연구보고서
2020-12

기업 이윤과 소득 불평등

홍민기 · 황선웅 · 최한수

한국노동연구원

목 차

요 약 ····· i

제1장 서 론 ····· (홍민기) ····· 1

제1절 연구 주제 ····· 1

제2절 보고서의 구성 ····· 2

제2장 원하청 임금 격차 모형 ····· (홍민기) ····· 4

제1절 연구의 목적 ····· 4

제2절 원청과 하청 임금 격차 모형 ····· 8

1. 수요독점이 있는 시장에서 분배가 결정되는 모형 ····· 9
2. 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는 요인들 ····· 15
3. 임금 협상 모형(Rent-Sharing Model) ····· 16

제3절 요약 및 결론 ····· 19

제3장 기업 간 하도급 거래 구조와 임금 불평등 ····· (황선웅) ····· 23

제1절 서 론 ····· 23

제2절 선행 연구 ····· 25

제3절 분석 방법과 자료 ····· 27

1. 모 형 ····· 27
2. 자 료 ····· 29
3. 기초통계량 ····· 31

제4절 회귀분석 결과 ····· 34

1. 원하청 지위에 따른 평균 임금 격차 ····· 34
2. 임금 불평등에 미친 영향 ····· 36
제5절 결 론 ····· 41

제4장 임원보수와 소득불평등 : 임원 개인과 기업 특성을 중심으로 ····· (최한수) ····· 47
제1절 연구의 필요성 ····· 47
1. 문제의 제기 ····· 47
2. 연구의 주요 결과 요약 ····· 48
3. 본 연구의 의의 및 공헌 ····· 51
제2절 분석 대상 및 분석 방법 ····· 54
1. 분석 대상 기업 및 임원의 선정 ····· 54
2. 주요 변수에 대한 설명 ····· 56
3. 분석 방법 ····· 60
제3절 주요 분석 결과 ····· 61
1. 기초통계량 ····· 61
2. 기업규모의 분포에 대한 분석 ····· 64
3. 임원보수 결정요인 ····· 66
제4절 결론과 정책적 함의 ····· 77
1. 임원보수의 결정요인 : 요약 ····· 77
2. 정책적 함의 : 소득 불평등에 주는 함의를 중심으로 ····· 78

제5장 기업 이윤과 기업 저축 ····· (홍민기) ····· 87
제1절 서 론 ····· 87
제2절 개념 정의 ····· 88
제3절 기업 저축과 투자에 대한 기초통계 ····· 90
1. 국내 통계 ····· 90

2. 국제 통계 ····· 98
제4절 기업 저축 증가의 원인과 영향 ····· 100
1. 기업 저축 증가에 대한 설명 ····· 100
2. 기업 저축 증가의 영향 ····· 104
제5절 요약 및 결론 ····· 105

제6장 결 론 ····· (홍민기) ····· 108
제1절 요 약 ····· 108
제2절 함 의 ····· 114

참고문헌 ····· 117

표 목 차

<표 3-1> 기초통계량 ····· 33
<표 3-2> 원하청 지위가 평균 임금에 미친 영향 ····· 35
<표 3-3> 원하청 지위의 임금분포 분위별 효과 ····· 37
<표 3-4> 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향 ····· 40

<표 4-1> 선행연구와 본 연구의 차이 ····· 53
<표 4-2> 2013~2018년 상장회사 등기임원 개별보수 공시 현황 ····· 55
<표 4-3> 주요 변수의 정의 및 자료 출처 ····· 59
<표 4-4> 주요 변수 기초통계량 ····· 62
<표 4-5> 연도별 평균 시가총액 및 평균 CEO 보수(시가총액 기준) ····· 64
<표 4-6> 임원보수 결정요인(상위 100개 기업 : 시가총액 기준) ····· 74
<표 4-7> 임원보수 결정요인(상위 400개 기업 : 시가총액 기준) ····· 75
<표 4-8> 임원보수 결정요인(임원보수 공개 기업 전체) ····· 76
<표 4-9> 2018년 보수 5억 원 이상 임원의 보수구조 ····· 77

<표 5-1> 비금융법인의 금융자산 ····· 96

그림목차

[그림 2-1] 임금 상위 10%의 비중 추이 ····· 5
[그림 2-2] 사업체 규모별 임금 격차 ····· 5
[그림 2-3] 학력별, 성별, 고용형태별 임금 격차 ····· 6
[그림 2-4] GNI 대비 수출비중, 수입비중(좌축)과 임금 최상위 5% 비중 (우축) ····· 8
[그림 2-5] 협상모형에서 원하청 임금 격차의 변화(위 : =0.6, 아래 : =0.4) ··· 18

[그림 3-1] 원하청 지위별 시간당 실질임금 확률밀도함수 ····· 31
[그림 3-2] 원하청 지위별 시간당 실질임금 누적분포함수 ····· 32
[그림 3-3] 원하청 지위의 임금분포 분위별 효과 : 요약 ····· 39

[그림 4-1] 기업 규모 분포 : 상위 100개(2014~2018) ····· 65
[그림 4-2] 기업 규모 분포 : 상위 100개(연도별) ····· 65
[그림 4-3] 기업규모와 임원보수(상위 100개) ····· 66
[그림 4-4] 기업성과와 임원보수 1(상위 100개) ····· 67
[그림 4-5] 기업성과와 임원보수 2(상위 100개) ····· 67

[그림 5-1] 부문별 총저축액 ····· 90
[그림 5-2] 부문별 저축률(저축액/경제전체 처분가능소득)이 차지하는 비중 ····· 91
[그림 5-3] 기업 이윤의 배분 ····· 92
[그림 5-4] 기업 이윤 가운데 배당의 비중 ····· 92
[그림 5-5] 경제 전체의 총저축률과 총투자율 ····· 93
[그림 5-6] 총저축률-총투자율 ····· 93
[그림 5-7] 기업저축-기업투자 ····· 94

[그림 5- 8] 기업 자산의 구성 ····· 95
[그림 5- 9] 기업 저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중 ···· 97
[그림 5-10] 세계GDP 대비 부문별 총저축률 ····· 98
[그림 5-11] 10년 동안 기업 저축의 변화 ····· 99
[그림 5-12] 투자재 상대가격 ····· 102

요 약

1. 원하청 임금 격차 모형

소득 불평등은 외환위기 이후 2000년대에 급격히 증가하였다. 그리고 2010년대에는 증가 추세가 다소 완만해졌다. 소득 불평등에 미친 영향 요인을 파악하기 위해 요소별로 나누어 추이를 살펴보았다.

외환위기 이후 2000년대에 규모별 임금 격차가 급격히 확대되었고, 2010년대 이후에는 상승세가 꺾였다. 학력별, 성별 임금 격차는 소득 불평등의 변화 추이와 매우 다르다. 외환위기 이후 소득 불평등의 변화에 규모별 임금 격차가 핵심적인 역할을 하였다는 사실은 분명해 보인다.

이러한 관찰에 기반하여 본 연구에서는 규모별 임금 격차를 설명하는 모형을 제시하고자 한다. 모형에서는 원청의 매출 증가가 원청과 하청의 임금 격차에 미치는 영향을 검토하고자 한다. 이 절에서는 원청과 하청의 임금 격차를 설명하는 모형을 제시한다.

이 모형에서 하청은 중간재를 생산하고, 원청은 중간재와 노동을 이용하여 최종재를 생산한다. 이 모형에서는 분배에 초점을 맞추고 있어서 원청기업의 매출 증가와 감소를 주어진 것으로 간주한다. 원청의 매출 증가를 원청과 하청 기업의 이윤, 원청 노동자와 하청 노동자의 임금에 배분하는 방식을 연구한다.

이 모형에서는 원청기업이 공급과 요소 수요 시장에서 시장 지배력을 가지고 있으며, 원청과 하청이 각각 이윤을 극대화하는 상황에서 원청과 하청의 임금이 결정된다. 이 모형에서는 원청의 매출이 증가해도 임금 격차가 증가하지 않는다. 원청의 매출이 증가하면, 각 생산요소의 분배몫이 매출에 비례하여 증가하기 때문이다. 즉, 원청

의 매출이 증가하면 원청 임금, 하청기업의 매출, 하청 임금이 비례적으로 증가한다. 따라서 이 모형에서는 원청과 하청의 임금 격차가 존재하지만 임금 격차가 증가하지는 않는다.

임금 격차의 '변화'를 설명하기 위해서는 다른 요소를 고려해야 한다. 다음의 각 조건이 만족되면, 원청의 매출이 증가하면서 원청과 하청의 임금 격차가 증가할 수 있다.

첫째, 각 하청의 생산 비중이 감소하여야 한다. 하청의 생산 비중이 감소하면 원청의 매출이 증가하면서 원청과 하청의 임금 격차가 증가한다. 원청의 매출이 증가하면서 각 하청의 생산 비중이 감소하는 것은 원청의 중간재(부품) 조달 방식에 달려 있다. 원청이 수출시장을 확대하면 하청 중간재 제품에 대한 수요가 증가한다. 늘어난 중간재 수요를 국내 하청기업에게서 조달한다면 원청의 매출이 늘어날 때 하청의 매출이 비례적으로 늘어나고 원하청 임금 격차도 늘어나지 않는다. 반면, 늘어난 중간재 수요의 일부를 수출지역의 하청기업에게서 일부 조달한다면 국내 하청기업의 생산 비중이 감소한다. 이런 경우, 원청기업의 매출 증가가 국내 하청기업의 생산 비중 감소로 이어지고, 원하청 임금 격차가 증가하게 된다.

둘째, 수요독점력이 증가하여야 한다. 이 경우, 수요독점력이 원청 매출의 증가 함수이다. 즉, 원청의 매출이 증가하면서 수요독점력이 증가하면 임금 격차의 증가를 설명할 수 있다.

마지막으로, 원청 노동자와 사용자가 임금과 이윤의 분배를 놓고 협상을 한다. 이러한 내쉬 협상 모형(Nash Bargaining model)에서는 원청의 매출 증가가 원청의 임금과 하청의 임금 증가율에 미치는 속도가 다르다. 세 가지 가능한 경로 각각의 설명력을 측정하는 것이 앞으로의 과제이다.

2. 기업 간 하도급 거래 구조와 임금 불평등

임금 불평등은 개인 간 소득 불평등의 주된 원인이며, 그중 상당

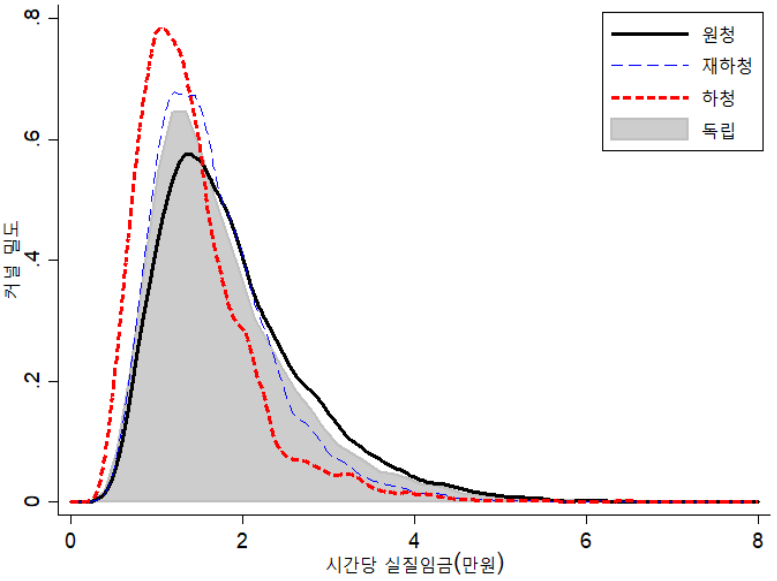
부분은 기업 규모 등 개인 차원을 넘어서는 기업 간 특성 차이에 기인한다. 기업 간 하도급 거래 관계에서의 지위도 해당 기업 소속 노동자들의 임금에 큰 영향을 미칠 수 있다. 원청 또는 하청 기업 여부에 따라 기업 규모, 수출 비율, 자본장비율, 기술혁신 유인, 거래 전속성, 시장 지배력, 가격 협상력, 노동력 구성 및 노사관계 등이 크게 다르기 때문이다. 이 장에서는 우리나라의 기업 간 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향을 실증적으로 분석한다.

이 분야의 기존 연구 대부분은 원·하청 기업 간 평균 임금 격차에 주목했다. 본 연구는 그와 달리 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향에 초점을 둔다. 전체 노동자 임금분포 각 분위에서 원청기업과 하청기업의 노동자가 독립기업 노동자와 비교해 얼마나 큰 임금 프리미엄 또는 불이익을 겪었는지를 추정함으로써, 기업 간 하도급 거래 구조가 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향을 밝히고, 원하청 기업 간 평균 임금 격차에 국한되었던 기존 연구의 한계를 극복고자 한다.

분석 자료는 한국직업능력개발원「인적자본기업패널조사」2009~17년(격년 주기, 3~7차) 자료를 이용한다. 이 자료는 기업 간 임금격차 관련 국내 기존 문헌에서도 자주 이용되었던 자료로, 각 노동자가 속한 기업의 원하청 지위에 관한 정보뿐 아니라 해당 노동자의 인적 특성(성·학력·연령 등) 및 일자리 특성에 관한 정보도 제공한다는 장점이 있다. 원하청 구조의 임금 분위별 영향 추정을 위한 계량모형은 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수 회귀법(RIF-regression)을 이용한다. 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 해당 기업 노동자 임금이 저임금 그룹에 속할 확률은 "하청기업 > 독립기업 > 원청기업" 순으로 높고, 고임금 그룹에 속할 확률은 "원청기업 > 독립기업 > 하청기업" 순으로 높다. 재하청기업과 독립기업의 임금 분포는 큰 차이가 없다. 이러한 서열은 안주엽(2015)과 정동관(2016) 등의 국내 기존 연구의 결과와 일치한다. 집단 간 격차의 크기는 이들 선행 연구에서 추정된 것보다 작았는데, 본 연구의 표본에는 100인 이상 기업들만 포함되었기 때문으로 보인다.

〈원하청 지위별 시간당 실질임금 확률밀도함수〉



둘째, 인적 특성, 일자리 특성, 산업 및 연도 고정효과 등을 통제하더라도, 원청기업의 평균 임금이 독립기업보다 전 산업의 경우에는 5~8%, 제조업의 경우에는 7~9% 높았다. 반면, 하청기업의 평균 임금은 독립기업보다 전 산업의 경우에는 6~14%, 제조업의 경우에는 6~15% 낮았다. 재하청기업은 모든 분석에서 독립기업과의 평균 임금격차가 통계적으로 유의하지 않았다.

셋째, 독립기업 대비 원청기업의 임금 프리미엄은 임금분포 30분위(P30)부터 90분위(P90)까지의 중·상위 구간에서 통계적으로 유의했다. 임금분포 20분위 이하 저임금 노동자는 원청기업에서 일하든 독립기업에서 일하든 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기는 임금 분위가 높아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금수준이 높을수록 원청기업에 소속됨에 따른 임금 할증이 컸음을 의미한다. 임금분포 30분위에서의 프리미엄은 3.4%(전 산업)~3.5%(제조업), 90분위에서의 프리미엄은 10.6%(전 산업)~14.1%(제조업)로

추정되었다.

넷째, 원청기업의 결과와 반대로, 독립기업 대비 하청기업의 임금 페널티는 임금분포 10분위(P10)부터 50분위(P50)까지의 중·하위 구간에서 통계적으로 유의했다. 임금분포 60분위 이상 고임금 노동자는 하청기업과 독립기업 간 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기의 절댓값은 임금 분위가 낮아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금 수준이 낮을수록 유사 조건 독립기업 노동자 대비 하청기업 노동자의 임금 손실이 컸음을 의미한다. 임금분포 50분위에서의 불이익은 7.0%(전 산업)~6.7%(제조업), 10분위에서의 불이익은 12.6(전 산업)~12.5%(제조업)로 추정되었다.

다섯째, 재하청기업과 독립기업 간 임금 격차는 임금분포 어느 분위에서도 통계적으로 유의하지 않았다.

여섯째, 원청기업의 임금 프리미엄은 P90/P10 배율(전체 불평등), P90/P50 배율(중·상위 불평등), P50/P10 배율(중·하위 불평등), 로그 임금 분산과 지니계수 등 모든 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤다. 하청기업의 임금 불이익도 P50/P10 배율(중·하위 불평등)을 제외한 모든 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤다. 재하청기업이 임금 불평등에 미친 영향은 모든 지표에서 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과는 우리나라 여러 주력 산업의 공통된 특징인 기업 간 하도급 거래에 기초한 생산 구조가 본 연구의 분석 기간인 2009~17년 동안 노동자 전체 임금 불평등을 확대하는 요인으로 기능했을 가능성이 크다는 것을 의미한다. 정책적으로는 그러한 임금 불평등 확대 경향을 완화하기 위해 임금격차 해소 협약 등 기업 간 상생협력 제도를 확대·강화할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

3. 임원보수와 소득불평등 : 임원 개인과 기업 특성을 중심으로

한국 대규모 상장기업의 임원 보수와 관련된 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 상장회사의 임원 보수가 공개되기 시작한 지

난 4년(2014~2018년) 동안 시가총액 기준 상위 100(400)개 기업의 시가총액은 매년 평균적으로 3.6(2.8)% 늘어났다. 같은 기간 동안 해당 기업에서 가장 많은 보수를 받는 임원의 보수액은 시가총액 기준 상위 100(400)개 기업의 경우 연평균 8.6(6.4)% 증가했다. 지난 4년 동안 기업의 규모보다 임원이 받는 보수가 더 빠르게 증가하였음을 보여준다. 또한 임원 보수의 증가율은 지난 4년 동안의 1인당 국민총소득의 평균 성장률인 3.5%보다도 높았다.

둘째, 한국 기업의 임원 보수는 기업의 규모에 가장 큰 영향을 받는다. 본 연구의 가장 기본적인 회귀식(baseline regression)에 근거한 추정값에 따르면 상위 100개 기업의 시가총액이 10% 증가할 경우, 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 4.9% 상승한다(상위 400개 기업의 경우 약 2.5% 상승하였다).

셋째, 임원이 재직하고 있는 기업의 규모뿐만 아니라 그 기업이 속해 있는 기업집단의 규모도 임원의 보수에 영향을 미친다. 임원이 자산 10조 이상의 대규모 기업집단 소속 상장계열사에 근무할 경우, 기업의 규모나 재무적 특성이 동일한 비재벌 회사에 근무하는 동일한 경력의 임원보다 더 높은 보수를 받는다('재벌 프리미엄'). 본 연구의 추정 결과 임원 보수에 있어서 시가총액 기준 상위 400개 기업에서 확인된 재벌 프리미엄의 크기는 약 28% 수준이었다. 즉 자신이 경영하는 회사의 규모나 재무적 성과, 그리고 본인의 임원으로서의 경력을 통제한 다음에도 재벌 계열사에 근무하는 것은 그렇지 않은 경우보다 약 28% 높은 보수를 보장해 주었다.

이러한 재벌 프리미엄은, 국내 대규모 기업집단에서 개별 기업의 임원 보수를 결정함에 있어 개별 계열사가 아닌 그룹 전체적인 관점에서 의사결정을 하는 경영 관행의 존재를 시사하는 것으로 이해될 수 있다. 또 다른 해석으로는 기업집단 내부의 노동시장으로서 내부 경영자 시장의 존재를 보여주는 것으로도 이해할 수 있다. 이와 같은 재벌 프리미엄은, 사실상 동일한 기업집단 계열사 사이의 기업규모와 경영 성과로 인해 발생할 수밖에 없는 임원 보수의 격차를 어느

정도 균등화시켜주기 때문이다. 이는 기업집단 내부의 중요한 인적 자원의 이동성을 높여주는 역할을 할 수 있다.

넷째, 임원의 개인적 특성이 보수에 미치는 영향은 다음과 같이 정리될 수 있다. 먼저 기업에서 최고경영진(CEO)과 같은 사장단이 같은 기업 내 다른 고위 집행 임원과 비교하여 더 높은 보수를 받는 'CEO 프리미엄'이 발견되었다. 시가총액 기준으로 상위 400개 기업의 경우 CEO 프리미엄은 임원 개인 효과나 회사, 그리고 산업 고정효과를 감안하여도 약 32~52% 수준으로 관측되었다.

보수 수준에 영향을 주는 임원 개인적 요소 중에 가장 흥미로운 것은 바로 지배주주 임원이 전문경영진 임원보다 월등히 많은 보수를 받는 '지배주주 프리미엄'이다. 시가총액 기준 상위 400개 기업의 경우 임원 보수에 영향을 주는 여러 요인을 통제한 뒤에도 지배주주 임원의 보수는 동일한 조건을 가진 전문경영인의 보수보다 약 62~77% 정도 높았다. 상위 100개 기업의 경우에서 이러한 '지배주주 프리미엄'의 크기는 더 늘어나 약 76~88% 수준까지 올라갔다. 이는 확인할 수 있는 개별 요인 중 임원 보수에 영향을 주는 가장 큰 요인이었다. 이러한 지배주주 프리미엄은 보수의 크기가 임원 개인의 능력이나 노력과 무관하게 지배주주 일가인지 아닌지와 같은 신분적 요인에 의해 크게 영향 받고 있다는 것을 의미한다. 이는 지배주주 임원이 받는 높은 급여의 상당 부분이 지배의 사적 편익이나 혹은 총수 일가의 가족이라는 신분에서 유래된 지대의 성격을 갖고 있음을 의미한다.

마지막으로 임원 보수에 영향을 미치는 요인들은 기업의 크기에 따라 이질적일 수 있다는 점을 확인하였다. 먼저 상위 기업으로 갈수록 기업규모가 보수에 미치는 영향력이 증가하였다. 전년도 시가 총액이 10% 증가할 경우, 상위 400개 기업의 임원 보수는 약 2.5% 증가하는 데 비해 상위 100개 기업에서는 약 4.9% 증가했다. 지배주주 프리미엄 역시 유사한 패턴을 보였다. 상위 400개 기업의 임원 보수에서 관찰되는 지배주주 프리미엄의 크기는 약 62~77%였는 데 비

해 상위 100개 기업에서는 76~88%까지 올라간다.

기업의 성과 보수 민감도 역시 상위 기업으로 갈수록 증가했다. 자산(매출액) 기준 상위 400개 기업에서는 전년도 ROA가 10%p 증가하였을 때 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 14(12) % 정도 증가하였는 데 비해 자산(매출액) 기준 상위 100개 기업에서는 25(31)% 늘어났다. 재벌 프리미엄 역시 유사한 패턴을 보여준다.

결론적으로 지난 4년 동안 노동소득 분포의 가장 높은 곳에 있다고 할 수 있는 상장기업 임원의 보수는 빠르게 증가해 왔다. 그 속도는 국민경제의 성장 속도는 물론, 이들이 속한 기업의 성장 속도보다도 빨랐다. 이러한 경향이 지속된다면 노동소득의 양극화 현상은 앞으로도 심화될 것이다. 물론 임원이 받는 보수가 이들이 기업을 경영하면서 만들어낸 기업가치의 한계생산물이라면 임원 보수 수준이 높다거나 그 증가 속도가 빠르다고 해서 문제가 되는 것은 아니다. 임원 보수의 적정성 여부를 판단하기 위해서는 이들의 보수가 어느 정도 기업의 성과를 반영하고 있는지, 그리고 그가 임원의 지위에 오르기 전까지 축적한 것에 대한 보상의 성격을 갖고 있는지를 확인할 필요가 있다.

지배주주 프리미엄에 대한 분석 결과가 말해주는 것은, 상위 기업으로 갈수록 임원, 특히 이 중에서도 지배주주 임원이 받는 보수의 성격이 기업가치 제고에 대한 보상이라기보다는, 지배주주가 능력이 아닌 신분에 의해 회사 내 보수 결정 구조에서 우월적 지위를 점한 것에 따른 경제적 지대의 성격을 갖고 있음을 강하게 시사해 준다. 이창민・최한수(2020)는 지배주주 프리미엄에 대한 별도의 추가 분석을 통해 지배주주 프리미엄은 기업의 경영성과나 규모에 크게 영향을 받지 않지만, 임원에 대한 외부 감시 가능성(외국인 지분율로 측정)이 증가할수록 줄어드는 경향이 있음을 보여주었다. 결국 우리가 관찰한 이례적일 정도로 높은 수준의 지배주주 프리미엄은 지배주주 경영진의 인적자본에 대한 보상이라기보다, 그가 단지 창업주 가문의 구성원으로 태어났다는 우연적 요인의 결과물이라고 보는 것

이 맞다. 따라서 한국사회의 소득 불평등 문제는, 적어도 소득 맨 꼭대기에서 관측되는 불평등의 문제는 노동시장 정책이나 복지정책 차원의 문제를 넘어선 소수의 특정 가문이 기업집단에 대한 지배력을 통해 부를 축적하고 대물림하는 문제와 관련이 있다.

마지막으로, 이들 임원의 보수는 그의 인적자본의 수준에 의해 결정되기도 하지만 그가 어떤 회사에 근무하고 있는가도 영향을 준다는 발견도 주목할 필요가 있다. 이러한 사실이 흥미로운 것은 임원 개인이 어떤 기업에 근무하는지가 두 가지 경로를 통해 보수에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 즉 그가 경영하는 기업의 규모뿐 아니라 그 기업이 속한 기업집단의 규모에도 영향을 준다는 것이다. 이는 특정 기업이 덩치를 키워 개별 시장에서 시장지배력을 확대하게 되는 경우뿐 아니라, 기업집단이 국민경제 전체에서 영향력을 확대하게 되는 소수의 기업집단으로의 경제력 집중 현상 또한 한 사회의 소득 불평등의 변화에 영향을 줄 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 문제를 해결하지 않은 채 단순히 정부의 조세나 복지정책을 통해 불평등을 해소하려는 시도는 한계가 있을 수밖에 없을 것이다.

4. 기업 이윤과 기업 저축

간단히 기업 저축은 기업 이윤에서 배당을 뺀 것을 말한다. 기업 저축을 기업 유보소득이라고도 한다. 실질은 동일한데 경제학에서는 기업 저축이라고 하고, 세법에서는 유보소득이라고 일컫는다.

자본계정에서 총저축은 크게 투자와 자산의 형성으로 나뉜다. 기업의 저축량과 투자량의 차이를 대출 포지션(net lending position)이라고 한다.

1998년 외환위기 이후 2000년부터 기업 저축이 크게 증가하였다. 법인기업의 총저축액은 1998년 54.5조 원이었는데, 2017년에는 411.4조 원으로 20년 동안 7.5배로 증가하였다. 같은 기간 동안 가계 부문의 총저축액은 96.4조 원에서 125.4조 원으로 1.3배로 증가하였다.

1980년대와 1990년대에는 가계가 경제 전체의 저축을 주도한 반면, 외환위기 이후에는 법인이 주된 저축 주체가 되었다.

외환위기 이후 기업 이윤이 급격하게 증가하였음에도 배당은 매우 낮은 수준을 유지하고 있었기 때문에, 이윤 가운데 배당을 제외한 기업 저축액은 급격히 증가하였다.

2000년대 이전까지 투자율과 저출률의 차이는 0 수준에서 등락하였다. 그런데 2010년대부터는 기업의 대출 포지션이 급격히 양(+)으로 바뀌었다. 2010년 이후에는 기업의 저축이 투자보다 많다. 2016년에 기업 저축이 기업 투자보다 67조 원이 더 많았다. 기업이 채무자가 아니라 채권자가 되었다.

기업 자산 가운데 2000년대에 설비지식자산의 비중은 감소하고 금융자산의 비중은 증가하였다. 기업 자산 가운데 금융자산의 비중은 1990년대 27% 정도였다가 2010년대에는 약 37% 수준까지 증가하였다.

기업(비금융법인)이 보유한 금융자산은 2018년 2,687조 원이다. 기업의 자산 가운데 금융자산의 비중이 가장 높다. 기업 보유 금융투자액은 2018년 1,073조 원으로, 전체 금융자산 가운데 40.0%를 차지한다. 전체 금융자산 가운데 상거래신용의 비중은 24.8%이고, 현금예금의 비중은 24.0%이다.

전체 기업저축의 변화 양상은 상위 기업의 저축 비중의 추세와 유사하다. 기업 저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중은 1997년 4.1%였다가 이후 급격히 상승하여 2004년에는 26.2%에 이르렀다. 2000년대 중반부터는 상위 기업의 저축 비중이 감소하였고, 2010년대에는 12% 정도 수준에서 큰 변동 없이 유지되었다. 상위 10개 기업의 저축 비중은 GDP 대비 수출과 수입의 비중과 매우 유사한 추세를 보인다. 상위 기업이 대개 수출을 위주로 하는 대기업이다. 2000년대에 수출이 증가하면서 대기업의 이윤이 증가하였고, 그 결과 대기업의 저축 비중이 증가하였고, 이후 무역 비중이 정체하면서 대기업의 이윤과 저축 비중이 정체 상태에 있었다는 것을 확인할 수 있다.

기업 저축이 증가한 것은 세계적인 추세이다. 1980년대 초반 세계

투자는 가계 저축에서 자금을 조달하였던 반면, 오늘날 세계 투자의 2/3는 기업 저축에서 자금을 조달한다. 1980년대 투자는 가계 부문에서 공급이 된 반면, 기업 저축이 늘어나면서 최근에는 기업 부문에서 투자자금을 공급하고 있다. 특히 경제 규모가 큰 스페인, 독일, 미국, 일본, 영국, 이탈리아 등에서 모두 기업 저축이 증가하였다. 한국은 지난 10년 동안 기업 저축이 큰 폭으로 증가한 나라에 속한다.

기업 저축이 증가하는 이유에 대해서는 크게 네 가지 설명으로 나눌 수 있다. 첫째는, 1990년대와 2000년대 금융위기 이후 기업들이 현금을 더 많이 보유하는 '예비적 저축 동기'가 강화되었다는 것이다. 두 번째 설명은, 기술변화로 투자재 가격이 하락한 것이 기업 저축의 원인이라는 것이다. 기업 저축의 증가에 대해 구조적인 요인으로 설명하려는 것이다. 기업 저축에 대한 세 번째 설명에서는 독점화 경향을 원인으로 파악한다. 시장에서 경쟁이 감소해서 한편으로는 마크업이 높아지고 기업 이윤이 증가하였고, 다른 한편으로 투자가 저조하였다고 하였다. 즉, 독점화 경향이 기업 이윤 증가와 투자 저조의 원인이라는 것이다.

마지막으로, 정치 제도가 기업 저축의 증가에 중요한 역할을 한다는 가설이 있다. 기업 저축은 자본과 노동 분배 갈등의 문제이다. 이윤의 분배에 대해 노동의 힘이 클수록 기업들은 이윤을 임금 상승과 투자에 사용한다. 그렇지 않으면 기업의 저축이 늘어난다. 이 가설에서는 노동 조직력의 약화로 기업저축이 늘어났다고 한다.

단순히 생각하면 기업 저축 = 이윤 – 배당에서 기업 저축이 늘어난 것은 이윤이 늘어났고, 배당이 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다. 잔여 이윤, 즉 저축 – 투자의 관점에서 생각하면 기업 이윤이 늘어났는데, 투자가 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다.

조세와 자본에 대한 지출이 일정하다면, 기업 저축이 증가하면 피용자보수가 감소한다. 즉, 기업 저축이 증가하면 노동소득 분배율이 감소한다. 기업 저축이 투자에 부정적인 영향을 준다는 연구가 있다.

제 1 장
서 론

제1절 연구 주제

본 연구에서는 기업 이윤과 불평등의 관련성을 다룬다. 그동안 소득 불평등을 개인의 차원에서 많이 다루어 왔다. 19세기 고전적 자본주의 세계에서 이윤은 자본가에게, 임금은 노동자에게 분배되었다. 이때에는 자본-노동 소득 분배가 개인 소득의 관계와 일치한다.

주식 자본주의 시대에는 이윤의 일부인 배당만이 주주의 개인 소득이 된다. 배당을 제외한 이윤은 개인이 수취하지 않는다. 배당을 제외한 이윤, 즉 기업 저축(혹은 유보)은 법인이 수취한다. 주식자본주의에서는 기업 저축의 크기가 매우 크기 때문에 이윤 가운데 매우 일부만이 개인 소득으로 귀결된다. 이에 따라 자본-노동 소득 분배와 개인 소득 간에 괴리가 발생한다. 개인 소득의 총합은 자본 소득과 노동 소득의 합계보다 작다. 자본 소득의 일부만 개인 소득으로 포함되기 때문이다. 따라서 개인 소득 불평등은 자본-노동 소득 분배로 표현되는 실제 불평등도를 낮게 표현한다. 개인 소득 불평등도는 사회 전체 불평등의 일부만을 표현한다.

기업 이윤이나 기업 저축의 영향에 대해서는 투자 효율성이나 과세의 측면에서 연구되었다. 본 연구에서는 기업 이윤과 저축을 불평등의 차원에서 검토하고자 한다.

기업의 저축, 배당, 임금 지불, 자본 형성 방식은 모두 소득 불평등에 큰 영향을 준다. 2000년대 이후 한국 기업의 이윤은 크게 증가하였는데, 한국 기업의 배당률이 매우 낮아서 기업 저축이 크게 증가하였다. 한국 기업의 배당률이 낮은 것은 기업지배 구조와 관련이 있다. 대기업의 지배주주는 적은 지분으로 기업을 지배하고 있다. 지배주주가 가진 지분이 적기 때문에 배당 소득에 대한 유인이 매우 적다. 배당률을 높이면 지배주주가 아닌 주주들에게 더 많은 이익이 돌아가기 때문이다.

증가한 기업 저축을 배분하는 방식, 즉 자본 형성 방식은 이자율과 임대료를 통해 금융시장과 부동산 시장에도 영향을 준다. 증가한 기업 저축이 투자로 연결되면 경제에 도움이 된다. 기업 저축이 금융자산이나 부동산 자산을 형성하는 데 사용되면 자산 가격을 높이는 효과가 있다.

기업이 임금을 분배하는 방식은 사회 전체 임금 분포에 영향을 준다. 특히 원청 대기업이 수요독점력을 행사하면서 하청의 이윤과 임금을 결정하는 과정이 임금 불평등을 상당 부분 결정한다. 본 연구에서는 대기업과 중소기업의 임금 격차를 수요독점의 분석틀로 살펴보고자 한다.

제2절 보고서의 구성

다음 제2장에서는 기업 규모별 임금 격차를 설명하는 모형을 제시한다. 원청 기업이 수요 독점력을 행사하고, 원청의 매출이 증가하는 상황에서 원청의 임금과 하청의 임금이 결정되는 방식에 대해 논의한다. 여기서는 임금 격차의 변화를 설명하기 위해서 어떤 요소들을 고려해야 하는가를 탐구한다.

제3장에서는 기업 간 하도급 거래가 임금 불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 여기서는 평균임금의 격차뿐만 아니라 전체 임금 분포 각 분위에서 원하청 거래가 임금 격차에 어떠한 영향을 끼치는지 추정한다.

제4장에서는 소득과 임금 분포 최상층에 있는 임원 보수에 대해 논의

한다. 2010년대에 임원 보수는 평균 소득 증가율보다 2배 이상 빨리 증가하였다. 본 연구에서는 임원 보수의 증가에 영향을 주는 요인을 실증적으로 분석한다. 임원 보수가 기업가치를 높인 결과인지 아니면 경제적 지대를 수취한 결과인지 논의한다.

제5장에서는 기업 저축의 양상을 살펴본다. 2000년부터 기업 저축이 늘어났고, 2010년부터는 기업 저축이 투자보다 많아지는 상황을 자료를 통해 보여주고자 한다. 그리고 기업 저축의 증가를 설명하는 여러 가지 가설을 검토하고, 기업 저축 증가의 영향을 파악하고자 한다.

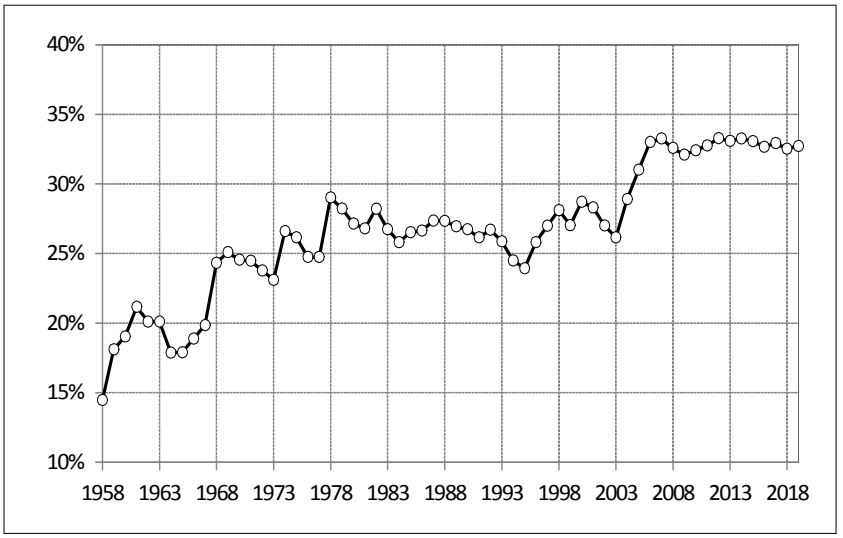
제 2 장
원하청 임금 격차 모형

제1절 연구의 목적

임금 불평등은 외환위기 이후 2000년대에 급격히 증가하였다. 그리고 2010년대에는 증가 추세가 다소 완만해졌다. 최상위 10% 임금 비중은 1999년 27.0%에서 2007년 33.2%로 급격히 증가하였고, 이후 큰 변동이 없어서 2019년에는 32.7%가 되었다. 임금 불평등을 나타내는 다른 지표들도 비슷한 추세를 보인다.

