

노동정책연구  
2025. 제25권 제4호 pp.1~24  
한국노동연구원  
<http://doi.org/10.22914/jlp.2025.25.4.001>

연구 논문

## 출산율을 사회통합의 대리 지표로 본 실업-자살 관계의 이질성\*

탁현삼\*\*

낮은 출산율은 정책적으로 반드시 해결해야 할 과제인 동시에, 한 사회가 직면한 낮은 사회적 신뢰와 사회적 자본, 병폐적 구조를 대리하는 결과변수이기도 하다. 그러나 기존의 연구들은 출산율을 주로 종속변수로 투입하여, 출산율이 독립변수로 어떻게 기능하는지는 알기 어려웠다. 이 연구는 출산율을 한 사회의 통합 수준과 병폐적 구조를 대리할 수 있는 변수로 투입할 수 있음을 제안한다. 구체적으로 179개국의 거시 수준 패널 데이터를 활용해 실업률과 합계출산율이 자살에 미치는 영향을 분석하였다. 연구결과, 출산율이 높은 국가에서 상대적으로 실업이 자살에 미치는 부정적인 효과가 완화되는 양상을 볼 수 있다. 실업률 대신 청년실업률 변수를 투입해도 이 결과는 강건하게 유지된다. 한국 사회는 2023년 기준 0.7명 대의 출산율을 기록하고 있다. 이 연구의 결과는 우리나라 사회가 실업률의 증가와 같은 경제적 위기에 더욱 민감하게 반응하는 구조에 있음을 시사한다. 따라서, 단순히 노동정책, 경제정책 측면에서 실업률을 관리해야 할 필요뿐만 아니라 자살을 예방하는 정책적 차원에서 실업률을 관리해야 할 필요가 있음을 제안한다. 또한, 본질적인 문제 해결을 위해 출산율을 적정 수준 이상으로 반드시 끌어올릴 필요가 있다.

핵심용어 : 실업, 합계출산율, 자살률, 패널분석

논문접수일 : 2025년 7월 3일, 심사의뢰일 : 2025년 7월 8일, 심사완료일 : 2025년 9월 8일

\* 연구에 활용된 replication code와 raw data & 추출 코드는 저자 개인 홈페이지의 Curriculum Vitae에서 확인 가능합니다(<https://hyeonsam.github.io/hyeonsamtak/>). 혹여 연구에 존재하는 오류는 전적으로 저자의 책임입니다.

\*\* 한국개발연구원 경제전망실 Research Assistant(hyeonsam.tak@gmail.com)

## I. 서론

우리나라의 2023년 기준 합계출산율은 0.75명으로 전 세계 최하위권이다. 저출산 시대를 넘어 초저출산 시대로 진입한 현 상황에서 다양한 학문 분야를 막론하고 많은 학자들이 인구 감소, 저출산이 경제성장과 산업구조에 미치는 부정적 요인, 혹은 저출산의 극복 방안과 원인 분석에 집중하고 있다. 물론 출산 변수는 경제구조에 결정적인 영향을 끼치는 변수이자 우리나라가 시급히 해결해야 할 문제로 이러한 접근은 타당하다. 하지만 출산율이 한 사회의 신뢰, 사회적 자본을 대리하는 결과적인 측면의 변수라는 사실 또한 명심할 필요가 있다. 즉, 저출산 문제는 한 사회의 병폐적인 문제점을 대리하는 결과적인 변수라는 것이다. 다시 말해, 낮은 출산율은 사회 구성원 간 신뢰와 사회적 자본의 수준이 낮을 수 있음을 의미하며, 이는 사회 구성원들에게 다양한 방식으로 영향을 미치는 핵심 독립변수로 작용할 수 있다.

한국 사회는 OECD 국가 중 가장 높은 자살률과 가장 낮은 출산율을 동시에 보인다. 이러한 현상은 단순한 인구학적 문제를 넘어 사회 전반의 심각한 병리적 신호로 해석될 수 있다. 이에 본 연구는 출산율을 인구학적 변수로만 한정 짓지 않고, 사회적 신뢰와 사회통합의 수준을 반영하는 중요한 대리 지표로 바라볼 것을 제안한다. 개인이 아이를 낳으려는 선택은 해당 사회 구성원들이 느끼는 상호 신뢰, 사회적 안정감, 연대 의식과 밀접한 관계가 있기 때문이다(Aassve et al., 2021). 또한, 사회적 신뢰, 사회적 자본이 부족한 국가에서는 일반적으로 출산율 감소와 자살률 증가가 나타나는 경향이 관찰된다(Stack, 1980). 이는 출산 결정이 개인의 선택, 가족의 경제적 상황에만 좌우되는 것이 아니라, 공동체에 대한 믿음과 사회에 대한 긍정적 기대에도 크게 영향을 받는다는 사실을 시사한다. 따라서 한국 사회가 경험하는 급격한 출산율 저하는 단순한 경제적 요인의 결과일 뿐 아니라, 사회적 유대와 신뢰의 전반적인 약화를 나타내는 지표이자 사회 전반의 깊은 신뢰 위기와 통합 결여를 드러내는 신호로 볼 수 있다. 특히 사회 자본 측면에서 우리나라는 공동체 연결망과 참여도가 약한 나라로 평가된다. OECD의 『How's

Life? 2015』 기준 한국은 회원국 중 하위권을 기록했는데, 이는 1인 가구 급증과 이웃 간 교류 감소 등을 반영한 결과로 볼 수 있다. 구체적으로 “위기 시 의지할 사람이 있다”고 답한 응답자 비율이 한국은 약 72~77%로, 나머지 OECD 국가의 최소 수치인 88%, 상위권 수치인 95~97%보다 크게 낮은 양상을 보였다. 특히 『How’s Life? 2020』 기준 50대 이상 한국인의 경우 63%만 가까운 사람의 도움을 받을 수 있다고 답해 OECD 최저 수준이었다.

그렇다면 출산율 수준에 따라 경제위기, 가령 실업률 상승 시 나타나는 자살률의 반응이 달라질 수 있을까? 기존 연구들은 주로 실업률과 자살률의 직접적인 상관관계 혹은 출산 의향, 출산 여부가 자살, 자살 의향에 미치는 개별적 영향만을 분석하는 경향을 보여왔다. 다시 말해, 출산율이라는 사회통합의 구조적 지표와 실업률이라는 경제적 스트레스 요인이 자살률에 미치는 영향을 체계적으로 분석한 연구는 매우 드물다. 예컨대 Nordt et al.(2015)은 63개국의 패널 자료를 활용해 실업률이 1%p 상승할 때 자살 위험이 약 20~30% 증가한다는 점을 보고하였으나, 출산율과 같은 인구 구조적 변수의 맥락을 함께 고려하지 않았다는 한계가 있다(Nordt et al., 2015). 또한 다수의 연구에서 자녀의 유무에 따라 개인의 자살 생각이 달라진다는 사실을 보고하고 있음에도 불구하고, 국가 차원의 출산율을 독립변수로 설정하여 경제적 충격과 자살 위험 간 관계를 탐색한 연구는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 거시(사회적 통합과 신뢰), 중간(가족 기능과 지역사회 유대), 그리고 개인(경제적 스트레스와 좌절된 소속감) 수준을 반영하는 이론적 틀을 토대로 World Bank의 데이터를 패널 데이터 형태로 가공해 실증분석을 수행하고자 한다.

