

都道府県における自殺死亡率の推移と地域要因の分析

スズキ タカシ スカ マチ ヤナギサワ ヒロユキ
鈴木 隆司*1 須賀 万智*2 柳澤 裕之*3

目的 日本の自殺者数は1998年から急増し、13年連続で年間3万人を超えた。以前より自殺死亡率には地域差を認めることが指摘されているが、その要因は十分に明らかにされていない。本研究では1990、1995、2000、2005年の自殺の都道府県別年齢調整死亡率について、地域要因との関係を男女別に解析した。

方法 自殺の都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）は、平成2、7、12、17年の都道府県別年齢調整死亡率（人口動態特殊報告）より得た。地域要因として人口・世帯、自然環境、経済基盤、労働、健康・医療、社会保障の6分野、計25指標は各官公庁の統計資料より得た。年別・性別に自殺死亡率と各指標との相関を調べ、重回帰分析（逐次変数選択法）を行った。

結果 地域要因25指標のうち有意な相関を認めた指標は、男性で最大15指標（2000年）、女性では最大9指標（1995年）に上ったが、そのうち重回帰分析で有意に選択された指標は、男性で課税対象所得（1990、1995、2000、2005年： $\beta = -0.68 \sim -0.58$, $p < 0.001$ ）と日照時間（1995、2000、2005年： $\beta = -0.39 \sim -0.30$, $p < 0.001 \sim 0.01$ ）、女性では第1次産業就業者比率（1990年： $\beta = 0.62$, 1995年： $\beta = 0.61$, いずれも $p < 0.001$ ）と日照時間（2000年： $\beta = -0.47$, $p < 0.001$ ）であった。また、2005年の女性の解析では有意な指標を認めなかった。モデルの自由度調整済決定係数は、男性が0.45～0.61、女性は0.20～0.37（2005年を除く）であった。

結論 自殺と関連する地域要因として、男性で課税対象所得（1990、1995、2000、2005年）と日照時間（1995、2000、2005年）、女性では第1次産業就業者比率（1990、1995年）と日照時間（2000年）が示され、自殺者数が急増した1998年前後で有意となる指標は変わらなかった。

キーワード 自殺死亡率、生態学的研究、地域要因、課税対象所得、第1次産業就業者比率、日照時間

I 緒 言

日本の自殺者数は1998年を境に急増し、年間3万人を超えた¹⁾。自殺死亡率には地域差を認めることが指摘されており、生態学的研究から、人口・世帯、保健・医療、経済基盤、自然環境などの地域要因との関連が示されている^{2)~7)}。しかし、そのほとんどが2000年以前のデータに基づく研究であり、2000年以降のデータを含む

複数年を同時に解析し、地域要因を網羅的に検討した研究は見受けられない。

そこでわれわれは、自殺者数が急増した1998年前後を含めた1990、1995、2000、2005年の自殺の都道府県別年齢調整死亡率と地域要因との関係について解析した。

* 1 東京慈恵会医科大学大学院医学研究科環境保健医学 * 2 同准教授 * 3 同教授

表1 分析に用いた地域要因

Ⅱ 方 法

自殺の都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）は、平成2, 7, 12, 17年の都道府県別年齢調整死亡率（人口動態特殊報告）^{8)~11)} から得た。自殺と関係があると考えられる指標として、各官公庁の統計資料から都道府県別に得られる25指標（表1）を選択した。25指標は、人口・世帯分野6指標、自然環境分野2指標、経済基盤分野1指標、労働分野4指標、健康・医療分野10指標、社会保障分野2指標である。そのうち医療施設に従事

する医師数と保健師数は偶数年のみの調査であるため、1995年分には1996年次データを、2005年分には2006年次データをそれぞれ充てた。また、介護療養型医療施設は2000年施行の介護保険法により位置づけられた施設のため、1990, 1995年における同指標のデータは得られていない。その他の各指標については、自殺の都道府県別年齢調整死亡率が得られた年と同一年次のデータが得られた。

解析に先立ち、本研究で扱った指標の各データについて歪度と尖度を確認した。人口密度、単独世帯、完全失業率については、データの正規性を仮定できなかったため、対数変換値を用いた。最初に47都道府県の自殺死亡率と25指標とで年別、性別に相関分析を行いPearsonの相関係数（ γ ）を求めた。次に、各年で有意な相関を認めた指標を独立変数、自殺死亡率を従属変数として重回帰分析（逐次変数選択法）を行い、標準化偏回帰係数（ β ）および自由度調整済決定係数（ R^2 ）を求めた。独立変数の多重共線性に配慮するため、指標間の相関を調べ、男

