creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

사회복지학박사학위논문

정규근로자와 비정규근로자 간의 빈곤격차에 대한 연구

2020년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

최 요 한

정규근로자와 비정규근로자 간의 빈곤격차에 대한 연구

지도교수 구 인 회

이 논문을 사회복지학박사 학위논문으로 제출함
2020년 5월

서울대학교 대학원
사회복지학과
최 요 한

최요한의 사회복지학박사 학위논문을 인준함
2020년 7월

위 원 장 홍 백 의 (인)
부위원장 김 혜 경 (인)
위 원 김 용 근 (인)
위 원 권 현 지 (인)
위 원 구 인 회 (인)

국문초록

정규근로자와 비정규근로자 간의 빈곤격차에 대한 연구

서울대학교 대학원

사회복지학과

최 요 한

본 박사학위논문은 정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이로 인하여 발생하는 빈곤위험의 차이와 관련된 주제들을 탐색하였다. 노동시장의 양극화 경향, 비정규고용의 만연, 그리고 노동시장유연성과 관련된 정책적 논의들은 정규계약과 비정규계약이 개인과 가구의 경제적 웰빙을 결정하는 중요한 요인인지에 대한 명료한 이해를 요구한다. 이에 본 연구는 관련된 주제들을 탐색함으로써 이에 대한 이해를 증진시키는데 기여하고자 하였다. 구체적으로 본 연구는 정규-비정규 (정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이로 인하여 발생하는) 빈곤격차, 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성의 세 제목의 주제들을 탐색하였다. 각 주제들을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째 주제에서는 정규-비정규 빈곤격차에 대한 두 개의 세부주제를 탐색하였다. 먼저, 정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이로 인하여 발생하는 빈곤위험의 차이가 존재하는지를 탐색하였다. 비정규계약은 정규계약에 비하여 낮은 임금수준과 높은 실업위험을 발생시킬 수 있으므로, 인적자본, 능력, 동기 등이 동일하다고 하더라도 비정규근로자는 정규근로자에 비해 높은 빈곤위험을 경험할 수 있다.

다음으로는, 정규-비정규 빈곤격차가 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 차이 중 어떠한 요인에 의해서 주로 발생하는지를 탐색하였다. 이에 대한 탐색은 정규-비정규 빈곤격차가 발생하는 기제를 이해하는데 기여한다. 이를 위하여, 본 연구는 일반적으로 1년 단위로 측정되는 빈곤지위에 대응

하는 연간근로소득이 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수로 의하여 포착된다고 가정함으로써 이를 탐색하였다. 이는 각 요인들에 의하여 설명되지 않는 정규-비정규 빈곤격차의 잔여부분에 대한 모호함을 최대한 감소시킴으로써, 각 요인들의 영향을 보다 정확히 포착하는데 기여한다.

둘째 주제에서는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 탐색하였다. 주로 가구의 이차소득자로 기능하는 기혼여성의 비정규고용에의 참여는 주로 가구의 일차소득자인 기혼남성의 비정규고용에의 참여에 비하여 가구의 빈곤위험의 완화에 보다 효과적일 수 있으므로, 이에 대한 탐색은 가구의 이차소득자들의 잔여적인 노동시장참여의 촉진을 통하여 빈곤문제에 대응하고자 하는 정책입안자들에게 중요한 함의를 제공할 수 있다. 이의 탐색을 위하여, 본 연구는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이가, (a) 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이고 기혼남성이 주로 가구의 일차소득자이기 때문에, 그리고 (b) 기혼여성과 기혼남성 간에 정규-비정규 근로소득격차가 다를 수 있기 때문에 발생할 수 있다고 가정하였다. 따라서 본 연구는 기혼여성과 기혼남성의 정규-비정규 연간근로소득격차와 정규-비정규 빈곤격차를 모두 추정하고 이를 비교함으로써, 특히 기혼여성이 주로 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 더 작을 수 있는 경향이 존재하는지를 탐색하였다.

셋째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 현재의 빈곤격차가 가까운 미래에도 지속되는지를 탐색하였다. 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차가 분명히 존재한다고 하더라도, 이것이 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차가 지속성을 가짐을 함의하지는 않는다. 따라서 위 주제에 대한 탐색만으로는, 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 경제적 웰빙의 차이에 대한 통합적인 이해를 가지는 것은 어렵다. 그러므로 본 연구는 정규-비정규 빈곤격차의 지속성을 탐색함으로써 정규-비정규 빈곤격차에 대한 통합적인 이해를 증진시키고자 하였다.

한편으로는 정규계약과 비정규계약 간에 존재하는 인적자본축적의 차이와 실업위험의 차이로 인하여 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차는 강한 지속성을 가질 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 비정규계약이 정규계약이나 더 나은 일자리로 이행하는 징검다리로 기능할 수 있고, 정규계약 또한 현실의 노동시장에서는 노동시장참여수준을 반드시 지속시키거나 개선시키지 않을 수 있으므로, 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 빈곤격차는 일시적일 가능성 또한 존재한다. 이에 본 연구는 정규계약과 비정규계약 간의 현재와 가까운 미래의 빈곤격차를 모두 추정하고 이를 비교함으로써, 본 연구의 마지막 주제를 탐색하였다.

본 연구는 실증연구의 분석대상으로서, 본 연구의 정책적 관심의 주 대상인 우

리나라(한국)를 선택하였다. 분석자료로는 장기간의 패널자료를 포함하는 한국노동패널을 선택하였으며, 분석방법으로는 개인의 미관측 이질성을 통제하는 고정효과 접근을 사용하였다. 가구의 빈곤지위는 균등화중위가구소득의 60%를 빈곤선으로 사용하여 구분하였으며, 또한 비정규계약 내의 이질성의 고려를 위하여 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 배타적 범주들로 구분하여 추가적인 탐색을 수행하였다.

본 연구의 주요 발견들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 6.2%p 높게 나타났으며, 연간근로소득은 15.2% 낮게 나타났다. 또한 비정규계약 내의 이질성이 크게 나타났다. 1년 이상 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 2.9%p 높았고 연간근로소득은 6.4% 낮았으며, 1년 미만 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 8.3%p 높았고 연간근로소득은 22.0% 낮았으며, 일용계약의 빈곤위험은 정규계약보다 7.5%p 높았고 연간근로소득은 23.9% 낮았다.

둘째, 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약에 비하여 높게 나타나기는 하였으나, 실업과 미취업은 물론 비임금근로의 빈곤위험보다도 크게 낮았다. 먼저, 실업과 미취업의 빈곤위험은 정규계약보다 각각 41.1%p, 37.1%p 높았으며, 비임금근로의 빈곤위험은 정규계약보다 13.6%p 높았다. 따라서 비정규계약은 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 초래하기는 하지만, 다른 경제활동상태들과 비교하여서는 빈곤위험을 완화하는 요인으로 나타났다.

셋째, 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수 중 어떠한 요인에 의해서 주로 설명되는지를 살펴본 결과, 여성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금과 주당근로시간에 의해서 주로 발생하며, 남성의 경우에는 시간당임금에 의해서 주로 발생하는 것으로 나타났다. 근로월수의 영향은 다른 요인들에 비하여 작았다. 이러한 성별 간의 차이는 여성에게서 정규계약과 비정규계약 간의 주당근로시간의 차이가 남성보다 훨씬 뚜렷한 반면, 시간당임금의 격차는 여성보다 남성에게서 더 뚜렷하기 때문인 것으로 보인다. 주당근로시간이 남성보다 여성에게서 더 뚜렷하게 나타난 원인은, 여성의 근로동기가 남성보다 가구의 소득상황에 더 의존적일 수 있고, 또한 여성의 근로동기가 정규계약과 비정규계약의 참여여부와 연관되어 있을 수 있기 때문이다. 그리고 정규-비정규 시간당임금의 차이가 여성보다 남성에게서 더 뚜렷하게 나타난 이유는 주로 잔여적인 업무를 담당하는 비정규계약보다 주로 핵심적인 업무를 담당하는 정규계약에서 성별임금격차가 더 크게 나타날 수 있기 때문이다.

넷째, 기혼여성의 비정규고용에의 참여가 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 가구의 빈곤위험을 효과적으로 완화할 수 있는 경향에 대한 증거는 매우 부분적으로만 발견되었다. 1년 이상 비정규계약의 경우에만, 정규-비정규 연간 근로소득격차가 기혼여성 145만원, 기혼남성 116만원으로 기혼여성이 더 컸음에도 불구하고, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 1.9%p, 기혼남성 4.1%p로 기혼여성이 더 작게 나타났다. 따라서 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에, 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작을 수 있는 경향이 발견되었다. 다만, 1년 미만 비정규계약과 일용계약에서는 이러한 경향이 전혀 발견되지 않았다. 따라서 종합적으로는 기혼여성의 비정규고용에의 참여가 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 가구의 빈곤위험을 효과적으로 완화할 수 있는 일관된 증거를 발견하지는 못하였다. 한편 이는 비정규고용에 참여하는 기혼여성의 근로소득의 절대적인 수준이 매우 낮은 것에 일부 기인한 것일 수 있다.

다섯째, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성은 개인의 미관측 요인을 통제하였을 때에는 상당히 존재하는 것으로 나타났지만, 개인의 미관측 요인을 통제하는 경우에는 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 노동시장의 이중화를 발생시키는 요인이 정규계약과 비정규계약 간의 고용계약형태의 차이가 아닐 수 있음을 함의한다.

여섯째, 남성의 정규계약과 비임금근로 간의 빈곤격차는 정규-비정규 빈곤격차와는 달리 2년 후에도 지속되는 경향을 보였다. 또한 비임금근로의 빈곤위험은 비정규계약보다도 상당히 높았다. 이는 우리나라의 많은 자영업자들이 높은 빈곤위험에도 불구하고 자영업에 투입된 고정비용 등으로 인하여 다른 경제활동상태로 쉽게 이행하지 못하고 장기적으로도 빈곤의 덫에 빠질 수 있음을 함의한다는 측면에서, 본 연구의 중요한 결과 중 하나로서 주목할 필요성이 있다.

본 연구의 결론에서는 이러한 발견들에 기초한 함의들과 연구의 한계에 대하여 논하였다.

주요어 : 빈곤, 비정규고용, 이차소득자, 빈곤의 지속성, 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델

학 번 : 2015-30961

목 차

국문초록 ····· i

제1장 서 론 ····· 1

제2장 한국의 비정규고용의 문제 ····· 11

제1절 한국의 비정규직 관련 논의와 제도변화의 과정 ····· 11

제2절 한국의 고용형태의 구분과 고용형태에 따른 임금 수준의 차이 15

제3장 이론적 배경 ····· 21

제1절 정규근로자와 비정규근로자 간 임금격차 ····· 24

제2절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차 ····· 32

제3절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이 ····· 41

제4절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성 ····· 45

제4장 연구방법 ····· 51

제1절 자료 ····· 53

제2절 추정방법 ····· 61

1. 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델 ····· 61

2. 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델 ····· 63

제3절 추정모델 ····· 67

1. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차 ····· 67

2. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과
기혼남성 간의 차이 ····· 69
3. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성 ····· 71

제5장 분석결과 ····· 73
제1절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차 ····· 73
1. 기술통계량 ····· 73
2. 회귀모델 추정결과: 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차87
3. 회귀모델 추정결과: 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의
원인 ····· 93
4. 성별에 따른 분석 ····· 103
제2절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과
기혼남성 간의 차이 ····· 114
1. 기술통계량 ····· 114
2. 회귀모델 추정결과 ····· 123
제3절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성 ····· 132
1. 기술통계량 ····· 132
2. 회귀모델 추정결과 ····· 142

제6장 결 론 ····· 153
제1절 주요 결과 ····· 153
제2절 정책적 함의 ····· 157
제3절 연구의 한계 ····· 159

부 록 ····· 163
부록 1. 한국노동패널의 주요 통계치의 추이 ····· 163

부록 2. 균등화가구소득 변수의 구성에 대하여 ····· 166
부록 3. 정태적 로지스틱 회귀모델의 도출과정 ····· 170
부록 4. Bartolucci and Pigini(2017b)의 피드백 영향의 통제방법 171
부록 5. 빈곤회귀모델의 전체 분석결과 ····· 173
부록 6. 제5장 제1절의 부표 ····· 176
부록 7. 제5장 제3절의 부표 ····· 181
부록 8. 정규근로자와 비정규근로자 간 균등화가구소득격차에 대한 추가분석 ····· 183

참고문헌 ····· 185

Abstract ····· 195

표 목 차

〈표 1〉 고용형태별 근로실태조사의 정규직과 비정규직 근로자의 정의 ····· 17
〈표 2〉 우리나라의 2017년 고용형태별 비중 ····· 18
〈표 3〉 우리나라의 2017년 고용형태별 월임금총액의 평균 ····· 19
〈표 4〉 고용형태에 따른 월임금총액의 로그값의 차이 ····· 20
〈표 5〉 정규-비정규계약 임금격차에 대한 이론들 ····· 24
〈표 6〉 한국노동패널에서의 종사상지위와 계약기간 정함의 유무, 정규직 여부와의 교차표 ····· 56
〈표 7〉 변수설명 ····· 60
〈표 8〉 전체표본과 분석표본의 기술통계량 ····· 74
〈표 9〉 고용지위가 균등화가구소득의 로그값에 미치는 영향: 전체표본과 분석표본 ····· 77
〈표 10〉 고용지위가 균등화가구소득의 절대값에 미치는 영향: 전체표본과 분석표본 ····· 77
〈표 11〉 경제활동상태에 따른 주요 변수들의 기술통계량 ····· 81
〈표 12〉 임금근로자의 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 기술통계량 ···· 84
〈표 13〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 87
〈표 14〉 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 88
〈표 15〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 91
〈표 16〉 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 91
〈표 17〉 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이 ····· 93
〈표 18〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 95
〈표 19〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 96
〈표 20〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 100
〈표 21〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과:

비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 101
〈표 22〉 임금근로자의 빈곤, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 기술통계량: 여성과 남성 ····· 104
〈표 23〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 106
〈표 24〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 108
〈표 25〉 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 차이 ····· 111
〈표 26〉 기혼여성과 기혼남성의 기술통계량 ····· 115
〈표 27〉 기혼여성과 기혼남성의 경제활동상태에 따른 주요 변수의 기술통계량 117
〈표 28〉 동일 가구에서의 기혼여성과 기혼남성 간의 연간근로소득의 차이 122
〈표 29〉 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이: 기혼여성과 기혼남성 ····· 124
〈표 30〉 기혼여성과 기혼남성의 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 126
〈표 31〉 기혼여성과 기혼남성의 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분 126
〈표 32〉 기혼여성과 기혼남성의 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 128
〈표 33〉 기혼여성과 기혼남성의 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분 128
〈표 34〉 여성과 남성의 기술통계량 ····· 133
〈표 35〉 경제활동상태의 시점에 따른 연간근로소득과 균등화가구소득 ····· 135
〈표 36〉 여성의 경제활동상태의 시점 간 이행 ····· 139
〈표 37〉 남성의 경제활동상태의 시점 간 이행 ····· 140
〈표 38〉 시점에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 145
〈표 39〉 시점에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 146
〈표 40〉 시점에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 148
〈표 41〉 시점에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 149
〈부표 1〉 한국노동패널로 계산한 빈곤선과 20-64세의 빈곤율 ····· 163

〈부표 2〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 여성과 남성 ····· 174
〈부표 3〉 평균부분효과: 여성과 남성 ····· 175
〈부표 4〉 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 차이 ····· 176
〈부표 5〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ·· 177
〈부표 6〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ·· 179
〈부표 7〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분 ····· 181
〈부표 8〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분 ····· 182
〈부표 9〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분, 전체 표본에 대한 분석 ····· 183

그 림 목 차

[그림 1] 경제활동인구조사의 비정규직 비중의 연도별 추이 ····· 12
[그림 2] 가상의 정규근로자와 비정규근로자의 가구소득의 누적로그정규분포 43
[그림 3] 연간근로소득의 확률밀도함수 ····· 83
[그림 4] 균등화가구소득의 확률밀도함수 ····· 83
[그림 5] 시간당임금의 로그값의 확률밀도함수 ····· 85
[그림 6] 주당근로시간의 히스토그램 ····· 86
[그림 7] 근로월수의 히스토그램 ····· 86
[그림 8] 연간근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수: 기혼여성 ····· 119
[그림 9] 연간근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수: 기혼남성 ····· 120
[그림 10] 정규계약과 비정규계약의 연간근로소득의 시점에 따른 분포 ····· 136
[그림 11] 정규계약과 비정규계약의 균등화가구소득의 시점에 따른 분포 ··· 136
[그림 12] 정규계약과 비정규계약의 빈곤의 시점에 따른 분포 ····· 137
[부그림 1] 한국노동패널에서 나타난 각 경제활동상태의 연도별 비중 (20-64세) ····· 164
[부그림 2] 한국노동패널에서 나타난 각 경제활동상태의 연도별 빈곤율 (20-64세) ····· 165
[부그림 3] 균등화가구소득의 중위값과 가구크기의 평균값 ····· 167
[부그림 4] 빈곤율 ····· 168
[부그림 5] EHI1을 사용한 빈곤지위와 EHI2를 사용한 빈곤지위 간의 일치율169

제1장 서 론

고용의 안정은 자본주의 사회에서 개인과 가구의 경제적 웰빙을 보장하기 위한 필수적인 요소로 여겨진다. 이에 노동자들은 고용의 안정을 보장받기 위해 투쟁하여 왔으며, 현재 대부분의 국가들은 고용보호법제를 통하여 기업이 고용계약기간에 정함이 없는 임금근로자들을 자유롭게 해고하지 못하도록 규정하고 있다(Aleksynska and Eberlein, 2016, OECD, 2020a). 그러나 한정된 근로기간 또는 정해진 업무를 기초로 근로계약을 맺음으로 인하여 이러한 법적인 보장에서 제외되는 비정규고용의 비중이 점차 증가함에 따라, 정규근로자와 비정규근로자 간에 발생하는 고용안정성의 뚜렷한 차이는 사회적 차별의 관점에서 중요한 이슈로 등장하였다.[1)]

특히 저성장 및 노동시장양극화로 인한 근로빈곤의 문제가 점차 심화되면서, 비정규근로자들의 높은 빈곤위험은 많은 국가들에서 핵심적인 정책의제로 등장하였다(OECD, 2002; Eurofound, 2017). 또한 이와 관련하여, 정규고용의 비중을 확대함으로써 임금근로자들의 고용안정을 최대한 보장하자는 정책적 입장과, 정규고용에 대한 높은 고용보호수준을 완화하고 비정규고용의 사용을 촉진시킴으로써 총 고용수준을 증가시켜야 한다는 정책적 입장이 치열하게 대립해오고 있다.

중요한 점은, 이러한 정책적 논쟁들의 중심에는 정규계약과 비정규계약이 개인의 경제적 웰빙을 결정하는 중요한 요인이라는 인식이 존재한다는 것이다. 즉, 정규계약과 비정규계약 간에 존재하는 고용안정성의 뚜렷한 차이와 정규근로자와 비정규근로자 간에 존재하는 경제적 웰빙의 뚜렷한 차이로 인하여, 정규계약과 비정규계약이 경제적 웰빙을 결정하는 핵심적인 요인이라는 무비판적인 인식이 발생하는 경향이 존재하는 것이다. 그렇지만 학술적인 측면에서는, 정규근로자와 비정규근로자 간의 경제적 웰빙의 차이가 그들 간의 고용계약형태의 차이에 주요하게 기인하는지는 모호하다. 그 이유는 정규근로자들과 비정규근로자들 간의 경제적 웰빙의 차이는 그들 간의 인적자본, 능력, 동기 등의 차이에서 상당한 정도로 비롯되었을 수 있기 때문이다. 일반적으로 정규고용은 비정규고용보다 선호되므로, 정규근

1) 본 연구에서는 정규계약과 비정규계약을 각각 'permanent contracts'와 'temporary contracts'에 대응하는 용어로 사용하였다. 물론, 보다 엄밀하게는 무기계약과 유기계약이 더 적합한 한글표현일 수 있지만, 우리나라의 배경에서는 정규계약과 비정규계약이 훨씬 가독성 있는 용어임을 고려하여 이를 선택하였다. 또한 정규계약과 비정규계약은 임금근로를 배타적으로 포괄하는 용어로 사용하였다.

로자들은 비정규근로자들보다 높은 인적자본, 능력, 동기를 가지는 경향이 있다.

이와 같은 문제의식에 일부 기초하여, 기존연구들은 주로 개인의 다른 특성들이 동일하다고 하더라도, 정규계약(permanent contracts)과 비정규계약(temporary contracts)이 시간당임금(hourly wage)의 차이를 발생시킬 수 있는지에 대하여 논의하였으며 또한 관련된 실증증거들을 탐색하였다. 기존연구들의 현재까지의 결론을 요약하면, 정규계약은 비정규계약에 비하여 임금프리미엄(wage premium)과 임금패널티(wage penalty)를 모두 경험할 수 있으며, 다만 하위임금분포에서는 임금패널티의 압력이 상위임금분포에서는 임금프리미엄의 압력이 보다 더 강할 수 있다는 것이다.

다만 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차에 대한 연구들은 정규계약과 비정규계약이 발생시키는 개인의 경제적 웰빙의 차이를 이해하는데 있어 크게 두 가지의 한계를 가지고 있다. 먼저 첫째 한계는 정규-비정규(정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이로 인하여 발생하는[2]) 임금격차의 문헌들은 시간당임금의 차이만을 규명함으로써 경제적 웰빙의 다른 중요한 결정요인들인 근로시간이나 실업위험의 차이를 고려하지는 못하였다는 것이다. 비정규계약은 정규계약에 비하여 계약형태의 내재적 차이로 인하여 높은 실업위험을 경험하며, 또한 정규계약보다 잔여적인 업무들을 주로 담당하는 비정규계약(완충재고모델; Booth et al., 2002a)에서 시간제 근로(part-time work)의 비중이 더 높을 수 있다.[3] 예로서, 건설업에 종사하는 일용근로자의 경우, 시간당임금은 상당히 높을 수 있으나 안정적인 근로시간이나 근로기간의 측면에서는 높은 불안정을 경험할 수 있다. 그러므로 정규계약과 비정규계약 간의 경제적 웰빙의 차이를 살펴보기 위해서는, 연간소득과 같이 일정기간 동안의 소득의 차이를 살펴보는 것이 보다 적절하다. 다음으로 둘째 한계는 개인의 경제적 웰빙이 일반적으로 가구수준에서 결정된다는 점에 기

2) 본 연구에서는 '정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이가 발생시키는 빈곤격차'에 관심을 가진다. 이러한 점을 고려하였을 때에는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차라고 표현하는 것이 문제의식을 명료히 하는데 도움이 될 수 있지만, 한편으로는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차라는 표현은 빈곤이 계약에 내재하는 속성은 아닐 수 있다는 점에서 어색할 수 있다. 다만, 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차라는 표현을 사용하는 것이 본 연구의 가독성을 고려하였을 때에는 훨씬 바람직한 선택이라고 판단된다. 그러므로 본 연구에서는 '정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차', 또는 이를 줄여서 '정규-비정규 빈곤격차'의 표현을 일반적인 표현으로서 사용하였음을 미리 밝힌다.

3) 우리나라에서 시간제근로는 그 자체로서 비정규계약으로 구분된다. 그러므로 비정규계약에서 시간제근로가 더 많을 수 있다는 표현은 분명 어색하다. 다만, 본 연구에서는 개념적으로 고용의 안정성 또는 고용계약기간의 차이를 포착하는 범주로서 정규계약과 비정규계약을 구분하고자 하였다. 따라서 이러한 점에서도 무기계약과 유기계약의 표현이 개념적인 측면에서는 보다 적절할 용어의 선택일 수 있다. 다만, 본 연구에서는 국내의 학술연구들과의 일관성을 제고하는데 보다 초점을 맞추어 다소의 혼동이 존재할 수 있는 표현을 사용하였음을 밝힌다.

인한다. 예를 들어, 가구의 일차소득자의 저임금과 이차소득자의 저임금은 상당히 다른 수준의 경제적 웰빙을 발생시킬 수 있다. 즉, 일차소득자의 저임금은 가구의 높은 빈곤위험의 주요한 원인일 수 있는 반면, 이차소득자의 저임금은 오히려 가구의 추가소득으로 기능함으로써 가구의 빈곤위험을 완화하는데 주요하게 기여할 수 있다.

그러므로 정규계약과 비정규계약이 경제적 웰빙에 미치는 영향을 보다 정확히 이해하기 위해서는, 개인의 경제적 웰빙을 직접적으로 포착하는 변수들에 대한 탐색이 필요하다. 이에 본 연구는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이를 추정하는 것을 주요한 목적으로 하였다.[4] 이 주제는 분명한 중요성을 가지고 있지만, 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차에 대해서는 상대적으로 적은 수의 연구들이 수행되었다(Debel, 2008; Van Lacker, 2012; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010).

또한 정규-비정규 빈곤격차에 대한 적은 관심은 관련된 중요한 주제들에 대한 상세한 탐색을 저해한 측면이 존재한다. 특히, 앞서 언급한 정규-비정규 임금격차 문헌들이 가지는 두 한계는, 정규-비정규 빈곤격차와 관련하여 중요한 이슈들을 제기한다. 먼저, 정규-비정규 임금격차 문헌들이 정규계약과 비정규계약 간의 시간당 임금의 차이만을 고려한 반면, 정규-비정규 빈곤격차에는 시간당임금의 차이만이 아닌 근로시간과 실업위험의 차이가 함께 반영된다. 이에 기존연구들 또한 정규-비정규 빈곤격차가 그들의 시간당임금 또는 주당근로시간의 차이 중 어떠한 요인에 의해 주로 발생하는지에 관심을 기울였다(Lass and Wooden, 2018; 백학영 · 구인회, 2010; 백학영, 2013). 이에 대한 탐색은 정규계약과 비정규계약 간의 경제적 웰빙의 차이가 발생하는 기제를 보다 명료히 이해하고 정책적 개입의 목표를 구체화하는데 기여한다.

또한 경제적 웰빙의 수준이 일반적으로 가구수준에서 결정된다는 점은, 개인의 가구 내에서의 위치에 따라 정규계약과 비정규계약의 빈곤위험이 상당히 이질적일 수 있음을 의미한다. 특히, 가구의 일차소득자의 비정규고용과 이차소득자의 비정규고용이 발생시키는 빈곤위험은 상당히 이질적일 것으로 기대할 수 있다. 이러한 이질성은 빈곤완화를 위한 정책개입 또한 이질적일 필요성이 있음을 함의한다는 측면에서, 중요한 이슈로서 탐색되어야 할 필요성을 가진다. 이에 기존연구들 또한 이와 관련된 다소간의 함의들을 탐색하였다(Van Lacker, 2012; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010).

---

4) 경제적 웰빙을 직접적으로 포착하는 다른 변수로는 대표적으로 균등화가구소득이 있다. 다만, 본 연구에서는 빈곤에 대한 큰 정책적 관심을 배경으로 하여 빈곤에 대하여 분석하였다.

그렇지만 위 주제들은 기존연구들에서 명료하게 탐색되지 못함으로써 여전히 상당한 모호함을 가지고 있다. 이는 아마도 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차에 대한 학술적인 관심 자체가 상당히 적었기 때문인 것으로 보인다. 그러므로 본 연구는 위 주제들을 모두 탐색함으로써, 정규계약과 비정규계약 간의 경제적 웰빙의 차이, 특히 빈곤격차에 대한 이해를 증진시키는 것을 목적으로 한다.

그러나 한편 비정규계약의 고용이행에 대한 문헌들은 위 주제들의 탐색만으로는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차에 대한 통합적인 이해를 가지는 것이 불충분할 수 있음을 함의한다. 비정규계약의 고용이행에 대한 문헌들은 현재의 비정규고용의 경험이 정규고용의 경험과 비교하여, 미래의 노동시장결과를 개선시키지 못함으로써 미래의 경제적 웰빙에 긍정적이지 않거나 부정적인 영향을 줄 수 있는 가능성에 주목한다. 이는 정규-비정규 빈곤격차에 대해서도 매우 중요한 함의를 제공한다.

즉, 현재의 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차는 현재에만 발생하는 것이 아니라 가까운 미래에도 강한 지속성을 가질 수 있는 가능성이 존재한다. 또한 이러한 지속성이 강할수록 비정규계약이 발생시키는 빈곤의 덫 또한 뚜렷이 존재할 수 있다. 무엇보다 정규계약에 비한 비정규계약의 열악한 지위에 대한 정책적 관심은 결코 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 노동시장결과의 차이에만 있지 않으며, 오히려 그들 간의 미래의 노동시장결과의 차이에 있는 경우가 많다. 그러므로 이 이슈에 대한 탐색은 정규-비정규 빈곤격차를 통합적으로 이해하는데 있어 필수적이라고 할 수 있다. 특히, 정규계약과 비정규계약 간에 빈곤격차가 뚜렷이 나타난다는 사실만으로, 그들 간의 빈곤격차의 지속성 또한 강할 것으로 쉽게 단정해버릴 수 있는 위험이 존재한다는 점에서, 이 주제에 대한 학술적인 탐색은 또한 중요성을 가진다.

이에 본 연구는 정규-비정규 빈곤격차와 관련하여 중요하게 나타나는 여러 주제들을 통합적으로 탐색함으로써, 정규-비정규 빈곤격차에 대한 기존의 이해를 증진시키는 것을 목적으로 하였다. 이 목적을 달성하기 위해서, 본 연구는 위에서 논의한 주제들을 정규-비정규 빈곤격차, 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성의 세 제목의 주제들로 구분하여 각 주제들을 탐색하였다. 구체적으로 각 주제들의 내용을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 첫째 주제인 정규-비정규 빈곤격차에서는 두 개의 세부주제를 탐색하였다. 첫 번째 세부주제에서는 정규-비정규 빈곤격차에 대한 연구의 출발점으로서, 정규근로자와 비정규근로자 간에 '고용계약형태의 차이가 발생시키는 빈곤위험의 차이'가 존재하는지를 탐색하였다. 보다 구체적으로는 정규계약과 비정규계약 간의

근로소득격차로 인하여 발생하는 빈곤격차를 탐색하였다. 비정규계약은 정규계약에 비하여 높은 실업위험을 경험할 수 있으며 또한 임금패널티를 경험할 수 있으므로, 비정규계약은 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 초래할 수 있다. 그러나 정규계약에 비한 비정규계약의 높은 실업위험은 고용계약형태의 내재적 차이로 인하여 자명한 반면, 정규계약과 비정규계약 간의 임금수준의 차이는 다소 모호하다. 보상임금격차이론(Rosen, 1986)은 정규계약에 비한 비정규계약의 임금프리미엄을 예측하는 반면, 그 외의 여러 이론들은 정규계약에 비한 비정규계약의 임금패널티를 예측한다. 그러나 기존의 이론들과 증거들은 최소한 하위임금분포에서는 정규계약에 비한 비정규계약의 임금패널티의 존재를 상당히 일관되게 지지한다. 그러므로 주로 저숙련자들이 높은 빈곤위험을 경험한다는 점을 고려한다면, 정규계약과 비정규계약 간의 임금수준의 차이 또한 정규계약에 비하여 비정규계약의 높은 빈곤위험을 초래할 것으로 기대할 수 있다. 일부의 선행연구들 또한 비정규계약이 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 경험한다는 것을 발견하였다(Debel, 2008; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010).

첫째 주제에서는 또한 두 번째 세부주제로서 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이가 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 차이 중 어떠한 요인에서 주로 기인하는지를 탐색하였다. 이에 대한 탐색은 정규-비정규 빈곤격차가 발생하는 기제를 이해하고 정책개입의 목표를 구체화하는데 기여하므로, 이 이슈는 소수의 연구들에서 탐색되었다(Lass and Wooden, 2018; 백학영·구인회, 2010; 백학영, 2013). 그러나 기존연구들은, 일반적으로 '1년 단위로 측정되는 빈곤지위에 대응하는 연간근로소득'을 구성하는 요인들을 포착하는 것에 연구의 관심을 두지 않고, 편의적으로 사용되는 시간당임금과 주당근로시간의 변수에만 초점을 두었다는 한계를 가진다. 또한 이는 시간당임금과 주당근로시간의 영향에 대한 탐색에도 모호함을 발생시킨다. 예를 들어, Lass and Wooden(2018)의 연구에서는 시간당임금과 주당근로시간으로 설명되지 않는 정규-비정규 빈곤격차의 잔여부분에 대하여 모호함을 남겨둠으로써, 그 잔여부분이 시간당임금과 주당근로시간으로 포착되지 않는 요인(예, 실업위험)의 영향으로 인한 것인지, 또는 두 변수의 보다 복잡한 영향을 통제하지 않았기 때문인지를 알기 어렵다. 특히, 정규계약과 비정규계약 간의 실업위험의 차이가 그들 간의 빈곤위험의 차이를 주요하게 발생시키는지는 중요한 정책적 관심임에도 불구하고, 기존연구들은 이에 대한 증거를 탐색하지 않았다.

이에, 본 연구는 1년 단위의 빈곤지위에 대응하는 연간근로소득을 포착하는 변수로서 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 선택함으로써, 정규계약과 비정규계약 간의 (연간근로소득격차로 인하여 발생하는) 빈곤격차의 설명되지

않는 부분에 대한 모호함을 최대한 감소시키는 접근을 사용하여 이 주제를 탐색하였다. 이는 세 변수들의 영향을 보다 정확히 포착하는데 기여한다. 이론적으로 비정규계약은 정규계약에 비하여 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수가 모두 적을 수 있다. 완충재고모델(Booth et al., 2002a)에 의하면, 비정규계약은 정규계약에 비하여 잔여적인 업무를 담당하므로 시간당임금과 근로시간 모두 정규계약보다 적을 수 있으며, 고용계약형태에 내재하는 실업위험의 차이로 인하여 비정규계약의 근로월수는 정규계약보다 적을 수 있다. 그러므로 세 변수 중 어떠한 요인이 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는데 있어 주요할 것인지는 모호하며 따라서 이는 실증적으로 탐색되어야 한다.

다음으로 둘째 주제에서는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 탐색하였다. 개인의 경제적 웰빙의 수준이 일반적으로 가구수준에서 결정되므로, 정규-비정규 빈곤격차는 일차소득자와 이차소득자 간에 뚜렷한 이질성을 보일 수 있다. 특히 기혼여성과 기혼남성은 일반적으로 가구 내에서 임금노동과 가사노동의 뚜렷한 분업을 경험하는 경향이 존재하므로, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성과 기혼남성 간에 뚜렷한 이질성을 보일 수 있다.

특히, 본 연구는 그 이질성의 핵심 주제로서, 주로 가구의 이차소득자로 기능하는 기혼여성의 비정규고용에의 참여가 주로 가구의 일차소득자로 기능하는 기혼남성의 비정규고용에의 참여에 비하여, 가구의 빈곤위험을 완화하는데 있어 보다 효과적으로 기능하는지에 대해 탐색하였다. 많은 국가들에서는 여전히 기혼여성과 기혼남성 간에는 뚜렷한 노동분업이 존재하며, 이에 따라 부부의 생애주기 동안 기혼남성은 가구의 생계를 주로 책임지고 반면 기혼여성은 주로 돌봄과 가사노동을 담당함으로써 기혼여성은 기혼남성에 비하여 가구의 생애소득에 대해서는 뚜렷하게 적은 기여를 하는 경향을 가진다. 따라서 기혼여성의 비정규고용은 기혼남성의 비정규고용에 비하여 주로 가구의 이차소득으로 기능하므로, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼남성보다 기혼여성에게서 뚜렷이 작을 수 있다. 즉, 기혼여성의 비정규고용의 빈곤위험완화의 효과가 상당히 클 수 있다. 이는 특히 가구의 이차소득자의 잔여적인 노동시장참여의 촉진을 통하여 빈곤문제에 대응하고자 하는 정책적 접근에 대하여 중요한 함의를 제공할 수 있다. 그러므로 본 연구는 이 주제의 탐색을 통하여, 가구의 이차소득자의 잔여적인 노동시장참여가 가구의 빈곤완화에 있어 뚜렷한 효과성을 가지는지에 대한 정책적 함의를 얻고자 한다.

그러나 이에 대한 함의는 단지 정규-비정규 빈곤격차를 기혼여성과 기혼남성 간에 비교하는 것만으로는 얻기 어렵다. 이는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이는 단지 기혼여성과 기혼남성 간의 가구에서의 노동분업 위치

의 차이만으로 결정되지 않으며, 기혼여성과 기혼남성 간에 뚜렷이 구분되는 노동시장참여수준의 차이에 의해서도 결정되기 때문이다. 그러므로 기혼여성의 잔여적인 노동시장참여의 빈곤완화 효과를 살펴보기 위해서는, 기혼여성과 기혼남성 간의 가구 내에서의 위치만이 아니라 기혼여성과 기혼남성 각각의 소득구조의 차이를 고려해야 한다. 그럼에도 불구하고 기존연구들은 단순히 정규-비정규 빈곤격차의 여성과 남성 간의 차이에 대한 정보만으로, 둘 간의 가구에서의 위치에 따른 추론을 제시하였다(Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010; Van Lacker, 2012).

이에, 본 연구는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이가, (a) 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이고 기혼남성이 주로 가구의 일차소득자이기 때문으로 인해서만 발생하는 것이 아니라, (b) 기혼여성과 기혼남성 간에 정규-비정규 근로소득격차가 다를 수 있기 때문에도 발생한다고 가정함으로써 본 주제를 탐색하였다. 전자는 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다는 기혼여성에게서 더 작을 것을 예측하는 반면, 후자의 영향의 방향은 모호하다. 후자의 영향의 방향이 모호한 이유는, 한편으로는 기혼여성의 비정규고용의 참여의 목적이 주로 가구의 일시적인 소득을 벌기 위한 것일 수 있으므로 정규-비정규 근로소득격차가 기혼남성보다는 기혼여성에게서 더 클 수 있지만(Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010), 다른 한편으로는 비정규계약에 비하여 보다 중요한 업무를 담당하는 정규계약에서(완충재고모델; Booth et al., 2002a) 성별임금격차가 더 클 수 있으므로 정규-비정규 근로소득격차는 기혼여성보다는 기혼남성에게서 더 클 수 있기 때문이다. 그러므로 본 연구는 기혼여성과 기혼남성의 정규-비정규 연간근로소득격차와 정규-비정규 빈곤격차를 모두 추정하고 이들을 기혼여성과 기혼남성 간에 비교함으로써, 특히 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작을 수 있는 경향이 존재하는지를 탐색하였다.

마지막으로 셋째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 현재의 빈곤격차가 가까운 미래에도 지속되는지를 탐색하였다. 첫째와 둘째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차를 탐색하였다. 그러나 이 격차가 분명히 존재한다고 하더라도, 이것이 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이가 지속성을 가질 수 있음을 반드시 함의하는 것은 아니다. 그러므로 첫째와 둘째 주제의 탐색만으로는 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 빈곤위험의 차이에 대한 통합적인 이해를 가지기는 어렵다. 무엇보다 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이에 대한 관심은, 정규계약과 비정규계약 발생시키는 미래의 빈곤위험의 차이에 대해서도 상당한 정도로 존재한다는 점에서, 이 주제는 중요하게 탐색되어야 할 필

요성을 가진다.

그러나 이 주제의 중요성에도 불구하고, 본 연구자는 이 이슈를 직접적으로 탐색한 연구들을 발견하지는 못하였다. 그러나 관련된 기존연구들은 정규-비정규 빈곤격차의 지속성에 대한 이론적인 함의를 제공한다. 먼저, 정규계약과 비정규계약 간에 존재하는 인적자본축적의 차이(완충재고모델; Booth et al., 2002a)와 실업위험의 차이는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 지속성을 발생시키는 요인으로 작용할 수 있다. 그러나 다른 한편으로는, 비정규계약은 정규계약이나 더 나은 일자리로 이행하는 징검다리로 기능할 수 있고 정규계약 또한 현실의 노동시장에서는 노동시장참여수준을 반드시 지속시키거나 개선시키지 않을 수 있으므로, 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 빈곤격차는 상당히 일시적일 수 있다. 그렇지만 고용지위의 이행에 대하여 탐색한 기존연구들은 정규계약과 비정규계약의 고용지위의 지속성이 높음을 보고하고 있으며, 따라서 이들의 연구에 기초하였을 때에는 정규-비정규 빈곤격차 또한 지속성을 가질 수 있을 것으로 기대할 수 있는 측면이 있다. 무엇보다 정규근로자와 비정규근로자 간에 존재하는 빈곤위험의 지속성은 고용계약형태의 차이에서가 아닌 개인 간의 인적자본, 능력, 근로의지 등의 차이에서 주요하게 기인할 수 있다는 점을 고려할 때, 이 주제의 탐색은 정규계약과 비정규계약이 노동시장의 이중화(Doeringer and Piore, 1971)를 발생시키는 독립적인 요인인지에 대한 이해를 증진시키는데 기여할 수 있다.

구체적으로 이 주제를 탐색하기 위한 가장 적합한 사회적 실험은 동일한 특성을 가진 개인들에게 정규고용과 비정규고용을 임의로 배정한 후 그들 간의 빈곤격차의 추이를 추적하는 것이므로, 본 연구에서는 이러한 사회적 실험을 모방하기 위하여 현재의 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차와 가까운 미래의 빈곤격차를 모두 추정함으로써 본 연구의 마지막 주제를 탐색하였다.

본 연구는 실증연구의 분석대상으로서, 본 연구의 정책적 관심의 주 대상인 우리나라(한국)를 선택하였다. 우리나라는 OECD 회원국들 중에서 총 임금고용 중 비정규고용이 차지하는 비중이 가장 높은 편에 속하고(OECD, 2019a) 또한 1997년 외환위기 이후 노동시장불평등의 증가를 경험함으로써(구인회, 2004; 김교성, 2007) 비정규직의 고용불안정과 근로빈곤의 문제가 핵심적인 정책의제로 등장하였다(김현경 외, 2016).

실증연구를 위한 분석자료로는 장기간의 패널자료를 포함하는 한국노동패널을 사용하였으며, 분석방법으로는 개인의 미관측 이질성을 통제하는 고정효과접근을 사용하였다. 개인의 미관측 이질성의 통제를 위한 고정효과접근은 정규계약과 비정규계약의 외생성을 보장하기 위한 최소한의 요구로서 기존문헌들에서 광범위하게

채택되었다. 가구의 빈곤지위는 균등화중위가구소득의 60%를 빈곤선으로 사용하여 구분하였으며, 또한 비정규계약 내의 이질성을 고려하기 위하여 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 배타적 범주로 구분하여 추가적인 탐색을 수행하였다.[5)]

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제2장에서는 본 연구의 분석대상이 되는 우리나라의 배경을 간략히 살펴보았다. 제3장에서는 본 연구의 이론적 배경을 검토하였다. 제4장에서는 연구방법에 대하여 설명하였다. 제5장에서는 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제6장에서는 결론을 논의하였다.

5) 본 연구는, 앞서 언급하였듯이, 정규계약과 비정규계약 간의 고용안정성의 차이로 인한 빈곤격차에 초점을 맞춘다. 그러므로 비정규계약 내의 이질성의 고려 또한, 계약기간의 장단(長短)을 중심으로 구분하였다. 이는 본 연구의 선행연구인 스페인에 대한 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)이 선택한 방법과 유사하다.

제2장 한국의 비정규고용의 문제

제1절 한국의 비정규직 관련 논의와 제도변화의 과정

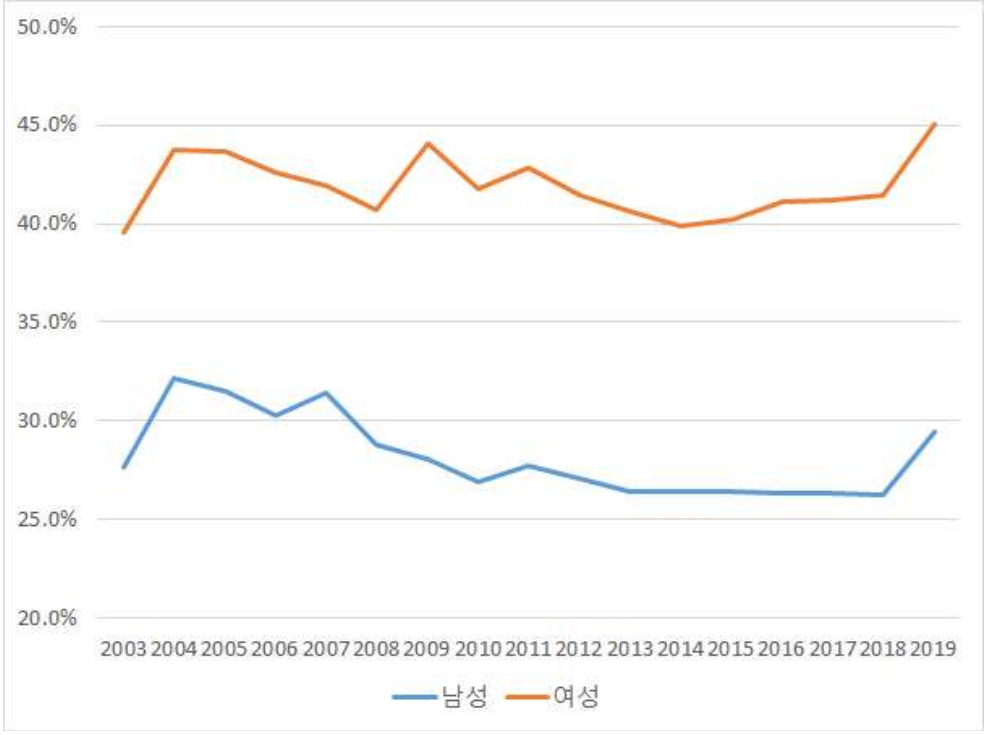
저성장과 노동시장의 양극화 경향으로 인한 근로빈곤층의 증가는 많은 개발국들이 공통적으로 경험하는 현상으로서 중요한 사회적 이슈로 등장하였다(Lohmann, 2009; Marx and Nolan, 2012). 그리고 비정규근로자는 정규근로자에 비해서 고용안정성과 보수가 뚜렷이 낮은 취약한 집단으로서, 중요한 정책적 개입의 대상으로 주목받았다(OECD, 2002; Eurofound, 2017). 우리나라에서는 1997년 외환위기 이후, 근로빈곤과 비정규직 문제가 더욱 결합되어 등장하였다. 여기에서는 본 연구의 분석대상인 우리나라의 지난 20년간의 비정규직 관련 논의와 제도변화 과정을 간략히 살펴보고자 한다.

우리나라에서 비정규직의 문제는 1997년 외환위기 이후로 본격적인 정책적 이슈로 등장하였다. 비정규직의 문제는 근로빈곤의 문제 중 하나임에도 불구하고, 외환위기 이후 많은 가장들이 정규직 일자리에서의 실직과 비정규직 일자리로의 이행을 경험하는 과정에서 핵심적인 사회문제로 등장하게 되었다. 특히, 우리나라의 높은 비정규직 비중(OECD, 2019a) 또한 비정규직 문제를 핵심적인 이슈로 등장하게 한 원인이 되었다.

외환위기 시기에 대하여 정규직과 비정규직의 추이를 정확히 살펴볼 수 있는 통계치는 없지만, 경제활동조사에 의하면 임금근로자 중 임시직과 일용직의 비중이 1996년 43.4%에서 2000년 52.9%로 빠르게 증가함을 확인할 수 있다(양재진, 2003).[6] 다만, 2003년부터 정규직과 비정규직의 규모에 대한 추정치를 제공하는 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사에 의하면(그림 1), 비정규직의 비중은 2004년 이후로 꾸준히 감소하는 경향을 보인다(그러나 가장 최근인 2019년에서는 뚜렷이 증가하는 경향을 보였다).

6) 우리나라는 임금근로자를 상용직, 임시직, 일용직의 배타적 범주로 구분하여 조사한다. 상용직은 무기계약근로자(permanent workers)와 1년 이상의 유기계약근로자(temporary workers)를 포괄하며, 임시직은 1년 미만 그리고 1달 이상 유기계약근로자를 포함하고, 일용직은 1달 미만 유기계약근로자와 일용근로자를 포함한다.

[그림 1] 경제활동인구조사의 비정규직 비중의 연도별 추이



자료: e-나라지표(2020.6.22.).

비정규직 문제가 중요한 사회적 이슈로 등장한 이유는, 비정규직의 낮은 고용보호 수준에 크게 기인한다. 본 연구에서도 또한 정규고용과 비정규고용 간의 고용안정성의 차이가 발생시키는 빈곤위험의 차이를 탐색한다. 우리나라에서는 1953년 5월 10일에 「근로기준법」이 제정되었으며(1953년 8월 9일 시행), 당시의 「근로기준법」의 제27조 제1항은 "사용자는 근로자에 대하여 정당한 이유없이 해고, 휴직, 정직, 전직, 감봉 기타 처벌을 하지 못한다"고 규정한다.[7] 그리고 1989년 3월 29일의 일부개정을 통하여, 피고용자에 대한 해고의 제한을 상시근로자 5인 이상 기업으로 한정하도록 법률에 명시하였다.

이후, 「근로기준법」은 1996년 12월 31일의 일부개정을 통하여(1997년 3월 1일 시행), "경영상 이유"에 의하여 근로자를 해고하도록 규정함으로써 고용조정(또는 정리해고)을 법제화한다. 그리고 이후 1997년 3월 13일 폐지된 후, 동일한 이름으로 1997년 3월 13일 다시 제정되었다. 다시 제정된 「근로기준법」에서는 고용조정의 조건으로서(제31조) "근로자의 과반수로 조직된 노동조합이 있는 경우에는 그 노동조합"과, 없는 경우에는 "근로자의 과반수를 대표하는 자와 성실하게 협의"

7) 법률에 대한 내용은 모두 국가법령정보센터(www.lao.go.kr)를 참조하였다.

해야 함을 규정함으로써 정리해고의 요건을 강화한다. 1996-1997년의 고용조정의 법률화는 1996년부터 어려워진 대외무역 환경에 기인하였다.

우리나라의 외환위기는 1997년 12월부터 본격적으로 시작되었으므로, 노동시장유연성의 증가와 관련된 정리해고제의 도입은 간혹 잘못 알려진 것과 같이 국제통화기금(IMF)의 요구로 이루어진 것이 아님에 주의할 필요가 있다. 또한 정리해고제 또한 근로자와의 성실한 협의를 전제로 하고 있으므로, OECD에서 평가하는 우리나라의 정리해고의 엄격성 지수는 오히려 증가하였다(양재진, 2003). 외환위기 이후에도 「근로기준법」의 고용조정 요건은 약화되지 않았다.

정리해고제에 더하여, 1997년 외환위기와 관련된 우리나라의 노동시장유연성의 주요한 법적 변화는 파견근로제의 도입이다(양재진, 2003). 구체적으로 우리나라에서는 「파견근로자보호등에관한법률」(파견법)이 1998년 2월 20일에 제정되었다(1998년 7월 1일 시행). 다만, 파견고용의 확대는 노동시장유연성을 높이는 핵심적인 요소 중 하나이지만, 우리나라의 파견법의 제정은 주로 파견근로자의 사용과 관련된 관련사항을 정비하는 목적으로 이루어졌고 또한 파견대상업무를 26개로 한정함으로써(고용노동부, 2015), 파견고용의 사용을 오히려 억제한 측면이 있다. 이후 2007년에는 파견고용의 허용업무를 26개에서 32개로 다소 확대하는 정도의 개정만이 이루어졌다. 물론, 파견허용업종의 확대는 치열한 정책적 논쟁의 지점이지만 우리나라에서는 OECD의 다른 나라들과 비교하였을 때 파견허용업종이 지나치게 제한됨으로써 원활한 인력수급을 저해하고 있다는 주장도 지지를 얻고 있다(우광호, 2016).

즉, 정리해고제와 파견근로제의 도입은 우리나라의 노동시장유연성을 증가시킴으로써 비정규직의 비중을 확대시켰다고 말하기 어렵다. 그러므로 외환위기 이후의 우리나라의 비정규직의 증가는 변화된 경제상황에서 기업들이 유연성을 추구하는 과정의 결과로 보는 것이 타당하다.

이후, 비정규직의 법적 보호에 대한 요구는 「기간제및단시간근로자보호등에관한법률」의 도입으로 귀결되었다. 노동운동은 정규직과 비정규직 간의 차별을 핵심의제로 삼았으며(조돈문, 2011), 결국 2001년 7월 노사정위원회는 '비정규직근로자대책특별위원회'를 구성함으로써 비정규직의 보호를 위한 법적인 노력을 시작하였다. 이의 가장 큰 결과로서 기간제근로자의 2년 이상의 사용을 제한하는 「기간제및단시간근로자보호등에관한법률」(기간제법)이 도입되었다. 기간제법은 2006년 11월 30일 국회에서 통과되었으며, 2007년 1월 1일부터 300인 이상 사업장에 대하여 시행되었고, 이후 2008년 7월에는 100인 이상 사업장, 2009년 7월 1일에는 5인 이상 사업장으로 적용범위가 확대되었다.

그러나 기간제법은 우리나라의 가장 대표적인 비정규직 관련 법안임에도 불구하고, 기간제 고용으로의 2년 이상의 사용을 제한하는 것은 기간제근로자의 실업위험을 증가시킬 수 있다는 측면에서 그 실효성에 상당한 모호함을 가지고 있었다. 예를 들어, Yoo and Kang(2012)과 Baek and Park(2018)은 기간제법의 도입이 비정규직의 비중을 감소시키기는 하였지만 전체의 임금고용수준 또한 감소시켰다고 평가하고 있다.

다만, 외환위기 직후 사회보장제도의 유의미한 개선이 존재함으로써(양재진, 2003) 취약계층의 빈곤위험이 제도적으로 완화된 측면이 존재한다. 김대중 정부는 고용보험, 연금, 산재보험을 5인 미만인 비공식부문의 노동자에게까지 확대하였으며(1998-2000년), 근로능력유무에 관계없이 최저생계비를 보장하기 위한 공공부조제도인 국민기초생활보장제도를 2000년 10월부터 시행하였다.

비록 위 제도들이 정규직과 비정규직 간의 구조적인 불평등을 해결하는데 있어서는 유의미한 개선을 이루지는 못한 측면이 있지만, 대신 근로빈곤층에 대하여 소득지원을 제공하는 근로장려금(자녀장려금 포함)이 2008년부터 시행됨으로써 근로빈곤의 문제를 직접적으로 완화하기 위한 정책적 노력이 지속되었다. 또한 2018년에는 근로장려금의 지급대상과 지급수준이 대폭 확대됨으로써(2018년 지급 기준으로 166만 가구에 대하여 총 1.2조원, 2019년 지급 기준으로 334만 가구에 대하여 총 3.8조원, 2018년 세법개정안), 현재 근로장려금은 국민들의 근로빈곤을 완화하는 주요한 제도로 대두되었다.

또한 대표적인 근로빈곤에 대한 대응정책으로서 2018년부터 최저임금수준을 급격히 인상하였다. 그러나 이러한 인상이 고용수준을 유의하게 감소시켰다는 평가도 존재한다(김대일・이정민, 2018). 또한 비록 비정규직 또는 근로빈곤의 문제와 직접적으로 연관되지는 않지만, 지난 20년간 아동 관련 복지와 기초연금이 확대됨으로써 결과적으로는 근로빈곤의 완화에 기여하였다.

반면, 현재의 우리나라의 상황에서는 노동시장유연성을 보다 높이고자 하는 정책적 압력이 더 존재할 수 있다. 이는 특히 파견허용업종이 지나치게 제한되어 있는 평가가 존재하기 때문이고, 또한 현재 기간의 정함이 없는 근로자에 대하여 정당한 사유가 없는 해고를 금지하는 고용보호가 상시근로자 5인 이상 기업에 적용되는데 이를 독일의 하르츠 개혁에서와 같이 10인 이상으로 축소하는 정책방안이 본격적으로 제기될 수 있기 때문이다.

결론적으로 우리나라의 외환위기 이후 지난 20년간의 비정규직과 근로빈곤 문제에 대한 대응은 비록 노동시장불평등의 구조적인 증가를 유의미하게 감소시킬만한 개입은 시도하지 못하였으나, 근로가구에 대한 지속적인 소득보장의 확대를 통

하여 복지국가의 기능을 일부분 달성하였다는 평가를 내릴 수 있는 측면이 있는 것으로 보인다.

제2절 한국의 고용형태의 구분과 고용형태에 따른 임금 수준의 차이

본 연구는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이에 관심을 가진다. 특히, (제3장의 이론적 배경에서 자세히 살펴볼 것과 같이) 정규-비정규 임금격차 문헌들의 주장을 따라 고용안정성의 차이가 발생시키는 근로소득수준의 차이에 주목한다. 그러므로 본 연구는 개념적으로는 기업이 존재하는 한 장기적인 고용안정이 보장된 근로자들을 정규근로자로, 보장되지 않은 근로자들을 비정규근로자로 구분하여 살펴보고자 한다. 그러나 우리나라에서 공식적으로 정의하는 정규근로자와 비정규근로자는 이와 정확히 일치하지 않으며, 무엇보다 비정규근로자 내에는 상당한 이질성을 가진 고용형태들이 존재한다. 그러므로 여기에서는 우리나라의 공식적인 통계에서 나타난 정규직과 그리고 비정규직 내의 여러 범주들의 비중과 월임금 수준을 살펴봄으로써, 우리나라의 고용형태에 대한 기초적인 이해를 제공하고자 한다.

우리나라의 임금근로자에 대한 가장 대표적인 조사인 고용형태별근로실태조사[8]는 비정규직 근로자를 8개의 세부 범주로 구분하며, 이에 속하지 않은 근로자를 정규직 근로자로 구분하고 있다. 비정규직에 포함된 고용형태들은 정규직과는 달리

8) 우리나라의 임금근로의 고용구조를 살펴보기 위한 가장 대표적인 통계로는 '경제활동인구조사 근로형태별 부가조사'와 '고용형태별근로실태조사'가 존재한다. 그러나 우리나라의 임금고용구조를 살펴보는데 있어서는 전자보다 후자가 훨씬 우월하다. 먼저, 조사대상의 수가 경제활동인구조사보다 고용형태별근로실태조사가 압도적으로 크다. 2017년을 기준으로 경제활동인구조사(8월 근로형태별 부가조사 기준)에서 집계된 임금근로자의 응답자 수는 25,549명에 불과한 반면, 고용형태별근로실태조사는 967,338명에 이른다. 또한 경제활동인구조사보다 고용형태별근로실태조사가 고용형태를 더욱 정교하게 조사한다. 보다 정확히 말하면, 고용형태별근로실태조사는 조사의 설계에서부터 정규직 근로자와 비정규직 근로자를 구체적으로 정의하여 시행되었지만, 경제활동인구조사에서는 정규직 근로자와 비정규직 근로자를 구체적으로 정의하지 않으며 이에 따라 응답자의 고용형태를 파악하는데 있어 상당한 모호함을 가질 수 있다. 그러므로 경제활동인구조사를 사용하는 것보다 고용형태별근로실태조사를 사용하는 것이, 우리나라의 고용구조를 살펴보는데 있어 훨씬 바람직하다고 평할 수 있다. 또한 고용형태별근로실태조사는 2017년의 정규직 근로자의 비중을 74.4%로 보고하는 반면, 경제활동인구조사는 67.1%(e-나라지표)로 보고하고 있어 상당한 차이를 보인다.

기업이 생존을 유지하는 한 장기적인 고용의 안정을 보장받지 못한다는 점에서는 공통적인 특성을 가지지만, 구체적인 고용형태와 임금수준은 상당한 차이를 보인다. 이에 여기에서는 2017년 근로형태별근로실태조사 원자료를 사용하여 성별에 따른 고용형태별 비중과 월임금총액을 살펴보았다.

먼저, 고용형태별근로실태조사에서는 비정규직을 '(1) 특수형태근로종사자, (2) 재택/가내근로자, (3) 파견근로자, (4) 용역근로자, (5) 일일근로자, (6) 단시간근로자, (7) 기간제근로자, (8) 기간제가 아닌 한시적 근로자'로 구분하고, 이에 해당하지 않는 근로자를 정규직 근로자로 분류한다(표 1). 특수형태근로종사자는 임금종사자와 자영업의 중간적인 특성을 지닌 근로자들이다. 이들은 일용근로자와 마찬가지로 소득감소의 위험에 상당히 노출되어 있는 범주로서 정책적으로 중요한 이슈로 등장하는 경향이 있다. 그러나 특수형태근로종사자는 비정규직 중 월임금총액이 가장 높은 범주인 특성을 가진다. 파견/용역근로자는 기업이 기업의 잔여적인 업무들을 아웃소싱하는 과정에서 주로 사용할 수 있다는 점에서, 우리나라만이 아닌 많은 나라들에서 고용형태에 대한 정책적 논의의 매우 중요한 부분을 차지한다. 단시간근로자는 비록 용어의 정의상 장기적인 고용의 안정과는 상관이 없는 범주이지만, 최소한 우리나라의 현실에서는 다른 통상적인 근로자들에 비하여 적은 근로시간의 계약을 맺는 근로자들은 기업의 매우 잔여적인 업무를 담당하는 임시직이 대부분일 것이라는 점에서 비정규직의 중요한 범주로 분류되고 있다. 그리고 기간제근로자와 기간제가 아닌 한시적 근로자는 정해진 근로기간에 기초하여 근로계약을 맺는 근로자들로서, 비정규직의 가장 기본적인 고용형태라고 할 수 있다. 표 1에는 각 고용형태들의 정의를 구체적으로 제시하였다.

