

2023年1月20日提出

論文題目 アジアの政治制度と自殺率：因果関係の実証分析

宮崎智視研究室
学籍番号 1932184E
氏名 大谷理化

要旨

本稿では、社会問題としての自殺の存在を踏まえ、特に自殺者数の多いアジア地域における政治制度と自殺率の因果関係について、計量経済学的手法による研究を行った。

第1章では、はじめにと題して、深刻な社会問題としての自殺や自殺研究における政治的観点の必要性について、簡潔に説明した。また本稿の進め方についても述べた。

第2章では、自殺についてその定義や世界の現状を述べた。第1節では、本稿の実証分析で被説明変数として用いる自殺率についてその定義を述べる。第2節では、世界やアジア地域における自殺率や自殺者数の現状について、地域別や属性別のデータを紹介しながら説明した。

第3章では、自殺と経済・社会の関係について、先行研究を参照しながら述べた。第1節では、自殺に関する経済理論について、先行研究を紹介する形で述べている。自殺の説明に用いられる経済理論として、効用最大化理論、外部性と社会損失、情報の非対称性の3つを挙げて説明した。第2節では、自殺に関する先行研究で用いられてきた経済・社会に関する説明変数について、なぜ自殺に影響するのか、先行研究でどのような結果が得られているのかを述べた。ここでの説明変数には、所得や所得不平等、経済成長、雇用状況などのマクロ経済変数のほか、世帯状況、教育、喪失体験・トラウマ、宗教、健康などのその他社会変数が挙げられた。また、自殺に関する実証研究において、出版バイアスが発生している可能性についても、研究を紹介しながら述べた。

第4章では、自殺と政治制度の因果関係について前章を参考に考察し、仮説をたてた。第1節では、自殺研究に政治制度という観点を導入すべき理由について、自殺研究における実証結果の多様性や政治制度が政策に対してもつ優位性をもとに述べた。第2節では、政治制度がどのように自殺率に影響するのかを、経済理論をもとに考察した。効用最大化理論、情報の非対称性、効用分布を用いて、政治制度と自殺率の因果関係が経済学的にも支持されることを示している。

第5章では、主に実証分析の方法について述べる。第1節では、政治関連の変数と自殺率の関係を分析した先行研究として澤田・上田・松林(2013)を紹介した。第2節では、前節の先行研究を参考に、本稿における実証分析の推定式・説明変数・モデルについて説明した。ここでは、政治に関する13の変数を含む19の説明変数について、定義を紹介した。また、第4章までの議論を参考にしながら、各説明変数がどのように自殺率に影響するのか、仮説をたてた。

第6章では、第5章で述べた分析方法に基づいて実証分析を行い、その結果と解釈を述べている。この分析の結果、

- ① 選挙制度に関して、多数代表制が自殺率上昇に、行政府の代表者の競争度の高さが自殺率低下に影響すること
- ② 行政府の該當時点での運用状況が自殺率に影響する可能性があること
- ③ 立法府や執政制度全体における競争性が自殺率上昇を招く可能性があること

の三つの結論が導かれた。第3節では、本稿の実証分析において発生し得た統計上のバイアスについて説明した。

第7章では、おわりにと題して、上記の結論を述べたほか、今後の課題についても述べている。

目次

第1章 はじめに.....	1
第2章 自殺について.....	3
2.1 自殺率.....	3
2.2 自殺の現状.....	3
2.2.1 世界の現状.....	3
2.2.2 アジアの現状.....	7
第3章 自殺と経済・社会.....	8
3.1 自殺と経済学.....	8
3.1.1 効用最大化理論.....	8
3.1.2 外部性・社会的損失.....	10
3.1.3 情報の非対称性.....	10
3.2 自殺の経済的・社会的要因.....	11
3.2.1 マクロ経済変数.....	11
3.2.2 他の変数.....	12
3.3 まとめ.....	14
第4章 自殺と政治制度.....	15
4.1 政治制度.....	15
4.1.1 政治制度とは.....	15
4.1.2 危機がもつ二面性.....	15
4.1.3 政治制度の優位性.....	17
4.2 政治制度が自殺に与える影響の経済学的考察.....	19
4.2.1 効用最大化理論.....	19
4.2.2 情報の非対称性.....	20
4.2.3 効用分布.....	20
4.3 まとめ.....	22
第5章 先行研究と分析方法.....	23

5.1 先行研究.....	23
5.2 分析方法.....	24
5.2.1 推定式.....	25
5.2.2 説明変数.....	25
5.2.3 サンプルサイズとモデル.....	33
第6章 推定結果と解釈.....	36
6.1 推定結果.....	36
6.2 解釈.....	40
6.3 統計上のバイアス.....	47
第7章 おわりに.....	50
7.1 結論.....	50
7.2 今後の課題.....	51
参考文献.....	53

第1章 はじめに

世界では、毎年約70万3000人が自殺によって亡くなっている。これは全死亡者数の約1.3%を占める数であり、死亡者の約77人に1人が自ら亡くなっていることを意味する¹。World Health Organization (2019)によると、自殺による死者数はマラリアや乳がん、戦争や殺人による死者数よりも多い²。また、学術研究に目を向けると、Cutler *et al.*(2001)やKoo and Cox(2008)、澤田・崔・菅野(2010)などによって、多くの自殺の背景に失業・離婚などの社会的困窮があることが明らかになっている。直近では、新型コロナウイルスの感染拡大による不安定な社会情勢により自殺者数や自殺念慮を抱く人の数が増加しているとの報告がある³。このことから、自殺率は社会の困窮度合いを示す指標の一つであると考えられる。また、自殺は背景にある困窮だけでなく、遺された家族や友人への影響、自殺が生み出す外部費用など、自殺そのものが生み出す社会的損失も大きい。自殺問題は、社会の広範囲にわたって影響を及ぼしうる深刻な社会問題である。

一方で、自殺はしばしば「避けられる死」を意味する“*Avoidable Mortality*”の一つに含まれる⁴。これは、適切な医療介入のもとで自殺は避けられる、という考えに基づく。自殺は必ずしも個人に起因するとは限らず、社会的困窮の帰結であり得ることを先述した。社会科学分野においては、医療介入のみならず、経済・社会政策と自殺率の因果関係についても研究が進められてきた。Stuckler and Basu(1972)、澤田・上田・松林(2013)のように、効果的な失業対策や失業対策費の増加が自殺率低下に貢献することを示す実証研究もある⁵。また、澤田・上田・松林(2013)では、1982-2006年の日本の47都道府県のデータを用いて、都道府県の経済政策への支出が増加すると、65歳未満の自殺率は低下する傾向にあることが明らかにされた⁶。自殺予防においては、政府の介入が大きな役割を果たすのである。

本稿では、2000~2019年のアジア地域48か国のデータを用いて、各国の政治制度と自殺率の因果関係についてパネルデータを用いた重回帰分析を行う。アジア地域の自殺者数は全世界の自殺者数の6割以上を占めており、自殺問題へのより積極的なアプローチが必要と考えられるからである。また、「自殺の起こらない社会とはどんな社会であるか」を調べるために、本稿では各国の政治制度に着目する。政治制度とは、政治運営に関わるあらゆるルールを定めるものであり、政策や人々の反応を通して各国の生活の質や社会的困窮に大きく影響すると考えられるからである。したがって、本稿の目的は「アジア地域に

¹ World Health Organization (2021), pp.1 を参照。

² World Health Organization (2019), pp.7 を参照。

³ Sakamoto *et al.*(2021)や O'Connor *et al.*(2020)を参照。

⁴ The Office for National Statistics(2011)を参照。

⁵ 橘明美・白井美子訳(2014)第7章、澤田・上田・松林(2013), pp.150 を参照。

⁶ 澤田・上田・松林(2013), pp.149-151 を参照。

において国内の政治制度がどのように自殺率に影響するのか」を明らかにすることである。

本稿の構成として、第2章にて自殺の現状を述べたのち、第3章で経済学的観点から自殺をみる。第4章では、自殺と政治制度の因果関係について考察し、仮説をたてる。その仮説をもとに第5章と第6章では、分析方法やデータの説明、分析結果の提示を行う。実証分析の結果から、

- ① 選挙制度に関して、多数代表制が自殺率上昇に、行政府の代表者の競争度の高さが自殺率低下に影響すること
- ② 行政府の該當時点での運用状況が自殺率に影響する可能性があること
- ③ 立法府や執政制度全体における競争性が自殺率上昇を招く可能性があること

の三つの結論が導かれた。第7章では、前章の結果に基づいた上記の結論と今後の課題を述べている。

第2章 自殺について

本章ではまず、自殺の代表的な指標である自殺率を定義し、世界やアジアにおける自殺率の現状をみる。

2.1 自殺率

自殺の多さを示す代表的な指標として、自殺率がある。世界保健機関(以後、WHO)は、人口10万人の自殺者数を表す「粗自殺率」と、各国の年齢構成の違いを考慮し粗自殺率を調整した「年齢標準化自殺死亡率」の2種類の統計をとっている。年齢標準化自殺死亡率は、WHO世界標準人口をもとに各国の粗自殺率を標準化した自殺率である⁷。一般に年齢構成の違いが自殺率に影響を及ぼすことが知られているため、年齢構成の変化によらない自殺率の変化を測るには年齢標準化自殺死亡率を用いることが適切とされる。本稿においても、政治制度と自殺率との因果関係をより適切に捉えるため、年齢標準化自殺死亡率を分析に用いる。

2.2 自殺の現状

2.2.1 世界の現状

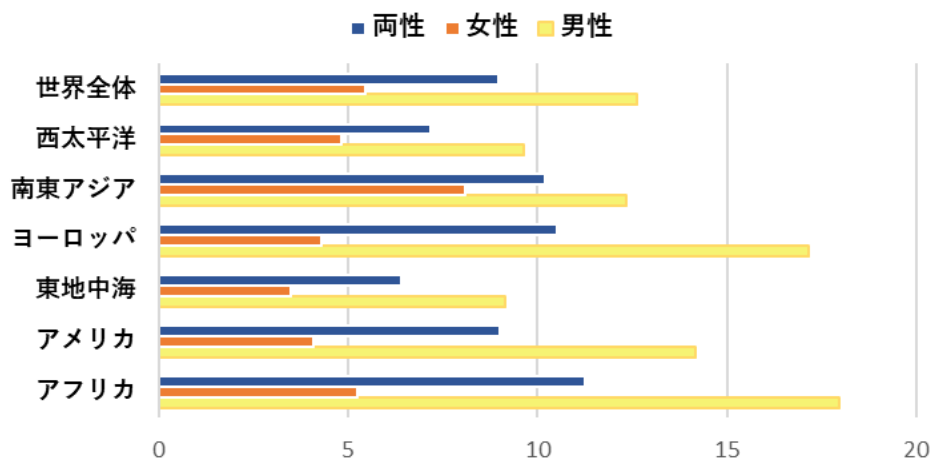
では、実際に世界の自殺率はどのような状況にあるのだろうか。

2019年の世界全体・地域別の年齢標準化自殺死亡率は、図1のようになっている。WHOの“The Global Health Observatory”によると、2019年の年齢標準化自殺死亡率の世界平均は8.96であった⁸。地域別では、両性の年齢標準化自殺死亡率はアフリカが11.25、ヨーロッパが10.5、南東アジアが10.2と、平均値を超えている。また、女性の自殺率においては南東アジアの自殺率が8.09と他の地域より大幅に高く、男性においてはアフリカ、ヨーロッパ、アメリカが特に高く、それぞれ17.98、17.14、14.17となっている。

⁷ <https://www.who.int/data/gho/indicator-metadata-registry/imr-details/4446> を参照。

⁸ World Health Organization. “The Global Health Observatory,” <https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> より。(最終閲覧日：2023年1月16日)

図1 WHO 地域別年齢標準化自殺死亡率(2019年)