性では、65歳以上の世帯員のいる世帯割合、第1次産業就業者比率、精神科病院数、民生委員数は、他の指標との相関係数が0.80を上回ることから、独立変数として採用しなかった。一方、女性では、1990年の第3次産業就業者比率で同様の現象を認めたため、重回帰分析から除外した。

統計学的解析には、SAS for Windows (Ver. 9.2) を用いた。

Ⅲ 結 果

(1) 自殺死亡率の推移

1990, 1995, 2000, 2005年の自殺の都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）の推移を男女別に図1と図2に示す。男性では経年的な増加を認め、特に1998年をはさむ1995年と2000年間の増加率が大きかった（図1）が、女性には傾向がみられなかった（図2）。47都道府県で最も高い自殺死亡率は、男性で2005年52.2（青森県）、2000年47.2（秋田県）、1995年36.6（秋

指標（単位）	資料
人口・世帯 人口密度（人／可住地面積1km ² ） 老年人口割合（％） 単独世帯（％） 高齢単身世帯（％） 65歳以上の世帯員のいる世帯割合（％） 離婚率（人口千人当たり）	国勢調査 〃 〃 〃 〃 人口動態統計
自然環境 日照時間（時間／年間） 降水量（mm／年間）	気象庁年報 〃
経済基盤 課税対象所得（人口1人当たり）	市町村税課税状況等の調
労働 第1次産業就業者比率（％） 第2次産業就業者比率（％） 第3次産業就業者比率（％） 完全失業率（％）	国勢調査 〃 〃 〃 〃
健康・医療 一般病院の1日平均外来患者数（人口10万人当たり） 精神科病院の1日平均外来患者数（〃） 一般病院の1日平均在院患者数（〃） 精神科病院の1日平均在院患者数（〃） 一般病院数（人口10万人当たり） 一般診療所数（〃） 精神科病院数（〃） 介護療養型医療施設数（65歳以上人口10万人当たり） 医療施設に従事する医師数（人口10万人当たり） 保健師数（人口10万人当たり）	病院報告 〃 〃 〃 医療施設調査 〃 〃 介護サービス施設・事業所調査 医師・歯科医師・薬剤師調査 衛生行政報告例
福祉・社会保障 生活保護被保護実人員（月平均人口千人当たり） 民生委員数（人口10万人当たり）	福祉行政報告例 〃

田県), 1990年33.3 (秋田県)であり, 女性では1990年15.7 (岩手県), 2005年15.1 (高知県), 1995年15.0 (秋田県), 2000年14.8 (秋田県)であった。一方, 最も低い自殺死亡率は, 男性で1995年14.6 (奈良県), 1990年15.8 (愛知県), 2000年23.2 (奈良県, 岡山県), 2005年24.8 (徳島県)であり, 女性では1995年6.3 (沖縄県), 2005年7.0 (鳥取県), 2000年7.2 (福井県), 1990年7.7 (石川県)であった。2005年の自殺死亡率を1990年と比較すると, 男性では, 福島県で2.25倍と最も伸び率が大きく, 逆に島根県は1.21倍で最も伸び率が小さかった。同じく女性では, 高知県の1.41倍が最も大きく, 鳥取県の0.60倍が最も小さかった。

