

정책연구
2024-03

직업과 생애주기별 건강 격차

홍정림

한국노동연구원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제1절 연구 배경	1
제2절 이론적 배경	3
제2장 직종별 건강 격차	6
제1절 머리말	6
제2절 분석 자료 및 방법	9
1. 분석 방법	9
2. 분석 자료 및 대상	9
3. 변수 및 기초 통계	10
제3절 분석 결과	17
1. 직종별 건강 현황 및 추이	17
2. 회귀분석 결과	20
제4절 소 결	29
제3장 고용 안정성과 건강 격차	32
제1절 머리말	32
제2절 선행 연구	35
제3절 분석 자료 및 방법	37
1. 분석 방법	37

2. 분석 자료 및 대상	39
3. 변수 및 기초 통계	39
제4절 분석 결과	44
제5절 소 결	58
 제4장 근로 환경과 건강 격차	61
제1절 머리말	61
제2절 선행 연구	63
제3절 분석 자료 및 방법	66
1. 분석 방법	66
2. 분석 자료 및 대상	66
3. 변수 및 기초 통계	67
제4절 분석 결과	77
1. 전체 분석	77
2. 인구학적 특성별 분석	83
3. 근로 환경에 따른 직종별 건강 격차	91
제5절 소 결	93
 제5장 결 론	96
제1절 연구 요약	96
제2절 정책적 시사점	100
 참고문헌	103

표 목 차

<표 2- 1> 기초 통계량	12
<표 2- 2> 직종별 기초 통계량 1	14
<표 2- 3> 직종별 기초 통계량 2	15
<표 2- 4> 직종별 건강 격차 1	21
<표 2- 5> 직종별 건강 격차 2	22
<표 2- 6> 직종별 건강 격차 : 성별 분석	24
<표 2- 7> 직종별 건강 격차 3	25
<표 2- 8> 연령에 따른 직종별 건강 격차 1	27
<표 2- 9> 연령에 따른 직종별 건강 격차 2	28
<표 3- 1> 기초 통계량	41
<표 3- 2> 고용 형태별 기초 통계량	43
<표 3- 3> 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS	45
<표 3- 4> 고용 안정성이 주관적 건강 상태(좋은)에 미치는 영향 : LPM ...	46
<표 3- 5> 고용 안정성이 주관적 건강 상태(나쁨)에 미치는 영향 : LPM ...	48
<표 3- 6> 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV	50
<표 3- 7> 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS, 성별 분석	52
<표 3- 8> 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS, 연령별 분석	53
<표 3- 9> 고용 안정성이 남성의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV ...	54
<표 3-10> 고용 안정성이 여성의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV ...	55
<표 3-11> 고용 안정성이 30~49세 연령층의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV	56
<표 3-12> 고용 안정성이 50~64세 연령층의 주관적 건강 상태에 미치는	

영향 : IV	57
〈표 4- 1〉 근로 환경 요인 항목 구성	69
〈표 4- 2〉 기초 통계량	72
〈표 4- 3〉 기초 통계량 : 직종별	75
〈표 4- 4〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 1 : 전체	78
〈표 4- 5〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 2 : 전체	80
〈표 4- 6〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 전체	82
〈표 4- 7〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 성별 분석, 남성	84
〈표 4- 8〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 성별 분석, 여성	85
〈표 4- 9〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 성별 분석	86
〈표 4-10〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 연령별 분석, 30~49세	88
〈표 4-11〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 연령별 분석, 50~64세	89
〈표 4-12〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 연령별 분석	90
〈표 4-13〉 직종별 근로 환경의 영향 기울기	92

그림목차

[그림 2-1] 직업군별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘좋음’ 비율	17
[그림 2-2] 직업군별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘나쁨’ 비율	18
[그림 2-3] 직종별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘좋음’ 비율 추이	19
[그림 2-4] 직종별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘나쁨’ 비율 추이	19
[그림 3-1] 정규직 · 비정규직 근로자 비중	32

요 약

1. 서론

건강은 생물학적 요인뿐만 아니라 개인이 속한 사회경제적 환경과 밀접한 연관성을 가진다. 또한 건강은 대표적인 인적자본으로서 노동시장에서의 성과를 결정하는 주요 요인이기 때문에, 사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 노동시장 성과의 격차로 이어진다(홍정림, 2022). 생활 수준의 향상, 의료 기술의 발전 등으로 인해 전반적인 국민건강 수준은 꾸준히 개선되고 있으나, 사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 여전히 관측되며 그 격차는 좀처럼 좁혀지지 않고 있다(Mackenbach, 2006; 홍정림, 2022). 불평등 완화가 주요 사회적 화두로 대두되고 있는 가운데, 우리나라에서도 건강 측면에서의 형평성 제고를 위한 정책적 대응이 필요한 시점이다(홍정림, 2022). 사회 구성원 간 건강 격차의 완화는 국민 건강 수준을 향상하기 위한 선결과제이기도 하다(Mackenbach, 2006; 홍정림, 2022).

사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 단편적인 정책 방향으로서는 건강 격차를 완화하기 쉽지 않다. 즉, 건강 격차는 유전적·환경적·사회심리적 요인 등 다양한 요인들에 의해 복합적으로 발생하는 만큼 건강 격차를 완화하기 위한 정책도 다각적 측면에서 체계적으로 접근할 필요가 있다.

고용은 근로자의 건강을 결정하는 중요한 사회적 요인으로 널리 인식된다(Marmot et al., 2008; Belloni et al., 2022). 고용은 소득과 기타 물

질적 혜택을 얻는 주요한 수단이자 사회적 통합, 명성, 의미의 원천으로서 긍정적인 방식으로 건강을 개선한다. 반면에 고용은 근로자들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 노출함으로써 건강을 악화하기도 한다(Burgard and Lin, 2013). 이에 더해 고용 상태에 있는 근로자들 간에도 직종, 고용 형태 등 직업 특성에 따라 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 불균등하게 노출됨으로써 건강 격차가 발생한다. 실업은 개인의 건강을 악화하며(Jahoda, 1982), 건강은 직종에 따라 불평등하게 분포되어 있을 뿐만 아니라(Ravesteijn et al., 2013), 고용 불안정성은 근로자들의 신체적·정신적 건강 악화와 밀접한 연관성이 있다(Sverke and Hellgren, 2002; Caroli and Godard, 2016).

이렇듯, 건강 격차의 주요 결정 요인인 사회경제적 지위 중에서도 교육, 소득에 비해 직업은 건강에 대한 영향을 평가하기에 상대적으로 복잡한 변수이기 때문에 효과적인 건강 격차 해소 방안을 모색하기 위해서는 직종, 고용 형태, 근로 환경 등 직업의 다양한 측면에서 체계적인 접근을 통한 분석이 선행되어야 한다.

이에 본 연구에서는 사회경제적 지위 중 직업 측면에 초점을 두고 직종, 고용 안정성, 근로 환경 등 다양한 측면에서의 접근을 통해 체계적이고 종합적인 실증분석을 수행함으로써 건강 형평성 제고를 위한 효과적인 정책을 수립하는 데에 객관적인 근거를 제공하고자 한다.

2. 연구 내용 및 결과

제2장에서는 20여 년간의 자료를 활용하여 직종별 건강 격차가 나타나는지, 그리고 연령이 증가함에 따라 직종별 건강 격차가 확대되는지 실증분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체 직군을 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하여 분석한 결과, 화이트칼라 근로자에 비해 블루칼라 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 열악한 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제

할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성은 변하지 않았다. 이는 직종별 건강 격차가 직종의 특성이 건강에 영향을 미치는 인과적 효과뿐만이 아니라 개인의 특성이 직종의 선택에 영향을 미치는 선별 효과가 동시에 작용하여 유발되었을 가능성을 시사한다.

둘째, 전체 직군을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 직종으로 구분하여 분석한 결과, 블루칼라 근로자들에 비해 다른 직종 근로자들의 건강 상태는 대체적으로 양호한 것으로 나타났다. 즉, 육체노동 근로자들의 건강 상태가 다른 직종 근로자들에 비해 열악한 것으로 확인된다.

셋째, Lahelma(2001), Van Kippersluis et al.(2010) 등 해외의 연구에서는 직종 간 건강 격차가 주로 남성들에게서 관측된다고 보고한다. 우리나라에서도 건강 격차에 성별 이질성이 나타났는지 분석한 결과는 직종의 분류에 따라 상이한 결과가 도출되었다. 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하였을 때에는 남성에 한해 건강 격차가 확인되지만, 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 직종으로 구분하여 분석한 결과에서는 성별과 관계없이 블루칼라 직종에 비해 상대적으로 다른 직종의 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다.

넷째, 직종별로 건강 격차가 존재할 뿐만 아니라 연령이 증가함에 따라 직종 간 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 나타났는데, 이는 블루칼라 근로자들이 다른 직종 근로자들에 비해 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 높기 때문에 나이가 들면서 더 빨리 건강이 소진됨을 의미하며, 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 다르다는 것을 시사한다.

본 연구는 그동안 직업의학 분야에 치중되어 있었던 직종별 건강 격차를 경제학적 측면에서 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 건강 격차의 기울기가 연령이 증가함에 따라 확대되었음을 밝혔다는데 그 의의가 있다. 아울러 해외 연구에서 나타난 건강 격차의 성별 이질성은 직종 구분에 따라 상이하게 도출되었을 가능성을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

제3장에서는 고용의 안정성에 따른 건강 격차를 확인하고, 고용의 안

정성이 건강에 미치는 인과적 효과를 분석하였다. 아울러 고용 안정성이 건강에 미치는 영향이 연령·성별 등 인구학적 특성에 따라 이질적인지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 정규직 여부를 고용 안정성의 지표로 하여 근로자의 주관적 건강 상태 간의 관계를 추정한 결과는 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹의 주관적 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다. 개인 특성 변수를 추가로 통제할수록 건강 격차는 완화하였는데, 이는 둘 간의 상관관계가 인과관계와 선별 효과 모두에 기인한 것으로 개인의 특성이 고용 안정성과 상호작용하여 주관적 건강 상태에 양방향으로 영향을 주고받는 경로로 작용했음을 의미한다.

둘째, 인구·사회·경제적 요인을 통제하고 도구변수를 활용하여 고용 안정성이 건강에 미친 인과적 효과를 추정한 결과에서도 둘 간의 정(+)의 관계는 유지되었으며, 불안정한 고용이 건강에 미치는 부정적인 영향이 확인되었다. 즉, 건강하지 못한 근로자들이 비정규직 근로자가 되는 선별 효과를 배제하여도 고용의 안정성은 주관적 건강 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인된다.

셋째, 고용 안정성이 건강에 미치는 영향에 인구학적 특성별 이질성이 존재하는지 확인한 결과는 남성과 50~64세 연령층에 한해 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 긍정적인 효과가 확인된다. 성별·연령에 관계없이 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에는 정(+)의 상관관계를 보였지만, 고용 안정성이 건강에 미치는 인과적 영향은 남성과 50~64세 연령층에 한해 도출되었다.

본 연구는 그동안 직업의학 분야에서 주로 다루어져 왔던 고용 형태별 건강 격차를 경제학적 접근법을 사용하여 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 우리나라의 자료를 활용하여 고용 안정성이 근로자들의 건강에 미치는 인과적 영향을 처음으로 추정하였다는 데에 의의가 있다. 아울러 고용 안정성이 미치는 인과적 효과는 인구학적 특성별로 상이함을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

제4장에서는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한

근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 분석하고, 실제로 근로 환경 요인이 직종별 건강 격차를 유발하는 주요 요인인지 확인하였다. 아울러 근로 환경과 건강 간의 관계가 인구학적 특성별로 상이한지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동 및 비정형 근무, 재량권, 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험 여부, 업무 환경의 변화 등 일자리의 질을 구성하는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 근로 환경 요인들과 근로자의 건강 간의 관계를 확인한 결과는 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록, 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자의 건강 상태가 개선되는 것으로 나타났다. 반면 장시간 노동과 교대 근무, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 건강 상태를 악화하는 요인으로 작용하였다.

둘째, 근로 환경과 건강 간의 관계는 인구학적 특성별로 이질성이 있음을 밝힌 해외의 선행 연구와는 달리 우리나라의 경우 둘 간의 관계에 성별, 연령별 이질성이 두드러지게 관측되지 않았다.

셋째, 근로 환경 요인 중 사회심리적 요인을 모형에 추가하면 환경적·물리적·화학적 위해 요인, 노동 강도 등의 변수의 추정치가 감소하였다. 이는 사회심리적 요인을 배제한 채 환경적·물리적·화학적 위해 요인만을 근로 환경 요인으로 고려한 기존 연구의 분석 결과에서 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수의 영향이 과대 추정되었을 가능성을 보여준다.

넷째, 근로 환경 요인을 고려했을 때 직종 간 건강 격차는 완화하거나 통계적 유의성이 사라졌다. 이는 직종 간 건강 격차의 상당 부분이 근로 환경의 불균등한 분포에 의한 것으로 기존 연구에서 추정된 직종 간 건강 격차가 근로 환경 요인의 영향을 포착하였을 가능성을 보여준다.

다섯째, 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 상이한 것으로 나타났다. 이는 근로 환경이 근로자 친화적일수록 화이트칼라 근

로자들의 주관적 건강 상태 개선 속도가 블루칼라 근로자에 비해 상대적으로 빨랐음을 의미한다.

본 연구는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 직종별 건강 격차가 근로 환경 요인에 의해 상당 부분 설명될 가능성을 확인하였다는 데 의의가 있다. 또한 사회심리적 근로 환경 개선의 중요성과 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 이질적인 기울기를 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다.

3. 정책적 시사점

국민건강 제고는 그 자체로도 본질적인 가치를 지니는 동시에 생산성 향상 및 국가 경쟁력 상승 등 거시경제적 측면, 혹은 복지 비용 절감 등 사회적 측면에서 파급효과를 유발한다는 점에서 정책 목표를 달성하기 위한 수단이 된다. 개인의 건강은 한 가지 요인에 의해 결정되는 것이 아니라 유전, 라이프 스타일, 환경 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는데, 사회환경적 요인 중 직업적 특성은 성인기 근로자의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목된다.

건강 결핍 모델(health deficit model)에 의하면 건강 부담이 큰 직업은 건강 결손이 더 빨리 누적되며, 결핍이 누적됨에 따라 건강 격차가 더욱 확대될 뿐만 아니라 노동 생산성이 감소하여 소득이 감소하고, 이는 다시 사회경제적 건강 불평등을 유발한다. Ravesteijn et al.(2013)은 직업 선택의 폭이 크게 제한되어 있는 경우, 건강이 좋지 않은 근로자는 더 높은 수입을 얻기 위해 건강에 유해한 직업에 종사함으로써 자신의 건강 일부를 ‘판매’할 수 있으며, 이는 직업이 사회경제적 건강 격차를 확대할 수 있음을 의미하므로 건강 격차를 완화하기 위한 정책적 개입이 필요함을 역설하였다.

본 연구의 결과 역시 국민건강을 개선하고 건강의 형평성을 제고하기

위해서는 직종별로 관측되는 건강 격차에 주목할 필요가 있음을 시사한다. 아울러 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 이질적임을 감안하여 생애 주기별로 체계적이고 포괄적이며 세부적인 정책 방안을 모색해야 함을 시사한다.

한국의 노동시장은 지난 20여 년간 지속적으로 분절화하고 이중구조화하는 방향으로 움직여왔으며(전병유 외, 2018), 고용의 유연화와 노동시장의 분절화는 정규직과 비정규직 간 사회경제적 격차를 더욱 확대하였을 뿐만 아니라 근로자 간의 건강 격차를 유발하였다. 본 연구의 결과는 건강의 형평성을 제고하여 궁극적으로 국민건강을 개선하기 위해서는 다양한 측면에서 체계적인 접근을 통해 정책 방안을 모색해야 함을 보여주며, 고용 안정이 노동시장 제도 개선을 통한 이중구조의 완화라는 노동정책 측면에서만뿐만 아니라 건강의 형평성 제고라는 보건복지 정책 측면에서도 매우 중요함을 함의한다. 따라서 근로자들의 건강 격차를 완화하기 위한 방안으로 고용 안정성 확보를 위한 정책적 개입이 필요함을 시사한다. 아울러 개인의 인적 특성에 따른 선별 효과를 고려한다면 중장기적 관점에서 사회경제적 취약계층의 경제적 안전을 보장하는 시스템을 구축하고, 사회안전망 사각지대를 해소하기 위한 정책적 노력이 요구된다.

Michael Marmot의 일련의 연구들이 발표된 1990년대 이후 직종·직급별, 혹은 고용 형태별 근로자들의 건강 격차를 주제로 한 연구가 활발히 진행되었는데, 최근 학자들과 정책 입안자들의 관심은 ‘직업별 건강 격차가 왜, 그리고 어떻게 발생하는가?’로 옮겨가고 있다. ‘근로 환경’은 근로자들의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목되었고, 근로 환경을 개선하자는 사회적 요구가 강화하고 있으며, 이에 발맞추어 정부도 근로자의 건강 증진과 근로 환경 개선 및 안전한 일터 조성을 위한 다양한 정책들을 발표하였다.

교육, 소득 측면에서 사회경제적 지위가 낮은 근로자는 유해한 근로 환경을 가진 직업을 선택할 가능성이 높고, 건강에 대한 투자를 통해 이러한 부정적인 영향을 완전히 상쇄하지 않는다면 사회경제적 지위와 건

강 사이의 기울기는 더욱 가파르게 변화할 가능성이 있다. 즉, 사회경제적 지위의 취약성이 고용의 취약성으로 연결되고, 이는 건강 측면으로까지 확대되는 것이다. ‘고된’ 직업으로 인한 건강 격차를 상쇄하기 위해서는 정책적 대응이 요구된다(Ravesteijn et al., 2013).

본 연구의 결과는 환경적·물리적·화학적 요인에 집중된 근로 환경 및 산업안전 개선 방안을 사회심리적 요인까지 고려하여 확대할 필요가 있음을 시사한다. 근로자의 신체적 위험과 업무 강도로부터의 보호는 여전히 중요하지만, 그동안 사회심리적 요인은 상대적으로 덜 주목받은 측면이 있다. 사회심리적 위험의 중요성을 인식하고 관련 법과 제도를 개선할 필요가 있다. 아울러 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 상이한 기울기를 고려한다면, 근로자들의 건강 형평성 제고를 위해서는 전반적인 근로 환경 개선과 함께 직업군별 특성을 고려한 맞춤형 정책을 모색해야 할 것이다.

직업 특성으로 인한 건강 격차는 다른 삶의 주요 영역에서 불평등을 유발할 수 있고, 이러한 결과는 사회적·경제적 비용을 수반한다. 근로자의 건강 격차는 노동시장의 이중구조와 상당 부분 연결되어 있기 때문에 고용안전망과 사회안전망 간의 정합적 작동이 필요하다. 사회경제적 측면에서 유발된 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 한 가지 정책 방향으로만 건강 격차를 완화하기 어렵다. 국민건강을 증진하고 격차를 줄이기 위해서는 직업의 다양한 측면에서 건강 격차를 유발하는 요인들을 고려한 체계적이고 종합적인 정책 설계가 요구되며, 노동시장에서의 차별 완화 및 해소 방안이 폭넓게 마련되어야 할 것이다.

제 1 장 서 론

제1절 연구 배경

건강은 생물학적 요인뿐만 아니라 개인이 속한 사회경제적 환경과 밀접한 연관성을 가진다. 특히, 소득, 직업, 교육으로 대표되는 사회경제적 지위(Socio-economic status)와 건강 간의 관계는 널리 알려져 있다. 즉, 교육 수준과 소득이 높을수록 건강하고, 직업 유무, 고용 형태, 작업 환경 등 직업의 특성에 따라 건강 상태가 상이하다(홍정립, 2022).

건강은 대표적인 인적자본으로서 노동시장에서의 성과를 결정하는 주요 요인이기 때문에, 사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 노동시장 성과의 격차로 이어진다(홍정립, 2022). 생활 수준의 향상, 의료 기술의 발전 등으로 인해 전반적인 국민건강 수준은 꾸준히 개선되고 있으나, 사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 여전히 관측되며 그 격차는 좀처럼 좁혀지지 않고 있다(Mackenbach, 2006; 홍정립, 2022). 불평등 완화가 주요 사회적 화두로 대두되고 있는 가운데, 우리나라에서도 건강 측면에서의 형평성 제고를 위한 정책적 대응이 필요한 시점이다(홍정립, 2022). 사회 구성원 간 건강 격차의 완화는 국민건강 수준을 향상하기 위한 선결과제이기도 하다(Mackenbach, 2006; 홍정립, 2022).

사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식

습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 단편적인 정책 방향으로 건강 격차를 완화하기 쉽지 않다. 즉, 건강 격차는 유전적·환경적·사회심리적 요인 등 다양한 요인들에 의해 복합적으로 발생하는 만큼 건강 격차를 완화하기 위한 정책도 다각적 측면에서 체계적으로 접근할 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 사회경제적 지위 중 직업 측면에 초점을 두고 직종, 고용 안정성, 근로 환경 등 다양한 측면에서의 접근을 통해 체계적이고 종합적인 실증분석을 수행함으로써 건강 형평성 제고를 위한 효과적인 정책을 수립하는 데에 객관적인 근거를 제공하고자 한다.

고용은 근로자의 건강을 결정하는 중요한 사회적 요인으로 널리 인식된다(Marmot et al., 2008; Belloni et al., 2022). 고용은 소득과 기타 물질적 혜택을 얻는 주요한 수단이자 사회적 통합, 명성, 의미의 원천으로서 긍정적인 방식으로 건강을 개선한다. 반면에 고용은 근로자들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 노출함으로써 건강을 악화하기도 한다(Burgard and Lin, 2013). 이에 더해 고용 상태에 있는 근로자들 간에도 직종, 고용 형태 등 직업 특성에 따라 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 불균등하게 노출됨으로써 건강 격차가 발생한다. 실업은 개인의 건강을 악화하며(Jahoda, 1982), 건강은 직종에 따라 불평등하게 분포되어 있을 뿐만 아니라(Ravesteijn et al., 2013), 고용 불안정성은 근로자들의 신체적·정신적 건강 악화와 밀접한 연관성이 있다(Sverke and Hellgren, 2002; Caroli and Godard, 2016).

이렇듯, 건강 격차의 주요 결정 요인인 사회경제적 지위 중에서도 교육, 소득에 비해 직업은 건강에 대한 영향을 평가하기에 상대적으로 복잡한 변수이기 때문에 효과적인 건강 격차 해소 방안을 모색하기 위해서는 직종, 고용 형태, 근로 환경 등 직업의 다양한 측면에서 체계적인 접근을 통한 분석이 선행되어야 한다.

이에 본 연구에서는 직업 특성별 건강 격차를 다양한 측면에서 살펴봄으로써, 건강의 형평성을 제고하여 궁극적으로 국민건강을 개선하기 위한 정

책 방향에 함의를 도출하고자 한다. 제2장에서는 직종별 건강 격차를 주제로 우리나라의 최근 20여 년간의 자료를 활용하여 직종에 따라 건강 격차가 나타나는지, 그리고 직종별 건강 격차는 인구학적 특성에 따라 상이하게 나타나는지 확인한다. 또한 연령이 증가함에 따라 직종별 건강 격차가 확대되는지 분석함으로써 직종 간 건강이 악화하는 궤적이 이질적인지 살펴볼 것이다. 제3장에서는 고용의 안정성에 따른 건강 격차를 주제로 고용 안정성과 건강 간의 상관관계를 확인하고, 이 둘 간의 상관관계가 고용 안정성이 근로자들의 건강에 미치는 인과적 효과로 연결되는지 분석한다. 아울러 고용 안정성이 건강에 미치는 인과적 영향이 연령·성별 등 인구학적 특성에 따라 이질적인지 살펴볼 것이다. 제4장에서는 근로 환경에 따른 건강 격차를 주제로 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 분석하고, 실제로 근로 환경 요인이 직종별 건강 격차를 유발하는 주요 요인인지 확인한다. 아울러 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 직종별로 상이한지 살펴본다.

본 연구는 그동안 직업의학적 접근에 치중되어 있었던 직업의 특성별 건강 격차를 다각적 측면에서 경제학적 접근법을 통해 체계적이고 종합적으로 확인하였다는 데에 의의가 있다. 본 연구의 결과는 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공하며, 건강의 형평성 제고를 위한 정책 방향을 설정하는 데에 주요 참고자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 이론적 배경

직업이 건강에 미치는 영향을 경제학적으로 설명하기 위한 이론적 프레임은 Grossman(1972)에 기초하는데, Grossman(1972)에 의하면 건강은 인적자본 투자, 생활 양식의 함수로서 소득과 의료의 상대적 가격 등에 의해 영향을 받는다(홍정립, 2021). Grossman(1972)의 모형을 토대로 발전시킨 Galama and Van Kippersluis(2013)에 따르면 개인은 특정 시점의 모든 상

태 변수를 포함하는 정보 집합에서 소비 수준, 건강 투자, 신체적·사회경제적 직업 특성 벡터를 선택하여 각 시점에서의 소비와 건강에 따라 달라지는 할인된 생애 효용을 극대화한다고 설명한다. 개인은 건강 및 예산 제약에 직면해 있으며, 각 시점에서 건강은 영구적인 건강과 생물학적 노화 속도, 예상치 못한 건강 충격, 건강 투자 및 직업 선택의 이력에 의해 결정된다고 가정한다. 건강은 나이가 들고 유해한 직업적 특성에 노출되면 악화하지만, 반대로 건강 투자를 통해 개선할 수 있다. 초기 건강은 직장 생활을 시작할 때의 건강 수준으로 간주되며, 영구적인 건강, 나이에 따른 건강 저하, 과거의 모든 건강 충격이 현재의 건강 상태에 영향을 미친다.

한편 생애주기에 따른 직업과 건강 간의 관계에 대한 이론을 제시한 Galama and Van Kippersluis(2019)에 의하면, 개인은 나이에 따라서 즉각적인 혜택이 더 크다면 건강 손실로 인한 생애 효용의 감소라는 건강 관련 비용 등을 지급하고 건강에 해로운 소비나 직업적 위험에 참여할 의향이 있다고 설명한다. 즉, 직업별 건강 격차는 주어진 제약하에서 개인의 생애주기에 따른 합리적인 선택의 결과이며, 건강의 가치와 삶의 가치는 삶의 시기(나이)와 직업에 따라 달라지는 개념이라고 주장하였다. 제시한 모형과 시뮬레이션 결과에 따르면 삶의 가치는 노년에 가까워질수록 감소하는 반면 건강의 가치는 증가하는 것으로 나타났다.

건강 불평등 연구 분야 석학인 Michael Marmot은 1991년 연구에서 평균 건강과 기대 수명이 직업별로 뚜렷한 기울기를 보인다는 사실을 밝혔는데(Marmot et al., 1991), 이러한 체계적인 건강 기울기는 주로 직종에 따라 근로자에게 가해지는 신체적 요구의 차이로 설명된다. 기존 연구에 의하면 블루칼라 업무는 화이트칼라 업무보다 신체적 부담이 훨씬 크기 때문에 블루칼라 근로자들의 건강이 상대적으로 열악하며, 건강 악화의 누적은 직종 간 건강 격차를 더욱 확대한다고 설명한다(Fletcher et al., 2011; Kajitani, 2015).

한편 직업의 안정성 측면에서 볼 때, 고용 불안은 근로자들의 스트레스를 증가시켜 건강에 해로울 수 있다. 비정규직 근로자의 고용 불안정성은 근로자들의 정신적 건강을 악화할 뿐만 아니라 눈의 피로, 피부 및 귀 문제, 위장 및 수면 장애와 같은 특정 증상과 밀접한 관련이 있다고 알려져 있다(Sverke

and Hellgren, 2002; Caroli and Godard, 2016). 비정규직 고용과 건강을 연결하는 메커니즘에 대한 또 다른 설명으로는 비정규직 근로자들의 고용 조건, 복지 및 경제적 부담을 들 수 있다. 비정규직 일자리는 상대적으로 낮은 보수, 혜택에 대한 접근성 저하, 승진 가능성 제한 등과 연관되어 있다. 이러한 특성들은 불안정한 고용과 건강 사이의 부정적인 관계를 형성하는 추가적인 잠재적·사회심리적·경제적 요인으로 작용한다(Pirani and Salvini, 2015; Kubicek et al., 2019). 이뿐만 아니라 비정규직 근로자들은 열악한 근무 조건, 육체적으로 과중한 업무, 높은 사고 위험, 유해 물질에 노출되는 직종에 종사하는 비율이 높다. 단조롭고 반복적이며 숙련되지 않은 업무를 더 많이 수행하고, 업무 자율성이 낮고 감독 통제가 더 엄격하며, 비사회적 근로 시간이나 불규칙하고 계획되지 않은 근로 시간의 영향을 더 자주 받는다. 열악한 근무 환경, 낮은 일자리의 질, 불리한 근무 조건은 비정규직 근로자의 신체적, 정신적 건강을 악화할 수 있다(Pirani and Salvini, 2015).

