

# 우리나라에서 경제성장률과 실업률이 자살률에 미치는 영향

박종순, 이준영, 김순덕

고려대학교 의과대학 예방의학교실

## A Study for Effects of Economic Growth Rate and Unemployment Rate to Suicide Rate in Korea

Jong Soon Park, June Young Lee, Soon Duck Kim

Department of Preventive Medicine, Korea University College of Medicine

**Objectives** : We investigated the effects of the economic growth and unemployment rates on the suicide rate in Korea, between 1983 and 2000, using a time-series regression model. The purpose of this study was to model and test the magnitude of the rate of suicide, with the Korean unemployment rate and GDP.

**Methods** : Using suicide rate per 100,000 Koreans and the unemployment rates between 1983 and 2000, as published by the Korea National Statistical Office, and the rate of fluctuation of the Korean GDP (Gross Domestic Product), as provided by the Bank of Korea, as an index of the economic growth rate, a time-series regression analysis, with a first-order autoregressive regression model, was performed.

**Results** : An 81.5% of the variability in the suicide rate was explained by GDP, and 82.6% of that was explained by the unemployment rate. It was also observed that the GDP negatively correlated with the suicide rate, while the unemployment and

suicide rates were positively correlated. For subjects aged over 20, both the GDP and unemployment rate were found to be a significant factors in explaining suicide rates, with coefficients of determination of 86.5 and 87.9%, respectively. For subjects aged under 20, however, only the GDP was found to be a significant factor in explaining suicide rates (the coefficient of determination is 38.4%).

**Conclusion** : It was found that the suicide rate was closely related to the National's economic status of Korea, which is similar to the results found in studies in other countries. We expected, therefore, that this study could be used as the basis for further suicide-related studies.

*Korean J Prev Med 2003;36(1):85-91*

**Key Words**: Suicide, Unemployment, Economic Factor

## 서 론

세계보건기구(WHO)의 정의에 따르면 자살은 치명적인 결과를 초래하는 자해 행위를 의미한다. 오늘날 지구상에서는 1년에 약 50만명이 자살한다고 추정되고 있는데, 우리나라에서는 2001년 10대 사인중 자살은 8위를 차지하고 있으며 [1], 인구십만명당 자살률이 1990년 9.8명에서 2000년에는 14.6명으로 49.0% 증가하였으며, 특히 10~39세에서는 자살이 한국인의 사망원인 중 2~3위를 차지하고 있는 것으로 나타났다 [2]. 이는 젊은 연령층의 남녀 모두에서 자살이 사망의 중요한 원인이 되고 있음을 보여주는 것으로, 자살에 의한 사회·경제적 피해는 노

년층의 다른 사망원인들보다 그 피해가 상대적으로 매우 크다고 할 수 있다. 우리나라를 포함한 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development: OECD) 국가의 자살률 변화추이를 볼 때, 1998년에 우리나라가 28개 OECD 국가 중에서 5위를 차지해 자살률이 높은 나라 중의 하나라고 할 수 있다. 또한 우리나라보다 자살률이 높은 헝가리, 핀란드, 덴마크, 스위스에서는 대부분 자살률이 1980년대 이후 감소추세에 있거나 거의 변화가 없는 반면, 우리나라는 연평균 자살증가율이 전년대비 1982년 6.8%에서 1998년 18.5%로 평균 6.4%에 달하고 있어서 OECD 국가 중 가장 빠른 속도로 자살률이 증가하는 국가

라고 할 수 있다 [3,4]. 이러한 최근의 급속한 자살률 증가로 인해 자살은 이제 심각한 보건학적, 사회적 문제로 대두되었다. 통계청의 사망통계 [5,6]에 의하면, 국제통화기금(International Monetary Fund: IMF) 경제위기 이전보다 IMF 경제위기를 겪은 1998년에 이르러 자살률이 인구십만명당 19.9명으로 정점에 이르렀다 [4].

여러 나라에서 자살의 심각성을 인지하고, 자살에 영향을 미치는 요인에 관한 연구가 보고되었다. Petrovich 등 [7]은 유고슬라비아에서 자살특성이 정치적 위기, 전쟁, 경제적 위기와 연관성이 있는지 연구하였으며, Araki와 Murata [8]는 일본에서 경제적 번영기와 침체기동안의 자살률을 연구하였다. 또한 Chuang 등 [9]은 자살률을 사회적 변수(이혼률과 여

성의 사회참여률)와 경제적 변수(GNP, GDP, 실업률)로 설명하고자 하였으며, Weyer와 Wiedenmann [10]은 독일에서 경제성장률, 평균수입, 실직과 과산빈도가 자살에 미치는 영향을 조사하였다. 그리고, Wasserman [11]은 미국에서 평균 실직기간과 자살률과의 관계를 연구하였으며, Preti와 Miotto [12]는 이탈리아의 직업상태별 자살률을 조사하였다. 한편 Lester [13]는 New Maxico의 인디언 세 부족의 자살률과 실업률의 연관성을 조사하였으며, Hintikka 등 [14]은 실직과 이혼을 및 알코올소비량과의 관련성을 연구하였다. 이렇듯 여러 나라에서 자살에 영향을 미치는 요인에 대한 연구가 이루어지고 있는 반면, 국내에서는 이와 관련된 연구가 매우 드물다.

