

노동정책연구
2023. 제23권 제3호 pp.1~32
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2023.23.3.001>

연구논문

고용불안정과 자살률의 장기 상관관계 연구 : 세대별 비교·분석을 중심으로*

탁현삼**
차준호***
손종철****

본 연구는 우리나라 2003~2020년 기간의 16개 광역 시도 연도별 패널자료를 이용하여 사회·경제적 요인을 통제한 가운데 실업률과 비정규직 비율이라는 두 고용불안정 변수가 세대별 자살률에 미치는 영향을 비교·분석하였다. 장기적이며 안정적인 상관관계 식별에 장점이 있는 패널 FMOLS(fully-modified OLS) 공적분 회귀기법을 적용하여 추정된 결과, 비정규직 비율의 상승은 모든 연령대에서 자살률 상승에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 실업률의 경우 해당 연령대별로 그 영향이 차별화되는 것으로 나타났다. 청년 세대의 경우 해당 실업률은 자살률에 음(-)의 영향을 미치는 반면, 중장년 및 노년 세대의 경우 해당 변수는 비정규직 비율과 마찬가지로 자살률을 높이는 것으로 나타났다. 특히, 일부 국내외 연구에서 발견한 것과 유사하게, 청년 세대의 경우 실업률과 비정규직 비율이 해당 세대의 자살률에 미치는 영향이 뚜렷하게 대조적인 것으로 나타났다.

핵심용어 : 실업률, 자살률, 비정규직, 청년 세대, FMOLS

논문접수일 : 2023년 3월 9일, 심사의뢰일 : 2023년 3월 14일, 심사완료일 : 2023년 6월 24일

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 세 분께 감사를 전합니다.

본 논문의 초기 버전은 탁현삼·차준호 두 학생이 매일경제신문사에서 주최한 '제36회 대학생 경제논문 공모전'에서 수상한 논문에 기초하고 있다. 또한 본 연구는 2023년 한국외국어대학교 교내 학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것이다.

** (제1저자) 한국외국어대학교 노어과 학부생, 중소벤처기업부 통계인턴(robbinrabbit@hufs.ac.kr)

*** (공동저자) 한국외국어대학교 노어과 학부생(denpobedy74@gmail.com)

**** (교신저자) 한국외국어대학교 경제학부 교수(jcson@hufs.ac.kr)

I. 서론

2019년 기준 세계보건기구(WHO)에서 조사한 우리나라의 10만 명당 연령표준 자살자는 21.2명으로 183개 국가 중 12위를 기록하였다(WHO, 2021). 같은 해에 경제협력개발기구(OECD)에서도 우리나라의 자살률이 OECD 가입국 중 1위인 24.6명이라는 결과를 발표하였다. WHO의 2000년 및 OECD의 1991년 우리나라의 해당 수치가 각각 13.9명 및 8.4명이었던 것과 비교하면 지난 30년 동안 국내 자살률이 급격히 상승하였음을 알 수 있다. 이렇듯 기관마다 자살의 정의나 자료의 인정범위 등 세부적인 연구기준이 달라 수치에 다소 차이가 있으나, 우리나라는 자살률 순위가 매우 높은 국가 그룹에 속한다.

다만 2011년에 31.7명으로 가장 높은 수준을 기록했던 국내 자살률은 이후 10년간 전반적으로 소폭 하락하였다. 특히 중장년층인 30~59세와 노년층 60세 이상은 인구 10만 명당 자살자 수가 2011년 각각 35.2명, 83.8명에서 2021년 28.5명, 43.8명으로 감소하였다. 그러나 이 같은 추세와 반대로 청소년 및 청년층인 10대와 20대의 자살률은 2010년대 중반 이후 빠르게 증가하고 있다. 2015년 4.2명이었던 10대의 자살률은 6.9명으로, 16.4명이었던 20대 자살률은 21.7명으로 증가하였다. 또한, 고의적 자해로 인한 사망(자살)이 차지하는 비율이 10대는 41.1%, 20대는 54.4%를 차지하여 첫 번째 사망원인으로 기록되며 두 번째 원인과 큰 격차를 보이고 있다(통계청, 2022).

우리나라에서 고용불안정 등 경제적 요인이 자살률에 미치는 영향에 대해서는 기존의 다양한 실증분석이 있었으나 세대별로 나누어 분석한 연구는 많지 않았으며, 실제로 각 세대의 자살 원인을 특정하기 힘들다고 알려져 있다(홍성철 외, 2003). 그러나 10~30대의 사망원인 1위가 자살이고, 40~60대까지 자살로 인한 사망이 5위 안에 들어있다. 게다가 산업의 고도화로 비정규직 종사자 수가 전반적으로 증가하여 고용불안이 확산됨에도 불구하고(유경준, 2010; 김성률·오호철, 2017), 연령별 자살 결정요인을 살펴보고 이를 여타 세대와 비교·분석한 실증연구는 여전히 찾아보기 힘들다.

고용불안정과 자살의 관계를 고찰할 때 세대별 비교가 필요한 근본적인 이유는 세대별로 특유의 경험과 취약성이 다를 수 있기 때문이다. 생애과정이론(life course theory)에 따르면, 삶의 과정에서 사회적, 역사적, 문화적 맥락이 어떻게 개인의 경험과 기회를 형성하는지 이해하는 것이 중요하다. 또한, 사회정체성 이론(social identity theory)도 특정 집단에서의 경험을 강조하는데, 해당 이론은 사람들이 자신이 속한 집단으로부터 자아감과 정체성을 도출하고, 이러한 정체성이 그들의 신념, 태도 및 행동을 형성할 수 있다고 본다(Tajfel and Turner, 1979). 특히 이 이론은 발달하는 자아감의 중심에 노동자로서의 정체성이 있기 때문에 고용불안정에 대하여 청년층 세대가 공유하는 경험이 타 연령대보다 더욱 두드러질 수 있음을 시사한다. 결과적으로 위의 두 이론은 자살률과 고용불안정의 관계는 세대별로 차별화될 수 있음을 보여준다.

이런 배경에서 본 연구는 기존 실증연구와 비교하여 두 가지 점에서 차별성을 가진다. 첫째, 광역시도별로 해당 세대별 자살률 통계를 구축하여 고용불안정 요인에 초점을 두고 자살률 결정요인을 여타 인구집단별로 비교·분석했다는 점이다. 즉, 기존 논의에서 남녀로 구분된 인구집단, 시도별 주민등록인구, 혹은 청년 인구만을 대상으로 연구를 진행한 것에서 한발 더 나아가 청년 세대, 중장년 세대, 그리고 노년 세대 등 세대별로 고용불안정 요소가 자살률에 미치는 영향이 차별화되는지 살펴보았다. 둘째, 기존 논의에서 적용하지 않았던 패널 FMOLS(fully-modified OLS) 모형을 적용하여 분석하였다. 이는 연령대별 자살률과 사회경제적 요인 간의 관계가 단기적이기보다는 보다 장기적인 균형 관계를 구성할 가능성이 크기 때문이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 고용불안정을 비롯하여 자살률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 사회경제적 요인에 관한 기존 연구를 검토한다. 제III장에서는 본 연구의 변수구축과 모형에 대해서 살펴본다. 그리고 제IV장에서는 공적분 회귀추정을 통해 고용불안정 요인이 연령대별 자살률에 미치는 장기 상관관계를 분석한다. 마지막으로 제V장에서는 주요 연구결과를 요약하고 이에 기초하여 정책적 시사점 및 본 연구의 한계를 논의한다.

II. 선행연구

1. 고용불안정에 대한 정의

1980년대 이후 서구를 중심으로 소위 신자유주의 경제 이념이 대두되면서 노동시장의 유연성이 크게 상승하였고, 평생직장과 같은 사회적 분위기가 점차 희석되었다. 고용불안정(job instability)은 이러한 경제적 불확실성으로 인하여 피고용자들이 겪는 문제를 분석하려는 움직임 속에서 탄생하였다. 우리나라에서도 1997년 외환위기를 기점으로 유연성 제고 등 노동시장의 본질적인 구조 변화가 시작되었다. 즉, 2000년을 전후로 하여 고용의 불안정성을 연구하게 되었으며(손민중, 2005), 직장 유지율, 단기근속자 비율, 이직률, 해고율 등 다양한 기준으로 고용불안정을 정의하려는 시도가 꾸준히 이어지고 있다.

국내에서도 고용불안정이 점차 노동시장에 확대되는 양상을 보이며, 고용불안정이 정신건강에 악영향을 미친다는 연구결과가 다수 발표되고 있다(변금선·이혜원, 2018; 양정연·이준협, 2021; 이윤수, 2020; 정은혜·송인한, 2016; 차선화·문다슬, 2022). 통계청 통계에 따르면 우리나라의 비정규직 근로자 비율은 2017년 32.9%에서 2022년 37.5%로 4.6%p 상승하였다. 이를 연령대별로 나누어 살펴보면, 15~29세 청년 세대의 경우 2017년 35.7%에서 2022년 41.4%로 5.7%p 상승하여 여타 세대와 비교하여 가장 빠른 상승추세를 기록하였다. 30~59세 중장년 세대의 경우 2017년 26.6%에서 2022년 28.1%로 1.5%p 상승하며 가장 완만한 증가세를 보였으며, 60세 이상 노년 세대의 경우 해당 기간 중 67.3%에서 71.3%로 4.0%p 상승하였다. 이는 해당 기간 중 우리나라의 실업률이 2017년 12월 3.3%에서 2022년 11월 2.3%로 모든 연령대를 포함하여 완만한 하락추세를 보인 것과 대조를 이룬다. 즉, 실업률의 하향추세 속에서도 전 세대에 걸쳐 비정규직 고용형태가 확대되고 있다는 것을 보여준다.

