

연구보고서
2017-01

노동시장제도와 경제적 불평등

이병희·이시균·오상봉

한국노동연구원

책머리에 부쳐

경제적 불평등 문제는 시장의 자연스러운 힘에 의해 해결되지 않는다. 케인즈가 지적하듯이, 시장경제는 부와 소득의 분배가 불평등한 결함을 안고 있기 때문이다. 그러나 앤서니 앳킨슨이 강조하듯이, 불평등은 불가피하거나 어쩔 수 없는 문제도 아니다. 그는 마지막 저작인 『Inequality: What can be done?(불평등을 넘어: 정의를 위해 무엇을 할 것인가)』에서 다음과 같이 끝맺고 있다. “이러한 문제들에 대한 해법은 우리 손안에 있다. 우리가 오늘날 더욱 거대해진 부를 이러한 도전에 맞서는 데 기꺼이 쓰려고 한다면, 그리고 자원을 덜 불평등하게 나눠야 한다는 것을 받아들인다면, 분명 미래를 낙관할 근거가 있다.”

우리나라 노동시장의 불평등은 매우 높은 수준이다. 임금 불평등은 국제적으로 높은 수준일 뿐만 아니라 가장 크게 증가한 나라에 해당한다. 노동시장 불평등을 증가시킨 요인으로 선진국에서는 기술변화와 세계화 요인이 지적된다. 생산성 이득이 자본과 고숙련 노동에 집중되는 숙련편향적인 기술변화, 제조업 중간 일자리의 개발도상국으로의 이전이 불평등을 확대한다는 것이다. 우리의 특수한 요인으로서는 경제력 집중에 따른 대-중소기업 간 격차 확대가 지적된다. 각각의 영향이 어느 정도인지에 대한 판단은 다를 수 있겠지만, 대체로 불평등을 증가시킨 요인들이라는 점에는 큰 이견이 없을 것이다.

그러나 노동시장제도가 불평등에 미치는 영향에 대해서는 이견이 크다. 한편에서는 노동시장제도의 경직성으로 인해 내부자-외부자 격차가

확대되고 있음을 주장한다. 대기업 정규직 중심의 노동조합과 내부노동시장의 경직성이 시장의 효율성을 저해할 뿐만 아니라 외부자의 희생으로 내부자에게 특권을 부여하고 있다는 주장은 지난 정부가 추진한 노동개혁의 근거이기도 했다. 다른 한편으로는 노동시장을 정상화시키기 위해 부채하거나 무시되어온 노동시장 규율을 회복해야 한다는 주장이다. 최저임금 현실화, 비정규직 남용 억제 및 정규직 전환, 노조 할 권리의 보장 등이 우선적인 과제로 제시된다.

본 연구는 정책 현안인 노동조합, 고용형태, 최저임금 등의 노동시장제도가 노동시장 불평등, 특히 임금 불평등에 미치는 영향을 분석하고 있다. 분석방법과 해석 등을 둘러싸고 다른 의견이 있을 수 있다. 노동시장제도의 성과와 한계에 대한 소모적이고 갈등적인 논란을 넘어서기 위해 다양한 학술적·정책적 논의로 이어지기를 기대한다.

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

2017년 12월

한국노동연구원

원장직무대행 김 승택

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
-----------	---

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

제2장 노동조합이 임금분배에 미치는 영향(1987~2016년)	(이병희) 5
---	---------

제1절 머리말	5
---------------	---

제2절 분석 자료와 분석 방법	8
------------------------	---

1. 분석 자료	8
----------------	---

2. 분석 방법	10
----------------	----

제3절 기초통계	11
----------------	----

1. 임금불평등 추이	11
-------------------	----

2. 노조 조직률 추이	13
--------------------	----

제4절 노동조합의 임금분배 효과	16
-------------------------	----

제5절 고용형태별 노조의 임금분배 효과	21
-----------------------------	----

제6절 노동조합과 사업체 간 및 사업체 내 임금분산	24
------------------------------------	----

제7절 요약과 시사점	27
-------------------	----

제3장 고용형태별 고용구조 변화가 임금불평등에 미치는 영향	(이시균) 32
---	----------

제1절 머리말	32
---------------	----

제2절 기존 연구 검토	33
제3절 기초분석	36
제4절 고용형태별 고용구조 변화에 따른 임금분포 효과 분석	42
제5절 요약과 시사점	62
 제4장 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향 (오상봉)	64
제1절 머리말	64
제2절 기존 연구	65
제3절 분석 방법 및 자료	67
1. 분석 방법	67
2. 자 료	70
제4절 분석 결과	73
제5절 소 결	77
 제5장 요약과 시사점	78
 참고문헌	82

표 목 차

<표 2-1> 표본 특성	9
<표 2-2> 노조의 임금분배 효과(RIF-regression, 2016)	17
<표 2-3> 고용형태별 노동조합 조직률 추이(민간부문의 전체 근로자)	21
<표 2-4> 노조의 임금분배 효과(민간부문의 전체 근로자, RIF-regression, 2016)	22
<표 2-5> 노조 존재와 가입의 임금분산 효과 추이(민간부문의 전체 근로자, RIF-regression, 2016)	23
<표 2-6> 임금분산 변화의 사업체 간 및 사업체 내 임금분산 변화의 기여	25
<표 3-1> 비정규직/임시일용직 고용변동 추이	37
<표 3-2> RIF-회귀분석 결과(지니계수)	43
<표 3-3> 무조건부 분위회귀분석 결과	46
<표 3-4> 요인분해(2007~2016년)	53
<표 4-1> 추정 결과(전체)	74
<표 4-2> 추정 결과(남성)	75
<표 4-3> 추정 결과(여성)	76

그림목차

[그림 1- 1] 임금불평등 변화의 국제비교(2000~2014년)	2
[그림 2- 1] 임금불평등 추이(로그임금분산)	13
[그림 2- 2] 임금불평등 추이(분위수 배율)	13
[그림 2- 3] 노동조합 조직률 추이	14
[그림 2- 4] 임금분위별 노동조합 조직률 추이(민간부문 10인 이상 상용근로자, 사업체 내 노조 존재율)	15
[그림 2- 5] 임금분위별 노동조합 조직률 추이(민간부문의 전체 근로자, 조합원 비율)	16
[그림 2- 6] 임금분위별 노조의 임금효과 추이(민간부문 10인 이상 상용근로자)	18
[그림 2- 7] 1994년과 2016년 임금분위별 노조의 임금효과 비교 (민간부문 10인 이상 상용근로자)	19
[그림 2- 8] 노조의 임금분산 효과와 상대적 임금효과 추이(민간 부문 10인 이상 사업체의 상용근로자)	20
[그림 2- 9] 사업체 간 및 사업체 내 임금분산 추이	25
[그림 2-10] 노조의 사업체 간 임금분산 효과(민간부문 10인 이상 사업체의 상용근로자, RIF-regression)	26
[그림 3- 1] 비정규직/임시일용직 고용비중 추이	38
[그림 3- 2] 임금불평등지수 변화 추이	38
[그림 3- 3] 임금소득 분위수 배율별 변화 추이	39
[그림 3- 4] 정규직 대비 비정규직 임금비중 추이	39
[그림 3- 5] 고용형태별-종사상 지위별 임금비중 추이	40
[그림 3- 6] 임금소득 분위별 비정규직 비중 추이 변화	41

[그림 3- 7] 정규직 대비 비정규직 임금불이익 추이	41
[그림 3- 8] 비정규직 비중 증가가 지니계수에 미치는 영향분석	45
[그림 3- 9] 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과 (무조건부 분위회귀모형 결과, 2007~2016년)	48
[그림 3-10] 비정규직 비중 증가가 시기별 임금분포에 미치는 효과 ...	49
[그림 3-11] 임시일용직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과	49
[그림 3-12] 비정규직 혹은 임시일용직 변화가 임금분포에 미치는 효과	51
[그림 3-13] 한시근로 비중 증가에 따른 임금분포 효과(무조건부 분위회귀모형)	51
[그림 3-14] 임금분포에 관한 시간제근로/간접근로 비중 증가의 임금분포 효과(무조건부 분위회귀모형)	53
[그림 3-15] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2007~2016년)	55
[그림 3-16] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2007~2010년)	56
[그림 3-17] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2010~2013년)	56
[그림 3-18] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2013~2016년)	57
[그림 3-19] 임시일용직 비중 변화에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2007~2016년)	58
[그림 3-20] 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 증가에 따른 임금 분포 효과 요인분해(2007~2016년)	59
[그림 3-21] 한시근로의 비중 변화에 따른 임금분포 효과 요인 분해(2007~2016년)	60
[그림 3-22] 시간제근로의 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인 분해(2007~2016년)	60
[그림 3-23] 간접근로의 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해 (2007~2016년)	61

[그림 4- 1] 임금불평등 추세(전체)	70
[그림 4- 2] 임금불평등 추세(남성)	71
[그림 4- 3] 임금불평등 추세(여성)	72
[그림 4- 4] 중위임금 증가율	72

요약

노동시장 분배의 개선을 위해 최저임금 현실화, 불합리한 고용형태의 개선, 노조 할 권리의 보장 등이 추진되고 있다. 노동시장제도의 효과는 선형적으로 예측할 수 없으므로 실증연구를 통해 그 성과와 한계를 규명해야 할 것이다. 본 연구는 노동조합, 비정규직, 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다.

1. 노동조합이 임금분배에 미치는 영향

노동시장 불평등과 관련하여 노조의 책임을 둘러싼 논란이 크다. 본 연구는 1987~2016년에 걸쳐 노조가 임금불평등에 미치는 영향을 무조건부 분위회귀분석을 통해 실증분석하였다. 주요한 발견은 다음과 같다.

첫째, 지난 30년 동안 노조의 임금평준화 효과가 미미한 시기는 2008~13년에 한정되며, 최근 들어 임금분배 개선 효과가 회복되고 있다. 노조의 조직기반이 고임금 근로자로 이동하고 있지만, 노조의 임금효과는 중간 임금분위에서 가장 높고, 임금 수준에 따라 역U자의 형태를 띠고 있다.

둘째, 분석 대상에 비정규직을 포함하면 노조의 임금평준화 효과는 작아지지만 여전히 유의하게 나타난다. 노조 유무와 노조 가입을 함께 포함하여 추정한 결과에 따르면, 2010년대 들어 노조 존재 보다는 노조 가입이 임금분산을 줄이는 효과가 크다. 이는 노조가 비조합원을 포함한 전체 근로자를 대변하던 역할을 잃고 있으며, 노조의 포괄성이 높을수록 임금불평등을 감소시킬 수 있음을 시사한다.

셋째, 기업별 교섭이 대부분인 상황에서 노조가 사업체 간 임금분

산을 줄이는 효과는 2000년대 중반 이후 사라졌다. 노조는 기업 간 임금격차가 확대되는 추세를 막지 못하고 있다.

이상의 분석 결과는 노동조합 조직률이 지속적으로 감소하는 상황에서 노조가 임금불평등을 야기하는 한 요인이라고 말할 수 없음을 보여준다. 노조가 고임금 근로자를 대변한다고 말할 수도 없다. 그러나 노조의 임금평준화 효과는 크지 않고, 비정규직의 확대에 대응하여 노조의 조직기반을 확대하지 못하였으며, 기업 간 임금격차 확대를 억제하지 못하고 있는 것도 사실이다. 노조가 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 노조 조직률뿐만 아니라 노조의 조직기반과 이해대변 범위도 확충해야 할 것이다. 또한 노조의 연대임금 정책뿐만 아니라 초기업적 교섭을 활성화하는 정책적 노력이 필요하다.

2. 고용형태별 고용구조 변화가 임금불평등에 미치는 영향

전체 임금분포에 미치는 영향을 분석할 수 있는 무조건부 분위회귀모형 방법을 활용하여 비정규직 증가가 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 주요한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 비정규직 비중은 점진적으로 축소되고 있으나 정규직 대비 비정규직 임금비중은 금융위기 이전 수준으로 회복되지 못하면서 임금격차는 확대된 것으로 나타나고 있다. 이것은 비정규직의 일자리 질이 더욱 악화되고 있음을 의미한다.

둘째, RIF-지니계수 회귀분석 결과를 보면, 비정규직 비중의 증가는 전체 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 특히 임시일용직을 포함한 경우 임금불평등에 미치는 부정적 효과는 더욱 커지는 것으로 나타났다. 비정규직 비중 증가가 임금불평등에 미치는 시기별 효과를 지니계수의 변화 추이와 비교하면 상당히 유사하게 움직이고 있는 것을 확인할 수 있다.

셋째, 무조건부 분위회귀모형을 통해 비정규직 비중 증가가 임금

분포에 미치는 효과를 보면, 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하였다. 임시일용직을 포함한 경우에 임금불평등에 미치는 효과가 더욱 커지는 것도 확인할 수 있다. 상위 분위보다 중하위 분위에서 비정규직 비중 증가가 임금 수준에 미치는 부(-)의 효과가 더 큰 것으로 나타나 임금불평등을 높이는 것으로 분석되었다.

넷째, 기간이 경과하면서 비정규직 비중 증가에 따른 임금불평등 효과는 더욱 확대되는 것으로 나타났다. 중하위 분위에서 비정규직 비중 증가의 부(-)의 효과가 기간이 경과하면서 더욱 커지는 반면, 상위 분위에서 비정규직 증가의 부(-)의 효과는 기간이 경과하면서 낮아지는 추세를 보이고 있다. 결국 시간이 경과할수록 비정규직 비중 증가의 임금불평등 효과는 커진 것으로 나타났다.

다섯째, 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포의 시기별 변화를 요인분해한 결과를 보면, 구조적 요인에 의한 효과가 임금불평등 확대에 주로 영향을 미치는 것으로 확인된다. 비정규직의 구성적 변화는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 구조적 요인에 해당하는 임금격차 요인이 크게 작용한 것으로 나타났다.

여섯째, 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 구조적 요인은 시기별로 상이하게 나타나고 있다. 금융위기나 기간제보호법의 영향이 거의 사라진 2010년 이후 구조적 요인에 의한 임금불평등 영향은 더욱 커진 것으로 확인된다.

일곱째, 간접근로보다 한시근로나 시간제근로와 같은 직접고용 비정규직 비중이 늘어나면 임금불평등 확대에 미치는 효과가 더욱 큰 것으로 나타났다. 한시근로보다 시간제근로가 임금불평등 확대에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 구조적 요인에 의한 효과가 더욱 큰 것을 확인할 수 있다.

결과적으로 임금불평등 확대에 미치는 비정규직의 영향을 확인할 수 있으며, 시간이 경과하면서 그 영향이 더욱 커지는 것으로 나타났다. 지난 10년간 비정규직 비중이 점진적으로 축소되면서 전체 임금불평등도가 다소 완화되기는 하였으나 비정규직과 정규직 간의

임금격차가 유지·확대되면서 임금불평등에 미치는 효과를 강화시키는 것으로 나타났다. 전체적으로 만연한 임금불평등을 완화하기 위해서 정규직과 비정규직 간의 임금격차를 해소하려는 정책적 노력이 필요할 것이다.

3. 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향

2018년 최저임금의 대폭 인상을 둘러싸고 논란이 많다. 최저임금 인상이 보호하려는 근로자의 일자리를 줄일지 모른다는 우려가 제기되는 한편으로, 저임금 노동자의 임금 인상과 임금분포의 개선에 대한 기대도 크다. 최저임금 인상에 따른 저임금 근로자의 임금상승 효과와 고용감소 효과가 존재하는지, 어떤 효과가 큰지는 실증분석을 통해 밝혀야 할 주제다.

본 연구에서는 「지역별고용조사」 2008~16년 자료를 이용하여 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. 최저임금이 상위 분위 임금에는 영향을 미치지 않을 것이므로 최저임금 인상이 중하위 임금불평등에 미치는 영향을 추정하였다. Lee(1999)와 Autor, Manning & Smith(2016)의 추정방법에 따라 최저임금의 변화가 최저임금이 변하지 않았을 경우의 가상적인 중하위 임금분포에 영향을 미치지 않을 것이라는 가정을 채택하였다. 최저임금 미준수율이 상당한 우리나라의 현실을 감안하여 중하위 임금격차에 10분위와 50분위의 차이 대신 15분위와 50분위의 차이를 사용하였다.

분석 결과는 최저임금이 상당한 임금불평등 축소효과가 있음을 보여준다. 최저임금의 임금불평등 감소 효과는 약 30%로 추정되었다. 다만, Autor et. al.(2016)과 달리 남성에 대한 임금불평등 축소 효과는 약 30%, 여성의 경우에는 15%에 그쳤다. 이렇게 한국과 미국이 다른 것은 여성의 경우 최저임금의 파급효과가 상당히 컸기 때문일 가능성이 높다. 따라서 여성에 대한 중하위 임금불평등 효과가 15% 이상일 것이라 추측할 수 있다. 앞으로 이러한 요인을 적절히

통제한 분석이 필요하다고 판단된다.

본 연구에는 상당한 개선점이 여전히 남아 있다. 최저임금 영향 변수로 평균임금을 이용할 경우에도 간혹 상위 분위에 유의한 영향을 미친다는 결과가 도출된다. 이는 평균임금이 중위임금을 대신해 최저임금 영향변수에 포함되는 것에도 여전히 문제가 있을 수 있음을 시사한다. 만약에 문제라면 새로운 도구변수의 개발이 필요하다. 본 연구에서 제안한 도구변수의 사용이 모형의 설명력에는 크게 문제가 없었지만 주요 계수의 추정치가 예상과 다른 결과를 도출하는 문제를 갖고 있다. 적절한 최저임금의 영향변수 설정은 후속 연구로 남겨둔다.

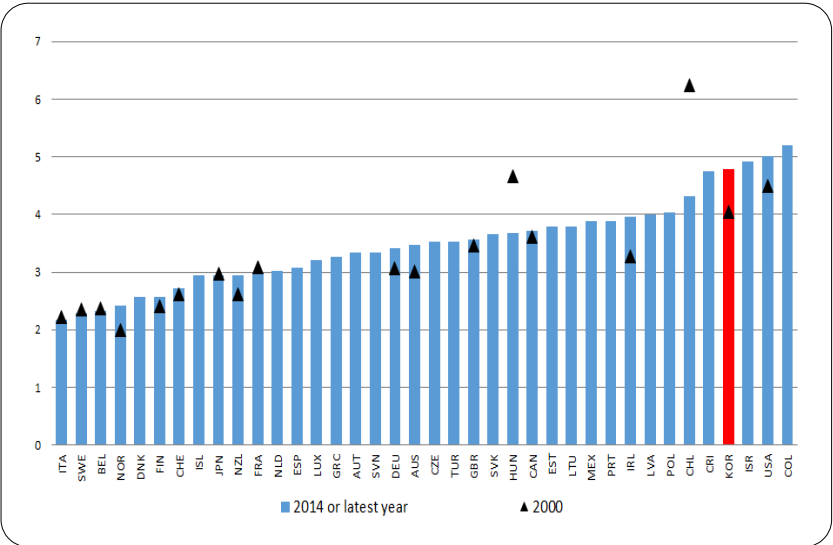
제 1 장 머리말

소득불평등의 증가는 거시적으로 노동과 자본 간 소득의 불균형, 노동 소득 간 분배의 불평등, 자본소득 간 분배의 불평등, 재분배정책의 낮은 불평등 개선 효과로 요약할 수 있다. 소득분배 구조의 다층적인 차원에서 불균형과 불평등이 증가하고 있으므로 재분배정책만이 아니라 거시경제, 중소기업을 포함한 산업정책, 금융정책, 노동 및 사회정책 등에 걸쳐 정책적인 대응이 모색되어야 할 것이다.

본 연구는 노동소득 불평등에 주목한다. 우리나라의 임금불평등은 매우 높은 수준이다. [그림 1-1]을 보면, 2014년 분위별 임금격차 $p90/p10$ 으로 측정한 임금불평등이 비교대상 38개국 가운데 4위로 최상위 수준에 속한다. 뿐만 아니라 2000년의 분위별 임금격차와 비교하면 임금불평등이 가장 크게 증가한 나라에 해당한다. 가계의 노동소득을 늘리고 노동시장의 격차를 줄이는 정책적 노력이 추진되는 배경이다.

그러나 노동시장 분배의 개선을 위해 추진하거나 모색 중인 최저임금 현실화, 불합리한 고용형태의 개선, 노조 할 권리의 보장 등에 대해서는 논란이 계속되고 있다. 비시장적인 규제가 시장의 효율성을 저해할 것이라는 전통적인 비판부터 최근에는 내부자-외부자 간 격차를 야기할 것이라는 비판까지 다양하다. 노동시장제도는 노동공급, 노동수요, 노동이동을 통한 매칭에 영향을 미치는데, 그 적용범위와 집행 수준에 의해서도 효과는 달라질 수 있다. 따라서 노동시장제도의 효과는 선형적으로 예측할

[그림 1-1] 임금불평등 변화의 국제비교(2000~2014년)



주: 전일제 근로자의 임금을 수준에 따라 10개의 분위로 나누고, 9분위에 속하는 근로자 중에서 가장 높은 임금과 1분위에 속한 근로자 중에서 가장 높은 임금의 차이를 비교.
 자료: OECD Statistics database.

수 없으며, 실증연구를 통해 성과와 한계를 규명해야 할 것이다.

본 연구는 노동시장제도가 노동시장 불평등, 특히 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 것을 목적으로 한다. 노동시장제도는 노동조합과 단체교섭, 고용형태별 고용보호, 최저임금, 근로시간제도, 실업자 소득보장, 숙련형성, 일-생활 균형 등 다양하게 정의할 수 있는데, 본 연구에서는 정책 현안인 노동조합, 비정규직, 최저임금의 영향을 다룬다.

제2장은 1987~2016년 동안 노동조합이 임금분배에 미치는 영향을 분석한다. 첫째, 1990년대 중반 이후 노동조합 조직률의 지속적인 감소와 고임금 근로자로의 조합원 구성 변화가 임금불평등 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 임금불평등이 증가하는 동안에도 노조는 대체로 임금분배를 개선하는 데 기여하였으며, 노조의 조직기반과 달리 노조의 임금효과는 중간 분위에서 가장 높게 나타남을 확인할 수 있다. 둘째, 노조의 임금효과가 비정규직에게도 적용되는지를 분석한다. 비정규직을 포

함해도 노조의 임금평준화 효과는 작아지지만 여전히 존재하는 것을 확인할 수 있다. 그러나 기존 연구와 달리 노조의 효과가 비조합원에게 확대되지 않으며, 노조 가입이 임금분배를 개선하는 데 중요하다는 점을 볼 수 있다. 셋째, 노조가 기업 간 임금격차 축소에 기여하는지를 분석한다. 기업별 교섭이 대부분인 상황에서 노조가 사업체 간 임금분산을 줄이는 효과는 2000년대 중반 이후 사라졌음을 발견할 수 있다. 임금분배의 개선을 위해 노조 조직률의 제고, 노조의 이해대변 범위 확대, 초기업적 교섭의 활성화 등을 제안하고 있다.

정규직에 비해 임금 수준이 상당히 낮은 비정규직의 광범위한 존재는 임금불평등에 큰 영향을 미칠 가능성이 높다. 제3장은 2007~16년 동안 고용형태별 고용구조의 변화가 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 첫째, 지난 10년 동안 비정규직 혹은 임시일용직의 증가가 임금불평등에 미치는 영향을 무조건부 분위회귀모형으로 분석한다. 비정규직의 증가는 임금불평등을 확대시키며, 중하위 분위일수록 비정규직 고용형태에 따른 임금불이익이 크게 나타남을 확인할 수 있다. 둘째, 시기별 임금분포의 변화를 개인의 특성 변화에 따른 효과(구성 효과)와 임금에 미치는 계수의 변화(임금구조 효과)로 요인분해한다. 중하위 분위일수록 임금구조 효과가 음의 값을 가져서 비정규직 고용형태의 임금불이익이 존재함을 확인할 수 있다. 임금불평등 완화를 위해서는 비정규직 사용 억제와 차별 시정이 중요함을 시사한다.

2018년 최저임금의 대폭 인상을 둘러싸고 논란이 많다. 최저임금 인상이 보호하려는 근로자의 일자리를 줄일지 모른다는 우려가 제기되는 한편으로, 저임금 노동자의 임금 인상과 임금분포의 개선에 대한 기대도 크다. 제4장은 「지역별고용조사」 2008~16년 자료를 이용하여 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. Lee(1999)와 Autor, Manning & Smith(2016)의 추정방법에 따라 최저임금의 변화가 최저임금이 변하지 않았을 경우의 가상적인 중하위 임금분포에 영향을 미치지 않을 것이라는 가정하에 최저임금 인상이 중하위 임금불평등에 미치는 영향을 추정한다. 최저임금이 상당한 임금불평등 축소효과가 있음을 보여줄 것이다.

최저임금 미준수율이 상당한 우리나라의 현실을 감안하여 중하위 임금

4 노동시장제도와 경제적 불평등

격차를 p15/p50으로 설정하고, 지역 고정효과를 통제하여 지역별 임금분포의 차이를 고려하였지만, 적절한 최저임금의 영향변수 설정, 최저임금의 파급효과가 여성 노동시장에서 중위임금까지 미쳤을 가능성에 대한 검토는 이후 연구과제로 남겨둔다.

제 2 장

노동조합이 임금분배에 미치는 영향(1987~2016년)

제1절 머리말

노동시장의 이중화가 진행되면서 노동조합의 역할에 대한 논란도 계속되고 있다. 가장 대표적인 부정적 인식은 노동조합이 대기업·정규직·고임금 근로자의 이해를 주로 대변하여 노동시장의 불평등을 심화시킨다는 것이다. 노동조합의 독점적 임금효과는 노조-비노조 부문 간 임금격차와 기업 간 임금격차를 유발하여 임금불평등을 확대시키는 요인으로 작용할 수 있다. 노조의 임금효과가 독점이 아니라 기업의 수요 독점을 억제하여 발생한 것이라는 반론이 있지만(Kaufman, 2008), 임금효과가 일부 근로자에게만 발생한다면 비경쟁적인 렌트의 배분에 의해 불평등이 증가한다는 결과는 변함이 없을 것이다.

그러나 노동조합은 임금을 평준화하는 효과도 가질 수 있다. 노조의 임금 인상이 저숙련 근로자의 실직과 임금 하락을 유발하여 임금불평등을 심화시킬 것이라는 기존의 지배적인 견해에 맞서 Freeman & Medoff (1984)는 노조가 임금을 평준화하는 효과가 있으며, 노조의 독점적 임금효과를 상회하여 순효과로는 임금불평등을 감소시키고 있음을 입증하였다. 근로자 간 임금격차를 줄이려는 노조의 임금표준화 전략이 임금분배를 개선하는 대표적인 정책이다. 그렇지만 우리처럼 기업별 교섭구조에

서 노조의 적극적인 전략에 의한 효과는 제한적일 것이라는 지적이 많다. 그러나 연대활동이 제한적이더라도 노동조합에 의한 임금교섭 결과가 비노조부문의 다른 기업에도 확산된다면, 의도하지는 않더라도 패턴교섭과 유사하게 임금을 평준화하는 효과를 가질 수 있다. 이는 비노조부문의 사업주가 노조의 설립을 막기 위하여 적극적으로 대응한 때문이거나(이른바 노조의 위협효과), 아니면 임금결정이나 인사관리가 체계화되지 않은 상태에서 소극적으로 노조의 교섭 결과를 수용한 때문일 수도 있다.

