

정책연구
2021-01

실업과 건강

홍정림

한국노동연구원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제1절 연구의 필요성	1
제2절 이론적 배경	2
1. 인과적 효과	2
2. 선별 효과	3
제2장 실업률과 사망률 간의 관계	4
제1절 연구의 배경	4
제2절 선행 연구	5
제3절 자료 및 방법	7
1. 분석 방법	7
2. 분석 자료 및 대상	8
제4절 분석 결과	12
1. 실업률과 사망률의 추이	12
2. 회귀분석 결과	17
제5절 소 결	24
제3장 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미치는 영향	60
제1절 연구의 배경	60
제2절 선행 연구	61

제3절 자료 및 방법	63
1. 분석 자료 및 대상	63
2. 분석 방법	64
제4절 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향	67
1. 변수 및 기초통계	67
2. 분석 결과	72
제5절 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향	85
1. 변수 및 기초통계	85
2. 분석 결과	89
제6절 소 결	100
제4장 결 론	104
제1절 요약	104
제2절 정책적 시사점	107
참고문헌	111

표 목 차

<표 2- 1> 기초통계량: 남성	10
<표 2- 2> 기초통계량: 여성	11
<표 2- 3> 전체 사망률과 실업률 간의 관계	18
<표 2- 4> 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계	20
<표 2- 5> 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 ..	21
<표 2- 6> 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계	21
<표 2- 7> 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계	22
<표 2- 8> 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계	22
<표 2- 9> 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계	23
<표 2-10> 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계	23
<표 2-11> 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계	24
<표 3- 1> 종속변수	68
<표 3- 2> 기초통계량: 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향	69
<표 3- 3> 취업 여부별 기초통계량(전체 실업자): 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향	70
<표 3- 4> 취업 여부별 기초통계량(비자발적 실업자): 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향	71
<표 3- 5> 실업이 본인의 주관적 건강상태에 미친 영향	74
<표 3- 6> 실업이 본인의 생활 만족도에 미친 영향	75
<표 3- 7> 실업이 본인의 음주 확률에 미친 영향	76
<표 3- 8> 실업이 본인의 흡연 확률에 미친 영향	77
<표 3- 9> 성별 효과: 실업이 본인의 주관적 건강상태 및 생활 만족도에 미친 영향	81

<표 3-10> 성별 효과: 실업이 본인의 음주 및 흡연 확률에 미친 영향	82
<표 3-11> 근속연수 5년 이상: 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 근속연수별 영향	83
<표 3-12> 근속연수 10년 이상: 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 근속연수별 영향	84
<표 3-13> 기초통계량: 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향	86
<표 3-14> 취업 여부별 기초통계량(전체 실업자): 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향	87
<표 3-15> 취업 여부별 기초통계량(비자발적 실업자): 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향	88
<표 3-16> 실업이 배우자의 주관적 건강상태에 미친 영향	90
<표 3-17> 실업이 배우자의 생활 만족도에 미친 영향	91
<표 3-18> 실업이 배우자의 음주 확률에 미친 영향	94
<표 3-19> 실업이 배우자의 흡연 확률에 미친 영향	95
<표 3-20> 성별 효과: 실업이 배우자의 주관적 건강상태 및 생활 만족도에 미친 영향	98
<표 3-21> 실업이 배우자의 건강에 미친 근속연수별 영향	99

그림목차

[그림 2-1-1] 전체 사망률과 실업률 : 남성	13
[그림 2-1-2] 전체 사망률과 실업률 : 여성	15
[부도 2-1-1] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	28
[부도 2-1-2] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	30
[부도 2-2-1] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	32
[부도 2-2-2] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	34
[부도 2-3-1] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	36
[부도 2-3-2] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	38
[부도 2-4-1] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	40
[부도 2-4-2] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	42
[부도 2-5-1] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	44
[부도 2-5-2] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	46
[부도 2-6-1] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	48
[부도 2-6-2] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	50
[부도 2-7-1] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	52
[부도 2-7-2] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	54
[부도 2-8-1] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성	56
[부도 2-8-2] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성	58
[그림 4-1] 실업률과 건강검진 수검률 추이	108

요약

실업은 개인의 소득을 감소시킬 뿐만 아니라 인적자본의 축적을 저해하고, 궁극적으로 경제 성장을 저해하는 요인으로 알려져 있다. 이뿐만 아니라 실업은 사회적·정서적 지지 박탈 등의 비금전적 손실을 초래하여 개인들의 건강을 악화시키며(Jahoda, 1982), 이러한 손실은 다른 가족 구성원들에게도 영향을 미친다(Marcus, 2013).

COVID-19 팬데믹은 대공황 이후 최악의 경제 위기를 촉발하였고, 특히 노동시장에 상당한 충격을 안겼다. 각국은 바이러스 확산을 최소화하고 의료 시스템의 붕괴를 방지하기 위해 강력한 봉쇄 조치를 단행하였고, 그 결과 급속도로 경제활동이 위축되면서 고용상황이 크게 악화하고 대량 실업이 발생하였다(OECD, 2020).

장기적인 경기침체와 팬데믹이라는 이중고로 인해 고용 충격이 가시화되고 고용안전망의 취약성이 드러나고 있는 상황에서 현재의 위기 상황을 극복하기 위해서는 정부의 신속한 대응 정책 마련이 시급한 실정이다. 현재 실업에 대한 정책은 실직자들의 재취업과 경제적 지원에 초점이 맞추어져 있으나 이에 더해 건강 측면을 고려한 정책적 개선 방향에 대해 논의가 필요한 시점이다. 실업이 건강에 부정적인 영향을 미친다면, 그 영향은 또다시 간접적인 경로를 통하여 개인의 생애에 영향을 미친다. 즉, 건강의 악화는 인적자본 축적을 저해하여 노동시장의 재진입에 또 다른 장애요인으로 작용한다. 건강 악화의 측면까지 고려한다면 실업으로 인한 개인 및 사회적 비용은 기존에 추계된 수준을 훨씬 상회할 것으로 예측할 수 있다(Schmitz, 2011).

이 연구는 실업과 건강 간의 관계를 다각적이고 종합적으로 분석하고 정리함으로써 정책 개선 방향을 설정하는 데 주요 참고자료를

제공하고자 하였다. 이에 본 연구는 최종적인 건강지표인 사망률과 실업률 간의 관계를 거시적인 측면에서 분석하였을 뿐만 아니라 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 본인 및 배우자의 건강에 미친 인과적인 효과를 추정하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 객관적이고 최종적인 건강지표인 사망과 실업 간의 관계를 집계변수를 활용하여 거시적으로 분석하였다. 주요 경제활동 연령층이면서 동시에 신체기능 저하로 인한 건강 악화가 시작되는 연령층인 40-64세 중장년층을 대상으로 실업률과 사망률 간의 관계를 분석하였다. 성별에 따라 노동시장의 이행패턴과 노동시장에의 결속 정도 및 주요 사망원인별 사망률이 상이한 점을 고려하여 성별·사망원인별 사망률과 성별 실업률 자료를 구축하고, 동적 패널 모형을 통해 집계변수를 사용할 때 흔히 나타나는 상태의존성을 통제 후 실업률과 사망률 간의 관계를 추정하였다.

분석 결과는 성별 및 사망원인별로 사망과 건강 간의 관계에 이질성이 존재하며, 추정치의 통계적 유의성뿐만 아니라 추정치의 방향도 상이함을 보여준다.

사망원인별 사망률과 실업률의 관계를 성별로 나누어 분석한 결과, 남성의 경우에는 내분비, 영양 및 대사 질환, 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등 3개의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, 여성의 경우 악성신생물로 인한 사망률과 실업률 간에 정(+)의 상관관계가 확인되었다. 또한 건강의 상태의존성은 남성을 대상으로 한 분석에서 대체적으로 강하게 나타났으며 전기의 사망률을 통제하지 않았을 때 다른 요인들의 효과가 과대 추정되는 경향이 발견되었다.

이 연구는 기존 연구를 확장하여 중장년층의 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 성별로 분석하여 이질성을 발견했다는 점에 그 의미가 있다. 특히 남성들의 경우, 우울증으로 대표되는 정신건강과 밀접한 연관성이 있는 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등의 사망

를과 실업률 간에 경기역행적 관계가 있다는 결과를 처음으로 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다.

제3장에서는 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 본인과 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 추정하였다. 실업은 건강에 부정적인 영향을 주기도 하지만, 반대로 건강하지 못한 근로자들이 해고되거나 스스로 일자리를 이탈할 가능성이 있기 때문에 역인과관계로 인한 편의가 존재한다. 다른 한편으로 실업은 본인뿐만 아니라 가족 구성원, 그중에서도 배우자에게 다양한 경로를 통해 영향을 미친다(Marcus, 2013). 이에 이 연구는 사업장 폐쇄로 인해 발생한 외생적 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미친 순수한 인과적 영향을 고정효과 모형을 통해 확인하였으며, 실업 이후 1년 이내에 재취업한 “실업 후 재취업자”와 실업 상태로 남아 있는 “실업 후 미취업자”로 구분하여 독립변수를 구성함으로써 실업 이후 취업상태에 따른 효과의 이질성을 확인하였다. 아울러 노동공급 측면에서 근속연수는 노동시장에의 결속 정도를 나타내는 주요 지표이고, 여성은 남성에 비해 노동시장 결속도가 낮은 것으로 알려져 있으므로 근속연수별·성별로 나누어 추가적인 분석을 수행함으로써 노동시장 결속도에 따라 그 영향이 상이한지 살펴보았다. 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 실업은 실업 후 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시키는 효과가 있었고, 실업을 경험했으나 재취업한 근로자의 건강상태에는 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 즉, 실업은 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시켰고, 재취업은 실직으로 인한 건강의 악화를 완화하는 역할을 한 것으로 확인된다. 반면 재취업 여부와 관계없이 실업은 생활 만족도에 부정적인 영향을 미쳤고, 상대적으로 실업 후 재취업자보다 미취업자 그룹에서 그 영향이 더 컸는데, 이 또한 재취업은 실직으로 인한 부정적인 영향을 완화하는 효과가 있음을 확인해 준다.

둘째, 실업이 흡연 및 음주 등 건강행동에 미친 영향을 분석한 결

과는 실업 스트레스로 인해 건강에 부정적인 영향을 미치는 행동을 더 많이 하는 경향이 있음을 밝힌 해외의 사례와는 달리 우리나라의 경우 실업 후 미취업자들의 음주 확률을 유의하게 낮추는 역할을 한 것으로 드러났다.

셋째, 노동시장에의 결속도가 높을수록 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 더 컸다. 즉, 실업이 건강에 미치는 영향은 성별 간 이질성이 있었으며, 실직이 신체적·정신적 건강에 미치는 영향은 상대적으로 노동시장 결속도가 높은 남성들에게서 더 강한 것으로 나타났다. 이와 마찬가지로 실업은 노동시장 결속도가 높은 장기근속 근로자들의 건강을 더 크게 악화시킨 것으로 확인된다.

넷째, 실업은 배우자의 주관적인 건강상태와 건강행동에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하였으나 생활 만족도를 하락시켰고, 남편의 실업으로 인한 효과가 아내의 실업으로 인한 효과보다 상대적으로 더 컸다. 또한 10년 이상 장기근속한 근로자가 실업상태에 있을 때 그 배우자의 주관적 건강상태와 생활 만족도가 모두 악화하는 것으로 나타나 장기근속자의 실업은 본인뿐만 아니라 배우자의 건강상태도 악화시키는 파급효과를 유발하였다.

이 연구는 실업이 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 종합적이고 면밀하게 추정하였을 뿐만 아니라 배우자에게 미친 파급효과, 근로자의 특성별 이질성을 처음으로 확인하였다는 점에 그 의의가 있다.

본 연구의 결과는 실직자들의 재취업과 경제적 지원에 초점이 맞추어진 현재의 정책 방향에 대한 개선이 필요함을 시사하며, 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공해 준다. 실직자들의 신체적·정신적 건강 악화를 최소화할 수 있는 대책 마련이 요구되며, 다음과 같은 정책 방안을 고려할 수 있을 것이다.

첫째, 실직으로 인한 건강의 악화가 재취업으로 인해 완화되었음을 감안한다면 실업 이후 재취업까지의 기간을 줄이는 게 무엇보다도 중요할 것이다. 신속한 일자리 회복과 동시에 재취업 일자리의

적합도를 제고하여 고용의 안정성을 높일 수 있도록 현재 시행 중인 취업 지원, 일자리 창출, 고용안전망, 직업능력개발 등의 정책을 체계적으로 운영하고 관련 인프라를 확충하며, 서비스의 질적 수준을 향상할 필요가 있다.

둘째, 실업으로 인한 정신적 충격을 완화할 수 있는 프로그램을 마련하고, 비대면 서비스 확대 등 프로그램의 접근성을 개선하기 위한 방안을 강구해야 할 것이다. 현재 고용노동부에서는 심리안정지원 프로그램을 시행하여 실직 충격 등으로 인한 스트레스 관리 서비스를 제공하고 있으나, 자발적 신청자들을 대상으로 한다는 점이 한계로 지적된다. 실업으로 인한 건강의 악화가 가장 크게 확인된 중년 남성들의 경우 스스로 우울감을 인지하지 못하거나 심리 치료, 정신과 상담 등을 꺼리는 경향이 강하기 때문에 관련 프로그램의 효율적 운영을 위해서는 중년 남성들의 이용을 활성화할 수 있는 방안이 함께 모색되어야 한다.

아울러 정신 질환으로 인한 사망뿐만 아니라 자살 사망에 유의한 영향을 미친 경로가 실업으로 인한 정신건강의 악화일 것으로 예상되는 만큼 이를 사전에 방지할 수 있도록 자살 고위험군에 대한 선제적 관리체계를 구축하고, 고위험군에 대한 정의도 재정립할 필요가 있다.

셋째, 국가건강검진을 통해 질병을 조기에 발견하고 치료할 수 있도록 실직자들의 건강검진 수검률을 높일 수 있는 방안이 마련되어야 한다. 이에 더해 현재 10년을 주기로 시행 중인 국가건강검진 우울증 검사주기를 단축하여 신체적 건강뿐만 아니라 정신적 건강에 대한 모니터링을 강화할 필요가 있다. 조기 발견이 질병 치료에 미치는 중요성을 감안할 때, 실직자들의 건강검진 수검률을 제고하여 특정 질환뿐만 아니라 정신 질환, 자살 고위험군을 조기에 식별하고 적절하게 대응할 수 있도록 하는 정책적·제도적 장치가 요구된다.

넷째, 건강 관리 대책의 대상자를 실직자뿐만 아니라 그 가족들까지 확대할 필요가 있다. 실업은 경제적 문제뿐만 아니라 함께 보내

는 시간의 변화, 사회적 낙인, 정서적 전염, 스트레스와 같은 부정적인 감정의 유출 등의 비금전적 외부효과를 통해 배우자의 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며(Luhmann et al., 2014), 우리나라의 자료를 통해 분석한 이 연구에서도 집단 간 이질성은 있었으나 이에 부합하는 결과가 도출되었다. 특히 여성들의 경우 본인의 실직보다는 배우자의 실직이 건강에 더 큰 영향을 미칠 수 있으므로, 이를 고려하여 정책의 대상자를 확대할 필요가 있다.

다섯째, 정책의 효율성 측면을 고려한다면 성별, 근속연수별 이질성 등을 바탕으로 한 보다 정교하고 세분화된 정책적 설계가 요구된다. Schiele and Schmitz(2016)는 실직의 효과가 정신적·신체적 건강 분포(health distribution)에 따라 다르다는 것을 발견하였으며, 실직은 기존에 건강상태가 비교적 좋지 않았던 사람들의 건강을 더욱 악화시키는 효과가 있음을 밝혔다. Pohan(2019)은 실업이 건강상태에 미친 영향은 학력별로 이질성이 있었고, 고학력자들의 건강상태에 미친 실업의 부정적인 효과는 상대적으로 낮았음을 보여주었다. 사회경제적 지위에 따른 건강 격차를 고려하면 우리나라에서도 실업은 저학력·고령층 등 노동 취약계층의 건강을 상대적으로 크게 악화시킬 수 있으며, 이는 다시 노동시장의 이중 구조를 더욱 심화시킬 것이다. 따라서 정책의 우선순위를 설정하고 각 집단별로 세분화된 정책을 설계하여 정책적 효율성을 제고할 필요가 있다.

일반적으로 경기침체는 남성의 고용에 더 큰 충격을 주는 경향이 있는데, 이러한 현상은 제조업, 건설업 등 남성 취업자 비중이 높은 산업이 경기 변화에 민감하고, 경기침체로 남편이 일자리를 잃을 경우 기혼여성이 대신 일자리를 구하는 부가노동자 효과(added worker effect)에 주로 기인한다(오삼일·이종하, 2021). 그러나 COVID-19 팬데믹으로 인한 경기침체는 일반적인 경기침체와는 달리 여성의 고용을 더욱 악화시켰는데, 대면서비스업 등 여성 비중이 높은 산업을 중심으로 고용의 악화가 초래되었기 때문이다(오삼일·이종하, 2021).

COVID-19로 인한 경기침체의 특성과 실업이 건강에 미치는 성

별 간 이질적인 효과 및 빠른 일자리 회복의 중요성 등을 고려한다면, 팬데믹으로 인한 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 시의적절한 정책적 개입을 통해 그 충격을 덜어내기가 상대적으로 수월할 수도 있다. 실업이 신체적·정신적 건강에 미치는 영향은 상대적으로 남성들에게서 더 강하고, 단계적 일상으로의 회복이 이행되어 대면서비스업종이 차츰 회복되면 여성들의 고용 충격은 어느 정도 완화될 것으로 예상되기 때문이다.

그러나 팬데믹으로 인해 기존의 일자리가 자동화로 대체되고 비대면서비스가 정착되면서 일상 회복 이후에도 고용회복의 정도가 그리 크지 않을 것이라는 부정적인 전망도 나온다. 또한 실업으로 인한 건강의 악화는 그 효과가 장기적으로 지속된다. Sullivan and Wachter(2009)는 실직이 발생한 지 십여 년이 지난 이후에도 실직자들의 사망률이 비실직자들에 비해 높았음을 밝혔다. Bianchi et al.(2021)도 실업으로 인한 사망률 증가와 기대수명 감소가 장시간 지속될 것임을 예측하였고, 더욱이 COVID-19로 인한 효과는 일반적인 실업의 효과보다 더욱 강한 충격이 오랫동안 지속될 것이라는 분석 결과를 내놓았다. 이를 고려하면 본 연구에서 확인된 실업으로 인한 건강의 악화는 그 영향이 장시간에 걸쳐 누적될 뿐만 아니라 COVID-19 이후 더욱 증가할 가능성이 있으며, 이는 정부의 신속한 대응이 위기를 타개하는 데에 무엇보다 중요함을 의미한다. 2년 가까이 지속된 팬데믹으로 인해 고용 충격이 가시화되고 향후 그 충격이 더욱 증폭될 가능성이 높다. 또한 심화되는 노동시장의 이중 구조로 인해 고용안전망과 사회안전망 간의 정합적 작동의 중요성이 강조되면서 노동정책과 복지정책이 유기적으로 연계될 수 있는 방안 마련이 요구된다. 본 연구의 결과가 이에 대한 객관적 자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

제1장 서론

제1절 연구의 필요성

실업은 개인의 소득을 감소시킬 뿐만 아니라 인적자본의 축적을 저해하고, 궁극적으로 경제 성장을 저해하는 요인으로 알려져 있다. 이뿐만 아니라 실업은 사회적·정서적 지지 박탈 등의 비금전적 손실을 초래하여 개인들의 건강을 악화시키며(Jahoda, 1982), 이러한 손실은 다른 가족 구성원들에게도 영향을 미친다(Marcus, 2013).

COVID-19 팬데믹은 대공황 이후 최악의 경제 위기를 촉발하였고, 특히 노동시장에 상당한 충격을 안겼다. 각국은 바이러스 확산을 최소화하고 의료 시스템의 붕괴를 방지하기 위해 강력한 봉쇄 조치를 단행하였고, 그 결과 급속도로 경제활동이 위축되면서 고용상황이 크게 악화하고 대량 실업이 발생하였다(OECD, 2020).

장기적인 경기침체와 팬데믹이라는 이중고로 인해 고용 충격이 가시화되고 고용안전망의 취약성이 드러나고 있는 상황에서 현재의 위기 상황을 극복하기 위해서는 정부의 신속한 대응 정책 마련이 시급한 실정이다. 현재 실업에 대한 정책은 실직자들의 재취업과 경제적 지원에 초점이 맞추어져 있으나 이에 더해 건강 측면을 고려한 정책적 개선 방향에 대해 논의가 필요한 시점이다. 실업이 건강에 부정적인 영향을 미친다면, 그 영향은 또다시 간접적인 경로를 통하여 개인의 생애에 영향을 미친다.

즉, 건강의 악화는 인적자본의 축적을 저해하여 노동시장의 재진입에 또 다른 장애요인으로 작용한다. 건강 악화의 측면까지 고려한다면 실업으로 인한 개인 및 사회적 비용은 기존에 추계된 수준을 훨씬 상회할 것으로 예측할 수 있다(Schmitz, 2011).

이 연구는 실업과 건강 간의 관계를 다각적이고 종합적으로 분석하고 정리함으로써 정책 개선 방향을 설정하는 데 주요 참고자료를 제공하고 자 한다. 이에 본 연구는 최종적인 건강지표인 사망률과 실업률 간의 관계를 거시적인 측면에서 분석할 뿐만 아니라 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 본인 및 배우자의 건강에 미친 인과적인 효과를 추정한다.

2년 가까이 지속된 팬데믹으로 인해 고용 충격이 가시화되고 향후 그 충격이 더욱 증폭될 가능성이 높은 가운데, 본 연구는 실업이 건강에 미친 영향을 면밀하게 분석함으로써 위기를 타개하기 위한 정부의 대응 정책 마련에 시사점을 제공하고자 한다. 심화되는 노동시장의 이중 구조로 인해 고용안전망과 사회안전망 간의 정합적 작동의 중요성이 강조되면서 노동정책과 복지정책이 유기적으로 연계될 수 있는 방안 마련이 요구된다. 본 연구의 결과가 이에 대한 객관적 자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 이론적 배경

실업과 건강 간의 부정적인 상관관계는 널리 알려져 있다. 이에 대한 이론적 배경을 간략하게 소개하면 다음과 같다.

1. 인과적 효과

건강에 대한 수요를 경제학적 이론으로 설명한 Grossman(1972)에 의하면 건강은 인적자본 투자, 생활 양식의 함수로서 소득과 의료의 상대적 가격 등에 의해 영향을 받는다. 부연하면, 개인은 예산 및 시간 제약

조건하에서 건강 및 기타 소비를 사용하여 효용을 극대화하는데, 소득은 예산 제약선 자체를 이동시킴으로써 건강 개선 혹은, 악화에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 따라서 실업으로 인한 소득의 감소는 인적자본의 투자를 저해하고, 의료서비스 수요를 감소시키는 등 건강에 대한 투자를 저해하며, 개인들의 생활 수준을 악화시킴으로써 삶의 질을 떨어뜨리는 방식으로 건강에 부정적인 영향을 미친다.

사회학적 관점에서의 실업은 소득의 박탈과 함께 무형의 잠재적 박탈에서 비롯된다고 설명한다(Jahoda, 1982). 소득 감소 이외에도 개인들은 잠재된 박탈에 직면하게 되는데, 개인들에게 직장은 중요한 사회적 역할을 수행하게 하고 그들의 사회적 정체성, 자존감 등에 영향을 미치며, 사회적 교류를 위한 중요한 수단으로서 작용한다. 따라서 일자리를 잃는다는 것은 사회적·정서적 지지를 잃는 것을 의미하고, 이로 인해 정신적·육체적 건강상태가 악화될 가능성이 있다.

2. 선별 효과

역인과관계 가설로도 불리는 선별 효과 이론은 건강하지 못한 근로자들이 일자리에서 이탈할 가능성이 높다고 설명한다. 이에 대한 주장은 건강이 악화된 근로자들은 생산성이 하락하고, 이로 인해 해고될 가능성이 높다는 것이다(Bartley, 1988; Cook, 1985; West, 1991).

이뿐 아니라 열악한 건강상태와 높은 실업의 위험은 관측할 수 있거나 관측할 수 없는 다른 특성과 상관관계가 있기 때문에 건강과 실업 사이의 관계가 주로 다른 요인들에 의해 설명된다는 주장도 있다. 예컨대, 저학력 근로자는 실업자가 될 위험이 더 높고(Mincer, 1991; Wolbers, 2000), 교육 수준과 건강은 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있는데(Conti, Heckman, and Urzua, 2010; Grossman, 1972), 학력 수준과 실업 간의 관계가 건강과 실업 간의 관계로 오인될 가능성이 있다는 것이다.

제 2 장

실업률과 사망률 간의 관계

제1절 연구의 배경

이 연구는 우리나라의 자료를 사용하여 실업률과 사망률 간의 거시적인 관계를 추정하고자 한다.

기존의 경제학적·사회학적 이론에 의하면 경기침체로 대표되는 실업은 국민 건강을 악화시킬 것으로 예상되나, 집계자료를 이용하여 거시적으로 분석한 기존의 연구들은 사망률의 경기순행적(procyclical)인 특성, 즉 경기침체기에 오히려 사망률이 감소하는 현상을 발견하였다(Miller et al., 2009; Neumayer, 2004; Ruhm, 2000). 그러나 최근에는 분석 기간 및 사망원인별로 실업률과 사망률 간의 관계가 상이하다는 연구 결과들이 축적되고 있다(McInerney and Mellor, 2012; Ruhm, 2015).

이에 본 연구는 한국의 최근 자료를 사용하여 실업률과 사망률의 관계가 경기순행적인지 혹은 경기역행적(counter-cyclical)인지 살펴보고자 한다. 남성의 경우 실업과 취업에서 경기 변동성이 관찰되는 반면, 여성의 경우에는 노동시장에의 결속(attachment) 정도가 상대적으로 낮아 실업과 취업의 경기 변동성이 잘 드러나지 않는 경향이 있을 뿐만 아니라(김영옥 외, 2012; 황수경, 2003) 주요 사망원인별 사망률이 성별에 따라 상이한 점을 고려하여 남성과 여성으로 구분하여 실업률과 사망률 간의 관계를 분석하고, 정책적 함의를 도출하고자 한다.

이 연구는 15년 미만의 짧은 분석 기간을 사용할 경우, 둘 간의 연관성이 제대로 추정되지 않을 수 있다는 Ruhm(2015)의 연구와 한국의 사망률이 2002년 이후 경기역행적으로 바뀌었음을 밝힌 Lee and Kim(2017)의 연구를 고려하여 2002년부터 2019년까지를 분석 기간으로 설정하며, 거시 집계변수를 이용할 때 흔히 나타나는 것으로 알려진 상태의존성(state dependence)을 통제하기 위하여 동적 패널 모형을 통해 실업률과 사망률 간의 관계를 추정한다.

이 연구의 분석 결과는 사망원인별 사망률과 실업률의 관계가 남성과 여성 간에 이질성이 있음을 보여준다. 남성의 경우에는 내분비, 영양 및 대사 질환, 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등 3개의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, 여성의 경우 악성신생물로 인한 사망률과 실업률 간에 정(+)의 상관관계가 확인되었다. 또한 건강의 상태의존성은 남성을 대상으로 한 분석에서 대체적으로 강하게 나타났으며 전기의 사망률을 통제하지 않았을 때 다른 요인들의 효과가 과대 추정되는 경향이 발견되었다.

이 연구는 기존 연구를 확장하여 중장년층의 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 남성과 여성으로 구분하여 분석함으로써 성별 간 이질적인 효과를 발견했다는 점에 그 의의가 있다. 또한 해외의 사례와 같이 우리나라에서도 남성의 경우, 정신적 건강과 밀접한 연관성이 있는 사망률과 실업률 간에 경기역행적 관계가 있다는 결과를 처음으로 확인하였다는 점에서 주목할 만하며, 이 결과는 향후 정책적 방향 설정에 객관적 근거로 활용될 수 있기를 기대한다.

제2절 선행 연구

실업률과 사망률 간의 관계를 분석한 Ruhm(2000)의 논문은 경기침체가 구성원들의 건강을 악화시킬 것이라는 통상적인 예측과는 상반된 결과를 내놓았다. 1972-1991년 기간 동안 미국의 주별 패널 데이터를 사용

하여 실업률이 전체 사망률 및 연령별·사망원인별 사망률에 미친 효과를 고정효과 모형으로 분석한 결과는 사망률이 경기순행적 특성이 있음을 보여주었으며, 이에 대해 그는 경기가 호황일 때 흡연과 비만이 증가하는 반면 신체 활동은 감소하고 건강을 저해하는 식습관을 갖게 되기 때문이라고 설명하였다.

Ruhm(2000)의 논문이 발표된 이후 후속 연구들이 활발하게 진행되었고, 미국, 독일, 프랑스, 스페인 등의 개별 국가뿐만 아니라 OECD 국가 전체를 대상으로 한 연구에서도 실업률과 사망률 간에는 부(-)의 상관관계가 있다는 증거들이 축적되었다(Buchmueller et al., 2007; Gerdtham and Ruhm, 2006; Granados, 2005; Miller et al., 2009; Neumayer, 2004).

그러나 관련 연구가 지속되면서 분석 시기와 연령에 따라 이들의 관계가 다를 수 있다는 주장이 제기되었고(McInerney and Mellor, 2012), 1976년에서 2010년으로 기간을 확장하여 분석한 Ruhm(2015)에서는 분석 기간 및 사망원인별로 실업률과 사망률 간의 관계는 상이한 결과가 도출되었음을 밝혔다.

이철희·김태훈(2011)의 연구는 16개 광역시도별 패널 자료를 사용하여 1991-2009년 기간 동안 우리나라의 실업률과 사망률 간의 관계를 추정하였는데, Ruhm(2000)을 비롯한 선행 연구의 결과와 유사하게 한국에서도 실업률이 증가할 때 사망률이 감소하는 현상이 발견되었음을 보여주었다. 반면, 분석 기간을 확장하여 분석한 Lee and Kim(2017)의 연구는 한국에서 발견한 실업률과 사망률 간의 관계가 시기와 사망원인에 따라 이질성이 있음을 밝혔다. 1989년부터 2012년까지의 기간 동안 한국의 사망률은 경기순행적 관계에서 2000년대 초반 경기역행적으로 전환되었으며, 암은 실업률이 사망률에 미치는 영향의 방향을 바꾸는 데에 중요한 역할을 했음을 보여주었다.

제3절 자료 및 방법

1. 분석 방법

본 연구는 16개 광역시도별 패널 자료를 이용하여 실업률과 사망률 간의 관계를 분석한다. 거시 집계변수를 이용할 때 흔히 나타나는 것으로 알려진 상태의존성(state dependence)을 통제하기 위하여 종속변수의 과거 값(lagged variable)을 설명변수로 포함한 동적 패널 모형을 사용하여 실업률이 사망률에 미치는 영향을 추정한다. 분석에 사용한 회귀 모형은 식 (2-1)과 같다.

$$D_{j,t} = \gamma D_{j,t-1} + \beta U_{j,t} + X_{j,t} \delta + T_t + R_j + \epsilon_{j,t} \quad (2-1)$$

식 (2-1)에서 $D_{j,t}$ 는 시도 j , 연도 t 의 사망률, $U_{j,t}$ 는 시도 및 연도별 실업률, $X_{j,t}$ 는 연령별·학력별 인구구성을 나타내는 변수들의 벡터, T_t 는 연도별 고정효과를 통제하기 위한 연도 더미의 벡터, R_j 는 지역별 고정효과를 통제하기 위한 시도 더미의 벡터, $\epsilon_{j,t}$ 는 오차항을 의미한다. 추정계수 β 은 본 연구에서 추정하고자 하는 ‘실업률과 사망률 간의 관계’를 보여준다.

동적 패널 모형은 LSDV(Least Squares Dummy Variable Methods)와 GMM(Generalized Methods of Moments) 등을 사용한 고정효과 접근법을 사용하는데, 일반적으로 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과대식별 모형에서는 IV와 GMM을 이용한 추정량이 더 효율적인 것으로 알려져 있다(민인식·최필선, 2012). 그러나 IV와 GMM을 통한 동적 패널 모형은 표본 수가 많은 경우에 한하여 일치추정량이 되기 때문에 표본의 수가 크지 않은 거시 패널(macro panel) 자료를 사용할 때에는 적합하지 않다(Bruno, 2005a; Bruno, 2005b).

Kiviet(1995)은 LSDV 모형을 추정한 후 그 추정치의 편의를 수정하는 방식(Bias Corrected LSDV estimators, 이하 LSDVC)을 제안하였으며, Judson and Owen(1999), Bruno(2005a; 2005b) 등은 표본 수가 작은 경우에 LSDVC 추정량이 GMM 추정량에 비해 효율적임을 밝혔다(홍정립, 2019).

본 연구는 패널 개체 수가 시계열 수보다 적은 거시 패널 자료를 이용하므로 LSDVC를 이용한 동적 패널 모형을 통해 분석할 것이며, 결과의 강건성을 확인하기 위해 Arellano and Bond 추정치를 이용하여 편의를 보정한 모형(이하 LSDVC(AB))과 Blundell and Bond 추정치를 사용하여 편의를 보정한 모형(이하 LSDVC(BB))의 추정량을 모두 보고한다.

아울러 Ruhm(2000) 이후 거시경제지표와 사망률 간의 관계를 분석한 연구에서 주로 사용한 고정효과 모형을 사용하여 추가적인 분석을 수행하고 동적 패널 모형의 결과와 비교한다.

$$D_{j,t} = \beta U_{j,t} + X_{j,t} \delta + T_t + R_j + RT_{j,t} + \epsilon_{j,t} \quad (2-2)$$

분석에 사용한 회귀식 (2-2)는 동적 패널 모형의 회귀식 (2-1)에서 종속변수의 과거 값을 제외하고, 지역별로 달라지는 시간의 추세를 통제하기 위해 $RT_{j,t}$ 가 포함되었으며, 각 연도 및 시도별 인구수를 가중치로 한 가중최소자승법(WLS)으로 추정하였다¹⁾.

2. 분석 자료 및 대상

본 연구는 주요 경제활동 연령층이면서 동시에 신체기능 저하로 인한 건강의 악화가 시작되고 사망률이 증가하는 40-64세 중장년층을 대상으로 실업률과 사망률 간의 관계를 분석한다. 또한 남성의 경우 실업과 취업에서 경기 변동성이 관찰되는 반면, 여성의 경우에는 노동시장에의 결

1) 본 연구에 모든 분석은 시도 단위의 군집강건표준오차(clustered robust standard error)를 적용하였으며, 동적 패널 모형에서는 부트스트랩(bootstrap) 방법을 사용하여 구하였다.

속 정도가 상대적으로 낮아 실업과 취업의 경기 변동성이 잘 드러나지 않는 경향이 있을 뿐만 아니라(김영옥 외, 2012; 황수경, 2003) 주요 사망 원인별 사망률이 성별에 따라 상이한 점을 고려하여 남성과 여성으로 구분하여 실업률과 사망률 간의 관계를 추정함으로써 성별 간 이질성이 나타나는지 확인할 것이다.

이를 위하여 KOSIS 국가통계포털에서 제공하는 시도별 집계자료를 바탕으로 연도, 지역 및 성별을 매개로 결합하여 데이터를 구축하였다. 2002년부터 2019년까지 18년간 16개의 광역시도(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)별로 총 288개의 관측치를 가진 균형 패널 자료를 생성하였으며, 세종특별자치시는 실업률의 공식 통계가 2017년 이후 기록되었기 때문에 분석 대상에서 제외하였다.

