

연구보고서 2025-53

# 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

김현경  
강신욱·류재린·이시균·류진아



사람을  
생각하는  
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국보건사회연구원  
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



## ■ 연구진

연구책임자	김현경	한국보건사회연구원 연구위원
공동연구진	강신욱	한국보건사회연구원 선임연구위원
	류재린	한국보건사회연구원 연구위원
	이시균	한국고용정보원 선임연구위원
	류진아	한국보건사회연구원 전문연구위원

연구보고서 2025-53

### 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

발행일 2025년 12월  
발행인 신영석  
발행처 한국보건사회연구원  
주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370  
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)  
전화 대표전화: 044)287-8000  
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>  
등록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)  
인쇄처 고려씨엔피

---

© 한국보건사회연구원 2025  
ISBN 979-11-7252-128-8 [93330]  
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2025.53>

---

## 발|간|사

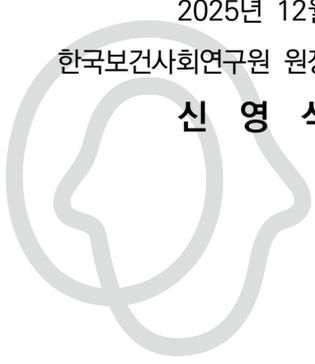
디지털 전환은 우리가 일하는 방식에 큰 변화를 가져왔다. 인공지능(AI), 클라우드, 플랫폼을 기반으로 하는 자동화·비대면 방식의 업무 처리와 근무가 일상화되었고, 전통적인 근로시간과 근무 방식에 균열을 가져왔다. 최근의 코로나19가 가져온 경제위기는 이러한 추세를 가속화했다. 일자리 대체나 근로시간 단축은 더욱 일상적인 위협이 되어 삶의 안정성을 위협하고 있다. 사회정책, 특히 소득보장제도는 이러한 소득 불안정과 이에 따른 경제적 어려움을 완화하고 경제적·사회적 안전성을 제고하는 역할을 수행해야 하는데, 그러려면 근거가 필요하다.

연구책임자인 김현경 연구위원을 비롯해 연구에 참여한 강신욱 선임연구위원, 류재린 연구위원, 한국고용정보원의 이시균 선임연구위원, 연구의 전 과정을 도와준 류진아 전문연구원에게 감사의 인사를 전한다. 이 연구가 변화하는 정책 환경에서 소득보장제도의 정합성을 제고하고 소득 불안을 완화하는 대응 방안을 찾는 데 도움이 되기를 기대한다. 그리고 국내의 소득 불안정 연구를 확대하는 데 출발점이 되기를 기대한다.

2025년 12월

한국보건사회연구원 원장

신영석



---



# 목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



요약 .....	1
<b>제1장 서론 .....</b>	<b>5</b>
제1절 연구 배경 및 목적 .....	7
제2절 연구내용 및 방법론 .....	9
<b>제2장 소득 불안정성 개념과 측정 방법론 .....</b>	<b>13</b>
제1절 소득 불안정 개념 .....	15
제2절 선행연구와 방법론 .....	17
<b>제3장 가구소득의 계절성 .....</b>	<b>35</b>
제1절 머리말 .....	37
제2절 데이터와 분석 방법 .....	41
제3절 개인 소득의 계절성 .....	46
제4절 가구소득의 계절성 .....	62
제5절 빈곤과 가계수지의 계절성 .....	72
제6절 소결 .....	79
<b>제4장 개인과 가구의 소득 불안정성 .....</b>	<b>81</b>
제1절 머리말 .....	83
제2절 방법론 .....	84
제3절 노동시장 및 개인 소득 변동성 .....	87
제4절 가구소득 불안정성 .....	113

---

제5절 소결 .....	116
<b>제5장 개인의 소득 불안정성: 연내 및 연간 변동 분해를 중심으로</b> .....	<b>119</b>
제1절 들어가며 .....	121
제2절 분석 방법 .....	123
제3절 개인소득 변동성 .....	128
제4절 개인소득 변동성 분해 결과 .....	143
제5절 소결 .....	164
<b>제6장 노동이동과 소득 불안정성</b> .....	<b>167</b>
제1절 머리말 .....	169
제2절 분석자료 및 분석방법 .....	171
제3절 고용행정자료를 활용한 소득변동성 분석 .....	173
제4절 노동시장 이행 유형별 소득변동성 분석 .....	180
제5절 실업급여의 소득변동성 영향 분석 .....	187
제6절 소결 .....	194
<b>제7장 결론</b> .....	<b>197</b>
제1절 요약 및 결과 .....	199
제2절 정책적 시사점 .....	201
<b>참고문헌</b> .....	<b>209</b>



<b>부록</b> .....	<b>215</b>
[부록 1] 한국노동패널 월 노동소득의 변동성 .....	215
[부록 2] OECD(2023)와의 가구 균등화 소득의 월별 변동비교 .....	219
[부록 3] 불균형 패널에 대한 소득변동 분해 방법 .....	226
 <b>Abstract</b> .....	 <b>229</b>

# 표 목차

---

〈표 2-1〉 선행연구 정리 .....	29
〈표 3-1〉 분기별 가구주 평균 취업소득 비교 .....	48
〈표 3-2〉 가구주의 취업소득 결정 모형 .....	50
〈표 3-3〉 근로자 가구주의 분기별 평균 근로소득 .....	53
〈표 3-4〉 근로자 가구주의 근로소득 결정 모형-단순 모형(2009~2024년) .....	54
〈표 3-5〉 근로자 가구주의 근로소득 결정 모형-확장 모형(2009~2024년) .....	55
〈표 3-6〉 자영업자 가구주의 분기별 평균 사업소득 .....	57
〈표 3-7〉 자영업자 가구주의 사업소득 결정 모형(2009~2024년) .....	58
〈표 3-8〉 가구주의 성별 취업소득 결정 모형(2006~2024년) .....	60
〈표 3-9〉 가구주의 연령대별 취업소득 결정 모형(2006~2024년) .....	61
〈표 3-10〉 분기별 평균 실질소득 비교 .....	64
〈표 3-11〉 가구 시장소득 결정 모형 .....	66
〈표 3-12〉 가구 처분가능소득 결정 모형 .....	67
〈표 3-13〉 분기별 평균 공적이전소득 비교 .....	69
〈표 3-14〉 공적 이전소득의 계절성 검토 .....	71
〈표 3-15〉 분기별 평균 빈곤율 비교 .....	74
〈표 3-16〉 빈곤의 계절성 검토(2인 이상 도시가구) .....	75
〈표 3-17〉 분기별 평균 소비와 흑자 비교 .....	77
〈표 3-18〉 소비와 흑자의 계절성 검토(2인 이상 도시가구) .....	78
〈표 4-1〉 전체 및 성별 주된 일자리 근속연수 .....	94
〈표 5-1〉 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	130
〈표 5-2〉 성별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	133
〈표 5-3〉 연령대별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	136
〈표 5-4〉 임금근로 여부에 따른 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	139
〈표 5-5〉 고용형태별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	141
〈표 5-6〉 성별 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	149
〈표 5-7〉 성별 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	151



〈표 5-8〉 임금근로 여부에 따른 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	154
〈표 5-9〉 임금근로 여부에 따른 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	156
〈표 5-10〉 고용형태별 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	160
〈표 5-11〉 고용형태별 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년) .....	162
〈표 6-1〉 분석자료 구성 현황(2016~2023년) .....	174
〈표 6-2〉 개인 소득변동성 현황 .....	177
〈표 6-3〉 인적속성별 노동시장 이행 유형별(월간) 소득 변동성 기본 현황 .....	181
〈부표 1-1〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 전체, 성별 .....	215
〈부표 1-2〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 연령별 .....	216
〈부표 1-3〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 종사상지위 .....	217
〈부표 1-4〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 소득계층 .....	218
〈부표 2-1〉 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016-2018년) .....	220
〈부표 2-2〉 분석기간에 따른 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016-2018년) ..	224
〈부표 2-3〉 불균형 패널을 이용한 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016-2018년) .....	224

# 그림 목차

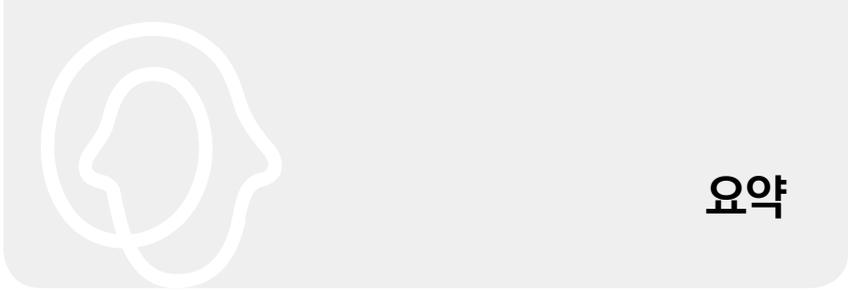
[그림 3-1] 가구주의 분기별 소득 변화(2인 이상, 도시 가구 가구주) .....	47
[그림 3-2] 근로자 가구주의 분기별 근로소득 변화(2인 이상, 도시 거주) .....	52
[그림 3-3] 자영업자 가구주의 분기별 사업소득 변화(2인 이상, 도시 거주) .....	56
[그림 3-4] 가구 소득의 변화(2인 이상, 도시가구) .....	63
[그림 3-5] 분기별 실질 공적이전소득 변화(2인 이상, 도시가구) .....	68
[그림 3-6] 분기별 빈곤율 변화(2인 이상, 도시가구) .....	73
[그림 3-7] 분기별 실질 소비와 흑자 변화(2인 이상, 도시가구) .....	76
[그림 4-1] 개인의 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차) .....	89
[그림 4-2] 성별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차) .....	92
[그림 4-3] 성별 호변화율 분산 분해: 노동시장 이동상태 구성과 기여도 .....	93
[그림 4-4] 전체 및 성별 호백분율 분포 변화 .....	96
[그림 4-5] 전체 및 성별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균 .....	97
[그림 4-6] 연령별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차) .....	99
[그림 4-7] 연령별 호변화율 분산 분해: 기여도 .....	100
[그림 4-8] 연령별 노동시장 이동상태 구성 .....	101
[그림 4-9] 연령별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균 .....	102
[그림 4-10] 종사상지위별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성 (호변화율의 표준편차) .....	104
[그림 4-11] 종사상지위별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균 .....	105
[그림 4-12] 소득계층별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성 (호변화율의 표준편차) .....	107
[그림 4-13] 소득계층별 호변화율 분산 분해: 기여도 .....	108
[그림 4-14] 소득계층별 노동시장 이동상태 구성 .....	109
[그림 4-15] 소득계층별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균 .....	110
[그림 4-16] 세부집단별 월 소득 대비 연간 개인 노동소득(세후)의 변동성 감소 효과 .....	112
[그림 4-17] 전체 및 소득분위별 소득 변동성(호백분율의 표준편차) .....	115
[그림 4-18] 전체 및 소득분위별 소득 변동성 감소 효과 .....	116



[그림 5-1] 소득 변동성 추이(개인소득 기준) .....	131
[그림 5-2] 성별 소득 변동성 추이(개인소득 기준) .....	134
[그림 5-3] 연령대별 소득 변동성 추이(개인소득 기준) .....	137
[그림 5-4] 임금근로 여부에 따른 소득 변동성 추이(개인소득 기준) .....	140
[그림 5-5] 고용형태별 소득 변동성 추이(개인소득 기준) .....	142
[그림 5-6] 성별 연내 소득 변동성 분해 결과 .....	150
[그림 5-7] 성별 연간 소득 변동성 분해 결과 .....	152
[그림 5-8] 임금근로 여부에 따른 연내 소득 변동성 분해 결과 .....	155
[그림 5-9] 임금근로 여부에 따른 연간 소득 변동성 분해 결과 .....	157
[그림 5-10] 고용형태별 연내 소득 변동성 분해 결과 .....	161
[그림 5-11] 고용형태별 연간 소득 변동성 분해 결과 .....	163
[그림 6-1] 개인 소득변동성 추이(월 개인소득 기준: 호변화율 편차) .....	175
[그림 6-2] 월/연간 개인 소득변동성 추이(월 개인소득 기준: 호변화율 편차) .....	176
[그림 6-3] 성별 개인 소득변동성 추이(호변화율 편차) .....	178
[그림 6-4] 연령별 개인 소득변동성 추이(호변화율 편차) .....	179
[그림 6-5] 노동시장 이행 유형별 개인소득 변동성 .....	181
[그림 6-6] 성별 노동시장 이행 유형별 개인소득 변동성 .....	182
[그림 6-7] 20~30대 노동시장 이행별 개인소득 변동성 .....	184
[그림 6-8] 중장년 노동시장 이행별 개인소득 변동성 .....	185
[그림 6-9] 자발적 이직 여부별 개인소득 변동성 .....	186
[그림 6-10] 계약직 여부별 일자리 전환 시 개인소득 변동성 .....	186
[그림 6-11] 임금소득의 큰 폭의 변동과 소득 변동성 .....	187
[그림 6-12] 실업급여 수당 포함 소득 변동성(상용, 일용 포함) .....	188
[그림 6-13] 노동시장 이행과정에서 개인소득 변동성(실업급여 포함) .....	189
[그림 6-14] 성별 실업급여 수당 포함 개인소득 변동성 .....	190
[그림 6-15] 성별 노동시장 이행과정에서 소득변동성(실업급여 포함) .....	191
[그림 6-16] 20~30대 실업급여 수당 포함 소득 변동성 .....	192



[그림 6-17] 중장년 실업급여 수당 포함 소득 변동성 .....	193
[부도 2-1] OECD회원국의 소득 불안정성 분해 결과 .....	221



## 1. 연구의 배경 및 목적

디지털 전환, 기후변화, 노령화와 같은 메가트렌드와 일하는 방식, 고용형태의 다변화는 소득예측을 어렵게 하는 요인이 되고 있다. 하지만 고용 및 소득 불안정성 증대에도 소득 불안정의 실태와 사회정책의 효과에 대한 실증적 근거가 부족하다. 따라서 가용한 자료를 이용해 개인과 가구가 경험하는 소득 변동성을 실증하고 이를 토대로 사회정책적 대응 방안을 모색하고자 한다.

## 2. 주요 연구 결과

이 연구에서는 가계동향조사 분기 자료(1990~2024년)와 한국노동패널(2001~2023년), 고용보험 피보험자 패널자료(2016~2023년)를 이용해 개인과 가구소득의 계절성과 연내 및 연간 소득 변동성의 장기 변화를 추적하였다. 그리고 성별, 연령별, 종사상지위/고용형태별, 소득계층별 소득 변동성의 차이를 비교했으며, 실업급여와 공적이전소득이 소득 변동성을 완화하는 효과를 분석하였다. 방법론으로 비모수적 추정 방법과 OECD(2023)가 제시한 소득 변동성 분해 방법론을 활용하였다. 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 한국노동패널을 이용해 지난 20년간 소득 변동성의 변화를 추정한 결과, 2010년대 초반까지 변동성이 빠르게 감소했으며, 이후에는 큰 변화 없이 횡보하는 모습을 보였다. 이는 노동시장에서 고용상태를 유지하는 취업자의 비율이 지속적으로 증가했으며, 현재 고용상태 유지자들

## 2 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

의 소득변동성도 감소해왔기 때문이다. 2009년의 글로벌 금융위기와 2020년 시작된 팬데믹 경제위기 때는 노동시장을 이탈하거나 일자리를 전환하는 비율이 증가하고, 현 고용유지자들의 소득변동성도 증가하여 전체 소득 불안정성을 크게 증가시켰다.

둘째, 연내 및 연간 변동성을 분석한 결과, 한국의 소득 불안정성은 연내 변동보다 연간 변동에서 주로 기인하는 것으로 나타났다. 따라서 경제 변동이나 구조적 요인으로 발생하는 소득 변동성에 대응할 필요가 크다. 하지만 분기별로 살펴본 계절성은 모든 집단에서 여전히 관측되며, 특히 일용직(가계동향조사, 고용보험 패널자료)과 비임금근로자(한국노동패널)는 연관을 비롯해 연내에도 상용직보다 소득변동성이 커 정책적 대응이 필요하다.

셋째, 세부 집단별 분석 결과 일용직, 비임금근로자, 1분위, 청년층, 50대 이상 고령층 노동자의 소득변동성이 높았다. 특히 경제위기 시에는 여성과 이 집단들의 소득변동성이 더욱 커지는 모습을 보였다. 이는 노동시장 이행에 따른 영향인데, 주된 일자리 전환이나 노동시장 신규 진입·이탈과 같은 노동이동이 소득 변동성의 주요 요인으로 확인되었다. 하지만 연내 상대적으로 큰 변동성을 보였던 비임금근로자의 경우, 겸업 및 부업 상태 변화의 영향이 컸다. 소득불안정을 완화하려면 노동시장 경로 자체의 불안정성을 완화하는 방향으로 설계될 필요가 있다.

넷째, 실업급여 수급은 여성 및 20~30대 청년층을 제외하고 개인의 소득 불안정성을 완화하는 효과가 있다. 그리고 다른 가구원의 경제활동과 공적이전소득도 소득의 변동성을 완화하는 효과가 있다. 하지만 개인 소득 변동성이 가장 높은 소득 하위 20% 가구에서 공적이전소득의 변동성 완화 효과는 컸으나 다른 가구원의 경제활동의 변동성 완화 효과가 거의 없어 가구총소득의 불안정성도 매우 컸다. 또한 평균적으로 연소득의 연

간 변동성은 월소득의 연간 변동성보다 낮은 반면, 임시·일용직과 여성, 35세 미만은 연내 고용이 불안정하기 때문에 변동성 감소가 거의 없었다.

### 3. 정책적 시사점

첫째, 일용직 노동자의 1분기 소득이 다른 근로자들과 달리 가장 낮은 점은 ‘정책 시기(타이밍) 조정’의 필요를 말해준다. 근로장려금과 같은 근로빈곤층 현금지원의 시점을 조정하거나 연초 구간에 한시적 보완책을 마련할 수 있다.

둘째, 고용보험 피보험자 패널자료의 월 단위 분석과 한국노동패널의 분석은 노동시장 이행(전환·이탈·진입 등) 과정이 소득 변동성과 결합될 수 있음을 보여준다. 이는 ‘지원의 적시성’과 ‘경기대응형 사회안전망 강화’의 필요성을 말해준다. 이를 위한 실시간 소득 파악 기반 마련, 제도의 신청 부담 완화 및 신속 지급을 위한 기반 연계, 자동안정화 기능 제고가 필요하다.

셋째, 계절성과 변동성의 크기·구조가 집단별로 다르기 때문에 취약한 집단을 중심으로 수단을 정교화할 수 있다. 연초 저점이 큰 집단에는 ‘시기 조정형’ 지원을, 노동시장 이행 충격이 큰 집단에는 실업급여·부조와 같은 ‘자동 연계형’, ‘경기대응형’ 사회안전망으로 지원하는 방식을 고려할 수 있다.

주요 용어: 소득불안정, 변동성, 계절성, 한국노동패널, 호백분율



사람을  
생각하는  
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



# 제 1 장

## 서론

제1절 연구 배경 및 목적

제2절 연구내용 및 방법론



# 제 1 장 서론

## 제1절 연구 배경 및 목적

디지털 전환, 기후 변화, 세계화와 인구구조 변화와 같은 메가트렌드는 일하는 방식과 고용형태의 다변화를 낳았고, 고용변동성과 소득의 불안정성(instability)을 증대시켰다. 정규근로시간과 전통적 고용계약관계에서 벗어나 0시간·초단시간·시간제 등 다양한 근무형태와 비정형 고용형태가 확산되고, 디지털 기술 발전으로 온라인플랫폼을 기반으로 하는 방식 등 일하는 방식이 다양해졌기 때문이다. 이는 근로시간 및 근무 일정의 변동성(volatility)과 불안정성뿐 아니라 소득의 불안정성도 증대시키고 있다. 소득 불안정에 대한 우려는 팬데믹과 더불어 크게 증가했다. 일자리 상실과 근로시간 감소의 위험이 커진 까닭이다. 포스트 팬데믹으로 가속화된 디지털 전환과 일하는 방식의 재편은 소득 예측을 더욱 불확실하게 하는 요인이 되고 있다.

이러한 소득 불안정은 실업자, 임시직, 비정형 근로, 1인 소득자 가구, 청년 가구와 같이 빈곤위험에 노출된 사람들에게 집중되는 경향이 있다(Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2023). 질병, 가족해체, 일자리 상실, 근로시간의 비자발적 감소와 이에 따른 소득의 불확실성은 개인이 미래를 준비하고 생계를 유지하는데 어려움을 가져온다. 다수의 선행연구는 소득 불안정이 재정적 스트레스를 심화하고, 건강을 악화하며, 빈곤 위험을 높이고, 사회적 이동성을 저해함으로써 개인과 사회의 안녕을 저해함을 보여준다(OECD, 2023).

사회정책, 특히 소득보장제도는 이러한 소득 불안정과 이에 따른 경제적 어려움을 완화하고 경제적·사회적 안전성(security)을 제고하는 역할을 수행해야 한다. 따라서 소득불안정성에 대한 실증적 근거를 토대로 소득보장제도와 더 포괄적인 사회정책의 방향을 논의할 필요가 있다. 고용 및 소득불안정성이 증대되는 위험에도 불구하고 소득 불안정의 실태와 이를 직접적으로 완화할 수 있는 공적이전제도의 효과에 대한 실증적 근거는 부족하다.

‘불안정’에 대한 국내 연구는 주로 ‘불안정’ 노동을 중심으로 고용, 소득, 사회보장 등 다양한 측면의 불안정을 정의하고 불안정성의 모습을 탐색하거나 그 결과를 분석한다. 이와 달리, 이 연구에서는 소득 변동성으로 소득 불안정성을 객관적 지표로 측정하고 그 원인(근로시간 및 근무방식의 잦은 변동, 잦은 이직, 실업·질병 발생 등의 사건 발생, 가구원 구성)을 분석 및 유형화함으로써 정책대응성을 확인하고자 한다.

근로시간과 근무방식의 불안정성과 이에 따르는 소득 불안정성의 증가에 대한 실증적 이해를 바탕으로 최저근무시간 보장, 시간권 보장, 최저임금제, 사회보험, 소득보장제도 주기나 방식의 변화 등 노동정책을 포괄하는 사회정책적 대응의 필요와 가능성을 논의해야 할 시점이다. 정책은 경제적 불안정성이 높고 취약한 사람들을 대상으로 그들의 위험으로 인한 충격을 완화하고 소득을 평활화해 재정적 회복력을 강화해주는 역할을 해야 한다. 급여 지급의 빈도를 제고하고 대기시간, 심사단순화 등의 정책적 노력도 필요하다(OECD, 2023).

소득보장제도 개선 또는 재구조화에 대한 논의는 제도의 사각지대를 줄이고 급여역의 제도 간 정합성을 강화하는 방향으로 주로 논의되고 있어(강신욱 외, 2022; 김태완 외, 2020; 노대명 외, 2020) 소득 불안정 문제를 주된 쟁점으로 다루고 있지 않다. 하지만 전술한 바와 같이 고용변

동성과 더불어 소득불안정성은 증가할 위험이 커지고 있으며, 적시의 소득보장에 대한 요구가 더 크기 때문에 이에 대한 근거 마련이 요구된다. 2019년 근로장려세제의 지급 주기 단축과 국세청 ‘실시간 소득파악’ 노력도 모두 적시에 사회보장을 하려는 정책적 노력이라 할 수 있다.

따라서 고용과 소득의 불안정성을 측정하고, 소득불안정을 가장 크게 경험하는 집단의 특성을 분석적으로 이해함으로써 정책의 목표와 개입방식, 대상 등 사회정책 설계와 변화에 필요한 객관적 근거를 마련하고자 한다. 또한 소득불안정 증대에 대응할 수 있는 다양한 사회정책의 가능성을 논의하고 대응 사례를 수집하며, 소득보장제도 개선 또는 재구조화 논의에 소득의 변동성이라는 쟁점을 추가하고, 학술적·정책적 논의에 필요한 기초자료를 마련하고자 한다.

## 제2절 연구내용 및 방법론

연구배경과 목적에 따라 이 연구의 주요 질문과 내용을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 인구구조 변화, 기후위기, 디지털화와 같은 메가트렌드와 글로벌 금융위기, 코로나19에 따른 경제위기는 노동시장의 불안정성을 확대했다. 노동시장에서 이동성(mobility)도 증가하면서 잦은 이직과 함께 노동시장의 진입과 이탈을 경험할 확률이 높아졌다. 따라서 이러한 사회·경제적 환경 변화로 소득 불안정성이 증대되었는지 변화를 확인하고자 한다.

둘째, 근무 방식의 유연화와 복수 일자리와 같은 일하는 방식의 변화로 소득의 변동이 더 잦은 주기의 변동인 연내 변동이 발생할 가능성이 높아졌다. OECD(2023) 연구에서 연간 자료를 이용해 연내의 소득 변동성을

측정하는 것 또한 동일한 문제의식에서 출발했다. 이 연구에서도 가용한 데이터를 이용해 연내 변동 분석을 시도하고자 한다.

셋째, 소득 불안정에 대한 정책적 대응이 가장 많이 필요한 정책 대상의 특성을 이해해야 한다. 생애주기적인 소득 상승과 임금 인상, 자발적 이직에 따른 소득 상향이동이 소득 불안정으로 관찰되기도 하지만 경기 변동으로 인한 비자발적 일자리 이동 또는 근로시간 감소, 비정형 근로와 불안정한 근무 일정으로 인한 소득 변동성과 불안정성은 이를 완화하고 개인과 사회의 안정성을 제고할 수 있는 정책적 개입을 요구한다. 특히 위기 시에 이러한 충격은 더욱 크다. 따라서 주요 정책 대상의 특성과 이에 적합한 정책 개선 방안을 모색한다.

위 연구질문을 바탕으로 연구내용을 다음과 같이 구성한다.

제2장에서 소득 불안정성 개념 및 방법론에 대한 선행연구를 검토한다. 고용과 소득 불안정, 변동성을 연구 주제로 삼은 선행연구를 검토해 이 연구의 문제의식에 적합한 소득 불안정 개념을 정리한다. 그리고 소득 불안정성(변동성)을 추정한 국내외의 실증 연구를 정리하여 관련 연구에서 주된 연구질문과 이에 적합한 방법론들을 검토한다.

제3~6장에서는 소득의 변화 및 불안정성을 분기별 가계동향조사, 한국노동패널(가구, 개인, 직업력), 고용보험 피보험자 패널자료로 실증한다.

제3장에서는 가계동향조사 분기 자료(횡단 자료)를 이용하여 소득의 계절성과 집단별 소득 변화의 모습을 분석한다. 소득 유형별, 집단별로 소득의 연내 계절성(연내변동)이 나타나는 양태에서 소득보장정책의 함의를 얻고자 한다.

제4장에서는 한국노동패널을 이용해 개인 및 가구소득의 소득 변동성

의 장기 추이를 살펴본다. 이 소득 변동성을 측정하는 방법으로는 노동시장 이탈로 소득이 0인 상태를 포함함으로써 노동시장 및 소득의 변동성을 측정할 수 있는 호변화율(arc percentage changes)을 이용한다. 그리고 분산 분해로 소득 변동성이 고용상태를 유지하는 취업자의 소득 변동에서 오는지, 노동시장 진입과 퇴출, 일자리 전환과 같은 노동시장의 변동성에서 오는지 기여분을 분해한다. 세부집단 특성별로 개인의 월과 연간 노동소득, 가구노동소득, 가구시장소득, 가구총소득의 변동성 변화 효과를 호변화율 표준편차로 측정하여 공적이전소득의 효과를 추정한다.

제5장에서는 한국노동패널을 이용해 소득 변동성을 연내 및 연간 변동으로 분해한다. 소득이 월별 패널자료로 제공되지 않는 제약에도 불구하고, 노동패널 직업력 조사로 OECD(2023)와 같이 월별 패널자료와 유사하게 구축하고 연내, 연간, 계절 변화로 분해한다. 근무변동과 고용형태 다양화와 같은 변화가 소득 변동의 주기를 갖게 함으로써 연내 변동의 위험을 크게 하는지, 어느 집단이 더 큰 변동성을 경험하는지 이해하고자 한다.

제6장에서는 연 단위로 구축된 상용직과 임시직의 고용보험 피보험자 데이터베이스(DB)와 월 단위로 구축된 일용직 DB를 연계하여 월별 상용직, 임시직, 일용직 고용보험 피보험자 패널자료를 구축한다. 고용보험에 가입된 임금근로자 전수를 포함하고 있는 행정자료의 강점을 살려 일자리 변동과 이에 따른 소득 변동, 실업급여 이전소득의 소득 변동성 완화 효과를 실증하고자 한다.

제7장 결론에서는 연구 결과를 요약하고 소득 불안정성의 정책적 시사점을 정리한다.



사람을  
생각하는  
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



## 제2장

### 소득 불안정성 개념과 측정 방법론

제1절 소득 불안정 개념

제2절 선행연구와 방법론



## 제 2 장 소득 불안정성 개념과 측정 방법론

### 제1절 소득 불안정 개념

소득 불안정(income instability)은 개인이나 가구의 소득이 일정한 수준을 유지하지 못하고 크게 변화하는 상태를 일컫는다. OECD(2023)는 사람들이 생애의 특정 시점에서 경험하게 되는 소득의 변화를 소득 불안정이라고 정의했다. 여기에는 계획에 따라 예측가능한 소득 변화도 있지만 질병, 가족 해체, 일자리 상실, 비자발적인 근로시간 감소와 같은 예상치 못했던 사건에 따른 변화도 있다(OECD, 2023). 즉, 소득 불안정은 소득이 일정한 수준으로부터 출렁이는 변동의 빈도와 폭으로 파악되는 변동성(volatility)과 발생을 예측할 수 없는 사건으로부터 비롯된 예측불가능성(unpredictability)이라는 요소를 지닌다. 이 연구에서는 소득 변동성으로 소득 불안정을 측정하며, 주요 소득 불안정 관련 연구의 질문과 연구목적에 따른 방법론에 대한 논의는 다음 절에서 다루기로 한다.

이 연구에서도 중요하게 다뤄지고 소득 불안정과 비교되는 개념으로 고용 불안정이 있다. 고용 불안정(labor market/job instability)은 한 일자리에서 고용상태를 지속하지 못하는 상태로, 일자리 상실이나 근로시간 감소의 위험이 커진 상태를 말한다. 고용 불안정은 주로 이직률(job separation rates), 평균 근속기간, 임시직 근로자의 비중으로 측정되며, 노동소득은 개인과 가구의 가장 중요한 소득 원천이기 때문에 소득 불안정의 원인을 이해하는 데 핵심 개념이다. 이 연구에서도 소득 불안정과 더불어 고용 불안정을 분석하고 인과성 또는 관련성을 설명한다.

또한 이 소절에서는 국내 선행연구에서 사용된 관련 개념들을 검토함으로써 이 연구의 의의와 차별성을 언급하고자 한다. 백승호(2014)는 불안정 노동을 고용 불안정, 소득 불안정, 사회보장 불안정으로 세분화하여 이 연구의 주제인 소득 불안정을 불안정 노동의 한 형태로 보았다. 세분화된 개념에 따르면, 고용 불안정은 고용형태, 고용지속성, 근로시간, 근로제공 방식 등이 불안정한 상태(비정규, 비정형, 불완전 취업, 시간제)이며, 소득 불안정은 안정적인 일자리를 제공받지 못하는 고용계약, 근로조건 등으로 저임금 또는 임금 지속성이 보장되지 않는 상태(취업과 실업 반복, 저임금 노동, 근로빈곤, 반복빈곤), 사회보장 측면에서 불안정 노동은 비임금 급여로부터 배제된 집단, 즉 연금·고용보험 등 사회보험과 퇴직금·상여금·유급휴가 등의 부가급여를 제공받지 못하는 경우를 의미한다. 불안정은 적정 수준에 이르지 못해서 발생하는 경제적 위험까지를 포함하는 의미에서 '안정적인 일자리를 제공받지 못해서 발생하는 저임금 상태' 또한 소득 불안정에 포함할 수 있으나, 백승호(2014)는 고용 불안정을 구분하여 개념화한 데 비해 이 연구에서는 고용 불안정까지 포함하여, 즉 소득이 0인 상태를 포함하여 소득 불안정으로 포괄적으로 측정한다는 점에서 차별적이다.

신우진, 권혁진, 류재린(2016)은 임금근로자 중에 고용 불안으로 안정적인 소득을 유지하지 못하여 국민연금 가입기간을 지속할 수 없거나 국민연금 가입의 법적 구속력이 약한 고용형태에 있는 집단을 불안정 노동으로 정의하고 노후소득에 미치는 영향을 분석하였고, 문현경, 류재린(2021)은 특고종사자와 비(非)특고종사자의 국민연금 가입지표를 비교·분석하여 특고종사자의 불안정성을 검토한 결과, 이들이 지역가입자 집단보다 가입기간과 소득 변동성 측면에서 더욱 불안정함을 보였다. 이 연구에서는 특고종사자의 소득 변동성을 파악하는 지표로 1) 전월 대비 기

준소득월액 변동의 절댓값, 2) 소득변동지수를 활용하였으며, 2)는 분석 기간에 전월 대비 기준소득월액 변동률의 절댓값이 일정 수준 이상이면 1, 미만이면 0을 부여한 뒤 이를 평균 내는 방식으로 측정하였다. 이 방식은 소득 변동성 측정 방법의 하나로 고려할 만하다.

## 제2절 선행연구와 방법론

이 절에서는 임금 불안정, 소득 불안정을 주제로 하는 주요 선행연구의 연구 질문과 방법론 및 연구 결과를 검토한다. 이는 각 연구의 주된 관심사와 방법론 간의 정합성에 따라 이 연구에 더 적합한 방법론을 선정하고자 하는 목적이 있으며, 주요 연구 결과를 검토·비교함으로써 우리나라의 소득 불안정 실태를 이해하고 정책적 대응에 필요한 학술적·정책적 과제를 도출하기 위함이다.

〈표 2-1〉은 OECD(2023)의 부속표(Annex Table) 1.A.1.의 기본틀과 원문을 참고하되, 분석 대상인 소득 유형에 따라 세분하고 정보를 보완한 표다. 연구는 크게 개인의 노동소득(earnings)을 대상으로 하는 연구와 가구소득만을 또는 개인과 가구소득(household income)을 모두 분석대상으로 하는 연구로 나뉜다. 이후의 소절도 이 순서로 설명한다.

개인의 노동소득을 분석대상으로 하는 연구는 크게 오차성분모형(Error component model)과 같은 모수적 접근 방법<sup>1)</sup>을 이용해 소득

1) 김용성 외(2015)에 따르면 모수적 접근 방법은 “특정 시점의 임금 또는 소득 결정요인 중에서 변동성과는 다소 무관한 연령, 교육수준 등 점진적으로 변화하는 요인으로 말미암은 소득의 ‘확정적 부분(deterministic part)’을 제거한 후, 그 나머진 ‘확률적 부분(stochastic part)’을 다시 영속적 요소(permanent component)와 일시적 요소(transitory component)로 나누어 살펴보는 방법(일명 Gottschalk-Moffitt(GM 방법))”이다(김용성 외, 2015, p.9).

을 영구적 성분(permanent component)과 일시적 성분(transitory component)으로 분해하는 연구, 소득/잔여임금 변화의 분산/표준편차, 소득 증감률을 활용하는 총계적 방법 또는 비모수적 접근 방법 연구로 구분할 수 있다. 하지만 가구소득을 분석대상으로 하는 연구에서는 모수적 추정 방법을 사용하는 경우는 거의 없고, 주로 소득/잔차소득 변화율의 분산이나 표준편차를 사용하였다.

## 1. 개인소득(earnings)

### 가. 영구적 성분과 일시적 성분으로 분해: 오차성분모형(Error Component Model)

Gottschalk et al.(1994)는 미국의 미시간 소득 역동성 패널(Panel Study of Income Dynamics, PSID)의 1969~1987년 20~59세 백인 남성 가구주의 임금으로 1970~1980년대 미국의 임금 불평등 확대가 영구적(permanent) 임금 격차의 확대 때문인가, 아니면 일시적(transitory) 소득 변동성의 증가도 중요한 요인인가를 분석하였다. 소득을 영구적 성분과 일시적 성분으로 분해하였는데, 개인별 1970~1978년, 1979~1987년 두 번의 9년간 개인별 로그소득의 평균을 '영구적 소득', 평균치로부터의 연도별 편차를 '일시적 소득'으로 구분해 분산 변화를 비교했으며, 연령효과를 제거하기 위해 연령-소득 곡선을 추정한 후 잔차(residual)를 활용하였다. 분석 결과, 두 성분 모두의 변동성이 약 41%, 42%씩 증가하였으며, 1970~1980년대 임금 불평등 확대의 1/3~1/2이 소득 불안정성 때문임을 보였다. 특히 저학력, 저소득층의 변동성 증가가 두드러졌고, 비노조 및 서비스·도소매업 등에서 변동성이 더

높았다. 직장을 옮긴 근로자가 더 큰 소득 변동성을 겪었지만, 같은 직장에 계속 근무한 근로자도 불안정성 증가를 경험하였다. 불황기(1974~1976, 1981~1983)에 변동성이 급등하였으나 1980년대 회복기 이후에도 불안정성이 계속 상승한 것은 구조적 변화의 증거로 해석하였다.

Gottschalk and Moffitt(2009)은 1970~2004년 소득 역동성 패널(PSID)로 30~59세 임금근로자의 영구적, 일시적 소득 변동성을 측정하여 소득 불평등의 원인이 구조적 격차 확대인지, 일시적 소득 변동성 증가로 인한 불안정성 증가인지 구분하고자 하였다. 소득의 자기공분산(autocovariance) 구조와 동태오차성분모형을 적용하여 분해한 결과, 1970~1980년대 후반까지 남성의 일시적 소득 분산이 증가하였다. 따라서 이 시기 미국의 불평등 증가는 영구적 소득 변동으로 인한 구조적 격차 확대뿐만 아니라 불안정성의 증가에도 그 원인이 있음을 실증하였다.

Moffitt and Gottschalk(2012)은 소득 역동성 패널(PSID)에 오차성분모형을 적용해 미국의 30~59세 남성 가구주의 1970~2004년 임금을 일시적 분산과 영구적 분산 변화로 구분하였다. 자영업자, 전일제 학생, 주당 근로시간이 없는 경우, 임금 및 소득이 0인 경우는 제외하였으며, 소득 상하위 1%는 절삭하였다. 분석 결과, 1970~1980년대 일시적 요인이 급격하게 상승하면서(전체 분산의 49%) 급격한 소득변동성 증가를 보였으나, 1980년대 중반~2004년에는 소득 평균은 높게 유지되면서 변동성은 적어졌으며 일시적 요인의 비중이 31%로 감소하였다. 일시적 요인은 남성 실업률과 양의 상관관계를 보이는 경향이 있고, 모형 기반, 비모수 추정, 단순평균법과 같은 다른 추정법을 이용한 결과도 비슷한 추이를 보였다.

Daly and Valletta(2008)는 분석을 위해 Cross National Equivalent File(CNEF)을 사용하였는데, 미국은 소득 역동성 패널

(PSID) 1979~1996년, 영국은 가구패널(British Household Panel Survey, BHPS) 1990~1998년, 독일은 사회경제패널(German Socio-Economic Panel, GSOEP) 1983~1999년 소득 자료다. CNEF 국가별 자료를 이용해 3개 국가의 소득 불평등 추세를 비교하고 불평등 증가가 영구적 소득 분포 변화(구조적 변화)에 따른 것인지, 단기(일시적) 소득 변화의 분산 증가에 따른 것인지 이질적 성장 모형(heterogeneous growth model)으로 분석하였다. 그 결과, 1980년대와 1990년대 임금 불평등이 모두 증가한 경향이 있고, 1990년대에 불평등의 영구적 요인과 일시적 요인이 모두 수렴하는 모습을 보였다.

Myck et al.(2011)는 독일 사회경제패널(GSOEP) 1994~2006년 자료를 이용해 독일의 임금 불평등 변화는 영구적 요인과 일시적 요인 중 어느 쪽 변화에 기인하는지, 시기별 변화는 어떠한지 분석하였다. 전일제 근로를 하는 20~60세 남성을 대상으로 균형패널과 불균형패널을 모두 활용했으며, 연간 임금의 로그값을 활용하였다. 오차성분모형으로 추정된 결과, 2001~2003년은 일시적 요인의 영향이 컸으나 이를 제외한 1994~2006년 전체 기간은 영구적 요인의 영향이 컸다. 영구적 요인으로 인한 불평등 증가 추세가 유지되는 것은 기술, 교육, 제도 등 구조적 요인의 영향이 크다고 볼 수 있다. 균형패널은 표본 안정성이 높지만 노동시장 이동을 반영하기 어려운 한계가 있고, 불균형패널은 일시적 요인을 과대추정하는 경향이 있다.

Ramos, X.(2003)는 영국 가구패널(BHPS) 1991~1999년 자료를 이용해 영국 남성 정규직 근로자의 세전 월평균 소득의 로그값을 오차성분모형으로 분석하여 소득 변동성을 영구적, 일시적 요인으로 분해 분석하였다. 하였다. 그 결과, 1990년대의 소득불평등 확대에 영구적 요인과 일시적 요인 모두 기여했는데, 1990년대 초반은 영구적 요인의 비중이 더

켰으나, 1990년대 전반에 걸쳐 일시적 요인의 영향이 더 커졌다.

Baker and Solon(2003)은 캐나다 종단 소득세 자료에서 24~59세의 남성 가운데 1975~1993년 중에 적어도 9년간 소득이 있는 모든 남성의 노동소득 자료로 코호트별 균형패널을 구성하였다. 노동소득 불평등을 영구적, 일시적 요소로 분해하여 장기 불평등과 불안정성이 동시에 증가했음을 보였다. 1982년 경기불황으로 캐나다와 미국 모두 일시적 요소가 더 크게 증가한 후 1980년대 후반까지 일시적 요소는 감소하였으나, 영구적 요소는 거의 변화가 없었다. 1990년대 초 불황 당시에는 다시 두 요소가 모두 증가하였다. 또한 캐나다 교육 수익률은 미국과 달리 거의 증가하지 않은 반면, 학력 집단 내에서 불평등이 증가의음을 보였다.

Cervigni-Plá and Ramos(2012)는 유럽 공동체 가구 패널(European Community Household Panel, ECHP) 1993~2000년 자료로 21~60세를 4개 연령 코호트로 구분하고 오차성분모형을 적용하여 스페인 불평등을 소득의 공분산 구조를 영구적, 일시적 요소로 분해하였다. 그 결과, 남성 전일제 임금근로자의 불평등 및 불안정은 감소했으나 영구적 요소는 증가했다. 계약 형태에 따라서는 기간제가 영구직보다 불안정성이 컸고, 이 기간 기간제 감소가 소득 불안정을 감소시켰다.

Sologon and Van Kerm(2017)은 룩셈부르크 사회보장청 행정자료(Inspection Générale de la Sécurité Sociale)에서 1988~2009년 대상자 중 최소 1년 이상 취업한 20~57세 남성의 소득 자료를 이용해 룩셈부르크 남성근로자의 소득불평등 추세를 분석하였다. 소득은 실질 월평균 총임금으로 연 총임금을 룩셈부르크 내 근무개월 수로 나눈 값이다. 분석 결과, 전체 불평등은 7.5% 증가하였는데, 영구적 불평등은 증가한 반면, 일시적 불평등은 감소하였다. 추가로 내국인(natives), 이민자(immigrants), 국경 통근자(cross-border workers) 세 집단별 추이를

구분해 고용 구성 변화의 기여도를 분석한 결과 내국인은 영구, 일시 불평등이 모두 감소했으며, 이민자와 국경통근자는 영구적 불평등이 크게 증가했다. 요약하면 내국인 집단의 영구적 불평등은 감소하였으나 내국인 고용 비중이 감소하였고, 이민자 및 국경 통근자의 영구적 불평등이 증가한 까닭에 전체 불평등은 증가하였다.

## 나. 비모수적 추정

Cappellari and Jenkins(2014)는 영국 가구패널(BHPS) 1~18차(1992~2008년) 자료에서 주된 일자리 노동소득이 두 해 연속으로 있는 16~60세 인구를 분석대상으로 하였다. 전일제 학생, 무응답자, 두 해 중 한 해에 자영업자인 경우는 제외하였다. 호변화율의 표준편차(standard deviation of the arc percentage change)와 분산요인분해 분석 결과, 이 기간 (특히 남성의) 노동시장 변동성이 통계적으로 유의하게 감소하였다. 소득 변동성 대신 노동시장 변동성이라는 용어를 사용하는데, 소득이 0인 사람도 포함하여 노동시장 진입과 퇴출이라는 변화를 포함하기 때문이다. 영국의 노동시장 변동성 감소는 노동시장 근착성(employment attachment rates)으로 가장 크게 설명된다. 요인을 분해하면 소득변동성은 거의 변함없는 약한 역U자형(M11)이며, 취업상태 변화가 있는 집단의 변동성 감소의 기여가 컸다. 그리고 각 집단의 비율이 변화했는데 노동시장 유지자(P11) 비율은 증가하고, 자발적·비자발적 연간 이직률(job separation rates)은 감소하였다(Office for National Statistics(ONS), 2011).

Shin and Solon(2011)은 미국 소득 역동성 패널(PSID)로 미국 25~59세 남성 가구주의 연간 소득 변동성 변화의 장기 추세(1970년대,

1980~1990년대, 2000년대)를 분석하였다. 소득 상하위 1%와 소득이 0인 값을 제외하였다. Shin과 Solon은 일시적 충격과 영구적 충격으로 분해하는 Gottschalk-Moffitt(1994)의 방법론이 일시적 분산을 과대 혹은 과소 추정할 수 있음을 비판하면서 로그임금 변화의 표준편차로 분석하였다. 그 결과, 1970년대 중후반, 1980년대 초 침체기에 변동성이 급등해 경기변화에 민감함을 보였다. 경기순환 변동을 제외하면 남성의 소득 변동성은 1970년대에 상승하는 추세를 보였으나, 그 이후에는 뚜렷한 장기적(secular) 추세를 보이지 않다가 1998년 이후 다시 상승하였다.

Celik et al.(2012)은 미국 현행인구조사(CPS), 소득 및 프로그램 참여 조사(SIPP), 고용과 가구 역동성 종단 자료(the Longitudinal Employment and Household Dynamics administrative dataset)에 Shin and Solon 방법론을 사용하였는데, 25~59세 임금근로자 로그연간소득(상하위 1% 절삭)을 나이의 제곱항 식으로 회귀분석한 후 잔차의 표준편차를 추정하였다. 분석 결과, 1990년대, 2000년대 중반에 걸쳐 미국의 소득 변동성이 매우 안정적이었다. 2000년대 급격한 소득 불안정성 증가를 보여준 PSID 분석과 상반된 결과다. 일자리 유지자, 이직자 그룹 각각의 소득 변동성과 이직자 비중으로 분해한 결과에서도 어느 요인으로 인한 변동성 증가도 확인하지 못했다.

Sabelhaus and Song(2010)도 1980년대 이후 미국의 개인 노동소득 변동성이 실제로 감소했는지 질문하였다. 미국 사회보장청(SSA) 1% 표본 Continuous Work History Sample(CWHS) Master Earnings File(MEF)을 이용해 25~55세 임금근로자(자영업 제외)의 1980~2005년 연간 총급여를 분석하였다. 로그소득 변화율의 분산으로 연령별 분산 패턴을 추정한 후 코호트별 추세를 반영해 연령 및 코호트 효과를 구분하였다. 그리고 Carroll(1992)의 분해법을 적용해 서로 다른 시차( $r$ 년) 간

로그소득 변화 분산을 회귀( $var(\Delta, y) = 2\sigma_e^2 + \gamma\sigma_\epsilon^2$ )하여 일시적 충격 분산 ( $2\sigma_e^2$ )과 영구적 충격 분산( $\sigma_\epsilon^2$ )으로 구분하였다. 분석 결과, 1982~2005년 로그소득 변화율 분산이 약 1/3 감소하여 개인 노동소득 변동성이 유의 미하게 감소하였다. 감소 대부분은 1982~1992년에 발생하였고, 모든 연령에서 유사한 비율로 감소하였다.

Ziliak et al.(2011)는 CPS 부가조사(3월) 자료를 이용해 40년 동안 (1973~2009) 미국 16~60세 개인노동소득 변동성의 변화를 분석하였다. 임금근로자와 자영업자, 무소득자를 모두 포함하며, 소득은 2008년 기준 실질 총노동소득(임금근로자의 급여+자영업자의 소득)을 사용하였다. 호변화율의 표준편차로 변동성을 추적하고, 소득 변동성의 변화가 연속으로 근로하는 취업자의 소득 변동 때문인가, 아니면 노동시장 진입과 이탈과 같은 고용상태 변동 때문인가를 연속근로자와 연속 비근로자, 노동시장 진입자와 이탈자의 조건부 분산분해 방식으로 분석하였다. 그 결과, 남성은 1970년대 초부터 1980년대 중반에 변동성이 약 15% 상승한 후 안정화되었고, 여성은 1970년대 후반에서 1980년대에 변동성이 20% 감소한 후 완만한 하락 및 안정세를 보였으며, 장기적으로 남녀 변동성이 수렴하는 경향을 보였다. 이 변동성 변화는 남성은 주로 고용이탈의 영향이 컸고 여성은 연속근로자 비중이 증가하는 데 기인하였다.

## 2. 가구소득

Dynan et al.(2012)는 1971~2008년 미국 소득 역동성 패널(PSID)에 소득 격년간 호변화율의 표준편차로 변동성을 측정하였다. 이 시기의 변동성은 30% 증가했으며, 주로 분포의 꼬리에 집중되어 있다. 격년 간 가구소득이 50% 이상 감소한 가구의 비율이 1970년대 초반 7%에서

2000년대 초반 12%까지 증가하기도 했다. 남성 소득의 변동성 증가는 시간당 임금과 근로시간 변동성 모두의 증가에 기인하며, 원천별 변동성을 분석한 결과 가구 노동소득과 이전소득 모두 변동성이 증가하였다.

Moffitt and Zhang(2018)은 미국 소득 역동성 패널(PSID)을 이용해 1970~2014년 미국 30~59세 남성 가구주의 50년간의 임금 변동성 및 영구적 요인과 일시적 요인의 기여를 추정하였다. 자영업자, 전일제 학생, 주당 근로시간이 없는 경우, 임금 및 소득이 0인 경우는 제외하였으며, 소득 상하위 1%는 절삭하였다. 불균형패널에 오차성분모형을 적용해 분석한 결과, 1970년대부터 1980년대 중반까지 변동성이 증가한 후 정체 또는 감소 추세를 보이다가 대침체(Great Recessions) 전후 다시 변동성이 증가하는 양상이었다. 영구적, 일시적 요인이 모두 기여했으며, 2년 차이 변동성(gross volatility)은 거의 전적으로 일시 요인 변화에서 기인하였다.<sup>2)</sup> 개인의 노동소득에 이전소득, 조세를 반영한 가구소득은 연간 변화의 분산으로 측정하였는데, 가구 소득의 배우자 소득, 정부 이전, 세금 제도가 개인 노동소득의 변동성 확대를 상쇄하는 경향이 있다. 하지만 가구소득 역시 변동성이 장기적으로 완화되지 않고 유지 또는 증가하므로 불안정성 문제는 개인 차원의 문제가 아님을 언급하였다.

Menta et al.(2021)는 이탈리아와 미국의 2000년대 이후 개인의 소득변동성과 자산 변동성 변화, 특히 금융위기 전후의 변동성 패턴 변화를 분석하였다. 미국은 소득 역동성 패널(PSID), 이탈리아는 가계소득·자산 조사(Survey on Household Income and Wealth, SHIW) 2002~2014년 자료를 사용하였으며, 15세 이상 개인의 균등화 가구총소

2) 데이터세트(CPS, SIPP, UI, SS) 기반 연구 결과를 비교한 결론은 시기별 소득변동성 추세의 큰 흐름은 유사해 방향성은 비슷하지만, 추세의 크기와 시기별 패턴은 차이가 있었다. 주요 원인으로는 표본구성의 차이가 주요한 것으로 보는데, 행정자료(UI, SS)는 비가구주, 저소득, 간헐적 근로자 등을 포함하는 데 비해 PSID 연구는 주로 남성 가구주를 대상으로 하기 때문이다(Moffitt and Zhang, 2018).

득(또는 세후소득)의 로그값을 사용하였다. 두 국가 모두 음(-)의 소득은 제외하였으며, 로그변환을 위해 0의 값은 1로 대체하였다. 오차성분모형을 적용해 MG1(Moffitt & Gottschalk, 2002/2012)과 MG2(Moffitt & Gottschalk, 1994)를 적용하였으며, MG1은 t시점과 t-s시점 소득의 공분산을 영구적 요소로 추정하고 나머지를 일시적 성분으로 계산하였다. MG2는 특정 기간(window) 평균을 영구적 소득으로 정의(여기선 5년 중심 이동평균)하고 나머지를 일시적 성분으로 계산하였으며 추가 지표로 2년간 로그변화율의 표준편차를 적용하였다. 분석 결과, 이탈리아의 소득 변동성은 미국의 절반 이하 수준이며, 두 나라 모두에서 부동산 자산의 시장가격 변동 때문에 자산 변동성이 소득 변동성보다 더 커졌다.

Rohde et al.(2011)는 미국, 독일, 영국의 소득 불안정성, 즉 가구소득 변동성 수준을 비교하였다. 분석을 위해 Cross National Equivalent File(CNEF)을 사용하였는데, 미국은 PSID(1991~2005년, 1997년 이후 격년), 영국은 BHPS(1991~2004년), 독일은 SOEP(1991~2005년)가 CNEF를 구성하는 국가별 조사자료다. 소득은 균등화한 시장소득과 가처분소득(1991년 가격으로 실질화)을 사용하였다. 앳킨슨(Atkinson) 불평등 지수를 시계열적으로 적용하여 이를 소득 불안정성으로 측정하였다. 분석 결과, 세 국가 모두 시장소득 불안정성은 소득과 강한 음(-)의 관계를 보였다. 정부이전 전 소득(pre-government income)의 불안정성은 영국이 가장 높고 미국이 가장 낮은 반면, 정부이전 후 소득(post-government income)의 불안정성은 미국이 가장 높고 독일이 가장 낮았다. 다시 말해서, 영국은 시장소득 불안정성이 높지만 정부개입으로 크게 완화되었으며, 미국은 시장소득 불안정성은 상대적으로 낮지만 정부 완화 효과가 작아 가처분 소득의 불안정성이 가장 높았다. 독일은 중간 수준의 시장소득 불안정성에서 정부 개입으로 가장 낮은 가처분 소득 불안정성

을 보였다.

Amuedo-Dorantes and Pozo(2011)는 멕시코 행정자료(Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, ENIGH)로 2000~2008년 가구소득의 월간(month-to-month) 변화율의 표준편차와 가구소득 변동성 결정요인을 분석하였다. 그 결과 여성 가구주 가구와 대가구, 시골 가구가 더 큰 소득불안정성을 경험하는 경향이 있었으며, 멕시코 가구로의 해외 송금액이 가구소득의 변동성을 감소시켰다.