직종별, 혹은 고용 형태별로 뚜렷한 건강 기울기는 시기, 국가와 관계없이 일관되게 관측되지만, 직업별 건강 격차의 메커니즘에 대해서는 논쟁이 계속되고 있다. Marmot(2004)은 낮은 지위의 근로자가 높은 지위의 근로자와 자신을 불리하게 비교하여 해로운 스트레스를 유발하고 잠재적으로 건강에 유해한 행동을 하게 됨으로써 건강의 불평등이 나타난다고 주장하지만, 이에 반해 다른 연구자들은 직업적 지위에 초점을 맞춘 기존 연구가 실제로는 측정되지 않은 신체적, 사회심리적 직업 특성, 근로 환경 등에 따른 건강 격차를 포착하고 있다고 주장하기도 한다(Warren et al., 2004; Erikson, 2006; Burgard and Lin, 2013). 이들은 고용이 소득과 기타 물질적 혜택을 얻는 주요한 수단이자 사회적 통합, 명성, 의미의 원천으로서 긍정적인 방식으로 건강을 개선하기도 하지만 근로자들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 노출함으로써 건강을 악화하기도 한다고 설명한다(Burgard and Lin, 2013). 이에 대해 Schmitz(2016)는 직업별 건강 격차를 결정하는 주요 요인이 직종 자체보다는 근로 환경의 조건임을 확인한 바 있다.

제 2 장

직종별 건강 격차

제1절 머리말

건강은 직종에 따라 불평등하게 분포되어 있다(Ravesteijn et al., 2013). 건강 불평등 연구 분야 석학인 Michael Marmot은 1991년 연구에서 평균 건강과 기대 수명이 직업별로 뚜렷한 기울기를 보인다는 사실을 밝혔고(Marmot et al., 1991), Marmot이 직종에 따른 건강 불평등을 화두로 던진 1990년대 이후 관련 연구는 활발하게 진행되었다. 사망률, 주요 만성 질환, 심혈관 대사 질환, 주관적 건강 등 다양한 건강지표를 통해 사회경제적 지위 중 직종에 따른 건강 격차가 존재하는지 살펴본 수많은 연구에서 직종에 따른 건강 격차는 일관되게 관측된다.

이러한 체계적인 건강 기울기는 주로 직종에 따라 근로자에게 가해지는 신체적 요구의 차이로 설명된다. 기존 연구에 의하면 블루칼라 업무는 화이트칼라 업무보다 신체적 부담이 훨씬 크기 때문에 블루칼라 근로자들의 건강이 상대적으로 열악하며, 건강 악화의 누적은 직종 간 건강 격차를 더욱 확대한다고 설명한다(Fletcher et al., 2011; Kajitani, 2015).

핀란드의 경우 사무직에 종사하는 35세 남성의 기대 수명은 육체노동 근로자에 비해 6.9년 더 높았고(Lahelma, 2001), 미국의 육체노동 근로자들은 관리직, 전문직에 종사하는 근로자들에 비해 일 년 이내에 사망할 확률이

50%가량 더 높았다(Cutler et al., 2008). 스웨덴에서도 직종에 따라 사망률에 분명한 차이가 있는 것으로 나타났는데, 사회 계층이 높을수록 전반적으로 사망률이 낮았다(Ravesteijn et al., 2013; Bengtsson et al., 2020). 우리나라의 경우에도 예외는 아니다. Lee et al.(2016)에 의하면 한국의 육체노동 근로자들은 전문직 직군 근로자들에 비해 조기 사망할 확률이 2.7배가량 높은 것으로 조사되었다.

사망률뿐만이 아니라 질병 이환율, 주관적 건강 상태 등을 건강지표로 활용한 연구에서도 대상 국가, 자료 및 분석 방법 등에 관계없이 직종별 건강 격차는 일관되게 관측된다. Case and Deaton(2005)은 미국에서 육체노동 근로자들은 전문직에 종사하는 근로자들보다 주관적 건강이 열악하다고 보고하며, 나이가 들수록 건강이 더 빠르게 저하된다는 사실을 발견하였다. Van Kippersluis et al.(2010)의 연구에서도 마찬가지로 네덜란드 남성 근로자 중 육체노동 근로자(manual worker)와 비육체노동 근로자(non manual worker) 간 건강 격차가 은퇴 연령 전후까지 확대되고, 그 이후에는 감소한다는 사실을 밝혔다. Morefield et al.(2012)은 1984년부터 2007년까지의 종단 데이터를 사용하여 30세에서 59세 미국 남성의 직업적 지위가 건강과 어떤 관련이 있는지 분석하였는데, 블루칼라 직종에 5년 동안 고용되면 건강이 좋은 상태에서 나쁜 상태로 전환될 확률이 4~5% 정도 증가한다고 추정하였고, 블루칼라 근로자들이 화이트칼라 근로자들보다 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 더 높기 때문에 나이가 들면서 블루칼라 근로자들의 건강 악화가 가속되었음을 보였다.

한편 직업의 점진적인 영향(incremental impact)이 아닌 누적적인 영향(cumulative impact)을 확인한 연구들도 노동으로 인한 부정적인 건강 영향이 사라진 은퇴 이후에도 건강 기울기(health gradient)가 계속 상승할 것으로 예측하였다. Fletcher(2012)는 첫 직업이 건강에 미치는 장기적인 영향을 분석한 결과, 사무직이 아닌 블루칼라 직종에서 경력을 시작하면 50~65세에 뇌졸중, 심장마비, 관절염에 걸릴 확률이 증가함을 밝혔고, Kajitani(2015)는 일본을 대상으로 한 연구에서 남성 블루칼라 근로자의 신체 능력이 다른 직업에 비해 나이가 들면서, 특히 55세 이후에 더 빨리 감소한다는 것을 보였다. Abeliasky and Strulik(2023)은 블루칼라 근로자들은 화이트

칼라 근로자들보다 모든 연령대에서 더 많은 건강 결핍을 보일 뿐만 아니라 건강 결핍이 더 빨리 축적되어 은퇴 전후에 건강 결핍이 더욱 빨리 발생한다고 밝혔고, 특히 남성의 경우 그 격차가 더 컸음을 보였다.

우리나라를 대상으로 직종별 건강 격차를 분석한 연구는 주로 2000년대 초반까지의 자료를 활용하여 사망률, 기대 수명을 건강지표로 직업의학 측면에서 접근한 연구가 주를 이루며, 해외의 선행 연구와 같이 블루칼라 직종의 사망률이 더 높다거나 기대 수명이 더 낮다는 합치된 결과를 제시한다 (Lee et al., 2016; 강영호 외, 2004). 그러나 이 연구들은 직종에 초점을 두기 보다는 사회경제적 지위에 따른 건강 격차를 전반적으로 확인하기 위한 목적의 연구일 뿐만 아니라 직업별로 건강지표를 단순 추계하였을 뿐 건강에 영향을 미칠 수 있는 기타 변수들을 통제하지는 못하였다. 더욱이 연령이 증가함에 따라 직업별 건강 격차가 더욱 확대하였는지 확인하지는 못하였다.

이에 이 장에서는 우리나라의 최근 20여 년간의 자료를 활용하여 직종별 건강 격차를 확인하고자 하며, 직종별 건강 격차에 성별 이질성이 있는지 살펴볼 것이다. 아울러 연령이 증가함에 따라 직종별 건강 격차가 확대되는지 분석함으로써 직종 간 건강이 악화하는 궤적이 이질적인지 확인하고, 정책적 함의를 도출하고자 한다.

본 연구는 그동안 직업의학적 접근에 치중되어 있었던 직종별 건강 격차를 경제학적 측면에서 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라 건강 격차의 기울기가 연령이 증가함에 따라 어떻게 변화하는지 밝혔다는 데에 그 의의가 있다. 아울러 해외 연구에서 나타난 건강 격차의 성별 이질성은 직종 구분에 따라 상이하게 도출되었을 가능성을 확인하였다는 점도 주목할 만하다. 본 연구의 결과는 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공하며, 건강의 형평성 제고를 위한 정책 방향을 설정하는 데에 객관적 근거로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 분석 자료 및 방법

1. 분석 방법

이 장에서는 우리나라의 최근 20여 년간의 자료를 활용하여 직종 간 건강 격차를 확인하고, 연령이 증가함에 따라 직종 간 건강 격차가 더욱 확대되는지 확인하고자 한다.

본 연구는 직종 간 건강 격차를 추정하기 위해 선형 확률 모형과 OLS 모형을 사용하며, 분석에 사용한 회귀모형은 다음과 같다.

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 O_{it} + X_{it}\beta_2 + \mu_r + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2-1)$$

종속변수인 H_{it} 는 개인 i 의 t 년도 주관적 건강 상태를 나타내는 변수로서 연속변수이거나 0과 1, 두 개의 값을 갖는 이항 변수이며, 연속변수일 때에는 OLS 모형을, 이항 변수일 때에는 선형 확률 모형을 활용한다. O_{it} 는 본 연구의 관심변수로서 직종을 나타내는 더미변수이다. 직종은 블루칼라와 화이트칼라, 2개의 더미로 구분하였으며 블루칼라일 때 1, 화이트칼라일 때 0의 값을 갖는다. X_{it} 는 개인의 건강에 영향을 미치는 인구·사회·경제학적 변수, 직업 특성 변수들의 벡터이고, μ_r , τ_t 는 각각 지역 및 연도별 특성을 통제하기 위한 고정효과 변수이며, ϵ_{it} 는 정규 분포를 따르는 오차항이다. 본 연구의 모든 분석은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error)를 적용하였다.

2. 분석 자료 및 대상

근로자의 직종별 건강 격차를 확인하기 위한 자료는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(이하 노동패널)」이다. 분석을 위해 건강 상태 변수가 조사된 2003년부터 가장 최신 자료인 2022년까지, 총 20년간의 자료를 모두

활용하였다.

본 연구의 종속변수인 건강지표는 주관적 건강 상태 변수를 활용하였다. 주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)는 개인이 스스로 평가하는 주관적 건강지표로서 실제 건강 상태를 대리하는 변수로 폭넓게 사용된다. 일반적으로 주관적 건강 상태는 설문 조사일을 기준으로 직전 12개월 동안 본인의 건강 상태에 대한 응답을 토대로 측정된다. Borg and Kristensen(2000)은 주관적 건강과 사망률의 연관성을 분석한 대부분의 연구에서 주관적 건강이 신체적 능력을 통제했을 때도 여전히 강건한 예측 변수였음을 밝혔고, Burström and Fredlund(2001)는 이 둘 간의 관계가 특정 집단과 관계없이 대체로 일관되게 관측되었음을 보여주었다(Benyamini et al., 2000; 홍정림, 2021; 홍정림, 2022).

분석 대상은 현재의 직장에서 12개월 이상 근무한 30~64세 임금근로자로 한정하였다. 또한 주 40시간 미만 근무자, 1차 산업 종사자 및 특수 직군인 군인은 분석 대상에서 제외하였다.

3. 변수 및 기초 통계

종속변수인 주관적 건강 상태는 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’의 응답 항목으로 구성된 5점의 리커트 척도이다. 본 연구에서는 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 주관적 건강 상태 변수를 세 개의 변수로 재가공하여 사용하였다. 우선 주관적 건강 상태 변수를 정규화하여 연속변수로 가정하였다. 다음으로 건강지표를 종속변수로 하는 대부분의 선행 연구와 같이 0과 1로 구분된 이항 변수로 변환하여 분석에 활용하였으며, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’과 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 여부를 나타내는 두 개의 종속변수를 생성하였다.

첫 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태’ 변수는 수치가 높을수록 건강 상태가 양호한 것을 의미한다. 두 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태 : 좋음’ 여부 변수는 ‘아주 건강하다’와 ‘건강한 편이다’라고 응답한 경우 1, 그 외 ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’로 응답한 경우 0

으로 코딩하였다. 세 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 여부 변수는 ‘건강하지 않은 편이다’와 ‘건강이 아주 안 좋다’로 응답한 경우 1, ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’라고 응답한 경우 0으로 코딩하였다.

직종은 더미변수로 구성하였는데, ‘관리자+전문가+준전문가’와 ‘사무직’ 직군에 종사하는 근로자들을 ‘화이트칼라’ 근로자로, ‘서비스+판매’, ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 직군에 종사하는 근로자들을 ‘블루칼라’ 근로자로 구분하였으며 블루칼라 근로자일 때 1, 화이트칼라 근로자일 때 0의 값을 갖는다.

통제변수로는 연령, 연령의 제곱, 성별, 학력 수준, 혼인 상태 등의 인구·사회학적 변수와 주택 입주 형태(자가 여부), 균등화 가구 소득 등의 경제적 변수 및 정규직 여부, 근속 월수, 평균 근로 시간, 6개로 재분류한 산업 변수 등 직업 특성 변수를 포함하였고¹⁾, 지역 및 연도 고정효과를 통제하였다.

〈표 2-1〉에는 분석에 사용한 변수들의 기초 통계량이 제시되어 있다.

분석에 사용된 전체 표본의 수는 64,225개이며, 주관적으로 평가한 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘건강한 편이다’라고 응답한 근로자가 전체의 63.4%로 절반을 훌쩍 넘었고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자가 29.6%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘아주 건강하다’라고 응답한 근로자가 3.8%가량이었고, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’라고 응답한 근로자의 비중이 각각 3.1%, 0.1% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 근로자들의 비중은 대체로 낮았다. 즉, 67.2%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 불과 3.2% 정도의 근로자만이 본인의 건강 상태를 나쁘다고 응답하였다.

전체 표본의 절반 정도인 52.6%의 근로자들이 ‘관리자+전문가+준전문가’와 ‘사무직’ 직군에 종사하는 ‘화이트칼라’ 근로자였고, 47.4%의 근로자들은 ‘서비스+판매’, ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 직군에 종사하는 블루

1) 산업 분류는 ‘제조업’, ‘건설업’, ‘생산자 서비스’, ‘유통 서비스’, ‘개인 서비스’, ‘사회 서비스’ 등 6개로 분류하였고, 학력 수준은 ‘중학교 졸업 이하’, ‘고등학교’, ‘대학 재학 이상’ 등 3개의 학력으로 구분하였다. 또한 회귀모형에서 균등화 가구 소득은 자연로그를 취하여 사용하였다.

칼라 근로자들이었다. 이들의 평균 연령은 44.3세였고, 대략 63.8%가 남성이었다.

〈표 2-1〉 기초 통계량

N=64,225	Mean	SD
종속 변수		
주관적 건강 상태(리커트 척도)		
1. 건강이 아주 안 좋다.	0.001	0.035
2. 건강하지 않은 편이다.	0.031	0.173
3. 보통이다.	0.296	0.457
4. 건강한 편이다.	0.634	0.482
5. 아주 건강하다.	0.038	0.191
주관적 건강 상태: 좋음	0.672	0.470
주관적 건강 상태: 나쁨	0.032	0.176
독립 변수		
직업군: 화이트칼라 근로자	0.526	0.499
직업군: 블루칼라 근로자	0.474	0.499
평균 연령(세)	44.3	9.0
성별: 남성 1, 여성 0	0.638	0.480
학력: 중학교 졸업 이하	0.104	0.305
학력: 고등학교	0.334	0.472
학력: 대학 재학 이상	0.562	0.496
혼인 상태: 배우자 있음 1, 배우자 없음 0	0.794	0.404
주택 입주 형태: 자가 1, 그 외 0	0.620	0.485
균등화 가구 소득(만 원)	3,262.7	2,977.8
산업: 제조업	0.269	0.443
산업: 건설업	0.087	0.281
산업: 생산자 서비스	0.162	0.368
산업: 유통 서비스	0.171	0.377
산업: 개인 서비스	0.085	0.279
산업: 사회 서비스	0.227	0.419
정규직 여부: 정규직 1, 비정규직 0	0.785	0.411
근속 월수	109.3	90.9
평균 근로 시간	46.3	9.7

자료: 「한국노동패널조사」 6차-25차.

전체 근로자 중 56.2%가 대학 재학 이상의 학력 수준을 가지고 있었고, 중학교 졸업 이하 학력인 근로자는 10.4%로 가장 낮은 비중을 차지하였다. 배우자가 있는 근로자는 전체의 79.4%였고, 주택 입주 형태는 자가에 거주하는 근로자 비율이 대략 62.0% 정도였으며, 균등화 가구 소득의 평균치는 약 3,263만 원이었다. 산업별로 봤을 때, 제조업에 종사하는 근로자들이 26.9%가량으로 가장 많았고, 사회 서비스업에 종사하는 근로자들의 비율이 22.7%로 두 번째로 높았으며, 유통 서비스, 생산자 서비스, 건설업, 개인 서비스 순이었다. 전체 표본의 78.5%가량이 정규직 근로자였으며, 이들의 평균 근속 월수는 109.3개월 정도이고, 주당 평균 근로 시간은 46.3시간이었다.

〈표 2-2〉는 화이트칼라 근로자 그룹과 블루칼라 근로자 그룹으로 나누어 직종별로 산출한 변수들의 기초 통계량을 보여준다.

전체 표본 중 화이트칼라 근로자는 33,773명이고, 블루칼라 근로자는 30,452명이다. 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘건강한 편이다’라고 응답한 화이트칼라 근로자는 68.7%로 가장 많았고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자는 24.8%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘아주 건강하다’라고 응답한 근로자가 4.5%가량이었고, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’라고 응답한 근로자의 비중이 각각 2.0%, 0.1% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 화이트칼라 근로자들의 비중은 매우 낮았다. 즉, 73.2%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 단 2% 정도만이 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다.

한편 본인의 건강 상태를 ‘건강한 편이다’라고 응답한 블루칼라 근로자가 57.5%가량으로 가장 많았고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자는 35.0%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘건강하지 않은 편이다’, ‘아주 건강하다’, ‘건강이 아주 안 좋다’ 순이었으며, 60.5%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 4.5%가량이 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다.

직종별 건강 상태를 비교해 봤을 때, 상대적으로 블루칼라 근로자 그룹에서 본인의 건강 상태를 열악하다고 평가하였고, 이는 직종별 건강 격차를 분석한 여러 선행 연구와 일치하는 결과이기도 하다.

〈표 2-2〉 직종별 기초 통계량 1

	화이트칼라 근로자 (N=33,773)		블루칼라 근로자 (N=30,452)	
	Mean	SD	Mean	SD
종속 변수				
주관적 건강 상태(리커트 척도)				
1. 건강이 아주 안 좋다.	0.001	0.028	0.002	0.041
2. 건강하지 않은 편이다.	0.020	0.138	0.044	0.204
3. 보통이다.	0.248	0.432	0.350	0.477
4. 건강한 편이다.	0.687	0.464	0.575	0.494
5. 아주 건강하다.	0.045	0.208	0.029	0.169
주관적 건강 상태: 좋음	0.732	0.443	0.605	0.489
주관적 건강 상태: 나쁨	0.020	0.141	0.045	0.208
독립 변수				
평균 연령(세)	41.8	8.1	46.9	9.2
성별: 남성 1, 여성 0	0.623	0.485	0.655	0.475
학력: 중학교 졸업 이하	0.010	0.099	0.207	0.406
학력: 고등학교	0.179	0.384	0.506	0.500
학력: 대학 재학 이상	0.811	0.392	0.286	0.452
혼인 상태	0.816	0.388	0.770	0.421
주택 입주 형태	0.633	0.482	0.605	0.489
균등화 가구 소득(만 원)	3,751.1	3,698.2	2,721.1	1,724.9
산업: 제조업	0.197	0.397	0.348	0.476
산업: 건설업	0.070	0.256	0.105	0.306
산업: 생산자 서비스	0.228	0.420	0.088	0.284
산업: 유통 서비스	0.143	0.350	0.202	0.402
산업: 개인 서비스	0.028	0.165	0.148	0.355
산업: 사회 서비스	0.334	0.472	0.108	0.311
정규직 여부	0.904	0.295	0.653	0.476
근속 월수	120.2	93.8	97.1	86.0
평균 근로 시간	44.2	7.3	48.7	11.4

자료: 「한국노동패널조사」 6차-25차.

〈표 2-3〉 직종별 기초 통계량 2

	핑크칼라 근로자 (N=8,074)		블루칼라 근로자 (N=22,378)	
	Mean	SD	Mean	SD
종속 변수				
주관적 건강 상태(리커트 척도)				
1. 건강이 아주 안 좋다.	0.001	0.039	0.002	0.042
2. 건강하지 않은 편이다.	0.039	0.193	0.045	0.208
3. 보통이다.	0.347	0.476	0.351	0.477
4. 건강한 편이다.	0.577	0.494	0.575	0.494
5. 아주 건강하다.	0.036	0.185	0.027	0.163
주관적 건강 상태 : 좋음	0.613	0.487	0.602	0.489
주관적 건강 상태 : 나쁨	0.040	0.196	0.047	0.212
독립 변수				
평균 연령(세)	45.8	9.1	47.3	9.2
성별 : 남성 1, 여성 0	0.375	0.484	0.756	0.429
학력 : 중학교 졸업 이하	0.157	0.363	0.226	0.418
학력 : 고등학교	0.506	0.500	0.506	0.500
학력 : 대학 재학 이상	0.337	0.473	0.268	0.443
혼인 상태	0.725	0.447	0.786	0.410
주택 입주 형태	0.563	0.496	0.620	0.485
균등화 가구 소득(만 원)	2,791.5	1,777.1	2,695.7	1,705.0
산업 : 제조업	0.020	0.139	0.467	0.499
산업 : 건설업	0.003	0.052	0.142	0.349
산업 : 생산자 서비스	0.078	0.267	0.092	0.290
산업 : 유통 서비스	0.336	0.472	0.154	0.361
산업 : 개인 서비스	0.290	0.454	0.096	0.295
산업 : 사회 서비스	0.274	0.446	0.048	0.215
정규직 여부	0.575	0.494	0.681	0.466
근속 월수	83.2	73.6	102.1	89.5
평균 근로 시간	48.8	12.4	48.6	11.0

자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

그 밖에 화이트칼라 근로자의 평균 연령은 41.8세, 남성 비율은 62.3%, 학력은 대학 재학 이상 고학력 비율이 81.1%로 가장 높았으며, 유배우 비율은 81.6%였고, 균등화 가구 소득은 대략 3,751만 원이었다. 직종의 특성을 봤을 때, 화이트칼라 근로자들은 사회 서비스업에 종사하는 근로자 비중이 가장 컸으며, 정규직 비율이 무려 90.4%였고, 평균 근속 월수는 120.2개월, 주당 평균 근로 시간은 44.2시간이었다.

블루칼라 근로자의 평균 연령은 46.9세, 남성 비율은 65.5%, 고등학교 수준의 학력을 가진 근로자 비율이 50.6%로 가장 높았으며, 유배우 비율은 77.0%였고, 균등화 가구 소득은 대략 2,721만 원이었다. 직종의 특성을 봤을 때, 블루칼라 근로자들은 제조업에 종사하는 근로자 비중이 가장 컸으며, 정규직 비율은 65.3%였고, 평균 근속 월수는 97.1개월, 주당 평균 근로 시간은 48.7시간이었다.

직종별로 비교했을 때, 블루칼라 근로자들은 상대적으로 연령이 높고, 학력 수준이 낮으며, 고용이 불안정할 뿐 아니라 평균 근로 시간은 많지만 오히려 소득수준은 낮았다. 즉, 통상적으로 알려진 바와 같이 블루칼라 근로자들은 화이트칼라 근로자에 비해 고용이 불안정할 뿐만 아니라, 고령·저학력·저소득 등의 특성을 보였는데, 이는 직종별 사회경제적 지위의 격차를 보여주는 결과임과 동시에 직종별 건강 격차의 상당 부분이 선별 효과에 의해 설명될 가능성을 시사하기도 한다. 직종과 건강 간의 상관관계는 직업이 건강에 미치는 인과적 효과와 선택 효과가 동시에 작용하여 결정되는데, 직종과 건강 사이의 강력한 연관성이 개인으로 하여금 특정 유형의 직업을 스스로 선택하도록 유도하는 건강 증진, 또는 제한 요인에서 비롯된 것일 수도 있다.

〈표 2-3〉에는 블루칼라 근로자를 ‘육체노동’ 직군과 ‘서비스’ 직군으로 세부적으로 구분하여 산출한 기초 통계량이 제시되어 있다. 핑크칼라 근로자들은 ‘서비스+판매직’ 근로자로 ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 근로자들은 블루칼라 근로자로 구분하였다.

전반적으로 핑크칼라 근로자들의 건강 상태가 블루칼라 근로자들에 비해 양호하였으나, 두 그룹 간 인구·사회·경제적 특성에 두드러진 차이는 보이지 않았다. 단, 핑크칼라 근로자들이 서비스·판매 직군에 종사하는 만큼

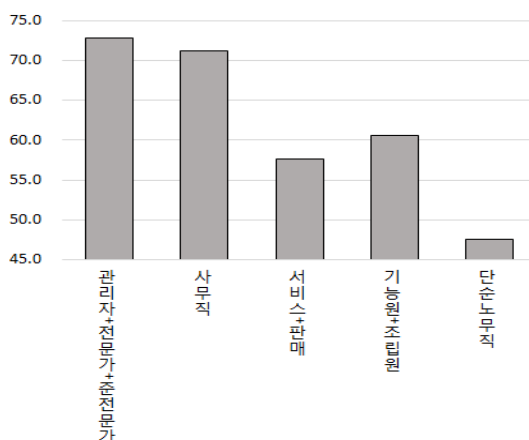
여성 비중이 62.5% 정도로 높았고, 반대로 ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 근로자들, 즉 육체노동 근로자들의 성별 비중은 남성이 75.6%로 상반된 특성을 보였다. 이들의 산업 비중도 핑크칼라 근로자들은 대부분 서비스 업종에, 블루칼라 근로자들은 제조업에 종사하는 것으로 나타났다.

제3절 분석 결과

1. 직종별 건강 현황 및 추이

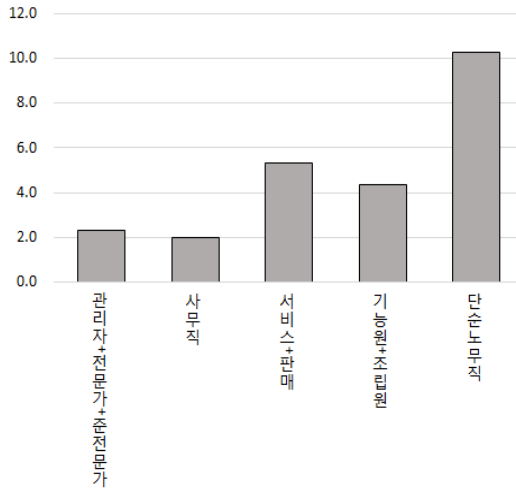
[그림 2-1]과 [그림 2-2]는 ‘주관적 건강 상태 : 좋음’과 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 두 개의 변수를 사용하여 직업군별 건강 상태를 도식화한 것으로, 회귀분석 결과를 확인하기에 앞서 직업군별 주관적 건강 상태를 그림을 통해 살펴보았다. 직업군은 ‘관리자+전문가+준전문가’, ‘사무직’, ‘서비스+판매’, ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 등 5개로 구분하였다.

[그림 2-1] 직업군별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘좋음’ 비율
(단위 : %)



자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

[그림 2-2] 직업군별 건강 : 주관적 건강 상태 '나쁨' 비율
(단위 : %)



자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

화이트칼라 근로자인 '관리자+전문가+준전문가', '사무직' 직군에서 '주관적 건강 상태 : 좋음' 비율은 높고, '주관적 건강 상태 : 나쁨' 비율은 확연히 낮아 다른 직군에 비해 건강 상태가 양호한 것을 확인할 수 있다. 또한 화이트칼라 근로자의 두 직군, 즉 '관리자+전문가+준전문가' 근로자와 '사무직' 근로자 간 건강 상태의 차이는 두드러지지 않는다.

반면 블루칼라 근로자인 '서비스+판매 근로자', '기능원+조립원', '단순노무직' 근로자들의 건강 상태는 화이트칼라 근로자들에 비해 열악할 뿐만 아니라 3개의 직군에서도 어느 정도 건강 상태의 격차가 확인된다. 단순노무직 종사자들은 주관적 건강 상태를 좋다고 평가한 비율이 47.6%로 가장 낮았고, 주관적 건강 상태를 나쁘다고 응답한 비율이 10.3%로 가장 높아 5개의 직업군 중 건강 상태가 가장 좋지 않았다.

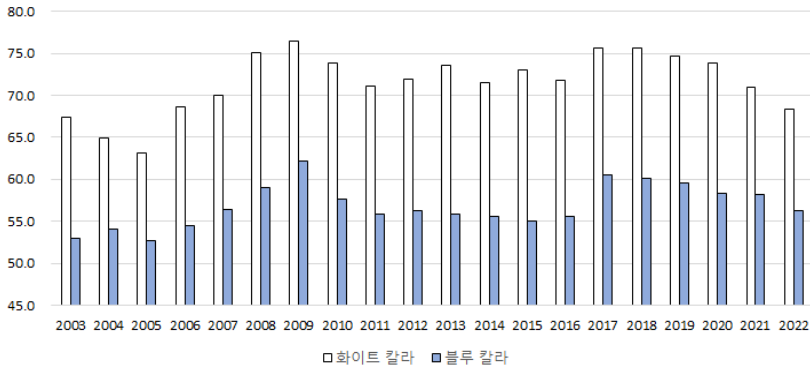
[그림 2-3]과 [그림 2-4]는 화이트칼라 근로자와 블루칼라 근로자, 두 개의 직종 더미로 구분하고, 2003년에서 2022년까지 20년간의 직종별 주관적 건강 상태의 추이를 확인한 것이다.

'주관적 건강 상태 : 좋음' 비율(그림 2-3)은 다소 등락이 있으나 전반적으로 소폭 상승한 것으로 확인되며, 직종별 건강 격차는 20년간 지속적으로

관측된다. 단, 2003년 블루칼라 근로자들이 본인의 건강 상태를 ‘ 좋음 ’ 이상으로 응답한 비율은 화이트칼라 근로자들의 78.5% 수준에서 2022년 82.2% 수준으로 증가하여 건강 격차가 다소 완화된 것으로 보인다.