본 연구의 종속변수는 사망원인별 사망률로서 인구 10만 명당 사망원인별 사망자 수로 정의된다. 분자에 해당하는 40-64세 사망자 수는 사망원인통계에서 사망원인별·연령별·시도별·성별 사망자 수를 이용하여 산출하였으며, 전체 사망률(질병 사망률과 질병 외 사망률을 모두 합산)과 악성신생물(C00-C97), 내분비, 영양 및 대사 질환(E00-E88), 정신 및 행동장애(F01-F99), 신경계통 질환(G00-G98), 순환계통 질환(I00-I99), 호흡계통 질환(J00-J98,U04), 소화계통 질환(K00-K92) 등 7개의 질병 사망률, 질병 외 사망률 중 고의적 자해(X60-X84) 사망률을 포함하여 총 9가지 사망률로 구성하였다. 사망률의 분모에 해당하는 인구수는 인구주택총조사 결과를 기초로 출생·사망·국제이동 등의 인구변동 요인을 반영하여 코호트 요인법을 이용하여 추계한 '추계인구'를 이용하여 해당 연령의 인구를 연도별·시도별·성별로 집계하였다.

본 연구의 관심변수인 실업률은 연도별·시도별·성별 실업률을 사용하였고, 우리나라의 사망률과 실업률의 관계가 비선형적임을 반영하여 두 변수는 모두 자연로그 변환하였다(이철희·김태훈, 2011).

통제변수는 연령별 인구 비율과 학력 수준 비율을 포함하였다. 인구 비율은 0-14세, 15-39세, 40-64세, 65세 이상 등 4개의 연령군으로 분류하여 연도 및 시도별 구성 비율을 계산하였고, 학력 수준은 인구총조사

자료를 이용하여 중학교 졸업 이하, 고등학교, 대학 이상 등 3개로 분류하고 인구 중에서 해당 교육 수준에 해당하는 연도별·시도별·성별 학력 수준 비율을 산출하였다. 인구총조사는 5년 주기 자료이므로 조사되지 않은 연도는 선형내삽(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다.

분석에 사용한 변수의 기초통계량은 성별로 나누어 <표 2-1>과 <표 2-2>에 각각 제시하였다.

<표 2-1> 기초통계량 : 남성

변수 (N=288)	Mean	SD	Min	Max
전체 사망률	565.651	143.618	349.720	1,081.010
질병 사망률				
악성신생물	185.527	44.732	108.274	350.064
내분비, 영양 및 대사 질환	23.964	10.938	5.878	63.341
정신 및 행동장애	8.712	4.108	1.498	24.266
신경계통 질환	7.489	1.954	2.538	16.086
순환계통 질환	89.594	26.729	48.065	169.727
호흡계통 질환	17.408	6.344	5.608	47.785
소화계통 질환	58.813	24.093	24.124	161.130
질병 외 사망률				
고의적 자해	52.863	9.835	30.088	80.611
실업률	3.365	0.972	1.400	5.400
학력 비율				
중학교 졸업 이하	23.710	8.308	11.331	48.606
고등학교	36.436	4.056	28.106	49.072
대학 이상	39.854	8.974	19.571	60.563
연령 비율				
0-14세	16.441	3.042	10.500	24.100
15-39세	36.214	3.901	26.566	45.609
40-64세	35.268	3.605	26.574	42.288
65세 이상	12.084	3.890	4.400	22.300

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-2〉 기초통계량 : 여성

변수 (N=288)	Mean	SD	Min	Max
전체 사망률	206.897	46.026	133.212	363.724
질병 사망률				
악성신생물	91.027	12.930	61.298	134.221
내분비, 영양 및 대사 질환	8.823	4.898	0.873	23.723
정신 및 행동장애	1.675	1.005	0.276	7.905
신경계통 질환	4.158	1.366	1.006	12.858
순환계통 질환	34.567	15.065	13.260	87.075
호흡계통 질환	5.308	1.935	1.464	11.834
소화계통 질환	9.813	3.320	3.073	25.062
질병 외 사망률				
고의적 자해	17.753	4.088	7.937	35.112
실업률	2.874	0.896	0.800	5.100
학력 비율				
중학교 졸업 이하	40.428	11.030	20.397	70.402
고등학교	33.978	4.848	21.937	45.722
대학 이상	25.594	8.855	7.661	49.538
연령 비율				
0-14세	16.441	3.042	10.500	24.100
15-39세	36.214	3.901	26.566	45.609
40-64세	35.268	3.605	26.574	42.288
65세 이상	12.084	3.890	4.400	22.300

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

분석 기간인 2002년에서 2019년까지 40-64세 남성의 평균 사망률은 인구 10만 명당 약 565.7명이고, 그중 암(악성신생물) 사망률이 남성 사망원인 1위로 전체 남성 사망률의 32.8%에 해당하였으며, 순환계통 질환, 소화계통 질환, 자살(고의적 자해) 순으로 나타났다. 같은 기간 40-64세 여성의 평균 사망률은 206.9명으로 남성 사망률의 절반을 밑돌았으며, 악성신생물, 순환계통 질환, 자살 순이었다.

남성과 여성 실업률은 각각 3.37%, 2.87%로 남성 실업률이 상대적으로 더 높았다. 그러나 여성의 실업률이 낮다고 해서 여성에게 직면한 경

기 상황이 남성에 비해 상대적으로 양호하다고 볼 수는 없다. 잘 알려진 바와 같이 성별 실업률의 격차는 상당 부분 노동시장의 상이한 이행패턴으로 인해 나타나고, 여성들의 경우 비경제활동인구가 경기 변동에서 완충(buffer) 역할을 하여 남성들과는 달리 실업과 취업에서 경기 변동성이 잘 드러나지 않기 때문이다(김영옥 외, 2012; 황수경, 2003). 그 밖에 학력 수준은 남성의 경우 대학 이상 비중이 가장 높았고 중학교 졸업 이하 비중이 가장 낮았던 반면에 여성들은 고학력자 비중이 상대적으로 낮아 남성들의 학력 수준과 대조를 보였다.

제4절 분석 결과

1. 실업률과 사망률의 추이

[그림 2-1-1]과 [그림 2-1-2]는 전체 사망률과 실업률의 추이를 확인하기 위하여 두 변수의 단기적인 변동을 성별 및 16개 광역시도별로 도식화한 것이다. 장기적인 추세 조정을 통해 연도별 특성을 상당 부분 제거함으로써 두 변수 간의 상관관계를 보다 엄밀히 살펴보기 위해 Hodrick and Prescott(1997)이 개발한 Hodrick-Prescott Filter(이하 H-P 필터)를 사용하여 두 변수의 단기적인 변동의 관계를 살펴보았다.

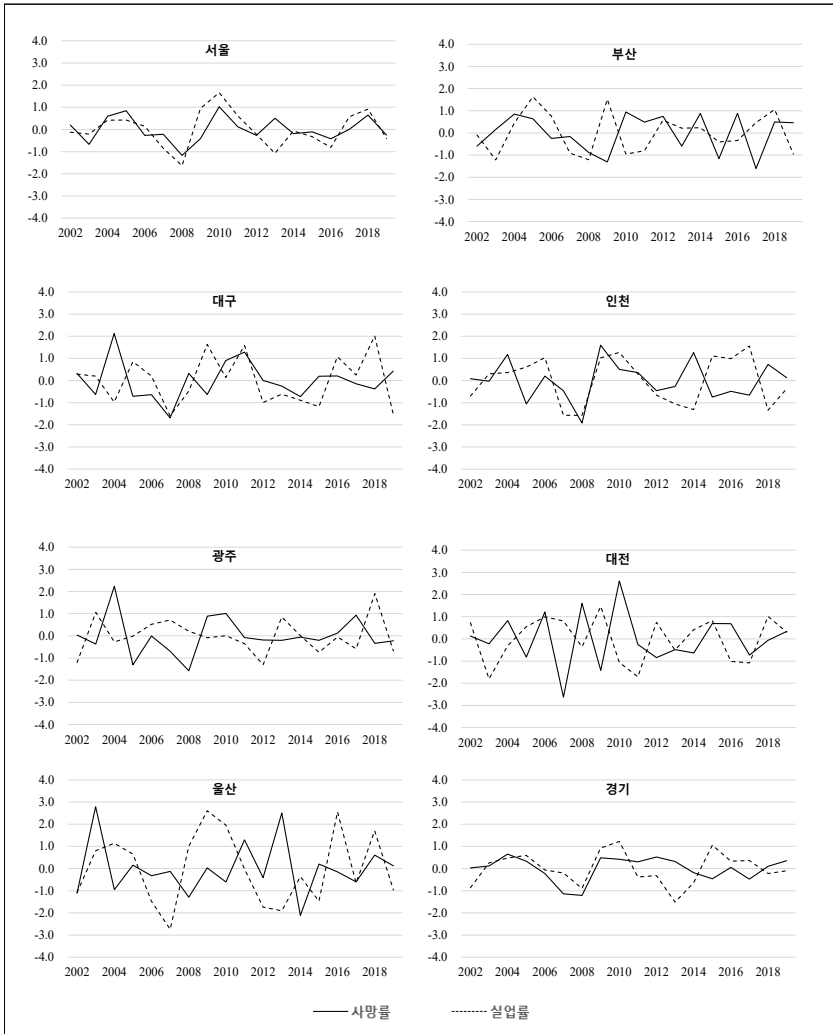
$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T ((y_t - \tau_t)^2 + \lambda(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})^2) \quad (2-3)$$

H-P 필터는 식 (2-3)을 이용하여 y_t 에서 추세(τ_t)를 제거하는 방법이다. λ 는 평활 모수(smoothing parameter)로서 Ravn and Uhlig(2002)는 연간 자료를 이용할 때의 최적 평활 모수를 6.25로 추정하였는데, 본 연구는 연도별 패널 자료를 이용하였으므로 Ravn and Uhlig(2002)가 제안한 추정값을 적용하였다. 또한 실업률과 사망률의 직접적인 비교를 위하

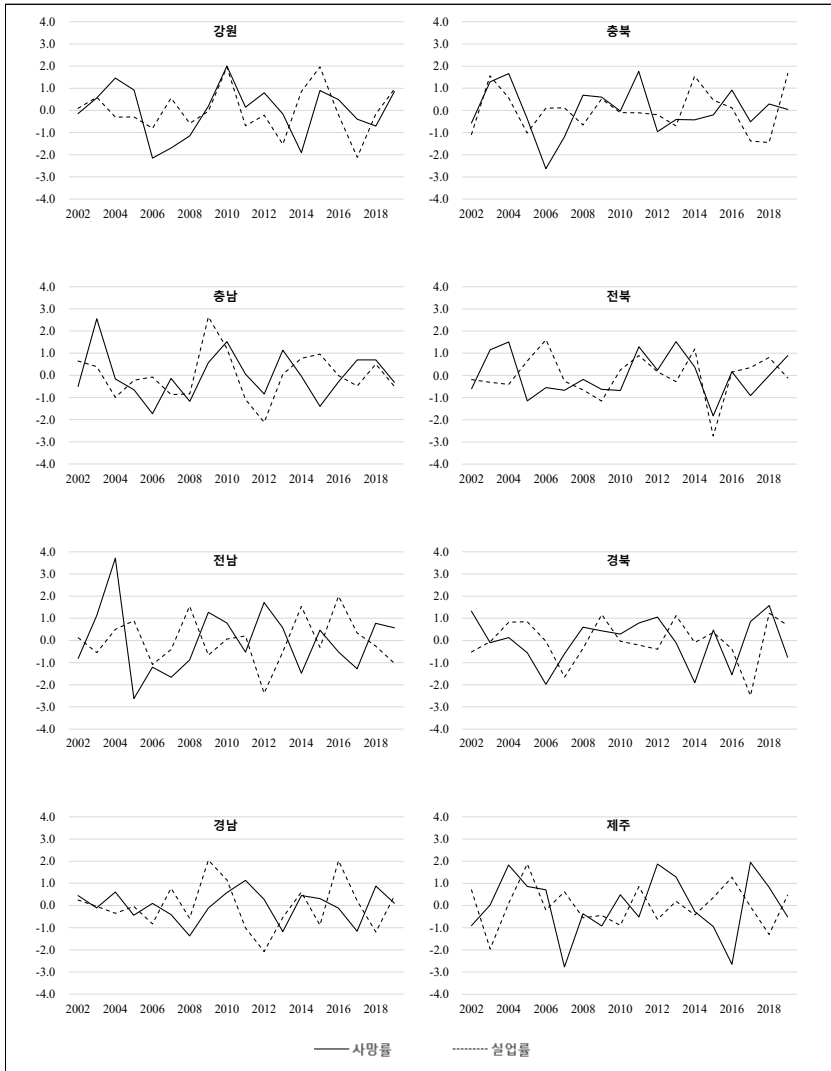
여 H-P 필터를 적용하여 단기적 변동을 추정한 이후 각 변수의 Z-값을 구하여 표준화함으로써 두 변수의 상이한 변동 폭을 조정하였다.

또한 사망원인별로 실업률과 사망률 간의 관계가 이질적이었음을 밝힌 기존의 연구 결과를 감안하여 사망원인별로 나누어 이 둘 간의 관계를 확인하였으며, [부도 2-1-1]-[부도 2-8-2]에 제시하였다.

[그림 2-1-1] 전체 사망률과 실업률 : 남성

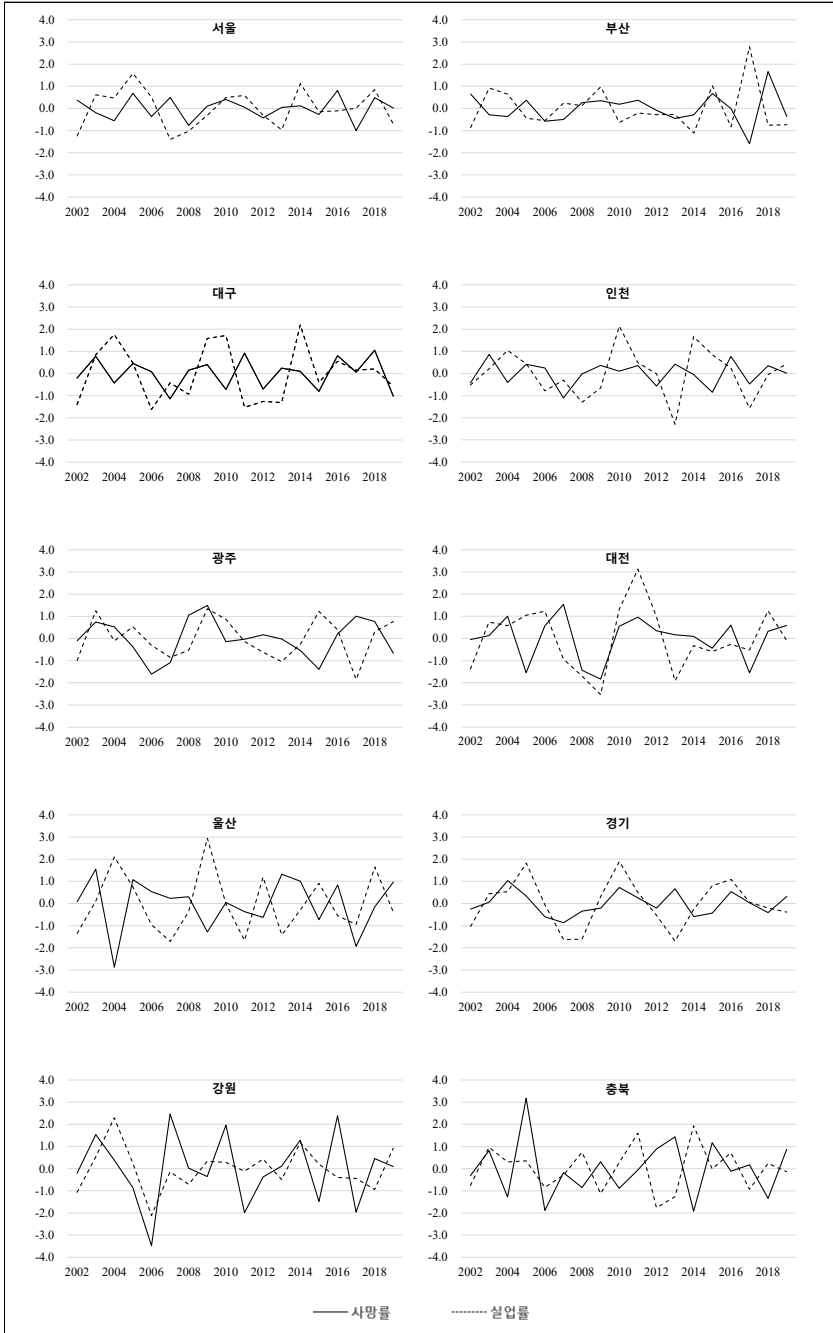


[그림 2-1-1] 전체 사망률과 실업률 : 남성(계속)

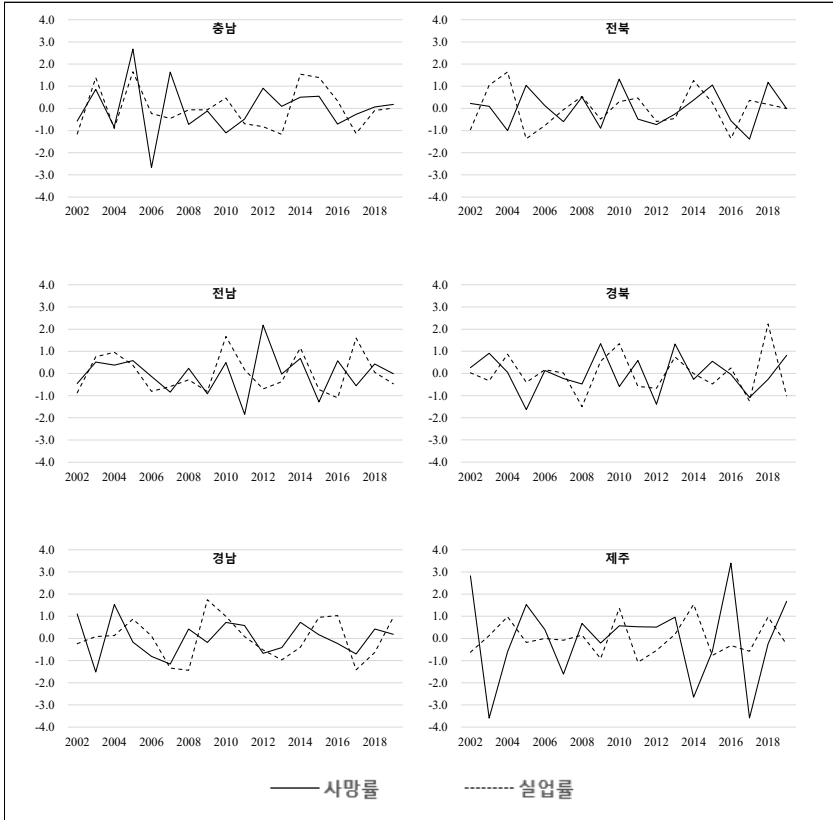


자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[그림 2-1-2] 전체 사망률과 실업률 : 여성



[그림 2-1-2] 전체 사망률과 실업률 : 여성(계속)



자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

40-64세 남성의 전체 사망률과 실업률의 단기적인 변동을 나타낸 그림([그림 2-1-1])을 보면, 서울의 경우 두 변수의 방향성과 변동 폭이 거의 일치한다. 다른 대부분의 지역들도 시기에 따라 일부 시차가 나타나기도 하지만 실업률이 증가할 때 사망률이 증가하는 움직임을 확인할 수 있으며, 실업률의 변동 폭이 클수록 사망률의 변동 폭도 커지는 것으로 관측된다. 여성의 경우([그림 2-1-2])에도 대체적으로 사망률과 실업률의 방향성과 변동 폭이 유사하게 움직이는 것으로 나타난다.

앞서 언급했듯이 실업률과 사망률 간의 관계를 분석한 최근의 해외 연구들은 이 둘 간에 경기역행적 관계가 있음을 보였는데, 단기 변동의 추

이로 살펴본 우리나라의 성별 실업률과 사망률의 관계로 미루어 봤을 때 우리나라에서도 경기역행적 특성을 보일 가능성을 제기할 수 있다.

그 외 사망원인별로 보면([부도 2-1-1]-[부도 2-8-2]), 특히 정신 및 행동장애와 고의적 자해로 인한 사망률과 실업률이 매우 유사하게 변동하는 양상이 관측된다. 또한 사망원인에 관계없이 서울, 부산, 경기 등 인구가 많은 지역에서는 장기간에 걸쳐 상당히 유사한 방향성과 변동 폭이 확인되지만, 인구수가 적은 울산, 제주 등의 지역에서는 상대적으로 두 변수 간의 관계가 뚜렷하게 보이지는 않았다.

2. 회귀분석 결과

<표 2-3>은 남성과 여성으로 구분하여 전체 사망률과 실업률 간의 관계를 추정한 결과를 보고하며, <표 2-4>-<표 2-11>은 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 분석한 결과를 보여준다.

회귀식 (2-1)과 LSDVC 방법을 통해 실업률과 사망률 간의 거시적 관계를 추정하였으며, 모형 (1)과 모형 (2)는 각각 LSDVC(AB)와 LSDVC(BB)의 추정량을 보고한다. 기존 연구와의 비교를 위해 회귀식 (2-2)와 고정효과 모형으로 분석한 결과(모형 (3))도 함께 제시하였다.

남성의 전체 실업률과 사망률 간의 관계를 추정한 결과(Panel A)는 경기역행적인 특성을 보일 것이라는 예상과는 달리 실업률과 사망률 간에 통계적으로 유의한 관계가 없는 것으로 확인되며, 서로 다른 추정치를 사용하여 편의를 보정한 모형 모두에서 통계적 유의성이 없었을 뿐만 아니라 고정효과 모형의 분석 결과도 크게 다르지 않았다.

아울러 전년도 사망률이 현재의 사망률에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타나 거시 집계변수의 특성으로 알려진 상태의존성을 확인할 수 있었다. 상태의존성을 통제하지 않는 경우 다른 변수들의 영향이 과대 추정되는 것으로 알려져 있는데(Kumagai and Ogura, 2014), 본 연구에서도 고정효과 모형의 경우 실업률뿐만 아니라 다른 통제변수들의 추정치도 동적 패널 모형에 비해 크게 추정되는 경향이 있었다.

〈표 2-3〉 전체 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.264*** (0.070)	0.355*** (0.070)	
실업률	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.013)	-0.006 (0.011)
고등학교	-0.012*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.044*** (0.010)
대학 이상	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.004)	-0.022*** (0.008)
15-39세	0.004 (0.009)	0.001 (0.011)	0.013 (0.012)
40-64세	0.003 (0.006)	0.003 (0.007)	0.029*** (0.011)
65세 이상	0.004 (0.009)	0.002 (0.011)	0.007 (0.016)
Panel B : 여성			
전기 사망률	0.040 (0.070)	0.076 (0.070)	
실업률	0.023 (0.018)	0.024 (0.020)	0.031* (0.018)
고등학교	-0.008** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.030** (0.014)
대학 이상	0.007 (0.009)	0.008 (0.010)	-0.010 (0.011)
15-39세	-0.017 (0.015)	-0.018 (0.017)	-0.004 (0.019)
40-64세	-0.003 (0.010)	-0.005 (0.011)	0.009 (0.017)
65세 이상	0.003 (0.016)	0.001 (0.018)	-0.010 (0.030)
관측치	272	272	288
연도 더미	포함	포함	포함

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

본 연구의 통제변수인 학력 수준의 효과는 학력 수준과 사망, 혹은 건강과의 관계를 분석한 기존 연구와 부합되는 결과가 도출되었다(Conti, Heckman, and Urzua, 2010; Grossman, 1972). 즉, 학력 수준이 높을수록 건강상태가 양호하다는 연구 결과와 유사하게 중학교 이하의 학력 수준보다는 그 이상의 학력 수준에서 사망률이 낮았다. 통계적으로 유의하지는 않았으나 연령별 인구 비율 역시 고령층에서 사망률이 더 높은 것을 확인할 수 있다.

일반적으로 집계변수를 사용한 연구는 변수들 간의 높은 상관성으로 인해 설명변수의 영향력을 정확히 추정하지 못하는 한계가 있는 것으로 알려져 있으며 특정 변수를 추가하거나 제외할 때 다른 설명변수들의 영향이 서로 상이하게 추정될 가능성도 존재하므로(홍정립, 2019), 기존 연구와의 비교를 통해 변수들의 효과가 제대로 추정되었는지 확인하는 것이 중요하다. 본 연구의 분석 결과는 관심변수 이외에 여타 통제변수의 효과가 기존의 국내외 연구 결과와 유사할 뿐만 아니라 강건성을 확인하기 위한 모형에서의 통제변수 추정 결과도 방향성 측면에서 크게 다르지 않은 것으로 확인되며, 이로 미루어 볼 때 본 연구의 결과는 거시 집계변수들 간의 관계를 적절하게 반영하고 있다고 판단된다.

여성을 대상으로 한 분석 결과(Panel B), 동적 패널 모형으로 분석했을 때(모형 (1)과 모형 (2))에는 남성을 대상으로 분석한 결과와 동일하게 실업률과 사망률 간에 통계적 유의성이 없었고, 상태의존성이 존재했던 남성들과 다르게 전기 사망률 변수의 추정치가 유의하지 않았다. 다만, 고정효과 모형에서는 통계적으로 유의하게 사망률과 실업률 간에 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 확인된다.

<표 2-4>에서 <표 2-11>은 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 분석한 결과를 보여준다. 통제변수인 연령별 인구 비율과 학력 수준 별 인구 비율 및 연도 더미를 포함한 결과이나 전기 사망률과 실업률의 추정치만을 제시하였다.

사망원인별 사망률과 실업률의 관계를 성별로 나누어 분석한 결과는 성별 및 사망원인별 추정치의 유의성뿐만 아니라 추정치의 방향도 상이한 것으로 나타났다.

남성의 경우 내분비, 영양 및 대사 질환, 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등 3개의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 통계적으로 유의하게 정(+)¹의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. LSDVC(AB)와 LSDVC(BB)로 추정했을 때, 실업률이 1% 증가하면 인구 10만 명당 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률이 각각 17.9%, 17.6%가량 증가하는 것으로 확인되며, 정신 및 행동장애로 인한 사망률은 각각 29.0%, 28.4%가량 증가하고, 고의적 자해로 인한 사망률은 각각 6.7%, 7.2% 정도 증가하는 것으로 나타난다. 또한 신경계통 질환을 제외한 모든 분석에서 전기 사망률은 현재의 사망률에 통계적으로 유의하게 정(+)¹의 상관관계가 있는 것으로 추정되어 강한 상태의존적 특성을 확인하였다.

여성의 경우 악성신생물로 인한 사망률과 실업률 간에 정(+)¹의 상관관계가 확인되었으며, 실업률이 1% 증가할 때 여성의 암 사망률은 5.5% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 그 외의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 통계적으로 유의한 관계가 없었고, 전기 사망률과 현재의 사망률 간에도 대체적으로 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

〈표 2-4〉 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.139** (0.068)	0.190*** (0.069)	
실업률	-0.002 (0.018)	-0.003 (0.020)	-0.017 (0.022)
Panel B : 여성			
전기 사망률	-0.047 (0.066)	-0.030 (0.067)	
실업률	0.055* (0.028)	0.055* (0.030)	0.053 (0.033)

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-5〉 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A: 남성			
전기 사망률	0.187** (0.073)	0.203*** (0.072)	
실업률	0.179** (0.070)	0.176** (0.074)	0.135 (0.086)
Panel B: 여성			
전기 사망률	0.089 (0.077)	0.097 (0.076)	
실업률	0.022 (0.108)	0.020 (0.110)	0.106 (0.098)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-6〉 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A: 남성			
전기 사망률	0.425*** (0.073)	0.451*** (0.072)	
실업률	0.290** (0.138)	0.284** (0.138)	-0.031 (0.162)
Panel B: 여성			
전기 사망률	0.004 (0.071)	0.012 (0.071)	
실업률	-0.121 (0.217)	-0.123 (0.218)	-0.263 (0.225)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-7〉 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	-0.014 (0.069)	-0.004 (0.070)	
실업률	-0.064 (0.085)	-0.064 (0.088)	-0.005 (0.086)
Panel B : 여성			
전기 사망률	-0.061 (0.067)	-0.059 (0.067)	
실업률	-0.093 (0.128)	-0.091 (0.128)	-0.103 (0.120)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
 2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)
 3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임
 자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-8〉 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.485*** (0.072)	0.522*** (0.070)	
실업률	0.021 (0.034)	0.021 (0.035)	-0.058 (0.039)
Panel B : 여성			
전기 사망률	0.064 (0.075)	0.090 (0.075)	
실업률	0.053 (0.051)	0.054 (0.052)	-0.026 (0.055)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
 2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)
 3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임
 자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-9〉 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.179** (0.072)	0.195*** (0.071)	
실업률	-0.115	-0.112	-0.059
Panel B : 여성			
전기 사망률	-0.081 (0.072)	-0.076 (0.071)	
실업률	0.078	0.079	0.085

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-10〉 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.263*** (0.074)	0.308*** (0.073)	
실업률	-0.024 (0.040)	-0.027 (0.045)	-0.019 (0.041)
Panel B : 여성			
전기 사망률	0.005 (0.071)	0.018 (0.071)	
실업률	-0.067 (0.088)	-0.067 (0.089)	-0.052 (0.080)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

〈표 2-11〉 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계

	(1) LSDVC(AB)	(2) LSDVC(BB)	(3) FE
Panel A : 남성			
전기 사망률	0.138** (0.069)	0.175** (0.069)	
실업률	0.067* (0.035)	0.072* (0.040)	0.065* (0.038)
Panel B : 여성			
전기 사망률	0.072 (0.074)	0.092 (0.073)	
실업률	0.041 (0.066)	0.041 (0.070)	0.123** (0.058)

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

3) 연령 및 학력 비율, 연도 더미를 모두 포함하여 분석한 결과임

자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

제5절 소 결

이 연구는 객관적이고 최종적인 건강지표인 사망과 실업 간의 관계를 집계변수를 활용하여 거시적으로 분석하였다. 주요 경제활동 연령층이면서 동시에 신체기능 저하로 인한 건강의 악화가 시작되는 연령층인 40-64세 중장년층을 대상으로 실업률과 사망률 간의 관계를 분석하였다. 성별에 따라 노동시장의 이행패턴과 노동시장에의 결속 정도 및 주요 사망원인별 사망률이 상이한 점을 고려하여 성별·사망원인별 사망률과 성별 실업률 자료를 구축하고 동적 패널 모형을 통해 집계변수를 사용할 때 흔히 나타나는 상태의존성을 통제한 후 이 둘 간의 관계가 어떠한지 확인하였다.

분석 결과는 성별 및 사망원인별로 사망과 건강 간의 관계에 이질성이

존재하며, 추정치의 통계적 유의성뿐만 아니라 추정치의 방향도 상이함을 보여준다. 질병 사망과 질병 외 사망을 모두 합산한 전체 사망률과 실업률 간의 관계를 분석한 결과는 성별에 관계없이 통계적 유의성이 없는 것으로 확인되어 최근에 경기역행적 관계로 변화하였다는 기존의 연구와는 다른 결과가 도출되었다.

사망원인별 사망률과 실업률의 관계를 성별로 나누어 분석한 결과, 남성의 경우에는 내분비, 영양 및 대사 질환, 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등 3개의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, 여성의 경우 악성신생물로 인한 사망률과 실업률 간에 정(+)의 상관관계가 확인되었다. 또한 건강의 상태의존성은 남성을 대상으로 한 분석에서 대체적으로 강하게 나타났으며 전기의 사망률을 통제하지 않았을 때 다른 요인들의 효과가 과대 추정되는 경향이 발견되었다.

본 연구에서 사용한 자료는 개인별 마이크로 자료가 아니기 때문에 실업이 사망에 미치는 영향에 대한 인과성이나 경로를 확인할 수 없다는 한계가 있다. 또한 경기침체, 혹은 실업으로 인해 특정 질환이 발병하더라도 발병 이후 사망까지는 상당한 시간이 소요될 수 있고 이러한 시차는 질환이나 환자의 특성에 따라 상이할 것이나 데이터의 한계상 이를 고려하지 못하였다.

Kim et al.(2004)은 외환위기 이후 약 1년의 시차를 두고 사망률이 증가했다는 결과를 제시하였고, 홍석철 외(2010)는 경기 변동이 이듬해 사망률에 미친 영향을 분석한 바 있다. 본문에 제시하지는 않았으나 실제로 본 연구에서는 여성과 달리 남성의 경우 암 사망률과 전기 실업률 간에 통계적으로 유의하게 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 추정되었는데, 암 발병에서 사망까지의 기간을 고려하면 시차 변수를 사용한 추정이 적합할 가능성도 배제할 수는 없다. 그러나 대체로 단기적인 경기 변동은 그 사이클이 1-2년에 불과하기 때문에 시차 변수를 사용할 경우 자칫 경기침체의 효과가 아닌 경기회복의 효과를 추정할 우려가 있고(이철희·김태훈, 2011), 지역별 패널 자료를 이용하여 경기 변동과 건강 간의 관계를 분석한 대부분의 연구에서 당해 연도의 실업률과 사망률을 이용한

만큼 본 연구에서도 기존 연구와의 비교를 위해 동일한 지표를 활용하였다.