## II. 이론적 배경

자살은 개별 수준에서의 심리적 취약성뿐 아니라 가족 및 지역사회와 같은 중간 수준의 환경적 요인, 나아가 사회 전체의 거시적 맥락과 연관되어 탐구될 필요가 있다(Durkheim, 1951). 지금까지의 자살 연구는 주로 실업이나 정신건강과 같은 개별 요인의 직접적 영향에 집중하여, 자살률의 변화를 단편적으로 분석하는 경향

이 있었다. 이에 발달심리학자 브론펜브레너(Urie Bronfenbrenner)의 생태체계 이론(ecological systems theory)을 생각해 볼 수 있는데, 그는 인간 발달이 개인을 직접 둘러싼 가족·친구 등 미시체계에서부터 학교·지역사회와 같은 중간체계, 더 나아가 사회 문화적 가치와 정책을 포함한 거시체계에 이르는 다층 구조에서 이루어진다고 설명하였다(Bronfenbrenner, 1979). 브론펜브레너의 이론은 이후 공중보건 분야의 McLeroy et al.(1988)에 의해 사회생태학적 모델(social ecological model)로 확장되어, 개인의 행동이 개인적 요인은 물론, 주변 사람들과의 대인관계, 지역사회 환경, 국가 정책 등 다양한 수준의 맥락에서 동시에 이해되고 분석되어야 한다는 이론적 틀로 자리 잡았다(McLeroy et al., 1988).

한편, 머튼(R. Merton) 또한 지나치게 추상적이거나 구체적인 사례에만 집중했던 연구의 한계를 지적하며, 사회현상을 설명할 수 있는 중범위 이론(middle-range theories)의 필요성을 제안하였다(Merton, 1968). 또한 콜먼(J. Coleman)은 미시적 수준의 개인 행위가 집합되어 어떻게 거시적 사회구조로 이어지는지의 연결고리를 이론적으로 제시하여, 개별 수준과 구조적 수준을 연결하는 방법을 발전시켰다(Coleman, 1990). 본 연구는 이와 같은 거시-중간-개인의 구조를 모두 고려한 이론적 틀을 활용하여, 출산율이 어떻게 사회적 신뢰 및 통합의 수준을 대리하고, 실업이 자살률에 미치는 영향을 어떻게 조절하는지를 규명하고자 한다.

## 1. 거시 수준 : 사회적 통합과 출산

출산은 단순한 인구학적 지표일 뿐 아니라 사회적 통합, 사회적 자본 및 제도적 신뢰와 같은 사회 구조적 특성과 밀접히 연결되어 발생하는 사회적 현상이다(Aassve et al., 2016; Lesthaeghe, 2010). 전통적인 인구학적 접근에서 출산은 개인의 합리적 선택, 경제적 상황의 결과로 설명되어 왔으나, 최근 연구들은 사회적 맥락과 구조적 조건이 출산 선택에 영향을 미친다는 점을 강조하고 있다(Aassve et al., 2020). 특히, 출산율이 높은 사회에서는 일반적으로 가족과 공동체 중심의 가치관이 지배적이며, 강력한 사회적 유대와 안정적인 사회적 지원 네트워크를 특징으로 한다(Lesthaeghe, 2010).

이러한 환경에서는 개인이 경제적 불확실성 속에서도 미래에 대한 신뢰, 사회적 지원에 대한 기대를 보이기 때문에 비교적 자녀 출산을 선택하기 쉬워진다

(Putnam, 2000). 구체적으로, 사회적 자본이 풍부한 사회일수록 지역 공동체와 이웃 간의 비공식적 네트워크가 활성화되어 있어, 육아와 양육 부담을 효과적으로 분담하고 사회적 연대를 강화하게 된다(Aassve et al., 2021; Putnam, 2000). 반면, 출산율이 낮은 사회는 개인주의적 가치관의 심화와 함께 사회적 유대와 신뢰가 약화되면서 공동체 참여와 지역사회 지원이 감소하는 구조를 가진다(Lesthaeghe, 2010). 가령, Andrés(2005)는 유럽 15개국의 패널 데이터를 분석하여, 다양한 사회경제적 요인들을 통제한 후에도 출산율이 높은 국가일수록 남성과 여성 모두의 자살률이 통계적으로 유의미하게 낮아지는 경향을 확인했다. 그는 이러한 결과가 Durkheim의 고전적 이론과 일치한다고 해석하며, 출산율이 가족 유대와 사회적 통합의 강도를 반영하는 중요한 지표로 기능하기 때문이라고 설명했다.

정리하면, 거시적 차원에서 출산율은 단순히 인구 재생산의 기능을 넘어, 한 사회의 근원적인 사회적 결속(social cohesion)과 통합의 정도를 간접적으로 보여주는 사회적 현상이라고 볼 수 있다.

## 2. 중간 수준 : 가족 기능과 지역사회 유대

거시 수준의 사회적 통합이 자살률에 미치는 영향을 이해했다면, 이제는 한 단계 더 내려와 중간 수준인 가족과 지역사회라는 보다 구체적이고 직접적인 사회적 맥락을 검토할 필요가 있다. 가족과 지역사회는 개인의 심리·사회적 안정을 결정짓는 중요한 환경으로, 실업률과 같은 거시적 충격을 어떻게 받아들이는지에 대한 핵심적인 완충 지대로 기능한다.

특히 이 단계에서는 Olson의 순환 모델(circumplex model)과 공동체 유대(community cohesion)의 개념을 살펴볼 필요가 있다. 우선, Olson의 순환 모델은 가족을 단순한 혈연 집단으로 보지 않고, 정서적 지지와 보호를 통해 개인의 발달과 적응을 가능케 하는 사회적 단위로 인식한다. Olson(1993)에 따르면, 가족 기능은 응집성(cohesion), 적응성(adaptability)이라는 두 핵심 차원으로 평가되는데, 각 차원이 중간 수준에서 균형을 이룰수록 가족 구성원의 정신건강이 증진된다. 특히 응집성은 구성원들이 서로 얼마나 가깝게 연결되고 정서적 지지를 제공하는지의 척도로, 응집성이 적절한 수준일 때 개인이 스트레스와 같은 외부

충격을 효과적으로 극복할 수 있게 된다(Olson et al., 1989; Conger et al., 1994). 이러한 관점에서 보면, 사회가 구성원을 보호하는 방식은 그 사회의 가족 유대 강도와 밀접하게 연관된다. 가령 자녀의 존재는 부모의 자살 위험을 억제하는 요인으로 작용하는데(Linehan et al., 1983), 덴마크의 데이터를 이용한 연구는 자녀를 양육하는 사실이, 특히 여성에게서 중년기 자살 위험을 통계적으로 유의미하게 낮춘다는 점을 보여주었다(Agerbo, 2005). 이러한 결과의 원인으로는 자녀의 존재가 부모에게 제공하는 정서적 이점의 효과를 생각해 볼 수 있다. 가족과 자녀의 존재는 개인에게 소속감과 유대감을 부여하며, 이는 과도한 개인주의나 사회적 고립으로부터 발생하는 이기적 자살(egoistic suicide)을 억제하기 때문이다. 이러한 맥락에서 보면 출산율이 낮은 사회에서는 1인 가구 비율이 높아져 가족의 보호 기능이 약화될 수 있다. 실제로 Kposowa(2001)에 따르면, 타인과 함께 거주하는 사람에 비해 혼자 거주하는 개인의 자살 위험이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 그는 이러한 결과가 사회적 고립이 자살의 위험 요인이 될 수 있음을 시사한다고 해석하였다. 정리하면, 가족 규모의 축소와 1인 가구의 증가는 실업과 같은 위기 상황에서 개인이 경험하는 사회적 고립을 심화시켜 자살 취약성을 높이는 배경으로 작용할 수 있다.

