creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

보건학석사 학위논문

고용불안정이 자살에 미치는 영향

- 16개 시·도를 대상으로(2003년-2010년)-

The Impact of Unstable Employment on Suicide:

16 Si·Do in Korea from 2003 to 2010

2013 년 2 월

서울대학교 보건대학원

보건학과 보건정책관리학전공

김 재 원

고용불안정이
자살에 미치는 영향

- 16개 시·도를 대상으로(2003년-2010년)-

지도 교수 권 순 만

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함

2012 년 10 월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건정책관리학전공
김 재 원

김재원의 보건학석사 학위논문을 인준함

2012 년 12 월

위 원 장 조 병 희 (인)

부위원장 이 태 진 (인)

위 원 권 순 만 (인)

초 록

21세기가 되면서 고용의 유연화라는 기치 아래, 종래와는 전혀 다른 고용 형태인 '비정규직'이 증가하고 있다. 이에 따라 기존에 고용상태를 단순히 실업여부로 구분하던 것과 달리, 이제는 취업자 간에도 '고용의 안정'이라는 측면에서의 변이가 존재하게 되었다. 정규직과 비정규직 사이에 존재하는 '고용의 안정'의 차이는 그 자체로 의미가 있을 뿐 아니라 소득, 심리적 상태 등에도 차이를 유발한다. 본 연구에서는 취업자 중 비정규직이 경험하게 되는 고용불안정이 자살이라는 극단적인 불건강행동에 미치는 영향에 대해 알아보고자 하였다.

연구의 자료분석은 '고용의 불안정' 개념의 사회적인 영향력을 고려해 행정구역을 단위로 하였다. 연구모형에 포함되는 변수들의 자료는 세부 행정구역인 읍·면·동이나 시·군·구 수준에서는 이용이 어려워 가장 큰 행정구역 단위인 시·도별 자료를 이용하였다. 중요변수가 '고용'과 관련되어 있는 점을 고려해 연구 대상은 경제활동인구에 해당하는 20세이상-65세미만으로 연령을 제한하였고, 합동최소자승법(Pooled OLS)과 고정효과모형(FEM)을 이용해 분석하였다.

분석 결과, 비정규직 비율이 자살률을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났고, 합동최소자승법(Pooled OLS)에서는 그 영향 정도가 유의하게 나타났다. 그러나 패널 개체간 차이를 고려하는 고정효과모형(FEM)에서는 그 유의성이 확인되지 않았다. 하지만, 본 연구의 자료는 패널자료의 특성을 띠기는 하지만, 한 국가 내의 지역별 자료이므로 자료 내에 관찰되지 않은 자살영향요인의 패널 개체간 변이가 크지 않을 것으로 가정하였으므로 고정효과모형(FEM) 분석 결과보다 합동최소자승법(Pooled OLS)을 적용한 분석 결과가 더 타당하다고 판단하였다.

비록 두 분석 방법 중 한 가지 방법에서만 그 유의성이 확인되었지만, 본 연구를 통해 고용의 불안정성이 자살률을 증가시킬 가능성을 확인하기에는 충분하다. 본 연구는 자료원이나 변수들의 측정 등에 있어 제한점이 있고, 거시적 지표를 이용하였기 때문에 생태학적 오류가 존재할 가능성이 있다. 그러나 거시자료를

통한 분석은 두 개념 간의 사회적 관계를 파악하기에 적합하므로, 이 연구방법은 본 연구의 목적에 부합한다고 볼 수 있다. 본 연구의 결과를 통해 고용불안정과 자살의 관계를 확인할 수 있었으나, 이 분야에 대한 연구는 아직 초보적인 수준이다. 따라서 정확한 인과관계의 기전을 밝히기 위해서는 비정규직 및 고용불안정에 대한 명확한 개념 설정과 다양한 수준에서의 추가적인 연구가 필요할 것이다.

주요어 : 자살, 비정규직, 고용불안정
학　번 : 2010-23794

목 차

제 1 장 서 론 1

1. 연구의 배경 및 필요성 1
2. 연구의 목적 4

제 2 장 이론적 배경 5

1. 자살의 결정요인 5
   1) 경제적 요인 5
   2) 사회적 요인 7
2. 고용불안정과 건강 10
   1) 고용상태의 구분 10
   2) 비정규직과 건강 11
   3) 고용불안정과 사망 11

제 3 장 연구방법 13

1. 연구자료 13
2. 연구모형 16
3. 변수의 정의 및 측정 19
   1) 종속변수: 지역별 자살률 19
   2) 독립변수: 경제적 변수 19
   3) 통제변수: 사회적 변수 20
4. 분석방법 24

제 4 장 연구결과 27

1. 연구대상의 일반적 특성 27
2. 연도별·지역별 자살률 추이 29
3. 지역별 변동 정도의 확인 31
4. 분석결과 36
   1) 전체 자살률 36
   2) 청년층 자살률 38
   3) 장년층 자살률 40
   4) 남성 자살률 42
   5) 여성 자살률 44

제 5 장 고찰 46

1. 연구결과에 대한 고찰 46
2. 연구자료와 방법에 대한 고찰 50

제 6 장 결론 54

참고문헌 56

Abstract 62

부록 64

표 목차

[표 1] 연구에 사용된 변수 및 자료원 15
[표 2] 종속변수 및 독립변수의 측정 23
[표 3] 독립 변수들 간의 상관성 26
[표 4] 연구대상의 일반적 특성 28
[표 5] 개별 지역별 자살률의 시간에 따른 변동 정도 33
[표 6] 전체 자살률의 지역별 변이 34
[표 7] 전체 자살률 분석 결과 37
[표 8] 청년층 자살률 분석 결과 39
[표 9] 장년층 자살률 분석 결과 41
[표 10] 남성 자살률 분석 결과 43
[표 11] 여성 자살률 분석 결과 45

그림 목차

[그림 1] 연구모형 18

[그림 2] 2003-2010년 성별 및 연령층별 자살률 추이 30

[그림 3] 1992-2009년 성별 및 연령별 자살률 추이 30

[그림 4] 16개 시·도의 8개년 평균 자살률 30

[그림 5] 8개년 평균 자살률의 지역간 변이 35

[그림 6] 발표주체별 비정규직 비율..... 52

제 1 장 서 론

1. 연구의 배경 및 필요성

노동은 소득, 지출, 사회활동 등과 연관되며 개인의 삶을 구성하는 중요한 요소이다(Park, Kim et al. 2009). 또한 고용상태에 있다는 것은 개인에게 경제적 자원을 제공해주는 수단이 되며 이는 Sen(2005)이 제시한 능력(Capability)와도 연결될 수 있다. 즉, 직업을 가진다는 것은 기능함(functioning)의 일부분이 될 수 있을 뿐 아니라 인간의 기능함(functioning)의 가치 있는 조합을 성취할 수 있는 기회를 제공하는 수단이 될 수 있다. 대표적으로, 급여와 월급은 고용상태에 있는 대부분의 사람들에게 수입 중 주요한 부분이다. 따라서, 노동 혹은 고용은 개인의 가용자원을 결정한다는 점에서 건강의 결정요인으로 작용할 수 있다. 또한 작업장 내 물리적, 인체공학적, 화학적 위해 요소에의 노출, 힘들고 위험한 일, 길고 불규칙한 근무시간, 교대근무, 건강을 해치는 작업자세, 반복적인 부상과 정적인 업무 등은 건강에 특정한 영향을 줄 수 있다(Siegrist, Benach et al. 2010). 따라서 노동/근로 또는 고용 상태는 인구집단의 건강 및 건강 불형평에 영향을 줄 수 있다.

한편 기업들이 고용의 유연성과 비용 절감을 추구하게 되면서 임시적인 근로자는 세계적으로 점점 늘어나고 있으며(Olsen 2006) 이에 따라 현대의 노동시장에서 비정규직 고용은 중요한 위치를 차지하게 되었다(Benach, Benavides et al. 2000; Kivimäki, Vahtera et al. 2003; Bardasi and Francesconi 2004). 따라서 기존의 고용상태와 건강의 관계에서는 고용여부(취업/실업)에 따른 영향만이 고려되었으나, 이제는 노동시장이 유연화되면서 나타난 다변화된 고용상태의 건강에 대한 영향이 탐구될 필요가 있다. 우리나라의 경우에도 1997년 외환위기를 기점으로 고용구조가 급격히 변화, 비정규직 근로자가 급증하였다. 특히 우리나라의 비정규직 근로자는 임금 수준이 낮고, 고용에 근거한 각종 사회적 안전망(국민연금, 퇴직연금, 의료보험 등)으로부터 소외된 경우가 많으며, 추후 정규직으로 전환될 가능성도 매우 낮아(이원철과 하재혁 2011) 정규적인 일자리를 가진 근로자와는 구분되는

특징이 있다.

고용불안정은 비교적 최근 대두된 문제로, 이에 따른 거시적인 영향을 다룬 연구는 많지 않다. 그러나, 고용은 개인 뿐 아니라 근로자의 가족에게도 의미가 있으며, 안정된 일자리를 가지는 것은 사회적으로도 중요하다. 따라서 고용불안정이 개인에게 미치는 영향과 더불어 가족 또는 사회에 주는 영향에 관한 연구가 필요하다(Ferrie 2001).

한편 고용불안정과 같은 사회구조적 요인은 개인의 생활 뿐 아니라 개인의 행동에도 영향을 줄 수 있다. 그 중 자살은 중요한 보건학적 문제 중 하나로서 다양한 사회경제적 요인(Siegrist, Benach et al. 2010) 및 사회구조의 영향을 받아 나타날 수 있는 대표적인 행동이다. 따라서 근로자의 자살에는 개인적 취약성 외에도 고용상태와 관련된 사회경제적·직업적 요인 등의 영향도 작용하게 될 것이다. 특히 불안정 고용상태에 놓인 비정규직 근로자들은 직업적 요인 외에 다양한 현실 문제에 부딪히면서 심한 스트레스를 겪을 것이며 이원철과 하재혁(2011)은 이들의 증가가 우리나라의 자살률 증가에 기여하였을 것이라고 밝힌 바 있다. 노년층에서의 높은 자살률과 한국에서의 빠른 고령화를 고려할 때, 한국 내 자살률의 급증은 인구구조 변화에 기인하는 면이 있다. 그러나 2011년의 사망원인 통계에서 자살은 10~30대의 사망원인 1위였고 40 ~50대에서도 암에 이어 2위를 차지했다(통계청 2012). 이는 노년층 뿐 아니라, 경제활동에 참여하는 생산연령 인구에서의 자살 문제가 심각하다는 반증이다. 따라서 경제활동인구의 자살 또한 중요한 문제로 다루어져야 하며, 한국사회에서의 비정규직 근로자의 증가 추세를 감안하여 정규직과 비정규직 간의 차이로 인해 자살률이 증가하였을 가능성을 확인할 필요가 있다. 그러나 이와 관련된 국내 연구로는, 국민영양조사 자료를 이용해 비정규직과 자살 생각과의 관련성을 밝힌 이원철과 하재혁의 연구(2011)와, 비정규직 근로자의 우울감 및 자살생각의 높은 위험도를 보여준 Kim et al(2006)뿐이다. 따라서 고용불안정이라는 사회구조적 요인이 자살에 미치는 사회맥락적 효과에 대한 추가적인 연구가 수행될 필요가 있다.

또한 현재의 자살 관련 연구들은, 대부분 종속변수를 '자살' 자체로 하지 않고 '자살 생각' 또는 '자살 시도' 등의

기타 대리변수를 사용하고 있다. 그러나 현실에서 자살 생각자 중 일부분만 자살을 시도하고, 자살시도 중 매우 일부분만 성공하기 때문에(Kuo WH and JJ 2005) 자살 생각과 자살 시도는 실제 완결된 자살(completed suicide)과는 큰 차이가 있다. 따라서 자살생각이나 자살시도가 자살의 강력한 예측인자가 될 수는 있으나, 자살 발생에 대한 현황 파악 및 관련요인의 규명에는 한계가 있다. 따라서 자살 관련 요인을 탐구할 때는 실제 자살률을 종속변수로 하여, 자살 발생 현황을 반영하도록 할 필요가 있다.

2. 연구의 목적

본 연구는 불안정한 고용 상태가 자살에 미치는 영향을 확인하고자 수행되었으며 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

1. 지역의 비정규직 비율로 측정되는 고용의 불안정이, 경제활동인구의 자살률에 어떤 영향을 끼치는지를 확인한다.

2. 연령층별 및 성별에 따라 고용불안정이 자살률에 주는 영향의 정도와 방향성이 다른지를 확인한다.

3. 더불어, 고용불안정 외의 설명변수들이 연령층별 및 성별 자살률에 미치는 영향이 서로 다른지를 확인한다.

제 2 장 이론적 배경

1. 자살의 결정요인

Marcotte(2003)에 따르면 자살에 대한 영향요인에 관한 연구는, 경제학적 접근과 사회학적 접근으로 나눌 수 있다[1].

1) 경제적 요인

자살의 경제학에 대해서는, 거의 모든 실증연구가 Hamermesh and Soss(1974)의 틀을 따르고 있다(Marcotte 2003). 이에 따르면, 자살 결정 요인은 소득, 실업, 그리고 연령 이 세 가지이다. 소득의 증가는 개인의 소비를 증대시키고 만족도를 높여주며, 실업은 개인의 기대소득을 감소시킨다. 연령이 증가할수록 생애 및 건강 유지 비용이 증가하며 이에 따라 잔여 생애 효용이 감소하게 된다. 따라서 집단적 수준에서는, 높은 소득, 낮은 실업률, 낮은 연령이 자살률을 낮추는 방향으로 영향을 줄 것으로 기대된다 (Chuang and Huang 2003).

(1) 소득

소득과 자살의 관계에 대해서는 많은 학자들이 이미 연구한 바 있는데, Durkheim(1897), Cavan(1928), Henry and Short(1954), Dublin(1963)은 소득이 자살과 부(-)의 관계를 가진다는 연구 결과를 보였다. 즉, 소득이 증가할수록 자살발생이 감소한다는 것이다. 하지만 특정 인구 집단을 대상으로 한 연구에서는 고소득일수록 자살률이 높았다(Dublin, 1963; Durkheim, 1897). Jungeilges and Kirchgassner(2002)의 연구에서도 1인당 GDP수준 및 경제성장률이 성인의 자살에 양(+)의 방향으로 영향을 끼치는 것으로 나타났다.

---

[1] 자살의 결정요인에 대한 기존 연구는 다수가 있으나, 본고에서는 본 연구에서 다루는 변수를 중심으로 제한적인 고찰을 수행하였음.

이와 관련해서는 학자에 따라 몇 가지 설명을 제시하고 있는데, Simon(1968)은 소득의 지연된 효과 때문에 이러한 모순이 나타난다는 의견을 제시했고, Rushing(1968)은 고용 상태에 따라 소득이 자살에 주는 영향의 방향이 서로 다르다고 주장했다. 유경원과 노용환(2007)은, 소득과 자살률이 양(+)의 관계를 가지는 것은 경제성숙 과정에서 직면하게 되는 현상이라고 설명했다. 즉, 경제성장률이 높다가 점차 낮아져 안정적인 상태로 접어드는 중진국의 경우, 자살률이 높아질 수 있다는 것이다. 실제로 Noh(2009)의 연구에서도, OECD국가 중 국민소득이 일정 수준 이상에 도달한 국가에서는 1인당 GDP 수준이 증가할수록 자살률이 증가하는 것으로 나타났다.

(2) 실업

실업이 자살에 주는 부정적 영향에 대해서는 이미 다수의 연구에서 다루어진 바 있으나(Chuang and Huang 1997; Gerdtham and Johannesson 2003; Andres 2005) 성별에 따라(A Preti and Miotto 1999; Qin, Mortensen et al. 2000; Kposowa 2001) 또는 국가별로(Yang and Lester 1995) 그 관계의 정도에 차이가 있는 것으로 나타났다. Michael Snipes, Timothy M. Cunha et al.(2012)는 실업률의 증감과 함께 지역별 자살률의 변이의 관계에 대해 연구하였는데, 실업률은 일정 시간이 경과한 이후에도 자살률에 강한 영향을 준다는 결과를 제시하였다. Lewis and Sloggett(1998)의 연구에서는 비록 몇몇 중요 혼란변수가 통제되지 않았지만, 실업과 고용의 안정성 부족은 자살의 위험요인임을 시사했다. 또한 Blakely et al(2003)는 실업은 개인에게 있어 실업은 소득 감소로 인한 재정적 어려움을 겪게 할 뿐만 아니라 자존감을 약화시키고 우울감을 증대시켜 자살위험도를 증가시킬 수 있다고 하였다.