Avram et al.(2022)은 영국의 25세 이상 개인의 노동소득, 가구소득(총소득, 가처분소득)의 2009~2017년 변동성을 UKHLS(Understanding Society: The UK household Longitudinal Study)로 분석하였다. 호변화율의 표준편차로 분석한 결과, 이 기간 개인 노동소득과 가구소득의 변동성이 모두 감소하였다. 근로연령층 노동소득과 가처분소득 변동성 감소는 주로 부정적인 소득 충격이 감소했기 때문이다. 하지만 같은 기간 재정긴축의 영향으로 조세와 복지급여의 근로소득 연동성이 감소하여 근로소득 변동에 대한 경기역행적 기능이 감소하였다. 이 연구는 2009년 이후 영국의 소득 변동성을 측정한 유일한 연구로 미국이 아닌 영국을 대상으로 하며, 노동소득이 0인 가구를 포함했다는 점과 자영업자를 포함했다는 점, 개인에서 가구소득으로 이동하면서 어떤 변화가 발생하는지, 가구가 어떻게 위험에 대응하는지 설명한다는 점에서 의의가 있다.

Avram et al.(2022)의 분석 결과, 계속 취업자의 소득 변동성 감소(거의 0)가 전체를 포함한 것보다 작았다. 이는 이 기간 소득 변동성이 임금 변동이 아니라 고용과 노동시장 근착성으로 인한 것임을 말해준다. 즉, 노동시장 이탈 비율의 감소가 변동성 감소의 주요 동인이다. 하지만 자영업자의 소득변동성은 임금근로자의 2배이며 거의 변화가 없었다. 고학력

자는 가구소득 변동성이 개인소득 변동성보다 낮지만, 저학력자에게는 관찰되지 않아 다른 가구원의 소득이 고학력 가구의 소득에서 보험 성격을 갖는 것을 알 수 있다. 이전소득의 역할이 얼마나 큰지 추정하기 위해, 적어도 가구원 중 하나라도 노동시장 변화(지난 기 양의 소득, 이번 기 0)를 겪는 가구를 대상으로 가구 시장소득과 가처분소득을 비교했을 때 저소득 가구의 변동성이 거의 절반으로 감소했다.

〈표 2-1〉 선행연구 정리

문헌	국가	개인노동소득	비교	가구 소득	비교	데이터, 기간	방법론	주요 결과
영구적 성분과 일시적 성분으로 분해(Methods that decompose permanent and transitory components)								
Gottschalk et al. (1994)	미국	○	20-59세 백인 남성 가구주	X		PSID 1969-1987	유닛루트 영구적 효과와 ARMA 일시적 효과의 연간 변화에 대한 구간(window) 평균법	1970년대, 1980년대 사이에 변동성 증가(영구적 성분, 일시적 성분 모두 증가)
Gottschalk & Moffitt (2009)	미국	○	30-59세 취업 남성	○	가구 총소득	PSID 1970-2004	오차성분모형(Error component model), 연간 변화에 대한 구간 평균법과 연간 변화율(%p)	1970~1980년대 후반까지 남성 일시적 소득의 분산 증가
Moffitt & Gottschalk (2012)	미국	○	남성 가구주	X		PSID 1970-2004	오차성분모형(Error component model), 연간 변동 (& 구간 평균법 및 비모수적 방법)	1970~1980년대 중반까지 일시적 분산 증가, 이후 2005년까지 일정하게 유지
Daly & Valletta (2008)	미국, 독일, 영국	○	25-61세 남성 가구주	X		CNEF - 미국 1979-96, 독일 1983-99, 영국 1990-98	오차성분모형(Error component model) 확장-이질적 성장모형과 ARMA 분석을 결합한 GMM 추정	1990년대 임금 불평등의 영구적 요소 수렴

문헌	국가	개인노동소득	비고	가구 소득	비고	데이터, 기간	방법론	주요 결과
Mycket et al. (2011)	독일	○	20-60세 전일제 임금근로 남성	X		SOEP 1994-2006	오차성분모형(Error component model), 연간 변동	2000년대 초반 불평등 증가기 일시적 요인 영향, 이를 제외하면 전 기간 영구적 요인 컷오프(기술, 교육, 제도 등 구조적 요인의 영향)
Ramos (2003)	영국	○	남성	X		BHPS 1991-1999	오차성분모형(Error component model), 연간 변동	불평등이 증가. 1990년대에는 영구적 영향이 컸으나, 이후에는 일시적 변동이 커짐
Baker & Solon (2003)	캐나다	○	24-59세 남성	X		소득세 자료 1976-1993	오차성분모형(Error component model), 연간 변동	노동소득 불평등 증가는 장기 불평등과 소득 불안정을 모두 반영(1982년경 일시적 요소 증가, 1980년대 일시적 요소 감소, 1990년대 초 불평등으로 두 요소 모두 증가)
Cervini-Plá & Ramos (2011)	스페인	○	21-61세 남성	X		ECHP 1993-2000	오차성분모형(Error component model), 연간 변동	임금 불평등과 변동성이 감소했으나 영구적 요소는 증가, 기간제 변동성 더 큼
Sologon & Van Kerm (2018)	룩셈부르크	○	20-57세 남성	X		행정데이터 1988-2009	구간 평균법	불평등 증가, 내국인 불안정성이 감소했지만 이민자 및 국경통근자의 영구적 요인 증가

문헌	국가	개인노동소득	비교	가구 소득	비교	데이터, 기간	방법론	주요 결과
총계적 방법(Aggregates methods) 또는 비모수적 방법(non-parametric methods)								
Cappellari & Jenkins (2014)	영국	○	16-59세 개인(자영업자 제외)			BHPS 1992-2008	격년 호변화율의 표준편차	노동시장 변동성 감소 (취업유지자 증가, 이직률 감소)
Celik et al. (2012)	미국	○	남성	X		12개 주의 LEHD-UI 임금자료; 1992-2008 (vs. CPS, SIPP, PSID)	로그소득 간차 변화의 표준편차	LEHD 전 기간 변동성 변화 거의 없음; PSID & CPS 분석은 1970년대, 1980년대 변동성 증가 후 2000년대 초반까지 감소; PSID는 2000년대 지속적인 불안정성 증가를 보였으나 다른 자료에서는 확인되지 않았음
Sabelhaus & Song (2010)	미국	○		X		사회보장 1980-2005	로그소득 변화율의 분산 변화로 영구적 분산 측정	1982~2005년 로그소득 변화율 분산이 감소
Shin & Solon (2011)	미국	○	25-59세 남성 가구주	X		PSID 1969-2004	연간 표준편차	1970년대 남성 소득 변동성 증가, 이후에는 뚜렷한 추세 없음
Ziliak et al. (2011)	미국	○	16-60세	X		CPS 1973-2009	호백분율 변화의 표준편차, 분산분해	1970~1980년대 증반 남성 변동성 증가, 2009년까지 유지, 여성 변동성은 감소

문헌	국가	개인노동소득	비고	가구 소득	비고	데이터, 기간	방법론	주요 결과
Dynan et al. (2012)	미국			○		PSID 1971-2008	격년 호변화율의 표준편차	1970년대, 1980년대, 1990년대 변동성 증가. 시간 지남에 따라 가구 노동소득, 이전소득 모두 변동성 증가
Moffit & Zhang (2018)	미국	○	30-59세 남성 가구주	○	가구 총소득	PSID 1970-2014	격년 로그노동소득 회귀식 잔차항 변화의 분산	1970~1980년대 증반 변동성 증가, 1980년대 증반~2000년대 증반 안정적, 이후 상승
Menta et al. (2021)	이탈리아, 미국	X	15세 이상 남성, 여성	○	가구총소득 (세후소득)	PSID and SHIW 1998-2016	격년 호변화율의 표준편차	양국 모두 소득 변동성보다 자산 변동성이 더 큼. 시간이 지남에 따라 소득과 자산 변동성 증가
Rohde et al. (2011)	독일, 영국, 미국	X		○	가구시장 소득, 가구가처분 소득	CNEF 1991-2005	격년 호변화율의 표준편차 (엡킨슨 지수 시계열 변화)	세전소득, 영국-독일-미국 순, 세후소득, 미국-영국-독일 순
Amuedo-Dorantes & Pozo (2011)	멕시코	X		○		Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares: 2000-2008	월간 소득 변화의 표준편차	해외송금액이 불안정성 완화, 여성가구주 가구, 대가구, 시골 가구가 더 큰 소득 불안정성 경험

문헌	국가	개인노동소득	비교	가구 소득	비교	데이터, 기간	방법론	주요 결과
Avram et al. (2022)	영국	○	25세 이상, 여성/남성, 자영업 포함	○	가구 총소득, 가구가처분 소득	UKHLS 2009-2017	연간 근로소득과 소득의 호변화율의 표준편차	개인 노동소득과 가구 소득 변동성 모두 감소

출처: "The rising instability of U.S. earnings," Gottschalk, P., & Moffitt, R., 2009, *Journal of Economic Perspectives*, 23(4), 3-24; "The growth of earnings instability in the U.S. labor market," Gottschalk, P., Moffitt, R., Katz, L. F., & Dickens, W. T., 1994, *Brookings Papers on Economic Activity*, 25(2), 217-272; "Trends in the transitory variance of male earnings: Methods and evidence," Moffitt, R. A., & Gottschalk, P., 2012, *The Journal of Human Resources*, 47(1), 204-236; "Cross-national trends in earnings inequality and instability," Daly, M. C., & Valletta, R. G., 2008, *Economics Letters*, 99(2), 215-219; "Dynamics in transitory and permanent variation of wages in Germany," Myck, M., Ochmann, R., & Qari, S., 2011, *Economics Letters*, 113(2), 143-146; "Earnings dynamics and inequality among Canadian men, 1976-1992: Evidence from longitudinal income tax records," Baker, M., & Solon, G., 2003, *Journal of Labor Economics*, 21(2), 289-321; "Long-term earnings inequality, earnings instability and temporary employment in Spain: 1993-2000," Cervini-Plá, M., & Ramos, X., 2012, *British Journal of Industrial Relations*, 50(4), 714-736; "Modelling earnings dynamics and inequality: Foreign workers and inequality trends in Luxembourg, 1988-2009," Sologon, D. M., & Van Kerm, P., 2018, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 181(2), 409-440; "Earnings and labour market volatility in Britain, with a transatlantic comparison," Cappellari, L., & Jenkins, S. P., 2014, *Labour Economics*, 30, 201-211; "Recent trends in earnings volatility: Evidence from survey and administrative data," Celik, S., Juhn, C., McCue, K., & Thompson, J., 2012, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(2); "The great moderation in micro labor earnings," Sabelhaus, J., & Song, J., 2010, *Journal of Monetary Economics*, 57(4), 391-403; "Trends in men's earnings volatility: What does the Panel Study of Income Dynamics show?," Shin, D., & Solon, G., 2011, *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 973-982; "Earnings volatility in America: Evidence from matched CPS," Ziliak, J. P., Hardy, B. L., & Bollinger, C. R., 2011, *Labour Economics*, 18(6), 742-754; "The evolution of household income volatility," Dynan, K., Elmendorf, D., & Sichel, D., 2012, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(2); "Income volatility and the PSID: Past research and new results," Moffitt, R., & Zhang, S., 2018, *AEA Papers and Proceedings*, 108, 277-280; "Income and wealth volatility: Evidence from Italy and the U.S. in the past two decades," Menta, G., Wolff, E. N., & D'Ambrosio, C., 2021, *The Journal of Economic Inequality*, 19(2), 293-313; "Income volatility and insecurity in the U.S., Germany and Britain," Rohde, N. C., Tang, K., & Rao, D. S. P., 2011, *School of Economics Discussion Paper No. 434*, University of Queensland; "Remittances and income smoothing," Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S., 2011, *American Economic Review*, 101(3), 582-587.





## 제3장

### 가구소득의 계절성

제1절 머리말

제2절 데이터와 분석 방법

제3절 개인 소득의 계절성

제4절 가구소득의 계절성

제5절 빈곤과 가계수지의 계절성

제6절 소결



## 제 3 장    가구소득의 계절성

### 제1절 머리말

#### 1. 소득 계절성의 의미와 특징

소득은 다양한 이유로 변화하며 소득의 변동 양상도 다양한 방식으로 나타난다. 경제변수의 장기 시계열에서 나타나는 주기적 변동을 추세변동(trend), 순환변동(cycle), 계절적 변동(seasonality)으로 구분할 때(이종원, 1994) 통상 계절적 변동은 1년 주기의 변동을 의미한다. 즉 1년 이내에 상승과 하락을 반복하면서 나타나는 변동이다. 소득이 이러한 계절적 변동의 양상을 보인다면 소득은 실업이나 은퇴 등 개인이 생애 중에 겪는 특정한 사건과 무관하게 항상 변동성을 보인다는 의미이다. 달리 말해 개인이나 가구는 1년 중에 항상 소득의 변동을 경험하게 된다는 것이다.

이러한 변동성이 자연스러운 것일 수도 있지만 그것을 경험하는 개인이나 가구에는 일종의 위험 요인이 된다. 즉 소득의 감소를 대비해야 한다. 만일 특정 집단이 심한 소득의 계절성을 보이고, 소득이 감소한 시점에서 생계의 위협을 받게 된다면 정부는 이 취약계층의 소득을 보장하기 위해서라도 소득의 계절성을 감안한 정책을 구상해야 할 것이다. 소득의 계절적 변동성, 즉 계절성이란 소득 변동의 가장 기본적 유형이면서도 개인은 물론 정책적 대응의 중요한 고려 대상이다.

소득의 계절성이란 달리 말해 소득이 계절에 따라 유의미한 차이를 보이는 것을 의미한다. 이때 계절은 네 계절이란 의미에 한정되지 않고 월

별 차이, 분기별 차이, 반기별 차이 등 1년을 구분하는 다양한 단위를 의미한다(Haben et al., 2023; Hyndman & Athanasopoulos, 2018). 따라서 계절적 요인에 따른 소득의 변동은 개별 가구나 개인이 경험한 변화와 무관한 요인에 따른 변동이다. 실직이나 은퇴, 질병 등에 따른 근로 소득의 상실은 누구에게나 닥칠 수 있는 위험이지만, 실제로 그 위험을 경험하는 것은 개인별로 다를 수 있다. 반면에 계절적 요인에 따라 소득이 감소한다면 이는 특정 개인이나 가구에만 그 효과가 국한되지 않고 광범위한 대상에게서 나타날 수 있다. 이런 의미에서 소득의 계절성은 다른 소득 변동 요인에 비해 매우 보편화된 위험이라고 간주할 수 있다.

계절성의 또 다른 특징은 반복적이라는 것이다. 계절성이 확인된다는 것은 계절에 따른 소득 차이가 지속적이고 반복적으로 관측되었다는 것을 의미한다. 특정한 시기에 일어난 예외적인 사건이 소득에 영향을 미쳤다면 그것을 계절성이라고 지칭하지는 않을 것이다. 일정한 기간(통상 1년) 안에서 구분되는 단위별(예: 분기, 월)로 소득이 체계적 차이를 보이고 그것이 해마다(또는 더 큰 주기마다) 반복될 때 계절성이 존재한다고 할 수 있다.

## 2. 소득의 계절성 관련 선행연구

경제변수, 특히 거시 변수의 시계열 분석에서 계절성이 다루어지는 맥락은 주로 경제 변수의 계절성을 제거한(계절 조정) 추세적, 순환적 변동을 파악하기 위해서였다. 즉 계절성을 확인하는 것은 추세적 요인을 분석하기 위한 사전 단계로 의미를 갖는 것이었다. 이러한 접근은 미시적 분석에서 시계열을 확인하는 것과는 초점이 다를 수밖에 없다. 계절성을 확인하는 것 자체가 목적이 아닌데다가 시계열 자료의 특성상 고려할 수 있

는 변수의 수가 제한적일 수밖에 없다. 반면 미시적 분석에서는 소득을 결정하는 다양한 요인을 고려했을 때 여전히 계절성이 존재하는지를 확인할 수 있다.

소득 변동과 관련하여 계절성이 문제가 되는 것은 주로 농업 분야였다. 농업 소득이 계절적 변동의 영향을 많이 받았으므로 이러한 연구의 분석 대상 지역도 농업이 주 산업인 국가에 국한되었다(Khandker, S., 2009). 반면 비농업국가에서 소득의 계절성은 크게 주목받지 못했고, 한국도 예외가 아니다. 한국의 경우 계절성이 주목받는 분야는 에너지 소비(김철현, 박광수, 2020; 박광수 2019), 농가 수지(전창곤, 1986) 등이었고, 사회정책의 영역으로 국한하면 출산(김정호, 2020), 자살(노용환, 2014), 사망률(오필재, 권혁성, 2021) 등으로 한정되었다.

미시적 단위, 즉 가구나 개인의 소득과 관련하여 계절성을 다룬 분석은 매우 드문데, 강석훈(2007)의 연구가 거의 유일하다고 할 수 있다. 강석훈은 국가데이터처의 〈가계동향조사(구 도시가계조사)〉 자료를 이용하여 1982~2005년 사이에 절대빈곤율(최저생계비 기준)과 상대빈곤율(중위 소득의 50% 기준)의 계절성이 존재한다는 것을 확인하였다. 그런데 이 연구는 빈곤율의 계절성에 한정할 뿐 빈곤을 결정하는 기본적 변화인 소득 변화를 분석하지는 않았다. 또한 1982~2005년이라는 기간이 현재 시점에서 보면 다소 오래전이어서 최근까지의 변화 경향을 설명하기에는 다소 한계가 있다.

### 3. 분석의 목적

이 장에서는 한국에서 개인이나 가구의 소득이 계절성을 지니는지를 확인하고자 한다. 가구와 개인 소득을 분기별로 제공하는 국가데이터처

의 〈가계동향조사〉 자료를 이용하여 가구와 개인의 소득에 계절성이 있는지를 확인하는 것이 이 장의 목적이다. 나아가 소득과 관련된 다른 변수들, 즉 빈곤, 소비, (가구 소득의) 흑자 등에도 계절성이 존재하는지를 확인하고자 한다.

소득의 계절성을 파악하는 것은 사회정책, 좀 더 구체적으로 소득보장 정책에서 중요한 함의가 있다. 계절적 요인에 의해 소득이 감소하는 일이 반복적으로 발생한다면, 소득보장정책은 그러한 소득 감소에 선제적으로 대응할 필요가 있다. 각종 일자리 정책이나 소득 지원정책을 시행할 때 예산의 집행 시기를 조정하거나 빈도를 조정하는 것만으로도 소득 감소 위험을 줄이는 효과가 있을 것이다. 이러한 정책 운용이 가능하려면 소득의 계절성이 존재하는지와 그 구체적 양상이 어떠한지에 대한 면밀한 판단이 선행되어야 할 것이다.

이 장의 분석은 다음과 같은 내용으로 구성된다. 제2절에서는 분석에 사용되는 데이터와 분석 방법을 설명한다. 제3절에서는 개인소득, 좀 더 정확히 말하면 가구주 소득의 계절성을 확인한다. 제4절에서는 가구 단위 소득의 계절성을 확인한다. 제5절에서는 소득은 아니지만 소득 변동과 밀접히 관련된 변수인 빈곤과 가계 수지의 계절성을 살펴본다. 제6절에서는 이 장의 분석 내용과 시사점을 요약한다.

## 제2절 데이터와 분석 방법

### 1. 데이터: 〈가계동향조사〉 분기 자료

#### 가. 자료의 시계열과 분석 대상 집단

국내외의 연구에서 소득의 계절성에 대한 미시적 분석이 제한적이었던 가장 큰 이유는 자료의 제약 때문이라고 해도 틀린 말이 아닐 것이다. 계절성은 1년 안에서 발생하는 소득 변화이므로 이를 파악하려면 조사 주기가 1년 미만이면 주기적, 반복적으로 이뤄지는 소득 조사자료가 있어야 한다.

이 장의 분석에서는 〈가계동향조사〉 자료 중 분기 구분 코드가 포함된 자료를 이용한다. 이 자료는 조사 주기가 1년보다 짧은 국내에서 유일한 조사다. 가계부 기장 방식으로 매월 조사되는 이 자료는 1990년 이후 연간 조사자료와 분기 조사자료로 제공되었는데, 그 가운데 분기 조사자료를 이용하는 것이다.

〈가계동향조사〉 자료는 시기에 따라 조사 대상과 방식에 변화가 있었는데, 이를 고려하여 다음과 같은 세 가지 시계열로 구분할 수 있다.

- ① 1990~2016년
- ② 2017~2018년
- ③ 2019~

①은 가계부 기장 방식으로 조사되었다. 이 시계열 안에서도 조사 대상에 변화가 있었다. 1990~2002년까지는 도시의 2인 이상 가구를 대상으

로 조사되었고, 2003년부터는 농어촌의 2인 이상 비농림어가가 그리고 2006년부터는 전국의 1인 가구(비농림어가)가 추가되었다.

②는 ①, ③과 달리 조사 방식이 가계부 기장 방식이 아닌 면접 조사 방식이다. 따라서 다른 두 시계열과 일관성을 유지하기 위해 이 장의 분석에서는 제외한다.

③의 시계열은 가계부 방식으로 조사되면서 전국의 농림어가까지 포함한다. 즉 ①의 마지막 시계열에 비해 조사 대상이 더 포괄적이다. 따라서 비교를 위해서는 ①의 대상(농림어를 제외한 전국 가구)으로 분석 대상을 제한할 수도 있다. 그러나 ①과 표본체계가 상이하어 국가데이터처에서는 ①과 ③의 시계열을 연결하여 비교하지 않는다.

이러한 특징을 고려하여 이 장에서는 ①과 ③의 시계열을 이용한다. 분석 대상은 크게 두 집단으로 한정할 것이다. 도시에 거주하는 2인 이상 가구(1990~2016, 2019~2024)와 전국 1인 포함 비농림어가 가구(2006~2016, 2019~2024)가 그것이다. 그리고 이때의 가구 정보에 가구주 정보가 포함되는 만큼 개인(가구주) 단위 분석의 시계열도 이와 동일하다.

③의 시계열을 이용하는 데에는 장단점이 있다. 도시 2인 이상 가구로 한정하면 1990~2016년의 27년이라는 기간은 소득의 계절성을 확인하기에 충분하다고 할 수 있다. 그러나 최근까지의 변동을 파악하는 것 역시 중요하다는 점에서 ③의 이용이 바람직하다고 할 수 있다. 이하의 분석에서는 ①과 ③을 모두 이용하되 필요한 경우 두 시계열을 구분하여 표기할 것이다.

## 나. 변수 설명

이 장의 분석이 장기간에 걸친 소득 변화를 다루는 만큼 물가의 영향을 통제할 필요가 있다. 따라서 이 장의 모든 분석에서는 소득을 실질소득(2020년 소비자물가 = 100)으로 전환하여 분석하였다.

가구 단위로 분석하는 경우 모든 소득범주는 가구원 수의 제공근으로 나누어주는 방식으로 균등화지수를 적용하였다. 가구 단위의 분석에는 개인 가중치를 사용하였는데, 이때 개인 가중치는 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 값을 사용하였다. 이럴 경우 가구 단위 소득의 분석 결과는 그 소득으로 생계를 유지하는 모든 가구원에 적용된다고 볼 수 있다. 반대로 가구에 국한하여 분석하는 개인 단위의 분석에서는 가구 가중치를 활용하였다. 가구 가중치는 가구의 표본 대표성에 대한 정보이고 가구마다 1명만 존재하는 가구에게도 이 대표성은 그대로 유지된다고 볼 수 있기 때문이다.

마지막으로 <가계동향조사> 자료에서 제공되는 변수 이외에 세 가지 변수를 추가로 활용하였다. 이 변수들은 각 분기의 시기적 특성을 설명하는 것들이다. 첫째는 해당 분기에 그해의 설날이나 추석에 포함되었는지를 말해주는 변수이다. 두 번째는 해당 분기에 각종 선거(대통령 선거, 국회의원 선거, 지방 선거 등)가 해당 분기에 포함되어 있는지를 말해주는 변수이다. 선거일은 중앙선거관리위원회의 홈페이지에 수록된 정보를 활용하였다. 세 번째는 해당 분기가 경제 위기 국면에 해당하는지 여부를 판별하는 변수이다. 이때 위기란 전년 동기에 비해 실질 국내총생산(GDP)이 감소하는 것으로 조작적으로 정의했다.<sup>1)</sup>

1) 이에 해당하는 시기는 1998년 1~4분기(외환위기), 2008년 4분기~2009년 2분기(국제금융위기) 그리고 2020년 2~4분기(코로나19 충격)이다.

## 2. 분석 방법

이하의 절에서 소득의 계절성을 확인하는 작업은 두 단계로 진행된다. 첫째는 각 소득 범주의 장기 시계열 변동을 확인하고 분기별 평균값을 비교하는 것이다. 시계열의 변동이 추세적 변동 가운데 계절적 차이를 보이는지, 실제로 실질 소득의 평균값에 분기별 차이가 있는지를 확인하는 것이다.

둘째는 소득을 결정하는 여러 요인을 통제했을 때에도 계절성이 여전히 나타나는지 확인하기 위해 회귀분석을 수행하였다. 회귀 모형은 크게 두 개를 사용하였다. 첫 번째 모형은 소득의 추세적 변화만을 통제한 단순한 모형이다. 경제가 성장함에 따라 분기가 경과할수록 소득이 증가하는 추세가 존재할 수 있다. 첫 번째 모형에서는 이 추세적 변화를 분기의 진행(시간의 변화)으로 단순화하여 살펴볼 것이다. 시간이 지남에 따라 추세적으로 진행되는 소득 변화를 감안하더라도 계절적 차이가 유지되는가를 확인할 것이다.

두 번째 모형에서는 좀 더 많은 변수를 통제하였다. 그 가운데 우선 해당 분기에 특별한 사건이 있는지를 감안할 것이다. 대표적인 것이 추석과 설날 등 명절이 포함되어 있는지 여부이다. 명절이 포함된 분기에는 명절 상여금이 지급되거나 도소매 판매액이 증가하는 등의 이유로 가구소득이 일시적으로 증가할 수 있다. 여기서는 대표적인 두 명절, 즉 설날과 추석이 포함되었는지를 고려할 것이다. 설날의 경우 항상 1분기에 들어 있지만, 추석은 3분기(9월)에 있을 수도 있고 4분기(10월)에 있을 수도 있어 분기별 소득 수준에 직접 영향을 줄 것으로 추정된다.

추가로 고려할 사건은 각종(대통령, 국회의원, 지방정부 및 의회) 선거일<sup>2)</sup>이 해당 분기에 포함되어 있는지, 그리고 경제 위기 국면이었던지다.

선거는 특정 산업을 중심으로 일시적으로 수요가 증가한다는 의미에서, 위기는 다수의 가구에서 소득의 감소나 증가율 정체를 초래한다는 의미에서 이례적 변화로 볼 수 있으므로 요인을 통제해주는 것이 중요하다고 보았다.

모든 개인이나 가구에 공통적으로 적용되는 사건 이외에 개별적 특성을 통제해 줄 필요가 있다. 가구주 개인 소득의 결정 요인으로는 가구주의 성별, 연령(제곱항 포함), 종사상 지위와 종사 산업 등을 고려하였다. 가구 소득의 결정 모형에서는 이와 같은 가구주의 개인적 특성 이외에 거주 지역(도시 또는 농어촌), 가구원 중 취업자 비율 등을 고려했다.

계절성을 확인하기 위한 분석 대상 범주는 크게 세 가지로 구분하였다.

첫째는 소득이다. 개인 소득은 근로자의 경우 근로소득을, 자영업자의 경우 사업소득을 분석 대상으로 삼는다. 그리고 근로자와 자영업자를 포함하는 모든 취업자를 분석 대상으로 할 때에는 취업소득(=근로소득+사업소득)을 분석 대상으로 하였다. 가구 소득의 경우 대표적 범주인 시장소득과 처분가능소득 그리고 경상소득(총소득)을 분석하였다. 추가로 공적 이전소득의 계절성을 분석하였는데, 이때 공적이전소득을 구성하는 세부 원천들에도 계절성이 존재하는지를 확인하였다.

둘째는 빈곤의 계절성을 확인하는 것이다. 즉, 특정 가구가 빈곤할 확률이 계절성을 띠는지 여부를 검토할 것이다. 이때 빈곤 상태는 균등화된 가구 소득이 분기별 중위소득의 50%선 미만인 경우를 의미한다.<sup>3)</sup> 빈곤율은 시장소득과 처분가능소득 두 범주만 분석하였다. 소득 결정모형과 달리 빈곤 결정 모형에서는 로짓분석을 수행하였다.

셋째는 소비와 관련된 항목의 계절성을 확인하는 작업이다. 소득과 소

2) 구체적인 선거일자는 중앙선거관리위원회의 홈페이지를 참조하였다.

3) 연간 중위소득의 50%를 빈곤선으로 설정하는 방법도 있으나 이럴 경우 분기가 바뀔수록 빈곤율이 낮아지는 일관된 경향을 보여 분석에서 제외하였다.

비의 상관관계는 높지만 소비는 소득에 비해 평탄화되는 경향을 보인다. 그 결과 소비는 크게 줄지 않으면서 소득이 줄어들었을 때 가구의 흑자가 변할 가능성이 있다. 따라서 소비액과 함께 흑자액, 흑자율 등에서도 계절성이 존재하는지 확인하였다. 이때 흑자란 처분가능소득에서 소비액을 뺀 값이 0보다 큰 경우를 의미하며 흑자액은 그 차액을, 흑자율은 처분가능소득 대비 흑자액의 비율을 의미한다. 저소득가구의 경우 처분가능소득이 0보다 작거나 0인 경우가 존재하는데, 이러한 가구는 비흑자 가구로 간주했으며, 비흑자가구는 흑자액과 흑자율 모두 0으로 처리하였다.

### 제3절 개인 소득의 계절성

#### 1. 가구주 개인 소득의 계절성

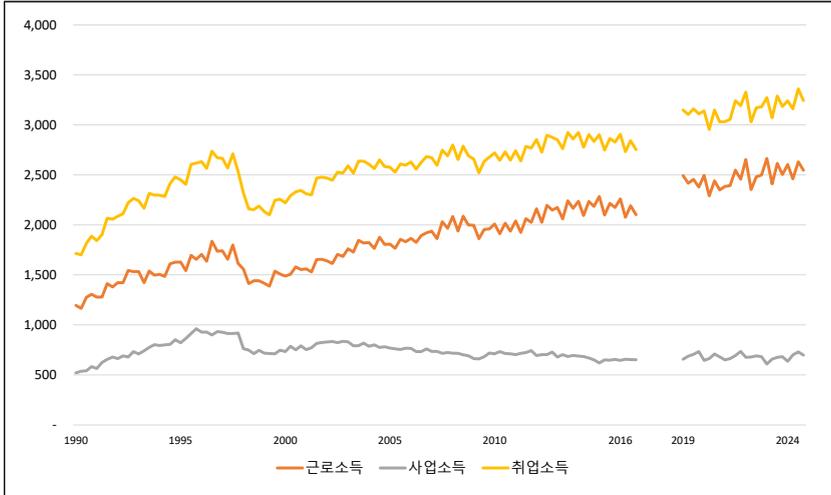
〈가계동향조사〉는 가구 단위의 소득과 지출 정보를 제공하지만 소득에 대해서는 일부 개인정보를 제공하고 있다. 특히 가구주와 배우자에 대해서는 개인의 종사상 지위와 근로소득 및 사업소득 정보를 제공한다. 따라서 이 두 소득의 원천은 개인 단위의 분석이 가능하다. 모든 가구에 배우자가 있는 것이 아니므로 여기서는 가구주의 개인 소득을 중심으로 계절성을 살펴볼 것이다.

[그림 3-1]은 도시에 거주하는 2인 이상 가구의 소득 변화 추이를 보여준다. 가구주의 종사상 지위 구분 없이 근로소득과 사업소득 그리고 취업소득의 변화를 제시한 것이다. 경제 위기에 해당하는 시기를 제외하고는 추세적으로 소득이 증가하는 모습을 보이는데, 중요한 것은 추세적 증가 속에서도 등락을 반복한다는 것이다. 이것이 계절적 요인에 따른 것일

가능성이 높다.

[그림 3-1] 가구주의 분기별 소득 변화(2인 이상, 도시 가구 가구주)

(단위: 천 원/월)



주: 2020년 물가수준=100

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-1〉은 가구주의 취업소득에 대해 기간별로 실질 소득의 평균값을 비교한 것이다.<sup>4)</sup> 도시 거주 2인 이상 가구의 가구주는 1990~2024년, 1인 가구를 포함하는 전국 비농림어가의 가구주는 2006~2024년간에 걸쳐 비교하였다.

가구주의 취업소득을 분기별로 비교하면 우선 분기별 소득의 차이가 분명히 나타나는 것을 확인할 수 있다. 근로소득의 경우 1분기와 3분기가

4) 이 장의 분석에서 평균값은 연도별 평균을 다시 평균한 것이 아닌 연도별 원자료를 모두 결합하여 모든 가구주에 대해 평균하여 구하였다. 충분히 많은 관측치를 이용하여 계산한 값이므로 평균값의 차이도 의미하다고 볼 수 있다.

높고 다음으로 4분기, 2분기의 순이다. 대상 집단과 시기에 따라서 1분기와 3분기의 순위는 바뀌기도 한다. 사업소득은 이와 달리 4분기가 대체로 가장 높고 1분기가 가장 낮다. 2분기와 3분기의 순서는 시기와 대상 집단에 따라 달라진다. 마지막으로 취업소득, 즉 근로소득과 사업소득의 합을 보면 3분기의 소득이 가장 높고 2분기의 소득이 가장 낮다. 1분기와 4분기의 순서는 대상과 시기에 따라 다르게 나타난다.

〈표 3-1〉 분기별 가구주 평균 취업소득 비교

(단위: 천 원/월)

가구 구분	시기	분기	근로소득	사업소득	취업소득
2인 이상 도시 가구	1990~ 2016년	1분기	1,829	730	2,559
		2분기	1,747	739	2,485
		3분기	1,869	736	2,605
		4분기	1,828	754	2,582
	2019~ 2024년	1분기	2,550	645	3,194
		2분기	2,388	675	3,062
		3분기	2,529	700	3,229
		4분기	2,456	702	3,158
전국 비농림어가	2006~ 2016년	1분기	1,802	600	2,402
		2분기	1,698	609	2,307
		3분기	1,808	605	2,413
		4분기	1,768	613	2,381
	2019~ 2024년	1분기	2,221	542	2,764
		2분기	2,081	573	2,654
		3분기	2,202	590	2,792
		4분기	2,146	588	2,734

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

다른 요인을 통제했을 때에도 분기 소득의 차이가 나타나는지 확인하기 위해 회귀분석을 시행하였다. 회귀 모형은 두 가지로 설정하였다. 첫

째는 소득의 증가 추세가 시간에 걸쳐 나타나는지를 보기 위해 추세 변수<sup>5)</sup>와 분기 더미를 이용하였다. 분기 더미에서 기준 분기는 1분기이다. 그리고 가계동향조사의 시계열 단절을 고려하기 위해 2019년 이후의 시계열(신계열)을 구분하는 더미를 추가하였다. 이 모형을 단순 모형이라고 지칭할 것이다.

둘째는 단순 모형에다 다른 시기적 특성(명절 포함 여부, 선거 포함 여부, 경제위기 국면 여부)과 개인의 인구학적 특성(성별, 연령), 경제적 특성(종사상 지위, 종사 산업) 그리고 도시 거주 여부 등의 변수를 추가로 사용한 모형이다. 이를 확장모형이라고 지칭할 것이다.<sup>6)</sup>

회귀분석에서 확인하고자 하는 것은 소득의 계절성이 존재하는가 여부이다. 이때 귀무가설은 계절성이 존재하지 않는다는 것이다. 1분기를 기준 범주로 이용했을 때 2, 3, 4분기의 회귀계수 값이 모두 통계적으로 유의하지 않게 되면 귀무가설은 채택되고 계절성은 존재하지 않는다는 결론이 내려진다. 반대로 2, 3, 4분기 회귀계수 값 가운데 어느 하나라도 1분기와 유의미한 차이를 보인다면 귀무가설은 기각되고 계절성이 존재한다는 추론이 타당성을 얻는다.<sup>7)</sup>

〈표 3-2〉는 회귀분석 결과를 보여준다. 1인 가구를 포함한 전국 비농림어가 가구주 대상 분석에서 단순모형 1분기와 3분기의 소득에는 유의미한 차이가 없지만 2분기와 4분기는 모두 1분기에 비해 소득이 낮아진다. 다른 요인들을 통제한 확장모형에서도 이러한 모습은 그대로 나타난다. 즉 두 모형 모두에서 가구주 취업소득의 계절성이 확인된다.

5) 분기의 진행 순서를 의미하며 1990년 1분기를 1, 2분기를 2 등으로 간주하였다.

6) 이하의 분석에서 단순 모형은 모두 동일하다. 그러나 확장 모형에서는 분석 대상 집단을 어떻게 설정하는지에 따라 일부 변수를 추가하거나 제외하였다.

7) 개인 소득의 회귀분석에서 종속변수의 단위는 천 원(월소득).

〈표 3-2〉 가구주의 취업소득 결정 모형

변수	전국 비농림어가 가구주		도시 2인 이상 가구주	
	단순 모형	확장 모형	단순 모형	확장 모형
상수항	2093.8 ***	-1410.6 ***	2136.6 ***	-1153.0 ***
추세	3.6 ***	8.5 ***	7.4 ***	12.4 ***
2분기	-104.2 ***	-134.0 ***	-93.7 ***	-91.7 ***
3분기	10.5	-12.6	28.3 ***	23.6 ***
4분기	-35.5 ***	-53.6 ***	-12.1 *	-11.0
명절		15.4		22.8 ***
선거		30.3 ***		18.0 ***
위기		-39.3 ***		-74.3 ***
여성		-1054.7 ***		-1276.8 ***
연령		117.2 ***		180.1 ***
연령 제곱		-1.4 ***		-2.1 ***
자영업자		2004.6 ***		-153.0 ***
무직		1811.1 ***		-2211.1 ***
농림어업		-1299.2 ***		-809.0 ***
전기가스수도		661.0 ***		777.1 ***
건설업		-677.1 ***		-522.8 ***
운수창고정보통신		-349.4 ***		-227.5 ***
도소매음식숙박		-592.3 ***		-221.2 ***
금융보험		1761.9 ***		1578.5 ***
부동산, 사업서비스		-495.6 ***		-214.4 ***
공공, 개인서비스, 기타		-426.8 ***		68.9 ***
신계열	211.0 ***	86.9 ***		84.2 ***
도시		98.6 ***		
N	474,858	474,858	737,893	737,893
R <sup>2</sup>	0.0063	0.4035	0.0213	0.3532

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

도시에 거주하는 2인 이상 근로자의 가구로 국한하더라도 소득의 계절성은 확인되는데, 그 구체적 양상은 전국 인구의 경우와 다소 다르다. 단

순 모형에서는 모든 분기가 1분기와 유의미한 차이를 보인다. 확장 모형에서는 1분기와 4분기의 차이가 유의성을 잃는다.

〈표 3-2〉는 가구의 취업소득이 계절성이 있는지 확인하는 모형이다. 근로소득과 사업소득으로 나누어 살펴보려면 가구의 종사상 지위별로 구분하여 분석하는 것이 필요하다. 다음 소절에서 이를 살펴본다.

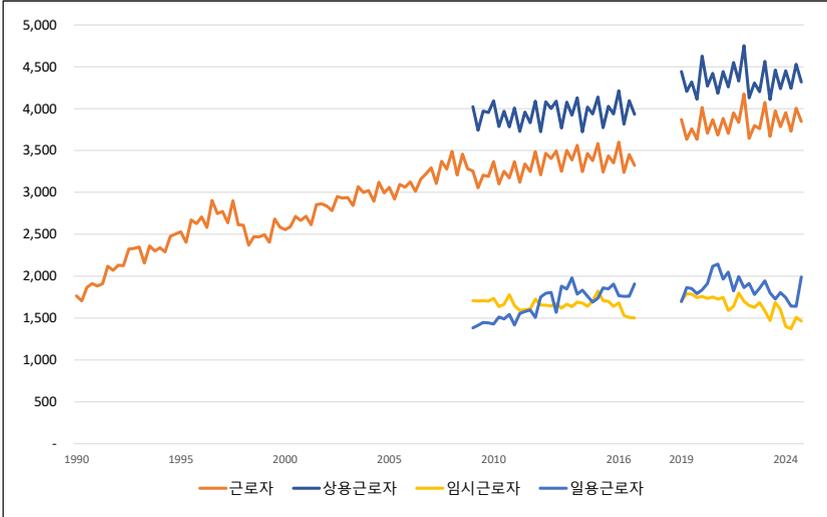
## 2. 근로자 가구주 소득의 계절성

가구주 소득을 근로소득에 국한하여 계절성이 존재하는지 여부를 살펴보자. 같은 근로자라고 하더라도 고용형태에 따라 소득 수준이나 변동 양상이 다를 수 있다는 점을 고려하여 근로자를 종사상 지위에 따라 상용직 근로자, 임시직 근로자, 일용직 근로자로 세분하여 살펴볼 것이다. 그런데 〈가계동향조사〉에서 개인의 종사상 지위 분류 체계가 2009년 이후로 바뀌었다. 그로 인해 2008년 이전과 2009년 이후의 종사상 지위 비교가 불가능하다. 따라서 근로자 내부의 종사상 지위를 구분하는 분석은 2009년 이후로 한정하기로 한다.

[그림 3-2]는 2인 이상 도시 거주 근로자 가구주의 근로소득 변동 모습을 보여준다. 경제위기 시기의 소득 감소 구간을 제외하면 근로소득은 추세적인 증가 경향을 보인다. 동시에 각 연도 안에서도 등락을 반복해 계절성의 가능성을 보여준다. 2009년 이후의 시계열에서 보이듯이 상용직과 임시직, 일용직 사이에는 근로소득의 격차가 크다. 하지만 그 차이에도 불구하고 각 종사상 지위의 소득도 계절성이 있음을 짐작할 수 있다.

[그림 3-2] 근로자 가구주의 분기별 근로소득 변화(2인 이상, 도시 거주)

(단위: 천 원/월)



주: 2020년 물가수준=100  
 출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UL\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UL_POR_P9240)

〈표 3-3〉은 근로자 가구주의 실질 근로소득 평균값이 분기별로 어떻게 차이가 나는지 보여준다. 분기별 평균값의 차이가 있지만 그 순서는 대상 및 시기별로 차이가 있고, 특히 종사상 지위별로 다르게 나타난다. 전체 근로자의 경우 근로소득이 가장 높은 분기는 1분기와 3분기이다. 두 분기 가운데 어느 분기가 높은지는 시기와 대상에 따라 달라진다. 그러나 4분기가 그다음이고 2분기의 소득이 가장 낮다는 점은 변함이 없다. 상용근로자의 경우 대상이나 시기와 무관하게 1) 3) 4) 2분기의 순서가 유지된다. 그런데 임시직 근로자나 일용직 근로자에서 분기별 소득의 순서는 상용직 근로자의 경우와 다르다. 특히 일용직 근로자의 경우 4) 2) 3) 1분기의 순서로 나타나 상용직 근로자와는 전혀 다른 모습을 보인다.

〈표 3-3〉 근로자 가구주의 분기별 평균 근로소득

(단위: 천 원/월)

가구 구분	시기	분기	전체 근로자	상용직 근로자	임시직 근로자	일용직 근로자
2인 이상 도시 가구	2009~ 2016년	1분기	2,983	4,100	1,711	1,562
		2분기	2,814	3,757	1,641	1,678
		3분기	3,023	4,028	1,645	1,675
		4분기	2,957	3,913	1,654	1,722
	2019~ 2024년	1분기	3,995	4,546	1,657	1,836
		2분기	3,680	4,199	1,608	1,878
		3분기	3,892	4,433	1,669	1,839
		4분기	3,758	4,231	1,674	1,925
전국 비농림어 가	2009~ 2016년	1분기	3,198	3,932	1,580	1,405
		2분기	2,930	3,605	1,481	1,496
		3분기	3,124	3,873	1,474	1,482
		4분기	3,058	3,745	1,495	1,530
	2019~ 2024년	1분기	3,606	4,242	1,509	1,658
		2분기	3,316	3,917	1,472	1,709
		3분기	3,498	4,138	1,459	1,702
		4분기	3,384	3,950	1,481	1,786

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

다음의 〈표 3-4〉와 〈표 3-5〉는 근로 가구주의 근로소득 결정 회귀모형을 바탕으로 계절성 존재 여부를 확인한 것이다. 앞서 언급하였듯이 일관된 종사상 지위 구분을 적용하기 위해 분석 대상 시기는 2009년 이후로 제한하였다. 또한 이 시기에는 이미 1인 가구를 포함한 전국 비농림어가 대상 조사가 이뤄지고 있었기 때문에 〈표 3-2〉의 경우와 달리 도시 거주 2인 이상 가구의 가구주를 대상으로 한 분석은 별도로 제시하지 않았다.

단순 모형의 결과를 보여주는 〈표 3-4〉에 따르면 1분기와 다른 분기의 소득 격차는 모두 강한 유의성을 보인다.

54 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

〈표 3-4〉 근로자 가구주의 근로소득 결정 모형-단순 모형(2009~2024년)

변수	전체 근로자	상용근로자	임시근로자	일용근로자
상수항	2745.2 ***	3731.0 ***	2268.6 ***	670.3 ***
추세	5.4 ***	2.4 ***	-7.8 ***	8.2 ***
2분기	-296.6 ***	-328.8 ***	-63.8 ***	64.9 ***
3분기	-114.2 ***	-87.0 ***	-66.0 ***	44.0 ***
4분기	-213.4 ***	-248.3 ***	-35.8 **	98.8 *
신계열	166.5 ***	186.5 ***	253.7 ***	-62.8 *
N	216,218	150,588	45,222	20,318
R <sup>2</sup>	0.0089	0.0105	0.0048	0.0158

주: 기준 시점은 1분기이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

더 많은 요인을 통제한 확장 모형에서는 다소 다른 모습을 볼 수 있다. 〈표 3-5〉에서 확인할 수 있듯이 임시직 근로자의 계절성은 나타나지 않는다. 1분기와 다른 모든 분기의 차이에 유의성이 사라지는 것이다. 전체 근로자나 상용직 및 일용직 근로자의 계절성은 여전히 확인되고, 1분기와 대소 관계도 단순한 모형과 동일하다. 일용직 근로자의 경우 1분기가 가장 소득이 낮다는 점이 확장된 모형에서도 확인된다.

〈표 3-5〉 근로자 가구의 근로소득 결정 모형-확장 모형(2009~2024년)

변수	전체 근로자	상용근로자	임시근로자	일용근로자
상수항	-3513.2***	-4533.7***	-149.1**	-1430.6***
추세	11.7***	5.4***	4.7***	10.8***
2분기	-254.7***	-357.3***	7.2	110.5***
3분기	-64.2***	-94.0***	8.1	74.2***
4분기	-172.5***	-244.3***	12.3	111.8***
명절	7.4	7.0	-4.8	5.1
선거	31.5	43.0	-11.1	-9.7
위기	-6.5	-7.8	14.2	56.5**
여성	-1434.1***	-1356.9***	-522.8***	-378.1***
연령	286.9***	357.3	93.0***	98.8***
연령 제곱	-3.2***	-3.9***	-1.1***	-1.1***
농림어업	-725.2***	-401.2***	-224.2***	-216.0***
전기가스수도	596.6***	583.0***	243.3***	331.0***
건설업	-868.9***	-302.2***	555.2***	327.9***
운수창고정보통신	-218.1***	-197.3***	-190.6***	-112.6***
도소매음식숙박	-722.1***	-436.6***	-213.6***	-399.4
금융보험	1763.2***	1797.3***	7.8	-62.8***
부동산, 사업서비스	-356.9***	-285.9***	-243.7***	-110.7***
공공, 개인서비스, 기타	-128.3***	68.5***	-480.8***	-283.2***
신계열	198.4***	334.4***	125.0***	-46.6
도시	268.9***	384.4***	25.9**	29.0
N	216,218	150,588	45,222	20,318
R <sup>2</sup>	0.2730	0.1713	0.4072	0.2904

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 제조업 종사자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

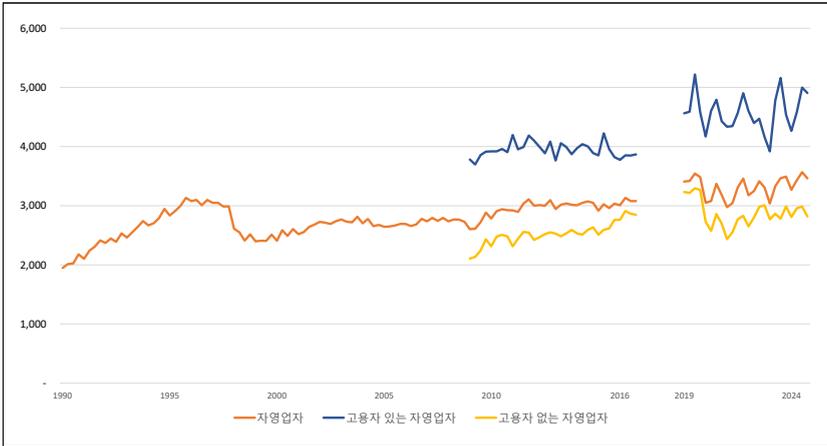
소득의 분기별 차이 이외에 〈표 3-5〉에서 볼 수 있는 또 다른 특징은 명절, 선거, 경제위기 등 사건의 영향이 〈표 3-2〉의 전체 가구 분석 결과와 달리 유의하게 나타나지 않는다는 점이다. 일용직 근로자의 소득이 경제위기 국면에서 감소한 것 말고는 다른 집단에서는 이 사건의 영향이 유의하게 관측되지 않는다. 일용직에서는 도시에 거주하는 것이 소득을 증가시키는 효과도 유의성을 보이지 않는다.

### 3. 자영업자 가구주 소득의 계절성

자영업자의 사업소득 역시 계절성을 띠 수 있다. 먼저 사업소득의 장기적 변화 추이를 보면 [그림 3-3]과 같이 나타난다. 1997년 경제위기 이전에는 상승 추이가 1997년 위기 국면에서 소득이 감소하였고 그 이후의 증가 속도는 현저히 느려졌다. 자영업자를 고용자가 있는 자영업자와 고용자가 없는 자영업자로 나누어 볼 수 있는 2009년 이후의 시계열을 보면 두 집단의 소득 격차가 확연하게 나타난다. 이러한 추세와 격차와는 별개로 각 연도 내에서 소득 변동도 관측된다. 자영업자의 사업소득도 계절성을 띠다고 추정할 수 있다.

[그림 3-3] 자영업자 가구주의 분기별 사업소득 변화(2인 이상, 도시 거주)

(단위: 천 원/월)



주: 2020년 물가수준=100  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-6〉은 자영업자 가구주의 분기별 평균 사업소득을 비교하여 보여 준다. 분기별로 평균소득의 차이가 있는 것을 확인할 수 있다. 전체 자영업자의 경우 대상과 시기에 따라 분기별 소득의 순서가 다르지만 변함없는 것은 1분기의 소득이 가장 낮다는 점이다. 이는 근로자 가구의 근로소득이 1분기에서 상대적으로 높다는 점과 비교된다. 자영업자 사업소득이 가장 높은 분기는 3분기 또는 4분기이다.

고용자가 있는 자영업자와 고용자가 없는 자영업자 사이에도 분기별 소득의 구체적인 모습은 다르다. 두 집단 모두 사업소득의 분기별 차이가 있는 점과 1분기의 소득이 가장 낮은 점은 동일하다. 하지만 다른 분기의 상대적 수준은 대상과 시기에 따라 다르다.

〈표 3-6〉 자영업자 가구주의 분기별 평균 사업소득

(단위: 천 원/월)

가구 구분	시기	분기	전체 자영업자	고용자 있는 자영업자	고용자 없는 자영업자
2인 이상 도시 가구	2009~ 2016년	1분기	2,702	3,928	2,430
		2분기	2,741	3,967	2,501
		3분기	2,741	3,941	2,553
		4분기	2,807	3,954	2,607
	2019~ 2024년	1분기	3,150	4,298	2,781
		2분기	3,254	4,538	2,833
		3분기	3,445	4,831	2,960
		4분기	3,397	4,596	2,949
전국 비농림어가	2009~ 2016년	1분기	2,704	3,914	2,318
		2분기	2,752	3,953	2,388
		3분기	2,774	3,917	2,450
		4분기	2,817	3,975	2,499
	2019~ 2024년	1분기	3,005	4,288	2,647
		2분기	3,110	4,471	2,730
		3분기	3,264	4,717	2,843
		4분기	3,261	4,574	2,854

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-7〉은 다른 요인들을 통제하였을 때에도 사업소득의 계절성이 관측되는지 확인하기 위해 회귀분석을 수행한 결과를 보여준다. 단순 모형을 비교하여 보면 자영업자 전체나 고용자 유무에 따라 구분된 두 집단 모두에서 1분기와 다른 분기의 소득 차이가 확인된다. 1분기에 비해 모든 분기의 소득이 높게 나타나는데, 다만 고용자 있는 자영업자의 경우 1분기와 2분기의 사업소득 차이에는 유의성이 없다.

〈표 3-7〉 자영업자 가구주의 사업소득 결정 모형(2009~2024년)

변수	전체 자영업자		고용자 있는 자영업자		고용자 없는 자영업자	
	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형
상수항	1836.5***	-1917.7***	3356.3**	-4391.1***	1294.5***	-1013.3***
추세	9.8***	14.8***	5.4***	7.8***	11.1***	14.0***
2분기	68.7***	91.0**	87.4	93.6	63.8***	107.4***
3분기	144.0***	139.2***	151.3***	143.3***	136.3***	135.8***
4분기	161.8***	166.7***	130.3**	135.8	158.3***	166.2***
명절		13.4		18.4		8.7
선거		9.6		19.2		-30.1
위기		-177.1***		-150.6**		-196.3***
여성		-987.9***		-1065.5***		-768.9***
연령		193.9***		329.0***		138.6***
연령 제곱		-2.3***		-3.4***		-1.8***
농림어업		-980.1***		-240.5		-730.9***
전기가수수도		-279.9*		-701.8**		-133.9
건설업		-18.6		-422.0***		373.5***
운수창고정보통신		-377.7***		-55.7		134.4***
도소매음식숙박		-65.7**		129.8**		56.1*
금융보험		946.5***		1173.0***		1269.5***
부동산, 사업서비스		-220.9***		-73.8		8.9
공공, 개인서비스 기타		-404.4***		582.2***		-318.4***
신계열	-23.1	-18.0	369.0	429.2***	-39.9	-18.2
도시		39.5*		-26.5		-66.7***
N	69,672		17,259		52,286	
R <sup>2</sup>	0.0082	0.1524	0.0125	0.0685	0.0133	0.1933

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 제조업 종사자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\* \*\* \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

확장된 모형을 보더라도 사업소득의 계절성은 확인된다. 1분기의 소득보다 다른 분기의 소득이 유의하게 높다. 고용자 있는 자영업자의 1, 2분기 소득 사이에 유의미한 차이만 없을 뿐이다. 기타 요인 가운데 명절과 선거의 효과는 유의하지 않았다. 농어촌 거주가 사업소득을 감소시키는 것은 고용자 없는 자영업자에게서만 유의한 효과로 관측되었다.