둘째, 지역사회의 유대는 지역사회 차원에서의 비공식적 상호작용과 관계망의 정도를 나타낸다. 공동체 유대가 강한 지역사회에서는 이웃 간 신뢰와 호혜적 교류가 활발하게 이루어지며, 이는 개인이 위기 상황에 처했을 때 경제적·정서적 지원망으로 작동한다(Putnam, 2000). 출산율이 높은 국가의 지역사회에서는 가족 단위를 중심으로 학교·보육시설과 같은 다양한 공동체 활동이 활발하게 유지되며, 이를 통해 사회적 관계망이 강화된다. 가령 지역사회 내에서 부모들은 자녀 교육이나 양육을 매개로 상호 교류와 협력을 통해 공동체의 사회적 자본을 축적하는데, 이는 위기 상황에서 공동체 구성원들이 서로 지원을 주고받는 비공식적 사회적 안전망의 기반으로 작용한다(Coleman, 1988). 반면 출산율이 낮아질수록 지역사회 내에서 자녀를 매개로 한 상호작용과 공동체 참여 기회가 감소하고, 이로 인해 지역사회 관계망이 축소될 위험성이 있다. 예컨대, 아이가 없는 개인은 지역사회 행사나 학교 기반 활동에서 소외되기 쉬워 사회적 고립감과 소속감 결핍을 경험할 가능성이 크다. 이러한 사회적 지지망의 약화는 개인의 정신건강에 부정적인 영향을 미치고 스트레스에 대한 완충 효과를 감소시키는데(Kawachi et

al., 2008), 특히 경제적 위기 시기에는 개인의 자살 위험을 증폭시키는 요인으로 작용할 수 있다.

종합하면, 중간 수준에서 가족 기능과 공동체의 유대는 개인이 겪는 경제적·사회적 위기를 효과적으로 관리하고 극복하는 데 효과적이다. 출산율이 높은 사회에서는 가족과 지역사회를 통한 사회적 지원망이 실업률 증가와 같은 부정적인 충격의 여파를 완화하는 반면, 출산율이 낮은 사회에서는 사회적 지지망의 약화로 인해 실업률 증가가 개인에게 직접적이고 치명적인 스트레스로 작용하여 자살 위험을 높일 수 있다.

### 3. 개인 수준 : 개인의 소속감 상실과 경제적 스트레스

거시·중간 수준의 요인이 사회적 맥락과 가족 및 지역 공동체라는 환경을 조성한다면, 최종적으로 이들이 미치는 영향은 개인 수준의 심리적 기제를 통해 현실화된다. 개인 수준에서는 Family Stress Model과 좌절된 소속감(thwarted belongingness) 개념을 통해 실업률과 자살률 간 관계에서 출산율의 영향을 파악할 수 있다.

우선, 개인 수준에서의 대표적 이론적 틀인 Family Stress Model에 따르면, 실업은 개인에게 직접적인 재정적 압박을 가할 뿐 아니라 심리적 스트레스의 급격한 증가를 유발하여 정신건강을 악화시킨다(Conger et al., 1994). 나아가, 실업으로 인해 개인이 겪는 경제적 어려움은 자존감 저하, 우울 증상 증가, 무력감 증대와 같은 심리적 고통을 통해 개인의 자살 위험을 높이는 것으로 알려져 있다(Platt, 1984). 그러나 이러한 경제적 스트레스의 영향을 개인이 어떻게 감내하고 극복할 수 있는지는 직업을 잃어도 유지되는 개인의 다른 역할에 따라 크게 달라질 수 있다. 특히, 부모나 배우자로서의 역할과 그로부터 파생되는 강한 유대감 및 책임감은 개인에게 삶의 의미와 목적의식을 부여하며, 이는 실업으로 인한 심리적 불안을 완화하고 극단적 선택을 막는 핵심적인 보호 기제로 작용한다(Conger and Elder, 1994). 반면, 이러한 역할이 부재하거나 약화된 개인의 경우, 경제적 스트레스의 부정적 영향은 더욱 증폭되어 나타난다. 실업과 자살 간의 관계를 분석한 연구들은 사회적 고립(social isolation)이 실업의 부정적 결과를 악화시키는 중요한 맥락적 요인임을 강조한다. 특히 배우자나 자녀가 없는 1인 가

구는 경제적 어려움과 심리적 좌절을 공유할 일차적 관계망이 부재하여, 경제적 압박이 온전히 개인에게 집중되고 이는 심각한 정신적 위기로 이어질 가능성이 크다(Blakely et al., 2003; Pearlin et al., 1981). 실업과 같은 스트레스 요인(stressor)이 개인의 정신건강에 미치는 영향은 사회적 자원(social resources)의 가용성에 따라 달라지기 때문이다.

개인 수준에서 또 다른 중요한 개념은 Joiner(2005)의 좌절된 소속감(thwarted belongingness)이다. 이 이론에 따르면, 개인이 자살을 생각하거나 행동으로 옮기게 되는 핵심적 심리 기제는 ‘내가 어디에도 속해 있지 않다’는 사회적 고립감으로부터 비롯된다(Joiner, 2005; Van Orden et al., 2010). 다시 말해, 개인이 소속감이나 공동체에 대한 연결감을 경험하지 못할 때 자살 충동과 행동이 증가할 위험이 높아진다는 것이다. 출산율이 높은 사회에서는 가족이라는 일차적 사회집단을 통한 소속감과 의미 부여가 일상적으로 이루어지며, 자녀 양육과 가족 부양의 책임감이 개인에게 지속적인 소속감을 부여한다. 반면 출산율이 낮은 사회는 가족 규모의 축소로 인해 소속감을 느낄 수 있는 기회가 현저히 감소하며, 개인의 좌절된 소속감이 심화될 수 있다. 특히 실업과 같은 소속감의 위기를 겪을 때, 개인이 가족이나 지역사회에 일원으로서 느끼는 정서적 연결감이나 소속감이 부재하면 ‘나는 누구에게도 필요하지 않고 도움을 받을 곳이 없다’는 극단적인 인식으로 쉽게 연결될 수 있다(Kawachi et al., 2008).

