

정책자료
2024-01

자영업자와 소득 불평등

안균원

한국노동연구원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제1절 연구의 배경	1
제2절 연구의 구성	3
제2장 자영업자와 임금근로자의 현황	5
제1절 서 론	5
제2절 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자 현황 분석	6
제3절 자영업자와 임금근로자의 변화 현상 분석	14
제4절 소 결	23
제3장 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등 분해	25
제1절 서 론	25
제2절 선행연구	26
제3절 분석 방법	28
1. 일반화된 엔트로피 지수의 하위 집단 분해	29
2. 회귀분석 기반 불평등 분해	31
제4절 데이터 및 주요 통계	32
1. 데이터	32
2. 주요 통계	34
제5절 분석 결과	39

1. 일반화된 엔트로피 지수를 이용한 불평등 분해	39
2. 회귀분석 접근법을 이용한 불평등 분해	45
제6절 소 결	49
제4장 자영업자와 임금근로자의 성별 소득격차	51
제1절 서 론	51
제2절 선행연구	52
제3절 요약 통계 및 실증분석 모형	53
1. 요약 통계	53
2. 실증분석 모형	60
제4절 분석 결과	63
제5절 소 결	79
제5장 결 론	82
제1절 주요 연구결과	82
제2절 정책제언	84
참고문헌	86

표 목 차

〈표 2- 1〉 자영업자와 임금근로자 비중 추이	7
〈표 2- 2〉 고용주 및 자영자 비율	7
〈표 2- 3〉 연령대별 자영업자 비율 추이	10
〈표 2- 4〉 전체 자영업자 대비 연령대별 비율 추이	11
〈표 2- 5〉 성별 자영업자 비율 추이	12
〈표 2- 6〉 학력별 자영업자 비율 추이	13
〈표 2- 7〉 연령대별 생산가능인구 및 경제활동인구 변화	16
〈표 2- 8〉 연령대별 성별 생산가능인구 및 경제활동인구 변화	17
〈표 2- 9〉 연령대별 임금근로자의 증감	18
〈표 2-10〉 연령대별 비임금근로자 및 자영업자 증감	19
〈표 3- 1〉 요약 통계(2003년)	34
〈표 3- 2〉 요약 통계(2013년)	35
〈표 3- 3〉 요약 통계(2022년)	35
〈표 3- 4〉 소득 불평등 통계(2003년)	37
〈표 3- 5〉 소득 불평등 통계(2013년)	37
〈표 3- 6〉 소득 불평등 통계(2022년)	38
〈표 3- 7〉 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2003년)	40
〈표 3- 8〉 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2013년)	41
〈표 3- 9〉 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2022년)	42
〈표 3-10〉 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2003년)	46
〈표 3-11〉 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2013년)	47
〈표 3-12〉 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2022년)	48
〈표 4- 1〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2003년)	54

〈표 4- 2〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2013년)	56
〈표 4- 3〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2022년)	57
〈표 4- 4〉 기술통계	59
〈표 4- 5〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2003년)	64
〈표 4- 6〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2013년)	66
〈표 4- 7〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2022년)	67
〈표 4- 8〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2003년)	68
〈표 4- 9〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2013년)	69
〈표 4-10〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2022년)	70
〈표 4-11〉 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2003년)	71
〈표 4-12〉 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2013년)	72
〈표 4-13〉 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2022년)	73
〈표 4-14〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2003년)	74
〈표 4-15〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2013년)	75
〈표 4-16〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2022년)	76
〈표 4-17〉 성별 소득격차 요인분해(2003년)	77
〈표 4-18〉 성별 소득격차 요인분해(2013년)	78
〈표 4-19〉 성별 소득격차 요인분해(2022년)	79

그림목차

[그림 2- 1] OECD 주요국의 자영업자 비율 추이(2000~2010년)	8
[그림 2- 2] OECD 주요국의 자영업자 비율 추이(2010~2021년)	9
[그림 2- 3] 연령대별 생산가능인구 추이	15
[그림 2- 4] 연령대별 경제활동인구 추이	15
[그림 2- 5] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2003년)	20
[그림 2- 6] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2013년)	20
[그림 2- 7] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2022년)	21
[그림 2- 8] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2003년)	22
[그림 2- 9] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2013년)	22
[그림 2-10] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2022년)	22
[그림 3- 1] 로렌츠 곡선	36
[그림 3- 2] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2003년)	44
[그림 3- 3] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2013년)	44
[그림 3- 4] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2022년)	45

요약

한국의 빠른 경제 성장과 산업화는 급격한 사회 및 경제 구조의 변화를 가져왔다. 이 과정에서 한국의 높은 자영업자 비중은 압축적인 성장에 대한 비용으로 인식되었다. 2023년 기준으로 한국의 자영업자 비중은 20.2%로 OECD 회원국 중 상위권을 유지하고 있다. 이러한 현상은 주로 낮은 고용 안정성, 대기업 중심의 경제 구조 및 빠른 인구 고령화에 기인한다. 정부는 이에 대응하여 다양한 정책을 시행하였으나, 많은 자영업자들은 여전히 낮은 소득수준을 경험하고 있다. 이러한 소득분포의 차이는 임금근로자와 비교했을 때 더욱 두드러지며, 이는 소득 불평등에도 영향을 미친다. 본 연구는 한국의 인구 고령화, 높은 자영업 비중과 이들 현상이 소득 불평등 및 성별 소득격차에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 특히 소득 불평등 및 격차의 변화 추이, 그리고 이를 초래하는 다양한 요인들을 분석함으로써, 보다 효과적인 정책적 대응 방안을 모색하고자 한다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자의 현황을 살펴보고, 연령대별, 성별, 학력별 등으로 그 특징을 관찰하였다. 자영업 감소 현상을 생산가능인구 및 경제활동인구의 증감 변화를 통해 연령대별, 성별로 구분하여 분석하였다. 또한, 집단별 소득분포의 변화를 성별로 구분하여 살펴보았다.

분석 결과, 자영업자 비율의 감소는 전 연령대에서 고르게 나타났으나 고령층의 자영업 선택이 증가하고 있으며 전체 자영업자 중 중·고령층의 비율이 여전히 높은 가운데 전체적인 인구 고령화 추세와 맞물려 이러한 현상은 앞으로도 계속될 것으로 예상된다. 한편, 남성 자영업자의 비율은 여성보다 여전히 높지만 두 성별 모두 자영업자 비율이 감소

하고 있다. 학력별로는 낮은 학력 수준일수록 자영업 비율이 높으나, 모든 학력 집단에서 자영업자 비율이 감소하고 있다. 이는 교육 수준의 향상과 노동시장 내 기회의 변화가 반영된 결과로 볼 수 있다.

노동시장 변화 분석에서는 고령층에서 자영업 비율의 감소와 임금 노동시장의 비정규직 증가가 주요 현상으로 나타났다. 생산가능인구와 경제활동인구 모두에서 50대 이상의 증가가 눈에 띄며 이는 인구 고령화를 반영한다. 또한, 여성의 경제활동 참가율은 모든 연령대에서 증가하는 추세를 보였다. 이 변화의 결과로, 비정규직 임금근로자와 자영업자의 증가가 두드러지며 특히 50대와 60대에서 큰 증가가 관찰됐다.

한편, 소득분포를 분석한 결과는 시간이 지남에 따라 자영업자와 임금근로자 모두에서 소득분포가 평균 근처로 집중되는 모습을 보였으나, 자영업자의 소득분포가 임금근로자에 비해 더 넓게 퍼져있으며 소득 불평등이 더 큰 것을 확인할 수 있었다. 성별에 따른 결과를 보면 여성 자영업자의 소득분포는 여성 임금근로자와 매우 큰 차이를 보이며 전체 소득분포에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이는 자영업 여성 사이의 소득격차가 크다는 것을 나타낸다. 반면, 임금근로자 사이에서는 남녀 모두 소득분포가 시간이 지남에 따라 평균값 근처에 더 집중되어 있으며, 이는 집단 내 소득격차가 줄어들고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 고령인구의 증가와 여성의 경제활동 참가 확대가 중요한 사회적 변화를 가져왔으며, 향후 노동시장 정책 및 사회보장 정책의 설계에 중요한 고려 사항이 될 것임을 보인다.

정책적 시사점으로는 다음의 세 가지를 들 수 있다. 첫째, 중·고령층의 고용 안정성 강화와 사회보장 체계의 개선이 필요하다. 경제적 필요에 의해 자영업을 선택하는 고령층의 경우가 많기 때문에, 이들을 위한 안정적인 고용 기회의 창출과 노후 보장 체계를 개선할 필요가 있다. 이는 고령층의 생활 안정을 도모하고 자영업으로의 비자발적 전환을 감소시킬 수 있다. 둘째, 자영업자에 대한 지원 확대와 더불어 질적 개선을 위한 교육 및 훈련 프로그램의 제공이 필요하다. 기술 발전이 가속화하면서 경제 구조가 더욱 빠르게 변화할 것으로 예상되는 가운데 이런 변

화에 효과적으로 대응할 수 있도록 지원이 필요하다. 셋째, 여성과 저학력 근로자에 대한 지원을 강화해야 한다. 이 두 집단은 자영업에서 특히 취약한 부분을 차지하고 있다. 여성의 경우 성별로 인한 차별이 여전히 존재하고 있으며, 저학력 근로자의 경우 자원과 정보 접근성이 떨어지는 문제점이 있다. 이들을 위한 맞춤형 지원 프로그램을 통해 보다 효과적인 시장 진입과 성장을 지원해야 한다.

제3장에서는 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등을 분석하기 위해 2003년, 2013년, 2022년에 대해 다양한 소득 불평등 지표를 살펴봤다. 또한, 일반화된 엔트로피 지수를 이용하여 집단 간 부분과 집단 내 부분으로 분해하여 불평등 기여도를 구하였고 회귀분석을 통한 불평등 분해를 통해 불평등에 미치는 요인들의 기여도를 측정하였다.

분석 결과, 시간이 지남에 따라 소득 불평등이 완화되고 있음을 확인할 수 있다. 특히 지니계수는 2003년부터 2022년까지 지속적으로 하락하고 있는데, 이는 자영업자와 임금근로자 모두 공통적인 현상으로 나타난다. 그러나 자영업자 내에서의 소득 불평등의 정도는 여전히 임금근로자에 비해 높게 나타나며, 자영업자 집단 내에서의 소득 불평등 감소 속도가 더 빠른 것으로 관찰된다.

일반화된 엔트로피 지수 분석을 통해 소득 불평등도를 분석한 결과는 모든 집단에서 소득분포의 상위 부분과 최상위 부분에 더 큰 가중치를 둔 경우 지니계수와 동일하게 모두 감소하는 모습을 보인다. 그러나, 모든 소득 계층에 균일한 가중치를 준 경우와 소득 하위 계층에 더 큰 가중치를 준 경우는 2003년에 비해 2013년에 소폭 증가했다가 2022년 다시 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지니계수가 지속적으로 감소하는 것과 달리 소득분포에 따라 다른 양상이 나타나는 것을 보여준다.

다음으로 일반화된 엔트로피 지수를 이용하여 집단 간 부분과 집단 내 부분으로 분해하여 불평등 기여도를 평가했다. 분석 결과, 전체근로자에서의 불평등은 대부분 집단 내에서 발생하며, 집단 간 부분은 그 영향이 크지 않은 것으로 나타났다. 자영업자와 임금근로자의 기여도를 분해한 결과는 소득분포의 최상단에 더 큰 가중치를 준 경우(GE(2))를 제외

하면 일반적으로 임금근로자의 불평등 기여도가 높은 것으로 나타났다. 반면, 소득분포의 최상단에 더 큰 가중치를 준 경우 자영업자의 불평등 기여도가 높았으나 시간이 지남에 따라 불평등 기여도가 감소하는 것을 볼 수 있다.

또한, 회귀분석을 통한 불평등 분해에서는 교육연수, 나이, 현 직장 재직기간 등이 소득 불평등에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과, 교육이 소득 불평등에 기여하는 정도가 시간이 지남에 따라 감소하고 있음을 확인했다. 이는 교육의 확대 및 질적 개선이 소득 불평등 감소에 기여할 수 있음을 시사한다. 한편, 자영업의 경우 성별 차이가 소득 불평등에 미치는 영향은 증가하는 추세를 보여, 성별에 따른 소득 불평등 문제에 대한 적극적인 정책 대응이 필요함을 나타낸다.

이러한 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 시사점을 고려할 수 있다. 첫째, 교육에 대한 접근성 개선과 교육의 질 향상을 위한 정책이 필요하다. 교육의 불평등 기여도가 전반적으로 감소하는 경향은 교육이 소득 불평등을 줄이는 데 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. 특히, 저소득층, 여성 등 교육 접근성이 낮은 집단에 대한 투자와 지원이 중요하다. 둘째, 성별에 따른 소득 불평등의 증가는 노동시장에서의 성별 격차와 관련된 문제들을 해결하기 위한 정책적 노력이 더욱 필요함을 보여 준다. 여성 리더십 및 창업 지원, 일과 생활의 균형을 돕기 위한 정책 등이 중요하다. 마지막으로, 자영업자와 비정규직 근로자에 대한 지원 정책을 강화하고, 시장 변화에 대응할 수 있는 유연성과 안정성을 제공해야 한다. 이를 위해 기술 훈련, 재교육 프로그램, 그리고 소득 안정성 확보를 위한 조치들을 고려할 수 있다.

마지막으로, 제4장에서는 자영업자와 임금근로자의 성별 소득격차를 분석하기 위해 2003년, 2013년, 2022년에 대해 Mincer 타입의 회귀분석과 Oaxaca-Ransom(1994)의 요인 분해 방법을 이용하였다. 성별에 따른 소득 패널티를 추정한 결과, 분석 대상인 모든 기간에 걸쳐 자영업자와 임금근로자 모두 상당한 수준의 여성 소득 손실이 존재하고 있는 것을 보였다. 교육연수, 직업훈련 여부, 현 직장 재직기간, 주당 근무시간,

결혼 여부 등을 고려한 회귀분석 결과, 여성의 소득 손실은 두 집단 모두에서 지속되고 있다. 한편, 여성 소득 손실의 크기는 임금근로자의 경우 시간에 지남에 따라 지속적으로 줄어들고 있으나 자영업자는 2003년 대비 2013년 증가하는 모습을 보였다가 2022년에 다시 감소한 것으로 나타났다. 이러한 지속적인 여성 소득 손실은 여성이 노동시장에서 직면한 구조적 장벽과 차별을 반영한다.

성별로 구분한 회귀분석 결과, 교육은 임금근로자 남녀 모두에게 소득에 긍정적인 역할을 미치는 것으로 관찰되었으나 자영업자의 경우 남성은 모든 기간에 대해 긍정적으로 나타난 반면, 여성은 2022년에만 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 성별에 따른 소득격차의 또 다른 중요한 측면은 결혼 여부와 연관이 있으며, 특히 남성에게서 결혼이 소득에 미치는 긍정적인 영향이 여성보다 더 크게 나타났다. 이는 결혼과 가족 구조가 여성과 남성의 경제적 상황에 다르게 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

다음으로 Oaxaca-Ransom 분해는 생산성 관련 특성으로 인한 차이와 그렇지 않은 부분을 나누어 분석한다. 연도별 분석을 통해 시간이 지남에 따라 성별 소득격차가 감소했으나 여전히 존재함을 알 수 있다. 특히, 교육연수는 2003년 성별 소득 차이를 설명하는 데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났으나 시간이 지남에 따라 그 영향이 감소하였다. 반면, 주당 근무시간은 두 성별 간의 소득 차이를 설명하는 데 있어 점점 더 중요한 요소로 부각되고 있다. 자영업자의 경우, 결혼 여부가 중요한 요인으로 나타난 반면, 임금근로자에게는 현 직장의 근속 기간이 중요한 요소로 작용했다.

결과 분석을 통해, 시간이 지남에 따라 성별 소득격차에 대한 구성 요소들의 중요도가 변화하는 것을 확인할 수 있다. 특히, 교육과 주당 근무시간은 계속해서 중요한 요소로 나타났으나 교육의 영향은 감소하고 주당 근무시간의 영향이 확대되었다. 이러한 변화는 노동시장 내의 성별 역할과 기회의 변화를 반영하는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 주목할 만한 점은, 시간의 경과에도 불구하고 여전히 큰 비중을 차지하는 '설명

되지 않는 부분'이다. 이 부분은 여전히 성별에 기반한 차별이 존재함을 암시한다. 이러한 결과는 몇 가지 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 성평등을 촉진하고 여성의 노동시장 참여를 높이는 정책이 필요하다. 여성의 리더십 개발, 직장 내 성평등 정책, 육아 휴직 정책 및 유연한 근무 조건 등 여성의 경제적 기회를 증진시킬 수 있는 다양한 전략을 고려해야 한다. 둘째, 교육에 대한 접근성을 개선하고 교육의 질을 향상시키는 것이 필요하다. 특히, 저소득층과 여성에 대한 교육 기회 확대가 중요하며, 이를 통해 소득격차를 줄이고 전반적인 경제적 기회를 증대시키는 노력이 필요하다. 마지막으로, 주당 근무시간과 재직기간이 소득에 미치는 영향을 고려할 때, 노동자의 근무 조건을 개선하고 일과 생활의 균형을 장려하는 정책이 필요하다. 특히, 자영업자와 비정규직 임금근로자에 대한 지원을 강화하여 노동시장 내에서의 안정성과 유연성을 도모할 필요가 있다.

이러한 정책적 노력에 더해 여전히 해결되지 않은 구조적인 불평등과 차별을 해소하기 위한 노력이 필요하다. 특히, 지속적인 노동시장 변화 관찰과 더불어 소득 불평등 및 성별 격차에 영향을 미치는 요인들에 대한 심도 있는 연구가 필요하다. 이러한 연구들은 더욱 평등하고 포용적인 사회를 실현하는 데 도움이 될 것이라고 기대한다.

제1장 서론

제1절 연구의 배경

한국은 1970년대 이후 급속한 산업화와 함께 경제 발전을 이루었다. 이러한 경제 발전은 경제 및 사회 구조의 급속한 변화를 가져왔다. 이 과정에서 한국의 높은 자영업자 비중은 압축적인 성장에 대한 비용으로 인식되며 선진국에 비해 다소 낮은 경제 구조의 전환을 드러내는 지표로 해석되고 있다. 2023년 기준 한국의 자영업자 비중은 20.2%로¹⁾ OECD 회원국 중 상위권을 유지하고 있다. 이러한 현상은 대기업 중심의 경제 구조, 낮은 고용 안정성 및 인구 고령화와 같은 다양한 요인에 의해 야기되었으며, 이는 한국 경제의 구조적 문제점을 반영한다. 또한, 높은 자영업자 비중은 인구구조의 변화와도 깊은 연관이 있다. 한국의 급속한 인구 고령화는 중고령자의 노동시장 재진입을 촉진시켜 퇴직 후 자영업으로의 전환을 증가시켰다. 이러한 추세는 고령자가 안정적인 수입을 확보하기 위해 자영업을 선택하게 만들고 있으며, 이는 최근 한국 사회에서 점점 더 중요한 경제적 현상으로 자리 잡고 있다.

정부는 이러한 변화에 대응하기 위해 여러 정책을 시행하였다. 장년층 고용안정 및 자영업자 대책(2014년 9월)을 포함하여 소상공인·자영업자 지

1) 통계청(2023), 「경제활동인구조사 비임금근로 부가조사」.

원대책(2018년 8월), 자영업 성장·혁신 종합대책(2018년 12월), 소상공인 자생력 강화대책(2019년 9월) 등을 통해 악화되는 자영업자의 소득과 일자리 여건 개선을 위해 노력하였다. 이는 자영업자들의 경제적 부담을 완화하고 소득 증대를 도모하기 위한 조치로, 자영업의 각 성장 단계별 지원제도 마련과 더불어 한계 자영업자의 비과밀 업종으로의 전환과 임금근로자로의 전직 지원 등을 포함한다. 이러한 정책들은 자영업자들의 경제적 환경 개선 및 지속 가능한 성장을 목표로 한다.

자영업과 관련된 해외 선행연구들은 자영업이 소득에 미치는 이중적 효과에 대해 언급한다. 일부에게는 소득 이동성을 촉진하는 요인이 될 수 있지만, 많은 수의 자영업자에게는 평균 이하의 소득을 안겨주는 경우가 많다는 것이다(Hamilton, 2000; Åstebro et al., 2011). 한국에서도 이는 영세 자영업자가 다수를 이루며 낮은 소득수준을 경험하는 현상으로 나타난다. 이러한 소득분포의 차이는 임금근로자와 비교했을 때 더욱 두드러지며, 이는 소득 불평등에도 영향을 미친다.

본 연구는 한국 사회의 인구 고령화와 높은 자영업 비중의 관찰, 그리고 소득 불평등과 성별 소득격차에 대한 문제의식에서 출발한다. 저출산·고령화로 인한 인구구조의 변화는 노동시장에서 고령층의 비중을 확대하고, 특히 비정규직 임금 근로와 자영업에 종사하는 고령층의 증가는 소득분포에서 저소득 계층의 비율을 높이는 경향을 보인다. 더불어, 여성의 경제활동 참여 확대는 인구 감소로 인한 노동 공급 문제를 다소 완화시킬 수 있으나 이러한 변화가 주로 50대 이상의 중고령층에서 발생하는 점은 주목할 만하다. 본 연구는 한국의 인구 고령화, 높은 자영업 비중과 이들 현상이 소득 불평등 및 성별 소득격차에 미치는 영향을 면밀히 조사하고자 한다. 특히 소득 불평등 및 격차의 변화 추이, 그리고 이를 초래하는 다양한 요인들을 분석함으로써, 보다 효과적인 정책적 대응 방안을 모색하고자 한다. 이를 통해 한국 사회의 소득 불평등 문제와 성별 소득격차에 대한 보다 깊이 있는 통찰과 함께 개선 방안을 제시할 것을 목표로 한다.

제2절 연구의 구성

본 연구는 노동시장 참가자를 자영업자와 임금근로자로 구분하여 2000년대 이후 이들의 현황에 대해 살펴보고, 두 집단의 소득 불평등을 분해하여 전체 소득 불평등에 미치는 기여도를 분석한다. 또한 두 집단의 성별 소득 격차 추정과 요인분해를 통해 시간의 흐름에 따라 어떤 변화가 있었는지를 살펴본다.

우선 제2장은 경제활동인구조사, 한국노동패널조사 자료 등을 이용하여 노동시장에서 자영업자와 임금근로자의 현황을 통계를 보여준다. 자영업자 비중은 2000년대 이후 꾸준히 감소하고 있는 모습을 보이나, 60대 이상의 고령층 자영업 비중이 매우 확대되고 있는 것을 확인할 수 있다. 또한, 인구학적 특성으로 나눠보면 남성의 자영업 비중이 여전히 높지만 여성의 경제활동 증가가 두드러진다. 특히, 인구 고령화로 60대 이상의 경제활동인구가 크게 증가했으며 이들의 일자리가 주로 불안정한 고용 상태인 비정규직 또는 자영업으로 변화했다는 점이 눈에 띈다.

제3장은 한국노동패널조사 자료를 이용하여 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등 기여도를 분석한다. 2003년, 2013년, 2022년의 3개년도에 대해 다양한 소득 불평등 지표를 이용하여 소득 불평등도가 어떻게 변해왔는지 살펴본다. 특히, 일반화된 엔트로피 지수의 분해 가능성을 이용하여 전체 소득 불평등도에 대해 자영업자와 임금근로자의 집단별 기여도를 계산하고 이를 집단 간 부분과 집단 내 부분으로 분해하여 어떤 부분이 큰 영향을 미쳤는지 살펴본다. 소득 불평등은 시간이 지남에 따라 전체적으로 감소한 모습을 보였으며, 대부분의 소득 불평등은 집단 내 불평등에 기인한 것으로 나타났다. 또한, 불평등에 영향을 미친 요인들에 대해 분석한 결과에서는 교육이 소득 불평등에 기여하는 역할이 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 이는 교육수준의 전반적인 상승이 불평등 감소에 영향을 미친다는 점을 짐작할 수 있게 한다.

제4장에서는 자영업자와 임금근로자의 성별 소득격차를 살펴보고 요인

분해 방법을 이용하여 분석한다. 임금근로자의 성별 소득격차는 지속적으로 감소해왔으며, 자영업자는 2013년 소폭 증가했다가 다시 감소한 것으로 나타났다. 한편, 요인분해 결과를 통해 시간이 지남에 따라 성별 소득격차에 대한 구성 요소들의 영향이 변화한 것을 확인할 수 있었다. 교육연수와 근무시간은 지속적으로 중요한 요소로 나타났으나 여전히 설명되지 않는 부분이 큰 비중을 차지하며 성별에 기반한 차별이 존재함을 암시했다.

마지막으로 제5장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리 및 요약하고 이를 바탕으로 정책적 시사점을 제시한다.

제 2 장

자영업자와 임금근로자의 현황

제1절 서론

2000년대 이후 한국의 자영업자 비중은 점차 감소하는 추세를 보여왔다. 1997년 외환위기 이후 잠시 상승하는 모습을 보였으나, 2001년 28.1%를 기록한 이후 지속적으로 감소하고 있다. 절대적 규모 역시 꾸준히 줄어들어 2021년 551.3만 명으로 최저치를 기록했다가, 2022년 563.2만 명으로 소폭 증가했다. 이와 같은 자영업 비중의 변동은 경제 변화의 다양한 요인들에 의해 주도되고 있다. 기술 발전, 시장의 글로벌화, 인구구조의 변화 등은 노동 시장에 변화를 일으키며 자영업자와 임금근로자 두 집단 모두에게 영향을 미치고 있다. 이러한 다양한 요소들이 자영업자와 임금근로자의 삶과 선택에 어떻게 영향을 미치는지를 이해하는 것은, 두 집단을 대상으로 한 효과적인 정책 개발에 있어 필수적이다.

더 나아가, 경제활동인구의 변동과 다양한 인구학적 특성을 분석하는 것은 미래의 노동시장 정책과 사회적 지원 체계를 설계하는 데 중요한 기초 자료를 제공한다. 특히, 연령대별, 성별, 학력별로 세분화된 자영업자와 임금근로자의 동향을 관찰하는 것은 정책 입안자들이 향후 어느 계층에 더 많은 지원이 필요한지를 결정하는 데 도움을 준다. 또한, 인구구조의 변화와 연계된 생산가능인구 및 경제활동인구의 변화를 깊이 있게 분석하는 것

은 노동시장의 변화를 이해하는 데 큰 도움이 될 것이다. 이렇게 체계적인 분석을 통해 자영업자의 경제적, 사회적 환경에 대한 깊이 있는 통찰을 제공하고 변화하는 노동 시장의 요구에 부응하는 정책적 대응을 모색하고자 한다.