국내의 초기 연구는 비노조부문과 비교한 노동조합의 상대적 임금효과에 주목하였다. 대체로 1990년대 중반까지는 노조의 임금효과가 유의하지 않거나 작다가 외환위기 이후부터 증가하는 것으로 추정되고 있다. 노조의 임금효과가 과소 추정되었을 가능성에 대한 연구가 있지만(류재우, 2007), 노조의 임금효과가 낮은 수준이라는 점은 공통된다. 노조가 임금분배에 미치는 효과에 대한 연구들은 대체로 노동조합이 임금불평등을 완화한다는 결론을 내렸다(어수봉·이태현, 1992; 이정우·남상섭, 1994; 황덕순, 2005; 강승복, 2014). 이정우·남상섭(1994)은 Freeman(1980)의 방법을 이용하여 생산직을 대상으로 노조의 독점적 임금효과에 의한 임금불평등 확대효과보다 임금표준화에 의한 임금불평등 축소효과가 더 크다는 점을 입증하고 있다. 또한 노조가 직종 간 임금격차를 축소하는 효과까지를 포함하면 노조의 임금평준화 효과는 뚜렷하다. 황덕순(2005)은 노동조합 조직률이 높은 산업일수록 변이계수로 측정한 임금불평등도가 낮고 사업체 규모 간 격차도 적은 상관관계를 제시한다. 노동조합이 임금격차를 확대시킨다는 통념이 사실과 부합되지 않는다고 지적한다. 강승복(2014)은 Card, Lemieux & Riddell(2004)의 방법을 이용하여 노동조합이 전체 임금분산을 줄이는 효과가 있음을 실증하고 있다. 1994년 이후 임금불평등의 확대는 노조의 약화와 관련 있다고 해석한다.

그러나 최근 들어 노조가 임금불평등을 완화하는 효과가 없거나 오히려 확대한다는 연구 결과가 제시되고 있다(이정현, 2004; 김창오, 2015; 성재민, 2009). 이정현(2004)은 분위회귀분석을 통해 노조의 임금효과가 1987~94년까지는 저임금 노동자, 1990년대 중반 중위임금 노동자, 1996년부터 고임금 근로자에서 가장 크게 나타나는 결과를 제시하면서 노조

가 고임금 근로자를 위한 조직으로 성격이 변하였다고 주장한다. 김창오(2015)는 1998~2014년 노동패널자료를 이용하여 노조의 임금평준화 효과가 2007년 이후 사라졌다는 분석 결과를 제시한다. 그는 노동조합의 임금효과가 상위 임금근로자에게 집중되기 때문이라고 지적한다. 성재민(2009)은 노동조합이 임금의 전체 분산을 줄이지만, 그 크기는 미약하다는 분석 결과를 제시한다. 노조 조직률 자체가 낮고, 조합원 비율이 고임금 근로자에서 높기 때문이라고 설명한다.

본 연구는 국내의 가장 대표적인 조사자료들을 이용하여 긴 시계열에 걸쳐 노동조합이 임금불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석한다. 또한 노조의 설립 또는 가입이 임의적이지 않으므로 노조가 전체 임금분포에 미치는 영향을 분석하는 데 적합한 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression)을 사용한다.

연구 질문은 세 가지다. 첫째, 1987~2016년 동안 30년에 걸쳐 노조가 임금불평등 증가에 기여하였는가? 지난 30년 동안 노조의 임금평준화 효과가 미미한 시기는 2008~13년에 한정되며, 최근 들어 임금분배 개선 효과가 회복되고 있음을 보일 것이다.

둘째, 노조의 임금효과는 비정규직에게도 확대되는가? 민간부문의 전체 근로자를 대상으로 사업체 내 노조의 유무가 아니라 노조 가입이 임금불평등을 억제한다는 점을 밝힌다.

셋째, 노조가 기업 간 임금격차를 줄이는가? 임금불평등의 증가를 사업체 간/사업체 내로 나누어 노조가 사업체 간 임금분배에 미친 영향을 분석한다. 2000년대 중반 이후 노조가 사업체 간 임금불평등을 억제하지 못하고 있음을 보인다.

제2절 분석 자료와 분석 방법

1. 분석 자료

우리나라의 가장 대표적인 임금조사인 「임금구조기본통계조사」(고용노동부)와 「고용형태별 근로실태조사」(고용노동부)를 사용한다. 지역, 산업, 사업체 규모를 고려하여 층화추출한 사업체에 종사하는 근로자들을 표본조사하므로, 사업체-근로자 연계자료(employer-employee matched data)에 해당한다. 수익성, 생산성 등 노동수요와 관련된 사업체의 정보를 제공하지는 않지만, 근로자별 분석뿐만 아니라 사업체 코드를 이용하여 사업체별 분석을 할 수 있는 장점이 있다.

「임금구조기본통계조사」는 가장 긴 시계열의 임금정보를 제공하지만, 민간부문의 10인 이상 사업체(농림어업, 공공행정, 국방 및 사회보장행정, 가사서비스업, 국제 및 외국기관 제외)¹⁾에 종사하는 상용근로자에 한정된다는 한계가 있다. 반면 「고용형태별 근로실태조사」(고용노동부)는 2006년부터 민간부문에 종사하는 모든 근로자의 임금정보를 제공한다. 본 연구에서는 「임금구조기본통계조사」 1987~2016 자료를 일차적으로 이용하되²⁾, 「고용형태별 근로실태조사」 2006~16년 자료를 보완적으로 사용한다.

임금 변수는 노동시장에서의 처우와 직접 관련이 있는 시간당 임금을 사용한다. 초과근로도 임금불평등을 낳는 요인이므로 시간당 임금총액을 사용한다. 월 급여액(정액급여+초과급여)에 전년도 연간 특별급여를 12로 나눈 금액을 더하여 월 임금총액을 구하고, 실근로시간(소정근로시간+초과근로시간)으로 나누어 산출하였다. 그리고 임금불평등을 요약하는 지표로는 대수 분산(logarithmic variance)을 사용한다. 지니계수에 비해 하위 임금분포에 더 많은 가중치를 부여하는 특성을 가지므로 노조의 임금

1) 1999년부터 5인 이상 사업체와 농림어업으로 조사대상을 확대하였지만, 이전 시기와의 일관성 유지를 위해 10인 이상 비농림어업 사업체로 분석대상을 한정하였다.

2) 본 연구의 관심인 사업체 내 노조 유무에 관한 정보는 1987년부터 조사되었다.

평준화 효과를 과소 측정할 수 있다. 또한 Pigou-Dalton 이전원리를 충족하지 않지만, 가법 분해 공리(Additive Decomposability)를 충족하여 불평등 변화를 쉽게 분해할 수 있는 장점을 가진다. 전체 분산을 사업체 간 분산과 사업체 내 분산으로 분해하기 위해 대수 분산을 사용하였다.

분석기간 동안 조사항목이나 변수값의 변화가 다소 있다. 회귀분석을 할 때 모든 시기에 걸쳐 동일한 변수로 통제할 수 있도록 변수값을 조정하였다. 사용한 통제변수는 성, 잠재적 노동시장 경력연수(연령-교육-6)와 그 제곱값, 학력더미(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상), 근속연수와 그 제곱값, 사업체 규모더미(10~29인, 30~99인, 100~299인, 300~499인, 500인 이상), 산업(광업, 제조업, 전기가스 및 수도업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업, 사업개인공공서비스업), 직업(고위 사무직, 저위 사무직, 생산직), 사업체 내 노조 유무다. <표 2-1>을 보면, 1987~2016년 동안 노동

<표 2-1> 표본 특성

		1987		1994		2008		2016	
		평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
남성		0.646	1.292	0.713	1.543	0.689	1.422	0.647	1.686
잠재적 경력(연수)		14.1	28.3	16.9	40.6	18.2	34.8	21.2	43.8
학력	중졸 이하	0.391	1.319	0.245	1.468	0.066	0.764	0.037	0.665
	전문대졸	0.046	0.564	0.081	0.930	0.182	1.184	0.167	1.315
	대졸 이상	0.123	0.888	0.177	1.303	0.356	1.471	0.424	1.745
근속(연수)		3.892	11.947	5.237	18.248	6.298	21.469	6.623	25.993
규모	30~99인	0.257	1.181	0.285	1.540	0.276	1.372	0.286	1.594
	100~299인	0.220	1.120	0.205	1.376	0.193	1.213	0.196	1.402
	300~499인	0.083	0.747	0.069	0.865	0.062	0.740	0.051	0.780
	500인 이상	0.303	1.243	0.225	1.424	0.183	1.186	0.168	1.321
산업	광업	0.017	0.347	0.006	0.257	0.003	0.168	0.001	0.125
	전기가스 및 수도업	0.006	0.212	0.007	0.288	0.009	0.292	0.007	0.295
	건설업	0.027	0.440	0.057	0.789	0.023	0.461	0.048	0.756
	도소매 및 음식숙박업	0.052	0.599	0.090	0.975	0.099	0.918	0.108	1.096
	사업개인공공서비스업	0.261	1.187	0.327	1.600	0.467	1.532	0.514	1.764
직업	고위 사무직	0.182	1.043	0.205	1.378	0.297	1.403	0.291	1.604
	저위 사무직	0.222	1.123	0.289	1.546	0.328	1.442	0.368	1.703
사업체 내 노조		0.322	1.263	0.477	1.704	0.324	1.437	0.267	1.561

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

력의 중장년화와 고학력화, 노동수요 측면에서 제조업과 생산직, 대규모 사업체의 고용비중 감소가 두드러진다.

2. 분석 방법

본 논문의 관심은 노조가 임금불평등에 미치는 영향이다. 노조의 임금효과는 임금분포의 위치에 따라 다를 것이므로 분위별로 노조의 영향을 추정함으로써 파악할 수 있다. 본 연구는 Firpo, Fortin & Lemieux(2009)가 제안한 무조건부 분위회귀(unconditional quantile regression)를 사용한다.

통상적인 분위회귀는 통제하는 모든 설명변수가 동일하다고 가정한 조건 분포에서 해당 변수가 각 분위에서의 종속변수에 미치는 효과를 측정한다는 점에서 조건 분위회귀다. 예를 들어 통상적인 분위회귀를 통해 추정된 노조 가입의 임금효과가 10분위보다 90분위에서 낮다면, 이는 노조 가입 여부를 제외한 다른 설명변수들이 모두 동일한 ‘집단 내’ 불평등을 노조가 줄인다는 것을 의미한다. 그러나 이것만으로는 노조가 전체 임금 불평등을 줄인다는 것을 의미하지 않는다. 노조가 조합원의 임금을 비조합원의 그것에 비해 더 올리는 ‘집단 간’ 임금효과가 집단 내 임금불평등 감소보다 더 크다면 전체 임금불평등은 커지게 되기 때문이다(Firpo, Fortin & Lemieux, 2009)³⁾. 노조가 임금불평등에 미치는 영향을 추정하고자 하는 본 연구의 목적에 비추어, 임금에 미치는 설명변수들을 통제하지만, 설명변수가 임금분포에 영향을 미쳐서는 안 된다. 즉, 전체 임금분포 상에서 노조가 분위별로 미치는 영향을 추정해야 한다. 어떠한 특성도 통제하지 않은 전체 분포의 임금분위값에 해당 설명변수가 미치는 효과를 추정하는 무조건부 분위회귀가 우리의 연구 목적에 부합한다.

무조건부 분위회귀를 간략히 설명하면 다음과 같다.⁴⁾ 실제 분포를 재중심 영향함수(recentered influence function)를 이용하여 국지적으로 근

3) 조건 분위회귀분석과 무조건부 분위회귀분석의 추정결과는 상당히 다르다. 노조가 분위별 임금에 미치는 효과를 추정한 Firpo, Fortin and Lemieux(2009)에 따르면, 조건부 분위회귀분석에서는 저임금 분위일수록 노조의 임금효과가 컸지만, 무조건부 분위회귀분석에서는 중간 분위에서 노조의 임금효과가 크게 나타났다.

4) 이하의 설명은 김현경(2017)을 참조하였다.

사한 가상적인 분포를 만들어 추정하는 것이다. 종속변수인 분포 통계량 (예를 들면 분포 F 로부터 얻는 분위수, 분산, 지니계수 등)이 분위 τ 의 분위수 $q_\tau = F^{-1}(\tau)$ 라면 재중심 영향함수를 이용하여 종속변수는 다음과 같이 대체할 수 있다.

$$RIF(Y; q_\tau, F_Y) \equiv q_\tau + IF(Y; q_\tau, F_Y)$$

두 번째 항의 영향함수(influence function)는 개별 관측치의 변화가 종속변수의 분포로부터 얻어지는 특정 통계량에 미치는 영향을 측정하는 함수다. 영향함수는 다음과 같이 정의된다.

$$IF(Y; q_\tau, F_Y) = \frac{\tau - I(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)}$$

$I(\cdot)$ 는 개별 관측치 Y 가 q_τ 보다 작거나 같으면 1, 그 외는 0인 지시 함수며, $f_Y(q_\tau)$ 는 분위수 q_τ 의 밀도함수다. $E(IF(Y; q_\tau, F_Y)) = 0$ 이므로 $E(RIF(Y; q_\tau, F_Y)) = q_\tau$ 이다. 커널밀도함수를 이용하여 개별 관측치에 대한 RIF 를 추정할 수 있으므로, 이를 종속변수로 하여 다음과 같이 RIF -회귀분석을 수행한다.

$$RIF_{\tau, Y_i} = \alpha_\tau + \beta_\tau X_i + \epsilon_i$$

추정계수 $\beta_\tau = \frac{\partial E(RIF_\tau | X)}{\partial X} = \frac{\partial q_\tau(X)}{\partial X}$ 는 설명변수 X 가 1단위 증가하면 무조건부 분위수 q_τ 가 얼마나 변하는지에 관한 한계효과를 보여준다.

제3절 기초통계

1. 임금불평등 추이

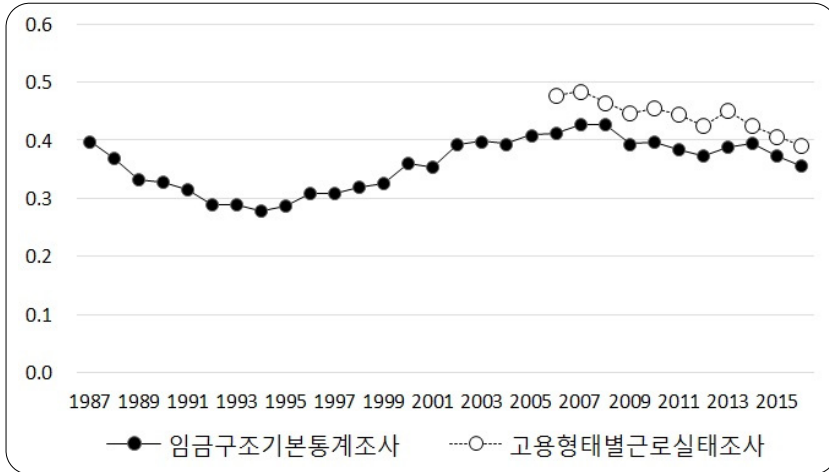
[그림 2-1]에 임금불평등 추이를 제시하였다. 1987~2016년간 로그임금

분산 추이를 보면, 1987년 이후 임금불평등은 감소하여 1994년에 가장 낮은 수준을 기록하였다. 그 이후 증가추세로 반전하여 2008년까지 불평등이 증가하다가 2009년 이후 다소 감소하고 있다. 한편 10인 미만 사업장과 비정규직을 포함하여 전체 임금근로자로 확대하여 보면, 임금불평등 수준은 높지만, 글로벌 금융위기 이후 하락 추세는 유사하다.

최근의 임금불평등 감소 추세가 통념과는 다르다. 국세청의 소득세 자료를 이용하여 최상위 임금비중의 추세를 분석한 홍민기(2015)에 따르면, 상위 10%의 점유율은 1990년대 후반부터 증가한다. 구체적으로는 1996년부터 상승하기 시작하여 2007년에 정점을 기록하였으며, 이후에도 정체 상태를 보인다. 그 연구에 비추어 보면, 이 글에서 사용하는 자료가 고임금을 과소 포착하여 최근의 고임금 근로자의 임금상승을 제대로 반영하지 못하는 문제를 안고 있다. 그러나 노조가 최상위 임금에 미치는 영향은 제한적일 것이므로, 노조가 임금불평등에 미치는 영향에 대한 분석은 그다지 문제가 없을 것으로 생각한다. 이 글은 임금불평등 추세의 원인을 규명하는 것이 아니므로 각 연도 또는 임금불평등이 감소 또는 증가하는 시기별로 나누어 노조의 영향을 분석하고자 한다.

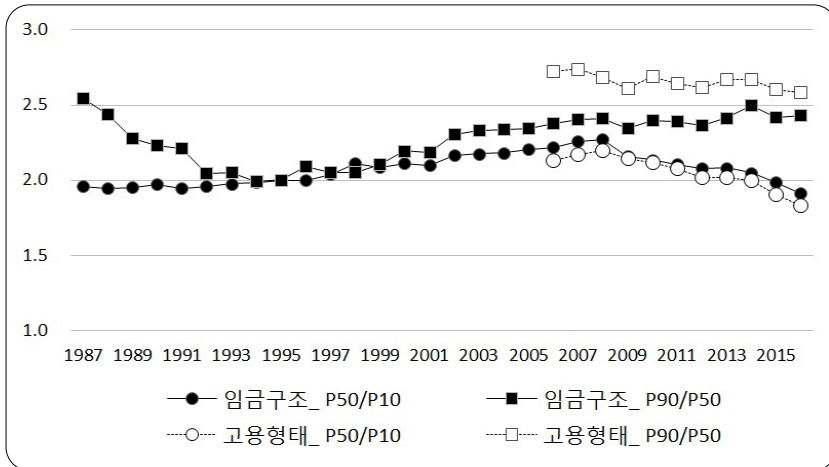
[그림 2-2]는 임금불평등 추이를 임금분위수 배율로 다시 살펴본 것이다. 1987~94년 동안에는 중위임금 대비 상위 90분위 임금($P90/P50$)이 크게 하락하였으며, 하위 10분위 임금 대비 중위임금($P50/P10$)은 거의 변화가 없다. 중간과 하위 임금근로자의 임금상승이 두드러진 시기였다. 반면 임금불평등이 크게 증가하는 1994~2008년 동안 $P90/P50$ 의 증가가 두드러지고 $P50/P10$ 도 증가하였다. 중간 임금근로자도 임금이 상대적으로 상승하였지만 상위 임금근로자의 임금상승이 더 커서 임금불평등 증가로 나타난 것이다. 2008~16년 동안에는 $P90/P50$ 은 소폭 증가하였으며, $P50/P10$ 의 하락이 두드러진다. 하위 임금근로자의 임금이 상대적으로 증가하여 임금불평등이 다소 감소하였다. 「고용형태별 근로실태조사」에서도 2008~16년 동안 $P50/P10$ 이 하락하여 하위 임금근로자의 임금이 개선되었음을 확인할 수 있다.

[그림 2-1] 임금불평등 추이(로그임금분산)



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」; 「고용형태별 근로실태조사」.

[그림 2-2] 임금불평등 추이(분위수 배율)



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」; 「고용형태별 근로실태조사」.

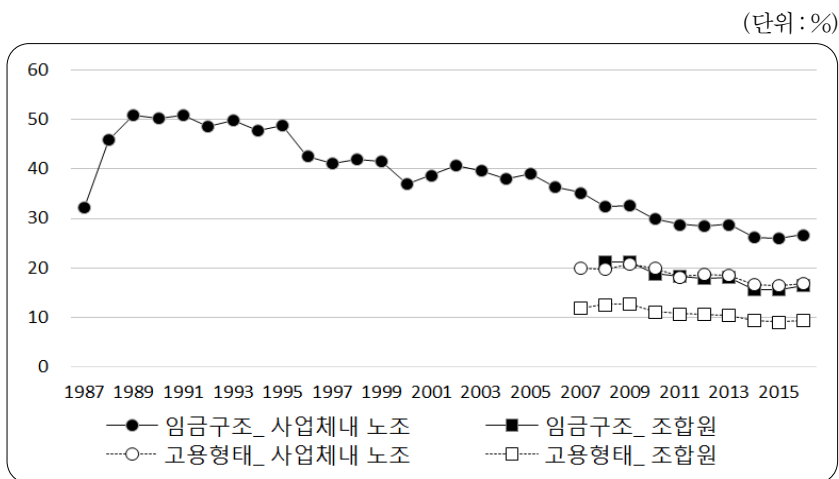
2. 노조 조직률 추이

노조 조직률(union density)을 사업체 내 노조 유무(union presence)와 조합원 여부(union membership)로 각각 측정하였다. 기업별 노조라고 하

더라도 비조합원을 포함하여 기업 내 모든 근로자를 대변하는지에 따라 두 조직률의 효과는 달라질 것이다. 「임금구조기본통계조사」는 2007년까지 사업체 내 노동조합 유무에 대해 조사하였으며, 2008년 이후에는 근로자 개인별로 노조 가입 정보를 제공하고 있다. 이 글은 정보의 연속성을 유지하기 위하여 「고용형태별 근로실태조사」와 2008년 이후 「임금구조기본통계조사」 자료에서 노조에 가입했다는 근로자가 1명이라도 존재하는 경우에는 노조 사업장으로 처리하였다.

[그림 2-3]은 사업체 내 노조 존재율과 조합원 비율로 측정한 노조 조직률의 추이를 보여준다. 「임금구조기본통계조사」의 조사기준월은 4월이므로, 1987년 자료는 노동자 대투쟁 이전의 시기에 해당한다. 민간부문 10인 이상 사업체의 상용근로자 가운데 노조가 있는 사업장에 종사하는 근로자의 비율은 1987년 32.2%에서 1989~93년 동안 50% 수준으로 급증하였다. 1996년부터는 지속적으로 감소하여 2016년 26.7%를 기록하고 있다. 조합원 비율은 사업체 내 노조 조직률보다 훨씬 낮지만 감소 추세는 마찬가지로 2008년 21.3%에서 2016년 16.4%로 감소하였다.⁵⁾

[그림 2-3] 노동조합 조직률 추이



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」; 「고용형태별 근로실태조사」.

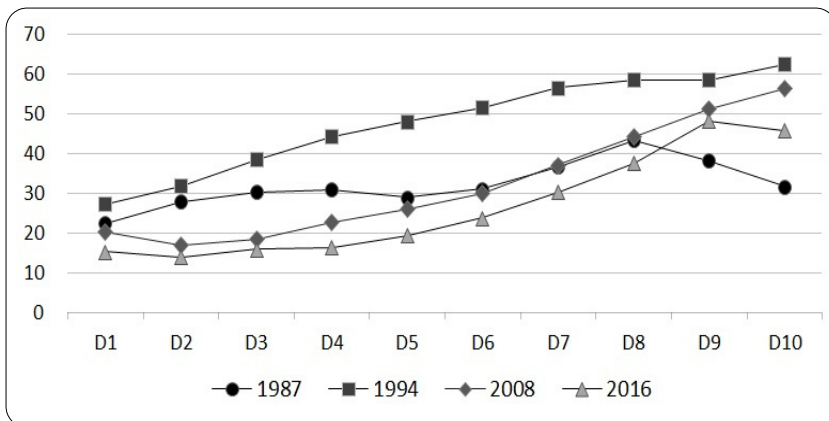
5) 2008년 이후 전체 근로자 가운데 노조 사업장에 종사하는 근로자 비율은 조합원 비율보다 매년 10%p 내외 높다.

10인 미만 사업장과 비정규직을 포함하여 민간부문의 전체 근로자로 확대하면 사업체 내 노조 비율은 2016년 16.9%, 조합원 비율은 9.3%로 더욱 낮았는데 노조 조직률의 감소 추세는 마찬가지다.

[그림 2-4]는 사업체 내 노조 존재율로 측정한 노조 조직률을 임금분위별로 제시한 것이다. 첫째, 노동조합운동이 대중화되기 이전 시기인 1987년에 사업체 내 노조 조직률은 7~9분위에서 높지만 임금분위별로 차이가 크지 않다. 둘째, 노동조합운동이 활성화되고 단체교섭이 정착된 이후인 1994년에는 노조 조직률이 상위 임금분위에서 가장 높긴 하지만 1987년과 비교하여 모든 임금분위에서 증가하였으며, 특히 중상위 임금분위에서 많이 증가하였다. 셋째, 임금불평등이 가장 높았던 2008년에는 임금이 높을수록 노조 조직률도 높게 나타난다. 1994년과 비교하면 모든 임금분위에서 노조 조직률이 감소하였다. 다만, 상위 임금분위에서 감소폭이 작아서 노조 조직률의 감소가 균등하지 않다. 넷째, 2016년에도 임금이 높을수록 노조 조직률이 높은 특징은 동일하다. 2008년과 비교하면 사업체 내 노조 조직률의 감소 추세는 이어지지만 10분위에서 크게 감소하였다. 1987년과 비교하면 사업체 내 노조 존재율은 크게 하락하였는데, 상위 9분위와 10분위에서는 높은 수준을 보여서 주목된다.

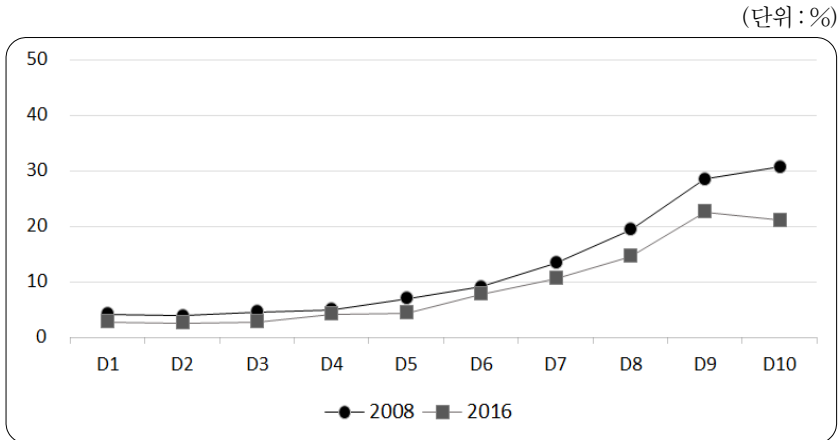
[그림 2-4] 임금분위별 노동조합 조직률 추이(민간부문 10인 이상 상용근로자, 사업체 내 노조 존재율)

(단위: %)



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

[그림 2-5] 임금분위별 노동조합 조직률 추이(민간부문의 전체 근로자, 조합원 비율)



자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

[그림 2-5]에는 민간부문의 전체 근로자로 확대하여 조합원 비율로 측정한 노조 조직률을 제시하였다. 조합원 비율은 임금 수준이 높을수록 높은 특징을 보인다. 2016년에 하위 3분위까지 저임금 근로자의 조합원 비율은 3% 미만이며, 7분위 이상에서 10%를 넘는다.

두 지표로 측정한 노조 조직률은 노조의 조직 기반이 고임금 근로자임을 보여준다. 그러나 노동조합의 역할은 노조의 조직기반만이 아니라 어떤 활동을 하느냐에도 영향을 받을 것이다.

제4절 노동조합의 임금분배 효과

무조건부 분위회귀 분석으로 2016년 노조가 임금분배에 미치는 영향을 추정하였다. <표 2-2>에는 임금분위별 노조의 임금효과와 노조의 임금 분산효과를 제시하였다. 인적 특성과 일자리 특성을 통제하였을 때 중위 임금 분위에서 노조의 임금효과가 가장 크며, 저임금 분위에서 노조는 유의하게 임금을 증가시키는 반면, 고임금 분위에서는 임금을 하락시키는

것으로 나타났다. 마지막 행은 노조 조직률이 1%p 상승할 경우 임금분산을 3.0% 줄이는 것으로 이어진다.⁶⁾ 노조가 임금분배를 개선하는 역할을 하고 있음을 확인할 수 있다.