심리학자들의 의견 또한 흥미롭다. 발달심리학자 Erikson은 인간이 중년기에 접어들면 ‘생성감(generativity)’ 대 ‘침체(stagnation)’의 갈등을 겪는다고 보았다(Erikson, 1964). 이때, 생성감이란 다음 세대를 돌보려는 능력과 욕구를 의미하며, 에릭슨은 가장 중요한 사건은 ‘양육(parenting)’이라고 지적하였다. 즉 성인기에 자녀를 양육하는 활동을 통해 사회에 대한 생산적 기여를 이루면 정신적 안녕감과 자아존중감이 높아지지만, 그렇지 못할 경우 침체감이나 무력감을 느끼게 된다. 실직으로 인해 사회적 생산 활동이 중단된 상황에서도 부모로서 자녀를 돌보고 사회에 공헌하고 있다는 생성감을 유지한다면, 비록 일자리 상실로 인한 상실감은 있더라도 삶의 목적과 자기 효능감을 계속 느낄 수 있게 되기 때문이다. 같은 맥락으로, 사회심리학자 Jahoda는 실업이 정신건강에 악영향을 미치는 이유를 일자리 상실로 인한 여러 잠재적 기능의 박탈에서 찾았다(Jahoda, 1982). 직장은 단순히 경제적 보상뿐 아니라 시간 구조 부여, 정기적인 사회적 접촉, 목표의

식, 개인적 정체성과 지위 등 다양한 잠재적 정신, 사회적 기능을 제공하며, 실직 시 이러한 긍정적 기능들이 상실되어 정신건강이 악화된다는 것이다. 하지만 부모로서의 역할은 일부 기능을 보완해 줄 수 있다. 예를 들어, 자녀를 돌보는 일상은 실질적으로 무너진 하루 일과의 구조(time structure)를 어느 정도 되찾아주고, 학교 행사나 지역 육아 모임 등을 통해 사회적 접촉과 활동성(collective purpose)을 이어나가게 하며, 직장에서의 지위를 잃었더라도 부모라는 새로운 사회적 역할과 정체성을 부여함으로써 삶의 목적의식을 유지하도록 도울 수 있다.

### III. 데이터 출처와 연구방법

이 연구는 World Bank의 World Development Indicators 데이터를 국가별 패널 데이터의 형태로 가공하여 분석한다. 호출한 변수의 명칭과 변수의 구체적인 설명은 <표 1>과 같으며 호출한 연도의 범위는 1950~2023년이다.

이 연구에서 종속변수로 활용하는 자살률은 분포가 긴 오른쪽 꼬리를 갖는 형태를 가지고 있다. 따라서 일반적인 Pooled OLS, RE, FE 분석만으로 강건한 결과를 도출하기에는 무리가 있다. 따라서 단순히 자살률 원변수를 종속변수로 투입하여 모형을 설정하기보다는 원변숫값에 1을 더한 후, 로그 선형 모형의 형태로 바꾸는 방식, 그리고 강건성 검정의 일환으로 inverse hyperbolic sine(IHS) transformation을 활용한다. 우선, Breusch-Pagan LM 검정결과 모든 경우에 Pooled OLS보다 RE가 우수한 모형으로, Hausman 검정결과 FE 모형이 셋 중 가장 우수한 모형으로 나타나 모든 추정 모델은 강건한 표준오차(군집 표준오차)를 활용한 FE 모형으로 결정하였다. 국가 내의 이분산성과 자기상관이 존재해도 추정량의 표준오차가 일관성 있게 계산된다는 점에서 이러한 접근은 타당하다고 하겠다.

〈표 1〉 변수 호출코드, 명칭과 설명

WB 호출코드	변수명	정의
NY.GDP.PCAP.CD	1인당 GDP	GDP per capita (current US\$)
NY.GDP.MKTP.KD.ZG	전년동기대비 경제성장(%)	GDP growth
SP.DYN.TFRT.IN	합계출산율	fertility rate, total (births per woman)
SL.UEM.TOTL.ZS	실업률(ILO 추정)	unemployment, total(% of total labor force)
SL.UEM.1524.NE.ZS	청년실업률(15~24세)	unemployment, youth total (% of total labor force ages 15~24)
SH.STA.SUIC.P5	10만 명당 자살률	suicide mortality rate(per 100,000 population)
EN.POP.DNST	인구밀도	population density (people per sq. km of land area)
SL.TLF.ACTI.FE.ZS	여성 경제활동 참여율 (15~64세, ILO 추정)	labor force participation rate, female(% of female population ages 15~4)
SP.URB.TOTL.IN.ZS	도시화율	urban population(% of total population)
SP.POP.65UP.TO.ZS	노인인구 비중 (65세 이상)	population ages 65 and above(% of total population)

주: 청년실업률을 실업률 대신 투입해도 실증분석 파트와 동일한 결과를 얻을 수 있으나, 지면의 분량을 고려하여 결과표는 제시하지 않았음.

추가적으로, T 연도의 출산율은 대체로 T-n 연도에 결정되는 경향이 있는데, 이를 고려하여 T기의 출산율만을 독립변수로 투입하지 않고 T-1기, T-2기, T-3기, 그리고 T-1기, T-2기, T-3기의 이동평균 3MA 변수를 각각 추가적으로 투입하여 강건성을 검증한다. 〈표 2〉와 〈표 3〉에 각각 Ln(자살률+1), IHS 변환 자살률을 종속변수로, 독립변수인 출산율의 경우 시차를 바꿔가며 투입한 분석결과를 제시하였다. 추가적으로, 출산율과 자살률은 공통의 비관측 요인(사회적 통합/병폐)의 영향을 받는 결과변수일 수 있어 내생성 우려가 존재한다. 따라서 본 연구는 〈표 4〉를 통해 (i) 국가·연도 고정효과와 국가별 선형추세를 포함하여 시간불변 국가별 특성, 공통 연도충격, 느린 공변추세를 제거하고, (ii) Mundlak 분해를 통

해 각 국가의 장기수준 출산율과 단기 편차의 효과를 분리하여 <표 2>, <표 3>의 결과가 유지되는지 검정한다. 또한, T+1기, T+2기, T+3기, 그리고 해당 변수들의 3MA 값을 투입해 플라시보 검정을 수행하여 실제 과거의 출산율이 자살률에 미치는 영향이 존재하는지, 미래 출산율의 영향은 없는지를 <표 5>를 통해 확인한다. 마지막으로, <표 6>을 통해 자살률을 독립변수로, 출산율을 종속변수로 투입해 역인과성이 존재하는지 확인한다. 만약 출산율을 종속변수로 한 모델에서 실업률×자살률의 상호작용항이 유의하다면 이 연구의 핵심 내용인, 출산율의 수준에 따라 실업이 자살에 미치는 영향이 다르다는 것을 강건하게 입증할 수 없기 때문이다.

#### IV. 연구결과

<표 2> 주요 연구결과(1)

DV : 자살률	출산율 T 적용	출산율 T-1 적용	출산율 T-2 적용	출산율 T-3 적용	출산율 3MA(L) 적용
주 효과					
실업률	.0222*** (.0053)	.0232*** (.0052)	.0239*** (.0052)	.0242** (.0051)	.0235** (.0052)
ln(인당 GDP)	-.0234 (.0210)	-.0251 (.0209)	-.0277 (.0208)	-.0309 (.0208)	-.0258 (.0209)
경제성장	.0012* (.0005)	.0011* (.0005)	.0011* (.0005)	.0011* (.0005)	.0011* (.0005)
ln(인구밀도)	-.1365 (.1622)	-.1433 (.1603)	-.1464 (.1586)	-.1467 (.1572)	-.1456 (.1597)
노인인구 비중	-.0077 (.0130)	-.0075 (.0130)	-.0070 (.0130)	-.0065 (.0130)	-.0073 (.0130)
여성 경제활동 참여	-.0034 (.0021)	-.0035 (.0021)	-.0035 (.0021)	-.0036 (.0021)	-.0035 (.0021)
도시화율	.0014 (.0036)	.0013 (.0036)	.0012 (.0035)	.0011 (.0035)	.0012 (.0036)
출산율 (T, T-n, 3MA)	-.0294 (.0300)	-.0332 (.0294)	-.0364 (.0290)	-.0401 (.0285)	-.0351 (.0295)
추세항	-.0026 (.0044)	-.0026 (.0044)	-.0026 (.0044)	-.0026 (.0044)	-.0026 (.0044)

〈표 2〉의 계속

DV : 자살률	출산율 T 적용	출산율 T-1 적용	출산율 T-2 적용	출산율 T-3 적용	출산율 3MA(L) 적용
상호작용항					
실업률×출산율	<b>-0.0049**</b> (.0019)	<b>-0.0052**</b> (.0018)	<b>-0.0055**</b> (.0017)	<b>-0.0056**</b> (.0017)	<b>-0.0054**</b> (.0018)
N	3,860	3,860	3,860	3,860	3,860
Groups	179	179	179	179	179

- 주: 1) \*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05.  
 2) 소괄호 내의 수치는 Robust Std. Err.  
 3) 모든 모형은 Robust Std. Err를 적용한 고정효과 모델임.  
 4) ln(자살률+1)을 종속변수로 적용.