[그림 2-3] 직종별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘ 좋음 ’ 비율 추이

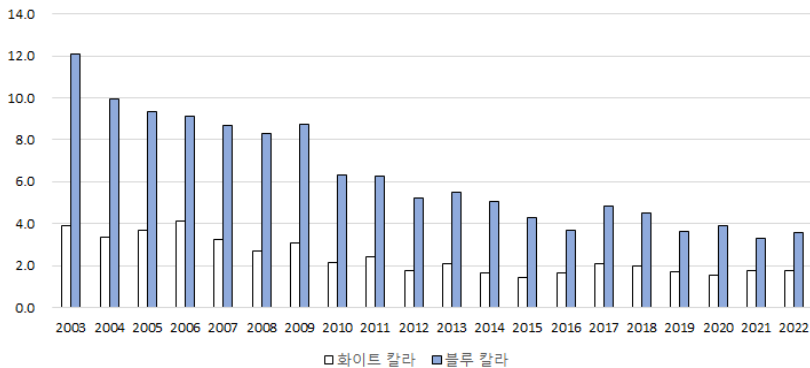
(단위 : %)



자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

[그림 2-4] 직종별 건강 : 주관적 건강 상태 ‘ 나쁨 ’ 비율 추이

(단위 : %)



자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 비율(그림 2-4)로 볼 때, 20년간 블루칼라 근로자들의 건강 상태가 많이 개선된 것으로 확인된다. 2003년 블루칼라 근로자들이 본인의 건강 상태를 ‘ 나쁨 ’ 이하로 응답한 비율은 12.1%였으나 2022년

3.6%로 크게 낮아졌다. 동기간 화이트칼라 근로자들은 각각 3.9%에서 1.7%로 소폭 감소하여 두 직종 간 건강 격차가 크게 완화된 것으로 나타났다.

2. 회귀분석 결과

가. 직종별 건강 격차

〈표 2-4〉는 5점의 리커트 척도인 주관적 건강 상태 변수를 정규화하여 연속변수로 가정하고 OLS 모형을 통해 직종 간 건강 격차를 확인한 결과를 보여준다. 블루칼라 근로자 여부 변수에 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 연령, 연령 제곱, 성별, 학력 수준, 혼인 상태, 주택 입주 형태, 균등화 가구 소득 등 인구·사회·경제적 특성을 추가로 통제한 모형(모형 (2)), 지역 및 연도 고정효과, 인구·사회·경제적 변수에 더해 산업 더미, 정규직 여부, 근속 월수, 평균 근로 시간 등 직업 특성을 모두 포함한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 분석 결과는 모든 통제변수를 포함하여 추정한 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

OLS 모형을 사용하여 직종 간 건강 격차를 추정한 결과, 통제변수 포함 여부와 관계없이 모든 모형에서 화이트칼라 근로자에 비해 블루칼라 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 열악한 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성은 변하지 않았다. 개인의 특성을 통제하지 않은 모형 (1)에 비해 인구·사회·경제적 변수, 직업 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수가 감소하는 것을 확인할 수 있는데, 이는 개인의 특성이 직종의 선택에 영향을 미치는 선별 효과가 작용할 가능성을 보여준다.

그 밖에 개인별 특성 변수를 보면, 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 악화하며, 남성일 때, 배우자가 있을 때, 그리고 학력 수준이 높을 때, 자가에 거주하고 있을 때, 균등화 가구 소득이 높을 때 건강 상태가 개선되는 것으로 나타나는데, 이는 인구·사회·경제적 특성별 건강 격차를 분석한 기존의 연구와 합치되는 결과이다.

〈표 2-4〉 직종별 건강 격차 1

주관적 건강 상태	(1)	(2)	(3)
블루칼라 근로자	-0.264*** (0.013)	-0.058*** (0.014)	-0.032*** (0.015)
연령		-0.016*** (0.003)	-0.018*** (0.003)
연령 제곱		-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
성별 : 남성		0.135*** (0.013)	0.137*** (0.014)
학력 : 고등학교 졸업		0.197*** (0.025)	0.187*** (0.025)
학력 : 대학 이상		0.240*** (0.027)	0.213*** (0.028)
혼인 상태 : 유배우		0.076*** (0.015)	0.071*** (0.015)
주택 입주 형태 : 자가		0.067*** (0.012)	0.061*** (0.012)
균등화 가구 소득		0.175*** (0.012)	0.163*** (0.012)
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
직업 특성 더미	No	No	Yes
N	64,225		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

분석 결과의 강건성 확인을 위해 주관적 건강 상태 ‘ 좋음 ’ 여부와 ‘ 나쁨 ’ 여부, 두 개의 이항 변수를 사용하여 선형 확률 모형을 통해 직종 간 건강 격차를 확인한 결과는 〈표 2-5〉에서 확인할 수 있다. 〈표 2-5〉의 Panel A에는 ‘ 주관적 건강 상태 : 좋음 ’을 종속변수로, Panel B에는 ‘ 주관적 건강 상태 : 나쁨 ’을 종속변수로 분석한 결과를 보여준다.

〈표 2-5〉 직종별 건강 격차 2

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태 : 좋음			
블루칼라 근로자	-0.127*** (0.006)	-0.036*** (0.007)	-0.021*** (0.007)
Panel B : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
블루칼라 근로자	0.024*** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회·경제학적 특성	No	Yes	Yes
직업 특성	No	No	Yes
N	64,225		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

〈표 2-4〉와 같이 블루칼라 근로자 여부 변수에 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 인구·사회·경제적 특성을 추가로 통제한 모형(모형 (2)), 지역 및 연도 고정효과, 인구·사회·경제적 변수, 직업 특성 등 모든 통제변수를 포함한 모형(모형 (3))의 결과가 모두 제시되어 있다.

‘주관적 건강 상태 : 좋음’을 종속변수로 분석한 결과는 앞선 결과와 마찬가지로 화이트칼라와 블루칼라 근로자 간 건강 격차를 보여준다. 즉, 블루칼라 근로자들이 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 확인되며, 개인의 모든 특성 변수를 포함한 모형 (3)에서 직종 간 건강 격차가 가장 낮게 추정되었다. 본문에 포함하지는 않았지만 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 낮았고, 여성에 비해 남성의 건강 상태가 양호하였으며, 유배우일 때, 학력 수준이 높을수록, 그리고 경제적 수준이 높을수록 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 증가하였다. 반면 정규직 근로자에 비해 비정규직 근로자 그룹에서 건강 상태가 좋을 확률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

반면, ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’을 종속변수로 사용한 분석(Panel B)에서

는 직종 간 건강 격차가 확인되긴 하나, 모든 개인 특성 변수를 통제했을 때 추정치의 크기가 매우 작을 뿐만 아니라 추정치의 방향이 바뀌었고 통계적으로 유의하지도 않았다. 앞서 기초 통계량에서 확인할 때 주관적 건강 상태가 나쁘다고 응답한 비율은 직종 관계없이 매우 낮았고, 직종에 따른 20년간의 건강 상태 추이를 보았을 때에도, ‘주관적 건강 상태: 좋음’ 비율은 두 직종 간 격차가 상대적으로 큰 것으로 나타난 것과 대조적으로 ‘주관적 건강 상태: 나쁨’ 비율은 블루칼라 근로자 그룹에서 크게 감소하여 화이트칼라 근로자와의 격차가 확연히 감소한 것을 확인하였는데, 회귀분석 결과에서도 두 직종 간 건강 상태가 나쁨 확률은 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 2-6〉은 남성과 여성으로 구분하여 분석함으로써 직종 간 건강 격차에 성별 이질성이 나타나는지 확인한 결과를 보여준다. 〈표 2-6〉의 Panel A에는 남성을 대상으로 한 결과가, Panel B에는 여성을 대상으로 한 결과가 제시되어 있으며, 세 개의 종속변수에 대해 분석한 추정치를 모두 보고한다.

우선 남성을 대상으로 직종 간 건강 격차를 분석한 결과(Panel A), 전체를 대상으로 한 분석과 동일하게 통제변수 포함 여부와 관계없이 모든 모형에서 화이트칼라 근로자에 비해 블루칼라 근로자 그룹의 주관적 건강 상태가 좋지 않은 것으로 나타났다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성은 사라지지 않았다. 다만, ‘주관적 건강 상태: 나쁨’을 종속변수로 분석한 경우에는 개인의 특성 변수를 통제하지 않았을 때 블루칼라 근로자들의 건강 상태가 나쁨 확률이 높았으나, 개인 특성 변수를 통제했을 때 두 직종 간 건강 격차는 통계적으로 유의하지 않았다.

반면, 여성을 대상으로 분석한 결과(Panel B)는 지역 및 연도 고정효과만을 통제했을 때 블루칼라 근로자들의 주관적 건강 상태가 좋지 않고, 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 낮았으며, 반대로 주관적 건강 상태가 나쁨 확률은 높았지만, 인구·사회·경제학적 특성과 직업 특성들을 통제했을 때 통계적 유의성이 사라졌다. 즉, 블루칼라 근로자와 화이트칼라 근로자 간 건강 격차는 확인되지 않았다.

〈표 2-6〉직종별 건강 격차 : 성별 분석

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 남성, 주관적 건강 상태			
블루칼라 근로자	-0.198*** (0.016)	-0.050*** (0.017)	-0.030* (0.018)
Panel A-2 : 남성, 주관적 건강 상태 : 좋음			
블루칼라 근로자	-0.097*** (0.008)	-0.031*** (0.008)	-0.021** (0.009)
Panel A-3 : 남성, 주관적 건강 상태 : 나쁨			
블루칼라 근로자	0.016*** (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)
N	40,995		
Panel B-1 : 여성, 주관적 건강 상태			
블루칼라 근로자	-0.389*** (0.021)	-0.068*** (0.026)	-0.031 (0.028)
Panel B-2 : 여성, 주관적 건강 상태 : 좋음			
블루칼라 근로자	-0.184*** (0.010)	-0.041*** (0.013)	-0.018 (0.015)
Panel B-3 : 여성, 주관적 건강 상태 : 나쁨			
블루칼라 근로자	0.036*** (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.008 (0.005)
N	23,230		
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구 · 사회 · 경제학적 특성	No	Yes	Yes
직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

자료: 「한국노동패널조사」 6차-25차.

〈표 2-7〉은 블루칼라 근로자를 핑크칼라 근로자(서비스+판매 근로자)와 블루칼라 근로자(기능원+조립원, 단순노무직)로 세부적으로 구분하고, 전체 직군을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 직종으로 구성한 뒤, 직종 간 건강 격차를 확인한 결과를 보여준다. 전체(Panel A), 남성(Panel B),

여성(Panel C)을 대상으로 각각 분석한 결과가 제시되어 있으며, 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 결과만을 보고한다.

〈표 2-7〉 직종별 건강 격차 3

	(1) 주관적 건강 상태	(2) 주관적 건강 상태 : 좋음	(3) 주관적 건강 상태 : 나쁨
Panel A : 전체(N=64,225)			
화이트칼라 근로자	0.052*** (0.016)	0.028*** (0.008)	0.000 (0.003)
핑크칼라 근로자	0.064*** (0.022)	0.022** (0.011)	-0.007* (0.004)
Panel B : 남성(N=40,995)			
화이트칼라 근로자	0.043** (0.019)	0.025*** (0.009)	0.001 (0.003)
핑크칼라 근로자	0.060* (0.031)	0.017 (0.014)	0.001 (0.005)
Panel C : 여성(N=23,230)			
화이트칼라 근로자	0.084** (0.037)	0.039** (0.018)	-0.005 (0.008)
핑크칼라 근로자	0.084** (0.036)	0.034* (0.018)	-0.021*** (0.008)

주 : 1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

3) 지역 및 연도 고정효과, 인구·사회·경제학적 특성 및 직업 특성 등을 모두 통제한 결과임.

자료 : 「한국노동패널조사」 6차-25차.

전체를 대상으로 한 분석 결과를 보면, 블루칼라 근로자들에 비해 다른 직종 근로자들의 건강 상태는 대체적으로 양호한 것으로 나타났다. 주관적 건강 상태와 주관적 건강 상태가 좋을 확률은 다른 직종 근로자들이 블루칼라 근로자들 그룹에 비해 통계적으로 유의하게 높았고, 주관적 건강 상태가 나쁠 확률 역시, 블루칼라 근로자들에 비해 핑크칼라 근로자들 그룹에서 유

의하게 낮은 것으로 확인되어 전반적으로 기능원+조립원 및 단순노무직에 종사하는 근로자들의 건강 상태는 다른 직종 근로자들에 비해 열악한 것으로 확인된다.

남성을 대상으로 한정하여 분석하였을 때에도 직종 간 건강 격차는 뚜렷하게 확인되며, 대체로 블루칼라 근로자들의 건강 상태가 가장 좋지 않았다. 여성을 대상으로 한정하여 분석한 경우에도 직종 간 건강 격차가 확인되는데, 앞서 블루칼라 근로자들을 서비스+판매직군까지 포함하여 분석했을 때보다 직종 간 건강 격차가 더욱 뚜렷하게 관측되었다. 주관적 건강 상태와 주관적 건강 상태가 좋을 확률을 종속변수로 분석한 경우 블루칼라 근로자들의 건강 상태가 가장 열악하였을 뿐만 아니라 화이트칼라 근로자와 핑크칼라 근로자 간 건강 격차는 두드러지지 않았다. 또한 주관적 건강 상태가 나쁠 확률은 블루칼라 근로자와 화이트칼라 근로자 간에는 확인되지 않지만 핑크칼라 근로자와 블루칼라 근로자 간에는 통계적으로 유의한 건강 격차가 도출되었다. 즉, 기능원+조립원 및 단순노무직에 종사하는 여성 근로자들이 건강 상태가 나쁠 확률은 서비스+판매직에 종사하는 여성 근로자들에 비해 약 2.1%p가량 낮은 것으로 확인된다.

나. 연령에 따른 직종별 건강 격차

Mackenbach et al.(2003)에 의하면 유럽에서 블루칼라 근로자들의 사망률은 연령 분포 전반에 걸쳐 화이트칼라 근로자보다 높고, 이러한 격차는 시간이 흐름에 따라 더욱 커진다. 또한 네덜란드를 대상으로 한 Ravesteijn et al.(2013) 및 독일을 대상으로 한 Ravesteijn et al.(2018)의 연구에서도 직종별 건강 격차는 특히 고령일수록 더욱 확대되었다고 밝혔다. 미국을 대상으로 한 Case and Deaton(2005)과 Morefield et al.(2012)의 연구에서도 블루칼라 근로자들이 화이트칼라 근로자들보다 나이가 들수록 건강이 더욱 빠르게 저하된다는 사실을 발견하였다. 기존 연구에서는 블루칼라 근로자들이 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 더 높고, 건강 악화의 누적이 연령에 따른 직종 간 건강 격차를 더욱 확대한다고 설명한다(Fletcher et al., 2011; Kajitani, 2015).

이에 본 연구에서는 우리나라의 경우에도 연령이 증가할수록 건강 격차의 기울기가 더욱 커지는지 확인하고자 한다.

〈표 2-8〉과 〈표 2-9〉는 회귀식 (2-1)에 직종 변수와 연령 간의 상호작용을 포함하는 회귀모형을 통해 분석한 결과를 보여준다. 〈표 2-8〉은 직종을 화이트칼라, 블루칼라 등 두 개의 더미로 나누어 분석한 결과이고, 〈표 2-9〉에는 직종을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 더미로 나누어 분석한 결과가 제시되어 있다.

분석 결과(표 2-8), 주관적 건강 상태 변수를 종속변수로 하였을 때 직종 간 건강 격차는 연령이 높아질수록 확대되는 것으로 나타났다. 즉, 나이가 들수록 블루칼라 근로자들의 건강 악화 속도가 화이트칼라 근로자에 비해 더 빨리 증가하는 것으로 확인된다. 개인 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 크기가 감소하지만, 추정치의 방향과 통계적 유의성은 변하지 않았다. 주관적 건강 상태가 좋을 확률 역시 크게 다르지 않았다. 블루칼라 근로

〈표 2-8〉 연령에 따른 직종별 건강 격차 1

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
블루칼라 근로자×연령	-0.023*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
블루칼라 근로자×연령	-0.010*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
블루칼라 근로자×연령	0.002*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)
N	64,225		
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회·경제학적 특성	No	Yes	Yes
직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

자료: 「한국노동패널조사」 6차-25차.

〈표 2-9〉 연령에 따른 직종별 건강 격차 2

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
화이트칼라 근로자×연령	-0.013*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)
핑크칼라 근로자×연령	-0.023*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
화이트칼라 근로자×연령	-0.005*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
핑크칼라 근로자×연령	-0.009*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
화이트칼라 근로자×연령	0.001*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
핑크칼라 근로자×연령	0.002*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
N	64,225		
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회·경제학적 특성	No	Yes	Yes
직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error).

자료: 「한국노동패널조사」 6차-25차.

자들은 화이트칼라 근로자들과 건강 격차가 존재할 뿐만 아니라 나이가 들어감에 따라 직종 간 건강 격차는 더욱 확대되는 것으로 확인되며, 이는 미국, 유럽 등을 대상으로 연령에 따른 직종 간 건강 격차의 기울기를 추정한 기존 연구와 유사한 결과이다.

직종을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 더미로 나누어 분석한 결과(표 2-9)도 직종 간 건강 격차가 연령이 높아질수록 확대됨을 보여준다. 블루칼라 근로자들은 화이트칼라 근로자들에 비해 건강 상태가 열악하

며, 연령이 높아질수록 건강 격차가 더욱 확대되었다. 더욱이 건강 상태가 좋지 않은 근로자들이 노동시장에서 이탈할 가능성을 고려할 때 본 연구의 추정치는 하향 편의(downward bias)가 존재하였을 가능성이 높고, 이를 감안하면 연령에 따른 직종별 건강 격차는 본 연구의 추정치보다 클 것으로 짐작된다. 단, 블루칼라 근로자들과 핑크칼라 근로자들 간 건강 격차는 나타났으나 연령에 따른 건강 격차의 확대는 확인되지 않았다.

Case and Deaton(2005), Ravesteijn et al.(2018), Kajitani(2015) 등 직종별 건강 격차의 연령별 효과를 추정한 해외의 연구에서도 본 연구의 결과와 같이 화이트칼라 근로자의 건강 악화 속도가 블루칼라 근로자에 비해 느린 것으로 나타난다. 저자들은 이러한 결과를 블루칼라 근로자들이 화이트칼라 근로자에 비해 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 높기 때문에 나이가 들면서 더 빨리 건강이 소진됨을 의미하며, 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 다르다는 것을 시사한다고 설명한다. 본 연구의 결과도 이와 같은 맥락으로 해석할 수 있다.

제4절 소 결

직종과 건강 간의 관계는 잘 알려져 있다. 해외 연구에 의하면 신체적 요구도가 높은 블루칼라 근로자들의 건강이 화이트칼라 근로자에 비해 상대적으로 열악하며, 블루칼라 근로자들은 나이가 들면서 더 빨리 건강이 소진된다. 이 장에서는 20여 년간의 자료를 활용하여 우리나라의 경우에도 직종별 건강 격차가 나타나는지, 그리고 연령이 증가함에 따라 직종별 건강 격차가 확대되는지 실증분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체 직군을 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하여 분석한 결과, 화이트칼라 근로자에 비해 블루칼라 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 열악한 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성은 변하지 않았다. 이는 직종별 건강

격차가 직종의 특성이 건강에 영향을 미치는 인과적 효과뿐만이 아니라 개인의 특성이 직종의 선택에 영향을 미치는 선별 효과가 동시에 작용하여 유발되었을 가능성을 시사한다.

둘째, 전체 직군을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 직종으로 구분하여 분석한 결과, 블루칼라 근로자들에 비해 다른 직종 근로자들의 건강 상태는 대체적으로 양호한 것으로 나타났다. 즉, 육체노동 근로자들의 건강 상태가 다른 직종 근로자들에 비해 열악한 것으로 확인된다.

셋째, Lahelma(2001), Van Kippersluis et al.(2010) 등 해외의 연구에서는 직종 간 건강 격차가 주로 남성들에게서 관측된다고 보고한다. 우리나라에서도 건강 격차에 성별 이질성이 나타났는지 분석한 결과는 직종의 분류에 따라 상이한 결과가 도출되었다. 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하였을 때에는 남성에 한해 건강 격차가 확인되지만, 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 직종으로 구분하여 분석한 결과에서는 성별에 관계없이 블루칼라 직종에 비해 상대적으로 다른 직종의 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다.

넷째, 직종별로 건강 격차가 존재할 뿐만 아니라 연령이 증가함에 따라 직종 간 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 나타났는데, 이는 블루칼라 근로자들이 다른 직종 근로자들에 비해 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 높기 때문에 나이가 들면서 더 빨리 건강이 소진됨을 의미하며, 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 다르다는 것을 시사한다.

본 연구는 그동안 직업의학적 측면에 치중되어 있었던 직종별 건강 격차를 경제학적 측면에서 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 건강 격차의 기술키가 연령이 증가함에 따라 확대되었음을 밝혔다는데 그 의의가 있다. 아울러 해외 연구에서 나타난 건강 격차의 성별 이질성은 직종 구분에 따라 상이하게 도출되었을 가능성을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

건강 결핍 모델(health deficit model)에 의하면 건강 부담이 높은 직업은 육체노동으로 개념화하는데, 건강 부담이 큰 직업은 건강 결손이 더 빨리 누적되며, 결핍이 누적됨에 따라 건강 격차가 더욱 확대될 뿐만 아니라 노동 생산성이 감소하여 소득이 감소하고 이는 다시 사회경제적 건강 불평등을 유발한다. Ravesteijn et al.(2013)은 직업 선택의 폭이 크게 제한되어 있

는 경우, 건강이 좋지 않은 근로자는 더 높은 수입을 얻기 위해 건강에 유해한 직업에 종사함으로써 자신의 건강 일부를 ‘판매’할 수 있으며, 이는 직업이 사회경제적 건강 격차를 더욱 확대할 수 있음을 의미하므로 건강 격차를 완화하기 위한 정책적 개입이 필요함을 역설하였다.

본 연구의 결과 역시 국민건강을 개선하고 건강의 형평성을 제고하여 궁극적으로 사회경제적 불평등을 완화하기 위해서는 직종별로 관측되는 건강 격차에 주목할 필요가 있음을 시사한다. 아울러 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 이질적임을 감안하여 생애주기별로 체계적이고 포괄적이며 세부적인 정책 방안을 모색해야 함을 시사한다. 본 연구의 결과는 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공하며, 건강의 형평성 제고를 위한 정책 방향을 설정하는 데에 객관적 근거로 활용될 수 있기를 기대한다.

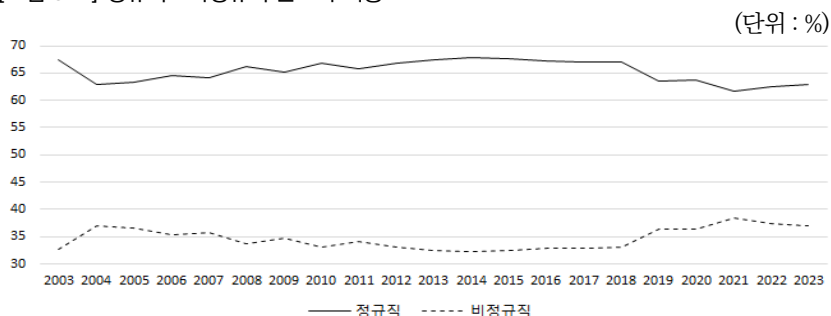
제3장

고용 안정성과 건강 격차

제1절 머리말

고용 안정성과 건강 간의 연관성은 잘 알려져 있으며, 더 나은 고용 조건은 건강 형평성의 필수 조건 중 하나이다. 최근 수십 년 동안 전 세계적으로 유연하고 비표준적인 고용이 확산하면서 임시·일용·비정규직이 증가하였고 이에 따라 고용 안정성이 감소하였다. 더욱이 최근 글로벌 경기 침체와 이에 따른 높은 실업률로 인해 불안정한 고용 형태가 확산하였고, 코로나19 팬데믹은 의심할 여지 없이 이러한 추세를 더욱 악화하였다(Gray et al. 2021).

[그림 3-1] 정규직·비정규직 근로자 비중



자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」.

고용 트렌드의 변화는 우리나라도 예외는 아니다. 2003년 67.4%였던 정규직 근로자 비중은 2023년 63.0%로 하락한 반면에 비정규직 근로자 비중은 2003년 32.6%에서 2023년 37.0%로 20여 년간 4.4%p가량 증가하여 고용 안정성이 악화하였다.

직업의학, 공중 보건 분야 연구에서는 실제로 고용 불안이 스트레스를 증가시켜 건강에 해로울 수 있다고 설명한다. 비정규직 근로자의 고용 불안정성은 근로자들의 정신적 건강을 악화할 뿐만 아니라 눈의 피로, 피부 및 귀 문제, 위장 및 수면 장애와 같은 특정 증상과 밀접한 관련이 있다고 알려져 있다(Sverke and Hellgren, 2002; Caroli and Godard, 2016).

비정규직 고용과 건강을 연결하는 메커니즘에 대한 또 다른 설명으로는 비정규직 근로자들의 고용 조건, 복지 및 경제적 부담을 들 수 있다. 비정규직 일자리는 상대적으로 낮은 보수, 혜택에 대한 접근성 저하, 승진 가능성 제한 등과 연관되어 있다. 이러한 특성들은 불안정한 고용과 건강 사이의 부정적인 관계를 형성하는 추가적인 잠재적·사회심리적·경제적 요인으로 작용한다(Pirani and Salvini, 2015; Kubicek et al., 2019).

이뿐만 아니라 비정규직 근로자들은 열악한 근무 조건, 육체적으로 과중한 업무, 높은 사고 위험, 유해 물질에 노출되는 직종에 종사하는 비율이 높다. 단조롭고 반복적이며 숙련되지 않은 업무를 더 많이 수행하고, 업무 자율성이 낮고 감독 통제가 더 엄격하며, 비사회적 근로 시간이나 불규칙하고 계획되지 않은 근로 시간의 영향을 더 자주 받는다. 열악한 근무 환경, 낮은 일자리의 질, 불리한 근무 조건은 비정규직 근로자의 신체적, 정신적 건강을 악화할 수 있다(Pirani and Salvini, 2015).

그러나 비정규직과 정규직 근로자들 간의 건강 격차가 반드시 불안정한 고용이 건강에 미치는 인과관계에 의한 것만은 아니다. 고용 안정성과 건강 사이의 관계는 인과관계와 역인과관계가 동시에 작용한다. 고용 불안정성이 개인의 건강에 인과적인 영향을 미칠 수 있지만, 이와는 반대로 특정 개인의 건강 상태가 직업 선택을 제한하는 역인과관계에서 비롯된 강한 상관관계일 수도 있기 때문이다. 또한 고용 형태에 따라 건강 상태에 영향을 미치는 관측 가능한 요인과 관측 불가능한 요인이 각각 이질적일 수도 있다.

불안정한 고용이 근로자의 건강 상태를 악화할 수도 있지만, 이와는 반대

로 열악한 건강 상태가 더 나은 일자리로의 접근을 방해할 수 있다. 이를 역인과관계, 혹은 선택가설이라 하는데, 낮은 사회경제적 조건을 가진 근로자들이 일반적으로 비정규직일 가능성이 높은 반면에, 건강 위험에 더 많이 노출되는 특정 종류의 일자리에 종사하여 건강이 악화할 수도 있다. 일반적으로 고용 형태별로 교육 수준에 차이가 있으며 근로자들은 건강에 대한 선호에 따라 직업을 선택한다. 교육 수준별 건강 격차와 고용 형태별 이질적인 환경적 요인들을 감안한다면 역인과관계와 제3의 요인에 의해 선택 효과로 이어질 수 있고, 이는 건강 상태가 양호한 근로자들이 특정 유형의 직업을 선택할 가능성을 높인다(DeLeire and Levy, 2004; Ravesteijn et al., 2018). 즉, 둘 간의 상관관계는 직업이 건강에 미치는 인과적 효과와 선택 효과가 동시에 작용하여 결정된다.

다시 말해서, 고용 형태와 건강 사이의 강력하고 지속적인 상관관계가 고용 형태가 건강에 미치는 직접적이고 인과적인 영향에서 비롯된 것인지는 불분명하다는 것이다. 둘 간의 연관성이 개인으로 하여금 특정 유형의 직업을 스스로 선택하도록 유도하는 건강 증진, 또는 제한 요인에서 비롯된 것일 수도 있다. 이 외에도 교육이나 부모 배경, 초기 자산과 같이 미리 결정된 특성들이 직업과 건강 모두에 영향을 미쳐 고용 형태 간 건강 격차가 더욱 확대될 수도 있다. 또한 개인의 선택은 고립된 채로 이루어지지 않는다. 직업 선택에 관한 결정은 건강 투자 및 소비에 관한 결정과 동시에 이루어진다. 건강 투자의 한계 편익은 직업에 따라 달라지기 때문에 건강 행동은 직업 선택에 따라 조정될 수 있다. 따라서 근로자는 건강에 대한 투자를 통해 직업과 관련된 건강 악화를 상쇄할 수도 있고, 건강에 해로운 소비를 함으로써 건강 위험을 가중시킬 수도 있다(Ravesteijn et al., 2013).

이러한 선택과 인과관계의 과정은 상호 배타적이지 않으며, 고용 유형이 건강에 미치는 순효과를 측정하기 위해서는 역인과관계를 고려해야 한다(Pirani and Salvini, 2015).