하지만 기존의 많은 연구들과 달리 Ruhm(2000)의 연구에서도 실업률과 특정질병 사망률과의 관계는 음(−)으로 나타났고, Neumayer(2004)와 노용환(2006)의 연구에서는 실업률이 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타났다. 이들의 연구에 따르면 경기 상승시의 고된 노동과 직업관련 스트레스가 오히려 자살을

촉발시킬 수 있으며, 반대로 실업은 어려운 처지에 놓인 가족들의 결속력을 강화시켜 자살을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

2) 사회적 요인

사회학적인 접근은 Durkheim(1897)의 연구로 거슬러올라갈 수 있다. Durkheim(1897)은 자살률을 사회 공동체의 건강의 측정지표로 생각했다. Durkheim은 자살의 유형(Egoistic, Altruistic, Anomic and Fatalistic)을 분류함으로써, 자살에 대한 사회학적인 설명을 하고자 하였다. Durkheim의 주요한 두 가지 설명 요인은 통합(integration: 사회의 구성원들이 사회적 관계 속에 속해 있는 정도)과 규제(regulation: 사람들의 감정과 욕구가 사회적 규범과 규칙에 의해 통제되는 정도)이다(Durkheim 1897).

사회적 요인은, 대부분 실증적인 연구에서 그 영향이 밝혀진 것으로 경제학적 접근과 달리 이론적인 모형을 근거로 하지 않는다. 사회학적 접근에서 고려하는 요인은 이혼, 출산, 여성의 경제활동참가, 지역 내 복지 수준, 지역 내 빈곤 및 범죄 발생 등이다. 이 때 사회적인 유대감이 자살을 결정하는 주요 요인으로 작용하며(Chuang and Huang 1997; Helliwell 2004; Andres 2005) 각 요인에 따라 사회적 유대감이 증가하거나 감소함에 따라 자살 발생에 영향을 주게 된다.

(1) 이혼

이혼은 가족과 사회적 결합의 해체를 포함하고 그 자체로서 사회규범에서 벗어난 행위이기 때문에, 사회적 통합과 규제의 저하를 유발하는 것으로 간주된다. 또한 이혼은 자살을 촉발하는 개인적 트라우마의 근원으로 보이기 때문에 이혼율이 높은 사회는 자살률도 높을 것으로 기대된다(Lester 2000). 이혼이나 별거와 같은 가족 해체는 상당한 심리적 스트레스를 야기하여 자살 가능성을 증대시키는데(Kposowa 2003) 스칸디나비아 국가에서 국민의 삶의 만족도가 높음에도 불구하고 자살률이 높은 이유 중 하나로 높은 이혼율이 지목되기도 한다(Helliwell 2007). Minoiu and Antonio Rodriguez(2008)는 지역의 이혼율과 자살률이 높은

상관성이 있음을 보였고, 자살에 대한 가정적 요소와 경제적 스트레스의 영향을 탐구한 Leenaars, Yang et al.(1993)의 연구에서도 이혼은 자살과 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 이혼이 자살에 미치는 영향력 역시 성별에 따라 다른데, 이혼 경험 여성보다 이혼 경험 남성이 자살률이 더 높은 것으로 나타났다(Kposowa 2003).

(2) 여성 경제활동 참가

여성 경제활동참가의 증가는 사회의 자살률에 중요한 영향요소로 작용하는 것으로 생각되나 그 방향성에 있어서는 학자들 가운데 이견이 있다. 여성의 경제활동 참가가 증가하면 남녀간에 역할 갈등과 스트레스가 유발되어 사회적 통합이 저하될 수 있으며, 이로 인해 자살률이 증가할 수 있다(Chuang and Huang 1997; Andres 2005). Scott, Ciarrochi et al.(2003)의 연구에서는 개인주의와 낮은 사회통합 정도는 자살에 위험 요소로 작용할 수 있으며 사회통합을 낮추는 높은 여성경제참가율은 높은 자살률과 연관이 있다고 밝혔다. 유경원과 노용환(2007)의 연구에서도 여성경제 활동참가율이 높은 국가일수록 자살률이 높아지는 것으로 나타났다.

하지만 반대로 경제활동 참여는 여성에게 자기개발의 기회를 제공하기 때문에, 사회적 결합과 통합수준을 증가시킬 수도 있다(Chuang and Huang 2007). Lester(2000)는 여성 경제활동 참여의 증가로 인한 순효과는 불명확하며, 실증될 필요가 있다고 주장했다.

(3) 사회보장예산비중

Minoiu and Antonio Rodriguez(2008)의 연구에서는 지역 내의 보건 및 복지 관련 예산비중이 자살의 강한 예측변수로 작용하였다. 관련된 국내 연구로는 정규석(2011)이 통제변수로 지역의 사회보장예산비중을 사용하여 지역박탈지수와 자살률의 지역간 변이 사이에 정(+)의 관계가 있음을 밝힌 바 있다. 국가의 복지 노력을 가늠하는 데 있어 정부의 전체 예산액 대비 사회복지비 지출비율 또는 보건복지부 예산비중을 사용하는 것처럼 지역의

사회보장예산비중은 지방자치단체가 해당 지역 내의 복지향상을 위해 노력하는 수준을 나타낸다. 이 때 지방자치단체의 사회보지방자치단체의 복지 노력의 차이, 즉 사회보장예산비중에 있어서의 차이를 통해 복지의 지역간 격차를 알 수 있다(고경환 2011; 김종건 2011).

(4) 빈곤

Lewis and Sloggett(1998)는 자살, 빈곤, 실업과의 관계를 탐색했는데, 실업 및 영구적 질병상태에 있는 개인은 다른 요인들을 통제한 후에도 자살과 강한 영향관계를 보였다. 1991-1993년의 영국 사망 자료를 이용한 Uren and Fitzpatrick(2001)의 연구에서는, 가장 빈곤한 지역에 살고 있는 15-64세의 자살률이 가장 빈곤하지 않은 지역과 비교했을 때 두 배였다. 또 연령이 증가할수록 자살이 증가하는 추세를 보이는 것이 일정 부분 소득의 불안정에서 기인하는 것을 고려할 때, 빈곤과 자살은 양(+)의 상관관계가 있을 것임을 예상할 수 있다.

(5) 범죄발생

Lester(1988), Burr(1999)의 연구에서는 범죄율이 높을수록 자살률이 높게 나타났고, Cebula and Zelenskaya(2006)은 폭력범죄와 자살률간의 정(+)적인 관계를 보임으로써 두 변수 사이의 영향관계를 연구한 바 있다. 또 송태정, 배민근 외(2005)의 보고서에 따르면 어려워진 경제상황과 자살, 이혼 및 범죄 사이에 매우 높은 상관관계가 존재한다. 또한 많은 연구에서 범죄율은 지역사회의 사회해체를 반영하는 것으로 나타났다(Kawachi and Kennedy 1997; Wilkinson, Kawachi et al. 1998).

2. 고용 상태과 건강

1) 고용상태의 구분

전통적으로 고용 상태는 취업과 미취업(실업)으로 양분되어왔다. 그러나 노동시장 유연화로 인한 고용불안정의 증가는 노동시장 내 개인의 노동상태를 더 다양하게 변화시키고 있으며, 취업-미취업의 구분은 현대의 노동시장과 건강과의 관계를 섬세하게 설명하기에 부족하다. 실업-취업 외에도 정규-비정규 등 취업상태 간에도 고용에 의한 격차는 다양하게 존재하기 때문이다(Park, Kim et al. 2009)

고용불안정이라는 개념은 고용 상태가 지속적으로 유지될 가능성이 불확실한 상태로, 정규직보다 비정규직 근로자에게 더 많이 나타나게 된다. 비정형/한시/임시/주변부/불안정 등 여러 가지 수식어로 기술되는 비정규 고용은 유연성, 부가급여 배제, 노동자-자본가 관계에서의 과도한 힘의 열세를 특징으로 하는 광범위한 고용형태를 포괄하나(Hadden, Muntaner et al. 2007), 그 범위에 대해서는 국제적으로는 물론 국내에서도 통일된 기준이 없다. OECD에서는 통상적으로 임시직 근로자를 비정규직으로 파악하고 있으며 그 외에 유기계약근로자, 파견근로자, 계절근로자, 호출근로자 등을 포함한다. 우리나라는 외환위기 이후, 2002년 7월 노사정위원회 비정규직근로자대책특별위원회에서 고용형태에 따른 분류기준에 합의하여 비정규직을 고용상태를 기준으로 한시적 근로자 및 기간제 근로자, 시간제 근로자 및 비전형 근로자로 정의하고 있다[2].

근로의 조건과 형태는 개별 근무자들의 경제적 지위, 사회심리적인 상태, 건강 관련 행태, 직무상의 유해요인 노출 등에 영향을 줌으로써 다양한 경로로 건강에 영향을 미칠 수 있다(Benach, Benavides et al. 2000; Bartely and Ferrie 2001; Maetcalfe, Davey et al. 2003). 일반적으로 비정규직 일자리는 정규직 일자리에 비해 여건이 더 좋지 않은 경우가 많고 임금 수준도 낮다(Bardasi and Francesconi 2004). 이 외에도 비정규직

[2] 통계청에서 실시하는 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사도 위의 기준을 따름.

근로는 작업과정에서의 통제권이 낮거나 근무환경이 상대적으로 열악하고 위험한 경우가 많다(Benach, Benavides et al. 2000). 즉, 비정규직 근로자는 고용, 임금, 복지, 근무 여건 등 여러 측면에서 정규직 근로자에 비해 취약한 위치에 놓이게 된다.

2) 비정규직과 건강

비정규직은 직업 불안정 및 소득의 불평등을 수반하며, 직업 안정성의 상실과 불안감은 건강에 부정적인 영향을 끼친다(Bartely and Ferrie 2001). Nakao(2010)의 연구에 따르면, 비정규직은 정규직에 비해 생산성은 더 높으나 보상은 더 적기 때문에, 만성적인 직무관련 스트레스를 느낀다. Siegrist and Marmot (2004)의 연구에서도, 비정규직 근로자들은 정규직에 비해 낮은 임금, 저조한 부가급여와 불안정한 고용으로 노력한 만큼 보상을 받지 못하고 있으며, 노력만큼 보상을 받지 못한다고 인식함으로써 심혈관계 질환 및 여러 정신질환을 발생시키거나 주관적 건강상태가 악화될 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 이원철과 하재혁(2011)의 연구에 따르면, 자살 생각 및 행동에 유의한 영향을 주는 우울과 스트레스 등이 정규직에 비해 비정규직이 유의하게 높았다.

손신영(2011)의 연구에서는 정규직 근로자에 비해 비정규직 근로자는 주관적 건강상태가 유의하게 낮았고, 이 차이는 사회경제적 요인과 근무조건 등으로 인해 발생하는 것으로 나타났다. Kim et al(2008)에서도 비정규직과 정규직 간 건강 차이가 직업 불안정성과 낮은 임금에서 기인한다고 설명하였고, Kim et al(2005), Park, Kim and Shin(2009)에서도 주관적 건강상태 면에서 비정규직과 정규직 간에 유의한 차이가 있었다.

3) 고용불안정과 사망

고용불안정은 비교적 최근에 나타난 개념으로, 1990년대가 되기 전까지는 고용불안정이 거의 연구되지 않아 (고용불안정의) 사망에 대한 영향을 다룬 연구는 많지 않다(Ferrie 2001; Witte 2005). 실업과 자살과의 관계를 다룬 연구들을 정리한 Platt (1984)에

따르면, 8개 연구 중 7개의 연구 결과에서 자살군의 고용불안정 및 직장의 문제가 비자살군보다 컸다. 핀란드에서 1975년부터 1978년까지의 사망자료를 이용해 이루어진 연구에서는 고용 안정성에 따라 연구 대상자를 5개 집단으로 구분하였으나 집단 간에 유의한 차이는 보이지 않았다(Valkonen and Martikainen 1995).

그러나 비정규직 근로는 직업의 만족도를 저하시킬 뿐 아니라, 음주나 흡연으로 인한 건강위험을 높이고, 각종 암 및 여러가지 원인으로 인한 사망에 영향을 미치며, Kivimäki, Vahtera et al. (2003)에 따르면 정규직에 비해 비정규직 종사자들에서 이와 관련한 사망률이 1.2배~1.6배 높았다. 따라서 취업자(the employed)를 단일 집단으로 다루는 기존의 연구 방식을 따르면 '고용상태'와 '사망'과의 연관성을 약화시킬 수 있다(Kivimäki, Vahtera et al. 2003). 이러한 정규직과 비정규직 사이에 존재하는 차이는 사회경제적 위치에서의 차이를 유발하고, 노동과 삶의 질을 떨어뜨리는 원인으로 작용하게 된다. 이 격차는 결국 건강 불평등으로 이어지며, 건강 불평등의 끝에 존재하는 사망에 있어서도 격차가 발생할 것을 예상할 수 있다.

제 3 장 연 구 방 법

1. 연구자료

본 연구의 주 목적은 지역별 비정규직 비율로 측정되는 고용의 불안정성이 자살에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 따라서 사회경제적 특성 변수에 대한 자료를 구할 수 있는 시·도를 단위로 하여 행정 자료에서 각 변수를 추출하였다. 이 때 지역에 기반한 척도는 '맥락적인' 사회경제적 효과를 살펴보기 위한 목적으로 사용되며, 어떤 사회경제적 조건에 대한 노출이 갖는 중요한 측면들을 실제로 나타낸다(Haan, Kaplan et al. 1987; Whitley, Gunnell et al. 1999). 행정구역단위로 연구를 진행하는 경우, 자료를 얻기가 비교적 쉽기 때문에 연구자가 관심을 가지고 있는 지역의 특성을 비교적 정확히 반영할 수 있다는 가정을 할 수 있고, 일관성 있는 자료를 지속적으로 공급받을 수 있으며 이후 생산된 정책의 적용과 평가가 용이한 장점이 있다(김지연 2010). 다만 보다 작은 행정구역을 단위로 하는 것이 지역간 변이를 분석하는 데 더 용이할 것이나, 분석에 필요한 자료를 구하기 어려워 부득이하게 시·도별 수준 자료를 이용하였다. 본 연구에서 중요한 설명 변수인 비정규직 비율, 실업률, 1인당 지역 내 총생산 등은 시·도별로만 자료가 존재하기 때문이다. 분석 대상 기간은 비정규직 비율 및 기타 시·도별 자료를 이용할 수 있는 2003년부터 2010년까지로 하였다.

결과변수로서의 '자살' 을 측정하기 위해서는, 사망원인통계에서 지역별 자살률을 추출하였다. '자살'에 관한 연구는 후향적으로 진행하기 어렵고, 자살 발생 전 예방에 초점을 두기 때문에 현재 많은 자살 관련 연구들은 자살생각이나 자살시도 등의 대리변수를 사용하는 것으로 보인다. 그러나 실제로는 남자가 여자에 비해 모든 연령층에서 자살률이 높으며, 연령이 증가하면서 그 격차도 커지는데(노용환 2007) 반해, 자살생각 경험은 반대로 여자가 남자보다 더 많은 것으로 나타나는(서동우 2005) 등 자살생각은 실제 자살을 제대로 나타내지 못할 가능성이 있다. 개인의 자살 시도 역시, 실제로 자살을 의도하였을 가능성과 함께 타인의 관심을 끌기

위해 불행 혹은 불만을 전략적으로 또는 우회적으로 표출하는 행위일 수 있어(Rosental 1993; Cutler, Glaeser et al. 2000) 이 또한 자살을 대표한다고 보기 어렵다. 또한 본 연구의 목적은 자살에 영향을 미치는 요인을 밝히는 데 있기 때문에 자살의 현황을 정확히 반영하는 것이 중요하므로 실제 지역별 자살률을 사용하였다.

각 변수와 자료원은 [표1]과 같다.

[표 1] 연구에 사용된 변수 및 자료원[3]

변수구분	변수명	자료원
종속변수	지역별자살률	사망원인통계
독립변수 : 경제적 변수	비정규직 비율	경제활동인구조사
	실업률	경제활동인구조사
	1인당 지역 내 총생산(GDRP per capita)	지역소득
독립변수 : 사회적 변수	이혼율[4]	인구동향조사
	사회보장예산비중	지방재정연감
	빈곤율	보건복지통계연보
	여성경제활동참가율	경제활동인구조사
	산업화수준	경제활동인구조사
	범죄율[5]	경찰청자료

[3] 각 자료는 2003년부터 2010년까지의 자료를 이용하였음.
[4] '이혼율' 은 연령 등이 보정되지 않은 '조이혼율' 을 지칭함.
[5] '범죄율'에서 고려하는 범죄는 살인, 방화, 강도, 강간 및 유괴 등 5대 강력범죄에 한함.