이 연구는 기존 연구를 확장하여 중장년층의 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 성별로 분석하여 이질성을 발견했다는 점에 그 의의가 있다. 특히 남성들의 경우, 우울증으로 대표되는 정신적 건강과 밀접한 연관성이 있는 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등의 사망률과 실업률 간에 경기역행적 관계가 있음을 처음으로 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크며, 이 결과는 향후 정책적 방향을 설정하고 개선하는 데에 기초자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

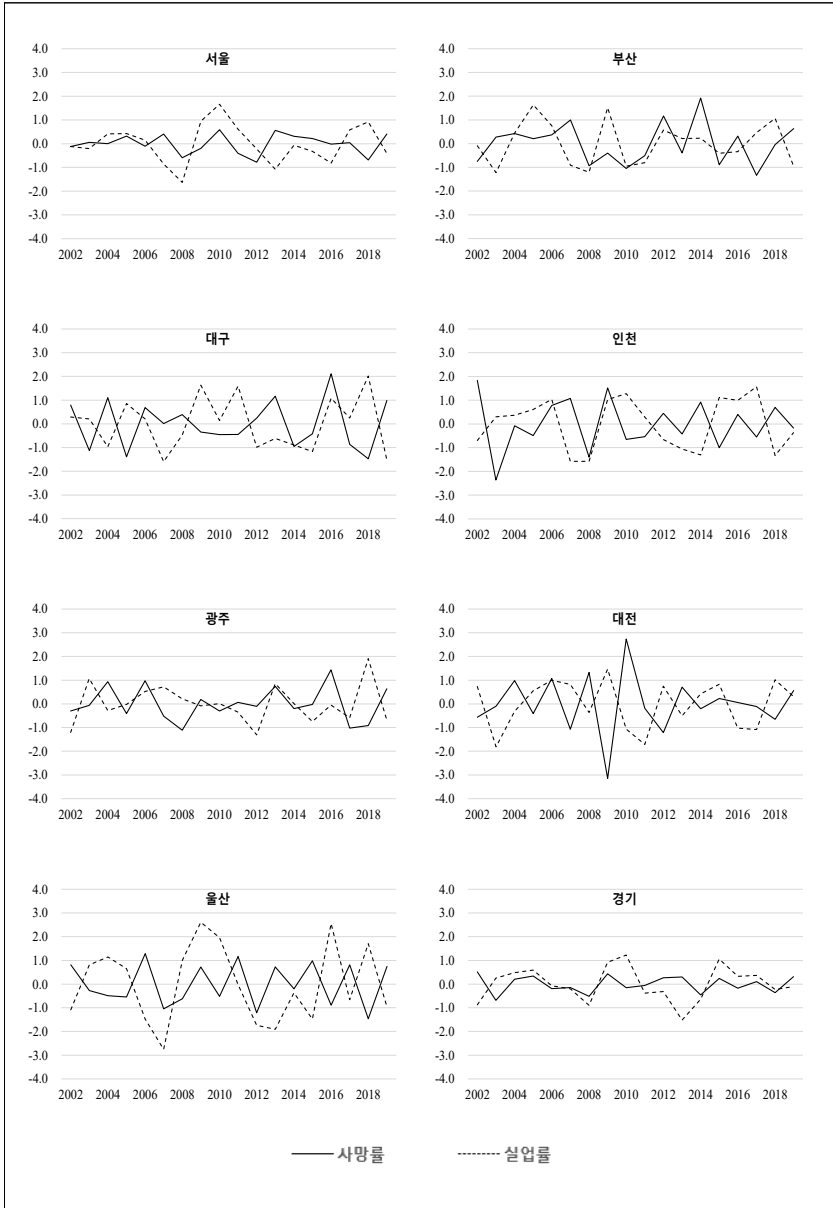
해외의 선행 연구에서 실업은 남성들의 정신적 건강과 자살에 높은 상관관계가 있다는 결과를 일관되게 보고하고 있다(Bradford and Lastrapes, 2014; Charles and DeCicca, 2008; Ruhm, 2000, 2003, 2015; Stuckler et al., 2009). 대표적으로 Ruhm(2015)의 연구에서는 실업률과 사망률의 관계는 사망원인별, 시기별로 상이하게 추정되나 예외적으로 실업률과 자살 사망률의 경기역행적 관계는 시간이 흐름에 따라 통계적 유의성뿐만 아니라 추정치의 크기도 커진다는 연구 결과를 제시하였다.

실업은 소득의 상실이라는 경제적 요인 이외에도 자아 인식, 사회적 정체성, 자존감 등에 부정적인 영향을 미침으로써 신체적·정신적 건강을 악화시킨다. 또한 정신적 건강의 악화는 신체적 건강의 악화보다 즉각적으로 나타날 뿐만 아니라 자살에 영향을 미치는 주요 요인으로 알려져 있다. 우리나라 자살의 원인은 사회적 요인보다는 주로 신체적·정신적 건강, 경제적 상태 등 개인적 요인에 의하며, 특히 경제적 요인은 남성 자살에 더 큰 영향을 미친다(Lee and Hong, 2017). 노용환(2014)은 소득 상실, 실업 등 경제적 측면에서의 부정적인 충격이 전통적으로 경제적 책임을 크게 느껴온 중장년층 남성들의 자살률 증가세를 가속화하였음을 밝혔고, 이에 대한 원인으로 그는 경제적 위기로 인한 심리적 상실감을 지적한다. 이를 고려하면 정신 질환으로 인한 사망뿐만 아니라 자살 사망률에 유의한 영향을 미친 경로가 실업으로 인한 정신건강의 악화일 것으로 짐작할 수 있다.

본 연구의 결과는 실업 대책으로서 기존의 금전적 지원, 재취업 관련 지원 정책을 넘어 건강 관리 차원의 대책 마련이 필요함을 시사한다. 실

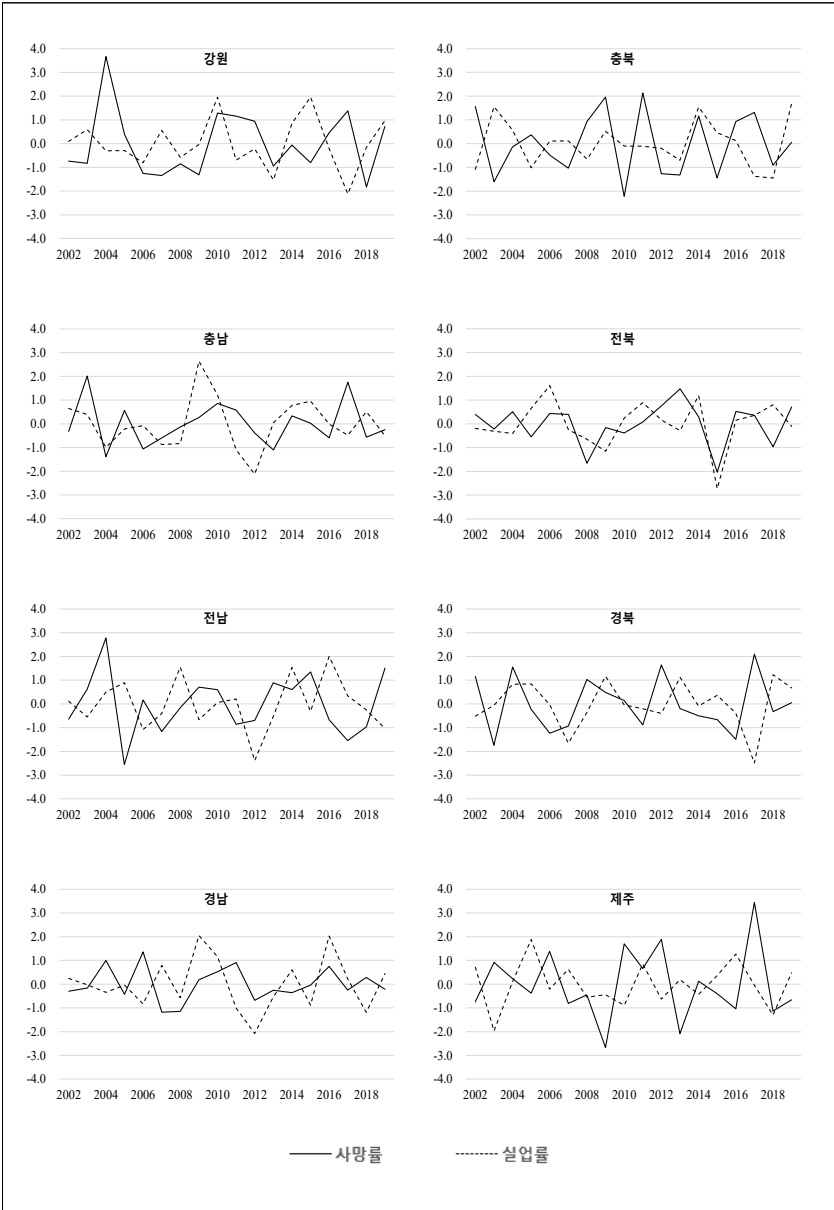
업으로 인한 정신적 충격을 완화할 수 있는 프로그램을 마련하고, 특히 실업을 경험한 중장년층 남성들을 대상으로 관련 프로그램 접근성을 향상하기 위한 방안이 함께 모색되어야 한다. 아울러 국가건강검진을 통해 질병을 조기에 발견하고 치료할 수 있도록 실직자들의 건강검진 수검률을 높일 수 있는 방안이 마련되어야 한다. 실직자들의 수검률을 제고하여 특정 질환뿐만 아니라 정신 질환, 자살 고위험군을 조기에 식별하고 적절하게 대응할 수 있도록 하는 정책적·제도적 장치가 요구된다.

[부도 2-1-1] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



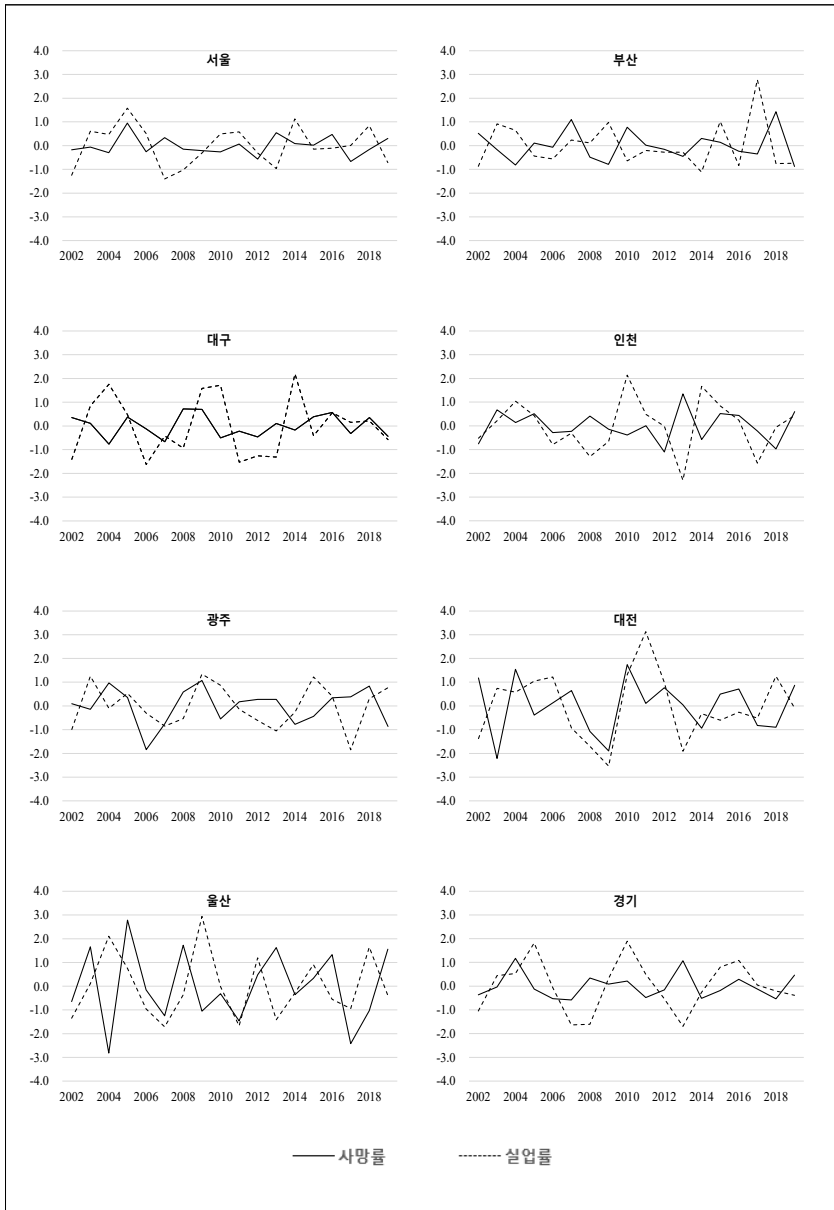
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-1-1] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



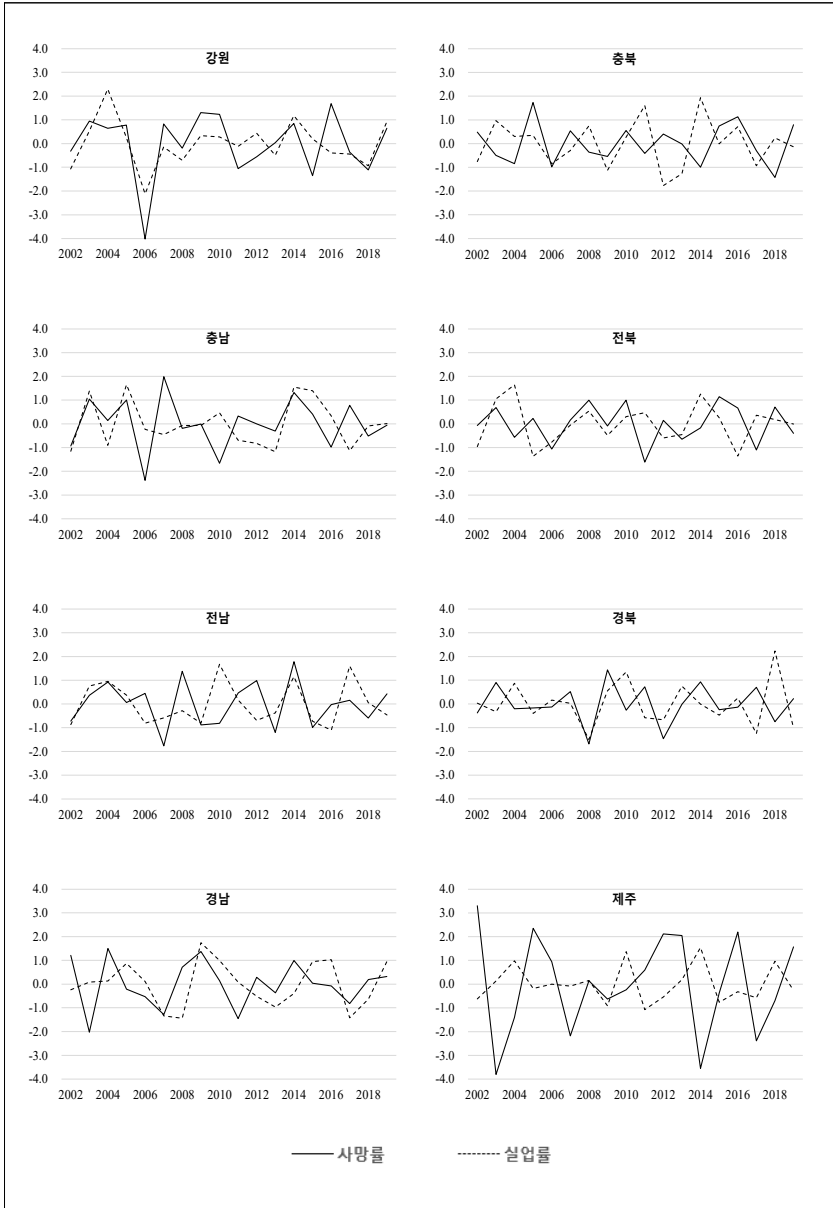
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-1-2] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



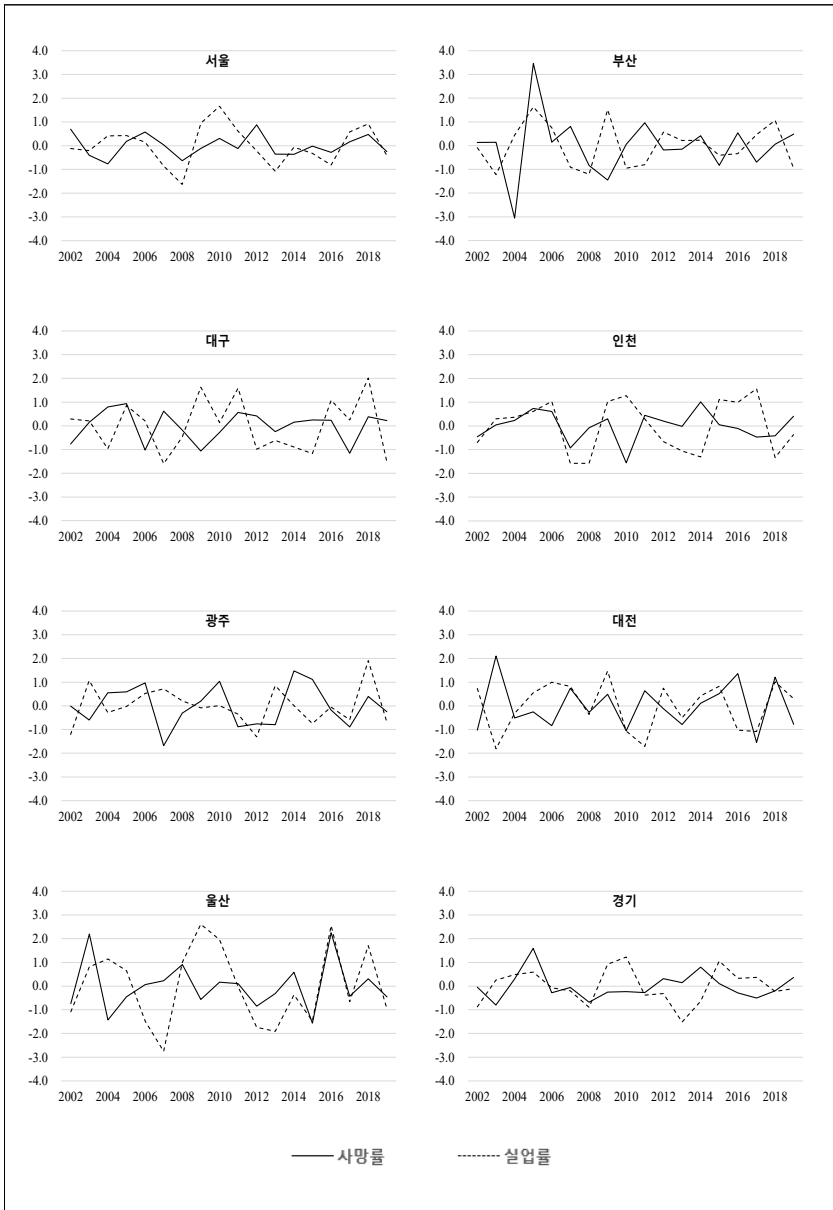
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-1-2] 악성신생물 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



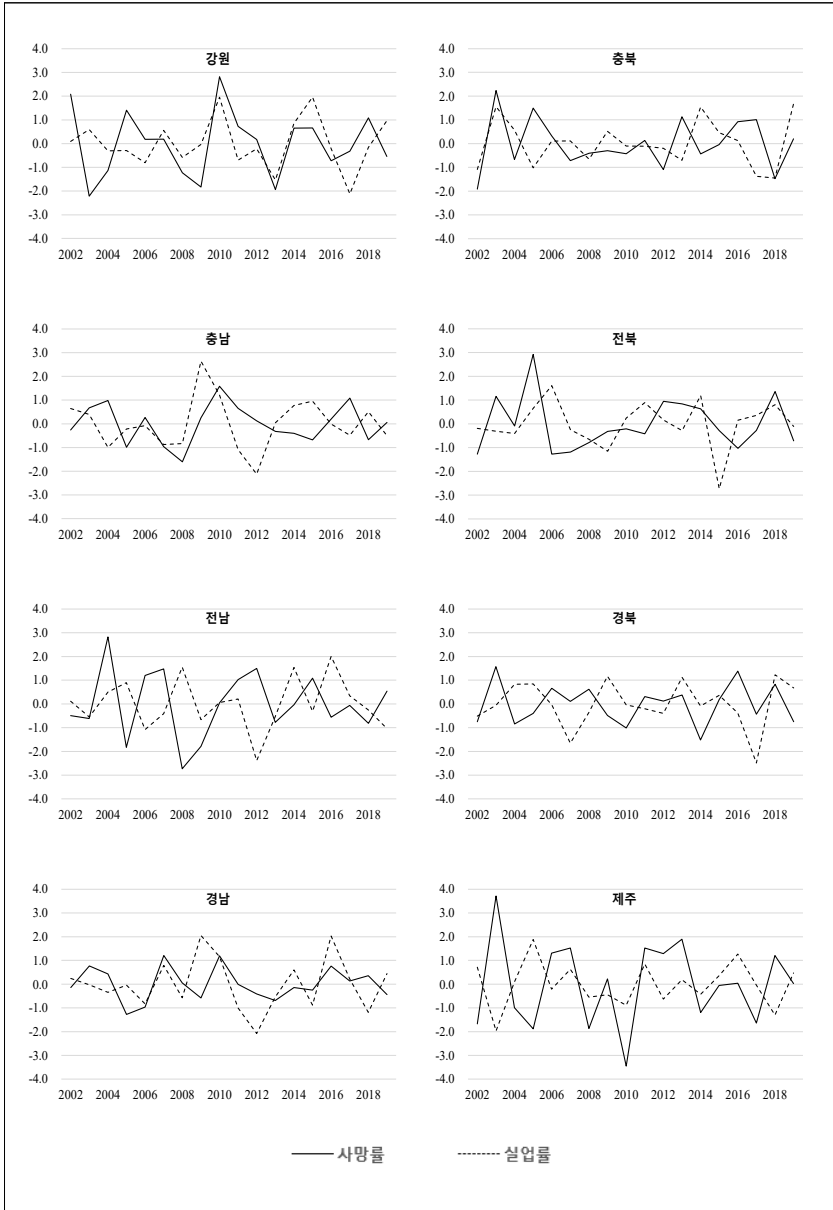
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-2-1] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



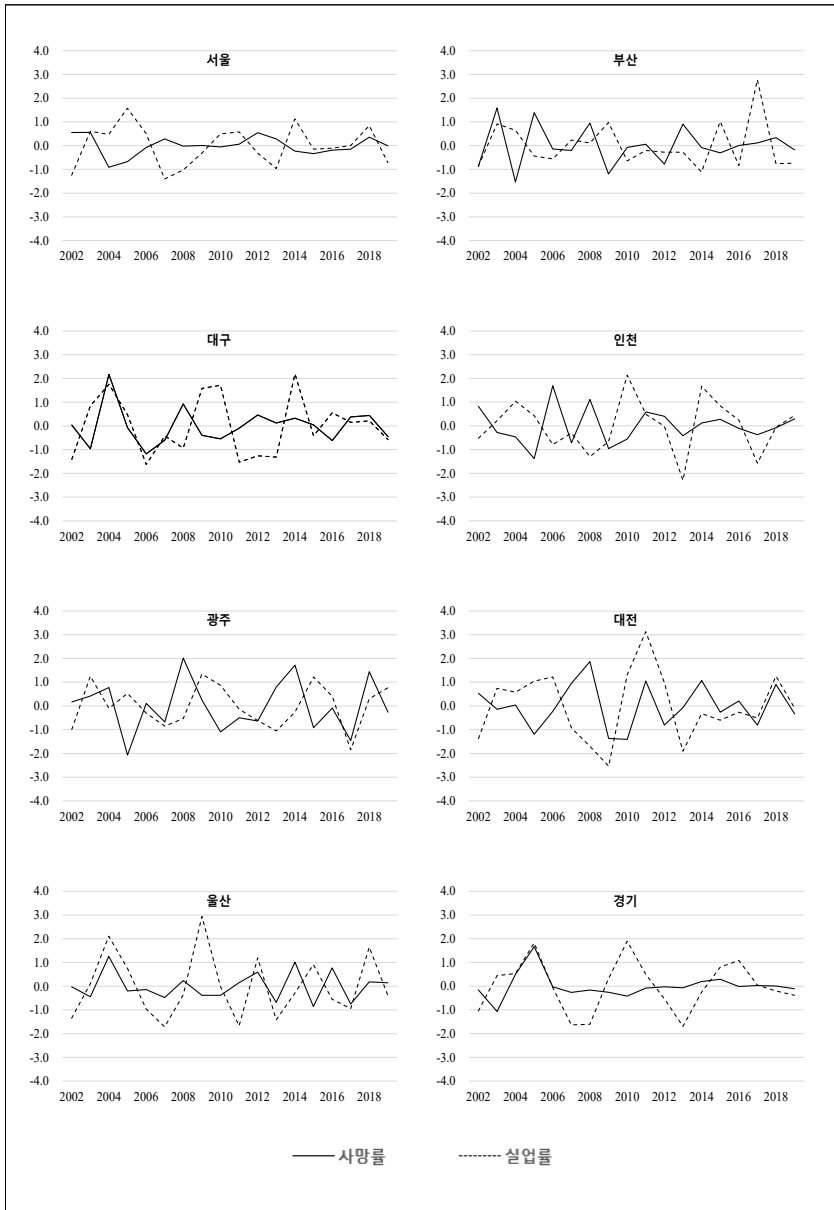
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-2-1] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



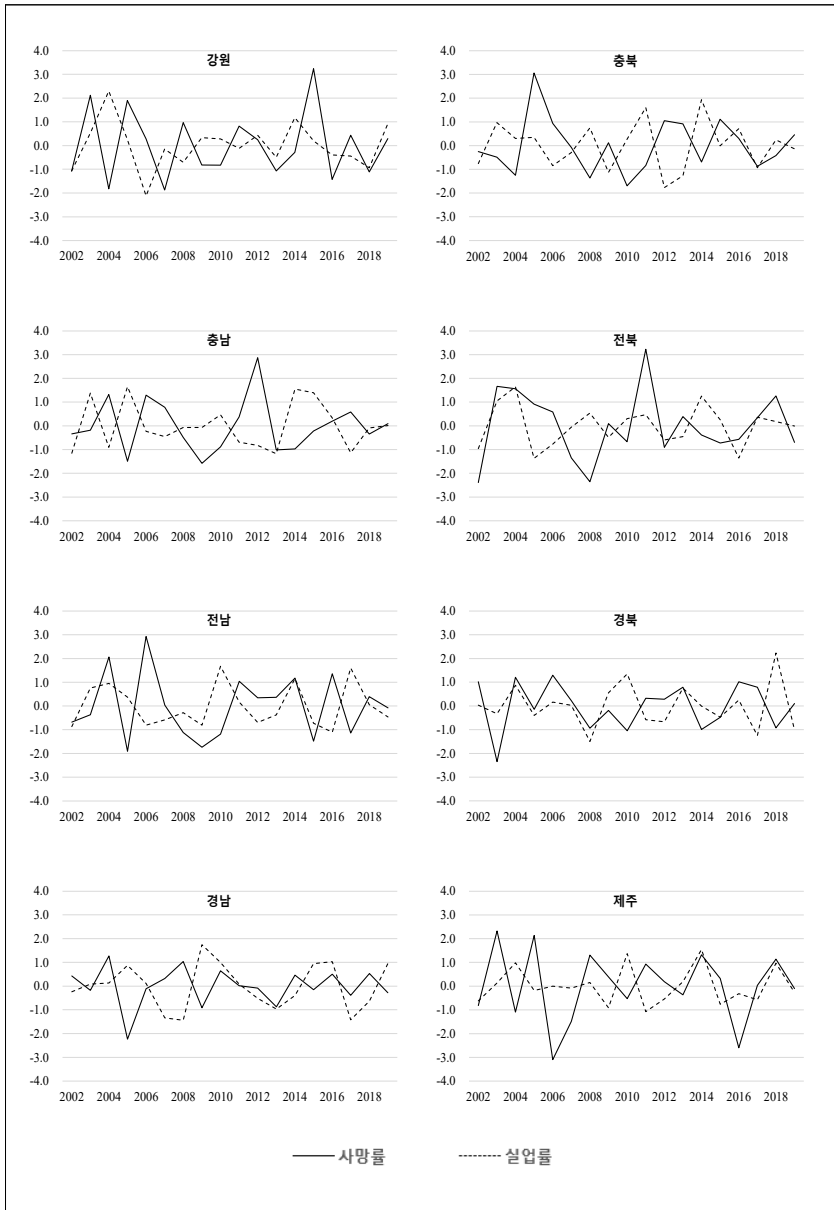
자료: KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-2-2] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



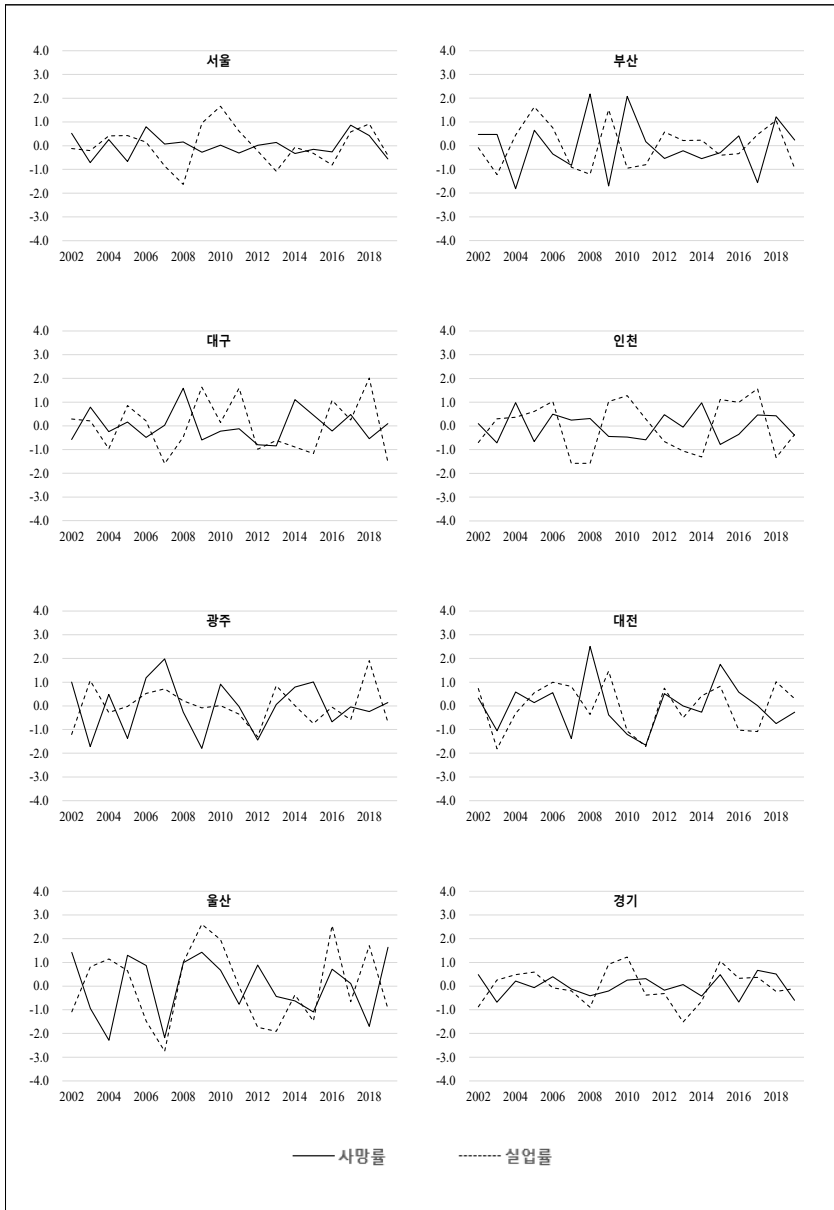
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-2-2] 내분비, 영양 및 대사 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



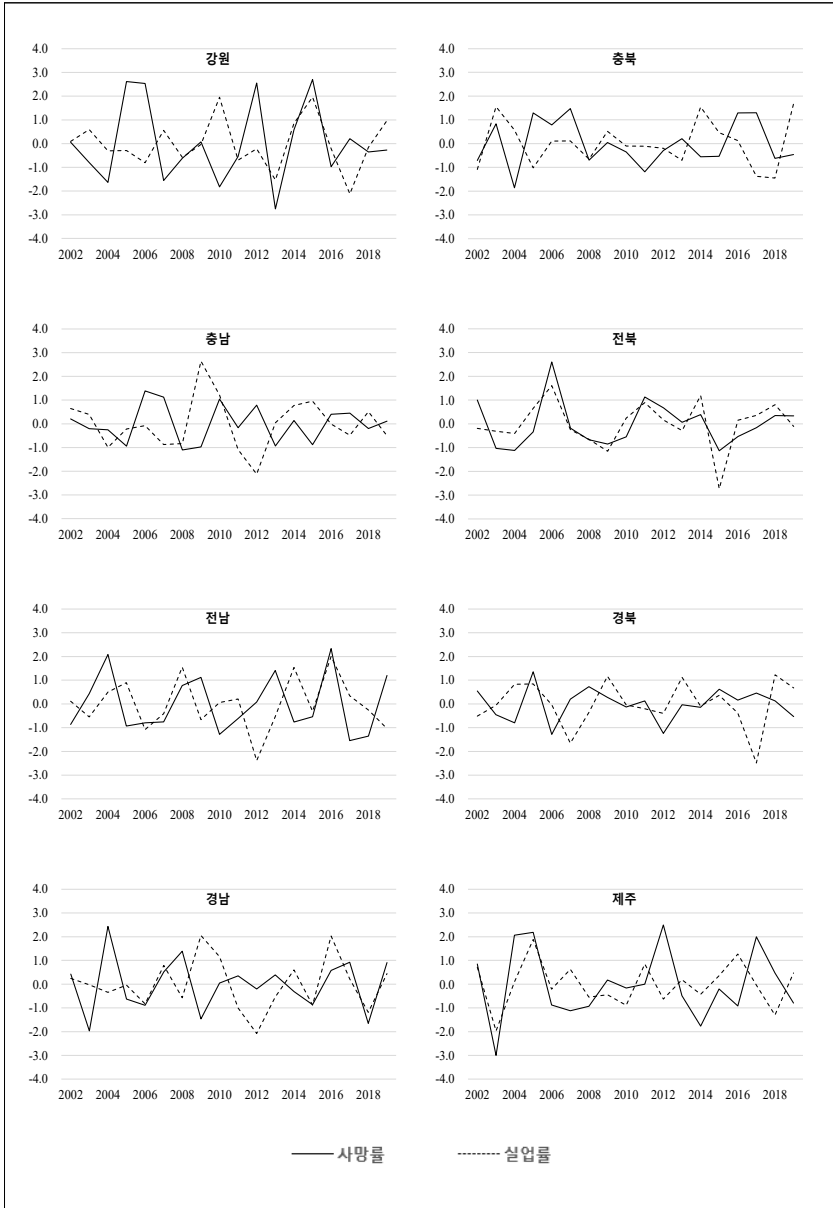
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-3-1] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



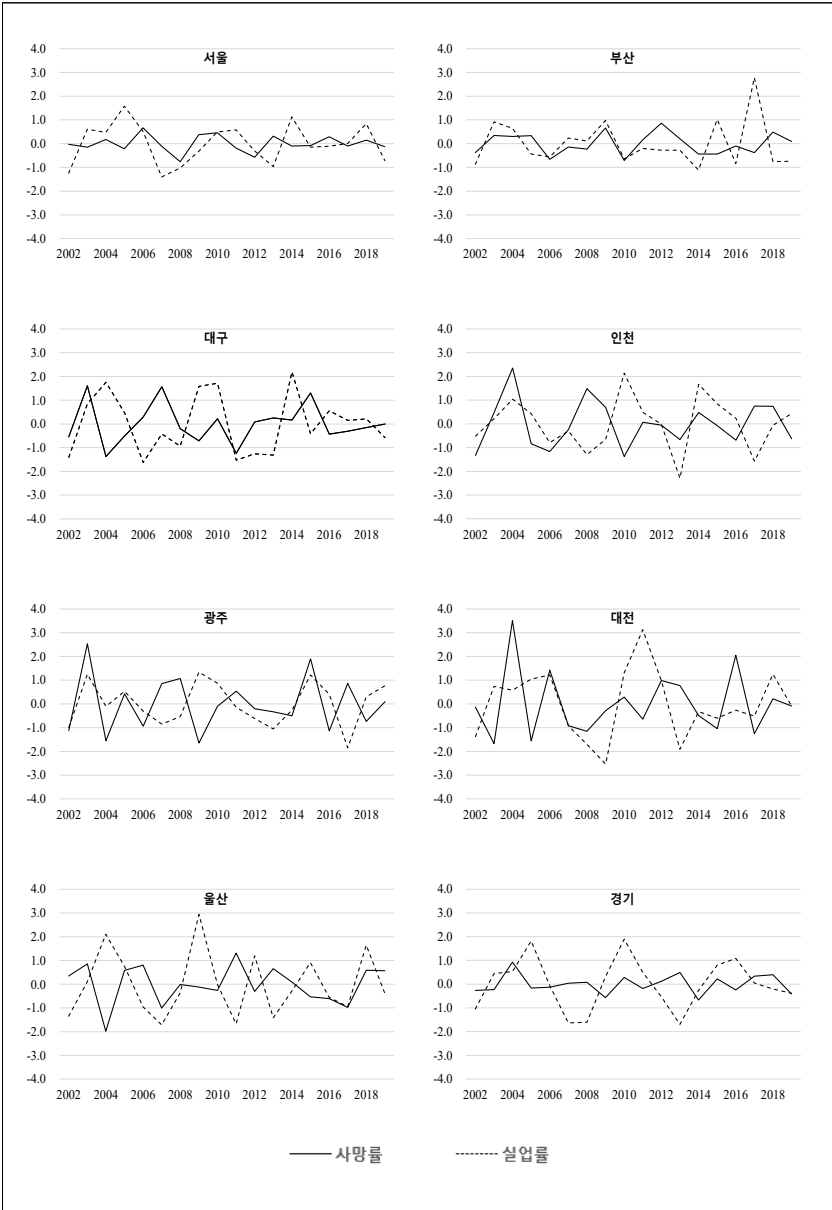
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-3-1] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