고용의 안정성과 근로자들의 건강 상태 간의 상관관계, 혹은 인과관계를 분석한 해외 대부분의 연구에서 고용의 안정성에 따라 근로자들의 건강 격차가 확인되며(Marmot et al., 2001; Cheng et al., 2005; Virtanen et al., 2005), 이 둘의 관계는 선별 효과를 배제한 이후에도 지속적으로 나타나는

경향이 있다(Rathelot and Romanello, 2013; Caroli and Godard, 2016; Cottini and Ghinetti, 2018). 그러나 국내 연구는 고용 형태별 건강 격차를 확인한 수준에 머물러 있으며, 인과적 효과를 분석한 연구는 찾기 어렵다. 이에 이 장에서는 우리나라를 대상으로 고용의 안정성에 따른 건강 격차가 인과적인 영향인지 확인하고자 한다. 또한 인구학적 특성에 따라 그 영향이 이질적인지 살펴봄으로써 효과적인 정책 방향을 모색하고자 한다.

본 연구의 분석 결과는 고용 형태에 따라 근로자들의 건강 격차가 확인되며, 건강하지 못한 근로자들이 비정규직 근로자가 되는 선별 효과를 배제하여도 고용의 안정성은 근로자들의 건강을 개선하는 역할을 하는 것으로 나타났다. 그러나 인구학적 특성에 따라 고용 안정성이 건강에 미치는 영향은 상이한 것으로 확인된다. 본 연구는 우리나라의 자료를 사용하여 고용 안정성이 건강에 미치는 인과적 영향을 추정하였다는 데에 의의가 있으며, 분석 결과는 고용의 안정성에 따른 건강 격차 완화를 위한 정책을 수립하는 데에 기초자료로서 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 선행 연구

고용 안정성이 근로자의 정신적·신체적 건강과 정(+)의 상관관계가 있다는 연구 결과는 이미 충분히 축적되어 있다. 건강지표, 혹은 국가의 특성 등에 따라 효과의 크기는 상이하지만, 일반적으로 고용 상태가 불안정한 근로자들의 건강 상태는 그렇지 않은 근로자들에 비해 훨씬 열악한 것으로 알려져 있다(Marmot et al., 2001; Cheng et al., 2005; Virtanen et al., 2005; Kim et al., 2008). Sverke et al.(2002)이 수행한 메타분석에 따르면 고용이 불안정할수록 신체적, 정신적 건강이 모두 악화하는 것으로 나타났다. 대만을 대상으로 한 Cheng et al.(2005)은 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에는 정(+)의 상관관계가 있으며, 그 격차는 상대적으로 여성보다 남성이, 여성 중에서는 관리직·전문직에 종사하는 근로자들 그룹에서 더 크다는 사실을 밝혔다. 이러한 성별 이질성은 일본을 대상으로 분석한 Kachi et al.(2014)

등에서도 확인된다.

최근 경기 침체로 인해 비정규직이 확산하고 근로조건이 악화함에 따라 우리나라에서도 노동시장에서 유발된 사회경제적 격차가 더 나아가 건강 격차로 연결되는지 확인한 연구 결과들이 꾸준히 발표되고 있다. 해외의 연구 결과와 같이 대부분의 연구에서 고용이 안정적인 근로자들의 건강 상태가 좋다는 합치된 결과를 제시한다. 사망률, 비만 유병률, 만성질환 등의 신체 건강, 우울 등의 정신 건강, 주관적 건강 등 모든 건강지표에서 고용 형태별 건강 격차가 공통적으로 관측된다(박주영 외, 2016, 이윤경 외, 2020).

그러나 고용 안정성이 근로자의 건강에 미치는 인과관계를 분석한 연구는 그리 많지 않고, 더욱이 한국을 대상으로 한 연구는 매우 드물다. Kim et al.(2008)과 Quesnel-Vallée et al.(2010)은 각각 한국과 미국을 대상으로 성향 점수 매칭 방법을, Cottini and Lucifora(2013), Ehlert and Schaffner(2011)는 고정효과 모형을 사용하여 유럽 국가를 대상으로 둘 간의 관련성을 분석하였다. 이들은 모두 정규직 근로자들이 상대적으로 건강 상태가 양호하다는 분석 결과를 내놓았다. Rathelot and Romanello(2013)는 프랑스를 대상으로 에너지 공기업에서 발생한 대규모 기업 내 구조조정의 영향을 고려하였는데, 이들은 이러한 구조조정이 해당 기업에 고용된 정규직 근로자들의 정신 건강에 매우 부정적인 영향을 미친다는 사실을 발견하였다. Pirani and Salvini(2015)는 이탈리아를 대상으로 역확률가중치(IPTW, Inverse Probability of Treatment Weighting) 매칭 방법을 사용하여 고용 안정성이 건강에 미치는 인과관계를 추정하였다. 그들은 임시직과 건강 사이의 부정적인 연관성은 통계적 인과관계에서 비롯된 것이며, 이는 정규직 근로자들이 상대적으로 더 건강하다는 선택 효과에 기인한 것이 아님을 밝혔다. Caroli and Godard(2016)는 유럽 22개국의 남성을 대상으로 고용 불안이 건강에 미치는 인과적 영향을 분석하였다. 그 결과, 내생성을 고려하지 않을 경우, 고용 안정성이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타났고, 역인과관계로 인한 내생성을 배제하기 위하여 산업별 비자발적 해고율을 도구변수로 활용하여 분석을 수행한 결과 역시 고용 불안이 근로자들의 건강 상태를 악화하는 것으로 확인되었다. Cottini and Ghinetti(2018)는 덴마크를 대상으로 고용 안정성이 근로자들의 정신 건강에 미친 영향을 추정하

였다. 기업 인력 변화를 도구변수로 활용하여 분석한 결과, 직원들이 느끼는 고용 불안이 1SD 증가하면 정신 건강 척도의 중앙값이 25번째 백분위수에서 30번째 백분위수로 이동하였고, 심각한 정신 질환 문제가 발생할 확률이 약 6%p 증가함을 밝혔다.

제3절 분석 자료 및 방법

1. 분석 방법

본 연구는 도구변수 모형을 사용하여 고용의 안정성이 건강에 미치는 인과적 효과를 추정하고자 하며, 분석에 사용한 회귀모형은 다음과 같다.

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} + X_{it}\beta_2 + \mu_r + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (3-1)$$

종속변수인 H_{it} 는 개인 i 의 t 년도 주관적 건강 상태를 나타내는 변수로서 연속변수이거나 0과 1, 두 개의 값을 갖는 이항 변수이다. S_{it} 는 고용의 안정성을 의미하는 더미변수로서 정규직일 때 1, 비정규직일 때 0의 값을 갖는다. X_{it} 는 개인의 건강에 영향을 미치는 인구·사회학적 변수, 경제적 변수 및 직업 특성 변수들의 벡터이고, μ_r , τ_t 는 각각 지역 및 연도별 특성을 통제하기 위한 고정효과 변수이며, ϵ_{it} 는 정규 분포를 따르는 오차항이다.

고용의 안정성을 나타내는 정규직 여부 변수는 앞서 설명한 것과 같이 외생적으로 주어진 변수로 볼 수 없다. 생략된 변수로 인한 편의(bias) 혹은 역인과관계로 인한 편의로 내생성이 존재할 수 있다.

주관적 건강 상태지표는 스스로 평가한 것이므로 비관적인 개인이 건강 상태가 좋지 않다고 체계적으로 응답하는 경향이 있다면 추정치에 편의가 발생할 가능성이 있을 뿐만 아니라(생략된 변수로 인한 편의) 건강하지 못한 개인이 상대적으로 비정규직에 고용될 가능성이 더 높은 경우 또 다른 잠재적 편의(역인과관계에 의한 편의)의 원인이 될 수 있다(Caroli and Godard,

2016).

이에 본 연구는 Caroli and Godard(2016)의 방법을 차용하여 산업별 · 지역별 · 연도별 비자발적 이직률을 도구변수로 활용하고 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 인과적 영향을 도구변수 모형을 통해 추정하고자 한다.

$$S_{it} = \pi_0 + \pi_1 Z_{jrt} + X_{it} \pi_2 + \eta_r + \psi_t + \nu_{it} \quad (3-2)$$

2SLS의 1단계 회귀식은 고용의 안정성을 의미하는 S_{it} 를 종속변수로 하며 회귀식 (3-2)와 같다.

도구변수 Z_{jrt} 는 산업별(j) · 지역별(r) · 연도별(t) 비자발적 이직률이다. 비자발적 이직은 ‘근로 계약종료’, ‘구조조정’, ‘합병’ 및 ‘해고’ 등에 따른 면직을 포함해 악화한 경영 상황에 따른 고용 종료를 의미한다. 비자발적 이직이 빈번한 산업에 종사하는 근로자들은 다른 산업에 종사하는 근로자들에 비해 상대적으로 고용 안정성이 낮은데, 고용 안정성을 보여주는 대표적인 지표가 정규직 여부이다. 즉, 비자발적 이직률이 높은 산업은 비정규직 비율이 높으며, 비자발적 이직률은 근로자들의 고용 안정성에는 영향을 주지만 거시 변수인 이직률이 개인의 건강 상태와 상관되었을 가능성은 낮기 때문에 도구변수의 두 가지 조건, 즉 도구 관련성(Instrument relevance) 및 도구 외생성(Instrument exogeneity) 조건이 충족되었다고 판단한다.

아울러 본 연구는 산업별 · 지역별 · 연도별 비자발적 이직률을 고용 안정성의 도구변수로 사용하는 것이 적합한지 확인하기 위해 다음과 같은 검증을 수행한다. 우선 약한 도구변수의 문제가 있는지 확인하기 위해 1단계 추정 결과에서 추정된 도구변수 계수의 크기 및 F-검정통계량을 통해 도구변수의 적합성 및 외생성을 검정하고 그 결과를 제시한다. 통상적으로 F-검정통계량이 10보다 크면 약한 도구변수의 문제는 없는 것으로 판단할 수 있다. 또한 Wu-Hausman 검정을 통해 정규직 여부 변수의 내생성 검정을 수행하여 결과로 제시한다(홍정립, 2022).

2. 분석 자료 및 대상

고용 안정성이 근로자의 주관적 건강 상태에 미친 영향을 분석하기 위한 자료는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(이하 노동패널)」와 고용노동부의 「사업체노동력조사」이며, 「사업체노동력조사」에서 산업별·지역별·연도별 비자발적 이직률을 산출한 후 노동패널과 매칭하여 분석에 활용하였다. 「사업체노동력조사」의 비자발적 이직률은 2018년부터 활용이 가능하므로 본 연구는 2018년에서 2022년까지를 분석 대상으로 하였다.

본 연구의 종속변수인 건강지표는 주관적 건강 상태 변수를 활용하였다. 주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)는 개인이 스스로 평가하는 주관적 건강지표로서 실제 건강 상태를 대리하는 변수로 폭넓게 사용된다. 일반적으로 주관적 건강 상태는 설문 조사일을 기준으로 직전 12개월 동안 본인의 건강 상태에 대한 응답을 토대로 측정된다. Borg and Kristensen (2000)은 주관적 건강과 사망률의 연관성을 분석한 대부분의 연구에서 주관적 건강이 신체적 능력을 통제했을 때도 여전히 강건한 예측 변수로 나타났다고 밝혔고, Burström and Fredlund(2001)에 의하면 이 둘 간의 관계는 특정 집단과 관계없이 대체로 일관되게 관측된다(홍정림, 2021; 홍정림, 2022; Benyamini et al., 2000).

분석 대상은 30~64세 임금근로자로 한정하였고, 1차 산업 종사자 및 특수 직군인 군인은 제외하였다.

3. 변수 및 기초 통계

종속변수인 주관적 건강 상태는 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’의 응답 항목으로 구성된 5점의 리커트 척도이다. 본 연구에서는 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 주관적 건강 상태 변수를 세 개의 변수로 재가공하여 사용하였다. 우선, 주관적 건강 상태 변수를 정규화하여 연속변수로 가정하였다. 다음으로 건강지표를 종속변수로 하는 대부분의 선행 연구에서와 같이 0과 1로 구분된 이항 변수로 변환하여 분석에 활용하였으며, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’

과 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 여부를 나타내는 2개의 종속변수를 추가로 생성하였다.

우선 첫 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태’ 변수는 수치가 높을수록 건강 상태가 양호한 것을 의미한다. 두 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태 : 좋음’ 여부 변수는 ‘아주 건강하다’와 ‘건강한 편이다’라고 응답한 경우 1, 그 외 ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’로 응답한 경우 0으로 코딩하였다. 세 번째 건강지표인 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 여부 변수는 ‘건강하지 않은 편이다’와 ‘건강이 아주 안 좋다’로 응답한 경우 1, ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’라고 응답한 경우 0으로 코딩하였다. 고용 안정성 지표인 정규직 여부는 정규직일 때 1, 비정규직일 때 0으로 코딩하였다. 비자발적 이직률은 산업 · 지역 · 연도별로 산출된 수치이다.

통제변수로는 5세 연령 더미, 성별, 혼인 상태, 학력 수준 등의 인구 · 사회학적 변수와 주택 입주 형태(자가 여부), 균등화 가구 소득 등의 경제적 변수 및 5개로 구분된 직종 변수를 포함하였고²⁾, 지역 및 연도 고정효과를 통제하였다.

〈표 3-1〉에는 분석에 사용한 변수들의 기초 통계량이 제시되어 있다.

분석에 이용한 전체 표본의 수는 32,130개이며, 주관적으로 평가한 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘건강한 편이다’라고 응답한 근로자가 전체의 62.7%로 절반을 훌쩍 넘었고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자가 31.3%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘아주 건강하다’라고 응답한 근로자가 3.3%가량이었고, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’라고 응답한 근로자의 비중이 각각 2.5%, 0.2% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 근로자들의 비중은 대체로 낮았다. 즉, 이들 중 2.7% 정도가 본인의 주관적 건강 상태를 나쁘다고 응답하였고, 절반을 훨씬 웃도는 66%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘좋음’으로 평가하였다.

전체 표본의 73.6%가량이 정규직 근로자였으며, 이들의 평균 연령은

2) 직종은 ‘관리자+전문가+준전문가’, ‘사무직’, ‘서비스+판매 근로자’, ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 등 5개로 분류하였고, 학력 수준은 ‘중학교 졸업 이하’, ‘고등학교’, ‘대학 재학 이상’ 등 3개의 학력으로 구분하였다. 또한 회귀모형에서 균등화 가구 소득은 자연로그를 취하여 사용하였다.

46.1세였고, 대략 62.6%가 남성이었다. 배우자가 있는 근로자는 전체의 76.0%에 달했고, 전체 근로자의 절반이 넘는 59.9%가 대학 재학 이상의 학력 수준인 것으로 확인된다.

〈표 3-1〉 기초 통계량

N=32,130	Mean	SD
종속 변수		
주관적 건강 상태(리커트 척도)		
1. 건강이 아주 안 좋다.	0.002	0.042
2. 건강하지 않은 편이다.	0.025	0.157
3. 보통이다.	0.313	0.464
4. 건강한 편이다.	0.627	0.484
5. 아주 건강하다.	0.033	0.179
주관적 건강 상태: 좋음	0.660	0.474
주관적 건강 상태: 나쁨	0.027	0.162
독립 변수		
정규직 여부: 정규직 1, 비정규직 0	0.736	0.441
평균 연령(세)	46.129	9.179
성별: 남성 1, 여성 0	0.626	0.484
혼인 상태: 배우자 있음 1, 배우자 없음 0	0.760	0.427
학력: 중학교 졸업 이하	0.069	0.254
학력: 고등학교	0.332	0.471
학력: 대학 재학 이상	0.599	0.490
주택 입주 형태: 자가 1, 그 외 0	0.632	0.482
균등화 가구 소득(만 원)	3,772	3,798
직종: 관리자+전문가+준전문가	0.290	0.454
직종: 사무직	0.232	0.422
직종: 서비스+판매 근로자	0.130	0.336
직종: 기능원+조립원	0.253	0.435
직종: 단순노무직	0.095	0.293
비자발적 이직률(%)	3.145	5.631

자료: 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

주택 입주 형태는 자가에 거주하고 있는 근로자 비율이 대략 63.2%였고, 균등화 가구 소득의 평균치는 3,772만 원이었다. 직종으로 봤을 때 관리자+전문가+준전문가 그룹 비율이 29.0%로 가장 높았고, 기능원+조립원, 사무직 순이었으며, 단순노무직 비율이 9.5%로 가장 낮았다. 본 연구의 도구변수인 비자발적 이직률의 평균은 3.15%가량이었다.

〈표 3-2〉는 정규직과 비정규직 근로자 그룹으로 나누어 고용 형태별로 산출한 변수들의 기초 통계량을 보여준다.

전체 표본 중 정규직 근로자는 23,649명이고, 비정규직 근로자는 8,481명이다. 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘건강한 편이다’라고 응답한 정규직 근로자는 66.2%로 가장 많았고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자는 28.0%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘아주 건강하다’라고 응답한 근로자가 4.0%가량이었고, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’라고 응답한 근로자의 비중이 각각 1.7%, 0.1% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 정규직 근로자들의 비중은 매우 낮았다. 즉, 70.2%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 단 1.8% 정도가 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다.

한편 본인의 건강 상태를 ‘건강한 편이다’라고 응답한 비정규직 근로자는 52.9%가량으로 가장 많았고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자는 40.6%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘건강하지 않은 편이다’, ‘아주 건강하다’, ‘건강이 아주 안 좋다’ 순이었으며, 54.3%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 5.2% 정도가 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다.

고용 형태별로 건강 상태를 비교해 봤을 때, 상대적으로 비정규직 근로자 그룹에서 본인의 건강 상태를 열악하다고 평가하는 것으로 나타났으며, 이는 고용 안정성에 따른 건강 격차를 분석한 여러 선행 연구와 일치하는 결과이다(Marmot et al., 2001; Cheng et al., 2005; Virtanen et al., 2005; 박주영 외, 2016, 이윤경 외, 2020).

비자발적 이직률은 정규직 근로자 그룹의 경우 약 2.6%, 비정규직 근로자 그룹의 경우 약 4.8%로, 비정규직 그룹에서 비자발적 이직률이 높은 산업에 종사하는 것으로 나타났다.

〈표 3-2〉 고용 형태별 기초 통계량

	정규직 (N=23,649)		비정규직 (N=8,481)	
	Mean	SD	Mean	SD
종속 변수				
주관적 건강 상태(리커트 척도)				
1. 건강이 아주 안 좋다.	0.001	0.036	0.003	0.057
2. 건강하지 않은 편이다.	0.017	0.129	0.048	0.215
3. 보통이다.	0.280	0.449	0.406	0.491
4. 건강한 편이다.	0.662	0.473	0.529	0.499
5. 아주 건강하다.	0.040	0.196	0.014	0.117
주관적 건강 상태 : 좋음	0.702	0.457	0.543	0.498
주관적 건강 상태 : 나쁨	0.018	0.134	0.052	0.222
독립 변수				
평균 연령(세)	44.742	8.625	49.995	9.563
성별	0.667	0.471	0.509	0.500
혼인 상태	0.786	0.410	0.687	0.464
학력 : 중학교 졸업 이하	0.030	0.171	0.179	0.383
학력 : 고등학교	0.278	0.448	0.482	0.500
학력 : 대학 재학 이상	0.692	0.462	0.340	0.474
주택 입주 형태	0.654	0.476	0.572	0.495
균등화 가구 소득(만 원)	3.996	4.237	3.149	2.017
직종 : 관리자+전문가+준전문가	0.340	0.474	0.152	0.359
직종 : 사무직	0.283	0.450	0.090	0.286
직종 : 서비스+판매 근로자	0.096	0.294	0.226	0.418
직종 : 기능원+조립원	0.241	0.428	0.286	0.452
직종 : 단순노무직	0.041	0.198	0.246	0.431
비자발적 이직률(%)	2.561	4.818	4.771	7.198

자료 : 「한국노동패널조사」 21차~25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

정규직 근로자의 평균 연령은 44.7세, 남성 비율은 66.7%, 유배우 비율은 78.6%였다. 학력은 대학 재학 이상 고학력 비율이 가장 높았고, 관리자+전문가+준전문가 그룹의 비중이 가장 컸으며, 단순노무직 비중이 가장 작았

다. 반면 비정규직 근로자 그룹의 경우 정규직 근로자에 비해 평균 연령이 약 5세가량 더 높았고, 남성 비율과 유배우 비율, 자가 주택 거주 비율, 균등화 가구 소득 등이 낮았다. 또한 저학력 비중이 컸고, 블루칼라 근로자 비중이 확연히 높았다. 즉, 통상적으로 알려진 바와 같이 비정규직 근로자들은 저학력, 저소득, 육체노동자 비율이 높은 경향이 있음을 다시 한번 확인하였다.

제4절 분석 결과

〈표 3-3〉, 〈표 3-4〉, 〈표 3-5〉는 도구변수 모형으로 인과관계를 추정하기에 앞서 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간의 관계를 확인하기 위하여 ‘주관적 건강 상태’, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’, ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’을 종속변수로 하여 OLS 모형과 선형 확률 모형(LPM)을 통해 각각 추정한 결과를 보여준다. ‘주관적 건강 상태’를 종속변수로 하는 분석은 OLS 모형을 통해 추정하였고, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’과 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 등 이항 변수를 종속변수로 하는 분석은 LPM 모형을 적용하였다.

정규직 여부에 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 5세 연령 더미, 성별, 혼인 상태, 학력 수준 등 인구·사회학적 특성을 추가로 통제한 모형(모형 (2)), 지역 및 연도 고정효과, 인구·사회학적 변수에 더해 주택 입주 형태, 균등화 가구 소득, 직종 더미 등 경제 및 직업 특성을 모두 포함한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 연구의 결과는 모든 통제변수를 포함하여 분석한 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

OLS 모형을 사용하여 정규직 여부와 근로자의 주관적 건강 상태 간의 관계를 추정한 결과(표 3-3), 통제변수 포함 여부와 관계없이 모든 모형에서 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹의 주관적 건강 상태가 양호한 것으로 나타났다. 개인 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 추정치의 방향과 통계적 유의성 측면에서는 큰 차이가 없었다. 즉,

개인의 특성을 통제하지 않은 모형 (1)에 비해 인구·사회학적 변수, 경제 및 직업 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수가 감소하는 것을 확인할 수 있는데, 이는 개인의 특성이 고용 안정성과 상호작용하여 주관적 건강 상태에 양방향으로 영향을 주고받는 경로로 작용했음을 의미한다.

〈표 3-3〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS

주관적 건강 상태	(1)	(2)	(3)
정규직	0.370*** (0.013)	0.191*** (0.014)	0.138*** (0.014)
연령 : 35~39세		-0.095*** (0.020)	-0.082*** (0.021)
연령 : 40~44세		-0.214*** (0.020)	-0.206*** (0.020)
연령 : 45~49세		-0.271*** (0.021)	-0.268*** (0.021)
연령 : 50~54세		-0.318*** (0.022)	-0.324*** (0.022)
연령 : 55~59세		-0.394*** (0.024)	-0.415*** (0.024)
연령 : 60~64세		-0.469*** (0.027)	-0.483*** (0.027)
성별 : 남성		0.064*** (0.011)	0.103*** (0.012)
혼인 상태 : 유배우		0.135*** (0.014)	0.096*** (0.014)
학력 : 고등학교 졸업		0.256*** (0.027)	0.209*** (0.027)
학력 : 대학 이상		0.380*** (0.027)	0.269*** (0.028)
주택 입주 형태 : 자가			0.093*** (0.012)
균등화 가구 소득			0.135*** (0.012)
직종 : 관리자+전문가+준전문가			0.016 (0.014)
직종 : 서비스+판매 근로자			-0.015 (0.020)
직종 : 기능원+조립원			-0.074*** (0.017)
직종 : 단순노무직			-0.124*** (0.024)
N	32,130	32,130	31,910
지역 및 연도 고정효과	Yes		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 지역 및 연도 고정효과를 통제한 결과임.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차~25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

〈표 3-4〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태(좋음)에 미치는 영향 : LPM

주관적 건강 상태 좋음	(1)	(2)	(3)
정규직	0.158*** (0.006)	0.079*** (0.007)	0.053*** (0.007)
연령 : 35~39세		-0.032*** (0.009)	-0.028*** (0.009)
연령 : 40~44세		-0.075*** (0.009)	-0.073*** (0.009)
연령 : 45~49세		-0.101*** (0.010)	-0.101*** (0.010)
연령 : 50~54세		-0.117*** (0.010)	-0.121*** (0.010)
연령 : 55~59세		-0.156*** (0.011)	-0.166*** (0.011)
연령 : 60~64세		-0.196*** (0.013)	-0.204*** (0.013)
성별 : 남성		0.024*** (0.005)	0.042*** (0.006)
혼인 상태 : 유배우		0.060*** (0.006)	0.041*** (0.006)
학력 : 고등학교 졸업		0.111*** (0.012)	0.089*** (0.012)
학력 : 대학 이상		0.172*** (0.013)	0.117*** (0.013)
주택 입주 형태 : 자가			0.043*** (0.005)
균등화 가구 소득			0.061*** (0.005)
직종 : 관리자+전문가+준전문가			0.016** (0.007)
직종 : 서비스+판매 근로자			-0.018* (0.009)
직종 : 기능원+조립원			-0.037*** (0.008)
직종 : 단순노무직			-0.055*** (0.011)
N	32,130	32,130	31,910
지역 및 연도 고정효과	Yes		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 지역 및 연도 고정효과를 통제한 결과임.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

그 밖에 개인별 특성 변수를 보면, 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 선형적으로 악화하며, 배우자가 있을 때, 그리고 학력 수준이 높을 때, 자가에 거주하고 있을 때, 균등화 가구 소득이 높을 때 건강 상태가 개선되는 것으로 나타나는데, 이는 인구·사회·경제학적 특성별 건강 격차를 분석한 기존의 연구와 합치되는 결과이다.

분석 결과의 강건성 확인을 위해 선형 확률 모형을 사용하여 정규직 여부가 근로자의 '주관적 건강 상태 : 좋음'에 미치는 영향을 추정한 결과(표 3-4)도 앞선 결과와 마찬가지로 정규직과 비정규직 근로자 간 건강 격차를 보여준다. 즉, 고용 안정성이 높은 정규직 근로자들의 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 확인되며, 모든 개인 특성 변수를 포함한 모형 (3)에서 고용 안정성에 따른 건강 격차를 보여주는 계수의 추정치가 가장 작았다. 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 낮았고, 여성에 비해 남성의 건강 상태가 양호하였으며, 유배우일 때, 학력 수준이 높을수록, 그리고 경제적 수준이 높을수록 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 증가하였다. 반면 사무직 근로자에 비해 육체노동을 하는 근로자 그룹에서 건강 상태가 좋을 확률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

선형 확률 모형을 사용하여 정규직 여부가 근로자의 '주관적 건강 상태 : 나쁨'에 미치는 영향을 추정한 결과(표 3-5)에서도 동일하게 통제변수 포함 여부와 관계없이 모든 모형에서 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 나쁠 확률이 감소하는 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성 측면에서는 큰 차이가 없었다.

OLS 모형과 선형 확률 모형으로 확인한 고용의 안정성과 근로자의 건강 상태 간 정(+)의 상관관계는 Benach and Muntaner(2007), Kim et al.(2008) 등에서 밝힌 기존의 연구 결과와 크게 다르지 않으며, 고용 안정성에 따른 건강 격차는 사회인구학적·경제적 요인에 의한 선별 효과와 더불어 비정규직 근로자들의 고용 조건, 복지 및 경제적 부담, 열악한 근무환경 등 근로 환경에 기인한 것으로 설명할 수 있다. 즉, 저학력·저소득 등 사회경제적 조건이 상대적으로 좋지 않은 근로자들이 일반적으로 비정규직일 가능성이

〈표 3-5〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태(나쁨)에 미치는 영향 : LPM

주관적 건강 상태 나쁨	(1)	(2)	(3)
정규직	-0.033*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
연령 : 35~39세		0.008*** (0.003)	0.006** (0.003)
연령 : 40~44세		0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)
연령 : 45~49세		0.015*** (0.003)	0.014*** (0.003)
연령 : 50~54세		0.018*** (0.003)	0.019*** (0.003)
연령 : 55~59세		0.021*** (0.004)	0.024*** (0.004)
연령 : 60~64세		0.024*** (0.005)	0.026*** (0.005)
성별 : 남성		0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)
혼인 상태 : 유배우		-0.020*** (0.003)	-0.016*** (0.003)
학력 : 고등학교 졸업		-0.037*** (0.006)	-0.033*** (0.006)
학력 : 대학 이상		-0.048*** (0.006)	-0.041*** (0.006)
주택 입주 형태 : 자가			-0.010*** (0.002)
균등화 가구 소득			-0.019*** (0.002)
직종 : 관리자+전문가+준전문가			0.005** (0.002)
직종 : 서비스+판매 근로자			-0.006** (0.003)
직종 : 기능원+조립원			-0.004 (0.003)
직종 : 단순노무직			0.012** (0.005)
N	32,130	32,130	31,910
지역 및 연도 고정효과	Yes		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 지역 및 연도 고정효과를 통제한 결과임.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

그 밖에 개인별 특성 변수를 보면, 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 선형적으로 악화하며, 배우자가 있을 때, 그리고 학력 수준이 높을 때, 자가에 거주하고 있을 때, 균등화 가구 소득이 높을 때 건강 상태가 개선되는 것으로 나타나는데, 이는 인구·사회·경제학적 특성별 건강 격차를 분석한 기존의 연구와 합치되는 결과이다.