본 장에서는 자영업자의 현황을 다양한 측면에서 분석하기 위해 2000년부터 2023년까지의 통계청 경제활동인구조사 마이크로데이터를 이용하였다. 또한, 자영업자 비중의 국제 비교를 위해 OECD의 자료를 이용하였고 소득분포의 경우 한국노동패널조사 자료를 이용하여 분석하였다. 본 연구에서 자영업자는 고용원이 있는 자영업자(고용주)와 고용원이 없는 자영업자(자영자)를 포함하며, 무급가족종사자는 자영업자에 포함하지 않는다.

글의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자 현황을 인구학적 특성에 따라 상세하게 살펴본다. 제3절에서는 자영업자와 임금근로자의 변화 현상을 생산가능인구 및 경제활동인구의 성별 및 연령대별 증감을 통해 분석한다. 제4절에서는 이러한 연구 결과를 종합하여 정리한다.

제2절 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자 현황 분석

전체 취업자 가운데 자영업자가 차지하는 비율은 <표 2-1>에서 볼 수 있듯이 2000년 27.8%에서 2023년 20%로 감소하였다. <표 2-2>는 자영업자를 고용주와 자영자로 구분하여 취업 비중을 제시하였다. 고용주와 자영자 모두 분석 기간 중 대체로 감소하는 모습을 보이는 가운데 고용주는 2004년의 7.4%를 정점으로 하락하기 시작하여 2023년에는 5%를 기록하였다. 반면, 자영자는 더 큰 폭으로 감소하였는데 2000년 20.9%에서 2023년 15%로 5.9%p의 하락을 보였다.

한국의 자영업자 비율을 다른 국가들과 비교하기 위해 OECD의 자료를

〈표 2-1〉 자영업자와 임금근로자 비중 추이

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
자영업자	27.8	28.1	27.9	27.3	27.2	26.9	26.3	25.7
임금근로자	72.2	71.9	72.1	72.7	72.8	73.1	73.7	74.3
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
자영업자	25.3	24.3	23.5	23.1	23.1	22.5	22.1	21.5
임금근로자	74.7	75.7	76.5	76.9	76.9	77.5	77.9	78.5
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
자영업자	21.3	21.3	21.0	20.7	20.6	20.2	20.1	20.0
임금근로자	78.7	78.7	79.0	79.3	79.4	79.8	79.9	80.0

주: 자영업자는 고용주와 자영자를 모두 포함.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 2-2〉 고용주 및 자영자 비율

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
자영업자	27.8	28.1	27.9	27.3	27.2	26.9	26.3	25.7
고용주	6.9	7.2	7.3	7.3	7.4	7.3	7.0	6.7
자영자	20.9	20.9	20.7	20.0	19.8	19.6	19.3	19.0
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
자영업자	25.3	24.3	23.5	23.1	23.1	22.5	22.1	21.5
고용주	6.5	6.5	6.3	6.2	6.3	6.1	6.1	6.1
자영자	18.8	17.8	17.2	16.8	16.8	16.5	16.0	15.3
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
자영업자	21.3	21.3	21.0	20.7	20.6	20.2	20.1	20.0
고용주	6.0	6.0	6.2	5.7	5.1	4.8	4.9	5.0
자영자	15.3	15.2	14.9	15.0	15.5	15.4	15.2	15.0

주: 자영업자는 고용주와 자영자를 모두 포함.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

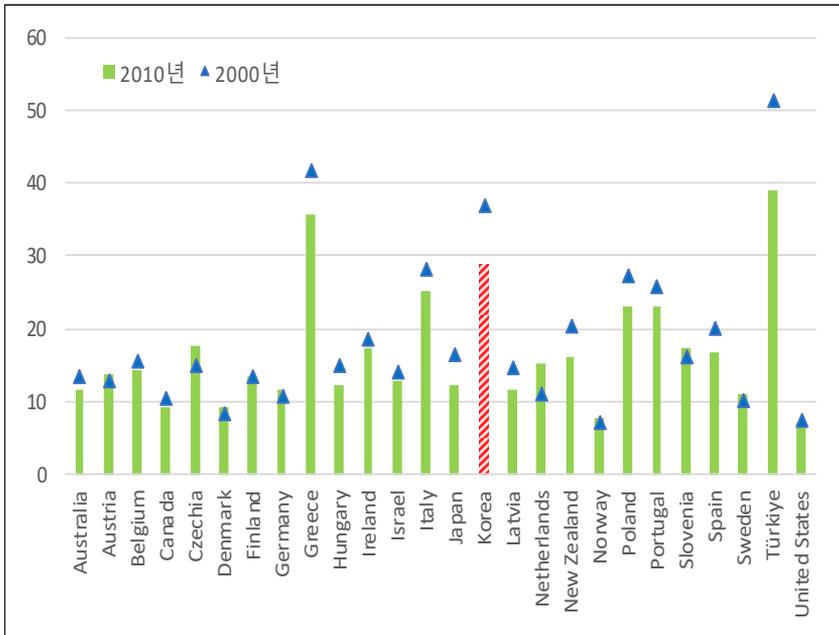
이용하여 [그림 2-1]과 [그림 2-2]를 작성하였다.²⁾ 장기간에 걸친 효과를 보기 위해 2000~2010년의 변화를 [그림 2-1]에, 2010~2021년의 변화를 [그림

2-2)에 각각 작성했다. 먼저, [그림 2-1]에서 세로 표시는 2000년의 국가별 자영업 비율을 나타내고 막대그래프는 2010년의 비율을 나타낸다. 그림에서 확인할 수 있듯이 한국은 튀르키예와 그리스에 이어 세 번째로 높은 자영업 비율을 기록했으며 2000년과 2010년 사이 자영업 비율 감소 폭(8.1%p)은 그리스(12.4%p)에 이어 두 번째로 높았다.

[그림 2-2]는 2010년과 2021년의 국가별 자영업 비율을 나타낸다. 동 기간 중 한국의 자영업 비율은 4.9%p 하락하며 튀르키예, 포르투갈에 이어 세

[그림 2-1] OECD 주요국의 자영업자 비율 추이(2000~2010년)

(단위 : %)

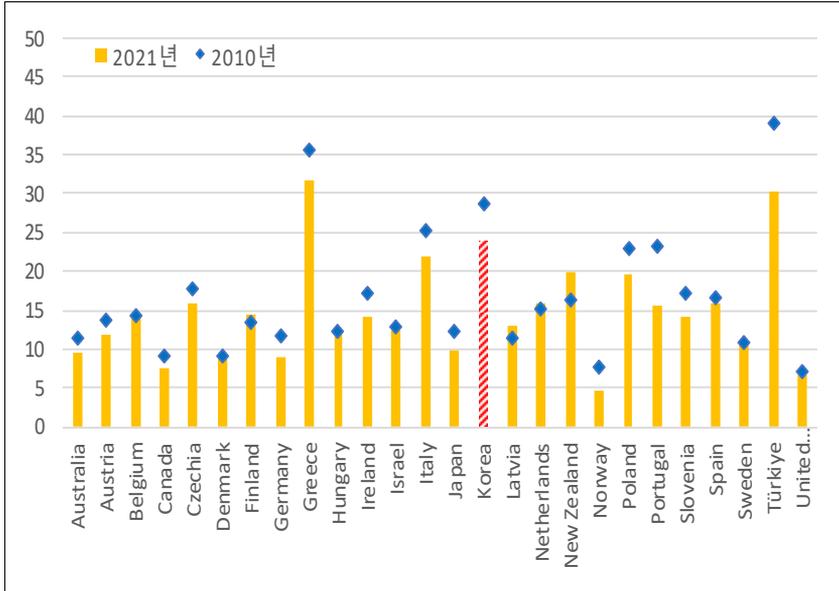


자료: OECD.Stat(2024. 3. 12. 접속).

2) 2000년, 2010년, 2021년의 데이터를 이용하여 장기간에 걸친 추이를 분석하기 위해 모든 연도에 자료가 있는 국가들을 비교 대상에 포함하였다. 포함되지 않은 국가들은 칠레, 콜롬비아, 코스타리카, 프랑스, 리투아니아, 룩셈부르크, 멕시코, 슬로바키아, 스위스이다. 이 가운데 2021년 기준, 한국(23.9%)에 비해 자영업자 비율이 높은 국가들은 칠레(24.8%), 콜롬비아(53.1%), 코스타리카(27.4%), 멕시코(31.8%)가 있으며 멕시코를 제외한 국가들은 모두 2010년 이후 OECD에 가입한 국가들이다.

[그림 2-2] OECD 주요국의 자영업자 비율 추이(2010~2021년)

(단위 : %)



자료: OECD.Stat(2024. 3. 12. 접속).

번째로 큰 폭의 자영업 비율 감소를 기록했다.³⁾ 2000년부터 2021년 기간 동안 한국은 다른 국가들과 비교해서도 높은 수준의 자영업 비율을 보였으나 그 하락 폭도 매우 컸다는 점을 확인할 수 있다.

한국의 노동시장은 이처럼 자영업의 비율이 높은 수준을 여전히 유지하고 있다. 이러한 원인으로는 중고령자들이 퇴직 후 가교일자리로서 자영업을 택하고, 불안정 고용 상태에 있다가 퇴출당한 경우에도 자영업을 선택하는 경우가 많기 때문이다(성지미·안주엽, 2004).

한편, 한국의 자영업자 수는 절대적 규모로도 감소하는 추세를 보였으나 팬데믹 이후 다시 증가하는 모습을 보이고 있다.⁴⁾ 이러한 자영업자의 비율

3) 해당 기간 중 비교대상에 포함되지 못한 국가들의 경우 대부분 작은 폭의 자영업 비율 변화가 있었다. 한국보다 자영업 비율이 높은 국가들 역시 대체로 0~2%p 감소를 보였으나, 코스타리카만 유일하게 3.8%p의 상승을 기록했다.

4) 2011년(574.3만 명), 2021년(555만 명), 2022년(569만 명), 2023년(578.4만 명). 통계청, 「경제활동인구조사 비임금근로 부가조사」, 각 연도.

변화를 보기 위해 인구학적 특성별로 구분하여 관찰하고자 한다.

〈표 2-3〉은 2000년부터 2023년까지 연령대별 자영업자 비율 추이를 제시한다. 연령대별 집단은 15~29세인 20대 이하부터 60대 이상까지 5개의 집단으로 구분하였다. 2000년대를 살펴보면 우리나라의 자영업자 비율이 매우 높다는 것이 한눈에 드러난다. 특히 60대 이상의 경우 50%를 넘는 수준의 자영업자 비율을 기록하였다. 40대와 50대 역시 30%를 대부분 넘는 모습을 보였으나 2000년 대비 2010년의 비중을 살펴보면 40대의 경우 35%에서 25.3%로 10%p 가까이 하락한 반면 50대는 38.9%에서 33.5%로 5.4%p 하락에 그친 것을 확인할 수 있다. 20대 이하는 큰 변화가 없었던 것에 비해, 30대 역시 2000년 24.4%에서 2010년 15.3%로 9.1%p 하락하는 모습을 보였다.

〈표 2-3〉 연령대별 자영업자 비율 추이

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
20대 이하	7.5	7.1	7.1	7.1	5.9	5.5	5.4	5.2
30대	24.4	24.5	23.6	22.4	21.7	20.4	19.4	18.5
40대	35.0	34.8	34.5	33.8	33.2	32.6	31.3	29.7
50대	38.9	39.5	39.5	37.9	39.0	39.0	38.0	37.0
60대 이상	52.7	53.4	52.1	51.5	51.5	51.6	50.5	49.0
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
20대 이하	5.8	5.4	5.0	4.9	4.9	4.5	4.5	4.1
30대	17.1	15.7	15.3	14.0	14.2	13.9	13.9	13.4
40대	28.9	27.0	25.3	24.4	24.1	22.8	22.2	22.0
50대	35.6	34.9	33.5	33.1	32.5	31.2	29.8	28.9
60대 이상	49.2	46.7	45.5	45.2	44.3	43.1	41.8	39.3
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
20대 이하	4.2	4.0	4.1	4.4	5.0	5.1	5.3	4.9
30대	13.7	13.1	12.5	12.6	13.2	13.1	13.3	13.2
40대	21.7	21.9	21.8	20.9	19.8	19.4	19.0	18.6
50대	28.0	27.9	27.1	25.9	24.7	23.6	22.8	23.3
60대 이상	38.2	37.7	37.1	36.4	35.7	34.9	34.1	33.3

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

한편, 2023년 최근의 모습을 보면 여전히 중·고령층의 자영업 비율이 높은 편이지만 예전에 비해 청년층과의 격차가 줄어든 모습을 보인다. 20대 이하 4.9%, 30대 13.2%, 40대 18.6%, 50대 23.3%, 60대 이상 33.3%를 기록하며 대체적으로 낮아진 것을 볼 수 있다. 이러한 변화를 연령대별 비율로 보는 것에 더해 전체 자영업자 대비 연령대별 자영업자의 비율로 <표 2-4>에 제시하였다.

한국의 인구구조가 저출산·고령화의 영향으로 급격하게 변화하는 가운데 노년층의 빈곤을 역시 큰 문제로 다가오고 있다. 앞서 언급했듯이, 가교 일자리로서 자영업을 선택하는 고령층이 많아지고 있으며 이러한 현상을 반영하듯이 전체 자영업자 가운데 노년층이 차지하는 비중은 큰 폭으로 증

<표 2-4> 전체 자영업자 대비 연령대별 비율 추이

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
20대 이하	6.2	5.7	5.5	5.4	4.4	4.1	3.8	3.7
30대	25.5	24.9	23.8	23.0	22.0	20.6	19.8	19.0
40대	31.5	32.0	32.6	33.7	33.7	33.5	33.1	32.2
50대	19.2	19.3	19.7	19.7	20.9	22.3	23.3	24.4
60대 이상	17.6	18.1	18.4	18.1	18.9	19.5	20.0	20.7
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
20대 이하	4.0	3.7	3.5	3.4	3.3	2.9	3.0	2.8
30대	17.4	16.2	16.1	14.5	14.4	14.2	14.1	13.7
40대	31.9	31.1	29.9	29.0	28.2	27.1	26.8	27.0
50대	25.2	27.1	28.4	30.1	30.5	31.2	31.0	31.2
60대 이상	21.5	21.9	22.1	23.0	23.6	24.6	25.2	25.3
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
20대 이하	2.9	2.8	2.9	3.1	3.4	3.6	3.8	3.4
30대	13.8	13.0	12.4	12.4	12.8	12.5	12.6	12.4
40대	26.5	26.2	25.8	24.2	22.7	22.2	21.3	20.5
50대	30.6	30.9	30.5	29.8	28.4	27.5	26.9	27.3
60대 이상	26.2	27.1	28.4	30.5	32.7	34.2	35.5	36.4

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

가하고 있다. 2000년을 기준으로 전체 자영업자 대비 60대 이상이 차지하는 비중은 17.6%였던 것에 비해 2023년 최근 수치는 36.4%로 고령화와 더불어 자영업 선택 노년층의 비중이 상승했음을 볼 수 있다. 2000년과 2023년의 연령대별 비중 추이를 보면 인구구조의 변화를 다소 가늠해 볼 수 있다. 2000년의 경우 20대 이하 6.2%, 30대 25.5%, 40대 31.5%, 50대 19.2%, 60대 이상 17.6%로 30대와 40대의 높은 비중을 볼 수 있다. 한편 20년이 넘게 흐른 2023년의 경우 20대 이하 3.4%, 30대 12.4%, 40대 20.5%, 50대 27.3%, 60대 이상 36.4%로 50대와 60대 이상의 비율이 60%를 넘는 모습을 보인다. 이러한 결과는 노년층의 자영업 선택 비율이 증가한 영향도 있겠지만, 전반적인 인구 고령화를 반영한다고 할 수 있다. 또한, 2010년 대비 2023년을 비교해 보면 20대 이하와 30대, 그리고 50대의 경우 변화 폭이 매우 작다. 반면, 40대의 경우 29.9%에서 20.5%로 9.4%p가량 하락했으며 그 반대로 60대 이상의 경우 22.1%에서 36.4%로 14.3%p 증가했다. 향후 고령인구 비율이 더 증가할 것으로 예상되는 가운데 자영업자의 구성 역시 이와 유사한 양상을 나타낼 것으로 보인다.

〈표 2-5〉 성별 자영업자 비율 추이

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
남성	33.8	34.3	34.1	34.0	33.2	32.6	31.8	30.9
여성	19.2	19.5	19.3	17.7	18.6	18.9	18.7	18.4
전체	27.8	28.1	27.9	27.3	27.2	26.9	26.3	25.7
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
남성	30.5	29.5	28.7	28.3	28.6	27.8	27.3	26.6
여성	17.9	16.9	16.2	15.7	15.5	15.2	14.8	14.5
전체	25.3	24.3	23.5	23.1	23.1	22.5	22.1	21.5
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
남성	26.5	26.3	26.1	25.6	25.5	25.4	24.9	24.9
여성	14.1	14.4	14.2	14.1	14.0	13.3	13.6	13.7
전체	21.3	21.3	21.0	20.7	20.6	20.2	20.1	20.0

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

다음으로 성별 자영업자 비율은 어떻게 변했는지 <표 2-5>에서 살펴본다. 남성의 경우 2000년대는 30% 수준을 다소 상회하는 비율을 보인 반면, 여성은 그보다 낮은 10% 중후반을 기록했다. 2000년 대비 2023년의 비율을 보면 남성은 33.8%에서 24.9%로 8.9%p 하락하였고 여성은 19.2%에서 13.7%로 5.5%p 하락하였다. 남성의 자영업 비율이 더 빠른 속도로 하락하고 있으나 여전히 여성에 비해 높은 수준을 유지하는 것을 볼 수 있다.

학력 수준별 자영업자 비율 추이는 <표 2-6>에서 볼 수 있다. 초졸 이하의

<표 2-6> 학력별 자영업자 비율 추이

(단위 : %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
초졸 이하	39.8	41.0	40.5	39.4	40.2	41.2	40.8	40.1
중졸	32.0	32.1	31.9	32.8	33.8	34.6	33.6	32.8
고졸	25.9	26.7	27.1	26.7	26.6	26.4	26.3	25.9
초대졸	16.0	15.0	14.7	14.7	14.5	14.2	14.7	14.7
대졸	22.6	22.9	23.1	23.2	22.6	22.2	21.5	20.7
대학원졸	19.8	18.6	17.9	17.2	17.3	15.5	14.2	14.3
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
초졸 이하	40.4	38.3	36.9	36.5	36.7	35.8	34.7	32.7
중졸	33.1	32.9	32.6	32.6	32.5	31.9	31.5	29.6
고졸	25.4	24.9	24.4	24.5	24.5	24.2	23.2	22.8
초대졸	15.2	13.9	13.9	13.8	14.4	14.7	14.6	14.8
대졸	20.3	19.4	18.6	17.4	17.9	17.0	17.8	17.6
대학원졸	14.3	14.0	12.7	12.4	13.3	14.0	15.5	16.3
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
초졸 이하	32.4	32.4	32.6	32.3	32.3	31.8	31.8	32.2
중졸	29.3	28.7	28.6	28.1	28.5	28.2	28.5	28.2
고졸	22.8	23.3	22.9	22.7	22.9	22.7	22.5	22.8
초대졸	15.5	15.5	15.3	14.9	15.3	15.1	15.4	15.8
대졸	17.3	17.2	17.1	16.8	16.2	15.8	15.5	15.5
대학원졸	14.1	14.2	15.5	15.3	14.6	14.8	15.1	14.5

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

경우 자영업에 종사하는 비중이 가장 높은 것으로 나타났고, 중졸, 고졸 순서대로 고졸 이하에서는 학력 수준이 낮을수록 자영업 종사 비율이 높은 것으로 나타났다. 한편, 시간이 지남에 따라 모든 집단에서 공통적으로 자영업자 비율은 감소하는 것으로 나타났다. 장기 추세를 봤을 때, 초졸 이하의 경우 2000년 39.8%에서 2023년 32.2%로 7.6%p의 가장 큰 폭의 비율 하락이 있었고 대졸 자영업자가 7.1%p 하락하며 그 다음 순위를 기록했다.

제3절 자영업자와 임금근로자의 변화 현상 분석

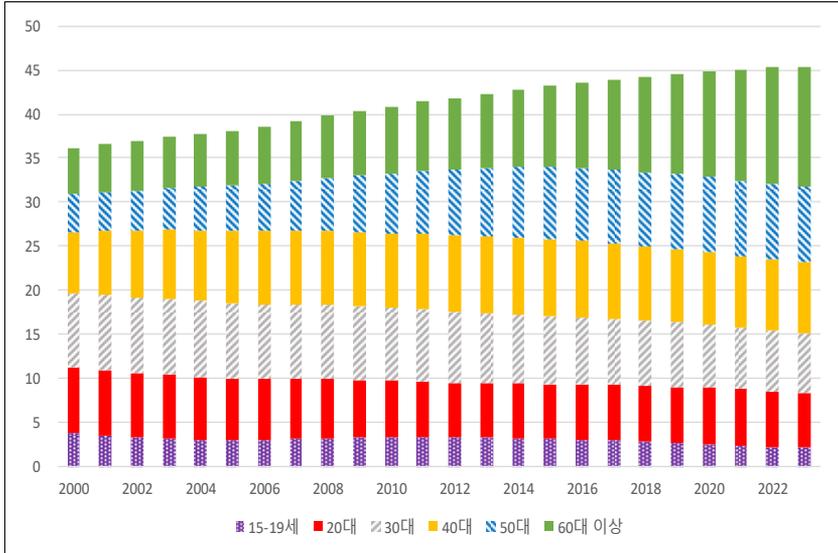
1997년의 동아시아 외환위기를 지나 2000년대 이후 한국 경제는 지속적인 발전을 이뤄왔으나, 외환위기 극복 과정에서 경제 체질 개선을 위해 다양한 분야에서 변화가 있었다. 특히, 노동시장의 유연화 등 임금 노동시장에도 큰 영향이 있었고 앞서 보인 것처럼 자영업 감소 현상도 발생했다. 현상의 원인으로 여러 요인을 지목할 수 있겠으나 임금 노동시장의 상황을 관찰함으로써 그 변화의 원인에 대해 가늠해 볼 수 있다. 우선 [그림 2-3]과 [그림 2-4]는 2000년대 이후 연령대별 생산가능인구와 경제활동인구의 변화를 보여준다.

생산가능인구와 경제활동인구 모두 인구구조의 변화를 반영하듯이 50대와 60대 이상의 인구가 큰 폭으로 증가하고 30대 이하의 인구는 감소하는 모습을 드러낸다. 구체적인 수치와 함께 보기 위해 최근 10년의 변화를 <표 2-7>에 제시했다. 2013~2023년 기간 동안 가장 큰 폭의 생산가능인구 감소를 겪은 집단은 15~19세와 30대이다. 10대의 경우 저출산의 영향으로 인해 감소하였고, 30대의 경우 역시 1970년대생 대비 1980년대생의 상대적으로 낮은 출생아 숫자 차이로 인한 것으로 보인다.⁵⁾ 반면 가장 큰 폭의 생산가능인구 증가는 60대 이상의 집단에서 확인할 수 있다. 해당 집단은 2013년 대비 2023년 520만 명 이상 증가하며 다른 연령 집단의 감소 폭을 상회

5) 출생아 수 기준 1974~1983년생의 평균은 83만 8천 명인 반면 1984~1993년생의 평균은 66만 7천 명으로 상당한 차이를 보인다. 통계청, 「인구동향조사」, 각 연도.

[그림 2-3] 연령대별 생산가능인구 추이

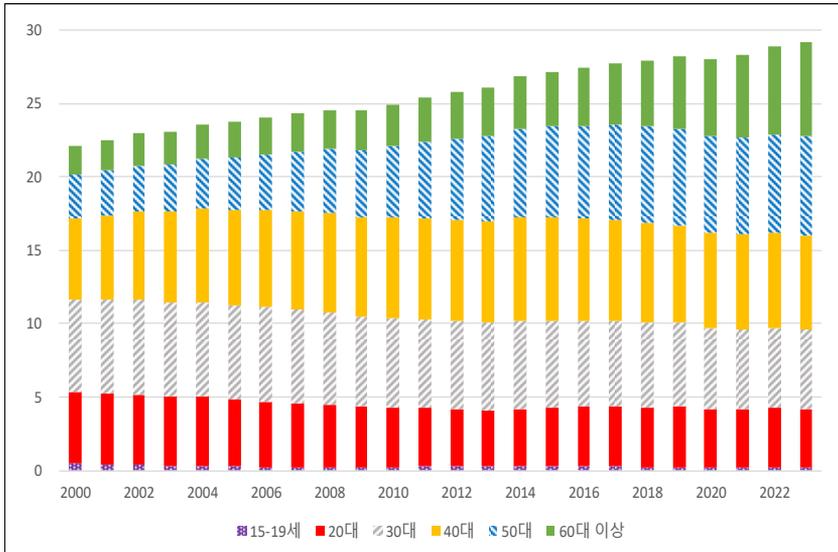
(단위 : 백만 명)



자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

[그림 2-4] 연령대별 경제활동인구 추이

(단위 : 백만 명)



자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 2-7〉 연령대별 생산가능인구 및 경제활동인구 변화

(단위: 천 명)

	2013		2023		증감	
	생산가능인구	경제활동인구	생산가능인구	경제활동인구	생산가능인구	경제활동인구
15~19세	3,274	251	2,258	172	-1,016	-79
20대	6,166	3,802	6,132	3,970	-34	168
30대	7,970	6,019	6,787	5,500	-1,183	-519
40대	8,633	6,908	7,963	6,381	-670	-527
50대	7,794	5,812	8,593	6,793	799	981
60대 이상	8,468	3,317	13,674	6,387	5,206	3,070
전체	42,304	26,108	45,407	29,203	3,103	3,095

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

하는 변화를 보였다.