이와 같은 변화에도 불구하고 ‘고용불안정’의 정의는 노동시장을 연구하는 주체마다 상이하다. ‘불안정’이라는 개념을 어떻게 확립하느냐에 따라 고용불안정의

인정범위와 대상이 달라지기 때문이다. 국내에서는 ‘실직의 두려움’과 ‘재취업의 어려움’으로 ‘고용불안정’을 정의하는 등 실직 가능성 여부에 집중하는 경향이 강하다(남재량, 2005; 박종순 외, 2003). 다만 사전적 정의에 따르면 우리나라에서 고용불안정은 일반적으로 ‘계약직, 임시직, 일용직 등 고용에 안정성이 없거나 안정되지 못한 상태’라는 뜻을 지닌다. 여기서 계약직, 임시직, 일용직은 고용주와 한시적인 근로관계를 맺은 비정규직이기 때문에 근로방식, 근로시간, 고용의 지속성 등에서 보장받지 못하는 고용형태이다.

이처럼 고용불안정의 정의는 연구 대부분이 ‘실직’과 ‘안정되지 못한 고용의 여부’에 중점을 두고 있다는 것을 알 수 있다. 이에 본 연구에서도 고용불안정의 두 요소인 ‘실직’과 ‘안정되지 못한 고용상태의 여부’를 각각 실업률과 비정규직 비율로 연결하였다. 고용시장의 상황을 가장 잘 보여주며 가장 쉽게 구할 수 있는 대표적인 지표는 바로 실업률로 다른 상황에 변화가 없는 상황에서 실직자가 증가한다면 실업률은 당연히 높아질 수밖에 없기 때문이며(남재량 외, 2005), 비정규직 비율은 ‘안정되지 못한 고용의 여부’를 가장 직관적으로 보여줄 수 있는 지표이기 때문이다. 이런 배경에서 본 연구는 ‘고용불안정 변수’에 대해 실업률과 비정규직의 비율을 이용한다.

2. 고용불안정과 자살 관계에 관한 미시 및 거시자료 연구

일반적으로 자살과 고용불안정 또는 자살과 주관적 건강상태 및 우울의 상관관계에 대해 자료를 이용하여 실증분석한 연구들은 다양하며 크게 거시자료와 미시자료를 활용한 연구로 나누어 볼 수 있다. 먼저 거시자료를 활용한 연구는 실제로 발생한 자살을 종속변수로 설정하고 실업률 혹은 이혼율과 같은 거시적 변수가 이에 미치는 영향을 분석한 연구를 말한다. 거시자료를 활용한 연구는 실제로 발생한 자살률을 종속변수로 두기 때문에 선택편의(selection bias)를 줄일 수 있다는 장점이 있다. 하지만 개인 단위의 독립변수를 설정하지 못하고 총체적으로 분석하기 때문에 사회 혹은 지역 단위 등 외부적 요인의 영향력이 과대평가될 수 있다는 단점이 있다.

개인 단위의 미시자료를 활용한 연구는 일반적으로 실제로 발생한 자살이 아닌, ‘자살생각’, 혹은 ‘자살시도 경험’, ‘지난 1년간 자살에 대해 진지하게 고민해 본

적이 있는지'와 같은 종속변수를 설정한다. 자살 사망자를 대상으로 직접 조사할 수 없으며 유서와 같이 실제 자살의 원인을 파악할 때 필요한 자료를 구하기가 극히 어렵기 때문이다. 다만 미시자료를 이용한 분석은 자살이라는 개인적인 사건에 대해서 각 개인이 인생에서 경험한 실업, 이혼과 같은 개인적 경험을 설명변수로 설정할 수 있다는 장점이 있다.

고용불안정을 대리하는 실업과 비정규직 지위가 자살률에 미치는 영향에 대한 국내외 실증분석 결과는 이용 자료에 따라서 또는 세대별로 다양한 결과를 보고하고 있다. 대체로 비정규직 지위의 경우 자살률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 실업의 경우 미시 및 거시자료 이용 여부 등에 따라서 자살률에 양(+), 음(-), 또는 별다른 관계가 없다는 분석결과가 보고되고 있다.

우선 우리나라의 경우 미시자료를 이용한 연구는 <표 1>에서 볼 수 있듯이, 고용불안에 있는 비정규직과 실업 지위 모두 자살충동을 높이는 직·간접적 원인으로 작용한다고 분석하였다. 이원철·하재혁(2011)은 여러 기수에 걸쳐 국민건강영양조사를 분석하였는데, 비정규직 근로자들이 자신의 고용상태에 영향을 받아 자살생각을 할 위험에 노출되어 있다는 결과를 보여주었다. 고상백 외(2004)는 설문조사를 통해 비정규직과 정규직 간의 정서적 차이를 분석한 결과, 비정규직의 경우 실직 및 이직경험, 불안정고용 등으로 근로 스트레스가 정규직보다 더욱 큰 것으로 나타났다. 서소영(2021)과 손신영(2011)의 연구도 비정규직 근로자들의 건강이 정규직보다 나쁘다고 판단하면서, 이러한 부정적인 인식이 극단적인 생각과 행동으로 이어질 수 있음을 분석하였다.

<표 1> 미시자료를 이용한 국내의 자살 결정요인 관련 선행연구

연구자	연구방법	분석대상 및 이용자료	연구결과
고상백 외 (2004)	다중회귀분석	조선업 원청 2개 회사 정규직 681명, 하청 40개 회사 1,032명.	직업불안정성, 사회심리적 스트레스는 비정규직이 유의하게 높음. 높은 직무요구, 낮은 사회적 지지, 직업불안정성 수준이 높을수록 사회심리적 스트레스가 높음.
서소영 (2021)	복합표본카이제곱 검증, 복합표본로지스틱 회귀분석	국민건강영양조사(7기) 중 근로자 7,425명	비정규직이 정규직보다 육체적, 정신적으로 더 취약함. 스트레스가 우울감, 자살생각, 자살계획에 양(+)의 영향을 줌.

〈표 1〉의 계속

연구자	연구방법	분석대상 및 이용자료	연구결과
이원철 하재혁 (2011)	포아송 회귀분석	국민건강영양조사 (1~4기) 중 임금근로자 13,632명	비정규직 여성의 자살생각 위험도가 모든 기수에서 유의미함. 비정규직 남성의 자살생각 위험도는 유의미하거나 경제적으로 유의함.
라채린 이현경 (2013)	로지스틱 회귀분석	2010년 기준 만 18~31세 882명 (남: 386, 여: 496)	실업 경험이 우울감과 자살관념 위 험성을 증가시킴. 불안정한 고용이 자살관념 위험성을 증가시킴.
손신영 (2011)	ANOVA, t-검정, 다중회귀	11차 노동 패널데이터 (면대면 인터뷰 포함)	정규직보다 비정규직 근무자의 주관 적 건강상태가 나쁨.
강문선 외 (2019)	기술통계 카이제곱검증	9차 청년패널 응답자 중 2,331명	구직단념자의 자살충동과 자살시도 여부가 다른 실업자에 비하여 가장 높음.
윤우석 (2012)	다중회귀분석	대구시 소재 K대학 재학생 448명	취업스트레스(심리적제약인지, 가정경 제제약인지, 학벌제약인지)는 우울을 강화, 이러한 우울강화(+)는 자살생 각에 정(+)적 영향을 미침. 사회인구학적 요인(성별, 연령, 학년, 전공)도 우울과 연관됨.
반신환 (2007)	메타분석	선행연구 내 설문조사	평생소득능력(사회계층), 가정 및 대 인관계의 만족수준이 낮을수록 자살 행동 가능성 및 빈도 증가.

미시자료를 이용한 연구 중 실업과 관련하여 윤우석(2016)은 지방소재 대학생을 대상으로 한 설문조사에서 취업과 관련한 주변 환경에 대한 스스로의 인식과 사회인구학적 요인이 우울감에 영향을 주고, 이러한 우울감이 자살생각으로 이어진다는 결과를 보였다. 즉, 취직 스트레스가 곧바로 자살을 떠오르게 하는 것은 아니나, 우울감을 강화시켜 간접적인 원인으로 작용한다는 것이다. 한편 기존의 미시자료를 이용한 연구논문과 연구보고서 등을 분석한 반신환(2007)은 자신의 사회경제적 위치, 가정 및 대인관계의 만족도가 자살의도와 자살시도의 원인이라고 주장하였다. 물론 자살에 관한 생각과 이에 대한 시도가 곧바로 실제 자살로

이어진다는 결과를 보여준 것은 아니나, 비정규직과 실업의 정신적 악영향이 유의미함을 확인할 수 있다.

한편 강문선 외(2019)는 9차 청년패널조사를 이용하여 실업자의 유형에 따라 자살과 관련된 생각과 행동을 조사하였다. 조사대상 중 ‘포기형’ 집단에서 자살 충동을 느낀 이들이 가장 많았고, 자살시도를 한 유일한 집단으로서, 다른 집단보다 정신건강이 가장 취약함을 보였다. 해당 연구는 청년실업자의 유형을 구직활동과 취업의도가 모두 있는 ‘구직형’, 자발적인 원인으로 구직은 하지 않지만, 취업의사가 있는 ‘기회추구형’, 비자발적인 원인으로 구직활동을 하지 못하나 취업의사가 있는 ‘단절형’, 구직활동과 취업의사 모두가 부재한 ‘포기형’으로 나눈다. 여기서 거시경제 지표로서의 실업률 통계에 잡히는 경우는 ‘구직형’이 유일하다. 나머지 세 유형은 모두 비경제활동인구로 분류될 가능성이 크다. 이는 거시자료를 이용한 실업률이 자살률에 미치는 영향과 관련하여 중요한 시사점을 제시한다. 즉, 구직형 외에 나머지 세 유형으로 실업 상태를 인식하는 개인이 증가하는 경우 실제 실업률 통계에서는 비경제활동인구로 분류됨에 따라 거시경제적 실업률은 큰 변화가 없거나 하락하지만, 자살률이 상승하게 되는 경우, 두 변수 간 상관관계가 다양하게 표출될 가능성이 있다는 점이다.

