



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

보건학박사 학위논문

고용 상태가 건강 및
의료비 지출에 미치는 영향
- 검진 참여의 매개 효과를 중심으로 -

2024년 8월

서울대학교 대학원
보건학과 보건정책관리학전공
김혜림

고용 상태가 건강 및
의료비 지출에 미치는 영향
- 점진 참여의 매개 효과를 중심으로 -

지도교수 이 태 진

이 논문을 보건학박사 학위논문으로 제출함
2024년 4월

서울대학교 대학원
보건학과 보건정책관리학전공
김혜림

김혜림의 박사 학위논문을 인준함
2024년 6월

위원장 권순만 (인)

부위원장 정완교 (인)

위원 조성일 (인)

위원 배은영 (인)

위원 이태진 (인)

국문초록

산업 구조 및 경제 변화와 함께 고용의 불안정성이 증가해왔으며, 고용 상태는 건강의 사회적 결정요인 중 하나로 간주되어 왔다. 이러한 고용 상태의 건강 영향은 각 국가의 사회적 보호 수준에 따라 다를 수 있다. 우리나라는 전통적인 고용 중심의 사회보장체계를 갖춘 국가로 고용이 안정적이지 않은 사람에게 사회적 보호의 수준도 낮은 편이다. 본 연구는 사회보장체계 중 유일하게 고용 상태와 관계없이 의료이용을 보장하고 있는 건강보험은 고용 상태에 따른 건강 영향에 있어 보호 역할을 하고 있는가에 대한 질문, 특히 건강보험 가입자의 건강 향상과 의료비 지출 절감을 목적으로 시행되고 있는 국가건강검진 사업이 이 과정에서 어떤 역할을 하고 있는가에 대한 질문에서 출발하였다.

이에 본 연구는 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴보고, 그 영향에 국가건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 있는지 파악하는 것을 목적으로 하였다.

국민건강보험 국민건강정보자료(2002~2022)를 자료원으로 사용하였으며, 2010년 기준 40대 근로자를 대상으로 하였다. 고용과 건강 간의 관계에 대한 역인과관계의 가능성을 고려하여 과거 3년간 연구 대상 질환 및 관련 질환이 없었고, 고용을 연속적으로 유지한 경우로 대상자를 제한하였다. 고용 상태는 2010년 이후 건강보험 자격 변동 정보를 기반으로 ‘고용 유지’, ‘고용 상실’, ‘잡은 고용 변동’으로 분류하여 정의하였다. 건강 결과 및 의료비 지출은 일반건강검진과 관련하여 심혈관 질환, 암 검진과 관련하여 위암에 대해 각각 정의하였다. 고용 상태가 건강 결과에 미치는 영향에 대해서는 Cox 비례 위험 모형을, 의료비 지출에 미치는 영향에 대해서는

일반화 선형 모형을 적용하여 분석하였다. 국가건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과에 대한 분석에는 인과 매개 분석 방법론 중 하나인 four-way decomposition을 적용하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다. 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 또는 잦은 고용 변동 상태에 있는 경우 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험과 위암으로 인한 사망 발생 위험이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 또한, 심혈관 관련 질환 또는 위암이 발생한 경우 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태에서 해당 질환으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높았다.

고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생, 위암으로 인한 사망 발생, 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 효과가 확인되었다. 위암으로 인한 의료비 지출에 있어서는 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대해서만 검진 참여의 매개 효과가 일부 확인되었다. 교란 변수 가정을 완전히 만족한다고 보기 어려워 해석에 주의가 필요하나 매개 효과의 크기가 작지 않아 실질적인 매개 효과가 있을 가능성을 완전히 배제하기는 어려운 결과라 볼 수 있다. 고용 상태와 검진 참여의 상호작용 효과는 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 대해서만 확인되었다. 일반건강검진에 미참여한 경우는 참여한 경우에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 더 높게 발생하였는데 이러한 영향이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에서 더 크게 나타났다.

본 연구의 결과는 예방 가능한 건강 결과에 있어서도 고용 상태 간 건강 격차가 나타나고 있으며, 이는 의료비 지출 증가로도 이어지고 있음을 보여준다. 또한 그 기전에 국가건강검진 참여가 일정 부분 작용하고 있을 가능성을 제시한다. 이는 혜택이 필요한

사람이 오히려 혜택을 받을 가능성이 낮은 역 예방 법칙의 사례로 볼 수 있다. 고용 불안정이 증가하는 방향으로 고용의 양상이 변화하고 있는 상황은 개인의 건강뿐만 아니라 건강보험 재정 부담에 영향을 줄 수 있다. 따라서 고용이 불안정한 사람에게도 국가 건강검진 사업이 제대로 활용될 수 있도록 추가 연구와 정책 대안 마련이 필요하다.

주요어 : 건강의 사회적 결정요인, 불안정 고용, 국가건강검진, 인과
매개 분석, four-way decomposition

학 번 : 2016-30650

목 차

제1장 서론	1
1.1. 연구 배경 및 필요성	1
1.2. 연구 목적	5
1.3. 논문의 구성	6
제2장 문헌 고찰	7
2.1. 건강의 사회적 결정 요인으로서의 고용 상태	7
2.1.1. 이론적 틀	7
2.1.2. 고용 상태와 관련한 변수 정의	10
2.1.3. 국외 선행연구	12
2.1.4. 국내 선행연구	14
2.2. 국가건강검진 사업과 검진 참여	16
2.2.1. 국가건강검진 사업의 시행과 현황	16
2.2.2. 검진 참여의 효과	22
2.2.3. 검진 참여에 영향을 미치는 요인	24
2.3. 인과 매개 분석 방법	25
2.3.1. 반사실적 틀	27
2.3.2. 인과 매개 분석 방법의 주요 개념과 가정	28
2.3.3. 상호작용의 고려	32
2.3.4. Four-way decomposition	33

제3장 연구 방법	39
3.1. 연구 구성 및 개념적 틀	39
3.2. 자료원	41
3.3. 연구 설계 및 연구 대상	42
3.4. 변수의 조작적 정의	48
3.4.1. 고용 상태	48
3.4.2. 건강 결과	49
3.4.3. 의료비	50
3.4.4. 검진 참여	51
3.4.5. 통제 변수	53
3.5. 분석 모형	57
3.5.1. 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향	57
3.5.2. 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	58
제4장 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향 63	
4.1. 연구대상자 선정 결과 및 특성	63
4.2. 고용 상태가 건강에 미치는 영향	71
4.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생	71
4.2.2. 위암으로 인한 사망 발생	78
4.3. 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향	84
4.3.1. 심혈관 질환 관련 의료비 지출	84
4.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출	94
4.4. 소결	100

제5장 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 검진 참여의 효과	103
5.1. 검진 참여 양상 및 효과	103
5.1.1. 검진 참여 양상	103
5.1.2. 검진 참여의 효과	106
5.2. 건강 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	112
5.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생	112
5.2.2. 위암으로 인한 사망 발생	129
5.3. 의료비 지출 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	145
5.3.1. 심혈관 관련 질환 의료비 지출	145
5.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출	157
5.4. 소결	167
제6장 건강 행태를 반영한 추가 분석	171
6.1. 추가 분석 대상자 특성	171
6.2. 건강 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	173
6.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생	173
6.2.2. 위암으로 인한 사망 발생	179
6.3. 의료비 지출 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	186
6.3.1. 심혈관 관련 질환 의료비 지출	186
6.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출	192
6.4. 소결	198

제7장 고찰 및 결론	200
7.1. 분석 결과에 대한 고찰	201
7.2. 연구의 제한점	213
7.3. 결론 및 제언	216
참고문헌	218
부록	234

표 목 차

표 1. 건강진단 관련 산업안전보건법 과태료 부과 기준	17
표 2. Four-way decomposition의 주요 구성 요소	38
표 3. 질환 과거력 정의에 포함된 질환명 및 KCD 코드	47
표 4. 주요 변수의 조작적 정의와 측정 방법	55
표 5. 전체 연구대상자 특성	67
표 6. 성별 하위군 연구대상자 특성	69
표 7. 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향	74
표 8. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향	76
표 9. 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향	80
표 10. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향	82
표 11. 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향	86
표 12. 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	88
표 13. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향	91
표 14. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	91
표 15. 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	96
표 16. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출 에 미치는 영향	98
표 17. 일반건강검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향	107

표 18. 위암 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향	109
표 19. 일반건강검진 참여가 심혈관 질환 관련 의료비 지출에 미치는 영향	110
표 20. 위암 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	111
표 21. 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향	113
표 22. 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	116
표 23. 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	118
표 24. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	120
표 25. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향	122
표 26. 잦은 고용 변동 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	124
표 27. 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	126
표 28. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	128
표 29. 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향	130
표 30. 고용 상실 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	132
표 31. 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어	

어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	134
표 32. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	136
표 33. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향	138
표 34. 잦은 고용 변동 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	140
표 35. 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	142
표 36. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	144
표 37. 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향	146
표 38. 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	148
표 39. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	150
표 40. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향	152
표 41. 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	154
표 42. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	156

표 43. 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	157
표 44. 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	160
표 45. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	161
표 46. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향	162
표 47. 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	165
표 48. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	166
표 49. 추가 분석 대상자의 건강 행태 관련 변수 분포	172
표 50. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향(결과 모형)	173
표 51. 추가 분석: 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	174
표 52. 추가 분석: 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	175
표 53. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향(결과 모형)	176
표 54. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	177
표 55. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	

표 56. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향(결과 모형)	180
표 57. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	180
표 58. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	182
표 59. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향(결과 모형)	183
표 60. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)	184
표 61. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	185
표 62. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형)	187
표 63. 추가 분석: 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	188
표 64. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형)	189
표 65. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	191
표 66. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형)	192
표 67. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	194
표 68. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형)	195

표 69. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과	197
표 70. Four-way decomposition 분석 결과 요약표	203
부표 1. 질환별 1인당 진료비 증가율	236
부표 2. 보건부문 소비자 물가지수	237
부표 3. 1인당 진료비 증가율	237
부표 4. 의료비 물가 보정 기준에 따른 의료비 평균	238
부표 5. 의료비 물가 보정 기준에 따른 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향 분석 결과	240

그림 목 차

그림 1. 고용 조건과 건강 불평등에 대한 미시-이론적 틀	9
그림 2. 연도별 · 검진 종류별 참여율	19
그림 3. 직역별 일반건강검진 참여율	20
그림 4. 직역별 위암 검진 참여율	20
그림 5. 질병 경로의 단계와 검진의 역할	22
그림 6. 연구의 개념적 틀	39
그림 7. 연구 설계	42
그림 8. 고용 상태 변수의 측정	49
그림 9. 검진 참여의 측정	52
그림 10. 본 연구의 인과 매개 모형	60
그림 11. Four-way decomposition의 구성 요소	61

그림 12. 연구대상자 선정 결과	65
그림 13. 고용 상태에 따른 심혈관 질환 관련 조 위험비	72
그림 14. 고용 상태에 따른 위암 관련 조 위험비	79
그림 15. 고용 상태별 심혈관 질환 관련 의료비 평균	85
그림 16. 고용 상태별 위암으로 인한 의료비 평균	95
그림 17. 고용 상태별 일반건강검진 참여 양상	104
그림 18. 고용 상태별 위암 검진 참여 양상	105
그림 19. 추가 분석 대상자 선정 결과	171

제 1 장 서 론

1.1. 연구 배경 및 필요성

지난 수십 년간 전 세계적으로 경기 침체, 산업 구조의 변화와 함께 고용의 불안정성이 증가하는 방향으로 변화해 왔다(Benach 외, 2002; International Labour Organization [ILO], 2016; Kalleberg, 2009; Weil, 2014). 인력 감축을 동반한 구조조정이 빈번해지며 실업이 증가하였고(Benach 외, 2014; Quinlan & Bohle, 2009), 사업주와 직접 고용계약을 맺는 전일제 정규직과 같은 표준적 고용(standard employment)이 감소하고 임시직, 시간제 계약, 비정규직 등 비표준적 고용(non-standard employment)이 증가하였다(Benach 외, 2002; ILO, 2016). 최근에는 자영업, 프리랜서, 플랫폼 노동 등이 증가하며 기존의 표준적 고용 형태를 벗어난 노동이 보다 더 증가하고 있는 추세이다(백승호 외, 2021; Berg 외, 2018; ILO, 2016).

우리나라 역시 이러한 변화를 겪어 왔으며(Shin, 2013), 2023년 8월 기준 전체 임금근로자의 37%인 812만 명이 비정규직 근로자에 해당하는 것으로 나타나(통계청, 2023) 그러한 양상이 지속되고 있는 것을 볼 수 있다. 또한 임시직(temporary employment)의 비율을 기준으로 국제 비교를 해보았을 때 2022년 기준 한국의 임시직 비율은 27.3%로 Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) 평균인 11.3%보다 2배 이상 높고, OECD 국가들 중 2위에 해당하여 다른 국가들에 비해서도 고용의 불안정성이 높은 편이다(OECD, 2023).

이러한 국내외 노동시장의 변화 속에서 고용 상태가 건강에 미치는 영향에 대한 연구가 증가해왔다. 초기 연구들은 실업과 건강에 대한 연

구가 주를 이루었는데, 실업은 소득 감소, 고용 불안정 증가, 사회적 교류 감소 등을 통해 건강에 부정적 영향을 미칠 수 있는 것으로 알려져 왔다(Sullivan & von Wachter, 2009). 보다 최근에는 안정적이고, 사회적으로 보호되는 표준적 고용 관계와 다른 특성들을 갖는 불안정 고용 (precarious employment)에 대한 논의가 시작되었으며(Benach & Muntaner, 2007), 건강의 사회적 결정요인으로 고려되기 시작했다(Benach 외, 2014). 불안정 고용 상태에 있는 근로자는 부정적인 건강 결과를 유발할 수 있는 근로 환경에 더 많이 노출될 수 있고, 직업과 삶에 대한 통제가 제한되어 스트레스를 받을 수 있으며, 사회적 박탈, 물질적 결핍으로 인해 건강에 부정적 영향을 받을 수 있다(Benach 외, 2014; Marmot, 2017/2015, pp.234-245).

그런데 실업 또는 불안정 고용이 건강에 미치는 영향에 대한 실증 연구는 일관된 결과를 보이지 않았다(Avendano & Berkman, 2014; Benach 외, 2014; Kim IH 외, 2012; Picchio & Ubaldi, 2023; Virtanen 외, 2005). 연구 간에 결과가 일관되지 않은 것은 연구 방법론의 차이에서 기인하였을 수 있다. 다양한 방법론을 통해 인과 관계를 확인하려는 시도들이 있어왔으나 많은 선행 연구는 단기적 영향을 살펴본 경향이 있다. 고용 상태는 노출 후 긴 시간이 지난 뒤 영향을 미칠 수 있어 장기적 영향 고려가 중요한데(Avnedano & Berkman, 2014) 이에 대한 연구는 부족한 편이었다. 건강 결과 지표의 정의가 연구마다 다른 것 역시 연구 결과의 차이를 초래한 것으로 지목되었다(Benach 외, 2014; Virtanen 외, 2005). 많은 선행연구들이 자료의 제약 등의 이유로 자가평가 건강(self-rated health)을 지표로 사용하였는데(Avnedano & Berkman, 2014; Picchino & Ubaldi, 2023), 자가평가 건강과 객관적인 건강 측정 결과 사이의 불일치가 보고되기도 하였다(Johansson 외, 2020).

연구간 결과의 차이는 분석 방법의 차이에서 기인하였을 수 있지만, 보다 근본적으로는 국가별 맥락이 다른 것이 그 원인일 수 있다. 고용

상태와 건강의 관계는 각 국가의 사회적 보호 수준에 따라 달라질 수 있다(Avendano & Berkman, 2014; Benach 외, 2014; Fujishiro 외, 2021; Kim IH 외, 2012; Picchio & Ubladi, 2023). 한국의 사회적 보호는 전통적인 고용 형태를 중심으로 설계되어 실업 또는 불안정 고용 상태에 있는 근로자의 상당 부분을 배제할 수 있다는 점을 고려할 때(노대명 외, 2020; 백승호 외, 2021; Hwang 외, 2022), 우리나라의 맥락에서 고용 불안정은 건강에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상해볼 수 있다. 반면에 의료 보험이 고용과 연결되어 고용 상실 시 의료 보험의 보장 범위가 축소될 수 있는 일부 국가(Berkowitz 외, 2021; Enthoven & Fuchs, 2006; Sullivan & von Wachter, 2009)와 달리 한국은 고용 상태와 관계없이 전 국민 건강보험의 적용을 받는다는 점을 고려한다면 고용 불안정이 건강에 미치는 영향이 부정적이더라도, 적어도 예방 가능한 또는 치료 가능한 질환에 대해서는 그 영향을 상쇄할 것을 기대해볼 수도 있다. 여러 국가를 대상으로 실업률 증가와 암 사망률 증가의 상관관계를 살펴본 Maruthappu 외(2016)의 연구에서 실업률의 증가는 암 사망률 증가와 유의한 상관관계를 보이나 보편적 건강보장(universal health coverage, UHC)을 추가로 통제하는 경우 실업률과 암 사망률 간에 유의한 상관관계가 없어지는 것으로부터 보편적 건강보장의 보호 효과를 추론한 것에 기반한다면, 그러한 가능성을 기대해볼 수도 있다. 그런데 전 국민 건강보험 제도를 운영하여 의료이용의 접근성이 어느 정도 보장되더라도 의료이용을 하게 되는 시점이 다르다면 건강 결과가 다를 수도 있을 것이다.

이와 관련하여 한국은 건강보험 가입자의 건강 유지와 건강보험 급여비 지출 절감을 목적으로 국가건강검진 사업을 시행하고 있다(국민건강보험공단, 2023). 그런데 이러한 건강검진 사업으로부터 혜택을 받을 수 있는 능력은 각 개인이 처한 상황에 따라 다를 수 있다(Cookson 외, 2017; Katz & Hofer, 1994). 건강검진 참여를 제때 못한다면 정책 시행 의도와 달리 뒤늦은 질병 진단으로 피할 수 있는 건강 결과가 발생하고,

의료비 지출 역시 높아질 수 있을 것이다. 또한, 한국은 일반건강검진 참여에 대해 근로자의 경우 산업안전보건법의 적용을 별도로 받는 특징(고용노동부, 2023a)을 가지기에 다른 국가에 비해 고용 상태에 따른 건강검진 참여율에 더 큰 격차가 나타날 수도 있다.

한편, 최근에는 고용 상태와 건강의 관계를 밝히는 것에서 더 나아가 그 기전에 대한 연구의 필요성이 주장되고 있는데, 이를 실증적으로 분석한 연구는 부족하였다(Hajat 외, 2024). 그럼에도 고용 상태가 건강에 미치는 영향의 기전에 대해 이론적 틀을 중심으로 논의가 이루어져 왔는데, 고용 불안정에 따른 소득 감소 등 물질적 결핍, 위험한 작업 환경에의 노출, 심리사회적 스트레스가 논의의 주를 이루었다고 볼 수 있다(Benach 외, 2014; Hajat 외, 2024; Tompa 외, 2007). 고용 불안정에 따른 예방적 의료이용의 감소, 그로 인한 건강 영향도 발생할 수 있으나 이에 대한 실증 연구와 논의는 부족하였다.

마지막으로 실업 또는 불안정 고용의 건강 영향에 대한 선행 연구는 많이 진행되었으나 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴본 연구는 국내외 모두 부족하였다. 항정신병 약물 처방(Moscone 외, 2016; Virtanen 외, 2008), 순환기 질환과 소화기 질환으로 정의한 스트레스와 관련한 입원(Borwning 외, 2006)과 같이 일부 의료이용에 대해서만 살펴 보거나 전체 외래 의료이용 및 의료비 지출에 대한 연구(문석준 외, 2022)와 같이 제한적인 연구만 진행되었다. 고용 상태가 의료비용에 미치는 영향을 살펴본다면 고용 불안정의 사회적 비용의 한 측면을 명시적으로 살펴보는 데에 도움이 될 수 있다는 점에서 이에 대한 연구도 필요하다.

1.2. 연구 목적

앞서 언급한 배경하에서 본 연구는 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴보고, 그 영향에 국가건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 있는지 파악하는 것을 목적으로 한다.

세부 연구 목표는 다음과 같다.

첫째, 고용 상태가 국가건강검진 목표 질환의 합병증 또는 질환 관련 사망과 해당 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 분석한다. 건강보험 청구자료를 이용하여 고용 상태가 객관적인 건강 결과 지표에 미치는 장기적인 영향을 파악해보고자 하며, 의료비 지출에 미치는 영향을 함께 파악하여 고용 양상 변화에 따른 사회적 비용 중 일부를 측정해보고자 한다.

둘째, 고용 상태가 국가건강검진 목표 질환의 합병증 또는 질환으로 인한 사망과 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 검진 참여의 매개 효과 및 상호작용 효과를 분석한다. 이를 통해 그간 논의가 부족하였고, 어쩌면 불형평적으로 진행되고 있을지 모르는 국가건강검진 사업을 중심으로 고용 상태가 건강에 미치는 영향의 기전을 탐색해보고자 한다.

1.3. 논문의 구성

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구의 주제인 고용과 건강, 그리고 검진 참여에 대한 이론적, 실증적 논의와 함께 본 연구에 사용될 방법론에 대한 고찰을 진행하였다. 2장의 첫 번째 절에서는 건강의 사회적 결정요인으로서의 고용 상태에 대한 그간의 논의에 대해 먼저 살펴보았다. 본격적인 연구의 진행에 앞서 본 연구에서 다루고자 하는 고용 상태에 대한 정의를 명확히 하고자 하였으며, 고용 상태와 건강의 관계에 대한 이론적 틀, 실증 분석 방법과 결과를 중심으로 본 연구가 위치한 토대를 확인하고자 하였다. 두 번째 절에서는 고용 상태가 건강에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 효과 가능성을 중심으로 국가 건강검진 사업의 시행과 그 효과, 참여에 영향을 미치는 요인에 대한 문헌을 고찰하였다. 세 번째 절에서는 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과를 분석하기 위한 연구 방법으로 인과 매개 분석(causal mediation analysis) 방법에 대해 살펴보았다.

3장에서는 본 연구의 개념적 틀과 이를 중심으로 한 연구 구성을 제시하고 본 연구의 방법을 구체적으로 소개하였다. 자료원에 대한 설명과 함께 이를 이용한 연구 설계 및 연구 대상을 명시하였다. 변수의 조작적 정의와 각 세부 연구에 적용한 분석 모형을 각각 설명하였다.

4~6장에서는 연구의 결과를 구체적으로 제시하였다. 4장에서는 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미친 영향을 분석한 결과를 각각 제시하였다. 5장에서는 4장에서 분석한 고용 상태가 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과에 대해 분석한 결과를 제시하였다. 6장에서는 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과에 대해 건강 행태를 반영한 추가 분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 7장에서는 본 연구의 분석 결과를 고찰하고 제한점을 제시하였으며, 결론 및 제언을 도출하였다.

제 2 장 문 헌 고 찰

2.1. 건강의 사회적 결정 요인으로서의 고용 상태

2.1.1. 이론적 틀

건강의 사회적 결정요인(social determinants of health)이란 건강 결과에 영향을 미치는 비의학적 요인으로 사람이 태어나 성장하고, 일하고, 살아가고, 늙어가는 조건이자 일상생활의 조건을 형성하는 더 넓은 범위의 힘과 체계이다. 이러한 요인들은 결국 피할 수 있는, 불공정한 건강 상태의 차이를 나타내는 건강 불평등¹⁾을 일으킨다. 실업과 고용 불안은 건강의 사회적 결정요인 중 하나에 해당한다(World Health Organization [WHO], n.d.a). 고용은 생계를 유지하는 역할 외에도 일상생활에 시간 구조를 부여하고 활동하게 만든다는 점, 가족 외 사람들과 정기적인 교류와 경험을 공유하게 하고 개인의 지위와 정체성을 형성할 뿐만 아니라 목표와도 연결된다는 점(Jahoda, 1981)을 생각해보면 실업과 고용 불안이 건강의 사회적 결정요인이 된다는 사실은 당연하게 느껴질 수도 있다.

세계보건기구(WHO)의 건강의 사회적 결정요인 위원회(Commission on Social Determinants of Health) 중 하나인 고용조건 네트워크(Employment Conditions Knowledge Network, EMCONET)²⁾에서는 고

1) 본 맥락에서 영문 표현은 “health inequity”로 ‘건강 불형평’이라고 표현되는 것이 적절할 수 있겠으나 국내에서 ‘건강 불평등’이라는 용어가 보다 많이 사용되고 있고, 이에 대한 의미를 내포하여 사용되고 있는 점(김창엽 외, 2015, p.66) 고려하여 ‘건강 불평등’으로 기술하였다.

2) WHO에서는 건강의 사회적 결정요인에 대해 정부와 사회의 관심을 촉구하고 더 나은 사회적 조건을 만드는 것을 목표로 2005년 건강의 사회적 결정요인 위원회를 설립하였

용 조건이 어떤 경로를 통해 건강 불평등에 영향을 미치는지에 대해 거시 수준과 미시 수준으로 나눠 개념적 틀을 제시하였다. 거시 수준의 틀은 고용 관계가 제도적 맥락 아래에서 이해되어야 한다는 개념을 포함한다. 이 틀은 시장, 정부, 시민 사회 간의 권력 관계가 노동시장 정책과 복지 국가(welfare state)로 표현되는 사회 정책에 영향을 주고 이는 다시 고용 관계와 고용이 건강 불평등에 영향을 미치는 기전에 영향을 미치고 있는 것을 보여준다. 복지제도가 사회적 보호를 충분히 제공할수록 노동자가 시장에 의존하지 않고 탈상품화될 수 있으며, 노동시장의 불안정성으로부터 보호받을 수 있음을 함께 설명하며 노동시장을 둘러싼 복지제도를 고려하지 않고는 노동시장을 이해하는 것이 불가능하다고 강조하고 있다. 이러한 복지제도가 건강 불평등에 영향을 미치는 기전에는 보건의료체계도 함께 포함하여 나타내고 있다(Benach 외, 2007, pp.30-32).

본 연구와 좀 더 밀접하게 관련된 미시 수준의 틀(그림 1)은 고용이 근로 환경에 영향을 줄 수 있고, 물질적 박탈, 경제적 불평등에도 영향을 줄 수 있음을 보여준다. 동시에 고용과 그와 밀접한 관련이 있는 이러한 노출은 건강 행태, 심리사회적 요인, 생리-병리적 변화를 통해 만성 질환과 정신 건강에 영향을 미칠 수 있다고 보았다(Benach 외, 2007, pp.32-33).

다(WHO, n.d.b). 목표 달성을 위해 위원회는 국가 행동, 시민 사회, 지식 네트워크에 중점을 두었는데 지식 네트워크는 정책 설계 및 실행을 지원하기 위해 지식과 증거를 수집하는 역할을 하였다. EMCONET은 총 10개의 지식 네트워크 중 하나이다(WHO, n.d.c).

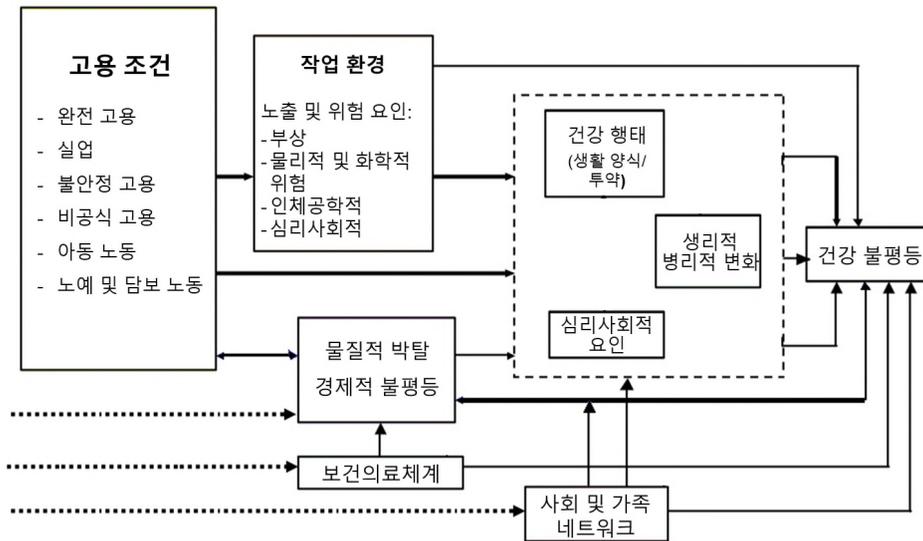


그림 1. 고용 조건과 건강 불평등에 대한 미시-이론적 틀

자료: Benach 외(2007)을 일부 수정

주: Benach 외(2007)에서 제시한 그림을 김창엽 외(2015, p.137)의 국문 표현을 참고하여 수정함

본 연구에서 다루는 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생과 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대한 기전도 넓은 맥락에서는 위의 이론적 틀에 포함이 된다고 보았다. 즉, 고용 상태에 따라 근무 환경에 차이가 있고, 경제적 수준도 차이가 있을 것이며 또한 고용 상태 그 자체가 주는 영향으로 인하여 노동자의 건강 행동, 심리사회적 요인 등이 영향을 받을 수 있고 그 과정에서 본 연구의 대상 질환의 진단, 치료와 그 결과가 영향을 받을 수 있다고 보았다. 따라서 이와 같은 기전과 틀을 염두에 두고 연구를 진행하고자 하였다.

2.1.2. 고용 상태와 관련한 변수 정의

고용 상태³⁾는 실업과 고용 안정성의 두 측면에서 살펴볼 수 있다(Marmot, 2017/2015, p.246). 고용 안정성과 관련하여 ‘불안정 고용(precarious employment)’이라는 용어가 많이 사용되고 있으나 이에 대해 합의된 정의는 없다(Benach 외, 2016; Kreshpaj 외, 2020). 불안정 고용은 안정적이고 사회적으로 보호되는 전일제, 상용직, 보수가 충분한 고용 계약의 표준을 한쪽 끝으로 하고 고용 관계의 다양한 특징에 대해 높은 불안정성을 갖는 고용을 다른 쪽 끝으로 하는 고용 조건의 연속체로 볼 수 있으며, 그러한 의미에서 다차원적 구조로 이해되기도 한다(Benach 외, 2014). 불안정 고용의 정의에 대한 체계적 문헌고찰에서는 기존 문헌에 사용된 정의에 대해 고용 불안정, 소득 부족, 권리 및 보호 부족의 세 차원을 도출하였다(Kreshpaj 외, 2020).

한편, 고용과 건강의 관계를 탐색한 많은 선행연구들은 실업에 대해서만 살펴보거나 임금노동자 중 비정규직을 중심으로 불안정 고용을 살펴본 경향이 있다(Marmot, 2017/2015, pp.246-251). 그런데 실업자를 불안정 노동 집단에 포함시킬 것인가에 대해서는 논쟁의 여지가 있다. 실업자 역시 불안정한 노동시장에 노출되어 있는 집단이라는 점에서, 서비스 경제사회에서 임금을 받는 노동자만 불안정 노동에 노출되는 것은 아니라는 점에서 실업자는 불안정 노동 집단에 포함될 필요가 있다(강남훈, 2013; 백승호, 2014; 이승윤 외, 2017, p.70). 비슷한 맥락으로 최근 국내 노동자 건강불평등에 대한 연구보고서에서도 비공식 노동과 불안정 노동을 완전히 구분할 수 없는 점을 이유로 “정규직”, “불안정 고용”, “실업”으로 고용 형태를 구분한 바 있다(정연 외, 2020). 또한, 실업자 역시 안

3) 선행연구에서 실업 및 고용 안정성 등에 대한 논의를 진행할 때 빈번하게 사용하는 용어는 ‘고용 조건(employment conditions)’으로 본 장의 기술은 이에 대한 논의를 참고하였으나 본 연구에서 사용하는 변수와의 일관성을 고려하여 ‘고용 상태’를 사용하여 기술하였다.

정적인 고용 중심의 사회보장 제도에서 벗어난 집단일 수 있다는 점에서도 함께 논의될 필요가 있다.

따라서 본 연구에서는 실업과 불안정 고용을 함께 포함하여 고용 상태의 건강 영향을 살펴보고자 하였으며, 자료원의 가용 변수를 고려하여 고용 불안정성 중심으로 고용 상태 변수를 정의하였다. 구체적으로는 건강보험 자격 변동을 활용하여 고용 상태를 ‘고용 유지’, ‘고용 상실’, ‘찾은 고용 변동’ 상태로 구분하여 측정하였다. 직장가입자 상태를 유지하고 있는 경우 고용을 유지하고 있는 것으로 보았고, 그렇지 않은 경우 실업이 발생한 것으로 보았다⁴⁾. 다만, 직장가입자 상태가 아닌 경우에는 1인 자영업자가 포함되어 있을 수 있는 점 고려하여 ‘실업’이라고 표현하지 않고 ‘고용 상실’이라는 표현을 사용하였다. 자영업자의 건강보험 가입 형태를 파악한 한 연구에서는 지역가입자가 86.5%, 직장가입자가 13.0%로 나타난 바 있다. 직장가입자 중에는 주 40시간 이상 유급 종사자가 있어 직장 가입한 경우와 직장가입자의 피부양자로 등록된 경우가 혼재되어 있을 수 있다(이상영·신현웅, 2012). 따라서 본 연구에서 정의한 고용 유지 상태에는 그 비율이 크지는 않을 것으로 예상되나 유급 종사자가 있는 자영업자가 일부 포함되어 있을 수 있고, 다른 한편으로 고용 상실 상태에는 1인 자영업자가 포함되어 있을 수 있다. 특히 본 연구의 연구대상자인 40대가 근로 가능 연령인 점을 고려한다면 고용 상실 상태 내에는 자영업자 비율이 낮지 않을 수 있다. 한편, 기간제 근로자의 사용기간을 2년으로 제한하는 “기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률(약칭: 기간제법)”을 활용하여 기간제 등 단기 일자리를 전전하는 불안정 고용 상태를 정의해보고자 하였다. 이에 고용 상실 후 2년 미만의 고용이력이 1회 이상 있는 경우로 ‘찾은 고용 변동’ 상태를 정의하였다.

4) 보다 자세한 정의 방식은 ‘제3장 연구 방법’에서 기술하였고, 본 절에서는 관련 개념과 문헌 중심으로 제시하였다.

2.1.3. 국외 선행연구

본 항에서는 고용 상태가 건강에 미치는 영향과 관련하여 국외 선행 연구의 주요 특징 중심으로 살펴보고자 한다. 초기 고용과 건강 사이의 연관성(association)을 살펴본 연구들은 비교적 일관되게 고용과 건강 사이의 상관관계를 보고하였다(Avendano & Berkman, 2014). 그러나 초기 연구들은 단면 자료를 사용하였고, 건강한 근로자 효과(healthy worker effect)로 표현되기도 하는 역인과 관계(reverse causality)를 고려하지 않은 한계가 있었다(Benach 외, 2014; Kim MH 외, 2008; Virtanen 외, 2005).

최근 연구는 종단 자료를 사용하고, 내생성을 고려한 방법론을 통해 인과 관계를 확인하고자 하는 방향으로 나아갔다(Avendano & Berkman, 2014). 대량 해고, 공장 폐쇄 등을 통해 비자발적 실직을 살펴봄으로써 외생성을 확보하려 하거나 성향점수매칭(propensity score matching, PSM), 고정 효과 모형(fixed-effect model), 이중차분(difference-in-difference, DID) 분석 방법 등을 사용하여 내생성 문제를 어느 정도 다뤄보고자 하였다. 그런데 이러한 분석 방법을 적용한 연구들에서는 결과가 일관된 방향을 보이지 않았다(Avendano & Berkman, 2014; Bardasi & Francesconi, 2004; Browning 외, 2006; Schmitz, 2011). 또한, 계량경제학적 분석 방법을 적용한 많은 연구는 단기적 영향을 살펴본 경향이 있었다. 고용 상태는 노출 후 긴 시간이 지난 뒤 건강에 영향을 미칠 수 있어 장기적인 영향 고려가 중요한데 이에 대한 연구는 부족한 편이었다(Avendano & Berkman, 2014).

건강 결과 지표가 연구마다 상이한 것 역시 연구 결과의 차이를 초래한 것으로 지목되었다. 많은 선행연구들이 자가평가 건강을 지표로 사용하였는데(Avendano & Berkman, 2014; Picchio & Ubaldi, 2023), 자가평가가 건강과 객관적인 건강 측정 결과 사이의 불일치도 보고된 바 있다

(Johansson 외, 2020).

앞서 기술하였던 것처럼 연구가 수행된 국가와 시기에 따라서도 결과가 다른 양상을 보였다(Avendano & Berkman, 2014). 따라서 고용과 건강 간의 관계에 대한 연구는 연구가 진행된 시기의 실업률, 경제 상황과 사회적 보호 수준 등 연구되는 맥락을 고려해야 한다(Virtanen 외, 2005).

선행연구를 통해 방법론 측면에서 고려해볼 지점들은 다음과 같다. 먼저 많은 선행 연구들이 남성과 여성을 구분하여 분석 결과를 제시하고 있었다. 이는 노동시장 참여에 있어 남성과 여성 간 구조적 차이가 존재함을 고려한 것이다(Kim MH 외, 2008; Menendez 외, 2007). 본 연구에서도 이를 반영하여, 또한 대상 질환의 특성 상으로도 남성과 여성 간 차이가 존재할 것으로 예상되어 전체를 대상으로 한 분석 외에 남녀 하위군 분석을 각각 진행하는 접근 방식을 선택하였다.

경제학적 관점에서 고용과 건강 간의 관계에 있어 역인과관계의 문제 해결을 위해 많이 취해진 접근법은 대량 해고를 통한 실업만을 정의함으로써 외생성을 확보하려고 한 것이다(Sullivan & von Watcher, 2009). 그러나 적어도 우리나라에서 대량 해고가 이루어진 과정들(장기간의 노동자 파업, 물리적 폭력을 동반한 사측 또는 정부의 진압 등)을 생각해 본다면(김창엽 외, 2015, p.147; Woo 외, 2010) 대량 해고를 통한 실업 정의가 실업이라는 고용 상태를 대변한다고 보기 어려울 수 있다. 또한, 최근 잦은 고용 변동을 유발하는 형태의 고용이 확대되고 있는 점 고려하였을 때 실업만으로 대상을 국한하는 것은 제한된 결과를 도출할 것으로 생각하였다. 따라서 본 연구에서는 이와 같은 고용 상태 정의를 통해 외생성을 확보하기 보다는 질환 과거력에 대한 반영 등 연구 설계를 통해 내생성을 줄여보고자 하였다.

2.1.4. 국내 선행연구

한국 사회에서도 비정규직의 증가와 그에 따른 문제들이 관심을 받기 시작하며 건강의 사회적 결정요인으로 고용의 영향을 분석한 연구들이 증가해왔다(김창엽 외, 2015, p.136; 박진욱 외, 2007). 국내 선행연구들의 주요한 특징을 지식 간극(knowledge gap)을 중심으로 정리해보면 다음과 같다. 첫째, 국내 선행연구의 상당수는 단면 연구였으며(박주영 외, 2016), 종단 연구의 형태로 진행된 연구들도 건강 상태와 관련한 추적 기간은 짧은 편이었다(박진욱 외, 2007; Kim SS 외, 2012; Kim SS 외, 2013; Yoo 외, 2016; Yoon 외, 2017)⁵⁾.

둘째, 국내 선행연구는 한국노동패널조사, 한국복지패널조사, 국민건강영양조사 자료를 주로 사용하였으며, 따라서 건강 결과 지표가 정신건강, 자가평가 건강 수준에 집중되어 있다(김근희 외, 2010; 박세홍 외, 2009; 박주영 외, 2016; 박진욱 외, 2007; 변금선 & 이해원, 2018; 우혜경 외, 2009; 홍정림, 2022; Jang 외, 2015; Kim IH 외, 2006; Kim MH 외, 2008; Kim SS 외, 2012; Kim SS 외, 2013; Yoo 외, 2016). 신체건강과 관련하여서는 정규직과 비정규직 간 만성 질환 진단 경험(Kim IH 외, 2008), 비만(Yoo 외, 2010; Seon 외, 2017), 고혈압·당뇨·이상지질혈증(Seon 외, 2017), 직업관련 손상(박종식 & 이경용, 2012; Im 외, 2012), 모기업 근로자와 하청업체 근로자 간 건강검진 결과(최홍열, 2001)를 비교하여 보고한 경우가 있었다. 그 외 객관적인 건강 지표를 사용한 경우는 1998년도 국민건강영양조사 자료에 2003년까지의 통계청 사망 자료를 연계하여 상용근로자 대비 임시 및 일용근로자의 사망 위험을 보고한 연구(강영호 & 김혜련, 2006)와 한국노동패널조사 자료(2003~2008)를 이용하여 고용 상태 변동에 따른 사망 위험을 보고한 연구(Kim JM 외,

5) 사용한 자료의 기간 기준으로는 한국노동패널조사(2003~2019)를 사용한 홍정림(2022)의 연구가 국내 선행연구 중 가장 긴 기간의 자료를 사용하였으나 해당 연구는 고정효과 모형을 적용하여 장기간의 건강 영향을 살펴본 연구로 보기는 어렵다.

2015)가 있었다.

셋째, 고용 상태가 건강에 영향을 미치는 기전에 대한 연구 역시 부족하게 이루어졌다(김창엽 외, 2015, p.145). 부족하게나마 그러한 시도들이 있어 왔는데, Kim MH 외(2008) 연구에서는 기본 다변량 모형과 해당 모형에 직업 안정성에서의 불만족, 노조 조직률, 개인의 임금, 사회보험, 사회적 네트워크에서의 불만족 변수를 각각 추가한 모형의 결과 비교를 통해 직업 안정성에 대한 불만족이 가장 큰 영향을 미치고, 노조 조직률과 사회보험은 유의미한 영향을 보이지 않는다는 결론을 도출하였다. Jung 외(2013) 연구는 불안정 고용이 흡연에 미치는 영향을 분석하였다. 해당 연구는 불안정 고용이 흡연 여부 및 심한 흡연과 관련이 있는 것을 확인하였다.

넷째, 엄격하게는 고용과 건강에 대한 연구라고 보기는 어려울 수 있으나 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴본 연구는 국내외 모두 부족하였다. 국외에서는 항정신병 약물 처방(Moscone 외, 2016; Virtanen 외, 2008), 순환기 질환과 소화기 질환으로 정의한 스트레스와 관련한 입원(Browning 외, 2006) 등 국소적으로 의료이용에 미치는 영향에 대해 살펴본 바 있으나 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴본 연구는 부족하였다. 국내에서는 전체 외래 의료이용 및 의료비 지출에 미친 영향을 살펴본 문석준 외(2022)의 연구가 유일하였다.

2.2. 국가건강검진 사업과 검진 참여

2.2.1. 국가건강검진 사업의 시행과 현황

한국은 건강보험 가입자의 건강 유지와 건강보험 급여비 지출 절감을 목적으로 국가건강검진 사업을 시행 중에 있다. 현재 시행 중인 국가건강검진 사업은 크게 일반건강검진, 암검진, 영유아건강검진, 학교 밖 청소년 건강검진으로 나누어지는데(국민건강보험공단, 2023) 본 항에서는 본 연구의 대상인 일반건강검진과 암검진 중심으로 살펴보고자 한다.

건강검진 사업은 1980년에 공무원 및 사립학교 교직원을 대상으로 시작되었으며, 1988년에 직장피부양자, 1993년 공무원 및 교직원 피부양자, 1995년 지역가입자로 대상이 확대되었고, 1995년 직장가입자 건강검진이 고용노동부에서 보건복지부로 이관되었다(보건복지부, 2023a). 현시점 기준 일반건강검진은 20세 이상 건강보험 가입자에게 무료로 제공되고 있으며, 직장가입자 및 지역가입자 세대주에 대해서는 특별한 연령 제한없이 제공되고 있어(국민건강보험공단, 2023)⁶⁾ 전 세계적으로도 가장 큰 규모의 건강검진 사업이라고 볼 수 있다(Shin 외, 2022). 건강보험 가입자의 검진 관련 비용은 건강보험재정으로 지원되고 있으며, 2023년 기준 1인당 기본 검진비는 47,820원⁷⁾, 구강검진비는 7,990원이다. 건강보험재정에서 일반건강검진 사업에 배정된 2023년도 예산은 약 7,669억 원이었다(보건복지부, 2023a). 일반건강검진의 주요 목표 질환은 심뇌혈관질환으로 고혈압, 당뇨병, 이상지질혈증, 흡연, 비만 등의 위험 요인을 주요 대상으로 하고 있다(보건복지부, 2023a; Shin 외, 2022).

6) 의료급여 수급권자를 대상으로 한 일반건강검진은 2012년부터 시행되었으며, 의료급여 수급권자의 경우 19~64세를 대상으로 제공되고 있다. 본문 기술은 본 연구의 연구대상자를 중심으로 작성하였다.

7) 본 비용에는 진찰료(9,030원), 요검사(780원), 혈액검사(콜레스테롤 4종 포함; 29,690원), 흉부방사선촬영(8,320원)이 포함되며 성·연령별로 별도 시행되는 B형 간염검사, 골밀도 검사, 인지기능장애, 정신건강검사, 생활습관평가 등은 포함되지 않았다.

일반건강검진 참여에 대해 근로자의 경우 산업안전보건법의 적용을 별도로 받고 있다. 보다 구체적으로는 산업안전보건법에 따라 사업주는 근로자의 건강관리를 목적으로 건강진단을 시행하여야 한다(고용노동부, 2023a). 이는 국민건강보험이 적용되는 일반건강검진으로 대체되기 때문에 건강보험공단은 사업주에게 근로자 중 건강검진 대상자 명단을 발송하며 기업은 일반건강검진에 대해 단체 참여를 주선할 수 있다(Shin 외, 2022). 또한 해당 법에 따라 근로자의 건강진단을 하지 않은 경우 사업주에게 1천만원 이하 과태료가 부과되고 있으며 사업주가 실시하는 건강진단을 받지 않은 경우 근로자에게 300만원 이하의 과태료가 부과되고 있다(고용노동부, 2023a). 이러한 특징으로 인해 근로자의 건강검진 참여율은 높게 나타나고 있다(Shin 외, 2022).

표 1. 건강진단 관련 산업안전보건법 과태료 부과 기준

대상	위반 행위 및 세부 내용	과태료 금액(만원)		
		1차 위반	2차 위반	3차 이상 위반
사업주	근로자의 건강진단을 하지 않은 경우 (건강진단 근로자 1명당)	10	20	30
근로자	건강진단을 받지 않은 경우	5	10	15

자료: 고용노동부(2023b)

주: 2023년 6월 개정 기준. 개정 전 근로자의 경우 3차 이상 위반 시 20만원 부과

암검진의 경우 암 종별로 대상자 전체에게 무료 또는 본인 부담 10% (건강보험료 하위 50%의 경우 본인부담 무료)로 제공되고 있다. 현재 시행 중인 암검진은 위암·유방암·대장암·간암·자궁경부암·폐암 검진이며 위암 검진은 40세 이상, 대장암 검진은 50세 이상, 유방암 검진은 40세 이상 여성, 자궁경부암 검진은 20세 이상 여성을 대상으로 2년 간

격으로 시행하고 있다. 간암과 폐암 검진의 경우 고위험군을 대상으로 시행하고 있다(국민건강보험공단, 2023).

본 연구의 대상인 일반건강검진과 위암 검진의 연도별 참여율 추이를 살펴보면 다음의 <그림 2>와 같다. 참여율은 각 연도의 검진 대상 인원 중 수검 인원의 비율을 통해 산출하였다. 일반건강검진의 경우 2010년 68.2%의 참여율에서 2017년 78.5%까지 점차 증가하는 양상을 보인다. 2020년까지는 다시 감소하는 양상을 보이는데, 여기에는 2019년도에 20~30대 직장가입자의 피부양자 및 지역가입자의 세대원으로 대상이 확대된(보건복지부 보도참고자료, 2018.12.19.) 영향이 일부 있을 수 있으며, 2020년 검진 참여율 감소는 코로나19 팬데믹의 영향이 있었을 것으로 보인다. 2021년부터는 참여율이 다시 증가하여 2022년 기준으로는 75.4%의 참여율을 보이고 있다. 그림에 제시하지는 않았으나 만 40세를 대상으로 한 생애전환기 건강진단의 경우 2010년 63.1%부터 통계가 별도 집계된 2017년 79.3%까지 점차 증가한 양상을 보였다(국민건강보험공단, 2021a). 위암 검진의 경우 일반건강검진에 비하여 검진 참여율이 낮은 양상을 보인다. 2010년 기준 참여율은 44.7%였으며 코로나19 팬데믹의 영향이 있었던 2020년을 제외하고는 점차 증가한 양상을 보인다. 2022년 기준 참여율은 63.8%로 나타났다.

지역별 건강검진 대상 인원과 수검 인원 에 대한 정보가 공개되고 있는 2014년부터의 기간에 대해 연도별·지역별 일반건강검진 참여율에 대한 정보를 파악해보면 다음의 <그림 3>과 같다. 2014년 기준 지역가입자의 일반건강검진 참여율은 56.2%로 직장가입자의 80.5%, 공무원 및 교직원의 82.1%에 비해 상당히 낮게 나타났다. 그러나 최근으로 올수록 지역가입자의 일반건강검진 참여율이 증가하여 그 격차는 감소하는 양상을 보였다. 2022년 기준 일반건강검진 참여율은 지역가입자에서 65.0%, 직장가입자에서 79.1%, 공무원 및 교직원에서 80.9%로 나타났다.

