

미시데이터를 이용한 한국의 비임금근로자 노동소득 추정과 노동소득분배율에 대한 시사점*

최 용 석** · 신 석 하***

논문 초록

임의적인 가정을 기반으로 거시데이터인 한국은행 국민계정을 이용하여 비임금근로자의 노동소득을 산정하는 기존 방식과 달리, 본 연구는 미시통계자료를 이용하여 비임금근로자 노동소득을 추정하는 ILO(2019)의 방식을 2001~2023년 기간 경제활동인구조사 부가조사 원자료에 적용하여 보았다. ILO(2019)는 임금근로자의 인적 특성에 따른 시간당 임금을 추정한 후, 이를 비임금근로자에게 적용하였다. 즉 동일한 인적 특성을 갖는 경우 임금근로자와 비임금근로자의 노동소득이 같다고 가정한 것이다. 본 연구에서는 ILO(2019)의 방식을 사용하되, 비임금근로자 노동소득 추정 결과가 국민계정과 정합성을 가하도록 임금근로자와 비임금근로자 간 종사상 지위 및 근로시간의 차이, 피용자보수와 임금의 차이 등을 반영하여 비임금근로자의 노동소득을 하향 조정하는 추가적인 통계적 보정을 시행하였다. 비임금근로자 노동소득 추정 결과를 반영한 우리나라 전체 노동소득분배율은 순부가가치 기준 66.7%, 총부가가치 기준 53.2%로 산출되었다.

핵심 주제어: 비임금근로자, 임금, 노동소득분배율

경제학문헌목록 주제분류: D33, E24, E25

투고 일자: 2025. 3. 17. 심사 및 수정 일자: 2025. 7. 14. 게재 확정 일자: 2025. 7. 25.

* 본 논문은 2022년 수행한 한국은행 용역과제 “새로운 노동소득분배율 산식에 대한 연구”를 수정·보완한 것이다.

** 주저자, 경희대학교 정경대학 경제학과 교수, e-mail: choiy@khu.ac.kr

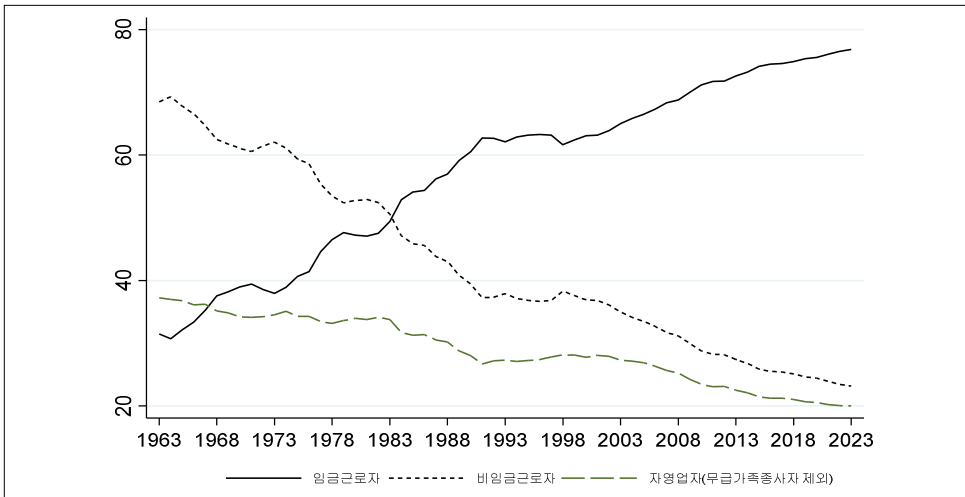
*** 교신저자, 숙명여자대학교 경제학부 교수, e-mail: shin89kr@sookmyung.ac.kr

I. 서 론

노동소득분배율(labor income share)은 국민소득 중에서 노동소득이 차지하는 비중을 나타내는 지표로, 전체 소득 중 얼마만큼이 노동에 분배되는가를 나타낸다. 이러한 노동소득분배율은 최저임금의 결정이나 총요소생산성 추정 결과에 큰 영향을 미치기 때문에, 그 정확한 측정은 정책적·학술적으로 중요하다고 할 수 있다. 그러나 노동소득분배율의 분자에 해당하는 노동소득과 분모에 해당하는 국민소득의 포괄범위와 측정방식에 대해 국제적으로 통일된 기준이 마련되어 있지 않으며, 각 국가나 국제기구 그리고 연구자마다 서로 다른 노동소득분배율 산식을 사용하고 있는 실정이다.

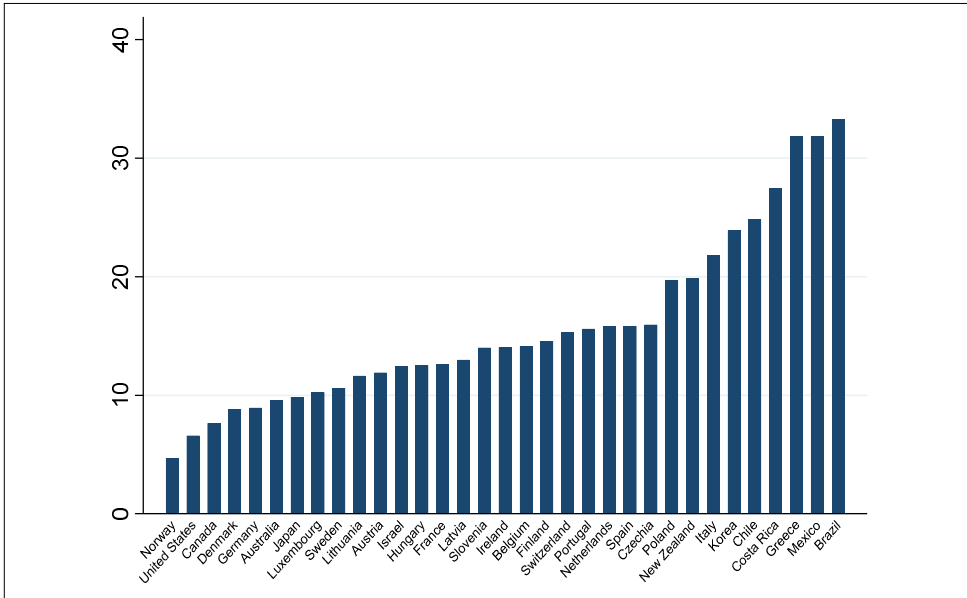
노동소득의 경우, 직접적인 통계로 집계되지 않는 비임금근로자의 노동소득을 어떤 방식으로 산출하느냐에 따라 각 기관 및 연구자들의 노동소득분배율 추정 결과에 가장 큰 차이를 발생시키게 된다. 특히 비임금근로자의 비중이 상대적으로 높은 우리나라의 경우, 비임금근로자의 노동소득을 추정하는 방식에 따라 노동소득분배율이 크게 달라질 수밖에 없다. 우리나라의 비임금근로자 비중이 <그림 1>에서와 같이 지속적으로 하락하고는 있지만, 국제적인 기준으로 보면 우리나라는 여전히 비임금근로자의 비중이 높은 편에 속한다. 이는 <그림 2>에서 확인할 수 있는데, 2019년 기준으로 전체 근로자 중 비임금근로자가 차지하는 비중은 약 23.9%로서 조사된 OECD 회원국들 중 6위를 차지하고 있다.

〈그림 1〉 한국의 고용 구조(1963~2023년, %)



자료: 통계청 경제활동인구조사.

〈그림 2〉 비임금근로자 비중의 국제비교(2021년, %)



자료: OECD Labour Force Statistics.

한편, 우리나라 국민계정 통계작성 기관인 한국은행은 비임금근로자의 소득을 노동과 자본에 귀속되는 소득으로 구분하여 분류하지 않고 모두 자본소득인 영업잉여(국민계정 상 가계부문 영업잉여)에 포함시키고 있다. 노동소득분배율 산정과정에서 비임금근로자의 소득을 모두 자본소득으로 분류하게 되면, 노동소득분배율이 실제로 다 과소 측정되는 편향성이 발생한다. 더 큰 문제는 비임금근로자 비중의 하락 추세로 인해 비임금근로자의 소득을 자본소득으로 분류하는 방식으로 추정된 노동소득분배율이 상승하는 모습을 보이게 된다는 것이다.¹⁾ 국가별 통계 및 산출 방식의 차이로 인해 노동소득분배율의 수준을 직접 비교하는 것이 쉽지 않아 노동소득분배율의 절대적인 수준보다 시간에 따른 추세의 변화가 더 중요한 의미를 갖는다는 점을 감안하면, 비임금근로자 소득을 처리하는 방식에 대해 세심한 주의를 기울일 필요가 있다.

기존에 비임금근로자 소득을 처리하는 방식은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 국민계정 상 가계부문 영업잉여의 일정 부분(예를 들어 2/3의 비중)을 노동에

1) 과거 한국은행은 피용자보수를 요소비용국민소득으로 나누는 방식으로 노동소득분배율을 측정하여 발표하였다. 이는 비임금근로자의 소득을 모두 자본소득으로 간주하는 방식으로서, 상기한 노동소득분배율의 수준 및 추세 상의 문제가 발생하게 된다. 이에 따라 한국은행은 2022년 6월부터 그 명칭을 “피용자보수비율”로 변경하여 발표하고 있다.

귀속되는 것으로 가정하는 방식이고, 둘째는 비임금근로자 1인당 노동소득이 임금근로자의 일정 수준(예를 들어 50%의 비중)에 해당한다고 가정하는 방식이다. 우리나라의 경우 두 방식에 따른 결과의 차이가 매우 크게 나타나는데, 두 방식 모두 임의적인 가정에 기반을 두고 있다 보니 어떤 방식에 의한 결과가 더 타당한지 평가하기가 어려운 측면이 있다.

본 연구에서는 최근 ILO (2019) 가 제안한 방식을 원용하여 비임금근로자의 노동소득을 추정함으로써, 임의적인 가정에 기반을 두고 국민계정이라는 거시 통계에만 의존하여 노동소득분배율을 추정하는 한계를 벗어나고자 하였다. ILO (2019) 는 미시통계자료를 활용하여 근로자의 인적 특성에 따른 시간당 임금을 추정하고 이를 통해 비임금근로자의 노동소득을 산정하는 방식을 제안하였는데, 본 연구에서는 이러한 ILO (2019) 의 방식을 우리나라 상황에 맞게 수정하여 통계청의 「경제활동인구조사: 근로형태별 부가조사」 자료(2001~2023년)에 적용하였다. 본 연구에서는 비임금근로자의 노동소득 추정결과가 국민계정 상 비임금근로자 전체 소득과 정합성을 가질 수 있도록, ILO (2019) 에서 고려되지 않았던 종사상지위, 근로시간, 피용자보수와 임금의 차이 등 다양한 보정요인을 분석에 반영하였으며 이를 통해 우리나라의 노동소득분배율을 추정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 제Ⅱ장에서는 비임금근로자 노동소득과 관련된 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 ILO (2019) 의 방법론을 우리나라 미시통계자료에 적용한 결과에 대해 논의하며, 제Ⅳ장에서는 추정결과의 현실 적합성을 높이기 위한 추가적인 보정을 검토한다. 제Ⅴ장에서는 이러한 연구 결과로부터 도출되는 노동소득분배율을 살펴보고, 제Ⅵ에서 본 연구의 의미와 향후 보완할 점에 대해 논의한다.

Ⅱ. 선행연구

비임금근로자의 노동소득을 어떻게 노동소득분배율 산정에서 고려할 것인가에 대한 대표적 연구는 Gollin (2002) 으로 <표 1>에서와 같은 세 가지 방식을 제안하였다. Gollin (2002) 이 제안한 방식들을 우리나라에 적용한 주상영·전수민 (2014) 및 이병희 (2015) 등에서는 비임금근로자의 비중이 크지만 점차 줄어드는 추세를 보이는 우리나라의 상황에서는 방식 3이 가장 적합하다는 의견을 제시하였다.