따라서 본 연구의 목적은 자기회귀모형을 이용한 시계열 회귀분석을 통해 1983년부터 2000년까지 우리나라 경제성장률 및 실업률이 전체 자살률, 20세 이상의 자살률과 20세 미만의 자살률에 미치는 영향을 파악하여, 향후 자살률을 감소시키는 위험요인들에 대한 연구에 기초자료를 제공하고자 시도되었다.

## 연구자료 및 방법

### 1. 연구자료

본 연구에서는 통계청의 연도별 사망원인통계연보에서 제공되는 1983년부터 2000년까지의 인구십만명당 자살률과 실업률(%), 그리고 한국은행에서 제공되는 국내총생산(Gross Domestic Product: GDP)의 전년대비증감률을 경제성장률의 지표로 사용하였다. 국내총생산(GDP)은 불변금액과 경상금액으로 나뉘어지는데, 본 연구는 물가상승률이 고려되지 않는 불변금액(실질금액)을 사용하였다.

### 2. 분석방법

시계열 자료는 동일한 관찰대상을 여러 시점에 걸쳐 계속적으로 관찰함으로써 얻어지는 자료이므로 오차항이 시간에 따른 자기상관관계(serially correlated)

를 갖게 되는 경우가 일반적이다. 따라서 이 경우 오차항이 서로 독립적으로 분포하고 동일한 분산을 갖는다는 가정을 충족시키지 못하므로, 일반적인 최소제곱법(ordinary least-squares method)에 근거한 회귀분석의 사용은 다음과 같은 문제점들을 가져오게 된다. 먼저, 모수추정의 효율이 떨어지고, 편향된(biased) 표준오차의 추정치가 얻어지게 되며, 유의성 검정 및 예측값의 신뢰구간 계산 등에 오류가 발생할 수도 있다. 또한, 잔차(residual)들은 실제로 서로 독립이 아니기 때문에, 잔차들 자체에 모형에 대한 정보가 여전히 포함되어 있어 예측값들이 더 개선될 수 있는 여지를 남기게 된다. 따라서 시계열 자료를 분석하고자 하는 경우 오차의 자기상관관계를 고려할 수 있는 모형을 구축해야 하는데, 이를 위해 일반적으로 자기회귀모형(auto-regressive model with order  $p$ ; AR( $p$ ))을 사용하게 된다. 이 방법은 오차들 자체도 시간의 흐름에 따라 특별한 형태의 모형에 따른다고 가정하고, 이를 회귀모형 적합시에 반영하여 자기상관의 문제점을 해결하는 방법이다. 여기서 자기회귀(auto-regression)의 의미는, 현 시점에서의 오차를 종속변수로 보고 과거시점의 오차들을 독립변수로 간주한 모형에 의해 오차들이 적합될 수 있다고 할 때 현 시점에서의 오차를 과거시점의 오차들, 즉, 자기 자신의 과거에 회귀시킨다는 의미이다. 이상의 자기회귀모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t = \phi_0 \epsilon_{t-1} + \dots + \phi_p \epsilon_{t-p} + v_t, t = 1, 2, \dots, T.$$

이때 오차항  $\epsilon_t = 1, 2, \dots, T$ , 들은 서로 독립이고 동일한 분산을 가지는  $N(0, \sigma^2)$ 을 따르며,  $v_t$ 와  $\epsilon_{t-k}, k \geq 1$ 는 서로 독립임을 가정한다. 여기서 오차항의 모형  $\epsilon_t = \phi_0 \epsilon_{t-1} + \dots + \phi_p \epsilon_{t-p} + v_t$ 은 모형  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \epsilon_t$ 의 모수  $\beta$ 를 보다 정밀하게 추정해주는 역할을 할 뿐만 아니라,  $y_t$ 의 예측치  $\hat{y}_t$ 를 구할 때에도 이 오차항의 모형으로부터 추정된  $\hat{\epsilon}_t$ 를 이용하여 해준다.

자기회귀모형의 계수추정방법들로는

최대가능도 추정법(maximum likelihood estimation), 비조건부 최소제곱 추정법(unconditional least-squares estimation), 윌-워커 추정법(Yule-Walker estimation) 등이 있는데, 본 연구에서는 제곱합 함수를 최소화하는 방법인 최대가능도 추정법을 사용하였다. 그리고 오차항에 대한 모형설정 방법으로는 독립변수를 종속변수에 대해 회귀적합시킨 후에 얻어지는 잔차들에 대해 후향선택법(backstep)을 적용하는 방법을 선택하였다. 이 방법은 모형  $\epsilon_t = \phi_0 \epsilon_{t-1} + \dots + \phi_p \epsilon_{t-p} + v_t$ 에서 적절하게 큰 시차  $p$ 를 선택한 후, 의미없는 시차계수  $\phi_j, 1 \leq j \leq p$ 를  $t$ -검정을 통해 하나씩 제거해 나가는 방법이다. 또한, 모형 적합 후 최종적으로 남은 잔차들의 자기상관관계여부를 살펴보기 위해 일반화된 더빈-왓슨 검정(Durbin-Watson test)을 실시하였으며, 본 연구의 모든 통계분석은 SAS 8.0/ETS의 AUTOREG 프로시저를 사용하였다.