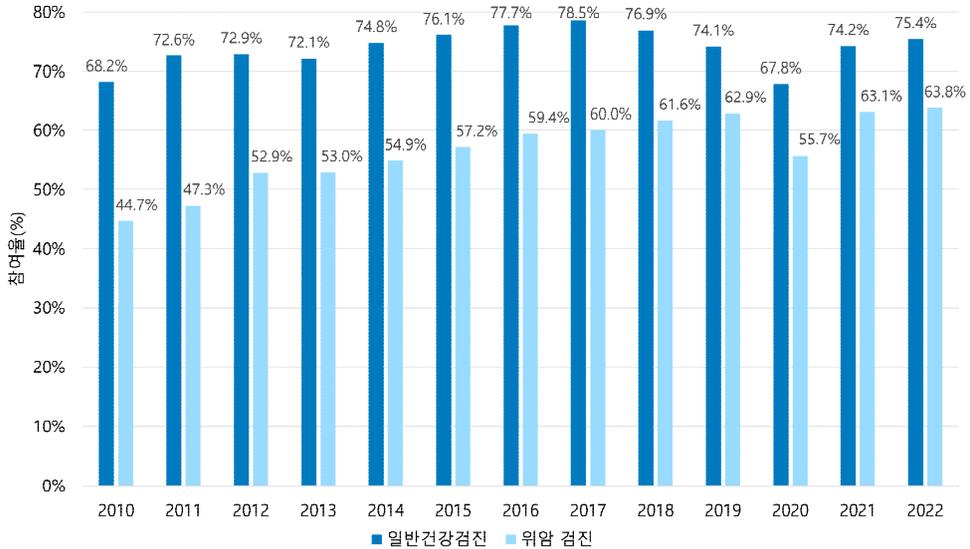


그림 2. 연도별 · 검진 종류별 참여율

자료: 국민건강보험공단(2021b), 국민건강보험공단(2024a), 국민건강보험공단(2024b), 국민건강보험공단(2024c)를 이용하여 (수검 인원/검진 대상 인원)으로 산출함

주: 1) 일반건강검진 대상자 확대가 있었던 시점이 포함되어 있음

2) 국민건강보험공단(2024b)에 2021년 위암 검진 참여율에 대해서는 공개되어 있지 않아 2021년도에 대해서만 국민건강보험공단(2024c)의 정보를 기반으로 작성함

위암 검진에 대해 연도별 · 직역별 참여율을 살펴보면 다음의 <그림 4>와 같다. 위암 검진의 경우 일반건강검진에 비해서는 직역 간 검진 참여율의 격차가 작은 양상을 보인다. 2014년 기준 지역가입자의 위암 검진 참여율은 50.2%로 직장가입자의 57.2%에 비해 7.0%p, 공무원 및 교원의 59.9%에 비해 9.7%p 낮았다. 직장가입자와 지역가입자 간 위암 검진 참여율의 차이는 감소하는 양상을 보여 2022년 기준으로 지역가입자는 60.5%, 직장가입자는 65.4%로 4.9%p의 차이를 보였다. 한편 공무원 및 교원과 지역가입자, 직장가입자 간의 차이는 감소하였다 다시 증가하는 양상을 보였다. 2022년 기준 공무원 및 교직원의 위암 검진 참여율은 69.1%로 지역가입자에 비해 8.6%p, 직장가입자에 비해 3.7%p 높았다.

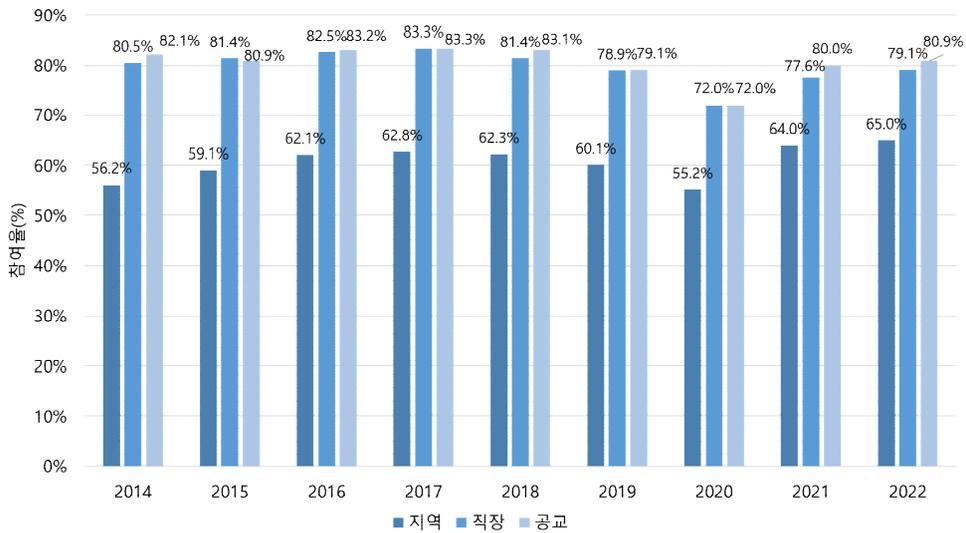


그림 3. 직역별 일반건강검진 참여율

자료: 국민건강보험공단(2021c), 국민건강보험공단(2024d)

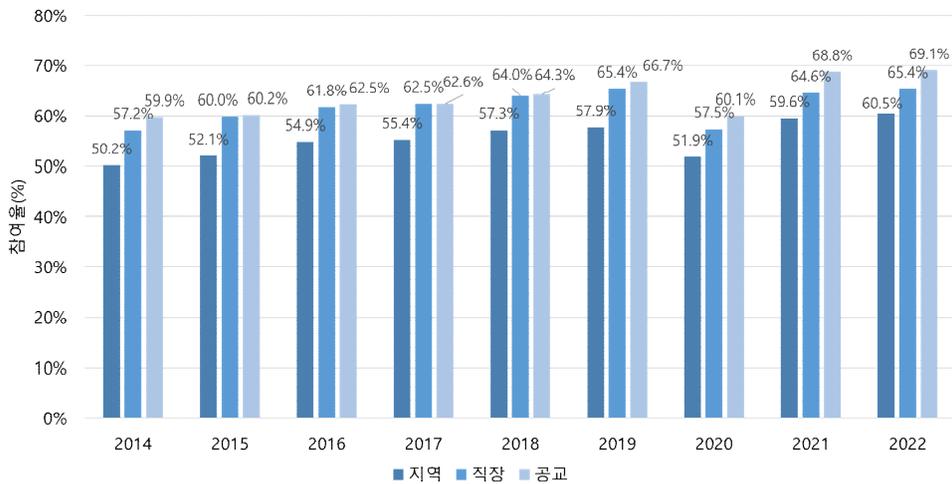


그림 4. 직역별 위암 검진 참여율

자료: 국민건강보험공단(2024c)

한편, 우리나라에서는 국가건강검진 외에도 개인이 부담하는 민간검진 참여 역시 적지 않은 것으로 이야기되고 있으나 이에 대한 현황 파악은

부족한 편이다(강성욱 외, 2009). 공개된 자료 중 이에 대한 정보를 얻을 수 있는 경우를 살펴보면 다음과 같다. 45세 이상을 대상으로 조사된 고령화 연구패널의 2006년 조사 자료를 분석한 한 연구에서는 조사 대상자 중 조사 시점으로부터 2년 이내 민간검진을 받은 사람의 비율이 13.7%로 파악된 바 있다. 또한 해당 연구에서는 학력이 높을수록, 자산이 많을수록, 민간의료보험 가입자인 경우 민간검진 수검 가능성이 높은 것으로 나타났고, 직업 여부에 따라서는 유의한 차이가 없었다(강성욱 외, 2009). 2011년 성·연령·지역별 인구비례에 따라 무작위로 추출한 성인 1,500명을 대상으로 조사한 결과에 따르면 지난 2년간 국가건강검진을 받은 비율은 59.4%, 민간검진을 받은 비율은 9.1%로 나타났다(이혜경, 2012.04.09.)⁸⁾. 이처럼 민간검진을 받는 비율이 적지는 않은 것으로 나타난 바 있으나 민간검진을 진행하는 경우에도 국가건강검진 사업이 포함하는 항목들에 대해서는 건강보험공단에 청구하는 것으로 알려져 있어(Yun 외, 2023)⁹⁾ 본 연구의 자료상 측정하는 검진 참여에는 민간검진 참여도 상당 부분 측정될 것으로 예상된다.

8) 본 자료는 국민건강보험공단 일산병원 연구소에서 발표한 “건강검진 대상자의 수검실태 및 행위 분석 결과”에 기반한 것이나 원 발표 자료를 구득할 수 없어 이에 대한 기사를 인용하였다.

9) 인용한 논문의 고찰에 이와 같은 언급이 있으나 해당 언급에 대한 별도의 참고문헌 표기는 없어 그 근거를 명확히 파악할 수는 없었다. 추가로 파악 가능한 자료가 없어 이 부분에 대해 건강보험공단에 문의를 해본 결과 민간검진을 진행하는 경우에도 기본 혈액 검사는 일반건강검진을 이용하는 편이고, 국가건강검진 사업에서 제공하고 있는 암검진 역시 그런 것으로 파악하고 있다는 답변을 받을 수 있었다. 다만 그 비율에 대해 정확하게 파악하고 있는 자료는 없다고 한다.

2.2.2. 검진 참여의 효과

검진의 목표는 증상이 나타나기 전에 더 치료 가능한 질병의 단계나 상태에 있는 사람을 식별하는 것이다. 이를 그림으로 나타내면 다음과 같은데, 건강한 상태에서 중증의 질병 상태로 가는 경로에는 여러 단계가 존재한다. 이러한 단계의 진행 여부와 속도 또는 다시 정상적인 상태로 돌아가는 것에는 개인과 환경의 요인이 작용한다(Raffle 외, 2019, pp.31-33). 검진의 주요 목적 중 하나는 미래의 질병 위험을 줄이기 위함으로 본 연구에서 살펴보는 질환을 예로 들어보면 혈압을 측정하여 고혈압에 해당하는 경우는 약물 치료를 함으로써 심혈관 질환 발생 위험이 감소하는 것과 같다(Raffle 외, 2019, p.28). 또한 이와 같이 조기에 진단을 하여 관리를 하게 되면 질병이 중증으로 진행되는 것을 예방할 수 있고, 이는 결국 입원 등 비용이 많이 드는 치료를 피하게 함으로써 의료비 지출의 감소 효과를 가져올 수 있다.

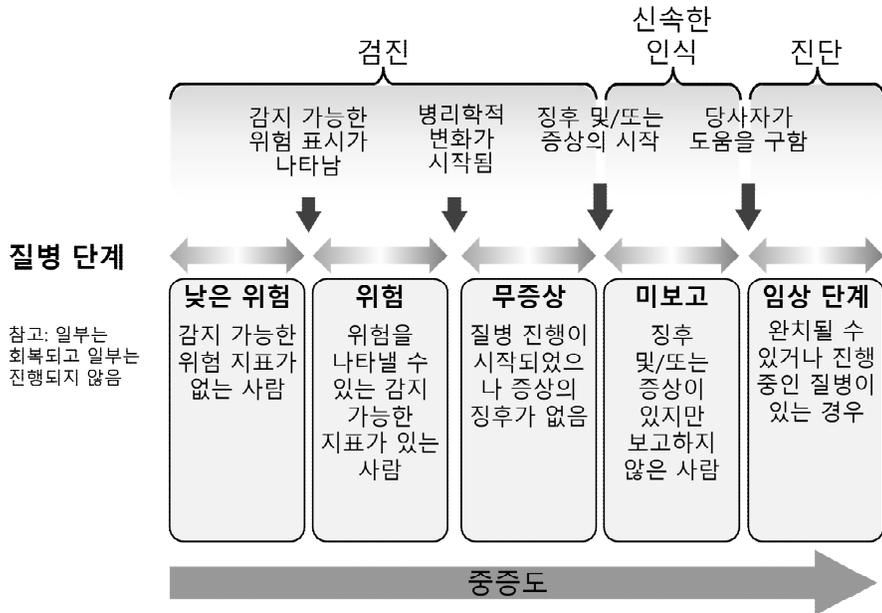


그림 5. 질병 경로의 단계와 검진의 역할

자료: Raffle 외(2019)에서 제시한 그림을 국문으로 작성함

우리나라 국가건강검진 사업의 효과성에 대해서는 근거 부족의 이유로 논란이 있기도 한데, 이는 주로 개별 검진의 실효성, 비용-효과성 또는 검진 간격의 적절성 중심의 논란으로 본 항에서는 이에 대한 논의는 제외하고 본 연구와 관련하여 검진 참여의 효과를 실증적으로 분석한 연구들에 대해 간단히 살펴보면 다음과 같다.

국가건강검진 참여와 건강 결과를 확인한 국내 선행 연구에서 일반건강검진 참여는 심혈관 질환 사건과 사망, 의료비용 감소와 연관된 것으로 나타났다(Lee 외, 2015). 해당 연구는 일반건강검진 참여 자료를 이용하여 심혈관 질환 및 관련 질환이 없던 40세 이상을 대상으로 검진 참여의 효과를 평가하였으며, 추적 관찰 기간은 2005년부터 2010년까지였다. 기본적으로는 전체 연구대상자를 2003~2004년 일반건강검진 참여자와 미참여자로 나누어 분석을 하였는데, 2003~2004년 일반건강검진 참여자는 미참여자에 비해 심혈관 질환 사망 위험비(hazard ratio, HR)가 0.58 (95% CI=0.53-0.63), 복합 심혈관 질환 발생 위험비가 0.84 (95% CI=0.79-0.89)로 나타났다.

위암 검진 참여는 위암 관련 사망 감소와 연관된 것으로 나타났다 (Jun 외, 2017; Luu 외, 2022). Jun 외(2017) 연구는 국가 위암 검진 참여 자료를 이용하여 코호트내 사례-대조군 연구(nested case-control study)를 수행하였다. 사례는 2004년부터 2009년까지 새로 위암 진단을 받고 2012년 12월 이전에 사망한 개인으로 정의되었다. 위암 검진 참여에 대한 변수는 관찰 기간 중 위암 검진 1회 이상 참여 여부로 정의하였다. 분석 결과, 한번도 위암 검진을 받지 않은 사람에 비해 검진을 받은 사람은 위암으로 인한 사망의 오즈비가 0.79 (95% CI=0.77-0.81)로 나타났다. 해당 연구에서는 위 내시경 검진 횟수가 증가할수록 위암으로 인한 사망 위험이 감소하는 양상도 함께 확인하였다.

2.2.3. 검진 참여에 영향을 미치는 요인

건강검진과 같은 예방 서비스는 혜택을 가장 필요로 하는 사람들이 이를 받을 가능성이 낮은 현상인 역 예방 법칙(inverse prevention law)이 나타나며, 이로 인해 개입에 의한 불평등(intervention generated inequality)을 초래할 수 있는 것으로 알려져 있다(Jacobson 외, 1999; Lorenc 외, 2012).

우리나라에서 건강검진 참여에 영향을 미치는 요인을 분석한 실증 선행연구에서도 이러한 현상을 관찰할 수 있었다. 고용 상태와 관련한 양상을 중심으로 살펴보면, 지역사회건강조사 자료(2008)를 사용한 연구에서 불안정 고용 상태에 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 일반건강검진 참여 및 암검진 참여 가능성이 유의하게 낮게 나타났다. 불안정 고용은 파트타임과 계약직 근로자로 정의되었는데, 그렇지 않은 근로자에 비해 불안정 고용 근로자는 일반건강검진을 받을 오즈비(odds ratio, OR)가 0.52 (95% CI=0.49-0.55), 암검진을 받을 오즈비가 0.82 (95% CI=0.77-0.86)로 유의하게 낮게 나타났다(Min 외, 2016). 국민건강영양조사 자료(2007~2009)를 사용하여 고용 조건과 위암 검진 참여의 관계를 살펴본 연구 결과에서도 임금근로자에 비해 자영업자, 전일제 근로자에 비해 시간제 근로자, 정규직에 비해 계약직 및 일용직의 위암 검진 참여율이 낮게 관찰된 바 있다(Shim 외, 2019).

고용과 검진 참여의 관련성과 관련하여 국외에서는 사람들이 직장에서 대부분의 시간을 보내는 점 고려하여, 검진 참여에 대한 개인의 결정이 직장 동료의 행동과 관련이 있는지 분석한 연구가 있었다. 해당 연구에서는 일반건강검진, 유방조영술 및 전립선 특이 항원 검사에 대한 참여가 검진에 참여하는 직장 동료의 비율에 따라 증가하는 것을 관찰하였다(Pruckner 외, 2020).

2.3. 인과 매개 분석 방법

본 연구에서는 고용 상태가 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 있는지를 파악함에 있어 인과 매개 분석 방법을 활용하고자 한다. 여기서 매개(mediation)란 원인이 중간체(intermediate)에 영향을 미치고 그 중간체의 변화가 결과에 영향을 미치는 현상을 가리킬 때 사용되는 용어로, 이러한 중간체를 매개체(mediator)¹⁰⁾라고도 한다. 매개 분석(mediation analysis)이란 원인이 결과에 영향을 미침에 있어 우리가 관심을 갖는 매개체를 통해 작동하는 효과인 간접 효과(indirect effect) 또는 매개 효과(mediated effect)와 매개체를 통하지 않는 효과인 직접 효과(direct effect) 또는 비매개 효과(unmediated effect)의 상대적 크기를 평가하는 일련의 방법을 지칭한다 (VanderWeele, 2015, p.8).

매개 분석은 원인이 결과에 어떻게 영향을 미치는지에 대해 관심을 갖는 것으로, 연구의 동기가 단순히 그 기전에 대한 설명과 이해일 수도 있지만 정책 개입을 개선하기 위함일 수도 있다. 어떤 정책을 개선하기에 앞서 목표로 하는 기전이 결과에 이르는 주요한 경로인지와 그 정도를 아는 것은 정책의 근거 자료가 될 수 있기 때문이다. 예를 들어 해당 기전이 원인이 결과에 미치는 영향의 상당 부분을 설명한다면 해당 기전을 대상으로 하는 정책 개입을 추가로 개선하는 노력이 필요할 수 있을 것이고, 그렇지 않다면 다른 방향으로 정책 개입을 검토하는 것이 나올 수 있다. 개입이 결과에 영향을 미치지 않는 것으로 밝혀진 경우에도 그 이유가 개입이 목표로 한 매개체에 영향을 주지 않았기 때문인지, 아니면 개입은 매개체에 영향을 주었지만 매개체가 결과에 영향을 주지 못하였는지를 평가하는 것이 가능할 수 있다. 또한 경우에 따라 결과의 원인에 직접적으로 개입할 수 없기 때문에 매개체에 개입하여 원인의 해로운

10) 본 논문에서는 mediator를 맥락에 따라 ‘매개체’ 또는 ‘매개 변수’로 지칭하였다.

영향을 제거할 수 있는지 관심이 있을 수도 있다(VanderWeele, 2015, pp.11-13). 이러한 맥락에서 매개 분석은 건강 불평등의 결정요인을 이해하고 이를 완화하기 위한 개입의 영향을 정량화하기 위한 분석 방법으로도 관심을 받고 있다(Bedir 외, 2021; Goto 외, 2023; Jackson & VanderWeele, 2018; Sword & Courtney, 2021; Valeri 외, 2023; VanderWeele & Robinson, 2014).

기존의 매개 분석 방법은 Baron & Kenny (1986)의 접근 방식을 중심으로 이루어져 왔다(VanderWeele, 2015, p.21). 이를 기반으로 발전한 방법들은 통계적 매개 분석(statistical mediation analysis)이라고 지칭되기도 하며(MacKinnon, 2008), 전통적 매개 분석으로 분류되기도 한다(Cashin 외, 2023; Rijnhart 외, 2021). 해당 방법론에서 직접 효과와 간접 효과를 추정하는 데에 사용되는 대표적인 방법이 곱 방법(product method, 또는 product of coefficients method)인데, 간단히 말하여 매개 변수를 공변량(covariates)으로 포함한 결과 변수에 대한 회귀 모형(결과 모형)에서 노출(exposure)의 회귀계수를 직접 효과로 추정하고, 매개 변수에 대한 회귀 모형에서 얻은 노출의 회귀계수와 결과 모형에서 얻은 매개 변수의 회귀계수를 곱하여 간접 효과를 추정하는 방식이다(VanderWeele, 2015, p.21). 이러한 접근 방식은 이해하기에 직관적인 장점이 있지만, 비선형성(nonlinearity)이나 상호작용(interactions)¹¹⁾이 있는 모형에 적용하기에는 제한이 있는 것으로 밝혀졌다(Pearl, 2001; Robins & Greenland, 1992; VanderWeele, 2015, p.22).

이처럼 비선형성이나 상호작용이 있는 상황에서도 직접 및 간접 효과에 대한 정의가 가능하고, 결과를 추정할 수 있도록 확장된 방법론이 인과 매개 분석 방법이다. 본 연구는 결과 변수로 생존 결과(survival

11) 사회과학 분야에서는 조절효과(moderation effect)라는 용어가 주로 사용되는 반면, 통계학 분야에서는 상호작용 또는 교호작용이라는 용어가 주로 사용되어 왔다(고길곤, 2021, p.4). 본 항에서 다루는 매개 분석 방법은 통계학에 그 기반을 두고 있기에 해당 분야의 용어를 기준으로 기술하였다.

outcome)를 포함하고 있고, 노출에 해당하는 고용 상태와 매개 변수에 해당하는 검진 참여 간에 상호작용의 가능성도 존재하기에 본 연구는 이러한 인과 매개 분석 방법을 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과 추정에 활용하고자 하였다. 인과 매개 분석 방법은 인과 추론(causal inference) 방법론에 기반을 두고 있어 이와 관련한 개념 이해가 우선 필요하다. 이에 본 항에서는 해당 방법론의 이해에 필요한 반사실적 틀(counterfactual framework)을 간단히 살펴보고, 이에 기반한 인과 매개 분석을 소개한 뒤 본 연구에서 사용하는 세부 분석 방법인 four-way decomposition¹²⁾에 대해 설명하고자 한다.

2.3.1. 반사실적 틀

인과 매개 분석이 기반을 두고 있는 인과 추론은 반사실적 틀을 기본 접근 방식으로 사용한다. 일단 반사실적(counterfactual)이란 어떤 노출이나 행동이 실제와 달랐다면 일어날 수 있는 일을 생각해 보는 것으로 어떤 노출이나 행동이 실제와 달랐다면 결과가 달라졌을 경우 그 노출이나 행동이 결과를 유발하거나 영향을 미친다고 볼 수 있을 것이다. 이러한 측면에서 반사실적 틀은 잠재적 결과 틀(potential outcomes framework)이라고 불리기도 한다. 여기서 개인(또는 개별 사례)의 인과적 효과는 잠재적인 두 가지 노출 각각에서 발생했을 결과의 차이로 정의할 수 있다. 문제는 개념적으로는 이러한 내용을 생각해 볼 수 있지만, 실제로는 각 개인에 대해 실제로 발생한 노출이나 행동만 관찰할 수 있다는 점이다. 이처럼 특정 개인에 대한 인과적 영향을 관찰할 수는 없지만 인구에 대

12) four-way decomposition은 직역하면 ‘4방향 분해’로 표현할 수도 있겠으나 국내 한 웹진에서 해외 연구 소개 시 “4가지 분리 접근법”이라고 번역되어 언급된 것(국립정신건강센터 정신건강연구소, 2023) 외 아직까지 국내에서 국문 용어로 소개된 바 없는 점 고려하여 본 논문에서는 영문 용어를 그대로 사용하였다. 이후 소개할 controlled direct effect, natural direct effect, natural indirect effect 등도 동일한 이유로 영문 용어를 그대로 사용하였다.

한 평균적인 영향을 추론하는 것은 가능하다(VanderWeele, 2015, p.4). 반사실적 틀은 어떤 노출이 다른 사건의 원인임을 나타내는 기준 또는 충분 조건을 제공하는 일련의 정의를 허용하며, 경험적 자료에서 인과 관계(causation)에 대한 결론을 도출할 수 있는 경우에 관한 공식적인 기준을 제공한다(VanderWeele, 2015, p.5). 따라서 반사실적 틀은 효과 추정치가 인과적 해석을 갖기 위해 어떤 가정을 해야 하는지, 그리고 효과 추정치의 해석이 실제로 무엇인지 명확하게 해준다(VanderWeele, 2015, p.6). 마찬가지로 인과 매개 분석 방법은 앞서 언급한 모형의 유연성 외에 사회 과학 분야에서 널리 사용되어 온 매개 분석 결과의 인과 해석에 필요한 교란 통제(confounding control) 가정을 명확히 하는 것의 중요성을 강조하는 특징을 갖는다(VanderWeele, 2015, p.22).

2.3.2. 인과 매개 분석 방법의 주요 개념과 가정

앞서 잠깐 언급한 것처럼 일반적으로 매개 분석 방법에서는 관심 매개체를 통해 작동하는 결과에 대한 원인의 효과를 간접 효과로, 관심 매개체를 통하지 않는 결과에 대한 원인의 효과를 직접 효과로 구분한다. 인과 매개 분석에서는 이와 유사하지만 조금 다른 개념을 정의하는데, 직접 효과의 경우 “controlled direct effect (CDE)”와 “natural direct effect (NDE)”, 간접 효과의 경우 “natural indirect effect (NIE)”가 정의된다.

일단 이러한 개념 설명을 위해 노출을 A , 매개 변수를 M , 결과 변수를 Y , 추가적인 공변량을 C 로 표현하고, 두 노출 수준인 a 와 a^* 을 비교한다고 가정해보면, 각각은 다음과 같이 정의할 수 있다. Controlled direct effect (CDE(m))¹³는 모집단(population)에서 매개 변수가 수준 m

13) 여기서 CDE의 경우 특정 매개 변수의 값(또는 수준) m 에 따라 달라지기 때문에 “CDE(m)”으로 표기된다. 또한, 주로 사용되는 약어를 함께 표기하기는 하였으나, 수식이 아닌 본문은 약어가 아닌 전체 용어를 중심으로 기술하였다.

으로 균일하게 고정되었지만 노출이 수준 a^* 에서 a 로 변경된 경우 결과가 평균적으로 얼마나 변할지를 나타낸다. Natural direct effect (NDE)는 각 개인에 대해 매개 변수가 노출이 없을 때 해당 개인에 대해 취할 수 있는 수준으로 유지된 상황에서 노출이 수준 a^* 에서 a 로 변경된 경우 결과가 얼마나 변할지를 나타낸다. 이는 노출에서 매개 변수로의 경로를 비활성화할 경우 결과에 대한 노출의 영향이 얼마나 남을지를 포착한다. Natural indirect effect는 노출이 a 로 고정된 상황에서 매개 변수가 a^* 일 때 취하는 수준에서 a 일 때 취하는 수준으로 변경된 경우 결과가 평균적으로 얼마나 변할 것인지를 나타낸다. 이는 결과에 대한 노출의 영향 중 매개 변수를 변경하여 작동하는 부분을 포착한다 (VanderWeele, 2015, p.23).

연속적인 매개 변수와 결과 변수에 대한 수식이 각각 다음과 같을 때,

$$E(M|A = a, C = c) = \beta_0 + \beta_1 a + \beta'_2 c \quad (\text{수식 1})$$

$$E(Y|A = a, M = m, C = c) = \theta_0 + \theta_1 a + \theta_2 m + \theta_3 am + \theta'_4 c \quad (\text{수식 2})$$

controlled direct effect (CDE(m)), natural direct effect (NDE), natural indirect effect (NIE) 각각은 아래와 같이 추정될 수 있다(VanderWeele, 2015, pp.21-22)¹⁴⁾.

$$CDE(m) = (\theta_1 + \theta_3 m)(a - a^*) \quad (\text{수식 3})$$

$$NDE = (\theta_1 + \theta_3 \beta_0 + \theta_3 \beta_1 a^* + \theta_3 \beta'_2 c)(a - a^*) \quad (\text{수식 4})$$

$$NIE = (\theta_2 \beta_1 + \theta_3 \beta_1 a)(a - a^*) \quad (\text{수식 5})$$

Controlled direct effect의 경우 집단 전체에 걸쳐 매개체에 개입할 경

14) 인과 매개 분석 접근법에는 회귀 기반(regression-based), 가중치 기반(weighting-based), inverse-odds-ratio-weighting, natural effect model, marginal structural model, g-formula 접근법 등이 있는데(Shi 외, 2021), 본 논문의 주요 기술은 회귀 기반 접근을 기준으로 하였다.

우 노출의 효과가 어떻게 될지 고려하기 때문에 정책 평가에서 주요한 관심사가 된다. 반면, natural direct effect와 natural indirect effect는 노출이 a^* 수준에서 a 수준으로 변경될 때 결과가 전반적으로 얼마나 변하는지로 정의되는 총 효과(total effect)가 이 두 효과의 합으로 분해될 수 있는 특성을 가지기에 다양한 기전의 작용과 그 중요성을 평가하는 측면에서 더 큰 관심을 받을 수 있다. 이들 효과는 모두 공변량 $C=c$ 수준에 따라 달라진다(VanderWeele, 2015, p.23).

앞서 정의한 효과 추정치가 인과관계 해석을 가지려면 교란 변수(confounding variables)를 통제해야 한다. 먼저, controlled direct effect와 관련하여서는 두 가지 가정이 필요하다. 첫째, 노출-결과 관계에 측정되지 않은 교란(unmeasured confounding)이 없다(가정 1). 둘째, 매개 변수-결과 관계에 측정되지 않은 교란이 없다(가정 2). 다시 말해 모형에 포함된 측정된 공변량들이 이 두 관계에 대한 교란을 통제하기에 충분해야 한다. Natural direct effect와 natural indirect effect와 관련하여서는 앞의 두 가정과 함께 추가로 두 가지 가정이 더 필요하다. 그 중 하나는 노출-매개 변수 관계에 대해 측정되지 않은 교란이 없다는 것(가정 3)이고, 다른 하나는 노출로 인해 영향을 받은 매개 변수-결과 관계의 교란이 없다는 것(가정 4)이다. 마지막 가정은 본질적으로 노출에서 매개 변수를 거쳐 결과에 영향을 미치는 경로에 다른 것이 없다는 것을 요구하는 것으로 노출 직후 매개 변수가 발생한다면 더 그럴듯할 수 있다. 가정 1~3에 대해서도 시간 순서 가정이 필요하다. 노출-결과 관계에 측정되지 않은 교란이 없다는 가정은 노출이 결과보다 앞선다는 것을 암묵적으로 가정하며, 매개 변수-결과 관계에 측정되지 않은 교란이 없다는 가정은 매개 변수가 결과보다 앞선다는 것을 암묵적으로 가정한다(VanderWeele, 2015, pp.25-26). 따라서 인과 매개 분석을 위한 연구 설계는 가능한 한 노출이 매개 변수보다 선행하고 매개 변수가 결과보다 선행하는 방식을 고려해야 한다(VanderWeele, 2015, pp.52-53).

인과 매개 분석에서는 요약 지표로 “proportion mediated (PM)”와 “proportion eliminated (PE)”라는 측정이 사용되기도 한다. 먼저 proportion mediated는 효과가 차이 척도(difference scale)에서 사용되는 경우 총 효과에 대한 natural indirect effect의 비율로 정의되는 값이다(즉, $PM = NIE/TE$)¹⁵⁾. 이는 노출이 결과에 미치는 영향을 설명하는 데 있어 매개체를 통한 경로의 중요성을 포착하는 지표이기도 하다. 다만, 이는 매우 가변적인 지표로 신뢰구간이 종종 상당히 넓게 나타나기에 단순히 효과의 일부가 매개되는지 여부를 평가하기 위해 신뢰구간을 사용할 경우에는 natural indirect effect 자체에 대한 신뢰구간을 사용하는 것이 낫다. 또한 natural direct effect와 natural indirect effect가 같은 방향일 때만 사용 가능하다. 이들이 서로 다른 방향인 경우 측정값이 실제로 의미가 없어지게 된다(VanderWeele, 2015, pp.47-48). Proportion eliminated는 차이 척도에서 총 효과와 매개체를 특정 수준 $M=m$ 으로 고정하여 측정하는 controlled direct effect의 차이를 총 효과 자체로 나누어 비율을 구한다(즉, $PE(m) = (TE - CDE(m))/TE$)¹⁶⁾(VanderWeele, 2015, pp.50-51). 앞서 controlled direct effect가 정책 관점에서 주요 관심 지표가 될 수 있다고 한 것처럼 본 지표 역시 정책의 관심사가 될 수 있다. 왜냐하면 이 proportion eliminated가 크고 노출이 결과에 미치는 영향을 방지하고 싶다면 이 매개체에 개입하는 정책을 고려해볼 수 있을 것이기 때문이다. 다시 말해 proportion mediated는 노출이 결과에 미치는 영향 중 매개체에 대한 노출의 영향으로 인해 발생하는 정도를 포착하는 반면, proportion eliminated는 매개체에 개입함으로써 노출이 결과에 미치는 영향을 얼마나 제거할 수 있는지를 파악하는 지표로 잠재적인 정책 개입 효과와 관련이 있다(Valeri 외, 2023; VanderWeele, 2015, p.52). 또한 후자의 추정에 필요한 controlled direct effect는 natural

15) 결과가 이진 변수(binary variable)인 경우에는 proportion mediated를 산출하는 수식이 다르다. 본 항에서는 가장 기본적인 경우의 수식을 사용하여 보다 직관적인 이해가 가능하도록 기술하였다.

16) 마찬가지로 결과가 이진 변수인 경우 다른 형태의 수식을 갖는다.

direct effect 및 natural indirect effect 추정에 비하여 다소 약한 가정(가정 1과 가정 2만 필요)이 필요하다는 점에서 장점을 갖는다 (VanderWeele, 2015, p.52).

2.3.3. 상호작용의 고려

인과 매개 효과 분석의 강점 중 하나는 노출과 매개 변수 간의 상호작용을 모형에 반영할 수 있다는 점이다. 그렇다면 어떤 경우에 노출과 매개 변수 간의 상호작용 항을 포함하고 언제 생략해야 할까? 이와 관련하여 인과 매개 분석 방법에서는 다음과 같은 접근을 제안하고 있다.

우선 노출과 매개 변수 간의 상호작용 항이 통계적으로 유의한 경우에만 해당 항을 모형에 포함하는 접근 방식은 표본의 크기가 매우 크지 않으면 상호작용을 탐지하는 검정력(power)이 매우 낮은 경향이 있기 때문에 문제가 될 수 있다. 표본의 크기가 작아서 상호작용 항이 통계적으로 유의하지 않은 경우에도 노출과 매개 변수 간의 상호작용이 매개 변수의 역동(dynamic)을 포착하는 데에 중요할 수 있다. 비슷한 맥락으로 통계적으로 유의하지 않더라도 natural indirect effect의 크기를 증가시키는 노출과 매개 변수 간의 상호작용이 있을 수 있다. 경우에 따라서는 노출과 매개 변수 간의 상호작용 항을 포함하여 간접 효과를 감지할 수 있는 검정력을 증가시킬 수도 있다¹⁷⁾. 따라서 노출과 매개 변수 간의 상호작용을 기본적으로 포함하고 이를 포함하는 것과 제외하는 것이 직접 및 간접 효과 추정치를 크게 변경하지 않는 경우에만 상호작용을 제외하는 접근법이 안전할 수 있다고 제안하고 있다(VanderWeele, 2015, pp.46-47).

17) 물론 상호작용 항을 추가하는 것 자체는 추가 변수가 포함되므로 자유도가 감소하여 검정력을 감소시키지만 노출과 매개 변수 간의 상호작용을 포함하면 natural indirect effect의 크기가 증가하여 매개 효과를 감지하는 검정력이 증가하는 경우가 있는 것으로 확인되었다(VanderWeele, 2015, p.46)

2.3.4. Four-way decomposition

Four-way decomposition은 노출과 매개 변수 간에 상호작용이 있을 때 노출의 총 효과를 네 가지 구성 요소로 분해하여 살펴보는 인과 매개 분석의 한 방법으로 매개를 평가하는 방법과 상호작용에 효과를 부여하는 방법을 통합하는 방법에 해당한다. 본 분석 방법은 총 효과를 다음의 네 가지 구성 요소로 분해한다¹⁸⁾

- (1) 매개 변수가 없을 때 노출의 효과
- (2) 매개 변수가 노출이 없을 때의 상태로 남아 있을 때의 상호작용 효과
- (3) 매개된 상호작용
- (4) 순수 매개 효과

첫 번째 요소는 매개도 상호작용도 아닌 효과, 두 번째 요소는 상호작용만으로 인한 효과, 세 번째 요소는 매개와 상호작용 모두로 인한 효과, 네 번째 요소는 매개만으로 인한 효과를 나타낸다(VanderWeele, 2015, p.371).

이를 반사실적 표기법의 수식으로 표현하여 설명하기 위해 앞서 언급한 상황과 마찬가지로 관심 노출 A , 결과 Y , 잠재적 매개 변수 M , 기준(baseline) 공변량 집합 C 가 있는 상황을 고려해보자. 간단한 상황 가정을 위하여 이진(binary) 노출 변수와 이진 매개 변수가 있는 상황을 가정한다. 그러면 노출의 두 수준인 a 와 a^* 를 비교한다고 했을 때 $a=1$ 과 $a^*=0$ 이 된다. 사용할 반사실적 표기는 $Y_a, M_a, Y_{am}, Y_{aM_a^*}$ 로 각각 살펴보면 다음과 같다. Y_a 와 M_a 는 각각 노출 A 를 수준 a 로 설정하였을 때의 결과와 매개 변수에 대한 반사실적 값을 표현한다. 그러면 노출 A 의 결과 Y 에 대한 총 효과는 $Y_1 - Y_0$ 으로 정의되며, 매개 변수 M 에 대한 A

18) 엄격하게는 아래에 기술한 요소들은 매개 변수를 매개체가 없는 경우(즉, 이진 변수 형태의 매개 변수 $M=0$ 일 때)로 고정하였을 때에 해당한다.

의 영향은 $M_1 - M_0$ 로 정의된다. Y_{am} 는 노출 A 가 수준 a 로, 매개 변수 M 이 m 으로 설정되었을 때 관찰되었을 결과의 값을 나타낸다. 매개 변수가 m 으로 고정된 상황에서 노출이 $A=1$ 일 때와 $A=0$ 일 때를 비교하는 controlled direct effect의 경우 $Y_{1m} - Y_{0m}$ 으로 표현될 수 있다. $Y_{aM_a^*}$ 는 노출 A 를 수준 a 에, 매개 변수 M 을 A 가 a^* 였을 경우 가졌을 수준인 M_{a^*} 에 고정하였을 때 발생하였을 결과를 나타낸다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, pp.56-58). 여기서 두 가지 가정을 할 수 있는데, 하나는 $A=a$ 일 때 반사실 결과인 Y_a 와 M_a 는 각각 관찰된 결과 Y 및 M 과 같다는 consistency 가정이고, 다른 하나는 $Y_a = Y_{aM_a}$ 으로 표현되는 composition 가정이다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, pp.461-462).

앞서 사용한 표기법을 사용하여 총 효과는 다음과 같이 분해하여 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Y_1 - Y_0 &= (Y_{10} - Y_{00}) + (Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})(M_0) \\
 &\quad + (Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})(M_1 - M_0) \quad (\text{수식 6}) \\
 &\quad + (Y_{01} - Y_{00})(M_1 - M_0)
 \end{aligned}$$

우변의 각 요소는 앞서 언급하였던 네 요소에 해당한다. 위 식에서 첫 번째 구성 요소인 $(Y_{10} - Y_{00})$ 은 매개 변수를 $M=0$ 로 고정하였을 때(즉, 매개 변수를 제거했을 때) 노출 A 의 직접 효과로 앞서 정의한 것과 같은 controlled direct effect (CDE)에 해당한다. 두 번째 구성 요소인 $(Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})(M_0)$ 를 reference interaction (INT_{ref})이라고 하는데, 앞부분의 $(Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})$ 은 덧셈 상호작용(additive interaction)을 의미하며, 노출과 매개체가 모두 존재할 때 결과에 미치는 영향이 노출만 존재할 때의 영향과 매개체만 존재할 때의 영향의 합과 다를 경우 0이 아닌 값을 갖는다¹⁹⁾. 두 번째 구성 요소는 이러한 덧셈

19) 본 항을 다시 쓰면 $(Y_{11} - Y_{00}) - \{(Y_{10} - Y_{00}) + (Y_{01} - Y_{00})\}$ 으로 쓸 수 있다. 첫 번째

상호작용에 M_0 가 곱해지므로 노출이 없을 때 매개체가 존재하는 경우 (즉, $M_0=1$)일 때만 작동하는 덧셈 상호작용에 해당한다. 세 번째 구성 요소인 $(Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})(M_1 - M_0)$ 은 앞부분은 두 번째 구성 요소와 같이 덧셈 상호작용인 $(Y_{11} - Y_{10} - Y_{01} + Y_{00})$ 이지만 뒷부분에 $(M_1 - M_0)$ 가 곱해진다는 차이가 있다. 즉, 본 요소는 노출이 매개 변수에 영향을 미쳐 $M_1 - M_0 \neq 0$ 이 아닌 경우에만 작동하는 덧셈 상호작용이다. 본 요소는 mediated interaction (INT_{med})이라고 한다. 마지막 요소인 $(Y_{01} - Y_{00})(M_1 - M_0)$ 는 노출이 없을 때 매개 변수의 효과인 $(Y_{01} - Y_{00})$ 에 노출이 매개 변수에 미치는 영향인 $(M_1 - M_0)$ 를 곱한 값이다. 본 요소는 노출이 없을 때 매개 변수가 결과에 영향을 미치고 노출이 매개 변수에 영향을 미치는 경우에만 0이 아니다. 본 요소는 mediated main effect라고도 하고 pure indirect effect (PIE)라고도 한다. 따라서 총 효과(TE)에 대한 분해는 다음과 같이 다시 표현할 수도 있다.

$$TE = CDE + INT_{ref} + INT_{med} + PIE \quad (\text{수식 7})$$

이러한 분해는 노출이 특정 개인의 결과에 영향을 미치는 경우 적어도 네 가지 요소 중 하나에는 해당이 되어야 한다는 의미를 내포하고 있다. 일반적으로 특정 개인에 대해 구성 요소 각각을 모두 관찰할 수 없지만 앞서 언급하였던 네 가지 가정하에서 $p_{am} = E(Y|A=a, M=m)$, $p_a = E(Y|A=a)$ 라고 한다면 다음과 같은 경험식으로 분해를 할 수 있고, 각 요소는 네 가지 구성 요소 각각의 평균값(순서대로 $E[CDE]$, $E[INT_{ref}]$, $E[INT_{med}]$, $E[PIE]$)에 해당한다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, pp.372-374).

부분인 $(Y_{11} - Y_{00})$ 은 노출과 매개체가 모두 존재할 때와 존재하지 않을 때를 비교하여 노출과 매개체가 모두 존재할 때의 효과를 해석하는 것이고, $(Y_{10} - Y_{00})$ 및 $(Y_{01} - Y_{00})$ 은 각각 노출 단독의 효과와 매개 변수 단독의 효과이다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, p.250)

$$\begin{aligned}
p_{a=1} - p_{a=0} &= (p_{10} - p_{00}) + (p_{11} - p_{10} - p_{01} + p_{00})P(M=1|A=0) \\
&\quad + (p_{11} - p_{10} - p_{01} + p_{00})\{P(M=1|A=1) - P(M=1|A=0)\} \\
&\quad + (p_{01} - p_{00})\{P(M=1|A=1) - P(M=1|A=0)\}
\end{aligned}
\tag{수식 8}$$

위의 분해식 자체는 교란에 대한 어떠한 가정 없이도 유지가 되지만 각 구성 요소를 인과적으로 해석하려면 교란에 대한 가정이 필요하다. 앞서 언급한 네 가지 가정 하에서 구성 요소 각각은 모집단 평균 인과 효과로 해석할 수 있다. 또한 앞서 언급한 것처럼 controlled direct effect는 두 가지 가정만 필요로 하는데, 총 효과와 controlled direct effect를 식별할 수 있으면 나머지 세 구성 요소의 합도 얻을 수 있다 (VanderWeele, 2015, p.377).

모집단에 대한 평균 총 효과를 $E[TE]$ 라고 하면, 총 효과 중 네 가지 구성 요소 각각에 의한 비율은 $\frac{E[CDE]}{E[TE]}$, $\frac{E[INT_{ref}]}{E[TE]}$, $\frac{E[INT_{med}]}{E[TE]}$, $\frac{E[PIE]}{E[TE]}$ 로 나타낼 수 있다. 또한 매개로 인한 전체 비율(proportion mediated)은 mediated interaction과 pure indirect effect로 인한 비율을 합산하여 구할 수 있고, 마찬가지로 상호작용으로 인한 전체 비율(proportion attributable to interaction)은 reference interaction과 mediated interaction의 합으로 구할 수 있다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, p.374).

$$\text{proportion mediated} = \frac{E[INT_{med}] + E[PIE]}{E[TE]} \tag{수식 9}$$

$$\text{proportion attributable to interaction} = \frac{E[INT_{ref}] + E[INT_{med}]}{E[TE]} \tag{수식 10}$$

마찬가지로 앞에서 언급하였던 proportion eliminated는 총 효과에서 controlled direct effect로 인한 비율을 빼는 형태로 계산할 수 있다.

$$\text{proportion eliminated} = \frac{E[TE] - E[CDE]}{E[TE]} \tag{수식 11}$$

수식을 살펴보면, proportion eliminated는 분자에 reference interaction을 포함하며, proportion mediated는 분자에 reference interaction을 포함하지 않는다(VanderWeele, 2015, p.385). 이러한 비율 측정은 총 효과가 0에 가까우면 매우 가변적이므로 문제가 있을 수 있다(VanderWeele, 2014).

네 구성 요소는 앞서 언급한 것 외에도 여러 조합으로 다른 측정치를 나타내는 식으로 two-way 또는 three-way decomposition을 가능하게 하는데, four-way decomposition은 본질적으로 모든 것을 포괄하기 때문에 가장 큰 통찰을 제공하는 방법론이라고 할 수 있다(VanderWeele, 2014; VanderWeele, 2015, p.385).

가장 단순한 형태(매개 변수를 매개체가 없는 상황에 고정한 경우)를 기준으로 각 요소들에 대해 표로 설명을 정리하면 다음과 같다.

표 2. Four-way decomposition의 주요 구성 요소

요소	해석	정의
Total effect	전체적인 효과	노출의 총 효과 ($Total\ effect = CDE + INT_{ref} + INT_{med} + PIE$)
Controlled direct effect (CDE)	매개도 상호작용도 아닌 것으로 인한 효과	고정된 매개 변수 수준에서 노출의 효과
Reference interaction (INT_{ref})	상호 작용만 으로 인한 효과	노출이 없을 때 매개 변수가 있는 경우* 작동하는 덧셈 상호작용(노출과 매개변수를 모두 존재하도록 설정하였을 때 결과에 미치는 영향과 노출만 존재할 때의 영향과 매개변수만 존재할 때의 영향의 합의 차를 통해 산출)
Mediated interaction (INT_{med})	매개와 상호작용으로 인한 효과	노출이 매개 변수에 영향을 미치는 경우에만 작동하는 덧셈 상호작용
Pure indirect effect (PIE)	매개만으로 인한 효과	노출이 없을 때 매개 변수의 효과와 노출이 매개변수에 미치는 효과의 곱으로 매개 변수가 노출이 없을 때 결과에 영향을 미치고 노출이 매개 변수에 영향을 미칠 때 0이 아닌 값을 가짐

주: *매개 변수가 이진 변수일 때, 매개 변수가 없는 경우로 고정된 경우에 국한된 설명

제 3 장 연구 방법

3.1. 연구 구성 및 개념적 틀

본 연구의 구성을 연구의 개념적 틀을 통해 나타내면 다음 그림과 같다. 앞서 기술하였던 이론적 틀을 토대로 고용 상태는 물질적 결핍, 근무 환경, 건강 행동 및 심리사회적 요인 등에 영향을 미쳐 결과적으로 건강에 영향을 줄 수 있다고 보았다. 본 연구에서는 여기에 추가적으로 고용 상태가 건강검진 참여에 영향을 주고, 이를 통해 건강 상태에 영향을 줄 수 있다는 점과 고용 상태가 건강에 미치는 영향이 검진 참여에 따라 달라질 수 있다는 점(또는 고용 상태에 따라 검진의 효과가 다를 수 있다는 점)을 반영하였다.