〈표 1〉 Gollin(2002)의 비임금근로자 노동소득 처리 방식

	비임금근로자 노동소득에 대한 가정	노동소득분배율 산식
방식 1	가계 영업잉여를 모두 비임금근로자 노동소득으로 가정	$\frac{\text{비용자보수} + \text{가계 영업잉여}}{\text{총부가가치}}$
방식 2	비임금근로자 노동소득이 임금근로자 소득과 동일하다고 가정	$\frac{\text{비용자보수}}{\text{임금근로자수}} \times \text{취업자수}$ 총부가가치
방식 3	비임금근로자와 임금근로자의 노동소득분배율이 동일하다고 가정	$\frac{\text{비용자보수}}{\text{총부가가치} - \text{가계 영업잉여}}$

방식 1의 경우, 비임금근로자의 소득을 모두 노동소득으로 간주하기 때문에 노동소득분배율이 하락하는 추세를 갖게 된다는 점에서 적합하지 않은 것으로 판단한 것이다. 또한 비임금근로자가 임금근로자와 동일한 노동소득을 얻는다는 방식 2의 경우,²⁾ 추산된 비임금근로자의 노동소득이 가계 영업잉여보다도 큰 경우가 많아 노동소득분배율이 100%를 상회하게 되는 경우도 발생함을 지적하였다. 방식 3의 경우에도 자영업의 노동소득분배율이 임금근로자의 노동소득분배율과 동일하다고 가정함으로써 비임금근로자의 특성을 반영하지 못한다는 한계가 있지만, 비임금근로자의 노동소득을 추정하기 어려운 상황에서 현실적으로 가장 적합한 방법이라고 본 것이다.

한편 Cho et al. (2017)에서는 〈표 2〉와 같이 혼합소득³⁾의 일정 부분(α)을 비임금근로자의 노동소득으로 배분하는 5가지 방식을 검토하였다. 이 중에서 선행연구와 차별성이 큰 방식 5에서 채택한 비임금근로자 1인당 노동소득이 임금근로자의 50%라는 가정은 조태형 외(2015)에 기반을 둔 것이다. 조태형 외(2015)에서는 자본소득 및 자본의 사용자비용을 결합하여 산출되는 자본서비스가액과 국민소득통계에서 도출되는 자본소득을 비교하였는데, 1970-2013년 기간의 경우 임금근로자 대비 비임금근로자의 귀속임금률이 각각 0.5, 3.3%일 때, 자본서비스가액과 자본소득 간의 차이가 최소화되는 것으로 나타났다.⁴⁾

2) 이 방법은 현재 OECD에서 노동소득분배율을 추정할 때 사용하는 방식이다.

3) 총혼합소득은 가계부문 영업잉여에서 자가소유주택 임차료를 제외한 개념이며, 혼합소득은 총혼합소득에서 가계부문 영업잉여 중 고정자본소모를 제외한 개념이다.

4) 추정기간을 1970-1995년으로 변경하는 경우 자본소득과 자본서비스가액을 최소화하는 비임금근로자의 귀속임금률이 0.37로 나타났으며, 1996-2013년 기간에서 대해서는 0.57로 추정되어 기간에 따라 달라질 가능성을 보였다. 한편 김동석 외(2012)에서는 5인 미만 사업체 급여수준을 기반으로 1인당 비용자보수 대비 비임금근로자의 노동소득을 0.6으로 상정한 노동소득분배율을 사용하였다.

〈표 2〉 Cho et al.(2017)의 혼합소득의 노동소득 분배 방식

	α	비고
방식 1	0	- 비임금근로자 노동소득을 미반영
방식 2	$\frac{2}{3}$	- 혼합소득과 준법인기업소득인출의 $\frac{2}{3}$ 를 노동소득으로 반영 〈표 1〉의 Gollin (2002) 방식 3과 유사
방식 3	1	- 혼합소득과 준법인기업소득인출을 모두 노동소득으로 가정 〈표 1〉의 Gollin (2002) 방식 1과 유사
방식 4	$\frac{\text{비용자보수}}{\text{임금근로자수}} \times \frac{\text{자영업자수}}{\text{혼합소득}}$	- 비임금근로자 1인당 노동소득이 임금근로자 1인당 소득과 동일하다고 가정 - 〈표 1〉의 Gollin (2002) 방식 2와 유사
방식 5	$0.5 \times \frac{\text{비용자보수}}{\text{임금근로자수}} \times \frac{\text{자영업자수}}{\text{혼합소득}}$	- 비임금근로자 1인당 노동소득이 임금근로자 1인당 노동소득의 50%라고 가정

이상에서 살펴 본 바와 같이, 선행연구에서 비임금근로자의 노동소득을 처리하는 방식은 크게 임금근로자의 비용자보수를 이용하여 비임금근로자의 노동소득을 추산하는 방법과 혼합소득의 일정 부분을 비임금근로자의 노동소득으로 배분하는 방법으로 나눌 수 있다.

Gollin (2002)의 방식 2, Cho et al. (2017)의 방식 4, 5 등이 비용자보수를 이용하는 방식으로서, 임금근로자와 비임금근로자의 1인당 노동소득이 같다고 보거나 비임금근로자가 임금근로자의 절반 수준이라고 가정한다. OECD 등 국제기구에서 사용하는 방식이기도 하지만, 우리나라의 경우 이 방식으로 추정된 비임금근로자의 노동소득이 전체 혼합소득을 크게 상회하는 등 과대추정의 문제가 제기되고 있다.

반면 혼합소득을 배분하는 방식으로는 Gollin (2002)의 방식 3, Cho et al. (2017)의 방식 2 등이 있으며, 배분하는 비율은 임금근로자 부문과 유사하다고 가정하거나 2/3 등 특정 수치를 상정하고 있다. 이 방식은 혼합소득과의 정합성 등 과대추정의 문제가 없다는 점에서 선행연구에서 선호되고 있으나, 자본축적이 다른 부문에 비해 열악할 것으로 인식되는 자영업 부문이 여타 부문과 노동소득분배율이 같다고 가정하므로 과소추정의 가능성을 부인하기 어렵다.⁵⁾

5) ILO (2019)는 혼합소득이 이론적으로는 비임금근로자 노동소득의 상한(upper bound)인 것이 맞지만, 현실에서는 과소보고 등의 이유로 혼합소득 자체가 과소 측정되었을 가능성이 높다는 점을 지적하고 있다.

두 방식 모두 자의적인 ‘가정’을 기반으로 비임금근로자 노동소득을 추정하고 있다는 한계를 노정하고 있으며, 우열을 논하기도 쉽지 않다. 이러한 자의성이 통계자료의 한계에서 비롯된 만큼, 국민계정 통계 이외의 추가적인 정보를 활용하는 방안이 하나의 개선책이 될 수 있다. 비임금근로자에 대한 통계가 대체로 제한적이지만, 노동관련 통계가 자본관련 통계에 비해 상대적으로 가용성이 높은 편이다. 따라서 본 연구에서는 노동관련 미시통계자료를 활용하여 비임금근로자 노동소득을 추정하는 방식으로 선행연구에서의 자의성을 줄이는 방안을 모색하고자 한다.

Ⅲ. 자 료

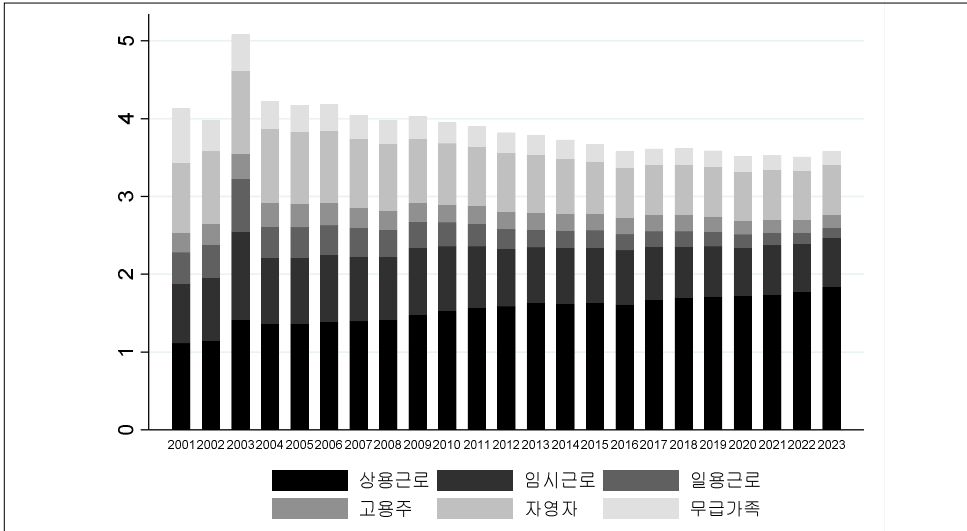
ILO (2019)는 103개 국가⁶⁾를 대상으로 각국이 제공하는 미시데이터상의 임금근로자 개인 특성 변수 및 임금자료들을 이용하여 비임금근로자들의 상대적 임금을 추정하고 노동소득분배율을 산출하였다. ILO (2019) 방법론을 활용할 수 있는 우리나라 미시데이터로는 통계청의 「경제활동인구조사: 근로형태별 부가조사」 및 「지역별 고용조사」와 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(KLIPS)」 등이 존재하는데, 본 연구에서는 관측치 수 및 연도 등을 고려하여 통계청의 「경제활동인구조사」를 사용하였다.⁷⁾

「경제활동인구조사」는 취업자의 종사상 지위를 임금근로자와 비임금근로자로 나누고 있으며 임금근로자는 다시 상용직, 임시직, 일용직의 세 분류로, 비임금근로자는 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족종사자의 세 분류로 나누어 구분하고 있다(〈그림 3〉 참조). 또한 취업자들의 다양한 개별 특성변수를 제공하고 있는데 본 연구에서는 최근 3개월간 월평균 급여, 실제 취업시간, 나이, 성별, 교육정도, 산업분류, 직업분류, 사업장의 종사자 규모, 가구분류, 지역분류 등의 10개 변수들을 사용하였다.

6) 명확한 이유는 밝히고 있지 않지만, ILO (2019)에서는 한국에 대한 노동소득분배율은 추정하지 않고 있다

7) 「경제활동인구조사」는 2001~2023년의 기간에 대해 각 연도별로 약 35,000~50,000 명의 취업자에 대한 관측치를 제공한다. 「한국노동패널조사」는 그 관측치가 연도에 따라 약 5,000~12,000 가구로 구성되어 있어 「경제활동인구조사」보다 관측치 수가 적으며 「지역별 고용조사」는 관측치 수는 「경제활동인구조사」보다 많으나 2006년 이후의 자료만이 가용하다.

〈그림 3〉 취업자의 종사상 지위(만명)



자료: 통계청 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사.

〈표 3〉은 본 연구에서 사용한 2001~2023년 기간의 「경제활동인구조사」 중 첫 연도와 마지막 연도인 2021년 및 2023년을 기준으로 주요 변수들에 대한 기초통계량을 정리한 것이다. 먼저 임금근로자와 비임금근로자에 대한 관측치는 2021년 기준 각각 22,808명 및 18,524명으로 그 비중은 약 55.2% 및 44.8%를 차지하며 2023년 기준으로는 각각 25,969명 및 9,849명으로 그 비중은 72.5% 및 27.5%이다.⁸⁾ 월평균 임금(과거 3개월 간 월평균 임금)에 대한 자료는 임금근로자에 대해서만 존재하는데 그 평균은 2001년 121.4만 원에서 2023년 286.3만 원으로 증가하였다. 1주간 평균 근로시간의 평균은 임금근로자가 2001년 46.5 시간에서 2023년 33.2 시간으로, 비임금근로자는 2001년 51.0 시간에서 2023년 40.4 시간으로 감소하였으며, 비임금근로자의 근로시간이 더 길다는 것을 알 수 있다. 임금근로자와 비임금근로자의 평균 만 나이는 각각 2001년 38.0세 및 45.9세이며 2023년에는 48.0세 및 57.9세로 고령화의 결과가 본 조사에서도 나타나고 있는 것으로 판단된다. 그 이외에 성별, 교육정도, 가구분류, 지역분류, 종사장 규모, 산업분류, 직업분류 등 주요 더미변수들의 특성도 〈표 3〉에 보고되어 있다.