〈표 2-2〉 노조의 임금분배 효과(RIF-regression, 2016)

	P10 Coef. (S.E)	P50 Coef. (S.E)	P90 Coef. (S.E)	대수 분산 Coef. (S.E)
노조	0.018 (0.002) ***	0.097 (0.003) ***	-0.088 (0.004) ***	-0.030 (0.002) ***
남성	0.091 (0.002) ***	0.339 (0.003) ***	0.184 (0.003) ***	0.028 (0.001) ***
경력	0.011 (0.000) ***	0.029 (0.000) ***	0.032 (0.000) ***	0.009 (0.000) ***
경력 제공	0.000 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	0.000 (0.000) ***	0.000 (0.000)
중졸 이하	-0.025 (0.008) ***	0.047 (0.006) ***	-0.050 (0.005) ***	-0.025 (0.003) ***
전문대졸	0.102 (0.003) ***	0.163 (0.004) ***	0.028 (0.004) ***	-0.046 (0.002) ***
대졸 이상	0.130 (0.003) ***	0.392 (0.004) ***	0.362 (0.004) ***	0.033 (0.002) ***
근속	0.024 (0.000) ***	0.070 (0.000) ***	0.019 (0.001) ***	-0.004 (0.000) ***
근속 제공	0.000 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***	0.001 (0.000) ***
30~99인	0.054 (0.003) ***	0.047 (0.003) ***	-0.038 (0.004) ***	-0.036 (0.002) ***
100~299인	0.056 (0.003) ***	0.118 (0.004) ***	0.023 (0.004) ***	-0.022 (0.002) ***
300~499인	0.094 (0.003) ***	0.219 (0.005) ***	0.100 (0.006) ***	-0.021 (0.003) ***
500인 이상	0.052 (0.002) ***	0.356 (0.003) ***	0.561 (0.006) ***	0.188 (0.002) ***
광업	0.135 (0.007) ***	0.199 (0.014) ***	-0.044 (0.019) **	-0.114 (0.016) ***
전기가스수도	-0.069 (0.003) ***	0.093 (0.006) ***	0.352 (0.015) ***	0.141 (0.007) ***
건설업	-0.034 (0.004) ***	0.037 (0.007) ***	-0.140 (0.007) ***	-0.051 (0.003) ***
도소매음식숙박	-0.134 (0.004) ***	-0.097 (0.004) ***	0.028 (0.005) ***	0.032 (0.002) ***
사업개인공공	-0.115 (0.002) ***	-0.101 (0.003) ***	-0.038 (0.004) ***	0.047 (0.001) ***
고위 사무직	0.079 (0.003) ***	0.315 (0.004) ***	0.331 (0.005) ***	0.101 (0.002) ***
저위 사무직	0.073 (0.003) ***	0.233 (0.003) ***	0.164 (0.003) ***	0.008 (0.002) ***
상수항	8.708 (0.005) ***	8.372 (0.005) ***	9.414 (0.006) ***	0.019 (0.003) ***
N	681,755	681,755	681,755	681,755
Adj R-sq	0.729	0.640	0.604	0.128

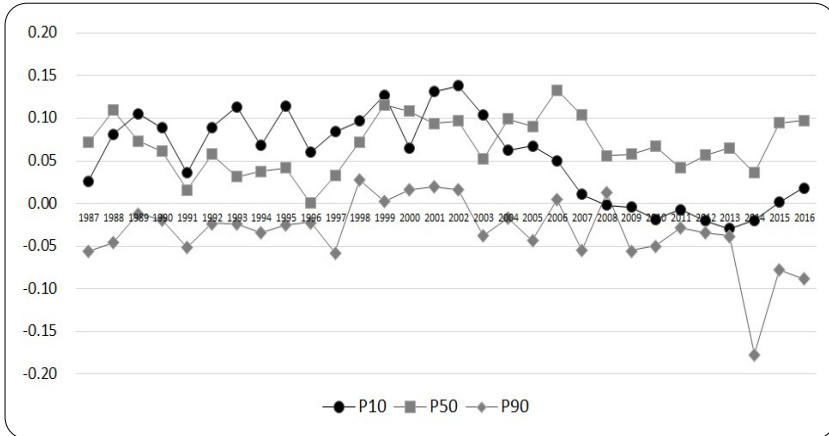
주: 여성, 고졸, 10~29인, 제조업, 생산직이 기준 집단임.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

6) 추정계수의 해석은 Fournier & Koske(2012)를 참조.

[그림 2-6] 임금분위별 노조의 임금효과 추이(민간부문 10인 이상 상용근로자)



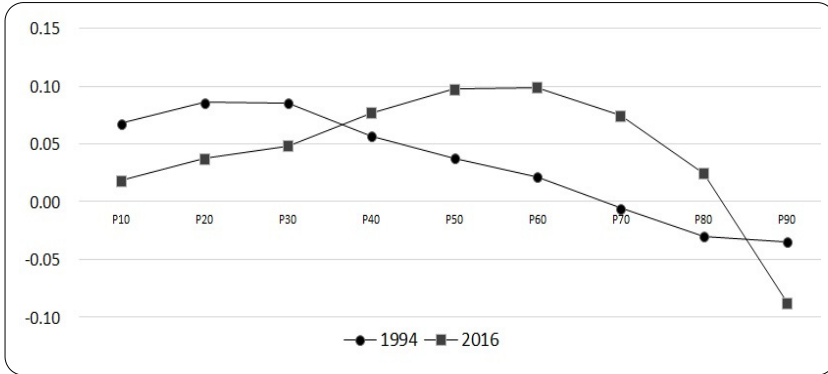
주: <표 2-2>와 동일한 모형으로 추정한 결과임. 전체 추정결과는 <부표 1>에 제시하였음.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

[그림 2-6]은 임금분위별 노조의 임금효과 추이를 제시한 것이다. 주요한 특징을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노동조합이 대중화된 직후에 임금분위별 노조의 임금효과는 크게 변하였다. 노조의 임금효과는 하위임금 근로자에서 가장 크고 상위임금 근로자에서 가장 작게(심지어는 음의 효과) 나타났다. 이러한 임금분위별 노조의 효과는 2000년대 초반까지 지속되었다. 둘째, 임금인상 효과가 가장 큰 분위가 2000년대 중반부터는 중상위 분위로 옮겨갔으며, 노조가 저임금 근로자를 보호하는 역할은 2000년대 후반에 거의 사라졌다가 2016년에 와서야 다시 나타났다. 셋째, 노조가 고임금 근로자를 억제하는 효과는 2000년대 초반을 제외하고는 계속되었으며, 최근 들어 더욱 증가하였다. 이상의 분석 결과는 노조의 조직기반이 중상위 임금근로자이지만 노조의 임금효과는 중간 분위에서 가장 크다는 것을 보여준다.

[그림 2-7]에서 1994년과 2016년 임금분위별 노조의 임금효과를 비교하였다. 노조의 임금효과가 1994년에는 저임금 근로자에서 가장 컸지만 2016년 중간근로자로 이동하였음을 보여준다. 그러나 고임금 근로자의 임금인상에 치중한다는 지적과는 다르다는 점도 확인할 수 있다.

[그림 2-7] 1994년과 2016년 임금분위별 노조의 임금효과 비교(민간부문 10인 이상 상용근로자)



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

[그림 2-8]은 무조건부 분위회귀분석으로 추정한 노조의 임금분산 효과와 상대적 임금효과 추이를 보여준다.

시기별로 나누어 보면, 첫째, 로그임금분산이 감소하던 1987~94년 동안 노조는 임금분산 감소에 기여하였다. 노조가 활성화된 1988~90년 동안 비노조부문과 비교하여 노조의 상대적 임금효과는 6% 내외로 크지 않지만⁷⁾ [그림 2-6]에서 보듯이, 하위 임금근로자의 임금을 인상하고 상위 임금근로자의 임금을 억제하여 임금을 평준화하는 효과가 컸다.

둘째, 임금불평등이 증가하기 시작한 1994~2007년 동안에도 노조는 여전히 임금불평등을 줄이는 효과를 가지는 것으로 추정되었다. 외환위기 이후 노조의 임금프리미엄이 증가하였지만 노조는 중간 임금근로자의 임금을 인상시키는 한편으로 저임금 근로자의 임금인상에도 기여하였기 때문이다.

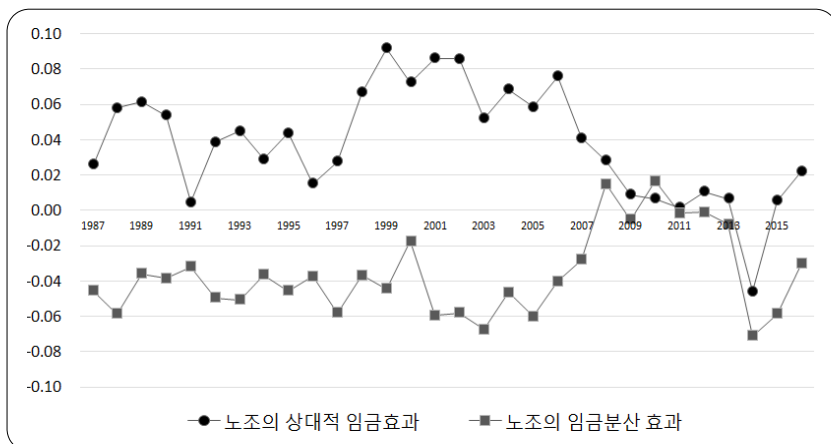
셋째, 2008~13년 동안 로그임금분산이 감소하던 시기에는 노조가 임금분산을 줄이는 효과가 미미하거나 금융위기 발생 직후에는 오히려 늘리는 효과를 가졌다. 흥미로운 것은 이 시기에 노조의 임금프리미엄은 미

7) 미국 민간부문의 노조 임금프리미엄이 20% 내외(Blanchflower & Bryson, 2008), 일본이 30% 내외(Visser & Checchi, 2011)에 이른다. 기업별 교섭체도를 가진 나라가 상대적으로 노조의 임금프리미엄이 큰 경향이 있지만 우리는 낮은 수준이라는 점이 특징적이다.

미하다는 점이다. 비노조부문과 비교한 노조부문의 독점적인 임금효과는 사라졌다. 반면 임금분위별 노조의 임금효과를 보면, 중상위 분위 근로자에 집중되고, 저임금 근로자를 보호하는 효과는 크게 약화되었다. 이는 외환위기와 달리 글로벌 금융위기가 노동시장에 미친 충격이 노동시장 약자에 집중되었다는 사실과 관련된 것으로 보인다. 금융위기와 연이은 저성장 국면에서 노조는 중상위 근로자의 임금을 유지하는 역할에 치중하였다고 할 수 있다.

넷째, 2014년 이후에는 임금분배를 개선하는 노조의 효과가 회복되고 있다. 노조의 상대적 임금효과는 여전히 미미하다. 그러나 분위별 노조의 임금효과는 중간 임금분위에서 가장 높고, 저임금 근로자에서도 노조의 효과가 회복되고 있으며, 고임금 근로자의 임금을 억제하는 효과를 가진다. 즉, 노조의 임금효과는 중간 임금분위에서 가장 높고, 임금 수준에 따라 역U자 형태를 띠고 있다. 중위 임금수준이 평균임금 수준보다 낮을수록 노조가 중위 근로자를 대표한다는 중위투표자 모형(median voter model)에 부합하는 모양이다. 그러나 이하의 분석에서 보듯이, 직간접 비정규직을 제외하고 있다는 점에서 제한된 중위투표자 행태라고 해야 할 것이다.

[그림 2-8] 노조의 임금분산 효과와 상대적 임금효과 추이(민간부문 10인 이상 사업체의 상용근로자)



주: 추정결과는 <부표 2>에 제시하였음.
 자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

제5절 고용형태별 노조의 임금분배 효과

「고용형태별 근로실태조사」는 민간부문에 종사하는 모든 근로자를 조사하기 때문에 비정규직과 10인 미만의 소규모 사업체를 포함하였을 때 노동조합의 영향이 달라지는지를 분석할 수 있다. 특히 외환위기 이후 비정규직의 확산에 대응한 노조의 행동이 임금불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지가 관심이다.

「고용형태별 근로실태조사」는 근로자 개인별로 조합원 여부를 묻고 있다. 앞서처럼 사업체별로 조합원이 1명 이상 있느냐에 따라 사업체 내 노조 유무를 식별할 수 있다. <표 2-3>에서 고용형태별 노조 조직률을 살펴보았다. 2016년 비정규직의 노조 가입비율은 1.4%에 그친다. 그러나 사업체 내 노조가 있는 비율은 12.5%로 훨씬 높다. 우리나라에서는 개인의 노조 가입 여부보다 사업체 내 노조 유무가 임금에 더 큰 영향을 미치며, 노조가 있으면 비조합도 임금프리미엄을 누린다고 알려져 있다(강창희, 2003; 성재민, 2009). 그러나 노조의 효과가 비정규직에게도 확대 적용되는지는 여전히 논란이다. 본 연구에서는 노조 유무와 함께 고용형태별로 노조 가입 여부를 구분하여 그 임금효과를 분석하고자 한다.

2016년 민간부문의 전체 임금근로자를 대상으로 노조가 임금분산에 미치는 효과를 무조건부 분위회귀분석으로 추정하였다. <표 2-4>의 (1)행은 사업체 내 노조 존재의 임금분산 효과를 추정한 것이다. 추정된 노조의

<표 2-3> 고용형태별 노동조합 조직률 추이(민간부문의 전체 근로자)

		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
노조 존재	정규직	0.215	0.216	0.236	0.215	0.209	0.205	0.201	0.184	0.181	0.186
	비정규직	0.147	0.138	0.135	0.159	0.115	0.142	0.142	0.120	0.121	0.125
노조 가입	정규직	0.147	0.136	0.166	0.148	0.146	0.141	0.139	0.124	0.122	0.124
	비정규직	0.023	0.029	0.018	0.015	0.014	0.015	0.011	0.012	0.012	0.014

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

임금분산 효과가 -2.8%인데, <표 2-2>에서 10인 이상 사업체에 종사하는 상용근로자를 대상으로 추정된 -3.0%에 비해 작지만 노조는 임금불평등을 줄이는 효과를 가지는 것으로 추정되었다.

(2)행은 사업체 내 노조 유무에 더하여 노조 가입을 추가해 추정한 것이다. 놀랍게도 노조 가입 여부가 노조 존재 효과를 압도하고 있다. 노조 존재의 임금분산 감소 효과는 사라지고, 노조 가입률이 1%p 증가하면 임금분산이 6.5% 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 노조 존재의 효과가 비조합원에게는 영향을 미치지 못하고 있음을 의미한다.

<표 2-4> 노조의 임금분배 효과(민간부문의 전체 근로자, RIF-regression, 2016)

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	(S.E)	Coef.	(S.E)	Coef.	(S.E)
노조 존재	-0.028	(0.002) ***	0.008	(0.003) ***	0.008	(0.003) ***
노조 가입			-0.068	(0.003) ***		
정규직_노조 가입					-0.057	(0.003) ***
비정규직_노조 가입					-0.285	(0.010) ***
비정규	0.136	(0.002) ***	0.131	(0.002) ***	0.136	(0.002) ***
남성	0.052	(0.002) ***	0.052	(0.001) ***	0.051	(0.001) ***
경력	0.009	(0.000) ***	0.009	(0.000) ***	0.009	(0.000) ***
경력 제공	0.000	(0.000) ***	0.000	(0.000) ***	0.000	(0.000) ***
중졸 이하	0.026	(0.003) ***	0.027	(0.003) ***	0.027	(0.003) ***
전문대졸	-0.009	(0.002) ***	-0.010	(0.002) ***	-0.010	(0.002) ***
대졸	0.077	(0.002) ***	0.075	(0.002) ***	0.076	(0.002) ***
대학원졸	0.416	(0.004) ***	0.410	(0.004) ***	0.411	(0.004) ***
근속	0.007	(0.000) ***	0.007	(0.000) ***	0.007	(0.000) ***
근속 제공	0.000	(0.000) ***	0.000	(0.000) ***	0.000	(0.000) ***
5인 미만	0.083	(0.002) ***	0.083	(0.002) ***	0.082	(0.002) ***
30~299인	0.008	(0.002) ***	0.008	(0.002) ***	0.008	(0.002) ***
300인 이상	0.277	(0.002) ***	0.275	(0.002) ***	0.274	(0.002) ***
Adj R-sq	0.190		0.190		0.191	
N			814,301			

주: 여성, 고졸, 5~29인, 제조업, 생산직이 기준 집단임. 산업과 직업은 대부분류 수준에서 추가로 통제하였음.

***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

(3)행에서는 노조의 가입 여부를 정규직과 비정규직 여부로 구분하여 추정하였다. 정규직의 노조 가입도 임금분산을 줄이는 효과를 가지지만 비정규직의 노조 가입은 임금분산을 크게 줄이는 것으로 나타난다. 특히 비정규직이 노조에 가입하면 비정규직의 임금분산 증가 효과를 넘어서 임금분산을 크게 줄이는 것으로 추정되었다.⁸⁾

2007~16년에 걸쳐 민간부문의 전체 근로자를 대상으로 노조의 임금분산 효과를 추정한 결과를 <표 2-5>에 제시하였다. 노조 존재와 가입을 나누어 추정하였다.

(1)에서 노조는 임금분배 개선에 기여하지 못하다가 2013년 이후 개선에 기여하고 있다. (2)에서 노조 존재와 노조 가입을 함께 추정하면 2011년 이후 노조 가입의 임금분산 감소 효과가 크게 증가하였다. 이해대변이 협소할수록 노조 유무보다 노조 가입의 효과가 클 것이다. (3)에서 노조 존재와 함께 고용형태별로 노조 가입을 포함하여 추정하면, 정규직의 노조

<표 2-5> 노조 존재와 가입의 임금분산 효과 추이(민간부문의 전체 근로자, RIF-regression, 2016)

		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
(1)	노조 존재	0.022***	0.020***	-0.009***	0.011***	0.012***	0.024***	-0.016***	-0.092***	-0.052***	-0.028***
	비정규직	0.136***	0.094***	0.172***	0.153***	0.155***	0.115***	0.147***	0.139***	0.137***	0.136***
(2)	노조 존재	0.054***	0.044***	-0.008***	0.024***	0.056***	0.095***	0.019***	-0.052***	-0.017***	0.008***
	노조 가입	-0.056***	-0.040***	-0.002***	-0.027***	-0.080***	-0.130***	-0.066***	-0.077***	-0.067***	-0.068***
	비정규직	0.132***	0.091***	0.172***	0.151***	0.149***	0.104***	0.142***	0.133***	0.133***	0.131***
(3)	노조 존재	0.054***	0.044***	-0.008***	0.024***	0.054***	0.094***	0.019***	-0.052***	-0.017***	0.008***
	정규직 노조가입	-0.039***	-0.024***	0.007**	-0.021***	-0.066***	-0.122***	-0.060***	-0.072***	-0.056***	-0.057***
	비정규직 노조가입	-0.345***	-0.247***	-0.172***	-0.135***	-0.359***	-0.294***	-0.229***	-0.170***	-0.304***	-0.285***
	비정규직	0.152***	0.141***	0.099***	0.177***	0.153***	0.156***	0.108***	0.145***	0.135***	0.137***

주: 추정모형은 <표 2-4>와 동일함.

***는 1%, **는 5% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

8) 김정우(2012)는 정규직에서 노조 가입의 임금효과는 미미한 반면, 기간제 근로자에서는 정규직보다 훨씬 크다는 추정결과를 제시하고 있다.

가입도 임금분배를 개선하는 데 기여하지만 비정규직의 노조 가입의 효과가 훨씬 큰 것으로 나타난다. 취약한 근로자로 노조의 조직기반이 넓을 수록 임금불평등을 크게 줄일 수 있음을 시사한다.

제6절 노동조합과 사업체 간 및 사업체 내 임금분산

사업체-근로자 연계자료를 사용하고 있으므로 대수 분산의 특성을 살려 임금분산을 사업체 간 분산과 사업체 내 분산으로 나눌 수 있다. $y_t^{i,j}$ 를 시기 t 에 사업체 j 에 고용된 근로자 i 의 로그임금이라고 하면, 다음과 같은 항으로 표시할 수 있다. $y_t^{i,j} \equiv \bar{y}_t^j + [y_t^{i,j} - \bar{y}_t^j]$. 이 때 $\bar{y}_t^j$ 는 사업체 j 의 평균임금이다. 이 식을 이용하여 임금분산은 다음과 같이 분해할 수 있다. $var_i(y_t^{i,j}) \equiv var_j(\bar{y}_t^j) + var_i(y_t^{i,j} | i \in j)$. 첫째 항은 사업체별 평균 임금의 분산이며, 둘째 항은 사업체별 근로자 비중으로 가중된 사업체 내 임금분산이다.

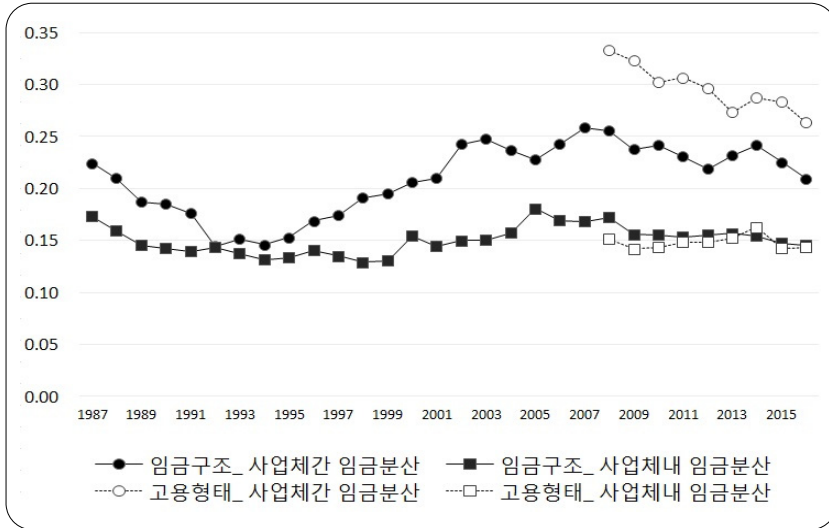
[그림 2-9]는 전체 임금분산을 사업체 간 임금분산과 사업체 내 임금분산으로 나누어 제시한 것이다. 추이를 보면, 첫째, 사업체 간 임금분산이 사업체 내 임금분산보다 더 크다. 또한 민간부문 전체 근로자에서 사업체 간 임금분산이 훨씬 크게 나타난다. 둘째, 사업체 내 임금분산의 변화는 크지 않은 데 비해 사업체 간 임금분산의 변화가 더 크다.⁹⁾

두 시기 간 임금분산의 변화는 사업체 간 임금분산의 변화와 사업체 내 임금분산의 변화로 다음과 같이 분해할 수 있다(Benguria, 2015).

$$\Delta var_i(y_t^{i,j}) = \Delta var_j(\bar{y}_t^j) + \Delta var_i(y_t^{i,j} | i \in j)$$

9) 미국의 1978~2013년 동안 임금불평등 증가에서 기업의 영향을 분석한 Song et al(2016)과 비교하면, 사업체 내 임금분산이 사업체 간 임금분산보다 수준 측면에서 더 크다는 점이 다르다. 그러나 임금분산 증가의 2/3가 사업체 간 임금분산의 증가에 기인한다는 분석 결과는 비슷하다.

[그림 2-9] 사업체 간 및 사업체 내 임금분산 추이



자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」; 「고용형태별 근로실태조사」.

〈표 2-6〉 임금분산 변화의 사업체 간 및 사업체 내 임금분산 변화의 기여

	기간	전체	사업체 간	사업체 내
임금구조기본통계조사	1987~1994	-0.120 (100.0)	-0.079 (65.3)	-0.042 (34.7)
	1994~2008	0.150 (100.0)	0.110 (73.1)	0.041 (27.0)
	2008~2016	-0.072 (100.0)	-0.046 (63.6)	-0.026 (36.5)
고용형태별 근로실태조사	2008~2016	-0.078 (100.0)	-0.070 (89.7)	-0.008 (10.3)

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」; 「고용형태별 근로실태조사」.

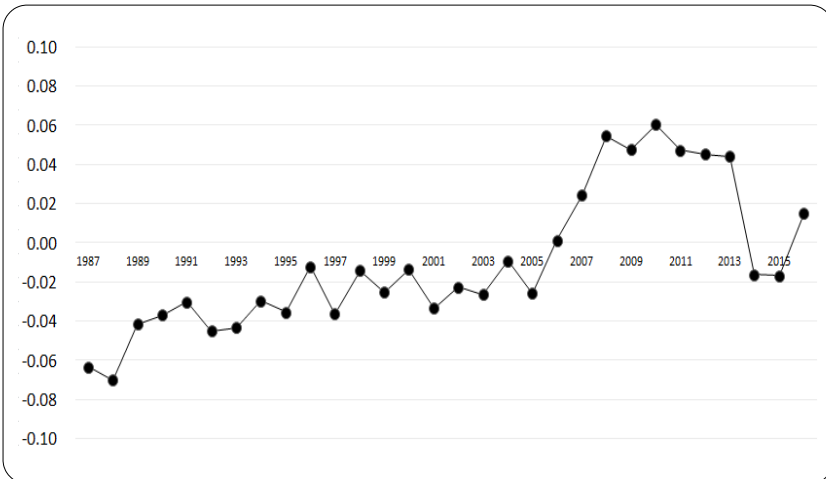
<표 2-6>에서 세 시기로 나누어 보면, 첫째, 임금분산이 감소한 1987~94년 동안 사업체 간/사업체 내 임금분산이 모두 감소하였다. 특히 사업체 간 임금분산 감소가 더 크다는 점이 흥미롭다. 둘째, 임금불평등이 증가한 1994~2008년 동안 사업체 간/사업체 내 분산이 모두 증가하였다.

임금불평등의 증가도 사업체 간 임금분산 증가의 영향이 더 크다. 셋째, 임금불평등이 감소한 2008~16년에도 사업체 간 임금분산의 감소가 사업체 내 임금분산의 감소보다 크다. 임금불평등 변화는 주로 사업체 간 임금분산의 변화에 의해 발생하였는데, 노조가 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보자.

로그 실질임금을 사업체별 고정 효과를 포함한 임금방정식에 회귀하면, 예측임금의 분산은 사업체 간 분산, 잔차임금의 분산은 사업체 내 분산이다. 이제 무조건부 분위회귀로 노조가 각각에 미치는 효과를 추정할 수 있다(Baumgarten, Felbermayr & Lehwald, 2016).

[그림 2-10]은 노조의 사업체 간 임금분산 효과 추이를 제시한 것이다. 동일한 인적 특성과 일자리 특성에서도 발생하는 사업체 간 임금분산에 노조가 미친 영향을 보여준다. 추이를 보면, 1990년대 초반까지 노조는 사업체 간 임금분산을 줄이는 효과가 컸지만 임금불평등이 증가하기 시작한 1990년대 중반부터 약화되었으며, 2000년대 중반부터는 오히려 사업체 간 임금분산이 증가하는 데 기여하였다. 특히 임금불평등이 증가한 2008~13년 동안 노조는 사업체 간 임금분산을 확대하는 역할을 하였다.

[그림 2-10] 노조의 사업체 간 임금분산 효과(민간부문 10인 이상 사업체의 상용 근로자, RIF-regression)



주: 추정모형은 <표 2-2>와 동일함. 2016년 추정결과는 <부표 3>에 제시하였음.
자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

기업별 노조의 임금 결정이 패턴교섭과 비슷하게 확산되어 사업체 간 임금불평등을 줄이는 효과는 2000년대 중반 이후 사라졌으며, 초기업적인 임금평준화 정책의 부재는 기업 간 임금격차가 확대되는 추세를 막지 못하였음을 의미한다.

제7절 요약과 시사점

노동시장 불평등과 관련하여 노조의 책임을 둘러싼 논란이 크다. 본 연구는 1987~2016년에 걸쳐 노조가 임금불평등에 미치는 영향을 무조건부 분위회귀분석을 통해 실증분석하였다. 주요한 발견은 다음과 같다.

첫째, 지난 30년 동안 노조의 임금평준화 효과가 미미한 시기는 2008~13년에 한정되며, 최근 들어 임금분배 개선 효과가 회복되고 있다. 노조의 조직기반이 고임금 근로자로 이동하고 있지만 노조의 임금효과는 중간 임금분위에서 가장 높고, 임금 수준에 따라 역U자의 형태를 띠고 있다. 분석 대상에 비정규직을 포함하면 노조의 임금평준화 효과는 작아지지만 여전히 유의하게 나타난다.

둘째, 노조 유무와 노조 가입을 함께 포함하여 추정한 결과에 따르면, 2010년대 들어 노조 존재보다는 노조 가입이 임금분산을 줄이는 효과가 크다. 이는 노조가 비조합원을 포함한 전체 근로자를 대변하던 역할을 잃고 있으며, 노조의 포괄성이 높을수록 임금불평등을 감소시킬 수 있음을 시사한다.

셋째, 기업별 교섭이 대부분인 상황에서 노조가 사업체 간 임금분산을 줄이는 효과는 2000년대 중반 이후 사라졌다. 노조는 기업 간 임금격차가 확대되는 추세를 막지 못하고 있다.