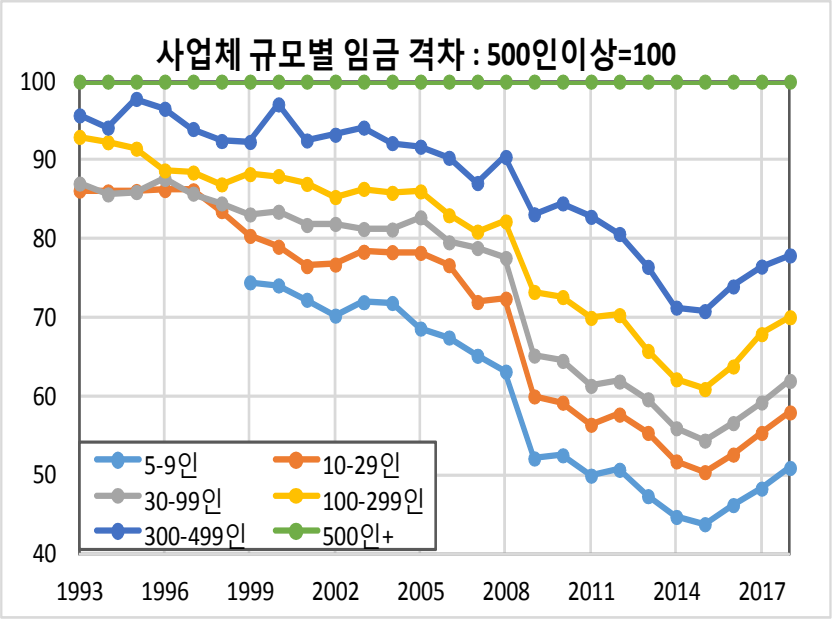
임금 불평등에 미친 영향 요인을 파악하기 위해 요소별로 나누어 추이를 살펴보았다. 규모별 임금 격차를 파악하기 위해 500인 이상 사업체의 임금을 100으로 하고 규모별 임금 격차를 살펴보았다. 사업체 규모별로 500인 이상 사업체 임금에 대한 비율은 다르지만, 추세는 매우 비슷하다. 외환위기 이후 2000년대에 규모별 임금 격차가 급격히 확대되었고, 2010년대 이후에는 상승세가 꺾였다. 예를 들어, 100~299인 사업체 임금은 1999년 500인 이상 사업체의 88% 수준이었다가 2009년 72% 수준까지 감소하였다. 그리고 2015년 이후 격차가 완화되어 2018년에는 70% 수준까지 증가하였다.

〔그림 2-1〕 임금 상위 10%의 비중 추이



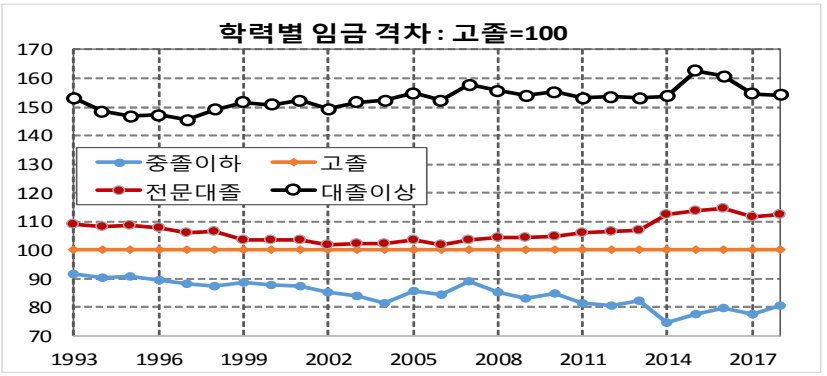
자료 : 홍민기(2017).

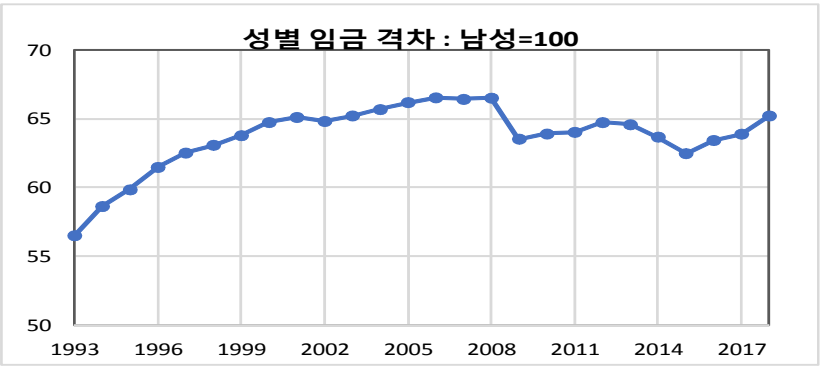
〔그림 2-2〕 사업체 규모별 임금 격차



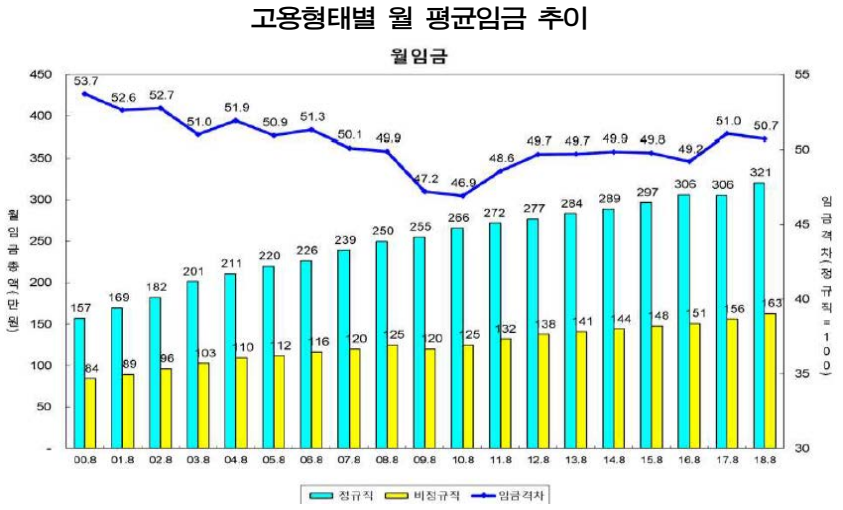
자료 : 고용노동부, 『사업체노동력조사 보고서』, 각 연도.

〔그림 2-3〕 학력별, 성별, 고용형태별 임금 격차





자료 : 고용노동부, 『고용형태별 근로실태조사』.



자료 : 김유선(2019).

학력별 임금 격차의 변화를 살펴보기 위해 고등학교 졸업자의 임금을 100으로 하고 다른 학력 졸업자의 임금을 비교하였다. 대졸자의 상대임금은 1999년 150%였고, 2009년에는 155% 수준이었다가 2018년에도 150% 수준을 유지하고 있다. 전문대졸의 상대임금은 2010년대에 약간 증가하였고, 중졸 이하의 상대임금은 2010년대에 약간 감소하고 있지만, 소득 불평등의 추세와는 매우 다르다. 학력별 임금 격차는 매우 완만하게 변화하여 왔다. 따라서 학력별 임금 격차의 변화가 소득 불평등의 변화를 설명한다고 하기 어렵다.

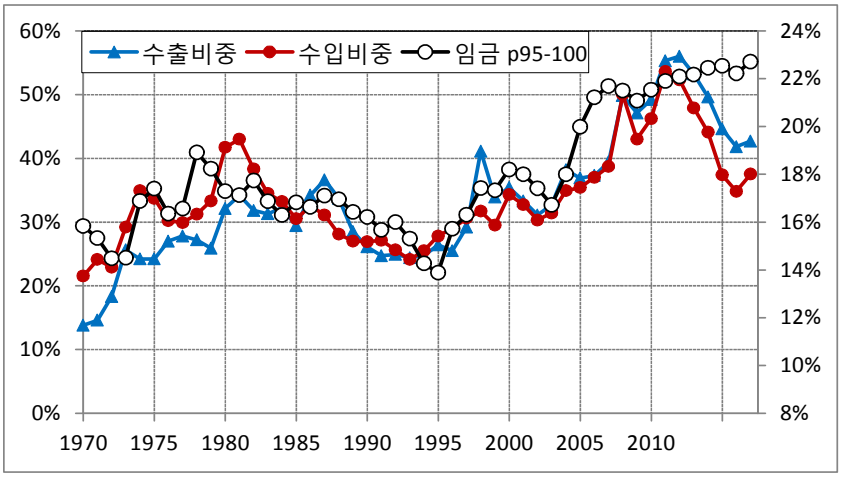
성별 임금 격차도 외환위기 이후 매우 완만하게 변화하였다. 남성 임금에 대한 여성 임금의 비율은 1999년 64% 정도였다가 2009년 66% 수준까지 높아졌다. 성별 임금 격차가 2000년대에 소폭 감소하였다. 2010년대에는 여성의 상대임금이 감소하여 2018년에는 65% 수준이 되었다. 2010년대에는 성별 임금 격차가 정체 상태에 있었다. 성별 임금 격차의 변화도 소득 불평등의 변화 추세와 매우 다르기 때문에, 성별 임금 격차를 소득 불평등 변화의 주된 요인이라고 간주하기 어렵다.

고용형태별 임금 격차는 소득 불평등의 변화 추이와 비슷한 측면이 있다. 정규직 대비 비정규직 임금은 2000년 53.7%에서 2009년 47.2%가 되었다. 2000년대에 비정규직과 정규직 임금 격차가 확대되었다. 고용형태별 임금 격차는 2010년대에 감소하여, 비정규직 상대임금은 2018년 50.7%가 되었다.

소득 불평등의 추이와 비슷한 양상을 보이는 지표는 규모별 임금 격차와 고용형태별 임금 격차이다. 소득 불평등 추이와 상관관계가 높은 요인을 비교하면, 규모별 임금의 변화폭이 고용형태별 임금의 변화폭보다 매우 크다. 외환위기 이후 소득 불평등의 변화에 규모별 임금 격차가 핵심적인 역할을 하였다는 사실은 분명해 보인다. 단순한 상관관계를 보더라도 파악할 수 있고, 소득 불평등의 원인을 분해하여 파악하는 복잡한 통계분석 방법을 해도 같은 결과가 나온다.

이러한 관찰에 기반하여 본 연구에서는 규모별 임금 격차를 설명하는 모형을 제시하고자 한다. 모형에서는 원청의 매출 증가가 원청과 하청의 임금 격차에 미치는 영향을 검토하고자 한다.

〔그림 2-4〕 GNI 대비 수출비중, 수입비중(좌축)과 임금 최상위 5% 비중(우축)



자료 : 수출과 수입비중은 「국민계정」, 임금 5% 비중은 홍민기(2015).

한국 원청 대기업의 매출은 수출에 큰 영향을 받는다. 실제로 자료를 보면, 2010년까지 임금 최상위 5%의 비중과 수출 비중의 상관관계가 매우 높다. 임금 최상위 5% 비중은 임금 격차를 나타내는 지표이다. 따라서 임금 불평등과 원청의 매출 사이에는 상관관계가 있다. 본 연구에서는 이러한 상관관계에 기반하여, 원청 대기업의 매출 증가가 원청과 하청의 이윤 및 임금 분배에 미치는 영향을 모형을 통해 파악하고자 한다.

제2절 원청과 하청 임금 격차 모형

이 절에서는 원청과 하청의 임금 격차를 설명하는 모형을 제시한다. 이 모형에서 하청은 중간재를 생산하고, 원청은 중간재와 노동을 이용하여 최종재를 생산한다. 이 모형에서는 분배에 초점을 맞추고 있기 때문에 원청기업의 매출 증가와 감소를 주어진 것으로 간주한다. 원청의 매출 증가를 원청과 하청 기업의 이윤, 원청 노동자와 하청 노동자의 임금에 배분하는 방식을 연구한다.

1. 수요독점이 있는 시장에서 분배가 결정되는 모형

원청기업은 하첨자 a를 붙여서, 하청기업은 하첨자 b를 붙여서 표현한다. 하첨자가 없는 경우에는 원청기업을 나타낸다. 원청기업은, 하청기업이 생산한 중간재인 Y_b 를 생산요소로 하여 최종재 Y를 생산한다. 생산요소인 중간재에는 원청기업의 노동 투입도 포함된다. 원청기업의 생산함수는 Cobb-Douglas 함수의 형태를 가진다고 가정한다.

$$Y = \prod_{b \in B} Y_b^{\theta_b}, \quad \sum_b \theta_b = 1$$

여기서, θ_b는 투입물의 탄력성 혹은 투입물 간 대체탄력성을 의미한다.

원청기업이 생산한 생산물의 가격을 P, 하청기업이 생산한 중간재의 가격을 P_b라고 하면, 원청기업의 이윤은 다음과 같다.

$$\Pi_a = P(Y)Y - \sum P_b Y_b$$

원청기업의 이윤극대화의 조건으로부터 다음과 같은 관계가 도출된다 (자세한 도출 과정은 부록 1을 참고).

$$P_b Y_b = \frac{\theta_b}{\mu_a v_a} PY \tag{1}$$

여기서, μ_a는 마크업을, v_a는 마크다운을 가리킨다. 즉,

$$\mu_a = \frac{P}{MC} = \left[1 + \epsilon_{Y,P}^{-1}\right]^{-1}, \; v_a = \frac{MRP_a}{P_b} = \left[1 + \epsilon_{Y_b,P_b}^{-1}\right]$$

여기서, $\epsilon_{Y,P}$는 가격에 대한 생산물의 탄력성

원청기업이 생산물 시장에서 행사하는 시장 지배력을 마크업으로 표현하고, 요소 시장에서 하청기업에 대해 행사하는 시장 지배력을 마크다운으로 표현한다. 마크다운은 수요독점력을 나타낸다. 생산물 시장이나 요소 시장이 완전 경쟁시장이라면 마크업이나 마크다운은 1이 된다.

이윤 극대화로부터 도출된 식 (1)을 보면, 하청기업의 매출은 원청기업

의 매출에 선형적으로 비례한다. 비례 상수는 투입물의 탄력성(θ_b), 마크업(μ_a), 마크다운(v_a)으로 구성되어 있다.

원청기업의 매출이 주어졌을 때, θ_b, 즉 하청기업이 생산하는 생산물이 원청의 생산에서 차지하는 비중이 높을수록 하청기업의 매출은 증가한다. 원청기업이 생산물 시장이나 요소 시장에서 행사하는 지배력이 증가할수록 하청기업의 매출은 감소한다.

하청기업은 원청에 중간재를 생산하여 납품한다. 하청기업은 노동과 자본을 이용하여 생산한다. 하청기업의 생산함수에서 기술 수준을 A, 자본의 가격을 R_b, 자본량을 K_b라고 하면, 하청기업의 이윤은 다음과 같다.

$$\Pi_b = P_b A K_b^{\alpha} L_b^{\beta} - W_b L_b - R_b K_b$$

하청기업은 중간재 단가 P_b가 주어진 것으로 간주하고 이윤을 극대화한다. 이윤극대화 조건으로부터 하청기업의 노동수요 곡선을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\text{하청기업 노동수요 곡선}: W_b = \beta \frac{\theta_b}{\mu_a v_a} (PY) L_b^{-1}$$

하청기업의 노동수요는 원청기업 매출의 함수이다. 원청기업의 이윤이 아니라 매출에 영향을 받는다. 원청기업의 매출이 증가하면, 하청기업의 매출이 증가하기 때문에 하청기업의 노동수요가 증가하고 하청기업 노동자의 임금이 증가한다.

원청기업의 수요독점력 v_a가 증가하면 하청기업 노동자의 임금이 감소한다. 원청기업의 수요독점력이 클수록 하청기업의 매출이 감소하고 따라서 하청기업의 노동수요가 감소해서 하청기업의 임금이 감소한다. 원청기업의 수요독점력이 크면 하청기업의 단가 P_b가 감소하고, 수급량 Y_b가 감소하기 때문이다.

원청기업의 생산물 시장 지배력 μ_a가 증가하면, 하청기업 노동자의 임금이 감소한다. 생산물 시장에서의 지배력이 증가하면 원청기업은 생산물 시장에서의 생산량을 줄이고 가격을 높여서 이윤을 증가시킬 수 있다.

따라서 원청기업의 생산물 시장 지배력이 증가하면 생산량을 줄일 수 있기 때문에 하청기업 생산물에 대한 요소 수요가 감소하고, 이에 따라 하청기업의 매출이 감소하고 노동수요가 감소한다.

생산에서 하청기업 b의 비중 θ_b가 증가하면, 하청기업의 매출, 노동수요가 증가하고, 하청기업의 임금도 증가한다. 하청기업의 수가 증가하면, 한 하청기업의 비중 θ_b가 감소한다. 하청기업의 비중은 하청기업의 수에 영향을 받는다.

원청기업의 수요독점력은 원청기업의 매출에 영향을 받을 수 있다. 원청기업의 매출이 증가하면, 원청기업이 생산물 시장에서 갖는 영향력이 증가한다. 원청기업의 매출액이 증가하면 하청기업의 종속성이 증가한다.

이제, 원청기업과 하청기업 노동자의 임금 격차에 대해 살펴본다. 원청기업 노동자의 임금을 W_a이라고 하자.

원청기업의 이윤극대화 조건으로부터 다음과 같이 원청기업의 노동수요 곡선을 구할 수 있다.

$$\text{원청기업 노동수요 곡선}: W_a = \frac{\theta_a}{\mu_a}(PY)L_a^{-1}$$

여기서, θ_a는 원청기업의 생산에서 원청기업 노동이 차지하는 비중을 가리킨다.

원청기업과 하청기업의 노동수요 곡선으로부터 다음과 같이 원청기업과 하청기업의 임금 비율이 도출된다.

$$\frac{W_a}{W_b} = \frac{\theta_a}{\theta_b}\frac{v_a}{\beta}\frac{L_b}{L_a}$$

원청기업의 수요독점력 v_a가 증가하면 원청기업과 하청기업의 임금 격차는 증가한다. θ_a/θ_b는 원청의 생산에서 원청 노동자가 차지하는 비중과 원청의 생산에서 하청기업의 제품이 차지하는 비중의 비율이다.

상대적 노동공급도 임금 격차에 영향을 준다. 하청기업에 대한 노동공급이 증가하면 하청기업의 임금이 하락하고, 임금 격차가 증가한다.

참고로, 원청기업의 이윤과 하청기업의 이윤 비율을 살펴본다. 원청기

업의 이윤을 매출의 함수로 나타내면 다음과 같다.

$$\Pi_a = PY - \sum_b \frac{\theta_b}{\mu_a v_a} PY$$
$$= PY\left[1 - \frac{1}{\mu_a}\sum_b \frac{\theta_b}{v_a}\right]$$

하청기업에서 자본을 제외하고 이윤을 표현하면

$$\Pi_b = P_b Y_b - W_b L_b$$
$$= \frac{\theta_b}{\mu_a v_a} PY - \frac{\beta\theta_b}{\mu_a v_a} PY$$
$$= PY\frac{\theta_b}{\mu_a v_a}[1-\beta]$$

다른 것이 일정할 때, 원청의 매출이 증가하면 하청기업의 이윤은 증가한다. 원청의 매출이 일정할 때, 원청의 공급독점과 수요독점력이 증가하면 하청기업의 이윤이 감소한다.

위 두 식으로부터 원청기업과 하청기업 이윤의 관계를 파악할 수 있다. 즉,

$$\Pi_a = PY - \sum_b \frac{\Pi_b}{(1-\beta_b)}$$

원청의 매출이 일정하다면, 하청기업과 원청기업의 이윤은 역의 상관관계에 있다. 원청의 매출이 증가하면 원청과 하청의 이윤이 증가할 수 있다. 하청기업의 생산비중 β_b가 증가하면 원청기업의 이윤이 감소한다.

관련된 실증분석 결과를 검토한다. 장우현(2020)은 2013년과 2014년까지 하도급 기업과 비하도급 기업의 성과변동을 실증적으로 분석하였다. 결과에 따르면, 수직관계를 맺고 있는 중소기업이 수직관계를 맺고 있지 않은 기업에 비해 매출액이 더 많이 증가하였다. 원도급 대기업의 영업이익이 증가함에 따라 하도급 중소기업의 영업이익은 유의하게 감소하였다. 다수의 대기업과 거래하고 있는 하도급 기업의 경우는 해당 영업이익 감소 현상이 발견되지 않은 반면, 상대적으로 소수의 대기업과 거래하고 있

는 기업에서는 영업이익이 유의하게 감소하였다(장우연, 2020: 28). 이는 원하청 협상력이 원청과 하청의 이윤 분배에 영향을 주고 있다는 것으로 해석된다.

실제 자료에서는 원하청 간 매출의 상관성은 높고, 이윤의 상관성은 매우 낮다. 제조업 대·중소기업 간 매출액 증가율의 상관계수는 0.87이고, 영업이익률 상관계수는 0.28이다. 자동차 산업으로 한정해도 매출액 증가율의 상관계수는 0.92이고, 영업이익률 상관계수는 0.38이다(황선웅, 2019).

실제 자료에서 영업이익률의 상관계수가 낮기는 하지만 양(+)의 값을 보이는 것이 본 연구에서의 모형과 상반된 것은 아니다. 모형에 따르면, 다른 조건이 일정할 때, 원청의 매출이 증가하면 하청의 이윤이 증가하고, 원청의 이윤이 증가하면 하청의 이윤이 감소한다. 현실에서는 원청의 매출이 증가하는 상황에서는 원청의 이윤과 하청의 이윤이 동시에 증가하는 현상이 발생한다. 모형에서도 원청의 매출과 하청의 매출은 거의 일대일의 상관관계가 있는 반면, 원청의 이윤과 하청의 이윤은 여러 가지 다른 변수에 의해 매개되고 있기 때문에 상관계수가 낮게 나타난다. 이 점에서는 모형과 실제 자료가 서로 부합한다.

다음으로, 노동공급을 고려하여 원청기업과 하청기업의 임금 격차를 살펴본다.

하청기업에 대한 노동공급 곡선이 다음과 같다고 하자.

$$L = L_0 w^{\epsilon} \ln L_b = \ln L_b^0 + \epsilon \cdot \ln W_b,$$

여기서, ϵ은 하청기업에 대한 노동공급의 임금 탄력성을 가리킨다.
다음과 같은 하청기업의 이윤식으로부터

$$\Pi_b = P_b A K^{\alpha} L^{\beta} - wL - rK$$

이윤극대화 조건은 다음과 같다.

$$P_b Y_b L_b^{-1} = W_b\left(1 + \frac{1}{\epsilon}\right)$$

이 식을 풀면, 다음과 같이 하청 임금이 결정된다.

$$W_b^* = \left[\left(\frac{\epsilon}{\epsilon+1}\right)\frac{1}{L_a^0}\beta P_b Y_b\right]^{1/(\epsilon+1)}$$

$$\text{즉, } W_b^* = \left[\left(\frac{\epsilon}{\epsilon+1}\right)\frac{\beta}{L_b^0}\frac{\theta_b}{\mu_a v_a}PY\right]^{1/(\epsilon+1)} \quad (2)$$

제 원청기업의 임금 결정에 대해 살펴본다. 원청기업이 직면한 노동공급 곡선을

$$\ln L = \ln L_0 + \epsilon_a \ln W,$$

라고 하자. 여기서, ϵ_a는 원청 노동공급의 임금 탄력성을 가리킨다.

원청기업의 이윤식으로부터

$$\Pi_a = PY - W_a L_a, \quad Y = Y_b^{\theta_b} L_a^{\theta_L}$$

이윤극대화 조건은 다음과 같다.

$$\theta_L PYL_a^{-1} = W_a\left(1+\frac{1}{\epsilon_a}\right)$$

이 식을 풀면 다음과 같이 원청기업의 임금이 결정된다.

$$W_a^* = \left[\left(\frac{\epsilon_a}{\epsilon_a+1}\right)\frac{1}{L_a^0}\frac{\theta_L}{\mu_a}PY\right]^{1/(\epsilon_a+1)} \quad (3)$$

지금까지의 모형은 원청기업이 공급과 요소수요 시장에서 시장 지배력을 가지고 있으며, 원청과 하청이 각각 이윤을 극대화하는 상황에서 원청과 하청의 임금이 결정되는 것이다.

지금까지 도출한 임금 결정식에 따르면, 이 모형에서는 원청의 매출이 증가해도 임금 격차가 증가하지 않는다. 원청의 매출이 증가하면, 각 생산요소의 분배몫이 매출에 비례하여 증가하기 때문이다. 즉, 원청의 매출이 증가하면 원청 임금, 하청기업의 매출, 하청 임금이 비례적으로 증가한다. 따라서 이 모형에서는 원청과 하청의 임금 격차가 존재하지만 임금 격차가 증가하지는 않는다.

단순히 임금 격차를 설명하기 위해서는 이상과 같은 모형으로도 충분하지만, 임금 격차의 '변화'를 설명하기 위해서는 다른 요소가 포함되어야 한다. 다음 절에서는 어떤 요소들이 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는지에 대해 고찰한다.

2. 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는 요인들

원청의 매출이 증가하면서, 원청과 하청의 임금 격차가 증가하기 위해서는 다음과 같은 조건이 필요하다.

첫째, 각 하청의 생산비중 θ_b가 감소하면 원청의 매출이 증가하면서 원청과 하청의 임금 격차가 증가할 수 있다. 원청의 매출이 증가하면서 각 하청의 생산 비중이 감소하는 것은 원청의 중간재(부품) 조달 방식에 달려 있다. 원청이 수출시장을 확대하면 하청 중간재 제품에 대한 수요가 증가한다. 늘어난 중간재 수요를 국내 하청기업에게서 조달한다면 원청의 매출이 늘어날 때 하청의 매출이 비례적으로 늘어나고 원하청 임금 격차도 늘어나지 않는다. 반면, 늘어난 중간재 수요의 일부를 수출지역의 하청기업에게서 일부 조달한다면 국내 하청기업의 생산 비중이 감소한다. 이런 경우, 원청기업의 매출 증가가 국내 하청기업의 생산 비중 감소로 이어지고, 원하청 임금 격차가 증가하게 된다.

둘째, 수요독점력 v_a가 증가하면 원청과 하청의 임금 격차가 증가할 수 있다. 이 경우, 수요독점력이 원청 매출의 증가 함수이다. 즉, 원청의 매출이 증가하면서 수요독점력이 증가하면 임금 격차의 증가를 설명할 수 있다.

셋째, 하청기업에 대한 노동공급의 탄력성 ϵ가 증가하면 임금 격차가 증가할 수 있다. 이는 하청에 대한 노동공급이 증가하는 경우 가능하다.

이 세 가지 가능성 가운데 세 번째 가능성은 희박하다고 판단된다. 원청의 근로조건이 하청에 비해 좋기 때문에, 하청에 비해 원청에 대한 노동공급이 상대적으로 증가하는 경향이 있다고 보는 것이 현실적이다.

그렇다면, 모형에서는, 각 하청 생산비중의 감소와 수요독점력의 증가가 원하청 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는 요인이다. 먼저, 수요독점

력이 매출의 증가함수인가는 실증 분석의 문제이고, 현재까지 긍정하거나 부정할 만한 증거가 없다.

3. 임금 협상 모형(Rent-Sharing Model)

이 절에서는 원청에서 사용자와 근로자가 협상을 통해 임금을 결정하는 모형을 다루고자 한다. 원청에서 임금 협상 모형이 원하청 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는지 살펴보고자 한다.

임금 협상 모형에는 여러 가지가 있다. 첫째는 Leontief(1946)의 독점노조 모형(혹은 'right to manage' model)이다. 이 모형에서는 노동조합이 먼저 임금 수준을 결정하면, 기업이 고용량 수준을 결정한다. 이러한 협상 방법은 가장 효율적인 협상이 아니다. 양측에게 모두 더 효율적인 협상이 있다는 의미에서 그러하다.

둘째는 McDonald and Solow(1981)의 효율적 계약 모형이다. 이 모형에서는 노조와 기업이 임금과 고용량을 동시에 협상한다. 기업에게 일정 수준의 이윤을 보장하고, 노조는 임금과 노동량의 효용함수를 극대화하는 것으로. 일종의 내쉬 협상모형이다.

셋째로 Rubinstein(1982)의 순차적 협상 모형이 있다. 이 밖에, 아웃소싱 상황에 적용되는 모형도 있다. 예를 들어, Kramarz(2008)의 모형에서는 1단계에서 원청이 최적 하도급 거래량을 결정하고, 2단계에서 원청 기업의 임금과 고용량을 결정한다.

본 연구에서는 Abowd-Lemieux(1993), Blanchflower-Oswald-Sanfey(1996)의 내쉬 협상 모형(Nash Bargaining model)을 고려한다.

모형에서 원청 노동자와 사용자는 임금(W_a)과 이윤(Π_a)의 분배를 놓고 협상을 한다. 협상의 목적함수는 다음과 같다.

$$\max \rho \ln\left[\left(u(W_a)-u(x)\right)L\right]+(1-\rho)\ln\Pi_a$$

여기서, x는 협상이 결렬되었을 경우 노동자가 받을 수 있는 임금을 가리킨다. 이를 외부옵션이라고 하며, 시장임금, 비노조 기업의 임금, 시장 평균임금 등에 해당한다. ρ는 원청 노동자의 협상력을 가리키는 모수

이다. L은 고용량을 가리킨다.

이 협상 문제로부터 도출되는 원청 임금은 다음과 같다(도출 과정은 부록 2를 참조).

$$W_a^* = x + \frac{\rho}{1-\rho}\frac{\Pi_a}{L} = x + R$$

여기서, R은 원청의 이윤 가운데 협상 결과 임금으로 지불되는 부분으로, 준지대(quasi-rents)를 의미한다. 이 식에서 이윤은 x에서 평가된 것이다. 원청의 임금은 시장임금과 원청 이윤의 일정 부분으로 구성된다. 식에서 보이듯이, 노동자의 협상력이 높으면 임금이 증가한다.

원청의 임금을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\text{원청의 임금}: W_a^* = x + \frac{\rho}{1-\rho}\frac{PY}{L}\left[1 - \frac{1}{\mu_a}\sum_b \frac{\theta_b}{v_b}\right]$$

위 식에서 나타나듯이, 원청 이윤이 증가하면 원청 노동자의 임금은 비례적으로 증가한다. 참고로, 앞서 하청의 임금식은 다음과 같았다.

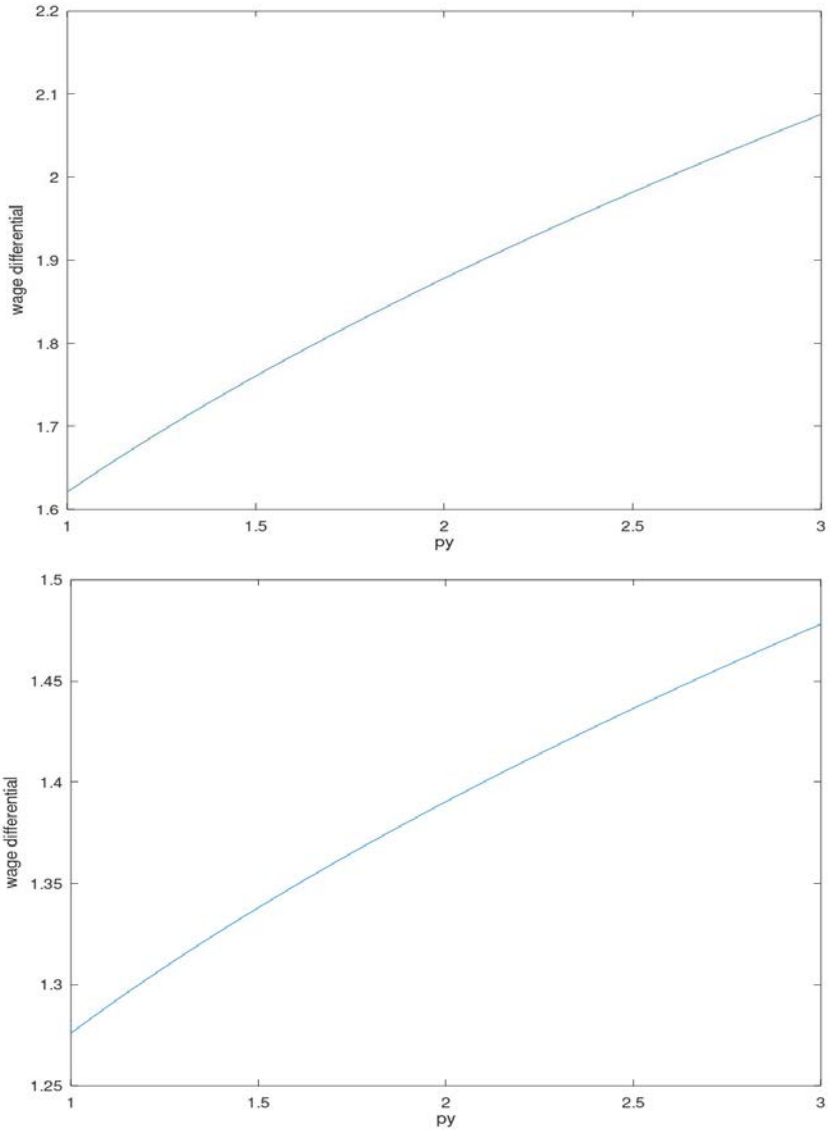
$$\text{하청의 임금}: W_b^* = \left[\left(\frac{\epsilon}{\epsilon+1}\right)\frac{\beta}{L_b^0}\frac{\theta_b}{\mu_a v_a}PY\right]^{1/(\epsilon+1)}$$

식이 복잡해서 원청의 매출 증가와 임금 격차의 관계를 파악하기 쉽지 않다. 이를 직관적으로 파악하기 위해 간단한 시뮬레이션을 하였다. 시뮬레이션에서는 $(\epsilon, \beta, L, \theta_b, \mu_a, v_a)$=(1.0, 0.75, 2.0, 0.7, 1.0, 1.0)으로 설정하였다. 원청기업의 매출을 1부터 3배까지 변화시켰을 때 임금 격차의 변화를 시뮬레이션하였다. [그림 2-5]의 위쪽 그림은 ρ=0.6일 때의 상황이고, 아래쪽 그림은 ρ=0.4일 때의 상황이다.

시뮬레이션 결과에서는 원청의 매출 증가가 원청의 임금과 하청의 임금 증가율에 미치는 속도가 다르다는 것을 알 수 있다. ρ=0.6일 때, 원청기업의 매출이 100% 증가하면, 임금 격차는 15.9% 증가한다. ρ=0.4일 때, 원청기업의 매출이 100% 증가하면 임금 격차는 9.0% 증가한다. 이 시뮬레이션 상황에서 임금 격차의 원청기업 매출 탄력성은 0.09~0.16이

다. 실제 자료에서 1999년과 2014년 사이에 규모별 임금 격차는 30~40% 증가하였다. 이러한 증가를 설명하려면 매출이 3~4배 증가하여야 한다.

〔그림 2-5〕 협상모형에서 원하청 임금 격차의 변화(위 : $\rho=0.6$, 아래 : $\rho=0.4$)



주 : 모형을 시뮬레이션한 결과임.
자료 : 저자 작성.

제3절 요약 및 결론

이 장에서의 논의를 요약하면 다음과 같다.

소득 불평등은 외환위기 이후 2000년대에 급격히 증가하였다. 그리고 2010년대에는 증가 추세가 다소 완만해졌다. 소득 불평등의 추이와 비슷한 양상을 보이는 지표는 규모별 임금 격차와 고용형태별 임금 격차이다. 소득 불평등 추이와 상관관계가 높은 요인을 비교하면, 외환위기 이후 소득 불평등의 변화에 규모별 임금 격차가 핵심적인 역할을 하였다는 사실은 분명해 보인다. 단순한 상관관계를 보더라도 파악할 수 있고, 소득 불평등의 원인을 분해하여 파악하는 복잡한 통계분석 방법을 해도 같은 결과가 나온다.

이러한 관찰에 기반하여 본 연구에서는 규모별 임금 격차를 설명하는 모형을 제시하고자 하였다. 모형에서는 원청의 매출 증가가 원청과 하청의 임금 격차에 미치는 영향을 검토하였다. 모형에서 하청은 중간재를 생산하고, 원청은 중간재와 노동을 이용하여 최종재를 생산한다. 이 모형에서는 분배에 초점을 맞추고 있기 때문에 원청기업의 매출 증가와 감소를 주어진 것으로 간주한다. 즉, 원청의 매출 증가를 원청과 하청 기업의 이윤, 원청 노동자와 하청 노동자의 임금에 배분하는 방식을 연구하였다.

가장 기본적인 모형은 원청기업이 공급과 요소 수요 시장에서 시장 지배력을 가지고 있으며, 원청과 하청이 각각 이윤을 극대화하는 상황에서 원청과 하청의 임금이 결정되는 것이다. 이 기본적인 모형에서는 원청의 매출이 증가해도 임금 격차가 증가하지 않는다. 원청의 매출이 증가하면, 각 생산요소의 분배몫이 매출에 비례하여 증가하기 때문이다. 이 모형에서는 원청과 하청의 임금 격차가 존재하지만 임금 격차가 증가하지는 않는다.

원하청 임금 격차의 변화를 설명할 수 있는 요인으로는 (1) 각 하청 생산 비중의 감소와 (2) 수요독점력의 증가가 있다. 수요독점력이 매출의 증가함수인가는 실증 분석의 문제이고, 현재까지 긍정하거나 부정할 만

한 증거가 없다.

원청의 매출이 증가하면서 각 하청의 생산 비중이 감소하는 것은 원청의 중간재(부품) 조달 방식에 달려 있다. 원청이 수출시장을 확대하면 하청 중간재 제품에 대한 수요가 증가한다. 늘어난 중간재 수요의 일부를 수출지역의 하청기업에게서 일부 조달한다면 국내 하청기업의 생산 비중이 감소한다. 이런 경우, 원청기업의 매출 증가가 국내 하청기업의 생산 비중 감소로 이어지고, 원하청 임금 격차가 증가하게 된다.