거시자료를 활용한 국내 선행연구는 <표 2>에서 볼 수 있듯이 대체로 시도별 패널자료를 활용하였는데 대표적으로 노용환(2006), 김민영 외(2011) 및 김재원·권순만(2014)의 세 연구를 들 수 있다. 노용환(2006)은 인구 전체 자살률, 남성 인구 자살률, 여성인구 자살률의 시도별 패널자료를 고정효과 모형을 이용하여 분

<표 2> 거시자료를 이용한 국내의 자살 결정요인 관련 선행연구

연구자	연구방법	분석대상 및 이용자료	연구결과
김민영 외 (2011)	고정효과모형을 사용한 패널분석	우리나라의 광역시도별 인구	실업률과 자살률은 음(-)의 상관관계를 보임
김재원 권순만 (2014)	합동자승법(Pooled OLS)을 활용한 패널분석	우리나라의 시도별 20세 이상 35세 미만 청년인구	비정규직 비율이 높을수록 자살률이 상승, 실업률과 자살률은 음(-)의 상관관계
노용환 (2006)	고정효과모형을 활용한 패널분석	우리나라의 광역 시도별 인구	실업률이 상승하면 자살률은 감소
정규석 (2011)	단순 및 다중회귀분석	2006~2008 사망원인통계, 2005년 인구주택총조사	소외가 큰 지역일수록 자살률이 높게 나왔음

석하였다. 분석결과 우리나라의 높은 자살률 증가는 빠른 인구고령화와 도시화에 서 찾을 수 있었으며 남성과 여성 집단 모두 실업률의 증가는 일반적인 통념과 달리 자살률을 감소시키는 것으로 나타났다. 김민영 외(2011)는 패널고정효과 모형을 사용하여 전체인구의 자살률에 경제적 특성, 사회통합의 수준, 지역사회의 특성이 미치는 영향을 살펴본 결과, 실업률과 자살률은 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 김재원·권순만(2014) 역시 청년자살률의 시도별 패널자료에 대해 합동자승법(Pooled OLS)을 이용해 분석한 결과, 청년실업률이 상승할 때 노용환(2006)의 연구와 마찬가지로 20~35세 미만 인구의 자살률은 감소하였다. 반면 비정규직 비율의 상승은 20~35세 미만 인구 자살률의 상승으로 이어졌다. 위의 세 연구결과는 일반적인 통념과는 달리 실업률이 자살률에 반드시 양(+)의 영향을 미치는 것은 아니라는 결과를 제시하였다.

거시자료를 이용한 해외 선행연구의 경우 대체로 1인당 소득수준, 실업 및 실직, 비정규 계약직, 기간제 계약 허용 등 고용의 불안정성 등 개인 및 사회경제적 요인이 자살결정에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실업률이 자살률에 미치는 영향은 다수의 연구에서 양(+)의 영향을 확인하고 있으나 일부 연구에서는 두 변수 간 명확한 관계를 발견하지 못하는 결과도 보고되고 있다. 예를 들어, Cavanagh et al.(2003)에 따르면, 154편의 연구 중 기준을 충족한 76편의 연구에서 실업과 자살률 사이에 정(+), 반(-)의 관계 및 유의미한 관계의 부재 등 다양한 결과가 존재한다고 보고하고 있다. 이러한 다양한 연구결과의 배경으로는 연구방법과 모집단의 차이, 실업과 자살에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인이 있을 가능성에 주목해야 한다고 설명한다.

이처럼 청년 세대에 대한 거시자료를 이용한 국내외 선행연구, 특히 노용환(2006), 김민영 외(2011), 김재원·권순만(2014)의 연구에서 실업률과 자살률의 관계가 음(-)의 상관관계를 보이거나 명확한 관계가 나타나지 않는 이유에 대해서 다음의 요인을 생각해 볼 수 있다. 우선, 높은 회복 탄력성의 영향이다. 실제로 사회적 지위 성취욕구가 높은 사람들이 그렇지 않은 이들보다 높은 수준의 감정적 회복탄력성과 낮은 수준의 소진(burnout)을 경험한다(Avey et al., 2011; Eisenberg et al., 2015). 이때 성취욕이 강한 이들이 사회적으로 인정받고 고소득인 일자리가 다수 분포한 수도권과 같은 지역을 추구하면서(Koen et al., 2010) 높은 실업률에도 불구하고 자살률이 낮게 나타날 수 있다.

둘째, 취직준비 기간의 영향과 관련될 수 있다. 높은 수준의 성취동기를 가진 개인은 본격적으로 구직하기 전에 교육 및 정보습득에 더 적극적이고(Kanfer et al., 2001), 오랜 시간을 보내는 경향이 있다(Stumpf and Hartman, 1984). 따라서 자신이 필요로 하거나 만족할만한 일자리를 찾으려는 사람들은 지식기반 서비스업과 전문직을 추구하는 경향이 강하며, 수도권에 이러한 조건을 충족하는 직장 집중되어 있다(박소현 외, 2018). 이직이 빈번해진 현대의 고용시장에서 이러한 경향은 곧 수도권으로의 인구집중으로 나타나고 구직기간의 확대로 이어져 자살생각이나 의도는 없으나 실업률이 증가하는 결과로 나타날 수 있다. 즉, 실업률이 높다고 인식되는 수도권 등의 지역에서 많은 이들이 자신이 원하는 조건의 목표를 달성하고자 하는 욕망으로 인하여 사회적 규범을 따르지 못했다는 스트레스가 완화될 수 있다는 것이다.

셋째, 노동시장에 대한 거시경제적 측면에서도 실업률과 자살률은 반대 방향으로 움직일 수 있다. 실업급여 확충 및 고용보호 제공 등 사회보장의 확장은 장기균형 실업률인 자연실업률의 상승으로 이어질 가능성이 있다. 예를 들어, 사회보장 정도가 높은 유럽에서 미국이나 우리나라와 비교하여 상대적으로 높은 실업률을 장기간 기록하고 있는 것이 단적인 예이다. 즉, 사회보장이 더욱 확충되는 경우 직장 탐색자는 저임금이나 열악한 일자리를 받아들이기보다는 실업급여 등에 기반한 유동성 완화효과로 최소생계를 유지하면서 스트레스를 줄일 수 있다. 또한, 좀 더 나은 일자리를 때로는 불필요하게 길게(도덕적 해이효과) 탐색하는 과정에서 자살률은 낮아지고 실업률이 상승할 수 있다(방형준, 2019).

마지막으로, 미시자료를 이용한 강문선 외(2019)의 실업 분류에서 이미 살펴본 바와 같이, 거시경제적 지표로서 실업률 통계가 개인이 느끼는 고용상태를 정확히 반영하지 못하는 한계에서 비롯될 수 있다. 즉, 미시자료의 설문조사에서는 구직단념자 및 실망실업자도 모두 자신을 '실업' 상태에 있다고 인식하고 설문조사에 응하지만, 실제 거시경제적 지표로서의 실업률 통계 작성 시 구직활동을 하지 않으면 모두 비경제활동인구로 분류된다. 이에 따라 구직단념자와 실망실업자의 증가로 잠재적 자살 위험성이 높아질 수 있지만, 실업률 통계는 변동이 없거나 오히려 하락할 가능성이 있다.

3. 자살률에 영향을 미치는 여타 요인에 관한 탐구

1인당 소득 및 경제성장률 등 고용불안정 외의 경제적 요인과 자살률의 관계를 분석한 기존 연구가 다수 존재한다. 남재량(2005)의 연구에 따르면, 국내 1997년 외환위기 전후와 2000년대 저성장 시기에 재취업 확률보다 실직 확률이 개개인에게 영향력을 크게 미치면서 고용불안정이 높아지는 결과를 보였다. 경제환경이 해당 지역에 거주하는 이들의 정신건강에 주요한 결정요인으로 작용한다는 점을 고려하면(Sampson and Groves, 1989; Ziersch et al., 2005), 1인당 소득 및 물가변동 등 거시경제적 요소의 악화는 세대별 경제활동 능력의 약화로 이어져 해당 집단에 심리적 압박으로 다가갈 수 있다.

다만 1인당 소득수준과 자살률의 관계에 관한 해외의 연구사례를 보면 다양한 연구결과가 보고되고 있다. 우선 Hamermesh and Soss(1974)의 자살이론은 개인의 기대소득이 높아질수록 자살률이 낮아지는 음(-)의 상관관계를 주장하였다. 이를 뒷받침하는 Chuang and Huang(1997)의 연구는 지역별 자살률이 해당 지역의 1인당 소득과 밀접한 관계를 맺고 있으며, 소득이 낮은 지역일수록 높은 자살률이 나타난다고 설명하였다. 더불어 Pierard and Grootendorst(2014)의 연구도 경기악화가 자살률의 상승을 견인한다고 보았다. 반면에 전 세계 국가를 대상으로 구매력 평가 기준 1인당 GDP와 자살률 사이의 영향력을 연구한 Blasco-Fontecilla et al.(2012)은 국가의 1인당 소득수준과 자살률 간에 양(+의 상관관계도 있다고 보았다. 한편 Berk et al.(2006)은 거시경제적 경향이 특정 계층의 자살시도에 양과 음의 상관관계가 모두 가능하다고 보았다. 더 나아가 Ruhm(2000)의 실증연구는 경기변동과 자살률 사이에 관련성이 미미하다는 결과를 보였다.