8) 이처럼 「경제활동인구조사」 상 2001년 대비 2023년의 임금근로자의 비중이 증가하고 비임금근로자의 비중이 감소하는 것은 〈그림 1〉이 시사하는 바와 일치한다.

〈표 3〉 「경제활동인구조사: 근로형태별 부가조사」의 주요 변수 기초통계량(2001년 및 2023년 기준)

주요 변수(2001년 기준)	임금근로자			비임금근로자		
	평균	표준편차	관측치 수	평균	표준편차	관측치 수
3개월 간 월평균 임금(만원)	121.4	87.8	22,808	-	-	-
1주간 평균 근로시간(시간)	46.5	16.3		51.0	16.5	18,524
나이(만 나이)	38.0	12.0		45.9	13.1	
더미 변수	임금근로자			비임금근로자		
성별(2개)	남성 58.4% 여성 41.6%			남성 46.1% 여성 53.9%		
교육정도(8개)	전문대 이상 35.4%			전문대 이상 13.8%		
가구분류(2개)	농가 4.1% 비농가 95.9%			농가 25.6% 비농가 74.4%		
지역분류(2개)	동부 85.2% 읍면부 14.8%			동부 69.1% 읍면부 30.9%		
종사장 규모(3개)	4인 이하 21.5%, 5-299인: 66.6%, 300인 이상: 11.9%			4인 이하: 94.7%, 5인 이상: 5.3%		
산업분류(8차, 20개)	산업 대분류 코드					
직업분류(5차, 10개)	직업 대분류 코드					
주요 변수(2023년 기준)	임금근로자			비임금근로자		
	평균	표준편차	관측치 수	평균	표준편차	관측치 수
3개월 간 월평균 임금(만원)	286.3	196.2	25,969	-	-	-
1주간 평균 근로시간(시간)	33.2	13.5		40.4	16.0	9,849
나이(만 나이)	48.0	14.9		57.9	13.5	
더미 변수	임금근로자			비임금근로자		
성별(2개)	남성 52.1% 여성 47.9%			남성 59.0% 여성 41.0%		
교육정도(8개)	전문대 이상 55.7%			전문대 이상 33.5%		
가구분류(2개)	농가 3.1% 비농가 96.9%			농가 32.1% 비농가 67.9%		
지역분류(2개)	동부 81.0% 읍면부 19.0%			동부 57.9% 읍면부 42.1%		
종사장 규모(3개)	4인 이하 19.0%, 5-299인: 68.2%, 300인 이상: 12.8%			4인 이하: 95.2%, 5-99인: 4.8%		
산업분류(10차, 21개)	산업 대분류 코드					
직업분류(7차, 9개)	직업 대분류 코드					

자료: 「경제활동인구조사」 2001년 및 2023년 자료.

IV. ILO(2019) 방식: 예비적 결과

ILO(2019) 방식의 첫 번째 단계는 각 연도별로 임금근로자만을 대상으로 근로자 인적 특성에 따른 시간당 임금을 추정하는 것이다.

$$\ln HW_i = \alpha + x'_i \beta + \epsilon_i \quad (1)$$

여기에서 $\ln HW_i$ 는 임금근로자 i 의 시간당 임금(hourly wage)의 로그값이며, x_i 는 개별 특성을 나타내는 설명변수 벡터이다. 개별 특성변수로서는 주간 평균 근로시간, 나이 및 나이의 제곱 및 기타 더미변수들(성별, 교육정도, 가구분류, 지역분류, 종사장규모, 산업분류, 직업분류) 등을 고려하였다.⁹⁾

〈표 4〉 시간당 임금에 대한 횡단면 회귀분석 결과 (2023년 자료)

설명변수	추정계수	표준오차
근로시간	-0.3845***	0.0092
나이	0.0696***	0.0012
나이 ²	-0.0007***	0.0000
성별더미(남자 0, 여자 1)	-0.1973***	0.0062
교육정도 더미(무학 0)		
초등학교	0.0382	0.0292
중학교	0.0900***	0.0304
고등학교	0.1334***	0.0310
전문대	0.1945***	0.0320
대학	0.2269***	0.0318
대학원 석사	0.3411***	0.0348
대학원 박사	0.4420***	0.0426
종사장 규모(4인 이하 0)		
5~299인	0.1876***	0.0076
300인 이상	0.4177***	0.0109
가구분류(농가 0, 비농가 1)	0.0610***	0.0156
지역분류(동 0, 읍면 1)	-0.0132**	0.0066
관측치 수	25.355	
adj-R ²	0.5268	

주: 설명변수 중 산업분류, 직업분류 등의 더미변수들에 대한 추정계수는 보고하지 않았으나 대부분의 경우 그 추정계수가 통계적으로 유의하였음. ***는 추정계수가 99%의 신뢰도 수준에서 유의함을 의미함. 표준오차는 이분산성(heteroskedasticity)을 감안한 강건 표준오차(robust standard error)임.

9) 「경제활동인구조사」에서는 1주간 평균 근로시간과 과거 3개월 월평균 임금을 조사하여 보고하고 있다. 1주간 평균 근로시간에 52를 곱하여 연평균 근로시간을 구하고 과거 3개월 월평균 임금에 12를 곱하여 연평균 임금을 구한 다음, 연평균 임금을 연평균 근로시간으로 나누어 시간당 임금(HW)을 계산하였다.

식 (1)에 대하여 각 연도별로 횡단면 최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)에 의한 회귀분석을 수행하였으며, <표 4>에는 2023년에 대한 회귀분석 결과가 보고되어 있다.¹⁰⁾

두 번째 단계에서는 식 (1)에 의해 추정된 계수들을 이용하여 임금근로자와 비임금근로자의 연도별 연간 귀속임금(imputed yearly wage, 이하 IYW)을 다음의 식 (2)와 같이 추정한다.

$$IYW_i = \exp(\hat{\alpha} + x'_i \hat{\beta}) \times (\text{취업자별 주간 평균 근로시간}_i) \times 52 \quad (2)$$

여기에서 임금근로자에 대한 연간 귀속임금 추정치는 표본 내 예측치(in-sample prediction)에 해당한다고 할 수 있으며 비임금근로자에 대한 연간 귀속임금 추정치는 표본 외 예측치(out-of-sample prediction)라고 할 수 있다.¹¹⁾

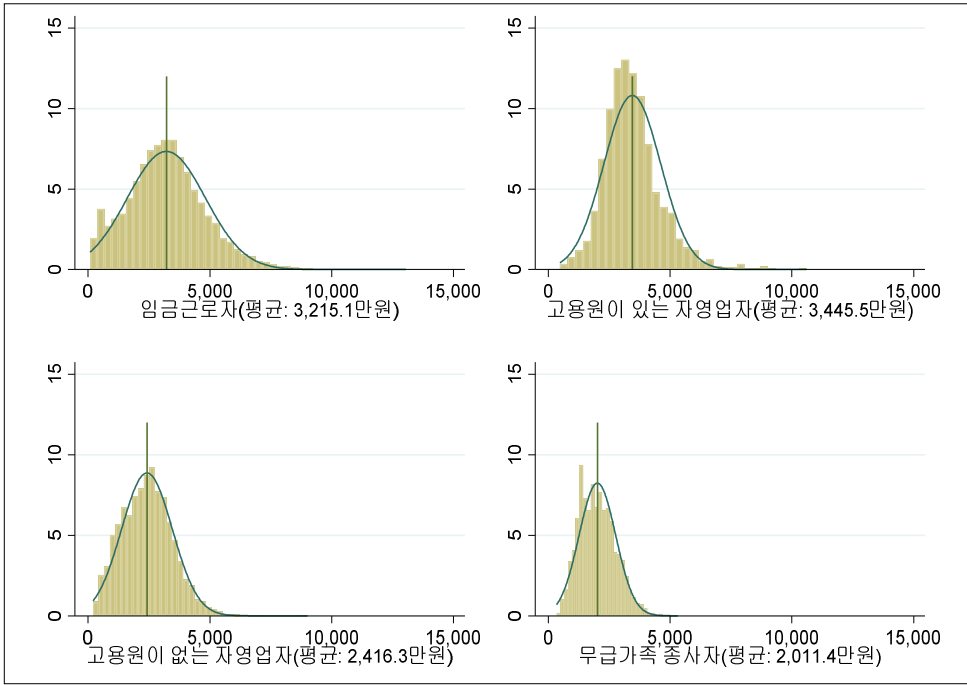
이와 같은 방식으로 추정된 2023년 기준 연간 귀속임금의 분포를 종사상지위 별로 살펴보면 <그림 4>와 같다. 먼저 임금근로자(employees, 이하 EES)의 경우 연간 귀속임금 추정치 평균이 약 3,215.1만 원으로 나타났다. 비임금근로자 중 고용원이 있는 자영업자(employers, 이하 ERS)가 평균 3,445.5만 원으로 가장 높은 연간 귀속임금 추정치를 나타냈으며 그 다음으로 고용원이 없는 자영업자(own-account workers, 이하 OAW) 2,416.3만 원, 무급가족종사자(contributing family workers, 이하 CFW) 2,011.4만 원의 순으로 나타났다.¹²⁾

10) 2001~2022년에 대 회귀분석 결과도 유사한 추정계수 및 통계적 유의성을 가지나 본문에는 보고하지는 않는다.

11) 임금자료가 존재하지 않는 비임금근로자에 대해 이와 같은 표본외 예측을 수행할 수 있는 것은 비임금근로자에 대해서도 설명변수(x'_i)들은 동일하게 존재하기 때문이며, 동일한 설명변수(개인 특성변수) 값을 가지는 임금근로자와 비임금근로자는 동일한 수준의 임금을 받게 될 것이라는 가정에 의존한다.

12) 정의상 보수를 받지 않는 무급가족종사자의 임금을 추정해야 되느냐에 대한 의문이 제기될 수 있다. 무급가족종사자가 명목상 보수를 받지 않으나, 부가가치 창출에 기여하는 취업자에 포함된다. 이러한 이유로 ILO (2019)에서는 무급가족종사자가 포함된 가족 소득의 일부는 무급가족종사자의 노동 기여분으로 간주하여, 노동소득에 포함시키고 있다. 자가 귀속임대료의 경우도 직접 지급되지 않으나 추정금액을 국내총생산에 포함시키고 있다.

