

日本人の自殺率に様々な社会経済的要因が及ぼす影響に関する人口学的分析¹

石井太研究会

川島康生

¹ 本稿の執筆に際して、石井太教授（慶應義塾大学経済学部）から多くの有益な助言をいただいた。ここに記して感謝を申し上げる。

概要

WHO(2019)によると、自殺は世界中において深刻な問題であり、世界の主要な死因の上位 20 位以内に入っている。その数はマラリアや乳がん、戦争や殺人による死亡者数を上回っており、毎年 70 万 3000 人の人が自殺によって死亡していると推定されている。自殺率の減少という課題は国際の持続可能な開発目標の SDGs の 3 番目の目標である「すべての人に健康と福祉を」として盛り込まれており、世界中で自殺予防対策が求められている。我が国の自殺者数は、98 年に年間 3 万人台に急増し、2010 年までに 3 万人を超える水準で推移している。それ以降は減少傾向にあり、厚生労働省（2023）による警察庁の自殺統計によると令和 4 年において年間 2 万 1881 人と 98 年以前の自殺率が急増する前の水準となっている。だが、依然高い水準にある事には変わりはない。

我が国における自殺研究は（1）社会学的・心理学的研究、（2）疫学的研究、（3）医学的研究の三種類のアプローチに基づいて、経済・社会的側面や医学的側面から自殺を研究し、有効な自殺予防策を立てようとしてきた優秀な研究が蓄積されている。これらの研究から示されているのは、自殺リスクにつながるうつ病などの精神疾患の背後には、個人の社会的立場との関係性や、事業の衰退、会社の倒産、雇用の喪失などによる経済的困窮が存在する可能性が高いとされている。

その一方で、先行研究の多くは従属変数の自殺率として粗死亡率を用いている。一般に、地域別比較や時系列比較をする際、対象となる集団の年齢構成が異なるという理由から、粗死亡率では正しく比較することができない。そこで本研究では従属変数に、年齢調整を行った自殺率を用いることにより、年齢構成の違いによる影響を排除した自殺率と様々な要因の関係について人口学的分析を行うことを目的としたものである。

本研究からは、全国男女計以外の推定モデルについては三つの推定結果のうち固定効果推定が採択され、全国の男女計のモデルについては変量効果推定が採択された。選択された推定結果の係数について完全失業率は正が、合計特殊出生率、日照時間は負となった。選択されたすべてのモデルの完全失業率と大都市圏の女性以外のモデルの合計特殊出生率と全国・大都市圏の女性以外のモデルの日照時間の推定結果で有意性が見られた。日照時間に関してはプーリング推定では有意性が見られたのに対して、固定効果推定において有意性が低下しているため、都道府県の固有の効果による影響が関わっていた可能性があるとの知見が得られた。

キーワード：経済的困窮、年齢調整自殺率、経済社会的要因、パネルデータ分析

目次

はじめに	5
1. 研究の背景と先行研究.....	5
2. データと方法	7
2.1 データ	7
2.2 方法	8
3. 結果と考察	8
3.1 記述統計量	8
3.2 推定結果	10
おわりに	12
参考文献	13

表目次

表 1	各説明変数の記述統計量	9
表 2	年齢調整自殺率の記述統計量	10
表 3	モデルの推定結果（全国）	10
表 4	モデルの推定結果（大都市圏）	11
表 5	モデルの推定結果（非大都市圏）	11
表 6	推定モデルの検定結果	11

はじめに

本研究は、我が国の年齢調整自殺率に関して、複数の経済社会的要因を説明変数とした回帰分析を行う事で、それらの様々な要因が自殺率に及ぼす影響を考察することを目的とする。また、最新の標準人口モデルによる年齢調整自殺率を分析に用いていることで年齢構成の影響を排除できる点が特徴となっている。

