase.htm#earndisp).

이로 인해 본 연구는 금융위기 이후 저임금 고용비중 정체 또는 하락이 나타난 이유를 주로 분석하게 될 것이다. 이는 현재에 대한 분석임과 동시에 과거 저임금 증가 시기 원인이라고 생각되었던 요인들에 대한 검증 역할도 할 것이다. 유사한 요인이 다르게 작용한 것인지, 그때는 강하게 작용했던 요인이 약화되면서 저임금 비중이 감소한 것인지, 아니면 전혀 다른 요인이 작용한 것인지 파악할 수 있을 것이기 때문이다.

이 연구에서는 노동수요 측에서 나타난 변화와 노동공급 측에서 나타난 변화를 모두 분석해 볼 것이다. 다만, 기존 연구들이 존재하므로 아직까지 제대로 규명되지 못한 영역에 초점을 두어 분석할 것이다. 이런 분석의도에 맞춰 본 연구에서는 해외 아웃소싱이나 노동조합의 약화 같은 거시적 변화가 저임금 고용 비중 변동에서 어떤 역할을 했는지 검토해 보고자 한다. 일자리 변동과 관련된 연구들을 보면 해외 아웃소싱과 기술변화가 중간임금 일자리를 감소시키고 저임금 일자리를 증가시킨다고 한다(Acemoglu & Autor, 2011). 노동조합 같은 근로자 보호제도의 약화도 저임금 일자리를 증가시킨다고 한다(Appelbaum et al., 2010). 하지만, 우리나라에서는 아직까지 이와 같은 거시적인 변동이 저임금 노동시장에 미친 영향은 분석이 시도된 바가 없으므로, 1990년대부터 현재까지의 자료를 이용해 분석해 보고자 한다.

또한, 글로벌 금융위기 이후 나타난 우리나라 일자리 변동이 저임금 노동시장에 변화를 만들어냈는지도 검토해 볼 필요가 있다. 금융위기 이후 보건 및 사회복지 서비스업 일자리와 제조업 일자리가 크게 증가한 한편, 노동시장에서의 고령화도 급속하게 진행되었다. 이와 같은 요인들은 저임금 일자리 증가 요인(고령화)임과 동시에 중간임금 일자리 증가 요인(제조업)이다.

전반적으로는 금융위기 이후 저임금 일자리 고용비중이 줄어들고, 저임금 부분에서 임금 성장도 빠르게 일어나고 있지만, 일자리별로 보면 유독 하위 1분위 일자리 중 청소, 경비직은 고용규모를 빠르게 늘리거나(청소직) 이전과 비슷한 수준의 고용규모(경비직)를 보이고 있다(10개 분위 구분 기준). 이 두 일자리의 고용실태를 심층 분석하는 것은 금융위기 이후 저임금 노동시장에서 나타나고 있는 특징을 파악하는 데에 꼭 필요한

과제라 판단되었다. 이 두 직업군에 대해서는 사업체 설문조사도 기획하였고, 따로 한 장을 할당해 살펴보았다.

마지막으로, 저임금 고용비중이 줄어든다는 것은 노동공급의 주체인 개인의 측면에선 저임금 탈출이 좀 더 활발해졌다는 의미일 수 있다. 저임금 일자리의 함정성이 과거에 비해 완화되었다는 의미일 수도 있고, 더 나은 일자리로 나아가는 디딤돌 역할이 강화되었다는 의미일 수도 있다. 우리나라 저임금 일자리는 노동시장 진입단계에 있는 청년, 은퇴단계에 있는 고령층, 자녀 양육으로 인한 경력단절 후 재진입하는 중년여성에 집중된 경향이 있다. 이 세 집단에서 금융위기 이전 저임금 고용비중이 증가하던 시기에 비해 현재 저임금 일자리 탈출이 더 활발하게 발생하는지, 저임금 탈출에서 기여하는 요인은 무엇인지 심층적으로 분석하는 것이 필요하다.

이와 같은 문제의식에 기반하여 전체적인 보고서는 노동 수요과 공급 양 면에서 나타난 저임금 고용의 동태적인 변동을 분석하되, 전체 시기가 아니라 금융위기 이후 시기, 저임금 노동시장 변화에 영향을 미치는 모든 요인이 아니라 해외 아웃소싱과 노동조합의 약화, 다수의 직업군이 아니라 특별히 문제로 보이는 두 개의 직업군, 저임금 근로자 일반의 저임금 탈출과정이 아니라 특정 인구집단들의 탈출과정을 분석하는 방식으로 구성하였다. 이와 같은 구성은 저임금 노동시장 관련 기존 연구들이 있기 때문에 어느 정도 규명이 되어 있는 부분은 제외하고, 아직 부족한 연구 영역에 집중하기 위함이었다. 때문에 이 한 권의 보고서로 우리나라 저임금의 주요 현상과 원인을 전부 파악할 수는 없을 것이라는 점은 미리 언급할 본 연구의 한계점이기도 하다.

제2절 연구의 구성

저임금을 정의할 때 시간당 임금 기준으로 중위임금의 2/3 미만을 저임금으로 정의하는 상대저임금 개념이 폭넓게 사용된다. 임금이 노동의

가격이라고 할 때, 단위 투입당 가격을 비교적 잘 보여주며, 근로시간을 얼마나 투입할 것인지는 노동을 공급하는 측이 학업이나 가사 병행 등의 이유로 선택할 수 있어 시간당 임금이 아닌 다른 임금 척도를 사용하는 것은 적절하지 않을 수 있기 때문이다. 이런 장점 때문에 대부분의 경제학 연구들과 OECD 등 국제기구의 연구들은 임금불평등, 저임금 관련 연구를 할 때 시간당 임금을 기준으로 분석한다.

그러나 월급은 생활수준을 잘 보여주는 장점이 있다. 이를테면, 시간당 임금이 낮은 생산직 근로자는 근로시간을 길게 하여 월급을 높일 수 있다. 다만, 일-생활 양립 문화가 확산되면 개인의 선택에 따라 근로시간이 줄어들거나 탄력적으로 이용될 것이다. 이 추세가 확산된다면 점점 더 시간당 임금은 높으나 월급은 낮은 일자리를 더 많이 만들어낼 것이고, 월급 기준 저임금이 저숙련, 임금이 낮은 나쁜 일자리(bad job)와 갖는 연관성은 약화될 수 있다. 따라서 보고서 전체적으로는 시간당 임금 기준 상대 저임금 개념에 따라 분석하되, 추세를 다루는 제2장에서는 월급으로 할 경우 어떤 추세가 나타나는지, 시간당 임금과 추세가 다르다면 그 원인은 무엇인지 규명해 볼 것이다.

저임금 추세를 정리한 다음에는 왜 저임금 증가 추세가 꺾였는지 분석할 것이다. 고령화, 여성 경제활동 강화는 저임금 증가 요인으로 볼 수 있는 반면, 금융위기 이후 나타난 제조업과 보건 및 사회복지 서비스업 고용팽창은 저임금보다는 높은 임금의 일자리가 증가할 수 있었던 요인으로 볼 수 있다. 저임금은 임금 분포의 문제이므로, 분포를 분석하기 적절한 방법론을 이용해 이런 요인들이 어떻게 작용했는지 분석해 볼 것이다. 여기까지가 제2장의 주제이다.

다음으로, 제3장에서는 국제화에 따른 해외 아웃소싱이나 해외투자 강화, 노조 약화, 서비스 부문 성장 같은 거시경제 변화 요인들이 저임금 변동에 미친 영향을 분석할 것이다. 우리나라에선 선행연구가 없었던 관계로 이 연구는 금융위기 이전부터 자료가 이용 가능한 최근까지 분석한다.

저임금 증가에선 저임금이라도 감수하고 노동력을 제공하는 공급 측 요인도 중요하다. 특히 우리나라에선 노동시장 진입단계와 은퇴단계, 자녀 양육과정에서 일자리를 그만두었다가 다시 노동시장에 진입하는 중년

여성에 저임금이 집중되는 경향이 있다. 이들은 모두 새로운 일자리에 (재)취업하는 과정에서 저임금을 경험하게 되는 경향이 있는 집단이다. 제 4장에서는 이들이 저임금 일자리에서 어떻게 빠져나가는지를 분석할 것이다. 기존 연구들은 대부분 전체 근로자를 대상으로 분석하였으며, 특정 인구집단을 대상으로 하는 연구는 별로 없었다. 이 연구는 저임금 가능성이 높은 이들 세 집단의 저임금 탈출을 분석해 분석시야를 넓히는 데에 기여하고자 한다. 특히 이들 세 집단에서 저임금 상태의존(state dependence)이 존재하는지 검정할 것이다. 노동경제학에서 상태의존이란, 개인의 인적자본, 성격 등 개인 특성과는 무관하게 저임금 일자리에 한번 빠지면 헤어 나오기 힘들어지는 현상을 의미한다. 저임금 일자리가 더 나은 일자리를 향한 디딤돌 역할을 한다면 상태의존은 없거나 약할 것이고, 저임금 일자리가 그런 역할을 하지 못하고 저임금 일자리라는 저수지에 빠지게 만드는 함정 역할을 한다면 상태의존은 강하게 나타날 것이다. 즉 상태의존 검정은 각 인구집단에서 저임금 일자리의 역할이 무엇인가에 대한 검정을 의미하는 것이다.

본 연구는 이에 대한 검정만이 아니라 어떤 경우에 상태의존이 완화되는지에도 관심이 있다. 특히 이 연구에서 주목하는 것은 이직의 역할이다. 우리나라에서 이직은 그다지 추천되는 행동은 아니다. 한 기업에서 근속을 오래 쌓는 것이 임금 상승에 유리하다는 경험칙 때문이다. 하지만, 우리나라에서 근속을 오래 쌓는 것이 유리한 기업은 공기업이거나 대기업, 중견기업일 가능성이 높다. 저임금 일자리의 상당수는 이들 기업과는 거리가 있을 가능성이 있다. 저임금 일자리에서 일하게 되었을 경우 머무르는 것보다는 이직기회를 잡는 것이 유리하다면 정책적으로도 유의미할 수도 있다. 우리나라 대부분의 정책은 대개 취업시점까지만을 대상으로 하지 저임금 일자리에서 근로하게 된 사람들의 커리어 발전까지는 정책 대상으로 하지 않았기 때문이다. 하지만, 어쩔 수 없이 저임금 일자리에서 일하게 된 사람들이 임금 성장을 이루는 길이 이직이라면 정책적 시야에 저임금 일자리에서 일할 수밖에 없는 사람들의 커리어 발전까지 포괄하는 발상의 전환이 필요할 것이다.

제4장에서는 이에 더하여 글로벌 금융위기 이전과의 비교도 포함할 것

이다. 또한, 미취업도 함께 고려할 것이다. 저임금 - 실업 반복 경험은 취약한 근로자들 상당수가 경험하는 현실이다. 분석모형은 상당히 복잡해 지지만, 미취업을 함께 분석할 경우 저임금 탈출 관련 본 연구의 발견들이 어떻게 달라지는지 확인해 볼 것이다.

마지막으로, 제5장에서는 청소, 경비직의 근로실태에 대해 분석하였다. 왜 이 일자리가 특히 더 저임금 상황을 벗어나고 있지 못한지에 대해 여러 가설이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 이 직업군이 특히 아웃소싱이 활발한 직업군이라는 점을 감안해 아웃소싱이 이들 직업군의 저임금 상황에 어떤 영향을 미치고 있는지 확인하였다. 이 직업군에서 간접고용 활용이 문제라는 인식은 있지만, 정말 간접고용 활용이 다른 조건이 동일해도 임금 성장에 저해 요인인지 등은 아직 우리나라에서 체계적으로 연구된 바 없는 주제이다. 이 외에도, 사업체 설문조사를 통해 이들 직업군이 어떤 식으로 고용되어 있는지 근로시간, 임금수준, 임금체계, 고용수준 등에 대해 정리하고 함의를 도출하는 것 또한 연구 내용에 포함하였다.

제6장에서는 전체적인 분석을 정리하고, 시사점을 도출하였다.

제 2 장

저임금 추세와 변동

제1절 머리말

이 장에서는 저임금 근로자 비중 추세와 원인을 탐구한다. 본 연구는 시간당 임금을 이용해 저임금 근로자를 정의하고 분석할 것이지만, 이 장에서는 시간당 임금 및 월급여를 이용할 때 저임금 근로자 추세가 어떻게 되는지, 차이의 원인은 무엇인지 분석하고자 한다. 이것이 제2절의 주제이다.

다음으로는 국제금융위기 이후 왜 저임금 근로자 비중이 다소 감소하고 있는지 분석할 것이다. 성, 학력, 연령 같은 인적구성 차이가 중요한지, 아니면 산업, 직업 변동 같은 노동수요 측 요인이 중요한지를 탐구할 것이다. 고학력자 비중 증대는 저임금 근로자 비중이 감소하고 고임금 근로자 비중이 증가하는 요인이 될 것이다. 기혼 여성의 노동공급 증대는 아무래도 경력단절 후 재진입일 경우 저임금 근로자 비중 증대 방향으로 작동할 가능성이 높다. 기혼 여성 중 계속 근로자 비중이 높아지는 형태의 노동공급 증가는 저임금 근로자 비중과는 무관할 가능성도 높다. 고령화가 진행되는 가운데 노후소득이 부족한 고령층의 노동시장 재진입은 역시 저임금 근로자 비중 증가 요인이다.

반면, 국제금융위기 이후 제조업 일자리가 다시 증가하기 시작했는데 이는 중간 이상 일자리 증가요인으로 작용할 가능성이 높다. 본장의 주제는 황덕순 외(2013)에서 2009~12년 자료를 이용해 분석된 바 있다. 황덕

순 외(2013) 연구에서는 1993년부터 2012년까지를 분석하였으며, 2000년 이전, 국제금융위기 이전, 이후 세 시기로 나누어 분석하였다. 국제금융위기 이후는 연구 시점상 2012년까지의 3개년 자료만을 이용하였다는 한계가 있었으나, 여기서는 2015년까지의 자료를 추가해 좀 더 저임금 비중 감소추세가 분명해진 상태에서 국제금융위기 이후 시기에 국한해 연구한다는 차이점이 있다. 분석방법도 황덕순 외(2013)는 Blinder-Oaxaca 분해를 이용하였으나, 여기서는 DiNardo, Fortin, & Lemieux(1996)의 분해 방법(이하 DFL)을 활용할 것이다. 전자의 방법은 평균의 시점 간 차이를 분해하는 데에는 강점이 있지만, 후자의 방법은 분포와 관련된 분해에 강점이 있다. 여기서는 저임금이 분석의 중심이긴 하지만, 중간임금, 고임금 층의 변동까지 같이 분석할 것인데, 이렇게 할 경우 분포의 문제가 되므로, 본 연구에서 채택하는 DFL 분해가 강점이 있다. 제3절에서 DFL 분해를 수행하였다.

여기서 분석하는 저임금의 기준은 중위임금 기준 $2/3$ 미만의 임금을 받는 근로자로 정의되는 상대저임금 개념이다. 고임금은 중위임금 기준 $3/2$ 이상의 임금을 받는 근로자로 정의된다. 이와 같은 정의상 일자리 분포나 인적 속성 분포가 변화하지 않더라도 최저임금 인상이나, 저임금 직업군의 노동수요가 크게 늘어 인건비가 오르는 상황이 발생하면 저임금 비중이 줄어들 수 있다. 이와 같은 임금 분포별 다른 임금 인상 패턴도 저임금 비중 감소에서 중요할 수 있다. 제4절에서 이 가능성을 검토할 것이다. 마지막으로 제5절에서 관련 분석을 정리하고 함의를 도출할 것이다.

제2절 글로벌 금융위기 이후 저임금 추세

1. 시간당 임금, 월급 기준으로 본 저임금 추세

시간당 임금을 기준으로 저임금을 정의하면 앞서 보았던 것처럼 글로벌 금융위기 이후 감소하는 추세가 나타난다. 다만, 경제활동인구조사 8

10 저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

월 부가조사를 이용할 경우 월급여와 주당 정해진 근로시간을 이용해 시간당 임금을 계산해야 하는 문제가 있다. 월에 몇 주 일했는지 알 수 없다는 점 때문에 측정오차(measurement error)의 가능성을 안고 있다. <표 2-1>의 시간당 저임금 부분이 바로 월급여와 주당 근로시간을 이용해 계산한 시간당 임금기준 상대저임금 비중이다. 2011년부터는 시간급을 받는다고 응답한 근로자에 대해 시간당 얼마를 받는지 질문하기 시작하였다. 이 응답이 있는 경우 월급여와 주당 근로시간을 이용해 계산한 시간당 임금을 대체해 저임금 비중을 계산한 결과가 『시간당 임금 직접 응답 이용』에 보고되어 있다. 두 수치를 비교해 보면 『시간당 임금 직접 응답 이용』의 저임금 비중이 약간 더 높고, 똑같이 감소하는 추이를 보인다.

다음으로, 월급 기준으로 저임금 비중도 계산해 보았다. 이렇게 보면 2014년, 2015년은 오히려 증가하는 모습을 보인다. 다만, 전반적으로 어떤

<표 2-1> 경제활동인구조사 8월 부가조사를 이용한 임금 기준별 저임금 추이

(단위: %)

	시간당 저임금	시간당 임금 직접 응답 이용	월급 기준 저임금	월급 기준 - 시간제 근로자 제외	시간당 임금 기준 - 시간제 근로자 제외
2004	26.3	-	26.0	24.9	26.8
2005	26.6	-	24.8	24.7	26.9
2006	29.3	-	26.3	21.6	27.6
2007	27.4	-	25.7	20.6	27.2
2008	26.8	-	21.2	24.2	26.5
2009	27.3	-	22.8	24.5	27.3
2010	26.3	-	26.7	22.6	27.5
2011	26.7	27.2	26.1	19.6	25.2
2012	25.7	26.9	23.7	25.7	25.1
2013	24.7	25.4	21.3	23.0	22.0
2014	24.0	24.5	24.5	20.2	23.2
2015	21.4	21.9	25.5	16.9	22.1

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

패턴이 있다고 보긴 어려운, 굉장히 연도별로 크게 위아래로 움직이는 모습을 보인다. 이는 경제활동인구조사의 월급이 5만 원, 10만 원 단위로 응답되는 히핑 오차(hipping error)를 안고 있기 때문에 발생하는 문제이다.

시간제 근로자의 증가는 월급 기준 저임금 비중을 증가시키는 것으로 나타날 개연성이 높다. 시간당 임금이 높더라도 근로시간 자체가 짧아 월급은 낮을 수 있기 때문이다. 시간제 근로는 여러 이유에서 자발적으로 선택되는 경우가 많아 시간당 임금이 높은 시간제 일자리를 단지 월급여액이 낮다는 이유로 저임금 근로에 포함시키는 것은 분석목적상 부적절할 수 있다. 이로 인해 국제적인 연구들은 시간당 임금으로 저임금을 연구하는 것이 관행이고, 시간제 근로자는 제외하고 전일제 근로자만을 대상으로 분석하는 경우도 많다.

시간제 근로를 제외하면 월급을 기준으로 분석하더라도 최근 몇 년간 저임금 근로자는 감소하는 추세를 보인다(「월급 기준-시간제 근로자 제외」 참조). 또한, 시간제 근로자를 제외하고 시간당 임금 기준 저임금 비중을 계산해 보더라도 글로벌 금융위기 이후 감소하는 모습이 보인다(「시간당 임금 기준-시간제 근로자 제외」 참조).

다음으로 고용형태별근로실태조사를 이용해 분석해 보았다. 2006년부터 전체 사업장을 대상으로 조사통계를 제공하며, 사업체 조사이기 때문에 히핑오차가 적은 임금 정보를 제공한다는 장점이 있다. 또한, 6월 기준이라는 한계는 있지만 월 근로시간에 대한 충실한 정보를 제공해 시간당 임금 계산에서 측정오차가 비교적 적다는 장점이 있다. 다만, 사업체 조사는 일반적으로 가구 조사에 비해 임금근로자 대표성 면에서 단점이 있다. 조사 자체에서 정부기관이 제외되고, 농림어업 근로자가 제외되는 한편, 조사되는 산업부문에서도 일부 누락이 존재하는 것으로 평가된다.

분석을 위해 임금은 초과근로와 특별급여를 합한 총임금을 사용하였으며, 월 근로시간은 초과근로시간까지 포함해 계산하였다. 시간당 임금 기준 추이를 보면, 금융위기 이후 감소추이가 나타난다는 점에서 경제활동인구조사와 동일하다. 월급을 보아도 2010년 이래 점진적인 하락 추세가 지속되고 있다. 이 조사에서도 시간제 여부가 조사되므로, 이를 제외하고 월급 기준 저임금을 정의해 비중 추이를 계산해 보면 2009년 이래 좀 더

12 저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

가파른 저임금 비중 감소추세가 나타난다. 경제활동인구조사에서는 기간제인 시간제도 기간제이면서 시간제라고 정의가 가능하지만, 고용형태별 근로실태조사에서는 기간제이거나 시간제 어느 한쪽으로만 조사되어 전체 시간제 규모가 과소평가될 가능성이 높다. 이를 감안해 월 130시간 미만인 대략 주당 30시간 미만 일하는 근로자를 제외하고 월급 기준 저임금 비중을 계산해 보았다. 이렇게 해보아도 글로벌 금융위기 이전보다 이후에 하락한 모습이 나타나지만, 2014년과 2015년은 2013년보다는 약간 높은 24%로 나타나 2011~15년 간 하락보다는 횡보에 더 가까운 추이를 보인다. 월 130시간 미만, 시간당 임금 기준으로 보면, 여전히 뚜렷한 하락 추세가 확인된다.

지금까지의 분석을 정리하면, 시간당 임금을 기준으로 보면 시간제를 포함하나 하지 않으나 저임금 근로자 비중 감소추세는 경제활동인구조사, 고용형태별근로실태조사 모두에서 동일하게 확인된다. 다만, 월급을 기준으로 보면 지난 몇 년간에 크게 증가한 시간제 근로자로 인해 경제활동

<표 2-2> 고용형태별근로실태조사를 이용한 임금 기준별 저임금 추이

(단위:%)

	시간당	총액월급	시간제 제외 총액 월급	정규근로시간 월 130시간 미만 제외 - 총액월급	정규근로시간 월 130시간 미만 제외 - 시간당 임금
2006	27.9	27.6	26.5	26.1	27.6
2007	28.2	27.1	25.5	25.2	28.2
2008	28.1	26.4	25.6	25.4	27.6
2009	27.3	26.4	25.9	25.5	27.0
2010	26.8	26.8	25.7	25.6	26.5
2011	26.3	26.8	25.7	24.4	26.0
2012	26.0	26.7	24.6	23.6	25.8
2013	23.0	26.6	24.9	23.7	22.7
2014	22.6	26.2	24.4	24.0	22.4
2015	21.7	25.8	23.6	24.0	21.9

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.

인구조사에서는 최근 몇 년간 저임금 근로자 비중 증가추세가 확인되었다. 고용형태별근로실태조사에서는 시간제를 포함하더라도 월급 기준 저임금 근로자 비중 상승추세는 확인되지 않으며, 완만한 감소세가 나타난다. 그러나 시간제를 제외하고 다시 계산해 보면 월급을 기준으로 보더라도 경제활동인구조사, 고용형태별근로실태조사에서 모두 감소추세가 나타난다.

시간제 선택은 임금에 대한 선택보다는 근로시간에 대한 선택의 의미가 강하다. ‘학업 때문에’, ‘자녀 양육 때문에’, ‘은퇴 후 전일제로 일할 의도는 없어서’ 등 다양한 이유로 근로시간에 대한 선택이 이루어진다. 따라서 시간제 증가 때문에 월급여 기준 저임금이 늘어난다 하더라도 이를 안 좋은 저임금 근로의 증가라고 단정지을 수는 없다. 시간당 임금은 높은데, 본인의 생활 여건상 근로시간을 짧게 하는 선택을 한 결과일 수 있기 때문이다. 물론, 시간당 임금조차 낮은 시간제의 경우 근로시간 선택과 무관하게 저임금의 범주에 포함시켜 분석하는 것이 타당할 수 있다. 본인 또는 일자리의 저숙련성이 낮은 시간당 임금의 근본 원인일 것이기 때문이다. 이하에서는 이 분야 연구관행에 따라 시간당 임금 기준으로 분석을 할 것이다. 다만, 시간당 임금을 기준으로 할 경우 근로시간 선택 문제는 중요하지 않으므로, 시간제 근로자를 포함해 분석할 것이다.

2. 저임금 일자리의 임금 변동과 고용규모 변동

저임금 일자리 비중 변동은 저임금 일자리의 고용규모 변동 때문에 나타날 수도 있고, 저임금 일자리의 임금 상승에 따라 나타날 수도 있다. 상대저임금 일자리는 중위임금의 2/3 미만에 해당하는 자리로 정의되기 때문에 저임금 일자리의 임금이 빠르게 상승하여 중위임금과의 격차가 감소한다면 저임금 일자리 비중의 감소가 나타날 수 있기 때문이다.

만약 저임금 일자리 고용규모만 축소되고(축소되었어도 저임금 고용규모는 20% 이상이다) 저임금 일자리의 임금은 오르지 않거나 오히려 감소했다면, 10분위로 나누어 하위 1, 2분위 임금 몫(=전체 임금 중 하위 1, 2분위가 차지하는 비중)을 계산해 볼 경우 임금 몫에 변동이 없거나 감소

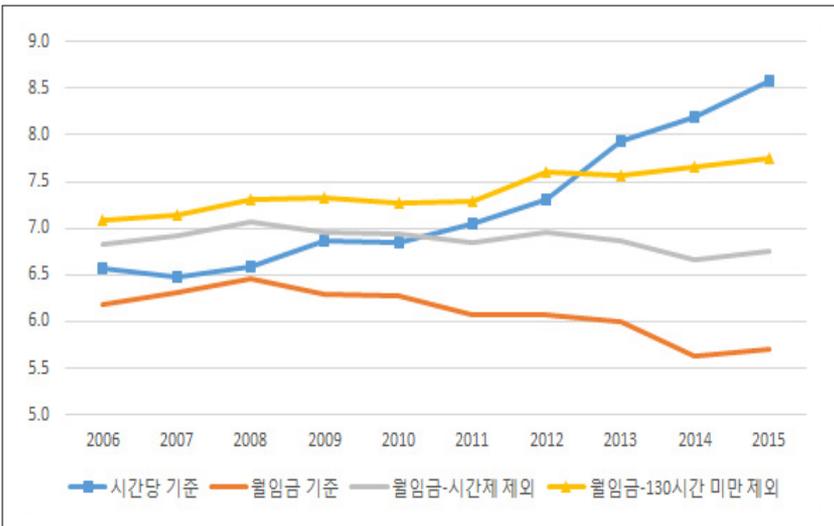
14 저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

했을 것이다. 경제활동인구조사자료는 히핑오차 때문에 분위가 정확히 나누어지지 않으므로, 고용형태별근로실태조사 자료를 이용한 결과를 [그림 2-1]에 정리하였다. 이를 보면, 시간당 임금 기준 10분위 중 1, 2분위 임금 몫은 2007년 이래 꾸준히 증가하는 것으로 나타난다. 참고로, 월급 기준은 2008년 이래 하락하지만, 시간제를 제외하면 미미한 하락이 나타난다. 고용형태별근로실태조사는 앞서 언급했듯이 시간제 중 상당수를 비시간제로 포착하므로, 아예 월 130시간 미만자를 제외하는 방식으로 통제하면 월급 기준으로 보더라도 1, 2분위 임금 몫이 증가추세로 바뀌는 것으로 나타난다. 이와 같은 결과는 저임금 비중 감소에서 저임금 일자리에 있어서의 상대적으로 빠른 임금 인상이 중요한 역할을 했을 수 있다는 시사점을 준다.

다음으로는 임금 서열별 일자리의 임금 상승률을 계산해 보았다. 개인의 임금 서열이 아니라 산업 대분류×직업 대분류로 정의되는 개별 일자리의 임금 서열별 임금 증가율이다. 개별 일자리의 중위임금을 기준으로 임금이 높은 순에서 낮은 순으로, 각 일자리의 고용규모를 감안해 10개

[그림 2-1] 기준별 임금 몫 추이(10분위 중 하위 1~2분위 몫)

(단위: %)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.

분위로 나누었다. 1분위 일자리가 모든 일자리의 중위임금 기준으로 가장 임금이 낮은 일자리들이며, 10분위 일자리가 가장 임금이 높은 일자리들이다. 일자리의 중위임금이므로, 해당 일자리에서 일하는 개인은 개인 임금 서열 10분위로 구분할 경우 일자리의 분위와 동일 분위에 속할 가능성이 높지만, 다른 분위에 속할 수도 있다.

서열화할 때 사용한 임금의 기준은 초과근로, 특별급여를 모두 합친 총월급을 초과근로를 포함한 월 근로시간으로 나누어 계산한 시간당 임금이다. 소비자물가지수를 이용해 실질화하였다. 결과를 보면 1분위 일자리들에서 가장 빠른 시간당 임금 증가율을 보였고, 가장 높은 10분위와 9분위의 일자리들에서는 마이너스 성장률을 보였다. 이는 각 분위에 속하는 일자리에서 일하는 사람들의 평균임금(각 일자리의 취업자 수를 이용해 계산)으로 보나, 중위임금으로 보나 유사한 결과가 나타났다.

이상과 같이 개인 임금 기준으로 10분위로 나누어 하위 1, 2분위 임금 몫을 보나, 일자리의 임금수준을 기준으로 10분위를 구분해 저임금 일자리의 임금 증가율을 보나 모두 저임금 쪽에서 빠른 임금 성장이 있었음을

〈표 2-3〉 일자리의 임금 분위별 임금 증가율

(단위: 천 원, %)

	평균			중위값		
	2009	2015	증가율	2009	2015	증가율
1분위 일자리	5.84	7.22	23.6	4.94	6.37	29.0
2분위 일자리	8.18	8.77	7.3	6.42	7.35	14.5
3분위 일자리	10.60	11.30	6.6	8.08	8.90	10.1
4분위 일자리	10.91	11.07	1.5	8.83	9.48	7.4
5분위 일자리	11.65	11.11	-4.6	9.46	9.80	3.6
6분위 일자리	12.52	13.71	9.5	10.42	11.38	9.2
7분위 일자리	13.31	13.84	4.0	11.47	11.95	4.2
8분위 일자리	15.93	17.17	7.8	12.87	13.53	5.1
9분위 일자리	18.06	16.97	-6.1	15.46	14.66	-5.2
10분위 일자리	22.81	21.21	-7.0	19.86	18.11	-8.8

주: 2009년 당시 임금 기준으로 일자리 임금서열을 구분하였음.
 자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.

보여주며, 이것이 저임금 일자리 비중 감소의 중요한 원인일 가능성을 시사한다.

만약 빠른 임금 성장이 저임금 일자리 감소의 원인이라면, 개인 임금 서열 기준으로 10분위로 나누어 볼 경우 기존의 일자리 임금 서열 기준 1, 2분위에 해당하는 일자리는 개인 임금 서열 3분위나 4분위에서 비중이 증가하는 현상이 나타났을 것이다. 이를테면, 2분위에서 상위에 속하던 일자리에에서의 빠른 임금증가로 인해 그 일자리에에서 일하던 사람은 개인 임금 기준 3분위로 진입할 가능성이 있기 때문이다. 대신 기존 3분위 일자리에에서 일하던 사람들 중의 일부는 개인 임금 기준 2분위로 밀려났을 가능성도 높다. 개인 임금 기준으로는 늘 각 분위의 고용규모는 10%로 동일하기 때문에, 누군가 위로 올라갔으면 누군가는 떨어져야 하기 때문이다. 실제 이런 현상이 있는지 <표 2-4>에 분석결과를 제시하였다.

실제 1분위 일자리에에서 일하지만, 개인 임금 서열별로는 3분위에서 일하는 사람들의 비중은 2009년에 비해 2015년 14.9→17.2%로 증가했으며, 2분위 일자리에에서 일하지만, 개인 임금 서열별로는 3분위에서 일하는 사람들의 비중도 동 기간 15.6→21.2%로 크게 증가하였다. 대신 1분위 일자리에에서 일하면서 개인 임금 서열별로도 1, 2분위에서 일하는 사람들의 비중은 동 기간 32.0→30.3%로 감소하였다. 대신 개인 임금 서열별 1, 2분위에서는 주로 4분위 이상 일자리에에서 일하는 사람들의 비중이 동 기간 증가한 것으로 나타났다.

참고로, 고임금 일자리에 속하는 9분위와 10분위 일자리에에서 일하면서 개인 임금 서열별로도 9, 10분위에 속하는 사람들의 비중은 동 기간 17.8→16.8%, 24.9→21.7%로 하락하였으며, 종전 7분위나 8분위 일자리에에서 일하였으나 개인 임금 서열로는 9, 10분위에 속하는 사람들의 비중은 각각 9.0→11.1%, 16.7→18.1%로 증가한 것으로 분석되었다. <표 2-3>에서 9분위와 10분위 일자리의 임금 증가율이 마이너스였던 점과 연관시켜 보면 금융위기 이후 고임금 일자리 수요가 주춤하고 있다는 성재민(2013)의 분석과 부합하는 것 아닌가 추측된다.

<표 2-5>는 일자리의 임금 서열별로 해당 일자리에 고용되어 있는 임금근로자들이 개인 임금 기준 저/중간/고임금 수준에 얼마나 분포해 있는

〈표 2-4〉 임금 서열별 일자리에서 일하는 사람들의 개인 임금 서열별 분포

(단위: %)

	1, 2분위		3분위		4~6분위		9, 10분위	
	2009	2015	2009	2015	2009	2015	2009	2015
1분위 일자리	32.0	30.3	14.9	17.2	6.2	8.7	0.8	1.0
2분위 일자리	20.7	21.0	15.6	21.2	10.6	13.3	3.1	3.1
3분위 일자리	13.6	13.6	15.7	12.9	13.6	13.9	6.0	6.4
4분위 일자리	8.2	8.6	11.7	11.6	11.9	11.0	5.5	5.6
5분위 일자리	7.7	7.8	14.9	13.1	14.9	14.6	9.4	6.0
6분위 일자리	5.2	5.6	7.5	6.7	10.6	9.2	6.9	10.2
7분위 일자리	4.3	4.9	6.5	6.1	10.6	9.3	9.0	11.1
8분위 일자리	3.9	3.4	7.5	6.0	10.6	9.3	16.7	18.1
9분위 일자리	3.4	3.5	3.5	3.1	6.3	6.3	17.8	16.8
10분위 일자리	1.0	1.5	2.3	2.2	4.8	4.4	24.9	21.7
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 2009년 당시 임금 기준으로 일자리 임금서열을 구분하였음.

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.

지를 보여준다. 가장 임금이 낮은 1분위 일자리에서 일하는 임금근로자의 74.1%는 2009년에 저임금 일자리에서 일하는 것으로 나타났다. 그러나 2015년이 되면 저임금 일자리에서 일하는 비중은 58.1%로 줄어들고 중간 임금층에서 일하는 비중이 2009년 23.3%에서 39.2%로 대폭 증가하였다. 이는 2분위나 3분위에서도 유사하게 나타난다. 앞서 본 <표 2-3>에 따르면 임금 분위가 낮은 일자리일수록 임금 증가폭이 크게 나타났는데, 이 결과 해당 일자리에서 일하는 사람들 중 저임금 → 중간임금으로의 임금 수준 상승이 나타났을 가능성을 보여주는 것이다.

참고로 고임금 쪽도 보면, 앞서 보았듯이 임금수준이 높은 일자리에서는 실질임금 감소가 나타났다. 이 결과 10분위 일자리에서 일하는 근로자 중 고임금층 비중은 68.2 → 62.6%로 감소하고, 9분위 일자리에서 일하는 근로자 중 고임금층 비중은 53.9 → 48.3%로 감소한 반면, 6분위나 7분위, 8분위 근로자 중 고임금층 비중은 각각 25.7 → 30.8%로, 32.1 → 34.6%로, 42.8 → 43.1%로 증가하였다.

〈표 2-5〉 일자리 임금 서열별 임금근로자 분포 변화

(단위: %)

	2009				2015			
	저임금	중간 임금	고임금	전 체	저임금	중간 임금	고임금	전 체
1분위 일자리	74.1	23.3	2.7	100.0	58.1	39.2	2.7	100.0
2분위 일자리	50.5	40.0	9.5	100.0	37.4	55.1	7.5	100.0
3분위 일자리	33.5	49.2	17.3	100.0	25.3	59.0	15.7	100.0
4분위 일자리	26.7	53.5	19.9	100.0	20.7	61.7	17.6	100.0
5분위 일자리	21.9	53.6	24.5	100.0	15.9	67.2	16.8	100.0
6분위 일자리	18.6	55.7	25.7	100.0	13.9	55.2	30.8	100.0
7분위 일자리	14.2	53.8	32.1	100.0	11.6	53.8	34.6	100.0
8분위 일자리	11.9	45.3	42.8	100.0	7.2	49.7	43.1	100.0
9분위 일자리	10.2	35.9	53.9	100.0	8.7	43.0	48.3	100.0
10분위 일자리	3.9	27.9	68.2	100.0	4.2	33.2	62.6	100.0
전 체	27.3	43.9	28.8	100.0	21.7	52.3	26.0	100.0

주: 2009년 당시 임금 기준으로 일자리 임금서열을 구분하였음.
 자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.

제3절 인적 구성 변화, 일자리 변화와 저임금 추세

1. 임금수준별 인적 구성 변화와 일자리 변화

연령대별로 보면, 25~54세 저임금 근로자는 2007년에만 해도 2,637천명 이었으나 2015년에는 1,852천 명으로 784천 명 감소하였다. 대신 55세 이상에서는 동 기간 1,022천 명에서 1,529천 명으로 507천 명 증가했으며, 15~24세에서도 691천 명에서 755천 명으로 약 64천 명가량 증가했다. 증감 규모로 볼 때 국제금융위기 이후 노동시장에서 활동이 가장 활발한 25~54세가 저임금 일자리에서 빠져나간 자리를 15~24세와 55세 이상이 메운 셈이다. 25~54세는 저임금 일자리에서 빠져나간 대신 비저임금 일자리에

〈표 2-6〉 연령대별, 저임금 여부별, 직업별 증감

(단위: 천 명)

		비저임금					저임금					
		2004	2007	2015	2004 ~07	2007 ~15	2004	2007	2015	2004 ~07	2007 ~15	
15~ 24세	관리자	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	전문가	260	220	292	-40	73	85	65	60	-19	-5	
	사무직	315	234	214	-81	-20	146	116	56	-30	-60	
	서비스종사자	84	78	83	-5	5	194	202	278	8	75	
	판매종사자	84	71	81	-13	10	164	157	197	-6	40	
	농어업숙련종사자	-	1	2	1	1	-	1	-	1	-1	
	기능원	43	31	30	-12	-2	32	24	14	-7	-10	
	조립	133	47	93	-86	46	53	20	24	-33	3	
	단순노무종사자	72	61	87	-11	26	118	105	127	-13	22	
	전 체	990	743	882	-247	139	791	691	755	-100	64	
25~ 54세	관리자	198	289	201	92	-89	1	2	-	1	-2	
	전문가	2,137	2,691	3,398	554	707	125	199	203	74	3	
	사무직	2,387	2,511	3,380	125	869	167	218	170	52	-48	
	서비스종사자	498	496	688	-1	191	462	522	406	60	-115	
	판매종사자	759	804	914	46	110	281	332	281	52	-51	
	농어업숙련종사자	23	20	21	-4	1	8	16	3	8	-13	
	기능원	1,117	1,133	1,195	16	61	275	271	108	-5	-163	
	조립	1,255	1,293	1,569	38	277	269	282	157	13	-125	
	단순노무종사자	708	731	795	23	63	687	795	524	108	-271	
	전 체	9,082	9,969	12,159	887	2,190	2,274	2,637	1,852	363	-784	
55세 이상	관리자	57	67	96	10	29	1	2	1	1	-1	
	전문가	79	123	286	44	163	8	11	43	2	33	
	사무직	72	84	262	12	178	17	21	33	4	12	
	서비스종사자	43	37	174	-6	138	73	94	211	20	118	
	판매종사자	35	36	108	2	71	20	26	79	6	54	
	농어업숙련종사자	5	4	14	-1	10	19	26	10	6	-16	
	기능원	112	116	317	4	201	45	61	59	16	-2	
	조립	95	131	362	36	230	35	40	68	5	29	
	단순노무종사자	182	223	516	41	293	552	743	1,024	192	280	
	전 체	678	820	2,135	143	1,314	771	1,022	1,529	252	507	

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 가공하였음.

서 무려 219만 명이 증가했다. 55세 이상은 저임금 일자리에서도 증가했지만, 비저임금 일자리에서도 1,314천 명 증가했다.

국제금융위기 이전에는 25~54세도 저임금 일자리에서 2004→2007년 간 363천 명 증가했다. 55세 이상은 동 기간 저임금 고용이 252천 명 증가했고, 비저임금 일자리에서는 143천 명밖에 증가하지 않았다. 국제금융위기 이전과 비교해 볼 때 금융위기 이후에는 비저임금 고용의 성장세가 전반적으로 강해진 가운데, 25~54세 저임금 근로자 감소가 중요한 특징으로 부각된다.

직업군별로 보면, 저임금인 단순노무종사자, 서비스 종사자, 판매 종사자 모두에서 25~54세는 숫자가 감소하였고, 대신 비저임금인 단순노무종사자, 서비스 종사자, 판매 종사자는 증가한 것으로 나타났다. 국제금융위기 이전에는 25~54세 저임금 단순노무, 서비스 종사자, 판매 종사자가 증가했다는 점과 가장 크게 대조되는 특징이다. 나머지 연령대는 금융위기 이후에도 이들 세 직업군에서 저임금 근로자가 크게 증가했으며, 특히 55세 이상 단순노무직은 28만 명이나 증가하였다.

금융위기 이후 비저임금 일자리가 크게 증가하고 있는데, 이는 전문가, 사무직과 함께 조립원에서도 고용규모가 크게 증가하고 있기 때문이다. 전문가, 사무직 증가는 여러 업종에서 공히 나타나는 현상이라면, 조립원 증가는 제조업에서 나타나는 현상이다. 금융위기 이후 증가세로 전환한 제조업 고용 증가의 영향이다.

세부 직업별로 보면, 15~24세는 서비스 종사자 중 주로 커피 전문점 아르바이트로 추정되는 음식서비스 종사자 직종에서 저임금 근로자가 증가한 반면, 55세 이상은 주로 의료복지관련 서비스 종사자, 좀 더 구체적으로는 간병인 직종에서 주로 저임금 근로자가 증가하는 차이가 있었다. 25~54세는 기존에 저임금 근로자가 많았던 주방장과 조리사, 음식 서비스 종사자에서 저임금 근로자는 감소하고, 비저임금 근로자는 증가하는 상반된 고용 트렌드가 나타났다.

판매 종사자도 세부 직업별로 보면, 15~24세는 매장판매 종사자 직종에서 저임금 근로자가 크게 증가했으나, 25~54세는 동 직종에서 저임금 근로자는 감소하고 대신 비저임금 근로자가 증가하는 상이한 트렌드가

〈표 2-7〉 연령대별, 저임금 여부별, 서비스 종사자의 직업 세분류별 추이

(단위: 천 명)

	15~24세				25~54세				55세 이상			
	비저임금		저임금		비저임금		저임금		비저임금		저임금	
	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014
경찰 소방	1	1		0	131	141	2	1	8	13		0
보안	4	9	2	5	33	54	6	6	3	6	1	3
의료 복지관련	1	3	1	2	28	66	40	71	7	59	17	88
이미용 및 관련	6	16	19	26	30	51	38	41	1	1	2	3
혼례 및 장례	1	2	1	3	6	9	4	2	1	1	1	1
기타 이미용 의료			1		1	0	2	0		0	1	3
운송 서비스	2	1			9	11	0		0	2		
여가 및 스포츠 종사자	6	13	16	31	35	43	20	18	1	5	2	5
주방장 및 조리사	6	18	7	22	156	202	181	106	25	55	43	60
음식서비스 종사자	23	55	46	142	105	113	191	157	4	10	11	22

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

나타났다. 55세 이상은 이 직종에서 비저임금 근로자와 저임금 근로자가 모두 증가하였다.