## 연구결과

경제학적 특성인 경제성장률과 실업률이 자살률에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석하기 위해 우선 자살률을 종속변수로, 경제성장률의 전년대비 증감률과 실업률을 독립변수로 해서 자기회귀모형을 적합해 보았다. 후향선택법을 적용한 결과 오차항 모형으로는 AR(1)모형이 적절함을 알 수 있었고, 설명변수와 현재 및 과거들의 오차들이 가지는 설명력(Total  $R^2$ )은 90.5%, 그리고 모형에 대한 설명변수들의 순수한 기여도(Regression  $R^2$ )는 77.3%로 얻어졌다. 또한, 경제성장률의 전년대비 증감률과 실업률에 해당되는 회귀계수가 모두 유의한 것으로 나타났으며, 이때 자살률은 경제성장률과 음의 관계를, 실업률은 양의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 모형을 최종 적합시킨 이후 남아있는 잔차들에 대해 자기상관관계여부를 살펴본 결과, 확실하게 더 이상 자기상관이 존재하지 않는다고 말할 수는 없는 것으로 판단되었기 때문에 ( $p$ -value for Durbin-Watson test =

0.0489), 따라서 본 연구에서는 경제학적 특성을 나타내는 두 변수, 경제성장률과 실업률이 각각 개별적으로 자살률에 어떻게 영향을 미치는지를 자기회귀모형을 통해 살펴보기로 하였다.

1. 경제성장률과 자살률

1) 전체 자살률

자살률과 경제성장률의 전년대비 증감률에 대한 연도별 변화추이가 Figure 1에 주어져 있다. 1990년대 중반까지 자살률과 경제성장률은 큰 변화를 보이고 있지 않지만, 1997-1998년 시기에는 경제성장률이 급격하게 감소하면서, 그와는 반대로 자살률이 급격히 증가하는 것을 볼 수 있는데, 이는 당시의 IMF라는 특별한 경제적인 상황과 밀접한 관계가 있는 것으로 생각된다.

경제성장률과 자살률간의 관련성을 자기회귀모형으로 적합하기 위해, 후향선택법으로 오차항 모형을 검토한 결과 역시 AR(1)모형이 적절한 것으로 나타났고, 모형적합 후 최종적으로 남은 잔차들에 대해 자기상관관계여부를 살펴본 결과 자기상관이 더 이상 존재하지 않은 것으로 판단되었다 (p-value for Durbin-Watson test = 0.1013). 추정된 모형은 자살률 = 14.0939 - 0.2665 × 경제성장률

$$+ \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = 0.8557 \epsilon_{t-1} + v_t, t=1983, 1984, \dots, 2000$$

이며, 이 추정값들에 대한 표준오차와 p-값들이 Table 1에 주어져 있다. 이 모형의 경우, 경제성장률과 현재 및 과거들의 오차들이 가지는 자살률에 대한 설명력 (Total R<sup>2</sup>)은 81.5%이고, 경제성장률 변수의 자살률 변동량에 대한 순수한 설명력 (Regression R<sup>2</sup>)은 55.1%이다. 또한 자살률에 대한 경제성장률의 변화량은 음의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다 (Table 1).

2) 20세 이상 및 20세 미만의 자살률

경제 성장률과 20세 이상의 자살률의 경우, 오차항 모형으로는 AR(1)모형이 적절한 것으로 나타났고, 모형 적합 후의 잔차에 대한 자기상관관계여부가 제거된

것으로 판단되었다 (p-value for Portmanteau test > 0.05). 추정된 모형은 다음과 같으며,

$$20\text{세 이상의 자살률} = 17.8048 - 0.3380 \text{ 경제성장률} + \epsilon_t, \\ \epsilon_t = 0.8992 \epsilon_{t-1} + v_t, t=1983, 1984, \dots, 2000$$

이 때 v<sub>t</sub>는 i.i.d 한 N(0,1)이나 t 분포를 따르는 확률변수이다. 이 모형의 경우, 경제성장률과 현재 및 과거의 오차들이 보이는 20세 이상의 자살률에 대한 설명력 (Total R<sup>2</sup>)은 86.5%이고, 20세 이상의 자살률에 대한 경제성장률의 순수한 설명력 (Regression R<sup>2</sup>)은 58.3%로 나타났다. 또한 20세 이상의 자살률과 경제성장률은 음의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다 (Table 2).