노동시장의 변화를 보기 위해서는 생산가능인구보다 경제활동인구에 초점을 맞춰야 한다. 경제활동인구 변화를 살펴보면 대체적으로 생산가능인구의 변화와 유사한 방향성을 보였으나 그 규모에서는 차이가 있었다. 가장 큰 변화를 보인 60대 이상을 먼저 살펴보면, 생산가능인구가 520만 명 이상 증가한 가운데 경제활동인구도 307만 명이 증가하였다. 다음으로 50대를 살펴보면, 생산가능인구가 약 80만 명 증가한 데 비해 경제활동인구는 98.1만 명 증가하며 경제활동참가 인구가 더 크게 증가했다는 것을 알 수 있다. 30대부터 40대 역시 마찬가지로 생산가능인구 변화분과 경제활동인구 변화분을 비교해 보면 생산가능인구의 감소분보다 작은 규모의 경제활동인구의 감소를 볼 수 있다.

한편, 경제활동인구 증가의 원인으로 지목되는 여성 경제활동 참가의 확대를 확인하기 위해 〈표 2-8〉에서 연령대별 성별 생산가능인구 및 경제활동인구 변화를 살펴본다. 먼저 남성을 살펴보면, 전체 생산가능인구는 2013년 대비 2023년에 163.4만 명 증가했고 경제활동인구는 114.1만 명 증가한 것으로 나타났다. 연령대별로 살펴보면 20대와 50대는 생산가능인구 경제활동인구 모두 증가했고 둘의 변화분도 비슷한 크기를 기록했다. 반면 30대,

〈표 2-8〉 연령대별 성별 생산가능인구 및 경제활동인구 변화

(단위: 천 명)

	2013		2023		증감	
	생산가능인구	경제활동인구	생산가능인구	경제활동인구	생산가능인구	경제활동인구
남성						
15~19세	1,682	112	1,150	72	-532	-40
20대	3,010	1,847	3,057	1,913	47	66
30대	4,079	3,802	3,553	3,237	-526	-565
40대	4,369	4,099	4,051	3,746	-318	-353
50대	3,889	3,450	4,311	3,834	422	384
60대 이상	3,699	1,936	6,240	3,585	2,541	1,649
전체	20,728	15,245	22,362	16,386	1,634	1,141
여성						
15~19세	1,591	139	1,108	100	-483	-39
20대	3,156	1,955	3,075	2,057	-81	102
30대	3,891	2,217	3,234	2,263	-657	46
40대	4,264	2,809	3,912	2,635	-352	-174
50대	3,905	2,362	4,282	2,960	377	598
60대 이상	4,769	1,381	7,434	2,802	2,665	1,421
전체	21,576	10,862	23,045	12,817	1,469	1,955

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

40대는 둘 모두 감소하는 것으로 나타났고 크기 또한 비슷한 규모를 보였다. 60대 이상의 경우 모두 큰 폭의 증가를 보였다. 여성의 경우 전체 생산가능인구는 2013년 대비 2023년에 146.9만 명 증가하면서 남성과 비슷한 규모의 증가를 보였으나, 경제활동인구는 같은 기간 195.5만 명 증가하면서 남성의 1.71배나 큰 폭의 변화를 보였다. 연령대별로 살펴보면, 40대 이하 연령 집단에서 모두 생산가능인구가 감소했으나 경제활동인구의 경우 20대와 30대에서 증가한 모습을 보였다. 또한, 40대의 경우 생산가능인구 감소분에 비해 경제활동인구는 절반 정도의 감소를 보였다. 한편 50대는 생산가능인구 증가분에 비해 경제활동인구 증가분이 더 큰 모습을 보였다. 이러한

〈표 2-9〉 연령대별 임금근로자의 증감

(단위 : 천 명)

	15~19세	20대	30대	40대	50대	60대 이상	전체
2013~2023년							
임금근로자	-61	289	-309	36	1,355	2,241	3,551
정규직	-40	-127	-217	70	1,039	680	1,406
비정규직	-21	416	-92	-33	315	1,561	2,145
2003~2013년							
임금근로자	-33	-618	529	1,540	1,907	883	4,208
정규직	-41	-482	592	1,256	1,249	279	2,853
비정규직	8	-136	-63	283	659	605	1,355

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

결과는 여성의 경제활동이 증가했다는 사실을 종합적으로 나타낸다.

다음으로 〈표 2-9〉는 연령대별 임금근로자의 증감을 정규직과 비정규직으로 구분하여 보여준다. 기간은 10년 단위로 2003년부터 2013년, 2013년부터 2023년으로 나누어 살펴보았다. 가장 먼저 눈에 띄는 점은, 전체적으로 2003~2013년에 비해 2013~2023년 기간 동안 비정규직의 증가가 매우 높았다는 점이다. 불안정한 고용 상태를 이어가는 인구가 높아졌음을 알 수 있다. 10대를 제외하고서는 30대 집단만이 전 연령대에서 유일하게 임금근로자의 비중이 축소하는 모습을 나타냈다. 한편, 50대와 60대 이상의 경우 매우 높은 임금근로자 수 증가를 보였다. 50대의 경우 동 기간 동안 경제활동인구가 98.1만 명, 임금근로자는 135.5만 명 증가한 가운데 정규직 103.9만 명, 비정규직 31.5만 명 증가했다. 이는 임금근로자의 증가분이 경제활동인구 증가분을 상회하며 노동 공급에 비해 임금 근로 일자리의 공급이 더 많았고 이는 자영업의 감소로 이어졌음을 짐작할 수 있다. 한편, 60대 이상의 경우 경제활동인구가 307만 명 증가했으나 임금근로자는 224.1만 명 증가하는 데 그쳐 자영업에 종사하는 인구가 증가했음을 유추할 수 있다. 이러한 결과는 〈표 2-10〉에서 연령대별 비임금근로자 및 자영업자 증감의 결과를 통해 확인할 수 있다.⁶⁾ 예상한 것과 같이 60대 이상 비임금근로자 수는 2013

〈표 2-10〉 연령대별 비임금근로자 및 자영업자 증감

(단위: 천 명)

	20대 이하	30대	40대	50대	60대 이상	전체
비임금근로자	-32	-173	-557	-391	767	-386
자영업자	36	-93	-376	-232	652	-13
고용주	18	-64	-204	-32	168	-113
자영자	18	-29	-172	-202	484	99
무급가족종사자	-67	-80	-182	-159	115	-373

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 비임금근로 부가조사」, 각 연도.

년 대비 2023년에 76.7만 명 늘어나며 큰 폭의 증가를 보였다. 무급가족종사자도 11.5만 명 증가했으나 대부분 자영업자의 증가로 인한 것을 확인할 수 있다. 이는 다른 모든 연령대의 비임금근로자가 감소한 것과는 차별되는 부분이다. 한편, 자영업자로 한정하면 20대 이하(15~29세)의 경우는 자영업자가 증가하였으나 30대, 40대, 50대는 모두 감소하는 모습을 보였다.

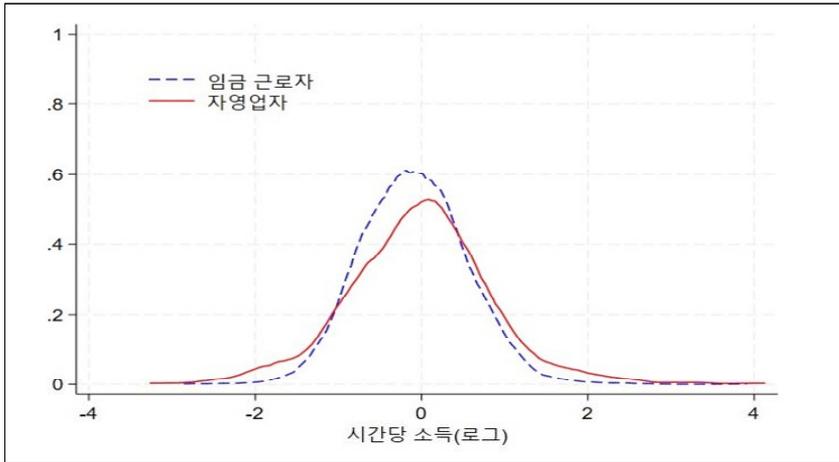
이상으로 연령대별 임금근로자와 비임금근로자의 증감을 기초로 노동시장의 구성 변화를 살펴보았다. 앞선 결과들을 토대로 알 수 있듯이, 두 가지 변화가 크게 눈에 띈다. 첫째는 인구 고령화로 인한 60대 이상 경제활동인구의 급격한 증가와 이들의 일자리가 불안정한 고용 상태인 비정규직 또는 자영업으로의 변화가 많았다는 점이다. 둘째는 여성의 경제활동이 연령대를 가리지 않고 모두 높아졌다는 사실이다. 그렇다면 이러한 인구 구조적 변화와 사회적 변화는 소득분포에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보자. [그림 2-5] 부터 [그림 2-7]은 2003년, 2013년, 2022년에 대해 자영업자와 임금근로자의 시간당 소득을 이용하여 소득분포를 그린 결과를 보여준다.⁶⁾ 먼저, 공통적으로 보이는 모습은 임금근로자의 소득분포가 평균을 기준으로 더 모여 있는 반면 자영업자의 소득분포가 더 넓게 퍼져있는 현상이다. 또한, 시간의 흐름에 따라 눈에 띄는 점은 임금근로자 및 자영업자 모두 평균 소득 근처

6) 경제활동인구조사 비임금근로 부가조사 결과는 2007년부터 확인할 수 있어서 2003~2013년의 변화는 분석하지 않았다.

7) 분석에 사용할 수 있는 한국노동패널조사 자료 중 가장 최신자료는 2022년도의 것으로, 이전 통계에서 언급된 2023년 대신 2022년을 포함시켰다.

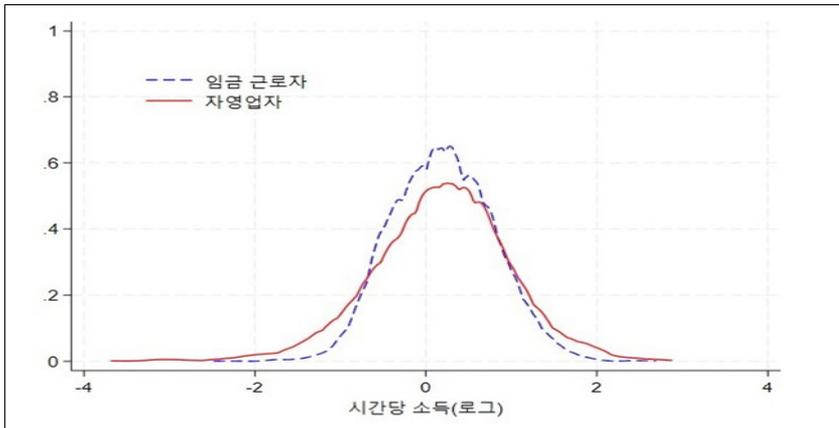
에 집중된 모습, 그리고 소득분포가 점차 중앙에 더 집중되는 모습이다. 이는 소득격차가 두 집단 모두에서 감소하고 있다는 점을 유추할 수 있다. 그에 반해 시간이 지날수록 평균 소득이 증가한 것을 알 수 있고, 임금근로자와 자영업자의 분포 모양에 차이가 많이 발생하고 있다는 것을 확인할 수 있다.

[그림 2-5] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2003년)



자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

[그림 2-6] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2013년)

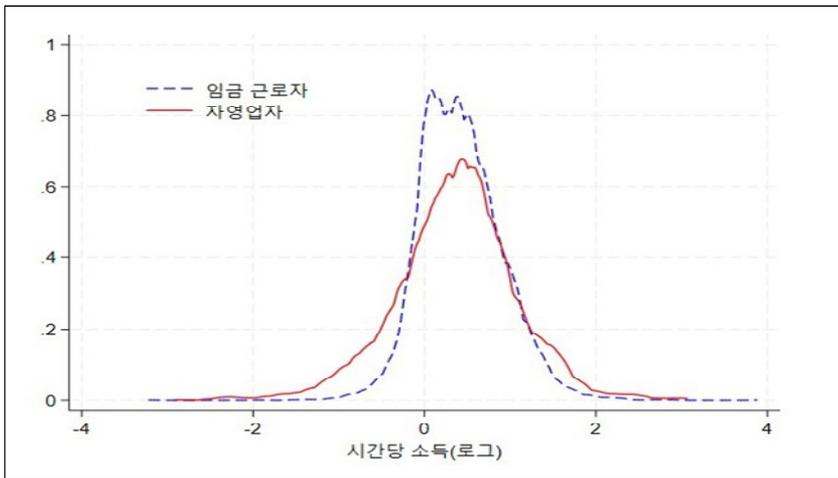


자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

[그림 2-5]의 2003년 결과는 두 집단 간의 분포가 대체로 유사하며 큰 차이가 나지 않는 모습을 보여준다. 상대적으로 자영업자의 소득분포가 더 퍼져있으나 큰 차이는 아닌 것으로 보인다. [그림 2-6]의 2013년 결과에서는 2003년에 비해 조금 더 차이를 보이지만 여전히 어느 정도 유사한 모습을 보인다. 다만 자영업자의 저소득층 부분의 꼬리가 길게 발생하며 분포의 변화가 있음을 나타낸다.

마지막으로 [그림 2-7]의 2022년 결과는 더욱 뾰족해지는 분포를 보이며 임금근로자 대비 자영업자의 소득분포가 훨씬 넓은 모습을 보인다. 이러한 차이는 시장 조건, 경제적 불확실성, 정책 변화 등 다양한 요인에 의해 영향을 받은 결과로 보인다.

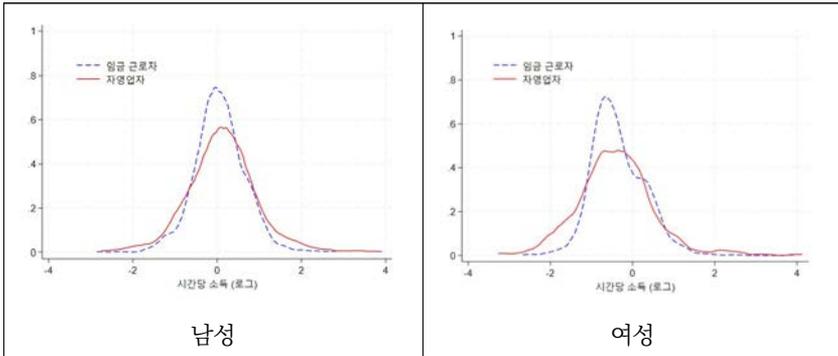
[그림 2-7] 자영업자와 임금근로자의 소득분포(2022년)



자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

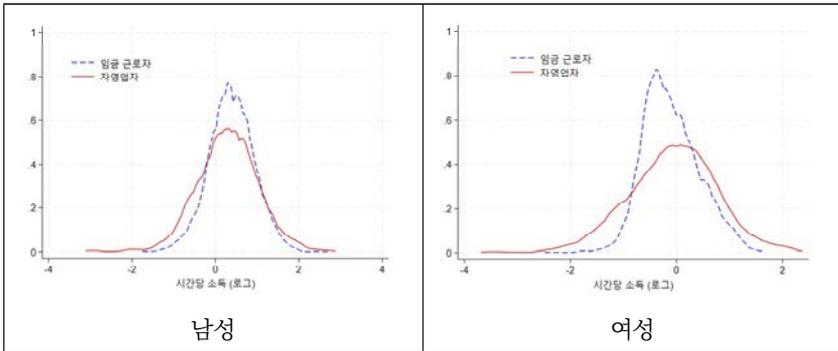
다음으로 [그림 2-8]부터 [그림 2-10]은 2003년, 2013년, 2022년에 대해 자영업자 및 임금근로자의 시간당 소득분포를 성별에 따라 구분한 결과를 보여준다. 앞의 남녀 전체에 대한 결과와 유사하게 성별을 구분하지 않고 임금근로자에 비해 자영업자의 소득분포가 더 넓게 퍼져 있는 것을 볼 수 있으나, 그 정도에 차이가 크게 느껴진다. 남성의 경우 자영업자의 소득분포도 대체로 임금근로자와 유사한 모양을 보이지만, 여성은 소득분포의 차

[그림 2-8] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2003년)



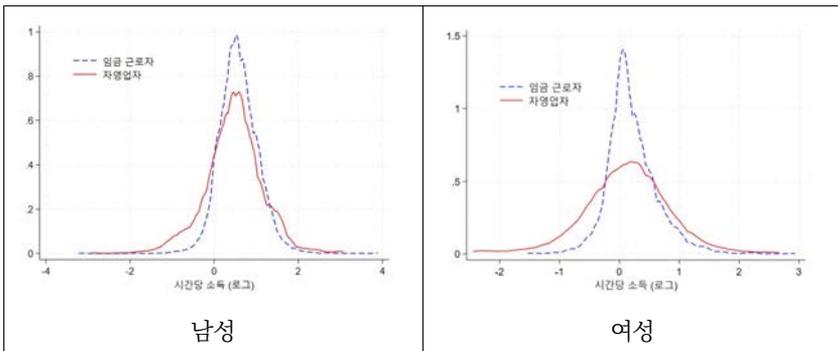
자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

[그림 2-9] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2013년)



자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

[그림 2-10] 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2022년)



자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

이가 매우 심하게 나타나며 전체근로자의 소득분포에도 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 또한, 성별에 따라 소득분포 평균값의 위치도 다른 것을 볼 수 있다. 분석 기간 전체에서 여성의 소득 평균이 남성에 비해 낮으며 대체로 분포도 더 넓게 위치하고 있다. 이러한 경향은 자영업 여성에게서 두드러지게 나타나며 이는 곧 자영업 여성 사이에 소득격차가 크다는 것을 의미한다. 반면, 임금근로자의 경우 남성과 여성 모두 소득분포가 평균 근처로 집중되는 모습을 보이며 집단 내 소득격차가 줄어드는 것을 확인할 수 있다.

제4절 소 결

본 연구에서는 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자의 현황을 살펴보고, 연령대별, 성별, 학력별 등으로 그 특징을 관찰하였다. 자영업 감소 현상을 생산가능인구 및 경제활동인구의 증감 변화를 통해 연령대별, 성별로 구분하여 분석하였다. 또한, 집단별 소득분포의 변화를 성별로 구분하여 살펴보았다.

분석 결과, 자영업자 비율의 감소는 전 연령대에서 고르게 나타났으나 고령층의 자영업 선택이 증가하고 있으며 전체 자영업자 중 중·고령층의 비율이 여전히 높은 가운데 전체적인 인구 고령화 추세와 맞물려 이러한 현상은 앞으로도 계속될 것으로 예상된다. 한편, 남성 자영업자의 비율은 여성보다 여전히 높지만 두 성별 모두 자영업자 비율이 감소하고 있다. 학력별로는 낮은 학력 수준일수록 자영업 비율이 높으나, 모든 학력 집단에서 자영업자 비율이 감소하고 있다. 이는 교육 수준의 향상과 노동시장 내 기회의 변화가 반영된 결과로 볼 수 있다.

노동시장 변화 분석에서는 고령층에서 자영업 비율의 감소와 임금 노동시장의 비정규직 증가가 주요 현상으로 나타났다. 생산가능인구와 경제활동인구 모두에서 50대 이상의 증가가 눈에 띄며 이는 인구 고령화를 반영한다. 또한, 여성의 경제활동 참가율은 모든 연령대에서 증가하는 추세를 보였다. 이 변화의 결과로, 비정규직 임금근로자와 자영업자의 증가가 두드러지

며 특히 50대와 60대에서 큰 증가가 관찰됐다.

한편, 소득분포를 분석한 결과는 시간이 지남에 따라 자영업자와 임금근로자 모두에서 소득분포가 평균 근처로 집중되는 모습을 보였으나, 자영업자의 소득분포가 임금근로자에 비해 더 넓게 퍼져있으며 소득 불평등이 더 큰 것을 확인할 수 있었다. 성별에 따른 결과를 보면 여성 자영업자의 소득분포는 여성 임금근로자와 매우 큰 차이를 보이며 전체 소득분포에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이는 자영업 여성 사이의 소득격차가 크다는 것을 나타낸다. 반면, 임금근로자 사이에서는 남녀 모두 소득분포가 시간이 지남에 따라 평균값 근처에 더 집중되어 있으며, 이는 집단 내 소득격차가 줄어들고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 고령인구의 증가와 여성의 경제활동참가 확대가 중요한 사회적 변화를 가져왔으며, 향후 노동시장 정책 및 사회보장 정책의 설계에 중요한 고려 사항이 될 것임을 보인다.

정책적 시사점으로는 다음의 세 가지를 들 수 있다. 첫째, 중·고령층의 고용 안정성 강화와 사회보장 체계의 개선이 필요하다. 경제적 필요에 의해 자영업을 선택하는 고령층의 경우가 많기 때문에, 이들을 위한 안정적인 고용 기회의 창출과 노후 보장 체계를 개선할 필요가 있다. 이는 고령층의 생활 안정을 도모하고 자영업으로의 비자발적 전환을 감소시킬 수 있다. 둘째, 자영업자에 대한 지원 확대와 더불어 질적 개선을 위한 교육 및 훈련 프로그램의 제공이 필요하다. 기술 발전이 가속화하면서 경제 구조가 더욱 빠르게 변화할 것으로 예상되는 가운데 이런 변화에 효과적으로 대응할 수 있도록 지원이 필요하다. 셋째, 여성과 저학력 근로자에 대한 지원을 강화해야 한다. 이 두 집단은 자영업에서 특히 취약한 부분을 차지하고 있다. 여성의 경우 성별로 인한 차별이 여전히 존재하고 있으며, 저학력 근로자의 경우 자원과 정보 접근성이 떨어지는 문제점이 있다. 이들을 위한 맞춤형 지원 프로그램을 통해 보다 효과적인 시장 진입과 성장을 지원해야 한다.

제 3 장

자영업자와 임금근로자의 소득 불평등 분해

제1절 서론

소득 불평등이 전 세계적으로 중요한 사회경제적 이슈로 부각되는 가운데, 대다수의 소득 불평등 관련 연구들은 전체근로자에 초점을 맞추어 왔으며 자영업자에 대한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 자영업자와 임금근로자는 많은 측면에서 서로 다른 특성을 가지고 있으며, 경제 발전 및 구조 변화에 따른 영향도 다르다. 특히, 자영업 비율이 높은 한국에서는 자영업자 집단에 대한 연구가 더욱 중요하지만, 이에 대한 연구가 부족한 상황이다. 앞선 제2장에서 본 바와 같이, 자영업자의 소득분포는 임금근로자에 비해 더 넓게 분산되어 있으며 더 큰 소득 불평등을 나타내고 있다. 변화하는 인구 및 경제 구조와 더불어, 자영업자와 임금근로자의 소득분포 변화는 전체근로자의 소득 불평등에 중요한 영향을 미치고 있다. 이러한 배경하에, 제3장에서는 한국 노동시장에서 관찰되는 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등을 다각적으로 분석한다. 한국노동패널조사 자료를 활용하여 2003년, 2013년, 2022년을 대상으로 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등을 시간에 따른 변화와 함께 살펴보고, 경제 내 소득 불평등의 추세를 파악한다. 또한, 일반화된 엔트로피 지수 분해 방식을 이용하여 두 집단이 전체근로자의 소득 불평등에 기여하는 정도를 구분하여 살펴보고, 불평등이 집단

간 부분과 집단 내 부분 가운데 어디에 더 큰 영향을 더 받는지 분석한다. 일반화된 엔트로피 지수의 장점인 분해 가능성을 이용하여, 민감도 매개변수의 변화에 따라 다양한 소득분포를 고려한 불평등도는 어떤 차이가 있는지 관찰한다. 마지막으로, 회귀분석 기반의 불평등 분해를 통해 각 집단별로 불평등에 영향을 미치는 요소들을 검토하고, 시간이 지남에 따라 이들 요소들의 구성 변화와 각 집단별로 요소들의 영향이 어떻게 다른지 상세히 분석한다.

글의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등에 관련된 선행연구를 개관한다. 제3절에서는 분석에 사용된 데이터와 방법론에 대해 설명한다. 제4절에서는 실증분석 결과를 상세히 제시하며, 일반화된 엔트로피 지수를 이용하여 분해한 결과와 회귀분석을 이용하여 불평등에 미친 영향을 분석한 결과를 통해 소득 불평등의 다양한 측면을 조명한다. 마지막으로, 제5절에서는 연구 결과의 요약과 함께 정책적 시사점을 모색한다.

제2절 선행연구

소득 불평등은 경제학에서 오랜 기간 연구되어 온 주제이다. 실제 많은 국가들은 증가하는 소득 불평등과 계층화된 실업을 경험하고 있다(Atkinson, 2003; Autor, 2014; Goldthorpe, 2010). 자영업자의 소득이 임금근로자의 소득보다 더 분산되어 있는 현상은 대다수의 국가에서 공통적으로 나타났으며(Hakim, 1989; Levine and Rubinstein, 2017), Parker(1999)의 연구는 영국의 경우 소득 불평등이 자영업자 내의 높은 소득 이질성과 높은 연관성이 있는 것으로 분석했다. 한편, 몇몇 거시적인 연구들은 경제 내 소규모 기업의 수가 많을수록 해당 경제의 소득분포가 더 불평등하다는 것을 나타냈다(Davis, 2013; Cobb and Lin, 2017; Fields and Yoo, 2000). 최근 불평등과 관련된 선행연구에서는 소득 불평등의 다양한 원천을 분해하고 문제화하는 새로운 유형의 모델을 개발했으나(Cowell and Fiorio, 2011; Creedy et al.,

2011; Thewissen et al., 2013), 이러한 연구들은 자영업의 역할에 대해 고려하지 않았다. Halvarsson et al.(2018)의 연구는 스웨덴 자료를 이용하여 소득 불평등을 자영업자와 임금근로자에 대해 구분하여 기여도를 구하고 자영업자의 비율에 따른 소득 분산의 변화를 관찰하였다. 특히, 이 연구는 자영업자를 법인화된 자영업자와 법인화하지 않은 자영업자로 구분하고, 임금근로자와 이들을 대상으로 불평등을 분석하였다. 분석 결과, 자영업자의 비율이 소득 분배의 하단을 확대함으로써 소득 분산을 증가시키지만, 법인화된 자영업자의 비율은 소득 분배의 상단에서 소득 분산에 기여하는 것을 밝혔다.