다음으로, 단순노무종사자도 세부 직업별로 보면, 주로 55세 이상에서 저임금 근로자가 다소 크게 증가하는 것으로 나타난 가운데, 특히 청소원 및 환경미화원 직종에서 증가폭이 크게 나타났고, 경비원 및 검표원 직종은 저임금 근로자가 감소한 것으로 나타났다. 음식 관련 단순종사원도 55세 이상에서는 다소 큰 증가를 보였다.

정리하면, 국제금융위기 이후 저임금 근로자 비중 증가추세가 감소로, 적어도 증가하지 않는 방향으로 바뀌면서 특히 25~54세에서는 저임금 근로자가 줄고, 15~24세, 55세 이상 연령대에서 증가하는 모습이 나타났다. 전통적으로 저임금 근로자 비중이 컸던 서비스직이나 판매직에서도 25~54세 저임금 근로자 규모는 감소하고, 커피전문점 증가에 따른 20대 초반 아르바이트나 55세 이상 간병인을 중심으로 한 저임금 근로자 증가가 있었다. 저임금 판매종사자도 20대 초반에서 규모가 크게 증가했을 뿐 25~54세에서는 감소했고, 55세 이상은 소폭의 증가가 있었다.

22 저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

〈표 2-8〉 연령대별, 저임금 여부별, 판매 종사자의 직업 세분류별 추이

(단위: 천 명)

	15~24세				25~54세				55세 이상			
	비저임금		저임금		비저임금		저임금		비저임금		저임금	
	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014
영업종사자	6	5	0	2	408	436	29	29	24	53	3	9
매장판매종사자	35	70	69	149	312	380	283	241	11	29	13	37
상품대여종사자	0	0	1	0	2	8	2	0	0	0		0
방문 노점 통신판매	8	16	8	14	101	127	41	43	8	16	7	9

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 2-9〉 연령대별, 저임금 여부별, 단순노무 종사자의 직업 세분류별 추이

(단위: 천 명)

	15~24세				25~54세				55세 이상			
	비저임금		저임금		비저임금		저임금		비저임금		저임금	
	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014
건설 및 광업	2	5	3	3	190	191	93	54	57	103	44	43
하역 및 적재 단순 종사원	1	7	1	3	33	56	9	13	5	10	2	6
배달원	5	9	8	12	93	109	43	43	7	20	10	15
제조관련 단순 종사원	8	14	9	13	115	127	197	144	20	34	50	59
청소원 및 환경 미화원	1	2	2	4	71	80	107	68	59	136	245	378
경비원 및 검표원	1	1	2	2	26	20	19	11	34	49	196	158
가사 및 육아 도우미	0	1	1	1	39	26	46	38	20	41	54	86
음식관련 단순 종사원	3	14	9	25	46	63	151	111	13	46	52	109
판매관련 단순 종사원	2	5	8	14	29	41	37	43	4	7	17	17
농림어업관련 단순 종사원	0	0	1	1	10	14	27	23	10	19	63	83
계기점검/수급 및 주차관련 종사원	1	2	3	4	18	18	8	9	6	10	10	15
기타 서비스관련 단순 종사원	1	2	1	3	23	33	18	19	4	15	12	58

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

전통적으로 단순노무 종사자도 저임금 근로자 비중이 큰데, 역시 25~54세는 감소했고, 15~24세는 미미한 증가가 있었을 뿐이며, 55세 이상에서만 크게 증가하였다. 특히 청소원 및 환경 미화원을 중심으로 규모 증

가가 나타났다.

본 연구에서는 제5장에서 청소원과 경비원에 대해 따로 분석을 할 것이다. 어떤 요인들이 이 일자리에서 저임금을 강화시키는지 기존 자료들과 설문조사를 통해 분석할 것이다.

국제금융위기 이후 저임금 감소, 중간임금 증가에 가장 크게 기여한 업종은 제조업이다. 제조업에서 저임금 근로자는 2007년과 2015년 사이 247천 명 감소한 반면, 중간임금 근로자는 542천 명 증가했고, 고임금 근로자도 351천 명 증가했다. 보건 및 사회복지서비스업도 중간임금 근로자 증가에서 중요한 역할을 했다. 이 업종에서 동 기간 중간임금근로자가 692천 명 증가했으나, 저임금 근로자도 268천 명 증가했다. 국제금융위기 이전에는 대부분의 업종에서 저임금 근로자가 증가한 대신 중간임금 근로자가 감소했으나(표 2-11 참조), 이후에는 거의 대부분의 업종에서 저임금 근로자가 감소하고 중간임금 근로자가 증가한 것이 가장 중요한 차이이다. 금융위기 이후 저임금 근로자가 증가한 업종은 서비스 종사자 및 단순노무 근로자가 많은 숙박음식점업, 보건 및 사회복지 서비스업, 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인서비스업 정도로 나타났다.

고학력화가 진행 중인 우리나라 노동시장에서 고학력자 증가, 저학력자 감소는 저임금 근로자 비중을 감소시키는 중요한 요인이 될 수 있다. 이를테면, 4년제 대졸 중 중간임금 근로자+고임금 근로자는 2015년 기준으로 5,252천 명인 반면, 저임금 근로자 수는 356천 명이었다. 고졸은 중간임금+고임금 5,338천 명이고 저임금 근로자 수는 2,099천 명이었다. 4년제 대졸자와 고졸자의 중간임금 이상 규모는 거의 비슷하지만, 저임금 근로자는 고졸자가 4년제 대졸자의 약 6배가량 되는 셈이다.

2007년에 비해 2015년 고졸 임금근로자는 777천 명 증가하였고, 4년제 대졸자는 1,813천 명 증가하였는데, 고졸 중간임금 이상 근로자는 817천 명 증가한 반면, 고졸 저임금 근로자는 4만 명 감소하였다. 4년제 대졸 중 중간임금 이상 근로자는 1,719천 명 증가하였고, 대졸 저임금 근로자는 94천 명 증가하였다. 4년제 대졸 임금근로자는 워낙 큰 규모로 증가하고 있기 때문에 저임금 근로자 수가 약간 증가했다 해도 큰 의미를 두긴 어려울 것이다. 반면, 금융위기 이전인 2002년과 2007년 수치를 비교해 보면

〈표 2-10〉 임금수준별, 산업별 임금근로자 추이(9차 산업분류)

(단위: 천 명)

	저임금		중간임금		고임금	
	2007	2015	2007	2015	2007	2015
농림어업	99	76	38	42	9	7
광업	1	-	7	9	10	5
제조업	656	409	1,678	2,220	1,026	1,377
전기, 가스, 증기 및 수도사업	3	1	16	26	58	64
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	9	7	35	58	12	18
건설업	306	157	814	923	274	309
도매 및 소매업	693	685	949	1,190	298	360
운수업	167	135	340	456	170	192
숙박 및 음식점업	766	861	356	528	53	37
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	48	37	251	337	315	341
금융 및 보험업	55	35	287	296	402	420
부동산업 및 임대업	133	120	122	190	43	53
전문, 과학 및 기술 서비스업	54	41	247	411	294	458
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	445	422	413	651	78	93
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	129	170	184	283	487	498
교육 서비스업	204	152	534	698	628	608
보건업 및 사회복지 서비스업	157	425	340	1,031	181	238
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	99	94	82	155	42	40
협회 및 단체, 수리 및 기타개인서비스업	226	260	305	426	80	95
가구내 고용활동	101	50	55	14	5	-
국제 및 외국기관	1	-	5	9	13	10
전 체	4,350	4,136	7,055	9,953	4,478	5,222

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 2-11〉 2002~07년 간 산업별 임금수준별 근로자 증감(8차 산업분류)

(단위: 천 명)

	저임금	중간임금	고임금	전 체
농업 및 임업	6	4	5	15
어업	6	-9	-2	-5
광업	-1	-1	6	4
제조업	-89	-134	201	-22
전기, 가스 및 수도사업	2	-5	28	25
건설업	137	-34	1	103
도소매업	147	-96	14	65
숙박 및 음식점업	197	-111	-5	80
운수업	74	-67	4	11
통신업	5	1	25	31
금융 및 보험업	13	-24	86	75
부동산업 및 임대업	29	15	11	54
사업서비스업	261	212	193	665
공공행정, 국방 및 사회보장행정	25	11	77	113
교육 서비스업	88	70	101	260
보건 및 사회복지사업	71	56	53	179
오락, 문화 및 운동관련산업	38	20	18	76
기타 공공, 수리 및 개인서비스업	75	16	13	103
가사서비스업	7	13	-1	19
국제 및 외국기관	1	-2	1	-1
전 체	1,090	-65	828	1,853

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

고졸의 경우 중간임금 근로자 수가 오히려 감소했고, 저임금에서만 증가한 것으로 나타난다. 4년제 대졸은 저임금에서도 증가했지만, 중간임금 이상에서도 크게 증가하는 특징이 있었다.

정리하면, 고학력자 증가는 저임금 근로자 비중을 감소시키는 요인이 될 수 있는 한편, 국제금융위기 이후의 중간임금 위주 일자리 증가 현상은 고학력화를 넘어 다른 학력계층에서도 뚜렷이 관찰되는 현상으로 보인다.

〈표 2-12〉 교육수준별 근로자 수 추이

(단위: 천 명)

	저임금			중간임금			고임금		
	2002	2007	2015	2002	2007	2015	2002	2007	2015
초졸 이하	728	837	714	573	366	439	63	46	31
~중졸 이하	619	725	592	890	596	682	134	97	71
~고졸 이하	1,581	2,139	2,099	3,560	3,329	4,154	1,273	1,192	1,184
전문대졸	206	365	336	994	1,251	1,780	378	535	693
4년제 대졸	117	262	356	1,002	1,400	2,639	1,490	2,133	2,613
대학원 이상	9	22	40	100	114	259	313	476	630
전체	3,260	4,350	4,136	7,119	7,055	9,953	3,650	4,478	5,222

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 2-13〉 종사상 지위별 근로자 수 추이

(단위: 천 명)

	저임금			중간임금			고임금		
	2002	2007	2015	2002	2007	2015	2002	2007	2015
상용직	465	767	957	3,247	3,963	6,841	3,139	4,033	4,877
임시직	1,662	2,311	2,392	2,775	2,359	2,403	368	374	311
일용직	1,132	1,272	787	1,098	732	710	143	72	34
전체	3,260	4,350	4,136	7,119	7,055	9,953	3,650	4,478	5,222

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

종사상 지위별로 보면 상용직 증가폭이 대단히 크게 나타나는 특징이 있다. 2002년에는 전체 근로자의 약 48.8% 정도가 상용직이었으나, 2007년에는 55%로 증가하고, 2015년에는 65.6%까지 증가했다. 계약기간 일 년 이상, 회사의 인사관리 규칙을 적용받는 사람들로 정의되는 상용직은 임시직이나 일용직에 비해 근로조건이 좋은 특징이 있다. 따라서 상용직의 증가는 저임금 비중 감소 방향으로 작동할 가능성이 높다. 실제 상용직 증가의 대부분은 중간임금과 고임금 쪽에서 발생해 이와 같은 추론을 뒷받침한다. 다만, 국제금융위기 이전(2002년과 2007년 사이)에는 저임금에서 임시직

증가폭이 매우 컸던 점(649천 명↑), 반대로 중간임금에서는 임시직이 감소했던 점이 특징이다. 이후(2007년과 2015년 사이)에는 저임금에서도 임시직이 81천 명 증가했을 뿐이고, 중간임금에서도 44천 명 증가했다.

2. DFL을 이용한 분해를 통해 본 저임금 비중 감소의 원인¹⁾

DFL 방법론은 다른 조건이 동일한 상태에서 산업과 직업의 분포만 바뀐다면 임금 분포가 어떻게 바뀔지를 보여주는 방법론이다. 이를테면, 2007년의 산업과 직업의 분포가 그대로 2015년에도 유지된다면 저임금 근로 비중이 어떻게 바뀔까 궁금할 때 사용할 수 있는 방법론이 바로 DFL이다. 개인이 받는 임금은 그대로 둔 상태에서 가중치 조정을 통해 비교연도의 산업×직업 분포를 실현해 줄 수 있다. 이러한 특징 때문에 임금불평등 관련 문헌에서 많이 활용되고 있다. 다만, 인적 구성이나 일자리 분포가 바뀐다는 것은 노동공급이나 수요에서 변화가 생겼다는 의미므로, 이에 따라 임금 자체도 변화할 수 있는데, 이와 같은 가격 변화까지는 고려하지 못한다는 단점이 있다.

DFL은 t 시점의 임금분포함수 $f(w|T=t) = f(w|T_w = t, T_x = t)$ 가 t 시점에서 학력과 연령분포 $h(x|T=t)$ 와 t 시점에서의 학력과 연령별 가격 $g(w|x, T=t)$ 의 함수로 표현될 수 있다고 하였다.

$$f(w|T_w = t, T_x = t) = \int g(w|x, T_w = t)h(x|T_x = t)dx \quad (2-1)$$

여기서 T_w 란 가격이 관찰된 시점, T_x 란 학력과 연령분포가 관찰된 시점이다. DFL은 여기서 가격함수 $g(w|T_w = t)$ 를 다른 시점 t' 의 학력과 연령분포 $h(x|t_x = t')$ 와 결합시키는 것이 가능하다고 주장하였다. 즉 그들이 “reweighting function”(이하 가중치 함수)라고 부른 아래 식의 $\psi_x(x)$ 를 이용하면 된다고 하였다.

$$\psi_x(x) = h(x|T_x = t')/h(x|T_x = t) \quad (2-2)$$

1) 이 절의 DFL 방법론 설명은 성재민(2013)의 제3장 DFL 설명 부분을 인용한 것이다.

이를 식 (2-1)에 결합하면 식 (2-2)와 같이 학력과 연령의 분포만 t' 시점이고 가격은 여전히 t 시점일 때의 임금분포함수를 얻게 된다.

$$f(w|T_w=t, T_x=t') = \int g(w|x, T_w=t) \psi_x(x) h(x|T_x=t) dx \quad (2-3)$$

이 식이 의미하는 바는 먼저 가중치 $\psi_x(x)$ 를 추정한 다음, t 시점 데이터에 이 가중치를 적용한 후 커널 분포함수를 추정하면, 이것이 바로 학력과 연령의 분포만 t' 시점이고 가격은 여전히 t 시점일 때의 임금분포함수가 된다는 것이다. 만약 분위 격차나 지니계수 같은 분포 통계를 얻고 싶다면, 위 절차를 통해 얻은 분포함수나 가중치 $\psi_x(x)$ 를 적용한 t 시점 데이터에서 원하는 통계량을 추정할 수 있다(Fortin, Lemieux, & Firpo, 2011: 65~66).

가중치 $\psi_x(x)$ 는 베이즈 룰(Bayes' rule)을 적용하면 식 (2-4)와 같이 얻어지며,²⁾ 이는 간단한 로짓 함수를 이용해 추정할 수 있다.

$$\psi_x(x) = \frac{\Pr(T_x=t'|x)}{1 - \Pr(T_x=t'|x)} \times \frac{1 - \Pr(T_x=t')}{\Pr(T_x=t')} \quad (2-4)$$

분석을 위해 경제활동인구조사 자료를 이용하였다. 가중치 함수를 구하기 위해 산업, 직업, 종사상 지위(상용, 임시, 일용)를 통제한 모형, 연령(15~24, 25~44, 45~54, 55+), 교육(중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상), 성별을 통제한 모형을 각각 추정해 영향을 분석하였다. 전자는 수요 측 요인에 따른 분포 변화를 통제한 모형, 후자는 공급 측 요인에 따른 분포 변화를 통제한 모형으로 볼 수 있을 것이다. 앞서의 분석에 따르면, 수요 측 요인은 전반적으로 제조업, 생산직, 전문가, 사무직, 상용직 중심의 일자리 성장이 있었기 때문에 중간임금 일자리가 크게 증가하고 저임금 일자리는 감소하는 방향으로 작용했을 가능성이 높다. 반면, 공급 측 요인은 고학력화 요인이 크게 작용하는 교육을 제외하고는 고령화, 여성 노동력 증대가 저임금 일자리 감소로 연결되었을 가능성은 낮아 보인다.

실제 추정과정에서 산업은 저임금 비중 10% 미만, 10~29%, 30% 이상

2) Fortin, Lemieux, & Firpo(2011), p.64 참조.

으로 구분하였다. 광업, 전기, 가스, 증기 및 수도사업, 하수, 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업, 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업, 금융 및 보험업, 전문, 과학 및 기술 서비스업, 국제 및 외국기관은 저임금 10% 미만 산업으로 분류되었으며, 제조업, 건설업, 운수업, 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 교육서비스업, 보건업 및 사회복지 서비스업은 10~29% 산업으로 분류되었고, 농림어업, 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점업, 부동산업 및 임대업, 사업시설관리 및 사업지원 서비스업, 예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업, 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업, 가구 내 고용 활동은 30% 이상 산업으로 구분되었다. 직업은 관리자와 전문가/사무직/서비스 근로자/판매 근로자/기능원과 조립원/농업숙련근로자와 단순노무직으로 구분해 분석하였다.

분석을 위해 가중치 생성과정 및 DFL 적용과정에서 근로시간을 고려해 추정하였다. 경제활동인구조사에서 제공하는 가중치에 해당 조사의 「정해진 근로시간」을 곱하는 방식으로 가중치를 생성하여 활용하였다. 이렇게 해도 저임금 트렌드에는 영향이 없는 반면, 저임금에서 시간제 근로가 급증하고, 경제 전체적인 근로시간이 줄어드는 환경에서 총노동공급을 좀 더 잘 보여줄 수 있다는 장점이 있다.

경제활동인구조사를 이용한 DFL 결과를 보면, 2009년에 만약 2015년과 교육×연령×성별 분포가 동일했다면, 2009년 실적치에 비해 저임금 비중은 소폭 증가했을 것이며(26.1%→26.9%), 중간임금은 감소하고(43.8%→40.6%), 고임금은 증가(30.1%→32.6%)하는 것으로 분석되었다. 고학력화가 저임금 비중 감소요인이긴 하지만, 고령화와 여성화 효과가 고학력화를 넘어 저임금을 악화시키고, 중간임금은 감소시키는 효과로 귀결됨을 의미한다.

다음으로, 산업, 직업, 사업장 종업원 규모, 종사상 지위가 2015년과 같았다면, 2009년의 저임금 규모는 소폭인 0.2%p 정도 증가하고, 중간임금 비중은 증가(43.8%→46.8%)하며, 고임금 비중은 감소(30.1%→26.9%)하는 것으로 분석되었다. 일자리 특성 변화는 중간임금을 증가시키고, 고임금 비중은 감소시키는데, 그 수준이 2015년 실적치 26.4% 수준에 거의 유사할 만큼 크게 감소한다는 것이다. 이는 국제금융위기 이후 고임금 비

중 감소가 일자리 구성 변화와 밀접한 연관이 있음을 보여주는 것이다. 이 시기 가장 크게 증가한 일자리가 제조업 생산직, 사회복지서비스 전문가였고 이들 일자리가 중간임금 일자리 증가의 주축이라는 점을 감안하면, 또 상용직 수 및 비중 증가 추세가 특히 중간임금층에서 그 어느 때보다 가팔랐다는 점을 감안하면 충분히 그럴듯한 결과이다. 다만, 저임금 변동에 대해서는 거의 설명력이 없는 것으로 나타났다.

마지막으로, 일자리 구성과 인적 구성을 합치면 어떤 결과가 나올지 분석해 보았다. 정확히 일치시키려면 각 요인들 간의 교호항을 이용해야 하므로 많은 변수를 통제할 수 없었다. 이로 인해 종업원 규모 변수를 누락하고 분석을 진행할 수밖에 없었다. 분석결과 2009년에 2015년과 교육×연령×성×산업×직업×종사상 지위 분포가 동일했다면, 2009년 실적치에 비해 저임금 비중은 다소 증가(26.1%→26.9%), 중간임금은 증가(43.8%→45.2%), 고임금은 2015년 실적치에 근접한 수준까지 감소(30.1%→27.9%) 하는 것으로 나타났다. 이는 일자리 분포만 통제했을 때와 유사한 결과로, 인적 구성 변화보다는 일자리 구성 변화가 국제금융위기 이후 고임금 비중 감소와 그로 인한 중간임금 증가를 잘 설명함을 보여준다. 그러나 여전히 저임금 비중 감소에는 일자리 구성 변화, 인적 구성 변화 모두 설명

〈표 2-14〉 DFL 결과 : 경제활동인구조사

교육, 연령, 성						
		저임금	중간임금	고임금	전 체	
실적치	2009	26.1	43.8	30.1	100.0	
	2015	20.9	52.8	26.4	100.0	
2009년 임금, 2015년 인적 구성일 때 가상의 임금수준별 근로자 비중		2009	26.9	40.6	32.6	100.0
산업, 직업, 규모, 종사상 지위						
		저임금	중간임금	고임금	전 체	
실적치	2009	26.1	43.8	30.1	100.0	
	2015	20.9	52.8	26.4	100.0	
2009년 임금, 2015년 일자리 구성일 때 가상의 임금수준별 근로자 비중		2009	26.3	46.8	26.9	100.0

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 2-15〉 DFL 결과 : 경제활동인구조사(교육, 연령, 성, 산업, 직업, 종사상 지위 일치)

		저임금	중간임금	고임금	전 체
실적치	2009	26.1	43.8	30.1	100.0
	2015	20.9	52.8	26.4	100.0
2009년 임금, 2015년 일자리 및 인적 구성일 때 가상의 임금수준 별 근로자 비중	2009	26.9	45.2	27.9	100.0

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

력이 약함을 보여준다.

이상의 결과는 임금은 2009년으로 고정되어 있을 때 분포만 2015년으로 변경하면 어떤 일이 발생하는지를 본 것이다. 임금 변화 없이 2015년 수준으로 일자리 분포를 맞춰줄 경우 저임금 일자리 비중이 26.9%로 오히려 증가하는 것은 2009년에 비해 2015년에 저임금 일자리가 약간 늘었을 가능성을 보여준다. 그러나 2015년의 상대임금을 적용하면 저임금 비중이 확연히 떨어지는데(2015년 실적치), 이는 앞서 보았듯이 저임금 일자리의 임금이 빠르게 증가한 영향으로 해석될 가능성을 지지한다. 이 시기 저임금 일자리 증가가 흔히 생각할 수 있는 것처럼 일자리가 없어 저임금 일자리라도 잡아야 하는 노동공급 초과현상의 반영이 아니라 저임금 일자리 노동수요 증가의 반영일 가능성을 시사한다. 물론, 최저임금 인상의 영향도 있었을 것이므로, 최저임금 때문이나, 노동수요 증가 탓이라는 추후 검증의 문제이다. 어쨌든 이 장의 연구결과는 이 시기 저임금 비중 변동을 설명하려면 왜 저임금 일자리에서 임금이 빠르게 증가했는지에 주목해야 한다는 시사점을 준다.

마지막으로, 고임금 일자리의 임금 감소는 글로벌 금융위기 이후 금융산업 일자리의 정체나 세계 시장이 예전 같지 않은 데서 오는 연관 일자리의 성장 정체 등 일자리 규모 자체의 정체와 연관이 있을 가능성이 발견되었다. 즉 금융위기 이후 고학력자에 대한 노동수요가 둔화된 것이 원인이 될 수 있다. 이는 2015년 수준으로 일자리 분포를 맞춰주면 임금 변화 없이도 고임금 비중이 줄어드는 것에서도 확인된다.

제4절 소 결

이 장에서는 저임금 근로자 비중 추세와 변동 원인을 글로벌 금융위기 이후에 한정해 분석하였다. 시간당 임금뿐만 아니라 월급 기준으로도 상대저임금 추이를 비교해 보았다. 월급과 시간당 임금 간 추이에서의 차이는 그간 꾸준히 증가해 온 시간제 근로 때문임을 발견하였다.

상대저임금 비중이 감소하는 이유도 분석해 보았다. 저임금 일자리 자체의 고용규모 축소도 저임금 비중을 감소시킬 수 있지만, 저임금 일자리 고용규모는 그대로여도 저임금 일자리의 임금이 빠르게 증가한다면 저임금 비중은 감소할 수 있다. 분석결과 후자 가설이 상당한 설명력이 있을 것으로 분석되었다.

이는 금융위기 이후 얼핏 보기에는 일자리 부족으로 저임금 일자리로 내몰리는 노동공급 주도 현상으로 저임금 일자리가 채워지고 있는 것처럼 보이지만, 실제로는 노동수요 주도적인 저임금 노동시장 변화가 나타났음을 시사한다. 저임금 일자리 비중은 약간 팽창한 반면, 임금은 빠르게 증가했기 때문이다. 관련하여, 앞서 본 것처럼 중간임금 일자리라고 간주할 수 있는 제조업의 생산직 일자리와 보건 및 사회복지 서비스업 일자리가 금융위기 이후 급증하면서 25~54세가 그쪽으로 빠져나가는 바람에 저임금 일자리의 노동공급이 과거에 비해 상대적으로 부족해져 저임금 노동시장에서 노동수요 주도성이 나타났을 가능성이 상당히 있다고 판단된다.

물론, 이와 같은 저임금 일자리의 임금 성장은 최저임금이 빠르게 인상된 결과를 반영하는 것일 수도 있다. 노동수요 가설과 최저임금 가설 중 어느 것이 더 맞는지, 또는 둘 다 맞는지는 추후 더 연구되어야 하지만, 분명한 것은 저임금 일자리만의 빠른 임금 성장을 고려하지 않고서는 금융위기 이후 상대저임금 감소를 설명할 수 없다는 점이다. 이것이 이 장의 가장 중요한 발견이다.

제 3 장

해외 아웃소싱과 노동조합이 저임금 일자리 변동에 미치는 영향

제1절 머리말

근로빈곤의 확대는 노동을 통해서 경제적인 어려움 없이 살 수 없는 노동자들이 증가하고 있음을 의미한다. 근로빈곤의 확대는 노동력이 건강하게 재생산되고 있지 못할 뿐만 아니라 일자리의 양적 확대를 통해서 더 이상 성장-고용의 선순환을 기대하기 어려워지고 있음을 의미한다. 근로빈곤 상태에 놓여 있는 다수의 노동자들이 스스로를 대변할 조직을 가지고 있지 못하고 있다는 측면에서 근로빈곤의 확대에 따라 산업민주주의가 훼손되고 있음은 물론이다.

한국은 높은 소득불평등과 넓게 자리한 저임금노동이 공존하는 특징을 보인다. 한편으로는 상위 10%의 소득점유율이 44.8%로서 OECD 국가들 가운데 미국(47.8%) 다음으로 높다(World Wealth & Income Database). 다른 한편으로는 노동시장에서 중위임금 2/3 미만의 저임금노동자의 비율이 23.7%로서 이 역시 미국(24.8%) 다음으로 폭넓게 자리잡고 있다(OECD Employment database). 한국의 10분위 배율은 4.79로서 매우 높은 수준인데, 상층에 과도하게 집중된 소득과 광범한 저임금노동이 공존하며 상호작용한 결과이다. 현재의 저임금노동이 단선적인 인과관계보다

는 복합적인 요인들의 결합과 상호작용에 따른 것임을 유추해 볼 수 있다.

저임금노동자들이 차지하는 비중은 시기별로 다른 궤적을 가지고 있다. 현재의 높은 수준의 저임금 일자리 규모는 1990년대 이후 지속적으로 증가하여 온 결과이며, 1990년대 저임금노동자 규모 역시 1980년대 중반 이후 지속되어 온 감소 추세에 따른 결과이다. 이러한 장기적인 궤적은 단기의 경기순환 파동의 형태와는 다른 것으로서 저임금노동이 장기의 구조적 요인들로부터 큰 영향을 받고 있음을 유추해 볼 수 있다. 따라서 저임금 노동의 원인을 이해하기 위해서는 복합적으로 작용하는 여러 요인들에 대한 검토 속에서 이들의 장기적인 영향과 주요 추동 요인을 분석하는 것이 필요하다.

본장에서는 여성, 청년, 노령 인구 등 기존 연구들을 통해 고려되었던 인구학적 요인과 더불어 그동안 미진하였던 해외 아웃소싱과 같은 노동 수요 측 요인들 그리고 노동조합과 같은 노동공급 측의 제도적 요인 등을 분석한다. 그리고 이들이 저임금 일자리에 어떠한 영향을 미치는지, 그 영향이 시기별로 어떻게 변화하였는지를 좀 더 긴 시간의 흐름 속에서 분석한다. 이를 위해서 제2절에서는 저임금 일자리에 영향을 미치는 요인과 관련한 기존 연구 중 해외 아웃소싱 및 노동조합에 대한 연구를 정리한다. 그리고 산업연관표의 시계열화, 해외 아웃소싱 지수의 추계 등, 분석에 필요한 자료의 구축에 대해 소개한다. 제3절에서는 저임금 일자리의 장기 추이를 주요 요인별로 살펴본다. 제4절에서는 로짓분석 모형을 활용하여 저임금 일자리에 미치는 요인별 영향의 시기별 추이를 그 영향의 변화를 통해서 살펴본다. 제5절에서는 구조방정식 모형을 활용하여 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성에 미치는 영향을 통해 어떻게 저임금 일자리에 영향을 미치는지를 시기별로 분석한다. 제6절에서는 이상의 분석 결과를 요약하고, 함의를 정리한다.

제2절 저임금 일자리 확대 원인에 대한 논의

1. 해외 아웃소싱, 낮은 노동대표권과 저임금 일자리

저임금을 발생시키는 요인은 매우 다양하고 복잡적이다. 작업장에서의 여성에 대한 차별, 청년실업과 열정페이, 낮은 복지수준과 급격한 고령화 등 인구학적 요인과 사회적 요인의 결합이 그 원인으로 논의되기도 하며, 비자발적인 비정규직과 낮은 임금, 탈산업화에 따른 양질의 제조업 고용의 감소와 저임금 서비스업 일자리의 확대, 저숙련노동을 노동시장에서 구축하는 숙련편향적인 기술변화 등 생산의 구조적 변화와 같은 경제적 요인들이 그 원인으로 논의되기도 한다. 이와 같이 다양한 요인들이 저임금 일자리의 원인으로 논의되고 있는 반면 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 요인 그리고 노동조합과 같은 공급 측의 제도적 요인이 저임금 일자리에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 논의는 여전히 미진한 편이다.

1980년대 이후 진행된 자유로운 자본의 이동과 생산의 세계화는 글로벌 아웃소싱을 보다 일반적인 생산형태로 확장시켜 왔다. 고속된 기술집약적인 생산공정과 그렇지 않은 생산공정이 국가들 사이에 위계적으로 분절되어 재배치되어 왔다. 이러한 양상은 국가 간 노동의 분절뿐만 아니라 국가 내 노동수요의 불균형을 초래하곤 하였다. 예를 들어, 선진국에서는 숙련노동에 대한 수요가 증가하는 반면 저숙련노동에 대한 수요는 감소함으로써 숙련수요의 양극화를 초래하는 것으로 추정되고 있다(Hijzen, Görg, and Hine, 2004). 해외 아웃소싱이 활발히 이루어지기 시작한 1990년대 이후 각국에서는 해외 아웃소싱이 국내 고용을 대체하는 것으로 보고되었다(Feenstra and Hanson, 1996; Campa and Goldberg, 1997). 특히 해외 아웃소싱에 따라 저숙련노동이 감소하는 것으로 보고되었다(Strauss-Kahn, 2003; Morrison and Siegel, 2001). 해외 아웃소싱이 국내 생산과 투자를 대체하게 되는 경우 노동에 대한 수요를 감소시켜 노동의 공급을 상대적으로 증가시킴으로써 임금이 하락할 수 있다. 특히 노

동시장 내 취약계층의 경우 이러한 현상에 더 크게 영향을 받는 것으로 보고되었다. 이와 관련한 국내 연구로는 안정화(2007), 홍장표·장지상(2015) 등이 있다. 그러나 해외 아웃소싱이 고용에 미치는 영향을 분석한 연구들은 더러 있지만, 저임금 노동자들에 미친 영향을 분석한 연구는 상대적으로 적은 편이다.

노동조합은 노동자들의 경제적, 사회적, 정치적 이해를 대변하는 조직으로서 자본주의 사회에서 취약할 수밖에 없는 개별 노동자들이 사용자에 대한 교섭력을 높이기 위해 만든 조직이다. 그러나 현실에서는 역설적이게도 청년, 여성, 비정규직과 같은 주변부 노동자들일수록 이들을 대변하는 조직과 노동대표권이 취약하다(Blanchflower, 2007; 윤진호, 2005; 이시균·김정우, 2007; 안정화·정주연, 2013).

취약한 노동대표권과 노동대표권의 분절은 주변부 노동자들의 임금수준을 더욱 하락시키는 것으로 추정되고 있다. 더욱이 해외 아웃소싱과 같은 생산공정의 세계화와 노동 수요의 분할은 노동자들의 교섭력을 더욱 약화시킬 수 있다. 이에 따라 임금이 하락하거나 근로빈곤을 더욱 확대시킬 수 있다. 본장에서는 노동대표권이 저임금 일자리에 어떤 영향을 주는지를 분석한다. 특히 저임금 일자리에 미치는 노동대표권의 영향을 시계열별로 살펴봄으로써 현재 노동조합이 직면한 과제를 살펴본다.

2. 자료의 구축

한 산업이 동종 산업뿐만 아니라 여타 산업 전체로부터 수입한 중간재를 이용하여 추계하는 방식을 넓은 의미의 해외 아웃소싱 지수라고 하며, 해외 동종 산업으로부터 수입한 중간재의 비중을 좁은 의미의 해외 아웃소싱 지수라고 한다(Feenstra and Hanson, 1999; Hijzen et al., 2004). 해외 아웃소싱 지수 중 가장 일반적인 추계 방법은 해외 동종 산업으로부터 수입한 중간재의 비중을 추계하는 좁은 의미의 해외 아웃소싱 지수 방식이다.

해외 아웃소싱 지수를 추계하기 위해서는 산업별 중간재의 국내분과 수입분에 대한 정보를 담고 있는 산업연관표를 활용해야 한다. 산업연관

표는 분류체계의 개편과 함께 실측표가 5년 단위로 작성된다. 그리고 실측표가 작성된 이후 2~3년에 한 번씩 실사표의 분류체계에 기초한 연장표가 만들어진다. 그러나 2005년 실측표 이후 한국은행은 2006년부터 2014년까지 연도별로 산업연관표 연장표를 작성하고 있다(2010년 실측표 제외). 따라서 2005년 이전 산업연관표의 경우에는 연장표를 포함하여 실제 이용 가능한 산업연관표는 2, 3년 단위로 존재하며, 실측표와 연장표 사이의 1~2년 동안에는 산업연관표가 존재하지 않는다. 따라서 보다 많은 정보를 이용하려 할 경우 연도별 산업연관표를 구축하여야 한다. 산업연관표의 연도별 시계열 자료 구축을 위해서는 대표적으로 RAS 방법(RAS method)이 이용된다. RAS 방법은 기준연도 투입계수표에서 국민소득 통계로부터 얻은 산업별 중간투입 및 중간수요 자료에 최근 연도 산업별 내생부분 비율을 적용시켜 예측연도의 투입계수 추정치를 추계하는 방식이다. 이를 통해 실측표와 연장표 사이 연도의 산업연관표를 작성하는 방식이다.³⁾ 본장에서는 13개 산업으로 구성된 연도별 산업연관표를 구축하였으며, 이에 기초하여 해외 아웃소싱 지수를 추계하였다.⁴⁾

좁은 의미의 해외 아웃소싱 지수(V_L)는 다음과 같이 정의된다.

$$V_L = \frac{im_i}{go_i} \quad (3-1)$$

여기에서 go_i 는 i 산업에서 생산한 총산출이며, im_i 는 해외의 동종 i 산업으로부터 구입한 수입중간재이다.

넓은 의미의 해외 아웃소싱 지수(V_E)는 다음과 같다.

$$V_E = \frac{im_j}{go_i} \quad (3-2)$$

여기에서 go_i 는 i 산업에서 생산한 총산출이며, im_j 는 해외의 j 산업으로부터 구입한 수입중간재이다.

Feenstra and Hanson(1999)은 국가 간 산업 내 수직적 분업 분석을 위

3) 구체적인 연도별 산업연관표의 작성 방법은 김동석(2003), 안정화(2007) 참조.

4) 13개 산업의 구성과 산업분류는 <부표 3-1>~<부표 3-3>을 참조.

한 해외 아웃소싱 지수로 좁은 의미의 아웃소싱 지수가 보다 적합하다고 말한다. 본 연구에서는 좁은 의미의 해외 아웃소싱 지수와 넓은 의미의 해외 아웃소싱 지수 모두를 추계한 뒤 분석에 활용한다. 다만 Feenstra and Hanson(1999)의 지적에 따라 좁은 의미의 해외 아웃소싱 지수를 주로 활용하고자 한다.

본 연구에서 사용된 저임금 일자리의 정의는 임금 중위값의 2/3 미만 일자리로서 임금은 시간당 실질임금을 추계하여 사용하였다. 시간당 실질임금은 고용노동부의 임금구조기본통계조사의 정액급여와 초과급여를 합한 값에 연간특별급여를 12개월로 나눈 값을 더하여 월총액임금을 계산하고, 여기에 정상 근로시간과 초과 근로시간을 합한 총근로시간으로 나누어 시간당 명목임금 자료를 만들었다. 그리고 이를 소비자물가지수를 적용하여 시간당 실질임금을 만들었다.

본 연구에서 사용된 노동조합 자료는 유노조사업장 종사자 여부이다. 임금구조기본통계조사 자료의 경우 2007년까지는 유노조사업장 종사 여부를 조사하였으나, 2008년부터는 조합원 여부를 조사하고 있다. 따라서 사업장 ID에 기초하여 조합원이 있는 경우 해당 사업장을 유노조사업장으로 분류하여 2007년 이전 자료와 동일한 정의를 갖는 자료를 구축하였다.

제3절 저임금 일자리 비율의 장기 추이

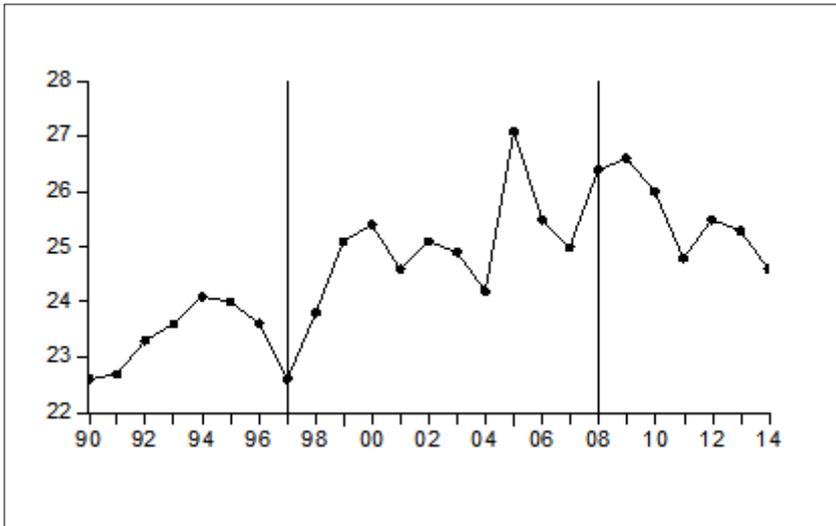
본 절에서는 임금구조기본통계조사 자료를 통해 추계된 저임금노동자 비율의 추이를 가지고 지난 10여 년간 저임금노동자 비율이 각 범주별로 어떻게 진행되어 왔는지를 살펴본다. 임금구조기본통계조사 자료는 모든 연도를 10인 이상 사업체로 조정하였으며, 분석 편의를 위해 농림어업 부분을 제외하고, 광업, 제조업, 서비스업만을 대상으로 하였다. 상대적으로 임금이 낮을 수 있는 10인 미만 사업체 노동자들과 농림어업 노동자들이 제외되었기 때문에 아래에서 추계된 저임금노동자 비율은 전체 노동자들

을 대상으로 한 저임금노동자 비율과 차이가 있을 수 있음을 염두에 두고 해석할 필요가 있다. 그림들에서 세로로 그어진 두 개의 직선은 각각 1997년 경제위기와 2008년 금융위기 시점을 나타낸 것이다. 아래에서는 편의상 1997년 경제위기 이전 국면을 1국면, 1997년 이후 국면을 2국면, 2008년 금융위기 이후 국면을 3국면이라고 지칭한다.

1990년부터 진행된 저임금노동자 비율의 장기 추이는 [그림 3-1]과 같다. 1990년대 이후 저임금노동자 비율 추세는 지속적으로 증가하여 왔음을 볼 수 있다. 비록 2008년 금융위기 이후 추세가 다소 완만해지긴 했지만 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. 1990년부터 2014년까지 저임금노동자 비율 평균은 24.6%이다. OECD 국가들의 저임금노동자 비율 평균이 2014년 기준 16.8%(OECD Employment database)임을 염두에 두면 매우 높은 수준이 지속되어 왔음을 알 수 있다. 1990~96년 평균은 23.6%, 1998~2007년 평균은 25.1%, 2009~14년 평균은 25.5%이다. 국면별로는 지속적으로 높아져 왔다고 할 수 있다.

[그림 3-1] 저임금노동자 비율 추이(1990~2014)

(단위: %)



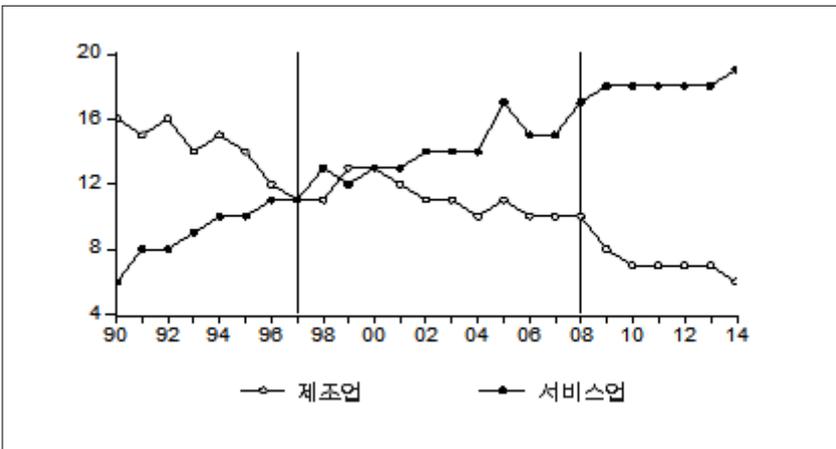
주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.
 자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

[그림 3-2]는 전체 노동자 가운데 산업별 저임금노동자 비율의 추이를 나타낸 것이다. 1990년에 제조업 저임금노동자들은 전체 노동자 가운데 16.0%였으나 2014년에는 6%로 줄어들었다. 반면 서비스업의 경우 1990년 6%였으나 2014년 19.0%로 증가한다. 그림을 통해서 볼 수 있는 것처럼 1990년대 전체 저임금노동자의 다수는 제조업 노동자들이었으나 1997년 경제위기 이후 서비스업 노동자로 바뀌었음을 알 수 있다.