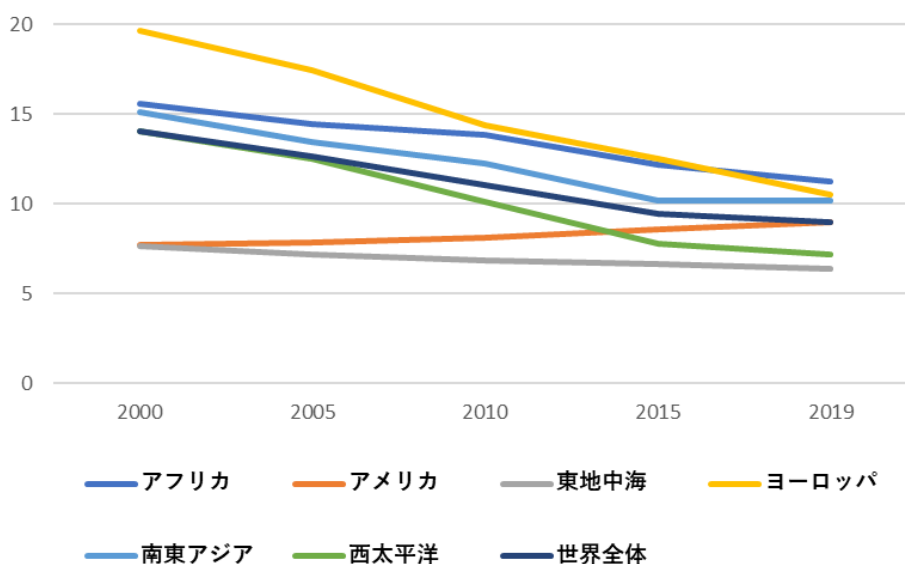


World Health Organization. “The Global Health Observatory,”

<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> をもとに筆者作成。

図2は、年齢標準化自殺死亡率の2000年以降の推移を表したものである。2000年から2019年にかけて、アメリカ地域を除くすべての地域で自殺率は低下している。特に低下の割合が大きかったのは、ヨーロッパ地域と西太平洋地域であり、それぞれ2019年の自殺死亡率は2000年から約47%、約49%低下した。一方、アメリカ地域では2000年から2019年にかけて自殺率が7.73から8.55へと上昇している。

図2 年齢標準化自殺死亡率の推移(2000~2019年)



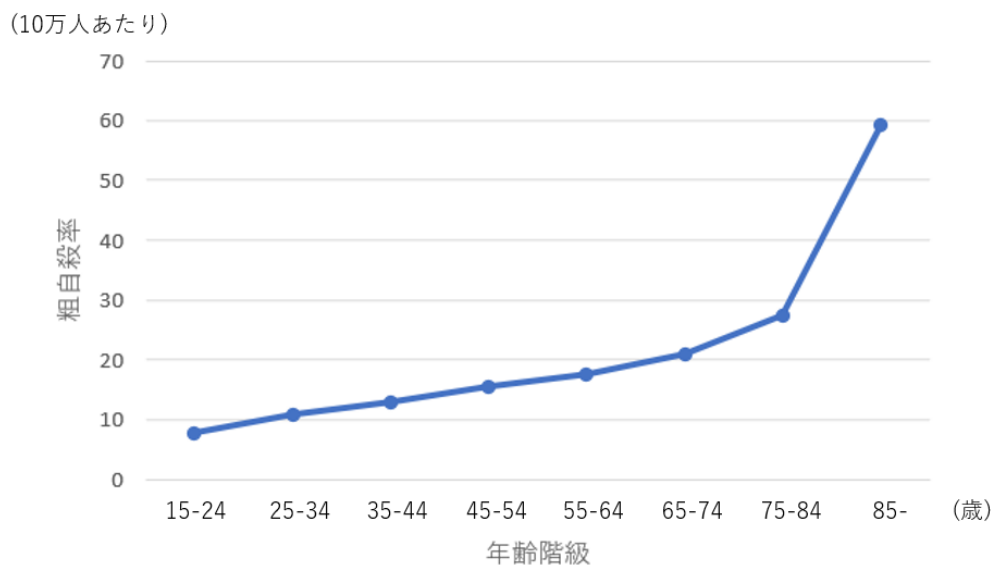
World Health Organization. “The Global Health Observatory,”

<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> をもとに筆者作成。

次に、自殺者の属性別の傾向を捉えるために、国や年齢階級、所得ごとの自殺率の違いをみていく。

図3は、2019年の年齢階級別の粗自殺率を表している。図から、年齢が上がるにつれて、粗自殺率が上昇していることがわかる。特に85歳以上の年齢階級では、他の階級と比べて粗自殺率が著しく高い。

図3 年齢階級別 粗自殺率(2019年)



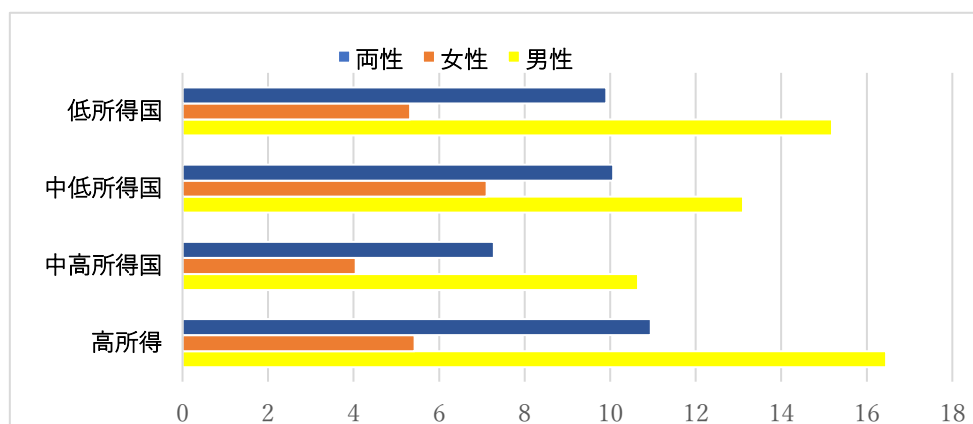
World Health Organization. “The Global Health Observatory,”

<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> をもとに筆者作成。

次に、所得水準別の自殺率をみる。図4は、国の所得水準別の年齢標準化自殺死亡率を表している。図4から、高所得国、中間下位所得国(図4では中低所得国と表記)、低所得国の自殺率が平均より高くなっている。また、女性のみでは中間下位所得国、男性のみでは高所得国が最も高くなっている。なお、図4の分類は国の所得水準に基づくものであるため、自殺者本人の所得ではないことに注意が必要である⁹。

⁹ 図4、図5の所得水準は、World Bank income groups をもとに分類されている。

図4 国の所得水準別 年齢標準化自殺死亡率(2019年)

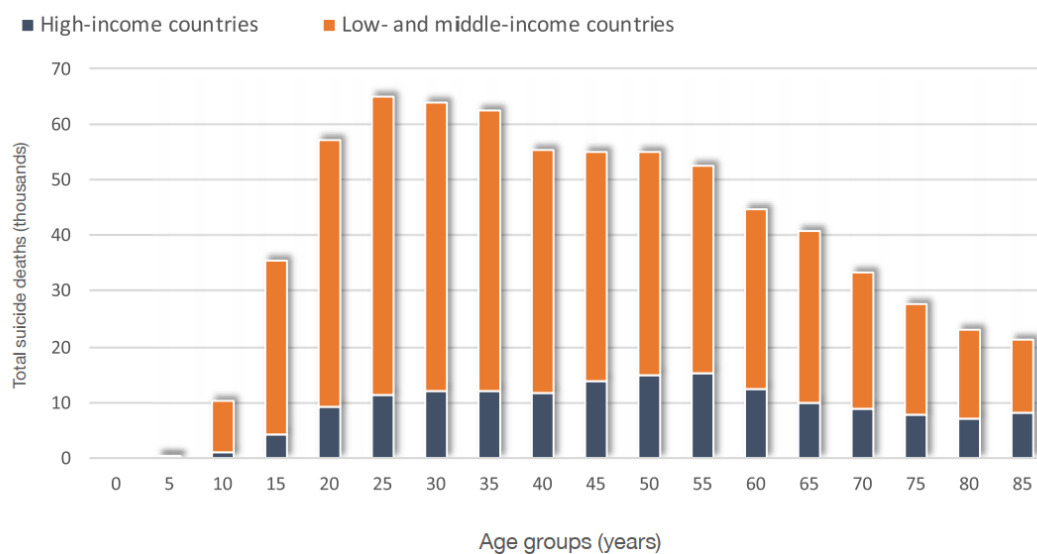


World Health Organization. “The Global Health Observatory,”

<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> をもとに筆者作成。

図5は、国の所得水準別、また年齢階級別の自殺者数の合計を表したものである。縦軸に自殺者数の合計、横軸に年齢階級をとっている。また、青色は高所得国、橙色は中所得国と低所得国の自殺者数合計を示している。図5からわかるように、自殺の多くは中所得国と低所得国で起こっている。WHO(2019)によると、中低所得国での自殺は全体の約77%を占めている。年齢階級別では、25~29歳の自殺者数が最も多くなっており、25~29歳の階級から離れるにつれて自殺者数が減っている。WHO(2019)によると、全体の58%の自殺は50歳未満によるものである。

図5 国の所得水準と年齢階級別 自殺者数



World Health Organization (2019). “Suicide in the world: global health estimates”, pp.7 より引用。

自殺率と自殺者数の間に属性的傾向の違いがみられるのは、属性間の母数の違いによるものである。中所得国・低所得国や若年層の自殺率は相対的に低いですが、属性の母数が多いために自殺者数では大きな割合を占めている。

2.2.2 アジアの現状

次に、本稿の分析対象であるアジア地域における自殺率の現状をみる。なお、アジア地域に含まれる国は、国際連合統計部の分類を参考にした。本稿の対象は、同分類のうち香港、マカオを除く 48 か国である¹⁰。

WHO の “The Global Health Observatory” をもとに筆者が算出したアジア地域の 2019 年の平均年齢標準化自殺死亡率は、6.92 であった¹¹。これは、世界平均の 8.96 より低い数値である。また、本分析の調査対象である 2000 年~2019 年の 20 年間の平均は、およそ 8.43 であった。世界の同じ 20 年間の平均自殺率は 11.74 である。

アジア地域において 2000 年~2019 年の平均自殺率が最も高い国はロシアであり、その平均自殺率は 34.78 である。また、カザフスタン、韓国、モンゴル、スリランカ、日本、インド、キルギスタンが平均自殺率の高さでロシアに続いており、これらの国々の平均自殺率は世界平均より高い値となっている。

また、アジア地域の自殺に関して最も懸念すべき点は、全体に占める自殺者数の多さである。WHO(2021)によると、2019 年のアジア地域の合計自殺者数は約 44 万 5000 人である¹²。これは、世界の 2019 年の自殺者数約 70 万人の 6 割以上をアジア地域の自殺者数が占めていることを意味する。世界人口に占めるアジア地域人口の多さ、またそれに伴う自殺者数の多さを踏まえると、アジア地域における自殺問題は決して軽いものではないということがわかるだろう。アジア地域における自殺の研究は、世界の約 6 割の自殺に対してアプローチすることを意味する。世界の自殺の現状を踏まえた今、その研究の必要性は一層強く感じられるのではないだろうか。

¹⁰ <https://unstats.un.org/unsd/methodology/m49/#geo-regions>

¹¹ World Health Organization. “The Global Health Observatory,” <https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates> より。(最終閲覧日：2023 年 1 月 16 日) 自殺率の小数点第三位以下は四捨五入している。

¹² World Health Organization (2021), pp.20-28 をもとに筆者算出。

第3章 自殺と経済・社会

前章では、世界とアジアにおける自殺の現状についてみた。本章では、経済学における自殺、また自殺に関係する経済的・社会的要因について述べる。

3.1 自殺と経済学

まず、経済学において自殺がどのように捉えられ分析されてきたのか、代表的な経済理論とともに紹介する。

3.1.1 効用最大化理論

経済学における自殺を語るうえで欠かせないのが、多くの自殺研究において用いられている効用最大化理論である。ここでは、効用最大化理論をもとにした代表的な自殺研究を紹介したい。