〈그림 4〉 종사상 지위별 연간 귀속임금 추정치의 분포(2023년)



그 다음 단계에서는 추정된 연간 귀속임금을 이용하여 종사상 지위별로 비임금근로자의 임금근로자 대비 상대임금을 식 (3) 과 같이 추정한다.

$$\delta_j = \frac{Mean(IYW_i \mid status = j)}{Mean(IYW_i \mid status = EES)}, \quad j = ERS, OA W, CFW \quad (3)$$

한편 ILO (2019) 에서는 위의 식 (3) 과 같은 방식으로 상대임금을 추정하는 경우 관측되지 않는 능력 (unmeasured ability) 의 존재로 인한 선택편의 (selection bias) 가 존재할 수 있음을 지적하였다. 예를 들어 선진국의 경우 높은 능력을 가진 근로자가 자영업을 선택함으로써 더 높은 수익을 추구할 수 있는 반면 임금근로의 기회가 상대적으로 제한되는 후진국의 경우에는 자영업자의 능력이 더 낮을 수 있다는 것이다. 그러나 자영업자 (비임금근로자) 의 임금은 관측되지 않기 때문에 전통적인 Heckman (1979) 방식에 의한 선택편의를 보정하는 것은 불가능하다. 그럼에도 불구하고 ILO (2019) 에서는 다음과 같은 식 (4) 를 적용하여 선택편의를 감소시킬 수 있음을 제안하였다.

$$\theta_j = \delta_j + (\delta_j - 1) \frac{1 - R^2}{R^2}, \quad j = ERS, OAW, CFW \quad (4)$$

위의 식 (4)는 선택편의를 회귀모형 (1)에서의 누락변수 편(bias)로 간주하여, 식 (3)의 결정계수(R^2)를 적용하여 상대임금 수준을 보정하는 방식으로 이해할 수 있다.¹³⁾

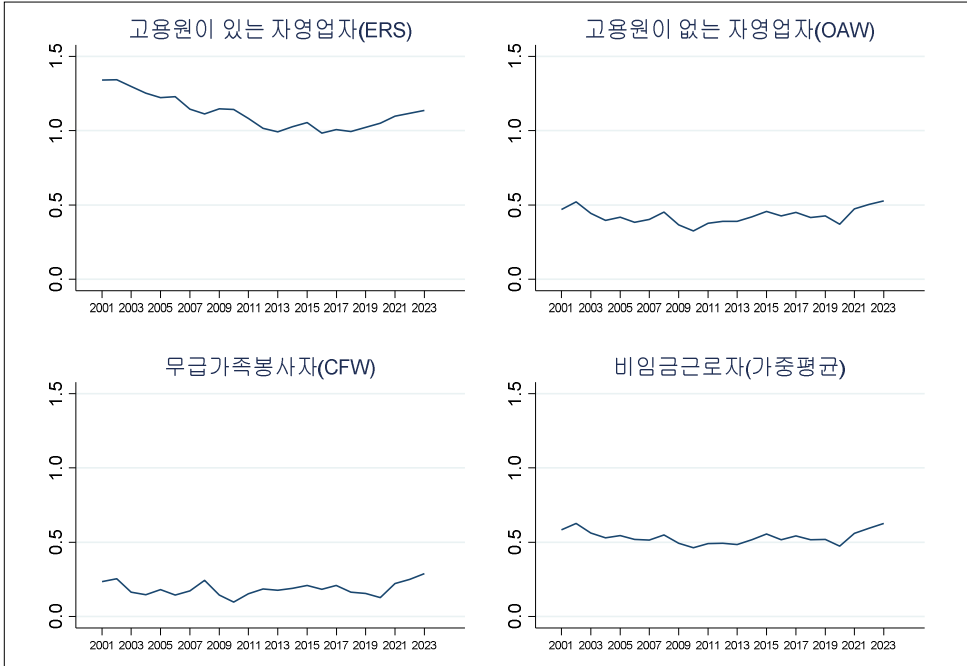
식 (4)에 의해 추정된 비임금근로자의 임금근로자 대비 선택편의가 보정된 상대임금(θ_j)의 추이가 2001~2023년에 대하여 <그림 5>에 제시되어 있다. 고용원이 있는 자영업자(ERS)의 경우에는 임금근로자 대비 상대임금은 2001~2023년 기간 중 평균 1.122 수준으로, 2001년 1.340에서 지속적으로 하락하여 2016년에는 약 0.982까지 하락하였으나 그 이후 다시 상승하여 2023년에 1.136의 수준을 보이고 있다. 고용원이 없는 자영업자(OAW)와 무급가족종사자(CFW)의 임금근로자 대비 상대임금은 전체 기간 평균 약 0.426 및 0.187 수준이며 2010년 이후 미세하지만 다소의 상승세를 보이고 있다. 한편 이들 세 분류의 비임금근로자의 임금근로자 대비 상대임금을 각 종사상 지위별 근로자 수로 가중평균하여 보면 전체 기간 평균 약 0.533 정도의 수준이며 2020년 이후 다소 상승하는 추세에 있음을 알 수 있다.

마지막 단계에서는 위에서 추정된 종사상 지위별 비임금근로자의 임금근로자 대비 상대임금(θ_{ERS} , θ_{OAW} 및 θ_{CFW})과 비임금근로자 수(ERS , OAW 및 CFW) 그리고 임금근로자 1인당 피용자보수를 이용하여, 전체 비임금근로자의 노동소득을 식 (5)와 같이 추정한다.¹⁴⁾

13) ILO (2019)가 제안한 위의 식 (4)는 다음과 같이 해석될 수 있다. 먼저 $R^2=1$ (누락변수 편이 존재하지 않는 경우)이거나 $\delta_j=1$ (비임금근로자와 임금근로자의 임금이 동일하게 추정된 경우)에는 $\theta_j=\delta_j$ 이므로 결정계수에 의한 보정이 필요하지 않다. 그러나 $\delta_j < 1$ 인 경우(비임금근로자의 상대임금이 임금근로자의 상대임금보다 낮게 추정된 경우)에는 회귀모형의 설명력(R^2)이 낮을수록 비임금근로자 임금을 더 낮아지게 보정하고 $\delta_j > 1$ 인 경우(비임금근로자의 상대임금이 임금근로자의 상대임금보다 높게 추정된 경우)에는 회귀분석의 설명력이 낮을수록 비임금근로자의 임금을 더 높아지게 보정한다. 이는 선택편의의 가능성을 회귀모형의 낮은 설명력으로 대변하고 이를 통해 비판측된 특성의 영향력을 정량적으로 보정하려는 시도라 할 수 있다. 식 (4)에 대한 보다 자세한 이론적 논의는 ILO (2019)의 pp. 12-14를 참조하라.

14) 상기 서술된 추정방법론에서 식 (4) 즉 비임금근로자의 임금근로자 대비 (선택편의가 보정된) 상대임금 추정치까지는 오직 미시데이터인 「경제활동인구조사」의 자료를 통해서 추정된 것이다. 이제 경제 전체의 비임금근로자 노동소득을 산출하기 위해 식 (5)에서는 한국은행 국민계정 중 제도부문별 소득계정의 피용자보수와 통계청의 종사상지위별 취업자 수의 연도별 데이터를

$$\begin{aligned} \text{비임금근로자 노동소득} = & 1\text{인당 피용자보수} \times (\theta_{ERS} \times ERS + \theta_{OAW} \\ & \times OAW + \theta_{CFW} \times CFW) \end{aligned} \quad (5)$$

〈그림 5〉 임금근로자 대비 비임금근로자의 상대임금(θ_j , 2001~2023년)

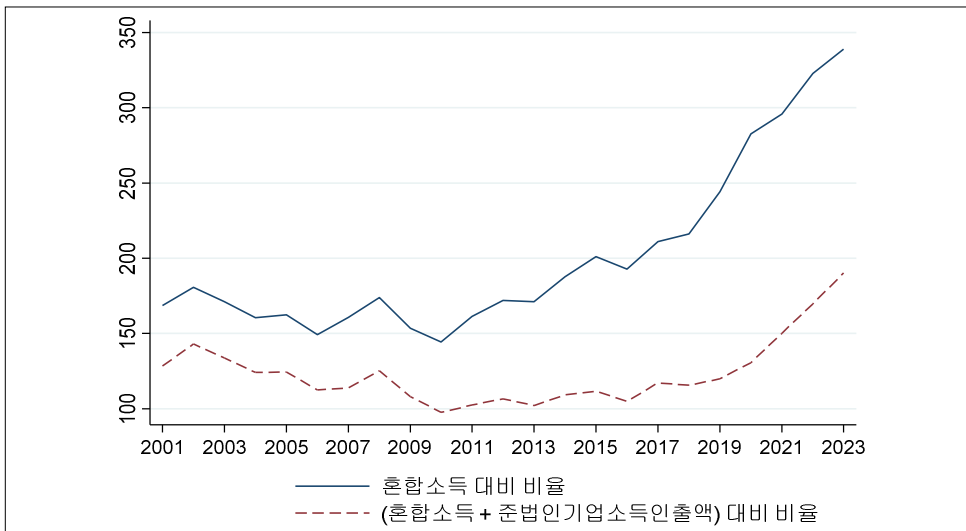
이제 식 (5)에 의해 추정된 비임금근로자의 노동소득이 국민계정과 비교하여 보았을 때 어느 정도의 타당성 내지 정합성을 가지고 있는가를 살펴 보아야 한다. 이를 위해 아래의 〈그림 6〉에서는 식 (5)에 의해 추정된 경제 전체의 비임금근로자 노동소득을 국민계정 상 혼합소득과 준법인기업소득인출액의 합과 비교한 결과를 제시하였다. 미시데이터를 활용한 비임금근로자 노동소득의 추정결과가 타당하려면 추정된 비임금근로자 노동소득이 국민계정 상 혼합소득 및 준법인기업소득인출의 합보다 크지 않아야 한다.¹⁵⁾ 즉 비임금근로자의 노동소득이 비임금근로자의 전체 소득보다는

이용하여야 한다. 즉 식 (5)에서 임금근로자 1인당 피용자보수는 국민계정 상의 피용자보수를 종사상지위별 취업자 중 임금근로자의 수로 나눈 것이며, 비임금근로자 수(ERS , OAW 및 CFW)는 통계청의 연도별 자료를 그대로 사용하였다.

- 15) 국민계정 상 혼합소득(mixed income)은 가계가 소유한 비법인기업이 생산활동을 통해 벌어들인 소득 중 해당 가계로 귀속되는 부분을 의미한다. 따라서 혼합소득은 소유주가 생산에 투입한 자본에 대한 대가뿐만 아니라 소유주 혹은 다른 가계 구성원이 제공한 무급노동의 대가도 포함

작아야 한다. 그러나 <그림 6>에서 볼 수 있듯이, 혼합소득 혹은 혼합소득과 준법인 기업소득인출액의 합에 대비한 비임금근로자의 노동소득 비중이 전체 기간에 걸쳐 100%를 상회하는 것으로 나타났다. 이는 ILO (2019) 방식을 이용한 본 장에서의 비임금근로자 노동소득 추정결과가 비임금근로자들의 실제 노동소득을 과대추정하고 있을 가능성을 시사한다.¹⁶⁾ 따라서 이하에서는 이러한 과대추정 가능성을 검토하여 추정결과의 현실 적합성을 높이기 위한 추가적인 보정 방법들을 모색하고자 한다.

<그림 6> 추정된 비임금근로자 노동소득의 혼합소득 혹은 혼합소득과 준법인기업소득인출액의 합 대비 비율(%)



V. 현실적합성 제고를 위한 보정

본 연구에서는 비임금근로자 노동소득의 과대추정 가능성을 두 가지로 나누어 검토하였다. 첫째는 미시데이터를 활용한 식 (1)~(4)를 적용하는 과정에서 임금근로자와

하고 있다. 한편 재산소득 중 준법인기업소득인출은 가계나 정부 등 준법인기업 소유주가 해당 준법인기업에 자금을 투자함으로써 발생하는 소유자의 소득으로 법인기업의 배당금과 유사한 성격을 가진다. 따라서 원칙적으로 비임금근로자 노동소득 추정치의 최대치는 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합을 초과할 수 없다고 할 수 있다. 보다 자세한 논의는 Cho et al. (2017)을 참조하라.

16) 한국은행이 작성한 국민계정 상의 혼합소득 및 준법인기업소득인출액이 과소계상되었을 가능성도 배제할 수는 없으나, 이는 본 연구의 범위를 넘어서는 것이다.

비임금근로자 간 종사상 지위 및 근로시간의 차이를 고려하지 않은 데서 기인하는 과대추정 가능성이며, 둘째는 거시데이터인 국민계정 상의 피용자보수를 활용한 식 (5)에서 임금과 피용자보수 간의 차이를 고려하지 않은 데서 비롯되는 과대추정 가능성이다.

1. 미시데이터 관련 보정: 종사상 지위와 근로시간

기본적으로 ILO (2019) 방식은 임금근로자와 동일한 특성을 갖는 비임금근로자는 시간당 임금이 임금근로자와 동일할 것이라고 가정하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 동일한 개인적 특성을 가졌더라도 비임금근로자가 임금근로자에 비해 더 열악한 노동조건에 처해있을 가능성이 존재한다. 아울러 임금근로자 내에서도 상용직, 임시직, 일용직 등 종사상 지위에 따른 노동조건이 차이가 존재할 수 있다.