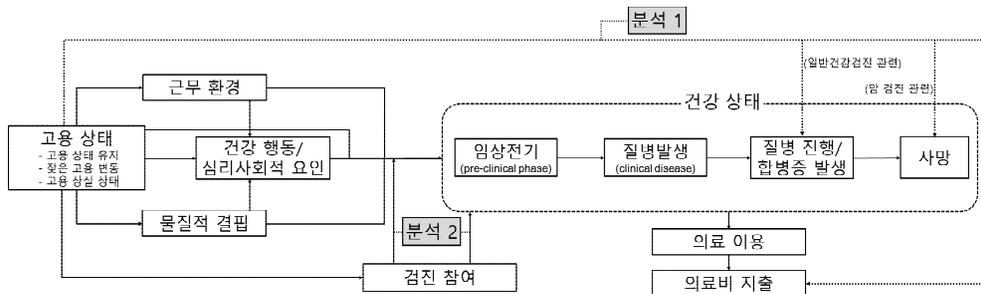


그림 6. 연구의 개념적 틀

개념적 틀의 우측 부분에는 건강 상태를 질병의 진행 단계를 반영하여 나타내었다. 본 연구는 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 건강 상태를 파악하기에 이를 반영하였다. 또한 본 연구의 기저에는 고용 상태에 따라 건강검진 참여가 영향을 받고, 그로 인하여 보다 늦은 단계에 진단이 되어 건강 결과와 의료비 지출이 모두 영향을 받을 수 있을

것이라는 가설이 있는데, 이 부분이 개념적 틀을 통해 어느 정도 드러날 수 있도록 하였다.

연구의 개념적 틀에 간단히 표기하였듯 본 연구의 분석은 크게 두 부분으로 이루어진다. 첫 번째 분석에서는 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향을 각각 분석하였다. 건강 결과의 경우 일반건강검진과 관련하여서는 검진 목표 질환의 합병증 발생을 정의하였고, 암검진과 관련하여서는 암 질환으로 인한 사망 발생을 정의하였다. 의료비 지출에 대한 분석의 경우 앞서 정의한 질환으로 인한 의료이용이 발생한 대상자를 대상으로 고용 상태에 따라 해당 질환으로 인한 의료비 지출에 차이가 있는지를 살펴보았다.

두 번째 분석에서는 앞서 분석한 고용 상태가 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 각 검진 참여의 매개 효과 및 상호작용 효과가 있는지를 분석하였다. 다시 말해 고용 상태가 검진 참여에 영향을 주고, 이로 인하여 건강 결과 또는 의료비 지출이 영향을 받았는지와 그 정도를 분석하고, 또한 검진 참여의 영향이 고용 상태에 따라 차이를 보이는지를 함께 분석하였다. 구체적인 대상 질환과 분석 방법에 대해서는 후술하였다.

3.2. 자료원

본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 국민건강정보자료 (2002~2022; 연구관리번호: NHIS-2024-1-415)²⁰를 자료원으로 사용하였다. 우리나라는 전 국민 건강보장을 달성하고 단일 지불자(single payer) 체계를 갖춘 국가로 국민 대부분(95~97%)이 건강보험 가입자에, 그리고 나머지(3~5%)는 의료급여 수급권자에 해당한다(Kwon, 2009). 또한 요양기관 당연지정제를 시행하고 있어 국내 의료기관 및 약국은 모두 국민건강보험 가입자에게 의료급여를 제공하도록 강제 지정이 되고 있다(보건복지부, 2024a). 따라서 본 자료원을 사용하면 거의 전 국민에 대한 건강보험 자격 변동과 의료이용, 사망 정보 등을 파악할 수 있다. 또한, 국민건강보험공단에서 국가건강검진 사업을 시행하고 있기에 본 자료원을 통해 국가건강검진 사업 참여에 대한 정보 역시 얻을 수 있다(Seong 외, 2016).

구체적으로 사용한 세부 자료는 다음과 같다. 먼저 월별 건강보험 자격 및 보험료 자료를 이용하여 연구대상자의 고용 상태와 연속 고용 기간을 정의하였고, 건강보험료 정보를 소득의 대리 변수(proxy variable)로 활용하였다. 해당 자료로부터 성별, 연령, 장애 정보도 함께 파악하였다. 출생 및 사망 자료로부터 사망 발생 및 일자 정보를 파악하였다. 진료내역 자료로부터 질병의 과거력을 파악하였으며, 연구 대상 질환으로 인한 의료이용 발생과 의료비 지출 정보를 파악하였다. 마지막으로 건강검진 자료(구체적으로는 일반건강검진, 생애전환기 건강진단, 위암 검진 자료)를 이용하여 연도별 각 건강검진 참여 여부를 파악하였다.

20) 세부 자료별로 사용한 자료의 기간에는 차이가 있다. 괄호 안의 기간은 가장 긴 기간인 건강보험 자격 자료의 사용 기간을 기준으로 작성하였다.

3.3. 연구 설계 및 연구 대상

본 연구의 설계는 후향적 코호트 관찰 연구(retrospective cohort observational study) 형태로 이를 그림으로 나타내면 다음과 같다. 코호트 연구는 일반적으로 건강한 대상자를 노출 상태에 따라 정의하고 시간이 지남에 따라 증상, 질병 또는 사망 발생을 확인하는 형태의 연구로 후향적 코호트 연구는 연구를 시작하는 시점에 노출과 결과가 이미 발생한 상태의 연구 설계를 가리킨다(Aschengrau & Seage, 2018, pp.159-160).

본 연구는 2010년을 기본 기준 시점으로 하여 과거의 진료 내역을 바탕으로 질환 과거력을 확인하였고, 이후 검진 목표 질환·합병증·사망이 발생하기 전까지의 고용 변동을 바탕으로 고용 상태를 정의하였다. 후술할 고용 상태에 따라 정의되는 고용 유지군의 경우 2010년부터, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 상태가 된 시점(이하 기준 시점)부터 2022년까지의 기간에 대해 연구 대상 검진 목표 질환의 합병증 또는 사망 발생을 확인하였다. 연구 대상 검진 목표 질환이 발생한 경우, 사망 또는 2022년까지의 의료비 지출을 측정하였다.

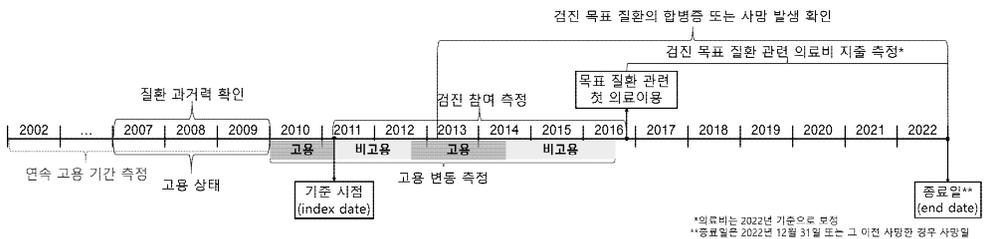


그림 7. 연구 설계

연구대상자는 2010년 기준 과거에 국가건강검진 대상 질환 및 합병증과 암 질환이 없었던 40대(연 나이 기준, 40~49세) 근로자이다. 기준 연

도를 2010년으로 설정한 이유는 기간제근로자의 사용 기간이 2년으로 제한되는 “기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률(약칭: 기간제법)”이 2007년 7월 1일부터 시행되었고, 해당 법이 시행일 이후 근로계약이 체결·갱신·연장된 경우부터 적용된 점(고용노동부, 2021; 노동부, 2009)을 고려하여서이다. 구체적으로 해당 법을 근거로 잦은 고용 변동 변수를 정의하기 위함이 주요한 이유이고, 해당 법에 임시 근로자에 대한 차별 금지도 포함되어 있기에 이로 인한 근무 환경 변화도 함께 고려하였다. 대상자 연령의 경우, 2018년까지 일반건강검진이 직장피부양자 및 지역세대원에 대해서는 만 40세 이상²¹⁾을 대상으로 하였던 점(보건복지부 보도참고자료, 2018.12.19.)을 고려하였고, 기간제 근로자의 사용기간 제한을 적용받지 않는 연령이 55세 이상인 점(고용노동부, 2021)과 은퇴 연령을 함께 고려하여 설정하였다.

연구대상자는 세부적으로 다음과 같은 기준을 적용하여 제한하였다. 먼저 2010년 1월 기준 40대 근로자를 직장가입자로 정의할 때 소속 사업장 분류가 “군인”만 존재하는 경우는 포함하지 않았다²²⁾. 군인의 경우 건강검진 관리 방식에 차이가 있고(문희진 외, 2021), 고용과 건강 간의 관계도 다른 근로자와 비교하기에 적절하지 않다고 판단하였다²³⁾. 이렇게 정의한 40대 근로자를 대상으로 적용한 연구대상자 제외 조건은 다음과 같다. 첫째, 행정자료의 특성상 자발적 고용 상실 여부를 파악할 수 없는 점과 보다 노동시장에 결속된(attached to labor market) 근로자를 포착하기 위하여(권정현, 2018; Sullivan & von Wachter, 2009) 이전 3

21) 구체적으로 만 40세의 경우 일반건강검진이 아닌 생애전환기 건강진단을 받는 특정 연령에 해당하고, ‘만 40세’라고 언급하고 있으나 실질적으로는 만 40세가 도달하는 해에 해당 검진을 받을 수 있기에(보건복지부, 2014) 이 점 고려하여 연 나이 기준 40세 이상부터 대상자에 포함하였다.

22) 자료상 소속 사업장이 2개 이상인 경우도 확인이 되는데, 이와 같은 정의에서 소속 사업장 분류가 “군인”인 경우 외 다른 분류의 사업장도 동시에 존재하는 근로자의 경우는 대상자에 포함이 되도록 하였다. 다만, 이후 통계 변수 구축 과정에서 주 사업장이 “군인”에 해당하는 경우는 최종 대상자에서 제외하였다.

23) 반면 소속 사업장이 “공무원” 또는 “사립학교”인 경우는 대상자에 포함하였다.

년간 고용 상태에 있었던 근로자로 대상자를 제한하였다. 월 기준 건강보험 자격 자료를 사용하였기에 구체적으로는 2007년 2월부터 2010년 1월까지 직장가입자 상태(임의계속가입자 제외)를 유지한 경우로 제한하였다²⁴). 이때 3년이라는 기준은 선행연구 및 자료상 나타나는 대상 근로자의 고용 연속 기간 분포를 함께 고려하여 설정하였다²⁵). 둘째, 건강한 근로자 효과와 같은 역인과관계의 가능성을 제외하기 위하여 이전 3년(2007~2009년)간 국가건강검진 목표 질환 및 합병증이 없는 성인으로 대상자를 제한하였고, 국가 암검진 대상 질환이 아니더라도 암 질환의 경우 이후 고용 상태 및 검진 참여에 영향을 줄 수 있기에 암 질환이 있었던 경우도 추가적으로 제외하였다. 질환의 과거력 정의에 사용한 세부 질환 및 한국표준질병·사인분류(Korean standard classification of diseases, 이하 KCD) 코드는 다음의 <표 3>과 같으며, 국가건강검진 사업과 관련한 선행연구(조민우 외, 2020)를 참고하여 정의하였다. 이전 3년간 해당 질환을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 진료가 1회 이상인 경우 연구 대상 질환과 관련한 과거력이 있는 것으로 정의하였다²⁶). 후

24) 사업장 ID가 변경되지 않은 경우로 보다 엄격하게 제한하는 안도 고려하였으나 행정자료 특성상 사업장 ID의 단순 변동, 기업 분할, 합병 등의 이유로 근로자가 이직을 하지 않았으나 사업장 ID가 변경되는 경우가 있을 수 있고(Benedetto 외, 2007), 실제 이직을 하였더라도 고용 상실된 기간 없이(월 단위 자료를 사용하였으므로 엄격하게는 1개월 미만으로) 이직을 한 근로자 역시 노동시장에 계속된 근로자로 볼 수 있다고 판단하여 고용 상태(직장가입자 상태) 유지만을 기준으로 이전 고용 지속 기간을 정의하였다.

25) 2010년 1월 기준 소속 사업장이 ‘군인’ 또는 결측만 있는 경우를 제외한 40대 직장가입자 중 3년 이상 고용 상태였던 경우는 66.0%였다.

26) 이와 같이 정의할 경우, 청구자료의 특성상 실제 질환이 없었으나 해당 질환이 의심되어 1회만 진료를 본 경우도 질환 과거력이 있는 것으로 정의되어 제외될 수 있다. 이에 해당 질환을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 진료가 2회 이상이거나 2일 이상 입원이 1회 이상인 경우만 질환 과거력이 있는 경우로 정의하는 안과 고민을 하였다. 1회만 진료를 본 경우 중 일부에는 질환이 있는 것으로 진단되었으나 치료를 이어나가지 않은 경우도 있을 수 있다는 점과 과거력 측정 기간을 3년으로 제한한 점을 함께 고려하여 1회 이상인 경우를 기준으로 질환 과거력을 정의하였다. 한편, 과거력 측정 기간의 경우, 완치나 과거 수치 이상이 있었으나 개선되어 더 이상 진료가 필요하지 않은 경우 등이 있을 수 있는 점 고려하였을 때, 한 시점으로부터 과거 3년 내 대상 질환으로 인한 진료가 없었다면 그 시점에는 해당 질환의 영향이 크게 없을 것으로 볼 수 있다고 보고 3년으로 제한하여 정의하였다.

술할 고용 상태에 따라 정의되는 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 상태가 된 월(기준 시점)부터 고용 상태의 영향을 측정하는 점 고려하여 2010년부터 기준 시점 사이의 기간에 대해 질환과 관련한 과거력이 정의되는 경우도 추가로 제외하였다. 셋째, 검진 참여의 효과를 관찰할 수 있는 기간을 고려하여 기준 시점으로부터 2년 내 국가건강검진 사업 목표 질환 또는 합병증·사망이 발생한 경우는 연구대상자에서 제외하였다. 넷째, 건강보험 자격 변동을 이용하여 고용 변동을 측정하기에 관찰기간 내 의료급여 수급권자였던 시기가 있는 경우와 자격 정보 누락이 있는 경우는 연구대상자에서 제외하였다. 그 외 사전에 설정한 기준으로 보정을 하였음에도 통제 변수 정보에 누락이 있거나 주 사업장이 “군인”인 경우도 제외하였다. 마지막으로 후술할 고용 상태 변수 정의상 분류되지 않는 경우는 제외하였다.

위와 같이 정의한 대상자에 대해 기본 분석을 진행하였고, 이전 3년간 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단을 참여한 경우로 대상자를 제한하여 건강 행태를 통제한 추가 분석을 진행하였다. 다시 말해, 추가 분석에서는 위의 대상자에서 기준 시점으로부터 과거 3년 이내 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단을 참여하지 않았던 대상자를 제외하였고, 건강 행태를 측정하는 변수인 흡연 상태와 음주 빈도에 대한 응답이 결측 또는 기간 중 가장 최근 응답 시점에 서로 다른 응답이 두 가지 이상인 경우는 제외하였다. 건강 행태를 통제한 분석을 추가 분석의 형태로 진행한 이유는 후술할 고용 상태별로 과거 3년간의 건강검진 참여 비율에 차이가 있어 처음부터 이들을 제외할 경우 그로 인한 선택 편향(selection bias)이 우려되었기 때문이다²⁷⁾. 반면, 건강 행태는 검진 참여 및 건강

27) 표본 선택 편향은 표본을 선택하는 과정이 자료의 가용성에 영향을 미치고, 해당 과정이 종속 변수와 관련되어 있을 때 발생한다. 본 연구에서 기준 시점 이후의 고용 상태에 따라 기준 시점 이전의 건강검진 참여에 차이가 있다는 것은 과거 고용이 유지된 기간의 직장 특성에 체계적인 차이가 있을 수 있음을 내포한다고 보았다. 따라서 과거 검진을 참여한 대상자로 대상자를 제한할 경우, 과거의 고용 조건이 보다 나은 대상자로 대상자를 제한하는 효과를 유발할 수도 있다고 보았다.

결과에 영향을 줄 수 있고, 고용 상태에도 영향을 줄 수 있는 중요한 요인으로 이를 모형에 포함하지 않을 경우 누락 변수 편향(omitted variable bias)이 발생할 수 있다. 이와 같은 상황을 고려하여, 기본 분석과 추가 분석으로 연구대상자를 구분하여 진행하였다.

표 3. 질환 과거력 정의에 포함된 질환명 및 KCD 코드

구분	질환명	KCD 코드
일반건강 검진	고혈압	I10-I15
	당뇨	E10-E14
	이상지질혈증	E78
	목표 질환 간질환	K70-K77
	신장질환	N18
	빈혈	D50-D53, D55-D77, D80-D86, D89
	폐결핵	A15, A16, A19
	심혈관 질환	I20-I25, I60-I69
	심부전	I50
	죽상경화증	I70
목표 질환 의 합병증	대동맥동맥류 및 박리	I71
고혈압성 망막병증	H35.02	
당뇨병성 망막병증	H36.0	
신경계통, 기타 기관의 결핵	A17, A18	
상세불명의 심부전	N19	
암검진	위암	C15, C16
	간암	C22
	검진 대상 대장암	C18-C21
	유방암	C50
	자궁경부암	C53
	폐암	C33, C34
암 질환	C00-C97	

주: 1) 신장질환은 고혈압·당뇨·간질환의 합병증, 고혈압 및 당뇨는 신장질환의 합병증, 간암은 간질환의 합병증, 폐결핵은 간질환의 합병증에도 해당되나 목표 질환을 우선하여 구분 표기함

2) 위암 검진 대상 질환에는 식도의 악성신생물(C15)이 포함됨

3.4. 변수의 조작적 정의

3.4.1. 고용 상태

고용 상태 변수는 2010년부터 국가건강검진 목표 질환·합병증·사망이 발생한 경우는 그중 가장 빠른 일자 기준으로 그 전 월까지, 해당 질환 또는 사망 발생이 없었던 경우는 2022년 12월 31일까지(이하 ‘고용 변동 측정 기간’)의 고용 변동 양상을 토대로 정의하였다. 고용 상태는 ‘고용 유지’, ‘고용 상실’, ‘잡은 고용 변동’ 상태로 분류하였으며, 각각에 대한 정의는 다음과 같다. 고용 유지군은 고용 변동 측정 기간 동안 직장가입자 상태를 유지한 군으로 정의하였다. 이때 임의계속가입자에 해당하는 직장가입자는 고용 상태로 정의하지 않았다²⁸⁾. 고용 상실군은 2010년부터 2013년까지의 기간에 고용 상실 후 고용 변동 측정 기간 동안 고용 상실 상태를 유지한 군으로 정의하였다. 2010년부터 2013년까지의 기간은 고용 상실군을 어느 정도 정의할 수 있는 기간과 이후 추적 관찰 기간(최소 9년)을 함께 고려하여 설정하였다. 건강보험 자격 상 기준 월에는 직장가입자였으나 그다음 월에 지역세대주·지역세대원·직장 피부양자가 되거나 임의계속가입자가 된 경우 고용을 상실한 것으로 정의하였다. 잡은 고용 변동군은 2010년부터 2013년까지의 기간에 고용 상실 후 재취업을 하였다가 2년 내 고용을 상실한 이력이 1회 이상인 군으로 정의하였다. 이는 다시 말해 2010년부터 2013년까지의 기간에 고용 상실한 뒤 고용 지속 기간이 2년 이내인 고용 이력들만 있는 경우를 의미한다. 여기서 2년의 기준은 앞서 언급하였던 기간제법(고용노동부, 2021)에 근거하였다.

28) 국민건강보험은 실업자에 대해 최대 3년까지 직장가입자 자격을 유지할 수 있는 “임의계속가입 제도”를 운영하고 있다(보건복지부, 2024a). 이에 직장가입자 중 임의계속가입자는 실질적으로는 고용 유지 상태로 볼 수 없으므로 이를 구분하여 정의하였다.

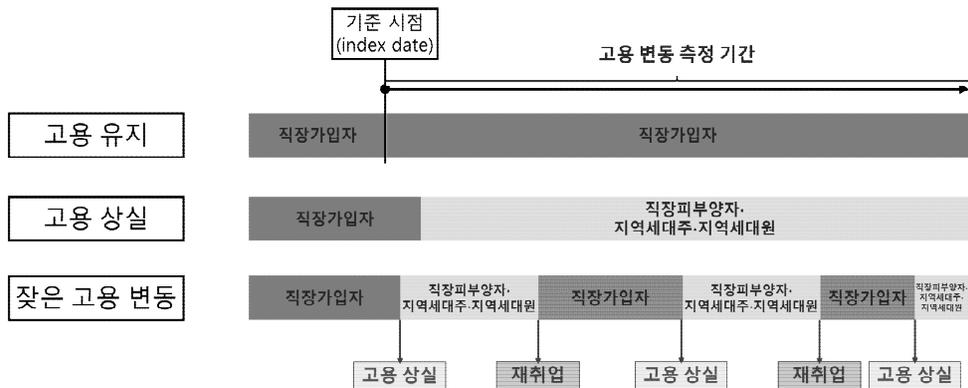


그림 8. 고용 상태 변수의 측정

3.4.2. 건강 결과

건강 결과는 2022년까지 일반건강검진이 목표로 하는 질환의 합병증 발생과 암검진이 목표로 하는 암 질환으로 인한 사망에 대해 정의하였다. 구체적으로는 국가건강검진 사업 목표 질환과 관련된 질환 중 고용 상태에 따른 스트레스, 건강 행동 등의 영향을 받을 수 있는 질환이면서 목표 질환과 합병증의 구분이 가능한 질환을 중심으로 정의하고자 하였다. 일반건강검진이 목표로 하는 질환의 합병증으로는 목표 질환인 고혈압·당뇨·이상지질혈증의 공통된 합병증인 심혈관 질환(KCD 코드: I20-I25, I60-I69)²⁹⁾을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 입원 발생을 정의하였다.

암검진이 목표로 하는 사망의 경우 위암으로 인한 사망 발생으로 정의하였다. 암검진 중 위암 검진만을 대상으로 한 것은 검진 대상 연령과

29) 심혈관 질환의 정의는 연구에 따라 상이하며 본 연구에서 정의한 KCD 코드의 경우 ‘허혈성 심장질환(I20-I25) 또는 뇌혈관질환(I60-I69)’과 같이 표기하는 것이 더 적절할 수도 있겠으나 해당 상병이 심혈관 질환의 가장 흔한 형태로(Luengo-Fernandez 외, 2024) 심혈관 질환을 해당 상병으로 정의한 선행연구가 존재하는 점(Kim 외, 2023; Yun 외, 2021)과 기술의 편의를 고려하여 본 연구에서는 허혈성 심장질환(I20-I25) 또는 뇌혈관질환(I60-I69)을 모두 포괄하여 ‘심혈관 질환’으로 표현하였다.

성별을 고려하였을 때 연구대상자 모두가 대상이 되는 암 검진이 되기 때문이다³⁰⁾. 본 연구에서 사용한 자료원은 사망원인에 대한 정보를 연결할 수가 없어 사망 전 1년 내 식도의 악성신생물(C15) 또는 위의 악성신생물(C16)을 주상병 또는 제1부상병으로 하는 진료가 있었던 경우를 위암으로 인한 사망 발생으로 정의하였다. 임상 관점에서 위암은 주로 KCD 코드 기준 C16에 국한하여 정의되나(Jun 외, 2017; Suh 외, 2020) “암검진 실시기준”(보건복지부 고시 제2020-319호)에서 위암 검진에 대해 암 발생 확인 상병코드로 C15(식도의 악성신생물)와 C16을 함께 제시하고 있고(보건복지부, 2024b), 국가건강검진 관련 선행연구에서도 위암을 C15와 C16으로 정의한 점(조민우 외, 2020) 고려하여 본 연구에서도 위암을 C15 또는 C16으로 정의하였다.

3.4.3. 의료비

의료비 변수의 경우 검진의 목표 질환을 함께 고려하여 정의하였다. 앞서 정의한 심혈관 질환과 관련하여서는 이와 관련한 검진 목표 질환인 고혈압, 당뇨, 이상지질혈증과 이들의 합병증에 해당하는 심혈관 질환의 의료비를 포함하여 심혈관 질환 관련 의료비를 정의하였으며, 심혈관 질환에만 국한한 심혈관 질환으로 인한 의료비도 별도로 산정하였다. 위암의 경우 위암으로 인한 의료비를 산정하였다. 각 질환이 신규 발생한 이후 사망일 또는 2022년 12월 31일까지(이하 의료비 측정 기간) 해당 질환을 주상병 또는 제1부상병으로 하는 진료의 의료비를 측정하였다. 이때 의료비의 기준은 국민건강보험공단이 부담하는 급여비용과 환자의 법정본인부담금을 합한 총액이다. 장기간(최대 2012년부터 2022년까지)에

30) 현재 국가 암검진에는 6종의 암검진이 포함되어 있으며(폐암 검진의 경우 2019년 7월 도입), 위암 검진은 만 40세 이상, 대장암 검진은 만 50세 이상, 간암 검진은 만 40세 이상 중 간암 발생 고위험군, 유방암 검진은 만 40세 이상 여성, 자궁경부암 검진은 만 20세 이상 여성, 폐암 검진은 만 54세 이상 74세 이하 중 폐암 발생 고위험군을 대상으로 한다(보건복지부, 2023b).

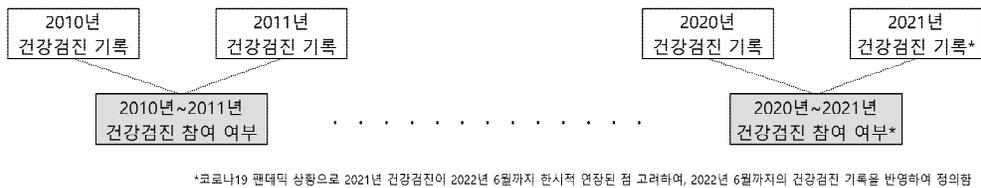
결쳐 의료비를 측정하는 점 고려하여, 보건부문 소비자물가지수를 사용하여 2022년 기준으로 각 연도별 의료비를 보정하였다. 어떤 기준으로 의료비를 보정할 것인가에 대해서는 고민이 필요하였다. 이에 대한 문헌 고찰, 판단의 근거와 본 연구에서 보정에 사용한 보건부문 소비자물가지수는 부록에 제시하였다. 또한, 의료비 보정의 기준이 결과에 미치는 영향을 확인하기 위하여 의료비를 1인당 진료비 증가율로 보정한 경우에 대해 민감도 분석을 진행하였다. 각 대상자별로 의료비 측정 기간이 상이함을 고려하여 의료비는 연간 단위로 산출하였다. 다만 의료비 측정 기간이 1년 미만인 경우, 이를 1년으로 환산하면 과대추계의 우려가 있어 1년 미만인 경우는 해당 비용을 그대로 연간 비용으로 정의하였다.

3.4.4. 검진 참여

검진 참여 변수의 정의는 검진 참여 양상 및 효과에 대한 기초 분석과 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과에 대한 four-way decomposition 분석 간에 차이가 있다. 이를 순서대로 설명하면 다음과 같다.

기초 분석에서는 건강보험 가입자를 대상으로 2년에 1회(비사무직의 경우 1년에 1회) 주기로 일반건강검진이 시행되고 있는 점과 위암 검진 역시 2년 간격으로 시행되고 있는 점 고려하여, 검진 참여 측정 기간을 2년 단위로 나누어 2년 내 일반건강검진 또는 위암 검진을 1회 이상 참여한 경우 각 검진에 대해 해당 기간 내 참여한 것으로 정의하였다. 검진 참여 측정 기간은 고용 유지군의 경우 2010년 1월부터, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군은 관찰 기간 내 첫 고용 상실이 있었던 월을 기준으로 해당 월이 1월인 경우는 해당 연도부터, 2월인 경우는 그다음 연도부터로 설정하였다. 앞서 정의한 검진 참여 측정 시작 시점으로부터 국가건강검진 목표 질환·합병증·사망이 발생한 경우는 그중 가장 빠른 일자까지 그렇지 않은 경우는 2022년까지(이하 측정 종료일)의 기간을 2

년 간격으로 기간을 나누어 각 기간별 검진 참여 여부를 정의하였다. 이와 같이 정의 시 관찰 연도가 2개 연도가 되지 않는 경우에는 고용 상실 월 다음 달부터 측정 종료일까지의 기간에 대해 검진 참여 여부를 정의하였다. 검진 참여 측정 기간 중 2020년과 2021년의 경우 코로나19 팬데믹 상황으로 각각 2021년 6월과 2022년 6월까지로 검진 수검 기간이 한시적 연장이 되었던 점을 반영하여 검진 참여 여부를 정의하였다. 구체적으로 짝수년생 출생자가 2020년에 검진 참여 이력이 없고 2021년 6월까지의 기간 내 검진을 참여한 경우 2020년에 검진 참여한 것으로, 마찬가지로 홀수년생 출생자가 2021년에 검진 참여 이력이 없고 2022년 6월까지의 기간 내 검진을 참여한 경우 2021년에 검진 참여한 것으로 간주하였다.



*코로나19 팬데믹 상황으로 2021년 건강검진이 2022년 6월까지 한시적 연장된 점 고려하여, 2022년 6월까지의 건강검진 기록을 반영하여 정의함

그림 9. 검진 참여의 측정

위와 같이 구축한 검진 참여 정보를 바탕으로 각 연구 대상자별 검진 참여 측정 기간에 대해 검진 참여 1회 이상과 미만, 50% 이상과 미만³¹⁾, 60% 이상과 미만, 80% 이상과 미만, 100% 이상과 미만으로 구분한 이진형 변수를 각각 구축하여 검진 참여의 효과에 대한 기초 분석을 먼저 수행하였다.

다만, 검진 참여의 효과를 평가한 선행연구(Jun 외, 2017)에서 변수를 구축한 방식과 연구대상자 간 검진 참여 측정 기간이 상이한 점, 연구대

31) 예를들어 검진 참여 측정 기간이 횡수 기준으로 4회인 경우 그 중 2회 이상 검진 참여를 하였으면 50% 이상으로, 그렇지 않은 경우는 50% 미만으로 정의되었으며 검진 참여 측정 기간이 5회인 경우는 그 중 3회 이상 검진 참여를 하였으면 50% 이상으로 정의되었다.

상자의 검진 참여 분포 및 검진 참여의 효과에 대한 기초 분석 결과를 함께 고려하여 four-way decomposition 분석은 검진 참여 측정 기간 내 검진 참여 여부(즉, 1회 이상과 0회)로 구분한 변수를 기반으로 하였다³²⁾.

3.4.5. 통제 변수

통제 변수는 선행연구 및 본 연구의 자료원에서 활용 가능한 변수를 고려하여 선정하였다. 고용 유지군의 경우 2010년 1월을, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 시점을 기준 시점으로 하여 그때부터 고용 상태의 건강 영향 등을 분석하는 점 고려하여 변수의 측정 시점을 설정하였다.

인구사회학적 특성으로 연령, 장애 유무, 거주 지역을 포함하였다. 이들 변수의 경우, 기준 시점이 해당하는 연도를 기준으로 정의하였다³³⁾. 해당 연도 거주 지역 정보에 누락이 있는 경우 이전 1년까지의 자료를 이용하여 보정하였다. 사회경제적 특성으로 소득수준의 대리 변수라고 볼 수 있는 건강보험료 정보를 활용하여 변수를 구축하였다. 고용 상실군과 잦은 고용 변동군의 경우, 월 단위 자격 변동 자료에 기반하여 기준 시점(월)부터 고용 상실 상태로 정의가 된 것이지만 실제 고용 상실 시점(일)은 기준 시점 이전 달의 어느 일자에 해당할 것임을 고려하여 기준 시점의 전전달의 건강보험료 분위를 기준으로 하였고, 고용 유지군의 경우 2009년 12월 기준의 건강보험료 분위를 기준으로 하였다. 측정 시점에 소속 사업장이 2개 이상인 경우, 건강보험료 분위는 그 중 최대

32) 본 분석에 사용한 검진 참여 여부 변수의 측정에 있어서는 검진 참여 측정 기간을 2년 단위로 구분하지 않고, 기준 시점부터 각 연구 대상자의 측정 종료일까지의 기간 내 검진 참여 여부를 기반으로 정의하였다. 따라서 기초 분석에서 정의한 검진 참여 1회 이상과 미만 변수와는 조금 차이가 있다.

33) 연도별 자격 정보는 대부분 해당 연도 1월을 기준으로 구축되는 점을 고려하였다.

값을 기준으로 하였다. 측정 시점에 건강보험료 분위 정보에 결측이 있는 경우는 해당 시점으로부터 과거 1년 내의 자료를 이용하여 보정하였다.

고용 특성과 관련하여 2002년부터 기준 시점³⁴⁾까지의 월별 건강보험 자격 정보를 이용하여 연속 고용 기간을 측정하여 변수로 활용하였다. 기본 분석의 경우, 연구대상자의 건강 행태와 관련하여 검진 참여에 대한 태도를 포착하는 변수로 기준 시점 전달부터 과거 3년간(즉, 모든 연구대상자가 고용 상태였던 기간)의 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단(만 40세에 시행) 참여 정보를 바탕으로 과거 검진 참여 여부에 대한 변수를 구축하였다. 과거 3년간 검진 참여 정보가 있는 대상으로 국한한 추가 분석의 경우, 흡연과 음주에 대한 변수를 구축하였다. 구체적으로는 흡연 상태에 대한 응답과 음주 빈도에 대한 응답을 활용하였다. 이는 두 변수가 일반건강검진 문진과 본 연구에서 측정하는 기간의 생애전환기 건강진단 문진 모두에서 측정된 항목이기 때문이다³⁵⁾. 흡연 상태의 경우 문진의 응답 구분을 그대로 활용하였으며³⁶⁾, 음주 빈도의 경우 측정 기간 내 일반건강검진 문진과 생애전환기 건강진단 문진의 응답 구

34) 보다 정확히는 고용 유지군의 경우 2010년 1월까지, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 고용 상실 상태로 확인된 기준 시점의 전달까지 측정하였으나 결과적으로는 같은 기간을 측정하게 되기에(고용 상실군 및 잦은 고용 변동군은 기준 시점에 고용 상실 상태이므로) 편의상 간략히 나타내었다.

35) 생애전환기 건강진단의 경우 2009년부터 일반건강검진과 공통문항들에 대해 통합 시행되었기에 본 연구의 과거 검진 정보 측정 기간에 해당하는 2007, 2008년에 대해서는 일반건강검진 문진과 문항 차이가 존재한다. 일반건강검진에서는 음주, 흡연, 운동, 체중, 음식에 대해 문진상 개선 필요 여부에 대한 정보가 있으나 이들 정보를 활용할 경우 기준 시점이 2010년이면서 2008년에 만 40세로 생애전환기 건강진단 대상이었던 대상자가 체계적으로 제외되는 문제가 있어 건강 행태 변수로 포함하지 않았다. 또한 일반건강검진과 생애전환기 건강진단에서 공통된 가족력 문항(고혈압, 당뇨, 뇌졸중, 심장병)에 대한 활용도 검토하였으나 결측 비율이 높아 포함하지 않았다.

36) 일반건강검진의 경우 흡연에 대해 “(거의)피우지 않는다”, “과거에 피웠으나 지금은 끊었다”, “현재도 피운다”로, 생애전환기 건강진단의 경우 “피운적 없다”, “이전에 피웠으나 끊었다”, “피우고 있다”로 응답 보기에 조금의 차이가 있으나 일반건강검진과 생애전환기 건강진단의 각 응답 보기를 순서대로 같은 상태로 간주하였다.

분37)과 선행 연구의 구분을 함께 고려하여 주 3회 이상과 미만으로 구분하였다. 연구대상자별로 각 변수에 대해 과거 3년간의 기간 중 응답이 있는(즉, 결측이 아닌) 가장 최근의 정보를 기반으로 변수를 구축하였다. 본 연구의 주요 변수를 표로 나타내면 다음과 같다.

표 4. 주요 변수의 조작적 정의와 측정 방법

구분	변수명	조작적 정의와 측정 방법
결과 변수	심혈관 질환 으로 인한 입원 발생	허혈성 심장질환(I20-I25) 또는 뇌혈관질환(I60-I69)을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 입원 진료건이 있는 경 우
	위암으로 인 한 사망 발 생	2022년까지의 사망일자를 갖고, 해당 사망일자 전 1년 내 식도의 악성신생물(C15) 또는 위의 악성신생물(C16) 을 주상병 또는 제1부상병으로 하는 진료가 있었던 경우
	각 질환으로 인한 의료비	위의 각 질환을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 진료건 의 급여비용총액(법정보인부담금+보험자부담금). 보건부 문 소비자 물가지수를 이용하여 2022년 기준으로 보정하 고 연간 의료비 형태로 산출
	심혈관 질환 관련 의료비	고혈압(I10-I15) · 당뇨(E10-E14) · 이상지질혈증(E78) · 허혈성 심장질환(I20-I25) · 뇌혈관질환(I60-I69)을 주상 병 또는 제1부상병으로 갖는 진료건의 급여비용총액(법 정보인부담금+보험자부담금). 보건부문 소비자 물가지수 를 이용하여 2022년 기준으로 보정하고 연간 의료비 형 태로 산출
매개 변수	검진 참여 여부	고용 유지군의 경우 2010년, 고용 상실 또는 잦은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 중 첫 고용 상실 시점(이하 기 준 시점)부터 검진 목표 질환 · 합병증 · 사망 발생 전까 지의 기간에 대해 일반건강검진과 위암 검진 참여를 각 각 측정

37) 일반건강검진에서 2009년 이전에는 음주 빈도에 대해 “(거의) 마시지 않는다”, “월 2~3회 정도 마신다”, “일주일에 1~2회 마신다”, “일주일에 3~4회 마신다”, “거의 매일 마신다”로 구분하여 질문하였다. 생애전환기 건강진단의 경우 주간 음주일수에 대해 질문하였고, 일반건강검진의 경우도 생애전환기 건강진단과 공통문항이 통합된 2009년부터는 주간 음주일수에 대해 질문하고 있다.

구분	변수명	조작적 정의와 측정 방법
설명 변수	고용 상태	- 고용 유지: 2010년부터 검진 목표 질환·합병증·사망 발생 전까지 고용 상태 유지
		- 고용 상실: 2010-2013년에 고용 상실 후 검진 목표 질환·합병증·사망 발생 전까지 고용 상실 상태
		- 잦은 고용 변동: 2010-2013년에 고용 상실 후 검진 목표 질환·합병증·사망 발생 전까지 재취업을 하였다가 2년 내 고용을 상실한 이력이 1회 이상이고, 고용 지속 기간이 2년 이내인 이력만 있는 경우
	성별	남, 여
	연령	기준 시점의 연 나이 기준, 연속변수
	장애 여부	기준 시점을 포함하는 연도의 장애등급 기준 1등급 이상의 장애가 있는 경우 '장애 유', 그렇지 않은 경우 '장애 무'로 정의
	거주 지역	기준 시점을 포함하는 연도의 주소코드를 기준으로 '수도권', '영남권', '호남권', '충청권', '강원·제주'로 분류
	건강보험료 분위	고용 유지군의 경우 2009년 12월, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 기준 시점 전전달의 건강보험료 분위를 5분위로 구분함
통제 변수	연속 고용 기간	기준 시점부터 과거 기간에 대해 연속하여 고용 상태였던 기간을 기준으로 '3년 이상 6년 미만', '6년 이상 8년 미만', '8년 이상'으로 구분함
	과거 3년간 건강검진 참여 여부	기준 시점 전달부터 과거 3년간 일반건강검진 또는 생애 전환기 건강진단 참여 정보를 기준으로 '참여'와 '미참여'로 구분함
	흡연 상태	기준 시점 전달부터 과거 3년간 일반건강검진 또는 생애 전환기 건강진단 문진 응답 중 가장 최근의 정보를 기준으로 '비흡연', '과거 흡연', '현재 흡연'으로 구분함
	음주 빈도	기준 시점 전달부터 과거 3년간 일반건강검진 또는 생애 전환기 건강진단 문진 응답 중 가장 최근의 정보를 기준으로 '주 3회 이상', '주 3회 미만'으로 구분함

주: 과거 3년간 건강검진 참여 여부는 기본 분석에만, 흡연 상태 및 음주 빈도는 추가 분석에만 포함되는 변수임

3.5. 분석 모형

3.5.1. 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향

건강 결과를 결과 변수로 갖는 분석, 즉, 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생과 위암으로 인한 사망 발생에 미친 영향을 각각 분석하기 위해 생존 분석(survival analysis) 모형인 Cox 비례 위험 모형(Cox's proportional hazard model)을 사용하였다. 생존 분석은 결과 변수가 사건(질환, 사망 등)이 발생할 때까지의 시간인 경우에 적용 가능한 분석으로 시간은 대부분 정규분포가 아니라는 점과 중도 절단(censoring)을 고려하는 것을 특징으로 갖는다(Kleinbaum & Klein, 2012, pp.4-6). 중도 절단된 자료는 관찰 기간 종료나 중도 탈락 등의 이유로 해당 대상자를 끝까지 관찰하였을 경우 확인 가능한 사건 발생 여부를 정확히 알 수 없지만, 적어도 중도 절단되기 전까지는 사건이 발생하지 않았다는 정보를 가지고 있다. 본 연구에서는 고용 상태의 누적 효과를 추정하기 위하여 생존 분석 모형을 적용하고자 하였다. 본 연구의 설계상 각 대상자의 관찰 기간이 다르기 때문에 생존 분석 모형의 적용이 필요했다. Cox 비례 위험 모형은 이러한 특성을 갖는 생존 결과 변수에 대해 다른 변수들의 효과를 보정한 뒤 관심 변수의 효과를 파악할 수 있는 대표적인 통계 모형이다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) \quad (\text{수식 12})$$

위의 수식에서 $h_0(t)$ 는 기저 위험 함수(baseline hazard function)로 모든 변수(위 수식에서 x_i)들이 0일 때의 위험 함수에 해당한다. 결과는 각 회귀계수에 지수(exponential)를 취한 위험비(hazard ratio, HR)를 기준으로 해석하며, 특정 변수가 효과가 없는 경우 위험비는 1의 값을 갖는다. Cox 비례 위험 모형은 상대적인 위험비가 시간과 관계없이(즉, 시간이 지나더라도) 일정하다는 비례 위험 가정(proportional hazard

assumption)을 갖는다. 따라서 본 분석을 적용할 경우 이와 같은 가정이 성립하는지 확인해야 한다.

의료비 지출을 결과 변수로 하는 분석의 경우, 본 연구의 대상 질환이 발생한 경우에 한하여 감마 분포와 로그 링크를 갖는 일반화선형모형 (generalized linear model with gamma distribution and log link)을 적용하여 분석하였다. 본 연구는 관련 질환 과거력이 없었던 대상자를 대상으로 심혈관 질환 또는 위암 질환 의료비를 관찰하는 상황이기에 의료비 지출에 대해 분석하는 많은 관찰 연구 상황과 마찬가지로 연구대상자 중 많은 수가 비용이 발생하지 않는다. 이처럼 의료비를 지출하지 않는 비소비자(non-spenders)가 많은 환경과 의료를 이용하게 되는 의사 결정과 그 이후의 의료 사용량에 대한 의사 결정에 차이가 있는 점 등을 고려하여 의료비에 대한 분석에는 의료비 지출 여부에 대한 분석과 의료비 지출이 발생한 경우에 대한 조건부로 의료비 지출에 미치는 영향을 나누어 분석하는 two-part model이 많이 사용된다(Mihaylova 외, 2011). 본 연구에서는 two-part model의 개념을 활용하여 그 중 second part에 초점을 맞춰 본 연구의 대상 질환이 발생한 경우에 한하여 분석하였다. 의료비는 또한 치우친 분포(skewed distribution)를 갖는 점 고려하여 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 분석에는 일반화선형모형을 적용하였다. 일반화선형모형은 보다 적은 가정을 필요로 하며 결과 변수의 원래 척도(scale)를 유지하여 자료에 대한 변환을 필요로 하지 않는 등의 장점을 갖는다(Blough 외, 1999).

3.5.2. 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

고용 상태가 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 효과와 상호작용 효과가 있는지 파악해보기 위하여 인과 매개 분석 방법론 중 하나인 four-way decomposition을 사용하였다.

본 연구에서 살펴보고자 하는 문제를 directed acyclic graph (DAG)로 먼저 나타내보면 다음의 그림과 같다. 고용 상태가 노출에 해당하며 검진 참여(결과 변수에 따라 일반건강검진 또는 위암 검진 참여)를 매개 변수로 보았다. 결과 변수는 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 또는 위암으로 인한 사망 발생으로 정의된 각 건강 결과와 각 질환으로 인한 의료비 지출이다. 노출과 매개 변수, 결과 변수에 모두 영향을 줄 수 있는 교란 변수로 연령, 성별, 장애 여부, 소득 수준을 반영하는 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간, 과거 3년간의 건강검진 참여 여부를 기본 분석에 포함하였다. 추가 분석에서는 과거 3년간의 건강검진 참여 여부 대신 흡연 상태와 음주 빈도에 대한 변수를 포함하였다.

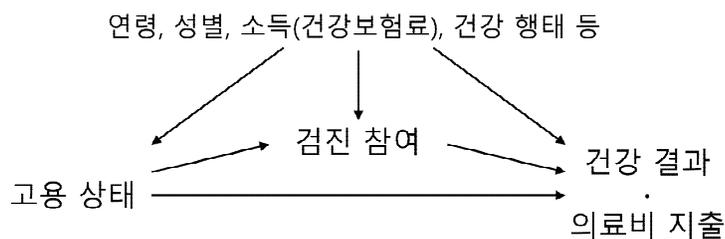


그림 10. 본 연구의 인과 매개 모형

Four-way decomposition 방법을 이용하면 검진 참여의 매개 정도와 상호작용의 정도에 대해 정보를 얻을 수 있다. 구체적인 분석 방법은 다음과 같다. 먼저, 각 분석에는 결과 변수에 대한 모형(outcome model, 이하 결과 모형)과 매개 변수에 대한 모형(mediator model, 이하 매개 모형)이 포함된다. 결과 모형은 각 결과 변수(건강 결과 또는 의료비 지출)에 대한 다변량 모형으로 본 연구의 관심 노출에 해당하는 고용 상태와 함께 매개 변수로 고려한 검진 참여 변수, 그리고 이들 간의 상호작용 항이 포함된다. 결과 변수가 건강 결과인 경우 Cox 비례 위험 모형을, 의료비 지출인 경우는 일반화 선형 모형을 적용하였으며, 앞서 기술

하였던 통제 변수를 모두 포함하였다. 매개 변수 모형에는 매개 변수인 검진 참여가 결과로 포함되고 고용 상태가 노출로 포함된다. 검진 참여에 대한 변수는 이진 변수 형태이므로 매개 모형은 로지스틱 회귀 모형(logistic regression model)을 적용하였으며, 마찬가지로 모든 통제 변수를 포함하였다.

위의 모형을 바탕으로 건강 결과 또는 의료비 지출에 대한 고용 상태의 총 효과를 4가지 구성 요소로 분해하였다.

- (1) Controlled direct effect (CDE): 모든 대상자가 검진 참여한 것으로 가정하였을 때 고용 상태의 효과로 매개도 상호작용도 아닌 효과로도 볼 수 있음
- (2) Reference interaction (INT_{ref}): 고용 상태와 검진 참여 간의 상호작용으로 인한 효과로 본 연구의 상황에서는 고용 유지 상태일 때 검진을 참여하지 않은 경우 작동하는 덧셈 상호작용
- (3) Mediated interaction (INT_{med}): 고용 상태가 검진 참여에 영향을 미치는 경우에만 작동하는 덧셈 상호작용으로 매개와 상호작용으로 인한 효과
- (4) Pure indirect effect (PIE): 검진 참여를 통한 매개만으로 인한 효과

이를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

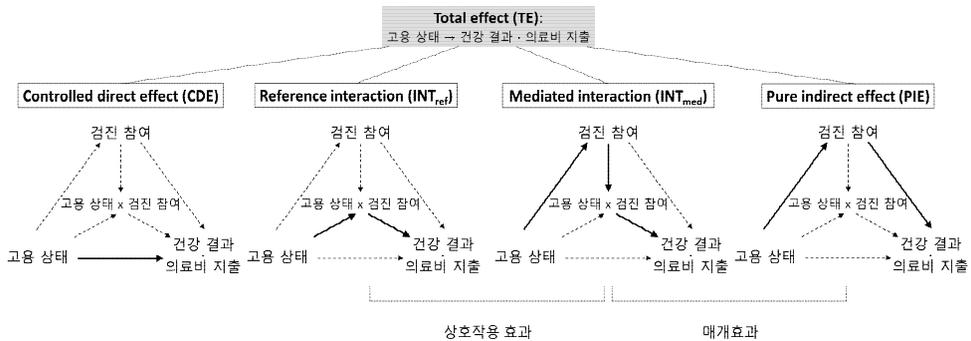


그림 11. Four-way decomposition의 구성 요소

결과 변수가 건강 결과(즉, 생존 결과 형태)인 경우는 각 요소로 인한 초과 위험비(excess hazard ratio) 형태로 추정되며, 의료비인 경우는 원래의 값을 기준으로 차이 척도(difference scale)로 추정된다. 또한 각 요소가 총 효과 중 기여하는 비율을 함께 제시하였으며, 비록 매우 가변적이라는 한계가 존재하나 해석의 용이성을 위하여 매개로 인한 전체 비율(proportion mediated), 상호작용으로 인한 비율(proportion attributable to interaction), 그리고 검진 참여를 모두 할 경우 제거되는 고용 상태의 효과를 의미하는 proportion eliminated를 함께 제시하였다.