図1 自殺の都道府県別年齢調整死亡率の推移 (男性)
—1990, 1995, 2000, 2005年—

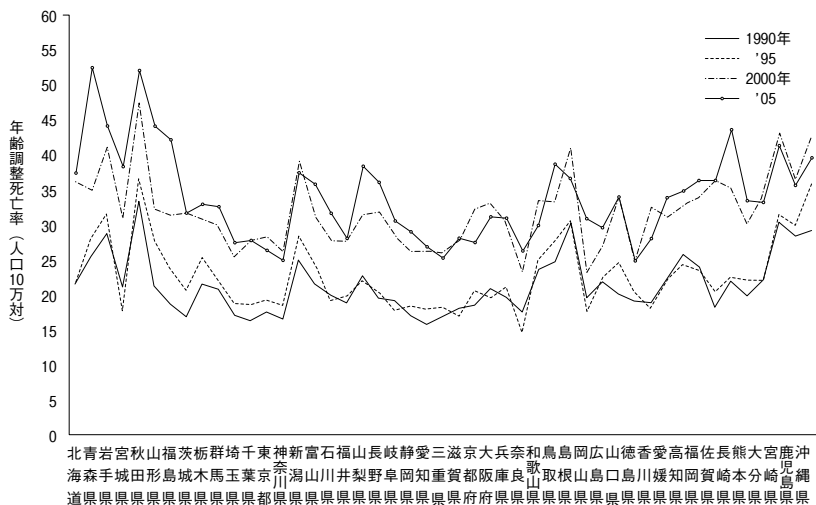
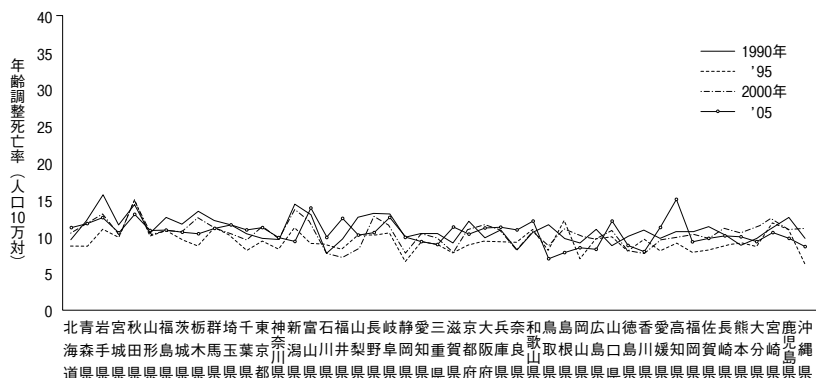


図2 自殺の都道府県別年齢調整死亡率の推移 (女性)
—1990, 1995, 2000, 2005年—



(2) 自殺死亡率と地域要因の関係

男性の解析結果を表2に示す。1990, 1995, 2000, 2005年に共通して老年人口割合, 65歳以上の世帯員のいる世帯割合, 第1次産業就業者比率, 精神科病院の1日平均外来患者数, 精神科病院の1日平均在院患者数, 精神科病院数, 保健師数, 民生委員数と正の相関を認め, 人口密度, 課税対象所得と負の相関を認めた。また, 高齢単身世帯 (1990, 1995, 2000年), 日照時間 (1995, 2000, 2005年), 降水量 (1995, 2000年), 第2次産業就業者比率 (1990, 1995, 2000年), 一般病院の1日平均在院患者数 (1990, 2000

年), 生活保護被保護実人員 (1990年)とも有意な相関を認めた。有意な相関を認めた指標を独立変数, 自殺死亡率を従属変数とした重回帰分析 (逐次変数選択法) では, 課税対象所得と日照時間のみが有意な指標として選択された。課税対象所得は1990, 1995, 2000, 2005年すべてで自殺死亡率と有意な負の関係 ($\beta = -0.68 \sim -0.58$, $p < 0.001$) を認め, 日照時間は1995, 2000, 2005年で自殺死亡率と有意な負の関係 ($\beta = -0.39 \sim -0.30$, $p < 0.001 \sim 0.01$) を認めた。日照時間が年により異なる可能性を考慮して, 1990年の自殺死亡率と1989年から1991年までの3年間の日照時間の平均値との相