경제 성장률과 20세 미만의 자살률의 경우, 추정된 모형은

$$20\text{세 미만의 자살률} = 2.7843 - 0.0709 \text{ 경제성장률} + \epsilon_t$$

이다. 이 모형의 경우, 오차항이 서로 상관되어 있지 않았으며, 경제성장률과 현재 및 과거의 오차들이 보이는 20세 미만의 자살률에 대한 설명력 (Total R<sup>2</sup>)과 20세 미만의 자살률에 대한 경제성장률의 순수한 설명력 (Regression R<sup>2</sup>)은 모두 38.4%로 나타났다. 또한 20세 미만의 자살률과 경제성장률은 음의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다 (Table 3).

2. 실업률과 자살률

1) 전체 자살률

자살률과 실업률의 연도별 변화추이가 Figure 2에 주어져 있는데, Figure 1의 자살률과 경제성장률의 연도별 변화추이와는 반대로 IMF라는 경제적인 위기상황이 시작되는 1998년에 급격하게 실업률이 증가하고 있으며 자살률 역시 급격히 증가하는 것을 볼 수 있다.

실업률과 자살률의 경우, 역시 오차항 모형으로는 AR(1)모형이 적절한 것으로

Table 1. Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time-series regression model with GDP to suicide rate per 100,000 persons

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	14.0939	1.9411	7.26	<.0001
GDP	1	-0.2665	0.0633	-4.21	0.0008
AR(1)	1	-0.8557	0.1460	-5.86	<.0001

Total R<sup>2</sup> = 81.5%  
Regression R<sup>2</sup> = 55.1%

Table 2. Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time series regression model with GDP to suicide rate per 100,000 persons over age 20

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	17.8048	3.0989	5.75	<.0001
GDP	1	-0.3380	0.0750	-4.50	0.0004
AR(1)	1	-0.8992	0.1210	-7.43	<.0001

Total R<sup>2</sup> = 86.5%  
Regression R<sup>2</sup> = 58.3%

Table 3. Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time series regression model with GDP to suicide rate per 100,000 persons under age 20

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	2.7843	0.1906	14.60	<.0001
GDP	1	-0.0709	0.0224	-3.16	0.0061

Total R<sup>2</sup> = 38.4%  
Regression R<sup>2</sup> = 38.4%

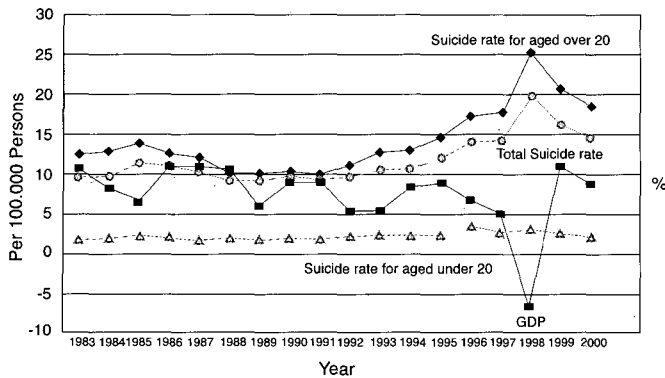


Figure 1. Patterns of suicide rate per 100,000 persons and GDP fluctuation rate from 1983 to 2000.

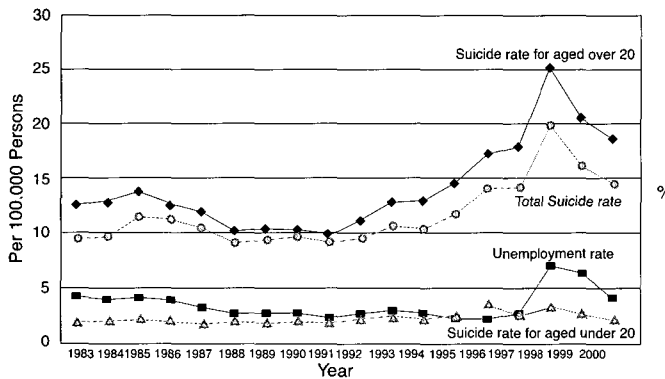


Figure 2. Patterns of suicide rate per 100,000 persons and unemployment rate from 1983 to 2000.