이상의 분석 결과는 노동조합 조직률이 지속적으로 감소하는 상황에서 노조가 임금불평등을 야기하는 요인이라고 말할 수 없음을 보여준다. 노조가 고임금 근로자를 대변한다고 말할 수도 없다. 그러나 노조의 임금평준화 효과는 크지 않으며, 비정규직의 확대에 대응하여 노조의 조직기반

을 확대하지 못하였고, 기업 간 임금격차 확대를 억제하지 못하고 있는 것도 사실이다. 노조가 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 노조 조직물 뿐만 아니라 노조의 조직기반과 이해대변 범위도 확충해야 할 것이다.¹⁰⁾ 또한 노조의 연대임금정책뿐만 아니라 초기업적 교섭을 활성화하는 정책적 노력이 필요하다.

이 글은 지난 30년간의 노동조합의 효과가 어떻게 변화하여 왔는지를 추이를 중심으로 살펴보았다. 그러나 임금불평등 변화에서 노조의 전략과 행동이 어떤 영향을 미쳤는지를 심층적으로 분석하지는 못했다. 또한 기업 간 임금격차 확대가 노동시장 불평등의 주된 원인 중의 하나임을 확인했지만, 기업 간 임금불평등이 확대되는 원인에 대한 연구로 나아가지는 못했다. 사업체-근로자 연계 패널자료는 이러한 질문에 대한 답을 줄 수 있을 것이며, 후속 연구과제로 남아 있음을 밝힌다.

10) 노동조합 및 노동관계조정법 제29조 1항은 “노동조합의 대표자는 그 노동조합 또는 조합원을 위하여 사용자나 사용자단체와 교섭하고 단체협약을 체결할 권한을 가진다”고 명시하고 있는데, ‘노조와 조합원’으로 한정되어 있기 때문에 한 일터에서 일하는 다른 노동자들의 권익을 보장하는 것이 법에 의해서도 차단되어 있다. 또한 법의 개선도 요구된다.

〈부표 1〉 임금분위별 노조의 임금효과(민간부문 10인 이상 사업체의 상용근로자)

	P10	P20	P30	P40	P50	P60	P70	P80	P90
1987	0.026 ***	0.029 ***	0.037 ***	0.048 ***	0.071 ***	0.090 ***	0.084 ***	0.009 **	-0.056 ***
1988	0.081 ***	0.102 ***	0.101 ***	0.103 ***	0.109 ***	0.094 ***	0.059 ***	0.011 ***	-0.046 ***
1989	0.105 ***	0.119 ***	0.098 ***	0.082 ***	0.073 ***	0.059 ***	0.033 ***	0.005 *	-0.012 ***
1990	0.089 ***	0.121 ***	0.124 ***	0.084 ***	0.061 ***	0.039 ***	0.017 ***	-0.004	-0.019 ***
1991	0.036 ***	0.050 ***	0.052 ***	0.029 ***	0.016 ***	-0.006 **	-0.024 ***	-0.048 ***	-0.051 ***
1992	0.089 ***	0.086 ***	0.086 ***	0.062 ***	0.058 ***	0.027 ***	0.005	-0.012 ***	-0.023 ***
1993	0.114 ***	0.116 ***	0.096 ***	0.066 ***	0.031 ***	0.017 ***	-0.002	-0.035 ***	-0.024 ***
1994	0.068 ***	0.086 ***	0.085 ***	0.057 ***	0.038 ***	0.021 ***	-0.005	-0.030 ***	-0.035 ***
1995	0.115 ***	0.106 ***	0.084 ***	0.057 ***	0.041 ***	0.010 **	-0.006	-0.011 **	-0.025 ***
1996	0.060 ***	0.040 ***	0.033 ***	0.017 ***	0.000	-0.008 *	-0.027 ***	-0.034 ***	-0.022 ***
1997	0.084 ***	0.069 ***	0.068 ***	0.055 ***	0.032 ***	0.006	-0.018 ***	-0.043 ***	-0.058 ***
1998	0.097 ***	0.100 ***	0.111 ***	0.087 ***	0.072 ***	0.049 ***	0.027 ***	0.026 ***	0.028 ***
1999	0.127 ***	0.145 ***	0.150 ***	0.142 ***	0.116 ***	0.078 ***	0.052 ***	0.015 ***	0.003
2000	0.065 ***	0.086 ***	0.120 ***	0.117 ***	0.108 ***	0.093 ***	0.056 ***	0.041 ***	0.016 **
2001	0.131 ***	0.139 ***	0.134 ***	0.110 ***	0.094 ***	0.067 ***	0.037 ***	0.019 ***	0.020 ***
2002	0.138 ***	0.138 ***	0.143 ***	0.122 ***	0.096 ***	0.068 ***	0.038 ***	0.018 ***	0.016 **
2003	0.104 ***	0.110 ***	0.108 ***	0.081 ***	0.052 ***	0.044 ***	0.026 ***	-0.003	-0.038 ***
2004	0.062 ***	0.102 ***	0.120 ***	0.107 ***	0.099 ***	0.095 ***	0.070 ***	0.024 ***	-0.017 ***
2005	0.067 ***	0.081 ***	0.102 ***	0.096 ***	0.090 ***	0.073 ***	0.050 ***	0.005	-0.043 ***
2006	0.050 ***	0.095 ***	0.103 ***	0.124 ***	0.133 ***	0.108 ***	0.075 ***	0.037 ***	0.005
2007	0.011 ***	0.055 ***	0.079 ***	0.092 ***	0.103 ***	0.094 ***	0.056 ***	-0.001	-0.055 ***
2008	-0.002	0.021 ***	0.043 ***	0.054 ***	0.056 ***	0.074 ***	0.060 ***	0.028 ***	0.013 **
2009	-0.005	0.009 **	0.032 ***	0.048 ***	0.058 ***	0.069 ***	0.057 ***	0.000	-0.055 ***
2010	-0.019 ***	0.010 ***	0.035 ***	0.051 ***	0.067 ***	0.072 ***	0.050 ***	0.002	-0.050 ***
2011	-0.007 ***	-0.003	0.009 ***	0.028 ***	0.041 ***	0.041 ***	0.036 ***	0.009 **	-0.029 ***
2012	-0.020 ***	0.004 **	0.034 ***	0.048 ***	0.057 ***	0.051 ***	0.048 ***	0.020 ***	-0.034 ***
2013	-0.030 ***	0.000	0.035 ***	0.055 ***	0.065 ***	0.054 ***	0.050 ***	0.015 ***	-0.038 ***
2014	-0.020 ***	0.006 **	0.018 ***	0.035 ***	0.036 ***	0.008 **	-0.039 ***	-0.115 ***	-0.177 ***
2015	0.002	0.017 ***	0.041 ***	0.072 ***	0.095 ***	0.097 ***	0.071 ***	0.023 ***	-0.078 ***
2016	0.018 ***	0.037 ***	0.048 ***	0.077 ***	0.097 ***	0.098 ***	0.074 ***	0.024 ***	-0.088 ***

주: 1) 밑줄은 연도별로 노조의 임금효과가 가장 큰 분위를 표시함.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

〈부표 2〉 노조의 임금분산 효과와 상대적 임금효과 추이(민간부문 10인 이상 사업체의 상용근로자)

	노조의 임금분산 효과 (RIF-regression)	노조의 상대적 임금효과 (OLS)
1987	-0.046 (0.001) ***	0.026 (0.001) ***
1988	-0.059 (0.001) ***	0.058 (0.001) ***
1989	-0.036 (0.001) ***	0.061 (0.001) ***
1990	-0.038 (0.001) ***	0.054 (0.001) ***
1991	-0.032 (0.001) ***	0.005 (0.001) ***
1992	-0.049 (0.001) ***	0.039 (0.001) ***
1993	-0.051 (0.001) ***	0.045 (0.001) ***
1994	-0.037 (0.001) ***	0.029 (0.001) ***
1995	-0.045 (0.001) ***	0.044 (0.001) ***
1996	-0.037 (0.001) ***	0.015 (0.001) ***
1997	-0.058 (0.002) ***	0.028 (0.001) ***
1998	-0.037 (0.002) ***	0.067 (0.001) ***
1999	-0.045 (0.002) ***	0.092 (0.001) ***
2000	-0.018 (0.002) ***	0.072 (0.001) ***
2001	-0.059 (0.002) ***	0.086 (0.001) ***
2002	-0.058 (0.002) ***	0.086 (0.002) ***
2003	-0.067 (0.002) ***	0.052 (0.002) ***
2004	-0.046 (0.002) ***	0.068 (0.002) ***
2005	-0.060 (0.002) ***	0.059 (0.001) ***
2006	-0.040 (0.002) ***	0.076 (0.001) ***
2007	-0.028 (0.002) ***	0.041 (0.002) ***
2008	0.015 (0.002) ***	0.028 (0.001) ***
2009	-0.005 (0.002) ***	0.009 (0.001) ***
2010	0.017 (0.002) ***	0.007 (0.001) ***
2011	-0.002 (0.002)	0.002 (0.001)
2012	-0.001 (0.002)	0.011 (0.001) ***
2013	-0.008 (0.002) ***	0.007 (0.001) ***
2014	-0.071 (0.002) ***	-0.046 (0.001) ***
2015	-0.058 (0.002) ***	0.006 (0.001) ***
2016	-0.030 (0.002) ***	0.022 (0.001) ***

주: 1) <표 2-2>와 동일한 회귀모형으로 추정한 결과임.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

〈부표 3〉 노조의 사업체간 임금분산 효과(RIF-regression, 2016)

	Coef.	(S.E)	
노조	0.015	(0.001)	***
남성	0.002	(0.001)	**
경력	-0.002	(0.000)	***
경력 제공	0.000	(0.000)	***
중졸 이하	0.005	(0.002)	**
전문대졸	-0.045	(0.001)	***
대졸 이상	-0.010	(0.001)	***
근속	0.002	(0.000)	***
근속 제공	0.000	(0.000)	***
30~99인	-0.032	(0.001)	***
100~299인	-0.029	(0.001)	***
300~499인	-0.046	(0.002)	***
500인 이상	0.176	(0.001)	***
광업	-0.072	(0.009)	***
전기가스 및 수도	0.194	(0.004)	***
건설업	-0.016	(0.002)	***
도소매 및 음식숙박	0.061	(0.001)	***
사업개인공공	0.060	(0.001)	***
고위 사무직	-0.015	(0.001)	***
저위 사무직	-0.015	(0.001)	***
상수항	0.146	(0.002)	***
N	681,755		
Adj R-sq	0.101		

주: 여성, 고졸, 10~29인, 제조업, 생산직이 기준 집단임.

*는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.

제 3 장

고용형태별 고용구조 변화가 임금불평등에 미치는 영향

제1절 머리말

우리나라의 임금불평등 수준은 시장, 기술, 제도 등 여러 가지 요인에 의해서 영향을 받겠지만 노동시장에 광범위하게 존재하는 비정규직의 영향이 상당할 것이다. 비정규직은 대부분 고용이 불안정하면서 임금 수준이 정규직에 비해 약 60% 수준에 불과하기 때문에 전반적인 임금불평등에 부정적인 영향을 미친다. 게다가 우리나라의 비정규직은 최근에 다소 고용비중이 줄어들긴 하였으나 여전히 전체 임금근로자 중에서 큰 비중을 차지하고 있다. 따라서 비정규직이 임금불평등에 미치는 영향을 파악하는 것은 임금불평등 완화정책을 위해서 매우 중요한 의미가 있다.

본 장은 비정규직에 의한 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 확인하고자 한다. 이를 위해 전체 임금분포에 미치는 영향을 분석할 수 있는 무조건부 분위회귀모형 방법을 활용하여 비정규직 증가에 따른 효과를 실증적으로 추정할 것이다. 또한 시기별로, 비정규직 유형별로 임금분포에 미치는 효과를 파악하여 어느 시기에 어떤 형태의 비정규직이 어느 정도 임금불평등에 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 마지막으로 시기별로 비정규직 비중 증가가 임금분포의 변화에 미치는 요인을 파악하기 위해서 요인분해 기법을 사용하여 분석할 것이다. 결과적으로 비정규직

의 증가가 임금불평등을 심화시키고 있다는 실증적 증거를 제시하고, 이를 통해 비정규직과 정규직 간의 임금격차 축소와 같은 임금불평등 완화 정책의 필요성을 제기할 것이다.

제2절 기존 연구 검토

국내외에서 비정규직의 임금불평등에 미치는 효과에 관한 실증연구 결과가 제시되고 있다. 김민성·김영민(2012)은 「경제활동인구조사 부가조사」 자료를 사용하여 여러 주요 요인 중 비정규직의 변화에 따른 임금불평등 효과를 분석하고 있다. 이들은 2009년 비정규직 비중을 2004년 수준으로 통제했을 때 추정된 반사실적 임금분포와 2009년의 실제 임금분포 결과를 비교해 보면, 정규직 비율의 증가는 임금불평등을 심화시킨다는 증거를 제시하고 있다. 그런데 2004년과 2009년 기간 동안 비정규직 비율 및 정규직과 비정규직 간 임금격차의 변화를 살펴보면, 2008년 경제위기와 기간제보호법의 영향을 받아 비정규직 비율은 줄어들었지만 임금격차는 확대된 것으로 나타났다. 이러한 시장과 제도의 충격을 이들의 분석에서 충분히 반영한 것인지는 분명하지 않다. 따라서 정규직 비율의 변화가 임금불평등에 미치는 일관된 효과를 추정하기 위해서 경제위기나 제도적 변화를 통제한 후 분석하든지, 혹은 다양한 시점에 대한 추가적인 분석이 필요하다.

최근 고용형태가 임금불평등에 미치는 연구로 정준호 외(2017)가 있다. 이 연구는 임금불평등의 변화를 2006~15년 기간 동안 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 분석한 결과로 단시간근로의 증가는 전체 근로자 임금총액의 지니계수를 증가시키지만 시간당 임금 지니계수는 하락시키는 것으로 나타났다. 풀타임 근로자만을 대상으로 지니계수 감소요인을 분해한 결과 불평등 감소에 미미하게 기여하는 것을 확인한 것으로 나타났다. 이들의 연구 결과는 다소 혼란스러운데 「고용형태별 근로실태조사」 자료의 한계로 인한 것으로 추정된다. 이 자료에 따르면, 분석기간

에 비정규직 비중은 줄이지 못한 것으로 나타나는데, 이는 「경제활동인구조사 부가조사」자료상의 비정규직 비중 추이와 상이한 결과이다.

이들 연구와는 달리 임금불평등 분석에 무조건부 분위회귀분석 모형을 활용한 분석 결과로는 대체로 비정규직 증가가 임금불평등을 심화시킨다는 다수의 연구 결과가 제시되고 있다(이용우, 2014; Kim, 2014; Bosio, 2014; 김현경 외, 2015; 최충·정성엽, 2016). 이들의 연구에서 사용하는 무조건부 분위회귀 모형은 조건부 분위회귀분석 모형과는 달리 비정규직 비중의 증가가 전체 임금분포에 미치는 효과를 추정할 수 있다는 측면에서 큰 장점이 있다. 조건부 분위회귀분석(conditional quantile regression) 모형을 사용하면 개인의 이질적 효과를 통제한 모형으로 전반적인 임금분포에 미치는 효과를 추정하기는 어렵다. 이 모형에서의 추정결과는 유사집단의 임금분포 효과로 해석되기 때문에 제한적인 의미만 부여된다. 반면 Firpo et al.(2009)의 무조건부 분위회귀분석 모형(unconditional quantile regression)은 전체적인 임금분포에 미치는 효과를 확인할 수 있다. 특히 여기서 비정규직 혹은 임시직의 고용변화가 무조건부 임금분포에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 즉, 정규직이 비정규직으로 한계적으로 전환하는 경우 임금소득 분위별 분포의 변화를 비교하여 임금불평등 영향을 파악할 수 있다.

무조건부 분위회귀분석 모형은 특정 변수의 변화가 종속변수의 무조건부 분포에 미치는 영향을 추정하기 위해서 Firpo et. al.(2009)이 제안한 재중심 영향함수(recentered influence function: RIF)를 이용한다. RIF는 종속변수 분포로부터 얻어지는 특정 통계량(예를 들어 분위수)에 대한 개별 관측의 영향을 나타내는 영향함수(influence function: IF)를 포함한다. RIF를 활용하면 선형회귀모형을 활용하여 비정규직 비중 변화가 임금에 미치는 영향을 추정할 수 있다. 설명변수가 RIF에 미치는 영향을 추정하기 위해 다음과 같이 RIF-선형회귀모형이 설정된다.

$$RIF_{\tau,y} = \alpha_{\tau} + \beta_{\tau}X_i + \epsilon_i$$

여기서 β_{τ} 는 설명변수 x 가 1단위 증가하면 무조건부 분위수 q 가 얼마나 변화하는지를 나타내는 한계효과이다. 또한 무조건부 분위회귀 모형

에서 도출된 분석 결과를 활용하여 다음과 같은 Oaxaca 요인분해 방식을 적용할 수 있다.

$$\hat{q}_\tau(y_1) - \hat{q}_\tau(y_0) = (\hat{\beta}_{\tau,1} - \hat{\beta}_{\tau,0})\overline{X_1} + (\hat{\beta}_{\tau,0}\overline{X_1} - \hat{\beta}_{\tau,0}\overline{X_0})$$

여기서 우변항의 첫 번째 항은 임금구조 효과이며, 두 번째 항은 구성 효과에 해당한다.

무조건부 분위회귀분석 모형을 활용한 기존 연구 결과를 살펴보면 다음과 같다. 이용우(2014)는 외환위기 이후 임시직 증가가 임금불평등에 미치는 영향을 RIF 분위수 회귀분석 모형을 활용하여 분석하고 있다. 노동패널자료를 이용한 분석 결과는 임시직의 비중 증가가 하위 분위에서 비정규직 임금 수준에 부정적인 영향을 미치면서 전반적으로 임금불평등을 심화시킨다는 실증결과를 제시하고 있다. 또한 각 분위별로 임시직 비중 증가에 따른 상용직과 임시직의 임금격차 변화를 요인분해한 결과를 제시하고 있다. 분석 결과를 보면, 상위 분위에서 임금구조 효과가 더 크게 나타났고, 하위 분위에서 임금구조 효과는 부(-)의 값으로 나타났다.

Kim(2014)은 「경제활동인구조사 부가조사」 자료를 토대로 임시직 비중 증가가 임금불평등에 미치는 효과를 동일한 분석모형을 활용하여 분석하였다. 분석 결과, 임시직 비중 증가가 하위 분위 임금근로자의 임금 소득에 부정적인 영향을 미쳐 전체 임금불평등에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 다음으로 김현경 외(2015)는 시간제 근로의 확산이 임금불평등에 미치는 영향을 같은 방법으로 분석하고 있다. 2007년과 2013년 노동패널자료를 활용한 분석 결과를 보면, 시간제 비중 증가가 모든 소득분위에 걸쳐 부(-)의 효과를 낳는 것을 확인하고 있다. 그 크기를 분위별로 비교하면 하위 분위에서 해당 분위의 소득을 감소시키는 효과가 훨씬 큰 것을 확인할 수 있다. 또한 분배지수별 분석 결과를 보면, 시간제 비중의 확대가 소득불평등을 심화시키는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 한편 시간제 비중 증가가 소득분포지수에 미치는 영향을 요인분해한 결과를 제시하고 있다. 분석 결과, 소득불평등은 시간제근로 확대에 따라 더욱 심화되는데, 주로 임금구조 효과에 의해 설명되고 있다.

비정규직 전체에 대한 임금불평등에 미치는 효과를 분석한 연구는 최

충·정성엽(2016)의 연구가 있다. 이 연구는 2014년 「고용형태별 근로실태조사」 자료를 활용하여 비정규직 비중의 변화가 임금소득 분위별로 미치는 영향 및 지니계수의 변화를 추정하였다. 분석 결과를 보면, 비정규직 확대가 소득불평등에 일정부분 부정적인 영향을 준다는 사실을 제시하고 있으며, 다른 연구와 동일하게 하위 분위의 임금만을 하락시켜서 전반적인 소득불평등을 심화시키는 것으로 나타났다.

외국의 기존연구를 보면, Bosio(2014)는 이탈리아에서 임시직의 확산이 임금분포에 미치는 효과를 비조건부 분위회귀 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과는 유사하게 나타났는데, 하위 분위에서 임시직 확산에 따른 임금불이익이 크게 나타나면서 전반적인 임금불평등을 심화시키는 방향으로 작동하는 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 임시직 비중을 내생성이 있는 변수로 파악하고 도구변수를 포함한 분위회귀모형 분석 결과와 유사한 것으로 나타났다.

이와 같이 임금불평등에 관한 최근의 기존 연구에서 무조건부 분위회귀 모형이 널리 활용되는 것을 확인할 수 있다. 이것은 앞서 살펴본 바와 같이 고용형태별 고용구조의 변화와 같은 요인의 임금불평등 효과를 추정하는 데 가장 적합한 모형이기 때문이다. 본 장에서도 비정규직의 임금불평등 효과분석에 무조건부 분위회귀 모형을 활용하여 분석하고자 한다.

제3절 기초분석

2016년 8월 기준으로 비정규직 근로자 수는 644만 4천 명으로 전체 임금근로자의 32.8%를 차지하고 있다. 종사상 지위 기준으로 임시일용직은 666만 1천 명으로 33.9%로 나타났으며, 비정규직에 속하거나 임시일용직인 경우는 889만 7천 명으로 45.3%를 차지하는 것으로 나타났다. 여기서 비정규직은 고용노동부 기준으로 2002년 노사정위원회의 합의에 의해 정의된 것으로 한시적 근로, 시간제근로, 비전형근로(파견, 용역, 일일, 가내, 특수형태)를 지칭한다. 또한 종사상 지위 기준은 통계청의 「경제활동인

구조사 부가조사」에서 지속적으로 조사된 통계로 임금근로자는 상용직, 임시직, 일용직으로 분류되고, 비임금근로는 자영업자와 무급가족종사자로 구분한다.

비정규직이거나 임시일용직은 2007년에 임금근로자의 56.4%였으나 이후 지속적으로 감소하여 2010년에 51.5%였고 2016년에 45.3%까지 낮아졌다. 이러한 감소 추세는 사회보험 및 노동법 사각지대에서 벗어난 노동자가 늘어난 결과로 판단된다. 반면 비정규직 규모는 2007년 570만 3천 명에서 2010년에 다소 줄어들었다가 2013년에 594만 6천 명으로 증가하였고, 2016년에 644만 4천 명으로 증가하였다. 이 기간 동안 임금근로자 중 비정규직 비중은 2007년에 35.9%에서 2016년에 32.8%로 감소 추세를 보이고 있지만 2011년에 전년에 비해 비정규직 비중이 다소 높아졌으며, 2015년과 2016년에도 다소 높아진 것으로 나타났다.

〈표 3-1〉 비정규직/임시일용직 고용변동 추이

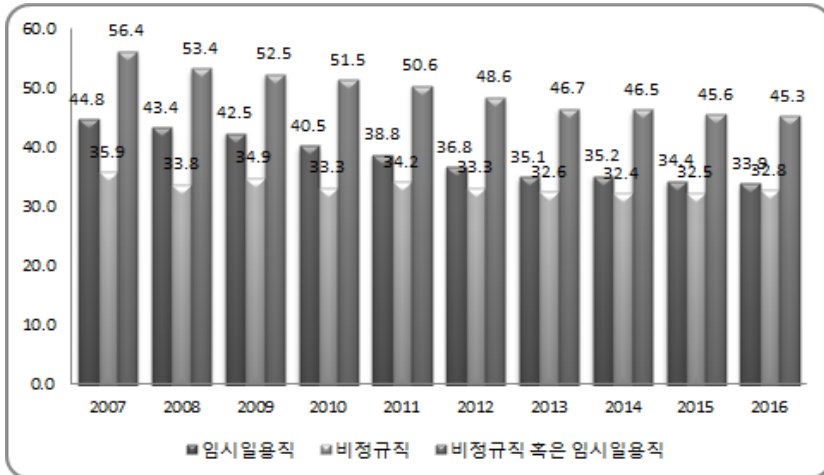
(단위: %)

	임금근로자	임시일용직	비정규직	비정규직 혹은 임시일용직
2007	15,882	7,119	5,703	8,951
2010	17,048	6,897	5,685	8,775
2013	18,240	6,398	5,946	8,515
2016	19,627	6,661	6,444	8,897
2007	100.0	44.8	35.9	56.4
2010	100.0	40.5	33.3	51.5
2013	100.0	35.1	32.6	46.7
2016	100.0	33.9	32.8	45.3
2007~2010년 증감률	7.3	-3.1	-0.3	-2.0
2010~2013년 증감률	7.0	-7.2	4.6	-3.0
2013~2016년 증감률	7.6	4.1	8.4	4.5

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

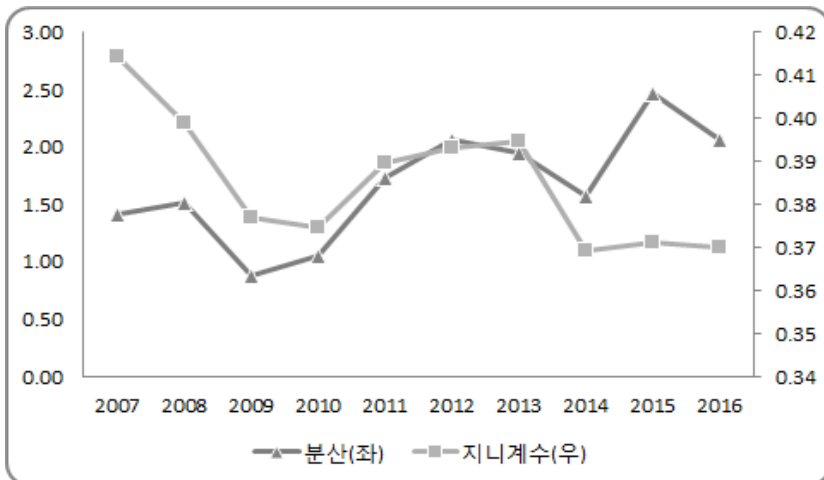
[그림 3-1] 비정규직/임시일용직 고용비중 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-2] 임금불평등지수 변화 추이

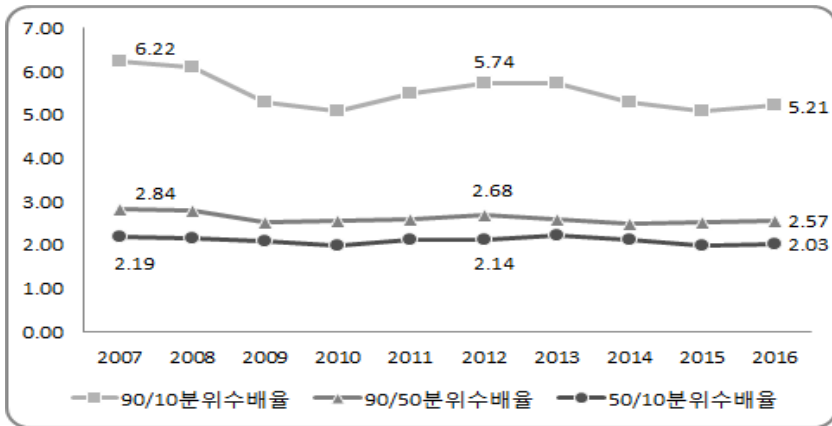


자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

임금근로소득의 지니계수와 분산의 변화 추이를 보면, 비정규직 비중이 늘어난 2011년과 2015년에 임금불평등도가 악화되는 양상을 보이고 있다. 지니계수는 2007년 이래로 점차 낮아지는 추이를 보이고 있어 임금

소득 불평등도는 점차 개선되어가고 있는 것을 확인할 수 있다. 그러나 임금소득 분산의 변화를 보면, 오히려 악화되는 양상을 보이고 있다. 한편 임금소득 분위수 배율의 추이를 보면, 90/10 분위수 배율은 지속적으로 낮아지는 추세를 보이는데, 2011년에 다소 높아졌다가 2016년에 다시 높아졌다. 90/50 분위수 배율과 50/10 분위수 배율도 유사한 추이를 보이고 있지만 전반적으로 큰 변화는 없는 것으로 나타났다.