Hamermesh and Soss (1974)は、効用最大化理論を用いて、個人の割引後の生涯効用の値がある閾値を下回るとき、その個人は自殺を選択すると説明した。期待生涯効用を増減させる要因の一つに所得を上げ、恒常所得の増加が個人の効用を増加させ自殺率を低下させると考えた。また、もう一つの要因として年齢を挙げ、年齢が上がるにつれ期待される将来の効用は減少するため自殺は年齢とともに単調に増加すると説明した¹³。年齢が上がるにつれ自殺が単調増加するという考えは、Durkheim(1897)とも共通している¹⁴。

一方、Dixit and Pindyck(1994)は、リアル・オプション理論の観点から自殺問題にアプローチした。リアル・オプション理論に基づく、不可逆性と不確実性の条件下では、投資家は投資をしばらく保有し経過を待つ選択肢をとる。彼らはこれが自殺にも適用されると考えた。自殺は究極の不可逆的行動であるため、「待つ」というオプションの価値は非常に高い。それ故に、少しでも明るい将来の見通しがあれば自殺は行われなかった。一方で、不確実性を無視して暗い現在を暗い未来に投影した場合には、効用増加の可能性は当事者にとっては不確実ではなくゼロになるため、自殺が起こるとした¹⁵。

Cutler *et al.* (2001)は、Hamermesh and Soss (1974) の「年齢が上がるにつれ自殺が単調増加する」という考えが一般的にデータによって支持されないことを指摘した¹⁶。また、Dixit and Pindyck(1994)の考えを応用しアメリカにおける若者の自殺率上昇を説明したほか、自殺を自身の苦しさを伝えるためのシグナルとみる戦略的自殺論、ある自殺が他の自殺へと

¹³ Hamermesh and Soss (1974), pp.85-86 を参照のこと。

¹⁴ 宮島 喬訳(2018), pp.112-114 も参照。

¹⁵ 詳しくは Dixit and Pindyck (1994), pp.24-25 を参照のこと。

¹⁶ Cutler *et al.* (2001), pp.219 を参照。

繋がる伝染理論が存在することを説いた¹⁷。

Becker and Posner(2004)もまた、効用最大化理論とリアル・オプション理論を用いて自殺問題にアプローチした。彼らは、残りの人生全体の割引価値が負になることが合理的な自殺に必要であるとしたが、その後状況が改善し効用がすぐに上がる可能性もある為、期待効用が負になるだけでは自殺するに十分ではないとした¹⁸。彼らは恐怖や失敗、宗教による超自然的制裁など自殺そのものがもつコストを踏まえて自殺を待つことの価値について述べた。また、効用分布の極左に位置する自殺リスクの高い人々が、恵まれない条件故に非合理的なリスクテイクを強いられやすいことについても説明した。

Koo and Cox(2008)は、効用最大化理論に基づく自殺モデルを用いて日本社会における失業の自殺への影響を分析した。彼らは期待効用の主な決定要因に人的資本を追加し、失業期間に人的資本が減価した結果期待効用が減り、自殺に繋がるとした。また、失業の自殺への影響は中年層で特に顕著だとし、この背景に中年層の労働市場への適応の困難性があるとした。

Suzuki(2008)は、期待生涯効用を増減させる要因として所得の不確実性を導入した。所得分布が分散すればするほどリスク回避的な個人の期待効用は低下すると考えられる一方で、分散は所得の不確実性を高めるため自殺を先送りする選択の価値は上昇する。彼の分析結果によると、所得の不確実性が高まるほど人々が自殺する可能性が高くなる¹⁹。

Claveria(2022)は、経済の不確実性が自殺率に与える影響について分析した。経済の不確実性は将来の経済・社会を予測するための重要な指標となる。彼の分析では、失業率や経済成長率と同様に、経済の不確実性が増加することで、ラグをもって自殺のリスクが増加する可能性があることが示唆された。経済の不確実性がもつ先行的・予測的性質と自殺率との関係から、不確実性は自殺リスク上昇の早期発見・自殺予防策の策定的手段として有用であると述べた²⁰。

上述の通り、効用最大化理論に基づく自殺モデルでは、割引後の期待生涯効用がある閾値を下回ったときに個人が自殺を選択する。この期待効用を決定する要因として、所得や年齢、所得と人的資本の低下を招く失業、それらの不確実性が挙げられた。

また、リアル・オプション理論に基づき、将来の不確実性は自殺のもつ不可逆性と合わせることで、自殺を待つという選択の価値を高くすると考えられている。しかしながら、Suzuki(2008)や Claveria(2022)のように、不確実性が高まることでかえって自殺率が高まることを示す研究もある。したがって、ひとえに不確実性といっても、何の不確実性であるか、個人の時間割引率が高いかどうかによってその自殺への影響は大きく異なると考えられる。状況が良くなる可能性が高い場合、もしくは時間割引率が低い場合には、正の不

¹⁷ 同上, pp.237-238 を参照のこと。

¹⁸ Becker and Posner (2004), pp.5-6 を参照。

¹⁹ Suzuki(2008), pp.306 を参照。

²⁰ Claveria(2022), pp.7 を参照のこと。

確実性によって待つことの価値は大きくなる。一方で状況が悪くなる可能性が高い、もしくは先行きが全くわからないというような負の不確実性がある場合や個人の割引率が高い場合には、不確実性は自殺率を上昇させる。

3.1.2 外部性・社会的損失

自殺が負の要因から生み出されやすい一方で、自殺そのものが負の影響を与えることもある。自殺は、自殺者の周囲の環境、例えば遺族に対して精神的苦痛や経済的負担という負の外部性をもたらすことで知られている。自死遺族は、故人が遺した負債、自殺に伴う損害賠償請求、自殺に対する偏見・差別などの負担・苦痛を抱えることが多いからである。また、自死遺族の自殺リスクが家族の自殺を経験していない者と比べて高い傾向にあることも知られている。(澤田・上田・松林, 2013) 他にも、Cutler *et al.*(2001)が若者の自殺に伝染性があることを示唆したほか、Phillips(1974)や Ueda *et al.*(2014)など、親族や知人にとどまらない、マスメディアの自殺報道によって自殺が増える「ウェルテル効果」の存在を示す研究もある。

加えて、自殺という行為そのものが直接的に社会経済活動に影響する場合もある。例えば、鉄道自殺においてはそれにより発生した遅延が通勤の阻害となり、社会経済活動の広範な範囲に影響を及ぼすことが知られている。国土交通省鉄道局が 2009 年に発表した「鉄道輸送トラブルによる影響に関する調査」では、2007 年の日本の首都圏における自殺による遅延 1 件あたりの影響額は、平均値 8900 万円、中央値が 7700 万となっており、高額な試算結果が出ている。

また、自殺が起こった際には、救急車出動や治療費、検死費用などの医療費も発生する。アメリカ疾病予防管理センター(Center for Disease Control & Prevention, CDC.)によると、2019 年のアメリカ全土での自殺(既遂者)にかかった医療費の推計総額はおよそ 2 億 5700 万ドル、一件あたりの平均医療費はおよそ 1 万 2500 ドルであった²¹。これは既遂者のみにかかった医療費の推計であるため、自殺未遂も含めればその費用はさらに高くなると考えられる。

以上のことから、一件の自殺が社会の広範囲に影響を及ぼすことがみてとれる。このような自殺の負の外部性の存在は、自殺に対する公的な介入の必要性を強く示すものだと考えられる。

3.1.3 情報の非対称性

自殺に関わるもう一つの経済理論が、情報の非対称性である。

²¹ <https://wisqars.cdc.gov/cost/>をもとに、筆者算出。

まず、効用最大化理論においては、期待効用の決定要因に関する情報が自殺の判断において重要である。もし期待効用の決定要因の情報に関して情報の非対称性が存在すれば、個人が期待効用を見誤ることで自殺リスクが不本意に増加し、自殺を選択する可能性が高まると考えられる。

また、情報の非対称性により生じた結果が個人の自殺願望を増加させることもある。例えば、生命保険には保険金を目的にした自殺希望者の加入を避けるために、保険加入後に一定の免責期間が設定されていることが多い。これは、生命保険業者と加入者間で加入者の自殺願望に関する情報の非対称性が存在するためである。しかし、免責期間を設けてもなおこれを完全に取り除くことは難しい。Choi *et al.*(2015)によると、OECD 諸国の1980~2002年のデータにおいて、生命保険需要と自殺免責期間の長さの間に負の関係、自殺率と生命保険需要の間に正の関係があることが分かった。また、生命保険加入後の情報の非対称性が加入者の健康管理や自殺に関連したリスク選好に影響を与える「モラルハザード」も起こりやすい。

このような情報の非対称性下で金銭的インセンティブが不本意に個人を自殺へと向かわせてしまう事例は、市場のみにとどまらない。インドでは、いくつかの州での生計者の自死遺族に補償金を支払うという政策が自殺率を増加させたという事例もある²²。

自殺と情報の非対称性に関しては、いずれの場合においても、情報の非対称性が大きければ大きいほど自殺リスクを増加させるという関係があると考えられる。

3.2 自殺の経済的・社会的要因

前節では、代表的な経済理論を自殺にあてはめ自殺が生じる要因を理論的に説明したほか、自殺が経済社会にもたらす影響についても述べた。本節では、これまで自殺の経済的・社会的要因として研究されてきた主な変数を紹介し、実証研究から自殺をみる。

3.2.1 マクロ経済変数

● 所得・所得不平等

所得は、自殺に強く影響する要因として長くにわたって研究されてきた。これは、所得が個人の効用を増減させるとの考えに基づく。実証研究においては、Helliwell(2007)やChen *et al.*(2009)が所得水準の指標である一人あたり GDP と自殺率の強い負の相関関係を明らかにしている。一方で、Simpson and Conlkin(1989)やChew and McCleary(1995)など、一人あたり GDP と自殺率の正の相関関係を示した研究もある。正の相関関係がみ

²² The Economist. (2007). "Elusive, but not always unstoppable,"

<https://www.economist.com/international/2007/06/21/elusive-but-not-always-unstoppable> (最終閲覧日:2022年12月30日)

られる理由として、経済的な豊かさが個人の幸福度に必ずしも影響しない可能性や、所得不平等に関する変数を除外し所得変数とその影響を吸収している除外変数バイアスの可能性が考えられる。Freeman(1998)のように、所得不平等の指標であるジニ係数の増大が自殺率を上昇させると示す研究もある。このことから、絶対的な所得水準のみならず、相対的な所得水準もまた個人の効用を増減させることが分かる。

また、所得と所得不平等の自殺率との因果関係に関する実証研究とその推定結果については、第4章第1節の表2も参照されたい。

● 経済成長

経済成長は、社会の平均的な効用を増加させるほか、明るい将来見通しによって期待効用も増加させることがある。一方で、急激な社会構造・経済状況の変化への適応の難しさから、かえって苦悩し自殺に追い込まれるという見方もある。Chen *et al.*(2012)によると、特に相対的に適応力の低い高齢者にとっては急激な経済成長が負の影響を与え得る²³。実証研究においては、Burr *et al.*(1994)や Jungeilges and Kirchgassne(2002)が経済成長と自殺率の正の相関関係を示したほか、Rodríguez(2005)が負の関係を示している²⁴。

● 雇用状況(失業や労働参加率)

雇用状況もまた、自殺率の説明変数としてしばしば用いられる。これは、雇用の有無が所得の有無・増減に直接的に関わるからである。また、失業時には労働市場への適応や差別・偏見、先行き不安などによる精神的苦痛も経験しやすい。失業率と自殺率の正の相関関係は、Cutler *et al.*(2001)や Koo and Cox(2008)、澤田・崔・菅野(2010)など多くの研究が指摘してきた。また、Stuckler and Basu(1972)と澤田・上田・松林(2013)によると、効果的な失業対策や失業対策費の増加が自殺率低下に有意に影響する。

3.2.2 他の変数

● 世帯状況(世帯規模、離婚率、独身率等)

親密な他者の存在は、時に自殺を思い留まらせる。自殺の他者への影響を考慮するほか、危機的状況において精神的にも物理的にも支援を得られる可能性が高いからである。また、離婚経験者や独身者は当事者の社会統合を弱めるほか、恥や差別など精神的苦痛にも見舞われやすいため、離婚率や独身率と自殺率に正の相関関係を見出す研究は多い²⁵。