2. 연구모형

본 연구의 모형은 [그림1]과 같으며, 경제적 변수의 영향을 주로 확인하되 통제변수로써 사회적 요인을 모형에 포함하고자 한다. 지역 내 고용불안정의 정도를 나타내는 지역별 비정규직 비율이, 그 영향을 확인하고자 하는 주요 독립변수이다. 또한 자료가 한 국가 내 자살률인 점을 감안하여, 자살률 변동의 시간적인 추세를 고려하기 위해 분석에 연도더미를 포함하였다.

분석 기간 중 경제위기가 발생한 해에는 실업 및 소득이 매개하는 경제위기의 간접적 영향 외에 자살에 대한 경제위기 자체의 영향도 존재할 것이다(김민영, 정광호 외. 2011). 그러나 연구의 목적이 경제위기 자체의 영향을 밝히는 것이 아니므로 경제위기가 발생한 해에 경제위기 더미를 따로 할당하지 않고, 자살의 시계열적 추세를 반영하기 위해 모형에 포함한 연도더미를 이용하여 경제위기의 발생도 함께 통제하였다.

경제학적 요인으로는 이론 모형의 주요 설명 요인 중 연령을 제외한 소득, 실업 변수만을 포함하였다. 본 연구에서는 경제활동 인구를 연구대상으로 하기 때문에 연령효과를 반영하기 위해 고령화비율(지역 내 노인의 비율) 등을 모형에 포함하게 되면, 노인의 높은 자살률이 혼란(confounding)의 원인이 될 수 있다. 통제변수로는 기존의 자살연구가 고려하였던 사회적 변수들 가운데 사회적 통합과 밀접한 관계가 있을 것으로 생각되는 이혼, 사회보장예산비중, 빈곤, 여성경제활동참가 및 범죄를 포함하였다. 다른 연구에서 빈번히 사용되는 변수들 가운데 출생률은 모형에 포함하지 않았는데 한국의 낮은 출생률을 고려할 때 과거 자살연구에서의 출생률의 의의[6]가 현재에 적용되기 어려울 것으로 보이기 때문이다. 또한 지역의 도시화/산업화 진행 정도를 나타내는 산업화수준 변수도 모형에 포함하지 않았다. 선행연구(Siahpush and Singh 1999; Kunce and Anderson 2002)에서는 산업화(도시화)가 가속화될수록 가구원 수가 줄어들어 고립감을 느끼게 되며 이로 인해 자살위험이 증가하는 것으로 나타났는데 한국에서는 도시 및 농촌 모두에서 1인가구 및 2인가구가 급증하고 있어 해당 변수의 영향이 크지 않을 것으로 보이기 때문이다.

---

[6] 자녀에 대한 책임감 등이 자살을 예방하는 효과가 있음.

본 연구의 최종적인 축약 방정식은 다음과 같다.(식1,2)

$S_{it} = Z_{it} \times \beta + \delta_t + \varepsilon_{it}$ (식1: 합동최소자승법)

$S_{it} = Z_{it} \times \beta + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$ (식2: 고정효과모형)

S_{it}: 자살률

Z_{it}: 설명 변수의 벡터

β: 추정이 필요한 계수 값

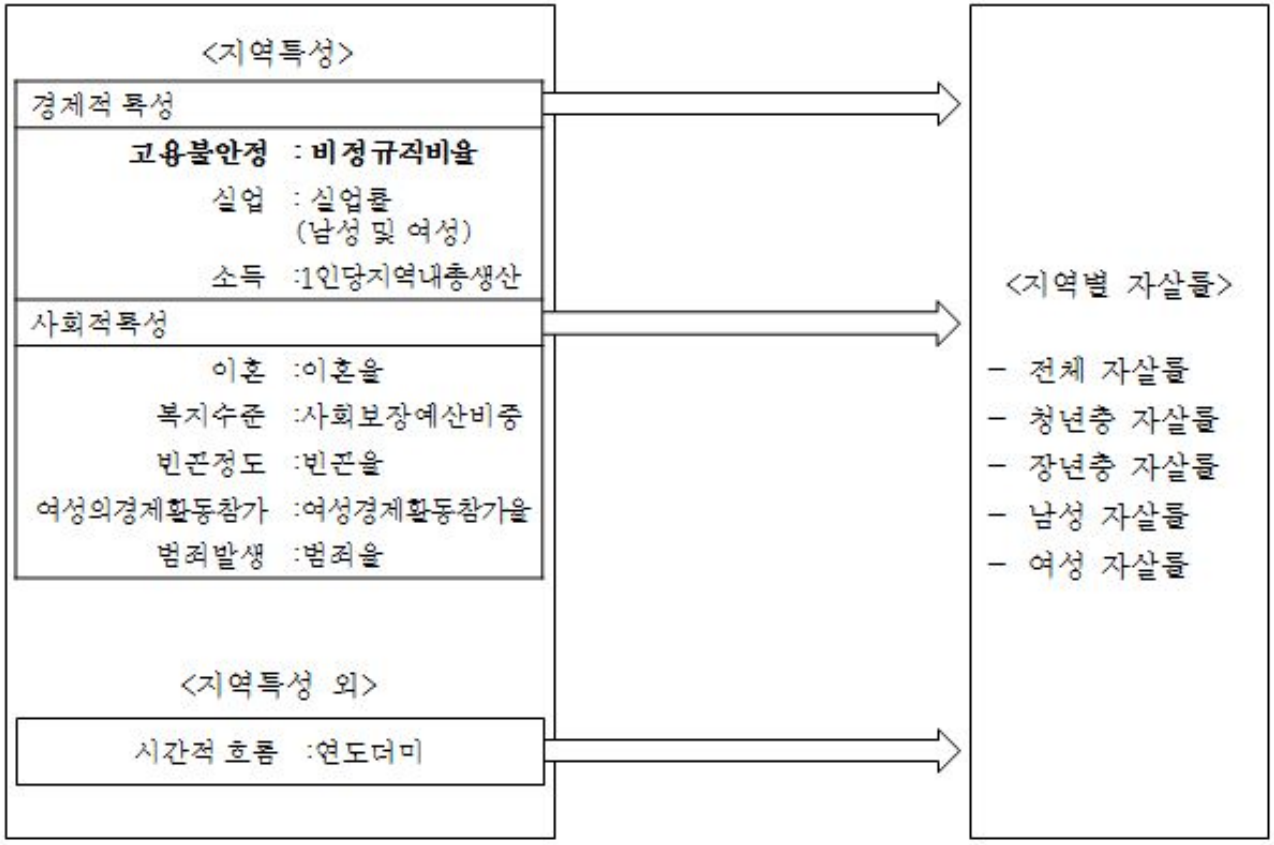
α_i: 관측되지 않는 개별지역 효과

δ_t: 시계열 효과(연도더미)

i: 횡단면 지역

t: 연도(2003-2010년)

[그림 1] 연구모형


<지역특성>
경제적 특성
고용불안정 : 비정규직비율
실업 : 실업률 (남성 및 여성)
소득 :1인당지역내총생산
사회적특성
이혼 :이혼율
복지수준 :사회보장예산비중
빈곤정도 :빈곤율
여성의경제활동참가 :여성경제활동참가율
범죄발생 :범죄율
<지역특성 외>
시간적 효과 :연도더미
<지역별 자살률>
- 전체 자살률
- 청년층 자살률
- 장년층 자살률
- 남성 자살률
- 여성 자살률

3. 변수의 정의 및 측정

1) 종속변수: 지역별 자살률

통계청의 '사망원인 통계'에서 분석대상 연령(20세 이상~65세 미만)에 해당하는, 각 지역별 인구 10만명당 자살자의 수를 구하여 종속변수로 사용하였다. 타 연구에서는 일반적으로 '5세 이상 자살자 수'가 종속변수로 사용되었으나, 본 연구에서는 '고용'이라는 주요 독립변수의 특성상, 경제활동인구[7]의 자살에 대한 영향 분석을 그 목적으로 하므로 분석 대상 연령을 제한하였다. 자살자는, WHO Mortality DataBase의 ICD-10을 기준으로 X60-X84까지의 코드를 가진 사망자이다.

연령층별, 성별로 자살관련 영향요인이 다르다는 선행연구(김성이 2011; 모지환과 배진희 2011) 결과를 고려해, 연령층별·성별 자살률을 구분하였다. 연구 대상 가운데 사회 생활을 시작한지 얼마 되지 않은 20세-34세는 '청년층'으로, 일정기간 사회생활을 영위하였고 가족을 구성하여 생계부담이 가중되는 35세-64세는 '장년층'으로 나누었다(김민영, 정광호 외. 2011).

2) 독립변수: 경제적 변수

(1) 비정규직 비율

매년 8월 실시되는, '경제활동인구조사' 근로형태별 부가조사 결과를 사용하였다. 2007년부터는 조사 회수가 년간 2회(3월과 8월)로 증가하였으나 일관성을 위해 매년 8월에 조사된 자료만을 사용하였다. 조사의 표본수가 크지 않아 시·군·구와 같이 보다 작은 행정구역단위의 자료는 부정확할 가능성이 높기 때문에 그 이용이 제한되므로, 시·도 수준의 자료를 이용하였다.

---

[7] 경제활동인구는 의무교육이 끝나는 15세 이상부터 노인으로 구분되는 65세 미만까지의 연령을 포함함. 그러나 한국의 높은 고등학교 진학률(2000년 기준, 99.5%)을 고려할 때, 15-20세까지의 기간에는 대다수가 학교에 소속되어 있는 학생일 것임. 학생과 경제활동을 하는 인구집단은, 사회경제적 상황에서 받는 영향이 상당히 다를 것이므로 연구 대상 연령을 고등학교를 졸업하는 시기인 20세를 기준으로 나누었음.

(2) 실업률

비정규직 비율 변수와 동일하게 '경제활동인구조사'에서 자료를 추출하였고, 단위 또한 동일하게 시·도로 하였다. 단, 여성과 남성의 실업의 영향이 상이할 수 있어 성별 실업률 지표를 추가적으로 계산하여 남녀의 자살률 분석 시에 사용하였다. 분석 모형에서의 연령구분과 실업률 조사에서의 연령 구분이 동일하지 않아, 연령층별 실업률은 구할 수 없기 때문에 청년층 및 장년층 자살률 분석 시에는 전체 연령의 실업률을 그대로 사용하였다.

(3) 1인당 지역 내 총생산(GRDP per capita)

'지역소득조사' 자료를 2005년 가격기준으로 환산하여 해당 연도의 지역별 주민등록인구로 나누어 준 값을 이용하였다. 단, 분석 시에는 자료의 쏠림현상(skewedness)을 보정하기 위해서 자연로그 변환을 시행하였다.

3) 통제변수: 사회적 변수

(1) 이혼율

'인구동향조사' 에서 1년간 발생한 총 이혼 건수를 연앙인구[8]로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 값인 '인구 천명당 이혼건수' 자료를 사용하였다.

(2) 복지예산비중

지자체의 복지 수준을 모형에 반영하기 위한 변수로, 복지예산 비중이 지자체가 복지 향상을 위해 노력하는 수준을 나타낼 수 있다.

이를 위해 '지방재정연감' 에서 각 지역별 총 세출 예산과 사회보장 관련 예산 자료를 추출하였다. 단, 2008년에

[8] 출생률과 사망률 등을 산출할 때 기준으로 사용되는, 해당 연도의 7월 1일 기준 인구.

예산기입방식이 바뀌었기 때문에 2003-2007년 자료와 2008년 이후 자료의 성격이 다소 다르다. 2007년 이전에는 자방자치단체의 예산이 품목별 예산제도로 운영되어 세출이 기능별(장관별)로 기입되었으나 2008년부터 사업별 예산제도로 변경되어 각 사업 부문별로 기록이 되었다[붙임1,2].

2003-2007년 자료와 2008년-2010년 사회보장예산비중 자료의 동질성 검정(카이스퀘어검정) 결과, 그 동질성을 확인할 수 없었다. 그러나 두 군 각각의 표본수가 충분하지 않은 점을 고려했을 때, 이 검정 결과는 신뢰성이 낮다. 또한 해당 변수는 지자체의 복지수준을 가늠하기 위한 중요한 변수로 작용하므로 변수를 제외하지 않고 그대로 사용하였다.

(3) 여성경제활동참가율

'경제활동인구조사' 자료 내 여성경제활동참가율을 사용하였다. 여성경제활동인구는 만 15세 이상 여성인구 중 경제활동인구(취업자 및 실업자)를 의미하며, '여성경제활동참가율' 은 만 15세 이상 전체 여성인구 중 여성경제활동인구가 차지하는 비율을 말한다.

(4) 빈곤율

지역의 빈곤율을 나타내기 위한 지표로는 소득 및 자산을 기준으로 하여 지원되는 국민기초생활급여(구 기초생활보장제도) 수급자의 각 지역 내 비율을 사용하였다. 국민기초생활보장제도는 이전 제도보다 빈곤층을 위해 강화된 면이 있으나, 다른 국가에 비해 수급자 자격 기준이 높고 지원금액 또한 많지 않아(박유진, 김명희 외. 2009) 오히려 빈곤율을 측정하는 지표로 활용할 수 있다(김민영, 정광호 외. 2011). 국민기초생활급여 수급자 현황은 해당 연도별 보건복지통계연보 자료에서 추출하였다.

(5) 범죄율

각 경찰청별 연간 5대강력범죄(살인, 방화, 강도, 강간 및 유괴) 발생 수를 당해 연도 주민등록인구로 나누어, 인구 십만명당 범죄발생률을 산출하여 이용하였다. 범죄가 사회적 통합을 저해한다는 측면에서 보았을 때, 전체 범죄발생률보다 5대 강력범죄발생률을 범죄율의 지표로 사용하는 것이 타당할 것이기 때문이다. 단, 광주와 대전 지역의 경찰청은 2007년에야 개청하였기 때문에 2003-2006년도의 광주 및 대전 지역의 자료는 검찰청의 통계자료 중 '범죄분석'의 범죄통계표 중 일반적 범죄분석Ⅰ에 포함된 '범죄발생지' 자료로 대체하여 사용하였다.

[표 2] 종속변수 및 독립변수의 측정

변수구분	변수명	척도
종속변수	지역별자살률(건수)	20세 이상 - 65세 이하 인구의, 각 지역별 10만명당 자살자 수
독립변수 : 경제적 변수	비정규직 비율(%)	(비정규직 근로자 / 전체 임금근로자) * 100
	실업률(%)	(실업자 수 / 경제활동인구수)*100
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita) (백만원)	지역 내 총생산 / 해당 지역 주민등록인구 수
통제변수 : 사회적 변수	이혼율(건수)	인구 천명당 이혼건수
	사회보장예산비중(%)	2003-2007년: 각 시도별 총 세출 가운데 사회보장비 예산 비중(순계 기준) 2008-2010년: 각 시도별 총 세출 가운데 사회복지부문 예산 비중(순계 기준)
	빈곤율(%)	(국민기초생활보장 대상자 수 / 주민등록인구 수)*100
	여성경제활동참가율(%)	(여성경제활동인구[9] / 만 15세 이상 전체 여성인구)*100
	범죄율(건수)	시도별 주민등록 인구 10만명당 5대범죄 발생건수

[9] 여성경제활동인구는 취업자와 실업자를 포함하는 개념임.

4. 분석방법

분석에 사용된 자료가 시계열적 단면자료(Time-Series Cross-Sectional data:TSCS data)인 점을 고려해 합동최소자승법(Pooled OLS)과 패널분석방법 중 고정효과모형(Fixed Effect Model; 이하 FEM)의 두 가지 분석방법을 사용하였다. 패널 분석법을 이용하면 관찰되지 않은 개체의 특성이 반영될 수 있을 뿐 아니라, 시간 더미변수를 방정식에 포함하여 관측되지 않은 시계열 효과도 통제할 수 있다(노용환 2006). 즉, 모형에 포함되지 않았지만 '자살 발생에 영향을 줄 가능성이 있는' 개체의 특성을 통제할 수 있다. 이를 통해 지역의 '측정되지 않은' 특성을 고려하지 않는 최소자승법(OLS)모형에서 발생할 수 있는 '누락변수로 인한 편의(Omitted Variable Bias)'를 교정할 수 있다.