이러한 측면에서 첫 번째로 고려한 보정은 종사상 지위에 따른 임금 차이를 추정에 반영하는 것이다. 이를 위해 식 (1)의 설명변수에 상용직 더미를 추가하여 횡단면 회귀분석을 수행하여 보면, <표 5>와 같이 상용직 더미 변수가 통계적으로 유의한 양 (+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 상용직 더미변수의 추정계수는 0.3286로 99%의 신뢰도 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 <표 4>과 비교하였을 때 여타 변수들의 추정결과가 크게 달라지지는 않았다.¹⁷⁾

17) <표 5>에서 2023년 기준 상용직 더미변수 추정계수는 0.3286으로, 이는 상용직이 비상용직(임시·일용직)보다 시간당 임금이 약 32.9% 높다는 것을 의미한다. 반면, 동일 연도 「경제활동인구조사」 원자료에서 통제변수 없이 단순 평균임금을 비교할 경우, 상용직은 비상용직에 비해 약 53.4% 높은 임금을 받는 것으로 나타난다(횡단면 회귀분석을 실시한 2001~2022년 각 연도에도 유사한 양상을 보인다). 남재량(2009)은 정규직과 비정규직 간 임금격차 추정 결과가 정규직에 대한 정의, 분석자료, 방법론 등에 따라 크게 달라질 수 있음을 지적하였다. 기존 연구 중 상대적으로 큰 임금격차를 보고한 안주엽(2001)은 한국노동패널조사를 활용해 정규직의 시간당 임금이 비정규직보다 35% 높고, 통제변수를 포함할 경우에도 19% 수준의 임금 프리미엄이 존재한다고 보고하였다. 남재량(2009)은 이와 같은 임금격차가 상용직만 정규직으로 파악하고 상대적으로 근로조건이 열악한 임시직과 일용직이 제외된 데 기인했을 가능성을 제기하기도 하였다. 본 연구의 <표 5>의 결과와 비교해 볼 때, 32.9%라는 임금격차는 사용된 「경제활동인구조사」의 제약으로 인해 일부 누락변수 편이가 존재할 수 있음을 시사한다(이 점을 지적해 준 익명의 심사자에게 감사표 표시한다). 그러나 이러한 한계는 ILO (2019)에서 제안한 식 (4)를 통해 비임금근로자의 상대임금을 추정할 때 부분적으로 완화될 수 있다고 판단된다.

〈표 5〉 시간당 임금에 대한 횡단면 회귀분석 결과: 상용직 더미를 추가한 경우(2023년 자료)

	추정계수	강건 표준오차
근로시간	-0.4652***	0.0090
나이	0.0624***	0.0012
나이 ²	-0.0006***	0.0000
성별	-0.1893***	0.0059
상용직 더미	0.3286***	0.0078
교육정도 더미(무학 0)		
초등학교	0.0473*	(0.0274)
중학교	0.1023***	(0.0287)
고등학교	0.1305***	(0.0292)
전문대	0.1796***	(0.0302)
대학	0.2128***	(0.0300)
대학원 석사	0.3210***	(0.0330)
대학원 박사	0.4277***	(0.0407)
종사장 규모(4인 이하 0)		
5~299인	0.1366***	(0.0073)
300인 이상	0.3521***	(0.0105)
가구분류(농가 0, 비농가 1)	0.0516***	(0.0147)
지역분류(동 0, 읍면 1)	-0.0184***	(0.0063)
관측치 수	25,355	
adj-R ²	0.5636	

주: 설명변수 중 산업분류, 직업분류 등의 더미변수들에 대한 추정계수는 보고하지 않았으나 대부분의 경우 그 추정계수가 통계적으로 유의하였음. ***는 추정계수가 99%의 신뢰도 수준에서 유의함을 의미함. 표준오차는 이분산성(heteroskedasticity)을 감안한 강건 표준오차(robust standard error)임.

한편 〈표 5〉의 결과를 바탕으로 비임금근로자에 대한 연간 귀속임금 추정치를 식 (2)에 따라 추정할 때, 비임금근로자 노동조건이 동일한 개인별 특성을 가진 비상용직 임금근로자와 동일하다는 가정을 적용하여 비임금근로자에게 더미변수 0을 적용하여 식 (2)를 추정하였다.¹⁸⁾

18) 이처럼 비임금근로자를 구성하는 고용원이 있는 자영업자(ERS), 고용원이 없는 자영업자(OAW) 및 무급가족종사자(CFW) 모두에게 비상용직에 해당하는 0의 더미값을 적용하는 것에 대해서는 논란의 여지는 있다. 상용직과 고용원이 있는 자영업자가 유사한 노동조건을 가지고 있고 (임시직+일용직)과 (고용원이 없는 자영업자+무급가족종사자)가 유사한 노동조건을 가지고 있다고 판단할 수도 있기 때문이다. 지면의 제약으로 인해 본문에서 보고하지는 않았으나 분석결과의 강건성(robustness) 검증 차원에서 상용직과 고용원이 있는 자영업자에 더미 1을 적용하고 (임시직+일용직)과 (고용원이 없는 자영업자+무급가족종사자)에 더미 0을 적용한 결과, 본문에서 보고한 결과와 크게 다르지 않았으며, 해당 결과는 요청 시 제공할 수 있음을 밝힌다.

두 번째 보정은 비임금근로자들의 근로시간과 관련되어 있다. 예를 들어 <표 3>에서 보는 바와 같이 「경제활동인구조사」의 2023년 기준 임금근로자와 비임금근로자의 평균 주당 근무시간은 각각 33.2 시간 및 40.4 시간으로 비임금근로자의 주당 근무시간이 약 21.7% (7.2 시간) 더 길다. 비임금근로자의 상대적으로 긴 근무시간은 임금근로자에 비해 낮은 시간당 임금을 보충하기 위한 것일 가능성이 크다. 그러나 식 (1) 과 (2) 는 임금근로자와 동일한 시간당 임금을 비임금근로자에게 적용하기 때문에, 비임금근로자의 긴 근로시간을 그대로 반영하게 되면 비임금근로자의 노동소득을 과대추정할 가능성이 있다.¹⁹⁾

이로 인해 발생할 수 있는 편의를 엄밀하게 제거하기 위한 추가적인 통계자료가 부족한 상황에서, 본 연구는 각 연도별 임금근로자 평균 근로시간 대비 비임금근로자 평균 근로시간의 비율(예를 들어 2023년의 경우 $33.2/40.4 = 0.822$)을 비임금근로자의 근로시간에 곱하여 보정하는 방식을 사용하였다.

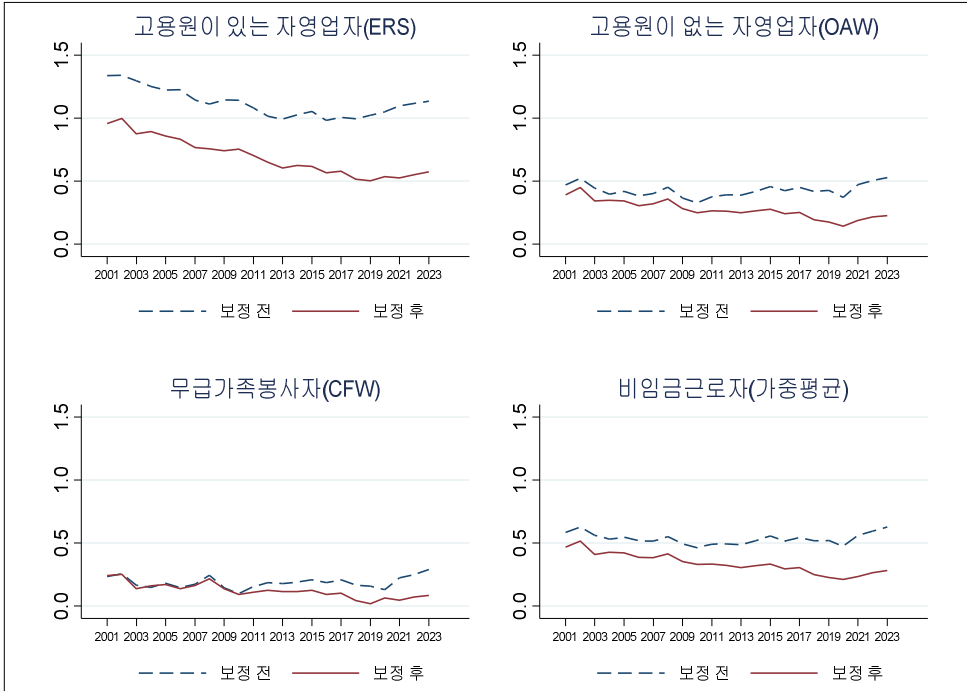
이와 같이 종사상 지위 및 조정된 근로시간을 적용(이하 보정 1) 하게 되면, 임금근로자 대비 비임금근로자의 상대임금은 <그림 7>에서 보는 바와 같이 보정 전과 비교하여 볼 때 전반적으로 하락하게 된다. 고용원이 있는 자영업자(ERS)의 임금근로자 대비 상대임금은 2001~2023년 전체 기간 평균으로 보정 전 1.122에서 0.695로, 고용원이 없는 자영업자(OAW)의 경우 0.426에서 0.275로, 무급가족종사자(CFW)의 경우 0.187에서 0.121로 감소하였으며, 이를 가중평균한 값도 0.533에서 0.338로 감소하였다. 한편 보정 1을 적용하는 경우 상대임금의 추세를 살펴보면 2001~2020년 정도까지 모든 비임금근로자의 상대임금이 지속적으로 하락하였으며, 2021년 이후 다소의 상승세를 시현하고 있음을 알 수 있다.

<그림 8>은 보정 1을 적용하였을 경우 식 (5)에 의해 추정되는 비임금근로자 전체의 노동소득을 혼합소득 혹은 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합으로 나눈 비율을 보여준다. <그림 6>과 비교하여 볼 때 보정 1을 통해 보정 전에 비해 그 비율이 감소하였음에도 불구하고, 2001년 및 2002년에는 추정된 비임금근로자의 노동소득이 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합을 초과하는 것으로 나타났다. 즉 보정 1을 적용하였음에도 불구하고 비임금근로자의 귀속 노동소득이 과대추정되고 있을 가능성이 여

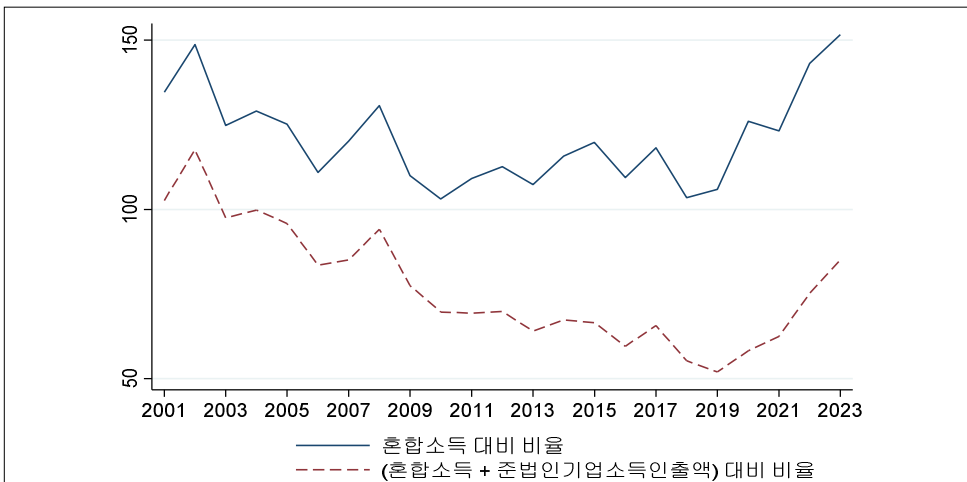
19) 다른 한편으로 한국의 경우 시간당 임금을 종속변수로 사용하는 방식이 적절하지 않을 가능성도 존재한다. 익명의 심사자가 제안한 대로 시간당 임금이 아니라 월평균 임금을 종속변수로 하여 추정하는 방식도 검토하였으나, 두 방법 간 추정결과의 차이가 크지 않은 것으로 나타나, ILO (2019)의 시간당 임금방식을 사용하였다.