#### 4. 기타 요인과 가구주 소득의 계절성

위에서는 가구주 개인을 주로 종사상 지위로 구분하여 주 소득원에 계절성이 있는지 살펴보았다. 그런데 개인의 특성은 종사상 지위 이외에도 다양한 기준을 구분할 수 있다. 위의 회귀분석에서는 그러한 특성들을 주로 통제변수로 처리하였다. 그런데 개인의 특성에 따라 집단을 구분하고 각 집단의 소득이 계절성을 띠는지를 살펴볼 수 있다. 여기서는 대표적으로 가구주 개인의 성별과 연령대에 따라 집단을 구분하고 집단별로 소득에 계절성이 존재하는지 검토하기로 한다. 연령대는 65세 이상의 노인과 64세 이하의 비노인으로 구분한다. 종사상 지위를 세분할 필요가 없기 때문에 이 분석에서는 분석 대상 시기를 전국 비농림어가 대상 조사가 이루어진 2006년 이후로 한다.

〈표 3-8〉은 가구주 개인을 각각 성별과 연령대별로 나누어 취업 소득의 계절성을 검토한 결과이다. 남성과 여성 모두, 단순모형과 확장 모형 모두에서 취업소득의 계절성이 확인된다. 1분기에 비해 2분기와 4분기의 소득이 유의하게 낮은 것을 알 수 있다. 1분기와 3분기의 소득은 여성 가구주의 단순한 모형에서만 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 통제변수들 가운데 남성과 여성의 차이가 드러나는 것은 명절과 선거를 포함한 효과이다. 남성의 경우 이 두 사건이 있는 분기에서 유의미하게 소득

이 증가하는 것으로 나타났으나 여성의 경우 유의미한 변화가 관측되지 않는다.

〈표 3-8〉 가구주의 성별 취업소득 결정 모형(2006~2024년)

변수	남성		여성	
	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형
상수항	2391.8***	-1231.09***	827.4***	1374.1***
추세	6.4***	9.26921***	2.4***	6.0***
2분기	-138.5***	-167.8***	-29.4**	-57.9***
3분기	6.0	-15.2	24.6**	1.1
4분기	-57.7***	-68.3***	14.8**	-15.5
명절		21.8**		-2.3
선거		46.1***		10.7
위기		-42.3***		-38.7***
연령		193.2***		20.5***
연령		-2.1***		-0.4***
자영업자		-335.0***		232.1***
무직		-2491.3***		-1323.4***
연령 제공		-1437.7***		-834.0***
전기가스수도		548.8***		1019.1***
건설업		-786.0***		150.6***
운수창고정보통신		-423.8***		441.2***
도소매음식숙박		-503.6***		-325.2***
금융보험		1846.2***		1772.4***
부동산, 사업서비스		-493.9***		-156.6***
공공, 개인서비스, 기타		-303.3***		-223.6***
신계열	47.3***	104.4***	520.1***	187.6***
도시		181.4***		31.6***
N	338,157		136,701	
R <sup>2</sup>	0.0053	0.3442	0.0389	0.4232

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 제조업 종사자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.t.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.t.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-9〉 가구의 연령대별 취업소득 결정 모형(2006~2024년)

변수	64세 이하		65세 이상	
	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형
상수항	1969.3***	2811.3***	79.7***	1815.6***
추세	10.6***	9.9***	3.0***	0.6**
2분기	-143.9***	-154.5***	41.7***	-6.4
3분기	-3.9	-4.2	57.5***	11.8
4분기	-66.3***	-63.4***	66.2***	25.5**
명절		21.9*		-3.2
선거		45.3***		-1.4
위기		-47.4***		-25.2***
자영업자		-212.1***		125.1***
무직		-2632.9***		-710.5***
여성		-1352.2***		-175.4***
농림어업		-1374.5***		-1135.7***
전기가스수도		670.0***		15.9
건설업		-728.6***		-19.3
운수창고정보통신		-332.4***		-410.4***
도소매음식숙박		-549.4***		-591.7***
금융보험		1944.3***		428.0***
부동산, 사업서비스		-400.2***		-417.1***
공공, 개인서비스, 기타		-287.9***		-1149.0***
신계열	3.0	77.2***	196.9***	162.6***
도시		210.4***		34.4***
N	371,466		103,392	
R <sup>2</sup>	0.0119	0.2866	0.0231	0.4287

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 제조업 종사자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

마지막으로 노인과 비노인으로 구분하여 계절성을 살펴본 〈표 3-9〉를 보자. 두 연령대 모두 단순모형 및 확장모형에서 소득의 분기별 계절성이 관측된다. 그런데 그 구체적 양상은 두 집단이 상이하다. 비노인층의 경

우 1분기에 비해 2, 4분기의 소득이 낮고 3분기 소득은 유의미한 차이를 보이지 않는다. 반면 노인층은 단순모형에서는 1분기와 다른 분기의 소득 차이가 모두 유의미했으나 확장모형에서는 4분기만이 유의미한 차이를 보인다. 비노인층은 4분기의 소득이 1분기에 비해 낮았으나 노인층은 반대로 4분기의 소득이 더 높다. 노인층에서는 명절이나 선거가 있는 분기에서 소득이 증가하는 효과가 유의미하게 나타나지 않는다. 근로자에 비해 자영업자의 소득이 높게 나타나는 것도 노인층의 특징이라고 볼 수 있다.

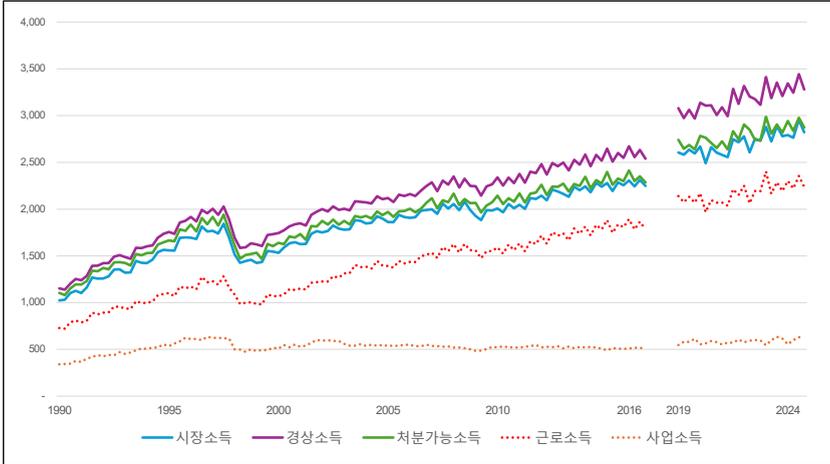
## 제4절 가구소득의 계절성

### 1. 가구 시장소득과 처분가능소득의 계절성

이 절에서는 소득과 빈곤 그리고 소비의 계절적 변동 양상을 대략적으로 살펴본다. [그림 3-4]는 가구의 주요 소득 범주별로 변화를 보여준다. 경제위기 국면을 제외하면 가구 실질 소득은 지속적으로 증가하는 모습을 보이지만 각 연도 안에서도 분기별로 차이가 있다.

[그림 3-4] 가구 소득의 변화(2인 이상, 도시가구)

(단위: 천 원/월)



주: 2020년 물가수준=100

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-10〉은 이 기간의 분기별 실질소득 평균값을 보여준다. 시장소득의 경우 분기별 평균값의 차이가 관측된다. 대체로 3) 4) 1) 2분기의 순으로 소득이 높는데, 2019년 이후 2인 이상 도시가구에서는 3) 1) 4) 2분기의 순으로 나타났다. 대상이나 시기와 무관하게 3분기의 소득이 가장 높고 2분기의 소득이 가장 낮았다.

〈표 3-10〉 분기별 평균 실질소득 비교

(단위: 천 원/월)

가구 구분	시기	구분	시장 소득	경상 소득	처분가능 소득	근로 소득	사업 소득
2인 이상 도시 가구	1990~ 2016년	1분기	1,798	2,055	1,909	1,362	513
		2분기	1,780	2,000	1,842	1,321	522
		3분기	1,872	2,092	1,927	1,407	520
		4분기	1,849	2,073	1,910	1,378	534
	2019~ 2024년	1분기	2,719	3,231	2,848	2,223	554
		2분기	2,621	3,119	2,757	2,088	584
		3분기	2,773	3,239	2,808	2,213	600
		4분기	2,708	3,118	2,744	2,152	603
전국 비농림어 가	2006~ 2016년	1분기	1,989	2,320	2,126	1,576	498
		2분기	1,949	2,230	2,032	1,502	505
		3분기	2,043	2,327	2,105	1,595	503
		4분기	2,010	2,292	2,092	1,558	508
	2019~ 2024년	1분기	2,567	3,082	2,729	2,096	528
		2분기	2,483	2,986	2,651	1,972	557
		3분기	2,626	3,096	2,703	2,094	571
		4분기	2,568	2,983	2,637	2,037	575

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

처분가능소득의 경우는 이와 다른 모습이다. 2016년 이전의 시기를 보면 2인 이상 도시 가구의 경우 3분기의 소득이 가장 높고 2분기의 소득이 가장 낮았다. 전국 비농림어가로 넓혀 보면 전 기간에 걸쳐 1분기의 소득이 가장 높았다. 대상, 시기와 무관하게 3분기의 소득이 가장 높고 2분기의 소득이 가장 낮았던 시장소득의 모습과 다르다. 그리고 2019년 이후의 시기에는 4분기의 소득이 가장 낮았다. 2019년 이후 시장소득과 처분가능소득의 변화에는 코로나19의 영향을 무시할 수 없다. 전국적인 이동제한 등으로 자영업 가구의 시장소득이 영향을 받았는가 하면, 전 국민

대상 재난지원금이 지급된 분기에서는 처분가능소득이 크게 증가하는 결과가 나타나기 때문이다.

이와 같은 경제적 충격의 효과를 포함하여 다양한 가구 특성을 고려하고도 분기별 소득 격차가 존재하는지를 확인하기 위해 제3절에서와 같이 회귀분석을 실시하였다. <표 3-11>과 <표 3-12>는 각각 가구 시장소득과 처분가능소득에 대해 가구소득 결정모형을 이용하여 회귀분석한 결과를 보여준다. 가구의 소득이 가구주의 시장소득에 크게 의존하기 때문에 <표 3-11>과 <표 3-12>의 회귀 모형은 제3절의 모형과 크게 다르지 않다. 다만 가구주의 종사 산업은 고려하지 않았다. 반대로 가구원 중 취업자의 비율을 추가로 고려하였다.

<표 3-11>의 시장소득 결정 모형을 보면 단순한 모형이나 확장모형 모두에서 1분기 대비 2분기의 소득이 유의미하게 낮고 3분기의 소득은 유의미하게 높다. 2인 이상 도시가구에서는 4분기의 소득이 1분기보다 높지만 전국 비농림어가의 경우에는 반대로 1분기가 높다. 모든 변수가 유의한 영향을 미치고 있다. 1인 가구 포함 전국 비농림어가의 경우만 명절 요인이 유의미한 영향을 미치지 못한다.

〈표 3-11〉 가구 시장소득 결정 모형

구분	도시 2인 이상 가구 (1990~2016, 2019~2024년)		전국 비농림어가 (2006~2016, 2019~2024년)	
	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형
상수항	1244.5 ***	-1637.6 ***	1266.3 ***	-1651.1 ***
추세	10.0 ***	8.9 ***	8.5 ***	7.9 ***
2분기	-43.3 ***	-43.4 ***	-64.4 ***	-86.2 ***
3분기	50.2 ***	45.2 ***	38.0 ***	26.6 ***
4분기	8.8 **	14.1 **	-12.1 *	-14.6 *
신계열	177.3 ***	235.4 ***	206.5 ***	221.2 ***
명절		16.7 ***		11.7
선거		14.9 ***		33.4 ***
경제 위기		-78.1 ***		-50.8 ***
가구주 여성		-374.6 ***		-512.9 ***
가구주 연령		115.5 ***		114.7 ***
가구주 연령제곱		-1.3 ***		-1.3 ***
가구주 자영업자		-258.6 ***		-297.7 ***
가구주 무직		-350.4 ***		-462.5 ***
취업가구원 비율		16.0 ***		14.4 ***
도시 거주				218.3 ***
N	737,893		474,858	
R <sup>2</sup>	0.1020	0.2786	0.0334	0.2695

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-12〉의 처분가능소득 결정 모형에서도 분기별 차이는 분명하게 확인된다. 모든 분기의 소득이 1분기보다 낮다. 즉 처분가능소득의 경우 1분기의 소득이 항상 크다. 이는 뒤에서 구체적으로 보겠지만 공적이전 소득, 특히 세금환급금이 1분기에 집중되는 현상과 무관하지 않을 것으로 보인다. 한편 모든 시장소득과 달리 명절 요인을 포함한 모든 통제변수가 유의미한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

〈표 3-12〉 가구 처분가능소득 결정 모형

구분	도시 2인 이상 가구 (1990~2016, 2019~2024년)		전국 비농림어가 (2006~2016, 2019~2024년)	
	단순모형	확장모형	단순모형	확장모형
상수항	1368.1 ***	-1071.1 ***	1412.5 ***	-1346.6 ***
추세	9.8 ***	8.0 ***	8.4 ***	7.2 ***
2분기	-82.0 ***	-78.4 ***	-96.8 ***	-115.5 ***
3분기	-13.1 ***	-14.3 ***	-39.9 ***	-44.1 ***
4분기	-48.7 ***	-36.0 ***	-80.8 ***	-69.1 ***
신계열	203.8 ***	254.8 ***	240.1 ***	248.2 ***
명절		23.9 ***		26.2 ***
선거		26.9 ***		58.0 ***
경제 위기		-59.7 ***		-15.8 **
가구주 여성		-333.7 ***		-469.6 ***
가구주 연령		89.3 ***		99.8 ***
가구주 연령제곱		-0.9 ***		-1.0 ***
가구주 자영업자		-189.1 ***		-215.2 ***
가구주 무직		-123.5 ***		-189.0 ***
취업가구원 비율		15.5 ***		13.9 ***
도시 거주				159.8 ***
N	737,893		474,858	
R <sup>2</sup>	0.1020	0.2589	0.0456	0.2256

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 남성, 근로자, 농어촌 거주자이다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

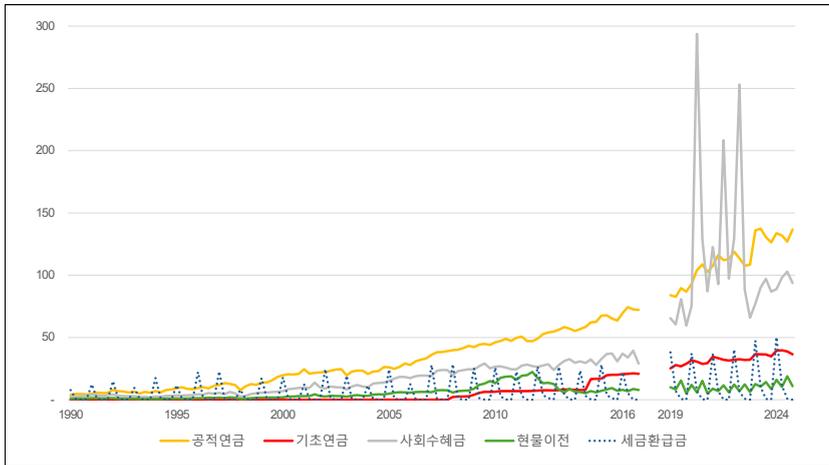
## 2. 가구 공적이전소득의 계절성

시장소득과 처분가능소득의 차이는 가구별 공적 이전소득, 조세, 사회보험료 등에 의해 결정된다. 〈표 3-11〉과 〈표 3-12〉를 볼 때 세 가지 재분배정책의 요소들은 시장소득의 경향성을 상쇄하지 못하는 것을 알 수 있다. 이를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 공적 이전소득의 계절성을 검토하고자 한다.

[그림 3-5]는 공적 이전소득을 구성하는 다섯 개 세부 항목의 변화를 보여준다. <가계동향조사>의 공적 이전소득은 공적 연금, 기초(노령)연금,<sup>8)</sup> 사회수혜금(현금), 사회적 현물 이전 그리고 세금환급금 등 다섯 가지 항목으로 세분된다. 공적 이전소득 자체도 분기별 차이가 있는 것으로 나타나지만, 특히 조세 환급금은 분기별 격차가 매우 현저하다. 근로소득자를 대상으로 한 연말정산이 1분기에 이뤄지는 탓으로 볼 수 있다. 한편 [그림 3-5]에서 2019년 이후의 시계열에서 사회수혜금은 매우 큰 폭의 변화를 보인다. 이는 코로나19 국면에서 지급된 전 국민 대상 재난지원금의 효과이다.

[그림 3-5] 분기별 실질 공적이전소득 변화(2인 이상, 도시가구)

(단위: 천 원/월)



주: 2020년 물가수준=100  
 기초 연금은 2008년부터 본격적으로 시행되었고, 2014년 3분기부터 급여액이 증가함  
 출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

8) 제도가 본격 시행된 2008년 이후부터 관측된다.

〈표 3-13〉은 공적 이전소득 항목들의 분기별 평균값을 보여준다.<sup>9)</sup> 공적 이전소득의 평균값은 1분기가 가장 크고 다른 분기들 사이의 차이는 크지 않다. 세금환급금의 크기가 1분기에서 압도적으로 큰 탓이라고 볼 수 있다.

〈표 3-13〉 분기별 평균 공적이전소득 비교

(단위: 천 원/월)

구분	시기	분기	공적 이전소득	공적 연금	기초연금	사회 수혜금	사회적 현물이전	세금 환급금
도시거주 2인 이상 가구	1990~ 2016년	1분기	71	30	3	15	5	20
		2분기	56	31	3	16	6	2
		3분기	56	31	3	17	6	0
		4분기	55	32	3	16	6	0
	2019~ 2024년	1분기	292	112	33	93	12	42
		2분기	313	114	33	148	8	8
		3분기	278	113	32	118	15	1
		4분기	233	112	32	82	7	0
전국 비농림어 가	1990~ 2016년	1분기	121	50	9	29	10	23
		2분기	105	52	10	31	11	3
		3분기	106	52	10	32	12	0
		4분기	103	52	10	29	12	0
	2019~ 2024년	1분기	291	106	38	94	14	40
		2분기	313	108	38	149	10	8
		3분기	279	106	38	119	16	1
		4분기	235	105	37	83	9	0

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 전환함

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

9) 기초연금은 2014년 3분기부터 급여액이 확대되었다. 제도 변화에 따른 효과를 통제하기 위해 기초연금의 분기별 평균값 계산에서 2014년은 제외하였다. 따라서 공적이전소득의 평균 역시 2014년은 제외하고 계산하였다.

공적이전소득을 구성하는 개별 항목들에 대해서는 단일한 회귀 모형에 서만 계절성을 확인하였다. 우선 코로나19 당시 재난지원금의 효과를 통제하기 위해 2019년 이후 시계열을 분석에서 제외하였다. 또한 2000년 대 중반 이후 각종 사회보장제도가 확충된 점을 감안하여 2006년 이후 전국 비농림어가로 분석 대상을 설정하였다. 변수 측면에서는 가구주의 성별이나 연령 제곱항 등이 이전의 모형과 달리 제외되었다. 무엇보다 가구 시장소득을 모형에 포함하였다. 저소득계층이 공적이전소득을 받을 가능성이 높은 점을 고려해서이다.

〈표 3-14〉는 공적이전소득과 각 항목들의 계절성을 검토한 결과이다. 이 표에서 확인할 수 있듯이 공적이전소득의 계절성이 확인된다. 공적이전소득을 구성하는 각 항목들 가운데 공적연금만 유일하게 계절성이 없다. 제도적 요인에 의해 급여액이 결정되는 기초연금도 1분기에 비해 4분기가 유의미하게 작은 것으로 나타난다. 현금 수혜와 현물 수혜도 크기는 작지만 분기 간에 유의미한 액수의 차이가 발견된다. 분기별 차이가 가장 큰 항목은 세금환급금으로, 1분기에 비해 다른 모든 분기의 소득이 작다. 공적이전소득의 분기 간 차이와 세금환급금의 분기 간 차이를 비교하여 보면 공적이전소득의 계절성의 대부분은 세금환급금에 의해 결정된다고 보아도 과언이 아닐 것이다.

〈표 3-14〉 공적 이전소득의 계절성 검토

구분	공적이전 소득	공적연금	기초연금	현금수혜	현물수혜	세금 환급금
상수	-186.4***	-192.5***	-74.5***	27.0***	33.7***	21.1***
추세	1.6***	0.6***	0.6***	0.4***	0.0	0.0
2분기	-12.3***	1.8	0.3	3.1***	1.9***	-19.8***
3분기	-14.6***	1.6	-0.2	3.7***	1.9***	-22.6***
4분기	-19.0***	0.9	-1.0***	0.6	2.2***	-22.8***
시장소득	0.0***	0.0***	0.0***	0.0***	0.0***	0.0***
명절	2.0	0.8	0.1	0.5	0.6*	0.1
선거	-4.3	0.3	-0.5**	-1.9**	-1.2***	-0.1
경제 위기	-1.0	-1.1	0.8***	0.5	-1.6***	0.4
가구주연령	4.7***	4.1***	1.0***	-0.1***	-0.2***	-0.1***
자영업자	-37.9***	-19.2***	-3.4***	-7.3***	-2.2***	-5.5***
무직	124.4***	75.1***	2.0***	47.9***	2.7***	-3.2***
취업가구원비율	-0.3***	0.0	-0.1***	-0.1***	-0.1***	-0.1***
농어촌	-0.3	13.0***	-2.5***	-6.3***	-3.9***	-0.4*
N	344,024		305,242	344,024		
R <sup>2</sup>	0.1512	0.1020	0.2274	0.0466	0.0226	0.0625

주: 기준 시점은 1분기, 기준 집단은 근로자 가구, 농어촌 거주 가구이다.

기초연금의 분석에서 2014년은 제외하였다.

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

사회적 현금 수혜나 현물 수혜에서 시장소득의 계절성을 상쇄할 정도의 계절성은 나타나지 않는다. 경기적 영향과 크게 관계없는 공적 연금과 기초연금은 논외로 하더라도 다른 현금 및 현물 지원이 경제위기 국면에서도 큰 효과를 보이지 않는 것은 문제라고 할 수 있다. 물론 이러한 결과가 분석 시점을 2016년까지로 한정했기 때문이라고 볼 수도 있다. 그 이후에도 아동수당이나 부모급여 등 주요 소득지원 정책들이 시행되었고 그것이 가구의 공적이전소득 규모에 큰 영향을 미쳤을 것이기 때문이다. 이 시기를 포함하는 추가 분석은 향후의 검토 과제로 미루기로 한다.

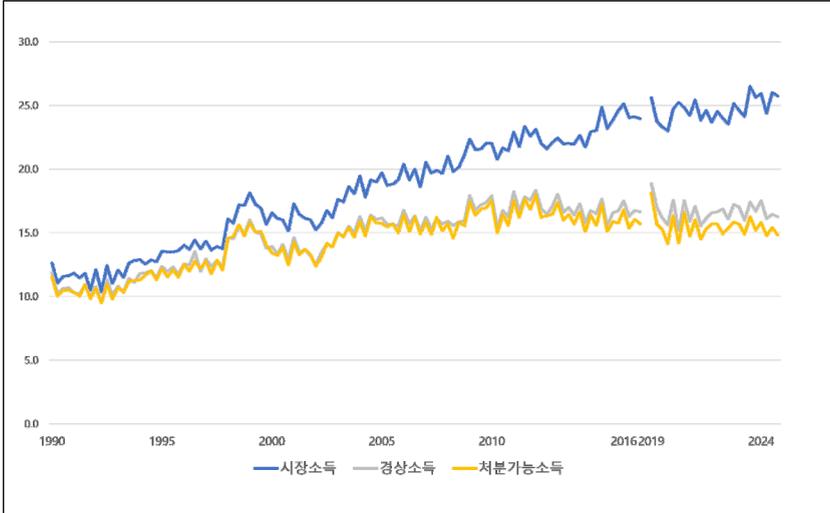
## 제5절 빈곤과 가계수지의 계절성

### 1. 빈곤율의 분기별 차이

[그림 3-6]과 <표 3-15>는 빈곤의 분기별 변화 양상을 보여준다. 빈곤 상태는 균등화된 가구 소득이 분기별 중위소득의 50%선 미만인 경우를 의미한다. 시장소득과 처분가능소득 빈곤율은 1990년 이후 증가한 양상을 보인다. 경제 위기를 거치면서 일시적으로 증가하고 위기 국면이 지나가면서 감소하기도 했지만 1990년대 초반에 비해 2016년의 빈곤율은 상승하였다. 다만 시장소득 빈곤율의 상승에 비해 처분가능소득 빈곤율의 상승은 더뎠고, 그 격차는 점점 확대되었음을 확인할 수 있다. 공적 이전 소득과 조세 및 사회보험료 등이 빈곤율을 낮추는 효과가 점차로 커지고 있다. 이러한 전반적 추세와는 별개로 빈곤율의 분기별 변화 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있다.

[그림 3-6] 분기별 빈곤율 변화(2인 이상, 도시가구)

(단위: %)



출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-15〉에서 볼 수 있듯이 빈곤율의 수준은 분기별로 차이가 있다. 빈곤율은 1) 3) 4) 2분기의 순으로 높게 나타난다. 〈표 3-1〉에서 평균 소득이 3) 4) 1) 2분기 순이었던 것을 고려하면 소득의 수준과 빈곤율이 반드시 반비례의 관계가 있는 것이 아님을 알 수 있다.

〈표 3-15〉 분기별 평균 빈곤율 비교

(단위: %)

가구 구분	시기	분기	시장소득	경상소득	처분가능소득
2인 이상 도시가구	1990~ 2016년	1분기	14.6	12.3	12.1
		2분기	13.6	11.4	11.2
		3분기	14.2	12.0	11.9
		4분기	13.9	11.5	11.3
	2019~ 2024년	1분기	18.5	13.1	12.2
		2분기	17.5	11.8	10.9
		3분기	17.5	11.9	11.4
		4분기	17.2	12.1	11.3
전국 빈농림어가	2006~ 2016년	1분기	19.4	15.8	15.4
		2분기	18.1	14.5	14.1
		3분기	18.6	14.9	14.9
		4분기	18.3	14.6	14.2
	2019~ 2024년	1분기	20.7	15.5	14.5
		2분기	19.9	14.1	13.1
		3분기	19.9	14.2	13.6
		4분기	19.6	14.5	13.5

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

소득의 계절성 검토 모형에서는 소득 결정 방정식에서 각 분기 더미의 회귀계수가 통계적으로 유의한지로 계절성의 존재 여부를 확인하였다. 빈곤의 계절성을 검토할 때에는 빈곤 여부를 결정하는 로짓 모형을 통해 빈곤 상태에 빠질 확률에 분기별 차이가 있는지를 확인하고자 한다. 즉 로짓 모형에서 각 분기 더미의 회귀계수의 유의성을 확인하는 것이다. 소득의 계절성을 확인할 때와 마찬가지로 모든 분기 더미의 회귀계수가 유의하지 않을 때 계절성이 없다고 판단하며, 하나라도 유의미한 계수값이 존재한다면 계절성이 있다고 판단한다. 모형은 추세만을 통제한 모형 1과 소득 결정 방정식에서와 같이 다양한 요인을 통제한 모형 2로 나누어

살펴본다.

〈표 3-16〉은 시장소득 기준 빈곤과 처분가능소득 기준 빈곤의 계절성을 검토한 결과이다. 시장소득의 경우 두 모형 모두에서 분기 더미 회귀 계수가 1% 수준에서 유의한 값을 갖는다. 2~4분기의 빈곤확률은 1분기의 빈곤확률에 비해 유의미하게 높게 나타나는 것이다. 통제변수의 영향을 살펴보면 명절이 있는 분기의 빈곤 확률은 더 높고 선거가 있는 분기의 빈곤 확률은 낮아진다. 가구주가 여성일 때, 가구주 연령이 저연령층일 때와 고연령층일 때(중간 연령층 제외), 가구원 중 취업자의 비율이 낮을 때 빈곤확률은 높아진다.

〈표 3-16〉 빈곤의 계절성 검토(2인 이상 도시가구)

	시장소득 빈곤		처분가능소득 빈곤	
	단순 모형	확장 모형	단순 모형	확장 모형
상수	-2.342***	1.823***	-2.408***	0.553***
시기	0.006***	0.005***	0.003***	0.003***
2분기	0.082***	0.059***	0.101***	0.075***
3분기	0.052***	0.041***	0.037***	0.022***
4분기	0.083***	0.081***	0.092***	0.089***
신계열	-0.151***	-0.274***	-0.253***	-0.399***
명절		0.002***		-0.001***
선거		-0.039***		-0.045***
경제 위기		0.146***		0.139***
가구주 여성		1.016***		1.014***
가구주 연령제곱		0.002***		0.001***
가구주 연령		-0.174***		-0.107***
취업가구원비율		-0.042***		-0.038***
-2 Log L	3.69E+09	2.81E+09	3.17E+09	2.60E+09

주: \*\*\* \*\* \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터치, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-16〉의 처분가능소득을 보아도 빈곤의 계절성은 확연히 나타난다. 처분가능소득 기준 빈곤 확률 역시 2~4분기에는 1분기에 비해 높게

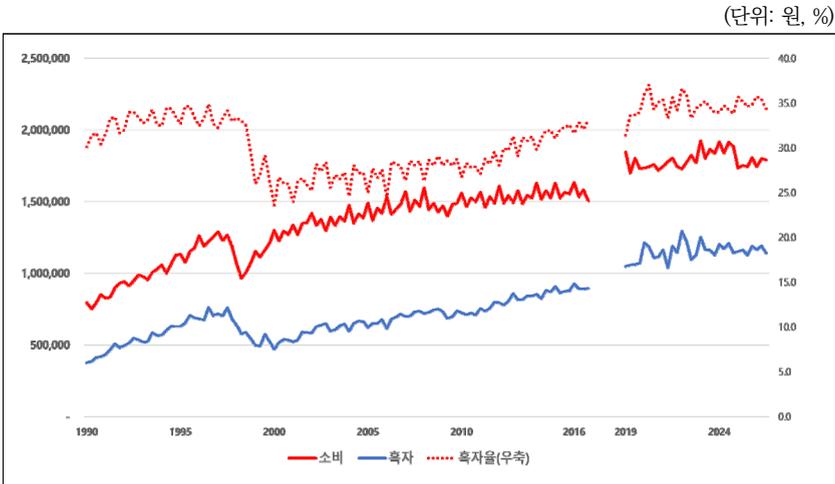
나타난다. 통제변수 가운데 선거의 영향은 시장소득과 달리 유의성을 잃는다.

요컨대 빈곤 확률 모형에서도 계절성이 확인된다. 1분기에 비해 다른 분기에서 빈곤에 처할 확률이 유의미하게 높아지는 것이다. 그 확률은 2, 4, 3분기의 순으로 높게 나타난다.

## 2. 가계수지의 분기별 차이

[그림 3-7]과 <표 3-17>은 소비와 흑자의 변화를 보여준다. 경제 위기 국면에서 소비와 흑자는 줄고 동시에 흑자율도 감소했지만 위기 이후, 특히 1997년 위기 국면 이후에는 소비와 흑자 및 흑자율이 지속적으로 증가하는 추이를 보인다. 동시에 소비와 흑자의 분기별 변동도 관측된다.

[그림 3-7] 분기별 실질 소비와 흑자 변화(2인 이상, 도시가구)



주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

〈표 3-17〉을 보면 평균 소비와 평균 흑자액의 분기별 차이가 나타난다. 소비액은 대체로 1) 3) 4) 2 분기의 순서이고 흑자액은 시기에 따라 분기별 순서가 상이하다. 흑자율은 2, 3분기에서 높고 1분기에서 가장 낮다. 평균 소득의 분기별 순위가 대체로 1) 3) 4) 2분기 순이었던 점을 고려하면 소득, 소비, 흑자의 분기별 순위는 모두 다른 셈이다.

〈표 3-17〉 분기별 평균 소비와 흑자 비교

(단위: 천 원/월, %)

가구 구분	시기	분기	소비	흑자액	흑자율
2인 이상 도시가구	1990~ 2016년	1분기	1,374	656	28.3
		2분기	1,288	661	30.1
		3분기	1,346	690	30.0
		4분기	1,334	689	29.9
	2019~ 2024년	1분기	1,815	1,194	28.3
		2분기	1,773	1,140	30.1
		3분기	1,827	1,138	30.0
		4분기	1,781	1,120	29.9
전국 비농림어가	1990~ 2016년	1분기	1,518	751	27.9
		2분기	1,414	742	29.9
		3분기	1,467	767	29.6
		4분기	1,446	773	29.9
	2019~ 2024년	1분기	1,747	1,148	27.9
		2분기	1,706	1,103	29.9
		3분기	1,756	1,106	29.6
		4분기	1,730	1,075	29.9

주: 2020년 물가수준=100으로 실질치로 계산함

출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

소비와 흑자의 계절성 여부를 살펴보자. 소비액과 흑자 관련 지표의 계절성을 추정할 때에는 소득 추정모형과 같은 회귀 모형을 사용하였다.

〈표 3-18〉을 보면 소비 수준과 흑자 규모, 흑자 비율 모두에서 계절성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 소비지출을 보면 단순 모형과 확장

모형 모두에서 2~4분기의 소비지출이 1분기에 비해 낮다는 사실을 확인할 수 있다. 통제변수의 효과를 살펴보면 명절이 있을 때, 취업가구원 비율이 높은 경우 소비지출은 증가한다. 반대로 선거가 있는 분기이거나 경제 위기 국면에서 그리고 가구주가 여성인 경우 소비는 감소한다. 연령 분포의 양극단에서 소비지출액이 감소한다. 가구주가 근로자인 경우에 비해 자영업자이거나 무직인 경우 소비지출은 감소한다.

소비지출액이 감소하는 경우 흑자가 늘어나거나 흑자율이 높아질 가능성이 있다. 흑자액의 분기 더미 회귀계수를 보면 대체로 이러한 양상이 나타남을 알 수 있다. 2, 3분기의 흑자액은 1분기에 비해 유의미하게 높아진다. 단 4분기의 경우 1분기와 차이 통계적 유의성이 없다.

〈표 3-18〉 소비와 흑자의 계절성 검토(2인 이상 도시가구)

구분	소비		흑자액		흑자비율	
	단순 모형	확장 모형	단순 모형	확장 모형	단순 모형	확장 모형
상수	985.8***	-763.9***	470.4***	-431.3***	29.967***	29.353***
시기	6.8***	6.6***	3.5***	1.9***	-0.025***	-0.061***
2분기	-85.0***	-54.2***	-10.5***	-29.2***	1.571***	0.550***
3분기	-34.5***	-32.6***	9.4***	7.8***	1.370***	1.263***
4분기	-60.0***	-40.9***	1.4	0.2	1.266***	0.863***
신제열	-17.2***	25.4***	226.0***	243.7***	6.735***	6.519***
명절		20.5***		6.9**		-0.182**
선거		-20.2***		40.4***		1.312***
경제 위기		-73.1***		7.6**		1.208***
가구주 여성		-170.3***		-170.2***		-3.276***
가구주 연령		76.8***		22.6***		-0.390***
가구주 연령제곱		-0.8***		-0.2***		0.004***
가구주 자영업		-21.1***		-147.2***		-4.527***
가구주 무직		-30.9***		55.1***		-2.523***
취업가구원비율		1.9***		12.6***		0.313***
N	737,893	737,893	737,893	737,893	737,893	737,893
R-Square	0.0732	0.1106	0.0551	0.1783	0.0094	0.1409

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함  
출처: “가계동향조사 원자료”, 국가데이터처, 각 연도, MDIS원격접근서비스, [https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kosta.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

흑자 비율, 즉 처분가능소득 대비 흑자액의 비율 역시 계절성이 확인된다. 2~4분기의 흑자율은 1분기에 비해 높다. 확장 모형에서 모든 통제변수의 영향 또한 높은 정도의 유의성을 보인다.

요컨대 소비 지출 수준과 흑자 규모 그리고 흑자 비율 모두에서 분기 계절성이 관측되었다. 대체로 1분기의 소비수준이 가장 높고 다른 분기에서는 소비수준이 낮았으며 흑자 규모와 흑자율은 증가하는 것을 확인할 수 있다.

## 제6절 소결

이 장에서는 국가데이터처 <가계동향조사>의 분기자료를 이용하여 가구주 개인 및 가구의 소득이 계절(분기)별 차이를 띠는지를 검토하였다. 2인 이상 도시 가구에 대해서는 1990년부터 2024년까지, 1인 가구를 포함한 전국 비농림어가에 대해서는 2006년부터 최근까지 실질소득을 분기별로 비교하였고, 소득에 영향을 미치는 다양한 요인을 통제한 이후에도 분기별 차이가 존재하는지를 확인하였다.

소득결정모형을 이용한 회귀분석에서 대부분의 소득 범주에서 계절성이 관측되었다. 어떤 분기의 소득이 상대적으로 더 큰지는 분석 대상과 시기에 따라 달랐다. 하지만 대부분의 소득 범주에서 계절성이 존재한다는 것이 확인되었다. 계절성이 발견되지 않는 유일한 항목은 공적연금이였다.

개인이나 가구, 특히 취약계층의 소득에 계절적 편차가 관측된다는 점은 사회보장제도에도 중요한 시사점을 제공한다. 소득이 다른 시기에 비해 체계적으로 감소하는 어떤 계절적 요인이 있다면 감소된 소득을 보충

하거나 소득 감소로 인한 지출 부족을 보전하기 위한 개입이 필요할 수 있기 때문이다. 특히 일용직 노동자의 1분기 소득이 다른 근로자들과 달리 가장 낮다는 점은 취약계층 지원의 적시성을 높이기 위한 고려가 필요하다는 점을 시사한다.

공적이전소득이 시장소득의 계절성을 상쇄하지 못하는 점도 주목할 필요가 있다. 공적이전소득이 보이는 계절성의 대부분은 1분기에 집중되는 세금환급금에 의해 설명된다. 다른 항목은 시장소득의 계절적 차이와 무관하게 지급되는 급여들이다. 계절성과는 별개로 경제 위기 국면에서도 연금을 제외한 현금 및 현물급여의 대응 정도가 낮다는 점 또한 소득 변동을 완화하는 소득지원 정책의 개선 필요성을 보여준다.



## 제4장

### 개인과 가구의 소득 불안정성

제1절 머리말

제2절 방법론

제3절 노동시장 및 개인 소득 변동성

제4절 가구소득 불안정성

제5절 소결



## 제4장    개인과 가구의 소득 불안정성

### 제1절 머리말

이 장에서는 한국노동패널을 이용해 지난 20년간 소득 불안정성의 변화를 분석하고 변화의 원인을 탐색한다. 소득은 개인의 노동소득과 가구 소득을 모두 포괄하여 원천별 소득 불안정 증감에 미치는 영향 및 효과를 추정한다. 개인의 노동소득은 조사 시점의 월 노동소득과 조사 시점의 전년도 연간 노동소득이 있는데, 월 소득의 연간 변동성이 연간 단위 경제활동의 지속성으로 완화될 수도 있고, 연내 고용 변동성으로 증폭될 수도 있다. 개인의 연간 노동소득 불안정성은 다른 가구원의 경제활동으로 감소할 수 있고, 가구 시장소득 불안정성도 공적이전소득의 효과로 감소할 수 있다. 하지만 개인과 가구의 특성에 따라 이 효과의 상대적 크기는 다르다. 따라서 개인의 월 노동소득이 가구총소득이 되는 과정의 다양한 원천이 소득 불안정의 증가 또는 감소에 영향을 미치는데, 이 장에서는 이 효과를 추정한다.

개인의 노동소득은 개인의 일자리에서 소득 변화를 포착하기도 하지만 노동시장에서 경제활동 상태의 변화를 반영한다. 즉, 개인 노동소득의 변동성은 거시적인 노동시장 상황뿐 아니라 인구사회학적 속성 및 일자리 특성, 소득계층별로 차별적인 상황을 반영한다. Cappellari and Jenkins(2014)는 취업상태를 유지하고 있는 사람의 경우 소득 변동성(income volatility)이라는 개념을 사용하고, 노동시장의 진입과 퇴출로 소득이 0이 되는 경우를 포함하여 노동시장 변동성(labour market vol-

atility)이라는 좀 더 포괄적인 개념을 사용하는데, 우리 연구에서도 Cappellari and Jenkins(2014)와 같이 노동시장 상황을 포함하여 소득의 변동성을 추정하는 ‘노동시장 변동성’과 노동시장 유지자들의 ‘소득 변동성’을 모두 추정한다. 그 이유는 일하는 방식의 변화와 고용형태 다변화로 소득 불안정 증가에 대한 우려가 더 높아져 소득 변동성을 고용 불안정과 함께 검토할 필요가 커졌기 때문이다. 이를 위해 소득이 0인 경우에도 변화율을 측정할 수 있는 호변화율(%)을 사용한다. 이로써 소득보장정책과 더불어 노동시장의 정책적 함의를 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

제2절에서 분석자료와 분석방법을 소개하고, 제3절에서 노동시장 및 개인 소득 변동성을 추정하고 그 요인을 분해하며, 제4절에서 가구 소득 변동성을 추정한다. 제5절에서 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 정리한다.

## 제2절 방법론

### 1. 분석자료

분석자료는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 6~26차(2003~2023년) 자료를 이용한다. 노동패널은 개인 및 가구의 소득과 취업상태, 인구사회학적 속성에 대한 정보를 얻을 수 있으며, 개인 및 가구의 소득을 추적함으로써 변동성을 추정할 수 있는 종단자료이며, 2003년 시행된 6차부터 개인의 지난해 연간 노동소득을 얻을 수 있다.

노동패널에서 개인의 월 노동소득은 조사하는 해의 월 임금(임금근로자) 또는 사업소득(자영업자)으로 질문하고, 개인의 연간 노동소득은 모든 응답자에게 ‘작년 세전 총 연간 근로소득(만 원)’과 ‘작년 세후 총 연간 근로소득(만 원)’으로 질문한다. 이때 조사 시점을 기준으로 월 소득은 올해, 연 소득은 지난해이기 때문에 같은 해를 기준으로 변동성을 비교하기 위해 소득의 시점을 일치시켰다. 예를 들어, 동일한 개인의 2022년(25차) 월 소득의 변동성과 2023년(26차) 지난해 연간 소득의 변동성을 비교하는 방식이다. 모든 소득은 2020년 기준(100) 실질가격을 사용하였는데, 이 또한 각 소득 시점의 소비자 물가지수를 사용하였다.

가구소득은 가구 노동소득, 가구 시장소득, 가구 총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눠 균등화하였다. 가구 노동소득은 ‘국민연금 및 의료보험료는 포함하고, 세금은 제한 후 응답’(한국노동연구원, 2025)한 값이며, 가구 시장소득은 가구 노동소득에 재산소득(금융소득, 부동산 소득), 사적이전소득을 합산한 값, 가구총소득은 사회보험소득, 이전소득, 기타소득을 모두 합산한 값이다.<sup>1)</sup>

분석대상은 노동시장 변화로 영향을 받는 근로연령 가운데 20~64세로 한정한다. 소득변화를 추적하는 연속한 두 해 모두 관찰되고, 두 해 중 어느 한 시점이라도 20~64세에 포함된다면 분석대상에 포함하였다.

## 2. 분석방법

개인 또는 가구의 소득 변화는 호변화율(arc percentage change)로

1) 3장과 같이 처분가능소득을 구성하려면 국민연금, 건강보험료(의료보험료) 같은 공적이전 지출과 조세를 차감해야 하지만, 노동패널의 노동소득이 이미 세후소득이고 국민연금과 건강보험료 지출이 각각 7차, 11차부터 조사되었기 때문에 처분가능소득을 구성하기 어려워 총소득을 사용하였다.

측정한다. 호(arc) 변화  $a_{it}$ 는 개인  $i$ 의 이전 기간 소득  $y_{i,t-1}$  대비 현재 소득  $y_{i,t}$ 의 변화분을 두 기간 소득의 평균  $\bar{y}_i$ 으로 나눈 값으로 정의한다. 그리고 호변화율의 표준편차로 각 기간의 소득 변동성을 측정한다.

$$a_{it} = \frac{y_{it} - y_{i,t-1}}{(y_{it} + y_{i,t-1})/2} = \frac{y_{it} - y_{i,t-1}}{\bar{y}_i} \quad \text{식 (4-1)}$$

선행연구에서 검토한 바와 같이 연구 목적에 따라 소득변동성을 측정하는 방법은 다양하다. 오차성분모형을 사용하여 소득 변화의 영구적 요소와 일시적 요소를 분해하는 방식은 불평등 변화가 주로 영구적 요소에서 오는 구조적 변화로 인한 것인지, 일시적 충격으로 인한 불안정 때문인지에 질문하는 선행연구에서 주로 사용되었다. 하지만 오차성분모형은 사용하는 데이터가 까다롭고 분석 결과가 모형 설정에 크게 영향을 받으며, 가정에 민감하기 때문에 해석이 복잡하다. 특히 자영업자나 노동시장 이력의 단절이 있는 경우와 같은 소득 다변성(variability)이 높은 개인에게 적합하지 않다(Avram et al., 2002).

반면 호변화율의 표준편차는 필요한 데이터가 단순하고 소득이 0인 경우에도 쉽게 사용할 수 있으며 소득 변화를 두 시점의 평균으로 나누기 때문에 이상치(outlier) 영향을 최소화할 수 있다(Avram et al., 2002). 그리고 소득 측정 단위에 독립적인 장점이 있다(Amuedo-Dorantes and Pozo, 2011). 따라서 자영업자를 포함하여 노동시장에 진입하고 이탈하는 고용 불안정과 더불어 소득변동성을 측정하는 데 호변화율의 표준편차가 가장 적절하다고 판단하였다.

다음으로 호백분율의 분산(V)을 분해하여 노동시장의 이동성과 관계를 분석한다. 취업 및 노동시장 이동상태별 집단은 현 고용유지자(Stayers,

$P_{11S}$ ), 취업상태는 유지하지만 일자리를 이동한 일자리 전환자(Mover,  $P_{11M}$ ), 비취업상태 지속자( $P_{00}$ ), 노동시장 진입자( $P_{01}$ ), 노동시장 이탈자( $P_{10}$ ) 5개 집단으로 구분하며,<sup>2)</sup> 분산분해 식은 다음과 같다.

$$V = P_{11S}V_{11S} + P_{11S}(M_{11S} - M)^2 + P_{11M}V_{11M} + P_{11M}(M_{11M} - M)^2 + P_{00}M^2 + P_{01}(200 - M)^2 + P_{10}(200 + M)^2$$

..... 식 (4-2)

그리고 이 연구에서는 성별, 연령별, 종사상지위, 소득계층별 집단으로 구분하여 각 인구사회적 속성 및 고용형태별 소득 변동성 추이를 비교하고 분산분해한다.

마지막으로 소득계층에 따라 가구소득 유형별로 호백분율의 표준편차로 측정된 변동성과 증감 효과를 제시하였다.

### 제3절 노동시장 및 개인 소득 변동성

#### 1. 지난 20년 소득 변동성의 변화

[그림 4-1]은 한국노동패널로 관측이 가능한 최근 20년간의 월 노동소득의 연간 변동성을 호변화율의 표준편차로 측정된 결과다. 전체의 변동성을 보면 2003~2013년까지는 감소 추세를 이어왔다. 이 기간 사이에 글로벌 금융위기가 있었던 2008~2009년에는 반등하여 변동성이 높

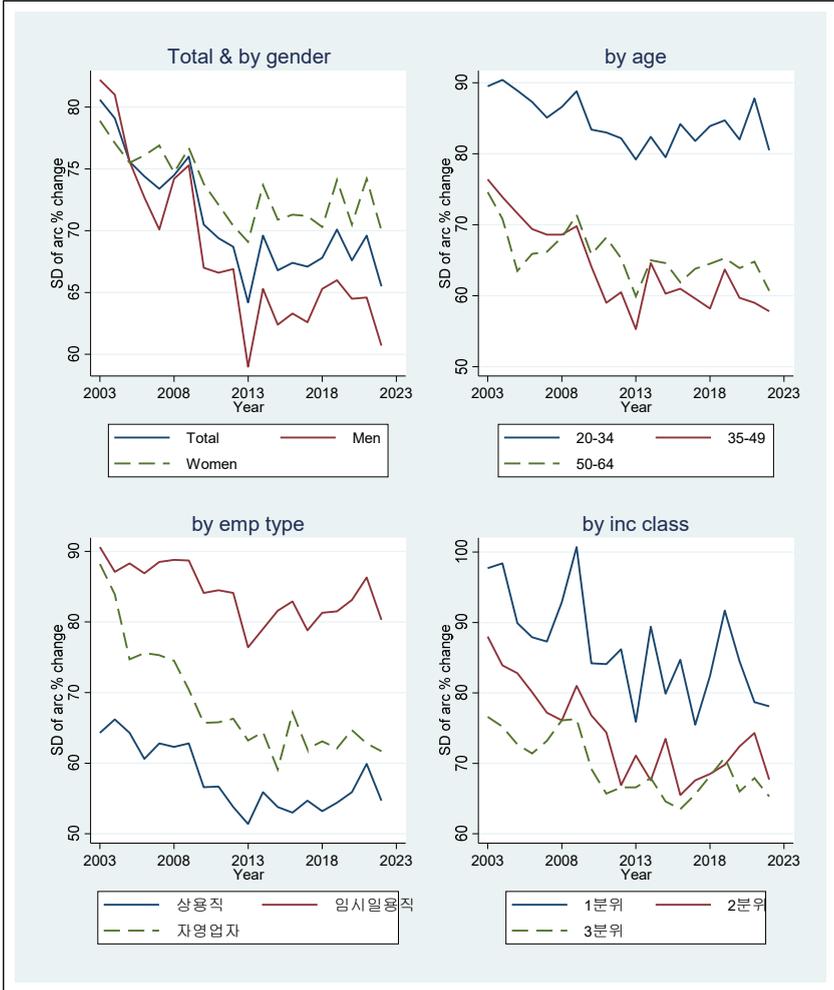
2) 소득상태와 취업상태가 일치하면 비취업 상태일 때 취업소득이 0이지만 완전히 일치하지 않는다. CJ(2014) 등은 소득이 0인 상태로 비취업 상태를 정의하였다.

아진 시기가 있었지만 2013년까지 추세적 변동을 반전시키는 정도는 아닙니다. 이후에는 소폭의 등락을 보이며 일정한 값을 유지했고, 2019~2021년에는 변동성이 다소 증가한 모습이다.

세부집단별로도 이 추세는 크게 다르지 않다. 2003~2004년을 제외하고는 여성의 소득 변동성이 남성보다 크다. 성별 간 격차를 유지하면서 2013년까지 변동성이 감소하는 가운데 글로벌 금융위기 때의 반등, 2010년대 중반의 변동성 하락 후 최근의 변동성 증가가 모두 유사하다. 연령대별로 구분했을 때도 유사한 변동 이력을 확인할 수 있다. 20~34세 청년의 소득변동성이 큰 격차를 보이며 높은 가운데 50~64세의 소득변동성이 35~49세의 변동성보다 약간 더 높고 특히 글로벌 금융위기 때 50~64세의 변동성이 급격히 증가했던 점이 눈에 띈다. 종사상 지위와 소득계층에 따른 소득 변동성의 크기는 분명한 순위를 보이며 임시·일용직 임금근로자>자영업자>상용직 임금근로자, 1분위>2분위>3분위 순이다. 노동시장 또는 소득 지위가 낮은 취약 집단이 더 큰 소득 변동성을 경험한다는 의미다. 이는 소득 변동성이 취약성을 반영하는 또 하나의 모습이라고 볼 수 있으며, 이에 대한 정책적 대응의 필요를 암시한다.

[그림 4-1] 개인의 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차)

(단위: %)



주: 1. 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 2. <부표 1-1>, <부표 1-2>, <부표 1-3>, <부표 1-4>를 바탕으로 그림  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 2. 소득 변동성 분산 분해: 노동시장 이동성의 변화

여기서 분석대상으로 삼는 월 노동소득은 취업을 지속하는 경우뿐만 아니라 노동시장에서 이탈과 진입을 경험하며 소득이 0이 되는 상태를 포함한다. 일하는 방식이 변화하고 고용형태가 다변화하면서 소득 예측이 어려운 위험에 대비하고자 한다면, 소득 변동성을 측정할 때 실직과 이직, 주된 일자리와 부업의 변화와 같은 다양한 상황에 대비해야 한다. 따라서 소득이 0이 되는 상황을 포함하여 변동성을 측정할 수 있는 호백분율을 사용하였다.

[그림 4-2]는 노동시장 이동성까지 포함하여 20~64세 전체가 경험하는 성별 소득 변동성과 현재의 일자리를 유지하는 상태에서 경험하는 소득의 변동성, 다른 일자리로 이동하는 데 따른 변동성을 보여준다. 소득 변동성은 식 (4-2)와 같이 노동시장 이동성에 따른 집단의 구성과 각 집단의 소득 변동성의 조합에 의해 결정된다. 연간 노동시장 이동성에 따라 현재 고용상태 유지, 일자리 이동, 노동시장 진입 또는 이탈, 비취업 유지 5개 집단 가운데 현재 고용상태 유지 및 일자리 이동 집단 각각의 소득 변동성은 [그림 4-2]와 같다. 노동시장 진입 또는 이탈 집단의 호백분율은 각각 200%, -200%이기 때문에 작은 비중이라도 소득 변동성에 큰 영향을 미친다. 각 집단의 소득 변동성의 또 다른 지표인 분산에 대한 기여도와 집단별 비중을 표시한 결과는 [그림 4-3]과 같다.

[그림 4-2]에서 일자리를 이동하는 경우 현 고용상태를 유지하는 경우보다 소득변동성이 더 높은 것을 볼 수 있다. 현 고용상태를 유지하는 경우의 연간 임금인상이나 직장에서 승진 등에 따른 소득 증감보다 자발적 이직에 동반하는 연봉 인상 또는 비자발적 이직일 경우의 소득 하락폭이 훨씬 크기 때문이다. 취업상태를 유지하지만 일자리를 이동하는 경우 지

난 20년간 남성의 소득변동성은 45.7, 여성은 47.3에서 등락을 지속해왔는데 글로벌 금융위기까지는 가파르게 증가했다가 이후 빠른 속도로 감소한 후 최근 증가세다. 두 경제위기 기간에 일자리 전환자의 소득 변동성이 눈에 띄게 증가하는 것은 경기변동으로 인한 일자리 상실과 재취업이 소득변동성 증가로 나타남을 말해준다. 자발적 이직으로 인한 임금인상보다는 비자발적 일자리 이동으로 인한 소득 감소의 충격이라고 해석할 수 있다. 경기변동기 고용의 불안정성 증가가 소득 변동성 증가, 따라서 불안정성의 증가로 이어지는 경로를 보여준다.