²³ Chen *et al.*(2012), pp. 286 を参照のこと。

²⁴ Jungeilges and Kirchgassne(2002)では一人あたり GNP の長期的な平均成長率、Rodríguez(2005)では実質 GDP 成長率が経済成長の指標として用いられている。

²⁵ Chen *et al.*(2012), pp. 287 を参照。

Durkheim(1897)は自殺が家族の統合の強さと反比例して増減すると述べた²⁶。しかし、親族の存在がむしろ負担になっている場合、具体的には養育、介護、虐待や家庭内暴力がある場合には、むしろ単身の方がストレスは小さいとみる考えもある。特に離婚率は、結婚が女性を過度に規制している可能性があるとして、男性の自殺率上昇と女性の自殺率低下に影響を及ぼす可能性があると考えられている²⁷。

● 教育

教育は所得の重要な決定要因であることから、自殺に影響を与えることがある(Barnes, 1975)。また、経験や人脈などの無形財産や人的資本の形成・蓄積を通して教育そのものが自殺リスクの減少に強く影響する可能性もあると考えられる。一方で、教育水準が高いことは、宗教的忠誠心が弱まり自殺に傾きやすいこと、同級生や同僚との激しい競争による不満・ストレスを抱えやすいことに繋がり、自殺率を上昇させるとの考えもある。

● 喪失体験・トラウマ

大切な人や関係性、地位・財産を失う経験は、個人に計り知れないほどの苦痛をもたらすことがある。一方で、喪失体験やトラウマといった苦悩の経験が個人のレジリエンスに繋がるとする見方もある。澤田・上田・松林(2013)は、1982~2010年の日本における各都道府県での自然災害の死者数が災害発生から1,2年後の自殺率を上昇させることを示した。但し、その効果は阪神・淡路大震災のような大規模な自然災害に限定されると述べる。一方で罹災者数の増加は1,2年後の自殺率に負の効果をもつという結果になった²⁸。

● 宗教

宗教は広く生と死に関わる価値観を提供する。また、コミュニティやアイデンティティとしての役割も大きいことから、宗教は個人の価値観・行動への影響を通して自殺にも影響を与え得る。宗教と自殺の関係について述べた古典的研究に Durkheim(1897)がある。Durkheim(1897)は、カトリックとプロテスタントを比較した際に、より厳格なカトリックの方が、自由な宗教的探求心を重視するプロテスタントと比べて自殺率が低いと述べた²⁹。また、自殺が宗教社会における統合の強さと反比例して増減すると述べた³⁰。実証研究においては、Faupel *et al.*(1987)、Simpson and Conklin,(1989)、Burr *et al.*(1994)、Helliwell (2007)が、宗教性が高い国は自殺率が低い傾向にあることを示している。

²⁶ 宮島 喬訳(2018), pp.309 も参照。

²⁷ Chen *et al.*(2012), pp. 287 を参照。

²⁸ 澤田・上田・松林(2013), pp.84-90 を参照のこと。

²⁹ 宮島 喬訳(2018), pp.222-225 も参照のこと。

³⁰ 同上, pp.309 を参照のこと。

- 健康・医療関連の変数

自殺は、個人の健康状態や精神疾患との強い正の相関関係で知られていることから、疫学と医学の観点からも研究がなされてきた。精神疾患やアルコール摂取量などの個人の健康状況が自殺リスクに影響するほか、社会における医療へのアクセシビリティが向上することで自殺リスクが軽減することもあると考えられている WHO(2012)は、保健医療に関連した自殺リスクを減らすための対策として、保健医療ケアへのアクセスを増やすこと、メンタルヘルスを促進すること、アルコールの有害な使用を減らすことを挙げている³¹。

- 出版バイアス

最後に、実証研究とその参照における注意点として、出版バイアスについて説明しておきたい。出版バイアスとは、否定的な/効果的でない結果が出たときに、肯定的な結果が出た場合と比べて研究が公表されにくいことによって生じるバイアスである。出版バイアスが存在すると、実際には否定的な結果もみられるにも関わらず肯定的な結果ばかり公表され、効果の過大評価に繋がる可能性がある。

Chen *et al.*(2012)は、メタ回帰分析を用いて自殺研究における出版バイアスの存在を分析した。その結果、所得、失業、離婚には出版バイアスが存在することが示唆されたほか、女性の労働力人口やアルコール摂取にも部分的に存在するという結果が出た³²。所得不平等については、出版バイアスを示す証拠はなかった。但し、アルコール摂取と所得不平等に関しては、観測数が少ないことにも注意が必要であるとした。

3.3 まとめ

本章では、経済学における自殺と、自殺の経済的・社会的要因について主に説明した。

前者においては、効用最大化理論、外部性、情報の非対称性の三つの観点から自殺を捉えた。効用最大化理論では、期待効用の増減が自殺という選択に重要であるとし、その決定要因として所得・年齢・雇用状況・不確実性などが挙げられた。特に不確実性はリアル・オプション理論に基づき自殺のもつ不可逆性と合わせた際に自殺の選択に大きく関わるとして、研究が進められてきた要因である。また、自殺のもつ負の外部性について簡単に説明した。情報の非対称性は、不本意に自殺リスクを増加させる要因として説明した。

また、これまで主に研究されてきた自殺の経済・社会要因についても、過去の実証研究を参考にまとめた。その結果、所得や経済成長、雇用状況などの経済状況のほか、世帯状況や教育、宗教、喪失体験、健康・医療などの個人の生活に関わる社会状況が主要な要因として挙げられた。

³¹ World Health Organization(2012), pp.8 と自殺予防総合センター訳(2014), pp.8 を参照。

³² Chen *et al.*(2012), pp.290-296 を参照。

第4章 自殺と政治制度

前章では、主に経済学的観点から自殺を説明した。本章では、前章を参考に、政治制度と自殺の因果関係について考察する。

4.1 政治制度

4.1.1 政治制度とは

政治制度とは、政治運営に関わる諸制度のことである。具体的には、議院内閣制や大統領制などの執政制度や比例代表制や多数代表制、多選制限規定などの選挙制度がある。また、本稿ではこれらの運用状況も政治制度に含めて考える。同じ議院内閣制下であっても、議会内の政党数や議員のもつイデオロギーが異なれば政策は異なると考えられるからである。また、多選制限のある国であっても、現大統領が再選可能であるのか、もしくは最後の任期であるのかによって状況は大きく異なるだろう。このように、政治に関連する諸制度と運用状況をまとめて政治制度とし、本稿の研究対象としたい。

4.1.2 危機がもつ二面性

政治社会が自殺に与える影響については、Durkheim(1897)をはじめとして、長きにわたり研究されてきた。これまで主に研究されてきた自殺の社会的要因は、第2章で述べた通りである。本稿では、この社会的要因のなかに政治制度を導入し、自殺との因果関係の推定を試みる。

政治制度を導入する背景の一つに、危機を経験する社会の違いが自殺に影響を与えたとの考えがある。自殺が経済的・社会的危機と強い相関関係をもつことは既知であるが、この際、すべての危機が自殺に繋がるわけではないことについても着目すべきだと考えられる。例えば、Durkheim(1897)は、統計をもとに戦争時には自殺が一時的に減少すると述べた。彼は、これが敵意に基づいて社会の結集が高まることが要因だと述べる³³。また、Chen *et al.* (2009)は、日本と他の OECD 諸国の経済・社会的要因の自殺への影響の違いを分析し、説明した。その結果、日本の自殺が相対的に経済的要因に敏感であることが示されたほか、同じ要因であっても各国で自殺への影響が異なることが示された³⁴。表1は、一人あたり GDP とジニ係数の自殺率への影響に関する過去の実証研究とその推定結果の概略を表している。表1から、どちらの変数にも正負両方の有意な推定結果がみられ

³³ 宮島 喬訳(2018), pp.302-309 も参照のこと。

³⁴ Chen *et al.*(2009), pp.140-150 を参照。

ることが分かる。これらの研究から示唆されることは、客観的に危機とみられる状況であっても必ずしも自殺の増加には繋がらないということ、また好機とみられる状況でも自殺の増加に繋がりが得ること、そして同じことを経験していても社会によって自殺の反応が異なるということである。

表1 一人あたり GDP、ジニ係数と自殺率の関係に関する実証研究

著者(出版年)	対象地域、期間	一人あたり GDP	ジニ係数
Barnes(1975)	米 3077 群、N.A.	+*, -*, +, -	
Burr <i>et al.</i> (1994)	294 都市圏、1980	+*	
Chen <i>et al.</i> (2009c)	OECD、1980-2002	-*	+*, -*
Chew and McCleary(1995)	28 か国、1960s-1980s	+*	
Chuang and Haung(2003)	台湾 23 群、1983-2001	-*, +	
Cutler <i>et al.</i> (2001)	米 516 郡部、1989-1991	-*, -*, -	
Daly and Wilson(2006)	米 908 地域、1990,2000	-*	+*, -*, -
Faupel and Kaserman(1987)	米 3108 群と DC、 1874,1975,1976	-*, -	+*, +
Fischer and Rodrigues(2008)	スイス 26 州、1980-1998	-	
Freeman(1998)	米、1959-1993	+*	+*, +
Helliwell(2007)	50 か国、1980s-1990s	-*	
Kimenyi and Shughart(1986)	米、1940-1980	-*	
Klick and Markowitz(2003)	米 50 州、1981-2000	-	
Lester(1995)	米 48 州、1959-1961	+*, +	
Leigh and Jencks(2007)	12 か国、1903-2003	+	-
Mathur and Freeman(2002)	米 48 州と DC、1970-1997	-*	
Minoiu and Rodríguez(2008)	米 51 州、1982-1997	-	+
Rodríguez(2006)	40 か国、1947-2001	-	+,-
Simpson and Conklin(1989)	71 か国、1970	+*	
Whitman(2000)	米 50 州と DC、1996	-*, -	

Chen *et al.* (2012), pp.274-276, Table.1, Table.2 を参考に筆者作成。

・ 相関の欄が+の変数は自殺率と正の相関、-の変数は負の相関をもつ。*は有意な推定結果であることを表す。空欄のものは推定が行われていない。複数の結果が記入されているものは、属性ごとに複数回推定が実施されたものである。(各属性の詳細はここでは省略している)。

では、この二面性を生む要因は何であるか。Durkheim(1897)や Chen *et al.*(2009)を参考にするならば、それは社会統合の度合いや社会構造の違いである。Durkheim(1897)は、『自殺論』で以下のように述べている。

筆者が証明したことは、たとえ宗教、家族、祖国などが自己本位的自殺を抑止することができるとしても、その原因は、それらのおのおのがよび起こす感情の特殊な性質のうちにもとめられるべきではないということであった。むしろ、その原因の効力はすべて、それらが社会をなしているという一般的な事実由来している。そして、それらが十分に統合された社会、すなわちどの面においても偏りのない社会であるかぎりにおいて、はじめてその効力が発揮される。とすれば、まったく異なった集団でも、それがひとしい凝集力をそなえていさえすれば、同じはたらきをすることができることになる。(宮島 喬訳 2018.『自殺論』, pp.625)³⁵

このように、Durkheim(1897)は、宗教や家族、出身国などは自殺の真の決定要因ではなく、社会が存在しその社会が十分に統合されていることこそが自殺の抑止に役立つと述べた。Chen *et al.*(2009)もまた、実証分析の結果をもとに各国の自殺パターンの異質性を指摘しており、自殺の決定要因の研究において社会構造の違いを考慮する必要性を述べている³⁶。

4.1.3 政治制度の優位性

社会統合や社会構造は様々な要因によって決定される。Durkheim(1897)は社会統合を保ち自殺を抑止するヒントとして同業組合が重要であると述べたが、政治制度もまた社会統合を決定づける要因であると考えられる。その根拠に政治制度のもつ優位性がある。