분석 결과의 강건성 확인을 위해 선형 확률 모형을 사용하여 정규직 여부가 근로자의 '주관적 건강 상태 : 좋음'에 미치는 영향을 추정한 결과(표 3-4)도 앞선 결과와 마찬가지로 정규직과 비정규직 근로자 간 건강 격차를 보여준다. 즉, 고용 안정성이 높은 정규직 근로자들의 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 확인되며, 모든 개인 특성 변수를 포함한 모형 (3)에서 고용 안정성에 따른 건강 격차를 보여주는 계수의 추정치가 가장 작았다. 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 낮았고, 여성에 비해 남성의 건강 상태가 양호하였으며, 유배우일 때, 학력 수준이 높을수록, 그리고 경제적 수준이 높을수록 건강 상태가 좋을 확률이 통계적으로 유의하게 증가하였다. 반면 사무직 근로자에 비해 육체노동을 하는 근로자 그룹에서 건강 상태가 좋을 확률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

선형 확률 모형을 사용하여 정규직 여부가 근로자의 '주관적 건강 상태 : 나쁨'에 미치는 영향을 추정한 결과(표 3-5)에서도 동일하게 통제변수 포함 여부와 관계없이 모든 모형에서 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 나쁠 확률이 감소하는 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성 측면에서는 큰 차이가 없었다.

OLS 모형과 선형 확률 모형으로 확인한 고용의 안정성과 근로자의 건강 상태 간 정(+)의 상관관계는 Benach and Muntaner(2007), Kim et al.(2008) 등에서 밝힌 기존의 연구 결과와 크게 다르지 않으며, 고용 안정성에 따른 건강 격차는 사회인구학적·경제적 요인에 의한 선별 효과와 더불어 비정규직 근로자들의 고용 조건, 복지 및 경제적 부담, 열악한 근무환경 등 근로 환경에 기인한 것으로 설명할 수 있다. 즉, 저학력·저소득 등 사회경제적 조건이 상대적으로 좋지 않은 근로자들이 일반적으로 비정규직일 가능성이

〈표 3-5〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태(나쁨)에 미치는 영향 : LPM

주관적 건강 상태 나쁨	(1)	(2)	(3)
정규직	-0.033*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
연령 : 35~39세		0.008*** (0.003)	0.006** (0.003)
연령 : 40~44세		0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)
연령 : 45~49세		0.015*** (0.003)	0.014*** (0.003)
연령 : 50~54세		0.018*** (0.003)	0.019*** (0.003)
연령 : 55~59세		0.021*** (0.004)	0.024*** (0.004)
연령 : 60~64세		0.024*** (0.005)	0.026*** (0.005)
성별 : 남성		0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)
혼인 상태 : 유배우		-0.020*** (0.003)	-0.016*** (0.003)
학력 : 고등학교 졸업		-0.037*** (0.006)	-0.033*** (0.006)
학력 : 대학 이상		-0.048*** (0.006)	-0.041*** (0.006)
주택 입주 형태 : 자가			-0.010*** (0.002)
균등화 가구 소득			-0.019*** (0.002)
직종 : 관리자+전문가+준전문가			0.005** (0.002)
직종 : 서비스+판매 근로자			-0.006** (0.003)
직종 : 기능원+조립원			-0.004 (0.003)
직종 : 단순노무직			0.012** (0.005)
N	32,130	32,130	31,910
지역 및 연도 고정효과	Yes		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 지역 및 연도 고정효과를 통제된 결과임.

자료: 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

높은데, 이들의 건강 상태 자체가 정규직 근로자들에 비해 열악할 뿐만 아니라 불안정한 고용으로 인한 정신적 스트레스, 저임금으로 인한 경제적 부담과 낮은 업무 통제력, 열악한 근무환경 등이 복합적으로 작용한 결과로 해석할 수 있다.

이렇듯 정규직 여부, 즉 고용 안정성은 외생적으로 주어진 것이 아닌 내생 변수이므로 단순 선형 모형을 통해 추정된 분석은 인과관계와 역인과관계가 상호작용한 결과를 보여준다. 다시 말해서, 고용 안정성이 건강에 영향을 미치기도 하지만 반대로 건강 상태가 열악한 근로자가 고용 안정성이 낮은 비정규직에 고용될 확률이 높으므로 단순 선형 모형을 통한 분석은 인과효과와 선별 효과가 양방향으로 상호작용한 상관관계를 의미한다.

이에 본 장에서는 도구변수(IV) 모형을 사용하여 고용 안정성이 근로자의 주관적 건강 상태에 미치는 인과적 효과를 추정하였으며, 그 결과는 <표 3-6>에 제시되어 있다. Panel A는 ‘주관적 건강 상태’를 종속변수로 하여 분석한 결과를, Panel B와 Panel C는 각각 ‘주관적 건강 상태 : 좋음’, ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’을 종속변수로 하여 분석한 결과를 보고한다.

정규직 여부가 주관적 건강 상태에 미치는 영향을 IV 모형을 통해 분석한 결과(표 3-6의 Panel A), 통계적으로 유의하게 고용 안정성이 근로자의 주관적 건강 상태를 개선하는 역할을 한 것으로 나타났으며, OLS 모형의 결과와 동일하게 모든 변수를 통제하였을 때 추정치가 감소하였다. 즉, 고용 안정성이 근로자의 건강에 미치는 영향의 상대적 크기는 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 작아지는 것으로 나타났다.

정규직 여부가 ‘주관적 건강 상태 : 좋음’에 미치는 영향을 IV 모형을 통해 분석한 결과(표 3-6의 Panel B) 역시 통계적으로 유의하게 고용 안정성이 근로자들의 주관적 건강 상태를 개선하는 역할을 한 것으로 확인된다. 모든 개인의 특성을 고려했을 때 정규직 근로자들은 비정규직 근로자들에 비해 주관적 건강 상태가 좋을 확률이 21.9%p 증가하는 것으로 나타났으며, 모든 변수를 통제하였을 때 추정치가 가장 낮았다.

정규직 여부가 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’에 미치는 영향을 IV 모형을 통해 분석한 결과(표 3-6의 Panel C)도 크게 다르지 않았다. 통계적으로 유의하게 고용 안정성이 근로자의 주관적 건강 상태가 나쁠 확률을 감소시키는 역할

을 한 것으로 나타났으며, 고용 안정성이 근로자의 건강에 미치는 영향의 상대적 크기는 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 작아지는 것으로 나타났다. 연도 및 지역 고정효과만을 포함한 모형(모형 (1))에서 정규직 근로자들은 비정규직 근로자들에 비해 주관적 건강 상태가 나쁠 확률이 8.1%p 낮았고, 분석에 포함된 모든 변수를 통제했을 때(모형 (3)) 주관적 건강 상태가 악화할 확률이 5.3%p 감소하는 것으로 추정되었다.

〈표 3-6〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
정규직 (2단계)	0.808*** (0.070)	0.588*** (0.082)	0.480*** (0.091)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.000
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
정규직 (2단계)	0.368*** (0.033)	0.271*** (0.039)	0.219*** (0.043)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.000
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
정규직 (2단계)	-0.081*** (0.011)	-0.057*** (0.014)	-0.053*** (0.015)
Durbin p-value	0.000	0.004	0.007
비자발적 이직률 (1단계)	-0.014*** (0.000)	-0.012*** (0.000)	-0.011*** (0.000)
IV F-statistic	1,072	874.9	770.2
N	32,130	32,130	31,910
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 표준오차(standard error).

3) 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「한국노동패널조사」 21차~25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

요컨대, 건강하지 못한 근로자들이 비정규직 근로자가 되는 선별 효과를 배제하여도 고용의 안정성은 주관적 건강 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인된다. 인구·사회·경제적 요인을 통제하고 도구변수를 활용하여 고용 안정성이 건강에 미친 인과적 효과를 추정한 결과에서도 둘 간의 정(+)의 관계는 유지되었으며, 불안정한 고용이 건강에 미치는 부정적인 영향이 확인되었다. 단, 본 연구의 결과는 Caroli and Godard(2016)의 연구와 동일하게 IV 모형을 사용한 분석에서 추정치가 더 컸는데, 이는 서베이 자료, 혹은 두 개의 서로 다른 자료를 결합하여 구축한 자료를 사용하면서 발생하는 측정 오차(Measurement error)에 기인했을 가능성이 있다. 이러한 관측 오차는 OLS 추정 시 하향 편의(downward bias)를 유발하는 것으로 알려져 있다(Card, 2001; Silles, 2009; Caroli and Godard, 2016; 홍정림, 2022).

본 연구에서 활용한 비자발적 이직률이 도구변수로서 적합한지 검증하기 위해 1단계 추정 결과에서 도출된 도구변수의 계수와 F-검정통계량을 살펴보면, 모든 모형에서 도구변수의 계수가 통계적으로 유의하고 IV F-검정통계량도 충분히 큰 값을 보여 본 연구에서 이용한 도구변수는 약한 도구변수의 문제는 없는 것으로 판단한다. 그리고 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에 내생성이 존재하는지 확인하기 위한 Wu-Hausman 검정 결과는 모든 모형에서 IV가 OLS 모형과 유사하다는 귀무가설을 기각한다. 이는 정규직 여부가 외생적이지 않으므로 도구변수를 사용한 2단계 추정법이 타당함을 의미한다(홍정림, 2022: 36~37).

〈표 3-7〉과 〈표 3-8〉은 여성과 남성, 30~49세 및 50~64세 연령 그룹으로 구분하여 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간의 관계를 성별·연령 등 인구학적 특성별로 분석한 결과를 보여주며, 〈표 3-9〉에서 〈표 3-12〉에는 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향에 인구학적 특성별로 이질성이 있는지 IV 모형을 통해 확인한 결과가 제시되어 있다.

정규직 여부에 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 추가로 5세 연령 더미, 성별, 혼인 상태, 학력 수준 등 인구·사회학적 특성을 통제한 모형(모형 (2)), 지역 및 연도 고정효과, 인구·사회학적 변수에 더해 주택 입주 형태, 균등화 가구 소득, 직종 더미 등 경제 및 직업 특성을 모두 포함한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 연구의

결과는 모든 통제변수를 포함하여 분석한 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

〈표 3-7〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS, 성별 분석

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 남성			
주관적 건강 상태	0.410*** (0.018)	0.230*** (0.019)	0.168*** (0.020)
주관적 건강 상태 : 좋음	0.176*** (0.008)	0.096*** (0.009)	0.067*** (0.009)
주관적 건강 상태 : 나쁨	-0.036*** (0.004)	-0.020*** (0.004)	-0.014*** (0.004)
N	20,100	20,100	19,965
Panel B : 여성			
주관적 건강 상태	0.293*** (0.019)	0.144*** (0.020)	0.092*** (0.021)
주관적 건강 상태 : 좋음	0.125*** (0.009)	0.057*** (0.010)	0.032*** (0.010)
주관적 건강 상태 : 나쁨	-0.029*** (0.004)	-0.017*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
N	12,030	12,030	11,945
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 모든 통제변수를 포함하여 추정한 결과임.

자료: 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

단순 선형 모형(OLS 모형과 선형 확률 모형)으로 정규직 여부에 따른 주관적 건강 상태를 인구학적 특성별로 확인한 결과(표 3-7, 표 3-8), 연령·성별 등 인구학적 특성과 관계없이 모든 그룹에서 정규직일 때 주관적 건강 상태가 통계적으로 유의하게 양호한 것으로 확인된다. 단, 여성보다 남성이, 그리고 30~49세 연령 그룹보다 50~64세 연령 그룹에서 추정치의 계수가 상

대적으로 더 컸다. 즉, 고용 안정성에 따른 건강 격차는 인구학적 특성에 관계없이 관측되며, 건강 격차는 남성 그룹에서, 그리고 연령이 높을수록 상대적으로 더욱 큰 것으로 확인된다.

〈표 3-8〉 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : OLS, 연령별 분석

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 30~49세			
주관적 건강 상태	0.214*** (0.018)	0.137*** (0.018)	0.098*** (0.019)
주관적 건강 상태 : 좋음	0.086*** (0.008)	0.052*** (0.009)	0.031*** (0.009)
주관적 건강 상태 : 나쁨	-0.015*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.007** (0.003)
N	20,368	20,368	20,171
Panel B : 50~64세			
주관적 건강 상태	0.388*** (0.019)	0.252*** (0.021)	0.179*** (0.022)
주관적 건강 상태 : 좋음	0.172*** (0.009)	0.108*** (0.010)	0.076*** (0.011)
주관적 건강 상태 : 나쁨	-0.043*** (0.004)	-0.030*** (0.004)	-0.021*** (0.004)
N	11,762	11,762	11,739
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 모든 통제변수를 포함하여 추정한 결과임.

자료: 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

역인과관계로 인한 효과를 배제하여 고용 안정성이 건강에 미치는 영향에 인구학적 특성별 이질성이 존재하는지 확인한 결과, 우선 남성의 경우(표 3-9) 세 가지 건강지표 모두에서 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남성 정규직 근로자들의 주관적 건

강 상태가 비정규직 근로자들에 비해 나쁠 확률이 약 4.4%p 낮았고, 주관적 건강 상태가 좋을 확률은 그보다 더 큰 18.7%p 정도 높은 것으로 나타났으며, 도구변수의 적합성 검정 결과에서도 도구변수 모형이 적절한 것으로 확인된다.

〈표 3-9〉 고용 안정성이 남성의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
정규직 (2단계)	0.764*** (0.060)	0.498*** (0.078)	0.400*** (0.088)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.007
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
정규직 (2단계)	0.342*** (0.028)	0.234*** (0.037)	0.187*** (0.042)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.002
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
정규직 (2단계)	-0.066*** (0.010)	-0.045*** (0.013)	-0.044*** (0.014)
Durbin p-value	0.001	0.046	0.038
비자발적 이직률 (1단계)	-0.018*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	-0.012*** (0.000)
IV F-statistic	1,697	1,123	955.4
N	20,100	20,100	19,965
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 표준오차(standard error).

3) 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

〈표 3-10〉 고용 안정성이 여성의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
정규직 (2단계)	1.599*** (0.354)	1.844** (0.755)	2.496 (1.790)
Durbin p-value	0.000	0.004	0.050
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
정규직 (2단계)	0.759*** (0.172)	0.914** (0.373)	1.275 (0.901)
Durbin p-value	0.000	0.003	0.037
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
정규직 (2단계)	-0.174*** (0.056)	-0.204* (0.117)	-0.313 (0.273)
Durbin p-value	0.005	0.075	0.170
비자발적 이직률 (1단계)	-0.009*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002* (0.001)
IV F-statistic	47.16	13.07	3.382
N	12,030	12,030	11,945
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 표준오차(standard error).

3) 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차~25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

또한 50~64세 근로자들로 한정하여 분석한 경우(표 3-12)에도 고용의 안정성은 통계적으로 유의하게 근로자들의 주관적 건강 상태를 개선하는 역할을 한 것으로 나타났으며, 추정치의 계수가 가장 컸다. 50~64세 비정규직 근로자들은 정규직 근로자들에 비해 주관적 건강 상태가 나쁠 확률이 약 9.8%p 높았고, 주관적 건강 상태가 좋을 확률은 무려 26.8%p가량 낮았다.

반면 여성 그룹(표 3-10)과 30~49세 연령층(표 3-11)을 대상으로 세부 분석을 수행한 경우에는 추정치의 계수의 방향은 동일했으나 통계적으로 유의하지 않았고, 모형의 적합성도 확인되지 않았다. 즉, 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에는 정(+)의 상관관계를 보였지만 고용 안정성이 건강에 미치는 인과관계는 도출되지 않았다.

〈표 3-11〉 고용 안정성이 30~49세 연령층의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
정규직 (2단계)	0.429*** (0.144)	0.316*** (0.154)	0.108 (0.183)
Durbin p-value	0.131	0.242	0.954
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
정규직 (2단계)	0.249*** (0.068)	0.192*** (0.073)	0.096 (0.087)
Durbin p-value	0.015	0.053	0.446
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
정규직 (2단계)	0.011 (0.021)	0.029 (0.022)	0.042 (0.027)
Durbin p-value	0.196	0.077	0.070
비자발적 이직률 (1단계)	-0.009*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
IV F-statistic	285.8	265.6	203.7
N	20,368	20,368	20,171
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 표준오차(standard error).

3) 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「한국노동패널조사」 21차-25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

기존 연구에서도 고용 불안과 건강 간에는 대체로 성별 이질성이 관측된다. Cheng et al.(2005)은 대만을 대상으로 분석한 결과, 둘 간에 정(+)의 상관관계가 있으나 남성 그룹에서 더 강하게 나타났음을 밝혔고, 일본을 대상으로 한 Kachi et al.(2014)의 연구에서도 유사한 결과가 도출되었다. 또한 Caroli and Godard(2016)는 유럽 22개국의 남성을 대상으로 고용 불안이 건강에 미치는 인과적 영향을 분석하였는데, 고용 불안이 남성 근로자들의 건강에 부정적인 영향을 미쳤음을 밝혔다.

〈표 3-12〉 고용 안정성이 50~64세 연령층의 주관적 건강 상태에 미치는 영향 : IV

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강 상태			
정규직 (2단계)	0.850*** (0.089)	0.705*** (0.091)	0.630*** (0.101)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.000
Panel B : 주관적 건강 상태 : 좋음			
정규직 (2단계)	0.365*** (0.043)	0.304*** (0.044)	0.268*** (0.049)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.000
Panel C : 주관적 건강 상태 : 나쁨			
정규직 (2단계)	-0.126*** (0.018)	-0.103*** (0.018)	-0.098*** (0.020)
Durbin p-value	0.000	0.000	0.000
비자발적 이직률 (1단계)	-0.017*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.015*** (0.001)
IV F-statistic	584.1	617.3	549.8
N	11,762	11,762	11,739
지역 및 연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
인구·사회학적 특성	No	Yes	Yes
경제 및 직업 특성	No	No	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 표준오차(standard error).

3) 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「한국노동패널조사」 21차~25차; 「사업체노동력조사」 2018~2022년.

한편 Pirani and Salvini(2015)의 연구에서 임시 고용이 장기적으로 지속될 때 개인의 건강에 더욱 강하게 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였는데, 비정규직 고령 근로자들은 불안정한 고용 상태가 장기간 지속되었을 가능성이 상대적으로 높다는 것을 감안한다면, 상대적으로 고령의 근로자들이 고용 불안정으로 인해 악화된 건강 상태가 누적되어 고용 불안정으로 인한 건강 악화의 영향이 가장 크게 추정되었을 것으로 짐작된다.

제5절 소 결

고용 형태와 건강 사이에는 강력하고 지속적인 상관관계가 보이며, 이 둘의 관계는 선별 효과를 배제한 이후에도 지속적으로 나타나는 경향이 있다.

이에 이 장에서는 우리나라를 대상으로 고용의 안정성에 따른 건강 격차를 확인하고, 고용의 안정성이 건강에 미치는 인과적 효과를 분석하였다. 아울러 고용 안정성이 건강에 미치는 영향이 연령·성별 등 인구학적 특성에 따라 이질적인지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 정규직 여부를 고용 안정성의 지표로 하여 근로자의 주관적 건강 상태 간의 관계를 추정한 결과는 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹의 주관적 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다. 개인 특성 변수를 추가로 통제할수록 건강 격차는 완화되었는데, 이는 둘 간의 상관관계가 인과관계와 선별 효과 모두에 기인한 것으로, 개인의 특성이 고용 안정성과 상호작용하여 주관적 건강 상태에 양방향으로 영향을 주고받는 경로로 작용했음을 의미한다.

둘째, 인구·사회·경제적 요인을 통제하고 도구변수를 활용하여 고용 안정성이 건강에 미친 인과적 효과를 추정한 결과에서도 둘 간의 정(+)의 관계는 유지되었으며, 불안정한 고용이 건강에 미치는 부정적인 영향이 확인되었다. 즉, 건강하지 못한 근로자들이 비정규직 근로자가 되는 선별 효과를 배제하여도 고용의 안정성은 주관적 건강 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인된다.

셋째, 고용 안정성이 건강에 미치는 영향에 인구학적 특성별 이질성이 존재하는지 확인한 결과는 남성과 50~64세 연령층에 한해 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 긍정적인 효과가 확인된다. 성별·연령에 관계없이 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에는 정(+)의 상관관계를 보였지만, 고용 안정성이 건강에 미치는 인과적 영향은 남성과 50~64세 연령층에 한해 도출되었다.

본 연구는 그동안 직업의학적 측면에서 주로 다루어져 왔던 고용 형태별 건강 격차를 경제학적 접근법을 사용하여 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 우리나라의 자료를 활용하여 고용 안정성이 근로자들의 건강에 미치는 인과적 영향을 처음으로 추정하였다는 데에 의의가 있다. 아울러 고용 안정성이 미치는 인과적 효과는 인구학적 특성별로 상이함을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

노동시장의 이중구조는 건강 격차를 유발하는 것으로 알려져 있다. 한국의 노동시장은 지난 20여 년간 지속적으로 분절화하고 이중구조화하는 방향으로 움직여왔으며(전병유 외, 2018), 고용의 유연화와 노동시장의 분절화는 정규직과 비정규직 간 사회경제적 격차를 확대하였을 뿐만 아니라 근로자 간의 건강 격차를 유발하였다. 고용의 불안정성은 건강을 포함한 다른 삶의 주요 영역에서 불안정성으로 전환될 위험이 있고, 이러한 결과는 사회적·경제적 비용을 수반할 수 있다.

사회경제적 측면에서 유발된 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 한 가지 정책 방향으로만 건강 격차를 완화하기 어렵다. 건강의 형평성을 제고하여 궁극적으로 국민건강을 개선하기 위해서는 다양한 측면에서 검토되어야 하며, 본 연구는 고용 안정이 노동시장 제도 개선을 통한 이중구조의 완화라는 노동정책 측면에서뿐만 아니라 건강의 형평성 제고라는 보건복지 정책 측면에서도 매우 중요함을 함의하며, 근로자들의 건강 형평성을 제고하기 위한 방안으로 고용 안정성 확보를 위한 정책적 개입이 필요함을 시사한다.

고용의 불안정성 등에서 양산되는 건강 격차를 해결하기 위해서는 장기

적으로 불안정한 고용시장에서의 차별 완화 및 해소 방안이 광범위하게 마련되어야 하며, 근로자의 건강을 개선하기 위한 합리적인 노동 및 보건 정책 방안을 고안해야 할 것이다(우혜경 외, 2009). 아울러 개인의 인적 특성에 따른 선별 효과를 고려한다면 중장기적 관점에서 사회경제적 취약계층의 경제적 안전을 보장하는 시스템을 구축하고, 사회안전망 사각지대를 해소하기 위한 정책적 노력이 요구된다.

제 4 장

근로 환경과 건강 격차

제1절 머리말

고용은 근로자의 건강을 결정하는 중요한 사회적 요인으로 널리 인식된다(Marmot et al., 2008; Belloni et al., 2022). 실업은 개인의 건강을 악화하며(Jahoda, 1982), 건강은 직종에 따라 불평등하게 분포되어 있을 뿐만 아니라(Ravesteijn et al., 2013), 고용 불안정성은 근로자들의 신체적·정신적 건강 악화와 밀접한 연관성이 있다(Sverke and Hellgren, 2002; Caroli and Godard, 2016).

직업별 건강 불평등을 주제로 한 Michael Marmot의 일련의 연구들이 발표된 1990년대 이후 직종·직급별, 혹은 고용 형태별 근로자들의 건강 격차를 주제로 한 연구가 활발히 진행되었고, 직종별, 혹은 고용 형태별로 뚜렷한 건강 기울기를 보인다는 연구 결과가 충분히 누적되었다. 예컨대, 직업적 지위가 높은 근로자는 사망 위험, 혹은 사망률이 낮고 심혈관 질환 발병 위험이 감소한다.

이러한 둘 간의 연관성은 분명해 보이지만, 직업별 건강 격차의 메커니즘에 대해서는 논쟁이 계속되고 있다. Marmot(2004)은 낮은 지위의 근로자가 높은 지위의 근로자와 자신을 불리하게 비교하여 해로운 스트레스를 유발하고 잠재적으로 건강에 유해한 행동을 하게 됨으로써 건강의 불평등이 나

타난다고 주장하지만, 이에 반해 다른 연구자들은 직업적 지위에 초점을 맞춘 기존 연구가 실제로는 측정되지 않은 신체적, 사회심리적 직업 특성, 근로 환경 등에 따른 건강 격차를 포착하고 있다고 주장하기도 한다(Warren et al., 2004; Erikson, 2006; Burgard and Lin, 2013).

사회 계층화와 불평등을 연구해 온 학자들은 개인의 삶의 기회를 반영하고 결정하는 요인으로서 고용과 근로 환경의 중요성을 오랫동안 인식해 왔다. 고용은 소득과 기타 물질적 혜택을 얻는 주요한 수단이자 사회적 통합, 명성, 의미의 원천으로서 긍정적인 방식으로 건강을 개선한다. 반면에 고용은 근로자들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 신체적·사회심리적 환경에 노출함으로써 건강을 악화하기도 한다(Burgard and Lin, 2013).

이러한 배경에서 학자들과 정책 입안자들의 관심은 점차 ‘직업별 건강 격차가 왜, 그리고 어떻게 발생하는가?’로 옮겨가고 있으며, ‘근로 환경’은 근로자들의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목되었다. 최근에는 직업별 건강 격차 그 자체보다는 직업에 따라 직면하는 상이한 근로 환경이 근로자들의 건강 격차를 유발하는지에 대해 객관적으로 확인하기 위한 실증적 연구로 연구자들의 초점이 맞추어지고 있다.

보건학·직업의학 분야에서 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계는 오랫동안 논의되어 온 주제이다. 물리적·화학적·환경적 위해 요인은 근로자의 안전과 건강을 위협하고 복지와 업무 능력을 저하하는데, 작업장의 위해 요인은 요통의 37%, 청력 손실의 16%, 만성 폐쇄성 폐질환의 13%, 천식의 11%, 부상의 8%, 폐암의 9%, 백혈병의 2%를 차지하는 것으로 알려져 있다(Benach et al., 2007). 또한 직업적 스트레스 요인도 근로자의 건강을 악화하는 주요 요인으로 작용한다. 직업적 스트레스는 심혈관 질환을 유발하며, 우울증 및 불안과 같은 심리적 장애, 근골격계 장애 및 급성 부상과 관련이 있는 것으로 보고된다(Benach et al., 2007).

최근 들어 보건 경제학 분야 연구자들은 기존 작업장의 환경적·물리적·화학적 위해 요인에 더해 노동 시간, 노동의 양적 강도, 업무의 통제 및 자율성 등 다양한 측면에서 근로 환경의 요인들을 정의하고, 개인의 인구학적 특성과 사회경제적 요인들을 통제하여 근로 환경에 따른 근로자들의 건강 격차를 분석한 연구 결과를 내놓고 있다(Fletcher et al., 2011; Schmitz,

2016; Belloni et al., 2022).

그러나 우리나라를 대상으로 한 연구의 경우 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계에 대해 종합적으로 살펴본 연구는 찾기 어렵다. 근로 환경과 관련된 주제는 주로 보건학·직업의학적 접근을 통해 산업 재해 측면에서 작업장의 어떠한 물리적·화학적·환경적 위해 요인들이 산업 재해를 유발하는지에 대해 분석한다(신봉호·조명우, 2016; 김명중·박선영, 2023). 경제학적 접근법을 통해 둘 간의 관계를 분석한 연구는 주로 근로 시간, 교대 근무, 직무 스트레스 등 근로 환경의 일부 단편적인 요인과 근로자의 건강 간의 상관관계, 혹은 인과관계를 추정한 결과를 제시하였을 뿐 물리적·화학적·환경적 위해 요인, 노동의 양적 강도, 업무의 재량권, 사회심리적 스트레스 요인 등 다양한 측면의 근로 환경 요인들을 종합적으로 살펴본 연구는 현재 거의 없는 실정이다.

이에 본 연구에서는 다양한 근로 환경 요인들을 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 확인하고자 한다. 또한 근로 환경이 건강에 미치는 영향은 인구학적 특성별로 이질성이 있음을 밝힌 선행 연구를 감안하여, 우리나라에서도 성별·연령별로 그 영향이 상이한지 확인할 것이다.

본 연구는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 실증분석을 통해 확인할 뿐만 아니라, 직종별 건강 격차가 근로 환경 요인에 의해 상당 부분 설명될 가능성을 확인하였다는 데 그 의의가 있다. 또한 사회심리적 근로 환경 개선의 중요성과 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 이질적인 기울기를 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다. 본 연구 결과가 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 방안을 마련하는 데 객관적 근거로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 선행 연구

보건학·역학·직업의학 분야에서 연구하기 시작한 근로 환경과 근로자

의 건강 간의 관계는 주로 작업장의 화학적·생물학적·물리적 위험에 연구의 초점이 맞추어져 있었다. 가령, 광업 종사자들이 규폐증 관련 사망(silicosis related mortality) 위험이 높고, 석면 노출은 폐암 발병 위험을 높이며, 소음, 열, 진동 및 기타 화학적, 물리적 위험 요소를 포함한 기타 노출이 근로자들의 건강을 악화할 뿐만 아니라 반복적인 작업과 업무 배치는 반복 운동 손상(Repetitive Strain Injury)과 관련이 있다는 연구들이 상당 부분 축적되었다(Burgard and Lin, 2013).

최근에는 업무와 관련된 사회심리적 스트레스 요인, 업무의 또 다른 측면으로 근로 시간, 교대 근무 등 비정형 근무와 건강을 주제로 한 연구도 활발하게 진행되고 있다. 장시간 근로, 비표준 근무시간의 증가와 교대 근무는 수면 장애, 관상동맥 심장 질환을 비롯한 신체적 건강 문제와 상관관계가 있으며, 직무 스트레스는 직장에서의 사회적 지원이 거의 없는 상태에서 지나치게 적은 업무 통제와 높은 수준의 요구가 결합된 경험으로서 정신과적 이환율을 포함하여 근골격계 증상, 불면증 및 관상동맥 심장 질환 등과 관련이 있는 것으로 알려져 있다(Karasek and Theorell, 1990; Burgard and Lin, 2013).