Table 4. Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time series regression model with unemployment rate to suicide rate per 100,000 persons

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	7.2619	2.0055	3.62	0.0025
Unemployment rate	1	1.2686	0.2958	4.29	0.0006
AR(1)	1	-0.8424	0.1469	-5.73	<.0001

Total R<sup>2</sup> = 82.6%  
Regression R<sup>2</sup> = 58.0%

Table 5. Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time series regression model with unemployment rate to suicide rate per 100,000 persons over age 20

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	8.7989	2.8665	3.07	0.0078
Unemployment rate	1	1.6363	0.3532	4.63	0.0003
AR(1)	1	-0.8778	0.1357	-6.47	<.0001

Total R<sup>2</sup> = 87.9%  
Regression R<sup>2</sup> = 62.5%

나타났고, 모형적합 후의 잔차에 대한 자기상관관계 여부 역시 제거된 것으로 판단되었다(p-value for Durbin-Watson test = 0.2769). 이에 따른 모형식은

$$\begin{aligned} \text{자살률} &= 7.2619 + 1.2686 \times \text{실업률} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= 0.8424 + \epsilon_{t-1} + v_t \\ \text{이 } v_t \text{ 때는 } &\text{i.i.d 한 } N(0,1) \text{ 이나 } t \text{ 분포를} \\ &\text{따르는 확률변수, } t=1983, 1984, \dots, 2000 \end{aligned}$$

이다 (Table 2). 이 모형의 경우, 실업률과 현재 및 과거들의 오차들이 보이는 자살률에 대한 설명력(Total R<sup>2</sup>)은 82.6%이고, 자살률 변동량에 대한 실업률의 순수한 설명력(Regression R<sup>2</sup>)은 58.0%로 나타났다. 한편, 자살률과 실업률은 서로 양의 관계를 보이고 있다 (Table 4).

2) 20세 이상 및 20세 미만의 자살률  
실업률과 20세 이상 및 20세 미만의 자살률의 경우, 오차항 모형으로는 AR(1)모형이 적절한 것으로 나타났고, 모형 적합 후의 잔차에 대한 자기상관관계 여부가 제거된 것으로 판단되었다 (p-value for Portmanteau test > 0.05). 20세 이상에서 추정된 모형은

$$\begin{aligned} \text{20세 이상의 자살률} &= 8.7989 + 1.6363 \\ &\quad \text{실업률} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= 0.8778 + \epsilon_{t-1} + v_t, t=1983, 1984, \dots, \\ &\quad 2000 \end{aligned}$$

이다. 이 모형의 경우, 실업률과 현재 및 과거의 오차들이 보이는 20세 이상의 자살률에 대한 설명력(Total R<sup>2</sup>)은 87.9%이고, 20세 이상의 자살률에 대한 실업률의 순수한 설명력(Regression R<sup>2</sup>)은 62.5%로 나타났다. 또한 20세 이상의 자살률과 실업률은 양의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다 (Table 5).

20세 미만에서 추정된 모형은  
20세 미만의 자살률 = 1.7171 + 0.1429 × 실업률 + ε<sub>t</sub>

이다. 이 모형의 경우, 실업률이 20세의 자살률에 미치는 영향이 유의하지 않으므로 (p-value=0.1399), 실업률과 현재 및 과거의 오차들이 보이는 20세 미만의 자살률에 대한 설명력(Total R<sup>2</sup>)은 36.9%이고, 20세 미만의 자살률에 대한 실업률의 순수한 설명력(Regression R<sup>2</sup>)은 15.0%로 낮다. 또한 20세 미만의 자살률과 실업률 양의 관계를 보이고 있음을 알 수 있다 (Table 6).

## 고찰

본 연구에서는 경제성장률과 실업률이라는 두 경제적인 요소와 자살률과의 연

**Table 6.** Parameter estimates and its standard errors for the auto-regressive time series regression model with unemployment rate to suicide rate per 100,000 persons under age 20

Variable	d.f.	Estimate	Std. Err.	T-value	Approx. P-value
Intercept	1	1.7171	0.3704	4.64	0.0003
Unemployment rate	1	0.1429	0.0917	1.56	0.1399
AR(1)	1	-0.5709	0.2212	-2.58	0.0209

Total R<sup>2</sup> = 36.9%Regression R<sup>2</sup> = 15.0%

관성을 파악해보았다. 분석결과 전체 자살률에 대한 경제성장률의 설명력은 81.5%로 나타났는데, 이는 Petrovich 등 [7]의 1987년부터 1999년까지 유고슬라비아에서의 자살 특성이 사회경제적 위기를 반영하는지를 알아본 연구에서도 정치적 위기와 전쟁보다는 경제적 위기가 전체 자살률 변화에 가장 중요한 영향을 미치는 요인으로 나타난 것과 일맥상통한다. 또한 20세 이상의 자살에 대한 경제성장률과 20세 미만의 자살에 대한 경제성장률 모두 유의한 결과가 나왔다. 이는 Araki와 Murata [8]가 2차 세계대전 이후 33년동안 일본에서의 자살률을 네 기간(1950~1955년, 1955~1967년, 1967~1974년, 1974~1982년)으로 나누어 분석하였는데, 남녀 자살률이 경제적 번영기간에는 감소하였고 침체기간에는 증가하였다고 보고하였으며, 또한 1973년 오일파동 이후 젊은 남성과 노인 남성 및 여성의 자살률은 감소하는 반면 중년 남성의 자살률은 지속적으로 증가하는 것으로 나타나, 이는 경제적 위기상황이 활발한 경제활동시기에 있는 남성의 자살률과 밀접한 관련이 있다고 주장한 연구와 같은 결과라 할 수 있다. 이렇듯 본 연구뿐만 아니라 외국의 선행연구에서도 국가의 경제가 자살률과 밀접한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 Petrovich 등 [7]은 국가의 경제불황이 1인당 소득을 현저하게 감소시키고, 실직을 증가시키는 것 뿐만 아니라 정신병원에서의 낮병동 환자의 수를 증가시키는 것으로 이어진다고 보고하고 있으며, Wasserman [11]은 국가 경제침체가 국가적 자살률을 증가시키며, 특히 하층민에 있어서 국가 경제 침체로 인한 실직이 개