〈표 3〉 주요 연구결과(II)

DV : 자살률	출산율 T 적용	출산율 T-1 적용	출산율 T-2 적용	출산율 T-3 적용	출산율 3MA(L) 적용
주 효과					
실업률	<b>.0245***</b> (.0062)	<b>.0256***</b> (.0061)	<b>.0265***</b> (.0060)	<b>.0268***</b> (.0059)	<b>.0260***</b> (.0061)
ln(인당 GDP)	-.0238 (.0246)	-.0255 (.0245)	-.0282 (.0244)	-.0316 (.0244)	-.0263 (.0245)
경제성장	.0014* (.0006)	.0013* (.0006)	.0013* (.0006)	.0013* (.0006)	.0013* (.0006)
ln(인구밀도)	-.1601 (.1929)	-.1672 (.1908)	-.1703 (.1890)	-.1704 (.1873)	-.1696 (.1902)
노인인구 비중	-.0075 (.0146)	-.0072 (.0146)	-.0067 (.0145)	-.0062 (.0145)	-.0070 (.0145)
여성 경제활동 참여	-.0040 (.0024)	-.0040 (.0024)	-.0041 (.0024)	-.0042 (.0024)	-.0040 (.0024)
도시화율	.0008 (.0042)	.0007 (.0042)	.0006 (.0041)	.0005 (.0042)	.0007 (.0041)
출산율 (T, T-n, 3MA)	<b>-.0304</b> (.0346)	<b>-.0341</b> (.0340)	<b>-.0372</b> (.0336)	<b>-.0410</b> (.0330)	<b>-.0360</b> (.0341)
추세항	-.0027 (.0052)	-.0028 (.0052)	-.0028 (.0052)	-.0028 (.0052)	-.0028 (.0052)
상호작용항					
실업률×출산율	<b>-0.0053*</b> (.0021)	<b>-0.0057**</b> (.0021)	<b>-0.0060**</b> (.0020)	<b>-0.0061**</b> (.0019)	<b>-0.0058**</b> (.0020)
N	3,860	3,860	3,860	3,860	3,860
Groups	179	179	179	179	179

- 주: 1) \*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05.  
 2) 소괄호 내의 수치는 Robust Std. Err.  
 3) 모든 모형은 Robust Std. Err를 적용한 고정효과 모델임.  
 4) IHS 변환 자살률을 종속변수로 적용.

〈표 4〉 강건성 검정(Mundlak 분해)

DV : 자살률	ln(자살률+1)	IHS 변환 자살률
주 효과		
실업률	<b>.0090*</b> (.0039)	<b>.0098*</b> (.0046)
ln(인당 GDP)	-.0211 (.0226)	-.0261 (.0267)
경제성장	-.0007 (.0003)	-.0007 (.0004)
ln(인구밀도)	-.0860 (.2012)	-.0735 (.2461)
노인인구 비중	.0151 (.0121)	.0179 (.0139)
여성 경제활동 참여	-.0019 (.0018)	-.0020 (.0021)
도시화율	-.0018 (.0093)	-.0034 (.0103)
$F_{dev}$	.0253 (.0404)	.0399 (.0507)
상호작용항		
실업률 $\times \bar{F}$	<b>-.0024*</b> (.0011)	<b>-.0028*</b> (.0014)
실업률 $\times F_{dev}$	<b>-.0040</b> (.0024)	<b>-.0051</b> (.0029)
N	3,860	3,860
Groups	179	179

주 : 1) \*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05.  
 2) 소괄호 내의 수치는 Robust Std. Err.  
 3) 추세항과 국가 ID의 상호작용항을 포함하여 국가별로 서로 다른 선형추세를 통제하였음.

〈표 5〉 플라시보 검정

DV : 자살률	출산율 T+1 적용	출산율 T+2 적용	출산율 T+3 적용	출산율 3MA(F) 적용
(1) Ln(자살률+1) 변수를 종속변수로 투입				
실업률 $\times$ 출산율	-.0018 (.0012) <b>[0.145]</b>	-.0015 (.0013) <b>[0.240]</b>	-.0016 (.0014) <b>[0.237]</b>	-.0017 (.0013) <b>[0.198]</b>

〈표 5〉의 계속

DV : 자살률	출산율 T+1 적용	출산율 T+2 적용	출산율 T+3 적용	출산율 3MA(F) 적용
(2) IHS 변환 자살률을 종속변수로 투입				
실업률×출산율	-0.0019 (.0015) <b>[0.197]</b>	-0.0016 (.0016) <b>[0.321]</b>	-0.0017 (.0017) <b>[0.322]</b>	-0.0017 (.0016) <b>[0.270]</b>
N	3,860	3,860	3,860	3,860
Groups	179	179	179	179

- 주 : 1) 대괄호 내의 수치는 P-Value.  
 2) 소괄호 내의 수치는 Robust Std. Err.  
 3) 주 효과의 계수는 지면관계상 생략함.  
 4) 통제변수는 〈표 2〉, 〈표 3〉과 동일함.  
 5) 추세항과 국가 ID의 상호작용항을 포함하여 국가별로 서로 다른 선형추세를 통제하였음.

〈표 6〉 역인과성 검정

DV : 출산율	자살률 T 적용	자살률 T-1 적용	자살률 T-2 적용	자살률 T-3 적용	자살률 3MA(L) 적용
(1) 자살률 원변수 적용					
실업률×자살률	.0000 (.0004) <b>[0.864]</b>	.0000 (.0004) <b>[0.973]</b>	-0.0001 (.0003) <b>[0.720]</b>	-0.0001 (.0003) <b>[0.592]</b>	-0.0000 (.0004) <b>[0.942]</b>
(2) ln(자살률 + 1) 적용					
실업률×자살률	-0.0005 (.0059) <b>[0.920]</b>	-0.0009 (.0057) <b>[0.862]</b>	-0.0016 (.0053) <b>[0.761]</b>	-0.0010 (.0051) <b>[0.845]</b>	-0.0012 (.0058) <b>[0.829]</b>
(3) IHS 변환 자살률 적용					
실업률×자살률	-0.0002 (.0050) <b>[0.959]</b>	-0.0006 (.0049) <b>[0.898]</b>	-0.0011 (.0046) <b>[0.811]</b>	-0.0004 (.0044) <b>[0.918]</b>	-0.0002 (.0050) <b>[0.959]</b>
N	3,860	3,860	3,860	3,860	3,860
Groups	179	179	179	179	179

- 주 : 1) 대괄호 내의 수치는 P-Value.  
 2) 소괄호 내의 수치는 Robust Std. Err.  
 3) 주 효과의 계수는 지면관계상 생략함.  
 4) 통제변수는 〈표 2〉, 〈표 3〉과 동일함.