그리고 원청 노동자와 사용자가 임금과 이윤의 분배를 놓고 협상을 하는 내쉬 협상 모형(Nash Bargaining model)을 고려하였다. 이 모형을 시뮬레이션한 결과에서는 원청의 매출 증가가 원청의 임금과 하청의 임금 증가율에 미치는 속도가 다르다는 것을 알 수 있었다.

세 가지 가능한 경로 각각의 설명력을 측정하는 것이 앞으로의 과제이다.

〔부록 1〕

도출 이윤극대화 조건

$$\frac{\partial P}{\partial Y}\frac{\theta_b Y}{Y_b}Y + P\frac{\theta_b Y}{Y_b} = \frac{\partial P_b}{\partial Y_b}Y_b + P_b$$

$$\frac{\theta_b}{Y_b}PY\left[\frac{\partial P}{\partial Y}\frac{Y}{P}+1\right] = P_b\left[1+\frac{\partial P_b}{\partial Y_b}\frac{Y_b}{P_b}\right]$$

$$\frac{\theta_b}{Y_b}PY\left[1+\epsilon_{Y,P}^{-1}\right] = P_b\left[1+\epsilon_{Y_b,P_b}^{-1}\right]$$

$$\theta_b PY\mu^{-1} = \upsilon Y_b P_b$$

$$P_b Y_b = \frac{\theta_b}{\mu_a \upsilon_a}PY$$

여기서 마크업 $\mu = \frac{P}{MC} = \left[1+\epsilon_{Y,P}^{-1}\right]^{-1}$

마크다운 $\upsilon_a = \frac{MRP_a}{P_b} = \left[1+\epsilon_{Y_b,P_b}^{-1}\right]$

〔부록 2〕 내쉬 협상 모형 해의 도출

도출방법은 Blanchflower, Oswald, and Sanfey(1996)을 따른다.
극대화 문제

$$\max \rho \ln\left[\left(u(W_a)-u(x)\right)L\right]+(1-\rho)\ln \Pi_a$$

의 1계 조건은

$$W_a : \frac{\rho u'(W_a)}{\left[u(W_a)-u(x)\right]L}-\frac{1-\rho}{\Pi_a}=0$$

위 식을 다시 쓰면,

$$\frac{u(W_a)-u(x)}{u'(W_a)}=\frac{\rho}{1-\rho}\frac{\Pi_a}{L}$$

다음의 관계식을 이용하면

$$u(x)\simeq u(W_a)+(W_a-x)u'(W_a)$$

다음과 같은 해가 도출된다.

$$W_a^*=x+\frac{\rho}{1-\rho}\frac{\Pi_a}{L}$$

제 3 장
기업 간 하도급 거래 구조와 임금 불평등

제1절 서 론

임금 불평등은 개인 간 소득 불평등의 주된 원인이며, 그중 상당 부분은 기업 규모 등 개인 차원을 넘어서는 기업 간 특성 차이에 기인한다.[1] 기업 간 하도급 거래 관계에서의 지위도 해당 기업 소속 노동자들의 임금에 큰 영향을 미칠 수 있다. 원청 또는 하청기업 여부에 따라 기업 규모, 수출 비율, 자본장비율, 기술혁신 유인, 거래 전속성, 시장 지배력, 가격 협상력, 노동력 구성 및 노사관계 등이 크게 다르기 때문이다(홍장표 외, 2016; 박문수 외, 2019). 이 장은 우리나라의 기업 간 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향을 실증적으로 분석한다.

기업 간 하도급 거래 구조의 임금효과에 관한 국내 대부분의 기존 연구는 원하청 기업 간 평균 임금 격차에 주목하였다. 본 연구는 그와 달리 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향에 초점을 둔다. 원하청 기업 간 임금격차는 임금분포 분위별로 다를 수 있고, 상・중・하 분위 중 구체적

1) 기업 간 임금격차의 원인에 관한 다양한 가설과 초기 주요 연구는 Oi & Idson (1999)을 참조하라. 1980년대 이후 임금 불평등 확대에 기업 간 특성 차이가 큰 영향을 미쳤다는 최근 연구는 Davis & Haltiwanger(1991), Abowd et al.(1999, 2018), Card et al.(2013, 2018), Barth et al.(2016), Song et al.(2019) 등이 있다. 국내 최근 연구는 정준호 외(2017), 이창근(2017), 송상윤(2018) 등이 있다.

으로 어느 분위에서 크냐에 따라 전체 임금 불평등에 미치는 영향도 달라질 수 있다. 아울러, 노동자 전체 임금 불평등에 미치는 영향을 총체적으로 파악하기 위해서는 원청기업과 하청기업의 노동자 임금뿐 아니라 그러한 하도급 거래에 참여하지 않는 독립기업 노동자의 임금도 살펴보아야 한다. 이 글은 전체 노동자 임금분포 각 분위에서 원청기업과 하청기업의 노동자가 독립기업 노동자와 비교해 얼마나 큰 임금 프리미엄 또는 불이익을 겪었는지를 추정함으로써, 기업 간 하도급 거래 구조가 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향을 밝히고, 원하청 기업 간 평균 임금 격차에 국한되었던 기존 연구의 한계를 극복고자 한다.

계량모형은 최근 불평등 분석 문헌에서 자주 이용되고 있는 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수(Recentered Influence Function : RIF) 회귀법을 이용한다. 분석자료는 한국직업능력개발원의 「인적자본기업 패널조사」 2009~17년(격년 주기, 3~7차) 조사 결과를 이용한다. 이 자료는 기업 간 임금격차 관련 국내 기존 문헌에서도 자주 이용되었던 자료로, 각 노동자가 속한 기업의 원하청 지위에 관한 정보뿐 아니라 해당 노동자의 인적 특성(성・학력・연령 등) 및 일자리 특성에 관한 정보도 제공한다는 장점이 있다. 단, 제조업, 금융업, 정보통신서비스업 등 일부 산업만 포함한다는 점, 100인 이상 기업만 포함한다는 점, 하도급 거래 차수 정보가 없다는 점, 노동자 표본이 매년 변화해 개인 고정효과는 통제할 수 없다는 점 등의 한계도 있으므로 분석 결과를 해석할 때 주의할 필요가 있다.

주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 하도급 거래 네트워크의 최상단에서 다른 기업에 납품 발주만 하고 수주는 하지 않는 순수 원청기업 소속 노동자는 전체 임금분포의 중・상위 분위에서 통계적으로 유의한 임금 프리미엄을 경험했다. 반면, 하도급 거래 네트워크의 최하단에서 납품 수주만 하고 발주는 하지 않는 순수 하청기업 소속 노동자는 중・하위 임금분위에서 통계적으로 유의한 임금 불이익을 겪었다. 하도급 거래 네트워크의 중간 부분에서 어느 원청기업으로부터 생산 위탁을 받아 그중 일부 또는 전부를 다른 하청기업에 위탁하는 재하청기업 소속 노동자는 어떠한 임금 분위에서도 독립기업 노동자 대비 임금격차가 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과는 우리나라의 기업 간 하도급 거래 구조가 본 연구의 분석 기간인 2009~17년 동안 노동자 전체 임금 불평등을 확대하는 요인으로 기능했을 가능성이 크다는 것을 시사한다. 정책적으로는 그러한 경향을 완화하기 위해 임금격차 해소 협약 등 기업 간 상생협력 제도를 확대·강화할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

이 장의 논의는 다음과 같이 구성된다. 제2절은 선행 연구를 정리하고, 제3절은 분석 방법과 자료를 설명한다. 제4절은 재중심 영향함수 회귀모형 추정 결과를 살펴보고, 제5절은 결론을 제시한다.

제2절 선행 연구

원하청 기업 간 임금격차에 관한 기존 연구는 사업체 평균 임금 자료를 이용한 연구와 노동자 개인 임금 자료를 이용한 연구로 구분된다. 각 유형의 주요 연구를 간략히 설명하면 다음과 같다.

첫째, 사업체 평균 임금 자료를 이용한 연구로는 김철식·이병훈(2011)과 하봉찬·김성원(2015)이 있다. 김철식·이병훈(2011)은 한국노동연구원 제5차(2008년) 「사업체패널조사」 자료를 이용하여, 1인당 급여복지비(급여+복리후생비)의 위탁기업(원청)과 수탁기업(하청, 1차 또는 2차) 간 격차가 통계적으로 유의하지 않다는 추정결과를 제시했다. 통제변수는 사업체 고용 규모, 종업원 특성(평균 근속연수, 학력별 비중, 여성 비중), 1인당 매출액, 시장 특성(수출 비중과 국내 경쟁 정도), 기업집단 소속 여부, 노조 유무, 제조업 여부, 1인당 영업수익 등을 이용했다. 이 연구는 글로벌 금융위기 기간이라는 특수 상황에 대한 1개년 횡단면 분석이라는 점, 독립기업은 제외하고 원청기업과 하청기업 간 임금격차만 분석했다는 점 등에서 보완이 필요하다.

하봉찬·김성원(2015)은 「한국기업데이터(KED)」 2011년 자료를 이용하여 자동차, 조선, 전자산업 내에서의 기업 지위가 '선도기업→1차 협력기업→…→4차 이하 협력기업' 등 하도급 거래 네트워크의 하위 단계로

내려갈수록 해당 기업의 임금 수준이 낮아진다는 추정 결과를 제시했다. 통제변수는 종업원 수, 1인당 자본, 노동조합 유무, 영업이익률, 기업 설립연도 등을 이용했다. 이 연구는 노동자 인적 특성의 영향을 통제하지 않았다는 점, 독립기업은 제외하고 원청기업과 하청기업 간 임금격차만 분석했다는 점 등에서 보완이 필요하다.

둘째, 개인 임금 자료를 이용한 연구로는 안주엽(2015), 정동관(2016), 황선웅(2018), 양준석・박태수(2017), 송상윤(2018)이 있다. 안주엽(2015)은 「한국기업데이터(KED)」 2011년 기업 간 하도급 거래 자료와 고용노동부 「고용형태별 근로실태조사」 원자료를 결합하여 하도급 거래 단계별 평균 임금 수준을 비교하였다. 원청기업 대비 1인당 시급 총액은 1차 하청이 53.9%, 2차 하청이 51.1%, 3차 이상이 42.0%, 독립기업이 53.8%였고, 이러한 임금격차는 성과급, 부가급부, 노동조합 가입률, 고용형태(정규직/비정규직) 구성의 집단 간 차이와 밀접한 연관이 있었다. 정동관(2016)은 자동차, 조선, 전자 등 6개 업종의 18개 원청기업과 거래하는 1~2차 하청업체 167개 기업을 설문 조사하여 1차 하청기업과 2차 하청기업의 1인당 월급 총액이 원청기업의 49.8%와 43.0%에 불과하다는 추정 결과를 제시했다. 이러한 안주엽(2015)과 정동관(2016)의 연구는 노동자 개인 인적 특성 등의 영향을 통제하지 않은 집단 간 단순 평균 비교라는 한계가 있다.

황선웅(2018)은 「한국기업데이터(KED)」 2015년 기업 간 하도급 거래 자료와 고용노동부 「고용형태별 근로실태조사」 원자료를 결합하여 원하청 기업 간 임금격차의 세부 요인을 분석하였다. 그는 Oaxaca-Blinder 요인 분해를 통해 원하청 기업 간 임금격차의 약 70%는 관측된 특성 차이로 설명되며, 나머지 30%는 동일한 특성에 대한 보상 차이로 설명됨을 보였다. 통제변수는 노동시간, 성별, 학력, 나이, 경력연수, 근속기간, 사업체 규모, 고용형태, 노조 가입 여부, 특별급여 수급 여부 및 크기, 산업, 직업 등을 고려했다. 이 연구는 독립기업을 제외한 하도급 거래 참여 기업 간 비교라는 한계가 있다.

본 연구와 가장 밀접한 연구는 양준석・박태수(2017)와 송상윤(2018)이다. 두 연구 모두 본 연구와 마찬가지로 한국직업능력개발원 「인적자

본기업패널조사(HCCP)」 자료를 이용하여 기업별 하도급 거래 지위가 해당 기업 노동자들의 평균 임금에 미치는 영향을 추정하였다.

양준석・박태수(2017)는 「인적자본기업패널조사」 2009~13년(격년 주기, 3~5차) 자료를 이용하여 기업 특성과 인적 특성을 통제한 후에도 하청기업 평균 임금이 원청기업보다 약 5% 정도 낮다는 추정결과를 제시하였다. 재하청기업과 독립기업의 평균 임금은 원청기업과 통계적으로 유의하게 다르지 않았다. 통제변수는 성별, 결혼, 학력, 나이, 근속연수, 근속연수 제곱, 정규직, 직업, 기업 규모, 노조, 연도, 산업, 1인당 매출액 등을 이용했다.

송상윤(2018)도 「인적자본기업패널조사」 2009~15년(격년 주기, 3~6차) 자료를 이용하여, 하청기업의 평균 임금이 원청기업보다 통계적으로 유의하게 낮고, 재하청기업과 독립기업의 평균 임금은 원청기업과의 차이가 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 제시했다. 원하청 기업 간 임금 격차의 크기는 100~299명 기업에서는 23.2%, 300명 이상 기업에서는 16.9%로 추정되었다. 통제변수는 기업 규모, 성과공유 여부, 연도 고정효과 등을 이용하였다.

정리하면, 하도급 거래 구조의 임금효과에 관한 국내 기존 연구는 원하청 기업 간 평균 임금 격차 추정에 집중되었고, 그러한 격차가 임금 불평등에 미치는 영향에 관한 연구는 부재하였다. 본 연구는 재중심 영향함수 회귀법을 이용하여 이러한 실증적 공백을 해소하고자 한다.

제3절 분석 방법과 자료

1. 모 형

본 연구는 Firpo et al.(2009)이 고안한 재중심 영향함수 회귀법을 이용하여 기업 간 하도급 거래 관계가 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향을 분석한다. 이 방법은 다른 설명변수들의 영향을 통제한 상황에서 어느 한

설명변수가 종속변수의 비조건부 분포 통계량(unconditional distributional statistic)에 미치는 영향을 추정한다. 예컨대, 표준적 조건부 분위회귀(conditional quantile regression) 모형은 성, 학력, 나이 등이 모두 같은 특정 노동자 집단(예: 남성 대졸 55세 등) 내에서의 분위별 임금이 원·하청기업 간에 얼마나 다른지를 추정하지만, 본 연구의 접근법은 그러한 인적 특성의 영향을 통제한 상태에서 전체 임금노동자를 대상으로 구축한 "비조건부" 분위별 임금이 각 노동자의 원·하청기업 소속 여부에 따라 어떻게 달라지는지를 추정한다. 재중심 영향함수는 각 분포 통계량의 영향함수에 해당 분포 통계량의 값을 더한 것이며, 영향함수는 이름 그대로 어느 설명변수의 개별 관측치가 종속변수의 분포 통계량에 미치는 영향의 크기를 나타낸다. 재중심 영향함수 회귀분석에 관한 자세한 내용은 Firpo et al.(2009, 2018), Dube(2019), Rios-Avila(2019), 이병희(2017)를 참조하기 바란다.

본 연구는 구체적으로 아래와 같은 다중선형회귀모형을 통상최소제곱법(OLS)으로 추정하여 각 노동자 i가 t 시점에 속한 기업 j의 원하청 지위 특성이 로그 시간당 실질임금 y의 비조건부 분포에 미치는 영향을 추정한다.

$$RIF(y\,;v) = \sum_{k=1}^{3} \beta_k D_{k,j(i),t} + X\gamma + u$$

여기서, $D_{k,j(i),t}$는 각각 원청($k=1$), 재하청($k=2$), 하청기업($k=3$)이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이며(기준변수는 하도급 거래에 참여하지 않은 독립기업), X는 통제변수, u는 확률적 오차항이다. 좌변의 $RIF(y\,;v)$는 분포 통계량 v의 재중심 영향함수로서, 본 연구는 로그 시간당 실질임금 y의 p 분위값, p_1 분위 및 p_2 분위 격차(임금 배율), 분산, 지니계수 등을 고려한다. 각 분포 통계량의 재중심 영향함수는 다음과 같이 정의된다.

○ p 분위 임금 (Firpo et al., 2009)

$$RIF(y;q_Y(p),F_Y) = q_Y(p) + \frac{p - I(y \le q_Y(p))}{f(q_Y(p))}$$

○ p_1 및 p_2 분위 간 격차 (Firpo et al., 2018)

$$RIF(y; iqr_Y(p_1,p_2), F_Y) = RIF(y; q_Y(p_1), F_Y) - RIF(y; q_Y(p_2), F_Y)$$

○ 분산 (Firpo et al., 2018)

$$RIF(y; \sigma^2_Y, F_Y) = (y-\mu_Y)^2$$

○ 지니계수 (Davies et al., 2017)

$$RIF(y; GINI_Y, F_Y) = 2\frac{y}{\mu_Y}GINI_Y + \frac{y}{\mu_Y} + \frac{2}{\mu_Y}\int_0^y F_Y(z)dz$$

여기서, $q_Y(p)$는 p 분위 로그임금, $I(\cdot)$는 지시함수, f는 확률밀도함수, F는 누적분포함수, μ는 평균, $GINI$는 지니계수이다.

2. 자 료

본 연구는 한국직업능력개발원에서 격년 단위로 실시하는 「인적자본기업패널조사(Human Capital Corporate Panel : HCCP」 2009~17년(3~7차연도) 자료를 이용한다. 이 자료는 정부 승인을 받은 국가 공식 통계 자료로서, 가장 큰 장점은 국내에서는 드물게 기업 조사와 노동자 조사를 병행하여 사업주-노동자 연계 자료(employer-employee linked dataset)를 제공한다는 것이다.

이 자료는 표본설계 개선 및 신규표본 추가 등으로 1~2차 조사와 3차 이후 조사 간에 단절이 존재한다. 원하청 지위도 3차 조사부터 일관된 설문이 이루어졌다. 그에 따라 본 연구도 3차연도 이후 자료만 이용하였다.

연도별 표본 기업 수는 약 500개, 노동자 수는 약 1만 명이다. 기업 모집단은 국내에서 사업 활동을 영위하고 있는 근로자 100인 이상 및 자본금 3억 원 이상 민간 기업으로, 한국표준산업분류 9차 개정 대분류 기준 제조업, 출판·영상·방송·통신·정보서비스업, 금융·보험업, 전문과학·기술서비스업, 교육서비스업, 예술·스포츠·여가서비스업에 속한 기업이

다. 노동자 수는 기업 규모(근로자 수)를 고려해 팀장(감독자)은 기업당 7~15명, 팀원(근로자)은 기업당 22~41명이 조사되었다.

서론에서 언급한 대로, 이 자료의 한계는 모든 산업을 포괄하지는 않고, 100인 미만 기업을 제외하며, 하도급 거래 차수에 대한 정보를 제공하지 않고, 조사대상 노동자가 매년 달라지기 때문에 개인 수준 고정효과를 통제할 수 없다는 점 등이 있다. 본 연구의 추정결과를 해석할 때 이러한 자료상의 한계에 주의할 필요가 있다.

본 연구의 종속변수는 시간당 실질임금의 분포 통계량이다. 시간당 임금은 연간 총근로소득을 연간 총근로시간으로 나눈 값으로 계산하였다. 연간 총근로소득은 기본급, 각종 수당, 상여금 및 성과급을 포함하며, 총근로시간은 주당 정규근로시간과 초과근로시간을 합산한 후 연단위로 환산하였다. 중도 입사자 또는 연간 총근로소득을 모르는 경우는 월평균 총근로소득과 월평균 총근로시간을 이용해 시간당 임금을 계산하였다. 실질임금은 가계소비지출 디플레이터를 이용해 계산하였다.

본 연구의 핵심 설명변수는 각 노동자가 속한 기업의 원하청 지위 관련 더미변수이다. 「인적자본기업패널조사」는 이를 별도의 용어 설명 없이 다음과 같은 질문을 통해 파악하고 있다.

> 문 1.5. 귀사의 원청업체/하청업체 여부는 어떻게 됩니까?
> ① 원청업체에만 해당됨 ② 원청업체이면서 하청업체임
> ③ 하청업체에만 해당됨 ④ 둘 다 아님(독립기업)

본 연구는 위의 질문에 대한 응답 순서대로 각 기업의 원하청 지위를 원청, 재하청, 하청, 독립 등 네 유형으로 구분한다.

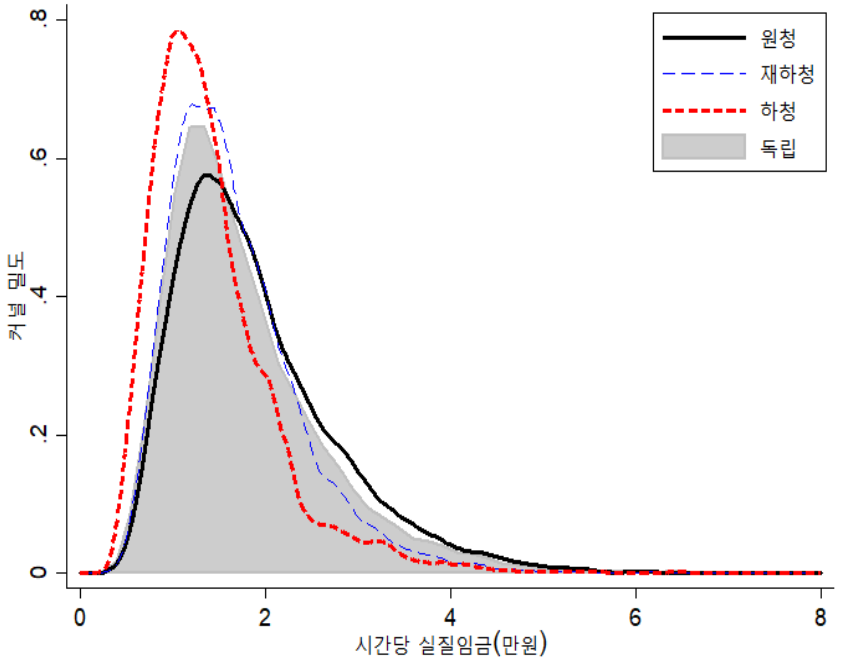
노동자 개인 인적 특성 통제변수로는 성별(여성=1, 남성=0), 결혼상태(유배우=1, 미혼 등=0), 학력(고졸 이하/전문대졸/4년제 대졸/석사 이상, 기준 변수 고졸 이하), 나이, 나이 제곱 등을 고려하고, 개인 수준 일자리 특성 통제변수로는 근속연수, 근속연수 제곱, 정규직 여부, 노동조합 가입 여부, 직업(생산직/관리직/전문직/서비스직) 등을 고려한다. 표본 분석 대

상은 만나이 19~60세의 임금노동자이며, 이상치의 영향을 줄이기 위해 실질임금을 상·하위 0.1% 수준에서 절삭(winsorizing)하였다.

3. 기초통계량

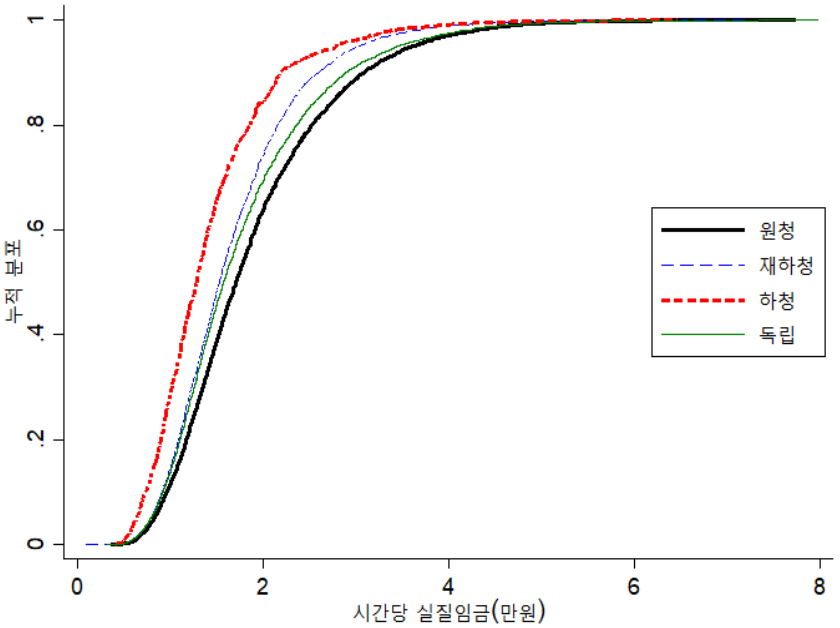
[그림 3-1]과 [그림 3-2]는 기업 간 원하청 지위에 따라 시간당 실질임금의 확률밀도함수와 누적분포함수가 어떻게 달라지는지를 보여준다. 저임금 그룹에 속할 확률은 "하청기업 > 독립기업 > 원청기업" 순으로 높고, 고임금 그룹에 속할 확률은 "원청기업 > 독립기업 > 하청기업" 순으로 높다. 재하청기업과 독립기업의 임금분포는 큰 차이가 없다. 이러한 서열은 안주엽(2015) 및 정동관(2016) 등의 선행 연구 결과와 일치한다. 집단 간 격차의 크기는 이들 선행 연구에서 추정된 것보다 작았는데, 본 연구의 표본에는 100인 이상 기업들만 포함되었기 때문으로 보인다.

〔그림 3-1〕 원하청 지위별 시간당 실질임금 확률밀도함수



자료 : 「인적자본기업패널조사」.

〔그림 3-2〕 원하청 지위별 시간당 실질임금 누적분포함수



자료 : 「인적자본기업패널조사」.

<표 3-1>은 본 연구에서 이용한 자료들의 기초통계량을 보여준다. 전체 임금 표본 관측치는 총 42,971개이다. 그중 원청기업 관측치는 14,082개(32.8%), 재하청기업 관측치는 13,385개(31.1%), 하청기업 관측치는 1,776개(4.1%), 독립기업 관측치는 13,728개(31.9%)이다. 납품 수주만 하고 발주는 하지 않는 순수 하청기업 관측치의 비율이 상대적으로 낮은데, 이 또한 본 연구의 표본이 일정 규모 이상의 기업들로 구성되었기 때문으로 보인다.

기업 유형별 평균 시간당 실질임금은 원청기업(18,971원), 독립기업(17,843원), 재하청기업(16,773원), 하청기업(14,277원) 순으로 높다. 원청기업 대비 평균 임금 비율은 독립기업이 94.1%, 재하청기업이 88.4%, 하청기업이 75.3%이다.

여성 비율은 하청기업(30.6%)이 가장 높고, 그다음은 독립기업(22.3%), 재하청기업(18.4%), 원청기업(17.9%) 순이다. 배우자가 있는 노동자 비율은 모두 66~69%로 집단 간 격차가 크지 않다. 학력은 독립기업, 원청기

업, 재하청기업, 하청기업 순으로 고학력자 비율이 높고, 저학력자 비율이 낮다. 평균 나이는 모두 37~38세로 집단 간 차이가 크지 않다.

〈표 3-1〉 기초통계량

	전체	원청	재하청	하청	독립
원하청 지위					
원청기업	0.328	1.000	0	0	0
재하청기업	0.311	0	1.000	0	0
하청기업	0.041	0	0	1.000	0
독립기업	0.319	0	0	0	1.000
시간당 실질임금	17,732	18,971	16,773	14,277	17,843
로그 시간당 실질임금	9.78	9.85	9.73	9.57	9.79
통제변수					
여성	0.200	0.179	0.184	0.306	0.223
유배우	0.674	0.690	0.674	0.678	0.657
학력					
고졸 이하	0.307	0.299	0.329	0.456	0.274
전문대졸	0.167	0.162	0.178	0.190	0.159
4년제 대졸	0.463	0.466	0.438	0.323	0.502
석사 이상	0.063	0.073	0.055	0.031	0.065
만나이	37.75	38.13	37.85	38.29	37.22
근속연수	9.476	10.328	9.254	7.651	9.056
정규직	0.982	0.985	0.986	0.984	0.974
노조가입	0.220	0.257	0.200	0.189	0.204
직업					
생산직	0.358	0.362	0.383	0.463	0.316
관리직	0.558	0.564	0.558	0.476	0.563
전문직	0.062	0.061	0.055	0.060	0.071
서비스직	0.022	0.014	0.004	0.001	0.050
관측치수	42,971	14,082	13,385	1,776	13,728

자료 : 「인적자본기업패널조사」.

근속연수는 원청기업(10.3년), 재하청기업(9.3년), 독립기업(9.1년), 하청기업(7.7년) 순으로 길다. 정규직 비율은 모든 집단이 97~99%로 매우 높다. 노동조합 가입률은 원청기업(25.7%), 독립기업(20.4%), 재하청기업(20.0%), 하청기업(18.9%) 순으로 높다. 직업은 원청기업, 독립기업, 재하청기업에서 관리직과 전문직의 비율이 높고, 하청기업에서 생산직의 비율이 높다.

제4절 회귀분석 결과

1. 원하청 지위에 따른 평균 임금 격차

<표 3-2>는 독립기업 소속 상황을 기준으로 원청 또는 하청기업 소속 여부가 해당 노동자의 임금에 미친 영향을 추정한 결과를 보여준다.

패널 a)는 전 산업, 패널 b)는 제조업을 대상으로 추정한 결과이다. 제1열은 산업 고정효과와 연도 고정효과만 통제했고, 제2열은 그에 더해 성별, 배우자 유무, 학력, 나이 등의 인적 특성도 통제했으며, 제3열은 근속연수, 정규직 여부, 노조 가입 여부, 직업 등의 일자리 특성도 통제하였다. 이러한 통제변수들의 계수 추정값은 <부표 3-1>에 제시하였다. 표준오차는 기업 단위 군집 표준오차(clustered standard error)를 이용했다.

<표 3-2>를 보면 전 산업을 고려하든 제조업만 고려하든 추정 결과가 매우 유사하다. 통제변수를 차례로 추가해도 결과가 크게 달라지지 않았다. 원청기업 노동자는 유사 조건의 독립기업 노동자보다 전 산업의 경우 5~8%, 제조업의 경우 7~9% 평균적으로 높은 임금을 받았고, 그러한 격차가 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 반면, 하청기업 노동자는 유사 조건의 독립기업 노동자보다 전 산업의 경우 6~14%, 제조업의 경우 6~15% 평균적으로 낮은 임금을 받았고, 그러한 격차가 일자리 특성도 통제할 때는 10%, 일자리 특성을 통제하지 않을 때는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 재하청기업과 독립기업 간 평균 임금 격차는 어떠한 열에서

도 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3-2〉 원하청 지위가 평균 임금에 미친 영향

a) 전 산업

	(1)	(2)	(3)
원청	0.077 ***	0.065 ***	0.053 ***
	(0.020)	(0.018)	(0.017)
재하청	0.034	0.024	0.025
	(0.022)	(0.020)	(0.019)
하청	−0.136 ***	−0.104 ***	−0.057 *
	(0.043)	(0.039)	(0.031)
인적 특성	X	O	O
개인 수준 일자리 특성	X	X	O
$Adj.R^2$	0.151	0.494	0.574
관측값 수	42,971	42,886	42,863

b) 제조업

	(1)	(2)	(3)
원청	0.093 ***	0.079 ***	0.067 ***
	(0.023)	(0.022)	(0.020)
재하청	0.025	0.023	0.026
	(0.025)	(0.023)	(0.022)
하청	−0.154 ***	−0.109 ***	−0.057 *
	(0.043)	(0.040)	(0.030)
인적 특성	X	O	O
개인 수준 일자리 특성	X	X	O
$Adj.R^2$	0.131	0.453	0.554
관측값 수	34,475	34,399	34,379

주: 원하청 지위 관련 기준 범주는 독립기업임. 모든 열은 중분류 산업 고정효과와 연도 고정효과를 통제한 결과임. 통제변수들의 계수 추정결과는 <부표 3-1>에 제시하였음. 괄호 안은 기업별 군집 표준오차(clustered standard error)임. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(이하 표 동일).

자료: 「인적자본기업패널조사」.

2. 임금 불평등에 미친 영향

<표 3-3>은 독립기업 대비 원·하청기업의 임금격차를 임금분포 분위별로 추정한 결과를 보여준다. 패널 a)는 전 산업, 패널 b)는 제조업을 대상으로 추정한 결과이다. 각 열은 임금분포 분위(10분위, 20분위, ..., 90분위)를 나타낸다. 통제변수는 중분류 산업 고정효과, 연도 고정효과, 인적 특성, 일자리 특성을 모두 포함했다. 통제변수들의 계수 추정결과는 <부표 3-2>에 제시하였다. [그림 3-3]은 <표 3-3>의 추정치를 그래프로 보여준다.

우선, 독립기업 대비 원청기업의 임금 프리미엄은 임금분포 30분위(P30)부터 90분위(P90)까지의 중·상위 구간에서 통계적으로 유의했다. 임금분포 20분위 이하 저임금 노동자는 원청기업에서 일하든 독립기업에서 일하든 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기는 임금분위가 높아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금 수준이 높을수록 원청기업 소속에 따른 임금 할증이 컸음을 의미한다. 예컨대, 패널 a)에 제시된 전 산업의 결과를 보면, 임금분포 30분위에서는 원청기업 노동자가 유사 조건 독립기업 노동자보다 3.4% 높은 임금을 받았지만, 임금분포 90분위에서는 그러한 격차가 10.6%로 확대되었다. 패널 b)에서 볼 수 있듯이, 제조업에서는 그러한 임금 분위별 원청기업 프리미엄이 각각 3.5%(P30)와 14.1%(P90)로 더 크게 추정되었다.

이와 반대로, 독립기업 대비 하청기업의 임금 페널티는 임금분포 10분위(P10)부터 50분위(P50)까지의 중·하위 구간에서 통계적으로 유의했다. 임금분포 60분위 이상 고임금 노동자는 하청기업과 독립기업 간 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기의 절댓값은 임금 분위가 낮아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금 수준이 낮을수록 유사 조건 독립기업 노동자 대비 하청기업 노동자의 임금 손실이 컸음을 의미한다. 예컨대, 패널 a)에 제시된 전 산업의 결과를 보면, 임금분포 50분위에서는 하청기업 노동자가 유사 조건 독립기업 노동자보다 7% 낮은 임금을 받았지만, 임금분포 10분위에서는 그러한 격차가 12.6%로 확대되었다. 패널 b)에 제시된 제조업의 추정치도 50분위는 -6.7%, 10분위는 -12.5%로 전

산업의 추정치와 거의 일치했다.

끝으로, 재하청기업 노동자는 독립기업 노동자와의 임금격차가 임금분포 어느 분위에서도 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3-3〉 원하청 지위의 임금분포 분위별 효과

a) 전 산업

	(1) P10	(2) P20	(3) P30	(4) P40	(5) P50
원청	0.001 (0.021)	0.026 (0.017)	0.034 ** (0.017)	0.048 *** (0.017)	0.054 *** (0.018)
재하청	0.015 (0.025)	0.013 (0.020)	0.014 (0.020)	0.026 (0.019)	0.018 (0.020)
하청	−0.126 * (0.065)	−0.112 ** (0.045)	−0.096 ** (0.037)	−0.084 *** (0.031)	−0.070 ** (0.033)
$Adj.R^2$	0.222	0.316	0.370	0.401	0.413
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863	42,863

	(6) P60	(7) P70	(8) P80	(9) P90
원청	0.061 *** (0.019)	0.067 *** (0.021)	0.084 *** (0.025)	0.106 *** (0.027)
재하청	0.023 (0.021)	0.026 (0.022)	0.022 (0.025)	0.036 (0.027)
하청	−0.050 (0.034)	−0.027 (0.033)	−0.016 (0.034)	0.045 (0.038)
$Adj.R^2$	0.398	0.365	0.314	0.230
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863

〈표 3-3〉의 계속

b) 제조업

	(1) P10	(2) P20	(3) P30	(4) P40	(5) P50
원청	-0.001 (0.024)	0.026 (0.020)	0.035 * (0.020)	0.060 *** (0.020)	0.064 *** (0.021)
재하청	0.017 (0.027)	0.010 (0.023)	0.007 (0.023)	0.028 (0.022)	0.020 (0.022)
하청	-0.125 * (0.068)	-0.106 ** (0.046)	-0.087 ** (0.036)	-0.073 ** (0.031)	-0.067 ** (0.032)
$Adj.R^2$	0.226	0.318	0.368	0.395	0.402
관측값 수	34,379	34,379	34,379	34,379	34,379

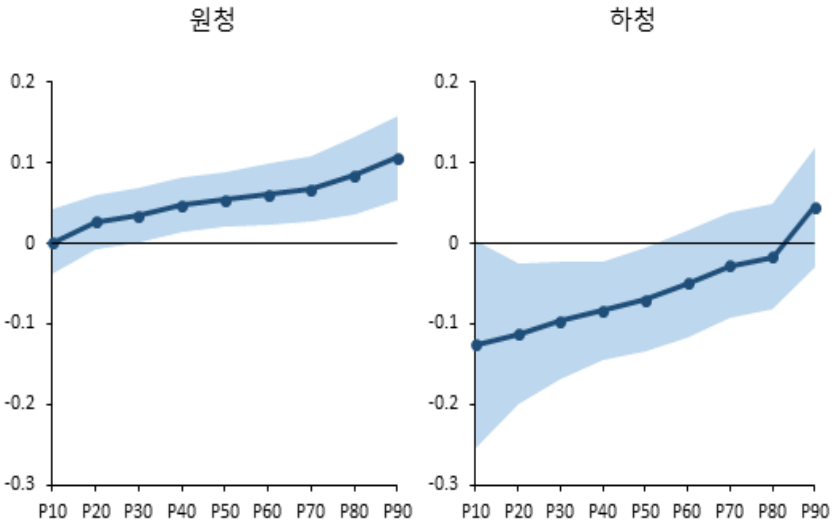
	(6) P60	(7) P70	(8) P80	(9) P90
원청	0.073 *** (0.023)	0.083 *** (0.024)	0.101 *** (0.029)	0.141 *** (0.034)
재하청	0.022 (0.024)	0.033 (0.025)	0.027 (0.029)	0.036 (0.032)
하청	-0.056 (0.036)	-0.037 (0.033)	-0.041 (0.033)	0.022 (0.037)
$Adj.R^2$	0.383	0.343	0.285	0.195
관측값 수	34,379	34,379	34,379	34,379

주: <표 3-2>의 주를 참고하라. 모든 열은 중분류 산업 고정효과, 연도 고정효과, 인적 특성, 일자리 특성을 통제한 결과임. 통제변수들의 계수 추정결과는 <부표 3-2>에 제시하였음.