이와 같이 분해한 추정치가 인과 해석을 가지려면 총 네 가지 가정이 필요하다. 먼저, controlled direct effect와 이를 제외한 비율인 proportion eliminated는 그중 두 가지 가정만 필요한데, 노출-결과 관계에 측정하지 않은 교란이 없어야 하고(가정 1), 매개 변수-결과 관계에 측정하지 않은 교란이 없어야 한다(가정 2). 나머지 요소의 경우 추가로 두 가지 가정인 노출-매개 변수 관계에 대해 측정되지 않은 교란이 없고(가정 3), 노출로 인해 영향을 받은 매개변수-결과 관계의 교란이 없을 때(가정 4) 인과 해석이 가능하다. 이를 고려하여 본 연구에서 자료원 내 가용한 변수를 활용하여 최대한 교란 변수를 통제하였으나 이 가정을 완전히 충족할 것으로 기대하기는 어렵다. 따라서 본 분석의 결과를 완

전히 인과 관계로 해석하기는 어렵지만, 본 분해식 자체가 위의 가정이 충족되지 않더라도 분해식 자체는 성립 가능한 특성을 가지므로 이와 같은 한계를 고려하여 분석을 진행하였다.

각 추정치에 대한 표준 오차는 건강 결과 변수에 대해서는 delta method를 통해, 의료비 지출 변수에 대해서는 bootstrapping을 통해 산출하였다³⁸⁾. Four-way decomposition 분석은 R software에서 CMAverse package (Shi 외, 2021)를 사용하여 진행하였다.

38) 표본의 크기가 작은 경우 delta method보다 bootstrapping이 더 정확한 추론으로 이어지는 것으로 알려져 있으나 원 표본이 큰 경우에는 이와 같은 문제가 덜 중요하고 계산 효율성 측면에서 delta method가 더 선호될 수 있는 것으로 알려져 있다 (VanderWeele, 2015, pp.37-38).

제 4 장 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향

4.1. 연구대상자 선정 결과 및 특성

본 연구의 연구대상자 선정 과정과 그 결과를 그림으로 나타내면 다음과 같다. 2010년 1월 기준 연 나이 40~49세 직장가입자는 총 3,288,182명이었으며 그 중 실제로는 실업 상태에 해당하는 임의계속가입자와 소속 사업장이 '군인'만 해당하는 경우인 66,240명을 연구대상자에서 제외하였다. 2010년 1월 기준 과거 3년간 고용 상태를 확인하였을 때, 위의 조건을 제외 후 남은 대상자 중 34.0%인 1,094,028명이 3년 이상 고용 조건을 만족하지 않아 제외하였다. 남은 대상자 중 과거 3년(2007~2010년 1월)간 국가건강검진 목표 질환, 합병증, 암 질환을 주상병 또는 제1부상병으로 갖는 진료를 1회 이상 받은 경우는 687,656명(32.3%)이었다. 2010년 이전 사망일자를 갖거나 고용 변동 측정 기간 중 의료급여 수급권자 이력 또는 건강보험 자격 정보 누락인 달이 있는 경우를 제외 후 남은 40대 직장가입자는 1,431,774명이었다.

이들을 본 연구의 고용 상태 변수 정의에 따라 분류한 결과 고용 유지 상태는 1,043,203명(72.9%), 고용 상실 상태는 46,408명(3.2%), 잦은 고용 변동 상태는 57,283명(4.0%)이었다. 미분류에 해당하는 경우가 284,780명(19.9%)으로 본 연구의 대상자에서 제외되었다³⁹⁾. 고용 상실군과 잦은 고용 변동군의 경우 고용 변동 측정 기간 중 첫 고용 상실 상태

39) 미분류에 해당하는 대상자의 고용 변동 양상을 별도로 파악한 결과, 2013년 이후 고용을 상실하였거나 2년 이상의 고용 기간을 갖는 고용 변동 이력이 있는 경우 등이 미분류에 해당하였다.

가 된 시점을 기준 시점으로 하기에 기준 시점 이전 암 질환을 주·부상
병으로 갖는 진료가 1회 이상 있었던 경우를 추가로 제외하였다. 남은
대상자 중 고용 유지군의 경우 2010년 1월부터, 고용 상실군 또는 잦은
고용 상실군의 경우 고용 변동 측정 기간 내 첫 고용 상실 월로부터 2년
내 국가건강검진 목표 질환, 합병증 또는 사망이 발생한 경우를 추가로
제외하였다. 이러한 경우는 고용 유지군 중 204,634명(19.6%), 앞선 기준
적용 후 남은 고용 상실군 중 15,637명(33.9%), 잦은 고용 변동군 중
15,245명(26.7%)으로 본 조건으로 제외되는 대상자의 비율은 고용 상태
별로 차이가 있었다. 이전 1년의 정보로 결측을 보정한 이후에도 통제
변수 정보에 누락이 있거나 이전 3년간의 월별 건강보험료 정보 중 누락
인 달이 24개월 초과인 경우를 제외 후 선정한 연구대상자는 970,964명
이었으며 그 중 고용 유지군이 836,368명(92.1%), 고용 상실군이 29,934
명(3.3%), 잦은 고용 변동군이 41,662명(4.6%)이었다.

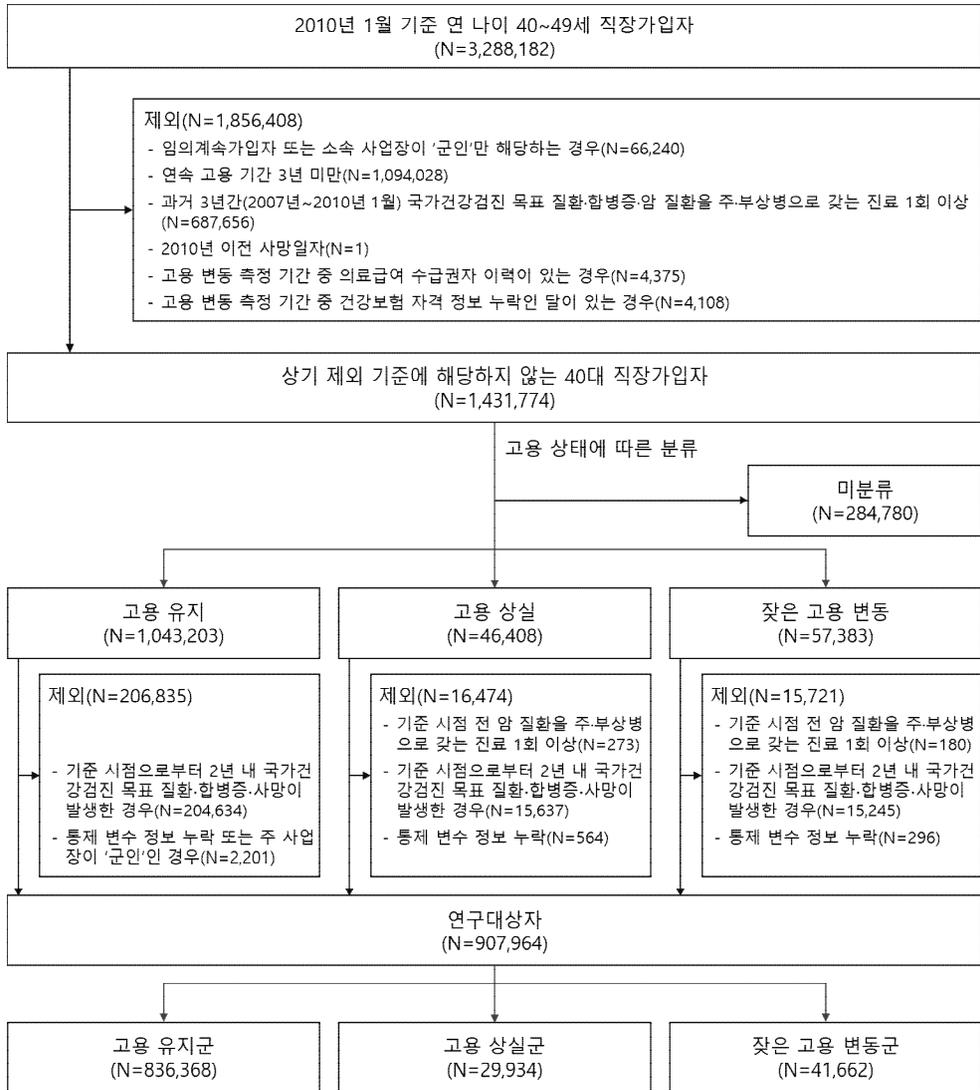


그림 12. 연구대상자 선정 결과

선정된 연구대상자에 대해 고용 상태별로 특성을 살펴보면 다음의 표와 같다. 고용 상태별 두드러지는 특성 차이는 다음과 같다. 먼저, 고용 유지군에 비하여 고용 상실군 및 찾은 고용 변동군에서 여성의 비율이 높았다. 고용 유지군은 여성의 비율이 24.9%인 반면, 고용 상실군은

33.9%, 잦은 고용 변동군은 33.0%로 나타났다. 연령의 경우 고용 유지군에 비해 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 평균이 높으나 이는 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 연령 측정 시점이 2010년~2014년⁴⁰⁾으로 고용 유지군의 2010년과 차이가 있는 것의 영향이 혼재되어 있어 해석에 주의가 필요하다. 고용 유지군의 경우 2009년 12월 기준, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 기준 시점의 전전달을 기준으로 건강보험료 분위를 살펴보았을 때, 고용 유지군은 5분위의 비율이 월등히 높은 반면 고용 상실군과 잦은 고용 변동군은 1, 2, 3분위의 비율이 상대적으로 높았다. 고용 유지군에서 5분위는 54.3%로 나타났는데 고용 상실군에서 5분위는 23.5%였으며 잦은 고용 변동군에서 5분위는 19.3%였다. 거주 지역에 있어서도 분포 차이가 보였는데, 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 수도권 거주자의 비율이 상대적으로 높았다. 기준 시점에서 과거의 연속 고용 기간을 측정한 결과 그 분포에 상당한 차이가 나타났는데, 고용 유지군은 8년 이상 연속 고용인 경우가 73.0%인 반면 고용 상실군은 51.7%, 잦은 고용 변동군은 45.2%로 나타났다. 이는 고용 상실군과 잦은 고용 변동군의 경우 첫 고용 상실 시점까지 측정을 하였기에 더 긴 기간에 대해 연속 고용 기간을 측정한 결과로 동일하게 2010년 1월을 기준으로 연속 고용 기간을 살펴보면 고용 상태별로 연속 고용 기간의 격차가 더 크게 나타난다. 과거 3년간 건강검진(일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단) 참여율은 고용 유지군이 가장 높았고(87.2%) 다음으로 잦은 고용 변동군(81.0%), 고용 상실군(75.8%) 순으로 나타났다. 모든 차이는 통계적으로 유의했다($p < 0.0001$).

40) 2010년~2013년 사이에 첫 고용 상실이 있는 경우만 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군으로 정의를 하였는데, 이때 월별 자격 자료를 사용하기에 2013년 12월까지 직장가입자 자격이 있고 2014년 1월에 고용 상실 상태에 해당하는 자격이 된 경우까지를 포함하였다. 이로 인하여 2014년을 기준으로 연령이 측정된 대상자가 일부 존재한다.

표 5. 전체 연구대상자 특성

특성	고용 유지군		고용 상실군		찾은 고용 변동군		P-value
	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	
전체	836,368	100.0	29,934	100.0	41,662	100.0	
성별							<0.0001
남성	627,732	75.1	19,799	66.1	27,931	67.0	
여성	208,636	24.9	10,135	33.9	13,731	33.0	
연령(연 나이)	43.9	2.8	45.5	3.1	45.2	3.1	<0.0001
장애 여부							<0.0001
유	19,087	2.3	847	2.8	1,172	2.8	
무	817,281	97.7	29,087	97.2	40,490	97.2	
건강보험료 분위							<0.0001
1분위	46,655	5.6	6,138	20.5	7,692	18.5	
2분위	54,293	6.5	4,858	16.2	7,483	18.0	
3분위	78,552	9.4	5,530	18.5	8,708	20.9	
4분위	203,003	24.3	6,365	21.3	9,728	23.3	
5분위	453,865	54.3	7,043	23.5	8,051	19.3	
거주 지역							<0.0001
수도권	406,906	48.7	16,910	56.4	23,225	55.7	
영남권	227,262	27.2	7,271	24.3	10,282	24.7	
호남권	85,676	10.2	2,241	7.5	3,061	7.4	
충청권	84,837	10.1	2,506	8.4	3,688	8.9	
강원·제주	31,687	3.5	1,006	3.4	1,406	3.4	
연속 고용 기간							<0.0001
3년 이상 6년 미만	147,727	17.7	8,063	26.9	13,140	31.5	
6년 이상 8년 미만	77,951	9.3	6,392	21.4	9,707	23.3	
8년 이상	610,690	73.0	15,479	51.7	18,815	45.2	
과거 3년간 건강검진 참여 여부							<0.0001
미참여	106,789	12.8	7,248	24.2	7,913	19.0	
참여	729,579	87.2	22,686	75.8	33,749	81.0	

주: 1) 기초 특성은 고용 유지군의 경우 2010년, 고용 상실군 및 찾은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 시점을 기준으로 변수에 따라 해당 연도 또는 그 이전에 대해 측정함

2) P-value는 Chi-square test 또는 ANOVA test 결과에 기반함

연구대상자를 남녀 하위군으로 나누어 각각에 대해 고용상태별 특성을 살펴본 결과는 다음의 표와 같다. 먼저 고용 상태와 무관하게 남성과 여성 간에 차이를 보이는 지점들이 있었다. 여성 하위군의 경우 남성 하위군에 비해 장애인의 비율이 전반적으로 낮았다. 건강보험료 분위가 1, 2분위인 비율이 전반적으로 높았으며, 5분위의 비율은 상대적으로 낮았다. 연속 고용 기간이 8년 이상인 비율도 전반적으로 낮았으며, 3년 이상 6년 이하의 비율이 전반적으로 높았다. 반면 과거 3년간 건강검진 참여율은 여성이 남성에 비해 전반적으로 높은 양상을 보였다.

각 성별 하위군 내에서는 전체 연구대상자에서 나타난 고용상태별 특성 차이의 양상이 유사하게 나타났다. 우선 남성 하위군의 경우 전체 연구대상자에서 상당한 비율을 차지하는 만큼 고용상태별 특성 분포가 전체 연구대상자와 유사하였다. 여성 하위군의 경우 특성별 분포의 격차에는 차이가 있으나 고용 유지군에 비하여 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군에서 건강보험료 분위가 낮은 양상, 수도권 거주자의 비율이 좀 더 높은 양상, 연속 고용 기간이 보다 짧은 양상, 과거 3년간 건강검진 미참여의 비율이 높은 양상은 유사하였다.

표 6. 성별 하위군 연구대상자 특성

특성	남성						여성							
	고용 유지군		고용 상실군		찾은 고용 변동군		P-value	고용 유지군		고용 상실군		찾은 고용 변동군		P-value
	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD		N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	
전체	627,732	100.0	19,799	100.0	27,931	100.0		208,636	100.0	10,135	100.0	13,731	100.0	
연령(연 나이)	43.9	2.8	45.4	3.1	45.2	3.1	<0.0001	43.9	2.8	45.5	3.2	45.3	3.1	<0.0001
장애 여부							<0.0001							0.0047
유	17,152	2.7	733	3.7	1,013	3.6		1,935	0.9	114	1.1	159	1.2	
무	601,580	97.3	19,066	96.3	26,918	96.4		206,701	99.1	10,021	98.9	13,572	98.8	
건강보험료 분위							<0.0001							<0.0001
1분위	18,141	2.9	3,316	16.8	3,639	13.0		28,514	13.7	2,822	27.8	4,053	29.5	
2분위	21,751	3.5	2,341	11.8	3,131	11.2		32,542	15.6	2,517	24.8	4,352	31.7	
3분위	52,051	8.3	3,799	19.2	5,885	21.1		26,501	12.7	1,731	17.1	2,823	20.6	
4분위	156,753	25.0	4,964	25.1	8,293	29.7		46,250	22.2	1,401	13.8	1,435	10.5	
5분위	379,036	60.4	5,379	27.2	6,983	25.0		74,829	35.9	1,664	16.1	1,068	7.8	
거주 지역							<0.0001							<0.0001
수도권	304,923	48.6	11,256	56.9	15,812	56.6		101,983	48.9	5,654	55.8	7,413	54.0	
영남권	173,769	27.7	4,741	23.9	6,760	24.2		53,493	25.6	2,530	25.0	3,522	25.7	
호남권	63,723	10.2	1,469	7.4	2,073	7.4		21,953	10.5	772	7.6	988	7.2	
충청권	63,077	10.0	1,660	8.4	2,356	8.4		21,760	10.4	846	8.3	1,332	9.7	
강원·제주	22,240	3.5	673	3.4	930	3.3		9,447	4.5	333	3.3	476	3.5	

특성	남성							여성						
	고용 유지군		고용 상실군		찾은 고용 변동군		P-value	고용 유지군		고용 상실군		찾은 고용 변동군		P-value
	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD		N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	N/mean	%/SD	
연속 고용 기간	<0.0001													
3년 이상 6년 미만	90,729	14.5	4,612	23.3	7,615	27.3		56,998	27.3	3,451	34.1	5,525	40.2	
6년 이상 8년 미만	50,963	8.1	3,900	19.7	5,941	21.3		26,988	12.9	2,492	24.6	3,766	27.4	
8년 이상	486,040	77.4	11,287	57.0	14,375	51.5		124,650	59.8	4,192	41.4	4,440	32.3	
과거 3년간 건강검진 참여 여부	<0.0001													
미참여	83,419	13.3	5,287	26.7	6,086	21.8		23,370	11.2	1,961	19.3	1,827	13.3	
참여	544,313	86.7	14,512	73.3	21,845	78.2		185,266	88.8	8,174	80.7	11,904	86.7	

주: 1) 기초 특성은 고용 유지군의 경우 2010년, 고용 상실군 및 찾은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 시점을 기준으로 변수에 따라 해당 연도 또는 그 이전에 대해 측정함

2) P-value는 Chi-square test 또는 ANOVA test 결과에 기반함

4.2. 고용 상태가 건강에 미치는 영향

4.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생

추적 관찰 기간(기준일⁴¹)로부터 사망일 또는 2022년 12월 31일 중 빠른 일자까지) 중 심혈관 질환으로 인한 입원 발생은 고용 유지군에서 35,938명(4.3%), 고용 상실군에서 1,276명(4.3%), 잦은 고용 변동군에서 1,860명(4.5%)이었다. 의료비 변수와 관련한 진료 발생을 함께 살펴보면, 심혈관 질환으로 인한 진료가 발생한 경우는 고용 유지군에서 107,654명(12.9%), 고용 상실군에서 3,177명(10.6%), 잦은 고용 변동군에서 4,540명(10.9%)이었다. 심혈관 질환 관련 진료(고혈압·당뇨·이상지질혈증·심혈관 질환으로 인한 진료)가 발생한 경우는 고용 유지군에서 515,036명(61.6%), 고용 상실군에서 16,370명(54.7%), 잦은 고용 변동군에서 25,478명(61.2%)이었다. 2010년부터 관찰한 고용 유지군이 고용 상실 시점부터 관찰한 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군에 비하여 추적 관찰 기간이 평균적으로 긴 특성을 갖기에 앞서 기술한 건강 결과 변수와 관련한 비율의 직접적인 비교는 적절하지 않을 수 있어 주의가 필요하다.

단변량 생존 분석 모형을 적용하여 고용 상태에 따른 심혈관 질환으로 인한 입원 및 심혈관 질환으로 인한 진료, 심혈관 질환 관련 진료 발생의 조 위험비(crude hazard ratio)를 구해보면 다음의 그림과 같다. 고용 유지 상태와 비교하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생의 조 위험비는 고용 상실 상태에서 1.246 (95% CI=1.178-1.318), 잦은 고용 변동 상태에서 1.299 (95% CI=1.240-1.361)이었다. 심혈관 질환으로 인한 진료 발생의 조 위험비는 고용 상실 상태에서 1.026 (95% CI=0.990-1.062), 잦은 고용 변동 상태에서 1.050 (95% CI=1.019-1.082)이었다. 심혈관 관련 질환으로 인한 진료 발생의 조 위험비는 고용 상실 상태에서 1.070

41) 앞서 기술한 기준 시점(월)의 1일을 기준일로 정의하였다.

(95% CI=1.054-1.087), 잦은 고용 변동 상태에서 1.294(95% CI=1.278-1.311)이었다.

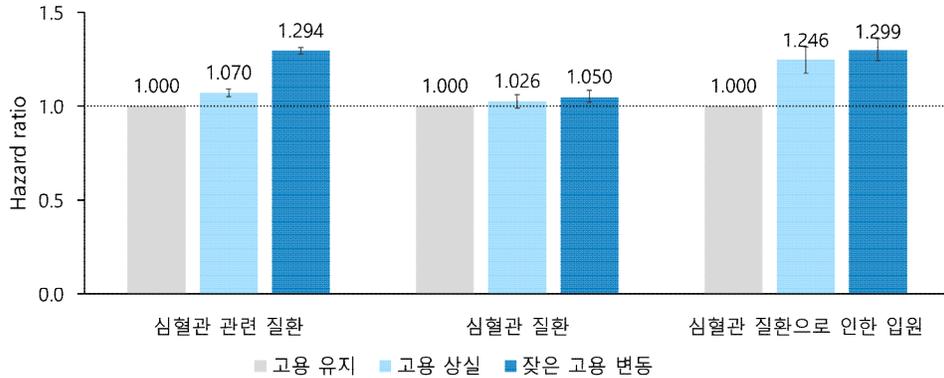


그림 13. 고용 상태에 따른 심혈관 질환 관련 조 위험비

다변량 생존 분석 모형을 적용하여 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향을 분석한 결과는 다음의 표와 같다. 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태에 있는 경우 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다(HR=1.108, 95% CI=1.046-1.173). 잦은 고용 변동 상태 역시 고용 유지 상태에 비하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다(HR=1.175, 95% CI=1.120-1.232).

다른 통제 변수가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향을 함께 살펴보면, 여성의 경우 남성에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 낮았다(HR=0.536, 95% CI=0.521-0.551). 장애가 있는 경우는 장애가 없는 경우에 비하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다(HR=1.241, 95% CI=1.173-1.312). 기준 시점 이전 건강보험료 분위가 5분위인 경우에 비해 1분위, 2분위, 4분위는 분위가 낮아질수록 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다. 반면 3분위는 5분위와 유의한 차이를 보이지 않았다. 거주 지역에 따라 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 차이가 있는 것으로 나타났

는데, 수도권에서 발생 위험이 가장 낮았고 호남권에서 가장 높게 나타났다(수도권 대비 호남권의 HR=1.281, 95% CI=1.239-1.323). 연속 고용 기간이 3년 이상 6년 미만인 경우는 8년 이상인 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 높았다(HR=1.089, 95% CI=1.056-1.122). 과거 3년간 건강검진 참여를 하지 않은 경우는 참여를 한 경우에 비하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다(HR=1.112, 95% CI=1.080-1.143).

표 7. 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.108***	1.046-1.173	0.0004
작은 고용 변동		1.175***	1.120-1.232	<0.0001
연령(세)		1.094***	1.090-1.098	<0.0001
성별	남성			
여성		0.536***	0.521-0.551	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		1.241***	1.173-1.312	<0.0001
건강보험료 분위	5분위			
1분위		1.155***	1.103-1.210	<0.0001
2분위		1.074**	1.027-1.124	0.0020
3분위		1.030	0.992-1.069	0.1202
4분위		1.063***	1.037-1.090	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		1.159***	1.132-1.187	<0.0001
호남권		1.281***	1.239-1.323	<0.0001
충청권		1.062***	1.026-1.100	0.0008
강원·제주		1.252***	1.190-1.317	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.089***	1.056-1.122	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.024	0.988-1.061	0.1962
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		1.112***	1.080-1.143	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

전체 연구대상자를 남녀로 나누어 하위군 분석을 진행한 결과는 다음의 표와 같다. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 고용 상태가 미치는 영향은 여성에 비해 남성에서 더 크게 나타났다. 남성의 경우, 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 1.108배 높게(HR, 95% CI=1.039-1.182) 나타났으며, 잦은 고용 변동 상태에서 1.188배 높게(HR, 95% CI=1.126-1.253) 나타났다. 여성의 경우, 다른 변수들의 조건이 동일할 때 고용 유지 상태 대비 고용 상실 상태의 위험비가 1.095 (95% CI=0.968-1.238)로 통계적으로 유의한 차이가 없었고, 잦은 고용 변동 상태의 위험비가 1.120 (95% CI=1.007-1.246)으로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

다른 통제 변수가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 미치는 영향에 있어서도 남녀 간 차이를 보이는 부분이 있었다. 우선 기준 시점 이전 건강보험료 분위가 5분위인 경우와 1분위인 경우의 격차가 남성에서 더 크게 나타났다. 반면 여성의 경우 3분위와 4분위의 위험이 상대적으로 높았다. 한편, 남성에 비해 여성에서 거주 지역에 따른 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험의 격차가 더 크게 나타났다. 여성에서 수도권 거주자에 비하여 호남권 거주자는 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험비가 1.435 (95% CI=1.326-1.552)로 나타났다. 연속 고용 기간의 영향도 남성에서는 3년 이상 6년 미만이 8년 이상에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높게 나타났으나(HR=1.105, 95% CI=1.069-1.143) 여성에서는 유의한 영향이 없었다. 남성에서 과거 3년간 건강검진을 참여하지 않은 경우는 참여한 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았으나(HR=1.126, 95% CI=1.092-1.161), 여성에서는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

표 8. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향

변수명	reference	남성(n=675,462)			여성(n=232,502)		
		HR	95% CI	P	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		1.108**	1.039-1.182	0.0018	1.095	0.968-1.238	0.1481
찾은 고용 변동		1.188***	1.126-1.253	<0.0001	1.120*	1.007-1.246	0.0366
연령(세)		1.095***	1.091-1.099	<0.0001	1.090***	1.081-1.100	<0.0001
장애 여부	장애 무						
장애 유		1.242***	1.172-1.316	<0.0001	1.211	0.967-1.517	0.0968
건강보험료 분위	5분위						
1분위		1.216***	1.150-1.285	<0.0001	1.103*	1.006-1.209	0.0363
2분위		1.073*	1.014-1.135	0.0143	1.103*	1.011-1.204	0.0276
3분위		1.002	0.961-1.045	0.9214	1.140**	1.044-1.244	0.0034
4분위		1.053***	1.025-1.082	0.0002	1.125**	1.047-1.210	0.0014
거주 지역	수도권						
영남권		1.148***	1.119-1.178	<0.0001	1.227***	1.155-1.302	<0.0001
호남권		1.250***	1.206-1.296	<0.0001	1.435***	1.326-1.552	<0.0001
충청권		1.048*	1.009-1.090	0.0162	1.130**	1.038-1.231	0.0049
강원·제주		1.240***	1.172-1.311	<0.0001	1.302***	1.160-1.462	<0.0001

변수명	reference	남성(n=675,462)			여성(n=232,502)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.105***	1.069–1.143	<0.0001	1.032	0.961–1.108	0.3913
6년 이상 8년 미만		1.027	0.987–1.069	0.1891	1.001	0.922–1.088	0.9721
과거 3년간 건강검진 여부	참여						
미참여		1.126***	1.092–1.161	<0.0001	0.981	0.905–1.062	0.6283

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4.2.2. 위암으로 인한 사망 발생

추적 관찰기간 내 위암이 발생한 경우는 고용 유지군에서 6,942명(0.83%), 고용 상실군에서 237명(0.79%), 잦은 고용 변동군에서 337명(0.81%)이었다. 위암으로 인한 사망의 경우 고용 유지군에서 863명(0.09%), 고용 상실군에서 53명(0.19%), 잦은 고용 변동군에서 66명(0.17%)으로 고용 상실군과 잦은 고용 변동군의 추적 관찰기간이 평균적으로 더 짧음에도 불구하고 상대적으로 높은 비율을 보였다.

단변량 생존 모형을 적용하여 고용 상태에 따른 위암 발생과 위암으로 인한 사망 발생의 조 위험비를 구해보면 다음의 <그림 14>와 같다. 위암 발생에 대한 조 위험비는 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 1.167 (95% CI=1.025-1.329), 잦은 고용 변동 상태에서 1.186 (95% CI=1.063-1.324)으로 나타났다. 위암으로 인한 사망 발생의 조 위험비는 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 2.561 (95% CI=1.955-3.355), 잦은 고용 변동 상태에서 2.181 (95% CI=1.700-2.798)으로 높게 나타났다.

고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향을 분석한 결과, 위암으로 인한 사망 위험은 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 1.805배 높고(HR, 95% CI=1.365-2.386), 잦은 고용 변동 상태에서 1.576배 높게(HR, 95% CI=1.218-2.038) 나타났다.

다른 통제 변수의 영향을 함께 살펴보면, 위암으로 인한 사망 위험이 여성은 남성에 비하여 유의하게 낮았으며(HR=0.507, 95% CI=0.423-0.608), 기준 시점 이전 건강보험료 분위 간 격차도 크게 나타났다. 과거 3년간 건강검진 미참여자가 참여자에 비하여 위암으로 인한 사망 위험이 유의하게 높았다(HR=1.332, 95% CI=1.123-1.582). 연속 고용 기간은 위암으로 인한 사망 위험에 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다(표 9).

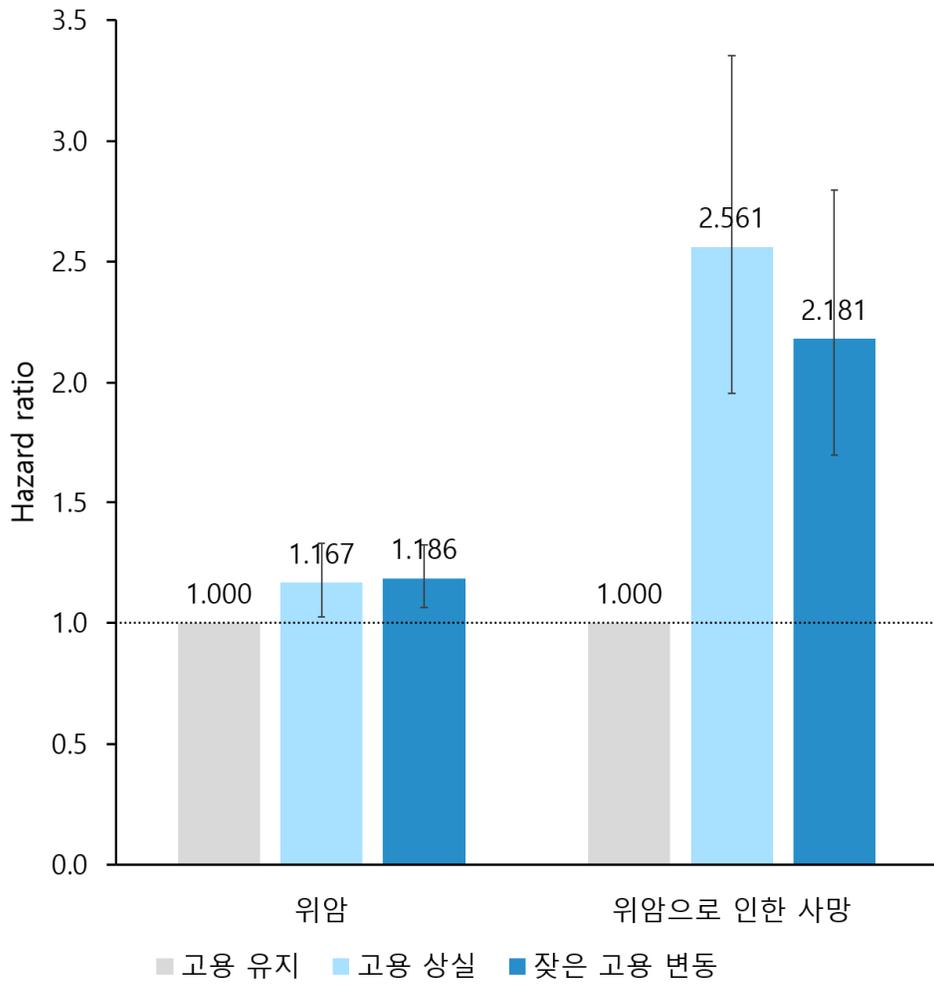


그림 14. 고용 상태에 따른 위암 관련 조 위험비

표 9. 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.805***	1.365-2.386	<0.0001
잡은 고용 변동		1.576***	1.218-2.038	0.0005
연령(세)		1.141***	1.115-1.167	<0.0001
성별	남성			
여성		0.507***	0.423-0.608	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.875	0.578-1.326	0.4968
건강보험료 분위	5분위			
1분위		1.759***	1.335-2.317	<0.0001
2분위		1.850***	1.420-2.411	<0.0001
3분위		1.770***	1.419-2.208	<0.0001
4분위		1.489***	1.259-1.760	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		1.138	0.974-1.330	0.1031
호남권		1.038	0.822-1.311	0.7539
충청권		1.270*	1.026-1.572	0.0278
강원·제주		1.185	0.849-1.653	0.3180
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.058	0.880-1.272	0.5469
6년 이상 8년 미만		1.000	0.803-1.245	0.9985
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		1.332**	1.123-1.582	0.0010

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

고용 상태가 위암으로 인한 사망 위험에 미치는 영향에 대해 남녀 하위군 분석을 진행한 결과는 <표 10>과 같다. 먼저 위암으로 인한 사망이 남성 675,462명 중 752명(0.11%)에서, 여성 232,502명 중 158명(0.07%)에서 발생하여 남녀 하위군 분석 결과, 특히 여성 하위군 분석 결과는 조심스러운 해석이 필요하다. 여성 하위군의 경우 대부분의 변수에 대해 위험비 추정치의 신뢰구간이 넓고, 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났는데, 위암으로 인한 사망 발생 건수 자체가 적은 것의 영향을 배제하기 어렵다. 남성에서 고용 상태는 위암으로 인한 사망 위험에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태는 위암으로 인한 사망 위험이 1.861배 높았으며(HR, 95% CI=1.371-2.528), 잦은 고용 변동 상태는 1.593배 높았다(HR, 95% CI=1.199-2.115). 여성의 경우 통계적 유의성은 없었으나 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 사망 위험이 높게 나타났다(고용 상실의 HR=1.469, 95% CI=0.738-2.924; 잦은 고용 변동의 HR=1.480, 95% CI=0.805-2.723). 남성의 경우 기준 시점 이전 건강보험료 분위에 따른 위암 사망 위험의 격차가 크게 나타났다. 남성과 여성 하위군 모두에서 과거 3년간 건강검진에 참여하지 않은 경우 위암으로 인한 사망 위험이 높은 것으로 나타났다.

표 10. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향

변수명	reference	남성(n=675,462)			여성(n=232,502)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		1.861***	1.371-2.528	<0.0001	1.469	0.738-2.924	0.2741
잡은 고용 변동		1.593**	1.199-2.115	0.0013	1.480	0.805-2.723	0.2072
연령(세)		1.172***	1.143-1.202	<0.0001	1.005	0.951-1.063	0.8554
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.822	0.532-1.269	0.3759	1.344	0.333-5.428	0.6777
건강보험료 분위	5분위						
1분위		2.011***	1.462-2.767	<0.0001	1.041	0.590-1.837	0.8900
2분위		2.306***	1.709-3.111	<0.0001	0.936	0.536-1.635	0.8154
3분위		1.985***	1.564-2.520	<0.0001	0.840	0.471-1.500	0.5560
4분위		1.558***	1.301-1.866	<0.0001	0.916	0.582-1.441	0.7029
거주 지역	수도권						
영남권		1.180	0.996-1.399	0.0561	0.931	0.628-1.380	0.7222
호남권		0.984	0.756-1.281	0.9057	1.219	0.736-2.017	0.4422
충청권		1.272*	1.004-1.611	0.0462	1.256	0.768-2.056	0.3638
강원·제주		1.350	0.952-1.914	0.0924	0.445	0.140-1.411	0.1693

변수명	reference	남성(n=675,462)			여성(n=232,502)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.079	0.882–1.321	0.4602	1.050	0.665–1.659	0.8344
6년 이상 8년 미만		0.998	0.781–1.275	0.9893	1.135	0.678–1.899	0.6313
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		1.245*	1.031–1.504	0.0227	1.529*	1.003–2.329	0.0482

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4.3. 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향

4.3.1. 심혈관 질환 관련 의료비 지출

연구대상자 중 심혈관 관련 질환(고혈압·당뇨·이상지질혈증·심혈관 질환) 또는 심혈관 질환으로 의료이용이 발생한 대상자 각각에 대해 의료비 지출 평균을 살펴본 결과는 다음의 그림과 같다. 심혈관 관련 질환의 연간 의료비에 대해 고용 유지군의 평균은 342,961원, 고용 상실군의 평균은 525,610원, 잦은 고용 변동군의 평균은 482,190원이었다. 심혈관 질환으로 인한 연간 의료비에 대해서는 고용 유지군의 평균이 1,293,777원, 고용 상실군의 평균이 2,101,886원, 잦은 고용 변동군의 평균이 2,197,522원이었다. 질환 발생 시점에 따라 의료비 측정 기간이 상이하기에 총 의료비에 대해서는 해석에 주의가 필요하나 심혈관 관련 질환 의료비와 심혈관 질환으로 인한 의료비 모두 총 의료비를 기준으로 살펴 보았을 때에도 고용 유지군이 가장 낮은 의료비를 보였다. 자연 로그 변환한 값을 기준으로 세 군간 의료비 차이에 대해 ANOVA 검정을 한 결과 연간 의료비와 총 의료비 모두 통계적으로 유의한 차이를 보였다(심혈관 관련 질환 의료비 중 총 의료비에 대해서는 $p=0.0114$, 그 외 다른 의료비에 대해서는 $p<0.0001$).

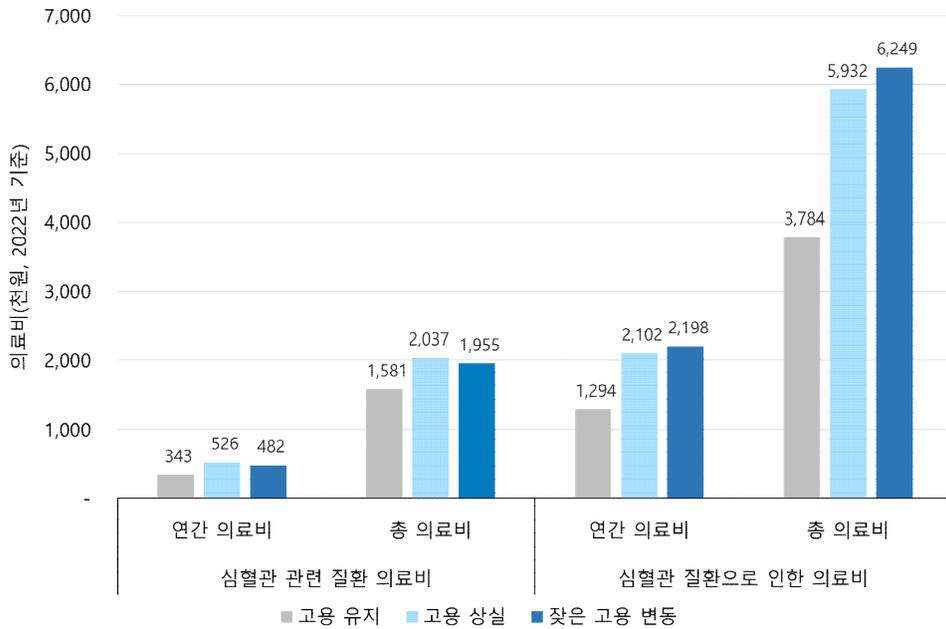


그림 15. 고용 상태별 심혈관 질환 관련 의료비 평균

주: 총 의료비는 연구 대상자별로 측정기간에 차이가 있음

연구대상자 중 심혈관 관련 질환으로 의료이용이 발생한 555,404명을 대상으로 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과는 <표 11>과 같다. 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때, 고용 상실 상태에 있는 경우 고용 유지 상태에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 35.6% 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$). 찾은 고용 변동 상태에 있는 경우 고용 유지 상태에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 26.2% 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$).

표 11. 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향 (n=555,404)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		0.356***	(0.012)	<0.0001
잡은 고용 변동		0.262***	(0.010)	<0.0001
연령(세)		0.026***	(0.001)	<0.0001
성별	남성			
여성		-0.450***	(0.005)	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.148***	(0.013)	<0.0001
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.135***	(0.009)	<0.0001
2분위		0.205***	(0.009)	<0.0001
3분위		0.153***	(0.008)	<0.0001
4분위		0.135***	(0.005)	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		0.044***	(0.005)	<0.0001
호남권		0.125***	(0.007)	<0.0001
충청권		0.017*	(0.007)	0.0172
강원·제주		-0.004	(0.011)	0.7143
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		-0.019**	(0.006)	0.0023
6년 이상 8년 미만		0.006	(0.007)	0.4309
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		0.219***	(0.006)	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

심혈관 질환으로 인한 의료이용이 발생한 115,371명에 대해 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과는 <표 12>와 같다. 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때, 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에 있는 경우 38.9% 높았으며($p < 0.0001$), 잦은 고용 변동 상태에 있는 경우 41.4% 높았다($p < 0.0001$).

다른 통제 변수가 심혈관 관련 질환 의료비 지출과 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴보면, 여성의 경우 남성에 비해 각각 45.0%, 53.8% 낮은 것으로 나타났다($p < 0.0001$). 장애가 있는 경우는 없는 경우에 비해 심혈관 관련 질환 의료비가 유의하게 높았으나 심혈관 질환으로 인한 의료비는 유의한 차이가 없었다. 기준 시점 이전 건강보험료와 관련하여서는 5분위에 비해 2분위까지 분위가 낮아질수록 심혈관 관련 질환 및 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 높아지는 양상을 보였다. 1분위는 2, 3분위에 비해서는 작은 회귀계수를 가졌으나 5분위에 비해서는 의료비 지출이 유의하게 높았다. 수도권 거주자에 비하여 영남권 거주자의 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 11.2% 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$), 반면 강원·제주 거주자의 지출은 8.2% 낮은 것으로 나타났다($p = 0.0033$). 과거 3년간 건강검진 미참여자는 참여자에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 21.9%, 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 14.5% 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$).

표 12. 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향 (n=115,371)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		0.389***	(0.035)	<0.0001
잡은 고용 변동		0.414***	(0.029)	<0.0001
연령(세)		0.006**	(0.002)	0.0029
성별	남성			
여성		-0.538***	(0.014)	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.029	(0.034)	0.3982
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.335***	(0.026)	<0.0001
2분위		0.416***	(0.026)	<0.0001
3분위		0.345***	(0.022)	<0.0001
4분위		0.254***	(0.014)	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		0.112***	(0.014)	<0.0001
호남권		-0.015	(0.019)	0.4169
충청권		-0.025	(0.019)	0.1945
강원·제주		-0.082**	(0.028)	0.0033
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		-0.025	(0.017)	0.1519
6년 이상 8년 미만		0.042*	(0.020)	0.0422
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		0.145***	(0.016)	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

심혈관 관련 질환 의료비 또는 심혈관 질환으로 인한 의료비가 발생한 각 연구대상자에 대해 남녀 하위군 분석을 진행한 결과는 다음과 같다. 먼저 심혈관 관련 질환 의료비 및 심혈관 질환으로 인한 의료비 각각에 대해 고용 상태의 영향은 남녀 하위군 모두에서 관찰되었다. 심혈관 관련 질환 의료비의 경우 남성에서 고용 상태의 영향이 보다 크게 나타났다. 남성 하위군에서 심혈관 관련 질환 의료비는 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태인 경우 37.2% 높았으며($p<0.0001$), 잦은 고용 변동 상태인 경우 28.6% 높았다($p<0.0001$). 여성의 경우 심혈관 관련 질환 의료비가 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 32.1% 높았으며($p<0.0001$), 잦은 고용 변동 상태에서 20.7% 높았다($p<0.0001$). 한편 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 있어서는 고용 상실 상태의 영향이 여성에서 더 크게 나타났다. 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태의 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 남성 하위군에서는 37.4% 높은 것으로 나타났는데($p<0.0001$), 여성 하위군에서는 43.8% 높은 것으로 나타났다($p<0.0001$). 잦은 고용 변동 상태의 영향은 남성 하위군에서 더 높게 나타났다. 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태는 심혈관 질환으로 인한 의료비가 남성 하위군에서 43.2% 높았으며($p<0.0001$), 여성 하위군에서 35.7% 높았다($p<0.0001$).

표 13. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향

변수명	reference	남성(n=414,063)			여성(n=141,341)		
		β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		0.372***	(0.016)	<0.0001	0.321***	(0.020)	<0.0001
찾은 고용 변동		0.286***	(0.013)	<0.0001	0.207***	(0.017)	<0.0001
연령(세)		0.034***	(0.001)	<0.0001	0.001	(0.001)	0.3102
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.137***	(0.014)	<0.0001	0.110**	(0.039)	0.0044
건강보험료 분위	5분위						
1분위		0.281***	(0.014)	<0.0001	-0.077***	(0.014)	<0.0001
2분위		0.327***	(0.013)	<0.0001	0.017	(0.014)	0.2245
3분위		0.202***	(0.009)	<0.0001	-0.033*	(0.014)	0.0180
4분위		0.154***	(0.006)	<0.0001	0.018	(0.011)	0.1081
거주 지역	수도권						
영남권		0.050***	(0.006)	<0.0001	0.017	(0.010)	0.0733
호남권		0.130***	(0.009)	<0.0001	0.082***	(0.013)	<0.0001
충청권		-0.014	(0.009)	0.0953	0.093***	(0.013)	<0.0001
강원·제주		0.002**	(0.013)	0.9079	-0.065**	(0.019)	0.0007

변수명	reference	남성(n=414,063)			여성(n=141,341)		
		β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
연속 고용 기간	8년 이상						
	3년 이상 6년 미만	-0.010	(0.008)	0.1974	-0.008	(0.011)	0.4758
	6년 이상 8년 미만	0.005	(0.009)	0.9575	0.058***	(0.013)	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
	미참여	0.226***	(0.007)	<0.0001	0.109***	(0.012)	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

표 14. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향

변수명	reference	남성(n=90,798)			여성(n=24,573)		
		β	(SE)	P	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		0.374***	(0.041)	<0.0001	0.438***	(0.063)	<0.0001
찾은 고용 변동		0.432***	(0.034)	<0.0001	0.357***	(0.056)	<0.0001
연령(세)		0.011***	(0.002)	<0.0001	-0.014**	(0.004)	0.0023
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.022	(0.035)	0.5336	-0.107	(0.114)	0.3484
건강보험료 분위	5분위						
1분위		0.453***	(0.035)	<0.0001	0.084	(0.045)	0.0624
2분위		0.524***	(0.035)	<0.0001	0.201***	(0.043)	<0.0001
3분위		0.421***	(0.025)	<0.0001	0.026	(0.044)	0.5528
4분위		0.280***	(0.016)	<0.0001	0.087*	(0.035)	0.0120
거주 지역	수도권						
영남권		0.136***	(0.015)	<0.0001	-0.004	(0.030)	0.8882
호남권		0.023	(0.021)	0.2700	-0.203***	(0.040)	<0.0001
충청권		-0.035	(0.022)	0.1118	0.008	(0.041)	0.8496
강원·제주		-0.056	(0.032)	0.0844	-0.221***	(0.054)	<0.0001

변수명	reference	남성(n=90,798)			여성(n=24,573)		
		β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		-0.003	(0.020)	0.8937	-0.064	(0.035)	0.0684
6년 이상 8년 미만		0.003	(0.024)	0.8873	0.172***	(0.042)	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		0.146***	(0.018)	<0.0001	0.070	(0.039)	0.0673

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출

연구대상자 중 위암이 발생한 대상자에 대해 고용 상태별 위암으로 인한 의료비 지출 평균을 비교한 결과는 다음의 그림과 같다. 연간 의료비 기준으로 고용 유지군의 평균은 6,694,814원, 고용 상실군의 평균은 11,234,669원, 잦은 고용 변동군의 평균은 10,142,530원이었다. 관찰 기간 내 측정된 위암으로 인한 의료비 총액 역시 유사한 양상을 보였다. 다만, 연간 의료비 평균의 경우 고용 상실군에서 잦은 고용 변동군에 비해 소폭 높았으나 총 의료비 평균은 두 군간 유사하게 나타났다. 의료비 차이에 대해 각 의료비를 자연 로그 변환한 값 기준으로 ANOVA 검정을 한 결과 연간 의료비와 총 의료비 모두 통계적으로 유의한 차이를 보였다($p < 0.0001$).

연구대상자 중 위암이 발생한 7,512명을 대상으로 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과는 <표 15>와 같다. 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때 위암으로 인한 의료비 지출이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 36.5% 높았으며($p < 0.0001$), 잦은 고용 변동 상태에서 26.2% 높았다($p = 0.0004$).

다른 통제 변수에 대한 영향을 살펴보면, 기준 시점 이전 건강보험료 분위가 5분위인 경우는 다른 분위에 비하여 위암으로 인한 의료비 지출이 20% 이상 낮았으며, 이는 통계적으로 유의했다. 과거 3년간 건강검진 미참여자는 참여자에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 20.9% 높게 나타났다($p < 0.0001$).