패널 분석에는 고정효과모형(Fixed Effect Model; 이하 FEM)과 확률효과모형(Random Effect Model; 이하 REM)이 있다. 본 연구의 자료는 모집단에서 추출된 표본의 일부가 아니라 16개 시 도 전체를 포함하기 때문에 전수조사의 결과자료와 같은 성격을 띠므로, 패널분석에서 오차항이 확률분포를 따르지 않는다고 간주하여 고정효과모형(FEM)분석을 실시하였다(Kunce and Anderson 2002; 노용환 2006).

한편 합동최소자승법(Pooled OLS)은 통계상의 간편함과 표본수 확보가 용이하여 선호되므로 일반적으로 많이 사용된다. 본 연구에서는 자료의 일반적인 성격을 고려하면 패널분석법을 적용하는 것이 적절하며, 통계적인 검정(F-검정)에서도 이를 확인할 수 있다. 그러나 국가별 분석에서는 경제 사회적인 요인 외의 개별적요인(기후, 유전적 요인, 이민스트레스 등)의 영향이 강하게 나타나므로 이것을 통제하지 않는 데 따른 비뚤림이 크게 발생할 수 있으나, 한 국가 내의 지역별 분석에서는 국가 전체의 시계열적 변동 등 지역적 특성 외 변수의 설명력이 클 것이므로 지역의 특성 중 누락된 변수로 인한 비뚤림이 상대적으로 작을 것이다. 다시 말해, 본 연구는 한 국가 내의 자료를 이용한 연구이므로, '자살에 영향을 줄 수 있으나 관찰되지 않는 요인'의 지역간 변이가 고려의 대상이 될 만큼 크지 않을 수 있다. 또한 독립변수가 시간의 흐름에 따라 변동하는 정도가 적다면,

고정효과모형을 이용한 추정은 비효율적이다(Thomas Plümper and Troeger 2007). 따라서 본 연구에서는 패널 개체들간에 관찰되지 않은 특성들의 변이가 크지 않을 것이라고 가정하고, 통계적인 검정결과와 달리 합동최소자승법(Pooled OLS)을 중심으로 분석 결과를 제시하였다.

본격적인 분석을 시작하기 전에, 독립변수들 사이의 상관관계를 확인하였다[표3]. 독립변수들 간의 상관관계가 모두 0.4이하로, 분석을 하는데 공선성 문제를 발생시키지는 않을 것으로 판단되어 본 분석을 실시하였다.

[표 3] 독립 변수들 간의 상관성

	비정규직 비율	실업률	1인당 지역내총생산 (GRDP per capita)	이혼율	복지예산 비중	빈곤율	여성경제활동 참가율	범죄율
비정규직 비율	1.0000	–	–	–	–	–	–	–
실업률	−0.2422	1.0000	–	–	–	–	–	–
1인당 지역내총생산 (GRDP per capita)	−0.3154	−0.1736	1.0000	–	–	–	–	–
이혼율	−0.0049	0.1750	−0.1861	1.0000	–	–	–	–
복지예산비중	−0.0514	0.0946	−0.1545	−0.6364	1.0000	–	–	–
빈곤율	0.3872	−0.5888	−0.2400	−0.3377	0.2939	1.0000	–	–
여성경제활동참가율	0.4633	−0.4518	−0.0906	−0.0132	−0.1485	0.3638	1.0000	–
범죄율	0.1496	0.1261	−0.0053	−0.0984	0.3348	−0.1235	0.2199	1.0000

제 4 장 연 구 결 과

1. 연구대상의 일반적 특성

20세 이상 65세 미만 인구의 8년간 16개 시도의 평균 자살률은 인구 10만명당 29.34명이었다. 청년층과 장년층, 여성과 남성 자살을 구분하여 살펴보니 청년층 자살이 장년층 자살에 비해 30%이상 낮게 나타났고 여성 자살률은 남성 자살률의 절반 이하의 수치를 보였다. 이는 연령과 성별에 따라 자살이 서로 다른 양상을 보인다는 많은 선행연구들의 결과와도 일치하는 결과였다. 남성 자살률이 높게 나타나는 것은 여성보다 남성이 성취지향적 삶을 추구하여 발생하는 보편적 현상이며(Girard 1993) 연령층별 자살률의 차이는 연령이 증가하면서 기대효용이 감소하기 때문에 자살이 증가한다는 Hamermesh and Soss(1974)의 연구에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. 장년층 자살률은 다른 하위그룹(청년층 남성 여성)에 비해 최소값과 최대값의 범위가 넓어 지역간 변이가 특히 크게 나타남을 확인할 수 있었다.

비정규직 비율은 전체 임금 근로자 중 평균 36.03%를 차지하는 것으로 나타났고 최대 50%를 넘지 않았다. 실업률은 평균 약 3%정도였고, 성별로 구분하여 실업률에 있어서의 남녀 값의 차이를 확인하고자 하였으나 성별에 따라 특별한 차이를 보이지 않았다. 1인당 지역 내 총생산(GRDP per capita)은 지역간 편차가 매우 커, 최소 1,102만원부터 최대 4,121만원이었고, 평균은 1,920만원이었다. 이혼율은 평균 인구 1,000명당 2.56건이고, 여성 경제활동참가율은 평균 50.12%로 나타났고, 지역간에 약 20%정도의 편차가 있었다. 복지 예산 비중은 최소 8.43%에서 최대 27.95%였고, 평균은 15.29%이었다. 국민기초생활급여 수급자로 측정되는 빈곤율은 최소 1.48%에서 최대 6.77%이며 평균 3.68%이었다. 범죄율은 지역간 편차가 커 최소값과 최대값의 차이가 3배 이상 나는 것으로 나타났고 평균은 인구 십만명당 1082.98건이었다.

[표 4] 연구대상의 일반적 특성

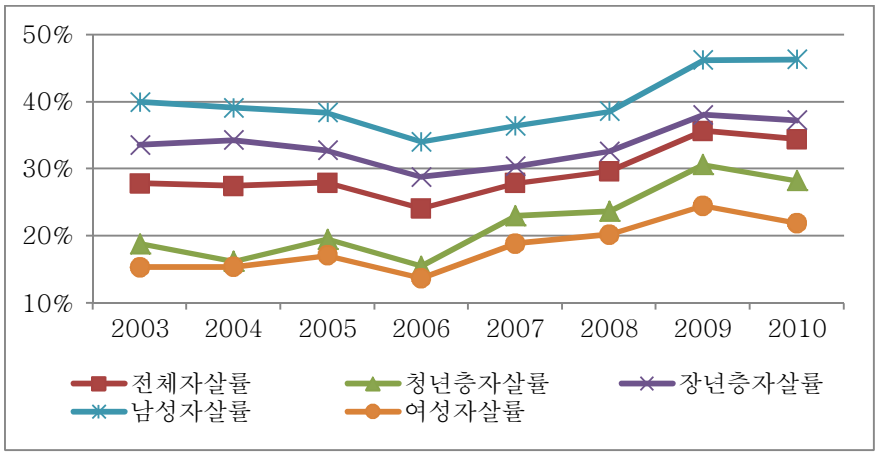
구분	변수	평균	표준편차	최소값	최대값
종속변수: 지역별자살률	전체 자살률	29.34	5.68	17.34	44.01
	– 청년층 자살률	21.93	5.99	8.95	39.72
	– 장년층 자살률	33.42	6.44	20.80	48.97
	– 남성 자살률	39.86	7.76	24.26	58.01
	– 여성 자살률	18.34	4.44	10.16	30.08
독립변수: 경제적 변수	비정규직 비율	36.03	4.78	26.48	48.21
	실업률	3.14	0.97	1.3	5.1
	– 남성 실업률	3.42	1.05	1.6	5.4
	– 여성 실업률	2.76	0.94	0.9	5
	1인당지역내총생산 (GRDP per capita)	19.20	6.90	11.02	41.21
통제변수: 사회적 변수	이혼율	2.56	0.46	2	4.5
	여성경제활동참가율	50.12	4.03	41.9	63.6
	복지예산비중	15.29	4.07	8.43	27.95
	빈곤율	3.68	1.32	1.48	6.77
	범죄율	1082.98	248.37	586.05	1707.89

2. 연도별 지역별 자살률 추이

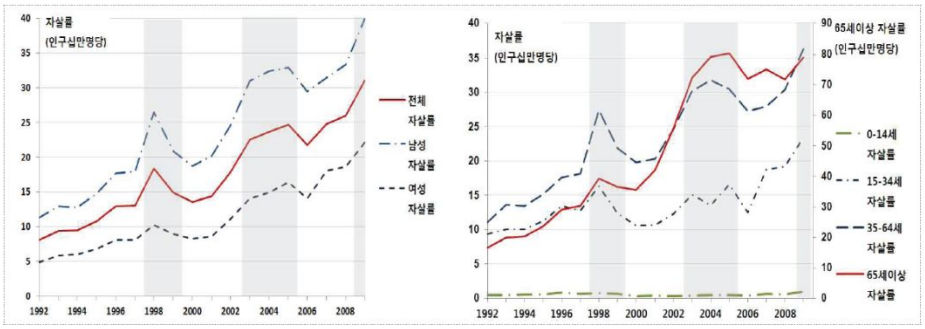
한편, 시간의 흐름에 따른 자살률의 추이를 보면[그림2], 선행연구에서와 같이, 경제위기의 영향을 확인할 수 있다. 김민영, 정광호 외(2011)의 연구에 따르면, 2003년 카드유동성 대란 발생의 충격은 2003-2005년 3년간 지속되었고, 2008년 말에 발생한 금융위기의 충격은 2009년에 나타났다. 경제위기의 충격이 자살에 반영된 2003, 2004, 2005, 2009년도는 다른 년도에 비해 자살률이 높게 나타나며 특히 2009년도는 전년도 대비 남성 및 청년층 자살률이 급증했음을 확인할 수 있다(김민영, 정광호 외 2011; 그림1)[그림3].

[그림4]은 2003년부터 2010년도까지의 지역별 평균 자살률을 나타낸 그래프이다. 이를 통해 시와 도의 자살률에 변이가 존재함을 확인할 수 있고, 특히 강원도 및 충청남도의 자살률이 상대적으로 매우 높게 나타난다. 남성 및 장년층의 자살률이 지역간 변동폭이 큰 반면 여성과 청년 자살률은 그 변이 정도가 크지 않다.

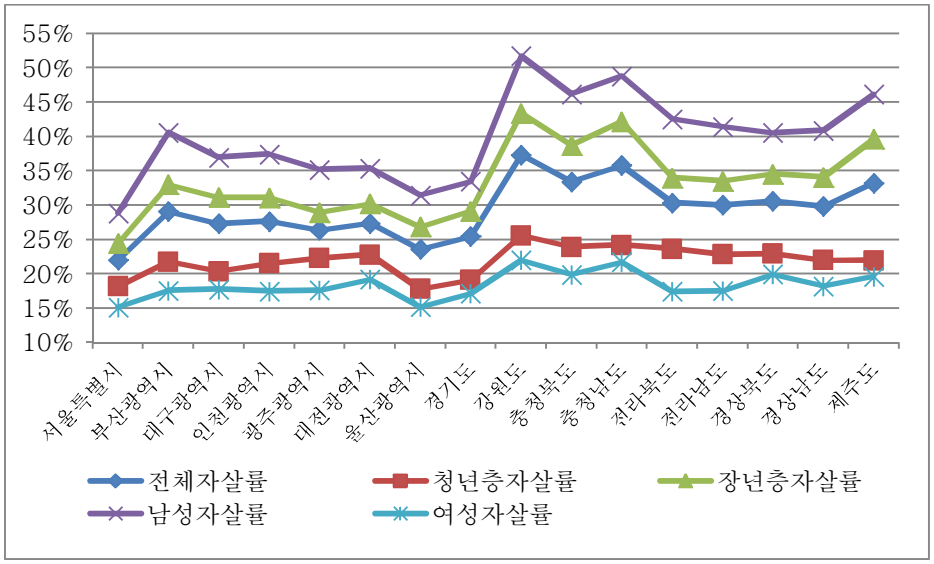
[그림 2] 2003년-2010년 성별 및 연령층별 자살률 추이



[그림 3] 1992년-2009년 성별 및 연령별 자살률 추이



[그림 4] 16개 시·도의 8개년 평균 자살률



3. 지역별 변동 정도의 확인

본격적인 실증 분석에 앞서 지역별 패널 자료가 자살률의 차이를 설명하는 데 있어 패널분석을 위한 충분한 지역별 변동이 있는지 여부부터 확인할 필요가 있다. 유경원과 노용환(2007)은 이를 확인하기 위해 패널개체별 자살률의 평균과 각 패널개체의 개별 자살률 간의 편차에 대한 시간더미변수의 회귀식(식3)의 $(1-R^2)$을 구하였다. 본 연구에서도 동일한 방법을 사용하여 각 변수들의 지역별 시간변동을 구했다.

$$S_{it} - \overline{S_i} = D_t \times \gamma + \epsilon_{it,} \qquad \text{(식 3)}$$

$S_{it} - \overline{S_i}$: 지역별 자살률의 평균을 실제 지역별 자살률에서 뺀 값

D_t : 2003-2010년 동안의 연도 더미 변수

γ : 추정할 더미변수 계수값의 벡터

$\varepsilon_{i,t,}$: 평균이 0이고 분산이 σ^2인 독립동질적인 분포를 따르는 오차항

(식3)의 $(1-R^2)$은 전체 시간효과에 의해 설명될 수 없는, 개별 지역의 시간에 따른 변동을 나타낸다. 만약 이 통계량의 값이 0이라면 지역 고유의 시간변동은 완전히 존재하지 않으며 패널 분석의 의미도 없다(유경원과 노용환 2007).

독립변수 중 주요 설명변수인 실업률 및 비정규직 비율은 전체 시계열적 흐름에 따라 설명되는 부분보다, 개별 지역적 변동이 더 큰 것으로 나타났다[표5]. 그러나 종속변수인 자살률의 변동은, 상당한 부분이 시계열적인 흐름으로 설명이 되는 것으로 나타났다. OECD국가들을 대상으로 한 유경원과 노용환(2007)의 연구와 달리 통계량$(1-R^2)$의 크기가 작은 것은, 본 연구가 한 국가 내의 지역들을 대상으로 하기 때문에 국가간 연구보다 그 개별 지역의 변동성이 낮기 때문인 것으로 보인다. 즉, 모든 지역의 자살발생은 국가 전체의 시간적인 추세를 따르기 때문에 각 지역별의 특성으로 설명할 수 있는 부분이 상대적으로 적은 것으로 생각할 수 있다.

지역별 특성을 나타내는 경제 및 사회적 변수들의, 자살에 대한 설명력을 확인하기 위해 지역별 자살률을 종속변수로 하고 시간과

지역더미를 독립변수로 하는 반복측정분산분석을 추가로 실시해보았다(식4). 이 분석에서 지역더미변수들이 유의하지 않다면, 지역별 변이가 자살률의 변이를 설명하지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

$$S_{ut} = \beta \times R_i + \delta \times D_t + \varepsilon_{it} \qquad (식4)$$

S_{it}: 지역별 자살률

R_i: 지역 더미

D_t: 시간 더미[10]

β: 지역 더미의 계수

δ: 시간더미의 계수

ε_{it}: 오차항

분석 결과, 시계열 변수의 설명력이 상당히 크기는 하지만 지역간 변이의 영향도 유의한 정도로 존재하는 것으로 나타나[표6], 자살률 분석 시 시계열과 지역의 특성을 모두 고려한 분석이 적절한 것으로 결론 내릴 수 있다. [그림5]은 8개년간 지역별 평균 자살률을 지도로 표현한 것이다. 자살률 수치에 따라 색깔이 다르게 나타나는데 진한 색일수록 자살률이 높은 지역이다. 이를 통해 자살률이, 지역별로 서로 다르게 나타남을 확인할 수 있다.

[10] (식4)에서는 지역간 자살률의 차이를 확인하는 것이 우선이므로, 시간더미는 2003년-2010년을 각각 1-8까지의 연속변수 형태로 함.

[표 5] 개별 지역별 자살률의 시간에 따른 변동 정도

변수 구분	변수명	R^2	개별 지역의, 시간에 따른 변동($1-R^2$)
종속변수: 지역별자살률	전체 자살률	0.8298	0.1702
	- 청년층 자살률	0.8359	0.1641
	- 장년층 자살률	0.5980	0.402
	- 남성 자살률	0.7463	0.2537
	- 여성 자살률	0.7397	0.2603
독립변수: 경제적 변수	비정규직비율	0.2013	0.7987
	실업률	0.2948	0.7052
	- 남성실업률	0.1252	0.8748
	- 여성실업률	0.4034	0.5966
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	0.6451	0.3549
통제변수: 사회적 변수	이혼율	0.9003	0.0997
	사회보장예산비중	0.7627	0.2373
	여성경제활동참가율[11]	0.0954	0.9046
	빈곤율	0.2728	0.7272
	범죄율	0.3470	0.653

[11] 여성경제활동참가율은 시간더미에 대한 회귀식이 유의하지 않았음.