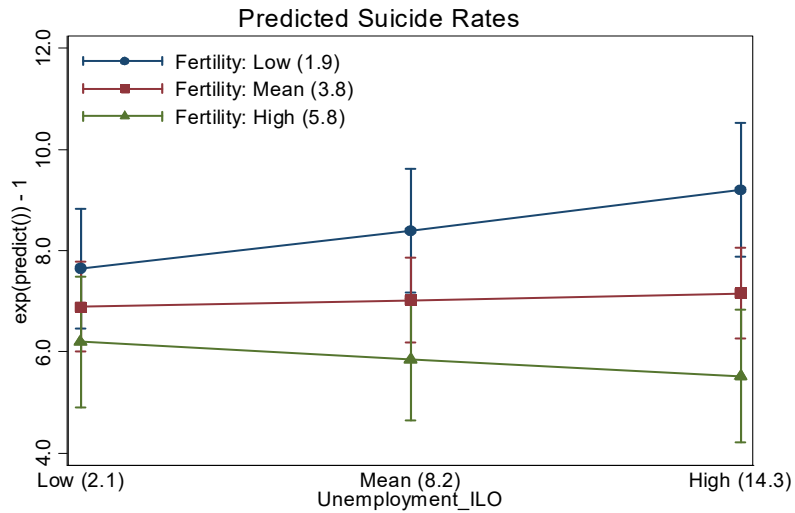
〈표 2〉와 〈표 3〉은 각각 Ln(자살률+1), IHS 변환 자살률을 종속변수로 투입한 고정효과 회귀분석 결과를 보여준다. 모든 모형에서 상호작용항은 유의한 음(-)의 계수를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 출산율이 높은 국가와 출산율이 낮은 국가에서

실업이 자살률에 미치는 영향은 다른 것으로 확인된다. <표 4>는 패널 내 내생성 완화를 위해 Mundlak 분해를 활용하여 자살률의 효과를  $\bar{F}$ ,  $F_{dev}$ 로 분해한 분석 결과이다. 출산율 변수를 국가별 평균(장기 수준,  $\bar{F}$ )과 평균으로부터의 편차(단기 변동,  $F_{dev}$ )로 분해하여 모형에 동시 포함하였으며 국가와 연도, 국가별 선형추세를 통제하였다. 이때,  $\bar{F}$ 는 국가별 시간불변 변수이므로 국가 고정효과와 공선성이 발생하여 별도의 독립변수로 투입하지 않았다. <표 4>의 방식은 관측 불가능한 각 국가의 고정효과와 설명변수 평균 간 상관을 선형적으로 통제하여 within 효과를 편향 없이 식별할 수 있게 해주는 장점이 있다. 표준오차는 앞선 모형들과 마찬가지로 국가 단위로 군집화하였다. <표 4>를 보면 실업률 $\times\bar{F}$ , 즉 장기 수준의 조절이 유의한 음(-)의 계수를 보였다. 반면, 실업률 $\times F_{dev}$ 는 동일한 음의 계수를 보이기는 했으나, P-value>0.05로 나타나 구조적인 장기 출산환경이 실업이 자살에 미치는 영향을 유의하게 완화시키는 것으로 나타났다.

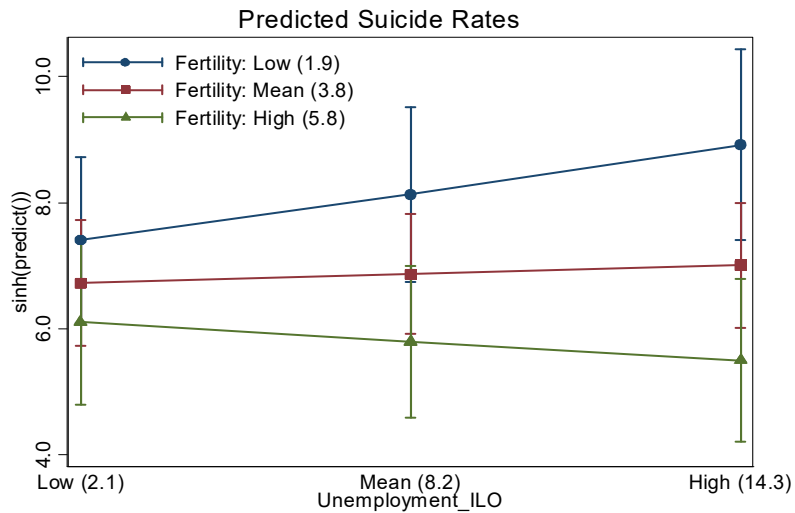
<표 5>는 미래의 출산율을 독립변수로 투입한 플래시보 효과의 검정결과이다. 이 논문의 핵심은 구조적인 출산환경이 실업이 자살에 미치는 영향을 조절하는 것으로, 만약 T+n기의 출산이 T기의 실업과 자살의 관계를 유의하게 설명한다면 모형의 신뢰성이 크게 감소한다. 검정결과,  $U_t \times F_{t+1 \dots t+3}$ 은 모두 유의하지 않아 이러한 우려는 해소되었다. <표 6>은 역인과성 검정결과를 보여준다. 출산율을 종속변수로 투입했을 때 실업률 $\times$ 자살률이 유의한 계수를 가진다면, 이 논문의 주장인 출산율의 수준에 따라 실업이 자살에 미치는 영향이 달라지는 관계가 있음을 확실하게 알 수 없게 된다. 검정결과, 실업률과 자살률의 상호작용항은 모두 유의하지 않아 역인과성은 존재하지 않으며, 이 연구의 분석결과는 강건한 것으로 판단할 수 있다. 아울러, 실업률 변수를 청년실업률로 대체하여도 결과는 동일하게 유지되는 것으로 나타났다.

실업률 $\times$ 출산율의 margins effect는 [그림 1], [그림 2]를 통해 확인할 수 있다. Stata 상에서 분석과정은 두 단계로 진행되었다. 첫째, margins 명령어를 사용하여 상호작용 변수의 특정값에 따른 예측 한계를 계산하였다. 기준 모형은 3MA(L) 출산율을 투입한 <표 2>와 <표 3>의 모델로 설정하였다. 이후 구체적으로 실업률과 출산율 각각에 대해 평균(mean), 평균-1 표준편차(mean-1SD), 그리고 평균+1 표준편차(mean+1SD)의 세 수준에서 예측치를 도출한다. 다음으로 종속변수

[그림 1] 상호작용항 플롯(종속변수 : Ln(자살률+1))



[그림 2] 상호작용항 플롯(종속변수 : IHS 변환 자살률)



가 Ln(자살률+1)인 <표 2>의 모델이 예측하는 로그 변환된 값(ln(Y))을 다시 원래의 단위(Y)로 되돌리는 역변환(back-transformation) 과정을 거쳤다. 이를 위해 expression(exp(predict()-1) 옵션을 사용하였다. 이 코드는 xtreg 모델의 선형 예측치에 지수 함수를 적용하여 로그를 해제(exp(ln(Y+1))=Y+1)하고, 로그 변환

시 더했던 1을 다시 빼줌으로써 최종적으로 해석이 수월한 원변수 단위의 예측값을 얻게 된다. [그림 1]을 보면, 출산율이 +1SD일 때 실업률이 증가하면 자살률이 감소하는 양상을 보이지만 출산율이 -1SD일 때 실업률이 증가하면 자살률이 증가하는 양상을 보인다. IHS 변환 자살률을 종속변수로 사용한 모델인 [그림 2] 역시 [그림 1]과 같은 양상을 보였다.