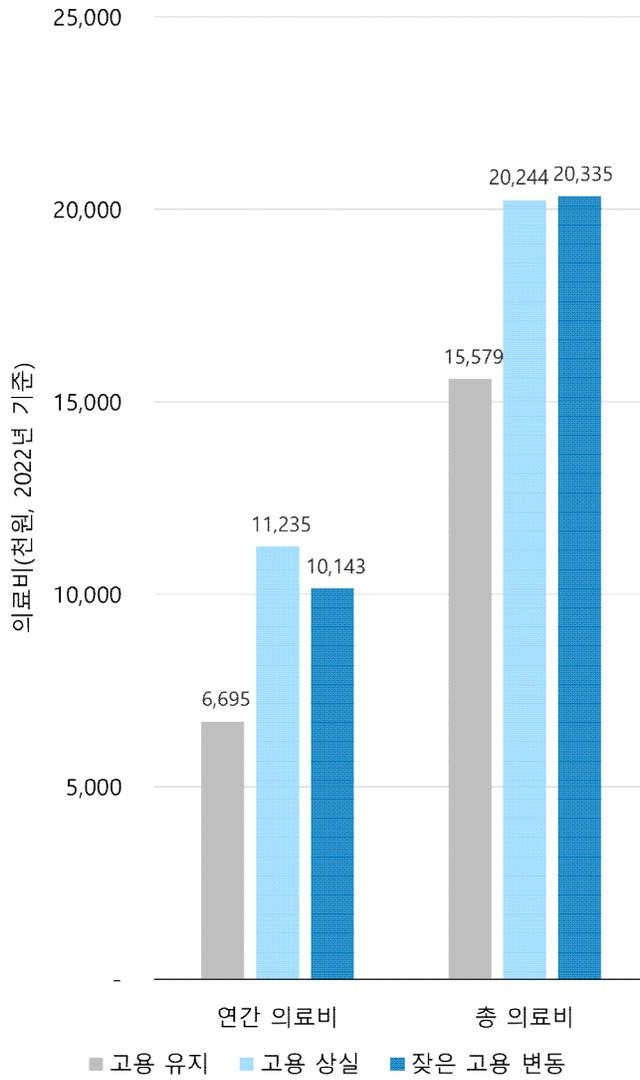


그림 16. 고용 상태별 위압으로 인한 의료비 평균

주: 총 의료비는 연구 대상자별로 측정기간에 차이가 있음

표 15. 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향 (n=7,512)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		0.365***	(0.088)	<0.0001
잡은 고용 변동		0.262***	(0.074)	0.0004
연령(세)		0.006	(0.005)	0.2752
성별	남성			
여성		-0.022*	(0.044)	0.6224
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.076	(0.097)	0.4319
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.316**	(0.073)	0.0011
2분위		0.239***	(0.069)	0.0006
3분위		0.328***	(0.055)	<0.0001
4분위		0.225***	(0.038)	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		-0.010	(0.036)	0.7858
호남권		-0.041	(0.051)	0.4273
충청권		-0.095	(0.050)	0.0580
강원·제주		0.047	(0.083)	0.5742
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		0.058	(0.047)	0.2121
6년 이상 8년 미만		0.125*	(0.055)	0.0239
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		0.209***	(0.046)	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

위암으로 인한 의료비가 발생한 연구대상자에 대해 남녀 하위군 분석을 진행한 결과는 다음과 같다. 먼저 고용 상실 상태의 영향은 전체 연구대상자 중 위암 의료비가 발생한 대상자에 대한 분석 결과에 비해 남성 하위군에서 더 크게 나타났다. 남성 하위군에서 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 위암으로 인한 의료비 지출은 44.5% 높았다($p < 0.0001$). 반면, 여성 하위군에서는 다른 조건이 동일할 때, 고용 유지 상태와 고용 상실 상태의 위암으로 인한 의료비 지출이 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편, 잦은 고용 변동 상태의 영향은 남성 하위군보다 여성 하위군에서 더 크게 나타났다. 여성 하위군에서 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태는 위암으로 인한 의료비 지출이 53.4% 높았다($p = 0.0034$). 남성 하위군에서는 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태의 위암으로 인한 의료비 지출이 20.8% 높았다($p = 0.0106$).

남성의 경우, 건강보험료 분위에 따른 영향도 크게 나타났으며, 5분위가 다른 분위들에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 유의하게 낮았다. 과거 3년간의 건강검진 참여 여부도 위암으로 인한 의료비 지출에 영향이 있었는데, 미참여자는 참여자에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 19.2% 높았다($p < 0.0001$). 반면, 여성의 경우 본 연구에서 고려한 대부분의 통제 변수가 위암으로 인한 의료비 지출에 유의한 영향이 없었다. 통계적 유의성은 없었으나 연속 고용 기간 및 과거 3년간 건강검진 참여 여부의 회귀 계수는 남성과 유사한 양상을 보였다.

표 16. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향

변수명	reference	남성(n=6,410)			여성(n=1,102)		
		β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		0.445***	(0.099)	<0.0001	-0.026	(0.191)	0.8924
찾은 고용 변동		0.208*	(0.081)	0.0106	0.534**	(0.182)	0.0034
연령(세)		0.013*	(0.006)	0.0226	-0.032*	(0.014)	0.0230
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.094	(0.100)	0.3429	-0.585	(0.424)	0.1674
건강보험료 분위	5분위						
1분위		0.406***	(0.089)	<0.0001	0.085	(0.145)	0.5592
2분위		0.273***	(0.082)	0.0009	0.053	(0.144)	0.7109
3분위		0.384***	(0.060)	<0.0001	-0.036	(0.144)	0.8053
4분위		0.243***	(0.040)	<0.0001	0.073	(0.115)	0.5249
거주 지역	수도권						
영남권		-0.001	(0.039)	0.9839	-0.060	(0.098)	0.5435
호남권		-0.075	(0.056)	0.1755	0.130	(0.134)	0.3316
충청권		-0.080	(0.054)	0.1412	-0.135	(0.131)	0.3047
강원·제주		0.062	(0.089)	0.4888	-0.119	(0.237)	0.6148

변수명	reference	남성(n=6,410)			여성(n=1,102)		
		β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		0.050	(0.051)	0.3232	0.076	(0.116)	0.5152
6년 이상 8년 미만		0.145*	(0.062)	0.0190	0.156	(0.132)	0.2375
과거 3년간 건강검진 여부	참여						
미참여		0.192***	(0.049)	<0.0001	0.192	(0.127)	0.1296

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

4.4. 소결

본 장에서는 연구대상자 선정 결과와 그 특성에 대해 살펴보고, 국가 건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 결과와 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하였다. 건강 결과로는 일반건강검진과 관련하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생, 암 검진과 관련하여 위암으로 인한 사망 발생을 정의하였다. 의료비 지출의 경우 각 관련 질환이 발생한 대상자에 한해 고용 상태가 해당 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하였다.

2010년 1월 기준 연 나이 40대 직장가입자 중 이전 연속 고용 기간이 3년 미만, 관련 질환 과거력이 있는 경우, 고용 상태 변수 정의상 미분류에 해당하는 경우 등을 제외 후 연구대상자 907,964명이 선정되었다. 그 중 고용 유지군이 836,368명, 고용 상실군이 29,934명, 잦은 고용 변동군이 41,662명이었다. 고용 유지군에 비하여 고용 상실군과 잦은 고용 변동군은 여성, 낮은 소득 분위, 짧은 과거 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 미참여의 비율이 높은 특징을 보였다.

전체 연구대상자에 대해 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향을 분석한 결과, 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태에 있는 경우와 잦은 고용 변동 상태에 있는 경우 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았다(조 위험비 기준 고용 상실 상태의 HR=1.246, 95% CI=1.178-1.318; 잦은 고용 변동 상태의 HR=1.299, 95% CI=1.240-1.361). 입원 여부와 관계없이 심혈관 질환 발생에 대해 비교해보면 고용 상태간 격차가 상대적으로 작게 나타났다(조 위험비 기준 고용 상실 상태의 HR=1.026, 95% CI=0.990-1.062; 잦은 고용 변동 상태의 HR=1.050, 95% CI=1.019-1.082). 고혈압·당뇨·이상지질혈증을 포함한 심혈관 관련 질환으로 확대하여 살펴보면 고용 상실 상태와 고용 유지 상태 간에는 그 격차가 크지 않게 나타난 반면 잦은 고용 변동 상

태는 고용 유지 상태에 비해 발생 위험이 1.294배(조 위험비 기준, 95% CI=1.278-1.311) 높게 나타났다. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 대한 보정 위험비를 구해보면, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 1.108 (95% CI=1.046-1.173), 잦은 고용 변동 상태에서 1.175 (95% CI=1.120-1.232)이었다. 남녀 하위군 분석 결과, 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 고용 상태가 미치는 영향이 여성에 비해 남성에서 더 크게 나타났다.

고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향을 분석한 결과, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에서 위암으로 인한 사망 발생 위험이 유의하게 높았다(조 위험비 기준 고용 상실 상태의 HR=1.805, 95% CI=1.365-2.386; 잦은 고용 변동 상태의 HR=1.576, 95% CI=1.218-2.038). 위암 발생의 경우도 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에서 높기는 하였으나 고용 상태 간 격차가 상대적으로 작게 나타났다(조 위험비 기준 고용 상실 상태의 HR=1.167, 95% CI=1.025-1.329; 잦은 고용 변동 상태의 HR=1.186, 95% CI=1.063-1.324). 위암으로 인한 사망 발생에 대한 보정 위험비를 구해보면, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태는 1.805배 (95% CI=1.365-2.386), 잦은 고용 변동 상태는 1.576배 (95% CI=1.218-2.038) 높은 위험을 보였다. 남녀 하위군 분석 결과, 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향이 전체 집단보다 남성 하위군에서 보다 크게 나타났다. 여성에서는 고용 상실 상태 및 잦은 고용 변동 상태가 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 사망 위험이 높은 양상을 보이거나 통계적 유의성은 없었다. 다만 연구대상자 중 위암으로 인한 사망 발생 건수 자체가 많지 않아 남녀 하위군 분석 결과의 해석에는 주의가 필요해보였다.

심혈관 관련 질환(고혈압·당뇨·이상지질혈증·심혈관 질환)으로 의료이용이 발생한 555,404명을 대상으로 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과, 고용 유지 상태에 비해 고용

상실 상태의 의료비 지출이 35.6% 높았으며($p < 0.0001$), 잦은 고용 변동 상태의 의료비 지출이 26.2% 높았다($p < 0.0001$). 심혈관 질환으로 인한 의료이용이 발생한 115,371명을 대상으로 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과에서도 고용 상태는 유의한 영향을 보였는데, 특히 잦은 고용 변동 상태의 영향이 더 크게 나타났다. 구체적으로 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태의 의료비 지출이 38.9% 높게($p < 0.0001$), 잦은 고용 변동 상태의 의료비 지출이 41.4% 높았다($p < 0.0001$).

위암이 발생한 7,512명을 대상으로 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과, 위암으로 인한 의료비 지출이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태에서 36.5% 높았으며($p < 0.0001$), 잦은 고용 변동 상태에서 26.2% 높았다($p = 0.0004$).

제 5 장 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 검진 참여의 효과

5.1. 검진 참여 양상 및 효과

5.1.1. 검진 참여 양상

연구 대상자에 대해 검진 참여 측정 기간을 2년 간격으로 나누어 각 기간별 검진 참여를 측정한 결과를 토대로 고용 상태별 일반건강검진 참여 양상을 살펴본 결과는 다음의 그림과 같다. 검진 참여 측정 기간 내 일반건강검진을 1회 이상 참여한 대상자는 고용 유지군에서 93.7%, 고용 상실군에서 56.6%, 잦은 고용 변동군에서 68.0%로 고용 상태별로 큰 차이를 보였다⁴²⁾. 각 대상자별로 검진 참여 측정 기간이 상이하여 해석에 주의가 필요하나 각 대상자의 검진 참여 측정 횟수 대비 검진 참여 횟수의 비율을 기준으로 살펴보았을 때, 일반건강검진 참여 80% 이상은 고용 유지군에서 80.7%, 고용 상실군에서 27.4%, 잦은 고용 변동군에서 35.5%로 나타났다. 검진 참여 측정 기간 내 모든 일반건강검진을 참여한 대상자는 고용 유지군에서는 75.8%인 반면, 고용 상실군에서는 24.4%, 잦은 고용 변동군에서는 32.5%로 나타났다.

42) 본 절에서 기술한 검진 참여 1회 이상은 검진 참여 측정 기간을 2년 간격으로 나누어 정의한 것에 기반한 것으로 후술할 four-way decomposition 분석에서 정의한 검진 참여 측정 기간 내 검진 참여 여부와 소폭 차이가 있다(이는 검진 참여 측정 기간을 연간 단위로 구분하는 과정에서 발생하는 차이이다). 검진 참여 측정 기간 전체에 대해 검진 참여 여부를 측정한 결과는 검진 참여에 해당하는 비율이 고용 유지군에서 95.1%, 고용 상실군에서 63.7%, 잦은 고용 변동군에서 75.9%이었다.

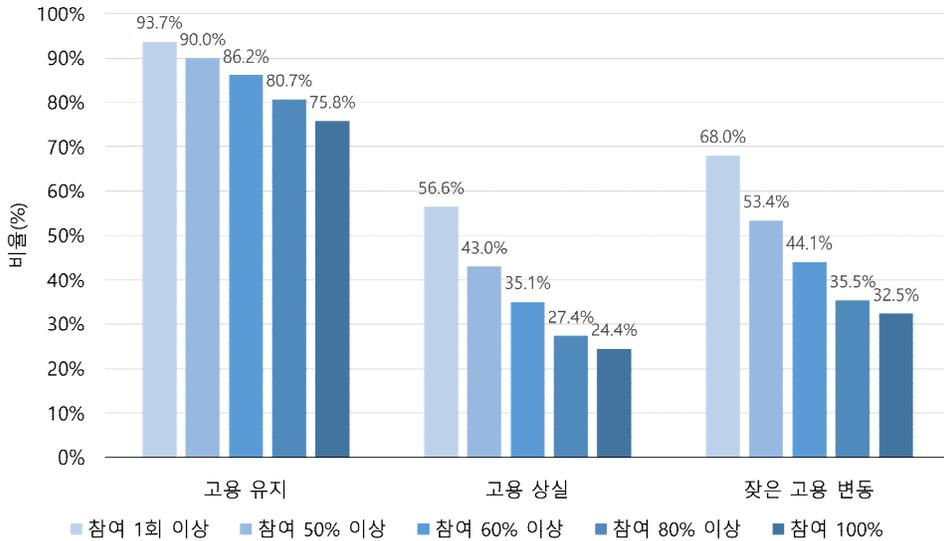


그림 17. 고용 상태별 일반건강검진 참여 양상

주: 연구대상자별 검진 참여 측정 기간 대비 검진 참여 횟수를 기준으로 참여 1회 이상 여부, 참여 50% 이상 여부, 참여 60% 이상 여부, 참여 80% 이상 여부, 참여 100% 이상 여부를 각각 구분하여 정의한 결과에 따름

고용 상태별 위암 검진 참여를 2년 간격으로 구분하여 측정한 결과는 다음의 그림과 같다. 검진 참여 측정 기간 내 위암 검진을 1회 이상 참여한 대상자는 고용 유지군에서 68.3%, 고용 상실군에서 52.1%, 잡은 고용 변동군에서 53.8%로 고용 유지군이 가장 높게 나타났으나 고용 상태 간 격차는 일반건강검진에 비해 작게 나타났다⁴³⁾. 검진 참여 측정 기간 내 위암 검진을 모두 참여한 대상자는 고용 유지군에서 24.4%, 고용 상실군에서 21.0%, 잡은 고용 변동군에서 22.2%로 고용 상태 간 차이가 더 작게 나타났다. 또한 일반건강검진의 경우 고용 상실군에 비해 잡은 고용 변동군의 검진 참여가 높은 양상을 보인 반면 위암 검진의 경우 고용 상실군과 잡은 고용 변동군 간의 차이가 크지 않았다.

43) 검진 참여 측정 기간을 연간 단위로 구분하여 2년 간격으로 측정하지 않고, 해당 기간 전체에 대해 위암 검진 참여 여부를 측정한 결과는 검진 참여에 해당하는 비율이 고용 유지군에서 72.7%, 고용 상실군에서 58.9%, 잡은 고용 변동군에서 61.0%이었다.

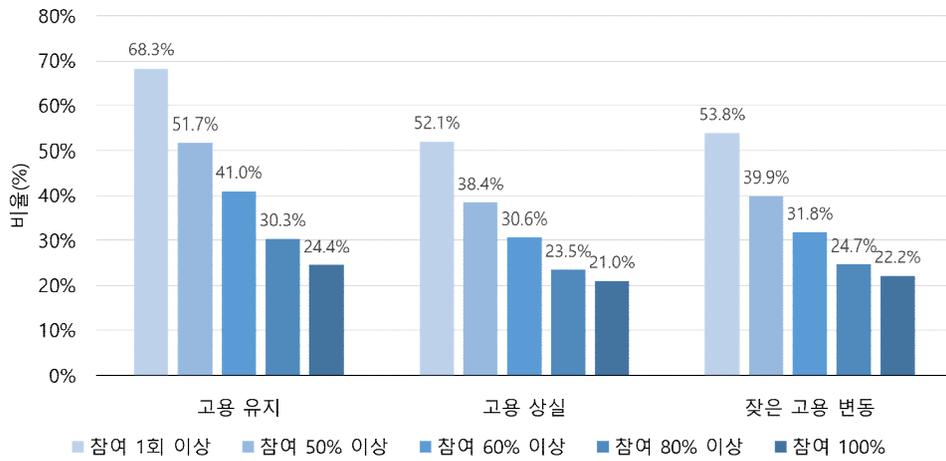


그림 18. 고용 상태별 위암 검진 참여 양상

주: 연구대상자별 검진 참여 측정 기간 대비 검진 참여 횟수를 기준으로 참여 1회 이상 여부, 참여 50% 이상 여부, 참여 60% 이상 여부, 참여 80% 이상 여부, 참여 100% 이상 여부를 각각 구분하여 정의한 결과에 따름

5.1.2. 검진 참여의 효과

검진 참여의 매개 및 상호작용 효과를 분석하기에 앞서 전체 연구대상자 및 고용 유지군을 대상으로 일반건강검진 참여의 영향을 분석해본 결과는 다음과 같다. 본 분석에는 앞서 2년 간격으로 구분하여 측정된 검진 참여 변수를 1회 이상 여부, 50% 이상 여부, 60% 이상 여부, 80% 이상 여부, 100% 여부의 이분형으로 구분하여 활용하였다. 분석 결과, 2년 간격으로 구분하여 측정된 검진 참여 변수 상 검진을 1회도 참여하지 않은 경우는 1회 이상 참여한 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 고용 유지군 내에서 1.522배 높았다(HR, 95% CI=1.463-1.584). 이는 전체 연구대상자를 대상으로 한 분석에서도 유사하게 나타났다. 검진 참여 50% 이상 여부, 60% 이상 여부, 80% 이상 여부로 구분할수록 해당 기준 미만에 해당하는 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향이 감소하는 양상을 보였다. 한편, 검진 참여 측정 기간 내 모든 검진을 참여한 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하였을 때에는 모든 검진을 참여한 경우에 비해 그렇지 않은 경우의 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 더 낮게 나타났다(고용 유지군의 다변량 모형 기준 HR=0.822, 95% CI=0.800-0.846)⁴⁴⁾.

44) 검진 참여 80% 이상 여부로 구분한 경우 검진 참여 80% 이상과 80% 미만 간에 생존 곡선의 교차가 일어나 비례 위험 가정이 성립하지 않는다고 볼 수 있다. 본 분석에서는 다른 변수와 동일하게 Cox 비례 위험 모형을 적용한 결과를 제시하였다.

표 17. 일반건강검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향[Hazard ratios (95% confidence interval)]

변수 및 모형	전체 (n=907,964)	고용 유지군 (n=836,368)
검진 참여 1회 미만		
단변량 모형	1.614*** (1.566-1.663)	1.583*** (1.527-1.640)
다변량 모형	1.514*** (1.463-1.568)	1.522*** (1.463-1.584)
검진 참여 50% 미만		
단변량 모형	1.259*** (1.225-1.294)	1.232*** (1.194-1.272)
다변량 모형	1.139*** (1.102-1.176)	1.162*** (1.121-1.205)
검진 참여 60% 미만		
단변량 모형	1.230*** (1.200-1.261)	1.201*** (1.167-1.235)
다변량 모형	1.132*** (1.100-1.166)	1.149*** (1.113-1.187)
검진 참여 80% 미만		
단변량 모형	1.120*** (1.094-1.146)	1.098*** (1.070-1.126)
다변량 모형	1.029* (1.001-1.057)	1.055*** (1.025-1.086)
검진 참여 100% 미만		
단변량 모형	0.915*** (0.894-0.936)	0.878*** (0.857-0.901)
다변량 모형	0.816*** (0.795-0.838)	0.822*** (0.800-0.846)

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 다변량 모형의 경우 고용 상태(전체 연구대상자 분석의 경우), 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

위암 검진 참여에 대해 같은 방식으로 구축한 검진 참여 변수를 이용하여, 위암 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생 위험에 미치는 영향에 대해 전체 연구대상자와 고용 유지군을 대상으로 분석한 결과는 <표 18>과 같다. 분석 결과, 위암 검진을 1회도 참여하지 않은 경우는 1회 이상 참여한 경우에 비해 위암으로 인한 사망 발생 위험이 고용 유지군 내에서 3.017배 높았다(HR, 95% CI=2.609-3.489). 위암 검진 참여 50% 이상 여부, 60% 이상 여부, 80% 이상 여부, 100% 여부로 구분할수록 해당 기준 미만에 해당하는 만큼의 위암 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향이 감소하는 양상을 보였다. 검진 참여 측정 기간 내 모든 위암 검진을 참여한 경우에 비해 그렇지 않은 경우의 위암으로 인한 사망 발생 위험은 고용 유지군에서 1.377배 높았다(95% CI=1.149-1.652).

심혈관 관련 질환 의료비 지출 또는 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 있었던 대상자 각각에 대해 일반건강검진 참여가 해당 의료비 지출에 미친 영향을 분석한 결과는 <표 19>와 같다. 먼저 전체 연구대상자 중 해당 의료비 지출이 있었던 대상자를 대상으로 분석하였을 때, 검진 참여 1회 이상 여부, 50% 이상 여부, 80% 이상 여부, 100% 여부의 기준에 해당하지 않는 경우는 해당하는 경우에 비해 심혈관 관련 질환 또는 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높았다. 특히 앞서 검진 참여 100%의 경우 100% 미만에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 더 높게 나타났었는데, 의료비 지출의 경우는 100% 미만이 더 높은 양상을 보였다. 고용 유지군에 국한하여 분석한 결과에서 검진 참여 1회 미만과 1회 이상 간에는 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출에 유의한 차이가 없었다.

위암으로 인한 의료비 지출이 있었던 대상자에 대해 위암 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미친 영향을 분석한 결과는 <표 20>과 같다. 검진 참여 1회 이상 여부, 50% 이상 여부, 80% 이상 여부, 100%

여부의 기준에 해당하지 않는 경우는 해당하는 경우에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 20% 이상 높은 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

표 18. 위암 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향
[Hazard ratios (95% confidence interval)]

변수 및 모형	전체 (n=907,964)	고용 유지군 (n=836,368)
검진 참여 1회 미만		
단변량 모형	3.192*** (2.795-3.646)	3.175*** (2.754-3.661)
다변량 모형	2.914*** (2.543-3.339)	3.017*** (2.609-3.489)
검진 참여 50% 미만		
단변량 모형	2.368*** (2.057-2.727)	2.371*** (2.039-2.757)
다변량 모형	2.204*** (1.908-2.545)	2.291*** (1.964-2.673)
검진 참여 60% 미만		
단변량 모형	2.106*** (1.810-2.450)	2.124*** (1.806-2.499)
다변량 모형	1.956*** (1.677-2.282)	2.042*** (1.731-2.408)
검진 참여 80% 미만		
단변량 모형	1.769*** (1.502-2.085)	1.828*** (1.531-2.183)
다변량 모형	1.663*** (1.408-1.965)	1.771*** (1.479-2.120)
검진 참여 100% 미만		
단변량 모형	1.352*** (1.146-1.595)	1.390*** (1.162-1.662)
다변량 모형	1.309** (1.107-1.548)	1.377*** (1.149-1.652)

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 다변량 모형의 경우 고용 상태(전체 연구대상자 분석의 경우), 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

표 19. 일반건강검진 참여가 심혈관 질환 관련 의료비 지출에 미치는 영향[β (standard errors)]

변수 및 모형	심혈관 관련 질환 의료비 지출		심혈관 질환으로 인한 의료비 지출	
	전체 (n=555,404)	고용 유지군 (n=513,588)	전체 (n=115,371)	고용 유지군 (n=107,654)
검진 참여 1회 미만				
단변량 모형	0.432*** (0.007)	0.313*** (0.008)	0.348*** (0.018)	0.183*** (0.020)
다변량 모형	0.240*** (0.008)	0.179*** (0.009)	0.107*** (0.021)	0.038 (0.023)
검진 참여 50% 미만				
단변량 모형	0.461*** (0.006)	0.340*** (0.007)	0.419*** (0.016)	0.246*** (0.018)
다변량 모형	0.330*** (0.007)	0.256*** (0.008)	0.251*** (0.019)	0.157*** (0.021)
검진 참여 60% 미만				
단변량 모형	0.365*** (0.006)	0.246*** (0.006)	0.331*** (0.014)	0.167*** (0.016)
다변량 모형	0.229*** (0.007)	0.161*** (0.007)	0.158*** (0.017)	0.078*** (0.018)
검진 참여 80% 미만				
단변량 모형	0.330*** (0.005)	0.227*** (0.005)	0.324*** (0.013)	0.186*** (0.014)
다변량 모형	0.215*** (0.006)	0.163*** (0.006)	0.186*** (0.016)	0.122*** (0.016)
검진 참여 100% 미만				
단변량 모형	0.346*** (0.005)	0.255*** (0.005)	0.349*** (0.013)	0.223*** (0.014)
다변량 모형	0.256*** (0.006)	0.213*** (0.006)	0.237*** (0.015)	0.182*** (0.016)

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 다변량 모형의 경우 고용 상태(전체 연구대상자 분석의 경우), 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

표 20. 위암 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향[β (standard errors)]

변수 및 모형	전체 (n=7,512)	고용 유지군 (n=6,938)
검진 참여 1회 미만		
단변량 모형	0.286*** (0.030)	0.279*** (0.032)
다변량 모형	0.238*** (0.031)	0.238*** (0.032)
검진 참여 50% 미만		
단변량 모형	0.334*** (0.030)	0.333*** (0.031)
다변량 모형	0.304*** (0.031)	0.307*** (0.032)
검진 참여 60% 미만		
단변량 모형	0.271*** (0.032)	0.273*** (0.033)
다변량 모형	0.237*** (0.032)	0.237*** (0.033)
검진 참여 80% 미만		
단변량 모형	0.294*** (0.034)	0.304*** (0.035)
다변량 모형	0.277*** (0.034)	0.284*** (0.036)
검진 참여 100% 미만		
단변량 모형	0.322*** (0.034)	0.341*** (0.036)
다변량 모형	0.315*** (0.035)	0.324*** (0.036)

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 다변량 모형의 경우 고용 상태(전체 연구대상자 분석의 경우), 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

5.2. 건강 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

5.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생

5.2.1.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 대한 다변량 모형에 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부에 대한 변수와 고용 상태와 일반건강검진 참여 여부 변수 간 상호작용 항을 추가한 모형(결과 모형)의 분석 결과는 다음의 표와 같다. 관찰 기간 내 일반건강검진 참여 여부와 관련한 변수를 포함하기 전 모형에서는 고용 상실 상태가 고용 유지 상태에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 위험이 유의하게 높았던 반면(HR=1.108, 95% CI=1.047-1.174), 검진 참여와 관련한 변수를 포함한 모형에서는 고용 상실 상태의 영향이 유의하게 나타나지 않았고, 그 위험비도 감소하였다(HR=1.004, 95% CI=0.931-1.083).

한편 관찰 기간 중 일반건강검진 참여를 하지 않은 경우는 한 경우에 비하여 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 1.530배(HR, 95% CI=1.466-1.598) 높았다. 고용 상태와 관찰기간 중 일반건강검진 참여 간의 상호작용 항은 통계적으로 유의한 영향이 없었다(HR=0.929, 95% CI=0.826-1.045).

표 21. 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	P	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		1.108***	1.047-1.174	0.0004	1.004	0.931-1.083	0.9140
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여						
미참여					1.530***	1.466-1.598	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부					0.929	0.826-1.045	0.2219
연령(세)		1.095***	1.092-1.099	<0.0001	1.095***	1.091-1.098	<0.0001
성별	남성						
여성		0.540***	0.524-0.556	<0.0001	0.545***	0.530-0.562	<0.0001
장애 여부	장애 무						
장애 유		1.245***	1.175-1.319	<0.0001	1.247***	1.177-1.321	<0.0001
건강보험료 분위	5분위						
1분위		1.156***	1.102-1.214	<0.0001	1.157***	1.102-1.215	<0.0001
2분위		1.048	0.999-1.100	0.0572	1.049	0.999-1.100	0.0532
3분위		1.024	0.985-1.064	0.2334	1.028	0.989-1.069	0.1557
4분위		1.060***	1.033-1.088	<0.0001	1.065***	1.038-1.093	<0.0001

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
거주 지역	수도권						
영남권		1.165***	1.137-1.194	<0.0001	1.174***	1.146-1.203	<0.0001
호남권		1.286***	1.244-1.330	<0.0001	1.299***	1.256-1.343	<0.0001
충청권		1.066***	1.028-1.105	0.0005	1.076***	1.038-1.115	<0.0001
강원·제주		1.256***	1.193-1.323	<0.0001	1.260***	1.197-1.327	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.099***	1.065-1.133	<0.0001	1.078***	1.045-1.112	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.030	0.992-1.070	0.1184	1.016	0.978-1.055	0.4159
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		1.107***	1.075-1.140	<0.0001	0.992	0.961-1.024	0.6266

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

다음의 표는 고용 상실 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 보여준다. 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진에 미참여할 오즈비(odds ratio, OR)가 11.453 (95% CI=11.100-11.186)으로 상당히 높게 나타났다. 이와 같은 결과와 앞서 결과 모형에서 일반건강검진 참여를 다변량 모형에 추가로 포함하였을 때 고용 상실 상태의 영향이 약화되는 것으로부터 일반건강검진 참여가 고용 상태와 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 사이의 경로에 매개체로 작동하고 있을 수 있음을 유추해볼 수 있다.

표 22. 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		11.453***	11.100–11.816	<0.0001
연령(세)		1.036***	1.032–1.039	<0.0001
성별	남성			
여성		0.648***	0.632–0.665	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.944	0.883–1.009	0.0915
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.937**	0.901–0.975	0.0014
2분위		0.932***	0.895–0.969	0.0004
3분위		0.879***	0.849–0.911	<0.0001
4분위		0.835***	0.813–0.858	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		0.702***	0.685–0.720	<0.0001
호남권		0.603***	0.579–0.628	<0.0001
충청권		0.662***	0.638–0.688	<0.0001
강원·제주		0.876***	0.829–0.925	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.936***	1.885–1.987	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.686***	1.635–1.740	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		10.906***	10.687–11.130	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

5.2.1.2. 고용 상실 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

앞서 제시한 결과 모형과 매개 모형을 기반으로 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 대한 고용 상실 상태의 총 효과에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 23>에 제시하였다. Controlled direct effect (CDE)와 reference interaction (INT_{ref})은 매개 변수를 어떻게 고정하느냐에 따라 달라지는데, 본 분석 결과는 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부 변수를 참여로 고정하였을 때를 기준으로 산출되었다⁴⁵⁾.

먼저, 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 총 효과는 초과 위험비(excess HR) 기준 0.098 (95% CI=0.035-0.164)으로 나타났다. 이를 네 가지 요소로 나누어 살펴보면, 모든 대상자가 관찰 기간 중 일반건강검진을 참여한 경우 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향인 controlled direct effect는 초과 위험비 기준 0.004 (95% CI=-0.071-0.079)으로 나타났으며, 통계적 유의성은 없었다. 이는 모든 대상자가 일반건강검진 참여를 하도록 개입이 있었을 경우 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향이 유의하지 않다는 것을 의미한다. 한편, 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부의 주 매개 효과를 나타내는 pure natural indirect effect (PIE)가 0.121 (excess HR, 95% CI=0.106-0.136)로 매개 효과가 있는 것으로 나타났다($p<0.0001$). 고용 상실 상태와 일반건강검진 참여 여부 간에는 유의한 상호작용 효과가 없는 것으로 나타났다.

45) 본 연구에서 진행한 모든 four-way decomposition 분석은 검진 참여 여부 변수를 '참여'로 고정하였을 때를 기준으로 하였다. 이에 이후 기술에서는 본 내용을 반복하여 언급하지 않더라도 각 표의 각주에 제시하였듯 검진 참여로 고정된 것으로 볼 수 있다.

표 23. 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.004	(-0.071-0.079)	0.9142	4.2	(-70.2-78.6)	0.9114
<i>INT_{ref}</i>	-0.003	(-0.008-0.001)	0.1683	-3.2	(-8.2-1.7)	0.2074
<i>INT_{med}</i>	-0.024	(-0.059-0.010)	0.1683	-24.9	(-63.1-13.2)	0.2007
<i>PIE</i>	0.121	(0.106-0.136)	<0.0001	123.9	(41.6-206.2)	0.0032
<i>Total</i>	0.098	(0.035-0.164)	0.0019	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	99.0	(24.9-173.1)	0.0088			
Proportion attributable to interaction	-28.1	(-71.2-15.0)	0.2007			
Proportion eliminated	95.8	(21.4-170.2)	0.0117			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

성별 하위군에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 24>와 같다. 남성 하위군에 대한 분석 결과는 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 유사하게 매개 효과만 유의한 것으로 나타났다. Pure indirect effect의 추정치는 0.137로 전체 연구대상자에서 얻은 추정치보다 소폭 큰 양상을 보였다($p < 0.0001$). 반면, 여성 하위군의 경우 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 고용 상태가 미치는 총 효과가 통계적으로 유의하지 않아 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않았다. 다만, 여성에 대해서도 일반건강검진 미참여는 참여에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 유의하게 높았으며(결과 모형 분석 결과; HR=1.422, 95% CI=1.251-1.617), 고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 일반건강검진에 미참여할 가능성이 높은 것으로 나타났다(매개 모형 분석 결과; OR=9.339, 95% CI=8.807-9.903).

표 24. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=647,531, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	-0.025	(-0.111-0.061)	0.5695	-26.2	(-133.9-81.6)	0.6343
<i>INT_{ref}</i>	-0.002	(-0.007-0.003)	0.4960	-1.9	(-7.5-3.7)	0.5060
<i>INT_{med}</i>	-0.015	(-0.057-0.028)	0.4960	-15.5	(-61.2-30.2)	0.5059
<i>PIE</i>	0.137	(0.119-0.155)	<0.0001	143.6	(33.5-253.7)	0.0106
<i>Total</i>	0.095	(0.025-0.170)	0.0073	100.0		
여성(n=218,771, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>						
<i>INT_{ref}</i>						
<i>INT_{med}</i>	NA					
<i>PIE</i>						
<i>Total</i>	0.099	(-0.029-0.244)	0.1345			

주: 1) CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함
 5) NA=Not applicable; 총 효과가 유의하지 않은 경우에 대해서는 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않음

5.2.1.3. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 대한 결과 모형인 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부 변수와 고용 상태와 일반건강검진 참여 여부 변수 간 상호작용 항을 추가한 모형의 분석 결과는 <표 25>에 제시하였다. 검진 참여 여부 변수와 고용 상태와 검진 참여 간의 상호작용 항을 추가한 모형에서는 잦은 고용 변동 상태의 영향이 감소하였고 p-value가 증가하였다(HR=1.079, 95% CI=1.018-1.143).

관찰 기간 중 일반건강검진 참여를 하지 않은 경우는 한 경우에 비하여 심혈관 질환으로 인한 입원 위험이 1.522배(HR, 95% CI=1.458-1.590) 높았다. 반면 고용 상태와 관찰기간 중 일반건강검진 참여 간의 상호작용 항은 통계적으로 유의한 영향이 없었다.

잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 살펴본 결과는 <표 26>과 같다. 고용 유지 상태에 비하여 잦은 고용 변동 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진에 미참여할 오즈비가 5.989 (95% CI=5.815-6.168)로 상당히 높지만 고용 상실 상태의 오즈비 보다는 낮은 오즈비를 보였다.

표 25. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	P	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지						
잦은 고용 변동		1.175***	1.120-1.233	<0.0001	1.079*	1.018-1.143	0.0104
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여						
미참여					1.522***	1.458-1.590	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부					1.011	0.911-1.123	0.8357
연령(세)		1.095***	1.091-1.099	<0.0001	1.094***	1.091-1.098	<0.0001
성별	남성						
여성		0.538***	0.522-0.554	<0.0001	0.544***	0.529-0.560	<0.0001
장애 여부	장애 무						
장애 유		1.241***	1.171-1.314	<0.0001	1.244***	1.174-1.317	<0.0001
건강보험료 분위	5분위						
1분위		1.154***	1.100-1.211	<0.0001	1.154***	1.099-1.210	<0.0001
2분위		1.068**	1.019-1.120	0.0058	1.069**	1.020-1.120	0.0056
3분위		1.025	0.987-1.065	0.1998	1.030	0.991-1.070	0.1351
4분위		1.064***	1.037-1.092	<0.0001	1.068***	1.041-1.096	<0.0001

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
거주 지역	수도권						
영남권		1.159***	1.131-1.187	<0.0001	1.168***	1.140-1.197	<0.0001
호남권		1.287***	1.245-1.330	<0.0001	1.299***	1.257-1.343	<0.0001
충청권		1.064***	1.027-1.103	0.0006	1.074***	1.036-1.113	<0.0001
강원·제주		1.251***	1.188-1.317	<0.0001	1.254***	1.191-1.320	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.088***	1.055-1.122	<0.0001	1.068***	1.036-1.102	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.019	0.982-1.057	0.3216	1.005	0.968-1.043	0.7957
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		1.118	1.086-1.151	<0.0001	1.003	0.972-1.035	0.8394

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

표 26. 잦은 고용 변동 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		5.989***	5.815-6.168	<0.0001
연령(세)		1.037***	1.033-1.040	<0.0001
성별	남성			
여성		0.644***	0.628-0.660	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		0.903**	0.845-0.965	0.0028
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.953***	0.916-0.991	0.0160
2분위		0.949	0.912-0.986	0.0078
3분위		0.902***	0.871-0.934	<0.0001
4분위		0.857***	0.834-0.880	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		0.706***	0.689-0.724	<0.0001
호남권		0.615***	0.591-0.640	<0.0001
충청권		0.667***	0.643-0.692	<0.0001
강원·제주		0.877***	0.830-0.925	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.953***	1.903-2.004	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.688***	1.637-1.740	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		10.646***	10.436-10.861	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

5.2.1.4. 잣은 고용 변동 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

앞서 제시한 결과 모형과 매개 모형을 기반으로 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 대한 잣은 고용 변동 상태의 총 효과를 four-way decomposition 한 결과는 <표 27>에 제시하였다. 먼저, 잣은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 총 효과는 초과 위험비 기준 0.152 (95% CI=0.097-0.210)로 고용 상실 상태의 총 효과보다 크게 나타났다. 모든 대상자가 관찰 기간 중 일반건강검진을 참여한 경우 잣은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향인 controlled direct effect는 초과 위험비 기준 0.077 (95% CI=0.016-0.139)로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했으며($p=0.0136$), 이는 총 효과의 50.9%에 해당했다($p<0.0001$). 이로부터 산출한 모든 대상자가 일반건강검진 참여를 하도록 개입이 있었을 경우 제거되는 잣은 고용 변동 상태의 효과인 proportion eliminated는 49.1% (95% CI=25.3-72.9)로 나타났다($p<0.0001$). 잣은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부의 주 매개 효과를 나타내는 pure natural indirect effect는 0.065 (excess HR, 95% CI=0.057-0.074)로 유의한 매개 효과가 있는 것으로 나타났으며 ($p<0.0001$), 이는 잣은 고용 변동 상태의 총 효과에서 43.0%를 차지했다 ($p<0.0001$). 잣은 고용 변동 상태와 일반건강검진 참여 여부 사이의 상호작용은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

표 27. 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.077	(0.016–0.139)	0.0136	50.9	(27.1–74.7)	<0.0001
<i>INT_{ref}</i>	0.002	(–0.003–0.006)	0.4556	1.2	(–1.9–4.3)	0.4627
<i>INT_{med}</i>	0.007	(–0.012–0.027)	0.4556	4.9	(–8.2–18.0)	0.4627
<i>PIE</i>	0.065	(0.057–0.074)	<0.0001	43.0	(26.4–59.7)	<0.0001
<i>Total</i>	0.152	(0.097–0.210)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	47.9	(26.2–69.6)	<0.0001			
Proportion attributable to interaction	6.1	(–10.1–22.2)	0.4627			
Proportion eliminated	49.1	(25.3–72.9)	<0.0001			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

성별 하위군 각각에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 28>과 같다. 남성의 경우 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 유사하게 잦은 고용 변동 상태의 직접적인 영향인 controlled direct effect와 일반건강검진 참여를 통한 매개만으로 인한 효과인 pure indirect effect가 유의하게 나타났으며, 그 크기가 서로 유사하였다 (excess HR 기준 controlled direct effect=0.077, 95% CI=0.006-0.147; pure indirect effect=0.075, 95% CI=0.065-0.085). 여성 하위군에서도 pure indirect effect가 유의하게 나타났는데($p < 0.0001$), 총 효과 중 차지하는 비율은 32.6% (95% CI=-3.5-68.7)로 전체 연구대상자 및 남성 하위군에 비해 상대적으로 작았다. 모두 일반건강검진을 참여할 경우 잦은 고용 변동 상태의 직접적인 영향인 controlled direct effect는 0.079로 통계적 유의성은 없었으나($p\text{-value}=0.2200$) 총 효과 중 가장 큰 비율을 차지하였다.

표 28. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=655,663, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.077	(0.006–0.147)	0.0336	46.8	(19.7–73.9)	0.0007
<i>INT_{ref}</i>	0.002	(–0.003–0.008)	0.4105	1.4	(–2.0–4.8)	0.4202
<i>INT_{med}</i>	0.010	(–0.014–0.034)	0.4105	6.1	(–8.8–21.1)	0.4202
<i>PIE</i>	0.075	(0.065–0.085)	<0.0001	45.7	(27.1–64.3)	<0.0001
<i>Total</i>	0.164	(0.101–0.230)	<0.0001	100.0		
여성(n=222,367, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.079	(–0.047–0.204)	0.2200	67.5	(19.5–116.1)	0.0064
<i>INT_{ref}</i>	–0.00004	(–0.010–0.010)	0.9937	–0.03	(–8.4–8.3)	0.9937
<i>INT_{med}</i>	–0.0001	(–0.037–0.037)	0.9937	–0.1	(–31.8–31.5)	0.9937
<i>PIE</i>	0.038	(0.021–0.055)	<0.0001	32.6	(–3.5–68.7)	0.0768
<i>Total</i>	0.116	(0.003–0.243)	0.0440	100.0		

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

5.2.2. 위암으로 인한 사망 발생

5.2.2.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 결과 모형과 메개 모형

고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대한 다변량 모형에 관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부에 대한 변수와 고용 상태와 위암 검진 참여 여부 변수 간 상호작용 항을 추가하기 전 모형과 추가한 모형(결과 모형)의 분석 결과는 <표 29>와 같다. 관찰 기간 내 위암 검진 참여 여부와 관련한 변수를 포함하기 전 모형과 포함한 모형 모두에서 고용 상실 상태가 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 사망 위험이 유의하게 높았으며, 위험비의 크기는 위암 검진 참여 여부를 포함한 모형에서 더 크게 나타났다. 관찰 기간 중 위암 검진 참여를 하지 않은 경우는 한 경우에 비하여 위암으로 인한 사망 위험이 2.281배(HR, 95% CI=1.977-2.631) 높았다. 고용 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 간의 상호작용 항은 통계적으로 유의한 영향은 없었으나 그 위험비는 0.702 (95% CI=0.409-1.203)로 낮게 나타나 위암 검진 참여 관련 변수를 포함하기 전 모형에 비해 포함한 모형에서 고용 상실 상태에 대한 위험비의 값이 크게 나타난 이유를 설명해준다고 볼 수 있었다.

고용 상실 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 살펴본 결과는 <표 30>과 같다. 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태인 경우 관찰 기간 중 위암 검진에 덜 참여한 것으로 나타났다(미참여에 대한 OR=1.805, 95% CI=1.761-1.850). 앞서 일반건강검진 참여에 비해서는 고용 상태의 영향이 작은 양상을 보였다.

표 29. 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	P	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		1.775***	1.341-2.348	<0.0001	1.967***	1.322-2.927	0.0009
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여						
미참여					2.281***	1.977-2.631	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부					0.702	0.409-1.203	0.1973
연령(세)		1.149***	1.122-1.177	<0.0001	1.143***	1.116-1.170	<0.0001
성별	남성						
여성		0.521***	0.431-0.630	<0.0001	0.568***	0.470-0.686	<0.0001
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.921	0.602-1.408	0.7040	0.919	0.601-1.405	0.6963
건강보험료 분위	5분위						
1분위		1.807***	1.348-2.424	<0.0001	1.903***	1.421-2.550	<0.0001
2분위		1.857***	1.401-2.461	<0.0001	1.941***	1.466-2.571	<0.0001
3분위		1.749***	1.385-2.209	<0.0001	1.808***	1.432-2.281	<0.0001
4분위		1.505***	1.268-1.787	<0.0001	1.519***	1.280-1.803	<0.0001

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
거주 지역	수도권						
영남권		1.122	0.954-1.319	0.1656	1.116	0.949-1.313	0.1853
호남권		1.030	0.810-1.311	0.8075	1.090	0.856-1.387	0.4860
충청권		1.291*	1.037-1.607	0.0224	1.372**	1.101-1.708	0.0048
강원·제주		1.135	0.798-1.613	0.4814	1.172	0.824-1.666	0.3777
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.023	0.841-1.245	0.8204	1.004	0.826-1.221	0.9692
6년 이상 8년 미만		1.030	0.817-1.298	0.8043	1.012	0.804-1.275	0.9176
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		1.312**	1.095-1.572	0.0033	1.138	0.948-1.366	0.1664

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

표 30. 고용 상실 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.805***	1.761-1.850	<0.0001
연령(세)		1.038***	1.036-1.040	<0.0001
성별	남성			
여성		0.629***	0.622-0.637	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		1.026	0.994-1.059	0.1110
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.694***	0.677-0.711	<0.0001
2분위		0.744***	0.727-0.761	<0.0001
3분위		0.818***	0.803-0.833	<0.0001
4분위		0.937***	0.926-0.949	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		1.002	0.990-1.013	0.7580
호남권		0.747***	0.735-0.761	<0.0001
충청권		0.709***	0.697-0.722	<0.0001
강원·제주		0.821***	0.800-0.844	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.164***	1.147-1.181	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.145***	1.125-1.165	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		2.132***	2.104-2.160	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

5.2.2.2. 고용 상실 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

위암으로 인한 사망 발생에 대한 고용 상실 상태의 총 효과를 four-way decomposition 한 결과는 <표 31>과 같다. 먼저, 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 총 효과는 초과 위험비 기준 0.815 (95% CI=0.372-1.402)로 나타났다. 이를 네 가지 요소로 나누어 살펴보면, 모든 대상자가 관찰 기간 중 위암 검진을 참여한 경우 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향인 controlled direct effect (CDE)는 초과 위험비 기준 0.721 (95% CI=0.144-1.298, p-value=0.0144)로 나타났으며, 이는 총 효과의 88.5%에 해당하였다(95% CI=40.1-136.9, p-value=0.0003). 한편, 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부의 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)가 0.124 (excess HR, 95% CI=0.100-0.148)로 나타났으며(p<0.0001), 이는 총 효과의 15.2%에 해당하였다(95% CI=5.3-25.0, p-value=0.0026). 반면 고용 상실 상태와 위암 검진 참여 여부 간에는 유의한 상호작용 효과가 없는 것으로 나타났다. 다시 말해 상호작용 효과만을 측정하는 reference interaction (INT_{ref})과 매개와 상호작용이 함께 작용하는 mediated interaction (INT_{med}) 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이와 같은 상황으로 PIE와 INT_{med} 를 합산하여 산출하는 proportion mediated의 값도 가변적으로 나타났다(14.0%, 95% CI=-2.6-30.5, p-value=0.0981).