그 이유는 [그림 3-3]을 통해서 알 수 있다. [그림 3-3]은 각 산업별 저임금노동자 비율 추이를 나타낸 것이다. 제조업 노동자 가운데 저임금노동자 비율은 1990년 26%였던 것이 2014년에는 17%로 감소한다. 반면 서비스업은 같은 기간 동안 16%에서 28%로 증가한 것을 볼 수 있다. 이 기간 동안 저임금노동자 비율이 감소한 제조업은 노동자 수가 정체되어 있었던 반면 저임금노동자 비율이 증가한 서비스업 노동자들의 절대적인 수는 지속적으로 증가하여 왔다. 따라서 서비스업 내부의 저임금노동자 증가와 서비스업 노동자의 절대적 증가가 결합하여 전체 저임금노동자 증가에 기여하였다. 저임금노동자들의 증가가 탈산업화와 높은 연관이 있음을 보여준다.

(그림 3-2) 전산업 대비 제조업과 서비스업 저임금노동자의 비율 추이

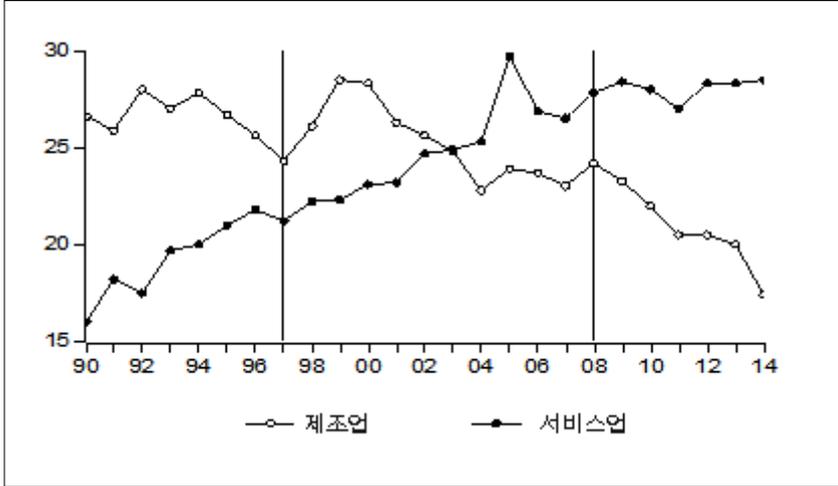
(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

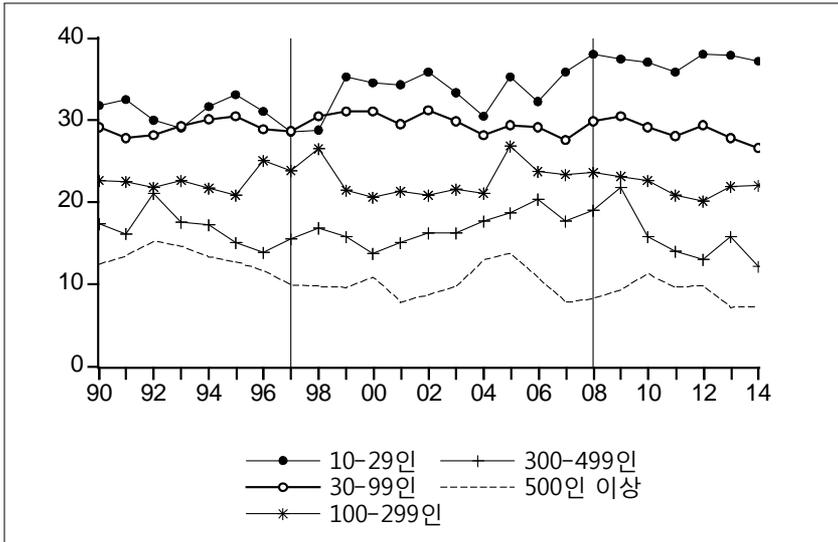
자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

[그림 3-3] 제조업 내 저임금노동자 비율과 서비스업 내 저임금노동자 비율 추이
(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.
자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

[그림 3-4] 사업체 규모별 저임금노동자 비율 추이
(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.
자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

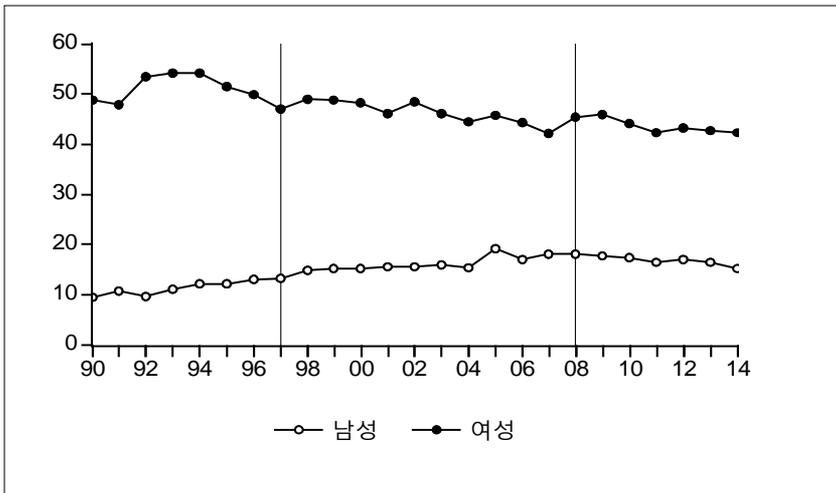
[그림 3-4]는 사업체 규모별 저임금노동자 비율의 변화를 나타낸 것이다. 저임금노동자 비율은 사업체 규모별로 뚜렷한 차이를 보이고 있으며, 1990년대 이후 규모별로 격차가 지속적으로 커져 온 것을 볼 수 있다. 특히 2008년 금융위기 이후 3국면에는 그 격차가 더욱 커졌는데, 이는 300인 이상 사업체에서의 저임금노동자 비율 감소와 30인 미만 사업체에서의 저임금노동자 비율 증가가 결합되어 나타낸 현상이다. 사업체 규모 간 저임금비율 격차가 노동시장 분절의 큰 원인 가운데 하나일 수 있음을 볼 수 있다.

성별 저임금노동자 비율은 성별 격차의 절대적 크기가 매우 크다는 특징을 보이고 있다. 1997년 경제위기 이전에는 40% 가까이 차이가 날 정도로 성별 저임금 비율 격차는 매우 크다. 비록 추세적으로 격차가 감소하고는 있으나 2008년 금융위기 이후인 3국면에서도 20% 이상 격차를 유지하고 있다. 격차가 감소한 이유는 여성의 저임금 비율이 완만히 감소한 반면 남성의 저임금 비율이 완만히 증가하여 왔기 때문이다.

노조유무별 저임금 비율을 보면, 유노조사업장의 경우 15% 전후의 저

[그림 3-5] 성별 저임금노동자 비율 추이

(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

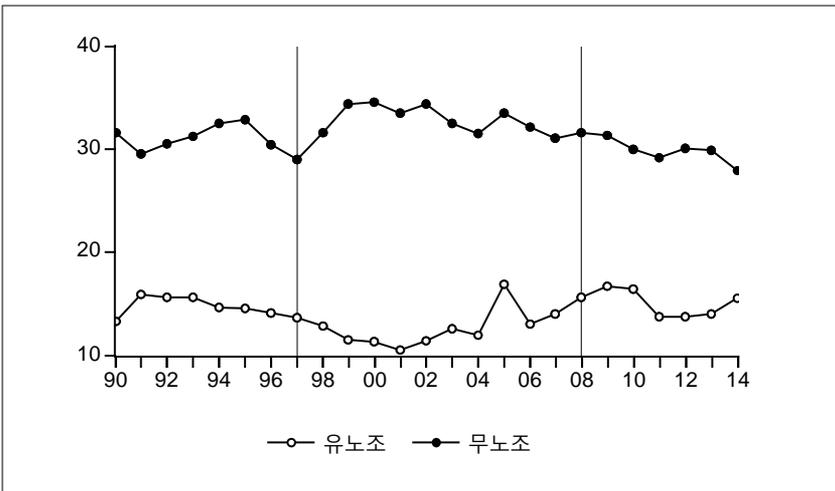
자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

임금 비율을 보이고 있다. 1990년대 이후 1997년 경제위기 이전까지 노조 유무별 저임금 비율 격차는 커지는 것을 볼 수 있다. 유노조사업장의 경우 지속적으로 저임금 비율이 감소한 반면 무노조사업장은 저임금 비율이 지속적으로 증가하여 왔기 때문이다. 그러나 이러한 경향은 2000년 초 이후 다른 양상을 보이는데, 무노조사업장의 경우 저임금 비율이 추세적으로 감소하여 온 반면 유노조사업장은 추세적으로 증가하는 양상을 보이고 있다. 특히 2008년 금융위기 이후에 그 격차는 확연히 줄어들고 있음을 볼 수 있다. 임금에 대한 노조의 영향이 과거와 달리 최근 약화되었을 가능성을 보여준다.

[그림 3-7]은 연령대별로 저임금노동자 비율의 격차가 1997년 경제위기 이후 상당히 커진 것을 볼 수 있다. 이것은 특히 55세 이상 고령층 노동자들의 저임금 비율이 1997년 이전 지속적으로 커진 데 따른 것으로 보인다. 1국면에 30세 미만 청년층과 거의 차이가 없었으나 1997년 이후에는 두 연령대의 격차가 매우 커진 것을 볼 수 있다. 비록 55세 이상 고령층의 저임금 비율이 1997년 이후 50% 수준에서 정체되어 더 이상 증가하

[그림 3-6] 노조 유무별 저임금노동자 비율 추이

(단위: %)

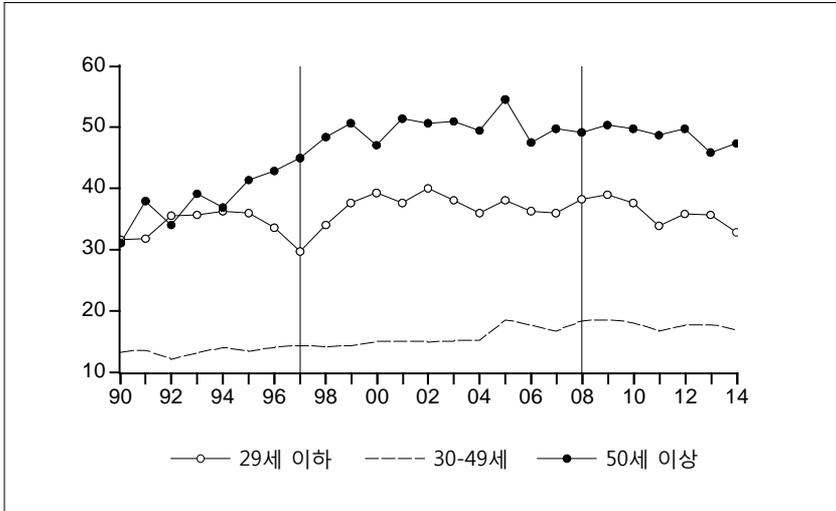


주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

[그림 3-7] 연령대별 저임금노동자 비율 추이

(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

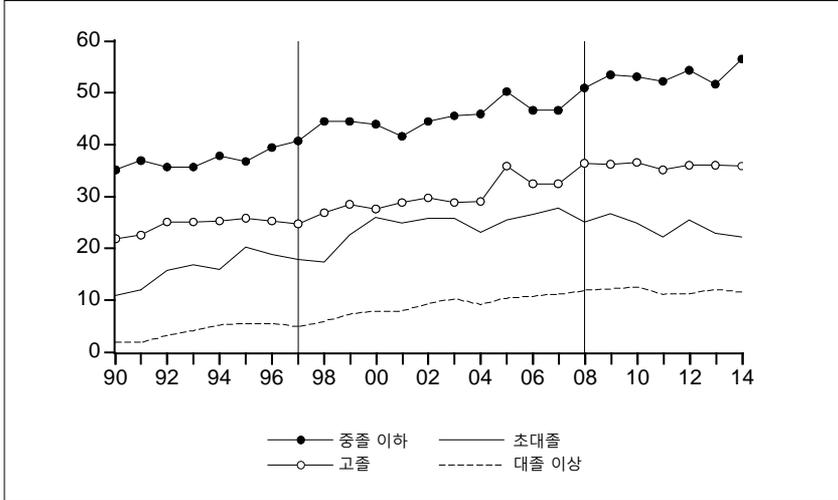
고 있지는 않으나 50%라는 저임금 비율 자체가 매우 높은 수준이며, 매우 급격한 고령화가 예상되기 때문에 고령층의 높은 저임금 비율과 고령화가 이후 한국 사회의 상대적 빈곤에 큰 영향을 줄 것으로 보인다.

[그림 3-8]은 학력별 저임금노동자의 비율 추이를 보여준다. 1990년대 이후 꾸준히 격차가 커지고 있다. 특히 중졸 이하(edu1)의 저임금 비율은 매우 높은 수준이다. 흥미로운 것은 대졸 이상(edu4)의 저임금 비율 역시 완만히 증가하고 있다는 점이다.

근속에 따른 저임금 비율의 격차 역시 상당히 큰 편이다. 1년 미만 노동자의 저임금 비율은 1990년부터 2014년까지 50~60%의 높은 수준을 기록하고 있다. [그림 3-9]는 저임금노동자들이 3년 이하에 집중되어 있음을 보여준다.

[그림 3-8] 학력별 저임금노동자 비율 추이

(단위: %)

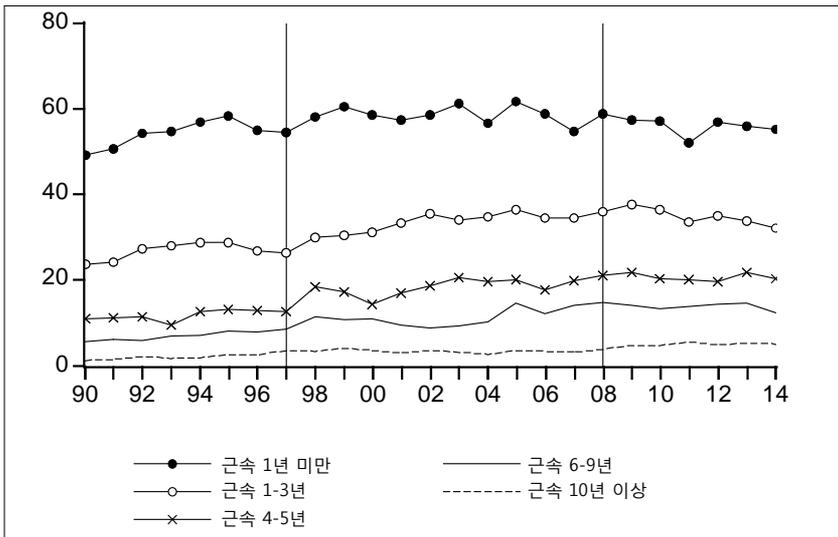


주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

[그림 3-9] 근속기간별 저임금노동자 비율 추이

(단위: %)



주: 농림어업 제외. 10인 이상 사업장.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

제4절 저임금 일자리 결정 요인과 변화

본절에서는 저임금 일자리에 각 요인들이 어떤 영향을 주는지, 그리고 지난 1997년 경제위기 이후 그 영향은 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다. 이를 위해 저임금노동자 여부를 종속변수로 하는 로짓모형을 분석에 이용하였다.

여성, 고령, 저학력은 공급 측 요인인 노동시장 내 취약한 인적 속성이 저임금 고용에 미치는 영향을 보기 위해서 구성하였다. 중소기업장과 서비스업 여부는 수요 측 요인인 산업구조 변화가 저임금에 미치는 영향을 보기 위해서 구성하였다. 그리고 또 다른 수요 측 요인으로서 해외 아웃소싱을 분석하였으며, 공급 측 제도적 요인으로서 노동조합을 분석하였다.

각 변수는 성(여성=1), 연령(55세 이상 고령층=1), 학력(고졸 이하=1), 근속연수(5년 미만=1), 사업체규모(300인 미만=1), 산업(서비스업=1), 노조유무(유노조사업장=1)로 설정하였으며, 해외아웃소싱 변수는 연도별 산업별 해외아웃소싱 지수를 해당 산업 노동자들에게 적용하여 사용하였다.

<표 3-1>은 1998~2014년 전 기간에 대해 저임금노동자 여부를 종속변수로 하는 로짓모형의 분석 결과를 정리한 것이다. 모형 1은 해외아웃소싱 변수로 좁은 의미의 해외아웃소싱 지수를 사용한 것이며, 모형 2는 넓은 의미의 해외아웃소싱 지수를 사용한 것이다. 분석 결과를 보면 여성, 고령, 저학력, 근속 등 인적 속성이 가지고 있는 요인들이 저임금 일자리에 매우 큰 영향을 주고 있는 것을 알 수 있다. 분석 결과의 승산비(Odds ratio)를 보면 여성의 경우 4.098이다. 이는 여성의 경우 저임금노동자일 확률이 남성에 비해 4.1배 높다는 것을 의미한다. 55세 이상 고령 노동자들의 경우 승산비는 4.156으로서 55세 미만 노동자들에 비해 저임금노동자일 확률이 4.2배임을 보여준다. 고졸 이하 저학력 노동자들은 3.9배이고, 5년 미만 근속의 노동자들은 5년 이상에 비해 5.8배 높다.

300인 미만 중소기업 노동자들의 경우 300인 이상 대기업 노동자들에 비해 저임금 일자리에 놓이게 될 확률이 2.1배이며, 서비스업 노동자들의

〈표 3-1〉 저임금 일자리 여부에 대한 로짓모형 분석 결과(1998~2014)

	저임금 일자리 (모형 1)		저임금 일자리 (모형 2)	
	계수	승산비	계수	승산비
여성	1.410***	4.098	1.412***	4.107
연령(55세 이상 고령층=1)	1.424***	4.156	1.425***	4.160
학력(고졸 이하=1)	1.359***	3.893	1.358***	3.889
근속연수(5년 미만=1)	1.761***	5.819	1.760***	5.815
사업체규모(300인 미만=1)	0.756***	2.130	0.759***	2.136
산업(서비스업=1)	0.218***	1.244	0.246***	1.279
해외 아웃소싱	0.001***	1.001	0.004***	1.004
노조	-0.410***	0.663	-0.411***	0.662
상수항	-4.656***	0.009	-4.685***	0.009

주: ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의미함을 나타냄.

모형 1은 global outsourcing이 좁은 의미의 해외 아웃소싱의 경우임.

모형 2는 global outsourcing이 넓은 의미의 해외 아웃소싱의 경우임.

• 모형 1: N=9,929,729 Log likelihood=-4140248 Pseudo R^2 : 0.262

• 모형 2: N=9,929,729 Log likelihood=-4140340 Pseudo R^2 : 0.262

자료: 필자 작성.

경우 광공업 노동자들에 비해 1.2배 높다. 예상보다 중소기업 노동자들과 서비스업 노동자들이 저임금 일자리에 놓이게 될 확률이 낮은 것은 분석 자료를 10인 이상 사업체로 한정하고 있기 때문에 다수의 중소기업장과 서비스업 사업장이 고려되지 못했기 때문으로 보인다. 또한 임금구조기본통계조사 자료의 특성상 비정규직 노동자들이 고려되지 못한 특성도 분석 결과를 해석하는 데 염두에 두어야 할 것으로 보인다.

해외 아웃소싱은 승산비가 1.001과 1.004로 나타났다. 해당 업종에서 해외 아웃소싱이 1단위 증가할 경우 해당 업종 노동자들이 1.001~1.004배 만큼 저임금 일자리에 놓일 확률이 증가함을 의미한다. 해외 아웃소싱이 저숙련노동자 등 해당 업종의 고용에 미친 영향에 대한 기존 분석 결과(안정화, 2007) 등에 비해 해당 업종 노동자들의 임금에 미친 영향은 예상보다 작은 것으로 보인다. 이는 고용에 미친 영향의 경우 해당 업종 노동자들에게 미친 영향을 직접적으로 관찰할 수 있는 데 반해 임금의 경우 그렇지 못함을 염두에 두어야 할 것으로 보인다. 예를 들면, 제조업 내 한

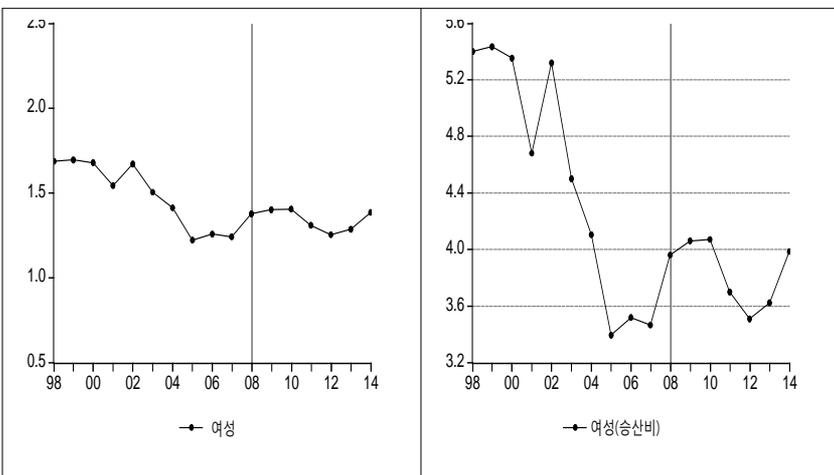
업종에서 해외 아웃소싱에 따라 고용이 대체될 경우, 고용에 대한 분석은 이를 추계할 수 있지만 임금에 대한 분석은 노동시장에 남아 있는 노동자들만을 분석하기 때문에 대체된 고용이 서비스업으로 이행할 경우 그 영향을 추계하기 어렵다.

노동조합 변수의 승산비는 0.663이다. 이는 유노조사업장에 있는 노동자들이 무노조사업장에 있는 노동자들보다 저임금 일자리에 놓일 확률이 약 34% 정도 낮음을 의미한다.

이하에서는 저임금 일자리에 놓이게 될 확률이 시간의 흐름에 따라 요인별로 어떻게 변화하는지를 분석한다. 1997년 경제위기 이후인 1998년부터 2014년까지 각 연도별로 분석한 뒤에 각 변수별 계수값과 승산비를 그래프로 그려서 그 추이를 나타낸 것이다. 왼쪽 그림은 계수값의 추이를, 오른쪽 그림은 승산비의 추이를 나타낸 것이다. 모든 변수의 계수값들은 1% 수준에서 통계적으로 유의미하다. 다만 해외 아웃소싱의 경우 1993년, 2000년, 2007년이 통계적으로 유의미하지 않으며, 나머지 연도는 모두 1% 수준에서 유의미하게 나온 값들이다.

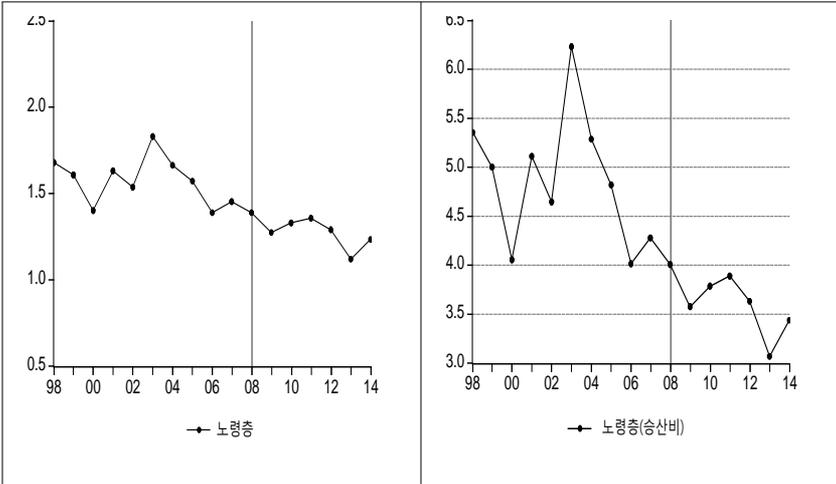
[그림 3-10]~[그림 3-13]을 통해서 성, 연령, 학력 등 인적 속성에 해당하는 요인들이 저임금에 미치는 영향을 승산비 기준으로 보면 앞에서

[그림 3-10] 여성 노동자의 저임금 확률 추이



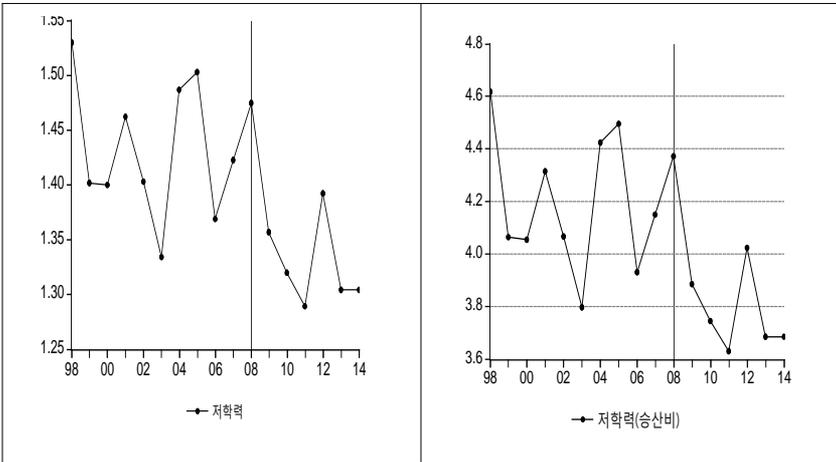
자료: 필자 작성.

[그림 3-11] 노령층 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

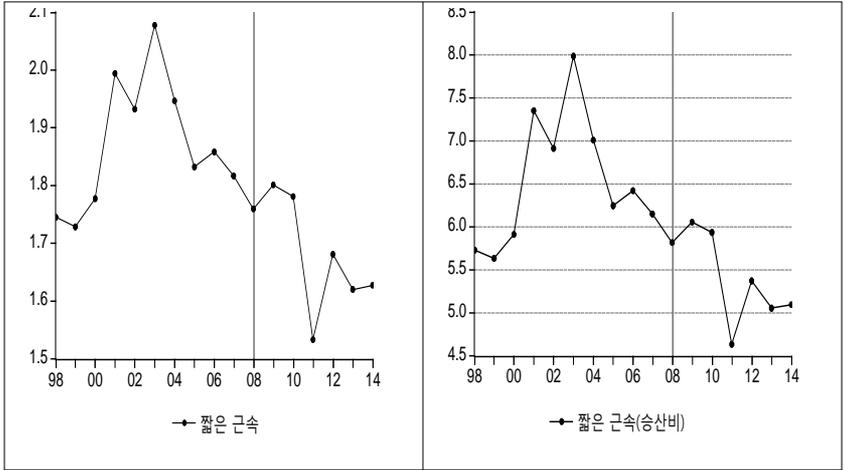
[그림 3-12] 저학력 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

서술한 것처럼 상당히 높다는 것을 볼 수 있다. 특히 2008년 금융위기 이전에는 매우 높은 수준인데, [그림 3-10]에서 여성의 경우 5배가 넘었다. 그러나 그 격차는 2008년 금융위기 이후 다소 누그러지는 경향을 보여 3~4배 수준으로 하락한다. 이러한 경향은 연령, 학력, 근속 모두에서 나

[그림 3-13] 짧은 근속기간 노동자의 저임금 확률 추이

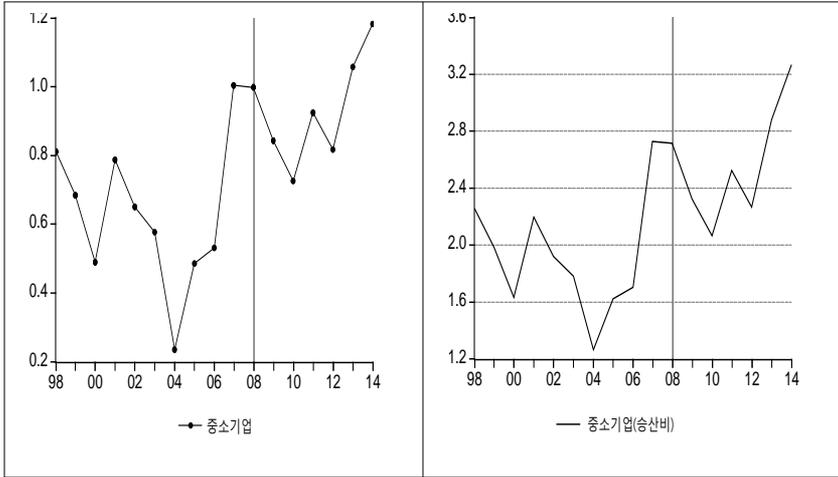


자료: 필자 작성.

타난다. 따라서 인적 속성들이 여전히 매우 큰 영향을 미치는 가운데 금융위기 이후 승산비가 하락하는 것을 볼 수 있다. 그러나 이를 해석하는 데는 개별 변수들의 효과와 그 변수들의 구성비 효과를 분리해서 해석해야 한다. 예를 들어, 55세 이상 노동자들의 승산비가 2008년 이후 감소하는 모습을 뚜렷이 볼 수 있지만 55세 이상 노동자들이 전체 노동자들 가운데 차지하는 비중이 급격히 커지고 있음을 염두에 둔다면, 고령화에 따른 저임금 일자리 상승 효과는 승산비가 하락했다고 해서 줄어드는 것으로 해석해서는 곤란하다. 여성의 경제활동참가율 증가 역시 여성 변수의 승산비 하락과 함께 같이 고려해서 해석해야 한다. 즉 인적 속성 변수들의 승산비는 하락했지만 여전히 매우 높은 수준을 유지하고 있으며, 노동시장에서 여성, 노령 등 취약계층의 구성비는 높아지고 있음을 염두에 두면 이들이 저임금 일자리 증가에 미치는 영향은 감소하고 있다고 볼 수 없다. 분석 결과를 통해서 보면 저학력의 고령층 여성 노동자의 상대적 빈곤은 매우 높은 수준임을 유추해 볼 수 있다. 그리고 향후 급격한 고령화가 진행될 것임을 염두에 두면 고령층의 빈곤수준이 주요한 과제가 되고 있음을 보여준다.

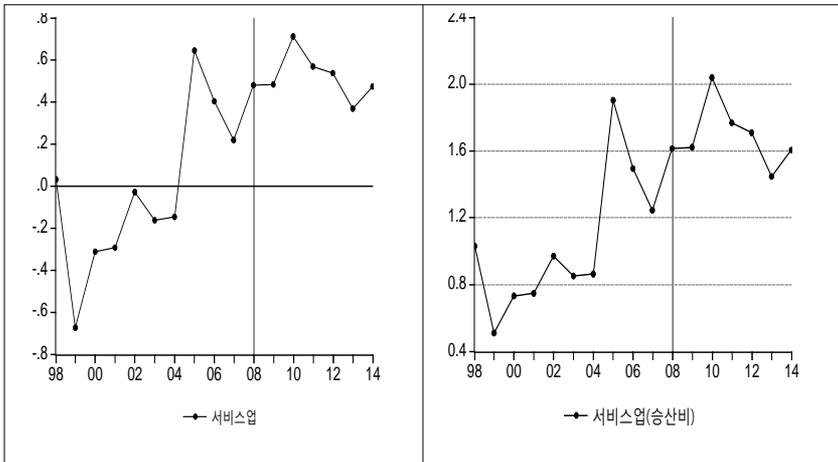
[그림 3-14]~[그림 3-16]의 분석 결과를 보면 인적 속성 변수들의 승

[그림 3-14] 중소기업 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

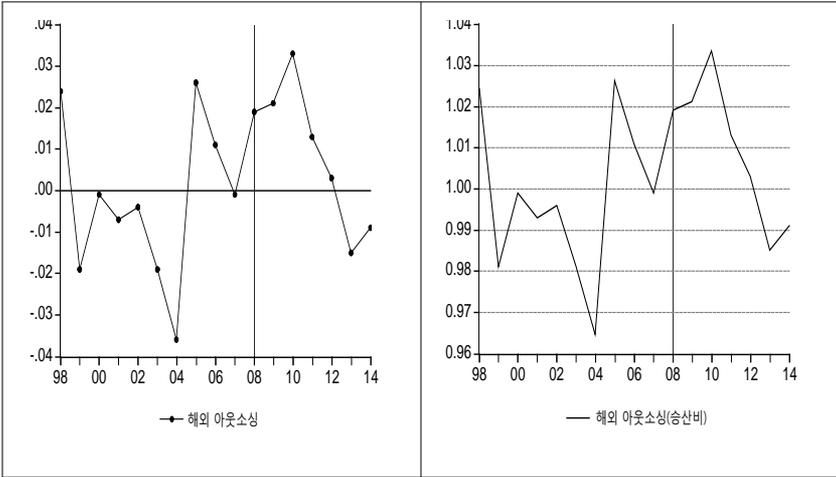
[그림 3-15] 서비스업 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

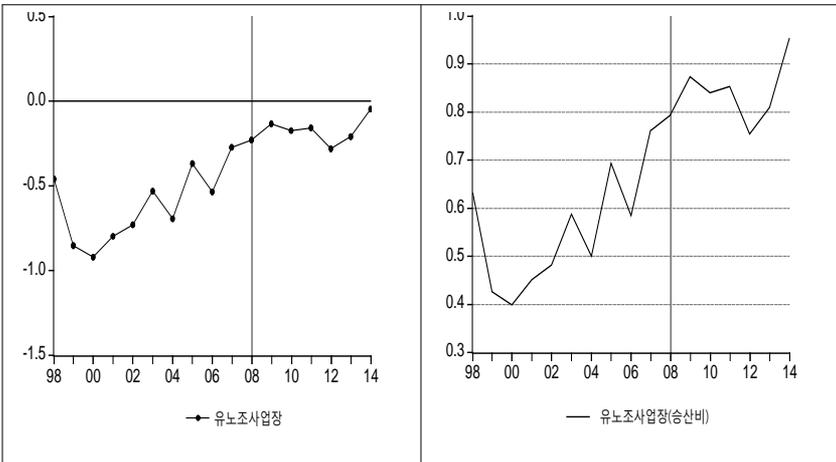
산비가 완만히 감소하고 있는 반면에 사업체 규모와 탈산업화 변수와 같은 산업구조 변화 요인들의 승산비는 점점 커지고 있음을 알 수 있다. 특히 2008년 금융위기 이후 중소기업장, 서비스업, 해외 아웃소싱 모두 저임금 일자리에 미치는 부정적 영향이 뚜렷이 커진 것을 볼 수 있다. 중소

[그림 3-16] 해외 아웃소싱이 미치는 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

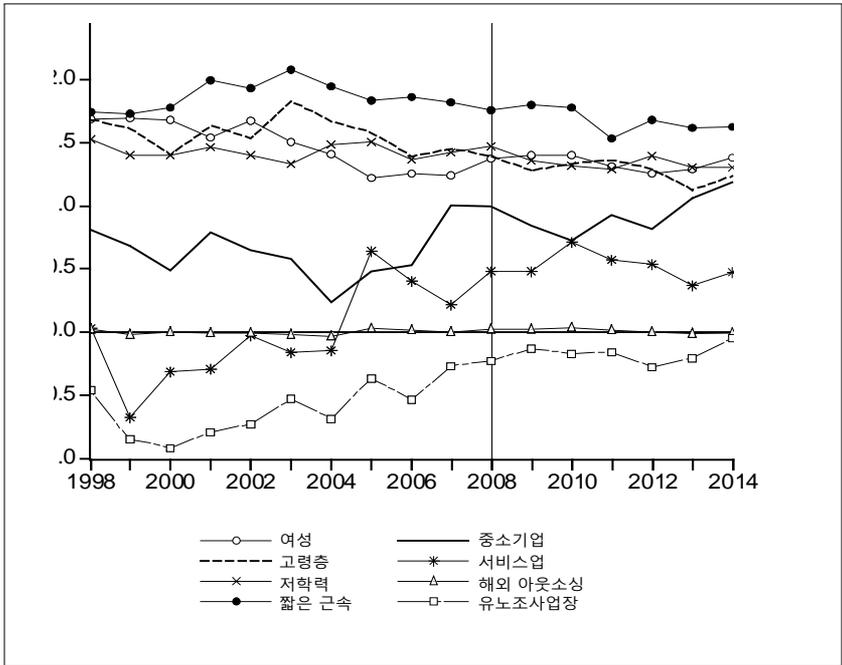
[그림 3-17] 유노조사업장 노동자의 저임금 확률 추이



자료: 필자 작성.

기업 노동자 비중, 서비스업 노동자 비중, 해외 아웃소싱 모두 지속적으로 증가하여 왔으며, 향후에도 이러한 경향에 큰 변화가 없을 것으로 예상되기 때문에 이들 요인에 따른 저임금 일자리 증가 경향은 지속될 것으로 보인다.

[그림 3-18] 전체 변수들의 저임금 확률 계수값 추이



자료: 필자 작성.

해외 아웃소싱의 경우 시기별로 그 영향이 다소 다르고 절대적인 영향의 크기는 크지 않음을 볼 수 있다. 다만 앞에서 언급한 것처럼 분석 모형이 개별 노동자 자료를 가지고 해당 산업 노동자의 임금에 미치는 직접적인 영향을 분석하고 있기 때문에 해외 아웃소싱의 영향에 따른 고용 증감이 타 산업(예를 들면, 해외 아웃소싱에 따른 제조업 고용 감소가 풍선효과를 통해 서비스업 저임금노동자의 노동공급을 늘리는 경우)에 미치는 영향 등을 종합적으로 분석하지 못하고 있다는 점을 염두에 둘 필요가 있다.

노조의 영향은 저임금노동자를 감소시키고 있음을 볼 수 있다. 그러나 그 영향은 시기별로 다른데, 2008년 금융위기 이후 노조가 저임금노동자를 감소시키기는 하지만 그 영향의 크기는 과거와 달리 뚜렷이 감소하였음을 볼 수 있다. 전체 요인별 영향의 추이(계수값)를 하나의 그래프로 나타낸 것이 [그림 3-18]이다.

제5절 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성을 통해 저임금 일자리에 미치는 영향

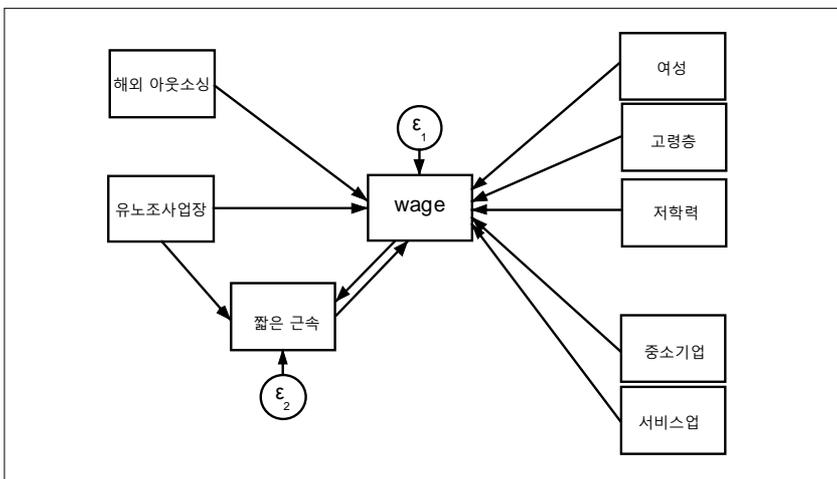
1. 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성에 미치는 영향

이 절에서는 구조방정식을 통해 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 임금수준과 고용안정성이 다시 저임금 일자리에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다. 해외 아웃소싱과 노동조합이 저임금 고용에 직접적으로 미치는 영향도 있겠지만, 일 자리를 대체하거나 교섭력을 약화시킴으로써 임금수준과 고용안정성을 낮추고 이것이 저임금 일자리에 미치는 간접적인 영향도 있을 수 있기 때문이다.

저임금 일자리는 중위임금의 2/3 미만으로 정의되는, 상대적 임금수준에 따른 분류 기준이다. 현상적으로는 노동자들 내부의 상대적 임금격차를 나타내기 때문에, 저임금 일자리에 대한 다수의 연구들은 주어진 인건비 하에서 노동자들의 특성에 따라 어떻게 배분되는지, 그 요인에 따라 어떻게 하위 노동자들의 임금이 낮아지는지 분석한다. 그러나 저임금 일자리의 증가는 주어진 인건비 총액이 노동자들 내부에 성, 연령, 근속, 숙련 등에 따라 차등적으로 배분되어 나타나는 현상일 뿐만 아니라 인건비 총액 자체가 증감하면서 나타나는 현상이기도 하다. 예를 들어, 주어진 노동소득분배율하에서 노동자의 특성에 따라 차등적으로 노동자들 내부에 임금격차가 발생할 수도 있지만, 이윤이 증가하고 노동몫이 감소하여 노동소득분배율이 하락하거나 노동소득분배율은 동일하나 이윤과 노동몫이 동시에 줄어 전체 임금수준 자체가 하락할 경우에 그 감소분은 취약한 저임금 일자리에 더욱 크게 나타날 수 있다. 앞에서 분석한 제4절의 분석 결과는 이와 같은 논리적인 연결고리에 대한 고려 없이 저임금 일자리 여부를 종속변수로 하여 뭉뚱그려 분석한 것이다.

본절에서는 수요 측 요인을 대표하는 해외 아웃소싱과 공급 측의 제도적 요인을 대표하는 노동조합이 임금수준 자체에 영향을 미침으로써 저임금 일자리에 어떠한 영향을 주는지를 분석한다. [그림 3-19]는 본절의 분석틀을 구조방정식 모형으로 나타낸 것이다. 핵심이 되는 연결고리는 노동조합(union), 임금수준(wage), 근속연수(short tenure), 그리고 해외 아웃소싱(g outsourcing)의 관계이다. 먼저 노동조합은 임금수준에 정의 영향을 줄 것으로 기대된다. 마찬가지로 근속연수 5년 미만의 일자리에 음의 영향을 줄 것으로 기대된다. 근속연수는 고용안정성을 나타내는 지표이자 기업특수적인 또는 산업특수적인 숙련 축적의 가능성을 높이는 요인이기도 하다. 따라서 노조가 고용안정성을 높일 경우 노동자들의 근속연수는 증가하며 근속이 길어짐에 따라서 호봉제나 숙련형성 등의 이유로 임금은 상승하게 된다. 한편 임금이 상승하게 될 경우 직무상실 비용이 증가하기 때문에 노동자들은 이직 유인이 줄어들고 근속은 증가하게 된다. 따라서 근속연수 변수와 임금 변수를 쌍방향의 관계로 설정하였다. 임금구조기본통계조사 자료에 기초하여 근속연수 평균을 추계하면 5.7년이 나온다. 따라서 평균 근속연수 미만의 일자리에 어떠한 영향을 주는지를 보기 위해서 근속연수 5년 미만 일자리로 설정하였다. 이 기본 관계에

[그림 3-19] 임금수준 및 고용안정성에 대한 구조방정식 분석 모형



자료: 필자 작성.

여성, 고령, 저학력이라는 공급 측의 인적 속성 범주들을 통제하였고, 중소기업장, 서비스업이라는 수요 측의 산업구조 속성들을 통제하였다. 이 분석모형의 초점은 임금수준과 고용안정성에 공급 측 요인으로서 인적 속성 및 노동조합, 수요 측 요인으로서 해외 아웃소싱과 산업적 특성들이 어떠한 영향을 주는지 분석하는 데 있다.

노동조합과 해외 아웃소싱 사이의 상호관계, 해외 아웃소싱과 임금의 상호관계를 고려하여 분석하였다. 노조가 해외 아웃소싱을 촉진하거나 해외 아웃소싱이 노조활동에 부정적인 영향을 줄 수 있기 때문이다. 이는 임금 상승이 해외 아웃소싱에 미치는 영향의 경로도 마찬가지이다. 그러나 모형적합도를 가늠하는 RMSEA가 0.1을 넘는 등 전반적으로 모형적합도가 떨어져 분석에서 제외하였다.