기존 연구에 따르면 사회적 배제 및 고립감, 이혼율 및 여성 경제활동참가율 등의 기타 사회적 요인과 자살률 간 관계가 존재할 수 있다. 특히 국내 문화의 특성상 빈곤이라는 실패에서 벗어나기 위하여 생존경쟁을 거치며 다른 사람과 자신을 비교하여 자신의 위치를 결론짓는 사회적 평가에 크게 의존하고, 타인보다 떨어지는 능력에 불만과 억울함, 허탈감을 가지게 된다(김홍중, 2015; Popham, 2015; Webber, 2007). 즉, 상대적 박탈감은 타자의 위치로 자신의 수준을 인지하는 감정적 대응이면서, 단순하고 순간적인 피해의식에 그치지 않고 장기적이고 복합적

인 불안감에서 나타나는 사회적 고립감으로 연결된다(이수비 외, 2022). 결국, 이러한 사회적 고립감은 자살률의 증가를 견인하는 요인으로 작용할 수 있다(Calati et al., 2019; Näher et al., 2020; Shaw et al., 2021). 이에 따라 본 연구에서도 기존 논의를 참고하여 사회적 배제 및 고립감의 대리변수로 빈곤율을 이용한다.

이혼은 가족 공동체의 해체를 뜻하며, 사회적 유대의 붕괴를 의미한다(Durkheim, 1952). 가정의 유지가 사회적 통념으로 인식되는 국내의 전통주의적 시각에서 이혼은 통합을 저해하는 행위이면서, 다른 한편으로 가족의 개념이 점차 세분되어가는 세계적인 추세에서 개인을 통제 및 규제하는 규범에서 벗어나는 행위라고 할 수 있다(성정현, 2003; Chuang and Huang, 1997). 그러나 해체와 자유를 얻었음에도 이혼은 가정을 유지하지 못하였다는 트라우마의 원인으로 작용하여 이혼 주체에 스트레스를 불러일으키고 사회적 고립을 초래하기 때문에 한 집단의 이혼율이 높아질수록 자살률이 더 높아지는 것으로 분석하였다(김재우, 2018; 최용환, 2011; Chuang and Huang, 1997). 다만 이혼으로 인한 자살 위험이 여성보다 남성에게서 더 증가하기 때문에 성별 변수를 주의하며 분석할 필요가 있다(김재우, 2018).

우리나라의 여성 경제활동참가율과 전체인구의 자살률 사이에서는 통계적으로 유의미한 관계가 나타나지 않는다(노용환, 2006). 그러나 해외에서는 여성의 경제활동 참가가 특정 집단에 미치는 영향에 관하여 활발한 연구가 이루어지고 있다. 특히 다수의 사회학자는 여성의 노동시장 진입이 사회적 파급효과를 일으킬 것으로 예상하면서도 자살률과의 방향성에 대해서는 상반된 의견을 제시하였다(Chuang and Huang, 1997). 먼저 지위통합이론(Status Integration Theory)에 따르면 노동시장에서 여성의 지위가 확장될 경우 양성 간 역할갈등(role conflict)이 발생하여 사회통합을 방해하고 자살률을 상승시킨다.¹⁾ 이와 관련하여 Stack(1987)의 연구는 20~39세 여성의 노동시장 유입이 증가하면서 동일

1) '지위통합이론'은 다비드 에밀 뒤르켐(David Émile Durkheim)의 자살론(Le Suicide)에서 기인하여 Gibbs and Martin(1958)에 의하여 정립된 가설이다. 이에 따르면 사회가 기존의 가치관에서 벗어나게 되면 사회의 변화를 받아들인 이들과 기존의 사회적 통념을 지닌 이들이 충돌하게 되어 해당 집단이 분열되고, 이 과정에서 심각한 정신적 고통을 받는 이들이 증가하며 자살률의 증가로 이어진다는 실증적 결과를 도출하였다. 특히 1950년대 여성 지위의 퇴보가 이루어진 미국에서 연구가 있었던 만큼(Friedan, 1963), 해당 연구자들은 여성의 경제참여를 사회적 통념에서 벗어나는 것으로 상정하였다(Gibbs and Martin, 1958).

연령대의 남성 정신건강에 악영향을 끼쳐 자살률이 올라갔다는 결과를 도출하였다.

반대로 여성의 경제활동 참여가 ‘역할강화(role enhancement)’를 유도하여 자살률 감소로 이어질 것이라는 연구도 있다(Burr et al., 1997; Chen et al., 2017; Stack, 1998). Chen et al.(2017)의 연구는 세계적으로 여성의 노동참여가 남성과 여성 모두의 자살률을 감소시켰음을 실증적으로 확인하였다. 또한 Burr et al.(1997)에 따르면 1980년 이후로 여성의 자살률이 낮아지면서 역할갈등보다 역할강화의 영향력이 강화되었음을 밝혔다. 해당 연구에서는 여성의 지위가 전통적인 가족 구성원에서 벗어나 더욱 주도적이고 적극적으로 바뀌었으며, 남성들도 이를 받아들이는 사회적 풍토가 조성되었기 때문에 전반적인 자살률이 감소하였다고 설명하였다. 사회의 이러한 변화는 여성의 사회진출을 가속하여 여성이 가정 내로 제한되는 문제를 해결하는 등 사회적 고립을 해소해 자살률을 감소시키는 효과가 있다고 보았다.

그러나 앞서 언급한 국내 연구와 비슷하게 여성의 노동참여율이 자살률에 큰 영향력을 발휘하지는 못한다는 연구결과 또한 존재한다. Andrés(2005)는 유럽 내 15개 국가의 패널분석을 통하여 여성의 노동참여율과 자살률이 유의미한 인과관계를 형성하지 않는다고 하였다.

Ⅲ. 변수구축 및 모형설정

본 연구에서는 세대별 자살에 대한 고용불안정의 영향을 분석하기 위해 세종특별자치시를 제외한 우리나라 16개 광역시도의 2003년부터 2020년까지의 자료를 이용하여 광역시도별 패널자료를 구축하였다. 개인에 대한 설문조사에 기초한 미시 패널자료가 아니라, 앞서 언급한 자살 관련 실증연구의 형태 중 거시자료를 활용한 연구에 해당한다. 선행연구에서 자살률 결정에 기여하는 주요한 사회경제적 변수를 통제하고 이후에 고용불안정 변수가 자살률에 미치는 영향을 파악하는 것이 본 연구의 목표이다.

〈표 3〉 종속 및 독립변수의 설정

종속변수(자살률)			독립변수	
청년 세대	중장년 세대	노년 세대		
15~29세	30~59세	60세 이상		고용불안정 요인
				실업률
				비정규직의 비율
				경제적 통제변수
			←	1인당 GRDP
				소비자물가지수
				사회적 통제변수
				빈곤율
				이혼율
	여성의 경제활동 참여			

주 : 종속변수는 16개 광역시도별로 연령대별 매칭 실업률 통계의 이용 가능성을 기준으로 세대를 분류.

이에 따라 본 연구에서는 〈표 3〉과 같이 15~29세의 청년 세대뿐만 아니라 30~59세의 중장년, 60세 이상의 노년 세대로 나누어 분석을 수행한다. 이러한 세대 분류는 광역시도별로 세대별 실업률 통계가 제공되는 기준으로 분류한 것이다. 강건성 분석에서는 중장년 세대를 생산가능인구에 포함되는 30~49세의 중년인구, 50~64세의 장년인구로 나누고, 생산가능인구에서 제외되는 65세 이상의 노년인구로 나누어 추가적인 분석을 수행한다.

1. 변수구축

본 연구에서 활용한 변수는 모두 국가통계포털 KOSIS의 자료를 기반으로 추출한 변수 및 저자가 새롭게 구축한 변수로 이루어져 있다. 이처럼 자체 구축한 변수가 많기에 해당 변수들에 대한 자세한 설명을 아래에 기술하였다. 〈표 4〉에 ‘자체 계산’으로 표기한 변수들은 모두 저자가 자체적으로 구축한 변수이다.

가. 종속변수 : 연령대별 자살

본 연구는 결과변수로서 지역별 연령대의 자살을 정확히 측정하기 위해 자살의

도, 자살생각과 같은 변수가 아닌 사망원인통계를 활용하여 실제 발생한 자살을 반영하였다. 하지만 국가통계포털 KOSIS는 전체인구의 10만 명당 자살률만을 제공하며 본 연구에서 활용하고자 하는 특정한 연령대의 10만 명당 자살률은 제공하지 않는다. 따라서 15~29세, 30~59세, 60세 이상 그리고 보다 세분하여 30~49세, 50~64세, 65세 이상의 10만 명당 자살률을 별도로 계산하였다. 보다 구체적으로 살펴보면, KOSIS의 사망원인통계에서 제공하는 행정구역(시도)/연령(5세)별 고의적 자해(자살)의 수를 본 연구에서 설정한 각각의 연령집단에 따라 행정구역(시도)/연령(5세)별 주민등록연앙인구로 나누어 10만 명당 자살률을 직접 추정하였다. 가령 30~49세 연령집단의 경우 해당 연도와 지역의 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세의 자살자 수를 모두 더한 후 이 수치를 해당 연도, 지역의 30~49세의 주민등록연앙인구로 나누어 100,000을 곱하였다. 여기서 주민등록연앙인구는 한 해의 7월 1일을 기준으로 산출한 주민등록인구를 의미한다. 다른 연령집단도 같은 방식으로 십만 명당 자살률을 직접 추정하였다.

나. 독립변수 : 고용불안정

이론적 고찰에서 고용불안정을 크게 실직과 안정되지 못한 고용상태의 여부로 구분하였다고 언급하였으며 이를 각각 시도별 실업률과 시도별 비정규직의 비율로 대리하였다. 실업률과 청년실업의 경우 각각 KOSIS의 e-지방지표에서 제공하는 15~29세 시도별 청년실업률을 사용하였다. 그리고 앞서 논의했듯이, 시도별 연령대별 실업률 통계를 제공하는 30~59세, 60세 이상의 연령대로 나누어 분석을 수행하였다. 그리고 생산가능인구 분류를 고려하며 30~59세 인구를 추가로 세분하는 경우 15~29세 청년 세대와 함께 30~49세, 50~64세, 65세 이상의 세대로 나누었다. 다만 이 경우에는 자료의 이용 제약으로 청년실업률과 함께 여타 세대의 경우 시도별 15~64세 생산가능인구의 실업률을 적용하였다. 비정규직 비율 역시 시도별·세대별 분류가 적용되지 않아서 불가피하게 KOSIS에서 제공하는 시도별 비정규직 비율을 모든 연령대에 적용하였다.