〈표 1〉 고용형태별 근로실태조사의 정규직과 비정규직 근로자의 정의

분류	정의
비정규직 근로자	
ⅰ) 특수형태근로종사자	스스로 고객을 찾거나 맞이하여 상품 · 서비스를 제공하고 일한만큼 소득(수수료, 수당 등)을 얻고 노무제공의 방법이나 노무제공시간 등은 본인이 독자적으로 결정하는 자. 근로자와 자영인의 중간 영역에 있음 (예시) 보험설계사, 학습지교사, 퀵서비스배달기사, 골프장캐디, 레미콘운전기사 등)
ⅱ) 재택/가내근로자	재택/가내근로자는 근로제공의 방법이나 근로시간 등을 전적으로 본인이 결정하는 자로, 재택근로자는 근로의 장소가 사용자와 공간적으로 분리되어 있고 업무성취도에 따라 고정급을 지급받는 자(예: 114 전화안내 등)이며, 가내근무자는 고용관계 없이 부업으로 물품의 가공 등 가내 수공업적인 용역을 제공하고 그 대가를 지급받는 자(예: 의류 · 모피 제품에 단추달기 등) (예시) 재택근로자: 114 전화안내 등, 가내근무자; 제품에 단추달기 등
ⅲ) 파견근로자	파견사업주에게 고용되어 있으나 사용사업주의 사업체에 파견되어 근로하는 자. 임금이나 신분상의 고용관계는 파견사업주의 관리를 받지만, 업무상 지휘 · 명령은 사용업체로부터 받음
ⅳ) 용역근로자	용역업체가 고용하고 다른 사업주의 사업체에서 근로하는 자. 임금, 신분상의 고용관계 및 업무상 지휘 · 명령 등 모두를 용역업체의 지휘 · 감독을 받음 (예시) 청소용역, 경비용역 등
ⅴ) 일일근로자	(일일근로자) 근무지속성, 규칙성이 없이 아는 사람이나, 업체, 협회, 취업 알선기관 등의 호출을 받아 일자리가 생겼을 경우 일시적으로 단기간 근무하는 자. 고용 · 근무형태와 관계없음 (예시) 행사도우미, 건설일용근로자 등
ⅵ) 단시간근로자	통상근로자(사업체내 가장 일반적 형태의 근로자)의 1주간 소정근로시간(보통은 1주일에 40시간 또는 44시간 전후)보다 1시간이라도 짧은 소정근로시간(예를 들면 1주일에 35시간)동안 근로를 제공하는 근로자(파트타임근로자 포함)
ⅶ) 기간제근로자	일정기간의 근로계약기간을 정하여(구두 또는 묵시적 약속이나 계약도 포함) 근로를 제공하는 근로자로, 계약기간의 장 · 단, 계약의 반복갱신 여부, 명칭(계약직, 촉탁직, 임시직, 계절근로자, 계약사원 등) 등과 관계없음
ⅷ) 기간제가 아닌 한시적 근로자	일정기간의 근로계약을 정하지는 않았으나, 회사 사정에 따라 언제든지 근로계약을 종료한다는 조건으로 근무하게 하는 근로자
정규직 근로자	ⅰ) ~ ⅷ) 항에 해당되지 않는 근로자로 근로계약기간을 정하지 않거나 특별한 사정이 없는 한 계속 고용이 보장되는 근로자

자료: 고용노동부(2019).

〈표 2〉 우리나라의 2017년 고용형태별 비중

	남성	여성	전체[1)]
정규직 근로자	78.92%	67.41%	74.38%
비정규직 근로자	21.08%	32.59%	25.62%
기간제 근로자	6.16%	7.74%	6.79%
단시간 근로자	2.69%	9.88%	5.53%
일용근로자	6.29%	3.00%	4.99%
특수형태근로종사자	2.75%	7.55%	4.65%
용역근로자	2.45%	2.71%	2.56%
파견근로자	0.33%	0.85%	0.54%
기간제가 아닌 한시적 근로자	0.38%	0.75%	0.52%
재택/가내근로자	0.02%	0.11%	0.06%
관찰 수	583,933	383.405	967,338

주: 가중치를 적용한 결과임. 1) 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사(2017.8.)에서는, 정규직 67.1%, 비정규직 32.9%로 추정됨(관찰값 25,549명).
자료: 2017년 고용형태별근로실태조사 원자료.

다음으로 〈표 2〉에는 2017년 고용형태별근로실태조사로 계산한 고용형태별 비중을 제시하였다. 먼저, 정규직 근로자의 비중은 74.38%, 비정규직 근로자의 비중은 25.62%로 나타나, 정규직 근로자가 비정규직 근로자보다 3배 정도 많은 것으로 나타났다. 그러므로 우리나라에서 비정규직 근로자는 두드러진 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 그리고 비정규직 비중은 남성이 21.08%, 여성이 32.59%로서 성별 간에 상당한 차이를 나타내었다.

우리나라의 비정규직 중에서는 지배적으로 두드러진 비중을 보이는 고용형태는 없었으며, 기간제 근로자(6.79%), 단시간 근로자(5.53%), 일용근로자(4.99%), 특수형태근로종사자(4.65%), 용역근로자(2.56%), 파견근로자(0.54%), 기간제가 아닌 한시적 근로자(0.52%), 재택/가내근로자(0.06%) 순으로 높은 비중을 보이는 것으로 나타났다. 다만, 남성의 경우는 일용근로자의 비중이 6.29%로 가장 높았으며, 여성의 경우는 단시간 근로자의 비중이 9.88%로 가장 높았다. 남성의 경우는 건설업에서 주로 일용고용을 사용하는 경향을 크게 반영하는 것일 수 있으며, 여성의 경우는 남성에 비하여 가구의 이차소득자로 기능하는 경향을 크게 반영하는 것일 수 있다. 여성에게서는 또한 특수형태근로종사자의 비중이 7.44%로서 비정규직 내에서 두 번째로 높은 비중을 보였다. 반면, 용역/파견근로자의 비중은 상당히 작게 나타나, 앞에서도 살펴보았듯이 우리나라에서는 용역/파견근로자의 사용이 상당히 제한되어 있음을 보여준다.

〈표 3〉 우리나라의 2017년 고용형태별 월임금총액의 평균

(단위: 만원)

	남성	여성	전체[1)]
정규직 근로자	347	242	309
비정규직 근로자	211	161	186
기간제 근로자	252	194	226
단시간 근로자	97	83	87
일용근로자	181	106	163
특수형태근로종사자	305	255	273
용역근로자	206	153	184
파견근로자	217	174	190
기간제가 아닌 한시적 근로자	174	136	153
재택/가내근로자	125	124	125
관찰 수	583,933	383.405	967,338

주: 가중치를 적용한 결과임. 1) 1) 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사(2017.8.)에서는, 정규직 285만원, 비정규직 157만원으로 추정됨(관찰값 25,549명).

자료: 2017년 고용형태별근로실태조사 원자료.

다음으로 〈표 3〉에는 고용형태별 월임금총액의 평균값을 제시하였다. 먼저, 정규직 근로자의 월임금총액은 309만원, 비정규직 근로자의 월임금총액은 186만원으로 나타나 매우 큰 차이를 보여주었다. 그러나 비정규직에 속한 고용형태들 간에는 월임금총액의 차이가 상당히 크게 존재하였다. 먼저, 특수형태근로종사자의 월임금은 273만원으로서 비정규직 내에서 가장 높았으며 정규직 근로자의 309만원과 큰 차이를 보이지 않았다. 여성의 경우에는 오히려 특수형태근로종사자의 월임금이 255만원으로서 정규직 근로자의 242만원보다 더 높게 나타났다.

특수형태근로종사자를 제외하고는 기간제 근로자의 월임금이 226만원으로 가장 높았으며, 이는 남성과 여성을 구분하여 살펴보아도 마찬가지인 것으로 나타났다. 그 다음으로는 파견근로자 190만원, 용역근로자 184만원, 일용근로자 163만원, 기간제가 아닌 한시적 근로자 153만원, 재택/가내근로자 125만원 순으로 나타났으며, 단시간 근로자는 87만원으로서 가장 낮은 월임금을 경험하는 것으로 나타났다. 이처럼 비정규직에 속하는 고용형태들은 기업이나 고용주가 고용부담을 크게 지지 않고 근로자를 사용하는 수단이라는 점에서는 공통적이지만, 그 형태에는 상당한 이질성이 존재하며 임금수준 또한 상당한 차이를 가진다는 것을 확인할 수 있다.

무엇보다 정규직 근로자와 비정규직 근로자 간의 임금수준의 큰 차이는 정규직과 비정규직의 구분이 우리나라의 노동시장의 불평등을 포착하는 매우 중요한 차원임을 보여준다. 구체적으로 월임금총액의 로그값의 총 변량에 대하여 고용형태는 남성의 경우 23.0%를 설명하였으며 여성의 경우 33.0%를 설명하였다(표 4). 이는 우리나라에서 정규직과 비정규직 간의 고용형태의 차이가 경제적 웰빙의 차이를 결정하는 핵심적인 요인인지를 이해하는 것이, 우리나라의 노동시장을 이해하고 근로빈곤층의 빈곤위험의 완화를 위한 적절한 정책대안을 탐색하기 위한 중요한 과제임을 함의한다. 이에 본 연구는 구체적으로 우리나라의 고용형태별근로실태조사의 정규직과 비정규직의 구분을 최대한 포착하고자 노력하였으며, 또한 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약으로 구분함으로써 자료의 허용범위 안에서 비정규계약 내의 이질성을 고려한 정보를 최대한 제공하고자 하였다.

〈표 4〉 고용형태에 따른 월임금총액의 로그값의 차이

	회귀계수	
	남성	여성
(기준범주: 정규직 근로자)		
기간제 근로자	-0.327	-0.206
단시간 근로자	-1.344	-1.127
일용근로자	-0.795	-1.003
특수형태근로종사자	-0.391	-0.229
용역근로자	-0.484	-0.419
파견근로자	-0.427	-0.263
기간제가 아닌 한시적 근로자	-0.753	-0.620
재택/가내근로자	-1.161	-0.765
상수항	8.017	7.682
R-squared	0.230	0.330
관찰 수	583,933	383.405

주: OLS 추정치임. 모든 회귀계수는 0.1% 수준에서 유의함. 가중치를 적용한 결과임.
자료: 2017년 고용형태별근로실태조사 원자료.

제3장 이론적 배경

정규계약과 비정규계약 간의 노동시장결과 및 빈곤위험의 차이가 학술적으로 그리고 정책적으로 중요한 관심사로 등장한 것에는 크게 세 가지의 배경이 존재한다. 첫째는 노동시장의 양극화 경향이며, 둘째는 고용보호법제로 인하여 발생하는 정규계약과 비정규계약 간의 고용안정성의 뚜렷한 차이이며, 셋째는 비정규고용의 증가이다.

먼저, 첫째 배경인 노동시장의 양극과 경향은 노동시장의 불평등을 심화시키고 이에 따라 상대적 빈곤을 심화시키는 요인이다. 기술의 발전에 따라 노동시장의 수요가 어떻게 변화할 것인지는 많은 연구자들의 관심이었다. 그 중 숙련편향적기술변화가설(skilled-biased technological change hypothesis; Katz and Autor, 1999)은 기술의 발전이 저숙련의 업무들을 대체함으로써, 고숙련근로자들에 대한 수요를 증가시키고 저숙련근로자들에 대한 수요를 감소시킬 것으로 예측하였다. 그러나 지난 수십 년 간의 경험은 기술의 발전이 대체적으로 중간숙련근로자들에 대한 수요를 감소시키고, 반면 고숙련과 저숙련근로자들에 대한 수요를 증가시키는 양극화의 경향을 발생시켰음을 보여주었다(Autor, 2015; Goos et al., 2014).

이러한 노동시장의 양극화 현상에 대하여, 많은 학자들은 기술의 발전이 일상적인 업무를 대체하는 방향으로 노동시장을 이행시켰기 때문으로 추론하였다(정형대체적기술변화가설; routine-biased technological change hypothesis; Goos, 2014). 즉, 생산성이 높은 제조업 분야에서의 많은 저숙련의 일상적인 업무들은 기술의 발전으로 인하여 대체되었지만, 반면 대인서비스와 같은 부문들은 생산성은 낮으나 기술에 의하여 대체되기 어려웠으며 또한 사회변화에 따라 그 수요가 오히려 증가하였다.

이 분야의 대표적인 연구인 Goos et al.(2014)은 16개의 유럽 국가들에 대하여 1993-2010년의 기간 동안의 노동시장의 변화가 정형대체적기술변화가설을 지지하는지를 탐색하였다. 그들은 유럽 국가들에서 노동시장의 양극화가 뚜렷이 발생하며, 이는 '고임금의 전문가와 관리자, 저임금의 대인서비스근로자의 증가'와 '제조업과 일상적 사무근로자의 감소'로 특징지어지고, 또한 산업 내 요인과 산업 간 요인 모두가 노동시장의 양극화에 중요하게 기여하였음을 발견하였다.

이와 같은 노동시장의 양극화 경향은 종국적으로 불평등에 영향을 미치는 요인들의 영향을 증폭시키는 결과를 가져올 수 있다. 즉, 고용계약형태만이 아니라, 성

별, 기업규모, 인적자본과 같은 요인들이 발생시키는 불평등의 영향 또한 증폭될 수 있다. 그러므로 노동시장의 양극화 경향으로 인한 노동시장 불평등의 증가는 정규계약과 비정규계약 간의 노동시장결과와 경제적 웰빙의 차이에 대한 연구의 필요성을 증가시키는 가장 배경적인 요인이라고 할 수 있다.

다음으로, 둘째 배경은 고용보호법제로 인하여 발생하는 정규계약과 비정규계약 간의 고용안정성의 뚜렷한 차이이다. 고용보호법제는 자본에 대한 노동의 권리를 보장함으로써 노동을 자본의 착취로부터 보호하는 핵심적인 법제도로서 발전되고 정착되었다. 그러나 고용보호법제의 주요한 기능 중의 하나인 계약기한의 정함이 없는 근로자에 대한 해고를 제한하거나 어렵게 하는 것은, 그 혜택이 정규근로자에게만 해당되므로 인하여 정규근로자와 비정규근로자 간에 차별을 발생시킨다. 예를 들어, 우리나라의 근로기준법은 상시근로자가 5인 이상인 기업[9]에 대하여 정당한 사유가 없는 한 정규근로자를 해고할 수 없도록 규정한다.[10]

그러므로 많은 개인들이 정규직 일자리를 얻지 못하여 비정규직 일자리를 대신 선택하는 상황에서는, 고용보호법제는 많은 비정규직 근로자들에게 있어 잔인한 승자독식게임의 원흉으로 여겨질 수도 있다. 이러한 차별적인 기제가, 정규직 근로자를 두드러지게 보호하는 고용보호법제에 대한 사회적 논란을 가열시키는 가장 주요한 원인이라고 할 수 있다. 이러한 논란은 또한 정규계약에 대한 강한 고용보호가 해고비용을 증가시킴으로써 총 고용을 감소시킬 수 있다는 강력한 이론적 가설에 의해서 더욱 가열된다.[11]

마지막으로 셋째 배경은 비정규고용의 증가이다. 기존연구들에서는 지난 수십 년 간 많은 국가들에서 비정규고용이 증가하였다고 일반적으로 언급되는 경우를 많이 볼 수 있다. 즉, 많은 기존연구들은 비정규고용이 임금고용의 두드러진 형태로 나타난 것을 중요한 연구배경으로 삼는다. 하지만 다수의 OECD 회원국들에 대한 공식적인 통계가 이용가능한 1985년 이후 또는 1990년 이후만을 대상으로 한다면, 사실 이는 일반적으로 발생하였거나 또는 발생하고 있는 경향은 아니다. OECD Statistics에 따르면(OECD, 2019a), OECD 회원국들 중 이탈리아, 네덜란드, 프랑스, 폴란드, 룩셈부르크 정도만이 비정규계약의 고용수준이 뚜렷하게 증가하는 경향을 보인다.

---

9) 고용주와 파견근로자는 상시근로자 수에 합산되지 않는다.

10) 서론의 각주에서도 언급하였듯이, 본 연구에서는 정규계약과 비정규계약을 각각 무기계약(permanent contracts), 유기계약(temporary contracts)과 최대한 동일한 의미로 사용하고자 하였으며, 이는 특히 본 장(이론적 배경)에서 그러하다.

11) 그러나 노동시장유연성이 총 고용수준에 미치는 영향은 이론적으로 그리고 실증적으로 다소 모호하다(Skedinger, 2011; Barbieri and Cutuli, 2015),

그러므로 개발국들에서 정말로 비정규고용이 공통적으로 증가하는 추세를 보였는가에 대해서는 다소의 의문이 있지만, 그럼에도 불구하고 20세기 후반의 노동시장에는 대체적으로 비정규고용의 비중을 증가시키는 압력이 존재하였을 것이라는 이론적인 근거들이 존재한다. 이 근거들은 크게 경제학적, 인구학적, 정책적 원인들로 구분할 수 있다. 이를 차례로 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 경제학적 근거로는 국제경쟁의 강화와 포디즘에서 후기포디즘으로의 경제적 변화를 들 수 있다. 국제경쟁의 강화는 기업들에게 핵심적인 노동력에 대한 집중적인 투자와 노동력의 효율적인 이용에 대한 압력을 증가시켰으며(Marginson, 1989), 또한 포디즘에서 후기포디즘으로의 경제적 변화는 기업들에게 급격하게 변하는 시장수요에 대응하기 위하여 보다 유연한 고용구조를 가질 것을 요구하였다(Burgess, 1997). 이에 따라, 기업은 기업의 일상적이고 잔여적인 업무들에 대해서는 해고비용이 적은 비정규근로자의 사용을 선호하게 되었고 이는 비정규고용을 증가시키는 원인으로 작용하였다. 다음으로, 인구학적 근거로는 여성, 청소년, 고령자의 노동시장참여의 증가를 들 수 있다. 이 인구집단들은 주요근로연령대의 남성에 비하여 노동시장에서의 경쟁력이 부족하거나 또는 가구의 이차소득자로 기능함에 따라 비정규고용의 형태로 노동시장에 참여하는 경향이 높다. 따라서 이들의 노동시장참여의 증가는 비정규고용을 증가시키는 영향을 가진다. 마지막으로, 정부의 정책으로 인하여 비정규고용이 증가하였을 수 있다. 정부는 높은 실업률에 직면하였을 때 실업문제의 해결을 위하여 기업의 비정규고용의 사용을 용이하게 하는 정책을 고려하는 경향이 존재한다(burgess, 1997). 이러한 경향은 특히 많은 유럽국가들에서 관찰된 바 있다(Gebel and Giesecke, 2011). 또한 동남아시아와 중남미의 많은 국가들은 외환위기를 겪으면서 국제통화기금의 금융지원에 대한 조건으로서 노동시장유연화를 추진한 바 있다.

그러나 현재 OECD 회원국들 내에서 총 임금고용 중 비정규고용의 비중은 상당한 변량을 보이므로(OECD, 2019a), 세 번째 배경은 모든 국가들에 대하여 주요한 연구의 배경이 된다고 말하기는 어렵다. 다만, 우리나라는 스페인, 포르투갈 등과 함께 OECD 회원국들 중에서 비정규고용의 비중이 가장 높은 국가들 중 하나로 알려져 있다(OECD, 2019a).

이러한 배경들을 기초로 하여, 본 장에서는 본 연구에서 탐색하는 세 주제들에 대한 이론적 배경을 논의하였다. 먼저 제1절에서는 정규-비정규 빈곤격차에 대한 풍부한 이론적 기초를 제공하는 정규-비정규 임금격차에 대한 문헌들을 검토하였다. 제2절에서는 첫째 주제인 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 논의하였다. 제3절에서는 둘째 주제인 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이에 대

하여 논의하였다. 마지막으로 제4절에서는 셋째 주제인 정규-비정규 빈곤격차의 지속성에 대하여 논의하였다.

제1절 정규근로자와 비정규근로자 간 임금격차

본 연구에서는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 탐색한다. 보다 구체적으로 본 연구는 정규계약과 비정규계약 간의 근로소득격차로 인하여 발생하는 빈곤격차를 탐색한다. 그러므로 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 근로소득격차의 원인을 이해하는 것이 본 연구의 이론적인 출발점이 되어야 한다.

정규계약과 비정규계약 간의 근로소득의 차이는 크게 두 가지 요인에 의해서 발생할 수 있다. 하나는 임금수준의 차이이며 다른 하나는 실업위험의 차이이다. 그러나 실업위험의 차이는 정규계약과 비정규계약 간의 고용계약형태의 내재적인 차이로 인하여 자명하다. 즉, 비정규계약은 정규계약에 비하여 장기적인 고용안정이 보장되지 않음으로 인하여, 비정규계약은 정규계약보다 높은 실업위험에 노출된다. 그러나 정규계약과 비정규계약 간의 임금수준의 차이의 방향은 모호하다.

〈표 5〉 정규-비정규계약 임금격차에 대한 이론들

		행위주체에 대한 초점의 주요 대상		
		기업	정규근로자	비정규근로자
비정규계약의 임금프리미엄	보상임금격차이론	✓	✓	✓
비정규계약의 임금패널티	완충재고모델	✓		
	내부자-외부자 이론		✓	
	효율성임금이론	✓		
	징검다리가설			✓

자료: 필자 작성.

정규계약과 비정규계약 간의 고용계약형태의 차이가 임금수준의 차이를 발생시킬 수 있는 기제에 대해서는 많은 설명들이 존재한다(표 5). 다만, 지속적으로 언급하였듯이, 기존의 이론들은 고용의 안정성을 나타내는 'permanent contracts'와 'temporary contracts'의 구분에 초점을 맞추고 있고, 본 연구 또한 개념적으

로 이를 포착하는 용어로서 정규계약과 비정규계약의 용어를 사용하였음을 다시 한 번 분명히 밝힌다. 이러한 설명들은 크게 두 개의 범주로 구분할 수 있다. 첫째의 범주에 속하는 이론들은 정규계약에 비한 비정규계약의 임금프리미엄을 예측하며, 둘째의 범주에 속하는 이론들은 정규계약에 비한 비정규계약의 임금패널티를 예측한다. 전자에는 보상임금격차이론이 포함되며, 후자에는 완충재고모델, 내부자-외부자 이론, 효율성임금이론, 징검다리가설 등이 포함된다.

이러한 분류 외에도, 각 이론들이 기업, 정규근로자, 비정규근로자 중 어느 주체의 행동에 더 초점을 두는지에 따라서도 구분할 수 있다. 보상임금격차이론은 이상적인 시장의 수요공급모델에 기초하여 기업과 근로자 모두의 행동에 초점을 맞추는 반면, 완충재고모델과 효율성임금이론은 기업의 행동에, 내부자-외부자 이론은 정규근로자의 행동에, 그리고 징검다리가설은 비정규근로자의 행동에 보다 더 초점을 맞춘다.

각 이론들에 대하여 자세히 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 보상임금격차이론(compensating wage differential theory; Rosen, 1986)은 근로자들이 일자리를 선택할 때 일자리와 관련된 금전적/비금전적인 이익과 불이익을 모두 고려한다는 이론으로서, 노동시장에서의 임금결정에 대한 가장 근본적인 통찰을 제공한다. 또한 이는 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차에 대해서도 명확한 이론적 예측을 제공하는데, 그 이유는 비정규계약은 정규계약에 비하여 뚜렷하게 높은 고용불안정을 경험하기 때문이다. 고용불안정은 일반적으로 나쁜 것으로 이해할 수 있는데, 이는 고용불안정이 소득의 불안정을 초래하고 또한 장기적인 경력개발을 저해할 수 있기 때문이다. 한 예로서, 건강 관련 문헌들은 고용불안정이 육체적 및 정신적 건강에 부정적인 영향을 미친다는 풍부한 증거들을 발견하였다(Laszlo et al., 2010). 그러므로 근로자들은 동일한 임금수준에 대해서는 정규계약 대신 비정규계약을 선택할 유인이 존재하지 않으며, 이에 기업이 만약 비정규근로자의 고용을 원한다면 비정규계약의 고용불안정을 보상할 수 있는 보다 높은 임금을 지급해야 한다.

다만, 이것만으로는 비정규계약의 임금프리미엄의 존재를 기대할 수는 없다는 점에 유의할 필요가 있다. 그 이유는 기업 또한 동일한 생산성을 가진 근로자들에 대하여 더 높은 임금을 지불하면서까지 정규계약이 아닌 비정규계약으로 고용할 유인을 가져야만, 비정규계약의 임금프리미엄이 시장에서 형성될 수 있기 때문이다. 그런데 기업의 측면에서도, 정규계약에 대한 높은 해고비용으로 인하여 그리고 일시적이고 간헐적인 노동력에 대한 수요를 충족시키기 위하여, 비정규계약에 대하여 더 높은 임금을 지불할 유인을 가질 수 있다.

무엇보다 기업의 수요 측면에 대한 고려는 기업의 간헐적인 전문성에 대한 수요(Lass and Wooden, 2019)나 건설업 등에서 시간당임금이 상당히 높게 결정되는 현상 등을 설명하는데 기여할 수 있다. 후자와 관련된 한 예로서, Choi(2020a)는 우리나라에 대하여 하위임금분포에서 여성의 일용계약은 정규계약에 비하여 임금패널티를 경험하는 반면, 남성의 일용계약은 정규계약에 비하여 임금패널티를 경험하지 않음을 발견하였으며, 이러한 성별 차이는 기업들이 강도 높은 육체적 노동에 대한 수요를 주로 일용계약의 형태로 충족시키기 때문에 발생한 것일 수 있다고 추론하였다.

특히, 호주에 대한 Lass and Wooden(2019)의 연구는 일용계약이 상위임금분포에서는 정규계약(permanent contracts)에 비하여 임금프리미엄을 경험하며, 파견계약은 전반적인 임금분포에서 정규계약에 비하여 임금프리미엄을 경험한다는 것을 발견함으로써, 호주에서는 보상임금격차이론이 정규계약과 비정규계약(temporary contracts) 간의 임금격차를 설명하는 주요한 원인일 수 있음을 발견하였다.

이처럼 보상임금격차이론은 이론적으로 강력하며 현실의 많은 부분들을 설명하는데 주요하게 기여한다. 그러나 그럼에도 불구하고, 보상임금격차이론은 모든 근로자들이 정규계약과 비정규계약 간의 선택을 자유롭게 한다는 이상적인 시장의 가정에 근거하므로, 저숙련 비정규근로자의 임금결정에 대해서는 설명력이 부족하다는 한계를 가진다(Neumark et al., 1996; Pager, 2003). 즉, 현실에서 많은 비정규근로자들은 정규직 일자리를 얻지 못하여 대안적으로 비정규직 일자리를 선택하는 경향을 보일 수 있으므로, 이들에 대해서 이상적인 시장의 가정을 그대로 적용하는 것은 어려울 수 있다.

보상임금격차이론이 가지는 이러한 한계로 인하여, 다양한 나라들에 대한 많은 실증연구들은 정규-비정규 임금격차가 저임금노동시장과 고임금노동시장에 따라 이질적인지를 무조건부분위회귀모델(Firpo et al., 2009)의 방법에 의존하여 탐색하였으며, 하위임금분포에서는 비정규계약의 임금패널티가 주로 발견되고 상위임금분포에서는 비정규계약의 임금프리미엄이 발견되거나 혹은 임금차이가 존재하지 않음을 상당히 일관되게 발견하였다(Bosio, 2014; Cochrane et al., 2017; Lass and Wooden, 2019; 김윤환 · 김기승, 2018; Choi, 2020a). 즉, 이 연구들은 최소한 고숙련근로자들에 대해서는 보상임금격차이론이 정규-비정규 임금격차를 주요하게 설명할 수 있음을 발견하였다.

그러나 보상임금격차이론은 한편으로는 비정규계약의 임금패널티를 예측하기도 한다. 예를 들어, 근로자들이 자유 및 자율성에 대하여 더 높은 선호를 가진다고

한다면 낮은 수준의 임금에도 불구하고 정규계약 대신 비정규계약을 선택할 수 있다. 또한 이러한 경향은 임금의 한계효용이 적은 고숙련 근로자들에게서 더 나타날 수 있다. 많은 선행연구들은 근로자들이 임금이나 고용안정성 외에도 직업의 다양한 특성들에 대한 이질적인 선호를 가짐을 보여준다(Johnson, 2002; Halady, 2003; Johnson et al., 2007; Daw and Hardie, 2012). 또한 학생이나 기혼여성은 일과 학업 또는 일과 가정의 양립을 위하여, 풀타임일자리보다는 유연한 근로형태를 더 선호할 수 있으며, 이에 낮은 임금수준에도 불구하고 비정규 일자리를 선택할 유인을 가질 수 있다.

반면, 보상임금격차이론과는 달리 다른 많은 이론들은 이상적인 시장의 가정에서 고려되지 않았던, 많은 비정규근로자들의 낮은 인적자본에 주목한다. 많은 비정규근로자들은 낮은 인적자본으로 인하여 정규근로자들에 비하여 불리한 위치에 놓여도 쉽게 이직을 선택하거나 이직을 하더라도 정규일자리나 더 나은 일자리로 이행하지 못할 수 있다. 그리고 이러한 가능성은 보상임금격차이론에서는 고려되지 못했던 새로운 균형을 만들어 낼 수 있다.

이 이론들 중 먼저 완충재고모델(buffer stock model; Booth et al., 2002a)은 기업이 이윤극대화를 위하여 노동력을 유연하게 운영할 유인을 가진다는 가정에 기초한다. 즉, 완충재고모델은 기업이 경쟁력을 높이기 위해서 유연한 고용구조를 추구하게 된다는 유연기업모델(Atkinson, 1984; Atkinson, 1987)의 가정에 기초한다.

기업은 재정적인 위기와 급변하는 시장에 대응하기 위하여 노동력의 유연성을 추구할 유인을 가질 수 있다. 따라서 기업은 비정규근로자들을 기업의 생산성을 유지하기 위하여 언제든지 해고할 수 있는 완충재고로 활용할 경향이 존재할 수 있다. 그리고 그러할 경우, 기업은 비정규근로자들에게는 쉽게 대체가 가능한 기업의 잔여적이고 일상적인 업무들을 담당시키는 경향을 가질 수 있다. 즉, 근로자의 고용예상기간에 따라서 기업은 업무의 배정을 달리할 유인을 가지는 것이다. 완충재고모델은 바로 이와 같은 고용의 안정성의 차이에 따라 발생할 수 있는 업무의 중요성 및 난이도의 차이가, 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차를 발생시킨다고 설명한다.

또한 완충재고모델은 고용안정성의 차이가 인적자본축적의 차이를 가져올 수 있다는 이론적 근거를 제공한다는 점에서 중요성을 가진다. 즉, 동일한 생산성을 가진 개인들이라고 하더라도 기업은 비정규근로자보다 정규근로자에 대해서 기업의 보다 핵심적인 업무를 담당시킬 유인이 존재한다. 또한 이는 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차 또는 노동시장경력의 차이가 시간이 지남에 따라 심화되거나

좁혀지지 않는, 노동시장의 이중화(Doeringer and Piore, 1971)가 발생할 수 있음을 함의한다는 측면에서 학술적인 중요성을 가진다.

또한 완충재고모델은 비정규계약의 임금패널티가 기업의 경영전략에 의해서 발생한다고 설명하므로, 국제경쟁의 심화와 정보기술의 발전이 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차를 더 심화하는 요인으로 작용하였을 수 있음을 함의한다. 국제경쟁의 심화는 기업들이 생존을 위하여 핵심적 근로자들에게 더 집중적으로 투자할 것을 요구하며(Marginson, 1989), 또한 정보기술의 발전은 기업들에게 소비자들의 급격하게 변하는 수요에 대응하기 위하여 보다 유연한 조직을 가질 것을 요구하기 때문이다(Boynton and Milazzo, 1996).

다음으로 내부자-외부자 이론(insider-outsider theory; Bentolia and Dolado, 1994; Linebeck and Snower, 1989, 2001)은 정규근로자의 이윤극대화 행동에 초점을 맞추는 이론으로서, 비정규계약에 비한 정규계약의 높은 해고비용으로 인하여 발생하는 정규근로자의 높은 협상력을 강조한다. 기업은 비정규근로자보다 정규근로자에 대하여 더 높은 해고비용에 직면하는데, 이는 정규근로자의 해고가 법적으로 어렵기 때문이며 또한 정규근로자의 높은 훈련비용과 긴 숙련경험이 기업으로 하여금 정규근로자를 비정규근로자로 대체하는데 드는 비용을 증가시키기 때문이다. 이에 정규근로자는 자신들의 임금을 비정규근로자보다 더 높은 해고비용만큼 높일 수 있는 협상력을 가지며, 이로 인하여 정규계약과 비정규계약 간에는 임금격차가 발생할 수 있다.

무엇보다 내부자-외부자 이론은 이와 같은 매우 단순한 이론적 구조에도 불구하고, 매우 흥미로운 이론적 예측들을 이끌어낸다(Lindbeck and Snower, 2001). 첫째, 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차는, 기업이 정규계약을 비정규계약으로 대체하는데 드는 비용을 초과하는 수준으로 벌어지지는 않을 것으로 예측할 수 있다. 만약 정규근로자들이 자신들의 비정규근로자로 대체할 비용을 보상하고도 남을 정도의 임금상승을 요구한다면, 기업은 정규근로자들을 비정규근로자들로 대체할 유인을 가질 수 있기 때문이다. 둘째, 정규근로자들은 비정규근로자들의 임금이 한없이 낮아지는 것을 원하지 않을 수 있다. 그 이유는 정규근로자들의 임금상승 여력은 비정규근로자의 임금수준과 자신들의 임금수준의 차이가 적을수록 커지기 때문이다. 비정규근로자들의 임금이 매우 낮다면 기업은 적은 비용으로서 정규근로자들을 비정규근로자들로 대체할 수 있다. 그러므로 내부자-외부자 이론은 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차가 존재하지만 그 정도가 제한될 것이며, 또한 비정규근로자의 임금이 한없이 내려가지는 않을 것이라는 구체적인 이론적 예측을 제공한다는 점에서 중요성을 가진다.

다음으로, 효율성임금이론(efficiency wage theory) 또한 비정규계약의 임금패널티의 존재를 예측하는 이론적 기초를 제공한다. 효율성임금이론이란 시장의 표준적인 수준의 임금보다 더 높은 수준의 임금이 근로자의 생산성을 증가시킬 수 있으므로, 개별 기업의 입장에서 이윤극대화를 위한 최적의 임금수준은 시장의 표준적인 수준보다 높은 수준에서 결정된다는 이론이다. 즉, 효율성임금이론은 임금수준이 생산성에 영향을 미친다는 이론이다.

효율성임금이론에는 다양한 모델들이 존재한다(Wu, 2012). 태만모델(shirking model; Shapiro and Stiglitz, 1984)과 노동이동모델(labour turnover model; Salop, 1979; Stiglitz, 1985)은 낮은 임금은 근로자들에게 보다 높은 임금의 일자리를 찾도록 유인하며, 따라서 시장의 평균 수준보다 높은 수준의 임금은 근로자들의 이직의도를 줄이고 현재 업무에 대한 집중도를 높임으로써 근로자들의 생산성을 높일 수 있다고 주장한다. 선물-교환 사회학적 모델(gift-exchange sociological model; Stiglitz, 1992; Akerlof, 1982)은 근로자들은 시장의 평균 수준보다 높은 초과분의 임금을 선물로 여기기 때문에, 높은 임금이 근로자들의 윤리, 충성, 노력 수준을 증가시킬 수 있다고 주장한다. 그리고 역선택모델(adverse selection model; Weiss, 1980)은 기업이 근로자들의 생산성에 대한 충분한 정보가 없기 때문에, 기업은 높은 능력을 가진 근로자들을 고용하기 위하여 높은 수준의 임금을 제공한다고 설명한다. 효율성임금이론에는 이 외에도 다양한 모델들이 존재한다(Wu, 2012).

정규-비정규 임금격차와 관련하여, Guell(2003)은 효율성임금이론에 기초하여 유기계약의 임금수준이 무기계약보다 낮은 수준에서 결정될 수 있다고 주장하였다. 즉, 그는 기업은 비정규근로자에 대하여 더 높은 초과분의 임금을 제공하지 않는다고 하더라도, 재계약을 유인으로 사용함으로써 비정규근로자의 근로동기를 충분히 증진시킬 수 있다고 주장하였다. 비정규근로자의 입장에서 재계약이 중요하다면 이를 위하여 열심히 일할 동기를 가지게 되기 때문이다. 따라서 기업은 정규근로자들에 대해서는 초과분의 임금을 지급할 유인을 가지지만, 비정규근로자들에게는 초과분의 임금을 지급할 유인을 가지지 않음으로 인하여, 정규계약은 비정규계약에 비하여 임금프리미엄을 발생시킨다.

내부자-외부자 이론과 같이, 효율성임금이론에 기초한 비정규계약의 임금패널티의 예측도 매우 단순한 이론적 구조를 가지고 있지만, 효율성임금이론 또한 정규-비정규 임금격차와 관련하여 매우 중요한 이론적 예측을 제공한다. 그것은 기업이 비정규근로자의 근로동기를 촉진하기 위하여 재계약을 사용한다고 하더라도 그들의 임금을 한없이 낮추는 경우에는 비정규근로자들의 근로동기가 저해되고 이직률

이 증가하기 때문에, 기업이 비정규근로자의 임금수준을 한없이 낮추는 경우가 발생하기는 어렵다는 것이다(Lindbeck and Snower, 2001).

그러므로 내부자-외부자 이론과 효율성임금이론은 모두 비정규근로자의 임금이 한없이 낮아지지는 않을 것임을 예측한다는 측면에서 중요성을 가진다. 다만, 비정규근로자의 임금이 한없이 낮아지는 것을 원하지 않는 주체로서, 내부자-외부자 이론은 정규근로자에, 효율성임금이론은 기업에 주목한다는 차이를 가진다.

마지막으로 징검다리가설[12]은 비정규근로자들이 더 나은 일자리로의 이행을 기대함으로써 현재의 낮은 임금을 수용할 가능성이 있다는 가설이다. 이는 비정규고용이 개인의 이후의 노동시장경력에 주는 이익에 초점을 맞추는 가설로서, 비정규고용이 정규고용으로 이행할 수 있는 기회로 작용할 수 있다는 이론들에 기초한다. 비정규계약은 근로경험을 통한 인적자본축적의 기회를 제공함으로써 더 나은 일자리로 이행할 수 있는 기회를 제공할 수 있으며(Contini et al., 1999; Scherer, 2004), 또한 많은 기업들은 비정규고용을 근로자들의 인적자본을 판별하는 도구로 사용하기도 한다(Booth et al., 2002b; García-Serrano, 2004; Scherer, 2004). 그러므로 개인들은 현재의 비정규일자리의 임금수준에 만족하지 않는다고 하더라도, 향후의 더 나은 임금수준을 기대함으로써 비정규계약의 낮은 임금수준을 수용할 수 있다.

이러한 설명들 외에도, 제도가 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차에 미치는 영향이 존재할 수 있다. 대표적으로 최저임금제도는 정규-비정규 임금격차를 완화할 수 있다. Cochrane et al.(2017)은 뉴질랜드에 대한 연구에서, 하위임금분포에서 정규-비정규 임금격차가 상당히 적게 나타난 것이 뉴질랜드의 높은 최저임금수준의 영향 때문일 수 있다고 추론하였다. 또한 Lass and Wooden(2019)은 호주에서 대체적으로 비정규계약의 임금프리미엄이 발견되는 이유가 호주의 높은 최저임금수준과 일용근로자에 대한 추가급여제도(pay loading)의 존재 때문일 수 있다고 추론하였다. 반면, 우리나라에 대하여 Choi(2020b)는 하위임금분포에서 비정규계약의 임금패널티가 최저임금에 의해서 보호되는 경향을 전혀 발견하지 못하였다. 이러한 국가 간의 차이들은 높은 최저임금수준이 하위임금분포에서 정규-비정규 임금격차를 감소시키는데 기여할 수 있음을 함의한다.

이제까지 살펴본 것과 같이, 정규-비정규 임금격차는 다양한 기제에 의해서 결정될 수 있다. 그리고 이러한 설명들을 기초로 하여, 많은 실증연구들이 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차를 추정하기 위해 수행되었다. 그러나 기존의 실증연구들은 아직까지 각 이론들을 직접적으로 검증하는 수준에는 도달하지 못하였다는

12) 이는 본 연구자가 임의로 명명한 것이다.

다소간의 한계를 가진다고 보여진다. 기존연구들은 크게 두 개의 범주들로 구분할 수 있다. 초기의 실증연구들은 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차의 방향이 어떠한지에 대하여 탐색하였으며, 보다 최근의 연구들은 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차가 상위임금분포와 하위임금분포에서 다르게 나타나는지를 탐색하였다.

먼저, 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 차이는 다양한 국가들에서 탐색되었다. 먼저, 영국(Booth et al., 2002b), 서독과 스페인(Mertens et al., 2007), 그리고 우리나라(이인재 · 김태기, 2009; 이인재, 2011; Choi, 2020a)에 대한 연구들은 비정규계약의 임금패널티를 발견하였으며, 반면 호주(Lass and Wooden, 2019)에 대한 연구는 비정규계약의 임금프리미엄을 발견하였다. 또한 비정규계약의 임금패널티를 발견한 연구들은 그 차이가 시간당임금의 약 10% 이내임을 발견하여, 실제적인 측면에서는 상당히 크지는 않은 정도의 임금차이를 발견하였다. 또한 많은 연구들은 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않는 것이 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차를 상당한 정도로 과대추정한다는 것을 일관되게 발견하였다(Booth et al., 2002b; Mertens et al., 2007; 이인재 · 김태기, 2009; 이인재, 2011).

다음으로 보다 최근의 연구들은 정규계약과 비정규계약 간의 임금격차가 상위임금분포와 하위임금분포에 의해서 다르게 나타나는지를 탐색하였다. 이 연구들은 인적자본과 협상력이 높은 비정규근로자는 보상임금격차이론에 의하여 임금프리미엄을 경험할 수 있는 가능성과, 그리고 인적자본과 협상력이 낮은 비정규근로자는 그 외의 이론들에 의하여 임금패널티를 경험할 수 있는 가능성에 대한 실증적인 증거를 제공한다는 측면에서 의의를 가진다.

이 연구들은 각각 조건부분위회귀모델(Koenker and Bassett, 1978)과 무조건부분위회귀모델(Firpo et al., 2009)을 사용하여 추정한 연구들로 구분된다. 그러나 전자를 사용한 연구들은 한계임금분포가 아닌 설명변수들에 의하여 조정된 임금분포에 대한 임금격차를 추정함으로써,[13] 인적자본수준의 차이에 따른 정규-비정규 임금격차를 엄밀히 밝히지는 못하였다는 한계를 가진다(Mertens et al., 2007; Comi and Grasseni, 2012; Pfeifer, 2012; 김유선, 2009).

무조건부분위회귀모델을 사용하여 한계임금분포에 따른 정규-비정규 임금격차를 추정한 연구들에는 Bosio(2014), Cochrane et al.(2017), Lass and Wooden(2019), 김윤환 · 김기승(2018), Choi(2020a, 2020b)의 연구들이 포함된다. 이 연구들은 비정규계약의 정규계약에 비한 시간당임금의 수준이 하위임금분포보다 상위임금분포에서 더 높음을 일관되게 발견하였다. 특히, 우리나라에 대한

13) Killewald and Bearak(2014)은 이에 대하여 직관적인 설명을 제공한다.

Choi(2020a, 2020b)의 연구는 개인의 미관측 이질성을 통제한 후에도 비정규계약은 하위임금분포에서 상당한 정도의 임금패널티를 경험한다는 것을 발견하였다.

무엇보다 상위임금분포보다 하위임금분포에서 비정규계약의 임금패널티가 더 크다는 일관된 발견들은, 빈곤위험이 높은 개인들이 빈곤위험이 낮은 개인들보다 일반적으로 임금수준이 낮다는 점에서, 정규-비정규 빈곤격차에 대한 중요한 함의를 가진다. 즉, 정규계약과 비정규계약이 발생시키는 빈곤지위의 차이는 주로 고숙련근로자들보다는 저숙련근로자들에게서 더 나타날 수 있으므로, 고정효과접근으로 추정한 정규-비정규 빈곤격차는 주로 하위임금분포에서의 정규-비정규 임금격차를 반영한 결과일 수 있다. 그러므로 정규계약에 비한 비정규계약의 높은 빈곤위험은 비정규계약의 임금패널티의 평균적인 경향보다 상당히 뚜렷할 수 있다.

제2절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차

정규-비정규 빈곤격차는 정규-비정규 임금격차에 더하여 둘 간의 실업위험의 차이에 의해서 결정되는 것으로 이해할 수 있다. 그런데 정규계약에 비한 비정규계약의 높은 실업위험은 계약형태의 내재적인 특성상 자명하다. 그러므로 앞서 살펴본 정규-비정규 임금격차에 대한 이론적 논의들이 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 동일한 이론적 기초를 제공한다고 할 수 있다.

그렇지만 정규-비정규 임금격차에 대한 실증연구들은 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 상당히 제한된 함의를 제공한다. 이의 가장 주요한 이유는 정규-비정규 임금격차에 대한 실증연구들이 거의 모두 시간당임금의 차이만을 추정함으로 인하여, 정규-비정규 빈곤격차를 발생시키는 근로시간이나 실업위험과 같은 요인들에 대해서는 고려하지 않았기 때문이다. 선행연구들은 정규계약과 비정규계약 간의 가구소득과 빈곤지위의 차이에는 시간당임금보다는 근로시간이 더 중요한 영향을 미친다고 주장하였다(Lass and Wooden, 2018; 백학영 · 구인회, 2010; 백학영, 2013). 또한 개인의 경제적 웰빙의 수준이 일반적으로 가구수준에서 결정된다는 점에서도 개인의 임금수준은 개인의 경제적 웰빙의 수준을 직접적으로 측정하는데 있어 한계를 가진다.

그럼에도 불구하고 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차와 관련된 실증연구들의 절대적인 수는 아직 매우 부족하다(Debel, 2008; Van Lacker, 2012; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010), 무엇보다 이는 정규계약과 비

정규계약 간의 빈곤격차와 관련된 중요한 이슈들에 대한 탐색을 저해한 측면이 있다. 여기에서는 기존연구들의 수가 많지 않으므로, 각각의 연구를 상세히 살펴보고자 한다.

먼저, Debel(2008)은 11개의 유럽 국가들 각각에 대하여, 정규-비정규(permanent-temporary) 빈곤격차를 개인의 미관측 이질성을 통제하여 살펴보았다. 또한 그녀는 응답자 외의 다른 근로자가 있는 가구와, 응답자 외의 다른 근로자가 없는 가구를 구분하여 살펴보았다. 분석결과, 다섯 개의 국가들(덴마크, 뉴질랜드, 벨기에, 프랑스, 독일)에서는 다른 근로자가 없는 가구들에서만, 세 개의 국가들(그리스, 스페인, 포르투갈)에서는 다른 근로자가 있는 가구들에서만, 그리고 두 개의 국가들(아일랜드, 이탈리아)에서는 모든 가구들에서, 비정규계약의 빈곤위험이 정규계약의 빈곤위험보다 높게 나타났다. 그러므로 그녀는 정규계약과 비교하여 비정규계약이 높은 빈곤위험을 초래한다는 것을 상당히 일관되게 발견하였다.

그러나 그리스, 스페인, 포르투갈에 대한 결과와 같이, 다른 근로자가 있는 가구에서만 정규-비정규 빈곤격차가 유의하게 나타난 것은, 다른 근로자의 존재가 유기계약의 빈곤위험을 상당히 완화할 수 있음을 고려할 때 다소 혼란스러운 결과라고 할 수 있다. 또한 모든 가구에서 정규-비정규 빈곤격차가 유의하게 나타난 아일랜드와 이탈리아에서도, 정규-비정규 빈곤격차는 다른 근로자가 없는 가구보다 다른 근로자가 있는 가구에서 더 크게 나타났다. 그녀는 이러한 다소 혼란스러운 결과에 대하여, 아마도 해당 국가들에서는 젊은 성인들이 개인의 소득수준이 높은 경우에 부모로부터 독립하는 경향이 존재하기 때문일 것으로 추론하였다. 이러한 경우, 다른 근로자가 없는 가구에서의 비정규계약의 임금수준이 높은 경향이 존재할 수 있으므로, 정규-비정규 빈곤격차가 다른 가구원이 있는 가구보다 없는 가구에서 더 작게 나타날 수 있다는 것이다.

다음으로 Van Lacker(2012)는 24개의 유럽 국가들의 횡단면 자료를 통합하여, 정규근로자(permanent workers)와 비정규근로자(temporary workers) 간의 빈곤격차를 추정하였다. 그는 비정규근로자의 빈곤위험이 월임금의 통제여부와 상관없이 정규근로자보다 높음을 발견하였다. 그는 또한 정규근로자와 비정규근로자 각각을 대상으로 하여, 개인들의 특성과 빈곤지위 간의 관계를 월임금을 통제하여 살펴보았으며, 비정규근로자의 빈곤위험이 정규근로자보다 더 높음을 발견하였다.

그러나 그는 여성 임금근로자가 남성 임금근로자보다 높은 빈곤위험을 경험할 것이라는 기대와는 달리, 비정규근로자와 정규근로자 모두에서 남성보다 여성의 빈곤위험이 더 낮음을 발견하였다. 그는 이러한 결과가 여성이 주로 가구의 이차소득자이고 남성이 주로 가구의 일차소득자이기 때문으로 인하여 발생하였다고 추론하

였다. 즉, 이차소득은 일차소득보다 가구소득을 빈곤선 위로 올리는 것이 용이하므로, 여성은 남성보다 열악한 노동시장지위에도 불구하고 여성 임금근로자의 빈곤위험은 남성 임금근로자보다 더 낮을 수 있다는 것이다.

그렇지만 그의 연구는 한 가지의 중요한 한계를 가지고 있으므로 그 결과를 해석하는데 있어 주의할 필요가 있다. 이는 그가 주요모델들을 분석함에 있어 월임금을 통제하였다는 것이다. 즉, 연구의 주된 관심이 비정규근로자와 정규근로자 간의 근로소득의 차이가 발생시키는 빈곤위험의 차이에 있음에도 불구하고, 그는 고용계약형태와 빈곤위험 간의 관계를 주요하게 매개하는 월임금의 변수를 통제하였다. 무엇보다 이는 여성 임금근로자과 남성 임금근로자의 빈곤위험의 차이에 대한 분석결과를 혼동시켰을 수 있다. 즉, 일반적으로 여성이 남성보다 월임금이 낮고 또한 월임금이 낮을수록 빈곤위험은 심화되므로, 만약 월임금을 통제하지 않았다면 그가 추정한 성별 간 빈곤격차는 감소할 것이다.

정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 일관된 추정에 대한 보다 엄밀한 접근은, 스페인을 대상으로 한 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)의 연구에 의해 수행되었다.[14] 그들은 가구요인들의 혼동영향을 최대한 감소시키기 위하여, 개인의 미관측 이질성과 더불어 빈곤의 상태의존성을 통제하여 추정하였다. 또한 그들은 여성과 남성을 구분하여 분석하였으며, 또한 각각에 대하여 35세 이하와 36세 이상으로 구분하여 분석을 수행하였다. 또한 그들은 비정규계약(temporary contracts) 내의 이질성을 고려하기 위하여 비정규계약을 13개월 이상의 비정규계약, 7-12개월의 비정규계약, 6개월 이하의 비정규계약, 기타 비정규계약으로 구분하여 추가적인 분석을 수행하였다.

분석결과, 그들은 36세 이상의 남성과 모든 여성에게서 비정규계약의 빈곤위험이 정규계약(permanent contracts)의 빈곤위험보다 높음을 발견하였으며, 반면 35세 이하의 남성에게서는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 그들은 특히, 35세 이하의 남성에게서는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이가 유의하게 나타나지 않았지만 35세 이하의 여성에게서는 비정규계약의 빈곤위험이 정규계약보다 높게 나타난 것에 대하여, 여성의 경우에는 비정규계약을 가구의 이차소득을 얻기 위한 수단으로서 주로 활용하기 때문이고, 반면 남성의 경우에는 비정규계약을 가구의 생계를 책임지고 또한 더 나은

14) OECD(2019a)에 의하면, 2018년을 기준으로 할 때 스페인은 OECD 국가들 중 세 번째로 비정규고용의 비중이 높으며(26.8%), 우리나라는 일곱 번째로 비정규고용의 비중이 높다(21.2%). 다만, 우리나라는 경제활동인구조사에서 2019년의 비정규고용의 비중이 크게 증가한 것으로 추정되어, 2019년을 기준으로는 스페인은 3위(26.3%), 우리나라는 4위(24.4%)를 기록하였다(OECD, 2020c). 참고로 1위는 콜롬비아, 2위는 칠레이다.

일자리로 이행하기 위한 수단으로서 주로 활용하기 때문으로 추론하였다.

또한 그들은 모든 모델에서, 13개월 이상의 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약의 빈곤위험과 유의한 차이를 가지지 않음을 발견하였으며, 반면 6개월 이하의 비정규계약은 정규계약보다 높은 빈곤위험을 가진다는 것을 발견하였다. 그들의 이러한 발견은 비정규계약 내의 이질성을 고려하지 않는 것이 정규-비정규 빈곤격차를 충분히 이해하는데 있어 중요한 한계로 작용할 수 있음을 보여준다. 이 결과는 또한 35세 이하의 여성에게서는 비정규계약의 높은 빈곤위험이 나타나고 35세 이하의 남성에게서는 나타나지 않은 이유가, 젊은 여성이 주로 장기 비정규고용보다는 단기 비정규고용에 참여하기 때문임을 의미한다.

본 연구는 이와 같은 선행연구들의 접근을 기초로 하여 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 탐색하였으며, 특히 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)의 연구에 크게 기초하였다. 그들은 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 엄밀히 추정하기 위하여 개인의 미관측 이질성에 더하여 빈곤의 상태의존성을 통제하였으며, 또한 비정규계약 내의 이질성을 고려함으로써 풍부한 정보를 제공하였다.

그리고 방법론적인 측면에서, 위 세 연구들 중 Debel(2008)과 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)은 개인의 미관측 이질성을 통제하였으며, Van Lacker(2012)는 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았다. 그러나 앞서 정규-비정규 임금격차 문헌들에서 살펴보았듯이, 고용계약형태와 임금 간에는 개인의 미관측 이질성이 큰 혼동영향으로 작용한다(Booth et al., 2002b; Mertens et al., 2007; 이인재 · 김태기, 2009; 이인재, 2011). 이는 기업들이 핵심적인 노동력은 정규근로자로, 잔여적인 노동력은 비정규근로자로 고용할 유인이 존재함으로 인하여, 일반적으로 정규일자리와 비정규일자리 간의 질적인 차이가 크게 존재하기 때문이다. 이에 정규근로자들은 비정규근로자들보다 노동시장에서 경쟁력 있는 특성들을 가지게 되고, 따라서 노동시장에서 정규근로자들과 비정규근로자들에 대한 보상의 차이는 그들의 노동시장에서 평가된 생산성의 차이를 크게 반영할 수 있다. 기업은 개인의 생산성을 평가하는데 있어, 출신학교를 비롯하여 그들의 능력을 측정하는 다양한 지표들을 고려할 수 있으며, 또한 면접 등을 통하여 개인의 능력과 태도 등을 평가한다. 또한 많은 기업들은 인턴제도를 사용함으로써, 개인의 생산성을 실무적으로 파악하는 기간을 두기도 한다. 근로동기의 차이 또한 정규근로자와 비정규근로자의 임금수준의 차이를 결정하는 중요한 요인일 수 있다. 그러므로 정규근로자들과 비정규근로자들 간에 존재하는 임금수준의 차이는 관찰된 변수(예, 교육수준)만으로는 포착하기 어려운 개인들 간의 인적자본, 능력, 태

도, 동기 등의 차이를 크게 반영할 수 있으며, 이에 정규-비정규 임금격차의 추정에 있어 개인의 미관측 이질성을 통제하는 고정효과접근의 사용은 일관된 추정을 위한 최소한의 요구라고 할 수 있다.

따라서 정규계약과 비정규계약 간의 '근로소득격차로 인하여 발생하는 빈곤격차'를 추정하는데 있어서도, 개인의 미관측 이질성의 통제는 일관된 추정을 위한 최소한의 요구로서 고려되어야 한다. 그러므로 위의 선행연구들 중, 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않은 Van Lacker(2012)의 연구는 정규계약과 비정규계약이 발생시키는 빈곤격차의 추정을 시도한 연구는 아니라고 말할 수 있다.

다음으로 첫째 주제의 둘째 세부주제와 관련하여, 소수의 연구들은 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차 또는 가구소득격차가 구체적으로 어떠한 요인들에 의해서 발생하는지에 대하여 관심을 기울였다(Lass and Wooden, 2018; 백학영·구인회, 2010; 백학영, 2013). 그 이유는 일반적으로 빈곤지위의 측정에 사용되는 1년 단위의 가구소득은 연간근로소득에 대응하고, 연간근로소득은 시간당임금 외에도 근로시간이나 근로기간과 같이 명확히 구분되는 요인들로 인하여 결정되기 때문이다. 그러므로 이를 살펴보는 것은 정규-비정규 빈곤격차가 발생하는 기제를 이해하고, 따라서 정책개입의 방향을 보다 명료히 하는데 기여할 수 있다.

기존 연구들 중, 먼저 Lass and Wooden(2018)은 호주를 대상으로 하여, 정규근로자(permanent workers)와 비정규근로자(temporary workers) 간의 가구소득의 차이의 분해를 통해 근로시간과 시간당임금의 설명력을 탐색하였다. 그들은 정규근로자와 비정규근로자 간의 가구소득격차는 시간당임금보다는 주로 주당근로시간에 의해서 설명됨을 발견하였다. 다만, 그들은 선형고정효과회귀모델의 추정을 통하여, 시간당임금과 근로시간의 통제 후에도 정규계약과 비정규계약 간에는 가구소득격차가 상당히 남아있음을 발견하였다.

다음으로 백학영·구인회(2010)와 백학영(2013)은 우리나라를 대상으로 하여, 비정규직의 근로시간이 정규직과 동일하다고 가정하는 경우 비정규직과 정규직 간의 빈곤율의 차이가 크게 감소한다는 것을 발견하였으며, 이를 바탕으로 우리나라에서의 정규직 근로자와 비정규직 근로자 간의 빈곤위험의 차이는 상당 부분 근로시간의 차이에서 비롯된 것으로 추론하였다.

본 연구는 위 연구들을 계승하고 몇 가지의 한계들을 극복함으로써, 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 원인을 보다 자세히 탐색하는 것을 목적으로 한다. 선행연구들의 주요한 한계는 일반적으로 1년 단위로 측정되는 빈곤지위에 대응하는 것이 연간근로소득임에도 불구하고, 연간근로소득을 포착하는 요인들을 모두 선택하고자 시도하지 않았다는데 있다. 예를 들어, 기존연구들은 연간근로소득을 결

정하는 주요한 요인으로서 실업위험을 나타내는 근로기간을 고려하지 않았다.

이러한 한계로 인하여, 선행연구들은 시간당임금과 근로시간으로 포착되지 않는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차 또는 가구소득격차의 잔여부분에 대한 모호함을 남겨두었다. 따라서 선행연구들은 시간당임금과 주당근로시간의 통제 후의 정규-비정규 빈곤격차의 잔여부분이 시간당임금과 주당근로시간으로 포착하지 못한 근로기간의 차이 때문인지, 아니면 시간당임금과 주당근로시간을 보다 충분히 통제하지 못하였기 때문인지, 혹은 통제되지 못한 오차요인으로 인한 것인지를 명료히 밝혀내지 못하였다.

예를 들어, Lass and Wooden(2018)은 시간당임금과 주당근로시간의 통제 후, 정규계약과 비정규계약 간의 가구소득격차가 여전히 많이 남아있음을 발견하였지만, 그들의 결과를 통해서는 그 잔여부분이 근로기간의 차이에서 발생하는 것인지 아니면 시간당임금과 주당근로시간의 보다 복잡한 영향을 통제하지 못하였기 때문인지가 모호하다. 무엇보다 그들은 시간당임금과 주당근로시간을 1차항만을 사용하여 통제하였기 때문에, 정규-비정규 가구소득격차의 잔여부분에 대한 모호함은 더욱 크다. Van Lacker(2012) 또한 월임금을 1차항만으로 통제함으로써, 그의 결과에서 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 잔여부분이 월임금으로 설명되지 않는 근로기간으로 인한 것인지 아니면 월임금의 보다 복잡한 영향을 통제하지 못하였기 때문인지는 모호하다.

이에, 본 연구는 1년 단위의 빈곤지위에 대응하는 연간근로소득을 포착하는 변수로서 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 모두 고려하는 방법을 선택하였다. 이는 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득격차로 인하여 발생하는 빈곤격차의 설명되지 않는 부분에 대한 존재의 가능성을 최대한 차단할 수 있다는 장점을 가진다. 즉, 세 변수의 충분한 통제는 연간근로소득의 통제를 의미하므로, 정규-비정규 빈곤격차를 대부분 설명할 수 있을 것으로 기대된다. 이는 세 변수들의 영향을 정확하게 포착함으로써, 어떠한 변수가 정규-비정규 빈곤격차를 주요하게 설명하는지를 밝히는데 기여한다. 또한 정책적인 측면에서, 실업위험의 차이를 반영하는 근로월수의 차이가 정규-비정규 빈곤격차의 주요한 원인인지를 살펴보는 것은 상당한 중요성을 가질 수 있다.

이론적으로는 비정규계약(temporary contracts)은 정규계약(permanent contracts)에 비하여 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수가 모두 적을 수 있다.[15)]

15) 서론에서도 각주를 통하여 언급하였듯이, 우리나라에서 시간제근로는 그 자체로서 비정규계약으로 구분된다. 그러므로 비정규계약이 정규계약보다 시간당임금이 작을 수 있다고 말하는 것은 어색한 표현이다. 그러나 본 연구에서는 개념적으로 'permanent contracts'와 'temporary contracts'를 포착하는 용어로, 정규계약과 비정규계약의 용어를 사용하였다.