政治制度は、しばしば政策への影響を通して国民の生活に影響を与える。政治制度の政策への影響を示す代表的な理論の一つに、合理的選択制度論がある。合理的選択制度論は、比較政治学において、アクターの選好を所与とし、制度の違いが個人の政治行動に与える影響を分析する理論である。合理的選択制度論の下では、同じ選好のアクターであっても、政治制度が異なることで行動が変わるとされている。例えば、河野(2002)によれば、選挙制度は政党の行動に影響を与え政党システムの在り方を決定づける制度であり、議会の制度は議会内の政治や政治過程全般に影響を与える制度である。政治制度によって個人の政治行動が変われば、政策決定にも当然影響が及ぶと考えられる。

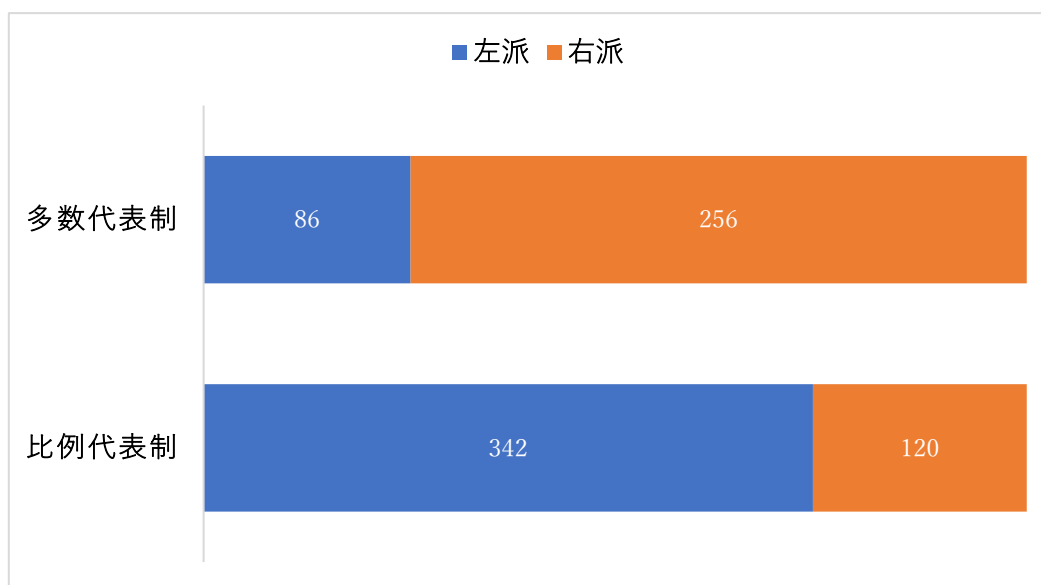
³⁵ 自己本位的自殺とは、Durkheim(1897)が定義した自殺の4類型のうちの1つであり、個人と社会集団の距離が遠のくことで、孤独や焦燥をもとに起こる自殺のことである。詳細は、Durkheim(1897),第2章と第3章を参照されたい。

³⁶ Chen *et al.*(2009), pp.150 を参照のこと。

実際に、Persson and Tabellini(1999, 2003)のように、執政制度と選挙制度が政策に与える具体的な影響を示す研究もある。彼らによると、多数代表制よりも広範な有権者層をもちやすい比例代表制の当選者の方が再分配に積極的になりやすい。また、大統領制よりも政策決定者が不明確な議員内閣制の方が福祉に必要な財源を確保しやすく、反対に大統領制は小さな政府を生み出し公共財の減少を招きやすい。

他にも、選挙制度の政策への影響を示す研究として、Iversen and Soskice(2006)のISモデルがある。ISモデルは、有権者集団を低所得層、中間層、高所得層の三つに分け、多数代表制と比例代表制それぞれのもとでの有権者の行動を説明したモデルである。前節で述べたように、多数代表制と比例代表制とでは制度の特性上、比例代表制の当選者の方が再分配に積極的になりやすい。ISモデルによれば、この制度的特徴から、多数代表制では中間層が高所得層との連合を選びやすく、比例代表制では低所得層との連立を組みやすいとした。その結果、多数代表制は右派政権、比例代表制は左派政権を生み出しやすいとされる。Kastellec and Leoni(2007)は、このISモデルをもとに、1945~1998年のヨーロッパの民主主義諸国における選挙制度と党派性の関係を調べた。図6はその結果を表している。図6から、多数代表制では右派政権が7割以上、比例代表制では左派政権が7割以上となっており、ISモデルの予測が実証的にも正しいことが分かる。

図6 選挙制度と政府の党派性の関係



Kastellec and Leoni(2007), pp.758, Figure2 を参考に筆者作成。

他の代表的な概念には、拒否点がある。田中・山川・矢内・上川(2020)によると、拒否点とは、『新しい政策の導入や政策転換を阻む政治制度』を指す³⁷。政治制度のなかに拒否点が存在することで、少数派を含むあらゆる集団が政策決定に対し拒否権を発動することが容易になる。Immergut(1990)では、スイス、フランス、スウェーデンにおける医療保険改革を分析し、国民投票を通じた拒否権の行使によって医療の専門家が改革を拒んだことが示された。

以上から、国家が実施する政策の決定にはその国の政治制度が深く関係することがみてとれる。この政策に対する政治制度の優位性を踏まえて、自殺研究においては、政策のみならず政治制度の影響も研究する必要があると考えられる。いくら効果的な政策がわかっていても、そのような政策が採用される政治制度について分からなければ意味がないからである。

4.2 政治制度が自殺に与える影響の経済学的考察

自殺研究における政治制度の導入の必要性は経済学的にも示される。本節では、前章を参考に、政治制度と自殺率の因果関係について経済理論を用いて考察する。

4.2.1 効用最大化理論

前章第1節で述べた効用最大化理論に従うならば、その正確性を問わず自殺という行為に期待効用を決めるための予測的性質をもつ情報が必要であることになる。ここでいう情報には、所得・雇用を含む経済状況や年齢・教育・宗教といった個人に関わる社会的要因、またそれらの不確実性が含まれるのであった。

政治制度は特に、その多くが数年から数十年単位で維持・運用されることから、中長期的な政治と社会に関する予測を提供するものであると考えられる。政治体制や選挙制度の多くはその国の憲法や選挙法によって定められており、改正は可能であっても毎年のように頻繁ではない³⁸。また、立法府や行政府の代表者についても同じことが言える。列国議会同盟(Inter-Parliamentary Union)のデータによると、2023年1月7日時点で日本の下院にあたる議会ないし一院制における議員任期は5年が最も多く、4年が次いで多い³⁹。ま

³⁷ 田中・山川・矢内・上川(2020), pp.98 を参照。

³⁸ 諸外国の憲法改正の歴史と手続きについては、小林公夫(2015)「主要国の憲法改正手続—12か国の憲法の特徴を探る—」『調査と情報—ISSUE BRIEF— No.853』国立国会図書館と山岡規雄・井田敦彦(2021)「諸外国における戦後の憲法改正【第7版】」『調査と情報—ISSUE BRIEF— No. 1133』国立国会図書館を参照されたい。

³⁹https://data.ipu.org/compare?field=chamber%3A%3Afield_parliamentary_term&structure=any_lower_chamber#bar (最終閲覧日：2023年1月7日)

た、Cheibub and Chernykh (2009)の1946年から2006年の94か国を対象にした調査では、議院内閣制下での首相の平均在任期間は2.44~4.10年であった⁴⁰。これらから、政治制度は少なくとも数年先までの国政を予測させるものであると考えられる。

また、前節で述べたように、政治制度は政策を通して経済・社会にも強く影響を及ぼす。経済・社会が変化すれば、個人の置かれる状況も当然変化する。

以上から、政治制度は期待効用を見極めるうえで十分に中長期的で予測的性質をもつ情報であると考えられる。

4.2.2 情報の非対称性

情報の非対称性が存在することで自殺リスクが増加する可能性については、前章で述べた通りである。政治制度においては、特に国家と国民(市民)の間での情報の非対称性が自殺率に影響し得ると考えられる。政治や社会に属する個人に関する膨大な情報をもつ国家とそうでない市民の間の非対称性が、個人の自殺を増加させる可能性があるからである。一方で、インドで自死遺族への補償金が自殺を増加させてしまったように政府が個人の情報を知りえないが故に生じてしまった自殺もある。いずれにせよ、国家と個人間の情報の非対称性が大きければ大きいほど、自殺リスクは増加すると考えられる。

また、情報の非対称性はしばしば、特定の政治体制・政治制度と強い関係をもつ。鶴(2003)によると、政府の情報の透明性が低い場合、情報収集のコストが高まることで投票者の政治参加に悪影響が及ぼされるほか、政党間の政治的競争が阻害される。これは、現政権の情報開示が不十分である際に、仮に政権交代が起きてもどの程度政治が改善できるかが不確かだからである。政権交代を狙う側からすれば、現政権について十分な情報が得られなければ、仮に現政権が財政難を隠していた場合などに政権交代した際に思わぬ負担を背負わされることになる。そのため、現政権を握る政党・政府は戦略的に情報の非対称性を発生させ、自身に有利な状況をつくろうとする。したがって、政府の情報操作が容易である政治制度の場合、情報の非対称性が発生しやすくなる可能性があるうえ、それによって生じた情報の非対称性がまた政治制度を歪める可能性があるのである。

4.2.3 効用分布

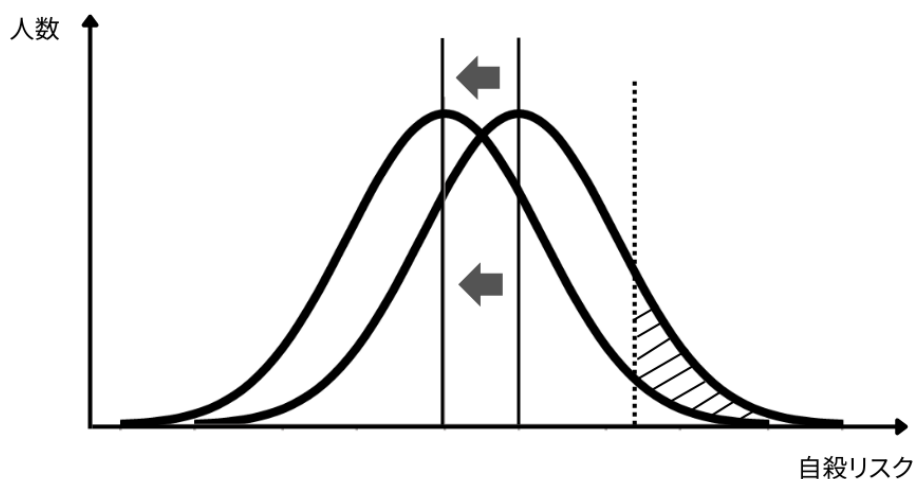
効用分布もまた、自殺に対する政治制度の影響を分析する根拠を提供する。

図7は、一般的な社会における集団の効用分布を示したものである。縦軸は人数、横軸は自殺リスクを示しており、効用分布の右端にいけばいくほど効用が少なく、自殺リスクが大きくなる。ここで、自殺リスクがある一定のライン(図の点線)を越えるとラインより右

⁴⁰ Cheibub and Chernykh(2009), pp.209 を参照。

に位置する人々の自殺する確率が高くなるとする。この時、ラインの右側に位置する人々、例えば精神疾患や失業に陥る人々だけを対象に自殺対策をすれば、一時的に自殺率は減少すると考えられる。しかし、この対策は一時的に自殺を思いとどまらせることはあっても、ラインの右に位置する自殺リスクの高い層の人数を減らすわけではない。自殺の根本的な解決のためには、社会全体の効用を改善して、効用分布を左に移動させ、そもそもラインの右側に来る人々を減らす必要があるのである。効用分布が左に移動すれば、図7の斜線部分だけ自殺リスクをもつ人が減ることになり、この効用分布全体、すなわち社会全体へのアプローチが自殺リスクの高い層への一時的な自殺予防策よりも効果的であることは明らかである。

図7 集団の効用分布と自殺リスク



Yip(2005)と澤田・上田・松林(2013)を参考に、筆者作成。

第3章で紹介した Becker and Posner(2004)もまた、効用分布を用いて自殺の説明を試みた。彼らは、自殺リスクの大きい人々は図7の効用分布でいう極右に位置する層であり、この層は平均値の変化に非常に敏感であるとした⁴¹。これは効用分布の少しの移動が極右に位置する層の自殺リスクを大幅に増減させる可能性があることを意味する。このことから、効用分布の左への移動が効果的であること、短期的な予防策のみでなくそもそも自殺リスクを極力高めないことが重要であることがみてとれる。