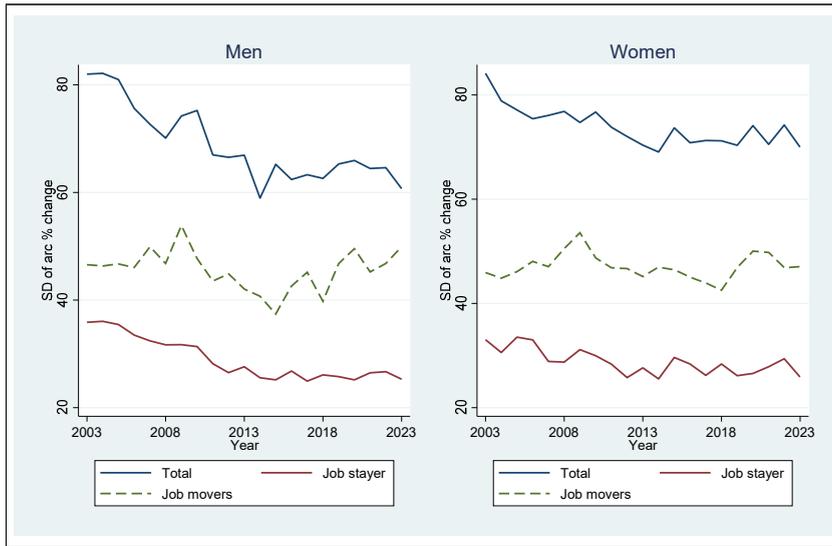
반면, 고용유지자의 경우 2010년대까지 소득변동성은 감소하고 이후 정체하는 모습으로 남녀가 유사하다. 이 시기는 중간 일자리 감소와 더불어 고학력-고임금 노동자의 임금 인상이 가파르게 나타나 불평등과 양극화가 심화된 시기로, 1차 노동시장에서 고용 안정성은 높아지고 그들의 임금인상률도 높았다(김현경, 2024). 이것이 현 고용유지자의 실질임금 인상률 상승과 높은 소득변동성으로 나타난 것으로 이해된다.

식 (4-2)에 따라 분산 분해한 각 집단의 기여도와 각 인구집단의 비율은 [그림 4-3]과 같다. 2010년대 초까지 분산이 지속적으로 감소하는 현상은 노동시장 진입 및 이탈 집단과 고용유지자의 기여 감소가 함께 나타난 결과다. 남성은 2010년대 중반까지, 여성은 2020년경까지 현재 고용상태 유지자의 비율이 지속적으로 증가했다. 소득변동성이 가장 낮은 현 고용상태 유지 집단의 비율이 증가함([그림 4-3] 아래)과 동시에 소득 변동성도 감소([그림 4-2])했기 때문에 전체 소득 변동성의 감소에 기여했다. 이는 다른 한편, 소득 변동성이 가장 큰 노동시장 진입과 이탈자의 비율을 약간 감소시켜 소득 변동성 감소에 더 큰 기여를 보였다. 여성의 경우 비취업을 유지하는 비율이 감소했지만 호백분율은 0으로 소득 변동성에 영향을 미치지 않았다. 하지만 여성의 경우 코로나19 시기에 현 고용

유지자의 비율이 감소하여 코로나19 경제위기가 여성에게 더 큰 충격을 주었음을 알 수 있다.

[그림 4-2] 성별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차)

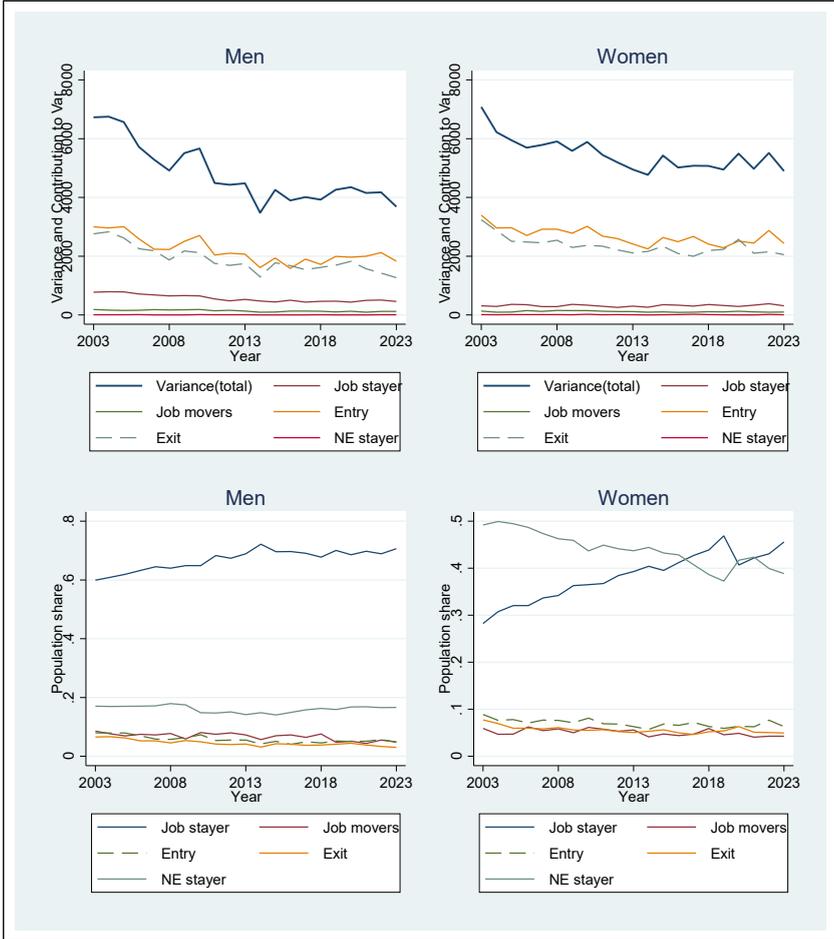
(단위: %)



주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-3] 성별 호변화를 분산 분해: 노동시장 이동상태 구성과 기여도

(단위: %)



주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

기술변화로 일하는 방식의 변화와 고용형태 다변화가 꽤 오랜 기간 지속되었다는 우리의 믿음과 달리, 2010년대 초중반까지 한국의 노동시장

에서 고용유지자의 비율이 지속적으로 증가했음은 의문점을 남긴다. 노동패널로 분석기간 취업자의 평균 근속연수를 구하면 <표 4-1>과 같다. 이는 1990년대 후반 아시아 경제위기가 한국 경제에 강한 충격을 준 후 점차 노동시장의 안정성을 회복해 가는 시기였다고 볼 수 있다. 따라서 과거의 소득 불안정의 변화와 원인이 현재와 다소 다르기 때문에 연구 목적에 따라 시기를 구분하여 그 원인과 정책적 대응을 검토해야 할 것으로 보인다.

<표 4-1> 전체 및 성별 주된 일자리 근속연수

(단위: 년)

구분	남성	여성	전체
2003	6.33	4.64	5.64
2004	6.49	4.69	5.76
2005	6.80	4.74	5.96
2006	6.96	4.95	6.15
2007	7.14	5.04	6.29
2008	7.43	5.18	6.52
2009	7.54	5.51	6.74
2010	7.84	5.68	6.97
2011	7.87	5.67	7.00
2012	8.07	5.72	7.13
2013	8.20	5.90	7.28
2014	8.19	5.89	7.27
2015	8.43	6.28	7.57
2016	8.64	6.41	7.73
2017	8.70	6.36	7.72
2018	8.94	6.63	7.97
2019	9.05	6.72	8.07
2020	9.32	6.84	8.28
2021	9.43	6.86	8.34
2022	9.46	6.96	8.40
2023	9.53	6.98	8.45

주: 횡단가중치 사용  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

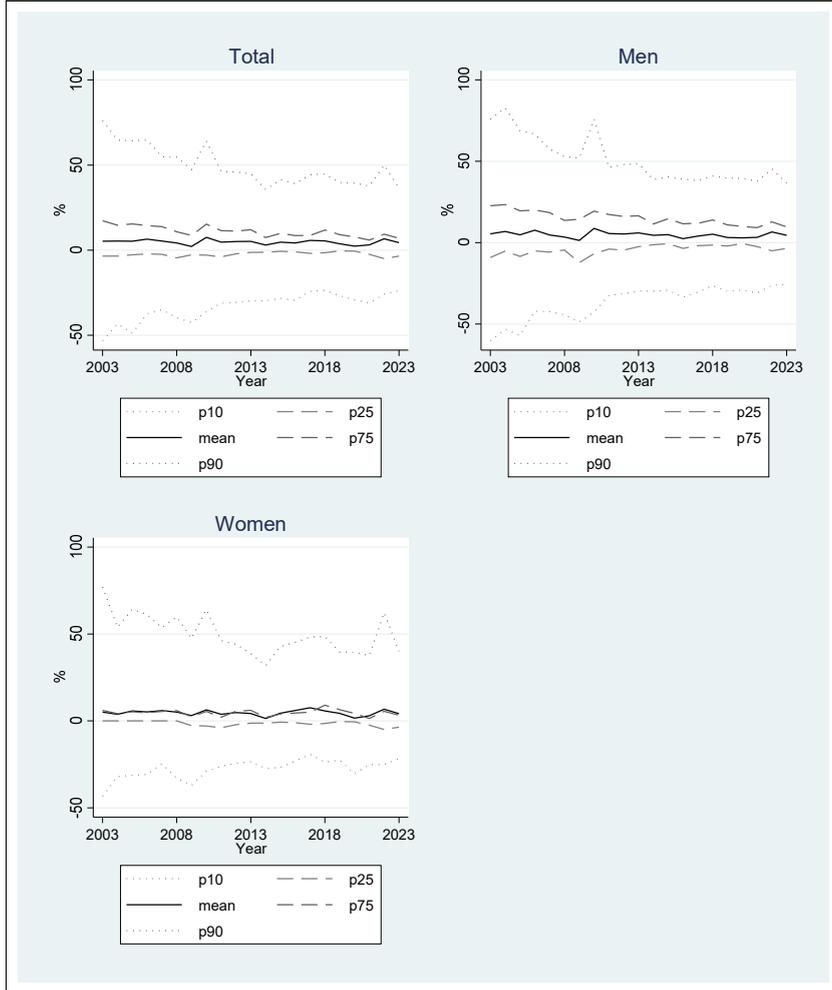
전체 및 성별 호백분율의 분포 변화([그림 4-4])와 월 노동소득이 20% 이상 증가 또는 감소한 비율([그림 4-5])을 보면 2000년대 특히 남성의 호백분율 편차가 매우 크고, 20% 이상 증가 또는 감소한 비율이 높다는 것을 알 수 있다.<sup>3)</sup> 글로벌 금융위기 때에는 소득이 증가하는 비율은 크게 낮아지고, 소득 감소를 경험하는 비율은 증가해 평균적인 소득 수준은 낮아지면서 소득변동성은 증가한 시기다. 경기침체에 나타나는 소득변동성 증가는 주로 예측하지 못한 소득 감소로 충격을 주기 때문에 정책적 대응의 필요성이 크다. 여성은 호백분율 평균이 5% 내외에서 큰 진폭을 보이며 뚜렷한 추세를 보이지 않는다. 여성 20~64세에서 월 노동소득이 20% 이상 감소한 비율도 10% 내외에서 큰 변화를 보이지 않았지만 글로벌 금융위기 때 미미한 증가, 코로나19 경제위기 때는 더 큰 증가를 보였다. 반면 두 번의 위기 때 20% 이상 소득이 증가한 비율은 크게 감소하고 소득감소를 경험한 비율은 증가했으며, 변동성 또한 증가해 경기가 하락할 때 소득 증감 및 변동성이 작동하는 모습이 일관성을 보였다.<sup>4)</sup>

3) 글로벌 금융위기 전까지의 시기는 임금 및 소득 불평등이 증가하는 시기로, 고임금자인 고학력 전문직의 임금은 더욱 크게 증가하고, 저숙련 비전문직 임금 및 제조업 중간일자 리 임금은 감소하여 불평등이 심화되는 시기였다(김현경, 2024).

4) 임금불평등에 대한 다수의 연구 결과, 글로벌 금융위기까지 임금불평등은 증가했다(김현경, 2024 등). 이는 소득이 높은 계층은 소득이 증가하는 변동을, 소득이 낮은 계층은 소득이 감소하는 변동을 경험한 결과라고 해석할 수도 있다.

[그림 4-4] 전체 및 성별 호백분율 분포 변화

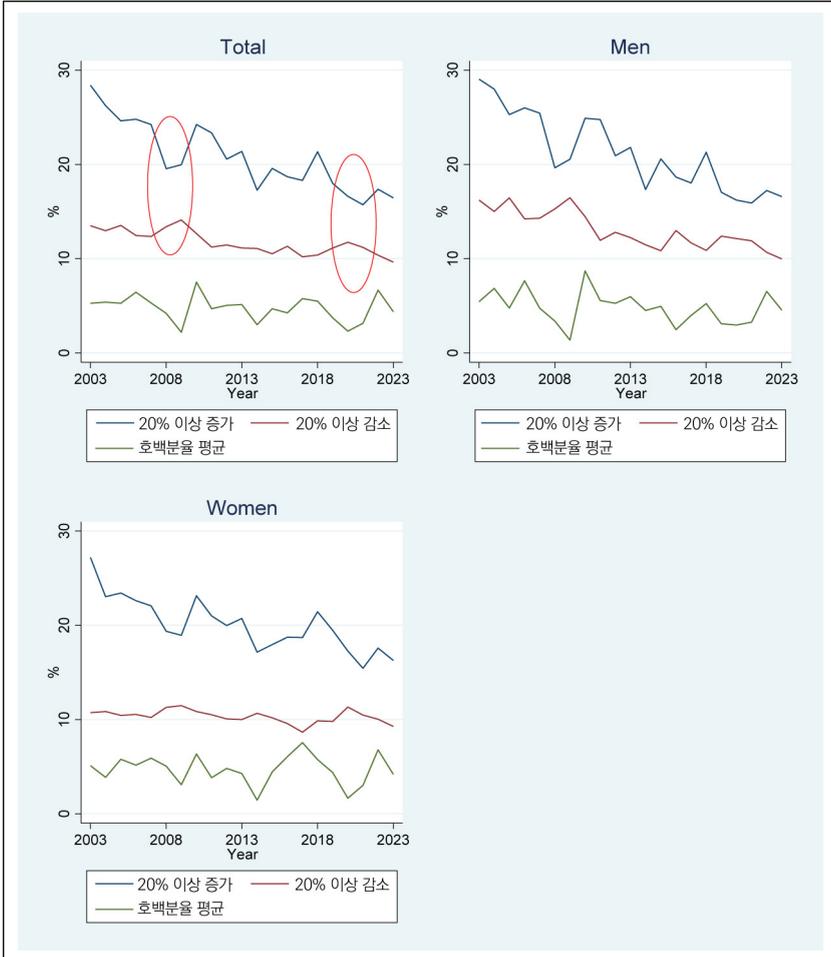
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-5] 전체 및 성별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균

(단위: %)



주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

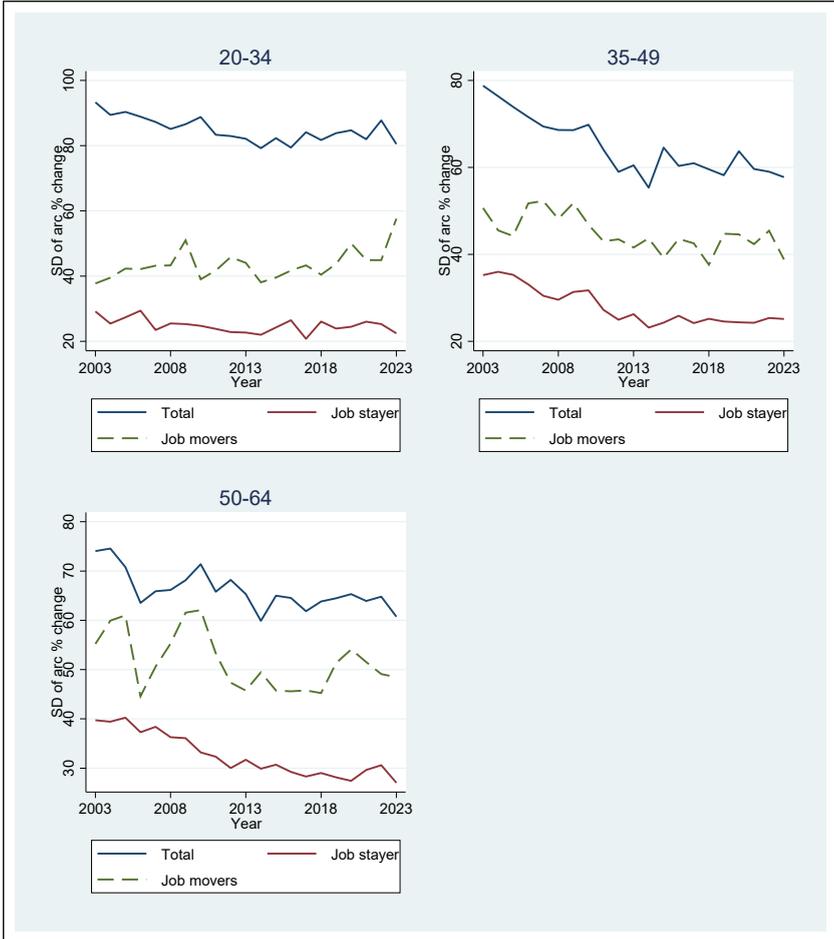
연령별로는 35세 미만의 소득 변동성이 눈에 띄게 높는데 이 연령에서 노동시장 진입자의 비율이 매우 높기 때문이다. 또한 소득변동성이 안정적인 2010년대 중반 이후 35세 미만이 일자리를 이동하는 경우 소득 변동성은 빠른 속도로 증가했다. 청년층의 노동시장 불안정성과 이에 따른 소득 불안정성에 대해서는 정책적 대응이 필요하다고 해석할 수 있으나 노동시장 진입과 자발적 일자리 이동에 따른 소득 상향 이동일 가능성이 높아서 소득 변동성 변화로부터 정책 수요를 읽어내기 어렵다.

50~64세의 경우 현 고용유지 및 일자리 전환 시 가장 높은 소득변동성을 경험하는데 이는 내부노동시장에서 임금인상을 경험하는 경우와 불안정한 중고령층 노동시장에서 비자발적인 일자리 이동을 경험하는 경우로 양분되는 중고령 취업자 양극화를 반증한다. 따라서 주변부 중고령자 일자리 및 소득 불안정성에 대한 정책적 대응이 요구된다.

연령별로 구분했을 때도 모든 집단에서 두 경제위기로 인한 일자리 전환자들의 소득변동성 증가는 관찰된다. 이 이직의 속성은 연령별로 다를 수 있다. 청년층은 코로나19 시기에 인력수요가 높아진 일자리로 빠르게 이직함으로써 다른 연령대보다 일자리 상실 비율은 높았으나 큰 소득감소를 경험한 비율은 높지 않았던 데 비해 중고령층은 일자리 상실 비율은 상대적으로 낮은 반면 소득감소를 경험한 비율이 매우 높았다(김현경 외, 2022). [그림 4-9]에서 경제위기 때 특히 중고령층이 월 노동소득 20% 감소를 경험하는 비율이 증가하는 모습을 관찰할 수 있다. 따라서 중고령 취업자에게는 고용유지정책과 긴급고용지원금과 같은 소득지원 정책이 당시 소득변동성 증가에 대응하는 주효한 방법이었을 것으로 추측되며, 향후 위기에 대비하려면 고용을 유지하고 소득을 안정화할 수 있는 고용유지정책의 강화가 필요하다.

[그림 4-6] 연령별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준편차)

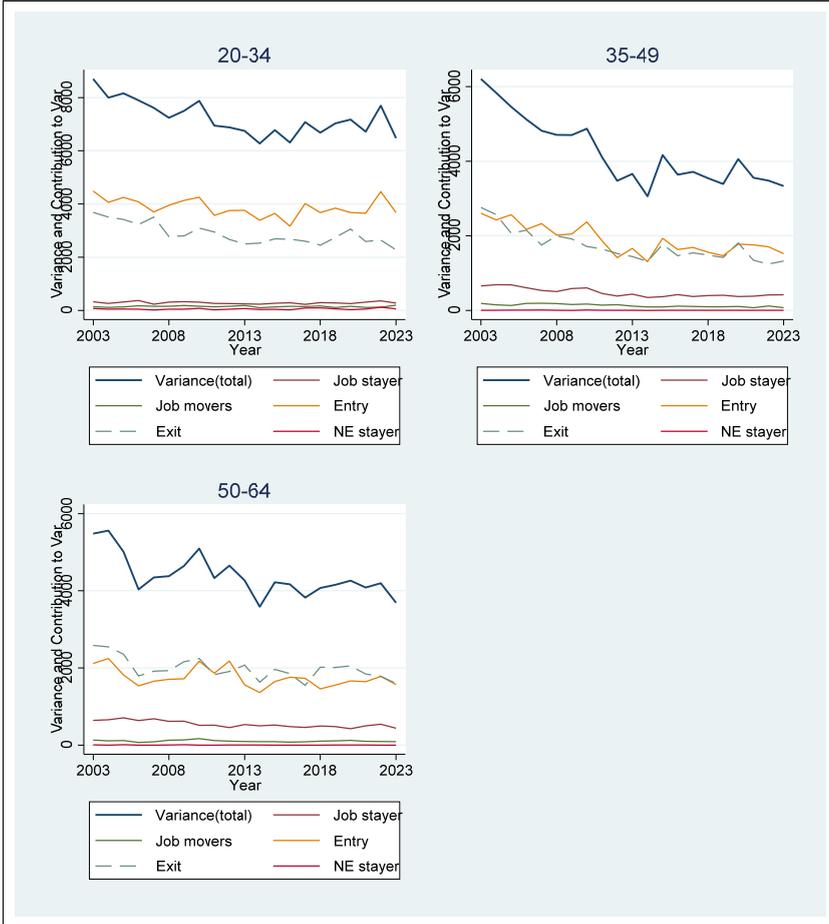
(단위: %)



주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-7] 연령별 호변화를 분산 분해: 기여도

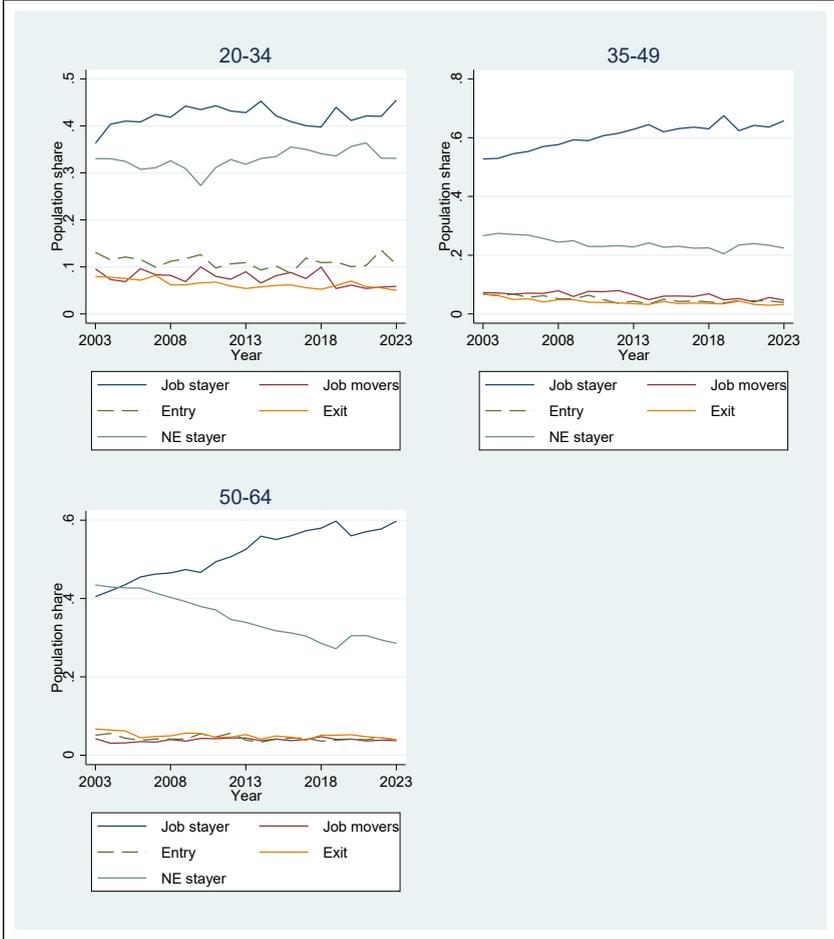
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-8] 연령별 노동시장 이동상태 구성

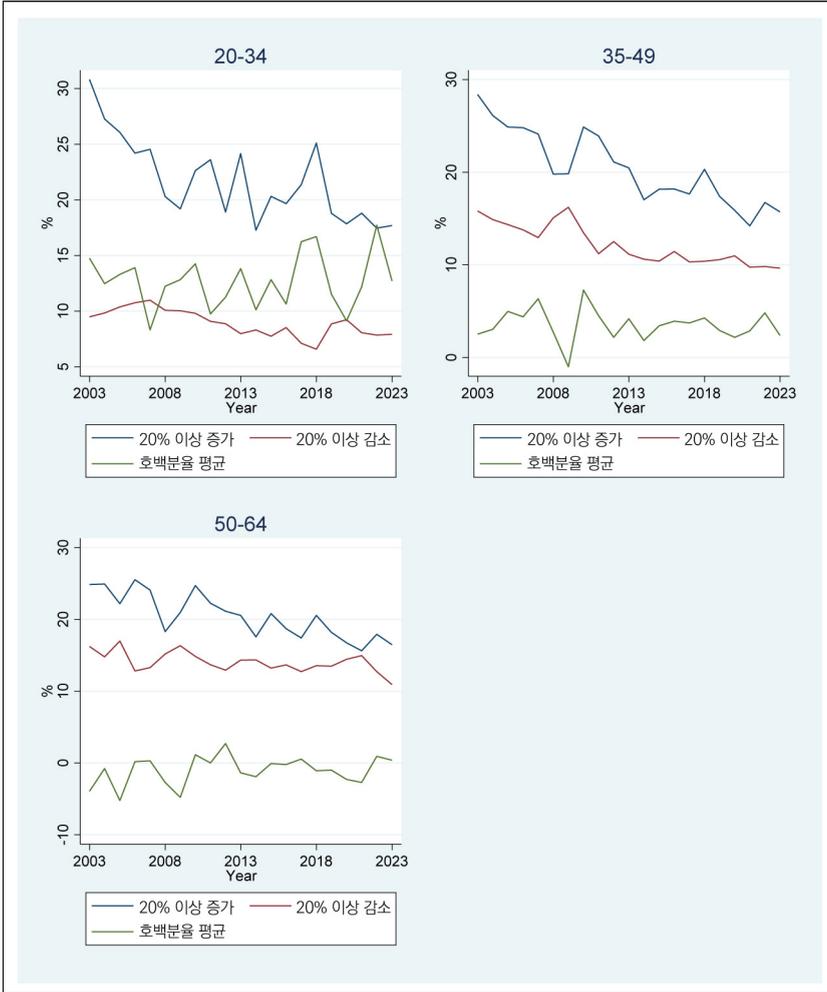
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-9] 연령별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균

(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-10]을 보면 현 고용유지자와 일자리 전환자의 소득변동성, 노동시장에 진입하는 비율과 일자리를 전환하는 비율이 종사상 지위별로 뚜렷한 차이를 보인다. 현재 직장을 유지하는 상용직의 소득변동성은 매우 낮은 데 비해 임시·일용직의 그것은 약간 더 높고 미미하지만 등락을 경험한다. 자영업자의 경우 2000년대에 빠르게 감소했지만 여전히 소득변동성이 높다.<sup>5)</sup> 일자리 전환자도 각 종사상 지위별 차이가 뚜렷하고 임시·일용직 임금근로자와 비임금근로자의 연도별 소득 변동성도 매우 높아 경기변동의 민감성과 취약함을 보여준다. 그리고 임시·일용직은 노동시장 진입자 및 일자리 전환자 비율이 매우 높아 노동시장 불안정성을 드러냈다.<sup>6)</sup> 종사상지위별 고용유지자와 일자리 전환자의 소득 변동성에서도 소득변동성의 감소세와 두 차례 위기 시의 소득변동성 증가는 유사하다. 가장 두드러지는 점은 일자리를 전환하는 자영업자의 소득변동성이 코로나19로 인한 위기 때 급증했다는 점이다.

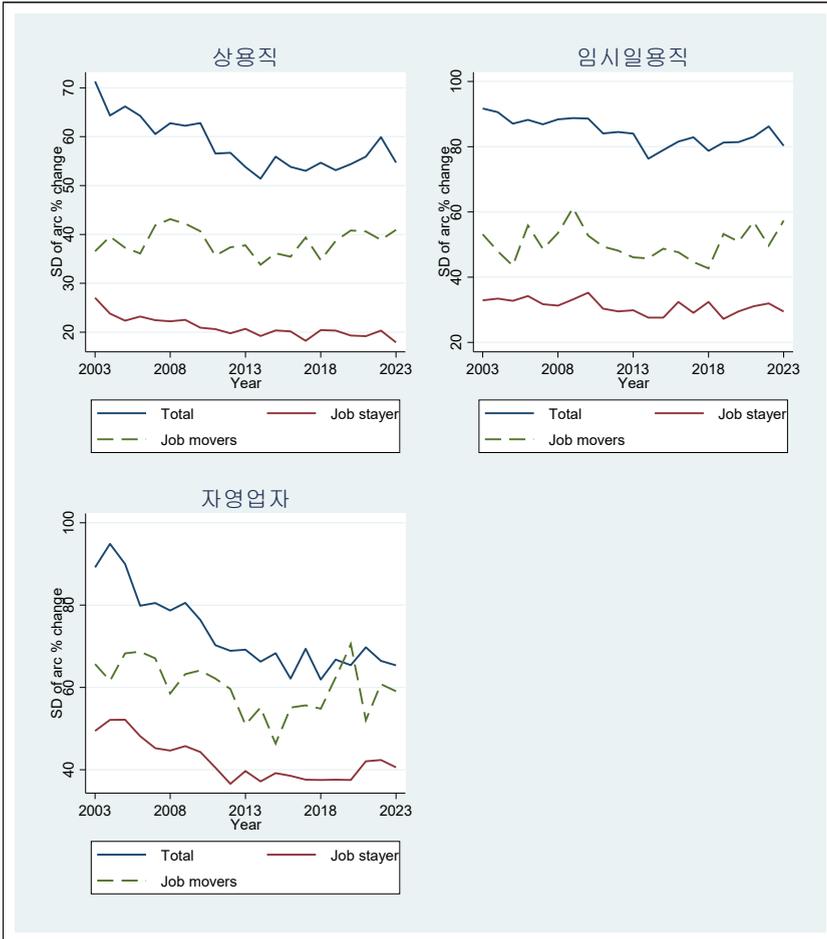
종사상지위별로 소득의 20% 이상 증가 또는 감소한 자의 비율도 차이가 크다. 상용직에서 20% 이상 감소를 경험한 비율은 10% 미만으로 낮고 글로벌 금융위기 때 이 비율이 소폭 증가했다. 반면 임시·일용직과 자영업자의 경우, 상용직보다 20% 이상 소득 증가 또는 감소를 경험하는 비율은 항상 높아서 소득변동성의 크기가 컸고, 위기 시 이 충격은 더 커서 소득 불안정성과 경기변동 취약성을 보였다.

5) 이는 제5장의 노동패널 연내 및 연간 변동성 분해 결과와 제6장의 고용보험 피보험자 데이터베이스 분석 결과에서도 일관된 결과다.

6) 이 변화는 현재 시점 종사상 지위에 따른 노동시장 이동성이기 때문에 노동시장 이탈자 비율을 정확히 파악하기 어렵다는 한계가 있다. 노동시장 진입자 및 일자리 전환자 비율이 크다는 것으로 이탈자 비율 또한 클 것임을 합리적으로 예측할 수 있을 따름이다.

[그림 4-10] 종사상지위별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준 편차)

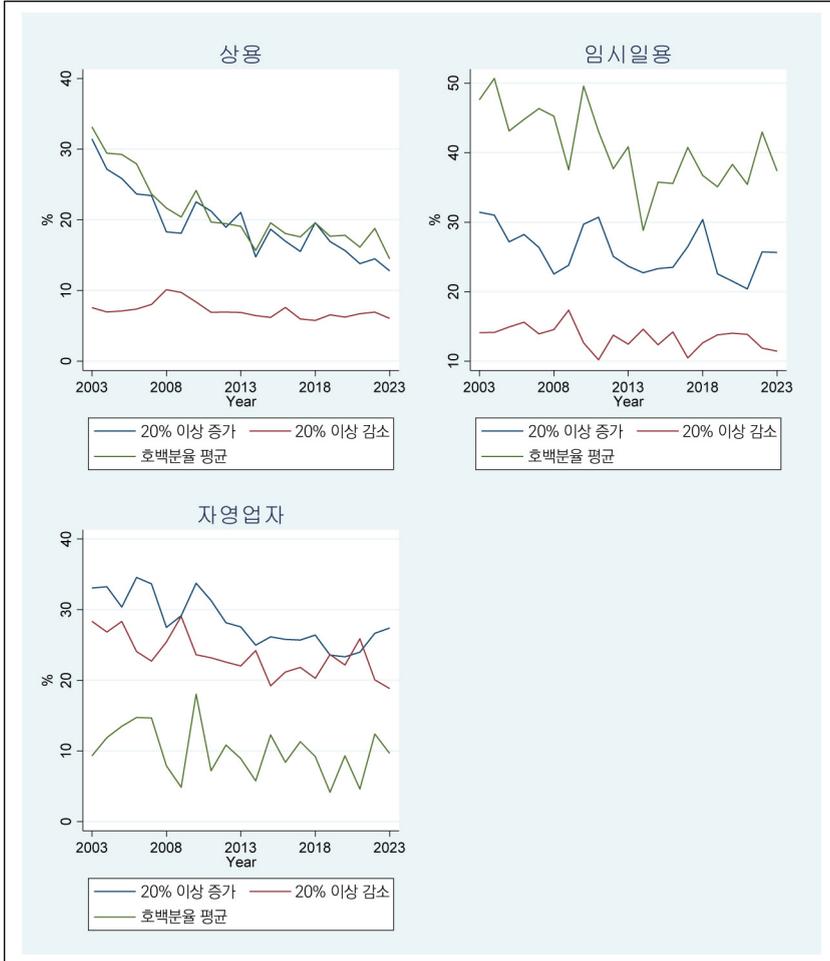
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-11] 종사상지위별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균

(단위: %)

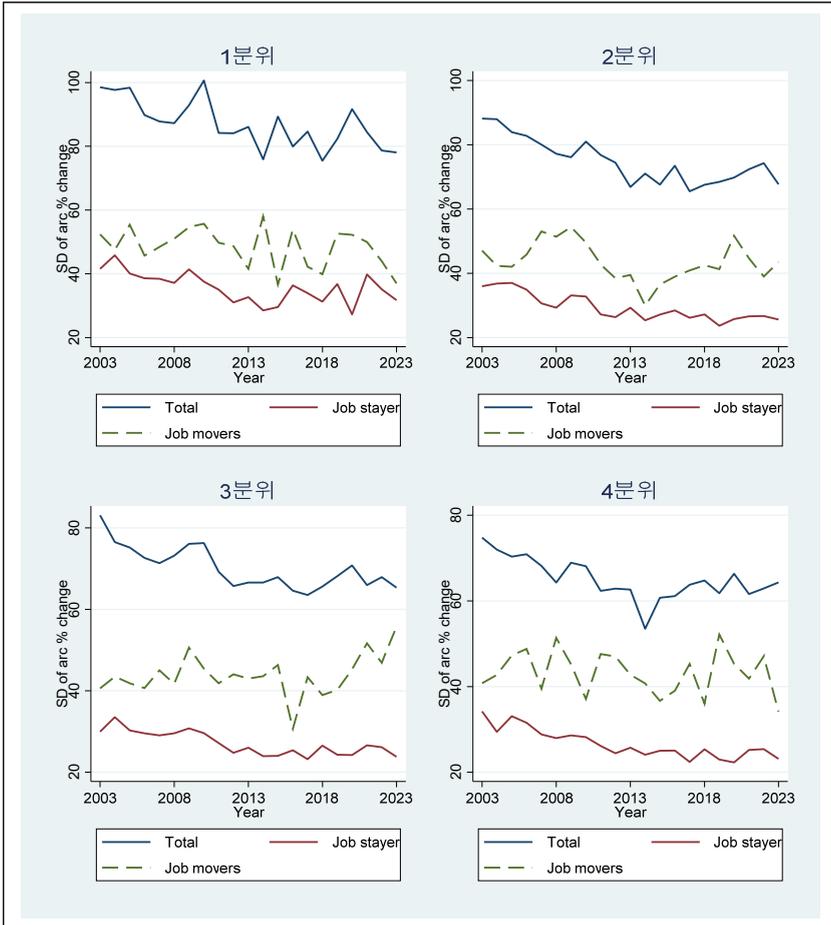


주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

소득계층별 소득변동성, 노동시장 이동상태별 구성 및 분산 분해 결과에서 눈에 띄는 점은 대부분 소득계층에서 현재 고용유지자의 비율이 꾸준히 증가 및 유지하는 반면, 1분위에서는 2010년대 이후 이 비율이 감소하고 비취업 유지자의 비율이 증가했다는 점이다. 하지만 1분위에서 현재 고용유지자의 비율이 낮기 때문에 1분위 소득변동성 분산 분해에서 이 영향은 미미하다. 저소득일수록 노동시장 진입과 이탈의 영향이 더욱 크다는 점에서, 노동시장 불안정이 소득 불안정과 직접 연결되고 위기 때 이 영향은 더욱 커진다는 점에서 다시금 경기변동기에 급증하는 소득변동성에 대비할 필요를 확인할 수 있다.

[그림 4-12] 소득계층별 노동시장 이동상태별 월 노동소득 연간 변동성(호변화율의 표준 편차)

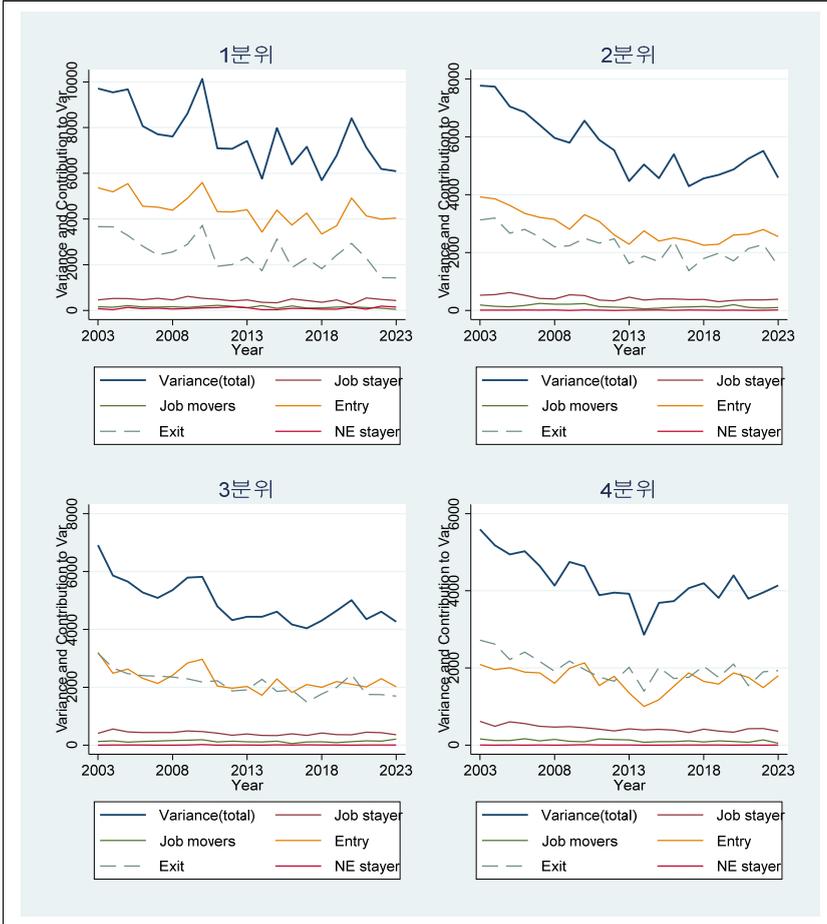
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-13] 소득계층별 호변화율 분산 분해: 기여도

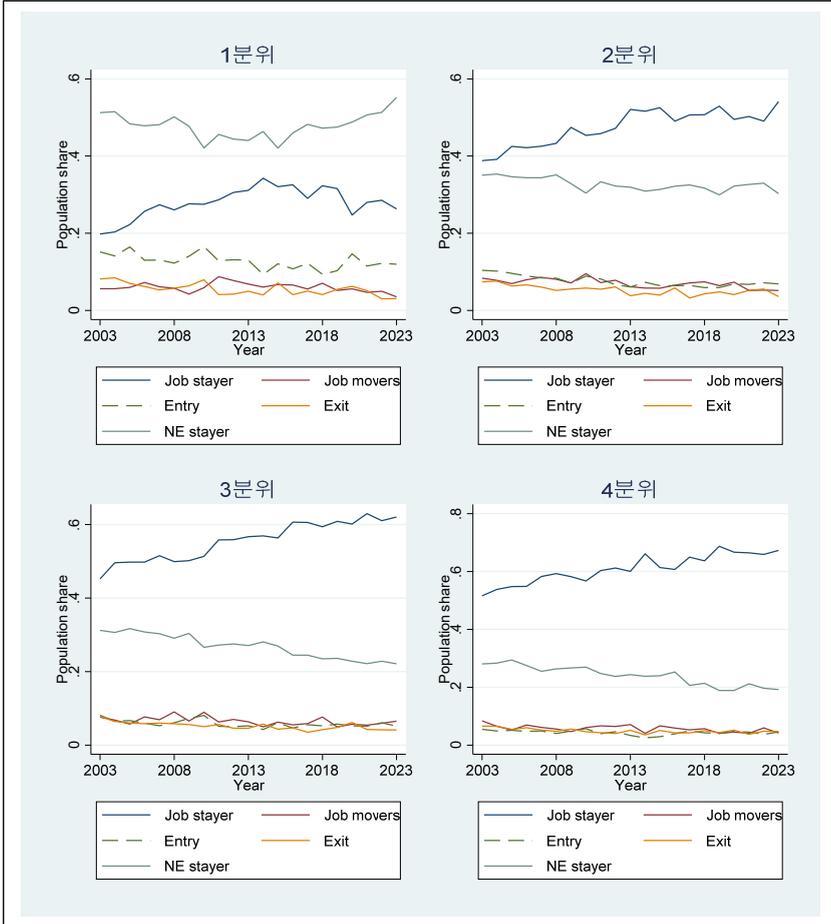
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-14] 소득계층별 노동시장 이동상태 구성

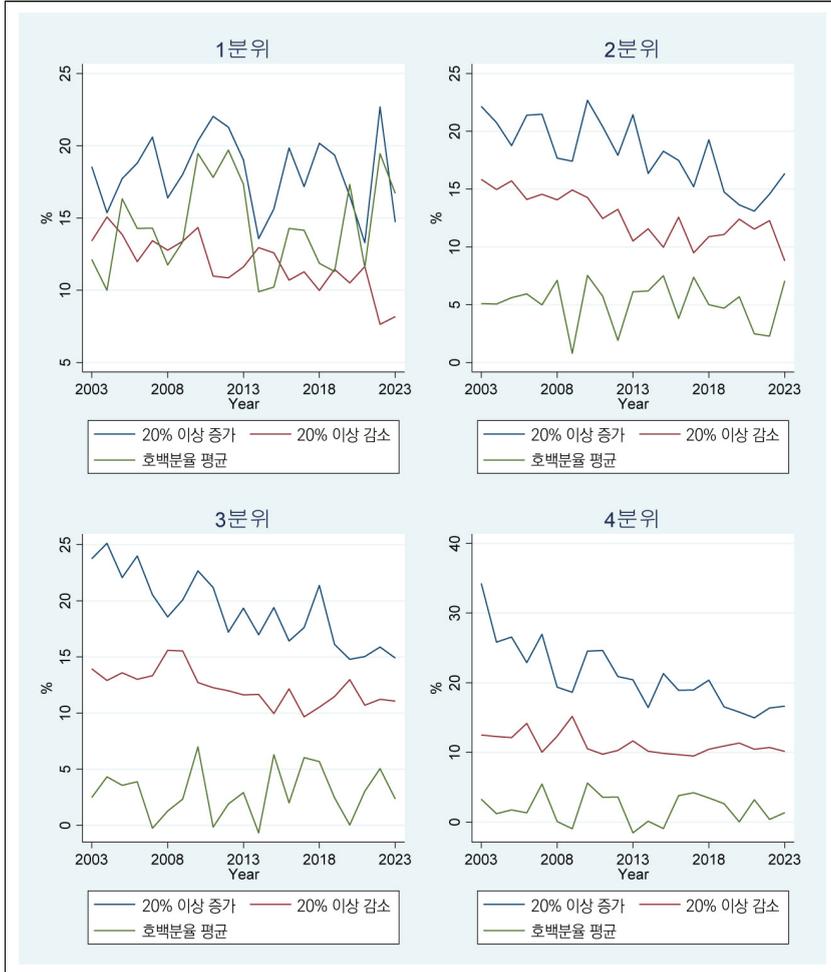
(단위: %)



주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-15] 소득계층별 월 노동소득 20% 이상 증가, 감소한 비율과 호백분율 평균

(단위: %)



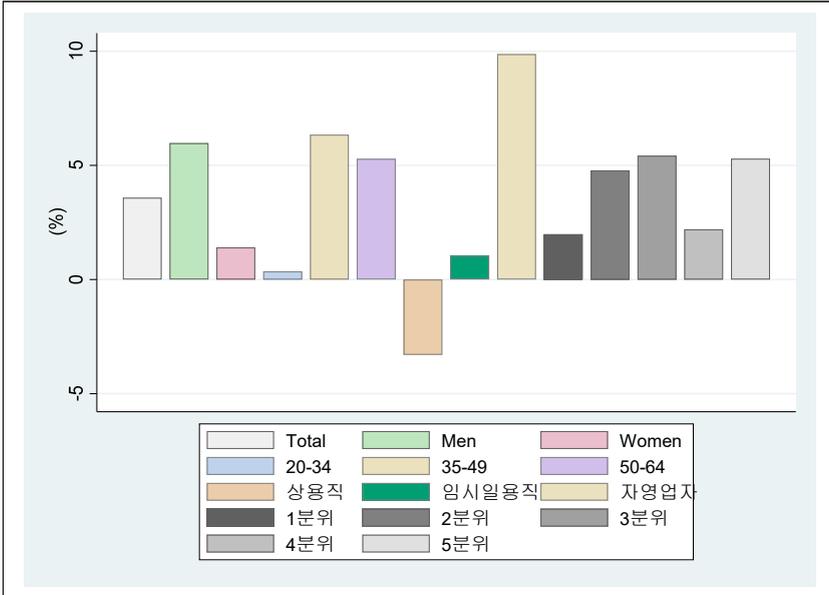
주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
 출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

### 3. 개인의 월 노동소득과 연간 노동소득의 연간 변동성 비교

개인의 월 노동소득과 연간 노동소득의 변동성을 비교하면, 평균적으로 연간 노동소득의 변동성이 더 작다. 이는 특정 시점 소득의 연간 변동성이 연내 다른 시점의 소득활동으로 완화되는 효과가 있음을 말해준다. 평균 3.59%이므로 그 효과는 크지 않지만 세부 집단의 특성별로 차이가 있다는 점은 주목할 만하다. 연간 소득이 월 소득 변동성을 완화하는 효과가 낮은 집단은 여성, 청년, 임시·일용직 임금근로자, 1분위에 속한 개인이다.<sup>7)</sup> 대부분 집단이 월 노동소득보다 연간 노동소득의 변동성이 감소하여 소득활동의 지속으로 월 노동소득 변동성을 상쇄하는 반면, 임시·일용직과 1분위 취업자는 연내 경제활동의 변동성이 상대적으로 커서 이 격차를 더욱 뚜렷하게 만들었다. 향후 연구에서 특히 이 집단에 주목하여 연내 경제활동 변화와 이에 따른 소득 변화, 정책적 수요를 파악할 필요가 있다.

7) 상용직 임금근로자는 연간 소득 변동성이 월소득 변동성보다 더 높고, 자영업자는 연간 소득의 변동성 감소 효과가 상대적으로 크다.

[그림 4-16] 세부집단별 월 소득 대비 연간 개인 노동소득(세후)의 변동성 감소 효과



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?m id=a40402000000&bid=0019>

개인의 노동시장 변동성과 소득 변동성 분석 결과에서 35세 미만 청년 층과 50~64세 고령층, 임시·일용직 임금근로자 및 비임금근로자, 저소득 계층의 노동시장 및 소득 변동성이 크고, 경기적 상황에 더 민감하고 취약하게 반응하는 것을 볼 수 있었다. 하지만 개인의 소득 변동성과 이에 따른 불안정성은 가구 내 다른 가구원의 소득 활동과 사적·공적 이전소득 으로 완화될 수 있기 때문에 다음에서 소득계층별 소득 변동성의 변화를 살펴본다.

## 제4절 가구소득 불안정성

[그림 4-17]과 [그림 4-18]은 개인의 세후 연간 노동소득, 가구의 연간 균등화 노동소득, 가구의 연간 균등화 시장소득, 가구의 연간 균등화 총소득의 소득변동성(호백분율의 표준편차)과 그 감소 효과를 보여준다. [그림 4-17]에서 전체 변화를 보면 개인 소득 변동성 추이는 앞서 확인한 바와 같이 2010년대 초중반까지 평균적으로 감소한 후 이후는 약간의 부침을 겪으면서 일정한 수준을 유지하고 있다. 2010년대 초중반까지 가파른 변동성 하향세 가운데 글로벌 금융위기 때의 변동성 급증도 확인할 수 있다. 가구 노동소득 변화에서 눈에 띄는 것은 글로벌 금융위기와 최근 경제 위기의 영향이 개인의 그것보다 눈에 띄게 드러난다는 점이다. 현금지원 정책의 경기대응성, 경기안정화 기능이 중요하며, 또한 적시의 소득 파악으로 이 충격을 완화하는 역할이 요구된다고 해석된다. 그리고 개인 노동소득과 가구의 소득 변동성이 큰 차이를 보이는데, 개인이 노동 시장에서 경험하는 변동성이 가구 단위에서 다른 가구원의 경제활동으로 완화된다는 것을 확인할 수 있다. 가구의 노동소득과 시장소득은 변동성에서 거의 차이가 없었지만, 공적이전소득을 포함하는 총소득은 변동성이 조금 더 감소해 공적이전소득이 소득의 불안정성을 감소시키는 기능이 있음을 알 수 있다.

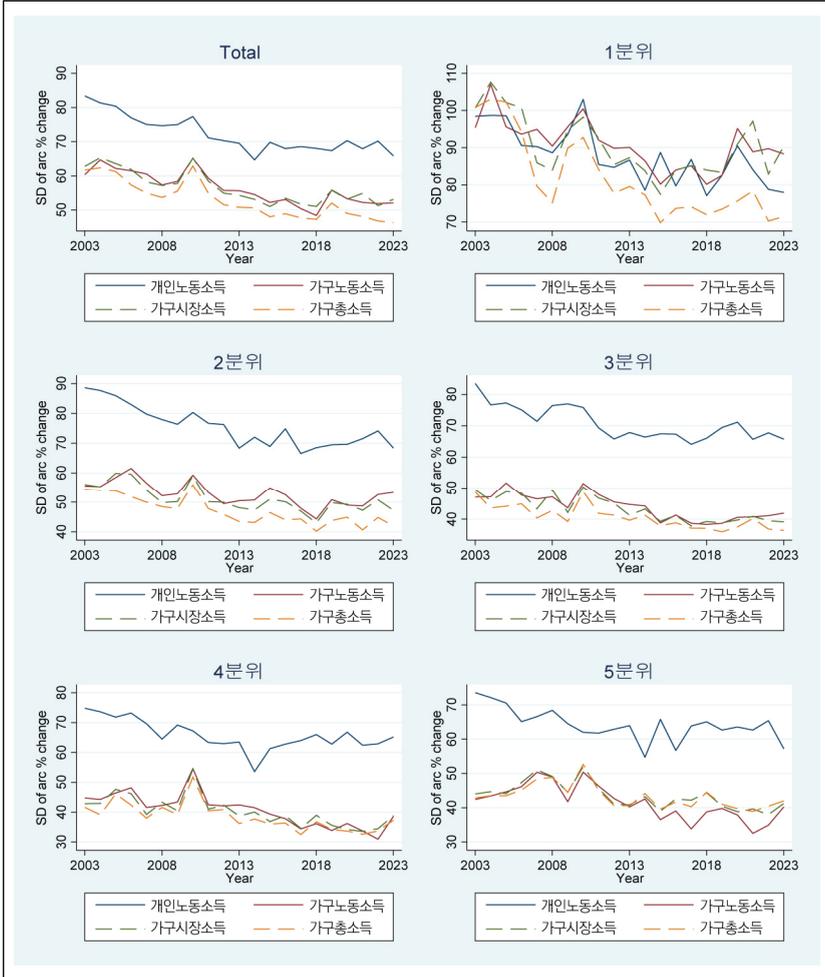
가구소득 변동성을 소득 분위별로만 살펴보는 것은 개인의 경제적 취약성이 소득계층으로 집약되어 나타날 것이기 때문이다. 소득분위별로 평균 소득변동성의 값과 변동 양상을 비교해보면, 개인과 가구소득 모두 높은 소득분위일수록 소득 변동성이 감소하는 경향을 보였다. 4, 5분위에서만 이 추세가 역전되어 4분위보다 5분위의 변동성이 더 컸다. [그림 4-18]의 소득 변동성 감소 효과에서 주목할 점은 가구소득이 개인소득의

변동성을 완화하는 효과 역시 소득이 높아질수록 커졌고(5분위 제외), 총소득이 시장소득 변동성을 감소시키는 효과는 저소득층일수록 높아 공적 이전소득의 안정화 기능을 다시금 확인할 수 있다.