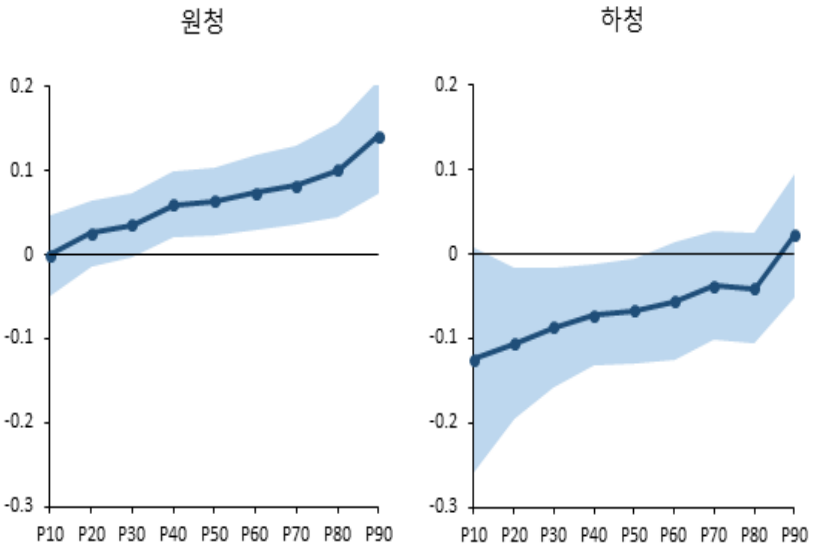
자료: 「인적자본기업패널조사」.

〔그림 3-3〕 원하청 지위의 임금분포 분위별 효과 : 요약

a) 전 산업



b) 제조업



주 : <표 3-3>의 결과를 그래프로 나타낸 것임. 원형 표식이 있는 선은 분위별 임금 효과 추정치를 나타냄. 음영은 95% 신뢰구간임.

자료 : 「인적자본기업패널조사」.

〈표 3-4〉 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향

a) 전 산업

	(1) P90/P10	(2) P90/P50	(3) P50/P10	(4) 분산	(5) 지니계수
원청	0.105 ***	0.052 **	0.053 ***	0.028 ***	0.002 ***
	(0.032)	(0.022)	(0.020)	(0.009)	(0.001)
재하청	0.021	0.019	0.002	0.007	0.000
	(0.030)	(0.022)	(0.021)	(0.009)	(0.001)
하청	0.171 **	0.115 ***	0.055	0.055 ***	0.004 ***
	(0.069)	(0.029)	(0.062)	(0.020)	(0.001)
$Adj.R^2$	0.095	0.057	0.055	0.136	0.135
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863	42,863

b) 제조업

	(1) P90/P10	(2) P90/P50	(3) P50/P10	(4) 분산	(5) 지니계수
원청	0.142 ***	0.077 ***	0.065 ***	0.037 ***	0.001 **
	(0.038)	(0.027)	(0.023)	(0.011)	(0.001)
재하청	0.019	0.016	0.003	0.006	0.000
	(0.035)	(0.024)	(0.023)	(0.010)	(0.001)
하청	0.147 *	0.089 ***	0.058	0.041 **	0.003 **
	(0.077)	(0.030)	(0.066)	(0.020)	(0.001)
$Adj.R^2$	0.081	0.044	0.054	0.119	0.136
관측값 수	34,379	34,379	34,379	34,379	42,863

주: <표 3-2>의 주를 참고하라. 모든 열은 중분류 산업 고정효과, 연도 고정효과, 인적 특성, 일자리 특성을 통제한 결과임. 통제변수들의 계수 추정결과는 <부표 3-3>에 제시하였음.

자료: 「인적자본기업패널조사」.

<표 3-4>는 기업 간 하도급 거래 구조가 임금 불평등 지표에 미친 영향을 보여준다. 원청기업의 임금 프리미엄은 P90/P10 배율(전체 불평등), P90/P50 배율(중상위 불평등), P50/P10 배율(중하위 불평등), 로그 임금 분산과 지니계수 등 모든 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤다. 하청기업의 임금 불이익도 대부분의 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤지만, P50/P10 배율(중하위 불평등)에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 재하청기업이 임금 불평등에 미친 영향은 모든 지표에서 통계적으로 유의하지 않았다.

제5절 결 론

이 장은 한국직업능력개발원「인적자본기업패널조사」2009~17년(격년 주기, 3~7차) 자료를 이용해 우리나라의 기업 간 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향을 실증적으로 분석했다. 원하청 지위의 임금 분위별 영향 추정을 위한 계량모형은 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수 회귀법을 이용했다.

국내 다른 기업과의 하도급 거래에 참여하지 않는 독립기업을 기준으로 하도급 거래상 지위의 임금효과를 분석한 결과 다음과 같은 특징을 발견할 수 있었다. 첫째, 하도급 거래 네트워크의 최상단에 위치하는 원청기업 노동자는 임금분포 중·상위 분위에서 통계적으로 유의한 임금 프리미엄을 경험했다. 둘째, 그와 반대로 하도급 거래 네트워크의 최하단에 위치하는 하청기업 노동자는 임금분포 중·하위 분위에서 통계적으로 유의한 임금 불이익을 겪었다. 셋째, 원청기업인 동시에 하청기업이기도 한 재하청기업의 노동자는 유사 조건 독립기업 노동자 대비 임금격차가 임금분포 어느 분위에서도 통계적으로 유의하지 않았다.

이 장의 연구는 원하청 기업 간 평균 임금 격차에 집중된 국내 기존 연구와 달리 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향에 초점을 둔다는 점에서 의의가 있다. 본 연구의 실증 결과는 우리나라 여러 주력산업의 공통된

특징인 기업 간 하도급 거래에 기초한 생산 구조가 본 연구의 분석기간인 2009~17년 동안 노동자 전체 임금 불평등을 확대하는 요인으로 기능할 가능성이 크다는 것을 의미한다. 정책적으로는 그러한 임금 불평등 확대 경향을 완화하기 위해 임금격차 해소 협약 등 기업 간 상생협력 제도를 확대·강화할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

본 연구의 한계와 후속 연구 과제를 살펴보면서 이 장의 논의를 마무리하고자 한다. 본 연구에서는 10년 미만의 표본 기간 동안 원하청 지위를 변경하는 기업의 수가 많지 않아 기업 고정효과를 통제하지 못했다. 본문에서 설명한 대로, 「인적자본기업패널조사」 자료의 한계로 인해 노동자 개인 고정효과도 통제하지 못했다.[2] 따라서 미관측 기업 특성과 인적 특성에 의한 선택 편의 또는 설명변수의 내생성 문제에서 자유롭지 못하며, 추정 결과를 인과적 관계로 적극적으로 해석하기 어렵다.[3] 이러한 한계를 극복할 수 있는 대안적 자료나 계량분석 방법을 이용한 후속 연구가 이어질 필요가 있다. 어떠한 요인이 기업의 하도급 거래 지위 변화에 영향을 미치는지에 관한 동태적 분석 결과도 시사점이 클 것으로 예상된다. 끝으로, 본 연구는 하도급 거래 구조 자체의 임금 효과에 초점을 두었는데, 본 보고서 제2장의 이론적 논의와 유사하게, 원청기업의 매출 변화가 다른 기업의 임금 수준과 전체 노동자 임금 불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 검토하는 작업도 학술적, 정책적 관점 모두에서 중요한 의의가 있을 것으로 생각된다.

---

2) 본 연구와 마찬가지로 「인적자본기업패널조사」 자료를 이용해 기업 간 하도급 거래 구조의 임금 효과를 분석한 양준석·박태수(2017), 송상윤(2018) 등의 선행 연구에서도 기업 및 개인 고정효과는 통제하지 않았다.

3) 예컨대, 하청기업이기 때문에 임금 수준이 낮은 것이 아니라 어느 제3의 요인에 의해 임금 수준이 낮은 기업이 하청기업이 될 확률도 높아서 하청 여부와 임금 수준 간 부(-)의 관계가 관찰될 수 있다. 개별 노동자 수준에서도 회귀모형의 설명변수에 포함되지 않은 미관측 특성으로 인해 낮은 임금을 받을 가능성이 큰 노동자가 하청기업에 취업할 확률도 높아서 하청기업 소속 여부와 임금 수준 간 부(-)의 관계가 관찰될 수 있다.

〈부표 3-1〉 원하청 지위가 평균 임금에 미친 영향 : 전 산업, 세부 결과

	(1)	(2)	(3)
원청	0.077 ***	0.065 ***	0.053 ***
	(0.020)	(0.018)	(0.017)
재하청	0.034	0.024	0.025
	(0.022)	(0.020)	(0.019)
하청	−0.136 ***	−0.104 ***	−0.057 *
	(0.043)	(0.039)	(0.031)
여성		−0.173 ***	−0.181 ***
		(0.017)	(0.012)
유배우		0.098 ***	0.069 ***
		(0.007)	(0.007)
전문대졸		0.137 ***	0.084 ***
		(0.011)	(0.009)
4년제 대졸		0.247 ***	0.182 ***
		(0.011)	(0.010)
석사 이상		0.332 ***	0.281 ***
		(0.015)	(0.016)
만나이		0.062 ***	0.039 ***
		(0.004)	(0.004)
만나이 제곱		−0.051 ***	−0.036 ***
		(0.005)	(0.005)
근속연수			0.031 ***
			(0.002)
근속연수 제곱			−0.046 ***
			(0.007)
정규직			0.181 ***
			(0.024)
노조가입			0.060 ***
			(0.017)
관리직			0.155 ***
			(0.011)
전문직			0.116 ***
			(0.017)
서비스직			0.125 ***
			(0.028)
상수항	9.656 ***	7.885 ***	8.107 ***
	(0.015)	(0.075)	(0.073)
$Adj.R^2$	0.151	0.494	0.574
관측값 수	42,971	42,886	42,863

주 : <표 3-2>의 통제변수 계수 추정결과를 보여줌.
자료 : 「인적자본기업패널조사」.

〈부표 3-2〉 원하청 지위의 임금분포 분위별 효과 : 전 산업, 세부 결과

	(1) P10	(2) P20	(3) P30	(4) P40	(5) P50
원청	0.001	0.026	0.034 **	0.048 ***	0.054 ***
	(0.021)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.018)
재하청	0.015	0.013	0.014	0.026	0.018
	(0.025)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.020)
하청	−0.126 *	−0.112 **	−0.096 **	−0.084 ***	−0.070 **
	(0.065)	(0.045)	(0.037)	(0.031)	(0.033)
여성	−0.303 ***	−0.235 ***	−0.205 ***	−0.175 ***	−0.164 ***
	(0.031)	(0.021)	(0.017)	(0.013)	(0.012)
유배우	0.044 ***	0.085 ***	0.106 ***	0.108 ***	0.113 ***
	(0.013)	(0.012)	(0.011)	(0.010)	(0.009)
전문대졸	0.074 ***	0.068 ***	0.063 ***	0.068 ***	0.071 ***
	(0.018)	(0.014)	(0.013)	(0.012)	(0.012)
4년제 대졸	0.148 ***	0.148 ***	0.154 ***	0.158 ***	0.178 ***
	(0.017)	(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.013)
석사 이상	0.186 ***	0.209 ***	0.219 ***	0.235 ***	0.275 ***
	(0.019)	(0.016)	(0.017)	(0.017)	(0.018)
만나이	0.072 ***	0.075 ***	0.076 ***	0.068 ***	0.058 ***
	(0.009)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
만나이 제곱	−0.094 ***	−0.092 ***	−0.089 ***	−0.075 ***	−0.059 ***
	(0.011)	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
근속연수	0.037 ***	0.038 ***	0.038 ***	0.036 ***	0.034 ***
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
근속연수 제곱	−0.066 ***	−0.071 ***	−0.069 ***	−0.061 ***	−0.050 ***
	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
정규직	0.467 ***	0.284 ***	0.200 ***	0.130 ***	0.094 ***
	(0.067)	(0.035)	(0.029)	(0.026)	(0.028)
노조가입	0.144 ***	0.114 ***	0.104 ***	0.078 ***	0.051 ***
	(0.025)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.020)
관리직	0.225 ***	0.188 ***	0.188 ***	0.176 ***	0.169 ***
	(0.027)	(0.017)	(0.015)	(0.013)	(0.013)
전문직	0.171 ***	0.149 ***	0.152 ***	0.147 ***	0.142 ***
	(0.033)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.021)
서비스직	0.290 ***	0.243 ***	0.198 ***	0.146 ***	0.118 ***
	(0.045)	(0.031)	(0.026)	(0.025)	(0.028)
상수항	6.859 ***	7.078 ***	7.187 ***	7.466 ***	7.738 ***
	(0.190)	(0.122)	(0.106)	(0.093)	(0.099)
$Adj.R^2$	0.222	0.316	0.370	0.401	0.413
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863	42,863

〈부표 3-2〉의 계속

	(6) P60	(7) P70	(8) P80	(9) P90
원청	0.061 ***	0.067 ***	0.084 ***	0.106 ***
	(0.019)	(0.021)	(0.025)	(0.027)
재하청	0.023	0.026	0.022	0.036
	(0.021)	(0.022)	(0.025)	(0.027)
하청	-0.050 *	-0.027 *	-0.016 *	0.045 *
	(0.034)	(0.033)	(0.034)	(0.038)
여성	-0.142 ***	-0.128 ***	-0.118 ***	-0.104 ***
	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.013)
유배우	0.101 ***	0.086 ***	0.056 ***	0.019 **
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
전문대졸	0.087 ***	0.098 ***	0.104 ***	0.108 ***
	(0.012)	(0.013)	(0.014)	(0.018)
4년제 대졸	0.205 ***	0.220 ***	0.242 ***	0.225 ***
	(0.013)	(0.015)	(0.017)	(0.025)
석사 이상	0.307 ***	0.340 ***	0.381 ***	0.410 ***
	(0.020)	(0.022)	(0.029)	(0.041)
만나이	0.044 ***	0.023 ***	0.003	-0.021 **
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.009)
만나이 제곱	-0.038 ***	-0.008 ***	0.020 **	0.052 ***
	(0.007)	(0.008)	(0.010)	(0.012)
근속연수	0.030 ***	0.027 ***	0.025 ***	0.020 ***
	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)
근속연수 제곱	-0.035 ***	-0.027 ***	-0.024	-0.016
	(0.008)	(0.010)	(0.016)	(0.020)
정규직	0.071 ***	0.061 **	0.057 *	0.045
	(0.027)	(0.028)	(0.034)	(0.039)
노조가입	0.040 *	0.029	0.024	-0.009
	(0.022)	(0.023)	(0.025)	(0.027)
관리직	0.157 ***	0.131 ***	0.110 ***	0.068 ***
	(0.013)	(0.014)	(0.015)	(0.019)
전문직	0.120 ***	0.091 ***	0.064 ***	0.037
	(0.020)	(0.020)	(0.024)	(0.029)
서비스직	0.073 **	0.022	-0.002	-0.044
	(0.028)	(0.031)	(0.045)	(0.067)
상수항	8.091 ***	8.623 ***	9.120 ***	9.828 ***
	(0.110)	(0.122)	(0.142)	(0.161)
$Adj\text{-}R^2$	0.398	0.365	0.314	0.230
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863

주: <표 3-3>의 통제변수 계수 추정결과를 보여줌.
자료: 「인적자본기업패널조사」.

〈부표 3-3〉 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향 : 전 산업, 세부 결과

	(1) P90/P10	(2) P90/P50	(3) P50/P10	(4) 분산	(5) 지니계수
원청	0.105 ***	0.052 **	0.053 ***	0.028 ***	0.002 ***
	(0.032)	(0.022)	(0.020)	(0.009)	(0.001)
재하청	0.021	0.019	0.002	0.007	0.000
	(0.030)	(0.022)	(0.021)	(0.009)	(0.001)
하청	0.171 **	0.115 ***	0.055	0.055 ***	0.004 ***
	(0.069)	(0.029)	(0.062)	(0.020)	(0.001)
여성	0.199 ***	0.060 ***	0.139 ***	0.059 ***	0.005 ***
	(0.035)	(0.016)	(0.028)	(0.012)	(0.001)
유배우	−0.025 *	−0.094 ***	0.069 ***	−0.006	−0.001 **
	(0.015)	(0.011)	(0.013)	(0.004)	(0.000)
전문대졸	0.035	0.038 *	−0.003	0.007	0.000
	(0.026)	(0.019)	(0.019)	(0.007)	(0.000)
4년제 대졸	0.078 **	0.048 *	0.030 *	0.022 ***	0.001 **
	(0.031)	(0.025)	(0.018)	(0.008)	(0.001)
석사 이상	0.224 ***	0.136 ***	0.089 ***	0.064 ***	0.004 ***
	(0.044)	(0.040)	(0.020)	(0.012)	(0.001)
만나이	−0.093 ***	−0.079 ***	−0.014	−0.025 ***	−0.002 ***
	(0.014)	(0.008)	(0.011)	(0.004)	(0.000)
만나이 제곱	0.145 ***	0.111 ***	0.034 **	0.040 ***	0.003 ***
	(0.019)	(0.012)	(0.014)	(0.006)	(0.000)
근속연수	−0.017 ***	−0.014 ***	−0.003	−0.007 ***	−0.001 ***
	(0.006)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.000)
근속연수 제곱	0.050 **	0.034 *	0.017	0.020 ***	0.002 ***
	(0.024)	(0.020)	(0.011)	(0.007)	(0.000)
정규직	−0.422 ***	−0.049	−0.373 ***	−0.141 ***	−0.010 ***
	(0.087)	(0.038)	(0.064)	(0.025)	(0.002)
노조가입	−0.152 ***	−0.060 **	−0.093 ***	−0.055 ***	−0.004 ***
	(0.038)	(0.028)	(0.024)	(0.012)	(0.001)
관리직	−0.157 ***	−0.101 ***	−0.057 **	−0.047 ***	−0.004 ***
	(0.034)	(0.021)	(0.026)	(0.011)	(0.001)
전문직	−0.135 ***	−0.105 ***	−0.029	−0.042 ***	−0.003 ***
	(0.043)	(0.032)	(0.032)	(0.013)	(0.001)
서비스직	−0.334 ***	−0.162 **	−0.172 ***	−0.076 ***	−0.006 ***
	(0.083)	(0.067)	(0.046)	(0.028)	(0.002)
상수항	2.970 ***	2.091 ***	0.879 ***	0.707 ***	0.066 ***
	(0.287)	(0.151)	(0.228)	(0.083)	(0.006)
$Adj.R^2$	0.095	0.057	0.055	0.136	0.135
관측값 수	42,863	42,863	42,863	42,863	42,863

주 : <표 3-4>의 통제변수 계수 추정결과를 보여줌.
자료 : 「인적자본기업패널조사」.

제 4 장
임원보수와 소득불평등 : 임원 개인과 기업 특성을 중심으로

제1절 연구의 필요성

1. 문제의 제기

기업의 최고 경영진의 보수는 어떻게 결정되는 것일까? 임원 개인과 관련된 어떠한 요소가 보수의 크기에 영향을 미치며, 임원 개인과 구별되는 기업의 어떠한 특징이 보수에 영향을 주는 것일까? 그리고 이러한 개별 요인들의 변화 방향성이 있다면, 이는 한국사회의 소득 불평등을 심화시키는 방향으로 움직이고 있을까 아니면 완화시키는 반대의 방향으로 흐르고 있을까? 만약 임원 보수의 결정 메커니즘과 소득 불평등의 악화가 서로 연관되어 있다면 그 고리는 무엇일까?

이러한 질문들은 분명 한국사회의 소득 불평등의 문제를 이해함에 있어 매우 중요한 문제 중 하나임에도 불구하고 지금까지 충분히 연구되고 있지 않다. 가장 큰 이유는 데이터의 부재에 있다. 2013년 이전까지 한국에서는 전체 임원들이 받는 보수총액(즉 임원 평균 보수)만이 공개되었을 뿐, 개별 보수에 대한 정보가 공개되지 않았다. 그러다가 2013년 자본시장과 금융투자업법에 관한 법률(이후 '자본시장법')이 개정되어 연간 5억원 이상의 보수를 받는 등기임원의 개인별 보수가 사업보고서에 기재되

기 시작했다. 2016년에는 미등기 임원이라 할지라도 보수총액이 5억 원 이상이고 보수총액 기준으로 상위 5위 안에 들 경우에는 보수를 공시하도록 법이 개정되면서, 더 많은 수의 임원의 보수 데이터에 대한 접근이 가능해졌다. 이렇게 얻어진 데이터를 이용하여 이제 한국에서도 최상위 임금근로소득자들인 주요 상장기업의 임원 보수의 특성과 그 결정 요인 및 메커니즘에 대한 연구가 가능해진 상태이다.

국세청 자료에 따르면 2017년 기준으로 상위 근로소득자 0.1%(1만 8천여 명)의 평균 근로소득은 약 8억 871만 원 수준이었다. 같은 해 보수가 공개된 임원의 수는 약 878명이었고 이들의 평균 보수는 약 9억 6,338만 원이었다는 점을 고려하면, 이들 임원에 대한 연구는 소득 '상위 0.1%'에 대한 연구이다. 최상위 소득 집단의 직업별 구성을 분석한 홍민기(2016)에 따르면 최상위 0.1%에서 기업 임원과 같은 경영자가 차지하는 비중은 40% 수준이었다. 따라서 이들 기업 임원 보수의 결정 요인에 대한 연구는 소득 분포의 최상위에 자리 잡고 있는 보수 결정의 메커니즘과 동학의 이해를 넓혀준다는 점에서 의미가 있다.

본 연구의 주된 목적은 2014년부터 2018년까지의 국내 주요 상장기업에 재직하는 임원 중 가장 높은 보수를 받는 임원의 보수(앞으로 이를 줄여서 '최고임원 보수'라고 칭할 것이다) 데이터를 이용하여 임원 보수의 특징과 보수의 크기에 영향을 주는 요인을 분석하는 것이다. 또한 이 연구를 통해 소득 불평등의 문제에 대한 우리의 시각을 넓히고 이에 대한 적절한 정책적 대응책이 무엇인지를 모색할 것이다.

2. 연구의 주요 결과 요약

임원 보수와 관련된 본 연구의 주요 발견은 다음과 같다. 첫째, 상장회사의 임원 보수가 공개되기 시작한 지난 4년(2014~2018년) 동안 시가총액 기준 상위 100(400)개 기업의 시가총액 평균은 연평균 3.6(2.8)% 늘어났다. 같은 기간 동안 해당 기업에서 가장 많은 보수를 받는 임원의 보수 금액은 각각 시가총액 기준 상위 100(400)개 기업의 경우 8.6(6.4)% 증가했다. 지난 4년 동안 기업의 규모에 비해 임원이 받는 보수가 더 빠르게

증가했음을 보여준다. 또한 임원 보수는 지난 4년 동안의 1인당 국민총소득의 평균성장률인 3.5%, 전체 가구의 평균 노동소득 증가율 2.1%보다 더 빠르게 증가했음을 알 수 있다.

둘째, 한국 기업의 임원 보수는 무엇보다도 기업의 규모와 밀접한 관련이 있었다. 본 연구의 가장 기본적인 회귀식(baseline regression)의 추정 결과에 따르면 상위 100개 기업의 시가총액이 10% 증가할 경우, 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 4.9% 상승한다(상위 400개 기업의 경우 약 2.5% 상승하였다).

셋째, 임원이 재직하고 있는 기업뿐만 아니라 그 기업이 속해 있는 기업집단의 규모도 임원의 보수 크기에 영향을 미친다. 해당 임원이 자산 10조 이상의 대규모 기업집단[4] 소속 상장계열사를 경영할 경우, 임원으로서의 경력이 동일하더라도 기업의 규모나 재무적 특성이 동일한 비재벌 회사를 운영할 때보다 더 높은 보수를 받는다('재벌 프리미엄'). 본 연구의 추정 결과, 임원 보수에 있어서 시가총액 기준 상위 400개 기업에서 확인된 재벌 프리미엄의 크기는 약 28% 수준이었다. 즉 자신이 경영하는 회사의 규모나 재무적 성과, 그리고 본인의 임원으로서의 경력을 통제한 다음에도 재벌 계열사에 근무하는 것은 그렇지 않은 경우보다 약 28% 높은 보수를 보장해 주었다.

이러한 재벌 프리미엄은, 국내 대규모 기업집단에서 개별 기업 임원의 보수를 결정함에 있어 개별 계열사가 아닌 그룹 전체적인 관점에서 의사결정을 하는 경영 관행의 존재를 시사하는 증거로 이해될 수 있다. 아니면 기업집단 내부의 노동시장으로서 내부 경영자 시장의 존재를 보여주는 증거로도 해석될 수 있다. 왜냐하면 재벌 프리미엄은 사실상 동일한 기업집단 내부에서도 계열사 사이의 기업규모와 경영성과로 인해 발생할 수밖에 없는 임원 보수의 격차를 어느 정도 균등화시켜주는 결과를 만들어준다. 이는 기업집단 내부의 중요한 인적자원의 이동성을 높여주는 역할을 할 수 있다.

넷째, 임원의 개인적 특성이 보수에 미치는 영향은 다음과 같이 정리될 수 있다. 먼저 기업에서 최고경영진(CEO)과 같은 사장단이 같은 기업 내

4) 본 연구에서 대규모 기업집단과 재벌이란 표현은 상호 대체 가능한 표현이다.

다른 고위 집행 임원과 비교하여 더 높은 보수를 받는 'CEO 프리미엄'이 발견되었다. 시가총액 기준으로 상위 400개 기업의 경우 CEO 프리미엄은 임원 개인효과나 회사, 그리고 산업 고정효과를 감안하여도 약 32~52% 수준으로 관측되었다.

보수 수준에 영향을 주는 임원 개인적 요소 중에 가장 흥미로운 것은 바로 지배주주 임원이 전문경영진 임원보다 월등히 많은 보수를 받는 '지배주주 프리미엄'이다. 시가총액 기준 상위 400개 기업의 경우 임원 보수에 영향을 주는 여러 요인을 통제한 뒤에도 지배주주 임원의 보수는 동일한 조건을 가진 전문경영인의 보수보다 약 62~77% 정도 높았다. 상위 100개 기업의 경우에서 이러한 '지배주주 프리미엄'의 크기는 더 늘어나 약 76~88% 수준까지 올라갔다. 이는 확인할 수 있는 개별 요인 중 임원 보수에 영향을 주는 가장 큰 요인이었다. 이러한 지배주주 프리미엄은 보수의 크기가 임원 개인의 능력이나 노력과 무관하게 지배주주 일가인지 아닌지와 같은 신분적 요인에 의해 크게 영향 받고 있다는 것을 의미한다. 이는 지배주주 임원이 받는 높은 급여의 상당 부분이 지배의 사적 편익이나 혹은 총수 일가의 가족이라는 신분에서 유래된 지대의 성격을 갖고 있음을 의미한다.

마지막으로 임원 보수에 영향을 미치는 개별 요인들은 기업의 크기에 따라 이질적인 영향력을 미친다는 점을 확인하였다. 먼저 상위 기업으로 갈수록 기업규모가 보수에 미치는 영향력이 증가하였다. 전년도 시가총액이 10% 증가할 경우 상위 400개 기업의 임원 보수는 약 2.5% 증가하는 데 비해 상위 100개 기업에서는 약 4.9% 증가했다. 지배주주 프리미엄 역시 유사한 패턴을 보였다. 상위 400개 기업의 임원 보수에서 관찰되는 지배주주 프리미엄의 크기는 약 62~79%였는 데 비해 상위 100개 기업에서는 76~88%까지 올라간다. 기업의 성과 보수 민감도 역시 상위 기업으로 갈수록 증가했다. 자산(매출액) 기준 상위 400개 기업에서는 전년도 ROA가 10%p 증가하였을 때 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 14(12)% 정도 증가하였는 데 비해 자산(매출액) 기준 상위 100개 기업에서는 25(31)% 늘어났다.

반면에 재벌 프리미엄과 CEO 프리미엄은 정반대의 패턴을 나타냈다.

상위 400개 기업에서는 보수의 재벌 프리미엄은 약 28% 수준이었는데 상위 100개 기업에서는 사라진다. CEO 프리미엄도 상위 400개 기업에서는 약 52% 수준이었는데 이는 상위 100개 기업에서 약 29% 수준으로 떨어진다. 결론적으로 기업규모가 커질수록 임원 보수 결정에 있어 기업의 규모, 성과와 임원의 신분 요인이 다른 요인에 비해 더 큰 영향력을 미친다는 것을 확인하였다.

3. 본 연구의 의의 및 공헌

기존의 상위 소득자, 가령 상위 1%에 대한 국내외 연구들은 많은 경우 국세청 자료와 같은 집계자료(aggregate data)를 이용해 진행되었다. 이러한 집계 데이터의 사용은 한 사회의 소득의 구체적 분포형태나 불평등 정도의 측정, 그리고 이의 시간적 추이나 국가별 비교 연구의 진행에 있어서는 큰 문제가 없다. 그러나 집계자료를 통해서는 개인의 근로소득에 영향을 줄 수 있다고 알려진 여러 요인(예컨대 성별, 교육 수준이나 근로연수)이나 그가 재직하는 기업의 특성(규모나 산업)에 대한 통제가 가능하지 않다는 한계가 있다.

본 연구의 자료는 개별 임원의 보수뿐만 아니라 임원 근무 연수나 지배주주 여부와 같은 인적 특성, 기업의 규모나 수익성과 같은 기업의 특성까지 포괄하는 “기업-임원(employer-employee)” 형식으로 되어 있다. 따라서 이를 통해 최상위 0.1%의 근로소득의 크기에 영향을 주는 요인들을 ① 개인의 인적 특성과 관련된 요인, ② 임원이 재직하는 기업 및 그 기업이 계열사로 속하는 기업집단의 특성, ③ 지배주주와 같은 신분적 요인들로 나누어 그 개별 요인들의 영향력을 살펴볼 수 있었다. 특히 본 연구는 ②와 ③에 대한 분석을 통해 한 사회의 소득 분포의 맨 꼭대기에 있는 근로소득자의 개인 소득의 결정에 있어 기업과 신분이 미치는 영향력을 구체적으로 계산해 보았다는 데 의미가 있다.

일반적으로 주주가 임원 보수를 설계함에 있어 고려해야 할 가장 중요한 원칙 중 하나는 임원이 받는 보수는 경영진으로 하여금 본인의 이익이 아닌 주주(회사)의 이익을 추구하도록 유인을 부여해야 한다는 것이다.

최적계약이론(optimal contract theory)에 따르면, 경영진의 보수는 그가 회사의 가치를 높이기 위해 얼마나 노력하는가에 의존하도록 설계하는 것이 최선(the first best)의 원칙임을 알려준다. 그러나 현실에서는 정보의 비대칭적 상황으로 인해 주주들이 경영진의 노력 정도를 정확히 관찰하는 것이 어려운 것이 일반적이다. 이러한 상황에서는 임원의 보수를 기업의 성과와 연동시킴으로써 정보 비대칭에 따른 대리인 비용을 줄이도록 시도해야 한다. 이러한 원칙을 반영하지 못해서 잘못 설계된 임금계약은 그 임원과 관련 있는 회사의 기업가치를 훼손할 뿐만 아니라 자본시장이나 경제 일반에도 부정적 결과를 만들어낼 수 있음을 보여준다. 예컨대 여러 선행 연구들은, 과잉투자와 같은 경영진의 과도한 위험 추구 행위나 주가조작이나 분식회계와 같은 자본시장의 근본을 뒤흔드는 기업 범죄(corporate crime)의 시작이 경영진의 보수가 기업의 주가에 지나치게 민감하게 반응하도록 설계된 것에 있음을 지적하고 있다(Bergstresser and Philippon, 2006; Bebchuk, Cohen, and Spamann, 2010).

또한 최근 들어 임원 보수에 대한 탐구는 소득 불평등의 문제와 연관되어 의미를 갖는다. 미국의 1980년대는 소득 불평등이 악화되기 시작한 시기이자 동시에 CEO들의 보수가 매우 빠르게 증가한 시기이다. 특히 1980년대 후반부터 CEO의 보수의 구성에 있어 스톡옵션(stock option)이나 스톡그랜트(stock grant)와 같은 주식기반 보수(stock related compensation)의 비중이 크게 증가하면서, CEO들의 보수가 매우 빠른 속도로 증가하기 시작했다. 이러한 현상을 놓고 미국 CEO가 받는 천문학적 수준의 보수는 이들의 회사 내의 지위와 영향력을 이용하여 주주에게 돌아가야 할 이윤을 가로챈 지대추구 행위의 산물이라는 견해가 제시되었다(가장 대표적으로 Bebchuck and Fried(2004)).

이러한 입장에 반대하며 CEO의 고액 연봉은 일반적 관리 능력(general managerial talent)을 갖춘 극소수의 경영인에 대한 시장 수요의 결과임을 주장하는 견해가 있다(Gabaix and Landier, 2008; Gabaix, Landier, and Sauvagnat, 2014). 흔히 CEO 보수에 대한 시장기반 접근법(market-based approach)이라고 불리는 이들의 주장의 핵심은, 기업의 CEO의 보수는 그 CEO가 재직하고 있는 기업의 규모에 영향을 받을 뿐만 아니라

〈표 4-1〉 선행연구와 본 연구의 차이

선행연구	주요내용	본 연구의 차별성
Gabaix, Xavier and Augustin Landier (2008) Gabaix, Xavier, Augustin Landier, and Julien Sauvagnat(2014)	· 미국 기업의 CEO의 보수는 그 CEO와 관련 있는 기업의 규모뿐만 아니라 전체 시장의 규모에 영향을 받음 · 지난 30년 이상 미국 CEO 보수의 상승은 지대추구행위의 결과라기보다는 CEO 시장 내에서의 경쟁의 결과물	· 이 연구들의 결론이 한국에서도 타당한지 검토 · 한국 고유의 기업조직형태인 기업집단의 존재가 보수결정에 어떤 영향을 미치는지 검토
Song, Jae et al. (2019) Autor, David et al. (2020)	· 미국에서 지난 40년 동안 관찰되는 소득양극화 심화 현상에 있어 기업이 어떠한 역할을 하는지에 대한 분석	· 대기업의 임원보수 결정에 있어 기업규모 프리미엄, 대기업 프리미엄의 크기에 대한 분석
조덕상(2017) 이창민 · 최한수 (2017, 2020)	· 한국에서는 개별 기업이 아니라 기업집단 차원에서 Zip Law 관찰 · 실물거래, 투자, 자본조달 등에서 보이는 재벌그룹의 의사결정의 특징이 임원 보수 결정에도 나타남	· 개별 임원 보수의 결정 요인을 ① 개인의 능력(일종의 개인 고정효과), ② 그가 속한 기업 및 기업집단의 특성, ③ 신분적 요인(대규모 기업집단인 경우 지배주주 여부)으로 나누어 살펴봄

자료 : 저자 작성.

동시에 CEO에 대한 시장수요의 지표인 전체 시장의 크기에 영향을 받는다는 것이다.

이들의 연구에서 명시적으로 제시되고 있지는 않지만, 이러한 해석이 불평등 연구에서 갖는 함의는 선진국의 경우 경제 규모가 커지고 초대기업('superstar firm')이 출현할수록 CEO의 급여는 더 빠르게 증가하여 사회 전체의 소득 불평등은 피할 수 없다는 것이다. 즉 소득 불평등은 지대추구행위와 같은 시장경제의 병리적이고 예외적 현상이 아니라, 시장경제에 내재되어 있는(embedded), 따라서 시장경제가 정상적으로 작동한다면 언제든지 관찰 가능한 현상이라는 것이다. Song, Jae et al.(2019)나 Autor, David et al.(2020)와 같은 최근 연구들은 기업이 노동자 개인의

근로소득에 미치는 영향을 집중적으로 살펴봄으로써 이들 기업이 불평등의 악화(혹은 해소)에 있어 어떠한 역할을 하는지에 주목하였다. 다만 이들의 관심사는 기업에 근무하는 일반 임금노동자에 맞추어져 있다는 점에서 최상위 보수를 받는 임원에 관심을 두는 본 연구와 구별된다.

조덕상(2017)과 이창민・최한수(2017, 2020) 는 한국 주요 상장기업의 임원 보수의 결정과 같은 주요 경영상황에 대한 의사결정의 단위가 개별 기업을 넘어 기업집단일 수 있다는 점을 보여주었다. 본 연구는 보다 정치한 방법론과 패널 자료를 이용하여 이러한 현상이 임원 보수에 있어서 관찰되는지를 살펴본 것이다.

제2절 분석 대상 및 분석 방법

1. 분석 대상 기업 및 임원의 선정

개정된 자본시장법에 따라 사업연도 기준[5]으로 2013~2018년 사이 단 1명의 (등기)임원이라도 그 보수를 공시한 기업수는 공개 첫해인 2013년 418개 회사에서 2018년 621개로 늘어났다. 이는 전체 상장회사의 25%(2013년)~31%(2018년) 수준이다. 이 수치를 보수를 공시한 임원수 기준으로 살펴보면 2013년 640명(상장회사 전체 등기 임원수의 8%)에서 2018년 904명(상장회사 전체 등기 임원수의 7%) 수준이다(자세한 내용은 표 4-2 참고).