다. 통제변수 : 사회/경제적 요인

경제적 요인의 경우 시도별 GRDP, 시도별 소비자물가지수 CPI를 활용하였다.

사회적 요인의 경우, 가정의 결속력 약화, 생활고, 여성의 경제활동 참여는 각각 e-지방지표의 시도별 조이혼율, 시도별 국민기초생활보장 수급자의 비율, 시도별 여성경제활동참가율로 설정하였다. 여기서 국민기초생활보장 수급자 비율은 시도별 국민기초생활보장 수급자의 수를 시도별 주민등록연앙인구로 나누어 10만 명당 기초생활수급자의 비율을 구축하였다. 그리고 해당 변수는 빈곤율을 대리하는 변수로 설정하였다. 사회/경제적 요인의 경우 연령대 통계 이용이 불가하여 각 시도별 전체인구로 구축된 변수이다.

〈표 4〉 광역시도별 변수의 구축 및 설명

변수명칭	구축방법	표기	설명
종속변수			
청년 자살률	자체 계산	<i>Suicide</i> ^{청년}	15세 이상 29세 이하의 인구 10만 명당 자살자 수
중장년 자살률	자체 계산	<i>Suicide</i> ^{중장년}	30세 이상 59세 이하 인구의 10만 명당 자살자 수
노년 자살률	자체 계산	<i>Suicide</i> ^{노년}	60세 이상 고령인구의 10만 명당 자살자 수
고용불안정			
청년 실업률	e-지방지표	<i>Unemp</i> ^{청년}	15~29세 청년인구의 실업률
중장년 실업률	e-지방지표	<i>Unemp</i> ^{중장년}	15~59세 인구의 실업률
노년 실업률	e-지방지표	<i>Unemp</i> ^{노년}	60세 이상 인구의 실업률
비정규직 비율	KOSIS	<i>Temp</i>	전체근로자 대비 비정규직 근로자의 비율
경제적 통제변수			
1인당 GRDP	e-지방지표	<i>Grdp</i>	1인당 지역내총생산
소비자물가지수	e-지방지표	<i>Cpi</i>	2020=100을 기준으로 한 소비자 물가지수
사회적 통제변수			
빈곤율	자체 계산	<i>Pov</i>	10만 명당 기초생활수급자의 수(비율)
이혼율	e-지방지표	<i>Div</i>	1,000명당 연간 이혼건수(비율)
여성경제활동참가율	e-지방지표	<i>Fem</i>	여성인구 중 경제활동 참여의 비율

- 주 : 1) 모든 변수의 출처는 통계청 국가통계포털(KOSIS).
 2) '자체 계산'을 제외한 모든 변수는 KOSIS에서 제공하는 원자료를 그대로 활용.
 3) 우리나라의 16개 시도를 대상으로 한 2003~2020년 광역시도별 패널자료의 성격을 가진.
 4) $i=16$ 개 시도, $t=2003\sim 2020$ 년.

2. 모형설정

고용불안정 변수들이 청년 세대(15~29세), 중장년 세대(30세 이상~59세 이하) 및 노년 세대(60세 이상)의 자살에 미치는 영향에 대한 비교분석을 위해서 식 (1)을 설정하였다. 이때, \ln 은 자연로그 변환 변수임을 나타내는 기호이다. 이는 앞서 논의했듯이, 광역시도별로 해당 연령대별 실업률 이용이 가능한 분류를 적용한 것이다. 다만 중장년 세대를 보다 세분한 강건성 분석을 수행한 결과 전반적인 추정 결과는 유사한 것으로 나타났다.

본 연구에서는 식 (1)의 추정을 위해 공적분 관계가 존재하는지 우선 검정을 수행하고 이후 공적분 관계가 발견되면 FMOLS(fully-modified OLS) 기법을 적용하여 변수 간의 장기적 상관관계를 추정할 것이다. 공적분 회귀추정의 경우 패널 자료의 단위근 검정 및 공적분 검정과 같은 시계열 분석에서 필요로 하는 다양한 검정이 요구되나 변수 간의 안정적인 균형 관계를 식별하는 것에 장점이 있다. 즉, 공적분 회귀추정을 통해 단기간의 독립변수와 종속변수 간 내생성 문제의 제약을 넘어서 장기적인 상관관계를 포착할 수 있다. 패널 FMOLS 추정량은 장기적으로 공적분 관계에 있는 경제변수들이 포함된 패널자료를 활용한 회귀분석에서 일치 추정량을 도출하는 데 가장 적합한 모형으로 평가받는다.

$$\begin{aligned} \ln Suicide_{it}^{age} = & \beta_0 \ln Unemp_{it}^{age} + \beta_1 \ln Temp_{it} + \beta_2 \ln Grdp_{it} + \beta_3 \ln Cpi_{it} \\ & + \beta_4 \ln Pov_{it} + \beta_5 \ln Div_{it} + \beta_6 \ln Fem_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

단, age 는 청년, 중장년, 노년 세대를 각각 의미

패널자료는 일반적으로 횡단면 자료와 시계열 자료를 동시에 포함하고 있기에 불안정할 수 있다(최봉호·이기환, 2019). 따라서 실증분석에 사용한 변수들의 정상성 검정을 위해 세 가지 패널 단위근 검정을 수행하였다. 이때, 패널 단위근 검정은 크게 횡단면 개체 간의 공통 단위근 과정을 가정하는 검정과 개별 단위근 과정을 가정하는 검정으로 구분된다(임응순, 2012). 본 연구의 공통 단위근 패널검정은 LLC의 t-통계(Levin et al., 2002)와 Breitung(2000) 검정을 사용하였으며 개별 단위근 과정의 패널검정에는 ADF 통계(Im et al., 2003)와 Fisher-PP 통계(Maddala and Wu, 1999)를 적용하였다. 검정결과는 [부록]에서 볼 수 있듯이, 모든 시계열의 수준변수에서는 단위근이 존재하지만 1차 차분 적용 시 단위근이

있다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었다.

패널 단위근 검정을 통해 모든 시계열 수준변수가 불안정(unstationary) 시계열로 나타나, 해당 수준변수 간의 특정한 선형결합이 안정적 시계열로 전환할 수 있는 공적분 관계가 존재하는지 패널 공적분 검정을 수행하였다. 본 연구에서는 Pedroni 검정을 통해 변수들이 장기적으로 공적분 관계가 있는지 여부를 판단하였으며 추가로 Kao 공적분 검정을 수행하였다(Pedroni, 1999; 2004; Kao, 1999). Pedroni 공적분 검정은 1%의 유의수준에서 해당 변수들이 공적분되어 있다는 것을 보여주며 노년층의 Kao 검정에서 한 개의 통계량을 제외하면 Kao 검정 또한 1%의 유의수준에서 변수들이 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각하였다. 요컨대, 패널 단위근 검정과 패널 공적분 검정을 수행하였을 때 공적분 관계가 발견되었으므로 패널 FMOLS 추정량을 활용하는 것은 적합한 추정법이라고 할 수 있다.

IV. 패널 공적분 회귀분석

식 (1)에 대한 추정결과는 <표 5>에 나타나 있다. 해당 추정결과를 살펴보면, 전 연령집단에서 비정규직 비율은 자살에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 실업률의 경우 연령대별로 그 효과가 차별화되는 것으로 나타났다. 청년 세대의 경우 해당 실업률이 자살률에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 중장년 및 노년 세대의 경우 해당 실업률은 비정규직 비율 변수와 마찬가지로 자살률에 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, 비정규직 비율은 대다수 국내외 기존 연구결과와 유사하게 청년, 중장년 및 노년 세대 등 모든 세대에 걸쳐서 자살률과 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

한편 실업률이 자살률과의 장기 상관관계에서 세대별로 차별화된 양상을 보이는 것도 국내외 여러 연구에서 발견된 연구결과와 연결된다. <표 5>의 추정결과는 모든 세대를 포함하여 실증분석을 수행하는 경우 청년 세대 및 중장년 세대의 표본 크기 및 비중 등에 따라서 실업률과 자살률 간의 상관관계가 양(+), 음(-),

통계적 유의성이 없음 등 다양하게 보고될 가능성을 보여주고 있다. 특히 청년 세대의 실업률과 자살률 간의 음(-)의 상관관계는 이미 국내외 일부 연구에서 보고되었다(노용환, 2006; 김민영 외, 2011; 김재원·권순만, 2014; Hartley, 1980; Swinburne, 1981; Clark, 2003).

〈표 5〉 세대별 실업률을 이용한 FMOLS 추정

독립변수		종속변수		
		15~29세 자살률	30~59세 자살률	60세 이상 자살률
고용불안정	$\ln Unemp^4$	-0.4894*** [-9.5957]	0.0857*** [3.3245]	0.0556*** [3.2616]
	$\ln Temp$	0.3436*** [2.8864]	0.2454*** [3.8883]	0.0867 [0.8943]
경제적 통제변수	$\ln Grdp$	0.09756 [0.4819]	-0.7996*** [-7.9868]	-1.4413*** [-8.3955]
	$\ln Cpi$	1.1123*** [2.7135]	2.8565*** [14.3179]	2.6119*** [8.0414]
사회적 통제변수	$\ln Pov$	0.9273*** [12.0917]	0.1323*** [3.2521]	0.4663*** [7.7859]
	$\ln Div$	0.3358*** [2.5949]	0.5427*** [7.7516]	0.2098** [2.0007]
	$\ln Fem$	-2.8801*** [-9.8413]	-0.9732*** [-6.4199]	0.5703** [2.4294]

주: 1) [] 내의 수치는 t-통계량을 의미.