소득변동성이 가장 높고 등락이 극심한 소득계층이 1분위다. 개인 및 가구소득 모두 글로벌 금융위기와 2020년 전후의 경제위기 당시 여느 계층보다 변동성이 급등해 취약 계층이 위기의 충격을 가장 크게 받았음을 알 수 있다. 그리고 1분위가 다른 분위와 뚜렷하게 다른 점은 총소득을 제외하고는 가구의 소득 변동성이 개인의 소득 변동성과 거의 차이가 없다는 점이다. 1인 가구 비중이 높기도 하지만, 다인 가구라도 다른 가구원의 소득으로 불안정성이 완충되는 효과가 거의 없다는 의미다. 가구 총소득이 시장소득의 변동성을 완화하는 효과는 평균적으로도 가장 클 뿐 아니라 그 크기도 점차 커져 왔음을, 한국의 저소득층 현금지원이 점차 강화되어 왔음을 알 수 있다. 하지만 앞서와 같이 저소득층이 큰 소득 변동성을 경험하면, 이를 완충할 경제적 여력이 부족한 상태에서 부채 발생, 특히 고위험 부채 발생 등의 회복하기 어려운 위험에 빠질 수 있어 이에 대한 대응이 필요하다.

[그림 4-17] 전체 및 소득분위별 소득 변동성(호백분율의 표준편차)

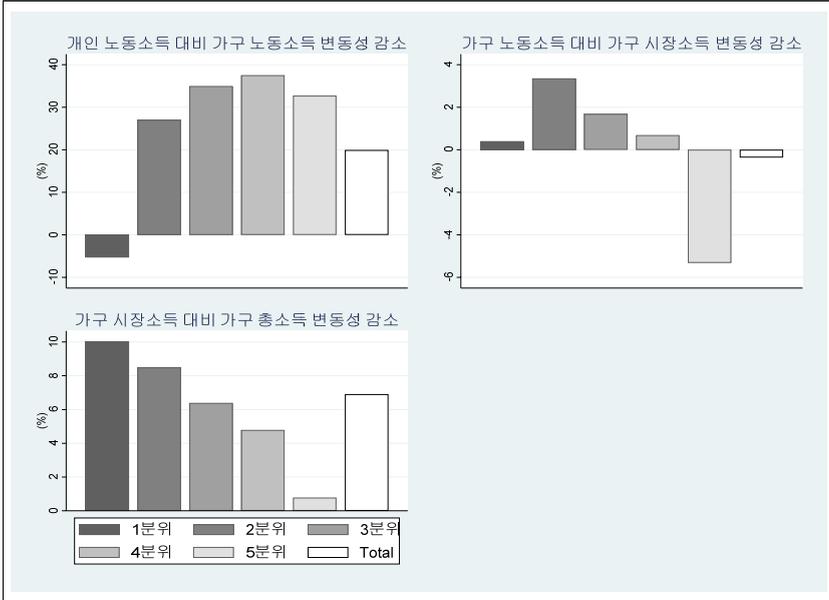
(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 4-18] 전체 및 소득분위별 소득 변동성 감소 효과

(단위: %)



주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 제5절 소결

이 장에서는 여러 소득 원천을 거쳐 가구의 소득 불안정성에 이어지는 경로와 그 변화, 인적 속성 및 노동시장 지위별 차이를 확인하였다. 소득 변동성의 분산 분해로 노동시장 변동성과 소득 변동성의 변화와 관계도 파악할 수 있었다. 핵심 근로연령층을 제외한 청년층과 고령층, 임시·일용직, 비임금근로자, 저소득 계층이 현저히 높은 소득 변동성과 이로 인한 불안정성을 경험한다. 이는 노동시장 진입과 자발적 일자리 이동에 따

른 소득 증가를 의미하기도 하지만, 삶의 기반이 되는 경제적 상황에 대한 예측력이 감소함을 의미하기도 한다. 노동시장 안정성이 없기 때문에 한 시기의 큰 소득 증가는 지속되지 않고 다음 시기의 큰 소득 하락을 암시할 수밖에 없기 때문이다.

월 노동소득의 연간 변동성으로 확인한 바와 같이 일자리를 유지하는 경우에도 임시·일용직, 비임금근로자의 소득 변동성은 컸다. 연간 노동소득으로 이어지는 과정에서도 임시·일용직과 여성, 35세 미만의 불안정성은 상대적으로 더 커졌다. 이는 연내 발생하는 취업상태의 변화라는 노동시장 불안정성이 크다는 것을 의미한다. 불안정하더라도 취업을 유지한 상태이므로 실업급여 외에 이를 완충할 수 있는 제도적 장치가 필요하다. 따라서 근로장려금의 경기대응력을 제고할 필요가 있으며, 최저 근로시간 보장 등 근무방식의 안정성과 지속성을 증대할 노동시장 정책적 대응이 요구된다.

이 장에서 노동시장을 드나드는 근로연령층까지 포괄하는 데 중점을 두면서 소득 변동의 영구적 변화와 일시적 충격을 분해하지 못한 점도 한계로 남았다. 많은 선행연구와 같이 소득 변화의 구조적 변화와 일시적 충격을 구분하고, 각각에서 달리 나타나는 정책 의제와 수요를 논하지 못한 한계가 있다. 예를 들어, 김용성 외(2015)에 따르면 남성의 소득 불확실성은 주로 경기변동의 영향을 받고, 여성은 생애주기적 영향과 경기변동의 영향을 다 받는다. 이는 경기변동으로 인한 소득 변동성에 대응하는 정책적 수요도 있지만, 출산 등의 생애주기적이며 영속적인 충격을 완화하는 정책적 수요도 있다는 것을 말해주기 때문이다.

그리고 이 장은 소득별 변동성 분석 결과를 해석하는 과정에서 공적이전의 효과를 엄밀하게 분석하지 못한 한계가 있다. 추가 분석으로 공적이전소득에 대한 세밀한 정책 제안을 하는 것이 향후 과제로 남겨졌다. 그

리고 이 연구는 소득 불안정에 대한 국내 연구가 거의 없는 가운데 소득 불안정을 측정하는 데 주된 목적을 두었으나, 소득변동성은 이로 인한 후생 또는 삶의 질 변화가 더 중요한 정책적 의미를 지닐 수 있다. 따라서 소득변동성과 이를 경험하는 집단의 부채와 소비 행위 등을 추적하여 소득 불안정성 대응의 필요를 확인하는 연구 과제도 남아 있다.



## 제5장

### 개인의 소득 불안정성 : 연내 및 연간 변동 분해를 중심으로

제1절 들어가며

제2절 분석 방법

제3절 개인소득 변동성

제4절 개인소득 변동성 분해 결과

제5절 소결



## 제 5 장

# 개인의 소득 불안정성: 연내 및 연간 변동 분해를 중심으로

### 제1절 들어가며

이 장에서는 개인의 소득 불안정성(income instability)<sup>1)</sup>을 연내(infra-annual) 변동과 연간(inter-annual) 변동으로 분해하여 살펴본다. 주요 내용은 OECD(2023)가 제시한 방법론을 한국노동패널의 직업력 자료를 기반으로 구축한 월 단위 패널에 적용하는 것이다.

2장에서 살펴본 바와 같이, 소득 불안정성에 관한 기존 연구들은 대부분 연간 소득을 중심으로 이루어졌다. 이는 연 단위로 조사되는 미시 패널자료의 한계와 관련이 있다. OECD(2023)에 따르면 월별 소득자료를 활용할 수 있는 미국의 일부 연구만이 연내 변동에 주목해왔다.

그러나 최근 들어 소득 불안정 분석에서 연내 소득 변동 분석의 중요성이 점차 부각되고 있다. 연내 발생하는 미시적 충격은 개인과 가구를 생활 곤란이나 단기 빈곤(episodic poverty)과 같은 경제적 위험에 즉각적으로 노출시키지만, 연간 소득만을 분석할 경우 이러한 미시적 충격이 평균에 의해 상쇄되어 관찰되지 않을 수 있다(OECD, 2023). 즉, 연내 소득 변동을 별도로 측정·분해하지 않으면 소득 불안정의 핵심 요인을 놓칠 수

1) 여기서의 소득불안정성(income instability)은 통계적으로는 개인(가구)의 소득이 시간에 따라 얼마나 변동하는가, 즉 소득변동성(volatility)과 동일한 방식으로 측정되지만, 그 변동이 경제적 안정성에 미치는 함의까지 포착하려는 개념으로 사용된다. 이러한 접근은 OECD(2023)의 정의를 따른 것으로, OECD는 개인(가구) 소득의 잦은 변동과 예측불가능성을 경제적 불안정성(economic insecurity)의 핵심 요인으로 보고, 소득의 시간적 변동(variability), 즉 변동성을 불안정성(instability)으로 해석한다. 따라서 이 장에서는 소득변동성의 분해 결과를 곧 소득불안정성으로 간주한다.

있다. 이는 기존 연구들이 연간 소득 변화에 집중해 소득 변동성을 과소 추정해왔을 가능성을 시사한다(OECD, 2023).

한국의 맥락에서도 이러한 지적은 유효하다. 그간 한국의 소득 불안정을 분석한 연구들 역시 연간 소득 변동에 초점을 맞추어 왔다(김성태 외, 2012; 김용성 외, 2015; 김학수, 2020; 성명재, 2018; 윤성주, 2018). 그러나 앞서 언급한 바와 같이, 한국에서도 연내 소득 변동을 체계적으로 분석할 필요성이 크다. 특히 비임금근로자의 비중이 높고, 비정형·불안정 고용형태가 확산되는 상황에서 단기 소득 충격이 빈번하게 발생할 가능성이 높다. 따라서 연내 변동을 반영하지 않을 경우, 소득 불안정 수준이 과소평가될 위험이 크다.

이러한 맥락에서 이 장에서는 OECD(2023)의 방법론을 한국 데이터에 적용하여 개인의 소득 불안정성을 분석하고자 한다. 구체적으로, 한국 노동패널(KLIPS)의 직업력 자료를 이용해 구축한 월 단위 패널 자료를 바탕으로 개인의 소득 변동을 연내 변동과 연간 변동으로 분해하는 것을 핵심 분석으로 삼는다.

이후 내용 전개는 다음과 같다. 먼저, 제2절에서는 OECD(2023)의 변동성 지표와 연내·연간 변동 분해 방법을 살펴보고, 이 연구의 분석 방법 및 자료 가공 과정을 소개한다. 이어 제3절에서는 개인의 소득 변동성 및 세부집단별(성별, 연령, 고용형태) 소득변동성 분석 결과, 제4절에서는 세부집단별(성별, 고용형태) 소득변동성 분해 결과를 제시하고, 마지막 제5절에서 주요 결론을 요약하고 시사점을 제시한다.

## 제2절 분석 방법

### 1. 연내 및 연간 변동 분해<sup>2)</sup>

OECD(2023)가 제시한 소득 변동성 분해 방식의 핵심은 개인의 월 소득의 변동성을 변동계수의 제곱(Squared Coefficient of Variation,  $CV^2$ )으로 측정하고, 이를 연내(infra-annual) 변동, 계절적(seasonal) 변동 그리고 연간(inter-annual) 변동으로 분해하는 것이다. 여기서 연내 변동은 ‘해당 연도 가구 월소득이 그 연도 평균에서 얼마나 벗어나는가’를, 계절 변동은 ‘특정 월(月) 평균이 전체 평균에서 얼마나 벗어나는가’를, 연간 변동은 ‘연도별 가구 연평균 소득이 전체 평균에서 얼마나 벗어나는가’를 의미한다(OECD, 2023). 이하에서는 월별 소득 불안정성을 연내 변동, 계절 변동 그리고 연간 변동으로 분해하는 방법을 소개한다.

OECD(2023)는 소득 불안정성(income instability)을 관측 기간  $T$ 개 월 동안의 개인-가구  $i$ 의 월 소득  $x_{it}$ 에 대한 변동계수의 제곱( $CV^2$ )으로 측정한다(식 (5-1) 참조).

$$CV_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\bar{x}_i} \right)^2 \quad \text{식 (5-1)}$$

여기서  $\bar{x}_i$ 는 관측기간 동안의 개인  $i$ 의 소득 평균이다. 모집단의 크기가  $n$ 인 경우 전체 소득 변동의 기댓값은 식 (5-2)와 같다.

2) 이 부분의 내용은 OECD(2023)를 주로 참고하기 바란다.

$$E(CV^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n CV_i^2 \quad \text{식 (5-2)}$$

전술한 전체 소득 변동의 기댓값은 식 (5-3)과 같이 세 가지 요인으로 분해될 수 있다.

$$E(CV^2) = E(CV_{infra}^2) + E(CV_s^2) + E(CV_y^2) \quad \text{식 (5-3)}$$

① 연간 내부 변동(Infra-annual): 동일 연도 내 월평균 소득과의 편차에서 기인하는 변동성

$$E(CV_{infra}^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{T \cdot \bar{x}_i^2} \sum_{y=1}^Y \sum_{m=1}^M (x_{iym} - \bar{x}_{iy})^2 \quad \text{식 (5-4)}$$

여기서  $M$ 은 연내 하위 기간(월)의 수이고,  $x_{iym}$ 은  $y$ 년  $m$ 월의 소득이다. 식 (5-4)를 보면, 전체 연내 불안정성이 월 소득과 해당 연도의 평균 소득을 비교하여 측정한 변동을 모집단에 대해 평균한 값을 알 수 있다.

② 계절 변동(Seasonal): 특정 월(月) 평균과 전체 평균의 차이에서 기인하는 변동성

$$E(CV_s^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{M \cdot \bar{x}_i^2} \sum_{m=1}^M (\bar{x}_{im} - \bar{x}_i)^2 \quad \text{식 (5-5)}$$

③ 연간 간 변동(Inter-annual): 연도별 평균 소득과 전체 평균의 차이

에서 기인하는 변동성

$$E(CV_y^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{Y \cdot \bar{x}_i^2} \sum_{y=1}^Y (\bar{x}_{iy} - \bar{x}_i)^2 \quad \text{식 (5-6)}$$

## 2. 자료

지금까지 살펴본 소득 변동 분해 방법은 월 단위 패널자료의 구축을 전제로 한다. 이에 OECD(2023)는 EU-SILC(European Union Statistics on Income and Living Conditions)에서 연간 소득(annual income) 정보를 수집한 후 개인의 연간 가구균등화 가치분소득을 12개월로 나누어 월 단위 소득으로 환산하여 분석에 활용하였다. 이 연구 역시 이와 유사한 접근 방식을 따르되, 연내 변동을 좀 더 정밀하게 반영하기 위해 한국노동패널의 직업력 자료를 추가로 활용한다.<sup>3)</sup>

한국노동패널의 직업력 자료는 연간 단위 응답을 바탕으로 특정 시점의 취업 상태, 직종, 근로형태 등을 기록하고 있어, 원자료만으로는 월별 연속성을 확보하기 어렵다. 그러나 취업·이직·퇴직 시점 정보가 월 단위로 제공되므로 일자리의 시작·종료 시점(연월) 변수를 이용하여 연-월별 고용 상태와 직업 특성을 복원할 수 있다. 이 연구에서는 이러한 정보를 이용해 직업력 자료를 월 단위로 정렬하여 개인-월 패널을 구축하고, 이를 본조사와 결합하여 인구학적 특성(성별, 연령 등)과 근로형태(임금/비임금, 정규/비정규) 정보를 함께 사용한다. 이처럼 직업력 자료를 월 단위 패널로 변환하는 과정에서는 일자리와 소득에 대한 다양한 보정 절차가

3) OECD(2023)와 달리 이 연구에서는 개인의 소득 변동에 초점을 둔다. 다만, OECD(2023)의 방법론이 제대로 구현되었는지 확인하려고 이 연구 역시 가구 균등화 소득을 이용한 분석을 추가로 시행한다. 이에 관한 내용은 [부록 1]을 참조하기 바란다.

필요한데, 그 과정은 다음과 같다.

첫째, 동일 일자리 내 결측 구간은 일자리 시작시점과 종료시점(연월) 정보를 이용해 월 범위를 생성하여 보완하였다. 이때의 전제 조건은 다음과 같다. ① 일자리 내부에서는 시작시점이 종료시점보다 빠르거나 같아야 하며, ② 인접 일자리 간에는 이전 일자리의 종료시점이 다음 일자리의 시작시점보다 빠르거나 같아야 한다. 둘 중 하나만 결측인 경우에는 해당 연도 내에서 인접 일자리 경계와 충돌하지 않는 범위로 후보 월을 제한한 뒤 무작위 보완(random assignment with logical bounds)을 적용하였다.<sup>4)</sup> 반면 시작연월과 종료연월 정보가 모두 결측인 경우는 분석에서 제외하였다.

둘째, 같은 월에 일자리가 여러 개 관측되는 경우 직업력의 주된 일자리를 기준으로 대표 일자리를 선정하였다. 주된 일자리가 둘 이상이거나 결측인 경우에는 일자리 순번이 가장 빠른 일자리를 대표로 설정하였다.

셋째, 월 소득 산출 시에는 부업 포함, 해당 월에 보고된 모든 일자리의 임금·비임금 소득을 합산하여 개인 소득을 산출하였다. 다만, 동월 전환, 즉 이전 일자리의 종료시점과 다음 일자리의 시작시점이 같은 경우에는 이전 일자리의 소득을 0으로 조정한 뒤 합산하였다.

넷째, 일자리 정보 보완으로 소득 정보가 비어 있는 구간이 발생하거나 소득액이 결측인 경우에는 소득을 추가로 보정하였다. 일자리 시작·종료 시점의 소득 정보가 모두 존재하면 두 경계값을 구간 길이에 비례하여 선형(균등) 보간하였고, 경계값 자체가 없는 일부 구간(주로 조사기간 이전·이후의 연장 구간)에는 연 5% 증가율을 가정하여 보완하였다. 여러 정보의 부재로 보정이 어려운 경우는 분석에서 제외하였다. 마지막으로, 이상

4) 무작위 보완이 적용된 일자리 정보는 전체 일자리의 약 2.1% 수준으로, 이러한 보완이 전체 소득 변동성 분해 결과에 체계적 영향을 미칠 가능성은 제한적이다.

의 과정을 거쳐 산출된 명목 소득 변수는 월별 소비자물가지수(CPI, 2020=100)를 반영하여 실질소득으로 환산해 분석에 이용하였다.

한편, 분석 시 적용되는 가중치는 지표 산출 시작 시점의 종단가중치를 이용하되, 각 변동에서 가중치의 합이 1이 되도록 정규화하여 사용한다. 이는 분석 결과가 특정 개인이나 시점의 과도한 영향을 받지 않도록 하기 위함이다. 이는 식 (5-7)로 표현된다.

$$w_{it} = \frac{w_i^{(start)}}{\sum_{j=1}^N w_j^{(start)}} \quad \text{식 (5-7)}$$

여기서  $w_i^{(start)}$ 는 변동성 분해에 이용되는 자료의 시작 시점 가중치를 의미한다.

### 3. 분석 방법

전술한 자료를 활용한 이 연구의 분석 방법은 다음과 같다. 첫째, 소득 변동 분해 시에는 균형패널(balanced panel)을 기본으로 구성하여 분석을 수행한다. 이는 일정 기간 연속적으로 관측된 표본만을 사용해야 OECD(2023)의 방법론을 안정적으로 구현할 수 있기 때문이다. 그러나 이러한 방식은 소득 변동성이 상대적으로 높은 비임금근로자나 비정형 근로자를 표본에서 제외해 결과를 왜곡할 가능성이 있다. 이에 이 연구에서는 불균형패널(unbalanced panel)을 함께 분석함으로써 균형패널 기반 결과와 비교해 표본 제외에 따른 편향 여부를 검증하고 분석의 안정성을 확보한다.<sup>5)</sup>

둘째, 분석 기간의 길이에 따른 차이를 검토한다. OECD(2023)는 48

개월(4년)을 기준으로 변동성을 분해하였는데, 분석 기간의 길이는 변동성 추정치에 큰 영향을 미친다. 기간이 짧아지면 표본 유지율은 높아지지만 단기 변동에 과도하게 민감해질 수 있고, 반대로 기간이 길어지면 표본 탈락이 증가하나 중장기 변동을 좀 더 정확히 포착할 수 있다. 이러한 점을 고려하여 이 연구에서는 OECD(2023)의 기준인 48개월을 중심으로 분석하되, 24개월과 36개월 구간을 추가로 검토한다. 분석기간은 2000년부터 2022년까지이다.<sup>6)</sup>

셋째, 소득 변동의 정도를 직관적으로 파악하기 위해 임계치 초과율(threshold exceedance rate)을 활용한다. 소득 변동 분해 결과만으로는 변동의 크기를 직관적으로 이해하기 어렵기 때문에 연속 두 시점 간 소득 변화율이 일정 수준( $\pm 10\%$ ,  $\pm 20\%$ ,  $\pm 30\%$ )을 초과하는 비율, 즉 임계치 초과율을 산출하여 변동성의 빈도와 강도를 보완적으로 파악한다.

## 제3절 개인소득 변동성

### 1. 개인소득 변동성

이하에서는 개인소득의 변동성을 중심으로 분석 결과를 살펴본다. 먼저 <표 5-1>은 2004~2022년의 소득 변동 분해 결과를 제시한 것이다. 이에 따르면, 연간 변동이 총변동의 90% 이상을 차지하는 일관된 구조가 확인된다. 즉, 분석 기간이나 시점과 관계없이 연간 변동이 지배적으로

5) 불균형패널을 이용한 세부 분해 방법은 [부록 2]를 참조하기 바란다.

6) 한국노동패널자료는 2023년까지 제공되지만, 조사 종료 시점이 2023년 11월이므로 2023년 12월을 기준으로 하는 분석은 불가능하다. 따라서 이 연구에서는 2000~2022년까지의 자료만을 이용해 분석을 수행한다.

나타난다. 이는 대부분 유럽 국가들이 연내 변동과 연간 변동이 유사한 수준으로 나타난 것과는 상이한 결과이다(OECD, 2023). 다만, 이러한 차이가 한국의 구조적 특성에서 비롯된 것이 아니라, 사용 자료의 특성(직업력을 활용한 월별 패널)과 소득 구성의 차이에서 기인했을 가능성도 존재한다. 예를 들어 OECD 분석은 가구 균등화 가처분소득을, 이 연구는 개인 노동소득을 사용하고 있어, 이러한 차이가 결과의 일부에 영향을 미쳤을 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 그러나 [부록 1]의 검토 결과에 따르면, 한국의 연간 변동이 상대적으로 크게 나타나는 현상은 여러 요인이 복합적으로 작용한 결과로 해석되며, 이는 우리나라의 구조적 특성이 일정 부분 반영된 것으로 보인다.

또한 분석 기간이 길어질수록 총변동의 수준이 커지는 경향이 나타난다. 예컨대 <표 5-1>에서 24개월 기준 총변동의 평균은 0.024인 반면, 48개월 기준 평균은 0.045로 더 높게 나타났다. 이는 분석 기간이 길어질수록 단기 소득 변동성이 큰 집단이 표본에서 이탈하고, 그 결과 상대적으로 장기적 소득 수준의 차이가 더 크게 반영되기 때문으로 해석된다.

한편 [그림 5-1]은 각 변동 요인의 시계열 추이를 나타낸 것이다. 이를 통해 연간 변동이 시간의 흐름에 따라 점진적으로 낮아지고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 추세는 분석 기간(24, 36, 48개월)의 차이와 관계없이 일관되게 관찰된다. 특히 [그림 5-1]에서는 2008~2009년 글로벌 금융위기와 2020~2021년 코로나19 시기에 총변동과 연간 변동이 뚜렷하게 확대된 양상이 나타났다. 이는 한국의 소득 불안정성이 경기 충격과 같은 거시경제적 사건에 민감하게 반응하며, 주로 연내 단기 요인보다 연간 단위의 소득 변동에 좌우된다는 점을 시사한다.

정리하면, 2004~2022년의 소득 변동성은 연간 변동의 영향을 크게 받았으며, 글로벌 금융위기와 코로나19 등 경제 충격기에 확대되는 양상

을 보였다. 이러한 특성은 분석 기간의 길이나 표본 구성과 관계없이 일관되게 나타났다. 다만, 이상의 결과는 전체적 경향성을 보여주는 것으로, 하위 집단에서도 동일한 패턴이 나타난다고 단정하기는 어렵다. 이에 다음 절에서는 세부 집단별 분석으로 연간 변동의 영향이 집단별로도 일관되게 관찰되는지를 살펴본다.

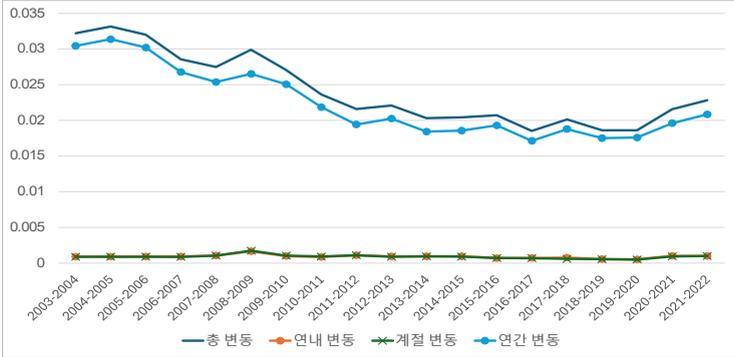
〈표 5-1〉 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

분석 기간	기간	총변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
24	2004-2005	0.033	0.001 (2.7)	0.001 (2.7)	0.031 (94.6)	0.028	0.020	0.014
	2009-2010	0.027	0.001 (3.6)	0.001 (3.9)	0.025 (92.5)	0.025	0.017	0.012
	2014-2015	0.020	0.001 (4.7)	0.001 (4.5)	0.019 (90.9)	0.023	0.015	0.010
	2019-2020	0.019	0.001 (2.8)	0.000 (2.7)	0.018 (94.5)	0.021	0.013	0.009
	평균	0.024	0.001 (3.8)	0.001 (3.7)	0.022 (92.5)			
36	2003-2005	0.050	0.001 (2.2)	0.001 (1.0)	0.048 (96.8)	0.036	0.025	0.017
	2008-2010	0.041	0.002 (5.7)	0.001 (3.0)	0.037 (91.3)	0.033	0.022	0.015
	2013-2015	0.028	0.001 (4.1)	0.001 (2.1)	0.027 (93.8)	0.029	0.018	0.012
	2018-2020	0.027	0.001 (2.9)	0.000 (1.4)	0.026 (95.6)	0.027	0.017	0.011
	평균	0.036	0.001 (3.3)	0.001 (1.6)	0.034 (95.0)			
48	2002-2005	0.067	0.001 (2.0)	0.000 (0.6)	0.065 (97.4)	0.040	0.028	0.019
	2007-2010	0.047	0.002 (3.5)	0.001 (1.3)	0.045 (95.2)	0.036	0.024	0.017
	2012-2015	0.034	0.001 (3.6)	0.000 (1.2)	0.033 (95.3)	0.033	0.021	0.014
	2017-2020	0.034	0.001 (3.2)	0.000 (0.9)	0.032 (95.9)	0.031	0.019	0.012
	평균	0.045	0.001 (2.9)	0.000 (1.0)	0.043 (96.1)			

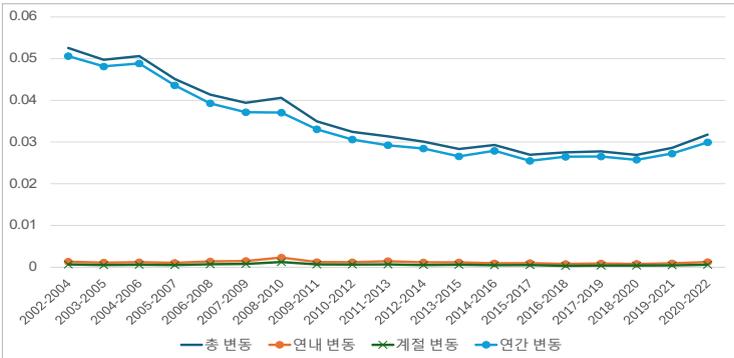
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-1] 소득 변동성 추이(개인소득 기준)

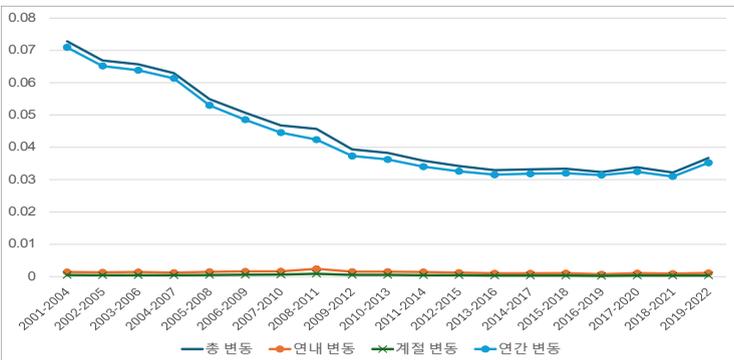
(a) 분석기간: 24개월



(b) 분석기간: 36개월



(c) 분석기간: 48개월



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 2. 세부집단별 소득변동성

### 가. 성별 소득변동성

〈표 5-2〉는 성별에 따른 소득 변동성의 분해 결과이다. 이에 따르면, 여성의 소득 변동성이 남성보다 전반적으로 높은 수준을 보이며, 총변동, 연내 변동, 연간 변동 모두에서 이러한 경향이 확인된다. 예를 들어, 〈표 5-2〉에서 남성의 총변동 평균은 0.080인 반면, 여성은 0.139로 더 높게 나타난다. 또한 여성의 연내 변동 평균은 0.029로 남성(0.005)에 비해 훨씬 높다. 계절 변동 역시 여성이 남성보다 크게 나타나 여성의 소득 불안정성이 단기적·순환적 요인에 더 크게 영향을 받는다는 점을 시사한다.

다만, 시계열적으로는 성별 간 격차가 점차 축소되는 추세를 보인다. [그림 5-2]에 따르면, 2000년대 초반에는 여성의 소득 변동성이 남성보다 뚜렷하게 높았으나, 최근에는 남녀 모두 변동성이 감소하면서 그 차이가 완화되는 양상이 나타난다. 한편, 외부 충격에 대한 민감도는 여성이 상대적으로 높게 나타난다. 남성의 경우 글로벌 금융위기와 같은 경기 충격기에 변동성의 변화가 크지 않았던 반면, 여성은 충격 발생 시 변동성이 일시적으로 상승한 뒤 빠르게 하락하는 패턴을 보인다. 특히 외부 충격기에는 여성의 연내 변동이 일시적으로 크게 증가했다가 단기간에 감소하는 양상이 관찰되며, 이는 여성의 소득이 구조적으로 단기적 충격에 더 취약함을 보여준다.

정리하면, 남성의 소득 변동성은 주로 연도 간 차이(연간 변동)에 좌우되는 반면, 여성은 단기적 요인(연내·계절 변동)의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타난다. 또한 여성의 소득 변동은 거시경제적 충격에 좀 더 민감하게 반응하는 경향을 보이지만, 최근 들어 성별 간 소득 변동성의 차

이는 빠르게 축소되는 추세다.

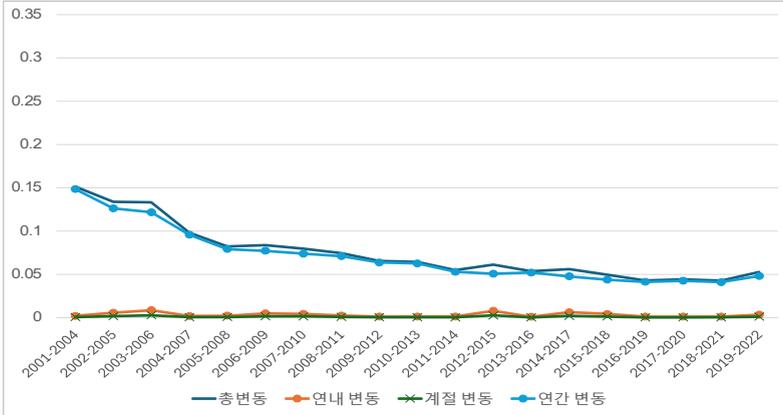
〈표 5-2〉 성별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

성별	기간	총변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
남성	2002-2005	0.134	0.006 (4.3)	0.002 (1.4)	0.126 (94.3)	0.044	0.030	0.020
	2007-2010	0.080	0.004 (5.4)	0.002 (1.9)	0.074 (92.7)	0.039	0.026	0.017
	2012-2015	0.061	0.008 (12.8)	0.003 (4.3)	0.051 (82.9)	0.034	0.021	0.013
	2017-2020	0.044	0.001 (2.9)	0.000 (0.9)	0.043 (96.3)	0.032	0.019	0.012
	평균	0.080	0.005 (6.0)	0.002 (2.0)	0.073 (92.0)			
여성	2002-2005	0.243	0.050 (20.5)	0.016 (6.7)	0.177 (72.8)	0.040	0.027	0.018
	2007-2010	0.167	0.047 (28.2)	0.015 (9.2)	0.105 (62.6)	0.038	0.024	0.016
	2012-2015	0.083	0.013 (15.2)	0.004 (5.0)	0.067 (79.9)	0.033	0.021	0.013
	2017-2020	0.060	0.007 (11.7)	0.002 (3.8)	0.051 (84.5)	0.033	0.020	0.012
	평균	0.139	0.029 (21.1)	0.010 (6.9)	0.100 (72.1)			

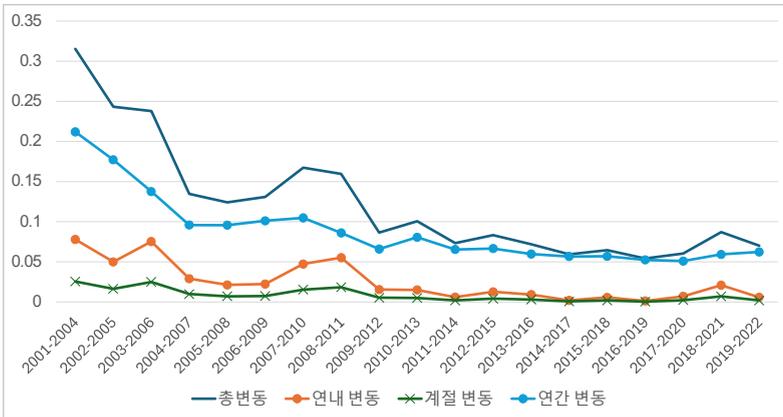
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-2] 성별 소득 변동성 추이(개인소득 기준)

(a) 남성



(b) 여성



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 나. 연령대별 소득변동성

〈표 5-3〉과 [그림 5-3]은 2004~2022년의 연령대별 소득 변동성을 보여준다. 이로써 연령대별로 총변동의 규모와 변동 구성 요인이 뚜렷하게 구분됨을 확인할 수 있다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 연령대가 높을수록 소득 변동성이 크게 나타났다. 특히 60대와 70대의 총변동 수준은 다른 연령대에 비해 현저히 높다. 예를 들어, 2002~2005년 70대의 총변동은 0.453으로, 같은 시기 30대(0.117)나 40대(0.155)에 비해 월등히 크다. 이는 불안정성이 높은 고령자 노동시장의 구조적 특성이 반영된 결과로 해석된다.

둘째, 소득 변동의 분해 결과를 보면, 모든 연령대에서 연간 변동의 비중이 높지만 연령이 높을수록 그 규모가 더욱 커지는 경향이 나타난다([그림 5-3] (b)의 남색 막대와 하늘색 막대 비교). 즉, 연령이 높을수록 단기적 소득 변동(연내·계절 성분)의 영향은 감소하고, 연간 소득 변동이 전체 변동을 주도하는 구조로 변화한다.

셋째, 청년층(20·30대)은 연내 변동과 계절 변동의 비중이 상대적으로 크다. 이는 노동시장 진입 초기에 이직과 근로형태 변화 가능성이 높고, 다른 연령대에 비해 고용불안정성이 크기 때문으로 해석된다. 예를 들어, 2007~2010년 30대의 연내 변동은 총변동의 32.8%로, 다른 연령대보다 높은 수준을 보인다.

넷째, 모든 연령대에서 소득 변동의 규모가 점차 감소하는 추세가 나타나며, 이에 따라 연령대 간 격차도 다소 축소되는 양상을 보인다. 이러한 추세는 앞서 살펴본 성별 소득 변동성 결과와도 일관된 현상이다. 다만 연령대가 높아질수록 변동성이 상대적으로 크게 유지되는 특징은 여전히 관찰된다([그림 5-3] (b)).

정리하면, 연령대별 소득 변동성은 청년층에서 단기적 변동(연내·계절 변동)의 비중이 높은 반면, 고령층에서는 장기적 변동(연간 변동)의 비중이 높게 나타나는 구조적 차이를 보인다. 또한 전체적으로는 시간이 지남에 따라 변동성이 감소하는 경향이 있지만, 고령층의 변동성은 여전히 높은 수준을 유지하고 있다.

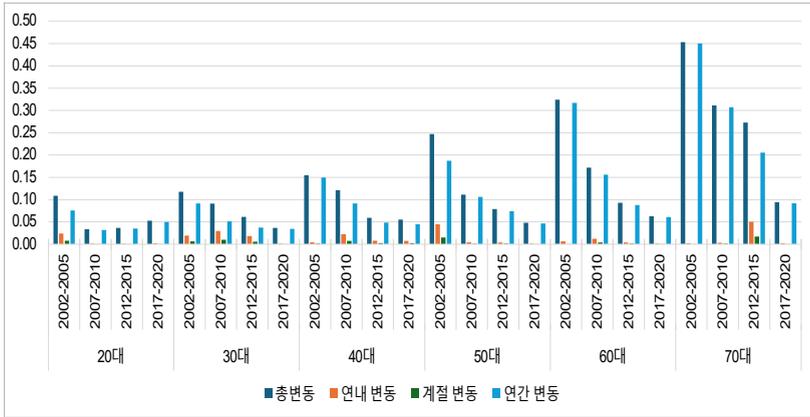
〈표 5-3〉 연령대별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

연령대	기간	총변동 (CV)	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
20대	2002-2005	0.108	0.024 (22.4)	0.008 (7.5)	0.076 (70.1)	0.041	0.025	0.016
30대		0.117	0.020 (16.6)	0.006 (5.5)	0.092 (77.9)	0.042	0.027	0.018
40대		0.155	0.004 (2.8)	0.001 (0.9)	0.149 (96.3)	0.043	0.030	0.020
50대		0.247	0.045 (18.2)	0.015 (6.0)	0.187 (75.8)	0.042	0.031	0.021
60대		0.324	0.006 (1.9)	0.001 (0.2)	0.317 (97.9)	0.045	0.035	0.025
70대		0.453	0.002 (0.5)	0.001 (0.1)	0.450 (99.4)	0.047	0.039	0.030
평균		0.234	0.017 (7.2)	0.005 (2.3)	0.212 (90.5)			
20대	2007-2010	0.034	0.001 (3.7)	0.000 (1.4)	0.032 (94.9)	0.037	0.020	0.013
30대		0.091	0.030 (32.8)	0.010 (11.0)	0.051 (56.2)	0.035	0.020	0.012
40대		0.122	0.022 (18.4)	0.008 (6.3)	0.092 (75.3)	0.039	0.026	0.017
50대		0.111	0.004 (3.8)	0.001 (0.8)	0.106 (95.5)	0.040	0.027	0.019
60대		0.172	0.012 (7.1)	0.004 (2.1)	0.156 (90.8)	0.046	0.036	0.028
70대		0.312	0.003 (1.0)	0.001 (0.4)	0.307 (98.6)	0.046	0.038	0.031
평균		0.140	0.012 (8.7)	0.004 (2.8)	0.124 (88.5)			
20대	2012-2015	0.037	0.001 (3.0)	0.000 (1.0)	0.035 (96.0)	0.031	0.018	0.011
30대		0.062	0.018 (29.6)	0.006 (9.8)	0.037 (60.6)	0.032	0.018	0.011
40대		0.059	0.008 (13.7)	0.003 (4.5)	0.049 (81.9)	0.033	0.019	0.012
50대		0.079	0.004 (4.6)	0.001 (1.5)	0.074 (93.9)	0.036	0.023	0.015
60대		0.093	0.004 (4.2)	0.001 (1.4)	0.088 (94.4)	0.036	0.027	0.019
70대		0.273	0.050 (18.4)	0.017 (6.3)	0.205 (75.3)	0.042	0.031	0.024
평균		0.100	0.014 (14.1)	0.005 (4.8)	0.081 (81.1)			
20대	2017-2020	0.053	0.002 (4.2)	0.000 (0.8)	0.050 (95.0)	0.032	0.019	0.011
30대		0.036	0.001 (4.0)	0.000 (1.3)	0.034 (94.7)	0.029	0.016	0.009
40대		0.055	0.008 (14.0)	0.003 (4.6)	0.045 (81.4)	0.032	0.017	0.011
50대		0.048	0.001 (2.5)	0.000 (0.8)	0.047 (96.7)	0.034	0.020	0.013
60대		0.063	0.001 (2.1)	0.000 (0.6)	0.061 (97.3)	0.036	0.026	0.018
70대		0.095	0.002 (2.4)	0.000 (0.5)	0.092 (97.1)	0.040	0.029	0.020
평균		0.058	0.003 (4.6)	0.001 (1.3)	0.055 (94.1)			

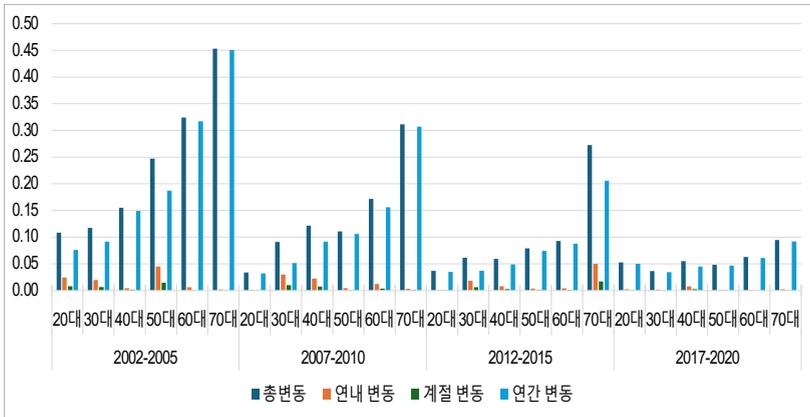
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-3] 연령대별 소득 변동성 추이(개인소득 기준)

(a) 연령대별-분석기간별



(b) 분석기간별-연령대별



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

#### 다. 고용형태별 소득변동성

<표 5-4>와 [그림 5-4]는 임금근로자와 비임금근로자의 소득 변동성을 비교한 결과이다. 이로써 비임금근로자의 소득 변동성이 임금근로자

보다 전반적으로 매우 높다는 점을 확인할 수 있다. 예를 들어, 2004~2022년 임금근로자의 총변동 평균은 0.033인 반면, 비임금근로자는 0.211로 상당한 차이를 보인다. 이는 비임금근로자의 소득 불안정성이 임금근로자보다 현저히 크다는 점을 시사한다.

〈표 5-4〉의 세부 항목을 살펴보면, 연내 변동과 계절 변동 모두 비임금근로자가 더 높은 수준을 보인다. 예컨대 2004~2022년 비임금근로자의 연내 변동 평균은 0.027(12.8%)로, 임금근로자의 0.002(5.5%)보다 크게 높으며, 계절 변동 역시 비임금근로자는 0.009(4.2%)로 임금근로자 0.001(1.8%)보다 높은 수준이다. 반면 연간 변동의 비중은 비임금근로자가 임금근로자보다 다소 낮게 나타났다. 이는 비임금근로자의 경우 연간 단위의 장기적 변동뿐 아니라 단기적·계절적 요인에 따른 소득 변동이 복합적으로 작용하고 있음을 보여준다.

〔그림 5-4〕는 이러한 차이를 시계열적으로 보여준다. 임금근로자는 2000년대 초반부터 최근까지 총변동과 연간 변동이 비교적 안정적인 수준을 유지하며 완만한 하락세를 보인다. 반면 비임금근로자는 2000년대 초반 매우 높은 소득 변동성을 기록한 이후 점차 하락했지만, 여전히 임금근로자보다 뚜렷이 높은 수준을 유지한다. 특히 경기 충격기에는 총변동과 연내 변동이 일시적으로 상승하는 경향을 보여 비임금근로자의 소득이 경기 변동에 더 민감하게 반응함을 알 수 있다.

종합하면, 임금근로자의 소득 변동성은 비교적 안정적이며 주로 연간 단위의 변동으로 설명된다. 반면 비임금근로자는 장기적 요인과 단기적 요인이 모두 크게 작용하여 소득 불안정성이 높고, 특히 경기 충격에 취약한 특성을 보인다. 이러한 결과는 노동시장에서 고용형태에 따라 소득 안정성의 구조적 격차가 존재함을 보여주며, 비임금근로자에 대한 사회적 안전망 강화의 필요성을 시사한다.

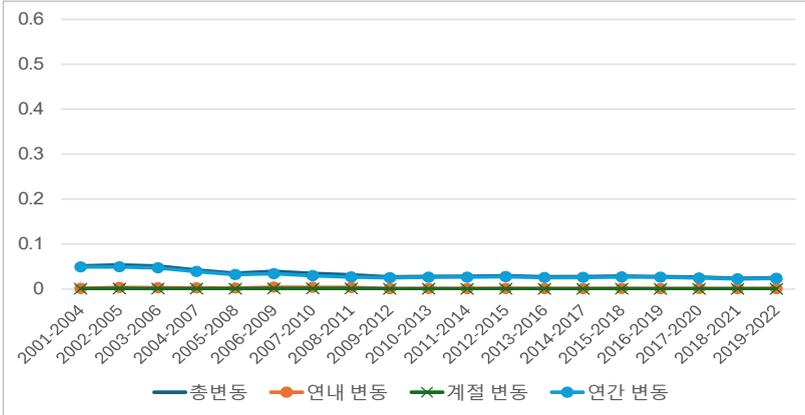
〈표 5-4〉 임금근로 여부에 따른 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

임금근로 여부	기간	총변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
임금	2002-2005	0.053	0.003 (5.8)	0.001 (1.9)	0.049 (92.2)	0.040	0.025	0.016
	2007-2010	0.034	0.004 (10.3)	0.001 (3.6)	0.030 (86.1)	0.035	0.020	0.012
	2012-2015	0.029	0.001 (4.9)	0.0004 (1.5)	0.027 (93.6)	0.031	0.017	0.010
	2017-2020	0.026	0.001 (4.7)	0.0004 (1.4)	0.025 (93.9)	0.030	0.016	0.009
	평균	0.033	0.002 (5.5)	0.001 (1.8)	0.031 (92.7)			
비임금	2002-2005	0.379	0.047 (12.5)	0.015 (4.1)	0.317 (83.4)	0.049	0.040	0.029
	2007-2010	0.253	0.045 (17.8)	0.015 (5.8)	0.193 (76.4)	0.047	0.038	0.029
	2012-2015	0.170	0.030 (17.7)	0.010 (5.9)	0.130 (76.4)	0.042	0.032	0.023
	2017-2020	0.119	0.010 (8.0)	0.003 (2.6)	0.107 (89.4)	0.040	0.030	0.022
	평균	0.211	0.027 (12.8)	0.009 (4.2)	0.175 (83.0)			

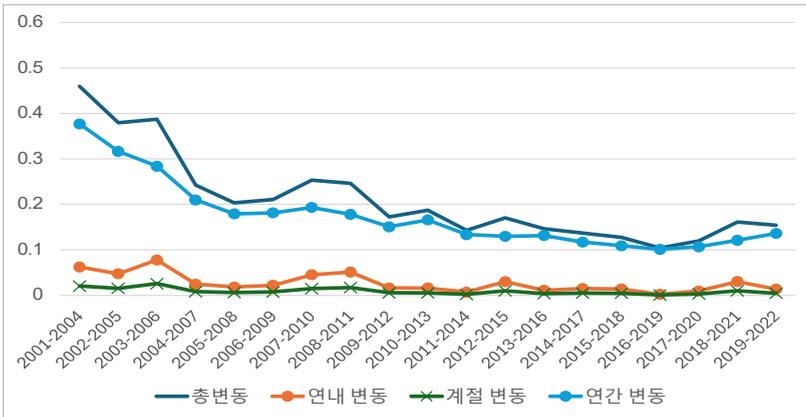
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-4] 임금근로 여부에 따른 소득 변동성 추이(개인소득 기준)

(a) 임금



(b) 비임금



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

다음으로 고용 형태(정규직/비정규직 여부)에 따른 소득 변동성 분해 결과를 보여준다. 먼저 정규직의 경우 총변동 수준이 비교적 낮으며, 그 대부분이 연간 변동에서 기인하는 것으로 나타났다. 이는 정규직 근로자가 안정적인 고용과 소득 구조를 유지해 연내 변동이나 계절 변동이 거의 발생하지 않기 때문으로 해석된다.

반면, 비정규직은 소득 변동성 수준이 훨씬 높고, 경기 충격이나 노동 시장 환경 변화에 좀 더 민감하게 반응한다. [그림 5-5]에서도 이러한 양상이 확인되는데, 비정규직은 글로벌 금융위기나 코로나19 확산기 등 외부 충격기에 소득 변동성이 일시적으로 크게 확대되는 모습을 보인다. 다만 정규직과 비정규직 모두 장기적으로는 소득 변동성이 점차 감소하는 추세를 보이며, 이는 고용형태가 소득 안정성의 핵심적인 결정 요인임을 시사한다.

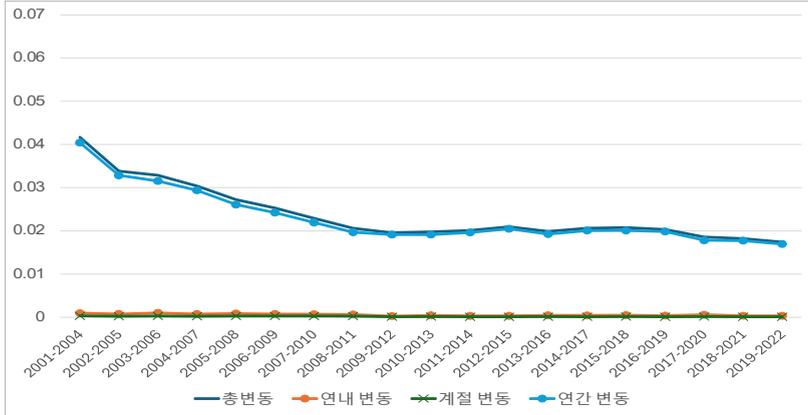
〈표 5-5〉 고용형태별 소득 변동성 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

고용 형태	기간	총변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
정규직	2002-2005	0.034	0.001 (2.3)	0.0002 (0.7)	0.033 (97.0)	0.039	0.023	0.014
	2007-2010	0.023	0.001 (3.1)	0.0003 (1.3)	0.022 (95.7)	0.034	0.018	0.010
	2012-2015	0.021	0.0003 (1.6)	0.0001 (0.5)	0.020 (97.8)	0.029	0.015	0.008
	2017-2020	0.019	0.001 (3.2)	0.0002 (0.9)	0.018 (96.0)	0.028	0.013	0.007
	평균	0.024	0.001 (2.4)	0.0002 (0.8)	0.023 (96.8)			
비정규직	2002-2005	0.062	0.001 (1.8)	0.0003 (0.5)	0.061 (97.7)	0.044	0.029	0.020
	2007-2010	0.038	0.001 (3.4)	0.0005 (1.2)	0.036 (95.4)	0.037	0.025	0.017
	2012-2015	0.036	0.001 (3.7)	0.0004 (1.0)	0.034 (95.2)	0.034	0.022	0.013
	2017-2020	0.035	0.001 (2.4)	0.0002 (0.6)	0.034 (97.0)	0.035	0.022	0.013
	평균	0.041	0.001 (2.8)	0.0004 (0.9)	0.039 (96.3)			

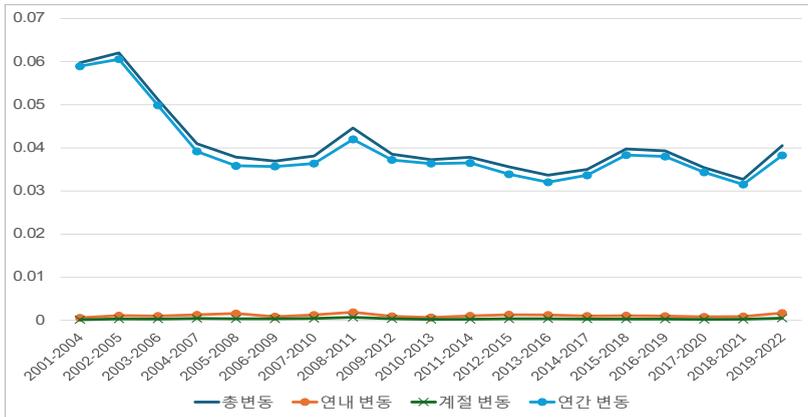
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-5] 고용형태별 소득 변동성 추이(개인소득 기준)

(a) 정규직



(b) 비정규직



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 제4절 개인소득 변동성 분해 결과

### 1. 접근 방법

앞선 분석 결과를 종합해보면, 소득변동성은 세부집단별로 상이한 양상을 보인다. 여성의 소득 불안정성이 남성보다 높고, 청년층과 고령층의 소득 불안정성이 중년층(40~50대)에 비해 상대적으로 높게 나타나며, 고용형태별로는 임금근로자보다는 비임금근로자에서, 임금근로자 내에서는 정규직보다 비정규직에서 불안정성이 두드러졌다. 특히 성별에서는 연내 변동의 격차가 두드러진 반면, 고용형태(정규/비정규, 임금/비임금)에서는 연간 변동의 차이가 상대적으로 크게 관찰되었다. 이에 이하에서는 세부집단별 연내 변동과 연간 변동을 추가로 분해하여 집단 간 소득변동성 격차가 어떠한 노동시장 경로를 거쳐 형성되는지를 탐색한다. 구체적으로는 여러 잠재적 요인 중 직업력에 기반한 변동 경로, 즉 주된 일자리의 전환 여부, 동일 주된 일자리 내 고용 조건의 변화 그리고 겸업 및 부업의 변화가 소득변동성과 어떻게 결부되는지를 중점적으로 살펴본다.

이 연구에서 측정한 소득변동성을 분해하고 해석할 때는 몇 가지 유의할 점이 있다. 첫째, 연내 변동과 연간 변동은 서로 다른 소득 변동을 포착하는 지표이다. 연내 변동은 동일 연도 내 월별 소득이 얼마나 빈번하고 불규칙하게 변동하는지를 반영하는 지표로 소득이 발생하고 조정되는 단기적 과정에서 야기되는 불안정성을 포착한다. 반면 연간 변동은 연평균 소득이 개인의 장기 평균 대비 어느 정도 이동하는지를 나타내는 지표로 소득 수준 자체가 구조적으로 상향 또는 하향 이동했는지라는 결과적 변화를 포착한다. 즉, 연내 변동은 단기적인 소득 변동이 발생하는 과정에, 연간 변동은 소득 수준의 이동에 각각 더 민감하므로 두 변동을 구분

하여 분석할 필요가 있다.