表2 1990, 1995, 2000, 2005年における男性の年齢調整自殺死亡率と地域要因との相関分析と重回帰分析

	1990年		'95		2000		'05	
	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β
人口密度 (対数変換値)	-0.47***	—	-0.48***	—	-0.46**	—	-0.62***	—
老年人口割合	0.46**	—	0.43**	—	0.43**	—	0.50***	—
単独世帯 (対数変換値)	-0.09	—	-0.15	—	0.01	—	-0.18	—
高齢単身世帯	0.44**	—	0.32*	—	0.33*	—	0.14	—
65歳以上の世帯員のいる世帯割合	0.38**	—	0.42**	—	0.39**	—	0.54***	—
離婚率	0.09	—	-0.03	—	0.01	—	0.03	—
日照時間	-0.23	—	-0.42**	-0.30**	-0.47***	-0.30**	-0.55***	-0.39***
降水量	0.28	—	0.34*	—	0.30*	—	0.24	—
課税対象所得	-0.68***	-0.68***	-0.67***	-0.61***	-0.67***	-0.58***	-0.69***	-0.59***
第1次産業就業者比率	0.62***	—	0.61***	—	0.55***	—	0.68***	—
第2次産業就業者比率	-0.50***	—	-0.37*	—	-0.37*	—	-0.23	—
第3次産業就業者比率	-0.05	—	-0.12	—	0.00	—	-0.20	—
完全失業率 (対数変換値)	0.27	—	0.07	—	0.19	—	0.28	—
一般病院の1日平均外来患者数	0.19	—	0.14	—	0.25	—	0.08	—
精神科病院の1日平均外来患者数	0.55***	—	0.56***	—	0.41**	—	0.44**	—
一般病院の1日平均在院患者数	0.36*	—	0.26	—	0.33*	—	0.23	—
精神科病院の1日平均在院患者数	0.35*	—	0.36*	—	0.33*	—	0.33*	—
一般病院数	0.21	—	0.11	—	0.18	—	0.09	—
一般診療所数	0.07	—	-0.02	—	0.01	—	-0.13	—
精神科病院数	0.37*	—	0.36*	—	0.32*	—	0.35*	—
介護療養型医療施設数	—	—	—	—	0.16	—	0.01	—
医療施設に従事する医師数	0.09	—	0.00	—	0.05	—	-0.09	—
保健師数	0.54***	—	0.43**	—	0.44**	—	0.44**	—
生活保護被保護実人員	0.36*	—	0.21	—	0.25	—	0.07	—
民生委員数	0.54***	—	0.41**	—	0.38**	—	0.49***	—
R ²		0.45		0.51		0.51		0.61

注 1) — : 重回帰分析 (逐次変数選択法) で採用されなかった変数, γ : Pearsonの相関係数, β : 標準化偏回帰係数, R² : 自由度調整済決定係数

2) ***p < 0.001, **p < 0.01, *p < 0.05

表3 1990, 1995, 2000, 2005年における女性の年齢調整自殺死亡率と地域要因との相関分析と重回帰分析

	1990年		'95		2000		'05	
	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β	相関分析 γ	重回帰分析 β
人口密度 (対数変換値)	-0.35*	—	-0.28	—	-0.19	—	-0.09	—
老年人口割合	0.16	—	0.38**	—	0.17	—	0.10	—
単独世帯 (対数変換値)	-0.27	—	-0.18	—	0.04	—	-0.12	—
高齢単身世帯	-0.17	—	0.11	—	0.08	—	0.05	—
65歳以上の世帯員のいる世帯割合	0.26	—	0.37*	—	0.15	—	0.13	—
離婚率	-0.35*	—	-0.39**	—	-0.04	—	-0.06	—
日照時間	-0.16	—	-0.16	—	-0.30*	-0.47***	-0.14	—
降水量	-0.14	—	0.07	—	-0.01	—	0.25	—
課税対象所得	-0.22	—	-0.16	—	-0.27	—	0.02	—
第1次産業就業者比率	0.35*	0.62***	0.32*	0.61***	0.26	—	0.05	—
第2次産業就業者比率	0.14	—	0.09	—	-0.11	—	0.06	—
第3次産業就業者比率	-0.47***	—	-0.34*	—	-0.07	—	-0.09	—
完全失業率 (対数変換値)	-0.26	—	-0.36*	—	0.10	—	0.04	—
一般病院の1日平均外来患者数	0.08	—	0.18	—	0.02	—	0.21	—
精神科病院の1日平均外来患者数	0.22	—	0.33*	—	0.10	—	-0.04	—
一般病院の1日平均在院患者数	-0.14	—	-0.06	—	-0.03	—	0.09	—
精神科病院の1日平均在院患者数	-0.05	—	0.10	—	0.07	—	-0.12	—
一般病院数	-0.13	—	-0.03	—	-0.12	—	0.06	—
一般診療所数	-0.23	—	0.03	—	-0.02	—	-0.24	—
精神科病院数	-0.04	—	0.06	—	0.07	—	0.05	—
介護療養型医療施設数	—	—	—	—	-0.18	—	-0.15	—
医療施設に従事する医師数	-0.34*	—	-0.16	—	-0.16	—	-0.21	—
保健師数	0.33*	—	0.32*	—	0.03	—	0.03	—
生活保護被保護実人員	-0.19	—	-0.21	—	0.10	—	0.06	—
民生委員数	0.21	—	0.35*	—	0.01	—	0.12	—
R ²		0.37		0.36		0.20		—