보건학·직업의학 분야의 연구는 객관적인 건강지표를 활용하여 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 확인하였지만, 근로 환경에 따른 근로자들의 건강지표를 산출하여 단순 비교하거나 개별 근로자들의 건강 상태에 영향을 미치는 개인의 인적 특성, 교육 및 소득 수준 등 사회경제적 특성을 통제하지는 못하였다는 한계가 존재한다. 최근 들어 보건 경제학 분야 연구자들은 기존 작업장의 환경적·물리적·화학적 위해 요인에 더해 노동 시간, 노동의 양적 강도, 업무의 통제 및 자율성 등 다양한 측면에서 근로 환경의 요인들을 정의하고, 건강에 영향을 미칠 수 있는 여타의 요인들을 통제하여 근로 환경에 따른 근로자들의 건강 격차에 대해 실증 분석한 연구 결과를 내놓고 있다.

Fletcher et al.(2011)은 임의효과 순서형 프로빗 모형(random effects ordered probit model)을 사용하여 직무의 특성 중 신체적 노동 강도와 근로 환경이 근로자들의 건강에 어떠한 영향을 미치는지에 관해 분석하였다. 그들은 '최악의' 근로 환경에서 일하는 근로자들이 대체로 건강 상태가 열악

한 것으로 나타났으며, 그 효과는 인구학적 특성별로 이질적임을 밝혔다. 근로 환경이 여성과 고령 근로자에 더욱 강력한 영향을 미쳤으며, 근로소득은 신체적 노동 강도가 건강에 미치는 부정적인 영향을 부분적으로 완충한다고 설명하였다.

Cottini and Lucifora(2013)는 EWCS(European Working Conditions Surveys, 이하 EWCS) 자료를 활용하여 유럽 내 15개국을 대상으로 직장 내 정신 건강의 패턴을 조사하였다. 이들은 직무 요구와 직무 위험으로 정의되는 근로 환경이 근로자의 정신 건강 문제와 밀접한 상관관계가 있으며, 일자리 질은 근로자의 정신 건강에 인과적인 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 국가와 인구 집단에 따라 근로 환경이 정신 건강에 미친 영향은 이질적이라고 보고하였다.

Schmitz(2016)는 선형 확률 모형(LPM)과 상관된 임의효과 동적 패널 모형(Dynamic Panel Correlated Random Effects Model)을 사용하여 남성 근로자의 경력 말기 근로 환경이 건강에 어떠한 영향을 미치는지, 그리고 직종 간 건강 격차가 근로 환경을 통제한 이후에도 지속되는지 확인하였다. 분석 결과, 건강 행동, 직업 상태 및 인구학적 특성을 통제한 이후에도 사회심리적 근로 환경과 건강 간에는 강력한 연관성이 있었는데, 직무 통제 및 영향력(control and influence on the job)이 1SD 증가할 때 주관적 건강 상태를 ' 좋음 ' 이상으로 평가할 확률이 2.85%p가량 증가한다고 밝혔다. 또한 화이트칼라와 블루칼라 근로자 간의 유의한 건강 격차는 근로 환경 및 생애 전체의 사회경제적 지위를 통제한 이후에는 사라져 직종 자체보다는 근로 환경의 조건이 직업군별 건강 격차를 결정하는 주요 요인임을 확인하였다.

Belloni et al.(2022)은 EWCS 자료와 영국의 Household Longitudinal Survey 자료를 결합하여 영국 근로자들을 대상으로 근로 환경이 근로자들의 정신 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 고정효과 모형을 사용하여 분석한 결과, 여성 근로자의 경우 근무시간의 질, 업무 강도 등의 근로 환경 개선은 정신 건강 증진에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 이러한 영향은 본질적으로 직무 스트레스가 높은 직종에 종사하는 근로자에게서 더 강하게 나타났음을 보였다. 단, 남성 근로자들의 경우 통계적으로 유의한 결과를 확인하지는 못하였다.

제3절 분석 자료 및 방법

1. 분석 방법

이 장에서는 근로 환경에 따른 근로자들의 건강 격차를 분석하고, 직종별 건강 격차가 근로 환경 요인에 의해 설명되는지 확인하고자 한다.

본 연구는 근로 환경과 근로자들의 건강 간의 관계를 추정하기 위해 선형 확률 모형과 OLS 모형을 사용하며, 분석에 사용한 회귀식은 (4-1)과 같다.

$$H_{it} = \beta_0 + C_{it}\beta_1 + X_{it}\beta_2 + \mu_r + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (4-1)$$

종속변수인 H_{it} 는 근로자 i 의 t 년도 건강 상태를 나타내는 변수로서 연속변수이거나 0과 1, 두 개의 값을 갖는 이항 변수이며, 연속변수일 때에는 OLS 모형을, 이항 변수일 때에는 선형 확률 모형을 활용한다. C_{it} 는 본 연구의 관심변수로서 근로 환경 변수들의 벡터이다. 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동 및 비정형 근무, 재량권, 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험 여부 등 일자리의 질을 구성하는 물리적·환경적·사회심리적 근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하였다.

X_{it} 는 개인의 건강에 영향을 미치는 인구·사회·경제학적 변수, 직업 특성 변수들의 벡터이고, μ_r , τ_t 는 각각 지역 및 연도별 특성을 통제하기 위한 고정효과 변수이며, ϵ_{it} 는 정규 분포를 따르는 오차항이다. 본 연구의 모든 분석은 강건표준오차(robust standard error)를 적용하였다.

2. 분석 자료 및 대상

본 연구에서 분석을 위해 사용한 자료는 산업안전보건연구원의 「근로환경조사」 4차-7차 자료이며, 종속변수인 건강지표는 주관적 건강 상태와 WHO-5 웰빙 지수, 두 개의 변수를 활용한다.

주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)는 개인이 스스로 평가하는 주관적 건강지표로서 실제 건강 상태를 대리하는 변수로 폭넓게 사용된다. 일반적으로 주관적 건강 상태는 설문 조사일을 기준으로 직전 12개월 동안 본인의 건강 상태에 대한 응답을 토대로 측정된다. Borg and Kristensen (2000)은 주관적 건강과 사망률의 연관성을 분석한 대부분의 연구에서 주관적 건강이 신체적 능력을 통제했을 때도 여전히 강건한 예측 변수였음을 밝혔고, Burström and Fredlund(2001)는 이 둘 간의 관계가 특정 집단과 관계없이 대체로 일관되게 관측되었음을 보여주었다(Benyamini et al., 2000; 홍정림, 2021; 홍정림, 2022).

WHO-5 웰빙 지수는 세계보건기구(WHO)에서 1998년에 고안한 정신적 웰빙을 측정하는 도구로서 ‘긍정적 분위기’, ‘생동성’, ‘일반적인 관심’ 등을 평가하는 5가지 항목에 대해 각각의 응답 점수를 합산하여 수치화한 것이다.

분석 대상은 동일한 근로 환경에 일정 기간 이상 노출된 근로자들을 대상으로 하기 위해 현재의 직장에서 2년 이상 근무한 30~64세 상용직 임금근로자로 한정하였다. 또한 주 40시간 미만 근무자, 1차 산업 종사자 및 특수직군인 군인은 분석 대상에서 제외하였다.

3. 변수 및 기초 통계

종속변수인 주관적 건강 상태는 ‘귀하의 건강 상태는 전반적으로 어떻습니까?’라는 질문과 ‘매우 좋다’, ‘좋은 편이다’, ‘보통이다’, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’의 응답 항목으로 구성된 5점의 리커트 척도이다. 본 연구에서는 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 주관적 건강 상태 변수를 세 개의 변수로 재가공하여 사용하였다. 우선, 주관적 건강 상태 변수를 정규화하여 연속변수로 가정하였다. 다음으로는 건강지표를 종속변수로 하는 대부분의 선행 연구에서와 같이 0과 1로 구분된 이항 변수로 변환하여 분석에 활용하였으며, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’과 ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 여부를 나타내는 2개의 종속변수를 생성하였다.

첫 번째 주관적 건강지표인 ‘주관적 건강 상태’ 변수는 수치가 높을수록

건강 상태가 양호한 것을 의미한다. 두 번째 주관적 건강지표인 '주관적 건강 상태 : 좋음' 여부 변수는 '매우 좋다'와 '좋은 편이다'라고 응답한 경우 1, 그 외 '보통이다', '나쁜 편이다', '매우 나쁘다'로 응답한 경우 0으로 코딩하였다. 세 번째 주관적 건강지표인 '주관적 건강 상태 : 나쁨' 여부 변수는 '나쁜 편이다'와 '매우 나쁘다'라고 응답한 경우 1, '매우 좋다', '좋은 편이다', '보통이다'라고 응답한 경우 0으로 코딩하였다.

WHO-5 웰빙 지수는 5개의 응답 항목에 대해 일정 값을 부여하여 최저 0점에서 최고 100점으로 환산한 점수로서, 수치가 높을수록 정신 건강이 양호하고 우울 위험이 낮은 상태를 의미한다. 회귀분석에서는 WHO-5 웰빙 지수 변수를 정규화하여 연속변수로 가정한 후 변수로 활용하였다.

근로 환경 변수는 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동 및 비정형 근무, 감정 노동 지수, 재량권, 반사회적 행동 경험 여부, 업무 환경의 변화 등 일자리의 질을 구성하는 물리적·환경적·사회심리적 근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하였다.

작업장 안전 지수는 본 연구에서 사용한 자료인 「근로환경조사」의 정의에 따라 크게 환경 위험, 생물·화학적 위험, 인간공학적 위험 등 3개의 위험으로 구분하고, 위험 요인 노출 빈도 13가지 조사 항목에 대한 응답 점수를 모두 합산한 후 0점에서 100점을 기준으로 환산한 수치이다. 수치가 높을수록 작업장이 안전함을 의미하며, 위험 요인 노출 빈도 13개 항목은 <표 4-1>에서 확인할 수 있다.

노동의 양적 강도 지수는 '일 처리 속도', '엄격한 마감 시간', '작업 시간 부족', '작업 중단으로 인한 업무 방해' 등 4개의 항목에 대한 응답 점수를 모두 합산한 후 0점에서 100점을 기준으로 환산한 수치이며, 수치가 높을수록 노동의 양적 강도가 낮음을 의미한다.

장시간 노동 여부는 주당 52시간 이상 일한 경우 1, 40시간에서 52시간 미만으로 일한 경우 0의 값을 갖는다. 교대 근무 여부는 한 주를 기준으로 교대 근무를 한 경험이 있을 때 1, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

감정 노동 지수는 감정 노동과 관련한 3가지 조사 항목에 대한 응답 점수를 모두 합산한 후 0점에서 100점을 기준으로 환산한 수치로서, 수치가 높을수록 감정 노동의 강도가 약함을 의미한다.

재량권 지표로서 ‘결정 권한 여부’와 ‘조직 참여 여부’를 근로 환경 변수로 고려하였고, 결정 권한은 4개 항목, 조직 참여는 3개의 항목에 대해 평가하며, 재량권이 있을 때 1, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는 더미변수로 구성된다.

반사회적 행동에 대한 경험 지표로서 ‘폭력 경험 여부’와 ‘차별 경험 여부’를 포함하였고, 업무 환경의 변화 여부도 근로 환경 요인 변수로 활용하였다. 이 변수들은 경험이나 변화가 있을 때 1, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

근로 환경 변수에 대한 조사 항목은 <표 4-1>에 정리되어 있다.

통제변수로는 연령, 연령의 제곱, 성별, 학력 수준 등의 인구·사회학적 변수와 가구 소득, 직종, 산업 변수 등 경제적 변수 및 직업 특성 변수를 포함하였고, 지역 및 연도 고정효과를 통제하였다. 직종은 ‘관리자+전문가+준전문가’와 ‘사무직’ 직군에 종사하는 근로자들을 ‘화이트칼라’ 근로자로, ‘서비스+판매’ 직군에 종사하는 근로자들을 ‘핑크칼라’ 근로자로, ‘기능원+조립원’, ‘단순노무직’ 직군에 종사하는 근로자들을 ‘블루칼라’ 근로자로 구분하였다. 가구 소득은 4개의 더미로 구성하였으며, 4분위 소득이 가장 고소득층을 의미한다. 산업 분류는 ‘제조업’, ‘건설업’, ‘생산자 서비스’, ‘유통 서비스’, ‘개인 서비스’, ‘사회 서비스’ 등 6개로 분류하였고, 학력 수준은 ‘중학교 졸업 이하’, ‘고등학교’, ‘대학 재학 이상’ 등 3개의 학력으로 구분하였다.

<표 4-1> 근로 환경 요인 항목 구성

근로 환경 요인		조사 항목
작업장 안전 지수	환경 위험	수공구, 기계 등에서 발생하는 진동
		다른 사람에게 말할 때 목청을 높여야 할 정도의 심한 소음
		일하지 않을 때조차 땀을 흘릴 정도로 높은 온도
	생물·화학적 위험	실내·실외에 관계없이 낮은 온도
		연기, 흙(용접 흙 또는 배기가스), 가루나 먼지(목 분진, 광물 분진 등) 등의 흡입
		시너와 같은 유기 용제에서 발생한 증기 흡입 화학 제품/물질을 취급하거나 피부와 접촉함 다른 사람이 피우는 담배 연기 폐기물, 체액, 실험 물질같이 감염을 일으키는 물질을 취급하거나 직접 접촉함

〈표 4-1〉의 계속

근로 환경 요인		조사 항목
작업장 안전 지수	인간공학적 위험	피로하거나 통증을 주는 자세
		사람을 들어 올리거나 옮김
		무거운 물건을 끌거나, 밀거나, 옮김
		반복적인 손동작이나 팔 동작
노동의 양적 강도	매우 빠른 속도로 일함	
	엄격한 마감 시간에 맞춰 일함	
	일을 완료하기에 충분한 시간이 있음	
	잡은 작업 중단으로 업무에 방해가 됨	
장시간 노동	주당 52시간 근로함	
교대 근무	교대 근무를 함	
감정 노동 지수	나는 감정을 숨기고 일함	
	화가 난 고객이나 환자, 학생을 다룸	
	정서적으로 불안해지는 상황에 놓임	
반사회적 행동 경험	차별 경험	업무 수행 중 차별 경험 여부
	폭력 경험	업무 수행 중 폭력 경험 여부
재량권: 결정 권한	일의 순서에 대해 선택하거나 바꿀 수 있는 권한 여부	
	작업 방법에 대해 선택하거나 바꿀 수 있는 권한 여부	
	작업 속도, 작업률에 대해 선택하거나 바꿀 수 있는 권한 여부	
	같이 일할 사람(동료)을 선택할 때 의견 반영 여부	
재량권: 조직 참여	작업 목표가 결정되기 전 나의 의견 반영	
	부서, 조직의 구성이나 업무 절차 개선에 참여함	
	내가 하는 일의 중요한 결정에 영향을 미칠 수 있음	
업무 환경의 변화	지난 3년간 새로운 공정 또는 기술 도입이 도입되었는지 여부	
	지난 3년간 사업, 직제, 조직 등의 개편 또는 구조조정 여부	

자료: 「근로환경조사」 최종보고서 재구성.

〈표 4-2〉에는 근로 환경과 근로자들의 건강 간의 관계를 분석하기 위한 표본의 기초 통계량이 제시되어 있다.

분석에 사용된 전체 표본의 수는 60,594개이며, 주관적으로 평가한 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘좋은 편이다’라고 응답한 근로자가 전체의 65.6%로 절반을 훌쩍 넘었고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자가 22.6%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘매우 좋다’라고 응답한 근로자가 9.6%가량이었고, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’라고 응답한 근로자의 비중이 각각 2.0%, 0.2% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 근

로자들의 비중은 대체로 낮았다. 즉, 전체 근로자의 4분의 3인 이상인 75.2%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 불과 2.2% 정도의 근로자만이 본인의 건강 상태를 나쁘다고 응답하였다.

정신 건강지표로 활용되는 WHO-5 웰빙 지수는 수치가 높을수록 정신 건강이 양호하고 우울 위험이 낮은 상태를 의미하는데, 분석 대상 근로자들의 평균치는 59.2점이었다.

근로 환경 변수 중 0점에서 100점으로 환산한 지표인 작업장 안전 지수, 노동의 양적 지수, 감정 노동 지수 등 ‘ 지수 ’ 변수는 수치가 높을수록 근로자 친화적인 근로 환경을 의미한다. 이를테면 작업장 안전 지수는 0점에서 100까지 분포되어 있으며 수치가 높을수록 안전한 작업장을 의미하는데, 평균치가 84.6점이었다. 노동의 양적 강도 역시 수치가 높을수록 노동 강도가 약함을 의미하며 평균치는 68.1점하였고, 감정 노동 지수의 평균치는 57.2점이었다.

주당 52시간 이상 일하는 근로자는 전체의 11.7%였고, 교대 근무 근로자 비율은 9% 정도였다. 반사회적 행동 경험 지표인 차별과 폭력 경험 여부를 보면, 전체 근로자의 8.3%가 작업장에서 차별을 경험하였고 5.8%가 폭력을 겪은 경험이 있는 것으로 나타났다. 재량권 지표인 결정 권한 여부는 전체 근로자의 45.8%가 본인이 수행하는 업무에 대해 결정 권한이 있다고 응답하였고, 65.6%의 근로자가 조직 참여, 즉 조직 운영이나 작업 목표 등에 본인의 의견이 반영된다고 응답하였다. 또한 지난 3년간 업무 환경의 변화를 경험한 근로자는 전체의 19.2% 정도였다.

통제변수 중 직종을 보면, 전체 표본의 절반 정도인 55.7%의 근로자들이 ‘ 관리자+전문가+준전문가 ’와 ‘ 사무직 ’ 직군에 종사하는 화이트칼라 근로자였고, 25.4%의 근로자들이 ‘ 기능원+조립원 ’, ‘ 단순노무직 ’ 직군에 종사하는 블루칼라 근로자들이었으며, 18.9%의 근로자들은 ‘ 서비스+판매 ’ 직군에 종사하는 핑크칼라 근로자들로 가장 낮은 비중을 차지하였다. 이들의 평균 연령은 45세였고, 대략 54.6%가 남성이었다.

전체 근로자 중 절반이 훌쩍 넘는 66.5%가 대학 재학 이상의 학력 수준을 가지고 있었고, 중학교 졸업 이하 학력인 근로자는 3%에 불과하였다. 가구 소득은 4분위로 구분했을 때, 최저소득 분위인 1분위가 16.6%로 비중이 가

장 낮았고, 2분위가 34.2%로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 최고소득 분위인 4분위의 비중은 전체의 21%가량으로 두 번째로 낮은 비중을 보였다. 산업별로 봤을 때, 제조업에 종사하는 근로자들이 24.8%가량으로 가장 많았고, 유통 서비스업에 종사하는 근로자들의 비율이 22.0%로 두 번째로 높았으며, 사회 서비스, 개인 서비스, 생산자 서비스, 건설업 순이었다.

〈표 4-2〉 기초 통계량

N=60,594	Mean	SD
종속 변수		
주관적 건강 상태(리커트 척도)		
1. 매우 나쁘다.	0.002	0.047
2. 나쁜 편이다.	0.020	0.139
3. 보통이다.	0.226	0.418
4. 좋은 편이다.	0.656	0.475
5. 매우 좋다.	0.096	0.295
주관적 건강 상태 : 좋음	0.752	0.432
주관적 건강 상태 : 나쁨	0.022	0.147
WHO-5 웰빙 지수 : 0~100, 높을수록 웰빙	59.2	20.2
근로 환경 변수		
작업장 안전 지수 : 0~100, 높을수록 안전	84.6	13.0
노동의 양적 강도 지수 : 0~100, 높을수록 강도 약함	68.1	18.9
장시간 노동 여부 : 주당 52시간 이상 근로 여부	0.117	0.322
교대 근무 여부	0.090	0.286
감정 노동 지수 : 0~100, 높을수록 강도 약함	57.2	13.3
차별 경험 여부	0.083	0.276
폭력 경험 여부	0.058	0.234
결정 권한 여부	0.458	0.498
조직 참여 여부	0.656	0.475
업무 환경의 변화 여부	0.192	0.394
통제 변수		
직종 : 화이트칼라 근로자	0.557	0.497
직종 : 핑크칼라 근로자	0.189	0.392
직종 : 블루칼라 근로자	0.254	0.435
평균 연령(세)	45.0	9.1
성별 : 남성 1, 여성 0	0.546	0.498
학력 : 중학교 졸업 이하	0.030	0.170
학력 : 고등학교	0.305	0.461
학력 : 대학 재학 이상	0.665	0.472
소득 : 1분위	0.166	0.372

〈표 4-2〉의 계속

N=60,594	Mean	SD
소득 : 2분위	0.342	0.475
소득 : 3분위	0.281	0.450
소득 : 4분위	0.210	0.407
산업 : 제조업	0.248	0.432
산업 : 건설업	0.064	0.245
산업 : 생산자 서비스	0.097	0.296
산업 : 유통 서비스	0.220	0.414
산업 : 개인 서비스	0.159	0.365
산업 : 사회 서비스	0.212	0.409

자료 : 「근로환경조사」 4차-7차.

〈표 4-3〉은 직종, 즉 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 근로자 그룹으로 나누어 산출한 변수들의 기초 통계량을 보여준다.

전체 표본 중 화이트칼라 근로자는 33,731명이고, 핑크칼라 근로자는 11,467명이며, 블루칼라 근로자는 15,396명이다. 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 화이트칼라 근로자는 ‘좋은 편이다’라고 응답한 비중이 68.2%로 가장 높았고, ‘보통이다’라고 응답한 비중이 18.7%로 두 번째로 컸다. ‘매우 좋다’라고 응답한 비중은 11.5%가량이었고, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’라고 응답한 비중이 각각 1.4%, 0.2% 정도로 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 화이트칼라 근로자들의 비중은 매우 낮았다. 즉, 79.7%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 단 1.6% 정도가 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다. 화이트칼라 근로자들의 WHO-5 웰빙 지수 평균치는 분석 대상 전체 근로자들의 평균치보다 높은 60.8점이었다.

한편 본인의 건강 상태를 ‘좋은 편이다’라고 응답한 핑크칼라 근로자는 63.6%가량으로 가장 많았고, ‘보통이다’라고 응답한 근로자는 25.6%로 두 번째로 큰 비중을 차지하였다. ‘매우 좋다’, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’ 순이었으며, 71.9%가량이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 2.5%가량이 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다. 핑크칼라 근로자들의 WHO-5 웰빙 지수 평균치는 분석 대상 전체 근로자들의 평균치보다 낮은 58.7점이었다.

블루칼라 근로자 역시 ‘좋은 편이다’라고 응답한 비중이 61.5%로 가장 높았고, ‘보통이다’라고 응답한 비중이 28.8%로 두 번째로 컸다. ‘매우 좋다’라고 응답한 비중은 6.5%가량이었고, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’라고 응답한 비중이 각각 3.0%, 0.2% 정도였다. 68.0%가량의 블루칼라 근로자들이 본인의 주관적 건강 상태를 ‘ 좋음 ’으로 평가하였고, 3.2% 정도가 본인의 건강 상태를 나쁘다고 평가하였다. 블루칼라 근로자들의 WHO-5 웰빙 지수 평균치는 근로자 그룹 중 가장 낮은 56.0점이었다.

직종별 건강 상태를 비교해 봤을 때, 5개의 리커트 척도의 응답 순서는 일치하였다. 즉, 직종에 관계없이 ‘좋은 편이다’라고 응답한 근로자들의 비중이 가장 높았고, ‘보통이다’, ‘매우 좋다’, ‘나쁜 편이다’, ‘매우 나쁘다’ 순이었다. 그러나 상대적으로 봤을 때, 화이트칼라 근로자들의 주관적 건강 상태가 가장 양호하였고, 블루칼라 근로자 그룹에서 가장 열악하였으며, 정신건강지표인 WHO-5 웰빙 지수로 비교해 보아도 직종별 건강 격차가 뚜렷하게 관측된다.

화이트칼라 근로자들의 작업장 안전 지수의 평균치는 88.8점이었고, 핑크칼라 근로자, 블루칼라 근로자들의 작업장 안전 지수는 각각 85.5점, 75.0점으로 화이트칼라 근로자들이 근무하는 작업장에 위해 요인이 가장 적었고, 블루칼라 근로자들이 근무하는 작업장에 가장 위해 요인이 많은 것으로 확인된다. 또한 노동의 양적 강도 지수를 볼 때에도, 블루칼라 근로자들이 가장 노동의 양적 강도가 높았고, 화이트칼라 근로자들의 양적 강도가 가장 낮았다. 재량권 지표 역시 화이트칼라 근로자들이 업무에 대한 재량권을 보유한 비율이 가장 높았고, 반대로 블루칼라 근로자 그룹에서 가장 낮았다. 장시간 노동과 교대 근무 여부를 볼 때, 화이트칼라 근로자 그룹에서 각각의 비율이 낮아 상대적으로 양호한 근로 환경에서 근무하는 것으로 평가된다.

단, 감정 노동 지수는 블루칼라 근로자 그룹에서 가장 높았고, 핑크칼라 근로자 그룹에서 가장 낮았다. 즉, 서비스·판매 직군에 종사하는 근로자들의 감정 노동 강도가 가장 강하고, 기능원+조립원, 단순노무직 직군에 종사하는 근로자들의 감정 노동 강도가 가장 낮은 것으로 나타났다.

Evans and Kantrowitz(2002) 등 해외 선행 연구에 의하면 근로자들은 직업적 위험에 불평등하게 노출되어 있다. 가령, 블루칼라 근로자들은 신체적

긴장, 낮은 업무 통제, 소음 및 대기 오염, 교대 근무, 단조로운 업무, 바쁜 업무 속도 등 화학적·물리적 위험 요소에 노출될 가능성이 높고, 작업에 대한 통제력이 부족하다. 업무의 여러 사회심리적 측면에서도 건강 문제를 야기할 수 있으며(Benach et al., 2007), 불평등하게 노출된 직업적 위험은 근로자 간 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목된다.

기초 통계에서 산출된 직종별 근로 환경 요인들을 종합해 볼 때, 해외의 선행 연구 결과와 동일하게 우리나라의 근로 환경도 직종별로 불평등하게 분포되어 있으며, 화이트칼라 근로자들이 직면하는 근로 환경이 가장 양호하고, 블루칼라 근로자들의 근로 환경이 가장 열악하였다. 이는 직종별 건강 격차가 신체적, 사회심리적 직업 특성, 근로 환경 등에 따른 건강 격차를 포착할 가능성을 보여준다. 즉, 직종별 건강 격차가 근로 환경의 불균등한 분포에 의해 일정 부분 설명될 가능성을 시사하는 것이다.

〈표 4-3〉 기초 통계량 : 직종별

	(1) 화이트칼라 근로자 (N=33,731)	(2) 핑크칼라 근로자 (N=11,467)	(1) 블루칼라 근로자 (N=15,396)
종속 변수			
주관적 건강 상태(리커트 척도)			
1. 매우 나쁘다.	0.002	0.003	0.002
2. 나쁜 편이다.	0.014	0.023	0.030
3. 보통이다.	0.187	0.256	0.288
4. 좋은 편이다.	0.682	0.636	0.615
5. 매우 좋다.	0.115	0.083	0.065
주관적 건강 상태 : 좋음	0.797	0.719	0.680
주관적 건강 상태 : 나쁨	0.016	0.025	0.032
WHO-5 웰빙 지수	60.8	58.7	56.0
근로 환경 변수			
작업장 안전 지수	88.8	85.5	75.0
노동의 양적 강도 지수	70.6	67.7	62.9
장시간 노동 여부	0.049	0.221	0.189
교대 근무 여부	0.038	0.133	0.172
감정 노동 지수	57.4	53.1	59.9

〈표 4-3〉의 계속

	(1) 화이트칼라 근로자 (N=33,731)	(2) 핑크칼라 근로자 (N=11,467)	(1) 블루칼라 근로자 (N=15,396)
차별 경험 여부	0.087	0.076	0.082
폭력 경험 여부	0.050	0.085	0.056
결정 권한 여부	0.480	0.440	0.424
조직 참여 여부	0.711	0.627	0.558
업무 환경의 변화 여부	0.224	0.117	0.178
통제 변수			
평균 연령(세)	43.0	46.7	48.0
성별: 남성 1, 여성 0	0.519	0.334	0.761
학력: 중학교 졸업 이하	0.002	0.036	0.085
학력: 고등학교	0.112	0.500	0.585
학력: 대학 재학 이상	0.886	0.463	0.330
소득: 1분위	0.108	0.279	0.208
소득: 2분위	0.315	0.407	0.355
소득: 3분위	0.306	0.205	0.285
소득: 4분위	0.271	0.110	0.152
산업: 제조업	0.215	0.031	0.481
산업: 건설업	0.070	0.004	0.094
산업: 생산자 서비스	0.109	0.125	0.050
산업: 유통 서비스	0.168	0.433	0.176
산업: 개인 서비스	0.119	0.266	0.164
산업: 사회 서비스	0.318	0.140	0.034

자료: 「근로환경조사」 4차~7차.

그 밖에 화이트칼라 근로자의 평균 연령은 43.0세, 남성 비율은 51.9%, 학력은 대학 재학 이상 고학력 비율이 88.6%로 가장 높았으며, 2분위 소득 비중이 가장 높았고 사회 서비스업에 종사하는 근로자 비중이 가장 컸다. 핑크칼라 근로자의 평균 연령은 46.7세, 남성 비율은 33.4%, 학력은 고등학교 수준의 학력 비중이 절반 정도로 가장 컸으며, 2분위 소득 비중이 가장 높았고 유통 서비스업에 종사하는 근로자 비중이 가장 컸다. 블루칼라 근로자의 평균 연령은 48.0세, 남성 비율은 76.1%, 고등학교 수준의 학력을 가진 근로

자 비율이 58.5%로 가장 높았으며, 2분위 소득 비중이 가장 높았고 제조업에 종사하는 근로자 비중이 가장 컸다.