1. 研究の背景と先行研究

WHO(2019)によると、自殺は世界中において深刻な問題であり、世界の主要な死因の上位 20 位以内に入っている。その数はマラリアや乳がん、戦争や殺人による死亡者数を上回っており、毎年 70 万 3000 人の人が自殺によって死亡していると推定されている。自殺率の減少という課題は国際の持続可能な開発目標の SDGs の 3 番目の目標である「すべての人に健康と福祉を」として盛り込まれており、世界中で自殺予防対策が求められている。

我が国の自殺者数は、98 年に年間 3 万人台に急増し、2010 年まで 3 万人を超える水準で推移してきた。それ以降は減少傾向にあり、厚生労働省 (2023) によると令和 4 年において年間 2 万 1881 人と 98 年以前の水準となっている。だが、依然高い水準にある事には変わりはない。

自殺に関するこのような現状の中で、国民の幸福を一定程度維持することが政府の役割であると考えるのであれば、自殺は対策を要する重要な政策課題であるとされる (澤田他 2013a)。

京都大学 (2006) によれば、自殺の要因について、(1)経済的要因、(2)社会的要因、(3)複合的要因の三つに分類できるとされている。(1)は個人の生活水準と密接な関係をもった要因であり、Hamermesh & Soss (1974) によれば、現在から将来までの期待効用の現在価値が自殺することで苦悩から解放されるという意味で自己の利益を下回る場合において自殺をすることが合理的だという理論を示している。該当する要因として、所得や負債、経済の不平等が挙げられている。(2)は個人が所属している社会や環境によって影響を受ける要因であり、Durkheim(1897)によれば、この要因について、(i)自己本位的自殺、(ii)集団本位的自殺、(iii)アノミー的自殺と更に三つに分類できるとされている。(i)は社会的な連帯感が失われ、伝統的な価値観が薄れることによる自殺行為、(ii)は自身が属している集団に対する強い帰属意識、責任感による自殺行為、(iii)は個人の満たされない思いに対する欲求不満や不平感などからくる絶望による自殺行為とされている。該当する要因として(i)は年齢や性別、結婚状態など、(ii)は文民か否か、(iii)は自己本位的自殺と似ているが性別や身分などが挙げられている。自己本位的自殺とアノミー的自殺の大きな違いとして、自己本位的自殺が社会への諦めによる無力感が引き金になっているのに対して、アノ

ミ一的自殺は自己への焦燥感や嫌悪感が引き金となっているという点である。(3)は経済的要因と社会的要因の両方の側面を持つ要因であり、該当する要因として失業率がある。

経済の衰退が失業率の増加につながることは玄田(2010)によって示されており、1997年の金融危機のため、国内の銀行や証券会社が破綻し、中小企業の経営が困難になったことで人件費の削減のため失業率が上昇したと指摘している。失業によって、日常生活が苦しくなるとともに、将来の収入見通しが立たないことや生涯所得の低下が発生する。そのため、Hamermesh & Soss (1974) による「生活における満足度が個人毎の基準を下回った時に自殺を行う可能性が高まる」という理論に基づけば、失業率の上昇が自殺・自殺未遂の増加要因になることと推察される。さらに失業することによって会社での関係や既存の友人関係や家族関係の崩壊にも繋がるため、社会的要因としても失業と自殺は密接な関係性がある。このように、失業は精神的・肉体的疾病と同時に起こっていることも多く、複合した深刻な自殺の危険因子ともなりうる。実際、多くの研究において、失業率が高いことと自殺率が高いこととの相関関係が示されている。

その一つとして Chen et al. (2012) がある。これは Stanley, Doucouliagos & Jarrell (2008) のメタ回帰分析と呼ばれる手法を用いて、既存研究が報告している実証研究結果の頑健性を検証したものである。これによれば、既存研究に共通してみられる主な傾向が三つあることが明らかになっている。一つ目は、所得が自殺率に与える影響は過大評価されていること、二つ目は、所得の不平等が拡大すると自殺率が増えること、そして三つ目は失業と自殺率に正の相関関係があることである。