注 1) — : 重回帰分析 (逐次変数選択法) で採用されなかった変数, γ : Pearsonの相関係数, β : 標準化偏回帰係数, R² : 自由度調整済決定係数

2) ***p < 0.001, **p < 0.01, *p < 0.05

関を調べたが、有意な相関を認めなかった ($r = -0.24$, $p = 0.10$)。モデルの自由度調整済決定係数は、それぞれ0.45 (1990年), 0.51 (1995年), 0.51 (2000年), 0.61 (2005年) であった。

女性の解析結果を表3に示す。離婚率 (1990, 1995年), 第1次産業就業者比率 (1990, 1995年), 第3次産業就業者比率 (1990, 1995年), 保健師数 (1990, 1995年), 人口密度 (1990年), 老年人口割合 (1995年), 65歳以上の世帯員のいる世帯割合 (1995年), 日照時間 (2000年), 完全失業率 (1995年), 精神科病院の1日平均外来患者数 (1995年), 医療施設に従事する医師数 (1990年), 民生委員数 (1995年) とともに有意な相関を認めた。男性とは異なり, 1990, 1995, 2000, 2005年すべてに共通する指標はなかった。重回帰分析において, 第1次産業就業者比率は1990, 1995年に有意な正の関係 (1990年: $\beta = 0.62$, 1995年: $\beta = 0.61$, いずれも $p < 0.001$) を認め, 日照時間は2000年に有意な負の関係 ($\beta = -0.47$, $p < 0.001$) を認めた。2005年の解析では, 有意な相関を認めた指標はなく, 重回帰分析を実施しなかった。モデルの自由度調整済決定係数は, 0.37 (1990年), 0.36 (1995年), 0.20 (2000年) であった。

Ⅳ 考 察

47都道府県のデータを用いて1990, 1995, 2000, 2005年の自殺死亡率と地域要因との関係を検討した。自殺死亡率と有意な関係を認めた指標は, 経済基盤分野 (男性: 課税対象所得), 労働分野 (女性: 第1次産業就業者比率) と環境分野 (日照時間) の3分野であり, 自殺者数が急増した1998年の前後で選択された指標は変わらなかった。

経済的背景を表す指標として, 男性では課税対象所得が選択されたが, 女性では課税対象所得ではなく, 第1次産業就業者比率が選択された。第1次産業就業者比率と課税対象所得は, 強い相関を認め, 相関係数は, 1990年 -0.85 ($p < 0.0001$), 1995年 -0.81 ($p < 0.0001$),

2000年 -0.80 ($p < 0.0001$), 2005年 -0.80 ($p < 0.0001$) であった。このことから, 第1次産業就業者比率は課税対象所得と同様に自殺と経済要因との関係を示唆すると考えられた。

課税対象所得と自殺死亡率との関係は, 先行研究²⁾⁶⁾¹²⁾¹³⁾と同じく有意な負の関係を認めた。一部の自殺の背景には経済的困窮があり, 自殺予防には困窮者に対する支援が重要であると提言されている¹⁴⁾。また, 特に高齢者で問題とされる健康上の問題や身体疾患についても, 低所得者ほど主観的健康状態が悪いとする報告^{15) 16)}があり, 所得により生じる健康格差も自殺に関係しているかもしれない。

日照時間と自殺死亡率との関係については, 有意な関係を認めるという報告¹⁷⁾と認めないという報告¹⁸⁾があり, 一致した結果は得られていない。本研究では, 自殺死亡率は日照時間と負の関係を認めた。しかし, 因果関係の証明を目的としない本研究では日照時間も課税対象所得と同様に, 自殺における地域差を説明し得る要因の可能性があるとしか言うことができず, 本研究結果から因果関係は結論できない。