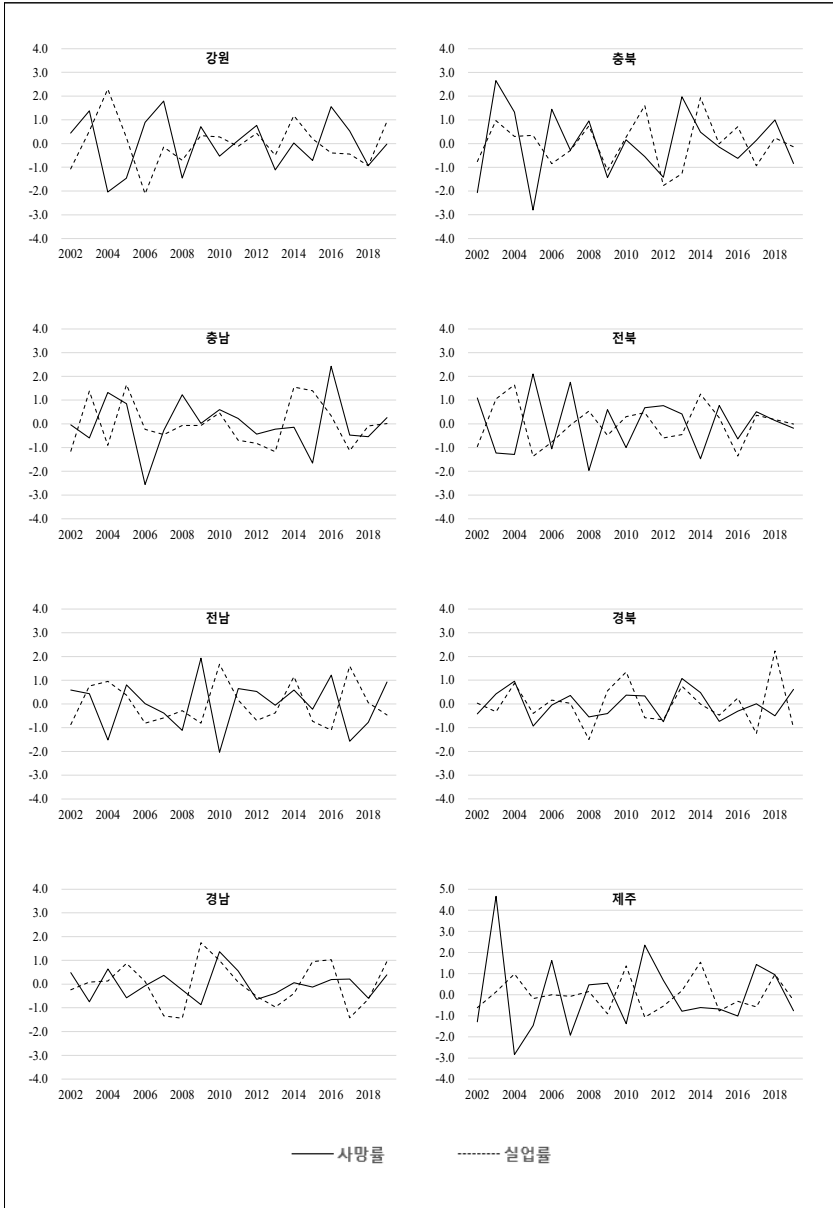
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-3-2] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



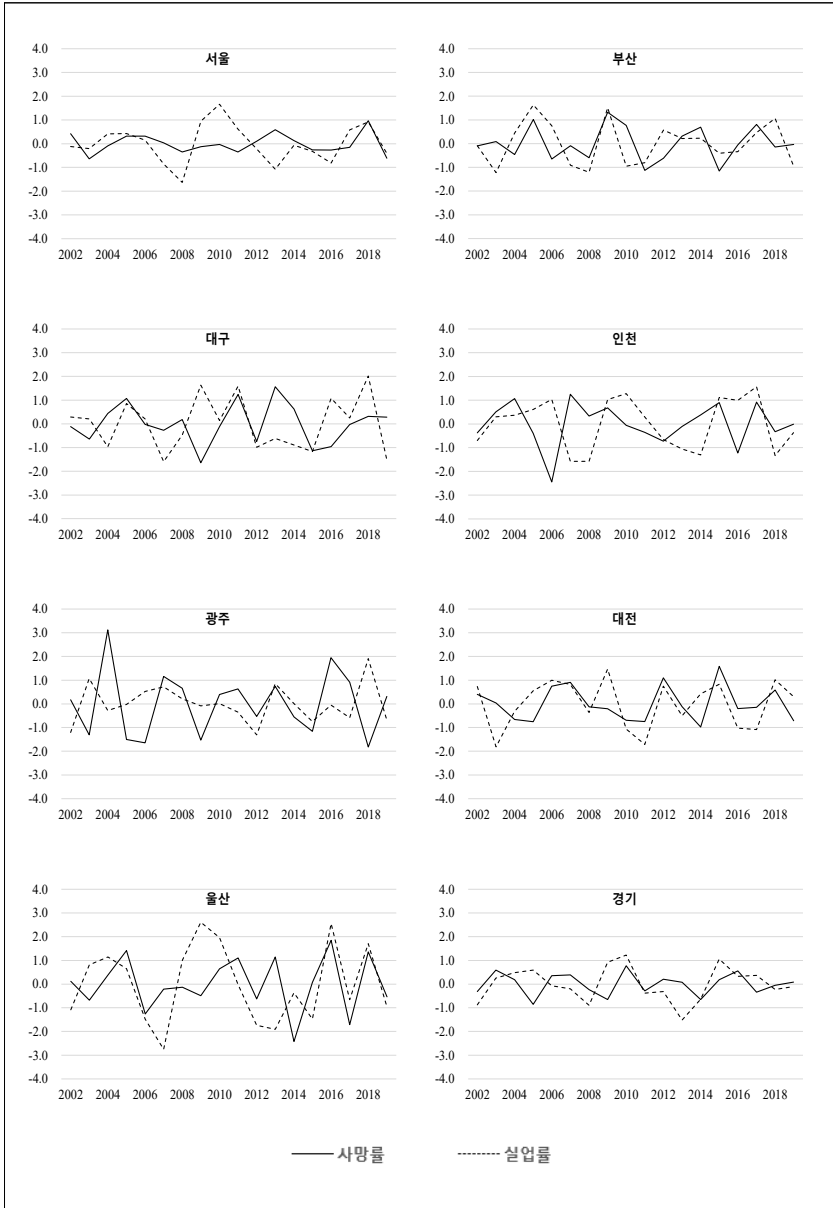
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-3-2] 정신 및 행동장애 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



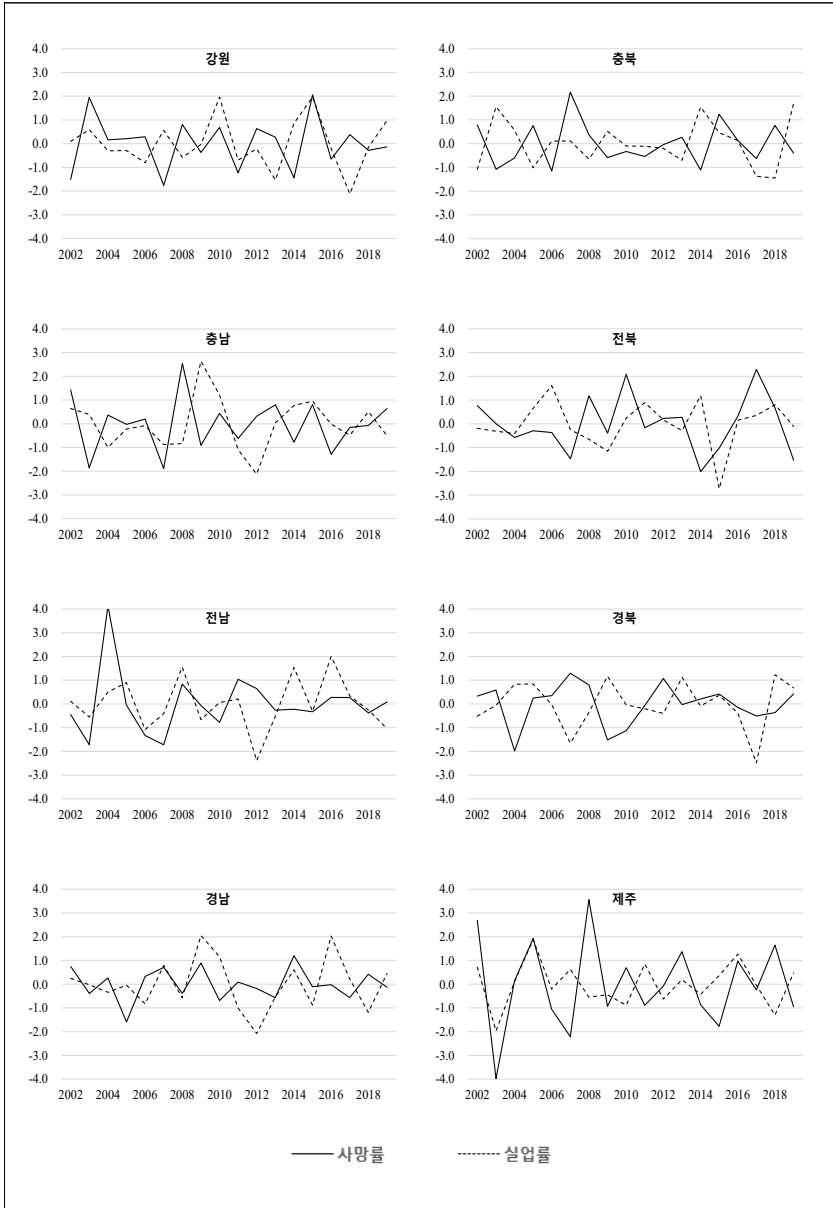
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-4-1] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



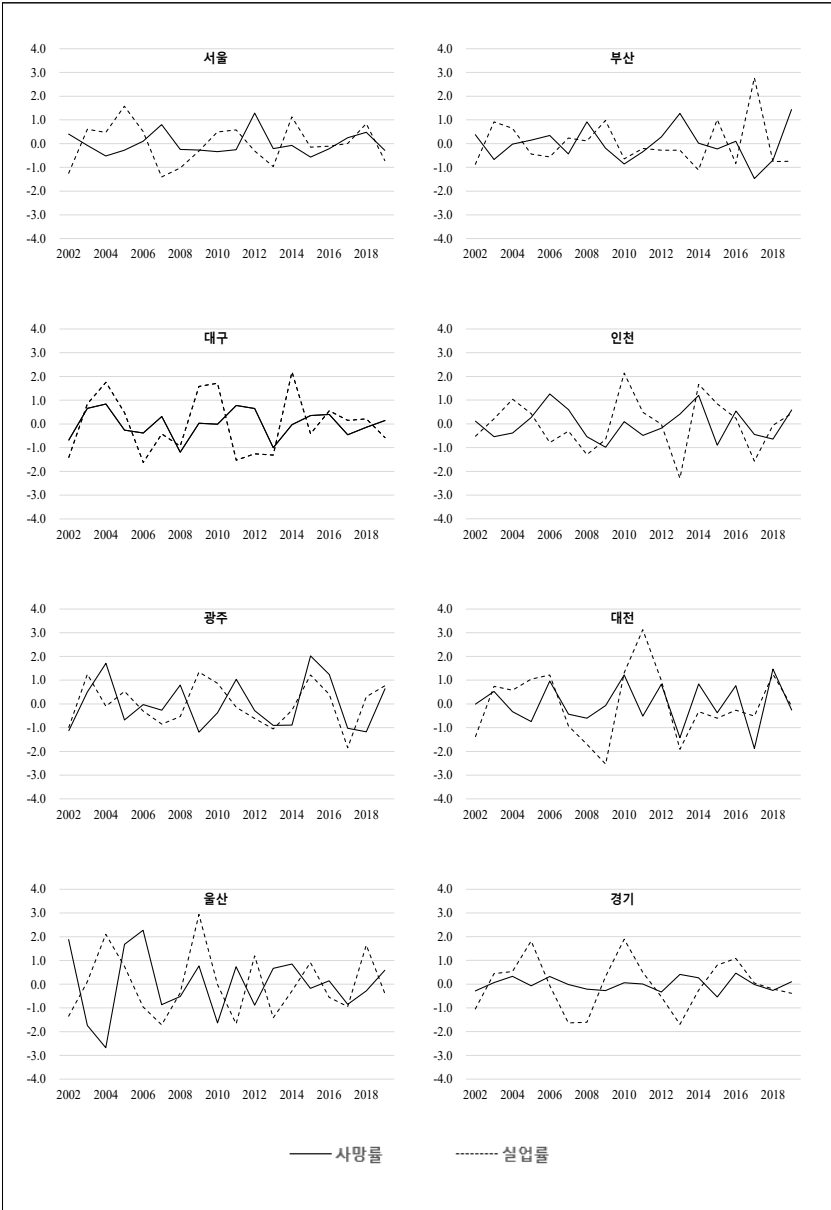
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-4-1] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



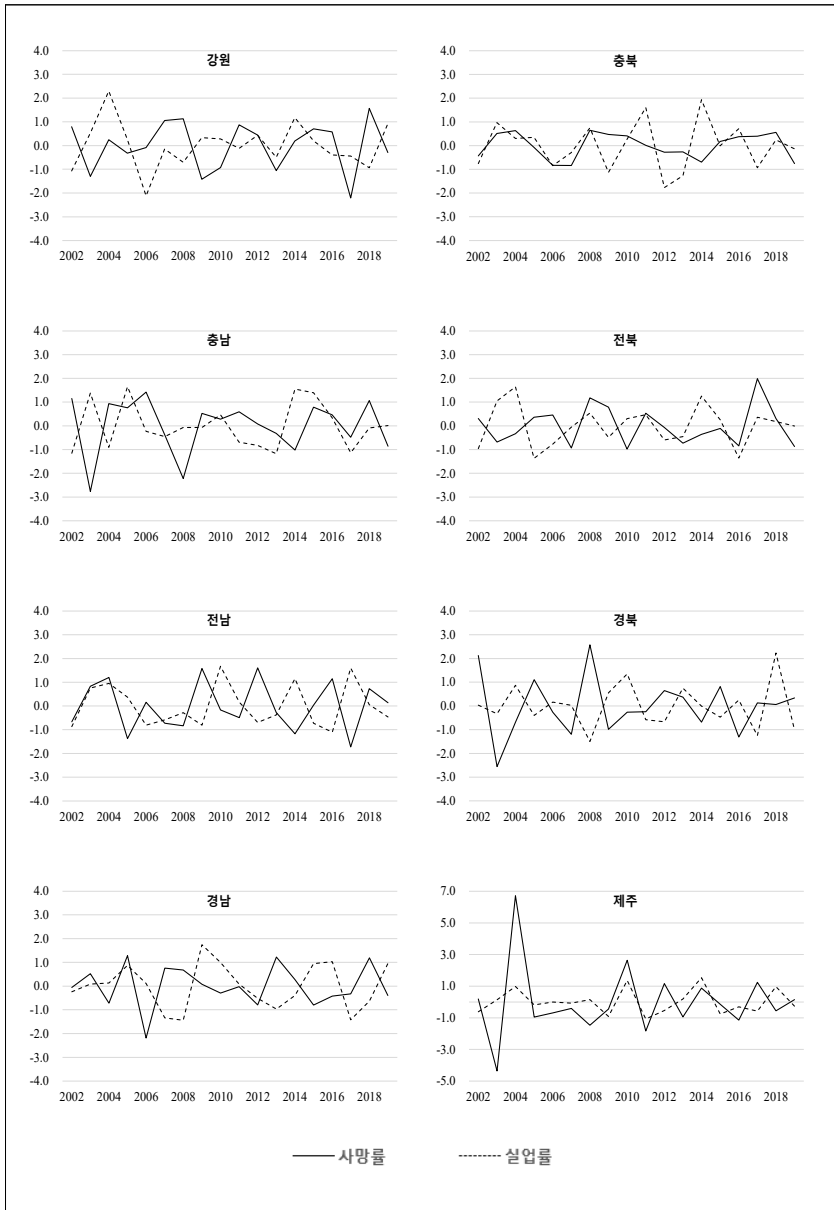
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-4-2] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



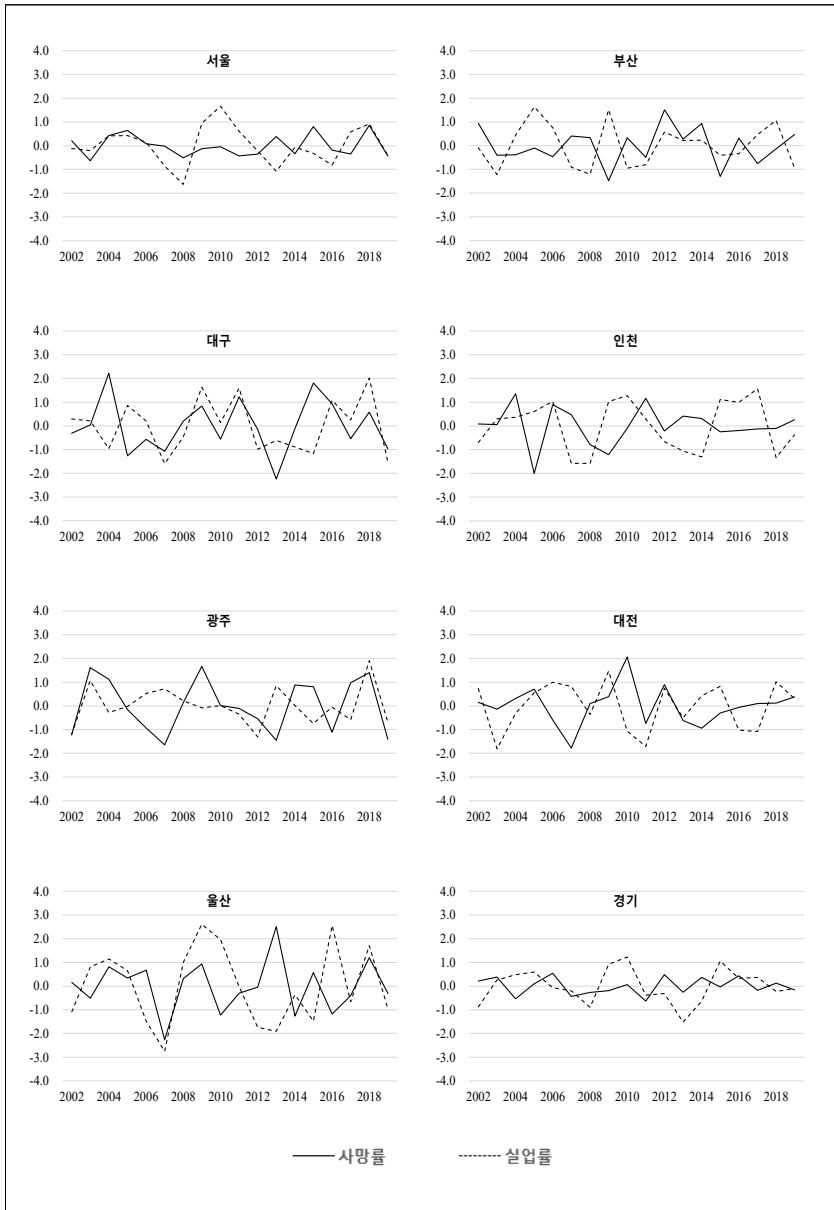
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-4-2] 신경계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



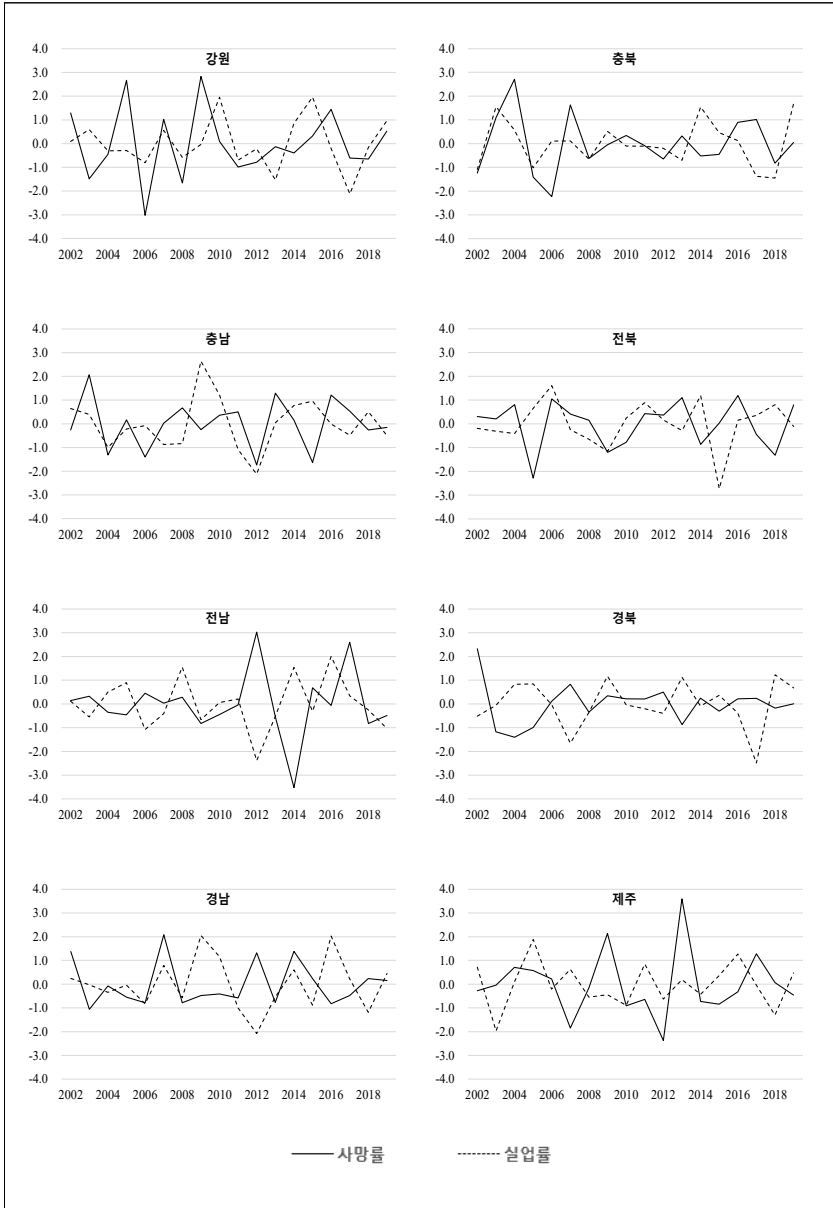
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-5-1] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



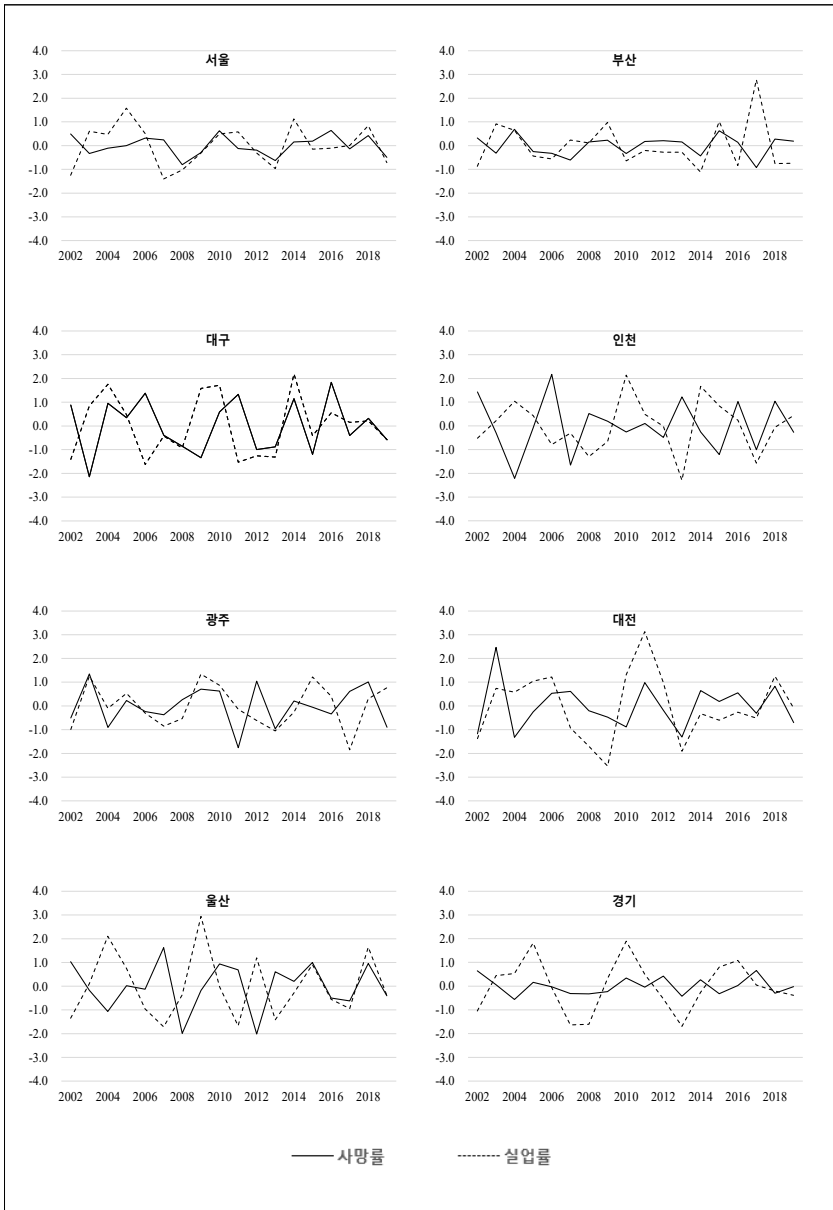
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-5-1] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



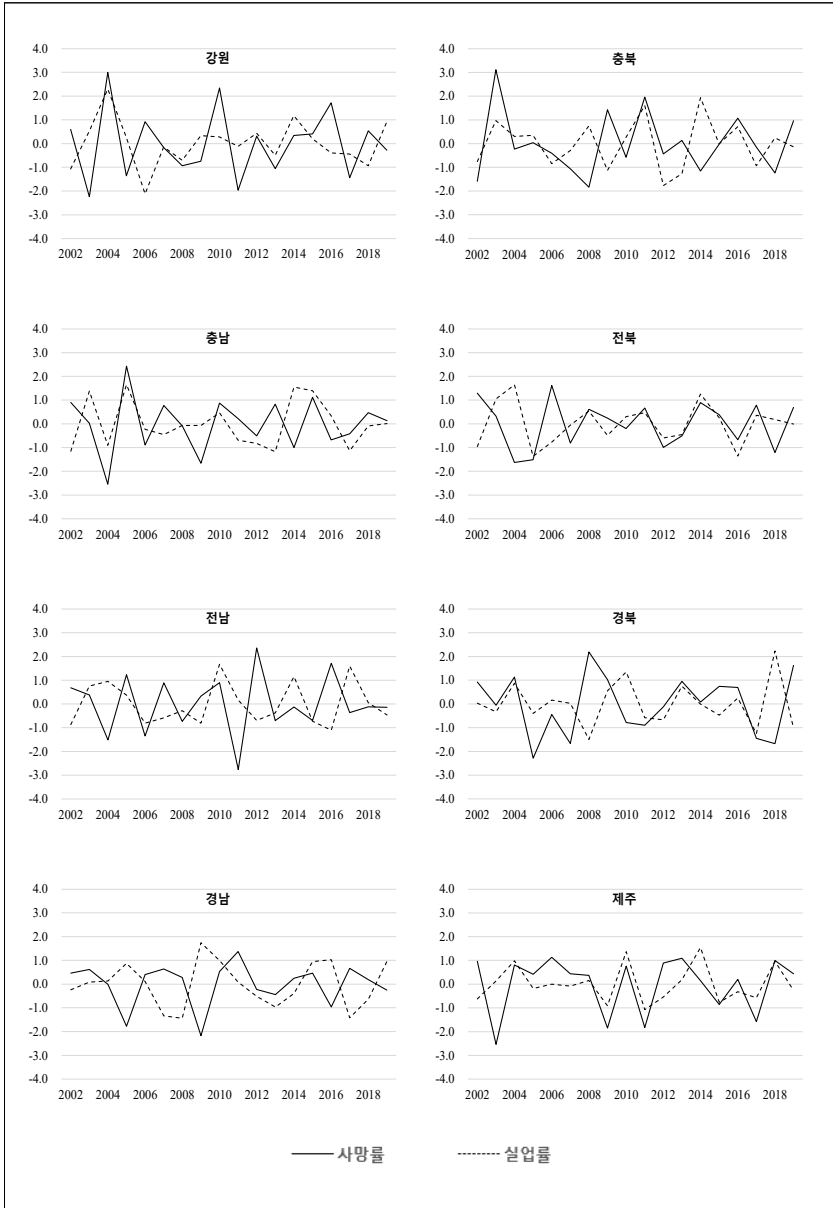
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-5-2] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



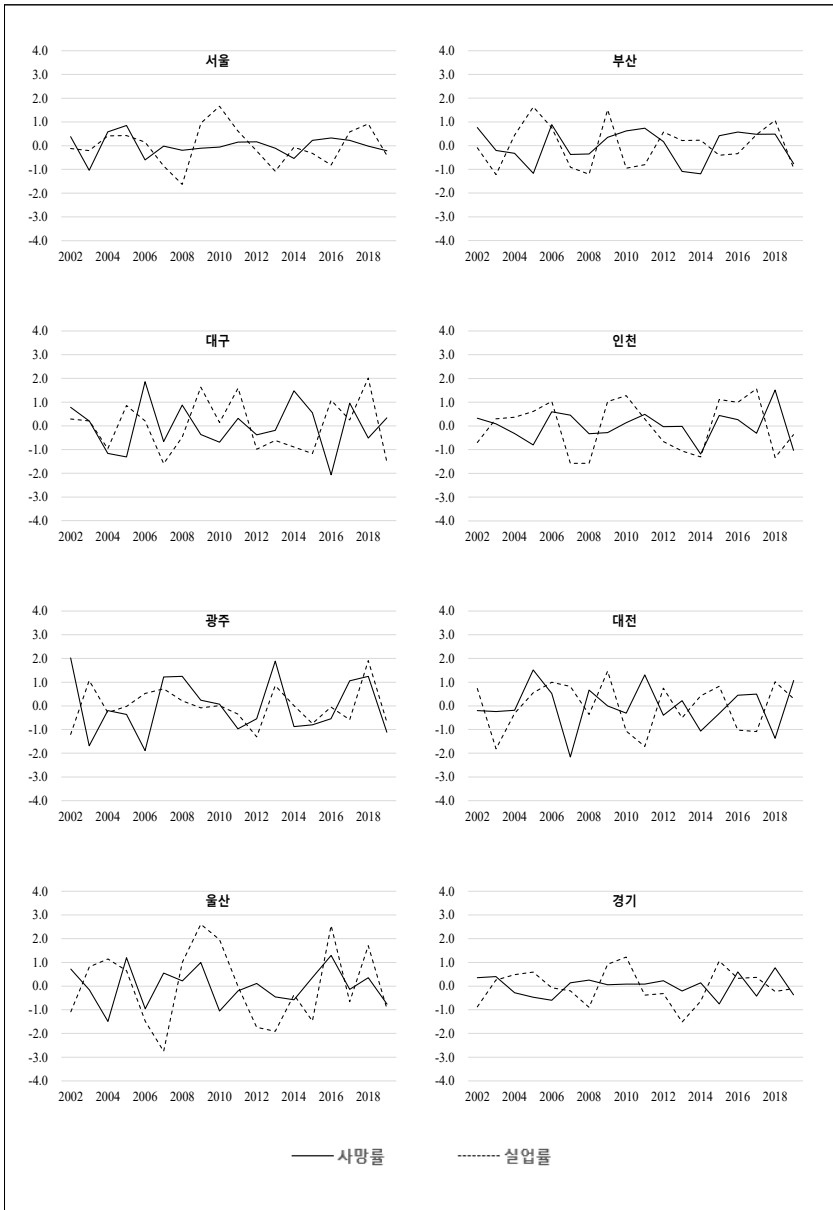
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-5-2] 순환계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



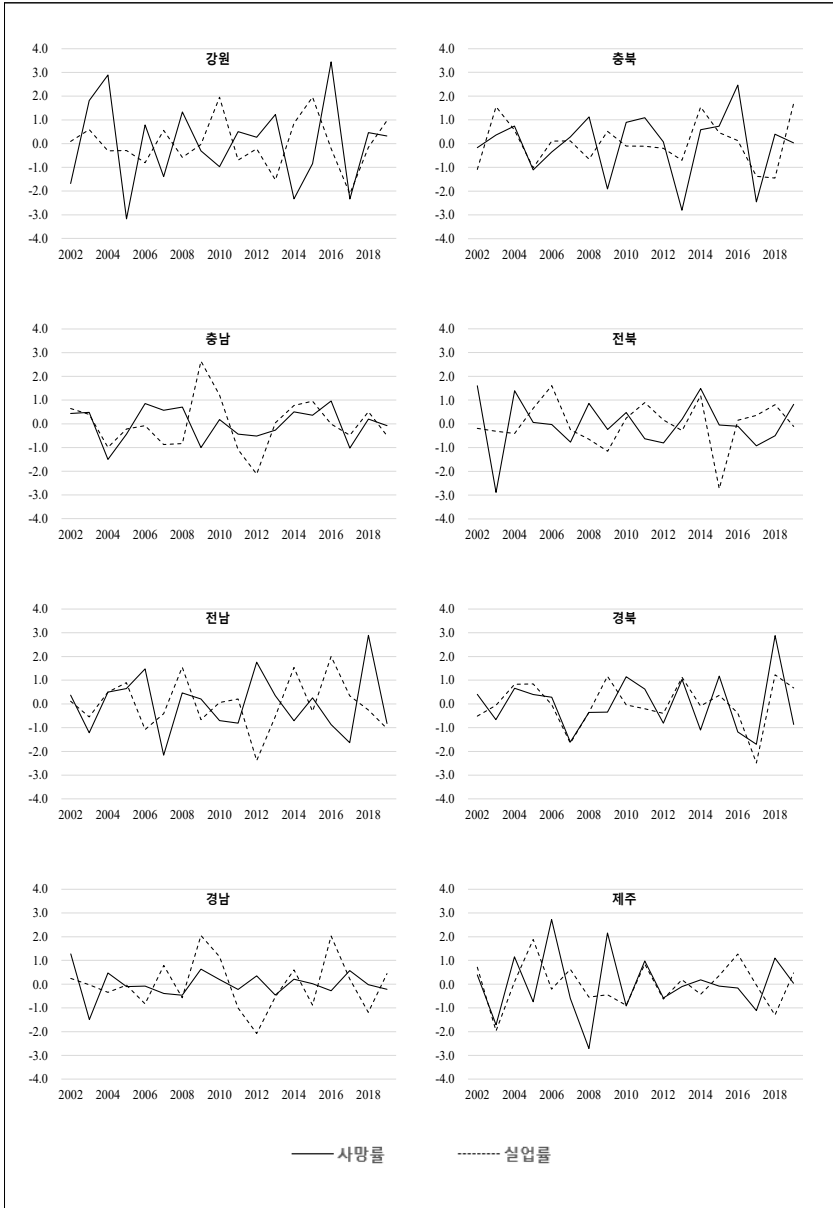
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-6-1] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