완충재고모델(Booth et al., 2002a)에 의하면, 비정규계약은 정규계약에 비하여 잔여적인 업무를 담당하므로 시간당임금과 근로시간 모두 적을 수 있다. 즉, 비정규계약은 정규계약에 비하여 담당업무가 잔여적일 수 있으며, 이는 낮은 시간당임금을 초래할 수 있고 또한 정해진 근로시간 외의 추가근로시간에 대한 요구가 적을 수 있다. 특히, 시간제 고용(part-time employment)은 주로 잔여적인 업무들에 대하여 사용될 가능성이 높다. 또한 정규계약과 비정규계약 간의 법적인 고용안전성의 차이로 인하여, 비정규계약은 더 높은 실업위험에 노출되고 이는 근로월수의 감소를 가져올 수 있다. 그러나 세 변수 중 어떠한 요인들이 정규-비정규 빈곤격차를 더 주요하게 설명할 것인지는 모호한 측면이 존재하므로, 이는 실증연구를 통하여 규명되어야 한다.

비록 우리나라에 대해서 정규-비정규 빈곤격차를 본격적으로 조망한 연구는 부족하지만, 빈곤에 대한 학술적인 관심은 1997년 외환위기 이후로 크게 증가하였다. 그전까지 우리나라는 급격하고 지속적인 경제성장을 경험하였으며, 이는 국민들의 전반적인 경제적 웰빙을 증가시키는데 기여하였다. 이에 지속적인 경제성장이 결국 경제전반의 생산성을 높임으로써 빈곤과 소득불평등을 개선할 것이라는 쿠즈네츠(Kuznets) 가설에 기초하여(유경준, 2006), 학술적으로도 빈곤 또는 소득불평등은 핵심적인 이슈로 등장하지 않았다. 그러나 1997년 외환위기를 경험하고 그 이후로도 낮은 경제성장률, 높은 비정규직 비중, 그리고 높은 빈곤율이 지속됨에 따라, 빈곤에 대한 학술적인 관심이 크게 증가하였다.

빈곤에 대한 우리나라의 학술적인 관심은 주로 1997년 외환위기의 여파가 잠잠해지는 과정에도 불구하고 빈곤율의 개선이 왜 일어나지 않는가에 있었다. 그리고 학자들은 이의 원인을 우리 사회의 구조적인 변화에서 찾고자 하였다. 이에 대한 가장 대표적인 연구로는 구인회(2004)의 연구가 있다. 그는 먼저 우리나라의 1990년대 후반의 빈곤 추이의 원인으로서 분배구조의 변화와 더불어, 노인인구, 여성가구주가구, 단독가구의 증가와 같은 인구학적 변화에 주목함으로써, 1990년대 후반 이후 우리나라의 빈곤의 이해를 위한 핵심적인 단초를 제공하였다. 구체적으로 그는 가구소비실태조사를 사용하여 1991년, 1996년, 2000년의 빈곤율을 분석함으로써, 무엇이 2000년의 높은 빈곤율의 원인으로 작용하였는지를 탐색하였다. 분석결과, 중위소득 40%(50%) 기준으로 측정한 상대빈곤율은, 1991년 5.0%(10.4%), 1996년 4.6%(9.0%), 2000년 8.1%(13.3%)로 나타나, 1997년 외환위기 이후 빈곤율이 두드러지게 증가한 것으로 나타났다. 또한 그는 요인분석을 통

이는 무기계약과 유기계약이 개념적으로 보다 정확한 표현일 수 있지만, 우리나라에서의 일반적인 학술적인 용어의 사용을 고려함으로써 가독성을 저해하지 않는 것이 보다 더 바람직하다고 판단하였기 때문이다.

하여 1996-2000년의 3.54%의 상대빈곤율의 증가의 원인을 소득수준 변화, 소득불평등 변화, 인구학적 변화로 구분하여 살펴보았으며, 분석결과 소득수준 변화의 영향은 없었고 소득불평등 변화의 영향은 2.36%, 인구학적 변화의 영향은 1.17%인 것으로 나타났다. 따라서 그는 노동시장불평등의 증가 및 빈곤취약가구의 증가가 외환위기 이후 우리나라가 직면하게 된 구조적 상황이라는 증거를 발견하였다. 구인회(2004)의 연구가 본 연구에 주는 함의는 우리나라의 불평등 구조가 증가하였으므로, 불평등에 영향을 미치는 요인들의 영향 또한 증가하였을 것이라는데 있다. 특히, 노동시장에서의 소득분배구조의 불평등 증가는 정규계약과 비정규계약간의 임금격차 또한 심화시켰을 수 있다.

노동시장불평등의 증가, 그리고 인구학적 변화로서 여성가구주가구의 증가와 노인인구의 증가의 구조적인 변화는 1990년대 후반 이후 우리나라의 빈곤을 설명하는 핵심적인 요인들로서 이후의 연구들에 의하여 다양하게 탐색되었다. 먼저, 노동시장불평등의 증가와 관련하여, 김교성(2007)은 도시가계조사를 사용하여 1995-2005년 기간의 빈곤의 추이를 보다 자세히 탐색하였다. 중위가구소득의 50% 빈곤선을 활용하여 빈곤율과 빈곤갭의 추이를 살펴본 결과, 외환위기 이후 빈곤율과 빈곤갭이 다소 주춤하는 경향을 보였지만 2003-2005년 기간 동안에는 외환위기 때보다 더 증가하는 경향을 발견하였다. 또한 여성가구주, 60대 이상, 낮은 교육수준, 임시일용노무자, 단순노무직과 서비스직의 빈곤율이 비교집단의 빈곤율보다 크게 증가하였음을 보임으로써, 우리나라의 노동시장의 불평등이 지속적으로 증가하고 있음을 발견하였다.

다음으로 송호근(2002), 석재은(2004), 김영란(2006), 홍백의 · 김혜연(2007) 등은 빈곤율의 증가가 주로 여성에게 집중되어 있는 '빈곤의 여성화' 현상에 초점을 맞추었다. 이들은 가족돌봄에 대한 책임이 여성에게 집중되어 있고 남성에 비하여 여성의 노동시장의 열악한 지위가 유지되고 있음에도 불구하고, 가족해체의 증가 및 단독가구의 증가로 인하여 여성이 높은 빈곤위험에 직면하게 되는 경향에 주목하였다. 이들의 공통적인 결론은 우리나라에서는 여성의 노동시장참여율이 낮을 뿐만 아니라 그들의 노동시장참여가 남성이 비하여 크게 불안정하거나 저임금이므로, 새로운 빈곤의 양상에 대응하기 위해서는 돌봄을 공식화하고 여성친화적인 노동시장을 구축하기 위한 정책적 노력이 필요하다는 것이다.

실제로 우리나라는 지난 십수년간 공적돌봄체계의 구축에 상당히 진전을 이루었다. 그러나 여전히 여성의 노동시장참여율은 남성에 비하여 상당히 낮으며,[16] 노

16) OECD(2019b)에 의하면, 2014년을 기준으로, OECD 36개 회원국 중 우리나라의 남성 고용률은 76%로 14등이며 여성 고용률은 55%로 29등이다.

동시장에 참여하는 여성들의 임금수준 또한 남성보다 크게 낮다(표 3).

노인빈곤은 본 연구와 직접적인 관계를 가지지는 않지만, 1990년대 이후 우리나라의 빈곤을 설명하는 가장 중요한 특징이다. 우리나라의 노인빈곤율은 OECD 국가들 중에서 가장 높으며 그 절대적인 수준 또한 매우 심각하다(OECD, 2020b). 이는 우리 사회의 급격한 변화로 인하여, 공적부양체계가 자리 잡지 못한 채로 사적부양체계가 무너졌기 때문이다(여유진 외, 2012). 이에 우리나라는 2007년 기초노령연금, 그리고 2014년 기초노령연금을 도입하는 등의 노력을 통하여 노인빈곤문제에 대응하여 왔다.

그러나 적은 수준의 보편적인 정액급여를 지급하는 기초연금만으로는 심각한 노인빈곤문제에 대응하는 것은 불충분하므로, 노인의 경제활동을 촉진함으로써 노인빈곤을 완화할 필요성이 있다는 주장과 기초생활보장제도의 부양의무자기준의 폐지를 통하여 노인에 대한 소득보장을 강화해야 한다는 주장들(손병돈 외, 2018; 손병돈, 2019) 또한 존재한다.

우리나라의 빈곤에 대해서는 이 외에도 많은 연구들이 존재한다. 일련의 연구들[17]은 근로빈곤층의 규모를 측정함으로써 근로빈곤의 이슈를 보다 공식화하는데 기여하였고, 또 다른 연구들[18]은 개인의 인적자본변수와 고용변수들을 포함한 다양한 특성들과 빈곤 간의 관계를 탐색하였으며, 또한 다른 일련의 연구들[19]은 개인의 특성들과 빈곤진입 및 빈곤탈출 간의 관계를 살펴보았다. 특히, 후자의 연구들은 연령, 교육, 가구원수, 지역, 종사자지위, 업종, 직종, 거주지역, 결혼지위 등 다양한 개인특성 및 가구특성들, 그리고 고용률과 실업률 등의 거시경제적 변수들이, 빈곤위험 또는 빈곤진입 및 빈곤탈출과 유의한 상관관계를 가짐을 보여주었다.

결론적으로 2000년 이후의 우리나라의 빈곤의 양태는 노동시장 분배구조의 불평등의 증가와, 또한 개인화가 강화되는 인구학적 변화로 인한 가구 간 불평등의 증가라는 두 가지의 구조적 변화로 심화되었다. 그러므로 이는 고용불안정에 의하여 발생하는 빈곤위험 또한 심화시켰을 수 있다. 무엇보다 이는 우리나라에서만 발생하는 현상이라고 보기는 어렵다. 기술의 발전으로 인한 노동시장의 양극화 경향과 개인화의 심화는 우리나라만이 아닌 세계적으로도 발생하는 공통된 추세라고 할 수 있다. 그러므로 본 연구는 우리나라만을 대상으로 한 단일국가연구임에도 불구하고, 우리나라와 비슷한 상황을 경험하고 있는 다른 나라들에 대해서도 일정한 함의를 줄 수 있을 것이다.

---

17) 정진호 외(2005), 홍경준(2005), 백학영 · 구인회(2010), 백학영(2013) 등
18) 김교성 · 최영(2006), 김안나(2007), 김수정(2007), 이상록 · 백학영(2008), 조윤화(2008), 고은주 · 김진욱(2009), 이은혜 · 이상은(2009), 손병돈(2010) 등
19) 금재호 · 김승택(2001), 김교성 · 반정호(2004), 홍경준(2004), 이상록 · 이순아(2010) 등

제3절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이

첫째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차와 그 원인을 탐색한다. 그러나 이는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 이해하는데 기여하지만, 정규-비정규 빈곤격차가 다양한 가구요인들에 의해서 조절될 수 있음을 고려하지는 못한다. 빈곤은 다양한 가구요인들에 의해서 결정되므로, 정규-비정규 임금격차 문헌에서와는 달리 가구요인들에 의한 조절영향이 주요하게 나타날 수 있다.

이에 본 연구에서는 잠재적인 가구요인들 중, 중요한 정책적 함의를 가질 수 있는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 탐색한다. 이에 대한 탐색이 중요한 정책적 함의를 가질 수 있는 이유는 기혼여성과 기혼남성 간에는 시장노동과 가사노동 간의 뚜렷한 분업이 발생하는 경향이 존재하기 때문이며, 이에 따라 기혼여성의 근로소득은 주로 가구의 이차소득으로 기능함으로써 가구빈곤을 완화하는데 매우 효과적일 수 있기 때문이다. 이는 정책입안자들에게 대하여, 가구의 이차소득자의 잔여적인 노동시장참여를 촉진시킴으로써 빈곤문제에 대응할 강한 유인을 제공한다. 그러므로 본 연구는 과연 가구의 이차소득이 일차소득보다 가구의 소득을 빈곤선 위로 올리는 것의 용이함(Van Lacker, 2012)이 정규-비정규 빈곤격차를 결정하는데 있어 유효하다는 증거가 존재하는지를 탐색한다.

이 주제를 보다 체계적으로 탐색하기 위해서는, 먼저 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 발생시키는 요인들을 정의해야 한다. 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이는 크게 두 가지의 요인에 의해서 결정되는 것으로 이해할 수 있다. 첫째는 정규-비정규 근로소득격차가 기혼여성과 기혼남성 간에 다르기 때문이며, 둘째는 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자로, 기혼남성이 주로 가구의 일차소득자로서 기능하는 경향이 존재하기 때문이다. 각 요인들에 대하여 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 정규-비정규 빈곤격차는 정규-비정규 근로소득격차에서 비롯되므로, 정규-비정규 근로소득격차가 클수록 빈곤격차는 더 클 것이다. 그런데 정규-비정규 근로소득격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이는 다소 모호하다. 먼저, 기혼여성의 비정규고용의 참여는 기혼남성의 비정규고용의 참여와는 상이한 경향을 가질 수 있다. 그 이유는 기혼남성의 비정규고용의 참여는 생계를 책임지고 더 나은 일자리

로 이행할 목적일 가능성이 높은 반면, 기혼여성의 비정규고용의 참여는 가구의 일시적인 소득을 벌기 위한 목적일 가능성이 높기 때문이다(Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010). Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)은 스페인에서 젊은 여성에게서는 정규-비정규 빈곤격차가 유의하였지만 젊은 남성에게서는 유의하지 않은 이유를 여기에서 찾았다.

그러나 정규-비정규 근로소득격차는 기혼여성보다 기혼남성에게서 더 클 수 있는 가능성 또한 존재한다. 이는 앞서 살펴본 완충재고모델(buffer stock model; Booth et al., 2002a)에 기초하여 추론할 수 있다. 완충재고모델에 의하면, 정규계약은 주로 기업의 핵심적인 업무를 담당하고 비정규계약은 주로 기업의 잔여적인 업무를 담당한다. 그런데 임금수준이 업무의 난이도에 의해서 결정된다면, 잔여적인 업무보다는 핵심적인 업무에서 업무의 난이도의 변량이 더 클 것이다. 그러므로 성별임금격차 또한 비정규계약보다는 정규계약에서 더 클 것이며, 따라서 정규-비정규 임금격차는 기혼여성보다는 기혼남성에게서 더 크게 나타날 수 있다.[20] 이는 정규-비정규 근로소득격차의 성별 차이가 실증연구를 통하여 규명되어야 하는 문제임을 의미한다.

다음으로, 기혼여성이 기혼남성에 비하여 주로 가구의 이차소득자로 기능하는 경향이 정규-비정규 빈곤격차의 성별 차이를 발생시키는 원인일 수 있다. 이는 가구의 이차소득이 가구의 소득을 빈곤선 위로 올리는 것이 가구의 일차소득보다 용이하기 때문이다(Van Lacker, 2012). 그러므로 기혼여성의 비정규고용의 참여는 가구의 빈곤완화에 매우 효과적일 수 있으며, 이는 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다는 기혼여성에게서 더 작을 수 있음을 함의한다.[21]

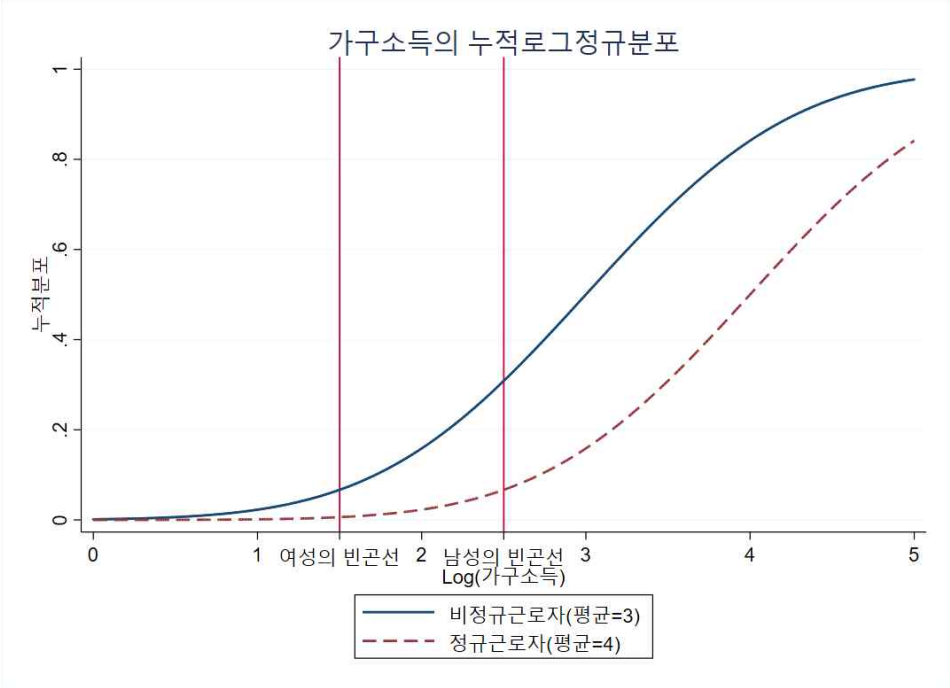
물론, 이는 상당히 직관적이기는 하지만, 기혼여성의 정규고용과 비정규고용 모두 가구의 빈곤완화에 있어 기혼남성보다 효과적일 수 있다는 점에서 다소 모호한 측면이 존재한다. 여성의 비정규고용의 빈곤위험이 남성의 비정규고용의 빈곤위험

20) 성별임금격차의 문헌들은 여성과 남성의 임금격차가 여성과 남성의 인적자본의 차이, 노동시장의 차이, 노조조합가입률의 차이 등 다양한 요인들에서 비롯된 것이라고 주장한다(신광영, 2011).

21) 다만, 일차소득자와 이차소득자의 용어의 표현은 다소의 모호함을 가질 수 있다. 먼저, 가장 일반적인 표현으로서 가구 내의 기혼여성과 기혼남성 간에 존재하는 뚜렷한 노동분업을 나타내기 위하여, 기혼남성을 가구의 일차소득자, 기혼여성을 가구의 이차소득자라고 표현할 수 있다. 그렇지만 기혼여성이 소득이 없이 미취업 상태에 있는 경우에도 가구의 이차소득자라고 말할 수 있는지는 다소 모호할 수 있다. 하지만 한편으로는 부부의 생애주기 전체를 고려한다면, 특정 시기 동안 기혼여성이 미취업자인 상태에 있다고 하더라도, 기혼여성을 이차소득자, 기혼남성을 일차소득자라고 표현하는 것은 적절할 수 있다. 다만, 본 연구에서는 남성부양자모델이 지배적인 가족모델로 기능하는 상황에서, 기혼남성과 기혼여성의 노동시장참여수준이 뚜렷한 차이를 보이는 일반적인 현상을 포착하는 용어로서 일차소득자와 이차소득자의 용어를 사용하였다.

보다 낮음을 발견하고, 이의 원인을 여성이 주로 가구의 이차소득자로 기능하기 때문으로 추론한 Van Lacker(2012)의 결과에서도, 여성의 정규고용의 빈곤위험 또한 남성의 정규고용의 빈곤위험보다 낮음을 발견하였다.

[그림 2] 가상의 정규근로자와 비정규근로자의 가구소득의 누적로그정규분포



주: 가구소득이 로그정규분포를 따른다고 가정하였음.

그러므로 [그림 2]에서는 간단한 모델을 통하여 이를 살펴보았다. 그림에서는 가상의 비정규근로자와 정규근로자의 가구소득분포를 제시하였다. 먼저, 비정규근로자와 정규근로자의 가구소득의 분포가 평균값만 다르고 다른 값들은 동일한 로그정규분포를 따름을 가정하였다. 그리고 정규근로자의 가구소득의 평균값이 비정규근로자보다 높다고 가정하였다.

그리고 간단한 표현을 위하여, 여성과 남성의 가구소득분포를 달리 하는 대신, 여성이 직면하는 빈곤선이 남성이 직면하는 빈곤선보다 낮다고 가정하였다. 이는 여성과 남성의 직면하는 빈곤선이 동일하고, 대신 여성 임금근로자의 가구소득의 평균이 남성 임금근로자의 가구소득의 평균보다 높다고 말하는 것과 동일하다. 그림에서는 구체적으로 여성의 빈곤선은 1.5, 남성의 빈곤선은 2.5의 수치를 가지도록 임의로 설정하였다.

따라서 실선(비정규근로자의 가구소득)과 빈곤선과의 교점의 누적분포(y축)는 비정규근로자의 빈곤율을 나타내며, 점선(정규근로자의 가구소득)과 빈곤선과의 교점의 누적분포(y축)는 정규근로자의 빈곤율을 나타낸다. 그러므로 여성의 빈곤선에서의 두 교점의 y값의 차이는 여성의 정규-비정규 빈곤격차를 나타내며, 남성의 빈곤선에서의 두 교점의 y값의 차이는 남성의 정규-비정규 빈곤격차를 나타낸다.

결론적으로 그림에서 명확히 나타난 것과 같이, 여성과 남성의 정규-비정규 근로소득격차가 동일하다고 하더라도 정규-비정규 빈곤격차는 여성보다 남성에게서 더 크며, 이는 여성이 주로 가구의 이차소득자이므로 여성이 직면하는 실질빈곤선이 남성보다 낮기 때문이다.[22] 무엇보다 위 그림은 기혼여성만이 아닌 다른 이차소득자들의 한계적인 노동시장참여라고 할지라도, 빈곤위험을 완화하는데 있어 가구의 일차소득자보다 효과적으로 기여할 수 있음을 함의한다.

이는 단순히 정규-비정규 빈곤격차를 기혼여성과 기혼남성 간에 비교하는 것만으로는, 그 차이의 원인을 명료히 이해하기 어렵고 따라서 적절한 정책적 함의를 도출하는 것 또한 어려움을 함의한다. 한 예로서, 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다는 기혼여성에서 훨씬 작은 결과가 나타날 수 있다. 그렇다면 어떠한 연구자는 이러한 결과를 바탕으로 하여, 가구의 이차소득자의 잔여적인 노동시장참여를 촉진시키는 것을 빈곤문제에 대응하기 위한 가장 핵심적인 정책과제로 제안할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 단지 정규근로자인 기혼여성이 정규근로자인 기혼남성에 비하여 경험하는 임금패널티가 매우 크기 때문에 발생한 결과일 수도 있다. 즉, 기혼여성의 정규계약의 임금수준이 매우 낮기 때문에 나타난 결과일 수 있는 것이다.

이에 대한 탐색은 또한, 비정규고용을 정규고용으로 이행시키는 것은 상당히 어려운 과제인 반면, 노동시장참여율이 낮은 기혼여성이나 다른 이차소득자들의 비정규고용을 통한 노동시장참여를 증진시키는 것은 충분히 기대할 수 있는 정책목표라는 점에서 중요성을 가질 수 있다. 따라서 만약 본 연구가 이차소득이 일차소득보다 가구소득을 빈곤선 위로 올리는 것의 용이함이 정규-비정규 빈곤격차를 결정하는데 있어 상당히 유효하다는 증거를 발견한다면, 우리나라 또한 이차소득자들의 잔여적인 노동시장참여를 촉진시키는 것을 빈곤정책의 최우선과제로 삼는 것이 바람직할 수 있다.

이에 본 연구는 기혼여성과 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차와 정규-비정규

22) 다만, 이는 유기계약의 빈곤율이 50% 미만일 때에만 분명한 결과이지만, 일반적으로 (최소한 우리나라에서는) 유기계약의 빈곤율(균등화가구소득의 60% 빈곤선으로 측정한)은 50%보다 훨씬 적은 수준이다.

연간근로소득격차를 모두 추정하고 이를 비교함으로써, 특히 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이고 기혼남성이 주로 가구의 일차소득자이기 때문에, 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작을 수 있는 경향이 존재하는지를 탐색하였다. 무엇보다 우리나라는 기혼여성과 기혼남성 간의 노동시장참여수준의 차이가 매우 뚜렷하다는 점에서, 이차소득자에 대한 함의를 얻는데 매우 적합한 배경을 제공한다.

제4절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성

첫째와 둘째 주제에서는 현재의 고용계약형태와 현재의 빈곤위험 간의 관계에 관심을 기울였다. 그러나 정규계약에 비한 비정규계약의 높은 빈곤위험에 대한 우려는, 정규계약과 비정규계약 간에 존재하는 현재의 빈곤격차에만 있지는 않다. 정책적인 우려는 오히려 비정규계약의 고용불안정으로 인하여 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이가 장기적으로 지속될 수 있는 가능성에 있는 경우가 많다. 이는 비정규계약이 정규계약에 비하여 실업의 위험이 높으며, 또한 양질의 인적자본을 축적하는 것이 어렵기 때문이다(완충재고모델; Booth et al., 2002a). 그러나 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차가 뚜렷이 존재한다고 하더라도, 이것이 반드시 둘 간의 빈곤격차가 지속될 것임을 함의하지는 않는다. 즉, 첫째와 둘째 주제에서 추정한 정규-비정규 빈곤격차는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 지속성에 대해서는 직접적인 함의를 주지는 않는다.

그러므로 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차에 대한 보다 충분한 이해를 위해서는, 정규-비정규 빈곤격차에 대한 정적인 이해에 더하여, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성에 대한 이해가 필요하다. 무엇보다 유기계약근로자와 무기계약근로자 간의 빈곤격차가 지속되는 이유는 고용계약형태의 차이보다는 인적자본의 차이에 크게 기인할 수 있다. 그러므로 본 주제에 대한 탐색은 노동시장의 이중화(Doeringer and Piore, 1971)를 발생시키는 기제에 대한 이해를 증진시키는데 기여할 수 있다. 이에 본 연구의 마지막 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간에 발생하는 현재의 빈곤격차가 가까운 미래에도 지속되는 경향이 존재하는지를 탐색하였다.

본 주제와 관련하여, 선행연구들은 주로 비정규계약의 고용이행에 대하여 살펴보았다. 구체적으로는 비정규고용(temporary employment)이 미래의 정규고용

(permanent employment) 또는 더 나은 일자리로 이행하는 징검다리(stepping-stone)로 기능하는지, 아니면 비정규고용에 머무르게 하는 덫(trap)으로 기능하는지를 탐색하였다. 즉, 선행연구들은 주로 노동시장의 이중화(Doeringer and Piore, 1971)가 정규계약과 비정규계약 간에 존재하는지를 탐색하였다. 만약 비정규고용이 비정규고용에 머무르게 하는 덫으로 기능한다면 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차는 높은 지속성을 가질 수 있을 것이며, 반면 비정규고용이 정규고용으로 이행하는 징검다리로 기능한다면 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차는 적은 지속성을 가질 수 있을 것이다. 그러므로 비정규고용의 고용이행에 대한 선행연구들은 본 연구의 주제에 대한 중요한 이론적 기초를 제공한다. 이에 여기에서는 비정규고용의 고용이행에 대한 연구들을 상세히 검토한다.

우선, 일련의 설명들은 비정규계약이 정규계약으로 이행하는 징검다리로 기능함을 지지하며, 다른 일련의 설명들은 비정규계약이 비정규계약에 머무르게 하는 덫으로 기능함을 지지한다.

먼저, 전자에는 대표적으로 세 개의 설명들이 주로 인용된다. 첫째는 통관항 가설(port-of-entry hypothesis; Contini et al., 1999; Scherer, 2004)이다. 통관항 가설은 개인들이 더 나은 일자리로의 빠른 이행을 위하여 자신들의 교육수준이나 능력에 비하여 도전적이지 않은 비정규일자리를 선택할 수 있음을 강조한다. 비록 통관항 가설은 비정규고용이 개인들에게 줄 수 있는 장점들에 대한 이론적 설명을 제공하지는 않는다는 점에서는 한계를 가지지만, 현실에서 분명히 존재하는 경향들을 포착한다는 점에서 중요성을 가진다.

둘째는 기업이 비정규고용을 근로자의 인적자본을 판별하기 위한 도구로서 사용하기 때문에, 비정규고용은 정규고용으로 이행하는 징검다리로 기능할 수 있다는 설명이다(Booth et al., 2002b; Garcia-Serrano, 2004; Scherer, 2004). 기업은 정규고용의 높은 해고비용으로 인하여, 인적자본을 쉽게 파악할 수 없는 근로자들을 처음부터 정규계약으로 고용하는 것을 주저할 수 있다. 따라서 기업은 근로자들을 해고비용이 적은 비정규계약으로 먼저 고용하고, 그들의 인적자본을 판별(screening)한 후에 원하는 근로자들을 정규계약으로 고용할 유인을 가질 수 있다. 따라서 비정규고용은 많은 근로자들에게 있어 정규고용으로 이행하는 징검다리로 기능할 수 있다.

셋째는 비정규고용의 경험이 주는 혜택들을 강조하는 설명이다(Gebel, 2013). 비정규고용의 경험은 인적자본의 축적의 기회를 제공하고, 사회적 네트워크에 대한 접근성을 증가시키며, 또한 근로경험을 통하여 더 나은 일자리 매칭을 가능하게 할 수 있다. 이러한 비정규고용이 가질 수 있는 장점들은 비정규고용에 참여하는 개인

들을 더 나은 일자리로 이행시키는데 기여할 수 있다.

다음으로, 일련의 설명들은 비정규고용의 경험이 정규고용으로 이행하지 못하고 비정규고용에 머무르게 하는 덫으로 기능할 수 있다는 가설을 지지한다. 이에도 또한 세 개의 설명들이 주로 인용된다. 첫째는 이중노동시장이론(Doeringer and Piore, 1971)에 기초한 설명들이다. 이중노동시장이론은 현대 자본주의 국가들의 노동시장이 안정적이고 기술적으로 높은 수준의 노동시장과, 취약하고 기술적으로 낮은 수준의 노동시장으로 구분되어 있고, 또한 두 노동시장 간의 이동성이 상당히 제약되어 있다는 점을 강조한다. 그러므로 정규계약과 비정규계약은 노동시장이중화를 발생시키는 하나의 분절구조로 기능할 수 있는 가능성이 있으며, 이에 따라 비정규계약으로부터 정규계약으로의 이행은 어려울 수 있다.

둘째는 신호이론(signal theory)이다. 신호이론은 기업이 개인의 능력을 평가하는 도구로서 교육수준 등과 같은 정보들에 의존하는 것과 같이, 이전의 고용상태에 대한 정보를 개인의 능력을 평가하는 도구로 사용한다는 점을 강조한다. 그러므로 기업은 개인의 비정규고용의 경험을 개인의 낮은 인적자본에 대한 신호로 인식할 수 있으며, 이에 따라 비정규고용은 비정규근로자들을 더 나은 일자리로 이행하지 못하게 하는 덫으로 기능할 수 있다. 그러나 신호이론은 특정 노동시장에 따라 다르게 나타날 수 있다. 예를 들어, 특정 산업분야들에서는 비정규고용의 경험이 개인의 근로경험과 근로의지에 대한 긍정적인 신호로 작용할 수 있다.

셋째는 앞서 살펴본 완충재고모델(booth et al., 2002a)이다. 완충재고모델은 기업의 경영적 전략에 의하여, 비정규계약은 주로 기업의 잔여적인 업무를, 그리고 정규계약은 주로 기업의 핵심적인 업무를 담당하게 될 것으로 예측한다. 그러므로 비정규계약의 경험은 근로자들에게 양질의 인적자본을 축적할 기회를 제공하지 못하며, 따라서 비정규고용의 경험은 비정규근로자들을 더 나은 일자리로 이행하지 못하게 하는 덫으로 작용할 수 있다.

또한 노동시장밀접성이 낮은 가구의 이차소득자들은 비정규고용의 참여의 목적이 더 나은 일자리로 이행하는 것이기보다는 가구의 이차소득을 벌기 위함이거나 가사나 학업을 근로와 양립하기 위함일 가능성이 높다(Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010). 그러므로 가구의 이차소득자들의 경우, 비정규고용의 정규고용으로의 이행은 적을 수 있다(최요한, 2018).

이처럼 비정규고용의 고용이행은 이론적으로 모호하며, 따라서 많은 연구들이 비정규계약의 고용이행을 실증적으로 탐색하였다. 기존의 실증연구들은 크게 두 개의 범주로 구분할 수 있다. 하나는 유기계약직접고용(direct-hire temporary employment)과 파견고용(temporary help agency employment) 간의 고용이

행의 비교에 초점을 맞춘 연구들이며, 다른 하나는 비정규고용의 이행 자체에 관심을 가진 연구들이다.

전자의 연구들 중에서는 미국에 대한 Autor and Houseman(2010)의 연구가 가장 대표적인 연구로서 자주 언급된다. 그 이유는 그들이 미국에서 발생한 자연실험(natural experiment)의 변량을 추출하여 분석함으로써, 실증적으로 매우 강력한 증거를 제공하였기 때문이다. 미국의 미시간 주의 디트로이트에서는 1996년의 복지법제개혁의 일환으로서 WORK FIRST 프로그램을 시작하였다. WORK FIRST 프로그램에는 TANF(temporary assistance to needy families) 수급자들에게 일자리 매칭을 제공해주는 근로연계프로그램이 존재하였는데, 이의 시행과정에서 수급자들의 유기계약직접고용과 파견고용의 매칭이 상당히 랜덤하게 발생함으로써 자연실험의 환경이 제공되었다.

이에 Autor and Houseman은 1993-2003년 동안의 행정자료를 사용하여, 37,000명 이상을 대상으로 유기계약직접고용과 파견고용의 참여에 따른 이후의 노동시장결과를 비교하였다. 분석결과, 그들은 파견고용의 참여는 이후 7분기 동안의 근로소득과 고용결과를 개선시키는데 기여하지 못함을 발견하였으나, 반면 유기계약직접고용은 근로소득과 고용결과를 상당히 개선시켰음을 발견하였다.

이들의 연구 외에, 스페인에 대한 Amuedo-Dorantes et al.(2008)의 연구와 프랑스에 대한 Givord and Wilner(2015)의 연구 또한 유기계약직접고용과 파견고용을 비교하였다. Amuedo-Dorantes et al.은 유기계약직접고용이 파견고용보다 정규계약(permanent contracts)으로 이행하는 것이 용이함을 발견하였다. 그리고 Givord and Wilner는 개인의 미관측 이질성을 통제하여 고용이행을 추정하였으며, 유기계약직접고용이 파견고용보다 정규계약으로 이행하는 것이 용이하다는 것을 동일하게 발견하였다.

위 연구들과는 달리, 일련의 다른 연구들은 비정규계약(temporary contracts) 내의 이질성을 고려하지 않고 비정규계약을 한 범주로 구분하여 비정규계약의 고용이행을 탐색하였다. 이에는 de Graaf-Zijl et al.(2011)과 Cockx and Picchio(2012)의 연구들이 있으며, 또한 우리나라에 대한 Ahn(2016)과 최요한(2018)의 연구가 있다.

먼저, de Graaf-Zijl et al.(2011)은 네덜란드를 대상으로 하여, 현재의 비정규고용의 경험이 실업의 경험에 비하여, 이후에 실업으로 진입하였을 때 실업기간을 더 단축시키거나 또는 정규계약으로 이행할 확률을 증가시키지는 않는다는 부정적인 결과를 발견하였다. 반면, Cockx and Picchio(2012)는 벨기에를 대상으로 하여 반대되는 증거를 발견하였다. 벨기에에서는 졸업 이후 9개월 동안 실업상태에

있는 경우 실업급여의 수급자가 되며, 이에 Cockx and Picchio는 행정자료를 사용하여 졸업 이후 실업급여의 수급자가 된 개인들의 노동시장이행을 살펴보았다. 이들은 '단기간 일자리(1분기 이하, 또는 비자발적 실업으로 끝나는 일자리)'와 '장기간 일자리(1년 이상 지속되는 일자리)'로 구분하여 살펴보았으며, 졸업 후 2년 안에 단기간 일자리를 가진 개인들이 그렇지 못한 개인들보다 향후 장기간 일자리를 가지게 될 확률이 여성과 남성 모두에서 더 높음을 발견하였다. 그러므로 그들은 비정규고용이 정규고용으로 이행하는 징검다리로 이행한다는 증거를 발견하였다.

우리나라를 대상으로 한 연구로는 Ahn(2016), 최요한(2018)의 연구가 있다. 이들은 모두 한국노동패널을 분석자료로 사용하였으며, Wooldridge(2005)의 랜덤효과접근에 기초하여 미관측 이질성을 통제한 다항의 동태적 확률모델을 추정함으로써, 각 고용지위의 이행확률을 추정하였다. Ahn(2016)은 고용지위를 상용직(무기계약 및 1년 이상 유기계약), 1년 미만 유기계약(임시직 및 일용직), 자영업, 비근로로 구분하였으며,[23] 최요한(2018)은 고용형태를 정규직, 비정규직, 자영업, 비근로로 구분하여 살펴보았다. 분석결과, Ahn(2016)은 22-54세를 대상으로 하여 미취업에서 상용직으로의 이행이 1년 미만 유기계약에서 상용직으로의 이행보다 더 용이함을 발견하였고, 최요한(2018)은 미취업에서 정규직으로의 이행이 비정규직에서 정규직으로의 이행보다 더 용이함을 발견하였다. 이들은 이러한 발견들을 기초로 하여, 우리나라에서는 비정규직이 정규직으로 이행하는 징검다리의 역할이 제한되어 있다고 추론하였다.

그러나 이 연구들은 정규계약과 비정규계약의 고용이행에 대한 함의를 제공하지만, 구체적으로 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 지속성에 대한 직접적인 함의를 제공하지는 않는다. 그러나 선행연구들이 비정규계약의 고용이행에 관심을 기울이는 이유 또한 궁극적으로는 정규계약과 비정규계약 간의 경제적 웰빙의 추이에 있을 것이라는 점에서, 본 연구의 마지막 주제의 탐색은 관련 문헌들에 중요한 기여가 될 수 있을 것이다.

---

23) Ahn(2016)은 permanent worker와 temporary worker의 용어를 사용하지만, 그가 실제 사용한 분류는 정규계약과 비정규계약이 아니라 상용직과 임시직/일용직인 것으로 보인다. 이는 다음의 문장에서 확인이 가능하다: "In the KLIPS, workers who identify themselves as being in wage employment are further required to choose between permanent, temporary, and daily contract work. Those who choose temporary or daily contract work are classified as temporary workers, while those who choose permanent contracts are considered to be permanent workers."(p.569) 그러나 한국노동패널에서는 임금근로자를 무기계약, 유기계약, 일용계약으로 구분하는 것이 아닌, 상용직(무기계약 또는 1년 이상 유기계약), 임시직(1년 미만 유기계약), 일용직(일용계약)으로 구분한다.

이에 본 연구는, 셋째 주제를 탐색하기 위한 가장 적합한 사회적 실험은 동일한 특성을 가진 개인들에게 정규고용과 비정규고용을 임의로 배정한 후 그들 간의 빈곤격차의 추이를 추적하는 것임을 고려하여, 현재의 정규계약과 비정규계약이 현재와 가까운 미래의 빈곤위험에 미치는 영향을 모두 추정하고 이를 비교함으로써 본 연구의 마지막 주제를 탐색하였다.

제4장 연구방법

본 연구는 세 개의 연구주제들의 탐색을 위하여 장기간의 패널자료를 활용한 고정효과접근(fixed-effects approach)을 사용하였다. 앞에서도 논의하였듯이(제3장 제2절), 정규일자리와 비정규일자리 간의 질적 차이로 인하여, 정규근로자들은 비정규근로자들보다 평균적으로 높은 인적자본, 능력, 태도, 동기 등을 가질 수 있다. 그러므로 노동시장이 더 높은 생산성을 가진 개인들에게 더 높은 임금으로 보상한다면, 비정규근로자들에 비하여 정규근로자들의 더 높은 임금수준은 그들의 생산성과 관련된 요인들의 차이에서 크게 비롯될 수 있다. 그러므로 정규근로자들과 비정규근로자들을 비교하는 것은, 정규계약과 비정규계약 간의 차이를 추출하는 방법으로서 적절하지 못하다. 이에 정규-비정규 임금격차 문헌들은 개인의 미관측 이질성을 통제함으로써, 관찰되는 변수로는 통제하기 어려운 개인의 생산성과 관련된 요인들의 혼동영향을 최대한 감소시키고자 하였다.

따라서 정규-비정규 근로소득격차로 인하여 발생하는 정규-비정규 빈곤격차를 추정하고자 하는 본 연구에 있어서도, 고정효과접근에 의존하여 개인의 미관측 이질성을 통제하는 것은, 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 일관되게 추정하기 위한 가장 적절한 선택이라고 할 수 있다. 그러므로 본 연구는 개인의 미관측 이질성을 통제하는 고정효과접근을 정규-비정규 빈곤격차를 추정하기 위한 최소한의 요구로서 선택하였다.[24]

다만, 방법론적인 측면에서, 고정효과접근은 개인 내의 변량을 추정에 사용하는 것이므로, 일정의 조건들을 만족시키는 경우에 적합한 분석방법이라는 것에 주의할 필요가 있다. 그 조건들은 첫째, 종속변수의 변량이 충분해야 한다는 것이며, 둘째,

24) 다만, 고정효과접근은 또 다른 중요한 혼동요인인 근로동기(motivation or willingness to work)를, 최소한 가구의 생계보다는 가사노동을 주로 책임지는 이차소득자들에 대해서는, 충분히 통제하지 못할 수 있다는 점을 고려할 필요가 있다. 즉, 이차소득자들의 근로동기는 가구의 소득상황에 상당히 의존적일 수 있으며(추가노동자효과, added worker effect; see Baldini et al., 2018). 또한 이러한 근로동기는 비정규고용과 정규고용의 참여여부를 중요하게 결정할 수 있다. 이러한 고민은 상당히 중요함에도 불구하고, 이를 언급하는 선행연구들을 찾아보는 것은 매우 어렵다(근로동기를 중요한 혼동요인으로 언급하고 있음에도 불구하고). 이는 특히 이차소득자들에 대해서, 정규-비정규 빈곤격차를 과대추정하는 결과를 발생시킬 수 있음에 주의해야 한다(즉, 무작위실험의 결과보다 과대추정된 결과를 산출할 수 있다). 예를 들어, 이차소득자들에게서 정규계약과 비정규계약 간의 근로시간의 차이가 일차소득자보다 뚜렷이 더 클 수 있다. 다만, 본 연구에서는 이러한 점들을 연구결과의 해석에서 충분히 고려하지는 못하였다. 이는 향후 연구들에서 보다 세밀하게 다루어져야 할 것이다.

고용계약형태의 변량이 충분해야 한다는 것이다.

먼저, 종속변수의 변량이 충분해야 하는 이유는 특히 본 연구의 종속변수인 빈곤지위가 이항변수인 점에 기인한다. 종속변수가 이항변수인 경우에는 개인 내에서 종속변수의 변량이 존재하는 것이 종속변수가 연속변수인 경우보다 훨씬 어렵다. 그러나 종속변수에 변량이 없는 개인들에서는 설명변수들이 빈곤지위를 결정하는 잠재종속변수(latent dependent variable)에 미치는 영향이 식별되지 않으므로, 고정효과접근을 사용하는 경우 이들은 분석에 포함되어서는 안 된다.[25] 그러므로 종속변수가 이항변수인 경우에 대하여 고정효과접근을 적용하기 위해서는, 장기간의 패널자료의 활용을 통하여 개인 내 변량을 최대한 확보하는 것이 일관된 추정을 위해서 요구된다.

다음으로, 표본 내의 충분한 개인들이 정규계약과 비정규계약을 모두 경험하는 경향이 존재할 필요가 있다. 이는 유의미한 추정치의 산출을 위하여 필요한 것이기도 하지만, 분석결과의 일반화의 측면에서 중요성을 가진다. 즉, 고정효과접근을 사용한 분석결과는 우리 사회의 충분히 많은 개인들이 정규계약과 비정규계약을 모두 경험하는 상황일 때에만 일반화할 수 있는 결과로서 해석할 수 있다. 만약, 극히 일부의 개인들만이 정규계약과 비정규계약을 모두 경험한다면, 고정효과접근을 사용한 추정치는 일반화의 측면에서 큰 한계를 가진다.

위 두 조건을 모두 충족시키기 위하여, 본 연구는 한국노동패널을 분석자료로 선택함으로써 고정효과접근의 사용의 적절성을 최대한 확보하고자 하였다. 한국노동패널은 우리나라에 대하여 가장 긴 시계열의 정보를 제공하는 패널자료이므로 빈곤지위의 충분한 개인 내 변량을 제공하며, 정규계약과 비정규계약을 모두 경험하는 개인들의 비중 또한 상당한 정도로 존재한다.

제4장에서는 연구방법에 대한 체계적인 설명을 위하여, 제1절에서는 먼저 자료에 대하여 설명하였으며, 제2절에서는 본 연구의 추정방법들을 설명하였고, 마지막

25) 이에 대해서는 선행연구들에서 다소 간의 충분하지 못한 이해가 존재하는 것으로 보인다. 현재의 계량경제학에서는 이항변수가 종속변수인 경우에는 연속잠재변수(continuous latent variable)가 이항의 결과를 결정한다는 확률모델의 가정에 기초한다. 이는 이항확률모델만이 아닌 선형확률모델을 사용하는 경우에도 동일하다. 그러나 개인의 고정효과를 통제하는 경우에는 이항의 결과의 변량이 관찰되지 않는 개인들에 대해서는 설명변수가 연속잠재변수에 미치는 영향을 식별할 수 없다(Beck, 2020; Choi, 2020b). 이것이 Andersen(1970)과 Chamberlain(1980)의 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서 종속변수에 변량이 없는 개인들이 분석대상에서 자동적으로 제외되는 이유이다. 그럼에도 불구하고 많은 연구들에서는 이항의 종속변수를 개인의 고정효과를 통제하여 분석하는 경우에도 이항확률모델 대신 선형확률모델을 관습적으로 사용함으로써 종속변수의 변량이 없는 개인들을 분석에 포함하여 설명변수들의 영향을 과소추정하는 경향을 보임을 발견할 수 있다.

으로 제3절에서는 본 연구의 추정모델들을 설명하였다.

제1절 자료

본 연구는 한국노동패널을 분석자료로 선택하였다. 한국노동패널은 충분히 많은 수의 개인들에 대한 장기간의 관찰값을 제공하고, 또한 본 연구의 수행에 필요한 변수들을 충분히 포함하고 있다. 한국노동패널은 현재 21차 자료까지 공개되어 있으며, 이에 본 연구는 필요한 변수들이 모두 존재하는 5-21차(2002-2018년) 자료를 사용하였다. 한국노동패널은 전국을 대표하는[26] 패널조사로서 매년 수행되며, 1차 자료(1998년)에서는 5,000가구를 패널로 구축하였으며 12차 자료(2009년)에서는 1,415가구를 추가로 패널로 구축하였다. 21차 자료에서는 1차 자료에서 구축된 가구표본의 66.2%와 2009년에 구축된 통합가구표본의 83.3%의 추적조사에 성공하였다. 본 연구의 분석대상은 20-64세로 한정하였다.

본 연구의 종속변수인 빈곤지위는 '균등화 중위 가처분가구소득'의 60%를 빈곤선을 사용하여 산출하였다.[27] 본 연구에서는 연구의 가독성을 고려하여, 다른 빈곤선에 대한 추가적인 분석은 수행하지 않았다. 균등화중위가구소득은 한국노동패널의 가구소득(세후)과 개인의 연간근로소득(세후)의 자료를 사용하여 산출하였다.[28] 가구소득과 개인의 연간근로소득은 조사시점의 이전년도의 정보이므로, 이 변수들은 이전 년도의 자료에 결합하여 사용하였다. 소득변수들은 모두 2015년 기준의

---

26) 단, 원표본의 구축에서는 제주도는 제외되었다. 그러나 12차의 추가표본의 구축에서는 제주도를 포함하였다.

27) 부록 1에는 연도별 빈곤선을 비롯한 주요 통계치들을 제시하였다.

28) 본 연구는 조사시점의 이전 년도에 대한 가구근로소득에 대한 정보가 있음에도 불구하고 개인들의 연간근로소득에 대한 정보를 사용하여 가구의 근로소득을 계산하였다. 이는 가구의 근로소득을 보다 정확히 산출하는데 기여한다. 한 예로서, 2010년에는 혼자였던 개인이 2011년에 결혼하였을 때, 2011년의 조사 때 이전 년도의 가구소득을 어떠한 기준으로 보고할지가 불분명하다. 이는 2010년에 부부였던 개인들이 2011년에 이혼한 경우에도 마찬가지이며, 무엇보다 이 경우에는 부부였던 두 개인들이 보고하는 가구소득이 다를 수 있다. 그러나 이러한 모호함은 2011년에 조사된 각 개인들의 연간근로소득을 2010년의 자료에 먼저 결합시킨 뒤에, 2010년의 가구원 정보를 사용하여 가구소득을 산출함으로써 쉽게 해결할 수 있다. 다만, 근로소득 외의 다른 원천의 소득들은 가구 단위로 조사된 변수를 사용하여 측정하였다. 본 연구가 이러한 점을 고려한 이유는 특히 피드백 영향이 과대추정될 수 있다는 우려 때문이다. 그러나 실제의 분석결과에서는 피드백 영향에 대한 과대추정의 경향은 나타나지 않았다(결과는 제시하지 않음). 부록 2에는 이와 관련된 보다 상세한 내용을 제시하였다.

소비자물가지수로 조정하였다.

시간당임금, 주당근로시간, 근로월수는 한국노동패널의 월임금(세후)과 주당근로시간의 정보를 사용하여 측정하였다. 먼저, 주당근로시간은 초과근로시간까지를 모두 포함한 실제 주당근로시간을 사용하였다. 시간당임금은 지난 한 달의 근로소득을 '주당근로시간에 4.35[29]를 곱한 값'으로 나누어 계산하였다. 근로기간은 근로월수로 측정하였으며, 연간근로소득을 월임금으로 나눈 값을 대리적으로 사용하였다. 만약 근로월수가 12의 값이 넘게 계산되는 경우 12의 값을 부여하여 사용하였다.

개인의 경제활동상태는 정규계약, 비정규계약, 비임금근로(고용주, 자영업자, 무급가족종사자), 실업[30], 미취업으로 구분하였다. 앞의 장들에서 지속적으로 설명하였듯이, 본 연구는 개념적으로 무기계약(permanent contracts)과 유기계약(temporary contracts)을 포착하고자 하였지만, 가독성을 위하여 우리나라의 학술연구들에서 보다 일반적으로 사용되는 정규계약(또는 정규직)과 비정규계약(또는 비정규직)의 용어를 사용하고자 하였다.

그러나 정규계약과 비정규계약은 우리나라에서 상당히 모호함을 가지는 용어이므로, 먼저 이를 명확히 하는 것이 필요하다고 판단된다. 이 모호함은 우리나라에서 정규직과 비정규직이 공식통계에서와 실제 현장에서 다소 다른 의미로 사용된다는 점이다. 즉, 제2장의 고용형태별근로실태조사에서 살펴보았듯이, 우리나라의 공식통계에서는 기업이 직접고용하는 계약기간의 정함이 없는 근로자들을 모두 정규직으로 포착하지만(단, 단시간근로자는 제외),[31] 실제 현장에서는 이들을 정규직과 '정규직이 아닌 무기계약직'으로 구분하는 경우가 존재한다는 것이다.[32] 즉, 본 연구는 무기계약과 유기계약에 대응되는 용어로서 정규계약과 비정규계약을 사용하고자 하였으므로, 우리나라의 공식통계에서의 의미로서 정규계약과 비정규계약을 사용하고 있다는 것을 먼저 분명히 한다. 그렇지만 아래에서 설명할 것과 같이, 한

29) 보다 정확히는 '365일/(7일×12개월)'을 곱한 값을 사용하였다.
30) 미취업 중 지난 한 달 내 구직경험이 있는 경우 실업으로 분류하였다.
31) 우리나라에서 정규직과 비정규직의 정의는 일반적으로 2002년 노사정위원회의 합의안에 기초한다. 이에 따르면, 비정규직 근로자는 한시적 근로자, 시간제 근로자, 비전형 근로자를 의미하며, 정규직 근로자는 비정규직 근로자가 아닌 근로자를 의미한다(서정희, 2015).
32) 우리나라의 정규직과 무기계약직의 구분은 법적인 것이 아니다. 이 둘의 구분이 우리나라에서 중요하게 나타난 배경에는, 비정규근로자를 정규근로자로 전환하려는 '정부의 정책시행'에서 주로 기인하였다. 이에는 공공부문에서 비정규직의 정규직화를 위한 정부의 노력과 더불어, 기간제로의 2년 이상의 사용을 제한하는 '기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률'의 시행이 포함된다. 이 과정에서, 특히 공공기관들은 주어진 예산의 제약 하에서 비정규근로자의 임금수준은 개선하지 않은 채, 이들의 고용안정만을 보장하는 경우들이 빈번하게 발생하였고, 이에 '무기계약직'이라는, 법적으로 구분되는 고용형태는 아니지만, 정규직과 비교해서는 임금수준 등에서 뚜렷한 차이가 발생하는 새로운 범주가 주요한 고용형태의 하나로서 등장하게 되었다(윤애림, 2013).

국노동패널에서는 공식통계에서의 정규계약과 비정규계약의 구분을 포착할 수 있는 변수가 없기 때문에, 차선책으로서 실제 현장에서의 정규계약과 비정규계약의 구분을 크게 포착할 수 있는 변수를 핵심적인 구분변수로 사용해야 한다.

이제 본 연구가 한국노동패널에서 정규계약과 비정규계약을 구분한 방법을 차근차근 설명한다. 먼저, 한국노동패널에서는 기본적으로 우리나라의 다른 공식적인 통계자료들과 동일하게, 임금근로자의 종사상지위를 상용직, 임시직, 일용직으로 구분한다. 그런데 상용직은 정규직(permanent job)과 1년 이상의 비정규직(temporary job)을 포함하며,[33] 임시직은 1달 이상과 1년 미만의 구체적 및 암묵적 계약의 비정규직을 포함하고,[34] 일용직은 1달 미만의 비정규직 또는 정해진 업무를 기반으로 한 근로를 포함한다.[35] 비록 우리나라에서 한국노동패널을 사용한 기존연구들에서는 정규직과 비정규직을 구분하는데 있어서 이 종사상지위의 변수를 사용하는 경우가 드물지만, 한국노동패널에서 종사상지위는 명확한 용어의 정의와 함께 조사되고 있으므로 임금근로자를 구분하는 가장 기본적인 변수로 사용하는 것이 바람직하다. 그러므로 본 연구는 일차적으로 임금근로자를 종사상지위의 변수를 사용하여 구분하였다.

이렇게 접근한 경우, 상용직 중에서 정규직근로자를 구분하는 것이 다음 단계로서 필요하다. 한국노동패널에서는 이를 구분할 수 있는 두 개의 문항이 존재한다. 하나는 고용계약기간의 정함이 있는지를 묻는 문항[36]이며, 다른 하나는 정규직 여부를 묻는 문항[37]이다. 한국노동패널에서 두 문항은 추가적인 용어의 정의를 하지 않는다. 여기서 중요하게 판단되어야 하는 것은 두 문항 중 어떠한 문항이, 본 연구에서 포착하고자 하는 정규계약(또는 무기계약)과 비정규계약(또는 유기계약)을 더 정확하게 포착하는가이다.

직관적으로는 전자가 용어의 정의상, 본 연구에서 구분하고자 하는 정규계약과 비정규계약을 매우 정확하게 포착할 수 있을 것으로 기대할 수 있는 측면이 있다.

---

33) (한국노동패널 조사표 중) 상용직 - ① 근로계약기간이 1년 이상인 근로자이거나 ② 정해진 계약 기간 없이 본인이 원하면 계속 일할 수 있는 경우

34) (한국노동패널 조사표 중) 임시직 - ① 근로계약기간이 1개월 이상 1년 미만인 근로자이거나 ② 근로계약기간이 없더라도 1년 이내에 이 일이 끝날 것이라고 생각되는 경우 (단, 한 직장에 오래 일하였거나 앞으로도 계속 일할 것으로 예상된다 하더라도 근로계약기간이 1년 미만이면 임시직입니다)

35) (한국노동패널 조사표 중) 일용직 - ① 근로계약기간이 1개월 미만인 근로자이거나 ② 매일매일 고용되어 일당제 급여를 받고 일하거나 ③ 일정한 장소 없이 돌아다니면서 일한 대가를 받는 경우

36) (한국노동패널 조사표 중) “현재 이 일자리에서 고용될 때 근로기간을 정하였습니까? (1) 정했다 (2) 정하지 않았다 (3) 모른다”

37) (한국노동패널 조사표 중) 정규직/비정규직 여부 (1) 정규직 (2) 비정규직 (조사표에서는 이에 대한 용어정의가 없음)

또한 후자는 자기보고의 문항이기 때문에, 실제 현장에서의 정규직과 비정규직의 구분을 크게 반영할 수 있고, 따라서 '정규직이 아닌 무기계약직'인 경우 정규직이 아닌 비정규직으로 응답할 수 있는 측면이 있다. 따라서 우리나라의 일련의 연구자들은 후자보다 전자의 사용을 더 선호하는 것으로 보인다. 그러나 〈표 6〉은 전자의 문항이 정규계약과 비정규계약을 구분하는데 있어서는 상당한 오류를 발생시킬 수 있음을 것을 보여준다.

〈표 6〉 한국노동패널에서의 종사상지위와 계약기간 정함의 유무, 정규직 여부와의 교차표

(단위: 명)

		계약기간의 정함의 유무		정규직 여부	
		정함이 없음	정함이 있음	정규직	비정규직
종사상 지위	상용직	59,536	3,847	55,033	8,221
	임시직	8,679	3,771	502	11,944
	일용직	8,387	567	209	8,762
합계		76,602	8,185	55,744	28,927

자료: 한국노동패널 5-21차.

〈표 6〉에서 볼 수 있듯이, 분명히 비정규직에 속하는 임시직과 일용직 중에서, 계약기간의 정함이 없다고 응답한 개인들이 오히려 계약기간의 정함이 있다고 응답한 개인들보다 많음을 볼 수 있다. 반면, 정규직 여부를 묻는 문항에서는, 임시직과 일용직은 거의 모두 비정규직이라고 응답하였다는 것을 명확히 확인할 수 있다. 이는, 매우 자명하게, 한국노동패널의 계약기간의 정함이 있는지를 묻는 문항은, 정규계약과 비정규계약을 구분하는 핵심변수로서 결코 사용되어서는 안 됨을 의미한다.

그렇다면 도대체 한국노동패널의 계약기간의 정함이 있는지를 묻는 문항은, 본래의 목적과는 달리 왜 이러한 모호함을 가지게 되었을까? 이에 대한 합리적인 추론은 우리나라에서는 명시적인 계약기간의 정함이 없다고 하더라도 암묵적인 계약의 정함이 있는 경우가 많을 수 있거나, 또는 많은 비정규근로자들이 명시적인 근로계약기간이 정해져 있다는 것에 대하여 잘 인지하지 못하는 경우가 많을 수 있어서이다. 특히, 전자와 관련하여서는 이미 앞서 살펴본 종사상지위 중 임시직 임금근로자의 용어정의에 반영되어 있다. 또한 고용형태별근로실태조사에서는 기간제 근로자를 정의함에 있어서 근로계약기간에는 "구두 또는 묵시적 약속이나 계약도 포함"된다고 명시하고 있다(고용노동부, 2019, p.9). 따라서 한국노동패널의 계약

기간의 정함이 있는지의 문항은 고용형태별근로실태조사에서와 같은 정도로 기간제근로자를 포착하지 못한다는 한계를 가진다고 볼 수 있다.[38]

결론적으로 한국노동패널에서 정규계약(무기계약)과 비정규계약(유기계약)을 최대한 정확히 포착하기 위해서는, 정규직 여부를 묻는 문항을 핵심적인 구분변수로 사용하는 것이 가장 바람직한 선택이다. 그렇지만 (앞에서도 일부 언급하였듯이) 이 문항은 하나의 주요한 단점을 가지고 있다. 그것은 우리나라의 실제 현장에서는 정규직과 '정규직이 아닌 무기계약직'을 구분하여 사용하는 경우가 존재하므로, 자기보고 문항인 한국노동패널의 정규직 여부 문항에 대해서, '정규직이 아닌 무기계약직'이 비정규직으로 응답할 가능성이 있다는 것이다. 그러나 한편으로는 '정규직이 아닌 무기계약직' 비중의 급격한 증가가 주로 공공부문에서 발생한다는 사실은, 민간부문의 비중이 훨씬 높은 우리나라의 상황을 고려하였을 때, 이로 인한 측정오차는 상당히 적을 수 있음을 함의한다.[39] 따라서 한국노동패널의 정규직 여부를 묻는 자기보고의 문항은 본 연구에서 구분하고자 하는 정규계약과 비정규계약을 포착하는데 있어서, 충분한 타당성을 가질 것으로 기대할 수 있을 것이다.

다만, 마지막으로 단시간근로자[40]의 경우를 추가적으로 고민해야 한다. 본 연구는 단시간근로가 정규계약(무기계약)과 비정규계약(유기계약) 모두에서 발생할 수

---

38) 그러나 이는 한편 "기간제가 아닌 한시적 근로자: 일정기간의 근로계약을 정하지는 않았으나, 회사 사정에 따라 언제든지 근로계약을 종료한다는 조건으로 근무하게 하는 근로자" (고용노동부, 2019, p.9)의 비중이 존재하기 때문이기도 할 것이다. 그렇지만 이들의 비중은 지나치게 작게 나타났으므로(제2장 제2절 참조), 한국노동패널에서 계약기간의 정함이 없는 근로자 중 임시직과 일용직으로 응답한 개인들이 많은 것은 '기간제가 아닌 한시적 근로자'의 범주가 존재하기 때문이라고 말하기는 어렵다.