したがって、自殺リスクの高い人々へのアプローチが重要である一方、真に自殺を減らすには、政治制度やその下での政策を通して社会全体に働きかける必要があると考えられる。

⁴¹ Becker and Posner (2004), pp.8,11 を参照。彼らの論文では、横軸に効用の大きさをとったため、「極右」ではなく「極左」と述べている。

4.3 まとめ

本章では、政治制度と自殺の関係について、経済学的観点を含む複数の観点から説明を試みた。政治制度が自殺に影響すると考えられる理由として、以下の五点が挙げられた。

- ① 社会統合や社会構造の違いが自殺の決定要因の一つに挙げられること
- ② 政治制度が政策決定に対して優位性をもつこと
- ③ 政治制度が期待効用を決定する予測的性質をもつ情報であること
- ④ 政治制度が国家と個人間での情報の非対称性の有無と関係すること
- ⑤ 制度を通じた効用分布全体へのアプローチが自殺の減少に効果的であること

第5章 先行研究と分析方法

前章では、実証研究や経済理論に基づき、政治制度と自殺率の因果関係について述べた。本章では、本稿に似た実証分析を行う先行研究を紹介した後、本稿における実証分析の方法について説明する。

5.1 先行研究

経済・社会に関する変数や政策とは異なり、政治制度と自殺率の関係について分析した研究は非常に少ない⁴²。本節では、本稿と近い分析を行っている先行研究について簡単に紹介する。また、本稿の分析で用いる推定式の参考文献として、澤田・上田・松林(2013)の分析方法と結果を紹介する。

Jungeilges and Kirchgassner(2002)は、1975年の30か国のクロスセクションデータを用いて、一人あたりGDP、実質GDP成長率、市民的自由指数の自殺率への影響を分析した。その結果、一人あたりGDPと実質GDP成長率が自殺率と正の関係、市民的自由が自殺率と負の関係をもつことが示された。

Fischer and Rodrigues(2008)は、1980~1998年のスイス26州を対象に、経済・社会変数を含めたモデルを用いて、直接民主制、地方自治、財政分権の自殺率への影響を分析した。その結果、直接民主制と財政分権が自殺率低下に、地方自治の指数の高さが自殺率上昇に影響することが示された。

また、行政府の党派性と自殺率の関係を分析した研究として、澤田・上田・松林(2013)がある。以下、その分析方法と結果を紹介する。

澤田・上田・松林(2013)が用いた推定式は以下である。

$$s_{jt} = \beta_1[\text{Left}]_{jt} + \beta_2[\text{CD}]_{jt} + \lambda w_{jt} + \eta_j T + \phi_t + \rho_j + \varepsilon_{jt}$$

被説明変数に自殺率、主要な説明変数には内閣における左派政党及びキリスト教民主政
党の閣僚の比率を用いる。このほか、対GDP社会福祉歳出割合、失業手当充足度などの
福祉政策変数、経済成長率、失業率、インフレ率、1人あたりGDP、所得格差、女性の
労働参加率、労働組合組織率、従属人口割合、人口規模、離婚率などの経済・社会変数
を用いて分析が行われた。データは1980年~2004年のOECD21か国を使用した。また、年
固定効果、国固定効果、各国特有のトレンド項も含み、年ごとの変動の影響や国固有のト
レンジ効果を考慮した。

表2は澤田・上田・松林(2013)の推定結果の概略である。表2から、内閣に占める左派

⁴² Fischer and Rodrigues(2008), pp.8 においても同様に述べられている。

政党閣僚の比率が大きくなるにつれて自殺率が減少する傾向にあることが分かる。その他には、1人あたりGDPや所得格差の拡大が自殺率を下げ、女性の労働参加率や離婚率が上がると自殺率も上昇する結果が出ている。また、キリスト教民主政党的比率が上がると女性の自殺率が減少、女性の労働参加率が上がると男性の自殺率が増加するという結果も出ている。後者について、澤田・上田・松林(2013)は女性の労働参加率は夫の失業を反映するなど、世帯の経済困窮度との相関の可能性があると述べている。

表2 澤田・上田・松林(2103) 推定結果の概略

説明変数	全人口	男性	女性	25-64 歳男性	25-64 歳女性	24歳 以下	65歳 以上
左派政党	-**	-**	-**	-**	-**		
キリスト教民主政党	×	×	-**	×	-**	-*	-*
福祉政策のための歳出率	×	×	+*	×		×	×
失業手当充足度	×	×	×	×		×	×
GDP成長率	×	×	×	×		×	×
失業率	×	×	×	×		×	×
インフレ率	×	×	×	×		×	×
1人あたりGDP(対数)		×	-*	-*	-*	-*	×
ジニ係数	-*	-*	×	×	×	×	×
労働組合組織率			×	×	×	×	×
女性の労働参加率	+*	+*	×	×	×	+**	×
離婚率	+*	+*	×	+**	+*	×	×
従属人口割合	×	×	-*	×	×	×	×
人口(対数値)	×	×	×	×	×	-*	+*
調整済みR ²	0.968	0.969	0.975	0.966	0.968	0.928	0.972
N	525	525	525	525	525	525	525

澤田・上田・松林(2013), pp.134, 表4-6をもとに筆者作成。

・相関の欄が+の変数は自殺率と正の相関、-の変数は負の相関をもつ。欄が×のものは有意な推定結果が得られなかったものである。

・*は10%水準、**は5%水準で有意であることを表す。

5.2 分析方法

本節では、分析に用いる推定式とデータについて説明する。

5.2.1 推定式

本稿では、以下の推定式を用いたパネルデータ分析を行う。

$$Y_{jt} = \alpha + \beta_1 X_{jt} + \gamma_1 Z_{jt} \dots + \eta_j T + \theta_j + \xi_t + \varepsilon_{jt}$$

被説明変数(Y_{jt})は、2000~2019年のアジア地域を対象に、 j 国、 t 年における10万人あたりの年齢標準化自殺死亡率を用いる。説明変数($X_{jt}, Z_{jt} \dots$)には、政治制度の変数とその他自殺率に影響を及ぼし得る経済・社会変数を用いた。説明変数の詳細は、次項で説明する。また、澤田・上田・松林(2013)のモデルと同じく、国固定効果、年固定効果、各国特有のタイム・トレンド項も含み、年ごと・国ごとの変動の影響や各国固有のトレンド効果を考慮した。

5.2.2 説明変数

説明変数は表3に示した19変数である。なお、政治制度に関する変数はすべて、Inter-American Development Bankの“The Database of Political Institutions 2020 (DPI2020)”が出所である。

表 3 説明変数とその分類

分類		説明変数(推定における英略称)
政治制度	執政制度	・ 大統領制か、議院内閣制か(syst) ・ チェックアンドバランス指数(checks_lax)
	選挙制度	・ 多数代表制の有無(plurality) ・ 比例代表制の有無(pr) ・ 立法府の競争度(lic) ・ 行政府の競争度(eiec) ・ 最高行政官の再選制限指数(termlimit)
	選挙の実施状況	・ 立法府選挙の有無(legelec) ・ 行政府選挙の有無(exelec)
	運用状況	・ 現政治体制の存続期間(tensys) ・ 最高行政官の所属政党の在任期間(prtyin) ・ 現最高行政官*の再選可否(reelect) ・ 立法府から無作為に選ばれた 2 人の代議員が異なる政党に属する確率(frac)
マクロ経済		・ 一人あたり GDP(GDPpercapita) ・ 実質 GDP 成長率(GDPgrowth) ・ ジニ係数(GINI) ・ 失業率(UNEMP)
その他政策変数		・ 公的教育支出の対 GDP 比(EDU) ・ 一人あたり医療費(US ドル) (HEALTH)

・ 最高行政官(原語：the chief executive)は、大統領や首相、最高指導者などの行政府における最高責任者を指す。

各変数の定義と推定における仮説は、以下の通りである。

● 大統領制か、議院内閣制か(syst)

大統領制は 0、議会選出の大統領制は 1、議院内閣制は 2 をとる。選挙で選ばれない大統領を持つ場合は 0 である。大統領と首相の両方が存在する場合には、拒否権・任命権・解散権の所在や、言及のされやすさをもとに判断している⁴³。

前章第 1 節の議論では、大統領制よりも政策決定者とその責任が不明確になりやすい議院内閣制においては、福祉政策や再分配政策のような不人気政策を採用しやすいとされ

⁴³ 詳細な判断基準は、“DPI2020 Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions,” pp.4 を参照されたい。

た。一方で、立法府と行政府が厳格に分立しているという点では大統領制が権力分立に最も貢献しており、包括的な政治が行われやすいとの考えもある。したがって、執政制度の違いは、自殺率に対して正負両方の影響を及ぼす可能性が考えられる。

- チェックアンドバランス指数(checks_lax)

執政制度における権力分立の指標として用いる。立法府が競争的に選出されていない国は、行政のみがチェック機能を発揮する国とみなされ、指数は5になる。立法府が競争的に選出されている国においては、指数5からスタートし、チェックアンドバランスが促進されるにつれて数値が1増加する。最高政治責任者の競争的な選出、野党の議会支配、大統領制(特定の場合を除く)の場合には、値は1つ増加する⁴⁴。議会制の場合、連立政権に参加する政党が増えるごとに、値は1つずつ増加する。その他にも、経済政策に対する党派性の均等性や議会における閉鎖的なルールの有無などによって、指数が調整される。より詳細なルールは、“DPI2020 Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions,” pp.19を参照されたい。

チェックアンドバランス指数が大きければ大きいほど、その国の政治制度は権力分立的であると言える。権力分立が実現されていることは、間接的にその国の社会統合を強めることが期待されるほか、国家の情報の透明性も担保されやすいと考えられる。したがって、「チェックアンドバランス指数が大きければ自殺率を低下させる」との仮説がたてられる。

- 多数代表制の有無(plurality)

多数代表制であれば1、そうでなければ0が記録されている。ここで多数代表制とは、勝者総取り、比較多数得票主義に基づいている。

前章の議論では、多数代表制は比例代表制と比較した際に、選挙区の限られた有権者層のみに有利な政策をとりやすいほか、右派政権を生みやすいとされた。そのため、「多数代表制のもとでは自殺率を上昇させる」という仮説がたてられる。

- 比例代表制の有無(pr)

比例代表制であれば1、そうでなければ0が記録されている。この比例代表制には、候補者が政党の得票率に基づいて選出される場合および資料で「比例代表制」と明記されている場合が含まれる。

前章の議論では、比例代表制は多数代表制と比較して、より広範な範囲の有権者から票を得るため左派政権が誕生しやすく、政策においても福祉政策や再分配政策に積極的になりやすいと述べた。したがって、「比例代表制が採用される国では、自殺率が低くなる」とい

⁴⁴ 大統領の政党が下院で過半数を占めている場合や、閉会中審査制度が有効である場合(大統領の政党支配が強いことを意味する)は除く。

う仮説がたてられる。

- 立法府の競争度(liec)

立法府の代表者(議員)がどれだけ競争的に選出されているかを表す指標である。以下の尺度で評価される。

- 1 立法府がない。
- 2 選挙によらない選出。
- 3 選挙で選ばれ、候補者は1名。
- 4 一党制、複数候補者。
複数政党は合法だが、
- 5 議席を獲得したのは1政党のみ。
- 6 複数政党が議席を獲得したが、最大政党が75%以上の議席を獲得。
- 7 最大政党の議席数が75%未満。

- 行政府の競争度(eiec)

行政府の代表者がどれだけ競争的に選出されているかを表す指標である。直接選挙、または国民によって選出され、行政官を選出することのみを目的とする選挙人団によって選出される場合に、立法府の競争度と同じ尺度で採点される。立法府や任命制の選挙管理委員会など、行政官がこれら以外の機関によって選出される場合、その選出機関の競争度が評価される。