이창민・최한수(2017, 2020)은 공시된 전체 임원 자료를 이용하여 임원진 보수의 특성과 결정요인을 분석하였다. 앞서 언급한 Gabaix and Landier (2008), Gabaix, Landier, and Sauvagnat(2014) 등 해외 문헌들은 일반적으로 CEO가 임원 중에 가장 높은 보수를 받는다는 사실에 근거하여 “기

5) 사업보고서가 외부에 공개되는 기준으로 연도를 제시하였기 때문에 실제로 보수에 대한 정보를 입수할 시기는 그 다음 해가 된다. 즉 2013년도 임원 보수의 경우 2013년 사업보고서가 공개되는 2014년에서야 정확한 정보의 수집이 가능하다.

〈표 4-2〉 2013~2018년 상장회사 등기임원 개별보수 공시 현황

(단위 : 명, %)

사업연도	분석 대상 상장회사 수	개별보수 공시 회사		분석 대상 등기임원수	개별보수 공시 등기임원	
		회사수	비중		임원수	비중
2013	1,666	418	25.1	8,579	640	7.5
2014	1,760	436	24.8	10,929	649	5.9
2015	1,817	450	24.8	11,238	686	6.1
2016	1,878	488	26.0	11,706	694	5.9
2017	1,971	521	26.4	12,182	785	6.4
2018	2,035	621	30.5	12,659	904	7.1

자료 : 경제개혁연구소 제공.

업-CEO 보수" 패널 데이터를 만들어 분석을 진행한다. 본 연구에서는 기존 선행 연구와의 중복을 피하고, "기업-CEO보수"라는 패널 데이터를 이용한 선행 연구의 분석틀을 사용하기 위해 다음과 같은 방식으로 데이터를 정리했다.

먼저 기업규모[6] 기준으로 매년 상위 400개 기업을 선정(2014~2018)하였다. 보수 공개의 근거법이 자본시장법이기 때문에 상위 400개 기업은 모두 상장회사이다. 상위 400개 기업은 금융기업의 이질성을 배제하기 위해 비금융기업으로만 한정하였다. 다음으로 이렇게 선정된 상위 400개 기업에서 보수가 공개되는 복수의 임원 중 가장 높은 보수를 받는 임원 한 사람만을 살펴보았다. 앞에서도 잠시 언급했듯이 미국의 경우 가장 높은 보수를 받는 임원은 CEO가 일반적이다. 그러나 우리나라의 경우는 반드시 그런 것은 아니다. 지배주주 임원이 CEO의 직함을 달고 있지 않으면서도 가장 높은 보수를 받을 수 있기 때문이다. CEO(최고경영자)를 중심으로 데이터셋을 구축하기 힘든 또 하나의 이유는 한국에서는 CEO(최고경영자)가 정확히 정의되어 있지 않다는 문제도 있다. 한국회사의 CEO(최고경영자)는 회장, 부회장, 사장, 대표이사의 직함으로 불린다. 그런데 경우에 따라서는 회사 내에서 이러한 명칭을 갖고 있는 임원이 여러 명인 경우도 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 보수가 공개된 임원 중 연도

6) 기업규모의 정의는 뒤에 자세하게 서술될 것이다.

별로 가장 높은 보수를 받는 임원을 선정하여 이들이 받는 보수, 즉 '최고임원보수'를 이용하여 "회사-최고임원보수를 받는 임원" 데이터셋을 만들었다.

2. 주요 변수에 대한 설명

가. 보수의 정의

본 연구의 주된 분석대상인 '보수'는 흔히 회사와 언론에 의해 임원 보수라고 지칭되는 금액(이하 '보수총액'이라 지칭할 것이다)과 차이가 있다. 본 연구에서 사용한 임원 보수의 정확한 정의는 '보수총액'에서 임원이 받는 퇴직금과 주식매수선택권 행사이익을 제외한 금액이다.

본 연구에서 분석대상인 보수를 정의함에 있어 퇴직금과 주식매수선택권의 행사이익을 제외한 이유는 무엇인가? 이는 퇴직금과 주식매수선택권을 제외하지 않을 경우 다음과 같은 문제점이 발생할 수 있다. 먼저 퇴직금의 경우 보통 임원이 퇴직하는 시점에서 단 1회가 지급되는데 그 금액은 재직기간이 증가함에 따라 늘어난다. 따라서 퇴직금을 그 전년도 회사의 경영성과에 의해 영향을 받는 보수의 일부로 간주하는 것은 문제가 있다.

이제 주식매수선택권의 행사이익의 제외이유를 살펴보자. 먼저 공시된 주식매수선택권의 경우 주식매수선택권이라는 옵션의 가치가 아니라 실제 행사이익으로 계산되었다는 문제가 있다. CEO의 보수에 대한 해외의 선행 연구, 특히 미국의 연구에서 사용되는 주식매수선택권은 Black and Sholes 방식을 사용하여 계산된 부여 시점에서의 가치인 데 반해, 우리나라의 경우는 실제 선택권을 행사하여 현금화된 차액이다. 이처럼 주식매수선택권의 실제 행사이익만을 보수로 포함시킬 경우 주식매수청구권의 행사의 시점처럼 기업성과와 집접적 관련성이 낮은 요인에 의해 보수의 크기가 영향을 받는 문제가 발생한다.[7] 또한 현행 상법상 지배주주에게는 주식매수선택권의 부여가 금지되고 있다. 따라서 주식매수선택권을

7) 국내에서도 주식매수선택권 부여 시점에서 공정가치와 산정방법을 공시하기는 하나, 본 연구에서는 이를 고려하지는 못했다.

보수의 일부분으로 포함시킬 경우 지배주주와 전문경영인의 보수의 분석에 있어 문제가 발생한다. 즉 전문경영인 임원의 보수가 지배주주 임원의 보수에 비해 과대 평가될 수 있다. 이러한 두 가지 이유로 본 연구에서도 이창민・최한수(2017), 이창민・최한수(2020)의 방법론을 그대로 채택할 것이다.

결론적으로, 본 연구에서 정의한 임원 '보수'는 임원이 회사로부터 받는 급여, 상여금과, 기타 지급분, 기타 소득을 말한다. 또한 본 연구의 분석 기간은 2014년부터 2018년까지이다.[8)]

나. 임원 및 기업 특성 변수

임원 및 기업 특성 변수들은 기존 선행 연구(대표적으로 이창민・최한수(2017), 이창민・최한수(2020))에서 임원 보수에 영향을 미치는 요인으로 알려진 것들을 선정하여 FnGuide 데이터 베이스를 통해 수집하였다. 이들 변수는 올해의 연봉계약이 전년도 기업지표에 의존하는 것을 감안하여 1년 전 변수(즉 2013년부터 2017년 자료)를 사용하였다.

일반적으로 임원 보수에 영향을 주는 기업 재무 변수는 ROA와 같은 기업 성과 지표, 시가총액과 같은 규모 지표, Leverage(부채비율)와 같은 변수들이 있다.

기업 규모 변수로는 자산, 매출액 등이 사용될 수 있으나 여기서는 주된 변수로 시가총액(연말 기준)을 사용하였다. Gabaix and Landier(2008)과 Gabaix, Landier, and Sauvagnat(2014) 연구에서는 기업의 자산(asset), 매출액(sales), 영업이익(earnings before interest and taxes : EBIT), 시가총액(market capitalization)을 하나씩 놓고 각각을 기업의 규모 변수로 사용했을 때의 의미와 장단점에 대해 서술하고 있다.[9)] 반면 한국의 임원 보수 결정 요인을 연구한 Cheong and Kim(2019)의 경우는 자산을, 이창

8) 필자는 경제개혁연구소가 수집한 데이터에 근거하여 연구를 진행하였다. 2013년이 누락되어 있는 이유는 경제개혁연구소의 데이터가 2014년부터 되어 있기 때문이다.

9) Cheong, Juyoung and Woochan Kim(2019), "Family Pay Premium in Large Business Group Firms," *Emerging Markets Finance and Trade* 55(10), pp.2314~2333.

민・최한수(2017, 2020)의 경우 매출을 기업규모와 관련된 지표로 사용하였다. 선행 연구들에 따르면 앞서 언급한 기업의 규모와 관련된 여러 변수 중 이론적으로 어떤 것을 써야 절대적으로 옳다는 규칙은 없어 보인다. 따라서 본 연구에서는 임원 보수를 공개한 회사들이 모두 상장회사임을 감안하여 시가총액(연말기준)을 기업규모를 나타내는 변수로 사용할 것이다. 강건성 분석을 위해 [부록]에는 시가총액 외에도 자산과 매출액을 이용한 결과들을 보고할 것이다. 결론부터 얘기하면 기업의 규모와 관련한 변수로 시가총액, 자산, 매출액 중 어느 것을 사용하는 것과 상관없이 본 연구의 주요 결과는 그대로 유지된다.

임원의 개인적 특성과 관련된 변수로는 그가 임원의 지위에서 축적한 기술과 지식이 보수에 미치는 영향의 정도를 계산하기 위해 등기 혹은 미등기 임원으로 근무한 근속연수를 선택했다. 개인적 특성과 관련된 또 다른 변수는 최고경영자 변수이다. 앞서 언급한 이유로 회사의 임원 중에서 누가 최고경영자인지를 정의하는 일은 쉽지 않다. 이창민・최한수(2017)에서 서술한 것처럼 국내 문헌에서 임원 중 누구를 최고경영자 혹은 사장단(CEOs)으로 볼 것인지에 대한 방법론적 합의는 없다. 경우에 따라 상법상의 대표이사만을 최고경영자로 보거나, KISLINE에서 판단한 기업 내 직급 순위 1위인 자를 최고경영자로 보기도 한다. 그러나 재벌 총수들이 대표이사로 취임하지 않으면서도 대표이사 회장, 대표이사 사장, 대표이사, 사장, 또는 회장 등의 다양한 직함을 갖고 있는 현실을 고려하면 회사 정관상의 대표이사만을 최고경영자(CEO)라고 정의하는 것은 문제가 있다(최한수・이창민, 2017). 따라서 본 연구에서는 대표이사 회장, 대표이사 부회장, 대표이사 사장의 직함을 갖고 있는 등기이사를 최고경영자 혹은 사장단이라고 분류하고 나머지 전무, 본부총괄, CFO 등의 이름을 갖고 있는 경우는 기타 고위 임원으로 볼 것이다.

지배주주가 최고 연봉을 받는 경우(예컨대 회장의 직위를 갖고 있는 경우) 그 지배주주를 전문경영인이 아닌 지배주주 임원으로 분류하였다. 따라서 본문에서 언급하는 전문경영인 임원은 지배주주 일가의 일원이 아닌 전문경영인 임원을 의미한다.

마지막으로 임원 보수를 공개한 기업이 공정거래위원회가 매년 지정하

는 대규모 기업집단, 보다 정확하게는 상호출자제한 기업집단 및 공시대상 기업집단에 속하고 있는지 여부를 살펴볼 것이다. 임원 보수에 그가 근무하는 기업의 규모가 영향을 미치는 것은 이론적으로나 실증적으로 이견이 거의 없다. 따라서 본 연구에서는 임원이 근무하는 개별 기업을 넘어서 그 기업이 속한 기업집단의 특성이 보수에 영향을 주고 있는지를 살펴볼 것이다. 이러한 접근 방법을 채택하는 이유는 한국에서는 개별 기업이 아니라 기업집단 차원에서 실물거래, 투자, 자본조달의 의사결정이 이루어지는 현상(조덕상, 2017)이 관찰되는바, 이러한 현상이 계열사의 임원의 보수 결정 과정에도 재현되는지 살펴보기 위함이다. 마지막으로 본 연구에서 사용한 모든 경제지표들은 실질 변수가 아니라 명목 변수이다. 분석 기간이 4년에 불과하기 때문에 명목 변수로 분석하여도 결론에 큰 차이가 없을 것이라는 판단 때문이다. 아래의 <표 4-3>은 연구에서 사용된 주요 변수의 정의와 그 자료의 출처이다.

〈표 4-3〉 주요 변수의 정의 및 자료 출처

변수	정의	자료출처
임원 보수		
보상 총액	회사 공시 보수 총액(급여 및 상여가 기본)	공시자료
임원 보수(보수액)	급여+상여+현금성과급	공시자료
주식매수선택권 행사이익		공시자료
퇴직급여	퇴직금	공시자료
임원 특성		
대기업집단	임원의 소속회사가 대기업집단 소속여부	공정거래위
지배주주일가	임원의 지배주주 일가친족 여부	공시자료
사장단	회장, 부회장, 사장, 대표이사의 직함을 갖고 있는 임원	공시자료
임원 근무 연수	등기 혹은 미등기 임원의 근속연수	TS-2000
회사 특성		
전년도 시가총액	Number of Shares*Price	FnGuide
전년도 총자산	총자산	FnGuide
전년도 매출액	매출액	FnGuide
전년도 Leverage	Total Debt/Total Asset	FnGuide
전년도 ROA	Net Income/Total Asset	FnGuide
전년도 Industry Adjusted ROA	ROA-Average Industry ROA	FnGuide

자료 : 저자 작성.

3. 분석 방법

가. 기업규모 및 보수 분포에 대한 분석

Zipf의 법칙(Zipf's law)이란 단어의 빈도, 기업의 규모, 도시의 크기 등을 그 순위에 따라 로그 스케일로 늘어놓았을 때 선형관계가 나타나며, 그 기울기의 절대값이 1로 수렴하는 경험법칙을 말한다(조덕상, 2017). 기업의 규모가 Zipf의 법칙을 따르고 있다는 사실은 미국이나 유럽 기업의 경우 데이터를 통해 확인되고 있다. 우리나라에서도 이러한 Zipf의 법칙이 적용될까? 이를 확인하기 위해서 본 연구에서는 Gabaix and Ibragimov (2011)에서 제안한 방식을 채택하였다. 일반적으로 기업의 규모가 파레토 분포를 따르고 있는가를 확인하는 가장 대중적인 방법은 다음의 회귀식 (1)이다.

$$\ln(\text{기업규모 순위}) = \beta_1 \ln(\text{기업규모}) + \beta_0 \quad (1)$$

회귀식 (1)을 이용하여 OLS를 진행한 뒤, β_1의 계수가 얼마인지를 보는 것이다. β_1이 -1에 가까울수록 기업의 규모가 Zipf의 법칙을 따르고 있다고 인정된다. 그런데 Gabaix and Ibragimov(2011)은 이러한 분석방법에 편의(bias)가 있다는 것을 지적하며 이를 다음과 같이 수정할 것을 제안하였다.

$$\ln\left(\text{기업규모 순위}-\frac{1}{2}\right) = \beta_1 \ln(\text{기업규모}) + \beta_0 \quad (1\text{-}1)$$

위 회귀식 (1-1)을 이용한 OLS를 진행한 뒤, β_1이 -1에 가까운 경우에는 기업규모의 분포가 Zipf의 법칙을 따르고 있다고 해석하는 것이다. 본 연구에서는 이 방법론을 이용할 것이다.

나. 임원보수 결정 모형

최고임원 보수의 결정 요인을 알아보기 위해 본 연구에서는 이창민 ·

최한수(2017, 2020)에서 사용한 분석틀을 적용할 것이다. 분석에 사용된 주된 회귀식은 다음과 같다.

$$\ln(\text{보수액}_{jct}) = \beta_0 + \beta_1 \text{기업의재무적특성}_{ct-1} + \beta_2 \text{임원개인}_{jt-1} + \gamma_j + \eta_c + \tau_t + \epsilon_{jct} \quad (2)$$

j : 임원 개인; c : 임원이 재직한 기업; t : year

이 경우 회귀식 (2)의 β_1은 기업의 규모나 성과처럼 임원이 경영하는 개별 기업의 특성이 보수에 미치는 영향, β_2는 근무연수나 임원의 회사 내 지위와 같은 개인의 가변적 특성이 보수에 미치는 영향을 포착해 낸다. 그 외에 회귀식에 따라 연도더미(τ_t)나 기업 고정효과(η_c)와 임원 개인 고정효과(γ_j) 등을 추가하였다.

제3절 주요 분석 결과

1. 기초통계량

본 연구의 기본 분석 대상 기업은 총 2,000개이다. 분석기간은 2014년부터 2018년까지로, 연도별로 상위 400개 기업을 선정하여 400개×5년=2,000개가 나온 것이다. 주요 변수들의 기초통계량은 <표 4-4>에 나와 있다. 이 중 중요한 사항을 간략하게 서술하면 다음과 같다.

분석 대상 임원의 평균 보수는 약 11억 8,900만 원 수준이었다. 회사 내에서 최고 보수를 받는 임원의 약 85%는 사장단에 속해 있었다. 나머지 15%는 사장단에 속해 있지 않는 임원이었다. 최고 보수를 받는 임원 중 지배주주는 전체의 약 65%였고 전문경영인은 약 35% 수준이었다. 임원 보수를 공시한 기업이 대규모 기업집단에 속해 있는 경우는 전체의 약 38%였고 나머지 62%는 대규모 기업집단 소속 계열사가 아니었다. 400개 기업의 평균 시가총액은 약 2조 6,300억 원 수준이었다. 참고로 이들 400개

〈표 4-4〉 주요 변수 기초통계량

	관측치	평균	표준편차	최소	최고
보수총액	2,000	1,399,075	1,636,672	80,000	2.85e+07
임원보수(보수액)	2,000	1,189,526	1,261,886	0	2.44e+07
지배주주일가	1,998	0.650	0.476	0	1
사장단	2,000	0.848	0.358	0	1
임원 근무연수	1,941	11.4	5.9	1	22
전년도 총자산	2,000	5.24e+09	1.91e+10	4.08e+07	3.02e+11
전년도 매출액	2,000	4,10e+09	1.43e+10	1.67e+07	2.40e+11
전년도 시가총액	1,960	2,630,041	1.38e+07	8,247	3.29e+08
대규모 기업집단	2,000	0.376	0.484	0	1
전년도 ROA	1,976	4.554	11.206	-171.09	252.03
전년도 Leverage	1,996	45.183	20.130	1.84	105.56

주: 시가총액의 단위는 백만 원, 나머지 천 원.
자료: 기업-임원 결합자료.

기업의 평균 자산과 매출액은 각각 5조 2,400억 원과 약 4조 1,000억 원 수준이었다.

<표 4-5>는 시가총액 기준으로 2014년부터 2018년 매해 각각 상위 400개와 100개 기업을 선정한 뒤 그 시가총액의 평균과 이들 400개와 100개 기업의 최고보수 임원의 보수액의 평균을 계산한 것이다. 상위 400개 기업의 평균 시가총액은 2014년 약 2조 5,043억 원에서 2018년 2조 6,608억 원 수준으로 4년 동안 연평균 2.8% 증가했다. 같은 기간 동안 상위 100개 기업의 평균 시가총액은 2014년 약 8조 6,278억 원에서 2018년 9조 4,092억 원 수준으로 약 3.6% 증가했다. 이로부터 시가총액이 큰 기업이 더 빠르게 성장했음을 알 수 있다.

최고임원 보수의 경우 상위 400개 기업의 경우 2014년 1인당 약 11.0억

원 수준에서 2018년 14.0억 원으로, 상위 100개 기업의 경우 같은 기간 동안 1인당 17.7억 원에서 약 23.9억 원으로 증가했다. 4년 동안의 최고임원 보수의 증가율은 상위 400개 기업의 경우 연평균 6.4%, 상위 100개 기업의 경우 8.6% 증가했음을 알 수 있다. 결론적으로 지난 4년 동안 기업규모보다 임원 보수가 더 높은 수준으로 증가했고 이러한 경향은 기업의 규모가 클수록 더 강하게 나타났다고 결론을 내릴 수 있다.[10][11]

같은 기간 동안 1인당 국민총소득의 누적증가율은 13.8%(연평균 증가율은 약 3.5%)[12]였으며, 전체 가구의 평균 노동소득 증가율은 2.1%였다.[13] 또한 같은 기간 GDP의 누적 증가율은 약 22% 수준이었다. 100(400)개 기업 최고임원 보수의 누적 증가율이 35(26)%임을 비교하면 임원 보수의 증가율이 국가경제 전체의 성장률이나 1인당 국민총소득의 증가율보다 더 높다는 사실을 확인할 수 있다.

한국의 CEO가 다른 나라에 비해 높은 급여를 받고 있는 것일까? 이에 대한 보다 엄밀한 수준의 답변은 국가별 임원의 보수 정보와 그 밖에 보수에 영향을 주는 여러 요인에 대한 보다 많은 정보가 있을 때 가능하다. 본 연구에서는 매우 기초적인 데이터인, 임원의 보수와 회사의 시가총액의 데이터를 이용하여 개략적으로 살펴볼 것이다.

2014년 미국의 상위 100개 기업의 시가총액의 중앙값은 USD 1,044억 달러이고 보수의 중앙값은 USD 137.1만 달러이다.[14] 이를 계산해 보면 시

---

10) 비교를 위해 <부표 4-3>과 <부표 4-4>에는 각각 매출액과 자산 기준 상위 400(100)위 기업의 평균 매출액과 자산 그리고 이들 회사에서 가장 높은 임원 보수의 평균액이 나와 있다. 결론적으로 기업의 규모를 시가총액이 아니라 매출액이나 자산으로 놓고 동일한 계산을 해 보아도 본문의 결론은 그대로 유지된다.

11) 비교를 위해 최고보수 임원의 보수를 이용하여 높은 보수를 주는 수준으로 상위 400(100)개 기업을 선정한 뒤 이들 임원의 보수의 증가율을 계산해 보면 4년 동안의 임원보수 증가율이 400개 기업 기준으로 연평균 7.9%, 100개 기업 기준으로 9.1% 증가했음을 알 수 있다.

12) 1인당 국민총소득 계산은 통계청 데이터를 이용하였다. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAA902(2020년 10월 28일 접속)

13) 전국 2인 이상 가구당 평균근로소득을 말한다. 이에 대한 통계는 https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9H008 참고(2020년 11월 2일 접속).

14) 미국의 임원보수와 시가총액 데이터는 Stanford Graduate School of Business의 Corporate Governace Research Initiatve의 “CEO compensation: data spotlight”

〈표 4-5〉 연도별 평균 시가총액 및 평균 CEO 보수(시가총액 기준)

	2014	2015	2016	2017	2018	연평균 (누적) 성장률
시총(400)	2,504,344	2,428,959	2,576,852	3,266,010	2,660,851	2.8(6)
시총(100)	8,627,895	8,642,184	9,266,730	1.18e+07	9,409,277	3.6(9)
보수(400)	1,105,264	1,082,262	1,085,521	1,273,214	1,401,371	6.4(26)
보수(100)	1,769,403	1,722,823	1,831,753	2,408,326	2,392,458	8.6(35)

주: 시가총액 단위는 백만 원, 보수는 천 원, 연평균 성장률의 단위는 %. ( ) 안의 숫자는 누적성장률.
자료: 기업-임원 결합자료.

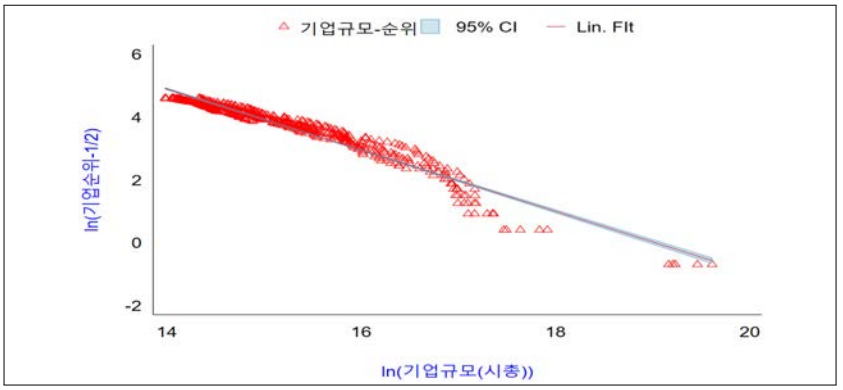
가총액 대비 보수 비율은 0.013%임을 알 수 있다. 한국의 경우 2014년 상위 100개 기업의 임원 보수의 중앙값은 12억 9,375만 원이고, 상위 100개 기업의 시가총액의 중앙값은 2조 8,785억 원이다. 따라서 시가총액 대비 보수 비율은 0.045%로 미국의 그것보다 높다. 이 자체로 보면 상대적 기준에서 한국 임원 보수의 크기가 미국에 비해 결코 작지 않다는 점을 의미한다.

2. 기업규모의 분포에 대한 분석

분석결과, 우리나라의 경우 시가총액 기준으로 상위 100개 기업의 분포는 정확히 Zipf의 법칙을 따른다. 즉 상위 400개, 300개, 200개 수준에서는 Zipf의 법칙이 잘 들어맞지 않았다. 즉 한국의 상장회사 개수를 연도별로 평균 2,000개로 잡으면 이는 대략 상위 5% 수준에서 기업 크기의 분포가 파레토 분포(pareto distribution)를 따르고 있는 것으로 보인다. 일반적으로 파레토 분포는 전체 분포가 아닌 오른쪽 꼬리에 적용된다고 했을 때 이러한 결과는 수긍할 만하다.

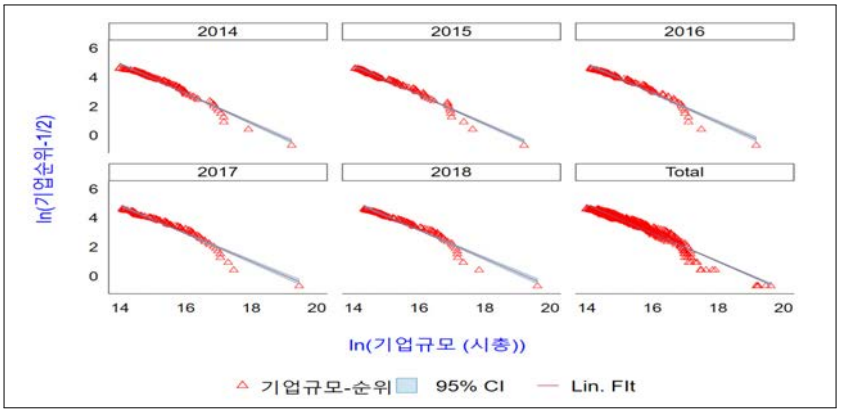
에서 인용한 것이다.
https://www.gsb.stanford.edu/sites/gsb/files/publication-pdf/cgri-quick-guide-17-ceo-compensation-data.pdf(2020. 9. 6 접속).

〔그림 4-1〕 기업 규모 분포 : 상위 100개(2014~2018)



주 : 기업규모 변수는 시가총액(기말기준), 연도별로 상위 100개 기업 선정.
자료 : 저자 작성.

〔그림 4-2〕 기업 규모 분포 : 상위 100개(연도별)



주 : 기업규모 변수는 시가총액(기말기준), 연도별로 상위 100개 기업 선정.
자료 : 저자 작성.

Gabaix and Ibragimov(2011)에 따르면 회사의 규모가 파레토 분포일 경우

$$\ln(\text{기업규모 순위}-\frac{1}{2}) = \beta_1 \ln(\text{기업규모}) + \beta_0$$

에서 β_1의 값이 -1이어야 한다. 아래의 회귀식 결과와 [그림 4-1]에서 보듯이 지난 5년 동안의 기업규모 데이터를 이용하여 살펴본 결과, β_1의 값

은 -0.9862로 거의 -1에 가까웠다. 그리고 이런 결과는 전체 샘플을 전체로 하든 연도별로 나눈 뒤 동일한 회귀식을 돌리든 달라지지 않았다.[15]

$$\ln(\text{시가총액 순위}-\frac{1}{2})=\beta_1 \ln(\text{시가총액})+\beta_0(\text{연도 및 산업더미 통제})$$

β_1=-0.9862(0.009), β_0=18.6967(0.1523) R^2=0.9579 ( ) 안은 표준오차

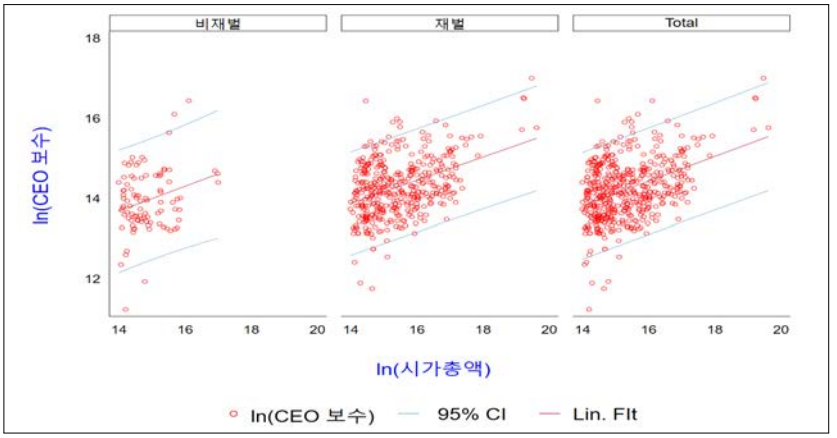
또한 시가총액 외에 자산과 매출액 기준으로 상위 100개 기업들의 분포 또한 정확히 Zipf의 법칙을 따른다.[16]

3. 임원보수 결정요인

가. 그림을 이용한 예비적 분석

앞서 언급한 회귀식 (2)를 추정하기 전에 그 예비적 분석으로 개별 임원보수에 영향을 줄 것으로 예측되는 주요 변수들과 보수의 상관관계를 플롯팅(plotting)해 볼 것이다.

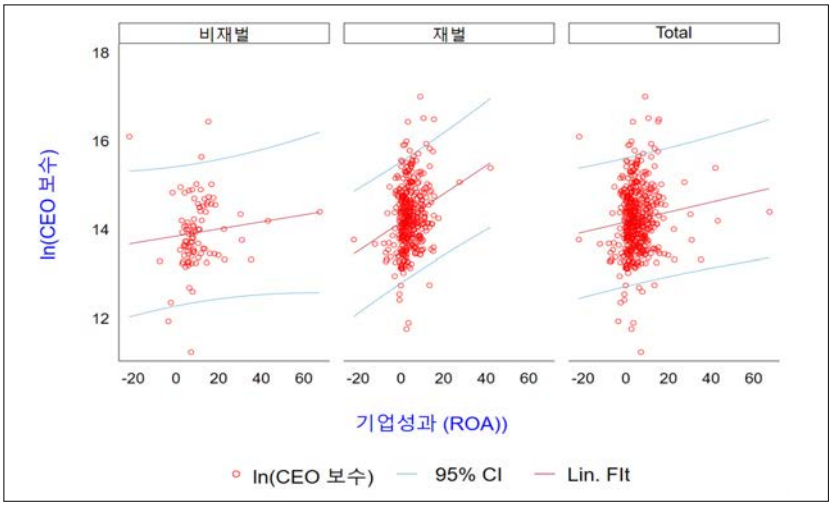
〔그림 4-3〕 기업규모와 임원보수(상위 100개)



자료 : 저자 작성.

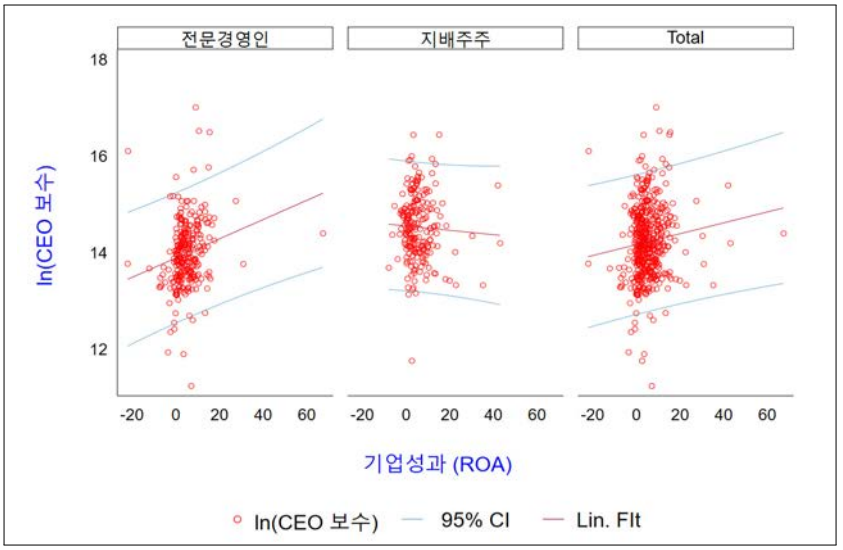
15) 연도별 회귀식의 계수값은 <부표 4-1>에 실려 있다.
16) 자산과 매출액을 이용한 휘귀식 결과는 <부표 4-2>에 실려 있다.

〔그림 4-4〕 기업성과와 임원보수 1(상위 100개)



자료 : 저자 작성.

〔그림 4-5〕 기업성과와 임원보수 2(상위 100개)



자료 : 저자 작성.

먼저 [그림 4-3]에서는 기업규모와 임원보수의 상관관계를 살펴본 것이다. 상위 100개 기업을 기준으로(상위 400개 기준으로 그린 그림은 [부

도]에 담을 것이다) 기업규모와 임원보수의 상관관계를 중심으로 하되, 좀 더 자세하게 살펴보기 위해 전체 샘플을 대규모 기업집단 소속 계열회사('재벌계열사')와 비계열사('비재벌회사')로 나누어 살펴볼 것이다. 분석결과, 기업의 규모와 임원 보수 간에는 매우 뚜렷한 양의 상관관계가 포착되었다. 재벌 계열사들이 비재벌 회사보다 규모가 크기 때문에 기업 크기의 분포가 더 흩어져 있는 것을 제외하면 대체로 재벌 계열사와 비재벌 회사 사이에 기업의 규모와 임원 보수 사이의 관련성의 차이는 없어 보인다.

[그림 4-4]와 [그림 4-5]에서는 ROA로 측정된 기업성과와 임원보수의 상관관계를 살펴본 것이다. [그림 4-4]에서는 기업성과와 임원보수의 상관관계를 살펴보되 전체 샘플을 재벌 계열사와 비재벌 회사로 나누어 보고, [그림 4-5]에서는 역시 기업성과와 임원보수의 상관관계를 살펴보되 샘플을 지배주주와 전문경영인으로 나누어 살펴보았다. [그림 4-4]는 기업성과와 임원보수 간의 상관관계가 기업규모에서 관찰된 것보다는 다소 약한 관계에 있다는 것을 보여준다. 단, 재벌 계열사의 경우 비재벌 회사에 비해 보다 뚜렷한 상관관계가 있을 수 있어 보인다. [그림 4-5]의 경우 전문경영인의 보수와 기업의 성과 간에 양의 상관관계가 있음을 보여주나 지배주주는 반대로 오히려 음의 상관관계가 나타나고 있음을 보여준다.

물론 이러한 분석은 보수에 영향을 주는 다른 요인들을 통제하지 못했다는 점에서 '인상비평'의 성격을 갖고 있다는 한계가 있다. 이제 다음 소절에서 다중회귀분석을 통해 위의 요인들이 임원 보수에 영향을 주는 정도를 좀 더 자세히 살펴볼 것이다.

나. 회귀식 분석 결과

<표 4-6>은 분석 대상을 상위 100개로, <표 4-7>은 분석 대상을 상위 400개 기업으로, 그리고 <표 4-8>은 임원 보수를 공개한 전체기업[17]을 대상으로 한 회귀분석의 결과이다. 각각의 표는 OLS 고정효과 모델의 결

17) 여기에 앞서 언급한 것처럼 모든 샘플에 금융업은 제외되었다.

과[18]를 담고 있다. 칼럼 (1)은 산업 고정효과[19]를, 칼럼 (2)는 기업 고정효과를, 칼럼 (3)은 임원 개인 고정효과를 고려한 것이다. 연도더미는 모든 식에 포함되어 있다. 편의상 칼럼 (1)의 결과를 가장 기본 회귀식으로 놓고 설명할 것이다.

첫째, 한국의 주요 상장기업의 임원 보수는 기업의 규모와 통계적으로 매우 유의미하게 연관되어 있었다. 즉 임원과 관련이 있는 기업의 크기가 증가할수록 그가 받는 보수도 증가한다. 여기서 "임원과 관련이 있는 기업"이란 그가 임원으로서 재직하고 있는 회사뿐만 아니라 그 회사가 소속된 대규모 기업집단까지를 포괄하는 개념이다.

임원 보수에 대한 선행 연구들(대표적으로 Gabaix and Landier(2008))에 따르면 임원 보수는 자신이 속한 회사의 규모[20]에 비례한다. 보다 정확히 말하면 ln(임원보수)는 ln(회사의 규모)가 1% 증가하는 것에 비례하여 k 증가한다(CEO compensation increases as a power function of firm size $w \sim S^{\kappa}$). 이를 관련 문헌에서는 처음 언급한 사람의 이름을 따라 Robert의 법칙(Robert's Law)이라고 부른다(Robert, 1956). 이는 미국이나 유럽의 국가들에서 공통적으로 관찰되는 현상인데 한국의 경우도 적용된다는 것이 확인되었다.

한국의 경우는 여기에 기업의 규모가 임원의 보수에 영향을 미치는 또 다른 통로가 있다. 바로 기업집단이다. 즉 임원으로서의 경력이 동일하고 기업의 규모나 재무적 특성이 동일한 회사라 할지라도 재벌 계열사를 경영하는 경우가 비재벌 회사를 운영하는 경우보다 더 많은 보수를 받는

18) 본 연구의 데이터셋은 "연도-회사에서 가장 많은 보수를 받는 임원"의 형태로 되어 있다. 이런 점에서 "OLS 고정효과모형+기업고정효과"는 사실상 패널 고정효과 모형의 결과와 정확히 일치한다. 본 연구의 데이터셋 안에는 재벌총수가 여러 계열사에서 최고 보수를 받는 경우가 있기 때문에 "연도-임원"을 이용한 패널 분석은 불가능하다.