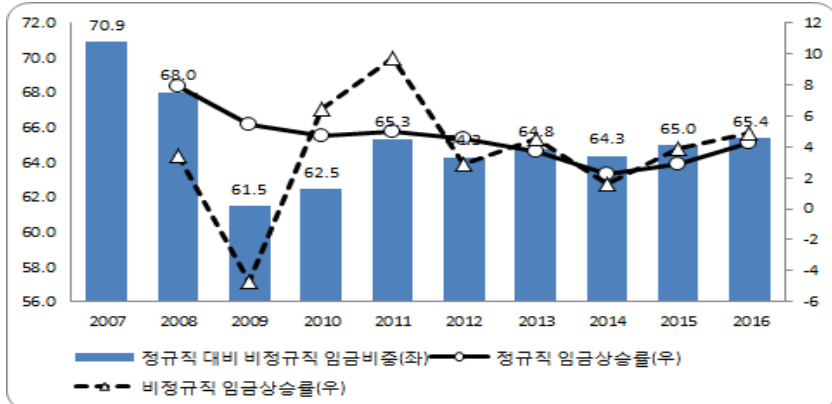
(그림 3-3) 임금소득 분위수 배율별 변화 추이



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

(그림 3-4) 정규직 대비 비정규직 임금비중 추이

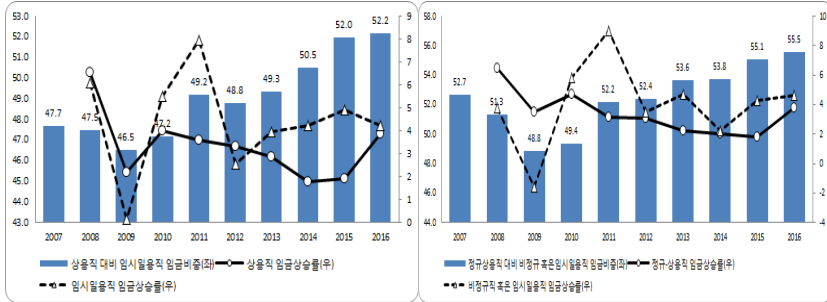
(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

(그림 3-5) 고용형태별 - 종사상 지위별 임금비중 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

정규직 대비 비정규직의 시간당 임금비중 추이를 살펴보면, 2007년에 70.9% 수준으로 높았으나 금융위기의 영향을 받아 2008년에 68.0%, 2009년에 61.5%로 크게 하락하였다. 이러한 현상은 금융위기의 영향으로 비정규직의 임금상승률이 크게 하락하면서 나타난 것으로 설명된다. 2009년 이후 정규직 대비 비정규직 임금비중은 점차 높아져 2011년에 65.3% 수준까지 높아졌고 이후 유사한 수준을 유지하는 것으로 나타나고 있으나 2007년 수준을 회복하지는 못하였다.

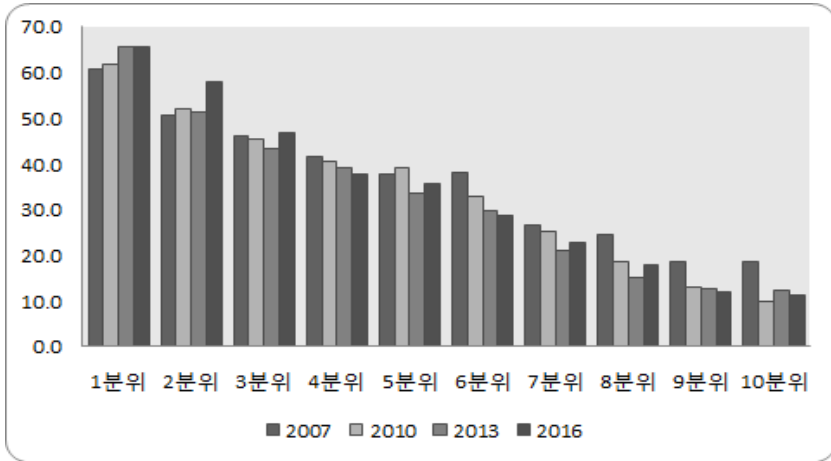
종사상 지위별로 임금비중 추이를 살펴보면, 상용직 대비 임시일용직의 임금비중은 금융위기 시기를 제외하면 지속적으로 높아지는 것을 확인할 수 있다. 정규-상용직 대비 비정규 혹은 임시일용직의 임금비중도 금융위기 이후 지속적으로 상승하는 추세를 보인다. 그러나 2016년 기준으로 임시일용직은 상용직 임금의 52.2% 수준에 그쳤으며, 비정규 혹은 임시일용직은 정규-상용직 임금의 55.5% 수준에 그쳤다.

[그림 3-6]은 임금소득 10분위별로 비정규직 비중의 변화를 시기별로 살펴본 결과이다. 우선 비정규직이 정규직에 비해 임금 수준이 낮기 때문에 하위 분위에서 비정규직 비중이 크게 나타나고 상위 분위로 갈수록 작아지는 것을 확인할 수 있다. 시기별 추이를 살펴보면, 상위 분위에서 비정규직 비중은 낮아지는 추이를 보인 반면, 하위 3분위에서 비정규직 비중이 늘어나는 추세를 보이고 있다. 특히 2016년에는 2013년에 비해 2, 3분위에서 비정규직 비중 증가폭이 큰 것으로 나타났다. 2분위에서 비정규

직 비중은 2013년 51.4%에서 2016년 57.7%로 높아졌고, 3분위의 경우 43.2%에서 46.8%로 높아졌다. 상위 분위에서 비정규직 비중이 낮아진 반면, 하위 분위에서 높아지면서 비정규직 비중 증가에 따른 임금불평등 효과는 더욱 커질 것으로 판단된다.

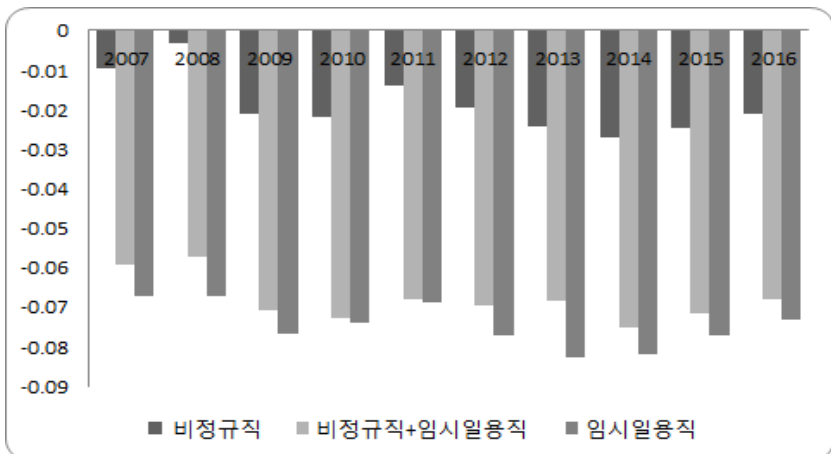
[그림 3-6] 임금소득 분위별 비정규직 비중 추이 변화

(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-7] 정규직 대비 비정규직 임금불이익 추이



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-7]은 정규직과 비정규직의 임금격차를 인적 속성 및 사업체 속성을 통제한 후 비정규직 변수의 추정계수를 시기별로 보여주고 있다. 정규직과 비정규직의 임금격차는 상용직과 임시일용직 간의 임금격차, 비정규직 혹은 임시일용직과 정규-상용직인 경우와의 임금격차보다 낮게 추정되고 있다. 그러나 시기별 임금격차 추이는 세 가지 유형이 유사하게 추정되고 있다. 금융위기 직후 2009년부터 비정규직 혹은 임시일용직의 임금불이익은 높아졌고, 이후 2011년까지 낮아지다가 2012년에 다시 높아졌으며, 이후 점차 낮아지는 추세를 보이고 있다.

금융위기 이후 비정규직은 정규직에 비해 임금 수준이 2% 이상 낮은 것으로 추정되고 있고, 임시일용직은 상용직에 비해 약 7~8% 임금 수준이 낮은 것으로 추정되며, 비정규직이거나 임시일용직은 정규-상용직보다 6~7% 낮은 것으로 추정된다.

전반적으로 비정규직의 임금불이익은 경제위기와 경기변동에 따라 변화하고 있지만 점진적으로 커지는 양상을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 비정규직이나 임시일용직의 비중이 축소되면서 그 질은 더욱 악화되고 있음을 의미한다.

제4절 고용형태별 고용구조 변화에 따른 임금분포 효과 분석

<표 3-2>는 2007~16년 기간 동안 「경제활동인구조사 부가조사」 자료를 활용하여 대표적인 임금소득 불평등지수인 지니계수에 미친 영향을 RIF-회귀분석모형을 통해 분석한 결과를 보여준다. 비정규직의 증가가 지니계수에 미치는 효과를 추정하기 위해서 인적 속성과 사업체 속성변수를 포함하여 분석하였다. 비정규직보다 임시일용직이 임금 수준이 낮기 때문에 임시일용직과 임시일용직이거나 비정규직인 경우에 고용형태별, 종사상 지위별 비중 증가가 지니계수에 미치는 효과를 추정하였다.

분석 결과, 비정규직 혹은 임시일용직의 증가는 인적 속성 및 사업체 속성을 통제한 후 지니계수를 높이는 방향으로 작용하였다. 특히 비정규직 보다 임시일용직 비중이 높아지면 지니계수를 더 높이는 방향으로 작용하였고, 비정규직이거나 임시일용직인 경우에도 비정규직보다 지니계수를 더욱 높이는 것으로 나타났다.

연도별 지니계수 추이를 보면, 2007년에 비해 기간이 경과하면서 지니계수는 낮아지는 것으로 나타났다. 대학원 졸업자를 제외하면 고학력자 비중이 높아지면 임금불평등도를 낮추는 것으로 추정되었고, 장기근속자 비중이 늘어나면 임금불평등도를 개선시키는 것으로 나타났다.

〈표 3-2〉 RIF-회귀분석 결과(지니계수)

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
가구주 여부	-0.001	0.067	-0.003	0.001	-0.002	0.002
유배우자	0.013	0.000	0.011	0.000	0.012	0.000
남성	-0.007	0.000	-0.009	0.000	-0.007	0.000
연령	-0.006	0.000	-0.006	0.000	-0.007	0.000
연령 제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
근속연수	-0.001	0.000	-0.003	0.000	-0.002	0.000
근속연수 제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
고졸	-0.015	0.000	-0.017	0.000	-0.016	0.000
전문대졸	-0.026	0.000	-0.035	0.000	-0.031	0.000
대졸	0.000	0.985	-0.006	0.000	-0.003	0.090
대학원졸	0.067	0.000	0.061	0.000	0.064	0.000
관리자	0.025	0.000	0.009	0.011	0.017	0.000
전문가 및 관련종사자	-0.024	0.000	-0.035	0.000	-0.029	0.000
사무종사자	-0.049	0.000	-0.061	0.000	-0.053	0.000
서비스종사자	-0.003	0.055	-0.002	0.002	-0.003	0.175
판매종사자	-0.045	0.000	-0.042	0.000	-0.041	0.000
농림어업 숙련종사자	-0.067	0.000	-0.065	0.000	-0.066	0.000
기능원 및 관련기능종사자	-0.069	0.000	-0.072	0.000	-0.070	0.000
장치, 기계조작 및 조립 종사자	-0.065	0.000	-0.075	0.000	-0.070	0.000
농림어업 및 광업	0.051	0.000	0.056	0.000	0.055	0.000

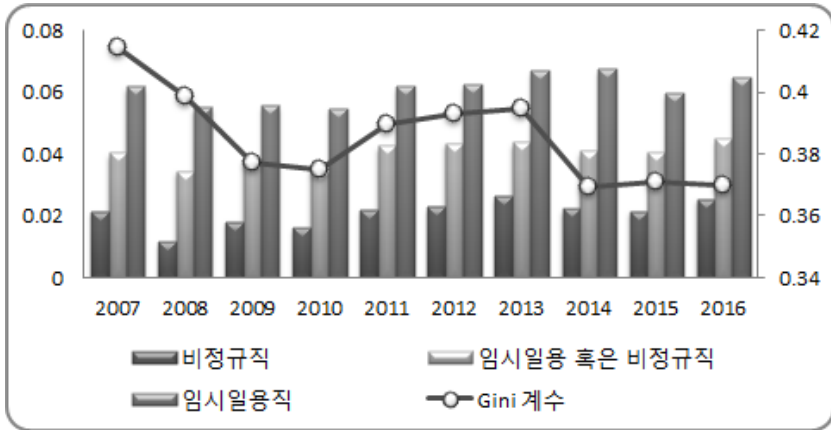
〈표 3-2〉의 계속

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
전기가스 및 수도업	0.003	0.481	0.004	0.043	0.002	0.428
건설업	-0.032	0.000	-0.025	0.000	-0.027	0.000
유통서비스업	0.011	0.000	0.015	0.000	0.012	0.000
사업서비스업	0.004	0.012	0.001	0.455	-0.002	0.021
공공서비스업	-0.033	0.000	-0.031	0.000	-0.033	0.000
개인서비스업	-0.007	0.000	-0.001	0.230	-0.005	0.000
노조가입 여부	0.000	0.872	-0.004	0.000	0.000	0.965
1~4명	-0.022	0.000	-0.004	0.000	-0.012	0.000
5~9명	-0.047	0.000	-0.038	0.000	-0.042	0.000
10~29명	-0.051	0.000	-0.048	0.000	-0.050	0.000
30~99명	-0.053	0.000	-0.054	0.000	-0.054	0.000
100~299명	-0.042	0.000	-0.045	0.000	-0.044	0.000
임시일용직	0.066	0.000				
비정규직			0.018	0.000		
비정규직+임시일용직					0.041	0.000
2008년 더미	-0.010	0.000	-0.011	0.000	-0.010	0.000
2009년 더미	-0.011	0.000	-0.013	0.000	-0.011	0.000
2010년 더미	-0.017	0.000	-0.020	0.000	-0.018	0.000
2011년 더미	-0.024	0.000	-0.028	0.000	-0.026	0.000
2012년 더미	-0.029	0.000	-0.034	0.000	-0.031	0.000
2013년 더미	-0.034	0.000	-0.040	0.000	-0.037	0.000
2014년 더미	-0.042	0.000	-0.047	0.000	-0.044	0.000
2015년 더미	-0.048	0.000	-0.054	0.000	-0.050	0.000
2016년 더미	-0.047	0.000	-0.053	0.000	-0.050	0.000
상수항	0.418	0.000	0.452	0.000	0.432	0.000
사례 수	258,996		258996		258,996	
Adj R-squared	0.230		0.2092		0.2172	

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-8]은 비정규직 혹은 임시일용직 비중 변화가 지니계수의 변화에 미치는 효과를 무조건부 회귀모형을 통해 분석한 결과를 시기별로 나타낸 것이다. 우선 임시일용직 비중의 증가가 임금불평등에 미치는 효과가 가장 큰 것으로 나타나고 있으며, 다음으로 임시일용직이거나 비정규직 비중 증가가 임금불평등에 미치는 효과가 컸다. 비정규직의 비중 변화가 임금불평등에 미치는 부정적인 효과는 상대적으로 낮은 편이었다.

[그림 3-8] 비정규직 비중 증가가 지니계수에 미치는 영향분석



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

비정규직이든, 임시일용직이든 그 둘 모두에 해당하는 경우의 비중 증가는 임금불평등에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시기별로 보면, 기간제보호법이 시행되었던 2007년 이후 2010년까지 비정규직 비중의 변화가 임금불평등에 미친 부정적인 효과는 점차 완화되는 추이를 보이다가 2010년 이후 2013년까지 높아지는 추이를 보이고 있다. 2013년 이후에 그 부정적인 효과는 다소 완화되는 양상이다.

이러한 비정규직 비중 변화가 임금불평등 전반에 미치는 시기별 효과를 지니계수의 변화 추이와 비교하면 상당히 유사하게 움직이고 있는 것으로 확인할 수 있다. 즉, 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 증가가 임금 분포에 미치는 부정적 효과가 커지면 지니계수도 높아지는 양상을 보이고 있으며, 그 반대로 비정규직 혹은 임시일용직 비중에 따른 부정적인 효과가 낮아지면 지니계수도 낮아지는 추이를 보이고 있다. 이러한 결과로 전체 임금불평등도에 비정규직 혹은 임시일용직의 증가가 상당한 영향을 미치는 것으로 추론할 수 있다.

<표 3-3>은 무조건부 분위회귀분석 모형을 활용하여 비정규직 증가가 임금분포에 미치는 효과를 추정한 결과이다. 분석 결과를 보면, 하위 분위에 속하는 1분위인 경우와 중위 분위인 경우에 비정규직 비중 증가는 임금 수준을 하락시키는 방향으로 작용하였다. 반면 상위 분위에 속하는

9분위의 경우 비정규직 비중 증가는 임금 수준을 개선시키는 것으로 확인된다.

〈표 3-3〉 무조건부 분위회귀분석 결과

	1분위수		5분위수		9분위수	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
가구주 여부	0.015	0.000	0.058	0.000	0.054	0.000
유배우자	-0.001	0.337	0.036	0.000	0.069	0.000
남성	0.031	0.000	0.117	0.000	0.098	0.000
연령	0.016	0.000	0.011	0.000	0.014	0.000
연령 제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
근속연수	0.005	0.000	0.021	0.000	0.005	0.000
근속연수 제곱	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
고졸	0.049	0.000	0.029	0.000	0.031	0.000
전문대졸	0.077	0.000	0.092	0.000	0.048	0.000
대졸	0.058	0.000	0.162	0.000	0.205	0.000
대학원졸	0.046	0.000	0.168	0.000	0.525	0.000
관리자	0.160	0.000	0.276	0.000	0.461	0.000
전문가 및 관련종사자	0.113	0.000	0.221	0.000	0.209	0.000
사무종사자	0.117	0.000	0.189	0.000	0.057	0.000
서비스종사자	0.039	0.000	0.063	0.000	0.109	0.000
판매종사자	0.091	0.000	0.122	0.000	0.056	0.000
농림어업 숙련종사자	0.103	0.000	0.040	0.001	-0.099	0.000
기능원 및 관련기능종사자	0.120	0.000	0.141	0.000	-0.020	0.000
장치, 기계조작 및 조립종사자	0.110	0.000	0.094	0.000	-0.093	0.000
농림어업 및 광업	-0.135	0.000	0.019	0.000	0.057	0.000
전기가스 및 수도업	0.022	0.000	0.014	0.022	0.088	0.000
건설업	0.034	0.000	0.019	0.000	-0.023	0.000
유통서비스업	-0.025	0.000	-0.055	0.000	0.003	0.512
사업서비스업	0.012	0.000	0.004	0.062	0.063	0.000
공공서비스업	0.030	0.000	-0.033	0.000	-0.113	0.000
개인서비스업	-0.031	0.000	-0.060	0.000	-0.098	0.000
노조가입 여부	-0.004	0.000	0.068	0.000	0.023	0.000
1~4명	-0.088	0.000	-0.179	0.000	-0.325	0.000
5~9명	-0.024	0.000	-0.143	0.000	-0.331	0.000
10~29명	-0.002	0.224	-0.088	0.000	-0.304	0.000

〈표 3-3〉의 계속

	1분위수		5분위수		9분위수	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값	추정계수	p-값
30~99명	0.007	0.000	-0.046	0.000	-0.292	0.000
100~299명	0.010	0.000	-0.028	0.000	-0.236	0.000
비정규직	-0.018	0.000	-0.031	0.000	0.013	0.000
2008년 더미	0.046	0.000	0.037	0.000	0.048	0.000
2009년 더미	0.063	0.000	0.046	0.000	0.059	0.000
2010년 더미	0.086	0.000	0.070	0.000	0.083	0.000
2011년 더미	0.113	0.000	0.099	0.000	0.107	0.000
2012년 더미	0.131	0.000	0.122	0.000	0.131	0.000
2013년 더미	0.148	0.000	0.139	0.000	0.144	0.000
2014년 더미	0.163	0.000	0.160	0.000	0.149	0.000
2015년 더미	0.179	0.000	0.181	0.000	0.165	0.000
2016년 더미	0.181	0.000	0.200	0.000	0.193	0.000
상수항	-0.195	0.000	0.067	0.000	0.582	0.000
사례 수	258,996		258,996		258,996	
Adj R-squared	0.221		0.465		0.328	

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-9]는 2007~16년 기간 동안 무조건부 분위회귀분석을 통해 비정규직 비중 증가가 전체 임금분포에 미치는 효과를 추정한 결과를 보여 준다. 즉, <표 3-3>의 분석모형을 활용하여 도출된 비정규직, 임시일용직, 비정규직 혹은 임시일용직 변수의 추정계수를 분위별로 나타낸 결과이다. 분석 결과를 보면, 하위 분위에서 임금감소 효과가 크고 상위 분위로 갈수록 그 효과가 작아지거나 임금상승 효과로 전환되는 양상을 보여 준다. 이러한 결과로 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 증가는 임금불평등을 확대시키는 작용을 하는 것으로 확인된다. 비정규직 비중 증가보다 임시일용직의 증가가 임금불평등에 더욱 커다란 효과를 보이는 것을 확인할 수 있으며, 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 증가도 임금불평등에 미치는 효과가 큰 것으로 나타났다.

[그림 3-9] 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과(무조건부 분위회귀모형 결과, 2007~2016년)



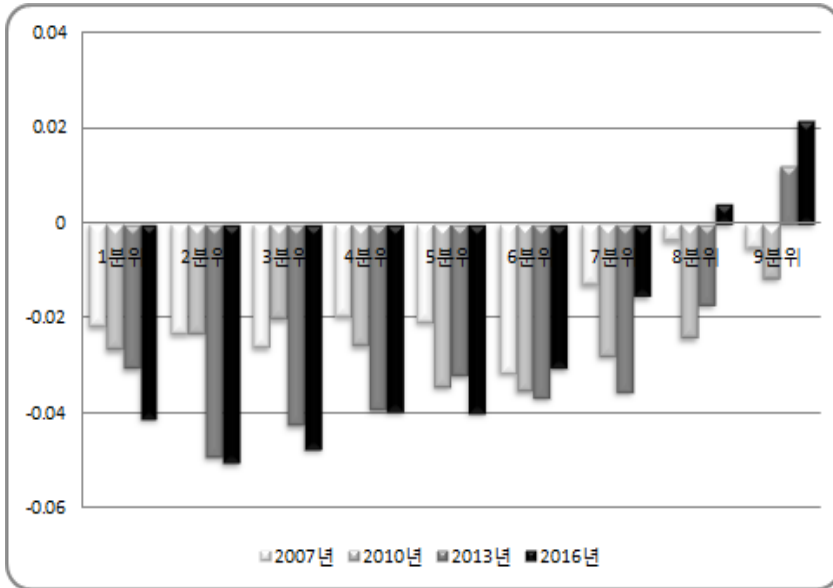
자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-10]은 비정규직 비중 증가가 전체 임금분포에 미치는 효과를 무조건부 분위회귀분석 모형을 통해 시기별로 얻은 결과이다. 각 시점별로 분석한 결과를 보면, 9분위를 제외하면 비정규직 비중의 증가는 임금 불이익을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히 하위 분위일수록 비정규직 비중의 증가가 임금 수준에 미치는 부정적 효과가 더욱 큰 것을 확인할 수 있다.

하위 분위에서 기간이 경과하면서 비정규직 비중 증가의 부정적인 임금효과가 더욱 커지는 것을 확인할 수 있다. 1분위에서 2007~16년 기간 동안 비정규직 비중 증가는 임금 수준을 더욱 악화시키는 것으로 나타났고 2분위~5분위까지도 유사한 결과를 보이고 있다. 반면 6분위와 7분위에서 2016년에 부정적 효과가 다소 낮아졌고 8분위는 2013년부터 부정적 효과가 낮아지더니 2016년에는 긍정적인 효과로 전환되었으며, 9분위는 2013년부터 긍정적인 효과로 전환된 것으로 나타났다.

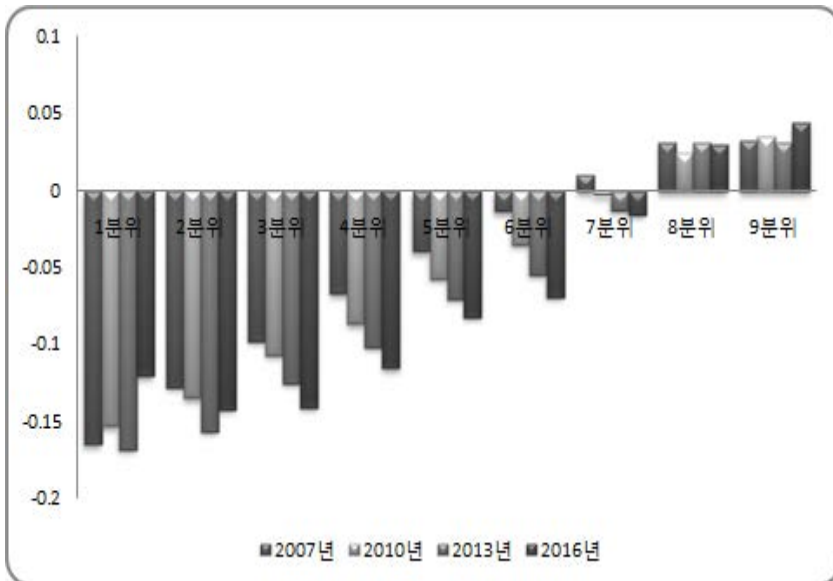
결과적으로 하위 분위에서 비정규직 비중이 늘어나면서 임금분포에 대한 부정적인 영향을 확인할 수 있지만 상위 분위는 긍정적인 영향을 확인할 수 있다. 또한 기간이 경과하면서 중간 분위에서 임시일용직의 증가가

〔그림 3-10〕 비정규직 비중 증가가 시기별 임금분포에 미치는 효과



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

〔그림 3-11〕 임시일용직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

임금분포에 미치는 부정적인 효과가 확대되는 것을 확인할 수 있다. 결국 시간이 경과할수록 비정규직 비중 증가에 따른 임금불평등 효과는 커지는 것으로 판단된다.

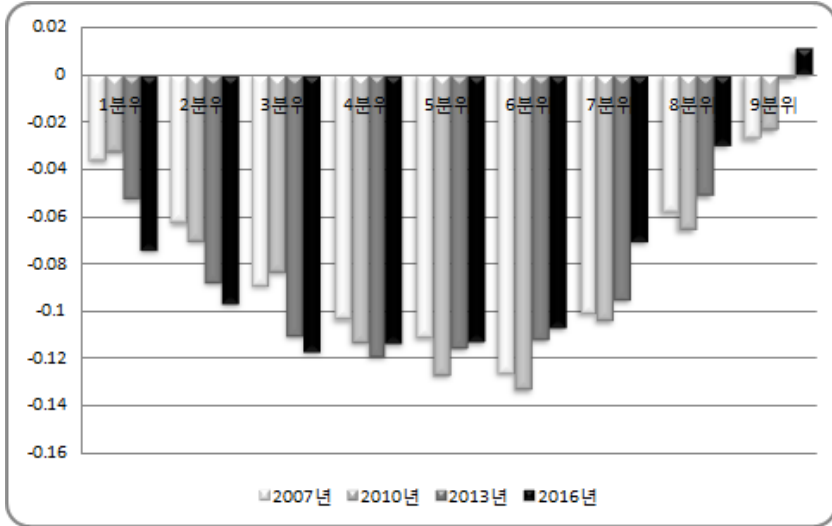
[그림 3-11]은 무조건부 분위회귀분석 모형을 통해 임시일용직의 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 시기별로 분석한 결과를 보여준다. 분석 결과를 보면, 전체 임금근로자 중에서 임시일용직의 비중이 1%p 증가하면 전반적으로 임금불평등도가 높아지는 것으로 나타났다. 8~9분위를 제외하면 모두 임시일용직 비중의 증가는 임시일용직의 임금소득을 낮추는 방향으로 작용하였다. 특히 7분위를 기준으로 하위 분위와 상위 분위의 효과가 극적으로 상이하게 나타나는데, 특히 6분위 이하 하위 분위에서 임시일용직 비중의 증가는 임금이 미치는 부정적 효과가 큰 것으로 나타났다.