また、澤田他(2013b)は、政府の経済・福祉政策と自殺率の関係を検証して、経済・福祉政策が地域の自殺率に影響を与えることを示し、特に失業対策費など経済政策に係る金額と生活保護費など福祉政策に係る金額が自殺率と負の関係にあることを明らかにした。そして、これらを通じて、経済的困窮を緩和する政策が自殺率を低下させると分析している。

澤田他(2013a)によれば、日本における自殺研究は(1)社会学的・心理学的研究、(2)疫学的研究、(3)医学的研究の三つに大別できるとされている。(1)は精神分析の立場から人が自殺に至る要因を調べたものであり、(2)は自殺につながりうる健康状態について、集団を単位として統計的に把握し、予防・対策につなげることを目的とするものである。そして、(3)は精神疾患との関連で生物学的側面・脳科学的側面から自殺を分析した研究である。特に医学的研究では、精神疾患と日照時間には密接な関係性があることが明らかにしており、日照時間が精神疾患の代理変数として自殺分析の説明変数として取り上げられている。実際に、江頭他(1986)によれば、年間日照時間および日照時間の季節変動量の増加に伴って、自殺の季節変動量が増加していることが示されている。また、Michael Bauer et al. (2021)によれば、冬と夏、最小月間平均値と最大月間平均値の両方で太陽日射量の大幅な変化は、双極性I障害における自殺未遂リスクを増加させる可能性があることが示されている。

以上の通り、経済・社会的側面や医学的側面からの自殺研究や、有効な自殺予防策に関する研究など、自殺に関する様々な先行研究が蓄積されている。これらの研究から示されているのは、自殺リスクにつながるうつ病などの精神疾患の背後には、個人の社会的立場との関係性や、事業の衰退、会社の倒産、雇用の喪失などによる経済的困窮が存在する可能性が高いという点である。

その一方で、先行研究の多くは、従属変数の自殺率として粗死亡率を用いている。一般に、地域別比較や時系列比較をする際、対象となる集団の年齢構成が異なると、粗死亡率では正しく比較することができない。そこで本研究では従属変数に、年齢調整を行った自殺率を用い、年齢構成の違いによる影響を排除した自殺率と様々な要因の関係について人口学的分析を行うことを目的として研究を行う。

2. データと方法

2.1. データ

本研究では自殺率の説明変数として、社会的要因として合計特殊出生率、複合的要因として失業率、その他の要因として日照時間を扱っている。それぞれの説明変数と自殺率との想定される関係性は以下の通りである。合計特殊出生率については、1990年以前では結婚→出産のようなライフコースが標準であったが、現在は多様なライフスタイルの容認により、結婚しても出産しないケースも存在している。出産するというケースにおいて、結婚以上に社会における家族としての連帯が強くなることが想定されることから、合計特殊出生率が高い程、自己本位的自殺が少なくなると推測できる。完全失業率については、社会的不況によって失業すると、所得が低下してしまい、生活への満足度が低下する。さらに失業することで元々あった人間関係が減ってしまう可能性も高いため、失業率が高い程、アノミー的自殺と自己本位的自殺が多くなると推測できる。最後に日照時間については、日照時間が短い地域ほどうつ病を発症しやすく、うつ病と自殺には密接な関係があることから、日照時間が高いほど自殺が少なくなると推測できる。

次にデータソースについて述べる。年齢調整自殺率のデータは、国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース (Japanese Mortality Database, 以下 JMD)」による「Hi分類」の「自殺」のデータを用いた。完全失業率のデータは総務省統計局「労働力調査 長期時系列 データ」の「年齢階級 (5 歳階級) 別完全失業者数及び完全失業率」を用いた。合計特殊出生率のデータは厚生労働省「人口動態調査」の「合計特殊出生率」を用いた。日商時間のデータは気象庁「過去の気象データ」を用いた。利用したデータの期間は、2000—2021年である。年齢調整自殺率と 65 歳以上人口割合については男女別、男女計のデータを使用した。