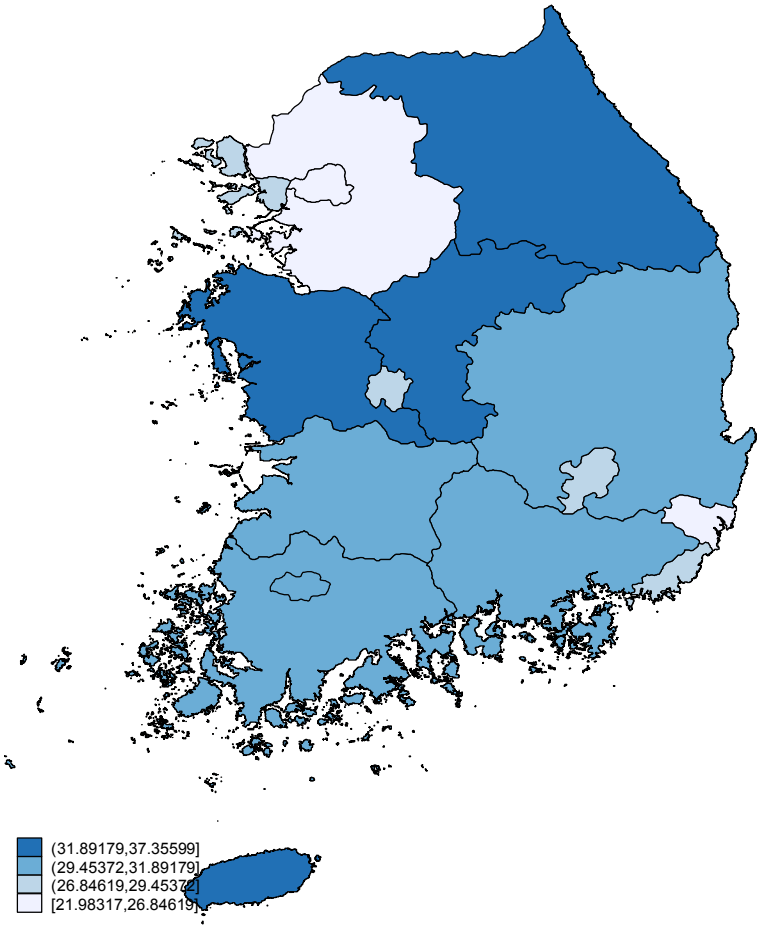
[표 6] 전체 자살률의 지역별 변이

	해당 변수로 설명되는 변량(Partial SS[12])	p-value
시간 및 지역특성 모형	3752.65	0.0000
시간더미변수	1648.28	0.0000
지역 특성 (reference: 서울)	2104.37	
- 부산	201.63	0.0000
- 대구	114.21	0.0000
- 인천	128.41	0.0000
- 광주	76.83	0.0000
- 대전	115.11	0.0000
- 울산	10.22	0.0777
- 경기	48.63	0.0002
- 강원	945.29	0.0000
- 충북	523.78	0.0000
- 충남	764.37	0.0000
- 전북	278.56	0.0000
- 전남	259.11	0.0000
- 경북	294.79	0.0000
- 경남	245.94	0.0000
- 제주	504.68	0.0000
잔차	338.03	

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함

[12] SS(Regression Sum of Squares): 개체가 가지는 총 변량 중 회귀식으로 설명 가능한 변량

[그림 5] 8개년 평균자살률의 지역간 변이



4. 분석 결과[13]

1) 전체 자살률 분석결과

경제활동인구 전체 자살률(20세 이상 65세 미만)을 종속변수로 하여 합동최소자승법(Pooled OLS)을 적용한 결과, 비정규직 비율이 높을수록 자살률이 높은 것으로 나타났고, 그 영향 정도 또한 유의했다. 실업률은 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타났고, 소득 또한 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타났다. 이혼율이 자살에 미치는 영향은 선행연구와 일치했다. 즉, 이혼율이 높을수록 자살률이 높았다. 지역의 빈곤율 역시 자살을 높이는 방향으로 작용하였다. 그러나 특이할 만한 점은 범죄율과 자살률이 부(-)의 관계에 있다는 것이다.

연도더미 중 2004년은 2003년과 비교할 때 유의한 차이를 보이지 않았으나, 2005년 및 2007년, 2008년, 2009년, 2010년도는 자살률이 유의하게 증가하였고 2006년도에는 자살률이 유의하게 감소하였다. 이에 따라 시간적 흐름이 자살률 변동을 설명하는 데 중요함을 알 수 있다.

고정효과모형을 적용해 분석하자 사회보장예산비중과 범죄율을 제외한 나머지 변수들은 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그리고 사회보장예산비중이 높을수록 자살률이 높고 범죄율이 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타나 선행연구의 결과들과 일치하지 않았다. 시계열 변수들 역시 2004년, 2006년, 2007년만 유의한 차이를 보였고 회귀계수가 모두 0보다 작았다. 이는 시간이 지날수록 증가하는 추세를 보이는 자살률 그래프와 반대되는 양상이다.

패널 개체들 간 유의한 차이가 있는지를 알아보고자 하는 검정(F-검정)에서는 '개체간 유의미한 차이가 없다'는 귀무가설을 기각하게 되었다. 따라서 통계적으로는, 개체간 차이를 고려한 분석인 고정효과(FE)모형이 보다 신뢰할만한 추정치를 제공하는 것으로 나타났다.

---

[13] 본 연구에서 회귀식에 포함된 설명변수들의 단위가 상이하므로, 회귀계수의 추정값들을 직접적으로 비교하여 상대적인 중요도를 판단하는 것은 주의가 필요함.

[표 7] 전체 자살률 분석 결과

변수 구분	변수명	<합동최소자승법> AR coeff: 0.3832 Wald chi^2: 549.76 회귀계수 (HRSE)	P값	<고정효과모형> within R^2: 0.8637 between R^2: 0.1698 overall R^2: 0.4693 회귀계수 (SE)	P값
독립변수 : 경제적 변수	비정규직비율	0.14** (0.05)	0.012	0.03 (0.07)	0.684
	실업률	−2.60*** (0.39)	0.000	−0.21 (0.62)	0.733
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	−2.93*** (1.11)	0.008	6.10 (5.03)	0.228
통제변수 : 사회적 변수	이혼율	1.83 (1.12)	0.103	−1.36 (1.51)	0.369
	사회보장예산비중	−0.09 (0.14)	0.511	0.30* (0.16)	0.064
	빈곤율	0.88** (0.38)	0.020	1.36 (0.99)	0.173
	여성경제활동참가율	−0.04 (0.09)	0.673	0.14 (0.14)	0.353
	범죄율	−0.002** (0.001)	0.022	−0.005** (0.001)	0.001
연도더미 (reference: 2003)	2004	0.86 (0.84)	0.305	−2.07* (1.13)	0.069
	2005	1.76* (1.04)	0.086	−2.32 (1.53)	0.133
	2006	−2.41** (1.09)	0.027	−7.01*** (1.80)	0.000
	2007	2.07* (1.19)	0.081	−3.89* (2.14)	0.072
	2008	4.35** (1.39)	0.002	−2.49 (2.54)	0.330
	2009	10.29*** (1.27)	0.000	3.79 (2.33)	0.108
	2010	10.27*** (1.42)	0.000	1.86 (2.74)	0.498
	상수항	35.96*** (9.02)	0.000	5.24 (18.58)	0.778
가설검정 :all u_i=0	sigma_u	sigma_e	Rho	F(15,97)	Prob>F
	4.09	1.67	.86	16.02	0.0000

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함

2) 각 값은 소수점 아래 셋째자리에서 반올림함. 단, 범죄율은 소수점 아래 넷째자리에서 반올림함.

2) 청년층 자살률 분석결과

청년층 자살률을 종속변수로 하여 합동최소자승법(Pooled OLS) 분석을 해 보았을 때는 전체 자살률을 종속변수로 했을 때보다 비정규직 비율의 영향이 작았고 실업률 및 1인당 지역 내 총생산 변수의 영향도 다소 작게 나타났다. 그런데 1인당 지역 내 총생산 변수의 영향은 유의하지 않았다. 사회적 변수에서는 빈곤율과 범죄율이 유의한 영향이 있었는데, 빈곤율은 높을수록 자살률이 높았고 범죄율은 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타났다. 연도더미들은 모두 유의한 영향이 있었으며, 최근으로 올수록 점점 계수의 값이 커지는 방향성을 확인할 수 있다.

고정효과모형을 적용했을 때에는 실업률과 범죄율만이 유의한 영향이 있는 것으로 나타났다. 실업률은 높을수록 자살률이 낮았고, 범죄율도 높을수록 자살률이 낮았다. 연도더미는 2004년, 2009년 및 2010년만 유의한 영향이 있었고 그 중 2009년과 2010년은 그 계수의 크기가 다른 계수들에 비해 상당히 크다.

패널분석의 적절성을 확인하고자 하는 F-검정에서는, p값이 0.0275로 유의수준 0.01 하에서 유의하지 않다. 따라서 귀무가설을 기각할 수 없으며 청년층 자살률 분석에는 합동최소자승법(Pooled OLS)을 적용하는 것이 통계적으로 올바른 분석방법임을 알 수 있다.

[표 8] 청년층 자살률 분석 결과

변수 구분	변수명	<합동최소자승법> AR coeff: 0.2423 Wald chi^2: 576.04 회귀계수 (HRSE)	P값	<고정효과모형> within R^2: 0.8540 between R^2: 0.5158 overall R^2: 0.7172 회귀계수 (SE)	P값
독립변수 : 경제적 변수	비정규직비율	0.10* (0.06)	0.097	0.06 (0.10)	0.553
	실업률	−0.83** (0.42)	0.046	−1.90** (0.90)	0.039
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	−1.01 (1.14)	0.375	0.47 (7.39)	0.950
통제변수 : 사회적 변수	이혼율	1.16 (1.07)	0.277	−0.64 (2.21)	0.772
	사회보장예산비중	−0.03 (0.14)	0.815	−0.25 (0.23)	0.288
	빈곤율	0.82** (0.35)	0.020	1.48 (1.45)	0.309
	여성경제활동참가율	−0.05 (0.09)	0.567	0.02 (0.21)	0.910
	범죄율	−0.003** (0.001)	0.011	−0.004* (0.002)	0.054
연도더미 (reference: 2003)	2004	−1.78* (0.93)	0.057	−3.49** (1.66)	0.038
	2005	2.07* (1.15)	0.071	−0.20 (2.25)	0.929
	2006	−2.03* (1.15)	0.078	−4.23 (2.65)	0.114
	2007	5.67*** (1.22)	0.000	3.82 (3.15)	0.227
	2008	7.19*** (1.39)	0.000	5.08 (3.73)	0.177
	2009	12.74*** (1.30)	0.000	12.79*** (3.43)	0.000
	2010	11.56*** (1.43)	0.000	10.93*** (4.02)	0.008
	상수항	19.85** (8.93)	0.026	24.67 (27.31)	0.369
가설검정 :all u_i=0	sigma_u	sigma_e	Rho	F(15,97)	Prob>F
	2.80	2.46.	0.56	1.95	0.0275

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함.

2) 각 값은 소수점 아래 셋째자리에서 반올림함. 단, 범죄율은 소수점 아래 넷째자리에서 반올림함.

3) 장년층 자살률 분석결과

장년층의 자살률을 종속변수로 하여 합동최소자승법(Pooled OLS)을 적용하였더니, 전체 자살률 및 청년층 자살률을 종속변수로 하였을 때보다 비정규직 비율, 실업률 및 소득(1인당 지역 내 총생산)의 영향이 컸다. 부양해야 할 가족이 있는 장년층은, 청년층과 비교했을 때 직업 불안정성의 부정적인 영향이 상대적으로 크게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 또한 청년층 자살률 분석 시와 달리 1인당 지역내 총생산 변수의 영향력이 유의했다. 사회적 변수에서는 범죄율 변수만 유의한 부(-)의 영향을 주었다. 연도더미 변수는 2006년, 2009년 및 2010년이 유의한 차이가 있었고, 2009년과 2010년의 계수 값을 통해 최근 장년층에서의 자살이 높은 수준임을 확인할 수 있다.

고정효과모형을 적용했을 때는, 사회보장예산비중 변수와 범죄율만 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 사회보장예산비중이 높을수록 자살률이 높으며, 범죄율이 높을수록 자살률이 낮아지는 양상을 보였다. 시간적 흐름을 나타내는 연도더미들은 2005~2008년까지가 유의한 관계에 있었으며 그 방향성은 음(-)의 방향이었다. 패널 개체들 간 유의한 차이가 있는지를 확인하기 위한 검정을 수행한 결과, 유의수준 0.01에서 '패널개체들 간 차이가 없다'는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 장년층 자살률 분석에서는 고정효과(FE) 모형 분석 결과가 통계적으로 더 올바른 추정값을 제시하는 분석방법인 것으로 판단할 수 있다.

[표 9] 장년층 자살률 분석 결과

변수 구분	변수명	<합동최소자승법> AR coeff: 0.3662 Wald chi^2: 317.36 회귀계수 (HRSE)	P값	<고정효과모형> within R^2: 0.6640 between R^2: 0.0033 overall R^2: 0.1342 회귀계수 (SE)	P값
독립변수 : 경제적 변수	비정규직비율	0.21*** (0.07)	0.006	0.04 (0.10)	0.688
	실업률	−3.48*** (0.53)	0.000	0.68 (0.93)	0.469
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	−3.58** (1.49)	0.016	9.36 (7.59)	0.220
통제변수 : 사회적 변수	이혼율	2.11 (1.57)	0.180	−2.04 (2.27)	0.372
	사회보장예산비중	−0.08 (0.19)	0.677	0.66*** (0.24)	0.007
	빈곤율	0.58 (0.52)	0.266	0.91 (1.49)	0.542
	여성경제활동참가율	−0.01 (0.13)	0.929	0.24 (0.22)	0.266
	범죄율	−0.003** (0.002)	0.077	−0.006** (0.002)	0.012
연도더미 (reference: 2003)	2004	1.81 (1.14)	0.111	−1.72 (1.70)	0.313
	2005	0.61 (1.38)	0.658	−4.36* (2.30)	0.062
	2006	−3.06** (1.45)	0.034	−9.72*** (2.72)	0.001
	2007	−1.79 (1.56)	0.251	−9.56*** (3.23)	0.004
	2008	1.02 (1.84)	0.579	−8.31** (3.83)	0.033
	2009	7.54*** (1.69)	0.000	−2.82 (3.52)	0.425
	2010	7.65*** (1.89)	0.000	−5.11 (4.13)	0.218
	상수항	42.97*** (12.69)	0.001	−6.46 (28.05)	0.818
가설검정 :all u_i=0	sigma_u	sigma_e	Rho	F(15,97)	Prob>F
	6.13	2.52	0.86	12.86	0.0000

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함.

2) 회귀계수 및 표본오차는 소수점 아래 셋째자리에서 반올림함. 단, 범죄율은 소수점 아래 넷째자리에서 반올림함.

4) 남성 자살률 분석결과

성별 자살률에 대한 분석에서, 성별(남·녀) 실업률을 자료로 사용하는 것과 전체 실업률을 사용하는 것 사이에 결과에는 큰 차이가 없었으나 모형의 정교성을 위해서 전체 실업률 대신 남성실업률을 모형에 포함하여 분석을 수행하였다.

남성 자살률을 종속변수로 하여 분석을 실시한 결과, 장년층 자살률 분석 결과와 비교했을 때 계수 값의 크기에는 다소 차이가 있었으나 경제변수들의 영향력이 강하게 나타났다. 이에 대한 이유로는 가족 부양의 측면에서 보았을 때, 청년보다는 장년층이, 여성보다는 남성이 좀 더 그 부담 정도가 높다는 유사성에서 비롯될 가능성이 있다. 비정규직 비율의 영향은 동일하게 자살률을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났으며, 그 계수의 크기는 장년층 자살률 분석 시보다 0.05정도 작았으며 유의성도 상대적으로 낮았다. 장년층 자살률에서는 실업률과 소득의 영향이 비슷한 정도로 나타났으나. 남성 자살률에는 소득 변수의 영향이 상대적으로 더 컸다.