39) 본 연구는 우리나라에서 '정규직이 아닌 무기계약직'의 분포를 확인할 수 있는 대표성 있는 자료를 찾지 못하였다. 그러나 '정규직이 아닌 무기계약직' 비중의 급격한 증가가 주로 공공부문에서 나타난다는 점을 고려한다면, '정규직이 아닌 무기계약직'의 비중이 전체 고용과 비교하였을 때에는 상당히 적을 수 있음을 함의한다. 예를 들어, 국회예산정책처(2019)에 의하면 공공기관의 무기계약직 비중은 2017년에는 7.7%였지만 2018년에 12.0%로 크게 증가하였으며, 비정규직 비중은 2017년에는 9.5%였지만 2018년에는 6.5%로 뚜렷하게 감소하였다. 2017년과 2018년 사이의 무기계약직과 비정규직 비중의 급격한 변화는 정부가 직접적으로 고용관계에 개입하였기 때문으로 인하여 발생한 것으로 추론할 수 있다. 그러나 민간영역에서는 이러한 두드러진 변화가 존재할 것으로 기대하기는 어렵다. 또한 우리나라의 전체 임금근로자에서 공공기관의 고용비중은 매우 적다(2018년 기준 1.9%, e-나라지표).

40) 시간제 또는 단시간 근로자의 정의는 다음과 같다. 먼저, 고용형태별근로조실태조사에서는 단시간근로자를 "통상근로자(사업체내 가장 일반적 형태의 근로자)의 1주간 소정근로시간(보통은 1주일에 40시간 또는 44시간 전후)보다 1시간이라도 짧은 소정근로시간(예를 들면 1주일에 35시간)동안 근로를 제공하는 근로자(파트타임 근로자 포함)"로 정의하고(고용노동부, 2019, p.9), 한국노동패널에서는 시간제 근로를 "① 파트타임·아르바이트로 일하거나 ② 같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간동안 일하거나 ③ 임금이 시간 단위로 지급되는 경우"로 정의한다.

있는 것으로서 개념화하기를 원한다. 즉, 비정규계약이므로 정규계약보다 단시간근로가 더 많이 발생할 수 있는 것으로서 개념화를 시도한다. 그러나 제2장에서 살펴본 것과 같이, 우리나라에서는 단시간근로자를 비정규직 근로자로 정의하고 있다. 즉, 무기계약인 단시간 근로자는 우리나라에서는 공식적으로 비정규직 근로자로 분류한다. 이는 본 연구의 이론적 기초에서는 적절하지 않다.

그러나 한국노동패널의 정규직 여부의 문항은 자기보고의 문항이기 때문에, 무기계약이면서 단시간근로자인 응답자는, 정규근로자로 응답할 가능성이 훨씬 높을 수 있다. 따라서 이러한 점에서는 한국노동패널의 정규직 여부의 문항은 상당한 장점을 가질 수 있다. 그러나 우리나라에서는 현실적인 측면에서는, 동일 사업장의 통상근로자들보다 근로시간이 적으면서 무기계약인 비중은 유의미할 정도로 크지는 않을 것으로 기대하는 것이 훨씬 타당해 보인다.

이를 모두 종합하여 보았을 때, 한국노동패널에서 정규계약(무기계약)과 비정규계약(유기계약)을 가장 높은 상관관계로 포착하기 위해서는 자기보고의 정규직 여부의 문항을 핵심적인 구분 변수로서 사용하는 것이 바람직하며, 다만 종사상지위와 계약기간 유무의 변수를 함께 사용함으로써 보다 더 정확한 측정을 가능케 할 수 있다. 이에 최종적으로 본 연구는 상용직 중에서, 계약기간의 정함이 없고, 정규직이라고 응답한 개인들을 정규계약(permanent contracts)으로 구분하였고, 나머지 임금근로자들을 비정규계약(temporary contracts)으로 구분하였다.

또한 본 연구는 비정규계약 내의 이질성을 고려하기 위하여 (Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010), 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 배타적 범주로 추가적으로 구분하였다. 앞서 살펴보았듯이, 우리나라에서는 임금근로자의 종사상지위를 상용직, 임시직, 일용직으로 구분한다. 따라서 정규계약으로 분류되지 않은 상용직을 1년 이상 비정규계약으로, 임시직을 1년 미만 비정규계약으로, 일용직을 일용계약으로 구분하였다.[41]

통제변수로는 인구사회학적 요인들 및 노동시장과 관련된 거시적인 요인들, 그리고 개인의 고용지위와 가구의 빈곤위험 간의 관계를 크게 혼동시킬 수 있는 가구 관련 요인들을 통제하였다. 다만 본 연구에서는 고정효과접근을 사용하여 분석하였으므로, 성별과 같이 개인 내 고정된 변수들은 통제변수로 포함되지 않았다.

---

41) 이 외에도 파견근로자는 노동시장의 중요한 이슈이므로, 정규-비정규 임금격차의 여러 문헌들은 파견근로자의 분류를 중요하게 사용하였다. 그러나 본 연구의 표본에서 포착되는 파견근로자의 비중은 매우 적었으므로, 이를 분석에 고려하지 않았다. 부록 3에는 참조로 우리나라의 고용형태별 근로실태조사에서 분류하는 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 정의를 제시하였다.

인구사회학적 요인들로는 기존연구들에서 폭넓게 사용되는 연령(연령제곱 포함), 결혼지위(유배우/무배우), 최종학력(고등학교이하/전문대/대학교)을 통제하였다. 물론, 최종학력과 같은 경우는 개인 내에서 거의 고정된 값이므로 이에 대한 포함여부는 분석결과에 사실상의 영향을 미치지 않을 것으로 기대되지만, 기존연구들과의 일관성을 제고하는 측면에서 이를 분석에 포함하였다.[42]

노동시장과 관련된 거시적인 요인들로는 지역 관련 변수들과 연도더미를 통제하였다. 지역의 노동시장의 특성들은 지역의 빈곤위험 및 고용분포 모두와 관련을 가질 수 있다. 따라서 거주지역(수도권/광역시/기타)과 지역별 여성 실업률과 지역별 남성 실업률(17개 지역)을 통제하였다. 그리고 연도더미를 통제함으로써, 연도에 따른 국가경제 및 제도의 변화가 국민들의 전반에 미칠 수 있는 빈곤영향을 일부 통제하였다.

가구요인들로는 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 그리고 가구의 아이 수를 통제하였다. 선행연구들 중, Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)는 가구원 수와 가구의 다른 근로자 수를 통제하였으며, Van Lacker(2012)는 가구의 아이 수와 가구에 다른 근로자가 있는지의 여부를 통제하였다. 가구의 다른 근로자 수는 가구의 빈곤위험을 완화시키는 요인이며, 그리고 가구의 아이 수는 가구의 빈곤위험을 증가시키는 요인이다. 가구원 수의 혼동영향은 균등화가구소득의 계산에서 일부 통제되었으나, 근로가구원과 아이 수가 통제된 상황에서의 가구원 수의 증가는 일반적으로 빈곤위험을 증가시킬 것이므로 이를 통제하였다.[43]

---

42) 이 외에도 정규교육기관 통학여부는 중요한 혼동요인일 수 있으며, 기존연구들에서 이러한 관측치를 제외하거나 또는 통제변수로 사용하는 것을 확인할 수 있다. 그러나 본 연구의 표본에서는 임금근로자 중 정규교육기관 통학하는 개인의 수는 지나치게 작게 나타났고 이의 포함여부가 분석결과에 어떤 영향도 미치지 않았으므로, 이를 추가적인 통제요인으로서 고려하지는 않았다.

43) 그러나 본 연구는 정규-비정규 임금격차 문헌들에서 중요한 혼동요인으로 지적된 산업, 직종, 기업규모 등의 변수들을 통제하지 않았다, 그 이유는 본 연구는 빈곤에 주요한 영향을 미치는 가구요인의 통제를 위하여 동태적 모델을 선택하였는데, 이러한 경우 임금근로자가 아닌 다른 범주들을 분석에서 제외하는 것이 어렵기 때문이다. 실업자와 미취업자들은 해당 변수들에 대한 정보가 없어, 이를 통제하는 것이 어렵다. 선행연구인 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010) 또한 동태적 모델의 사용으로 인하여 임금고용의 특성을 나타내는 변수들을 통제하지 못하였다. 본 연구는 이러한 문제에 대응하기 위하여, 정규-비정규 연간근로소득격차가 임금고용의 특성들을 나타내는 변수들의 통제여부에 따라 어떻게 나타나는지를 살펴보았으나 본질적인 차이의 존재는 확인하지 못하였다. 이는 개인의 시불변한 미관측 이질성의 통제가 산업, 직종, 기업규모 등의 혼동영향을 상당한 정도로 감소시키기 때문인 것으로 추론된다. 특히, 산업, 직종, 기업규모 등이 상당한 혼동영향을 가질 수 있음을 강조한 선행연구들은 모두 횡단면 분석에 기초하여 이러한 결론에 도달한 바 있다(Cochrane et al., 2007; 김용민 · 박기성, 2007; 박기성 · 김용민, 2007). 구체적으로 산업더미, 직종더미, 기업규모더미를 통합시켜 분석한 결과, 〈표 17〉에 제시된 정규-비정규 연간근로소득격차 15.2%(관찰 수 14,724개)가 13.6%(관찰 수

이와 같이, 본 연구는 적은 수의 통제변수를 사용하였다. 그러나 본 연구는 고정효과접근을 사용하여 개인의 시불변한 미관측 이질성을 통제하였으며, 또한 1년 전 빈곤지위가 현재의 빈곤지위에 미치는 빈곤의 상태의존성을 통제하였다. 따라서 본 연구의 추정에서는 실제적인 측면에서 잠재적인 혼동영향들을 충분히 통제할 수 있을 것으로 기대한다.

〈표 7〉 변수설명

변수	설명	측정값
빈곤	균등화 중위 가처분가구소득의 60% 빈곤선으로 측정된 빈곤여부	0: 비빈곤, 1: 빈곤
연간근로소득	1년 동안의 세후근로소득	연속변수
시간당임금	지난 한 달의 근로소득을 (주당근로시간*365/(7*12))로 나눈 값	연속변수
주당근로시간	주당 실 근로시간	연속변수
근로월수	연간근로소득을 월임금으로 나눈 값	연속변수 (최댓값: 12)
고용지위	정규계약, 비정규계약(1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약), 비임금근로, 실업, 미취업	더미변수 (기준범주: 정규계약)
연령	연령과 연령제곱	연속변수
결혼지위	유배우 여부	0: 무배우, 1: 유배우
최종학력	고등학교 이하, 전문대, 대학교	더미변수 (기준범주: 고등학교 이하)
거주지역	수도권(서울 및 경기도), 광역시, 기타	더미변수 (기준범주: 수도권)
지역별 실업률	17개의 광역시·도에 대한 성별 실업률	연속변수
가구원 수	총 가구원 수	연속변수
가구의 다른 근로자 수	응답자 외의 가구의 다른 근로자의 수	연속변수
가구의 아이 수	가구의 0-18세 가구원의 수	연속변수
연도	조사연도	더미변수

14,549)로 감소함을 발견하였다(결과는 제시하지 않음). 그러므로 이 정도의 차이는 본 연구의 문제의식을 탐색하는데 있어서, 본질적인 영향을 미치지는 않을 것으로 판단하였다.

제2절 추정방법

본 연구는 세 주제들을 탐색하기 위하여 모두 세 개의 회귀모델을 사용하였다. 구체적으로 첫째와 둘째 주제에서는 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하여 빈곤위험을 추정하였으며, 셋째 주제에서는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하여 빈곤위험을 추정하였다. 그리고 둘째 주제에서는 추가적으로 선형고정효과회귀모델을 사용하여 연간근로소득을 추정하였다. 이 중 선형고정효과회귀모델의 추정방법은 충분히 대중적이므로, 여기에서는 두 로지스틱 고정효과 회귀모델을 설명한다.

본 연구에서는 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 먼저 사용하고 다음으로 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하지만, 두 모델의 발전과정상 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 먼저 설명하는 것이 적절할 것이다. 구체적으로 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델로는 이미 정형화된 Andersen(1970), Chamberlain(1980)의 추정방법과, 다음으로 본 연구에서 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델로서 선택한 Bartolucci and Nigro(2012)의 추정방법을 차례로 설명한다.

1. 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델

정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델(Andersen, 1970; Chamberlain, 1980)은 각 개인의 조사된 모든 시점의 종속변수의 값에서 긍정적인 응답(또는 부정적인 응답)의 수를 '개인의 고정효과를 제거하는 충분통계량(sufficient statistics)'으로 사용한다. 즉, 개인우도함수에서 긍정적인 응답 횟수를 조건화하는 경우, 개인의 미관측 이질성은 사라진다. 구체적인 도출과정은 부록 3에 수록하였으며, 결과만을 나타내면 식 (1)과 같다.

$$p(Y_i|X_i,c_i,y_{i+}) = \frac{\exp(\sum_t y_{it}x_{it}\beta)\exp(\sum_t y_{it}c_i)}{\sum_{z:z_+=y_+}\{\exp(\sum_t z_{it}x_{it}\beta)\exp(\sum_t z_{it}c_i)\}}$$

$$= \frac{\exp(\sum_t y_{it}x_{it}\beta)}{\sum_{z:z_+=y_+}\exp(\sum_t z_{it}x_{it}\beta)} = p^*(Y_i|X_i,y_{i+}), \quad (1)$$

$$where\ Y_i = (y_{i1},...,y_{iT}),\ X_i = (x_{i1},...,x_{iT}),$$

$$y_{i+} = \sum_{t=1}^{T} y_{it},\ \ z = \{(z_1,...,z_T)|z_t \in (0,1), z_+ = \sum_{t=1}^{T} z_t = y_{i+}\}.$$

결론적으로 개인우도함수에서 긍정적인 응답 횟수인 y_{i+}에 조건화하는 경우에는, 개인의 미관측 이질성인 c_i가 식에서 제거된다. 따라서 조건부최대우도추정(conditional maximum likelihood estimation)은 회귀계수에 대한 일관된 추정치를 산출한다. 여기서 개인의 종속변수의 관찰값이 모두 1이거나 모두 0인 경우에는 개인우도함수가 1인 상수값을 가지게 되어 추정에 기여하지 않음을 확인할 수 있다. 이의 이론적인 이유는 종속변수가 모두 1이거나 모두 0인 개인들에게서는 설명변수가 잠재종속변수(latent dependent variable)에 미치는 영향이 식별되지 않기 때문이다(Beck, 2020; Choi, 2020b).

그러나 비선형모델에서는 선형모델과는 달리 회귀계수가 설명변수들이 종속변수에 영향을 미치는 평균부분효과(average partial effects)를 나타내지 않으므로, 평균부분효과는 반드시 따로 산출되어야만 한다. 그런데 비선형모델에서의 평균부분효과는 통제변수들의 값에 의존한다. 그러나 고정효과모델에서는 개인의 미관측 이질성이 제거되어 이에 대한 값을 파악할 수 없으므로, 추가적인 작업 없이는 평균부분효과를 계산해낼 수 없다.[44]

이에, Bartolucci and Pigini(2019)는 고정효과모델에서 도출된 회귀계수를 기초로 하여 각 개인의 우도함수를 극대화하는 각 개인의 미관측 이질성을 산출하여 평균부분효과를 계산하는 방법을 제안하였다. 또한 이들은 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델과 아래에서 살펴볼 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델 모두에서 평균부분효과를 편리하게 산출할 수 있는 R코드를 개별적인 요청에 기반하여 제공하고 있다. 이에 본 연구는 이들의 방법과 코드를 사용하여 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 추정하고 이에 대응하는 평균부분효과를 산출하였다.[45]

---

44) 그럼에도 불구하고, 선행연구들에서는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서의 평균부분효과를 Stata에 내장되어 있는 코드를 사용하여 산출하는 경우들을 종종 볼 수 있다. 그러나 Stata에서는 개인의 미관측 이질성을 모두 0의 값으로 가정하여 산출하므로 이는 심각한 편의를 발생시킬 수 있다.

45) 이들은 또한 각 개인의 미관측 이질성의 추정치의 편의를 감소시키기 위하여, Firth(1993)의 방법을 추가적으로 고려하는 방법을 제안하였다. 그러나 Firth의 방법까지

2. 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델

고용계약형태와 빈곤 간의 관계는, 고용계약형태는 개인변수인 반면 빈곤은 가구변수라는 특성으로 인하여, 복잡한 가구요인들의 혼동영향에 크게 노출될 수 있다. 그러므로 기존문헌들은 빈곤의 조건부 상태의존성(conditional state dependence)의 통제의 필요성을 강조하였다(Biewen, 2009; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010). 비록 관련 연구들이 아직은 부족하기 때문에 동태적 영향의 통제가 필수적인지에 대해서는 다소간의 모호함이 존재하기는 하지만, 일반적인 회귀모델에서 복잡한 가구의 혼동요인을 충분히 통제하는 것이 현실적으로 불가능하다는 점을 고려한다면, 이는 직관적으로도 충분히 타당한 지적으로 여겨진다. 그러므로 본 연구는 기존연구들의 주장을 따라 개인의 미관측 이질성에 더하여 빈곤의 조건부 상태의존성을 통제함으로써, 빈곤에 영향을 미치는 복잡한 가구요인들의 혼동영향을 보다 효과적으로 통제하고자 하였다.[46]

그러나 정태적 로지스틱 회귀모델과는 달리, 동태적 로지스틱 회귀모델에서는 개인의 시불변한 미관측 이질성을 통제하는 추정방법은 논쟁적이다. 이는 정태적 로지스틱 회귀모델과는 달리 동태적 로지스틱 회귀모델에서는 개인의 시불변한 미관측 이질성을 제거할 수 있는 충분통계량이 존재하지 않기 때문이다.

이러한 문제로 인하여, 기존의 연구들은 대부분 개인의 미관측 이질성에 대한 분포의 가정을 사용하는 랜덤효과접근(random-effects approach)을 사용하여왔다. 즉, 각 개인의 미관측 이질성을 추정해야 하는 문제(incidential parameter problem; Neyman and Scott, 1948)를, 한정된 수의 계수를 추정하는 문제로 치환함으로써 일관된 추정을 가능하게 하는 것이다.

이의 가장 대중적인 방법은 Wooldridge(2005)의 접근이다. 그는 개인의 시불변한 미관측 이질성이 초기시점의 종속변수와 각 시점의 설명변수들에 조건화할 경우, 특정한 분산을 가지는 정규분포를 따름을 가정하였다. 그러나 그의 접근은 미관측 이질성에 대한 강한 가정에 의존한다는 치명적인 한계를 가진다. 그러므로 미관측 이질성에 더하여 종속변수의 동태적 과정을 설명하기 위하여, 정태적 로지

를 적용하는 경우에는 여러 모델에서 평균부분효과가 추정되지 않는 결과가 나타나, Firth의 보정작업은 추가로 적용하지 않았다.

46) 또한 로지스틱 모델은 오차항의 자기상관성(autocorrlelation)을 가정하지 않으므로 관찰되는 변수들을 통제한 후에도 상당히 강하게 나타나는 빈곤의 조건부 상태의존성을 통제하는 것은, 오차항의 자기상관성을 감소시키는데 크게 기여할 수 있다.

스틱 고정효과 회귀모델 대신 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하는 것이 바람직한지에 대해서는 강한 의문이 존재한다. 즉, 개인의 미관측 이질성의 통제가 더 본질적인 필요성을 가진다면(대부분의 경우 일반적으로 그러한), Wooldridge의 접근보다는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하는 것이 훨씬 바람직한 선택일 수 있다.[47]

그러므로 연구자들은 동태적 로지스틱(또는 이항선택) 모델에서도 개인의 미관측 이질성을 제거할 수 있는 충분통계량을 찾고자 노력하였다. 그러나 유의미한 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델이 제안되지 않은 상황에서, Barlucci and Nigro(2010, 2012)는 2010년과 2012년의 두 개의 연구를 통하여 이 문제를 해결하는데 사실상 성공하였다고 보여진다.[48] 이들은 먼저, 시불변한 미관측 이질성이 제거되는 동태적 이항선택모델을 탐색하였으며, 2010년 논문에서는 이차지수모델(quadratic exponential model)을 그 대안으로 제시하였다. 그리고 이어서 2012년 논문에서는 동태적 로지스틱 회귀모델에서도 우도함수의 일부 항을 테일러 근사를 활용하여 치환하는 경우, 시불변한 미관측 이질성을 제거하는 충분통계량이 나타난다는 것을 결국 발견하였다. 무엇보다 이들의 방법은 비현실적일 수 있는 추가적인 가정을 사용하지 않고도 근사를 사용함으로써 충분통계량을 발견하였다는 강력한 장점을 가진다. 이들의 시뮬레이션 결과는 그들의 추정치가 적은 표본과 짧은 시점에도 불구하고 매우 좋은 유한표본특성을 가짐을 보여준다(Bartolucci and Nigro, 2012).[49]

이들이 제안한 추정모델을 요약적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 다음의 동태적 로지스틱 모델을 가정한다.

---

47) 이 외에도 Rabe-Hesketh and Skrondal(2013)은 Wooldridge의 접근을 불균등화 패널(unbalanced panel)에 대하여 적용하는 경우, 각 시점의 설명변수 대신 설명변수들의 평균값을 사용하여 시불변한 미관측 이질성을 설명하는 일반적인 방법이 모델에 편의를 발생시킨다는 것을 발견하였다.

48) 이 외에도 가장 대표적으로 Honoré and Kyriazidou(2000)가 제안한 방법이 존재한다. 그러나 이들의 방법은 범주형 설명변수의 존재를 허용하지 않았고 무엇보다 시변한 설명변수의 포함을 허용하지 않았다. 그러므로 이들이 제안한 방법은 일반적인 상황에서 활용하는 것이 어렵다.

49) 물론, 이항선택모델을 사용하지 않고 선형확률모델을 사용하는 방법도 고려할 수 있다. 선형모델에서 개인의 시불변한 미관측 이질성과 종속변수의 조건부 상태의존성을 통제하는 모델로는 도구변수의 접근을 사용하는 Arellano-Bond 일반화적률법 추정치(Arellano and Bond, 1991)가 널리 활용된다. 그러나 동태적 확률모델에 대하여 Arellano-Bond 추정치를 사용하는 것이 적절한지에 대해서는 충분한 이론적 근거가 존재하지 않으며, 또한 최근의 연구는 이것이 수학적으로 모델에 편의를 발생시킨다는 것을 발견하였다(Pua, 2015).

$$p(y_{it}|y_{i,0:t-1}, X_i, c_i) = p(y_{it}|y_{i,t-1}, x_{it}, c_i)$$
$$= \frac{\exp[y_{it}(y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}'\beta_2 + c_i)]}{1+\exp(y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}'\beta_2 + c_i)}. \quad (2)$$

정태적 로지스틱 회귀모델과의 차이는 설명변수들과 미관측 이질성에 조건화하였을 경우, 1년 전 종속변수의 동태적 영향, 즉 조건부 상태의존성이 존재한다는 것이다. 이 경우 개인의 로그우도함수는 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log[p(Y_i|y_{i0}, X_i, c_i)]$$
$$= \sum_{t=1}^{T} y_{it}(y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}'\beta_2 + c_i) - \sum_{t=1}^{T} \log[1+\exp(y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}'\beta_2 + c_i)]. \quad (3)$$

Bartoluci and Nigro(2012, p.105)가 제안한 방법은 바로 식 (3)의 마지막 항인 $\sum_{t=1}^{T} \log[1+\exp(y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}'\beta_2 + c_i)]$ 를 $c_i = \overline{c_i}$, $\beta_2 = \overline{\beta_2}$, $\beta_1 = 0$에 대하여 1차 테일러급수전개(first-order Taylor-series expansion)로 치환하는 것이며, 그러할 경우 개인의 우도함수가 식 (4)와 같이 시불변한 미관측 이질성이 제거된 형태로 나타난다는 것을 발견하였다(도출과정은 생략하였다).

테일러급수전개에 사용되는 $\overline{c_i}$, $\overline{\beta_2}$는 다음과 같이 계산한다. 먼저, $\overline{\beta_2}$는 정태적 로지스틱 모델을 산출하여 계산한다. 그리고 $\overline{c_i}$는 추정된 $\overline{\beta_2}$를 사용하여 각 개인의 우도함수를 극대화하는 값으로 산출한다. $\overline{c_i}$의 산출방법은 앞서 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서 평균부분효과의 산출을 위하여 사용한 방법과 같다. 즉, 각 개인의 우도함수를 극대화하는 값으로 산출한다.

$$p(Y_i|y_{i0}, X_i, c_i) \approx p^*(Y_i|y_{i0}, X_i, c_i)$$

$$= \frac{\exp\left(\sum_{t=1}^{T} y_{it}x_{it}'\beta_2 - \sum_{t=2}^{T} \overline{q_{it}} y_{i,t-1}\beta_1 + \sum_{t=1}^{T} y_{i,t-1}y_t\beta_1\right)}{\sum_z \exp\left[\sum_{t=1}^{T} y_{it}x_{it}'\beta_2 - \sum_{t=2}^{T} \overline{q_{it}} y_{i,t-1}\beta_1 + \left(y_{i0}z_1 + \sum_{t=2}^{T} z_{i,t-1}z_t\right)\beta_1\right]}, \quad (4)$$

$$z = \left\{(z_1, \dots, z_T); z_t \in (0,1), \sum_{t=1}^{T} z_t = \sum_{t=1}^{T} y_{it}\right\},$$

$$\overline{q_{it}} = \exp\left(\overline{c_i} + x_{it}'\overline{\beta_2}\right) / \left[1 + \exp\left(\overline{c_i} + x_{it}'\overline{\beta_2}\right)\right].$$

식 (4)의 표현이 다소 복잡하기는 하지만, 결론적으로는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서와 동일하게, 개인의 조사기간 동안 종속변수가 1로 나타난 횟수가 충분통계량으로 나타난다. 또한 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델과 마찬가지로 종속변수에 변량이 없는 경우는 로그우도함수에 기여하지 않음으로 인하여 추정에 사용되지 않는다. 개인의 시불변한 미관측 이질성이 제거되었으므로 나머지의 추정과정은 조건부최대우도추정을 통하여 손쉽게 이루어진다. 이들의 추정과정은 R과 Stata 명령어로 쉽게 수행이 가능하다(Bartolucci and Pigini, 2017a).

그러나 동태적 모델들에서는 기본적으로 설명변수들이 이전 시점의 종속변수에 영향을 받지 않는 외생성을 가정한다.[50] 그러나 이러한 외생성의 가정은 고용형태와 빈곤 간의 관계에 있어서는 매우 강한 가정일 수 있다(Biewen, 2009). 빈곤은 개인의 건강행동, 정신건강, 근로의지 등을 저해할 수 있으며, 또한 빈곤가구에게 주어지는 공공부조 또한 수급자의 보다 적극적인 노동시장에의 참여를 저해할 수 있다. 그러므로 고용계약형태와 빈곤 간의 관계를 살펴보는데 있어서는, 현재의 종속변수가 미래의 설명변수에 영향을 미치는 피드백 영향(feedback effects)을 잠재적인 혼동변수로서 고려하는 것이 필요하다.

이에, Bartolucci and Pigini(2017b)는 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서 피드백 영향을 고려할 수 있는 일반적인 방법을 제안하였다. 결론적으로 그들의 방법은 피드백 영향을 받을 수 있는 이후 시점의 변수를 단순히 추가적인 설명변수를 모델에 포함하는 것으로 귀결된다. 구체적인 도출과정은 부록 4에 제시하였다.

피드백 영향을 받는 이후 시점의 설명변수를 추가적인 설명변수로 포함함으로

50) 이는 이전 시점의 오차항이 이전 시점의 종속변수를 통하여 현재 시점의 설명변수에 영향을 미침으로써, 이전 시점의 오차항과 현재 시점의 설명변수 간의 외생성이 보장되지 않기 때문이다.

써 피드백 영향을 통제하는 것은, 직관적인 측면에서도 이해할 수 있다. 먼저, 이론적으로 이후 시점의 설명변수가 현재 시점의 종속변수에 영향을 미치지 않는다고 한다면, 이후 시점의 설명변수를 모델에 추가적으로 포함한다고 하더라도 그의 회귀계수는 유의하게 나타나지 않을 것으로 기대할 수 있다. 만약 유의하게 나타난다면, 그것은 이후 시점의 설명변수가 현재 시점의 설명변수들과 상관관계를 가지기 때문일 것이지만, 이미 현재 시점의 설명변수의 영향은 통제되었기 때문에 이후 시점의 설명변수가 현재 시점의 종속변수와 유의한 상관관계를 가질 수 있는 경로는 존재하지 않는다.

그러므로 이후 시점의 설명변수의 회귀계수가 유의하게 나타난다면, 이는 현재 시점의 종속변수가 이후 시점의 설명변수에 영향을 미치는 피드백 영향 때문이다. 즉, 이후 시점의 설명변수의 회귀계수는 현재 시점의 종속변수와 이후 시점의 설명변수 간에 존재하는 상관관계를 의미하며, 따라서 이후 시점의 설명변수의 통제는 현재 시점의 설명변수의 회귀계수에 포함될 수 있는 피드백 영향을 제거(partial out)하는 효과를 가진다.

마지막으로 위 모델에 대한 평균부분효과의 산출은 정태적 로지스틱 회귀모델에서 설명한 방법과 동일하다.

제3절 추정모델

1. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차

첫째 주제에서는 먼저 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 추정하였다. 개인의 고용지위의 외생성의 보장을 위하여, 본 연구는 개인의 시불변한 미관측 이질성과 1년 전 시점의 빈곤지위의 통제를 시도하였다. 따라서 빈곤지위는 다음의 동태적 로지스틱 회귀모델을 따른다고 가정하였다.

$$p(y_{it}=1|y_{i,t-1},es_{it},ind_{it},fam_{it},c_i)$$
$$=\left\{1+\left[\exp\left(y_{i,t-1}\beta_1+es_{it}'\beta_2+ind_{it}'\beta_3+fam_{it}'\beta_4+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1},$$

i: 개인
j: 시점
y: 빈곤지위
es: 경제활동상태
ind: 개인의 관찰되는 특성들
fam: 가구의 관찰되는 특성들
c: 개인의 시불변한 미관측 이질성

(5)

그리고 1년 전 빈곤의 통제를 위해서는 개인 내에서 관찰값들이 연속적으로 조사되는 것이 필요하다. 그러므로 만약 한 개인이 5-10차와 13-20차 자료에 조사되었다고 한다면, 각각 다른 개인아이디를 부여함으로써 자료의 손실을 최소화하였다.

또한 첫째 연구주제에서는 정규-비정규 빈곤격차를 추정하는 것에 더하여, 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금, 근로시간, 근로월수 중 어떠한 요인에 의해서 주로 발생하는 것인지를 탐색한다. 이를 위하여, 다음의 완전모델을 가정하였다.

$$p(y_{it}=1|y_{i,t-1},es_{it},ind_{it},fam_{it},c_i,\ln wa_{it},ho_{it},du_{it})$$
$$=\left\{1+\left[\exp\begin{pmatrix}y_{i,t-1}\beta_1+es_{it}'\beta_2+ind_{it}'\beta_3+fam_{it}'\beta_4\\+c_i+\ln wa_{it}\beta_7+\ln wa_{it}^2\beta_8+ho_{it}\beta_9\\+ho_{it}^2\beta_{10}+du_{it}\beta_{11}+du_{it}^2\beta_{12}\end{pmatrix}\right]^{-1}\right\}^{-1},$$

(6)

$\ln wa$: 시간당임금의 로그값
ho: 주당근로시간
du: 근로월수

완전모델에서는 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 1차항과 2차항을 모두 통제하였다. 상호작용항의 통제를 고려하지 않은 것은 2차항까지의 통제만으로도 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차가 대부분 상쇄되었기 때문이다. 구체적으로 본 연구는 먼저 완전모델에서 정규-비정규 빈곤격차가 충분히 감소하는지를 확인함으로써 세 변수의 타당성을 확인하였으며, 다음으로 세 변수의 순차적인 통제에 따라서 정규-비정규 빈곤격차가 어떻게 감소하는지를 확인하였다.

그러나 본 연구는 임금근로 외의 다른 경제활동상태에 대해서는 시간당임금, 근로시간, 근로월수에 대하여 모두 0의 값을 부여하여 사용하였다. 이는 정규계약을 기준범주로 하였을 때, 비정규계약이 아닌 다른 고용지위들의 회귀계수에는 상당한 편의를 발생시키지만, 비정규계약의 회귀계수에는 편의를 발생시키지 않는다. 그 이유는 본 연구에서는 임금근로에 대해서만 시간당임금, 근로시간, 근로월수의 세 변수의 값이 모두 0을 가지지 않도록 변수를 구축하였고, 나머지 경제활동상태들은 모두 0의 값을 가지도록 변수를 구축하였기 때문이다. 따라서 해당 변수들의 값이 0인지의 여부는 임금근로가 아닌지의 여부와 동일한 변수가 되고, 그러므로 임금근로가 아닌지의 여부는 각 경제활동상태의 더미변수들에 의해서 완전히 포착되어 모델에 추가적인 제약을 가하지 않는다.[51)]

그러나 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 여성과 남성에게서 상당한 차이가 나타날 수 있다. 둘째 주제에 대한 논의에서도 살펴보았듯이, 성별임금격차가 크게 존재하는 경우 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 차이는 여성보다는 남성에게서 더 크게 나타날 것으로 기대할 수 있다. 또한 제4장의 도입부에서 각주를 통하여 언급하였듯이, 일차소득자보다는 이차소득자에게서 정규계약과 비정규계약 간의 근로시간의 차이가 더욱 뚜렷하게 나타날 수 있다. 그러므로 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 여성과 남성 간에 상당히 뚜렷한 차이를 보일 수 있으며, 따라서 여성과 남성을 구분하여 분석하는 살펴보는 것은 노동시장에 대한 이해를 증진시키는데 주요하게 기여할 수 있다.

따라서 비록 성별에 대한 고려는 둘째 주제에서 탐색되었지만, 둘째 주제에서의 관심은 다른 이슈에 있으므로 첫째 주제에서는 성별에 따라 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력에 차이가 존재하는지를 추가로 탐색하였다.

2. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이

둘째 연구주제에서는 기혼여성과 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차과 정규-비정규 연간근로소득격차를 모두 추정하였다. 따라서 먼저, 빈곤지위에 대해서는 식 (5)를 기혼여성과 기혼남성 각각에 대해 추정하였다. 이는 각각 식 (7), (8)과 같다.

51) 물론, 만약 임금근로자들 중에서도 세 변수들의 값이 0인 경우가 존재한다면, 이는 모델에 추가적인 제약을 가하는 것이 된다.

$$p(y_{it}=1|y_{i,t-1},es_{it},ind_{it},fam_{it},c_i)$$
$$=\left\{1+\left[\exp\left(y_{i,t-1}\beta_1+es_{it}'\beta_2+ind_{it}'\beta_3+fam_{it}'\beta_4+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1}, \quad (7)$$
(i가 기혼여성인 경우)

$$p(y_{it}=1|y_{i,t-1},es_{it},ind_{it},fam_{it},c_i)$$
$$=\left\{1+\left[\exp\left(y_{i,t-1}\beta_1+es_{it}'\beta_2+ind_{it}'\beta_3+fam_{it}'\beta_4+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1}, \quad (8)$$
(i가 기혼남성인 경우)

다음으로 연간근로소득 또한 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여 추정하였다. 다만, 연간근로소득의 경우 일반적으로 사용되는 로그값 대신 절대값을 사용하였다. 그 이유는 둘째 주제에서 기혼여성과 기혼남성 간의 정규-비정규 연간근로소득 격차의 차이를 살펴보는 이유는, 그로 인하여 발생하는 기혼여성과 기혼남성 간의 정규-비정규 가구소득격차의 차이가 얼마인지를 가늠하기 위한 것이기 때문이다. 따라서 연간근로소득은 기혼여성과 기혼남성에 대하여 각각 식 (9)와 식 (10)을 따른다고 가정하였다. ye는 연간근로소득의 절대값을 나타낸다.

$$ye_{it}=temp_{it}\gamma_1+ind_{it}'\gamma_2+c_i, (i\text{가 기혼여성인 경우}) \quad (9)$$

$$ye_{it}=temp_{it}\gamma_1+ind_{it}'\gamma_2+c_i, (i\text{가 기혼남성인 경우}) \quad (10)$$

연간근로소득은 개인변수이므로 가구변수인 fam을 통제하지 않았고, 또한 빈곤지위에 비교하여 가구의 특성들로 인한 혼동영향이 거의 없으므로, 정규-비정규 임금격차 문헌들의 일반적인 경향에 따라 이전 시점의 연간근로소득을 통제하지 않았다. 또한 이러한 정태적 모델(이전 시점의 종속변수의 영향을 가정하지 않는 모델)을 추정하는 경우, 정규계약과 비정규계약 외의 다른 고용지위들은 모델에 포함시키지 않을 수 있으므로, 또한 정규-비정규 임금격차 문헌들의 일반적인 경향을 따라 다른 고용지위들은 분석대상에서 제외하였다. 따라서 는 비정규계약일 때 1의 값을 정규계약일 때 0의 값을 가진다.

3. 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성

셋째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차가 가까운 미래에 지속성을 가지는지를 탐색하였다. 이에, 본 연구는 현재의 고용계약형태에 따른 현재, 1년 후, 2년 후의 빈곤지위와의 관계를 모두 추정하여 살펴보았다. 이론적 배경에서 언급하였듯이, 이는 동일한 특성을 가진 개인들에게 정규계약과 비정규계약을 임의로 배정하는 실험설계를 모방하기 위함이다.

다만, 셋째 주제를 탐색하는데 있어서는 동태적 모델을 사용하는 경우, 현재의 고용계약형태가 미래의 빈곤에 미치는 영향을 현재의 빈곤지위가 매개(mediation)하므로, 셋째 주제에서는 정태적 모델을 사용하였다. 구체적으로 본 연구는 다음의 세 개의 모델을 추정하였다.

$$
\begin{aligned}
&p(y_{it}=1|es_{it},ind_{it},fam_{it},c_i)\\
&=\left\{1+\left[\exp\left(es_{it}'\eta_1+ind_{it}'\eta_2+fam_{it}'\eta_3+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1}.
\end{aligned}
\tag{11}
$$

$$
\begin{aligned}
&p(y_{i,t+1}=1|es_{it},ind_{i,t+1},fam_{i,t+1},c_i)\\
&=\left\{1+\left[\exp\left(es_{it}'\eta_1+ind_{i,t+1}'\eta_2+fam_{i,t+1}'\eta_3+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1}.
\end{aligned}
\tag{12}
$$

$$
\begin{aligned}
&p(y_{i,t+2}=1|es_{it},ind_{i,t+2},fam_{i,t+2},c_i)\\
&=\left\{1+\left[\exp\left(es_{it}'\eta_1+ind_{i,t+2}'\eta_2+fam_{i,t+2}'\eta_3+c_i\right)\right]^{-1}\right\}^{-1}.
\end{aligned}
\tag{13}
$$

식 (11)에서는 현재의 고용상태와 현재의 빈곤지위와의 관계를 살펴보았으며, 식 (12)에서는 현재의 고용상태와 1년 후의 빈곤지위와의 관계를 살펴보았고, 그리고 식 (13)에서는 현재의 고용상태와 2년 후의 빈곤지위와의 관계를 살펴보았다. 다만, 식 (12)과 식 (13)에서는 빈곤지위와 동일한 시점의 개인 및 가구 변수들을 통제하였다. 이는 본 연구에서 사용한 대부분의 변수들이 이전 시점의 개인의 고용상태에 영향을 받기 어려운 외생적인 변수들이며(연령, 학력, 결혼지위, 거주지역, 실업률), 또한 가구요인들(가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수)은 빈곤지위에 큰 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 물론, 고용계약형태가 가구요인들에 영향을 미침을 통하여 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있는 가능성이 있지만, 본 연구

에서의 초점은 정규계약과 비정규계약 간의 인적자본의 축적 및 실업위험의 차이와 같은 요인들로 인하여 발생하는 빈곤위험의 차이에 있으므로, 빈곤지위와 동일한 시점의 가구요인들을 통제하는 것은 바람직한 선택이라고 할 수 있다.

제5장 분석결과

제1절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차

1. 기술통계량

첫째 연구주제에서는 먼저 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이를 추정하고, 다음으로 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이의 원인을 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수로 구분하여 탐색하였다.

이에, 먼저 〈표 8〉에는 첫째 연구주제에서 사용되는 변수들의 분포를 제시하였다. 구체적으로 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 포함된 20-64세인 개인들에 대한 변수들의 분포를 제시하였다.[52] 또한 표에는 전체표본과 분석표본을 구분하여 제시하였다. 로지스틱 고정효과 회귀모델에서는 빈곤지위의 종단적 변량이 존재하지 않는 개인들은 분석대상에 포함되지 않으므로, 분석표본에는 전체표본에 비하여 적은 대상이 포함된다. 구체적으로 결측값이 존재하지 않는 102,863개의 관찰값 중 32.8%인 33,785개의 관찰값이 분석표본에 포함되었다. 또한 분석표본에 속한 33,785개의 관찰값 중, 24.9%인 8,414개의 관찰값이 정규계약과 비정규계약을 모두 경험한 개인들에 속한 관찰값으로 나타났다.

52) 분석자료는 5-21차 자료를 사용하였으나 6-20차 자료에 포함된 개인들이 분석단위가 된 이유는, 1년 전 빈곤지위의 변수가 존재하는 개인들이 6차부터 조사된 개인이고, 또한 21차에 조사된 개인들에 대해서는 소득변수가 부재하기 때문이다. 다만, 셋째 주제에서는 1년 전 빈곤지위에 대한 정보가 필요하지 않고 대신 2년 후의 빈곤지위에 대한 정보가 필요하므로 5-18차에 속한 개인들이 분석단위가 된다. 따라서 전체의 분석표본을 일관되게 하기 위해서는 6-18차에 속한 개인들이 분석단위가 되어야 한다. 그러나 이것이 분석결과를 본질적으로 변화시키지는 않으며 또한 분석표본을 감소시키는 결과를 가져오므로, 각 주제들에서 분석표본을 정확히 일치시키지는 않았다.

〈표 8〉 전체표본과 분석표본의 기술통계량

	비율 또는 펑균(표준편차)	
	전체표본	분석표본
빈곤	16.7%	34.2%
연간근로소득 (만원/연)	2030 (2080)	1368 (1644)
균등화가구소득 (만원/연)	2789 (2189)	1912 (1564)
경제활동상태		
임금근로	48.9%	43.6%
정규계약	32.4%	22.1%
비정규계약	16.5%	21.5%
1년 이상 비정규계약	5.8%	6.4%
1년 미만 비정규계약	6.2%	8.3%
일용계약	4.5%	6.8%
비임금근로	19.4%	20.3%
실업	2.3%	3.6%
미취업	29.4%	32.5%
연령	42.4 (11.5)	43.5 (11.5)
여성	51.3%	53.9%
유배우	73.4%	70.7%
최종학력		
고등학교 이하	62.3%	72.4%
전문대	14.2%	11.8%
대학교	23.6%	15.8%
거주지역		
수도권	42.5%	41.0%
광역시	29.5%	29.8%
기타	28.0%	29.2%
지역별 여성 실업률	3.2 (0.8)	3.2 (0.8)
지역별 남성 실업률	3.8 (0.9)	3.7 (0.9)
가구원 수	3.35 (1.20)	3.18 (1.29)
가구의 다른 근로자 수	0.79 (0.73)	0.64 (0.67)
가구의 아이 수	0.83 (0.97)	0.83 (1.00)
관찰 수	102,863	33,785

주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성.
범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균(표준편차)을 나타내었음. 연도더미에 대한 정보는 제시하지 않음.

분석표본은 또한 빈곤과 비빈곤을 모두 경험한 개인들만을 포함하므로, 전체표본과 뚜렷한 차이를 나타낼 수 있다. 가장 두드러지게 나타나는 것은 빈곤율과 소득의 차이이다. 전체표본의 빈곤율은 16.7%였으나, 분석표본의 빈곤율은 34.2%로 두 배 가량 높았으며, 전체표본의 연간근로소득과 균등화가구소득은 각각 2030만원, 2789만원으로서 분석표본의 1368만원, 1912만원보다 훨씬 높았다. 최종학력이 고등학교 이하인 비중 또한 분석표본이 72.4%로서 전체표본의 62.3%보다 높게 나타났다. 이러한 결과들은 본 연구의 분석대상이 주로 빈곤위험이 높은 개인들을 포함함을 의미하며, 임금근로자의 경우 주로 저숙련근로자들을 포함함을 의미한다. 그러므로 본 연구의 분석결과는 전체의 노동시장에 속한 근로자들에 대한 일반화된 결과를 제공하지 않는다는 점에 주의할 필요가 있다.

여기에서는 먼저, 본 연구의 분석결과를 살펴보기 전에, 전체표본보다 분석표본이 적음으로써 발생할 수 있는 일반화의 문제에 대해서 논하고자 한다. 그러나 본 연구자는 이에 대한 체계적인 설명을 시도하는 연구를 찾지는 못하였으므로, 일반적인 계량적 지식의 수준에서 이를 논하고자 한다.

이를 보다 체계적으로 논하기 위해서는, 본 연구를 통하여 추정하고자 하는 회귀계수가 정확히 어떠한 의미를 가지는지를 다시 한 번 분명히 하는 것이 필요하다. 먼저, 식 (14)는 이항선택모델의 일반적인 형태를 보여준다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^{*} > 0 \\ 0 & \text{if } y_{it}^{*} \le 0 \end{cases}, \quad y_{it}^{*} = x_{it}\beta + c_i + e_{it}, \tag{14}$$

여기서 y_{it}는 이항의 종속변수이며, y_{it}^{*}는 이항의 종속변수를 결정하는 연속적인 잠재변수(continuous latent variable)이다. 본 연구의 경우에서는, y_{it}는 특정한 소득선으로 구분한 소득지위(또는 빈곤지위)이며, y_{it}^{*}는 균등화가구소득이 될 것이다. 그리고 x_{it}는 관찰되는 설명변수들이며, c_i는 개인의 시불변한 미관측 이질성이고, e_{it}는 랜덤한 오차항으로서 독립동일분포를 따름을 가정한다. e_{it}가 로지스틱분포를 따른다고 가정하는 경우 위 모델은 이항 로지스틱 회귀모델이 되며, e_{it}가 정규분포를 따른다고 가정하면 위 모델은 이항 프로빗 회귀모델이 된다.

그러므로 β는 개념적으로 설명변수가 잠재변수에 미치는 영향을 의미하며, 다만 잠재변수에 미치는 영향을 통하여 결과적으로 이항의 지위에 미치는 확률적 영향을 포착한다. β를 조금 더 자세히 살펴보면, 결론적으로 우리는 위 모델의 설정을 통하여 모든 개인들에서 설명변수가 잠재종속변수에 미치는 영향이 동일함을

가정하는 것이다. 물론 이러한 동일함을 가정하는 것은 실제의 적용에서는 단순히 평균적인 경향을 추출하고자 하는 의미를 가진다.

구체적으로 본 연구의 문제를 적용하여 본다면, 결국 우리는 일반적인 로지스틱 모델의 가정에 의존함으로써 가장 먼저 모든 개인들에서 고용형태가 균등화가구소득에 미치는 영향이 동일함을 가정하는 것이다. 여기서 우리는 일반화의 문제를 명료하게 할 수 있는 실마리를 얻을 수 있다. 그것은 본 연구의 전체표본과 분석표본에서 정규-비정규 균등화가구소득격차가 다르다면, 본 연구의 결과는 일반화한 결과로 받아들이기는 어렵다는 것이다.

따라서 〈표 9〉와 〈표 10〉에는 전체표본과 분석표본 각각에 대하여, 고용지위간의 균등화가구소득의 차이를 선형고정효과회귀모델로 추정한 결과를 제시하였다. 〈표 9〉에는 균등화가구소득의 로그값에 대하여 제시하였으며, 〈표 10〉에는 균등화가구소득의 절대값에 대하여 제시하였다. 먼저, 균등화가구소득의 로그값에 대해서는 정규-비정규 균등화가구소득격차는 여성과 남성 모두에서 전체표본보다 분석표본이 더 크게 나타났다(구체적인 수치는 표로 대신함). 반면, 균등화가구소득의 절대값에 대해서는 남성의 경우에는 정규-비정규 균등화가구소득격차가 전체표본과 분석표본에 대해서 비슷하게 나타났으나, 여성의 경우에는 분석표본보다 전체표본에서 정규-비정규 균등화가구소득격차가 뚜렷이 더 크게 나타났다.

그러므로 최소한 남성의 경우에는 정규-비정규 균등화가구소득의 절대값의 차이는 전체표본과 분석표본 간에 비슷하게 나타남을 확인할 수 있다. 하지만 균등화가구소득의 절대값을 사용하는 것보다 균등화가구소득의 로그값을 사용하는 것이 모델의 결정계수의 값이 높았으므로, 균등화가구소득의 로그값을 사용하는 것이 선형모델을 가정하는데 있어 보다 적절할 수 있음을 고려한다면, 고용지위에 따른 균등화가구소득의 차이를 추정하는데 있어서 본 연구의 분석표본이 전체표본을 대표하기 어렵다고 말하는 것이 보다 타당해 보인다.

〈표 9〉 고용지위가 균등화가구소득의 로그값에 미치는 영향: 전체표본과 분석표본

	회귀계수			
	여성		남성	
	전체표본	분석표본	전체표본	분석표본
(t시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	-0.053**	-0.114**	-0.038*	-0.058
1년 미만 비정규계약	-0.110***	-0.172***	-0.118***	-0.168***
일용계약	-0.085**	-0.164**	-0.036+	-0.125**
비임금근로	-0.139***	-0.185***	-0.062***	-0.182***
실업	-0.578***	-0.845***	-0.904***	-1.122***
미취업	-0.515***	-0.720***	-0.822***	-1.166***
Within R-squared	0.170	0.209	0.173	0.200
관찰 수	52,777	18,196	50,086	15,589

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

〈표 10〉 고용지위가 균등화가구소득의 절대값에 미치는 영향: 전체표본과 분석표본

	회귀계수			
	여성		남성	
	전체표본	분석표본	전체표본	분석표본
(t시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	-122**	8	-141**	-123*
1년 미만 비정규계약	-329***	-120**	-311***	-315***
일용계약	-286***	-96	-294***	-290***
비임금근로	-182***	-136*	55	-48
실업	-646***	-701***	-1028***	-1205***
미취업	-735***	-685***	-1071***	-1107***
Within R-squared	0.092	0.118	0.087	0.140
관찰 수	52,777	18,196	50,086	15,589

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

위 내용을 정리하면 다음과 같다. 이항확률모델에서 개인의 고정효과를 통제하는 경우에는 일반적으로 종속변수에 이항의 변량이 존재하는 개인들이 분석표본에서 제외되므로, 분석표본과 전체표본 간의 특성들이 상당히 이질적인 경우에는 분석표본에 대한 분석이 전체표본에 대한 일반화된 결과로 해석할 수 있는지에 대한 의문이 발생한다. 그리고 이러한 일반화의 가능성 여부를 진단해보는 방법은, 추정하는 회귀계수의 이론적 의미를 고려하였을 때, 설명변수가 잠재변수에 미치는 영향이 전체표본과 분석표본 간에 차이가 있는지를 확인하는 것이 될 수 있다.

이에 더해서, 몇 가지의 추가적인 설명은 이 문제에 대한 일반적인 이해를 높이는데 기여할 수 있을 것이다. 먼저, 개념적으로는 개인의 고정효과를 통제하여 이항확률모델을 추정하더라도 전체표본과 분석표본이 동일할 수 있다는 것이다. 그것은 개인의 종단적 관찰값이 무한대일 때 그러할 수 있다. 또한 꼭 무한대가 아니라고 하더라도, 특정한 변수들에 대해서는 이와 비슷한 경우들이 발생할 수 있다. 단순한 예로서, 늦잠을 잔 여부를 이항의 종속변수로 사용하고, 1,000명의 개인들에 대하여 1년의 기간에 대하여 매일 조사한다면, 대다수의 개인들이 종단적 변량을 가질 수 있을 것이다.

그렇지만 이러한 경우가 존재한다고 하여, 과연 분석표본에 대한 결과가 전체표본에 대한 일반화된 결과로 해석할 수 있는지에 대해서는 여전히 모호한 부분이 존재할 수 있다. 본 연구의 경우를 예로 들어 다소 직관적으로 말하면, 균등화가구소득의 60% 빈곤선이 아닌 하위부터 상위까지의 다양한 소득선으로 이항의 소득지위를 구분한다고 할 때, 과연 모든 소득선에 대해서 식 (14)에서 나타난 설명변수가 잠재변수에 미치는 영향이 모두 동일하게 추정될 것인지는 의심스럽다. 이는 매우 중요한 질문이지만, 본 연구자는 이러한 질문이 크게 나타나는 순서형 로지스틱 고정효과 회귀모델(ordered logistic fixed-effects regression)의 추정에 대한 논의들에서도 이와 관련된 언급을 발견하지 못하였다(Baetschmann et al., 2015; Baetschmann et al., 2020). 순서형 로지스틱 고정효과 회귀모델은 설명변수가 잠재변수에 미치는 영향이 종속변수의 다항의 순서형 값들에 대해서 모두 동일하다고 가정한다. 그러나 본 연구의 경우로 예를 들면, 이는 정규-비정규 균등화가구소득격차가 모든 소득선에 대해서 동일하다고 가정하는 것과 같다. 그러나 이러한 가정은 많은 경우 현실과 일치하지 않을 것임은 충분히 직관적이다.

이는 분석표본과 전체표본이 동일하다고 하더라도 잠재변수를 특정한 분위로 구분하는 경우에는, 종속변수의 변량을 추출하는 회귀모델의 접근방법으로 인하여 특정 분위에서의 변화를 발생시키는 관찰값들이 회귀계수의 추정에 주로 사용될 것으로 기대되기 때문이다. 즉, 낮은 소득을 포착하는 빈곤선을 사용하는 경우, 분

석표본과 전체표본이 동일하다고 하더라도 결과적으로는 고소득 집단의 정규-비정규 빈곤격차보다는 저소득 집단의 정규-비정규 빈곤격차를 더 반영할 수 있다. 다만 이는 단순히 직관에 의존한 추론에 불과할 수 있으므로, 이에 대해서는 보다 엄밀한 계량경제학의 연구를 통해서 논의되어야 할 것이다.

위 논의들을 종합하여 본 연구의 경우를 다시 고려하면, 본 연구에서는 고용지위에 따른 균등화가구소득의 차이가 전체표본과 분석표본 간에 달랐으므로, 이항확률모델의 가정에서는 본 연구의 결과가 전체표본에 대하여 일반화된 함의를 주기는 어렵다고 말하는 것이, 일반화의 문제에 대한 적절한 답변일 것이다. 그리고 일반화 가능성에 대하여 이 이상의 답변을 제시하는 것은 현재로서는 본 연구자의 역량을 크게 벗어나는 일이라고 판단된다.[53)]

다시 처음으로 돌아와서, 전체표본과 분석표본 간의 변수들의 차이를 계속하여 살펴보면 다음과 같다. 빈곤율, 소득, 학력에 더하여, 경제활동상태 또한 전체표본과 분석표본 간에 뚜렷한 차이가 존재하였다. 먼저, 임금근로의 비중이 전체표본에서는 48.9%였으나 분석표본에서는 43.6%로 낮게 나타났다. 반면, 비임금근로, 실업, 미취업의 비중은 전체표본보다 분석표본에서 다소 높게 나타났다. 특히, 전체표본과 분석표본 간에는 임금근로자 내의 정규근로자와 비정규근로자의 비중의 차이가 두드러지게 나타났다. 전체표본에서 정규근로자의 비중은 32.4%였지만 분석표본에서는 22.1%로 나타났으며, 비정규근로자의 비중도 분석표본이 21.5%로서 전체표본의 16.5%보다 높게 나타났다. 실업과 미취업의 비중 또한 분석표본이 다소 높게 나타났다. 전체표본과 분석표본 간에 정규계약과 비정규계약의 비중의 차이가 두드러지게 나타난 것은, 정규계약과 비정규계약이 빈곤 및 저임금(또는 저소득)의 변량을 설명하는 중요한 요인임을 함의한다.

또한 분석표본이 전체표본보다 평균연령과 여성의 비중이 다소 높고 유배우 비중이 다소 낮게 나타나, 빈곤위험과 관련된 일반적인 경향들과 조응하는 결과를 보여주었으나 뚜렷한 차이를 나타내지는 않았다. 특히, 인적자본을 설명하는 주요한 변량인 연령과 성별이 전체표본과 분석표본 간에 큰 차이를 나타내지 않는 상황에서, 분석표본이 전체표본에 비하여 교육수준이 낮고 비정규계약의 비중이 높고 빈곤위험이 높게 나타난 것은 인적자본, 고용계약형태, 빈곤 간에 인과적 관계가 존재할 수 있음을 함의한다. 또한 적은 차이이기는 하지만, 분석표본의 가구의 다른

53) 다만, 선형확률모델에 의존하는 경우에는 전체표본과 분석표본 간에 차이가 존재하지 않게 된다. 그러나 선형확률모델은 잠재변수 자체가 이항의 종속변수임을 가정하는 것으로서 이항확률모델에 기초한 것이 아니다. 그리고 이는 종속변수에 종단적 변량이 없는 개인들을 분석에 포함시킴으로써 설명변수의 영향을 과소추정하는 결과를 발생시킬 수 있다. 이에 대한 보다 자세한 설명은 Beck(2020)과 Choi(2020b)를 참조할 수 있다.

근로자 수가 전체표본보다 0.15명 낮게 나타났다. 이 결과는 노동시장에 참여하는 가구원의 수가 많을수록 빈곤위험이 감소할 것이라는 일반적인 경향이 나타난 것으로 보여진다.

다만, 위 표를 통하여 우리나라의 일반적인 인구집단과 빈곤위험이 높은 집단과의 차이를 발견할 수 있었지만, 본 연구의 관심인 정규계약과 비정규계약 간의 차이에 대해서는 알 수 없다. 그러므로 〈표 11〉에는 분석표본의 주요 변수들의 분포를 각 경제활동상태에 따라 제시하였다.

〈표 11〉 경제활동상태에 따른 주요 변수들의 기술통계량

	비율 또는 평균						
	비중	빈곤	연간근로소득 (만원/연)	균등화가구소득 (만원/연)	연령	여성	유배우
정규계약	22.1%	19.2%	2454	2220	38.9	36.0%	64.9%
비정규계약	21.5%	29.7%	1716	1912	45.0	50.4%	64.1%
1년 이상 비정규계약	6.4%	23.5%	1936	2141	43.3	52.8%	67.1%
1년 미만 비정규계약	8.3%	28.0%	1591	1972	43.4	62.0%	61.4%
일용계약	6.8%	37.8%	1661	1718	48.7	34.1%	64.7%
비임금근로	20.3%	30.8%	2024	2082	47.7	40.1%	81.4%
실업	3.6%	63.7%	419	1220	39.4	40.5%	51.8%
미취업	32.5%	46.1%	93	1653	43.6	78.4%	74.4%
	비율 또는 평균						
	고등학교 이하	전문대	대학교	가구원 수	가구의 다른 근로자 수	가구의 아이 수	
정규계약	57.5%	18.2%	24.3%	3.22	0.49	1.00	
비정규계약	79.7%	8.8%	11.6%	3.01	0.59	0.75	
1년 이상 비정규계약	72.7%	12.3%	15.0%	3.15	0.63	0.85	
1년 미만 비정규계약	74.7%	9.4%	15.9%	2.96	0.64	0.73	
일용계약	92.3%	4.6%	3.0%	2.93	0.51	0.68	
비임금근로	77.8%	8.6%	13.6%	3.27	0.55	0.86	
실업	66.8%	14.5%	18.7%	3.12	0.66	0.68	
미취업	74.9%	11.2%	13.9%	3.22	0.82	0.77	
관찰 수	33,785						

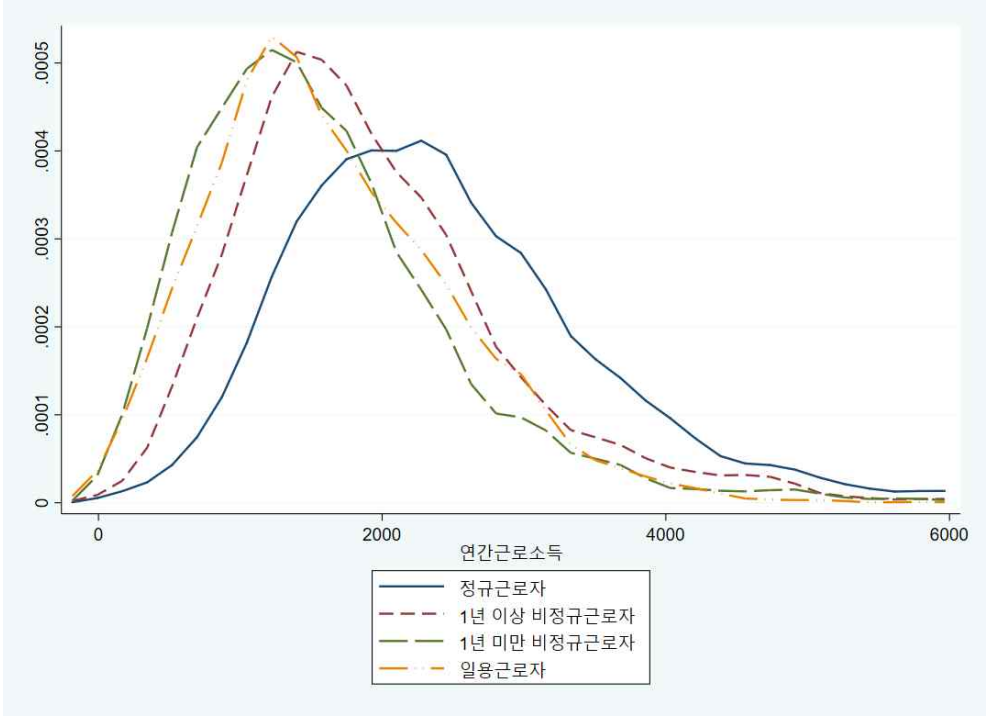
주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성. 범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균을 나타내었음.