また、日照時間については、2009年の愛知県、2015年の新潟県、2021年の広島県の三つのデータが欠測値となっていることから、これら三つのデータについては分析から除外した。

なお、「Hi 分類」とは厚生労働省(2022)によれば、死因年次推移分類のコード名であり、History の略である。現在は 1950—2021 年のデータがあり、16 種類の主要死因分類が提供されている。本分類では他の死因分類に比較して分類数が少ない代わりに、JMD が公開している死因分類の年齢調整死亡率の中では一番長い期間のデータが存在し、長期的な死因動向を見るのに適した分類である。

2.2. 方法

本研究では従属変数である年齢調整自殺率と各説明変数について、都道府県パネルデータ分析による以下のモデルに基づいて推定を行った。

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j x_{jit} + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$v_{it} = \mu_i + \nu_{it} \quad (2)$$

(1)式において、従属変数である Y_{it} は t 年における都道府県 i の年齢調整自殺率であり、説明変数である X_{1it} は t 年における都道府県 i の完全失業率、 X_{2it} は t 年における都道府県 i の合計特殊出生率、 X_{3it} は t 年における都道府県 i の日照時間である。(2)式は一元配置誤差構成要素回帰モデルによって誤差項を表したモデルである。 μ_i は観察不可能な個体の効果であり、 ν_{it} は攪乱項である。本研究ではこれに基づき、プーリング推定、固定効果推定、変量効果推定の3つのモデルについて推定を行った。

また、大都市圏と非大都市圏で各説明変数と年齢調整自殺率との関係性に差がある可能性を考慮して、全国のデータの他に、大都市圏のみと非大都市圏のみのデータも使用している。大都市圏の都道府県については大都市圏の中心市を持つ、北海道、宮城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、静岡県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、岡山県、広島県、福岡県の15都道府県が該当する。非大都市圏は大都市圏以外の都道府県が該当する。

3. 結果と考察

3.1. 記述統計量

本節では、全国、大都市圏、非大都市圏の年齢調整自殺率と各説明変数の記述統計量について述べる。

完全失業率、合計特殊出生率、日照時間の記述統計は表1のとおりである。

完全失業率については、全国の数値の範囲は 1.1~8.4 (%) であり、その平均値は 3.69 である。大都市圏では 1.7~7.7 で平均値は 4.02 である。非大都市圏では 1.1~8.4 であり、その平均値は 3.54 である。

合計特殊出生率については、全国の数値の範囲は 1.00~1.96 であり、その平均値は 1.43 である。大都市圏では 1.00~1.60 で平均値は 1.3 である。非大都市圏では 1.16~1.96 であり、その平均値は 1.48 である。

日照時間については、全国の数値の範囲は 1383.9~2461.5 (年あたり時間) であり、その平均値は 1942.65 である。大都市圏では 1520.80~2366.30 で平均値は 1987.81 である。非大都市圏では 1383.90~2461.50 であり、その平均値は 1921.67 である。

サンプルサイズは、全国別は、2000—2021 年の 22 年間×47 都道府県-3 欠損値の 1031 個、大都市圏は、22 年間×15 都道府県-3 欠損値の 327 個、非大都市圏は、22 年間×32 都道府県の 704 個である。

表 1 各説明変数の記述統計量

記述統計(男女共同)				
データ		全都道府県	大都市圏	非大都市圏
年次		2000—2021	2000—2021	2000—2021
サンプルサイズ		1031	327	704
完全失業率 (%)	最大	8.40	7.70	8.40
	最小	1.10	1.70	1.10
	平均	3.69	4.02	3.54
	標準偏差	1.23	1.21	1.21
合計特殊出生率	最大	1.96	1.60	1.96
	最小	1.00	1.00	1.16
	平均	1.43	1.33	1.48
	標準偏差	0.14	0.12	0.12
日照時間 (年間あたり時間)	最大	2461.50	2366.30	2461.50
	最小	1383.90	1520.80	1383.90
	平均	1942.65	1987.81	1921.67
	標準偏差	213.13	189.51	220.25