2분위~6분위는 대체로 기간이 경과하면서 임시일용직 비중 증가가 각 분위의 임금 수준에 미치는 부정적인 효과가 커지는 것을 확인할 수 있다. 2분위에서 2007~13년 기간 동안 임시일용직의 비중 증가는 임금 수준을 더욱 낮추는 방향으로 작용하였고 3분위~6분위에서도 기간이 경과하면서 부정적인 임금효과가 지속적으로 확대되는 양상을 보이고 있다. 한편 8, 9분위에서 임시일용직 비중의 증가는 임금 수준을 높이는 것으로 나타나고 있으며, 시기별 변화는 크지 않았다.

결과적으로 임시일용직 비중이 늘어나면서 하위 분위에서는 임금불이익을 확대시키고, 상위 분위에서 임금 수준을 올리면서 임금불평등은 확대되는 것으로 확인된다. 게다가 이러한 추세가 기관이 경과하면서 구조화되는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다.

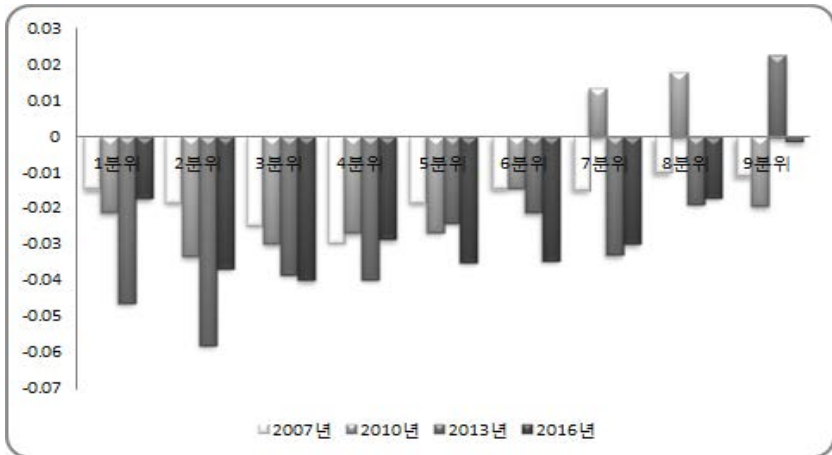
[그림 3-12]는 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 변화가 전체 임금분포에 미치는 효과를 무조건부 분위회귀분석 모형을 통해 시기별로 제시한 결과이다. 분석 결과를 보면, 2016년 9분위를 제외하면 모두 비정규직이거나 임시일용직 비중의 증가가 임금불이익을 증가시키는 방향으로 작용하는 것을 알 수 있다. 특히 중위 분위에 해당하는 4분위~7분위에서 비정규직이거나 임시일용직의 비중 증가가 임금 수준을 낮추는 효과가 큰 것으로 나타났다.

[그림 3-12] 비정규직 혹은 임시일용직 변화가 임금분포에 미치는 효과



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-13] 한시근로 비중 증가에 따른 임금분포 효과(무조건부 분위회귀모형)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

하위 분위에서 기간이 경과하면서 비정규직이거나 임시일용직 비중의 증가가 임금 수준에 미치는 부정적 효과가 커지는 것으로 나타나고 있다. 1분위~3분위에 해당하는 하위 분위는 기간이 경과하면서 비정규직 변수

의 부(-)의 값이 커지는 것으로 나타났다. 4분위는 2013년까지 부정적인 효과가 커지다가 2016년에 다소 완화된 것으로 확인된다. 5분위는 2010년 이후 비정규직이거나 임시일용직 비중 변화의 부정적인 효과가 완화되는 것으로 나타났으며, 6분위~8분위에서도 유사한 결과를 얻을 수 있다.

결과적으로 비정규직이거나 임시일용직 비중이 늘어나면 중위 분위와 하위 분위 간에는 임금불평등이 완화되는 양상을 보이지만 중위 분위와 상위 분위 간의 임금불평등은 악화시키는 것을 확인할 수 있다. 상위 분위에서는 기간이 경과하면서 다소 그 영향이 완화되는 경향을 보이지만 하위 분위는 오히려 부정적인 영향이 커지는 것으로 확인된다.

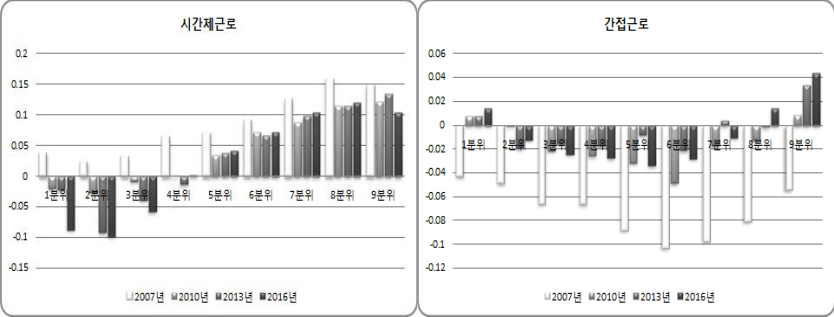
한시근로를 비롯하여 보다 세부적인 비정규직 형태의 변화가 전체 임금분포에 미치는 효과를 분석하기 위해서 무조건부 분위회귀 모형에 한시근로, 시간제근로, 간접근로, 기타 비정규직 형태(호출노동, 특수노동, 가내노동) 변수를 포함하여 분석 결과를 도출하였다. [그림 3-13]~[그림 3-14]는 무조건부 분위회귀분석 모형을 활용하여 도출된 비정규직 형태별 변수의 추정계수를 시기별로 제시한 결과이다. 우선 한시근로의 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 살펴보면, 2007년의 경우 임금감소 효과가 분위별로 비슷하게 나타나 임금불평등에 미치는 효과는 제한적이었다. 그러나 2010년과 2013년의 경우 상위 분위로 갈수록 임금감소폭은 줄어들고 9분위에서 임금증가 효과를 보이기도 해서 전체 임금불평등이 심화되는 것으로 나타났다. 2016년에 각 분위별 임금소득 감소폭은 2013년 보다 줄어드는 양상을 보이고 있지만 상위 분위와 하위 분위의 임금감소폭에 차이가 나타나면서 임금불평등에 미치는 효과는 강한 것으로 확인된다.

무조건부 분위회귀분석 모형을 활용하여 시간제근로의 비중 증가가 전체 임금분포에 미치는 효과를 시기별로 살펴보면, 상위 분위로 갈수록 추정계수가 커지는 양상을 보이는 것으로 나타나 시간제근로 증가가 임금불평등을 강화시키는 것으로 판단된다. 이러한 양상은 전 시기에 걸쳐 일관성을 띠고 나타나는 양상이지만 시간이 경과하면서 하위 분위는 임금소득 감소의 크기가 커지면서 임금불평등이 악화되는 것으로 나타났다.

간접근로의 비중 증가는 중간 분위와 하위 분위의 격차를 줄이는 대신 중간 분위와 상위 분위의 임금격차는 커지는 방향으로 나타났다. 다만 최

하위 1분위와 최상위 9분위의 경우 2010년 이후 임금상승 효과를 보인 반면, 다른 분위에서 간접근로의 비중 증가는 임금소득 감소를 야기하는 것으로 나타났다.

〔그림 3-14〕 임금분포에 관한 시간제근로/간접근로 비중 증가의 임금분포 효과
(무조건부 분위회귀모형)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

〈표 3-4〉 요인분해(2007~2016년)

	1분위	5분위	9분위
2016	0.460	0.739	1.262
2007	0.292	0.546	1.054
변화량	0.167	0.193	0.210
구성 효과	0.021	0.056	0.068
가구주 여부	0.000	-0.001	-0.001
유배우자	0.000	0.000	-0.001
남성	0.000	-0.002	-0.003
연령	0.067	0.034	0.034
연령 제공	-0.078	-0.038	-0.027
근속연수	0.002	0.021	0.001
근속연수 제공	0.000	-0.009	0.031
고졸	0.003	0.004	0.002
전문대졸	0.001	0.002	0.000
대졸	-0.001	0.004	0.008
대학원졸	0.000	0.001	0.006
직업더미	0.025	0.046	0.021
산업더미	0.001	0.001	-0.001
규모더미	0.002	0.002	0.003

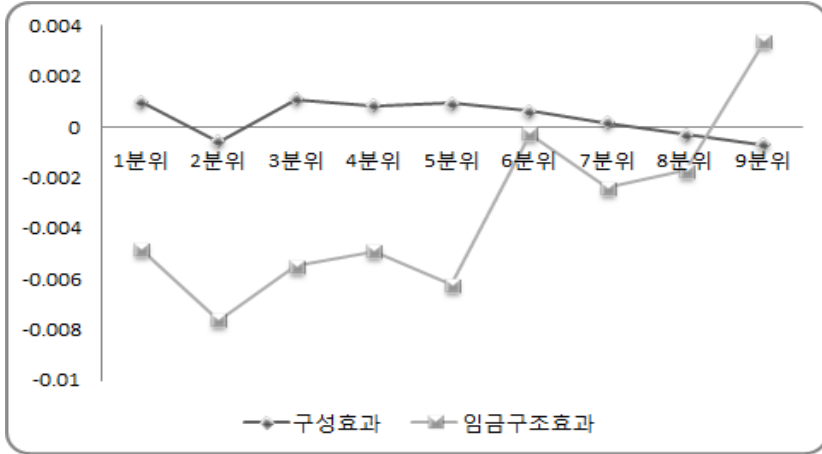
〈표 3-4〉의 계속

	1분위	5분위	9분위
노조가입 여부	0.000	-0.008	-0.005
비정규직	0.001	0.001	-0.001
임금구조 효과	0.146	0.137	0.142
가구주 여부	-0.006	-0.003	0.009
유배우자	0.010	0.002	0.005
남성	-0.001	0.003	0.011
연령	0.046	-0.024	-0.211
연령 제곱	-0.008	0.038	0.091
근속연수	-0.013	-0.027	-0.067
근속연수 제곱	0.005	0.014	0.023
고졸	0.002	0.000	0.002
전문대졸	0.001	-0.008	-0.001
대졸	0.003	0.005	-0.013
대학원졸	0.000	0.003	0.001
직업더미	0.028	-0.017	-0.053
산업더미	0.004	-0.001	-0.014
규모더미	0.000	-0.004	-0.052
노조가입 여부	-0.001	0.005	-0.011
비정규직	-0.005	-0.006	0.003
상수항	0.078	0.157	0.417

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

2007년과 2016년의 무조건부 분위회귀분석 결과를 비교하여 이 기간 동안 설명변수들이 각 분위수의 임금 수준에 미치는 효과를 파악할 수 있다. 특히 임금 수준 변화가 개인의 구성 변화에 따른 효과(구성 효과)에 의한 것인지 임금이 미치는 계수의 변화(임금구조 효과)에 따른 것인지 요인분해할 수 있다. <표 3-4>는 무조건부 분위회귀 모형을 2007년과 2016년에 각각 분석한 결과를 요인분해한 결과이다. 전체 분위에서 구성 효과보다 임금구조 효과가 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 특히 연령 및 직업변수에서 정(+)의 임금구조 효과가 뚜렷하게 나타났다. 비정규직 변수의 경우 구성 효과는 거의 영향이 없는 것으로 나타난 반면, 임금구조 효과는 중하위 분위에서 부(-)의 값을 보이고, 상위 분위는 정(+)의 값을 보이고 있어 비정규직의 비중 증가는 이 기간 동안에 임금불평등에 미치는 부정적인 효과가 더 커진 것으로 확인된다.

[그림 3-15] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2016년)



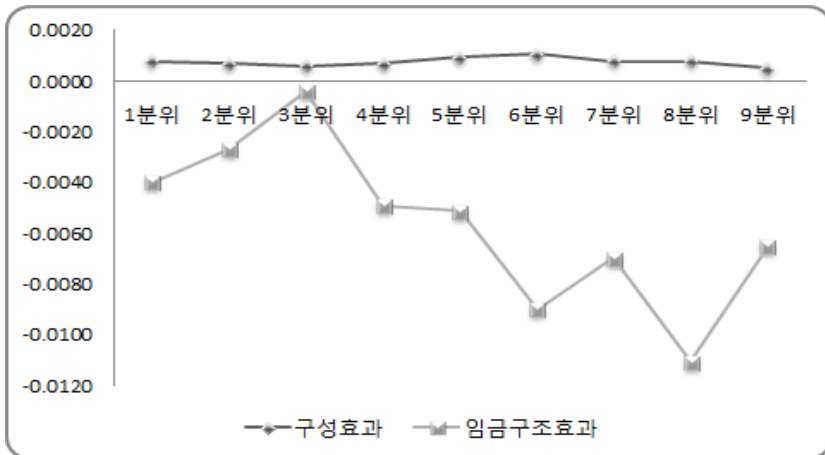
자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-15]는 2007년과 2016년의 무조건부 분위회귀분석 모형을 활용하여 도출한 요인분해 결과에서 비정규직 비중 증가 효과의 추이를 보여준다. 구성적 요인에 의한 효과는 각 분위별로 거의 변화가 없는 것으로 나타나면서 임금분포에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 확인된 반면, 구조적 요인에 의한 효과는 전반적으로 우상향하는 양상을 보이면서 임금불평등을 심화시키는 것으로 나타나고 있다. 1분위~5분위의 하위 분위는 비정규직 비중이 증가하면서 임금감소폭을 확대시키는 방향으로 작용하는 것으로 확인되지만 6분위~8분위는 거의 변화가 없었고 9분위는 비정규직 비중 증가가 임금 수준을 상승시키는 것으로 나타났다. 결과적으로 비정규직 구성 변화에 의한 임금분포의 변화는 미미하였지만 비정규직의 구조적 요인에 의한 변화는 임금불평등을 강화시키는 것을 확인할 수 있다.

[그림 3-16]은 2007년과 2010년에 비정규직 비중 증가가 전체 임금분포에 미치는 효과를 구성 효과와 임금구조 효과로 요인분해한 결과를 보여준다. 이 시기는 지니계수를 통해 확인한 바에 따르면 임금불평등도가 완화되는 시기에 해당한다. 요인분해 결과를 보면, 비정규직의 구성 효과는 전체 임금분위에 걸쳐 다소나마 임금 수준 상승에 기여하는 것으로 확인되는 반면, 임금구조 효과는 3분위를 제외하면 전 분위에서 임금 수준

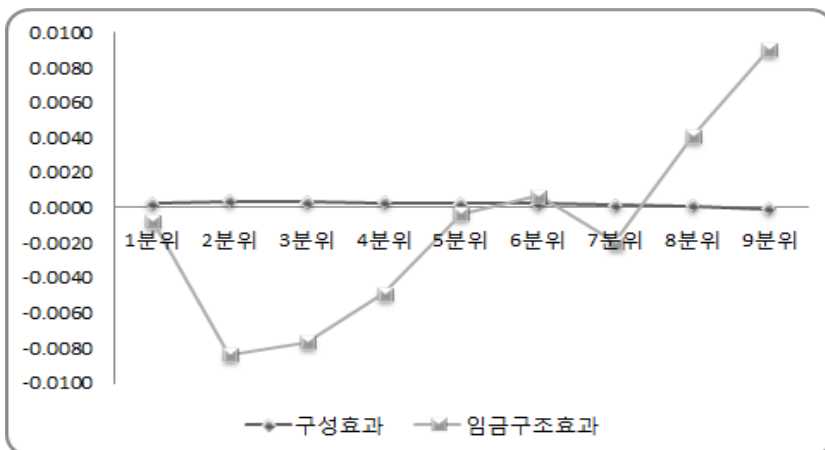
변화에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 특히 상위 분위에서 부정적인 효과가 더욱 큰 것을 확인할 수 있다. 이 시기에 비정규직 변화가 임금분포에 미치는 영향은 주로 임금구조 효과에 의해서 설명된다. 결국 이 시기 비정규직 비중 증가는 임금불평등을 완화시키는 방향으로 작용하는 것이 확인된다.

[그림 3-16] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2010년)



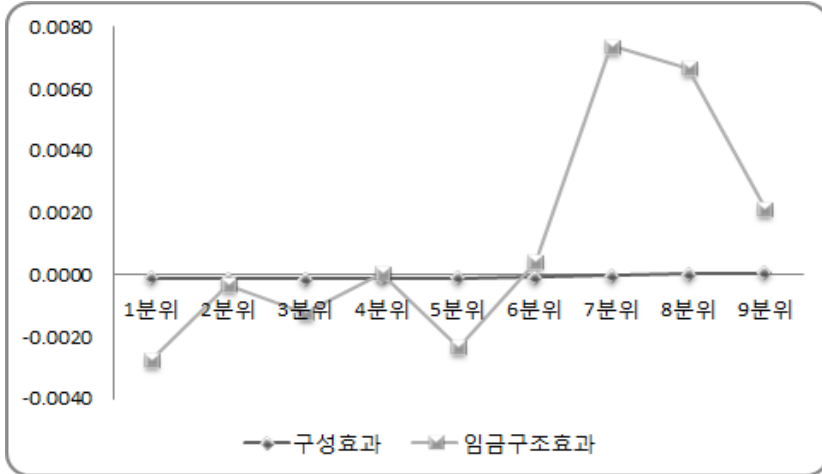
자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-17] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2010~2013년)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-18] 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2013~2016년)

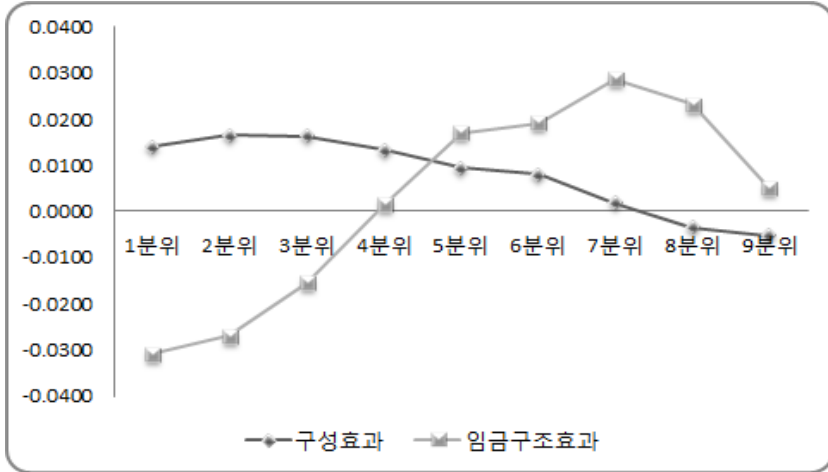


자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

2010~13년 기간은 임금불평등도가 높아지는 시기에 해당한다. 이 시기에 비정규직 비중 증가가 각 분위별 임금 수준에 미치는 효과를 요인분해한 결과를 보면, 상위 분위에서 비정규직 비중 증가에 따른 임금 수준 상승은 거의 구조적 요인에 의해서 설명된다. 특히 8분위와 9분위에서 구조적 요인에 의한 효과가 큰 것으로 나타났다. 하지만 하위 분위에서 비정규직 비중 증가가 임금 수준에 미치는 효과는 여전히 부정적인 결과를 보이고 있다. 반면 구성 효과는 비정규직 비중 변화가 임금분포에 미치는 영향이 거의 없는 것으로 나타났다. 결과적으로 이 시기 비정규직 비중 증가는 임금불평등을 심화시키는 방향으로 작용하고 있으며, 이것은 주로 구조적 요인에 의해서 설명된다.

2013년과 2016년에 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 요인분해한 결과를 보면, 하위 분위에서의 부정적인 영향은 임금구조 효과에 의해서 설명되나, 이전 시기에 비해 부정적인 영향이 줄어든 것을 확인할 수 있다. 반면 7분위 이상 상위 분위에서 임금구조 효과가 긍정적으로 나타나면서 중하위 분위와 상위 분위 간의 임금격차는 이 시기에 커진 것을 확인할 수 있다. 한편 비정규직 비중 변화의 구성 효과는 거의 영향을 주지 못하는 것으로 확인된다.

[그림 3-19] 임시일용직 비중 변화에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2016년)



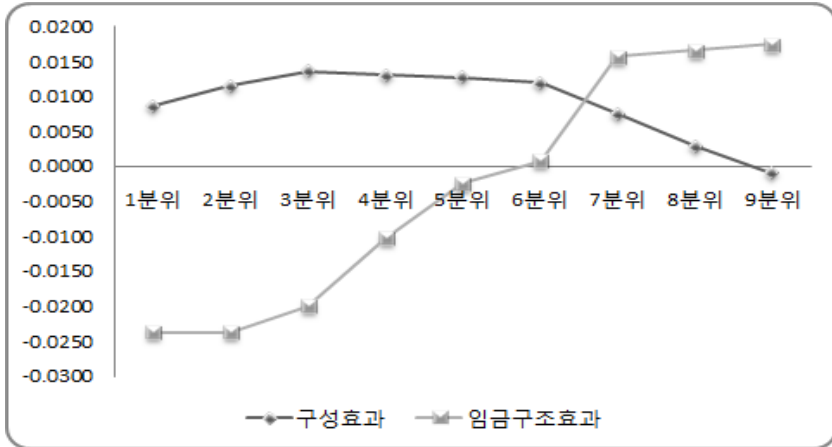
자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

결과적으로 이 시기 비정규직 비중의 증가는 상위 분위에서만 임금구조 효과에 의해 임금 수준을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났으나 중하위 분위에서 구조 효과에 의한 임금 수준 변화는 크지 않은 것으로 나타났다.

임시일용직 비중 증가에 따른 임금분포의 변화를 구성 효과와 임금구조 효과로 분해한 결과를 살펴보면, 임시일용직의 비중 증가는 임금불평등을 높이는 방향으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 특히 하위 3분위에서 2007년과 2016년 사이에 임금감소폭을 크게 만드는 것으로 나타났고, 상위 분위에서는 이 기간 동안 임금을 상승시키는 방향으로 작용하는 것으로 확인된다.

비정규직이거나 임시일용직의 비중 변화가 전체 임금분포에 미치는 효과를 보면, 분명하게 2007~16년 사이에 임금불평등을 심화시키는 방향으로 작용한 것을 확인할 수 있다. [그림 3-20]은 2007~16년 기간 동안에 비정규직 혹은 임시일용직의 비중이 증가한 경우의 임금효과를 구성 효과와 임금구조 효과로 요인분해한 결과를 보여주고 있다. 분석 결과를 보면, 구성 효과는 이 기간 동안 점진적으로 임금불평등을 완화하는 방향으로 작용하였다. 하위 분위에서 비정규직 혹은 임시일용직의 증가는 임

[그림 3-20] 비정규직 혹은 임시일용직의 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인 분해(2007~2016년)

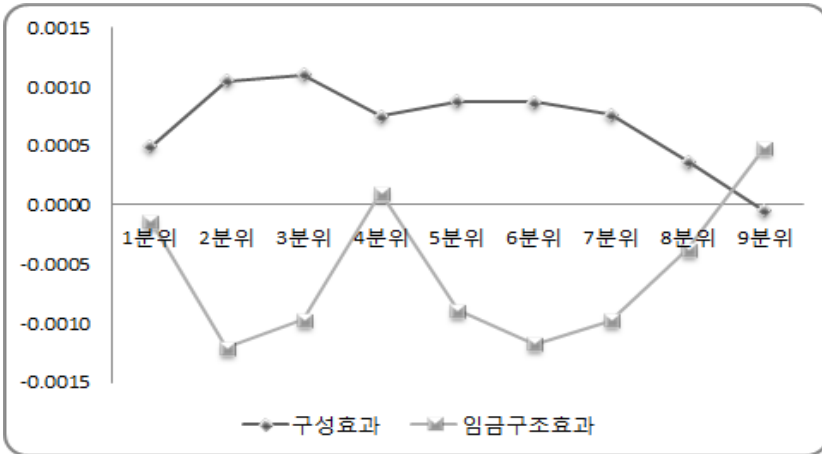


자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

금 수준을 상승시키는 방향으로 작용한 반면, 상위 분위는 임금상승 효과가 미약하거나 거의 없는 것으로 추정되었다. 반면 임금구조 효과는 극적으로 임금불평등을 강화시키는 방향으로 작용한 것을 확인할 수 있다. 하위 분위에서 구조적 효과에 의한 임금감소분이 큰 반면, 상위 분위는 임금상승 효과를 보이고 있다. 결과적으로 비정규직 혹은 임시일용직의 증가는 하위 분위에서 임금감소를 확대하고 상위 분위에서 임금상승폭을 높이면서 임금불평등이 강화되는 것으로 확인되었다.

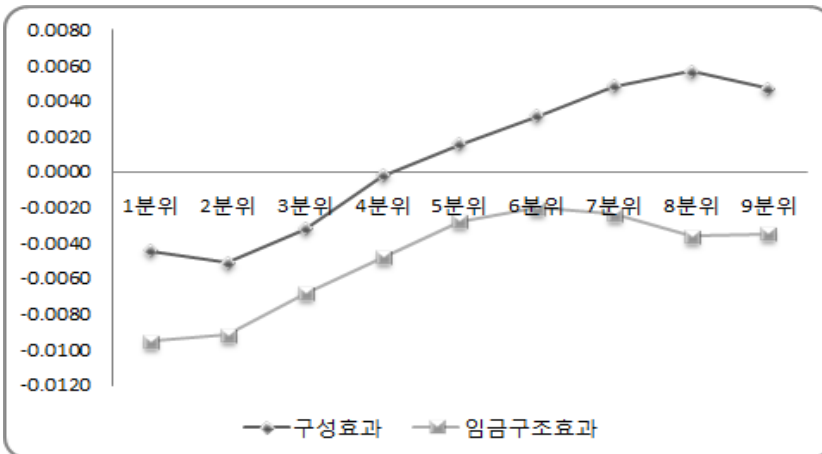
세부 비정규직의 비중 증가에 따른 임금분포 효과를 2007년과 2016년 사이의 변화를 비교해 요인분해한 결과를 살펴보면, 어떤 비정규직 형태가 임금분포에 영향을 주는지를 파악할 수 있다. 우선 한시근로의 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 구성 효과와 임금구조 효과로 구분하여 살펴보면, 구성 효과는 임금불평등을 완화하는 방향으로 작용하는 반면, 임금구조 효과는 2, 3분위와 5, 6, 7분위에서 임금감소폭이 비교적 큰 것으로 나타났지만 8, 9분위는 임금감소폭이 줄거나 임금상승폭이 커서 임금불평등을 강화시키는 방향으로 작용한 것을 확인할 수 있다. 다만 1, 4분위에서 임금변화는 거의 없는 것으로 나타나 임금불평등에 미치는 효과는 제한적인 것으로 판단된다.

[그림 3-21] 한시근로의 비중 변화에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2016년)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

[그림 3-22] 시간제근로의 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2016년)



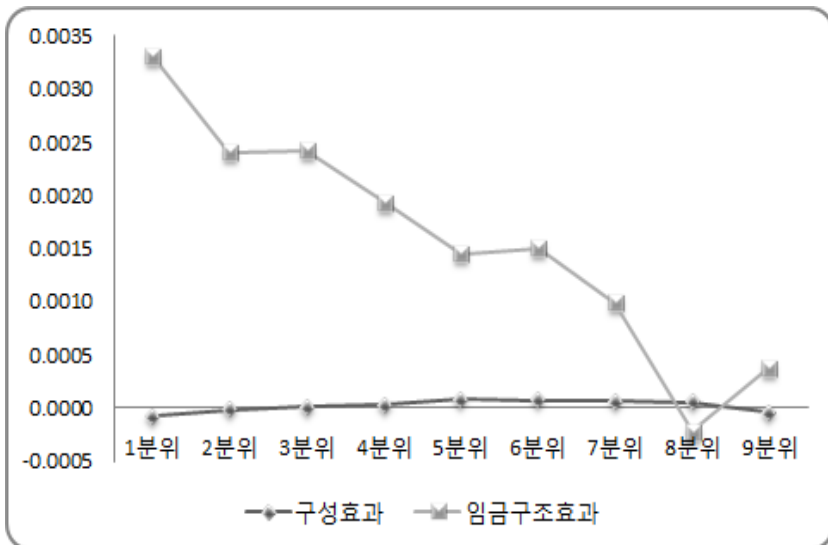
자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

시간제근로의 비중 증가는 구성적 요인이든 구조적 요인이든 임금불평등을 높이는 작용을 한 것을 확인할 수 있다. 다만, 구성적 요인에 의한 효과보다 구조적 요인에 의한 효과가 임금불이익에 미치는 효과가 큰 것으로 나타났다. 구성적 요인의 효과를 분위별로 보면, 하위 3분위에서 2007년과 2016년 사이에 임금감소폭을 확대시키는 방향으로 작용하였고,

상위 분위는 임금상승폭을 확대시킨 것으로 나타났다. 구조적 요인에 의한 효과를 보면, 전 분위에서 임금하락폭을 확대시킨 것으로 나타났으며, 하위 분위에서 상위 분위보다 임금하락폭이 큰 것으로 확인된다. 결과적으로 구성적 요인에 의한 효과와 구조적 요인에 의한 효과 모두 상위 분위로 갈수록 우상향하는 양상을 보이면서 임금불평등이 강화되는 것으로 나타나고 있다.