둘째, 이 연구의 소득변동성 지표는 개인 단위의 평균 변동성에 기반한 측정 방식이라는 점에 유의할 필요가 있다. OECD(2023)의 방법론에서 소득변동성은 분석기간 전체에 걸쳐 관측된 소득의 편차를 평균화한 지표로 특정 시점의 변화보다는 소득 경로 전반에서 변동성이 구조적으로 높은지를 측정하는 데 초점을 둔다. 즉, 이 방법론은 특정 사건이 얼마나 큰 소득 변화를 발생시켰는지를 분석하는 사건 효과 분석이 아니라, 그러한 사건을 경험한 개인의 소득 경로가 전반적으로 얼마나 불안정한지를 평가하는 접근이라 할 수 있다. 이를 고려하면, 소득변동성을 분해할 때에도, 특정 사건이 발생한 시점의 소득 변화를 직접 추적하기보다는 해당 사건을 경험한 이들이 전체 분석 대상에서 어느 정도를 차지하며, 이들이 평균적으로 어느 수준의 소득 불안정성을 보이는지를 파악하기 위한 접근이 요구된다.

이러한 접근 방식은 정책적으로도 유용하다. 정책적으로 중요한 질문은 특정 시점의 이직이나 고용형태 변화가 단기적으로 얼마만큼의 소득 변동을 유발했는지보다 이직 자체가 구조적으로 위험한 노동 경로인지, 비정규직이나 비임금근로와 같은 고용 경로가 지속적으로 높은 소득 불안정성을 수반하는지 혹은 부업과 겸업을 병행하는 노동 경로가 소득 변동성을 지속적으로 증폭시키는지에 있다. 이에 따라 이 연구에서는 개별 사건의 즉각적인 소득 효과를 추정하는 데 초점을 두기보다는 특정 사건을 포함하는 노동 경로에서 소득이 얼마나 불안정한지를 식별하는 데 분석의 초점을 둔다.

## 가. 연내 변동

연내 변동을 분해하는 목적은 연내 소득 변동 중 노동시장 내 이동과 고용조건 변화에 기인한 구조적 변동을 구분해 내는 것이다. 이 연구에서는 지시함수를 이용해 앞선 식 (5-4)에서 정의한 연내 변동을 다음과 같은 4가지 노동시장 사건으로 분해한다.

먼저, 개인  $i$ 가  $y$  연,  $m$ 월에 노동시장에서 경험할 수 있는 사건은 아래와 같이 정의할 수 있다.

- 1) 주된 일자리 전환( $D_{iym}^{(1)}$ ): 주된 일자리가 다른 일자리로 전환된 경우
- 2) 동일한 주된 일자리 내 지위/고용 조건 변화( $D_{iym}^{(2)}$ ): 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위가 변화한 경우
- 3) 부업 및 겸업 변화( $D_{iym}^{(3)}$ ): 전월 대비 주된 일자리 수가 변하거나 부업 상태가 변화한 경우
- 4) 그 외( $D_{iym}^{(4)}$ ): 위의 경우에 해당하지 않는 경우

이때 각 사건들은 사건별 더미  $D_{ym}^{(k)}$ 를 이용해 월별 기여함을 구분한 뒤 개인별 평균을 계산하는 방식으로 변동을 분해할 수 있는데, 개인  $i$ 의 월 소득  $x_{iym}$ 의 연내 변동성은 다음과 같이 분해된다.

$$E(CV_{infra}^2) = \sum_{k=1}^4 \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{T} \sum_{y=1}^Y \sum_{m=1}^M D_{iym}^{(k)} (x_{iym} - \bar{x}_{iy})^2 \right\} \quad \text{식 (5-8)}$$

## 나. 연간 변동

연간 변동은 연도별 평균 소득의 변화를 기반으로 구성되므로, 월별로 발생하는 단기적 변화보다는 분석기간 동안의 상태 변화와 소득 수준의 구조적 변화에 더 민감하다. 따라서 연내 변동과 달리 연간 변동에서는 분석기간 동안의 상태 변화를 중심으로 변동을 분해하는 것이 바람직하다. 이러한 맥락에서 이 연구에서는 지표산출 기간(예: 48개월)에 경제활동상태 변화를 경험했는지를 기준으로 분석 대상들을 상호배타적으로 분류한 뒤, 각 집단이 전체 연간 변동에서 차지하는 기여를 산출하는 방식으로 연간 변동을 분해한다. 구체적으로 월별 사건을 먼저 정의한 후 분석기간에 1회라도 경험했는지를 계산하여 다음의 5개 집단으로 분류한다.

- 1) 주된 일자리 전환( $G_i^{(1)}$ ): 주된 일자리가 다른 일자리로 전환된 경우
- 2) 동일한 주된 일자리 내 지위/고용 조건 변화( $G_i^{(2)}$ ): 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위가 변화한 경우
- 3) 부업 및 겸업 변화( $G_i^{(3)}$ ): 전월 대비 주된 일자리 수가 변하거나 부업 상태가 변화한 경우
- 4) 복합( $G_i^{(4)}$ ): 1)~3)의 사건 중 둘 이상에 해당하는 경우
- 5) 그 외( $G_i^{(5)}$ ): 1~4)에 해당하지 않는 경우

이때 각 경로를 경험한 개인( $G_i^{(g)}$ )들의 연간 변동성 평균을 해당 집단의 인구 비중으로 가중한 함으로 연간 변동을 분해할 수 있다.

$$E(CV_y^2) = \sum_{g=1}^5 \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n G_i^{(g)} \frac{1}{Y \cdot x_i^2} \sum_{y=1}^Y (\bar{x}_{iy} - \bar{x}_i)^2 \right) \quad \text{식 (5-9)}$$

이러한 접근 방법은 특정 사건이 연평균 소득을 얼마나 변화시켜 연간 변동을 만들었는가를 직접 추정하는 것이 아니라, 해당 사건이 포함된 경로를 경험한 개인의 소득 이동이 구조적으로 더 크지 또는 더 불안정한지를 비교하는 것이다. 따라서 집단별 연간 변동의 수준과 집단 비중을 함께 제시함으로써 어떤 경로가 연간 수준 이동과 더 강하게 결부되는지를 살펴본다.

## 2. 분석 결과

### 가. 성별 소득 변동 분해 결과

〈표 5-6〉과 [그림 5-6]은 성별 연내 소득 변동 분해 결과를 보여준다. 이에 따르면 여성의 연내 소득변동성은 전반적으로 남성에 비해 높은 수준을 보이며 주된 일자리 전환, 동일 주된 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화, 겸업 및 부업 상태 변화 등 직업력으로 설명가능한 변동의 기여 규모 역시 여성에서 더 크게 나타난다. 세부 요인별로 살펴보면, 겸업 및 부업 상태 변화에 기인한 연내 변동의 비중이 가장 두드러지는데, 남성의 경우 평균적으로 전체 연내 변동의 약 31.7%가 이에 해당하는 반면, 여성의 경우에는 약 48.5%가 겸업 및 부업 상태 변화로 설명된다. 이는 여성의 월별 소득 변동이 주된 일자리의 전환이나 동일 일자리 내 고용조건 변화보다는 부업 및 겸업의 유지 여부와 부가적 소득원의 변동과 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다. 즉, 여성의 연내 소득 불안정성은 주된 일자리 전환보다는 복수의 소득원에 대한 의존과 그 변동성에 의해 구조적으로 형성되는 것이라 할 수 있다.

다음으로 〈표 5-7〉과 [그림 5-7]은 연간 소득 변동 분해 결과를 보여

준다. 이에 따르면 연간 변동에서도 여성의 소득변동성은 남성에 비해 전반적으로 높은 수준을 보이지만, 그 구성은 연내 변동과는 다소 다른 양상을 나타낸다. 연간 변동에서는 겸업 및 부업 상태 변화의 기여 비중이 상대적으로 낮은 반면, 주된 일자리 전환과 동일 주된 일자리 내 고용 지위·조건 변화의 기여가 좀 더 뚜렷하게 나타난다. 평균적으로 보면, 남성의 경우 주된 일자리 전환과 동일 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화가 전체 연간 변동의 각각 약 6.7%와 6.0%를 설명하는 반면, 여성의 경우에는 동일 요인이 각각 약 9.3%와 13.7%를 차지한다. 이는 여성의 연간 소득 변동이 남성에 비해 주된 일자리 이동이나 고용조건 변화와 더 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

이상의 내용을 종합해보면, 성별 소득 변동성 격차는 변동이 발생하는 시간적 층위(연내-연간)와 노동시장에서 일자리 변화가 결합된 결과로 이해할 수 있다. 여성의 경우 연내 변동에서는 겸업 및 부업 상태 변화가, 연간 변동에서는 주된 일자리 전환과 동일 일자리 내 고용조건 변화가 각각 중요한 기여 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 이는 여성의 소득 불안정성이 월 단위의 단기적 소득 조정과 연 단위의 구조적 소득 변동이 동시에 증착된 형태로 나타난 결과임을 시사한다. 반면 남성의 소득 변동성은 전반적인 구조는 유사하나, 연내·연간 모두에서 특정한 노동시장 사건으로 설명되는 비중이 상대적으로 낮아 좀 더 완만하고 안정적인 소득 경로를 형성하고 있는 것으로 해석된다.

(표 5-6) 성별 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

성별	기간	총 연내 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	그 외
남성	2002-2005	0.006 (100.0)	0.001 (9.5)	0.00002 (0.3)	0.001 (12.7)	0.004 (77.6)
	2007-2010	0.004 (100.0)	0.00028 (6.4)	0.00000 (0.1)	0.002 (53.0)	0.002 (40.5)
	2012-2015	0.008 (100.0)	0.0001 (1.8)	0.00001 (0.1)	0.001 (6.8)	0.007 (91.3)
	2017-2020	0.001 (100.0)	0.0001 (9.0)	0.00003 (2.5)	0.0005 (36.4)	0.001 (52.1)
	평균	0.003 (100.0)	0.0002 (7.0)	0.00002 (0.5)	0.001 (31.7)	0.002 (60.8)
여성	2002-2005	0.050 (100.0)	0.002 (3.4)	0.00008 (0.2)	0.025 (50.8)	0.023 (45.6)
	2007-2010	0.047 (100.0)	0.003 (7.2)	0.00002 (0.0)	0.002 (4.9)	0.041 (87.8)
	2012-2015	0.013 (100.0)	0.0002 (1.6)	0.00000 (0.0)	0.006 (48.1)	0.006 (50.3)
	2017-2020	0.007 (100.0)	0.0002 (2.2)	0.00001 (0.1)	0.003 (47.4)	0.004 (50.3)
	평균	0.025 (100.0)	0.001 (2.1)	0.00003 (0.1)	0.012 (48.5)	0.012 (49.2)

주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단

2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단

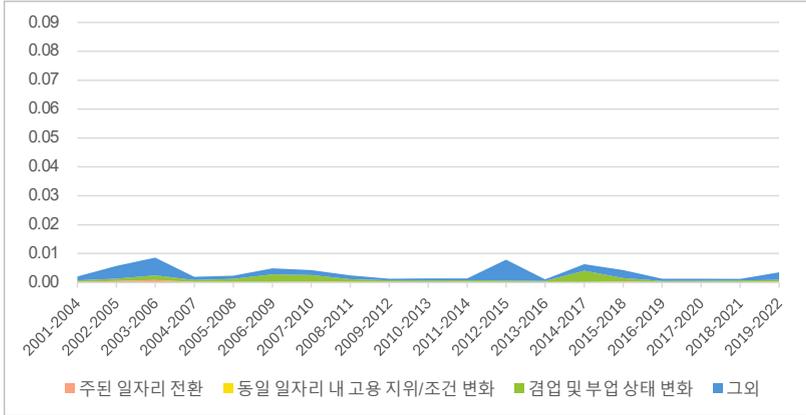
3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단

4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우

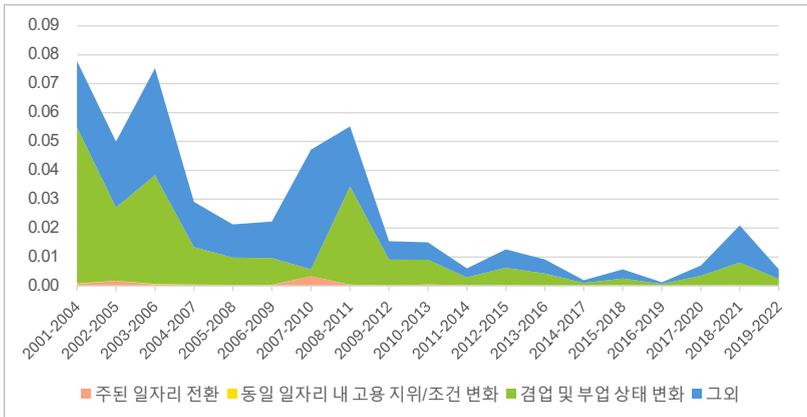
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-6] 성별 연내 소득 변동성 분해 결과

(a) 남성



(b) 여성



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

(표 5-7) 성별 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

성별	기간	총 연간 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	복합	그 외
남성	2002-2005	0.126 (100.0)	0.006 (5.0)	0.010 (8.3)	0.000 (0.3)	0.001 (1.1)	0.108 (85.3)
	2007-2010	0.074 (100.0)	0.008 (10.4)	0.003 (3.5)	0.001 (0.9)	0.002 (2.9)	0.061 (82.3)
	2012-2015	0.051 (100.0)	0.003 (6.4)	0.002 (3.6)	0.000 (0.1)	0.001 (2.1)	0.045 (87.8)
	2017-2020	0.043 (100.0)	0.004 (10.5)	0.002 (3.8)	0.001 (1.2)	0.002 (5.0)	0.034 (79.4)
	평균	0.071 (100.0)	0.005 (6.7)	0.004 (6.0)	0.000 (0.5)	0.002 (3.0)	0.059 (83.8)
여성	2002-2005	0.177 (100.0)	0.021 (12.1)	0.027 (15.2)	0.002 (0.9)	0.005 (3.1)	0.122 (68.8)
	2007-2010	0.105 (100.0)	0.015 (14.6)	0.018 (17.0)	0.000 (0.2)	0.004 (4.0)	0.067 (64.2)
	2012-2015	0.067 (100.0)	0.005 (7.7)	0.005 (7.7)	0.004 (6.3)	0.002 (2.9)	0.050 (75.5)
	2017-2020	0.051 (100.0)	0.009 (18.2)	0.002 (4.2)	0.000 (0.1)	0.001 (2.9)	0.038 (74.6)
	평균	0.089 (100.0)	0.008 (9.3)	0.012 (13.7)	0.001 (1.6)	0.004 (4.2)	0.063 (71.2)

주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단

2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단

3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단

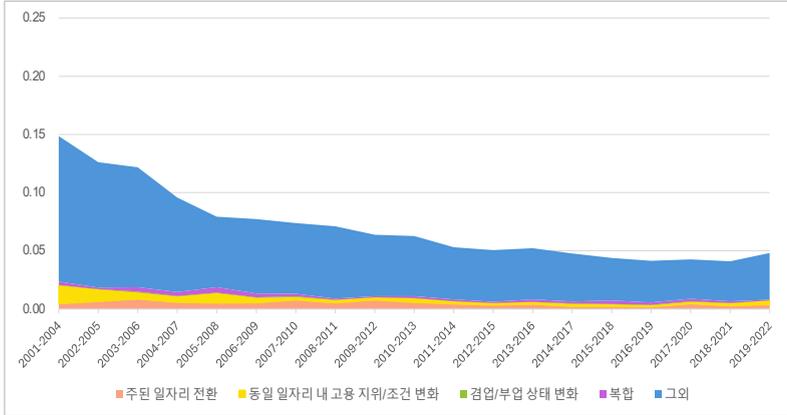
4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우

출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,

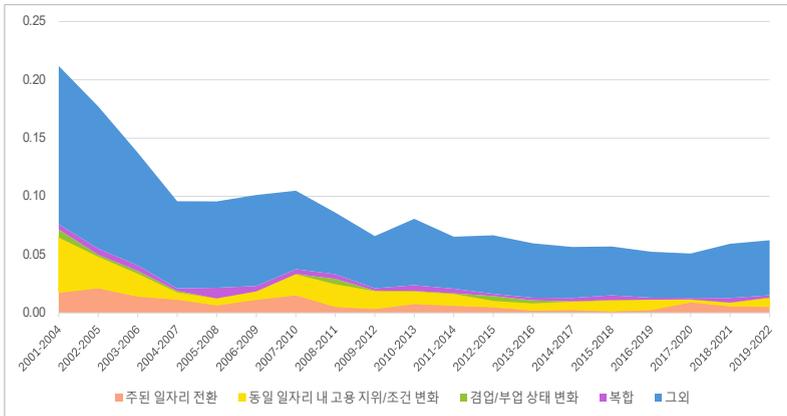
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-7] 성별 연간 소득 변동성 분해 결과

(a) 남성



(b) 여성



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 나. 임금근로 여부에 따른 소득 변동 분해 결과

〈표 5-8〉과 [그림 5-8]은 임금근로 여부에 따른 연내 소득 변동 분해 결과를 보여준다. 이에 따르면 비임금근로자의 연내 소득변동성은 임금근로자에 비해 전반적으로 높은 수준이며, 직업력에 기반한 요인으로 설명 가능한 변동의 기여 규모 역시 비임금근로자에서 더 크게 나타난다. 세부 요인별로 살펴보면, 임금근로자와 비임금근로자의 월별 소득 변동을 야기하는 요인은 다소 상이하다. 임금근로자의 경우 주된 일자리 전환의 기여가 상대적으로 크게 나타나는 반면, 비임금근로자는 겸업 및 부업 상태 변화에 기인한 연내 변동의 비중이 큰 것으로 나타났다. 이는 비임금근로자의 연내 소득 변동이 주된 일자리의 변화보다는 겸업 및 부업 상태 변화와 부가적 소득원의 변동과 좀 더 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

다음으로 〈표 5-9〉와 [그림 5-9]는 임금근로 여부에 따른 연간 소득 변동 분해 결과를 보여준다. 이를 살펴보면 연간 변동에서도 비임금근로자의 소득변동성이 임금근로자에 비해 높게 나타나지만, 그 구성은 연내 변동과는 상이한 양상을 보인다. 임금근로자와 비임금근로자 모두에서 겸업 및 부업 상태 변화의 기여 비중은 상대적으로 축소되는 반면, 주된 일자리 전환과 동일 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화의 기여가 좀 더 뚜렷하게 나타난다. 한편, 절대적인 변동의 크기는 임금근로자가 더 작지만, 주된 일자리 전환이 차지하는 비중은 임금근로자에서 상대적으로 더 크게 나타나며, 직업력으로 설명할 수 있는 변동의 크기 역시 임금근로자 더 크다.

전술한 내용을 종합해보면, 임금근로 여부에 따른 소득 변동성 격차 역시 성별과 마찬가지로 변동이 발생하는 시간적 층위(연내-연간)와 노동시

장에서 일자리 변화가 결합된 결과로 이해할 수 있다. 변동 규모가 큰 비임금근로자의 경우 연내 변동에서는 겸업 및 부업 상태 변화가, 연간 변동에서는 주된 일자리 전환과 고용 지위·조건 변화가 각각 핵심적인 요인으로 작용하여 단기적 소득 불규칙성과 구조적 소득 이동이 중첩된 형태의 불안정성이 나타난다. 반면 임금근로자의 소득 변동성은 전반적인 수준은 낮지만, 연내 및 연간 모두에서 주된 일자리 전환의 상대적 중요성이 더 크게 나타나는 경향을 보인다.

〈표 5-8〉 임금근로 여부에 따른 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

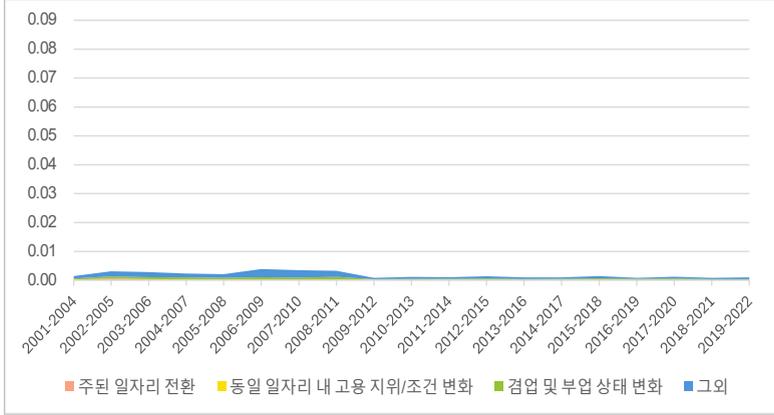
임금 근로 여부	기간	총 연내 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	그 외
임금	2002- 2005	0.003 (100.0)	0.0006 (19.4)	0.0000 (0.6)	0.001 (22.8)	0.002 (57.2)
	2007- 2010	0.004 (100.0)	0.0003 (9.1)	0.0000 (0.3)	0.001 (17.5)	0.003 (73.0)
	2012- 2015	0.001 (100.0)	0.0002 (11.4)	0.0000 (0.8)	0.000 (34.2)	0.001 (53.7)
	2017- 2020	0.001 (100.0)	0.0001 (11.1)	0.0000 (2.3)	0.000 (40.1)	0.001 (46.5)
	평균	0.002 (100.0)	0.0002 (11.6)	0.0000 (1.1)	0.001 (28.1)	0.001 (59.3)
비임 금	2002- 2005	0.047 (100.0)	0.0014 (2.9)	0.0001 (0.1)	0.021 (44.8)	0.025 (52.2)
	2007- 2010	0.045 (100.0)	0.0030 (6.7)	0.0000 (0.0)	0.006 (12.7)	0.036 (80.6)
	2012- 2015	0.030 (100.0)	0.0002 (0.5)	0.0000 (0.0)	0.007 (23.6)	0.023 (75.9)
	2017- 2020	0.010 (100.0)	0.0001 (1.1)	0.0000 (0.1)	0.004 (46.4)	0.005 (52.4)
	평균	0.027 (100.0)	0.0006 (2.1)	0.0000 (0.1)	0.012 (46.1)	0.014 (51.8)

- 주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단  
 2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단  
 3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단  
 4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우

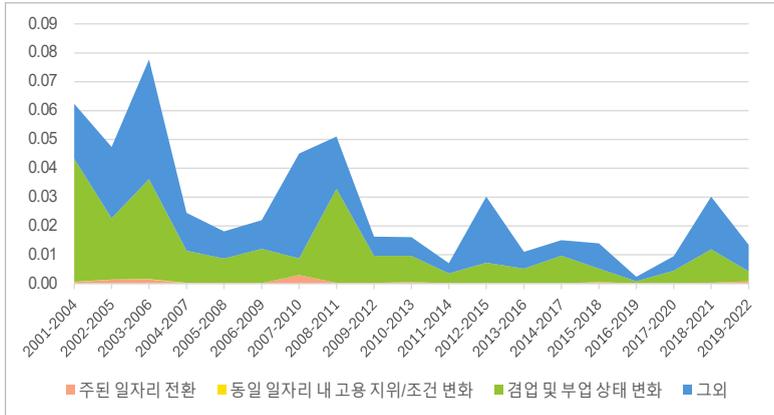
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-8] 임금근로 여부에 따른 연내 소득 변동성 분해 결과

(a) 임금



(b) 비임금



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

〈표 5-9〉 임금근로 여부에 따른 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

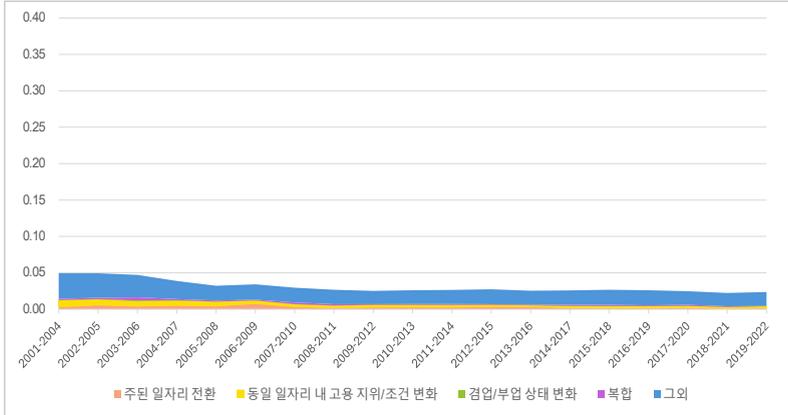
임금 근로 여부	기간	총 연간 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	복합	그 외
임금	2002-2005	0.049 (100.0)	0.006 (11.5)	0.008 (15.8)	0.0003 (0.6)	0.002 (4.2)	0.033 (67.9)
	2007-2010	0.030 (100.0)	0.004 (12.3)	0.003 (10.5)	0.0002 (0.6)	0.003 (8.8)	0.020 (67.8)
	2012-2015	0.027 (100.0)	0.004 (13.5)	0.002 (8.1)	0.0002 (0.8)	0.001 (3.5)	0.020 (74.1)
	2017-2020	0.025 (100.0)	0.002 (9.8)	0.002 (8.8)	0.0000 (0.1)	0.001 (5.5)	0.019 (75.8)
	평균	0.031 (100.0)	0.003 (10.7)	0.004 (12.1)	0.0003 (0.9)	0.002 (5.2)	0.022 (71.1)
비임금	2002-2005	0.317 (100.0)	0.020 (6.4)	0.029 (9.2)	0.0015 (0.5)	0.003 (1.1)	0.262 (82.8)
	2007-2010	0.193 (100.0)	0.023 (11.9)	0.015 (8.0)	0.0013 (0.7)	0.003 (1.6)	0.151 (77.9)
	2012-2015	0.130 (100.0)	0.004 (3.3)	0.005 (3.5)	0.0044 (3.4)	0.002 (1.8)	0.114 (88.0)
	2017-2020	0.107 (100.0)	0.017 (16.1)	0.001 (0.7)	0.0013 (1.3)	0.004 (3.3)	0.084 (78.6)
	평균	0.175 (100.0)	0.011 (6.5)	0.013 (7.3)	0.0015 (0.9)	0.005 (2.8)	0.144 (82.5)

- 주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단  
 2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용 형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단  
 3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단  
 4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우

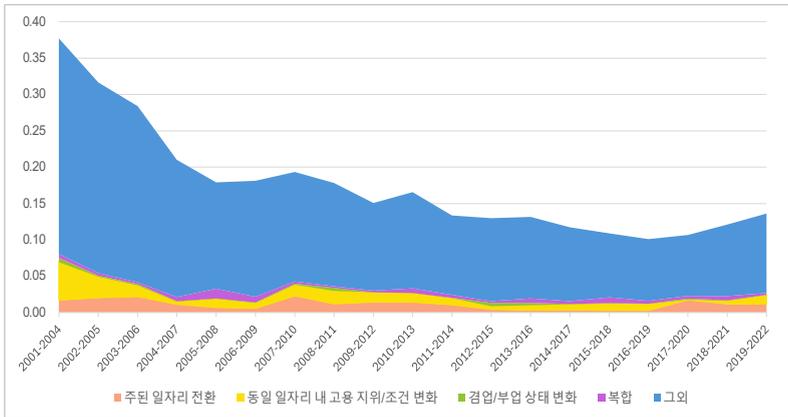
출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-9] 임금근로 여부에 따른 연간 소득 변동성 분해 결과

(a) 임금



(b) 비임금



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

#### 다. 고용형태별 소득 변동 분해 결과

〈표 5-10〉과 [그림 5-10]은 고용형태에 따른 연내 소득 변동 분해 결과를 보여준다. 이에 따르면 비정규직의 연내 소득변동성은 정규직에 비해 전반적으로 높은 수준을 보이지만, 직업력으로 설명할 수 있는 변동의 크기는 정규직에서 더 크게 나타난다. 세부 요인별로 살펴보면, 정규직과 비정규직 모두 겸업 및 부업 상태 변화에 기인한 연내 변동의 비중이 상대적으로 크고, 그다음으로는 주된 일자리 전환의 비중이 크게 나타난다. 다만 비정규직의 경우 겸업 및 부업 상태 변화의 기여가 상대적으로 큰 반면, 주된 일자리 전환, 동일 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화의 기여는 상대적으로 작은 것으로 나타난다. 이는 비정규직의 연내 소득 변동이 주된 일자리의 안정성보다는 부업 및 겸업 상태 변화와 부가적 소득원의 변동과 상대적으로 더 밀접하게 연관되어 있음을 의미한다.

다음으로 〈표 5-11〉과 [그림 5-11]은 고용형태에 따른 연간 소득 변동 분해 결과를 제시한다. 이에 따르면 연간 소득 변동의 전체 규모는 비정규직이 정규직에 비해 크게 나타나지만, 노동상태 변화로 설명할 수 있는 변동의 규모는 오히려 정규직에서 더 크게 나타난다. 이는 연내 변동과는 구별되는 특징이다. 세부 요인별로 살펴보면, 정규직과 비정규직 모두에서 동일 일자리 내 고용 지위 및 고용 조건 변화가 연간 소득 변동에서 가장 큰 비중을 차지하고 있으며, 주된 일자리 전환이 그다음으로 큰 비중을 차지한다. 특히 정규직의 경우 동일 일자리 내 고용 지위 및 고용 조건 변화가 연간 변동의 상당 부분을 설명하고 있는데, 이는 연도 간 소득 수준의 이동이 일자리 이동보다는 동일한 고용 관계 내부에서 임금 조정, 근로시간 변화, 직무 및 보상체계 변화 등을 통해 이루어지는 경향이 강한 것으로 해석할 수 있다. 반면 비정규직은 연간 소득 변동의 전체 규

모는 크지만, 동일 일자리 내 고용조건 변화나 주된 일자리 전환으로 설명되는 비중이 상대적으로 낮고, 설명되지 않는 변동의 비중이 크게 나타난다. 이는 비정규직의 연간 소득 변동이 구조적으로 불안정하고 비정형적인 경로로 발생하는 비중이 크다는 점을 시사한다.

종합해보면, 고용형태에 따른 소득 변동성 격차는 변동의 크기와 그 변동이 발생하는 경로가 서로 다르다는 점이 특징적이다. 비정규직의 경우 연내 및 연간 모두에서 정규직에 비해 변동성이 높게 나타나지만, 이러한 변동 중 경제활동상태 변화로 설명할 수 있는 변화의 크기가 상대적으로 작다. 특히 연내 변동에서는 겸업 및 부업 상태 변화와 부가적 소득원의 변동이 주요한 역할을 하는 반면, 연간 변동에서는 동일 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화나 주된 일자리 전환으로 설명되지 않는 변동의 비중이 크게 나타났다. 소득 변동이 좀 더 비정형적이고 불안정한 경로에서 발생하는 것으로 풀이된다. 반면 정규직은 전체 소득 변동성의 수준은 상대적으로 낮지만 노동상태 변화로 설명할 수 있는 변동의 크기가 컸으며, 특히 연간 변동 분해 시에는 동일 일자리 내 고용 지위 및 조건 변화의 비중이 크게 나타났다. 이는 정규직의 소득 변동이 일자리 이동보다는 동일한 고용 관계 내부에서 임금, 근로시간, 보상 구조조정을 통해 누적된 결과임을 의미한다.

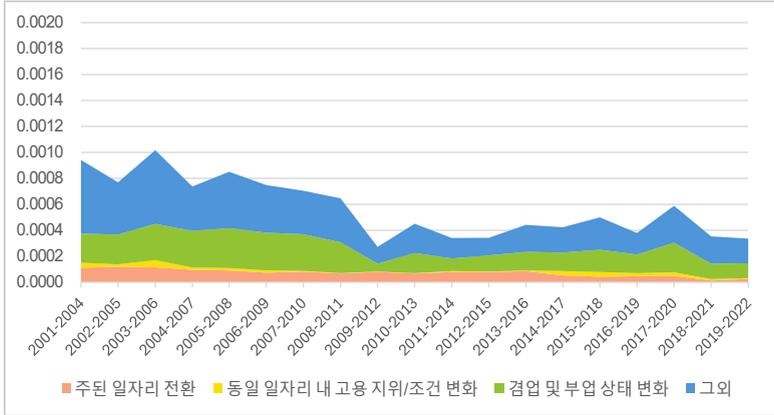
〈표 5-10〉 고용형태별 연내 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

고용 형태	기간	총 연내 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	그 외
정규 직	2002-2005	0.0008 (100.0)	0.0001 (15.3)	0.00002 (2.6)	0.0002 (29.7)	0.0004 (52.4)
	2007-2010	0.0007 (100.0)	0.0001 (11.5)	0.00001 (0.9)	0.0003 (40.0)	0.0003 (47.6)
	2012-2015	0.0003 (100.0)	0.0001 (22.7)	0.00000 (1.3)	0.0001 (35.8)	0.0001 (40.2)
	2017-2020	0.0006 (100.0)	0.0000 (8.3)	0.00003 (4.7)	0.0002 (38.6)	0.0003 (48.4)
	평균	0.0006 (100.0)	0.0001 (12.6)	0.00002 (3.0)	0.0002 (33.5)	0.0003 (50.8)
비정규 직	2002-2005	0.0011 (100.0)	0.0001 (5.3)	0.00002 (1.5)	0.0006 (54.7)	0.0004 (38.5)
	2007-2010	0.0013 (100.0)	0.0002 (18.2)	0.00001 (0.5)	0.0004 (29.1)	0.0007 (52.1)
	2012-2015	0.0013 (100.0)	0.0001 (5.9)	0.00001 (0.7)	0.0006 (45.3)	0.0006 (48.0)
	2017-2020	0.0008 (100.0)	0.0001 (6.3)	0.00000 (0.0)	0.0004 (51.6)	0.0004 (42.1)
	평균	0.0011 (100.0)	0.0001 (9.6)	0.00001 (0.5)	0.0004 (38.3)	0.0006 (51.5)

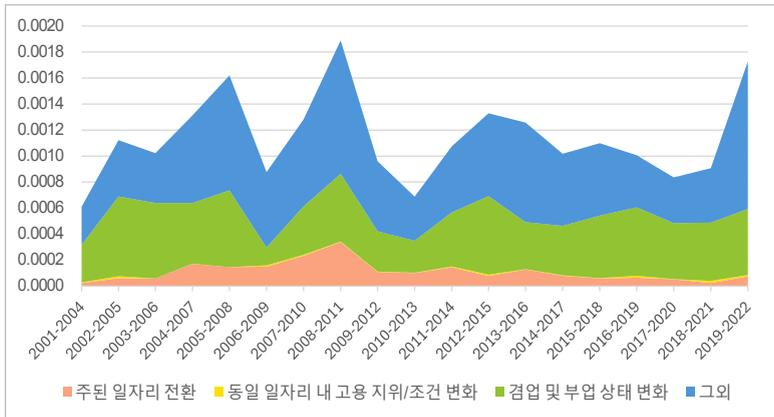
주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단  
 2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용 형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단  
 3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단  
 4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우  
 출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-10] 고용형태별 연내 소득 변동성 분해 결과

(a) 정규직



(b) 비정규직



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

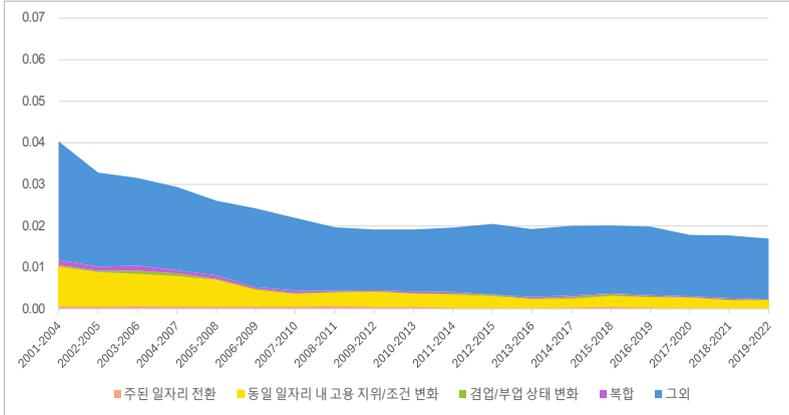
〈표 5-11〉 고용형태별 연간 변동 분해 결과(개인소득 기준, 2004~2022년)

고용 형태	기간	총 연간 변동	주된 일자리 전환	동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화	겸업 및 부업 상태 변화	복합	그 외
정규 직	2002-2005	0.033 (100.0)	0.0007 (2.0)	0.008 (25.1)	0.0003 (1.0)	0.0010 (2.9)	0.023 (68.9)
	2007-2010	0.022 (100.0)	0.0007 (3.1)	0.003 (13.6)	0.0002 (1.0)	0.0006 (2.8)	0.017 (79.6)
	2012-2015	0.020 (100.0)	0.0004 (2.0)	0.003 (13.3)	0.0003 (1.3)	0.0001 (0.5)	0.017 (82.9)
	2017-2020	0.018 (100.0)	0.0004 (2.0)	0.002 (13.8)	0.0000 (0.2)	0.0002 (1.4)	0.015 (82.7)
	평균	0.023 (100.0)	0.0006 (2.5)	0.004 (17.7)	0.0003 (1.1)	0.0005 (2.2)	0.018 (76.6)
비정규직	2002-2005	0.061 (100.0)	0.0000 (0.0)	0.006 (10.3)	0.0000 (0.0)	0.0040 (6.6)	0.050 (83.1)
	2007-2010	0.036 (100.0)	0.0010 (2.8)	0.004 (10.6)	0.0000 (0.1)	0.0008 (2.2)	0.031 (84.4)
	2012-2015	0.034 (100.0)	0.0016 (4.6)	0.001 (3.3)	0.0001 (0.4)	0.0008 (2.2)	0.030 (89.5)
	2017-2020	0.034 (100.0)	0.0020 (5.9)	0.001 (4.3)	0.0000 (0.0)	0.0011 (3.2)	0.030 (86.5)
	평균	0.039 (100.0)	0.0014 (3.6)	0.003 (7.0)	0.0003 (0.8)	0.0012 (3.0)	0.034 (85.5)

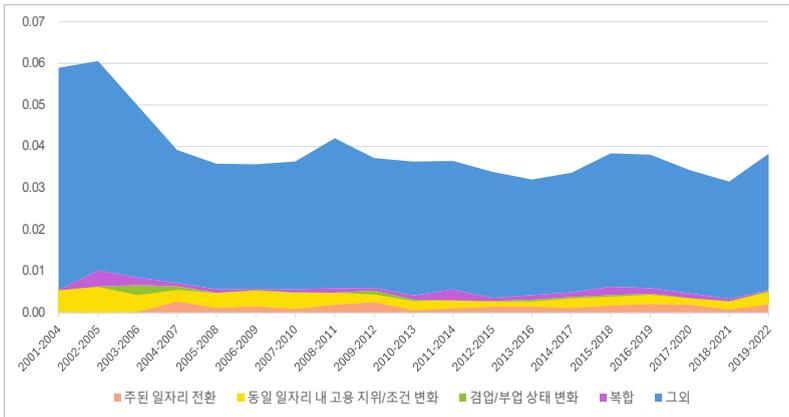
주: 1) 주된 일자리 전환: 전월 대비 주된 일자리 변화를 경험한 집단  
 2) 동일 일자리 내 고용 지위/조건 변화: 동일한 주된 일자리가 유지되는 조건하에서 직위, 고용형태, 종사상지위 변화를 경험한 집단  
 3) 겸업 및 부업상태 변화: 전월 대비 주된 일자리 수 변화(겸업 상태 변화) 또는 부업 상태 변화를 경험한 집단  
 4) 그 외: 위의 1)~3)에 해당하지 않는 경우  
 출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

[그림 5-11] 고용형태별 연간 소득 변동성 분해 결과

(a) 정규직



(b) 비정규직



출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도,  
<https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## 제5절 소결

이 장에서는 OECD(2023)가 제시한 소득 변동성 분해 방법론을 활용하여 한국의 소득 불안정성 수준과 구조적 특성을 실증적으로 분석하였다. 한국노동패널의 직업력 자료를 가공해 월 단위 패널자료를 구축하고, 성별, 연령대, 고용형태(임금/비임금, 정규직/비정규직) 등 세부 집단별로 개인소득의 변동성을 분해하였다. 이러한 접근은 한국의 소득 변동성을 이해할 수 있는 새로운 분석 기반을 마련했다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 한국의 소득 불안정성은 2004년 이후 전반적으로 완만한 하락세를 보였다. 다만 글로벌 금융위기 직후와 코로나19 시기 등 외부 충격이 발생한 시점에는 일시적으로 불안정성이 확대되었으며, 이는 거시경제적 충격이 연간 변동을 통해 소득 불안정성을 증폭시키는 요인으로 작용함을 보여준다.

둘째, 한국의 소득 불안정성은 연내 변동보다 연간 변동에서 주로 기인하는 것으로 나타났다. 이는 대부분 유럽 국가들이 연내 변동과 연간 변동이 유사한 수준으로 나타난 것과는 상이한 결과다(OECD, 2023).<sup>7)</sup> 이는 유럽과 달리 한국의 소득 구조가 단기적·계절적 요인보다 경기 변동이나 구조적 요인에 더 큰 영향을 받는다는 점을 시사한다.

셋째, 세부 집단별 분석 결과에서도 소득 불안정성의 수준 차이가 뚜렷하게 나타났다. 성별 측면에서 여성의 소득 불안정성이 남성보다 높았으

7) OECD(2023)가 가구 균등화 소득을 활용한 것과 달리 이 연구는 개인소득을 기준으로 분석을 수행하였다. 다만 가구의 노동소득을 사용한 경우에도 연간 변동성이 상대적으로 크게 나타나는 것으로 확인되었다(부록 1) 참조. 이러한 결과의 정확한 원인을 단정하기는 어렵지만, 48개월 균형패널 구성 과정에서 불안정 근로자나 단기 변동성이 큰 집단이 제외되었을 가능성과 자영업자 및 불안정 고용 비중이 높은 한국 노동시장 구조로 연내 변동보다 연간 변동이 상대적으로 부각되었을 가능성을 고려할 수 있다.

며, 연령별로는 연령이 높을수록 변동성이 증가하는 경향을 보였다. 청년층과 고령층의 소득 불안정성이 높게 나타난 반면, 중년층(40~50대)은 비교적 안정적인 소득 흐름을 유지했으나 경기 충격기에는 이들 역시 불안정성이 확대되었다. 고용형태별로는 비임금근로자의 소득 불안정성이 가장 높았고, 정규직보다 비정규직에서 불안정성이 두드러졌다.

넷째, 소득 변동성은 단일한 노동시장 사건의 효과라기보다 변동이 발생하는 시간적 층위(연내-연간)와 개인의 노동시장 내 경제활동 상태 변화가 구조적으로 결합된 결과로 이해할 수 있다. 연내 소득 변동은 취업 및 부업 상태 변화와 같은 단기적 소득 조정 과정과 좀 더 밀접하게 연관되어 있었다. 반면 연간 소득 변동은 주된 일자리 전환이나 동일 일자리 내 고용 지위·조건 변화와 같이 연도 간 소득 수준의 이동을 수반하는 노동상태 변화와 좀 더 밀접하게 연관되어 있었다. 이는 소득 불안정성이 단기적 충격의 누적이라기보다 집단별로 상이한 노동시장 경로에서 구조적으로 형성되는 특성을 지님을 시사하며, 소득 변동성을 완화하려는 정책 대응 역시 일시적 소득 감소를 사후 보완하기보다는 불안정한 노동시장 경로 자체를 완화하는 방향으로 설계될 필요가 있음을 시사한다.

이상의 분석 결과는 몇 가지 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 중장기적으로 소득 경로를 안정적으로 유지할 수 있는 제도적 장치를 모색할 필요가 있다. 이 연구에서 분석한 결과, 한국의 소득 불안정성은 연간 변동이 연내 변동보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이는 단기적 충격(예: 월별 일자리 손실, 계절적 수입 변동)보다는 중기적 경기순환이나 구조적 요인이 소득 경로를 좌우함을 의미한다. 따라서 정책 대응도 일시적 현금 지원이나 단기적 소득 보전 정책에 머무르기보다 경기 변동기에 소득 경로의 급격한 악화를 완화할 수 있는 완충적 제도 장치의 도입을 검토할 필요가 있다.

둘째, 집단별 특성을 고려한 맞춤형 소득보장정책의 필요성이 확인되

었다. 세부 집단별로 분석한 결과, 여성·청년·고령층·비임금근로자·비정규직의 소득 불안정성이 상대적으로 높게 나타났으며, 이는 기존 소득보장제도가 취약집단의 불안정성을 충분히 완화하지 못하고 있음을 보여준다. 이에 따라 집단별 특성을 반영한 맞춤형 소득보장 방안을 검토할 필요가 있다. 예를 들어, 청년층은 노동시장 진입 초기의 불안정한 고용과 소득 단절 위험이 크기 때문에 취업 준비기나 훈련 기간 중 최소한의 소득을 보전하는 청년실업부조 또는 훈련 참여와 고용 전환을 연계해 안정적인 소득 흐름을 유지하도록 하는 제도적 장치 마련을 검토해 볼 수 있다. 한편, 여성층의 경우에는 경력단절을 방지하고 일·가정 양립을 지원할 돌봄 인프라 확충 및 고용 유지 정책의 강화가 요구된다.

셋째, 거시경제적 충격에 대응할 수 있는 경기대응형 사회안전망의 강화가 요구된다. 이 연구에서 분석한 결과, 글로벌 금융위기와 코로나19 확산기 등 외부 충격기에 소득 불안정성이 일시적으로 확대되는 경향이 확인되었다.

이는 거시경제적 충격이 개인의 소득 경로에 직접 반영되는 한국의 구조적 취약성을 보여주며, 현행 제도가 이러한 충격에 충분히 대응하지 못하고 있음을 시사한다. 이에 따라 경기대응형 안전망(counter-cyclical safety net)의 구축을 단계적으로 검토해 볼 필요가 있다. 예를 들어, 국민연금제도에는 경기 침체 시 자동으로 급여 수준이나 적용 범위를 조정할 수 있는 자동안정화 장치(automatic stabilizer)의 도입을 검토할 수 있다. 또한 기초생활보장제도에서는 위기 상황에서 소득인정 기준을 한시적으로 완화하거나 실업급여의 지급 수준과 기간을 일시적으로 확대하는 방안, 소득 하락률에 연동된 긴급 소득지원 제도 등을 함께 검토해 볼 수 있다. 이러한 제도들은 충격기에는 소득 불안정성의 급격한 확대를 완화하고, 경기 회복기에는 가계 소비의 급락을 방지하는 완충 역할을 할 것으로 기대된다.



# 제6장

## 노동이동과 소득 불안정성

제1절 머리말

제2절 분석자료 및 분석방법

제3절 고용행정자료를 활용한 소득변동성 분석

제4절 노동시장 이행 유형별 소득변동성 분석

제5절 실업급여의 소득변동성 영향 분석

제6절 소결



## 제 6 장 노동이동과 소득 불안정성

### 제1절 머리말

한국은 고용유연화, 비정규직 존재, 산업 전환 등의 영향으로 노동이동이 빈번하게 발생하고 있다. 노동이동이 발생할 때 소득의 기복이 심화되는 경향이 있어 경제적 안정을 위한 노동시장 정책을 수립하려면 노동이동이 전체 소득 변동성에 미치는 효과를 파악할 필요가 있다.

개인의 소득 변동성은 경제적 안정성을 파악하는 핵심 지표이다. 경제적 안정성은 단순한 소득 수준 외에 소득의 시간적 일관성에 의존하며, 소득변동성이 클 경우 가계의 소비, 저축, 심리적 안정성에 부정적인 영향을 미치게 된다. 한국은 고용보험 행정자료상 채용과 이직으로 측정되는 노동력 변동(worker flows)이 전체 피보험자의 100%가 넘어설 정도로 노동시장 구조가 급격한 동학적 특성을 보인다. 이러한 노동력 변동성은 소득변동성에 커다란 영향을 미칠 것이다. 이 장에서는 한국에서 소득 변동성에 노동이동이 미치는 효과를 분석하여 개인의 경제적 불안정성 정도가 노동이동에 따른 소득변동성에 기인하는지를 규명하고자 한다.

노동이동의 성격에 따라 노동이동이 소득수준을 높이는 방향으로 작용할 수 있어 소득변동성이 높아질 수 있지만 이는 긍정적인 방향의 변동일 수도 있다. 반면 소득 감소를 동반하는 하향이동은 소득 변동성을 악화하면서 경제적 불안정성을 초래할 수 있다. 따라서 노동이동의 성격에 따라 소득 변동성의 특성을 분석할 필요가 있다.

자발적 이동은 더 나은 일자리를 얻기 위한 경우로 더 높은 임금을 받

거나 경력 및 숙련향상의 계기가 되어 소득을 증가시키는 상향이동의 특성을 보이며, 이에 따라 소득 변동성이 높아지는 것은 긍정적인 변화로 볼 수 있다. 반면 구조조정에 따른 실직 후 재취업과 같은 비자발적 이동은 소득 감소를 동반하는 경우로 소득 변동성의 악화는 경제적 불안정성을 높이는 것으로 볼 수 있다. 실업기간이나 미취업기간을 거치지 않는 일자리 전환(job-to-job transitions)은 실업기간을 거치는 일자리 이동에 비해 상향이동의 비율이 높은 반면 실업기간을 거친 일자리 이동은 소득감소를 경험하는 비율이 높다. 일자리 전환인지 실업기간을 경험하는 일자리 이동인지에 따라 소득변동성의 성격이 달라질 수 있다(이시균, 박진희, 2024).

실업급여의 영향을 파악하기 위해 실업급여 수당을 포함하여 소득변동성을 추정할 수 있다. 실업기간의 소득에 실업급여 수당을 포함한 경우에 소득변동성의 변화를 비교분석하여 실업급여가 소득변동성에 미치는 효과를 파악하고자 한다.

이 장에서는 노동이동이 소득변동성에 미치는 영향을 심층적으로 분석하여 한국의 소득변동성을 노동이동이 얼마나 설명하는지를 파악하고, 노동이동의 성격에 따라 소득변동성의 특성을 규명하여 개인 소득의 급격한 변동을 완화하는 데 필요한 동학적 노동시장 구조를 개선하는 정책적 노력의 필요성을 제기하고자 한다.

## 제2절 분석자료 및 분석방법

### 1. 분석자료

이 장에서는 분석자료로 노동이동과 소득정보를 동시에 파악할 수 있는 고용행정자료를 활용한다. 고용보험 행정자료는 피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB를 활용하여 각종 소득정보를 포함한 피보험자 개인패널자료를 구축한 것이다. 피보험자DB는 순수피보험자 종합통계를 이용하여 구축한다. 순수피보험자 종합통계는 개인수준의 자료로 개인식별번호와 사업체식별번호는 물론, 인적속성 정보와 사업체 속성 변수도 포함한다. 일용근로내용DB는 1개월 미만의 기간 동안 고용되는 자를 일용근로자로 규정하며 사용자가 신고한 월 근로일, 월 보수액 정보를 담고 있다. 보수총액DB는 고용보험료 산정기준이 되는 과세대상 근로소득을 의미하며, 사용자가 근로복지공단에 신고한 정보와 국세청에 신고한 자료를 연계하여 확정하는 근로소득 정보이다. 실업급여DB는 월 실업급여 지급자료를 활용한다.

피보험자DB와 일용근로내용DB를 통합하여 2016년에서 2023년까지 신고된 사람을 대상으로 월단위의 균형패널자료를 구축하고 보수총액DB와 일용근로내용DB의 근로소득 정보를 결합하여 소득변동성을 분석한다.<sup>8)</sup> 추가로 실업급여DB의 급여지급액 정보를 통합하여 실업급여 이전 소득을 포함한 소득변동성을 분석한다.

노동시장 이행은 매월 개인패널자료를 활용하여 ‘현 고용유지’, ‘일자리전환’, ‘노동시장 이탈’, ‘실업·미취업유지’, ‘노동시장 진입’으로 식별

8) 상용직과 일용직을 통합한 전체 관측치는 13억 5,111만 3천 개이며, 이 중 상용직은 11억 8,822만 8천 개(87.9%), 일용직은 1억 6,288만 5천 개(12.1%)로 확인된다.

하여 분석자료를 구축한다. ‘고용유지’는 t, t-1 간에 동일 사업장에서 고용이 유지된 경우이며, ‘일자리전환’은 같은 기간에 사업장이 변경된 경우이다. ‘노동시장 이탈’은 현 고용상태에서 같은 기간 근로소득이 ‘0’인 경우이며, ‘실업·미취업유지’는 근로소득이 ‘0’인 상태가 유지된 경우, ‘노동시장 진입’은 근로소득이 ‘0’인 상태에서 고용상태로 이동한 경우를 의미한다.

## 2. 분석방법

소득변동성은 기간쌍 기반으로 소득변화를 정량화한 호변화율(arc percentage change)로 추정한다. 호(arc) 변화  $a_{it}$ 는 개인  $i$ 의 이전 기간 소득  $y_{i,t-1}$  대비 현재 소득  $y_{i,t}$ 의 변화분을 두 기간 소득의 평균  $\bar{y}_i$ 으로 나눈 값으로 정의한다.

$$a_{it} = \frac{y_{it} - y_{it-1}}{(y_{it} + y_{it-1})/2} \times 100 = \frac{y_{it} - y_{it-1}}{\bar{y}_i} \times 100$$

$a_{it}$ 의 표준편차, 분산으로 해당 기간 전체의 소득변동성 수준을 나타낸다.  $a_{it}$  지표를 활용해 큰 폭의 소득변화를 경험한 비중을 측정하여 분석에 활용한다. 특히 호 변화 방식은 노동이동에 따른 소득변동을 측정하는데 유용하다. 이 방식은 t-1기에서 t기 동안 노동이동 유형을 식별할 수 있다. 평균절대 호변화 지표  $Mn(|a_i|)$ 도 활용할 수 있다. 소득변동성의 정도를 나타내는 지표로 한 기간에 평균적으로 몇 퍼센트의 소득 변동을 겪었는가를 직접적으로 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

호변화율, 평균절대 호변화율 등 지표를 활용하여 전반적인 소득변동

성 추이를 파악하고, 인적속성별(성, 연령별) 소득 변동성 차이를 분석한다. 또한 소득계층별, 고용형태별(일용직, 계약직 등) 소득변동성 차이도 분석한다. 특히 노동이동 유형을 ‘고용유지’, ‘일자리 전환’, ‘실업 및 미취업 유지’, ‘노동시장 이탈’, ‘노동시장 진입’으로 구분하여 소득변동성(호변화율)을 분석한다. 또한 큰 폭의 소득변화(소득 50% 이상 상승 혹은 감소)에 미치는 효과를 분석한다.

실업급여의 소득 변동성에 미치는 효과를 분석하기 위해서 실업급여 지급 이전 상태의 소득변동성과 실업급여 지급 이후의 소득변동성을 비교 분석한다.

### 제3절 고용행정자료를 활용한 소득변동성 분석

고용보험 행정자료상 과세 임금근로소득을 기준으로 2016년에서 2023년까지 소득변동성을 측정하였다. <표 6-1>은 고용행정자료를 활용한 개인 소득 변동성을 측정하기 위한 분석자료의 구성 현황을 보여준다. 전체 관측치는 21억 7천 1백만 명으로 구성되어 있으며, 연평균 2천 262만 2천 명이다. 남성이 11억 3천 3백만 명으로 52.2%를 차지하였고, 여성이 10억 3천 9백만 명, 47.8%로 남성이 약간 더 비중이 컸다. 고용유지 비중은 53.3%로 절반 이상이었고, 비취업상태를 유지하는 경우는 41.1%로 나타났다. 노동이동을 경험한 비중은 0.8%, 일자리 이탈을 경험한 비중은 2.3%, 일자리 진입을 경험한 비중은 2.5%로 확인된다. 20대의 비중은 22.6%, 30대는 22.0%, 40대는 21.8%로 20%대 초반으로 추산되는데, 비취업상태를 포함하면서 청중년층의 비중은 큰 차이를 보이지 않았다. 50대는 19.0%로 다소 비중이 작았고, 60대는 11.1%로 낮았다.