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

3) 강건성 검정을 위한 모형의 공적분 검정결과, 모든 통계량이 1% 유의수준에서 유의함을 확인.

4) 각 세대별 실업률 통계를 이용.

여타 통제변수의 추정결과를 간략히 살펴보면 다음과 같다. 우선 소득(1인당 GRDP)이 증가하면 중장년 세대 및 노년 세대의 자살률은 감소하여 Hammermesh and Soss(1974)의 연구를 비롯한 대부분의 선행연구를 지지하였다. 다만, 청년 자살률과 1인당 GRDP는 양(+)의 상관관계를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 소비자물가지수, 빈곤율, 이혼율이 상승하면 모든 집단에서 자살률은 상승하는 모습을 보여 앞의 선행연구에서 살펴보았듯이 세 요인은 모든

세대에 높은 스트레스 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 마지막으로, 여성 경제 활동참가율의 경우 청년 및 중장년 세대의 경우 자살률과 음(-)의 상관관계를 보이는 반면, 노년 세대의 자살에는 동 변수가 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다.

〈표 6〉은 65세 전후 나누어지는 생산가능인구 기준을 적용하는 한편 중장년 세대를 중년과 장년 세대로 나누어 동일한 FMOLS 추정결과를 보여주고 있다. 다만 실업률 통계의 경우 앞서 논의했듯이, 청년 실업률 외에 여타 연령집단의 실업률은 통계 이용의 제약으로 광역시도별 실업률을 적용하였다. 추정결과를 살펴보면, 대부분의 추정결과는 〈표 5〉과 유사한 것으로 나타났다. 다만 생애 주요 직장에서 은퇴하고 생산가능인구에서 벗어나는 65세 이상 인구집단의 경우 실업률이 자살률에 미치는 영향은 〈표 5〉의 60세 이상 인구집단과 달리 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 이러한 추정결과는 우리나라의 국민연금 등 공적연금의 수령 시기가 65세로 수렴하면서 60~64세 인구집단을 중심으로 퇴직 후 새로운 직장 탐색과정에서 상당한 스트레스가 있다는 점을 시사한다.

〈표 6〉 세분화된 연령대 패널 FMOLS 추정

독립변수		종속변수			
		15~29세 자살률	30~49세 자살률	50~64세 자살률	65세 이상 자살률
고용불안정	$\ln Unemp^{3)}$	-0.4895*** [-9.5957]	0.0775** [1.9936]	0.1007** [2.5525]	-0.1376*** [-3.1305]
	$\ln Temp$	0.3437*** [2.8864]	0.3262*** [4.8436]	0.4407*** [5.8227]	0.1928** [2.1437]
경제적 통제변수	$\ln Grdp$	0.0976 [0.4819]	-0.7530*** [-6.4173]	-1.0589*** [-8.6467]	-1.4616*** [-9.9284]
	$\ln Cpi$	1.1123*** [2.7135]	3.0517*** [13.0518]	2.6428*** [10.4378]	2.4253*** [7.9202]
사회적 통제변수	$\ln Pov$	0.9273*** [12.0917]	0.1212*** [2.6083]	0.2019*** [4.0680]	0.3932*** [7.0448]
	$\ln Div$	0.3358*** [2.5949]	0.6433*** [8.0408]	0.4800*** [5.5936]	0.2491*** [2.6125]
	$\ln Fem$	-2.8801*** [-9.8413]	-1.4013*** [-9.1123]	-0.3599*** [-2.0900]	0.9088*** [4.3580]

- 주: 1) [] 내의 수치는 t-통계량을 의미.
 2) * p<0.1, * p<0.05, *** p<0.01.
 3) 15~29세 청년 세대의 실업률은 해당 연령대 실업률을 적용했으며, 여타 세대의 경우 15~64세 실업률을 이용.

V. 결 론

우리나라 전반적인 자살률은 꾸준히 하락하는 추세임에도 불구하고 OECD국가와 비교하면 여전히 높은 수준을 기록하고 있으며, 최근 들어 청년층의 자살률은 오히려 상승추세를 이어가고 있다. 이런 배경에서 본 연구는 우리나라의 세대별 자살률 통계 및 사회경제적 변수를 구축하여 고용불안정 요인과 자살률 간의 장기 상관관계 분석을 시도하였다. 이를 위해 광역시도별 패널자료를 이용하여 실업률과 비정규직 비율이라는 두 고용불안정 변수들이 세대별 자살률에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

장기적이며 안정적인 상관관계를 식별하는 데 장점이 있는 패널 FMOLS 공적분 회귀추정 결과, 실업률과 비정규직 비율이 자살률에 미치는 영향은 세대별로 차별화되는 것으로 나타났다. 즉, 비정규직 비율의 상승은 모든 연령대에서 자살률 상승에 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 실업률의 경우 연령대별로 그 효과가 차별화되는 것으로 나타났다. 청년 세대의 경우 해당 실업률이 자살률에 음(-)의 영향을 미치나, 중장년 세대 및 65세 이상 노년 인구의 경우 해당 실업률은 비정규직 비율 변수와 마찬가지로 자살률에 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기본적으로 비정규직 비율의 경우 일반적으로 우리나라의 전 연령대에서 경험하게 되는 비정규직 근로형태의 사회적 배제 및 낙인효과를 보여준다고 할 수 있다. 더불어, 청년 세대의 경우 실업률이 통계적으로 유의하게 자살률과 음(-)의 장기 상관관계를 가지는 기저 요인에 관해서 본 연구에서는 다양한 가능성을 살펴보았다. 우선 성취욕과 회복 탄력성이 높은 청년들이 고소득 일자리가 다수 분포한 수도권 지역에 집중되면서 높은 실업률에도 불구하고, 사회적 규범을 충족하지 못했다는 스트레스가 완화될 수 있다. 즉, 성취욕이 강한 청년들이 사회적으로 인정받고 고소득 일자리가 다수 분포한 수도권 지역에 집중되면서 높은 실업률에도 불구하고, 감정적 회복탄력성이 높으며 사회적 규범을 충족하지 못했다는 스트레스가 완화될 수 있다. 이와 더불어 열악한 저임금의 비정규직 일자리를 받아들이기

보다는 청년 세대의 경우 확장된 사회보장제도의 혜택을 누리면서 유동성 완화효과 및 도덕적 해이효과 등에 기반하여 일자리 탐색기간이 길어질 수 있다. 이는 실업률 상승으로 이어지나 스트레스는 오히려 줄어들 가능성도 있다. 마지막으로 청년 세대의 경우 '구직단념자'와 '실망실업자'가 여타 세대에 비해 보다 광범위하게 분포하여 잠재적인 자살률 상승요인으로 작용할 수 있음에도 불구하고, 객관적인 실업률 통계에서는 비경제활동인구로 분류됨에 따라 해당 통계에 잘 포착되지 않을 가능성도 있다.

또한, 본 연구에서 통제변수의 하나인 소비자물가지수(CPI)의 상승은 자살률에 큰 양(+)의 영향을 끼치는 등 탄력성이 매우 큰 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 일반적으로 고려하지 못한 변수인 소비자물가지수가 인구집단을 불문하고 중요한 자살률의 결정요인으로 작용한다는 점을 시사한다. 이와 더불어 여성의 경제활동 참여 확대가 해당 세대별 자살률에 미치는 영향이 차별화될 수 있다는 점을 확인할 수 있었다. 즉, 청년과 중장년 연령대에서는 여성의 경제활동 참여가 '역할강화(role enhancement)'를 유도하여 전반적인 자살률 하락으로 이어진 반면, 노년 세대의 경우 여성의 노동시장 지위가 확장될 경우 양성 간 역할갈등(role conflict)이 발생하여 사회통합을 낮추고 자살률을 상승시키는 것으로 나타났다. 이는 공적 연금소득의 부재 등으로 인해 OECD 국가 중 노년층의 경제활동참가율이 높은 현상과 관련이 있는 것으로 보인다.

이상의 분석결과는 사회경제적 요인 등이 자살률에 미치는 영향에 대해 특정 인구집단별로 분리하여 연구할 필요성과 함께 자살률을 낮추기 위한 정책대응 방향도 해당 인구집단별로 차별화할 필요가 있다는 점을 시사한다. 이와 관련하여 비정규직 비율이 높은 지역에서 모든 연령집단의 자살률이 높다는 결과는 유의미한 정책적 시사점을 제시한다. 비정규직은 '유연한 고용시장'이라는 목적에 더하여 노동시장에서의 경쟁력 상승 및 실업률의 감소라는 긍정적인 측면을 가지고 있어 현대의 노동시장에서 중요한 위치를 갖는다(Benach et al., 2000; Bardasi and Francesconi, 2004). 하지만 잠재적 노동력의 궁극적 손실이라는 자살의 관점에서 바라볼 때 실업률을 낮추기 위해 비정규직 형태의 일자리를 양산하기보다는 안정적인 일자리 창출 및 비정규직의 처우 개선 등 고용의 질적 지위를 제고해 나가는 정책이 중요하다.

지역별 거시자료를 적용한 본 연구에서 자살과 관련하여 개인 단위에서 중요 결

정요인인 정신질환, 스트레스, 학업성적 등과 같은 미시자료를 독립변수로 활용하지 못한 점은 한계로 평가할 수 있다. 이와 관련하여, 자료의 이용 제약으로 15~29세를 청년 세대로 묶었으나, 15~20세 미만 청소년의 경우 자살의 원인으로 고용불안정 요인보다는 학업문제, 가정불화, 또래관계 등이 더욱 크게 작용할 수 있다. 따라서 본 연구에서 도출된 추정결과를 토대로 개개인의 행동 패턴에 대한 해석으로 확대하기에는 한계가 있다는 점도 밝혀둘 필요가 있다.