立法府と行政府の代表者の競争度が高ければ、国政において多元性が確保されやすく包括的な政策がとられやすいほか、効用最大化理論において正の不確実性をもとに明るい将来見通しをたてることも容易になると考えられる。また、情報の非対称性に関して、正当な競争が行われているということは、政府の情報の透明性が高いことの根拠にもなり得る。したがって、「立法府と行政府の代表者の競争度が高いほど自殺率が低下する」のではないかと予想される。

- 最高行政官の多選制限(termlimit)

選挙制度における、最高行政官の多選制限の厳しさを表す指標である。以下の基準で分けられている。

- 1 制限を全く受けない

特に規定がない場合、または特定の規定のもと無制限の再選が認められる場合。

- 2 連続当選の制限（2期まで）

- 3 連続当選の制限（上限規定なし）

- 4 再選の制限（2期まで）

- 5 再選挙の絶対的禁止

なお、分析においては、元のデータセットとは各々の場合に対して異なる数値をあてはめていることがある。これは、分析の都合上、多選制限が厳しくなるにつれて数値が大きくなるよう調整したためである。また、元のデータセットには他にも3期連続当選の制限、2期連続の欠席で再選可能などのカテゴリーがあったが、本稿の対象となる期間・地域ではこれらに当てはまる場合がなかったため、無視している。

多選制限は、権力濫用の防止や選挙の競争性確保を目的に多くの国で導入されている。多選制限の厳しい国では、権力が適切に行使されることで国民のニーズを反映した政治が行われやすいと考えられる。また、頻繁に政権交代があることで正の不確実性も高まると考えられた。したがって、「多選制限が厳しければ、自殺率が低下する」との仮説がたえられる。

- 立法府選挙の有無(legelec)・行政府選挙の有無(exelec)

選挙の実施の有無を表す変数である。その年に立法府選挙もしくは行政府選挙があった場合に1、なかった場合に0をとる。

前章で述べた通り、行政府や立法府の選挙は今後2~5年の政治を決める大きな機会であり、今後の見通しをたてるのに大いに影響すると考えられる。選挙の実施は将来の不確実性を狭めると予想されるが、選挙の結果が自分にとって良いものであれば明るい見通しがたてられ、悪いものであれば逆の影響を及ぼすと考えられるため、自殺率に対しては正負両方の影響が考えられる。

- 現政治体制の存続期間(tensys)

現在の政治体制がどれだけ長く続いているかを表す。独裁体制、もしくは民主主義体制になってからの存続期間を表すものである。独裁体制であるか、民主主義的な体制であるかの区別は、行政府の競争度を表すeiecをもとに判断される。eiecが6未満の場合、独裁的な国、または民主的な制度が確立されておらず、指導者の人格に基づく国と判断される。この場合、tensysは行政官の在任年数を表す。eiecが6または7であれば、tensysはそれが何年続いたかを記録する。

政治体制が変わってすぐは、政治体制が一定期間以上続いている場合と比べて不確実性がより高いと考えられる。なおここでの不確実性は、前章第2節の議論の通り、正負両方

の側面をもつ可能性がある。反対に、政治体制が長く存続している場合、その体制が民主的なものであれば不確実性は良い意味で狭まり、独裁的なものであれば悪い意味で不確実性が狭まることで将来の見通しが暗くなりやすいと考えられる。したがって、現政治体制の存続期間の自殺率への影響としては、正負両方の影響が考えられる。但し、もしリアル・オプション理論に基づくならば、「政治体制の存続期間が長く不確実性が狭まることで自殺率を上昇させる」との仮説がたてられる。

- 最高行政官の所属政党の在任期間($prtyin$)

行政府を握る政党の在任期間を表す。最高行政官が所属している政党が、どのくらいの期間、行政府の代表者が所属する政党として在任を経験しているかが数えられる。

同じ政党のメンバーが行政官として在任している期間が長ければ長いほど、行政の不確実性は狭まると考えられる。この不確実性もまた、正負両方の影響を自殺に与える可能性が考えられる。

- 現最高行政官の再選可否($reelect$)

在任中の最高行政官が再選可能な場合に 1、再選不可能な場合に 0 が記録される。

現最高行政官の再選の可能性の有無は、次期以降の行政を予測する根拠になり得る。再選可能である場合には不確実性が狭められる一方、再選不可である場合は、誰が当選しても連続当選でないため不確実性が大きくなることが予想される。そのため前章第 2 節の議論から、再選の可否が将来の行政の不確実性を大きく決定し、自殺率に正負両方の影響を与える可能性がある。

- 立法府から無作為に選ばれた 2 人の議員が異なる政党に属する確率($frac$)

立法府の政党の多様性を表す指標として用いる。この確率は、立法府議員の所属政党の種類が多ければ多いほど、また各政党に所属する議員の割合の差が少なければ少ないほど大きくなる。

政治制度内の多元性は、社会統合の強化を通して自殺率の減少に繋がると考えられる。また、前章第 2 節の議論から、議会が多元的であることで政党間競争が活発になり、国家の情報の透明性が高くなることを通して自殺率の減少に繋がることも考えられる。このことから、「立法府から無作為に選ばれた 2 人の議員が異なる政党に属する確率が高ければ、自殺率は低下する」との仮説がたてられる。

以上が、政治制度に関する変数である。本分析では、先行研究を参考に、以下の経済・社会変数も推定式に含めた。

- 一人あたり GDP(GDPpercapita)

各国の所得水準の指標として、一人あたり GDP を用いる。対数変換は欠損値が多く生じたため行っていない。あくまで各国の GDP を人口で割ったものであり、各個人の所得水準は反映していない点には注意が必要である。

経済的に豊かであることが個人の効用を上げるとすれば、一人あたり GDP の増加は自殺率を低下させると考えられる。一方で、第 2 章で述べたように、除外変数バイアスが発生することなどによりむしろ自殺率と正の相関関係をもつ可能性も考えられる。

(データの出所) International Monetary Fund “World Economic Outlook (October 2022)”

- 実質 GDP 成長率(GDPgrowth)

経済成長の指標として用いる。

第 3 章第 2 節で述べた通り、経済成長は明るい将来見通しと社会全体の効用増加により、自殺率を低下させることがある。一方で、高齢者など、急激な経済成長による変化への適応が困難である場合に、自殺に繋がる可能性も示唆されているため、自殺率の上昇に繋がる場合も考えられる。

(データの出所) Our World in Data “Real GDP growth, 1980 to 2027”⁴⁵

- ジニ係数(GINI)

所得の不平等を表す指標として用いる。所得格差が全くない状態を 0、一人が所得を独占しており最も所得格差の激しい状態を 1 として、0 から 1 の間で値をとる。

第 3 章第 2 節で述べた通り、所得格差の拡大が自殺率上昇に影響する可能性が先行研究によって示唆されているため、「ジニ係数の上昇が自殺率を上昇させる」と予想される。しかしながら、第 4 章の表 2 から分かる通り、いくつかのモデルでジニ係数上昇により自殺率が低下することを示す研究もあり、このような結果が出る可能性も否めない。

(データの出所) The World Bank “World Bank Open Data”

- 失業率(UNEMP)

失業と自殺の相関関係については、第 3 章で述べた通りである。本分析においても、失業による自殺率への影響をコントロールするために、失業率を推定式に含める。

失業率は、多くの研究によって自殺率との正の相関関係が示されている。そのため、本分析においても、「失業率上昇が自殺率上昇に繋がる」との仮説がたてられる。

(データの出所) International Monetary Fund “World Economic Outlook (October 2022)”

⁴⁵ International Monetary Fund. “World Economic Outlook (October 2022)”をもとに作成されたデータ。

- 公的教育支出の対 GDP 比(EDU)

各国が教育にどれだけ支出しているかを表す指標として用いる。

第3章で、教育の充実が所得増加や人的資本形成を通して自殺率低下に影響する可能性を説明した。国単位での教育の充実度合いを測るため、ここでは、対 GDP 比での公的教育支出を推定式に含める。これまでの議論から、「対 GDP 比での公的教育支出が盛んであればあるほど、自殺率が低下する」という仮説がたてられる。

(データの出所) The World Bank “World Bank Open Data”

- 一人あたり医療費(US ドル)(HEALTH)

各国の医療の充実度合いを測る指標として、一人あたり医療費を用いる。

自殺は個人の健康状態や医療へのアクセシビリティと深く関係しているため、「一人あたりの医療支出が多い国では自殺率が低下する」という仮説がたてられる。

(データの出所) The World Bank “World Bank Open Data”

なお、本来は離婚率も説明変数に含める予定であったが、サンプルサイズが 156 と小さく欠損値が多いため、分析の際に共線性が確認されたため、本分析では除外した。

表 4 は基本統計量である。

表4 基本統計量

変数	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
suicide	8.433	6.225	7.290	0.8200	48.89
syst	0.5671	0.0000	0.8299	0.0000	2.000
checks_lax	2.176	2.000	1.728	1.000	17.00
plurality	0.7315	1.000	0.4435	0.0000	1.000
pr	0.4769	0.0000	0.4998	0.0000	1.000
liec	5.607	7.000	1.975	1.000	7.000
eiec	4.955	6.000	2.175	1.000	7.000
termlimit	2.052	1.000	1.399	1.000	5.000
legelec	0.1960	0.0000	0.3971	0.0000	1.000
exelec	0.08705	0.0000	0.2821	0.0000	1.000
tensys	13.82	10.00	12.49	1.000	71.00
prtyin	15.96	8.000	18.41	1.000	70.00
reelect	0.8304	1.000	0.3755	0.0000	1.000
frac	0.4846	0.5587	0.2961	0.0000	1.000
GDPpercapita	10715	3777	15159	148.5	1.019e+005
GDPgrowth	5.367	5.247	5.517	-28.00	81.79
GINI	35.94	36.40	4.880	25.30	47.70
UNEMP	7.196	5.600	5.336	0.7000	38.40
EDU	3.835	3.508	1.578	0.8503	12.90
HEALTH	486.5	163.4	743.4	4.335	5212
time	10.50	10.50	5.769	1.000	20.00

・timeはタイム・トレンド項である。

5.2.3 サンプルサイズとモデル

次に、モデルの分類について述べる。表5は、各説明変数のサンプルサイズである。サンプルサイズが最も小さいもので319、最も大きいもので949となっており、変数間でのサンプルサイズにばらつきがみられる。

表5 説明変数とサンプルサイズ

説明変数	サンプルサイズ	説明変数	サンプルサイズ
syst	932	prtyin	643
checks_lax	894	reelect	744
plurality	772	frac	813
pr	737	GDPpercapita	927
liec	949	GDPgrowth	908
eiec	949	GINI	319
termlimit	851	UNEMP	572
legelec	940	EDU	717
exelec	920	HEALTH	922
tensys	928		

・母集団のサイズは2000~2019年、48か国の960である。

このサンプルサイズのばらつきから、全ての説明変数を用いた分析では、欠損値が一つでもあると無視され、観測数が相当少なくなることが懸念される。そのため、今回はサンプルサイズを考慮しながら変数を調整し、複数のモデルを用いることにした。

● モデル1

すべての変数を用いたモデルである。

● モデル2

最もサンプルサイズの小さいジニ係数(GINI)を除いたモデルである。

● モデル3

サンプルサイズ600以下の変数を除いたモデルである。具体的には、ジニ係数(GINI)と失業率(UNEMP)の2変数を取り除いた。

● モデル4

サンプルサイズ750以下の変数を除いたモデルである。具体的には、比例代表制の有無(pr)、最高行政官の所属政党の在任期間(prtyin)、現最高行政官の再選可否(reelect)、ジニ係数(GINI)、失業率(UNEMP)、公的教育支出の対GDP比(EDU)の6変数を取り除いた。

この分類に基づき各分析を行った結果、モデル1の観測数は177、モデル2の観測数は311、モデル3の観測数は417、モデル4の観測数は602となった。変数を減らすことに

より観測数の少なさは改善されたと言える。しかし、観測数が増える一方、取り除いた変数の自殺率への影響が大きい場合にはモデルの当てはまりが悪くなる可能性もあるので注意が必要である。次章の推定結果には、各モデルの決定係数も記載しているので参照されたい。