인에게 위협을 주는 극단적 스트레스로써 정신적, 육체적 건강에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 또한, 자살은 경제침체에 의해 일어나는 스트레스 상황에 반응하는 개인적이고 사회적인 행동의 무능력상태라고 말하고 있다. 반면에 Hintikka [14]의 연구는 기존의 연구결과들과는 다르게 핀란드에서의 경제적 주기에 따른 자살률을 살펴본 결과 경제성장기인 1985년부터 1990년에는 자살률이 증가하였으며, 경제침체기인 1990년부터 1995년까지는 자살률이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 김연옥(2001)의 연구에서와 같이 사회복지제도가 확충된 경우 실업의 경제적 위협에 따른 스트레스를 감소시켜 궁극적으로 자살률을 감소시키는데 기인하였다고 할 수 있겠다.

본 연구에서 전체 자살률에 대한 실업률의 설명력은 82.6%로 나타났다. Chuang 등 [9]의 1952-1984년 동안 미국과 타이완의 자살률을 사회적 변수(이혼률과 여성의 사회참여율)와 경제적 변수(GNP, GDP, 실업률)로 설명하고자 한 연구에서도 자살률과 이혼률과의 관계는 미약하였지만, 경제적 변수인 실업률과는 강한 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 Weyer와 Wiedenmann [10]의 1881년부터 1989년까지 독일에서 경제적인 네가지 요소, 즉, 경제성장률, 평균수입, 실직 및 파산빈도가 자살에 미치는 영향을 분석한 연구에서도 실직과 파산빈도가 자살과 가장 강한 연관성을 가지고 있는 것으로 나타났다. 한편 Wasserman [11]은 1947년부터 1977년까지의 미국에서 평균 실직기간과 자살률과의 관계를 연구하여, 경기침체가 자살률의 증가와 연관성이 있음을 밝혀냈으며, Preti와 Miotto

[12]는 1982부터 1994년까지 이탈리아의 직업상태별 자살률을 조사하여 남녀 모두 취업자보다 실직자에게서 자살률이 더 높게 증가함을 보였다. 1957년부터 1986년까지 미국내에서 실업률과 결혼률이 자살률에 미치는 영향을 알아보기 위한 Lester [13]의 연구에서도 실업률과 자살률은 양의 상관관계가 있으며, 결혼률과 자살은 음의 상관관계가 있다고 보고하였다. Lester [15]는 1958년부터 1986년까지 New Maxico의 Apache, Navajo, Pueblo 등 인디언 세 부족의 자살률과 New Maxico 노동부의 실업률의 연관성을 조사하였는데, 이들 인디언 세 부족의 평균 자살률은 실업률과 강한 연관성이 있다고 보고하였다. 또한 영국, 핀란드 및 덴마크에서는 실직자의 자살률이 1.6배에서 2.5배까지 증가하였다는 연구결과가 보고된 바 있으며 [16-18], Platt와 Duffy [19]는 실직이 자살시도原因的 50% 정도를 차지한다고 보고하였다. 한편 20세 이상에서의 자살률에 대한 실업률은 유의한 결과가 나왔지만, 20세 미만의 자살률에 대한 실업률은 유의하지 않은 결과가 나왔다. 이는 경제활동시기인 20세이상의 성인의 경우, 실업은 직접적인 영향을 미치지만, 20세 미만에서는 실업이 직접적인 영향을 미치는 않는 것으로 파악된다. 이훈구 등(1998)의 연구에 의하면 우리나라에서 실직 후 1년 이상 지난 실직자의 51.3%가 자살충동을 느꼈다고 하였으며, 실직은 당사자에게 무력감을 안겨줌과 동시에 정서적 장애를 안겨준다고 보고하였다. 이와같은 실직률의 증가와 자살률 증가의 연관성은 실직이 우울증 및 불안감 고조, 자아존중감 상실 등의 정신보건적 문제를 야기시킨다고 보고되고 있으며 [20-28], 우리나라와 마찬가지로 IMF 체제 하에서 실업률이 급증한 태국과 인도네시아에서도 정신질환의 급격한 증가를 경험하고 있다 [4].