분석은 2008년 금융위기를 전후로 하여 비교하였으며, 각 시기는 좁은 의미의 해외아웃소싱 지수를 사용했는지, 넓은 의미의 해외아웃소싱 지수를 사용했는지에 따라 다시 구분하였다. 이에 따라 모형 1은 좁은 의미의 해외 아웃소싱을 1997년 경제위기 이후부터 2008년 금융위기 이전까지 분석한 결과이며, 모형 2는 2008년 금융위기 이후를 분석한 결과이다. 그리고 모형 3은 2008년 금융위기 이전 기간 동안에 대해 좁은 의미의 해외아웃소싱 지수 대신 넓은 의미의 해외아웃소싱 지수를 넣어 분석한 결과이며, 모형 4는 2008년 금융위기 이후 기간에 대해서 분석한 결과이다. 전반적으로 좁은 의미의 해외아웃소싱 지수와 넓은 의미의 해외아웃소싱 지수는 유사한 결과를 보여준다. 따라서 특별한 언급이 없는 한 좁은 의미의 해외아웃소싱 지수의 분석결과를 중심으로 서술한다.

RMSEA가 0.050에서 0.062이며, CFI와 TLI가 모두 0.9 이상으로서 모형적합도는 받아들일 만한 수준이다. 분석 결과는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의미하다. 분석 결과를 보면 해외 아웃소싱이 임금수준을 낮추는 것으로 나타났다. 해외 아웃소싱의 증가가 임금을 낮추도록 압박하는 요인으로 작용하는 것이다. 1997년 경제위기 이후 해외 아웃소싱의 급증이 임금 하락에 영향을 주었음을 보여준다. 흥미로운 점은 이러한 현상이 2008년 금융위기 이후 심화되었다는 점이다. 금융위기 이전 표준화 계수는 -0.035였으나 금융위기 이후 -0.065로 두 배 정도로 증가하였다. 그

러나 해당 산업 중간재를 동종 산업 수입중간재로 직접 대체하는 좁은 의미의 해외 아웃소싱은 임금에 미치는 부정적 영향이 커졌으나 수입중간재를 타 산업까지 포함하는 폭넓은 지표인 넓은 의미의 해외 아웃소싱은

〈표 3-2〉 해외 아웃소싱과 노동조합의 영향 분석 결과

		좁은의미 해외아웃소싱		넓은의미 해외아웃소싱	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		1998~2007	2009~2014	1998~2007	2009~2014
wage					
←	short tenure	-0.241***	-0.214***	-0.243***	-0.215***
←	global outsourcing	-0.035***	-0.065***	-0.030***	-0.014***
←	union	0.103***	0.083***	0.105***	0.081***
←	female	-0.201***	-0.210***	-0.201***	-0.207***
←	aged	-0.126***	-0.082***	-0.126***	-0.081***
←	low edu	-0.364***	-0.338***	-0.364***	-0.339***
←	small firm	-0.127***	-0.206***	-0.124***	-0.204***
←	service	0.031***	-0.051***	0.038***	-0.004***
←	constant	15.964***	16.53***	15.954***	16.420***
short tenure					
←	wage	-0.190***	-0.212***	-0.188***	-0.211***
←	union	-0.255***	-0.224***	-0.256***	-0.224***
←	constant	4.173***	4.510***	4.146***	4.497***

주: 1) ***는 1% 수준에서 유의미함을 나타냄.

2) 계수값은 모두 표준화계수임.

• 모형 1 모형적합도

1998~2007: log likelihood: -37694038 N: 5,191,694 RMSEA: 0.050
CFI: 0.973 TLI: 0.918

• 모형 2 모형적합도

2009~2014: log likelihood: -29914132 N: 4,159,089 RMSEA: 0.053
CFI: 0.980 TLI: 0.939

• 모형 3 모형적합도

1998~2007: log likelihood: -40728731 N: 5,191,694 RMSEA: 0.062
CFI: 0.974 TLI: 0.921

• 모형 4 모형적합도

2009~2014: log likelihood: -33613361 N: 4,159,089 RMSEA: 0.053
CFI: 0.979 TLI: 0.938

자료: 필자 작성.

오히려 부정적 영향이 감소하였다. 좁은 의미의 해외 아웃소싱의 경우 고용을 직접 대체하는 효과가 강하기 때문에 임금에 보다 부정적 영향을 미치는 것으로 유추된다.

예상대로 노동조합은 임금수준을 높이는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 효과는 2008년 이후 약화된 것으로 보인다. 금융위기 이전 0.103이었던 계수값은 금융위기 이후 0.083으로 낮아진다. 임금수준이 근속연수에 미치는 영향을 보면 -0.190으로 음의 값을 보이고 있다. 임금수준이 상승하면 직무상실 비용을 높임으로써 이직 유인이 낮아지고 낮은 근속연수 일자리를 감소시킴으로써 고용안정성을 높인다고 할 수 있다. 이와 같은 영향은 노동조합도 마찬가지인데 <표 3-2>를 보면 계수값이 -0.255로서 노동조합이 고용안정에 매우 큰 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

임금수준이 근속기간에 미치는 영향은 2008년 이후 더욱 커지고 있다. 이러한 분석 결과는 만약 해외 아웃소싱이 임금수준을 낮추게 되면 근속기간이 짧아짐으로써 고용이 불안정해지고, 숙련이 사회적으로 축적될 수 있는 가능성을 낮춘다고 해석할 수 있다. 반면 노동조합은 근속이 짧은 일자리를 감소시킴으로써 상반된 효과를 낳는 것으로 볼 수 있다. 그러나 노동조합의 이러한 효과는 앞에서 언급했던 것처럼 2008년 금융위기 이후 낮아졌다. 노동조합은 2008년 금융위기 이후 임금상승에 미치는 영향도 하락하고 고용안정성에 미치는 영향도 과거에 비해 하락하고 있는 것이다.

<표 3-3>은 변수들 사이에 직접적인 영향을 미치는 직접효과 그리고 다른 변수들을 통해서 간접적으로 영향을 미치는 간접효과를 합하여 총효과를 추계한 결과를 정리한 것이다.

해외 아웃소싱은 임금수준, 고용안정성 모두를 낮추는 영향을 주며, 2008년 금융위기 이후 그러한 경향이 더욱 커졌음을 확인할 수 있다. 반면 노동조합은 임금, 고용안정성을 모두 높이는 영향을 주지만 2008년 금융위기 이후 그러한 효과는 작아진 것으로 보인다. 한편 표준화계수의 크기를 통해서 보면 근속기간이 임금수준과 노동조합에 미치는 영향이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 성, 학력 등이 미치는 영향이 커졌으며, 연령은 다소 낮아졌다. 그러나 급속한 고령화를 통해 고령층의 절대적 규모

〈표 3-3〉 총효과(직접효과+간접효과)

		좁은의미 해외아웃소싱		넓은의미 해외아웃소싱	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		1998~2007	2009~2014	1998~2007	2009~2014
wage					
←	short tenure	-0.252***	-0.225***	-0.254***	-0.226***
←	global outsourcing	-0.036***	-0.068***	-0.031***	-0.015***
←	union	0.173***	0.138***	0.175***	0.136***
←	female	-0.211***	-0.220***	-0.211***	-0.217***
←	aged	-0.132***	-0.085***	-0.132***	-0.085***
←	low edu	-0.382***	-0.354***	-0.382***	-0.355***
←	small firm	-0.130***	-0.216***	-0.130***	-0.214***
←	service	0.0327***	-0.053***	0.039***	-0.004***
short tenure					
←	wage	-0.199***	-0.222***	-0.197***	-0.221***
←	global outsourcing	0.007***	0.014***	0.006***	0.003***
←	union	-0.288***	-0.254***	-0.289***	-0.253***
←	female	0.040***	0.046***	0.039***	0.045***
←	aged	0.025***	0.018***	0.024***	0.018***
←	low edu	0.072***	0.075***	0.072***	0.075***
←	small firm	0.025***	0.045***	0.024***	0.045***
←	service	-0.006***	0.011***	-0.007***	0.001***

주: 1) ***는 1% 수준에서 유의미함을 나타냄.

2) 계수값은 모두 표준화계수임.

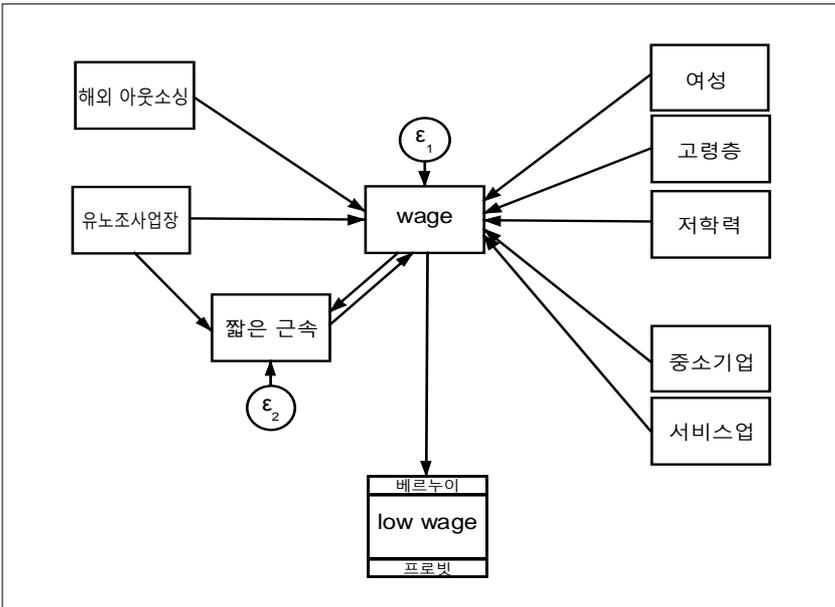
자료: 필자 작성.

가 급속히 진행될 것임을 염두에 둔다면 고령화에 따른 전체 영향은 매우 클 것으로 예상된다. 한편 사업체 규모, 서비스업 등 산업구조가 미치는 영향은 더욱 커졌다. 사업장 규모가 임금수준과 고용안정성에 미치는 영향은 성별 영향만큼 커졌음을 볼 수 있다. 그리고 서비스업은 정의 부호에서 음의 부호로 바뀌었다. 인적 속성 등 공급 측 요인이 여전히 높은 수준의 영향을 미치고 있는 가운데 산업구조 변화 등 수요 측 요인의 영향이 매우 커지고 있음을 확인할 수 있다.

2. 임금수준과 고용안정성이 저임금 일자리에 미치는 영향

[그림 3-20]은 본절에서 완성하려 한 전체 분석틀로서 [그림 3-19]의 모형에 저임금 일자리 여부를 종속변수로 추가한 것이다. 해외 아웃소싱과 노동조합이 임금수준과 고용안정성에 미치는 영향을 통해서 저임금 일자리에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기 위한 것이다. 종속변수가 베르누이 분포인 저임금 일자리 여부이기 때문에 프로빗(probit) 구조방정식 모형을 사용하였다. 본 연구에서는 저임금 일자리 여부에 미치는 영향요인으로 임금수준과 함께 해외 아웃소싱과 노동조합을 직접 저임금 일자리 여부에 미치는 영향을 고려하여 분석하였다. 분석 결과는 제4절에서 해외 아웃소싱과 노조가 저임금 일자리에 미치는 영향의 분석 결과와 대동소이했으나 RMSEA가 0.100을 넘는 등 모형적합도가 떨어졌다. 따라서 여기에서는 [그림 3-20]과 같이 임금이 저임금 일자리에 미치는 영향을 분석틀로 하여 분석 결과를 정리한다.

[그림 3-20] 저임금 일자리에 대한 구조방정식 분석 모형



자료: 필자 작성.

〈표 3-4〉 해외 아웃소싱과 노동조합의 영향 분석 결과

		좁은의미 해외아웃소싱		넓은의미 해외아웃소싱	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		1998~2007	2009~2014	1998~2007	2009~2014
wage					
←	short tenure	-0.305***	-0.270***	-0.308***	-0.271***
←	global outsourcing	-0.003***	-0.006***	-0.001***	-0.000***
←	union	0.133***	0.115***	0.135***	0.112***
←	female	-0.276***	-0.280***	-0.276***	-0.276***
←	aged	-0.303***	-0.169***	-0.303***	-0.168***
←	low edu	-0.504***	-0.434***	-0.504***	-0.435***
←	small firm	-0.184***	-0.301***	-0.180***	-0.299***
←	service	0.039***	-0.067***	0.048***	-0.006***
←	constant	10.018***	10.331***	10.011***	10.262***
short tenure					
←	wage	-0.150***	-0.168***	-0.148***	-0.168***
←	union	-0.259***	-0.245***	-0.260***	-0.245***
←	constant	2.066***	2.239***	2.053***	2.232***
low wage					
←	wage	-5.856***	-15.626***	-5.856***	-15.626***
←	constant	53.033***	142.891***	53.033***	142.891***

주: 1) ***는 1% 수준에서 유의미함을 나타냄.

2) 표준화계수 아님.

자료: 필자 작성.

분석 결과를 보면 [그림 3-19]의 분석 결과와 비교할 때 계수값들의 부호나 2008년 금융위기 전후 증감이 매우 유사하다. 분석 결과 가운데 주목할 만한 것은 임금이 저임금 일자리 여부에 미치는 영향의 변화이다. 임금이 저임금 일자리에 미치는 영향은 1998~2007년 동안 -5.856에서 2009~14년 -15.626으로 세 배 가까이 증가하였다. 임금이 감소할 경우 저임금 일자리에 있게 될 확률이 매우 커진 것이다. 2008년 금융위기 이후 절대적 임금수준의 하락이 상대적 빈곤율을 더욱 높이는 방향으로 진행된 것이다.

이와 같은 결과는, 해외 아웃소싱과 노동조합의 약화가 임금을 감소시키고 근속기간을 짧게 만들어 고용불안정을 심화시키는 방식으로 임금 감소 방향으로 영향을 미쳐, 간접적으로 저임금 일자리를 늘리는 경로가 존재함을 또한 보여준다.

제6절 소결 : 요약 및 함의

저임금 일자리는 1990년대 이후 지속적으로 증가하여 왔으며 2000년대 중반 이후 여전히 높은 수준을 형성하고 있다. 이러한 장기의 궤적 변화는 일반적인 경기순환의 궤적과는 다른 것이다. 저임금 일자리의 확대와 감소가 특정 시기 생산방식 등 산업구조의 성격 그리고 노동조합 등 제도의 성격과 밀접한 연관을 가지고 있음을 의미한다.

저임금 일자리의 증가 원인을 둘러싼 국내의 기존 연구는 몇몇 진전된 연구가 있지만, 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 성격 변화, 노동조합과 같은 공급 측 제도 영향에 대한 분석은 그 중요성에도 불구하고 여전히 미진한 편이다.

따라서 본 연구는 인적 속성과 같이 기존 연구에서 밝혀진 저임금 일자리 영향요인에 더해 그동안 미진하였던 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 요인들 그리고 노동조합과 같은 공급 측 요인들이 저임금 일자리에 어떠한 영향을 미치는지, 그 영향이 시기별로 어떻게 변화하였는지를 분석하고자 하였다. 그리고 각 요인들의 영향에 대한 분석과 함께 요인들의 상호관계와 시기별 특성을 통해서 함의를 도출하고자 하였다.

제3절과 제4절의 분석 결과를 통해서 저임금 일자리의 범주별 추이와 요인별 영향을 보면, 전반적으로 성, 연령, 학력 등 인적 속성에 해당하는 요인들이 저임금에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이후 완만히 감소하고 있는 가운데도 여전히 매우 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

여성의 경우 저임금노동자일 확률이 남성에 비해 4.1배 높으며, 55세 이상 고령 노동자들의 경우 55세 미만 노동자들에 비해 저임금노동자일

확률이 4.2배 높은 것으로 나타났다. 고졸 이하 저학력 노동자들은 대졸 이상 노동자들에 비해 저임금노동자가 될 확률이 3.9배 높으며, 5년 미만 근속의 노동자들은 5년 근속연수 노동자들에 비해 5.8배 높다. 300인 미만 중소기업 노동자들의 경우 300인 이상 대기업 노동자들에 비해 저임금 일자리에 놓이게 될 확률이 2.1배이며, 서비스업 노동자들의 경우 광공업 노동자들에 비해 1.2배 높다. 해외 아웃소싱의 경우 해외 아웃소싱이 1단위 증가할 경우 해당 업종 노동자들이 1.001~1.004배만큼 저임금 일자리에 놓일 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 유노조사업장에 있는 노동자들의 경우 무노조사업장에 있는 노동자들보다 저임금 일자리에 놓일 확률이 약 34% 정도 낮은 것으로 나타났다.

전반적으로 저학력의 고령층 여성 노동자의 상대적 빈곤은 매우 높은 수준임을 유추해 볼 수 있다. 그리고 향후 급격한 고령화 등 노동시장의 구성 변화를 염두에 둔다면 여성 및 고령층의 빈곤수준이 주요한 과제가 되고 있음을 보여준다.

사업체 규모, 서비스업, 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 산업구조 변화 요인들의 영향은 점점 커지고 있는 것으로 나타났다. 특히 2008년 금융위기 이후 그 경향을 뚜렷이 볼 수 있다. 해외 아웃소싱의 경우 시기별로 그 영향이 다르지만 저임금 일자리를 증가시키는 것을 볼 수 있다. 특히 금융위기 이후 부정적인 영향이 다소 커진 것으로 보인다. 한편 노동조합의 영향을 보면 저임금노동자를 감소시키는 영향을 뚜렷이 관찰할 수 있다. 그러나 그 영향은 변화하고 있음을 볼 수 있는데, 2008년 금융위기 이후에는 과거와 달리 유노조에 따른 저임금 일자리 감소 효과가 감소하고 있었다.

제5절에서는 임금수준과 고용안정성에 공급 측 요인으로서 인적 속성 및 노동조합, 수요 측 요인으로서 해외 아웃소싱과 산업적 특성들이 어떠한 영향을 주는지를 분석하였다.

해외 아웃소싱은 임금수준, 고용안정성 모두를 낮추는 영향을 주며, 2008년 금융위기 이후 그러한 경향이 더욱 커졌음을 확인할 수 있다. 반면 노동조합은 임금, 고용안정성을 모두 높이는 영향을 주지만 2008년 금융위기 이후 그러한 효과는 작아진 것으로 보인다. 임금수준의 변화가 저

임금 일자리에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이전에 비해 금융위기 이후에 세 배 가까이 증가하였다. 과거에 비해 임금이 감소할 경우 저임금 일자리에 있게 될 확률이 매우 커진 것이다. 2008년 금융위기 이후 절대적 임금수준의 하락이 상대적 빈곤율을 더욱 높이는 방향으로 진행된 것이다. 한편 임금수준이 근속기간에 미치는 영향은 2008년 이후 더욱 커지고 있다. 이러한 분석 결과는, 만약 해외 아웃소싱이 임금수준을 낮추게 되면 근속기간이 짧아짐으로써 고용이 불안정해지고, 숙련이 사회적으로 축적될 수 있는 가능성을 낮춘다고 해석할 수 있다. 반면 노동조합은 근속이 짧은 일자리를 감소시킴으로써 상반된 효과를 낳는 것으로 볼 수 있다. 그러나 노동조합의 이러한 효과는 앞에서 언급했던 것처럼 2008년 금융위기 이후 낮아졌다. 노동조합은 2008년 금융위기 이후 임금상승에 미치는 영향도 하락하고 고용안정성에 미치는 영향도 과거에 비해 하락하고 있는 것이다.

이와 같은 결과는, 해외 아웃소싱과 노동조합의 약화가 임금을 감소시키고 근속기간을 짧게 만들어 고용불안정을 심화시키는 방식으로 임금 감소 방향으로 영향을 미쳐, 간접적으로 저임금 일자리를 늘리는 경로가 존재함을 또한 보여준다.

상대적 빈곤의 심화는 일자리 총량의 증가가 유효수요를 확대시킨다는 것이 더 이상 유효하지 못하게 하고 있다. 저임금 일자리의 증가는 일자리 창출이라는 목적은 달성할 수 있지만, 소비여력을 감소시킴으로써 고용-소비-생산-고용의 증가로 이어지는 성장-분배의 선순환을 어렵게 하고 있다. 고용의 총량뿐만 아니라 빈곤 해소와 같은 고용의 질 역시 지속 가능한 성장에 필요한 중요한 조건이다. 그리고 상대적 빈곤의 해소는 경제적 측면에서만뿐만 아니라 계층 간 긴장의 완화와 작업장 민주주의에도 중요한 조건이다.

〈부표 3-1〉 13개 산업 표준산업분류 대비표

ID	산업	표준산업분류 (1990~1992)	표준산업분류 (1993~2008)	표준산업분류 (2009~2015)
1	광업	21-23, 29	10-14	5-8
2	음식료품 및 담배	31	15-16	10-12
3	섬유 및 가죽	32	17-19	13-15
4	석유석탄 및 화학제품	35	23-25	19-22
5	비금속광물제품	36	26	23
6	1차 금속제품, 조립금속, 기계, 전기전자, 운수장비	37-8	27-35	24-31
7	목재 종이 출판 인쇄 가구 및 기타제조업	33-34, 39	20-22, 36-37	16-18 32-33
8	전기가스 및 수도사업	41-2	40-41	35-36
9	건설업	51-52	45	41-42
10	도소매 및 음식숙박업	61-63	50-52, 55	45-47 55-56
11	운수창고 및 통신업	71-72	60-64	49-52 58-63
12	금융 보험 부동산 및 사업서비스업	81-84	65-67, 70-74	64-66 68-75
13	기타서비스	91-95	75, 80, 85, 90-93, 95, 99	37-39 85-87 90-91 94-99

주: 농업어업과 정부부문을 제외한 것임. 이하 동일.

자료: 통계청, 「표준사업분류」, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈부표 3-2〉 13개 산업 산업연관표 산업분류 대비표

ID	산업	산업연관표 (1990)	산업연관표 (1993)	산업연관표 (1995, 1998)	산업연관표 (2000)
1	광업	35-50, 186	1-14	1-30, 368	1-30, 370
2	음식료품 및 담배	51-93	15-21, 76	31-45, 139	31-45, 137
3	섬유 및 가죽	94-124	22-38	46-88	46-86
4	석유석탄 및 화학제품	146-185, 187-193	39-52	89-119	87-117
5	비금속광물제품	194-209	60-79	140-179	138-177
6	1차 금속제품, 조립금속, 기계, 전기전자, 운수장비	210-237, 239-311	80-85	180-195	178-193
7	목재 종이 출판 인쇄 가구 및 기타제조업	125-145, 238,312-317	86-94	196-205, 207-216	194-203, 205-214
8	전력가스 및 수도사업	318-324	92, 95-119	206, 217-295	204, 215-294
9	건설업	325-341	53-59, 96, 120-121	120-138, 296-305	118-136, 295-304
10	도소매 및 음식숙박업	342-345	122-125	306-312	305-311
11	운수창고 및 통신업	346-360	126-130	313-329	312-328
12	금융 보험 부동산 및 사업서비스업	361-375	131-133	330-333	329-332
13	기타서비스	378-402	134-142	334-349	333-349

자료: 한국은행, 『산업연관표』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈부표 3-3〉 13개 산업 산업연관표 산업분류 대비표

ID	산업	산업연관표 (2005표) (2005~2009) (통합소분류)	산업연관표 (2010표) (2010~2014) (통합소분류)
1	광업	12-17	9-12
2	음식료품 및 담배	18-33	13-23
3	섬유 및 가죽	34-45	24-29
4	석유석탄 및 화학제품	52-71	36-50
5	비금속광물제품	72-77	51-55
6	1차 금속제품, 금속제품, 조립금속, 기계, 전기전자, 운수장비	78-117	56-98
7	목재 종이 출판 인쇄 가구 및 기타제조업	46-51, 118-120	30-35, 99-100
8	전력, 가스, 수도사업	121-124	101-107
9	건설업	125-130	108-114
10	도소매 및 음식숙박업	131-133	115, 125-126
11	운수창고 및 통신, 방송업	134-143	116-124 127-135
12	금융 보험 부동산 및 사업서비스업	144-154	136-151
13	교육, 보건 및 기타서비스	156-165	153-161

자료: 한국은행, 『산업연관표』, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

제 4 장

청년, 중년여성, 고령자의 저임금 일자리 탈출과 유지에 대한 분석

제1절 머리말

<표 4-1>을 보면 청년층은 특히 15~24세에서 저임금 근로자 비중이 매우 높게 나타나고, 25~29세는 고졸 이하 학력층에서 저임금 비중이 높게 나타난다. 이는 남녀 모두에서 공히 관찰되는 현상이다. 30, 40대가 되면 남성 전문대졸 이상은 저임금 근로자로 일하는 비중이 매우 미미한 것으로 나타나며, 같은 연령대 남성 고졸 이하는 10명 중 1명 정도가 저임금 근로자로 일하고 있었다. 여성 전문대졸 이상은 30대, 40대에 10% 안팎의 저임금 비중을 보인다. 여성 고졸 이하는 30, 40대에도 30%대의 높은 저임금 근로 비중을 보인다.

이후 은퇴연령대로 가면서 남녀 공히 저임금 비중이 증가하는 모습이 나타난다. 고령층은 학력을 막론하고 저임금 근로자 비중이 매우 높은 특징을 보인다. 특히 65세 이상은 고학력자도 30~40%대의 저임금 비중을 보인다.

정리하면, 우리나라 저임금 노동은 연령별로 볼 때 노동시장 진입단계에 있는 청년과 은퇴를 향해 가는 고령층, 그리고 중년여성에게서 많이 나타나는 현상이다. 학력별로는 고졸 이하 학력층에서 많이 나타난다. 이

〈표 4-1〉 특성별, 연령별 임금 근로자 중 저임금 근로자 비중

(단위: %)

	전 체	남성	여성	남성 전문대졸 이상	남성 고졸 이하	여성 전문대졸 이상	여성 고졸 이하
15~24세	46.1	52.6	41.7	24.9	57.4	21.0	60.2
25~29세	14.1	14.2	13.9	9.5	23.7	9.4	36.1
30대	8.8	4.7	15.6	2.8	9.3	9.0	31.3
40대	14.3	5.5	26.4	2.2	9.9	11.1	36.2
50대	21.9	9.5	38.6	5.6	12.0	15.3	43.8
60~64세	41.6	24.9	62.5	20.0	26.3	31.1	64.9
65세 이상	69.6	60.6	78.8	40.7	64.5	32.7	79.7
전 체	21.4	13.5	31.6	5.2	22.3	11.8	47.4

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료, 2015년 3월.

장에서는 이와 같이 저임금 노동 비중이 높은 청년, 중년여성, 고령층을 대상으로 저임금 일자리에서의 탈출/유지에 이르는 과정을 동태적 관점에서 분석하고자 한다.

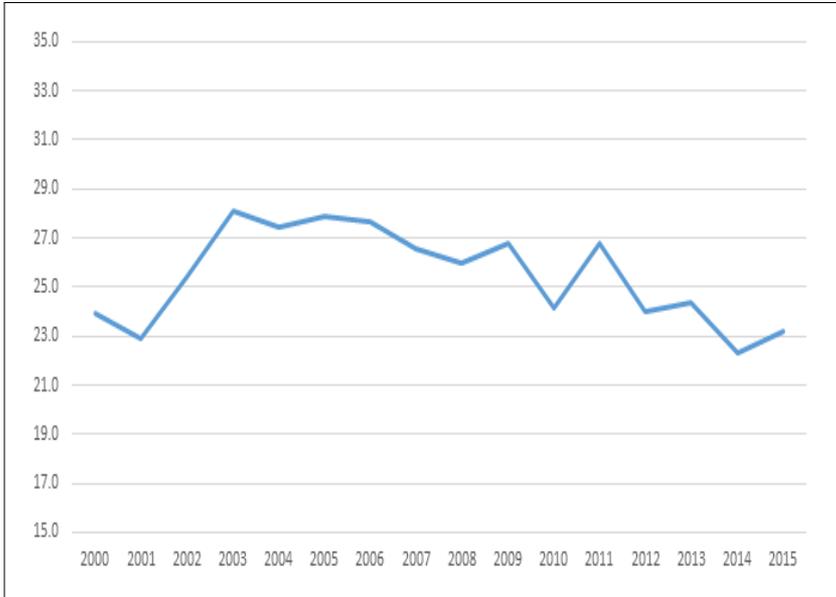
본격적인 분석에 앞서 한국노동패널조사(이하 노동패널)에서 나타나는 저임금 근로자 비중 추이를 보면 [그림 4-1]과 같다. 대략 2003년을 정점으로 2006년까지 횡보하다가 그 이후 약간의 등락이 있긴 하지만 대체로 하락추세를 보인다. 약 28% 수준에서 2015년 약 23%(2014년에는 약 22%)까지 하락한 상태이다. 통계청 경제활동인구조사로 보면 2006년 정점 이후 하락하며, 고용노동부 고용형태별근로실태조사(10인 이상 종업원 규모 사업체 기준)는 2008년 정점 이후 하락한다는 점과 비교해 다소 정점이 이르기는 하지만, 본격적인 하락추세는 2006년 지나고 나타난다는 점을 감안하면 크게 다르지 않다고 볼 수 있겠다.

다음으로 <표 4-2>에서 전체 인구의 경제활동상태를 저임금 근로자, 비저임금 근로자, 무급가족종사자를 포함한 자영업자, 실업자를 포함한 미취업자로 구분해 시간에 따른 상태 간 이동을 보았다.

먼저 국제금융위기 이전 저임금 근로자가 증가하던 시기의 상태이동을 보면 2000년 저임금 근로자의 31.9%는 2006년에도 저임금 근로자인 것으

[그림 4-1] 노동패널의 저임금 근로자 비중 추이

(단위: %)



주: 2009년 이후는 확대표본까지 포함하여 분석.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

로 나타났으며, 비저임금으로 이동한 사람들이 23.8%, 자영업자가 된 사람이 9.0%, 미취업 상태로 이동한 사람이 35.4%인 것으로 나타났다. 저임금 근로자 비중이 감소하는 국제금융위기 이후를 보면, 2009년 저임금 근로자의 36.5%는 6년 뒤인 2015년에도 저임금 근로자인 것으로 나타났으며, 비저임금으로 이동한 사람이 30.0%, 자영업자가 된 사람이 8.5%, 미취업으로 이동한 사람이 25.0%인 것으로 나타났다.

이를 보면, 저임금→미취업으로 이동한 비중은 국제금융위기 이후 현저히 감소한 반면, 저임금→저임금 이동 비율은 국제금융위기 이후 증가한 것으로 나타난다. 저임금→비저임금으로의 상향이동도 증가했다. 자영업으로의 이동은 큰 차이 없이 유지되는 것으로 보인다.

2006년 저임금 근로자를 기준으로 보면, 6년 전 저임금 근로자였던 사람은 23.5%인 것으로 나타나며, 비저임금 근로자였던 사람은 23.3%, 미취업자였던 사람은 43.6%인 것으로 나타났다. 그러나 2015년 저임금 근로

〈표 4-2〉 노동패널로 본 경제활동상태 이동

(단위:%)

		저임금	비저임금	자영업	미취업	전 체
		2006년				
2000년	저임금	31.9	23.8	9.0	35.4	100.0
		23.5	7.0	3.7	6.8	8.1
	비저임금	9.8	61.8	11.7	16.7	100.0
		23.3	58.6	15.7	10.4	26.2
	자영업	5.6	8.2	66.5	19.7	100.0
		9.7	5.7	65.2	8.9	19.1
	미취업	10.2	17.0	6.4	66.4	100.0
		43.6	28.7	15.4	73.9	46.7
	전 체	11.0	27.6	19.4	42.0	100.0
		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
		2015년				
2009년	저임금	36.5	30.0	8.5	25.0	100.0
		35.2	9.1	5.2	6.8	10.4
	비저임금	6.8	73.7	7.4	12.1	100.0
		17.3	59.0	12.1	8.8	27.5
	자영업	5.5	11.7	67.6	15.2	100.0
		9.0	5.9	70.1	7.0	17.5
	미취업	9.3	20.1	4.8	65.8	100.0
		38.5	26.1	12.6	77.4	44.6
	전 체	10.8	34.4	16.9	37.9	100.0
		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

자를 기준으로 보면, 6년 전 저임금 근로자였던 사람은 35.2%로 나타나, 국제금융위기 이전에 비해 현재 저임금 근로자 중 과거에도 저임금이었던 사람들의 비중은 크게 증가(23.5%에서 35.2%로)한 것으로 나타났다.

비저임금 → 저임금으로의 하향이동도 국제금융위기 이후 감소한 것으로 나타난다. 2000년 비저임금 근로자 중 2006년 저임금 근로자로 이동한 비중은 23.3%였던 반면, 2009년 비저임금 근로자 중 2015년 저임금 근로

자로 이동한 비중은 17.3%로 감소했다. 또한, 2015년 비저임금 근로자 중 2009년 저임금 근로자였던 비중은 9.1%로, 2006년 비저임금 근로자 중 2000년 저임금 근로자였던 비중 7.0%에 비해 증가해 상향이동 가능성이 다소 증가했을 가능성을 시사한다.

이와 같이 현재를 기준으로 과거를 보나, 과거를 기준으로 현재를 보나 저임금 → 저임금 이동은 국제금융위기 이전에 비해 이후에 증가했지만, 저임금 → 비저임금으로의 상향이동도 위기 이후에 증가했고, 비저임금 → 저임금으로의 하향이동은 감소했으며, 저임금 → 미취업으로의 이동도 감소한 것으로 나타난다. 얼핏 보기엔 다소 모순되어 보이지만, 금융위기 이후 저임금 근로자 비중 감소 과정에서 상향이동자는 증가하고 하향이동자는 감소했음에도 불구하고, 다른 한편에선 저임금을 반복적으로 경험하는 저임금 일자리의 상태의존성(state-dependence)이 강화되었다는 의미로 해석이 가능하다. 이는 금융위기 이후 저임금에 빠지면 그 상태가 유지될 가능성이 증가하는 저임금 일자리의 함정성은 더 강화되었을 가능성을 시사하는 것이다.

우리나라에서 저임금 일자리의 상태의존성을 검증한 연구는 많지 않았다. 석상훈(2008)은 전체 임금근로자(18~64세)를 대상으로 분석하여 저임금 상태의존성이 존재함을 실증하였다. 논문에 명확히 표현되어 있지는 않지만, Wooldridge(2005) 방식으로 초기조건(initial condition)을 통제한 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effect probit)을 이용해 추정한 것으로 보인다. 이병희(2011)도 전체 인구를 대상으로 동일한 방법론을 이용한 추정결과를 제시하였는데, 역시 상태의존성이 있음을 실증하였다.

이상의 두 연구가 국제금융위기 이전을 대상으로 한 연구라면, 신우진(2016)의 연구는 2007년을 기준으로 전후를 나누어 위기 이후를 포함해 2012년까지를 분석한 논문이다. 전체 인구를 남녀로 나누어 분석하였으며, 남녀 모두 저임금의 상태의존성이 존재함을 실증하였다. 이 연구는 저임금 → 비저임금뿐만 아니라 저임금 → 미취업도 Wooldridge(2005) 방식으로 초기조건을 통제한 동태적 다항로짓 확률효과 모형(dynamic multinomial random effect model)을 이용해 추정한 특징이 있다. 이 모형은 미취업

경험이 저임금 일자리 가능성을 높이는 형태의 상태의존성도 존재하는지를 추정할 수 있다는 장점이 있는데, 남녀 모두 이와 같은 유형의 상태의존성도 존재함을 실증하였다. 이는 우리나라에서 저임금, 실업 반복 경험 함정(low pay, no pay cycle)이 존재함을 의미하는 것이다. 또한, 이 모형은 개인의 미관찰 특성 때문에 저임금과 실업을 반복적으로 경험하게 되는지도 검증할 수 있는데, 남녀 모두 그런 효과가 있는 것으로 분석되었다. 최효미(2014)의 연구는 신우진(2016)과 비슷한 방법론을 이용해 20~45세 기혼 여성을 대상으로 상태의존성이 존재함을 발견하였다.

앞서 보았듯이, 우리나라 저임금 근로는 노동시장 진입단계, 노동시장 은퇴단계, 중년여성에 집중되어 있는 특징이 있다. 본 연구에서는 국제금융위기 전후로 나누어 청년, 중년여성, 고령층 세 집단 각각의 저임금 탈출에서 나타나는 특징이 무엇인지 분석해 보고자 한다.

기존 연구는 저임금 일자리가 한번 경험하면 탈출하기 어려운 강한 상태의존(state-dependence)을 가진다는 연구와 더 나은 일자리로의 디딤돌 역할을 하는 일자리라는 상반된 가설이 대립해 왔다. 이는 상태의존성을 가지는지에 대한 실증분석 문헌들로 이어져 왔다. 실업에서 상태의존은 대개 인적자본이 실업기간에 감가상각 되거나 인적자본이 축적되지 않는 것, 실업했다는 것이 주는 낙인효과 등에 의해 발생할 수 있다. 저임금 일자리의 상태의존도 유사하게 인적자본이 축적될 만한 일자리 성격을 가지고 있지 못하다는 점, 숙련 수준이 낮다는 인상, 저임금 일자리에서 일했다는 것이 주는 낙인효과가 그 원인이 될 수 있다. 본 연구에서는 세 인구집단 각각에 대해서 상태의존성을 검증해 보고자 한다. 30대가 되어도 남성 고졸 이하 학력자의 10%가, 여성은 전문대졸 이상도 10%가 여전히 저임금 일자리에서 일하고 있어, 이들이 저임금 일자리에 갇혀 있는 사람들인지 아니면 일시적 경험자인지는 중요한 분석주제이다.

이와 같은 논리는 실업과 저임금 일자리를 오가는 굴레의 가능성으로도 이어진다. 실업자는 과거 실업의 낙인효과 또는 인적자본 감가로 저임금 일자리에 들어가게 되고, 저임금 일자리가 갖는 특성상 단기 취업 후 다시 실업하게 되는 실업-저임금 반복 함정에 빠질 수 있다. 학계에서 이런 현상은 'no pay - low pay cycle'이라 알려져 있다. 이와 같이 실업이나

저임금 상태에 빠지면 실업과 저임금을 반복적으로 경험하게 되면서 일자리 상승을 제한받게 된다는 것이다.

이 현상을 고려하지 않더라도 본 연구가 분석대상으로 삼는 청년이나 중년여성, 고령층은 미취업 선택을 꼭 고려해야 하는 특성이 있다. 잘 알려져 있는 것처럼 우리나라의 청년 미취업률은 매우 높은 수준이고, 중년 여성은 경력단절 가능성이 매우 높다. 고령층도 고용률이 높은 편이긴 하지만, 은퇴연령대이기 때문에 미취업 선택을 고려해야 편의가 적은 추정치를 확보할 수 있을 것이다.

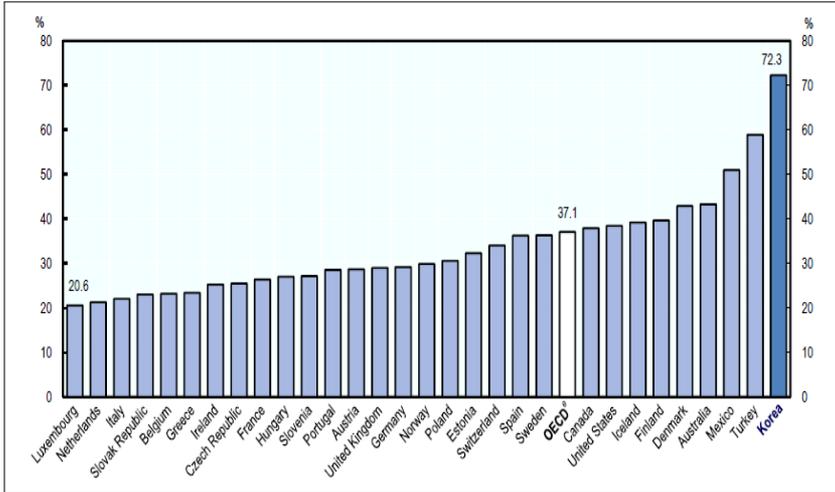
이와 같이 실업-저임금 반복 함정 가능성을 분석모형에서 명시적으로 고려하려면 저임금 결정식과 실업 결정식을 동시에 추정해야 하는 어려움이 따른다. 본 연구에서는 SURE 모형을 통해 저임금 결정모형과 미취업 결정모형을 동시 추정하는 방식으로 이 가설을 검정해 볼 것이다.

인구집단에 따라 저임금 탈출에 영향을 미치는 요인이 다를 수 있다. 청년층은 노동시장 정착과정 중에 있는 세대적 특징이 있고, 중년여성의 경우 육아가 문제가 될 수 있고, 경력단절 후 재진입이 문제가 될 수 있다. 고령층 저임금 현상은 노후소득 부족과의 관련성이 높을 것이다. 이런 집단별 특징이 고려될 수 있도록 설명변수를 추가해 각 집단별 특징을 고려하는 분석 모형을 추정할 것이다.

우리나라는 이직이 매우 활발한 나라이다. 이는 비정규직 비중이 워낙 높아서 생기는 현상이기도 하지만, 자발적 이직 또한 활발하기 때문이다. 자발적 이직의 상당수는 더 나은 근로조건을 찾아 이동하는 것과 관련이 있을 것이다. 우리나라 연구에서 임금 성장, 저임금 탈출에서 이직의 역할은 대개 임금을 낮추는 것으로, 또는 저임금 탈출 가능성을 낮추는 것으로 결론 나곤 했다. 이로 인해 정부정책도 대부분 일자리에 밀어넣고(청년인턴 등으로) 정규직 전환 지원금을 주거나 근속지원금을 주는 식으로 설계되어 왔다.

이와 관련하여, 기존 일자리 질 업그레이드와 관련한 논문들은 첫 일자리 잘 잡는 것이 중요하다고 강조한다. 비정규직으로 진입하거나 임금이 낮은 일자리에 진입하면 일자리 상승 기회가 제한된다고 한다. 그러나 2000년대 중반 이후 경력직 채용 위주로 청년층 채용시장이 변화한 것

〔그림 4-2〕 국제비교로 본 우리나라 이직률



자료: Goglio, Alessandro and Paul Swaim(2013), "Policies to Tackle Labour Market Duality in Korea," OECD.

니나는 분석도 있다. 그렇다면 적어도 국제금융위기 이후에는 질 낮은 일자리에 들어갔더라도 취업활동을 통해 파악한 업계 상황이나 노동시장 상황에 맞춰 이직기회를 노릴 경우 일자리 상승 기회를 잡을 수 있고, 이러한 일자리 상승이 하나의 패턴으로 자리 잡았을 가능성도 배제할 수 없을 것이다.

관련하여 Pavlopoulos, Fouarge, Muffels, & Vermunt(2014)의 연구는 기업 간 이동이 임금 성장에 미치는 영향은 임금 분포에서 어떤 위치냐에 따라 달랐다는 점을 실증하였다. 이들은 영국과 독일의 패널 데이터를 이용한 연구결과 기업 변경은 저임금 근로자의 임금 성장으로 귀결되었으나 고임금 근로자는 그렇지 않았다는 점을 발견하였다. 또한, 기업 내 직무 변화는 저임금 근로자에 한정해 볼 때 영국에서 약간의 임금 성장으로 귀결되었으나 독일은 그렇지 않았고, 고임금 근로자는 둘 다 영향이 없었다는 점도 발견하였다. 일자리 변화에 따른 임금 성장은 Mincer(1986)의 연구로 거슬러 올라가는 오래된 주제이다. 일자리 변경이 유리하나, 한 기업에서 근속을 오래 쌓는 것이 유리하나와도 연결되는 주제이다.