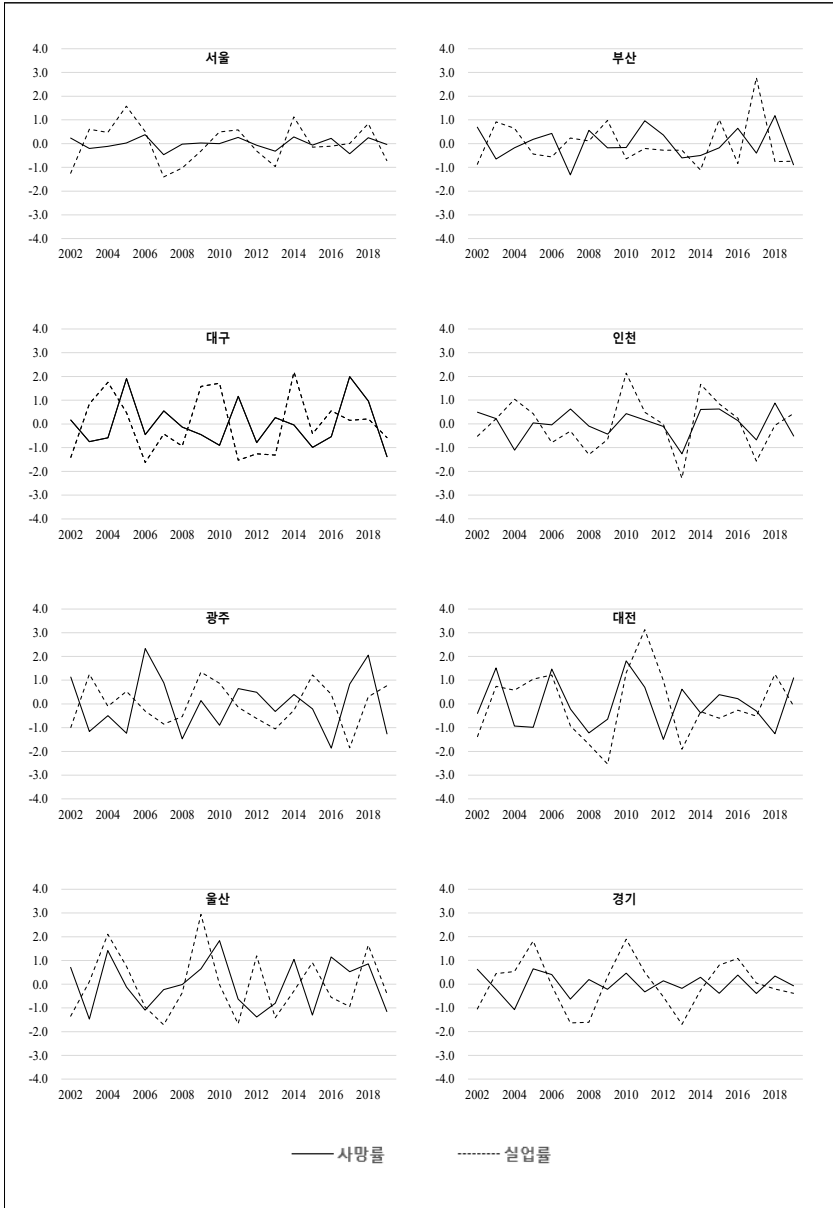
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-6-1] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



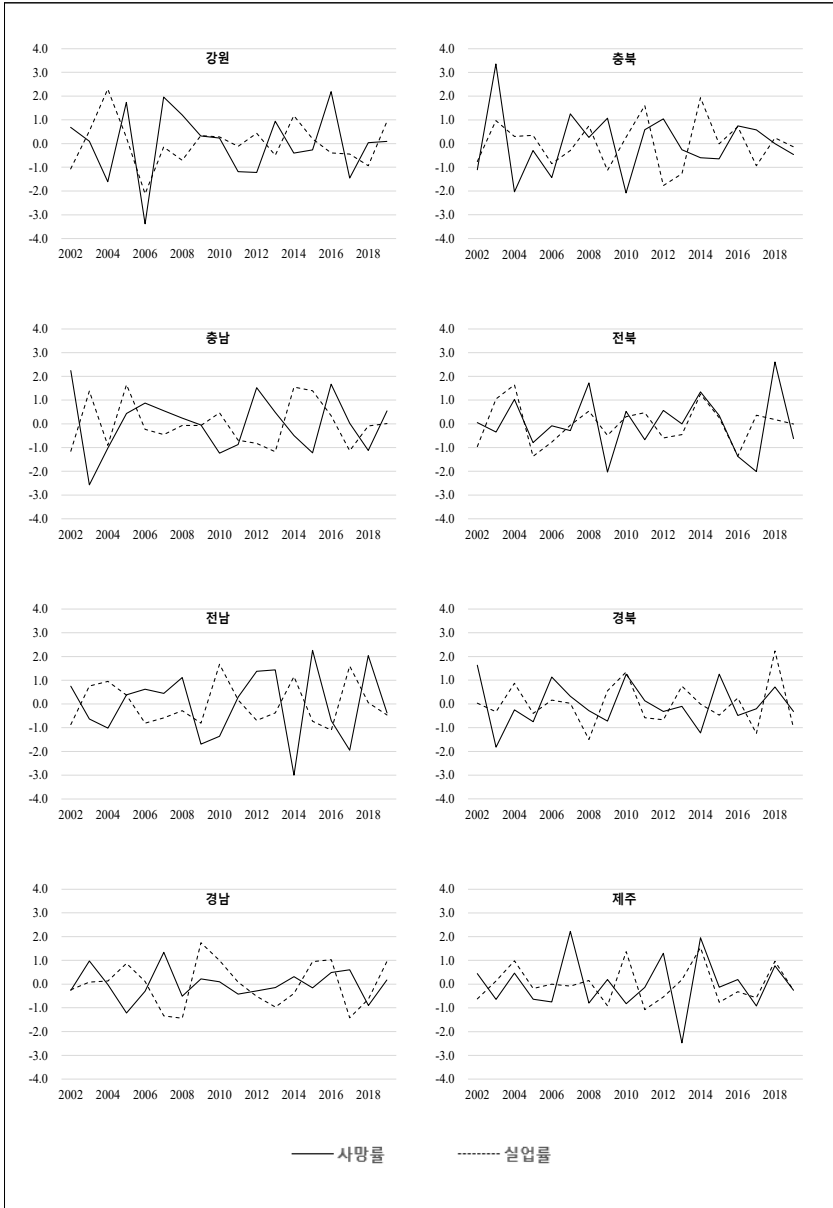
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-6-2] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



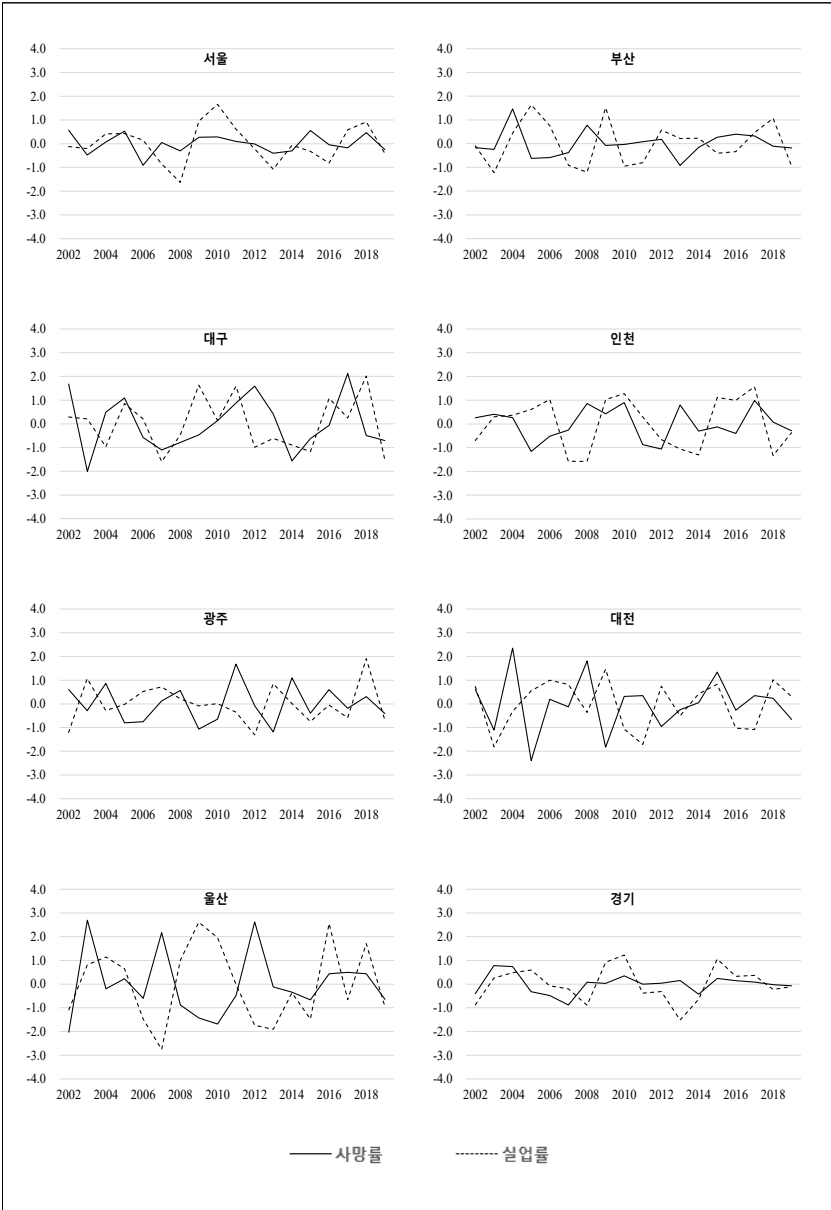
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-6-2] 호흡계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



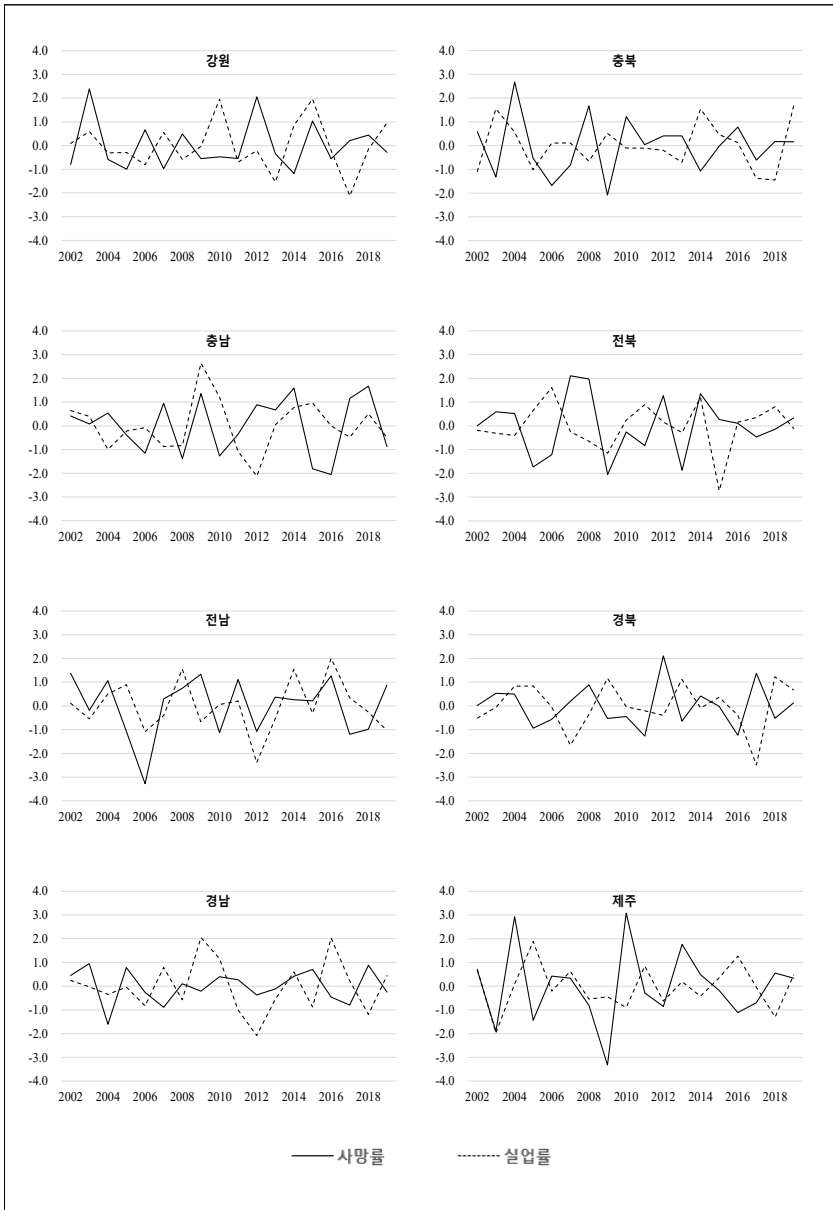
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-7-1] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



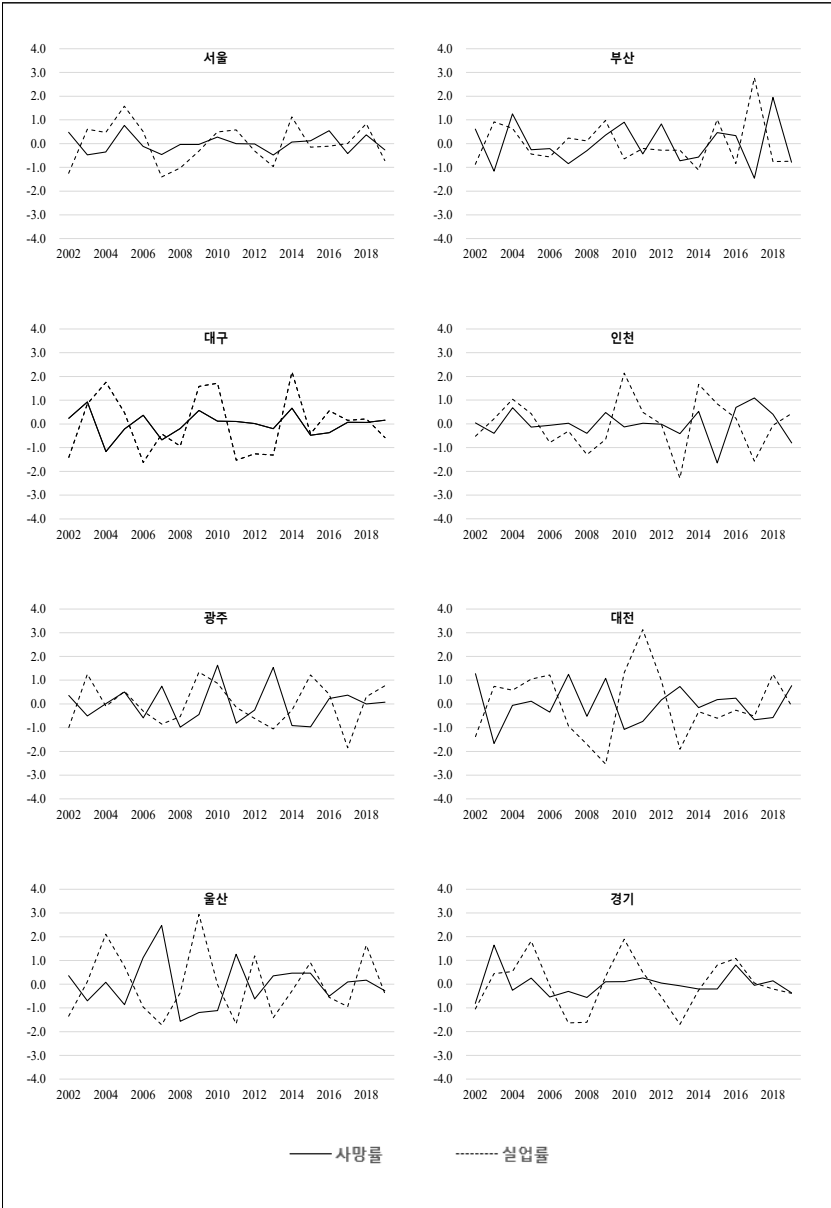
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-7-1] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



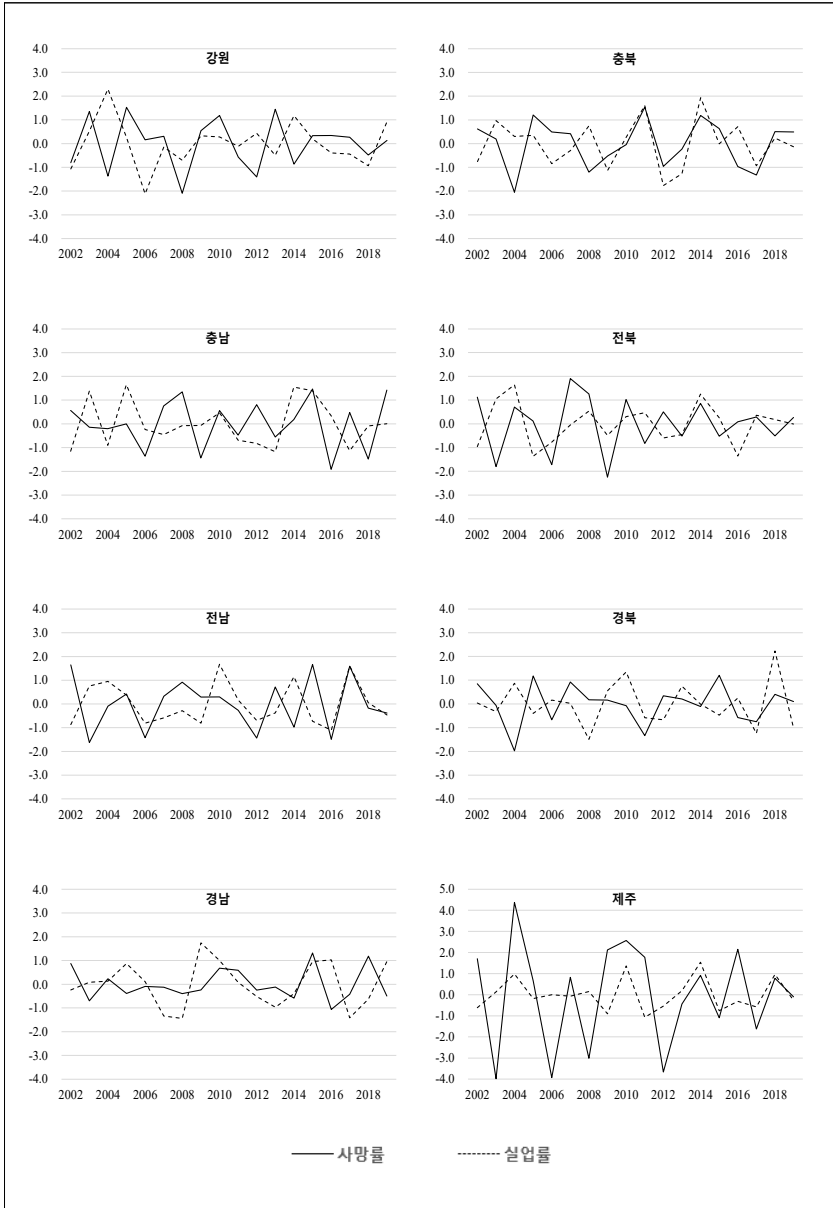
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-7-2] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



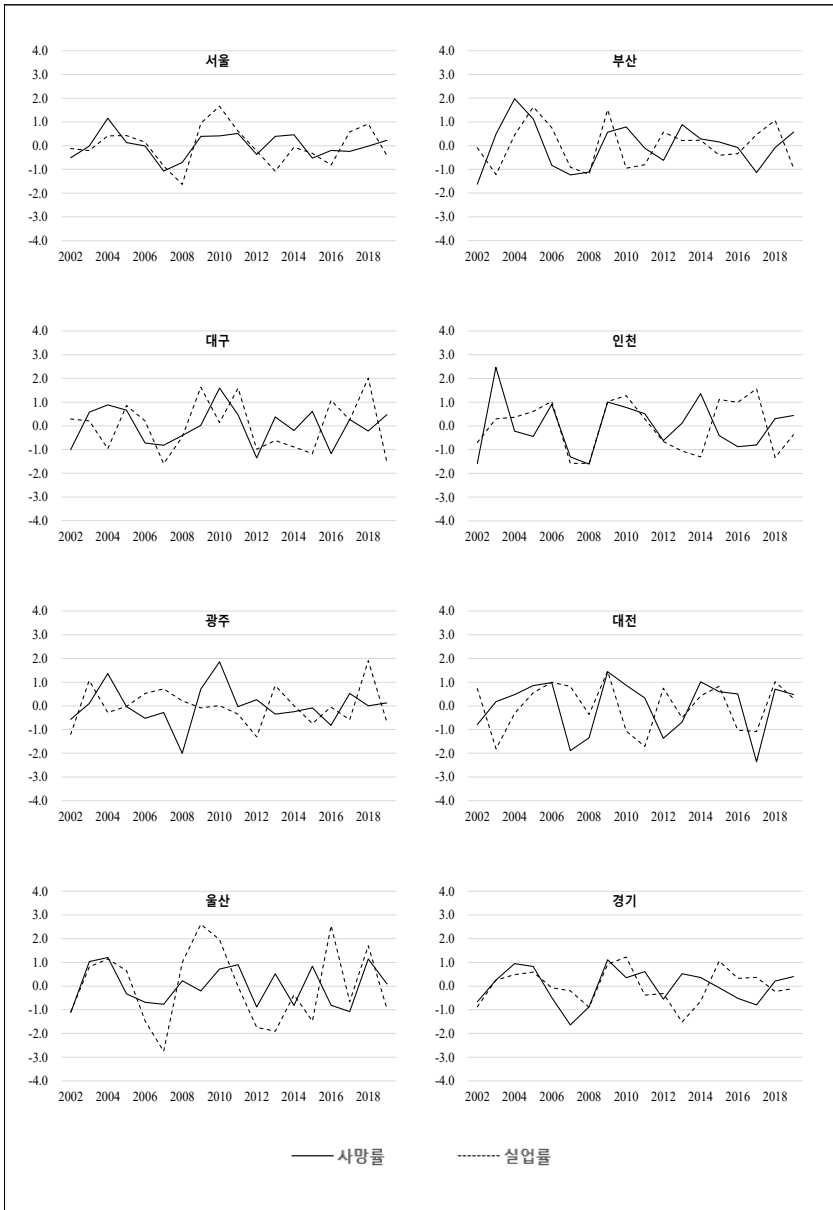
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-7-2] 소화계통 질환 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-8-1] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성



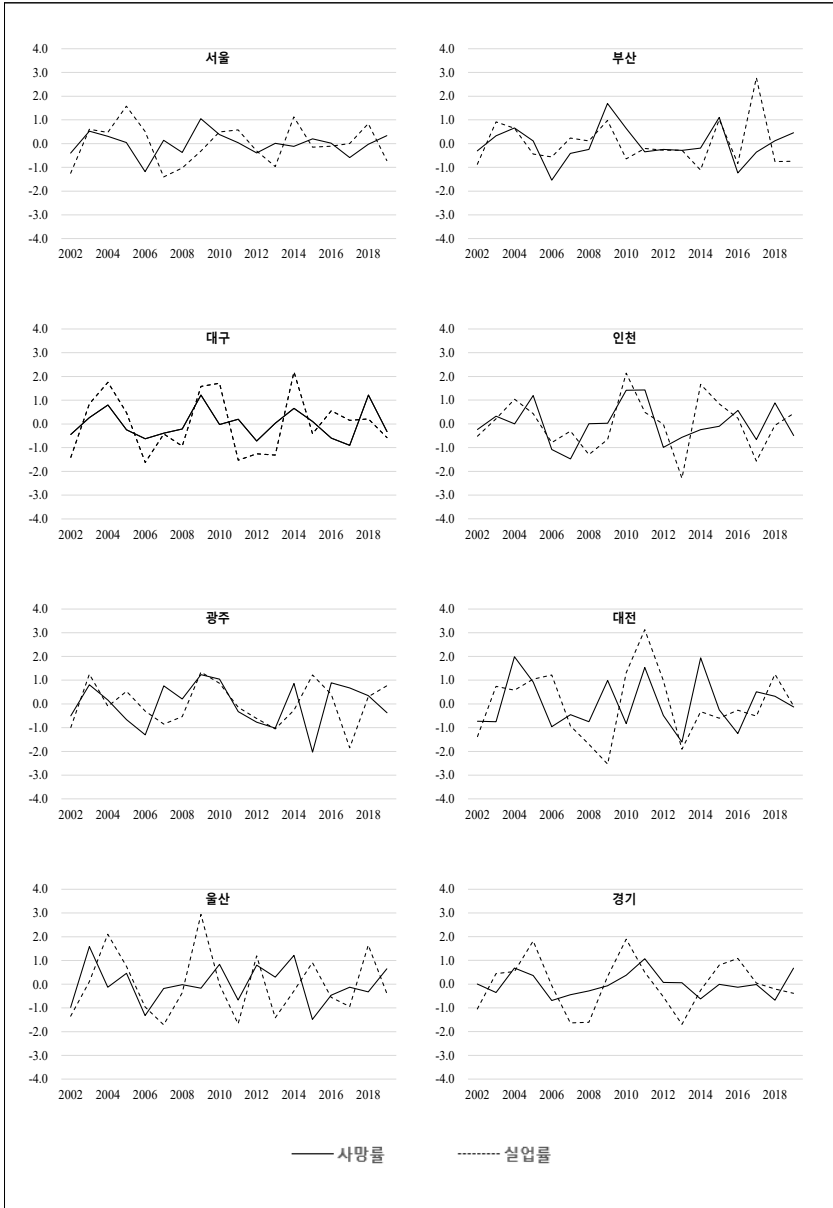
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-8-1] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 남성(계속)



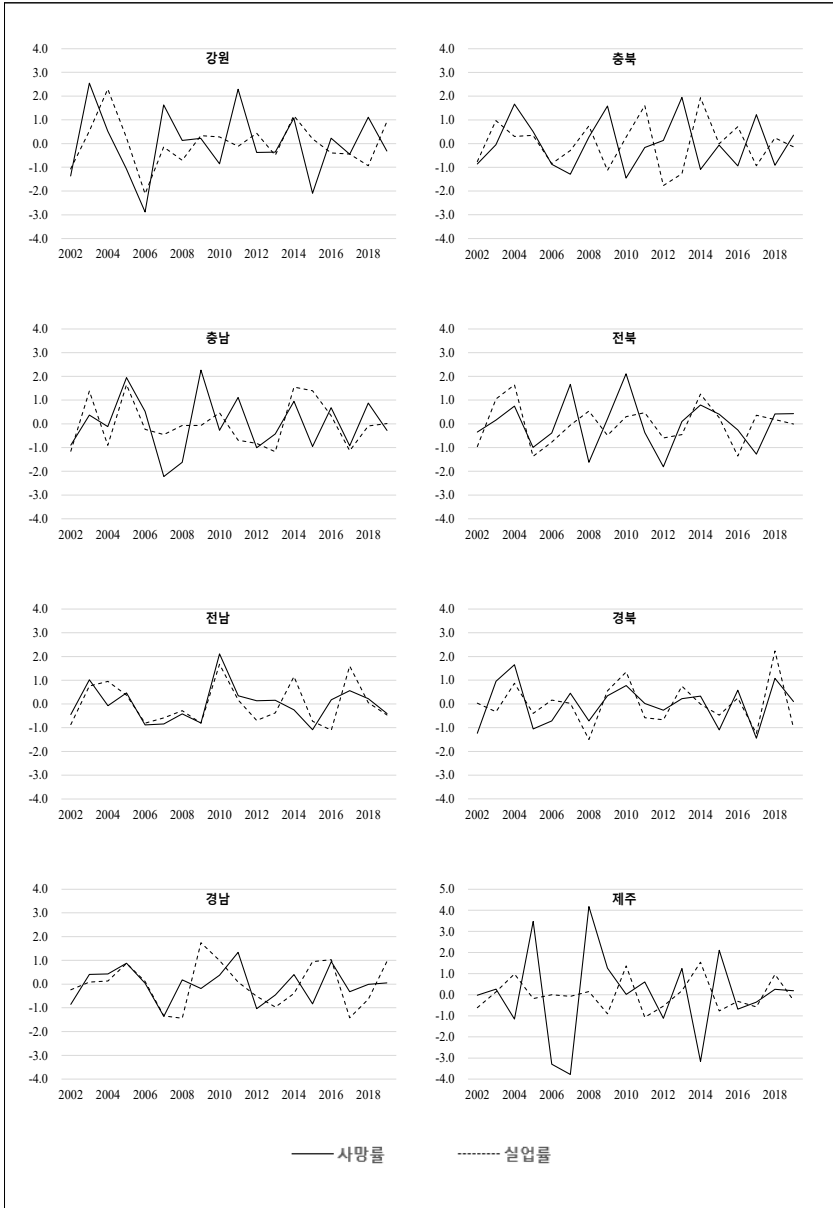
자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-8-2] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성



자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

[부도 2-8-2] 고의적 자해 사망률과 실업률 간의 관계 : 여성(계속)



자료 : KOSIS 국가통계포털 제공 데이터를 통해 구축한 시도별 패널

제 3 장

실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미치는 영향

제1절 연구의 배경

이 연구는 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미치는 인과적 효과를 추정하는 것을 목적으로 한다.

실업은 금전적 혹은 비금전적 손실을 초래함으로써, 신체적·정신적 건강을 악화하고 삶의 만족도를 감소시키며 건강행동의 변화를 야기한다(Browning and Heinesen, 2012; Deb et al., 2011; Kuhn et al., 2009; Lombardo et al., 2018; Marcus, 2013). 실업과 건강 간의 관계를 실증적으로 분석한 수많은 연구들은 사회학적·경제학적 이론에 부합하는 분석 결과를 일관되게 제시하고 있다. 그러나 실업이 건강에 미치는 인과적인 효과에 대해서는 자료와 방법에 따라 분석 결과가 상이하게 나타날 뿐만 아니라 우리나라를 대상으로 분석한 연구는 극히 드물다. 실업은 건강에 부정적인 영향을 주기도 하지만, 반대로 건강하지 못한 근로자들이 해고되거나 스스로 일자리를 이탈할 가능성이 있기 때문에 역인과관계로 인한 편의가 존재한다.

다른 한편으로 실업은 본인뿐만 아니라 가족 구성원, 그중에서도 배우자에게 다양한 경로를 통해 영향을 미친다(Marcus, 2013). 경제적 문제 뿐만 아니라 함께 보내는 시간의 변화, 사회적 낙인, 정서적 전염, 스트레스와 같은 부정적인 감정의 유출 등의 비금전적 외부효과를 통해 실직은

배우자에게 영향을 미칠 수 있다(Luhmann et al., 2014).

이에 본 연구는 외생적으로 주어진 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미친 순수한 인과적 영향을 확인할 것이다. 아울러 실업이 건강에 미치는 영향은 노동시장 결속도에 따라 상이할 가능성을 고려하여 성별 및 근속연수별 분석을 추가적으로 수행한다.

장기적인 경기침체와 더불어 2년 가까이 지속된 COVID-19로 인해 고용 충격이 현실화되고 있다. 본 연구는 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 건강 및 건강행동에 미친 인과적 영향을 면밀하게 분석함으로써 위기를 타개하기 위한 정부의 대응 정책 마련에 시사점을 제공하고자 한다.

본 연구의 결과는 대체로 비자발적 실업이 본인과 배우자의 건강상태에 부정적인 영향을 미쳤음을 보여준다. 특히 남성들과 장기근속 근로자들에게서 실업의 부정적인 영향이 상대적으로 더 강하게 나타나 노동시장에의 결속 정도에 따라 효과가 이질적임을 확인해 준다. 반면 재취업은 실직으로 인한 건강의 악화를 완화하는 역할을 한 것으로 확인된다.

이 연구는 실업이 건강과 건강행동에 미친 인과적 효과를 종합적이고 면밀하게 분석하였을 뿐만 아니라 배우자에게 미친 파급효과, 성별 및 근속연수별 이질성을 처음으로 확인하였다는 점에 그 의의가 있으며, 이 연구의 결과는 정책 개선 방향을 설정하는 데에 주요한 참고자료로 활용되기를 기대한다.

제2절 선행 연구

실업이 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 분석한 최근의 연구들은 사업장 폐쇄, 혹은 공장 폐쇄로 인한 실업을 외생적으로 발생한 비자발적 실업이라 정의하고, 외생적 실업으로 인한 영향을 추정한다.

Schmitz(2011)는 실업이 건강에 미친 영향을 고정효과 모형을 사용하여 실증분석하였다. 독일의 SOEP 자료를 활용하여 실업이 건강 만족도, 정신건강 및 병원 방문에 미친 영향을 분석하였는데, 실업과 건강 간 부

정적인 상관관계를 확인했으나 역인과관계로 인한 내생성을 통제하기 위해 외생적 실업이 건강에 미치는 영향을 분석한 결과는 통계적으로 유의성이 없음을 밝혔다. Michauda et al.(2016)은 미국의 HRS 자료를 사용하여 실업이 건강에 미친 영향을 성향 점수 매칭(Propensity Score Matching) 모형으로 분석하였다. 실업이 객관적인 건강(바이오 마커)과 주관적인 건강에 미친 영향을 추정한 결과는 사업장 폐쇄로 인한 실직이 건강에 유의한 영향을 주지 못했음을 보여주었다. 이 두 연구는 건강과 실업 간의 관계가 건강하지 못한 근로자가 실업자가 되는 선별 효과에 의한 것이라고 설명하였다.

반면 이들 연구와는 반대로 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 유의하게 부정적인 영향을 미친다고 보고한 연구들도 상당수 존재한다. Kuhn et al.(2009)은 오스트리아 자료를 사용하여 비자발적 실업이 남성의 정신건강 문제로 인한 입원뿐만 아니라 항우울제 및 관련 약물에 대한 지출을 증가시켰음을 밝혔고, 덴마크 자료를 사용하여 비자발적 실업이 사망의 증가와 입원 위험을 유발하는지 분석한 Browning and Heinesen(2012)은 실업이 전체 사망과 순환기 질환 사망, 자살과 자살 시도 및 교통사고, 알코올 관련 질병, 정신 질환으로 인한 사망과 입원 위험을 증가시켰음을 보였다.