19) 산업 고정효과는 한국표준산업분류 대분류에 따라 코딩하였다.

20) 참고로 Gabaix and Landier(2008)에서 기업의 크기는 단순히 기업의 외형만을 의미하는 것은 아니다. Gabaix and Landier(2008)에서 기업의 크기는 기업의 생산성(혹은 효율성)을 의미하는 변수이다. 이런 점에서 기업의 규모는 그 기업의 성과와 밀접하게 관련이 있다고 볼 여지가 있다. 다만 본 연구에서는 임원 보수의 성과민감도를 연구한 선행 연구의 관행에 따라 기업의 규모와 기업의 성과지표를 각기 구분하여 사용할 것이다.

다. 본 연구에서는 이를 이창민・최한수(2017, 2020)의 명명대로 '재벌프리미엄'이라고 부를 것이다. 구체적으로, 임원은 대기업 소속 계열사에 근무할 경우 비재벌 회사를 경영할 때보다 약 28% 정도 높은 보수를 받았다.

다시 한번 강조하지만 통계적으로 매우 유의하며 그 크기에 있어서도 높은 수준의 재벌 프리미엄은 임원이 재직하고 있는 '기업'의 규모가 아니라 그 기업이 속한 '기업집단'의 규모와 연관된 것이라는 점이다.[21] 이러한 재벌 프리미엄을 어떻게 이해하고 해석해야 할까? 몇 가지 해석이 가능하다. 먼저 재벌 프리미엄을 국내 대기업집단의 경우 개별 회사와 달리 그룹 전체적인 관점에서 임원 보수를 결정하는 경향이 있음을 보여주는 증거로 해석하는 것이다. 즉 실물거래, 투자, 자본조달과 같은 기업의 운영과 관련된 주요한 의사결정에서 보이는 재벌그룹 의사결정의 특징이 임원 보수의 결정 과정에서도 유사하게 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있는 것이다. 조덕상(2017)은 한국의 경우 Zipf의 법칙이 개별 기업이 아니라 기업집단 차원에서 관찰되는 현상에 대해, 의사결정의 기본 단위가 개별 기업의 이사회가 아니라 대기업집단의 총수일 가능성을 보여주는 사실이라고 해석한 바 있다.

재벌 프리미엄은 또 다른 한편으로는 기업집단 내부의 특수한 노동시장인 내부 경영자 시장의 존재를 암시하는 것일 수도 있다. 즉 기업집단의 임원공급이 미국의 경우처럼 공개적인 경영자 시장이 아닌 자신의

21) 본 연구에서 사용한 기업집단 변수는 기업집단의 자산이나 매출액과 같은 실제 규모를 사용한 변수가 아니라 공정거래법상 기업집단이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 따라서 이를 두고 기업집단의 규모에 비례하여 임원 보수 역시 증가한다고 해석하는 것은 논리적으로 비약일 수 있다. 하지만 우리나라에서 기업집단은 비단 대기업뿐만 아니라 중하위 규모의 기업들도 보편적으로 선택하는 기업조직의 형태이다. 현행 공정거래법상의 기업집단의 정의가 기업집단 전체의 자산총액이 10조 이상인 것으로 되어 있기 때문에 어떤 기업이 기업집단 계열사가 아니라는 사실은 그 회사가 속한 기업집단의 자산 규모가 10조 이하라는 것을 의미하지 그것이 독립기업(stand alone firm)을 의미하는 것은 아닐 수 있다. 이창민・최한수(2017)에서는 강건성 분석의 일환으로 대규모 기업집단 샘플만을 상대로 분석을 진행하면서 기업집단의 자산총액과 평균자산을 기업집단의 크기 변수로 사용하여서 기업집단의 규모가 증가할수록 임원 보수가 증가하는 결과를 얻었다.

내부노동시장을 통해 이루어지고 있다면, 이 경우 계열사 간 보수 격차는 기업집단 내의 인적자원의 이동(mobility)을 가로막는 장애사유가 될 수 있다.

예를 들어, 재벌 총수 입장에서 기업집단 내의 능력 있는 임원을 성과가 좋지 않은 계열사에 '구원투수'로 보낼 경우, 해당 임원의 보수를 새로 부임한 계열사의 경영성과에만 연동시켜 결정한다면 그 임원의 보수는 줄어들 수밖에 없다. 이 경우 임원 보수는 해당 임원으로 하여금 더 열심히 일하게 만들어주는 유인계약으로 작동하지 않을 가능성이 높다. 따라서 대규모 기업집단 계열사의 임원 보수는 그가 재직하는 회사뿐 아니라 그 회사가 속한 계열사에 의해 영향을 받을 수밖에 없다. 이와 같이 집단적으로 동일 기업집단 임원의 보수를 결정할 때 사용할 수 있는 가장 좋은 기준점은 기업집단 자체의 크기가 될 것이다.

이제 임원의 개인적 특성이 보수에 미치는 영향을 살펴보자. 먼저 기업에서 CEO와 같은 사장단이 다른 고위 집행임원과 비교하였을 때 더 높은 보수를 받는 'CEO 프리미엄'이 관측되었다. 이러한 'CEO 프리미엄' 현상은 미국[22]에서도 흔히 관측된다는 점에서 그다지 놀라운 일은 아니다.

임원이 임원으로 재임한 기간도 보수에 영향을 미쳤다. 상위 400개 기업에서 임원으로 재임한 경력 연수가 1년 증가할 때마다 임원 보수는 약 0.9% 증가하였다. 흔히 임원으로 재임한 기간은 그가 기업에 대해서 갖는 회사 특수적 자본(firm-specific capital)으로 해석된다. 따라서 재직기간에 대한 보상은 이러한 회사 특수적 자본을 축적한 것에 대한 보상으로서 의미가 있다. 다만 이러한 경력 연수는 지배주주 프리미엄과도 상관이 있을 수 있음을 주의할 필요가 있다. 일반적으로 지배주주 임원들이 전문경

22) 미국에서 2012년에서 2016년 사이에 중위보수 기준으로 S&P 500 소속 회사의 CEO의 보수는 CFO나 CIO와 같은 다른 집행임원이 받는 보수의 3배 수준(각각 중위보수 기준)이었다. 이 데이터는 Stanford Graduate School of Business의 Corporate Governace Research Initiatve의 "CEO compensation: data spotlight"에서 인용하였다.
https://www.gsb.stanford.edu/sites/gsb/files/publication-pdf/cgri-quick-guide-17-ceo-compensation-data.pdf(2020. 9. 6 접속)

영인 임원에 비해 재임 기간이 더 길 수 있기 때문이다.[23]

보수에 영향을 주는 임원 개인별 특성 중에 가장 흥미로운 요인은 바로 지배주주 임원이 전문경영진 임원보다 더 높은 보수를 받는 '지배주주 프리미엄'이다. 임원 보수에 영향을 주는 요인들을 통제한 뒤에도 지배주주 임원의 보수는 동일한 조건을 가진 전문경영인의 보수보다 100대 기업에서는 76~88%, 400대 기업에서는 약 62~79% 정도 높았다.[24] 이는 CEO 프리미엄를 능가한다.

임원 보수의 성과민감도는 통계적으로 유의미하다고 볼 수 있으나 그 민감도의 크기는 그다지 크지 않았다. 자산(매출액) 기준 상위 400개 기업에서는 전년도 ROA가 10%p 증가하였을 때 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 14(12)% 증가하였는데 자산(매출액) 기준 상위 100개 기업에서는 약 25(31)% 늘어났다.[25]

이러한 성과보수 민감도는 미국에 비해 높다고 할 수 없어 보인다. 이는 고정급의 성격이 높은 급여가 보수의 상당부분을 차지하고 상대적으로 주식매수청구권의 비중이 미비한 한국의 임원의 보수구조(pay-structure)에 기인한 것으로 보인다. <표 4-9>에서는 2018년 기준으로 보수가 5억 원 이상인 1,191명의 보수구조에 대한 통계가 나와 있다. 보수의 약 61%는 고정급의 성격을 갖는 급여가 차지하고 있고 성과급적 성격을 갖고 있는 상여나 주식매수선택권의 행사이익은 약 37% 수준이다.

마지막으로 기업의 규모의 정도에 따라 임원 보수에 영향을 주는 요인의 중요도가 달라진다는 점을 확인하였다. 먼저 기업의 크기가 보수에 미

23) 또한 임원으로서의 재직기간은 기업의 규모 변수를 자산이나 매출액으로 하는 경우에는 관찰되지 않았다는 점에서 그 효과가 강건하다고는 말할 수 없다.

24) 기업규모를 시가총액 대신 자산을 이용하였을 때 지배주주 프리미엄은 400대 기업에서는 65~77%, 100대 기업에서는 68~86%였다. 매출액을 사용할 경우에는 400대 기업에서는 67~81%, 100대 기업에서는 67~108%였다. 가장 큰 수치이기는 하지만 지배주주는 동일한 조건의 전문경영인보다 재벌가문의 일원이라는 이유로 두 배의 보수를 받는다.

25) 성과보수 민감도에서만 기업의 규모 변수를 시가총액 대신 자산이나 매출액을 쓴 이유는 시가총액을 사용했을 때 성과보수 민감도가 많은 경우 사라지기 때문이다. 그런데 시가총액 자체가 기업의 성과를 반영한 측면이 있기 때문에 이 결과를 두고 보수의 성과민감도가 없다고 말하는 것은 문제가 있어 보인다.

치는 영향을 살펴보면 상위 기업으로 갈수록 점차적으로 증가하고 있다는 사실을 알 수 있다. 전년도 시가총액이 10% 증가할 경우 상위 400개 기업의 경우는 약 2.5% 증가한다. 상위 100개 기업에서는 전년도 시가총액이 10% 증가할 경우 임원 보수는 약 4.9% 증가했다. 기업의 성과보수 민감도는 비슷한 패턴을 보였다. 앞에서 설명한 것처럼 기업의 규모가 커질수록 성과보수 민감도는 증가했다. 상위 100개 기업에서의 성과보수 민감도는 상위 400개 기업의 경우보다 1.8~2.6배 정도 높았다.

반면에 재벌 프리미엄은 정반대의 패턴을 보여준다. 앞서 설명한 것처럼 상위 400개 기업에서는 보수의 재벌 프리미엄은 약 28% 수준(1% 유의수준)이었다. 그런데 이러한 재벌 프리미엄은 상위 100개 기업에서는 사라진다. CEO 프리미엄도 마찬가지이다. 상위 400개 기업에서 임원 보수에서 관찰되는 CEO 프리미엄의 크기는 약 52% 수준이었는데 이는 상위 100개 기업에서 약 29% 수준으로 떨어진다.

이와 정반대 패턴을 보이는 것도 있다. 바로 지배주주 프리미엄이다. 상위 400개 기업의 임원 보수에서 관찰되는 지배주주 프리미엄의 크기는 약 62~79%였다. 이는 보수에 영향을 주는 기업과 개인 및 산업 요소를 다 통제한 뒤에도 지배주주 임원은 전문경영인보다 62~79% 높은 급여를 받는다는 얘기이다. 이러한 수치는 앞서 임원 보수에 영향을 주는 CEO 프리미엄이나 재벌 프리미엄과 비교가 되지 않을 정도로 큰 숫자이다. 그런데 이러한 지배주주 프리미엄의 크기는 상위 100개 기업에서는 이보다 더 크게 증가하여 76~88%가 된다. 이처럼 상위 100개 기업에서 관측되는 지배주주 프리미엄의 크기는 임원 보수에 영향을 주는 다른 모든 요인을 압도하고도 남을 정도로 크다. 지배주주란 지위는 타고난 자질, 교육정도, 경영능력을 통해 축적될 수 있는 인적자본과는 아무런 상관이 없는 단순한 세습적 지위에 불과하다. 따라서 임원 보수에서 발견되는 지배주주 프리미엄은 지배주주가 자신의 능력과 노력으로 기업가치를 높여준 것에 대한 정당한 보상의 성격을 갖기보다는, 지배주주가 회사 내에서 자신의 절대적 권한을 이용하여 보수를 높게 결정한 결과일 가능성이 더 높아 보인다.

〈표 4-6〉 임원보수 결정요인(상위 100개 기업 : 시가총액 기준)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.007 (0.006)	0.007 (0.007)	0.008 (0.008)
전년도 ln 시가총액	0.399** (0.053)	0.213** (0.082)	0.216** (0.080)
임원경력연수	0.006 (0.008)	0.014 (0.010)	0.003 (0.011)
대기업집단	0.297 (0.151)	-0.109 (0.212)	-0.332 (0.219)
사장단	0.256** (0.107)	0.129 (0.096)	0.289* (0.130)
지배주주	0.629** (0.087)	0.565** (0.120)	-
전년도 Leverage	0.004 (0.002)	-0.000 (0.006)	-0.003 (0.004)
상수항	6.334** (0.923)	10.139** (1.247)	10.488** (1.358)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	480	480	480
R2	0.563	0.856	0.904

주 : ( ) 안은 군집된 표준오차. (1) (2)는 임원 개인수준에서 군집된 표준오차이고 (3)은 회사수준에서 군집된 표준오차(cluster standard error). *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

자료 : 기업-임원 결합자료.

〈표 4-7〉 임원보수 결정요인(상위 400개 기업 : 시가총액 기준)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.004 (0.003)	0.007** (0.002)	0.006* (0.002)
전년도 ln 시가총액	0.227** (0.018)	0.088* (0.039)	0.155** (0.037)
임원경력연수	0.009* (0.004)	-0.003 (0.019)	-0.006 (0.007)
대기업집단	0.244** (0.059)	-0.043 (0.132)	0.062 (0.151)
사장단	0.417** (0.064)	0.280** (0.075)	0.336** (0.088)
지배주주	0.583** (0.054)	0.482** (0.091)	-
전년도 Leverage	0.003* (0.001)	0.001 (0.003)	0.000 (0.002)
상수항	9.635** (0.263)	11.376** (0.501)	11.135** (0.424)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
임원 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	1,908	1,908	1,909
R2	0.436	0.843	0.895

주 : ( ) 안은 군집된 표준오차. (1) (2)는 임원 개인수준에서 군집된 표준오차이고 (3)은 회사수준에서 군집된 표준오차(cluster standard error). *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

자료 : 기업-임원 결합자료.

〈표 4-8〉 임원보수 결정요인(임원보수 공개 기업 전체)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.002 (0.003)	0.008** (0.002)	0.006* (0.002)
전년도 ln 시가총액	0.235** (0.018)	0.076* (0.037)	0.147** (0.036)
임원경력연수	0.008* (0.003)	-0.006 (0.009)	-0.006 (0.006)
대기업집단	0.228** (0.058)	-0.050 (0.137)	0.076 (0.155)
사장단	0.468** (0.063)	0.279** (0.074)	0.315** (0.087)
지배주주	0.569** (0.054)	0.457** (0.087)	-
전년도 Leverage	0.003* (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
상수항	9.541** (0.252)	11.574** (0.472)	11.273** (0.414)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	2177	2117	2177
R2	0.436	0.852	0.898

주: ( ) 안은 군집된 표준오차. (1) (2)는 임원 개인수준에서 군집된 표준오차이고 (3)은 회사수준에서 군집된 표준오차(cluster standard error). *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

자료: 기업-임원 결합자료.

〈표 4-9〉 2018년 보수 5억 원 이상 임원의 보수구조

(단위 : 명, %)

	수령자		근로소득 구성(비중평균)			
	구분	인원	급여	상여	주식매수선택권 행사이익	기타 근로소득
자산 2조 이상 비금융회사	지배주주	80	73.2	26.0	0.0	0.8
	전문경영인	290	58.0	34.0	6.0	1.9
	소계	370	61.3	32.3	4.7	1.7
자산 2조 미만 비금융회사	지배주주	381	81.8	17.6	0.2	0.5
	전문경영인	301	46.1	26.7	24.9	2.3
	소계	682	66.0	21.6	11.1	1.3
비금융회사	지배주주	461	80.3	19.0	0.2	0.5
	전문경영인	591	52.0	30.3	15.6	2.1
	소계	1,052	64.4	25.4	8.8	1.4
금융회사	지배주주	13	66.7	32.7	0.0	0.6
	전문경영인	126	34.9	62.2	0.5	2.5
	소계	139	37.9	59.4	0.4	2.3
전 체		1,191	61.3	29.3	7.9	1.5

자료 : 경제개혁연구소 제공.

제4절 결론과 정책적 함의

1. 임원보수의 결정요인 : 요약

한국기업의 임원 보수는 무엇보다도 기업의 규모에 매우 강하게 비례하였다. 또한 임원 보수는 기업의 규모처럼 통계적으로 매우 유의미하고 강건한 정도는 아닐지라도 기업의 성과에 연동되도록 설계되어 있었다.

임원 보수 결정의 한국적 특수성은 재벌 프리미엄과 지배주주 프리미엄에 있다. 재벌 프리미엄은 동일한 기업집단 내에서 기업규모가 작거나 경영성과가 좋지 않은 임원의 보수상의 불이익(penalty)을 보상해 줌으로써 기업집단 내의 임원의 보수가 균등화되도록 하는 역할을 하고 있는 것으로 보인다. 임원 보수가 소득 불평등에 미치는 영향과 관련하여 가장 주목해야 하는 것은 지배주주 프리미엄이다. 지배주주 가계 출신 임원의 경우 임원 보수에 영향을 주는 여러 다른 요인을 통제하더라도 전문경영인 출신 임원보다 62~88% 더 많은 보수를 받았다. 이러한 지배주주 프리미엄의 크기는 임원 보수에서 일반적으로 관측되는 'CEO 프리미엄'은 물론, 다른 모든 요인들의 영향력을 훌쩍 뛰어넘을 정도로 크다. 마지막으로 기업의 규모에 따라 임원 보수 결정의 메커니즘이 상이한 것이 확인되었다. 상위 100개 기업에서는 기업의 규모와 지배주주 일가 여부가 보수를 결정하는 가장 중요한 요인이었다. 반면 상위 400개 기업에서는 대기업집단 소속 계열사 여부, 그리고 임원경력연수와 최고 임원 여부 등이 영향을 미쳤다.

2. 정책적 함의 : 소득 불평등에 주는 함의를 중심으로

지난 4년 동안 노동소득분포의 맨 꼭대기에 있다고 할 수 있는 주요 상장기업의 임원의 보수는 빠르게 증가해 왔다. 이들의 보수의 증가속도는 국민경제는 물론 이들이 속한 기업의 성장 속도보다도 빨랐다. 같은 기간 근로자 가구의 평균소득 증가율이 2.1% 수준으로 크게 정체된 사실을 고려하면, 이렇게 임원 보수가 빠르게 증가할수록 소득의 양극화 현상이 앞으로도 더 심화될 것을 시사해 준다. 물론 이들이 받는 보수가 이들이 기업을 경영하면서 만들어낸 기업가치의 한계생산물이라면 임원 보수의 수준이 높다거나 그 증가속도가 빠르다고 해서, 그리고 결과적으로 불평등이 심화된다고 해서 그 자체가 바로 문제가 되는 것은 아니다. 따라서 소득 불평등에 대한 우려에 앞서 이들 임원의 보수가 얼마나 성과에 민감한지, 그리고 그가 투자한 인적자본에 대한 보상의 대가를 갖고 있는지, 지대적 성격이 존재하는 것은 아닌지를 확인하는 것은 정책적으로 중요하다.

앞 절에서의 한국의 주요 상장기업의 임원 보수에서 매우 뚜렷하게 관찰되는 지배주주 프리미엄에 대한 분석 결과가 의미하는 것은, 상위 기업으로 갈수록 임원 보수의 성격이 기업가치 제고에 대한 보상보다는 임원이 갖고 있는 회사 내의 우월적 지위나 지배주주라는 신분에 따른 경제적 지대의 성격이 더 크다는 것을 시사한다. 실제 이창민・최한수(2020)는 지배주주 프리미엄은 기업의 경영성과나 규모와 상관없이 일정하며 외국인 지분율이 늘어날수록 감소하는 경향을 나타냈다는 사실을 밝혀냈다. 외국인 지분율이 증가할수록 지배주주의 사익추구행위에 대한 감시의 강도가 강해질 수 있다는 점을 고려한다면, 이와 같은 외국인 지분율과 지배주주 프리미엄의 음의 상관관계는 결국 우리가 관찰한 이례적일 정도로 높은 지배주주 프리미엄이 지배주주 경영진이 축적한 인적자본에 대한 보상이 아니라, 그가 단지 창업주 가문의 구성원이라는 비본질적이고 우연적 요인에 의해 결정된 지대라는 것을 시사한다. 따라서 한국사회의 소득 불평등 문제는, 특히 소득 맨 꼭대기에서 관측되는 불평등의 문제는 단순히 노동시장 정책이나 복지정책의 문제를 넘어선 소수의 특정 가문이 기업집단을 통해 한 국가의 부를 대물림하는 것이 가능해지는 보다 정치경제학적 문제와 관련이 있음을 보여준다.

마지막으로, 임원의 보수는 그의 인적자본의 수준에 의해 결정되기도 하지만, 그가 어떤 회사에 근무하고 있는가도 영향을 준다는 점에도 주목할 필요가 있다. 특히 한국적 맥락에서 흥미로운 것은 그가 어떤 기업에 근무하는가라는 사실이 두 가지 통로를 통해 보수에 영향을 준다는 것이다. 즉 그가 경영하는 기업의 규모뿐 아니라 그 기업이 어떠한 기업집단에 속해 있는가도 보수에 영향을 준다는 것이다. 이는 특정 기업이 덩치를 키워 개별 시장에서 시장지배력을 확대하게 되는 현상뿐 아니라, 그 기업이 속한 기업집단이 국민경제 전체에서 더 큰 비중을 차지하는 경제력 집중 문제가 사회의 소득불평등 현상에도 영향을 줄 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 문제를 해결하지 않은 채 단순히 정부의 이전지출이라는 방식을 통해 불평등을 해소하려는 시도는 한계가 있을 수밖에 없다.

〔부 록〕

〈부표 4-1〉 연도별 회귀식(1-1)의 계수값

	β_1	β_0	R^2
2014	-1.0128(0.020)	19.2025(0.3357)	0.9677
2015	-0.9941(0.0178)	18.7116(0.2711)	0.9731
2016	-1.0044(0.0235)	18.9215(0.3585)	0.9552
2017	-0.9569(0.232)	18.3120(0.3655)	0.9508
2018	-0.9749(0.252)	18.7132(0.3988)	0.9477

주 : ( ) 안은 표준오차, 회귀식(1-1)에 산업더미 통제.
자료 : 기업-임원 결합자료.

〈부표 4-2〉 Zip's 법칙 회귀식 결과 : 자산과 매출액

$\ln(\text{자산 순위}-\frac{1}{2})=\beta_1 \ln(\text{자산})+\beta_0$(연도 및 산업더미 통제)

β_1=-0.9522(0.088), β_0=25.7567(0.2055) R^2=0.9609 ( ) 안은 표준오차

$\ln(\text{매출액 순위}-\frac{1}{2})=\beta_1 \ln(\text{매출액})+\beta_0$(연도 및 산업더미 통제)

β_1=-0.9656(0.097), β_0=25.8372(0.2260) R^2=0.9536 ( ) 안은 표준오차

〈부표 4-3〉 매출액 기준 상위 400(100)위 기업의 평균 매출액 및 CEO 보수

	2014	2015	2016	2017	2018	누적 변화율
매출액(400)	4.46e+9	3.81e+9	3.85e+9	4.30e+9	4.61e+9	3%
매출액(100)	1.51e+10	1.34e+10	1.39e+10	1.53e+10	1.62e+10	7%
보수액(400)	1,122,635	1,086,740	1,069,957	1,277,477	1,381,541	23%
보수액(100)	1,676,501	1,652,917	1,695,382	2,246,860	2,228,364	33%

주 : 매출액 기준으로 상위 400(100)개 기업을 선정하고 그 기업에서 가장 많은 보수를 받는 임원의 보수를 평균 낸 것. 단위는 천 원.
자료 : 기업-임원 결합자료.

〈부표 4-4〉 자산 기준 상위 400(100)위 기업의 평균 자산 및 CEO 보수

	2014	2015	2016	2017	2018	누적 변화율
자산(400)	5.60e+9	4.97e+9	5.13e+9	5.50e+9	5.94e+9	6%
자산(100)	1.91e+10	1.78e+10	1.86e+10	1.99e+10	2.11e+10	10%
보수(400)	1,122,635	1,086,740	1,070,604	1,270,914	1,382,009	23%
보수(100)	1,716,501	1,698,251	1,722,186	2,364,629	2,360,101	37%

주 : 자산 기준으로 상위 400(100)개 기업을 선정하고 그 기업에서 가장 많은 보수를 받는 임원의 보수를 평균 낸 것. 단위는 천 원.
자료 : 기업-임원 결합자료.

〈부표 4-5〉 임원보수 결정요인(상위 100개 기업 : 시가총액 기준)

종속변수 : ln 보수액			
	(1)	(2)	(3)
전년도 ROA	0.025* (0.011)	0.011 (0.009)	0.011 (0.011)
전년도 ln 자산	0.312** (0.054)	-0.004 (0.133)	0.283** (0.071)
임원경력연수	-0.002 (0.009)	0.008 (0.011)	-0.006 (0.009)
대기업집단	0.142 (0.169)	-0.429 (0.225)	-0.255 (0.226)
사장단	0.350** (0.111)	0.124 (0.097)	0.355** (0.103)
지배주주	0.623** (0.105)	0.517** (0.132)	-
전년도 Leverage	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.007)	-0.009 (0.005)
상수항	6.103** (0.923)	13.666** (2.869)	7.548** (1.528)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	462	462	462
R2	0.533	0.839	0.905

주 : OLS Fixed effect model. ( ) 안은 군집된 표준오차. (1) (2)는 임원 개인수준에서 군집된 표준오차이고 (3)은 회사수준에서 군집된 표준오차(cluster standard error). *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
자료 : 기업-임원 결합자료.

〈부표 4-6〉 임원보수 결정요인(상위 100개 기업 : 매출액기준)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.031** (0.011)	0.021** (0.009)	0.027* (0.011)
전년도 ln 매출액	0.333** (0.055)	0.058 (0.073)	0.c2* (0.075)
임원경력연수	-0.005 (0.009)	-0.058 (0.073)	-0.015 (0.011)
대기업집단	0.164 (0.170)	-0.414* (0.205)	-0.245 (0.197)
사장단	0.269* (0.104)	0.179** (0.093)	0.383** (0.110)
지배주주	0.734** (0.107)	0.512** (0.121)	
전년도 Leverage	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.008)	-0.006 (0.006)
상수항	5.682** (1.229)	12.096** (1.501)	9.788** (1.694)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	473	473	473
R2	0.530	0.826	0.902

자료 : 기업-임원 결합자료.

〈부표 4-7〉 임원보수 결정요인(상위 400개 기업 : 자산기준)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.014** (0.003)	0.007** (0.002)	0.006** (0.002)
전년도 ln 자산	0.235** (0.053)	0.049 (0.052)	0.154** (0.050)
임원경력연수	0.004 (0.004)	-0.016 (0.009)	-0.010 (0.007)
대기업집단	0.203** (0.063)	-0.063 (0.124)	0.043 (0.219)
사장단	0.439** (0.066)	0.272** (0.075)	0.298** (0.090)
지배주주	0.571** (0.054)	0.501** (0.091)	-
전년도 Leverage	-0.001 (0.001)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.004)
상수항	7.812** (0.406)	11.531** (1.162)	10.298** (0.885)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	1,890	1,890	1,891
R2	0.437	0.837	0.885

자료 : 기업-임원 결합자료.

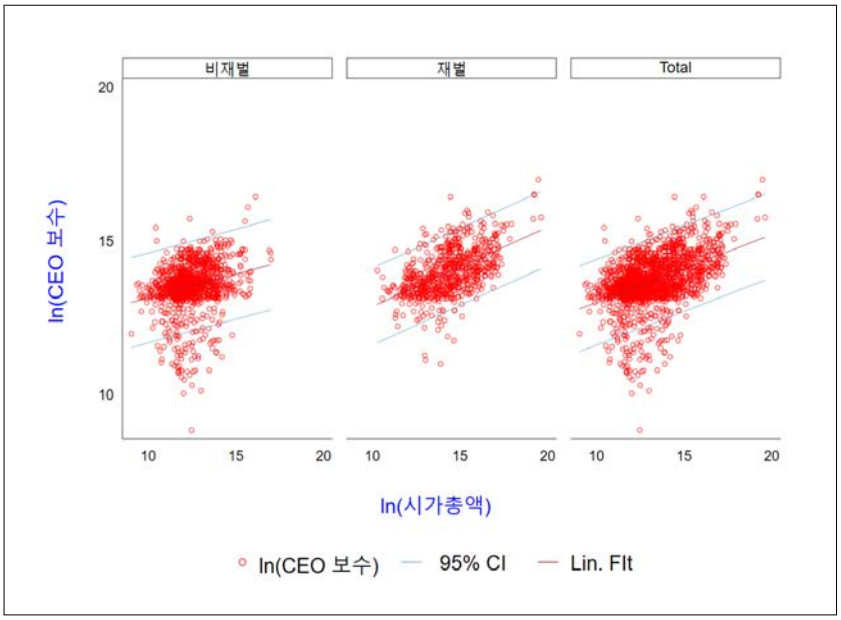
〈부표 4-8〉 임원보수 결정요인(상위 400개 기업 : 매출액기준)

OLS Fixed effect model			
	(1) ln 보수액	(2) ln 보수액	(3) ln 보수액
설명변수			
전년도 ROA	0.012** (0.002)	0.006** (0.002)	0.006** (0.002)
전년도 ln 매출액	0.220** (0.020)	0.052 (0.047)	0.151** (0.051)
임원경력연수	0.006 (0.004)	-0.006 (0.009)	-0.009 (0.007)
대기업집단	0.272** (0.064)	-0.057 (0.122)	0.077 (0.150)
사장단	0.426** (0.065)	0.260** (0.071)	0.259** (0.086)
지배주주	0.593** (0.054)	0.511** (0.088)	-
전년도 Leverage	-0.002 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.003 (0.003)
상수항	8.114** (0.406)	11.505** (0.934)	10.260** (0.942)
산업 고정효과	Y	N	N
기업 고정효과	N	Y	N
CEO 고정효과	N	N	Y
연도더미	Y	Y	Y
관측치	1,899	1,899	1,900
R2	0.432	0.844	0.888

주 : ( ) 안은 군집된 표준오차. (1) (2)는 임원 개인수준에서 군집된 표준오차이고 (3)은 회사수준에서 군집된 표준오차(cluster standard error). *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

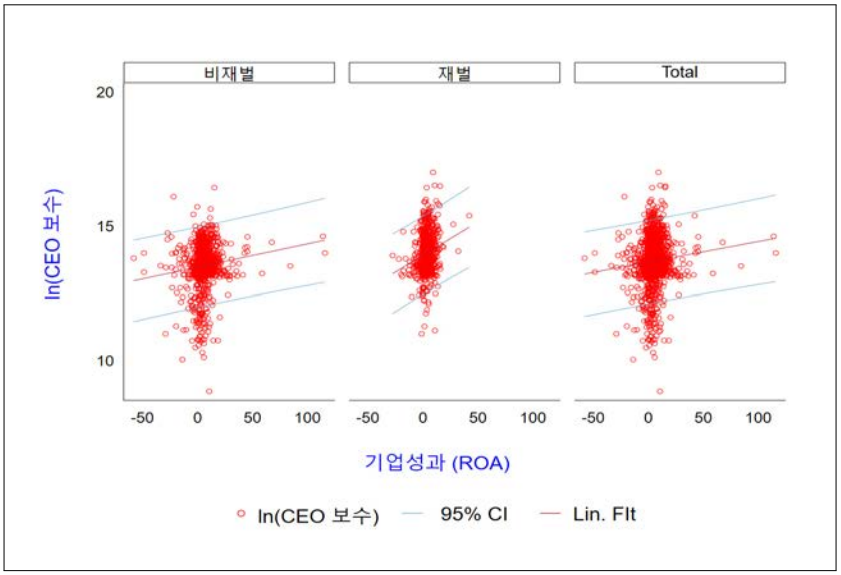
자료 : 기업-임원 결합자료.

〔부도 4-1〕 기업규모와 임원보수(상위 400개)



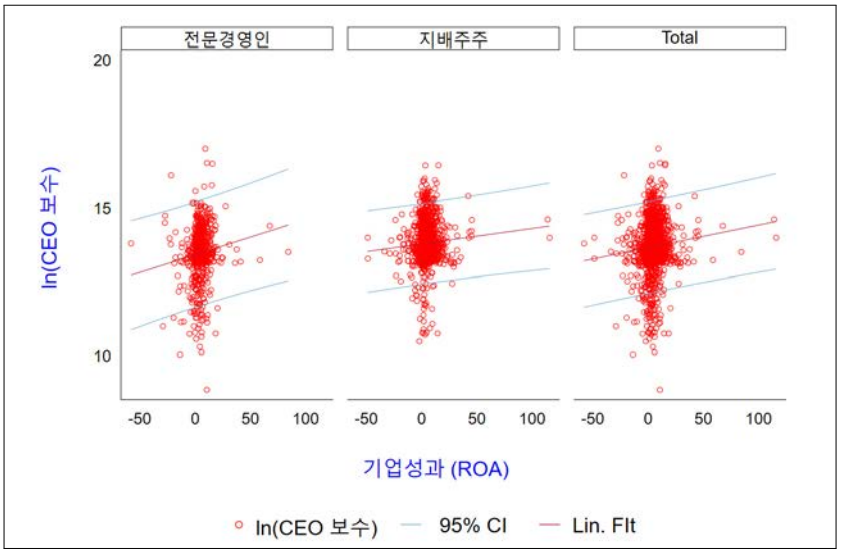
자료 : 저자 작성.

〔부도 4-2〕 기업성과와 임원보수(상위 400개)



자료 : 저자 작성.

〔부도 4-3〕 기업성과와 임원보수(상위 400개)



자료 : 저자 작성.

제 5 장
기업 이윤과 기업 저축

제1절 서 론

이 장에서는 기업 이윤과 기업 저축의 관계에 대해 논의한다. 특히, 기업저축이 늘어난 상황과 이유에 대해 논의한다.

다음 절에서는 기업 저축의 개념에 대해 설명한다. 기업 저축은 간단히 말해 이윤에서 배당을 뺀 것이다. 기업 저축과 유보금은 각각 경제학과 세법에서 다른 용어를 사용하여 같은 내용을 칭하는 용어이다. 유량인 유보금과 저량인 사내유보금이 혼동을 일으키는 경우가 있어서 본 연구에서는 유량인 기업저축 용어를 사용한다.

기업 저축이 급격히 증가한 것은 세계적인 추세이기도 하고, 한국은 그 중에서도 기업 저축이 가장 많이 증가한 나라에 속한다. 기업 저축이 증가한 이유에 대해 여러 가지 가설이 있다. 이에 대해서는 제3절에서 논한다. 각 가설을 설명하면서 근거가 타당한지도 논의한다. 제4절에서는 기업 저축 증가의 영향에 대해 설명한다. 특히 기업 저축 증가와 노동소득 분배율 간의 관련성에 대해 논의한다.

제2절 개념 정의

간단히 기업 저축은 기업 이윤에서 배당을 뺀 것을 말한다. 기업 저축을 기업 유보소득이라고도 한다. 실질은 동일한데 경제학에서는 기업 저축이라고 하고, 세법에서는 유보소득이라고 일컫는다.

'유보'는 매우 논란이 많은 용어이고 사용하는 사람마다 정의도 약간씩 다르다. 어떤 사람들은 '유보금' 혹은 '사내유보금'이란 말을 유보소득이 누적된 결과로 사용하기도 한다. 이 경우 사내유보금은 스톡(stock) 변수이고, 유보소득은 1년간의 기업 저축을 의미하는 유량(flow) 변수이다. 이 장에서는 유량으로서의 의미를 분명히 하기 위해 기업 저축이라는 말을 사용한다.

국민계정 항등식으로부터 기업 저축을 엄밀하게 정의하면 다소 복잡하다. 국민계정 항등식에서 총부가가치는 영업잉여, 피용자보수, 생산세로 나뉜다. 즉,

총부가가치(gross value added : GVA)=영업잉여(GOS)
+ 피용자보수 + 생산세 (1)

다시 영업잉여는 다음과 같이 구분된다.

영업잉여=총저축(GS) + 순배당 + 법인세 + 이자 − 해외직접투자수익
+ 기타이전(사회보장기여금 + 임대료 등) (2)

다른 항목들을 사상하고, 이윤과 저축의 관계를 표현하면 다음과 같다.

(간단한 정의) 회계이윤 = 조저축 + 순배당

간단하게 기업 저축은 이윤에서 배당을 제외한 나머지로 정의될 수 있다. 즉,

기업저축 = 이윤 − 배당

기업 저축을 어떻게 사용하는가? 자본계정에서 총저축은 크게 투자와

자산의 형성으로 나뉜다. 구체적으로는,

기업 총저축(GS) = 고정자본형성 투자 + 재고변화 + 금융자산의 변화
+ 기타 비금융자산의 변화

기업의 저축량과 투자량의 차이를 대출 포지션(net lending position)이라고 한다. 즉,

대출 포지션 = 총저축 – 투자

기업이 저축한 것에 비해 투자를 많이 하면 대출 포지션이 음(–)이 된다. 대출 포지션이 음이 되면 일반적으로 저축은 필요한 자금을 외부로부터 차입하여야 한다. 반대로 저축보다 투자를 적게 하면 대출 포지션이 양(+)이 된다. 대출 포지션이 양이 되면 일반적으로 기업의 금융자산이나 부동산 자산이 증가한다.