이 연구에서는 저임금 근로자의 경우에 한정해 기업을 옮기는 것이 탈

출에 유리한지 아니면 머무르는 것이 나은지 분석해 보고자 한다. 이 주제는 우리나라에서 청년 일반을 대상으로 이직이 임금 성장에 도움이 되는지를 주제로 연구된 적이 있지만, 우리나라 저임금 탈출 관련 문헌에서는 아직까지 함께 연구된 바 없는 주제이다. 그러나 만약 이직이 저임금 탈출에 유리하다면 우리나라 관련 정책에 시사하는 바가 클 것으로 예상된다. 우리나라의 저임금 가능성이 높은 취약 근로자 관련 정책은 대부분 일자리에 취업시키는 것에 목표를 두고, 취업할 경우 지원도 종료되는 것이 일반적이기 때문이다. 여기에 추가하여, 기업을 옮기더라도 자발적으로 옮기는 것과 해고나 계약 해지 등으로 비자발적으로 옮기는 것 간에 차이가 있을 것이다. 정말 차이가 있는지도 함께 분석하고자 한다.

전체적인 이 장의 연구는 다음과 같이 구성하였다. 먼저 제2절에서 분석방법론을 정리할 것이다. 제3절에서는 동태적 확률효과 패널 프로빗 모형(dynamic binary random effect probit model)을 이용해 국제금융위기 전후 각 인구집단별로 저임금 탈출 패턴에서 특징을 분석해 볼 것이다. 추정하기 좀 더 용이한 이 모형을 통해 이직을 포함한 설명변수 선택이 저임금 탈출에 어떤 영향을 미치고 있는지 다각도로 검토할 것이다. 제4절에서는 제3절에서 추정한 가장 그럴듯한 모형을 선택한 후, 미취업 결정식을 추가하여 SURE 형태로 확장한 분석모형을 국제금융위기 이후 시기를 대상으로 추정할 것이다. 제5절에서는 분석결과를 정리할 것이다.

제2절 분석방법론

1. 회귀분석 방법 설명

이 장에서 추정하고자 하는 가장 기본적인 모형은 아래와 같은 관계이다. 이 식은 과거의 저임금 경험(L_{it-1})이 현재의 저임금 여부(L_{it})에 영향을 미친다는 사실을 보여준다. 설명변수로는 해당 개인의 인적자본 특성 등을 충분히 통제해 줄 수 있는 교육수준이나 연령 등의 변수들이 포

함되며, 여기에 더해 개인의 미관찰된 특성 변수 α_L 이 포함된다.

$$L_{it} = \beta_0 + \delta_1 L_{it-1} + x\beta + \alpha_L + \epsilon_{it} \quad (4-1)$$

그런데 미관찰 특성의 설명변수와의 상관관계를 고려하면서 동시에 설명변수로 종속변수의 과거값을 포함하는 유형의 회귀분석을 수행할 때 초기조건 문제(the initial conditions problem)에 부딪힌다. 초기조건 문제는 데이터를 통해 우리가 한 사람의 전체 노동시장 이력과 해당 이력이 만들어지는 데에 작용한 개인의 특성을 전부 알 수 없기 때문에 발생한다. 이는 개인의 미관찰된 특성 변수 α_L 과 과거의 저임금 여부 L_{it-1} 사이의 상관관계를 발생시켜 δ_1 의 추정에 편의(bias)를 야기하게 된다. 이 연구의 고령층 분석은 특히 이 문제가 심각할 수 있다. 분석에 사용할 한국노동패널조사가 18년째 조사를 이어오고 있긴 하지만, 현재의 고령층의 초기 노동시장 임금 정보를 확보하고 있지는 못하기 때문이다. 그런데 이 초기조건 문제는 각 개인의 초기 노동시장 정보를 갖고 있다고 해서 해결되는 문제가 아니다. 여전히 첫 일자리에서의 저임금 여부는 데이터에 담겨 있지 않은 개인의 미관찰 특성과 연관관계를 갖기 때문이다.

데이터상에서 미관찰된 정보에 기인하는 초기조건 문제를 해결하기 위해 몇 가지 접근법이 제안된 바 있다. 여기서는 Wooldridge(2005)의 조건부우도함수 추정방법(Conditional Maximum Likelihood estimator)을 이용하여 이 문제를 해결하고자 한다. 이 방법에 따르면, 자료에서 이용 가능한 첫 시점 L_{i0} 를 설명변수로 추가하는 것으로 초기조건 문제를 해결할 수 있다. 실제 추정에서는 비선형 모형에서 미관측 특성과 설명변수 간 상관관계를 통제할 때 많이 활용되는 Chamberlain(1980)의 correlated random effect 추정 모형 아이디어가 함께 활용된다. 이를 표현한 것이 식 (4-2)이다. 개인의 미관찰 특성은 정규분포를 하며, 노동시장 상태 초기값 L_{i0} 와 설명변수의 함수로 표현된다. 추정과정에서 설명변수는 각 설명변수의 개인별 평균치가 이용된다.

$$\alpha_L = \psi + \eta_0 L_{i0} + x\zeta + a_i, \quad a_i \sim Normal(0, \sigma_a^2) \quad (4-2)$$

Wooldridge(2005)의 가장 큰 장점은 통상적인 확률효과 프로빗 추정법

(random effect probit estimator)에 노동시장상태 초기값 변수와 설명변수의 개인별 평균값을 추가하는 것만으로 추정이 가능하다는 간편함이다. 본 연구는 우선 청년, 중년 여성, 고령층을 대상으로 이 모형을 추정하여 결과를 제시할 것이다.

그러나 이 방법은 저임금 근로의 탈출에 영향을 미치는 요인들에 대한 평가, 상태의존성 존재여부 검정을 위해 적합하지만, 저임금-실업 반복경험이 개인 특성 때문인지, 상태의존성이 존재하는지를 검정해 주지는 못한다. 이를 분석하려면 실업과 저임금이 동시에 추정모형화되어야 한다. 문헌에서는 크게 두 가지 접근법이 이용되어 왔다. 하나는 다항로짓을 이용하는 방법이며, 또 다른 것은 식 (4-1)과 같은 저임금 결정식 외에도 실업 결정식을 추가하여 SURE(Seemingly Unrelated Regression) 방식으로 두 식의 잔차의 상관관계를 가정하는 방법이다.

본 연구에서는 bivariate random effect probit이라 불리는 후자의 방법을 이용해 추정할 것이다. 두 방법이 모두 타당성을 갖지만, dynamic multinomial random effect model은 추정 파라미터가 너무 많아 실제 추정과정에서 수렴이 잘 되지 않는 어려움이 있고, 여성 전체를 대상으로 한 최효미(2014)의 연구가 다항로짓을 이용한 점, 인구 전체를 대상으로 한 신우진(2016)의 연구도 다항로짓을 이용하였다는 점도 고려하였다. 본 연구의 방법론에서도 유사한 결과가 나온다면 방법론 선택에 크게 좌우되지 않는 저임금 노동시장의 특징이 있다는 점도 드러나게 된다는 점에서 후자 방법론 선택에 장점이 있다고 판단하였다.

본 연구의 방법론은 저임금 여부를 결정하는 식 (4-1a)와 실업 여부를 결정하는 식 (4-3)을 동시에 추정하는데, 식 (4-1a)와 (4-3)의 잔차, 즉 $\alpha_L + \epsilon_{it}$ 와 $\alpha_u + e_{it}$ 사이에 식 (4-4)와 같은 상관관계가 있다고 가정된다.

$$L_{it} = \beta_0 + \delta_1 L_{it-1} + \gamma_1 U_{it-1} + x\beta + \alpha_L + \epsilon \quad (4-1a)$$

$$U_{it} = \beta_0 + \gamma_2 U_{it-1} + \delta_2 L_{it-1} + x\beta + \alpha_u + e \quad (4-3)$$

$$\text{corr}(\alpha_L + \epsilon_{it}, \alpha_u + e_{it}) = \rho \sigma_{\alpha_L} \sigma_{\alpha_u} \quad (4-4)$$

식 (4-4)는 잔차의 상관관계가 개인의 미관찰특성(α_L 과 α_u)의 상관관

계 때문에 나타난다는 점을 함의한다. 이 상관관계는 저임금, 실업을 반복 경험하는 현상이 개인의 특성과 관련이 있는지를 보여준다. 이를테면, 학력으로는 잘 드러나지 않는 개인의 인적자본 부족으로 저임금과 실업을 반복하는지를 드러내준다. 만약 저임금을 반복하는 개인의 특성이 실업을 반복하는 특성과 연관관계가 있다면 이 상관관계는 (+) 추정될 것이며, 저임금을 반복하는 사람들은 실업을 잘 경험하지 않는 식의 연관관계가 있다면, 또는 실업 상태에 있던 사람들은 주로 비저임금 일자리로 곧바로 진입하는 경향이 있다면 (-) 추정될 것이다. 저임금을 경험하는 사람들의 특성과 실업을 경험하는 사람들의 특성 간 연관관계가 없다면 상관관계수가 매우 작고, 통계적으로 유의하지 않은 결과가 추정될 것이다. 여기서 ϵ 과 e 사이의 상관관계는 없다고 가정된다. 즉 이 모형에선 개인의 시간에 따라 변화하지 않는 미관찰 특성 때문에 저임금과 실업 경험이 연관된다고 가정되고, 그 외의 모형에 들어오지 않은 요인은 영향을 미치지 않는다고 가정된다. 본 연구의 관심은 미관찰 개인 특성이 영향을 미치는지, 이를 통제된 상태에서 어떤 결과가 나오는지 확인하는 것이므로, 큰 무리는 없는 가정이라 판단하였다.⁵⁾

식 (4-1a)는 저임금 결정식인데, 식 (4-1)과의 차이는 전기 실업여부 (U_{it-1})가 추가로 통제된다는 점이다. 식 (4-3)은 실업여부 결정식인데, 역시 전기 실업여부와 전기 저임금여부(L_{it-1})가 통제된다. 이 두 변수가 바로 이번 기 저임금의 전기 실업 상태의존여부, 이번 기 실업의 전기 저임금 상태의존여부를 보여준다. 역시 개인 미관찰 특성과 설명변수의 상관관계가 가정되며, 초기조건 문제가 존재하므로 Wooldridge(2005)의 방법을 현재 모형 설정에 맞춰 적용할 것이다.

이 모형에서는 $\gamma_1, \gamma_2, \delta_1, \delta_2$ 가 상태의존 또는 함정성을 검증하는 파라미터 역할을 한다. 이들 파라미터가 개인 (미관찰된) 특성을 통제된 상태

5) 사실은 모형의 파라미터가 늘어 추정상의 어려움이 커지기 때문에 추가한 가정이다. 비교적 추정과정에서 수렴에 문제가 없었던 청년과 고령층은 모형의 전체 잔차인 ϵ 과 e 의 상관관계 파라미터도 함께 추정하였는데, 결과에 거의 영향이 없음을 확인하였다. 다만, 중년여성 부분과 보고의 일관성을 위해 ϵ 과 e 의 상관관계가 없다고 가정된 모형의 추정결과만 보고하였다. 추정할 때에는 시뮬레이션 방법을 이용해 우도함수를 극대화하였다.

에서 과거 실업, 과거 저임금 경험이 현재의 실업과 저임금에 영향을 미치는지를 보여주기 때문이다. 이를테면, γ_2 가 (+)라면 개인 특성을 통제 한 상태에서도 과거의 실업이 현재의 실업 가능성을 높이는 상태의존성이 있음을 보여주게 된다. 이 모형에서 δ_2 은 과거의 저임금 경험이 개인 특성을 통제 한 상태에서도 현재의 실업 가능성을 높이는지 보여주는, 즉 저임금-미취업 덩이 존재하는지를 보여주는 파라미터 역할을 한다. δ_2 가 (+)라면 그런 덩이 존재함을 의미한다. 마찬가지로, δ_1 은 저임금 상태의 존여부를, γ_1 은 과거 실업이 현재 저임금 가능성을 높이는지, 즉 미취업-저임금 덩이 존재하는지를 보여주는 파라미터 역할을 한다.

상태의존 파라미터와 α_u , α_L 및 α_u , α_L 간 상관관계와의 차이는 후자가 개인특성의 결과 저임금-미취업 덩이 발생하는지를 보여준다면, 상태의존 파라미터는 개인특성과 무관하게 저임금 또는 실업 경험이 개인의 경력발전을 저해하는 효과를 발생시킴을 보여준다는 점에서 중요한 차이가 있다. 후자라면 개인의 능력개발이 정책대안이 될 것이고, 전자라면 실업이나 저임금에 빠지는 상황을 최소화시키는 정책대안-실업정책으로 공적 일자리를 마련해 주는 것 같은-이 절실할 것이다.

2. 추정을 위한 설명변수들

분석에는 한국노동패널조사를 이용한다. 세 인구집단을 위한 추정식은 학력, 혼인상태, 성별, 연령, 직업훈련 경험이 통제된다. 직업훈련 경험은 전년도에 직업훈련을 받았는지 여부를 의미한다. 모형에 따라 사업체 특성도 통제된다. 업종, 직업, 종업원 수를 통제했다. 업종은 농림어업, 제조업, 이상 두 업종을 제외한 나머지 업종을 저임금 비중 10% 미만 업종, 10~29% 업종, 30% 이상 업종으로 구분해 추정하였다. 8차 산업분류 기준 저임금 비중 10% 미만 업종은 전기, 가스 및 수도사업, 건설업, 금융 및 보험업, 하수처리, 폐기물 처리 및 청소관련 서비스업이며, 30% 이상 업종은 숙박 및 음식점업, 부동산업 및 임대업, 보건업 및 사회복지사업, 가사서비스업이다. 나머지는 10~29% 업종으로 분류하였다. 사업서비스업, 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 교육서비스업, 도매 및 소매업

등이 해당된다.

직업은 5차 표준직업분류를 통제하였다. 종업원 수는 10인 미만, 10~299인, 300인 이상, 그리고 공공기관 여부, 일정한 사업장이 없다고 응답한 경우로 나누어 통제하였다.

다른 연구에서와 달리 추가로 통제되는 부분은 직업훈련 경험 변수이다. 장기 실업자나 저임금 가능성이 높은 취약 계층 근로자들에게는 직업훈련이 정책처방으로 제공되는 경우가 많다. 이는 이들의 인적자본을 높여 취업가능성, 더 나은 일자리로의 상승 가능성을 높이기 위함이다. 이 정책에 효과가 있다면 저임금 가능성을 낮추는 방향으로 결과가 도출될 것이다.

이 외에도 이 연구에서 특별히 고려되는 변수는 이직여부 변수이다. 우리나라 저임금 연구에서는 이직여부를 고려한 선행연구가 없지만, 일반 근로자를 상대로 이직이 임금 상승 효과가 있는지 검증하는 연구에서 이직여부는 이직했으면=1, 아니면 0인 더미변수가 추가되는 경우가 많다. 그러나 이 연구에서는 전기 저임금여부 변수에 이직여부 변수를 교호항 형태로 만들어 설명변수로 추가하였다. 따라서 전기 저임금이었던 직장에서 이직해 새로운 직장을 얻을 경우 저임금을 탈출할 수 있는지를 직접적으로 추정할 수 있게 된다.

이 외에도 청년의 경우 아버지 학력을 통제하였다. 아버지 학력이 높으면 평균적으로는 좀 더 경제적으로 나은 환경에서 자라거나, 현재의 경제적 환경도 나을 가능성이 있기 때문이다. 아무래도 집이 가난한 경우 좀 더 저임금 일자리라도 필요로 할 가능성도 높을 것이다. 이를 통제하지 않는 것보다는 통제하는 것이 청년의 저임금 관련 설명력을 강화시킬 가능성이 높을 것이라 판단하였다.

중년여성 추정 방정식에서는 자녀 연령, 자신을 제외한 가구의 소득을 통제하였다. 아무래도 가구의 소득이 높거나 자녀의 연령이 낮으면 그만큼 자신이 직접 노동시장에 나갈 이유는 줄어들 것이다. 자녀의 연령은 6세 이하인 자녀가 있는지 여부, 7~12세인 자녀가 있는지 여부, 13~18세 자녀가 있는지 여부로 통제하였다.

고령층 방정식에서는 자산에서 부채를 차감한 순자산액을 추가로 통제

하였다. 아무래도 순자산이 많으면 은퇴하여 다시 노동시장으로 진입하지 않을 가능성이 높은 반면, 순자산이 적으면 저임금 일자리에서라도 일해야 할 가능성이 높을 것이다. 고령층이 노동시장에 진입하는 가장 중요한 이유가 낮은 노후소득 준비일 것이기 때문이다. 이를 대리하는 변수로 순자산을 선택하였다. 순자산을 만들 때에는 부동산 자산, 전세금, 금융자산과 기타 부채를 이용하였다.

제3절 분석결과 : 저임금 탈출 모형

이 절에서는 세 개의 인구집단별로 식(4-1)과 식(4-2)를 이용한 추정결과를 정리한다. 이를 추정할 때에는 미취업자, 자영업자는 제외하고 임금근로자만을 대상으로 추정하였다. 이렇게 하면 각 연도에 임금근로자였던 사람들로만 표본이 제한되므로, 각 인구집단에서 노동시장 활동이 활발한 사람들을 대상으로 추정하게 된다는 장점이 있는 한편, 그렇지 않은 사람들은 제외하게 된다는 문제가 있다. 그러나 다음 장에서 미취업에서 취업상태를 오가는 사람들을 포함한 분석모형을 추정할 것이므로, 여기서는 분석표본을 제한한 채 추정할 것이다.

이 절에서 추정할 모형은 앞서 언급한 것처럼 비교적 손쉽게 추정이 가능하므로, 다양한 모형을 설정해 추정하였다. 또한, 국제금융위기 이전 시기와 비교하여 어떤 차이가 있는지 확인하기 위해 가장 많은 설명변수를 포함하는 모형을 기준으로 두 시기를 각각 추정하여 결과를 비교하여 보았다. 이를 통해 앞서 기초통계에서 나타난 것처럼 과거에 비해 현재 상태의존성이 강화되었다고 볼 수 있는지를 확인할 수 있을 것이다.

분석결과 설명에 앞서, 표에 적시된 설명변수 외에도 식(4-2)와 같이 미관찰 특성과 설명변수의 상관관계를 통제하기 위해 연령과 연령제곱, 이직여부, 전기 저임금×이직여부, 직업훈련, 산업, 직업, 사업장 규모, 근속과 근속제곱, 순자산, 가구원소득은 개인별 평균값을 추가로 통제하였다. 즉 이들 변수에 대해서는 패널 고정효과(Panel Fixed Effect model)모

형에서처럼 해석이 가능하다. 모형에 따라 통제하는 설명변수가 다른데, 그에 맞춰 개인별 평균값 변수도 조정하였다. 또한, 연도더미는 모든 추정모형에서 통제하였다.

청년부터 결과를 보면, 가장 기본적인 인적특성에 아버지 학력을 더하여 추정한 모형 1을 보면 과거의 저임금이 미래의 저임금에 영향을 미치는 상태의존성이 존재하는 것으로 추정되었다. 전문대졸, 대졸은 고졸 이하에 비해 저임금 가능성이 낮게 나타났다. 남성보다는 여성의 저임금 가능성이 높게 나타났다. 연령은 유의하지 않았다. 직업훈련 경험도 저임금 탈출에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으나, 부호는 (-)여서 저임금 탈출 가능성을 시사했다. 아버지 학력은 중졸 이하에 비해 고졸일 경

<표 4-3> 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 회귀분석 결과

	모형 1			모형 2		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.508	0.146	0.001	0.483	0.146	0.001
이직				0.293	0.155	0.059
저임금(t-1)×이직						
전문대졸(기준: 고졸 이하)	-0.602	0.185	0.001	-0.619	0.187	0.001
대졸 이상	-1.189	0.217	0.000	-1.177	0.218	0.000
기혼(기준: 미혼)	-0.129	0.166	0.438	-0.112	0.168	0.503
여성	0.972	0.170	0.000	1.012	0.174	0.000
연령	0.172	0.371	0.642	0.228	0.373	0.541
연령제곱	-0.003	0.006	0.607	-0.004	0.006	0.514
직업훈련 경험(t-1)	-0.212	0.343	0.538	-0.223	0.345	0.518
아버지 학력-고졸(기준: 고졸 미만)	-0.342	0.169	0.043	-0.317	0.171	0.063
아버지 학력-전문대졸 이상	0.253	0.257	0.325	0.261	0.259	0.314
초기상태: 저임금	0.723	0.213	0.001	0.690	0.214	0.001
상수항	19.226	10.795	0.075	18.815	10.865	0.083
/Insig2u	0.297	0.245		0.308	0.244	0.786
sigma_u	1.160	0.142		1.167	0.142	1.481
rho	0.574	0.060		0.576	0.059	0.687

〈표 4-3〉의 계속

	모형 3		
	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.707	0.157	0.000
이직	0.820	0.193	0.000
저임금(t-1)×이직	-1.332	0.318	0.000
전문대졸(기준:고졸 이하)	-0.506	0.169	0.003
대졸 이상	-1.001	0.197	0.000
기혼(기준: 미혼)	-0.129	0.155	0.404
여성	0.841	0.157	0.000
연령	0.304	0.370	0.412
연령제곱	-0.005	0.006	0.401
직업훈련 경험(t-1)	-0.099	0.334	0.767
아버지 학력-고졸(기준: 고졸 미만)	-0.305	0.156	0.051
아버지 학력-전문대졸 이상	0.329	0.236	0.162
초기상태: 저임금	0.519	0.194	0.008
상수항	15.388	9.861	0.119
/lnsig2u	0.013	0.264	
sigma_u	1.006	0.133	
rho	0.503	0.066	

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료를 이용하여 필자가 추정.

우 저임금 가능성을 낮추지만, 아버지 학력이 대졸일 경우에는 유의미한 영향력이 없는 것으로 나타났다.

모형 2에서 이직을 통제하면 저임금 상태의존 계수가 미미하게 절대값이 감소한다. 이직의 계수값은 양의 값이므로, 이직은 저임금을 강화시키는 효과가 있다. 모형 3에서는 저임금(t-1)×이직을 추가로 통제하였다. 음의 값이므로 전기 저임금 직장에서 이직할 경우 저임금 탈출 가능성이 높아진다는 의미가 된다. 저임금(t-1)과 저임금(t-1)×이직 변수의 계수의 합은 뚜렷한 음의 값이므로, 저임금 직장에서 이직하면 저임금 상태의존도 사라지는 결과를 낳는다. 즉 저임금 상태의존에서 빠져나오려면 이직이 중요한 수단이 될 수 있다는 의미이며, 정책적으로도 이 결과에 주목해야 할 것이다.

다만, 저임금이 아닌 청년은 이직할 경우 저임금을 경험하게 될 가능성이 높아진다. 이직계수는 여전히 양의 값(0.820)을 보이기 때문이다. 이직이 모두를 돕는 것이 아니라 임금이 낮은 일자리에서 빠져나오는 수단으로 중요한 역할을 한다는 의미이다.

중년여성이나 고령층은 비자발적 이직 여부도 통제하여 분석하였는데, 청년은 비자발적 이직자 규모가 적어 2011~15년 모형에서는 변수 누락이 발생했다. 보고는 하지 않았지만 2004~08년 표본에서는 비자발적 이직자 변수도 추정이 가능했는데 통계적으로 전혀 유의하지 않은 (+)를 보였다.

다음으로, 사업체 특성도 통제한 모형을 보면, 저임금 상태의존 계수가 0.878로 사업체 특성을 통제하지 않은 모형에 비해 커진 것으로 나타났다. 다만, 여전히 이직할 경우 상태의존성은 모두 사라지며, 저임금 탈출 가능성이 높아진다($0.878 - 1.347 = -0.5$). 사업체 특성을 통제하면 학력의 영향은 크게 감소한다. 전문대졸 계수가 모형 3에서는 -0.506, 대졸은 -1.001이었는데 모형 4에서는 -0.161, -0.516으로 절대값이 크게 감소하였다. 전문대졸은 통계적 유의성도 사라졌다. 이는 저임금이 될 가능성에 학력이 직접적인 영향도 주지만, 사업체 선택이라는 경로를 통해 영향을 주는 측면이 있기 때문에 사업체 변수를 통제하자 학력의 영향력이 크게 감소한 것이다. 유사한 맥락에서 여성 계수의 절대값도 크게 감소하였다.

업종은 아무래도 저임금 비중이 낮은 업종에서 일할 경우 저임금 가능성이 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다(-2.059). 직업은 관리, 전문가, 사무직에 비해 조립원, 기능원, 단순노무직일 경우 저임금 가능성이 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 사업장 규모가 큰 쪽에서 저임금 가능성이 낮게 나타나는 특징도 있다. 근속도 길어지면 저임금 가능성을 낮추는 것으로 보인다.

금융위기 전과 비교해 보면, 저임금 상태의존은 그때에 비해 강화된 것으로 추정된다. 2004~08년 간은 0.589였으나, 2011~15년은 0.878로 나타났기 때문이다. 이는 앞서 발견했던 상태의존성이 금융위기 이후 강화된 것이 아닌가 하는 추측을 강화시켜 주는 것이다. 또한, 저임금이 아닌 사람이 이직할 경우 저임금 가능성이 있는지에 대한 것도 다른 결과가 나왔

〈표 4-4〉 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 회귀분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와의 비교

	2011~15년(모형 4)			2004~08년		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.878	0.158	0.000	0.589	0.158	0.000
이직	0.572	0.198	0.004	0.113	0.223	0.613
저임금(t-1)×이직	-1.374	0.318	0.000	-1.174	0.298	0.000
전문대졸(기준: 고졸 이하)	-0.161	0.143	0.258	-0.111	0.150	0.460
대졸	-0.516	0.173	0.003	-0.717	0.211	0.001
대학원 이상				-0.615	0.555	0.268
기혼(기준: 미혼)	-0.004	0.137	0.977	-0.121	0.144	0.402
여성	0.521	0.152	0.001	0.752	0.172	0.000
연령	0.452	0.377	0.230	-0.171	0.364	0.638
연령제곱	-0.007	0.006	0.233	0.001	0.006	0.826
직업훈련 경험(t-1)	-0.246	0.338	0.468	0.207	0.321	0.518
아버지 학력-고졸(기준: 고졸 미만)	-0.167	0.131	0.203	-0.343	0.149	0.021
아버지 학력-전문대졸 이상	0.200	0.205	0.329	-0.432	0.264	0.102
업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어광업)	-0.293	0.374	0.433	-0.587	0.357	0.100
업종-저임금 10% 미만	-2.059	0.756	0.006	-0.499	0.432	0.248
업종-저임금 10~29%	0.162	0.286	0.571	-0.290	0.281	0.303
직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	-0.013	0.287	0.964	0.624	0.303	0.039
직업-조립원, 기능원, 단순노무	0.629	0.309	0.042	0.568	0.324	0.080
종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	-0.446	0.202	0.027	-0.176	0.214	0.411
종업원수-30~299인	-0.688	0.215	0.001	-0.630	0.215	0.003
종업원수-300인 이상	-0.619	0.251	0.013	-0.202	0.237	0.395
종업원수-공공기관	-0.908	0.569	0.110	-0.454	0.654	0.488
종업원수-일정한 사업장 없음	0.000	(omitted)		-0.001	0.715	0.999
근속	-0.205	0.068	0.003	-0.262	0.072	0.000
근속제곱	0.016	0.006	0.012	0.016	0.007	0.032
초기상태: 저임금	0.299	0.156	0.056	0.361	0.154	0.019
상수항	12.694	8.323	0.127	-10.116	7.836	0.197
$\sqrt{\text{insig2u}}$	-0.818	0.374		-0.798	0.371	
sigma_u	0.664	0.124		0.671	0.124	
ρ	0.306	0.079		0.310	0.079	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 원자료를 이용하여 필자가 추정.

다. 2004~08년 간은 아직 그 자체는 저임금 가능성을 높이지 않았다(통계적으로 무의미한 0.113). 그러나 2011~15년 결과는 저임금 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 다만, 저임금 근로자는 이직하는 것이 탈출 가능성을 높이는 것은 금융위기 전이나 후나 동일하게 나타났다.

이 외에도 두 기간을 비교하면, 여성의 저임금 가능성은 과거에 더 높았고, 대출의 비저임금 가능성도 과거에 더 높았다. 아버지 학력에 따라 비저임금 가능성이 높아지는 현상은 과거에 더 높았던 것으로 나타난다. 특히 과거에는 통계적으로 유의하거나 거의 유의한 값을 보였다.

이 외에는 제조업의 비저임금 가능성은 과거에 높았고, 현재는 무의미하며, 저임금 비중이 낮은 업종에 취업하는 것이 비저임금 가능성을 높일 개연성은 현재가 더 높은 것으로 나타난다. 과거에는 서비스, 판매직도 저임금 가능성을 높이는 요인이었으나, 지금의 청년층에겐 그렇지 않다.

다음으로 중년여성을 보면, 역시 저임금 상태의존성이 존재하는 것으로 추정되었다. 계수값의 크기로 보면 청년층보다는 작게 나타나는 경향이 있다(모형 1 기준 청년 0.508, 중년여성 0.394). 모형 1을 제외하면 설명 변수가 다르기 때문에 동일선상에서 비교하기는 어렵지만 다른 모형에서도 크게 다르지 않은 모습이다. 모형 1을 보면 학력이 높아질수록 저임금 가능성이 낮아지는 모습이 뚜렷하게 나타난다. 연령은 유의하지 않았다. 직업훈련 경험도 저임금 탈출에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 심지어 부호도 양(+)이어서 저임금 탈출과는 무관함을 시사했다. 기혼보다는 미혼인 경우 저임금 가능성이 낮았으며, 별거·이혼·사별인 경우에도 기혼보다 저임금 가능성이 낮은 것으로 나타났다.

모형 2에서 본인 제외 가구소득을 추가하였는데, 본인을 제외한 가구소득이 높을수록 저임금 취업 가능성이 증가하지만, 통계적 유의도는 없었다. 혼인상태의 부호는 모형 1과 유사하지만, 통계적 유의도는 사라졌다. 혼인상태는 모형 1을 제외하고는 유의도가 없는 것으로 분석되었다. 6세 이하 자녀 유무나 7~12세 자녀 유무도 통계적으로 의미 있는 관계를 찾기 힘들었다.

모형 3에서 이직 변수를 추가하였는데, 청년처럼 저임금 근로자가 이직하면 저임금을 탈출할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 저임금 상태의

존 또한 사라지는 것으로 나타났다. 다만, 저임금이 아닌 근로자가 이직을 하게 되면 임금 지위의 하락을 경험할 가능성이 높아지는 것으로 분석되었다. 전 직장에서 비자발적 이직여부 변수도 검증해 보았는데, 부호는 저임금 가능성을 높이는 방향이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다.

사업체 특성을 통제하면 교육수준 계수의 절대값은 크게 감소한다. 이는 청년의 경우와 유사하게 해석할 수 있을 것이다. 여전히 직업훈련, 연

〈표 4-5〉 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 분석 결과

	모형 1			모형 2		
	계수	표준 오차	p값	계수	표준 오차	p값
저임금(t-1)	0.394	0.124	0.001	0.397	0.124	0.001
이직						
저임금(t-1)×이직						
비자발적 이직						
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.381	0.266	0.000	-1.414	0.267	0.000
전문대졸	-1.825	0.292	0.000	-1.894	0.298	0.000
대졸 이상	-1.867	0.519	0.000	-1.883	0.520	0.000
미혼(기준: 기혼)	-1.008	0.442	0.023	-0.682	0.529	0.197
별거·사별·이혼	-0.575	0.239	0.016	-0.393	0.312	0.208
연령	-0.308	0.370	0.406	-0.377	0.386	0.329
연령제곱	0.002	0.004	0.623	0.003	0.004	0.516
직업훈련 경험(t-1)	0.157	0.286	0.584	0.144	0.287	0.617
ln(본인 제외 가구소득)				0.035	0.024	0.152
6세 이하 자녀유무				-0.205	0.309	0.507
7~12세 자녀유무				0.124	0.198	0.531
초기상태: 저임금	1.006	0.201	0.000	1.021	0.202	0.000
상수항	-31.765	12.474	0.011	-36.146	12.921	0.005
/lnsig2u	0.676	0.205		0.668	0.206	
sigma_u	1.402	0.144		1.396	0.144	
rho	0.663	0.046		0.661	0.046	

〈표 4-5〉의 계속

	모형 3		
	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.478	0.128	0.000
이직	0.891	0.315	0.005
저임금(t-1)×이직	-1.332	0.360	0.000
비자발적 이직	0.065	0.436	0.882
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.130	0.244	0.000
전문대졸	-1.698	0.272	0.000
대졸 이상	-1.729	0.485	0.000
미혼(기준: 기혼)	-0.364	0.486	0.454
별거·사별·이혼	-0.305	0.291	0.295
연령	-0.375	0.385	0.331
연령제곱	0.003	0.004	0.522
직업훈련 경험(t-1)	0.116	0.285	0.683
ln(본인 제외 가구소득)	0.029	0.024	0.225
6세 이하 자녀유무	-0.202	0.303	0.504
7~12세 자녀유무	0.113	0.196	0.565
초기상태: 저임금	0.873	0.186	0.000
상수항	-28.428	11.818	0.016
/lnsig2u	0.423	0.214	
sigma_u	1.235	0.132	
rho	0.604	0.051	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

령, 혼인상태, 자녀변수, 가구소득은 통계적 유의성이 없는 가운데, 사업체 특성 변수 중에도 통계적 관계가 있는 것은 찾기 어려웠다. 근속은 통계적으로 유의한 관계가 추정되었다.

금융위기 전과 비교해 보면, 중년여성의 저임금 상태의존도 과거에 비해 지금 더 강화된 것으로 나타난다. 그러나 저임금 근로자일 경우 이직이 갖는 긍정적인 효과는 금융위기 전에도 유사하게 나타났다. 다만, 저임금이 아닌 근로자의 이직이 저임금이 될 가능성을 높이는 효과는 금융위기 전에는 통계적 유의성이 없었다. 이와 같은 금융위기 전후 비교는 청

〈표 4-6〉 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와의 비교

	2011~15년(모형 4)			2004~08년		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.725	0.137	0.000	0.421	0.159	0.008
이직	0.543	0.324	0.094	0.362	0.365	0.321
저임금(t-1)×이직	-1.349	0.357	0.000	-1.019	0.411	0.013
이직×비자발적 이직	0.133	0.439	0.761	-0.387	0.669	0.563
고졸(기준: 고졸 미만)	-0.484	0.202	0.017	0.291	0.404	0.471
전문대졸	-0.741	0.234	0.002	-0.649	0.433	0.134
대출 이상	-0.507	0.398	0.203			
미혼(기준: 기혼)	-0.338	0.403	0.401	0.576	0.814	0.479
별거·사별·이혼	-0.278	0.234	0.235	0.075	0.373	0.840
연령	-0.439	0.379	0.246	-0.502	0.507	0.322
연령제곱	0.004	0.004	0.393	0.005	0.006	0.355
직업훈련 경험(t-1)	-0.013	0.274	0.963	-0.464	0.560	0.407
ln(본인 제외 가구소득)	0.027	0.023	0.240	-0.020	0.125	0.875
업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어업)	0.048	0.369	0.897	0.336	0.462	0.467
업종-저임금 10% 미만	-0.262	0.525	0.618	-1.337	0.709	0.059
업종-저임금 10~29%	0.188	0.269	0.483	0.104	0.349	0.766
직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	0.828	0.295	0.005	0.641	0.345	0.063
직업-조립원, 기능원, 단순노무	0.982	0.340	0.004	0.449	0.374	0.230
종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	0.030	0.205	0.882	0.080	0.283	0.778
종업원수-30~299인	-0.074	0.214	0.731	0.256	0.268	0.338
종업원수-300인 이상	-0.241	0.303	0.427	-0.110	0.285	0.699
종업원수-공공기관	-0.189	0.402	0.638	-0.049	0.421	0.907
근속	-0.195	0.065	0.002	-0.157	0.076	0.037
근속제곱	0.014	0.006	0.011	0.014	0.007	0.044
6세 이하 자녀유무	-0.316	0.308	0.305	-0.278	0.403	0.489
7~12세 자녀유무	0.028	0.193	0.885	0.069	0.249	0.782
초기상태: 저임금	0.669	0.155	0.000	0.601	0.179	0.001
상수항	-17.751	9.633	0.065	-1.685	12.193	0.890
/lnsig _{2u}	-0.390	0.283		-0.505	0.339	
sigma _u	0.823	0.117		0.777	0.132	
rho	0.404	0.068		0.376	0.080	

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료를 이용하여 필자가 추정.

년과 흡사한 결과를 보여주는 것이다.

마지막으로 고령층 결과를 보면, 개인의 미관측 특성을 통제한 상태에서도 전기 저임금이 통계적으로 유의한 (+)로 나와 상태의존성이 존재함을 보여준다. 모형 1 계수 크기로 보면 중년여성과 상태의존의 정도가 비슷한 수준으로 보인다. 모형 2는 순자산 통제 여부에서 다른데, 순자산을 통제하면 학력 계수의 절대값이 작아지고, 상태의존 계수인 전기 저임금 계수의 절대값이 작아지는 정도의 차이가 나타난다. 순자산 자체의 효과는 순자산이 많을수록 저임금 가능성을 통계적으로 유의하게 낮추는 것이었다. 즉 고령층이 저임금 일자리라도 하는 까닭은 노후소득과 관련성이 있음을 지지하는 결과이다. 이 결과는 모형 2부터 모형 6까지 변화하지 않았다.

〈표 4-7〉 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 분석 결과

	모형 1			모형 2		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.374	0.177	0.035	0.349	0.177	0.049
이직						
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.589	0.812	0.050	-1.536	0.828	0.064
전문대졸	-0.605	0.568	0.287	-0.172	0.572	0.764
대졸 이상	-1.209	1.056	0.252	-0.859	1.124	0.445
미혼(기준: 기혼)	-0.409	1.279	0.749	-0.493	1.267	0.697
별거·사별·이혼	-0.035	0.234	0.882	-0.366	0.245	0.135
여성	1.597	0.277	0.000	1.709	0.280	0.000
연령	-1.820	0.831	0.029	-1.931	0.841	0.022
연령제곱	0.015	0.007	0.025	0.016	0.007	0.018
직업훈련 경험(t-1)	-0.257	0.542	0.635	-0.247	0.542	0.648
순자산				-0.000	0.000	0.007
초기상태: 저임금	1.034	0.273	0.000	1.011	0.270	0.000
상수항	-28.279	54.497	0.604	-52.032	54.212	0.337
/lnsig2u	0.801	0.278		0.735	0.278	
sigma_u	1.493	0.207		1.444	0.201	
rho	0.690	0.059		0.676	0.061	

〈표 4-7〉의 계속

	모형 3		
	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.318	0.178	0.074
이직	0.464	0.249	0.062
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.478	0.833	0.076
전문대졸	-0.178	0.581	0.759
대졸 이상	-0.895	1.119	0.424
미혼(기준: 기혼)	-0.675	1.321	0.610
별거·사별·이혼	-0.411	0.250	0.100
여성	1.749	0.284	0.000
연령	-1.996	0.848	0.019
연령제곱	0.017	0.007	0.016
직업훈련 경험(t-1)	-0.154	0.546	0.778
순자산	-0.000	0.000	0.008
초기상태: 저임금	0.944	0.276	0.001
상수항	-57.715	55.073	0.295
/lnsig2u	0.764	0.276	
sigma_u	1.465	0.202	
rho	0.682	0.060	

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료를 이용하여 필자가 추정.

모형 3에서는 이직을 추가로 통제하였는데, 전기 저임금의 계수값이 작아지면서 상태의존이 다소 완화되는 모습이 나타난다. 하지만, 여전히 상태의존계수는 통계적으로 유의한 (+)로 상태의존성이 존재하는 것으로 나타난다. 이직은 저임금 가능성을 높이는 효과를 가져 이직하지 않는 것이 유리한 모습을 보인다.

모형 4에서는 비자발적 이직 여부를 추가로 통제하였다. 이직한 경우 비자발적으로 이직하면 저임금 가능성이 통계적으로 유의하게 높아지는 것이 확인된다. 해고나 계약해지 등으로 이직한 경우 재취업하더라도 저임금 가능성이 높다는 의미이다. 비자발적 이직을 통제하면 저임금 계수의 절대값은 더 작아지는 모습이 나타난다.

〈표 4-7〉의 계속

	모형 4			모형 5		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.300	0.179	0.094	0.424	0.182	0.020
이직	0.040	0.286	0.889	0.780	0.384	0.043
저임금(t-1)×이직				-1.568	0.516	0.002
비자발적 이직	1.812	0.643	0.005	1.830	0.676	0.007
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.501	0.851	0.078	-1.413	0.791	0.074
전문대졸	-0.188	0.598	0.753	0.001	0.554	0.998
대졸 이상	-1.193	1.154	0.301	-0.860	1.082	0.427
미혼(기준: 기혼)	-1.225	1.483	0.409	-1.322	1.413	0.350
별거·사별·이혼	-0.428	0.254	0.092	-0.394	0.240	0.100
여성	1.790	0.290	0.000	1.500	0.265	0.000
연령	-2.028	0.858	0.018	-2.037	0.856	0.017
연령제곱	0.017	0.007	0.016	0.017	0.007	0.015
직업훈련 경험(t-1)	-0.236	0.550	0.668	-0.527	0.578	0.362
순자산	-0.000	0.000	0.007	-0.000	0.000	0.009
초기상태: 저임금	0.979	0.282	0.001	0.804	0.262	0.002
상수항	-58.535	56.212	0.298	-61.094	52.611	0.246
/lnsig2u	0.809	0.273		0.604	0.284	
sigma_u	1.499	0.205		1.353	0.192	
rho	0.692	0.058		0.647	0.065	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

모형5에서는 전기 저임금 계수와 이직의 교호항을 추가로 통제하였다. 여전히 전기 저임금 계수는 통계적으로 유의하지만, 전기 저임금 사업장에서 이직하면 더 이상 상태의존은 존재하지 않게 된다(=0.424-1.568). 이는 청년이나 중년여성에서 나타났던 것과 유사한 결과로 고령층이라 할지라도 이직을 통해 더 나은 기회를 잡는다면 저임금 근로에서 빠져나갈 수 있다는 의미로 해석될 수 있겠다. 다만, 저임금 근로자가 아니라면, 이직의 순효과는 여전히 저임금 가능성을 높이는 방향이다.

모형6에서 업종 등 사업체 특성을 통제하더라도 모형5와 본질적 차이는 발견되지 않는다. 다만, 비자발적 이직이 저임금 가능성을 높이는 효

〈표 4-8〉 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 분석 결과 및 2004~08년 같은 연령대와와의 비교

	2011~15년(모형 6)			2004~08년		
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
저임금(t-1)	0.661	0.198	0.001	1.178	0.241	0.000
이직	0.466	0.394	0.237	0.509	0.436	0.243
저임금(t-1)×이직	-1.634	0.511	0.001	-0.951	0.628	0.130
비자발적 이직	1.461	0.658	0.027	0.813	0.738	0.271
고졸(기준: 고졸 미만)	-1.497	0.754	0.047	-0.025	0.926	0.979
전문대졸	0.527	0.491	0.283	0.163	0.512	0.751
대졸 이상	0.563	0.929	0.544	-	-	-
미혼(기준: 기혼)	-1.296	1.369	0.344	-	-	-
별거·사별·이혼	-0.294	0.204	0.149	0.083	0.261	0.749
여성	0.990	0.231	0.000	0.679	0.256	0.008
연령	-1.655	0.861	0.054	-2.722	1.330	0.041
연령제곱	0.014	0.007	0.044	0.023	0.011	0.036
직업훈련 경험(t-1)	-0.679	0.574	0.237	-0.722	0.835	0.387
순자산	-0.000	0.000	0.031	0.000	0.000	0.512
업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어광업)	43.634	0.080	0.234	-0.289	0.773	0.708
업종-저임금 10% 미만	-0.823	0.535	0.124	-1.461	0.624	0.019
업종-저임금 10~29%	0.184	0.349	0.598	0.118	0.432	0.784
직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	1.704	0.528	0.001	0.846	0.671	0.208
직업-조립원, 기능원, 단순노무	1.090	0.439	0.013	1.044	0.555	0.060
종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	0.187	0.227	0.411	0.204	0.342	0.551
종업원수-30~299인	0.022	0.267	0.935	0.299	0.360	0.406
종업원수-300인 이상	0.244	0.509	0.632	-0.062	0.527	0.906
종업원수-공공기관	0.222	0.518	0.668	0.024	0.603	0.968
종업원수-일정한 사업장 없음	-0.061	0.329	0.854	0.236	0.383	0.538
근속	-0.170	0.056	0.002	-0.226	0.069	0.001
근속제곱	0.002	0.003	0.415	0.004	0.002	0.031
초기상태: 저임금	0.610	0.216	0.005	0.495	0.234	0.034
상수항	-76.347	43.634	0.080	30.144	53.379	0.572
/lnsig2u	-0.116	0.380		-0.918	0.739	
sigma_u	0.943	0.179		0.632	0.233	
rho	0.471	0.095		0.285	0.151	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

과는 계수의 절대값이 감소해 다소 완화되는 모습이다. 이직이 저임금 탈출을 돕는 효과도 모형 5와 계수값을 비교해 보면 약간 감소하였다. 이와 같은 차이는 이직해서 어떤 산업, 어떤 직업을 갖게 되는지도 중요하다는 의미일 것이다. 산업별로 보면, 역시 저임금 비중이 낮은 산업에서 일하는 것이 저임금 가능성을 낮추는 것으로 보인다. 하지만, 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 직업별로 보면 역시 관리직이나 전문가, 사무직에 있는 것보다는 서비스 및 판매직이나 생산직일 때 저임금 가능성이 통계적으로 유의하게 높게 나타난다.