표 31. 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.721	(0.144–1.298)	0.0144	88.5	(40.1–136.9)	0.0003
<i>INT_{ref}</i>	-0.020	(-0.293–0.253)	0.8859	-2.5	(-36.3–31.4)	0.8871
<i>INT_{med}</i>	-0.010	(-0.143–0.123)	0.8859	-1.2	(-17.7–15.3)	0.8871
<i>PIE</i>	0.124	(0.100–0.148)	<0.0001	15.2	(5.3–25.0)	0.0026
<i>Total</i>	0.815	(0.372–1.402)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	14.0	(-2.6–30.5)	0.0981			
Proportion attributable to interaction	-3.6	(-54.0–46.7)	0.8871			
Proportion eliminated	11.5	(-36.9–59.9)	0.6405			

주: 1) CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

성별 하위군에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 32>와 같다. 남성에 대한 분석 결과는 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 유사하였다. 총 효과 중 고용 상실 상태의 직접적인 영향인 controlled direct effect는 87.8% (95% CI=34.2-141.4, p-value=0.0013), 위암 검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure indirect effect는 14.5% (95% CI=4.5-24.5, p-value=0.0045)로 나타났다. 반면, 여성의 경우 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향인 총 효과가 통계적으로 유의하지 않아 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않았다. 다만 여성 하위군에서도 위암 검진에 미참여한 경우 위암으로 인한 사망 발생 위험이 높았으며(결과 모형 분석 결과, HR=1.954, 95% CI=1.357-2.813), 고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암 검진에 미참여할 가능성이 높았다(매개 모형 분석 결과, OR=1.820, 95% CI=1.739-1.904).

표 32. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=647,531, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.758	(0.100–0.151)	<0.0001	87.8	(34.2–141.4)	0.0013
<i>INT_{ref}</i>	-0.014	(-0.343–0.316)	0.9337	-1.6	(-40.0–36.8)	0.9341
<i>INT_{med}</i>	-0.006	(-0.153–0.140)	0.9337	-0.7	(-17.8–16.3)	0.9341
<i>PIE</i>	0.125	(0.100–0.151)	<0.0001	14.5	(4.5–24.5)	0.0045
<i>Total</i>	0.863	(0.370–1.534)	<0.0001	100.0		
여성(n=218,771, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>						
<i>INT_{ref}</i>						
<i>INT_{med}</i>	NA					
<i>PIE</i>						
<i>Total</i>	0.502	(-0.247–1.996)	0.2482			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect

2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨

3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

5) NA=Not applicable; 총 효과가 유의하지 않은 경우에 대해서는 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않음

5.2.2.3. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대한 결과 모형인 관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부 변수와 고용 상태와 위암 검진 참여 여부 변수 간 상호작용 항을 추가한 모형의 분석 결과는 <표 33>에 제시하였다. 위암 검진 참여와 관련한 변수를 포함하기 전 모형과 포함한 모형 간 고용 상태에 대한 위험비 추정치는 유사하게 나타났으나 검진 참여를 포함한 모형에서 p-value가 증가한 양상을 보였다. 관찰 기간 중 위암 검진 참여를 하지 않은 경우는 한 경우에 비하여 위암으로 인한 사망 위험이 2.277배(HR, 95% CI=1.974-2.626) 높았다. 반면 고용 상태와 관찰기간 중 위암 검진 참여 간의 상호작용 항은 통계적으로 유의한 영향이 없었으나 위험비의 추정치는 1보다 작게 나타났다(HR=0.842, 95% CI=0.511-1.387).

잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 살펴본 결과는 <표 34>와 같다. 고용 유지 상태에 비하여 잦은 고용 변동 상태인 경우 관찰 기간 중 위암 검진에 참여하지 않을 오즈비가 1.718 (95% CI=1.681-1.755)로 높게 나타났다.

표 33. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	P	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지						
잦은 고용 변동		1.560***	1.206-2.019	0.0007	1.564*	1.072-2.282	0.0203
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여						
미참여					2.277***	1.974-2.626	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부					0.842	0.511-1.387	0.4988
연령(세)		1.139***	1.113-1.167	<0.0001	1.133***	1.107-1.160	<0.0001
성별	남성						
여성		0.520***	0.431-0.627	<0.0001	0.569***	0.472-0.687	<0.0001
장애 여부	장애 무						
장애 유		0.868	0.562-1.339	0.5214	0.868	0.562-1.340	0.5230
건강보험료 분위	5분위						
1분위		1.859***	1.390-2.486	<0.0001	1.954***	1.463-2.610	<0.0001
2분위		1.836***	1.388-2.428	<0.0001	1.915***	1.449-2.530	<0.0001
3분위		1.815***	1.444-2.281	<0.0001	1.873***	1.491-2.353	<0.0001
4분위		1.477***	1.244-1.754	<0.0001	1.489***	1.254-1.768	<0.0001

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함(결과 모형)		
		HR	95% CI	<i>P</i>	HR	95% CI	<i>P</i>
거주 지역	수도권						
영남권		1.130	0.962 – 1.327	0.1363	1.123	0.957 – 1.319	0.1560
호남권		0.993	0.779 – 1.266	0.9557	1.050	0.824 – 1.340	0.6924
충청권		1.257*	1.009 – 1.565	0.0412	1.334*	1.071 – 1.661	0.0102
강원·제주		1.179	0.837 – 1.660	0.3462	1.217	0.864 – 1.714	0.2605
연속 고용 기간	8년 이상						
3년 이상 6년 미만		1.062	0.877 – 1.287	0.5355	1.041	0.860 – 1.261	0.6771
6년 이상 8년 미만		0.961	0.760 – 1.215	0.7376	0.945	0.748 – 1.194	0.6345
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여						
미참여		1.348**	1.127 – 1.612	0.0011	1.170	0.511 – 1.387	0.0892

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

표 34. 잦은 고용 변동 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		1.718***	1.681-1.755	<0.0001
연령(세)		1.037***	1.035-1.039	<0.0001
성별	남성			
여성		0.623***	0.615-0.630	<0.0001
장애 여부	장애 무			
장애 유		1.019	0.988-1.051	0.2310
건강보험료 분위	5분위			
1분위		0.702***	0.686-0.719	<0.0001
2분위		0.751***	0.734-0.768	<0.0001
3분위		0.827***	0.812-0.842	<0.0001
4분위		0.942***	0.931-0.953	<0.0001
거주 지역	수도권			
영남권		1.007	0.995-1.018	0.2410
호남권		0.748***	0.735-0.761	<0.0001
충청권		0.714***	0.702-0.726	<0.0001
강원·제주		0.821***	0.800-0.843	<0.0001
연속 고용 기간	8년 이상			
3년 이상 6년 미만		1.166***	1.150-1.184	<0.0001
6년 이상 8년 미만		1.138***	1.119-1.158	<0.0001
과거 3년간 건강검진 참여 여부	참여			
미참여		2.104***	2.076-2.132	<0.0001

주: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

5.2.2.4. 잦은 고용 변동 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

위암으로 인한 사망 발생에 대한 잦은 고용 변동 상태의 총 효과를 four-way decomposition 한 결과는 <표 35>에 제시하였다. 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 총 효과는 초과 위험비 기준 0.578 (95% CI=0.220-1.042)로 나타났다. 모든 대상자가 관찰 기간 중 위암 검진을 참여한 경우 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향인 controlled direct effect (CDE)는 초과 위험비 기준 0.421 (95% CI=-0.016-0.858)로 나타났으며 통계적 유의성은 없었다 (p=0.0591). 총 효과 중 controlled direct effect가 차지하는 비율은 72.8%로 나타났다(95% CI=19.5-126.1, p=0.0074). 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부의 주 매개 효과를 나타내는 pure natural indirect effect (PIE)는 0.112 (excess HR, 95% CI=0.090-0.134)로 매개 효과가 있는 것으로 나타났으며, 이는 잦은 고용 변동 상태의 총 효과에서 19.4%를 차지했다 (95% CI=5.3-33.5, p=0.0070). 잦은 고용 변동 상태와 위암 검진 참여 여부 사이의 상호작용은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며 그 크기도 크지 않았다. 매개와 상호작용 모두로 인한 효과인 mediated interaction (INT_{med})과 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect를 합산하여 얻은 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 위암 검진 참여의 매개 비율인 proportion mediated는 21.8% (95% CI=2.7-40.9)로 통계적으로 유의했다(p=0.0255).

표 35. 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.421	(-0.016-0.858)	0.0591	72.8	(19.5-126.1)	0.0074
<i>INT_{ref}</i>	0.031	(-0.195-0.257)	0.7872	5.4	(-32.8-43.5)	0.7820
<i>INT_{med}</i>	0.014	(-0.086-0.114)	0.7872	2.4	(-14.5-19.3)	0.7820
<i>PIE</i>	0.112	(0.090-0.134)	<0.0001	19.4	(5.3-33.5)	0.0070
<i>Total</i>	0.578	(0.220-1.042)	0.0005	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	21.8	(2.7-40.9)	0.0255			
Proportion attributable to interaction	7.8	(-47.3-62.8)	0.7820			
Proportion eliminated	27.2	(-26.1-80.5)	0.3179			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제 한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

성별 하위군에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 36>과 같다. 남성 하위군에 대한 분석 결과, 전체 연구대상자에 대한 분석 결과에 비해 controlled direct effect의 추정치는 감소하고, pure natural indirect effect의 추정치는 소폭 증가한 양상을 보였다. 잦은 고용 변동 상태의 총 효과 중 controlled direct effect의 비율은 61.6% (95% CI=0.2-123.0, p-value=0.0492)이었으며, pure natural indirect effect의 비율은 20.6% (95% CI=4.3-36.8, p-value=0.0133)이었다. 반면 여성 하위군에 대해서는 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향인 총 효과가 통계적으로 유의하지 않아(HR=0.489, 95% CI=-0.191-1.741) four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않았다. 여성 하위군에서도 위암 검진에 미참여한 경우 위암으로 인한 사망 발생 위험이 유의하게 높았으며(결과 모형 분석 결과, HR=1.924, 95% CI=1.336-2.770), 잦은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암 검진에 미참여할 가능성이 높았다(매개 모형 분석 결과, OR=1.658, 95% CI=1.591-1.727).

표 36. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=655,663, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.362	(-0.119-0.843)	0.1405	61.6	(0.2-123.0)	0.0492
<i>INT_{ref}</i>	0.073	(-0.196-0.342)	0.5938	12.5	(-31.1-56.0)	0.5745
<i>INT_{med}</i>	0.031	(-0.084-0.147)	0.5939	5.4	(-8.8-21.1)	0.5745
<i>PIE</i>	0.121	(0.096-0.145)	<0.0001	20.6	(4.3-36.8)	0.0133
<i>Total</i>	0.587	(0.194-1.110)	0.0015	100.0		
여성(n=222,367, Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>						
<i>INT_{ref}</i>						
<i>INT_{med}</i>	NA					
<i>PIE</i>						
<i>Total</i>	0.489	(-0.191-1.741)	0.2013	100.0		

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect

2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨

3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

5) NA=Not applicable; 총 효과가 유의하지 않은 경우 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않음

5.3. 의료비 지출 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

5.3.1. 심혈관 관련 질환 의료비 지출

5.3.1.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

고용 상실 상태 또는 고용 유지 상태의 대상자 중 심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 529,941명을 대상으로 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 대한 고용 상실 상태의 영향에 대해 결과 모형과 매개 모형을 분석한 결과는 다음과 같다. 관찰 기간 내 일반건강검진 참여 여부와 관련한 변수를 포함하기 전 모형에서는 고용 상실 상태가 고용 유지 상태에 비해 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높았으나($\beta=0.357$, $p<0.0001$) 검진 참여와 관련한 변수를 포함한 결과 모형에서는 고용 상실 상태의 영향이 유의하지 않았다. 한편 관찰 기간 중 일반건강검진 미참여자는 참여자에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 26.6% 높은 것으로 나타났다($p<0.0001$). 또한 고용 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여의 상호작용은 의료비 지출에 유의한 영향이 있었다. 고용 상실 상태이면서 일반건강검진을 미참여한 경우 고용 유지 상태이면서 일반건강검진을 미참여한 경우에 비해 심혈관 관련 질환의 의료비 지출이 42.3% 더 높은 것으로 나타났다($p=0.0001$).

표 37. 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(n=529,941)

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함 (결과 모형)		
		β	(SE)	P	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		0.357***	0.050	<0.0001	0.098	0.061	0.1095
관찰 기간 중 일반 건강검진 참여 여부	참여						
미참여					0.266***	0.041	<0.0001
고용 상태×관찰 기 간 중 일반건강검진 참여 여부					0.423***	0.110	0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 대상자 중 고용 상실 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 앞서 연구 대상자 전체에 대한 분석 결과와 일관되게 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진 미참여할 가능성이 높게 나타났다(OR=9.149, 95% CI=8.773-9.541). 심혈관 관련 질환이 발생한 대상으로 국한하기 전 분석 모형에서 얻은 오즈비보다는 감소한 양상을 보였다.

5.3.1.2. 고용 상실 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

심혈관 관련 질환으로 인한 의료이용이 발생한 대상자에 국한하여 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석한 결과는 <표 38>과 같다. 의료비 지출을 결과 변수로 하는 경우 일반화 선형 모형을 적용하였기에 효과가 원래의 값을 기준으로 차이 척도로 산출되었다. 총 효과를 먼저 살펴보면, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태는 심혈관 관련 질환으로 인한 연간 의료비 지출이 약 13만원 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$). 이를 네 가지 요소로 나누어 살펴보면, 모든 대상자가 관찰 기간 중 일반건강검진을 참여한 경우 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다($p\text{-value} = 0.104$). 이를 기반으로 모든 대상자가 일반건강검진 참여를 하였을 경우 제거되는 고용 상실 상태의 효과인 proportion eliminated를 산출한 결과 73.7% (95% CI=50.3–105.1)로 나타났다($p < 0.0001$). 한편, 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부의 매개 효과만으로 나타나는 pure natural indirect effect (PIE)는 22.5천원으로 나타났으며 통계적으로 유의했다($p < 0.0001$). 이 효과가 총 효과에서 차지하는 비율은 17.1%였다($p < 0.0001$). 고용 상실 상태와 일반건강검진 참여 여부 간에는 상호작용 효과가 있는 것으로 나타났으며, 상호작용 효과만을 측정하는 reference interaction (INT_{ref})과 매개와 상호작용이 함께 작용하는 mediated interaction (INT_{med}) 모두 유의한 영향이 있었다. 이들 추정치의 합을 통해 산출된 총 효과 중 상호작용으로 인한 비율(proportion attributable to interaction)은 56.6% (95% CI=33.7–84.9)로 나타났다($p < 0.0001$). INT_{med} 의 크기가 58.1천원으로 작지 않게 나타남에 따라 INT_{med} 와 PIE의 합을 통해 산출되는 전체 매개 효과도 61.3% (95% CI=43.0–86.7)로 나타났다($p < 0.0001$).

표 38. 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	34.5	(-4.9-76.9)	0.104	26.3	(-5.1-49.7)	0.104
<i>INT_{ref}</i>	16.2	(9.4-24.2)	<0.0001	12.4	(7.4-18.6)	<0.0001
<i>INT_{med}</i>	58.1	(32.8-87.0)	<0.0001	44.2	(26.5-66.6)	<0.0001
<i>PIE</i>	22.5	(15.3-30.2)	<0.0001	17.1	(10.3-26.6)	<0.0001
<i>Total</i>	131.2	(91.0-176.4)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	61.3	(43.0-86.7)	<0.0001			
Proportion attributable to interaction	56.6	(33.7-84.9)	<0.0001			
Proportion eliminated	73.7	(50.3-105.1)	<0.0001			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 500 bootstrap에 기반함

성별 하위군 각각에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 39>와 같다. 남성의 경우 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 마찬가지로 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 일반건강검진 참여의 매개와 상호작용 효과가 모두 있는 것으로 나타났다. 또한 그 크기는 전체 연구대상자에 대한 분석 결과보다 더 크게 나타났는데, 특히 매개와 상호작용이 함께 작용한 효과인 mediated interaction의 추정치가 총 효과 중 차지하는 비율이 60.0% (95% CI=39.0-87.6, $p<0.0001$)으로 크게 나타났다. 이로 인해 총 효과 중 상호작용으로 인한 비율(proportion attributable to interaction)은 76.6% (95% CI=50.2-112.8, $p<0.0001$), 매개로 인한 비율(proportion mediated)은 80.8% (95% CI=59.1-116.5, $p<0.0001$)이었다. 반면, 여성에 대한 분석 결과에서는 일반건강검진의 매개 효과 및 상호작용 효과 모두 유의하지 않았으며, 고용 상태의 직접적인 효과인 controlled direct effect가 총 효과 중 차지하는 비율이 73.7% (95% CI=21.9-107.2, $p=0.020$)로 크게 나타났다.

표 39. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=397,098), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	3.5	(-39.5-47.0)	0.913	2.6	(-39.0-29.0)	0.913
<i>INT_{ref}</i>	22.8	(14.0-32.5)	<0.0001	16.6	(11.1-25.1)	<0.0001
<i>INT_{med}</i>	82.3	(49.0-114.5)	<0.0001	60.0	(39.0-87.6)	<0.0001
<i>PIE</i>	28.6	(19.7-38.1)	<0.0001	20.9	(13.1-36.0)	<0.0001
<i>Total</i>	137.2	(87.7-186.5)	<0.0001	100.0		
여성(n=132,843), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	67.6	(13.6-129.8)	0.020	73.7	(21.9-107.2)	0.020
<i>INT_{ref}</i>	4.2	(-2.4-11.3)	0.267	4.6	(-3.1-14.1)	0.267
<i>INT_{med}</i>	16.0	(-9.3-44.0)	0.267	17.5	(-11.8-55.3)	0.267
<i>PIE</i>	3.9	(-2.9-11.4)	0.267	4.3	(-3.8-19.6)	0.267
<i>Total</i>	91.7	(40.4-162.8)	<0.0001	100.0		

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 300 bootstrap에 기반함

5.3.1.3. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

잦은 고용 변동 상태 또는 고용 유지 상태의 대상자 중 심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 539,051명을 대상으로 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 결과 모형과 매개 모형을 분석한 결과는 다음과 같다. 관찰 기간 내 일반건강검진 참여와 관련한 변수를 포함한 결과 모형에서 다른 조건이 동일할 때, 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태인 경우 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 14.1% 높은 것으로 나타났다($p=0.0030$). 이는 관찰 기간 내 검진 참여와 관련한 변수를 포함하기 전 모형에 비해 감소한 수치이다. 관찰 기간 중 일반건강검진 미참여자는 참여자에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 26.0% 높게 나타났으며($p<0.0001$), 고용 상태와 관찰 기간 중 검진 참여 간에 상호작용도 유의하게 나타났다($p=0.0184$). 상호작용 항의 회귀계수는 검진 미참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향이 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태에서 더 크다는 것을 의미한다.

심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 대상자 중 잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 전체 연구 대상자에 대한 분석 결과와 유사하게 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진을 미참여할 가능성이 유의하게 높았다($OR=5.621$, 95% $CI=5.416-5.834$).

표 40. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(n=539,051)

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함 (결과 모형)		
		β	(SE)	P	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지						
잦은 고용 변동		0.261**	0.042	<0.0001	0.141**	0.048	0.0030
관찰 기간 중 일반 건강검진 참여 여부	참여						
미참여					0.260***	0.042	<0.0001
고용 상태×관찰 기 간 중 일반건강검진 참여 여부					0.240*	0.102	0.0184

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

5.3.1.4. 잣은 고용 변동 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

앞서 제시한 결과 모형과 매개 모형을 기반으로 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 대한 잣은 고용 변동 상태의 총 효과를 four-way decomposition 한 결과는 <표 41>과 같다. 먼저, 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때 잣은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 심혈관 관련 질환으로 인한 연간 의료비가 98.6천원 높았다($p < 0.0001$). 모든 대상자가 관찰 기간 중 일반건강검진을 참여한 경우 잣은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 51.2천원(95% CI=6.9—113.1천원) 높았으며 이는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했다($p\text{-value}=0.012$). 이를 기반으로 모든 대상자가 일반건강검진 참여를 하였을 경우 제거되는 잣은 고용 변동 상태의 효과인 proportion eliminated를 산출한 결과 48.1% (95% CI=21.3—88.8)로 나타났다($p < 0.0001$). 한편, 상호작용만으로 인한 효과인 reference interaction (INT_{ref})과 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE), 상호작용과 매개 효과가 함께 작용하는 mediated interaction (INT_{med}) 모두 유의하게 나타났다. Pure natural indirect effect와 mediated interaction 추정치의 합을 통해 산출되는 총 효과 중 매개로 인한 비율 (proportion mediated)은 38.6% (95% CI=18.7—71.1)로 나타났다($p < 0.0001$). Reference interaction과 mediated interaction 추정치의 합을 통해 산출되는 총 효과 중 상호작용으로 인한 비율(proportion attributable to interaction)은 32.7%였다(95% CI=6.8—68.0, $p=0.0008$).

표 41. 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	51.2	(6.9–113.1)	0.012	51.9	(11.2–78.7)	0.012
<i>INT_{ref}</i>	9.3	(2.2–16.4)	0.008	9.5	(2.0–20.0)	0.008
<i>INT_{med}</i>	22.9	(5.3–40.5)	0.008	23.3	(4.8–48.0)	0.008
<i>PIE</i>	15.1	(11.2–21.3)	<0.0001	15.3	(8.8–28.2)	<0.0001
<i>Total</i>	98.6	(58.5–153.4)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	38.6	(18.7–71.1)	<0.0001			
Proportion attributable to interaction	32.7	(6.8–68.0)	0.008			
Proportion eliminated	48.1	(21.3–88.8)	<0.0001			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 500 bootstrap에 기반함

성별 하위군에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 42>와 같다. 먼저 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 잦은 고용 변동 상태가 미치는 영향인 총 효과는 여성에 비해 남성에서 2배 정도로 크게 나타났다. 남성 하위군에서는 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 유사하게 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 일반건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 모두 유의하게 나타났으며, 총 효과 중 해당 효과가 차지하는 비율도 유사하였다. 반면, 여성 하위군에 대한 분석 결과에서는 일반건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 유의하지 않았다. 총 효과 중 잦은 고용 변동 상태의 직접적인 영향인 controlled direct effect가 차지하는 비율이 72.6%로 크게 나타났다(95% CI=6.6-105.0, p-value=0.047).

표 42. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=403,477), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	55.0	(-14.6-159.7)	0.180	48.5	(-21.4-84.6)	0.180
<i>INT_{ref}</i>	11.4	(0.5-21.1)	0.040	10.1	(0.4-28.6)	0.040
<i>INT_{med}</i>	27.7	(1.2-50.5)	0.040	24.4	(0.9-70.3)	0.040
<i>PIE</i>	19.3	(14.2-26.1)	<0.0001	17.0	(9.9-45.5)	<0.0001
<i>Total</i>	113.3	(50.9-197.9)	<0.0001	100.0		
여성(n=135,574), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	42.0	(1.9-90.5)	0.047	72.6	(6.6-105.0)	0.047
<i>INT_{ref}</i>	3.5	(-1.6-10.6)	0.180	4.6	(-3.2-24.3)	0.180
<i>INT_{med}</i>	9.8	(-4.5-29.1)	0.180	17.5	(-8.7-65.9)	0.180
<i>PIE</i>	2.5	(-1.9-7.2)	0.327	4.3	(-3.9-19.1)	0.327
<i>Total</i>	57.9	(20.6-105.4)	<0.0001	100.0		

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect

2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨

3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 300 bootstrap에 기반함

5.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출

5.3.2.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

고용 상실 상태 또는 고용 유지 상태의 대상자 중 위암으로 인한 의료이용이 있었던 7,175명을 대상으로 위암으로 인한 의료비 지출에 대한 고용 상실 상태의 영향에 대해 결과 모형과 매개 모형을 분석한 결과는 다음의 표와 같다. 위암 검진 참여와 관련한 변수를 포함한 결과 모형에서는 다른 조건이 동일할 때 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태인 경우 위암으로 인한 의료비 지출이 33.6% 높은 것으로 나타났다($p=0.0213$). 한편 관찰 기간 중 위암 검진에 미참여한 경우는 참여한 경우에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 35.7% 높은 것으로 나타났다($p<0.0001$). 고용 상태와 위암 검진 참여의 상호작용은 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다($\beta=0.061$, $p\text{-value}=0.8006$).

표 43. 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향($n=7,175$)

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함 (결과 모형)		
		β	(SE)	P	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지						
고용 상실		0.365*	0.118	0.0020	0.336*	0.146	0.0213
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여						
미참여					0.357***	0.046	<0.0001
고용 상태×관찰 기 간 중 위암 검진 참 여 여부					0.061	0.242	0.8006

주: 1) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

2) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

위암으로 인한 의료이용이 있었던 대상자 중 고용 상실 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 살펴본 결과, 고용 유지 상태에 비하여 고용 상실 상태인 경우 관찰 기간 중 위암 검진 미참여 가능성이 높은 양상을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다(OR=1.176, 95% CI=0.889-1.557). 위암이 발생한 대상으로 국한하기 전 분석 결과에 비하여 고용 상실 상태의 영향이 감소하고(즉, 위암 검진 미참여에 대한 오즈비 감소), p-value가 증가하였다.

5.3.2.2. 고용 상실 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

위암으로 인한 의료이용이 발생한 대상자에 국한하여 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 44>와 같다. 총 효과를 먼저 살펴보면, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태는 위암으로 인한 연간 의료비 지출이 약 312만원 높은 것으로 나타났다($p < 0.0001$). 이를 네 가지 요소로 나누어 살펴본 결과, 모든 대상자가 관찰 기간 중 위암 검진을 참여한 경우 고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 연간 의료비 지출이 약 236만원 높은 것으로 나타났다($p\text{-value} = 0.038$). 이는 총 효과의 75.7%에 해당한다($p\text{-value} = 0.038$). 반면, 위암 검진 참여의 매개 효과 및 위암 검진 참여와 고용 상태 간 상호작용 효과에 해당하는 요소들인 pure natural indirect effect (PIE), reference interaction (INT_{ref}), mediated interaction (INT_{med})은 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 정리하면, 고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높게 나타나지만 이를 위암 검진 참여의 매개 효과나 고용 상태와 위암 검진 참여 간의 상호작용 효과로는 설명할 수 없는 것으로 볼 수 있다.

성별 하위군에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 45>와 같다. 남성의 경우 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향인 총 효과가 전체 연구대상자에서보다 더 큰 약 384만원으로 나타났다($p < 0.0001$). 반면, 여성의 경우 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 유의한 영향이 없어 four-way decomposition 분석 결과를 별도로 제시하지 않았다. 남성에 대한 분석 결과에서도 위암 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과는 유의하지 않았으며, 모두가 위암 검진에 참여하였을 경우 고용 상실 상태의 영향인 controlled direct effect가 총 효과의 80.8%를 차지하였다($p\text{-value} = 0.022$).

표 44. 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	2359.7	(158.5–5017.2)	0.038	75.7	(10.1–120.3)	0.038
<i>INT_{ref}</i>	556.0	(-685.2–1845.2)	0.348	17.8	(-21.3–82.5)	0.348
<i>INT_{med}</i>	82.7	(-114.9–335.5)	0.560	2.7	(-4.2–11.8)	0.560
<i>PIE</i>	119.4	(-67.7–251.5)	0.312	3.8	(-2.4–10.5)	0.312
<i>Total</i>	3117.8	(1286.2–5259.4)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	6.5	(-5.1–19.8)	0.326			
Proportion attributable to interaction	20.5	(-24.4–86.5)	0.348			
Proportion eliminated	24.3	(-20.3–89.9)	0.292			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

표 45. 성별 하위군 분석 결과: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=6,134), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	3101.7	(356.7–5958.0)	0.022	80.8	(19.0–122.6)	0.022
<i>INT_{ref}</i>	560.0	(-796.8–2167.5)	0.444	14.6	(-23.0–70.8)	0.444
<i>INT_{med}</i>	73.1	(-151.9–439.8)	0.568	1.9	(-4.6–11.8)	0.568
<i>PIE</i>	104.6	(-76.0–294.6)	0.252	2.7	(-2.2–9.5)	0.252
<i>Total</i>	3839.4	(1658.2–6215.8)	<0.0001	100.0		
여성(n=1,041), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>						
<i>INT_{ref}</i>						
<i>INT_{med}</i>						
<i>PIE</i>						
<i>Total</i>	-239.1	(-2359.8–2847.2)	0.972			

주: 1) CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

5.3.2.3. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 결과 모형과 매개 모형

잦은 고용 변동 상태 또는 고용 유지 상태의 대상자 중 위암으로 인한 의료이용이 있었던 7,275명을 대상으로 고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 결과 모형을 분석한 결과는 다음의 표와 같다. 위암 검진 참여와 관련한 변수를 포함한 결과 모형에서는 잦은 고용 변동 상태는 위암으로 인한 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다($\beta=0.190$, $p=0.1322$). 관찰 기간 중 위암 검진 참여를 하지 않은 경우는 참여를 한 경우에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 35.8% 높은 것으로 나타났다($p<0.0001$). 반면, 고용 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부의 상호작용 항은 유의한 영향이 없었다.

표 46. 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향(n=7,275)

변수명	reference	검진 참여 변수 미포함			검진 참여 변수 포함 (결과 모형)		
		β	(SE)	P	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지						
잦은 고용 변동		0.262**	0.100	0.0088	0.190	0.126	0.1322
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여						
미참여					0.358***	0.046	<0.0001
고용 상태×관찰 기 간 중 위암 검진 참 여 여부					0.104	0.201	0.6060

주: 1) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

2) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

위암으로 인한 의료이용이 있었던 대상자 중 잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 위암으로 인한 의료이용이 있었던 대상자로 국한하기 전 분석 결과와 유사하게 고용 유지 상태에 비해 잦은 고용 변동 상태인 경우 관찰 기간 중 위암 검진을 미참여할 가능성이 유의하게 높았다(OR=1.372, 95% CI=1.085-1.734).

5.3.2.4. 잣은 고용 변동 상태의 총 효과에 대한 four-way decomposition

앞서 제시한 결과 모형과 매개 모형을 기반으로 위암으로 인한 의료비 지출에 대한 잣은 고용 변동 상태의 총 효과와 관련하여 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 47>과 같다. 먼저, 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때 잣은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 연간 의료비가 약 205만원 높은 것으로 나타났다(p -value=0.002). 모든 대상자가 관찰 기간 중 위암 검진을 참여한 경우 잣은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 약 124만원 높은 것으로 나타났으며 이는 총 효과의 60.5%에 해당하였으나 통계적 유의성은 없었다(p =0.072). 매개 효과만으로 나타나는 pure indirect effect는 약 17만원으로 유의하게 나타났으며(95% CI=30.9-333.7천원, p =0.026) 이는 총 효과의 8.4%에 해당하였다(95% CI=1.6-27.5, p -value=0.028). 반면 잣은 고용 변동 상태와 위암 검진 참여 간에 상호작용 효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. Pure natural indirect effect와 mediated interaction 추정치의 합을 통해 산출되는 총 효과 중 매개로 인한 비율(proportion mediated)은 13.9% (95% CI=0.8-41.9)로 나타났다(p =0.034).

성별 하위군으로 나누어 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 <표 48>과 같다. 남성에 비해 여성에서 잣은 고용 변동 상태의 총 효과가 더 크게 나타났다. 여성 하위군에서는 고용 유지 상태에 비해 잣은 고용 변동 상태에서 위암으로 인한 의료비 지출이 약 494만원 높았다(p =0.048). 남성 하위군의 경우, 위암 검진 참여의 주 매개 효과인 pure natural indirect effect가 약 21만원으로 유의하게 나타났다(p <0.0001). 반면 여성 하위군에서는 위암 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 모두 유의하지 않았으며, controlled direct effect가 약 652만원으로 유의하게 나타났다(p -value=0.034).

표 47. 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	1238.8	(-142.9-3000.9)	0.074	60.5	(-12.3-128.8)	0.072
<i>INT_{ref}</i>	524.0	(-468.3-1587.7)	0.346	25.6	(-33.4-81.6)	0.348
<i>INT_{med}</i>	111.4	(-106.7-428.7)	0.368	5.4	(-7.0-19.4)	0.370
<i>PIE</i>	172.2	(30.9-333.7)	0.026	8.4	(1.6-27.5)	0.028
<i>Total</i>	2046.4	(692.7-3683.3)	0.002	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	13.9	(0.8-41.9)	0.034			
Proportion attributable to interaction	31.0	(-41.1-100.7)	0.348			
Proportion eliminated	39.5	(-28.8-112.3)	0.228			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제 한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

표 48. 성별 하위군 분석 결과: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
남성(n=6,227), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	187.4	(-1111.9-1448.4)	0.756	12.2	(-189.1-129.0)	0.716
<i>INT_{ref}</i>	906.7	(-109.5-2056.2)	0.096	58.8	(-37.3-189.8)	0.120
<i>INT_{med}</i>	236.0	(-24.0-640.7)	0.096	15.3	(-8.7-49.9)	0.120
<i>PIE</i>	211.5	(63.5-393.3)	<0.0001	13.7	(1.3-60.5)	0.044
<i>Total</i>	1541.5	(134.7-3014.5)	0.044	100.0		
여성(n=1,048), 4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	6516.0	(622.5-13713.0)	0.034	132.3	(17.1-274.9)	0.042
<i>INT_{ref}</i>	-1697.0	(-4145.2-1342.9)	0.302	-34.5	(-187.6-73.1)	0.334
<i>INT_{med}</i>	210.6	(-829.0-1515.4)	0.704	4.3	(-27.5-55.3)	0.716
<i>PIE</i>	-104.0	(-554.1-294.1)	0.544	-2.1	(-29.3-13.4)	0.572
<i>Total</i>	4925.6	(58.2-11067.4)	0.048	100.0		

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect

2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨

3) 연령, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제한 분석 결과임

4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

5.4. 소결

4장에서 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생과 관련 질환의 의료비 지출, 위암으로 인한 사망 발생과 의료비 지출에 대해 유의한 영향이 있는 것으로 나타난 바 있다. 본 장에서는 이러한 영향에 검진 참여의 매개 효과와 상호작용 효과가 있는지에 대해 인과 매개 분석 방법 중 하나인 four-way decomposition을 통해 분석하였다.

인과 매개 분석을 진행하기에 앞서 연구대상자의 검진 참여 양상과 그 효과에 대한 기초 분석을 먼저 수행하였다. 일반건강검진 참여율은 고용 상태에 따라 큰 차이를 보였다. 고용 유지 상태는 고용 상실 상태 및 잦은 고용 변동 상태에 비해 상당히 높은 참여율을 보였으며, 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태 간에도 차이를 보여 고용 상실 상태의 참여율이 가장 낮았다. 위암 검진 참여율 역시 고용 유지군이 가장 높고, 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 낮은 양상을 보였으나 일반건강검진에 비해서는 고용 상태에 따른 격차가 작았다.

고용 유지군만을 대상으로 일반건강검진 참여의 영향을 살펴본 결과, 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때, 검진을 1회도 하지 않은 경우는 1회 이상 참여한 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 1.522배 높았다(HR, 95% CI=1.463-1.584). 고용 유지군에 대해 위암 검진 참여의 영향을 분석한 결과 다른 조건이 동일할 때, 검진을 1회도 하지 않은 경우는 1회 이상 참여한 경우에 비해 위암으로 인한 사망 발생 위험이 3.017배 높았다(HR, 95% CI=2.609-3.489). 한편, 각 연구대상자의 검진 참여 측정 기간에 대한 검진 참여 횟수를 기반으로 검진 참여를 50% 이상 여부, 60% 이상 여부, 80% 이상 여부, 100% 여부로 구분하여 분석한 결과 그 기준이 증가할수록 검진 참여 변수의 영향이 감소하는 양상을 볼 수 있었다. 연구대상자별로 검진 참여 측정 기간이 상이하여 해석에 주의는 필요하나 검진 참여 측정 기간 중 검진 미참여(즉, 1회도

참여하지 않은 경우)의 영향이 부족한 횟수로 참여한 것의 영향보다 큰 것으로 짐작해볼 수 있다. 다만 의료비 지출에 대해서는 위와 같이 변수 구분의 기준이 증가할수록 변수의 영향이 감소하는 양상을 확인할 수 없었다.

앞선 분석의 결과와 연구대상자 별로 검진 참여 측정 기간이 상이하 여 그 구분이 모호한 점 고려하여 매개 및 상호작용 효과 분석에서 일반 건강검진과 위암 검진 참여 각각에 대한 변수는 검진 참여 측정 기간 중 1회 이상 검진 참여 여부를 기준으로 정의하였다. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 대한 고용 상태의 총 효과에 대해 four-way decomposition 분석을 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태 각각에 대해 수행한 결과, 일반건강검진 참여의 매개 효과가 상당 부분 있는 것으로 나타났으며 잦은 고용 변동 상태의 영향에 비해 고용 상실 상태의 영향에서 매개 효과가 더 크게 나타났다. 모두가 검진을 참여하였을 경우 고용 상태의 효과인 controlled direct effect는 고용 상실 상태의 영향에 있어서는 유의하지 않고 그 크기도 매우 작게 나타난 반면, 잦은 고용 변동 상태의 영향에 있어서는 유의하고 그 비율도 50.9% (95% CI=27.1-74.7, $p<0.0001$)로 크게 나타났다. 한편 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 있어 고용 상태와 일반건강검진 참여 간에는 유의한 상호작용은 확인되지 않았다. 성별 하위군 분석 결과, 남성 하위군에서의 분석 결과는 전체 연구대상자에 대한 분석 결과와 유사하였다.

고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과 위암 검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure indirect effect가 고용 상실 상태의 영향과 잦은 고용 변동 상태의 영향 모두에서 유의하게 나타났다. 다만 앞서 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 있어 일반건강검진 참여의 매개 효과가 차지하였던 비율에 비해서는 총 효과 중 검진 참여의 매개 효과가 차지하는 비율이 상대적으로 작아 영향 대부분은 모든 대상자가 위암 검진을

받았을 경우 고용 상태 그 자체의 영향(즉, 본 연구의 매개 변수인 위암 검진 참여가 아닌 경로)에서 기인한 것으로 볼 수 있었다. 고용 상태와 위암 검진 참여 간 유의한 상호작용은 확인되지 않았다. 성별 하위군 분석 결과, 남성 하위군은 전체 연구대상자와 유사한 양상을 보인 반면, 여성의 경우 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 유의한 영향이 없어 four-way decomposition 분석 결과를 제시하지 않았다.

고용 상태가 심혈관 관련 질환(고혈압, 당뇨, 이상지질혈증, 심혈관 질환)으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어서 일반건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 확인되었다. 모든 대상자가 관찰기간 내 1회 이상 일반건강검진 참여를 하였을 경우 제거되는 고용 상태의 영향인 proportion eliminated가 고용 상실 상태에 대한 분석에서는 73.7%, 잦은 고용 변동 상태에 대한 분석에서는 48.1%로 나타났다($p < 0.0001$). 한편, 고용 상태와 일반건강검진 참여의 상호작용은 양의 값을 가졌는데, 이는 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태인 경우 고용 유지 상태에 비해 심혈관 관련 질환 의료비에 대한 일반건강검진 미참여의 영향이 더 크게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 성별 하위군 분석 결과, 남성 하위군은 전체 연구대상자에서의 분석 결과와 유사한 양상을 보인 반면, 여성 하위군에서는 일반건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 유의하지 않았다.

고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높았지만 이는 위암 검진 참여의 매개 효과나 고용 상태와 위암 검진 참여 간의 상호작용 효과로는 설명할 수 없는 것으로 나타났다. 위암이 발생한 대상으로 국한하여 고용 상실 상태가 위암 검진 참여에 미치는 영향을 분석하였을 때 유의한 영향이 확인되지 않았기 때문에 이와 같은 결과가 나타난 것으로 보인다. 반면 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해서는 위암 검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect가 총 효과의 8.4%

를 차지하는 것으로 나타났다(p -value=0.028). 성별 하위군 분석 결과, 남성에 대해서는 전체 연구대상자와 유사한 결과를 얻었으며 여성에 대해서는 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 유의한 영향이 있는 것으로 나타났으나 그 영향에 있어 위암 검진 참여의 매개 효과는 확인되지 않았다.

제 6 장 건강 행태를 반영한 추가 분석

6.1. 추가 분석 대상자 특성

추가 분석은 기본 분석 대상자 중 이전 3년간 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단을 참여한 이력이 있고, 해당 검진의 문진에서 흡연 및 음주 문진에 대한 응답이 있는 경우에 대해 진행하였다. 이와 같은 기준에 따라 기본 분석 연구대상자 중 고용 유지군은 15.2%, 고용 상실군은 24.9%, 잦은 고용 변동군은 19.7%가 제외되었다.



그림 19. 추가 분석 대상자 선정 결과

추가 분석 대상자의 흡연 상태와 음주 빈도의 분포를 살펴보면 다음과 같다. 이전 3년간의 검진 시 흡연 상태라고 응답한 비율이 고용 유지군에 비해 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 더 높게 나타났다. 음주 빈도의 경우에도 고용 유지군에 비해 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 주 3회 이상인 비율이 더 높았다. 또한 고용 상실군에 비해 잦은 고용 변동군에서 흡연 상태인 비율과 주 3회 이상 음주의 비율이 더 높은 양상을 보였다. 한편, 흡연과 관련하여서는 고용 유지군에서 과거 흡연에 해당하는 비율이 가장 높게 나타났다.

표 49. 추가 분석 대상자의 건강 행태 관련 변수 분포

특성	고용 유지군		고용 상실군		잦은 고용 변동군		P-value
	N	%	N	%	N	%	
전체	836,368	100.0	29,934	100.0	41,662	100.0	
흡연 상태							<0.0001
비흡연	337,186	47.5	10,994	48.9	15,907	47.5	
과거 흡연	135,436	19.1	3,550	15.8	4,828	14.4	
현재 흡연	237,003	33.4	7,946	35.3	12,735	38.1	
음주 빈도							<0.0001
주 3회 미만	615,145	86.7	18,796	83.6	27,645	82.6	
주 3회 이상	94,480	13.3	3,694	16.4	5,825	17.4	

주: 1) 건강 행태 관련 변수는 고용 유지군의 경우 2010년, 고용 상실군 및 잦은 고용 변동군의 경우 관찰 기간 내 첫 고용 상실 시점으로부터 과거 3년 내 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단 문진의 응답을 기반으로 하였으며, 각 대상자의 해당 기간 응답 중 가장 최근 시점을 기준으로 함
 2) P-value는 Chi-square test 결과에 기반함

6.2. 건강 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

6.2.1. 심혈관 질환으로 인한 입원 발생

6.2.1.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 분석

고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 대해 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과를 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 결과 모형을 살펴보면, 고용 상실에 대한 위험비 추정치는 기본 분석의 결과와 큰 차이가 없었다. 반면 검진 미참여에 대한 위험비 추정치는 기본 분석 결과에 비해 소폭 상승하였다. 한편, 비흡연 상태에 비해 흡연 상태에 있었던 경우 심혈관 질환으로 인한 입원 발생은 1.464배 (HR, 95% CI=1.421-1.507) 높게 나타났다.

표 50. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향(결과 모형)

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.003	0.922-1.091	0.9463
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여			
미참여		1.571***	1.472-1.677	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부		0.878	0.759-1.017	0.0819
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.013	0.978-1.049	0.4813
현재 흡연		1.464***	1.421-1.507	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.044**	1.012-1.077	0.0066

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제된 분석 결과임

매개 모형에 있어서는 기본 분석에 비해 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향이 크게 증가한 양상을 보였다. 한편 비흡연 상태에 비해 현재 흡연 상태로 응답하였던 경우는 이후 기간에 대해 일반건강검진 미참여 가능성이 더 높았으며 반대로 과거 흡연 상태로 응답하였던 경우는 검진 미참여 가능성이 더 낮았다. 음주 빈도가 주 3회 이상인 경우는 미만인 경우에 비해 일반건강검진 미참여 가능성이 더 높았다.

표 51. 추가 분석: 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		21.228***	20.471–22.013	<0.0001
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		0.759***	0.724–0.796	<0.0001
현재 흡연		1.130***	1.088–1.174	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.172***	1.126–1.220	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

이와 같은 결과 모형과 매개 모형을 바탕으로 고용 상실 상태의 영향에 대해 four-way decomposition을 한 분석 결과는 다음과 같다. 앞서 매개 모형에서 고용 상실 상태가 검진 미참여에 미치는 영향이 더 커진 영향으로 기본 분석 결과에 비해 매개 효과와 상호작용이 함께 작용하는 mediated interaction (INT_{med})의 크기가 증가하였다. 다만 이에 대해 통계적 유의성은 없었다($p=0.1273$). 또한 총 효과는 큰 변화가 없었던 것에 비해 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)의 크기도 소폭(mediated interaction의 증가와 유사한 정도로) 증가하였다.

표 52. 추가 분석: 고용 상실 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.003	(-0.080-0.086)	0.9463	2.9	(-79.3-85.1)	0.9452
<i>INT_{ref}</i>	-0.003	(-0.007-0.000)	0.0526	-3.5	(-7.9-1.0)	0.1274
<i>INT_{med}</i>	-0.050	(-0.100-0.001)	0.0526	-50.2	(-114.8-14.3)	0.1273
<i>PIE</i>	0.150	(0.123-0.176)	<0.0001	150.8	(36.8-264.8)	0.0095
<i>Total</i>	0.099	(0.028-0.175)	0.0053	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	100.6	(17.7-183.5)	0.0174			
Proportion attributable to interaction	-53.7	(-122.7-15.3)	0.1273			
Proportion eliminated	97.1	(14.9-179.3)	0.0206			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

6.2.1.2. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 분석

심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 있어 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대해 매개 및 상호작용 효과를 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 결과 모형을 기본 분석과 비교해보면 잦은 고용 변동 상태의 위험비는 소폭 증가하였으나 통계적 유의성은 없었다. 관찰기간 중 일반건강검진의 효과도 일부 증가하였다. 흡연 및 음주에 대한 변수의 위험비는 앞서 제시한 고용 상실 상태의 영향 분석 모형의 결과와 유사하게 나타났다.

표 53. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향(결과 모형)

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		1.048	0.984-1.117	0.1451
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여			
미참여		1.573***	1.473-1.678	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부		0.903	0.790-1.031	0.1313
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.012	0.977-1.048	0.5206
현재 흡연		1.456***	1.414-1.500	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.040*	1.008-1.072	0.0126

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

잦은 고용 변동 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향에 대한 오즈비 역시 기본 분석에 비해 증가한 양상을 보였다.

표 54. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 일반건강검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		11.027***	10.651–11.416	<0.0001
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		0.774***	0.739–0.811	<0.0001
현재 흡연		1.103***	1.062–1.145	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.180***	1.135–1.227	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 한 결과에서도 매개만으로 작용하는 효과인 pure natural indirect effect (PIE)가 유의하게 나타났으며(p<0.0001) 그 크기는 기본 분석에 비해 증가하였다. 잦은 고용 변동 상태의 총 효과는 기본 분석에 비해 감소하였기에 총 효과 중 매개 효과로 인한 비율은 기본 분석에 비해 증가한 양상을 보였다. 반면 모두가 일반건강검진에 참여한 경우 잦은 고용 변동 상태의 직접적인 효과인 controlled direct effect (CDE)의 경우 추정치가 기본 분석에 비해 감소하였으며, 통계적 유의성도 없었다(p-value=0.1547). 한편, 상호작용과 관련한 reference interaction (INT_{ref})과 mediated interaction (INT_{med})은 기본 분석 결과와 반대의 부호를 가졌다. 다만 추가 분석에서도 유의한 영향은 없었다.

표 55. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.048	(-0.018-0.114)	0.1547	42.8	(3.9-81.6)	0.0309
<i>INT_{ref}</i>	-0.002	(-0.006-0.001)	0.1693	-2.2	(-5.5-1.2)	0.2037
<i>INT_{med}</i>	-0.020	(-0.049-0.009)	0.1694	-18.0	(-45.7-9.7)	0.2037
<i>PIE</i>	0.086	(0.071-0.102)	<0.0001	77.4	(33.1-121.6)	0.0006
<i>Total</i>	0.112	(0.052-0.175)	0.0002	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	59.4	(21.1-97.7)	0.0023			
Proportion attributable to interaction	-20.1	(-51.2-10.9)	0.2037			
Proportion eliminated	57.2	(18.4-96.1)	0.0039			

주: 1) CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

6.2.2. 위암으로 인한 사망 발생

6.2.2.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 분석

고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대해 위암 검진 참여 관련 변수를 추가한 결과 모형의 분석 결과는 <표 56>과 같다. 기본 분석에서 결과 모형의 고용 상실에 대한 위험비는 1.967 (HR, 95% CI=1.332-2.927)이었는데, 추가 분석에서는 2.317 (HR, 95% CI=1.528-3.515)로 보다 크게 나타났다($p < 0.0001$). 위암 검진 미참여의 위험비는 소폭 증가한 양상을 보였다. 한편, 위암 검진 참여 여부와 고용 상태 간 상호작용항의 회귀 계수는 그 크기가 증가하고(계수의 절대값이 증가) 유의수준 5%에서 통계적으로 유의해졌다. 본 상호작용 항을 해석해보면, 위암 검진 미참여의 영향이 고용 유지군에 비해 고용 상실군에서 더 작게 나타난다는 것을 의미한다. 위암 검진 미참여에 대한 회귀 계수 추정치가 0.829646, 위암 검진 미참여와 고용 상실 상태에 대한 상호작용 항의 회귀 계수 추정치가 -0.768825로 나타나 고용 상실 상태에서 위암 검진 미참여의 영향에 대한 회귀 계수 추정치는 $0.829646 - 0.768825 = 0.060821$ 이 된다고 볼 수 있다. 이를 위험비로 산출하면 고용 상실 상태에서 위암 검진에 미참여 한 경우는 참여한 경우에 비해 위암으로 인한 사망 위험이 1.063배 높다는 의미가 된다. 한편, 현재 흡연 상태인 것과 음주 빈도가 주 3회 이상인 것은 위암으로 인한 사망 발생 위험을 높이는 것으로 나타났다.