먼저, 경제활동상태에 따른 빈곤율을 살펴보면, 우선 실업과 미취업의 빈곤율이 각각 63.7%, 46.1%로서 가장 높게 나타났다. 이는 노동시장에의 참여여부가 빈곤 위험을 결정하는 가장 중요한 요인임을 의미한다. 그리고 정규계약의 빈곤율은 19.2%, 비정규계약의 빈곤율은 29.7%, 비임금근로의 빈곤율은 30.8%로 나타났다. 따라서 정규계약에 비하여, 비정규계약과 비임금근로의 빈곤율이 크게 높았다. 또한 1년 이상 비정규계약의 빈곤율은 23.5%, 1년 미만 비정규계약의 빈곤율은 28.0%, 일용계약의 빈곤율은 37.8%로 나타나, 비정규계약 내의 이질성이 매우 크게 나타났다.

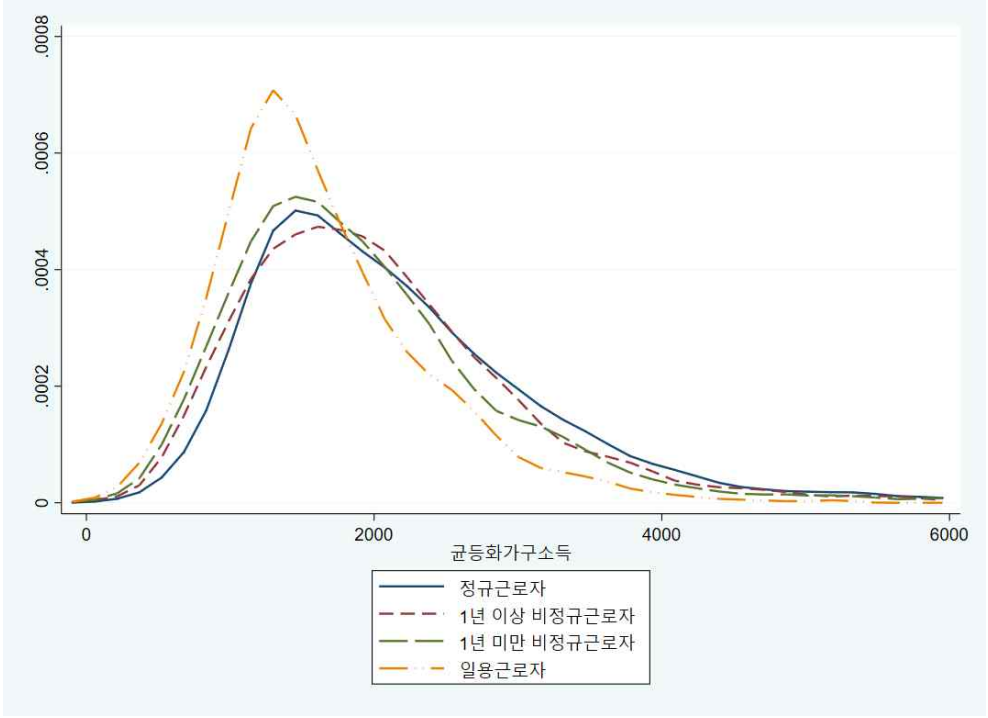
또한 경제활동상태에 따른 연간근로소득과 균등화가구소득의 분포는 상당히 이질적으로 나타났다. 먼저, 정규계약과 비정규계약의 연간근로소득은 각각 2,454만원, 1,716만원으로서 상당히 큰 차이가 나타났으나, 균등화가구소득은 각각 2,220만원, 1,912만원으로서 그 차이가 크게 감소하였다. 이는 개인 수준에서의 노동시장불평등이 가구수준에서는 크게 완화됨을 보여준다. 또한 1년 미만 비정규계약의 연간근로소득은 1,591만원으로서 일용계약의 1,661만원보다 약간 낮았으나, 균등화가구소득은 1년 미만 비정규계약이 1,972만원으로서 일용계약의 1,718만원보다 오히려 높게 나타났다. 이 외에도, 실업과 미취업의 경우 연간근로소득이 매우 낮음에도 불구하고 균등화가구소득은 상당히 높게 나타났다.

또한 주목할 만한 발견으로서, 정규계약의 평균연령은 38.9세로 비정규계약의 45.0세보다 6.1세만큼 낮게 나타났다. 이는 우리나라에서는 개인들의 생애주기 동안 비정규계약에서 정규계약으로 이행하는 것이 평균적인 경향이기보다는, 오히려 정규계약에서 비정규계약으로 이행하는 것이 보다 일반적임을 함의하는 것일 수 있다.

[그림 3] 연간근로소득의 확률밀도함수



[그림 4] 균등화가구소득의 확률밀도함수



[그림 3]와 [그림 4]에는 각각 연간근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수를 제시하였다. 연간근로소득의 경우 정규근로자들과 비정규근로자들 간에 상당한 분포의 차이가 나타났지만, 균등화가구소득의 경우 일용근로자를 제외하고는 거의 비슷한 분포를 나타내었다.

첫째 연구주제에서는 또한 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이의 원인을 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수로 구분하여 살펴보았다. 이를 효과적으로 살펴보기 위해서, 임금근로자의 경우에는 해당 값이 모두 0이 아닌 값을 가지도록 처리하였으며, 반면 비임금근로자, 실업, 미취업의 경우에는 해당 값이 모두 0을 가지도록 처리하였다. 이에 〈표 12〉에는 임금근로자에 대해서만 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 분포를 제시하였다.

〈표 12〉 임금근로자의 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 기술통계량

	평균(표준편차)		
	시간당임금 (원)	주당근로시간	근로월수
임금근로	8975 (5770)	47.1 (14.3)	10.9 (2.0)
정규계약	9890 (6195)	50.2 (12.0)	11.1 (1.8)
비정규계약	8038 (5132)	43.9 (15.8)	10.8 (2.1)
1년 이상 비정규계약	8110 (5059)	48.8 (14.1)	11.0 (1.9)
1년 미만 비정규계약	7831 (6054)	43.2 (16.7)	10.7 (2.2)
일용계약	8220 (3801)	40.3 (15.0)	10.6 (2.3)
관찰 수	14,724		

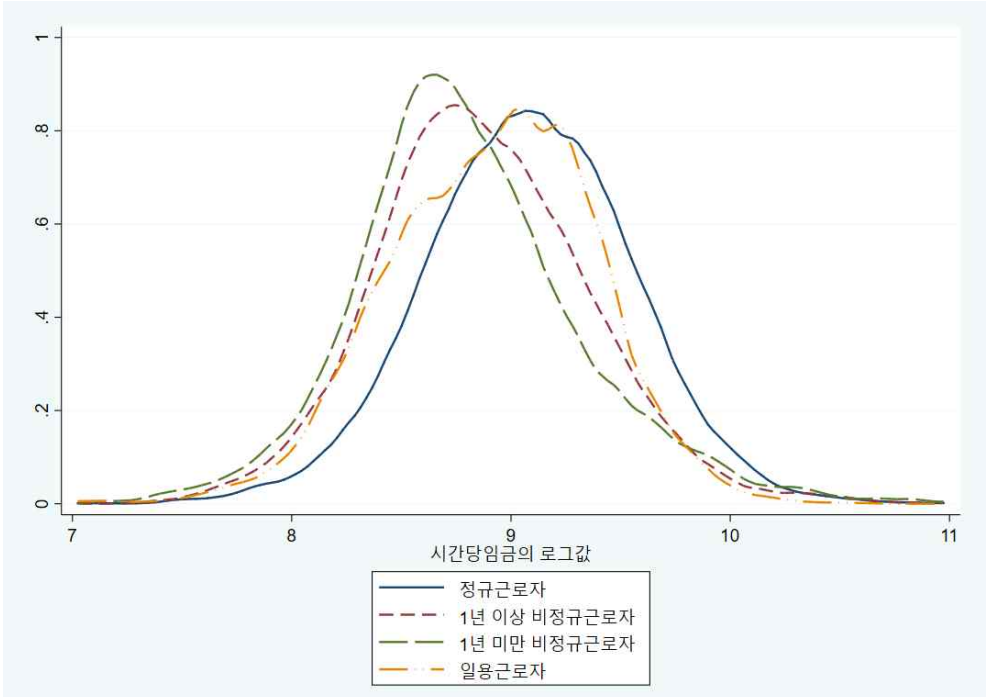
주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성.

먼저, 정규계약과 비정규계약 간에는 시간당임금과 주당근로시간의 뚜렷한 차이가 발견되었지만, 근로월수의 뚜렷한 차이는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 시간당임금은 정규계약이 9890원으로 비정규계약의 8038원보다 1852원이 더 높았으며, 주당근로시간은 정규계약이 50.2시간으로 비정규계약의 43.9시간보다 6.3시간 더 높았다. 반면, 근로월수의 경우 정규계약 11.1개월, 비정규계약 10.8개월로 거의 비슷하였다. 비록 본 연구에서는 근로월수를 연간근로소득에 월임금을 나눈 값으로 대리적으로 사용하였지만, 이러한 점을 고려하더라도 본 연구에서 계산한 근로월수가 정규계약과 비정규계약 간에 거의 같게 나타난 것은 일반적인 기대와는 상당히 다른 결과일 수 있다. 하지만 이는 실제의 경향을 충분히 반영한 결과일 수 있다. 즉, 우리나라의 저임금노동시장에서 비정규근로자의 대부분은 비록 고용의 불안정을 경험함에도 불구하고 노동시장에 지속적으로 참여하고 있을 수 있는

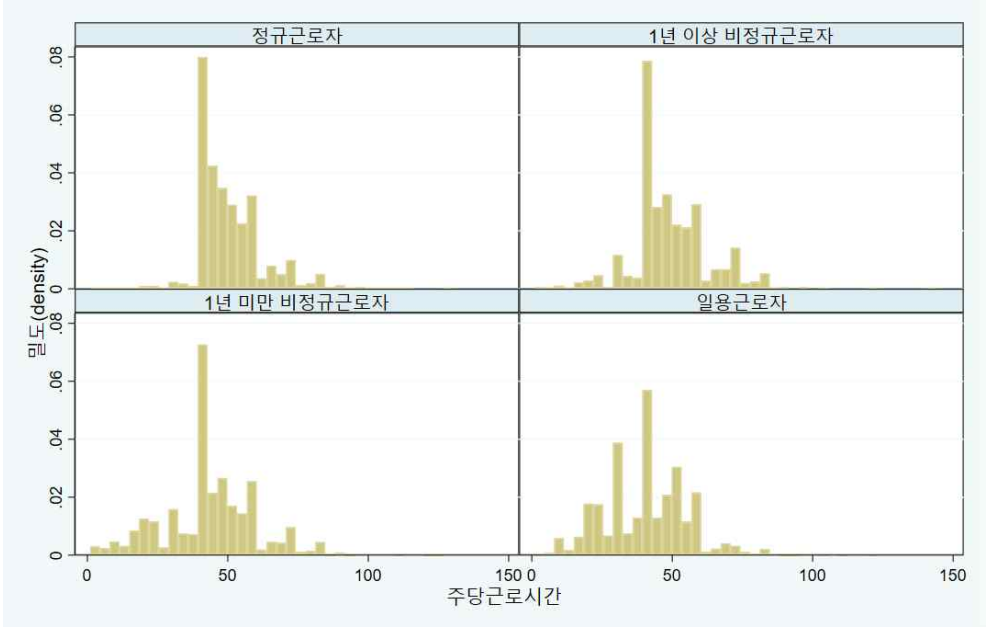
것이다. 이는 개인들이 노동시장에서 이탈하는 경우 경제적 웰빙의 수준이 크게 낮아지기 때문일 수 있다.

또한 비정규계약 내에서 시간당임금은 일용계약, 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약 순으로 높았으나 뚜렷한 차이를 보이지는 않았고, 반면 주당근로시간은 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약 순으로 높았으며 1년 이상 비정규계약과 일용계약 간의 주당근로시간은 무려 8.5시간의 차이를 보였다. 다만, 근로월수는 거의 비슷한 경향을 보여주었다. [그림 5] ~ [그림 7]에는 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 전체 분포를 각각 제시하였다.

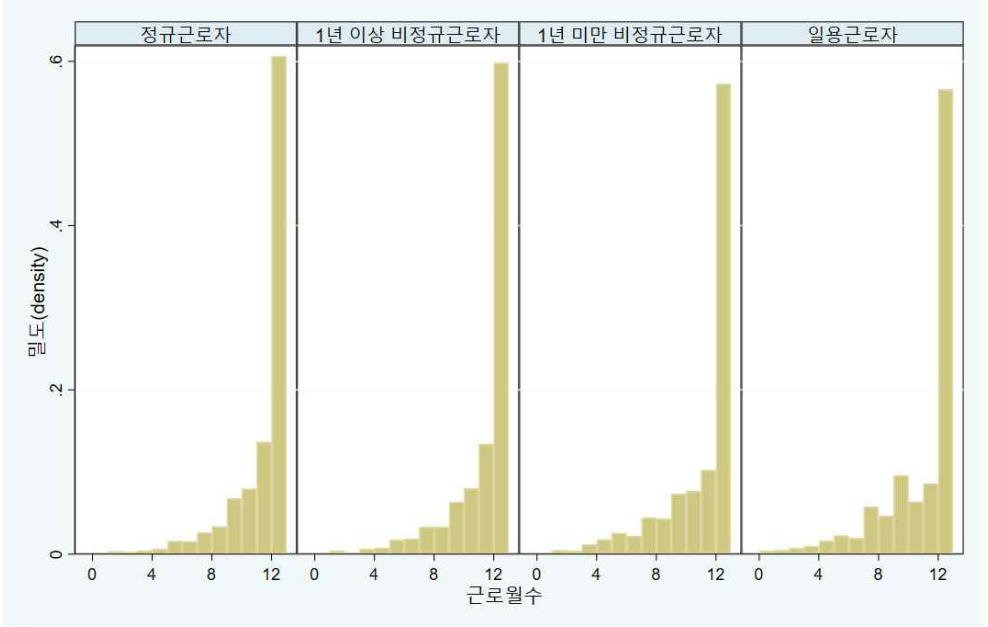
[그림 5] 시간당임금의 로그값의 확률밀도함수



[그림 6] 주당근로시간의 히스토그램



[그림 7] 근로월수의 히스토그램



2. 회귀모델 추정결과: 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차

다음으로는 경제활동상태에 따른 빈곤지위의 차이를 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델로 추정함으로써, 정규계약과 비정규계약 간에 빈곤위험의 차이가 존재하는지를 살펴보았다.

먼저, 〈표 13〉, 〈표 14〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분한 결과를 제시하였으며, 〈표 15〉, 〈표 16〉에는 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 배타적 범주로 구분한 결과를 제시하였다. 각각의 분석에 대해서는 회귀계수의 추정치와 평균부분효과의 추정치를 모두 제시하였다.

먼저, 비정규계약을 한 범주로 구분하여 분석한 〈표 13〉과 〈표 14〉의 결과를 살펴보면 다음과 같다.

〈표 13〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3
t시점의 경제활동상태	비정규계약	0.427***	0.504***	-0.032
	비임금근로	0.968***	0.760***	-0.032
	실업	2.841***	2.862***	-0.072
	미취업	2.488***	2.521***	-0.288*
t+1시점의 경제활동상태	비정규계약	0.225*		-0.061
	비임금근로	-0.363**		-0.302*
	실업	0.400**		-0.093
	미취업	0.106		-0.473***
연간근로소득	1차항			2.228***
	2차항			-0.379***
1년 전 빈곤		1.165***	1.164***	1.041***
Log-likelihood		-6663	-6684	-5143
관찰 수		33,785	33,785	33,785

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음.
경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 14〉 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3
t시점의 경제활동상태	(정규계약의 빈곤율)	(19.4%)	(19.5%)	
	비정규계약	5.8%p***	6.8%p***	-0.4%p
	비임금근로	13.2%p***	10.3%p***	-0.4%p
	실업	40.3%p***	40.6%p***	-0.8%p
	미취업	33.9%p***	34.3%p***	-3.2%p+
1년 전 빈곤		17.6%p***	17.6%p***	12.8%p***

주: 〈표 13〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 13〉에서는 세 개의 모델을 추정하였다. 모델 1은 t시점의 경제활동상태에 더하여, t+1시점의 경제활동상태를 설명변수로 포함하였다. 이는 현재의 빈곤지위가 1년 후의 고용계약형태에 미칠 수 있는 피드백 영향을 통제하기 위함이다 (Bartolucci and Pigini, 2017b). 피드백 영향은 현재의 고용형태가 현재의 빈곤지위에 미치는 영향을 혼동시킬 수 있다. 다음으로, 모델 2는 t시점의 경제활동상태만을 포함한 결과를 제시하였다. 이는 피드백 영향의 혼동영향을 통제하지 않았을 때의 추정치를 함께 살펴보기 위함이다.[54]

모델 3에서는 모델 1에 더하여 연간근로소득을 통제한 결과를 제시하였다. 이는 추정된 정규-비정규 빈곤격차가, 본 연구의 관심인 정규계약과 비정규계약 간의 근로소득의 차이로 발생하는 빈곤위험의 추정치를 충분히 반영하는지를 직접적으로 확인하기 위함이다.[55]

분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 현재의 비정규계약은 정규계약에 비하여 현재의 빈곤위험을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 비정규계약의 회귀계수는 모델 1에서는 0.427이었고 0.1% 수준에서 유의하였으며, 모델 2에서는

54) 다만, t-1시점의 경제활동상태는 분석에 포함하지 않았다. t-1시점의 경제활동상태는 t시점의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미칠 수 있고, 따라서 이를 포함하지 않는 것은 t시점의 정규-비정규 빈곤격차의 추정치를 혼동시킬 가능성이 있다. 그러나 이를 분석하여본 결과, 1년 전 경제활동상태가 현재의 빈곤지위에 미치는 영향은 모든 모델에서 실업과 미취업 외에는 유의하게 나타나지 않았으며, 또한 1년 전 경제활동상태의 통제여부는 현재 경제활동상태의 평균부분효과의 추정치에 거의 영향을 미치지 않았다(결과는 제시하지 않음). 이는 1년 전 경제활동상태와 현재의 빈곤지위 간의 관계를 매개하는, 이전 시점의 빈곤지위와 현재의 경제활동상태 등의 요인들이 통제되었기 때문일 수 있다.

55) 본 연구의 모든 분석결과에서는 회귀계수 또는 평균부분효과의 추정치만을 제시하였으며 표준오차는 함께 제시하지 않았다. 또한 통제변수들의 회귀계수들을 함께 제시하지 않고 생략하였다. 그 이유는 연구의 가독성을 높이기 위함이다. 대신, 부록 5에는 여성과 남성에 대한 빈곤회귀모델의 추정결과를 상세히 제시하였다.

0.504였고 0.1% 수준에서 유의하였다. 그리고 개인의 연간근로소득을 통제한 모델 3에서는 -0.032였고 유의하지 않았다. 그러므로 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험을 증가시키는 것으로 나타났다.

구체적으로 평균부분효과를 살펴보면(표 14), 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험을 5.8%p 증가시키는 것으로 나타났다(모델 1). 무엇보다 연간근로소득을 통제하는 경우의 평균부분효과는 -0.4%p였으므로(모델 3), 5.8%p의 빈곤위험의 차이는 정규계약과 비정규계약 간의 근로소득의 차이로 인하여 지배적으로 발생한 것임을 확인할 수 있다.

하지만 비정규계약의 빈곤위험은 다른 경제활동상태의 범주들과 비교하였을 때에는 상당히 작은 것으로 나타났다. 먼저, 정규계약을 기준범주로 하였을 때, 비임금근로의 평균부분효과는 13.2%p로서 비정규계약의 5.8%p보다 두 배 이상 높았다(모델 1). 특히, 실업과 미취업의 평균부분효과는 각각 40.3%p, 33.9%p로서 매우 높게 나타났다. 이는 임금근로에의 참여가 빈곤위험을 완화하는데 있어 핵심적인 요인으로 기능함을 보여준다.

임금근로에 비하여, 비임금근로의 높은 빈곤위험, 그리고 실업과 미취업의 매우 높은 빈곤위험은, 우리나라에 대한 일반적인 경향을 고려하였을 때 충분히 직관적인 결과로 이해될 수 있다. 그러나 본 연구의 가장 주요한 선행연구인 스페인에 대한 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)은 실업 및 미취업의 결과와 관련하여서 본 연구와는 매우 대립된 결과를 보여준다. 그들은 실업(unemployed)과 미취업(out of the labor force) 각각의 평균부분효과를(정규계약에 대한), 남성의 경우 35세 이하에서는 4.56%p, 6.58%p, 36세 이상에서는 6.84%p, -0.05%p로 추정하였으며, 여성의 경우 35세 이하에서는 8.78%p, 9.27%p, 36세 이상에서는 3.69%p, 1.18%p로 추정하였다(Table 6, Table 7).

즉, Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial이 추정한 정규계약(permanent contracts)에 대한 실업과 미취업의 빈곤위험이 본 연구와 비교하였을 때 지나치게 작게 나타났다. 물론, 이는 제도 간의 차이에서 일부 기인한 것일 수도 있지만, 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과에 비추어 보았을 때 그들의 추정치는 상당히 과소추정되었을 가능성이 있다고 보여진다. 이는 아마도 그들이 사용한 Wooldridge(2005)의 랜덤효과접근이 개인이 미관측 이질성을 통제하는데 실패하였기 때문일 수 있고, 또는 Wooldridge의 접근이 빈곤지위에 변량이 없는 개인들을 분석대상에서 제외하지 않기 때문일 수 있다.

이러한 주요 결과 외에, 피드백 영향을 나타내는 t+1시점의 경제활동상태들의 추정치를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, t+1시점의 비정규계약의 회귀계수는 0.225

로 나타났고 이는 5% 수준에서 유의하였으며, t+1시점의 비임금근로의 회귀계수는 -0.363으로 나타났고 이는 1% 수준에서 유의하였다. 그리고 t+1시점의 실업의 회귀계수는 0.400로 나타났고 이는 1% 수준에서 유의하였다.

따라서 현재의 빈곤위험이 높을수록 1년 뒤에 정규계약보다는 비정규계약과 실업으로 진입할 확률이 높으며, 또한 현재의 빈곤위험이 높을수록 1년 뒤에 정규계약보다는 비임금근로로 진입할 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 피드백 영향은 매우 많은 경로에 의해서 발생할 수 있으므로, 이 결과에 대한 원인들을 충분한 정도로 추론하는 것은 다소 어려워 보인다. 다만, 이러한 피드백 영향의 가능한 경로에 대해서는 둘째 연구주제에서 보다 자세히 논하였다.

그리고 피드백 영향을 통제하였을 때, 정규-비정규 빈곤격차는 다소 감소되었으므로, 보다 정교한 추정치의 산출을 위해서는 피드백 영향의 통제를 고려할 필요성이 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 〈표 14〉에서 피드백 영향을 통제하지 않은 모델 2에서 정규-비정규 빈곤격차는 6.8%p로 나타났으나 피드백 영향을 통제한 모델 1에서는 5.8%p로 나타났다. 반대로 비임금근로의 경우에는 피드백 영향을 통제하지 않았을 때의 평균부분효과가 10.3%p로서 피드백 영향을 통제하였을 때의 13.2%보다 상당히 작게 나타났다.[56]

56) 피드백 영향은 역인과관계와 비슷한 측면이 있다. 역인과관계는 현재의 종속변수가 현재의 독립변수에 미치는 영향을 의미하지만, 피드백 영향은 현재의 종속변수가 미래의 독립변수에 미치는 영향을 의미하기 때문이다.

〈표 15〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.263*	0.309**	0.051
	1년 미만 비정규계약	0.419***	0.569***	−0.232+
	일용계약	0.699***	0.669***	0.200
	비임금근로	0.977***	0.775***	−0.042
	실업	2.853***	2.876***	−0.085
	미취업	2.503***		−0.308*
t+1시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.165		−0.082
	1년 미만 비정규계약	0.404***		0.132
	일용계약	−0.025		−0.384*
	비임금근로	−0.361**		−0.295*
	실업	0.404**		−0.083
	미취업	0.113		−0.463***
연간근로소득	1차항			2.234***
	2차항			−0.380***
1년 전 빈곤		1.163***	1.160***	1.043***
Log-likelihood		−6655	−6681	−5136
관찰 수		33,785	33,785	33,785

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음.
경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 16〉 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3
t시점의 경제활동상태	(정규계약의 빈곤율)	(19.2%)	(19.3%)	
	1년 이상 비정규계약	3.6%p+	4.2%p*	0.6%p
	1년 미만 비정규계약	5.7%p*	7.8%p***	−2.6%p
	일용계약	9.7%p***	9.3%p***	2.3%p
	비임금근로	13.3%p***	10.5%p***	−0.5%p
	실업	40.4%p***	40.8%p***	−1.0%p
	미취업	34.0%p***	34.5%p***	−3.4%p+
1년 전 빈곤		17.5%p***	17.5%p***	12.8%p***

주: 〈표 15〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임.
+p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

다음으로 〈표 15〉와 〈표 16〉에는 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 배타적 범주로 구분한 결과를 제시하였다. 모델의 분석결과에 대한 다른 주요한 부분들은 앞에서 설명하였고, 또한 비정규계약을 세 범주로 구분한 것이 경제활동상태의 다른 범주들의 추정치에 유의미한 영향을 미치지 않았으므로, 비정규계약의 세 범주에 대한 분석결과만을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 피드백 영향을 통제한 모델 1에서 1년 이상 비정규계약의 회귀계수는 0.263으로 나타났고 5% 수준에서 유의하였으며, 1년 미만 비정규계약의 회귀계수는 0.419으로 나타났고 0.1% 수준에서 유의하였으며, 일용계약의 회귀계수는 0.699로 나타났고 0.1% 수준에서 유의하였다. 따라서 세 범주 모두 정규계약에 비하여 빈곤위험을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다.

평균부분효과를 살펴보면, 1년 이상 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험이 3.6%p 높게 나타났고, 1년 미만 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험이 5.7%p 높게 나타났으며, 일용계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험이 9.7%p 높게 나타났다. 따라서 일반적인 기대와 동일하게, 1년 미만 비정규계약과 일용계약의 빈곤위험이 1년 이상 비정규계약의 빈곤위험보다 높게 나타났다. 그럼에도 불구하고, 일용계약의 빈곤위험은 비임금근로의 빈곤위험보다도 꽤 낮게 나타났다.

다만, 연간근로소득을 통제한 모델 3을 살펴보면, 1년 미만 비정규계약의 평균부분효과는 -2.6%p로 나타났고 일용계약의 평균부분효과는 2.3%p로 나타났다. 따라서 모델 1에서 추정된 1년 미만 비정규계약의 평균부분효과는 다소 과소추정되었고, 반면 일용계약의 평균부분효과는 다소 과대추정되었을 수 있다. 대략적인 방법이기는 하지만, 모델 1과 모델 3의 추정치의 차이를 근로소득의 차이로 인한 빈곤격차의 추정치라고 한다면, 실제 1년 미만 비정규계약의 평균부분효과는 9.3%p(5.7+2.6), 일용계약의 평균부분효과는 7.4%p(9.7-2.3)로 해석할 수 있다.

1년 이상 비정규계약 또한 정규계약보다 높은 빈곤위험에 노출되어 있다는 것은 스페인에 대한 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)의 연구에서는 발견되지 않았던 결과이다. 물론, 이는 앞서 언급하였듯이 그들의 추정치가 과소추정되었기 때문일 수 있으며, 또는 그들이 분석대상을 성별과 연령대로 구분함으로써 충분한 검정력을 확보하지 못하였기 때문일 수 있다.

피드백 영향을 살펴보면, t+1시점의 1년 이상 비정규계약의 회귀계수는 0.165로 나타났지만 유의하지 않았고, 1년 미만 비정규계약의 회귀계수는 0.404로 나타났고 0.1% 수준에서 유의하였으며, 일용계약의 회귀계수는 -0.025로 나타났고 유의하지 않았다. 따라서 높은 빈곤위험은 1년 이상 비정규계약과 일용계약보다는 1

년 미만 비정규계약으로의 진입확률을 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 17〉 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이

		비정규계약 범주의 구분	
		한 범주	세 범주
t시점의 경제활동상태	비정규계약	-0.152***	
	1년 이상 비정규계약		-0.064***
	1년 미만 비정규계약		-0.220***
	일용계약		-0.239***
Within R-squared		0.077	0.087
관찰 수		14,724	14,724

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 종속변수는 연간근로소득의 로그값임. 회귀계수를 제시하였음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

마지막으로 〈표 17〉에는 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이를 제시함으로써, 본 연구에서 추정한 빈곤위험의 차이가 어느 정도의 연간근로소득의 차이에 의해서 발생하였는지에 대한 정보를 제공하였다. 연간근로소득의 로그값에 대한 선형고정효과회귀모델의 추정결과, 비정규계약의 연간근로소득은 정규계약보다 15.2% 낮게 나타났다. 그리고 비정규계약을 세 범주로 나누어 분석한 결과, 1년 이상 비정규계약과 '1년 미만 비정규계약 및 일용계약' 간의 격차가 매우 크게 나타났다. 1년 이상 비정규계약은 정규계약에 비하여 연간근로소득이 6.4% 낮았지만, 1년 미만 비정규계약과 일용계약은 정규계약에 비하여 연간근로소득이 각각 22.0%, 23.9% 낮았다. 따라서 정규계약과 1년 이상 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이는 실제적인 측면에서 그리 크지 않았지만, 정규계약과 '1년 미만 비정규계약 및 일용계약' 간의 연간근로소득의 차이는 상당히 크게 나타났다.

3. 회귀모델 추정결과: 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 원인

다음으로는 앞서 추정된 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수 중 어떠한 요인들에 의해서 주로 발생하는지를 탐색하였다. 〈표 18〉와 〈표 19〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분한 분석을 제시하였으며, 〈표 20〉와 〈표 21〉에는 비정규계약을 세 범주로 구분한 분석을 제시하였다.

표에는 비정규계약의 결과만을 제시하였으며, 비임금근로, 실업, 미취업의 결과는 제시하지 않았다. 그 이유는 해당 경제활동상태들에 대해서는 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수가 모두 0의 값을 가지도록 처리하였기 때문에, 이들의 회귀계수의 추정치들이 의미 있는 결과를 제공하지 않기 때문이다. 앞서 언급하였듯이, 임금근로자의 경우에는 세 변수들의 값이 모두 0이 아니므로, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 변수가 0인지의 여부는 임금근로자인 여부와 동일한 변수가 되어 모델에 추가적인 제약을 가하지 않아, 정규-비정규 빈곤격차를 나타내는 비정규계약의 회귀계수의 추정치에 편의를 발생시키지 않는다. 또한 가독성을 위하여, 피드백 영향의 통제를 위하여 포함된 t+1시점의 경제활동상태들의 결과는 함께 제시하지 않고 생략하였다.

먼저, 비정규계약을 한 범주로 구분한 〈표 18〉과 〈표 19〉의 결과를 살펴보면 다음과 같다.

〈표 18〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	비정규계약	0.427***	0.111	0.232*	0.331***	−0.131	−0.032
시간당임금의 로그값	1차항		−2.359	−2.038		−2.787	
	2차항		0.058	0.035		0.042	
주당근로시간	1차항		−0.043***		−0.036***	−0.065***	
	2차항		0.000*		0.000*	0.000*	
근로월수	1차항			−0.003	−0.062	0.081	
	2차항			−0.025***	−0.019***	−0.032***	
연간근로소득의 로그값	1차항						2.228***
	2차항						−0.379***
1년 전 빈곤		1.165***	1.061***	1.174***	1.240***	1.127***	1.041***
Log-likelihood		−6663	−6594	−6152	−6250	−6073	−5143
관찰 수		33,785	33,785	33,785	33,785	33,785	33,785

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 비임금근로, 실업, 미취업의 회귀계수는 제시하지 않음. 1년 후 경제활동상태는 통제하였으나 제시하지 않음. 다른 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 19〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
비정규계약	5.8%p***	1.5%p	3.0%p*	4.3%p*	−1.4%p	−0.4%p
1년 전 빈곤	17.5%p***	15.7%p***	16.7%p***	18.0%p***	15.8%p***	12.8%p***
(통제여부)						
시간당임금	X	O	O	X	O	X
주당근로시간	X	O	X	O	O	X
근로월수	X	X	O	O	O	X
연간근로소득	X	X	X	X	X	O

주: 〈표 18〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

먼저, 〈표 18〉에는 총 여섯 개의 회귀식의 추정결과를 제시하였다. 먼저, 모델 1에서는 앞에서 정규-비정규 빈곤격차를 추정하였던 〈표 13〉의 모델 1의 결과를 동일하게 제시하였다. 따라서 모델 1에서 추정된 정규-비정규 빈곤격차가 시간당 임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제에 따라 어떻게 감소되는지를 확인하고자 하였다. 그리고 마지막 모델 6에는 앞에서 연간근로소득을 통제한 결과였던 〈표 13〉의 모델 3을 동일하게 제시하였다. 이는 연간근로소득을 통제한 결과가 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수를 통제한 결과와 비슷하게 나타나는지를 살펴보기 위함이다.

이 외, 모델 2 ~ 모델 5에서는 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수를 통제한 결과들을 제시하였다. 먼저, 모델 5에서는 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 모두 통제한 결과를 제시함으로써, 세 변수를 각각 1, 2차항으로 통제하는 것이 정규-비정규 빈곤격차를 충분히 감소시키는지를 살펴보고자 하였다.

그리고 모델 2, 3, 4에서는 세 변수들 중 두 요인들을 통제한 결과들을 차례로 제시하였다. 즉, 모델 2에서는 시간당임금과 주당근로시간을 통제한 결과를 제시하였으며, 모델 3에서는 시간당임금과 근로월수를 통제한 결과를 제시하였고, 마지막으로 모델 4에서는 주당근로시간과 근로월수를 통제한 결과를 제시하였다.

모델 2, 3, 4에서 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수 중 각 변수만을 통제한 결과 대신 두 변수씩을 통제한 결과를 제시한 이유는 다음과 같다. 먼저, 본 연구의 목적은 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는데 있어서 세 변수들의 영향력의 차이를 가늠하기 위한 것인데, 여기에는 직관적으로 크게 두 가지의 방법이 존재할 수 있다. 하나는 각 변수를 통제하였을 때 감소되는 정규-비정규 빈곤격차를 기준으로 판단하는 것이며, 다른 하나는 관심변수 외의 나머지 두 변수가 통제되었을 때의 정규-비정규 빈곤격차를 기준으로 하는 것이다. 비록 어떤 방법이 더 우월하다고 분명히 말할 수는 없을 수 있지만, 본 연구는 후자의 방법을 선택하는 것이 보다 적절하다고 판단하였다. 이는 각 변수만을 통제할 때에는 나머지 두 변수들의 영향이 혼동영향으로 작용함으로써 관심변수의 영향을 잘못 파악할 수 있는 가능성이 존재할 수 있기 때문이다.[57] 무엇보다 본 연구는 특히 근로월수만을 통제하였을 때, 정규-비정규 빈곤격차가 근로월수를 통제하지 않았을 때보다 더 크게 측정되는 경우를 발견하였다.

따라서 본 연구는 관심변수 외의 두 변수를 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤

57) 물론 두 방법을 사용한 결과를 모두 제시하는 것이 하나의 방법이 될 수 있으나, 연구의 가독성을 고려하였을 때 하나의 방법을 사용한 결과만을 제시하는 것이 바람직하다고 판단하였다.

격차와, 연간근로소득을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차의 차이를 관심변수의 설명력으로 해석하였다. 그리고 이와 조응되는 해석을 위하여, 근로소득 관련 변수를 통제하지 않은 모델 1에서의 정규-비정규 빈곤격차와 연간근로소득을 통제한 모델 6에서의 정규-비정규 빈곤격차의 차이를 정규-비정규 빈곤격차로 해석하였다. 이는 연간근로소득의 통제 후에 나타나는 정규-비정규 빈곤격차는 정규계약과 비정규계약 간의 근로소득의 차이로 인하여 발생하는 것이 아니라고 해석할 수 있다는 점에서 타당성을 가질 수 있다.

물론, 이는 분해(decomposition)의 방법을 사용한 것이 아니므로, 이와 같이 구한 세 변수의 설명력의 합은 세 변수를 통제하지 않았을 때의 정규-비정규 빈곤격차와 동일해지지는 않는다. 그러므로 본 연구의 결과는 주로 세 변수의 영향력을 대략적으로 비교하는 측면에 의의를 두어 해석할 필요가 있다.

또한 먼저 확인해야 할 것은 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 1차항과 2차항으로 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차가, 연간근로소득을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차와 비슷하게 나타나는지를 확인하는 것이다. 〈표 19〉에서 정규계약에 대한 비정규계약의 평균부분효과의 추정치를 살펴보면, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수를 통제하는 경우에는 -1.4%p로 나타났으며(모델 5), 연간근로소득을 통제하는 경우에는 -0.4%p로 나타났다. 따라서 다소간의 차이(1.0%p)는 존재하였지만 세 변수의 1차항과 2차항의 통제가 정규-비정규 빈곤격차를 충분히 설명한다고 판단하였다. 다만, 1년 전 빈곤의 평균부분효과는 연간근로소득을 통제하였을 때에는 12.8%p로 감소하였지만(모델 6), 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 통제하였을 때에는 15.8%로만 감소되었다(모델 5). 이는 세 변수의 1, 2차항이 연간근로소득을 상당히 대략적으로 포착함을 의미하므로 이에 주의할 필요가 있다.[58)]

이제 위에서 설명한 방법을 사용하여, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력을 살펴보면 다음과 같다. 정규-비정규 빈곤격차는 6.2%p(5.8+0.4)로 나타났으며, 4.7%p(4.3+0.4)가 시간당임금의 설명력, 3.4%p(3.0+0.4)가 주당근로시간의 설명력, 그리고 1.9%p(1.5+0.4)가 근로월수의 설명력으로 나타났다.

따라서 시간당임금의 설명력이 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로는 주당근로시간의 설명력이 높게 나타났고, 근로월수의 설명력은 가장 적은 것으로 나타났다. 주당근로시간보다 시간당임금이 정규-비정규 빈곤격차를 결정하는 주요한 원인이라는 것은 기존연구들의 추론과는 상반된다(백학영 · 구인회, 2010; 백학영, 2013;

58) 무엇보다 이는 본 연구의 추론에 오류를 발생시키는 원인일 수 있으므로, 이에 대해서는 후속연구들에서 보다 상세히 검토되어야 할 필요가 있다.

Lass and Wooden, 2018).

특히, 본 연구에서 근로월수의 설명력이 가장 적게 나타난 것은, 일반적인 기대와는 다소 이질적일 수 있는 흥미로운 결과라고 할 수 있다. 이 결과는 정규-비정규 간의 빈곤위험의 차이가, 실업위험의 차이에서가 아니라 주로 담당 업무의 난이도의 차이에서 기인함을 함의할 수 있다.

다음으로 〈표 20〉과 〈표 21〉에는 비정규계약을 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 세 범주로 구분한 결과를 제시하였다.

〈표 20〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.263*	0.091	0.122	0.223+	−0.028	0.051
	1년 미만 비정규계약	0.419***	0.029	0.130	0.306*	−0.276*	−0.232+
	일용계약	0.699***	0.298*	0.572***	0.578***	0.027	0.200
시간당임금의 로그값	1차항		−2.409	−2.113		−2.857	
	2차항		0.061	0.038		0.045	
주당근로시간	1차항		−0.042***		−0.035**	−0.066***	
	2차항		0.000*		0.000*	0.000*	
근로월수	1차항			0.003	−0.058	0.088	
	2차항			−0.025***	−0.020***	−0.033***	
연간근로소득의 로그값	1차항						2.248***
	2차항						−0.381***
1년 전 빈곤		1.163***	1.062****	1.174***	1.240***	1.130***	1.043***
Log-likelihood		−6655	−6588	−6145	−6244	−6067	−5136
관찰 수		33,785	33,785	33,785	33,785	33,785	33,785

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 비임금근로, 실업, 미취업의 회귀계수는 제시하지 않음. 1년 후 경제활동상태는 통제하였으나 제시하지 않음. 다른 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 21〉 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
1년 이상 비정규계약	3.6%p+	1.2%p	1.6%p	2.9%p	−0.4%p	0.6%p
1년 미만 비정규계약	5.7%p*	0.4%p	1.7%p	4.0%p*	−3.4%p+	−2.6%p
일용계약	9.7%p***	4.0%p+	7.5%p***	7.7%p***	0.3%p	2.3%p
1년 전 빈곤	17.5%p***	15.7%p***	16.7%p***	18.0%p***	15.8%p***	12.8%p***
(통제여부)						
시간당임금	X	O	O	X	O	X
주당근로시간	X	O	X	O	O	X
근로월수	X	X	O	O	O	X
연간근로소득	X	X	X	X	X	O

주: 〈표 20〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

먼저, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 1차항과 2차항으로 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차가, 연간근로소득을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차와 비슷하게 나타나는지를 확인하면 다음과 같다. 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 변수를 통제하였을 때의 1년 이상 비정규계약의 평균부분효과는 -0.4%p였으며, 연간근로소득을 통제하였을 때의 평균부분효과는 0.6%p로 나타났다. 1년 미만 비정규계약에서는 세 변수를 통제하였을 때의 평균부분효과는 -2.6%p였으며 연간근로소득을 통제하였을 때의 평균부분효과는 -3.4%p로 나타났다. 그리고 일용계약의 해당 수치는 각각 2.3%p, 0.3%p로 나타났다. 따라서 1년 이상 비정규계약의 경우, 세 변수를 통제하였을 때의 평균부분효과와 연간근로소득을 통제하였을 때의 평균부분효과가 1.0%p의 차이를 나타내었고, 1년 미만 비정규계약의 경우에는 0.8%p의 차이가 나타났으며, 일용계약의 경우에는 2.0%p로 나타났다. 본 연구는, 앞에서와 동일하게, 이 차이가 충분히 적다고 판단하였으며, 따라서 세 변수의 1차항과 2차항의 통제가 정규-비정규 빈곤격차를 충분히 설명한다고 판단하였다. 다만, 일용계약의 경우 모델 5와 모델 6의 평균부분효과는 2.0%p 차이로 다소 크기는 하였지만, 모델 1부터 모델 4까지의 전반적인 평균부분효과가 상당히 크게 나타났으므로, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 세 요인의 설명력의 차이를 가늠하기에는 무리가 없다고 판단하였다.

세 변수의 설명력을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 1년 이상 비정규계약의 경우, 정규-비정규 빈곤격차는 3.0%p(3.6-0.6)로 나타났으며, 2.3%p(2.9-0.6)가 시간당임금의 설명력, 1.0%p(1.6-0.6)가 주당근로시간의 설명력, 그리고 0.6%p(1.2-0.6)가 근로월수의 설명력으로 나타났다. 1년 미만 비정규계약의 경우, 정규-비정규 빈곤격차는 8.3%p(5.7+2.6)로 나타났으며, 6.6%p(4.0+2.6)가 시간당임금의 설명력, 4.3%p(1.7+2.6)가 주당근로시간의 설명력, 그리고 3.0%p(0.4+2.6)가 근로월수의 설명력으로 나타났다. 그리고 일용계약의 경우, 정규-비정규 빈곤격차는 7.4%p(9.7-2.3)로 나타났으며, 4.3%p(7.7-2.3)가 시간당임금의 설명력, 5.2%p(7.5-2.3)가 주당근로시간의 설명력, 그리고 1.7%p(4.0-2.3)가 근로월수의 설명력으로 나타났다.

결과를 요약하면 다음과 같다. 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은, 1년 이상 비정규계약의 경우는 3.0%p의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 각각 2.3%p, 1.0%p, 0.6%p로 나타났고, 1년 미만 비정규계약의 경우는 8.3%p의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 각각 6.6%p, 4.3%p, 3.0%p로 나타났으며, 일용계약의 경우는 7.4%p의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 각각 4.3%p, 5.2%p, 1.7%p로 나타났다.

따라서 1년 이상 비정규계약과 1년 미만 비정규계약 모두에서 시간당임금의 설명력이 가장 높게 나타났고, 다음으로는 주당근로시간의 설명력이 높게 나타났으며, 근로월수의 설명력이 가장 낮게 나타났다. 반면, 일용계약의 경우에는 주당근로시간이 시간당임금의 설명력보다는 다소 높게 나타났으며, 대신 근로월수의 설명력은 앞의 두 비정규계약과 동일하게 가장 낮게 나타났다.[59]

4. 성별에 따른 분석

앞서 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 원인을 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수로 구분하여 살펴보았다. 그러나 제4장의 도입부와 제3절에서 언급하였듯이, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 여성과 남성에게서 상당한 차이가 나타날 수 있다. 먼저, 고정효과접근은 정규-비정규 빈곤격차의 중요한 혼동요인인 근로동기를 최소한 가구의 이차소득자들에 대해서는 충분히 통제하지 못할 수 있으므로, 근로동기의 차이를 상당히 반영할 수 있는 정규계약과 비정규계약 간의 주당근로시간 차이는 남성보다는 여성에게서 보다 뚜렷할 수 있다. 또한 성별임금격차가 크게 존재하는 경우, 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 차이는 여성보다는 남성에게서 더 뚜렷할 수 있다. 그러므로 정규-비정규 빈곤격차에 대한 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 여성과 남성 간에 뚜렷한 차이를 보일 수 있다. 그러므로 정규-비정규 빈곤격차에 대한 세 변수의 설명력을 보다 정확히 이해하기 위해서는 성별의 차이를 고려한 탐색이 이루어질 필요가 있다. 무엇보다 이에 대한 탐색은 노동시장에 대한 이해를 보다 증진시킬 수 있을 것이므로, 여기에서는 성별에 따른 결과를 추가적으로 탐색하였다.

59) 부록 6의 〈부표 4〉에는 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 차이를 선형고정효과회귀모델로 추정한 결과를 보충적으로 제시하였다. 비정규계약은 정규계약에 비하여 시간당임금이 7.3% 낮은 것으로 나타났으며 0.1% 수준에서 유의하였고, 주당근로시간은 3.5시간 낮은 것으로 나타났고 0.1% 수준에서 유의하였으며, 근로월수의 차이는 유의하지 않았다.

〈표 22〉 임금근로자의 빈곤, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 기술통계량: 여성과 남성

	평균(표준편차)				
	여성				
	비중	빈곤	시간당임금	주당근로시간	근로월수
정규계약	42.2%	19.9%	7876 (3959)	47.6 (10.9)	11.0 (1.9)
비정규계약	57.8%	29.4%	6910 (5557)	41.5 (16.0)	10.8 (2.1)
1년 이상 비정규계약	18.1%	25.0%	7060 (4790)	46.0 (13.8)	11.0 (1.9)
1년 미만 비정규계약	27.3%	28.4%	7304 (6729)	39.8 (16.4)	10.7 (2.2)
일용계약	12.4%	37.8%	5820 (3031)	38.9 (16.9)	10.7 (2.2)
관찰 수	6,348				
	평균(표준편차)				
	남성				
	비중	빈곤	시간당임금	주당근로시간	근로월수
정규계약	57.0%	18.8%	11023 (6898)	51.6 (12.3)	11.1 (1.7)
비정규계약	43.0%	30.1%	9185 (4371)	46.4 (15.2)	10.8 (2.1)
1년 이상 비정규계약	12.2%	21.7%	9286 (5096)	51.9 (13.8)	11.1 (1.8)
1년 미만 비정규계약	12.7%	27.2%	8690 (4627)	48.8 (15.7)	10.8 (2.2)
일용계약	18.1%	37.9%	9462 (3557)	41.0 (13.9)	10.6 (2.3)
관찰 수	8,376				

주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성.

먼저, 〈표 22〉에는 여성과 남성 각각에 대하여, 정규계약과 비정규계약에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 분포를 제시하였다. 먼저, 여성에게서는 비정규계약의 비중이 높았지만, 남성에게서는 정규계약의 비중이 더 높았다. 그리고 비정규계약 내에서는 여성의 경우는 1년 미만 비정규계약의 비중이 가장 높았고, 남성의 경우는 일용계약의 비중이 가장 높게 나타났다. 비록 정규계약과 비정규계약의 비중은 여성과 남성 간에 차이가 존재하였지만, 빈곤율의 경우 정규계약은 20%, 비정규계약은 30% 정도로 여성과 남성 간에 비슷하였다.

그리고 시간당임금과 주당근로시간은 여성이 남성보다 낮은 경향이 분명히 발견되었으나, 근로월수는 이러한 경향이 발견되지 않았다. 정규계약의 시간당임금은 여성이 7876원, 남성이 11023원으로 나타났고, 비정규계약의 시간당임금은 여성이 6910원, 남성이 9185원으로 나타났다. 그리고 정규계약의 주당근로시간은 여성이 47.6시간, 남성이 51.6시간으로 나타났고, 비정규계약의 주당근로시간은 여성이 41.5시간, 남성이 46.4시간으로 나타났다. 근로월수는 정규계약의 경우 여성이 11.0월, 남성이 11.1월로 나타났고, 비정규계약의 경우 여성과 남성 모두 10.8월로 나타났다.

여기에서의 분석은 앞에서의 분석과 동일하므로, 가독성을 높이기 위하여 평균부분효과만을 제시하였으며 회귀계수의 추정치는 부록 6에 제시하였다(부표 5, 부표 6). 〈표 18〉에는 유기계약을 한 범주로 구분한 결과를 여성과 남성에 대하여 각각 제시하였으며, 〈표 23〉에는 비정규계약을 세 범주로 구분한 결과를 여성과 남성에 대하여 각각 제시하였다.

〈표 23〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분

	여성					
	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
비정규계약	4.3%p*	0.3%p	2.0%p	2.0%p	−2.3%p	−1.4%p
1년 전 빈곤	17.3%p***	16.6%p***	16.9%p***	17.2%p***	16.5%p***	15.0%p***
	남성					
	모델 7	모델 8	모델 9	모델 10	모델 11	모델 12
비정규계약	6.3%p***	3.1%p	4.5%p*	6.2%p***	0.1%p	1.1%p
1년 전 빈곤	17.0%p***	13.6%p***	15.7%p***	18.3%p***	13.7%p***	8.3%p***
(통제여부)						
시간당임금	X	O	O	X	O	X
주당근로시간	X	O	X	O	O	X
근로월수	X	X	O	O	O	X
연간근로소득	X	X	X	X	X	O

주: 〈부표 5〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 총 관찰 수는 여성 18,196개, 남성 15,589개임. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임.
+p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 23〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분한 결과를 제시하였다. 먼저, 세 변수를 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차와 연간근로소득을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차의 차이는 여성의 경우 각각 -2.3%p, -1.4%p로 나타났으며, 남성의 경우 각각 0.1%p, 1.1%p로 나타났다. 따라서 약 1.0%p의 차이를 나타내었다. 그러므로 여성과 남성 모두에서 세 변수의 1차항과 2차항의 통제는 정규-비정규 빈곤격차를 충분한 정도로 설명하는 것으로 나타났다.

앞에서와 같이 세 변수들의 설명력을 살펴보면, 먼저 여성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차는 5.7%p(4.3+1.4)로 나타났으며, 이에 대하여 시간당임금과 주당근로시간의 설명력은 3.4%p(2.0+1.4)로 동일하였고, 주당근로시간의 설명력은 1.7%p(0.3+1.4)로 나타났다. 그리고 남성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차가 5.2%p(6.3-1.1)로 나타났으며, 이에 대하여 시간당임금의 설명력은 5.1%p(6.2-1.1), 주당근로시간의 설명력은 3.4%p(4.5-1.1), 근로월수의 설명력은 2.0%p(3.1-1.1)로 나타났다.

그러므로 여성에서는 시간당임금과 주당근로시간이 동일한 설명력을 가지는 것으로 나타났으며, 남성에서는 주당근로시간보다는 시간당임금이 더 큰 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 정규-비정규 빈곤격차에 대한 근로월수의 설명력은 여성과 남성 모두에서 가장 작게 나타났다.

〈표 24〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분

	여성					
	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
1년 이상 비정규계약	2.9%p	0.8%p	1.2%p	1.4%p	−0.9%p	0.2%p
1년 미만 비정규계약	3.7%p	−0.7%p	1.1%p	1.1%p	−3.8%p	−3.2%p
일용계약	9.0%p*	1.7%p	6.2%p+	6.1%p+	−1.5%p	0.7%p
1년 전 빈곤	17.2%p***	16.6%p***	16.9%p***	17.2%p***	16.5%p***	15.0%p***
	남성					
	모델 7	모델 8	모델 9	모델 10	모델 11	모델 12
1년 이상 비정규계약	3.2%p	1.4%p	2.0%p	3.6%p	0.8%p	1.1%p
1년 미만 비정규계약	5.9%p*	1.3%p	2.4%p	6.1%p*	−2.5%p	−1.7%p
일용계약	10.9%p***	7.7%p**	10.5%p***	10.6%p***	2.7%p	4.4%p+
1년 전 빈곤	16.9%p***	13.6%p***	15.6%p***	18.3%p***	13.8%p***	8.3%p***
(통제여부)						
시간당임금	X	O	O	X	O	X
주당근로시간	X	O	X	O	O	X
근로월수	X	X	O	O	O	X
연간근로소득	X	X	X	X	X	O

주: 〈부표 6〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 총 관찰 수는 여성 18,196개, 남성 15,589개임. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

다음으로 비정규계약을 세 범주로 구분한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수를 통제한 후의 정규-비정규 빈곤격차(모델 5, 11)와, 연간근로소득을 통제한 후의 정규-비정규 빈곤격차(모델 6, 12)는 일용계약을 제외하고서는 충분히 비슷하게 나타났다. 즉, 이 차이의 절대값은 1년 이상 비정규계약의 경우 여성 1.1%p(0.9+0.2), 남성 0.3%p(1.1-0.8)였으며, 1년 미만 비정규계약의 경우는 여성 0.6%p(3.8-3.2), 남성 0.8%p(2.5-1.7)로 나타났다. 다만, 일용계약의 경우에는 이 차이가 여성은 2.2%p(1.5+0.7), 남성은 1.7%p(4.4-2.7)로 나타나 불일치가 꽤 나타났다. 하지만 정규계약과 일용계약 간의 빈곤격차가 상당히 컸으므로, 앞에서와 동일하게, 이 정도의 차이는 분석결과를 해석하기에는 충분히 작을 수 있는 차이로 판단하였다.

분석결과를 살펴보면, 우선 1년 이상 비정규계약과 정규계약 간의 빈곤차이는 여성과 남성을 통합한 전체 표본에서는 유의하게 나타났었으나(표 15의 모델 1), 여성과 남성을 구분하는 경우에는 유의하게 나타나지 않았다. 그러므로 여기에서는 1년 이상 비정규계약과 정규계약 간의 빈곤격차에 대한 해석은 하지 않도록 한다.

1년 미만 비정규계약의 경우에는 남성의 경우는 유의한 빈곤격차가 나타났으나 여성의 경우는 유의하게 나타나지 않았다. 그러나 연간근로소득을 통제한 경우(모델 6, 12), 여성의 1년 미만 비정규계약과 정규계약 간의 빈곤격차는 무려 3.2%p로 나타났다. 따라서 모델 1에서 추정된 여성의 1년 미만 비정규계약과 정규계약 간의 빈곤격차는 상당히 과소추정되었을 수 있다. 그러므로 여성의 1년 미만 비정규계약에 대해서는, 정규계약과의 빈곤격차를 모델 1과 모델 6 간의 차이로 해석하는 것이 적절해 보인다.

이제 앞서의 방법과 동일하게, 1년 미만 비정규계약과 일용계약에 대한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 1년 미만 비정규계약의 경우, 여성은 6.9%p(3.7+3.2)의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금과 주당근로시간의 설명력은 4.3%p(1.1+3.2), 근로월수의 설명력은 2.5%p(-0.7+3.2)로 나타났고, 남성은 7.6%p(5.9+1.7)의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금의 설명력은 7.8%p(6.1+1.7), 주당근로시간의 설명력은 4.1%p(2.4+1.7), 근로월수의 설명력은 2.8%p(1.3+1.7)로 나타났다.

다음으로 일용계약의 경우, 여성은 8.3%p(9.0-0.7)의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금의 설명력은 5.4%p(6.1-0.7), 주당근로시간의 설명력은 5.5%p(6.2-0.7), 근로월수의 설명력은 1.0%p(1.7-0.7)로 나타났고, 남성은 5.5%p(10.9-4.4)의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금의 설명력은 6.2%p(10.6-4.4), 주당근로시간의 설명력은 6.1%p(10.5-4.4), 근로월수의 설명력

은 3.3%p(7.7-4.4)로 나타났다.

결과를 다시 한 번 요약하면 다음과 같다. 여성의 경우, 1년 미만 비정규계약과 일용계약에서 모두 시간당임금과 주당근로시간이 정규-비정규 빈곤격차를 비슷하게 설명하는 주요한 요인이었으며 근로월수의 영향은 두 요인에 비하면 작았다. 그리고 남성의 경우, 1년 미만 비정규계약에서는 시간당임금의 설명력이 가장 주요하게 나타났고 다음으로는 주당근로시간이 주요한 요인이었으며, 일용계약에서는 시간당임금과 주당근로시간이 비슷하게 주요한 요인으로 나타났다. 근로월수의 영향은 두 범주 모두에서 가장 작게 나타났다.

〈표 25〉에는, 이 결과를 보다 상세히 해석하기 위하여, 여성과 남성 각각에 대하여 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 차이를 추정한 결과를 제시하였다.

〈표 25〉 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 차이

		여성					
		시간당임금의 로그값		주당근로시간		근로월수	
t시점의 경제활동상태	비정규계약	-0.041**		-5.022***		-0.125	
	1년 이상 비정규계약		-0.019		-2.189***		-0.013
	1년 미만 비정규계약		-0.071***		-5.748***		-0.252*
	일용계약		-0.035		-12.035***		-0.143
Within R-squared		0.108	0.109	0.048	0.077	0.010	0.011
관찰 수		6,348	6,348	6,348	6,348	6,348	6,348
		남성					
		시간당임금의 로그값		주당근로시간		근로월수	
t시점의 경제활동상태	비정규계약	-0.090***		-2.333***		0.0358	
	1년 이상 비정규계약		-0.068***		-0.038		0.137
	1년 미만 비정규계약		-0.169***		-1.433*		-0.095
	일용계약		-0.020		-8.326***		0.025
Within R-squared		0.156	0.162	0.045	0.056	0.007	0.008
관찰 수		8,376	8,376	8,376	8,376	8,376	8,376

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

먼저, 비정규계약을 한 범주로 구분하는 경우에는 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 차이는 여성이 4.1%로서 남성의 9.0%보다 더 작았으며, 반면 주당 근로시간의 차이는 여성이 5.0시간으로 남성의 2.3시간보다 더 컸다. 따라서 앞서 예측한 바와 같이, 여성의 경우 남성보다 정규-비정규 주당근로시간의 차이가 더 컸으며, 반면 시간당임금의 차이는 더 작았다. 다만 앞서 언급하였듯이, 주당근로시간의 이와 같은 경향은 여성의 경우 근로동기의 통제가 제대로 되지 않았기 때문일 수 있으며, 반면 시간당임금의 차이는 성별임금격차의 존재로 인하여 남성에게서 정규-비정규 임금격차가 더 뚜렷하게 나타나기 때문일 수 있다. 그리고 정규계약과 비정규계약 간의 근로월수의 차이는 여성과 남성 모두에서 유의미하게 나타나지 않았다.

이러한 결과는 왜 〈표 23〉에서 여성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금과 주당근로시간이 동일한 설명력을 가지고, 남성에게서는 주당근로시간보다는 시간당임금이 더 큰 설명력을 가지는 것에 대한 명료한 해석을 제공한다. 특히, 남성의 경우 시간당임금이 가장 주요한 설명력이라는 점은 시간당임금보다 주당근로시간이 정규-비정규 빈곤격차를 결정하는 주요한 원인이라는 기존연구들의 추론과는 뚜렷하게 상반된다(백학영·구인회, 2010; 백학영, 2013; Lass and Wooden, 2018). 특히, 근로월수의 영향이 매우 미미하였다는 점은, 저임금 근로자들의 경제적 웰빙의 증진을 위해서는 고용의 안정보다는 보다 높은 임금률을 지급하는 보다 난이도 있는 업무에 매칭시키는 것이 더 중요할 수 있음을 함의한다.

다음으로, 비정규계약을 세 범주로 나눈 결과를 차례대로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 1년 이상 비정규계약의 경우 여성에게서는 시간당임금은 정규계약에 비하여 유의하게 낮지 않았으나 주당근로시간은 유의하게 낮았고, 반면 남성에게서는 시간당임금은 유의하게 낮았으나 반면 주당근로시간은 유의하게 낮지 않았다. 따라서 앞서 여성과 남성 모두에서 1년 이상 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약에 비하여 높지 않았으나, 그 원인은 여성과 남성 간에 상반되는 것으로 나타났다. 특히, 여성에게서 1년 이상 비정규계약과 정규계약 간의 시간당임금의 차이가 나타나지 않은 것은, 본 연구의 분석표본에 속한 여성들이 경험한 정규일자리의 질이 높지 않음을 함의한다.