남성은 고용유지 비중이 56.9%로 여성의 49.5%에 비해 컸지만 비취업유지 비중은 남성이 37.8%로 여성의 44.6%에 비해 작았다. 노동이동과 일자리 진입 및 이탈은 남녀 모두 비슷한 수준이었다. 20대의 경우 여성의 비중이 23.4%로 남성의 21.9%보다 컸지만 30~40대는 남성이 여성보다 약간 컸다. 50대는 여성의 비중이 19.9%로 남성의 18.2%보다 다소 컸다.

〈표 6-1〉 분석자료 구성 현황(2016~2023년)

(단위: 천 명, %)

구분	전체		남성		여성	
전체	2,171,759	(100.0)	1,132,625	(100.0)	1,039,134	(100.0)
남성	1,132,625	(52.2)	-	(-)	-	(-)
여성	1,039,134	(47.8)	-	(-)	-	(-)
고용유지	1,158,448	(53.3)	643,936	(56.9)	514,512	(49.5)
노동이동	17,510	(0.8)	8,784	(0.8)	8,725	(0.8)
비취업유지	891,568	(41.1)	427,767	(37.8)	463,802	(44.6)
이탈	50,796	(2.3)	25,529	(2.3)	25,266	(2.4)
진입	53,437	(2.5)	26,609	(2.3)	26,829	(2.6)
20대	491,015	(22.6)	248,211	(21.9)	242,804	(23.4)
30대	477,134	(22.0)	258,524	(22.8)	218,611	(21.0)
40대	472,561	(21.8)	248,867	(22.0)	223,694	(21.5)
50대	413,113	(19.0)	206,205	(18.2)	206,908	(19.9)
60대	241,840	(11.1)	126,720	(11.2)	115,120	(11.1)

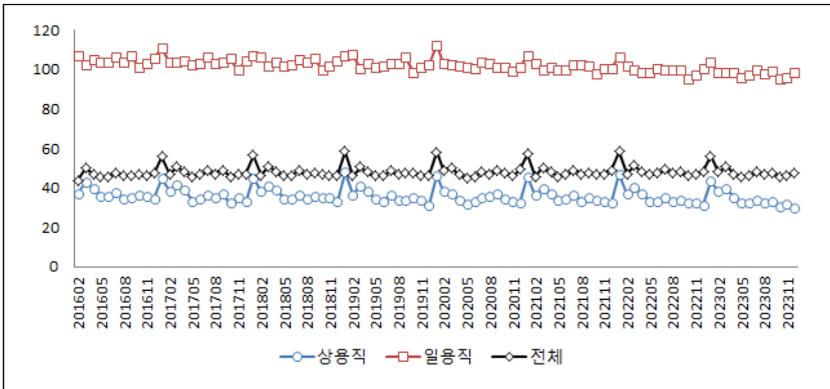
출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도

[그림 6-1]은 고용보험상 상용직과 일용직을 통합하여 월단위로 소득변동성을 보여준다. 상용직이 낮은 소득변동성을 보인 반면 일용직은 높은 소득변동성을 보여주고 있다. 전체적으로 지난 8년 동안 임금근로소득 변동성은 약 1.5% 높아진 것으로 나타났다. 상용직은 거의 변화가 없

는 것으로 나타난 반면 일용직은 거의 2% 정도 높아졌다.

전반적으로 유사한 소득변동성 추이를 보여주나 코로나19 시기에 소득변동성 변화가 다소 큰 것으로 나타났다. 소득변동성의 계절성을 확인할 수 있는데, 1사분기에 소득변동성이 높아지는 추이를 일관되게 보였고 3사분기 중 7월에 다소 높아지는 현상을 관찰할 수 있다. 상용직의 경우 고용이 유지되는 비중이 가장 높으며, 연내 소득변동성이 낮다는 특징을 고려하면 연초에 소득변동성이 크게 높아지는 것을 설명할 수 있다.<sup>9)</sup>

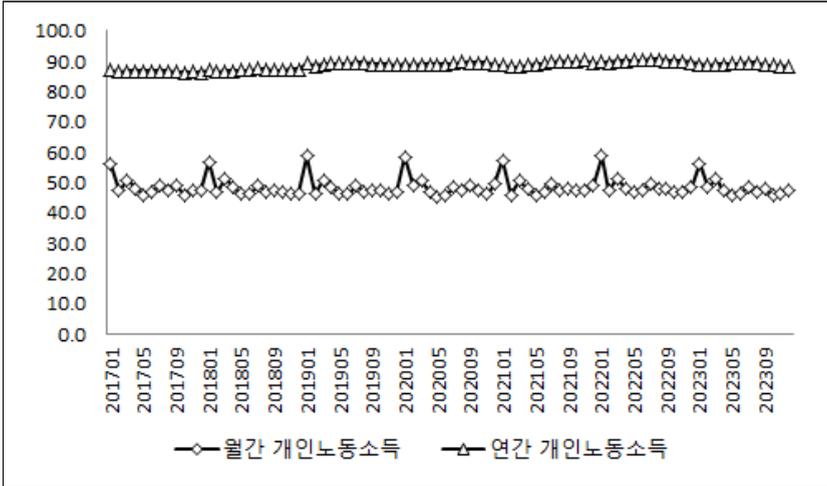
[그림 6-1] 개인 소득변동성 추이(월 개인소득 기준: 호변화율 편차)



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

9) 고용보험 행정자료에서 임금소득은 연간 기준으로 신고된 보수정보를 월단위로 환산하기 때문에 상용직의 경우 연내 소득변동성은 더욱 낮게 측정되는 경향이 있다.

[그림 6-2] 월/연간 개인 소득변동성 추이(월 개인소득 기준: 호변화율 편차)



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

[그림 6-2]는 개인 소득변동성을 월간과 연간으로 구분하여 측정된 결과를 시기별로 보여준다. 월 기준의 개인 소득변동성은 [그림 6-1]의 결과와 동일하다. 연간 기준의 개인 소득변동성은 월 개인소득 변동성보다 훨씬 크게 측정되었다. 연간 개인소득의 변동성이 크게 나타나는 것은 임금소득이 월단위보다 연단위로 변화가 크기 때문이기도 하며, 취업상태의 변화가 연단위로 측정할 때 크기 때문이다. 연간 호변화율 평균은 3.99%로 월간 호변화율 평균 0.37%보다 컸으며, 연간 호변화율 편차는 88.5%로 월간 호변화율 편차 48.2%보다 컸다.<sup>10)</sup> 연간 노동소득변동을 측정한 호변화율 편차의 추이를 보면 월간 호변화율 편차에 비해 비교적

10) 이하 이 장의 연간 호변화율 평균, 호변화율 편차의 값은 고용보험 행정자료(피보험자 DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB(한국고용정보원 내부자료, 각 연도))로부터 저자가 계산한 값임.

안정된 추이를 보여주고 있다. 다만 코로나19 시기인 2020~2021년에 상대적으로 다소 높은 호변화율 편차를 보였다.

성별로 월간 개인 소득변동성을 보면 남성의 호변화율 평균은 0.32%, 여성은 0.44%로 2016년에서 2023년까지 여성이 남성보다 소득수준 변화가 높았다. 반면 호변화율의 표준편차는 남성이 49.2%로 여성의 47.1%보다 다소 높았다. 2017년에서 2021년까지 남성이 여성의 소득변동성보다 높았으나 2022년 이후 점차 여성의 소득 변동성이 남성보다 커지는 양상을 보이고 있다.

〈표 6-2〉 개인 소득변동성 현황

(단위: %)

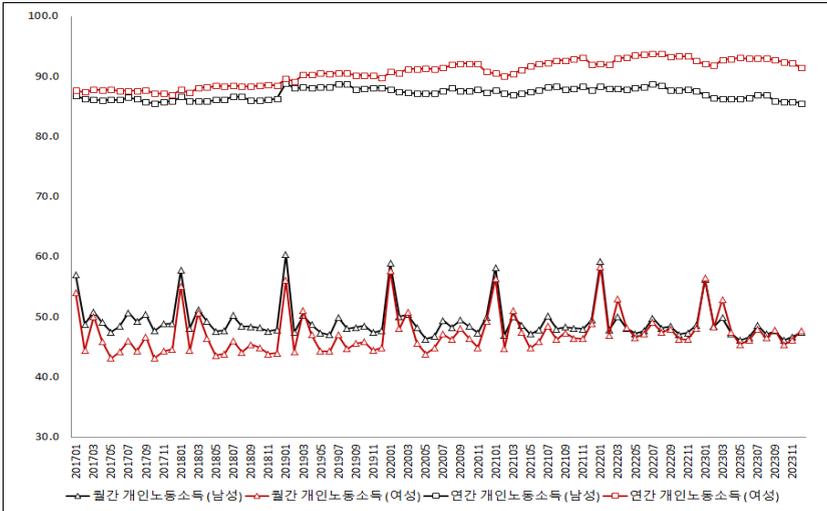
구분	월간 호변화율			연간 호변화율		
	평균	편차	분산	평균	편차	분산
전체	0.37	48.2	2,326.6	3.99	88.5	7,831.7
남성	0.32	49.2	2421.6	3.29	87.2	7600.6
여성	0.44	47.1	2216.4	4.93	90.7	8230.9
20대	1.18	55.8	3,108.6	13.59	106.0	11,246.2
30대	0.24	40.2	1,617.5	2.55	87.4	7,643.7
40대	0.28	40.3	1,626.6	2.76	84.5	7,134.4
50대	0.22	43.0	1,852.0	1.99	87.4	7,647.2
60대	0.00	46.7	2,181.6	-0.34	95.2	9,059.8
70대	-0.48	40.9	1,676.2	-5.77	84.6	7,160.6

출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

연간 개인 소득변동성을 보면 남녀 간 차이가 더욱 뚜렷하게 확인된다. 남성의 연간 호변화율 평균은 3.29% 여성은 4.93%로 차이가 났으며 남성의 연간 호변화율 편차는 87.2%, 여성은 90.7%로 나타났다. 시간이 경과하면서 남녀의 호변화율 편차가 확대되는 추이를 보였는데, 월간 호변화율 편차의 남녀 간 차이의 확대보다 더욱 분명하게 확인되었다. 2017

년에서 2023년까지 여성의 고용유지 상태의 비중은 46.4%에서 53.4%로 7%p 높아졌고, 비취업유지 상태의 비중은 동기간 47.8%에서 40.9%로 7%p 낮아졌다. 반면 남성은 같은 기간 고용유지 비중은 3%p, 비취업유지 상태 비중은 2.2%p 낮아진 것으로 추산된다. 여성의 연간 소득변동성이 남성보다 높아진 것은 고용비중이 늘어나는 효과가 작동한 결과로 해석된다.

[그림 6-3] 성별 개인 소득변동성 추이(호변화율 편차)



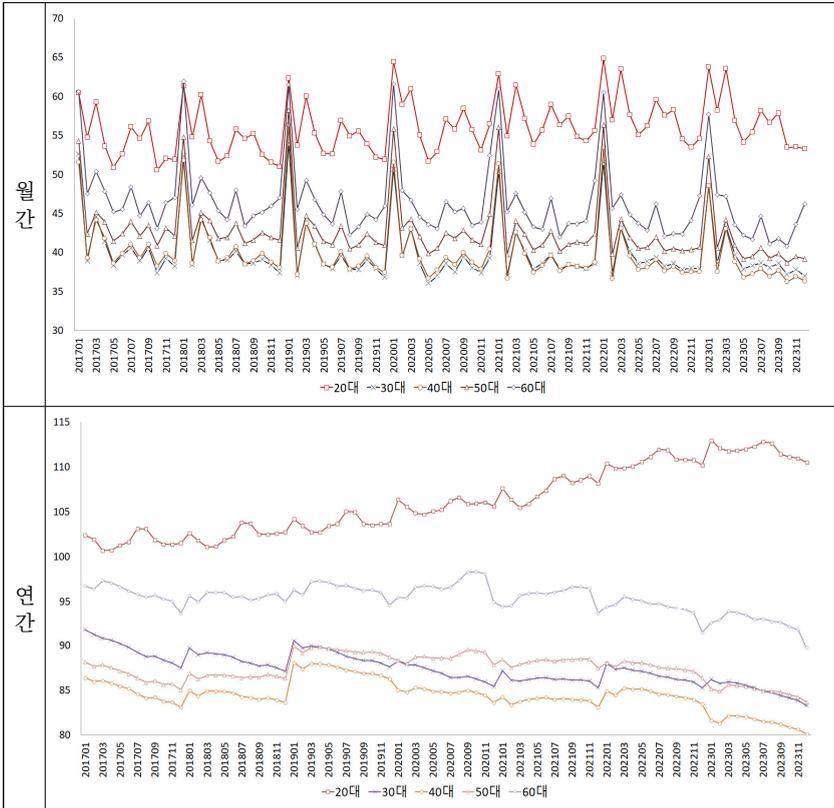
출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

[그림 6-4]는 연령별로 월간 및 연간 개인 소득변동성을 보여준다. 전반적인 월간 소득변동성은 20대의 호변화율 편차가 55.8%로 가장 높았고 60대가 46.7%로 높게 나타났다. 다음으로 50대가 43.0%로 높았고 30대와 40대는 40%대로 다소 낮은 편으로 나타났다. 연령별로 연간 개인 소득변동성을 보면, 20대의 호변화율 편차가 106.0%로 상당히 높게

추산되었고, 60대가 95.2%, 30대가 87.4%, 50대가 87.4%, 40대가 84.5%로 나타났다.

20대의 경우 2017년에서 2023년까지 호변화율 편차가 월간 기준은 2.6%p, 연간 기준은 10.1%p 높아진 반면 30대에서 60대 연령층은 월간/연간 호변화율 편차가 모두 하락하는 추이를 보였다. 특히 30~40대의 경우 호변화율 편차의 하락폭이 크게 나타났다.

[그림 6-4] 연령별 개인 소득변동성 추이(호변화율 편차)



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

## 제4절 노동시장 이행 유형별 소득변동성 분석

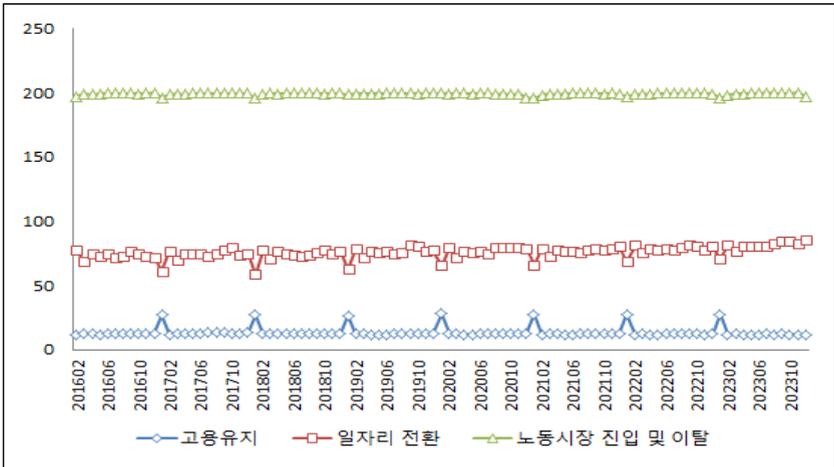
고용보험 자료를 활용하면 노동시장 이행과정을 추적할 수 있으며, 고용유지, 일자리 전환, 노동시장 진입 및 이탈 여부별로 소득변동성을 측정할 수 있다. <표 6-3>과 [그림 6-5]를 보면 고용이 유지되는 경우 소득변동성은 상당히 낮은 수준에서 안정된 것으로 확인된다. 반면 일자리 전환은 지난 한 달 동안 이직한 경우를 의미하며, 전체적인 호변화율 평균은 10.29%로 대체로 이직을 통해 임금상승을 경험하면서 소득변동성 편차도 75.9로 높아졌다. 노동시장 진입과 이탈은 매우 높은 소득변동성 편차를 보였다. 노동시장 진입 시 호변화율은 200이며, 반면 노동시장 이탈은 -200이므로 호변화율 편차가 매우 높은 수준으로 측정된다. 결과적으로 소득변동성의 주된 요인으로 노동시장 이행이 큰 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 한편 실업 및 미취업 상태를 유지하는 경우 소득변동성은 0이다. 실업 및 미취업 상태 비율은 전체 관측치에서 약 43.4%를 차지하는 것으로 확인되는데, 이것은 소득변동성을 줄이는 작용을 하지만 고용안정성이 낮아져 파생하는 현상이다.

〈표 6-3〉 인적속성별 노동시장 이행 유형별(월간) 소득 변동성 기본 현황

구분	고용유지			일자리 전환			노동시장 진입 및 이탈		
	평균	편차	분산	평균	편차	분산	평균	편차	분산
전체	0.156	13.9	193.8	10.294	75.9	5764.4	5.559	199.9	39969.1
남성	0.167	14.3	204.9	9.771	74.3	5527.2	4.447	200.0	39980.2
여성	0.142	13.4	180.0	10.818	77.5	6001.7	6.665	199.9	39955.6
20대	0.345	17.6	309.4	17.114	87.7	7692.5	12.679	199.6	39839.2
30대	0.168	11.8	140.2	9.449	69.5	4825.6	1.686	200.0	39997.2
40대	0.152	11.7	136.4	8.297	71.3	5088.3	3.297	200.0	39989.1
50대	0.086	13.6	184.8	7.971	74.1	5483.8	2.605	200.0	39993.2
60대	-0.005	14.9	222.9	7.241	70.2	4928.2	-1.120	200.0	39998.7
70대	-0.059	12.9	167.1	3.689	64.6	4168.5	-12.233	199.6	39850.4

출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

〈그림 6-5〉 노동시장 이행 유형별 개인소득 변동성

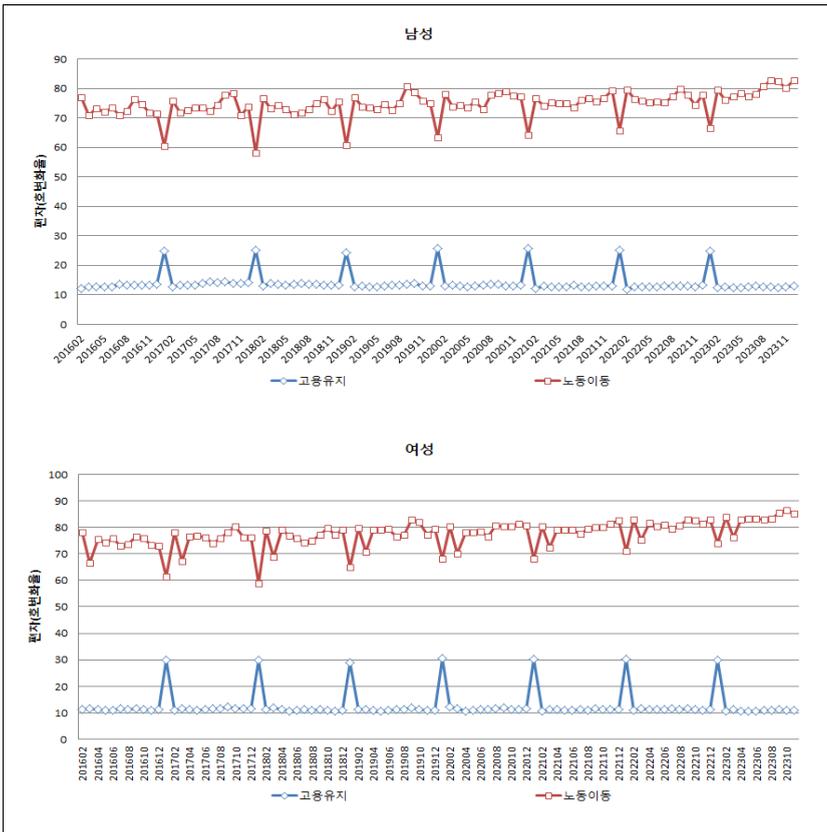


출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

소득 변동성에 노동시장 이행 유형별로 미치는 영향을 분산 요인분해 방법으로 추정할 수 있다. 〈표 6-1〉의 결과와 노동시장 이행 유형별 확률

을 이용하여 호변화율의 분산에 대한 요인분해를 한 결과를 보면 취업상태유지(3.7%), 노동시장 진입(49.4%), 노동시장 이탈(46.9%)로 추정되었고 비취업상태를 유지하는 경우의 효과는 미미하였다. 결과적으로 소득변동성은 노동시장 이행과정에서 노동시장에 진입하거나 이탈하는 경우에 따라 큰 영향을 받는 것으로 판단된다.

[그림 6-6] 성별 노동시장 이행 유형별 개인소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

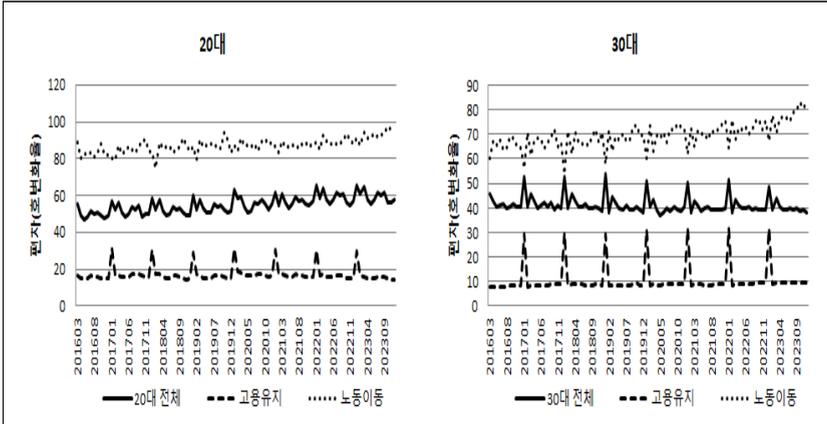
성별로 노동시장 이행 유형별 소득 변동성을 살펴보면 일자리 전환의 경우 여성이 남성보다 호변화율 편차가 다소 높게 추정되고 있다. 남성의 호변화율 편차는 74.3%로 여성의 77.5%보다 다소 낮았다. 반면 고용유지의 경우 남성의 호변화율 편차가 14.3%로 여성의 13.4%보다 다소 높았다. 결과적으로 남성은 고용이 유지된 상태에서 여성보다 임금상승률이 높고 소득변동성 편차도 다소 높았지만 노동이동 시 여성이 임금상승률이 높고 소득변동성이 높아지는 것으로 나타났다. 한편 남녀 모두 일자리 전환 시 소득변동성을 크게 높이는 작용을 하는 것으로 확인되며 기간이 경과하면서 일자리 전환에 따른 소득변동성 확대도 동시에 관찰된다.

연령별로 노동시장 이행별 소득 변동성을 보면 20대에서 고용유지나 일자리 전환 모두 호변화율 편차가 가장 큰 것으로 나타났으며, 30대와 40대는 비교적 고용유지 시 호변화율 편차나 일자리 전환 시 편차도 낮은 편이었다. 고용이 유지되는 경우에 50대 이상은 연령이 높아지면서 소득변동성이 다소 높아졌지만 일자리를 전환하는 경우 편차가 낮아졌다.

20대에서 고용이 유지되는 경우에도 비교적 높은 소득변동성을 보이고 30대에 들어서면 소득변동성이 크게 낮아졌다. 노동이동(일자리 전환)의 경우 20, 30대 모두 2023년에 소득변동성이 높아지는 추세를 보이고 있으며, 특히 30대는 비교적 뚜렷하게 호변화율 편차가 높아졌다.

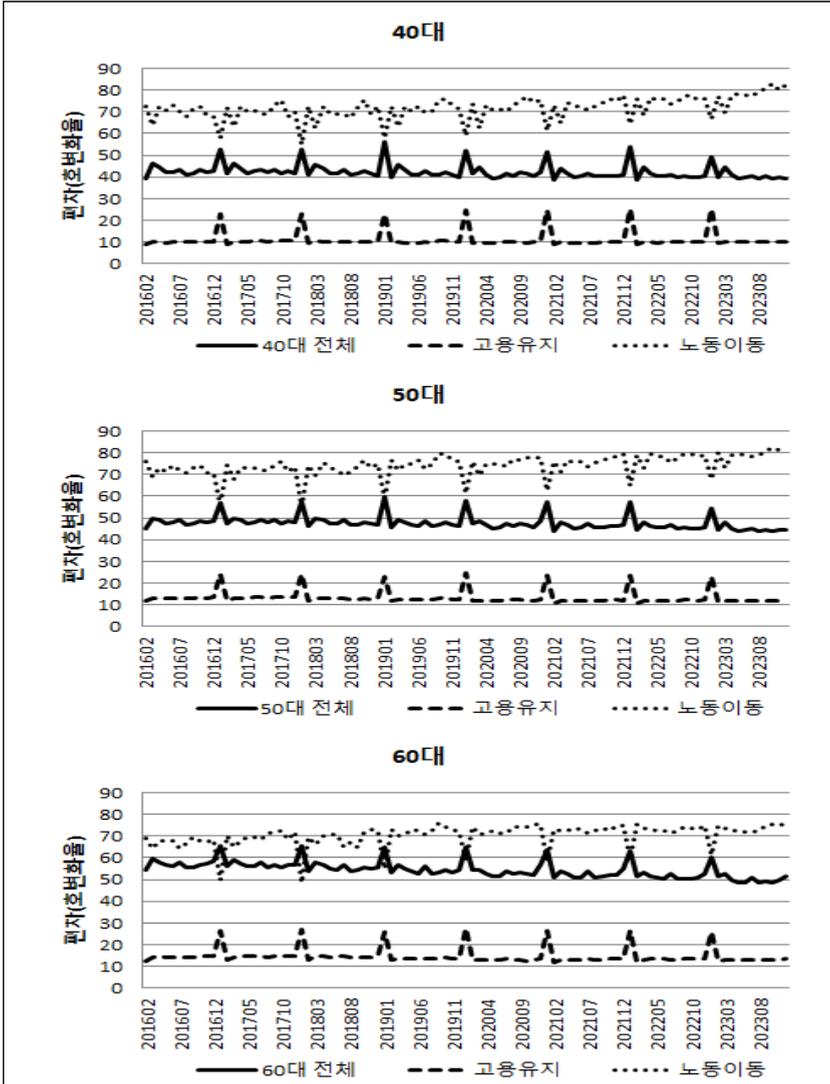
중장년층의 노동시장 이행별 소득 변동성을 보면 40대가 고용을 유지하거나 일자리를 전환하는 경우 모두 가장 소득변동성이 낮은 편이었고 이후 연령이 높아질수록 소득변동성이 높아지는 추세를 보였다. 50대 이후 고용이 유지된 경우에도 소득변동성이 높아지고, 일자리를 전환하는 경우에도 높아지면서 전반적으로 소득변동성이 높아지는 경향을 보이고 있다.

[그림 6-7] 20~30대 노동시장 이행별 개인소득 변동성



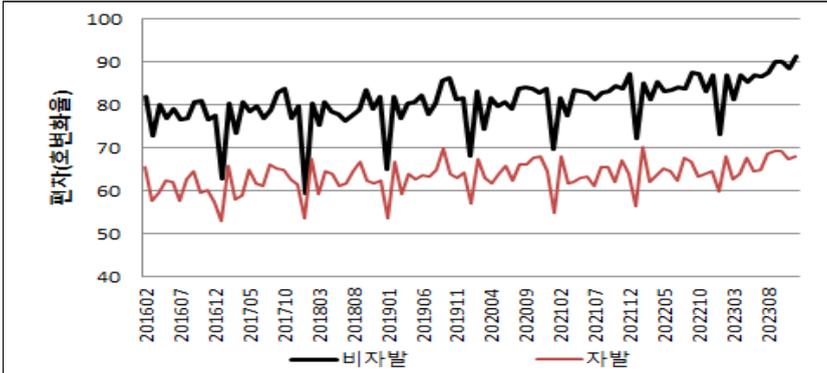
출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

[그림 6-8] 중장년 노동시장 이행별 개인소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

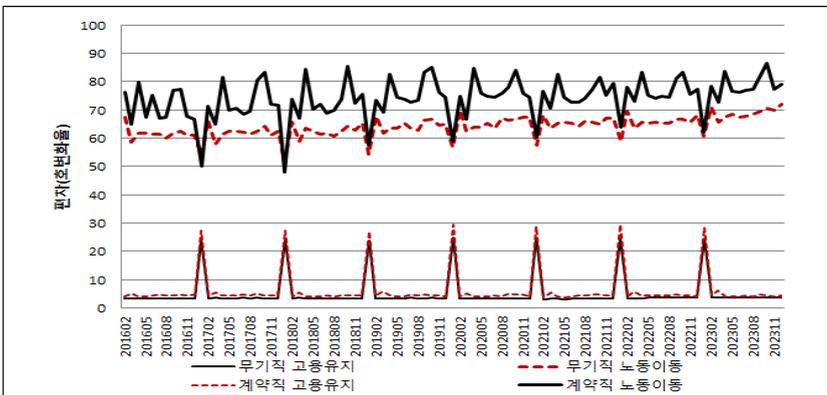
[그림 6-9] 자발적 이직 여부별 개인소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

일자리 전환 시 자발적인지 비자발적인지로 소득변동성을 살펴보면 비자발적인 경우 호변화율 편차는 80.5%로 자발적 일자리 전환의 63.4%에 비해 상당히 높았다. 한편 계약직의 경우에 일자리 전환 시 무기직보다 소득 변동성이 상당히 큰 것으로 확인된다.

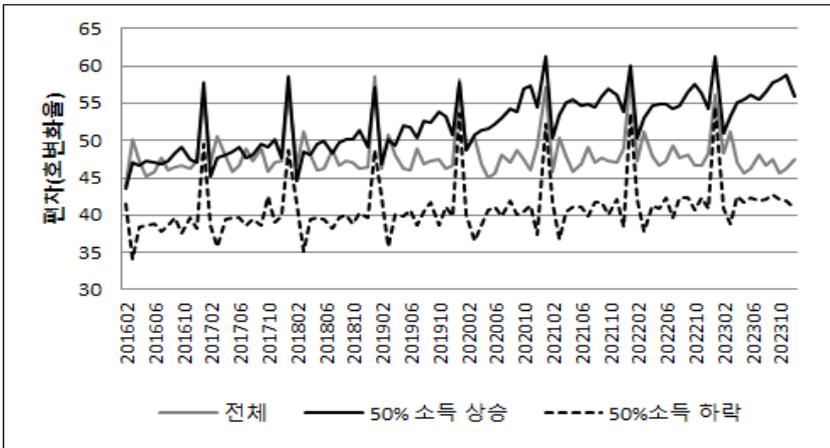
[그림 6-10] 계약직 여부별 일자리 전환 시 개인소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

큰 폭의 임금소득 상승이 소득변동성 확대에 미치는 영향이 큰 것으로 확인된 반면 큰 폭의 임금소득 하락은 소득변동성을 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히 50% 이상 소득이 상승한 경우 소득 변동성은 최근 들어 확대되는 양상을 보이고 있다.

[그림 6-11] 임금소득의 큰 폭의 변동과 소득 변동성



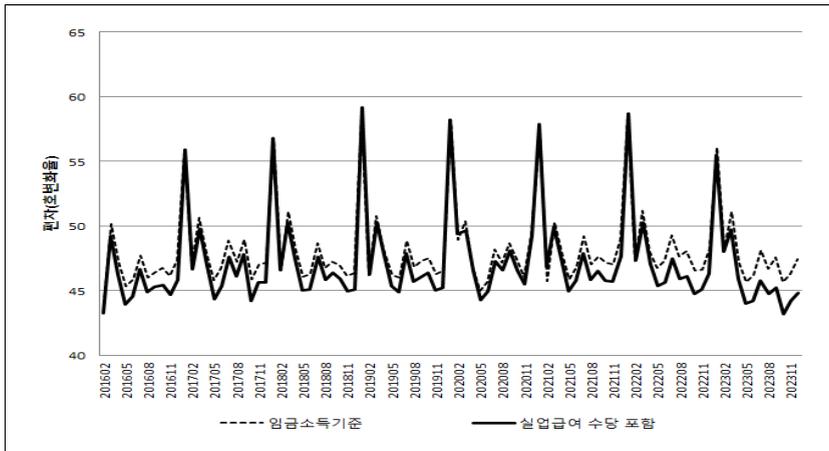
출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

## 제5절 실업급여의 소득변동성 영향 분석

임금소득에 실업급여 수당을 포함하여 소득 변동성을 측정하면 실업급여가 소득 변동성에 미치는 효과를 추정할 수 있다. 실업급여 수당과 같은 이전소득의 영향을 확인하기 위해 상용직과 일용직을 포함하는 전체 소득변동성 분석자료에 실업급여 수당 지급 자료를 결합하여 임금소득과 실업급여 수당을 합한 소득을 기준으로 분석하였다.

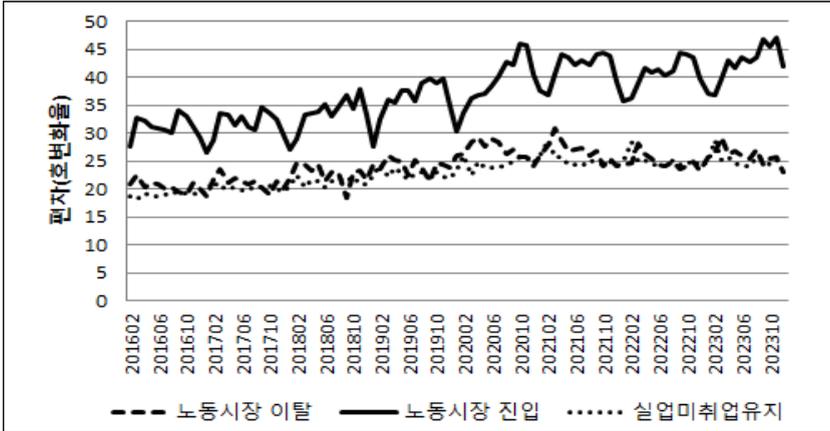
분석결과는 실업급여를 포함하면 2016년에서 2023년까지 소득변동성이 다소 낮아지는 경향을 확인할 수 있다. 전 기간에 걸쳐 호변화율의 평균은 임금수준을 기준으로 한 경우 0.37%에서 실업급여 수당을 포함한 경우 0.60%로 높아졌지만 호변화율 편차는 48.2%에서 47.3%로 다소 낮아졌다.

[그림 6-12] 실업급여 수당 포함 소득 변동성(상용, 일용 포함)



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

[그림 6-13] 노동시장 이행과정에서 개인소득 변동성(실업급여 포함)

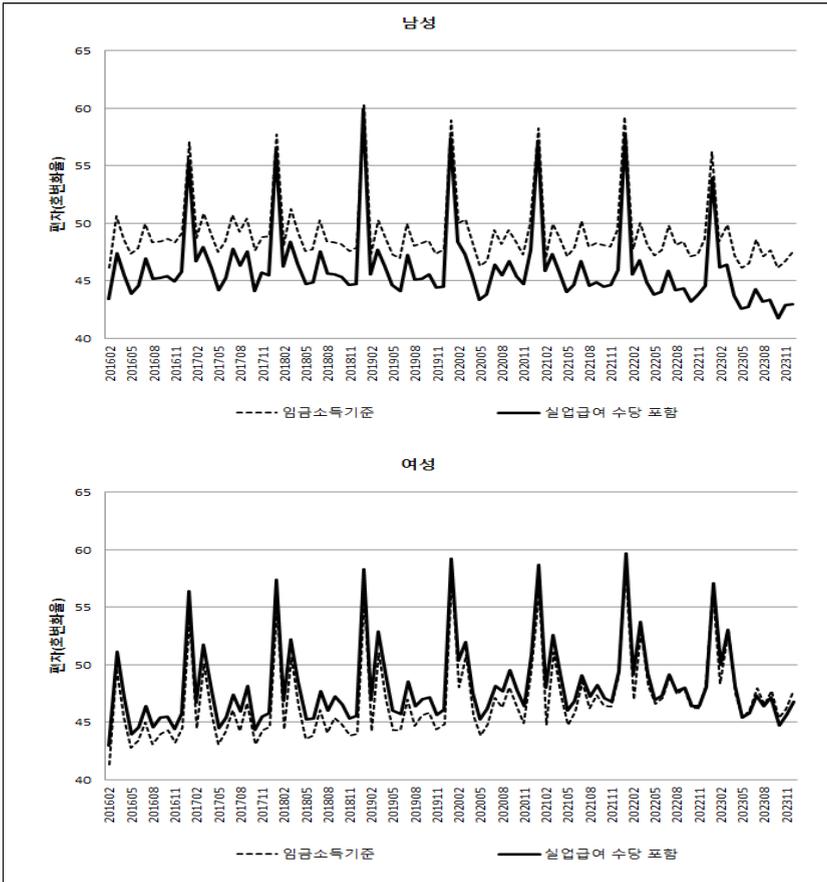


출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

노동시장 이행과정에서 실업급여 수당을 포함한 소득변동성 추이는 실업급여의 영향을 확인하게 해준다. 노동시장을 이탈하는 경우 호변화율 평균은 -200%이고 진입하는 경우에는 +200%이며, 편차는 두 가지 모두 0%다. 실업이나 미취업 상태를 유지하는 경우 호변화율은 평균과 편차 0%의 값을 보인다. 실업급여 수당을 포함하여 소득변동성을 호변화율 편차로 살펴보면 전체적으로 뚜렷한 소득변동성을 확인할 수 있으며 시간이 경과하면서 소득변동성이 높아지는 추이를 보이고 있다. 노동시장에 진입하는 경우 실업급여 소득과 진입 시 임금소득의 변화로 측정되며, 노동시장에서 이탈하는 경우 이직 시 임금소득과 실업급여 수당의 변화로 소득변동성이 측정된다. 실업 및 미취업이 유지되는 경우 실업급여 수당의 변화로 소득변동성이 측정된다. 노동시장에 진입하는 경우 비교적 높게 나타나는데, 실업급여 수당보다 진입 시 임금소득의 변화가 크기 때문으로 추론된다. 반면 노동시장을 이탈하는 경우와 실업 및 미취업 상태를

유지하는 경우의 소득변동성은 유사하게 나타났다.

[그림 6-14] 성별 실업급여 수당 포함 개인소득 변동성

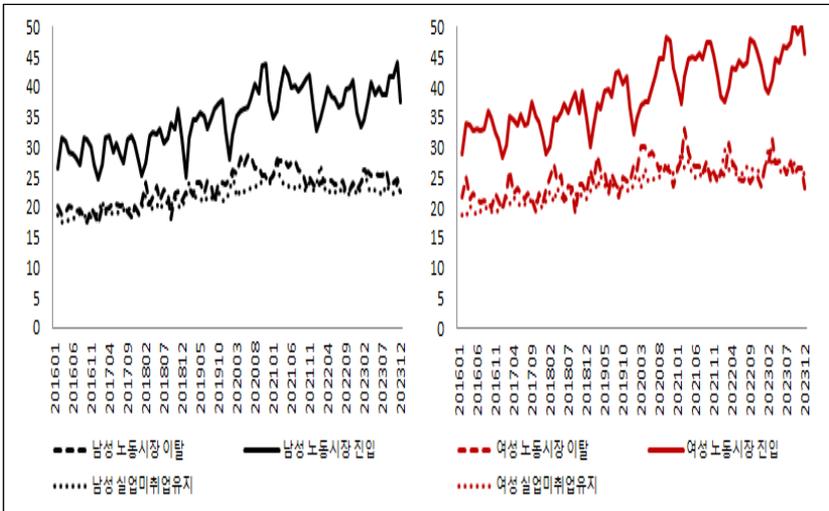


출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

성별로 실업급여 수당을 포함한 소득변동성의 추이를 살펴보면 일정한 차이를 발견할 수 있다. 남성의 경우 임금소득 기준의 소득변동성보다 실

업급여 수당을 포함하는 경우에 소득변동성이 명료하게 낮은 추이를 확인할 수 있다. 반면 여성의 경우 실업급여 수당을 포함한 경우 소득변동성이 임금소득 기준 소득변동성보다 다소 높은 수준을 보이고 있다. 특히 코로나19 이전 시기에 실업급여 수당을 포함한 소득변동성이 높게 나타났으나 코로나19 이후에는 거의 차이를 발견하기 어려웠다. 이러한 결과는 여성의 경우 남성에 비해 저임금층에 종사하는 비율이 높으며 노동시장 이행이 빈번히 발생하고 실업급여의 영향이 상대적으로 낮기 때문으로 추론된다. 다만 2022년 이후 그 격차는 사라졌으며, 2023년에는 실업급여를 포함하는 경우 소득변동성이 낮아지는 경향을 확인할 수 있다.

[그림 6-15] 성별 노동시장 이행과정에서 소득변동성(실업급여 포함)

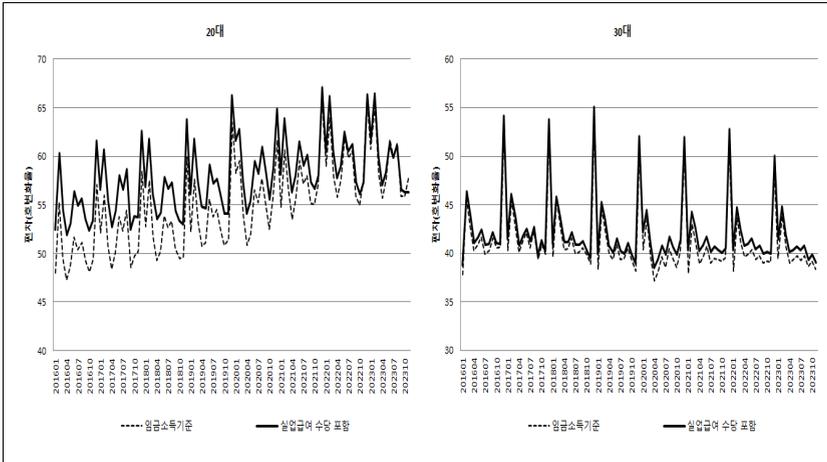


출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

연령별로 실업급여 포함 소득변동성을 살펴보면 일정한 차이를 확인할 수 있다. 20대와 30대는 실업급여 수당을 포함하면 소득변동성이 임금소

득 기준으로 하는 경우보다 더 높았다. 특히 20대는 30대보다 실업급여 포함 호변화율 편차와 임금소득 기준 호변화율 편차의 차이가 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 20대가 30대보다 저임금층이 광범위하게 존재하고 노동시장 이행과정에서 실업급여의 영향이 낮기 때문으로 추론된다. 다만 20대는 실업급여를 포함한 경우와 임금소득 기준 소득변동성의 격차는 기간이 경과하면서 거의 사라졌다.

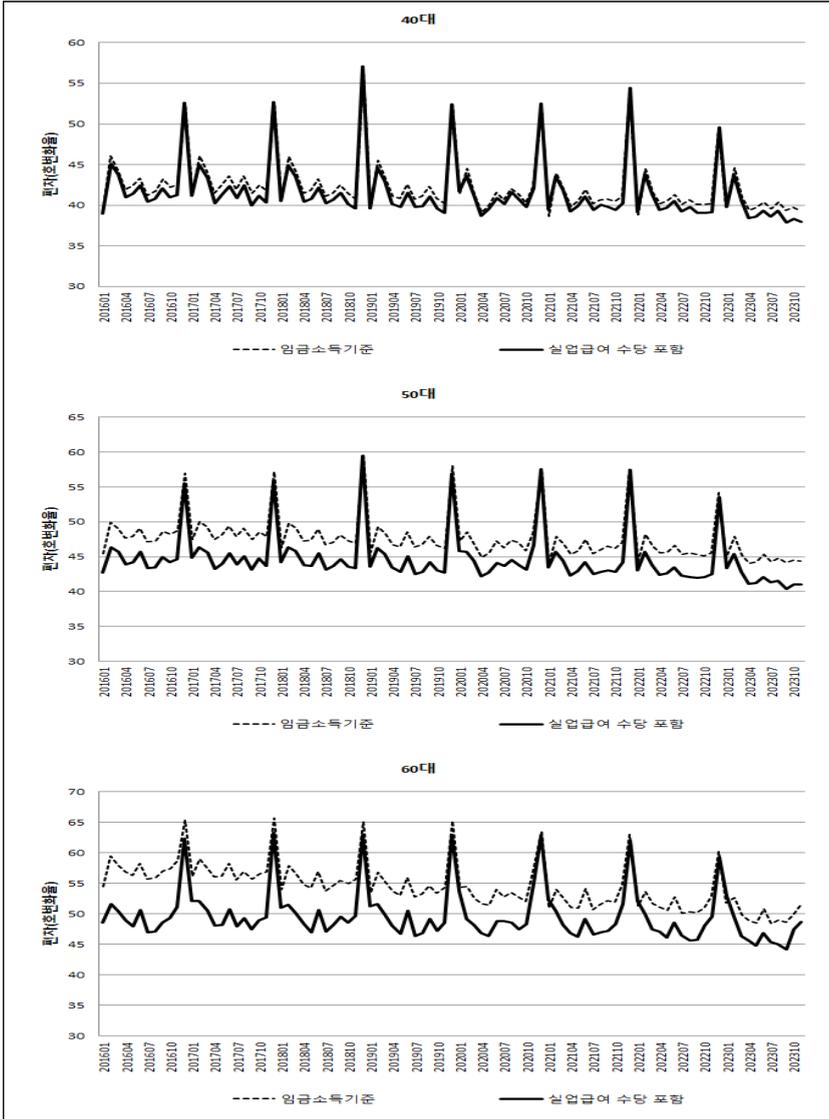
[그림 6-16] 20·30대 실업급여 수당 포함 소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

40대 이상의 경우 실업급여 포함 소득변동성이 임금소득 기준보다 낮은 수준을 보이고 있으며, 50대와 60대로 연령이 높아질수록 이러한 경향은 뚜렷해진다. 중장년층의 경우 비교적 고임금층이 비중이 높고 노동시장 이행과정에서 실업급여 수급자 비율이 높아지면서 소득 변동성을 줄이는 효과를 보이는 것으로 판단된다.

[그림 6-17] 중장년 실업급여 수당 포함 소득 변동성



출처: “고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB, 보수총액DB, 실업급여DB)”, 한국고용정보원 내부자료, 각 연도.

## 제6절 소결

이 장에서는 고용보험 행정자료를 활용하여 근로자 개인의 소득 변동성을 측정하였다. 고용보험 행정자료는 국세청자료와 연계하여 임금소득을 정확하게 파악할 수 있다. 또한 상용직과 일용직을 모두 포괄하는 임금소득 정보를 포함하고 있어 소득 변동성을 측정하는 데 유리한 기반을 제공한다. 이러한 자료를 바탕으로 2016년부터 2023년까지 상용직이든 일용직이든 한 번이라도 행정자료상에 포함된 모든 임금근로자를 대상으로 월별 균형패널자료를 구축하였다. 월단위로 추출된 패널자료를 바탕으로 개별 임금근로자의 노동시장 이행 상태(일자리 전환, 노동시장 이탈 및 진입, 비취업 상태)를 추적함으로써 노동이동이 소득변동성에 미치는 영향을 분석할 수 있었다. 또한 실업기간 중 지급되는 실업급여 수당 정보를 병합하여 실업급여가 소득변동에 미치는 영향도 함께 평가하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 소득 변동성 추이: 지난 8년(2016~2023년)간 전체 근로자의 소득 변동성은 비교적 안정적인 수준을 유지한 것으로 나타났다. 다만 상용직에 비해 일용직 근로자의 소득 변동성이 훨씬 높았으며, 최근 소득 변동성의 상승에는 일용직 부분의 영향이 큰 것으로 나타났다.

2. 성별 및 연령대별 차이: 여성의 소득 변동성은 기간이 경과할수록 남성보다 높아지면서 남녀 간의 소득 변동성 차이가 확대되는 양상을 보였다. 연령별로는 30대 이상의 중장년층에서 소득 변동성이 전반적으로 하락 안정세를 보인 반면, 20대 청년층에서 소득 변동성이 지속적으로 상승하는 추세를 나타냈다.

3. 노동시장 이행에 따른 영향: 노동시장 이행 유형에 따라 소득 변동성에 뚜렷한 차이가 나타났다. 일자리 이동이나 노동시장 신규 진입·이탈

과 같은 노동 이동이 소득 변동성의 주요 요인으로 확인되었으며, 이러한 영향은 20대와 30대 청년층에서 특히 크게 나타났다.

4. 실업급여의 완충 효과: 실업급여 수당은 전반적으로 개인 소득 변동성을 완화하는 역할을 하는 것으로 나타났다. 소득변동성이 측정되지 않는 노동시장 진입 및 이탈, 비취업상태 유지의 경우에도 소득변동성을 측정할 수 있었으며, 이들 노동시장 이행 유형에서 소득변동성의 영향을 확인할 수 있었다. 한편 여성 및 20~30대 청년층의 경우 실업급여 수급을 포함하면 오히려 소득 변동성이 높아지는 경향이 관찰되었다. 이는 해당 집단에 비취업자나 저임금근로자의 비중이 높기 때문으로 추정되며, 이러한 특이 현상의 원인을 규명하려면 추가 분석이 필요할 것으로 보인다.

이상의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

일용직 근로자와 청년층은 소득 변동성이 높아 경제적 불안정 위험이 큰 만큼, 이들을 보호하는 사회안전망 강화를 고려해야 한다. 고용보험 가입 사각지대에 놓인 일용직·단기 근로자의 보험 가입을 확대하고, 청년층을 대상으로 구직활동지원금 등 소득 지원 제도를 확대함으로써 이들의 소득 충격을 완화할 수 있다. 특히 일용직이나 노무 제공자 등의 고용보험 가입을 확대하려면 고용보험 가입을 소득기반으로 적용하는 제도개선을 적극적으로 검토할 필요가 있다.

실업급여가 소득의 급격한 감소를 완충하는 핵심 장치인 만큼 그 소득 안정화 기능을 한층 강화할 필요가 있다. 실업급여 사각지대를 줄이고 수급 요건을 개선하여 일용직이나 플랫폼 노동자 등 불안정 고용층도 충분한 보호를 받도록 해야 한다. 또한 급여 수준과 지급 기간의 적정성을 높여 구직 기간에 생계 안정을 도모하고, 실업급여와 직업훈련·취업지원 프로그램을 연계하여 신속한 재취업을 유도하는 정책이 요구된다.

노동 이동 과정에서 소득이 불안정해지는 것을 막으려면 노동시장 이행 유형별로 특화해 지원해야 한다. 이직을 준비하는 재직자에게 전직 컨설팅이나 직업훈련을 제공하여 실직 없이 새로운 일자리로 이동할 수 있도록 돕고, 구직 중인 실업자에게는 맞춤형 일자리 매칭 서비스를 강화할 필요가 있다.

마지막으로 여성과 청년층의 소득 변동성이 특히 높게 나타난 원인을 좀 더 정확히 규명하는 추가 연구가 필요하다. 예컨대 여성의 경우 경력 단절이나 육아 등의 요인이 소득 경로에 미치는 영향을 심층 분석하고, 청년층의 경우 잦은 이직과 불안정 고용 형태가 소득 변동성에 미치는 영향을 구체적으로 살펴볼 필요가 있다. 이러한 원인 분석을 토대로 해당 집단의 소득 안정성을 높일 수 있는 맞춤형 정책 대안을 마련해야 할 것이다.

사람을  
생각하는  
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



# 제7장

## 결론

제1절 요약 및 결과  
제2절 정책적 시사점



# 제 7 장 결론

## 제1절 요약 및 결과

디지털 전환과 인구구조 변화, 일하는 방식과 고용형태의 다변화는 소득 예측을 어렵게 하는 요인이 되고 있다. 하지만 고용 및 소득 불안정성 증대에도 소득 불안정의 실태 및 사회정책의 효과에 대한 실증적 근거가 부족하다. 따라서 이 연구에서는 개인과 가구가 경험하는 소득 변동성을 실증하고 이를 토대로 사회정책적 대응 방안을 모색하고자 했다.

이 연구에서는 가계동향조사 분기 자료(1990~2024년)와 한국노동패널(2001~2023년), 고용보험 피보험자 패널자료(2016~2023년)를 이용해 개인과 가구소득의 계절성과 연내 및 연간 소득 변동성의 장기 변화를 추적하였다. 그리고 성별, 연령별, 종사상지위/고용형태별, 소득계층별 소득 변동성의 차이를 비교했으며, 실업급여와 공적이전소득이 소득 변동성을 완화하는 효과를 분석하였다. 방법론으로 호백분율(%)의 표준편차라는 비모수적 추정 방법과 OECD(2023)가 제시한 소득 변동성 분해 방법론을 활용하였다. 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 한국노동패널을 이용해 지난 20년간 소득 변동성의 변화를 추적한 결과, 2010년대 초반까지 변동성이 빠르게 감소했으며, 이후에는 큰 변화 없이 횡보하는 모습을 보인다. 이는 노동시장에서 고용상태를 유지하는 취업자의 비율이 지속적으로 증가했으며, 현재 고용상태 유지자들의 소득변동성도 감소해왔기 때문이다. 노동패널을 이용해 취업자의 평균근속연수를 계산한 결과에 따르면, 평균 근속연수는 꾸준히 증가해 고

용안정성이 높아졌고, 고용안정성을 유지하는 집단(주로 고학력-고숙련)의 경우 임금인상률이 매우 가파르다는 점이 알려져 있는데, 이 변화가 2000년대의 높은 소득 변동성으로 나타난 것으로 이해할 수 있다. 하지만 2000년대의 변동성 감소 추세와 2010년대 일정한 변동성 추이 안에서 2009년의 글로벌 금융위기와 2020년 시작된 팬데믹 경제위기 때는 노동시장을 이탈하거나 일자리를 전환하는 비율이 높아지고 현 고용유지자들의 소득변동성도 커져 전체 소득 불안정성이 크게 증가했다.

둘째, 연내 및 연간 변동성을 분석한 결과, 한국의 소득 불안정성은 연내 변동보다 연간 변동에서 주로 기인하는 것으로 나타났다. 따라서 앞서의 분석결과와 같이 경제 변동이나 구조적 요인으로 발생하는 소득 변동성에 대응할 필요가 크다. 하지만 분기별로 살펴본 계절성은 모든 집단에서 여전히 관측되며, 특히 일용직(가계동향조사, 고용보험 패널자료)과 비임금근로자(한국노동패널)는 연감을 비롯해 연내에도 상용직보다 소득 변동성이 컸다. 다시 말해서 취업 취약계층과 저소득층의 소득은 연간으로 나타나는 경기침체기에도 변동성이 크게 증가할 뿐 아니라, 연내 변동 또한 일상적인 시기 및 경기침체기에 훨씬 더 크게 나타나 삶의 불확실성을 증가시켰음에 주목할 필요가 있다.