우리나라에서 자살률의 증가는 산업화, 도시화, 핵가족화 내지 가족해체, 노령화 등 최근의 인구 및 사회경제적 변화 속에서 나타날 수 있는 국민 정신건강의 문제점을 반영한다고 할 수 있다. 특히 1998

년에 보여진 급격한 자살률의 증가는 1997년말 이후 우리나라가 겪었던 IMF 경제위기가 이에 큰 영향을 미친 것으로 보여진다. IMF 이후 직장의 분위기도 달라져서 감원태풍과 연봉제, 실적중심의 평가하에 노동강도가 증가하였을뿐만 아니라, 여전히 맴도는 감원의 공포로 직장인의 스트레스 또한 증가하고 있는데, 생계위협과 가족해체, 실직과 스트레스에 내몰린 사람들은 극단적인 탈출구를 찾게 되며, 그 극단적인 탈출구 중 하나가 바로 자살이라고 할 수 있다 [4]. 따라서 경제위기 이후 증가하고 있는 자살을 예방하기 위해서는 자살충동과 자살시도 등에 대한 위험요인과 방어요인을 규명하고, 이를 토대로 자살에 이를 수 밖에 없는 정신건강문제를 조기에 발견하여 치료할 수 있는, 국민정신건강을 위한 범국가적인 사회안전망의 구축이 매우 중요하다고 할 수 있겠다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 통계청에서 발표된 인구 십만명당 자살률과 실업률, 그리고 한국은행에서 발표된 경제성장률 자료를 가지고 시계열 회귀분석을 실시하였다. 하지만 많은 나라에서 자살에 대한 사회적 인 시각은 부정적이기 때문에 실제보다 적게 보고되고 있으며 [29], 우발적인 중독이나 교통사고 등 자살의 의도를 갖고 수행된 사고사의 상당부분이 자살 이외의 사망으로 분류되고 있다는 점이다 [4]. 둘째, 대량 실직이 우리 사회의 뜨거운 이슈로 대두되었지만, 실업률에 대한 개괄적인 통계는 집계하는 기관과 기준에 따라서 다소 차이가 있을 것으로 추측되어 지므로, 이 또한 본 연구결과의 제한점이 될 수도 있을 것이다. 셋째, 자료의 부족을 들 수 있다. 본 연구에서는 1983년에서 2000년까지의 연도별 자료만을 사용하였기 때문에 계수추정의 정확성과 모형의 설명력을 높이기 위해 자기회귀모형을 이용한 시계열 회귀분석을 실시하였지만, 실제로 오차항이 자기상관관계를 갖는 경우, 자기회귀모형만으로 오차항의 문제점이 모두 해결되는 것이 아니다. 즉, 오차항의 모형으로 자기회귀이동평균모

형(ARIMA model)을 설정하는 전이함수 분석(transfer function analysis)을 시도해보는 것이 바람직하다. 본문에서 제시된 도표와 분석결과를 통해 알 수 있듯이 경제학적인 특성의 변화(경제성장률, 실업률)가 자살률에 영향을 미치는 것이 확실하므로 연도별 자료가 아닌 월별내지 분기별 자료를 가지고 좀 더 구체적인 분석 방법인 전이함수분석이나 개입분석(intervention analysis)을 시도할 필요가 있을 것으로 판단된다. 넷째, 기타 제한점으로는 재해율, 취업률, 이혼률 등과 같은 사회안정지표에 관한 변수를 고려하지 못하였다는 점이다. 따라서, 향후 자살률에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들에 대한 분석이 필요할 것으로 사료된다.

본 연구의 이러한 제한점에도 불구하고, 기존의 국내 연구에서는 경제적인 요인과 자살과의 관련성에 대한 연구가 전무한 상태이므로, 본 연구가 자살에 영향을 미치는 요인 중 경제적인 요인에 초점을 맞춘 시계열 회귀분석에 의한 연구라는 점에서 그 의의가 있을 것으로 생각되어진다.

참고로 본 연구에서 경제성장률의 지표로 사용된 국내총생산(GDP) 대신 국민총소득(Gross National Income: GNI)을 사용하여 동일한 분석을 시도해 본 결과, 자살률에 대한 GNI의 전년대비 증감률의 설명력은 78.9%로 GDP의 81.5%보다는 설명력이 약간 떨어진 반면, GNI와 실업률을 동시에 고려했을 때에는 설명력이 91.5%로 GDP 및 실업률의 90.5%보다 약간 높게 나타나 전반적으로 GNI 역시 GDP와 마찬가지로 자살률에 영향을 미치는 요인으로 볼 수 있다고 판단되었다.