외국 문헌과 비교할 때 자영업 소득에 관한 한국 연구는 많지 않다. 자영업 소득 결정요인에 대한 몇 편의 연구가 존재하지만 대부분 기본적인 통계를 이용하여 결정요인에 대해 분석하거나 자영업자와 임금근로자 소득의 이질성을 보이고 있을 뿐이다(금재호·이인실, 2011; 류재우, 2004; 이승렬·최강식, 2007; 최강식 외, 2005). 자영업 소득 불평등에 관한 연구 역시 많이 존재하지는 않지만, 김준영·김성환(2009), 임은의·임유진(2013), 지은정(2012) 등의 연구가 존재한다. 김준영·김성환(2009)은 산업·직업별 고용구조조사 2002~2007년 자료를 이용하여 취업 형태별 소득 불평등 증가 원인을 분해하였다. 이를 통해, 분석 기간 중 자영업자와 임금근로자의 소득격차 확대 현상과 취업 형태별 불평등 수준의 비교를 통해 임금근로자 집단 내 불평등의 증가를 보였다. 임은의·임유진(2013)은 2006년 한국복지패널 자료를 이용하여 자영업 집단의 이질성을 분석하였는데, 자영업 집단의 이질성을 지적한 선행연구의 결과를 지지하였으며 소득 불평등에 영향을 미치는 요인을 밝혀냈다. 마지막으로, 지은정(2012)의 연구는 한국복지패널 2005~2008년 자료를 이용하여 자영업 소득 불평등을 측정하고 불평등 요인과 추세를 분해하였다. 이를 통해, 자영업 소득 불평등이 높은 수준이며 자영업 내 소득 양극화가 심각해지고 있는 현상을 발견했다. 또한 불평등의 요인을 밝히고, 고용 형태에 따른 상대 소득 변화가 불평등 증가에 큰 기여를 한다는 것을 밝혔다. 본 연구는 자영업자와 임금근로자가 전체 소득 불평등에 기여한 정도를 구분하여 계산하고, 집단 간 부분과 집단 내 부분의 영향을 두 집단 모두에 대해 보임으로써 기존 연구와 차이를 둔다. 또한, 기

존의 연구들이 단기간에 걸친 효과를 분석한 데 비해 장기간에 걸친 변화를 살펴봄으로써 시간이 지남에 따라 소득 불평등이 어떻게 변화해 왔는지 추세적인 흐름을 살펴보는 데 그 차이점이 있다.

제3절 분석 방법

불평등도를 측정하는 가장 대표적인 방법으로 지니계수를 들 수 있다. 하지만 지니계수는 하위 집단과 요소 원천별 분해가 쉽지 않기 때문에 본 연구에 적합하지 않다. 자영업자와 임금근로자들이 전체 소득 불평등도에 미치는 기여율을 측정하는 데 초점을 맞춘 본 연구에서 분해 가능성은 필수적이다. 또한, 본 연구에서는 다양한 소득분포에서 하위 집단들의 불평등 기여율을 측정하려 하기 때문에 중간 분포의 소득 변화를 주로 반영하는 지니계수는 적합하지 않다고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 일반화된 엔트로피 지수(GE-index)를 이용한다.⁸⁾ 일반화된 엔트로피 지수는 지니계수의 단점을 모두 보완하면서 각 집단의 기여율을 계산하는 데 이점이 있다. 또한, 일반화된 엔트로피 지수는 민감도 매개변수(Sensitivity Parameter) α 를 조정하여 소득분포의 각기 다른 지점에서의 불평등을 평가할 수 있다. 구체적으로 $\alpha = 0$ 일 때 지수는 소득의 상대적 차이에 초점을 맞추며 평균 로그 편차(Mean Log Deviation)와 유사한 모습을 보인다. 또한, α 가 증가함에 따라, 지수는 소득분포 상위 부분의 변화에 더 민감하다(Cowell, 2000). 반대로, α 의 음수 값은 지수를 소득분포 하위 부분의 변화에 더 민감하게 만든다. 이러한 특성은 인구의 다른 부분이 전체 불평등에 어떻게 기여하는지 분석할 수 있게 한다.

비록 일반화된 엔트로피 지수가 실수 선상에 정의되어 있지만, 본 연구는 $\{-1, 0, 1, 2\}$ 4개의 민감도 매개변수를 중점적으로 분석한다. 특히, α 가 분포의 하단 또는 상단(즉, $\alpha \in -1, 2$)에 많은 가중치를 줄 경우 전체 불평등에

8) 분석 방법은 Halvarsson et al.(2018)을 참고하여 작성하였다.

대한 상대적 기여도가 중간(즉, $\alpha \in (0, 1)$)에 비해 어떻게 다른지에 관심이 있다. 지수의 속성을 더 잘 설명하기 위해, 다음의 수식을 이용한다. 벡터 $y = [y_1, \dots, y_N]$ 를 전체인구 가운데 N 명의 개인 소득으로 정의한다. 그러면 지수의 표본 유사체는 α 의 함수로서 다음 수식으로 정의될 수 있다.

$$GE(y, \alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)N} \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{y_i}{\mu(y)} \right)^\alpha - 1 \right], \quad (3-1)$$

$$\alpha \in (-\infty, \infty) \cap (0, 1)$$

수식을 구성하는 요소에 대해 살펴본다. 먼저, 개별 소득(y_i)을 평균 소득($\mu(y)$)으로 나눈 비율($\frac{y_i}{\mu(y)}$)의 α 제곱은 소득분포 내 개별 위치의 상대적 가치를 나타낸다. 또한, 이 비율의 α 제곱에 대한 평균은 소득분포 전체에 대한 불평등의 정도를 측정한다. 마지막으로, $\frac{1}{\alpha-1}$ 에 의한 정규화는 α 값의 변화에 따른 지수의 민감도 조절을 가능하게 한다. 조금 더 구체적으로 각 α 값의 경우에 대해 설명하면 다음과 같이 해석할 수 있다. $\alpha = 2$ 일 때, 식 (3-1)은 변동 계수(CV)의 제곱의 절반으로 이는 $\frac{var(y)}{2\mu(y)}$ 과 같으며 허쉬만-허핀달 집중 지수와 같다(Quintano et al., 2005). $\alpha = 1$ 일 때는 타일지수(Theil index), $\alpha = 0$ 일 때는 평균 로그 편차(Mean Logarithmic Deviation : MLD)로 알려져 있으며 각각 불평등의 다른 측면을 강조한다. 이러한 순서로 나열된 이 엔트로피 측정치는 각각 상위, 중상위, 중하위 소득 범위의 변화에 민감하다. 마지막으로, $\alpha = -1$ 인 경우는 소득분포 하위 부분에 더 민감한 것을 의미하며 낮은 소득층의 불평등이 지수에 크게 반영된다.

1. 일반화된 엔트로피 지수의 하위 집단 분해

이번에는 일반화된 엔트로피 지수의 하위 집단 분해 가능성을 살펴본다. 본 연구에서는 전체인구를 자영업자와 임금근로자의 두 집단으로 나누었으며, 지수는 기존의 불평등 분해에서와 같이 집단 간 및 집단 내 효과로 분해해 볼 수 있다.

$$GE(y;\alpha) = GE_b(y;\alpha) + GE_w(y;\alpha) \quad (3-2)$$

위 수식에서 우변의 첫 번째 항은 집단 간 불평등을 나타내며, 이는 서로 다른 소득 집단 간 평균 소득의 분산을 통해 측정된다. 높은 집단 간 불평등 값은 소득 집단 간 큰 격차를 의미한다. 한편, 우변의 두 번째 항은 집단 내 불평등을 나타내며, 이는 각 소득 집단 내 개인들 사이의 소득 분산을 측정한다. 즉, 개별 집단 내에서의 불평등이 전체 불평등에 기여하는 정도를 나타낸다. 이때, 두 번째 항($GE_w(y;\alpha)$)은 각 하위 집단에 대해 계산된 일반화된 엔트로피 지수의 가중 합으로 사용된다.

$$GE_w(y;\alpha) = \sum_{j=1}^J w_j GE(y_j;\alpha) \quad (3-3)$$

위 수식에서 가중치는 $w_j = p_j r_j^\alpha$ 로 정의되고, 이때 $p_j = \frac{N_j}{N}$ 는 인구 가중치, $r_j = \frac{\mu(Y_j)}{\mu(Y)}$ 는 하위 집단 j 의 평균 소득과 인구의 평균 소득 사이의 비율에 해당된다(Cowell and Fiorio, 2011). 이 인구 가중치에 대한 표현을 식 (3-3)에 대입하고 식 (3-1)을 사용하면 다음과 같은 총 집단 내 불평등 공식이 도출된다.

$$GE_w(y;\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} \left(\frac{\mu(Y_j)}{\mu(Y)} \right)^\alpha \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} \left[\left(\frac{y_{ji}}{\mu(y_j)} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (3-4)$$

이 수식은 개별 하위 집단 내 소득 분산으로 인해 발생하는 전체 불평등 $GE(y;\alpha)$ 의 비율을 반영한다. 식 (3-2)의 동일성과 식 (3-4)의 $GE_w(y;\alpha)$ 항을 사용하여 집단 내 부분을 반영하면 나머지 불평등을 나타내는 집단 간 부분 $GE_b(y;\alpha)$ 를 도출할 수 있다.

$$GE_b(y;\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} \left[\left(\frac{\mu(Y_j)}{\mu(Y)} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (3-5)$$

이는 집단 내 불평등을 차감한 뒤 남는 잔여 불평등을 포착한다. 또한, 식

(3-4)와 (3-5)의 하위 집단 분해는 주어진 집단 j 로부터 전체 불평등 $GE(y; \alpha)$ 에 대한 기여를 정의함으로써 대안적인 분해 방법을 허용한다.

$$\widetilde{GE}(y; \alpha) = \frac{p_j(r^\alpha - 1)}{\alpha^2 - \alpha} + w_j GE(y_j; \alpha) \quad (3-6)$$

식 (3-6)에서 우변의 첫 번째 항은 불평등의 집단 간 구성 요소에 대한 집단 j 의 기여를 반영하고, 두 번째 항은 집단 내 구성 요소에 대한 집단의 기여를 반영한다. 이 표현에서 전체 불평등 $GE(y; \alpha)$ 로 돌아가려면, J 집단에 대해 단순히 합을 계산한다.

2. 회귀분석 기반 불평등 분해

이번에는 회귀분석 기반 불평등 분해를 이용하여 각 집단별로 어떤 요소들이 불평등에 영향을 미쳤는지 살펴본다. Shorrocks(1982)는 불평등 지표를 소득의 가중 합으로 나타내고 이를 이용하여 불평등의 각 구성 요소에 대한 기여도를 분석할 수 있음을 보였다. 이와 관련하여 간략히 일반화된 설명은 다음과 같다. 소득 y 는 다음과 같이 표현된다.

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3-7)$$

여기서 X 는 설명변수의 $n \times k$ 행렬, β 는 $k \times 1$ 의 계수 행렬, 그리고 ε 은 $n \times 1$ 의 무작위 오류항 행렬이다. 일치성을 지닌 추정 계수 행렬 $\hat{\beta}$ 가 주어진 경우, 소득은 예측된 소득과 예측 오류의 합으로 표현될 수 있다.

$$\hat{y} = X\hat{\beta} + \hat{\varepsilon} \quad (3-8)$$

이때 1인당 소득은 다음과 같이 나타낸다.

$$y_i = \sum_{l=1}^L \hat{\beta}_l x_i^l + \hat{\varepsilon}_i \quad (3-9)$$

여기서 $\hat{\beta}_l$ 은 OLS에 의해 추정된 l 번째 계수, x_i^l 는 개인 i 의 l 번째 설명변

수 값, $\hat{\varepsilon}_i$ 는 OLS 잔차이다. Shorrocks(1982)가 제안한 대로 불평등 지표 $I(y)$ 를 소득의 가중 합으로 작성하면 다음과 같다.

$$I(y) = \sum_{i=1}^n a_i(y)y_i \quad (3-10)$$

여기서 a_i 는 가중치, y_i 는 i 번째 개인의 소득이다. 식 (3-9)를 식 (3-10)에 넣고 $I(y)$ 로 나눠주면 설명변수 l 에 의한 불평등의 비율(s_l)을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$s_l = \frac{b_l \sum_{i=1}^n a_i(y)x_i^l}{\sum_{i=1}^n a_i(y)y_i} \quad (3-11)$$

이러한 내용을 바탕으로, 본 연구의 분석에서는 Fiorio and Jenkins(2007)이 Fields(2003)와 Shorrocks(1982)의 분해 규칙을 이용하여 개발한 회귀분석 기반 불평등 분해 방법을 이용하였다.

제4절 데이터 및 주요 통계

1. 데이터

본 장과 제4장의 실증분석은 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study) 6차년도(2003년)~25차년도(2022년) 자료를 사용한다. 한국노동패널조사는 1998년 기준 한국의 도시지역에 거주하는 5,000가구를 대상으로 1년에 1회씩 경제활동 및 노동시장 이동, 소득 활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관한 다양한 변수들에 대해 조사하고 있다. 1998년 첫 조사를 시행한 이후, 2009년 패널 이탈에 의한 표본 마모와

대표성의 한계를 극복하고자 전국 단위의 가구로 모집 범위를 확장하는 1차 추가 표본을 추출하였고 2018년에는 2차 추가 표본을 추출하였다. 한국노동패널조사 자료를 사용하는 이유는 소득자료를 활용함에 있어 가계동향조사에 비해 시계열적 일관성을 더 확보할 수 있고, 소득 정의가 국제적 기준에 부합하기 때문이다(최제민 외, 2018). 한국노동패널조사는 가구 단위는 물론 개인단위의 소득자료와 인적 특성 및 고용 상태에 관한 정보를 제공하기 때문에, 자영업자와 임금근로자를 대상으로 개인단위의 분석을 하는 데 유용할 것으로 보인다.

한국노동패널조사에서 소득 관련 변수는 가구 단위 및 개인단위에서 각각 찾을 수 있다. 본 연구에서는 개인단위 자료를 이용하여 분석하므로 이를 중점적으로 설명한다. 임금 및 소득과 관련된 정보는 ‘주된 일자리’를 기준으로 구성되었다. 비임금근로자의 경우 소득은 연간매출액과 소득액을 측정하였으며, 임금근로자의 경우 월평균 임금을 조사하였고 임금에서 공제되는 세금 항목 또한 조사하였다. 한국노동패널조사는 모든 소득 항목을 조사 단계에서부터 세후 기준으로 조사하고 있으며, 조사 연도의 이전 한 해를 기준으로 소득을 응답하도록 하였다. 분석에 이용한 월평균 임금(소득)의 경우 인플레이션의 영향을 제거하기 위해 2020년 물가를 기준으로 실질화하였다. 시간당 소득의 경우 한국노동패널조사에서 제공하는 임금근로자 및 자영업자의 월평균 임금(소득)을 월 근로시간(주당 평균 근로시간×4.3)으로 나누어 계산하였다. 한편, 한국노동패널조사에서는 연간소득 자료를 제공한다. 세금 공제 전후의 연간소득을 모두 제공하고 있어 비록 조사자료로는 세금의 정확한 효과를 추정할 수는 없겠으나, 제4장에서는 세전 및 세후 연간소득 자료를 모두 이용하여 분석을 시도해 보았다.

본 연구에서는 만 25세 이상 64세 이하의 개인을 분석 대상으로 하였다. 경제활동인구를 대상으로 하는 많은 연구가 15~64세를 기준으로 하지만 자영업의 경우 어느 정도의 숙련 기간 혹은 자본축적의 시간이 소요된다. 이러한 점을 고려하여 대학 졸업 연령과 유사한 25세를 기준으로 분석하는 것이 더 적절해 보인다. 본 연구에서는 노동시장의 구성원을 자영업자와 임금근로자로 구분하여 분석하므로 분석 표본은 자영업자(고용주 및 자영자) 및 임금근로자로 제한하며, 비경제활동인구와 무급가족종사자는 제외한다.

2. 주요 통계

가. 일반화된 엔트로피 지수의 하위 집단 분해

〈표 3-1〉부터 〈표 3-3〉은 2003년, 2013년, 2022년의 자영업자와 임금근로자에 대한 기술통계량을 각각 보여준다. 전체 모집단이 아닌 한국노동패널조사의 표본을 이용한 분석이지만, 2003년부터 2022년까지 자영업자의 비율을 계산해보면 2003년 25.1%, 2013년 23.3%, 2022년 19.1%로 줄어드는 추세를 보이고 있으며, 이는 경제활동인구조사의 통계와 유사한 흐름을 확인할 수 있다.

표에 제시된 대부분의 변수들이 기간에 걸쳐 완만한 변화를 보이고 있지만 몇몇 변수들의 경우 차이점이 눈에 띈다. 먼저, 월 소득의 경우 두 집단에서 다른 양상을 보인다. 먼저 자영업자의 경우, 월 소득의 평균값은 2003년 328.2만 원에서 2013년 355.2만 원으로 증가했으나 2022년 346.5만 원으로 다시 감소하는 모습을 보였다. 반면, 임금근로자의 경우 2003년 220만 원에서 2013년 261.4만 원, 그리고 2022년 293.4만 원으로 꾸준히 증가하는 모습을 보였다. 나이의 경우 인구구조적으로 전반적인 고령화를 반영하고 있

〈표 3-1〉 요약 통계(2003년)

	자영업자		임금근로자	
	평균	표준편차	평균	표준편차
월평균 소득(만 원)	328.18	401.35	220.24	136.61
나이	46.02	8.89	40.03	9.91
성별(여성=1)	0.26	0.44	0.37	0.48
총근무기간(년)	28.50	10.84	21.53	12.05
현 직장 재직기간(년)	9.06	9.71	5.78	7.07
결혼 여부	0.936	0.245	0.776	0.417
교육연수	11.514	3.480	12.493	3.542
관측치 수	1,216		3,634	

주 : 월평균 소득은 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화하였음.
 자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

〈표 3-2〉 요약 통계(2013년)

	자영업자		임금근로자	
	평균	표준편차	평균	표준편차
월평균 소득(만 원)	355.17	320.99	261.39	162.33
나이	48.65	8.77	42.08	10.12
성별(여성=1)	0.30	0.46	0.39	0.49
총근무기간(년)	29.95	10.41	22.45	11.72
현 직장 재직기간(년)	9.80	9.11	6.59	7.30
결혼 여부	0.921	0.270	0.753	0.431
교육연수	12.700	3.057	13.635	2.881
관측치 수	1,401		4,613	

주: 월평균 소득은 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화하였음.
 자료: 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 3-3〉 요약 통계(2022년)

	자영업자		임금근로자	
	평균	표준편차	평균	표준편차
월평균 소득(만 원)	346.52	281.52	293.44	162.47
나이	50.16	9.53	43.94	11.02
성별(여성=1)	0.29	0.45	0.42	0.49
총근무기간(년)	30.52	10.80	23.64	12.08
현 직장 재직기간(년)	11.11	10.11	8.11	8.36
결혼 여부	0.875	0.330	0.705	0.456
교육연수	13.638	2.592	14.300	2.393
관측치 수	1,819		7,720	

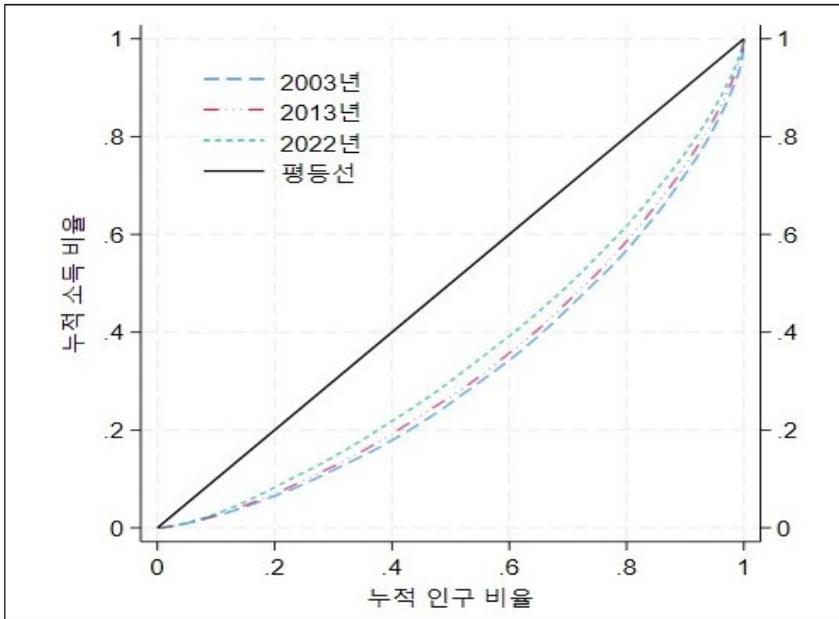
주: 월평균 소득은 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화하였음.
 자료: 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

고, 여성의 비율은 앞선 제2장의 통계에서 봤듯이 경제활동인구의 확대로 전반적으로 확대되는 모습을 보인다. 총근무기간과 현 직장 재직기간 역시 시간이 지남에 따라 완만하게 증가하는 모습을 보인다. 다만, 총근무기간의 경우 자영업자의 평균값이 더 높은 것을 확인할 수 있다. 한편, 두 집단의 결혼한 인구 비율은 다소 차이를 보인다. 시간이 지남에 따라 두 집단 모두 결

혼한 인구 비율이 감소하는 모습은 공통적으로 보이고 있으나, 결혼 비율은 자영업자가 월등히 높다. 자영업자의 결혼 비율은 2003년 93.6%, 2013년 92.1%, 2022년 87.5%로, 임금근로자의 2003년 77.6%, 2013년 75.3%, 2022년 70.5%에 비해 높은 수준임을 볼 수 있다. 마지막으로 교육연수의 경우 전반적으로 분석기간 중 두 집단 모두 완만한 상승을 보였으나, 임금근로자가 자영업자에 비해 평균 교육연수는 더 높은 것으로 나타났다.

다음으로 소득 불평등 지표들에 대해 살펴본다. [그림 3-1]은 각 연도에 대해 소득 불평등도를 나타낸 로렌츠 곡선을 보여준다.⁹⁾ 그림에서 볼 수 있듯이, 시간이 흐를수록 곡선이 평등선에 가까워지는 걸 확인할 수 있다.

[그림 3-1] 로렌츠 곡선



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 각 연도.

9) 로렌츠 곡선은 가로축이 인구의 누적 비율, 세로축이 소득의 누적 비율을 나타내고 45도의 대각선은 완전한 평등상태를 나타내며 곡선으로 소득 불평등도를 보인다. 45도의 대각선(평등선)과 곡선 사이의 면적을 이용하여 계산한 지니계수는 불평등의 정도를 수치화한 것으로 0과 1 사이의 값으로 불평등 정도를 나타낸다. 이때 지니계수가 0에 가까울수록 완전 평등을 의미하고, 1에 가까울수록 완전 불평등을 의미한다.

2003년에 비해 2013년의 곡선은 안쪽으로 향했고, 2022년은 더 안쪽으로 향한 것을 볼 수 있다. 즉, 소득 불평등은 전반적으로 시간이 흐름에 따라 완화되었다는 것을 의미한다.

이를 이용하여 계산한 지니계수와 다른 불평등 지표들을 <표 3-4>부터 <표 3-6>에 제시하였다. 가장 먼저 대표적인 불평등 지표인 지니계수를 보면 2003년 0.364에서 2013년 0.342, 2022년 0.297로 빠른 속도로 하락하고

<표 3-4> 소득 불평등 통계(2003년)

	자영업자	임금근로자	전체
p90/p10	8.00	4.67	5.00
p90/p50	2.35	2.07	2.00
p50/p10	3.40	2.25	2.50
p75/p25	3.00	2.22	2.22
GE(-1)	0.410	0.231	0.286
GE(0)	0.205	0.166	0.191
GE(1)	0.511	0.174	0.296
GE(2)	0.964	0.202	0.519
Gini	0.436	0.317	0.364

자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

<표 3-5> 소득 불평등 통계(2013년)

	자영업자	임금근로자	전체
p90/p10	6.00	4.20	4.75
p90/p50	2.31	2.10	2.38
p50/p10	2.60	2.00	2.00
p75/p25	2.67	2.00	2.13
GE(-1)	0.629	0.223	0.306
GE(0)	0.249	0.167	0.194
GE(1)	0.326	0.166	0.216
GE(2)	0.463	0.195	0.292
Gini	0.398	0.313	0.342

자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 3-6〉 소득 불평등 통계(2022년)

	자영업자	임금근로자	전체
p90/p10	6.50	3.40	3.67
p90/p50	2.17	1.82	1.88
p50/p10	3.00	1.87	1.95
p75/p25	2.50	1.95	2.00
GE(-1)	0.457	0.168	0.217
GE(0)	0.227	0.129	0.149
GE(1)	0.295	0.133	0.168
GE(2)	0.414	0.162	0.222
Gini	0.362	0.277	0.297

자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

있는 것을 볼 수 있다.¹⁰⁾ 한편, 자영업자와 임금근로자 두 집단에 대해 각각 추정한 경우에도 모두 감소하는 것을 볼 수 있다. 다만, 자영업자의 전반적인 소득 불평등도가 임금근로자에 비해 높고 자영업자의 지니계수가 상대적으로 더 큰 폭으로 감소했다는 것을 알 수 있다.

이어서 소득 분배의 퍼센트 비율과 일반화된 엔트로피 지수들을 분석 기간에 대해 살펴본다. 먼저 2003년과 2013년을 비교하면, 퍼센트 비율을 봤을 때 전반적으로 불평등이 감소하는 모습을 확인할 수 있다. 전체근로자를 보면, 소득 상위 10%가 하위 10%의 몇 배의 소득을 버는지를 나타내는 p90/p10의 경우 2003년 5에서 2013년 4.75, 2022년 3.67로 지속적으로 하락하는 것을 볼 수 있다. 한편, 소득 상위 10%가 중위값(50%)보다 얼마나 더 많이 버는지를 보이는 p90/p50의 경우 2013년에 증가했다가 2022년 다시 감소하는 모습을 보였다. 또한, 다른 퍼센트 비율 역시 일정하게 감소하는 모습을 보이고 있다. 자영업자와 임금근로자를 각각 살펴보면, 임금근로자의 경우 p90/p50이 2013년에 살짝 올랐다가 2022년에 감소하는 모습을 제외하고서는 모두 전 기간에 걸쳐 감소한다. 반면, 자영업자의 경우 p90/p50

10) 분석 자료의 특성으로 인해 행정자료를 이용하여 보완한 가계금융복지조사를 활용한 통계청의 공식 지니 계수와는 다소 차이가 있다. 지니 계수의 절대적인 규모는 차이가 있으나 전반적인 흐름은 감소하는 동일한 추세를 보이고 있다.