전히 존재한다고 할 수 있다. 이러한 가능성을 최소화하기 위해 아래에서는 거시데이터와 관련된 추가적인 보정을 수행하도록 한다.

〈그림 7〉 임금근로자 대비 비임금근로자의 상대임금 (보정 1 전·후 비교)



〈그림 8〉 추정된 비임금근로자 노동소득의 혼합소득 혹은 혼합소득과
준법인기업소득인출액의 합 대비 비율(% , 보정 1 적용)



2. 거시데이터 관련 보정: 임금과 피용자보수

ILO (2019)의 방식은 「경제활동인구조사」라는 미시데이터를 기반으로 비임금근로자의 임금근로자 대비 상대임금을 추정한 후, 이를 한국은행 국민계정 자료인 임금근로자 1인당 피용자보수에 곱하여 비임금근로자의 노동소득을 추정하는 것이다. 이 과정에서 임금과 피용자보수 간의 차이를 고려하지 않으면 비임금근로자의 노동소득이 과대추정될 수 있다.²⁰⁾

한국은행이 발표하는 국민계정 상 피용자보수는 크게 ① 현금으로 지급되는 임금 및 급여, ② 현물로 지급되는 임금 및 급여 ③ 고용주의 사회부담금 등 세 가지로 구성되어 있다. 그런데 「경제활동인구조사」는 취업자 개인에 대한 설문조사의 형태로 이루어지기 때문에 임금근로자들이 과거 3개월 간 평균임금이라는 항목에 대해 답변을 할 때, 현물로 지급되는 임금 및 급여와 고용주의 사회부담금을 포함하여 답변할 가능성은 낮으며 현금으로 지급되는 임금 및 급여에 국한하여 답변할 가능성이 매우 높다. 따라서 식 (5)의 θ_{ERS} , θ_{OAW} 및 θ_{CFW} 추정치가 현금 급여 측면의 상대임금을 적절히 반영한다고 하더라도, 여기에 1인당 피용자보수 전체를 곱하게 되면 비임금근로자 노동소득의 추정치가 여전히 과대추정될 가능성이 존재하는 것이다. 이러한 경우에는 식 (5)에서 1인당 피용자보수 대신 1인당 현금 임금 및 급여를 곱하는 것이 이러한 과대추정을 줄일 수 있는 방법이 될 수 있다.

그러나 한국은행의 국민계정은 피용자보수를 ① 현금 및 현물 임금 및 급여와 ② 고용주의 사회부담금으로만 구분하고 있어 현금으로 지급되는 임금 및 급여를 국민계정을 이용하여 별도로 산출하는 것은 불가능하다. 이를 추정하기 위해 본 연구에서는 고용노동부에서 제공하는 「기업체노동비용조사」(2001년~2023년 각 연도자료)에서의 정보를 활용하여 전체 피용자보수 중 현금으로 지급되는 임금 및 급여의 비중을 산출하여 적용하기로 한다. 「기업체노동비용조사」는 매년 약 3,500개 내외의 상용근로자 10인 이상 회사법인 기업체가 상용근로자를 고용함으로써 발생하는 제반 비용을 파악

20) 거시경제 전체의 노동소득 또는 노동소득분배율을 추정하는 과정에서는 주의해야 할 요인이 많이 존재한다. 이강국(2019)은 5인 이상 상용근로자를 대상으로 조사된 임금자료를 이용한 임금 상승률과 국민계정의 부가가치를 이용한 노동생산성을 비교하는 문제점과 감가상각 포함 여부에 따른 차이를 제기하였으며, 박정수(2020)는 자영업 부문 피용자보수, 정부부문과 법인부문 간 차이 등을 어떻게 조정하느냐에 따라 노동소득분배율 추정결과가 크게 달라질 수 있음을 지적하였다. 한편 김낙년(2023)은 기존연구들과 같이 자영업의 영업잉여를 가계부문의 영업잉여와 동일한 것으로 보게 되면, 준법인 부문을 빠트리고 자영업과 관련이 없는 주거서비스를 포함하게 됨으로써 자영업의 실태를 왜곡하여 파악하게 되는 문제를 제기하였다.

하는 조사로서 2001~2023년의 연도별 노동비용을 <표 6>에서와 같이 구분하여 제공하고 있다. 이들 중 직접노동비용에 해당하는 정액급여 및 초과급여, 상여금 및 성과급 그리고 퇴직급여 등의 비용은 국민계정 상의 현금으로 지급되는 임금 및 급여에 해당하고, 법정 노동비용은 고용주의 사회부담금 그리고 법정의 복지비용은 현물 임금 및 급여에 해당한다고 할 수 있다.

본 연구에서는 「경제활동인구조사」의 평균임금에 상기 항목 중 직접노동비용만이 포함될 가능성이 높다고 보고, 다음과 같은 방식으로 국민계정상의 현금 및 현물 임금 및 급여에서 「기업체노동비용조사」상의 퇴직급여 등의 비용과 법정의 복지비용을 차감하였다. 먼저 「기업체노동비용조사」에서 각 연도별로 「(퇴직급여 등의 비용 + 법정의 복지비용)/법정 노동비용」의 값을 계산하였다. 예를 들어 2023년의 경우 이 값은 1.58 (= (466.5 + 272.2) / 468.5)로 계산되었다. 즉 2023년에 기업체들이 법정 노동비용의 약 1.58배를 퇴직급여와 법정의 복지비용으로 지출한 것이다.²¹⁾

<표 6> 기업체노동비용조사에서의 일인당 노동비용

		2023년 (천원)	국민계정 상 피용자보수와의 관계	경제활동인구조사의 월평균 임금과의 관계
총노동비용		6,131.1	-	
직접 노동비용	정액 및 초과급여	4,137.1	현금 임금 및 급여	포함
	상여금 및 성과급	756.1	현금 임금 및 급여	포함
간접 노동비용	퇴직급여 등의 비용	466.5	현금 임금 및 급여	불포함
	법정노동비용	468.5	고용주의 사회부담금	불포함
	법정의 복지비용	272.2	현물 임금 및 급여	불포함
	채용관련비용(모집)	7.2	-	
	교육훈련비	23.4	-	

자료: 고용노동부 기업체노동비용조사.

주: 2001~2018년까지는 간접노동비용의 하나로 현물지급비용이 별도의 항목으로 나뉘어져 있으나 이는 법정의 복지비용이므로 여기에 합산하여 처리하였음.

이를 토대로 국민계정 상에서 “현물 및 현금 임금 및 급여 - 1.58 x 고용주의 사회부담금”을 계산하여 「경제활동인구조사」에서의 ‘임금’에 대응하는 부분을 산출한다. 이제 이 값을 다시 국민계정 상 피용자보수로 나눈 값을 구하고 이를 *WR*이라 하면,

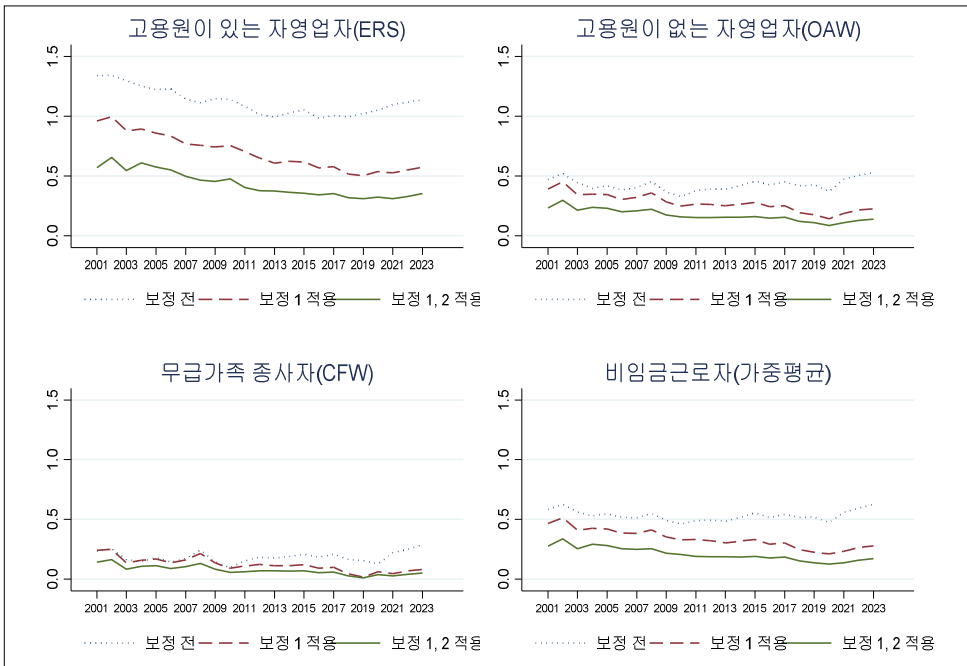
21) 여기에서 2023년 1.58배는 예를 들어 설명하기 위해 기술한 것이다. 기업체들이 법정 노동비용의 몇 배를 퇴직급여와 법정의 복지비용으로 지출하였는가는 「기업체노동비용조사」의 각 연도별 자료로부터 계산하여 연도별로 적용하였다.

식 (4)는 다음과 같은 방식으로 보정된다(이하에서는 동 방식에 의한 보정을 보정 2라 한다).²²⁾

$$\begin{aligned} & \text{비임금근로자 노동소득} \\ &= 1\text{인당 피용자보수} \times WR \times (\theta_{ERS} \times ERS + \theta_{OAW} \times OAW + \theta_{CFW} \times CFW) \\ &= 1\text{인당 피용자보수} \times (\theta'_{ERS} \times ERS + \theta'_{OAW} \times OAW + \theta'_{CFW} \times CFW) \quad (5) \end{aligned}$$

위의 식 (5)의 두 번째 등식의 우변에서 θ'_{ERS} , θ'_{OAW} 및 θ'_{CFW} 는 피용자보수와 임금의 차이를 고려한 임금근로자 피용자보수 대비 비임금근로자의 상대임금을 의미하게 된다.

〈그림 9〉 임금근로자 대비 비임금근로자의 상대임금(보정 1, 2 전후 비교)



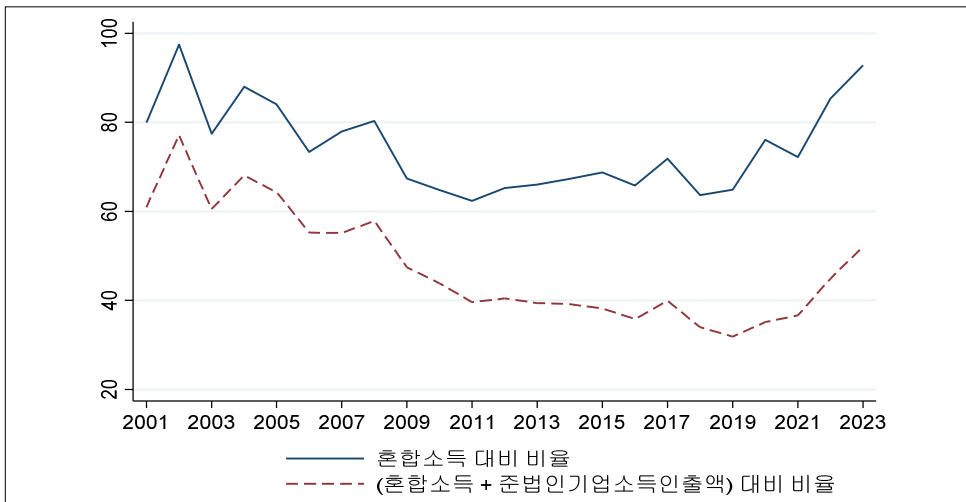
이상에서의 논의를 바탕으로 보정 전, 보정 1 적용 후 및 보정 1, 2 적용 후에 추정된 임금근로자 1인당 피용자보수 대비 비임금근로자의 상대임금 추이를 〈그림 9〉가

22) 결국 WR 은 경제활동인구조사의 임금에 대응하는 국민계정 상의 임금 및 급여가 전체 피용자보수에서 차지하는 비중을 의미하게 된다.