직종별로 개인 특성을 비교했을 때, 블루칼라 근로자들은 상대적으로 연령이 높고, 학력과 소득 수준은 낮았다. 즉, 통상적으로 알려진 바와 같이 블루칼라 근로자들은 화이트칼라 근로자에 비해 고령·저학력·저소득 등 노동취약계층의 특성을 보였다.

제4절 분석 결과

1. 전체 분석

〈표 4-4〉는 5점의 리커트 척도인 주관적 건강 상태 변수를 정규화하여 연속변수로 가정하고, OLS 모형을 통해 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 확인한 결과를 보여준다.

직종 변수에 개인 특성, 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함하여 직종 간 건강 격차를 확인한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 근로 환경 변수 중 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동, 교대 근무 등 기존 연구에서 주로 활용된 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수만을 포함한 모형(모형 (2)), 모형 (2)에 더해 근로 환경 변수 중 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험, 재량권 및 업무 환경의 변화 등의 사회심리적 요인을 모두 포함하여 분석한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 분석 결과는 모든 근로 환경 변수를 포함하여 추정한 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

근로 환경 변수를 통제하지 않은 상태에서 직종 간 건강 격차를 추정한 결과(모형 (1)), 블루칼라 근로자에 비해 화이트칼라 근로자와 핑크칼라 근로자들의 주관적 건강 상태가 좋은 것으로 확인되며, 그중에서도 화이트칼라 근로자의 건강 상태가 가장 양호했다. 이는 앞서 제2장에서 확인한 직종별 건강 격차와 일치하는 결과이다.

〈표 4-4〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 1: 전체

	(1)	(2)	(3)
작업장 안전 지수		0.087*** (0.007)	0.075*** (0.007)
노동의 양적 강도 지수		0.086*** (0.006)	0.073*** (0.006)
장시간 노동		-0.106*** (0.016)	-0.101*** (0.016)
교대 근무		-0.080*** (0.018)	-0.050*** (0.018)
감정 노동 지수			0.053*** (0.006)
차별 경험			-0.099*** (0.019)
폭력 경험			-0.118*** (0.027)
결정 권한			0.016 (0.010)
조직 참여			0.096*** (0.011)
업무 환경의 변화			-0.065*** (0.013)
화이트칼라 근로자	0.134*** (0.016)	0.011 (0.016)	0.016 (0.016)
핑크칼라 근로자	0.094*** (0.017)	0.023 (0.017)	0.038** (0.017)
연령	-0.042*** (0.006)	-0.042*** (0.006)	-0.043*** (0.006)
연령 제곱	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
성별: 남성	0.044*** (0.012)	0.054*** (0.012)	0.046*** (0.012)
학력: 고등학교 졸업	0.158*** (0.033)	0.137*** (0.032)	0.143*** (0.032)
학: 대학 이상	0.276*** (0.035)	0.214*** (0.035)	0.223*** (0.034)
소득: 2분위	0.043*** (0.015)	0.050*** (0.015)	0.042*** (0.015)
소득: 3분위	0.083*** (0.017)	0.098*** (0.017)	0.088*** (0.017)
소득: 4분위	0.155*** (0.020)	0.169*** (0.019)	0.156*** (0.020)
N	60,594		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 산업, 연도, 지역 더미를 통제한 결과임.

자료: 「근로환경조사」 4차~7차.

작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수만을 근로 환경 변수로 포함했을 때(모형 (2)), 작업장이 안전할수록 근로자들의 주관적 건강 상태가 양호하였고, 노동의 양적 강도가 낮을수록(양적 강도 지수가 높을수록) 근로자들의 건강 상태가 좋았다. 반면, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 건강을 악화하는 요인인 것으로 확인된다. 한편, 직종 간 건강 격차는 근로 환경 변수를 포함했을 때 통계적 유의성이 사라지는 것을 확인할 수 있다.

근로 환경 변수 중 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험, 재량권 및 업무 환경의 변화 등의 사회심리적 요인을 모두 포함하여 분석한 경우(모형 (3)), 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었으나, 추정치는 모형 (2)에 비해 감소하였다. 즉, 환경적·물리적·화학적 위해 요인이 건강에 미치는 영향의 크기가 감소한 것으로 확인되는데, 이는 근로 환경 요인 중 감정 노동, 반사회적 행동 경험 등 사회심리적 요인을 고려하지 않고 전통적인 환경적·물리적·화학적 위해 요인만을 근로 환경 요인으로 고려한 기존 연구의 분석 결과에서 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수의 영향이 과대 추정되었을 가능성을 보여준다.

사회심리적 요인 측면에서 감정 노동의 강도가 약할수록(강점 노동 지수가 높을수록), 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다.

또한 모든 근로 환경 변수를 포함하였을 때 오히려 블루칼라 근로자와 핑크칼라 근로자 간 건강 격차가 일부 나타났으나, 근로 환경 요인을 전혀 통제하지 않은 모형의 추정치보다는 확연히 낮았다. 이는 직종 간 건강 격차가 근로 환경의 불균등한 분포에 의해 상당 부분 설명될 가능성을 보여주는 결과이다. 앞서 제2장에서는 직종 간 건강 격차가 개인의 인구·사회·경제학적 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수가 감소한 것을 확인하였고, 개인의 특성이 직군의 선택에 영향을 미치는 선택 효과가 작용하여 직종별 건강 격차가 나타났음을 설명한 바 있다. 본 연구의 이러한 연구 결과들을 종합적으로 고려한다면 직종 간 건강 격차는 개개인의 인구·사회·경제학적 특성뿐만이 아니라 특정 개인의 직면하는 불균등한 근로 환경이 주요 요

인으로 작용했음을 시사한다.

그 밖에 개인별 특성 변수를 보면, 연령이 증가할수록 주관적 건강 상태가 악화하며, 남성일 때, 학력 수준이 높을 때, 가구 소득이 높을 때 건강 상태가 개선되는 것으로 나타나는데, 이는 인구·사회·경제학적 특성별 건강 격차를 분석한 기존의 연구와 합치되는 결과이다.

〈표 4-5〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 2 : 전체

	(1) 주관적 건강 상태 : 좋음	(2) 주관적 건강 상태 : 나쁨
작업장 안전 지수	0.024*** (0.003)	-0.008*** (0.001)
노동의 양적 강도 지수	0.022*** (0.002)	-0.007*** (0.001)
장시간 노동	-0.045*** (0.007)	0.011*** (0.003)
교대 근무	-0.024*** (0.008)	0.004 (0.003)
감정 노동 지수	0.016*** (0.002)	-0.003*** (0.001)
차별 경험	-0.049*** (0.008)	0.015*** (0.004)
폭력 경험	-0.072*** (0.010)	0.023*** (0.005)
결정 권한	-0.006 (0.004)	0.000 (0.002)
조직 참여	0.040*** (0.005)	-0.007*** (0.002)
업무 환경의 변화	-0.027*** (0.006)	0.004** (0.002)
화이트칼라 근로자	0.018** (0.007)	-0.004* (0.003)
핑크칼라 근로자	0.018** (0.008)	-0.001 (0.003)
N	60,594	

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「근로환경조사」 4차-7차.

분석 결과의 강건성 확인을 위해 주관적 건강 상태 ‘ 좋음 ’ 여부와 ‘ 나쁨 ’ 여부, 두 개의 이항 변수를 사용하여 선형 확률 모형을 통해 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 확인한 결과는 <표 4-5>에서 확인할 수 있다. <표 4-5>의 모형 (1)에는 ‘ 주관적 건강 상태 : 좋음 ’을 종속변수로, 모형 (2)에는 ‘ 주관적 건강 상태 : 나쁨 ’을 종속변수로 분석한 결과를 보여주며, 모든 근로 환경 변수와 직종, 그 밖에 분석에 사용한 모든 통제변수를 포함한 결과를 보고한다.

분석 결과는 앞선 결과와 크게 다르지 않았다. 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었다. 또한 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다. 블루칼라 근로자에 비해 화이트칼라 근로자, 핑크칼라 근로자들의 건강 상태가 양호하여 근로 환경을 통제한 이후에도 여전히 직종 간 건강 격차가 나타났으나 앞선 분석과 유사하게 추정치가 크게 감소하였다. 즉, 직종 간 건강 격차가 근로 환경 요인의 영향을 포착하였을 가능성을 다시 한번 확인하였다.

<표 4-6>은 정신 건강지표인 WHO-5 웰빙 지수를 종속변수로 하여 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 분석한 결과이다.

직종 변수에 개인 특성, 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함하여 직종 간 건강 격차를 확인한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 근로 환경 변수 중 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동, 교대 근무 등 기존 연구에서 주로 활용된 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수만을 포함한 모형(모형 (2)), 모형 (2)에 더해 근로 환경 변수 중 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험, 재량권 및 업무 환경의 변화 등의 사회심리적 요인을 모두 포함하여 분석한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 분석 결과는 모든 근로 환경 변수를 포함하여 추정한 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

근로 환경 변수를 통제하지 않은 상태에서 직종 간 건강 격차를 추정한 결과(모형 (1)), 주관적 건강 상태를 종속변수로 분석한 결과(표 4-4)와 동일하게 블루칼라 근로자에 비해 화이트칼라 근로자와 핑크칼라 근로자들의 정신 건강이 상대적으로 양호하였고, 그중에서도 화이트칼라 근로자의 정

신 건강이 가장 좋았다.

환경적·물리적·화학적 위해 요인만을 근로 환경 변수로 포함했을 때 (모형 (2)), 작업장이 안전할수록 근로자들의 정신 건강 상태가 양호하였고, 노동의 양적 강도가 낮을수록(양적 강도 지수가 높을수록) 근로자들의 정신 건강이 좋았다. 반면, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 건강을 악화하는 요인이었다.

〈표 4-6〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 전체

	(1)	(2)	(3)
작업장 안전 지수		0.016*** (0.006)	0.008 (0.006)
노동의 양적 강도 지수		0.038*** (0.005)	0.024*** (0.005)
장시간 노동		-0.160*** (0.015)	-0.148*** (0.015)
교대 근무		-0.065*** (0.017)	-0.023 (0.017)
감정 노동 지수			0.036*** (0.006)
차별 경험			-0.171*** (0.017)
폭력 경험			-0.221*** (0.021)
결정 권한			-0.026*** (0.009)
조직 참여			0.362*** (0.010)
업무 환경의 변화			-0.011 (0.012)
화이트칼라 근로자	0.093*** (0.014)	0.042*** (0.015)	0.023 (0.015)
핑크칼라 근로자	0.089*** (0.016)	0.075*** (0.016)	0.069*** (0.016)
N	60,817		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「근로환경조사」 4차-7차.

근로 환경 변수 중 사회심리적 요인을 모두 포함하여 분석한 경우(모형(3)), 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 정신 건강 상태가 좋고, 장시간 노동은 근로자들의 정신 건강을 악화하는 요인이었으나, 작업장 안전과 교대 근무는 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 즉, 다른 근로 환경 요인들을 고려했을 때 작업장 안전은 근로자들의 주관적 건강을 개선하지만 정신 건강 측면에서는 유의한 영향을 주지는 않았다.

감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 정신 건강이 개선되었으나, 재량권 지표 중 결정 권한은 조직 참여와는 달리 오히려 근로자들의 정신 건강을 악화하는 요인으로 작용하였다. 또한 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험은 근로자들의 주관적 건강뿐만 아니라 정신 건강을 저해하는 요인인 것으로 나타났다.

모든 근로 환경 변수를 포함하였을 때 블루칼라 근로자와 화이트칼라 근로자 간 건강 격차는 확인되지 않았으나 블루칼라 근로자와 핑크칼라 근로자 간 건강 격차가 사라지지 않았다. 다만, 앞서 주관적 건강 상태를 지표로 분석한 결과와 유사하게 근로 환경 요인을 전혀 통제하지 않은 모형의 추정치보다는 상대적으로 작았다.

2. 인구학적 특성별 분석

여기서는 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계가 인구학적 특성별로 이질성이 있음을 밝힌 선행 연구를 감안하여, 우리나라에서도 성별·연령별로 상이한지 확인하고자 한다.

가. 성별 분석

〈표 4-7〉과 〈표 4-8〉은 근로 환경 요인에 따른 건강 격차에 성별 이질성이 있는지 확인하기 위해 남성과 여성으로 구분하고, ‘주관적 건강 상태’, ‘주관적 건강 상태: 좋음’, ‘주관적 건강 상태: 나쁨’ 등 세 개의 건강지표를 종속변수로 하여 분석한 결과를 보고한다. 〈표 4-2〉에 제시된 모든 근로 환경 변수와 통제 변수, 그리고 연도 및 지역 고정효과를 포함하여 분석한 결과가 제시되어 있다.

〈표 4-7〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 성별 분석, 남성

	(1) 주관적 건강 상태	(2) 주관적 건강 상태 : 좋음	(3) 주관적 건강 상태 : 나쁨
작업장 안전 지수	0.059*** (0.008)	0.020*** (0.003)	-0.005*** (0.002)
노동의 양적 강도 지수	0.077*** (0.008)	0.024*** (0.003)	-0.007*** (0.002)
장시간 노동	-0.126*** (0.02)	-0.055*** (0.009)	0.012*** (0.003)
교대 근무	-0.045* (0.023)	-0.022** (0.01)	0.003 (0.004)
감정 노동 지수	0.068*** (0.008)	0.018*** (0.003)	-0.005*** (0.001)
차별 경험	-0.080*** (0.026)	-0.038*** (0.011)	0.015*** (0.005)
폭력 경험	-0.110*** (0.037)	-0.073*** (0.014)	0.023*** (0.007)
결정 권한	0.005 (0.013)	-0.008 (0.006)	0.001 (0.002)
조직 참여	0.106*** (0.015)	0.043*** (0.006)	-0.008*** (0.003)
업무 환경의 변화	-0.071*** (0.016)	-0.029*** (0.007)	0.004* (0.002)
화이트칼라 근로자	0.009 (0.019)	0.013 (0.008)	0.005 (0.003)
핑크칼라 근로자	0.079*** (0.024)	0.032*** (0.011)	-0.007* (0.003)
N	33,073		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「근로환경조사」 4차~7차.

남성을 분석 대상으로 한정하여 근로 환경과 근로자들의 건강 간의 관계를 분석한 결과(표 4-7)는 추정치의 상대적 크기와 유의성에는 다소 차이가 있으나 종속변수와 관계없이 전체를 대상으로 분석한 경우와 크게 다르지 않았다.

즉, 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었다. 또한 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 주관적 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동

경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다. 재량권 지표 중 결정 권한은 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다.

본문에 포함하지는 않았지만 근로 환경 요인을 포함하지 않고 개인의 인구·사회·경제적 특성을 통제한 모형에서 블루칼라 근로자에 비해 화이트칼라 근로자와 핑크칼라 근로자들의 건강 상태가 양호하여 직종 간 건강 격차가 확인되나, 근로 환경을 통제한 이후에는 화이트칼라 근로자와 블루칼라 근로자 간 건강 격차는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 4-8〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 성별 분석, 여성

	(1) 주관적 건강 상태	(2) 주관적 건강 상태 : 좋음	(3) 주관적 건강 상태 : 나쁨
작업장 안전 지수	0.112*** (0.011)	0.037*** (0.005)	-0.014*** (0.002)
노동의 양적 강도 지수	0.065*** (0.008)	0.019*** (0.003)	-0.006*** (0.001)
장시간 노동	-0.018 (0.024)	-0.015 (0.011)	0.008* (0.004)
교대 근무	-0.052* (0.030)	-0.024* (0.013)	0.007 (0.006)
감정 노동 지수	0.028*** (0.008)	0.012*** (0.003)	0.000 (0.001)
차별 경험	-0.136*** (0.026)	-0.067*** (0.011)	0.017*** (0.005)
폭력 경험	-0.131*** (0.035)	-0.070*** (0.014)	0.022*** (0.006)
결정 권한	0.036** (0.014)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.002)
조직 참여	0.079*** (0.015)	0.037*** (0.007)	-0.005* (0.002)
업무 환경의 변화	-0.046** (0.022)	-0.019** (0.010)	0.006 (0.004)
화이트칼라 근로자	0.030 (0.029)	0.033** (0.013)	0.006 (0.005)
핑크칼라 근로자	-0.014 (0.028)	0.008 (0.013)	0.005 (0.005)
N	27,521		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「근로환경조사」 4차-7차.

〈표 4-9〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 성별 분석

	(1) 남성	(2) 여성
작업장 안전 지수	0.008 (0.007)	0.003 (0.009)
노동의 양적 강도 지수	0.023*** (0.007)	0.026*** (0.007)
장시간 노동	-0.151*** (0.019)	-0.124*** (0.023)
교대 근무	-0.010 (0.021)	-0.047* (0.027)
감정 노동 지수	0.034*** (0.008)	0.037*** (0.008)
차별 경험	-0.118*** (0.024)	-0.254*** (0.024)
폭력 경험	-0.267*** (0.030)	-0.153*** (0.028)
결정 권한	-0.038*** (0.012)	-0.000 (0.013)
조직 참여	0.370*** (0.014)	0.351*** (0.014)
업무 환경의 변화	-0.009 (0.015)	-0.008 (0.020)
화이트칼라 근로자	0.018 (0.018)	0.028 (0.027)
핑크칼라 근로자	0.070*** (0.023)	0.057*** (0.026)
N	33,201	27,616

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「근로환경조사」 4차-7차.

여성을 분석 대상으로 한정하였을 때(표 4-8)에도 앞선 분석과 유사하였고, 성별 이질성은 확인되지 않았다. 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 비정형 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었다. 또한 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 주관적 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다.

〈표 4-9〉는 정신 건강지표인 WHO-5 웰빙 지수를 종속변수로 하여 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 성별로 확인한 결과이다. 주관적 건강지표와 마찬가지로 정신 건강과 근로 환경 간의 관계에 성별에 따른 이질성이 두드러지진 않았다. 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 정신 건강 상태가 좋고, 장시간 노동은 근로자들의 정신 건강을 악화하는 요인이었으나, 전체를 대상으로 한 분석 결과와 마찬가지로 작업장 안전은 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 정신 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험은 근로자들의 주관적 건강뿐만 아니라 정신 건강을 저해하는 요인인 것으로 나타났다. 단, 결정 권한은 남성에 한해, 교대 근무는 여성에 한해 정신 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다.

나. 연령별 분석

〈표 4-10〉과 〈표 4-11〉은 근로 환경 요인에 따른 건강 격차에 연령별 이질성이 있는지 확인하기 위해 30~49세, 50~64세, 두 연령 그룹으로 구분하고 ‘주관적 건강 상태’, ‘주관적 건강 상태 : 좋음’, ‘주관적 건강 상태 : 나쁨’ 등 세 개의 건강지표를 종속변수로 하여 분석한 결과를 보고한다. 〈표 4-2〉에 제시된 모든 근로 환경 변수와 통제변수, 그리고 연도 및 지역 고정효과를 포함하여 분석한 결과가 제시되어 있다.

30~49세 연령을 분석 대상으로 한정하여 근로 환경과 근로자들의 건강 간의 관계를 분석한 결과(표 4-10)는 성별 분석과 동일하게 추정치의 상대적 크기와 유의성에는 다소 차이가 있으나, 종속변수에 관계없이 전체를 대상으로 분석한 경우와 크게 다르지 않았다.

즉, 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 장시간 노동과 교대 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었다. 또한 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 주관적 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다. 단, 재량권 지표 중 결정 권한은 통계적으로 유의한 결과가 도

출되지 않은 전체 분석의 결과와 달리 30~49세 근로자들의 주관적 건강을 개선하는 역할을 하였다. 즉, 업무에 대한 결정 권한이 있는 근로자들의 건강 상태가 상대적으로 양호하였다.

본문에 포함하지는 않았지만 근로 환경 요인을 포함하지 않고 개인의 인구·사회·경제적 특성을 통제한 모형에서 30~49세 블루칼라 근로자에 비해 화이트칼라 근로자와 핑크칼라 근로자들의 건강 상태가 양호하여 직종 간 건강 격차가 확인되나, 근로 환경을 통제한 이후에는 직종 간 건강 격차가 사라지거나 추정치의 계수와 통계적 유의성이 크게 감소하였다.

〈표 4-10〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 연령별 분석, 30~49세

	(1) 주관적 건강 상태	(2) 주관적 건강 상태 : 좋음	(3) 주관적 건강 상태 : 나쁨
작업장 안전 지수	0.075*** (0.008)	0.023*** (0.003)	-0.008*** (0.001)
노동의 양적 강도 지수	0.076*** (0.007)	0.023*** (0.003)	-0.007*** (0.001)
장시간 노동	-0.084*** (0.020)	-0.039*** (0.009)	0.007** (0.003)
교대 근무	-0.077*** (0.024)	-0.035*** (0.010)	0.011** (0.004)
감정 노동 지수	0.060*** (0.007)	0.018*** (0.003)	-0.003*** (0.001)
차별 경험	-0.080*** (0.022)	-0.035*** (0.009)	0.013*** (0.004)
폭력 경험	-0.125*** (0.030)	-0.078*** (0.012)	0.018*** (0.005)
결정 권한	0.024** (0.012)	-0.006 (0.005)	0.001 (0.002)
조직 참여	0.073*** (0.013)	0.029*** (0.005)	-0.003* (0.002)
업무 환경의 변화	-0.078*** (0.015)	-0.032*** (0.007)	0.008*** (0.002)
화이트칼라 근로자	-0.014 (0.019)	0.005 (0.008)	-0.005* (0.003)
핑크칼라 근로자	0.036 (0.022)	0.019* (0.010)	-0.002 (0.003)
N	40,297		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「근로환경조사」 4차~7차.

〈표 4-11〉 근로 환경과 주관적 건강 상태 간의 관계 : 연령별 분석, 50~64세

	(1) 주관적 건강 상태	(2) 주관적 건강 상태 : 좋음	(3) 주관적 건강 상태 : 나쁨
작업장 안전 지수	0.077*** (0.011)	0.027*** (0.005)	-0.009*** (0.003)
노동의 양적 강도 지수	0.064*** (0.011)	0.020*** (0.005)	-0.007*** (0.003)
장시간 노동	-0.144*** (0.027)	-0.061*** (0.013)	0.021*** (0.006)
교대 근무	-0.002 (0.028)	-0.008 (0.014)	-0.008 (0.005)
감정 노동 지수	0.040*** (0.010)	0.013*** (0.005)	-0.003 (0.002)
차별 경험	-0.136*** (0.034)	-0.078*** (0.015)	0.020*** (0.008)
폭력 경험	-0.098* (0.053)	-0.057*** (0.019)	0.032*** (0.010)
결정 권한	-0.006 (0.018)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.004)
조직 참여	0.152*** (0.020)	0.068*** (0.009)	-0.016*** (0.005)
업무 환경의 변화	-0.015 (0.025)	-0.007 (0.011)	-0.008 (0.005)
화이트칼라 근로자	0.075** (0.030)	0.045*** (0.013)	0.005 (0.006)
핑크칼라 근로자	0.031 (0.027)	0.017 (0.013)	0.000 (0.005)
N	20,297		

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료 : 「근로환경조사」 4차~7차.

50~64세 연령을 분석 대상으로 한정(표 4-11)하였을 때에도 근로 환경과 건강 간의 관계는 크게 다르지 않았다. 즉, 성별에 따른 이질성이 확인되지 않은 것과 마찬가지로 연령별 이질성도 두드러지게 관측되지는 않았다. 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 건강 상태가 좋고, 비정형 근무는 근로자들의 주관적 건강을 악화하는 요인이었다. 또한 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들

의 주관적 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 근로자들의 건강을 저해하는 요인으로 작용하였다.

〈표 4-12〉 근로 환경과 WHO-5 웰빙 지수 간의 관계 : 연령별 분석

	(1) 30~49세	(2) 50~64세
작업장 안전 지수	0.011 (0.008)	0.002 (0.009)
노동의 양적 강도 지수	0.031*** (0.006)	0.008 (0.009)
장시간 노동	-0.141*** (0.019)	-0.168*** (0.026)
교대 근무	-0.060*** (0.021)	0.031 (0.028)
감정 노동 지수	0.040*** (0.007)	0.026*** (0.010)
차별 경험	-0.176*** (0.021)	-0.151*** (0.029)
폭력 경험	-0.232*** (0.026)	-0.191*** (0.038)
결정 권한	-0.028** (0.011)	-0.021 (0.016)
조직 참여	0.358*** (0.012)	0.375*** (0.018)
업무 환경의 변화	-0.016 (0.014)	0.013 (0.022)
화이트칼라 근로자	0.003 (0.019)	0.059** (0.025)
핑크칼라 근로자	0.061*** (0.022)	0.076*** (0.025)
N	40,459	20,358

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「근로환경조사」 4차~7차.

〈표 4-12〉는 정신 건강지표인 WHO-5 웰빙 지수를 종속변수로 하여 근로 환경과 근로자의 건강 간의 관계를 연령 그룹별로 확인한 결과이다. 주관적 건강지표와 마찬가지로 정신 건강과 근로 환경 간의 관계에 연령에 따른 이질성이 두드러지진 않았다. 연령 그룹과 관계없이 노동의 양적 강도가 낮을수록 근로자들의 정신 건강 상태가 좋고, 장시간 노동은 근로자들의 정신 건강을 악화하는 요인이었으나, 전체를 대상으로 한 분석 결과와 마찬가지로 작업장 안전은 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자들의 정신 건강이 개선되었고, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험은 근로자들의 주관적 건강뿐만이 아니라 정신 건강을 저해하는 요인인 것으로 나타났다.

단, 30~49세 연령 그룹을 대상으로 한 분석에서 결정 권한은 주관적 건강을 개선하는 요인이었으나 정신 건강 측면에서는 이와는 반대로 건강을 악화하는 요인으로 작용하였고, 교대 근무는 30~49세 연령 그룹에 한해 정신 건강을 저해하는 요인인 것으로 나타났다. 또한 50~64세 연령 그룹 분석에서는 모든 근로 환경을 고려한 모형에서도 화이트칼라와 핑크칼라, 블루칼라 근로자 간 건강 격차가 다른 세부 그룹 분석과 비교할 때 상대적으로 뚜렷하게 관측된다.

3. 근로 환경에 따른 직종별 건강 격차

〈표 4-13〉은 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 상이한지 확인하기 위하여 직종 변수와 주요 근로 환경 변수 간의 상호작용을 포함하는 회귀모형을 통해 분석한 결과를 보여준다. 회귀식 (4-1)에 화이트칼라 근로자, 핑크칼라 근로자, 블루칼라 근로자로 구분한 직종 변수와 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 감정 노동 지수 등 3개의 주요 근로 환경 변수 간의 교호항을 추가하여 분석하였다. 〈표 4-13〉의 Panel A는 주관적 건강 상태를, Panel B는 WHO-5 웰빙 지수를 종속변수로 분석한 결과를 각각 보고한다.

분석 결과, 주관적 건강 상태 변수를 종속변수로 하였을 때 직종 간 건강 격차는 근로 환경이 개선될수록 확대한다. 작업장 안전 지수, 노동의 양적

〈표 4-13〉 직종별 근로 환경의 영향 기울기

	(1) 작업장 안전 지수 × 직종	(2) 노동의 양적 강도 지수 × 직종	(3) 감정 노동 지수 × 직종
Panel A : 주관적 건강 상태(N=60,594)			
화이트칼라	0.022* (0.013)	0.040*** (0.012)	0.024* (0.014)
핑크칼라	0.028* (0.016)	0.002 (0.015)	-0.023 (0.017)
Panel B : WHO-5 웰빙 지수(N=60,817)			
화이트칼라	0.021* (0.011)	0.051*** (0.011)	0.026* (0.014)
핑크칼라	0.017 (0.014)	-0.001 (0.013)	0.006 (0.017)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error).

3) 개인 특성, 산업, 연도, 지역 더미를 모두 포함하여 분석한 결과이며, 주요 관심변수의 결과만을 보고함.

자료: 「근로환경조사」 4차-7차.

강도 지수, 감정 노동 지수 등 근로 환경 변수에 관계없이 대체적으로 근로 환경이 개선될수록 직종 간 건강 격차가 통계적으로 유의하게 증가하는데, 특히 블루칼라 근로자들과 화이트칼라 근로자들의 건강 격차가 더욱 심화하는 것으로 나타났다.

WHO-5 웰빙 지수를 종속변수로 분석한 결과 역시 직종 간 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 이질적이었다. 근로 환경이 좋을수록 통계적으로 유의하게 화이트칼라 근로자들의 건강 상태가 블루칼라 근로자들에 비해 더욱 양호한 것으로 확인된다. 즉, 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 상이하였는데, 이는 근로 환경이 근로자 친화적일수록 화이트칼라 근로자들의 주관적 건강 상태 개선 속도가 블루칼라 근로자에 비해 상대적으로 빨랐음을 의미한다.

제5절 소 결

근로자들은 직업적 위험에 불평등하게 노출되어 있으며, 불평등하게 노출된 직업적 위험은 근로자 간 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목된다. 이에 이 장에서는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 분석하고, 실제로 근로 환경 요인이 직종별 건강 격차를 유발하는 주요 요인인지 확인하였다. 아울러 근로 환경이 건강에 미치는 영향이 인구학적 특성별로 상이한지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동 및 비정형 근무, 재량권, 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험 여부, 업무 환경의 변화 등 일자리의 질을 구성하는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 근로 환경 요인들과 근로자의 건강 간의 관계를 확인한 결과는 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록, 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자의 건강 상태가 개선되는 것으로 나타났다. 반면 장시간 노동과 교대 근무, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 건강 상태를 악화하는 요인으로 작용하였다.