과 $p75/p25$ 는 전 기간에 걸쳐 감소했으나 $p90/p10$ 과 $p50/p10$ 은 2003년보다 2013년에 하락했다가 2022년에는 2013년 대비 다시 증가한 모습을 보인다. 이는 자영업자가 임금근로자에 비해 저소득층과 고소득층, 중위 소득층 사이에 소득 분배가 악화되었음을 암시한다. 일반화된 엔트로피 지수의 경우는 앞서 제3절 분석 방법에서 언급한 것처럼 민감도 매개변수(α)를 4가지로 나누어 보았다. 결과를 보면, 전체근로자를 포함하여 자영업자와 임금근로자 모두에 대해 민감도 매개변수가 1과 2인 경우의 $GE(1)$ 과 $GE(2)$ 는 모두 시간이 지남에 따라 지속적으로 감소하는 것을 알 수 있다. 즉, 소득분포의 상위 부분과 최상위 부분에 더 큰 가중치를 둔 경우를 대상으로 불평등의 정도를 측정할 결과 지니계수와 동일하게 모두 감소하는 모습을 보인다. 반면, $GE(0)$ 는 모든 소득수준에 걸쳐 균일하게 불평등을 측정할 결과로서 모든 집단에서 2003년에 비해 2013년에 소폭의 증가를 보였다가 2022년에 다시 감소하는 것으로 나타났다. 또한, $GE(-1)$ 는 소득분포의 하위 부분에 더 큰 가중치를 준 것으로 임금근로자는 지속적으로 감소했으나 자영업자와 전체근로자는 2003년에 비해 2013년에 증가했다가 2022년에 다시 감소한 결과를 보인다. 이러한 결과는 지니계수가 지속적으로 감소하는 것과 달리 다양한 소득분포의 상황에서는 차이를 보이며 지니계수의 한계를 나타낸다고 할 수 있다.

제5절 분석 결과

1. 일반화된 엔트로피 지수를 이용한 불평등 분해

앞선 제4절에서 관찰한 불평등 관련 지표들을 더 상세하게 보기 위해 일반화된 엔트로피 지수의 집단별 분해를 실시한다. <표 3-7>부터 <표 3-9>는 2003년, 2013년, 2022년에 대해 각각 일반화된 엔트로피 지수의 분해 가능성을 사용하여 자영업자와 임금근로자의 불평등을 집단 간 및 집단 내 부분으로 분해하여 소득분포의 다른 부분에서 불평등 기여도를 계산한 결과를

보여준다. 이때, 결과 해석의 편의를 위해 불평등도 지수를 직접적으로 보이지 않고 기여도를 %로 변환한 결과를 제시한다.

먼저 <표 3-7>에서 2003년의 결과를 보면 GE(-1)의 경우 자영업자는 23.8%, 임금근로자는 76.2%의 기여도를 보인다. 즉, 소득분포의 하위 집단에 가중치를 주었을 경우 불평등에 많은 기여를 하는 집단은 임금근로자인 것으로 나타났다. 한편, 전체근로자의 숫자들을 보면 불평등의 많은 부분은 집단 간 부분(Between)보다 집단 내 부분(Within)에서 기인하는 것을 볼 수 있다. 집단 내 부분이 97.1%로 대부분을 차지한다. 다음으로 민감도 매개변수가 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 살펴본다. GE(0)의 경우 GE(-1)에 비해서도 더 큰 비율로 임금근로자가 불평등에 더 많은 기여를 하는 것으로

<표 3-7> 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2003년)

	자영업자	임금근로자	전체
GE(-1)	0.410	0.231	0.286
집단 간 부분(Between)	-8.7%	11.6%	2.9%
집단 내 부분(Within)	32.5%	64.6%	97.1%
전체(Total)	23.8%	76.2%	100.0%
GE(0)	0.205	0.166	0.191
집단 간 부분(Between)	-29.5%	34.1%	4.6%
집단 내 부분(Within)	30.4%	65.0%	95.4%
전체(Total)	0.9%	99.1%	100.0%
GE(1)	0.511	0.174	0.296
집단 간 부분(Between)	-14.4%	22.1%	7.7%
집단 내 부분(Within)	55.0%	37.3%	92.3%
전체(Total)	40.6%	59.4%	100.0%
GE(2)	0.964	0.202	0.519
집단 간 부분(Between)	12.7%	-11.0%	1.7%
집단 내 부분(Within)	74.9%	23.4%	98.3%
전체(Total)	87.6%	12.4%	100.0%

주: GE 값들은 민감도 매개변수에 따른 불평등 지수. %는 전체 소득 불평등에 대한 기여율.

자료: 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

나타났다. 한편, 집단 내 부분과 집단 간 부분으로 봤을 때는 여전히 집단 내 부분이 95.4%로 높은 비율을 차지하는 것을 알 수 있다. GE(1)은 소득분포의 상단을 강조한 결과를 보이는데 자영업자가 40.6%, 임금근로자가 59.4%로 여전히 임금근로자가 더 많은 기여도를 차지하고 있다. 집단 간 부분의 비율이 7.7%로 GE(-1)과 GE(0)에 비해 다소 증가했으나 여전히 높은 집단 내 부분 비율(92.3%)을 확인할 수 있다. 마지막으로 GE(2)의 경우는 소득의 최상위 부분을 강조했으며 그 결과는 자영업자가 87.6%, 임금근로자가 12.4%의 기여도를 보이며 자영업자의 높은 기여를 나타냈다. 앞선 결과들과 마찬가지로 전체근로자를 집단 간 부분과 집단 내 부분으로 구분하여 봤을 때는 집단 내 부분이 98.3%로 높은 비중을 차지하는 것을 확인할 수 있다.

〈표 3-8〉 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2013년)

	자영업자	임금근로자	전체
GE(-1)	0.586	0.217	0.296
집단 간 부분(Between)	-5.9%	7.8%	1.8%
집단 내 부분(Within)	30.9%	67.3%	98.2%
전체(Total)	24.9%	75.1%	100.0%
GE(0)	0.254	0.170	0.198
집단 간 부분(Between)	-23.1%	26.4%	3.4%
집단 내 부분(Within)	28.8%	67.9%	96.6%
전체(Total)	5.7%	94.3%	100.0%
GE(1)	0.330	0.172	0.224
집단 간 부분(Between)	-15.7%	23.6%	7.9%
집단 내 부분(Within)	38.4%	53.7%	92.1%
전체(Total)	22.6%	77.4%	100.0%
GE(2)	0.480	0.203	0.308
집단 간 부분(Between)	18.2%	-15.8%	2.4%
집단 내 부분(Within)	52.3%	45.3%	97.6%
전체(Total)	70.5%	29.5%	100.0%

주 : GE 값들은 민감도 매개변수에 따른 불평등 지수. %는 전체 소득 불평등에 대한 기여율.

자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

다음으로 <표 3-8>에서 2013년의 불평등 분해 기여도를 살펴보면, 대체적으로 2003년의 결과와 유사한 것을 볼 수 있다. 집단 간 부분과 집단 내 부분의 값들은 2003년과 굉장히 유사한 수준임을 확인할 수 있지만, 자영업자와 임금근로자의 기여도는 민감도 매개변수가 높을수록 차이가 발생한 것을 알 수 있다. GE(1)의 경우 자영업자가 22.6%, 임금근로자가 77.4%로 자영업자는 2003년 40.6%에 비해 크게 감소하였고 임금근로자는 2003년 59.4%에서 2013년 77.4%로 큰 증가를 보였다. 이러한 변화는 반대로 GE(2)에서 나타났는데 자영업자가 70.5%로 2003년 87.6%에 비해 감소하였고, 임금근로자는 29.5%로 2003년 12.4%에 비해 증가했다. 이를 통해 유추할 수 있는 점은 2003년에 비해 2013년에는 소득 상위 부분에 있는 자영업자 집단

<표 3-9> 일반화된 엔트로피 지수의 퍼센트 분해(2022년)

	자영업자	임금근로자	전체
GE(-1)	0.263	0.165	0.183
집단 간 부분(Between)	-5.8%	6.8%	1.0%
집단 내 부분(Within)	22.7%	76.3%	99.0%
전체(Total)	16.9%	83.1%	100.0%
GE(0)	0.159	0.131	0.137
집단 간 부분(Between)	-16.5%	17.9%	1.4%
집단 내 부분(Within)	20.7%	77.9%	98.6%
전체(Total)	4.2%	95.8%	100.0%
GE(1)	0.291	0.135	0.166
집단 간 부분(Between)	-11.6%	14.9%	3.2%
집단 내 부분(Within)	34.5%	62.3%	96.8%
전체(Total)	22.8%	77.2%	100.0%
GE(2)	0.410	0.152	0.207
집단 간 부분(Between)	12.1%	-11.1%	0.9%
집단 내 부분(Within)	44.2%	54.8%	99.1%
전체(Total)	56.3%	43.7%	100.0%

주 : GE 값들은 민감도 매개변수에 따른 불평등 지수. %는 전체 소득 불평등에 대한 기여율.

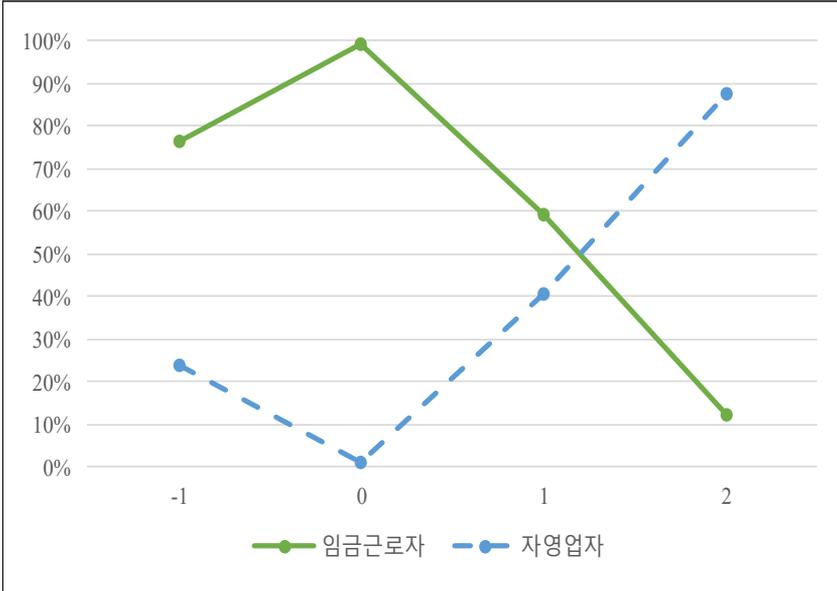
자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

내의 불평등이 다소 감소한 반면 임금근로자 집단 내의 불평등은 증가했다는 점이다. 구체적으로 집단 내 효과를 집단별로 보면 GE(1)에 대해 자영업자는 2003년 55%에서 2013년 38.4%로 감소한 반면 임금근로자는 2003년 37.3%에서 2013년 53.7%로 증가했다. GE(2) 역시 마찬가지로 자영업자는 2003년 74.9%의 집단 내 부분 불평등 기여를 보였으나 2013년에는 52.3%로 감소하였고 임금근로자는 2003년 23.4%에서 2013년 45.3%로 증가하였다.

〈표 3-9〉는 마지막으로 2022년의 결과를 보여준다. 집단 간, 집단 내 부분의 기여도는 2003년, 2013년과 유사하게 집단 내 부분의 기여도가 매우 높은 현상을 유지했다. 그러나, 2013년 대비 두드러지는 변화는 GE(-1)과 GE(2)에서 볼 수 있다. 자영업자와 임금근로자의 기여도를 보면 GE(-1)의 경우 자영업자는 16.9%로 2003년 24.9%에 비해 감소했고 임금근로자는 83.1%로 2013년 75.1%에 비해 증가했다. GE(2)의 경우도 마찬가지로 자영업자는 56.3%로 2013년의 70.5%에 비해 감소했고 임금근로자는 43.7%로 2013년의 29.5%에 비해 증가했다. 이는 특히 소득분포의 양쪽 끝에 위치한 집단에서 자영업자의 집단 내 불평등은 감소한 반면 임금근로자의 집단 내 불평등이 증가했음을 보여준다.

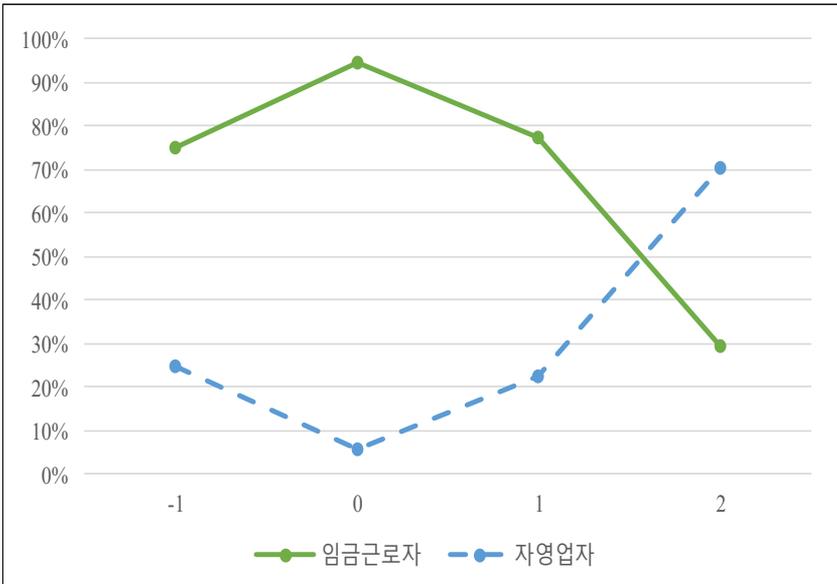
한편, 민감도 매개변수를 기준으로 하여 2003년, 2013년, 2022년에 대해 각 집단별 기여도를 시각적으로 보인 결과는 [그림 3-2]부터 [그림 3-4]에 제시하였다. 자영업자의 경우 U자형 모양을 보이고 있으며 반대로 임금근로자는 종모양의 형태를 보이고 있다. 이는 동일한 가중치를 준 GE(0)의 경우 임금근로자 집단이 불평등도에 대부분 기여하는 모습을 보이거나, 소득분포 상·하위 집단에 가중치를 준 경우 모두 자영업자의 기여도가 높은 모습을 나타낸다. 한편, 2013년 대비 2022년의 결과는 임금근로자의 기여도가 전반적으로 증가하는 추세를 나타낸다. 이는 앞서 제2장에서 보인 것처럼 인구 및 노동시장 구조 등에 의한 영향임을 알 수 있다. 또한, GE(0)과 GE(1) 값에서 임금근로자의 기여도가 증가하는 것은 중간에서 상위 소득분포에 위치한 계층의 불평등이 임금근로자 집단 내에서 증가하고 있음을 알 수 있다. 종합해보면, 시간이 지남에 따라 자영업자와 임금근로자 간에 불평등 기여도 패턴이 변화하는 것을 알 수 있으며, 특히 소득분포의 전반에서 임금근로자들이 시간이 지날수록 불평등에 더 큰 기여를 하고 있음을 보여준다. 이

[그림 3-2] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2003년)



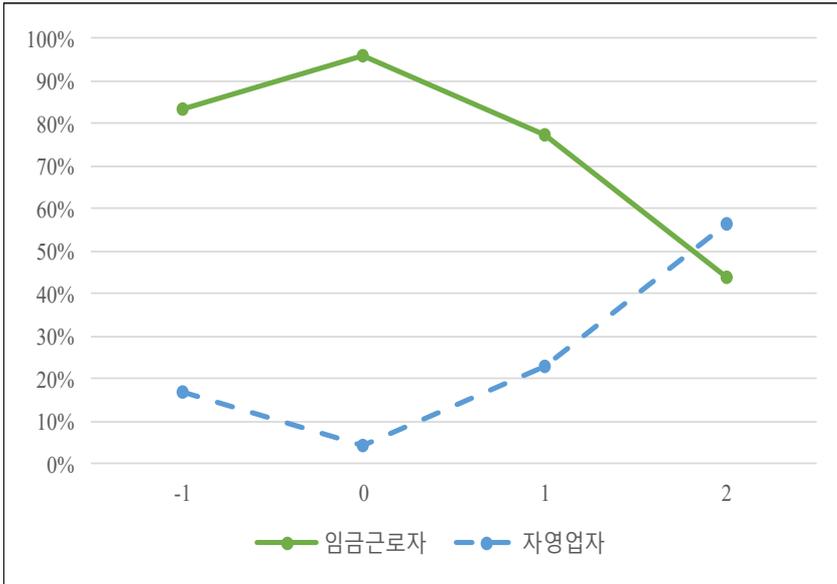
자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

[그림 3-3] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2013년)



자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

[그림 3-4] 전체 소득 불평등에 대한 집단별 기여도(2022년)



자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

러한 경향은 인구 및 노동시장 구조의 변화와 관련이 있다.

2. 회귀분석 접근법을 이용한 불평등 분해

다음으로는 앞선 제3절에서 언급한 회귀분석 기반의 불평등 분석을 통해 설명 변수들의 집단 내 불평등에 대한 기여도를 추정한다. 또한, 이러한 설명 변수의 영향이 연도별로 어떻게 변했는지 살펴본다. 회귀분석 기반 불평등 분해 결과는 <표 3-10>부터 <표 3-12>에 제시되어 있다. 먼저 <표 3-10>은 2003년을 대상으로 두 집단에 대해 각각 회귀분석을 시행하고 이를 바탕으로 설명변수들의 불평등 기여도를 보여준다. 첫 번째와 두 번째 열은 각 집단의 회귀분석 추정치를, 세 번째 열과 네 번째 열은 각 집단의 불평등 기여도를 나타낸다. 표의 값들을 확인하기 전에 주지할 점은 각 집단별 회귀분석 결과의 설명력은 설명변수들의 기여도 합과 동일하다는 점이다. 모형에서 설명되지 않은 부분은 잔차의 기여도($1 - R^2$)와 동일하다.

〈표 3-10〉 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2003년)

	회귀분석 추정치		불평등 기여도	
	자영업자	임금근로자	자영업자	임금근로자
나이	39.66 ^{****} (12.27)	9.713 ^{****} (1.630)	-10.400	0.107
나이 제곱 항	-0.471 ^{****} (0.126)	-0.111 ^{****} (0.0186)	12.857	1.624
현 직장 재직기간(년)	2.576 ^{**} (1.143)	6.141 ^{****} (0.344)	-0.390	13.438
성별(여성=1)	-84.33 ^{****} (20.80)	-64.14 ^{****} (3.531)	1.400	8.229
결혼 여부	145.4 ^{****} (40.05)	29.08 ^{****} (5.189)	0.636	1.011
교육연수	30.34 ^{****} (4.467)	15.18 ^{****} (0.833)	7.440	16.831
상수항	-949.9 ^{****} (286.7)	-204.1 ^{****} (35.90)		
관측치 수	1,216	3,634		
R-squared	0.115	0.412		
Res.(1-R-sq)			88.458	58.760

주: 1) ****는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

회귀분석 추정치들을 비교해보면, 우선 자영업자는 결혼 여부가 소득에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고 그 다음으로 나이와 교육연수 순서였다. 반면, 임금근로자는 자영업자에 비해 회귀분석 추정치의 절댓값이 대체로 작았으나 추정치가 큰 설명변수들은 결혼 여부, 교육연수, 나이 등으로 유사하게 나타났다. 한편, 기여도를 살펴보면 설명된 부분이 자영업자는 11.5%에 불과했으나 임금근로자는 41.2%로 더 높게 나타났다. 자영업자의 경우 나이와 나이 제곱 항이 가장 큰 값을 보였으나 둘의 합은 상대적으로 상쇄되는 모습을 보였고 교육연수가 7.44%로 높은 기여도를 나타냈다. 임

금근로자의 경우 교육연수가 16.8%로 가장 큰 기여도를 보였고 다음으로는 현 직장 재직기간이 13.4%로 높게 나타났다. 한편, 성별의 경우 임금근로자 집단에서 불평등에 더 큰 기여를 하는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 3-11>과 <표 3-12>는 각각 2013년과 2022년의 결과를 제시한다. 회귀분석 추정치는 규모의 차이는 다소 있지만 전반적으로 유사한 결과를 보인다. 기여도를 살펴보면, 먼저 자영업자의 경우 시간이 지남에 따라 교육의 불평등 기여도가 지속적으로 감소하는 것을 볼 수 있다. 나이, 현 직장 재직기간, 결혼 여부 등은 큰 폭의 변화를 보이지 않은 가운데 성별 차이

<표 3-11> 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2013년)

	회귀분석 추정치		기여도	
	자영업자	임금근로자	자영업자	임금근로자
나이	18.83 ^{***} (9.278)	7.083 ^{****} (1.687)	-2.439	0.922
나이 제곱항	-0.222 ^{**} (0.0970)	-0.083 ^{****} (0.0189)	3.433	0.134
현 직장 재직기간 (년)	4.500 ^{****} (1.011)	8.204 ^{****} (0.270)	0.937	17.653
성별(여성=1)	-133.5 ^{****} (17.81)	-90.20 ^{****} (3.758)	4.232	10.461
결혼 여부	138.0 ^{****} (33.74)	47.10 ^{****} (5.465)	1.228	1.950
교육연수	24.71 ^{****} (2.942)	19.63 ^{****} (0.725)	5.340	13.776
상수항	-462.6 ^{**} (210.8)	-202.6 ^{****} (35.86)		
관측치 수	1,401	4,613		
R-squared	0.127	0.449		
Res.(1-R-sq)			87.269	55.103

주: 1) ****는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 3-12〉 집단 내 소득 불평등의 결정요인 및 기여도(2022년)

	회귀분석 추정치		기여도	
	자영업자	임금근로자	자영업자	임금근로자
나이	24.32*** (6.819)	9.749*** (1.319)	-5.143	4.240
나이 제곱항	-0.291*** (0.0702)	-0.120*** (0.0144)	7.126	-2.563
현 직장 재직기간 (년)	3.299*** (0.734)	6.858*** (0.197)	0.772	15.511
성별(여성=1)	-132.1*** (14.08)	-86.66*** (3.067)	4.653	9.615
결혼 여부	76.53*** (22.34)	45.58*** (4.450)	0.551	2.322
교육연수	16.75*** (2.643)	17.76*** (0.679)	2.459	8.289
상수항	-408.2** (158.7)	-194.1*** (28.71)		
관측치수	1,819	7,720		
R-squared	0.104	0.374		
Res.(1-R-sq)			89.583	62.586

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

가 불평등에 미치는 영향은 상대적으로 증가했다. 임금근로자의 경우 2003년 대비 2013년, 2022년 모두 큰 폭의 변화 없이 유사한 기여도를 보였다. 다만, 자영업자와 마찬가지로 교육의 불평등 기여도가 많이 줄어들면서 2022년에는 8.3%를 기록했다.

이러한 결과를 바탕으로 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 교육의 불평등 기여도가 감소하는 경향은 교육이 소득 불평등을 줄이는 데 기여할 수 있는 중요한 요소임을 시사한다. 교육의 확대와 질적 향상은 소득을 증대시키는 기회를 제공하며 전반적인 소득 불평등을 감소시키는 효과를 낳는

다. 따라서 소득 불평등을 줄이고 소득 기회를 평등하게 만들기 위해 교육 관련 효과적 정책 수립과 시행이 필요하다. 둘째, 성별 차이가 불평등에 미치는 영향이 증가한 현상은 성별에 따른 소득 불평등이 중요한 사회적 문제임을 나타낸다. 이는 성별에 기반한 불평등을 줄이기 위해 더욱 적극적인 정책이 요구되는 것을 시사한다.

제6절 소 결

본 장은 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등을 분석하기 위해 2003년, 2013년, 2022년에 대해 다양한 소득 불평등 지표를 살펴봤다. 또한, 일반화된 엔트로피 지수를 이용하여 집단 간 부분과 집단 내 부분으로 분해하여 불평등 기여도를 구하였고 회귀분석을 통한 불평등 분해를 통해 불평등에 미치는 요인들의 기여도를 측정하였다.

분석 결과, 시간이 지남에 따라 소득 불평등이 완화되고 있음을 확인할 수 있다. 특히 지니계수는 2003년부터 2022년까지 지속적으로 하락하고 있는데, 이는 자영업자와 임금근로자 모두 공통적인 현상으로 나타난다. 그러나 자영업자 내에서의 소득 불평등의 정도는 여전히 임금근로자에 비해 높게 나타나며, 자영업자 집단 내에서의 소득 불평등은 빠르게 감소하고 있으나 여전히 격차가 크고 특히 저소득 자영업자들의 불평등이 큰 것으로 나타났다.

일반화된 엔트로피 지수 분석을 통해 소득 불평등도를 분석한 결과는 모든 집단에서 소득분포의 상위 부분과 최상위 부분에 더 큰 가중치를 둔 경우 지니계수와 동일하게 모두 감소하는 모습을 보인다. 그러나, 모든 소득 계층에 균일한 가중치를 준 경우와 소득 하위 계층에 더 큰 가중치를 준 경우는 2003년에 비해 2013년에 소폭 증가했다가 2022년 다시 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지니계수가 지속적으로 감소하는 것과 달리 소득분포에 따라 다른 양상이 나타나는 것을 보여준다.

다음으로 일반화된 엔트로피 지수를 이용하여 집단 간 부분과 집단 내 부

분으로 분해하여 불평등 기여도를 평가했다. 분석 결과, 전체근로자에서의 불평등은 대부분 집단 내에서 발생하며, 집단 간 부분은 그 영향이 크지 않은 것으로 나타났다. 자영업자와 임금근로자의 기여도를 분해한 결과는 소득분포의 최상단에 더 큰 가중치를 준 경우(GE(2))를 제외하면 일반적으로 임금근로자의 불평등 기여도가 높은 것으로 나타났다. 반면, 소득분포의 최상단에 더 큰 가중치를 준 경우 자영업자의 불평등 기여도가 높았으나 시간이 지남에 따라 불평등 기여도가 감소하는 것을 볼 수 있다.