참고문헌

- 강문선·이영순·권혁철(2019). 「청년실업자 유형에 따른 심리적 특성의 차이」. 『지역과 세계』 43 (3) : 179~207.
- 고상백·차봉석·손미아·장세진·이철갑·공정옥(2004). 「비정규직 근로자들의 직업적 특성과 사회심리적 스트레스」. 『Annals of Occupational and Environmental Medicine』 16 (1) : 103~113.
- 김민영·정광호·금현섭(2011). 「경제위기와 자살률 간 탐색적 연구」. 『정책분석평가학회보』 21 (3) : 273~302.
- 김성률·오호철(2017). 「비정규직 근로자의 고용상 문제점과 개선방안에 대한 연구」. 『법이론실무연구』 5 (2) : 59~80.
- 김재우(2018). 「한국사회 청년층의 자살 생각 결정요인 : 성별 및 거주 지역별 차이를 중심으로」. 『지역과 세계』 42 (2) : 93~126.
- 김재원·권순만(2014). 「지역별 고용불안정이 청년 자살률에 미치는 영향」. 『사회보장연구』 30 (2) : 117~141.
- 김홍중(2015). 「서바이벌, 생존주의, 그리고 청년 세대」. 『한국사회학』 49 (1) : 179~212.
- 남재량(2005). 「고용불안과 그 원인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 28 (3) : 111~139.
- 남재량·류근관·최효미(2005). 「고용불안계층의 실태 및 고용정책과제」. 한국노동연구원.

- 노용환(2006). 「자살의 경제학적 분석-우리나라 시도별 패널자료를 이용한 접근」. 『경제학연구』 54 (3) : 177~200.
- 라채린 · 이현경(2013). 「에코세대의 취업변화와 자살생각」. 『보건행정학회지』 23 (4) : 369~375.
- 박소현 · 김경민 · 이금숙(2018). 「수도권 청년층과 고령층 일자리 분포의 특성과 변화 예측」. 『대한지리학회지』 53 (1) : 75~89.
- 박종순 · 이준영 · 김순덕(2003). 「우리나라에서 경제성장률과 실업률이 자살률에 미치는 영향」. 『예방의학학회지』 36 (1) : 85~91.
- 반신환(2007). 「우리나라 청년 자살의 특징과 변증법적 행동치료 위기개입」. 『대학과 선교』 13 (0) : 237~260.
- 방형준(2019). 「실업급여의 경제적 효과」. 『국제노동브리프』 17 (11) : 51~60.
- 변금선 · 이해원(2018). 「고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정」. 『보건사회연구』 38(3) : 129~160.
- 서소영(2021). 「고용형태와 우울감, 자살생각, 자살계획, 자살시도와의 관계: 제 7기 국민건강영양조사」. 『대한보건연구』 47 (2) : 117~131.
- 성정현(2003). 「이혼의 심리사회적 결과와 제도적 대안」. 『비판사회정책』(16) : 95~130.
- 손민중(2005). 「SERI 경제포커스: 최근 고용불안의 원인과 시사점」. 『삼성경제연구소』 (43) : 1~12.
- 손신영(2011). 「정규직 및 비정규직 근로 형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향」. 『산업간호학회지』 20 (3) : 346~355.
- 양정연 · 이준협(2021). 「반복되는 고용불안 발생 패턴과 정신건강의 관계 연구」. 『보건과 사회과학』 58 : 151~176.
- 유경준(2010). 「비정규직 문제와 정책방향」. 『KDI 정책포럼(2010-04)』 224 : 1~19.
- 윤우석(2012). 「지역사회의 집합적 효율성과 범죄피해의 관계검증: 대구지역을 중심으로」. 『형사정책연구』 23 (1) : 319~354.
- 이수비 · 신예림 · 윤명숙(2022). 「청년의 상대적 박탈감이 자살에 미치는 영향: 미래전망과 사회적 고립의 순차적 매개효과」. 『보건사회연구』 42 (2) : 369~389.

- 이원철·하재혁(2011). 「비정규직과 자살생각의 관련성 : 제1-4기 국민건강영양조사 토대」. 『대한직업환경의학회지』 23 (1) : 89~97.
- 이윤수(2020). 「고용불안정성이 정신건강에 미치는 영향 : 종사상 지위와 인식된 고용불안정성의 구분을 중심으로」. 『행정논총』 58 (4) : 249~272.
- 임응순(2012). 「지방정부지출과 지역경제성장 : 16개 시도 자료를 이용한 패널분석」. 『정부학연구』 18 (3) : 249~266.
- 정규석(2011). 「우리나라 자살률의 지역간 변이와 지역박탈지수와의 연관성」. 부산대 석사학위논문.
- 정은혜·송인한(2016). 「고용형태의 변화가 근로자의 우울감에 미치는 영향 : 가처분소득의 조절효과 분석」. 『한국사회복지교육』 35 : 61~82.
- 차선화·문다슬(2022). 「고용 불안정성이 우울에 미치는 영향 : 불안정 고용의 다차원적 개념을 중심으로」. 『한국콘텐츠학회 논문지』 22 (4) : 677~688.
- 최봉호·이기환(2019). 「지역물류산업과 경제성장의 관계에 대한 패널분석」. 『무역학회지』 44 (2) : 173~188.
- 최용환(2011). 「자살의 사회경제적 진단」. 『이슈&진단』 (3) : 1~25.
- 통계청(2022). 「2021년 사망원인통계 결과」. 사회통계국 인구동향과 : 대전.
- 홍성철·김문두·이상이(2003). 「사회계층이 자살 사망 위험도에 미치는 영향」. 『보건과 사회과학』 14 : 249~271.
- Andres, A. R.(2005). “Income Inequality, Unemployment, and Suicide : A Panel Data Analysis of 15 European Countries”. *Applied Economics* 37 (4) : 439~451.
- Avey, J. B., R. J. Richard, F. Luthans, and K. H. Mhatre(2011). “Meta-Analysis of the Impact of Positive Psychological Capital on Employee Attitudes, Behaviors, and Performance”. *Human Resource Development Quarterly* 22 (2) : 127~152.
- Bardasi, E. and M. Francesconi(2004). “The Impact of Atypical Employment on Individual Wellbeing : Evidence from a Panel of British Workers”. *Social Science & Medicine* 58 (9) : 1671~1688.
- Benach, J., F. G. Benavides, S. Platt, A. Diez-Roux, and C. Muntaner

- (2000). "The Health-Damaging Potential of New Types of Flexible Employment : A Challenge for Public Health Researchers". *American Journal of Public Health* 90 (8) : 1316~1317.
- Berk, M., S. Dodd, and M. Henry(2006). "The Effect of Macroeconomic Variables on Suicide". *Psychological Medicine* 36 (2) : 181~189.
- Blasco-Fontecilla, H., M. M. Perez-Rodriguez, R. Garcia-Nieto, P. Fernandez-Navarro, H. Galfalvy, J. de Leon and E. Baca-Garcia (2012). "Worldwide Impact of Economic Cycles on Suicide Trends Over 3 Decades : Differences According to Level of Development. A Mixed Effect Model Study". *BMJ Open* 2 (3) : 1~7.
- Breitung, J(2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data". *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. In B.H. Baltagi ed. *Advances in Econometrics* 15. Amsterdam : JAI Press. pp.161~ 178.
- Burr, J. A., P. L. McCall, and E. Powell-Griner(1997). "Female Labor Force Participation and Suicide" *Social Science & Medicine* 44 (12) : 1847~1859.
- Calati, R., C. Ferrari, M. Brittner, O. Oasi, E. Oli , A. F. Carvalho, and P. Courtet(2019). "Suicidal Thoughts and Behaviors and Social Isolation : A Narrative Review of the Literature". *Journal of Affective Disorders* 245 : 653~667.
- Cavanagh, J., A. Carson, M. Sharpe, and S. Lawrie(2003). "Psychological Autopsy Studies of Suicide : A Systematic Review". *Psychological Medicine* 33 (3) : 395~405.
- Chen, Y. Y., M. Chen, C. S. M. Lui, and P. S. Yip(2017). "Female Labour Force Participation and Suicide Rates in the World". *Social Science & Medicine* 195 : 61~67.
- Chuang, H. L. and W. C. Huang(1997). "Economic and Social Correlates of Regional Suicide Rates : A Pooled Cross-Section and Time-Series Analysis". *The Journal of Socio-Economics* 26 (3) : 277~289.

- Clark, A. E.(2003). "Unemployment as a Social Norm : Psychological Evidence From Panel Data". *Journal of Labor Economics* 21 (2) : 323~351.
- Durkheim, E.(1952). *Suicide : A Study in Sociology*. Routledge & Kegan.
- Eisenberg, N., T. L. Spinrad, and A. Knafo-Noam, A(2015). "Prosocial Development". In M. E. Lamb and R. M. Lerner (Eds.) *Handbook of Child Psychology and Developmental Science : Socioemotional Processes*. John Wiley & Sons, Inc. pp.610~656.
- Friedan, B.(1963). *The Feminine Mystique*. W. W. Norton & Company, INC.
- Gibbs, J. P. and W. T. Martin(1958). "A Theory of Status Integration and Its Relationship to Suicide". *American Sociological Review* 23 : 140~147.
- Hamermesh, D. S. and N. M. Soss(1974). "An Economic Theory of Suicide". *Journal of Political Economy* 82 (1) : 83~98.
- Hartley, J. F.(1980). "The Impact of Unemployment Upon the Self-Esteem of Managers". *Journal of Occupational Psychology* 53 : 147~155.
- Im, K. S., M. Hashem Pesaran, and Y. C. Shin(2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics* 115 (1) : 53~74.
- Kanfer, R., C. R. Wanberg, and T. M. Kantrowitz(2001). "Job Search and Employment : A Personality-Motivational Analysis and Meta-Analytic Review". *The Journal of Applied Psychology* 86 (5) : 837~855.
- Kao, C.(1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data". *Journal of Econometrics* 90 (1) : 1~44.
- Koen, J., U-C. Klehe, A. E. M. van Vianen, J. Zikis, and A. Nauta(2010). "Job-Search Strategies and Reemployment Quality : The Impact of Career Adaptability". *Journal of Vocational Behavior* 77 (1) : 126~139.
- Levin A., C. F. Lin, and C. C. S. James(2002). "Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties". *Journal of Econometrics*

108 (1) : 1~24.