한 가지 특이한 점은 금융위기 전의 저임금 상태의존 계수가 금융위기 이후보다 훨씬 컸다는 점이다(2004~08년 1.178 대 2011~15년 0.661). 다른 집단과는 달리 고령층만큼은 어떤 이유로 인해 저임금 상태의존성이 완화되었다는 의미이다. 이 연령대의 경제활동 수준은 금융위기 이전에 비교해 크게 활성화되어 있다. 어쩌면 이 연령대 경제활동 전반의 활성화가 상태의존성도 낮추는 방향으로 작용했을 가능성이 있다. 다만, 감소했다 하더라도 중년여성보다 약간 작은 정도이다(중년여성의 사업체 특성 통계한 모형 4의 0.725 대 고령층 모형 6의 0.661). 또 한 가지 특징은 금융위기 전에는 저임금 고령자가 이직할 경우 저임금 탈출 가능성이 높아지는 수준의 움직임은 없었다는 점이다. 그런 경우 상태의존성 자체는 매우 약해지지만($1.178 - 0.951 = 0.227$), 중년여성이나 청년에서 나타났던 것처럼 비저임금 가능성을 높이는 통계적으로 유의한 관계는 관찰되지 않았다. 그러나 금융위기 이후에는 중년여성이나 청년처럼 저임금 근로자의 이직이 비저임금 가능성을 높이는 효과가 뚜렷이 관찰된다. 이전에는 고령층이 이직하더라도 거의 모두 비슷한 수준의 일자리를 전전하는 것이었다면, 현재는 이직자 중에 임금지위가 올라가는 수준의 변화를 경험하는 사람들이 늘어나고 있다는 의미가 되겠다.

제4절 분석결과 : 미취업과의 관련성

제3절의 분석은 미취업은 고려하지 않은 분석이었다. 이로 인해 표본에는 매년 임금 근로 지위를 유지했던, 따라서 매우 활발한 노동시장 활동을 경험하는 사람들만 있었다. 제4절에서는 미취업으로 떨어졌다가 다시 임금근로자로 재진입하는 사람들을 포함해 분석결과가 어떻게 달라지는지 확인해 보았다. 다만, 여기서도 자영업 유경험자는 제외하고 분석된다. 자영업 선택은 임금근로 선택과는 또 다른 위험의 감수 같은 추가적인 고려요인이 있어 분석을 복잡하게 하기 때문이다.

분석결과를 식 (4-1a), 식 (4-3)을 연립해 추정하기 때문에 실업 결정식과 저임금 결정식 결과를 동시에 얻을 수 있다. 종속변수=실업이 식 (4-3)을 추정한 것이고, 종속변수=저임금이 식 (4-1a)을 추정한 것이다. 식 (4-2)와 같이 미관찰 특성과 설명변수가 상관관계를 통제하기 위해 연령과 연령제곱, 이직여부, 전기 저임금×이직여부, 직업훈련, 산업, 직업, 사업장 규모, 근속과 근속제곱, 순자산, 가구원소득은 개인별 평균값을 추가로 통제하였다. 이는 실업식과 저임금식 모두에 적용되었다. 즉 이들 변수에 대해서는 패널 고정효과(Panel Fixed Effect model)모형에서처럼 해석이 가능하다. 모형에 따라 통제하는 설명변수가 다른데, 그에 맞춰 개인별 평균값 변수도 조정하였다. 또한, 연도 더미는 모든 추정모형에서 통제하였다.

이 모형에서는 저임금 상태의존성뿐만 아니라 실업의 상태의존성도 추정되고, 저임금 경험이 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존성과 실업 경험이 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존성도 추정 가능하다. 결과를 보면, 청년의 경우 실업의 상태의존성(1.942), 과거의 저임금이 현재의 실업 가능성을 높이는 상태의존성(0.751), 저임금의 상태의존성(1.051), 과거의 실업 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존성(1.269) 모두 통계적으로 유의하게 확인되었다. 또한, 이렇게 추정하면 앞서 보았던 청년 모형 4 결과보다 저임금 상태의존성 계수가 약간 증가한 것을 알 수 있다. 저임금이 아닌 사람들의 이직이 갖는 부정적 효과도 다

소 커졌고, 저임금인 사람이 이직할 경우 생기는 저임금 탈출 가능성은 다소 작아졌다. 하지만, 여전히 이직은 저임금 상태의존성이 사라지게 되는 중요한 수단인 점에서는 변함이 없었다.

실업을 종속변수로 하는 모형에서 직업훈련 경험이 취업 가능성을 높이는 것으로 나타나, 앞서 비저임금 가능성을 높이는 효과가 없었던 것과 대조되었다. 학력은 미취업 가능성을 높이지만, 통계적 유의성은 없었다. 다만, 통계적 유의성이 학력이 높아질수록 10% 수준에 접근하는 특징이 보인다. 여성은 실업 가능성이 남성보다 높으며, 연령은 통계적으로 유의하지 않았다.

전기 비자발적 이직은 저임금 가능성을 높이는 효과는 없지만, 실업 가능성을 높이는 효과가 뚜렷하게 추정되는 것도 특징이다.

미취업을 함께 추정하는 이 모형에서 나타나는 또 다른 특징은, 직업훈련 경험이 저임금 가능성을 낮추는 효과가 거의 10% 유의수준에 근접하게 추정되었다는 점이다. 적어도 청년에 한정하면, 직업훈련은 실업 가능성도 낮추고, 저임금 가능성도 낮추는 순기능을 하고 있을 가능성이 가장 현실적인 모형에서 확인된 셈이다. 또 다른 차이점은 근속이 더 이상 유의하지 않다는 점이다.

종업원 수가 많은 사업장에 근무할수록 저임금 가능성이 낮아지는 현상은 청년층에서만 발견되는데, 이 모형에서도 유사하게 확인되었다.

모형 추정결과에서 'rho_alpha'는 (-)이면서 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 미취업으로 남을 가능성과 저임금이 될 가능성 사이에 음의 관계가 있을 가능성을 시사하는 것이다. 이를테면, 부모의 지원하에 미취업 상태로 대기하면서 더 나은 일자리를 탐색하거나 또는 스펙을 쌓고 있는 청년들이 미취업자 중에 많고, 부모의 지원을 받을 상황이 되지 못해 저임금 일자리라도 잡아야 하는 청년들이 저임금 근로자들 중에 많다면 충분히 이와 같은 현상이 발생할 수 있다. 다만, 통계적으로 유의한 결과는 아니므로, 이 가설의 타당성에 대해서는 추가적인 검증이 필요하다.

중년여성의 실업식을 보면, 전기 실업, 전기 저임금이 현재 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존성이 통계적으로 유의하게 추정되었다. 전기의 비자발적 이직이 현재의 실업 가능성을 높이는 효과도 청년처럼 통

〈표 4-9〉 청년 : 2009년 기준 24~33세 2015년까지 추적 패널 SURE 회귀 분석 결과

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 실업	실업(t-1)	1.942	0.108	0.000
	저임금(t-1)	0.751	0.139	0.000
	비자발적 이직(t-1)	0.659	0.246	0.007
	고졸(기준:고졸 미만)	0.100	0.112	0.374
	전문대졸	-0.137	0.119	0.249
	대졸 이상	-0.463	0.317	0.144
	기혼(기준:미혼)	0.477	0.118	0.000
	여성	1.148	0.142	0.000
	연령	0.091	0.284	0.750
	연령제곱	-0.002	0.004	0.633
	직업훈련 경험(t-1)	-0.570	0.236	0.016
	아버지 학력-고졸(기준: 고졸 미만)	0.115	0.098	0.238
	아버지 학력-전문대졸 이상	0.204	0.160	0.204
	초기상태: 저임금	0.138	0.151	0.362
	초기상태: 실업	0.648	0.140	0.000
	상수항	-13.603	6.698	0.042
종속 변수 - 저임금	저임금(t-1)	1.051	0.155	0.000
	이직	0.874	0.217	0.000
	저임금(t-1)×이직	-1.264	0.313	0.000
	이직×비자발적 이직	-7.642	2,455.215	0.998
	실업(t-1)	1.269	0.289	0.000
	전문대졸(기준: 고졸 이하)	-0.143	0.125	0.251
	대졸 이상	-0.485	0.150	0.001
	대학원 이상	-5.838	494.940	0.991
	기혼(기준:미혼)	0.009	0.143	0.951
	여성	0.418	0.184	0.023
	연령	0.384	0.350	0.273
	연령제곱	-0.006	0.006	0.252

〈표 4-9〉의 계속

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 저임금	직업훈련 경험(t-1)	-0.496	0.307	0.106
	아버지 학력-고졸(기준: 고졸 미만)	-0.129	0.115	0.263
	아버지 학력-전문대졸 이상	0.201	0.179	0.260
	업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어업)	-0.036	0.338	0.915
	업종-저임금 10% 미만	-1.756	0.749	0.019
	업종-저임금 10~29%	0.331	0.266	0.213
	직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	0.143	0.251	0.570
	직업-조립원, 기능원, 단순노무	0.566	0.286	0.048
	종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	-0.325	0.185	0.079
	종업원수-30~299인	-0.488	0.202	0.016
	종업원수-300인 이상	-0.519	0.226	0.022
	종업원수-공공기관	-0.779	0.525	0.138
	종업원수-일정한 사업장 없음	-6.443	486.516	0.989
	근속	-0.027	0.073	0.708
	근속제공	0.005	0.006	0.413
	초기상태: 저임금	0.339	0.153	0.027
	초기상태: 실업	0.126	0.189	0.504
상수항	8.392	7.364	0.254	
미관찰 특성	/logitlam_1	-0.339	0.148	0.022
	/logitlam_2	-0.712	0.338	0.035
	/atsiga	-0.557	0.528	0.292
	/atsigu	1.011	0.595	0.089
	alpha_1	0.508	0.150	0.001
	alpha_2	0.241	0.163	0.139
	rho_alpha	-0.506	0.393	0.199
	rho_sigma	0.766	0.246	0.002

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

계적으로 유의하게 추정되었다. 중년여성도 직업훈련 경험이 실업 가능성을 낮추는 효과가 발견되었다. 가구소득은 미취업으로 남을 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 다만, 6세 이하 자녀가 있으면 취업해 있을 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 이 결과의 의미에 대해서는 좀 더 검토가 필요할 것으로 보인다.

저임금식을 보면 역시 저임금 상태의존과 전기 실업이 현재 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존 모두 존재하는 것으로 추정되었다. 후자는 청년에 비해 큰 것으로 나타났다(청년 1.269, 중년여성 1.711). 저임금 근로자가 이직할 경우 탈출 가능성이 높아지는 것은 이전 모형들과 다를 바 없이 나타났다. 비자발적 이직이 현재 저임금 가능성을 높이는 효과는 없으며, 직업훈련 경험이 저임금 가능성을 낮추는 효과도 없는 것으로 나타났다. 실업식과는 뚜렷이 대조되는 결과이다. 가구소득도 통계적으로 유의하지 않았으며, 6세 이하 자녀가 있으면 비저임금 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 이는 앞서 미취업을 고려하지 않았던 모형 4와는 다른 결과이다. 앞서 6세 이하 자녀가 있으면 실업 가능성도 낮은 것으로 나타났는데, 이 모형에 포함된 가장 낮은 연령대가 35세인 점을 감안하면, 아마도 30세 넘어 출산했다는 의미이고, 늦은 출산을 경험하는 여성의 상당수가 대졸자이고 직장여성이라는 점과 연관되어 있는 결과 아닌가 추측된다.

'rho_alpha'의 추정값을 보면 (-)로 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 미취업 상태로 있을 가능성이 높은 사람과 저임금 상태로 있을 가능성이 높은 사람은 서로 다른 사람이라는 의미이다. 중년 여성이라는 집단의 특수성상 미취업 상태로 있는 사람은 그럴 만한 여건(가구소득 등)이 되는 사람일 가능성이 높고, 저임금 일자리를 전전해야 하는 사람들은 가구소득이 낮아 일자리가 시급한 사람들일 가능성이 높다면 나타날 수 있는 현상이다. 이 추정결과로 보면 평균적으로 볼 때 그럴 가능성이 높다는 점을 보여준다. 이렇게 보면 저임금-실업 반복 경험자는 중년여성의 경우 개인 특성 때문이 아니라 저임금이나 실업에 빠졌을 때 쉽게 빠져나오지 못하는 함정성(상태의존) 때문에 발생한다고 추론할 여지가 크다. 이는 청년의 경우도 비슷하게 해석할 수 있다.

〈표 4-10〉 중년여성 : 2011년 35~47세를 2015년 39~51세까지 추적한 패널 SURE 분석 결과

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 실업	실업(t-1)	2.469	0.090	0.000
	저임금(t-1)	0.473	0.130	0.000
	비자발적 이직(t-1)	0.664	0.217	0.002
	고졸(기준: 고졸 미만)	-0.054	0.094	0.570
	전문대졸	0.074	0.093	0.427
	대출 이상	-0.302	0.226	0.182
	미혼(기준: 기혼)	0.803	0.250	0.001
	별거·사별·이혼	0.096	0.153	0.527
	연령	-0.218	0.249	0.382
	연령제곱	0.002	0.003	0.452
	직업훈련 경험(t-1)	-0.532	0.211	0.012
	ln(본인 제외 가구소득)	0.048	0.028	0.079
	6세 이하 자녀유무	-0.282	0.154	0.066
	7~12세 자녀유무	-0.168	0.148	0.256
	초기상태: 저임금	-0.064	0.120	0.596
	초기상태: 실업	0.723	0.129	0.000
상수항	-6.190	4.701	0.188	
종속 변수 - 저임금	저임금(t-1)	1.014	0.150	0.000
	이직	0.855	0.294	0.004
	저임금(t-1)×이직	-1.461	0.316	0.000
	이직×비자발적 이직	0.220	0.387	0.569
	실업(t-1)	1.711	0.268	0.000
	고졸(기준: 고졸 미만)	-0.375	0.155	0.015
	전문대졸	-0.518	0.194	0.008
	대출 이상	-0.358	0.303	0.239
	미혼(기준: 기혼)	-0.103	0.314	0.743
	별거·사별·이혼	-0.168	0.184	0.360
	연령	-0.543	0.328	0.098

〈표 4-10〉의 계속

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 저임금	연령제곱	0.005	0.004	0.200
	직업훈련 경험(t-1)	-0.167	0.241	0.489
	ln(본인 제외 가구소득)	0.030	0.021	0.161
	6세 이하 자녀유무	-0.440	0.248	0.076
	7-12세 자녀유무	-0.095	0.189	0.616
	업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어광업)	0.221	0.307	0.471
	업종-저임금 10% 미만	-0.200	0.416	0.630
	업종-저임금 10~29%	0.266	0.226	0.240
	직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	0.675	0.251	0.007
	직업-조립원, 기능원, 단순노무	0.644	0.299	0.031
	종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	0.029	0.172	0.864
	종업원수-30~299인	-0.001	0.181	0.995
	종업원수-300인 이상	-0.173	0.256	0.498
	종업원수-공공기관	-0.066	0.338	0.845
	종업원수-일정한 사업장 없음			
	근속	-0.055	0.063	0.379
	근속제곱	0.006	0.005	0.251
	초기상태: 저임금	0.625	0.156	0.000
	초기상태: 실업	0.268	0.188	0.154
	상수항	-15.106	7.388	0.041
미관찰 특성	/logitlam_1	-1.383	0.502	0.006
	/logitlam_2	-0.690	0.282	0.014
	/atsiga	-2.305	3.958	0.560
	/atsigu	1.198	0.527	0.023
	alpha_1	0.063	0.063	0.319
	alpha_2	0.252	0.142	0.076
	rho_alpha	-0.980	0.154	0.000
	rho_sigma	0.833	0.161	0.000

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

고령층은 실업의 상태의존 효과, 저임금의 상태의존 효과 모두 뚜렷이 존재하는데, 전기 저임금이 현재 실업을 높이는 형태의 상태의존과 과거 실업이 현재 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 나타나지 않는 것으로 추정되었다. 반면에 'rho_alpha'는 다른 연령대와 달리 통계적으로 유의한 양의 값으로 추정되었다. 이는 적어도 고령층의 경우는 실업과 저임금 반복 함정이 나타난다면, 저임금, 실업 그 자체의 상태의존 효과 때문이 아니라 개인 특성 때문에 나타난다는 것을 의미하는 것이다. 청년층이나 중년여성과는 상당히 다른 결과이다.

전기 비자발적 이직은 고령층도 실업 가능성을 높이는 것으로 추정되었으며, 학력은 전문대졸의 경우 미취업으로 남을 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 별거, 사별, 이혼이면 기혼에 비해 취업해 있을 가능성이 높게 나타났으며, 여성은 남성에 비해 미취업 가능성이 높았다. 연령은 유의하지 않았으며, 직업훈련도 효과가 없었다. 중년여성이나 청년은 직업훈련 경험이 실업 가능성을 낮추는 효과를 가졌으나, 고령층에게는 직업훈련이 그런 효과를 달성하지 못한 셈이다. 순자산 크기는 미취업/취업 여부에 영향이 없었다.

이 외에도 저임금일 경우 이직이 저임금 탈출효과를 갖는 점은 여기에서도 유지된다. 비자발적 이직은 여기에서도 저임금 가능성을 높이는 것으로 추정되었다. 기혼에 비해 별거, 사별, 이혼이면 비저임금 가능성이 높게 나타났다. 아마도 더 활발한 경제활동을 하고 있을 가능성이 높기 때문일 것이다. 앞서 미취업을 고려하지 않은 고령층 모형 6에서는 통계적으로 유의하지 않았던 결과이다. 저임금 비중이 낮은 업종에 취업할 경우 저임금 가능성이 낮아지는 효과가 있는 것으로 나타났는데 이 또한 모형 6에서는 통계적으로 유의하지 않았던 결과이다. 직업으로는 서비스 및 판매직이면 관리, 전문가, 사무직인 것에 비해 저임금 가능성이 낮게 나타났으며, 생산직은 통계적으로 유의한 결과가 없어 관리, 전문가, 사무직인 것과 별 차이가 없었다. 후자 결과는 미취업을 고려하지 않은 모형 6과 다른 결과이다. 종업원 수는 여전히 유의하지 않으며, 근속도 유의하지 않았다. 미취업을 고려하지 않았을 때는 근속이 길면 저임금 가능성이 낮았으나, 미취업도 고려하는 모형에서는 다른 결과가 나온 것이다.

〈표 4-11〉 고령층 : 2011년 55~64세를 2015년 59~68세까지 추적한 패널 SURE 분석 결과

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 실업	실업(t-1)	1.824	0.130	0.000
	저임금(t-1)	-0.506	0.124	0.000
	비자발적 이직(t-1)	1.023	0.154	0.000
	고졸(기준: 고졸 미만)	0.074	0.249	0.768
	전문대졸	0.337	0.183	0.066
	대출 이상	-0.240	0.394	0.543
	미혼(기준: 기혼)	0.453	0.355	0.202
	별거·사별·이혼	-0.177	0.094	0.061
	여성(기준: 남성)	0.474	0.092	0.000
	연령	0.051	0.471	0.914
	연령제곱	0.000	0.004	0.919
	직업훈련 경험(t-1)	-0.313	0.393	0.426
	순자산	0.000	0.000	0.697
	초기상태: 저임금	0.287	0.125	0.022
	초기상태: 실업	1.047	0.158	0.000
	상수항	-7.190	19.394	0.711
종속 변수 - 저임금	저임금(t-1)	0.877	0.203	0.000
	이직	0.796	0.390	0.041
	저임금(t-1)×이직	-1.699	0.486	0.000
	이직×비자발적 이직	1.105	0.670	0.099
	실업(t-1)	0.168	0.549	0.759
	고졸(기준: 고졸 미만)	-1.267	0.633	0.045
	전문대졸	0.847	0.461	0.066
	대출 이상	0.893	0.852	0.294
	미혼(기준: 기혼)	-1.485	1.223	0.225
	별거·사별·이혼	-0.321	0.192	0.095
	여성(기준: 남성)	0.753	0.249	0.003
	연령	-1.632	0.832	0.050

〈표 4-11〉의 계속

		모형 2		
		계수	표준오차	p값
종속 변수 - 저임금	연령제곱	0.014	0.007	0.040
	직업훈련 경험(t-1)	-0.498	0.555	0.369
	순자산	-0.000	0.000	0.025
	업종-제조업(기준: 저임금 30% 이상 업종 및 농림어업)	-0.547	0.496	0.270
	업종-저임금 10% 미만	-0.821	0.487	0.092
	업종-저임금 10~29%	0.056	0.324	0.863
	직업-서비스 및 판매직(기준: 관리, (준)전문가, 사무직)	0.867	0.487	0.075
	직업-조립원, 기능원, 단순노무	0.314	0.415	0.449
	종업원수-10~29인(기준: 10인 미만)	0.172	0.214	0.421
	종업원수-30~299인	-0.034	0.250	0.892
	종업원수-300인 이상	0.206	0.476	0.665
	종업원수-공공기관	0.109	0.471	0.817
	종업원수-일정한 사업장 없음	-0.093	0.311	0.764
	근속	-0.074	0.064	0.247
	근속제곱	-0.001	0.003	0.769
	초기상태: 저임금	0.908	0.255	0.000
	초기상태: 실업	1.191	0.410	0.004
	상수항	-85.789	39.654	0.031
미관찰 특성	/logitlam_1	-0.752	0.210	0.000
	/logitlam_2	-0.225	0.280	0.422
	/atsiga	3.419	3.738	0.360
	/atsigu	-0.546	0.508	0.282
	alpha_1			
	alpha_2	0.222	0.094	0.017
	rho_alpha	0.638	0.357	0.074
	rho_sigma	0.998	0.016	0.000

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

제5절 소 결

이 장에서는 저임금 근로자가 집중된 청년과 중년여성, 고령층을 중심으로 저임금 지속과 탈출에 대해 분석하였다. 세 집단 각각에서 상태의존성이 존재하는지를 검증하고, 여기서 한발 더 나아가 이직이 저임금 탈출에 도움이 되는지 분석해 보았다.

분석결과 어떤 모형을 추정하더라도 청년, 중년여성은 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존성뿐 아니라 과거의 실업이 현재의 저임금으로 이어지는 상태의존, 과거의 저임금 경험이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존, 과거의 실업이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존이 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다.

미관측 특성의 영향도 확인하였다. 다만, 저임금 가능성이 높은 특성을 가진 사람이 실업 가능성도 높은지 확인한 결과 그렇지 않음을 확인하였다. 청년은 통계적으로 유의하진 않았으나 중년여성은 통계적으로도 유의한 결과였다. 이는 적어도 이 두 집단에 관한 한 실업-저임금 반복 경험의 원인이 좀 더 상태의존성에 있음을 보여준다.

고령층도 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존, 과거의 실업 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존, 과거의 저임금 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존이 존재함을 발견하였다. 그러나 다른 집단과 달리 과거의 실업 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한, 다른 연령집단과 달리 개인의 미관찰 특성으로 인해 실업 가능성이 높은 사람이 저임금 가능성도 높은 것으로 추정되었다. 이는 고령층의 경우 개인의 특성이 저임금, 실업 반복 경험의 중요 원인이고 상태의존성은 다른 집단과 달리 관련성이 다소 약하다는 의미이다. 고령층의 경우 저임금 일자리라도 전전하는 사람들은 대개 생애소득이 높지 않아 노후준비가 부실한 경우가

많다. 순자산이 많으면 통계적으로 유의하게 저임금 가능성이 낮은 것이 그런 점을 보여준다. 이와 같은 생애소득 부족은 개인의 인적자본 수준 등 개인 특성과 관련되어 있을 가능성이 있다. 이런 경우 저임금, 실업을 반복하면서 노동시장에 남아 있게 된다는 것인데, 이는 설득력 있는 결과일 것으로 보인다.

직업훈련의 결과도 집단마다 다르게 나타났다. 청년은 직업훈련 경험이 실업 가능성을 낮추고, 저임금 가능성도 낮추는 것으로 나타났다. 중년여성은 실업 가능성은 낮추지만, 저임금 탈출과는 관련이 적은 것으로 나타났다. 고령층은 아무런 효과도 나타나지 않았다. 현재의 고령층 훈련 정책은 내용과 방향의 검토가 필요하다는 의미일 것이다.

이직은 적어도 저임금 근로자에 관한 한 저임금 탈출을 위한 유력한 수단임이 확인되었다. 더불어, 저임금 상태의존성에서 빠져나오는 좋은 경로임이 확인되었다.

제 5 장

청소·경비직 저임금 노동시장과 아웃소싱

제1절 머리말

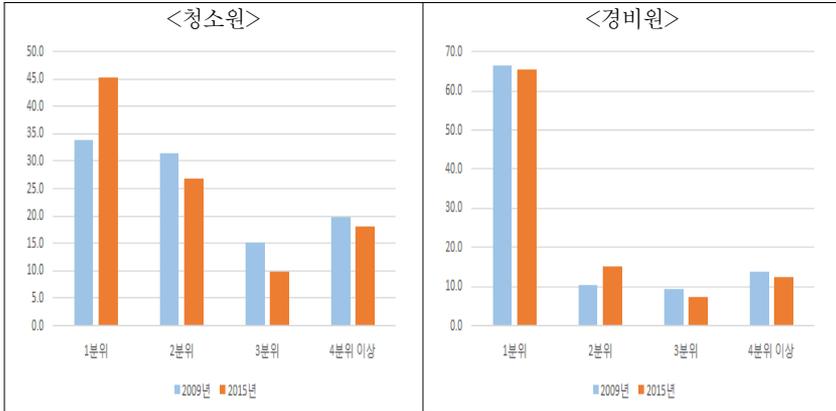
고용노동부의 고용형태별근로실태조사 5인 이상 자료를 이용해 분석해 보면,⁶⁾ 청소·경비 직업군의 임금 지위는 2009년 일자리 기준 하위 1분위 일자리(10분위 구분 기준)로 분류된다. 이 일자리에서 일하는 사람들의 임금분위를 계산해 보면(10분위 구분 기준), 청소원은 2009년에 33.8%가 하위 1분위에 속했고 31%가 2분위에 속했으나, 2015년에는 45.4%가 1분위에, 26%가 2분위에 속하는 것으로 변화하였다. 이 기간 사이 저임금화가 더 많이 진전된 셈이다. 경비원은 2009년에 66%가 개인 임금 지위 기준 1분위에 속했는데 2015년에도 별 차이 없이 65% 정도가 1분위에 속했다. 반면 3분위나 4분위에 속하는 사람들이 소폭 줄어든 대신 2분위는 다소 증가하였다. 경비원은 청소원만큼 하위 1분위가 크게 증가하는 현상은 없었지만, 2009년이나 지금이나 열악한 지위에서 변화가 없는 셈이다.

제2장의 분석에서 보면, 이 기간 1분위 일자리에서 일한 사람들 중 개인 임금 지위 기준으로는 1분위가 아니라 2분위나 3분위에 속한 사람들

6) 이 자료는 직업을 소분류 수준에서 제공해 941번 청소원 및 환경미화원, 942번 경비원을 별도 식별할 수 있다. 다만, 9422번 검표원이나 9421번 환경미화원 및 재활용품 수거원이 포함된다는 문제는 여전히 존재한다. 그러나 이들은 고용비중이 크지 않은 것으로 추산되므로 별 영향은 없을 것이다.

[그림 5-1] 청소원과 경비원의 임금 지위 변화

(단위 : %)



자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사(5+)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

이 크게 늘었던 점에 비하면 청소원의 지위는 상대적으로 더 열악해졌고, 경비원의 지위는 예나 지금이나 변함이 없었다고 평가할 수 있을 것이다.⁷⁾ 이 장에서는 이 두 직업군이 저임금 노동시장 추세에서 변화가 있었던 금융위기 이후 시기에도 여전히 열악한 상태를 유지하거나 더 안 좋아지고 있다는 점에 주목하여 고용실태를 분석해 보고자 한다.

경제활동인구조사를 분석해 보면 청소·경비직 근로자는 파견, 용역으로 간접 고용될 경우 거의 대부분이 사업시설관리업에 소속되어 있는 것으로 짐작된다. 직접 고용될 경우 2015년 기준 정부행정기관과 지방자치단체가 있는 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 아파트 관리사무소와 빌딩 관리업이 있는 부동산업, 그리고 도소매업, 사업시설관리 및 사업지원 서비스업, 보건 및 사회복지 서비스업에 적어도 2/3 정도가 고용되어 있을 것으로 추산된다.

7) 이 기간 1분위에서 가장 많이 탈피한 직업군은 간병인이 포함되어 있는 표준직업 분류 기준 42번 이미용, 예식 및 의료보조 서비스직이다. 이 직업군도 일자리 기준 하위 1분위에 속하는데, 금융위기 이후 간병인이 급증한 탓에 42번 직업군의 고용 규모가 크게 팽창하였다. 그런데 개인 임금 지위 기준으로 보면 42번 직업군 내에서 가장 많이 증가한 분위는 2분위로 나타났다. 1분위는 2009년이나 2015년이나 29% 정도를 유지하는데, 2분위에서는 19.5%에서 32%로 크게 증가하였다.

간접 고용된 청소·경비직 근로자가 실제 일하는 업종은 2015년 기준 대략 절반 정도가 부동산업일 것으로 추정되며, 교육서비스업, 보건 및 사회복지 서비스업, 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 도소매업, 숙박음식점업 등에서도 일하고 있을 것으로 추정된다. 특성상 큰 빌딩이 있는 곳에 주로 용역 또는 파견 계약되기 때문에 교육서비스업은 대학, 보건 및 사회복지 서비스업은 병원, 도소매업은 마트와 백화점, 몰(mall), 숙박음식점업은 호텔과 모텔 등 숙박업소가 이들이 주로 고용된 업체일 것으로 예상된다.

2015년 기준 부동산업은 우리나라 전체 청소·경비직 근로자의 약 1/3 정도가 일하는 업종인데, 이 업종은 청소·경비직 근로자의 절반 이상을 파견, 용역 형태로 간접 고용하고 있는 것으로 추산된다. 교육서비스업도 절반 이상의 청소·경비직 근로자를 파견, 용역 형태로 간접 고용하고 있을 것으로 보이고, 도소매업이나 보건 및 사회복지 서비스업, 숙박 및 음식점업은 절반 미만을 간접 고용하고 있을 것으로 추정된다.

이와 같이 확대된 간접고용은 이 두 직업군의 고용조건 개선에 악영향을 미치고 있었을 가능성이 있다. Abraham & Taylor(1996)의 연구는 아웃소싱이 발생하는 요인을 첫째, 비핵심 업무 외주화로 임금 등 비용절감, 둘째, 기업의 노동수요가 일시적으로 변화할 때 대응하기 위함, 셋째, 전문화된 서비스의 이용으로 구분한 바 있다. 이들의 연구에 따르면, 두 번째나 세 번째 유형의 외주화는 내부에 해당 업무 인력이 있고 일시적 도움을 받는 형태로 진행되는 것이 통상적인 형태인 반면, 첫 번째 유형이 아웃소싱의 주된 요인일 때 해당 업무 전체가 외주화되는 경향이 발생한다고 한다. 그러면서 예로 든 것이 미국 청소원 업무 외주화였다. 우리나라에서도 청소원과 경비원의 업무가 외주화될 때 흔히 발생하는 형태가 바로 이러한 해당 업무 전체 외주화이다. 외주화의 요인이 비용절감이라면, 외주화가 매우 활발하게 나타난 이 두 직업군의 근로조건은 개선된다 하더라도 최저임금 인상 수준 정도에서 그쳤을 가능성이 높으며, 여전히 열악하거나 상대적으로 다른 직업군에 비해 더 열악해지는 상황이 충분히 발생할 수 있을 것이다.

Dube & Kaplan(2010)은 미국 청소원, 경비원 업무의 외주화가 실제 이

들의 임금 불이익을 발생시키고 있는지를 연구하였다. 이들은 여러 요인을 통제하고도 직접 고용된 경우에 비해 외주업체에 고용된 경비원에게서 8~24%의 임금 불이익이, 청소원에게서 4~7% 정도의 임금 불이익이 발생하고 있음을 밝힌 바 있다.

이 장에서는 청소원과 경비원의 전반적인 실태를 분석하면서, 외국 선행연구와 우리나라에서 최근 들어 논의가 시작되고 있는 재직접고용화 노력을 참고하여, 우리나라 청소원, 경비원 업무에서 활발하게 나타난 외주화가 이들의 임금에도 불이익을 끼치고 있는지 좀 더 심층적으로 분석해 볼 것이다.

전체적인 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제2절에서는 통계청 지역별 고용조사를 이용해 청소원과 경비원의 근로실태를 분석하였다. 이 자료는 청소원과 경비원의 식별을 위해 필요한 표준직업분류 소분류를 원자료로 공개하면서 우리나라 전체 고용에 대한 대표성을 갖는 유일한 조사이다. 제3절에서는 청소원과 경비원을 고용한 사업체를 통해 근로실태를 조사한 설문조사를 분석하였다. 이 자료는 왜 위탁이 이루어지는지, 근로조건에 변경이 있다면 왜 변경이 발생했는지 등에 대한 조사 문항을 담고 있다. 제4절에서는 경제활동인구조사와 한국노동패널조사를 이용해 아웃소싱이 실제 임금 불이익으로 이어지고 있는지에 대한 회귀분석을 실시하였다. 제5절에서는 분석결과를 요약하였다.

제2절 청소·경비직 고용 현황

통계청 지역별 고용조사를 보면 청소원과 경비원은 사업시설관리 및 사업지원 서비스업에 상당수가 몰려 있으며, 이 경향은 2008년과 2014년 자료를 비교해 보면 좀 더 강화되고 있는 것으로 보인다. 이 업종에 고용된 경우 상당수가 다른 업종으로 파견이나 용역을 나가는 형태로 활용되기 때문에 이 두 직업군에서 외주 고용비중이 좀 더 증가하고 있다는 의미로도 해석될 수 있겠다.

〈표 5-1〉 지역별 고용조사를 이용한 청소직 근로자의 업종 분포

(단위: 천 명, %)

	청소직	
	2008	2014
농림어업	0 (0.0)	0 (0.0)
광업	0 (0.0)	0 (0.0)
제조업	12 (2.5)	14 (2.1)
전기 가스 증기 및 수도사업	2 (0.4)	2 (0.2)
하수 폐기물처리	11 (2.2)	9 (1.3)
건설업	6 (1.3)	4 (0.6)
도매 및 소매업	48 (9.8)	53 (8.0)
운수업	6 (1.1)	7 (1.1)
숙박 및 음식점업	19 (3.9)	21 (3.2)
출판, 영상, 방송통신 및 정보	2 (0.3)	2 (0.3)
금융 및 보험업	2 (0.3)	3 (0.4)
부동산 및 임대업	36 (7.3)	39 (5.8)
전문, 과학 및 기술 서비스업	2 (0.3)	1 (0.1)
사업시설관리 및 사업지원서비스업	191 (39.3)	278 (41.5)
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	84 (17.3)	130 (19.5)
교육서비스업	15 (3.1)	18 (2.7)
보건업 및 사회복지 서비스업	19 (3.9)	60 (9.0)
예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	12 (2.5)	12 (1.8)
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인	20 (4.0)	15 (2.3)
가구내 활동	1 (0.2)	0 (0.0)
국제 및 외국기관	0 (0.0)	1 (0.1)
전 체	486 (100.0)	670 (100.0)

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

이 업종 말고는 청소원의 경우 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 도매 및 소매업, 부동산 및 임대업, 최근에는 보건업 및 사회복지 서비스업에 대부분 분포하고 있다. 경비원은 부동산 및 임대업에 거의 1/3 정도가 고용되어 있고, 교육서비스업, 제조업 정도에 4~5% 정도가 분포하고 있다.

〈표 5-2〉 지역별 고용조사를 이용한 경비직 근로자의 업종 분포

(단위: 천 명, %)

	경비직	
	2008	2014
농림어업	-	1 (0.2)
광업	0 (0.1)	0 (0.0)
제조업	16 (5.6)	8 (3.4)
전기 가스 증기 및 수도사업	1 (0.4)	1 (0.3)
하수 폐기물처리	0 (0.1)	0 (0.2)
건설업	2 (0.9)	2 (0.8)
도매 및 소매업	4 (1.3)	4 (1.5)
운수업	3 (1.0)	3 (1.4)
숙박 및 음식점업	1 (0.3)	1 (0.3)
출판, 영상, 방송통신 및 정보	3 (1.0)	4 (1.7)
금융 및 보험업	1 (0.3)	1 (0.2)
부동산 및 임대업	86 (30.8)	67 (27.8)
전문, 과학 및 기술 서비스업	1 (0.2)	1 (0.3)
사업시설관리 및 사업지원서비스업	130 (46.8)	125 (51.8)
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	4 (1.4)	3 (1.2)
교육서비스업	13 (4.7)	11 (4.5)
보건업 및 사회복지 서비스업	3 (1.2)	3 (1.4)
예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	2 (0.9)	3 (1.3)
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인	8 (3.0)	4 (1.5)
가구내 활동	-	-
국제 및 외국기관	0 (0.1)	0 (0.0)
전 체	278 (100.0)	241 (100.0)

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

사업시설관리 및 사업지원 서비스업을 제외하면 청소원과 경비원의 업종별 분포가 다소 차이가 있는 셈이다.

연령 분포를 보면, 날이 갈수록 고령층에 좀 더 집중되는 현상이 뚜렷이 나타난다. 청소원 중 49세 이하 비중은 2008년 약 20% 수준에서 2014

년 13% 남짓으로 떨어진 상태이며, 경비원 중 49세 이하 비중은 2008년이나 2014년 모두 10% 남짓을 보이지만, 60세 이상 비중이 2008년 67%에서 2014년 74.3%로 크게 늘어난 것으로 나타났다.

교육수준은 청소원의 경우 초졸 이하 학력자가 절반 가까운 46%였으며, 경비직은 44.9%가 고졸자였다. 성별로는 경비원은 거의 모두 남성이며, 청소원은 남성의 비중도 28%에 달하는 것으로 나타났다.

주당근로시간을 보면, 청소원은 36시간 미만 일한다는 비중이 2008년 27%에서 2014년 40.8%로 크게 증가한 것으로 나타난다. 2008년에만 해도 50시간 이상 일한다는 응답이 21.9%였으나 2014년에는 10%로 떨어졌다. 이로 인해 평균 근로시간도 39.9시간에서 31.4시간으로 크게 감소한 상태이다. 경비원도 과거에 비해 36~44시간 일한다는 비중이 14.1%에서 21%로 증가한 상태이나, 60시간 일한다는 비중은 61.8%에서 47.4%로 감소하긴 했지만 여전히 매우 높은 상태를 유지하고 있다. 평균 근로시간도 2008년 61시간에서 2014년 55.6시간으로 줄기는 했지만 여전히 높은 상태를 유지하고 있다. 위의 설문조사에서 보겠지만, 경비원의 경우 여전히 24시간 맞교대를 유지하는 사업장이 많은 데에 원인이 있는 것으로 보인다.

〈표 5-3〉 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 연령 분포

(단위: 천 명, %)

	청소직		경비직	
	2008	2014	2008	2014
15~24세	3(0.6)	6(0.9)	3(1.0)	3(1.4)
25~29세	4(0.8)	5(0.7)	3(1.2)	4(1.5)
30~39세	25(5.1)	16(2.3)	8(2.7)	6(2.5)
40~49세	69(14.1)	62(9.3)	15(5.2)	10(4.2)
50~59세	177(36.4)	188(28.0)	64(22.9)	39(16.1)
60세 이상	209(43.0)	393(58.7)	186(67.0)	179(74.3)
전 체	487(100.0)	669(100.0)	278(100.0)	241(100.0)
평균연령	59세	62세	55세	62세
중위연령	61세	64세	56세	62세

자료: 통계청, 『지역별 고용조사』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 5-4〉 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 교육, 성별 분포
(단위: %)

	청소직	경비직
무 학	10.1	1.0
초졸 이하	35.9	13.9
중졸 이하	25.6	22.6
고졸 이하	24.4	44.9
전문대졸	1.3	5.3
대졸 이상	2.7	12.4
전 체	100.0	100.0
남 성	28.5	97.4
여 성	71.5	2.6

자료: 통계청, 『지역별 고용조사』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈표 5-5〉 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 주당근로시간 분포
(단위: %)

	청소직		경비직	
	2008	2014	2008	2014
36시간 미만	27.0	40.8	2.8	5.0
36~44시간	33.1	36.2	14.1	21.0
45~49시간	18.1	13.0	12.1	14.2
50~59시간	11.9	6.5	9.3	12.5
60시간 이상	10.0	3.5	61.8	47.4
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0
평균 근로시간	39.9시간	31.4시간	61.0시간	55.6시간
중위 근로시간	40시간	36시간	60시간	54시간

자료: 통계청, 『지역별 고용조사』 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

지역별 고용조사에서는 고용형태는 확인이 안 되지만, 계약직인지 여부는 확인이 되므로 분석해 보았는데, 과거에 비해 기간제 비중이 증가한 것으로 나타난다. ‘정했음’이 계약기간을 정했다는 의미로 기간제에 해당되며, ‘정하지 않았음’은 비기간제라는 의미가 된다. 그러나 시간제이거나 기타 다른 형태의 비정규직일 수도 있으므로, ‘정하지 않았음’이라고 해서

〈표 5-6〉 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 계약직 여부

(단위:%)

	청소직		경비직	
	2008	2014	2008	2014
정했음	31.7	48.2	35.8	48.5
정하지 않았음	68.3	51.8	64.3	51.5
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

반드시 정규직임을 의미하는 것은 아니다. 글로벌 금융위기 이후로 기간제는 증가추세가 나타나지 않고 있고, 55세 이상은 기간제법 제외 영역이라는 점을 감안하면 우리나라 노동시장 전체의 추이와는 상반된다고 말할 수 있겠다.