또한 Marcus(2013)는 독일의 SOEP 자료와 Matching DID 방법을 사용하여 비자발적 실업의 효과를 분석하였다. 그 결과는 실업이 본인뿐만 아니라 배우자의 정신건강에도 부정적인 영향을 미친 것으로 확인되며, 더욱이 그 영향의 정도는 직접적으로 영향을 받는 실직의 당사자와 배우자 간에 큰 차이가 없었고, 남편의 실직으로 인한 영향이 아내의 실직으로 인한 영향보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 비자발적 실업이 배우자의 흡연에 미치는 영향을 추정한 Everding and Marcus(2020)는 실업이 배우자의 흡연 확률과 강도를 높이며 그 효과는 여성 배우자에게서 더 크게 나타났음을 밝혔고, 이에 대해 스트레스를 완화하기 위한 행동의 변화일 가능성을 제기하였다.

최요한(2014)은 한국노동패널조사 자료를 활용하여 사업장 폐쇄로 인한 외생적 실업이 주관적인 건강에 미친 영향을 분석하였는데, 그 결과

는 성별 간 이질성이 있음을 밝혔다. 남성들의 실업이 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 여성의 경우에는 통계적으로 유의하지 않았음을 확인하였다.

제3절 자료 및 방법

1. 분석 자료 및 대상

본 연구는 한국노동패널조사(이하 KLIPS)를 이용하였다. KLIPS는 전국의 약 5,000가구와 그 가구원을 대상으로 매년 조사를 실시하고 있는 패널 데이터로서, 개인의 인구학적 특성, 경제활동 상태 및 일자리 정보 등에 대한 풍부한 정보를 제공한다.

본 연구는 건강상태를 나타내는 대리변수 2개와 건강행동 2개 변수 등 총 4개의 종속변수로 구성되어 실업이 건강 및 건강행동에 미치는 영향을 살펴볼 것이다. 건강상태를 확인하기 위한 변수로는 주관적 건강상태와 생활 만족도를 사용한다. 주관적 건강상태 변수는 현재의 건강상태를 유의하게 예측한다는 연구 결과들이 대체적으로 일관되게 제시되고 있으며(최요한, 2016; Benyamini et al., 2000; Idler and Benyamini, 1997), 사회과학 분야 연구에서 실제 건강상태를 대리하는 변수로 폭넓게 사용되고 있다. 생활 만족도는 사망률 및 질병 유병률과 높은 상관관계를 보일 뿐만 아니라 스트레스를 포함한 정신적 건강 및 신체적 건강과 밀접하게 연관되어 있는 것으로 알려져 있으므로(Lombardo et al., 2018; Pressman and Cohen, 2005; Smyth et al., 2017), 건강상태에 대한 대리 변수로서 주관적 건강상태와 함께 포함하였다. 건강행동을 살펴보기 위한 변수로는 선행 연구에서 흔히 쓰이는 음주 및 흡연 여부 변수를 사용한다.

실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향을 추정하기 위한 분석은 주요 경제활동 연령층인 30-59세 임금근로자와 임금근로에서 이탈한 실

직자를 대상으로 하며, 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향 추정하기 위한 분석은 유배우 기혼자 중에서 주요 경제활동 연령층인 30-59세 임금근로자와 임금근로에서 실직한 표본들을 대상으로 한다. 두 분석 모두 실직자는 실업 이후 1년 이내에 재취업한 “실업 후 재취업자”와 실업상태로 남아 있는 “실업 후 미취업자”로 구분하여 독립변수를 구성함으로써 실업 이후 취업상태에 따른 효과의 이질성을 확인한다.

본 연구는 실업이 건강 등에 미치는 인과적 효과를 추정하기 위해 외생적으로 발생한 비자발적 실업의 효과를 추정하며, “직장의 파산, 폐업, 휴업”과 “정리해고”로 인한 실직을 비자발적 실업으로 정의하여 분석에 이용하였고, 마찰적 실업으로 인한 효과를 배제하기 위해 근속연수가 24개월 이상인 경우로 한정하였다. 아울러 노동공급 측면에서 근속연수는 노동시장에의 결속 정도를 나타내는 주요 지표이고, 여성은 남성에 비해 노동시장 결속도가 낮은 것으로 알려져 있으므로 근속연수별·성별로 나누어 추가적인 분석을 수행함으로써 노동시장 결속도에 따라 그 영향이 상이한지 살펴볼 것이다.

주관적 건강상태와 생활 만족도 분석은 KLIPS에서 주관적 건강상태를 조사하기 시작한 2003년(6차)에서 2019년(22차)까지의 자료를 사용하였으며, 건강행동 분석은 음주와 흡연 관련 설문 문항이 추가된 2005년(8차) 이후 자료를 이용하였다²⁾.

2. 분석 방법

본 연구는 실업이 건강 및 건강행동에 미치는 인과적 효과를 추정하기 위해 사업장 폐쇄로 인한 실업을 비자발적 실업이라 간주한 Marcus, (2013), Schmitz(2011) 등의 선행 연구의 방법을 차용한다. 이는 사업장 폐업으로 인한 실직은 개인의 선택과는 무관하게 발생하기 때문에 건강하지 못한 근로자들이 실업을 선택하는 선별 효과를 통제할 수 있다는

2) KLIPS의 주관적 건강상태 문항은 2차와 3차의 경우 개인용이 아닌 가구용 설문으로 포함되었고, 4차의 경우 부가조사 항목으로 조사되었지만 5차 데이터에는 누락되어 있어 분석 기간을 6차 이후로 설정하였다.

기대에 근거한다.

이에 본 연구는 우선 합동 모형(pooled model)을 통해 분석한다. 직장의 폐쇄로 인한 실업이 기대와 같이 외생적으로 발생한 실업이라면 합동 모형의 추정치를 인과적 효과로 해석할 수 있을 것이다. 그러나 외환위기와 같은 특수한 상황을 제외하고는 기업의 도산으로 인한 사업장 폐쇄 자체가 어느 정도 예견될 가능성이 있으며, 관측 불가능한 개인의 특성이 직장의 선택에 영향을 미칠 수 있다. 혹은 사업장 폐쇄의 확률은 특정 기업 혹은 산업이 더 높을 수 있고, 미관측된 개인의 특성이 재직 기업 혹은 산업의 선택에 영향을 줄 가능성도 있다(최요한, 2014). 따라서 본 연구는 합동 모형뿐만 아니라 고정효과 모형(fixed effect model)을 사용하여 두 모형의 결과를 비교하고, 실업의 순수한 인과적 효과를 확인할 것이다.

종속변수가 이항 변수(binary variable)인 경우 합동 로짓 모형(pooled logit model)과 고정효과 로짓 모형(fixed effect logit model)을, 범주화된 이산 변수(categorical data)인 경우 합동 순서형 로짓 모형(pooled ordered logit model)과 고정효과 순서형 로짓 모형(fixed effect ordered logit model)을 사용하여 분석한다. 합동 모형의 경우에는 인과적 효과와 선별 효과가 모두 작용한 결과이며, 고정효과 모형의 경우에는 개인의 시간 불변 특성에서 비롯된 잠재적인 내생성을 통제하여 선별 효과를 최대한 배제한 상태에서 실업이 건강에 미치는 인과적 효과를 보여준다.

분석에 사용한 회귀방정식은 다음과 같다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta d_{it} + X_{it}\gamma + T_t\delta + \epsilon_{it} \quad (3-1)$$

본 연구의 관심변수 d_{it} 는 개인 i 의 t 년도 실업 여부이며, d_{it} 의 추정 계수 $\hat{\beta}$ 은 일자리에서 이탈한 실업자 혹은 그 배우자의 건강이 일자리를 유지한 그룹에 비해 어떠한지 보여준다.

X_{it} 는 종속변수에 영향을 미치는 인구학적 변수, 사회·경제적 변수 및 직업 특성변수들의 벡터이고, T_t 는 연도 더미변수의 벡터이며, ϵ_{it} 는

로지스틱(logistic) 분포를 따르는 오차항이다.

종속변수인 y_{it}^* 는 관찰되지 않는 잠재 변수(latent variable)이며, 관찰 가능한 변수인 건강은 1과 0, 두 개의 값을 갖는 이항 변수이거나 순서가 의미를 지니는 범주형 변수이다. 로짓 모형에서의 관찰가능한 이항 종속 변수는 식 (3-2)와 같고, 순서형 로짓 모형에서의 관찰가능한 범주형 종속변수는 식 (3-3)과 같이 나타낼 수 있으며 δ_1 에서 δ_4 는 절사점(cutoff point)이다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases} \quad (3-2)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* \leq \delta_1 \\ 2 & \text{if } \delta_1 < y_{it}^* \leq \delta_2 \\ 3 & \text{if } \delta_2 < y_{it}^* \leq \delta_3 \\ 4 & \text{if } \delta_3 < y_{it}^* \leq \delta_4 \\ 5 & \text{if } \delta_4 < y_{it}^* \end{cases} \quad (3-3)$$

합동 모형에서는 $corr(\epsilon_{it}, \epsilon_{is}) = 0 (t \neq s)$, 즉 특정 그룹 내에서 시점이 다른 오차항들 간의 상관계수가 0이라고 가정한다. 반면 고정효과 모형에서의 오차항 ϵ_{it} 는 식 (3-4)와 같이 시간에 따라 변하지 않는 (time-invariant) 그룹 간 이질성을 의미하는 u_t 와 그룹 및 시간에 따라 변하는 오차항 e_{it} 의 합으로 구성되며, u_t 를 고정효과로 간주한다.

$$\epsilon_{it} = u_i + e_{it} \quad (3-4)$$

본 연구의 고정효과 순서형 로짓 모형은 Baetschmann et al.(2015)이 제안한 blowup and cluster(BUC) 추정량을 이용하였다. 또한 고정효과 로짓 모형은 표준오차(standard error)를, 이를 제외한 모든 분석은 개인별 군집강건표준오차(clustered robust standard error)를 적용하였다.

제4절 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향

1. 변수 및 기초통계

실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향을 추정하기 위한 종속변수는 주관적 건강상태와 생활 만족도, 음주 여부 및 흡연 여부 등 총 4개로 구성된다.

주관적 건강상태는 응답자가 주관적으로 평가한 본인의 현재 건강상태로서 “아주 건강하다”, “건강한 편이다”, “보통이다”, “건강하지 않은 편이다”, “건강이 아주 안 좋다” 등 5점의 리커트 척도로 구성되며, 생활 만족도는 응답자가 주관적으로 평가한 전반적 생활 만족도로서 “매우 좋음”, “좋음”, “보통”, “나쁨”, “매우 나쁨” 등 5점의 리커트 척도로 구성된다. 건강행동을 살펴보기 위한 음주 및 흡연 여부 변수는 이항 변수로서 현재 술을 마시거나 흡연을 하는 경우와 그렇지 않은 경우로 구분된다. 종속변수에 대한 설명은 <표 3-1>에 정리되어 있다.

본 연구의 관심변수는 실업 여부로서 취업자, 실업 후 재취업자, 실업 후 미취업자로 구분되며, 연도별 고정효과를 통제하기 위하여 연도 더미를 포함하였다.

통제변수로는 본 연구의 종속변수에 영향을 미치는 것으로 알려진 연령, 성별, 학력, 결혼 여부, 0-19세 자녀 여부, 가구 소득 및 자가 주택 여부 등의 인구·사회경제적 변수와 정규직 여부, 산업 및 직종 더미 등 직업 변수를 포함하였다³⁾. 고정효과 모형의 경우 취업 이후의 기간을 분석하는 것이므로 인구·사회경제적 특성 중 학력은 시간에 따라 변화가 거

3) 실직자들의 직업 변수는 실직 이전 일자리의 정보를 나타낸다. 또한 산업은 제조업, 건설업, 생산자 서비스(사업, 금융, 보험, 부동산임대업), 유통 서비스(도소매, 운송, 통신업), 개인 서비스(숙박음식, 오락문화, 가사, 기타 개인 서비스업), 사회 서비스(공공, 보건복지, 교육, 기타 사회서비스업) 등 6개로 재분류하였으며, 직종은 관리자+전문가+준전문가, 사무직, 서비스+판매 근로자, 기능원+조립원, 단순노무직 등 5개로 재분류하였다.

〈표 3-1〉 종속변수

	응답항목
주관적 건강상태	(1) 아주 건강하다 (2) 건강한 편이다 (3) 보통이다 (4) 건강하지 않은 편이다 (5) 건강이 아주 안 좋다
생활 만족도	(1) 매우 좋음 (2) 좋음 (3) 보통 (4) 나쁨 (5) 매우 나쁨
음주 여부	(0) 마시지 않는다 (1) 마신다
흡연 여부	(0) 피운다 (1) 피우지 않는다

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

의 없고, 연령은 연도 더미와 다중공선성의 문제가 있으므로 제외하여 분석하였다.

〈표 3-2〉에는 분석에 사용한 변수들의 기초통계량이 제시되어 있으며, 〈표 3-3〉은 취업자, 실업 후 재취업자, 실업 후 미취업자로 구분하여 산출한 기초통계량을 보고한다. 〈표 3-4〉는 실직자 중 비자발적 실직자들만을 포함한 기초통계량을 보여준다.

주관적 건강상태에 대한 전체 표본의 평균은 대략 2.35로 보통 수준(3)보다 더 양호한 상태인 것으로 스스로를 평가했다. 취업 여부별(〈표 3-3〉)로 봤을 때에는 취업자(2.33), 실업 후 재취업자(2.36), 실업 후 미취업자(2.64) 순으로 건강상태가 나은 것으로 확인되며, 비자발적 실직자들을 대상(〈표 3-4〉)으로 했을 때에도 취업 여부별 건강상태는 동일한 양상을 보였다. 전반적인 생활 만족도의 전체 평균은 2.54로 주관적 건강상태와 마찬가지로 보통 수준보다 더 긍정적으로 평가했고, 취업 여부별 양상도 유사했다. 비자발적 실직자의 경우 재취업 여부와 관계없이 전체 실직자에 비해 생활 만족도를 부정적으로 평가하였다.

건강행동의 경우 취업자와 실직자로 구분했을 때 특정한 양상을 확인할 수는 없었다. 취업자 그룹에 비해 실업 후 미취업자 그룹에서 음주, 흡연 등 건강에 부정적인 영향을 미치는 행동을 상대적으로 덜한 반면에 실업 후 재취업자 그룹의 경우 흡연 비율이 높았으며 음주 비율은 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 3-2〉 기초통계량 : 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향

		N	Mean	SD	Min	Max
		종속변수				
주관적 건강상태		56,707	2.349	0.639	1	5
생활 만족도		56,502	2.544	0.580	1	5
음주 여부		52,186	0.720	0.449	0	1
흡연 여부		52,187	0.331	0.471	0	1
		독립 변수				
실업	취업자	55,437	0.871	0.335	0	1
여부	실업 후 재취업자	55,437	0.080	0.271	0	1
	실업 후 미취업자	55,437	0.049	0.216	0	1
연령		56,731	43.313	8.121	30	59
성별	남성	56,731	0.646	0.478	0	1
	여성	56,731	0.354	0.478	0	1
학력	중학교 졸업 이하	56,725	0.123	0.329	0	1
	고등학교	56,725	0.352	0.478	0	1
	대학 재학 이상	56,725	0.524	0.499	0	1
결혼 여부		56,731	0.800	0.400	0	1
0-19세 자녀 여부		56,731	0.550	0.498	0	1
가구 소득(천 만원)		56,731	5.263	3.624	0	108
자가 주택 여부		56,725	0.600	0.490	0	1
정규직 여부		56,003	0.735	0.442	0	1
산업	제조업	56,731	0.256	0.436	0	1
	건설업	56,731	0.111	0.314	0	1
분류	생산자 서비스업	56,731	0.148	0.355	0	1
	유통 서비스업	56,731	0.177	0.382	0	1
	개인 서비스업	56,731	0.094	0.292	0	1
	사회 서비스업	56,731	0.214	0.410	0	1
직종	관리자+전문가+준전문가	56,731	0.275	0.447	0	1
	사무직	56,731	0.223	0.416	0	1
	서비스+판매 근로자	56,731	0.134	0.341	0	1
	기능원+조립원	56,731	0.277	0.448	0	1
	단순노무직	56,731	0.091	0.288	0	1

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-3〉 취업 여부별 기초통계량(전체 실업자) : 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향

		취업자		실업 후 재취업자		실업 후 미취업자	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
종속변수							
주관적 건강상태		2.33	0.62	2.36	0.64	2.64	0.89
생활 만족도		2.52	0.57	2.66	0.59	2.76	0.63
음주 여부		0.73	0.45	0.73	0.44	0.58	0.49
흡연 여부		0.33	0.47	0.37	0.48	0.24	0.43
독립 변수							
연령		43.30	8.07	42.78	8.00	44.18	9.05
성별	남성	0.66	0.47	0.66	0.47	0.41	0.49
	여성	0.34	0.47	0.34	0.47	0.59	0.49
학력	중학교 졸업 이하	0.12	0.32	0.13	0.34	0.21	0.40
	고등학교	0.34	0.47	0.40	0.49	0.39	0.49
	대학 재학 이상	0.54	0.50	0.47	0.50	0.40	0.49
결혼 여부		0.81	0.40	0.77	0.42	0.75	0.44
0-19세 자녀 여부		0.56	0.50	0.55	0.50	0.40	0.49
가구 소득(천 만원)		5.36	3.55	4.61	3.71	5.06	4.67
자가 주택 여부		0.61	0.49	0.53	0.50	0.59	0.49
정규직 여부		0.76	0.43	0.55	0.50	0.60	0.49
산업 분류	제조업	0.26	0.44	0.23	0.42	0.24	0.43
	건설업	0.11	0.32	0.10	0.30	0.08	0.28
	생산자 서비스업	0.15	0.36	0.15	0.36	0.14	0.35
	유통 서비스업	0.17	0.38	0.22	0.42	0.18	0.39
	개인 서비스업	0.08	0.28	0.15	0.36	0.17	0.38
	사회 서비스업	0.22	0.42	0.14	0.35	0.18	0.38
직종 분류	관리자+전문가+준전문가	0.28	0.45	0.26	0.44	0.23	0.42
	사무직	0.23	0.42	0.15	0.36	0.18	0.38
	서비스+판매 근로자	0.12	0.33	0.21	0.41	0.21	0.41
	기능원+조립원	0.28	0.45	0.28	0.45	0.25	0.43
	단순노무직	0.09	0.28	0.10	0.30	0.13	0.33

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

그 밖에 비자발적 실업자와 취업자를 비교했을 때(<표 3-4>) 연령과 여성 비중은 재취업 여부와 관계없이 실직자 그룹에서 더 높은 반면 학력 수준은 실직자 그룹에서 더 낮은 경향을 보여 고령·여성·저학력 집단이

〈표 3-4〉 취업 여부별 기초통계량(비자발적 실업자) : 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 영향

		취업자		실업 후 재취업자		실업 후 미취업자	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
종속변수							
주관적 건강상태		2.33	0.62	2.39	0.64	2.56	0.81
생활 만족도		2.52	0.57	2.74	0.60	2.87	0.62
음주 여부		0.73	0.45	0.73	0.44	0.63	0.48
흡연 여부		0.33	0.47	0.37	0.48	0.31	0.46
독립 변수							
연령		43.30	8.07	44.42	7.71	45.35	8.28
성별	남성	0.66	0.47	0.65	0.48	0.50	0.50
	여성	0.34	0.47	0.35	0.48	0.50	0.50
학력	중학교 졸업 이하	0.12	0.32	0.15	0.36	0.20	0.40
	고등학교	0.34	0.47	0.43	0.50	0.42	0.49
	대학 재학 이상	0.54	0.50	0.41	0.49	0.38	0.49
결혼 여부		0.81	0.40	0.80	0.40	0.75	0.44
0-19세 자녀 여부		0.56	0.50	0.55	0.50	0.42	0.49
가구 소득(천 만원)		5.36	3.55	4.36	3.68	4.82	4.48
자가 주택 여부		0.61	0.49	0.54	0.50	0.60	0.49
정규직 여부		0.76	0.43	0.55	0.50	0.67	0.47
산업 분류	제조업	0.26	0.44	0.19	0.39	0.25	0.43
	건설업	0.11	0.32	0.09	0.28	0.07	0.26
	생산자 서비스업	0.15	0.36	0.15	0.36	0.14	0.34
	유통 서비스업	0.17	0.38	0.27	0.45	0.22	0.41
	개인 서비스업	0.08	0.28	0.21	0.40	0.22	0.42
	사회 서비스업	0.22	0.42	0.09	0.29	0.10	0.30
직종 분류	관리자+전문가+준전문가	0.28	0.45	0.21	0.41	0.21	0.41
	사무직	0.23	0.42	0.11	0.32	0.14	0.35
	서비스+판매 근로자	0.12	0.33	0.33	0.47	0.29	0.45
	기능원+조립원	0.28	0.45	0.27	0.45	0.28	0.45
	단순노무직	0.09	0.28	0.08	0.27	0.08	0.27

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

고용 취약계층임을 재확인할 수 있었다. 또한 결혼 비율, 자녀 여부, 자가 주택 및 가구 소득 등의 경제적 요인 등에서 취업자 그룹이 실직자 그룹에 비해 높은 것으로 확인되는데, 건강에 영향을 미치는 인구·사회경제적 요인들을 분석한 기존의 연구 결과를 고려하면 기초통계에서 확인되는 취업자와 실직자 그룹의 특성으로 미루어 봤을 때 합동 모형으로 추정된 결과는 선별 효과가 상당 부분 반영된 결과일 것으로 짐작된다.

2. 분석 결과

가. 기본 분석

본 연구는 실업 여부와 연도 고정효과만을 통제한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 인구·사회경제적 특성을 추가로 통제한 모형(모형 (2)), 실업 여부, 인구·사회경제적 특성 및 연도 더미에 직업적 특성을 추가하여 전체 통제변수를 포함한 모형(모형 (3))의 결과를 모두 보고한다.

<표 3-5>, <표 3-6>은 실업이 주관적 건강상태와 생활 만족도에 미친 효과를 분석한 결과를 각각 보여준다. Panel A는 전체 실업의 효과를 합동 순서형 로짓 모형과 고정효과 순서형 로짓 모형으로 추정된 결과이며, Panel B는 비자발적 실업의 효과를 두 모형으로 각각 분석한 결과이다.

실업이 주관적 건강상태에 미친 영향을 취업자와 전체 실직자를 대상으로 분석한 결과(<표 3-5>의 Panel A), 실직 후 재취업 여부에 따라 추정치의 방향이 서로 다른 것으로 나타났다. 합동 모형에서는 전체 변수를 통제했을 때 일자리를 유지한 그룹에 비해 실업 후 재취업자의 건강상태가 더 양호했으나, 실업 후 미취업자의 건강상태는 열악한 것으로 확인된다. 고정효과 모형에서는 실업 후 재취업자의 경우 실업으로 인한 효과는 통계적으로 유의하지 않았고, 실업 후 미취업자의 건강상태가 나쁜 것으로 나타났다.

비자발적 실직자를 대상으로 실업이 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-5>의 Panel B), 실업 후 재취업자는 취업상태를 유지한 임금근로자와 비교했을 때 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으며, 실업 후 미취

업자의 경우에만 통계적으로 유의하게 임금근로자에 비해 건강상태가 나쁜 것으로 확인된다. 본 연구에서 확인하고자 하는 실업이 건강에 미친 인과적 효과를 추정하기 위한 모형, 즉 비자발적 실직자를 대상으로 고정효과 모형으로 분석한 결과(Panel B-2)는 다른 모형과 달리 실업 후 재취업자의 경우에도 비록 통계적 유의성은 없었으나 건강상태가 실업을 경험하지 않은 그룹에 비해 나쁜 것으로 나타났다. 또한 실업 후 미취업자의 건강상태는 실업을 경험하지 않는 근로자에 비해 상대적으로 열악한 것으로 확인되며, 통제변수 포함 여부에 따라 추정치의 크기, 방향 및 유의성에 큰 변화가 없었고 전 모형에서 취업자와 실업 후 미취업자 간에 건강 격차가 존재하는 것으로 나타났다. 요컨대, 실업은 실업 후 미취업자의 건강상태를 악화시켰고, 재취업은 실직으로 인한 건강의 악화를 완화하는 역할을 한 것으로 확인된다.

전체 실직자(Panel A)와 비자발적 실직자(Panel B)를 대상으로 분석한 모형의 결과를 비교하면 전체 실직자를 대상으로 한 모형에서 취업자와 실직자 간의 건강 격차가 더 큰 것을 확인할 수 있는데, 이는 실직 사유를 제한하지 않은 전체 실직자를 대상으로 분석한 결과는 실업으로 인한 건강 악화의 인과적 효과뿐만 아니라 건강의 악화로 인해 실업을 선택한 표본들로 인해 발생하는 선별 효과가 반영되었기 때문인 것으로 추측된다.

실업이 생활 만족도에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-6>)는 모형과 실직 후 재취업 여부에 관계없이 실업은 생활 만족도에 부정적인 영향을 미쳤음을 보여준다. 또한 상대적으로 실업 후 재취업자보다 미취업자 그룹에서 그 영향이 더 강한 것으로 확인되는데, 주관적 건강상태를 분석한 결과와 마찬가지로 재취업은 실업이 생활 만족도에 미친 부정적인 영향을 어느 정도 완화하는 역할을 한 것으로 해석할 수 있다.

아울러 전체 실직자를 대상으로 분석(Panel A)한 결과에 비해 비자발적 실직자를 대상으로 분석(Panel B)한 결과의 추정치가 상대적으로 더 큰 것으로 나타나 생활 만족도가 더 큰 폭으로 하락한 것을 볼 수 있다. 정신적 건강 혹은 스트레스와 생활 만족도 간의 관계를 분석한 선행 연구의 결과를 감안한다면(Lombardo et al., 2018; Pressman and Cohen,

2005), 본인의 선택에 의한 자발적 실직 혹은 예상 가능한 실직에 비해 개인의 의지와 무관하게 발생한 외생적 실업에 의한 정신적 충격 혹은 스트레스가 더 클 것이고 이로 인해 생활 만족도 하락이 비자발적 실직자 그룹에서 큰 폭으로 나타났을 가능성을 제기할 수 있다.

〈표 3-5〉 실업이 본인의 주관적 건강상태에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1: 전체 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.070** (0.033)	-0.022 (0.034)	-0.071** (0.035)
실업 후 미취업자	0.723*** (0.049)	0.596*** (0.050)	0.582*** (0.053)
관측치 수	55,414	55,029	54,313
Panel A-2: 전체 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	-0.044 (0.044)	-0.044 (0.045)	-0.049 (0.046)
실업 후 미취업자	0.673*** (0.062)	0.687*** (0.063)	0.695*** (0.066)
관측치 수 (패널 수)	43,419 5,858	43,119 5,818	424,96 5,703
Panel B-1: 비자발적 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.191*** (0.054)	-0.018 (0.057)	-0.071 (0.062)
실업 후 미취업자	0.559*** (0.086)	0.364*** (0.088)	0.197* (0.109)
관측치 수	50,506	50,174	49,472
Panel B-2: 비자발적 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.033 (0.084)	0.041 (0.085)	0.047 (0.090)
실업 후 미취업자	0.415*** (0.121)	0.429*** (0.124)	0.331** (0.149)
관측치 수 (패널 수)	38,693 5,328	38,431 5,288	37,877 5,179
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-6〉 실업이 본인의 생활 만족도에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 전체 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.460*** (0.034)	0.281*** (0.036)	0.176*** (0.037)
실업 후 미취업자	0.786*** (0.044)	0.665*** (0.046)	0.581*** (0.049)
관측치 수	55,215	54,830	54,119
Panel A-2 : 전체 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.098** (0.046)	0.085* (0.047)	0.082* (0.048)
실업 후 미취업자	0.485*** (0.060)	0.522*** (0.061)	0.469*** (0.063)
관측치 수 (패널 수)	42,262 5,635	41,919 5,596	41,357 5,501
Panel B-1 : 비자발적 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.721*** (0.058)	0.417*** (0.063)	0.322*** (0.068)
실업 후 미취업자	1.178*** (0.085)	0.971*** (0.088)	0.949*** (0.115)
관측치 수	50,316	49,984	49,287
Panel B-2 : 비자발적 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.269*** (0.090)	0.236*** (0.091)	0.262*** (0.098)
실업 후 미취업자	0.843*** (0.122)	0.858*** (0.124)	0.711*** (0.145)
관측치 수 (패널 수)	37,660 5,126	37,398 5,096	36,863 4,991
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-7〉 실업이 본인의 음주 확률에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1: 전체 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.017 (0.037)	0.054 (0.041)	0.048 (0.042)
실업 후 미취업자	-0.680*** (0.042)	-0.284*** (0.047)	-0.309*** (0.050)
관측치 수	50,946	50,592	49,955
Panel A-2: 전체 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.047 (0.075)	-0.048 (0.076)	0.006 (0.079)
실업 후 미취업자	-0.681*** (0.087)	-0.660*** (0.088)	-0.656*** (0.092)
관측치 수	18,047	17,883	17,662
(패널 수)	2,304	2,281	2,241
Panel B-1: 비자발적 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.018 (0.063)	0.130* (0.069)	0.082 (0.075)
실업 후 미취업자	-0.481*** (0.079)	-0.157* (0.087)	-0.190 (0.119)
관측치 수	46,524	46,221	45,597
Panel B-2: 비자발적 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.247 (0.150)	-0.236 (0.151)	-0.185 (0.164)
실업 후 미취업자	-0.912*** (0.193)	-0.889*** (0.193)	-0.805*** (0.228)
관측치 수	15,700	15,580	15,371
(패널 수)	2,021	2,008	1,964
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 합동 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-8〉 실업이 본인의 흡연 확률에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1: 전체 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.125*** (0.034)	0.099** (0.042)	0.031 (0.044)
실업 후 미취업자	-0.509*** (0.049)	0.069 (0.065)	-0.015 (0.071)
관측치 수	50,947	50,593	49,956
Panel A-2: 전체 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.142* (0.082)	-0.149* (0.083)	-0.125 (0.085)
실업 후 미취업자	-0.353*** (0.128)	-0.385*** (0.129)	-0.409*** (0.135)
관측치 수	15,092	14,922	14,754
(패널 수)	1,760	1,745	1,717
Panel B-1: 비자발적 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.138** (0.058)	0.092 (0.071)	-0.002 (0.078)
실업 후 미취업자	-0.144* (0.083)	0.276** (0.112)	0.170 (0.145)
관측치 수	46,524	46,221	45,597
Panel B-2: 비자발적 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.108 (0.160)	-0.150 (0.161)	-0.081 (0.176)
실업 후 미취업자	-0.116 (0.246)	-0.152 (0.248)	-0.172 (0.303)
관측치 수	13,502	13,335	13,187
(패널 수)	1,604	1,586	1,557
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 합동 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

<표 3-7>, <표 3-8>에는 실업이 건강행동에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. Panel A는 전체 실업의 효과를 합동 로짓 모형과 고정효과 로짓 모형으로 추정한 결과이고, Panel B는 비자발적 실업의 효과를 합동 로짓 모형과 고정효과 로짓 모형으로 각각 분석한 결과이다.

실업이 음주 확률에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-7>), 분석 모형이나 실업의 특성에 관계없이 음주 확률은 대체적으로 일자리를 유지한 그룹과 비교할 때 실업 후 미취업자 그룹에서 감소하는 것으로 나타났고, 실업 후 재취업자 그룹의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았다. 특히 실업이 건강행동에 미친 인과적 효과를 추정하기 위한 모형, 즉 비자발적 실직자를 대상으로 고정효과 모형으로 분석(Panel B-2)했을 때 실업 후 미취업자들의 음주 확률의 추정치가 가장 크게 감소하는 것으로 확인된다.

실업이 흡연 확률에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-8>)는 비자발적 실직자들을 대상으로 한 고정효과 모형에서 실업 후 재취업 여부와 관계없이 흡연 확률이 감소하지만 통계적으로 유의하지 않았고, 전체 실직자들을 대상으로 한 모형에서는 실업 후 재취업자들의 흡연 확률이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다.

실업은 스트레스를 유발하고, 스트레스는 음주나 흡연을 증가시키는 요인으로 알려져 있다(Marcus, 2014; Sinha, 2007). 기존 연구들은 실업이 흡연, 알코올 섭취 등 건강에 부정적인 영향을 미치는 행동을 유발한다는 분석 결과를 제시하며, 그 이유가 실업으로 인한 스트레스라고 설명한다(Black et al., 2015; Deb et al., 2011; Marcus, 2014). 그러나 본 연구의 결과는 대체로 실업이 음주, 흡연 등 건강에 악영향을 미치는 행동을 증가시키는 효과는 없는 것으로 나타났으며, 오히려 실업 후 미취업자들의 음주 확률을 유의하게 낮추는 것으로 나타나 해외의 사례와는 상반된다.

나. 성별 효과

<표 3-9>와 <표 3-10>은 비자발적 실직자와 취업자를 대상으로 남성과 여성으로 구분하여 각각 분석한 결과를 보고한다. <표 3-9>는 실

업이 주관적 건강상태와 생활 만족도에 미친 영향을 고정효과 순서형 로짓 모형으로 추정한 결과이며, <표 3-10>은 실업이 음주 및 흡연 확률에 미친 효과를 고정효과 로짓 모형으로 분석한 결과이다.

주관적 건강상태를 분석한 결과(<표 3-9>의 Panel A)는 남성과 여성 간 이질적 효과가 있음을 보여준다. 남성의 경우 실업을 경험하지 않은 임금근로자에 비해 실업 후 재취업자의 건강상태가 나뉘었으나 통계적으로 유의하지 않았고, 실업 후 미취업자의 건강상태는 통계적으로 유의하게 열악한 것으로 나타났다. 즉, 실업은 실업 이후 미취업자의 건강상태를 악화시키는 효과가 있는 것으로 확인된다. 반면 여성의 경우에는 남성에 비해 추정치의 계수도 작았고 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나 실업이 여성의 주관적 건강상태에 미치는 영향은 확인하지 못하였다.

해외의 연구에서 실업의 효과는 노동시장에의 결속 정도가 상대적으로 높은 남성에게서 상대적으로 강하게 나타나는 경향이 있는데 (Halliday, 2014; Kuhn et al., 2009), 우리나라를 대상으로 분석한 이 연구에서도 유사한 경향이 발견되었다. 최근 사회적 인식이 급격히 변하고 있기는 하지만 현재까지도 남성은 가장으로서 가구 내 주소득원이자 주부양자의 역할을 하고 있기 때문에 실업은 상대적으로 가족 부양에 대한 경제적 책임을 크게 느껴온 남성들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 결과를 초래한 것으로 판단된다.

생활 만족도를 성별로 나누어 분석한 결과(<표 3-9>의 Panel B)는 성별 간 이질성이 다소 완화되는 것을 확인할 수 있다. 남성의 경우에는 상대적 영향이 다르긴 하나 재취업 여부와 관계없이 실직자의 생활 만족도가 유의하게 나뉘었고, 여성의 경우에는 실업이 실직 후 미취업자의 생활 만족도를 악화시키는 것으로 나타났다.

성별에 따라 실업이 건강상태에 미친 효과가 다소 이질적이었던 반면, 건강행동을 분석한 결과(<표 3-10>)는 대체적으로 남성과 여성 간에 차이가 없는 것으로 확인된다. 실업은 성별에 관계없이 실업 후 미취업자의 음주 확률을 유의하게 낮추었으며, 여성의 경우 실업 후 재취업자의 음주 확률도 낮추는 효과가 있었다. 반면 실업이 흡연 확률에 미친 영향을 분석한 결과는 계수의 추정치가 음수이긴 하나 모든 분석에서 통계적

으로 유의하지 않은 것으로 확인된다. 전체 분석과 동일하게 실업은 성별에 관계없이 흡연에는 유의한 영향을 미치지 않았으나 음주 확률을 낮추어 오히려 건강에 긍정적인 행동을 유발하는 효과가 있는 것으로 나타났다.