1년 미만 비정규계약의 결과는 다음과 같다. 시간당임금의 격차는 여성 7.1%, 남성 16.9%로 나타났으며 주당근로시간의 격차는 여성 5.7시간, 남성 1.4시간으로 나타났다. 특히, 남성의 경우 근로시간의 차이가 매우 미미하였음에도 불구하고 시간당임금의 차이가 상당하였다. 이는 기업들이 효율성의 증가를 위하여 고용계약형

태에 따라 업무의 난이도를 상당히 다르게 한다는 완충재고모델(Booth et al., 2002a)의 타당성을 함의하는 결과로도 해석할 수 있다.

반면, 일용계약의 경우, 여성과 남성 모두 시간당임금은 정규계약과 유의한 차이를 보이지 않았으나, 주당근로시간은 여성은 12시간, 남성은 8.3시간의 차이를 보였다. 특히, 일용계약은 일반적으로 가장 불안정한 고용형태임에도 불구하고, 시간당임금이 정규계약과 뚜렷한 차이를 보이지 않은 것은 흥미로운 결과이다. 이는 앞서 정규-비정규 임금격차 문헌들의 검토에서 살펴보았듯이, 기업이 고용비용의 절감을 위하여 일용계약을 사용할 유인이 존재하므로 높은 시간당임금이 시장에서 형성될 수 있음을 함의한다고 할 수 있다.

특이한 점은, 일용계약의 경우 이처럼 시간당임금의 차이가 유의하지 않았음에도 불구하고, 여성과 남성 모두에서 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 시간당임금과 주당근로시간이 거의 비슷하게 설명하였다는 점이다. 이는 한편으로는 시간당임금이 작은 차이에도 불구하고 빈곤격차를 매우 주요하게 설명하는 요인임을 함의할 수 있지만, 다른 한편으로는 본 연구의 접근이 세 변수의 영향력을 포착하는데 있어 다소간의 한계가 있음을 함의하는 것일 수도 있다.

마지막으로 첫째 주제의 전체적인 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 비정규계약은 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 보였으며, 이는 특히 1년 미만 비정규계약과 일용계약에서 그러하였다. 특히 1년 미만 비정규계약과 일용계약의 연간근로소득은 정규계약에 비하여 상당히 낮았다(표 17). 그러나 그럼에도 불구하고, 1년 미만 비정규계약과 일용계약의 빈곤위험은 실업과 미취업보다 크게 낮았으며 비임금근로보다도 상당히 낮게 나타났다(표 16). 따라서 비정규계약의 높은 빈곤위험에도 불구하고, 임금근로에의 참여는 빈곤완화를 위한 핵심적인 기제로 기능하고 있음을 확인하였다. 이는 특히. 여성의 미취업 비중이 매우 높은 우리나라에서는(OECD, 2019b), 비록 그 수준이 잔여적일지라도 여성의 노동시장참여를 증진시키기 위한 제도적 노력들이 빈곤완화에 상당히 기여할 수 있음을 함의한다.

또한 정규근로자와 비정규근로자 간의 근로월수의 차이가 미미하고, 또한 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차에 대한 근로월수의 설명력이 가장 미미하다는 발견은, 비정규계약이 정규계약에 비하여 높은 실업위험을 발생시킴으로써 빈곤위험을 주요하게 증가시킬 것이라는 대중적인 기대와는 상당히 상반된다.

제2절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이

1. 기술통계량

둘째 주제에서는 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 탐색하였다. 이를 위하여, 이러한 차이가 두 가지의 요인에 의하여 발생한다고 가정하였다. 첫째 요인은 정규-비정규 근로소득격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이이며, 둘째 요인은 가구 내에서 기혼남성이 주로 일차소득자로 기혼여성이 주로 이차소득자로 기능하는 경향이다.[60] 전자의 방향은 모호한 반면, 후자는 기혼남성보다 기혼여성에게서 정규-비정규 빈곤격차가 더 적을 것을 함의한다. 그러므로 둘째 주제에서는 기혼여성과 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차와 정규-비정규 연간근로소득격차를 모두 추정하고 이를 비교하였다.

60) 본 연구에서는 남성부양자모델이 주요한 가족모델로 기능하는 상황에서, 기혼여성과 기혼남성 간에 존재하는 시장노동과 가사노동의 뚜렷한 노동분업을 포착하는 일반적인 용어로서, 일차소득자와 이차소득자의 표현을 사용하였다.

〈표 26〉 기혼여성과 기혼남성의 기술통계량

	비율 또는 펑균(표준편차)	
	기혼여성	기혼남성
빈곤	33.8%	31.6%
연간근로소득 (만원/연)	567 (935)	2406 (2073)
균등화가구소득 (만원/연)	1914 (1746)	1927 (1436)
경제활동상태		
정규계약	10.2%	31.4%
비정규계약	17.9%	21.8%
1년 이상 비정규계약	5.7%	6.6%
1년 미만 비정규계약	8.2%	6.0%
일용계약	4.0%	9.2%
비임금근로	16.7%	32.3%
실업	2.2%	3.3%
미취업	53.0%	11.2%
연령	45.0 (10.9)	46.0 (9.8)
최종학력		
고등학교 이하	78.0%	69.9%
전문대	11.1%	12.0%
대학교	11.0%	18.1%
거주지역		
수도권	40.6%	40.2%
광역시	29.1%	30.1%
기타	30.3%	29.7%
지역별 여성 실업률	3.2 (0.8)	3.2 (0.8)
지역별 남성 실업률	3.7 (0.9)	3.7 (0.9)
가구원 수	3.47 (1.07)	3.62 (1.04)
가구의 다른 근로자 수	0.88 (0.55)	0.45 (0.62)
가구의 아이 수	1.05 (1.03)	1.19 (1.02)
관찰 수	12,756	10,486

주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 기혼인 개인들의 특성. 범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균(표준편차)을 나타내었음. 연도더미에 대한 정보는 제시하지 않음.

먼저, 〈표 26〉에는 분석에 사용된 변수들의 분포를 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여 제시하였다. 먼저 기혼여성의 빈곤율은 33.8%로서 기혼남성의 빈곤율 31.6%보다 다소 높게 나타났다. 이는 아마도 우리나라에서는 아내의 연령이 남편의 연령보다 적은 경우가 많으며, 이에 따라 기혼여성의 표본에서 남편이 고령 또는 은퇴인 확률이 기혼남성의 표본보다 많기 때문인 것으로 추론된다.

연간근로소득은 기혼여성이 567만원으로 기혼남성의 2406만원보다 훨씬 낮았다. 미취업의 비중도 기혼여성이 53.0%로서 기혼남성 11.2%보다 훨씬 높았다. 이는 우리나라에서 기혼여성과 기혼남성 간에 매우 뚜렷한 가구 내 노동분업이 발생하고 있음을 보여주는 결과이다. 반면, 균등화가구소득은 기혼여성 1914만원, 기혼남성 1927만원으로 거의 동일하게 나타났다.

평균연령은 기혼여성 45.0세, 기혼남성 46.0세로 비슷하였으며, 최종학력은 기혼남성보다 기혼여성이 낮게 나타났다. 가구요인 중 가구원 수와 가구의 아이 수는 기혼여성과 기혼남성 간에 비슷하게 나타났으나, 가구의 다른 근로자 수는 기혼여성이 0.88명으로 기혼남성의 0.45명보다 0.43명 높게 나타났다. 다른 근로자 수의 차이는 기혼여성과 기혼남성의 미취업 비중의 차이를 크게 반영한다.

〈표 27〉 기혼여성과 기혼남성의 경제활동상태에 따른 주요 변수의 기술통계량

	비율 또는 평균				
	기혼여성				
	비중	빈곤	연간근로소득 (만원/연)	균등화가구 소득 (만원/연)	연령
정규계약	10.2%	18.7%	1777	2068	41.1
비정규계약	17.9%	25.0%	1272	1914	45.9
1년 이상 비정규계약	5.7%	22.2%	1495	2218	44.4
1년 미만 비정규계약	8.2%	24.3%	1216	2076	45.4
일용계약	4.0%	30.6%	1066	1898	49.1
비임금근로	16.7%	32.4%	769	2030	49.0
실업	2.2%	48.2%	211	1472	42.6
미취업	53.0%	39.6%	48	1772	44.3
관찰 수	12,756				
	비율 또는 평균				
	기혼남성				
	비중	빈곤	연간근로소득 (만원/연)	균등화가구 소득 (만원/연)	연령
정규계약	31.4%	20.7%	2936	2045	40.8
비정규계약	21.8%	30.0%	2278	1927	47.2
1년 이상 비정규계약	6.6%	24.1%	2533	2082	45.3
1년 미만 비정규계약	6.0%	25.4%	2347	2004	46.4
일용계약	9.2%	37.1%	2050	1651	49.1
비임금근로	32.3%	29.4%	2903	2102	47.5
실업	3.3%	74.9%	679	1044	44.9
미취업	11.2%	59.4%	228	1444	53.9
관찰 수	10,486				

주: 한국노동패널 6-20차(2003-2017년) 자료에 조사된 20-64세인 기혼인 개인들의 특성. 범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균을 나타내었음.

다음으로 〈표 27〉에는 주요 변수들의 분포를 경제활동상태별로 보다 상세히 살펴보았다. 주목할 만한 발견은 분석표본 전체에서 기혼여성의 빈곤율이 기혼남성보다 높았음에도 불구하고, 비임금근로를 제외한 각 경제활동상태에서의 빈곤율은 기혼여성이 기혼남성보다 일관되게 낮게 나타났다는 점이다. 이는 앞서 [그림 2]를 통하여 설명한 것과 같이, 기혼여성이 기혼남성보다 낮은 실질빈곤선에 직면함을

함의하며, 또한 여성 임금근로자의 빈곤율이 남성 임금근로자보다 낮게 나타난 유럽 국가들에 대한 Van Lacker(2012)의 발견과도 일관되는 것이다.

본 연구의 관심인 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 6.3%p, 기혼남성 9.3%p로서 기혼여성에게서 더 작게 나타났다. 정규-비정규 연간근로소득격차 또한 기혼여성 505만원, 기혼남성 658만원으로서 기혼여성에게서 더 작게 나타났다. 따라서 본 연구의 접근에 기초하면, 기혼남성보다 기혼여성의 더 작은 정규-비정규 빈곤격차는 기혼남성보다 기혼여성의 더 작은 정규-비정규 연간근로소득에서 일부 기인한 것으로 해석할 수 있으며, 따라서 기혼여성이 기혼남성에 비하여 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 더 작은 것인지는 모호하다.

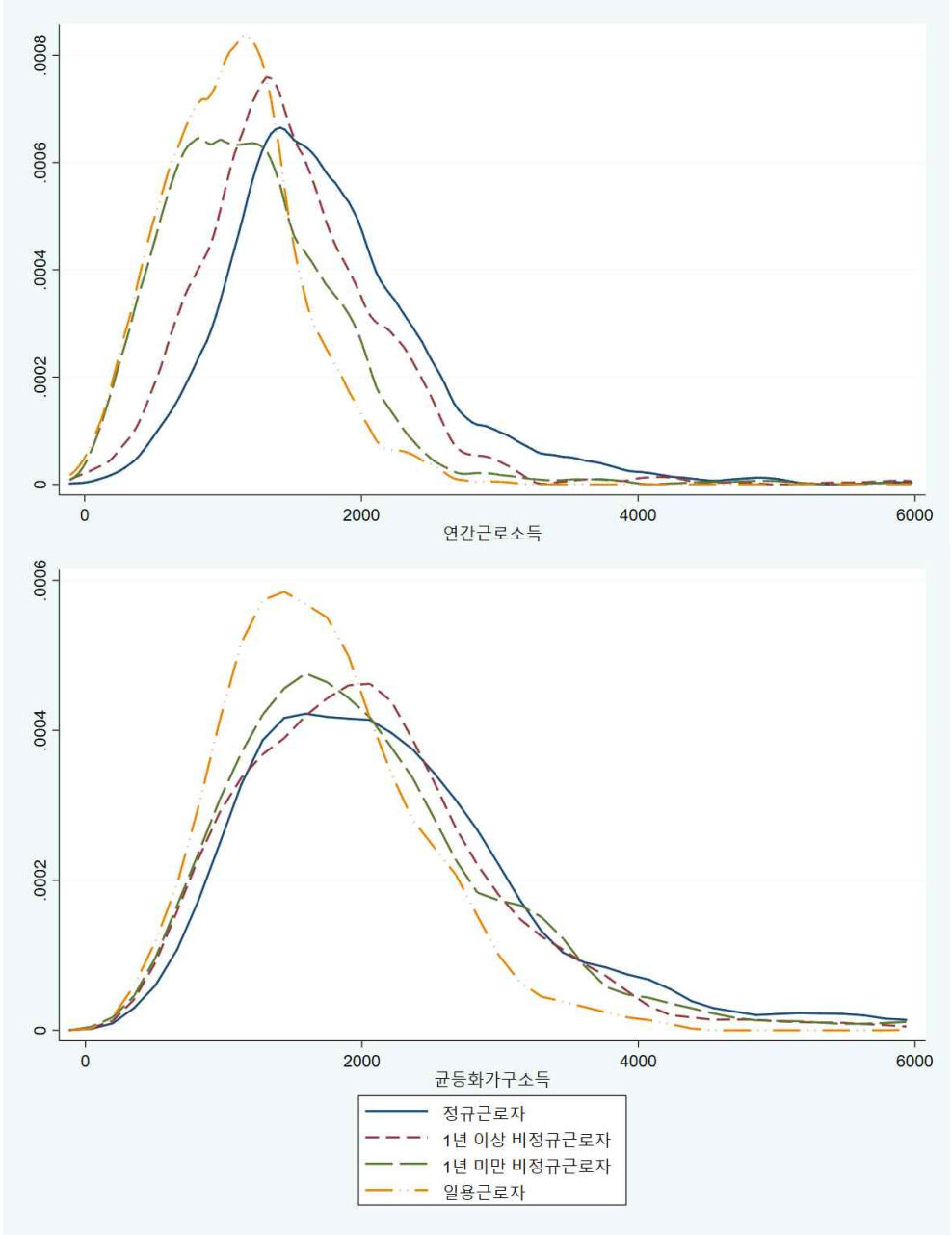
비정규계약의 세 범주들의 경우들에 대해 살펴보면, 1년 이상 비정규계약의 경우 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 3.5%p, 기혼남성 3.4%p로 비슷하였으며, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성 282만원, 기혼남성 403만원으로서 기혼남성에게서 훨씬 컸다. 따라서 기혼여성에게서 정규-비정규 연간근로소득격차가 더 작음에도 불구하고 빈곤격차가 더 작은 경향이 발견되지 않았으며, 따라서 기혼여성이 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 더 작을 수 있는 경향은 발견되지 않았다.

1년 미만 비정규계약의 경우, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 5.6%p, 기혼남성 4.7%p로 기혼여성에게서 더 컸으며, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성 561만원, 기혼남성 589만원으로서 거의 비슷하였다. 따라서 1년 미만 비정규계약의 경우에도, 기혼여성의 이차소득자 지위가 가구의 빈곤완화에 더 유리하게 기능하는 경향은 발견되지 않았다.

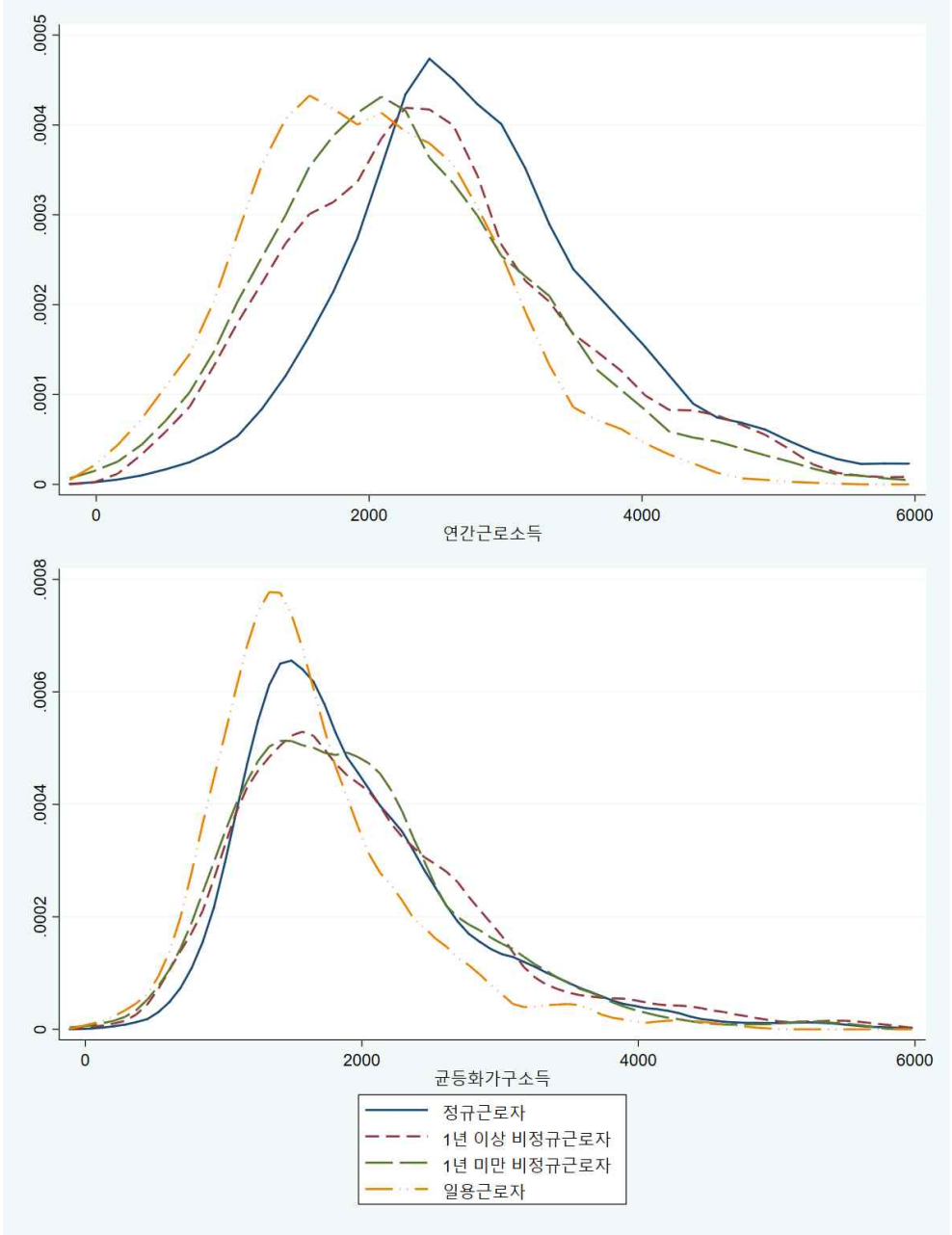
마지막으로 일용계약의 경우, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 11.9%p, 기혼남성 16.4%p로서 기혼여성에게서 훨씬 더 적었으며, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성 711만원, 기혼남성 886만원으로서 거의 비슷하였다. 그러므로 일용계약의 경우에서는 기혼여성이 이차소득자이기 때문에 빈곤완화에 보다 유리할 수 있는 경향이 발견되었다.

다만, 이는 기술적인 경향에 불과할 수 있으므로, 혼동영향들을 통제한 회귀모델의 추정결과에서도 동일한 결과가 나타나는지를 확인하는 것이 필요하다.

[그림 8] 연간근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수: 기혼여성



[그림 9] 연간근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수: 기혼남성



다음으로 [그림 8]과 [그림 9]에서는 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여 연간 근로소득과 균등화가구소득의 확률밀도함수를 제시하였다. 먼저, 기혼여성과 기혼남성 모두에서 정규근로자, 1년 이상 비정규근로자, 1년 미만 비정규근로자, 일용근로자의 연간근로소득이 상이한 분포를 가짐을 확인할 수 있다. 그러나 기혼남성에서의 편차가 기혼여성에서의 편차보다 뚜렷이 크게 나타났다.

그러나 고용계약형태별 균등화가구소득의 분포는 일용근로자를 제외하고는 기혼남성과 기혼여성 모두에서 매우 균질하게 나타남을 확인할 수 있다. 일용근로자가 상당히 두드러지게 다른 특성을 보이는 것은 일용근로자들의 연령이 두드러지게 높은 경향이 일부 반영된 결과일 수 있다(표 27).

고용형태들 간의 연간근로소득의 상당한 편차가 균등화가구소득에서는 사라지는 경향은, 기혼남성과 기혼여성 각각에 대해서 각각 다른 함의를 가질 수 있다. 먼저, 기혼남성의 경우에는 가구의 일차소득자에게서 나타나는 소득불평등의 일부가 가구의 이차소득자들의 노동시장참여를 통하여 균등화되고 있음을 함의할 수 있다는 측면에서, 불평등의 완화의 측면에서는 정책적으로 바람직한 상황으로 해석될 수 있는 여지가 있다. 앞서 미취업의 비중은 기혼여성 53.0%, 기혼남성 11.2%로 나타났으므로, 이러한 해석은 타당성을 가질 수 있다.

그러나 한편으로 기혼여성의 경우에는, 기혼여성의 노동시장참여가 주로 가구의 근로소득의 감소에 대응하기 위한 목적으로 이루어지고 있음을 함의할 수 있다는 측면에서, 정책적으로 다소 부정적인 측면으로 해석할 수 있는 여지가 있다. 이는 기혼여성의 정규계약을 통한 노동시장의 참여가 주로 개인의 노동시장경력을 지속적으로 개발하는 형태로 이루어지고 있지 못함을 함의할 수 있기 때문이다.

〈표 28〉 동일 가구에서의 기혼여성과 기혼남성 간의 연간근로소득의 차이

		가구 수	기혼남성의 연간근로소득 (a)	기혼여성의 연간근로소득 (b)	(a) − (b)	(a) 〉 (b) 인 비중	(a) 〈 (b) 인 비중
전체		9,728	2409	571	1838	79.7%	13.4%
기혼남성의 경제활동상태	정규계약	2,988	2951	508	2443	95.5%	3.4%
	비정규계약	2,106	2264	600	1664	89.2%	8.8%
	1년 이상 비정규계약	623	2486	686	1800	89.9%	7.5%
	1년 미만 비정규계약	600	2351	647	1704	87.2%	11.7%
	일용계약	883	2047	507	1540	90.0%	7.7%
	비임금근로	3,224	2911	537	2374	84.8%	11.5%
	실업	319	676	682	−6	41.7%	40.4%
	미취업	1,091	227	754	−527	14.3%	47.3%
기혼여성의 경제활동상태	정규계약	1,015	2213	1723	490	59.8%	36.4%
	비정규계약	1,808	2027	1535	492	67.1%	30.1%
	1년 이상 비정규계약	566	2121	1478	643	63.4%	31.8%
	1년 미만 비정규계약	845	2177	1216	961	72.1%	26.2%
	일용계약	397	1573	1045	528	61.7%	36.3%
	비임금근로	1,571	2524	784	1740	75.1%	20.3%
	실업	238	2058	202	1856	83.6%	9.7%
	미취업	5,096	2565	48	2517	89.4%	0.9%

주: 〈표 26〉의 분석표본 중 동일가구에 기혼여성과 기혼남성이 각각 1명씩 있는 경우들을 대상으로 함.

마지막으로 〈표 28〉에는 분석표본에 대하여, 동일가구에서 기혼여성과 기혼남성이 각각 1명인 경우만을 대상으로 하여, 기혼여성과 기혼남성의 연간근로소득의 분포를 기혼여성과 기혼남성의 경제활동상태별로 상세히 살펴보았다. 이는 특히, 기혼여성이 임금근로에 참여하고 있는 경우에도, 가구에서의 소득위치가 기혼남성에 비하여 보조적인 경향을 가지는지에 대한 정보를 제공한다.

먼저, 전체 가구에 대한 결과를 살펴보면, 기혼남성의 연간근로소득은 2409만원, 기혼여성의 연간근로소득은 571만원로 나타나, 기혼남성의 연간근로소득이 기혼여성보다 뚜렷하게 높았다. 또한 기혼남성의 연간근로소득이 기혼여성보다 높은 비중은 전체 가구에서 79.7%를 차지하였으며, 반대로 기혼여성의 연간근로소득이 기혼남성보다 더 높은 비중은 13.4%였다. 따라서 기혼여성과 기혼남성 간의 임금노동과 가사노동의 뚜렷한 분업구조를 확인할 수 있다.

특히, 기혼남성이 정규계약에 참여하는 경우, 95.5%가 기혼남성의 소득이 더 많았으며 기혼여성이 더 많은 경우는 겨우 3.4%에 불과하였다. 기혼남성이 비정규계약에 참여하는 경우에도 기혼남성의 연간근로소득이 더 많은 비중은 89.2% 반면, 기혼여성의 연간근로소득의 비중이 더 많은 비중은 8.8%에 불과하였다.

반면, 기혼여성이 정규계약에 참여하는 경우에는, 기혼여성의 연간근로소득이 더 높은 비중은 36.4%, 기혼남성의 연간근로소득이 더 높은 비중은 59.8%로서, 기혼남성의 연간근로소득이 더 높은 비중이 20% 이상 높았다. 그리고 기혼여성이 비정규계약에 참여하는 경우에는, 기혼여성의 연간근로소득이 더 높은 비중은 30.1%, 기혼남성의 연간근로소득이 더 높은 비중은 67.1%로서, 기혼남성의 연간근로소득이 더 높은 비중이 47% 더 높았다. 따라서 기혼여성이 임금근로에 참여하는 경우에도, 기혼남성보다 연간근로소득이 적은 경향이 뚜렷이 나타났다.

결론적으로 임금근로에 참여할 때 직면하게 되는 실질빈곤선은 기혼여성과 기혼남성 간에 뚜렷한 차이를 가진다. 이는 기혼여성의 경우, 보다 더 적은 소득을 통해서도 기혼남성에 비하여 가구의 소득을 빈곤선 위로 올리는 것이 용이함을 의미한다. 그러므로 기혼여성의 잔여적인 노동시장참여라고 할지라도, 그 빈곤완화의 영향은 기혼남성의 잔여적인 노동시장참여에 비하여 뚜렷하게 높을 수 있다.

2. 회귀모델 추정결과

여기에서는 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여, 정규-비정규 연간근로소득격차와 정규-비정규 빈곤격차를 추정하였다. 그리고 이들을 기혼여성과 기혼남성 간에

비교함으로써, 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이의 원인을 탐색하였다.

이에, 먼저 〈표 29〉에는 연간근로소득의 절대값에 대한 선형고정효과모델의 추정결과를 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여 제시하였으며, 〈표 30〉 ~ 〈표 33〉에서는 빈곤지위에 대한 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정결과를 기혼여성과 기혼남성 각각에 대하여 제시하였다.

〈표 29〉 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이: 기혼여성과 기혼남성

		기혼여성		기혼남성	
t시점의 경제활동상태	비정규계약	-227***		-263***	
	1년 이상 비정규계약		-145***		-116+
	1년 미만 비정규계약		-252***		-457***
	일용계약		-380***		-350***
Within R-squared		0.102	0.091	0.100	0.106
관찰 수		3,578	3,578	5,582	5,582

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 종속변수는 연간근로소득의 절대값임. 회귀계수를 제시하였음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 29〉에는 연간근로소득의 절대값에 대한 선형고정효과회귀모델의 추정치를 제시하였다. 기술통계량의 경향과 마찬가지로, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼남성이 263만원으로서 기혼여성의 227만원보다 크게 나타났다. 다만, 1년 이상 비정규계약의 경우, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성이 145만원, 기혼남성이 116만원으로 기혼여성에게서 더 크게 나타났으며, 1년 미만 비정규계약의 경우는 정규-비정규 연간근로소득격차가 기혼여성이 252만원, 기혼남성이 457만원으로 기혼남성에게서 훨씬 크게 나타났다. 그리고 일용계약의 경우, 연간근로소득의 절대값의 격차는 기혼여성은 380만원, 기혼남성은 350만원으로서 기혼여성에게서 다소 높게 나타났다.

하지만 월 단위로 환산할 경우, 기혼여성과 기혼남성 간의 정규-비정규 연간근로소득격차의 실제적인 차이는 상당히 미미하였다. 정규-비정규 연간근로소득격차를 월로 환산할 경우, 기혼여성은 18.9만원(227만원/12개월), 기혼남성은 21.9만원(263만원/12개월)로서 월 3.0만원의 차이만이 존재하였다. 비정규계약을 세 범주로 구분한 경우에는, 1년 이상 비정규계약에서는 기혼여성이 정규-비정규 연간

근로소득격차가 월 2.4만원 더 높았고, 1년 미만 비정규계약에서는 기혼남성이 월 17.1만원 더 높았으며, 일용계약에서는 기혼여성이 기혼남성보다 월 2.5만원 더 높았다. 따라서 1년 미만 비정규계약의 경우에는 기혼여성과 기혼남성 간의 정규-비정규 연간근로소득격차의 실질적인 차이가 상당히 존재하였다.

앞서, 정규-비정규 연간근로소득격차의 성별 간의 차이를 결정하는 두 개의 요인들을 제시하였다. 하나는 기혼여성의 비정규고용의 참여가 매우 잔여적인 수준에서 이루어질 수 있으므로 기혼여성에게서 정규-비정규 연간근로소득격차가 기혼남성보다 더 클 수 있다는 것이며, 다른 하나는 비정규계약보다 정규계약에서의 성별 임금격차가 더 클 것이므로 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성보다는 기혼남성에게서 더 클 수 있다는 것이었다.

그런데 본 연구에서는 정규-비정규 연간근로소득격차가 기혼여성보다는 기혼남성에게서 더 크다는 것을 발견하였으며, 따라서 후자의 추론이 정규-비정규 연간근로소득격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이를 보다 더 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고, 이 결과는 연간근로소득의 절대값을 사용하여 추정한 결과임에 유의할 필요가 있다. 연간근로소득의 로그값을 사용하여 추정하는 경우에는, 비정규계약의 연간근로소득패널티는 기혼남성이 12.5%, 기혼여성이 20.2%로 나타나, 기혼여성이 더 높은 비정규계약의 연간소득패널티를 경험하는 것으로 나타났다(결과는 제시하지 않음). 연간근로소득의 절대값을 사용한 결과와 연간근로소득의 로그값을 사용한 결과가 큰 차이를 보이는 이유는, 연간근로소득의 절대적인 수준이 기혼여성과 기혼남성 간에 큰 차이를 보이기 때문이다. 그러므로 연간근로소득의 로그값을 기준으로 해석한다면, 기혼여성의 비정규고용의 높은 잔여성을 강조하는 것이 보다 적절할 수 있다. 그러나 본 연구의 주된 관심은 정규-비정규 연간근로소득격차의 성별 차이가 아닌 이것이 발생시키는 정규-비정규 빈곤격차에 있으므로, 본 연구에서는 연간근로소득의 절대값을 사용한 결과만을 제시하였다.[61]

그러므로 본 연구에서 정규-비정규 연간근로소득격차의 성별 차이에 대해서는 분명한 결론을 내리지 않는 것이 바람직하다고 판단되며, 다만 본 연구의 주제의 탐색을 위한 목적에서는 정규-비정규 연간근로소득의 절대값의 격차가 기혼여성보다는 기혼남성에게서 더 큰 경향이 있다고 말할 수 있을 것이다.

61) 그러나 한편으로는 로그값과 절대값 중 무엇을 사용하는 것이 절대적으로 옳은 방법이라고 말하는 것은 어려울 수 있다. 비록 로그값을 사용하는 것이 지배적인 방법이지만 만약 실제적인 경제적 웰빙의 차이에 더 관심을 가진다고 한다면, 절대값의 차이 또한 중요한 판단의 기준이 될 수도 있을 것이다. 기존연구들에서 이에 대한 논의가 존재하는지를 탐색해보고자 하였으나, 관련된 내용을 발견하지는 못하였다.

〈표 30〉 기혼여성과 기혼남성의 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

		기혼여성		기혼남성	
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
t시점의 경제활동 상태	비정규계약	0.384*	−0.008	0.636***	0.401*
	비임금근로	1.369***	0.305	0.988***	−0.317
	실업	1.781***	−0.229	3.545***	−0.119
	미취업	2.092***	0.025	3.359***	0.008
t+1시점의 경제활동 상태	비정규계약	0.202	−0.022	0.140	−0.179
	비임금근로	−0.199	−0.529*	−0.544**	0.048
	실업	0.560*	0.057	0.331	0.043
	미취업	0.050	−0.449*	0.185	−0.617*
연간근로 소득	1차항		0.964***		3.956***
	2차항		−0.186***		−0.624***
1년 전 빈곤		1.118***	1.067***	1.177***	0.899***
Log-likelihood		−2554	−2399	−2097	−1185
관찰 수		12,756	12,756	10,486	10,486

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음.
경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 31〉 기혼여성과 기혼남성의 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분

		기혼여성		기혼남성	
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
t시점의 경제활동 상태	(정규계약의 빈곤율)	(16.8%)		(19.3%)	
	비정규계약	5.3%p+	−0.1%p	8.7%p***	3.7%p+
	비임금근로	19.3%p***	4.0%p	13.2%p***	−2.9%p
	실업	26.1%p***	2.9%p	50.3%p***	−1.1%p
	미취업	26.8%p***	0.3%p	48.4%p***	0.1%p
	1년 전 빈곤	17.0%p***	15.4%p***	17.8%p***	8.6%p***

주: 〈표 30〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임.
+p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

먼저, 〈표 30〉과 〈표 31〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분한 결과를 제시하였다. 〈표 30〉의 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치는 기혼여성과 기혼남성 모두에서 비정규계약이 정규계약보다 높은 빈곤위험을 경험함을 보여준다.

즉, 기혼여성의 모델 1에서 비정규계약의 회귀계수는 0.384이고 이는 5% 수준에서 유의하였으며, 기혼남성의 모델 3에서 비정규계약의 회귀계수는 0.636이고 이는 0.1% 수준에서 유의하였다. 이를 〈표 31〉의 평균부분효과로 살펴보면, 기혼여성의 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험이 5.3%p 높았으며 기혼남성은 8.7%p 높았다.

그러나 연간근로소득을 통제한 모델 2와 모델 4의 결과를 살펴보면, 특히 기혼남성에서 모델 3에서 추정된 정규-비정규 빈곤격차가 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득만을 반영하는 추정치가 아님을 함의한다. 즉, 본 연구가 비정규계약의 회귀계수의 추정치를 통하여 측정하고자 하였던 것은, 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득격차로 인하여 발생하는 정규-비정규 빈곤격차였으나 기혼남성의 추정치에는 다른 요인들로 인한 혼동영향이 상당히 반영되어 있는 것으로 보인다. 물론, 연간근로소득의 1, 2차항의 통제를 사용한 이와 같은 판단이 반드시 정확하다고 말하기는 어려울 수 있지만, 이는 일반적인 회귀모델의 사용과 접근을 고려하였을 때 충분히 타당한 해석이라고 할 수 있을 것이다.

결론적으로 기혼남성에게서 정규-비정규 빈곤격차는 모델 3과 모델 4의 평균부분효과의 차이인 5.0%p로 해석하는 것이 보다 적절할 수 있다. 이렇게 해석할 경우, 본 연구에서 추정한 기혼여성과 기혼남성 간의 정규-비정규 빈곤격차는 거의 동일하게 나타난다. 물론, 확률의 변화는 극단값에서 더 어려워지는 경향이 있으므로, 이와 같은 비교는 상당히 대략적인 것임에 주의할 필요가 있다.

이와 같이, 연간근로소득을 사용하여 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이로 인하여 발생하는 빈곤격차를 가늠한 본 연구의 방법은, 만약 이를 사용하지 않았을 경우 기혼남성에게서 기혼여성보다 정규-비정규 빈곤격차가 뚜렷이 크다는 결론을 가져오게 한다는 점에서, 매우 필수적인 과정으로 여겨질 수 있다.

본 연구의 주제로 돌아가 보면, 결론적으로 본 연구는 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼여성이 227만원이고 기혼남성이 263만원으로서 기혼남성에게서 더 크다는 것을 발견하였으나, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성이 5.4%p(5.3+0.1)이고 기혼남성이 5.0%p(8.7-3.7)로 거의 비슷함을 발견하였다. 따라서 정규-비정규 연간근로소득격차는 오히려 기혼여성에게서 더 작음에도 불구하고, 빈곤격차는 더 작은 경향을 발견할 수 없었다. 그러므로 본 연구에서 주요하게 관심을 가지는, 기혼여성이 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다는 기혼여성에게 작게 나타날 수 있는 경향에 대한 증거는 발견할 수 없었다.

〈표 32〉 기혼여성과 기혼남성의 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

		기혼여성		기혼남성	
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
t시점의 경제활동 상태	1년 이상 비정규계약	0.227	0.094	0.632**	0.515*
	1년 미만 비정규계약	0.425+	−0.158	0.359	0.032
	일용계약	0.650**	0.127	0.893***	0.594+
	비임금근로	1.396***	0.283	0.973***	−0.330
	실업	1.812***	−0.262	3.531***	−0.121
	미취업	2.119***	−0.019	3.351***	0.018
t+1시점의 경제활동 상태	1년 이상 비정규계약	0.222	0.073	−0.004	−0.285
	1년 미만 비정규계약	0.347+	0.168	0.317	−0.064
	일용계약	−0.211	−0.573*	0.102	−0.232
	비임금근로	−0.192	−0.521*	−0.530**	0.058
	실업	0.554*	0.056	0.335	0.058
	미취업	0.051	−0.442*	0.211	−0.602+
연간근로 소득	1차항		0.983***		3.959***
	2차항		−0.189***		−0.624***
1년 전 빈곤		1.116***	1.069***	1.178***	0.900***
Log-likelihood		−2551	−2394	−2094	−1183
관찰 수		12,756	12,756	10,486	10,486

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음.
경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 33〉 기혼여성과 기혼남성의 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분

		기혼여성		기혼남성	
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
t시점의 경제활동 상태	(정규계약의 빈곤율)	(16.6%)		(19.3%)	
	1년 이상 비정규계약	3.1%p	1.2%p	8.8%p**	4.7%p*
	1년 미만 비정규계약	5.9%p*	−2.0%p	4.9%p	0.3%p
	일용계약	9.1%p*	1.7%p	12.6%p***	5.5%p+
	비임금근로	19.6%p***	3.7%p	13.0%p***	−3.0%p

주: 〈표 32〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임.
+p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

다음으로 〈표 32〉와 〈표 33〉에는 비정규계약을 세 범주로 구분한 결과가 제시되어 있다. 평균부분효과의 결과만을 살펴보면, 1년 이상 비정규계약의 경우 기혼여성의 정규-비정규 빈곤격차는 3.1%p였으나 유의하지 않았다. 반면, 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차는 8.8%p였으며 1% 수준에서 유의하였다. 따라서 기혼여성보다는 기혼남성에게서 정규-비정규 빈곤격차가 훨씬 큰 것으로 나타났다.

다만, 기혼남성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차에 연간근로소득의 차이 외의 다른 혼동요인들의 영향이 크게 반영되어 있는 것으로 나타났다. 즉, 연간근로소득을 통제한 후에도 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차는 4.7%p로서 매우 높게 나타났다. 따라서 연간근로소득격차를 통제하지 않은 정규-비정규 빈곤격차와 연간근로소득을 통제한 정규-비정규 빈곤격차 간의 차이를, 연간근로소득으로 인하여 발생하는 정규-비정규 빈곤격차로 해석한다면, 기혼여성의 정규-비정규 빈곤격차는 1.9%p(3.1-1.2)로 기혼남성의 정규-비정규 빈곤격차는 4.1%p(8.8-4.7)로 해석할 수 있는 여지가 있다. 이렇게 계산하더라도, 여전히 1년 이상 비정규계약의 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성이 기혼남성보다 작게 나타났으며, 다만 그 차이는 감소하였다.

또한 앞서 1년 이상 비정규계약에서의 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼남성에게서는 116만원, 기혼여성에게서는 145만원으로 나타났다. 그러므로 1년 이상 비정규계약의 경우, 기혼여성에게서 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼남성보다 더 큰 반면, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작게 나타났다. 그러므로 1년 이상 비정규계약의 경우에는, 기혼여성이 이차소득자이기 때문에 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 더 작을 수 있는 증거를 일부 발견하였다.

다음으로, 1년 미만 비정규계약의 경우에는, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼남성이 457만원으로서 기혼여성의 252만원보다 훨씬 크게 나타났으나, 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성이 7.9%p(5.9+2.0)로서 기혼남성의 4.6%p(4.9-0.3)보다 훨씬 크게 나타났다. 따라서 1년 미만 비정규계약의 경우는, 기혼여성이 이차소득자이기 때문에 빈곤완화에 유리할 수 있는 영향은 전혀 발견되지 않았을 뿐만 아니라, 오히려 정규-비정규 연간근로소득격차가 기혼여성에게서 훨씬 작았음에도 불구하고 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성에게서 더 크게 나타났다.

마지막으로 일용계약의 경우에는, 정규-비정규 연간근로소득격차는 기혼남성이 350만원으로 기혼여성의 380만원보다 약간 작게 나타났고, 정규-비정규 빈곤격차도 기혼남성이 7.1%p(12.6-5.5)로서 기혼여성의 7.4%p(9.1-1.7)보다 약간 작게 나타났다. 따라서 일용계약의 경우에도, 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이므로 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작을 수 있는 증거는 발

견하지 못하였다.

결론적으로 둘째 연구주제에 대한 탐색에서는, 기혼여성이 주로 이차소득자이므로 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 적을 수 있는 영향에 대한 증거는 발견하기 어려웠다. 비록 1년 이상 비정규계약에서 이러한 경향을 다소 발견하기는 하였지만, 전체적으로는 분명하다고 판단할 수 있을 만한 증거는 발견하지 못하였다.

이와 같이 기대와는 다소 다른 결과가 나타난 하나의 원인은, 기혼여성의 비정규계약의 근로소득의 절대적 수준이 매우 낮기 때문일 수 있다. 이는 특히, 기혼여성의 1년 이상 비정규계약에서는 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 비정규고용의 빈곤위험의 완화효과가 크다는 증거를 일부 발견하였으나, 1년 미만 비정규계약과 일용계약에서는 발견하지 못하였다는 점에서 일부 타당성을 가질 수 있다.

본 연구의 결과는 정책입안자들이 빈곤문제에 대응하는데 있어서, 이차소득자들의 잔여적인 노동시장참여에만 의존하는 것은 불충분할 수 있음을 함의한다. 즉, 가구의 이차소득자들이라고 하더라도 그들의 노동시장의 참여수준을 높이는 것이 필요하며, 그러하였을 때 이차소득의 효과적인 빈곤완화 효과를 충분히 기대할 수 있을 것으로 보인다.

이 외의 다른 결과들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 피드백 영향과 관련하여 기혼여성의 경우 현재의 빈곤위험이 높을 때 실업으로 진입하는 경향이 발견되었다. 〈표 30〉의 모델 1에서 t+1시점의 실업의 회귀계수는 0.560으로 나타났고 이는 5% 수준에서 유의하였다. 이는 가구의 빈곤위험이 높을 때 미취업 상태에 있던 기혼여성이 일자리를 탐색하는 경향을 보이지만 쉽게 일자리 매칭을 이루지 못하는 상황을 반영하는 것일 수 있지만, OECD 가중치(첫째 성인에게는 1, 그 외의 가구원에게는 0.5, 0-13세인 아이에게는 0.3)를 사용하여 분석하는 경우에는 오히려 여성에게서는 이러한 경향이 나타나지 않았고 남성에게서는 이러한 경향이 나타난다는 것을 발견할 수 있었다(결과는 제시하지 않음). 그러므로 빈곤위험이 높을 때 실업으로 이행하는 영향에 대해서는 그 해석을 보류하는 것이 타당하다고 판단된다.

다만, 기혼남성의 경우에는 빈곤위험이 낮을수록 비임금근로로 진입하는 경향이 뚜렷이 관찰되었으며, 이는 OECD 가중치를 사용하여 분석하는 경우에도 동일하게 뚜렷이 나타났다(결과는 제시하지 않음). 구체적으로 〈표 30〉의 모델 3에서 기혼남성의 t+1시점의 비임금근로의 회귀계수는 -0.544이며 이는 1% 수준에서 유의하였다. 이는 자영업을 시작하기 위해서는 충분한 소득이 있어야 함을 반영하는 결과일

수 있으며, 이는 충분히 타당한 해석으로 여겨진다. 반면, 기혼여성에게서는 이러한 경향이 뚜렷이 나타나지 않았는데, 이는 주로 기혼남성이 가구의 생계를 책임지는 일차소득자로 기능하는 경향이 반영된 것일 수 있다.

또한 기혼여성에게서 정규계약에 비한 실업과 미취업의 빈곤위험은 기혼남성보다 크게 낮게 나타났다. 〈표 31〉에서 기혼여성의 실업과 미취업의 평균부분효과는 각각 26.1%p, 26.8%p였으나 기혼남성의 실업과 미취업의 평균부분효과는 각각 50.3%p, 48.4%p로 나타났다. 이는 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자로 기능한다는 점에서 직관적으로 타당한 결과이다.

또한 기혼여성과 기혼남성 모두에서 비임금근로의 빈곤위험이 매우 높게 나타났다. 기혼여성의 비임금근로의 평균부분효과는 15.3%p(19.0-4.0)으로 나타났고 기혼남성은 16.1%p(13.2+2.9)로 나타났다. 특히, 기혼여성의 비임금근로의 평균부분효과는 실업과 미취업의 평균부분효과의 차이가 매우 크지는 않았다. 이는 기혼여성의 비임금근로의 빈곤완화효과가 상당히 제한되어 있음을 함의한다.

이러한 결과는 아마도 부부가 함께 비임금근로에 참여하는 경우가 많기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 즉, 남편이 자영업을 하는 경우 아내가 함께 참여하는 경우가 많으므로, 기혼여성에게서는 비임금근로의 빈곤위험이 '실업 및 미취업'과 비교하여서 뚜렷한 차이를 보이지 않은 것일 수 있다. 그러나 이는 한편 상당히 부정적인 함의를 제공한다. 즉, 기혼여성이 비임금근로에 참여하지 않고 비정규고용에 참여하는 것이 가구의 빈곤완화에 훨씬 효과적이므로, 부부가 함께 비임금근로에 참여하는 경향의 존재는 빈곤정책의 측면에서 바람직하지 않은 결과일 수 있다. 특히, 기혼여성의 1년 미만 비정규계약의 참여가 매우 잔여적인 수준에서 이루어지고 있음에도 불구하고 비임금근로보다 뚜렷이 높은 빈곤완화효과를 보인다는 것은, 자영업이 상당한 빈곤의 덫을 발생시키고 있음을 함의할 수 있다.

제3절 정규근로자와 비정규근로자 간 빈곤격차의 지속성

1. 기술통계량

마지막으로 셋째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차가 가까운 미래에도 지속되는 경향이 존재하는지를 탐색하였다. 둘째 주제에서 기혼여성과 기혼남성의 연간근로소득과 빈곤의 두드러진 차이를 발견하였으므로, 셋째 주제에서도 여성과 남성을 구분하여 분석하였다. 먼저, 〈표 34〉에는 분석표본에 포함된 여성과 남성의 기술통계량을 제시하였다. 셋째 주제에서는 세 개의 종속변수인 현재 빈곤, 1년 후 빈곤, 2년 후 빈곤 모두에서 종단적 변량이 없는 개인들을 분석대상에서 제외함으로써, 세 종속변수에 대한 분석의 표본을 일치시켰다.

〈표 34〉 여성과 남성의 기술통계량

	비율 또는 펑균(표준편차)	
	여성	남성
빈곤	37.1%	33.7%
연간근로소득 (만원/연)	647 (937)	2024 (1673)
균등화가구소득 (만원/연)	1765 (1585)	1825 (1300)
경제활동상태		
정규계약	13.9%	31.0%
비정규계약	18.2%	23.0%
1년 이상 비정규계약	5.6%	6.0%
1년 미만 비정규계약	8.2%	7.1%
일용계약	4.3%	9.9%
비임금근로	16.1%	26.4%
실업	3.0%	4.8%
미취업	48.9%	14.7%
연령	43.6 (12.1)	42.7 (11.0)
유배우	72.6%	70.0%
최종학력		
고등학교 이하	77.4%	70.7%
전문대	10.6%	12.2%
대학교	12.0%	17.2%
거주지역		
수도권	39.5%	39.6%
광역시	30.4%	32.1%
기타	30.1%	28.3%
지역별 여성 실업률	3.1 (0.8)	3.1 (0.8)
지역별 남성 실업률	3.7 (1.0)	3.8 (0.9)
가구원 수	3.05 (1.28)	3.14 (1.30)
가구의 다른 근로자 수	0.76 (0.64)	0.42 (0.64)
가구의 아이 수	0.80 (0.99)	0.86 (1.01)
관찰 수	12,119	10,323

주: 한국노동패널 5-18차(2002-2015년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성.
범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균(표준편차)을 나타내었음. 연도더미에 대한 정보는 제시하지 않음.

기술통계량을 살펴보면, 빈곤율은 여성이 37.1%, 남성이 33.7%로서 여성이 더 높게 나타났고, 연간근로소득은 여성이 647만원으로 남성의 2024만원보다 크게 적었으며, 균등화가구소득은 여성이 1765만원, 남성이 1825만원으로 비슷하였다. 여성의 비정규계약 비중은 13.9%로서 남성의 31.0%보다 크게 적었으며, 여성의 비정규계약 비중도 18.2%로서 남성의 23.0%보다 다소 낮게 나타났다. 평균연령은 여성 43.6세, 남성 42.7세로 비슷하였으며, 유배우 비중은 여성이 72.6%, 남성이 70.0%로 나타났다. 여성의 교육수준이 남성의 교육수준보다 낮았으며, 가구의 다른 근로자 수는 여성이 0.76명으로 남성의 0.42명보다 0.34명 높게 나타났다. 전체적인 경향은 앞에서 살펴본 경향들과 비슷하였다.

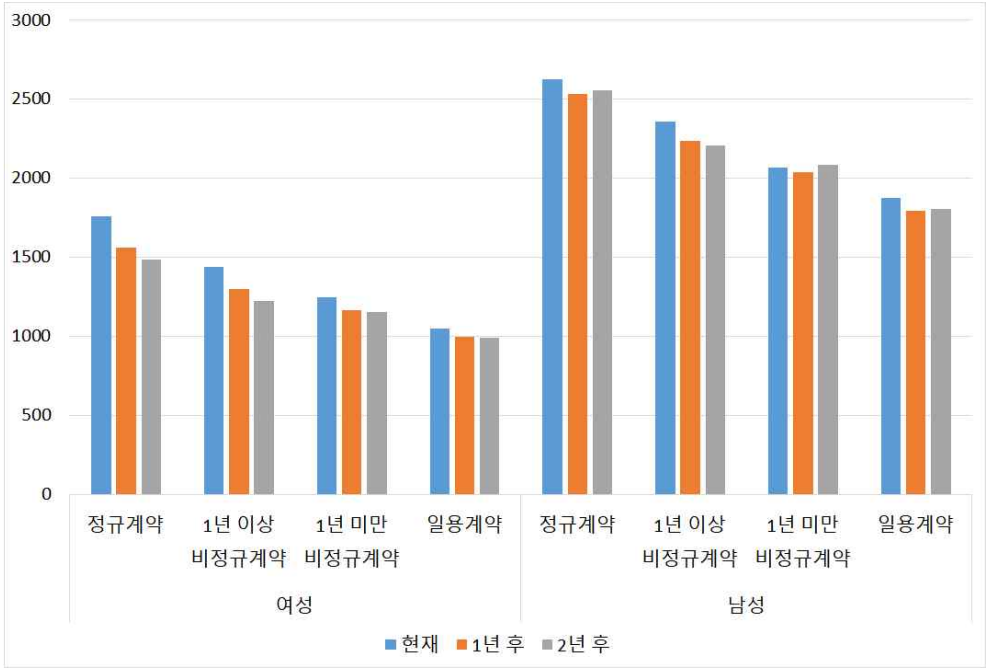
다음으로 〈표 35〉에는 각 경제활동상태에 따른, 현재, 1년 후, 2년 후의 빈곤, 연간근로소득, 균등화가구소득의 분포를 제시하였다. 그리고 [그림 10] ~ [그림 12]에는 정규계약과 비정규계약 여부에 따른 연간근로소득, 균등화가구소득, 빈곤의 분포를 그래프로 제시하였다. 연간근로소득과 균등화가구소득은 모두 2015년 기준의 소비자물가지수로 조정한 수치를 제시하였다.

〈표 35〉 경제활동상태의 시점에 따른 연간근로소득과 균등화가구소득

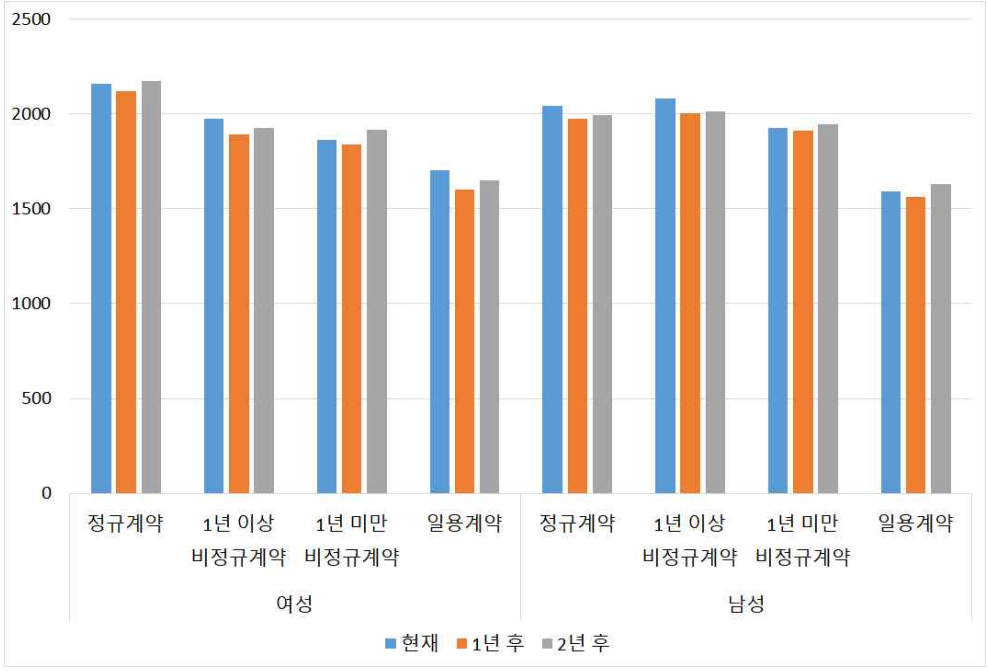
	여성							
	연간근로소득 (만원/연)			균등화가구소득 (만원/연)			빈곤	
	현재	1년 후	2년 후	현재	1년 후	2년 후	현재	1년 후
전체	647	669	698	1765	1805	1868	37.1%	36.7%
정규계약	1756	1562	1487	2159	2122	2174	19.7%	25.9%
비정규계약	1259	1167	1136	1858	1799	1856	33.0%	34.7%
1년 이상 비정규계약	1439	1301	1222	1973	1894	1926	28.4%	30.9%
1년 미만 비정규계약	1248	1165	1156	1862	1838	1916	32.4%	34.4%
일용계약	1050	997	989	1701	1603	1651	40.0%	40.4%
비임금근로	863	795	774	1933	1914	1933	33.5%	35.7%
실업	225	669	753	1253	1666	1707	57.5%	43.3%
미취업	59	189	284	1595	1691	1773	43.4%	40.4%
관찰 수	12,119							
	남성							
	연간근로소득 (만원/연)			균등화가구소득 (만원/연)			빈곤	
	현재	1년 후	2년 후	현재	1년 후	2년 후	현재	1년 후
전체	2024	2073	2128	1825	1858	1913	33.7%	33.6%
정규계약	2625	2534	2557	2041	1977	1993	21.1%	26.2%
비정규계약	2061	1985	1996	1822	1785	1826	30.5%	34.7%
1년 이상 비정규계약	2355	2235	2208	2083	2002	2012	21.2%	28.4%
1년 미만 비정규계약	2070	2039	2082	1927	1912	1946	25.6%	29.5%
일용계약	1876	1795	1807	1589	1561	1628	39.6%	42.2%
비임금근로	2570	2547	2553	1979	1991	2008	30.7%	31.6%
실업	519	1382	1694	989	1546	1786	73.8%	46.4%
미취업	216	613	810	1371	1588	1754	57.7%	47.1%
관찰 수	10,323							

주: 한국노동패널 5-18차(2002-2015년) 자료에 조사된 20-64세인 개인들의 특성. 범주형 변수에 대해서는 비율(%)을 나타내었으며, 연속변수에 대해서는 평균을 나타내었음.

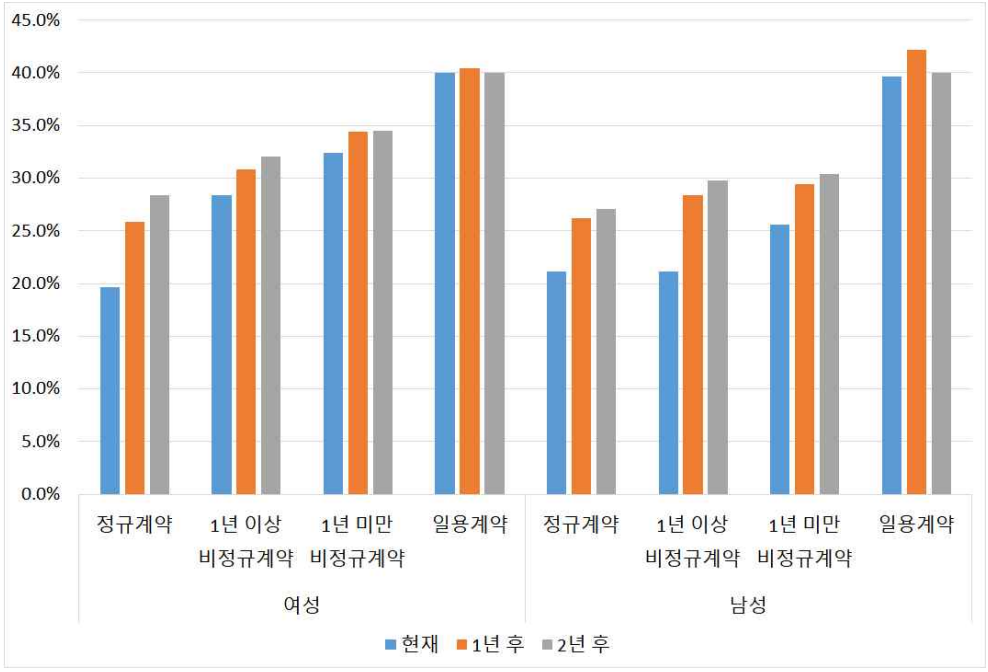
[그림 10] 정규계약과 비정규계약의 연간근로소득의 시점에 따른 분포



[그림 11] 정규계약과 비정규계약의 균등화가구소득의 시점에 따른 분포



[그림 12] 정규계약과 비정규계약의 빈곤의 시점에 따른 분포



그림을 통하여 살펴보는 것이 직관적인 이해에 보다 도움이 되므로, 그림을 통하여 살펴보면 다음과 같다. 먼저, [그림 10]에서 볼 수 있듯이, 여성의 현재의 정규계약과 비정규계약에 따른 연간근로소득은 시간이 지남에 따라 지속적으로 감소하는 경향이 나타났다. 반면 남성의 경우에는, 1년 이상 비정규계약의 연간근로소득은 지속적으로 감소하였으나, 정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약의 연간근로소득은 1년 뒤에는 감소하였으나 2년 뒤에는 증가하는 경향을 보였다.

현재와 2년 후의 연간근로소득을 비교하면, 여성의 경우는 정규계약의 연간근로소득의 감소폭이 가장 컸으며, 남성의 경우는 1년 이상 비정규계약의 감소폭이 가장 컸다. 여성과 남성 모두에서 2년 후의 연간근로소득은 현재보다 작았으나, 남성의 1년 미만 비정규계약의 경우에는 현재보다 2년 후의 연간근로소득이 미세하게 크게 나타났다. 다만, 이는 연도별로 연간근로소득의 실질값을 산출하기 위해서 사용된 소비자물가지수가, 정확한 실질값을 산출하는데 있어서는 한계가 있다는 점에 주의하여 해석할 필요가 있다.

다음으로 균등화가구소득은(그림 11), 여성과 남성 모두에서 1년 뒤에는 감소하였다가 2년 뒤에는 증가하는 경향을 보여주었다. 그리고 연간근로소득에서와는 달리, 현재보다 2년 뒤에 균등화가구소득이 더 높은 경우들이 꽤 발견되었다. 여성의 경우에는 정규계약과 1년 미만 비정규계약이 그러하였으며, 남성의 경우에는 1

년 미만 비정규계약과 일용계약이 그러하였다. 그러나 이 역시, 소비자물가지수읮 적용이 정확한 실질값을 산출하는데 한계가 있을 수 있다는 점에서, 주의하여 해석하여야 한다.

마지막으로 [그림 12]에는 본 연구의 관심인 빈곤에 대한 추이를 제시하였다. 먼저, 여성의 경우, 정규계약의 빈곤율이 시간이 지남에 따라 크게 증가한 반면, 비정규계약의 빈곤율은 정규계약만큼 증가하지 않거나 유지되는 경향을 보였다. 그러므로 여성의 경우에는, 정규-비정규 빈곤율이 대체적으로 수렴하는 모습을 보여주었다. 다음으로, 남성의 경우에는 1년 이상 비정규계약의 빈곤율이 시간이 지남에 따라 가장 크게 증가하였으며, 일용계약의 빈곤위험이 가장 미세하게 증가하였다. 따라서 남성의 경우에는 정규계약과 일용계약 사이의 빈곤율이 대체적으로 수렴하는 것으로 나타났다.