대출 포지션은 유량(flow)의 관점에서 정의한 것이고, 저량(stock)의 관점에서는 금융자산 포지션(Net Financial Asset position)을 다음과 같이 정의할 수 있다.

순금융자산 포지션 = 기업의 금융자산 – 기업의 금융 부채

참고로, 순금융자산 포지션 통계를 비교할 때에는, 기업 규모를 감안해서 생산자산을 분모로 한 값을 사용한다.

기업 저축을 투자와의 관련성에서 정의하는 경우도 있다. 예를 들어, Redeker(2019)는 기업 저축을 이윤에서 부채, 투자 등 지출액을 제외한 나머지 금액으로 정의한다. 즉,

기업저축 2 = 이윤 – (투자 + 지불(payouts))

이러한 정의는 사실상 대출 포지션의 정의와 일치한다.

제3절 기업 저축과 투자에 대한 기초통계

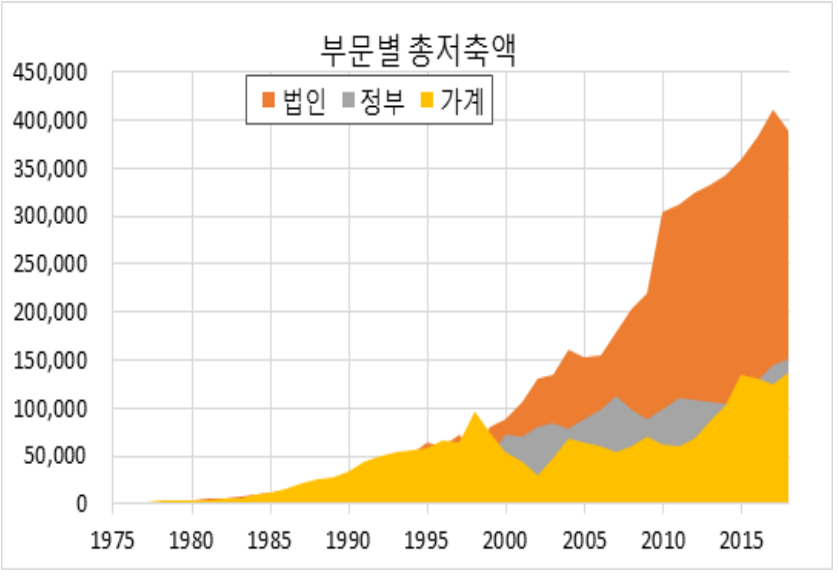
1. 국내 통계

여기서는 기업 저축과 투자에 대한 기초통계를 제시한다. 사용하는 자료는 국민계정이다. 기업과 관련된 자료는 특별한 언급이 없는 한 비금융법인과 금융법인 부문을 합산한 것이다.

부문별 명목 총저축액을 살펴본다. 1998년 외환위기 이후 2000년부터 기업 저축이 크게 증가하였다. 법인기업의 총저축액은 1998년 54.5조 원이었는데, 2017년에는 411.4조 원으로 20년 동안 7.5배로 증가하였다. 같은 기간 동안 가계 부문의 총저축액은 96.4조 원에서 125.4조 원으로 1.3배로 증가하였다. 정부의 총저축액은 3.1배로 증가하였다.

〔그림 5-1〕 부문별 총저축액

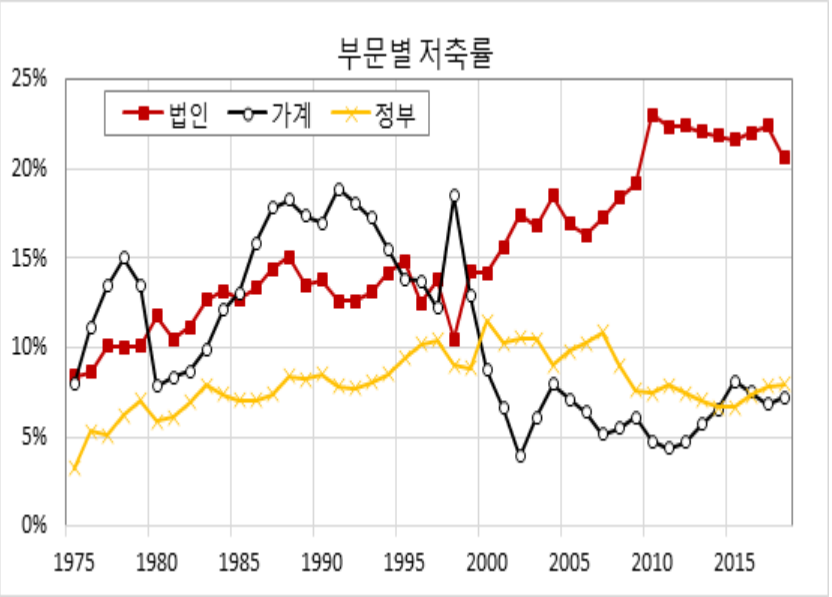
(단위 : 십억 원)



자료 : 「국민계정」으로부터 저자 작성.

〔그림 5-2〕 부문별 저축률(저축액/경제전체 처분가능소득)이 차지하는 비중

(단위 : %)



자료 : 「국민계정」으로부터 저자 작성.

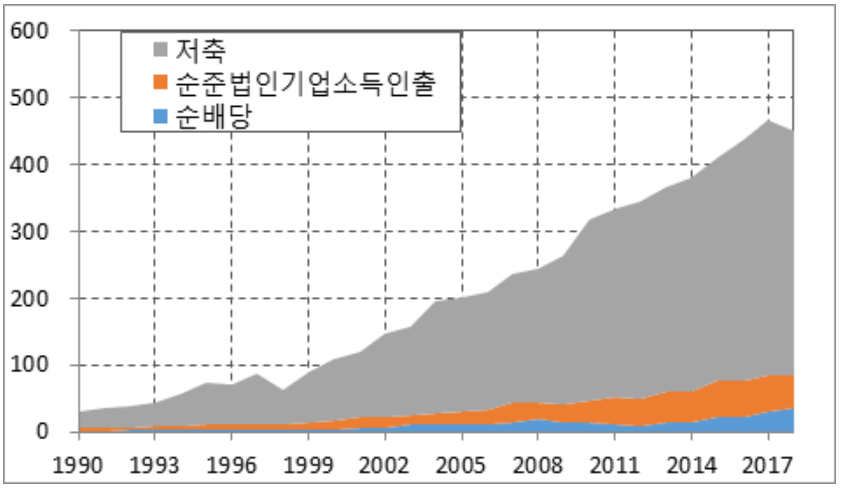
경제 전체의 처분가능소득 가운데 각 부문 저축액이 차지하는 비중을 보면, 법인기업의 저축률은 1998년 10.5%에서 2017년 22.4%로 크게 증가하였다. 2017년 경제 전체 총저축률이 37.1%이다. 경제 전체 총저축에서 가계가 차지하는 비중이 60.4%이다.

1998년 외환위기 이후 경제 전체 처분가능소득 가운데 부문별 저축의 양상이 크게 변화하였다. 1980년대와 1990년대에는 가계가 경제 전체의 저축을 주도한 반면, 외환위기 이후에는 법인이 주된 저축 주체가 되었다.

이윤은 크게 저축과 배당으로 나뉜다. 기업의 이윤이 어떻게 분배되었는가를 살펴본다. 국민계정에서는 기업 저축, 순배당과 아울러 준법인기업소득인출 항목이 있다. 준법인기업소득인출은 실제 배당은 아니지만 배당인 것처럼 의제하는 것이다. 기업주의 소득 중 일부를 마치 배당이 된 것처럼 간주한다. 준법인기업소득인출은 배당 항목에 포함되어 있지만, 주식회사에서 실제로 일어나는 배당이 아니므로 실제 배당과 구분하여 따로 통계를 작성한다.

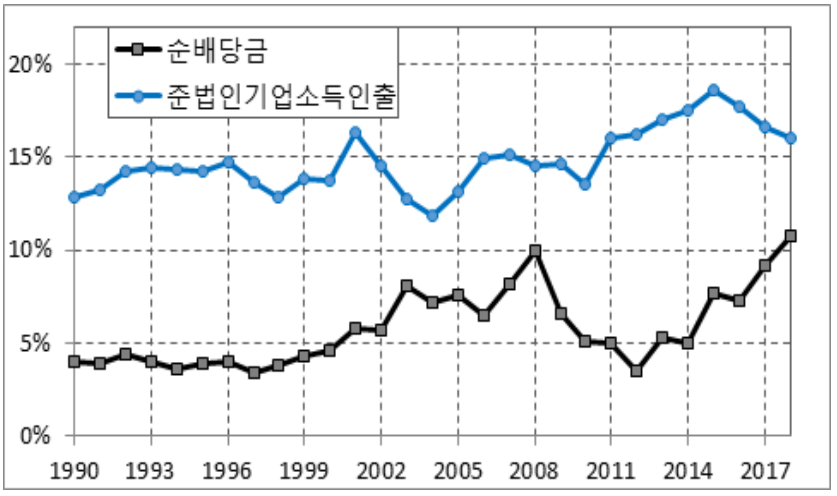
〔그림 5-3〕 기업 이윤의 배분

(단위 : 십억 원)



자료 : 「국민계정」으로부터 저자 작성.

〔그림 5-4〕 기업 이윤 가운데 배당의 비중

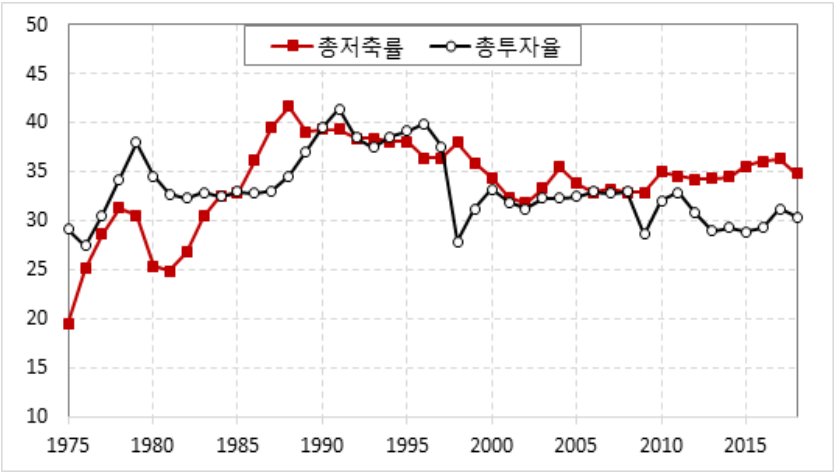


자료 : 「국민계정」으로부터 저자 작성.

법인 기업이윤 가운데 배당이 차지하는 비중은 2012년 3.5%였다가 2018년 10.7%로 증가하는 추세에 있다. 하지만, 기업 이윤이나 기업 저축의 증가에 비하면 매우 낮은 비율을 유지하고 있다.

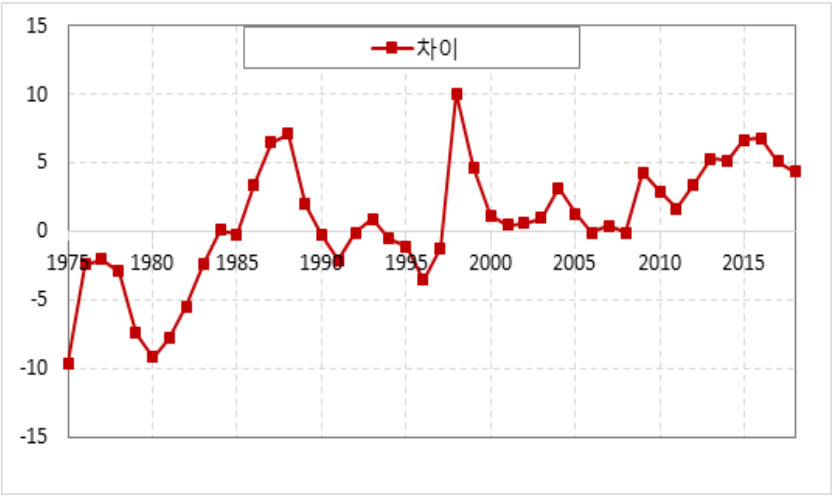
외환위기 이후 기업이윤이 급격하게 증가하였음에도 배당은 매우 낮은 수준을 유지하고 있었기 때문에, 이윤 가운데 배당을 제외한 기업 저축액은 급격히 증가하였다.

〔그림 5-5〕 경제 전체의 총저축률과 총투자율



주: 총저축과 총투자액을 GDP로 나눈 값.
자료: 「국민계정」으로부터 저자 작성.

〔그림 5-6〕 총저축률-총투자율



자료: 「국민계정」으로부터 저자 작성.

한국의 배당 성향은 다른 나라에 비해서는 매우 낮다. 이는 지배구조와 관련이 있다. 지배주주가 작은 주식 비율로 회사를 지배하고 있어서 배당을 꺼리는 경향이 있다. 지배구조가 개선되어 매우 적은 지분으로 실질적인 경영력을 행사하고 있는 소수 지배주주의 영향력이 줄어들수록 배당률은 증가할 수 있다.

이제 저축과 투자의 관계를 살펴본다. 1985년 이전까지는 경제 전체 총투자율이 총저축률을 상회하였다. 1990년대부터 2000년대에는 총저축률과 총투자율이 대체로 일치하였다.

총저축률과 경제 전체의 총저축률은 1980년대와 1990년대에는 40% 수준을 유지하고 있었다. 이후 총저축률은 2000년대 이후에는 35% 수준으로 약간 하락한 상태이다. 1980년대와 1990년대 경제 전체 투자율은 저축률과 비슷하게 40% 수준을 유지하고 있었다. 이에 따라, 외환위기 이전까지 총저출률과 총투자율의 차이는 0 수준에서 등락하였다.

외환위기 이후 2000년대에 경제 전체 투자율은 총저축률과 마찬가지로 35% 수준이었다. 따라서 투자율과 저축률의 차이도 0 수준에서 등락하였다. 그런데 2010년대에 상황이 바뀌었다. 2010년대에 총투자율은 30% 수준으로 하락하였다. 이에 따라, 2010년대에는 총저축률이 총투자율을 5% 정도 상회하는 상황이 되었다.

〔그림 5-7〕 기업저축-기업투자

(단위 : 십억 원)

자료 : 「국민계정」으로부터 저자 작성.

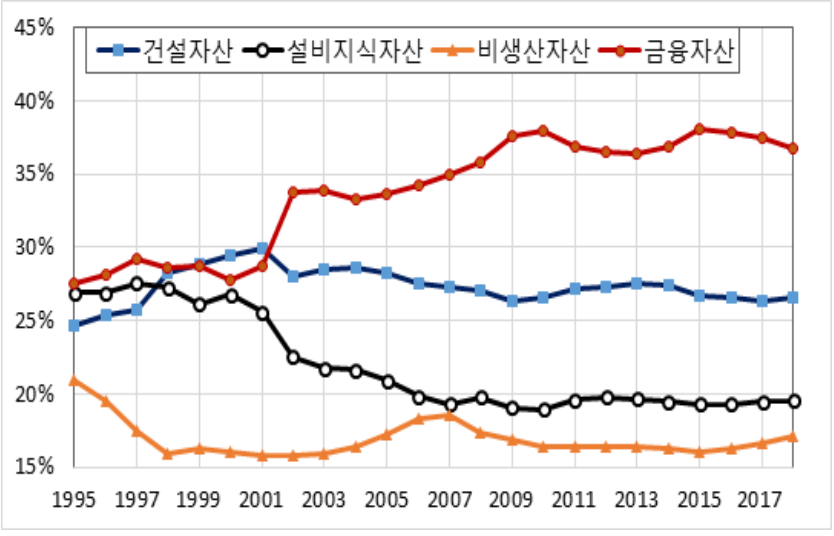
총저축과 총투자의 변동에 따라, 법인기업의 대출 포지션도 변화하였다. 1990년대부터는 기업의 투자액이 저축액보다 많았기 때문에 법인기업의 대출 포지션은 음(-)을 유지하였다. 이러한 상황은 2000년대에도 계속되었다. 2000년대에 중국과의 무역을 중심으로 수출이 빠르게 증가하면서 기업의 투자가 늘어났기 때문이다.

그런데 2010년대부터는 기업의 대출 포지션이 급격히 양(+)으로 바뀌었다. 2010년 이후에는 기업의 저축이 투자보다 많다. 2016년에 기업 저축이 기업 투자보다 67조 원이 더 많았다. 기업이 채무자가 아니라 채권자가 되었다.

전통적인 경제학에서는 가계가 채권자이고 기업은 채무자라고 가정하였다. 전통적인 가정에서는, 가계는 저축을 하고, 저축한 돈이 은행에 모이면, 은행은 투자를 조달하기 위해 자금이 필요한 기업에게 대출을 한다. 그리고 기업은 대출을 받아서 투자를 한다. 이러한 가정이 2010년부터는 적용되지 않는 상황이 되었다. 전통적인 경제학의 가정과는 반대로, 기업은 투자액보다 저축액이 더 많은 순채권자가 되었다.

〔그림 5-8〕 기업 자산의 구성

(단위 : %)



자료 : 「국민계정」 대차대조표로부터 저자가 계산.

기업의 총저축이 늘어났는데, 저축액보다 투자액이 적으면 기업의 자산액이 늘어난다. 잉여액의 흐름을 알기 위해 기업 자산의 구성 변화를 살펴보았다. 기업의 자산은 크게 비금융자산과 금융자산으로 나뉜다. 비금융자산에는 비금융생산자산(고정자산, 재고자산)과 비금융비생산자산이 있다. 금융자산에는 현금예금, 채권, 금융투자 등이 있다. 즉,

기업자산 = 비금융자산 + 금융자산
비금융자산 = 비금융생산자산(고정자산, 재고자산) + 비금융비생산자산
고정자산 = 건설자산, 설비자산, 지식재산생산물
금융자산 = 현금예금, 채권, 금융투자, 대출금, 상거래신용, 정부융자, 외환 등

기업 자산의 구성을 보면, 건설자산과 비생산자산의 비중은 큰 변화가 없다. 2000년대 이후 건설자산의 비중은 27% 정도를 유지하고 있고, 비생산자산의 비중은 17% 정도를 유지하고 있다. 설비지식자산의 비중은 2000년대에 급격히 하락하였고, 2010년대 이후로는 19% 정도 수준을 유지하고 있다.

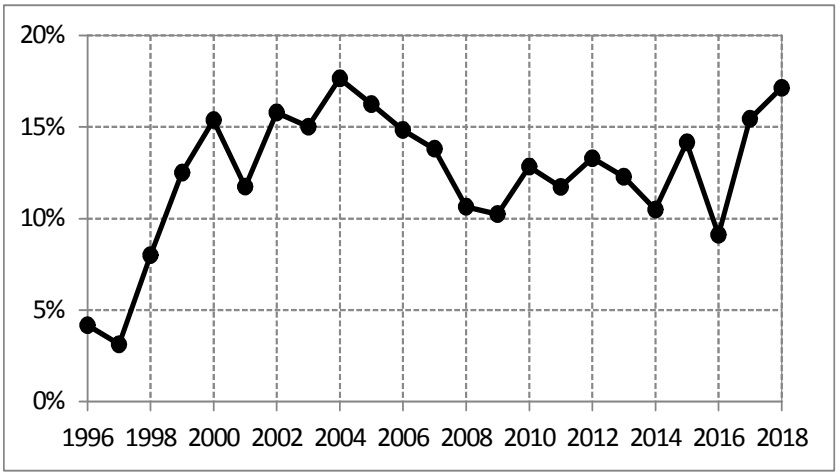
〈표 5-1〉 비금융법인의 금융자산

(단위 : 십억 원, %)

	2012		2018	
	금액	비중	금액	비중
전 체	1,971,014	100.0	2,687,705	100.0
현금예금	410,874	20.8	644,518	24.0
채권	31,566	1.6	76,945	2.9
금융투자	808,232	41.0	1,073,937	40.0
상거래신용	543,269	27.6	666,050	24.8
기타	177,073	9.0	226,255	8.4

자료 : 「국민계정」 대차대조표로부터 저자가 계산.

〔그림 5-9〕 기업 저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중



자료 : 기업 회계자료로부터 저자가 계산.

기업 자산 가운데 2000년대에 설비지식자산의 비중은 감소하고 금융자산의 비중은 증가하였다. 기업 자산 가운데 금융자산의 비중은 1990년대 27% 정도였다가 2010년대에는 약 37% 수준까지 증가하였다.

기업(비금융법인)이 보유한 금융자산은 2018년 2,687조 원이다. 기업의 자산 가운데 금융자산의 비중이 가장 높다. 기업 보유 금융투자액은 2018년 1,073조 원으로, 전체 금융자산 가운데 40.0%를 차지한다. 전체 금융자산 가운데 상거래신용의 비중은 24.8%이고, 현금예금의 비중은 24.0%이다.

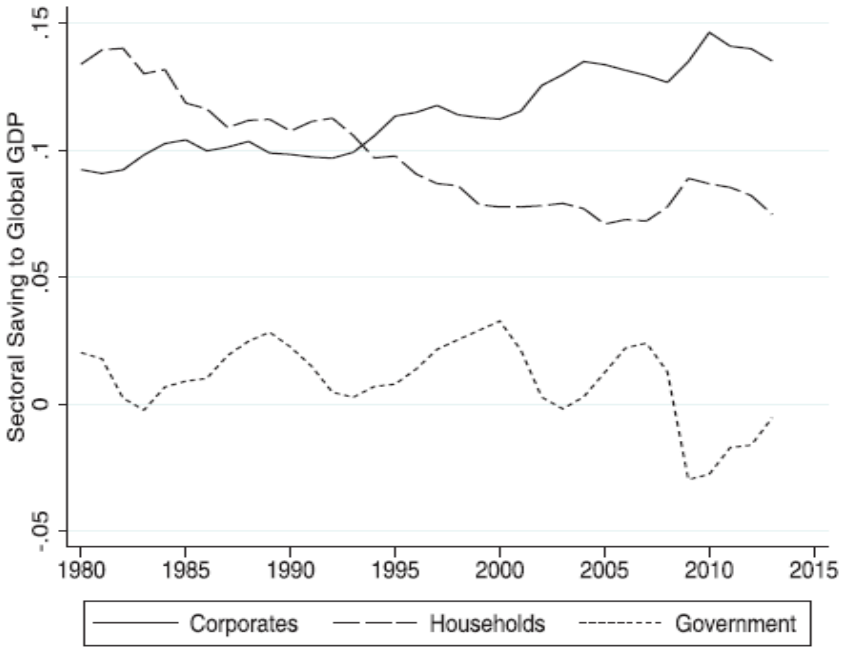
전체 기업 저축의 변화 양상은 상위 기업의 저축 비중의 추세와 유사하다. 기업 저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중은 1997년 4.1%였다가 이후 급격히 상승하여 2004년에는 17.6%에 이르렀다. 2000년대 중반부터는 상위 기업의 저축 비중이 감소하였고, 2010년대에는 12% 정도 수준에서 큰 변화 없이 유지되었다. 상위 10개 기업의 저축 비중은 GDP 대비 수출과 수입의 비중과 매우 유사한 추세를 보인다. 상위 기업이 대개 수출을 위주로 하는 대기업이다. 2000년대에 수출이 증가하면서 대기업의 이윤이 증가하였고, 그 결과 대기업의 저축 비중이 증가하였고, 이후 무역 비중이 정체하면서 대기업의 이윤과 저축 비중이 정체 상태에 있었다는 것을 확인할 수 있다.

2. 국제 통계

먼저 기업 저축 증가가 일시적인가 영구적인가에 대한 논쟁이 있었다. 2000년대 중반까지의 자료를 검토한 Andre et al.(2007)에서는 일시적 문제라고 한 반면, 금융위기 이후의 시기까지 검토한 Gruber and Kamin (2016)에서는 일시적인 문제가 아니라 구조적 문제라고 하였다.

Chen, Karabarbounis, and Neiman(2017)에서는 1980년대 이후 국제 GDP에 대비하여 기업, 가구, 정부의 저축률의 변화를 보여주었다. 이 자료에 따르면, 정부 저축은 경기변동에 따라 변화하지만 특별한 추세가 없다. 반면, 가구와 기업의 저축의 추세는 크게 변하고 있다. 기업 저축은 1980년대 이후 GDP 대비 5%p 증가한 반면, 가구 저축은 6%p 감소하였다. 자료로 보면, 기업 저축의 증가가 일시적인 현상이 아니라 구조적인 문제의 발현이라는 것은 분명해 보인다.

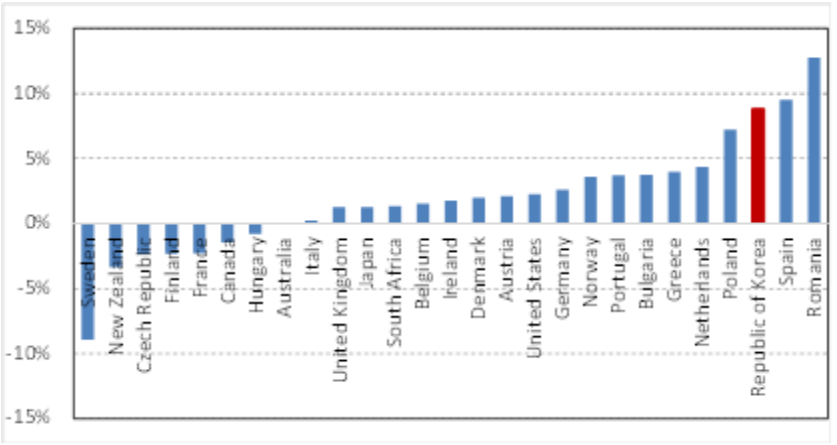
〔그림 5-10〕 세계GDP 대비 부문별 총저축률



자료 : Chen, Karabarbounis, and Neiman(2017) <표 1>.

〔그림 5-11〕 10년 동안 기업 저축의 변화

(단위 : %p)



자료 : Chen, Karabarbounis, and Neiman(2017).

지난 30년 동안 세계 저축의 부문별 구성은 많이 변했다. 1980년대 초반 세계 투자는 가계 저축에서 자금을 조달하였던 반면, 오늘날 세계 투자의 2/3는 기업 저축에서 자금을 조달한다. 1980년대 투자는 가계 부문에서 자금 조달이 된 반면, 기업 저축이 늘어나면서 최근에는 기업 부문에서 투자 자금을 공급하고 있다. 이러한 저축 구성의 변화는 투자의 구성이 변해서가 아니다. 단지 기업이 순채권자가 되었기 때문이다.

Chen et al.(2017)의 연구에서는 기업 자료로 기업 저축을 분석하기도 하였다. 기업저축은 대부분의 산업에서 증가하였다. 기업 저축률의 변화는 기업 규모나 연령과 상관관계가 없었고, 특정한 산업에서만 나타난 것이 아니라 매우 광범위하게 발생하였다. 기업 저축의 변화를 산업 내 변화와 구성효과로 분해한 결과, 거의 대부분은 기업 내 변화가 차지하였다. 다시 말해, 구성 변화 효과는 매우 적었다. 이는 기업 저축의 증가가 제조업 비중의 하락, 독점력의 증가, 금융 부문의 증가와도 관련성이 없다는 것을 의미한다.

[그림 5-11]에서는 2003년부터 2012년 사이의 국가별 기업 저축률의 변화를 보여주고 있다. 기업 저축은 많은 국가에서 증가하였다. 특히 경제 규모가 큰 스페인, 독일, 미국, 일본, 영국, 이탈리아 등에서 모두 기업

저축이 증가하였다. 한국은 지난 10년 동안 기업 저축이 큰 폭으로 증가한 나라에 속한다.

제4절 기업 저축 증가의 원인과 영향

1. 기업 저축 증가에 대한 설명

먼저, 기업의 차입 포지션(저축-투자)의 증가에 대해서는 기업 저축의 증가와 투자의 감소의 영향을 둘러싸고 이견이 있었다. Gruber and Kamin (2016)에서는 1995~2008년 기간 동안 OECD 국가들의 투자함수를 추정하였다. 연구 결과에 따르면, 투자는 금융위기 이후에 급격히 감소한 반면, 기업 저축은 금융위기 이전부터 증가하여 왔다. 따라서 기업의 차입 포지션의 변화가 투자 수요의 감소 때문이 아니라 기업 저축의 증가 때문이라고 하였다.

기업 저축이 증가하는 것은 세계적인 추세이다. 기업 저축이 증가하는 이유에 대해 여러 가지 요인을 나열하는 경우가 있다. 예를 들어, IMF (2006)에서는 기업의 저축이 증가하는 이유로, 낮은 세금, 낮은 이자율, 투자재 상대가격의 하락을 지적하였다. Dao and Maggi(2018)에서는 대기업일수록 기업 저축이 늘어나는 경향이 있다고 하면서 높은 수익성, 낮은 금융비용, 세율 인하 등이 원인이라고 하였다. 그리고 현금보유 성향이 늘어난 것도 원인이라고 하였다.

기업 저축이 증가하는 이유에 대해서는 크게 네 가지 설명으로 나눌 수 있다.

첫째는, 1990년대와 2000년대 금융위기 이후 기업들이 현금을 더 많이 보유하는 '예비적 저축 동기'가 강화되었다는 것이다. 현금 보유 성향을 지적하는 설명은 기업의 자산관리 측면에서 기업 저축을 설명한다. 금융위기 이후 투자의 불확실성이 커지면서 기업들이 적극적으로 투자 자산을 매입하기보다는 현금성 자산을 보유하면서 기회를 탐색하는 성향이

늘었다는 것이다.

기업의 현금 보유 성향이 늘어난 데에는 제도적 요인도 있다고 한다. Armenter(2012)는 기업의 자금 조달에서 부채로 조달하는 것보다는 주식을 발행할 때의 비용이 감소하였기 때문에 기업 저축이 늘어났다고 하였다. 그리고 1980년대와 1990년대에 배당에 대한 세율이 감소하였기 때문에 주식 발행 비용이 감소했다고 하였다. 결국, 이 설명에서는 배당세의 감소가 기업 현금 보유 성향 증가의 핵심 원인이 된다.

이 설명은 결국 기업 저축의 증가를 배당세율 감소와 투자 기회의 감소로 귀결시키는 것인데, 앞에서 밝힌 바와 같이, 투자 감소와 기업 저축 증가 사이에 많은 시차가 있는 이유를 설득력 있게 설명하지 못한다.

두 번째 설명은, 기술변화에 따라 투자재 가격이 하락한 것이 기업저축의 원인이라는 것이다. 기업 저축의 증가에 대해 구조적인 요인으로 설명하려는 것이다.

투자재의 상대가격 하락을 기업 저축 증가의 주된 원인으로 지적한 연구로는 Chen, Karabarbounis, and Neiman(2017)가 있다. 이 연구에서는 생산물과 자본 시장이 불완전하다고 가정하는 일반균형 모형에서 기업과 가계 사이의 자금 흐름을 모형화하였다. 이 모형에서는 실질 이자율의 하락, 투자 가격의 하락, 법인세의 하락 등이 기업의 이윤을 증가시키고 이에 따라 기업과 가계 저축의 공급량이 변화한다. 모형에서 기술변화가 일으키는 효과의 연쇄고리는 다음과 같다. 자본재 생산 기술 변화→자본 비용 하락→노동을 자본으로 대체→노동소득 분배율 하락, 이윤몫 증가→(세금구조, 배당률이 일정할 때) 기업 저축 증가. 한편, 기업 저축이 증가하면, 경제 전체 총저축은 일정하므로 가계저축은 감소하게 된다.

이에 대해 Behringer(2019)는 기술변화 가설에 대해 비판하였다. 투자재 기술변화 모형에서는 자본 비용이 감소하여 투자율이 늘어나는 경로가 핵심인데, 자본 비용이 감소하였다고 하더라도 실제로는 선진국에서 투자붐이 일어난 경우가 없다. Gruber and Kamin(2016)의 실증 분석 결과에 따르면, 기술변화 모형의 예측과는 반대로 자본 비용이 투자와 양의 상관관계를 보여주고 있다.

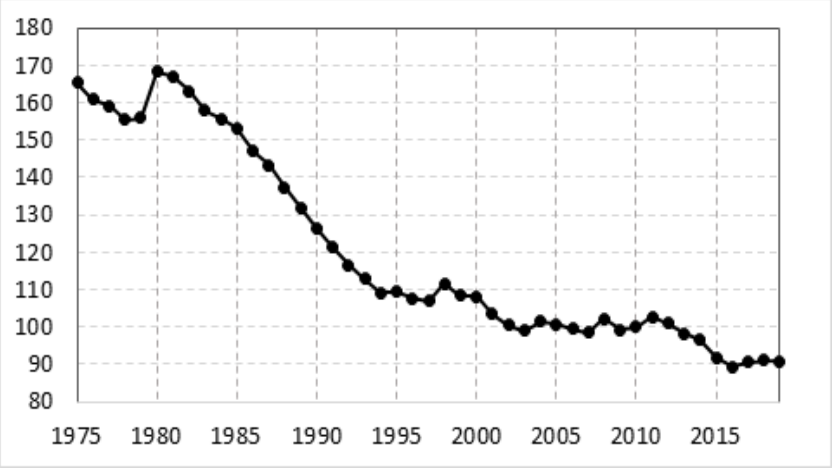
기술변화 가설의 모형에서는 세계적 추세에 맞도록 하나의 파라미터를

정하고 있으며, 자본 비용의 국가적 차이는 검토하고 있지 않다. 실제로는 국가별 투자재 가격과 저축의 양상은 매우 이질적이다. 예를 들어, 영국과 미국에서는 투자재 가격이 감소하고 기업 저축이 증가하였지만, 독일과 일본에서는 투자재 가격이 거의 감소하지 않았음에도 기업 이윤과 기업 저축이 크게 증가하였다.

국내에서는 김선빈(2019)이 기술변화 가설 모형과 유사한 동태적 일반균형 모형을 구성하여, 투자재 가격 하락이 노동소득 분배율에 미치는 효과를 분석한 바 있다. 이 모형에서는 투자재 가격을 생산자물가지수와 소비자물가지수 간의 차이로 측정하고, 자본과 노동의 대체 탄력성을 추정하였다. 이 모형의 시뮬레이션 결과 투자재 가격 하락이 노동소득 분배율의 증가를 충분히 설명하지 못한다고 하였다.

투자재 상대가격의 변화는 노동소득 분배율의 변화뿐만 아니라 기업 저축의 변화도 충분히 설명하지 못할 가능성이 높다. 앞에서 보았듯이, 국내 기업 저축은 2000년대부터 급격히 증가하였다. 그런데 2000년대 이후 투자재 상대가격은 크게 변화하지 않았다(그림 5-12 참조). 투자재 상대가격은 1980년부터 1990년대에 크게 감소하였는데, 이 시기에 기업 저축은 크게 증가하지 않았다. 단순 통계로 보아도, 기업 저축과 투자재 상대

〔그림 5-12〕 투자재 상대가격



자료 : 한국은행, 「생산자물가조사」 지수로부터 저자가 계산.

가격의 상관관계는 매우 약하다. 외국뿐만 아니라 국내에서도 투자재 상대가격의 변화로 기업저축의 증가를 설명하기 어렵다.

기업 저축에 대한 세 번째 설명에서는 독점화 경향을 원인으로 파악한다. Gutiérrez and Philippon(2017 a, b)은 시장에서 경쟁이 감소해서 한편으로는 마크업이 높아지고 기업 이윤이 증가하였고, 다른 한편으로 투자가 저조하였다고 하였다. 즉, 독점화 경향이 기업 이윤 증가와 투자 저조의 원인이라는 것이다.

이에 대한 반론이 있다. 기업 저축의 증가를 기업 내와 기업 간 저축의 증가로 나눌 수 있다. 기업 간 저축의 증가 효과는 구성 효과를 말하는데, 기업 저축이 많은 기업이나 산업이 전체 경제에서 차지하는 비중이 증가하는 것을 의미한다. 독점화 경향이 기업 저축 증가의 원인이라는 것은 기업 간 저축의 증가 효과, 즉 구성 효과가 기업 저축의 증가에서 큰 비중을 차지한다는 것을 의미한다. 그런데 Chen et al.(2017)은 기업 저축의 증가는 거의 대부분 기업 내 저축 증가의 효과이며, 구성 변화 효과는 매우 적다는 것을 보여주었다.

마지막으로, 정치 제도가 기업 저축의 증가에 중요한 역할을 한다는 가설이 있다. Redeker(2019)에 따르면, 기업 저축은 자본과 노동 분배 갈등의 문제이다. 노동의 힘이 클수록 기업들은 이윤을 임금 상승과 투자에 사용한다. 그렇지 않으면 기업의 저축이 늘어난다. 이 가설에서는 노동조직력의 약화로 기업 저축이 늘어났다고 한다. Redeker(2019)의 연구에서는 25개국, 19년 국가패널자료를 이용하여 분석한 결과, 기업 저축과 노동조합 조직률 간에 음의 상관관계가 있음을 보여주었다. 불연속성을 이용한 추정(regression discontinuity)에서는 독일의 공동결정 제도에서 2,000명 이상을 고용한 기업은 감독위원회에 노동자 대표를 선임해야 한다는 상황을 이용하였다. 추정 결과, 공동결정 제도는 기업 저축을 크게 감소하는 데 역할을 하는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과에 따르면, 노동자의 분배율을 높이는 정치 제도는 기업 저축의 증가를 억제하며, 노동 분배율을 높이는 정치 제도가 약화되면 기업 저축이 증가한다.

단순히 생각하면, 기업저축=이윤-배당이므로 기업 저축이 늘어난 것은 이윤이 늘어났고, 배당이 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다. 잔여 이윤,

즉 저축-투자의 관점에서 생각하면 기업 이윤이 늘어났는데, 투자가 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다.