간접근로의 비중 증가는 2007년과 2016년 사이에 각 분위에서 임금하락폭이 크게 줄어든 것으로 나타난 바 있다. 이를 요인분해한 결과를 보면, 주로 구조적 요인에 의한 효과로 설명된다. 반면 구성적 요인에 의한 효과는 전 분위에서 별다른 영향을 확인할 수 없었다. 그러나 앞서 살펴본 것과 같이 2010년 이후 간접근로 비중 증가의 효과를 보면, 중위 분위에서 임금감소, 상위 분위에서 임금상승 효과가 나타나 임금불평등에 일정정도 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 기간제보호법 실시 이후의 영향으로 추론되는데, 2010년 이후 하위 분위에서 임금감소폭은 크게 하락하였고, 8, 9분위에서 임금상승으로 전환되었다.

[그림 3-23] 간접근로의 비중 증가에 따른 임금분포 효과 요인분해(2007~2016년)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.

제5절 요약과 시사점

본 장은 우리 사회에 광범위하게 존재하는 비정규직이 임금불평등에 미치는 영향을 실증적으로 확인하는 것을 주된 목적으로 한다. 우리나라 비정규직은 2016년 기준으로 전체 임금근로자의 32.8%를 차지하는 것으로 나타났고, 임시일용직도 포함한다면 45.3% 수준에 이른다. 비록 지난 10년간 비정규직 비중은 줄어들었지만 여전히 커다란 부분을 차지하고 있다. 정규직에 비해 임금 수준이 상당히 낮은 비정규직의 광범위한 존재는 임금불평등에 큰 영향을 미칠 가능성이 높다. 본 장은 비정규직의 존재와 그 변화가 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 엄밀한 실증적 분석기법으로 확인해 보고자 한다.

본 장에서 사용하는 분석 방법은 무조건부 분위회귀분석 모형으로 임금불평등에 미치는 영향에 대한 분석 방법으로 적합하다. 이 분석 기법은 영향함수를 포함한 재증심 영향함수를 활용하면 비정규직 고용구조의 변화가 전체 임금분포에 미치는 영향을 확인할 수 있다는 장점이 있다.

분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 비정규직 비중은 점진적으로 축소되고 있으나 정규직 대비 비정규직 임금비중이 금융위기 이전 수준으로 회복되지 못하면서 임금격차는 확대된 것으로 나타나고 있다. 이것은 비정규직의 일자리 질이 더욱 악화되고 있음을 의미한다.

둘째, RIF-지니계수 회귀분석 결과를 보면, 비정규직 비중의 증가는 전체 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 특히 임시일용직을 포함한 경우 임금불평등에 미치는 부정적 효과는 더욱 커지는 것으로 나타났다.

셋째, 무조건부 분위회귀 모형을 통해 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 보면, 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하는 것으로 확인된다. 임시일용직을 포함한 경우에 임금불평등에 미치는 효과가 더욱 커지는 것도 확인할 수 있다. 상위 분위보다 중하위 분위에서 비

정규직 비중 증가가 임금 수준에 미치는 부(-)의 효과가 더 큰 것으로 나타나 임금불평등을 높이는 것으로 나타났다.

넷째, 기간이 경과하면서 비정규직 비중 증가에 따른 임금불평등 효과는 더욱 확대되는 것으로 나타났다. 중하위 분위에서 비정규직 비중 증가의 부(-)의 효과가 기간이 경과하면서 더욱 커지는 반면, 상위 분위에서 비정규직 증가의 부(-)의 효과는 기간이 경과하면서 낮아지는 추세를 보이고 있다.

다섯째, 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포의 시기별 변화를 요인분해한 결과를 보면, 구조적 요인에 의한 효과가 임금불평등 확대에 주로 영향을 미치는 것으로 확인된다. 비정규직의 구성적 변화는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 구조적 요인에 해당하는 임금격차 요인이 크게 작용한 것으로 나타났다.

여섯째, 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 구조적 요인은 시기별로 상이하게 나타나고 있다. 금융위기나 기간제보호법의 영향이 없어진 2010년 이후 구조적 요인에 의한 임금불평등 영향은 더욱 커진 것으로 확인된다.

일곱째, 간접근로보다 한시근로나 시간제근로와 같은 직접고용 비정규직 비중이 늘어나면 임금불평등 확대에 미치는 효과가 더욱 큰 것으로 나타났다. 한시근로보다 시간제근로가 임금불평등 확대에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 구조적 요인에 의한 효과가 더욱 큰 것을 확인할 수 있다.

결과적으로 우리나라의 임금불평등 심화에 비정규직의 영향을 확인할 수 있으며, 시간이 경과하면서 그 영향이 더욱 커지는 것으로 나타났다. 지난 10년간 비정규직 비중이 점진적으로 축소되기는 하였으나 비정규직과 정규직 간의 임금격차가 유지, 확대되면서 임금불평등에 미치는 효과를 강화시키는 것으로 판단된다. 이와 같은 분석 결과를 통해 임금불평등을 완화하기 위해서 정규직과 비정규직 간의 임금격차를 해소하려는 적극적인 정책적 노력의 필요성을 명확하게 확인할 수 있다.

제 4 장

최저임금이 임금불평등에 미치는 영향

제1절 머리말

최저임금제도의 주요 목표는 근로자의 생활안정이다. 최저임금제도가 이러한 목표를 달성하는 데 성공했는지 여부를 평가하는 것은 최저임금제도의 존재 이유에 대한 평가이기 때문에 중요한 연구 의제라고 판단된다. 이러한 연구는 두 가지 측면에서 시행할 수 있다. 하나는 상대적 생활수준이 향상되었는지를 평가하는 것이고, 다른 하나는 절대적 생활수준 향상을 평가하는 것이다. 이 주제에 대한 연구가 최저임금의 고용효과에 대한 연구만큼 많지는 않지만 상당히 축적되어 있다. 다만 국내의 연구는 아직 많지 않은 실정이고 최근의 최저임금 인상까지 고려된 연구는 거의 없다. 본 연구는 최근 한국의 상황까지 고려하여 최저임금 인상이 상대적 생활수준 향상에 미친 영향을 평가함으로써 지금까지의 연구에 약간의 추가적인 기여를 하고자 한다.

최저임금 인상의 생활수준 향상에 대한 영향을 분석한 연구는 대체로 일관된 결과를 제시하고 있다. 최저임금이 상대적 생활수준 향상에는 상당히 기여한 반면, 절대적 생활수준 향상에 대한 기여는 제한적이었다. 절대적 생활수준 향상에 제한적이었던 이유는 잘 알려진 바대로 저소득 가구의 노동시장 참여비율이 낮기 때문이다. 본 연구는 최저임금이 상대

적 생활수준 향상에 기여하였는지를 평가한다.

본 연구는 최근의 연구 흐름에 맞춰서 중하위의 소득불균등에 최저임금이 얼마나 영향을 미쳤는지를 평가한다. Lee(1999)와 Autor et. al.(2016)의 방법론을 따라 지역별 임금 차이에 따른 최저임금의 영향력 차이가 저임금 근로자의 임금분포에 어떻게 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 분석에는 지역별 임금분포를 이용할 수 있는 통계청의 「지역별고용조사」를 활용하였다.

제2절 기존 연구

초기의 연구에서는 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향은 거의 없는 것으로 보고되었지만¹¹⁾, 최근에는 최저임금이 임금불평등에 상당히 영향을 미친다는 결과들이 보고되고 있다. 초기의 연구와 대비되는 결과를 발표하기 시작한 것은 Dinardo et. al.(1996)부터이다.

Dinardo et. al.(1996)은 미국의 1980년대 임금불평등 악화의 원인으로 거론되었던 여러 요인들을 검토하면서 최저임금이 임금불평등 악화에 가장 결정적인 영향을 미쳤다는 결과를 얻었다. 근로자 특성이 1979년과 같을 경우 1988년 가상적 임금분포(counterfactual density)를 추정하여 실질 최저임금 하락이 임금분포에 얼마나 영향을 미쳤는지 추정하였다. 세 가지 주요 가정을 하였는데, 첫째, 파급효과(spillover effect)가 없고, 둘째, 1988년 최저임금이 1979년 수준이었다면 그 최저임금 이하의 1988년 임금은 1979년의 임금분포와 같으며, 셋째, 고용감소효과는 없다. 이러한 세 가지 가정을 완화할 경우의 결과도 도출하였는데, 이 경우에는 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향이 더욱 커지게 된다. Dinardo et. al.(1996)의 주요 결과는 다음과 같다. 10년간 최저임금 하락은 남성 log(임금)의 표준편차 변화의 25%까지 설명하고 여성 log(임금)의 표준편차 변화의

11) Gramlich(1976)와 Horrigan and Mincy(1993)가 대표적인 예이다.

30%까지 설명한다.

최저임금이 임금불평등에 미치는 영향에 대한 본격적인 연구는 Lee (1999)에 의해 시작되었다고 볼 수 있다. 그는 1979~89년까지 주(州)별 패널자료를 이용하여 이 기간 동안 실질 최저임금의 하락이 중하위 임금 불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지 추정하였다. Lee(1999)의 가장 중요한 가정은 최저임금과 가상적 임금은 상관관계가 없다는 것이다. 이러한 가정 하에 최저임금 하락의 영향이 중하위 임금격차의 확대에 미친 영향을 추정할 수 있는 일반적인 함수를 설정하고, 이를 바탕으로 모수적(parametric) 방법으로 추정가능한 식을 설정하였다. 그의 추정결과는 이전의 연구와는 상당히 다른데, 여성의 경우 실질 최저임금 하락은 중하위 임금불평등(50분위와 10분위의 임금격차) 상승의 70~100%, 남성의 경우 약 70%로 설명한다.

Autor et. al.(2016)은 Lee(1999)의 추정방법을 비판적으로 검토하고, 분석 시기를 1991년과 2012년까지 확대하여 연방최저임금의 인상과 주별 최저임금의 분화를 고려함으로써 Lee(1999)가 과다한 결과를 얻었다는 결론을 내렸다. 그들은 실질 최저임금의 변화가 임금불평등 변화에 30~55%의 영향을 미치는 것으로 추정하였다.

국내에서는 성재민(2014)이 Lee(1999)와 Autor et. al.(2016)의 분석 방법을 적용하여 최저임금 인상이 2000년대 말 이후 임금불평등 완화에 얼마나 기여하였는지를 추정하였다. 2008~12년까지 「지역별고용조사」를 이용하였으며, 최저임금의 인상이 임금불평등 완화에 기여하였다는 결과를 얻었다. 그는 중위임금과 평균임금을 이용한 결과를 모두 제시하였는데, 중위임금을 이용하는 경우 Autor et. al.(2016)이 지적한 문제가 그대로 드러났다. 평균임금을 이용한 성별 분석에서는 통계적으로 유의하지 않거나 예상과 반대의 결과가 도출되었다. 그는 지역별 임금근로자 수를 가중치로 적용하였다.

이 글은 성재민(2014)의 연장선상에 있다. 2016년까지 추가적인 자료를 이용하였으며, 추정방법에 이론적 설명을 추가하고, 우리나라의 현실에 맞게 추정모형을 약간 수정하였다. 가중치도 Lee(1999)와 Autor et. al. (2016)에 따라 지역별 총근로시간을 이용하였다.

제3절 분석 방법 및 자료

1. 분석 방법

본 연구는 최저임금이 중하위 임금불평등에 미친 영향을 추정하기 위하여 Lee(1999)와 Autor et. al.(2016)의 방법론을 따르며 한국의 상황에 맞게 적절히 조정한다. Lee(1999)나 Autor et. al.(2016)과 같이 지역별 패널자료를 이용하였다. 이 경우 최저임금 영향력 변수의 변동(variation)은 지역별 중위임금 차이와 시기별 임금의 변화에서 발생하게 된다. 미국과 같이 지역별 최저임금의 차이에 따른 최저임금 영향력 변수의 변동은 없다. 주요 관심변수인 임금불평등 변수로 50분위수 대비 15분위수의 임금격차 변화를 이용한다. 해외 연구에서 주로 50분위수 대비 10분위수의 임금격차를 이용하지만 한국의 경우에는 미준수율이 매우 높다는 점을 감안하여 10분위수 대신 15분위수를 이용하였다.

추정에 가장 주요한 가정은 최저임금이 없을 경우의 가상적 임금분포에 최저임금의 변화가 영향을 미치지 않는다는 것이다. 이러한 가정하에서 최저임금의 인상이 50분위수와 15분위수의 임금격차를 유의하게 축소하는 것으로 추정된다면 이것은 최저임금 인상이 중하위 임금불평등 축소에 기여한 것으로 평가할 수 있다. 통상적으로 최저임금은 상위 분위 임금에는 영향을 미치지 않는 것으로 판단되기 때문에 상중위의 가상적 임금분포와 실현된 임금분포에 차이가 없다. 만약 최저임금의 변화가 가상적 임금분포에 영향을 미치지 않는다면 최저임금의 변화는 상위 분위 임금분포에 유의한 영향을 미치지 않아야 한다. 따라서 최저임금의 변화가 가상적 임금분포에 영향을 미치지 않는다는 가정은 최저임금의 변화가 상중위 분포에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지 여부로 확인할 수 있다.

Lee(1999)에 따르면, 가상적 임금과 최저임금의 상관관계가 없다는 가정은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\text{cov}[\sigma_{jt}F_t^{-1}(p), w_t^m - \mu_j|t] = \text{cov}[(w_{jt}^{p*} - w_{jt}^{50}), (w_t^m - w_{jt}^{50})] = 0 \quad (1)$$

여기서 p 는 p 분위수를 의미하며, j 는 지역을, t 는 시기를 의미한다. w^* 는 가상적 임금을, w^m 는 최저임금을, w^{50} 은 중위임금을 의미한다. 이 식은 다음과 같이 도출된다. 가상적 임금의 분포를

$$F_t((w_{jt}^* - \mu_{jt})/\sigma_{jt}), \mu_{jt} \text{와 } \sigma_{jt} \text{는 중앙과 편차 모수}$$

라고 하면 가상적 임금의 p 분위수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$w_{jt}^{p*} = \mu_{jt} + \sigma_{jt}F_t^{-1}(p)$$

따라서 가상적 임금의 p 분위수 w_{jt}^{p*} 와 최저임금 w_t^m 의 상관관계는 식 (1)과 같이 쓸 수 있다.

최저임금이 중하위 임금불평등에 어떻게 영향을 미치는지를 표현하는 정확한 함수식을 알 수 없기 때문에 Lee(1999)를 따라 다음과 같은 식과 같다고 가정한다.

$$E[w_{jt}^{15} - w_{jt}^{50}|w_t^m, t] = \frac{(w_t^m - w_{jt}^{50}) - \bar{\alpha}_t}{1 - e^{B((w_t^m - w_{jt}^{50}) - \bar{\alpha}_t)}} + \bar{\alpha}_t \quad (2)$$

여기서 B 는 음의 값이다. w_t^m 이 커지면, $E[w_{jt}^{15} - w_{jt}^{50}|w_t^m, t]$ 은 $w_t^m - w_{jt}^{50}$ 에 가까워지고, w_t^m 이 0에 가까워지면 $\bar{\alpha}_t$ 에 가까워진다. $\bar{\alpha}_t$ 는 잠재적 15분위와 50분위 차이의 평균으로 볼 수 있다. 식 (2)에 상응하는 다음과 같은 간단한 추정식을 고려할 수 있다.

$$w_{jt}^{15} - w_{jt}^{50} = \bar{\alpha}_t + \bar{\beta} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}] + \bar{\gamma} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}]^2 + u_{jt} \quad (3)$$

여기서 $\text{cov}([w_t^m - w_{jt}^{50}], u_{jt}) = 0$ 이 성립한다고 가정한다. 가상적 임금 분포와 최저임금은 상관관계가 없다고 가정하고 있기 때문에 최저임금 영향력 변수 $([w_t^m - w_{jt}^{50}])$ 가 $w_{jt}^{15} - w_{jt}^{50}$ 에 미치는 효과는 $\bar{\beta} + \bar{\gamma} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}]$ 로 추정할 수 있는데, 이것이 유효하다면 최저임금의 변화가 저임금 임금

분포에 영향을 미치는 것이다. 이것의 해석을 위해서는 앞에서 한 가상적 임금분포와 최저임금은 상관관계가 없다는 가정을 기억해야 한다. 상관관계가 있다면 추정된 $\bar{\beta} + \bar{\gamma} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}]$ 은 가상적 임금분포의 변화에 의한 영향과 최저임금 인상의 영향이 혼재되어 있을 것이다. 그러한 상관관계가 없다는 가정 때문에 추정된 계수는 최저임금 인상의 영향만을 반영하게 되는 것이다. 잠재적 임금분포의 변화는 $\bar{\alpha}_t$ 에 반영되어 있다.

관심 독립변수와 종속변수 모두에 w_t^{50} 이 포함되어 여기서 생기는 상관관계로 인해 계수추정치에 편의가 발생할 수 있다. 이는 Autor et. al. (2016)에도 지적되어 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Lee(1999)와 같이 중위임금(w_t^{50}) 대신에 상하 30~70분위 사이 임금의 평균값($\bar{w}_t$) 또는 Autor et. al.(2016)과 같이 도구변수를 이용한다. 한국에는 미국과 달리 지역별 최저임금이 없기 때문에 Autor et. al.(2016)과 다른 도구변수를 이용하는데, 해당 지역의 인구구성이나 산업구조를 이용한다. 이러한 요소는 지역의 최저임금 영향력과 관련이 있지만 외생적인 변수이다.

Autor et. al.(2016)이 지적하는 바와 같이 식(3)을 추정하는 데 문제가 하나 더 있다. 지역더미 변수가 없는 상태에서 지역별 임금불평등이 지역별 임금 수준에 영향을 받는다면 이것의 효과가 중위임금이 포함된 최저임금 영향력 변수의 계수추정치에 반영되게 된다. 즉, 최저임금 영향력 변수의 계수추정치에는 지역의 최저임금 영향력뿐만 아니라 지역의 임금 수준 효과까지 포함되게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 지역더미 변수를 추가하여야 한다. 만약에 지역별 임금불평등의 추세가 지역의 임금 수준 추세에 영향을 받는다면 이를 반영하는 변수도 포함되어야 한다. 여기서는 지역별 임금 수준 추세 변수는 추가하지 않는다.¹²⁾ 최종적으로 다음과 같은 추정식을 이용한다.

$$w_{jt}^{15} - w_{jt}^{50} = \bar{\alpha}_t + \bar{\beta} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}] + \bar{\gamma} \cdot [w_t^m - w_{jt}^{50}]^2 + d_j + u_{jt} \quad (4)$$

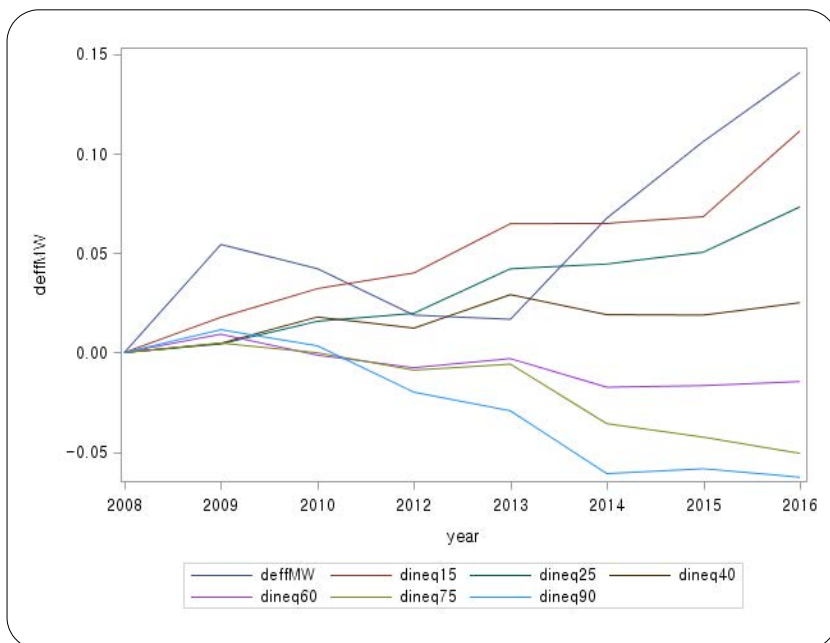
12) 이 변수를 추가하여 추정하여도 결과에 큰 변화는 없다. 미국과 달리 한국은 단일 노동시장에 가까워서 전 지역의 추세를 통제하는 상태에서 지역별 추세를 추가하는 것의 영향은 별로 없는 것으로 판단된다.

추정식에 지역더미 변수를 추가하였다는 것은 지역 내 시기별 최저임금변동(between-group variation)만을 이용한다는 것을 의미한다. 지역별 가중치를 적용하는데, 가중치는 지역별 근로자의 근로시간 총합이다.

2. 자료

「지역별고용조사」 2008~16년까지 원자료를 이용하였다. 「지역별고용조사」는 연도별 조사주기와 조사시기에 약간의 변화가 있었는데, 2008년과 2009년에는 10월에 1회 조사되었으며, 2010년에는 9월과 12월에 조사되었고, 2011년과 2012년에는 매분기 말에 조사되었으며, 2013~16년까지는 4월과 10월에 2회 조사되었다. 본 연구의 분석을 위해서는 매년 9월 또는 10월 조사를 이용하였다. 다만 2011년은 분석에서 제외하였는데, 임금분포가 추세적 변화에서 너무 크게 벗어나 있기 때문이다.

[그림 4-1] 임금불평등 추세(전체)

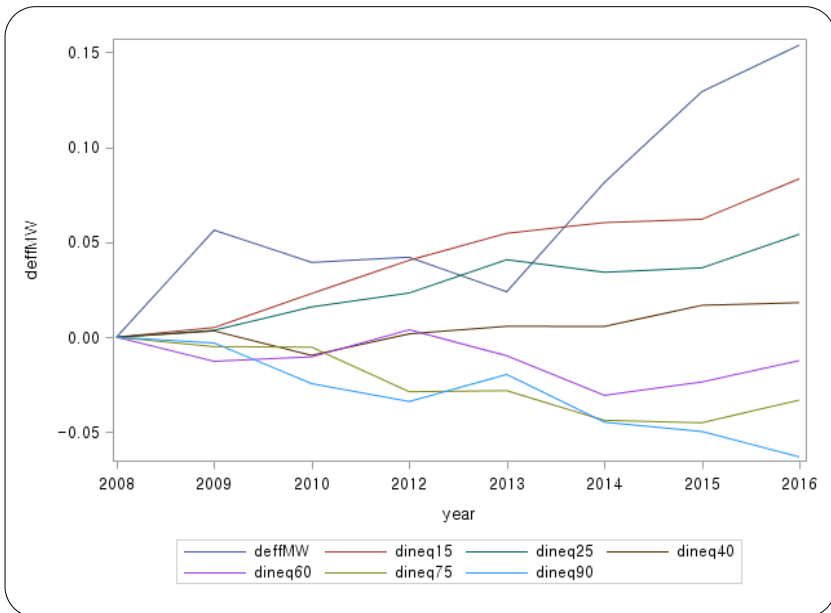


자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

한국의 경우 2008년 이후 임금불평등은 지속적으로 개선되는 양상을 보인다. [그림 4-1]은 2008년 대비 각 분위수 임금 및 최저임금과 중위임금의 차이가 연도별로 어떻게 변했는지를 보여주고 있다. 모든 분위수와 중위임금의 차이가 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 하위 분위와 중위분위 간 차가 음의 값이기 때문에 2008년 대비 커진다는 것은 음의 값의 절대값이 작아졌다는 것을 의미한다. 상위 분위와 중위 분위 간 차는 양의 값이기 때문에 2008년 대비 줄어든다는 것은 양의 값의 절대값이 작아졌다는 것을 의미한다. 최저임금의 지속적인 인상은 다른 분위와 중위임금 간 격차를 지속적으로 줄이고 있다.

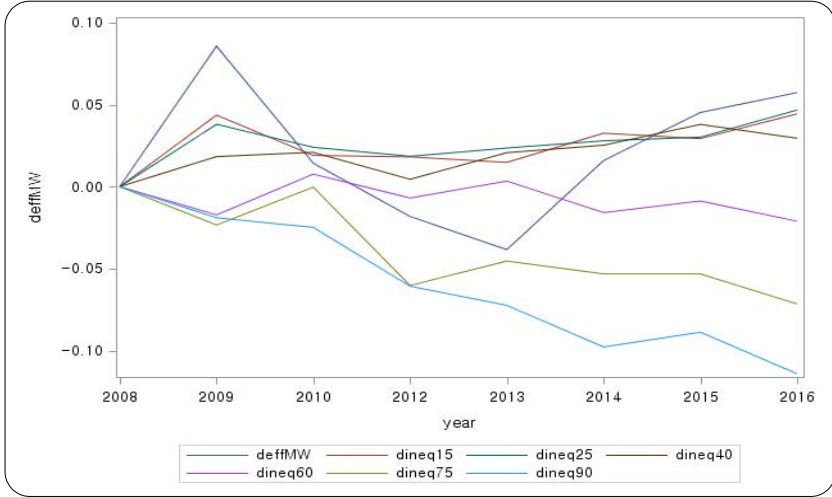
[그림 4-2]와 [그림 4-3]은 남성과 여성의 추세를 보여주고 있는데, 남녀 모두 임금불평등이 지속적으로 감소하고 있는 것을 확인할 수 있다. 그런데 양상이 조금 다르다. 남성의 경우 중하위 불평등 감소가 크지만 여성의 경우 상중위 불평등 감소가 크다. 중위임금 대비 최저임금의 변화도 다른데, 남성의 경우 격차가 크게 줄었지만 여성의 경우 격차의 감소

[그림 4-2] 임금불평등 추세(남성)



자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

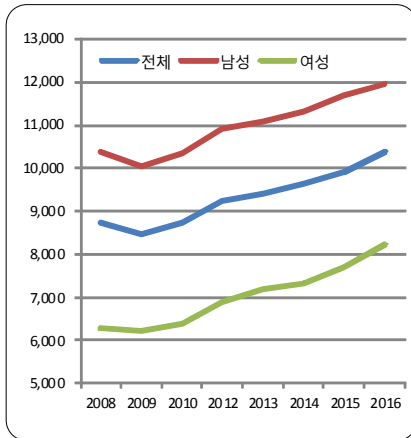
[그림 4-3] 임금불평등 추세(여성)



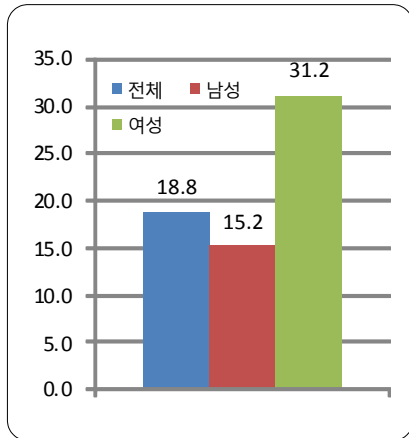
자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

[그림 4-4] 중위임금 증가율

(a) 중위임금 추세



(b) 8년간 중위임금 증가율



자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

폭이 작다. 동일한 최저임금 인상에 대해 남녀의 추세가 다르게 나타나는 것은 여성의 중위임금이 남성에 비해 빠르게 증가했기 때문일 것이라 추측해 볼 수 있다. 남녀의 중위임금 증가속도 차이가 발생하는 것은 남성

의 경우 2008년 중위임금이 상당히 높았기 때문에 최저임금 인상의 영향을 덜 받았지만, 여성의 경우 2008년 중위임금이 최저임금보다 약간 더 높았기 때문에 최저임금의 영향을 받아 빠르게 증가했을 가능성이 높아지게 된다. 이는 최저임금과 잠재적 임금 사이에 상관관계가 없는지 살펴볼 때 여성의 경우 중위임금보다 훨씬 높은 임금들의 분포를 살필 필요가 있음을 시사한다. 또한 여성의 경우 추정된 최저임금 인상의 효과가 과소 추정될 가능성이 있음을 시사한다.