다. 근속연수별 효과

<표 3-11>과 <표 3-12>는 근속연수를 5년과 10년 이상으로 제한하여 고정효과 모형으로 분석한 결과를 각각 보고한다.

분석 결과는 기본 분석의 결과와 크게 다르지 않았다. 실업은 실업 후 미취업자들의 주관적 건강상태와 생활 만족도를 악화시켰고, 음주 확률을 낮추었으며, 흡연에는 영향을 미치지 않았다. 또한 재취업은 실업이 유발하는 건강 충격을 완화한 것으로 나타났다. 다만, 근속연수가 길수록 추정치의 크기가 커지는 것으로 나타나 실업은 장기근속 근로자에게 더 큰 영향을 주는 것으로 확인되며, 이는 성별 간 이질적인 효과와 동일하게 노동시장 결속도에 따른 차이로 설명할 수 있다. 즉, 노동시장에의 결속도가 높을수록 실업이 근로자의 건강 악화에 미치는 영향은 더욱 커지는 것으로 나타났다.

〈표 3-9〉 성별 효과 : 실업이 본인의 주관적 건강상태 및 생활 만족도에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 주관적 건강상태, 남성			
실업 후 재취업자	0.056 (0.102)	0.063 (0.103)	0.080 (0.109)
실업 후 미취업자	0.610*** (0.167)	0.635*** (0.172)	0.530*** (0.204)
관측치 수 (패널 수)	26,001 3,383	25,800 3,353	25,460 3,294
Panel A-2 : 주관적 건강상태, 여성			
실업 후 재취업자	-0.005 (0.147)	0.009 (0.149)	0.024 (0.157)
실업 후 미취업자	0.199 (0.179)	0.222 (0.182)	0.136 (0.223)
관측치 수 (패널 수)	12,692 1,945	12,631 1,935	12,417 1,885
Panel B-1 : 생활 만족도, 남성			
실업 후 재취업자	0.297*** (0.110)	0.265** (0.111)	0.322*** (0.121)
실업 후 미취업자	1.286*** (0.172)	1.290*** (0.172)	0.879*** (0.194)
관측치 수 (패널 수)	25,669 3,307	25,500 3,291	25,169 3,234
Panel B-2 : 생활 만족도, 여성			
실업 후 재취업자	0.224 (0.157)	0.188 (0.160)	0.144 (0.170)
실업 후 미취업자	0.375** (0.174)	0.391** (0.176)	0.494** (0.217)
관측치 수 (패널 수)	11,991 1,819	11,898 1,805	11,694 1,757
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-10〉 성별 효과 : 실업이 본인의 음주 및 흡연 확률에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 음주, 남성			
실업 후 재취업자	-0.105 (0.216)	-0.095 (0.218)	0.013 (0.243)
실업 후 미취업자	-0.994*** (0.301)	-0.932*** (0.304)	-0.903** (0.365)
관측치 수 (패널 수)	7,990 979	7,929 973	7,799 948
Panel A-2 : 음주, 여성			
실업 후 재취업자	-0.402* (0.212)	-0.377* (0.213)	-0.415* (0.231)
실업 후 미취업자	-0.899*** (0.253)	-0.905*** (0.253)	-0.770*** (0.296)
관측치 수 (패널 수)	7,710 1,042	7,651 1,035	7,572 1,016
Panel B-1 : 흡연, 남성			
실업 후 재취업자	-0.091 (0.163)	-0.137 (0.165)	-0.065 (0.180)
실업 후 미취업자	-0.158 (0.252)	-0.196 (0.254)	-0.256 (0.315)
관측치 수 (패널 수)	13,184 1,559	13,017 1,541	12,876 1,513
Panel B-2 : 흡연, 여성			
실업 후 재취업자	-0.223 (0.780)	-0.288 (0.813)	-0.609 (1.113)
실업 후 미취업자	-0.169 (1.101)	-0.212 (1.139)	-1.042 (1.321)
관측치 수 (패널 수)	318 45	318 45	311 44
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-11〉 근속연수 5년 이상 : 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 근속연수 별 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강상태			
실업 후 재취업자	0.064 (0.146)	0.040 (0.146)	0.014 (0.153)
실업 후 미취업자	0.704*** (0.182)	0.728*** (0.187)	0.677*** (0.211)
관측치 수 (패널 수)	25,327 3,591	25,204 3,573	24,959 3,518
Panel B : 생활 만족도			
실업 후 재취업자	0.407*** (0.156)	0.400*** (0.155)	0.501*** (0.166)
실업 후 미취업자	0.887*** (0.191)	0.918*** (0.194)	0.726*** (0.215)
관측치 수 (패널 수)	24,610 3,442	24,474 3,426	24,250 3,382
Panel C : 음주			
실업 후 재취업자	-0.300 (0.260)	-0.305 (0.260)	-0.230 (0.279)
실업 후 미취업자	-1.188*** (0.306)	-1.160*** (0.308)	-1.278*** (0.344)
관측치 수 (패널 수)	9,769 1,262	9,715 1,257	9,627 1,239
Panel D : 흡연			
실업 후 재취업자	-0.040 (0.266)	-0.077 (0.270)	-0.006 (0.293)
실업 후 미취업자	-0.062 (0.380)	-0.144 (0.391)	-0.067 (0.397)
관측치 수 (패널 수)	9,188 1,115	9,117 1,106	9,060 1,097
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 고정효과 순서형 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-12〉 근속연수 10년 이상 : 실업이 본인의 건강 및 건강행동에 미친 근속연수별 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 주관적 건강상태			
실업 후 재취업자	0.139 (0.228)	0.142 (0.228)	0.123 (0.234)
실업 후 미취업자	0.884*** (0.302)	0.933*** (0.319)	0.945*** (0.340)
관측치 수 (패널 수)	13,899 2,000	13,842 1,990	13,729 1,967
Panel B : 생활 만족도			
실업 후 재취업자	0.257 (0.255)	0.262 (0.258)	0.235 (0.273)
실업 후 미취업자	1.234*** (0.319)	1.249*** (0.333)	1.133*** (0.341)
관측치 수 (패널 수)	13,509 1,905	13,473 1,902	13,378 1,888
Panel C : 음주			
실업 후 재취업자	-0.288 (0.441)	-0.292 (0.440)	-0.190 (0.436)
실업 후 미취업자	-1.389*** (0.475)	-1.355*** (0.476)	-1.713*** (0.538)
관측치 수 (패널 수)	5,266 678	5,242 676	5,212 670
Panel D : 흡연			
실업 후 재취업자	-0.024 (0.410)	-0.045 (0.411)	0.036 (0.445)
실업 후 미취업자	-0.877 (0.582)	-0.855 (0.585)	-0.739 (0.600)
관측치 수 (패널 수)	5,185 623	5,174 622	5,138 616
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 고정효과 순서형 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

제5절 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향

1. 변수 및 기초통계

실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향을 추정하기 위한 종속 변수는 배우자의 건강상태 변수로서 주관적 건강상태와 생활 만족도, 배우자의 건강행동 변수로서 음주 여부 및 흡연 여부 등 총 4개를 포함한다.

본 연구의 관심변수는 실업 여부로서 취업자, 실업 후 재취업자, 실업 후 미취업자로 구분되며, 연도별 고정효과를 통제하기 위하여 연도 더미를 포함하였다.

통제변수로는 건강과 건강행동에 영향을 미치는 것으로 알려진 가구의 특성, 배우자와 본인의 특성변수들을 포함한다. 본인의 특성변수로는 정규직 여부, 산업 및 직종 분류 등 직업 변수들이 포함되며⁴⁾, 배우자의 특성변수로는 배우자의 연령, 성별, 학력, 종사상 지위를 포함하였다. 그 밖에 가구의 특성변수로 0-19세 자녀 여부, 가구 소득 및 자가 주택 여부를 포함하였다. 고정효과 모형의 경우 인구·사회경제적 특성 중 학력은 시간에 따라 변화가 거의 없고, 연령은 연도 더미와 다중공선성의 문제가 있으므로 분석에서 제외하였다.

<표 3-13>에는 분석에 사용한 변수들의 기초통계량이 제시되어 있으며, <표 3-14>는 취업자, 실업 후 재취업자, 실업 후 미취업자로 구분하여 산출한 기초통계량을 보고한다. <표 3-15>는 실직자 중 비자발적 실직자들만을 포함한 기초통계량을 나타낸다.

4) 실직자들의 직업 변수는 실직 이전 일자리의 정보를 나타낸다. 또한 산업은 제조업, 건설업, 생산자 서비스(사업, 금융, 보험, 부동산임대업), 유통 서비스(도소매, 운송, 통신업), 개인 서비스(숙박음식, 오락문화, 가사, 기타 개인 서비스업), 사회 서비스(공공, 보건복지, 교육, 기타 사회서비스업) 등 6개로 재분류하였으며, 직종은 관리자+전문가+준전문가, 사무직, 서비스+판매 근로자, 기능원+조립원, 단순노무직 등 5개로 재분류하였다.

〈표 3-13〉 기초통계량 : 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향

	N	Mean	SD	Min	Max	
종속변수						
배우자의 주관적 건강상태	42,764	2.379	0.675	1	5	
배우자의 생활 만족도	42,608	2.498	0.571	1	5	
배우자의 음주 여부	39,027	0.593	0.491	0	1	
배우자의 흡연 여부	39,027	0.169	0.375	0	1	
독립 변수						
실업	취업자	41,889	0.878	0.327	0	1
여부	실업 후 재취업자	41,889	0.077	0.267	0	1
	실업 후 미취업자	41,889	0.045	0.206	0	1
0-19세 자녀	여부	42,773	0.664	0.472	0	1
가구 소득(천 만원)		42,773	5.629	3.635	0	108
자가 주택	여부	42,768	0.640	0.480	0	1
정규직	여부	42,248	0.755	0.430	0	1
산업 분류	제조업	42,773	0.266	0.442	0	1
	건설업	42,773	0.111	0.315	0	1
	생산자 서비스업	42,773	0.145	0.352	0	1
	유통 서비스업	42,773	0.174	0.379	0	1
	개인 서비스업	42,773	0.086	0.281	0	1
직종 분류	사회 서비스업	42,773	0.218	0.413	0	1
	관리자+전문가+준전문가	42,773	0.277	0.448	0	1
	사무직	42,773	0.227	0.419	0	1
	서비스+판매 근로자	42,773	0.125	0.331	0	1
	기능원+조립원	42,773	0.287	0.453	0	1
단순노무직	42,773	0.083	0.276	0	1	
배우자의 특성						
연령		42,773	43.283	8.611	21	88
성별	남성	42,773	0.335	0.472	0	1
	여성	42,773	0.665	0.472	0	1
학력	중학교 졸업 이하	42,760	0.134	0.340	0	1
	고등학교	42,760	0.387	0.487	0	1
	대학 재학 이상	42,760	0.480	0.500	0	1
종사상 지위	미취업자	42,773	0.380	0.485	0	1
상용직 근로자	상용직 근로자	42,773	0.391	0.488	0	1
	임시직·일용직 근로자	42,773	0.107	0.310	0	1
	자영업자	42,773	0.122	0.327	0	1

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-14〉 취업 여부별 기초통계량(전체 실업자) : 실업이 배우자의 건강 및 건강 행동에 미친 영향

	취업자		실업 후 재취업자		실업 후 미취업자	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
종속변수						
배우자의 주관적 건강상태	2.37	0.67	2.40	0.70	2.47	0.72
배우자의 생활 만족도	2.48	0.56	2.61	0.59	2.67	0.61
배우자의 음주 여부	0.59	0.49	0.59	0.49	0.68	0.47
배우자의 흡연 여부	0.16	0.37	0.19	0.39	0.33	0.47
독립 변수						
0-19세 자녀 여부	0.67	0.47	0.69	0.46	0.52	0.50
가구 소득(천 만원)	5.71	3.54	4.96	3.78	5.58	4.99
자가 주택 여부	0.65	0.48	0.57	0.49	0.63	0.48
정규직 여부	0.78	0.41	0.56	0.50	0.60	0.49
산업 분류						
제조업	0.27	0.44	0.25	0.43	0.25	0.43
건설업	0.11	0.32	0.11	0.31	0.08	0.27
생산자 서비스업	0.15	0.35	0.14	0.35	0.14	0.35
유통 서비스업	0.17	0.37	0.23	0.42	0.17	0.38
개인 서비스업	0.08	0.27	0.14	0.35	0.17	0.37
사회 서비스업	0.23	0.42	0.13	0.34	0.19	0.39
직종 분류						
관리자+전문가+준전문가	0.28	0.45	0.25	0.43	0.22	0.41
사무직	0.24	0.43	0.15	0.36	0.20	0.40
서비스+판매 근로자	0.11	0.32	0.20	0.40	0.20	0.40
기능원+조립원	0.29	0.45	0.30	0.46	0.26	0.44
단순노무직	0.08	0.27	0.10	0.29	0.12	0.33
배우자의 특성						
연령	43.20	8.52	42.62	8.69	46.17	9.47
성별						
남성	0.32	0.47	0.32	0.47	0.63	0.48
여성	0.68	0.47	0.68	0.47	0.37	0.48
학력						
중학교 졸업 이하	0.13	0.34	0.14	0.34	0.21	0.41
고등학교	0.38	0.49	0.45	0.50	0.40	0.49
대학 재학 이상	0.49	0.50	0.42	0.49	0.39	0.49
종사상 지위						
미취업자	0.39	0.49	0.37	0.48	0.23	0.42
상용직 근로자	0.39	0.49	0.33	0.47	0.46	0.50
임시직·일용직 근로자	0.10	0.31	0.12	0.32	0.14	0.35
자영업자	0.11	0.32	0.18	0.39	0.17	0.37

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-15〉 취업 여부별 기초통계량(비자발적 실업자) : 실업이 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 영향

	취업자		실업 후 재취업자		실업 후 미취업자	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
종속변수						
배우자의 주관적 건강상태	2.37	0.67	2.45	0.74	2.55	0.71
배우자의 생활 만족도	2.48	0.56	2.67	0.60	2.78	0.62
배우자의 음주 여부	0.59	0.49	0.61	0.49	0.64	0.48
배우자의 흡연 여부	0.16	0.37	0.18	0.38	0.31	0.46
독립 변수						
0-19세 자녀 여부	0.67	0.47	0.66	0.47	0.54	0.50
가구 소득(천 만원)	5.71	3.54	4.67	3.86	5.26	4.81
자가 주택 여부	0.65	0.48	0.58	0.49	0.65	0.48
정규직 여부	0.78	0.41	0.55	0.50	0.67	0.47
산업 분류						
제조업	0.27	0.44	0.20	0.40	0.27	0.45
건설업	0.11	0.32	0.09	0.29	0.07	0.25
생산자 서비스업	0.15	0.35	0.14	0.35	0.13	0.34
유통 서비스업	0.17	0.37	0.28	0.45	0.20	0.40
개인 서비스업	0.08	0.27	0.20	0.40	0.23	0.42
사회 서비스업	0.23	0.42	0.09	0.28	0.10	0.30
직종 분류						
관리자+전문가+준전문가	0.28	0.45	0.20	0.40	0.20	0.40
사무직	0.24	0.43	0.11	0.32	0.14	0.35
서비스+판매 근로자	0.11	0.32	0.32	0.47	0.27	0.45
기능원+조립원	0.29	0.45	0.29	0.46	0.31	0.46
단순노무직	0.08	0.27	0.08	0.27	0.08	0.26
배우자의 특성						
연령	43.20	8.52	43.76	8.45	46.91	8.62
성별						
남성	0.32	0.47	0.32	0.47	0.54	0.50
여성	0.68	0.47	0.68	0.47	0.46	0.50
학력						
중학교 졸업 이하	0.13	0.34	0.15	0.36	0.21	0.41
고등학교	0.38	0.49	0.49	0.50	0.42	0.49
대학 재학 이상	0.49	0.50	0.36	0.48	0.37	0.48
종사상 지위						
미취업자	0.39	0.49	0.36	0.48	0.29	0.46
상용직 근로자	0.39	0.49	0.30	0.46	0.39	0.49
임시직·일용직 근로자	0.10	0.31	0.14	0.35	0.14	0.35
자영업자	0.11	0.32	0.20	0.40	0.18	0.38

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

배우자 스스로가 평가한 주관적 건강상태의 평균은 2.38 정도로 본인을 건강한 편이라 응답한 비율이 가장 높았다. 취업 여부별(<표 3-14>)로 봤을 때에는 취업자의 배우자(2.37), 실업 후 재취업자의 배우자(2.40), 실업 후 미취업자의 배우자(2.47) 순으로 건강상태가 양호한 것으로 나타났다으며, 비자발적 실직자들을 대상(<표 3-15>)으로 보아도 실직 및 재취업 여부별 배우자의 건강상태는 수치상의 차이가 있을 뿐 동일한 패턴이 확인된다. 즉, 배우자가 실업을 경험하지 않은 그룹의 건강상태가 가장 좋았고, 실업을 경험한 경우에는 재취업한 그룹의 건강상태가 미취업 상태인 그룹에 비해 상대적으로 양호했다.

배우자의 전반적인 생활 만족도의 전체 평균은 약 2.50으로 보통 수준보다 더 나은 것으로 평가했고, 실직 및 재취업 여부별 양상도 주관적 건강상태의 응답 패턴과 유사했다. 비자발적 실직자의 배우자의 경우 재취업 여부와 관계없이 전체 실직자의 배우자에 비해 주관적 건강상태와 생활 만족도를 부정적으로 평가하였으며, 대체적으로 실직에 따른 배우자의 건강은 본인의 건강과 상당히 유사한 경향을 보였다.

한편 실업 여부에 따른 배우자의 건강행동의 양상은 본인의 건강행동의 양상과는 조금 달랐는데, 취업자와 실직자로 구분했을 때 특정한 양상을 확인할 수는 없었던 본인의 건강행동과는 달리 실업을 경험한 그룹의 배우자들이 건강에 부정적인 행동을 더 많이 하는 경향이 있었고, 실직자의 배우자 중 실업 후 미취업자의 배우자 그룹에서 흡연 및 음주 비율이 더 높았다.

2. 분석 결과

가. 기본 분석

본 연구는 실업 여부와 연도 고정효과만을 통제한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 인구·사회경제적 특성을 추가로 통제한 모형(모형 (2)), 실업 여부, 인구·사회경제적 특성 및 연도 더미에 직업적 특성을 추가하여 전체 통제변수를 포함한 모형(모형 (3))의 결과를 모두 제시한다.

〈표 3-16〉 실업이 배우자의 주관적 건강상태에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 전체 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.031 (0.039)	-0.031 (0.040)	-0.079* (0.041)
실업 후 미취업자	0.253*** (0.048)	0.094* (0.050)	0.047 (0.054)
관측치 수	41,880	41,645	41,128
Panel A-2 : 전체 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	-0.046 (0.051)	-0.041 (0.051)	-0.048 (0.053)
실업 후 미취업자	0.100 (0.071)	0.101 (0.071)	0.091 (0.073)
관측치 수 (패널 수)	32,802 4,365	32,617 4,337	32,213 4,265
Panel B-1 : 비자발적 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.178*** (0.065)	-0.001 (0.067)	-0.090 (0.074)
실업 후 미취업자	0.474*** (0.085)	0.257*** (0.088)	0.207* (0.120)
관측치 수	38,408	38,195	37,685
Panel B-2 : 비자발적 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	-0.060 (0.098)	-0.066 (0.098)	-0.101 (0.105)
실업 후 미취업자	0.136 (0.140)	0.132 (0.141)	0.140 (0.167)
관측치 수 (패널 수)	29,685 4,044	29,511 4,016	29,143 3,942
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-17〉 실업이 배우자의 생활 만족도에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 전체 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.413*** (0.039)	0.209*** (0.042)	0.124*** (0.043)
실업 후 미취업자	0.629*** (0.050)	0.478*** (0.053)	0.424*** (0.057)
관측치 수	41,725	41,490	40,977
Panel A-2 : 전체 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.116** (0.054)	0.092* (0.054)	0.078 (0.056)
실업 후 미취업자	0.455*** (0.072)	0.440*** (0.073)	0.418*** (0.075)
관측치 수	32,043	31,826	31,445
(패널 수)	4,242	4,214	4,149
Panel B-1 : 비자발적 실업, Pooled Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.627*** (0.065)	0.265*** (0.070)	0.159** (0.076)
실업 후 미취업자	1.016*** (0.098)	0.764*** (0.102)	0.870*** (0.139)
관측치 수	38,276	38,063	37,555
Panel B-2 : 비자발적 실업, Fixed Effect Ordered Logit			
실업 후 재취업자	0.221** (0.103)	0.197* (0.102)	0.200* (0.112)
실업 후 미취업자	0.752*** (0.146)	0.715*** (0.146)	0.710*** (0.169)
관측치 수	28,927	28,722	28,373
(패널 수)	3,906	3,875	3,807
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

<표 3-16>과 <표 3-17>은 실업이 배우자의 주관적 건강상태와 생활 만족도에 미친 효과를 분석한 결과를 각각 보여준다. Panel A는 전체 실업의 효과를 합동 순서형 로짓 모형과 고정효과 순서형 로짓 모형으로 추정된 결과이며, Panel B는 비자발적 실업의 효과를 두 모형으로 각각 분석한 결과이다.

실업이 배우자의 주관적 건강상태에 미친 영향을 취업자와 전체 실직자를 대상으로 분석한 결과(<표 3-16>의 Panel A)는 대체적으로 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 합동 모형에서는 전체 변수를 통제했을 때(모형 (3)) 실업을 경험하지 않은 임금근로자의 배우자에 비해 실업 후 재취업자의 배우자의 건강상태가 더 양호했고 통계적으로 유의했다. 반면 실업 후 미취업자 배우자의 건강상태는 더 나빴으나 유의하지 않았다. 고정효과 모형에서는 실직 후 재취업 여부에 따른 추정치의 방향이 합동 모형과 유사했으나 통계적 유의성이 없었다.

비자발적 실직자를 대상으로 실업이 배우자의 주관적 건강상태에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-16>의 Panel B)는 전체 실직자들을 대상으로 분석한 결과와 추정치의 방향이 동일했다. 다만 합동 모형으로 추정했을 때, 취업자의 배우자에 비해 실업 후 미취업자의 배우자의 건강상태가 통계적으로 유의하게 열악한 것으로 확인되나, 개인별 고정효과를 통제할 경우 그 유의성이 사라졌다. 즉, 실업이 본인의 건강상태에 부정적 영향을 미쳤음을 확인한 것과 달리 배우자의 주관적 건강상태에는 실직 후 재취업 여부와 관계없이 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

실업이 배우자의 생활 만족도에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-17>)는 분석 모형과 실직 후 재취업 여부와 관계없이 실업은 대체적으로 배우자의 생활 만족도에 부정적인 영향을 미치고, 실업 후 재취업자보다 미취업자의 배우자 그룹에서 상대적으로 그 효과가 더 컸음을 보여준다. 이뿐 아니라 자발적 실업과 비자발적 실업이 모두 포함된 전체 실직자를 대상으로 분석(Panel A)한 결과에 비해 비자발적 실직자를 대상으로 분석(Panel B)한 결과의 추정치가 상대적으로 더 컸다. 즉, 비자발적 실직자의 배우자의 생활 만족도가 더 큰 폭으로 하락하였는데, 이는 실업이

본인의 생활 만족도에 미친 영향을 분석한 결과와 유사한 양상이다.

실업이 배우자의 주관적 건강상태에는 유의한 영향을 미치지 못하였으나 생활 만족도에는 부정적인 영향을 미친 원인에 대해 생각해 보면, 우선 생활 만족도에 대한 효과는 가구 소득 감소라는 경제적 요인이 단기적으로 크게 작용했을 가능성을 제기해 볼 수 있다. 생활 만족도는 주거·수입 등의 경제적 요인, 사회적 교류, 정신적·신체적 건강 등을 모두 포괄하는 지표인데, 경제적 충격은 경제적 불만족뿐만 아니라 사회적 교류를 제한함으로써 생활 만족도를 하락시킬 수 있다. 반면 건강상태에 대한 소득 효과는 의료적·비의료적 소비를 통한 건강 투자로 설명할 수 있는데, 이러한 투자의 효과는 즉각적으로 나타나지 않을 가능성이 있다. 또한 생활 만족도는 스트레스, 우울증 등을 포함한 정신적 건강과 높은 상관관계가 있는 것으로 알려져 있는데(Lombardo et al., 2018), 신체적 건강의 악화보다는 정신적 건강의 악화가 생활 만족도에 즉각적으로 반영되었기 때문일 것으로 짐작된다.

<표 3-18>과 <표 3-19>는 실업이 배우자의 건강행동에 미친 영향을 추정한 결과를 보여준다. Panel A는 전체 실업의 효과를 합동 로짓 모형과 고정효과 로짓 모형으로 추정한 결과이고, Panel B는 비자발적 실업의 효과를 합동 로짓 모형과 고정효과 로짓 모형으로 각각 분석한 결과이다.

실업이 배우자의 음주 확률에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-18>), 전체 실직자를 대상으로 했을 때(Panel A) 임금근로자들의 배우자에 비해 실직자들의 배우자 그룹에서 음주 확률이 낮았으나 모든 변수를 통제했을 때 통계적으로 유의하지 않았다. 비자발적 실직자들을 대상으로 한 분석(Panel B)에서는 실업 후 재취업자 배우자의 음주 확률이 증가하나, 개인별 고정효과를 통제하여 인과적 효과를 추정한 모형(Panel B-2)에서는 추정치의 방향이 바뀌었으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 또한 실업 후 미취업자들의 배우자의 경우 분석 모형에 관계없이 실직을 경험하지 않은 임금근로자의 배우자에 비해 음주 확률이 낮았으나 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3-18〉 실업이 배우자의 음주 확률에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 전체 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	-0.007 (0.039)	-0.010 (0.043)	-0.022 (0.045)
실업 후 미취업자	0.403*** (0.054)	-0.080 (0.061)	-0.094 (0.065)
관측치 수	38,183	37,973	37,517
Panel A-2 : 전체 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.069 (0.073)	-0.074 (0.074)	-0.080 (0.075)
실업 후 미취업자	-0.184* (0.107)	-0.177 (0.108)	-0.138 (0.113)
관측치 수 (패널 수)	18,445 2,282	18,295 2,263	18,078 2,222
Panel B-1 : 비자발적 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.081 (0.066)	0.144** (0.072)	0.131* (0.079)
실업 후 미취업자	0.216** (0.096)	-0.058 (0.108)	-0.080 (0.146)
관측치 수	35,082	34,893	34,444
Panel B-2 : 비자발적 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	-0.178 (0.138)	-0.154 (0.140)	-0.187 (0.150)
실업 후 미취업자	-0.146 (0.202)	-0.112 (0.204)	-0.033 (0.247)
관측치 수 (패널 수)	16,635 2,096	16,497 2,078	16,313 2,038
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 합동 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-19〉 실업이 배우자의 흡연 확률에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1 : 전체 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.172*** (0.050)	0.163** (0.069)	0.105 (0.071)
실업 후 미취업자	0.936*** (0.054)	0.068 (0.066)	0.002 (0.071)
관측치 수	38,183	37,973	37,517
Panel A-2 : 전체 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	0.370*** (0.143)	0.354** (0.143)	0.327** (0.149)
실업 후 미취업자	0.195 (0.144)	0.172 (0.144)	0.142 (0.150)
관측치 수	5,394	5,381	5,322
(패널 수)	727	725	709
Panel B-1 : 비자발적 실업, Pooled Logit			
실업 후 재취업자	0.132 (0.084)	0.110 (0.114)	0.002 (0.125)
실업 후 미취업자	0.869*** (0.100)	0.274** (0.129)	0.139 (0.180)
관측치 수	35,082	34,893	34,444
Panel B-2 : 비자발적 실업, Fixed Effect Logit			
실업 후 재취업자	0.342 (0.295)	0.336 (0.296)	0.263 (0.322)
실업 후 미취업자	0.435 (0.317)	0.409 (0.318)	0.150 (0.387)
관측치 수	4,648	4,637	4,591
(패널 수)	634	632	618
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 합동 로짓 모형의 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error), 고정효과 로짓 모형의 괄호 안은 표준오차(standard error)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

실업이 배우자의 흡연 확률에 미친 영향을 분석한 결과(<표 3-19>)는 전체 실직자들을 대상으로 한 분석과 비자발적 실직자들을 대상으로 한 분석의 결과에 차이가 있었다. 실직 사유와 관계없이 전체 실직자들을 대상으로 고정효과 모형으로 추정했을 때(Panel A-2), 흡연 확률은 실업 후 재취업자의 배우자 그룹에서 취업자의 배우자 그룹에 비해 유의하게 높았고, 비자발적 실직자들을 대상으로 한 분석에서는 추정치의 방향은 동일했으나 크기가 감소했을 뿐만 아니라 통계적 유의성이 사라졌다. 또한 실직 후 미취업자들의 배우자의 경우 모든 변수를 통제했을 때 모형에 관계없이 통계적으로 유의하지 않은 결과가 도출되었다.

Everding and Marcus(2020)는 실업이 배우자의 흡연 확률과 강도를 높이며 이를 스트레스를 완화하기 위한 행동의 변화로 설명하였으나, 이와는 달리 본 연구의 분석 결과는 실업이 배우자의 흡연이나 음주 등의 건강행동에 영향을 미쳤다는 증거는 확인하지 못하였다.

나. 성별 효과

<표 3-20>은 비자발적 실직자와 일자리에서 이탈하지 않은 임금근로자의 배우자를 대상으로 하여 주관적 건강상태와 생활 만족도에 대한 성별 효과를 고정효과 순서형 로짓 모형으로 추정한 결과를 보고한다⁵⁾.

배우자의 주관적 건강상태를 분석한 결과(Panel A)는 통계적 유의성 측면에서 남성과 여성 간 차이가 없음을 보여준다. 즉, 실업은 실직자의 배우자의 건강상태에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 확인된다.

생활 만족도를 남성과 여성으로 구분하여 분석한 결과(Panel B)도 성별 간 이질성이 두드러지지는 않았다. 다만, 남성의 경우에는 배우자가 실직 후 미취업 상태일 때에 한하여 생활 만족도가 악화하였고, 여성의 경우에는 재취업 여부와 관계없이 배우자의 실직이 생활 만족도를 유의

5) 실업이 배우자의 건강행동에 미친 성별 효과도 분석하고자 했으나 표본의 수가 충분치 않아 분석에서 제외하였다. 고정효과 모형은 동일 개체 내의 변동만을 이용하기 때문에 이항 변수인 건강행동을 종속변수로 하여 성별 효과를 추정하기에는 표본의 수가 충분하지 않았다.

하게 악화시켰고 추정치의 계수도 상대적으로 남성보다 큰 것으로 확인된다. 이는 남편의 실직이 정신건강, 만족도 등에 미친 효과가 아내의 실직으로 인한 효과보다 상대적으로 더 크고 장기간 지속된다는 해외의 연구와 대체적으로 부합되는 결과이다(Marcus, 2013; Nikolova and Ayhan, 2019).

다. 근속연수별 효과

<표 3-21>은 근속연수별 효과를 확인하기 위해 근속연수를 5년과 10년 이상으로 제한하여 비자발적 실업이 배우자의 건강에 미친 영향을 고정효과 모형으로 분석한 결과를 보여준다⁶⁾.

근속연수를 5년 이상으로 제한하여 분석한 경우(Panel A)는 기본 분석의 결과와 크게 다르지 않았다. 실업은 배우자의 주관적 건강상태에 유의한 영향을 미치지 못하였지만, 배우자의 생활 만족도를 하락시켰다.

근속연수를 10년 이상으로 제한하여 분석한 결과(Panel B)는 실업이 실업 후 미취업 상태에 있는 실직자 그룹의 배우자의 주관적 건강상태에도 유의하게 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되며, 생활 만족도 역시 동일한 그룹에 한해 악화시키는 역할을 한 것으로 드러났다. 즉, 실업은 노동시장 결속도가 높은 장기근속 근로자의 배우자에게 상대적으로 더 큰 영향을 미치고 있는 것으로 확인된다.

6) 실업이 배우자의 건강행동에 미친 성별 효과를 분석하지 못한 사유와 동일하게 표본 수의 한계로 인해 실업이 배우자의 건강행동에 미친 근속연수별 효과도 추정하지 못하였다.

〈표 3-20〉 성별 효과: 실업이 배우자의 주관적 건강상태 및 생활 만족도에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1: 주관적 건강상태, 남성			
실업 후 재취업자	-0.094 (0.178)	-0.044 (0.174)	-0.002 (0.189)
실업 후 미취업자	0.068 (0.213)	0.008 (0.213)	-0.003 (0.246)
관측치 수 (패널 수)	8,936 1,364	8,921 1,362	8,776 1,330
Panel A-2: 주관적 건강상태, 여성			
실업 후 재취업자	-0.047 (0.118)	-0.067 (0.119)	-0.128 (0.127)
실업 후 미취업자	0.196 (0.184)	0.224 (0.187)	0.260 (0.226)
관측치 수 (패널 수)	20,749 2,680	20,590 2,654	20,367 2,612
Panel B-1: 생활 만족도, 남성			
실업 후 재취업자	0.084 (0.191)	0.094 (0.188)	0.026 (0.208)
실업 후 미취업자	0.541** (0.220)	0.544** (0.220)	0.716*** (0.253)
관측치 수 (패널 수)	8,567 1,299	8,551 1,296	8,430 1,271
Panel B-2: 생활 만족도, 여성			
실업 후 재취업자	0.271** (0.123)	0.246** (0.122)	0.285** (0.137)
실업 후 미취업자	0.932*** (0.194)	0.882*** (0.195)	0.790*** (0.224)
관측치 수 (패널 수)	20,360 2,607	20,171 2,579	19,943 2,536
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

〈표 3-21〉 실업이 배우자의 건강에 미친 근속연수별 영향

	(1)	(2)	(3)
Panel A-1: 근속연수 5년 이상, 배우자의 주관적 건강상태			
실업 후 재취업자	-0.045 (0.164)	-0.050 (0.164)	-0.047 (0.176)
실업 후 미취업자	0.346 (0.222)	0.356 (0.225)	0.372 (0.257)
관측치 수 (패널 수)	20,282 2,834	20,181 2,817	20,038 2,793
Panel A-2: 근속연수 5년 이상, 배우자의 생활 만족도			
실업 후 재취업자	0.321* (0.166)	0.274 (0.167)	0.321* (0.179)
실업 후 미취업자	1.069*** (0.247)	1.013*** (0.253)	0.987*** (0.272)
관측치 수 (패널 수)	19,783 2,733	19,674 2,717	19,511 2,687
Panel B-1: 근속연수 10년 이상, 배우자의 주관적 건강상태			
실업 후 재취업자	0.379 (0.277)	0.378 (0.276)	0.445 (0.285)
실업 후 미취업자	0.643* (0.352)	0.686* (0.362)	0.991*** (0.362)
관측치 수 (패널 수)	11,814 1,673	11,783 1,668	11,706 1,658
Panel B-2: 근속연수 10년 이상, 배우자의 생활 만족도			
실업 후 재취업자	0.336 (0.302)	0.298 (0.317)	0.302 (0.333)
실업 후 미취업자	1.462*** (0.421)	1.412*** (0.447)	1.215*** (0.454)
관측치 수 (패널 수)	11,386 1,585	11,353 1,583	11,264 1,567
인구사회경제적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 더미	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호 안은 군집강건표준오차(clustered robust standard error)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」

제6절 소 결

실업은 개인의 생애소득 감소라는 금전적 손실 이외에도 사회적·정서적 지지 박탈 등의 비금전적 손실을 초래하며(Jahoda, 1982), 이러한 손실은 다른 가족 구성원들에게도 영향을 미친다(Marcus, 2013). 이에 본 연구는 실업이 본인과 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 추정하여 향후 정책 방향을 개선하는 데에 객관적인 근거를 제공하고자 하였다.