2. 기업 저축 증가의 영향

가. 기업 저축과 불평등

Redeker(2019)는 기업 저축 증가의 정치적 함의를 논하면서 기업 저축이 경제적 불균형을 심화시킨다고 하였다. 기업이 금융시장에 돈을 많이 투입할수록, 기업 이윤은 실물경제에서 빠져나간다. 이로부터 자산 가격이 상승하지만, 투자는 감소하고 노동 수요는 감소한다. 노동자는 일자리를 잃고, 임금 증가율은 낮아진다. 최근 세계 저축에서 기업 저축 비중이 20% 증가하는 동안 노동소득 분배율은 5% 감소하였다(Karabarbounis and Neiman, 2012). 노동소득 분배율 감소는 불평등 증가로 이어진다.

기업 저축과 노동소득 분배율의 관계는 기업 부가가치에 대한 항등식을 통해 살펴볼 수 있다.

$$\text{기업 총부가가치} = \text{피용자보수} + \text{조세} + \text{자본에 대한 지출} + \text{기업저축}$$

이 항등식에 따르면, 조세와 자본에 대한 지출이 일정하다면, 기업 저축이 증가하면 피용자보수가 감소한다. 즉, 기업 저축이 증가하면 노동소득 분배율이 감소한다.

한편, Redeker(2019)는 기업 저축 증가의 정치적 함의를 논하면서, 기업저축이 세계 거시경제 불균형을 유발(대공황, 유럽의 위기)하고 정치적 갈등을 부추기는 역할을 한다고 하였다. 기업들이 투자를 하지 않고 금융시장에 투자를 하는 나라(독일, 일본)가 자본 수출국이 된다. 자본 수출국은 경상수지 흑자를 기록하며 자본 수입국과의 세계경제 불균형을 확대한다. 이에 따라, 보호주의, 무역갈등이 유발된다는 것이다.

나. 기업 저축과 투자

기업 저축이 투자에 부정적인 영향을 준다는 연구가 있다. 김진회(2017)

에서는 기업의 사내유보금이 실물자산 투자에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 기업의 과잉투자 또는 과소투자의 정도를 측정하여 자산투자에 대한 효율성을 측정하여 설명변수로 이용하고, 사내유보금과 기업의 자산투자 효율성이 기업의 자산투자에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 분석결과, 사내유보금과 기업 과잉투자의 상호작용변수는 기업의 자산투자와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 기업이 발생한 이익을 사내에 현금성자산의 형태로 축적하면 사내유보금을 증가시키고 실물자산에 대해서 과소 투자한다는 것이다.

제5절 요약 및 결론

이 장에서의 논의를 요약하면 다음과 같다.

법인기업의 총저축액은 1998년 54.5조 원이었는데, 2017년에는 411.4조 원으로 20년 동안 7.5배로 증가하였다. 같은 기간 동안 가계 부문의 총저축액은 96.4조 원에서 125.4조 원으로 1.3배로 증가하였다. 1980년대와 1990년대에는 가계가 경제 전체의 저축을 주도한 반면, 외환위기 이후에는 법인이 주된 저축 주체가 되었다. 외환위기 이후 기업 이윤이 급격하게 증가하였음에도 배당은 매우 낮은 수준을 유지하고 있었기 때문에, 이윤 중 배당을 제외한 기업 저축액은 급격히 증가하였다.

외환위기 이후 2000년대에 경제 전체 투자율은 총저축률과 마찬가지로 35% 수준이었다. 2010년대에는 총투자율은 30% 수준으로 하락하면서 총저축률이 총투자율을 5% 정도 상회하는 상황이 되었다. 전통적인 경제학의 가정과는 반대로, 기업은 투자액보다 저축액이 더 많은 순채권자가 되었다.

기업자산 가운데 2000년대에 설비지식자산의 비중은 감소하고 금융자산의 비중은 증가하였다. 기업자산 가운데 금융자산의 비중은 1990년대 27% 정도였다가 2010년대에는 약 37% 수준까지 증가하였다.

기업이 보유한 금융자산은 2018년 2,687조 원이다. 기업의 자산 가운데

금융자산의 비중이 가장 높다. 기업 보유 금융투자액은 2018년 1,073조 원으로, 전체 금융자산 가운데 40.0%를 차지한다. 전체 금융자산 가운데 상거래 신용의 비중은 24.8%이고, 현금예금의 비중은 24.0%이다.

전체 기업저축의 변화 양상은 상위 기업의 저축 비중의 추세와 유사하다. 기업저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중은 1997년 4.1%였다가 이후 급격히 상승하여 2004년에는 26.2%에 이르렀다. 2000년대 중반부터는 상위 기업의 저축 비중이 감소하였고, 2010년대에는 12% 정도 수준에서 큰 변동 없이 유지되었다. 상위 10개 기업의 저축 비중은 GDP 대비 수출과 수입의 비중과 매우 유사한 추세를 보인다. 2000년대에 수출이 증가하면서 대기업의 이윤이 증가하였고, 그 결과 대기업의 저축 비중이 증가하였고, 이후 무역 비중이 정체하면서 대기업의 이윤과 저축 비중이 정체 상태에 있었다.

기업 저축은 많은 국가에서 증가하였다. 특히 경제 규모가 큰 스페인, 독일, 미국, 일본, 영국, 이탈리아 등에서 모두 기업 저축이 증가하였다. 한국은 지난 10년 동안 기업 저축이 가장 큰 폭으로 증가한 나라에 속한다.

기업 저축이 증가하는 이유에 대해서는 크게 네 가지 설명으로 나눌 수 있다. 첫째는, 1990년대와 2000년대 금융위기 이후 기업들이 현금을 더 많이 보유하는 '예비적 저축 동기'가 강화되었다는 것이다. 이 가설은 투자 감소와 기업 저축 증가 사이에 많은 시차가 있는 이유를 설득력 있게 설명하지 못한다.

두 번째 설명은, 기술변화로 투자재 가격이 하락한 것이 기업 저축의 원인이라는 것이다. 기업 저축의 증가에 대해 구조적인 요인으로 설명하려는 것이다. 단순 통계로 보아도, 기업 저축과 투자재 상대가격의 상관관계는 매우 약하다.

기업 저축에 대한 세 번째 설명은 독점화 경향을 원인으로 파악한다. 그런데, 기업 저축의 증가는 거의 대부분 기업 내 저축 증가의 효과이며, 구성 변화 효과는 매우 적기 때문에 이 가설의 설명력도 약하다.

마지막으로, 정치 제도가 기업 저축의 증가에 중요한 역할을 한다는 가설이 있다. 노동의 힘이 클수록 기업들은 이윤을 임금 상승과 투자에 사용한다. 그렇지 않으면 기업의 저축이 늘어난다. 이 가설에서는 노동 조

직력의 약화로 기업 저축이 늘어났다고 한다

단순히 생각하면 기업저축=이윤-배당의 관계에서 기업 저축이 늘어난 것은 이윤이 늘어났고, 배당이 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다. 잔여이윤, 즉 저축-투자의 관점에서 생각하면 기업 이윤이 늘어났는데 투자가 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다.

제 6 장
결 론

제1절 요 약

소득 불평등은 외환위기 이후 2000년대에 급격히 증가하였다. 그리고 2010년대에는 증가 추세가 다소 완만해졌다. 이러한 추이는 기업 규모별 임금 격차의 추이와 일치한다. 반면, 학력별, 성별 임금 격차는 소득 불평등의 변화 추이와 매우 다르다. 외환위기 이후 소득 불평등의 변화에 규모별 임금 격차가 핵심적인 역할을 하였다.

이러한 관찰에 기반하여 제2장에서는 기업 규모별 임금 격차를 설명하는 모형을 제시하였다. 이 모형에서 하청은 중간재를 생산하고, 원청은 중간재와 노동을 이용하여 최종재를 생산한다. 이 모형에서 원청기업은 공급과 요소 수요 시장에서 시장 지배력을 가지고 있으며, 원청과 하청이 각각 이윤을 극대화하는 상황에서 원청과 하청의 임금이 결정된다. 이 모형에서는 원청의 매출이 증가해도 임금 격차가 증가하지 않는다. 원청의 매출이 증가하면, 각 생산 요소의 분배몫이 매출에 비례하여 증가하기 때문이다. 즉, 원청의 매출이 증가하면 원청 임금, 하청기업의 매출, 하청 임금이 비례적으로 증가한다. 따라서 이 모형에서는 원청과 하청의 임금 격차가 존재하지만 임금 격차가 증가하지는 않는다. 임금 격차의 '변화'를 설명하기 위해서는 다른 요소를 고려해야 한다.

원청의 매출이 증가하면서, 원청과 하청의 임금 격차가 증가하기 위해서는 다음과 같은 조건이 필요하다. 첫째, 원청의 매출이 증가하면서 각 하청의 생산 비중이 감소하여야 한다. 이는 원청의 중간재(부품) 조달 방식에 달려 있다. 원청이 수출시장을 확대하면 하청 중간재 제품에 대한 수요가 증가한다. 늘어난 중간재 수요를 국내 하청기업에게서 조달한다면 원청의 매출이 늘어날 때 하청의 매출이 비례적으로 늘어나고 원하청 임금 격차도 늘어나지 않는다. 반면, 늘어난 중간재 수요의 일부를 수출지역의 하청기업에게서 일부 조달한다면 국내 하청기업의 생산 비중이 감소한다. 이런 경우, 원청기업의 매출 증가가 국내 하청기업의 생산 비중 감소로 이어지고, 원하청 임금 격차가 증가하게 된다.

둘째, 수요 독점력이 증가하면 원청과 하청의 임금 격차가 증가할 수 있다. 이 경우, 수요 독점력은 원청 매출의 증가 함수이다. 즉, 원청의 매출이 증가하면서 수요 독점력이 증가하면 임금 격차의 증가를 설명할 수 있다.

마지막으로, 원청 노동자와 사용자가 임금과 이윤의 분배를 놓고 협상을 하는 내쉬 협상 모형(Nash Bargaining model)에서는 원청의 매출 증가가 원청의 임금과 하청의 임금 증가율에 미치는 속도가 다르다는 것을 알 수 있었다.

제3장에서는 기업 간 하도급 거래 구조가 임금 불평등에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 기존 연구 대부분은 원·하청기업 간 평균 임금 격차에 주목했다. 본 연구는 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향에 초점을 두었다. 전체 노동자 임금분포 각 분위에서 원청기업과 하청기업의 노동자가 독립기업 노동자와 비교해 얼마나 큰 임금 프리미엄 또는 불이익을 겪었는지를 추정함으로써, 기업 간 하도급 거래 구조가 노동자 전체 임금 불평등에 미친 영향을 밝힌다. 이를 위해 원하청 구조의 임금 분위별 영향 추정을 위한 계량모형으로 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수 회귀법(RIF-regression)을 이용하였다.

주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 해당 기업 노동자 임금이 저임금 그룹에 속할 확률은 “하청기업 > 독립기업 > 원청기업” 순으로 높고, 고임금 그룹에 속할 확률은 “원청기업 > 독립기업 > 하청기업” 순으로 높

다. 재하청기업과 독립기업의 임금분포는 큰 차이가 없다.

둘째, 인적 특성, 일자리 특성, 산업 및 연도 고정효과 등을 통제하더라도 원청기업의 평균 임금이 독립기업보다 전 산업의 경우 5~8%, 제조업의 경우 7~9% 높았다. 반면, 하청기업의 평균 임금은 독립기업보다 전 산업의 경우 6~14%, 제조업의 경우 6~15% 낮았다. 재하청기업은 모든 분석에서 독립기업과의 평균 임금 격차가 통계적으로 유의하지 않았다.

셋째, 독립기업 대비 원청기업의 임금 프리미엄은 임금분포 30분위(P30)부터 90분위(P90)까지의 중·상위 구간에서 통계적으로 유의했다. 임금분포 20분위 이하 저임금 노동자는 원청기업에서 일하든 독립기업에서 일하든 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 효과 크기는 임금분위가 높아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금 수준이 높을수록 원청기업 소속에 따른 임금 할증이 컸음을 의미한다.

넷째, 이와 반대로, 독립기업 대비 하청기업의 임금 페널티는 임금분포 10분위(P10)부터 50분위(P50)까지의 중·하위 구간에서 통계적으로 유의했다. 효과 크기의 절댓값은 임금 분위가 낮아질수록 단조적으로 증가했다. 이는 임금 수준이 낮을수록 유사 조건 독립기업 노동자 대비 하청기업 노동자의 임금 손실이 컸음을 의미한다.

다섯째, 재하청기업과 독립기업 간 임금격차는 임금분포 어느 분위에서도 통계적으로 유의하지 않았다.

여섯째, 원청기업의 임금 프리미엄은 P90/P10 배율(전체 불평등), P90/P50 배율(중상위 불평등), P50/P10 배율(중하위 불평등), 로그 임금 분산과 지니계수 등 모든 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤다. 하청기업의 임금 불이익도 P50/P10 배율(중하위 불평등)을 제외한 모든 불평등 지표에 정(+)의 영향을 미쳤다. 재하청기업이 임금 불평등에 미친 영향은 모든 지표에서 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과는 우리나라 여러 주력 산업의 공통된 특징인 기업 간 하도급 거래에 기초한 생산구조가 노동자 전체 임금 불평등을 확대하는 요인으로 기능했음을 의미한다.

제4장에서는 임원 보수와 소득 불평등의 관계를 살펴보았다. 임원 보수와 관련된 본 연구의 주요 발견은 다음과 같다. 첫째, 상장회사의 임원 보

수가 공개되기 시작한 지난 4년(2014~2018년) 동안 시가총액 기준 상위 100대 기업의 시가총액은 평균 매년 3.6% 늘어났다. 같은 기간 동안 해당 기업에서 가장 많은 보수를 받는 임원의 보수액은 시가총액 기준 상위 100대 기업의 경우 8.6% 증가했다. 지난 4년 동안 기업 규모보다 임원이 받는 보수가 더 빠르게 증가했다. 또한 임원 보수의 증가율은 지난 4년 동안의 1인당 국민총소득의 평균성장률인 3.5%보다도 높았다.

둘째, 한국 기업의 임원 보수는 기업의 규모와 밀접한 관련이 있었다. 회귀분석 결과 상위 100대 기업의 시가총액이 10% 증가할 경우, 다음 해 그 기업의 최고임원 보수는 약 4.9% 상승한다.

셋째, 임원이 재직하고 있는 기업뿐만 아니라 그 기업이 속해 있는 기업집단의 규모도 임원의 보수에 영향을 미친다. 임원이 자산 10조 이상의 대규모 기업집단 소속 상장계열사 소속 임원일 경우, 임원으로서의 경력이 동일하더라도 기업의 규모나 재무적 특성이 동일한 비재벌 회사를 운영할 때보다 더 높은 보수를 받는다('재벌 프리미엄'). 본 연구의 추정결과 임원 보수에 있어서 시가총액 기준 상위 400대 기업에서 확인된 재벌 프리미엄의 크기는 약 28% 수준이었다. 즉 자신이 경영하는 회사의 규모나 재무적 성과, 그리고 본인의 임원으로서의 경력을 통제한 다음에도 재벌 계열사에 근무하는 것은 그렇지 않은 경우보다 약 28% 높은 보수를 보장해 주었다. 이러한 재벌 프리미엄은 국내 대규모 기업집단에서 개별 기업의 임원의 보수를 결정함에 있어 개별 계열사가 아닌 그룹 전체적인 관점에서 의사 결정을 하는 경영 관행의 존재를 시사하는 증거로 이해될 수 있다.

넷째, 기업에서 최고경영진(CEO)과 같은 사장단이 다른 고위 집행 임원과 비교하여 더 높은 보수를 받는 'CEO 프리미엄'이 발견되었다. CEO 프리미엄은 약 32~52% 수준으로 관측되었다.

보수 수준에 영향을 주는 임원 개인적 요소 중에 가장 흥미로운 것은 바로 지배주주 임원이 전문경영진 임원보다 월등히 많은 보수를 받는 '지배주주 프리미엄'이다. 상위 100대 기업의 경우에서 이러한 '지배주주 프리미엄'의 크기는 약 76~88% 수준까지 올라갔다. 이는 확인할 수 있는 개별 요인 중 임원 보수에 영향을 주는 가장 큰 요인이었다. 이러한 지배

주주 프리미엄은, 보수의 크기가 임원 개인의 능력이나 노력과 무관하게 지배주주 일가인지 아닌지와 같은 신분적 요인에 의해 크게 영향 받고 있다는 것을 의미한다. 이는 지배주주 임원이 받는 높은 급여의 상당 부분이 지배의 사적 편익이나 혹은 총수 일가의 가족이라는 신분에서 유래된 지대의 성격을 갖고 있음을 의미한다.

마지막으로, 상위 기업으로 갈수록 기업 규모가 보수에 미치는 영향력이 증가하였다. 기업의 성과 보수 민감도 역시 상위 기업으로 갈수록 증가했다. 기업 규모가 커질수록 임원 보수 결정에 있어 기업의 규모와 임원의 신분 요인이 다른 요인보다 더 큰 영향력을 행사하고 있음이 확인되었다.

제5장에서는 기업 이윤이 증가하면서 기업 저축이 늘어나는 현상에 대해 살펴보았다. 기업 저축은 기업 이윤에서 배당을 뺀 것을 말한다. 이윤에서 배당을 뺀 것을 세법에서는 기업 유보소득이라고도 한다. 기업의 저축량과 투자량의 차이를 대출 포지션(net lending position)이라고 한다.

1998년 외환위기 이후 2000년부터 기업 저축이 크게 증가하였다. 법인기업의 총저축액은 1998년 54.5조 원이었는데, 2017년에는 411.4조 원으로 20년 동안 7.5배로 증가하였다. 같은 기간 동안 가계 부문의 총저축액은 96.4조 원에서 125.4조 원으로 1.3배로 증가하였다. 1980년대와 1990년대에는 가계가 경제 전체의 저축을 주도한 반면, 외환위기 이후에는 법인이 주된 저축 주체가 되었다. 외환위기 이후 기업 이윤이 급격하게 증가하였음에도 배당은 매우 낮은 수준을 유지하고 있었기 때문에, 이윤 중 배당을 제외한 기업 저축액은 급격히 증가하였다. 2010년 이후에는 기업의 저축이 투자보다 많다. 기업이 채무자가 아니라 채권자가 되었다.

기업자산 가운데 2000년대에 설비지식자산의 비중은 감소하고 금융자산의 비중은 증가하였다. 기업자산 가운데 금융자산의 비중은 1990년대에 27% 정도였다가 2010년대에는 약 37% 수준까지 증가하였다. 기업(비금융법인)이 보유한 금융자산은 2018년 2,687조 원이다. 기업의 자산 가운데 금융자산의 비중이 가장 높다. 기업 보유 금융투자액은 2018년 1,073조 원으로 전체 금융자산 가운데 40.0%를 차지한다.

전체 기업저축의 변화 양상은 상위 기업의 저축 비중의 추세와 유사하

다. 기업 저축에서 상위 10개 기업의 저축이 차지하는 비중은 1997년 4.1%였다가 이후 급격히 상승하여 2004년에는 26.2%에 이르렀다. 2000년대 중반부터는 상위 기업의 저축 비중이 감소하였고, 2010년대에는 12% 정도 수준에서 큰 변동 없이 유지되었다. 2000년대에 수출이 증가하면서 대기업의 이윤이 증가하였고, 그 결과 대기업의 저축 비중이 증가하였고, 이후 무역 비중이 정체하면서 대기업의 이윤과 저축 비중이 정체 상태에 있었다는 것을 확인할 수 있다.

기업 저축이 증가한 것은 세계적인 추세이다. 특히 경제 규모가 큰 스페인, 독일, 미국, 일본, 영국, 이탈리아 등에서 모두 기업 저축이 증가하였다. 한국은 지난 10년 동안 기업 저축이 큰 폭으로 증가한 나라에 속한다.

기업 저축이 증가하는 이유에 대해서는 크게 네 가지 설명으로 나눌 수 있다. 첫째는, 1990년대와 2000년대 금융위기 이후 기업들이 현금을 더 많이 보유하는 '예비적 저축 동기'가 강화되었다는 것이다. 두 번째 설명은, 기술변화로 투자재 가격이 하락한 것이 기업 저축의 원인이라는 것이다. 기업 저축의 증가에 대해 구조적인 요인으로 설명하려는 것이다. 기업 저축에 대한 세 번째 설명에서는 독점화 경향을 원인으로 파악한다. 시장에서 경쟁이 감소해서 한편으로는 마크업이 높아지고 기업 이윤이 증가하였고, 다른 한편으로 투자가 저조하였다고 하였다. 즉, 독점화 경향이 기업 이윤 증가와 투자 저조의 원인이라는 것이다.

마지막으로, 정치 제도가 기업 저축의 증가에 중요한 역할을 한다는 가설이 있다. 기업 저축은 자본과 노동 분배 갈등의 문제이다. 이윤의 분배에 대해 노동의 힘이 클수록 기업들은 이윤을 임금 상승과 투자에 사용한다. 그렇지 않으면 기업의 저축이 늘어난다. 이 가설에서는 노동 조직력의 약화로 기업 저축이 늘어났다고 한다.

기업저축 = 이윤 – 배당으로 정의된다. 기업 저축이 늘어난 것은 이윤이 늘어났고 배당이 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다. 잔여이윤, 즉 저축-투자의 관점에서 생각하면 기업 이윤이 늘어났는데 투자가 그만큼 늘어나지 않았기 때문이다. 조세와 자본에 대한 지출이 일정하다면, 기업 저축이 증가하면 피용자보수가 감소한다. 즉, 기업 저축이 증가하면 노동소득 분배율이 감소한다.

제2절 함 의

소득 불평등의 핵심에 기업규모 간 임금 불평등이 있다. 기업규모 간 임금 불평등은 원하청 임금 격차로부터 비롯된다. 원하청 임금 격차는 원청기업의 수요 독점력을 매개로 한다.

우리나라 공정거래법에서는 독점이나 과점의 존재 자체를 규제하지 않는다. 수요독점의 존재 자체를 규제하여 시장지배력을 완화할 방법은 없다. 공정거래법에 의한 규제는 원인 규제주의와 형태 규제주의로 나누어 설명하기도 한다(이재구, 2017). 원인 규제는 시장 구조를 경쟁 상태로 변경하거나 유지하려는 데 중점을 두는 방식이다. 독점이나 과점의 존재나 형성을 막는 수단을 사용하는 경우이다. 행태 규제는 경쟁을 제한하는 행위나 불공정한 경쟁 수단에 대한 규제를 말한다. 시장지배적 지위의 남용, 카르텔, 불공정 거래 행위와 같은 행위에 대한 규제가 해당된다. 우리나라는 독점을 원칙적으로 금지하지 않는 한편, 기업의 일정한 행위를 규제하는 형태 규제주의의 입장에 있다.

현행 공정거래법으로는 시장지배력 자체를 완화하기는 어렵고, 불공정 행위만을 규제할 수 있다. 그런데, 실제로는 이를 완전히 분리하기 어렵다. 예를 들어, 독점자가 독점 가격을 설정하는 것은 불공정 행위인가에 대해 판단하기 어렵다. 반면, 독점자인지 아닌지는 상대적으로 판단하기 용이하다. 독점의 존재를 인정하면서 독점력을 시장에서 행사하는 행위에 대해서만 규제를 하는 것은 한계가 있다. 우리나라의 산업 발전 특성상 독과점의 존재를 규제하기 어렵다면, 시장지배력의 행사 범위에 대해 명확하게 법에서 규정할 필요가 있다.

공정거래법에서는 시장지배적 사업자를 “일정한 거래분야의 공급자나 수요자로서 단독으로 또는 다른 사업자와 함께 상품이나 용역의 가격·수량·품질 기타의 거래조건을 결정·유지 또는 변경할 수 있는 시장지위를 가진 사업자를 말한다”(제2조)라고 정의하면서, “시장지배적 사업자를 판단함에 있어서는 시장점유율, 진입장벽의 존재 및 정도, 경쟁 사업

자의 상대적 규모 등을 종합적으로 고려한다"고 한다.

시장지배적 사업자를 정의할 때 '공급자'뿐만 아니라 '수요자'도 정의하고 있어서 원칙적으로는 수요 독점자도 시장지배적 사업자에 포함되어 있음을 명시하고 있다. 그런데, 수요 시장의 구조적 특성이나 공급 시장에 적용되는 시장지배력이나 남용 행위 기준이 그대로 수요 시장에 적용될 수 있는지에 대해서는 명확하지 않다는 한계가 있다(권오승 외, 2014).

현재 공정거래법에서 수요 시장에서의 불공정 행위와 관련된 규정은 매우 드물다. 제23조 불공정거래행위의 금지 조항 가운데, '자기의 거래상 지위를 부당하게 이용하여 상대방과 거래하는 행위'(4항)는 공급 시장과 수요 시장에서의 불공정 행위 모두에 해당될 수 있는 조항이다. 나머지 조항은 공급 시장을 대상으로 한 조항이며 수요 시장에 적용될 수 있는지는 명확하지 않다.

현재 공정거래법은 상당 부분 공급 시장에서의 독점력을 대상으로 하고 있다. 우리나라에서 행사되는 시장지배력의 상당 부분은 공급 시장에서가 아니라 수요 시장이다. 실제 문제가 되는 수요 시장에서의 불공정 거래를 제한하기 위해서는 별도의 고려가 필요하다. 공급 시장과 다른 수요 시장의 특성이 무엇인지, 다른 규정이 필요한지 검토하는 과정이 필요하다.

제4장에서 확인하였듯이, 지난 4년 동안 노동소득 분포의 가장 높은 곳에 있다고 할 수 있는 상장기업의 임원의 보수는 빠르게 증가해 왔다. 그 속도는 국민경제의 성장 속도는 물론, 이들이 속한 기업의 성장 속도보다도 빨랐다. 이러한 경향이 지속된다면 노동 소득의 양극화 현상은 앞으로도 더 심화될 것이다. 지배주주 임원이 받는 보수는 기업 가치를 높인 것에 대한 보상이 아니라 기업의 서열구조에서 높은 곳에 있기 때문에 받는 것이다. 지배주주 프리미엄은 능력이 아니라 신분에 의해 발생한 경제적 지대이다. 소득 최상위 불평등은 기업집단에 대한 지배력을 통해 부를 축적하고 대물림하는 문제, 즉 지배구조 문제와 관련이 있다.

마지막으로, 임원의 보수는 어떤 회사에 근무하고 있는가도 영향을 준다는 발견도 주목할 필요가 있다. 임원이 경영하는 기업의 규모뿐 아니라

그 기업이 속한 기업집단의 규모에도 영향을 받는다. 대기업이 시장지배력을 확대하면 경제력 집중이 발생할 뿐만 아니라 소득 불평등에도 영향을 줄 수 있다는 것을 의미한다.

소득 불평등 문제의 핵심에는 시장지배력과 지배구조의 문제가 있다.

참고문헌

〔제2장〕

고용노동부, 「사업체노동력조사 보고서」, 각 연도.

_____, 「고용형태별 근로실태조사」.

김유선(2019), 『비정규직 규모와 실태』, 한국노동사회연구소 이슈페이퍼.

장우현(2020), 「대기업-중소기업간 하도급 관계를 고려한 중소기업의 성과 실증분석 및 정책적 함의」, 『재정포럼』, 10월호(제292호), pp.6~31.

홍민기(2015), 「최상위 임금 비중의 장기추세(1958~2013)」, 『산업노동연구』 21 (1), pp.191~220.

_____(2017), 「보정 지니계수」, 『경제발전연구』 23 (2), pp.1~22.

황선웅(2019), 「우리나라 산업생태계의 특징」, 황선웅 · 정준호, 『한국 산업구조와 성장체제가 서울경제에 주는 시사점과 과제』, 서울연구원.

Abowd, J. and T. Lemieux(1993), "The Effects of Product Market Competition on Collective Bargaining Agreements : The case of foreign competition in Canada," *Quarterly Journal of Economics* 108 (4), pp.983~1014.

Blanchflower, D., A. Oswald, and P. Sanfey(1996), "Wages, Profits, and Rent-Sharing," *Quarterly Journal of Economics* 111 (1), pp.227~251.

Kramarz, F.(2008), "Offshoring, Wages, and Employment : Evidence from data matching imports, firms, and workers," CEPR Working Paper.

Leontief, W.(1946), "The Pure Theory of the Guaranteed Annual Wage Contract," *Journal of Political Economy* 54 (1), pp.76~79.

MacDonald, I. and R. Solow(1981), "Wage Bargaining and Employment," *American Economic Review* 71 (5), pp.896~908.

Rubinstein, A.(1982), "Perfect Equilibrium in a Bargaining Model," *Econometrica* 50 (1), pp.97~109.

〔제3장〕

김철식 · 이병훈(2011), 「하도급 구조와 노동시장 불평등에 관한 연구 - 제5차 사업체패널자료분석을 중심으로」, 『한국사회학』 45 (2), pp. 1~24.

박문수 · 한창용 · 박진 · 송영진(2019), 『한국의 기업생태계 연구(I)』, 산업연구원 연구보고서 2019-908.

송상윤(2018), 「기업규모 간 임금격차 원인 분석」, 『노동경제논집』 41 (4), pp.63~105.

안주엽(2015), 「원하청구조와 근로조건」, 안주엽 외, 『산업과 고용구조 정상화를 위한 정책과제 - 원하청관계를 중심으로』, 한국노동연구원, 고용노동부 연구용역사업 보고서, pp.139~175.

양준석 · 박태수(2017), 「대중소기업간 임금격차 원인 분석 : 최근의 쟁점을 중심으로」, 『산업관계연구』 27 (1), pp.1~19.

이병희(2017), 「노동조합이 임금 분배에 미치는 영향 : 1987~2016」, 『경제발전연구』 23 (4), pp.1~31.

이창근(2017), 「제조업 사업체 간 임금 및 생산성격차 추세와 그 관계에 대한 분석」, 『노동경제논집』 40 (4), pp.1~31.

정동관(2016), 「원 · 하청 구조 실태조사」, 노사정위원회 발표자료.

정준호 · 전병유 · 장지연(2017), 「임금 불평등 변화의 요인분해 : 2006~2015년」, 『산업노동연구』 23 (2), pp.47~77.

하봉찬 · 김성원(2015), 「산업 내 거래네트워크가 기업 간 임금격차에 미치는 영향 분석」, 『경제발전연구』 21 (2), pp.63~90.

한국직업능력개발원, 「인적자본기업패널조사」.

홍장표 · 장지상 · 하봉찬(2016), 『거래네트워크로 본 한국의 산업생태계』, 형설출판사.

황선웅(2018), 「원·하청기업의 임금격차 및 결정요인-공급측(노동) 요인에 의한 임금격차」, 조성재 외, 『소득불평등과 임금격차 해소를 위한 전방위적 제도개선 방안』, 한국노동연구원, 고용노동부 연구용역사업 보고서, pp.127~144.

Abowd, J., F. Kramarz, D. Margolis(1999), "High Wage Workers and High Wage Firms," *Econometrica* 67 (2), pp.251~333.

Abowd, J., K. L. McKinney, N. L. Zhao(2018), "Earnings Inequality and Mobility Trends in the United States : Nationally representative estimates from longitudinally linked employer-employee data," *Journal of Labor Economics* 36, S183~S300.

Barth, E., A. Bryson, J. Davis, R. Freeman(2016), "It's Where You Work : Increases in the dispersion of earnings across establishments and individuals in the United States," *Journal of Labor Economics* 34, S67~S97.

Card, D., A. R. Cardoso, J. Heining, P. Kline(2018), "Firms and Labor Market Inequality : Evidence and some theory," *Journal of Labor Economics* 36, S13~S70.

Card, D., J. Heining, P. Kline(2013), "Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality," *Quarterly Journal of Economics* 128, pp.967~1015.

Davies, J. B., N. M. Fortin, T. Lemieux(2017), "Wealth Inequality : Theory, measurement and decomposition," *Canadian Journal of Economics* 50 (5), pp.1224~1261.

Davis, S. J., J. Haltiwanger(1991), "Wage Dispersion between and within U.S. Manufacturing Plants, 1963-1986," *Brookings Papers on Economic Activity : Microeconomics*, pp.115~200.

Dube, A.(2019), "Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes," *American Economic Journal : Applied Economics* 11 (4), pp.268~304.

Firpo, S., N. M. Fortin, T. Lemieux(2009), "Unconditional Quantile Regressions," *Econometrica* 77(3), pp.953~973.

_____(2018), "Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions," *Econometrics* 6. 28.

Oi, W. Y., T. L. Idson(1999), "Firm Size and Wages," in O. Ashenfelter, D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3(B), Ch. 33, Elsevier, pp.2165~2214.

Rios-Avila, F.(2019), "Recentered Influence Functions in Stata: Methods for analyzing the determinants of poverty and inequality," Levy Economics Institutoe of Bard College, Working Paper, No. 927.

Song, J., D. J. Price, F. Guvenen, N. Bloom, von T. Wachter(2019), "Firming Up Inequality," *Quarterly Journal of Economics* 134(1), pp.1~50.

〔제4장〕

이창민·최한수(2017), 「국내 상장기업 임원진 보수 결정요인 분석」, 『법경제학연구』 14(1), pp.117~168.

_____(2020), 「국내 상장기업 임원진 보수 결정 요인 및 특성에 대한 연구: 2014~2018년 자료를 이용한 분석」, 『법경제학연구』 17(2), pp.475~495.

조덕상(2017), 『우리 경제의 역동성: 기업집단으로의 경제력 집중을 중심으로』, 한국개발연구원.

홍민기(2016), 「최상위 소득 집단의 직업 구성과 직업별 소득 분배율」, 『사회경제평론』 51, pp.27~50.

Autor, David, D. Dorn, L. F. Katz, C. Patterson, and J. Van Reenen (2020), "The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms," *The Quarterly Journal of Economics* 135(2), pp.645~709.

Bebchuk, L. A., A. Cohen, and H. Spamann(2010), "Wages of Failure: Executive Compensation at Bear Stearns and Lehman 2000~

2008," *Yale Journal on Regulation* 27, pp.257~282.

Bebchuk, Lucian and Jesse Fried(2004), *Pay Without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Bergstresser, Daniel and Thomas Philippon(2006), "CEO Incentives and Earnings Management," *Journal of Financial Economics* 80, pp.511~529.

Cheong, Juyoung and Woochan Kim(2019), "Family Pay Premium in Large Business Group Firms," *Emerging Markets Finance and Trade* 55(10), pp.2314~2333.

Corporate Governace Research Initiatve(2017), "CEO Compensation: Data Spotlight," Stanford GSB.

Gabaix, Xavier and Augustin Landier(2008), "Why Has CEO Pay Increased So Much?," *The Quarterly Journal of Economics* 123(1), pp.49~100.

Gabaix, Xavier, Augustin Landier, and Julien Sauvagnat(2014), "CEO Pay and Firm Size: An update after the crisis," *The Economic Journal* 124(574), F40~F59.

Gabaix, Xavier and Rustam Ibragimov(2011), "Rank− 1/2: A simple way to improve the OLS estimation of tail exponents," *Journal of Business & Economic Statistics* 29(1), pp.24~39.

Roberts, David R.(1956), "A General Theory of Executive Compensation Based on Statistically Tested Propositions," *The Quarterly Journal of Economics* 70(2), pp.270~294.

Song, Jae, D. J. Price, F. Guvenen, N. Bloom, and T. von Wachter (2019), "Firming Up Inequality," *The Quarterly Journal of Economics* 134(1), pp.1~50.

〔제5장〕

김선빈(2019), 「Analyzing the changing trend in the labor share of

South Korea」, 유동훈 등, 『노동소득 변화와 동학』, 한국노동연구원.

김진회(2017), 「기업의 사내유보금과 투자효율성이 자산투자에 미치는 영향」, 『산업경제연구』 30(1), pp.255~256.

Armenter, R.(2012), "The Rise of Corporate Savings," *Business Review,* issue Q3, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp.1~8.

André, C., S. Guichard, M. Kennedy, and D. Turner(2007), "Corporate Net Lending : A review of recent trends," OECD Economics Department Working Papers 583, OECD Publishing.

Behringer, Jan(2019), "Factor Shares and the Rise in Corporate Net Lending," IMK Working Paper, No. 202, Hans-Böckler-Stiftung, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), Düsseldorf.

Chen, P., L. Karabarbounis, and B. Neiman(2017), "The Global Rise of Corporate Saving," *Journal of Monetary Economics* 89(1), pp. 1~19.

Dao, M. and C. Maggi(2018), "The Rise in Corporate Saving and Cash Holding in Advanced Economies : Aggregate and firm level trends," IMF Working Papers 18/262, International Monetary Fund.

Gruber, J. W. and S. B. Kamin(2016), "The Corporate Saving Glut and Falloff Investment Spending in OECD Economies," *IMF Economic Review* 64(40), pp.777~799.

Gutiérrez, G. and T. Philippon(2017a), "Declining Competition and Investment in the U.S.," NBER Working Papers 23583.

_____(2017b), "Investmentless Growth : An empirical investigation," *Brookings Papers on Economic Activity* 48(2), pp.89~190.

IMF(2006), "Awash with Cash : Why are Corporate Savings so High?,"

World Economic Outlook, International Monetary Fund.
Redeker, N.(2019), "The Politics of Stashing Wealth : The demise of labor power and the global rise of corporate savings," CIS Working Paper, No. 101.

〔제6장〕

권오승 외(2014), 『독점규제법』, 법문사.
이재구(2017), 『공정거래법 : 이론, 해설과 사례』 제3판, 지식과감성.

◈ 執筆陣

• 홍민기(한국노동연구원 선임연구위원)
• 황선웅(부경대학교 교수)
• 최한수(경북대학교 교수)

기업 이윤과 소득 불평등

▪ 발행연월일 | 2020년 12월 24일 인쇄
2020년 12월 30일 발행
▪ 발 행 인 | 배 규 식
▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
3 0 1 4 7 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 2020

정가 7,000원

ISBN 979-11-260-0463-8