出典：総務省統計局「労働力調査 長期時系列 データ」、厚生労働省「人口動態調査」、気象庁「過去の気象データ」

また、年齢調整自殺率の記述統計は表 2 のとおりである。

年齢調整自殺率の全国は、男女計の数値の範囲は 12.30~45.40 (人口 10 万人対) であり、その平均値は 22.25 である。男性のみでは 17.20~70.80 であり、その平均値は 33.72 であ

る。女性のみでは 5.00~24.80 であり、その平均値は 12.04 である。年齢調整自殺率の大都市圏は、男女計の数値の範囲は 12.30~36.80 であり、その平均値は 20.98 である。男性のみでは 17.20~53.70 であり、その平均値は 30.92 である。女性のみでは 6.90~23.00 であり、その平均値は 12.02 である。年齢調整自殺率の非大都市圏は、男女計の数値の範囲は 12.40~45.40 であり、その平均値は 22.84 である。男性のみでは 17.30~70.80 であり、その平均値は 35.02 である。女性のみでは 5.00~24.80 であり、その平均値は 12.04 である。

表 2 年齢調整自殺率の記述統計量

記述統計 (年齢調整自殺率)							
データ		年次	サンプル数	最大	最小	平均	標準偏差
全都道府県	男女計	2000-2021	1031	45.40	12.30	22.25	5.29
	男性	2000-2021	1031	70.80	17.20	33.72	8.91
	女性	2000-2021	1031	24.80	5.00	12.04	2.78
大都市圏	男女計	2000-2021	327	36.80	12.30	20.98	54.30
	男性	2000-2021	327	53.70	17.20	30.92	7.16
	女性	2000-2021	327	23.00	6.90	12.02	2.25
非大都市圏	男女計	2000-2021	704	45.40	12.40	22.84	5.60
	男性	2000-2021	704	70.80	17.30	35.02	9.34
	女性	2000-2021	704	24.80	5.00	12.04	3.00

出典：国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」

3.2. 推定結果

年齢調整自殺率のモデル推定結果を示したものが表 3、4、5 である。

これらの推定モデルの検定結果については表 6 の通りである。

表 3 モデル推定結果 (全国)

全都道府県 推定方法	男女計			男性			女性		
	プーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	プーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	プーリング推定	固定効果推定	変量効果推定
完全失業率	2.4818*** (0.1055)	3.2829*** (0.0949)	3.2530*** (0.0945)	4.3532*** (0.1733)	5.3864*** (0.1563)	5.3870*** (0.1567)	0.9532*** (0.0625)	1.5038*** (0.0637)	1.4357*** (0.0618)
合計特殊出生率	1.3269 (0.8904)	-10.1750*** (1.3693)	-7.3652*** (1.2636)	7.5317*** (1.4625)	-18.6275*** (2.2538)	-12.0097*** (2.0882)	-3.6826*** (0.5274)	-3.3376*** (0.9192)	-3.4333*** (0.7671)
日照時間	-0.0005*** (0.0005)	-0.0026*** (0.0007)	-0.0033*** (0.0007)	-0.0101*** (0.0009)	-0.0042** (0.0012)	-0.0055*** (0.0012)	-0.0018*** (0.0003)	-0.0009 (0.0005)	-0.00011* (0.0004)
定数項	22.5418*** (1.9587)		27.2438*** (2.5719)	26.6535*** (3.2170)		41.9390*** (4.2520)	17.3609*** (1.1602)		13.9235*** (1.6461)
補正 R ²	0.4444	0.6657	0.6532	0.4719	0.6693	0.6523	0.2952	0.4558	0.4565
N	1031	1031	1031	1031	1031	1031	1031	1031	1031