보여주고 있다. 보정 1만 적용한 경우와 보정 1 및 2를 모두 적용한 경우의 1인당 피용자보수 대비 상대임금은 2001~2023년 전체 평균으로 볼 때, 고용원이 있는 자영업자(ERS)의 경우 0.695에서 0.430으로, 고용원이 없는 자영업자(OAW)의 경우 0.275에서 0.170으로, 무급가족종사자(CFW)의 경우 0.121에서 0.075로, 이를 가중평균한 값은 0.338에서 0.209로 감소하였음을 알 수 있다.

한편 보정 1과 보정 2를 모두 적용한 경우, 추정된 비임금근로자의 노동소득이 혼합소득 및 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합에서 차지하는 비중은 <그림 10>에 나타나있다. 보정 1, 2 모두를 적용한 경우 비임금근로자의 노동소득 비중은 혼합소득 대비 그리고 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합 대비 모든 기간에 걸쳐 100% 이하의 값을 가지는 것으로 나타났다. 2001년~2023년 기간 평균값은 약 74.57% (비임금근로자 추정 노동소득의 혼합소득 대비 비중) 및 47.7% (비임금근로자 추정 노동소득의 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합 대비 비중)인 것으로 추정되었다.

〈그림 10〉 추정된 비임금근로자 노동소득의 혼합소득 혹은 혼합소득과 준법인기업소득인출액의 합 대비 비율(% , 보정 1, 2 적용)



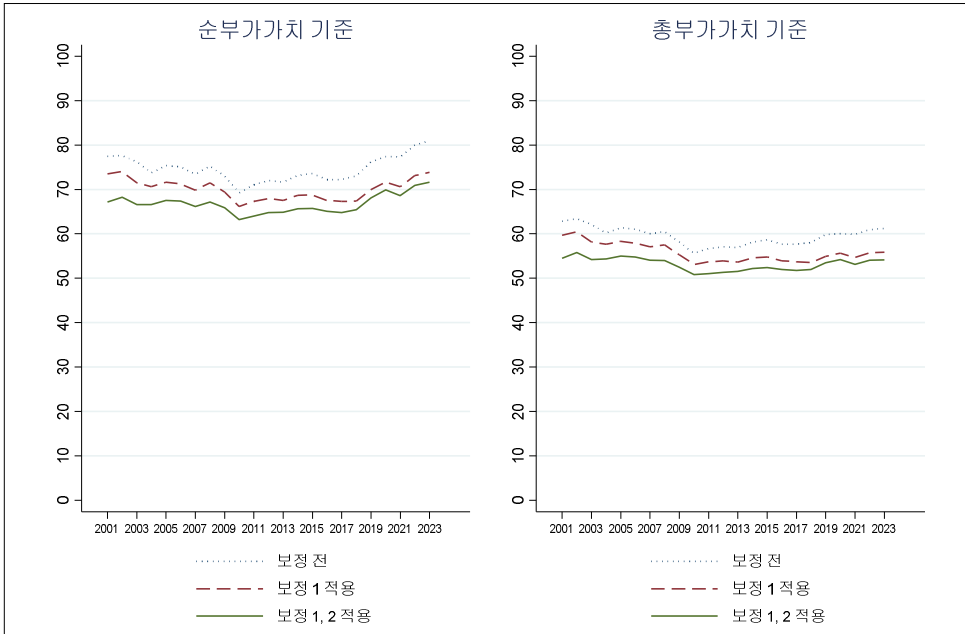
V. 노동소득분배율의 비교

1. 본 연구의 노동소득분배율

제IV장에서 논의한 방식으로 추정한 비임금근로자의 귀속노동소득(imputed labor

income)을 이용하여 추정한 우리나라의 노동소득분배율 추이는 <그림 11>에 제시되어 있다.²³⁾ 한국은행이 발표하는 국민계정 상 임금노동자의 피용자보수와 제Ⅳ장에서 추정된 비임금근로자 귀속노동소득을 더한 후 이를 순부가가치 혹은 총부가가치 (=순부가가치+고정자본소모)로 나누어 노동소득분배율을 추정한 것이다.²⁴⁾

<그림 11> 본 연구의 노동소득분배율(%)



23) 추정된 본 연구의 노동소득분배율과 기존 방식들에 의한 노동소득분배율은 <부표 1>에 제시하였다.

24) 선행연구에서는 다양한 지표를 노동소득분배율의 분모로 사용하고 있는데, 가장 관련이 되는 부분은 고정자본소모의 포함 여부이다. 고정자본소모는 고정자산이 일정기간 동안 생산에 사용됨으로써 발생하는 물리적인 노후화, 경상적 진부화 또는 일상적인 사고, 손실 등에 따른 가치의 감소분을 의미한다. 이러한 고정자본소모는 현재의 고정자산 가치가 모두 소모될 경우 현 수준의 생산활동을 지속할 수 있도록 새로운 고정자산으로 대체하기 위해 비축한 부가가치이므로 노동이나 자본에 귀속되어 발생한 소득이라고 보기 어려운 측면이 존재한다. 주상영·전수민 (2014)의 경우 우리나라의 경제발전 과정에서 급속한 자본축적이 이루어짐에 따라 고정자본소모의 추이가 불안정한 모습을 지닌다는 점을 고려하여, 총부가가치보다는 요소비용 국민소득을 노동소득분배율의 분모에 사용하는 것이 바람직하다고 보았다. 한편 Cho et al. (2017)의 경우, 생산 측면 (production perspective)과 소득 측면 (income perspective)으로 구분하여 접근할 것을 제안하였다. 생산 측면에서는 기초가격으로 측정된 부가가치가 적절한 지표이며 고정자본소모를 제외할 이유가 없지만, 소득 측면에서는 시장가격으로 측정된 부가가치가 적절하며 고정자본소모를 특정 경제주체의 소득으로 보기 어려우므로 제외되어야 한다고 보았다.

보정 1과 보정 2를 모두 적용한 값으로 살펴보면, 순부가가치 기준 노동소득분배율은 2001~2023년 기간 동안 평균 66.7%, 총부가가치 기준 노동소득분배율은 53.2%로 나타난다. 한편 동 분석 기간 동안 추이는 순부가가치와 총부가가치 기준 모두 2010년까지는 지속적인 하락세를 시현하다가 2011년 이후부터는 상승하는 추세를 보이고 있음을 알 수 있다.

한편 보정방식 적용 여부는 노동소득분배율의 수준에는 비교적 큰 영향을 미치지 만, 전반적인 추이에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 순부가가치 기준 노동소득분배율의 경우 보정 1과 2를 모두 적용한 것과 보정 전 및 보정 1만 적용한 경우의 상관계수를 구해보면 각각 0.963 및 0.855로 매우 높은 수준을 나타내고 있으며, 총부가가치를 분모를 할 경우에도 각각 0.957 및 0.907의 매우 높은 수준의 상관계수를 갖는 등 노동소득 분배율의 추이와 관련해서는 보정 여부가 큰 영향을 미치지 않았다.

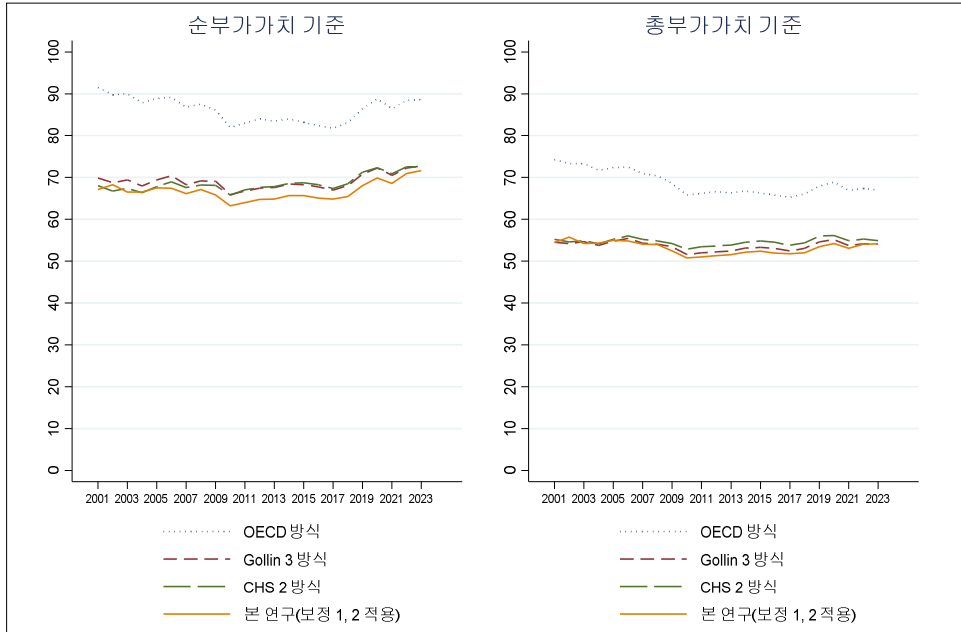
2. 여타 노동소득분배율과의 비교

여기에서는 본 연구에 의한 노동소득분배율(보정 1과 2를 모두 적용한 경우)을 여타 노동소득분배율 산식과 비교해 보도록 한다.²⁵⁾ 다양한 선행연구의 방식 중 비임금근로자의 소득을 모두 자본소득이나 노동소득으로 간주하는 방식은 제외하고, 비임금근로자의 1인당 노동소득이 임금근로자의 1인당 노동소득과 동일하다고 가정하는 방식(이하 OECD 방식), 비임금근로자와 임금근로자의 노동소득분배율이 동일하다고 가정하는 Gollin (2002)의 보정방식 3(이하 Gollin 3 방식), 그리고 비임금근로자의 노동소득이 혼합소득과 준법인기업소득인출 합의 2/3이라고 가정하는 Cho et al. (2017)의 방식 2(이하 CHS 2 방식) 등 세 가지방식에 의한 노동소득분배율을 비교대상으로 선정하였으며 그 결과는 <그림 12>에 요약되어 있다.

먼저 비임금근로자 1인당 노동소득이 임금근로자 1인당 노동소득과 동일하다는 가정 하에 추산되는 OECD 노동소득분배율을 본 연구의 노동소득분배율과 비교해 보면, OECD 방식은 비임금근로자와 임금근로자간 노동소득 격차를 고려하고 있지 않기 때문에 이 방식에 의한 노동소득분배율은 본 연구의 노동소득분배율이나 다른 방식에 의한 노동소득분배율보다 크게 나타난다.

25) 본 연구 및 비교대상 노동소득분배율의 추정치는 <부표 1>에 제시되어 있다.

(그림 12) 여타 노동소득분배율과의 비교(%)



앞서 서술한 바 대로 비임금근로자의 노동조건이 임금근로자의 노동조건에 비해 일반적으로 열악한 점을 감안할 때, OECD 방식은 실제 노동소득분배율을 과대 추정하였을 가능성이 존재하므로 이는 당연한 결과라고 할 수 있다.

한편 두 방식 모두 2010년까지는 하락하고 이후 완만히 회복하는 노동소득분배율을 보이고 있다는 점에서 유사한 추이를 나타내고 있다고 할 수 있다. 다만 2010년 이후 본 연구의 노동소득분배율이 지속적으로 상승하는 반면, OECD 방식에서는 2011~2018년 동안 정체된 모습을 나타내고 있다는 점이 다르다. 순부가가치 기준과 총부가가치 기준으로 OECD 방식과 본 연구에 의한 노동소득분배율의 상관계수는 각각 0.7152 및 0.8355로 나타났다.