고용 상실 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향을 분석한 매개 모형의 결과는 기본 분석에 비해 고용 상실 상태의 영향이 소폭 감소하여 나타났다. 한편 과거 흡연과 현재 흡연, 주 3회 이상 음주인 경우는 모두 위암 검진에 미참여할 위험이 높은 것으로 나타났다(표 57).

표 56. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향(결과 모형)

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		2.317***	1.528-3.515	<0.0001
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여			
미참여		2.293***	1.955-2.688	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부		0.464*	0.240-0.896	0.0223
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.086	0.843-1.398	0.5243
현재 흡연		1.607***	1.303-1.982	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.455***	1.205-1.758	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

표 57. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.759***	1.709-1.810	<0.0001
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.022**	1.005-1.039	0.0092
현재 흡연		1.300***	1.282-1.319	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.081***	1.064-1.098	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 다음과 같다. 기본 분석 결과와 비교해보면 총 효과의 크기가 소폭 감소하였다. 앞서 살펴본 것처럼 상호작용의 영향이 증가하였는데, 그럼에도 reference interaction (INT_{ref})과 mediated interaction (INT_{med}) 모두 통계적 유의성은 없었다. 한편, 모두가 위암 검진을 받았을 때 고용 상실 상태의 영향을 의미하는 controlled direct effect (CDE)의 경우 그 크기가 증가하고 p-value는 감소하였다. 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)의 경우 기본 분석 결과와 유사한 크기로 나타났고 통계적으로 유의하였다.

표 58. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.999	(0.275–1.722)	0.0068	125.3	(67.4–183.2)	<0.0001
<i>INT_{ref}</i>	-0.215	(-0.508–0.079)	0.1513	-26.9	(-69.5–15.6)	0.2146
<i>INT_{med}</i>	-0.103	(-0.245–0.038)	0.1516	-13.0	(-33.5–7.5)	0.2149
<i>PIE</i>	0.116	(0.091–0.142)	<0.0001	14.6	(3.2–26.0)	0.0118
<i>Total</i>	0.797	(0.289–1.504)	0.0005	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	1.6	(-15.8–19.1)	0.8536			
Proportion attributable to interaction	-39.9	(-103.0–23.1)	0.2147			
Proportion eliminated	-25.3	(-83.2–32.6)	0.3917			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect

2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨

3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임

4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

6.2.2.2. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 분석

잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향 분석에 위암 검진 참여 변수를 추가한 결과 모형은 다음과 같다. 기본 분석 결과와 추가 분석 결과를 비교하였을 때, 앞서 고용 상실 상태에 대한 결과 모형과는 다른 변화 양상을 보였다. 먼저 잦은 고용 변동에 대한 위험비는 기본 분석의 결과 모형에서는 1.564 (HR, 95% CI=1.072-2.282)로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했었는데(p=0.0203), 추가 분석에서는 그 크기가 감소하고, 통계적 유의성도 없었다(HR=1.327, 95% CI=0.847-2.080). 고용 상태와 위암 검진 참여 간의 상호작용의 회귀 계수는 크기가 감소하는 방향(음(-)의 회귀 계수의 절대값이 감소)으로 변화했으며, 통계적 유의성도 없었다. 한편, 위암 검진 미참여의 영향은 소폭 증가하였다.

표 59. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향(결과 모형)

변수명	reference	HR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		1.327	0.847-2.080	0.2163
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여			
미참여		2.295***	1.958-2.691	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부		0.970	0.539-1.746	0.9198
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.029	0.797-1.328	0.8287
현재 흡연		1.614***	1.310-1.987	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.468***	1.218-1.770	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

매개 모형에 대한 분석 결과, 잦은 고용 변동 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향은 기본 분석에 비해 소폭 증가한 양상을 보였다.

표 60. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암 검진 미참여에 미치는 영향(매개 모형)

변수명	reference	OR	95% CI	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		1.747***	1.705-1.789	<0.0001
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		1.021*	1.005-1.038	0.0120
현재 흡연		1.297***	1.279-1.316	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		1.086***	1.069-1.102	<0.0001

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 한 결과는 다음과 같다. 먼저 잦은 고용 변동 상태의 총 효과는 초과 위험비 기준 0.455로 기본 분석의 0.578에 비해 감소하였고, p-value도 증가하였다. 이는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했다(p-value=0.0150). 또한 모두가 위암 검진을 참여했을 경우 잦은 고용 변동 상태의 영향인 controlled direct effect (CDE)의 크기가 감소하였다. 기본 분석과 추가 분석 모두에서 통계적 유의성은 확인되지 않았다. 한편 매개 효과만으로 나타나는 pure natural indirect effect (PIE)의 경우 그 크기가 유사하게 나타났으며, 통계적으로 유의했다(p<0.0001). 총 효과의 감소로 인하여 PIE가 총 효과에서 차지하는 비율은 25.3%로 증가하였다(95% CI=0.3-50.2, p-value=0.0471).

표 61. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (Excess hazard ratio)						
<i>CDE</i>	0.248	(-0.201-0.697)	0.2791	54.5	(-18.3-127.3)	0.1422
<i>INT_{ref}</i>	0.062	(-0.176-0.301)	0.6083	13.7	(-35.5-62.9)	0.5849
<i>INT_{med}</i>	0.030	(-0.084-0.143)	0.6083	6.5	(-16.8-29.9)	0.5849
<i>PIE</i>	0.115	(0.090-0.140)	<0.0001	25.3	(0.3-50.2)	0.0471
<i>Total</i>	0.455	(0.076-0.969)	0.0150	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	31.8	(0.5-63.1)	0.0465			
Proportion attributable to interaction	20.2	(-52.3-92.8)	0.5849			
Proportion eliminated	45.5	(-27.3-118.3)	0.2205			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 delta method에 기반함

6.3. 의료비 지출 영향에 대한 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

6.3.1. 심혈관 관련 질환 의료비 지출

6.3.1.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 분석

고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 모형에 일반건강검진 참여에 대한 변수를 추가한 결과 모형의 분석 결과는 다음과 같다. 기본 분석 결과와 유사하게 일반건강검진 참여를 포함한 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때, 고용 상실 상태는 통계적으로 유의한 영향이 없었다(p -value=0.0998). 한편 일반건강검진 미참여의 영향은 기본 분석에 비해 감소하여 나타났다(β =0.138, p =0.0215). 반대로 고용 상태와 일반건강검진 참여 간의 상호작용 항의 크기는 증가하였다. 이는 고용 상태에 따른 일반건강검진 미참여의 영향의 차이가 기본 분석에 비해 추가 분석에서 더 커졌다는 의미이다. 한편 비흡연 상태에 비해 현재 흡연으로 응답한 경우 심혈관 관련 질환의 의료비가 30.3% 높은 것으로 나타났다(p <0.0001).

심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 대상자에 대해 고용 상실 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 고용 상실 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진 미참여할 가능성이 높게 나타났다(OR=16.147, 95% CI=15.396–16.934). 앞서 심혈관 관련 질환이 발생한 대상자로 국한하기 전 분석 모형에서 얻은 오즈비보다는 감소한 양상을 보였으나 이에 대한 기본 분석 결과에 비해서는 증가한 오즈비이다.

표 62. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형, n=449,542)

변수명	reference	β	(SE)	<i>P</i>
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		0.108	0.066	0.0998
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여			
미참여		0.138*	0.060	0.0215
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부		0.559***	0.134	<0.0001
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		-0.059*	0.028	0.0350
현재 흡연		0.303***	0.025	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		0.035	0.027	0.1940

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition을 한 결과는 다음과 같다. 기본 분석 결과에 비해 고용 상실 상태의 영향은 소폭 증가한 양상을 보였다. 한편 기본 분석에 비해 매개와 상호작용이 함께 작용하는 효과인 mediated interaction (INT_{med})의 크기는 증가하였고, 상호작용만으로 인한 효과인 reference interaction (INT_{ref})의 크기는 감소하였다. 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)의 경우에도 그 크기가 감소하였다. 다만 mediated interaction의 증가로 총 효과 중 매개 효과가 차지하는 비율(67.7%, 95% CI=43.1-99.4)과 상호작용으로 인한 비율(64.4%, 95% CI=37.3-97.8)이 기본 분석에 비해 증가한 양상을 보였다.

표 63. 추가 분석: 고용 상실 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	37.8	(-9.1-85.5)	0.096	26.6	(-8.0-53.4)	0.096
<i>INT_{ref}</i>	8.0	(4.3-12.0)	<0.0001	5.6	(3.3-8.7)	<0.0001
<i>INT_{med}</i>	83.3	(44.0-123.9)	<0.0001	58.8	(34.0-89.3)	<0.0001
<i>PIE</i>	12.7	(3.5-22.2)	0.004	9.0	(2.2-18.6)	0.004
<i>Total</i>	141.8	(85.4-196.9)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	67.7	(43.1-99.4)	<0.0001			
Proportion attributable to interaction	64.4	(37.3-97.8)	<0.0001			
Proportion eliminated	73.4	(46.6-108.0)	<0.0001			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 500 bootstrap에 기반함

6.3.1.2. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 분석

잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 결과 모형을 분석한 결과는 다음과 같다. 기본 분석에 비해 잦은 고용 변동에 대한 회귀 계수는 감소하였으며, 일반건강검진 미참여에 대한 회귀 계수도 감소하였다. 반면 고용 상태와 일반건강검진 참여 간 상호작용 항의 회귀 계수는 소폭 증가하였다.

표 64. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형, n=457,715)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		0.119*	0.050	0.0179
관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부	참여			
미참여		0.138*	0.061	0.0243
고용 상태×관찰 기간 중 일반건강검진 참여 여부		0.278*	0.124	0.0246
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		-0.062*	0.029	0.0300
현재 흡연		0.313***	0.025	<0.0001
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		0.017	0.027	0.5367

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

심혈관 관련 질환으로 의료이용이 있었던 대상자에 대해 잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 일반건강검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 고용 유지 상태에 비하여 잦은 고용 변동 상태인 경우 관찰 기간 중 일반건강검진 미참여할 가능성이 높게 나타났다(OR=9.597, 95%

CI=9.194-10.017). 심혈관 관련 질환이 발생한 대상자로 국한하기 전 분석 모형에서 얻은 오즈비보다는 감소한 양상을 보였다.

짚은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition 분석을 수행한 결과는 다음과 같다. 기본 분석에 비해 짚은 고용 변동 상태의 총 효과는 감소하였으며, 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)의 크기도 감소하였다. 다만 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 영향은 있는 것으로 나타났다. 한편 상호작용으로 인한 효과인 reference interaction (INT_{ref})과 mediated interaction (INT_{med}) 모두 추가 분석에서도 유의하였다. 기본 분석에 비해 총 효과가 감소하고, 매개와 상호작용으로 인한 효과인 mediated interaction이 소폭 증가함에 따라 총 효과 중 매개 효과가 차지하는 비율은 41.4% (95% CI=15.4-103.8), 상호작용 효과가 차지하는 비율은 35.5% (95% CI=6.4-98.7)로 소폭 증가하였다.

표 65. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	41.9	(-53.0-97.3)	0.116	54.0	(-16.9-82.9)	0.116
<i>INT_{ref}</i>	3.6	(0.9-6.7)	0.016	4.6	(0.8-12.7)	0.016
<i>INT_{med}</i>	24.0	(6.1-45.6)	0.016	30.9	(5.5-85.6)	0.016
<i>PIE</i>	8.2	(1.9-15.7)	0.008	10.6	(2.4-30.2)	0.008
<i>Total</i>	77.7	(32.5-133.1)	<0.0001	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	41.4	(15.4-103.8)	<0.0001			
Proportion attributable to interaction	35.5	(6.4-98.7)	0.016			
Proportion eliminated	46.0	(17.1-116.9)	<0.0001			

주: 1) CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 500 bootstrap에 기반함

6.3.2. 위암으로 인한 의료비 지출

6.3.2.1. 고용 상실 상태의 영향에 대한 분석

위암이 발생한 경우, 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 분석 모형에 위암 검진 참여에 대한 변수를 추가한 결과 모형을 살펴보면 다음과 같다. 기본 분석 결과와 큰 차이는 없었으나 각 변수의 변화 방향은 달랐다. 기본 분석에 비해 고용 상실에 대한 회귀 계수가 소폭 증가하였으며, 위암 검진 미참여에 대한 회귀 계수는 소폭 감소하였다.

표 66. 추가 분석: 고용 상실 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형, n=6,110)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
고용 상실		0.351*	0.157	0.0251
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부	참여			
미참여		0.338***	0.050	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부		-0.029	0.297	0.9215
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		0.079	0.070	0.2594
현재 흡연		0.158**	0.060	0.0082
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		0.135*	0.059	0.0215

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

위암으로 의료이용이 있었던 대상자에 대해 고용 상실 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 고용 상태와 위암 검진 참여 간에는 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타났다 (OR=0.902, 95% CI=0.637-1.260).

고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition을 한 결과는 다음과 같다. 기본 분석에 비해 고용 상실 상태의 총 효과는 감소하였다. 각 구성 요소의 경우 기본 분석에서와 마찬가지로 위암 검진 참여의 매개와 상호작용 효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 상호작용만으로 인한 효과인 reference interaction의 크기가 감소하여 총 효과의 대부분이 위암 검진 참여를 모두 한 경우 고용 상실 상태의 효과인 controlled direct effect로 나타났다.

표 67. 추가 분석: 고용 상실 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	2433.3	(83.4–5321.4)	0.044	94.5	(15.6–156.9)	0.040
<i>INT_{ref}</i>	194.2	(-1234.7–1589.7)	0.752	7.5	(-57.5–104.9)	0.894
<i>INT_{med}</i>	-11.6	(-247.6–212.2)	0.894	-0.5	(-14.6–9.4)	0.894
<i>PIE</i>	-41.9	(-223.4–112.5)	0.506	-1.6	(-18.7–6.3)	0.514
<i>Total</i>	2574.0	(495.2–4958.9)	0.008	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	-2.1	(-28.9–10.1)	0.610			
Proportion attributable to interaction	7.1	(-52.0–92.9)	0.752			
Proportion eliminated	5.5	(-56.9–84.4)	0.826			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

6.3.2.2. 잦은 고용 변동 상태의 영향에 대한 분석

위암이 발생한 경우에 한하여 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 분석 모형에 위암 검진 참여에 대한 변수를 추가한 결과 모형을 살펴보면 다음과 같다. 기본 분석 결과에서와 유사하게 결과 모형에서 잦은 고용 변동 상태는 유의한 영향이 없었다. 위암 검진 미참여에 대한 회귀 계수는 기본 분석에 비해 소폭 감소한 양상을 보였다.

표 68. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태와 검진 참여가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향(결과 모형, n=6,203)

변수명	reference	β	(SE)	P
고용 상태	고용 유지			
잦은 고용 변동		0.115	0.136	0.3980
관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부				
미참여		0.339***	0.050	<0.0001
고용 상태×관찰 기간 중 위암 검진 참여 여부		0.237	0.226	0.2938
흡연 상태	비흡연			
과거 흡연		0.066	0.069	0.3407
현재 흡연		0.152*	0.059	0.0105
음주 빈도	주 3회 미만			
주 3회 이상		0.151**	0.058	0.0094

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 건강보험료 분위, 거주 지역, 연속 고용 기간을 통제한 분석 결과임

위암으로 의료이용이 있었던 대상자를 대상으로 잦은 고용 변동 상태와 관찰 기간 중 위암 검진 참여 사이의 연관성을 분석한 결과, 기본 분

석에서와 마찬가지로 잦은 고용 변동 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암 검진에 미참여할 가능성이 높게 나타났다(OR=1.331, 95% CI=1.021-1.727).

잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 four-way decomposition을 한 결과는 다음과 같다. 기본 분석에 비해 고용 상실 상태의 총 효과는 감소하였다. 기본 분석에서와 마찬가지로 위암 검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)가 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 나타났으나 그 크기는 기본 분석에 비해 작게 나타났다. 한편 고용 상태와 위암 검진 참여 간의 상호작용만으로 인한 효과인 reference interaction (INT_{ref})의 크기가 기본 분석에 비해 증가한 양상을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

표 69. 추가 분석: 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과

	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Proportion Attributable (%)	(95% CI)	<i>P</i> -value
4-way decomposition (1000 KRW)						
<i>CDE</i>	706.6	(-795.8-2486.2)	0.412	39.5	(-138.6-117.2)	0.394
<i>INT_{ref}</i>	829.0	(-203.8-1949.3)	0.146	46.3	(-18.6-171.0)	0.160
<i>INT_{med}</i>	137.6	(-45.1-527.3)	0.180	7.7	(-4.5-36.9)	0.194
<i>PIE</i>	117.9	(7.9-301.4)	0.038	6.6	(-0.2-40.9)	0.060
<i>Total</i>	1791.1	(228.8-3797.1)	0.022	100.0		
Proportion measure (%)						
Proportion mediated	14.3	(-0.5-66.3)	0.062			
Proportion attributable to interaction	54.0	(-22.6-206.7)	0.160			
Proportion eliminated	60.5	(-17.2-238.6)	0.112			

주: 1) *CDE*=controlled direct effect; *INT_{ref}*=reference interaction; *INT_{med}*=mediated interaction; *PIE*=pure natural indirect effect
 2) 매개 변수인 관찰기간 중 검진 참여 여부가 '참여'로 고정되었을 때를 기준으로 추정치가 도출됨
 3) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 흡연 상태, 음주 빈도를 통제한 분석 결과임
 4) 신뢰구간 및 *P*-value 산출은 1000 bootstrap에 기반함

6.4. 소결

본 장에서는 기준 시점 이전 3년 내 일반건강검진 또는 생애전환기 건강진단을 참여한 대상자이면서 흡연 상태와 음주 빈도에 대한 응답이 있는 대상자로 제한하여 기준 시점 이전의 건강 행태를 통제된 모형을 통해 검진 참여의 매개 및 상호작용 효과를 분석해보았다. 기준 시점 이후에 대한 고용 상태 분류임에도 기준 시점 이전의 검진 미참여 비율에는 차이가 있어 고용 유지군에 비해 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 대상자 제외 비율이 높았다. 특히 고용 상실군에서는 기본 분석의 대상자 중 24.9%가 제외되었다. 기준 시점 이전의 건강 행태 변수의 분포를 고용 상태별로 살펴본 결과, 현재 흡연으로 응답한 비율과 주 3회 이상 음주에 해당하는 비율이 잦은 고용 변동군에서 가장 높고, 다음으로 고용 상실군이 높은 양상을 보였다. 과거 흡연으로 응답한 비율은 고용 유지군에서 가장 높았다.

기준 시점 이전 건강 행태 변수의 영향에 대해 살펴보면, 먼저 결과 모형에서 현재 흡연으로 응답한 경우는 비흡연으로 응답한 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험과 위암으로 인한 사망 위험이 모두 높게 나타났다. 주 3회 이상 음주인 경우도 주 3회 미만 음주인 경우에 비해 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험과 위암으로 인한 사망 위험이 모두 높게 나타났는데, 위암으로 인한 사망 발생 위험에 있어 그 위험비가 더 크게 나타났다. 한편, 각 질환과 관련한 의료비 지출에 있어서는 비흡연에 비해 현재 흡연으로 응답한 경우 심혈관 관련 질환과 위암 모두에 대해 의료비 지출이 높은 것으로 나타났으나 음주 빈도와 관련하여서는 위암으로 인한 의료비 지출에 있어서만 유의한 영향이 있었다.

일반건강검진과 위암 검진 참여에 미치는 영향에 대해 분석한 각 매개 모형에서는 기준 시점 이전 현재 흡연으로 응답한 경우와 주 3회 이

상 음주인 경우 기준 시점 이후 각 검진을 미참여할 가능성이 모두 높게 나타났다.

각 결과 변수에 대해 고용 상태의 영향을 four-way decomposition 분석 결과를 기본 분석 결과와 비교해보면 다음과 같다. 앞서 기본 분석에서 심혈관 질환으로 인한 입원 발생, 위암으로 인한 사망 발생, 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 대해 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태의 영향, 위암으로 인한 의료비 지출의 경우 잦은 고용 변동 상태의 영향에 있어 각 검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect가 유의하게 나타났었는데, 과거의 흡연 상태와 음주 빈도를 통제한 추가 분석 결과에서도 이와 같은 결과는 일관되게 나타났다. 그 크기에 있어서는 고용 상태와 결과 변수에 따라 소폭의 증감이 있었다. 고용 상태가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어서는 고용 상태와 일반건강검진 참여 간의 상호작용이 확인되었었는데, 이는 추가 분석에서도 유사하게 확인이 되었다. 구체적으로는 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태에서 일반건강검진 미참여가 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향이 더 큰 양상을 일관되게 볼 수 있었다.

제 7장 고찰 및 결론

그동안 경기 침체, 산업 구조의 변화와 함께 고용의 양상은 불안정성이 증가하는 방향으로 변화해왔다. 이러한 노동시장 변화 속에서 불안정 고용은 건강의 사회적 결정요인으로 고려되기 시작하였다. 고용의 건강 영향은 각 국가의 사회적 보호 수준에 따라 달라질 수 있는 것으로 알려져 있는데, 한국의 사회적 보호는 전통적인 고용 형태를 중심으로 설계되어있어 우리나라의 맥락에서 고용 불안정은 건강에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상해 볼 수 있다. 반면에 고용 상태와 관계없이 전 국민 건강보험이 적용되고 있다는 점을 고려해본다면, 고용 불안정이 건강에 부정적 영향을 미치더라도, 적어도 예방 가능한 또는 치료 가능한 질환에 대해서는 그 영향을 상쇄할 것을 기대해볼 수도 있다.

이와 관련하여 한국은 건강보험 가입자의 건강 유지와 건강보험 급여비 지출 절감을 목적으로 국가건강검진 사업을 시행하고 있다. 그런데 건강검진 사업으로부터 혜택을 받을 수 있는 능력은 각 개인이 처한 상황에 따라 다를 수 있다. 또한, 현재 일반건강검진 참여에 대해 근로자는 산업안전보건법의 적용을 별도로 받는 특징을 가지기에 고용 상태에 따른 검진 참여율에 큰 격차가 나타날 수도 있다.

그동안 국내의 고용 상태와 건강의 관계에 대한 선행 연구는 설문조사 기반의 이차자료원의 틀 속에서 정신 건강과 주관적 건강에 대한 단기 영향 중심으로 이루어져 왔기에 이와 관련한 실증적 근거는 확인하기 어려웠다.

한편, 최근에는 고용 상태와 건강의 관계를 밝히는 것에서 더 나아가 그 기전에 대한 연구의 필요성이 제기되고 있는데, 이를 실증적으로 분석한 연구는 부족하였다. 특히, 고용 불안정에 따른 예방적 의료이용의

감소, 그로 인한 건강 영향도 발생할 수 있으나 이에 대한 실증 연구와 논의는 부족하였다. 또한, 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향을 파악한다면 고용 상태 변화의 사회적 비용 중 일부를 파악하는 데에 근거 자료가 될 수 있을 것으로 기대되나 이에 대한 연구 역시 부족하였다.

이러한 맥락에서 본 연구는 그간 고용과 건강 간의 연구에서 잘 사용되지 않았던 건강보험 청구자료를 사용하여, 국가건강검진 사업 목표 질환을 중심으로 고용 상태가 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향을 살펴보고, 그 영향에 국가건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 있는지를 인과 매개 분석 방법론을 적용하여 파악해보고자 하였다.

7.1. 분석 결과에 대한 고찰

본 연구는 2010년 기준 40대 근로자를 대상으로 하였다. 고용 상태의 건강 영향에 대한 실증 연구, 특히 인과관계를 밝히려고 하는 연구에서 제기되는 주요한 우려 중 하나는 건강한 노동자 효과로 표현되는 역인과 관계인데 본 연구는 이를 연구 설계를 통해 어느 정도 극복해보고자 하였다. 연구대상자를 2010년 기준 과거 3년간 국가건강검진 대상 질환 및 합병증과 암 질환이 없었던 경우로 제한하였고, 동시에 과거 3년간 연속적으로 고용 상태를 유지한 경우로 제한하였다. 이를 통해 근로에 제한이 있을 수 있는 건강하지 않은 근로자를 어느 정도 제외하였다고 볼 수 있다. 또한 청구자료로 고용 상태를 정의함에 있어 우려가 되는 고용 변동의 자발성을 확인하지 못한다는 한계에 대해서도 노동시장에 결속된 근로자로 대상자를 제한함으로써 그 영향을 줄여보고자 하였다.

본 연구에서는 건강보험 자격 변동 정보를 기반으로 고용 상태를 ‘고용 유지’, ‘고용 상실’, ‘잡은 고용 변동’으로 구분하였다. 잡은 고용 변동은 2007년 7월부터 시행된 기간제법에 의해 기간제근로자의 사용 기간이

2년으로 제한되는 점을 이용하여 관찰 기간 중 2년 이내의 고용 이력만 존재하는 경우로 정의하였다. 이와 같은 분류 하에서 1인 자영업자는 고용 상실 상태에 포함되었을 수 있으며, 고용원이 있는 자영업자 일부는 고용 유지 상태에 포함되었을 수 있다. 또한, 앞서 노동시장에 결속된 근로자로 대상자를 제한하기는 하였으나 프리랜서 등 자발적으로 건강보험 가입을 포함하는 고용계약을 맺지 않거나 단기간의 고용계약을 맺는 경우가 고용 상실 또는 잦은 고용 변동 상태에 포함되었을 수 있다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 정의한 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태는 여성, 낮은 소득 분위, 짧은 과거 연속 고용 기간의 비율이 높은 것과 같이 선행연구에서 확인된 불안정 고용 상태의 특징을 보였다는 점에서 본 연구의 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태는 불안정 고용 상태에 있는 노동자를 상당 부분 포함하고 있을 것으로 추측할 수 있다.

분석은 크게 두 부분으로 나뉘는데, 첫 번째 분석에서는 앞서 정의한 고용 상태가 건강 결과와 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하였고, 두 번째 분석에서는 첫 번째 분석에서 나타난 결과에 대한 고용 상태의 영향에 국가건강검진 참여의 매개 및 상호작용 효과가 있는지를 인과 매개 분석 방법론을 적용하여 파악해보았다. 각 분석은 건강 결과와 의료비 지출이라는 결과 변수에 따라 세부 구분이 되며, 일반건강검진과 관련하여 심혈관 질환, 암 검진과 관련하여 위암을 살펴보았기에 질환에 따라 각각 분석한 특징을 갖는다. 마지막으로 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태는 건강 영향이나 건강검진 참여에 다른 양상을 보일 수 있다고 보고, 인과 매개 분석 방법을 고용 상실 상태와 고용 유지 상태의 비교, 잦은 고용 변동 상태와 고용 유지 상태의 비교 형태로 진행하였기에 그 비교에 따라 각각의 분석 결과를 제시하였다. 일반건강검진과 위암 검진 순으로 four-way decomposition 분석 결과를 재구성하여 요약표를 제시하면 다음과 같으며, 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 추정치는 음영으로 표시하였다.

표 70. Four-way decomposition 분석 결과 요약표

결과 변수 (추정치 단위)	구분	요소	고용 상실 vs 고용 유지			잡은 고용 변동 vs 고용 유지		
			Estimated effect	(95% CI)	P-value	Estimated effect	(95% CI)	P-value
심혈관 질환으로 인한 입원 발생 (Excess HR)	기본 분석	<i>CDE</i>	0.004	(-0.071 - 0.079)	0.9142	0.077	(0.016 - 0.139)	0.0136
		<i>INT_{ref}</i>	-0.003	(-0.008 - 0.001)	0.1683	0.002	(-0.003 - 0.006)	0.4556
		<i>INT_{med}</i>	-0.024	(-0.059 - 0.010)	0.1683	0.007	(-0.012 - 0.027)	0.4556
		<i>PIE</i>	0.121	(0.106 - 0.136)	<0.0001	0.065	(0.057 - 0.074)	<0.0001
		<i>Total</i>	0.098	(0.035 - 0.164)	0.0019	0.152	(0.097 - 0.210)	<0.0001
	추가 분석	<i>CDE</i>	0.003	(-0.080 - 0.086)	0.9463	0.048	(-0.018 - 0.114)	0.1547
		<i>INT_{ref}</i>	-0.003	(-0.007 - 0.000)	0.0526	-0.002	(-0.006 - 0.001)	0.1693
		<i>INT_{med}</i>	-0.050	(-0.100 - 0.001)	0.0526	-0.020	(-0.049 - 0.009)	0.1694
		<i>PIE</i>	0.150	(0.123 - 0.176)	<0.0001	0.086	(0.071 - 0.102)	<0.0001
		<i>Total</i>	0.099	(0.028 - 0.175)	0.0053	0.112	(0.052 - 0.175)	0.0002
심혈관 관련 질환 의료비 지출 (1000 KRW)	기본 분석	<i>CDE</i>	34.5	(-4.9 - 76.9)	0.104	51.2	(6.9 - 113.1)	0.012
		<i>INT_{ref}</i>	16.2	(9.4 - 24.2)	<0.0001	9.3	(2.2 - 16.4)	0.008
		<i>INT_{med}</i>	58.1	(32.8 - 87.0)	<0.0001	22.9	(5.3 - 40.5)	0.008
		<i>PIE</i>	22.5	(15.3 - 30.2)	<0.0001	15.1	(11.2 - 21.3)	<0.0001
		<i>Total</i>	131.2	(91.0 - 176.4)	<0.0001	98.6	(58.5 - 153.4)	<0.0001
	추가 분석	<i>CDE</i>	37.8	(-9.1 - 85.5)	0.096	41.9	(-53.0 - 97.3)	0.116
		<i>INT_{ref}</i>	8.0	(4.3 - 12.0)	<0.0001	3.6	(0.9 - 6.7)	0.016
		<i>INT_{med}</i>	83.3	(44.0 - 123.9)	<0.0001	24.0	(6.1 - 45.6)	0.016
		<i>PIE</i>	12.7	(3.5 - 22.2)	0.004	8.2	(1.9 - 15.7)	0.008
		<i>Total</i>	141.8	(85.4 - 196.9)	<0.0001	77.7	(32.5 - 133.1)	<0.0001

결과 변수 (추정치 단위)	구분	요소	고용 상실 vs 고용 유지			잡은 고용 변동 vs 고용 유지		
			Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value	Estimated effect	(95% CI)	<i>P</i> -value
위암으로 인한 사망 발생 (Excess HR)	기본 분석	<i>CDE</i>	0.721	(0.144–1.298)	0.0144	0.421	(-0.016–0.858)	0.0591
		<i>INT_{ref}</i>	-0.020	(-0.293–0.253)	0.8859	0.031	(-0.195–0.257)	0.7872
		<i>INT_{med}</i>	-0.010	(-0.143–0.123)	0.8859	0.014	(-0.086–0.114)	0.7872
		<i>PIE</i>	0.124	(0.100–0.148)	<0.0001	0.112	(0.090–0.134)	<0.0001
		<i>Total</i>	0.815	(0.372–1.402)	<0.0001	0.578	(0.220–1.042)	0.0005
	추가 분석	<i>CDE</i>	0.999	(0.275–1.722)	0.0068	0.248	(-0.201–0.697)	0.2791
		<i>INT_{ref}</i>	-0.215	(-0.508–0.079)	0.1513	0.062	(-0.176–0.301)	0.6083
		<i>INT_{med}</i>	-0.103	(-0.245–0.038)	0.1516	0.030	(-0.084–0.143)	0.6083
		<i>PIE</i>	0.116	(0.091–0.142)	<0.0001	0.115	(0.090–0.140)	<0.0001
		<i>Total</i>	0.797	(0.289–1.504)	0.0005	0.455	(0.076–0.969)	0.0150
위암으로 인한 의료비 지출 (1000 KRW)	기본 분석	<i>CDE</i>	2359.7	(158.5–5017.2)	0.038	1238.8	(-142.9–3000.9)	0.074
		<i>INT_{ref}</i>	556.0	(-685.2–1845.2)	0.348	524.0	(-468.3–1587.7)	0.346
		<i>INT_{med}</i>	82.7	(-114.9–335.5)	0.560	111.4	(-106.7–428.7)	0.368
		<i>PIE</i>	119.4	(-67.7–251.5)	0.312	172.2	(30.9–333.7)	0.026
		<i>Total</i>	3117.8	(1286.2–5259.4)	<0.0001	2046.4	(692.7–3683.3)	0.002
	추가 분석	<i>CDE</i>	2433.3	(83.4–5321.4)	0.044	706.6	(-795.8–2486.2)	0.412
		<i>INT_{ref}</i>	194.2	(-1234.7–1589.7)	0.752	829.0	(-203.8–1949.3)	0.146
		<i>INT_{med}</i>	-11.6	(-247.6–212.2)	0.894	137.6	(-45.1–527.3)	0.180
		<i>PIE</i>	-41.9	(-223.4–112.5)	0.506	117.9	(7.9–301.4)	0.038
		<i>Total</i>	2574.0	(495.2–4958.9)	0.008	1791.1	(228.8–3797.1)	0.022

주: CDE=controlled direct effect; INT_{ref}=reference interaction; INT_{med}=mediated interaction; PIE=pure natural indirect effect

고용 상태가 건강 결과에 미치는 영향을 분석한 결과, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태 및 잦은 고용 변동 상태에서 심혈관 질환으로 인한 입원 발생과 위암으로 인한 사망 발생 위험이 유의하게 높게 나타났다. 반면 심혈관 질환 발생(즉, 입원이 아니더라도 심혈관 질환으로 인한 의료이용이 발생한 경우) 및 위암 발생 위험에 있어서는 고용 상태 간 격차가 상대적으로 작았다. 또한, 관련 질환이 발생한 경우 그로 인한 의료비 지출 역시 고용 상실 상태 및 잦은 고용 변동 상태에서 높았다. 이와 같은 결과는 고용 유지 상태의 경우 보다 일찍 질환을 진단하고 관리하였을 가능성을 시사한다.

본 연구의 결과는 국가건강검진 사업 대상 질환이 발생하기 전까지의 고용 상태를 측정하여 그에 따른 장기간의 영향을 분석한 결과로 고용 상태의 누적 효과를 분석한 결과로 볼 수 있다. 비슷한 연구 설계를 가진 연구가 부족하여 직접적인 비교는 불가하나 이와 같은 연구 결과는 미국의 Health and Retirement Study 자료(1992~2010)를 사용하여 51~75세 성인을 대상으로 실업 상태가 급성 심근경색에 미치는 누적 영향을 분석한 결과와 일관된 결과라고 볼 수 있다. 해당 연구에서는 연령, 성별, 인종, 혼인 상태 및 거주 지역을 통제한 모형에서 고용 상태에 비해 실업 상태의 위험비가 1.74(HR, 95% CI=1.42-2.14)로, 사회경제적 요인, 건강 행태 요인, 임상 및 심리적 요인을 추가로 통제한 모형에서 실업 상태의 위험비가 1.35(HR, 95% CI=1.10-1.66)로 나타난 바 있다 (Dupre 외, 2012). 다만 해당 연구가 수행된 미국의 경우 의료 보험이 고용과 연결된 경우가 많아 고용 상실 시 의료 보험의 보장 범위가 축소될 수 있고(Enthoven & Fuchs, 2006), 그로 인해 의료이용에도 제한이 생길 수 있는 데 반해 우리나라의 경우 고용 상태와 관계없이 전 국민 건강보험이 적용되고 있음에도 예방 가능한 건강 결과에 있어 고용 상태 간 차이를 보였다는 점은 특기할 만하다. 그러한 측면에서 본다면, 본 연구의 결과는 여러 국가를 대상으로 실업률 증가와 암 사망률의 증가 간의 상관관계를 분석한 연구에서 보편적 건강보장의 보호 효과를 추론하

었던 것(Maruthappu 외, 2016)에는 반하는 결과라고 볼 수 있다.

이처럼 고용 상태가 예방 가능한 건강 결과와 그와 관련한 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 국가건강검진 참여의 매개 효과가 확인되었다. 구체적으로 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험, 위암으로 인한 사망 발생 위험과 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 참여의 매개 효과가 유의하게 나타났다. 위암으로 인한 의료비 지출에 대해서는 잦은 고용 변동 상태의 영향에 있어서만 검진 참여의 매개 효과가 일부 확인되었다. 본 연구에서 사용한 검진 참여에 대한 변수는 각 연구대상자의 질환 발생 시점에 따라 그 측정 기간이 상이하나 비교적 장기간에 대한 미참여 여부를 구분한 것이다. 따라서 이러한 결과는 고용 상태가 검진 대상 질환의 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 검진 장기 미참여가 그 효과를 일부 매개하고 있는 것으로 해석할 수 있다⁴⁶⁾.

다만, 본 연구에서 적용한 four-way decomposition의 결과를 인과적으로 해석하기 위해서는 교란 변수를 충분히 통제해야 하는데 관찰 가능한 변수의 제한 상 교란 요인을 충분히 통제하였을 것으로 기대하기는 어렵다. 이와 관련해 각 개인의 건강 행태는 고용 상태와 검진 참여, 건강 결과에 모두 영향을 미칠 수 있는 중요한 교란 변수인 점 고려하여 이전 3년간 검진 참여를 한 대상자 중 흡연 상태 및 음주 빈도에 대한 응답 기록이 있는 대상자에 국한하여 해당 변수를 통제한 추가 분석을 수행하였다. 해당 분석에서도 앞서 기본 분석에서 확인한 매개 효과가 일관되게 확인되었다. 하지만 이는 과거의 건강 행태를 통제한 분석으로, 고용 상태의 변화에 따라 바뀐 건강 행태에 대해서는 여전히 고려하지

46) 관련하여 5장의 1절에서 검진 참여 횟수에 따른 참여 비율을 기준으로 검진 참여의 효과를 분석하였을 때에 참여 비율의 구분 기준이 증가함에 따라 검진 참여의 효과가 감소하는 양상을 확인할 수 있었다. 이는 다시 말해 본 연구에서 매개 변수로 정의한 검진 참여는 관찰 기간 내 미참여 여부에 기반한 결과로 참여 횟수에 따른 차이나 1회의 참여에 따른 단기 효과를 반영하는 것은 아님을 의미한다.

못한 분석이다. 그러므로 본 연구에서 확인한 매개 효과를 완전한 인과관계로 해석하기에는 무리가 있으며, 검진 참여의 매개 효과에는 검진의 효과뿐만 아니라 고용 상태 변화에 따른 건강 행태 변화, 의료이용 변화 등의 영향도 어느 정도 내포되어 있을 가능성이 있다.

고용 상태와 검진 참여의 상호작용 효과는 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 대해서만 확인되었다. 이에 대한 상호작용 효과를 해석해보면, 일반건강검진에 미참여한 경우는 참여한 경우에 비해 심혈관 관련 질환 의료비 지출이 더 높게 발생하는데 이러한 검진 미참여의 영향이 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에서 더 크게 나타난다는 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 고용 유지 상태의 일반건강검진 미참여자에 비해 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태의 일반건강검진 미참여자가 심혈관 관련 질환이 보다 악화된 상태에서 치료를 시작한 것에서 기인하였을 수 있다. 이와 달리 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 있어서는 고용 상태와 일반건강검진 참여 간 상호작용 효과가 확인되지 않았다. 본 연구의 대상자를 선정한 과정을 되짚어보면, 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에서 기준 시점으로부터 2년 내 국가건강검진 관련 질환 또는 사망이 발생하여 제외된 대상자의 비율이 더 높았다. 또한, 6장에서 고용 상태별 건강 행태를 살펴보았을 때, 고용 유지군에 비해 고용 상실군과 잦은 고용 변동군에서 기준 시점 이전 검진에서 '현재 흡연'으로 응답한 경우와 주 3회 이상 음주에 해당하는 비율이 상대적으로 높았다. 이와 같은 특성과 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 있어 상호작용이 확인된 결과에 기반하면, 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태에 있는 경우 건강이 더 좋지 않을 가능성이 있다. 그렇다면 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 대해서도 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태에서 검진 미참여의 부정적 영향이 더 크게 나타날 수도 있을텐데 결과는 그렇지 않았다. 이는 심혈관 질환으로 인한 입원 발생을 예방하기 위해서는 일반건강검진에 참여하는 것뿐만 아니라 검진 이후 질환 의심이 되는 경우 의료기관

을 방문하고, 필요한 경우 약을 복용하고, 생활 습관을 관리하는 것과 같이 실제 검진 참여의 효과로 이어질 수 있는 그 이후의 과정들이 필요한데, 검진 참여 이후의 후속 과정들이 고용 유지 상태에 있는 경우보다 고용 상실 상태 또는 잦은 고용 변동 상태에 있는 경우 잘 이루어지지 않을 가능성에서 기인하였을 수 있다. 일반건강검진에서 측정된 당뇨병, 비만, 고지혈증의 임계값을 경계로 하여 회귀 불연속 설계를 적용하여 일반건강검진의 효과를 분석한 연구에서 대체로 행동 변화가 발생하지 않았다는 선행 연구의 결과(Kim 외, 2019)는 이러한 가능성을 뒷받침한다.

본 연구의 결과를 여러 축으로 나누어 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다. 검진 참여의 매개 효과는 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험에 미치는 영향에 있어 그 비율이 특히 크게 나타났다. 이는 고용 상태가 일반건강검진 참여에 상당한 영향을 보이는 것에서 기인한 것으로 보인다. Four-way decomposition에 포함된 매개 모형의 분석 결과를 살펴보면, 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때 고용 유지 상태에 비해 고용 상실 상태가 일반건강검진 미참여 할 오즈비는 11.453 (95% CI=11.100-11.816), 잦은 고용 변동 상태의 오즈비는 5.989 (95% CI=5.815-6.168)이었다. 고용 상태는 위암 검진 참여에도 유의한 영향을 주는 것으로 나타났는데, 그래도 그 영향이 일반건강검진 참여에 대한 영향보다는 작게 나타났다(위암 검진 미참여에 대한 고용 상실 상태의 OR=1.805, 95% CI=1.761-1.850; 잦은 고용 변동 상태의 OR=1.718, 95% CI=1.681-1.755). 이와 같은 결과가 나타난 것에는 근로자의 일반건강검진 참여에는 산업안전보건법의 적용이 별도로 이루어지고 있는 것의 영향이 상당 부분 작용하였을 것으로 보인다.

한편, 고용 상태가 심혈관 질환과 관련한 건강 결과 및 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태 간 기전의 차이가 있어 보였다. 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험

에 미치는 영향에 대한 four-way decomposition 분석 결과, 잦은 고용 변동 상태가 고용 상실 상태에 비해서도 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 더 크게 나타난 데 반해 일반건강검진 참여의 매개만으로 인한 효과인 pure natural indirect effect (PIE)는 고용 상실 상태에서 더 크게 나타났다. 또한, 4장에서 고혈압·당뇨·이상지질혈증을 포함한 심혈관 관련 질환 발생 위험을 비교해보았을 때 고용 상실 상태와 고용 유지 상태 간에는 큰 차이가 나타나지 않았던 반면, 잦은 고용 변동 상태는 그 위험이 크게 나타났다(조 위험비 기준 고용 유지군 대비 고용 상실 상태의 HR=1.070, 95% CI=1.054-1.087; 잦은 고용 변동 상태의 HR=1.294, 95% CI=1.278-1.311). 반면 심혈관 관련 질환이 발생한 경우 그로 인한 의료비 지출은 고용 상실 상태가 잦은 고용 변동 상태에 비해 높았고, 심혈관 질환으로 인한 의료비 지출은 잦은 고용 변동 상태가 고용 상실 상태보다 소폭 높은 양상을 보였다. 이들 결과를 함께 생각해보면 고용 상실 상태는 고혈압, 당뇨, 이상지질혈증 등 증상 발현 전 수치 이상으로 진단될 수 있는 질환에 대한 진단이 늦어져 이들 질환의 합병증인 심혈관 질환으로 증상이 발현된 후에야 질환이 확인된 경우가 상대적으로 많을 수 있다. 반면 잦은 고용 변동 상태는 고혈압, 당뇨, 이상지질혈증에 대한 진단은 되었으나 해당 질환에 대한 관리가 제대로 이루어지지 않아 심혈관 질환으로 입원을 해야만 하는 상태가 된 경우가 상대적으로 많을 수 있다.

심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험과 달리 위암으로 인한 사망 발생 위험은 잦은 고용 변동 상태에 비해 고용 상실 상태에서 더 크게 나타났다. 위암으로 인한 의료비 지출 역시 잦은 고용 변동 상태에 비해 고용 상실 상태에서 더 크게 나타났다. 이는 6장의 추가 분석에서 잦은 고용 변동 상태인 경우 고용 상실 상태에 비해 건강 행태가 좋지 않았던 것(기준 시점 이전 검진에서 ‘현재 흡연’으로 응답한 경우와 주 3회 이상 음주로 응답한 비율이 고용 상실군에 비해 잦은 고용 변동군에서 더 높게 나타남)과는 일관되지 않은 결과라 볼 수도 있다. 이와 관련하여서는

먼저 4장의 기본 분석에서 고용 상실 상태에 있는 경우 잦은 고용 변동 상태에 비하여 과거 3년간 건강검진 미참여의 비율이 높았던 것(고용 상실군의 경우 미참여 24.2%, 잦은 고용 변동군의 경우 19.0%)과 함께 생각할 필요가 있다. 추가 분석에서는 과거 3년간 건강검진에 참여하지 않은 경우는 제외되었기 때문에 고용 상실군 중 건강 행태가 좋지 않았던 대상자가 상대적으로 많이 제외되어 나타난 결과일 수 있다. 다른 한편으로는 고용 상실 상태가 된 경우는 본 자료에서 측정할 질환 발생은 없었더라도 건강이 좋지 않아 일을 그만두었을 수 있고, 흡연과 음주도 하지 않게 되었으나 본 자료에서 이를 관찰하지 못한 것일 수 있다. 이 측면에서 본다면 고용 상실 상태에서 위암으로 인한 사망 발생 위험이 높게 나타난 것에는 관찰하지 못한 건강 상태로 인한 내생성의 영향이 있을 수 있다. Four-way decomposition 분석 결과에서 고용 상태가 위암으로 인한 사망 발생에 미치는 영향에 있어 고용 상실 상태는 잦은 고용 변동 상태에 비해 고용 상태의 직접적인 영향인 controlled direct effect가 더 크게 나타난 점 역시 이러한 가능성에서 기인하였을 수 있다.

고용 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대한 four-way decomposition 분석 결과, 고용 상실 상태는 고용 유지 상태에 비해 위암으로 인한 의료비 지출이 유의하게 높았지만 이는 위암 검진 참여의 매개 효과나 고용 상태와 위암 검진 참여 간의 상호작용 효과로는 설명할 수 없었다. 매개 효과의 경우 위암이 발생한 대상으로 국한하여 고용 상태와 위암 검진 참여의 연관성을 확인하였을 때 유의한 상관관계가 확인되지 않았기 때문에 이와 같은 결과가 나타난 것으로 볼 수 있다. 반면 잦은 고용 변동 상태가 위암으로 인한 의료비 지출에 미치는 영향에 대해서는 위암 검진 참여의 매개 효과가 확인되었다.

남녀 하위군 분석 결과에서는 심혈관 질환으로 인한 입원 발생에 고용 상태가 미치는 영향이 여성에 비해 남성에서 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 이는 국민건강영양 조사 자료(2007~2009년)를 이용하

여 20~64세 근로자를 정규직과 비정규직으로 구분하여 심혈관 질환과 관련한 건강 상태(고혈압, 당뇨, 이상지질혈증)에 대해 분석한 Seon 외(2017)의 결과와는 다소 차이를 보인다. 해당 연구에서는 여성에서만 비정규직이 정규직에 비해 고혈압 발생 위험이 유의하게 높은 것을 확인하였다(OR=1.42, 95% CI=1.02-1.98). 연구 대상 연령과 고용 상태 변수가 다른 것 등의 영향도 있을 수 있겠지만, 본 연구는 고용 상태의 누적 효과를 추정하였기에 그에 따른 차이도 있을 것으로 보인다. 남성에서 고용 상태에 따른 심혈관 질환으로 인한 입원 발생 위험이 더 크게 나타난 것은 남성이 노동 시장에 보다 강하게 결속되어 있어 고용 상태에 따른 영향을 더 크게 받을 수 있는 것에서 기인하였을 수 있다. 다른 한편으로는 본 연구의 대상자를 남성과 여성으로 구분하여 기초 특성을 살펴본 것을 보면, 고용 상태와 무관하게 여성은 남성보다 소득(건강보험료로부터 추정)이 낮고 고용 연속 기간이 낮은 특성을 보였는데, 이로부터 여성의 경우 고용 상태에 따라 고용의 질에 대한 격차가 남성보다 크지 않은 것의 영향도 작용하였을 수 있다고 본다. 본 연구에서 살펴본 심혈관 질환과 위암은 여성에 비해 남성에서 발생 위험이 더 높은 것의 영향도 작용하였을 수 있다. 따라서 본 연구의 결과를 고용 상태가 건강에 미치는 영향이 여성보다 남성에서 더 크다고 일반화할 수는 없으며, 심혈관 질환과 위암에 국한하여 해석해야 할 것이다.