다만, 출산율과 자살률은 사회적 신뢰, 사회적 자본과 같은 공통의 비관측 요인의 영향을 받는 결과변수일 가능성이 있기에, 내생성 문제의 우려를 완전히 해소하기에는 분명한 무리가 있다. 또한, 출산율의 수준(level)에 따라 국가 내의 다른 특성, 가령 경제발전의 정도, 문화적 특성, 지정학적 특성 등이 변화하여 모형에 투입한 통제변수들의 영향이 혼재될 우려가 있다. 물론 <표 4>를 통해 시간과 무관한 국가 고유의 특성, 공통으로 작용하는 연도별 충격을 통제하여도 <표 2>, <표 3>의 결과가 강건하게 유지되는 것을 확인하였으나, 이 우려를 완전히 해소할 수는 없었다. 따라서 출산율이 높은 사회에서는 실업이 자살에 음(-)의 영향을, 출산율이 낮은 사회에서는 실업이 자살에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 인과관계를 단정지어 해석하기보다는, 출산율이 높은 사회에서 실업이 자살에 미치는 부정적인 영향이 완화되는 상관관계가 있는 것으로 해석하는 접근이 바람직할 것으로 판단된다.

## V. 논의 및 시사점

이 연구에서 가장 주목할 만한 발견은 출산율 수준에 따라 실업이 자살률에 미치는 부정적인 영향의 크기가 달라진다는 점이다. 출산율이 높은 국가에서는 실업률이 상승해도 자살률이 증가하는 양상을 확인하기 힘들었다. 반면 출산율이 낮은 국가에서는 실업률 증가와 함께 자살률도 함께 상승하는 경향이 뚜렷했다. 본 장에서는 이론적 배경에서 살펴본 선행연구를 토대로 연구결과의 이론적 원인을 분석하여 정책적 시사점을 도출한 이후, 연구의 학술적 기여, 한계점을 언급한다.

## 1. 이론적 원인

뒤르켐은 그의 저서 *Le Suicidé*에서 사회적 통합의 수준이 자살률의 핵심 결정 요인임을 주장하며, 가족과 공동체 내부의 소속감이 강할수록 자살 위험이 낮아진다고 보았다(Durkheim, 1951). 한 사회의 출산율이 높다는 것은 일반적으로 가족 구성원이 많고 세대 간 유대가 강하다는 것을 의미한다(Shah, 2008). 이는 곧 사회적 고립감의 완화와 정서적 지지 네트워크의 풍부함으로 이어져 개인이 겪는 스트레스와 절망을 흡수하는 완충재 역할을 한다. 따라서 출산율이 높은 국가에서는 실업과 같은 경제적 충격이 발생해도 가족과 공동체가 실업자에게 심리·경제적 지원을 제공함으로써, 실업률 상승이 자살 증가로 이어지는 것을 방지할 수 있다. 즉, 이 연구의 결과는 뒤르켐이 언급한 이기적 자살의 위험이 가족, 공동체의 연대를 통해 억제된 결과로 볼 수 있다.

반대로 출산율이 낮은 사회에서는 이러한 효과가 상대적으로 축소된다. 산업화와 도시화로 출산율이 급격히 떨어진 현대 사회에서는 핵가족화와 1인 가구 증가, 공동체 쇠퇴 현상이 두드러진다. 이는 개인주의의 강화와 사회적 고립의 증가를 동반하게 되며, 출산율이 낮고 개인주의 성향이 강한 사회일수록 실업 등 외부 충격 시 취약계층이 주변의 지지 없이 고립되기 쉽다. 급변하는 경제 상황에서 전통적 가족 규범과 지지가 부재할 때, 개인은 실업으로 삶의 지침과 소속을 잃고 규범 붕괴 상태에 빠질 수 있기 때문이다. 특히 자신의 정체성과 삶의 의미를 주로 직업, 직장에서 찾는 개인주의 문화에서는 실업이 개인의 자존감 상실과 사회적 단절로 직결되어 자살 위험을 크게 높인다. 즉, 현대의 개인주의적 저출산 사회에서는 실업으로 인해 이기적 자살과 아노미적 자살의 위험이 동시에 높아지는 것으로 볼 수 있다.

## 2. 정책적 시사점

자살 예방의 근본적인 해결을 위해, 출산율이 낮은 사회에서는 사회적 자본 확충이 필요해 보인다. 즉, 출산율이 높은 사회에서 관찰된, 실업이 자살에 미치는 부정적인 영향의 완화는 결국 가족과 이웃의 연대에서 나오므로, 공동체 회복력(resilience)을 높이는 정책이 중요하다. 특히 출산율이 낮은 사회에서는 직장이

사회적 소속감의 주요 원천인 경우가 많은데, 실직 시 곧바로 사회적 단절로 이어지지 않도록 실직자 사후 추적 관리 등의 조치를 체계화할 필요가 있다.

둘째, 출산율 제고 자체가 궁극적으로는 자살을 예방할 수 있는 환경 조성으로 연결될 수 있다는 점을 명심해야 한다. 예를 들어 직장-가정 양립 지원, 양육비 부담 경감 등 출산율을 높이기 위한 정책들은 단순히 인구 증가를 넘어 미래의 사회적 자원을 축적하고 자살을 예방하는 효과가 있다. 가족 구성원 간의 유대 강화와 이로부터 파생되는 사회적 통합, 사회적 자본의 증가는 사회 내부 구성원의 정신건강을 보호하는 안전망으로 기능할 수 있기 때문이다.

### 3. 학술적 기여와 한계점, 후행 연구 제언

이 연구의 학술적 기여로는 크게 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 첫째, 경제위기를 대리하는 변수(실업률)와 인구구조와 사회적 신뢰, 사회적 자본을 대리하는 변수(출산율)의 상호작용이 자살에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 설명하는 이론적 틀을 논리적으로 제안하였다. 둘째, 다양한 강건성 검정을 통해 연구결과의 신뢰성을 점검하여, 연구의 핵심인 상호작용항 계수의 유의성이 특정 모델에만 의존하지 않는다는 점을 확인하였다.

지금까지 대부분의 연구는 실업률과 자살률, 실업과 우울감 등의 관계를 분석할 때 사회통합을 대리하는 지표로서의 출산율을 고려하지 않는 경향이 있었다. 따라서, 이 연구를 계기로 다양한 후행 연구를 제안한다. 이 연구의 가장 큰 한계점을 생각해 보자면, 실제로 발생한 자살을 종속변수로 투입하기 때문에 선택편의는 줄일 수 있지만, 거시 수준의 총체적 데이터를 활용하였기에 개인 수준의 세부적인 영향은 파악하기 힘들다는 점이다. 이 한계점을 극복할 수 있는 연구를 구상해 본다면, World Values Survey, International Social Survey Programme(ISSP) 과 같은 international samples의 응답이 포함된 데이터를 기반으로, 각 국가의 거시 수준 출산율, 자살률 변수와 원데이터에 포함된 개인의 고용 상태 변수를 상호작용항으로 투입하여 다층모형을 활용하는 방식 등을 생각해 볼 수 있겠다. 종속변수로 각 응답자의 삶의 만족도, 사회적 신뢰의 정도, 우울감 등을 투입하면 충분히 유의미한 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대해 본다. 물론 본 연구자의 제안 외에도 다양한 창의적인 후행 연구를 기대한다.