또한, 회귀분석을 통한 불평등 분해에서는 교육연수, 나이, 현 직장 재직 기간 등이 소득 불평등에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과, 교육이 소득 불평등에 기여하는 정도가 시간이 지남에 따라 감소하고 있음을 확인했다. 이는 교육의 확대 및 질적 개선이 소득 불평등 감소에 기여할 수 있음을 시사한다. 한편, 자영업의 경우 성별 차이가 소득 불평등에 미치는 영향은 증가하는 추세를 보여, 성별에 따른 소득 불평등 문제에 대한 적극적인 정책 대응이 필요함을 나타낸다.

이러한 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 시사점을 고려할 수 있다. 첫째, 교육에 대한 접근성 개선과 교육의 질 향상을 위한 정책이 필요하다. 교육의 불평등 기여도가 전반적으로 감소하는 경향은 교육이 소득 불평등을 줄이는 데 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. 특히, 저소득층, 여성 등 교육 접근성이 낮은 집단에 대한 투자와 지원이 중요하다. 둘째, 성별에 따른 소득 불평등의 증가는 노동시장에서의 성별 격차와 관련된 문제들을 해결하기 위한 정책적 노력이 더욱 필요함을 보여준다. 여성 리더십 및 창업 지원, 일과 생활의 균형을 돕기 위한 정책 등이 중요하다. 마지막으로, 자영업자와 비정규직 근로자에 대한 지원 정책을 강화하고, 시장 변화에 대응할 수 있는 유연성과 안정성을 제공해야 한다. 이를 위해 기술 훈련, 재교육 프로그램, 그리고 소득 안정성 확보를 위한 조치들을 고려할 수 있다.

제 4 장

자영업자와 임금근로자의 성별 소득격차

제1절 서론

성별 소득격차는 경제학뿐만 아니라 다양한 분야에서 중요한 연구 주제로 다뤄져 왔다. 이러한 격차는 개인의 능력, 교육 수준, 직업 선택뿐만 아니라 사회적 성별 역할, 문화적 관습 및 제도적 차별 등 여러 요인에 의해 영향을 받는다. 특히 자영업자와 임금근로자 간의 성별 소득격차는 노동시장의 구조적 차이와 각 집단 내부의 다양한 동향에 따라 다르게 나타난다. 한국은 OECD 회원국 중에서도 성별 소득격차가 여전히 가장 높은 국가로 OECD 통계자료에 의하면 2022년 기준 31.2%의 성별 소득격차를 보인다.¹¹⁾ 한국을 포함한 많은 국가에서는 21세기 들어 성별 소득격차가 점진적으로 감소하는 추세를 보였다. 이는 교육 수준의 향상, 여성의 노동시장 참여 증가, 성평등에 대한 사회적 인식 개선 등에 기인한다. 그러나 여성과 남성 사이의 소득격차는 여전히 존재하며, 특히 자영업 분야에서 두드러진다. 이는 자영업자들 사이에서 더 큰 소득 불확실성, 업종별 성별 분포의 차이, 직업 선택의 성별 차별 등 다양한 요인들이 복합적으로 작용하기 때문이다.

11) OECD(2024), "Earnings: Gross earnings: decile ratios," OECD Employment and Labour Market Statistics(database), <https://doi.org/10.1787/data-00302-en> (2024. 3. 12. 접속).

본 장에서는 한국 노동시장의 변화를 중심으로, 시간의 흐름에 따라 자영업자와 임금근로자 사이의 성별 소득격차가 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다. 더불어, 이러한 격차가 왜 지속되는지, 어떤 요인들이 이를 설명할 수 있는지를 심층적으로 탐구한다. 연구는 또한 이러한 격차에 대한 세부적인 원인을 파악하기 위해 다양한 변수들을 고려하여 분석한다. 기존 연구를 확장하여 2003년부터 2022년까지의 장기간에 걸쳐 회귀분석과 Oaxaca-Ransom 분석 방법을 통해 연구함으로써 시간의 흐름에 따른 변화를 보였다는 점에 그 의의가 있다.

글의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 성별 소득격차에 관련된 선행연구를 전반적으로 살펴본다. 제3절에서는 요약 통계와 실증분석 모형에 대해 설명한다. 제4절에서는 회귀분석과 Oaxaca-Ransom(1994) 분해 방법을 이용하여 분석한 결과를 제시한다. 마지막으로 제5절에서는 본 장의 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 모색한다.

제2절 선행연구

노동시장에서의 성별 소득격차는 과거에 비해 전반적으로 감소하고 있으나, 여전히 다수의 국가에서 큰 차이를 보인다. 자영업자의 소득 분포가 임금근로자에 비해 더 넓은 분산을 보이고 여성의 경우 더 큰 차이를 보이고 있으나, 기존의 연구들은 주로 임금근로자에 초점을 맞춰 분석하였다(Horrace and Oaxaca, 2001; Blau and Kahn, 2000). 자영업 성별 소득격차의 원인을 분석한 외국의 선행연구는 상대적으로 많지 않다. 국가별로 소수의 연구들이 진행되었다(Hundley, 2001; Walker, 2009; Eastough and Miller 2004; Leung 2006). 미국 데이터를 사용한 Hundley(2001)와 Walker(2009)의 경우 근로시간과 가정 생산이 성별 소득 차이를 설명하는 중요 요소임을 보였으나, 이러한 효과는 기준 집단을 누구로 설정하느냐에 의해 다소 변하는 것으로 나타났다. 다른 연구들은 주로 근무시간이나 가사 노동을 고려하지 않고, 남녀가 각각 다른 산업이나 직군에 속하는 현상을 성별 소득 차이

의 주된 원인으로 보고 있다. 이러한 연구 결과들은 직업적 분리가 성별 소득 격차에 중요한 역할을 할 수 있음을 제시한다. 또한, Moore(1983), Hundley(2000), Lechmann and Schnabel(2012)의 연구는 모두 자영업자의 성별 소득격차가 임금근로자에 비해 더 크다는 것을 보였다.

외국의 선행연구와 비교할 때 자영업자를 대상으로 한 성별 소득격차에 관한 국내 연구는 많지 않다. 금재호(2009)는 1998~2007년 여성 자영업주의 소득이 남성 자영업주 소득의 62%에 불과하다는 사실을 보였고, 성지미(2011)의 연구에서도 61.3%에 불과한 것으로 나타났다(지은정, 2012). 본 연구와 가장 유사한 국내의 선행연구로는 최강식·정진화(2007)가 있다. 이들 연구는 한국노동패널조사 1~6차 자료를 이용하여 1998~2003년 기간 동안 우리나라의 자영업자와 임금근로자를 대상으로 성별 소득격차의 크기와 요인을 분석하였는데, 임금근로에 비해 자영업에서 성별 소득격차가 큰 것을 보였다. 또한, 관찰되지 않은 생산성 차이 및 차별에 의한 소득격차가 큰 점과 산업 및 직업별 편차가 크다는 점도 밝혔다. 본 연구는 이전 연구들이 짧은 기간 동안의 효과에 집중한 것과는 달리, 장기간에 걸쳐 성별 소득격차가 어떻게 변화해 왔는지를 살펴보고, 시간에 따른 추세적 변화를 분석함으로써 차별성을 가진다.

제3절 요약 통계 및 실증분석 모형

1. 요약 통계

〈표 4-1〉은 2003년 표본에서 자영업자와 임금근로자의 성별에 따른 소득 분포를 보여준다. 소득분포의 숫자들을 논하기에 앞서 표를 해석할 때 주의할 점에 대해 미리 언급할 필요가 있다. 주지하듯이, 자영업자의 소득자료는 흔히 과소 보고되는 경향이 있고 무응답률이 높으며 사업소득뿐만 아니라 자본소득 등 다양한 원천의 소득이 포함될 가능성이 있어서 두 집단 간의 소득수준을 절대적인 기준에서 비교하는 것은 바람직하지 않다(Parker,

2009). 또한, 본 연구의 분석은 자영업자의 범주에 고용주와 자영업자가 모두 포함되어 있다. 일반적으로 고용주는 소득 평균이 높고, 자영업자는 영세 자영업자의 비중이 높아 소득수준이 낮은 것으로 알려져 있다(금재호, 2003; 2009). 따라서 이러한 점을 주의하여 해석할 필요가 있다.

〈표 4-1〉로 돌아와서 먼저 자영업자를 살펴보면, 2003년 자영업 남성의

〈표 4-1〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2003년)

(단위 : 만 원, %)

	자영업자			임금근로자		
	남성	여성	차이(%값)	남성	여성	차이(%값)
월평균 소득						
평균	363.1	225.8	-37.8	264.2	160.8	-39.2
25% 분위	143.0	114.4	-20.0	171.7	100.1	-41.7
중윗값	286.1	143.0	-50.0	228.9	128.7	-43.8
75% 분위	429.1	286.1	-33.3	314.7	200.3	-36.4
시간당 소득						
평균	1.8	1.4	-23.0	1.4	0.9	-32.6
25% 분위	0.7	0.4	-44.4	0.8	0.5	-39.0
중윗값	1.1	0.7	-40.0	1.1	0.7	-40.0
75% 분위	1.8	1.1	-40.0	1.6	1.1	-30.4
세전 연간소득						
평균	4,581	2,775	-39.4	3,339	1,969	-41.0
25% 분위	2,146	1,216	-43.3	2,003	1,030	-48.6
중윗값	3,576	1,860	-48.0	2,861	1,573	-45.0
75% 분위	5,436	3,433	-36.8	4,291	2,575	-40.0
세후 연간소득						
평균	3,865	2,444	-36.8	3,045	1,807	-40.6
25% 분위	1,860	1,144	-38.5	1,717	1,030	-40.0
중윗값	3,433	1,717	-50.0	2,718	1,438	-47.1
75% 분위	5,150	3,055	-40.7	3,862	2,232	-42.2

주 : 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화했음.
 자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

월평균 소득의 평균값은 363.1만 원을 기록했다. 여성의 경우 225.8만 원을 기록한 것에 비해 높은 수준이며 자영업을 영위하는 남성과 여성의 소득격차는 37.8%로 나타났다. 사분위수로 구분하여 살펴본 소득의 경우에도 여성이 모두 남성에 비해 낮은 수준을 기록했음을 알 수 있다. 특히, 중윗값 분위에서 두드러지게 여성의 소득이 남성에 비해 상대적으로 낮았다. 중윗값 분위에 해당하는 자영업 여성의 경우 143만 원을 버는 데 비해 남성의 경우 286.1만 원을 벌면서 50%의 소득격차가 나는 것을 볼 수 있다. 한편, 시간당 소득은 월평균 소득에 비해 차이가 작게 났다. 이는 자영업 여성이 남성에 비해 더 적은 시간을 근무하는 점을 반영한다고 할 수 있다. 한편, 임금근로자의 경우 자영업자와 유사하게 남성이 여성에 비해 많은 소득을 버는 것으로 나타났다. 남성 임금근로자가 평균 264.2만 원을 버는 것에 비해 여성은 160.8만 원으로 39.2%의 소득격차가 존재하는 것을 알 수 있다. 시간당 소득을 살펴보면 성별 격차는 32.6%를 나타내며 월평균 소득자료에 비해 그 차이가 줄어드는 것을 볼 수 있지만 자영업자의 경우에 비해서는 작은 차이가 나는 점을 확인할 수 있다. 이는 자영업 여성의 근무시간이 남성에 비해 상대적으로 적은 점이 반영되었음을 다시 한번 확인시켜 준다고 할 수 있다. 한편, 한국노동패널조사에서는 연간소득을 세전 및 세후 기준에 따라 제공하고 있다. 두 자료를 이용하여 분석한 결과는 대체로 유사한 결과를 나타냈으며, 세후 연간소득에서 소득격차가 조금 작게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 4-2〉는 2013년의 성별 소득격차를 나타낸다. 10년의 간격이 있었지만, 해당 기간 사이에 노동시장에 큰 제도적 변화가 없었던 점을 고려하면 2003년과 유사한 결과들이 나온 점을 확인할 수 있다. 2013년에 자영업 남성의 평균 월 소득은 401.6만 원이었고, 여성은 245.5만 원을 기록했다. 이는 대략 38.9%의 소득격차를 보여준다. 2003년의 값과 비교하면 37.8%의 격차보다 약간 더 큰 수치를 기록했다. 여성의 소득은 모든 분위에서 남성에 비해 현저하게 낮게 나타나, 2003년의 결과와 유사하다. 특히 중위 분위에서 여성의 소득이 남성에 비해 현저히 낮은 것이 관찰되는데, 이는 2003년의 결과와 일관성이 있지만 구체적인 수치는 다르게 나타났다. 자영업자의 월평균 소득자료를 보면, 평균 38.9%의 소득격차가 발생했고 25% 분위

에서 가장 큰 차이가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 시간당 소득의 경우 2013년에는 성별 소득격차가 26.6%로, 2003년의 23%에 비해 다소 증가했음을 알 수 있다. 2003년에 이어 2013년에도 근무시간의 차이가 반영되는 지속적인 격차가 있음을 암시한다. 임금근로자의 경우는 월평균 소득자료를 이용한 경우 41.1%의 격차를, 시간당 소득자료를 이용한 경우 38.3%의

〈표 4-2〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2013년)

(단위 : 만 원, %)

	자영업자			임금근로자		
	남성	여성	차이(%값)	남성	여성	차이(%값)
월평균 소득						
평균	401.6	245.5	-38.9	311.6	183.4	-41.1
25% 분위	215.0	107.5	-50.0	198.9	107.5	-45.9
중위값	322.5	215.0	-33.3	268.8	161.3	-40.0
75% 분위	483.8	322.5	-33.3	376.3	215.0	-42.9
시간당 소득						
평균	1.9	1.4	-26.6	1.7	1.1	-38.3
25% 분위	0.9	0.6	-30.0	1.0	0.6	-40.0
중위값	1.4	1.0	-30.0	1.5	0.9	-40.9
75% 분위	2.3	1.7	-28.9	2.2	1.3	-42.9
세전 연간소득						
평균	4,689	2,903	-38.1	3,800	2,181	-42.6
25% 분위	2,580	1,290	-50.0	2,335	1,290	-44.8
중위값	3,871	2,322	-40.0	3,290	1,935	-41.2
75% 분위	5,548	3,871	-30.2	4,709	2,688	-42.9
세후 연간소득						
평균	4,495	2,813	-37.4	3,630	2,096	-42.3
25% 분위	2,516	1,290	-48.7	2,301	1,290	-43.9
중위값	3,763	2,258	-40.0	3,225	1,806	-44.0
75% 분위	5,376	3,763	-30.0	4,516	2,580	-42.9

주 : 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화했음.
 자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

격차를 나타냈으며 다양한 소득수준에서 성별 간 소득 불평등의 유사한 경향을 보였다.

종합적으로 2003년과 2013년 사이의 상황을 비교해 보면, 남성과 여성 간의 소득 불평등이 일관된 추세를 보였으며, 모든 소득수준에서 여성이 남성보다 현저히 적은 금액을 벌고 있음이 분명히 나타났다. 자영업자와 임금

〈표 4-3〉 자영업자와 임금근로자의 성별 소득분포(2022년)

(단위 : 만 원, %)

	자영업자			임금근로자		
	남성	여성	차이(%값)	남성	여성	차이(%값)
월평균 소득						
평균	386.0	249.9	-35.3	343.5	222.9	-35.1
25% 분위	232.1	139.2	-40.0	232.1	167.1	-28.0
중위값	315.6	204.2	-35.3	306.3	204.2	-33.3
75% 분위	464.2	278.5	-40.0	417.7	273.9	-34.4
시간당 소득						
평균	2.0	1.5	-27.2	2.0	1.4	-30.0
25% 분위	1.1	0.8	-28.6	1.3	1.0	-26.5
중위값	1.6	1.2	-28.6	1.7	1.2	-31.3
75% 분위	2.2	1.7	-23.2	2.4	1.6	-32.5
세전 연간소득						
평균	4,681	2,836	-39.4	4,199	2,652	-36.8
25% 분위	2,692	1,392	-48.3	2,785	1,690	-39.3
중위값	3,713	2,321	-37.5	3,713	2,414	-35.0
75% 분위	5,737	3,676	-35.9	5,199	3,342	-35.7
세후 연간소득						
평균	4,404	2,726	-38.1	3,929	2,505	-36.2
25% 분위	2,451	1,318	-46.2	2,674	1,671	-37.5
중위값	3,435	2,228	-35.1	3,565	2,228	-37.5
75% 분위	5,570	3,342	-40.0	4,902	3,119	-36.4

주 : 2020년 기준 소비자물가지수로 디플레이트하여 실질화했음.
 자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

근로자 모두 소득 불평등의 일반적인 패턴은 여전히 명확하게 나타났다.

〈표 4-3〉은 2022년의 성별 소득격차를 보고한다. 2022년에는 자영업 남성의 평균 월 소득이 386.0만 원, 여성은 249.9만 원으로 나타나며 35.3%의 소득격차를 보였다. 2013년의 38.9%에 비해 소폭 줄어든 수치를 기록했다. 시간당 소득의 경우 성별 소득격차가 27.2%로 2013년의 26.6%보다 약간 증가했다. 임금근로자의 경우, 남성은 평균 343.5만 원, 여성은 222.9만 원을 벌며 35.1%의 소득격차를 나타냈다. 이는 자영업자와 더불어 2013년에 비해 소득격차가 다소 줄어든 것으로 보인다. 요약하자면, 2003년부터 2022년까지의 비교를 통해 한국에서 남성과 여성 간의 소득 불평등은 계속해서 존재하나, 소득격차는 점진적으로 줄어들고 있는 추세를 확인할 수 있다. 자영업자와 임금근로자 모두에서 소득격차가 줄어들고 있지만, 여전히 상당한 차이가 존재한다.

한편, 시간의 흐름에 따라 같은 성별에 대해 자영업자와 임금근로자의 평균임금을 비교해 보면 한 가지 흥미로운 점을 발견할 수 있다. 월평균 소득 자료를 가지고 2003년, 2013년, 2022년에 대해 자영업자와 임금근로자의 소득 차이를 남성과 여성에 대해 각각 살펴보면 그 차이가 감소하는 것을 볼 수 있다. 2003년 자영업 남성의 경우 363.1만 원, 임금근로 남성의 경우 264.2만 원으로 98.9만 원의 소득 차이가 존재했다. 다른 두 해에 대해 살펴보면, 2013년의 경우 자영업 남성 401.6만 원, 임금근로 남성 311.6만 원으로 90만 원의 차이를 보였고 2022년에는 자영업 남성 386만 원, 임금근로 남성 343.5만 원으로 차이가 42.5만 원으로 줄어드는 현상이 관찰된다. 한편 여성에 대해 살펴보면, 2003년에는 자영업 225.8만 원, 임금근로 160.8만 원으로 65만 원의 차이를 보였다. 2013년에는 자영업 245.5만 원, 임금근로 183.4만 원으로 62.1만 원의 차이를, 마지막으로 2022년에는 자영업 249.9만 원, 임금근로 222.9만 원으로 그 차이가 27만 원으로 줄어든 것을 확인할 수 있다. 이처럼 자영업자의 평균 소득이 크게 오르지 못한 동안 임금근로자의 평균 소득이 자영업자에 비해 상대적으로 빠른 속도로 증가했다는 점을 알 수 있다.

〈표 4-4〉는 자영업자와 임금근로자 남녀에 대한 각각의 기술통계이다. 2003년, 2013년, 그리고 2022년 자영업자와 임금근로자 두 집단에 대해 성

〈표 4-4〉 기술통계

	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
2003년				
교육연수	11.87	10.41	12.99	11.64
직업훈련 여부	0.04	0.05	0.11	0.09
총근무기간(년)	28.40	28.70	21.37	21.82
현 직장 재직기간(년)	9.29	7.71	6.70	4.19
주당 근무시간	57.65	58.54	50.83	46.12
결혼 여부	0.90	0.73	0.74	0.66
2013년				
교육연수	12.83	12.40	13.99	13.07
직업훈련 여부	0.03	0.08	0.10	0.10
총근무기간(년)	30.01	29.77	22.00	23.17
현 직장 재직기간(년)	10.48	7.90	7.66	4.94
주당 근무시간	52.74	47.00	43.75	41.44
결혼 여부	0.85	0.74	0.69	0.67
2022년				
교육연수	13.60	13.72	14.56	13.94
직업훈련 여부	0.03	0.03	0.06	0.07
총근무기간(년)	31.08	29.29	23.51	23.76
현 직장 재직기간(년)	12.12	8.27	9.47	6.18
주당 근무시간	47.73	43.04	40.82	37.83
결혼 여부	0.81	0.70	0.65	0.62

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 각 연도.

별로 구분하여 여러 특성을 비교한다. 먼저 모든 집단에서 교육연수가 시간이 지남에 따라 증가하는 모습을 확인할 수 있다. 임금근로자의 교육연수가 자영업자보다 일반적으로 더 높고, 여성의 교육연수가 점점 증가하여 남성과의 격차를 줄이고 있다. 직업훈련 비율은 모든 집단에서 상대적으로 낮으며 시간에 따라 큰 변화를 보이지 않는다. 총근무기간은 자영업자가 임금근로자에 비해 일반적으로 길며 시간이 지남에 따라 증가하는 경향을 보인다.

또한, 자영업자가 임금근로자에 비해 현 직장 재직기간과 주당 근무시간이 모두 긴 것으로 나타났다. 결혼한 사람의 비율은 두 집단 모두에서 시간이 지남에 따라 감소하고 있으며, 자영업자의 경우 남성이 여성보다 더 높은 결혼 비율을 나타내고 있다. 이러한 통계는 시간이 지남에 따라 노동시장의 변화, 교육에 대한 접근성 증가, 가정과 직업생활의 균형 등에 대한 사회적 변화를 반영한다.

2. 실증분석 모형

가. 소득함수

성별 소득격차 추정을 위해 아래와 같은 전형적인 Mincer 스타일의 소득 함수를 이용한다.

$$\begin{aligned} \ln W_i = & \beta_0 + \beta_1 yrsschooling_i + \beta_2 VocationalEdu_i + \beta_3 EXP_i \\ & + \beta_4 EXP_i^2 + \beta_4 Tenure_i + \beta_5 Tenure_i^2 + \beta_6 Hours_i \\ & + \beta_7 Married_i + \beta_8 Region_i + \beta_9 Industry_i + u_i \end{aligned}$$

기본 추정식은 종속변수에 소득의 자연로그 값을, 설명변수에는 교육연수(*yrsschooling*), 직업훈련 여부 더미변수(*VocationalEdu*), 총근무기간(*EXP*), 총근무기간 제곱(*EXP²*), 현 직장 재직기간(*Tenure*), 현 직장 재직기간 제곱(*Tenure²*), 주당 근무시간(*Hours*), 혼인여부 더미변수(*Married*), 지역 더미변수(*Region*), 산업 더미변수(*Industry*)를 포함한다. 총근무기간(*EXP*)의 경우 나이-교육연수-6을 이용하여 계산하였다. 우선, 남녀 통합 자료에 대해서는 성별 더미(여성=1, 남성=0)를 추가하여 자영업자와 임금근로자에 대한 합동 OLS 분석을 시행하였다. 이후, 성별에 따라 각각 남성과 여성에 대해 회귀분석을 시행하였다.

나. Oaxaca 요인 분해

본 연구는 Oaxaca and Ransom(1994)이 제안한 요인분해 방법을 이용하

여 성별 소득격차를 분석한다.¹²⁾ 노동시장 내 성별 소득격차 및 다양한 집단 간의 격차를 분석하는 데 널리 쓰이는 Oaxaca-Blinder 분해 방법은 이후 다양한 방법들이 대안으로 제시되어 왔다(Reimers, 1983; Cotton, 1988; Neumark, 1988). Oaxaca and Ransom(1994)의 경우 이러한 흐름 속에서 특히 기준점 결정에 따른 분해 결과 차이를 극복하고자 한 방법이다. 분해 방법은 일반적으로 성별에 따른 소득 차이를 '설명된 부분'과 '설명되지 않은 부분'으로 구분하여 분석하는데, 이는 각각 특성 차이와 구조적 차이(또는 차별)로 해석될 수 있다.

전통적인 Oaxaca(1973) 분해 방법은 다음의 일반적인 선형 회귀 모형을 설정한다. 이 모형은 소득을 종속변수로 하며, 교육, 경력, 직업 경험 등과 같은 독립변수로 구성된다.

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$$

여기서 개인 i 에 대해 Y 는 소득의 자연로그 값, X 는 독립변수 벡터, β 는 추정 파라미터, ε 는 오차항이다. 남성(M)과 여성(F)을 두 집단으로 설정하여 평균 소득 격차(R)를 계산하면 다음과 같다. 즉, 평균 소득 차이는 회귀 변수의 집단별 평균에서 선형 예측의 차이로 표현할 수 있다. 이때, $E(Y_M)$ 와 $E(Y_F)$ 는 각각 남성과 여성의 평균 소득이다.

$$\begin{aligned} R &= E(Y_M) - E(Y_F) \\ &= E(X_M)' \beta_M - E(X_F)' \beta_F \\ &= \{E(X_M) - E(X_F)\}' \beta_M + E(X_F)' (\beta_M - \beta_F) \end{aligned}$$

Oaxaca 분해 방법을 이용하여 위 식을 다음과 같이 분해한다.

$$R = \{E(X_M) - E(X_F)\}' \beta_M + E(X_F)' (\beta_M - \beta_F)$$

여기서 우변의 첫 번째 항 $\{E(X_M) - E(X_F)\}' \beta_M$ 은 성별 특성 차이에 발생하는 소득격차로서 설명된 부분(Explained component)이며, 두 번째 항 $E(X_F)' (\beta_M - \beta_F)$ 은 성별 계수 차이에 의한 소득격차로서 설명되지 않

12) 분해 방법은 Jann(2008), 박기홍(2023)을 참고하여 작성하였다.

은 부분(Unexplained component)이다. 전통적인 Oaxaca 분해 방법은 어떤 집단을 기준점(Index)으로 설정하는가에 의해 분해 결과가 달라진다.