둘째, 근로 환경과 건강 간의 관계는 인구학적 특성별로 이질성이 있음을 밝힌 해외의 선행 연구와는 달리 우리나라의 경우 둘 간의 관계에 성별, 연령별 이질성이 두드러지게 관측되지 않았다.

셋째, 근로 환경 요인 중 사회심리적 요인을 추가하면 환경적·물리적·화학적 위해 요인, 노동 강도 등의 변수의 추정치가 감소하였다. 이는 사회심리적 요인을 배제한 채 환경적·물리적·화학적 위해 요인만을 근로 환경 요인으로 고려한 기존 연구의 분석 결과에서 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수의 영향이 과대 추정되었을 가능성을 보여준다.

넷째, 근로 환경 요인을 고려했을 때 직종 간 건강 격차는 완화하거나 통계적 유의성이 사라졌다. 이는 직종 간 건강 격차의 상당 부분이 근로 환경

의 불균등한 분포에 의한 것으로 기존 연구에서 추정된 직종 간 건강 격차가 근로 환경 요인의 영향을 포착하였을 가능성을 보여준다.

다섯째, 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 상이한 것으로 나타났다. 이는 근로 환경이 근로자 친화적일수록 화이트칼라 근로자들의 주관적 건강 상태 개선 속도가 블루칼라 근로자에 비해 상대적으로 빨랐음을 의미한다.

본 연구는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라, 직종별 건강 격차가 근로 환경 요인에 의해 상당 부분 설명될 가능성을 확인하였다는 데 의의가 있다. 또한 사회심리적 근로 환경 개선의 중요성과 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 이질적인 기울기를 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다.

국민건강 제고는 그 자체로도 본질적인 가치를 지니는 동시에 생산성 향상 및 국가 경쟁력 상승 등 거시경제적 측면, 혹은 복지 비용 절감 등 사회적 측면에서 파급효과를 유발한다는 점에서 정책 목표를 달성하기 위한 수단이 된다. 개인의 건강은 한 가지 요인에 의해 결정되는 것이 아니라 유전, 라이프 스타일, 환경 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는데, 사회환경적 요인 중 직업적 요인, 그중에서도 근로 환경은 근로자들의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목되었다. 이러한 인식하에 정부도 건강한 근로 환경을 조성하기 위한 노력을 지속하고 있다.

본 연구의 결과는 환경적·물리적·화학적 요인에 집중된 근로 환경 및 산업안전 개선 방안을 사회심리적 요인까지 고려하여 확대할 필요가 있음을 시사한다. 근로자의 신체적 위험과 업무 강도로부터의 보호는 여전히 중요하다지만, 그동안 사회심리적 요인은 상대적으로 덜 주목받은 측면이 있다. 사회심리적 위험의 중요성을 인식하고 관련 법과 제도를 개선할 필요가 있다. 아울러 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 상이한 기울기를 고려한다면 근로자들의 건강 형평성 제고를 위해서는 전반적인 근로 환경 개선과 함께 직업군별 특성을 고려한 맞춤형 정책을 모색해야 할 것이다.

노동시장에서의 불평등한 근로 환경은 건강을 포함한 다른 삶의 주요 영

역으로 확대될 위험이 있고, 이러한 결과는 사회적, 경제적 비용을 수반하게 된다. 국민건강을 증진하고 격차를 줄이기 위해서는 불평등한 근로 환경의 영향을 완화하기 위한 정책 설계가 요구되며, 본 연구의 결과가 이에 대한 객관적 근거자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

제 5 장

결 론

제1절 연구 요약

사회경제적 지위에 따른 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 흡관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 한 가지 정책 방향으로 건강 격차를 완화하기 어렵다. 더욱이 건강 격차의 주요 결정 요인인 직업은 건강에 대한 영향을 평가하기에 상대적으로 복잡한 변수이기 때문에 효과적인 건강 격차 해소 방안을 모색하기 위해서는 직종, 고용 형태, 근로 환경 등 직업의 다양한 측면에서 체계적인 접근을 통한 분석이 선행되어야 한다.

이에 본 연구에서는 사회경제적 지위 중 직업 측면에 초점을 두고 체계적이고 종합적인 실증분석을 수행하여 건강 격차를 줄이기 위한 효과적인 정책을 수립하는 데 기초자료를 제공하고자 하였다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 20여 년간의 자료를 활용하여 직종별 건강 격차가 나타나는지, 그리고 연령이 증가함에 따라 직종별 건강 격차가 확대되는지 실증분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체 직군을 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하여 분석한 결과, 화이트칼라 근로자에 비해 블루칼라 근로자 그룹에서 주관적 건강 상태가 열악한 것으로 확인된다. 개인의 특성 변수를 추가로 통제할수록 추정치의 계수는 감소하지만 통계적 유의성은 변하지 않았다. 이는 직종별 건강 격차가 직종의 특성이 건강에 영향을 미치는 인과적 효과뿐만이 아니라 개인의 특성이 직종의 선택에 영향을 미치는 선별 효과가 동시에 작용하여 유발되었을 가능성을 시사한다.

둘째, 전체 직군을 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 개의 직종으로 구분하여 분석한 결과, 블루칼라 근로자들에 비해 다른 직종 근로자들의 건강 상태는 대체적으로 양호한 것으로 나타났다. 즉, 육체노동 근로자들의 건강 상태가 다른 직종 근로자들에 비해 열악한 것으로 확인된다.

셋째, Lahelma(2001), Van Kippersluis et al.(2010) 등 해외의 연구에서는 직종 간 건강 격차가 주로 남성들에게서 관측된다고 보고한다. 우리나라에서도 건강 격차에 성별 이질성이 나타났는지 분석한 결과는 직종의 분류에 따라 상이한 결과가 도출되었다. 화이트칼라, 블루칼라, 두 직종으로 구분하였을 때에는 남성에 한해 건강 격차가 확인되지만, 화이트칼라, 핑크칼라, 블루칼라 등 세 직종으로 구분하여 분석한 결과에서는 성별과 관계없이 블루칼라 직종에 비해 상대적으로 다른 직종의 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다.

넷째, 직종별로 건강 격차가 존재할 뿐만 아니라 연령이 증가함에 따라 직종 간 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 나타났는데, 이는 블루칼라 근로자들이 다른 직종 근로자들에 비해 부정적인 건강 충격을 경험할 가능성이 높기 때문에 나이가 들면서 더 빨리 건강이 소진됨을 의미하며, 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 다르다는 것을 시사한다.

본 연구는 그동안 직업의학 분야에 치중되어 있었던 직종별 건강 격차를 경제학적 측면에서 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라 건강 격차의 기술키가 연령이 증가함에 따라 확대되었음을 밝혔다는 데에 그 의의가 있다. 아울러 해외 연구에서 나타난 건강 격차의 성별 이질성은 직종 구분에 따라 상이하게 도출되었을 가능성을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

제3장에서는 고용의 안정성에 따른 건강 격차를 확인하고, 고용의 안정성

이 건강에 미치는 인과적 효과를 분석하였다. 아울러 고용 안정성이 건강에 미치는 영향이 연령·성별 등 인구학적 특성에 따라 이질적인지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 정규직 여부를 고용 안정성의 지표로 하여 근로자의 주관적 건강 상태 간의 관계를 추정한 결과는 비정규직 근로자에 비해 정규직 근로자 그룹의 주관적 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다. 개인 특성 변수를 추가로 통제할수록 건강 격차는 완화하였는데, 이는 둘 간의 상관관계가 인과관계와 선별 효과 모두에 기인한 것으로 개인의 특성이 고용 안정성과 상호작용하여 주관적 건강 상태에 양방향으로 영향을 주고받는 경로로 작용했음을 의미한다.

둘째, 인구·사회·경제적 요인을 통제하고 도구변수를 활용하여 고용 안정성이 건강에 미친 인과적 효과를 추정한 결과에서도 둘 간의 정(+)의 관계는 유지되었으며, 불안정한 고용이 건강에 미치는 부정적인 영향이 확인되었다. 즉, 건강하지 못한 근로자들이 비정규직 근로자가 되는 선별 효과를 배제하여도 고용의 안정성은 주관적 건강 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인된다.

셋째, 고용 안정성이 건강에 미치는 영향에 인구학적 특성별 이질성이 존재하는지 확인한 결과는 남성과 50~64세 연령층에 한해 고용 안정성이 주관적 건강 상태에 미치는 긍정적인 효과가 확인된다. 성별·연령과 관계없이 고용 안정성과 주관적 건강 상태 간에는 정(+)의 상관관계를 보였지만, 고용 안정성이 건강에 미치는 인과적 영향은 남성과 50~64세 연령층에 한해 도출되었다.

본 연구는 그동안 직업의학 분야에서 주로 다루어져 왔던 고용 형태별 건강 격차를 경제학적 접근법을 사용하여 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라 우리나라의 자료를 활용하여 고용 안정성이 근로자들의 건강에 미치는 인과적 영향을 처음으로 추정하였다는 데에 의의가 있다. 아울러 고용 안정성이 미치는 인과적 효과는 인구학적 특성별로 상이함을 확인하였다는 점도 주목할 만하다.

제4장에서는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환경 요인들을 종합적으로 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어

떠한 관계가 있는지 분석하고, 실제로 근로 환경 요인이 직종별 건강 격차를 유발하는 주요 요인인지 확인하였다. 아울러 근로 환경과 건강 간의 관계가 인구학적 특성별로 상이한지 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 작업장 안전 지수, 노동의 양적 강도 지수, 장시간 노동 및 비정형 근무, 재량권, 감정 노동 지수, 반사회적 행동 경험 여부, 업무 환경의 변화 등 일자리의 질을 구성하는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 근로 환경 요인들과 근로자의 건강 간의 관계를 확인한 결과는 작업장이 안전할수록, 노동의 양적 강도가 낮을수록, 감정 노동의 강도가 약할수록, 조직 참여에 대한 권한이 있을 때 근로자의 건강 상태가 개선되는 것으로 나타났다. 반면 장시간 노동과 교대 근무, 차별 및 폭력 등 반사회적 행동 경험과 업무 환경의 변화는 건강 상태를 악화하는 요인으로 작용하였다.

둘째, 근로 환경과 건강 간의 관계는 인구학적 특성별로 이질성이 있음을 밝힌 해외의 선행 연구와는 달리 우리나라의 경우 둘 간의 관계에 성별, 연령별 이질성이 두드러지게 관측되지 않았다.

셋째, 근로 환경 요인 중 사회심리적 요인을 모형에 추가하면 환경적·물리적·화학적 위해 요인, 노동 강도 등의 변수의 추정치가 감소하였다. 이는 사회심리적 요인을 배제한 채 환경적·물리적·화학적 위해 요인만을 근로 환경 요인으로 고려한 기존 연구의 분석 결과에서 작업장 유해 요인, 노동 강도 및 비정형 노동 관련 변수의 영향이 과대 추정되었을 가능성을 보여준다.

넷째, 근로 환경 요인을 고려했을 때 직종 간 건강 격차는 완화하거나 통계적 유의성이 사라졌다. 이는 직종 간 건강 격차의 상당 부분이 근로 환경의 불균등한 분포에 의한 것으로 기존 연구에서 추정된 직종 간 건강 격차가 근로 환경 요인의 영향을 포착하였을 가능성을 보여준다.

다섯째, 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 기울기가 상이한 것으로 나타났다. 이는 근로 환경이 근로자 친화적일수록 화이트칼라 근로자들의 주관적 건강 상태 개선 속도가 블루칼라 근로자에 비해 상대적으로 빨랐음을 의미한다.

본 연구는 환경적·물리적·화학적·사회심리적 요인 등 다양한 근로 환

경 요인들을 고려하여 각각의 요인들이 근로자의 건강과 어떠한 관계가 있는지 실증분석을 통해 확인하였을 뿐만 아니라 직종별 건강 격차가 근로 환경 요인에 의해 상당 부분 설명될 가능성을 확인하였다는 데 의의가 있다. 또한 사회심리적 근로 환경 개선의 중요성과 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 이질적인 기울기를 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다.

본 연구는 직업의 특성별 건강 격차를 다각적 측면에서 경제학적 접근법을 통해 체계적이고 종합적으로 확인하였다는 데에 의의가 있다. 본 연구의 결과는 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공하며, 건강의 형평성 제고를 위한 정책 방향을 설정하는 데에 주요 참고자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 정책적 시사점

국민건강 제고는 그 자체로도 본질적인 가치를 지니는 동시에 생산성 향상 및 국가 경쟁력 상승 등 거시경제적 측면, 혹은 복지 비용 절감 등 사회적 측면에서 파급효과를 유발한다는 점에서 정책 목표를 달성하기 위한 수단이 된다. 개인의 건강은 한 가지 요인에 의해 결정되는 것이 아니라 유전, 라이프 스타일, 환경 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는데, 사회환경적 요인 중 직업적 특성은 성인기 근로자의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목된다.

건강 결핍 모델(health deficit model)에 의하면 건강 부담이 큰 직업은 건강 결손이 더 빨리 누적되며, 결핍이 누적됨에 따라 건강 격차가 더욱 확대될 뿐만 아니라 노동 생산성이 감소하여 소득이 감소하고 이는 다시 사회경제적 건강 불평등을 유발한다. Ravesteijn et al.(2013)은 직업 선택의 폭이 크게 제한되어 있는 경우, 건강이 좋지 않은 근로자는 더 높은 수입을 얻기 위해 건강에 유해한 직업에 종사함으로써 자신의 건강 일부를 ‘판매’할 수 있으며, 이는 직업이 사회경제적 건강 격차를 확대할 수 있음을 의미하므로 건강 격차를 완화하기 위한 정책적 개입이 필요함을 역설하였다.

본 연구의 결과 역시 국민건강을 개선하고 건강의 형평성을 제고하기 위해서는 직종별로 관측되는 건강 격차에 주목할 필요가 있음을 시사한다. 아울러 직종별로 건강이 쇠퇴하는 궤적이 이질적임을 감안하여 생애주기별로 체계적이고 포괄적이며 세부적인 정책 방안을 모색해야 함을 시사한다.

한국의 노동시장은 지난 20여 년간 지속적으로 분절화하고 이중구조화하는 방향으로 움직여왔으며(전병유 외, 2018), 고용의 유연화와 노동시장의 분절화는 정규직과 비정규직 간 사회경제적 격차를 더욱 확대하였을 뿐만 아니라 근로자 간의 건강 격차를 유발하였다. 본 연구의 결과는 건강의 형평성을 제고하여 궁극적으로 국민건강을 개선하기 위해서는 다양한 측면에서 체계적인 접근을 통해 정책 방안을 모색해야 함을 보여주며, 고용 안정이 노동시장 제도 개선을 통한 이중구조의 완화라는 노동정책 측면에서만뿐만 아니라 건강의 형평성 제고라는 보건복지 정책 측면에서도 매우 중요함을 함의한다. 따라서 근로자들의 건강 격차를 완화하기 위한 방안으로 고용 안정성 확보를 위한 정책적 개입이 필요함을 시사한다. 아울러 개인의 인적 특성에 따른 선별 효과를 고려한다면 중장기적 관점에서 사회경제적 취약계층의 경제적 안전을 보장하는 시스템을 구축하고 사회안전망 사각지대를 해소하기 위한 정책적 노력이 요구된다.

Michael Marmot의 일련의 연구들이 발표된 1990년대 이후 직종·직급별, 혹은 고용 형태별 근로자들의 건강 격차를 주제로 한 연구가 활발히 진행되었는데, 최근 학자들과 정책 입안자들의 관심은 ‘직업별 건강 격차가 왜, 그리고 어떻게 발생하는가?’로 옮겨가고 있다. ‘근로 환경’은 근로자들의 건강 격차를 유발하는 주요 요인으로 지목되었고, 근로 환경을 개선하는 사회적 요구가 강화하고 있으며, 이에 발맞추어 정부도 근로자의 건강 증진과 근로 환경 개선 및 안전한 일터 조성을 위한 다양한 정책들을 발표하였다.

교육, 소득 측면에서 사회경제적 지위가 낮은 근로자는 유해한 근로 환경을 가진 직업을 선택할 가능성이 높고, 건강에 대한 투자를 통해 이러한 부정적인 영향을 완전히 상쇄하지 않는다면 사회경제적 지위와 건강 사이의 기울기는 더욱 가파르게 변화할 가능성이 있다. 즉, 사회경제적 지위의 취약성이 고용의 취약성으로 연결되고, 이는 건강 측면으로까지 확대되는 것이

다. ‘고된’ 직업으로 인한 건강 격차를 상쇄하기 위해서는 정책적 대응이 요구된다(Ravesteijn et al., 2013).

본 연구의 결과는 환경적·물리적·화학적 요인에 집중된 근로 환경 및 산업안전 개선 방안을 사회심리적 요인까지 고려하여 확대할 필요가 있음을 시사한다. 근로자의 신체적 위험과 업무 강도로부터의 보호는 여전히 중요하지만, 그동안 사회심리적 요인은 상대적으로 덜 주목받은 측면이 있다. 사회심리적 위험의 중요성을 인식하고 관련 법과 제도를 개선할 필요가 있다. 아울러 직종별로 근로 환경에 따른 건강 격차의 상이한 기울기를 고려한다면, 근로자들의 건강 형평성 제고를 위해서는 전반적인 근로 환경 개선과 함께 직업군별 특성을 고려한 맞춤형 정책을 모색해야 할 것이다.

직업 특성으로 인한 건강 격차는 다른 삶의 주요 영역에서 불평등을 유발할 수 있고, 이러한 결과는 사회적·경제적 비용을 수반한다. 근로자의 건강 격차는 노동시장의 이중구조와 상당 부분 연결되어 있기 때문에 고용안전망과 사회안전망 간의 정합적 작동이 필요하다. 사회경제적 측면에서 유발된 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있는데, 각 구성 요소는 서로 다른 자원을 제공하고 다양한 건강 결과와 서로 다른 관계를 나타내기 때문에, 한 가지 정책 방향으로만 건강 격차를 완화하기 어렵다. 국민건강을 증진하고 격차를 줄이기 위해서는 직업의 다양한 측면에서 건강 격차를 유발하는 요인들을 고려한 체계적이고 종합적인 정책 설계가 요구되며, 노동시장에서의 차별 완화 및 해소 방안이 폭넓게 마련되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강영호 · 이상일 · 이무송 · 조민우(2004), 「사회경제적 사망률 불평등 : 한국 노동패널 조사의 추적 결과」, 『보건행정학회지』 14 (4), pp.1~20.
- 김명중 · 박선영(2023), 「기업 특성이 산업재해 발생에 미치는 영향 : 중소기업과 대기업 비교」, 『산업연구』 47 (2), pp.139~169.
- 박주영 · 이나경 · 윤서현 · 최보경 · 김승섭(2016), 「한국의 비정규직 고용과 건강 연구에 대한 체계적 문헌고찰」, 『보건사회연구』 36 (3), pp.119~157.
- 신봉호 · 조명우(2016), 「산업재해율의 결정요인 : 근로시간을 중심으로」, 『재정학연구』 9 (2), pp.23~45.
- 우혜경 · 박종혁 · 문옥륜(2009), 「임금근로자의 고용형태와 소득수준에 따른 건강차이」, 『보건행정학회지』 19 (2), pp.85~110.
- 이윤경 · 임윤아 · 최요한 · 이태진(2020), 「임금근로자의 고용형태별 건강 차이 및 영향요인 분석 : 직무만족도의 매개효과를 중심으로」, 『보건사회연구』 40 (4), pp.437~475.
- 전병유 · 황인도 · 박광용(2018), 『노동시장의 이중구조와 정책대응 : 해외사례 및 시사점』, 한국은행.
- 홍정림(2021), 『실업과 건강』, 한국노동연구원.
- _____(2022), 『사회경제적 지위와 생애주기별 건강 격차에 관한 연구 : 교육과 건강』, 한국노동연구원.
- Abeliansky, A. L. and H. Strulik(2023), “Health and aging before and after retirement”, *Journal of Population Economics* 36 (4), pp.2825~2855.
- Belloni, M., L. Carrino and E. Meschi(2022), “The impact of working conditions on mental health : Novel evidence from the UK”, *Labour Economics* 76, 102176.

- Benach, J. and C. Muntaner(2007), "Precarious employment and health : developing a research agenda", *Journal of Epidemiology & Community Health* 61 (4), pp.276~277.
- Benach, J., C. Muntaner and V. Santana(2007), *Employment conditions and health inequalities*, WHO Commission on Social Determinants of Health.
- Bengtsson, T., M. Dribe and J. Helgertz(2020), "When did the health gradient emerge? Social class and adult mortality in southern Sweden, 1813–2015", *Demography* 57 (3), pp.953~977.
- Benyamini, Y., E. L. Idler, H. Leventhal and E. A. Leventhal(2000), "Positive Affect and Function as Influences on Self-assessments of Health : Expanding our view beyond illness and disability", *The Journals of Gerontology Series B : Psychological Sciences and Social Sciences* 55 (2), pp.107~116.
- Borg, V. and T. S. Kristensen(2000), "Social class and self-rated health : can the gradient be explained by differences in life style or work environment?", *Social Science & Medicine* 51 (7), pp.1019~1030.
- Burgard, S. A. and K. Y. Lin(2013), "Bad jobs, bad health? How work and working conditions contribute to health disparities", *American Behavioral Scientist* 57 (8), pp.1105~1127.
- Burström, B. and P. Fredlund(2001), "Self rated health : Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes?", *Journal of Epidemiology & Community Health* 55 (11), pp.836~840.
- Card, D.(2001), "Estimating the return to schooling : Progress on some persistent econometric problems", *Econometrica* 69 (5), pp.1127~1160.
- Caroli, E. and M. Godard(2016), "Does job insecurity deteriorate health?", *Health Economics* 25 (2), pp.131~147.
- Case, A. and A. Deaton(2005), "Broken down by work and sex : How our

- health declines”, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research, pp.1~36.
- Cheng, Y., C. W. Chen, C. J. Chen and T. L. Chiang(2005), “Job insecurity and its association with health among employees in the Taiwanese general population”, *Social Science & Medicine* 61 (1), pp.41~52.
- Cottini, E. and P. Ghinetti(2018), “Employment insecurity and employees’ health in Denmark”, *Health Economics* 27 (2), pp.426~439.
- Cottini, E. and C. Lucifora(2013), “Mental health and working conditions in Europe”, *ILR Review* 66 (4), pp.958~988.
- Cutler, D. M., A. Lleras-Muney and T. Vogl(2008), “Socioeconomic Status and Health : Dimensions and Mechanisms”, NBER Working Papers (14333).
- DeLeire, T. and H. Levy(2004), “Worker Sorting and the Risk of Death on the Job”, *Journal of Labor Economics* 22 (4), pp.925~953.
- Ehlert, C. and S. Schaffner(2011), “Health effects of temporary jobs in Europe”(No. 295), Ruhr Economic Papers.
- Erikson, R.(2006), “Social class assignment and mortality in Sweden”, *Social Science & Medicine* 62 (9), pp.2151~2160.
- Evans, G. W. and E. Kantrowitz(2002), “Socioeconomic status and health : the potential role of environmental risk exposure”, *Annual review of public health* 23 (1), pp.303~331.
- Fletcher, J. M., J. L. Sindelar and S. Yamaguchi(2011), “Cumulative effects of job characteristics on health”, *Health Economics* 20 (5), pp. 553~570.
- Fletcher, J. M.(2012), “The effects of first occupation on long term health status : evidence from the Wisconsin longitudinal study”, *Journal of Labor Research* 33, pp.49~75.
- Galama, T. J. and H. Van Kippersluis(2013), “Health inequalities through the lens of health-capital theory : issues, solutions, and future directions”, *In Health and Inequality* 21, Emerald Group Publishing

- Limited, pp.263~284.
- Galama, T. J. and H. Van Kippersluis(2019), "A theory of socio-economic disparities in health over the life cycle", *The Economic Journal* 129 (617), pp.338~374.
- Gray, B. J., C. N. B. Grey, A. Hookway, L. Homolova and A. R. Davies(2021), "Differences in the impact of precarious employment on health across population subgroups : a scoping review", *Perspectives in Public Health* 141 (1), pp.37~49.
- Grossman, M.(1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *The Journal of Political Economy* 80 (2), pp.223~255.
- Jahoda, M.(1982), *Employment and Unemployment : A Social-Psychological Analysis*, Cambridge, England : Cambridge University Press.
- Kachi, Y., T. Otsuka and T. Kawada(2014), "Precarious employment and the risk of serious psychological distress : a population-based cohort study in Japan", *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, pp.465~472.
- Kajitani, S.(2015), "Which is worse for your long-term health, a white-collar or a blue-collar job?", *Journal of the Japanese and International Economies* 38, pp.228~243.
- Karasek, R. and T. Theorell(1990), *Healthy Work : Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life*, New York : Basic Books.
- Kim, M. H., C. Y. Kim, J. K. Park and I. Kawachi(2008), "Is precarious employment damaging to self-rated health? Results of propensity score matching methods, using longitudinal data in South Korea", *Social Science & Medicine* 67 (12), pp.1982~1994.
- Kubicek, B., M. Paškvan, R. Prem, J. Schöllbauer, M. Till, J. Cabrita, A. Parent-Thirion and M. Wilkens(2019), *Working conditions and workers' health*, Eurofound.
- Lahelma, E.(2001), "Health and social stratification", *The Blackwell companion to medical sociology*, pp.64~93.

- Lee, H. E., H. R. Kim, Y. K. Chung, S. K. Kang and E. A. Kim(2016), "Mortality rates by occupation in Korea : a nationwide, 13-year follow-up study", *Occupational and Environmental Medicine* 73 (5), pp.329~335.
- Mackenbach, J. P.(2006), *Health inequalities : Europe in profile*, European Commission.
- Mackenbach, J. P., V. Bos, O. Andersen, M. Cardano, G. Costa, S. Harding, A. Reid, O. Hemstrom, T. Valkonen and A. E. Kunst(2003), "Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries", *International Journal of Epidemiology* 32 (5), pp.830~837.
- Marmot, M.(2004), "Status syndrome", *Significance* 1 (4), pp.150~154.
- Marmot, M. G., M. Kogevinas and M. A. Elston(1991), "Socioeconomic status and disease", *WHO Reg Publ Eur Ser* 37, pp.113~146.
- Marmot, M. G., J. E. Ferrie, K. S. Newman and S. Stansfeld(2001), *The contribution of job insecurity to socio-economic inequalities*, London : Economic and Social Research Council.
- Marmot, M., S. Friel, R. Bell, T. A. Houweling and S. Taylor(2008), "Closing the gap in a generation : health equity through action on the social determinants of health", *Lancet* 372 (9650), pp.1661~1669.
- Morefield, B., D. C. Ribar and C. J. Ruhm(2012), "Occupational status and health transitions", *The BE Journal of Economic Analysis & Policy* 11 (3).
- Pirani, E. and S. Salvini(2015), "Is temporary employment damaging to health? A longitudinal study on Italian workers", *Social Science & Medicine* 124, pp.121~131.
- Quesnel-Vallée, A., S. DeHaney and A. Ciampi(2010), "Temporary work and depressive symptoms : a propensity score analysis", *Social Science & Medicine* 70 (12), pp.1982~1987.
- Rathelot, R. and L. Romanello(2013), "Organizational change and employee

health”, mimeo.

- Ravesteijn, B., van H. Kippersluis and van E. Doorslaer(2013), “The contribution of occupation to health inequality”, *Research on Economic Inequality* 21, pp.311~332.
- Ravesteijn, B., H. V. Kippersluis and E. V. Doorslaer(2018), “The wear and tear on health : What is the role of occupation?”, *Health Economics* 27 (2), pp.e69~e86.
- Schmitz, L.(2016), “Do working conditions at older ages shape the health gradient?”, *Journal of Health Economics* 50, pp.183~197.
- Silles, M. A.(2009), “The causal effect of education on health : Evidence from the United Kingdom”, *Economics of Education Review* 28 (1), pp.122~128.
- Sverke, M. and J. Hellgren(2002), “The nature of job insecurity : Understanding employment uncertainty on the brink of a new millennium”, *Applied Psychology* 51 (1), pp.23~42.
- Sverke, M., J. Hellgren and K. Näswall(2002), “No security : a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences”, *Journal of Occupational Health Psychology* 7 (3), pp.242~264.
- Van Kippersluis, H., O. O'Donnell, Van E. Doorslaer and Van T. Ourti (2010), “Socioeconomic differences in health over the life cycle in an egalitarian country”, *Social Science & Medicine* 70 (3), pp.428~438.
- Virtanen, M., M. Kivimäki, M. Joensuu, P. Virtanen, M. Elovainio and J. Vahtera(2005), “Temporary employment and health : a review”, *International Journal of Epidemiology* 34 (3), pp.610~622.
- Warren, J. R., P. Hoonakker, P. Carayon and J. Brand(2004), “Job characteristics as mediators in SES-health relationships”, *Social Science & Medicine* 59 (7), pp.1367~1378.

◆ 執筆者

- 홍정림(한국노동연구원 부연구위원)

직업과 생애주기별 건강 격차

▪ 발행연월일	2024년 12월 26일 인쇄 2024년 12월 30일 발행
▪ 발 행 인	허 재 준
▪ 발 행 처	한국노동연구원 30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동 ☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089
▪ 조 판 · 인쇄	도서출판 창보 (02) 2272-6997
▪ 등 록 일 자	1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호	제2015-000013호

© 한국노동연구원 2024 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0739-4



한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 <http://www.kli.re.kr>