(注) ()内は標準誤差である。

***, **は、それぞれ5%, 1%, 0.1%水準で統計的に有意であることを示している。

出典：筆者推定

表4 モデルの推定結果（大都市圏）

大都市圏 推定方法	男女計			男性			女性		
	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定
完全失業率	2.4229*** (0.1448)	2.8528*** (0.1236)	2.8363*** (0.1253)	4.3119*** (0.2253)	4.7353*** (0.1952)	4.7463*** (0.2014)	0.9125*** (0.0928)	1.2359*** (0.0870)	1.2071*** (0.0857)
合計特殊出生率	6.1035*** (1.4575)	-6.3515** (1.6880)	-3.6694* (1.8302)	14.3709*** (2.2672)	-11.8867*** (3.0327)	-4.7276 (2.8857)	-0.9155 (0.9235)	-2.6543 (1.3516)	-2.2698 (1.2544)
日照時間	-0.0064*** (0.0008)	-0.0019* (0.0009)	-0.0025** (0.0009)	-0.0112*** (0.0013)	-0.0039* (0.0015)	-0.0051*** (0.0015)	-0.0022*** (0.0005)	-0.0001 (0.0006)	-0.0004 (0.0006)
定数項	15.8677*** (2.6746)		19.5952*** (3.2811)	16.9582*** (4.1604)		28.4288*** (5.1693)	13.9516** (1.7135)		11.1491*** (2.2491)
補正 R ²	0.5667	0.7251	0.7111	0.6231	0.7506	0.7267	0.3529	0.4780	0.4837
N	327	327	327	327	327	327	327	327	327

(注) ()内は標準誤差である。

***, **は、それぞれ5%, 1%, 0.1%水準で統計的に有意であることを示している。

出典：筆者推定

表5 モデルの推定結果（非大都市圏）

非大都市圏 推定方法	男女計			男性			女性		
	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定	ブーリング推定	固定効果推定	変量効果推定
完全失業率	2.8492*** (0.1255)	3.4967*** (0.1256)	3.4470*** (0.1215)	4.9500*** (0.2065)	5.7140*** (0.2091)	5.6863*** (0.2022)	1.1112*** (0.0777)	1.6335*** (0.0838)	1.5459*** (0.0803)
合計特殊出生率	-8.4435*** (1.1924)	-11.7256*** (1.7525)	-11.3160*** (1.6207)	-8.8953*** (1.9612)	-21.3048*** (2.9173)	-19.0312*** (2.6900)	-7.7683*** (0.7386)	-3.6502** (1.1701)	-4.9542*** (1.0536)
日照時間	-0.0045*** (0.0006)	-0.0031** (0.0010)	-0.0034*** (0.0009)	-0.0078*** (0.0011)	-0.0047** (0.0017)	-0.0054*** (0.0016)	-0.0013** (0.0004)	-0.0014* (0.0007)	-0.0014* (0.0006)
定数項	34.0757*** (2.3926)		34.1070*** (3.3901)	45.7507*** (3.9352)		53.5557*** (5.6232)	22.2258*** (1.4820)		16.6337*** (2.1964)
補正 R ²	0.5133	0.6604	0.6618	0.5269	0.6562	0.6572	0.3490	0.4619	0.4659
N	704	704	704	704	704	704	704	704	704