앞의 분석결과와 달리, 사회적 변수 중 이혼율이 자살률에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났는데 유의성도 높을 뿐 아니라 계수값도 연도더미를 제외한 변수들 가운데 가장 높아 이혼이 남성의 자살에 상당한 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 빈곤율과 범죄율은 청년층 자살률 분석에서와 유사하게 각각 (+), (−)의 영향을 주었으나 청년층 분석 때보다 그 계수값의 크기가 컸다. 연도더미는 2004년 및 2008년~2010년이 2003년의 자살률과 유의한 차이가 있었고 최근으로 올수록 자살률이 증가하는 추세임을 알 수 있다.

고정효과모형(FEM)을 적용하자, 경제적 변수들은 모두 유의하지 않았고 사회적 변수 가운데서는 사회보장예산비중과 범죄율만이 유의한 영향이 있었다. 사회보장예산비중이 높을수록 자살률이 높았고 범죄율이 높을수록 자살률이 낮은 것으로 나타났다. 연도 더미는 2006년과 2007년만이 자살률이 유의하게 낮았다. 패널 개체들 사이에 유의한 차이가 있는지를 확인하고자 하는 검정을 수행한 결과, 유의수준 0.01하에서 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 통계상으로는 고정효과모형(FEM)을 적용하여 분석하는 것이 올바르다.

[표 10] 남성 자살률 분석 결과

		<합동최소자승법> AR coeff: 0.3597 Wald chi^2: 358.08		<고정효과모형> within R^2: 0.7941 between R^2: 0.1068 overall R^2: 0.3536	
변수 구분	변수명	회귀계수 (HRSE)	P값	회귀계수 (SE)	P값
독립변수 : 경제적 변수	비정규직비율	0.15* (0.09)	0.078	0.04 (0.10)	0.674
	남성실업률	−2.80*** (0.52)	0.000	0.12 (0.67)	0.852
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	−4.49*** (1.62)	0.006	6.98 (7.38)	0.346
통제변수 : 사회적 변수	이혼율	4.72*** (1.75)	0.007	0.82 (2.20)	0.708
	사회보장예산비중	−0.19 (0.21)	0.369	0.43* (0.23)	0.061
	빈곤율	1.85*** (0.53)	0.000	0.82 (1.45)	0.572
	여성경제활동참가율	0.006 (0.13)	0.963	0.22 (0.21)	0.296
	범죄율	−0.005** (0.002)	0.011	−0.009*** (0.002)	0.000
연도더미 (reference:2003)	2004	2.27* (1.36)	0.096	−1.58 (1.65)	0.341
	2005	2.77 (1.68)	0.100	−2.17 (2.23)	0.333
	2006	−1.44 (1.75)	0.410	−7.27*** (2.62)	0.007
	2007	2.73 (1.91)	0.153	−5.35* (3.11)	0.089
	2008	6.78*** (2.20)	0.002	−3.09 (3.71)	0.407
	2009	13.71*** (2.03)	0.000	4.49 (3.43)	0.193
	2010	14.97*** (2.25)	0.000	3.87 (4.02)	0.338
	상수항	40.42*** (13.45)	0.003	5.89 (27.24)	0.829
가설검정 :all u_i=0	sigma_u	sigma_e	Rho	F(15,97)	Prob>F
	6.05	2.45	0.86	16.37	0.0000

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함.

2) 회귀계수 및 표본오차는 소수점 아래 셋째자리에서 반올림함. 단, 범죄율은 소수점 아래 넷째자리에서 반올림함.

5) 여성 자살률 분석결과

여성 자살률 분석에 있어서도, 남성 자살률 분석에서와 같이 전체 실업률 대신 여성 실업률을 모형에 적용하여 분석을 실시하였다. 전체 자살률 및 다른 하부그룹 분석(청·장년층 및 남성)과 달리 비정규직 비율 변수와 소득 변수가 유의하지 않게 나타났다. 시간더미 외의 설명변수 중에는 실업률 변수만 유의하게 자살률을 낮추는 방향으로 작용하였다. 이는 남성과 비교했을 때, 한국에서 여성의 일자리는 비정규직이 더 많으며 이로 인해 상대적인 심리스트레스나 압박을 느끼지 않기 때문으로 생각할 수 있다. 또한 남성과 달리 가족 부양의 의무가 적기 때문에 비정규직으로 인한 생계의 어려움 등을 겪는 경우가 적을 것이다. 그리고 또 다른 측면으로 보면 남성보다 정규직-비정규직 사이에 소득 등의 차이가 크지 않기(정최경희, 김명희 외 2011) 때문에 박탈감 등을 덜 느낄 가능성이 있다. 연도더미 가운데에서는 2007~2010년의 여성 자살률이 높게 나타남을 확인할 수 있다. 그러나 그 계수의 값이 작아서 전반적으로 여성의 자살률이 낮음을 알 수 있다.

여성자살률 분석에 고정효과모형(FEM)을 적용했을 때에는 이혼율 변수만 유의한 영향이 있었다. 흥미로운 점은 남성에서 자살률을 높이는 방향으로 작용[14]하였던 이혼율 변수가, 여성에서는 오히려 자살률을 낮추는 방향으로 작용한다는 점이다. 이 때 연도더미는 2006년과 2007년도에 2003년보다 자살률이 유의하게 낮은 것으로 나타난다. 여성 자살률 분석에 있어, 패널 개체들 간 유의한 차이가 있는지를 확인한 결과 위의 대부분의 분석과 동일하게 귀무가설을 기각하게 되어 통계검정의 결과로는 고정효과(FEM)모형이 보다 정확한 추정치를 제공하는 것으로 보인다.

[14] 합동최소자승법(Pooled OLS) 분석 결과에서만 그 영향이 유의하게 나타났음.

[표 11] 여성 자살률 분석 결과

변수 구분	변수명	<합동최소자승법> AR coeff: 0.3115 Wald chi^2: 408.10 회귀계수 (HRSE)	P값	<고정효과모형> within R^2: 0.7801 between R^2: 0.1039 overall R^2: 0.3942 회귀계수 (SE)	P값
독립변수 : 경제적 변수	비정규직비율	0.07 (0.05)	0.188	0.02 (0.08)	0.813
	여성실업률	−1.23*** (0.35)	0.000	−0.92 (0.65)	0.160
	1인당 지역 내 총생산 (GRDP per capita)	−0.98 (1.00)	0.330	5.46 (6.49)	0.403
통제변수 : 사회적 변수	이혼율	−0.41 (1.02)	0.687	−4.09** (1.95)	0.039
	사회보장예산비중	0.03 (0.13)	0.830	0.14 (0.20)	0.485
	빈곤율	0.09 (0.34)	0.791	1.94 (1.28)	0.133
	여성경제활동참가율	−0.003 (0.09)	0.968	0.05 (0.19)	0.791
	범죄율	−0.001 (0.001)	0.203	−0.0008 (0.002)	0.664
연도더미 (reference:2003)	2004	0.15 (0.81)	0.856	−2.93** (1.46)	0.047
	2005	1.61 (1.02)	0.116	−3.12 (1.99)	0.121
	2006	−1.72 (1.09)	0.116	−7.61*** (2.36)	0.002
	2007	3.13*** (1.19)	0.008	−3.31 (2.79)	0.239
	2008	4.19*** (1.37)	0.002	−2.89 (3.31)	0.385
	2009	8.75*** (1.25)	0.000	2.17 (3.03)	0.475
	2010	6.60*** (1.41)	0.000	−0.90 (3.53)	0.799
	상수항	21.16** (8.53)	0.013	6.20 (24.02)	0.797
가설검정 :all u_i=0	sigma_u	sigma_e	Rho	F(15,97)	Prob>F
	4.02	2.16	0.778	4.25	0.0000

주: 1) * , **, ***: 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 유의함.

2) 각 값은 소수점 아래 셋째자리에서 반올림함. 단, 여성경제활동참가율은 소수점 아래 넷째자리에서, 범죄율은 소수점 아래 다섯째자리에서 반올림함.

제 5 장 고 찰

1. 연구결과에 대한 고찰

자살은 개인, 지역사회, 국가 등 다양한 수준에서 보았을 때뿐 아니라 경제, 사회, 보건 등 다양한 시각에서 보았을 때도 심층적인 연구가 필요한 주제임에 틀림이 없다. 무엇보다 사후적인 중재가 어렵기 때문에 자살을 예방하기 위해서, 자살 생각 및 행동의 영향요인에 대한 연구가 다수 이루어졌다. 그러나 자살에 대한 부정적 인식 때문에 정확한 현황파악조차 쉽지 않다. 이원철과 하재혁(2011)은 한국의 국건영 자료를 사용한 연구에서 시간의 흐름에 따라 자살생각이 꾸준히 감소하였다는 연구 결과를 내놓았는데, Kim et al(2010)은 이러한 현상이 자살에 대한 사회의 부정적 시각에서 비롯된 과거의 통계조사상의 잘못, 자살시도의 성공률 증가 등에서 기인한 것으로 생각하였다. 이러한 맥락에서 본 연구는 실제 자살률을 이용, 자살 관련 요인을 파악하고자 했다는 점에서 그 의의가 있다.

이 뿐 아니라 자살에 대한 대규모·체계적인 자료가 많지 않다 보니, 자살에 대한 연구는 작은 규모로 이루어지는 경우가 많다. 물론 자살에 영향을 미치는 미시적인 영향요인을 확인하기 위해서는 작은 규모의, 개인환자자료를 이용한 연구도 의미가 있을 것이다. 하지만 자살이 급증하고 있는 한국 사회에서, 사회적인 결정요인을 찾기 위해서는 보다 큰 단위에서의 연구가 필요하다. 본 연구는 그러한 시도의 일환으로 계획되었으며, 특히나 최근 한국에서 화두가 되고 있는 고용의 불안정성이, 불건강한 건강행동의 극단에 있는 자살에 어떤 영향을 주었는지를 확인하고자 하였다. WHO에 따르면 건강은 '신체적 정신적 사회적 안녕'이라고 정의되는데 신체뿐 아니라 정신적 사회적 안녕이 충족되지 못할 때 자살은 개인이 할 수 있는 가장 극단적인 선택이기 때문이다.

전체 자살률 뿐 아니라 성별 연령층별 자살률에 대한 분석을

통해 고용불안정이 자살에 미치는 영향을 확인하였는데[15], 전체 자살률 및 청·장년층, 남성 자살률을 종속변수로 한 분석에서는 비정규직 비율 변수가 자살률에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이를 통해 고용의 불안정성이 자살에 부정적인 영향을 줌을 확인할 수 있다. 이는 고용의 불안정성이 정규직 근로자보다 높은 비정규직 근로자들은 여러 가지 측면에서 정규직 근로자들보다 높은 위험에 노출되기 때문으로 생각할 수 있다. 비정규직 근로자는 계약 특성상 정규직에 비해 직업을 더 쉽게 잃으며, 이어지는 실업은 경제적 어려움과 건강 악화를 초래할 수 있다. 게다가 비정규직 근로자는 일반적으로 같은 직종의 정규직에 비해 상당히 낮은 임금을 받고, 건강보험 및 연금 혜택을 누릴 가능성도 낮다(U.S. BoL Statistics 2005). 또한 짧은 근로기간과 불규칙한 업무 스케줄 및 수입 등으로 직장동료와의 관계가 상대적으로 얕고, 위기 상황에서 감정적, 경제적인 지원을 제공할 수 있는 사회성이 떨어지기 쉬우며, 새 일자리를 얻고 고용을 유지하고 변화무쌍한 직무에 적응하기 위한 추가적인 노력이 스트레스원으로 작용한다(Lewchuk, De Wolff A et al. 2005). 비정규직 사용이 관행이 되어버린 우리나라의 또 다른 문제점은 비정규직에 대한 사회적 낙인과 계급화인데, 이 또한 직무 외적인 부정적인 감정상태를 초래할 수 있다(Boyee, Ryan et al. 2007). 그러나 여타의 자살률 분석 결과와 달리 여성 자살률과 비정규직 비율 간에는 유의미한 관계가 존재하지 않았다. 이러한 현상은 남성은 한 가정의 생계를 책임지는 가장으로서 기대되는 역할을 수행하기 위해 안정적인 직장생활이 필수적이지만 상대적으로 여성에게는 주된 부양자로서의 역할이 요구되지 않기 때문으로 보인다. 오히려 여성들은 출산 및 육아로 인해, 시간을 비교적 자유롭게 쓸 수 있는 정규적이지 않은 직업을 자발적으로 선택하기도 한다.

소득(1인당 지역 총생산) 변수와 실업률은 모두 높을수록 자살률을 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 소득이 자살에 미치는 영향의 방향성은 Hamermesh and Soss(1974)에서 밝힌 바와 같았다. 그러나 실업률이 높을수록 자살률이 낮게

[15] 연구방법에서 밝힌 바와 같이 합동최소자승법(Pooled OLS)분석결과를 중심으로 고찰하도록 함.

나타나는 것은, 선행연구 중 노용환(2006)과 Neumayer(2004)의 연구와 동일하게 나타났다. 이는 개인 수준의 실업과 지역수준의 실업률은 자살에 있어 서로 다른 의미를 가지기 때문으로 해석할 수 있다. 개인에게서 실업은 소득의 감소 및 사회적 참여의 기회 박탈을 의미한다. 하지만, 지역사회의 실업률은 사회적 규범의 의미를 지니기 때문에 실업률이 높은 지역에서는 실업이 개인의 능력 외의 요인으로 인해 발생한 것으로 간주된다(Clark 2003). 따라서 이 지역에서는 사회적 규범을 준수하지 못했다는 심리적 스트레스가 완화되어 자살률이 낮게 나타날 수 있다. 즉, 개인과 사회의 관계를 고려하면 실업과 자살은 복잡한 관계에 있다. 선행연구에서도 실업의 감소는 좋은 건강상태보다는 나쁜 건강상태와 연관이 있었으나, 국가, 분석기간, 결과지표의 선택에 따라 연구 결과들은 달라졌다. Gerdtham, Ulf-G. Ruhm et al.(2002)은, 어떤 기간을 분석 대상으로 하더라도 그 특정 기간이 경제 상황과 비논리적인 관련성을 가질 수 있기 때문에, 연구 결과가 견고하지 못함은 그렇게 놀라운 일이 아니라고 주장했다.

한편 Ruhm(2000)은 고정효과모형(FEM)을 적용한 연구에서, 노동시장이 어려울 때 사망률이 증가한다는 강력한 증거를 보인 바 있다. 그러나 본 연구에서 고정효과모형(FEM)을 적용하였을 때는 모형에 포함된 변수들이 전반적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 자료가 1개 국가 내의 지역별 자료이기 때문에 지역간에 관찰되지 않은 자살 영향요인의 변이가 크지 않아 고정효과모형(FEM)의 적용이 적절하지 않을 가능성을 생각해볼 수 있다[16]. 이러한 분석 결과가 우리나라 행정 구역 구분의 문제에서 기인할 가능성도 생각해볼 수 있는데, 시·도가 지나치게 넓은 범위를 포괄하기 때문에 구역 단위 내의 이질성은 크지만 지역간(패널개체간)의 변이는 크지 않을 가능성이 있기 때문이다. 15개 시 도를 대상으로 패널분석을 수행한 김민영, 정광호 외(2011)의 연구에서도, 본 연구와 같이 (시계열 변수를 제외한) 독립 및 통제변수들의 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 또한 본 연구의 대상이 경제활동인구[17]에 한정되는데, 해당 인구집단의

[16] 통계적인 검정 결과로는, 청년층 자살률 외 나머지 자살률 분석에는 고정효과모형(FEM) 적용이 적절한 것으로 나타났음.

[17] 본 연구에서는 통상적인 경제활동인구의 연령구분(15세 이상 65세 미

자살의 절대적인 수가 전체 인구의 자살에 비해 매우 적고 전체적인 변이도 크지 않기 때문에 나타나는 결과일 수 있다.