〈표 36〉 여성의 경제활동상태의 시점 간 이행

		1년 후							
		정규계약	1년 이상 비정규계약	1년 미만 비정규계약	일용계약	비임금근로	실업	미취업	합계
현재	정규계약	70.3%	6.5%	2.2%	0.8%	2.0%	3.1%	15.0%	100.0%
	1년 이상 비정규계약	11.9%	59.7%	5.1%	2.4%	2.7%	3.2%	15.1%	100.0%
	1년 미만 비정규계약	5.6%	4.0%	66.1%	2.4%	2.8%	4.0%	15.1%	100.0%
	일용계약	5.4%	3.6%	5.4%	67.4%	1.7%	1.3%	15.2%	100.0%
	비임금근로	1.6%	0.7%	1.8%	1.0%	85.3%	0.7%	8.9%	100.0%
	실업	12.7%	8.6%	10.2%	4.0%	4.3%	13.0%	47.2%	100.0%
	미취업	3.8%	1.7%	4.1%	1.6%	2.7%	2.6%	83.5%	100.0%
관찰 수		10.832							
		2년 후							
		정규계약	1년 이상 비정규계약	1년 미만 비정규계약	일용계약	비임금근로	실업	미취업	합계
현재	정규계약	57.9%	8.2%	4.9%	1.0%	3.4%	2.8%	21.8%	100.0%
	1년 이상 비정규계약	14.5%	44.6%	6.3%	4.2%	4.8%	3.2%	22.6%	100.0%
	1년 미만 비정규계약	8.9%	6.0%	52.6%	4.4%	4.1%	2.9%	21.3%	100.0%
	일용계약	9.3%	5.5%	7.5%	53.3%	2.5%	2.3%	19.6%	100.0%
	비임금근로	2.7%	1.3%	2.8%	1.1%	76.7%	1.1%	14.2%	100.0%
	실업	14.3%	8.0%	11.6%	5.0%	8.3%	9.3%	43.5%	100.0%
	미취업	5.4%	2.9%	5.8%	2.5%	4.0%	2.6%	76.8%	100.0%
관찰 수		9.499							

〈표 37〉 남성의 경제활동상태의 시점 간 이행

		1년 후							
		정규계약	1년 이상 비정규계약	1년 미만 비정규계약	일용계약	비임금근로	실업	미취업	합계
현재	정규계약	79.3%	4.5%	1.8%	1.4%	3.7%	4.5%	4.9%	100.0%
	1년 이상 비정규계약	22.5%	54.2%	3.8%	2.3%	5.0%	5.8%	6.3%	100.0%
	1년 미만 비정규계약	9.1%	5.1%	66.8%	1.9%	4.8%	3.7%	8.6%	100.0%
	일용계약	4.2%	2.1%	0.8%	79.7%	2.9%	2.7%	7.6%	100.0%
	비임금근로	3.3%	1.0%	1.3%	1.2%	88.1%	1.6%	3.4%	100.0%
	실업	24.1%	6.0%	11.0%	11.8%	10.1%	20.0%	17.0%	100.0%
	미취업	9.6%	2.7%	5.3%	4.8%	5.3%	7.7%	64.6%	100.0%
관찰 수		10,832							
		2년 후							
		정규계약	1년 이상 비정규계약	1년 미만 비정규계약	일용계약	비임금근로	실업	미취업	합계
현재	정규계약	70.1%	5.8%	3.4%	2.7%	7.1%	4.5%	6.4%	100.0%
	1년 이상 비정규계약	27.0%	36.0%	8.1%	3.7%	10.0%	7.7%	7.5%	100.0%
	1년 미만 비정규계약	15.9%	7.0%	50.0%	4.5%	7.9%	4.3%	10.3%	100.0%
	일용계약	8.4%	2.6%	2.0%	68.5%	4.2%	4.3%	9.8%	100.0%
	비임금근로	6.0%	2.0%	2.4%	1.9%	80.5%	2.4%	4.8%	100.0%
	실업	26.7%	6.9%	10.9%	15.6%	11.8%	12.1%	16.1%	100.0%
	미취업	14.0%	4.9%	6.5%	6.6%	7.2%	6.5%	54.3%	100.0%
관찰 수		9.499							

다음으로, 〈표 36〉과 〈표 37〉에서는 현재의 각 고용지위가 1년 뒤와 2년 뒤에 어떻게 이행하는지를 여성과 남성 각각에 대하여 제시하였다. 임금근로의 경우를 살펴보면, 먼저 여성의 경우 정규계약, 일용계약, 1년 미만 비정규계약, 1년 이상 비정규계약 순으로 고용계약형태의 지속성이 높게 나타났다. 현재의 고용계약형태를 기준으로 1년 뒤에 동일한 고용계약형태를 가지는 비중은, 정규계약 70.3%, 일용계약 67.4%, 1년 미만 비정규계약 66.1%, 1년 이상 비정규계약 59.7%였으며, 현재에서 2년 뒤에 동일한 고용계약형태로 이행하는 비중은 정규계약 57.9%, 일용계약 53.3%, 1년 미만 비정규계약 52.6%, 1년 이상 비정규계약 44.6%로 나타났다.

다음으로 남성의 경우에는 현재에서 1년 후로의 이행의 지속성은 일용계약 79.7%, 정규계약 79.3%, 1년 미만 비정규계약 66.8%, 1년 이상 비정규계약 54.2%로 나타났으며, 2년 후로의 이행의 지속성은 정규계약 70.1%, 일용계약 68.5%, 1년 미만 비정규계약 50.0%, 1년 이상 비정규계약 36.0%로 나타났다.

주요한 발견들을 차근차근 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 현재의 정규계약이 1년 후와 2년 후에 지속될 확률과 여성은 70.3%, 57.9%, 남성은 79.3%, 70.1%로 나타났다. 따라서 정규계약의 지속성은 여성과 남성 모두에서 상당히 높았으나 여성보다는 남성에게서 정규계약의 지속성이 보다 뚜렷하게 나타났다. 이는 이제까지 살펴보았듯이, 여성이 남성에 비하여 주로 가구의 이차소득자로 기능하고 있는 경향이 반영된 결과로서 해석할 수 있다.

또한 비정규계약에서 정규계약으로 이행하는 비중은 여성보다 남성에게서 뚜렷이 높았다. 여성의 경우, 현재의 1년 이상 비정규계약, 1년 미만 비정규계약, 일용계약에서 1년 후에 정규계약으로 이행하는 비중은 각각 11.9%, 5.6%, 5.4%로 나타났으며 남성의 경우는 22.5%, 9.1%, 4.2%로 나타났다. 2년 후로 측정하는 경우에는, 여성은 14.5%, 8.9%, 9.3%로 나타났고, 남성은 27.0%, 15.9%, 8.4%로 나타났다. 특히 여성 임금근로자의 경우, 남성 임금근로자보다 미취업으로의 이행비중이 상당히 높았다.

그리고 여성과 남성 모두에서 비임금근로의 지속성이 가장 높은 경향이 발견되었다. 여성의 경우, 비임금근로의 지속성은 1년 후 85.3%, 2년 후 76.7%였으며 남성의 경우는 각각 88.1%, 80.5%로 나타났다. 이는 비임금근로에 투입된 높은 고정비용 또는 자영업에 특정적인 인적자본축적으로 인하여, 다른 고용형태로 이행하는 것이 쉽지 않은 경향이 반영된 것일 수 있다.

전반적으로 고용이행에 대한 통계치는 상당한 정도로 지속성을 보이는 것으로 나타났다. 이는 앞의 [그림 12]에서 특히 정규계약의 빈곤위험이 시간이 지남에 따

라 크게 증가하는 경향과는 다소 대립되어 보인다. 그렇지만 빈곤위험은 표본에 속한 모든 개인들의 상대적 위치의 변화에 의존한다는 점을 고려한다면, 고용계약형태의 추이와 빈곤의 추이는 충분히 조응될 수 있는 여지가 있을 수 있다.

2. 회귀모델 추정결과

셋째 주제에서는 첫째와 둘째 주제에서 사용된 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델 대신에, 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 사용하여 추정하였다. 이는 동태적 모델에서는 현재의 고용지위가 미래의 빈곤지위에 미치는 영향을 현재의 빈곤지위가 매개하기 때문이다.

그러나 앞에서 살펴보았듯이, 정규-비정규 빈곤격차의 추정치는 연간근로소득의 차이가 아닌 다른 혼동영향들이 상당히 반영되었을 수 있다. 이에, 첫째와 둘째 주제에서는 연간근로소득을 통제한 후의 정규-비정규 빈곤격차의 추정치를 함께 제시함으로써, 이러한 혼동영향의 크기와 실제 정규계약과 비정규계약 간의 근로소득의 차이로 인한 빈곤격차를 대략적으로 가늠할 수 있도록 하였다.

그러나 셋째 주제에서는 정규계약과 비정규계약 간의 연간근로소득의 차이에서 발생하는 빈곤격차가 현재와 가까운 미래에 어떻게 나타나는지를 살펴보는 것이 목적이므로, 추정치에 근로소득 외의 다른 요인의 영향이 크게 반영된다면 이를 적절히 살펴보는 것은 상당히 어려울 수 있다.

이에 셋째 주제에서는 다소 임의적으로 연간근로소득의 통제 후 정규-비정규 빈곤격차의 추정치를 가장 작게 발생시키는 모델을 사용하는 방법을 선택하였다. 즉, 가구의 혼동영향을 통제하기 위해서 사용된 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수의 통제 가능한 조합들 중, 정규-비정규 빈곤격차를 가장 작게 발생시키는 모델을 선택하였다. 결론적으로 여성의 경우에는 연간근로소득을 통제한 후의 현재의 빈곤지위에 대한 비정규계약의 평균부분효과는 세 가구요인들을 모두 통제하였을 때에는 0.5%p로 나타났으나 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수만을 통제하였을 때에는 -0.2%p로 가장 작게 나타났으며, 남성의 경우에는 연간근로소득을 통제한 후의 현재의 빈곤지위에 대한 비정규계약의 평균부분효과는 세 가구요인들을 모두 통제하였을 때에는 2.0%p로 나타났으나 가구원 수와 가구의 아이 수만을 통제하였을 때에는 -1.0%p로 가장 작게 나타났다. 결론적으로 셋째 주제에서는 여성에 대해서는 세 가구요인들 중 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수만을 통제하였으며, 남성에 대해서는 가구원 수와 가구의 아이 수만을

통제하였다.

또한 셋째 주제에서는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델로 추정한 결과에 더하여, 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않은 정태적 로지스틱 회귀모델의 결과도 함께 제시하였다. 이는 정규계약과 비정규계약 간에는 뚜렷한 노동시장의 이중화가 존재한다고 하더라도, 정규-비정규 빈곤격차는 시간이 지남에 따라 감소할 수 있기 때문이다. 간단한 예로서, 만약 임금근로자들만을 대상으로 한다면 정규계약과 비정규계약 간의 고용안정성의 차이가 아무리 뚜렷하다고 하더라도 둘 간의 고용이행은 존재할 것이며 이는 둘 간의 빈곤위험의 차이를 시간이 지남에 따라 감소시킬 수 있다. 그러므로 단순히 현재보다 미래의 빈곤격차가 감소되었다는 결과만을 가지고, 마치 정규계약과 비정규계약 간에는 노동시장의 이중화의 경향이 존재하지 않는다고 해석하는 것은 위험하다.

또한, 다른 예로서, 만약 임금근로자 내에서 정규계약의 절반이 비정규계약으로 이행하고 비정규계약의 절반이 정규계약으로 이행한다면, 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차의 지속성은 사라질 것이다. 또한 이는 이전의 정규계약과 비정규계약의 고용상태가 이후의 정규계약과 비정규계약의 고용상태에 영향을 미치지 않음을 의미한다. 물론 이는 매우 간단한 모델이기는 하지만, 만약 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 존재하지 않는 결과가 나타난다면, 이는 정규계약과 비정규계약 발생시키는 노동시장의 이중화가 존재하지 않는다는 강한 증거로서 해석할 수 있다.

이러한 이유들로 인하여, 개인의 미관측 이질성을 통제한 모델과 그렇지 않은 모델을 함께 살펴보는 것은 결과를 보다 분명히 해석할 수 있는 가능성을 제공할 수 있다. 예를 들어, 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 때에는 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 존재하였지만 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때에는 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 사라진다면, 우리는 정규-비정규 빈곤격차를 지속시키는 요인이 고용계약형태의 차이가 아니라, 다른 요인들의 차이 때문인 것으로서 보다 명료히 해석할 수 있다.

그러므로 셋째 주제에서는 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델과 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않은 정태적 로지스틱 회귀모델의 결과를 함께 제시하였다. 다만, 정태적 로지스틱 회귀모델에서는 종속변수에 변량이 없는 개인들은 분석대상에서 제외되지 않음에도 불구하고, 여기에서는 두 모델의 정확한 비교를 위하여 동일한 표본을 사용하여 분석을 수행하였다.

이와 같은 방법을 적용하여, 먼저 〈표 38〉과 〈표 39〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분한 결과를 제시하였으며, 그리고 〈표 40〉과 〈표 41〉에는 비정규계약을 세 범주로 구분한 결과를 차례로 제시하였다. 먼저, 비정규계약을 한 범주로 구분

한 결과를 살펴보면 다음과 같다.

〈표 38〉 시점에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

		여성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	비정규계약	0.139	0.684***	0.314***	0.179*	−0.016	0.498***	−0.057	−0.187+
	비임금근로	−0.103	0.859***	0.357***	0.179*	−0.133	0.865***	0.132	−0.081
	실업	0.278+	2.001***	0.755***	0.363**	−0.094	2.135***	0.405**	−0.077
	미취업	−0.291**	1.493***	0.711***	0.439***	−0.116	2.159***	0.614***	0.159+
연간근로소득의 1차항		1.270***				1.497***			
연간근로소득의 2차항		−0.211***				−0.262***			
Log-likelihood		−6270	−6720	−7478	−6720	−3314	−3663	−4620	−4578
관찰 수		12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119
		남성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	비정규계약	−0.158*	0.387***	0.255***	0.159*	−0.087	0.298**	0.044	−0.074
	비임금근로	−0.095	0.375***	0.121*	0.070	−0.202	0.663***	0.256*	0.237*
	실업	0.238+	2.434***	0.845***	0.474***	−0.173	2.897***	0.502***	0.045
	미취업	−0.387**	1.746***	0.820***	0.562***	−0.354+	2.560***	0.589***	0.174+
연간근로소득의 1차항		2.425***				3.150***			
연간근로소득의 2차항		−0.362***				−0.497***			
Log-likelihood		−4710	−5986	−6371	−6264	−2278	−3437	−3892	−3827
관찰 수		10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323

주: 회귀계수를 제시하였음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함하였으며, 여성의 경우에는 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수, 남성의 경우에는 가구원 수와 가구의 아이 수를 추가로 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 39〉 시점에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 한 범주로 구분

		여성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	비정규계약	2.5%p	10.7%p***	6.1%p***	3.7%p*	−0.2%p	7.3%p***	−1.0%p	−3.1%p
	비임금근로	−1.8%p	13.8%p***	7.0%p***	3.7%p*	−1.8%p	12.7%p***	2.3%p	−1.4%p
	실업	5.0%p+	36.5%p***	15.7%p***	7.6%p**	−1.3%p	32.0%p***	7.2%p*	−1.3%p
	미취업	−5.0%p**	26.1%p***	14.7%p***	9.3%p***	−1.6%p	29.6%p***	10.6%p***	2.7%p
연간근로소득의 통제여부		O	X	X	X	O	X	X	X
		남성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	비정규계약	−2.3%p*	7.2%p***	5.3%p***	3.3%p*	−1.0%p	4.7%p*	0.8%p	−1.2%p
	비임금근로	−1.4%p	6.9%p***	2.5%p*	0.14%p	−2.3%p	10.4%p***	4.4%p+	4.0%p+
	실업	3.6%p	5.3%p***	19.1%p***	10.4%p***	−2.0%p	47.8%p***	8.9%p**	0.8%p
	미취업	5.6%p**	38.6%p***	18.5%p***	12.5%p***	−3.9%p	43.1%p***	10.5%p***	2.9%p
연간근로소득의 통제여부		O	X	X	X	O	X	X	X

주: 〈표 38〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 38〉에는 비정규계약을 한 범주로 구분하였을 때의 회귀모델의 추정치와, 그리고 〈표 39〉에는 이에 대한 평균부분효과를 각각 제시하였다. 앞의 주제들에서 회귀모델의 추정치와 평균부분효과의 추정치를 충분히 함께 살펴보았으므로, 여기에서는 보다 효율적인 해석을 제공하기 위하여 평균부분효과의 결과만을 가지고 논의하겠다.

먼저, 여성의 경우 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 때의 정규-비정규 빈곤격차는 현재 10.7%p, 1년 후 6.1%p, 2년 후 3.7%p로 나타났고, 모두 최소 5% 수준에서 유의하였다. 그러나 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차는 현재 7.3%p, -1.0%p, -3.1%p로 나타났으며, 현재의 빈곤격차만이 0.1% 수준에서 유의하였다. 따라서 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 경우에는 정규-비정규 빈곤격차가 지속되는 경향이 나타났으나, 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 경우에는 정규-비정규 빈곤격차가 단 1년 후에도 지속되는 경향을 발견할 수 없었다.

남성의 결과도 비슷한 경향을 보여주었다. 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 때의 정규-비정규 빈곤격차는 현재 7.2%p, 1년 후 5.3%p, 2년 후 3.3%p로 나타났고, 이는 최소 5% 수준에서 유의하였다. 그러나 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차는 현재 4.7%p, 0.8%p, -1.2%p로 나타났고, 현재의 빈곤격차만 1% 수준에서 유의하였다. 따라서 남성의 경우에도, 현재의 정규계약과 비정규계약이 발생시키는 빈곤격차는 단 1년 후에도 지속되지 않는 것으로 나타났다.

〈표 40〉 시점에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

		여성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.201	0.506***	0.198+	0.112	0.010	0.221	−0.136	−0.166
	1년 미만 비정규계약	0.085	0.693***	0.334***	0.189*	−0.176	0.350*	−0.083	−0.258*
	일용계약	0.162	0.884***	0.424***	0.246*	−0.215	0.428*	−0.018	−0.199
	비임금근로	−0.104	0.863***	0.360***	0.181*	−0.397*	0.490***	0.070	−0.116
	실업	0.275+	2.002***	0.755***	0.364**	0.256	1.973***	0.458**	−0.054
	미취업	−0.294**	1.495***	0.712***	0.440***	−0.006	1.736***	0.590***	0.134
연간근로소득의 1차항		1.273***				1.220***			
연간근로소득의 2차항		−0.212***				−0.208***			
Log-likelihood		−6430	−6716	−7477	−7545	−4163	−4415	−4675	−4580
관찰 수		12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119	12,119
		남성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	−0.334**	−0.022	0.045	0.042	−0.105	0.030	0.011	−0.010
	1년 미만 비정규계약	−0.382**	0.248*	0.100	0.058	−0.296	0.284+	−0.051	−0.084
	일용계약	0.084	0.709***	0.494***	0.304***	0.145	0.606***	0.178	−0.135
	비임금근로	0.084	0.390***	0.133*	0.077	−0.193	0.676***	0.260*	0.233*
	실업	−0.084	2.435***	0.848***	0.476***	−0.166	2.911***	0.508***	0.040
	미취업	0.241+	1.750***	0.823***	0.564***	−0.347	2.584***	0.595***	0.167
연간근로소득의 1차항		2.420***				3.151***			
연간근로소득의 2차항		−0.362***				−0.497***			
Log-likelihood		−4701	−5964	−6360	−6353	−2276	−3432	−3891	−3827
관찰 수		10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323	10,323

주: 회귀계수를 제시하였음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함하였으며, 여성의 경우에는 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수, 남성의 경우에는 가구원 수와 가구의 아이 수를 추가로 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈표 41〉 시점에 따른 평균부분효과: 비정규계약을 세 범주로 구분

		여성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	3.6%p	7.6%p***	3.8%p+	2.3%p	0.2%p	3.7%p	−2.3%p	−2.8%p
	1년 미만 비정규계약	1.5%p	10.8%p***	6.5%p***	3.9%p*	−2.3%p	6.0%p*	−1.4%p	−4.3%p+
	일용계약	2.9%p	14.2%p***	8.4%p***	5.1%p*	−3.4%p	7.3%p*	−0.3%p	−3.3%p
	비임금근로	−1.8%p	13.9%p***	7.1%p***	3.7%p*	−6.2%p*	8.3%p*	1.2%p	−2.0%p
	실업	4.9%p+	36.5%p***	15.7%p***	7.7%p**	4.2%p	34.0%p***	8.2%p**	−0.9%p
	미취업	−5.1%p**	26.2%p***	14.8%p***	9.4%p***	−0.1%p	27.9%p***	10.3%p***	2.3%p
연간근로소득의 통제여부		O	X	X	X	O	X	X	X
		남성							
		정태적 로지스틱 회귀모델				정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델			
		현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 빈곤		1년후 빈곤	2년후 빈곤
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	−4.9%p**	−0.4%p	0.9%p	0.9%p	−1.2%p	0.5%p	0.2%p	−0.2%p
	1년 미만 비정규계약	−5.%p***	4.4%p*	2.0%p	1.2%p	−3.3%p	4.5%p	−0.9%p	−1.4%p
	일용계약	1.3%p	15.0%p***	10.7%p***	6.5%p***	1.7%p	9.8%p***	3.1%p	−2.2%p
	비임금근로	−1.3%p	7.2%p***	2.7%p*	1.6%p	−2.2%p	10.6%p***	4.5%p*	3.9%p+
	실업	3.7%p	53.1%p***	19.2%p***	10.5%p***	−1.9%p	48.0%p***	9.0%p***	0.7%p
	미취업	5.6%p**	38.8%p***	18.6%p***	12.5%p***	−3.9%p	43.4%p***	10.6%p***	2.8%p
연간근로소득의 통제여부		O	X	X	X	O	X	X	X

주: 〈표 40〉의 추정된 회귀계수로부터 도출되었음. 경제활동상태의 기준범주는 정규계약임. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

다음으로 비정규계약을 세 범주로 구분한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 결과에서 1년 이상 비정규계약의 현재의 정규-비정규 빈곤격차는 여성과 남성 모두에서 유의하게 나타나지 않았다. 그러므로 1년 이상 비정규계약에 대하여 현재의 정규-비정규 빈곤격차의 지속성을 논의하는 것은 적절하지 않은 것으로 판단된다.

1년 미만 비정규계약의 경우에도, 여성에게서만 현재의 정규-비정규 빈곤격차가 6.0%p로 유의하였으며 남성에게서는 4.5%p로 나타났으나 유의하지 않았다. 그렇기는 하지만, 남성의 경우에는 연간근로소득을 통제하였을 때의 1년 미만 비정규계약의 평균부분효과가 -3.3%p로 나타났으므로 연간근로소득을 통제하지 않았을 때의 현재의 빈곤지위에 대한 추정치인 4.5%p의 평균부분효과는 유의한 것으로 해석하는 것이 보다 더 적절할 수 있다고 판단된다.

1년 미만 비정규계약의 경우, 현재, 1년 후 빈곤, 2년 후 빈곤에 대한 평균부분효과는 여성은 각각 6.0%p, -1.4%p, -4.3%p로 나타났으며 남성은 각각 4.5%p, -0.9%p, -1.4%p로 나타났다. 따라서 비정규계약을 한 범주로 구분한 결과와 비슷하게, 1년 미만 비정규계약의 정규-비정규 빈곤격차의 지속성은 거의 존재하지 않는 것으로 보인다. 그렇지만 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않은 정태적 로지스틱 회귀모델의 결과에서는, 여성의 해당 수치는 각각 10.8%p, 6.5%p, 3.9%p로 나타났으며, 남성의 해당 수치는 4.4%p, 2.0%p, 1.2%p로 나타났다. 물론, 남성의 경우에는 지속성이 사라지는 경향이 나타났으나, 연간근로소득을 통제하였을 때의 1년 미만 비정규계약의 평균부분효과가 -5.5%p로 나타났다는 점에서, 이 결과는 빈곤위험의 지속성을 상당히 함의하는 결과로 이해하는 것이 보다 적절할 수 있다.

마지막으로 일용계약에서는 이와 같은 경향들이 더욱 분명히 나타났다. 정태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서 일용계약의 평균부분효과는 현재 빈곤, 1년 후 빈곤, 2년 후 빈곤 각각에 대하여, 여성의 경우 7.3%p, -0.3%p, -3.3%p로 나타났으며, 남성의 경우 9.8%p, 3.1%p, -2.2%p로 나타났다. 반면, 정태적 로지스틱 회귀모델에서의 여성의 해당 수치는 각각 14.2%p, 8.4%p, 5.1%p였으며 남성의 해당 수치는 각각 15.0%p, 10.7%p, 6.5%p로 나타났다.

결론적으로 이와 같은 결과는 정규계약과 비정규계약이 노동시장의 이중화를 독립적으로 발생시키는 요인일 것이라는 가설에 대한 강한 의문을 제기한다. 물론, 이 결과는 빈곤지위에 대한 것이고, 평균적인 경향을 반영하는 것이며, 그리고 주로 저임금노동시장에 해당되는 결과임에 유의할 필요가 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과는 정규계약과 비정규계약 간의 고용안정성의 차이가 노동

시장이중화를 발생시키는 독립적인 요인일 것이라는 상당히 대중적이지만 충분히 검증되지 못한 가설에 대한 매우 대립되는 증거를 발견하였다는 점에서 중요성을 가질 수 있다.

하지만 이러한 결과는 직관적인 측면에서는 충분히 당연한 결과로 이해될 수 있는 여지가 존재한다. 즉, 일부의 대기업을 제외한 평균적인 노동시장, 또는 저임금노동시장에서 특정 기업에 정규계약으로 취업하지 못한 것이 개인의 미래의 노동시장경력을 저해하는 요인으로 작용할 것이라고 예측하는 것은 적절하지 못할 수 있는 것이다.

무엇보다 본 연구의 결과는 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차에 대한 추정치는 그 지속성에 대해서는 구체적인 함의를 주지 않을 수 있다는 점을 분명히 함의한다. 이는 두 상태의 격차의 존재와 그 격차의 지속성에 대해서는, 분명히 구분하여 접근할 필요성이 있음을 함의한다.

주요 분석결과 외에도 다른 주목할 만한 결과들이 발견되었다. 특히, 비임금근로의 경우, 남성에게서 빈곤위험이 지속되는 경향을 발견할 수 있었다. 〈표 39〉에서 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때, 남성의 정규계약-비임금근로 빈곤격차는 현재 10.4%p, 1년 후 4.4%p, 2년 후 4.0%p로 나타났으며, 현재의 빈곤격차는 0.1% 수준에서 그리고 1년 후와 2년 후의 빈곤격차는 10% 수준에서 한계적으로 유의하였다. 또한 연간근로소득을 통제하였을 때의 비임금근로의 평균부분효과가 -2.3%p로 나타났으므로, 이러한 지속성의 존재는 더욱 분명해 보인다. 특히, 남성의 비임금근로의 2년 후의 빈곤의 지속성은 실업과 미취업보다도 강하게 나타났다. 현재의 실업과 미취업의 2년 후의 빈곤에 대한 평균부분효과는 각각 0.8%p, 2.9%p에 불과하였다.

이는 우리나라의 많은 영세한 자영업자들이 높은 빈곤위험에도 불구하고, 자영업의 고정비용 등으로 인하여 다른 고용형태로 쉽게 이행하지 못하고 지속적으로 빈곤위험에 노출되어 있음을 함의하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 즉, 비임금근로로 진입하게 되면 높은 빈곤위험에 노출될 수 있을 뿐만 아니라 그 빈곤위험이 장기간 지속될 수 있음을 함의한다. 또한 이러한 가능성은 비임금근로의 지속성이 모든 경제활동상태들 중 가장 높게 나타난 〈표 37〉의 결과와도 조응한다.

그러나 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 나타나지 않은 본 결과는, 분명 어떤 연구자들에게 있어서는 기대의 범위를 초과할 수 있는 결과일 것이다. 그러므로 부록 7에는 균등화가구소득에 대한 분석을 추가적으로 수행한 결과를 제시하였다(부표 7, 8). 정규-비정규 균등화가구소득격차에 대한 분석결과는 정규-비정규 빈곤격차에 대한 결과와 본질적으로 동일한 경향을 보여주었다.[62]

62) 본 연구의 분석에 사용된 모든 코드는 cafe.daum.net/statacode에서 다운받을 수 있음.

제6장 결 론

제1절 주요 결과

이제까지 본 연구는 정규근로자와 비정규근로자 간에 정규계약과 비정규계약의 차이로 인하여 발생하는 빈곤격차[63]와 관련된 세 개의 주제들을 탐색하였다. 이를 위하여, 장기간의 관찰값을 제공하는 한국노동패널을 사용하였으며 분석방법으로는 고정효과접근을 사용함으로써 일관된 추정을 수행하고자 하였다. 또한 첫째와 둘째 연구주제에서는 개인의 미관측 이질성에 더하여 빈곤의 동태적 영향을 추가적으로 통제함으로써, 가구요인이 발생시키는 혼동영향의 보다 엄밀한 통제를 시도하였다. 다만, 본 연구는 고정효과접근을 사용하였으므로 빈곤과 비빈곤을 모두 경험한 개인들만을 분석대상으로 하였고, 이들은 전체표본과 비교하여 근로소득수준이 뚜렷이 낮았다. 따라서 본 연구의 분석대상은 주로 저임금노동시장에 한정된 것으로 나타났으므로(표 8) 분석결과의 해석에 유의할 필요가 있다. 본 연구의 주요 발견들은 다음과 같다.

첫째, 비정규계약은 정규계약에 비하여 빈곤위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 6.2%p 높게 나타났으며(표 14, 모델 1과 모델 3의 차이로 계산), 연간근로소득은 15.2% 낮게 나타났다(표 17). 또한 비정규계약 내의 이질성이 크게 나타났다. 1년 이상 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 2.9%p 높았고 연간근로소득은 6.4% 낮았으며, 1년 미만 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약보다 8.3%p 높았고 연간근로소득은 22.0% 낮았으며, 일용계약의 빈곤위험은 정규계약보다 7.5%p 높았고 연간근로소득은 23.9% 낮았다.

특히, 본 연구는 방법론적인 측면에서 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차를 기존연구들보다 엄밀하게 추정함으로써 기존의 이해에 기여한 측면이 있다. 본 연구는 주요한 선행연구인 스페인에 대한 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial(2010)가 선택한 대중적인 추정방법인 Wooldridge(2005)의 동태적 로지스틱 랜덤효과 회귀모델 대신, Bartolucci and Nigro(2012)가 제안한 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델을 선택함으로써 개인의 미관측 이질성과 빈곤의

63) 서론에서 언급하였듯이, 본 연구에서는 '정규근로자와 비정규근로자 간에 고용계약형태의 차이로 인하여 발생하는 빈곤격차'를 연구의 가독성을 위하여, '정규계약과 비정규계약 간의 빈곤격차' 또는 '정규-비정규 빈곤격차'로서 축약적으로 사용하였다.

조건부 상태의존성을 효과적으로 통제하였다. 무엇보다 본 연구는 Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial에 비하여 훨씬 현실성 있는 추정치를 도출하였다. 또한 본 연구는 연간근로소득의 통제 후 정규-비정규 빈곤격차가 감소되는지를 살펴보는 방법을 사용함으로써, 정규-비정규 빈곤격차의 추정치가 정말로 정규-비정규 간의 근로소득격차로 인한 빈곤격차를 반영하는지에 대해 판단할 수 있는 간단한 검증방법을 제안하였다. 이러한 검증은 빈곤이 다른 많은 요인들에 의해서 영향을 받는 가구요인이라는 점에서 매우 중요함에도 불구하고, 기존연구들에서는 이러한 고민이 이루어지지 않았다. 특히 본 연구는 남성의 경우에 연간근로소득의 통제 후에도 정규-비정규 빈곤격차가 상당히 존재한다는 것을 보임으로써, 정규-비정규 빈곤격차의 추정치를 산출하고 이를 해석하는데 있어서 매우 조심스러워야 할 필요가 있음을 발견하였다.

둘째, 비정규계약의 빈곤위험은 정규계약에 비하여 높게 나타나기는 하였으나, 실업과 미취업은 물론 비임금근로의 빈곤위험보다도 크게 낮았다. 먼저, 실업과 미취업의 빈곤위험은 정규계약보다 각각 41.1%p, 37.1%p 높았으며, 비임금근로의 빈곤위험은 정규계약보다 13.6%p 높았다(표 14, 모델1과 모델 3의 차이로 계산). 따라서 비정규계약은 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 초래하기는 하지만, 다른 경제활동상태들과 비교하여서는 빈곤위험을 완화하는 요인으로 나타났다. 특히, 비임금근로의 높은 빈곤위험은 우리나라의 자영업자들의 열악한 상황을 반영하는 것일 수 있다.

셋째, 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수 중 어떠한 요인에 의해서 주로 설명되는지를 살펴본 결과, 여성의 경우에는 정규-비정규 빈곤격차가 시간당임금과 주당근로시간에 의해서 주로 발생하며, 남성의 경우에는 시간당임금에 의해서 주로 발생하는 것으로 나타났다(표 23). 근로월수의 영향은 다른 요인들에 비하여 작았다. 구체적으로 관심변수 외의 두 변수를 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차와 연간근로소득을 통제하였을 때의 정규-비정규 빈곤격차의 차이를 관심변수의 설명력으로 해석한 결과, 여성의 경우에는 5.7%p의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 각각 3.4%p, 3.4%p, 1.7%p로 나타났으며, 남성의 경우에는 5.2%p의 정규-비정규 빈곤격차에 대하여 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 설명력은 각각 5.1%p, 3.4%p, 2.0%p로 나타났다. 이러한 성별 간의 차이는 여성에게서 정규계약과 비정규계약 간의 주당근로시간의 차이가 남성보다 훨씬 뚜렷한 반면, 시간당임금의 격차는 여성보다 남성에게서 더 뚜렷하기 때문인 것으로 보인다(표 25). 주당근로시간이 남성보다 여성에게서 더 뚜렷하게 나타난 원인은, 여성의 근로동기가 남성보다 가구의 소득상황에 더 의존적일 수 있고, 또한 여성의 근로동기가 정규계약과

비정규계약의 참여여부와 연관되어 있을 수 있기 때문이다. 그리고 정규-비정규 시간당임금의 차이가 여성보다 남성에게서 더 뚜렷하게 나타난 이유는 주로 잔여적인 업무를 담당하는 비정규계약보다 주로 핵심적인 업무를 담당하는 정규계약에서 성별임금격차가 더 크게 나타날 수 있기 때문이다. 본 연구의 결과는 시간당임금보다는 주당근로시간이 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는 주요한 요인이라는 선행연구들의 발견과는 상반된다(Lass and Wooden, 2018; 백학영·구인회, 2010; 백학영, 2013).

기존문헌에 대한 본 발견의 이론적 함의는 비정규계약이 정규계약에 비하여 높은 빈곤위험을 초래하는 기제에 대한 보다 명료한 이해를 제공하였다는데 있다. 무엇보다 정규계약과 비정규계약 간의 빈곤위험의 차이를 발생시키는 주요한 원인으로는 둘 간의 실업위험의 차이가 중요하게 고려되어야 함에도 불구하고, 소수의 관련된 선행연구들은 실업위험의 차이에 대하여는 관심을 기울이지 않았다(Lass and Wooden, 2018; 백학영·구인회, 2010; 백학영, 2013). 무엇보다 본 연구는 이에 대한 탐색을 통하여, 정규계약과 비정규계약 간의 실업위험의 차이를 반영하는 근로월수의 차이는 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는데 있어, 시간당임금, 주당근로시간보다 훨씬 미미한 역할을 함을 발견하였다. 이는 분명 일련의 대중적인 기대와는 상반되는 것이며, 따라서 본 연구의 발견은 최소한 우리나라의 저임금노동시장을 이해하는데 있어 중요한 기여가 될 수 있을 것이다.

넷째, 기혼여성의 비정규고용에의 참여가 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 가구의 빈곤위험을 효과적으로 완화할 수 있는 경향에 대한 증거는 매우 부분적으로만 발견되었다. 1년 이상 비정규계약의 경우에만, 정규-비정규 연간 근로소득격차가 기혼여성 145만원, 기혼남성 116만원으로 기혼여성이 더 컸음에도 불구하고(표 29), 정규-비정규 빈곤격차는 기혼여성 1.9%p, 기혼남성 4.1%p로 기혼여성이 더 작게 나타났다(표 33). 따라서 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에, 정규-비정규 빈곤격차가 기혼남성보다 기혼여성에게서 더 작을 수 있는 경향이 발견되었다. 다만, 1년 미만 비정규계약과 일용계약에서는 이러한 경향이 전혀 발견되지 않았다. 따라서 종합적으로는 기혼여성의 비정규고용에의 참여가 기혼여성이 주로 가구의 이차소득자이기 때문에 가구의 빈곤위험을 효과적으로 완화할 수 있는 일관된 증거를 발견하지는 못하였다. 한편 이는 비정규고용에 참여하는 기혼여성의 근로소득의 절대적인 수준이 매우 낮은 것에 일부 기인한 것일 수 있다(표 27).

이러한 탐색을 통하여 본 연구는, 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이의 원인에 대한 이해를 증진시키는데 이론적으로 기여하였다. 정규-비

정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이는 남성부양자모델이 지배적인 가족모델로 기능하는 국가들에서, 이차소득자의 잔여적인 노동시장의 참여의 빈곤완화의 효과성에 대하여 매우 중요한 정책적 함의를 제공한다. 그러나 정규-비정규 빈곤격차의 기혼여성과 기혼남성 간의 차이는 기혼여성과 기혼남성의 가구에서의 소득위치의 차이만으로 결정되지 않음에도 불구하고, 기존연구들은 단순히 이에 기초하여 정책적 함의를 도출하였다(Van Lacker, 2012; Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2010). 다만, 본 연구는 이 주제의 탐색을 위하여 정규-비정규 빈곤격차와 정규-비정규 연간근로소득격차를 기혼여성과 기혼남성 간에 비교하는 매우 단순한 방법을 사용함으로써, 분석의 엄밀성에서 주요한 한계를 가질 수 있다. 그러므로 이 주제는 후속연구들에서 보다 정밀하게 탐색되어야 할 필요가 있다.

다섯째, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성은 개인의 미관측 요인을 통제하였을 때에는 상당히 존재하는 것으로 나타났지만, 개인의 미관측 요인을 통제하는 경우에는 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 노동시장의 이중화를 발생시키는 요인이 정규계약과 비정규계약 간의 고용계약형태의 차이가 아닐 수 있음을 함의한다. 구체적으로 여성의 정규-비정규 빈곤격차는 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 때에는 현재, 1년 후, 2년 후에 각각 10.7%p, 6.1%p, 3.7%p로 나타났으나 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때에는 7.3%p, -1.0%p, -3.1%p로 나타났으며, 남성의 정규-비정규 빈곤격차는 개인의 미관측 이질성을 통제하지 않았을 때에는 현재, 1년 후, 2년 후에 각각 7.2%p, 5.3%p, 3.3%p로 나타났으나 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때에는 4.7%p, 0.8%p, -1.2%p로 나타났다(표 39).

이와 같이, 본 연구는 정규-비정규 빈곤격차 문헌들에서 고려되지 않았던 정규-비정규 빈곤격차의 지속성을 탐색함으로써 기존연구들에 기여하였다. 이에 대한 탐색은 정규-비정규 임금격차 문헌들에서도 나타나지 않으며, 다만 비정규고용의 고용이행에 대한 문헌들은 이에 대한 일련의 함의들을 제공한다. 그러나 정규-비정규 빈곤격차의 지속성에 대한 탐색은, 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차에 대한 탐색과는 뚜렷이 구분되는 이론적이고 정책적인 함의를 가진다. 특히, 본 주제에 대한 탐색은 연구자들이 정규계약과 비정규계약 간의 현재의 빈곤격차가 뚜렷한 것을 기초로 하여, 그들 간의 빈곤격차의 지속성 또한 뚜렷할 것으로 쉽게 단정할 수 있다는 점에서, 분명한 이론적인 중요성을 가진다. 또한 이에 대한 탐색은, 정규계약과 비정규계약이 노동시장의 이중화(Doeringer and Piore, 1971)를 발생시키는 독립적인 요인인지에 대한 이해를 증진시키는데 기여한다는 점에서도 중요성을 가진다. 무엇보다 본 연구는 개인의 미관측 이질성을 통제하는 경우, 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 단 1년 후에도 나타나지 않는다는 흥미로

운 결과를 발견하였다. 이는 노동시장의 이중화를 발생시키는 요인이 고용계약형태가 아니라, 주로 개인의 생산성과 관련된 요인임을 함의한다. 다만, 이러한 결과는 어떤 연구자들에게 있어서는 충분히 기대할만한 결과일 수도 있지만, 다른 연구자들에게 있어서는 지나치게 강한 결과일 수도 있다. 그러므로 이에 대해서는 후속연구들을 통해서 비판적으로 검토될 필요가 있을 것이며, 따라서 본 연구는 이에 대하여 본격적인 문제제기를 하였다는 점에서 의의를 가질 수 있을 것이다.

여섯째, 남성의 정규계약과 비임금근로 간의 빈곤격차는 정규-비정규 빈곤격차와는 달리 2년 후에도 지속되는 경향을 보였다. 또한 비임금근로의 빈곤위험은 비정규계약보다도 상당히 높았다. 구체적으로 개인의 미관측 이질성을 통제하였을 때, 남성의 비임금근로와 정규계약 간의 빈곤격차는 현재 10.6%p, 1년 후 4.5%p, 2년 후 3.9%p로 나타났다(표 41). 이는 우리나라의 많은 자영업자들이 높은 빈곤위험에도 불구하고 자영업에 투입된 고정비용 등으로 인하여 다른 경제활동상태로 쉽게 이행하지 못하고 장기적으로도 빈곤의 덫에 빠질 수 있음을 함의한다는 측면에서, 본 연구의 중요한 결과 중 하나로서 주목할 필요성이 있다.

제2절 정책적 함의

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 저숙련 비정규근로자들의 빈곤위험이 그들의 낮은 인적자본수준만이 아니라 정규계약에 대한 비정규계약의 상당한 근로소득패널티에 의해서 심화될 수 있음을 발견하였다. 특히, 1년 미만 비정규계약과 일용계약은 정규계약에 비하여, 뚜렷하게 낮은 연간근로소득과 이에 따른 높은 빈곤위험을 발생시켰다. 우리나라의 기존연구들은 비정규고용의 임금패널티를 10% 이내로 추정하였었는데(이인재 · 김태기, 2009; 이인재, 2011), 본 연구는 저숙련근로자들에게서 1년 미만 비정규계약과 일용계약의 연간근로소득패널티는 20% 이상임을 발견하였다.

이는 비정규고용이 경험하는 근로소득패널티와 이로 인한 높은 빈곤위험이 정책적으로 결코 무시할 수 없는 수준임을 보여준다. 그러므로 정책입안자들은 비정규고용과 관련된 정책을 고려할 때, 비정규고용이 발생시키는 높은 근로소득패널티와 그로 인한 높은 빈곤위험을 염두에 두어야 할 것이다. 특히 가구주가 비정규고용에 장기적으로 머무는 경우 그 가구는 심각한 빈곤위험에 노출될 수 있고, 이는 가구원들의 삶의 전반에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

물론, 노동시장유연성과 관련된 정책은 정규고용과 비정규고용 간의 근로소득격차 및 빈곤격차 외에도 많은 것이 고려되어야 하므로, 본 연구의 발견만으로는 우리나라의 노동시장유연성에 대한 구체적인 방향을 제시하는 것은 적절하지 못할 것이다. 다만 본 연구는 비정규고용의 확대는 국민들의 빈곤위험을 상당히 증가시킬 수 있다는 것에 대한 실증적인 증거를 제공한다는 측면에서, 정책적으로 중요한 의의를 가질 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 정책적으로 비정규고용의 문제에 접근하는데 있어, 비정규고용의 고용불안정보다는 업무의 잔여성에 초점을 맞추는 것이 보다 바람직함을 함의한다. 이와 관련하여, 본 연구는 비정규근로자의 근로월수가 정규근로자에 비하여 뚜렷하게 적지 않고, 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는데 있어 근로월수가 시간당임금과 주당근로시간에 비하여 상당히 작은 영향을 가짐을 발견하였다. 반면, 시간당임금은 정규-비정규 빈곤격차를 설명하는 가장 주요한 변수로 나타났다. 이는 다수의 비정규근로자들이 고용형태에 내재된 고용의 불안정에도 불구하고 노동시장에 지속적으로 참여하고 있으며, 그러나 비정규고용이 담당하는 업무의 잔여성으로 인하여 상당한 빈곤위험을 경험함을 함의한다.

정책적으로 비정규고용의 높은 빈곤위험의 원인을 구체화하는 것인 매우 중요한 문제이다. 기존연구들에서는 특히 실업위험을 나타내는 근로월수에 대해서는 탐색하지 않았으며, 또한 시간당임금과 주당근로시간에 대해서도 본 연구와는 다른 결과를 제시하였었다. 그러나 본 연구는 최소한 우리나라의 저임금노동시장에서는 비정규고용의 높은 빈곤위험은 주로 낮은 시간당임금에서 비롯되는 문제이며, 반면 실업위험을 나타내는 근로월수는 가장 적은 영향을 가짐을 발견하였다.

그러므로 본 연구의 결과만을 바탕으로 한다면, 시간당임금을 직접적으로 상승시키는 최저임금인상이나 호주에서와 같이 일용근로자에 대한 추가급여제도(pay loading)의 시행은 비정규근로자의 빈곤위험완화에 도움을 줄 수 있을 것이며, 또한 적극적노동시장정책의 강화를 통하여 비정규근로자들을 보다 난이도 있는 업무에 매칭시키려는 노력 또한 효과적일 것으로 기대할 수 있다. 다만, 이는 본 연구의 결과만을 바탕으로 한 것이라는 점에 주의해야 할 것이다. 특히 최저임금의 수준은 총 고용수준과 밀접한 관련이 있을 수 있으므로, 본 연구의 결과는 정책적으로 중요하게 사용될 수 있는 정보를 제공하는 측면에서 의의를 가질 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 우리나라에서 기혼여성들의 노동시장참여를 촉진시키는 것이 빈곤위험을 완화하는데 있어 중요한 기여가 될 수 있다는 일반적인 결과를 발견하였지만, 이들의 상당히 잔여적인 수준의 노동시장참여가 다소간의 제한으로 작용할

수 있다는 점도 발견하였다. 특히, 본 연구는 정규고용에 참여하는 기혼여성의 연간근로소득이 1년 미만 비정규고용과 일용근로에 참여하는 기혼남성보다도 적음을 발견하였다. 그러므로 우리나라의 기혼여성의 높은 미취업 비중을 고려할 때, 본 연구의 결과는 기혼여성들의 노동시장참여를 촉진시키는 것이 빈곤위험의 완화에 상당히 기여할 수 있음을 함의하는 것과 동시에, 기혼여성들이 직면하는 전반적인 일자리의 수준이 낮음으로 인하여 빈곤위험완화의 효과가 제한될 수 있음을 함의한다. 여성이 직면하는 전반적인 일자리의 수준이 낮은 것은 또한 여성의 노동시장참여를 제한하는 요소로 작용할 수 있다.

물론, 이러한 논의들은 상당히 일반적인 것이기는 하지만, 본 연구는 보다 학술적으로 기혼여성의 비정규고용을 통한 노동시장참여의 촉진이 빈곤완화에 대하여 가지는 장점과 한계를 보다 분명히 하였다는 점에서, 그리고 이것이 가구의 일반적인 이차소득자들에 대하여도 일련의 함의를 제공한다는 점에서, 정책적으로 의의를 가질 수 있을 것이다.

제3절 연구의 한계

본 연구의 주요한 한계들은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 우리나라에서 가장 큰 패널자료 중 하나인 한국노동패널을 사용하였음에도 불구하고, 충분한 개인들의 수를 분석에 포함하지 못하였다. 임금근로자의 경우만을 살펴보면, 여성은 6,348개의 관찰값이, 남성은 8.376개의 관찰값이 분석에 포함되었다(표 22). 그리고 개인들의 수는 여성이 1,542명, 남성이 1,470명에 불과하였다. 따라서 본 연구의 분석결과는 우리나라의 임금근로자들의 빈곤위험에 대한 일반화된 결과로 해석하기에는 큰 한계를 가지며, 다른 자료들을 통하여 충분히 검증되어야 할 필요성이 존재한다. 이와 같은 문제는 대규모의 행정자료나 보험연계자료 등의 사용을 통하여 해결할 수 있는 가능성이 존재하지만, 아직 우리나라에서는 일반연구자들이 쉽게 접근할 수 있는 자료들이 충분히 존재하지는 않는 것으로 보인다. 따라서 후속연구들에서는 분석결과의 일반화가 가능한 대규모의 자료들을 탐색함으로써 보다 신뢰성 있는 결과를 제시할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 분석모델의 설정에 있어 다른 가구원의 소득상황에 대한 요인들을 엄밀히 통제하지 못하였다. 예를 들어, 둘째 주제의 분석에 있어 특히 기혼여성의 고용지위는 기혼남성의 고용지위에 상당히 의존적일 수 있고, 따라서 배우자

의 고용지위는 상당한 혼동영향으로서 기능할 수 있다. 본 연구자는 이러한 문제에 대응하기 위하여, 응답자의 소득을 제외하였을 때의 균등화가구소득이나 또는 빈곤지위의 통제 등을 시도하여 보았으나(결과는 제시하지 않음), 특히 여성의 경우 모델의 수렴이 발생하지 않는 경우들을 빈번하게 발견하였다. 그리하여 본 연구는 기존연구들의 접근을 따라서 가구의 다른 근로자 수를 통제하는 가장 일반적인 방법을 사용하였으며, 대신 본 연구는 이러한 문제에 최대한 대응하기 위하여 빈곤의 동태적 영향을 통제하였으며 또한 개인의 연간근로소득을 사용한 검증을 통하여 모델이 개인의 정규-비정규 연간근로소득격차로 인하여 발생하는 정규-비정규 빈곤격차를 잘 추정하고 있는지를 확인하였다. 그러나 가구요인들을 보다 엄밀하기 통제하기 위한 방안은 후속연구들에서 지속적으로 고민되어야 할 것이다.

셋째, 본 연구는 셋째 주제를 탐색하는데 있어 모델의 구축과 해석에 있어 주요한 한계를 가질 수 있는 가능성이 존재한다. 무엇보다 정규-비정규 빈곤격차의 지속성이 사라진다고 하더라도, 이것이 회귀의 영향으로 인하여 충분히 발생할 수 있는 것인지 아니면 정말로 정규계약과 비정규계약이 빈곤격차를 지속시키는 영향이 없는 것인지에 대해서는, 향후의 보다 엄밀한 연구들을 통하여 논의되어야만 할 것이다. 무엇보다 이는 노동정책에 있어 매우 중요한 이슈이므로, 본 연구의 모델과 해석의 타당성은 후속연구들을 통해서 비판적으로 검토될 필요가 있다. 특히, 본 연구는 고정효과모델에 의존하였고 이에 따라 빈곤지위의 종단적 변량이 있는 개인들만이 분석에 포함되었으므로, 이것이 정규-비정규 빈곤격차의 지속성을 감소시키는 요인으로 작용하였을 수 있다. 그렇기는 하지만, 이 문제에 대응하기 위하여 빈곤지위의 종단적 변량이 없는 개인들을 분석대상에서 제외하지 않고, 현재의 정규계약과 비정규계약에 따른 현재, 1년 후, 2년 후의 균등화가구소득의 차이를 추정하여 본 결과는 본 연구의 결과와 동일한 경향을 보여준다(부록 8 참조).[64]

넷째, 본 연구는 자영업과 관련된 몇 가지 주요한 발견들을 제시하였음에도 불구하고, 자영업에 대해서는 추가적으로 탐색하지 못하였다. 본 연구는 자영업이 높은 빈곤위험을 경험하며, 또한 그 빈곤위험의 지속성이 강하게 나타남을 발견하였다. 그러나 자영업은 많은 일자리의 원천으로 기능할 수 있다는 점과, 특히 우리나라에서는 자영업의 비중이 매우 높다는 점에서, 자영업의 높은 빈곤위험은 바람직한 결과가 아니다. 우리나라에서는 영세자영업의 높은 비중과 그들의 높은 빈곤위험은 사회적인 문제로 인식되어 왔다(이병희 외, 2016).

그러나 적은 경제적 보상에도 불구하고 자영업으로 과잉진입하는 경향은 우리

64) 또한 노동시장진입과 은퇴시기의 노동시장이행의 특정한 경향을 배제하기 위하여 분석대상을 20-64세가 아닌 28-57세로 한정하는 경우에도 분석결과는 본질적으로 동일하게 나타났다.

나라만의 특수한 현상이 아닌 상당히 일반적인 현상이다. 이에 대하여 Moskowitz and Vissing-Jørgensen(2002)는 개인들의 통제(control)에 대한 강한 선호, 성공하였을 경우의 높은 이익에 대한 강한 선호, 그리고 실패가능성에 대한 잘못된 예측의 세 요인들이 높은 위험에도 불구하고 자영업으로의 과도한 유입을 촉진하는 원인으로 작용한다고 설명하였다. 따라서 그들은 자영업으로의 과잉진입을 막기 위해서는 고소득에 대한 높은 세율과 그리고 자영업의 실패가능성을 올바로 인지하게 하는 교육적 노력들이 필요하다고 제안하였다.

그러나 우리나라의 자영업의 높은 비중과 그리고 자영업의 높은 고용창출여력을 고려하였을 때, 자영업의 발전은 우리나라에서 빈곤문제를 크게 완화할 수 있으며 무엇보다 이차소득자들의 중요한 일자리의 원천이 될 수 있다. 그러므로 자영업과 관련된 연구들이 보다 활발히 이루어질 필요가 있다.

부 록

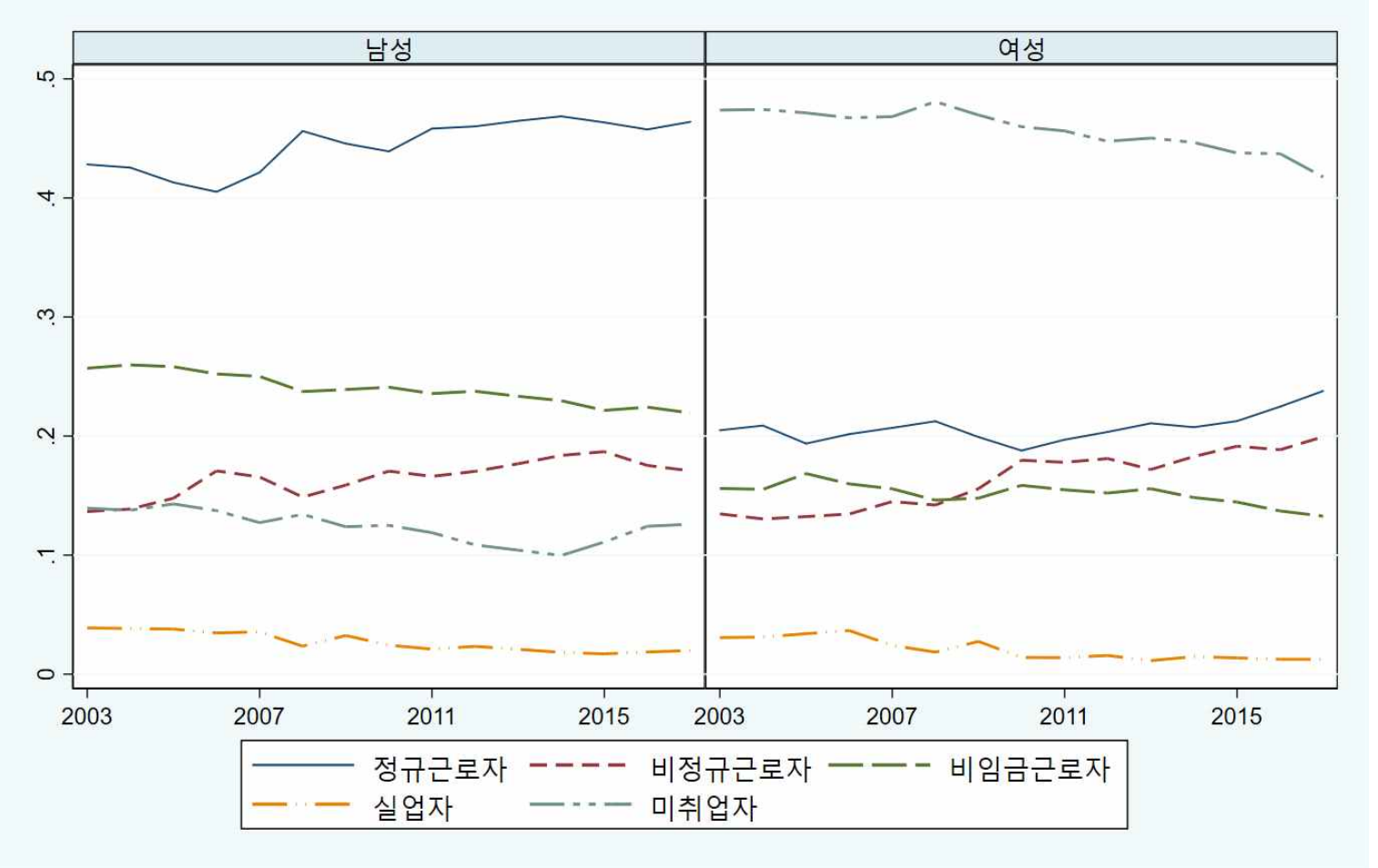
부록 1. 한국노동패널의 주요 통계치의 추이

〈부표 1〉 한국노동패널로 계산한 빈곤선과 20-64세의 빈곤율

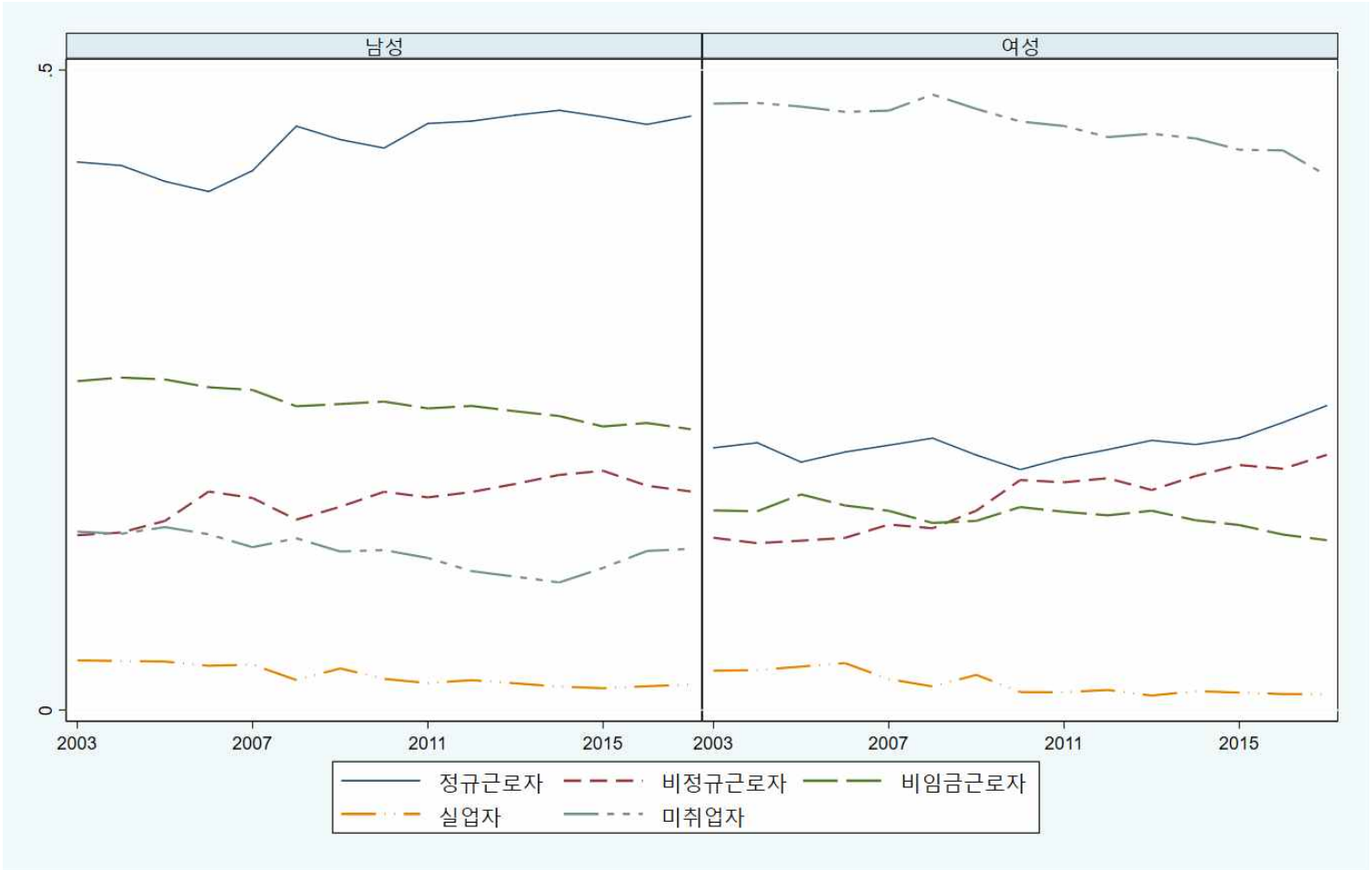
연도	빈곤선(만원/월)	20-64세 빈곤율
2003	94	18.0%
2004	95	16.6%
2005	102	15.5%
2006	107	15.8%
2007	109	16.5%
2008	106	14.7%
2009	102	13.0%
2010	108	13.8%
2011	109	14.3%
2012	115	14.0%
2013	115	11.8%
2014	115	12.7%
2015	120	13.5%
2016	126	14.5%
2017	132	12.9%

주: 빈곤선은 균등화중위가구소득의 60%임. 빈곤선은 소비자물가지수로 조정하였음(2015=100).