(注) ()内は標準誤差である。

***, **は、それぞれ5%, 1%, 0.1%水準で統計的に有意であることを示している。

出典：筆者推定

表6 推定モデルの検定結果

検定結果		F検定		ラグランジュ乗数検定		ハウスマン検定	
検定方法		F値	P値	カイ二乗値	P値	カイ二乗値	P値
全都道府県	男女計	28.81	< 2.2e-16	2159.40	< 2.2e-16	0.11	0.9905
	男性	28.60	< 2.2e-16	1928.80	< 2.2e-16	47.76	2.401e-10
	女性	17.72	< 2.2e-16	1521.20	< 2.2e-16	93.02	< 2.2e-16
大都市圏	男女計	25.14	< 2.2e-16	440.84	< 2.2e-16	56.68	3.008e-12
	男性	23.76	< 2.2e-16	299.29	< 2.2e-16	1212.70	< 2.2e-16
	女性	17.07	< 2.2e-16	427.06	< 2.2e-16	19.45	0.0002209
非大都市圏	男女計	21.13	< 2.2e-16	1393.20	< 2.2e-16	36.19	6.839e-08
	男性	20.11	< 2.2e-16	1274.70	< 2.2e-16	55.19	6.258e-12
	女性	15.18	< 2.2e-16	871.16	< 2.2e-16	35.81	8.203e-08

出典：筆者推定

表3は全国、表4は大都市圏、表5は非大都市圏について、男女計、男性のみ、女性のみ
の3種類のデータで、プーリング推定、固定効果推定、変量効果推定の3種類の推定方法
で9つの推定結果を示したものである。

表6はプーリング推定、固定効果推定、変量効果推定の推定モデルについて、F検定、ラ
グランジュ乗数検定、ハウスマン検定の三つの検定を行った結果を示したものである。

最初に検定によって最適であると選択される推定モデルについて示す。

F検定、ラグランジュ乗数検定において全てのモデルにおいてP値が $<2.2e-16$ であり、
帰無仮説が棄却されたため、プーリング推定に対して固定効果推定・変量効果推定が正当化
される。そして、ハウスマン検定について、全国の男女計以外のモデルにおいて、P値が
 <0.01 であり帰無仮説が棄却されたため、固定効果推定は変量効果推定に対して正当化され
る。一方で、全国の男女計のモデルにおいて、固定効果推定は変量効果推定に対して正当化
されない。このことから、全国男女計以外のモデルについては三つの推定結果のうち固定効
果推定が採択され、全国の男女計のモデルについては変量効果推定が採択される。

次に、選択された推定モデルにおける各説明変数の推定結果について示す。

完全失業率の係数は全ての推定結果で正の符号を取り、0.1%水準で有意となっている。
男女別には男性の係数の絶対値が大きく、地域別には男女ともに大都市圏の方が非大都市
圏よりも係数の絶対値が大きい傾向が見られた。

合計特殊出生率の係数は大都市圏の女性以外で負の符号を取り、1%水準で有意となっ
ている。地域別には男女ともに大都市圏の方が非大都市圏よりも係数の絶対値が大きい傾向
が見られた。また、大都市圏の女性以外のプーリング推定による推定結果においては係数が
正の符号を取っており、都道府県の固有の効果の影響を受けていた可能性を示唆している。

日照時間の係数は負の符号を取り、非大都市圏の女性では1%水準で、それ以外では0.1%
水準で有意であることを示した。その一方で、採択された固定効果推定・変量効果推定によ
る推定結果において、プーリング推定による推定結果よりも有意性が低下しており、女性に
関しては非大都市圏を除いて5%水準で有意でなかった。このことから、プーリング推定の
係数の有意性は都道府県の固有の効果による見せかけの関係性の可能性を示唆している。

おわりに

本研究では年齢調整自殺率と様々な自殺の経済・社会的要因を用いて分析を行い、その関
係性を検証した。本研究で得られた知見は以下のとおりである。

全国男女計以外の推定モデルについては三つの推定結果のうち固定効果推定が採択され、
全国の男女計のモデルについては変量効果推定が採択された。選択された推定結果の係数
は完全失業率は正、合計特殊出生率、日照時間は負となった。選択されたすべてのモデルの
完全失業率と大都市圏の女性以外のモデルの合計特殊出生率と全国・大都市圏の女性以外
のモデルの日照時間の推定結果で有意性が見られた。日照時間に関してはプーリング推定