Maddala, G. S. and S. W. Wu(1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (S1) : 631~652.

Näher, A. F., C. Rummel-Kluge, and U. Hegerl(2020). "Associations of Suicide Rates With Socioeconomic Status and Social Isolation : Findings From Longitudinal Register and Census Data". *Frontiers in Psychiatry* 10 : 1~9.

OECD(2009). *Jobs for Youth/Des Emplois pour les Jeunes : Australia 2009*. OECD Publishing.

Pedroni, P.(1999). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (S1) : 653~670.

_____(2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". *Econometric Theory* 20 (3) : 597~625.

Piérard, E. and P. Grootendorst(2014) "Do Downturns Cause Desperation? The Effect of Economic Conditions on Suicide Rates in Canada". *Applied Economics* 46 (10) : 1081~1092.

Popham F.(2015). "Deprivation Is a Relative Concept? Absolutely!" *Journal of Epidemiology and Community Health* 69 (3) : 199~200.

Ruhm, C. J.(2000). "Are Recessions Good for Your Health?" *The Quarterly Journal of Economics* 115 (2) : 617~650.

Sampson, R. J. and W. B. Groves(1989). "Community Structure and Crime : Testing Social-Disorganization Theory". *American Journal of Sociology* 94 (4) : 774~802.

Shaw, R. J., B. Cullen, N. Graham, D. M. Lyall, D. Mackay, C. Okolie, R. Pearsall, J. Ward, A. John, and D. J. Smith(2021). "Living Alone, Loneliness and Lack of Emotional Support as Predictors of Suicide and Self-Harm : A Nine-Year Follow Up of the UK Biobank Cohort".

Journal of Affective Disorders 279 : 316~323.

Stack, S.(1987). "The Effect of Female Participation in the Labor Force on Suicide : A Time Series Analysis, 1948~1980". *Sociological Forum* 2 (2) : 257~277.

_____(1998). "Heavy Metal, Religiosity, and Suicide Acceptability". *Suicide & Life-Threatening Behavior* 28 (4) : 388~394.

Stumpf, S. A. and K. Hartman(1984). "Individual Exploration to Organizational Commitment or Withdrawal". *Academy of Management Journal* 27 (2) : 308~329.

Swinburne, P.(1981). "The Psychological Impact of Unemployment on Managers and Professional Staff". *Journal of Occupational Psychology* 54 : 47~64.

Tajfel, H. and J. C. Turner(1979). "An Integrative Theory of Intergroup Conflict". In W. G. Austin and S. Worchel (Eds.) *The Social Psychology of Intergroup Relations*. Monterey, CA : Brooks/Cole. pp.33~37.

Webber, C.(2007). "Revaluating Relative Deprivation Theory". *Theoretical Criminology* 11 (1) : 97~120.

WHO(2021). *Suicide Worldwide in 2019: Global Health Estimates*.

Ziersch, A. M., F. E. Baum, C. Macdougall, and C. Putland(2005). "Neighbourhood Life and Social Capital : The Implications for Health". *Social Science & Medicine* 60 (1) : 71~86.

[부록] 패널 단위근 및 공적분 검정결과

변수	유형	LLC	ADF	PP	Breitung
		H0 : Panel cointain uni t roots			
$\ln suicide^y$	수준변수	1.06713 (0.8570)	10.0366 (0.9999)	9.25905 (1.0000)	-4.99384 (0.0000)
	1차차분	-24.0958 (0.0000)	368.836 (0.0000)	369.918 (0.0000)	-9.45216 (0.0000)
$\ln suicide^m$	수준변수	1.36944 (0.9146)	10.2699 (0.9999)	11.5712 (0.9997)	-4.99322 (0.0000)
	1차차분	-20.6703 (0.0000)	321.080 (0.0000)	338.309 (0.0000)	-8.64839 (0.0000)
$\ln suicide^o$	수준변수	-2.79686 (0.0026)	32.0931 (0.4621)	35.3507 (0.3128)	-4.25929 (0.0000)
	1차차분	-22.0156 (0.0000)	345.942 (0.0000)	359.308 (0.0000)	-7.86494 (0.0000)
$\ln suicide^o$	수준변수	2.40027 (0.9918)	17.1509 (0.9851)	16.7428 (0.9878)	-1.65087 (0.0494)
	1차차분	-14.4620 (0.0000)	194.345 (0.0000)	436.347 (0.0000)	-7.99756 (0.0000)
$\ln unemp^y$	수준변수	0.95223 (0.8295)	11.4167 (0.9997)	10.2378 (0.9999)	-3.53144 (0.0002)
	1차차분	-19.5726 (0.0000)	303.078 (0.0000)	326.235 (0.0000)	-6.66619 (0.0000)
$\ln unemp^a$	수준변수	0.08293 (0.5330)	13.6135 (0.9982)	11.2621 (0.9997)	-1.67256 (0.0472)
	1차차분	-16.3326 (0.0000)	257.022 (0.0000)	292.840 (0.0000)	-6.54331 (0.0000)
$\ln temp$	수준변수	0.80764 (0.7904)	13.1867 (0.9987)	8.46635 (1.0000)	-2.25796 (0.0120)
	1차차분	-19.7972 (0.0000)	317.080 (0.0000)	319.488 (0.0000)	-5.29145 (0.0000)
$\ln grdp$	수준변수	23.0081 (1.0000)	3.23064 (1.0000)	0.04294 (1.0000)	1.94466 (0.9741)
	1차차분	-5.58039 (0.0000)	81.2175 (0.0000)	100.221 (0.0000)	-3.98151 (0.0000)
$\ln cpi$	수준변수	6.00819 (1.0000)	3.17829 (1.0000)	0.00301 (1.0000)	10.1014 (1.0000)
	1차차분	-5.84597 (0.0000)	67.5146 (0.0000)	71.6373 (0.0000)	-9.72653 (0.0000)

변수	유형	LLC	ADF	PP	Breitung
	H0 : Panel cointain uni t roots				
lnpov	수준변수	4.21959 (1.0000)	6.87190 (1.0000)	6.85702 (1.0000)	4.52818 (1.0000)
	1차차분	-10.9777 (0.0000)	154.197 (0.0000)	152.455 (0.0000)	-5.32705 (0.0000)
lndiv	수준변수	-7.23895 (0.0000)	103.321 (0.0000)	116.137 (0.0000)	1.33699 (0.9094)
	1차차분	-17.3385 (0.0000)	286.047 (0.0000)	327.870 (0.0000)	-2.30097 (0.0107)
lnfem	수준변수	3.44477 (0.9997)	7.05406 (1.0000)	7.49278 (1.0000)	-0.01787 (0.4929)
	1차차분	-13.4257 (0.0000)	197.002 (0.0000)	218.311 (0.0000)	-6.74077 (0.0000)

주 : 1) () 내의 수치는 유의수준을 의미.
 2) 원변수(수준변수)에서는 단위근을 갖고 있으나 1차차분 적용 시 단위근이 사라지는 변수를 I(1) 변수로 명함.

유형	청년	중년	장년	노년
	statistic	statistic	statistic	statistic
Kao 공적분 검정(H0 : No cointegration)				
Modified Dickey-Fuller t	-8.5509***	-7.3357**	-4.5437***	-2.1950**
Dickey-Fuller t	-8.7174***	-8.2454***	-6.5922***	-3.8746***
Augmented Dickey-Fuller t	-2.9766***	-5.1883***	-3.7496***	-1.1960
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-11.9504***	-12.4311***	-12.8099***	-8.9917***
Unadjusted Dickey-Fuller t	-0.4410***	-9.5276***	-9.4298***	-6.8329***
Pedroni 공적분 검정(H0 : No cointegration)				
Modified Phillips-Perron t	4.3381***	4.6640***	4.5310***	4.8839***
Phillips-Perron t	-10.4990***	-8.5413***	-10.5443**	-11.3470***
Augmented Dickey-Fuller t	-9.0410***	-7.6235***	-8.6593***	-8.0813***

주 : 1) * p<0.1, * p<0.05, *** p<0.01.
 2) 공적분 검정시 확정적인 추세를 고려하지는 않았음. 추세 반영이 가능한 Pedroni 공적분 검정을 수행하여도 통계적으로 유의함을 확인.

The Long-term Relationship between Job Instability and Suicide Rate : The Comparisons of Population Groups

Tak, Hyun-sam · Cha, Jun-ho · Son, Jong Chil

This study investigates a comparative analysis across population groups on the effect of two job instability variables, unemployment rate and non-regular worker rate, on suicide rate in Korea. For the task, a panel FMOLS cointegration regression, having advantages in identifying long-term and stable correlations, is applied on yearly metropolitan city-level panel data from 2003 to 2020, controlling other social and economic factors. The estimation results overall indicate that the effects of unemployment and non-regular workers on the suicide rate of young people show a stark contrast. That is, the rise in the non-regular employment rate has an increasing effect on the suicide rates of all age groups, while the effects of the unemployment rate is different across age groups. In the case of the young generation, the unemployment rate has a decreasing effect on the suicide rate, while in the case of the middle-aged and older generations, the variable increases the suicide rate as does the non-regular employment rate. Particularly, the different effects of two job instability variables on suicide rate of young generation are consistent to what was found in several previous studies

Keywords : youth suicide rate, youth unemployment, job insecurity, FMOLS