결과 변수에 따라 건강 결과에 대한 분석은 생존 분석 모형을, 의료비 지출에 대한 분석 모형은 일반화 선형 모형을 적용하였으나 기본적으로는 모두 통제 변수의 영향을 보정한 상태에서 관심 변수의 영향을 살펴보는 다변량 모형에 해당한다. 고용 불안은 사회경제적 위치가 낮은 사람에게 더 많이 발생한다는 측면에서 모든 조건이 동일할 때(*Ceteris Paribus*) 고용 상태의 독립적인 영향을 살펴보는 접근법에 의문이 제기되기도 한다(김창엽 외, 2015, p.143). 본 연구에서도 고용 상실 상태와 잦은 고용 변동 상태에 여성, 상대적으로 낮은 소득 분위, 짧은 연속 고용 기간의 비율이 높았던 점에서 이와 같은 의문의 선상에 놓여있다고도

볼 수 있다. 다만, 행정 자료를 사용하여 고용 상태를 정의하고 있고, 본 연구에서 적용한 인과 매개 분석 방법론에서 교란 요인의 통제를 강조하고 있는 점 등을 고려하여 소득 수준 및 고용 불안과 관련성이 있을 수 있는 변수를 통제하였다. 이러한 상황을 고려하여 4장에서는 단변량 모형에 대한 결과도 함께 제시하였다. 따라서 4장의 다변량 모형에 기반한 추정치는 보수적(conservative)인 추정치라고 볼 수도 있다.

7.2. 연구의 제한점

고용 상태는 다양한 특징에 의해 정의되어야 하나 자료원의 한계로 고용 상태를 고용 변동에 근거하여 비교적 단순하게 정의한 점은 본 연구의 태생적 한계라고 볼 수 있다. 특히, 불안정 고용과 건강 간의 관계에 대한 고찰 문헌에서 고용 불안을 단편적으로 정의하는 것에 대해 문제를 지적하고 있는 점(김창엽 외, 2015, p.144; Benach 외, 2016)을 고려한다면 이는 큰 제한점이라 할 수 있다. 그런데 이러한 문헌에서 지적하고 있는 지점 중 하나는 고용 불안을 단편적으로 정의할 경우 불리한 상황에 있는 노동자를 그렇지 않은 것으로 오분류하여 그로 인해 건강에 대한 부정적 영향을 과소 추정할 수 있다는 점이다(김창엽 외, 2015, pp.144-145). 본 연구의 자료원에서도 잦은 고용 변동군에는 전문성 등에 기반하여 자발적으로 잦은 고용 변동을 선택한 사람이 혼재되어 있을 수 있고, 고용 상실군에는 자발적으로 이른 은퇴를 선택한, 근로를 하지 않아도 생계에 문제가 되지 않는 사람이 혼재되어 있을 수 있다. 이처럼 실질적으로는 다양한 고용 양상을 한 상태로 분류함에 따라 보다 불안정한 고용 상태에 있는 사람의 건강 영향을 충분히 포착하지 못하였을 수 있다. 이러한 측면에서 보면 본 연구의 고용 상태 변수는 고용 불안의 영향을 과소 추계할 가능성이 있는데, 그럼에도 부정적인 건강 영향이 상당 부분 나타났다는 점은 주목할만 하다. 또한, 이와 같은 본 연구 고유의 고용 상태 정의는 추후 다른 연구와의 비교 가능성을 제한하기도 한다는 측면(Kreshpaj 외, 2020)에서도 한계를 갖는다. 하지만 건강보험 청구자료를 이용하여 고용과 건강 간의 관계를 살펴본 연구가 부족한 상황에서 본 연구는 고용과 건강 간의 관계를 연구할 수 있는 자료원으로 건강보험 청구자료의 가능성을 보여준다고 생각하며, 이러한 연구를 계기로 고용과 관련하여 더 많은 정보가 연구 가능하도록 공개되는 계기가 되면 앞으로 더 풍부한 정보에 기반한 연구가 가능할 것으로 기대한다.

고용과 건강의 관계를 살핌에 있어 내생성에 대한 문제는 주요하게 이야기되는데, 본 연구는 연구 설계를 통해 역인과관계의 가능성을 최대한 줄여보고자 하였고, 과거 검진을 통해 얻은 건강 행태 변수를 포함한 분석 결과를 함께 제시하여 누락 변수에 의한 편향을 감소시켜보고자 하였다. 이와 같은 노력에도 여전히 역인과관계, 관찰하지 못한 특성에 의한 편향과 같은 내생성을 완전히 극복하지는 못한 한계를 갖는다. 유사한 맥락에서 인과 매개 분석은 교란에 대한 가정의 중요성을 강조하고 있는데, four-way decomposition의 결과를 인과적으로 해석하기 위한 네 가지 가정을 모두 충족한다고 보기 어렵다는 점에서도 한계를 갖는다.

또한 본 연구에서 정의한 검진 참여는 국가건강검진에 국한된 정보로 민간종합검진 참여를 포착하지 못한 한계를 갖는다. 본 연구대상자 중 고용 상실군과 잦은 고용 변동군의 소득 수준이 상대적으로 낮았던 점 고려한다면 검진과 관련한 고용 상태간 차이와 매개 효과는 이로 인해 과소 추계되었을 가능성이 존재한다. 다만 민간종합검진에 참여하더라도 일반건강검진 또는 암 검진에서 제공하는 항목은 건강보험공단에 청구하는 것으로 알려져 있어(Yun 외, 2023) 그로 인한 편향은 크지 않을 수 있다. 하지만 본 연구의 대상자에서 다른 통제 변수의 조건이 동일할 때에 대한 분석 결과이기는 하나 건강보험료 5분위가 다른 분위에 비해 일반건강검진 및 위암 검진 미참여의 가능성이 높게 나타나서 민간종합검진 참여를 포착하지 못하였을 가능성을 완전히 배제하기는 어려워 보인다.

본 연구에서 측정한 의료비는 법정본인부담금과 보험자부담금만을 포함한 비용에 기반한 것으로 비급여에 대한 비용을 포함하지 못한 한계를 갖는다. 외부에 공개된 비급여 진료비 비율 정보를 활용하여 보정하는 안도 고민을 하였으나 소득 수준에 따라 비급여 비율이 다를 수 있는 점과 본 연구의 대상자 특성을 고려하였을 때 동일한 비율을 적용하여 일관되게 보정하는 것이 오히려 잘못된 추정치를 보여줄 수 있어 비급여

비율에 대해서는 보정하지 않은 추정치를 제시하였다. 고용 상태별로 소득 수준의 차이가 상당했던 점을 고려해본다면, 비급여에 대한 정보까지 포함한 추정치는 다른 결과를 보여줄 수도 있다. 그리고 본 연구의 의료비 변수는 약국 비용을 포함하지 못한 한계도 존재한다. 고혈압, 당뇨, 이상지질혈증과 같은 질환은 약국 비용의 크기가 작지 않기에 이를 포함할 경우 결과에 영향이 있을 수 있다.

본 연구에서는 고용 상태에 따라 차이가 있으나 최대 13년간의 건강 결과를 추적하였다. 이는 그간의 선행연구에 비하면 장기간의 건강 결과를 추적 관찰한 것에 해당하나 위암 발병률이 60세 이상에서 상당히 높은 점(보건복지부, 2024c)을 고려한다면 추적 관찰 기간이 부족하였다고 볼 수도 있고, 그로 인한 과소 추계 또는 과대 추계가 있었을 수 있다. 특히 연구대상자 중 위암으로 인한 사망 발생 건수 자체가 많지 않은 상황이어서 남녀 하위군 분석 결과 등의 해석에 주의가 필요해 보였다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 청구자료는 암 질환의 진단 병기를 확인할 수 없고, 심혈관 질환과 관련하여서도 환자의 첫 진단 당시 상태를 파악한 것은 아니었기에 정확한 상황을 파악하지는 못한 채 일정 부분 추측에 기반하여 해석을 할 수밖에 없었던 한계가 있다.

7.3. 결론 및 제언

본 연구는 고용의 양상이 지속적으로 변화해가고 있는 상황에서, 전통적인 고용 중심의 사회보장 제도를 운영하고 있는 우리나라에서 어쩌면 유일하게 고용 상태에 관계없이 혜택을 받을 수 있을 것으로 기대되는 건강보험 제도가 고용이 건강에 미치는 영향에 대해 보호 역할을 하고 있는지에 대한 질문, 건강보험 가입자의 건강 유지와 의료비 지출 절감을 목적으로 수행하고 있는 국가건강검진 사업이 정말 필요한 사람에게 가닿고 있는지에 대한 질문을 다뤄보고자 하였다.

본 연구의 분석 결과, 고용 상태가 국가건강검진 사업을 통해 예방하고자 하는 건강 결과라 할 수 있는 심혈관 질환으로 인한 입원 발생과 위암으로 인한 사망 발생, 그리고 해당 질환으로 인한 의료비 지출에 모두 유의한 영향을 주는 것을 확인하였다. 이는 예방 가능한 건강 결과에 있어서도 고용 상태 간 격차가 나타나고 있으며, 의료비 지출에도 영향을 주고 있음을 보여주는 결과이다.

이와 같은 결과에 더하여 고용 상태가 심혈관 질환으로 인한 입원 발생, 위암으로 인한 사망 발생, 심혈관 관련 질환 의료비 지출에 미치는 영향에 있어 국가건강검진 참여의 매개 효과를 확인하였다. 위암으로 인한 의료비 지출에 있어서는 낮은 고용 변동 상태의 영향에 있어서만 검진 참여의 매개 효과가 있었다. 교란 변수 가정을 완전히 만족한다고 보기 어려워 본 연구에서 확인한 매개 효과를 해석할 때에는 주의가 필요하다. 하지만, 매개 효과의 크기가 작지 않아 나타난 전체 효과 중 교란에 의한 것이 일부 있다 하더라도 실질적인 매개 효과가 있을 가능성을 완전히 배제하기는 어려운 결과라 볼 수 있다. 다시 말해 본 연구의 결과는 고용 상태에 따라 건강검진 참여가 영향을 받고, 이는 결과적으로 부정적 건강 결과와 의료비 지출 증가로 이어지고 있을 가능성을 제시한다.

고용 불안정이 증가하는 방향으로 고용의 양상이 변화하고 있는 상황은 개인의 건강뿐만 아니라 건강보험 재정 부담에도 영향을 미칠 수 있다. 고용이 불안정한 사람에게도 국가건강검진 사업이 제대로 활용될 수 있도록 이에 관한 추가 연구와 정책 대안 마련이 필요하다.

참 고 문 헌

- 강남훈. (2013). 불안정노동자와 기본소득. *마르크스주의 연구*, 10(2), 12 - 42.
- 강영호 & 김혜련. (2006). 우리 나라의 사회경제적 사망률 불평등: 1998 년도 국민건강영양조사 자료의 사망추적 결과. *예방의학회지*, 39(2), 115 - 122.
- 강성욱, 유창훈, & 권영대. (2009). 민간검진 서비스의 이용 현황과 결정 요인. *예방의학회지*, 42(3), 177 - 182.
- 고길곤. (2021). 매개효과와 조절효과. *문우사*.
- 고용노동부. (2021). 기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률 (약칭: 기간제법). 법제처 국가법령정보센터. <https://www.law.go.kr/법령/기간제및단시간근로자보호등에관한법률>
- 고용노동부. (2023a). 산업안전보건법. 법제처 국가법령정보센터. <https://www.law.go.kr/법령/산업안전보건법>
- 고용노동부. (2023b). 산업안전보건법 시행령 [별표 35] 과태료의 부과기준(제119조 관련). 법제처 국가법령정보센터. [https://www.law.go.kr/법령별표서식/\(산업안전보건법_시행령,20240312,별표35\)](https://www.law.go.kr/법령별표서식/(산업안전보건법_시행령,20240312,별표35))
- 국립정신건강센터 정신건강연구소. (2023, March). 초기성인의 생활사건 스트레스와 우울 증상과의 관계에서 대처 방식의 매개효과. *CURE*, 13, 31.
- 국민건강보험공단. (2021a). 시군구별 성별 생애전환기건강진단 대상 및 수검인원 현황. KOSIS. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N021&conn_path=I3

- 국민건강보험공단. (2021b). 연령별 성별 일반건강검진 대상 및 수검인원 현황: 전체. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N002&conn_path=I2
- 국민건강보험공단. (2021c). 지역별 성별 일반건강검진 대상 및 수검인원 현황: 전체. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N144&conn_path=I3
- 국민건강보험공단. (2023). 국민건강보험>건강검진>제도소개. 국민건강보험공단. <http://www.nhis.or.kr/nhis/policy/wbhada19600m01.do>
- 국민건강보험공단. (2024a). 연령별 성별 일반건강검진 대상 및 수검인원 현황: 전체. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N002_1&conn_path=I2
- 국민건강보험공단. (2024b). 연령별 성별 암검진 대상 및 수검인원 현황. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N010&conn_path=I3
- 국민건강보험공단. (2024c). 지역별 성별 암검진 대상 및 수검인원 현황. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N145&conn_path=I2
- 국민건강보험공단. (2024d). 지역별 성별 일반건강검진 대상 및 수검인원 현황: 전체. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=350&tblId=DT_35007_N144_1&conn_path=I3
- 권정현. (2018). 건강 충격의 고용과 소득 효과 분석. 노동경제논집, 41(4), 31 - 62.
- 김근희, 정현중, 장성훈, 김형수, 노대회, & 정최경희. (2010). 상이한 분

- 류 기준에 따른 근로형태별 자가평가건강수준: 한국노동패널조사 자료를 이용한 패널회귀분석. 대한직업환경의학회지, 22(3), 240 - 250.
- 김창엽, 김명희, 이태진, & 손정인. (2015). 한국의 건강 불평등. 서울대학교출판문화원.
- 노대명, 정세정, 곽윤경, 이지혜, 임지영, & 이호근. (2020). 고용형태 다변화에 따른 사회보장 패러다임 재편방안 연구. 한국보건사회연구원.
- 노동부. (2009). 비정규직법 바로알기. 노동부.
- 문석준, 이재은, 김희년, 김혜윤, 오수진, & 여나금. (2022). 소득분위별 고용안정성이 의료이용에 미치는 영향. 보건사회연구, 42(3), 30 - 49.
- 문희진, 김다슬, & 김광기. (2021). 성향점수매칭을 활용한 직업군인 건강행동 분석. 보건교육건강증진학회지, 38(1), 1 - 12.
- 박세홍, 김창엽, & 신영전. (2009). 고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향 -한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로-. 비판사회정책, 27, 79 - 120.
- 박종식 & 이경용. (2012). 가구조사를 통해 본 고용형태와 작업관련 손상 경험. 대한안전경영과학회지, 14(4), 137 - 145.
- 박주영, 이나경, 윤서현, 최보경, & 김승섭. (2016). 한국의 비정규직 고용과 건강 연구에 대한 체계적 문헌고찰. 보건사회연구, 36(3), 119 - 157.
- 박진욱, 한윤정, & 김승섭. (2007). 고용형태의 변화에 따른 건강불평등. 예방의학회지, 40(5), 388 - 396.
- 백승호. (2014). 서비스경제와 한국사회의 계급, 그리고 불안정 노동 분석. 한국사회정책, 21(2), 57 - 90.
- 백승호, 이승윤, & 김태환. (2021). 비표준적 형태의 일과 사회보장개혁의 남아있는 과제들. 사회보장연구, 37(2), 139 - 176.

- 변금선 & 이해원. (2018). 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정. 보건사회연구, 38(3), 129 - 160.
- 보건복지부. (2014). 건강검진실시기준. 법제처 국가법령정보센터.
[https://www.law.go.kr/행정규칙/건강검진실시기준/\(2014-111,20140722\)](https://www.law.go.kr/행정규칙/건강검진실시기준/(2014-111,20140722))
- 보건복지부. (2023a). 2023년도 건강검진사업안내. 보건복지부.
- 보건복지부. (2023b). 국가암검진사업. 보건복지부.
<https://www.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10703010300>
- 보건복지부. (2024a). 국민건강보험법. 법제처 국가법령정보센터.
[https://www.law.go.kr/법령/국민건강보험법/\(20092,20240123\)](https://www.law.go.kr/법령/국민건강보험법/(20092,20240123))
- 보건복지부. (2024b). 암검진실시기준. 법제처 국가법령정보센터.
[https://www.law.go.kr/행정규칙/암검진실시기준/\(2024-21,20240201\)](https://www.law.go.kr/행정규칙/암검진실시기준/(2024-21,20240201))
- 보건복지부. (2024c). 61개 암종/성/연령(5세)별 암발생자수, 발생률. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=117&tblId=DT_117N_A0024&conn_path=I2
- 보건복지부 보도참고자료. (2018). 내년부터 국가건강검진 사각지대 사라진다- 20-30대 피부양자. 세대원 건강검진대상 포함 및 20세, 30세 때 우울증 검사 실시 -. 보건복지부.
- 우혜경, 문옥륜, & 박종혁. (2009). 임금근로자의 고용형태와 소득수준에 따른 건강차이. 보건행정학회지, 19(2), 85 - 110.
- 이상영 & 신현웅. (2012). 자영업자의 건강실태와 의료이용 사각지대 해소를 위한 지원 방안. 보건복지포럼. 2012(12), 62-73.
- 이승윤, 백승호, & 김윤영. (2017). 한국의 불안정 노동자. 후마니타스.
- 이혜경. (2012, 4. 9). 건강검진 수검율 68.5%...민간검진시 33만원 지출. 데일리팜.

<http://www.dailypharm.com/Users/News/NewsView.html?ID=155529>

- 정연, 최지희, 이나경, 김명희, 김인아, 이경희, 김동진, 서제희, & 이정아. (2020). 국민의 건강수준 제고를 위한 건강형평성 모니터링 및 사업 개발 - 노동자 건강불평등. 한국보건사회연구원.
- 조민우, 황승식, 김선하, 김영애, 염미선, 이정용, 옥민수, 이승원, 김주영, 김리은, 강선찬, 김재서, & 송지현. (2020). 국가건강검진의 효율적 실시를 위한 심층분석 및 개선방안 연구. 국민건강보험공단.
- 최홍열, 고상백, 장세진, 차봉석, 임형준, 이상윤, 김재용, 강동묵, & 조수현. (2001). 하청 근로자들의 건강수준 평가. 대한산업의학회지, 13(1), 18 - 30.
- 통계청. (2023). 성/근로형태별 임금근로자 규모 및 비중. KOSIS. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1DE7106S&conn_path=I3
- 홍정립. (2022). 실업이 주관적 건강 및 건강행동에 미치는 영향. 보건사회연구, 42(4), 110 - 126.
- Aschengrau, A., & Seage, G. R. (2018). *Essentials of Epidemiology in Public Health*. Jones & Bartlett Learning.
- Avendano, M., & Berkman, L. F. (2014). Labour markets, employment policies, and health. In L. F. Berkman, I. Kawachi, & M. M. Glymour (Eds.), *Social epidemiology* (Second edition). Oxford University Press.
- Bardasi, E., & Francesconi, M. (2004). The impact of atypical employment on individual wellbeing: Evidence from a panel of British workers. *Social Science & Medicine*, 58(9), 1671 - 1688.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173 - 1182.

- Bedir, A., Abera, S. F., Efremov, L., Hassan, L., Vordermark, D., & Medenwald, D. (2021). Socioeconomic disparities in head and neck cancer survival in Germany: A causal mediation analysis using population-based cancer registry data. *Journal of Cancer Research and Clinical Oncology*, *147*(5), 1325 - 1334.
- Benach, J., Amable, M., Muntaner, C., & Benavides, F. G. (2002). The consequences of flexible work for health: Are we looking at the right place? *Journal of Epidemiology & Community Health*, *56*(6), 405 - 406.
- Benach, J., Muntaner, C., & Santana, V. (2007). *Employment Conditions and Health Inequalities: Final Report to the WHO Commission on Social Determinants of Health (CSDH) Employment Conditions Knowledge Network (EMCONET)*. World Health Organization.
- Benach, J., & Muntaner, C. (2007). Precarious employment and health: Developing a research agenda. *Journal of Epidemiology & Community Health*, *61*(4), 276 - 277.
- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G., & Muntaner, C. (2014). Precarious Employment: Understanding an Emerging Social Determinant of Health. *Annual Review of Public Health*, *35*(1), 229 - 253.
- Benach, J., Vives, A., Tarafa, G., Delclos, C., & Muntaner, C. (2016). What should we know about precarious employment and health in 2025? Framing the agenda for the next decade of research. *International Journal of Epidemiology*, *45*(1), 232 - 238.
- Benedetto, G., Haltiwanger, J., Lane, J., & McKinney, K. (2007). Using Worker Flows to Measure Firm Dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics*, *25*(3), 299 - 313.
- Berkowitz, S. A., Gold, R., Domino, M. E., & Basu, S. (2021). Health insurance coverage and self-employment. *Health Services*

Research, 56(2), 247 - 255.

- Blough, D. K., Madden, C. W., & Hornbrook, M. C. (1999). Modeling risk using generalized linear models. *Journal of Health Economics*, 18(2), 153 - 171.
- Browning, M., Moller Dano, A., & Heinesen, E. (2006). Job displacement and stress related health outcomes. *Health Economics*, 15(10), 1061 - 1075.
- Cashin, A. G., McAuley, J. H., VanderWeele, T. J., & Lee, H. (2023). Understanding how health interventions or exposures produce their effects using mediation analysis. *BMJ*, e071757.
- Cookson, R., Mirelman, A. J., Griffin, S., Asaria, M., Dawkins, B., Norheim, O. F., Verguet, S., & J. Culyer, A. (2017). Using Cost-Effectiveness Analysis to Address Health Equity Concerns. *Value in Health*, 20(2), 206 - 212.
- Dupre, M. E., George, L. K., Liu, G., & Peterson, E. D. (2012). The Cumulative Effect of Unemployment on Risks for Acute Myocardial Infarction. *Archives of Internal Medicine*, 172(22), 1731 - 1737.
- Enthoven, A. C., & Fuchs, V. R. (2006). Employment-Based Health Insurance: Past, Present, And Future. *Health Affairs*, 25(6), 1538 - 1547.
- Fujishiro, K., Ahonen, E. Q., Gimeno Ruiz de Porras, D., Chen, I.-C., & Benavides, F. G. (2021). Sociopolitical values and social institutions: Studying work and health equity through the lens of political economy. *SSM - Population Health*, 14, 100787.
- Goto, R., Kawachi, I., Kondo, N., & Inoue, K. (2023). Contribution of vaccinations to reducing socioeconomic disparities in COVID-19 deaths across U.S. counties. *Annals of Epidemiology*, 86, 65-71.

- Hajat, A., Andrea, S. B., Oddo, V. M., Winkler, M. R., & Ahonen, E. Q. (2024). Ramifications of Precarious Employment for Health and Health Inequity: Emerging Trends from the Americas. *Annual Review of Public Health, 45*, 6.1–6.17.
- Hwang, H., Purwin, A., & Pareliussen, J. (2022). *Strengthening the social safety net in Korea* (OECD Economics Department Working Papers 1733). OECD.
- Im, H.-J., Oh, D., Ju, Y.-S., Kwon, Y.-J., Jang, T.-W., & Yim, J. (2012). The association between nonstandard work and occupational injury in Korea. *American Journal of Industrial Medicine, 55*(10), 876 - 883.
- International Labour Office (ILO). (2016). *Non-standard employment around the world: Understanding challenges, shaping prospects* (First published). International Labour Office.
- Jackson, J. W., & VanderWeele, T. J. (2018). Decomposition Analysis to Identify Intervention Targets for Reducing Disparities. *Epidemiology, 29*(6), 825.
- Jacobson, B. (1999). Tackling inequalities in health and healthcare - the role of the NHS. In D. Gordon, M. Shaw, D. Dorling, & G. D. Smith (Eds.), *Inequalities in Health: The Evidence Presented to the Independent Inquiry Into Inequalities in Health*. Policy Press.
- Jahoda, M. (1981). Work, Employment, and Unemployment. *American Psychologist, 36*(2), 184 - 191.
- Jang, S.-Y., Jang, S.-I., Bae, H.-C., Shin, J., & Park, E.-C. (2015). Precarious employment and new-onset severe depressive symptoms: A population-based prospective study in South Korea. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health, 41*(4), 329 - 337.

- Johansson, E., Böckerman, P., & Lundqvist, A. (2020). Self-reported health versus biomarkers: Does unemployment lead to worse health? *Public Health, 179*, 127 - 134.
- Jun, J. K., Choi, K. S., Lee, H.-Y., Suh, M., Park, B., Song, S. H., Jung, K. W., Lee, C. W., Choi, I. J., Park, E.-C., & Lee, D. (2017). Effectiveness of the Korean National Cancer Screening Program in Reducing Gastric Cancer Mortality. *Gastroenterology, 152*(6), 1319-1328.
- Jung, Y., Oh, J., Huh, S., & Kawachi, I. (2013). The Effects of Employment Conditions on Smoking Status and Smoking Intensity: The Analysis of Korean Labor & Income Panel 8th - 10th Wave. *PLOS ONE, 8*(2), e57109.
- Kalleberg, A. L. (2009). Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition. *American Sociological Review, 74*(1), 1 - 22.
- Katz, S. J., & Hofer, T. P. (1994). Socioeconomic Disparities in Preventive Care Persist Despite Universal Coverage: Breast and Cervical Cancer Screening in Ontario and the United States. *JAMA, 272*(7), 530 - 534.
- Kim, I.-H., Khang, Y.-H., Muntaner, C., Chun, H., & Cho, S.-I. (2008). Gender, precarious work, and chronic diseases in South Korea. *American Journal of Industrial Medicine, 51*(10), 748 - 757.
- Kim, I.-H., Muntaner, C., Khang, Y.-H., Paek, D., & Cho, S.-I. (2006). The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample of the South Korean population. *Social Science & Medicine, 63*(3), 566 - 574.
- Kim, I.-H., Muntaner, C., Vahid Shahidi, F., Vives, A., Vanroelen, C., & Benach, J. (2012). Welfare states, flexible employment, and health: A critical review. *Health Policy, 104*(2), 99 - 127.

- Kim, J. M., Son, N.-H., Park, E.-C., Nam, C. M., Kim, T. H., & Cho, W.-H. (2015). The Relationship Between Changes in Employment Status and Mortality Risk Based on the Korea Labor and Income Panel Study (2003–2008). *Asia Pacific Journal of Public Health*, 27(2), NP993 - NP1001.
- Kim, J. Y., Seo, C., Pak, H., Lim, H., & Chang, T. I. (2023). Uric Acid and Risk of Cardiovascular Disease and Mortality: A Longitudinal Cohort Study. *Journal of Korean Medical Science*, 38(38), e302.
- Kim, M.-H., Kim, C., Park, J.-K., & Kawachi, I. (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), 1982 - 1994.
- Kim, S.-S., Muntaner, C., Kim, H., Jeon, C. Y., & Perry, M. J. (2013). Gain of employment and depressive symptoms among previously unemployed workers: A longitudinal cohort study in South Korea. *American Journal of Industrial Medicine*, 56(10), 1245 - 1250.
- Kim, S.-S., Subramanian, S., Sorensen, G., Perry, M. J., & Christiani, D. C. (2012). Association between change in employment status and new-onset depressive symptoms in South Korea - a gender analysis. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 38(6), 537 - 545.
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2012). *Survival Analysis: A Self-Learning Text* (3rd ed.). Springer.
- Kreshpaj, B., Orellana, C., Burström, B., Davis, L., Hemmingsson, T., Johansson, G., Kjellberg, K., Jonsson, J., Wegman, D. H., & Bodin, T. (2020). What is precarious employment? A systematic review of definitions and operationalizations from quantitative and qualitative studies. *Scandinavian Journal of*

Work, Environment & Health, 46(3), 235 - 247.

Kwon, S. (2009). Thirty years of national health insurance in South Korea: Lessons for achieving universal health care coverage. *Health Policy and Planning*, 24(1), 63 - 71.

Lorenc, T., Petticrew, M., Welch, V., & Tugwell, P. (2013). What types of interventions generate inequalities? Evidence from systematic reviews. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 67(2), 190 - 193.

Luengo-Fernandez, R., Little, M., Gray, A., Torbica, A., Maggioni, A. P., Huculeci, R., Timmis, A. D., Vardas, P., & Leal, J. (2024). Cardiovascular disease burden due to productivity losses in European Society of Cardiology countries. *European Heart Journal - Quality of Care and Clinical Outcomes*, 10(1), 36 - 44.

MacKinnon, D. (2008). *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. Routledge.

Marmot, M. (2017). 건강 격차-평등한 사회에서는 가난해도 병들지 않는다 (김승진 역). 동녘. (Original work published 2015).

Maruthappu, M., Watkins, J., Noor, A. M., Williams, C., Ali, R., Sullivan, R., Zeltner, T., & Atun, R. (2016). Economic downturns, universal health coverage, and cancer mortality in high-income and middle-income countries, 1990 - 2010: A longitudinal analysis. *The Lancet*, 388(10045), 684 - 695.

Menéndez, M., Benach, J., Muntaner, C., Amable, M., & O'Campo, P. (2007). Is precarious employment more damaging to women's health than men's? *Social Science & Medicine*, 64(4), 776 - 781.

Min, J., Park, S., Hwang, S. H., & Min, K. (2016). Disparities in precarious workers' health care access in South Korea.

American Journal of Industrial Medicine, 59(12), 1136 - 1144.

Moscone, F., Tosetti, E., & Vittadini, G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy. *Social Science & Medicine*, 158, 86 - 95.

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2023). *Employment – Temporary employment* -. <http://data.oecd.org/emp/temporary-employment.htm>

Pearl, J. (2001). Direct and Indirect Effects. *In Proceedings of the Seventeenth Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence, San Francisco*, 411 - 420.

Picchio, M., & Ubaldi, M. (2023). Unemployment and health: A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, 1 - 36.

Pruckner, G. J., Schober, T., & Zocher, K. (2020). The company you keep: Health behavior among work peers. *The European Journal of Health Economics*, 21(2), 251 - 259.

Raffle, A. E., Mackie, A., & Gray, J. A. M. (2019). Screening: Evidence and Practice. *Oxford University Press*.

Rijnhart, J. J. M., Lamp, S. J., Valente, M. J., MacKinnon, D. P., Twisk, J. W. R., & Heymans, M. W. (2021). Mediation analysis methods used in observational research: A scoping review and recommendations. *BMC Medical Research Methodology*, 21(1), 226.

Robins, J. M., & Greenland, S. (1992). Identifiability and Exchangeability for Direct and Indirect Effects. *Epidemiology*, 3(2), 143 - 155.

Schmitz, H. (2011). Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18(1), 71 - 78.

- Seon, J. J., Lim, Y. J., Lee, H. W., Yoon, J. M., Kim, S. J., Choi, S., Kawachi, I., & Park, S. M. (2017). Cardiovascular health status between standard and nonstandard workers in Korea. *PLOS ONE*, *12*(6), e0178395.
- Seong, S. C., Kim, Khang, Y.-Y., Park, J. H., Kang, H.-J., Lee, H., Do, C.-H., Song, J.-S., Bang, J. H., Ha, S., Lee, E.-J., & Shin, A. S. (2016). Data Resource Profile: The National Health Information Database of the National Health Insurance Service in South Korea. *International Journal of Epidemiology*, *46*(3), 799 - 800.
- Shi, B., Choirat, C., Coull, B. A., VanderWeele, T. J., & Valeri, L. (2021). CMAverse: A Suite of Functions for Reproducible Causal Mediation Analyses. *Epidemiology*, *32*(5), e20.
- Shin, D. W., Cho, J., Park, J. H., & Cho, B. (2022). National General Health Screening Program in Korea: History, current status, and future direction. *Precision and Future Medicine*, *6*(1), 9 - 31.
- Shin, K.-Y. (2013). Economic Crisis, Neoliberal Reforms, and the Rise of Precarious Work in South Korea. *American Behavioral Scientist*, *57*(3), 335 - 353.
- Suh, Y.-S., Lee, J., Woo, H., Shin, D., Kong, S.-H., Lee, H.-J., Shin, A., & Yang, H.-K. (2020). National cancer screening program for gastric cancer in Korea: Nationwide treatment benefit and cost. *Cancer*, *126*(9), 1929 - 1939.
- Sullivan, D., & von Wachter, T. (2009). Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data. *Quarterly Journal of Economics*, *124*(3), 1265 - 1306.
- Swords, D. S., & Scaife, C. L. (2021). Decompositions of the Contribution of Treatment Disparities to Survival Disparities in Stage I - II Pancreatic Adenocarcinoma. *Annals of Surgical*

Oncology, 28(6), 3157 - 3168.

- Tompa, E., Scott-Marshall, H., Dolinschi, R., Trevithick, S., & Bhattacharyya, S. (2007). Precarious employment experiences and their health consequences: Towards a theoretical framework. *Work*, 28(3), 209 - 224.
- Valeri, L., Proust-Lima, C., Fan, W., Chen, J. T., & Jacqmin-Gadda, H. (2023). A multistate approach for the study of interventions on an intermediate time-to-event in health disparities research. *Statistical Methods in Medical Research*, 32(8), 1445 - 1460.
- VanderWeele, T. J. (2014). A Unification of Mediation and Interaction: A 4-Way Decomposition. *Epidemiology*, 25(5), 749 - 761.
- VanderWeele, T. (2015). *Explanation in Causal Inference: Methods for Mediation and Interaction*. Oxford University Press.
- VanderWeele, T. J., & Robinson, W. R. (2014). On the Causal Interpretation of Race in Regressions Adjusting for Confounding and Mediating Variables. *Epidemiology*, 25(4), 473.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainio, M., & Vahtera, J. (2005). Temporary employment and health: A review. *International Journal of Epidemiology*, 34(3), 610 - 622.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Ferrie, J. E., Elovainio, M., Honkonen, T., Pentti, J., Klaukka, T., & Vahtera, J. (2008). Temporary employment and antidepressant medication: A register linkage study. *Journal of Psychiatric Research*, 42(3), 221 - 229.
- Weil, D. (2014). *The Fissured Workplace: Why Work Became So Bad for So Many and What Can Be Done to Improve It*. Harvard University Press.
- Woo, J.-M., Chae, J. H., & Choi, S. C. (2010). Crisis Intervention for Workers in Severely Stressful Situations After Massive

Layoffs and Labor Disputes. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 43(3), 265 - 273.

World Health Organization. (n.d.-a). *Social determinants of health*. <https://www.who.int/health-topics/social-determinants-of-health>

World Health Organization. (n.d.-b). *Commission on Social Determinants of Health*. <https://www.who.int/initiatives/action-on-the-social-determinants-of-health-for-advancing-equity/world-report-on-social-determinants-of-health-equity/commission-on-social-determinants-of-health>

World Health Organization. (n.d.-c). *Knowledge networks*. <https://www.who.int/initiatives/action-on-the-social-determinants-of-health-for-advancing-equity/world-report-on-social-determinants-of-health-equity/commission-on-social-determinants-of-health/knowledge-networks>

Yoo, K.-B., Park, E.-C., Jang, S.-Y., Kwon, J. A., Kim, S. J., Cho, K., Choi, J.-W., Kim, J.-H., & Park, S. (2016). Association between employment status change and depression in Korean adults. *BMJ Open*, 6(3), e008570.

Yoo, S., Cho, H.-J., & Khang, Y.-H. (2010). General and abdominal obesity in South Korea, 1998 - 2007: Gender and socioeconomic differences. *Preventive Medicine*, 51(6), 460 - 465.

Yoon, S., Kim, J. Y., Park, J., & Kim, S.-S. (2017). Loss of permanent employment and its association with suicidal ideation: A cohort study in South Korea. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 43(5), 457 - 464.

Yun, B., Oh, J., Choi, J., Rozek, L. S., Park, H., Sim, J., Kim, Y., Lee, J., & Yoon, J.-H. (2023). Socioeconomic Disparities in the Association Between All-Cause Mortality and Health Check-Up Participation Among Healthy Middle-Aged Workers:

A Nationwide Study. *Journal of Korean Medical Science*, 38(50), e384.

Yun, J. M., Choi, S., Kim, K., Kim, S. M., Son, J. S., Lee, G., Jeong, S.-M., Park, S. Y., Kim, Y.-Y., & Park, S. M. (2021). All-cause mortality, cardiovascular mortality, and incidence of cardiovascular disease according to a screening program of cardiovascular risk in South Korea among young adults: A nationwide cohort study. *Public Health*, 190, 23 - 29.

부 록

의료비 물가 조정 기준에 대한 고찰

가. 문헌 고찰 및 자료 검토

본 연구의 설계상 최대 2012년부터 2022년까지 장기간에 대해 의료비를 측정하기에 의료비 발생 시점의 차이에 따른 물가 조정을 고려할 필요가 있었다. 물가 변화를 조정하기 위하여 일반적으로 사용되는 척도는 소비자 물가 지수(consumer price index)이나 의료비는 가격 변동이 경제 전체와는 다른 양상을 보이기에 보다 구체적인 척도를 고려해야 한다. 그러나 의료비에 대한 물가 변화를 조정하는 기준에 대한 표준은 없는 상황이다(Dunn 외, 2018; Basu, 2016).

국내 자료원에서 의료비 물가 조정의 기준으로 고려되는 척도에는 대상에 따라 수가인상률, 보건의료 부문 소비자 물가지수, 진료비 증가율 등이 있다. 수가인상률의 경우 세부 진료 항목과 그 사용량 등에 대한 구분과 연계가 명확할 때 고려할 수 있는 기준(이태진 외, 2011)으로 본 연구와 같이 환자당 질환 관련 의료비를 측정하는 방식에는 적합하지 않다. 보건부문 소비자 물가지수의 경우 보건의료 품목에 대한 물가 조사를 통해 산출되는 지수로 이는 결국 본인부담금(out-of-pocket)만을 고려하는 개념이기에 본 연구와 같이 건강보험공단이 부담하는 보험자부담금을 포함하는 의료비에 대한 보정 기준으로는 적절하지 않을 수 있다(이태진 외, 2011; Basu, 2016). 진료비 증가율의 경우 보험자부담금의 개념을 포함한다는 측면에서 본 연구의 의료비 개념에 가장 적절한 보정 척도일 수 있다. 다만, 진료비 증가율 산출에 사용되는 1인당 진료비의

경우 사용량×가격이 반영된 개념으로 이를 사용한 보정은 물가 조정 외에도 진료 강도의 변화를 함께 보정하는 개념이 된다(이태진 외, 2011).

본 연구의 의료비 범위를 고려하였을 때, 이론적으로 가장 적절한 물가 보정 지수는 대상 질환과 가장 유사한 질환 범주에 대한 질환별 1인당 진료비 증가율이라고 생각하였다. 다만, 현재 공개된 자료상 2018년부터 질환별 1인당 진료비 증가율에 대한 정보를 구득할 수 있었다(부표 1). 이에 질환별 1인당 진료비 증가율과 보건부문 소비자 물가지수(부표 2), 1인당 진료비 증가율의 연도별 추이(부표 3)를 비교하였다. 보험자부담금을 포함하는 본 연구의 의료비 범주상 1인당 진료비 증가율이 보다 적절할 수 있으나 질환별 1인당 진료비 증가율에 비해 1인당 진료비 증가율의 증가폭이 큰 편이었다. 이에 질환별 증가율과 보다 유사한 보건부문 소비자 물가지수를 본 분석의 보정 기준으로 적용하였다. 다만, 앞서 언급한 것처럼 보건부문 소비자 물가지수는 개념상 환자 본인부담금의 변화만 반영하고 있는 등의 한계가 있는 점 고려하여 1인당 진료비 증가율로 보정한 경우에 대한 결과 변화를 함께 확인하였다.

부표 1. 질환별 1인당 진료비 증가율

구분		연도	2018	2019	2020	2021	2022
		심혈관 질환	연평균 1인당 진료비(천원)	1,139	1,190	1,180	1,186
2022년 대비	97.935		102.268	101.412	101.984	100.000	
위암	연평균 1인당 진료비(천원)	3,280	3,398	3,331	3,457	3,251	
	2022년 대비	100.882	104.526	102.451	106.313	100.000	

자료: 건강보험심사평가원(2024)을 이용하여 (요양급여비용총액/환자수)를 통해 연평균 1인당 진료비 산출

부표 2. 보건부문 소비자 물가지수

연도	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
물가지수	94.106	94.443	95.108	96.298	97.247	98.109	98.058	98.516	100.00	99.92	100.76
2022년 대비	93.396	93.731	94.391	95.572	96.513	97.369	97.318	97.773	99.246	99.166	100.000

자료: 통계청(2024)

주: 1) 2020년을 기준연도로 하여 작성됨(2020=100)

2) 2019년 이전은 소수점 이하 3자리, 2020년 이후는 소수점 이하 2자리로 제공됨

부표 3. 1인당 진료비 증가율

연도	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
연평균 1인당 진료비(천원)	967	1,023	1,085	1,149	1,275	1,363	1,523	1,688	1,693	1,819	1,993
2022년 대비	48.500	51.312	54.453	57.661	64.000	68.411	76.407	84.699	84.954	91.293	100.000

자료: 건강보험심사평가원·국민건강보험공단(2020), 건강보험심사평가원·국민건강보험공단(2023)

나. 민감도 분석 결과

의료비 물가 보정 기준이 분석 결과에 미치는 영향을 파악해보기 위하여 1인당 진료비 증가율로 보정한 의료비 변수를 사용하여 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향을 분석해보았다.

먼저 보건부문 소비자 물가지수를 사용하여 보정한 의료비와 1인당 진료비 증가율을 사용하여 보정한 의료비를 비교해보면 다음의 표와 같다. 보건부문 소비자 물가지수를 사용하여 보정하는 경우에 비해 1인당 진료비 증가율로 보정하는 경우 각 의료비 평균은 1.2-1.3배 정도 높았으며 고용 상태에 따라 그 비율에 큰 차이를 보이지는 않았다.

부표 4. 의료비 물가 보정 기준에 따른 의료비 평균(단위: 원)

의료비	고용 상태	보건부문 소비자 물가지수 보정		1인당 진료비 증가율 보정	
		연간 의료비	총 의료비	연간 의료비	총 의료비
심혈관 관련 질환 의료비	고용 유지	342,961	1,581,263	414,825	2,013,025
	고용 상실	525,610	2,036,873	634,235	2,540,260
	잡은 고용 변동	482,190	1,954,968	579,207	2,443,528
심혈관 질환으로 인한 의료비	고용 유지	1,293,777	3,784,037	1,528,244	4,898,856
	고용 상실	2,101,886	5,932,269	2,489,548	7,503,952
	잡은 고용 변동	2,197,522	6,249,077	2,585,455	7,900,761
위암으로 인한 의료비	고용 유지	6,694,814	15,579,107	8,428,995	20,555,765
	고용 상실	11,234,669	20,244,345	13,961,772	25,939,082
	잡은 고용 변동	10,142,530	20,335,350	12,450,626	25,962,730

1인당 진료비 증가율을 사용하여 보정한 의료비 변수에 대해 고용 상태가 건강에 미치는 영향을 분석한 결과를 본 분석 결과와 비교하여 제시하면 다음의 <부표 5>와 같다. 1인당 진료비 증가율을 사용하여 보정한 의료비 변수에 대해 분석한 결과, 본 분석 결과에 비해 고용 상태에 대한 회귀계수가 조금씩 감소하는 양상을 볼 수 있었으며 그 영향은 잦은 고용 변동에 대해 조금 더 크게 나타났다. 그럼에도 전반적으로 회귀계수의 크기 및 통계적 유의성이 크게 바뀌지는 않는 것을 확인할 수 있었다.

부표 5. 의료비 물가 보정 기준에 따른 고용 상태가 의료비 지출에 미치는 영향 분석 결과

의료비 변수	변수명	reference	보건부문 소비자 물가지수 보정			1인당 진료비 증가율 보정		
			β	(SE)	<i>P</i>	β	(SE)	<i>P</i>
심혈관 관련 질환 의료비	고용 상태	고용 유지						
	고용 상실		0.356***	(0.012)	<0.0001	0.345***	(0.012)	<0.0001
	잡은 고용 변동		0.262***	(0.010)	<0.0001	0.244***	(0.010)	<0.0001
심혈관 질환으로 인한 의료비	고용 상태	고용 유지						
	고용 상실		0.389***	(0.035)	<0.0001	0.387***	(0.034)	<0.0001
	잡은 고용 변동		0.414***	(0.029)	<0.0001	0.399***	(0.029)	<0.0001
위암으로 인한 의료비	고용 상태	고용 유지						
	고용 상실		0.365***	(0.088)	<0.0001	0.350***	(0.086)	<0.0001
	잡은 고용 변동		0.262***	(0.074)	0.0004	0.226**	(0.073)	0.0020

주: 1) *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

2) 연령, 성별, 장애 여부, 거주 지역, 건강보험료 분위, 연속 고용 기간, 과거 3년간 건강검진 참여 여부를 통제 한 분석 결과임

부록의 참고문헌

- 건강보험심사평가원 & 국민건강보험공단. (2020). 2019 건강보험통계연보. 건강보험심사평가원, 국민건강보험공단.
- 건강보험심사평가원 & 국민건강보험. (2023). 2022 건강보험통계연보. 건강보험심사평가원, 국민건강보험공단.
- 건강보험심사평가원. (2024). 국민관심질병통계. HIRA 빅데이터 개방포털.
<https://opendata.hira.or.kr/op/opc/olapMfrnIntrsIInsInfoTab3.do>
- 이태진, 김윤희, 신상진, 송현진, 박주연, 정예지, & 배은영. (2011). 보건 의료분야에서 비용 산출방법. 한국보건의료연구원.
- 통계청. (2024). 지출목적별 소비자물가지수. KOSIS.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1J22001&conn_path=I3
- Basu, A. (2016). Estimating Costs and Valuations of Non-Health Benefits in Cost-Effectiveness Analysis. In P. J. Neumann, G. D. Sanders, L. B. Russell, J. E. Siegel, & T. G. Ganiats (Eds.), *Cost-effectiveness in health and medicine*. Oxford University Press.
- Dunn, A., Grosse, S. D., & Zuvekas, S. H. (2018). Adjusting Health Expenditures for Inflation: A Review of Measures for Health Services Research in the United States. *Health Services Research*, 53(1), 175 - 196.

Abstract

The impact of employment status on health and healthcare expenditure: with a focus on the mediation effect of screening participation

Hea-Lim Kim

Division of Health Care Management and Policy

Department of Public Health Sciences

The Graduate School

Seoul National University

Employment instability has increased along with changes in industrial structure and the economy, and employment status has been considered one of the social determinants of health. The health impact of employment can vary depending on the level of social protection in each country. Korea has a traditional employment-centered social security system, and the level of social

protection for people without stable employment is low. This study was motivated by the question of whether the National Health Insurance, which is the only social security system that guarantees access to healthcare regardless of employment status, plays a protective role against the health effects of employment status, and in particular, what role the National Health Screening Program, which aims to improve the health of health insurance enrollees and reduce healthcare expenditures, plays in this process.

The purpose of this study was to examine the impact of employment status on health and healthcare expenditures, focusing on the diseases targeted by the National Health Screening Program, and to examine the mediation and interaction effects of health screening participation on that impact.

The National Health Insurance Service–National Health Information Database (2002–2022) was used as the data source, and workers in their 40s as of 2010 were included. Considering the possibility of reverse causality in the relationship between employment and health, the study population was limited to those who had no diseases under study or related diseases for the past 3 years and had maintained continuous employment. Employment status was defined as “employed,” “unemployed,” and “frequent employment changes” based on changes in health insurance eligibility since 2010. Health outcomes and healthcare expenditures were defined for cardiovascular disease in relation to general health screening and for gastric cancer in relation to cancer screening, respectively. The effect of employment status on health outcomes was analyzed using Cox’s proportional hazards model, and the effect on healthcare expenditures was analyzed using generalized linear models. To analyze the mediation and interaction effects of participation in health screening, four-way decomposition, a

causal mediation analysis methodology, was applied.

The main results of this study are as follows. The risk of hospitalization for cardiovascular disease and death due to gastric cancer was significantly higher among those who were unemployed or in frequent employment changes compared to those who were employed. Additionally, when a cardiovascular-related disease or gastric cancer occurred, healthcare expenditures due to the disease were significantly higher among those who were unemployed or in frequent employment changes compared to those who were employed.

A mediation effect of screening participation was identified for the effects of employment status on hospitalization for cardiovascular disease, death due to gastric cancer, and healthcare expenditures for cardiovascular-related diseases. In terms of healthcare expenditures due to gastric cancer, mediation effect of screening participation was found only for the effect of frequent employment changes. The results should be interpreted with caution as they do not fully satisfy the confounding variable assumption. However, the magnitude of the mediation effect was not small enough to completely rule out the possibility of a substantial mediation effect. The interaction effect between employment status and screening participation was only found for healthcare expenditures due to cardiovascular-related disease. Those who did not participate in screening had higher healthcare expenditures for cardiovascular-related disease compared to those who did participate, and this impact was greater among those who were unemployed or in frequent employment changes compared to those who were employed.

The results of this study show that health disparities between employment statuses exist even in preventable health outcomes, leading to increased healthcare expenditures. It also suggests the

possibility that participation in the National Health Screening Program may play a part in this mechanism. This can be seen as an example of the inverse prevention law, where people who need benefits are less likely to receive them. The shift towards increased employment instability can impact not only individual health but also the financial burden on National Health Insurance. Therefore, further research and policy alternatives are needed to ensure that people with unstable employment can properly utilize the National Health Screening Program.

keywords : social determinants of health, precarious employment, national health screening, causal mediation analysis, four-way decomposition

Student Number : 2016-30650