따라서, 제기된 기준점 문제를 해결하기 위해 두 성별의 특성을 모두 고려한 풀링된 추정치 또는 가중평균 계수를 고려한다. Oaxaca-Ransom (1994)이 제시한 분해 방법은 다음과 같다. 예측 변수의 차이가 기여하는 바를 결정하기 위해 사용되는 비차별적 계수 벡터를 β^* 라고 하자. 성별 생산성에 의한 차이만을 반영하는 β^* 는 남성과 여성의 추정치 $\widehat{\beta}_M$ 과 $\widehat{\beta}_F$ 사이에 위치한다. 즉, 가중행렬 Ω 에 대해 다음의 관계가 성립한다.

$$\beta^* = \Omega \widehat{\beta}_M + (1 - \Omega) \widehat{\beta}_F$$

이때, 성별 소득격차는 가중행렬 Ω 의 가정에 따라 크기가 다르게 추정된다. 전통적인 Oaxaca(1973)의 분해 방법이 가중행렬 Ω 를 항등행렬, 영행렬로 제안하였고, 이후 많은 연구들도 이를 적용하였다. 그러나 전통적인 분해 방법이 지닌 기준점 문제를 보완하기 위해 Oaxaca-Ransom(1994)은 가중행렬을 다음과 같이 제안했다.

$$\Omega = (X'X)^{-1}(X_M'X_M)$$

여기서, 벡터 X 는 남녀 통합표본을 의미하며, $X'X = X_M'X_M + X_F'X_F$ 이다. 따라서 다음의 비차별적 계수 벡터를 도출할 수 있다.

$$\beta^* = \widehat{\beta} = (X'X)^{-1} + X'Y$$

그러면 평균 소득 격차와 그 추정식은 다음과 같이 적을 수 있다.

$$\begin{aligned} R &= \{E(X_M) - E(X_F)\}'\beta^* + \{E(X_M)(\beta_M - \beta^*) + E(X_F)(\beta^* - \beta_F)\}' \\ &= (\overline{X_M} - \overline{X_F})'\beta^* + \{\overline{X_M}'(\widehat{\beta}_M - \beta^*) + \overline{X_F}'(\beta^* - \widehat{\beta}_F)\}' \end{aligned}$$

여기서 우변의 첫 번째 항, $(\overline{X_M} - \overline{X_F})'\beta^*$ 은 예측 변수에서 집단 차이에 의해 설명된 결과 차이의 부분이다(양적 효과). 한편, 두 번째 항, $\{\overline{X_M}'(\widehat{\beta}_M - \beta^*) + \overline{X_F}'(\beta^* - \widehat{\beta}_F)\}'$ 은 설명되지 않은 부분으로 일반적으로 관

차별되지 않은 변수의 차이에서 비롯 가능한 모든 잠재적 효과를 포착한다. 이 때, $\overline{X_M}(\widehat{\beta_M} - \beta^*)$ 은 설명되지 않는 요인에 의해 남성이 실제 생산성 이상으로 받는 소득 프리미엄을 의미하며, $\overline{X_F}(\beta^* - \widehat{\beta_F})$ 은 여성이 설명되지 않는 요인에 의해 자신의 실제 생산성보다 적게 받는 소득 패널티를 의미한다.

제4절 분석 결과

〈표 4-5〉는 남성과 여성을 모두 포함한 통합표본을 이용하여 자영업자와 임금근로자에 대해 2003년의 합동 OLS 결과를 보고한다. 여성의 소득 패널티를 관찰하기 위해 성별 더미(여성=1)만을 포함한 단변량 회귀분석을 시행하였고, 앞서 언급한 다양한 설명변수들을 포함한 다변량 회귀분석 결과도 함께 제시하였다. 다변량 회귀분석에 포함된 변수들의 경우 교육연수는 최종학력수준을 기준으로 입력하였고, 직업훈련 여부는 더미변수로서 직업훈련을 한 번이라도 받은 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 입력하였다. 총근무기간은 나이-교육연수-6으로 측정하였으며, 현 직장 재직기간은 한국노동패널의 문항에 있는 값을 그대로 사용하였다. 또한, 주당 근무시간은 설문 문항의 주당 평균 근무시간을 자연로그를 취해 이용하였고, 결혼 여부는 더미변수로 조사시점 당시 혼인 상태인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 입력하였다. 지역 더미는 조사 시점 당시 거주하는 시도 단위의 광역지자체를 기준으로 입력하였다. 2003년의 경우 16개, 2013년과 2022년은 세종시를 포함한 17개 더미가 사용되었다. 마지막으로 산업 더미의 경우 한국노동패널조사 설문에 있는 현 직장이 해당하는 산업에 대한 자료를 이용하여 한국표준산업분류 8차 조사 기준에 근거하여 이용하였다. 자영업의 경우 모든 산업에 분포되어 있지 않기 때문에 임금근로자와 자영업자의 분석에 이용된 산업 더미의 개수는 차이가 존재한다.

단변량 회귀분석 결과를 보면, 자영업자와 임금근로자 모두 큰 폭으로 여성에게 소득 패널티가 존재하는 것을 확인할 수 있다. 모두 1% 수준에서 통

〈표 4-5〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2003년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.522*** (0.060)	-0.293*** (0.065)	-0.551*** (0.022)	-0.350*** (0.019)
교육연수		0.049*** (0.010)		0.052*** (0.004)
직업훈련 여부		0.078 (0.090)		0.132*** (0.023)
총근무기간(년)		0.015 (0.011)		0.009*** (0.003)
총근무기간 제곱항		-0.001*** (0.0002)		-0.0002*** (5.49e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.019*** (0.007)		0.040*** (0.003)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.0003 (0.0002)		-0.001*** (0.0001)
주당 근무시간 (자연로그값)		0.325*** (0.057)		0.361*** (0.039)
결혼 여부		0.315*** (0.073)		0.091*** (0.021)
상수항	5.576*** (0.029)	3.110*** (0.331)	5.454*** (0.012)	2.982*** (0.183)
지역 터미	N	Y	N	Y
산업 터미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,154	1,154	3,318	3,318
R-squared	0.073	0.437	0.193	0.583

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

계적으로 유의했으며 각각의 계수는 -0.522와 -0.551로서 52.2 로그 포인트와 55.1 로그 포인트만큼 감소했다. 종속변수가 로그 월평균 소득임을 고려

할 때 여성의 경우 남성에 비해 약 50%가 넘는 소득 손실이 있는 것으로 나타났다.¹³⁾ 한편, 소득에 영향을 미치는 다양한 변수들을 종합적으로 고려한 다변량 회귀분석 결과를 살펴보면 자영업자는 -0.293, 임금근로자는 -0.350으로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 두 집단 각각 29.3%, 35%의 여성 소득 손실이 있는 것으로 추정되었다. 한편, 다변량 분석에 포함된 설명변수들은 대체로 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 교육의 경우 두 집단 모두 통계적으로 유의한 양의 관계가 나타났다. 직업훈련 여부와 총근무기간의 경우 임금근로자에게서만 유의하게 나타났으나, 현 직장 재직기간, 주당 근무시간, 결혼 여부 등은 두 집단 모두에게 유의한 것으로 제시되었다.

〈표 4-6〉과 〈표 4-7〉은 각각 2013년, 2022년의 합동 OLS 결과를 보고한다. 대체로 모든 변수들에 대해 2003년의 결과와 유사한 방향과 유의성을 보여주지만 몇 가지 다른 점이 관찰된다. 먼저, 단변량 분석의 경우 2013년의 결과값은(자영업 -0.527, 임금근로 -0.535) 크기도 2003년과 유사한 수준을 기록한 반면 2022년의 경우 2013년에 비해 줄어든 것을 확인할 수 있다(자영업 -0.460, 임금근로 -0.440). 다변량 분석의 경우 2013년 자영업자는 -0.362로 2003년에 비해 여성의 소득 손실 추정치가 확대되었으나 임금근로자는 -0.294로 축소되는 경향을 보였다. 2022년에는 두 집단 모두 줄어든 것을 확인할 수 있는데 자영업자의 경우 -0.296, 임금근로자의 경우 -0.204로 큰 폭의 감소를 보였다.

〈표 4-8〉은 2003년의 남성과 여성에 대한 개별적인 소득 회귀분석 결과를 보고한다. 먼저 교육연수의 계수 추정치를 보면 두 집단의 남성과 여성 모두에게 유의한 양의 효과를 보인다. 임금근로자의 경우 남성과 여성에게 비슷한 효과를 보였으나, 자영업자의 경우 남성은 교육이 소득에 미치는 효과가 여성에 비해 적게 나타났다. 직업훈련의 경우 임금근로자는 남성과 여성 모두 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였으나, 자영업자는 남녀 모두

13) 숫자의 크기가 작은 경우 로그 포인트는 퍼센티지 포인트에 거의 근사한다. 숫자가 다소 큰 경우에는 퍼센티지 포인트에 대해 $e^\beta - 1$ 로 근사하여 계산할 수 있다(β 는 계수 추정치). 여기서는 해석의 편의를 위해 로그 변환된 계수의 절댓값을 직접적인 백분율 감소로 해석한다.

유의하지 않은 것으로 나타났다. 결혼 여부의 경우 여성은 두 집단 모두 소득에 유의한 관계가 없는 것으로 나타났으나, 남성은 자영업 및 임금근로자

〈표 4-6〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2013년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.527*** (0.055)	-0.362*** (0.055)	-0.535*** (0.020)	-0.294*** (0.017)
교육연수		0.046*** (0.011)		0.069*** (0.004)
직업훈련 여부		0.094 (0.090)		0.157*** (0.022)
총근무기간(년)		0.027*** (0.010)		0.006** (0.003)
총근무기간 제곱항		-0.001*** (0.0002)		-0.0001*** (5.25e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.019*** (0.007)		0.033*** (0.003)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.0004* (0.0002)		-0.0003*** (9.50e-05)
주당 근무시간 (자연로그값)		0.559*** (0.077)		0.620*** (0.046)
결혼 여부		0.329*** (0.054)		0.120*** (0.016)
상수항	5.740*** (0.027)	2.019*** (0.382)	5.620*** (0.012)	1.812*** (0.211)
지역 더미	N	Y	N	Y
산업 더미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,371	1,371	4,460	4,460
R-squared	0.087	0.401	0.195	0.610

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-7〉 합동 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2022년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.460 ^{***} (0.044)	-0.296 ^{***} (0.053)	-0.440 ^{***} (0.014)	-0.204 ^{***} (0.011)
교육연수		0.026 ^{***} (0.010)		0.052 ^{***} (0.003)
직업훈련 여부		0.120 (0.082)		0.101 ^{***} (0.018)
총근무기간(년)		0.010 (0.009)		0.016 ^{***} (0.002)
총근무기간 제곱항		-0.0004 ^{**} (0.0001)		-0.0003 ^{***} (3.98e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.028 ^{***} (0.006)		0.015 ^{***} (0.002)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.0005 ^{***} (0.0002)		4.24e-05 (6.46e-05)
주당 근무시간 (자연로그값)		0.683 ^{***} (0.058)		0.696 ^{***} (0.033)
결혼 여부		0.106 ^{**} (0.044)		0.107 ^{***} (0.012)
상수항	5.738 ^{***} (0.023)	2.153 ^{***} (0.278)	5.742 ^{***} (0.008)	1.884 ^{***} (0.142)
지역 터미	N	Y	N	Y
산업 터미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,781	1,781	7,475	7,475
R-squared	0.080	0.364	0.165	0.590

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

두 유의한 양의 효과가 있는 것을 확인할 수 있었다. 특히, 효과의 크기는 자영업 남성에게 더 큰 것으로 나타났다.

〈표 4-8〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2003년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.037 ^{***} (0.012)	0.084 ^{***} (0.024)	0.048 ^{***} (0.005)	0.047 ^{***} (0.008)
직업훈련 여부	0.027 (0.111)	0.010 (0.160)	0.135 ^{***} (0.026)	0.164 ^{***} (0.046)
총근무기간(년)	0.017 (0.013)	0.015 (0.020)	0.032 ^{***} (0.004)	-0.006 (0.004)
총근무기간 제곱항	-0.001 ^{***} (0.0002)	-0.0004 (0.0004)	-0.001 ^{***} (7.47e-05)	4.63e-05 (7.87e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.023 ^{***} (0.007)	-0.004 (0.015)	0.026 ^{***} (0.004)	0.052 ^{***} (0.006)
현 직장 재직기간 제곱항	-0.0004 [*] (0.0002)	0.0002 (0.0005)	-0.0004 ^{***} (0.0001)	-0.001 ^{***} (0.0002)
주당 근무시간 (자연로그값)	0.323 ^{***} (0.062)	0.319 ^{***} (0.122)	0.143 ^{***} (0.042)	0.544 ^{***} (0.059)
결혼 여부	0.547 ^{***} (0.100)	0.025 (0.111)	0.160 ^{***} (0.025)	0.032 (0.032)
상수항	3.089 ^{***} (0.382)	2.436 ^{***} (0.583)	3.727 ^{***} (0.193)	1.956 ^{***} (0.268)
관측치 수	860	294	2,120	1,198
R-squared	0.430	0.499	0.487	0.596

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-9〉와 〈표 4-10〉은 마찬가지로 2013년과 2022년의 남성, 여성에 대한 개별적인 소득 회귀분석 결과를 제시한다. 가장 먼저 눈에 띄는 점은 자영업 여성의 경우 교육이 소득에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 감소했으며, 특히 2022년에는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 점이다. 반면 자영업 남성, 임금근로 남성 및 여성은 모두 유의한 양의 관계가

나타났다. 대체로 2003년의 결과와 질적으로 유사하게 나타났으나, 몇몇 변수는 연도별로 차이를 나타냈다. 특이할 만한 점은 결혼의 효과가 임금근로자 남성의 경우 모든 분석 기간에 걸쳐 다소 상승한 모습을 보였으나, 자영업 남성의 경우 시간이 지남에 따라 계수 추정치가 많이 감소함을 볼 수 있었다.

〈표 4-9〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2013년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.033 ^{***} (0.012)	0.045 ^{**} (0.021)	0.069 ^{***} (0.005)	0.060 ^{***} (0.006)
직업훈련 여부	0.093 (0.111)	0.040 (0.145)	0.150 ^{***} (0.026)	0.152 ^{***} (0.036)
총근무기간(년)	0.045 ^{***} (0.014)	0.007 (0.017)	0.024 ^{***} (0.004)	-0.011 ^{***} (0.004)
총근무기간 제곱항	-0.001 ^{***} (0.0002)	-0.0003 (0.0003)	-0.0001 ^{***} (6.81e-05)	0.0001 ^{**} (6.81e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.008 (0.009)	0.031 ^{**} (0.013)	0.028 ^{***} (0.003)	0.027 ^{***} (0.004)
현 직장 재직기간 제곱항	-7.27e-05 (0.0002)	-0.0005 (0.0004)	-0.0002 ^{**} (0.0001)	0.0002 (0.0002)
주당 근무시간 (자연로그값)	0.378 ^{***} (0.105)	0.664 ^{***} (0.109)	0.438 ^{***} (0.100)	0.729 ^{***} (0.042)
결혼 여부	0.434 ^{***} (0.066)	0.174 [*] (0.089)	0.210 ^{***} (0.021)	0.011 (0.023)
상수항	2.685 ^{***} (0.490)	1.245 ^{**} (0.558)	2.290 ^{***} (0.402)	1.337 ^{***} (0.191)
관측치 수	966	405	2,720	1,740
R-squared	0.341	0.503	0.525	0.606

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-10〉 성별 OLS 분석 결과 : 월평균 소득(2022년)

종속변수 : 로그 월평균 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.024 ^{**} (0.011)	0.027 (0.017)	0.050 ^{****} (0.004)	0.044 ^{****} (0.005)
직업훈련 여부	0.154 (0.104)	0.030 (0.133)	0.093 ^{****} (0.024)	0.113 ^{****} (0.024)
총근무기간(년)	0.020 [*] (0.011)	0.001 (0.014)	0.029 ^{****} (0.003)	0.005 ^{**} (0.002)
총근무기간 제공항	-0.001 ^{****} (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.001 ^{****} (6.10e-05)	-0.0002 ^{****} (4.84e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.026 ^{****} (0.007)	0.026 ^{**} (0.010)	0.009 ^{****} (0.003)	0.013 ^{****} (0.003)
현 직장 재직기간 제공항	-0.0005 ^{**} (0.0002)	-0.0005 (0.0003)	0.0001 (8.25e-05)	0.0002 ^{**} (0.0001)
주당 근무시간 (자연로그값)	0.573 ^{****} (0.084)	0.761 ^{****} (0.081)	0.522 ^{****} (0.061)	0.763 ^{****} (0.038)
결혼 여부	0.211 ^{****} (0.057)	-0.030 (0.070)	0.190 ^{****} (0.016)	0.015 (0.017)
상수항	2.548 ^{****} (0.377)	1.197 ^{**} (0.555)	2.313 ^{****} (0.241)	1.768 ^{****} (0.176)
관측치 수	1,247	534	4,354	3,121
R-squared	0.311	0.425	0.490	0.603

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ****는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

다음으로 〈표 4-11〉부터 〈표 4-13〉은 종속변수를 시간당 소득의 자연로그 값으로 하여 남녀 통합표본을 이용하여 시행한 합동 OLS 분석 결과를 제시한다. 앞서 월평균 소득을 이용하여 분석한 결과와 비교해 볼 때 계수 추정치에서 양적으로는 다소 차이가 있으나 대부분 질적으로는 유사한 결과를 보였다. 2003년의 결과를 〈표 4-11〉에서 보면, 단변량 회귀분석의 경우

자영업자 -0.541, 임금근로자 -0.430으로 모두 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 다변량 분석 결과는 추정치가 단변량 분석에 비해 적지만, 자영업자와 임금근로자가 각각 -0.222과 -0.252로 유사한 수준의 여성 소득

〈표 4-11〉 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2003년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.541*** (0.066)	-0.222*** (0.072)	-0.430*** (0.024)	-0.252*** (0.022)
교육연수		0.062*** (0.011)		0.056*** (0.005)
직업훈련 여부		0.038 (0.108)		0.129*** (0.026)
총근무기간(년)		0.012 (0.011)		0.008*** (0.003)
총근무기간 제곱항		-0.0004* (0.0002)		-0.0002*** (5.98e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.018** (0.007)		0.042*** (0.004)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.0003 (0.0002)		-0.001*** (0.0001)
결혼 여부		0.326*** (0.079)		0.088*** (0.023)
상수항	9.369*** (0.030)	8.204*** (0.249)	9.320*** (0.014)	8.298*** (0.109)
지역 더미	N	Y	N	Y
산업 더미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,154	1,154	3,318	3,318
R-squared	0.070	0.374	0.102	0.520

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-12〉 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2013년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.338 ^{***} (0.054)	-0.268 ^{***} (0.058)	-0.471 ^{***} (0.019)	-0.265 ^{***} (0.017)
교육연수		0.054 ^{***} (0.011)		0.073 ^{***} (0.004)
직업훈련 여부		0.085 (0.101)		0.153 ^{***} (0.023)
총근무기간(년)		0.026 ^{**} (0.011)		0.006 ^{**} (0.003)
총근무기간 제곱항		-0.001 ^{***} (0.0002)		-0.0001 ^{**} (5.44e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.015 ^{**} (0.008)		0.031 ^{***} (0.003)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.0003 (0.0002)		-0.0002 ^{**} (9.46e-05)
결혼 여부		0.301 ^{***} (0.057)		0.121 ^{***} (0.017)
상수항	9.573 ^{***} (0.028)	8.007 ^{***} (0.237)	9.618 ^{***} (0.013)	8.076 ^{***} (0.126)
지역 더미	N	Y	N	Y
산업 더미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,371	1,371	4,460	4,460
R-squared	0.038	0.332	0.155	0.570

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

손실을 기록했다. 〈표 4-12〉의 2013년 결과에서는 단변량 분석의 경우 자영업자는 -0.338로 2003년에 비해 소득 손실의 크기가 작게 추정되었으나, 임금근로자는 -0.471로 더 크게 추정되었다. 다변량 분석 결과를 보면, 정도의 차이는 있으나 2003년에 비해 여성 소득 손실이 자영업자와 임금근로자 모

두에게서 더 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 <표 4-13>을 보면, 2022년의 경우 단변량 분석 결과는 자영업자 -0.308, 임금근로자는 -0.342로 모두 이전 두 기간에 비해 감소한 것을

<표 4-13> 합동 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2022년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	단변량	다변량	단변량	다변량
성별(여성=1)	-0.308*** (0.041)	-0.256*** (0.053)	-0.342*** (0.012)	-0.185*** (0.011)
교육연수		0.027*** (0.010)		0.053*** (0.003)
직업훈련 여부		0.118 (0.084)		0.104*** (0.019)
총근무기간(년)		0.008 (0.009)		0.016*** (0.002)
총근무기간 제곱항		-0.0003** (0.0001)		-0.0003*** (4.09e-05)
현 직장 재직기간(년)		0.027*** (0.006)		0.012*** (0.002)
현 직장 재직기간 제곱항		-0.001*** (0.0002)		0.0001* (6.60e-05)
결혼 여부		0.114** (0.045)		0.106*** (0.012)
상수항	9.670*** (0.022)	8.718*** (0.173)	9.802*** (0.008)	8.538*** (0.068)
지역 터미	N	Y	N	Y
산업 터미	N	Y	N	Y
관측치 수	1,781	1,781	7,475	7,475
R-squared	0.040	0.256	0.126	0.453

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

2) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-14〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2003년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.048*** (0.013)	0.111*** (0.029)	0.058*** (0.006)	0.048*** (0.008)
직업훈련 여부	-0.024 (0.132)	-0.002 (0.171)	0.141*** (0.032)	0.139*** (0.048)
총근무기간(년)	0.020 (0.014)	-0.007 (0.023)	0.025*** (0.005)	-0.003 (0.005)
총근무기간 제곱항	-0.001*** (0.0002)	5.45e-05 (0.0004)	-0.0005*** (9.20e-05)	1.53e-05 (8.13e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.023*** (0.008)	-0.012 (0.016)	0.032*** (0.004)	0.051*** (0.006)
현 직장 재직기간 제곱항	-0.0003 (0.0002)	0.0003 (0.001)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0002)
결혼 여부	0.503*** (0.108)	0.148 (0.126)	0.137*** (0.029)	0.043 (0.034)
상수항	8.109*** (0.290)	7.869*** (0.488)	8.074*** (0.154)	8.139*** (0.159)
관측치 수	860	294	2,120	1,198
R-squared	0.342	0.476	0.475	0.542

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

볼 수 있다. 다변량 분석의 경우에도 이와 유사하게 자영업자는 -0.256, 임금근로자는 -0.185를 보이며 상당한 감소가 있다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 4-14〉에서 〈표 4-16〉은 앞서와 마찬가지로 남성과 여성을 구분하여 종속변수를 시간당 소득의 자연로그 값으로 하여 개별 회귀분석을 시행한 분석 결과를 제시한다. 합동 OLS 분석 결과와 유사하게 월평균 소득 자료를 이용한 경우와 대부분 질적으로 유사한 결과를 보였다. 교육연수의 계수 추정치가 월평균 소득 자료를 이용한 분석의 경우보다 소폭 크게 추정되었으

나, 대체로 다른 모든 설명변수들에 대한 추정치도 양적으로도 월평균 소득 자료를 이용한 분석결과와 유사하게 추정되었다.¹⁴⁾

다음으로는 Oaxaca-Ransom(1994) 분석 방식을 활용하여 성별 소득격차를 분해한다. 이 방법은 앞서 추정한 자영업자와 임금근로자의 성별 소득격

〈표 4-15〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2013년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.048*** (0.013)	0.046** (0.020)	0.073*** (0.005)	0.064*** (0.006)
직업훈련 여부	0.075 (0.126)	0.046 (0.159)	0.157*** (0.028)	0.135*** (0.039)
총근무기간(년)	0.042*** (0.014)	0.008 (0.018)	0.022*** (0.004)	-0.010*** (0.004)
총근무기간 제곱항	-0.001*** (0.0002)	-0.0004 (0.0003)	-0.0004*** (7.28e-05)	0.0002** (7.06e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.003 (0.010)	0.027* (0.014)	0.027*** (0.003)	0.024*** (0.004)
현 직장 재직기간 제곱항	9.28e-06 (0.0002)	-0.0004 (0.0005)	-0.0002* (0.0001)	0.0003* (0.0002)
결혼 여부	0.369*** (0.071)	0.163* (0.095)	0.189*** (0.022)	0.026 (0.025)
상수항	7.850*** (0.287)	7.886*** (0.451)	7.885*** (0.170)	8.023*** (0.120)
관측치 수	966	405	2,720	1,740
R-squared	0.317	0.428	0.521	0.534

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

14) 한편, 세전소득과 세후소득을 이용한 분석 결과도 대부분 유사한 결과를 보여서 여기에 따로 결과를 보고하지는 않는다.