다음으로 임금근로자와 비임금근로자의 노동소득분배율이 동일하다고 가정하는 Gollin 3 방식과 비교한 결과를 살펴보면, 본 연구에 의한 노동소득분배율이 Gollin 3의 방식에 의한 것보다 다소 낮은 수준인 것으로 나타났다. 즉 본 연구에 의한 노동소득분배율이 Gollin 3의 방식에 의한 것보다 순부가가치 기준으로는 전체 기간 평균 2.31%p, 총부가가치 기준으로는 평균 0.48%p 정도 낮게 추정되었다. 따라서 본 연구의 결과는 Gollin 3의 가정과는 달리 비임금근로자의 노동소득분배율이 임금근로자의 노동소득분배율보다 더 낮다는 것을 시사한다고 할 수 있다. 한편 노동소득분배율

의 전반적인 추이는 두 방식 간에 유사하게 2010년까지 하락하다가 상승하는 모습을 보이고 있으며, 두 방식 간 상 상관관계는 순부가가치 기준과 총부가가치 기준 각각 0.9520 및 0.9048로 나타났다.

마지막으로 본 연구의 노동소득분배율을 CHS 2 방식과 비교해 본다. CHS 보정방식 2는 혼합소득과 준법인기업소득인출의 2/3를 비임금근로자들의 노동소득으로 가정한 방식이다. Gollin 3의 방식과 마찬가지로 본 연구에 의한 노동소득분배율이 CHS 2 방식에 의한 노동소득분배율에 다소 낮은 것으로 추정되었으며 모든 경우에 있어 2010년까지 하락하는 추세를 보이다가 이후 다시 상승하는 유사한 모습을 보이고 있다. 본 연구에 의한 노동소득분배율이 CHS 2 방식에 비해서도 다소 낮게 나타난 이유는 <그림 10>을 통해서 확인할 수 있다. CHS 2 방식은 비임금근로자의 노동소득이 혼합소득과 준법인기업소득인출액의 합에서 차지하는 비중을 전 기간에 걸쳐 약 67% (=2/3)으로 가정한 것인데, <그림 10>에서 보는 바와 같이 본 연구에서는 해당 비중이 지속적으로 하락하여 2019년에 28.0%를 기록한 후 다시 상승하는 추세에 있기 때문에 이처럼 본 연구에 의한 노동소득분배율이 CHS 2 방식에 비해 더 낮은 수준을 보이고 있는 것이다.

한편, 두 방식 간 노동소득분배율의 수준 차이는 순부가가치 기준 2001-2023년 기간 중 1.71%p, 총부가가치 기준 1.49%p로 나타으며 두 방식 간 노동소득분배율의 상관관계수는 2001-2023년 전체 기간 중 순부가가치 기준 0.8144 및 총부가가치 기준 0.7281로 추정되었다.

VII. 요약 및 시사점

노동소득분배율은 다양한 정책결정 과정에서 활용될 뿐 아니라 총요소생산성과 연관되어 학술적인 중요성이 높은 지표임에도 불구하고, 비임금근로자의 노동소득과 자본소득에 대한 통계적 구분이 제한적이라는 이유로 그 측정방식에 대해 많은 논란이 지속되고 있다. 일정한 가정에 기반을 두고 비임금근로자의 노동소득을 추산하는 선행연구와 달리, 본 연구에서는 ILO (2019)가 제안한 바 있는 미시데이터를 활용한 비임금근로자의 노동소득 추정 방식을 경제활동인구조사 부가조사 원자료에 적용하여 우리나라의 비임금근로자 귀속 노동소득을 추정해 보았다. 추정된 비임금근로자의 노동소득이 국민계정 상의 혼합소득과 준법인기업소득인출의 합과 통계적 정합성을 가지도록, 임금근로자와 비임금근로자 간 종사상지위 및 근로시간의 차이, 피용자

보수와 임금의 차이 등을 반영한 통계적 보정을 추가하였다.

추정된 비임금근로자의 노동소득을 이용한 노동소득분배율과 기존에 널리 활용되고 있는 노동소득분배율 지표들과 비교하여 보았을 때, OECD 방식과는 전반적인 수준 및 추이에서 다소 차이가 나타났으나, 임금근로자와 비임금근로자의 노동소득분배율이 동일하다고 가정하는 방식(Gollin 3 방식)과 혼합소득의 2/3를 비임금근로자의 노동소득이라고 가정하는 방식(CHS 2 방식)과는 대체로 유사한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 다만 본 연구에서 도출된 노동소득분배율은 비임금근로자의 노동소득을 추정함에 있어 Gollin (2002)이나 Cho et al (2002)에서처럼 국민계정이라는 거시데이터에 자의적인 가정에 기반하여 추정된 것이 아니라 가용한 미시데이터를 이용하여 비임금근로자의 노동소득을 추정하였다는 데 그 의의가 있다고 할 수 있다.

물론 본 연구에서 수행한 분석 방법도 세부 부문에서 다소 자의적인 가정에 의존하는 만큼, 향후 추가적인 통계자료 및 강건성 분석 등을 통한 추가적인 논의가 필요하다고 판단된다.²⁶⁾ 비임금근로자의 노동소득분배율이 임금근로자의 노동소득분배율보다 낮을 뿐 아니라 혼합소득과 준법인기업소득인출액의 합이 약 47.7%에 불과하다는 결과는 추가적인 보정이 과도했을 가능성도 시사한다. 이러한 비임금근로자에 대한 분석의 근본적 한계를 완화하기 위해서는 자본투입, 근로시간, 근로조건 등에 대한 체계적 조사가 이루어질 필요가 있다고 판단되며, 데이터 가용성을 고려하여 산업별로 노동소득분배율을 추정할 필요성도 존재한다.

■ 참 고 문 헌

1. 김낙년, “한국의 기능적 소득분배: 노동생산성, 임금, 노동소득분배율,” 『한국경제포럼』, 제16권 제1호, 2023, pp. 1-36.
2. 김동석·김민수·김영준·김승주, 『한국경제의 성장요인 분석: 1970-2010』, 연구보고서 2012-08, 한국개발연구원, 2012.
3. 남재량, “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차 연구: 고용형태와 종사상 지위를 중심으로,” 제9회 한국노동패널학술대회 논문집, 2009.
4. 박정수, “자영업부문과 한국경제의 기능적 소득분배,” 『한국경제포럼』, 제12권 제4호, 2020, pp. 27-68.
5. 안주엽, “정규근로와 비정규근로의 임금격차,” 『노동경제논집』, 제24권 제1호, 2001, pp. 67-96.
6. 이강국, “한국경제의 노동생산성과 임금, 그리고 노동소득분배율,” 『한국경제포럼』, 제12권 제2

26) 익명의 심사자는 인적 특성을 이용하여 임금근로자의 임금으로부터 비임금근로자의 노동소득을 추정하는 ILO (2019) 방식 자체가 하나의 가정에 기반을 두고 있음을 제기하였다.

- 호, 2019, pp.73-94.
7. 이병희, “노동소득분배율 측정 쟁점과 추이,” 『노동리뷰』, 2015년 1월호, 2015, pp.25-42.
8. 조태형 · 최병오 · 황수빈 · 김만학, “사후내생수익률을 적용한 자본서비스물량 추정에 관한 연구,” 『국민계정리뷰』, 2015 제3호, 2015, 한국은행.
9. 주상영 · 전수민, “노동소득분배율의 측정: 한국에 적합한 대안의 모색,” 『사회경제평론』, 43, 2013, pp.31-65.
10. Cho, T., S. Hwang, and P. Schreyer, “Has the Labour Share Declined? It Depends,” OECD Statistics Working Papers, 2017/01, 2017.
11. Gollin, D., “Getting Income Shares Right,” *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 2, 2002, pp.458-474.
12. ILO, *The Global Labour Income Share and Distribution*, 2019.

〈부 록〉

〈부표 1〉 비교대상 노동소득분배율(%)의 추정 결과

연도	본 연구 (순부가 가치)	본 연구 (총부가 가치)	OECD (순부가 가치)	OECD (총부가 가치)	Gollin3 (순부가 가치)	Gollin3 (총부가 가치)	CHS2 (순부가 가치)	CHS2 (총부가 가치)
2001	67.2	54.5	91.5	74.3	69.9	54.6	68.0	55.2
2002	68.3	55.8	89.7	73.3	68.7	54.2	66.8	54.6
2003	66.6	54.2	90.0	73.4	69.4	54.7	67.4	54.9
2004	66.6	54.3	87.8	71.7	67.9	53.7	66.4	54.2
2005	67.5	55.0	88.9	72.4	69.5	54.8	67.8	55.2
2006	67.4	54.8	89.1	72.5	70.4	55.5	68.9	56.1
2007	66.1	54.1	86.8	70.9	68.3	54.3	67.6	55.2
2008	67.2	54.0	87.5	70.4	69.2	54.1	68.2	54.9
2009	65.9	52.5	86.1	68.6	69.1	53.4	68.1	54.3
2010	63.2	50.8	81.9	65.8	65.9	51.6	65.8	52.8
2011	64.0	51.0	83.0	66.2	66.8	52.0	67.0	53.5
2012	64.8	51.3	84.0	66.6	67.5	52.2	67.6	53.6
2013	64.8	51.5	83.4	66.3	67.6	52.5	67.8	53.9
2014	65.7	52.2	84.0	66.8	68.4	53.1	68.6	54.5
2015	65.7	52.4	83.1	66.3	68.3	53.3	68.8	54.8
2016	65.1	52.0	82.4	65.8	67.8	53.0	68.2	54.5
2017	64.8	51.7	81.7	65.3	67.0	52.4	67.4	53.8
2018	65.4	52.0	83.1	66.1	68.1	53.1	68.5	54.4
2019	68.1	53.5	86.4	67.9	70.8	54.6	71.3	56.0
2020	69.9	54.2	88.8	68.9	72.3	55.1	72.4	56.2
2021	68.6	53.1	86.4	66.9	70.5	53.7	70.9	54.9
2022	70.9	54.0	88.4	67.4	72.3	54.2	72.5	55.3
2023	71.6	54.2	88.6	67.0	72.8	54.1	72.6	54.9
평균	66.7	53.2	86.2	68.7	69.1	53.7	68.5	54.7

Estimating the Labor Income of Non-wage Workers Using Micro Data and Its Implication on the Labor Income Share in Korea

Yong-Seok Choi* · Sukha Shin**

Abstract

Unlike conventional methods that estimate labor income for non-wage workers using macro data and arbitrary assumptions based on the Bank of Korea's national accounts, this study applies the ILO (2019) methodology using micro-level data from the supplementary surveys of the Economically Active Population Survey conducted from 2001 to 2023 to estimate labor income for non-wage workers in Korea. The ILO (2019) estimates hourly wages of employees based on their individual characteristics and applies these estimates to non-wage workers, assuming that individuals with identical characteristics receive the same labor income. This study adopts the ILO (2019) approach but introduces additional statistical adjustments to ensure consistency with national accounts. Specifically, the estimated labor income of non-wage workers is downwardly adjusted to account for differences in employment status, working hours and the gap between compensation of employees and wages. Incorporating these adjustments, the estimated average labor income share in Korea is 66.7% based on net value added and 53.2% based on gross value added.

Key Words: non-wage workers, wage, labor income share

JEL Classification: D33, E24, E25

Received: March 17, 2025. Revised: July 14, 2025. Accepted: July 25, 2025.

* Primary Author, Professor, Department of Economics, College of Politics and Economics, Kyung Hee University, 26, Kyunghee-daero, Dongdaemun-gu, Seoul 02447, Korea, Phone: +82-2-961-0453, e-mail: choiy@khu.ac.kr

** Corresponding Author, Professor, Division of Economics, Sookmyung Women's University, 100, Cheongpa-ro 47-gil, Yongsan-gu, Seoul 04310, Korea, Phone: +82-2-2077-7557, e-mail: shin89kr@sookmyung.ac.kr