では有意性が見られたのに対して、固定効果推定において有意性が低下しているため、都道府県の固有の効果による影響が関わっていた可能性があるとの知見が得られた。

本研究は自殺率の説明変数として、様々な経済社会的要因を取り上げたが、日照時間の解釈については検討が必要な面がある。

また、Nomura et al. (2021) では、コロナウイルスの感染拡大に伴って、日本の女性の自殺率が上昇したことが指摘されている。一方で、本研究では、男性のモデルにおいて合計特殊出生率の係数が有意となり、性差の有無は確認できたが、どのような要因が女性にのみ自殺率に直接影響を及ぼすかについては検討できなかった。今後、女性の年齢調整自殺率を上昇させる他の経済社会的要因やアプローチによって更なる分析が必要であると考えられる。これらについては、今後の検討課題としたい。

参考文献

江頭和道, 鈴木尊志, 阿部和彦 (1986) .”自殺の季節変動と日照量”,日生気誌,23(2),65-70.

気象庁「過去の気象データ」, <https://www.data.jma.go.jp/stats/etrn/index.php>.

(2023年9月6日閲覧)

京都大学(2006)「自殺の経済社会的要因に関する調査研究報告書」平成17年度内閣府経済社会総合研究所委託調査.

玄田有史(2010)「2009年の失業—過去の不況と比べた特徴」『日本労働研究雑誌』第598号,pp4-17.

厚生労働省 (2022)「令和3年中における自殺の状況」

<https://www.npa.go.jp/safetylife/seianki/jisatsu/R04/R3jisatsunoukyou.pdf>.

厚生労働省 (2022)「令和4年(2022)人口動態統計月報年計(概数)の概況」,

<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai22/index.html>.

国立社会保障・人口問題研究所 (2022) 「日本版死亡データベース」,

<http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>. (2022年10月18日閲覧)

澤田康幸・上田路子・松林哲也(2013a)「政策課題としての自殺対策」, 澤田康幸他編『自殺のない社会へ』, 有斐閣, pp.1-14.

澤田康幸・上田路子・松林哲也(2013b)「経済・福祉政策と自殺」, 澤田康幸他編『自殺のない社会へ』, 有斐閣, pp.139-159.

総務省統計局(2022a)「労働力調査 長期時系列データ」

<https://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html>. (2022年10月18日閲覧)

総務省統計局(2022b)「<参考>労働力調査(基本集計)都道府県別結果」,

<https://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/index.html>. (2022年10月18日閲覧)

- Bauer, M., Glenn, T., Achtyes, E.D. et al. “*Variations in seasonal solar insolation are associated with a history of suicide attempts in bipolar I disorder*”. *Int J bipolar disord* **9**, 26 (2021). <https://doi.org/10.1186/s40345-021-00231-7>.
- Chen ,J.,Choi, Y.,Mori, K.,Sawada, Y.,& Sugano, S.(2012) “*Socio-Economic Studies on Suicide: A Survey*”*Journal of Economic Surveys*,26 (2):pp271-306.
- Durkheim.E.著, 宮島喬訳(1897).『自殺論』.中央公論社
- Hamermesh,D.S. and Soss,N.M.(1974) “*An economic theory of suicide.* “ *Journal of Political Economy* , 82, pp.83-98.
- Nomura,S. Kawashima,T. Yoneoka,D. Tanoue,Y. Eguchi,A. Gilmour, S. Kawamura,K. Harada, N. & Hashizume,M. (2021) “*Trends in suicide in Japan by gender during the COVID-19 pandemic, up to September 2020*”, *Psychiatry Research*, Vo. 295.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, C.& Jarrell, S.B (2008) “*Meta-Regression Analysis as the Socio-Economics of Economics Resarch,*” *Jornal of Socio-Economics*,37(1):pp276-292.
- WHO (2019) “*Suicide in the world Grobal Health Eastimates*”
<https://www.who.int/publications/i/item/suicide-in-the-world>.