重回帰モデルの自由度調整済決定係数は男性では0.45~0.61, 女性では0.20~0.37 (2005年を除く) であり, モデルの説明度は男性では比較的良好であったが, 女性では小さかった。先行研究⁶⁾⁷⁾からも女性の自殺における地域要因の影響は男性に比べ弱いとされている。本研究で考慮できなかったソーシャルキャピタルやメンタルヘルスリテラシーなどの地域要因や個人要因についても今後検討する必要があると考えられる。

Ⅴ 結 語

自殺死亡率に関わる地域要因として, 男性では課税対象所得 (1990, 1995, 2000, 2005年) と日照時間 (1995, 2000, 2005年) で有意な負の関係を認めた。女性では, 第1次産業就業者比率 (1990, 1995年) と有意な正の関係を, 日照時間 (2000年) と有意な負の関係を認めた。第1次産業就業者比率は課税対象所得と強い相

関を認め、女性の第1次産業就業者比率は自殺と経済要因との関係を示唆すると考えられた。自殺死亡率と有意な関係を認めた指標は、経済基盤分野（男性：課税対象所得）、労働分野（女性：第1次産業就業者比率）と環境分野（日照時間）の3分野であり、自殺者数が急増した1998年の前（1990、1995年）・後（2000、2005年）で、選択された指標は変わらなかった。

文 献

- 1) 警察庁ホームページ. 平成22年中における自殺の概要資料. (<http://www.npa.go.jp/safetylife/seianki/H22jisatsunogaiyou.pdf>) 2013.3.21.
- 2) 高玉真光, 渡辺考. 自殺死亡率と県勢との関係. The KITAKANTO medical journal 1999; 49(4): 247-54.
- 3) 本橋豊, 劉揚, 佐々木久長. 秋田県の自殺死亡の地域較差と社会生活要因に関する研究. 厚生指標 1999; 46(15): 10-5.
- 4) 野原勝, 小野田敏行, 岡山明. 自殺の地域集積とその要因に関する研究. 厚生指標 2003; 50(6): 17-23.
- 5) 角南重夫. 我が国の自殺死亡率の都道府県格差に関する要因. 日本公衆衛生雑誌 1984; 31(9): 397-401.
- 6) 三好久視, 真田勝弘. 自殺死亡率と経済変動要因に関する重回帰分析結果について. 日本農村医学会雑誌 1993; 41(5): 1046-53.
- 7) 荒記俊一, 村田勝敬. 高度経済成長期（1960-75年, 日本）の自殺死亡率の変動と社会生活因子の影響. 日本公衆衛生雑誌 1984; 31(12): 651-7.
- 8) 総務省統計局ホームページ. 2-44 都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）、自殺・男女・年次別（平成2年）. (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001046155&disp=Other&requestSender=search) 2013.3.21.
- 9) 総務省統計局ホームページ. 2-44 都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）、自殺・男女・年次別（平成7年）. (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001046155&disp=Other&requestSender=search) 2013.3.21.
- 10) 総務省統計局ホームページ. 2-44 都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）、自殺・男女・年次別（平成12年）. (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001046155&disp=Other&requestSender=search) 2013.3.21.
- 11) 総務省統計局ホームページ. 2-44 都道府県別年齢調整死亡率（人口10万対）、自殺・男女・年次別（平成17年）. (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001046155&disp=Other&requestSender=search) 2013.3.21.
- 12) 仁宮崇, 田並尚恵, 小河孝則. 自殺と世帯所得における貧困率との関係. 医学と生物学 2010; 154(6): 280-5.
- 13) 平光良充. 名古屋市における自殺の実態調査. 名古屋市衛生研究所報 2009; (55): 1-3.
- 14) 竹島正, 稲垣正俊, 松本俊彦, 他. 社会構造的視点から見た自殺. 精神保健福祉 2009; 40(4): 302-6.
- 15) Fukuda Y, Nakao H, Imai H. Different Income Information as an Indicator for Health Inequality among Japanese Adults. Journal of Epidemiology 2007; 17(3): 93-9.
- 16) 菅万理. 日本の高齢者の健康格差に関する計量分析-老人保健制度の効果に注目して-. 医療経済研究 2009; 20(2): 85-108.
- 17) 江頭和道, 鈴木尊志, 阿部和彦. 日本各地の月自殺率と月間日照時間. 精神医学 1987; 29(7): 735-40.
- 18) 吉岡尚文. 日本人の自殺-我々にその減少をはかれるか? -. 日本法医学雑誌 1998; 52(5): 286-93.