지역별 고용조사에서는 월급을 조사하므로 임금수준을 확인해 보았다. 지역별 고용조사에서 제공하는 주당근로시간을 이용해 시간당 임금도 계산(매주 일했다고 가정 후 계산하였음)해 함께 보고하였다. 두 직업군 공히 시간당 임금은 2008년과 2014년 사이 상당한 성장을 보였다. 청소원 17%, 경비원 20%의 시간당 임금 상승이 있었다. 청소원보다는 경비원의 시간당 임금이 낮은데, 이는 경비원이 포함되는 감시단속직 최저임금 감액규정의 영향일 것이다. 감시단속직의 경우 2008년 1월 1일부터 최저임금의 80%를 최저시급으로 지급할 수 있었으며, 2012년부터는 최저임금의 90%를 최저시급으로 지급할 수 있는 것으로 변경되었다가 2015년부터 최저임금의 100%를 지급해야 하는 것으로 변경되었다.

그러나 월급은 청소원은 오른 것이 없고, 경비원만 16% 증가한 것으로 나타난다. 시간당 임금의 상승에도 불구하고 청소원은 추가로 가져간 월급이 없다는 의미이다. 이 결과가 맞다면 청소원은 앞서 주당근로시간 감소에서 나타난 것처럼 시간당 임금 인상을 주당근로시간 감소로 상쇄했다고 볼 수 있을 것이다. 반면 경비직은 근로시간 감소가 청소원처럼 크지 않았는데, 이로 인해 월급 인상도 크게 나타날 수 있었던 것을 보인다. 다만, 경비원 고용량이 감소한 것을 볼 때, 어쩌면 임금 인상의 부담을 근무체계 변화로 상쇄하기보다 고용감소로 대응한 것이 아닌가 판단할 여

〈표 5-7〉 지역별 고용조사를 이용한 청소, 경비직 근로자의 월급, 시간당 임금

		청소직			경비직		
		평균임금	인상률(%)	중위임금	평균임금	인상률(%)	중위임금
월급 (만 원)	2008	87	(-0.1)	80	110	(16.0)	100
	2014	87		80	131		130
시간당임금 (원)	2008	5,083	(17.1)	4,315	4,673	(20.4)	3,682
	2014	6,132		5,370	5,870		5,214

자료: 통계청, 「지역별 고용조사」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

지가 있겠다. 이 가능성은 설문조사에서 확인해 보겠다.⁸⁾

제3절 설문조사 분석

이 절에서는 사업체를 대상으로 청소원과 경비원의 근로실태를 설문조사한 결과를 분석한다.⁹⁾ 조사 내용 중 본 연구의 목적에 부합하는 설문을

8) 고용형태별근로실태조사(5+) 자료를 이용해 분석하면, 청소원의 시간당 임금(정액급여÷정상근로시간 기준)은 2009년부터 2014년까지 20.3%, 경비원은 35.8% 증가한 것으로 나타난다. 월급은 정액급여 기준 시 청소원 8.6%, 경비원 20.9% 증가한 것으로 나타난다. 지역별 고용조사처럼 청소원 월급이 하나도 안 오르는 극단적인 상황은 아니지만, 시간당 임금의 증가폭보다 청소원과 경비원 모두 월급 증가폭이 낮으며, 청소원은 특히 월급이 시간당 임금 증가율의 절반도 오르지 않은 것으로 나타나 근로시간 조정이나 임금체계 조정이 경비원보다 컸을 것으로 예상된다. 동 기간 청소원 월평균 근로시간은 189시간에서 169시간으로, 경비원 근로시간은 256시간에서 230시간으로 각각 감소하였다. 그런데 고용형태별근로실태조사(5+)에서 청소원과 경비원은 2014년 기준 약 24만 명 정도 포착되어 지역별 고용조사의 약 90만 명에 비해 매우 적게 포착된다. 사업체 조사 특성상 직접 고용된 경우가 응답될 가능성이 높고, 직접 고용되지 않은 경우 자기 사업장 근로자가 아니므로 누락되었을 가능성이 높다. 또한, 5인 미만 사업장이 제외되므로, 급여액이 낮을 가능성이 높은 근로자들은 제외되어 있을 가능성이 높다. 이런 한계 때문에 본문에 표를 제시하지 않고 이 장의 부록으로 관련 통계를 제시하였다. <부표 5-1>과 <부표 5-2>를 참고 바란다.

9) 조사는 (주)아이알씨에서 수행하였으며, 8월부터 9월 사이 조사되었다. 표본들은 (주)아이알씨의 자체 표본조사들을 이용해 진행되었다.

중심으로 분석할 것이다.

앞서 본 것처럼 사업시설관리 및 사업지원 서비스업이 아닌 한, 청소원과 경비원은 부동산업에 특히 많이 고용되어 있는 특징이 있다. 실제 일하고 있는 현장을 가서 조사하는 것이 중요하므로, 부동산업에 주로 표본을 할당하였으며, 아파트 관리사무소와 오피스 빌딩으로 나누어 표본을 할당하였다. 비부동산업은 교육서비스업(대학), 소매업(마트, 백화점, 물), 보건업(대형 병원), 제조업에 한정하여 조사하였다. 전체 576개 표본이 조사되었으며, 청소원 576개소, 경비원은 569개소에서 유효응답이 있었다.

조사표본의 특성을 보면, 청소원은 아파트 관리사무소, 오피스 빌딩 건물주, 각 사업장의 사업주에게 직접 고용되어 있는 경우가 전체의 27.8%인 160개소인 것으로 나타났으며, 경비원은 30.6%인 174개소로 나타났다. 아파트 관리사무소보다는 오피스 빌딩에서 좀 더 직접고용 비중이 높은 것으로 나타난다. 아파트 관리사무소의 경우 청소원은 250개소가 용역업체에 위탁되어 있었고, 64개소만이 직접 고용되어 있었으나, 오피스 빌딩은 79개소가 용역업체에 위탁하고, 거의 비슷한 숫자인 76개소가 직접 고용하고 있었다. 경비원도 유사한 패턴이 나타난다. 조사된 사업장 중 직접고용과 용역이 혼재되어 있는 곳은 거의 존재하지 않아, Abraham &

〈표 5-8〉 조사표본의 특성

(단위: 개소, %)

	청소원				경비원			
	직접 고용	용역 위탁	직고+ 용역	전 체	직접 고용	용역 위탁	직고+ 용역	전 체
부동산업- 아파트	64 (20.3)	250 (79.4)	1 (0.3)	315 (100.0)	68 (21.9)	241 (77.5)	2 (0.6)	311 (100.0)
부동산업- 오피스 빌딩	76 (48.7)	79 (50.6)	1 (0.6)	156 (100.0)	78 (51.0)	75 (49.0)	0 (0.0)	153 (100.0)
비부동산업	20 (19.1)	80 (76.2)	5 (4.8)	105 (100.0)	28 (26.7)	73 (69.5)	4 (3.8)	105 (100.0)
전 체	160 (27.8)	409 (71.0)	7 (1.2)	576 (100.0)	174 (30.6)	389 (68.4)	6 (1.1)	569 (100.0)

자료: 필자 작성.

Taylor(1996)의 예측이 맞다면 우리나라의 청소원과 경비원 업무 외주화는 비용절감형 외주화 유형일 가능성이 높아 보인다.

청소원과 경비원의 관리 형태를 비교해 보면, 대체로 청소원을 직접 고용할 경우 경비원도 직접 고용하는 것으로, 청소원을 용역 위탁할 경우 경비원도 용역 위탁하는 것으로 나타났다. 다만, 청소원은 위탁 관리하지만, 경비원은 직접 고용하는 경우가 21개소 있는 것으로 나타난다. 2013년 이래 청소원과 경비원을 위탁 관리하다가 직접 관리하는 것으로 전환한 사업장은 14개소 발견되었으며, 51개소(약 9%)는 반대로 직접 고용하다가 위탁관리로 변경하여, 직접고용으로의 변경보다는 위탁관리로의 변경이 활발한 것으로 나타났다.

관리 방식을 변경한 사업장에서 그렇게 변경한 이유를 살펴보면, 위탁→직접고용으로 바꾼 경우는 위탁할 경우 발생하는 관리 수수료 등의 추가 비용 절감을 목표로 한 경우가 대부분이고, 지휘감독의 어려움, 사기 진작 때문이라는 응답도 있었다. 직접고용→위탁으로 바꾼 경우는 인력 관리 부담 때문이라는 응답이 절반 정도, 비용 절감 때문이라는 응답이 1/3 정도로 나타났다. Abraham & Taylor(1996)의 외주화를 위한 세 가지 이유(비용부담 절감, 외부의 전문성 이용, 일시적 수요 대응) 중 ‘비용부담을 줄이기 위해서’에 가까운 결과로 풀이된다.

지난 4년간 인원 감소 여부에 대해서도 질문하였는데, 유효응답 중 69개소(약 12%)가 인원 감소를 경험한 바 있으며, 36개소(약 6%)에서 인원 증가를 경험하였다고 응답하여 증가보다는 감소가 더 많은 것으로 나타

〈표 5-9〉 청소원과 경비원의 관리형태

(단위: 개소)

		경비원				
		직접	위탁→직접	위탁	직접→위탁	전 체
청소원	직접	135	0	3	0	138
	위탁→직접	0	14	0	0	14
	위탁	21	2	338	0	361
	직접→위탁	0	0	0	51	51
	전 체	156	16	341	51	564

자료: 필자 작성.

〈표 5-10〉 청소원과 경비원의 관리형태

(단위: 개소, %)

		개소	비중
위탁→ 직접고용	위탁을 주면 지휘감독의 어려움이 있기 때문에	3	(15.8)
	위탁을 주면 추가 비용이 들기 때문(관리수수료 등)	12	(63.2)
	청소원·경비원의 사기진작을 위해	3	(15.8)
	기타	1	(5.3)
	전 체	19	(100.0)
직접고용 →위탁	인력관리의 부담	25	(48.1)
	비용절감	16	(30.8)
	고용유연성 확보	5	(9.6)
	업무 성격(충원 어려움, 숙련 필요, 기피업무 등)	6	(11.5)
	전 체	52	(100.0)

자료: 필자 작성.

났다. 감소했다고 응답한 곳에서는 경비원의 경우 2013년 10.4명에서 2016년 9.3명으로 인원이 변동된 것으로 나타났으며, 청소원은 동 기간 9.1명에서 8.8명으로 감소하였다. 경비원의 감소폭이 청소원보다 컸는데, 경비원은 CCTV 같은 대체기술의 영향도 있었을 것이다. 같은 기간 평균 CCTV 수는 84대에서 88대로 증가하였다.

인원이 감소하였다고 응답한 유효응답 69곳 중 46개소는 인건비 상승 때문에 인원을 줄였다고 응답했다. 인원을 줄일 경우 대부분(67%)이 인건비 부담 때문임을 보여주는 것인데, 직접 고용한 곳보다는 위탁인 경우가 응답 비중이 더 높게 나타났다(각각 58%, 71%). 다음으로 응답이 많은 것은 신기술 도입 때문이었다(11개소, 15.9%).

인력이 증가했다고 응답한 36개소는 경비원이 2013년 7.5명에서 2016년 8.4명으로 증가했으며, 청소원은 동 기간 14명에서 15명으로 증가했다. 증가한 이유는 서비스 품질 개선을 위해서란 응답이 가장 많은 61%로 나타났으며, 다음이 업무 증가(22%)로 나타났다.

청소원의 임금을 직접고용 여부로 나누어 보면, 평균 시간당 임금은 2016년 시간당 최저임금 6,030원을 약간 상회하는 6,094원(직접고용), 6,132원(용역)으로 나타났다. 경비원도 각각 6,200원, 6,186원으로 최저임

〈표 5-11〉 인력 감소 이유

(단위: 개소, %)

	직접	위탁→직접	위탁	직접→위탁	전 체
채용의 어려움	2 (16.7)	1 (25.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	3 (4.4)
인건비 상승	7 (58.3)	1 (25.0)	35 (71.4)	3 (75.0)	46 (66.7)
신기술 도입(CCTV, 청소도구 등)	3 (25.0)	0 (0.0)	7 (14.3)	1 (25.0)	11 (15.9)
관리방식 변경에 따른 절감	0 (0.0)	2 (50.0)	3 (6.1)	0 (0.0)	5 (7.3)
기타	0 (0.0)	0 (0.0)	4 (8.2)	0 (0.0)	4 (5.8)
전 체	12 (100.0)	4 (100.0)	49 (100.0)	4 (100.0)	69 (100.0)

자료: 필자 작성.

〈표 5-12〉 인력 증가 이유

(단위: 개소, %)

	직접	위탁	직접→위탁	전 체
업무 증가	3 (50.0)	5 (18.5)	0 (0.0)	8 (22.2)
서비스 품질 개선	1 (16.7)	18 (66.7)	3 (100.0)	22 (61.1)
관리방식 변경에 따른 증가	0 (0.0)	1 (3.7)	0 (0.0)	1 (2.8)
비정규직 늘려서	2 (33.3)	3 (11.1)	0 (0.0)	5 (13.9)
전 체	6 (100.0)	27 (100.0)	3 (100.0)	36 (100.0)

자료: 필자 작성.

금을 약간 상회하는 수준으로 나타났다. 월급으로 보면 용역이 직접고용보다 아주 약간 높은 것으로 나타났다. 최저임금 시급을 받을 경우 전일제 만근 시 월급은 126만 원 정도로 환산되는데, 청소원은 이에 못 미쳤

고, 경비원은 이보다 약간 더 높은 것으로 나타났다. 이는 앞서 지역별 고용조사에서 보았듯이 양 직업군의 근로시간 차이와 관련이 있을 것이다. 시간당 임금 중간값은 최저임금인 6,030원으로 나타났다. 이는 조사업체의 적어도 절반은 최저임금 또는 미만의 시간당 임금을 지급하고 있다는 의미이다.

시간당 임금 인상 시 최저임금을 고려하여 올리는지를 질문한 결과 거의 대부분의 사업장에서 그렇다고 응답하였다(청소원 88.5%, 경비원 87.9%). 특히 용역업체가 관리할 경우 약간 더 그렇다는 반응이 나타났다.

〈표 5-13〉 청소원과 경비원의 임금

		청소원		경비원	
		월(만 원)	시간당(원)	월(만 원)	시간당(원)
평균 임금	직접 고용	101	6,094	145	6,200
	용역	106	6,132	157	6,186
	직고+용역	141	5,993	179	6,044
중위 임금	직접 고용	101	6,030	150	6,030
	용역	102	6,030	155	6,030
	직고+용역	142	6,030	186	6,030

자료: 필자 작성.

〈표 5-14〉 시간당 급여 인상 시 최저임금 고려 여부

(단위: 개소, %)

	청소원				경비원			
	직접 고용	용역 업체	직고+ 용역	전 체	직접 고용	용역 업체	직고+ 용역	전 체
그렇다	130 (81.3)	374 (91.4)	6 (85.7)	510 (88.5)	142 (81.6)	352 (90.5)	6 (100.0)	500 (87.9)
아니다	30 (18.8)	30 (7.3)	1 (14.3)	61 (10.6)	32 (18.4)	33 (8.5)	0 (0.0)	65 (11.4)
무응답	0 (0.0)	5 (1.2)	0 (0.0)	5 (0.9)	0 (0.0)	4 (1.0)	0 (0.0)	4 (0.7)
전 체	160 (100.0)	409 (100.0)	7 (100.0)	576 (100.0)	174 (100.0)	389 (100.0)	6 (100.0)	569 (100.0)

자료: 필자 작성.

다음으로 근로시간을 보면, 청소원이 경비원보다 확연히 짧은 것으로 나타나 지역별 고용조사에서 확인했던 것과 유사한 모습을 보인다. 청소원과 경비원의 시간당 임금 수준은 거의 유사하지만, 월급여액 차이는 상당했는데 그 원인이 근로시간에 있는 것이다. 청소원은 일 휴식시간도 짧게 나타나지만, 사업장에 머무르는 시간이 긴 경비원은 일 휴식시간도 길게 나타났다. 이는 조사된 사업장 중 76%에 달하는 438개 사업장에서 경비원 교대제 형태가 24시간 근무 후 24시간 쉬는 형태의 24시간 맞교대제라고 응답한 것에서 잘 나타난다. 반면, 청소원은 교대제 없이 근무한다는 응답이 조사 사업장의 98%인 568개소였다.

최저임금 인상에 따라 임금 형태와 근로시간을 변경한 적이 있는지 질문해 보았다. 최저임금법에 따르면 매월 1회 이상 정기적으로 지급하는 임금 외의 임금, 소정의 근로시간 또는 소정의 근로일에 대하여 지급하는 임금 외의 임금(야간 근로에 따른 가산임금 등), 기타 가족수당이나 주택수당처럼 복리후생을 위한 성질의 수당들이 최저임금의 산입범위에 들어가지 않는다. 조사된 청소원 고용 사업장 중 151개소(26%)가 청소원을 위해 이와 같은 최저임금 산입범위 외의 임금 항목을 가지고 있다고 응답했으며, 경비원 고용 사업장 중 238개소(41%)가 경비원을 위해 이와 같은 최저임금 산입범위 외의 임금 항목을 가지고 있다고 응답했다.

결과를 보면, 최저임금 인상 때문에 임금 항목을 변경한 적이 있다는

〈표 5-15〉 청소원과 경비원의 근로시간

(단위: 시간)

		청소원		경비원	
		휴식시간 제외 주당 근로시간	일 휴식시간	휴식시간 제외 주당 근로시간	일 휴식시간
평균 시간	직접 고용	32.3	1.2	54.0	5.4
	용역	33.2	1.4	56.1	6.2
	직고+용역	35.4	2.0	56.5	5.9
중위 시간	직접 고용	34	1	56	6
	용역	33	1	56	7
	직고+용역	36	2	59	6

자료: 필자 작성.

〈표 5-16〉 2013년 이래 임금형태 변경 유무와 최저임금 관련성

(단위: 개소, %)

	청소원				경비원			
	직접 고용	용역 업체	직고+ 용역	전 체	직접 고용	용역 업체	직고+ 용역	전 체
최저임금 인상 때문에 변경한 적이 있다	43 (26.9)	169 (41.3)	3 (42.9)	215 (37.3)	47 (27.0)	168 (43.2)	3 (50.0)	218 (38.3)
변경한 적이 있으나 최 저임금 때문이 아니었다.	12 (7.5)	16 (3.9)	2 (28.6)	30 (5.2)	12 (6.9)	17 (4.4)	1 (16.7)	30 (5.3)
변경한 적이 없다	105 (65.6)	213 (52.1)	2 (28.6)	320 (55.6)	115 (66.1)	194 (49.9)	2 (33.3)	311 (54.7)
무응답	0 (0.0)	11 (2.7)	0 (0.0)	11 (1.9)	0 (0.0)	10 (2.6)	0 (0.0)	10 (1.8)
전 체	160 (100.0)	409 (100.0)	7 (100.0)	576 (100.0)	174 (100.0)	389 (100.0)	6 (100.0)	569 (100.0)

자료: 필자 작성.

응답이 청소원의 경우 37%, 경비원은 38%로 나타났으며, 용역업체가 관리하는 경우 청소원 41.3%, 경비원 43.2%로 직접고용에 비해 좀 더 응답 비중이 높게 나타났다.

마지막으로, 근로시간 변경과 최저임금 관련성도 분석해 보았다. 전체 응답 대상 중 2013년 이래 청소원 고용 사업장 중 113개소(약 20%)가 근로시간을 줄인 적이 있으며, 경비원 고용 사업장 중 157개소(약 27%)가 근로시간을 줄인 적이 있다고 응답하였다. 근로시간을 줄인 사업장 중 청소원 고용 사업장은 27%가 회사에 나와 있는 근로시간을 줄였다고 응답했으며, 72%는 회사에 체류하는 근로시간은 그대로인데 휴게시간을 늘리는 방식을 선택했다고 응답했다. 경비원 고용 사업장은 대부분인 93%가 체류 근로시간은 그대로인데 휴게시간만 늘렸다고 응답했다.

이상과 같이, 설문조사 결과는 지역별 고용조사를 분석하면서 발견하였던 몇 가지 사실과 그에 따른 추론이 비교적 현실에 부합함을 보여준다. 지역별 고용조사에서 시간당 임금은 빠르게 상승한 반면, 월급은 그보다 느린 속도로 상승했고, 근로시간은 빠르게 감소하는 현상이 나타났

〈표 5-17〉 2013년 이래 최저임금으로 인해 근로시간 변경할 때의 변경방식

(단위: 개소, %)

	청소원			경비원		
	직접 고용	용역	전 체	직접 고용	용역	전 체
회사에 나와 있는 근로시간을 줄였다	5 (23.8)	26 (28.3)	31 (27.4)	2 (5.9)	8 (6.5)	10 (6.4)
회사에 나와 있는 근로시간은 그대로인데 휴게시간을 늘렸다	16 (76.2)	66 (71.7)	82 (72.6)	32 (94.1)	115 (93.5)	147 (93.6)
전 체	21 (100.0)	92 (100.0)	113 (100.0)	34 (100.0)	123 (100.0)	157 (100.0)

자료: 필자 작성.

는데, 설문조사 결과로 보면 최저임금 인상으로 인한 시간당 임금 상승으로 발생한 월급여 상승압력을 일정부분 회피하는 수단으로 근로시간 조정을 선택했기 때문이라는 해석이 타당한 것으로 판단된다. 다만, 일하는 방식의 전환을 통해 회사 체류 근로시간 자체를 줄였다면 남은 시간에 다른 활동이 가능할 것인데, 회사 체류 근로시간은 그대로인 채 지불근로시간이 아닌 휴게시간만 늘렸다는 응답이 많게 나타나 이 부분에 정책적 노력이 필요한 것으로 보인다.

또한, 여전히 위탁 관리가 증가하고 있는 추세인 것이 설문조사로도 확인되었다. 위탁인 경우 직접고용에 비해 인건비 부담으로 인한 인원감축이 조금 더 활발한 것으로 나타났다. 또한, 인력관리의 부담, 비용절감이 위탁의 중요한 이유로 나타나, 위탁될 경우 근로조건이 개선되기는 쉽지 않은 상황일 것으로 추측된다. 따라서 위탁된 경우와 그렇지 않은 경우를 비교해 볼 때, 근로조건이 차이가 나타날 수 있을 것으로 생각된다. 이에 대한 분석은 다음 절의 주제이다.

제4절 위탁의 임금에 대한 효과 : 회귀분석 결과

1. 추정을 위한 방법론 및 자료 설명

이 절에서는 청소원과 경비원이 위탁이 될 경우 직접고용에 비해 임금이 낮은 경향이 있는지를 통계적으로 확인해 보기로 한다. 회귀분석 식은 아래와 같다.

$$y_{it} = \gamma O_{it} + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (5-1)$$

i 는 개인, t 는 연도이며, O 는 아웃소싱 여부, X 는 개인 특성 변수이다. 종속변수는 시간당 임금이다. 추정에는 경제활동인구조사를 이용하였다. 이하 모든 추정식에서 연도가 통제되었다. 사업체 특성을 통제할 때에는 사업체 규모 변수와 종사상 지위, 근속기간(및 근속기간제급)을 함께 통제하였다. 월급과 주당 근로시간을 이용해 시간당 임금을 계산하여야 하므로 시간당 임금 변수에 측정오차가 클 수 있다. 이 점을 고려해 여기서는 과도하게 시간당 임금이 작은 표본은 제외하고 추정하였다(최저임금보다 70% 미만인 경우 제외).

이 절에서는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월, 2008~15년, 이하 경찰)와 한국노동패널조사(이하 노동패널)를 이용하였다. 경찰자료는 직업분류를 소분류 수준에서 통제하지 못하기 때문에 청소원과 경비원을 분리하여 식별할 수는 없다. 앞서 지역별 고용조사 결과에 따르면 청소원은 남성이 20%대이지만, 경비원은 거의 전체가 남성이므로, 여성과 남성을 나누어 추정하면 여성 결과는 청소원에 대한 결과이고, 남성 결과는 대체로 경비원의 결과라고 추산할 수 있을 것이다.

아웃소싱 변수로는 용역업체를 통해 고용되었다는 변수와 파견 근로자라는 변수를 이용하였다. 외주화는 외주 업체를 사용한다는 의미이므로 용역업체를 사용하는 것이 이상적이겠지만, 현실에서 얼마나 명확히 두 종류의 간접고용이 응답되었을지 알 수 없다. 따라서 이 두 변수를 모두

이용하여 분석하였다.

비교 대상이 되는 집단은 용역, 파견 청소·경비 근로자와 직접고용 정규직 청소·경비 근로자이다. 외부의 전문성 이용이나 일시적 수요 대응을 위한 것이 목적이려면 직접고용 정규직 청소, 경비 근로자보다 낮은 임금을 주어야 할 이유가 없을 것이다. 그러나 비용절감이 목적이려면 직접고용 시보다 낮은 임금을 지급해야만 효율적인 것이다. 용역업체에 지급해야 하는 관리비용 등 수수료가 추가로 들기 때문이다. 이런 비용을 추가로 들이면서도 비용을 절감하려면 용역업체 소속 청소, 경비원에게는 임금을 낮게 책정할 수밖에 없다.

추정식은 일단 인적 특성 변수만 이용하여 추정하는 모형, 사업체 특성을 통제하는 모형으로 구분할 수 있다. 사업체 특성을 통제할 때는 고용된 업종이 아니라 실제 일하는 업종을 통제하는 것이 의미 있을 수 있다. 용역업체에 고용될 경우 대부분 사업시설관리 및 사업지원 서비스업에 고용된 것으로 분류되지만, 실제 일하는 업종은 부동산업일 수도, 교육서비스업일 수도 있다. 해당 업종의 일반적인 임금수준이 높다면 그런 업종으로 일을 나가는 용역업체 소속 청소원들도 임금이 높을 가능성이 있다. 즉 실제 일하는 업종의 일반적인 임금수준에 용역업체 소속 청소원, 경비원의 임금도 연동될 수 있다는 의미이다. 이런 것이 현실이라면, 임금 수준이 낮은 산업에서 주로 용역업체 청소, 경비원을 쓸 경우 실제 일하는 업종을 통제할 수 없을 경우 실제로는 낮은 임금이 그런 업종으로 나가 일했기 때문인데 그것이 용역업체인 데에서 오는 불이익처럼 결과가 나타날 수 있다. 따라서 추정치의 편의를 줄이려면 실제 일하는 업종을 통제하는 것이 중요하다. 이런 점에서 Dube & Kaplan(2010)의 연구도 식(5-1)과 같은 모형을 추정할 때 어디에서 실제 일했는지를 통제하는 것이 중요하다고 강조하였다. 경찰은 파견, 용역 근로자에 대해서는 실제 일하는 산업을 조사하고 있다. 표준산업 대분류로 실제 일하는 산업을 통제하는 모형을 추가로 추정하였다.

노동패널로도 추정하였다. 경찰의 결과가 얼마나 로버스트한지 확인하는 절차임과 동시에 개인의 미관찰된 숙련이 청소원과 경비원의 임금에 미칠 영향을 통제하기 위함이었다. 만약 청소원과 경비원, 그 중에서도

특히 용역업체에 고용된 청소원과 경비원의 숙련수준이나 성격 등 자료로는 관찰되지 않는 개인의 미관찰 특성이 열악하다면, 이 경우 추정되는 아웃소싱 변수의 음(-)의 계수는 아웃소싱 그 자체의 문제가 아니라 개인의 미관찰 특성 탓일 것이다. 본 연구의 관심은 아웃소싱 그 자체의 임금에 대한 효과이므로 미관찰 특성의 역할과 구분되는 아웃소싱 그 자체의 효과를 추정하는 것이 중요하다. 이를 통제하는 가장 간편한 방법은 패널조사를 이용해 개인 미관찰 특성을 통제하는 고정효과 모형(fixed effect)을 추정하는 것이다.

노동패널은 파견, 용역업체 직원들에 대해 실제 일하는 업종을 조사하는 장점도 있다. 실제 일하는 업종을 통제하면서 동시에 고정효과 모형으로 개인 미관측 특성을 통제할 수 있는 것이다. 다만, 이 조사는 표본 수가 크지 않아 파견, 용역직을 따로 구분하여 추정할 수는 없어 합쳐 추정하였다. 이에 대해서는 후술하겠다.

2. 기본적인 추정 결과

모형 1은 사업체 특성 통제 없이 인적 특성만 가지고 추정한 결과이다. 청소원이 절대다수인 여성부터 보면, 용역직은 약 3% 정도 시간당 임금이 낮은 것으로 추정된다. 파견직은 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 경비직이 다수인 남성을 보면, 용역직일 경우 31%가량 낮은 시간당 임금을 받으며, 파견직은 26% 정도 낮은 시간당 임금을 받는 것으로 추정되었다.

모형 2는 고용된 사업체와 사업장 규모, 종사상 지위, 근속 변수를 추가로 통제한 모형이다. 경비직이 다수인 남성은 파견직이 약 13% 정도, 용역직은 19% 정도 임금이 낮은 것으로 추정되었다. 청소원이 거의 대부분인 여성은 파견직은 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 용역직은 사업체 특성을 통제할 때보다 약간 더 커진 4% 정도 시간당 임금이 낮은 것으로 나타났다.

모형 1과 모형 2의 결과는 우리나라에서 아웃소싱 된 청소원, 경비원의 경우 직접 고용된 정규직 청소원, 경비원보다 임금 측면에서 불이익을 받

고 있을 가능성이 높음을 보여준다. 이 직업군 자체가 임금이 낮은 특성이 있는데 여기에 더해 아웃소싱 된 곳에 근무하는 청소원과 경비원은 추

〈표 5-18〉 기본모형 회귀분석 결과

	남성			여성			
	계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값	
모형 1	교육(초졸 이하 기준)						
	중졸 이하	-0.028	0.019	0.151	0.051	0.011	0.000
	고졸 이하	-0.018	0.017	0.285	0.100	0.014	0.000
	전문대졸	0.072	0.034	0.033	0.109	0.075	0.143
	대졸	-0.070	0.029	0.014	0.200	0.057	0.000
	대학원 이상	0.118	0.089	0.188			
	연령	0.048	0.004	0.000	0.027	0.004	0.000
	연령제곱	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	파견직	-0.264	0.030	0.000	0.007	0.023	0.765
	용역직	-0.313	0.014	0.000	-0.031	0.010	0.002
	표본 수	3,449			3,066		
R ²	0.414			0.293			
모형 2	교육(초졸 이하 기준)						
	중졸 이하	0.005	0.015	0.723	0.045	0.010	0.000
	고졸 이하	0.030	0.014	0.031	0.102	0.013	0.000
	전문대졸	0.107	0.027	0.000	0.146	0.070	0.036
	대졸	0.050	0.023	0.030	0.179	0.053	0.001
	대학원 이상	0.059	0.072	0.412			
	연령	0.019	0.003	0.000	0.019	0.004	0.000
	연령제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	근속	0.002	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
	근속제곱	0.000	0.000	0.584	0.000	0.000	0.607
	파견직	-0.130	0.029	0.000	-0.020	0.024	0.383
용역직	-0.190	0.021	0.000	-0.044	0.017	0.011	
R ²	0.629			0.405			

주: 연도 더미가 통제되었으나 따로 보고하지는 않았음.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

가적인 임금 불이익을 경험하고 있는 셈이다.

다만, 이 결과는 모형 2의 경우 아웃소싱 된 사람들이 일하는 산업이 좀 더 저임금 산업부문에 치우쳐 있기 때문이지 용역업체에 고용되어 있기 때문이 아니라는 주장까지 반박하는 결과는 아니다. 이 가설을 검증하려면 실제 일하고 있는 업종을 통제해야 한다. 이는 다음 절의 모형에서 추정된다.

3. 파견·용역을 이용하는 산업이 좀 더 저임금 산업이기 때문인가

앞서 설명한 것처럼, 아웃소싱 된 청소원과 경비원의 상대적인 임금 불이익이 이들이 파견되어 나간 업종의 특성 탓이 아닌지 확인하려면 실제 일한 업종을 통제한 모형을 추정해야 한다. 이 절의 분석결과는 바로 이렇게 실제 일한 업종을 통제한 모형의 결과이다.

결과를 보면, 경비원이 대부분인 남성 추정식에서는 파견직은 약 5%, 용역직은 약 8% 정도 임금이 낮은 것으로 추정된다. 그러나 청소원이 대부분인 여성은 파견직은 통계적 관계가 없고, 용역직도 더 이상 임금 불이익이 없는 것으로 추정된다.

다만, 최저임금의 지급을 주되, 더 짧은 휴게시간을 운영하여 실질적으로 더 긴 유급근로시간을 확보하거나 또는 추가적인 수당 지급을 통해 더 높은 월급을 지급할 수도 있다. 이와 같은 형태의 근로시간 운영은 청소원에서 더 활발하게 나타나고 있음을 지역별 고용조사에서 확인한 바 있다. 설문조사 결과를 보더라도 최저임금 인상으로 인한 시간당 임금 상승을 근로시간 단축이나 임금체계 조정, 인원 조정 등으로 회피하는 것을 확인한 바 있다. 이와 같은 특수성을 고려하면 시간당 임금만이 아니라 근로시간의 차이, 그에 따른 월급의 차이까지 보아야 좀 더 분명한 결론이 가능할 것이다.

이와 같은 특징을 고려하기 위해 시간당 임금을 종속변수로 하면서 근로시간을 추가로 통제해 보았다. <표 5-20>에 결과가 요약되어 있는데, 근로시간을 통제하면 남성은 여전히 파견, 용역직이 임금불이익을 받고 있는 것으로 추정되며, 여성도 파견직은 8%, 용역직은 5% 정도 임금이

〈표 5-19〉 회귀분석 결과

		남성			여성		
		계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
모형 3	교육(초졸 이하 기준)						
	중졸 이하	0.003	0.016	0.843	0.042	0.010	0.000
	고졸 이하	0.026	0.014	0.068	0.095	0.013	0.000
	전문대졸	0.113	0.028	0.000	0.117	0.069	0.089
	대졸	0.040	0.024	0.097	0.180	0.053	0.001
	대학원 이상	0.008	0.074	0.913			
	연령	0.016	0.003	0.000	0.018	0.004	0.000
	연령제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	근속	0.002	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
	근속제곱	0.000	0.000	0.679	0.000	0.000	0.383
	파견직	-0.052	0.029	0.069	0.017	0.024	0.461
	용역직	-0.087	0.018	0.000	-0.005	0.014	0.738
R ²		0.609			0.408		

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

낮은 것으로 추정된다. 근로시간이 같다면 아웃소싱 된 청소, 경비원의 임금이 직접고용 청소, 경비원에 비해 낮다는 것을 의미한다.

월급 격차도 추정해 보았다. 모형 3에서 종속변수만 월급¹⁰⁾으로 바꾼 것이다. 경비원이 다수인 남성은 파견직이 약 7%, 용역직이 약 6% 정도 임금이 낮은 것으로 추정되었으며, 청소원이 절대다수인 여성은 파견직이 약 31%, 용역직이 약 13%의 임금 불이익을 받는 것으로 추정되었다. 여기에 근로시간을 추가로 설명변수로 통제한다면, 남성은 큰 변화가 없으나 여성은 임금 불이익이 파견직 15%, 용역직 5% 수준으로 작아지지만, 여전히 임금 불이익이 존재하는 결과가 도출된다. 근로시간을 통제하였을 때 나타나는 차이는 근로시간을 종속변수로, 설명변수는 모형 3처럼 하여 추정한 회귀식 결과로부터 짐작 가능하다. 남성은 용역직일 경우 1.8시간 정도 주당 근로시간이 길지만, 파견직은 직접고용 정규직과 비슷

10) 3개월 평균임금이다.

하다. 반대로 여성은 파견직이면 약 8.6시간 정도 주당 근로시간이 짧고, 용역직이면 약 4시간 정도 근로시간이 짧다. 남성은 근로시간 차이가 없거나 용역직이 미미하게 길기 때문에 시간당 임금으로 보나 월급으로 보나, 근로시간을 통제하나 하지 않으나 크게 다르지 않은 결과가 추정되지만, 여성은 파견, 용역직의 근로시간이 통계적으로 유의하게 짧게 나타났기 때문에 근로시간을 통제하는지 여부에 따라, 월급을 비교하나에 따라 차이가 크게 나타난 것이다.

이는 달리 말해 아웃소싱 청소원(여성)을 고용하고 있는 사업장에서 임금 인상 압력을 회피하기 위해 근로시간 조정을 더 적극적으로 했다는 의미이기도 하다. 경비원의 경우 설문조사에서 본 것처럼 24시간 맞교대제라는 근로시간 형태의 근본적 변화가 없기 때문에 용역업체나 직접고용이나 비슷한 근로시간, 비슷한 근로시간 조정이 이루어졌다고 해석할 수도 있을 것이다.

〈표 5-20〉 근로시간 추가 여부, 월급 여부에 따른 추가 분석

		남성			여성		
		계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
시간당 임금 + 근로시간	파견직	-0.044	0.022	0.048	-0.084	0.022	0.000
	용역직	-0.059	0.014	0.000	-0.052	0.013	0.000
	R ²	0.767					
월급	파견직	-0.078	0.023	0.001	-0.312	0.027	0.000
	용역직	-0.067	0.014	0.000	-0.128	0.017	0.000
	R ²	0.592			0.434		
월급 + 근로시간	파견직	-0.079	0.023	0.001	-0.151	0.023	0.000
	용역직	-0.072	0.014	0.000	-0.053	0.014	0.000
	R ²	0.600			0.596		
근로시간	파견직	0.511	1.116	0.647	-8.599	-11.110	0.000
	용역직	1.772	0.692	0.011	-4.002	-8.460	0.000
	R ²	0.253			0.219		

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

4. 미관찰된 개인 특성의 영향

그러나 경찰은 패널이 아니기 때문에 아웃소싱이 아니라 개인의 미관찰된 특성에서의 문제로 인해 낮은 임금을 받게 된다는 가설은 검증 불가능하다. 이를 확인해 보는 한 방법이 바로 패널 데이터를 이용한 고정효과(fixed effect) 모형이다. 노동패널은 앞서 언급하였듯 용역, 파견 근로자의 경우 실제 일하는 산업을 조사한다는 장점도 있다.

시간당 임금을 기준으로 추정하였으며, 이 자료에서도 측정오차 문제가 존재하기 때문에 최저임금보다 70% 미만 작은 경우는 제외하고 추정하였다. 또한, 소속된 사업장이 없다고 응답한 경우 개인 가정에서 일할 가능성을 배제할 수 없으므로 분석 표본에서 제외하였으며, 유사한 우려가 있어 일일근로라고 응답한 사람도 모두 제외하였다. 또한, 노동패널은 경찰보다 표본 수가 적어 파견직과 용역직을 구분해 추정하는 것이 불가능하다. 개별 연도에서 파견직인 청소 및 경비원은 겨우 15명 안쪽이며, 용역직은 85명 안쪽이다. 게다가 가구조사의 특성상 파견과 용역이 조사 과정에서 명확하게 구분되었으리라 기대하기는 어려우므로, 여기서는 파견직과 용역직을 합쳐 아웃소싱 된 근로자라 간주하고 직접고용 정규직 근로자와 비교하였다.

또한, 같은 개인이 반복 관찰되므로, 이 자료를 이용한 모든 분석에서

〈표 5-21〉 노동패널 조사에서 나타난 청소, 경비원의 고용형태별 표본 수

(단위:명)

	전 체	정규직	비정규직	파견	용역
2009	277	90	187	13	66
2010	294	87	207	14	80
2011	301	83	218	2	81
2012	292	64	228	8	81
2013	286	65	221	13	84
2014	281	48	233	11	77
2015	280	67	213	3	77
전 체	2,011	504	1,507	64	546

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료를 이용하여 필자가 추정.

표준오차 계산을 위해 cluster-robust 표준오차를 사용하였다. 12차년도부터 조사된 확대 패널을 이용해 18차년도 조사자료까지 합쳐 추정에 이용하였다. 모든 분석에 연도 더미가 통제되었다. 표본 수가 적은 관계로 청

〈표 5-22〉 노동패널을 이용한 회귀분석 결과

		모형 1			모형 2		
		계수	표준오차	p값	계수	표준오차	p값
OLS	용역·과건	-0.131	0.036	0.000	-0.122	0.036	0.001
	교육(기준: 초졸 이하)						
	중졸 이하	-0.050	0.048	0.299	-0.032	0.043	0.463
	고졸 이하	-0.064	0.046	0.169	-0.020	0.041	0.631
	전문대졸	0.010	0.115	0.929	0.014	0.131	0.915
	4년제졸	0.164	0.194	0.400	0.217	0.201	0.280
	대학원 이상	-0.206	0.049	0.000	-0.233	0.064	0.000
	근속연수	0.031	0.009	0.001	0.026	0.009	0.004
	근속연수제급	-0.001	0.000	0.010	-0.001	0.000	0.009
	여성(기준: 남성)	-0.136	0.045	0.002	-0.102	0.045	0.025
	연령	-0.007	0.018	0.698	0.000	0.017	0.994
	연령제급	0.000	0.000	0.461	0.000	0.000	0.336
	사업장 규모(기준: 30인 미만)						
	30~299인				0.073	0.033	0.027
	300인 이상				0.151	0.064	0.019
	정부기관				0.109	0.107	0.309
상수항	-0.033	0.442	0.940	-0.402	0.434	0.355	
R ²	0.417			0.501			
패널 고정 효과 모형	용역·과건	-0.068	0.034	0.048	-0.058	0.031	0.063
	연령	0.106	0.030	0.000	0.097	0.034	0.004
	연령제급	0.000	0.000	0.041	0.000	0.000	0.092
	근속연수	-0.002	0.012	0.890	0.016	0.012	0.172
	근속연수제급	0.000	0.001	0.841	-0.001	0.001	0.427
	상수항	-4.640	0.875	0.000	-4.272	0.965	0.000
표본 수		828			686		

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료를 이용하여 필자가 추정.

소, 경비원을 구분하지 않고 추정하였으며, 남성과 여성도 별도로 구분하지 않고 합쳐 추정하였다.

분석결과를 보면 고정효과 모형을 추정해도 역시 용역, 파견직이 사업체 규모, 실제 일하는 업종 대분류, 종사상 지위를 통제하지 않은 경우(모형1)나 통제한 경우나(모형2) 대략 5~7% 정도 낮은 임금을 받는다는 것을 보여준다. 이는 결국 아웃소싱 될 경우 미관측 특성, 일하는 업종 차이로 환원되지 않는 실질적인 임금 불이익이 존재하게 됨을 보여준다. 이 업무는 외주화할 경우 전체 업무를 외주화한다는 점에서 Abraham & Taylor(1996)가 구분한 비용절감형에 속하며, 실제 설문조사 결과도 다수 사업장에서 비용부담과 관리부담을 절감하기 위해 외주로 전환하였다고 응답하였기 때문에 수수료를 제하고도 부담이 작아야 하므로 어찌 보면 당연한 결과일 수 있다.

제5절 소 결

이 장에서는 전반적인 저임금 노동시장의 상대적 개선이 나타난 금융위기 이후 시기에도 여전히 하위 1분위에서 확대되거나 비슷한 규모를 유지하고 있는 청소·경비원의 근로조건 실태에 대해 분석하였다.

분석결과 청소원과 경비직은 사업시설관리 및 사업지원 서비스업에 상당수가 몰려 있으며, 이 경향은 최근으로 올수록 강화되고 있었다. 이 업종에 고용된 경우 상당수가 다른 업종으로 파견이나 용역을 나가기 때문에 이 두 직업군에서 외주 고용비중이 증가하고 있다는 의미로도 해석될 수 있다. 연령분포를 보면 날이 갈수록 고령층에 훨씬 더 집중되는 현상이 나타난다. 청소원 중 60세 이상의 비중은 2008년 43%에서 2014년 58.7%로 증가한 상태이며, 경비원 중 60세 이상의 비중은 같은 기간 67%에서 74.3%로 증가한 상태이다.

지역별 고용조사와 고용형태별근로실태조사 5인 이상 자료 결과를 보면, 시간당 임금은 빠르게 오르지만 월급 증가는 그보다 느린 것으로 나

타났다. 설문조사 결과로 보면, 최저임금 인상으로 인한 시간당 임금 상승을 근로시간을 줄이거나 임금 항목을 조정하는 방법으로 대응하고 있었기 때문에 이와 같은 현상이 나타나는 것으로 분석된다.