〈표 4-16〉 성별 OLS 분석 결과 : 시간당 소득(2022년)

종속변수 : 로그 시간당 소득	자영업자		임금근로자	
	남성	여성	남성	여성
교육연수	0.026 ^{**} (0.011)	0.028 [*] (0.017)	0.052 ^{***} (0.004)	0.045 ^{***} (0.005)
직업훈련 여부	0.169 (0.111)	0.017 (0.123)	0.094 ^{***} (0.025)	0.118 ^{***} (0.026)
총근무기간(년)	0.017 (0.011)	-0.0002 (0.014)	0.027 ^{***} (0.003)	0.007 ^{***} (0.003)
총근무기간 제곱항	-0.001 ^{***} (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.001 ^{***} (6.19e-05)	-0.0002 ^{***} (4.99e-05)
현 직장 재직기간(년)	0.027 ^{***} (0.007)	0.024 ^{**} (0.011)	0.008 ^{***} (0.003)	0.009 ^{***} (0.003)
현 직장 재직기간 제곱항	-0.001 ^{***} (0.0002)	-0.0005 (0.0003)	0.0002 [*] (8.62e-05)	0.0003 ^{***} (0.0001)
결혼 여부	0.189 ^{***} (0.060)	0.004 (0.072)	0.172 ^{***} (0.017)	0.022 (0.017)
상수항	8.669 ^{***} (0.206)	8.084 ^{***} (0.459)	8.382 ^{***} (0.096)	8.645 ^{***} (0.091)
관측치 수	1,247	534	4,354	3,121
R-squared	0.250	0.286	0.418	0.377

주 : 1) 산업별 더미와 지역별 더미가 모두 포함되었음.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

차를 생산성 관련 특성으로 합리적으로 설명이 가능한 부분과 그렇지 않은 부분으로 나눈다. 본 연구는 설명할 수 없는 부분을 단순히 성별(차이)에 의한 차별로 간주하여 분석하였다.¹⁵⁾ 〈표 4-17〉에서 〈표 4-19〉는 2003년,

15) 노동시장 차별을 분석하는 대부분의 연구는 Oaxaca-type 분해 방법을 사용하여, 특정 변수를 추가함으로써 발생하는 잔차의 변화를 이용해왔다. 이들은 일반적으로 설명할 수 없는 부분을 차별로 간주하지만, 성별 소득 격차에서 생산성으로 설명될 수 있는 부분을 제외한 나머지를 모두 차별로 보는 것은 무리가 있다. 따라서 설명할 수 없는 부분은 차별의 상한이나 하한으로 보는 것이 더

2013년, 2022년에 대한 성별 소득격차 요인분해 결과를 제시한다. 먼저 <표 4-17>을 보면 2003년 자영업자의 경우 남성과 여성의 월평균 소득의 로그 값은 각각 5.576과 5.054로 0.522의 성별 소득격차가 나타났다. 이러한 성별 소득격차 가운데 남녀 간 특성 차이를 반영하여 설명된 부분은 0.173으로 전체 격차 0.522에서 33.1%를 차지했고, 설명되지 않은 부분은 0.349로 전체 격차에서 66.9%를 차지했다. 한편, 임금근로자의 경우 남성 5.454, 여성 4.903으로 0.551의 성별 소득격차를 나타냈으며 설명된 부분은 0.190, 설명되지 않은 부분은 0.361로 각각 34.5%와 65.5%를 차지했다. 남녀 간 특성으로 반영한 요소들을 살펴보면 교육이 양 직업군의 성별 소득 차이를 설명하는 데 가장 큰 역할을 한다는 것이 분명하다. 자영업자의 경우 교육은 성별 소득격차의 총 20.9%를 설명하며, 임금근로자의 경우는 15.4%를 설명한다. 한편 자영업자는 결혼 여부가 15.1%로 그다음을 차지했으나, 임금근로자는 현 직장 재직기간이 12%로 그다음을 차지했다. 다른 요소들(총근무

<표 4-17> 성별 소득격차 요인분해(2003년)

	자영업자		임금근로자	
	로그 포인트	비율(%)	로그 포인트	비율(%)
남성	5.576		5.454	
여성	5.054		4.903	
성별 소득격차	0.522 ^{***}	100.0	0.551 ^{***}	100.0
설명된 부분	0.173 ^{***}	33.1	0.19 ^{***}	34.5
교육연수	0.109 ^{***}	20.9	0.085 ^{***}	15.4
총근무경험	0.0005	0.1	0.0001	0.0
현 직장 재직기간	0.004	0.8	0.066 ^{***}	12.0
결혼 여부	0.079 ^{**}	15.1	0.016 ^{***}	2.9
주당 근무시간	-0.020	-3.8	0.022 ^{***}	4.0
설명되지 않은 부분	0.349 ^{***}	66.9	0.361 ^{***}	65.5

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원(2003), 「한국노동패널조사」.

적절하다. 그러나 본 연구는 선행 연구의 방식을 따라 분석 결과를 해석함을 명시한다(박기홍, 2023).

기간, 주당 근무시간)은 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈표 4-18〉을 통해 2013년의 분해 결과를 살펴보면 2003년과는 다소 다른 양상을 확인 할 수 있다. 임금근로자의 경우는 2003년과 유사하게 전체 소득격차 0.535 가운데 설명된 부분 0.170으로 31.8%를 차지하고, 설명되지 않은 부분이 0.365로 68.2%를 차지했다. 특성 요소들을 살펴보면 2003년과 매우 유사하게 교육연수와 현 직장 재직기간이 성별 소득 차이를 설명하는 주요 역할을 하는 것을 알 수 있다. 한편, 자영업의 경우에는 전체 소득격차 0.527 가운데 설명된 부분 0.149로 28.3%를 차지했으며, 설명되지 않은 부분은 0.378로 71.7%를 차지했다. 2003년과는 다르게 성별 소득 차이를 설명하는 주요 요소들의 비중이 변하였는데, 특히 주당 근무시간이 가장 큰 비율을 차지하는 것을 볼 수 있다. 다음으로는 결혼 여부, 교육연수, 현 직장 재직기간 등으로 나타났다.

마지막으로 〈표 4-19〉에서 2022년의 결과를 살펴보면, 2003년과 2013년에 비해 성별 소득격차가 두 집단 모두에서 감소한 것을 볼 수 있다. 자영업자의 경우 2013년과 마찬가지로 주당 근무시간이 소득 차이를 설명하는

〈표 4-18〉 성별 소득격차 요인분해(2013년)

	자영업자		임금근로자	
	로그 포인트	비율(%)	로그 포인트	비율(%)
남성	5.740		5.620	
여성	5.213		5.085	
성별 소득격차	0.527 ^{****}	100.0	0.535 ^{***}	100.0
설명된 부분	0.149 ^{****}	28.3	0.170 ^{***}	31.8
교육연수	0.024 [*]	4.6	0.060 ^{****}	11.2
총근무경험	-0.002	-0.4	0.005 ^{**}	0.9
현 직장 재직기간	0.015 [*]	2.8	0.078 ^{****}	14.6
결혼 여부	0.046 ^{****}	8.7	0.006 ^{**}	1.1
주당 근무시간	0.066 ^{****}	12.5	0.021 ^{****}	3.9
설명되지 않은 부분	0.378 ^{****}	71.7	0.365 ^{****}	68.2

주 : ****는 1%, ***는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.
 자료 : 한국노동연구원(2013), 「한국노동패널조사」.

〈표 4-19〉 성별 소득격차 요인분해(2022년)

	자영업자		임금근로자	
	로그 포인트	비율(%)	로그 포인트	비율(%)
남성	5.738		5.742	
여성	5.278		5.302	
성별 소득격차	0.460 ^{***}	100.0	0.440 ^{***}	100.0
설명된 부분	0.114 ^{***}	24.8	0.174 ^{***}	39.5
교육연수	-0.006	-1.3	0.036 ^{***}	8.2
총근무경험	-0.017 ^{**}	-3.7	0.001	0.2
현 직장 재직기간	0.036 ^{***}	7.8	0.063 ^{***}	14.3
결혼 여부	0.022 ^{***}	4.8	0.006 ^{***}	1.4
주당 근무시간	0.079 ^{***}	17.2	0.067 ^{***}	15.2
설명되지 않은 부분	0.346 ^{***}	75.2	0.266 ^{***}	60.5

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원(2022), 「한국노동패널조사」.

가장 큰 부분을 차지했으나, 다른 요소들의 비중은 다소 변하였다. 한편, 임금근로자는 기존과 유사하게 교육연수와 현 직장 재직기간이 소득 차이를 설명하는 주요 요소로 나타났으나 주당 근무시간이 가장 높은 비율을 차지했다.

제5절 소 결

본 장은 자영업자와 임금근로자의 성별 소득격차를 분석하기 위해 2003년, 2013년, 2022년에 대해 Mincer 타입의 회귀분석과 Oaxaca-Ransom (1994)의 요인 분해 방법을 이용하였다. 성별에 따른 소득 패널티를 추정한 결과, 분석 대상인 모든 기간에 걸쳐 자영업자와 임금근로자 모두 상당한 수준의 여성 소득 손실이 존재하고 있는 것을 보였다. 교육연수, 직업훈련 여부, 현 직장 재직기간, 주당 근무시간, 결혼 여부 등을 고려한 회귀분석 결

과, 여성의 소득 손실은 두 집단 모두에서 지속되고 있다. 한편, 여성 소득 손실의 크기는 임금근로자의 경우 시간에 지남에 따라 지속적으로 줄어들고 있으나 자영업자는 2003년 대비 2013년 증가하는 모습을 보였다가 2022년에 다시 감소한 것으로 나타났다. 이러한 지속적인 여성 소득 손실은 여성이 노동시장에서 직면한 구조적 장벽과 차별을 반영한다.

성별로 구분한 회귀분석 결과, 교육은 임금근로자 남녀 모두에게 소득에 긍정적인 역할을 미치는 것으로 관찰되었으나 자영업자의 경우 남성은 모든 기간에 대해 긍정적으로 나타난 반면 여성은 2022년에만 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 성별에 따른 소득격차의 또 다른 중요한 측면은 결혼 여부와 연관이 있으며, 특히 남성에게서 결혼이 소득에 미치는 긍정적인 영향이 여성보다 더 크게 나타났다. 이는 결혼과 가족 구조가 여성과 남성의 경제적 상황에 다르게 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

다음으로 Oaxaca-Ransom 분해는 생산성 관련 특성으로 인한 차이와 그렇지 않은 부분을 나누어 분석한다. 연도별 분석을 통해 시간이 지남에 따라 성별 소득격차가 감소했으나 여전히 존재함을 알 수 있다. 특히, 교육연수는 2003년 성별 소득 차이를 설명하는 데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났으나 시간이 지남에 따라 그 영향이 감소하였다. 반면, 주당 근무시간은 두 성별 간의 소득 차이를 설명하는 데 있어 점점 더 중요한 요소로 부각되고 있다. 자영업자의 경우, 결혼 여부가 중요한 요인으로 나타난 반면, 임금근로자에게는 현 직장의 근무 기간이 중요한 요소로 작용했다.

결과 분석을 통해, 시간이 지남에 따라 성별 소득격차에 대한 구성 요소들의 중요도가 변화하는 것을 확인할 수 있다. 특히, 교육과 주당 근무시간은 계속해서 중요한 요소로 나타났으나 교육의 영향은 감소하고 주당 근무시간의 영향이 확대되었다. 이러한 변화는 노동시장 내의 성별 역할과 기회의 변화를 반영하는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 주목할 만한 점은, 시간이 경과함에도 불구하고 여전히 큰 비중을 차지하는 '설명되지 않는 부분'이다. 이 부분은 여전히 성별에 기반한 차별이 존재함을 암시한다. 이러한 결과는 몇 가지 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 성평등을 촉진하고 여성의 노동시장 참여를 높이는 정책이 필요하다. 여성의 리더십 개발, 직장 내 성평등 정책, 육아 휴직 정책 및 유연한 근무 조건 등 여성의 경제적 기회를 증

진시킬 수 있는 다양한 전략을 고려해야 한다. 둘째, 교육에 대한 접근성을 개선하고 교육의 질을 향상시키는 것이 필요하다. 특히, 저소득층과 여성에 대한 교육 기회 확대가 중요하며, 이를 통해 소득격차를 줄이고 전반적인 경제적 기회를 증대시키는 노력이 필요하다. 마지막으로, 주당 근무시간과 재직기간이 소득에 미치는 영향을 고려할 때, 노동자의 근무 조건을 개선하고 일과 생활의 균형을 장려하는 정책이 필요하다. 특히, 자영업자와 비정규직 임금근로자에 대한 지원을 강화하여 노동시장 내에서의 안정성과 유연성을 도모해야 한다.

제 5 장

결 론

제1절 주요 연구결과

본 연구는 한국 사회의 인구 고령화로 대표되는 인구구조 변화와 높은 자영업자 비중이 소득 불평등과 성별 소득격차에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 노동시장 참가자를 자영업자와 임금근로자로 구분하여 2000년대 이후 이들의 현황에 대해 살펴보고, 약 20년에 걸친 3개년도(2003년, 2013년, 2022년)에 대해 두 집단의 소득 불평등을 분해하여 전체 소득 불평등에 미치는 기여도를 분석한다. 또한 시간이 지남에 따라 두 집단의 성별 소득격차 추정과 요인 분해를 통해 어떤 변화가 있었는지 살펴보았다.

제2장에서는 2000년대 이후 자영업자와 임금근로자의 현황을 살펴보고, 연령대별, 성별, 학력별로 분석하였다. 또한, 노동시장에서 자영업자 임금근로자의 구성 변화를 연령대별, 성별로 구분하여 살펴보았다. 연구 결과, 자영업자 비율은 전반적으로 감소하고 있으나, 고령층에서는 자영업 선택이 증가하는 경향을 보였다. 남성 자영업자 비율은 여성보다 높은 수준이며, 모든 학력 집단에서 자영업자 비율은 감소하고 있다. 노동시장에서는 자영업 비율 감소와 비정규직 증가가 두드러졌으며, 특히 여성의 경제활동 참가 확대가 명확히 관찰되었다. 소득분포 분석에서는 시간이 지남에 따라 두 집단 모두에서 소득분포가 평균 근처로 집중되는 모습을 보였으나, 자영업자

의 소득 불평등이 임금근로자에 비해 더 크게 나타났다. 성별 소득격차는 감소하고 있으나 여성 자영업자 사이에서 더 큰 소득 불평등이 관찰되었다. 이는 고령화와 여성 경제활동 증가가 사회적 변화를 이끌고 있음을 시사하며 향후 노동시장 및 사회보장 정책의 설계에 중요한 고려 사항인 것을 보인다.

제3장에서는 2003년, 2013년, 2022년에 대해 자영업자와 임금근로자의 소득 불평등을 분석하고, 이를 통해 소득 불평등이 시간이 지남에 따라 완화되고 있음을 보여준다. 특히, 지니계수의 지속적인 하락은 모든 집단에서 공통적으로 나타나며, 자영업자 내 소득 불평등이 임금근로자보다 높지만 감소 속도가 빠르다는 점이 관찰된다. 또한, 일반화된 엔트로피 지수 분석 결과, 상위 소득 계층에 더 큰 가중치를 둔 경우 3개년도에 걸쳐 꾸준히 불평등이 감소하는 반면, 모든 소득 계층에 균일하게 가중치를 주거나 하위 소득 계층에 더 큰 가중치를 준 경우에는 2013년에 소폭 증가 후 2022년 다시 감소하는 패턴을 보인다. 이는 소득분포에 따라 불평등의 양상이 다양하다는 것을 시사한다. 불평등 기여도 분석에서는 대부분의 불평등이 집단 내에서 발생하며, 교육과 같은 요인들이 소득 불평등에 미치는 영향이 줄어들고 있음을 보여준다.

제4장에서는 마찬가지로 2003년, 2013년, 2022년 한국노동패널조사 자료를 사용하여 자영업자와 임금근로자 사이의 성별 소득격차를 분석하였다. Mincer 타입의 회귀분석과 Oaxaca-Ransom 분해 방법을 활용하여 성별 소득 패널티의 존재를 확인하고, 여성 소득 손실이 지속되고 있는 것을 밝혀냈다. 임금근로자의 경우 시간이 지남에 따라 여성의 소득 손실이 줄어들었으나, 자영업자에게서는 일시적 증가 후 감소하는 경향을 보였다. 회귀 분석 결과, 교육이 모든 기간 동안 임금근로자의 소득에 긍정적인 영향을 미쳤으나 자영업자 여성에게는 그 효과가 2022년에만 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결혼은 남성의 소득에 긍정적인 영향을 미치는 주요 요소였으며, 성별 소득격차의 다른 중요한 측면을 나타냈다. 시간이 지남에 따라 성별 소득격차는 줄었지만 여전히 존재하며, 특히 교육과 주당 근무시간은 계속해서 중요한 요소로 나타났으나 교육의 영향은 감소하고 주당 근무시간의 영향이 확대되었다. 분석결과는 노동시장 내 성별 역할과 기회의 변화를

반영하지만, 여전히 큰 '설명되지 않는 부분'이 존재하며, 이는 여성이 경험하는 지속적인 시장 내 차별을 의미한다.

제2절 정책제언

본 연구의 중요한 발견은 다음과 같다. 첫째, 노동시장에 자영업 비율 감소와 비정규직 증가가 두드러졌으며, 특히 고령층의 증가와 여성의 경제활동 참가 확대가 명확히 관찰되었다. 둘째, 소득 불평등이 시간이 지남에 따라 완화되고 있으나 소득분포에 따라 차이가 존재한다. 집단별로 보면 소득 불평등은 대부분 집단 내에서 발생하며 자영업자 집단의 소득 불평등 기여도가 높은 모습을 보이는 가운데 교육과 같은 요인들이 불평등에 미치는 영향은 감소하고 있다. 셋째, 성별 소득격차는 지속되고 있으나 그 크기는 감소했으며 격차를 설명하는 요인들의 구성이 시간에 따라 변하는 가운데 여전히 설명되지 않는 부분으로 대표되는 차별이 존재한다.

이상의 연구 결과를 종합하여 다음과 같은 정책제언을 도출하였다. 첫째, 중·고령층의 고용 안정성 강화와 사회보장 체계의 개선이 필요하다. 경제적 필요에 의해 자영업을 선택하는 고령층의 경우가 많기 때문에, 이들을 위한 안정적인 고용 기회의 창출과 노후 보장 체계를 개선할 필요가 있다. 이는 고령층의 생활 안정을 도모하고 자영업으로의 비자발적 전환을 감소시킬 수 있다. 둘째, 자영업자와 비정규직 근로자에 대한 지원 정책을 강화하고 질적 개선을 위한 교육 및 훈련 프로그램의 제공이 필요하다. 기술 발전이 가속화하면서 경제 구조가 더욱 빠르게 변화할 것으로 예상되는 가운데 이런 변화에 효과적으로 대응할 수 있도록 지원이 필요하다. 셋째, 교육에 대한 접근성 개선과 교육의 질 향상을 위한 정책이 필요하다. 교육의 불평등 기여도가 전반적으로 감소하는 경향은 교육이 소득 불평등을 줄이는 데 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. 특히, 저소득층, 여성 등 교육 접근성이 낮은 집단에 대한 투자와 지원이 중요하며 이를 통해 소득격차를 줄이고 전반적인 경제적 기회를 증대시키는 노력이 필요하다. 마지막으로, 성평등

을 촉진하고 여성의 노동시장 참여를 높이는 정책이 필요하다. 여성의 리더십 개발, 직장 내 성평등 정책, 육아 휴직 정책 및 유연한 근무 조건, 일과 생활의 균형을 돕기 위한 정책 등 여성의 경제적 기회를 증진시킬 수 있는 다양한 전략을 고려해야 한다.

이러한 정책적 노력에 더해 여전히 해결되지 않은 구조적인 불평등과 차별을 해소하기 위한 노력이 필요하다. 지속적인 노동시장 변화 관찰과 더불어 소득 불평등 및 성별 격차에 영향을 미치는 요인들에 대한 심도 있는 연구가 필요하다. 이는 더욱 평등하고 포용적인 사회를 실현하는 데 도움이 될 것이다.

참고문헌

- 금재호(2003), 「자영업 노동시장의 현상과 과제」, 한국노동연구원 연구정책 세미나, pp.1~253.
- _____ (2009), 「자영업 노동시장 연구 (I) - 자영업의 변화 추이와 특성」, 한국노동연구원 연구정책세미나, pp.1~359.
- 금재호 · 이인실(2011), 「자영업 매출과 소득의 결정요인 분석」, 『한국경제연구』 29(4), pp.103~140.
- 김준영 · 김성환(2009), 「자영업자 소득불평등의 요인분해 : 임금노동자와의 비교」, 『지역사회연구』 17(4), pp.153~172.
- 류재우(2004), 「자영업 부문의 소득기회와 선택성」, 『경제학연구』 52(2), pp.5~32.
- 박기홍(2023), 「플랫폼 노동자의 성별 소득격차에 대한 실증연구」, 『산업관계연구』 33(1), pp.1~22.
- 성지미(2011), 「자영업 선택과 성과 간의 관계 : 경력 초기 자영업 선택의 장기 효과」, 『노동정책연구』 11(3), pp.53~80.
- 성지미 · 안주엽(2004), 「자영업과 가교일자리」, 『노동경제논집』 27(2), pp.1~27.
- 이승렬 · 최강식(2007), 「자영업 부문에 관한 한·일 비교연구」, 『노동정책연구』 7(4), pp.59~85.
- 임은의 · 임유진(2013), 「자영업 집단내 소득불평등 영향요인 연구」, 『글로벌 사회복지연구』 3(1), pp.49~76.
- 지은정(2012), 「자영업 근로소득의 불평등 요인과 변화」, 『한국사회복지학』 64(2), pp.55~83.
- 최강식 · 정진욱 · 정진화(2005), 「자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인 : 분위회귀분석」, 『노동경제논집』 28(1), pp.135~156.
- 최강식 · 정진화(2007), 「성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교」,

- 『경제학연구』 55(4), pp.217~241.
- 최제민 · 김성현 · 박상연(2018), 「글로벌 금융위기 이후 한국의 소득불평등 변화에 관한 연구」, 『경제학연구』 66(1), pp.155~182.
- Åstebro, T., J. Chen, and P. Thompson(2011), “Stars and misfits: Self-employment and labor market frictions,” *Management Science* 57(11), pp.1999~2017.
- Atkinson, A. B.(2003), “Income inequality in OECD countries: Data and explanations,” *CESifo Economic Studies* 49(4), pp.479~513.
- Autor, D. H.(2014), “Skills, education, and the rise of earnings inequality among the “other 99 percent,” *Science* 344(6186), pp.843~851.
- Blau, F. D. and L. M. Kahn(2000), “Gender differences in pay,” *Journal of Economic perspectives* 14(4), pp.75~100.
- Cobb, J. A. and K. H. Lin(2017), “Growing apart: The changing firm-size wage premium and its inequality consequences,” *Organization Science* 28(3), pp.429~446.
- Cotton, J.(1988), “On the decomposition of wage differentials,” *The review of economics and statistics*, pp.236~243.
- Cowell, F. A.(2000), “Measurement of inequality,” *Handbook of income distribution* 1, pp.87~166.
- Cowell, F. A. and C. V. Fiorio(2011), “Inequality decompositions-a reconciliation,” *The Journal of Economic Inequality* 9, pp.509~528.
- Creedy, J., N. Hérault, and G. Kalb(2011), “Measuring welfare changes in behavioural microsimulation modelling: accounting for the random utility component,” *Journal of Applied Economics* 14(1), pp.5~34.
- Davis, G. F.(2013), “After the corporation,” *Politics and Society* 41(2), pp.283~308.
- Eastough, K. and P. W. Miller(2004), “The gender wage gap in paid-and self-employment in Australia,” *Australian Economic Papers* 43(3),

pp.257~276.

- Fields, G. S.(2003), "Accounting for income inequality and its change: A new method, with application to the distribution of earnings in the United States," *In Worker well-being and public policy* Vol.22, pp.1~38. Emerald Group Publishing Limited.
- Fields, G. S. and G. Yoo(2000), "Falling labor income inequality in Korea's economic growth: Patterns and underlying causes," *Review of income and wealth* 46(2), pp.139~159.
- Fiorio, C. and S. Jenkins(2007), "Regression-based inequality decomposition," *In United Kingdom Stata Users' Group Meetings 2007* (No. 03), Stata Users Group.
- Goldthorpe, J. H.(2010), "Analysing social inequality: a critique of two recent contributions from economics and epidemiology," *European Sociological Review* 26(6), pp.731~744.
- Hakim, C.(1989), "Identifying fast growth small firms Employment Gazette," 97, pp.29~41.
- Halvarsson, D., M. Korpi, and K. Wennberg(2018), "Entrepreneurship and income inequality," *Journal of Economic Behavior and Organization* 145, pp.275~293.
- Hamilton, B. H.(2000), "Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to self-employment," *Journal of Political economy* 108(3), pp.604~631.
- Horrace, W. C. and R. L. Oaxaca(2001), "Inter-industry wage differentials and the gender wage gap: An identification problem," *ILR Review* 54(3), pp.611~618.
- Hundley, G.(2000), "Male/female earnings differences in self-employment: The effects of marriage, children, and the household division of labor," *ILR Review* 54(1), pp.95~114.
- Hundley, G.(2001), "Why women earn less than men in self-employment," *Journal of labor research* 22(4), pp.817~829.

- Jann, B.(2008), "The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models," *The Stata Journal* 8(4), pp.453~479.
- Lechmann, D. S. and C. Schnabel(2012), "Why is there a gender earnings gap in self-employment? A decomposition analysis with German data," *IZA Journal of European Labor Studies* 1, pp.1~25.
- Leung, D.(2006), "The male/female earnings gap and female self-employment," *The Journal of Socio-Economics* 35(5), pp.759~779.
- Levine, R. and Y. Rubinstein(2017), "Smart and illicit: who becomes an entrepreneur and do they earn more?," *The Quarterly Journal of Economics* 132(2), pp.963~1018.
- Moore, R. L.(1983), "Employer discrimination: Evidence from self-employed workers," *The Review of Economics and Statistics* pp.496~501.
- Neumark, D.(1988), "Employers' Discriminatory Behavior And The Estimation Of Wage," *The Journal of Human Resources* 23(3), pp. 279.
- Oaxaca, R.(1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets," *International economic review*, pp.693~709.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom(1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials," *Journal of econometrics* 61(1), pp.5~21.
- Parker, S. C.(1999), "The inequality of employment and self-employment incomes: a decomposition analysis for the UK," *Review of Income and Wealth* 45(2), pp.263~274.
- _____(2009). "The Economics of Entrepreneurship," Cambridge University Press.
- Quintano, C., R. Castellano, and A. Regoli(2005), "The contribution of self-Employment to income inequality. a decomposition analysis of inequality measures by sources and subgroups for Italy, 1998-2002," *In International Conference in Memory of Two Eminent Social Scientists: C. Gini i MO Lorenz, Siena.*

- Reimers, C. W.(1983), "Labor market discrimination against Hispanic and black men," *The review of economics and statistics*, pp.570~579.
- Shorrocks, A. F.(1982), "Inequality decomposition by factor components. Econometrica," *Journal of the Econometric Society*, pp.193~211.
- Thewissen, S., C. Wang, and O. van Vliet(2013), "Sectoral trends in earnings inequality and employment International trade, skill-biased technological change, or labour market institutions?," (No. 595) LIS Working Paper Series.
- Walker, J. R.(2009), "Earnings, effort, and work flexibility of self-employed women and men: the case of St. Croix County," *Wisconsin. Journal of Labor Research* 30, pp.269~288.

◆ 執筆者

- 안균원(한국노동연구원 부연구위원)

자영업자와 소득 불평등

- | | |
|------------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2024년 5월 27일 인쇄
2024년 5월 30일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 허 재 준 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
☎ 3 0 1 4 7 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조 판 · 인쇄 | 거목정보산업(주) (044) 863-6566 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호 |

© 한국노동연구원 2024 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0771-4

KLI
한국노동연구원

한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6093 <http://www.kli.re.kr>



ISBN 979-11-260-0771-4