## 결론

본 연구에서는 1983년부터 2000년까지 통계청에서 조사한 사망원인별 인구 십만명당 자살률, 실업률, 그리고 한국은행에서 제공하는 경제성장률의 전년대비 증감률을 가지고 1차 자기회귀모형에 근거한 시계열 회귀분석을 실시하여 경제

위기로 인해 변화한 자살률의 크기와 변화패턴을 실업률과 경제성장률을 사용해 모형화하고 검증하였다. 그 결과 자살률에 대한 경제성장률은 81.5%의 설명력을 나타내었으며, 실업률의 경우 82.6%의 설명력을 보여주었다. 그리고 경제성장률의 경우 자살률과 음의 상관관계를, 실업률의 경우는 양의 상관관계를 보여주었다. 20세 이상의 자살률에 대한 경제성장률과 실업률 각각 모두 유의한 결과가 나왔으며, 경제성장률과 실업률 각각은 86.5%와 87.9%의 설명력을 보였다. 20세 미만의 자살률에 대한 경제성장률은 유의한 결과를 보였으며, 38.4%의 설명력을 보였다. 실업률의 경우는 유의하지 않은 결과가 나왔다. 이는 외국의 경우와 서와 마찬가지로 우리나라에서도 국가의 경제와 자살이 강한 연관성을 가지고 있는 것으로 해석될 수 있다.

## 참고문헌

1. Korea National Statistic Office. 2001 Annual Report on The Cause of Death Statistics. 2001
2. Korea National Statistic Office. 2002 Annual Report on The Cause of Death Statistics. 2002
3. Organization for Economic Cooperation and Development. OECD Health Data 1999. 1999
4. Suh TW. Current Situation and Trends of Suicidal Deaths, Ideas and Attempts in Korea. *Korea Institute for Health & Social affairs* 2001; 21(1): 107-125 (Korea)
5. Korea National Statistic Office. 1999 Annual Report on The Cause of Death Statistics. 1999
6. Korea National Statistic Office. 2000 Annual Report on The Cause of Death Statistics. 2000
7. Petrovich B, Tiodorovich B, Kocich B, Cvetkovich M, Blagojevich N. Influence of socio-economic crisis on epidemiological characteristic of suicide in the region of Nis. *Eur J Epidemi* 2001; 17(2): 183-187
8. Araki S, Murata K. Suicide in Japan: Socioeconomic effects on its secular and seasonal trends. *Suicide Life Threatening Behav* 1987; 17: 64-71
9. Chuang HL, Huang WC. A Reexamination of sociological and economic theories of suicide: A comparison of the U.S.A. and TAIWAN. *Soc Sci Med* 1996; 43(3): 421-

- 423
10. Weyer S, Wiedenmann A. Economic factors and the rates of suicide in Germany between 1881 and 1989. *Psychol Report* 1995; 76(3pt 2): 1331-1341
  11. Wasserman IM. The influence of economic business cycles on United States suicide rates. *Suicide Life Threat Behav* 1984; 14(3): 143-156
  12. Preti A, Miotto P. Suicide and unemployment in Italy, 1982-1994. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53: 694-701
  13. Lester D. Suicide and unemployment: A monthly analysis. *Psychological Report* 1994; 75: 602
  14. Hintikka J, Saarinen P, Viinamaki H. Suicide mortality in Finland during an economic cycle, 1985-1995. *Scand J Public Health* 1999; 27(2): 85-88
  15. Lester D. American Indian suicide rates and the economy. *Psychological Report* 1995; 77: 994
  16. Moser KA, Fox AJ, Jones D. Unemployment and mortality in the OPCS longitudinal study. *Lancet* 1984; 2: 1324-1329
  17. Iversen L, Anderson O, Andersen PK, Christoffersen K, Keiding N. Unemployment and mortality in Denmark, 1970-1980. *BMJ* 1987; 295: 878-894
  18. Martkainen PT. Unemployment and mortality among Finish men, 1981-1985. *BMJ* 1990; 301: 407-411
  19. Platt S, Duffy J. Social and clinical correlations of unemployment in two cohort of male parasuicides. *Soc Psychiatry* 1986; 43: 577-582
  20. Cohn RM. The effects of employment status change on self-attitudes *Soc Psychol.* 1978;41:81
  21. Hill L. The psychological meaning of unemployment. *New Soc.* 1978; 48: 118
  22. Amundson NE, Borgen WA. The dynamics of unemployment: job loss and job search. *Person Guidandce J* 1982; 60: 561
  23. Kaufman HG. Professionals in search of work; coping with the stress of job and unemployment. 1982 ; New York: Wiley
  24. Warr P. Psychological aspects of employment and unemployment. *Psyshol Med* 1982; 12: 7-11
  25. Warr P, Jackson P. Factors in fluencing the psychological impact of prolonged unemployment and of re-employment. *Psychol Med.* 1985; 15: 795-807
  26. Melville DI, Hope D, Bennison D, Barraclough B. Depression among men made involuntarily 10 redundant. *Psychol Med* 1985; 15: 789-796
  27. Brenner MH. Relation of economic change to Swedish health and social-wellbeing, 1950-1980. *Soc Sci Med* 1987; 25(2): 183-195
  28. Brenner MH, Levi L. Longterm unemployment among women in Sweden. *Soc Sci Med* 1987; 25: 119-132
  29. Blumenthal SJ. Suicide: A guide to risk factors, assessment, and treatment of suicide patients. *Med Clin North Am* 1988; 72(4): 937-971