다만 전체자살률 및 남성,장년층 자살률에 대한 고정효과모형(FEM)에서는 사회보장예산비중 변수가 유의하게 양(+)의 방향으로, 범죄율 변수가 음(-)의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 선행연구와 완전히 반대되는 결과로서, 분석방법의 선택이 잘못되었을 가능성과 연구자료가 변수를 충분히 대표하였는지를 검토할 필요가 있다. 우선 본 연구에서는 복지의 지역간 격차를 나타내기 위해 재원의 투입만을 고려했는데, 복지 수준의 차이를 나타내기 위해 보다 포괄적인 변수를 포함해야 할 가능성에 대해 추가적으로 고민해야 할 것이다. 즉 동일한 수준의 재정투입이 있다고 하더라도 그 중간 과정에 따라 상이한 결과를 가져올 수 있기 때문에 복지공급의 최종 결과물인 복지성과를 함께 파악해야 한다(고경환 2011; 김종건 2011). 그러므로 추후의 연구에는 복지에 대한 재정투입뿐 아니라 복지성과적 측면도 함께 추가하면 보다 정확한 현황의 반영이 가능할 것으로 보인다. 범죄율의 경우, 범죄가 사회통합에 반하는 사건으로 작용하므로 그 영향이 클 것으로 보이는 5대 강력범죄(살인, 방화, 강도, 강간 및 유괴)만을 고려하였다. 그러나 오히려 경범죄를 포함하는 전체 범죄율을 자료로 사용하는 경우 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 따라서 동일 변수에 대해 다른 자료원을 이용한 후속 연구에서, 변수들간의 정확한 관계를 밝힐 필요가 있다.

만)과 달리 '20세 이상 65세 미만'으로 연령을 제한하였음.

2. 연구 자료와 방법에 대한 고찰

본 연구의 자료는 행정자료이면서 집계자료(Aggregated data)라는 점에서 기존의 연구와는 다소 구분되는 점이 있다. 이미 노용환(2007), 김민영, 정광호 외(2011)도 같은 성격의 자료를 사용한 바 있으나 이와 같이 거시적 지표를 사용한 연구는 많지 않다[18].

행정적 자료를 사용하면 김지연(2010)의 연구에서 기술한 바와 같이 여러 가지 장점이 존재하며 원칙적으로 누구나 이용할 수 있는 자료이기 때문에 접근성은 높다. 그러나 행정 체계가 바뀌면 동일한 단위의 자료를 얻기가 어려우며 기입방식이 달라짐에 따라 자료원의 성격이 달라지며 그 관리체계가 부실하여 실제로 자료를 획득하기가 용이하지 않다. 본 연구에서도 16개 지역 가운데 광주와 대전 등 2개 시의 경찰청이 2007년에야 개청하게 됨에 따라 해당지역의 2006년 이전 범죄율 자료를 검찰청 자료로 대체하였다. 또한 2008년에 예산 기입 방식이 개편됨에 따라 복지예산비중 자료에 일관된 기준을 적용하지 못하였다. 이를 보완하기 위해 복지예산 비중 변수를 더미변수로 변환[19]할 경우, 그 방향성이 역전되는 등의 문제가 발생하여 자료의 제한점에도 불구하고 연속변수 형태 그대로 사용하였다. 따라서 추후에 다른 자료원 또는 2008년 이후 충분한 시계열적 자료가 구축된 이후의 동일 자료를 가지고 복지예산 비중의 영향을 다시 검증해볼 필요가 있다.

또한 본 연구에서는 시·도 단위의 자료를 사용하였기 때문에 정규직-비정규직 고용상태의 변화를 반영하지 못하였다. 행정구역 단위의 자료를 이용하였기 때문에 다년간의 자료를 시계열적으로 분석할 수 있었으나, 분석 대상 기간이 긴 만큼 연구대상자들 개개인의 고용상태가 변화할 확률이 높다. 그러나 개인 단위의 자료가 아니기 때문에 정규직이 비정규직화되거나 비정규직이

---

[18] 거시자료(Macro-data)와 집계자료(Aggregated data)는 엄밀한 의미에서 동의어는 아니지만, 본 연구의 자료는 개인의 자료가 아니라는 점과 지역별로 집계된 자료라는 점에서 두 자료 모두의 성격을 띰.

[19] 각 연도별 평균값과의 차(individual-mean difference) 값을 이용해 더미변수로 변환(IMD>=0이면 1, IMD<0이면 0)

정규직화되는 등의 상태 변화가 자료에 드러나지 않아서, 비정규직이라는 고용불안정 상태가 자살에 미치는 영향의 경로를 직접적으로 도식화할 수 없다.

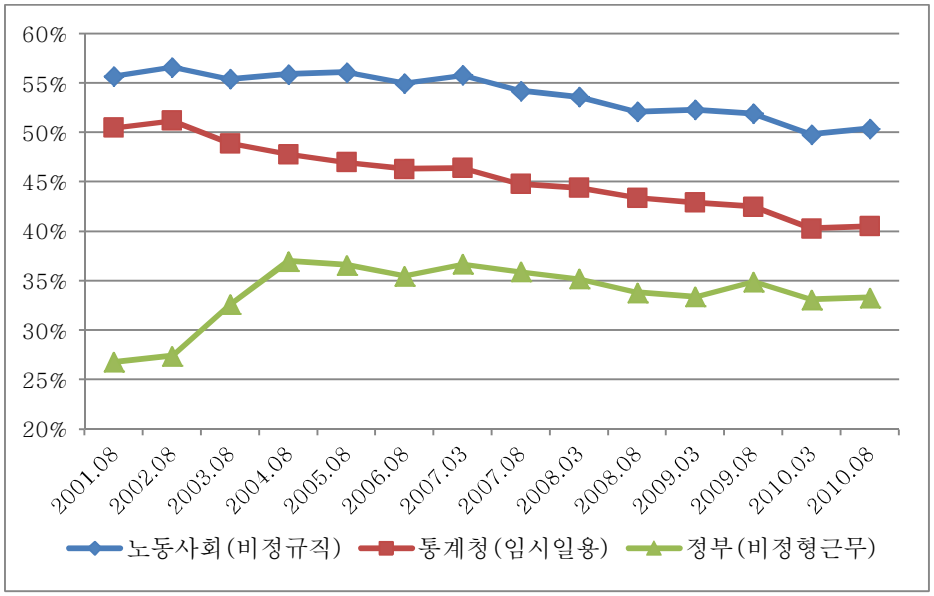
또한 같은 맥락에서 기저 정신질환에 대한 자료가 부족한 점도 제한점으로 작용할 수 있다(이원철과 하재혁 2011). 정신질환은 자살과 밀접한 관련이 있으나 이 역시 개인 단위의 자료이고, 지역별 자료가 부족하여 본 연구에는 포함하지 않았다. 그러나 이와 같은 정보를 배제하게 되면, 정신과적 문제를 가진 사람들은 실업상태이거나 혹은 부적절한 고용상태에서 근로할 가능성이 높아 일종의 '건강근로자 효과'가 나타나 혼란요인으로 작용할 수 있다(Agerbo 2005).

이와 같은 제한점에도 불구하고, 거시자료는 미시자료와 달리 분석 대상의 선정에 있어 선택편의가 발생할 위험에 대해 고민할 필요성이 줄어들며, 자살률에 영향을 미치는 위험요인의 개인과 그가 속한 사회적 관계에 대한 직간접적 영향력을 감안한 분석이 가능하다(Norstrom and Skog 2001; Barstad 2008). 생태학적 연구는 자살에 영향을 미치는 사회경제적 요소의 효과를 검증하는 데 가장 유용한 방법으로 평가된다(Pescosolido 1994; Eckersley and Dear 2002). '집계자료(aggregated data)'를 이용한 자살률 추정이 주관적 삶의 만족도와 관련된 개인의 결정을 통제하기에 적합하지 않을 수 있으나(노용환 2007), 그 '선택'에 이르게 하는 조건들은 사회적 맥락을 지닌 개인을 둘러싼 사회가 제공하기(김지연 2010) 때문이다.

한편 고정효과모형(FEM)분석의 결과가 유의하지 않은 데 대한 이유로, 자료 자체가 잘못 측정되었거나 자료 내부의 이질성이 존재할 가능성을 고려할 필요가 있다. 한국에서는 비정규직에 대한 정확한 정의가 없기 때문에, 통계청에서 발표하는 비정규직 관련 수치도 2002년 노사정합의에 따라 정해진, 임의적인 범위에 따른 것이다. 그에 따라 비정규직 노동자의 규모와 관련한 통계는 발표 주체에 따라 각기 다른 분류를 적용하게 되므로 정부(노동부 및 통계청)와 일선 노동계(한국노동사회연구소, 한국비정규노동센터)의 수치가 상이하게 나타난다[그림7]. 2012년 3월 현재에도, 정부에서 주장하는 비정규직 비율은 33.4%(전국 평균)인데 반해, 종사상 지위에 따른 임시직과 일용직 노동자들을 포함하게 되면

48.0%(전국 평균)에 임박하게 된다(김유선 2010). 따라서 어느 기관에서 발표하는 통계수치를 선택하는지에 따라 연구 결과가 달라질 수 있다. 그러나 지역별 비정규직 비율에 대한 자료는 통계청에서 발표하는 자료만 이용이 가능하므로 본 연구에서는 통계청이 발표한 자료를 사용하였다. 그러나 어떤 자료가 실제의 비정규직 실태를 반영하는지에 대한 추가적인 고민이 필요할 것이다.

[그림 7] 발표 주체별 비정규직 비율(김유선 2010)



또한 비정규직 집단 내, 자발적인 이유를 가지고 전문계약직으로 일하는 구성원들은 취약집단인 저임금 및 비자발 근로자들과 구분된다. 그러므로 업무 배치기간에 대한 비자발적 요소, 다른 형태의 고용(대기근무 등) 여부는 물론 불안정 고용 이외의 특성에 대해서도 평가가 필요하다. 자발적 비정규직에는 고소득 전문 직종이 상당수 포함될 수 있는데 이들이 비정규직 군 내에 그대로 포함될 경우, 불안정 고용에 의한 건강영향 평가에 심각한 영향을 주는 오분류 편견로 작용할 수 있다(이원철과 하재혁 2011). 추후에 고용불안정과 관련된 연구시에는 비정규직 근로자군 내의 이질성을 고려할 필요가 있다.

또 한가지, 연구 결과 해석에 있어서 주의할 것은 비정규직 규모의 증감이 가지는 의미이다. 본 연구에서는 비정규직이

증가하는 것이 바람직하지 못하며 따라서 비정규직 비율이 높을수록 자살률이 높을 것이라는 가정 아래 연구를 진행하였다. 그러나 비정규직의 규모가 감소하는 것은 양질의 일자리가 증가함에 따라 비정규직 노동자의 비중이 감소했다고도 볼 수 있지만, 반대로 비정규직 노동자들이 노동시장에서 배제되었기 때문에 나타나는 현상으로도 볼 수 있다. 또한 비정규직 관련 제도의 변화와 함께, 최대 2년까지 비정규직 고용이 가능해지면서 기존에 비정규직으로 분류되던 노동자들이 고용환경은 개선되지 않은 채 통계적으로만 정규직으로 분류되었을 가능성이 있다(김수현 2012). 즉, 비정규직 노동자의 비중 및 규모의 변화에 대해 양면적인 해석이 가능하다.

그러므로 추후에 고용불안정 혹은 비정규직에 관련된 연구를 수행할 때에는, 거시 및 미시적인 차원의 영향을 고려하여 다수준 분석이 가능하도록 미시적인 자료를 연구자료에 포함하는 것이 바람직할 것이며, 비정규직이라는 집단을 어떻게 규정할 것인지와 거시적인 지표에서의 비정규직 규모의 감소가 바람직한 것인지에 대한 추가적인 고민이 필요할 것이다.

제 6 장 결 론

현재 한국에서는, 비정규직 문제의 심각성에 비해 고용형태 및 고용의 불안정성에 대한 연구가 활발히 이루어지지 않고 있다. 비정규직은 사회의 약자로 인식되기는 하지만, 취약한 위치에 있는 비정규직에 대한 정확한 정의가 없어 현황 파악조차 제대로 되고 있지 않기 때문이다. 그러나 근로자에게 있어 직장은 가정 다음으로 오래 머무는 장소일 뿐 아니라, 직장 내에서의 유해물질, 직무와 관련된 혹은 관련되지 않은 스트레스 등에 대한 노출이 건강에 미치는 영향은 무시할 수 없는 부분이다. 정규직과 비정규직 간의 차이는 이러한 노출에도 영향을 줄 뿐 아니라 심리적인 부분에도 영향을 끼쳐 자살에 영향을 줄 가능성이 있다.

본 연구에서는 합동최소자승법(Pooled OLS)과 고정효과모형(FEM)의 두 가지 분석방법을 이용하여 고용의 불안정성과 자살의 관계를 탐색하였다. 본 연구가 시계열적 단면자료(TSCS data)를 사용하였으므로 패널분석을 수행하는 것이 적절하나, 한 국가 내의 지역별 자료이고, 자살에 영향을 미치는 주요 요인들을 이미 통제하였기 때문에 기타 측정되지 않은 자살 영향요인들의 지역간 변이가 크지 않을 것으로 가정하여 두 가지 분석 방법 중 횡단면 분석인 합동최소자승법(Pooled OLS)이 타당한 결과인 것으로 판단하였다. 분석 결과, 합동최소자승법(Pooled OLS)에서 고용의 불안정성이 자살에 양(+)의 방향으로의 영향을 주며 그 영향 정도가 유의한 것으로 나타났다. 고정효과모형(FEM)에서는 분석 결과가 유의하지 않았으며, 이는 자료 전체의 시계열적 변동이 크고 패널 개체들 각각의 변동이 충분히 크지 않았기 때문인 것으로 보인다.

한편 고용환경이 급변하면서 다양한 고용상태가 나타나, 선진국에서는 정규직 외의 고용형태를 띄는 경우가 증가하고 있으며(Letourneux 1998; Benach, Benavides F.G. et al. 2000; U.S. BoL Statistics 1997) 이는 한국도 예외가 아니다. 따라서 '새로운 고용상태'는 잠재적으로 중요한 보건학적 문제이며(Hurrell 1988; Quinlan M 2001) 본 연구는 이 새로운 고용형태(비정규직)과 자살 등의 극단적인 불건강행동과의

연관성을 밝히는 한국에서의 초기 연구로서 의미가 있다. 그러나 거시적이고 집계된 자료를 사용하였기 때문에 이에 따라 몇가지 제한점이 있었다. 따라서 추후에 비정규직 근로자 개개인에 대한 자료를 구축해 비정규직에서 사망에 이르는 경로를 탐색, 인과관계의 기전을 정확히 밝힐 필요가 있다. 또한 관련 통계의 수치가 발표 주체에 따라 서로 다르게 나타남은 통계청에서 사용하고 있는 개념의 범위로 규정되는 '비정규직'이 한국에서 고용불안정에 직면한 취약계층을 대표하고 있지 못하다는 반증이 될 수 있다. 그렇기 때문에 추후의 연구에서는 한국에서 공식적으로 사용하고 있는 '비정규직'에 대한 개념 및 범위의 타당성을 타진하여 본 연구의 한계점을 극복해야 할 것이다.

참고 문헌

A Preti and P. Miotto (1999). "Suicide and unemployment in Italy, 1982-1994." Journal of Epidemiology and Community Health 53: 694-701.

Andres, A. R. (2005). "Income Inequality, Unemployment, and Suicide: A Panel Data Analysis of 15 European Countries." Applied Economics 27: 439-451.

Bardasi, E. and M. Francesconi (2004). "The impact of Atypical employment on individual Wellbeing: Evidence from a Panal of British Workers." Social Science & Medicine 58(9): 1671-1688.

Barstad, A. (2008). "Explaining changing suicide rates in Norway 1948-2004: The Role of Social Integration." Social Indicators Research 87(1): 47-64.

Bartely, M. and J. Ferrie (2001). "Glossary: Unemployment, job insecurity and health." Journal of Epidemiology and Community Health 55: 776-781.

Benach, J., Benavides F.G., et al. (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.

Bijou Yang and D. Lester (1995). "Suicide, homicide and unemployment." Applied Economics Letters 2(8): 278-279.

Blakely, T. A., S. C. D. Collings, et al. (2003). "Unemployment and Suicide. Evidence for a casual association?" Journal of Epidemiology and Community Health 57(8): 594.

Boyee AS, Ryan AM, et al. (2007). ""Temporary worker, permanent loser?" A model of the stigmatization of temporary workers." Journal of Management 67(12): 1982-1994.

Bureau of Labor Statistics, U. S. (Feb. 2005). Contingent and alternative employment arrangements. Dept. of Labor.

Burr, J. A., Hartman, J.T., Matteson, D.W. (1999). "Black Suicide in U.S.Metropolitan Areas: An Examination of the Racial Inequality and Social Integration-Regulation Hypotheses." Social Forces 77(3): 1049-1080.

Cavan, R. S. (1928). Suicide. Chicago, University of Chicago.

Cebula, R. J. and T. V. Zelenskaya (2006). "Determinants of Youth Suicide." American Journal of Economics & Sociology 65(4): 991-996.

Chuang, H.-L. and W.-C. Huang (1997). "Economic and Social Correlates of Regional Suicide Rates: A pooled Cross-Section and Time Series Analysis." Journal of Socio-Economics 26(3): 277-289.