또한, 설문조사 결과로 보면 일부가 아니라 업무 전체를 위탁하여 비용 절감형 외주화 패턴을 보이며, 위탁의 이유를 직접적으로 조사했을 때에도 대부분 관리 및 비용 부담 절감으로 응답하여 청소·경비직 외주화가 비용절감과 관련이 있음을 보여주었다.

이는 외주화되면 가뜩이나 저임금인데 더 근로조건이 나빠질 개연성을 보여준다. 심층적인 분석결과도 이 개연성을 확인시켜 준다. 노동패널을 이용해 개인의 미관찰 특성과 실제 일하는 업종을 통제하더라도 용역, 파견 청소원 및 경비직이 직접고용 정규직에 비해 약 5% 정도 낮은 시간당 임금을 받는 것으로 추정되었다.

〈부표 5-1〉 고용형태별근로실태조사(5+)를 통해 본 월근로시간 추이

(단위: 시간)

	청소원		경비원	
	월평균 근로시간	중위 근로시간	평균근로시간	중위근로시간
2009	189	182	256	266
2010	191	183	256	262
2011	181	176	248	270
2012	175	168	234	240
2013	171	166	230	240
2014	169	168	230	240

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사(5+)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

〈부표 5-2〉 고용형태별근로실태조사(5+)를 통해 본 임금 추이

(단위: 시간)

		시간당 임금(천 원)		시간당 임금 증가율	
		청소원	경비원	청소원	경비원
평균	2009	6.75	5.61	(20.3)	(35.8)
	2014	8.12	7.62		
중위값	2009	5.90	4.54	(27.5)	(35.1)
	2014	7.52	6.14		
		월정액급여(천 원)		월정액급여 증가율	
		청소원	경비원	청소원	경비원
평균	2009	1,189	1,261	(8.6)	(20.9)
	2014	1,291	1,525		
중위값	2009	1,044	1,151	(16.3)	(26.2)
	2014	1,214	1,452		
		월총급여(천 원)		월총급여 증가율	
		청소원	경비원	청소원	경비원
평균	2009	1,372	1,461	(6.3)	(16.9)
	2014	1,458	1,708		
중위값	2009	1,113	1,255	(17.5)	(23.0)
	2014	1,308	1,544		

자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사(5+)」 원자료, 각 연도 자료를 필자가 가공하였음.

제 6 장

결론 및 시사점

제1절 분석결과의 요약

본 연구는 저임금 추세와 변동 원인에 대한 탐구부터 개별 근로자의 저임금 탈출, 청소 및 경비직이라는 특정 직업군의 저임금 상황 분석까지 노동수요와 노동공급에서 일어난 변화를 담고 있다. 이 연구는 다른 연구들보다 좀 더 동태적인 변화의 측면에 집중하고자 하였다. 노동공급 측면에서는 저임금 일자리로부터의 탈출이라는 측면에 집중하고자 하였으며, 노동수요 측면에서는 해외투자, 기술변화, 서비스화 같은 일자리 변동 영향을 분석하고자 하였다. 노동공급 측 분석은 기존 연구들이 주로 전체 인구를 대상으로 분석해 왔을 뿐, 인구집단별 특성에 좀 더 주목하는 연구는 별로 없었다는 점을 고려해 청년, 중년여성, 고령층으로 나누어 저임금 탈출, 또는 유지와 관련된 심화연구를 수행하였다. 노동수요 측 분석은 기술변화, 서비스화 등 생산물시장에서 나타난 변화가 저임금 노동시장에 어떤 충격을 주었는지 분석하는 좀 더 거시적인 동학을 보여주는 연구와 다른 직업군과 달리 저임금 비중에서 큰 변화가 보이지 않는 청소, 경비직에 대해 좀 더 심화된 분석을 하는 일자리 연구로 구성하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 저임금 근로자 비중 추세와 변동 원인을 글로벌 금융위기 이후에 한정해 분석하였다. 시간

당 임금 기준으로는 경제활동인구조사나 고용형태별근로실태조사에서 모두 저임금 비중이 감소함을 발견하였으나, 월급을 기준으로 할 경우 경제활동인구조사에서는 상승을, 고용형태별근로실태조사에서는 하락하는 추세를 발견하였다. 시간제를 제외하면 양 자료에서 월급을 기준으로 보더라도 저임금 비중이 감소한다. 이는 시간제 근로의 증가가 시간당 임금과 월급 기준 저임금 추세 차이의 원인임을 보여준다.

상대저임금 비중이 감소하는 이유도 분석해 보았다. 저임금 비중은 저임금 일자리의 고용규모가 축소될 때도 감소할 수 있지만, 고용규모에 변화 없이 저임금 일자리의 임금수준이 중간임금 일자리에 비해 빠르게 증가한다면 감소할 수 있다.

전자 가설의 검증을 위해 분해분석을 실시한 결과 고령화, 산업, 직업 변동 등 특성별 고용규모 변동 가설은 고임금 일자리 감소, 중간임금 일자리 증가는 설명하지만, 저임금 일자리 감소는 잘 설명하지 못하는 것으로 분석되었다.

대신, 1, 2분위 임금 몫 분석, 1, 2분위 일자리 임금 증가율 분석, 1, 2분위 일자리의 개인 임금 서열 3분위 이상에서의 고용비중 성장을 분석한 결과 모두 빠르게 1, 2분위에서 임금이 상대적으로 더 많이 증가하여 후자 가설이 저임금 일자리 감소를 더 잘 설명해 준다는 것을 발견하였다.

이와 같은 발견은 금융위기 이후 얼핏 보기에는 일자리 부족으로 저임금 일자리로 내몰리는 노동공급 주도 현상으로 저임금 일자리가 채워지고 있는 것처럼 보이지만, 실제로는 노동수요 주도적인 저임금 노동시장 변화가 나타났을 가능성을 보여준다. 저임금 일자리 비중은 그다지 팽창하지 않은 반면, 임금은 빠르게 증가했기 때문이다. 관련하여, 앞서 본 것처럼 중간임금 일자리라고 간주할 수 있는 제조업의 생산직 일자리와 보건 및 사회복지 서비스업 일자리가 금융위기 이후 급증하면서 25~54세가 그쪽으로 빠져나간 영향으로 저임금 일자리의 노동공급이 과거에 비해 상대적으로 부족해져 저임금 노동시장에서 노동수요 주도성이 나타났을 가능성이 상당히 있다고 판단된다.

물론, 이와 같은 저임금 일자리의 빠른 임금 성장은 최저임금이 빠르게 인상된 결과를 반영하는 것일 수도 있다. 노동수요와 최저임금 두 가설

중 어느 것이 더 맞는지, 또는 둘 다 맞는지는 추후 더 연구되어야 하지만, 분명한 것은 저임금 일자리의 빠른 임금 성장을 고려하지 않고서는 금융위기 이후 상대저임금 감소를 설명할 수 없다는 점이다.

제3장에서는 저임금 일자리 증가에 대한 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 성격 변화의 영향, 노동조합과 같은 공급 측 제도 변화의 영향을 분석해 보았다. 분석결과, 전반적으로 성, 연령, 학력 등 인적 속성에 해당하는 요인들이 저임금에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이후 완만히 감소하고 있는 가운데에서도 여전히 매우 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

반면 사업체 규모, 서비스업, 해외 아웃소싱과 같은 수요 측 산업구조 변화 요인들의 영향은 점점 커지고 있는 것으로 나타났다. 특히 2008년 금융위기 이후 그 경향을 뚜렷이 볼 수 있었다. 해외 아웃소싱의 경우 시기별로 그 영향이 다르지만 저임금 일자리를 증가시키는 것을 볼 수 있었다. 특히 금융위기 이후 부정적인 영향이 다소 커진 것으로 보인다. 한편 노동조합의 영향을 보면 저임금 노동자를 감소시키는 영향을 뚜렷이 관찰할 수 있다. 그러나 그 영향력은 금융위기 이후에는 감소하고 있었다.

제3장의 제5절에서는 임금수준과 고용안정성에 공급 측 요인으로서 인적 속성 및 노동조합, 수요 측 요인으로서 해외 아웃소싱과 산업적 특성들이 어떠한 영향을 주는지를 추가로 분석하였다. 해외 아웃소싱과 노동조합이 저임금 고용에 직접적으로 미치는 영향도 있겠지만, 일자리를 대체하거나 교섭력을 약화시킴으로써 임금수준과 고용안정성을 낮추고 이것이 저임금 일자리에 미치는 간접적인 영향도 있을 수 있기 때문이다.

해외 아웃소싱은 임금수준, 고용안정성 모두를 낮추는 영향을 주며, 2008년 금융위기 이후 그러한 경향이 더욱 커졌음을 확인할 수 있었다. 반면 노동조합은 임금, 고용안정성을 모두 높이는 영향을 주지만 2008년 금융위기 이후 그러한 효과는 작아진 것으로 보인다. 임금증가율이 저임금 일자리 증감에 미치는 영향은 2008년 금융위기 이전에 비해 금융위기 이후에 세 배 가까이 증가하였다. 직관적으로 말해 임금이 감소할 경우 저임금 일자리에 있게 될 확률이 매우 커진 것이다. 2008년 금융위기 이후 절대적 임금수준의 하락이 상대적 빈곤율을 더욱 높이는 방향으로 진행된 것이다. 한편 임금수준이 근속기간에 미치는 영향은 2008년 이후 더

욱 커지고 있다. 이러한 분석 결과는, 만약 해외 아웃소싱이 임금수준을 낮추게 되면 근속기간이 짧아짐으로써 고용이 불안정해지고, 숙련이 사회적으로 축적될 수 있는 가능성을 낮춘다고 해석할 수 있다. 반면 노동조합은 근속이 짧은 일자리를 감소시킴으로써 상반된 효과를 낳는 것으로 볼 수 있다. 그러나 노동조합의 이러한 효과는 앞에서 언급했던 것처럼 2008년 금융위기 이후 낮아졌다. 노동조합은 2008년 금융위기 이후 임금상승에 미치는 영향도 하락하고 고용안정성에 미치는 영향도 과거에 비해 하락하고 있다. 이와 같은 결과는, 해외 아웃소싱과 노동조합의 약화가 임금을 감소시키고, 근속을 짧게 만들어 고용불안정을 심화시키는 방식으로 임금 감소 방향으로 영향을 미쳐 간접적으로 저임금 일자리를 늘리는 경로가 존재함을 또한 보여준다.

제4장에서는 저임금 근로자가 집중된 청년과 중년여성, 고령층을 중심으로 저임금 지속과 탈출에 대해 분석하였다. 특히 이 장에서는 세 집단 각각에서 상태의존성이 존재하는지를 검증하고, 여기서 한발 더 나아가 이직이 저임금 탈출에 도움이 되는지 분석해 보았다.

분석결과 어떤 모형을 추정하더라도 청년, 중년여성은 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 청년과 중년여성은 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존성뿐 아니라 과거의 실업이 현재의 저임금으로 이어지는 상태의존, 과거의 저임금 경험이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존, 과거의 실업이 현재의 실업으로 이어지는 상태의존이 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다.

미관측 특성의 영향도 확인하였다. 다만, 저임금 가능성이 높은 특성을 가진 사람이 실업 가능성도 높은지 확인한 결과 그렇지 않음을 확인하였다. 청년은 통계적으로 유의하진 않았으나 중년여성은 통계적으로도 유의한 결과였다. 이는 적어도 이 두 집단에 관한 한 실업-저임금 반복 경험의 원인이 좀 더 상태의존성에 있음을 보여준다.

고령층도 상태의존성이 존재함을 발견하였다. 과거의 저임금 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존, 과거의 실업 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존이 존재하였다. 그러나 과거의 저임금 경험이 현재의 실업 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 존재

하지 않았으며, 오히려 현재의 실업 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 또한, 다른 집단과 달리 과거의 실업 경험이 현재의 저임금 가능성을 높이는 형태의 상태의존은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 더불어, 다른 연령집단과 달리 개인의 미관찰 특성으로 인해 실업 가능성이 높은 사람이 저임금 가능성도 높은 것으로 추정되었다. 이는 고령층의 경우 개인의 특성이 저임금-실업 교차 반복 경험의 중요 원인이라는 의미이다. 고령층의 경우 저임금 일자리라도 전전하는 사람들은 대개 생애소득이 높지 않아 노후준비가 부실한 경우가 많다. 순자산이 많으면 통계적으로 유의하게 저임금 가능성이 낮은 것이 그런 점을 보여준다. 이와 같은 생애소득 부족은 개인의 인적자본 수준 등 개인 특성과 관련되어 있을 가능성이 있다. 이런 경우 저임금, 실업을 반복하면서 노동시장에 남아 있게 된다는 것인데, 이는 설득력 있는 결과인 것으로 보인다.

또한, 고령층의 저임금 상태의존은 과거보다 감소한 것으로 나타났다. 다른 집단과는 상반된 결과인데, 이는 금융위기 이후 크게 증가한 이 연령대의 경제활동 활성화와 연관되어 있을 수 있다. 또 한 가지 특징은 금융위기 전에는 저임금 고령자가 이직할 경우 저임금 탈출 가능성이 높아지는 수준의 움직임은 없었다는 점이다. 그런 경우 상태의존성 자체는 매우 약해지지만($1.178 - 0.951 = 0.227$), 중년여성이나 청년에서 나타났던 것처럼 비저임금 가능성을 높이는 통계적으로 유의한 관계는 관찰되지 않았다. 그러나 금융위기 이후에는 중년여성이나 청년처럼 저임금 근로자의 이직이 비저임금 가능성을 높이는 효과가 뚜렷이 관찰된다. 이전에는 고령층이 이직하더라도 거의 모두 비슷한 수준의 일자리를 전전하는 것이었다면, 현재는 이직을 통해 임금지위가 올라가는 수준의 변화를 경험하는 사람들이 늘어나고 있다는 의미가 되겠다.

직업훈련의 결과도 집단마다 다르게 나타났다. 청년은 직업훈련 경험이 실업 가능성을 낮추고, 저임금 가능성도 낮추는 것으로 나타났다. 중년여성은 실업 가능성은 낮추지만, 저임금 탈출과는 관련이 적은 것으로 나타났다. 고령층은 아무런 효과도 나타나지 않았다.

이직은 저임금 근로자에 관한 한 저임금 탈출을 위한 유력한 수단임이 확인되었다. 더불어, 저임금 상태의존성에서 빠져나오는 좋은 경로임이

확인되었다. 다만, 비저임금 근로자일 경우 이직의 효과는 임금 지위 하락에 가까워 보인다. 특히, 금융위기 이후 시기에는 더욱 그런 것으로 추정되었다. 다만, 이 연구는 임금수준을 세분해 추정한 결과는 아니다. 비저임금 중 중간 이하와 상위의 이직 관련 결과가 다를 수 있는데, 이에 대해서는 추후 후속 연구가 필요하다.

비자발적 이직일 경우 실업 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 이는 세 집단 모두에서 그러했다. 비자발적 이직이 실업 가능성을 높인다는 것은 상태의존 경로를 통해 향후의 반복 실업, 저임금 교차 경험 가능성을 높이는 간접 경로 작용이 가능하다는 의미이다. 다만, 비자발적 이직 경험이 직접적으로 저임금 가능성을 높이는 경로는 고령층에서만 나타났다.

근속이 저임금에 미치는 영향은 미취업을 고려하는 모형에서 청년, 중년여성, 고령층 모두 통계적으로 유의하지 않아 근속보다는 이직이 저임금 탈출에서 영향이 있을 가능성을 또한 시사했다.

이 외에도 아버지 학력의 효과는 청년의 경우 금융위기 이전에는 학력이 높을 경우 비저임금 가능성이 높아지는 것을 보이지만, 이후에도 그런지는 분명치 않게 나타났다. 이 변수는 부모의 경제적 수준을 보기 위해 사용한 것인데, 실제 현실에서 아버지 학력이 얼마나 경제적 수준을 대리하는지는 불명확한 것도 사실이다. 이 부분에 대해서는 추후 좀 더 충실한 연구가 있어야 할 것으로 보인다.

순자산은 고령층의 미취업 여부와는 관련성이 약하지만, 비저임금 가능성은 높이는 것으로 추정되었다. 적어도 연구의 대상이 된 연령대(55~68세)에서 순자산과 무관하게 경제활동이 활성화되어 있다는 뜻이다. 다만, 순자산이 적은 사람은 저임금 일자리에서 일할 가능성이 높다는 의미이다.

가구소득은 중년여성의 미취업 가능성을 높이지만, 저임금 여부에는 통계적으로 유의한 관계가 없고, 6세 이하 자녀 여부는 취업 가능성을 높이며, 비저임금 가능성도 높이는 것으로 추정되었다. 7~12세 자녀 여부는 둘 다 영향이 없었다. 가구소득은 어느 정도 예상 가능한 방향으로 추정되었지만, 6세 이하 자녀 여부는 예상과는 다른 추정이다. 다만, 분석 대상 연령대에서 6세 이하 자녀가 있으려면 30대에 출산한 사람이어야

하는데, 아무래도 취업자이면서 대졸일 가능성이 높을 것이다. 이 때문에 6세 이하 자녀 여부 계수가 영향을 받았을 가능성이 높아 보인다.

제5장에서는 전반적인 저임금 노동시장의 상대적 개선이 나타난 금융위기 이후 시기에도 여전히 하위 1분위에서 확대되거나 비슷한 규모를 유지하고 있는 청소·경비원의 근로조건 실태에 대해 분석하였다. 상당수가 최저임금을 받고 있는 데에 주목하여, 최저임금에 어떻게 대응하고 있는지 근로시간 변경, 임금 체계 변화 등도 사업주 조사를 통해 확인해 보았다. 근로실태 전반에 대한 분석 외에도, 이 두 직업군에서 외주화가 크게 진전된 상태라는 데에 주목하여, 그리고 외주화를 직접고용으로 전환하면 근로조건을 개선할 수 있다는 움직임에 주목하여 외주화가 실제 임금 불이익을 야기하는지도 분석하였다.

분석결과 청소원과 경비직은 사업시설관리 및 사업지원 서비스업에 상당수가 몰려 있으며, 이 경향은 최근으로 올수록 강화되고 있었다. 이 업종에 고용된 경우 상당수가 다른 업종으로 파견이나 용역을 나가기 때문에 이 두 직업군에서 외주 고용비중이 증가하고 있다는 의미로도 해석될 수 있다.

시간당 임금은 빠르게 증가하고 있었다. 2008년과 2014년 사이 청소원 17%, 경비원은 20% 증가하였다. 그러나 월급은 청소원은 제자리이고, 경비원은 16% 정도 증가한 것으로 나타났다. 고용형태별근로실태조사 5인 이상 자료에서는 2009년부터 2014년 사이에 시간당 임금은 청소원과 경비원 각각 20.3%, 35.8% 올랐지만, 월급은 8.6%, 20.9% 증가한 것으로 나타난다.

주당근로시간은 청소원의 경우 2008년 39.9시간에서 31.4시간으로 크게 감소하였으며, 경비원도 61시간에서 55시간으로 감소했으나 여전히 장시간 근로가 유지되고 있다. 설문조사 결과로 보면 경비원은 많은 사업장에서 24시간 맞교대로 일하고 있는 것으로 나타났는데, 이것이 바로 장시간 근로가 유지되고 있는 이유인 것으로 판단된다.

설문조사 결과로 보면, 시간당 임금은 빠르게 오르지만 월급 증가는 그보다 느린 이유를 알 수 있다. 시간당 임금은 절반 이상 사업장이 최저임금 수준으로 지급하고 있었다. 따라서 최저임금이 증가하는 만큼 많은 사

업장에서 시간당 임금이 상승하게 되는데, 이로 인한 인건비 부담 상승을 근로시간을 줄이거나, 임금 항목을 조정하는 방법으로 대응하고 있었기 때문이다. 그런데 근로시간을 줄이는 경우 거의 대부분의 사업장에서 사업장에 머무르는 체류 근로시간을 줄인 것이 아니라 출퇴근 시간은 그대로 둔 채 휴게시간을 늘리는 방식으로 대응하였다. 이는 근로자 입장에서는 월급과 근로시간이 전부 제자리걸음인 것으로 체감될 수 있다.

또한, 설문조사 결과로 보면 일부가 아니라 업무 전체를 위탁하여 비용 절감형 외주화 패턴을 보이며, 위탁의 이유를 직접적으로 조사했을 때에도 대부분 관리 및 비용 부담 절감으로 응답하여 청소·경비직 외주화가 비용절감과 관련이 있음을 보여주었다.

외주화의 근로조건에 대한 영향을 좀 더 심층적으로 분석해 보았는데, 실제 일하는 업종을 통제한 경제활동인구조사를 이용한 회귀분석 결과 경비원이 대부분인 남성 추정식에서는 파견직은 약 5%, 용역직은 약 8% 정도 임금이 낮은 것으로 추정되었다. 그러나 청소원이 대부분인 여성은 파견직은 통계적 관계가 없고, 용역직도 더 이상 임금 불이익이 없는 것으로 추정되었다. 청소원에 대한 이와 같은 결과는 최저임금의 시급을 주되, 휴게시간을 조정한다든지, 임금 항목을 조정하여 월급 차이로 귀결될 수 있다는 점은 고려하지 못하는 결과이다. 이와 같은 점들을 고려하려면 시간당 임금뿐만 아니라 근로시간의 차이, 그에 따른 월급의 차이까지 보아야 좀 더 분명한 결론이 가능할 것이다. 이와 같은 특징을 고려하기 위해 시간당 임금을 종속변수로 하면서 근로시간을 추가로 통제해 보았다. 남성은 여전히 파견, 용역직이 임금불이익을 받고 있는 것으로 추정되며, 여성(대부분 청소원)도 파견직은 8%, 용역직은 5% 정도 임금이 낮은 것으로 추정된다. 근로시간이 같다면 아웃소싱 된 청소, 경비원의 임금이 직접고용 청소, 경비원에 비해 낮다는 것을 의미한다.

월급 격차도 추정해 보았다. 근로시간을 추가로 설명변수로 통제한다면, 청소원이 대부분인 여성은 임금 불이익이 파견직 15%, 용역직 5% 수준으로 존재하게 된다. 인적 특성과 사업체 특성이 동일하다면, 여성은 파견직이면 약 8.6시간 정도 주당 근로시간이 짧고, 용역직이면 약 4시간 정도 근로시간이 짧다. 남성은 이와 같은 차이가 없었다. 이로 인해 남성은

시간당 임금으로 보나 월급으로 보나, 근로시간을 통제하나 하지 않으나 크게 다르지 않은 결과가 추정되었지만, 여성은 파견, 용역직의 근로시간이 통계적으로 유의하게 짧게 나타났기 때문에 근로시간을 통제하는지 여부에 따라, 월급이나 시간당 임금이나에 따라 격차가 달리 나타난 것이다.

이는 달리 말해, 아웃소싱 청소원(여성)을 고용하고 있는 사업장에서 시간당 임금 인상 압력을 회피하기 위해 근로시간 조정을 더 적극적으로 했다는 의미이기도 하다. 경비원의 경우 설문조사에서 본 것처럼 24시간 맞교대제라는 근로시간 형태의 근본적 변화가 없기 때문에 용역업체나 직접고용이나 비슷한 근로시간, 비슷한 근로시간 조정이 이루어졌다고 해석할 수도 있을 것이다.

미관측 개인 특성의 영향도 통제하기 위해 노동패널을 이용한 분석도 실시하였다. 노동패널은 실제 일하는 업종을 조사하는 장점도 있다. 분석 결과 용역, 파견 청소원 및 경비직이 직접고용 정규직에 비해 약 5% 정도 낮은 시간당 임금을 받는 것으로 추정되었다.

이상과 같은 결과는 외주화되면 가뜩이나 저임금인데 더 근로조건이 나빠질 가능성을 보여주며, 이 두 직업군에서의 외주화가 비용절감 의도와 밀접한 연관이 있음을 다시 한 번 확인시켜 주는 것이라 하겠다.

제2절 정책방향에 대한 함의

지금까지의 분석은 향후 저임금 규모 변동과 관련하여 노동수요의 변화 가능성, 최저임금 지속 증가 여부 같은 저임금 노동시장에서 임금 성장을 이끌어 온 요인의 지속 여부가 중요할 것임을 시사한다. 이들 요인이 지속되지 못한다면 저임금 규모가 향후 다시 증가할 수 있다는 의미이다. 본 연구의 추론이 맞다면, 저임금 노동시장에서의 노동수요 초과 현상은 25~54세 연령대가 글로벌 금융위기 이전과는 달리 빠르게 증가하는 중간임금 일자리로 흡수되면서 생긴 현상일 가능성이 높다. 여기에는 글로벌 금융위기 이후 무상보육 확대 등으로 재정이 크게 투입되면서 보

건 및 사회복지 서비스업 고용이 급격히 팽창했던 점, 제조업 고용이 중국으로의 중간재 수출에 힘입어 크게 팽창한 점이 중요하게 작용했다.

그러나 이 두 업종에서의 고용증가 요인은 날이 갈수록 약화되고 있다. 어린이집은 이미 포화상태에 도달해 있으며, 제조업 역시 중국의 성장패턴 변화에 따라 성장세가 꺾여 있는 상태이다. 이와 같은 상태가 지속된다면 다시 저임금 노동시장은 노동공급 초과로 전환되면서 금융위기 이전 상태로 되돌아갈 개연성이 매우 높다. 최저임금도 지난 몇 년간 빠르게 인상되었지만, 사회경제적 분위기에 기댄 인상이라 언제까지 지속될 수 있을지 불투명하다.

이는 정책의 관점에서 재정, 최저임금, 산업정책의 역할이 중요함을 의미한다. 보건 및 사회복지 서비스업 분야는 재정이 좀 더 투입되면 워낙 잠재된 서비스 수요가 높기 때문에 일자리 창출의 여지가 큰 분야이다. 질 높은 보육 수요는 여전한데 공공 어린이집이나 유치원 증설은 더딘 점, 고령화로 관련 복지 욕구는 높은데 서비스 공급이 부응하지 못하는 것 등이 그런 사례이다. 정부가 관련 부문에서 재정부담 때문에 역할을 축소하는 것이 아니라 역할을 확대하는 것이 중요하다.

산업정책 면에서도 제조업에 대한 꾸준한 관심이 필요하다. 새로운 첨단산업에 대한 투자 못지않게 중국 내수시장 규모가 성장함에 주목한 고부가가치 소비재 산업 지원도 중요한 방편이 될 수 있다. 또한, 중간임금 일자리라고 할 만한 것들을 식별해 이들 직업군이 주로 있는 산업들이 무엇인지, 앞으로 비전이 있는 산업인지, 지원을 위해 어떤 노력이 필요한지 등 연구들을 서둘러야 한다. 일자리의 질에 중심을 둔 산업정책 전환이 필요하다는 의미이다.

또한, 분배의 역할과 임금 인상 조정 메커니즘으로서 노동조합의 역할에 주목하는 것도 중요하다. 재정지출이 언제까지나 증가할 수는 없고, 4차 산업혁명 등 제조업 일자리 감소 요인은 앞으로 커질 가능성이 높다. 중간임금 일자리 성장세 둔화는 저임금 일자리에 대한 경쟁으로 연결될 가능성이 높다. 이와 같은 상황에서 가구소득 감소 등 부정적 영향을 최소화하는 방법은 분배의 역할 강화이다. 또한, 임금 조정 메커니즘 강화가 필요하다. 여전히 유럽에서는 중요한 역할을 하고 있는 기업 수준을

넘어서는 임금 조정 메커니즘은 저임금 고용 증가를 억제하는 중요한 역할을 하고 있는 것으로 평가된다. 노사간의 임금 조정은 불균등을 해소하는 방식으로 이루어질 수 있다는 것은 유럽의 산별 교섭에 대한 선행연구들이 보여주는 바이다. 단, 기업 수준을 넘어선 교섭이어야만 가능하다. 어떻게 한국 상황에서 이와 같은 임금 조정 메커니즘을 적용시킬 수 있을 것인지 정책적 고민이 필요하다.

노동경제 문헌에서 상태의존(state dependence)은 한번이라도 실업이나 저임금을 경험하게 되면 다음에 다시 실업이나 저임금을 경험할 가능성이 높아지는 현상을 의미한다. 상태의존이 존재한다면 실업이나 저임금에 빠진 사람은 이 상태에서 벗어나기 어렵게 된다. 상태의존이 존재한다면 일단 실업이나 저임금에 빠지지 않게 하는 정책이 가장 중요하고, 빠졌다면 빨리 빠져나오게 지원하는 정책이 중요하다. 실업자라면 일자리 정책 같은 것이 관련 정책이 될 수 있으며, 저임금 근로자에게는 일자리 상향을 위한 고용서비스를 제공하고 사용자에게 보조금을 주어서라도 더 나은 일자리로 취업할 수 있게 도움을 주는 것도 관련 정책이 될 수 있다.

그런데 실업이나 저임금은 개인의 숙련수준이나 태도 등 자료에서 관찰 또는 미관찰된 개인 특성 때문에 발생할 수도 있다. 이런 경우 실업이나 저임금에서 빠져나오게 하려면 바로 그 특성에 정책적으로 개입해야 한다. 인적자본을 향상시키고, 사회적 숙련을 기르는 프로그램을 운영한다든지 하는 것이 대안이 될 수 있다. 이와 같이 상이한 정책대안으로 연결되기 때문에 저임금에 빠지는 이유가 무엇인지 규명하는 것은 매우 중요하다.

청년과 중년여성에게서 저임금 가능성이 높은 특성을 가진 사람이 미취업으로 있을 가능성이 높은 사람과 다른 특성을 가지고 있을 것이라는 분석 결과가 도출되었는데, 이 결과에 대해 흥미해 볼 만한 대목이 있다. 일단 저임금을 전전하는 청년들은 미취업 상태로 오래 있는 청년과는 다른 사람인 상황은 다음과 같은 사례에서 발생할 수 있다. 미취업 상태로 구직활동과 스펙 쌓기를 할 여력이 되는 청년과 당장의 여력이 없어 저임금 일자리라도 전전하면서 미래의 직업을 위한 구직활동을 병행하는 두 가지 상이한 유형이 존재하는 경우이다. 청년의 여력은 부모의 여력이기

도 하기 때문에 우선적인 정책 대상은 저임금 일자리를 전전하는 청년이 되어야 할지도 모른다. 하지만 우리나라에서 미취업 청년을 대상으로 하는 지원정책은 많아도 저임금 일자리를 전전하는 청년들을 겨냥한 지원정책은 눈에 띄지 않는다. 이는 중년여성도 마찬가지이다.

직업훈련 같은 개인의 특성을 발전시키는 정책 대상은 개인의 일자리 이력상 저임금 일자리 경험이 많은 사람들에게 좀 더 집중되게 대상을 선정할 필요가 있고, 이런 특성을 가진 사람들에게는 지원금을 상향하는 등의 정책이 요청될 수 있다. 기존 정책이 미취업자라는 조건에 집중했다면, 이제는 일정 금액 미만의 임금을 받는, 또는 그런 일자리에서 주로 일해왔던 사람들이 좀 더 정책 수혜자가 될 수 있도록 정책 방향을 개선해야 한다는 것이다.

이는 상태의존성이 중요하다는 결과에도 부합하는 정책이 될 수 있다. 지금까지의 정책들은 일자리에 일단 취업시키거나 또는 해당 일자리에 계속 머물게 만드는 정책이 주류였다. 이와 같은 정책들은 실업의 상태의존성을 끊어줄 수 있다는 점에서 긍정적이지만, 저임금 탈출 측면에서는 긍정성이 떨어질 수 있다.

본 연구에 따르면, 가장 현실적인 미취업을 고려한 모형에서 세 집단 모두 근속이 저임금 탈출에 통계적으로 유의한 어떤 효과를 보여주지 못하고 오히려 이직은 저임금 탈출 가능성을 높여주는 것으로 나타난 만큼, 들어간 일자리가 저임금 일자리라면 계속 있는 것보다는 나와서 다른 일자리로 이동하도록 도와주는 것이 긍정적인 정책 방향일 수 있다. 저임금 중소기업에 취업시킨 후 근속보조금을 주거나 정규직 전환 장려금을 주는 것은 저임금 탈출이라는 점에서는 한계가 있다는 것이다.

따라서 앞으로는 취업 그 자체만이 아니라 이후 경력관리까지 정책의 영역으로 포섭하는 전환도 필요한 것으로 보인다. 이와 같은 프로그램을 만들 때에는 이직을 금기시하지 말고 더 나은 일자리로 이직할 수 있게 도와주는 정책을 시도해 볼 필요가 있다. 즉 취업에 그치는 것이 아니라 노동시장 정착과정을 지원한다는 방향으로 정책 방향을 전환하는 시도도 필요하다. 이는 상태의존이 저임금-실업 반복 경험의 주된 원인으로 파악된 청년과 중년여성에게는 특히 더 중요한 정책 전환일 것

이다.

Holzer(2004)는 하나의 저임금 일자리를 갖게 돕는 것은 별 의미가 없고, 더 나은 일자리로 재차 이동할 수 있도록 돕는 것이 좀 더 의미 있는 전략이라고 하였다. 영국과 미국에서는 일자리 보유와 상향이동을 위한 프로그램(Employment Retention and Advancement programme)이 진행된 바 있다. 이 프로그램은 하나의 일자리에 취업시키는 것이 목표가 아니라 장기적 개선에 목표를 두고 취업된 이후의 서비스까지 포함하고 있었다. 취업 전 코칭과 훈련, 취업알선에 더해 취업에 성공하면 일정기간 보조금을 지급하고, 해당 일자리가 비전이 없거나 해당 개인에게 맞지 않는다면 다른 기업으로의 이직까지 컨설팅 하는 형태의 사후 취업지원 서비스까지 패키지 안에 포함하고 있었다.

추가하여, 이 연구는 눈높이를 낮추라, 좋은 일자리가 나타날 때까지 기다리라는 조언에 대해 또 다른 대안적 대담을 제시한다. 저임금 일자리라도 취업해야 하는 상황에 있다면 일단 취업해 이직 기회를 적극적으로 탐색하라는 것이다.

또한, 이 연구의 분석결과는 청년에 대한 직업 훈련은 실업 탈출과 저임금 탈출에 기여하고 있는 것으로 평가되었다. 중년여성의 경우엔 실업 탈출에 대해서는 효과가 있는 것으로 나타났지만, 고령층에 대해서는 전혀 효과가 없는 것으로 나타났다. 고령층을 대상으로 하는 훈련 방식에 대한 고민이 필요함을 의미한다.

개별 일자리 단위의 대책도 필요하다. 용역을 통해 청소, 경비를 고용할 경우 업체에 보장하는 관리비, 이윤이 있기 때문에 근본적으로 청소, 경비원의 근로조건을 개선하기 어렵다. 또한, 앞서 분석에서 나타난 것처럼 전문화된 서비스 이용 차원이 아니라 관리부담, 비용절감이 가장 중요한 이유이기 때문에 용역업체에 충분한 비용을 지급하는 상황도 아니다. 이런 상황 때문에, 직접 고용할 경우 비용을 절약하면서도 청소, 경비 근로자의 임금을 인상시켜 저임금의 어려움을 덜어줄 수 있다는 주장이 나오고 있으며, 실제 서울시처럼 직접고용으로 전환하는 지방자치단체도 등장하고 있다. 하태욱(2013)에 따르면, 공공기관에 간접 고용된 근로자의 임금수준 변화 없이 직접고용 전환이 이루어지면, 업체에 보장해 주던

이윤 918억 원에 간접비 중 771억 원 정도가 2013년 기준으로 절감될 것으로 예측되었다. 공공부문부터 저임금 고용 개선을 위한 사회적 책임을 다하는 차원에서 청소, 경비원의 고용 방식에 대한 전환을 고려할 필요가 있다.

또한, 최저임금 인상에 따른 비용부담을 일부 회피하기 위해 휴게시간을 늘리는 방식의 대응이 발생하고 있는데, 이는 회사에 있는 시간은 그대로인데 유급 근로시간만 줄어드는 방식이므로 근로자에게 비용부담을 전가해버리는 방식이다. 일하는 방식을 변화시켜 최저임금이 오른 만큼 월급은 안 오르더라도 회사 체류 근로시간이 바뀌어 해당 일 외에도 다른 가치를 추구하도록(운동, 가정생활, 추가적인 부업 등) 컨설팅 하는 정책 지원도 필요해 보인다.

저임금 노동은 사회적 비용을 발생시킨다. 저임금 노동이 가구의 저소득으로 이어질 경우 일정 소득 미만이면 근로장려세제나 복지 프로그램 같은 사회적 비용이 발생하고, 최저임금처럼 직접적으로 임금에 개입하면 소비자 가격 인상, 서비스 이용금액 인상도 발생할 수 있다. 어떤 경우든 중요한 것은 당사자들과 사회가 이 비용을 분담하여 공동체의 발전을 도모하는 것이다.

참고문헌

- 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사(10+)」 원자료, 각 연도.
_____, 「고용형태별근로실태조사(5+)」 원자료, 각 연도.
_____, 「고용형태별근로실태조사」 원자료, 각 연도.
_____, 「임금구조기본통계조사」, 각 연도
- 김동석(2003), 『산업연관표 시계열화를 통한 한국의 산업구조변화 분석』, 한국개발연구원.
- 석상훈(2008), 「저임금 근로의 동태적 분석: 상태의존성 검증」, 『산업경제연구』 21(2), pp.691~709.
- 성재민(2013), 『임금불평등 추세와 원인에 대한 연구』, 한국노동연구원.
- 신우진(2016) 「저임금 상태의존성 분석」, 『노동정책연구』 16(1), pp.57~86.
- 안정화(2007), 『한국 노동시장 구조변화에 대한 연구』, 고려대학교 경제학 박사학위 논문.
- 안정화·정주연(2013), 「노동조합 대표권의 배제와 분절: 한국과 영국의 노동자 그룹별 노조조직률 격차 분석」, 『산업노동연구』, 18(2), pp.1~32
- 윤진호(2005), 「노동조합 존재확률의 결정요인과 대표권 갭」, 『사회경제평론』 24, pp.139~176.
- 이병희(2011), 「저임금 함정 위험과 정책선택」, 노동시장 이중구조와 근로빈곤층에 대한 복지국가의 대응 토론회 발표문.
- 이시균·김정우(2007), 「노동조합 가입성향 결정요인과 대표권의 갭」, 『사회경제평론』 29(3), pp.93~132.
- 최경수(2009), 『저소득층 노동시장의 변화와 정책방향』, 한국개발연구원.
- 최효미(2014), 「기혼 여성의 노동시장참여와 저임금근로의 상태의존성」, KLIPS 한국노동패널조사 워킹페이퍼 시리즈.

- 하태욱(2013), 『공공기관 정규직 전환 정책의 재정적 영향』, 『공공기관연구 포커스Ⅱ』, pp.147~164, 한국조세재정연구원.
- 황덕순·윤자영·전병유·윤정향(2013), 『노동시장 양극화 해소방안 연구 - 저임금노동을 중심으로』, 한국노동연구원.
- 통계청, 『경제활동인구조사 8월 부가조사』 원자료, 각 연도.
- _____, 『경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월)』 원자료, 각 연도.
- _____, 『경제활동인구조사』 원자료, 2015년 3월
- _____, 『지역별 고용조사』 원자료, 각 연도.
- _____, 『표준사업분류』, 각 연도.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』 원자료, 각 연도.
- 한국은행, 『산업연관표』, 각 연도.
- 홍장표·장지상(2015), 『대기업 성장의 국민경제 파급효과: 생산·고용유 발효과를 중심으로』, 『경제발전연구』 21(2), pp.33~62.
- Abraham, Katharine G. and Susan K. Taylor(1996), “Firms’ Use of Outside Contractors: Theory and Evidence”, *Journal of Labor Economics* 14(3), pp.394~424.
- Acemoglu, Daron and David H. Autor(2011), “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings”, *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b, Elsevier B.V.
- Appelbaum, Eileen, Gerhard Bosch, Jérôme Gautié, Geoff Mason, Ken Mayhew, Wiemer Salverda, John Schmitt, and Niels Westergaard-Nielsen(2010), “Introduction and Overview,” in Jérôme Gautié and John Schmitt (eds.), *Low-Wage Work in the Wealthy World*, New York: Russell Sage Foundation.
- Blanchflower, David G.(2007), “International Patterns of Union Membership”, *British Journal of Industrial Relations* 45(1), pp.1~28.
- Campa, José and Linda S. Goldberg(1997), “The Evolving External Orientation of Manufacturing Industries: Evidence from Four Countries,” *Federal Reserve Bank of New York Economic*

Policy Review 3(2), pp.53~81.

Chamberlain G.(1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data,"

Review of Economic Studies 47, pp.225~238.

DiNardo, John & Fortin, Nicole M. & Lemieux, Thomas(1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973~1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, Econometric Society 64(5), pp.1001~1044.

Dube, Arindrajit and Ethan Kaplan(2010), "Does Outsourcing Reduce Wages in the Low-Wage Service Occupations? Evidence from Janitors and Guards," *Industrial and Labor Relations Review* 63(2), pp.287~306.

Feenstra, Robert C. and Gordon H. Hanson(1996), "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality," *The American Economic Review* 86(2), pp.240~245.

Feenstra, Robert C. and Gordon H. Hanson(1999), "The Impact of Outsourcing and High-technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979~1990," *The Quarterly Journal of Economics* 114(3), pp.907~940.

Fortin, Nicole M., Thomas Lemieux, & Sergio Firpo(2011), "Decomposition Methods in Economics", Orley Ashenfelter & David Card, *Handbook of Labor economics* 4A, North-Holland.

Goglio, Alessandro and Paul Swaim(2013), "Policies to Tackle Labour Market Duality in Korea," OECD.

Hijzen, Alexander, Holger Görg, and Robert C. Hine(2004), "International Outsourcing and the Skill Structure of Labour Demand in the United Kingdom," Leverhulme Centre of The University of Nottingham, research paper 24.

Holzer, Harry J.(2004), "Encouraging Job Advancement Among Low-Wage Workers: A New Approach," The Brookings Institution Policy Brief, Welfare Reform & Beyond #30.

- Mincer, Jacob(1986), "Wage Changes in Job Changes," *Research in Labor Economics* Vol. 8A.
- Morrison, Catherine J. and Donald S. Siegel(2001), "The Impacts of Technology, Trade and Outsourcing on Employment and Labor Composition," *Scandinavian Journal of Economics*, 103(2), pp.241~264.
- OECD Employment database(www.oecd.org/employment/emp/onlineoecdemploymentdatabase.htm#earndisp).
- Pavlopoulos, Dimitris, Didier Fouarge, Ruud Muffels, and Jeroen K. Vermunt(2014), "Who Benefits from a Job Change," *European Societies* 16(2), pp.299~319.
- Stanford, Jim(1998), "Openness and Equity: Regulating Labor Market Outcomes in a Globalized Economy," in Dean Baker, Gerald Epstein, Robert Pollin(eds.), *Globalization and Progressive Economic Policy*, Cambridge University Press.
- Strauss-Kahn, Vanessa(2003), "The Role of Globalization in the Within-industry Shift away from Unskilled Workers in France," NBER working paper series, 9716.
- Wooldridge, Jeffrey M.(2005), "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics* 20, pp.39~54
- World Wealth & Income Database(<http://wid.world>).

◆ 執筆陣

- 성재민(한국노동연구원 부연구위원)
- 안정화(한국기술교육대학교 고용노동연수원 교수)

저임금 일자리의 동태적 변화와 정책과제

- 발행연월일 | 2016년 12월 26일 인쇄
2016년 12월 30일 발행
- 발행인 | 방 하 남
- 발행처 | **한국노동연구원**
☎ 30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 거목정보산업(주) (044) 863-6566
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2016 정가 7,000원

ISBN 979-11-260-0111-8