사업장 폐쇄로 인한 실업을 비자발적 실업이라 정의하고, 관측 불가능한 개인의 특성을 통제하기 위해 고정효과 모형을 사용하여 외생적 실업이 건강 및 건강행동에 미친 영향을 분석하였으며, 실업 이후 1년 이내에 재취업한 “실업 후 재취업자”와 실업상태로 남아 있는 “실업 후 미취업자”로 구분하여 독립변수를 구성함으로써 실업 이후 취업상태에 따른 효과의 이질성을 확인하였다. 아울러 노동공급 측면에서 근속연수는 노동시장에의 결속 정도를 나타내는 주요 지표이고, 여성은 남성에 비해 노동시장 결속도가 낮은 것으로 알려져 있으므로 근속연수별·성별로 나누어 추가적인 분석을 수행함으로써 노동시장 결속도에 따라 그 영향이 상이한지 살펴보았다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 실업은 실업 후 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시키는 효과가 있었고, 실업을 경험했으나 재취업한 근로자의 건강상태에는 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 즉, 실업은 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시켰고, 재취업은 실직으로 인한 건강의 악화를 완화하는 역할을 한 것으로 확인된다. 반면 재취업 여부와 관계없이 실업은 생활만족도에 부정적인 영향을 미쳤고, 상대적으로 실업 후 재취업자보다 미취업자 그룹에서 그 영향이 더 컸는데, 이 또한 재취업은 실직으로 인한 부정적인 영향을 완화하는 효과가 있음을 확인해 준다.

둘째, 실업이 흡연 및 음주 등 건강행동에 미친 영향을 분석한 결과는 실업 스트레스로 인해 건강에 부정적인 영향을 미치는 행동을 더 많이

하는 경향이 있음을 밝힌 해외의 사례와는 달리 우리나라의 경우 실업 후 미취업자들의 음주 확률을 유의하게 낮추는 것으로 확인된다.

셋째, 노동시장에의 결속도가 높을수록 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 더 컸다. 즉, 실업이 건강에 미치는 영향은 성별 간 이질성이 있었으며, 실직이 신체적·정신적 건강에 미치는 영향은 상대적으로 노동시장 결속도가 높은 남성들에게서 더 강한 것으로 나타났다. 이와 마찬가지로 실업은 노동시장 결속도가 높은 장기근속 근로자들의 건강을 더 크게 악화시킨 것으로 확인된다.

넷째, 실업은 배우자의 주관적인 건강상태와 건강행동에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하였으나 생활 만족도를 하락시켰고, 남편의 실업으로 인한 효과가 아내의 실업으로 인한 효과보다 상대적으로 더 컸다. 또한 10년 이상 장기근속한 근로자가 실업상태에 있을 때 그 배우자의 주관적 건강상태와 생활 만족도가 모두 악화되는 것으로 나타나 장기근속자의 실업은 본인뿐만 아니라 배우자의 건강상태도 악화시키는 파급효과를 유발하였다.

해외의 연구에서도 본 연구와 유사하게 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 주로 남성들에게서 관찰된다. 즉, 남성의 실업은 본인 및 배우자의 건강에 부정적인 영향을 주지만 여성의 실업은 최소한 단기적으로는 유의한 효과를 확인할 수 없다(Gordo, 2006; Kuhn et al., 2009). 이는 앞서 실업률과 사망률 간의 관계를 분석한 제2장의 결과와도 크게 다르지 않은데, 이러한 성별 간 이질적인 효과는 전통적인 성역할과 그에 따른 노동시장에의 결속도 차이, 혹은 상이한 노동시장의 이행패턴 등으로 인해 나타났을 가능성이 있다. 최근 사회적 인식이 급격히 변하고 있기는 하지만 현재까지도 남성은 가장으로서 가구 내 주소득원이자 주부양자의 역할을 하고 있기 때문에 실업은 상대적으로 가족 부양에 대한 경제적 책임을 크게 느껴온 남성들의 건강에 부정적인 영향을 미치는 결과를 초래한 것으로 판단된다. 즉, 남성들의 경우 경제적 부양에 대한 책임이 상대적으로 집중되어 있고 실업 이후 노동시장에 머무르려는 경향이 강한 반면, 여성의 경우 가사와 육아 등에 대한 부담이 상대적으로 크고 실직 시 비경제활동상태로 이행하는 경향이 남성보다 강한 것으로 보고

된다. 이러한 고착화된 사회적 역할의 차이로 인해 실업은 남성들에게 더욱 정신적 스트레스를 유발하고 이로 인해 건강이 악화되었을 것으로 짐작된다.

요컨대, 본 연구의 결과는 대체적으로 실업은 본인과 배우자의 건강상태에 부정적인 영향을 미치며, 특히 노동시장 결속도가 높은 남성들과 장기 근속자들에게서 그 영향이 상대적으로 더 컸음을 보여준다.

아울러 실업은 주관적 건강상태보다는 생활 만족도의 악화에 더 큰 영향을 주었는데, 이는 본 연구가 실업의 단기적인 영향을 추정했기 때문인 것으로 짐작된다. 생활 만족도는 스트레스, 우울증 등을 포함한 정신 건강과 높은 상관관계가 있는 것으로 알려져 있으며, 실업으로 인한 충격은 즉각적으로 정신건강을 악화시켜 생활 만족도를 상대적으로 더 크게 하락시켰을 가능성이 있다. 또한 생활 만족도에 대한 효과는 직접적인 스트레스 이외에도 경제적 손실로 인해 유발되는 간접적인 스트레스가 주요 요인으로 작용했을 가능성도 있다. 생활 만족도는 주거·수입 등의 경제적 요인, 사회적 교류, 건강 등을 모두 포괄하는 지표인데, 경제적 충격은 경제적 불만족을 유발할 뿐만 아니라 사회적 교류를 제한하며 이로 인해 정신적 건강에 부정적인 영향을 미침으로써 생활 만족도를 하락시킬 수 있다. 반면 건강상태에 대한 소득 효과는 의료적·비의료적 소비를 통한 건강 투자로 설명할 수 있으며, 이러한 투자의 효과는 즉각적으로 나타나지 않을 가능성이 있다.

본 연구는 실업 이후 흡연, 음주 등 부정적인 건강상태를 유발하는 건강행동의 증가로 인해 건강상태가 악화되었을 가능성을 고려하였으나 실제로는 오히려 실업 후 미취업자들의 음주 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 이 결과로 미루어 봤을 때 불건전한 건강행동의 증가가 건강상태를 악화하는 경로로서 주요하게 작용하지는 않았을 것으로 판단된다.

장기적인 경기침체와 더불어 유례 없는 감염병 확산으로 인해 실업 문제가 가중되어 정부의 정책적 대응이 시급하게 요구되는 가운데, 본 연구의 결과는 정책적 방향에 대한 새로운 함의를 제공해 준다. 즉, 기존의 금전적 지원, 재취업 관련 지원 정책에 더해 실직자들과 그 가족들을 대상으로 한 건강 관리 차원의 대책 마련이 필요함을 시사한다. 아울러 정

책의 효율성 측면을 고려한다면 성별, 근속연수별 이질성을 바탕으로 한 보다 정교하고 세분화된 정책적 설계가 필요함을 시사한다.

이 연구는 실업이 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 종합적이고 면밀하게 분석하였을 뿐만 아니라 배우자에게 미친 파급효과, 근로자의 특성별 이질성을 처음으로 확인하였다는 점에 그 의의가 있으며, 이 연구의 결과는 향후 정책 개선 방향을 설정하는 데에 주요한 참고자료로 활용되기를 기대한다.

제 4 장

결 론

제1절 요약

장기적인 경기침체와 팬데믹이라는 이중고로 인해 고용 충격이 가시화되고 고용안전망의 취약성이 드러나고 있는 상황에서 현재의 위기 상황을 극복하기 위해서는 정책적 개선 방향에 대한 논의가 필요하다.

이 연구는 실업과 건강 간의 관계를 다각적이고 종합적으로 분석하고 정리함으로써 정책 개선 방향을 설정하는 데 주요 참고자료를 제공하고자 하였다. 이에 본 연구는 최종적인 건강지표인 사망률과 실업률 간의 관계를 거시적인 측면에서 분석했을 뿐만 아니라 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미친 인과적인 효과를 추정하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 객관적이고 최종적인 건강지표인 사망과 실업 간의 관계를 집계변수를 활용하여 거시적으로 분석하였다. 주요 경제활동 연령층이면서 동시에 신체기능 저하로 인한 건강의 악화가 시작되는 연령층인 40-64세 중장년층을 대상으로 실업률과 사망률 간의 관계를 분석하였다. 성별에 따라 노동시장의 이행패턴과 노동시장에의 결속 정도 및 주요 사망원인별 사망률이 상이한 점을 고려하여 성별·사망원인별 사망률과 성별 실업률 자료를 구축하고 동적 패널 모형을 통해 집계변수를 사용할

때 흔히 나타나는 상태의존성을 통제한 후 실업률과 사망률 간의 관계를 추정하였다.

분석 결과는 성별 및 사망원인별로 사망과 건강 간의 관계에 이질성이 존재하며, 추정치의 통계적 유의성뿐만 아니라 추정치의 방향도 상이함을 보여준다.

사망원인별 사망률과 실업률의 관계를 성별로 나누어 분석한 결과, 남성의 경우에는 내분비, 영양 및 대사 질환, 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등 3개의 사망원인별 사망률과 실업률 간에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, 여성의 경우 악성신생물로 인한 사망률과 실업률 간에 정(+)의 상관관계가 확인되었다. 또한 건강의 상태의존성은 남성을 대상으로 한 분석에서 대체적으로 강하게 나타났으며 전기의 사망률을 통제하지 않았을 때 다른 요인들의 효과가 과대 추정되는 경향이 발견되었다.

이 연구는 기존 연구를 확장하여 중장년층의 사망원인별 사망률과 실업률 간의 관계를 성별로 분석하여 이질성을 발견했다는 점에 그 의의가 있다. 특히 남성들의 경우, 우울증으로 대표되는 정신건강과 밀접한 연관성이 있는 정신 및 행동장애, 고의적 자해 등의 사망률과 실업률 간에 경기역행적 관계가 있다는 결과를 처음으로 확인하였다는 점은 시사하는 바가 크다.

제3장에서는 마이크로 데이터를 사용하여 실업이 본인과 배우자의 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 추정하였다. 실업은 건강에 부정적인 영향을 주기도 하지만, 반대로 건강하지 못한 근로자들이 해고되거나 스스로 일자리를 이탈할 가능성이 있기 때문에 역인과관계로 인한 편의가 존재한다. 다른 한편으로 실업은 본인뿐만 아니라 가족 구성원, 그 중에서도 배우자에게 다양한 경로를 통해 영향을 미친다(Marcus, 2013). 이에 이 연구는 사업장 폐쇄로 인해 발생한 외생적 실업이 본인 및 배우자의 건강과 건강행동에 미친 순수한 인과적 영향을 고정효과 모형을 통해 확인하였으며, 실업 이후 1년 이내에 재취업한 “실업 후 재취업자”와 실업상태로 남아 있는 “실업 후 미취업자”로 구분하여 독립변수를 구성함으로써 실업 이후 취업상태에 따른 효과의 이질성을 확인하였다. 아울러

러 노동공급 측면에서 근속연수는 노동시장에의 결속 정도를 나타내는 주요 지표이고, 여성은 남성에 비해 노동시장 결속도가 낮은 것으로 알려져 있으므로 근속연수별·성별로 나누어 추가적인 분석을 수행함으로써 노동시장 결속도에 따라 그 영향이 상이한지 살펴보았다. 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 실업은 실업 후 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시키는 효과가 있었고, 실업을 경험했으나 재취업한 근로자의 건강상태에는 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 즉, 실업은 미취업자의 주관적 건강상태를 악화시켰고, 재취업은 실직으로 인한 건강의 악화를 완화하는 역할을 한 것으로 확인된다. 반면 재취업 여부와 관계없이 실업은 생활만족도에 부정적인 영향을 미쳤고, 상대적으로 실업 후 재취업자보다 미취업자 그룹에서 그 영향이 더 컸는데, 이 또한 재취업은 실직으로 인한 부정적인 영향을 완화하는 효과가 있음을 확인해 준다.

둘째, 실업이 흡연 및 음주 등 건강행동에 미친 영향을 분석한 결과는 실업 스트레스로 인해 건강에 부정적인 영향을 미치는 행동을 더 많이 하는 경향이 있음을 밝힌 해외의 사례와는 달리 우리나라의 경우 실업 후 미취업자들의 음주 확률을 유의하게 낮추는 역할을 한 것으로 드러났다.

셋째, 노동시장에의 결속도가 높을수록 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 더 컸다. 즉, 실업이 건강에 미치는 영향은 성별 간 이질성이 있었으며, 실직이 신체적·정신적 건강에 미치는 영향은 상대적으로 노동시장 결속도가 높은 남성들에게서 더 강한 것으로 나타났다. 이와 마찬가지로 실업은 노동시장 결속도가 높은 장기근속 근로자들의 건강을 더 크게 악화시킨 것으로 확인된다.

넷째, 실업은 배우자의 주관적인 건강상태와 건강행동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하였으나 생활 만족도를 하락시켰고, 남편의 실업으로 인한 효과가 아내의 실업으로 인한 효과보다 상대적으로 더 컸다. 또한 10년 이상 장기근속한 근로자가 실업상태에 있을 때 그 배우자의 주관적 건강상태와 생활 만족도가 모두 악화하는 것으로 나타나 장기근속자의 실업은 본인뿐만 아니라 배우자의 건강상태도 악화시키는 파급효과를 유발하였다.

이 연구는 실업이 건강 및 건강행동에 미친 인과적 효과를 종합적이고 면밀하게 추정하였을 뿐만 아니라 배우자에게 미친 파급효과, 근로자의 특성별 이질성을 처음으로 확인하였다는 점에 그 의의가 있다.

제2절 정책적 시사점

본 연구의 결과는 실직자들의 재취업과 경제적 지원에 초점이 맞추어진 현재의 정책 방향에 대한 개선이 필요함을 시사하며, 노동정책과 복지정책의 유기적 연계 필요성에 대한 함의를 제공해 준다. 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향뿐만 아니라 건강의 악화가 인적자본의 축적을 저해하여 노동시장의 재진입에 또 다른 장애요인으로 작용하는 실업의 악순환을 고려할 때, 실직자들의 신체적·정신적 건강의 악화를 최소화할 수 있는 대책 마련이 요구되며, 다음과 같은 정책 방안을 고려할 수 있을 것이다.

첫째, 실직으로 인한 건강의 악화가 재취업으로 인해 완화되었음을 감안한다면 실업 이후 재취업까지의 기간을 줄이는 게 무엇보다도 중요할 것이다. 신속한 일자리 회복과 동시에 재취업 일자리의 적합도를 제고하여 고용의 안정성을 높일 수 있도록 현재 시행 중인 취업 지원, 일자리 창출, 고용안전망, 직업능력개발 등의 정책을 체계적으로 운영하고 관련 인프라를 확충하며, 서비스의 질적 수준을 향상할 필요가 있다.

둘째, 실업으로 인한 정신적 충격을 완화할 수 있는 프로그램을 마련하고, 비대면 서비스 확대 등 프로그램의 접근성을 개선하기 위한 방안을 강구해야 할 것이다. 현재 고용노동부에서는 심리안정지원 프로그램을 시행하여 실직 충격 등으로 인한 스트레스 관리 서비스를 제공하고 있으나, 자발적 신청자들을 대상으로 한다는 점이 한계로 지적된다. 실업으로 인한 건강의 악화가 가장 크게 확인된 중년 남성들의 경우 스스로 우울감을 인지하지 못하거나 심리 치료, 정신과 상담 등을 꺼리는 경향이 강하기 때문에 관련 프로그램의 효율적 운영을 위해서는 중년 남성들

의 이용을 활성화할 수 있는 방안이 함께 모색되어야 한다.

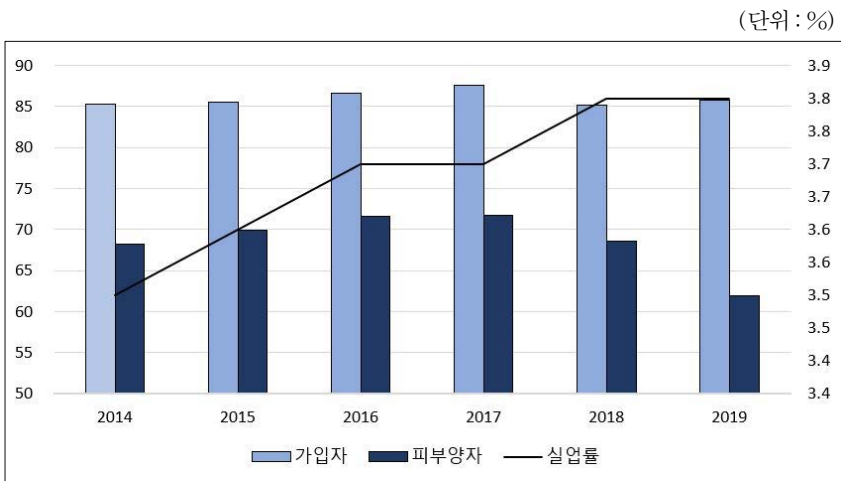
아울러 정신 질환으로 인한 사망뿐만 아니라 자살 사망에 유의한 영향을 미친 경로가 실업으로 인한 정신건강의 악화일 것으로 예상되는 만큼 이를 사전에 방지할 수 있도록 자살 고위험군에 대한 선제적 관리체계를 구축하고, 고위험군에 대한 정의도 재정립할 필요가 있다.

셋째, 국가건강검진을 통해 질병을 조기에 발견하고 치료할 수 있도록 실직자들의 건강검진 수검률을 높일 수 있는 방안이 마련되어야 한다.

[그림 4-1]은 건강보험 직장가입자의 유형별 국가건강검진 수검률과 실업률의 추이를 나타낸다. 2019년 기준 건강검진 수검률은 직장가입자의 가입자와 피부양자가 각각 85.8%, 64.0%로 가입자인 취업자와 미취업자를 포함하여 가입자에게 주로 생계를 의존하는 피부양자 간에 수검률 격차가 존재함을 확인할 수 있으며, 이는 실직자들의 건강검진 수검률이 낮을 가능성을 보여준다. 이뿐만 아니라 2016년 이후 실업률이 높을수록 피부양자의 수검률이 하락하는 추세를 보이는데, 미취업자들의 저조한 건강검진 수검은 경기가 침체될수록 취업자와 실직자 간의 건강 격차를 더 크게 확대하는 요인으로 작용할 가능성도 있다.

이에 더해 현재 10년을 주기로 시행 중인 국가건강검진 우울증 검사주

(그림 4-1) 실업률과 건강검진 수검률 추이



자료: KOSIS

기를 단축하여 신체적 건강뿐만 아니라 정신적 건강상태에 대한 모니터링을 강화할 필요가 있다.

조기 발견이 질병 치료에 미치는 중요성을 감안할 때, 실직자들의 건강검진 수검률을 제고하여 특정 질환뿐만 아니라 정신 질환, 자살 고위험군을 조기에 식별하고 적절하게 대응할 수 있도록 하는 정책적·제도적 장치가 요구된다.

넷째, 건강 관리 대책의 대상자를 실직자뿐만 아니라 그 가족들까지 확대할 필요가 있다. 실업은 경제적 문제뿐만 아니라 함께 보내는 시간의 변화, 사회적 낙인, 정서적 전염, 스트레스와 같은 부정적인 감정의 유출 등의 비금전적 외부효과를 통해 배우자의 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며(Luhmann et al., 2014), 집단 간 이질성은 있었으나 우리나라의 경우도 대체적으로 이에 부합하는 결과가 도출되었다. 특히 여성들은 본인의 실직보다는 배우자의 실직이 더 큰 영향을 미칠 수 있으므로, 이를 고려하여 정책의 대상자를 확대할 필요가 있다.

다섯째, 정책의 효율성 측면을 고려한다면 성별, 근속연수별 이질성 등을 바탕으로 한 보다 정교하고 세분화된 정책적 설계가 요구된다. Schiele and Schmitz(2016)는 실직의 효과가 정신적·신체적 건강 분포(health distribution)에 따라 다르다는 것을 발견하였으며, 실직은 기존에 건강상태가 비교적 좋지 않았던 사람들의 건강을 더욱 악화시키는 효과가 있음을 밝혔다. Pohlen(2019)은 실업이 건강상태에 미친 영향은 학력별로 이질성이 있었고, 고학력자들의 건강상태에 미친 실업의 부정적인 효과는 상대적으로 낮았음을 보여주었다. 사회경제적 지위에 따른 건강 격차를 감안하면 우리나라에서도 실업은 저학력·고령층 등 노동 취약계층의 건강을 상대적으로 크게 악화시킬 수 있으며, 이는 다시 노동시장의 이중 구조를 더욱 심화시킬 것이다. 따라서 정책의 우선순위를 설정하고 각 집단별로 세분화된 정책을 설계하여 정책적 효율성을 제고할 필요가 있다.

일반적으로 경기침체는 남성의 고용에 더 큰 충격을 주는 경향이 있는데, 이러한 현상은 제조업, 건설업 등 남성 취업자 비중이 높은 산업이 경기 변화에 민감하고, 경기침체로 남편이 일자리를 잃을 경우 기혼여성

이 대신 일자리를 구하는 부가노동자 효과(added worker effect)에 주로 기인한다(오삼일·이중하, 2021). 그러나 COVID-19 팬데믹으로 인한 경기침체는 일반적인 경기침체와는 달리 여성의 고용을 더욱 악화시켰는데, 대면서비스업 등 여성 비중이 높은 산업을 중심으로 고용의 악화가 초래되었기 때문이다(오삼일·이중하, 2021).

COVID-19로 인한 경기침체의 특성과 실업이 건강에 미치는 성별 간 이질적인 효과 및 빠른 일자리 회복의 중요성 등을 고려한다면, 팬데믹으로 인한 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향은 시의적절한 정책적 개입을 통해 그 충격을 덜어내기가 상대적으로 수월할 수도 있다. 실업이 신체적·정신적 건강에 미치는 영향은 상대적으로 남성들에게서 더 강하고, 단계적 일상으로의 회복이 이행되어 대면서비스업종이 차츰 회복되면 여성들의 고용 충격은 어느 정도 완화될 것으로 예상되기 때문이다.

그러나 팬데믹으로 인해 기존의 일자리가 자동화로 대체되고 비대면 서비스가 정착되면서 일상 회복 이후에도 고용 회복의 정도가 그리 크지 않을 것이라는 부정적인 전망도 나온다. 또한 실업으로 인한 건강의 악화는 그 효과가 장기적으로 지속된다. Sullivan and Wachter(2009)는 실직이 발생한 지 십여 년이 지난 이후에도 실직자들의 사망률이 비실직자들에 비해 높았음을 밝혔다. Bianchi et al.(2021)도 실업으로 인한 사망률 증가와 기대수명 감소가 장시간 지속될 것임을 예측하였고, 더욱이 COVID-19로 인한 효과는 일반적인 실업의 효과보다 더욱 강한 충격이 오랫동안 지속될 것이라는 분석 결과를 내놓았다. 이를 고려하면 본 연구에서 확인된 실업으로 인한 건강의 악화는 그 영향이 장시간에 걸쳐 누적될 뿐만 아니라 COVID-19 이후 더욱 증가할 가능성이 있으며, 이는 정부의 신속한 대응이 위기를 타개하는 데에 무엇보다 중요함을 의미한다. 2년 가까이 지속된 팬데믹으로 인해 고용 충격이 가시화되고 향후 그 충격이 더욱 증폭될 가능성이 높은 상황에서 본 연구의 결과는 정책을 수립하고 개선하는 데에 기초자료로 활용되기를 기대한다.

참고문헌

- 김영옥·황수경·장민정(2012), 『최근 여성실업구조의 변화에 관한 연구』, 한국여성정책연구원.
- 노용환(2014), 「자살의 계절성과 경기반응」, 『통계연구』 19(2), pp.30~55.
- 민인식·최필선(2012), 『STATA 고급 패널데이터 분석』, 지필미디어.
- 오삼일·이종하(2021), 「코로나19와 여성고용: 팬데믹 vs 일반적인 경기 침체 비교를 중심으로」, 『BOK 이슈노트』 No.2021-8.
- 이철희·김태훈(2011), 「경기침체는 건강에 이로운가? 1991년~2009년 한국의 실업률과 사망률」, 『한국경제의 분석』 17(3), pp.131~182.
- 최요한(2014), 「사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향: 한국노동패널(2003-2012년) 분석」, 『보건사회연구』 34(4), pp.467~499.
- _____ (2016), 「주관적 건강인식은 실제 건강상태의 유효한 대리변수인가: 주관적 건강상태(SRH)와 주관적 건강변화상태(SACH)의 비교」, 『보건사회연구』 36(4), pp.431~459.
- 홍석철·김경익·남희(2010), 「한국의 단기경기변동과 국민건강지표의 변화, 1983-2008」, 『보건경제와 정책연구』 16(1), pp.111~137.
- 홍정림(2019), 「배우자 사망과 자살: 시도별 패널자료를 이용한 분석」, 『보건경제와 정책연구』 25(3), pp.71~98.
- 황수경(2003), 「노동력 활용지표에 관한 소고 여성 유희인력 지표를 중심으로」, 『노동정책연구』 3(4), pp.1~24.
- Baetschmann, G., K. E. Staub and R. Winkelmann(2015), “Consistent Estimation of the Fixed Effects ordered Logit Model,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in*

- Society*) 178(3), pp.685~703.
- Bartley, M.(1988), “Unemployment and Health : Selection or Causation a False Antithesis?,” *Sociology of Health & Illness* 10(1), pp.41~67.
- Benyamini, Y., E. L. Idler, H. Leventhal and E. A. Leventhal(2000), “Positive Affect and Function as Influences on Self-Assessments of Health : Expanding our view beyond Illness and Disability,” *The Journals of Gerontology Series B : Psychological Sciences and Social Sciences* 55(2), pp.107~116.
- Bianchi, F., G. Bianchi and D. Song(2021), “The Long-Term Impact of the COVID-19 Unemployment Shock on Life Expectancy and Mortality Rates,” National Bureau of Economic Research (No. 28304).
- Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes(2015), “Losing Heart? the Effect of Job Displacement on Health,” *ILR Review* 68(4), pp.833~861.
- Bradford, W. D. and W. D. Lastrapes(2014), “A Prescription for Unemployment? Recessions and the Demand for Mental Health Drugs,” *Health Economics* 23(11), pp.1301~1325.
- Browning, M. and E. Heinesen(2012), “Effect of Job Loss due to Plant Closure on Mortality and Hospitalization,” *Journal of Health Economics* 31(4), pp.599~616.
- Bruno, G. S.(2005a), “Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models,” *Economics Letters* 87(3), pp.361~366.
- _____(2005b), “Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel-Data Models with a Small Number of Individuals,” *Stata Journal* 5(4), pp.473~500.
- Buchmueller, T., M. Grignon and F. Jusot(2007), “Unemployment and Mortality in France, 1982-2002,” Centre for Health Economics

- and Policy Analysis(CHEPA), McMaster University, Hamilton, Canada (No. 2007-04).
- Charles, K. K. and P. DeCicca(2008), “Local Labor Market Fluctuations and Health: Is there a Connection and for Whom?,” *Journal of Health Economics* 27(6), pp.1532~1550.
- Conti, G., J. Heckman and S. Urzua(2010), “The Education-Health Gradient,” *American Economic Review* 100(2), pp.234~238.
- Cook, D. G.(1985), “A Critical View of the Unemployment and Health Debate,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)* 34(1), pp.73~82.
- Deb, P., W. T. Gallo, P. Ayyagari, J. M. Fletcher and J. L. Sindelar (2011), “The Effect of Job Loss on Overweight and Drinking,” *Journal of Health Economics* 30(2), pp.317~327.
- Everding, J. and J. Marcus(2020), “The Effect of Unemployment on the Smoking Behavior of Couples,” *Health Economics* 29(2), pp.154~170.
- Gerdtham, U. G. and C. J. Ruhm(2006), “Deaths Rise in Good Economic Times: Evidence from the OECD,” *Economics & Human Biology* 4(3), pp.298~316.
- Gordo, L. R.(2006), “Effects of Short- and Long-Term Unemployment on Health Satisfaction: Evidence from German Data,” *Applied Economics* 38(20), pp.2335~2350.
- Granados, J. A. T.(2005), “Increasing Mortality during the Expansions of the US Economy, 1900-1996,” *International Journal of Epidemiology* 34(6), pp.1194~1202.
- Grossman, M.(1972), “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health,” *Journal of Political Economy* 80, pp.223~255.
- Halliday, T. J.(2014), “Unemployment and mortality: Evidence from the PSID,” *Social Science & Medicine* 113, pp.15~22.

- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott(1997), “Postwar US Business Cycles : An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, pp.1~16.
- Idler, E. L. and Y. Benyamini(1997), “Self-Rated Health and Mortality : A Review of Twenty-Seven Community Studies,” *Journal of Health and Social Behavior*, pp.21~37.
- Jahoda, M.(1982), *Employment and Unemployment : A Social-Psychological Analysis*, Cambridge, England : Cambridge University Press.
- Judson, R. A. and A. L. Owen(1999), “Estimating Dynamic Panel Data Models : A Guide for Macroeconomists,” *Economics Letters* 65(1), pp.9~15.
- Kim, H., Y. J. Song, J. J. Yi, W. J. Chung and C. M. Nam(2004), “Changes in Mortality After the Recent Economic Crisis in South Korea,” *Annals of Epidemiology* 14(6), pp.442~446.
- Kiviet, J. F.(1995), “On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics* 68(1), pp.53~78.
- Kuhn, A., R. Lalive, and J. Zweimüller(2009), “The Public Health Costs of Job Loss,” *Journal of Health Economics* 28(6), pp.1099~1115.
- Kumagai, N. and S. Ogura(2014), “Persistence of Physical Activity in Middle Age : A Nonlinear Dynamic Panel Approach,” *The European Journal of Health Economics* 15(7), pp.717~735.
- Lee, C. and J. Hong(2017), “Income, Health, and Suicide : Evidence from Individual Panel Data in Korea,” *Seoul Journal of Economics* 30(4).
- Lee, C. and K. Kim(2017), “Changing Relationship between Unemployment and Mortality in South Korea,” *Health Economics* 26(12), pp.1630~1636.

- Lombardo, P., W. Jones, L. Wang, X. Shen and E. M. Goldner(2018), “The Fundamental Association between Mental Health and Life Satisfaction: Results from Successive Waves of a Canadian National Survey,” *BMC Public Health* 18(1), pp.1~9.
- Luhmann, M., P. Weiss, G. Hosoya and M. Eid(2014), “Honey, I Got Fired! A Longitudinal Dyadic Analysis of the Effect of Unemployment on Life Satisfaction in Couples,” *Journal of Personality and Social Psychology* 107(1), pp.163~180.
- Marcus, J.(2013), “The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses -Evidence from Plant Closures in Germany,” *Journal of Health Economics* 32(3), pp.546~558.
- Marcus, J.(2014), “Does Job Loss Make You Smoke and Gain Weight?,” *Economica* 81(324), pp.626~648.
- McInerney, M. and J. M. Mellor(2012), “Recessions and Seniors’ Health, Health Behaviors, and Healthcare Use: Analysis of the Medicare Current Beneficiary Survey,” *Journal of Health Economics* 31(5), pp.744~751.
- Michaud, P. C., E. M. Crimmins and M. D. Hurd(2016), “The Effect of Job Loss on Health: Evidence from Biomarkers,” *Labour Economics* 41, pp.194~203.
- Miller, D. L., M. E. Page, A. H. Stevens and M. Filipowski(2009), “Why are Recessions Good for Your Health?,” *American Economic Review* 99(2), pp.122~127.
- Mincer, J.(1991), “Education and Unemployment,” *National Bureau of Economic Research* w338, pp.1~34.
- Neumayer, E.(2004), “Recessions Lower (some) Mortality Rates: Evidence from Germany,” *Social Science & Medicine* 58(6), pp.1037~1047.
- Nikolova, M. and S. H. Ayhan(2019), “Your Spouse is Fired! How much Do You Care?,” *Journal of Population Economics* 32(3),

pp.799~844.

- OECD(2020), *The Impact of the COVID-19 Pandemic on Jobs and Incomes in G20 Economies*.
- Pohlan, L.(2019), “Unemployment and Social Exclusion,” *Journal of Economic Behavior & Organization* 164, pp.273~299.
- Pressman, S. D. and S. Cohen(2005), “Does Positive Affect Influence Health?,” *Psychological Bulletin* 131(6), pp.925~971.
- Ravn, M. O. and H. Uhlig(2002), “On Adjusting the Hodrick–Prescott Filter for the Frequency of Observations,” *Review of Economics and Statistics* 84(2), pp.371~376.
- Ruhm, C. J.(2000), “Are Recessions Good for Your Health?,” *The Quarterly Journal of Economics* 115(2), pp.617~650.
- _____ (2003), “Good Times Make You Sick,” *Journal of Health Economics* 22(4), pp.637~658.
- _____ (2015), “Recessions, Healthy No More?,” *Journal of Health Economics* 42, pp.17~28.
- Schiele, V. and H. Schmitz(2016), “Quantile Treatment Effects of Job Loss on Health”, *Journal of Health Economics* 49, pp.59~69.
- Schmitz, H.(2011), “Why are the Unemployed in Worse Health? The Causal Effect of Unemployment on Health,” *Labour Economics* 18(1), pp.71~78.
- Sinha, R.(2007), “The Role of Stress in Addiction Relapse,” *Current Psychiatry Reports* 9(5), pp.388~395.
- Smyth, J. M., M. J. Zawadzki, V. Juth and C. N. Sciamanna(2017), “Global Life Satisfaction Predicts Ambulatory Affect, Stress, and Cortisol in Daily Life in Working Adults,” *Journal of Behavioral Medicine* 40(2), pp.320~331.
- Stuckler, D., S. Basu, M. Suhrcke, A. Coutts and M. McKee(2009), “The Public Health Effect of Economic Crises and Alternative Policy Responses in Europe: An Empirical Analysis,” *The*

- Lancet* 374(9686), pp.315~323.
- Sullivan, D. and T. Von Wachter(2009), “Job Displacement and Mortality: An Analysis using Administrative Data,” *The Quarterly Journal of Economics* 124(3), pp.1265~1306.
- West, P.(1991), “Rethinking the Health Selection Explanation for Health Inequalities,” *Social Science & Medicine* 32(4), pp.373~384.
- Wolbers, M. H.(2000), “The Effects of Level of Education on Mobility between Employment and Unemployment in the Netherlands,” *European Sociological Review* 16(2), pp.185~200.

◆ 執筆者

- 홍정림(한국노동연구원 부연구위원)

실업과 건강

- 발행연월일 | 2021년 12월 24일 인쇄
2021년 12월 30일 발행
- 발행인 | 황 덕 순
- 발행처 | **한국노동연구원**
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508/9
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제2015-000013호

© 한국노동연구원 2021 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0501-7