Chuang, H.-L. and W.-C. Huang (2003). "Suicide and unemployment: Is there a connection? An Empirical Analysis of Suicide Rates in Taiwan."

Chuang, H. L. and W. C. Huang (2007). "A re-examination of the suicide rates in Taiwan." Social Indicators Research 83(3): 465-485.

Clark, A. E. (2003). "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data." Journal of Labor Economics 21: 323-351.

Cutler, D. M., Edwad L. Glaeser, et al. (2000). Explaining the Rise in Youth Suicide. Working Paper.

Daniel S Hamermesh and N. M. Soss (1974). "Economic Theory of Suicide." Journal of Political Economy 82(1): 82-93.

Dublin, L. I. (1963). Suicide: a sociological and statistical study, Ronald Press Co.

Durkheim, E. (1897). Le Suicide. Paris.

E.Agerbo (2005). "Effect of psychiatric illness and labour market status on suicide: a health worker effect?" Journal of Epidemiology and Community Health 59(7): 598-602.

Eckersley. R and K. Dear (2002). "Cultural correlates of youth suicide." Social Science & Medicine 55(11): 1891-1904.

Ferrie, J. (2001). "Is job insecurity harmful to health?" Journal of the Royal Society of Medicine 94(2): 71-76.

Gerdtham, Ulf-G. Ruhm, et al. (2002). Deaths Rise in Good Economic Times: Evidence From the OECD. IZA Discussion paper series.

Gerdtham, U.-G. and M. Johannesson (2003). "A Note on the Effect of Unemployment on Mortality." Journal of Health Economics 22: 505-518.

Girard, C. (1993). "Age, gender, and suicide: A cross-national analysis." American Sociological Review 58(4): 553-574.

Haan, M. N., G. A. Kaplan, et al. (1987). "Poverty and health: Prospective evidence from Alameda County study." American Journal of Epidemiology 125: 989-998.

Hadden, W. C., C. Muntaner, et al. (2007). "A glossary for the social epidemiology of work organisation: part 3, terms from the socialogy of labour markets." Journal of Epidemiology and Community Health 61(1): 6-8.

Helliwell, J. F. (2004). Well-Bieng and Social Capital: Does Suicide Pose a Puzzle. N. B. o. e. Research. Working Paper No.10896.

Helliwell, J. F. (2007). "Well-being and Social Capital: Does Suicide Pose A Puzzle?" Social Indicators Research 81(3): 455-496.

Henry, A. F. and J. F. Short (1954). Suicide and homicide: Some economic, sociological, and psychological aspects of aggression. New York, McGraw-Hill.

Hurrell, J. J. (1988). "Are you certain? - uncertainty, health, and safety in contemporary work. (Editorial)." American Journal of Public Health 88: 1012-1013.

Jungeilges, J. and G. Kirchgassner (2002). "Economic Welfare, Civil Liberty and Suicide: An Empirical Investigation." Journal of Socio-Economics 31: 215-231.

Kawachi, I. and B. P. Kennedy (1997). "Health and social cohesion: why care about income inequality?" British Medical Journal 314: 1037-1040.

Kim, I. H., D. M. Paek, et al. (2005). "Does non-standard work affect health? ." Journal of Preventive Medicine and Public Health 38(3): 337-344.

Kim, K., E. Ryu, et al. (2006). "Internet addiction in Korean adolescents and its relation to depression and suicidal ideation: A questionnaire survey." International Journal of Nursing Studies 43(2): 185-192.

KIM MH, J.-C. K., Jun HJ, Kawachi I (2010). "Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea." Social Science & Medicine 70(8): 1254-1261.

Kim, M. H., C. Y. Kim, et al. (2008). "Is precarious employment damaging to self-rated health? Result of propensity score matching methods, using longitudunal data in South Korea." Social Science & Medicine 67(12): 1982-1994.

Kivimäki, M., J. Vahtera, et al. (2003). "Temporary Employment and Risk of Overall and Cause-specific Mortality." American Journal of Epidemiology 158(7): 663-668.

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: 127-128.

Kposowa, A. J. (2003). "Divorce and suicide risk." Journal of Epidemiology and Community Health 57(12): 993-993.

Kunce, M. and A. L. Anderson (2002). "The impact of socioeconomic factors on state suicide rates: A methodological note." Urban Studies 39: 155-162.

Kuo WH and G. JJ (2005). "Completed suicide after a suicide attempt." American Journal of Psychiatry 162: 633.

Leenaars, A. A., B. Yang, et al. (1993). "The effect of domestic and economic stress on suicide rates in Canada and the United States." Journal of Clinical Psychology 49(6): 918-921.

Lester, D. (1988). "Pockets of violence: a study of regional variation in suicide and homicide rates." Acta Psychiatrica Scandinavica 88(5-6): 394-399.

Lester, D. (2000). Why people Kill Themselves. Springfield, IL, Charles Thomas.

Letourneux, V. (1998). Precarious employment and working conditions in Europe. Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg.

Lewchuk W, De Wolff A, et al. (2005). The invisible health risks of precarious employment. Reworking work AIRAANZ. sydney.

Lewis, G. and A. Sloggett (1998). "Suicide, deprivation, and unemployment: record linkage study." British Medical Journal

317(1283-1286).
Maetcalfe, C., Davey Smith G., et al. (2003). "Frequent job change and associated health." Social Science & Medicine 56(1): 1-15.
Marcotte, D. (2003). "The Economics of Suidie, revisited." Southern Economic Journal 69: 628-643.
Michael Snipes, Timothy M. Cunha, et al. (2012). "Unemployment Fluctuation and Regional Suicide: 1980-2006." Journal of Applied Economics and Business Research 2(2): 103-122
Minoiu, C. and A. Antonio Rodriguez (2008). "The effect of public spending on suicide: Evidence from U.S. state data. ." Journal of Socio-Economics 37:1, 237-261 37(1): 237-261.
Nakao, M. (2010). "Work-related stress and psychosomatic medicine." BioPsychoSocial Medicine 4(4).
Neumayer, E. (2004). "Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany." Social Science & Medicine 58(6): 1037-1047.
Noh, Y. H. (2009). "Does unemployment increase suicide rates? The OECD panel evidence." Journal of Economic Psychology 30(4): 575-582.
Norstrom, T. and O.J.Skog (2001). "Alchol and mortality: methodological and analytical issues in aggregate analyses." Addiction 96(1s1): 5-17.
Olsen, K. (2006). "The role of nonstandard workers in client-organizations." Industrial Relations 61: 93-117.
Park, S. H., C. Y. Kim, et al. (2009). "The effect of employment status changes on mental health." Journal of Critical Social Welfare 27: 79-120.
Pescosolido, B. A. (1994). Bringing Durkeim into the twenty-first century : A network approach to unsolved issues in the sociology of suicide. Emile Durkheim: Le Suicide one hundred years later. D. Lester. Philadelphia, The Charles Press.
Platt, S. (1984). "Unemployment and suicidal behavior: a review of the literature." Social Science & Medicine 19: 93-115.
Qin, P., P. B. Mortensen, et al. (2000). "Gender differences in risk factors for suicide in Denmark." The British Journal of Psychiatry 177(6): 546-550.
Quinlan M, M. C., Bole P. (2001). "The global expansion of precarious employment, work disorganization, and consequences for occupational health: a review of recent literature." International Journal of Health Services 31: 335-414.
Rosental, R. W. (1993). "Suicide Attempts and Signaling Games." Mathematical Social Science 26: 25-33.
Ruhm, C. J. (2000). "Are recessions good for your health?" Quarterly Journal of Economics 115(2): 617-650.
Rushing, W. (1968). Individual behavior and suicide. New York, Harper and Row.

Scott, G., J. V. Ciarrochi, et al. (2003). "The increasing incidence in suicide: economic development, individualism, and social integration." The International Scope Review 5(9): 1-40.
Sen, A. (2005). "Human Rights and Capabilities." Journal of Human Development 6(2): 151-166.
Siahpush, M. and G. K. Singh (1999). "Social integration and mortality in Australia." Australian and New Zealand Journal of Public Health 23(6): 571-577.
Siegrist, J., J. Benach, et al. (2010). Employ arrangement, work conditions and health inequalities. Report on new evidence on health inequality reduction Institute of health equity.
Siegrist, J. and M. Marmot (2004). "Health inequalities and the psychological environment - Two scientific challenges " Social Science & Medicine 58(8): 1463-1473.
Simon, J. (1968). "The effect of income on the suicide rate : a paradox resolved." American Journal of Sociology 74(3): 302-303.
U.S. Bureau of Labor. (Feb 1997). Contingent and alternative employment arrangements. U.S. Bureau of Labor. Statistics. Washington, DC. USDL report 97-422.
Thomas Plümper and V. E. Troeger (2007). "Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing Variables in Finite Sample Panel Analyses with Unit Fixed Effects." Political Analysis 15(2): 124-139.
Valkonen, T. and P. Martikainen (1995). The association between unemployment and mortality: Causation or selection? Adult Mortality in Developed Countries: From Description to Explanation. G. G. Lopez AD, Valkonen T. Oxford, Clarendon: 201-222.
Whitley, E., D. Gunnell, et al. (1999). "Ecological study of social fragmentation, poverty, and suicide." British Medical Journal 319(7216): 1034-1037.
Wilkinson, R. G., I. Kawachi, et al. (1998). "Mortality, the social environment, crime and violence." Sociology of Health and Illness 20(5): 578-597.
Witte, H. D. (2005). "Job insecurity: Review of the international literature on definitions, prevalence, antecedents and consequences." South African Journal of Industrial Psychology 31(4): 1-6.
Z.Uren and J.Fitzpatrick (2001). Analysis of mortality by deprivation and cause of death. Geographic Variations in Health. Clare Griffiths, Justine Fitzpatrick, National Statistics (Great Britain) London, HMSO.
고경환 (2011). "복지재정DB를 활용한 지방정부의 복지수준 분석." 사회보장연구 26(3): 199-2232.
김민영, 정광호 외 (2011). "경제위기와 자살률 간 탐색적 연구: 15개 시·도 성별·연령별 자살률을 중심으로." 정책분석평가학회보 21(3):

273-302.
김성이 (2011). 자살의 사회적 결정요인: 한국과 일본의 자살역학 비교. 보건대학원 보건학과. 서울, 서울대학교. **보건학석사**.
김수현 (2012) "비정규직 노동자 규모 및 특성, 고용실태." 월간 고용시장 모니터.
김유선 (2010). "쟁점과 대안: 2010년 비정규직 규모와 실태 통계청,"경제활동인구조사 부가조사"(2010.3)결과." 노동사회 153: 58-95.
김종건 (2011). [심층분석3] 복지의 지역적 불평등 문제. 제 4회 비판과 대안을 위한 보건복지연합학술대회 발표문.
김지연 (2010). 자살률에 사회자본이 미치는 영향. 보건대학원. 서울, 서울대학교. **석사**.
노용환 (2006). "자살의 경제학적 분석: 우리나라의 시·도별 패널 자료를 이용한 접근." 경제학연구 54(3): 177-200.
노용환 (2007). "자살위험의 미시적 결정요인 분석."
모지환과 배진희 (2011). "자살행동 영향요인: 성별 연령별 집단비교를 중심으로." 보건사회연구 31(2): 121-145.
박유진, 김명희 외 (2009). "공공지출이 자살률에 미치는 영향: OECD국가들을 대상으로." 예방의학회지 42(2): 123-129.
서동우 (2005). "자살에 의한 사망, 자살 충동 및 자살시도의 현황과 변화추이." 보건사회연구 21(1): 106-125.
손신영 (2011). "정규직 및 비정규직 근로 형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향." 한국산업간호학회지 20(3): 346-355.
송태정, 배민근 외 (2005). 자살, 이혼, 범죄 그리고 경제, LG 경제연구원.
유경원과 노용환 (2007). "국가별 패널자료를 이용한 자살률 결정요인 분석." 한국경제연구: 59-78.
이원철과 하재혁 (2011). "비정규직과 자살생각의 관련성: 제1-4기 국민건강영향조사 토대." 대한직업환경의학회지 23(1): 89-97.
정규석 (2011). 우리나라 자살률의 지역간 변이와 지역박탈지수와의 관련성. 의학대학원. 부산, 부산대학교. **석사**.
정최경희, 김명희 외 (2011). 한국의 건강 불평등. 한국건강형평성학회. 한국건강형평성학회.
통계청 (2012). 사망원인통계.

Abstract

The Impact of Unstable Employment on Suicide: 16 Si·Do in Korea from 2003 to 2010

Kim, Jae Won
Department of Health Policy and Management
The Graduate School of Public Health
Seoul National University

Since the turn of the century, the scale of non-regular workers has been increasing under the banner of "Employment Flexibility." The traditional way of distinguishing employment status was simply whether he/she has a job or not. In these days, however, there are more variations among employees in the aspects of "Job Security." "Job Security" differentiates employees not only with the status itself, but also with number of other aspects that brings disparity such as income level or psychological status. The purpose of this research is to find out the impact of job insecurity on temporary workers regarding the exposure to the suicide. This concept would work macroscopically, and the unit of analysis is administrative districts called "Si" and "Do". The regional rate of temporary workers represents job insecurity of the region while the regional suicide rate out of 100,000 cases represents the level of suicide. The key explanatory variable, job security is related to employment. Therefore, the age of the subject population is limited to between 20 and 65. In order to identify the relation between two variables, Pooled OLS and Fixed Effect Model

were applied. Consequently, it is shown that job insecurity has a positive relation to suicide. Moreover, in Pooled OLS, the result was statistically significant whereas it was not in Fixed Effect Model. The data used in the research were categorized as panel data. However, since they were only regional data from a small part of the country, it was restricted to use Panel Analysis techniques. Albeit the statistical test to determine whether each panel entity is different from each other to reject the null hypothesis, this research concluded pivoting on Pooled OLS result for this characteristic of the data.

Although the result is statistically significant in only one method, it is enough to confirm that job insecurity possibly increases suicide. However, there are not accountable amount of studies in the area. Therefore, further research is necessary to investigate the exact mechanism between job insecurity and suicide.

Keywords : suicide, unstable job, job insecurity

Student Number : 2010-23794

[붙임1] 2007년 이전까지의 세출구분

세출예산 장·관·항·세항 구분

장	관	항 / 세 항
1000 일반행정비	1100 입법 및 선거관계	
	1200 일반행정비	
2000 사회개발비	2100 교육 및 문화비	
	2200 보건 및 생활환경개선비	
	2300 사회보장비	
	2400 주택 및 지역사회개발비	
3000 경제개발비	3100 농수산개발비	
	3200 지역경제개발비	자치단체별로
	3300 국토자원보존개발비	자율설정
	3400 교통관리비	
4000 민방위비	4100 민방위관리비	
	4200 소방관리비	
5000 지원 및 기타경비	5100 지방채상환	
	5200 제지출금	
	5300 교부금	
	5400 예비비	

[붙임2] 2008년 이후~현재까지의 세출구분

세출예산 기능별 분류

분야	부문·명칭	분야	부문·명칭
010 일반공공행정	011 입법 및 선거관리	090 보건	091 보건의료
	013 지방행정·재정지원		092 식품의약안전
	014 재정·금융	100 농림해양수산	101 농업·농촌
	016 일반행정		102 임업·산촌
020 공공질서 및 안전	023 경찰		103 해양수산·어촌
	025 재난방재·민방위	110 산업·중소기업	111 산업금융지원
050 교육	051 유아 및 초중등교육		112 산업기술지원
	052 고등교육		113 무역 및 투자유치
	053 평생·직업교육		114 산업진흥·고도화
060 문화 및 관광	061 문화예술		115 에너지 및 자원개발
	062 관광		116 산업·중소기업 일반
	063 체육	120 수송 및 교통	121 도로
	064 문화재		123 도시철도
	065 문화 및 관광 일반		124 해운·항만
070 환경보호	071 상하수도·수질		125 항공·공항
	072 폐기물		126 대중교통·물류 등 기타
	073 대기	140 국토 및 지역 개발	141 수자원
	074 자연		142 지역 및 도시
	075 해양		143 산업단지
	076 환경보호일반	150 과학기술	151 기술개발
080 사회복지	081 기초생활보장		152 과학기술연구지원
	082 취약계층지원		153 과학기술일반
	083 보육·가족 및 여성	160 예비비	161 예비비
	085 노인·청소년	900[20] 기타	
	086 노동		
	087 보훈		
	088 주택		
	089 사회복지 일반		

[20] 행정운영경비는 기타(900) 분야로 처리