[부그림 1] 한국노동패널에서 나타난 각 경제활동상태의 연도별 비중 (20-64세)



[부그림 2] 한국노동패널에서 나타난 각 경제활동상태의 연도별 빈곤율 (20-64세)



부록 2. 균등화가구소득 변수의 구성에 대하여

제4장 제1절의 자료 부분에서 설명한 것과 같이, 본 연구는 균등화가구소득을 산출하는데 있어 t+1시점의 웨이브에 조사된 이전년도의 가구근로소득을 t시점의 웨이브에서 조사된 가구크기에 결합시키는 관습적인 방법 대신에, t+1시점의 웨이브에 조사된 이전년도의 개인근로소득을 t시점의 개인아이디에 먼저 결합시킨 뒤 t시점의 가구크기에 정확히 대응하는 개인들의 근로소득을 합하여 가구근로소득을 산출하는 방법을 사용하였다. 이는 가구크기가 t시점과 t+1시점에 따라 다를 수 있다는 점에서 훨씬 강건한 방법이다.[65]

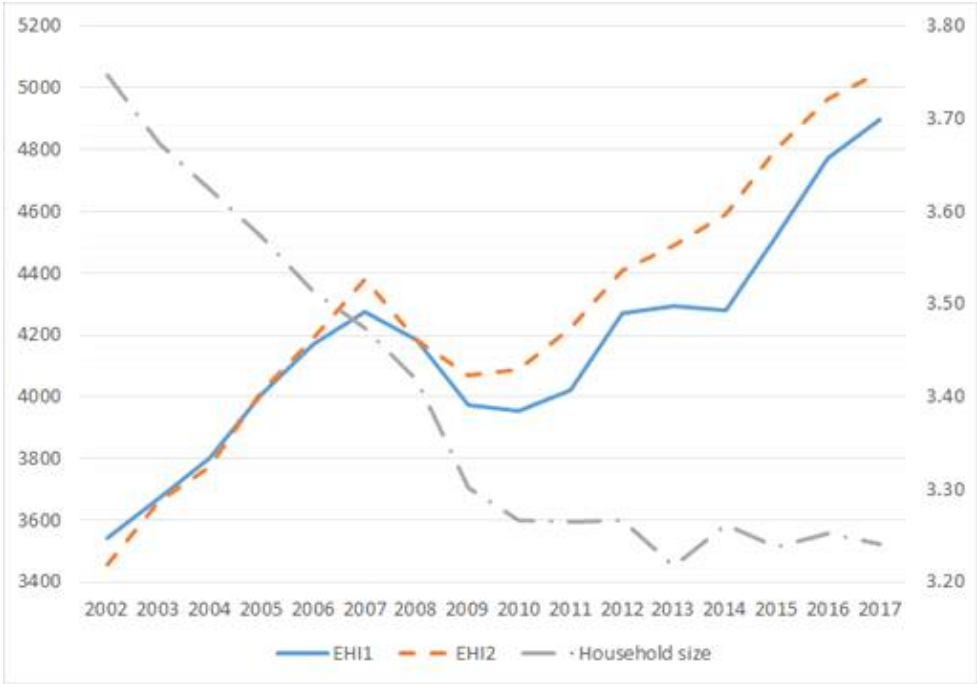
특히, 본 연구의 분석자료인 한국노동패널은 이전년도에 분가한 가구가 있는 경우, 분가하기 전까지의 가구소득을 보고하도록 지시한다. 따라서 가구원이 변동될 경우, 이전년도의 가구소득은 가구원 크기와 정확히 대응하지 못한다. 또한 이전년도에는 단독가구였다가 조사년도에 결혼한 가구 등에 대해서는 가구소득의 보고의 기준이 분명히 존재하지 않는다. 결혼한 가구는 이전년도의 가구소득을 부부의 소득을 반영하여 보고할 가능성이 높다. 즉, 우리는 매우 관습적으로 연간패널자료에서 균등화가구소득을 산출하지만, 이는 매우 명료한 특성을 가지는 측정오차들에 노출되어 있다.

아마도 어떤 연구자들은 연간패널자료에서 균등화가구소득을 산출하는 관습적인 방법이 어떠한 문제들을 발생시킬 수 있다고 생각하였을 수 있을 것이지만, 그럼에도 불구하고 이것이 분석결과에는 본질적인 차이를 발생시키는 않을 것이라는 기대를 가지고 연구를 수행하였을 것으로 생각된다. 그렇지만 균등화가구소득을 산출하는 관습적인 방법이 구체적으로 어떠한 결과를 발생시키는지에 대한 이해를 가지는 것은, 결과적으로 실증연구의 질을 높이는데 중요하게 기여할 수 있다.

그러나 이에 대하여 체계적인 탐색을 시도한 연구들을 발견하기는 매우 어려웠으며, 이에 본 연구자는 다른 연구를 통해서 이에 대한 탐색을 시도하였다. 여기에서는 그 결과의 일부를 제시함으로써 관련된 이해를 돕고자 한다. 분석자료로는 한국노동패널 2002-2018년 웨이브를 사용하였다.

65) 그러나 한국노동패널은 근로소득 외의 다른 원천의 소득들에 대하여 개인소득에 대한 정보를 제공하지 않으므로, 다른 원천의 소득들에 대해서는 가구소득정보를 사용하였다.

[부그림 3] 균등화가구소득의 중위값과 가구크기의 평균값



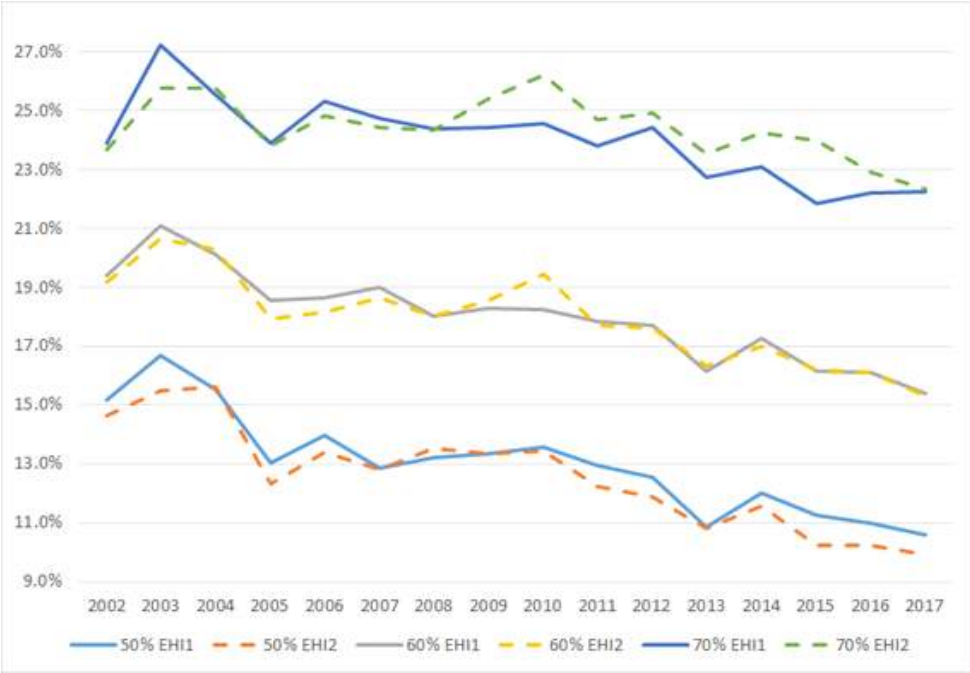
먼저, [부그림 3]에는 두 개의 균등화가구소득의 중위값과 그리고 가구크기의 평균값이 연도에 따라서 제시되어 있다. 여기서, 실선으로 나타낸 EHI1(equivalized household income 1)은 t+1시점의 웨이브에 조사된 이전년도의 개인근로소득을 t시점의 가구아이디에 결합시킨 뒤, 정확히 t시점의 가구에 해당하는 가구원들의 개인근로소득을 합하여 산출한 균등화가구소득이다. 따라서 EHI1은 정확하게 산출된 균등화가구소득이라고 가정하였다. 그리고 EHI2는 t+1시점의 웨이브에 조사된 이전년도의 가구근로소득을 t시점의 웨이브에 조사된 가구크기에 결합하는 관습적인 방법으로 산출된 균등화가구소득이다.

위 그림에서의 두드러진 발견은 가구크기의 평균값이 2002-2009년의 기간 동안 빠르게 감소하는 경향을 보인다는 것이며, 또한 가구크기의 평균값이 안정된 패턴을 보이는 2010-2017년에는 EHI2가 EHI1보다 높게 나타났다는 것이다. 이는 가구크기가 안정된 패턴을 보이더라도, 균등화가구소득을 산출하는 기존의 관습적인 방법이 균등화가구소득을 과대추정함을 함의할 수 있다. 예를 들어, 결혼은 균등화가구소득의 과대추정을 발생시킬 수 있는 대표적인 요인이다.

다만, 가구크기의 평균값이 빠르게 감소하는 2002-2009년에는 EHI1과 EHI2가 거의 동일하였는데, 아마도 이는 가구해체로 인한 과소추정의 경향이, 과대추정

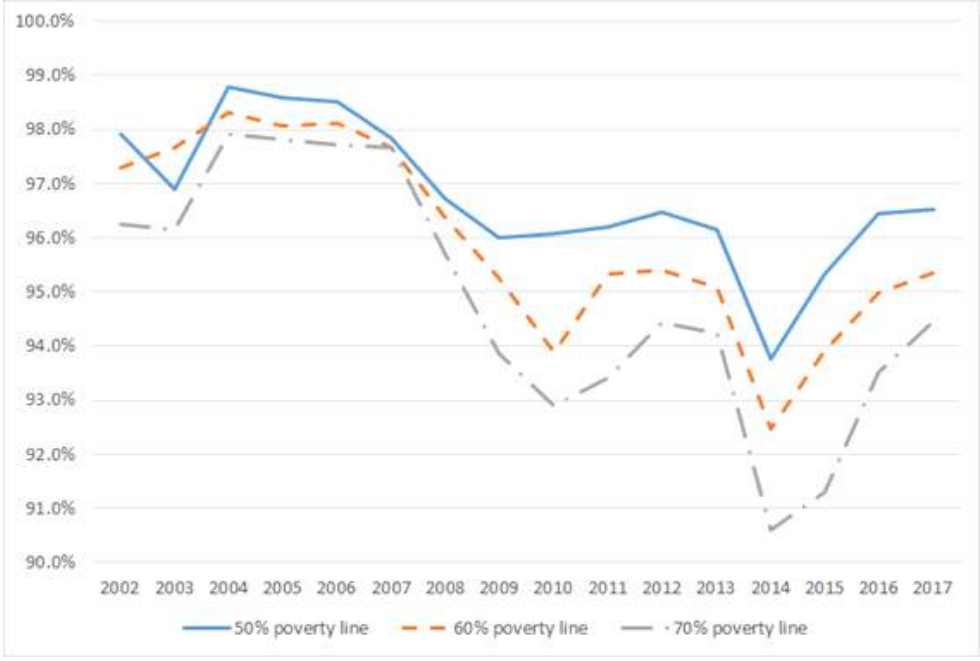
의 경향을 상쇄하기 때문에 발생한 것으로 추론해볼 수 있다.

[부그림 4] 빈곤율



다음으로 [부그림 4]에는 중위균등화가구소득의 50%, 60%, 70%를 빈곤선으로 하였을 때의 빈곤율을 모두 제시하였다. 60% 빈곤선에서는 EHI2의 과대추정에도 불구하고 빈곤율의 차이가 거의 존재하지 않음을 볼 수 있는데, 이는 빈곤선 또한 과대추정 되었기 때문이다. 다만, 70% 빈곤선에서는 EHI2의 빈곤율이 과대추정되는 경향이, 그리고 50% 빈곤선에서는 EHI2의 빈곤율이 다소 과소추정되는 경향이 나타났다. 그러므로 빈곤율에 있어서는 EHI1과 EHI2 간의 체계적인 차이의 존재를 확인할 수는 없었다.

[부그림 5] EHI1을 사용한 빈곤지위와 EHI2를 사용한 빈곤지위 간의 일치율



마지막으로 균등화가구소득을 산출하는 두 방식에 따른 빈곤지위의 일치율을 살펴보았다. 분석결과는 뚜렷한 두 가지의 결과를 함의한다. 첫째, 빈곤선이 높을수록 일치율이 감소한다. 이는 빈곤선이 높을수록, 빈곤을 경험하는 개인들의 수가 많아지기 때문이다. 둘째, 가구크기가 작을수록 일치율이 감소한다. 앞서 2002-2009년에는 가구크기의 평균값이 빠르게 감소하였으며, 2010-2017년에는 감소한 가구크기가 안정된 패턴을 보였다. 이는 균등화가구소득이 가구크기에 의해서 주요하게 결정된다는 점에서 충분히 추론해 볼 수 있는 결과이다.

또한 이 외에도 시범적인 실증연구를 수행해본 결과, 가구구성요인들(가구원수, 가구의 다른 근로자 수, 결혼지위)의 추정치가 EHI1과 EHI2 간에 상당한 차이를 보임을 것을 발견할 수 있었다.

부록 3. 정태적 로지스틱 회귀모델의 도출과정

정태적 로지스틱 회귀모델(Andersen, 1970; Chamberlain, 1980)은 개인우도함수에서 종속변수의 긍정적 응답의 횟수에 조건화할 경우, 개인의 미관측 이질성이 개인우도함수에서 제거된다는 발견에 기초한 추정방법이다. 이 전체의 과정은 식 (A1)과 같다.

$$
\begin{aligned}
p(Y_i|X_i,c_i,y_{i+}) &= \frac{p(Y_i|X_i,c_i)}{p(y_{i+}|X_i,c_i)} = \frac{p(Y_i|X_i,c_i)}{\sum_{z:z_+=y_+} p(z|X_i,c_i)} \\
&= \frac{\prod_{t=1}^{T} p(y_{it}|x_{it},c_i)}{\sum_{z:z_+=y_+}\left\{\prod_{t=1}^{T} p(z|x_{it},c_i)\right\}} = \frac{\prod_{t=1}^{T} \frac{\exp(x_{it}\beta+c_i)^{y_{it}}}{1+\exp(x_{it}\beta+c_i)}}{\sum_{z:z_+=y_+}\left\{\frac{\exp(x_{it}\beta+c_i)^{z_t}}{1+\exp(x_{it}\beta+c_i)}\right\}} \\
&= \frac{\prod_{t=1}^{T}\exp(x_{it}\beta+c_i)^{y_{it}}}{\sum_{z:z_+=y_+}\left\{\exp(x_{it}\beta+c_i)^{z_t}\right\}} \qquad \text{(A1)} \\
&= \frac{\exp(\sum_t y_{it}x_{it}\beta)\exp(\sum_t y_{it}c_i)}{\sum_{z:z_+=y_+}\left\{\exp(\sum_t z_{it}x_{it}\beta)\exp(\sum_t z_{it}c_i)\right\}} \\
&= \frac{\exp(\sum_t y_{it}x_{it}\beta)}{\sum_{z:z_+=y_+}\exp(\sum_t z_{it}x_{it}\beta)} = p^*(Y_i|X_i,y_{i+}),
\end{aligned}
$$

$$
Y_i=(y_{i1},\ldots,y_{iT}),\ X_i=(x_{i1},\ldots,x_{iT}),\ y_{i+}=\sum_{t=1}^{T} y_{it},
$$

$$
z=\left\{(z_1,\ldots,z_T)|z_t\in(0,1),z_+=\sum_{t=1}^{T},z_t=y_{i+}\right\}.
$$

부록 4. Bartolucci and Pigini(2017b)의 피드백 영향의 통제방법

Bartolucci and Pigini(2017b)는 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델에서 피드백 영향을 고려할 수 있는 일반적인 방법을 제안하였다. 이 과정을 자세히 설명하면 다음과 같다.

먼저, 한 시점의 피드백 영향만을 가정한다면 확률함수는 다음과 같이 정의된다.

$$p(y_{it}|y_{i,0:t-1}, X_i, e_i) = p(y_{it}|y_{i,t-1}, x_{i,t:t+1}, e_i). \tag{A2}$$

식 (A2)은 설명변수, 이전 시점의 종속변수, 개인의 미관측 이질성에 조건화한 후에도, 현재시점의 종속변수가 미래의 설명변수와 상관관계를 가짐을 의미한다. 그리고 식 (A2)의 로짓은 식 (A3)과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
&\log\frac{p(y_{it}=1|y_{i,t-1}, x_{i,t:t+1}, e_i)}{p(y_{it}=0|y_{i,t-1}, x_{i,t:t+1}, e_i)} = \log\frac{p(y_{it}=1, x_{i,t+1}|y_{i,t-1}, x_{it}, e_i)}{p(y_{it}=0, x_{i,t+1}|y_{i,t-1}, x_{it}, e_i)} \\
&= \log\frac{p(y_{it}=1|y_{i,t-1}, x_{it}, c_i)p(x_{i,t+1}|x_{it}, \xi_i, y_{it}=1)}{p(y_{it}=0|y_{i,t-1}, x_{it}, c_i)p(x_{i,t+1}|x_{it}, \xi_i, y_{it}=0)} \\
&= y_{i,t-1}\beta_1 + x_{it}\beta_2 + c_i + \log\frac{p(x_{i,t+1}|x_{it}, \xi_i, y_{it}=1)}{p(x_{i,t+1}|x_{it}, \xi_i, y_{it}=0)}.
\end{aligned} \tag{A3}$$

Bartolucci and Pigini(2017b)는 식 (A3)의 마지막 줄의 마지막 항에서, $p(x_{i,t+1}|x_{it},\xi_i,y_{it})$가 지수족(exponential family)를 다른다고 가정하였다. 지수족은 정규분포를 그 안에 포함하는 일반적인 분포의 형태이므로, 이는 Wooldridge(2000)가 동태적 로지스틱 랜덤효과 회귀모델에서 피드백 영향의 통제를 위하여 사용한 정규분포의 가정보다도 다소 완화된 분포의 가정이라고 할 수 있다.

$$p(x_{i,t+1}|x_{it},\ \xi_i,\ y_{it}=z)=\frac{\exp\left[x_{i,t+1}{}'(\xi_i+\eta_z)\right]h(x_{i,t+1};\sigma)}{K(\xi_i+\eta_z;\sigma)}. \tag{A4}$$

식 (A4)을 가정하면, 식 (A3)은 최종적으로 식 (A5)의 형태로 치환된다.

$$\begin{aligned}
&\log\frac{p(y_{it}=1|y_{i,t-1},x_{i,t:t+1},e_i)}{p(y_{it}=0|y_{i,t-1},x_{i,t:t+1},z_{it},e_i)}\\
&=y_{i,t-1}\beta_1+x_{it}\beta_2+c_i+x_{i,t+1}{}'(\eta_1-\eta_0)+\log K(\xi_i+\eta_1;\sigma)-\log K(\xi_i+\eta_0;\sigma) \qquad \text{(A5)}\\
&=y_{i,t-1}\beta_1+x_{it}\beta_2+x_{i,t+1}{}'v+d_i,\\
&v=\eta_1-\eta_0,\quad d_i=c_i+\log K(\xi_i+\eta_1;\sigma)-\log K(\xi_i+\eta_0;\sigma).
\end{aligned}$$

즉, 식 (A5)는 피드백 영향을 가정한 확률모델의 로짓이, 피드백 영향을 받는 이후 시점의 변수가 단순히 추가적인 설명변수로 포함된 확률모델의 로짓으로 치환됨을 보여준다.

부록 5. 빈곤회귀모델의 전체 분석결과

본 연구의 모든 분석결과에서는 가독성을 고려하여 통제변수들의 회귀계수를 제시하지 않았다. 그러므로 여기에서는 통제변수들의 회귀계수를 포함한 전체의 분석결과를 제시하였다. 여성과 남성에 대한 회귀모델의 추정결과를 제시하였다.

몇 가지 주요한 결과들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 남성의 경우 배우자가 있을 때의 빈곤위험이 배우자가 없을 때보다 높게 나타났고, 여성의 경우에는 유배우의 회귀계수가 유의하지 않았으나 반대의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 남성의 경우에는 결혼 이후 부양가족이 많아지는 경향이 반영된 것일 수 있으며, 여성의 경우에는 결혼 이전의 고용형태 또한 남성에 비해서 잔여적인 형태로 이루어지고 있음을 함의할 수 있다. 최종학력의 경우, 고등학교 이하에 비해서 전문대와 대학교의 빈곤위험이 더 높게 나타났지만, 본 연구의 자료에서는 교육수준의 변량이 있는 개인들이 거의 존재하지 않으므로 이에 대하여 의미 있는 해석을 하는 것은 적절하지 못할 수 있다. 그 외의 거주지역과 지역별 실업률은 유의한 영향을 보이지 않았다.

〈부표 2〉 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 여성과 남성

	여성		남성	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
(t시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	0.215	0.173	0.239	0.175
1년 미만 비정규계약	0.275+	0.162	0.442*	0.181
일용계약	0.654**	0.203	0.796***	0.178
비임금근로	1.022***	0.206	0.981***	0.159
실업	2.037***	0.194	3.533***	0.192
미취업	2.134***	0.133	3.239***	0.165
(t+1시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	0.133	0.153	0.164	0.169
1년 미만 비정규계약	0.337*	0.152	0.529**	0.168
일용계약	−0.172	0.204	0.063	0.181
비임금근로	−0.235	0.184	−0.488***	0.156
실업	0.159	0.199	0.587***	0.169
미취업	−0.014	0.123	0.468**	0.149
유배우	−0.321	0.199	0.379+	0.219
연령	−0.170**	0.057	−0.080+	0.077
연령제곱	0.002***	0.000	0.002	0.001
전문대	−0.090	0.405	1.148***	0.411
대학교	0.694*	0.340	0.293	0.314
광역시	−0.275	0.267	−0.054	0.291
기타지역	−0.066	0.253	0.367	0.295
지역별 여성 실업률	−0.117+	0.062	−0.042	0.070
지역별 남성 실업률	0.053	0.067	0.043	0.077
2005-2006	−0.332*	0.136	−0.258+	0.155
2007-2008	−0.381+	0.197	−0.469+	0.245
2009-2010	−0.854**	0.264	−1.181***	0.350
2011-2012	−0.742*	0.342	−1.020*	0.461
2013-2014	−0.923*	0.420	−1.443*	0.575
2015-2016	−1.025*	0.500	−1.422*	0.689
2017	−0.989+	0.569	−1.658*	0.779
가구원 수	0.491***	0.085	0.326***	0.085
가구의 다른 근로자 수	−2.880***	0.114	−2.206***	0.106
가구의 아이 수	0.112	0.102	0.397***	0.117
1년 전 빈곤	1.150***	0.066	1.153***	0.075
로그우도	−3570		−2990	
관찰 수	18,196		15,589	

〈부표 3〉 평균부분효과: 여성과 남성

	여성		남성	
	평균부분효과	표준오차	평균부분효과	표준오차
(t시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	0.029	0.026	0.032	0.026
1년 미만 비정규계약	0.037	0.024	0.059*	0.027
일용계약	0.090**	0.031	0.109***	0.027
비임금근로	0.140***	0.030	0.129***	0.022
실업	0.289***	0.026	0.486***	0.017
미취업	0.275***	0.015	0.457***	0.016
(t+1시점의 경제활동상태)				
1년 이상 비정규계약	0.018	0.023	0.022	0.025
1년 미만 비정규계약	0.046*	0.023	0.072**	0.026
일용계약	-0.022	0.029	0.008	0.027
비임금근로	-0.031	0.027	-0.063**	0.022
실업	0.021	0.030	0.080**	0.026
미취업	-0.002	0.018	0.063**	0.023
유배우	-0.043	0.030	0.048	0.031
연령	-0.023**	0.008	-0.011	0.011
연령제곱	0.000***	0.000	0.000**	0.000
전문대	-0.012	0.059	0.157**	0.061
대학교	0.094+	0.051	0.039	0.047
광역시	-0.036	0.039	-0.007	0.043
기타지역	-0.009	0.037	0.048	0.044
지역별 여성 실업률	-0.016+	0.009	-0.006	0.010
지역별 남성 실업률	0.007	0.010	0.006	0.011
2005-2006	-0.043*	0.019	-0.033	0.022
2007-2008	-0.049+	0.028	-0.059+	0.034
2009-2010	-0.107**	0.035	-0.140***	0.042
2011-2012	-0.094*	0.046	-0.123*	0.057
2013-2014	-0.115*	0.054	-0.167**	0.064
2015-2016	-0.127*	0.064	-0.163*	0.076
2017	-0.121+	0.072	-0.181*	0.077
가구원 수	0.065***	0.012	0.042***	0.013
가구의 다른 근로자 수	-0.382***	0.014	-0.287***	0.014
가구의 아이 수	0.015	0.015	0.052**	0.017
1년 전 빈곤	0.172***	0.011	0.169***	0.012

부록 6. 제5장 제1절의 부표

〈부표 4〉 정규계약과 비정규계약 간의 시간당임금의 로그값, 주당근로시간, 근로월수의 차이

		시간당임금의 로그값		주당근로시간		근로월수	
t시점의 경제활동상태	비정규계약	-0.073***		-3.531***		-0.031	
	1년 이상 비정규계약		-0.050**		-0.922*		0.074
	1년 미만 비정규계약		-0.125***		-3.528***		-0.163*
	일용계약		-0.033*		-9.812***		-0.043
Within R-squared		0.130	0.134	0.041	0.061	0.005	0.005
관찰 수		14,724	14,724	14,724	14,724	14,724	14,724

주: 선형고정효과회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함함. +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

〈부표 5〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

		여성					
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	비정규계약	0.323*	0.023	0.153	0.153	−0.176	−0.110
시간당임금의 로그값	1차항		−5.886*	−5.717**		−6.705**	
	2차항		0.276*	0.278*		0.300*	
주당근로시간	1차항		−0.038**		−0.026*	−0.049***	
	2차항		0.000		0.000	0.000	
근로월수	1차항			−0.046	−0.051	0.049	
	2차항			−0.014+	−0.013+	−0.022**	
연간근로소득의 로그값	1차항						1.425***
	2차항						−0.255***
1년 전 빈곤		1.152***	1.117***	1.149***	1.168***	1.131***	1.091***
Log-likelihood		−3574	−3549	−3472	−3484	−3441	−3220
관찰 수		18,196	18,196	18,196	18,196	18,196	18,196
		남성					
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	비정규계약	0.472***	0.237+	0.377**	0.503***	0.010	0.120
시간당임금의 로그값	1차항		−1.128	1.865		0.306	
	2차항		−0.025	−0.219		−0.190	
주당근로시간	1차항		−0.044**		−0.047**	−0.098***	
	2차항		0.000+		0.000**	0.000**	
근로월수	1차항			0.044	−0.096	0.153	
	2차항			−0.036***	−0.023***	−0.046***	
연간근로소득의 로그값	1차항						3.513***

	2차항						-0.572***
1년 전 빈곤		1.156***	0.950****	1.191***	1.336***	1.076***	0.860***
Log-likelihood		-2996	-2959	-2547	-2649	-2489	-1737
관찰 수		15,589	15,589	15,589	15,589	15,589	15,589

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 비임금근로, 실업, 미취업의 회귀계수는 제시하지 않음. 1년 후 경제활동상태는 통제하였으나 제시하지 않음. 다른 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

〈부표 6〉 성별에 따른 시간당임금, 주당근로시간, 근로월수의 통제여부에 따른 고용지위가 빈곤에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

		여성					
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.215	0.062	0.092	0.108	−0.071	0.016
	1년 미만 비정규계약	0.275+	−0.050	0.086	0.082	−0.299+	−0.265
	일용계약	0.654**	0.128	0.459*	0.453*	−0.114	0.059
시간당임금의 로그값	1차항		−5.941*	−5.758**		−6.772**	
	2차항		0.279*	0.281*		0.302*	
주당근로시간	1차항		−0.037**		−0.024*	−0.050***	
	2차항		0.000		0.000	0.000	
근로월수	1차항			−0.039	−0.046	0.059	
	2차항			−0.015+	−0.014+	−0.023**	
연간근로소득의 로그값	1차항						1.438***
	2차항						−0.257***
1년 전 빈곤		1.150***	1.117***	1.150***	1.169***	1.132***	1.093***
Log-likelihood		−3570	−3546	−3469	−3480	−3438	−3215
관찰 수		18,196	18,196	18,196	18,196	18,196	18,196
		남성					
		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6
t시점의 경제활동상태	1년 이상 비정규계약	0.239	0.105	0.166	0.289	0.065	0.118
	1년 미만 비정규계약	0.442*	0.103	0.200	0.485*	−0.216	−0.195
	일용계약	0.796***	0.573**	0.850***	0.836***	0.225	0.484*
시간당임금의 로그값	1차항		−1.462	1.651		0.250	
	2차항		−0.006	−0.208		−0.188	
주당근로시간	1차항		−0.039**		−0.044**	−0.098***	

	2차항		0.000		0.000**	0.000**	
근로월수	1차항			0.058	−0.093	0.160	
	2차항			−0.037***	−0.023***	−0.047***	
연간근로소득의 로그값	1차항						3.519***
	2차항						−0.573***
1년 전 빈곤		1.153***	0.954***	1.191***	1.336***	1.081***	0.870***
Log-likelihood		−2990	−2953	−2540	−2644	−2485	−1733
관찰 수		15,589	15,589	15,589	15,589	15,589	15,589

주: 동태적 로지스틱 고정효과 회귀모델의 추정치임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 비임금근로, 실업, 미취업의 회귀계수는 제시하지 않음. 1년 후 경제활동상태는 통제하였으나 제시하지 않음. 다른 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미, 가구원 수, 가구의 다른 근로자 수, 가구의 아이 수를 포함함. +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

부록 7. 제5장 제3절의 부표

〈부표 7〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분

	여성							
	OLS				선형고정효과회귀모델			
	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤
비정규계약	0.014	-0.140***	-0.124***	-0.062*	0.066**	-0.027	0.016	0.059
연간근로소득의 1차항	-1.427***				-1.015			
연간근로소득의 2차항	0.135***				0.106			
Log-likelihood	0.491	0.312	0.097	0.061	0.423	0.257	0.038	0.021
관찰 수	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883
	남성							
	OLS				선형고정효과회귀모델			
	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤
비정규계약	0.012	-0.132***	-0.106***	-0.070**	0.014	-0.058*	0.028	0.081+
연간근로소득의 1차항	-1.395***				-1.006*			
연간근로소득의 2차항	0.140***				0.115***			
Log-likelihood	0.513	0.112	0.044	0.049	0.479	0.070	0.032	0.038
관찰 수	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581

주: 종속변수는 균등화가구소득의 로그값임. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함하였으며, 여성의 경우에는 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수, 남성의 경우에는 가구원 수와 가구의 아이 수를 추가로 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

〈부표 8〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 세 범주로 구분

	여성							
	OLS				선형고정효과회귀모델			
	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤
1년 이상 비정규계약	0.001	-0.093***	-0.096**	-0.053	0.066**	0.008	0.030	0.018
1년 미만 비정규계약	0.031+	-0.141***	-0.126***	-0.047	0.058*	-0.058+	-0.018	0.114+
일용계약	-0.006	-0.211***	-0.162***	-0.113**	0.086*	-0.063	0.052	0.049
연간근로소득의 1차항	-1.408***				-1.016***			
연간근로소득의 2차항	0.131***				0.106***			
Log-likelihood	0.491	0.316	0.098	0.062	0.423	0.258	0.039	0.022
관찰 수	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883	3,883
	남성							
	OLS				선형고정효과회귀모델			
	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤
1년 이상 비정규계약	0.059***	-0.003	-0.019	0.009	0.024	-0.003	0.031	0.050
1년 미만 비정규계약	0.049**	-0.108***	-0.070*	-0.057	0.033	-0.075*	0.044	0.068
일용계약	-0.060***	-0.253***	-0.204***	-0.143***	-0.029	-0.142**	-0.001	0.159*
연간근로소득의 1차항	-1.394***				-1.010*			
연간근로소득의 2차항	0.139***				0.116***			
Log-likelihood	0.518	0.131	0.048	0.058	0.480	0.074	0.032	0.038
관찰 수	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581	5,581

주: 종속변수는 균등화가구소득의 로그값임. 회귀계수를 제시하였음. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함하였으며, 여성의 경우에는 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수, 남성의 경우에는 가구원 수와 가구의 아이 수를 추가로 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

부록 8. 정규근로자와 비정규근로자 간 균등화가구소득격차에 대한 추가분석

여기에서는 결론에서 언급한, 표본에서 빈곤지위의 종단적 변량이 없는 개인들을 분석대상에서 제외하지 않은 경우에 대한, 정규계약과 비정규계약 간의 균등화가구소득격차의 지속성에 대한 분석결과를 제시하였다.

〈부표 9〉 고용지위가 균등화가구소득에 미치는 영향: 비정규계약을 한 범주로 구분, 전체 표본에 대한 분석

	선형고정효과회귀모델							
	여성				남성			
	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤	현재 소득		1년후 빈곤	2년후 빈곤
비정규계약	0.013	-0.044***	0.001	0.026	0.003	-0.056***	-0.001	0.033+
연간근로소득의 1차항	-0.638***				-0.767***			
연간근로소득의 2차항	0.073***				0.093***			
Log-likelihood	0.392	0.248	0.033	0.014	0.383	0.097	0.034	0.029
관찰 수	15,138	15,138	15,138	15,138	24,917	24,917	24,917	24,917

주: 종속변수는 균등화가구소득의 로그값임. 비정규계약의 기준범주는 정규계약임. 제시하지 않은 통제변수들은 연령, 연령제곱, 결혼지위, 최종학력, 거주지역, 지역별 여성 실업률, 지역별 남성 실업률, 연도더미를 포함하였으며, 여성의 경우에는 가구의 다른 근로자 수와 가구의 아이 수, 남성의 경우에는 가구원 수와 가구의 아이 수를 추가로 포함함. +p〈0.1, *p〈0.05, **p〈0.01, ***p〈0.001.

참고문헌

고용노동부. (2015). 파견대상 업무 현행화 관련 연구.

고용노동부. (2019). 2018 고용형태별근로실태조사 보고서.

고은주, 김진욱. (2009). 한부모 가구의 빈곤요인에 관한 연구. 사회복지정책, 36(2), 219-236.

구인회. (2004). 한국의 빈곤, 왜 감소하지 않는가? 1990년대 이후 빈곤 추이의 분석. 한국사회복지학, 56(4), 57-78.

국회예산정책처. (2019). 2019 대한민국 공공기관.

금재호, 김승택. (2001) 빈곤의 규모와 이행과정. 연세경제연구, 8(2), 511-539.

김교성. (2007). 도시 근로자 가구의 빈곤 추이와 원인에 관한 연구: 조세와 이전소득의 빈곤완화효과를 포함하여. 한국사회복지학, 59(2), 143-169.

김교성, 반정호. (2004). 고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구. 사회복지정책, 18, 31-54.

김교성, 최영. (2006). 근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층분석. 한국사회복지학, 58(2), 119-141.

김대일, 이정민. (2018). 2018년 최저임금 인상의 고용효과. 2019년 경제학 공동 학술대회 자료집. 한국경제학회.

김수정. (2007). 여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤위험의 젠더격차. 페미니즘연구, 7(1), 93-133.

김안나. (2007). 한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석. 사회복지정책, 29(4), 145-168.

김영란. (2006). 새로운 사회적 위험과 여성빈곤 그리고 탈빈곤정책. 한국사회학, 40(2), 189-226.

김용민, 박기성. (2006). 정규-비정규근로자 임금격차. 노동경제논집, 29(3), 25-48.

김유선. (2009). 한국 노동시장의 임금결정요인: OLS 회귀분석과 분위회귀분석. 산업관계연구, 19(2), 1-25.

김윤환, 김기승. (2018). 임금분포에 따른 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 연구. 직업능력개발연구, 21(3), 167-190.

김현경, 노대명, 임완섭, 김혜원, Brodersen, S. T. N., Yamamoto, I., 이병재. (2016). 근로빈곤층 경제활동상태 변화와 복지정책 수요. 한국보건사회연구원.

박기성, 김용민. (2007). 정규-비정규근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년. 노동

정책연구, 7(3), 35-61.

백학영. (2013). 정규직과 비정규직의 임금 격차와 불평등 그리고 빈곤: 연령집단별 차이를 중심으로. 사회복지정책, 40(3), 75-105.

백학영, 구인회. (2010). 비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로. 노동정책연구, 10(3), 87-117.

서정희. (2015). 비정규직의 불안정 노동: 비정규 고용형태별 노동법과 사회보장법에서의 배제. 노동정책연구, 15(1), 1-41.

석재은. (2004). 한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석. 한국사회복지학, 56(2), 167-194.

손병돈. (2010). 빈곤심도별 빈곤 결정요인 비교: 극빈층과 일반빈곤층을 중심으로. 보건사회연구, 30(1), 3-28.

손병돈. (2019). 부양의무자 기준의 한계와 개선 방안. 보건복지포럼, 275, 32-45.

손병돈, 이원진, 한경훈. (2018). 노인빈곤 해소를 위한 소득보장제도 개편 방안 연구. 대통령직속 정책기획위원회 소득주도성장특별위원회.

송호근. (2002). 빈곤노동계층의 노동시장구조와 정책. 한국사회학, 36(1), 23-50.

신광영. (2011). 한국의 성별 임금격차: 차이와 차별. 한국사회학, 45(4), 97-127.

양재진. (2003). 노동시장유연화와 한국 복지국가의 선택. 한국정치학회보, 37(3), 403-428.

여유진, 김미곤, 권문일, 최옥금, 최준영. (2012). 현세대 노인의 빈곤 실태 및 소득보장방안 연구. 한국보건사회연구원.

우광호. (2016). 파견확대, 과연 정규직일자리를 대체하는가?. 한국경제연구원.

유경준. (2006). 성장과 분배 및 빈곤의 관계 연구. 한국개발연구, 28(2), 1-39.

윤애림. (2013). '무기(無期)계약직'의 문제점과 대안: 중앙행정기관 무기계약직 실태를 중심으로. 민주법학, 53, 151-180.

이병희, 박찬임, 오상봉, 강병구, 김숙경. (2016). 자영업자 문제와 사회적 보호. 한국노동연구원.

이상록, 이순아. (2010). 빈곤지위의 변화에 정신건강이 미치는 영향: 우울과 자아존중감의 영향을 중심으로. 사회복지연구, 41(4), 277-311.

이상록, 백학영. (2008). 한국사회 빈곤구조의 지역 편차 분석: 수도권과 지방의 빈곤격차를 중심으로. 한국사회복지학, 60(4), 205-230.

이상봉, 한준. (2016). 빈곤의 특성과 결정요인: 차상위계층을 중심으로. 지역발전연구, 25(1), 1-26.

이은혜, 이상은. (2009). 우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인분해. 한국사회복지학, 61(4), 333-354.

이인재. (2011). 정규직과 비정규직의 임금격차: 사업체-근로자 연결패널을 이용한 추정. 노동경제논집, 34(3), 119-139.

이인재, 김태기. (2009). 정규직과 비정규직의 임금격차: 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로. 노동경제논집, 32(3), 1-26.

조돈문. (2011). 비정규직 노동자 실태와 비정규직 투쟁. 현상과인식, 35(1/2), 43-74.

정진호, 황덕순, 금재호, 이병희, 박찬임. (2005). 한국의 근로빈곤 연구. 한국노동연구원.

조윤화. (2008). 빈곤가구 결정요인. 사회과학연구, 24, 43-65.

최요한. (2018). 청년층 비정규직의 고용형태 이행확률의 추정. 노동정책연구, 18(4), 31-50.

홍경준. (2004). 빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로. 사회복지연구, 187-210.

홍경준. (2005). 근로빈곤층의 규모와 그 변화추이: 외환위기를 중심으로. 제6회 한국노동패널 학술대회 자료집.

홍백의, 김혜연. (2007). 빈곤의 여성화. 한국사회복지학, 59(3), 125-146.

e-나라지표. (2020.6.22.). 비정규직 고용동향. http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2477 에서 2020.6.22. 인출.

Ahn, T. (2016). An Analysis of Employment Dynamics in Korea: The Role of Temporary Work and Self-Employment (No. 1606).

Akerlof, G. A. (1982). Labor contracts as partial gift exchange. The quarterly journal of economics, 97(4), 543-569.

Aleksynska, M., & Eberlein, F. (2016). Coverage of employment protection legislation. IZA Journal of Labor Policy, 5(1), 17.

Amuedo-Dorantes, C., Malo, M. A. Malo,, & Munoz-Bullon, F. (2008). The role of temporary help agency employment on temp-to-perm transitions. Journal of Labor research, 29(2), 138-161.

Amuedo-Dorantes, C., & Serrano-Padial, R. (2010). Labor market flexibility and poverty dynamics. Labour Economics, 17(4), 632-642.

Andersen, E. B. (1970). Asymptotic properties of conditional maximum-likelihood estimators. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 32(2), 283-301.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.

The review of economic studies, 58(2), 277-297.

Atkinson, J. (1984) Emerging UK Work Patterns in Flexible Manning: The Way Ahead Institute of Manpower Studies, Report no. 88, Brighton: 3-12.

Atkinson, J. (1987) Flexibility or fragmentation? The United Kingdom labour market in the eighties. Labour and Society, 12(1), 87-105.

Autor, D. H. (2015). Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation. Journal of economic perspectives, 29(3), 3-30.

Autor, D. H., & Houseman, N. (2010). Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from "Work Frist". American Economic Journal: Applied Economics, 2(3), 96-128.

Baek, J., & Park, W. (2018). Firms' Adjustments to Employment Protection Legislation: Evidence from South Korea. ILR Review, 71(3), 733-759.

Barbieri, P., & Cutuli, G. (2015). Employment protection legislation, labour market dualism, and inequality in Europe. European Sociological Review, 32(4), 501-516.

Baldini, M., Torricelli, C., & Brancati, M. C. U. (2018). Family ties: Labor supply responses to cope with a household employment shock. Review of Economics of the Household, 16(3), 809-832.

Bartolucci, F., & Nigro, V. (2010). A Dynamic Model for Binary Panel Data With Unobserved Heterogeneity Admitting a√ n-Consistent Conditional Estimator. Econometrica, 78(2), 719-733.

Bartolucci, F., & Nigro, V. (2012). Pseudo conditional maximum likelihood estimation of the dynamic logit model for binary panel data. Journal of Econometrics, 170(1), 102-116.

Bartolucci, F., & Pigini, C. (2017a). cquad: An R and Stata package for conditional maximum likelihood estimation of dynamic binary panel data models. Journal of Statistical Software, 78(7), 1-26.

Bartolucci, F., & Pigini, C. (2017b). Granger causality in dynamic binary short panel data models. Working Papers 421, Universita' Politecnica delle Marche (I), Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali.

Bartolucci, F., & Pigini, C. (2019). Partial effects estimation for fixed-effects logit panel data models. MPRA Paper No. 92251.

Beck, N. (2020). Estimating Grouped Data Models with a Binary-Dependent Variable and Fixed Effects via a Logit versus a Linear Probability

Model: The Impact of Dropped Units. Political Analysis, 28(1), 139-145.

Baetschmann, G., Ballantyne, A., Staub, K. E., & Winkelmann, R. (2020). feologit: A new command for fitting fixed-effects ordered logit models. The Stata Journal, 20(2), 253-275.

Baetschmann, G., Staub, K. E., & Winkelmann, R. (2015). Consistent estimation of the fixed effects ordered logit model. Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society), 685-703.

Bentolila, S., & Dolado, J. J. (1994). Labour flexibility and wages: lessons from Spain. Economic policy, 9(18), 53-99.

Biewen, M. (2009). Measuring state dependence in individual poverty histories with there is feedback to employment status and household composition. Journal of Applied Econometrics, 24(7), 1095-1116.

Bosio, G. (2014). The Implications of Temporary Jobs on the Distribution of Wages in I taly: An Unconditional IVQTE Approach. Labour, 28(1), 64-86.

Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002a). Labour as a buffer: do temporary workers suffer?. IZA Discussion Paper 673. Bonn: Institute for the Study of Labor.

Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002b). Temporary jobs: stepping stones or dead ends?. The economic journal, 112(480), F189-F213.

Boynton, A., & Milazzo, G. T. (1996). Post-Fordist debate: a theoretical perspective to information technology and the firm. Accounting, Management and Information Technologies, 6(3), 157-173.

Burgess, J. (1997). The flexible firm and the growth of non-standard employment. Labour & Industry: a journal of the social and economic relations of work, 7(3), 85-102.

Chadi, A., & Hetschko, C. (2015). Flexibilization without hesitation? Temporary contracts and job satisfaction. Oxford Economic Papers, 68(1), 217-237.

Chamberlain, G. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. The Review of Economic Studies, 47(1), 225-238.

Choi, Y. (2020a). Temporary-permanent contracts' wage gap across the wage distribution in South Korea: Using unconditional quantile regression with individual fixed-effects. Quarterly Journal of Labor

Policy, 20(1), 1-28.

Choi, Y. (2020b). Temporary-permanent workers' wage gap across the wage distribution: A simple comment on the use of a linear probability model instead of a binary probability model when using unconditional quantile regression with individual fixed-effects. Health and Social Welfare Review, 20(2), ##-##.

Cochrane, B., Pacheco, G., & Chao, L. (2017). Temporary-permanent wage gap: Does type of work and location in distribution matter?. Australian Journal of Labour Economics, 20(2), 125.

Cockx, B., & Picchio, M. (2012). Are short-lived jobs stepping stones to long-lasting jobs?. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 74(5), 646-675.

Comi, S., & Grasseni, M. (2012). Are temporary workers discriminated against? Evidence from Europe. The Manchester School, 80(1), 28-50.

Contini, B., Pacelli, L., & Villosio, C. (1999). Short employment spells in Italy, Germany and the UK: testing the 'port of entry' hypothesis.. Centre for Economic Performance Workingpapers London: Graham Ingham.

Daw, J., & Hardie, J. H. (2012). Compensating differentials, labor market segmentation, and wage inequality. Social science research, 41(5), 1179-1197.

de Graaf-Zijl, M., Van den Berg, G. J., & Heyma, A. (2011). Stepping stones for the unemployed: the effect of temporary jobs on the duration until (regular) work. Journal of population Economics, 24(1), 107-139.

Debels, A. (2008). Transitions out of temporary jobs: Consequences for employment and poverty across Europe. In R.J.A. Muffels (Ed.), Flexibility and Employment Security in Europe: Labour Markets in Transition (pp. 51-77). Cheltenham: Edward Elgar.

Doeringer, P. B., & Piore, M. J.. (1971). Internal Labor Market and Manpower Analysis. Lexington, Mass.: D.C. Heath and Co.

Eurofound. (2017). In-work poverty in the EU. Publication of the European Union, Luxembourg.

Firpo, S., Fortin, N. M.. & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. Econometrica, 77(3), 953-73.

Firth, D. (1993). Bias reduction of maximum likelihood estimates.

Biometrika, 80(1), 27-38.

García-Serrano, C. (2004). Temporary employment, working conditions and expected exits from firms. Labour, 18(2), 293-316.

Gebel, M. (2013). Is a temporary job better than unemployment? A cross-country comparison based on British, German, and Swiss panel data. Schmollers Jahrbuch, 133(2), 143-155.

Gebel, M., & Giesecke, J. (2011). Labor market flexibility and inequality: the changing skill-based temporary employment and unemployment risks in Europe. Social Forces, 90(1), 17-39.

Givord, P., & Wilner, L. (2015). When does the stepping stone work? Fixed-term contracts versus temporary agency work in changing economic conditions. Journal of Applied Econometrics, 30(5), 787-805.

Goos, M., Manning, A., & Salomons, A. (2014). Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring. American Economic Review, 104(8), 2509-26.

Guell, M. (2003). Fixed-term Contracts and Unemployment: An Efficiency Wage Analysis. Working Papers 812, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section.

Hagen, T. (2002). Do temporary workers receive risk premiums? assessing the wage effects of fixed-term contracts in west germany by a matching estimator compared with parametric approaches. Labour, 16(4), 667-705.

Halaby, C. N. (2003). Where job values come from. American Sociological Review, 68, 251-278.

Heckman, J. J. (1981). Heterogeneity and state dependence. In Studies in labor markets (pp. 91-140). University of Chicago Press.

Honoré, B. E., & Kyriazidou, E. (2000). Panel data discrete choice models with lagged dependent variables. Econometrica, 68(4), 839-874.

Johnson, M. K. (2002). Social origins, adolescent experiences, and work value trajectories during the transition to adulthood. Social forces, 80(4), 1307-1340.

Johnson, M. K., Mortimer, J. T., Lee, J. C., & Stern, M. J. (2007). Judgments about work: Dimensionality revisited. Work and Occupations, 34(3), 290-317.

Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for

low-wage women? A comment on quantile regression. American Sociological Review, 79(2), 350-357.

Katz, L. F., & Autor, D. H.. (1999). Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. In Handbook of Labor Economics. Vol. 3A, edited by Orley Ashenfelter and David E. Card, 1463-1555. Amsterdam: Elsevier B.V.

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. Econometrica: journal of the Econometric Society, 33-50.

Lass, I., & Wooden, M. (2018). Temporary Employment Contracts and Household Income. Melbourne Institute Working Paper No. 14/18. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3296751 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3296751

Lass, I., & Wooden, M. (2019). The structure of the wage gap for temporary workers: Evidence from Australian panel data. British Journal of Industrial Relations, 2019, 1-26.

Laszlo, K. D., Pikhart, H., Kopp, M. S., Bobak, M., Pajak, A., Malyutina, S., ... & Marmot, M. (2010). Job insecurity and health: a study of 16 European countries. Social science & medicine, 70(6), 867-874.

Lindbeck, A., & Snower, D. J. (1989). The insider-outsider theory of employment and unemployment. Cambridge, MA: MIT Press.

Lindbeck, A., & Snower, D. J. (2001). Insiders versus outsiders. Journal of Economic Perspectives, 15(1), 165-188.

Marginson, P. (1989). Employment flexibility in large companies: change and continuity. Industrial Relations Journal, 20(2), 101-109.

Mertens, A., Gash, V., & McGinnity, F. (2007). The cost of flexibility at the margin. Comparing the wage penalty for fixed-term contracts in Germany and Spain using quantile regression. Labour, 21(4-5), 637-666.

Moral-Benito, E., Allison, P., & Williams, R. (2019). Dynamic panel data modelling using maximum likelihood: an alternative to Arellano-Bond. Applied Economics, 51(20), 2221-2232.

Moskowitz, T. J., & Vissing-Jørgensen, A. (2002). The returns to entrepreneurial investment: A private equity premium puzzle?. American Economic Review, 92(4), 745-778.

Neumark, D., Bank, R. J., & Van Nort, K. D. (1996). Sex discrimination in restaurant hiring: An audit study. The Quarterly journal of

economics, 111(3), 915-941.

Neyman, J., & Scott, E. L. (1948). Consistent estimates based on partially consistent observations. Econometrica, 16, 1-32.

OECD (2002). Employment Outlook 2002, Paris, France: OECD Publishing.

OECD (2019a). Employment rate (indicator). doi: 10.1787/1de68a9b-en (Accessed on 27 April 2019)

OECD (2019b). Employment rate (indicator). doi: 10.1787/1de68a9b-en (Accessed on 27 April 2019)

OECD (2020a). Strictness of employment protection - individual dismissals (regular contracts). https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPL_R (Accessed on 19 May 2020)

OECD (2020b). Poverty rate (indicator). doi: 10.1787/0fe1315d-en (Accessed on 23 February 2020)

OECD (2020c), Temporary employment (indicator). doi: 10.1787/75589b8a-en (Accessed on 09 July 2020)

Pager, D. (2003). The mark of a criminal record. American journal of sociology, 108(5), 937-975.

Pfeifer, C. (2012). Fixed-term contracts and wages revisited using linked employer-employee data. Journal for Labour Market Research, 45(2), 171-183.

Pua, A. A. Y. (2015). On IV estimation of a dynamic linear probability model with fixed effects (No. 15-01). Universiteit van Amsterdam, Dept. of Econometrics.

Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2013). Avoiding biased versions of Wooldridge's simple solution to the initial conditions problem. Economics Letters, 120(2), 346-349.

Rosen, S. (1986). The theory of equalizing differences. In O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), Handbook of Labor Economics: Volume 1. Amsterdam: North Holland, pp.64-92.

Salop, S. C. (1979). A model of the natural rate of unemployment. The American Economic Review, 69(1), 117-125.

Scherer, S. (2004). Stepping-stones or traps? The consequences of labour market entry positions on future careers in West Germany, Great Britain and Italy. Work, employment and society, 18(2), 369-394.

Shapiro, C., & Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. The American Economic Review, 74(3), 433-444.

Skedinger, P. (2011). Employment consequences of employment protection legislation. Nordic Economic Policy Review, 2(1), 45-83.

Stiglitz, J. E. (1985). Equilibrium wage distributions. The Economic Journal, 95(379), 595-618.

Stiglitz, J. E. (1992). Prices and queues as screening devices in competitive markets. Economic Analysis of Markets and Games: Essays in Honor of Frank Hahn, 128-66.

Van Lancker, W. (2012). The European world of temporary employment: Gendered and poor?. European Societies, 14(1), 83-111.

Weiss, A. (1980). Job queues and layoffs in labor markets with flexible wages. Journal of Political economy, 88(3), 526-538.

Wooldridge, J. M. (2000). A framework for estimating dynamic, unobserved effects panel data models with possible feedback to future explanatory variables. Economics Letters, 68(3), 245-250.

Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. Journal of applied econometrics, 20(1), 39-54.

Wu, J. S., & Ho, C. P. (2012). Towards a more complete efficiency wage theory. Pacific Economic Review, 17(5), 660-676.

Yang, J. J. (2006). Corporate unionism and labor market flexibility in South Korea. Journal of East Asian Studies, 6(2), 205-231.

Yang, J., & Jung, Y. (2015). Why Are Active Labor Market Policies Underdeveloped in South Korea?. Korean Political Science Review, 49(6), 85-108.

Yoo, G., & Kang, C. (2012). The effect of protection of temporary workers on employment levels: evidence from the 2007 reform of South Korea. ILR Review, 65(3), 578-606.

Abstract

A study on the poverty gap between temporary and permanent workers

Choi Yohan

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

The dissertation explores several topics concerning the poverty gap between temporary and permanent contracts. A clear understanding of whether temporary and permanent contracts are important determining factors of economic well-being of individuals and households is required with the tendency of labor market polarization, the prevalence of temporary employment, and the policy discussions associated with labor market flexibility. So, this study tries to contribute prior understanding by investigating three topics. They are summarized by the following titles: the temporary-permanent poverty gap, the difference in the temporary-permanent poverty gap between married women and married men, and the persistence of the temporary-permanent poverty gap. The details of each topic are as follows.

In the first topic, I explore two detailed issues for the temporary-permanent poverty gap. First, I examine whether there exists the difference in poverty which is caused by the difference in contract types between temporary and permanent workers. Since temporary contracts could experience a wage penalty and higher unemployment risk than permanent contracts, temporary workers may experience a higher poverty risk than permanent workers even when they have same characteristics such as human capital, ability, motivation, and so on.

Next, I examine what factors among hourly wage, weekly working hours and

working months mainly generate the temporary-permanent poverty gap. Examining this issue may contribute to understand the generating mechanism of the temporary-permanent poverty gap. For this, I investigate this issue using the assumption that yearly earnings are captured by hourly wage, weekly working hours and working months. Since this approach substantially reduces the ambiguity about the residual portions of the temporary-permanent poverty gap which is not explained by three factors, it may contributes to capture the effects of each factor more exactly.

In the second topic, I examine the difference in the temporary-permanent poverty gap between married women and married men. Because the labor market participation through temporary employment among married women who are mainly secondary earners may be more effective to reduce household poverty risk than that among married men, the investigation of this topic can provide important policy implications for policy makers who want to reduce poverty rates by increasing residual participation on the labor market participation among secondary earners. To examine this issue, I assume that the difference in the temporary-permanent poverty gap between married women and married men is generated due to (a) that married women are mainly secondary earners and married men are mainly primary earners as well as (b) that the temporary-permanent earnings gap can be different between married women and married men. So, through estimating both the temporary-permanent yearly earnings gap and the poverty gap among married women and married men, respectively, and comparing these gaps between them, I investigate whether there is a tendency that the temporary-permanent poverty gap is lower among married women than married men especially because married women are mainly secondary earners.

And in the third topic, I examine whether the temporary-permanent poverty gap in present is persistent in near future. Even if the temporary-permanent poverty gap in present clearly exists, it does not necessarily imply that the temporary-permanent poverty gap is persistent. So, just by investigating the above topics, it is difficult to have a comprehensive understanding of the difference in economic well-being between temporary and permanent contracts. Therefore, this study tries to enhance a comprehensive understanding of the temporary-permanent poverty gap by examining the persistence of the

temporary-permanent poverty gap.

In one hand, the temporary-permanent poverty gap may be highly persistent due to the difference in human capital accumulation and unemployment risk between temporary and permanent contracts. But in the other hand, because temporary contracts can be functioning as a stepping-stone to permanent contracts or better jobs and temporary contracts could not necessarily maintain or improve the level of labor market participation in a real labor market, it is also possibile that the temporary-permanent poverty gap is temporary. So, this study investigates the last topic through estimating and comparing both the temporary-permanent poverty gaps in present and near future.

As data source, I use the Korea Labor and Income Panel Study which is a representative annual panel survey in South Korea. And I use a fixed-effects approach to control for individual unobserved heterogeneity. The 60 percent of median equivalised household income is used as the poverty line and the additional analyses are carried out by classifying temporary contracts into temporary contracts of one year or more, temporary contracts of less than one year, and casual contracts to consider the internal heterogeneity of temporary contracts.

The main findings are summarized as follows.

First, temporary contracts appear to increase poverty risk compared to permanent contracts. Temporary contracts have 6.2 percent point higher poverty risk and 15.2 percent lower yearly earnings than permanent contracts. And the internal heterogeneity among temporary contracts exist. Temporary contracts of one year or more have 2.9 percent point higher poverty risk and 6.4 percent lower yearly earnings than permanent contracts. Temporary contracts of less than one year have 8.3 percent point higher poverty risk and 22.0 percent lower yearly earnings than permanent contracts. And casual contracts have 7.5 percent point higher poverty risk and 23.9 percent lower yearly earnings than permanent contracts.

Second, although temporary contracts have higher poverty risk than permanent contracts, they have much lower poverty risk than non-wage employment as well as unemployment and out of labor force. Compared to permanent contracts, unemployment and out of labor force have 41.1 percent

point and 37.1 percent point higher poverty risk respectively, and non-wage employment has 1364 percent point higher poverty risk. So, I find that temporary contracts incur higher poverty risk than permanent contracts but they are poverty-reducing factors compared to other economic status.

Third, upon examination of what are major causes of the temporary-permanent poverty gap among hourly wage, weekly working hours and working months, I find that the temporary-permanent poverty gap is explained largely by hourly wage and weekly working hours among women and is largely by hourly wage among married men. The effect of working months appears to be slight. This difference between women and men seems to be due to that while the temporary-permanent weekly hours gap is more clear among women than men, the temporary-permanent hourly wage gap appears more clear among men than women. The reason of the former is that the willingness to work of women may rely more heavily on household income than men and could be correlated with contract types. And the reason of the latter is that the gender wage gap may be bigger among permanent contracts which mainly takes central tasks of firms than among temporary contracts which mainly takes residual tasks of firms.

Fourth, the evidence that the labor market participation through temporary employment among married women may reduce poverty risk effectively because married women are mainly secondary earners is found very little. Only in the case of temporary contracts of one year or more, although the temporary-permanent yearly earnings gap is bigger among married women (1,450,000 won) than married men (1,160,000 won), the temporary-permanent poverty gap is smaller among married women (1.9%p) than married men (4.1%p). So, the tendency that the temporary-permanent poverty gap is lower in married women than in married men because married women are mainly secondary earners. However, I cannot ever find this tendency for temporary contracts of less than one year and casual contracts. Therefore, conclusively, I find no evidence that the labor market participation through temporary employment among women can effectively reduce poverty risk because they are secondary earners. It may be partly due to that the absolute level of earnings among married women is very low.

Fifth, whereas the persistence of the temporary-permanent poverty gap exists substantially when not controlling for individual unobserved factors, it barely exists when controlling for these factors. It implies that the factor causing the dualization of labor market may not be the difference in contract types between temporary and permanent contracts.

Sixth, differently with the temporary-permanent poverty gap, the poverty gap between permanent contracts and non-employment appears to be persistent after two years. Also, the poverty risk of non-employment is much higher than temporary contracts. In the respect that this could imply that the self-employed could not easily translate into other economic status maybe due to the high fixed cost of self-employment and then they could fall in the poverty trap in long-term, this finding needs to be paid attention as one of important results of this study.

In the conclusion, I discuss the implications and limitations of this study based on the above findings.

Keywords : Poverty, Temporary employment, Secondary earners, Persistence of poverty, Dynamic logistic fixed-effects regression, South Korea

Student Number : 2015-30961