셋째, 세부 집단별 분석 결과 일용직, 비임금근로자, 1분위, 청년층, 50대 이상 고령층 노동자의 소득변동성이 컸다. 특히 경제위기 시에는 여성과 이 집단들의 소득변동성이 더욱 커지는 모습을 보였다. 이는 노동시장 이행에 따른 영향인데, 주된 일자리 전환이나 노동시장 신규 진입·이탈과 같은 노동이동이 소득 변동성의 주요 요인으로 확인되었다. 하지만 연내 상대적으로 큰 변동성을 보였던 비임금근로자의 경우, 겸업 및 부업 상태 변화의 영향이 컸다. 따라서 소득불안정을 완화하려면 노동시장 경로 자체의 불안정성을 완화하는 방향으로 정책이 설계될 필요가 있다.

넷째, 실업급여 수급은 여성과 20~30대 청년층을 제외하고 개인의 소득 불안정성을 완화하는 효과가 있다. 그리고 공적이전소득을 포함하는 가구 총소득이 시장소득 변동성을 완화하였으며, 이 효과는 점차 증가했다. 하지만 개인의 월 노동소득이 연간 소득이 될 때, 개인 소득이 가구소득이 될 때 평균적으로 변동성이 완화되었으나 여성, 청년층, 일용직, 1분위에서 이 효과는 약하거나 거의 없었다. 따라서 현저히 큰 저소득층 및 일용직의 소득변동성과 계절성을 연간 경제활동과 다른 가구원의 경제활동이 충분히 상쇄하지 못하므로 이에 대응한 더욱 효과적인 정책이 필요하다.

## 제2절 정책적 시사점

### 1. 소득의 계절성과 정책 시기 조정

제3장에 따르면 소득의 계절성은 소득이 계절에 따라 유의미한 차이를 보이는 것을 의미하는데, 이때 계절은 네 계절이란 의미에 한정되지 않고 월별, 분기별, 반기별 등 1년 내의 다양한 시점 단위를 의미한다(Haben et al., 2023; Hyndman & Athanasopoulos, 2018). 소득이 이러한 계절성을 보인다면 소득은 개인의 생애주기나 사건과 무관하게 항상 변동성을 보인다는 의미이므로, 정책 시기를 조정하여 소득의 계절성을 완화할 수 있을 것이다.

제3장에서는 국가데이터처 <가계동향조사>의 분기자료를 이용하여 가구주 개인 및 가구의 소득이 계절(분기)별 차이를 띠는지를 검토하였다. 제6장에서는 고용보험 행정자료로 월 단위 변동성(호변화율의 표준편차)

을 분석하여 2016~2023년(8년간)의 추세적 흐름뿐만 아니라 계절성을 파악할 수 있었다. 소득결정모형을 이용한 회귀분석에서 대부분 소득 범주에서 계절성이 관측되었다. 어떤 분기의 소득이 상대적으로 더 큰지는 분석 대상과 시기에 따라 달랐지만 대부분 소득 범주에서 계절성이 존재한다는 것이 확인되었다. 분석 결과 일용직의 경우 기초분석, 다양한 추정식의 회귀분석 결과에서 일관되고 유의미하게 1분기 소득이 다른 분기보다 낮다는 것이 확인되었다. 고용보험 행정자료에서도 데이터 특성 때문이기도 하지만, 1분기 임금 변동성이 더 커지는 것을 확인할 수 있었다.

개인이나 가구, 특히 취약계층의 소득에 계절적 편차가 관측된다는 점은 사회보장제도에도 중요한 시사점을 제공한다. 소득이 다른 시기에 비해 체계적으로 감소하는 어떤 계절적 요인이 있다면 감소된 소득을 보충하거나 소득 감소로 인한 지출 부족을 보전하는 개입이 필요할 수 있기 때문이다. 공적이전소득이 시장소득의 계절성을 상쇄하지 못하는 점도 주목할 필요가 있다. 공적이전소득이 보이는 계절성은 대부분 1분기에 집중되는 세금환급금으로 설명된다. 다른 항목은 시장소득의 계절적 차이와 무관하게 지급되는 급여들이다.

따라서 일용직 노동자의 1분기 소득이 다른 근로자들과 달리 가장 낮다는 점은 '정책 시기(타이밍) 조정'의 필요성을 말해준다. 근로장려금과 같은 근로빈곤층 현금지원의 시점을 조정하거나 연초 구간에 한시적 보완책을 마련할 수 있다(권혁진, 2025).

## 2. 노동시장 변동성과 경기대응을 위한 정책의 적시성 제고

제4장의 분석과 각 장의 세부집단별 분석으로 노동시장 이행(일자리 전환, 노동시장 진입과 이탈)이 소득변동성으로 이어짐을 확인했다. 이는

소득 불안정이 연내 계절성을 가지고 변화하는 것뿐 아니라 예측할 수 없는 고용 불안정으로 연내 및 연간 변동성이 커질 수 있음을 보여준다. 따라서 위험이 발생했을 때, 불안정을 완화할 적시성 있는 지원이 필요함을 말해준다. 이를 위해 제도의 신청 부담을 완화하고 신속 지급에 필요한 기반 연계가 요구된다. 지난 코로나19 위기 당시 독일을 비롯한 많은 나라는 고용유지지원금 신청 및 지급에 필요한 지급 사유 확인 요건을 완화하고 우선 지급하는 방식으로 일자리 상실 위험과 이로 인한 소득 감소의 위험에 신속 대응했다. 우리나라 또한 고용보험으로 실업급여나 고용유지 지원을 받지 못하지만 소득 감소의 위험에 처한 취업자에게 긴급고용유지지원금을 지급했는데, 신속 지급을 위해 소득 감소 증빙 요건을 간소화했으며 이러한 정책 대응 과정에서 실시간 소득 파악의 필요성에 대한 공감대가 확산되었다(윤자영, 김현경, 2021).

적시성 있게, 신속 지원 하려면 실시간 소득 파악에 필요한 기반 마련이 요구된다. 이 연구에서 사용된 각 데이터는 이 목적의 분석에 일정한 유용성과 한계를 동시에 지녔다. 가계동향조사는 조사 주기가 1년보다 짧은 국내 유일의 소득 조사로 국가데이터처 자료로서 인구 대표성 및 소득의 대표성을 지니는 자료다. 하지만 패널자료가 아니므로 개인 및 가구의 소득변화를 추적할 수 없다는 한계가 있다. 고용보험 행정자료는 고용보험 피보험자 전수를 포함하고, 더욱이 그간 시도되지 않았던 상용직 DB와 일용직 DB를 연계하여 분석을 시도했다는 점에서 의의가 크다. 하지만 임금근로자, 그중에서도 고용보험 피보험자만을 포함할 수 있다는 범위의 한계가 있다. 한국노동패널은 20년 이상의 장기 시계열을 보유하고 있는 종단연구이며, 연간 조사 사이에 발생하는 일자리 변화도 회고적으로 기록하여 직업력이라는 데이터로 제공한다는 강점이 있다. 하지만 월 또는 분기를 주기로 소득을 기록하는 자료는 아니기 때문에 연내 소득

변동 분석의 정확성에 한계가 있고, 특히 일자리 변동이 크지 않은 비임금근로자 비율이 높아서 직업력으로 노동시장 변화 및 소득 변동성을 엄밀하게 포착하는 데 제약이 크다. 즉, 소득변동성을 추정해 충분한 사회정책적 시사점을 도출하는 데 제약이 크다. 따라서 국세청 자료를 중심으로 각종 행정자료를 연계하여 이를 소득 실시간 분석 및 신속 지급에 활용할 수 있는 토대를 마련해야 한다. 이는 또한 지급 주기를 단축해 다른 방식으로 소득의 계절성을 완화할 정책 대응을 가능하게 할 수 있다.

### 3. 경기안정화 기능 강화

한국노동패널과 고용보험 행정자료를 분석한 결과, 글로벌 금융위기 직후와 코로나19 시기 등 외부 충격이 발생한 시점에는 일시적으로 불안정성이 확대되었으며, 이는 거시경제적 충격이 연간 변동으로 소득 불안정성을 증폭하는 요인으로 작용함을 보였다. 이 충격은 소득변동성이 큰 집단에서 더욱 크게 작용했다. 이는 거시경제적 충격이 개인의 소득 경로에 직접 반영되는 한국의 구조적 취약성을 보여주며, 현행 제도가 이러한 충격에 충분히 대응하지 못하고 있음을 시사한다.

이에 따라 경기대응형 안전망(counter-cyclical safety net)의 구축을 단계적으로 검토해 볼 필요가 있다. 예를 들어, 국민연금제도에는 경기침체 시 자동으로 급여 수준이나 적용 범위를 조정하는 자동안정화 장치(automatic stabilizer)의 도입을 검토할 수 있다. 또한 기초생활보장제도에서는 위기 상황에서 소득인정 기준을 한시적으로 완화하거나 실업급여의 지급 수준과 기간을 일시적으로 확대하는 방안, 소득 하락률에 연동된 긴급 소득지원 제도 등을 함께 검토해 볼 수 있다. 이러한 제도들은 충격기에는 소득 불안정성의 급격한 확대를 완화하고, 경기 회복기에는

가계 소비의 급락을 방지하는 완충 역할을 할 것으로 기대된다.

그리고 실업급여가 소득의 급격한 감소를 완충하는 핵심 장치인 만큼 소득 안정화 기능을 한층 강화할 필요가 있다. 실업급여 사각지대를 줄이고 수급 요건을 개선하여 일용직이나 플랫폼 노동자 등 불안정 고용층도 충분한 보호를 받을 수 있도록 해야 한다. 또한 급여 수준과 지급 기간의 적정성을 높여 구직 기간에 생계 안정을 도모하고, 실업급여와 직업훈련·취업지원 프로그램을 연계하여 신속한 재취업을 유도하는 정책이 요구된다. 이는 노동시장 불안정성을 통한 소득 변동성 증가의 경로를 차단하는데도 유의미한 정책 대응이다.

#### 4. 소득 불안정성이 높은 집단에 대한 정책 대응의 필요

모든 장의 분석 결과에서 일용직, 비임금근로자, 1분위, 청년층, 고령층 노동자의 소득 변동성이 높았는데, 이것이 이들의 노동시장 불안정성에 기인함을 보였다.

일용직 근로자와 청년층은 소득 변동성이 높아 경제적 불안정 위험이 큰 만큼 이들을 보호하는 사회안전망 강화를 고려해야 한다. 고용보험 가입 사각지대에 놓인 일용직·단기 근로자의 보험 가입을 확대하고, 청년층을 대상으로 구직활동지원금 등 소득 지원 제도를 확대함으로써 이들의 소득 충격을 완화할 수 있다. 특히 일용직이나 노무 제공자 등의 고용보험 가입을 확대하기 위해 고용보험 가입을 소득기반으로 적용하는 제도 개선을 적극적으로 검토할 필요가 있다.

또한 노동이동 과정에서 소득이 불안정해지는 것을 막기 위해, 노동시장 이행 유형별로 특화해 지원해야 한다. 이직을 준비하는 재직자에게 전직 컨설팅이나 직업훈련을 제공하여 실직 없이 새로운 일자리로 이동할

수 있도록 돕고, 구직 중인 실업자에게는 맞춤형 일자리 매칭 서비스를 강화할 필요가 있다.

마지막으로 계절성과 변동성의 크기·구조가 집단별로 다르기 때문에 취약한 집단을 중심으로 수단을 정교화할 수 있다. 연초 저점이 큰 집단에는 ‘시기 조정형’ 지원을, 노동시장 이행 충격이 큰 집단에는 실업급여·부조와 같은 ‘자동 연계형’, ‘경기대응형’ 사회안전망으로 지원하는 방식을 고려할 수 있다(권혁진, 2025).

## 5. 향후 연구 과제

이 연구에서는 접근가능한 서베이 자료와 고용보험 행정자료를 최대한 활용해 소득 불안정성을 다각적으로 분석하고, 이로부터 정책적 시사점을 도출했다. 소득의 예측 불확실성이 커지는 정책 환경에서 소득 불안정 문제를 제기하고 이를 다각도로 점검하고자 시도했다는 점과 향후 관련 연구 활성화의 출발점이 있다는 점에서 연구의 의의가 있다. 하지만 향후 다음의 연구 과제를 남겼다.

디지털 전환으로 플랫폼 노동자, 깃 워커, 마이크로 워커와 같이 안정적인 근로시간에 기반하지 않고 근무방식이 자주 변하는 비정형 노동자의 소득불안정 연구가 필요하다. 이러한 근로 환경의 변화가 이들의 소득, 소비, 삶에 미치는 영향을 파악하고 정책 대응을 찾는 데 있어 소득 변동성과 좀 더 포괄적인 의미의 경제적 불안정은 연구할 가치가 있다.

소득 변동성에서 구조적 변화와 일시적 충격에 따른 변화를 구분하여 각각의 원인에 적절한 정책 대안을 설계할 필요가 있다. 예컨대 여성의 경우 경력단절이나 육아 등의 요인이 소득 경로에 미치는 영향을 심층 분석하고, 이러한 구조적·영구적 소득 충격 완화에 대응하도록 설계할 필요

가 있다. 이 연구에서 활용한 호백분율은 소득변동성의 현상과 원인을 있는 그대로 파악하는 데 유용하지만, 소득 변화의 영구적 요인과 일시적 요인을 구분함으로써 정책 대응을 정교화하는 데는 일정한 한계가 있다. 이를 분해하는 것은 다른 한편 불평등을 이해하는 데도 도움이 된다.

노동패널로 소득별 변동성 분석 결과를 해석하는 과정에서 공적이전의 효과를 엄밀하게 분석하지 못한 한계가 있다. 추가 분석으로 공적이전소득에 대한 세밀한 정책을 제안하는 것이 향후 과제로 남겨졌다. 그리고 이 연구는 소득 불안정에 대한 국내 연구가 거의 없는 상황에서 소득불안정을 측정하는 데 주된 목적을 두었으나, 소득변동성은 이로 인한 후생 또는 삶의 질 변화가 더 중요한 정책적 의미를 지닐 수 있다. 따라서 소득 변동성과 이를 경험하는 집단의 부채와 소비 행위 등을 추적하여 소득 불안정에 대응할 필요를 확인하는 것도 향후의 연구 과제로 남아 있다.

마지막으로 고용보험 행정자료를 분석한 결과, 실업급여 수당은 전반적으로 개인 소득 변동성을 완화하는 역할을 하는 것으로 나타났다. 소득 변동성이 측정되지 않는 노동시장 진입 및 이탈, 비취업상태 유지의 경우에도 소득변동성을 측정할 수 있었으며, 이들 노동시장 이행 유형에서 소득변동성의 영향을 확인할 수 있었다. 한편 여성 및 20~30대 청년층의 경우 실업급여 수급을 포함하면 오히려 소득 변동성이 높아지는 경향이 관찰되었다. 이는 해당 집단에 비취업자나 저임금근로자의 비중이 높기 때문인 것으로 추정되며, 이러한 특이 현상의 원인을 규명하려면 추가 분석이 필요할 것으로 보인다.





- 강석훈. (2007). 우리나라 빈곤의 계절성에 관한 연구. 안상훈(편), **미래 한국의 경제사회정책의 쟁점과 과제**. 한국노동연구원, 경제인문사회연구회.
- 강신욱, 김성아, 강은나, 여유진. (2022). **소득보장제도 종합 실태 분석 및 개선 방향 연구**. 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 국가데이터처. (각 연도). **가계동향조사 원자료: 각 연도 [데이터 세트]**. MDIS원격접근서비스. [https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI\\_POR\\_P9240](https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)
- 권혁진. (2025. 12. 10.). **소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안 연구 결과 보완 관련 자문회의**[미간행 내부자료].
- 김성태, 전영준, 임병인. (2012). 우리나라 소득이동성의 추이 및 결정요인 분석. **경제학연구**, 60(4), 5-43.
- 김용성, 박선영, 신동균. (2015). 소득변동성 측정과 원인과약 및 축소를 위한 정책방안 연구. **KDI Policy Study, 2015-21**, 1-67.
- 김정호. (2020). 출산의 계절성 분석. **한국인구학**, 43(1), 61-94.
- 김철현, 박광수. (2020). 저소득층 지원을 위한 가정용 냉난방 에너지 보시행태 분석. **에너지경제연구원 이슈페이퍼**. 에너지경제연구원.
- 김태완, 김승연, 최현수, 최보문, 김문길, 여유진. (2020). **우리나라 소득분배 진단과 사회보장 재구조화 방안**. 한국보건사회연구원.
- 김학수. (2020). **소득이동성의 추이 및 정책 시사점** (정책연구시리즈 2020-09). 세종: 한국개발연구원.
- 김현경, 이아영, 함선유, 이병재, 정성미, 양정승. (2022). **코로나19 위기로 인한 근로연령층 사회적 위험의 경험과 대응의 격차**. 한국보건사회연구원.
- 김현경. (2024). 2004~2019년 한국 임금불평등 추이와 변화의 원인. **사회경제평론**, 37(2), 1-42.
- 노대명, 이연희, 김혜원, 정은희, 김기태, 강신욱, 황도경. (2020). **소득보장체계 재구조화 방안 연구: 제도간 연계 조정을 중심으로**. 한국보건사회연구원.

- 노용환. (2014). 자살의 계절성과 경기 반응. **통계연구**, 19(2), 30-55.
- 문현경, 류재린. (2021). 특수형태근로종사자의 사회보험 불안정성: 국민연금에  
중심으로. **노동정책연구**, 21(2), 69-99.
- 박광수. (2019). 가구의 에너지 소비 실태와 특성. **보건복지포럼**, 273, 16-28.
- 백승호. (2014). 서비스경제와 한국사회의 계급, 그리고 불안정 노동 분석. **한국  
사회정책**, 21(2), 57-90.
- 성명재. (2018). 소득이동성의 추이변화와 인구고령화의 영향 분석. **한국경제의  
분석**, 24(3), 1-58.
- 신우진, 우해봉, 류재린. (2016). 불안정 노동이 국민연금 노후소득 보장기능에  
미치는 영향. **사회보장연구**, 32(1), 33-55.
- 오필재, 권혁성. (2021). 사망률의 계절성과 분석 모형에 관한 연구. **보험학회보**,  
128, 33-49.
- 윤성주. (2018). 소득계층이동 및 빈곤에 대한 동태적 고찰: 재정패널조사 자료  
를 중심으로. **재정학연구**, 11(1), 21-48.
- 윤자영, 김현경. (2021). **코로나19와 고용유지정책**. 한국노총 중앙연구원.
- 이시균, 박진희. (2024). **일자리 전환(job-to-job transitions)의 노동시장 영향  
연구**. 한국고용정보원.
- 이종원. (1994). **계량경제학**. 박영사.
- 전창근. (1986). **농가수지의 계절성에 관한 연구**. 한국농촌경제연구원.
- 한국고용정보원. (각 연도). **고용보험 행정자료(피보험자DB, 일용근로내용DB,  
보수총액DB, 실업급여DB)**. 한국고용정보원 내부자료.
- 한국노동연구원. (각 연도). **한국노동패널조사 원자료**. [https://www.kli.re.kr/  
board.es?mid=a40402000000&bid=0019](https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019)
- 한국노동연구원. (각 연도). **한국노동패널조사 원자료 (직업력조사 데이터)**. [http://www.kli.re.kr/  
board.es?mid=a40402000000&bid=0019](http://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019)
- 한국노동연구원. (2025). **한국노동패널조사 1~26차년도 조사자료 통합설문지 I  
- 가구용, 개인용**. [https://www.kli.re.kr/  
board.es?mid=a40301050000&bid=0026&act=view&list\\_no=145312&tag=&nPage=1](https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40301050000&bid=0026&act=view&list_no=145312&tag=&nPage=1)

- Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S. (2011). Remittances and income smoothing. *American Economic Review*, *101*(3), 582-587.
- Avram, S., Brewer, M., Fisher, P., & Fumagalli, L. (2022). Household earnings and income volatility in the UK, 2009-2017. *The Journal of Economic Inequality*, *20*(2), 345-369. <https://doi.org/10.1007/s10888-021-09517-3>
- Baker, M., & Solon, G. (2003). Earnings dynamics and inequality among Canadian men, 1976-1992: Evidence from longitudinal income tax records. *Journal of Labor Economics*, *21*(2), 289-321. <https://doi.org/10.1086/345559>
- Ben-Ishai, L. (2015). *Volatile job schedules and access to public benefits*. Center for Law and Social Policy.
- Cappellari, L., & Jenkins, S. P. (2014). Earnings and labour market volatility in Britain, with a transatlantic comparison. *Labour Economics*, *30*, 201-211. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.03.012>
- Carroll, C. D. (1992). The buffer stock theory of saving: some macroeconomic evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, *2*, 61-135.
- Celik, S., Juhn, C., McCue, K., & Thompson, J. (2012). Recent trends in earnings volatility: Evidence from survey and administrative data. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, *12*(2), <https://doi.org/10.1515/1935-1682.3043>
- Cervini-Plá, M., & Ramos, X. (2012). Long-term earnings inequality, earnings instability and temporary employment in Spain: 1993-2000. *British Journal of Industrial Relations*, *50*(4), 714-736. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2011.00871.x>
- Daly, M. C., & Valletta, R. G. (2008). Cross-national trends in earnings inequality and instability. *Economics Letters*, *99*(2), 215-219.

<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.04.019>

- Dinardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, *64*, 1001-1044.
- Dynan, K., Elmendorf, D., & Sichel, D. (2012). The evolution of household income volatility. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, *12*(2), <https://doi.org/10.1515/1935-1682.3347>
- Gottschalk, P., & Moffitt, R. (2009). The rising instability of U.S. earnings. *Journal of Economic Perspectives*, *23*(4), 3-24. <https://doi.org/10.1257/jep.23.4.3>
- Gottschalk, P., Moffitt, R., Katz, L. F., & Dickens, W. T. (1994). The growth of earnings instability in the U.S. labor market. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1994*(2), 217-272. <https://doi.org/10.2307/2534657>
- Haben, S. M., Voss, S., & Holderbaum, W. (2023). *Core concepts and methods in load forecasting: With application in distribution networks*. Springer.
- Hudson-Sharp, N., & Runge, J. (2017). *International trends in insecure work*. Trades Union Congress. <https://www.tuc.org.uk/research-analysis/reports/international-trends-insecure-work>
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: Principles and practice (2nd ed.)*. OTexts, Melbourne, Australia. <https://otexts.com/fpp2>
- Khandker, S. (2009). Poverty and income seasonality in Bangladesh. *Policy Research Working Paper 4923*. World Bank.
- Menta, G., Wolff, E. N., & D'Ambrosio, C. (2021). Income and wealth volatility: Evidence from Italy and the U.S. in the past two decades. *The Journal of Economic Inequality*, *19*(2), 293-313. <https://doi.org/10.1007/s10848-021-09451-1>

- oi.org/10.1007/s10888-020-09473-4
- Moffitt, R. A., & Gottschalk, P. (2012). Trends in the transitory variance of male earnings: Methods and evidence. *The Journal of Human Resources*, 47(1), 204–236. <https://doi.org/10.3368/jhr.47.1.204>
- Moffitt, R., & Zhang, S. (2018). Income volatility and the PSID: Past research and new results. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 277–280. <https://doi.org/10.1257/pandp.20181048>
- Myck, M., Ochmann, R., & Qari, S. (2011). Dynamics in transitory and permanent variation of wages in Germany. *Economics Letters*, 113(2), 143–146. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.06.014>
- Office for National Statistics. (2011). *Reasons for leaving last job*. [http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171776\\_241679.pdf](http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171776_241679.pdf)
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2023). *On shaky ground? Income instability and economic insecurity in Europe*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9bffeba6-en>
- Ramos, X. (2003). The covariance structure of earnings in Great Britain, 1991–1999. *Economica*, 70(278), 353–374.
- Rohde, N. C., Tang, K., & Rao, D. S. P. (2011). *Income volatility and insecurity in the U.S., Germany and Britain* (Discussion Paper No. 434). School of Economics, University of Queensland.
- Sabelhaus, J., & Song, J. (2010). The great moderation in micro labor earnings. *Journal of Monetary Economics*, 57(4), 391–403. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.04.003>
- Shin, D., & Solon, G. (2011). Trends in men's earnings volatility: What does the Panel Study of Income Dynamics show? *Journal of Public Economics*, 95(7–8), 973–982. <https://doi.org/10.1016/j.jpube>

co.2011.02.007

- Sologon, D. M., & Van Kerm, P. (2018). Modelling earnings dynamics and inequality: Foreign workers and inequality trends in Luxembourg, 1988–2009. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, *181*(2), 409–440. <https://doi.org/10.1111/rssa.12303>
- Ziliak, J. P., Hardy, B. L., & Bollinger, C. R. (2011). Earnings volatility in America: Evidence from matched CPS. *Labour Economics*, *18*(6), 742–754. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.06.015>



## [부록 1] 한국노동패널 월 노동소득의 변동성

〈부표 1-1〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 전체, 성별

(단위: %)

구분	전체		남성			여성			
	고용 유지	일자리 전환	고용 유지	일자리 전환	고용 유지	고용 유지	일자리 전환		
2003	80.6	34.3	45.9	82.2	36.0	46.4	78.9	30.6	45.0
2004	79.1	34.8	46.5	81.0	35.5	46.8	77.1	33.5	46.2
2005	75.6	33.4	47.0	75.6	33.5	46.1	75.5	33.0	48.2
2006	74.4	31.3	48.8	72.7	32.4	50.0	76.1	28.9	47.2
2007	73.4	30.7	48.7	70.1	31.7	46.9	76.9	28.7	50.6
2008	74.5	31.5	53.8	74.2	31.7	54.0	74.7	31.2	53.7
2009	76.0	30.9	48.2	75.3	31.4	47.8	76.7	30.0	48.9
2010	70.5	28.3	45.1	67.0	28.2	43.6	73.8	28.3	47.0
2011	69.4	26.3	45.7	66.6	26.5	45.0	72.1	25.8	46.8
2012	68.7	27.6	43.6	66.9	27.6	42.1	70.4	27.7	45.3
2013	64.2	25.5	43.6	59.0	25.6	40.8	69.1	25.5	47.1
2014	69.6	26.9	41.4	65.3	25.2	37.5	73.7	29.6	46.6
2015	66.8	27.4	43.6	62.4	26.8	42.7	70.9	28.4	45.2
2016	67.4	25.5	44.7	63.3	24.9	45.3	71.3	26.2	44.1
2017	67.1	27.0	41.0	62.6	26.1	39.8	71.2	28.4	42.6
2018	67.8	26.0	47.1	65.3	25.8	46.9	70.3	26.1	47.0
2019	70.1	25.7	49.9	66.0	25.2	49.6	74.1	26.6	50.1
2020	67.6	27.0	47.6	64.5	26.5	45.3	70.5	27.8	49.9
2021	69.6	27.8	46.9	64.6	26.7	46.9	74.2	29.4	46.9
2022	65.5	25.5	48.7	60.7	25.3	50.0	70.0	25.9	47.1

주: 종단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

216 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

〈부표 1-2〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 연령별

(단위: %)

구분	20-34			35-49			50-64		
	고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환	
2003	89.5	25.5	39.7	76.4	36.0	45.6	74.6	39.5	60.4
2004	90.4	27.4	42.5	73.9	35.3	44.3	70.8	40.3	61.4
2005	88.9	29.5	42.3	71.6	33.1	51.9	63.5	37.3	44.9
2006	87.3	23.5	43.3	69.4	30.5	52.4	65.9	38.4	50.9
2007	85.1	25.5	43.5	68.6	29.6	48.3	66.2	36.3	55.6
2008	86.6	25.3	51.2	68.6	31.4	52.0	68.2	36.1	61.9
2009	88.8	24.8	39.2	69.8	31.7	47.0	71.4	33.2	62.4
2010	83.4	23.8	41.8	64.1	27.2	43.1	65.8	32.3	53.5
2011	83.0	22.9	46.0	59.0	25.0	43.6	68.2	30.0	47.5
2012	82.2	22.7	44.2	60.5	26.3	41.7	65.3	31.7	45.9
2013	79.2	22.0	38.3	55.3	23.2	43.8	59.9	29.9	49.7
2014	82.4	24.3	39.8	64.6	24.3	39.3	65.0	30.7	45.9
2015	79.5	26.5	42.0	60.3	25.9	43.7	64.6	29.2	45.8
2016	84.2	20.8	43.5	61.0	24.2	42.6	61.9	28.3	45.9
2017	81.8	26.1	40.6	59.6	25.2	37.7	63.8	29.0	45.4
2018	83.9	23.9	43.9	58.2	24.6	44.9	64.5	28.1	51.5
2019	84.7	24.5	50.2	63.7	24.4	44.7	65.3	27.4	54.2
2020	82.0	26.1	45.1	59.7	24.3	42.5	63.9	29.6	51.7
2021	87.8	25.3	45.1	59.0	25.4	45.5	64.8	30.6	49.2
2022	80.5	22.5	57.8	57.8	25.2	38.9	60.7	27.0	48.5

주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

〈부표 1-3〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 종사상지위

(단위: %)

구분	상용직			임시일용			자영업자		
		고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환
2003	64.3	23.8	39.7	90.6	33.5	48.2	88.2	52.2	62.1
2004	66.2	22.3	37.4	87.1	32.8	43.8	83.9	52.2	68.8
2005	64.3	23.2	36.2	88.3	34.2	56.1	74.7	48.2	69.1
2006	60.6	22.5	41.9	86.9	31.8	48.9	75.6	45.3	67.5
2007	62.8	22.2	43.2	88.5	31.3	53.9	75.3	44.7	58.8
2008	62.3	22.5	42.3	88.8	33.2	61.5	74.5	45.7	63.7
2009	62.8	20.9	40.7	88.7	35.3	53.0	70.4	44.3	64.6
2010	56.6	20.6	35.7	84.1	30.4	49.5	65.7	40.5	62.5
2011	56.7	19.8	37.4	84.5	29.5	48.3	65.8	36.6	60.0
2012	53.8	20.7	37.8	84.1	29.9	46.3	66.3	39.7	51.2
2013	51.4	19.2	33.9	76.4	27.7	45.9	63.2	37.2	55.5
2014	55.9	20.4	36.2	79.0	27.6	49.0	64.4	39.2	46.7
2015	53.8	20.2	35.5	81.6	32.4	47.9	59.1	38.5	55.4
2016	53.0	18.2	39.4	82.9	29.1	44.9	67.2	37.6	56.0
2017	54.7	20.4	34.8	78.8	32.4	42.9	62.0	37.5	55.2
2018	53.2	20.3	38.8	81.3	27.3	53.5	63.1	37.6	62.9
2019	54.4	19.3	40.9	81.5	29.5	51.0	62.1	37.5	70.8
2020	55.9	19.2	40.7	83.1	31.1	57.2	64.7	42.0	52.2
2021	59.9	20.3	38.9	86.3	32.0	49.9	62.8	42.4	61.0
2022	54.7	17.9	41.0	80.3	29.5	57.6	61.7	40.6	59.4

주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

218 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

〈부표 1-4〉 월 노동소득의 연간 변동성 (호변화율의 표준편차): 소득계층

(단위: %)

구분	1분위			2분위			3분위		
		고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환		고용 유지	일자리 전환
2003	97.7	45.9	47.9	88.0	36.8	42.5	76.6	33.5	43.7
2004	98.4	40.2	55.8	83.9	37.0	42.2	75.2	30.3	42.1
2005	89.9	38.7	46.0	82.8	34.9	46.0	72.7	29.6	40.8
2006	87.9	38.5	48.8	80.1	30.7	53.3	71.4	29.1	45.3
2007	87.3	37.2	51.5	77.2	29.3	51.6	73.2	29.6	41.9
2008	92.9	41.5	55.3	76.1	33.1	54.7	76.1	30.8	50.9
2009	100.7	37.6	56.2	81.0	32.8	49.8	76.3	29.6	45.6
2010	84.2	35.1	50.0	76.8	27.2	42.9	69.2	27.2	42.0
2011	84.1	31.0	49.0	74.4	26.4	38.6	65.7	24.8	44.2
2012	86.2	32.7	41.8	66.9	29.3	39.7	66.6	26.0	43.2
2013	75.9	28.6	58.4	71.1	25.3	30.1	66.6	24.0	43.9
2014	89.4	29.6	36.9	67.6	27.2	36.7	67.9	24.1	46.5
2015	79.9	36.4	54.3	73.5	28.4	39.2	64.6	25.4	30.8
2016	84.7	34.0	42.5	65.5	26.2	41.1	63.5	23.2	43.6
2017	75.5	31.3	40.1	67.6	27.2	42.7	65.6	26.6	39.1
2018	82.4	36.8	53.0	68.5	23.7	41.5	68.2	24.3	40.4
2019	91.7	27.3	52.7	69.8	25.7	51.9	70.8	24.3	45.5
2020	84.5	39.9	50.5	72.4	26.6	44.9	66.0	26.6	51.9
2021	78.7	35.2	44.4	74.3	26.7	39.2	67.9	26.1	47.1
2022	78.1	31.8	37.4	67.7	25.6	43.8	65.3	23.8	56.1

주: 중단가중치 사용, 2020년 가격을 기준(100)으로 한 실질가격임  
출처: “한국노동패널조사 원자료”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

## [부록 2] OECD(2023)와의 가구 균등화 소득의 월별 변동비교

이하에서는 OECD(2023)의 방법론을 적용한 가구 균등화 소득의 월별 변동 분해 결과를 OECD(2023)의 값과 비교·대조하는 방식으로 방법론 구현의 적합성을 점검한다. 이를 위해 OECD와 동일한 기간인 2016-2018년에 대한 결과를 산출하며, 48개월 균형패널 조건을 적용한다.

분석에 활용하는 가구소득은 직업력 자료에서 개인이 일자리를 통해 얻은 노동소득을 가구 단위로 합산한 뒤 가구원 수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용한다.<sup>11)</sup> 이때 가구 자료로부터 가구원 수 자료를 가져와 직업력 자료에 결합하여 사용하였는데, 이 과정에서 발생할 수 있는 가구 내 조사 누락으로 인한 정보 불일치 문제는 가구원 수와 개인 식별 자료의 대조를 통해 보정하였다. 마지막으로 산출된 가구소득은 월별 소비자물가지수를 반영하여 실질 가치로 환산해 이용하였다.

〈부표 2-1〉과 [부도 2-1]은 OECD(2023)의 소득불안정성 분해 결과와 한국(2016-2018년, 48개월 균형패널)의 결과를 비교한 것이다. 이를 살펴보면, OECD 21개국 평균과 비교할 때 한국의 연내·연간 변동은 모두 낮은 수준이다.<sup>12)</sup> [부도 1-1]에 따르면 한국은 총 변동성이 낮은 국가군(low total income instability)에 속한다. 이는 한국의 월별 가구 균등화 소득이 단기 충격에 덜 민감하게 반응하거나, 연간 수준에서의 변동이 상대적으로 제한적임을 시사한다. 〈부표 2-1〉에서 이를 확인할 수 있는데, 이에 따르면 본 연구의 한국 추정치에서 총 변동성(CV<sup>2</sup>)은

- 
- 11) 가구소득 산출 시 모든 소득원천을 반영하지 못한 것은 직업력 자료가 일자리 소득에 관한 정보만을 제공하기 때문이다. 노동패널 본 자료는 연간 단위의 소득원천 정보를 제공하고 있지만, 이를 월간 단위로 환산하여 사용하는 경우 월별 소득변동이 왜곡될 수 있어 이를 반영하지 않았다. 이후의 분석결과 해석 시 이에 유의할 필요가 있다.
  - 12) 이러한 차이가 소득의 정의에 기인할 가능성도 배제할 수 없다. 본 연구는 한국노동패널의 직업력 자료를 이용했기에 가처분소득이 아니라 일자리에서 얻는 노동소득을 기준으로 소득 불안정성을 측정하며, 이로 인해 변동의 크기가 다소 작게 추정될 수 있다.

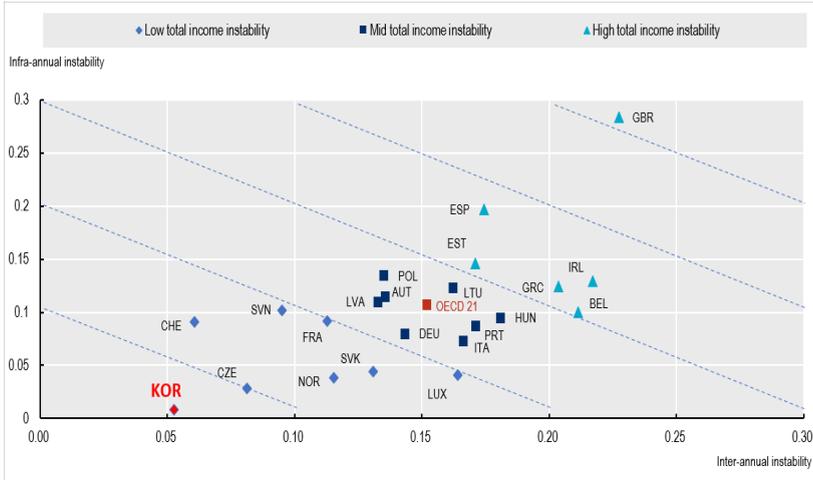
0.055~0.063 범위에서 좁게 분포하며, 기간별(2013~2016, 2014~2017, 2015~2018)로도 큰 차이를 보이지 않는다.

〈부표 2-1〉 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016~2018년)

구분		자료	총 변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)
낮은 소득 불안정성	한국	2013~2016	0.061 (100.0)	0.008 (13.6)	0.006 (10.0)	0.054 (89.3)
		2014~2017	0.060 (100.0)	0.009 (14.4)	0.006 (10.8)	0.054 (89.3)
		2015~2018	0.058 (100.0)	0.009 (14.8)	0.006 (10.1)	0.050 (87.0)
		평균	0.059 (100.0)	0.008 (14.3)	0.006 (10.3)	0.053 (88.6)
		체코		0.028		0.081
		스위스		0.091		0.061
		노르웨이		0.039		0.115
		슬로바키아		0.044		0.131
		슬로베니아		0.102		0.095
		룩셈부르크		0.041		0.164
중간 소득 불안정성		프랑스		0.092		0.113
		독일		0.080		0.143
		이탈리아		0.073		0.166
		라트비아		0.110		0.133
		오스트리아		0.115		0.136
		포르투갈		0.087		0.171
		폴란드		0.135		0.135
		헝가리		0.095		0.181
		리투아니아		0.123		0.162
		OECD21		0.106		0.152
높은 소득 불안정성		벨기에		0.100		0.212
		에스토니아		0.146		0.171
		그리스		0.124		0.204
		아일랜드		0.130		0.217
		스페인		0.197		0.174
		영국		0.284		0.227

주: 48개월 기준을 적용하여 균형패널을 구성한 뒤 산출한 결과임. 가구균등화 총소득 기준임.  
출처: "On shaky ground? Income instability and economic insecurity in Europe". OECD, 2023. OECD Publishing, p.16. Figure 1.2의 원데이터에 한국의 추정 결과를 추가하여 작성함.

[부도 2-1] OECD 회원국의 소득 불안정성 분해 결과



주: OECD(2023)의 Figure 1.2에 한국의 추정 결과를 추가함.

출처: “On shaky ground? Income instability and economic insecurity in Europe”. OECD, 2023. OECD Publishing, p.16. Figure 1.2

여기서 주목할 점은 OECD 회원국들과 달리 한국은 연내 변동은 작은 반면, 연간 변동은 상대적으로 크게 나타난다는 점이다. <부도 2-1>을 보면 OECD 회원국들은 대체로 연간 변동의 비중이 연내 변동보다 다소 큰 반면, 한국은 연간 변동의 비중이 매우 크다. 이는 한국의 소득 변동성이 주로 연내 변동보다는 연간 변동(연도 간 수준 차이)에서 기인함을 보여 준다.

이처럼 연간 변동이 상대적으로 높게 나타나는 원인은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 분석 자료의 특성일 수 있다. 즉, 분석 자료 자체가 연내 변동은 적고 연간 변동은 큰 특성을 지닐 수 있다. 특히 본 연구에서 이용하는 자료는 직업력 자료를 통해 구축한 월 단위 패널자료이므로, 연내 변동이 크게 나타나지 않을 수 있다. 다만 이러한 자료의 특성이 한국

의 구조적 요인을 반영한 결과일 가능성도 배제할 수 없다. 한국은 자영업자 및 불안정 고용의 비중이 높아 경기 충격이 직접적으로 연도별 소득 수준에 반영될 수 있다. 이 경우 소득 변동성이 연도 간 격차 형태로 나타날 수 있다.

둘째, 변동 분해 방법이 한국의 특성을 충분히 반영하지 못할 수 있다. 즉, OECD(2023)의 방법론을 적용해 48개월 균형패널을 구성하는 과정에서 표본 탈락이 발생하거나 단기 변동이 과소 추정되었을 수 있다. 48개월 균형패널을 구성하는 과정에서 불안정 근로자들이 분석 대상에서 제외됨에 따라 연도 내 단기 변동은 과소 추정되고, 연도 간 변동은 과대 추정될 가능성이 존재한다.

이러한 점을 고려하면, 해당 결과가 자료의 특성 때문인지 혹은 변동 분해 방법의 한계 때문인지 추가적인 검토가 필요하다. 이에 본 연구는 다음과 같은 보완적 검증을 수행한다. 첫째, 분석 기간을 24개월과 36개월로 단축하여 변동을 분해한다. 분석 기간을 짧게 설정하면 더 많은 표본이 포함되어 단기 변동이 충분히 반영될 수 있기 때문이다. 만약 분석 기간을 단축했음에도 연간 변동의 비중이 여전히 높게 유지된다면, 이는 한국 노동시장의 구조적 요인 때문일 가능성이 크다. 둘째, 불균형 패널을 적용해 분석을 시도한다. 불균형 패널을 적용한 분석에서 연간 변동의 비중이 감소하고 연내 변동의 비중이 확대된다면, 기존의 분석 결과는 표본 탈락에서 비롯된 왜곡으로 해석할 수 있다. 반대로 불균형 패널에서도 연간 변동이 여전히 높게 유지된다면, 이는 한국 노동시장의 구조적 특징이라 할 수 있을 것이다.

〈부표 2-2〉는 균형패널의 분석 기간을 24개월, 36개월, 48개월로 달리 적용한 소득 변동 분해 결과를 보여준다. 이에 따르면, 분석 기간을 짧게 설정할수록 연간 변동의 비중은 낮아지고, 반대로 연내 변동과 계절

변동의 비중은 높아지는 경향을 확인할 수 있다. 예를 들어, 2016-2018년의 평균 연간 변동은 총 변동의 73.1% 수준인 반면, 48개월을 적용하는 경우 평균 연간 변동은 총 변동의 86.5% 수준으로 상승한다. 이는 분석 기간이 길어질수록 연내 소득 변동이 큰 집단이 분석에서 제외되면서 단기 변동이 과소 추정되고, 연간 변동이 과대 추정되는 결과를 낳을 수 있음을 시사한다.

한편, <부표 2-2>는 연속 두 시점 간 소득 변화율이 일정 임계치 ( $\pm 10\%$ ,  $\pm 20\%$ ,  $\pm 30\%$ )를 초과하는 비율도 함께 보여준다. 이에 따르면,  $\pm 10\%$  기준을 적용해도 초과율은 5% 미만으로 낮으며,  $\pm 30\%$  기준에서는 약 2% 수준에 그친다. 이는 단기적인 소득 충격의 빈도가 매우 제한적이며, 소득 변동의 대부분이 연간 단위에서 발생함을 보여준다. 따라서 연간 변동이 크게 나타나는 것은 패널 탈락에 따른 추정상의 왜곡뿐 아니라, 자료가 반영하는 실제 구조적 특성이 일정 부분 작용한 결과로 해석할 수 있다. 실제로, 분석 기간을 24개월로 줄여도 전체 변동에서 연간 변동이 차지하는 비중은 여전히 크다.

마지막으로, <부표 2-3>은 불균형 패널을 이용한 분석 결과를 제시한다. 이에 따르면, 불균형 패널에서는 연간 변동의 비중이 82.7%로 균형 패널(86.5%)에 비해 낮아지고, 연내 변동의 비중은 14.3%로 균형 패널(10.3%)보다 높아진 것으로 나타난다. 이는 균형 패널을 활용한 분석 과정에서 일정 정도의 표본 탈락이 발생하여 단기 변동이 과소 추정되었음을 시사한다.

224 소득 불안정성 분석과 사회정책적 대응방안

<부표 2-2> 분석기간에 따른 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016-2018년)

분석 기간	자료	총 변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)	±10% 초과율	±20% 초과율	±30% 초과율
24	2015- 2016	0.035	0.005 (13.9)	0.005 (13.2)	0.025 (72.8)	0.039	0.028	0.020
	2016- 2017	0.034	0.005 (14.4)	0.005 (13.2)	0.025 (72.4)	0.039	0.028	0.019
	2017- 2018	0.033	0.004 (13.4)	0.004 (12.4)	0.025 (74.2)	0.038	0.027	0.019
	평균	0.034	0.005 (13.9)	0.004 (12.9)	0.025 (73.1)			
36	2014- 2016	0.046	0.005 (11.1)	0.002 (5.0)	0.038 (84.0)	0.045	0.032	0.022
	2015- 2017	0.045	0.005 (12.2)	0.002 (5.5)	0.037 (82.3)	0.045	0.031	0.022
	2016- 2018	0.045	0.006 (13.5)	0.003 (5.9)	0.036 (80.6)	0.045	0.031	0.022
	평균	0.045	0.006 (12.2)	0.002 (5.5)	0.037 (82.3)			
48	2013- 2016	0.055	0.005 (9.7)	0.002 (3.1)	0.048 (87.2)	0.049	0.034	0.023
	2014- 2017	0.054	0.005 (9.8)	0.002 (3.0)	0.047 (87.2)	0.048	0.033	0.023
	2015- 2018	0.053	0.006 (11.6)	0.002 (3.3)	0.045 (85.1)	0.048	0.033	0.023
	평균	0.054	0.006 (10.3)	0.002 (3.1)	0.047 (86.5)			

출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

<부표 2-3> 불균형 패널을 이용한 소득 변동 분해 결과(가구균등화 소득 기준, 2016-2018년)

자료	총 변동 (CV <sup>2</sup> )	연내 (Infra-annual)	계절 (Seasonal)	연간 (Inter-annual)
2013-2016	0.061	0.008 (13.6)	0.006 (9.5)	0.051 (83.6)
2014-2017	0.060	0.009 (14.4)	0.006 (10.3)	0.049 (82.4)
2015-2018	0.058	0.009 (14.8)	0.006 (9.6)	0.047 (82.0)
평균	0.059	0.008 (14.3)	0.006 (9.8)	0.049 (82.7)

출처: “한국노동패널조사 원자료(직업력조사 데이터)”, 한국노동연구원, 각 연도, <https://www.kli.re.kr/board.es?mid=a40402000000&bid=0019>

이상의 결과를 종합하면, 한국의 연간 변동이 상대적으로 크게 나타나는 현상은 단일 요인보다는 여러 요인이 복합적으로 작용한 결과로 해석된다. 첫째, 48개월 균형패널을 적용하는 과정에서 불안정 근로자나 단기 변동이 큰 집단이 분석에서 제외되었을 가능성이 있다. 이에 따라 단기적 소득 변동은 과소 추정되고, 반대로 연도 간 변동은 상대적으로 과대 추정되었을 가능성이 존재한다. 둘째, 한국 노동시장의 구조적 특성 역시 이러한 결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 특히 자영업자 및 불안정 고용 비중이 높아, 경기 충격이 연간 단위의 소득 수준에 직접 반영되는 경향이 강하기 때문에 연내 변동보다 연간 변동이 두드러질 가능성이 크다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 해석할 때에는 이러한 요인들을 함께 고려할 필요가 있다.

### [부록 3] 불균형 패널에 대한 소득변동 분해 방법

OECD(2023)의 방법론을 불균형 패널에 적용할 때의 가장 중요한 것은 실제 관측된 값만 합산하도록 산식을 수정하는 것이다.<sup>13)</sup> 보다 구체적으로는 ① 개인  $i$ 가 분석 기간 내에서 관측된 월의 값만 합산하고, ② 연평균, 월평균의 분모를 실제 소득이 존재하는 월 개수로 환산하고, ③ 계절, 연간 성분의 가중을 그 개인이 분석기간 내 해당 월을 몇 번 경험했는가로 환산하는 것이다.

예를 들어, 분석 기간(48개월) 내 개인  $i$ 의 소득 집합, 즉 관측집합을  $S_i \subseteq \{(y,m)\}$ , 관측 개수를  $T_i = |S_i|$ 라 하고, 개인  $i$ 의 소득이 존재하는 서로 다른 연( $y$ )의 집합을  $Y_i$ (개수  $|Y_i|$ ), 서로 다른 월( $m$ )의 집합을  $M_i$ (개수  $|M_i|$ )라 하자. 여기서, 연  $y$ 에서 소득이 관측되는 월의 개수를  $M_{iy}$ , 월  $m$ 이 관측된 연도의 수를  $Y_{im}$ 라 하면, 분석기간 동안의  $M_{iy}$ 의 합과  $Y_{im}$ 의 합은 모두  $T_i$ 와 같다.

$$\sum_{y \in Y_i} M_{iy} = \sum_{m \in M_i} Y_{im} = T_i$$

이때, 개인  $i$ 의 평균  $\bar{x}_i$ 과 연평균( $\bar{x}_{iy}$ ) 및 월평균( $\bar{x}_{im}$ )은 아래와 같다.

$$\text{전체 평균: } \bar{x}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{(y,m) \in S_i} x_{iym}$$

$$\text{연평균: } \bar{x}_{iy} = \frac{1}{M_{iy}} \sum_{(y,m) \in S_i} x_{iym}$$

$$\text{월평균: } \bar{x}_{im} = \frac{1}{Y_{im}} \sum_{(y,m) \in S_i} x_{iym}$$

13) 균형패널 분석과 불균형 패널을 이용한 분석에서 각 변동의 성분과 의미는 변하지 않는다. 다만, 각 변동의 기여 크기가 관측된 값에 기반하여 달라진다. 예를 들어 균형패널에서의 연간 성분은 “연평균이 해마다 얼마나 차이나는가”를 모든 연도에 대해 동일하게 반영한 것이라면, 불균형 패널에서는 관측치의 수가 적은 해는 변동에 기여하는 바가 작고, 관측치가 많은 해는 더 큰 비중으로 반영되는 셈이다.

또한 전술한 평균값들을 이용해  $i$ 의 총소득 변동( $CV_i^2$ )을 다음과 같이 분해할 수 있다.<sup>14)</sup>

$$\text{총변동: } CV_i^2 = \frac{1}{T_i} \sum_{(y,m) \in S_i} \left( \frac{x_{iym} - \bar{x}_i}{\bar{x}_i} \right)^2$$

연내 변동(Infra-annual):

$$CV_{i \text{ infra}}^2 = \frac{1}{T_i} \sum_{(y,m) \in S_i} \left( \frac{x_{iym} - \bar{x}_{iy} - \bar{x}_{im} + \bar{x}_i}{\bar{x}_i} \right)^2$$

계절 변동(Seasonal) :

$$CV_{i \text{ seas}}^2 = \frac{1}{T_i} \sum_m Y_{im} \left( \frac{\bar{x}_{im} - \bar{x}_i}{\bar{x}_i} \right)^2$$

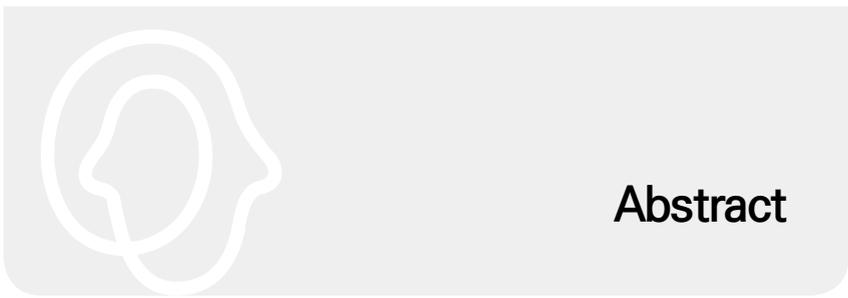
연간 성분 (Inter-annual):

$$CV_{i \text{ inter}}^2 = \frac{1}{T_i} \sum_y M_{iy} \left( \frac{\bar{x}_{iy} - \bar{x}_i}{\bar{x}_i} \right)^2$$

---

14) 만일 모든 연도에서  $M_{iy} = M$ 이고, 모든 월에서  $Y_{im} = Y$ 인 경우, 즉  $\frac{M_{iy}}{T_i} = \frac{1}{Y}$ ,  $\frac{Y_{im}}{T_i} = \frac{1}{M}$ 인 경우라면, 불균형 패널에서의 변동 분해 산식이 앞서 제시한 균형패널에서의 변동 분해 식과 같아진다.





## Abstract

### Income Instability in Korea and Policy Implications

Project Head: Kim, Hyeon-Kyeong

This report examines income instability experienced by individuals and households in Korea, focusing on income volatility and seasonality and their implications for social policy. Using quarterly data from the Household Income and Expenditure Survey (1990-2024), the Korean Labor and Income Panel Study (2001-2023), and administrative panel data on Employment Insurance beneficiaries (2016-2023), the study measures within-year and year-to-year income volatility at both the individual and household levels and decomposes changes in income instability by labor market mobility and employment dynamics.

The main findings are as follows. First, income volatility in Korea declined rapidly during the 2000s and remained largely stable throughout the 2010s, reflecting an increase in job stayers and a decline in income volatility among them. However, during major economic shocks—most notably the Global Financial Crisis of 2009 and the COVID-19-induced downturn—income instability increased sharply due to higher rates of labor market exit and job transitions, as well as rising

---

Co-Researchers: Kang, Shin-Wook · Ryu, Jaerin · Lee, Sikyoon · Ryoo, Jina

volatility among workers who remained employed.

Second, daily workers showed a distinct seasonal pattern, with particularly low income levels in the first quarter. High income volatility was observed among daily workers, the self-employed, individuals in the bottom income quintile, young workers, and those aged 50 and above, with women and these vulnerable groups experiencing larger increases during economic downturns. Labor market mobility, including job transitions and labor market entry and exit, was a key driver of income volatility, while changes in multiple job holding played an important role for the self-employed.

Third, unemployment benefits generally reduced individual income instability, except for women and individuals in their 20s and 30s. Income from other household members' economic activities and public transfers also helped smooth income fluctuations. Nevertheless, among households in the bottom 20 percent of the income distribution, household income instability remained particularly high, as public transfers were the primary stabilizing factor and income from other household members provided little buffering effect.

These findings highlight several policy implications. Income seasonality could be mitigated by adjusting the timing of cash transfer programs for low-income workers or introducing temporary support during periods of seasonal income troughs. The results also underscore the importance of timely and

countercyclical income support at moments of labor market risk, supported by real-time income monitoring, simplified administrative procedures, rapid benefit delivery, and strengthened automatic stabilizers. Finally, given substantial group differences in the level and structure of income volatility, policy instruments should be more finely targeted to the risks faced by vulnerable populations.

Key words: income instability, income volatility, seasonality, Korean Labor and Income Panel Study, arc percentage change