제4절 분석 결과

식 (4)를 추정한 결과가 <표 4-1>~<표 4-3>에 제시되어 있다. <표 4-1>은 전체에 대해서, <표 4-2>는 남성만을 대상으로, <표 4-3>은 여성만을 대상으로 분석한 결과이다. 각 표에는 세 가지 영향변수를 이용한 분석 결과가 제시되어 있다. 먼저 최저임금과 중위임금의 차를 이용한 결과가 제시된다. 다음으로 Autor et. al.(2016)이 지적한 중위임금이 독립변수와 종속변수에 이용됨으로 인한 기계적 상관관계의 문제를 해소하기 위해서 중위임금 대신 평균임금을 이용한 결과가 제시된다. 마지막으로 최저임금과 중위임금에 대한 도구변수를 이용한 결과를 제시한다. $[w^m - w^{50}]$ 과 $[w^m - w^{50}]^2$ 에 대한 도구변수로 여성 고용률, 60대 이상 인구비율, 제조업 종사 비율과 이것들의 제곱을 이용하였다. 최저임금의 영향에 대한 추정치로 한계효과가 제시되어 있다. 한계효과의 계산식은 $\bar{\beta} + \bar{\gamma} \cdot \overline{[w_t^m - w_{jt}^{50}]}$ 이며, $\overline{[w_t^m - w_{jt}^{50}]}$ 은 $[w_t^m - w_{jt}^{50}]$ 의 가중 평균이다. 각각의 추정결과에 대해서는 최저임금과 가상임금의 상관관계가 없다는 가정이 충족되는지를 추정하기 위해서 종속변수로 80분위와 60분위의 차도 같이 제시되었다.

<표 4-1>~<표 4-3>을 보면, 영향변수로 중위임금이나 중위임금의 도구변수를 이용한 분석에는 문제가 발견된다. <표 4-2>를 보면, 종속변수가 80분위와 60분위의 차이를 이용한 분석에서 중위임금을 이용한 영

향변수가 1% 수준에서 유의하다. 이것은 최저임금과 가상임금의 독립성 가정에 충족되지 않는다는 것을 의미한다. <표 4-1>과 <표 4-2>를 보면, 도구변수를 이용한 추정에서 상수항의 부호가 예상과 반대이다. 상수항은 최저임금이 없을 경우 2008년에 15분위수와 50분위수의 차이를 의미하기 때문에 음의 값이 되어야 하지만 양의 값이고, 특히 <표 4-2>에서는 1% 수준에서 유의하다. 따라서 최저임금 영향변수에 평균임금을 이용한 추정치를 주요 분석 결과로 본다.

<표 4-1> 추정 결과(전체)

	OLS 영향변수: $w^m - w^{50}$		OLS 영향변수: $w^m - \bar{w}$		2SLS 영향변수: $w^m - w^{50}$	
	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60
최저임금 영향	0.439*** (17.31)	0.027 (1.01)	0.322*** (11.35)	-0.003 (-0.10)	0.325*** (3.88)	-0.178 (-1.88)
2009	-0.004 (-1.15)	-0.005 (-1.22)	0.004 (0.89)	-0.003 (-0.83)	0.006 (0.98)	0.002 (0.23)
2010	0.014*** (3.80)	0.001 (0.35)	0.020*** (5.20)	0.003 (0.67)	0.025*** (4.88)	0.002 (0.30)
2012	0.033*** (9.41)	-0.004 (-1.05)	0.038*** (10.20)	-0.003 (-0.89)	0.038*** (9.50)	-0.003 (-0.57)
2013	0.057*** (16.19)	-0.024*** (-6.44)	0.061*** (16.21)	-0.024*** (-6.38)	0.063*** (15.99)	-0.028*** (-6.37)
2014	0.036*** (9.33)	-0.032*** (-7.88)	0.041*** (9.77)	-0.031*** (-7.26)	0.046*** (7.65)	-0.025*** (-3.68)
2015	0.023*** (5.41)	-0.031*** (-6.80)	0.033*** (6.86)	-0.028*** (-5.92)	0.037*** (4.19)	-0.015 (-1.48)
2016	0.050*** (10.35)	-0.027*** (-5.29)	0.064*** (12.14)	-0.023*** (-4.38)	0.064*** (5.59)	-0.000 (-0.02)
상수항	-0.251*** (-6.28)	0.398*** (9.27)	-0.267*** (-5.80)	0.369*** (7.98)	0.175 (0.89)	-0.426 (-1.91)
시군 더미	○	○	○	○	○	○
R-square	0.817	0.611	0.792	0.611	0.776	0.475
관측치 수	1239	1239	1239	1239	1239	1239

주: 1) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값임.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

〈표 4-2〉 추정 결과(남성)

	OLS		OLS		2SLS	
	영향변수: $w^m - w^{50}$		영향변수: $w^m - \bar{w}$		영향변수: $w^m - w^{50}$	
	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60
최저임금 영향	0.396*** (13.43)	0.109*** (3.68)	0.333*** (7.71)	-0.032 (-0.78)	0.728*** (3.59)	-0.018 (-0.11)
2009	-0.013** (-2.85)	-0.006 (-1.33)	-0.005 (-0.98)	-0.010* (-2.14)	-0.020 (-1.87)	0.004 (0.40)
2010	0.008 (1.84)	-0.014** (-3.00)	0.013** (2.65)	-0.018*** (-4.00)	0.006 (0.67)	-0.006 (-0.80)
2012	0.029*** (6.28)	-0.039*** (-8.58)	0.032*** (6.57)	-0.041*** (-9.14)	0.028*** (4.30)	-0.034*** (-6.49)
2013	0.045*** (10.22)	-0.024*** (-5.30)	0.048*** (10.33)	-0.021*** (-4.84)	0.048*** (8.80)	-0.021*** (-4.69)
2014	0.029*** (5.97)	-0.029*** (-5.93)	0.037*** (6.87)	-0.035*** (-7.03)	0.016 (1.21)	-0.018 (-1.62)
2015	0.014* (2.47)	-0.034*** (-6.27)	0.028*** (4.51)	-0.042*** (-7.42)	-0.019 (-0.87)	-0.020 (-1.10)
2016	0.024*** (3.89)	-0.049*** (-8.02)	0.044*** (6.34)	-0.059*** (-9.15)	-0.031 (-1.00)	-0.033 (-1.34)
상수항	-0.099 (-1.50)	0.179** (2.68)	-0.196** (-2.67)	0.123 (1.79)	1.603*** (3.34)	0.464 (1.20)
시군 더미	○	○	○	○	○	○
R-square	0.742	0.629	0.712	0.641	0.575	0.608
관측치 수	1201	1201	1201	1201	1201	1201

주: 1) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값임.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

연도더미 변수를 보면, 종속변수가 중하위 임금불평등(p15-p50)인 경우 전체, 남성, 여성 모두에서 양의 값이고, 상중위 임금불평등(p80-p60)인 경우 모두 음의 값이다. 이는 최저임금이 없었더라도 임금불평등은 완화되었을 것이라는 점을 의미한다. 본 연구의 관심인 최저임금 인상이 중하위 임금불평등을 추가적으로 감소시키는 효과는 상당했던 것으로 추정된다. 최저임금 인상이 전체 표본의 경우 32%, 남성의 경우 33%, 여성의 경우 15% 중하위 임금불평등을 감소시켰다. 남성에게서 임금불평등 감소 효과가 더 큰 것은 Lee(1999)와 Autor et. al.(2016)과 반대이다. 미국 자

료를 이용한 두 연구 결과에서는 여성에 대한 임금불평등 효과가 더 높았다. 한국의 경우 미국과 반대로 나타난 것은 앞에서 지적한 바와 같이 여성의 경우 최저임금의 파급효과가 중위임금까지 미쳤기 때문일 것이라 추측된다. 중위임금은 최저임금 도입 여부에 상관없이 같고 15분위 임금은 최저임금 도입에 따라 상승한다는 가설하에서 추정된 임금격차 감소를 최저임금 인상의 영향으로 보고 있다. 그런데 만약 실제 중위임금이 가상적 중위임금보다 높아지게 되면 격차축소 효과가 과소추정된다.

〈표 4-3〉 추정 결과(여성)

	OLS 영향변수: $w^m - w^{50}$		OLS 영향변수: $w^m - \bar{w}$		2SLS 영향변수: $w^m - w^{50}$	
	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60	p15-p50	p80-p60
최저임금 영향	0.612*** (-6.35)	0.097 (0.93)	0.152*** (4.98)	0.054 (1.67)	1.021 (1.31)	-1.405 (-1.52)
2009	0.005 (1.18)	-0.011* (-2.26)	0.014** (2.92)	-0.011* (-2.12)	0.019* (2.53)	-0.022* (-2.46)
2010	0.014** (3.29)	-0.035*** (-7.83)	0.018*** (4.39)	-0.034*** (-7.68)	0.016** (3.28)	-0.033*** (-5.90)
2012	0.023*** (5.66)	-0.036*** (-8.06)	0.023*** (5.52)	-0.036*** (-8.04)	0.016** (2.87)	-0.027*** (-4.14)
2013	0.026*** (6.16)	-0.042*** (-9.17)	0.021*** (4.82)	-0.043*** (-9.34)	0.011 (1.36)	-0.028** (-3.02)
2014	0.027*** (6.66)	-0.062*** (-13.80)	0.026*** (6.14)	-0.061*** (-13.66)	0.025*** (3.55)	-0.051*** (-6.23)
2015	0.015*** (3.34)	-0.080*** (-16.58)	0.021*** (4.63)	-0.078*** (-16.47)	0.019* (2.00)	-0.070*** (-6.27)
2016	0.022*** (4.94)	-0.088*** (-18.12)	0.029*** (6.34)	-0.086*** (-17.88)	0.028** (2.69)	-0.078*** (-6.29)
상수항	-0.393*** (-18.31)	0.423*** (18.09)	-0.526*** (-22.28)	0.437*** (17.45)	-0.696*** (-3.81)	0.846*** (3.92)
시군 더미	○	○	○	○	○	○
R-square	0.740	0.609	0.725	0.609	0.687	0.446
관측치 수	1170	1170	1170	1170	1170	1170

주: 1) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의.

2) 괄호 안의 값은 t-값임.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.

제5절 소 결

본 연구에서는 2008~16년까지 최저임금 인상이 중하위 임금불평등에 미치는 영향을 추정하였다. Lee(1999)와 Autor et. al.(2016)과 같이 최저임금이 가상적 임금과 독립적이라는 가정하의 추정방식을 이용하였다. 다만 한국의 높은 미준수율을 고려하여 10분위와 50분위의 차이 대신 15분위와 50분위의 차이를 이용하였다. 중위임금을 이용한 최저임금 영향 변수에 대한 새로운 도구변수도 이용하였다.

분석 결과는 대체로 Autor et. al.(2016)과 비슷하였지만 그 양태는 조금 달랐다. 전체 표본과 남성에 대한 임금불평등 축소효과는 약 30%로 추정되었지만 여성의 경우 15%에 그쳤다. 이는 미국을 대상으로 한 연구에서 여성의 임금불평등 감소효과가 더 큰 것과 상반된다. 이렇게 한국과 미국이 다른 것은 여성의 경우 최저임금의 파급효과가 상당히 컸기 때문일 가능성이 높다. 따라서 여성에 대한 중하위 임금불평등 효과가 15% 이상일 것이라 추측할 수 있다. 앞으로 이러한 요인을 적절히 통제한 분석이 필요하다고 판단된다.

본 연구에는 상당한 개선점이 여전히 남아 있다. 최저임금 영향변수로 평균임금을 이용할 경우에도 간혹 상위 분위에 유의한 영향을 미친다는 결과가 도출된다. 이는 평균임금이 중위임금을 대신해 최저임금 영향변수에 포함되는 것에도 여전히 문제가 있을 수 있음을 시사한다. 이것이 실제로 문제인지에 대한 추가적인 분석과 함께 만약에 문제라면 새로운 도구변수의 개발이 필요하다. 본 연구에서 제안한 도구변수의 사용이 모형의 설명력에는 크게 문제가 없었지만 주요 계수의 추정치가 예상과 다른 결과를 도출하는 문제를 갖고 있다. 마지막으로 앞으로 본 연구에서 이용한 것과 다른 방법을 이용한 연구가 추가적으로 제시될 필요가 있을 것이다. 이것으로 본 연구 결과의 적절성이 추가적으로 검증될 수 있을 것이다.

제 5 장

요약과 시사점

우리나라의 임금불평등은 국제적으로도 매우 높은 수준이다. 소득분배 구조의 개선을 위해 다층적인 정책 노력이 필요하지만 노동시장의 불평등을 방치하고서 소득불평등을 줄이기는 어렵다. 최근 노동시장 분배의 개선을 위해 최저임금 현실화, 비정규직 남용 억제 및 정규직 전환, 노조 할 권리의 보장 등이 우선적으로 추진되고 있는 이유가 여기에 있다.

그러나 노동시장제도의 효과는 선형적으로 예측하기 어렵다. 이론적인 예측도 상충하는 경우가 많으며, 적용범위와 집행 수준에 따라 그 영향은 달라지기 때문이다. 이는 노동시장제도의 성과와 한계를 규명하기 위해 실증연구가 필요한 이유다. 본 연구는 노동조합, 비정규직, 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다.

노동시장 불평등과 관련하여 노조의 책임을 둘러싼 논란이 크다. 제2장은 1987~2016년에 걸쳐 노조가 임금불평등에 미치는 영향을 무조건부 분위회귀분석을 통해 실증분석하였다. 주요한 발견은 다음과 같다.

첫째, 지난 30년 동안 노조의 임금평준화 효과가 미미한 시기는 2008~13년에 한정되며, 최근 들어 임금분배 개선 효과가 회복되고 있다. 노조의 조직기반이 고임금 근로자로 이동하고 있지만 노조의 임금효과는 중간 임금분위에서 가장 높고, 임금 수준에 따라 역U자의 형태를 띠고 있다.

둘째, 분석 대상에 비정규직을 포함하면 노조의 임금평준화 효과는 작아지지만 여전히 유의하게 나타난다. 노조 유무와 노조 가입을 함께 포함하여 추정한 결과에 따르면, 2010년대 들어 노조 존재보다는 노조 가입이

임금분산을 줄이는 효과가 크다. 이는 노조가 비조합원을 포함한 전체 근로자를 대변하던 역할을 잃고 있으며, 노조의 포괄성이 높을수록 임금불평등을 감소시킬 수 있음을 시사한다.

셋째, 기업별 교섭이 대부분인 상황에서 노조가 사업체 간 임금분산을 줄이는 효과는 2000년대 중반 이후 사라졌다. 노조는 기업 간 임금격차가 확대되는 추세를 막지 못하고 있다.

이상의 분석 결과는 노동조합 조직률이 지속적으로 감소하는 상황에서 노조가 임금불평등을 야기하는 한 요인이라고 말할 수 없음을 보여준다. 노조가 고임금 근로자를 대변한다고 말할 수도 없다. 그러나 노조의 임금평준화 효과는 크지 않고 비정규직의 확대에 대응하여 노조의 조직기반을 확대하지 못하였으며, 기업 간 임금격차 확대를 억제하지 못하고 있는 것도 사실이다. 노조가 임금분배 개선에 기여하기 위해서는 노조 조직물 뿐만 아니라 노조의 조직기반과 이해대변 범위도 확충해야 할 것이다. 또한 노조의 연대임금정책뿐만 아니라 초기업적 교섭을 활성화하는 정책적 노력이 필요하다.

제3장은 비정규직의 확산이 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 전체 임금분포에 미치는 영향을 분석할 수 있는 무조건부 분위회귀모형 방법을 활용하여 분석한 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 비정규직 비중은 점진적으로 축소되고 있으나 정규직 대비 비정규직 임금비중이 금융위기 이전 수준으로 회복되지 못하면서 임금격차는 확대된 것으로 나타나고 있다. 이것은 비정규직의 일자리 질이 더욱 악화되고 있음을 의미한다.

둘째, RIF-지니계수 회귀분석 결과를 보면, 비정규직 비중의 증가는 전체 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 특히 임시일용직을 포함한 경우 임금불평등에 미치는 부정적 효과는 더욱 커지는 것으로 나타났다. 비정규직 비중 증가가 임금불평등에 미치는 시기별 효과를 지니계수의 변화 추이와 비교하면 상당히 유사하게 움직이고 있는 것을 확인할 수 있다.

셋째, 무조건부 분위회귀 모형을 통해 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 효과를 보면, 임금불평등을 확대시키는 방향으로 작용하였다.

임시일용직을 포함한 경우에 임금불평등에 미치는 효과가 더욱 커지는 것도 확인할 수 있다. 상위 분위보다 중하위 분위에서 비정규직 비중 증가가 임금 수준에 미치는 부(-)의 효과가 더 큰 것으로 나타나 임금불평등을 높이는 것으로 분석되었다.

넷째, 기간이 경과하면서 비정규직 비중 증가에 따른 임금불평등 효과는 더욱 확대되는 것으로 나타났다. 중하위 분위에서 비정규직 비중 증가의 부(-)의 효과가 기간이 경과하면서 더욱 커지는 반면, 상위 분위에서 비정규직 증가의 부(-)의 효과는 기간이 경과하면서 낮아지는 추세를 보이고 있다. 결국 시간이 경과할수록 비정규직 비중 증가의 임금불평등 효과는 커진 것으로 나타났다.

다섯째, 비정규직 비중 증가에 따른 임금분포의 시기별 변화를 요인분해한 결과를 보면, 구조적 요인에 의한 효과가 임금불평등 확대에 주로 영향을 미치는 것으로 확인된다. 비정규직의 구성적 변화는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 구조적 요인에 해당하는 임금격차 요인이 크게 작용한 것으로 나타났다.

여섯째, 비정규직 비중 증가가 임금분포에 미치는 구조적 요인은 시기별로 상이하게 나타나고 있다. 금융위기나 기간제보호법의 영향이 거의 사라진 2010년 이후 구조적 요인에 의한 임금불평등 영향은 더욱 커진 것으로 확인된다.

일곱째, 간접근로보다 한시근로나 시간제근로와 같은 직접고용 비정규직 비중이 늘어나면 임금불평등 확대에 미치는 효과가 더욱 큰 것으로 나타났다. 한시근로보다 시간제근로가 임금불평등 확대에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 구조적 요인에 의한 효과가 더욱 큰 것을 확인할 수 있다.

결과적으로 임금불평등 확대에 비정규직의 영향을 확인할 수 있으며, 시간이 경과하면서 그 영향이 더욱 커지는 것으로 나타났다. 지난 10년간 비정규직 비중이 점진적으로 축소되면서 전체 임금불평등도가 다소 완화되기는 하였으나 비정규직과 정규직 간의 임금격차가 유지·확대되면서 임금불평등에 미치는 효과를 강화시키는 것으로 나타났다. 전체적으로 높은 임금불평등을 완화하기 위해서 정규직과 비정규직 간의 임금격차를

해소하려는 정책적 노력이 필요함을 확인할 수 있다.

2018년 최저임금의 대폭 인상을 둘러싸고 논란이 많다. 최저임금 인상이 보호하려는 근로자의 일자리를 줄일지 모른다는 우려가 제기되는 한편으로, 저임금 노동자의 임금 인상과 임금분포의 개선에 대한 기대도 크다. 최저임금 인상에 따른 저임금 근로자의 임금상승 효과와 고용감소 효과가 존재하는지, 어떤 효과가 큰지는 실증분석을 통해 밝혀야 할 주제다.

제4장은 「지역별고용조사」 2008~16년 자료를 이용하여 최저임금이 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금이 상위 분위 임금에는 영향을 미치지 않을 것이므로 최저임금 인상이 중하위 임금불평등에 미치는 영향을 추정하였다. Lee(1999)와 Autor, Manning & Smith(2016)의 추정방법에 따라 최저임금의 변화가 최저임금이 변하지 않았을 경우의 가상의 중하위 임금분포에 영향을 미치지 않을 것이라는 가정을 채택하였다. 최저임금 미준수율이 상당한 우리나라의 현실을 감안하여 중하위 임금격차를 10분위와 50분위의 차이 대신 15분위와 50분위의 차이로 사용하였다.

분석 결과는 최저임금이 상당한 임금불평등 축소효과가 있음을 보여준다. 최저임금의 임금불평등 감소 효과는 약 30%로 추정되었다. 다만, Autor et. al.(2016)과 달리 남성에 대한 임금불평등 축소효과는 약 30%, 여성의 경우에는 15%에 그쳤다. 이렇게 한국과 미국이 다른 것은 여성의 경우 최저임금의 파급효과가 상당히 컸기 때문일 가능성이 높다. 따라서 여성에 대한 중하위 임금불평등 효과가 15% 이상일 것이라 추측할 수 있다. 앞으로 이러한 요인을 적절히 통제한 분석이 필요하다고 판단된다.

본 연구에는 상당한 개선점이 여전히 남아 있다. 최저임금 영향변수로 평균임금을 이용할 경우에도 간혹 상위 분위에 유의한 영향을 미친다는 결과가 도출된다. 이는 평균임금이 중위임금을 대신해 최저임금 영향변수에 포함되는 것에도 여전히 문제가 있을 수 있음을 시사한다. 만약에 문제라면 새로운 도구변수의 개발이 필요하다. 본 연구에서 제안한 도구변수의 사용이 모형의 설명력에는 크게 문제가 없었지만 주요 계수의 추정치가 예상과 다른 결과를 도출하는 문제를 갖고 있다. 적절한 최저임금의 영향변수 설정은 후속 연구로 남겨둔다.

참고문헌

- 강승복(2014), 『임금분포, 최저임금에 대한 세 가지 에세이』, 한양대 경제학 박사학위논문.
- 강창희(2003), 「노동조합 임금효과의 재고찰: 개인내 직장내 직위를 고려하여」, 노동패널 학술대회 발표문.
- 고용노동부, 「임금구조기본통계조사」.
- _____, 「고용형태별 근로실태조사」.
- 김민성·김영민(2012), 「임금불평등의 변화 요인분해 - 남성 근로자를 대상으로」, 『한국경제연구』 30 (3), pp.73~101.
- 김정우(2012), 『정규직 노동자와 기간제노동자의 노동조합 임금효과 비교 연구』, 인하대 경제학 박사학위논문.
- 김창오(2015), 「노동조합은 근로자의 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는가? 노동조합 임금효과의 임금분위별 변화추이 분석」, 노동패널 학술대회 발표문.
- 김현경(2017), 「무조건부 분위회귀와 요인분해」, 한국노동연구원 발표문.
- 김현경·강신욱·장지연·이세미·오혜인(2015), 「시간제 일자리 확산이 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향」, 한국보건사회연구원.
- 류재우(2007), 「노동조합과 임금구조」, 『노동경제논집』 30 (1), pp.31~53.
- 성재민(2009), 『한국의 임금불평등에 관한 연구』, 고려대 경제학 박사학위논문.
- _____(2014), 『임금불평등 추세와 원인에 대한 연구』, 한국노동연구원.
- 어수봉·이태현(1992), 「노동조합의 임금평등효과」, 『한국노동연구』 3, pp.27~76.
- 이용우(2014), 「Distributional Effects of Temporary Contract on Wages in Korea: Uncondition Quantile Regression Approach」, 『사회경제평론』 44, pp.71~102.

- 이정우·남상섭(1994), 「한국의 노동조합이 임금분배에 미치는 영향」, 『경제학연구』 41 (3), pp.251~277.
- 이정현(2004), 「한국노동조합은 어느 노동자집단을 위한 조직인가」, 『인사·조직연구』 12 (2), pp.105~142.
- 정준호·전병유·장지연(2017), 「임금불평등 변화의 요인분해: 2006~2015년」, 『산업노동연구』 23 (2), pp.47~77.
- 최충·정성엽(2016), 「근로자의 고용형태가 임금 및 소득분포에 미치는 영향」, BOK 경제연구: 2016-17.
- 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 자료.
- _____, 「지역별고용조사」, 2008~16년 원자료.
- 홍민기(2015), 「최상위 임금비중의 장기 추세(1958~2013)」, 『산업노동연구』 21 (1), pp.191~220.
- 황덕순(2005), 「노동조합이 임금격차에 미치는 효과에 대한 시론적 분석과 연대임금정책」, 『동향과 전망』 63, pp.65~93.
- Autor, D., A. Manning and C. Smith(2016), “The Contribution of the Minimum Wages to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment,” *American Economic Journal: Applied Economics* 8 (1), pp.58~99.
- Baumgarten, D., G. Felbermayr and S. Lehwald(2016), “Dissecting between-plant and within-plant wage dispersion-Evidence from Germany,” Ifo Working Paper, No.216.
- Benguria, F.(2015), “Inequality Between and Within Firms: Evidence from Brazil,” Available at. SSRN 2694693.
- Blanchflower, D. G. and A. Bryson(2008), “What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff be Surprised?,” Bennett J. T. & Kaufman B. E. (eds.), *What do unions do? A twenty-year perspective*, New Brunswick, NJ: Transaction Publishers, pp.79~113.
- Bosio, G.(2014), “The Implications of Temporary Jobs on the Distribution

- of Wages in Italy: An Unconditional IVQTE Approach,” *Labour* 28 (1) pp.68~86.
- Card, D., T. Lemieux and W. C. Riddell(2004), “Unions and Wage Inequality,” *Journal of Labor Research* 25 (4), pp.519~559.
- Dinardo, J., N. M. Fortin and T. Lemieux(1996), “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973. 1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica* 64 (5), pp.1001~1044.
- Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux(2009), “Unconditional Quantile Regressions,” *Econometrica* 77 (33), pp.953~973.
- Fournier, J. M., and I. Koske(2012), “Less Income Inequality and More Growth - Are they Compatible? Part 7. The Drivers of Labour Earnings Inequality - An Analysis Based on Conditional and Unconditional Quantile Regressions,” OECD Economics Department Working Papers, No. 930.
- Freeman, R. B.(1980), “Unionism and the Dispersion of Wages,” *Industrial and Labor Relations Review* 34 (1), pp.3~23.
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff(1984), *What Do Unions Do?*, New York: Basic Books.
- Gramlich, E.(1976), “The Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment, and Family Incomes,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp.409~451.
- Horrigan, M. and R. Mincy(1993), “The Minimum Wage and Earnings and Income Inequality,” in Danziger, S. and P. Gottschalk (eds), *Uneven Tides: Rising Inequality in America*, New York: Russell Sage Foundation.
- Kim Hyeon_kyeong(2014), “Temporary Employment and Earnings Inequality in South Korea,” Doctoral Dissertations May 2014.
- Kaufman B. E.(2008), “What Unions Do: Insights from Economic Theory,” Bennett J. T. & Kaufman B. E.(eds.), *What do unions do? A twenty-year perspective*, New Brunswick, NJ: Transaction

Publishers, pp.12~45.

Lee, D.(1999), “Wage Inequality in the United States During the 1980s : Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?,” *Quarterly Journal of Economics* 114 (3), pp.977~1023.

OECD Statistics database.

Song, J., D. J. Price, F. Guvenen, N. Bloom, T. von Wachter(2016), “Firming Up Inequality,” NBER Working Paper No. 21199.

Visser, J. and D. Checchi(2011), “Inequality and the Labour Market: Unions,” Salverda W., B. Nolan and T. Smeeding (eds.) *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford : Oxford University Press, pp.230~256.

◆ 執筆陣

- 이병희(한국노동연구원 선임연구위원)
- 이시균(한국고용정보원 연구위원)
- 오상봉(한국노동연구원 연구위원)

노동시장제도와 경제적 불평등

- | | |
|-----------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2017년 12월 26일 인쇄
2017년 12월 29일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 김 승택 원장직무대행 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판·인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제13-155호 |

© 한국노동연구원 2017 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0155-2