## 참고문헌

- Aassve, A., F. Billari, and L. Pessin(2016). "Trust and Fertility Dynamics". *Social Forces* 95 (2) : 663~692.
- Aassve, A., M. Le Moglie, and L. Mencarini(2021). "Trust and Fertility in Uncertain Times". *Population Studies* 75 (1) : 19~36.
- Agerbo, E.(2005). "Midlife Suicide Risk, Partner's Psychiatric Illness, Spouse and Child Bereavement by Suicide or Other Modes of Death : A Gender Specific Study". *Journal of Epidemiology and Community Health* 59 (5) : 407~412.
- Andrés, A. R.(2005). "Income Inequality, Unemployment, and Suicide : A Panel Data Analysis of 15 European Countries". *Applied Economics* 37 (4) : 439~451.
- Blakely, T. A., S. C. Collings, and J. Atkinson(2003). "Unemployment and Suicide. Evidence for a Causal Association?". *Journal of Epidemiology and Community Health* 57 (8) : 594~600
- Bronfenbrenner, U.(1979). *The Ecology of Human Development : Experiments by Nature and Design*. Harvard University Press.
- Coleman, J. S.(1988). "Social Capital in the Creation of Human Capital". *American Journal of Sociology* 94(Supplement) : S95~S120.
- \_\_\_\_\_(1994). *Foundations of Social Theory*. Harvard University Press.
- Conger, R. D. and G. H. Elder, Jr.(1994). *Families in Troubled Times : Adapting to Change in Rural America*. Aldine de Gruyter.
- Durkheim, É.(1951). *Suicide : A Study in Sociology*. Free Press.
- Erikson, E. H.(1963). *Childhood and Society*. W. W. Norton.
- Jahoda, M.(1982). *Employment and Unemployment : A Social-Psychological Analysis*. Cambridge University Press.

- Joiner, T. E. Jr.(2005). *Why People Die by Suicide*. Harvard University Press.
- Kawachi, I., S. V. Subramanian, and D. Kim(eds.)(2008). *Social Capital and Health*. Springer.
- Kposowa, A. J.(2001). "Unemployment and Suicide :A Cohort Analysis of Social Factors Predicting Suicide in the US National Longitudinal Mortality Study". *Psychological Medicine* 31 (1) : 127~138.
- Lesthaeghe, R.(2010). "The Unfolding Story of the Second Demographic Transition". *Population and Development Review* 36 (2) : 211~251.
- Linehan, M. M., J. L. Goodstein, S. L. Nielsen, and J. A. Chiles(1983). "Reasons for Staying Alive When You Are Thinking of Killing Yourself :The Reasons for Living Inventory". *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 51 (2) : 276~286.
- McLeroy, K. R., D. Bibeau, A. Steckler, and K. Glanz(1988). "An Ecological Perspective on Health Promotion Programs". *Health Education Quarterly* 15 (4) : 351~377.
- Merton, R. K.(1968). *Social Theory and Social Structure*. Simon and Schuster.
- Nordt, C., I. Warnke, E. Seifritz, and W. Kawohl(2015). "Modelling Suicide and Unemployment : A Longitudinal Analysis Covering 63 Countries, 2000-11". *The Lancet Psychiatry* 2 (3) : 239~245.
- OECD(2015). *How's Life? 2015 : Measuring Well-being*. OECD Publishing. [https://doi.org/10.1787/how\\_life-2015-en](https://doi.org/10.1787/how_life-2015-en).
- \_\_\_\_\_(2020). *How's Life? 2020 : Measuring Well-being*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9870c393-en>.
- Olson, D. H.(1993). "Circumplex Model of Marital and Family Systems : Assessing Family Functioning". In Walsh, F.(ed.), *Normal Family Processes*(2nd ed., pp.104~137). The Guilford Press.
- Olson, D. H., C. S. Russell, and D. H. Sprenkle(eds.)(1989). *Circumplex Model : Systemic Assessment and Treatment of Families*. The Haworth Press.

- Pearlin, L. I., M. A. Lieberman, E. G. Menaghan, and J. T. Mullan (1981). "The Stress Process". *Journal of Health and Social Behavior* 22 (4) : 337~356.
- Platt, S.(1984). "Unemployment and Suicidal Behaviour :A Review of the Literature". *Social Science & Medicine* 19 (2) : 93~115.
- Putnam, R. D.(2000). *Bowling Alone :The Collapse and Revival of American Community*. Simon & Schuster.
- Shah, A.(2008). "Association of Suicide Rates of Elderly Persons with Fertility Rates". *Psychological Reports* 102 (2) : 369~376.
- Stack, S.(1980). "Domestic Integration and the Rate of Suicide :A Comparative Study". *Journal of Comparative Family Studies* 11 (2) : 249~260.
- Van Orden, K. A., T. K. Witte, K. C. Cukrowicz, S. R. Braithwaite, E. A. Selby, and T. E. Joiner, Jr. (2010). "The Interpersonal Theory of Suicide". *Psychological Review* 117 (2) : 575~600.

〈부표 1〉 요약통계량

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
SuicideRate	4,070	9.47419	7.310109	0	53.06
FertilityRate	13,856	3.81023	1.991185	0.586	8.864
Unemployment	6,167	8.168856	6.112078	0.1	38.8
ln_GDPP	11,371	7.761177	1.766546	2.468211	12.4552
Gdp_Growth	11,011	3.633067	6.798663	-64.0471	149.973
ln_Density	12,100	4.083964	1.706778	-2.31644	9.977202
Population_65+	13,888	6.691027	4.872621	0.862465	37.31928
Female_econ	6,354	55.10728	17.60564	5.132	91.559
Urbanization	13,760	51.79544	25.71621	2.077	100

Abstract

---

## Heterogeneity in the Unemployment–Suicide Relationship Using the Fertility Rate as a Proxy for Social Integration

Tak, Hyeonsam

Low fertility is a policy problem that requires resolution. It also operates as an outcome that proxies low social trust, weak social capital, and dysfunctional social structures. Prior studies have typically treated fertility as the dependent variable, which makes it difficult to see how fertility functions as an independent variable. I argue that fertility can be entered as a proxy for a society's level of integration and its maladaptive structures.

Using macro-level panel data on 179 countries, I analyze the effects of unemployment and the total fertility rate on suicide. I find that in countries with higher fertility, the adverse effect of unemployment on suicide is weaker. This pattern remains robust when I substitute youth unemployment for the overall unemployment rate.

In 2023, South Korea's total fertility rate was about 0.7 births per woman. The findings of this study suggest that Korean society is more susceptible to economic shocks such as rising unemployment. Policymakers should therefore manage unemployment not only within labor and macroeconomic policy but also as a core component of suicide prevention. It is also necessary to raise fertility to at least an adequate level to address the underlying problem.

Keywords : unemployment rate, fertility rate, suicide, panel analysis