第6章 推定結果と解釈

本章では、前章で述べた方法で行った実証分析の結果を提示し、その解釈を行う。

6.1 推定結果

はじめに、推定結果を示す。表6、表7、表8、表9が各モデルの推定結果である⁴⁶。

表6 モデル1 推定結果

	係数	標準誤差	t値	p値	
const	9.74046	5.83942	1.668	0.0976	*
syst	-0.423991	0.506618	-0.8369	0.4041	
checks_lax	0.227030	0.171847	1.321	0.1887	
plurality	3.09827	1.57520	1.967	0.0512	*
pr	-0.173390	1.73433	-0.09998	0.9205	
liec	2.03340	0.851518	2.388	0.0183	**
eiec	-2.76670	0.303681	-9.111	<0.0001	***
termlimit	0.0835349	0.356682	0.2342	0.8152	
legelec	-0.197002	0.247359	-0.7964	0.4272	
exelec	-0.0115904	0.338437	-0.03425	0.9727	
tensys	0.0813314	0.0351278	2.315	0.0221	**
prtyin	-0.0488321	0.0485000	-1.007	0.3158	
reelect	0.926204	0.440563	2.102	0.0374	**
frac	-0.00362500	2.06004	-0.001760	0.9986	
GDPpercapita	0.000225670	9.66259e-05	2.335	0.0210	**
GDPgrowth	0.00991045	0.0381946	0.2595	0.7957	
GINI	0.0228201	0.0619627	0.3683	0.7132	
UNEMP	0.234536	0.0727920	3.222	0.0016	***
EDU	-0.127680	0.170494	-0.7489	0.4552	
HEALTH	-0.00122282	0.00116441	-1.050	0.2955	
time	-0.184635	0.0421569	-4.380	<0.0001	***
決定係数	0.807341				

観測数: 177 クロスセクションユニット数: 21

*は有意水準を表しており、*は10%、**は5%、***は1%有意を表す。

⁴⁶ 各推定結果における“const”は定数項を意味する。

表7 モデル2 推定結果

	係数	標準誤差	t値	p値	
const	16.3086	4.66308	3.497	0.0005	***
syst	-0.0886220	0.468470	-0.1892	0.8501	
checks_lax	0.237341	0.159142	1.491	0.1370	
plurality	2.56255	1.17133	2.188	0.0295	**
pr	-0.966327	1.58594	-0.6093	0.5428	
liec	1.52870	0.755249	2.024	0.0439	**
eiec	-2.98476	0.322127	-9.266	<0.0001	***
termlimit	0.0865496	0.192159	0.4504	0.6528	
legelec	-0.0564616	0.217214	-0.2599	0.7951	
exelec	-0.0580301	0.294553	-0.1970	0.8440	
tensys	0.0561655	0.0292937	1.917	0.0563	*
prtyin	0.0343813	0.0278042	1.237	0.2173	
reelect	0.562999	0.420323	1.339	0.1816	
frac	0.508175	1.72339	0.2949	0.7683	
GDPpercapita	5.51037e-05	3.57380e-05	1.542	0.1243	
GDPgrowth	0.00158721	0.0276194	0.05747	0.9542	
UNEMP	0.161083	0.0554944	2.903	0.0040	***
EDU	-0.138220	0.135891	-1.017	0.3100	
HEALTH	-0.00054885	0.000511162	-1.074	0.2839	
	1				
time	-0.178994	0.0326248	-5.486	<0.0001	***
決定係数	0.649133				

観測数: 311 クロスセクションユニット数: 22

*は有意水準を表しており、*は10%、**は5%、***は1%有意を表す。

表8 モデル3 推定結果

	係数	標準誤差	t値	p値	
const	12.5450	3.10791	4.036	<0.0001	***
syst	-0.140469	0.443396	-0.3168	0.7516	
checks_lax	0.127925	0.0647162	1.977	0.0488	**
plurality	4.13687	0.788159	5.249	<0.0001	***
pr	0.674871	0.761066	0.8867	0.3758	
liec	1.37395	0.459889	2.988	0.0030	***
eiec	-2.43694	0.247258	-9.856	<0.0001	***
termlimit	0.159148	0.168955	0.9420	0.3468	
legelec	-0.0467780	0.181199	-0.2582	0.7964	
exelec	-0.0101937	0.264300	-0.03857	0.9693	
tensys	0.0282384	0.0214848	1.314	0.1896	
prtyin	0.0229513	0.0227390	1.009	0.3135	
reelect	0.341260	0.389098	0.8771	0.3810	
frac	0.760379	1.03014	0.7381	0.4609	
GDPpercapita	2.98111e-05	3.26443e-05	0.9132	0.3617	
GDPgrowth	0.0139338	0.0231647	0.6015	0.5479	
EDU	-0.0627060	0.102571	-0.6113	0.5414	
HEALTH	-0.00043190	0.000466871	-0.9251	0.3555	
	5				
time	-0.157238	0.0228754	-6.874	<0.0001	***
決定係数	0.582559				

観測数: 417 クロスセクションユニット数: 31

*は有意水準を表しており、*は10%、**は5%、***は1%有意を表す。

表9 モデル4 推定結果

	係数	標準誤差	t値	p値	
const	4.71124	1.55514	3.029	0.0026	***
syst	0.981092	0.508602	1.929	0.0542	*
checks_lax	0.156981	0.0633052	2.480	0.0134	**
plurality	6.91587	0.507547	13.63	<0.0001	***
liec	0.405576	0.282966	1.433	0.1523	
eiec	-0.765154	0.158597	-4.825	<0.0001	***
termlimit	0.360520	0.166770	2.162	0.0311	**
legelec	-0.0780759	0.183800	-0.4248	0.6712	
exelec	0.0805445	0.263150	0.3061	0.7597	
tensys	-0.0183923	0.0182699	-1.007	0.3145	
frac	2.79668	0.739424	3.782	0.0002	***
GDPpercapita	-1.62977e-05	3.04172e-05	-0.5358	0.5923	
GDPgrowth	-0.00579609	0.0209872	-0.2762	0.7825	
HEALTH	0.000504456	0.000461830	1.092	0.2752	
time	-0.110742	0.0206430	-5.365	<0.0001	***
決定係数	0.511835				

観測数: 602 クロスセクションユニット数: 35

*は有意水準を表しており、*は10%、**は5%、***は1%有意を表す。

各モデルの推定結果に加え、推定結果の比較を容易にするため、全モデルの推定結果の概略を表10にまとめた。

表 10 推定結果の概略

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
syst	×	×	×	+ *
checks_lax	×	×	+ **	+ **
plurality	+ *	+ **	+ ***	+ ***
pr	×	×	×	
liec	+ **	+ **	+ ***	×
eiec	- ***	- ***	- ***	- ***
termlimit	×	×	×	+ **
legelec	×	×	×	×
exelec	×	×	×	×
tensys	+ **	+ *	×	×
prtyin	×	×	×	
reelect	+ **	×	×	
frac	×	×	×	+ ***
GDPpercapita	+ **	×	×	×
GDPgrowth	×	×	×	×
GINI	×			
UNEMP	+ ***	+ ***		
EDU	×	×	×	
HEALTH	×	×	×	×
決定係数	0.807341	0.649133	0.582559	0.511835
観測数	177	311	417	602

・ 相関の欄が+の変数は自殺率と正の相関、-の変数は負の相関をもつ。欄が×のものは有意な推定結果が得られなかったもの、空欄は推定に含まれていないものである。

・ *は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意であることを表す。

6.2 解釈

前節で示した推定結果を踏まえ、各説明変数と自殺率の因果関係についての解釈を述べる。

- 大統領制か、議院内閣制か(syst)

大統領制・議院内閣制などの執政制度に関しては、モデル 1、モデル 2、モデル 3 では有意な推定結果は得られなかった。しかし、モデル 4 において、10%有意ではあるが議会

制に近づくことで自殺率が上昇するとの結果が出た。

この結果が出た理由として、執政制度における立法府と行政府の厳格な権力分立が自殺率低下に影響する可能性が考えられる。大統領制においては、立法府と行政府の厳格な権力分立が実現されており、政策に関して両府の意向が異なることも起こり得る。議院内閣制と比べて特定の層のみに有利な政策を通しにくいことから、大統領制が自殺率低下に貢献する可能性が考えられる。また、議院内閣制と比較して政策決定者が明確であることから、政策とその決定者の評価も比較的容易であり、有権者のニーズが実現されやすいことも要因として考えられる。

有意な推定結果がモデル4のみでみられた理由としては、変数の定義上、大統領制には競争的に選ばれていない大統領も含まれることから、大統領制のもつ権力分立の効果が過小評価された可能性が考えられる。また、大統領制の権力分立が政局不安定を招きやすくかえって悪影響が及ぼされるとの考えもある。また、モデル4のみで有意な結果が得られた場合、失業率や現最高行政官の再選可否など、モデル1,2で有意な結果を示している変数が取り除かれたことによる除外変数バイアスの可能性も頭に入れておくべきと考えられる。さらには、第4章で述べた通り、議院内閣制においては、福祉政策や再分配政策のような不人気政策を採用しやすく、大統領制よりも大きな政府となりやすいとの研究がある。自殺率が失業による貧困や不健康と関係をもちやすいことから、議院内閣制は政策を通して自殺率低下に貢献している可能性もあり、今回の結果はこの正の影響と負の影響の両方を含んでいる可能性もあると考えられる。

したがって、有意な推定結果が一つのモデルのみであることや大統領制と議院内閣制それぞれの利点・不利点が自殺率に影響を与えていると考えられることから、どの影響が強いのかをここで判断することは難しいと考えられる。より精緻な結果を得るためには、党派性やねじれ議会、実際に行われた政策との関係性についても分析する必要がある。

● チェックアンドバランス指数(checks_lax)

チェックアンドバランス指数は、モデル3とモデル4において、5%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。これは、「チェックアンドバランス指数が大きければ自殺率を低下させる」という当初の仮説に反する結果である。

このような結果が出た原因の一つとして、一つ前にも説明した権力分立が政局不安定に繋がるとの考えがある。チェックアンドバランス指数の加点対象である野党の議会支配や大統領制、連立政権、経済政策に対する党派性の均等性は、多元的な状況を生む一方で、そのぶん政策の不確実性を高めることになる。この政策の不確実性が自殺率に影響している可能性がある。また、このような状況下では、財政面や有権者支持面での困難から、福祉政策や再分配政策のような、右派・中道派からの支持を得にくい政策は特に実現されにくいことも予想される。

チェックアンドバランス指数と自殺率の両方に影響する交絡変数の可能性についても考

えなければならない。例えば、野党が議会を支配したり連立政権が誕生したりするような状況は、社会的混乱や不景気を反映しているかもしれない。立法府・行政府内の対立・分立は国内である論点に対して有権者間の対立が激化していることの表れであるかもしれない。特にモデル3とモデル4においては、自殺率上昇に影響する失業率や所得格差の指標であるジニ係数が変数から取り除かれているため、経済状況の影響を吸収した可能性も考えられる。

- 多数代表制の有無(plurality)

多数代表制はモデル1において10%有意、モデル2において5%有意、モデル3とモデル4において1%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。これは、「多数代表制のもとでは社会統合が弱まり、自殺率を上昇させる」という仮説が正しいとする結果である。

この結果が出た理由としては、やはり多数代表制が比例代表制と比較して右派政権を生み出しやすく、小規模の有権者層のみに有利な政策を行いやすいことが考えられる。また、そもそも多数代表制下では死票が多くなりやすく、有権者のニーズの充足度が低くなりやすいことも自殺率上昇の原因として考えられる。

- 比例代表制の有無(pr)

比例代表制に関しては、モデル1、モデル2、モデル3のいずれにおいても有意な推定結果が得られなかった。仮説においては、比例代表制は大きな政府を生み出しやすいため自殺率を低下させると考えられたが、有意に低下させるとの結果は本分析においては得られていない。

また、多数代表制と比例代表制については、交差項を利用して党派性との関係を考慮した分析も行うべきであったと考えられる。例えば、本分析の対象となる国・期間において比例代表制下で右派政権が多かった場合には、比例代表制が大きな政府を生み出しやすいと言う前提がそもそも間違いであるからである。

- 立法府の競争度(liec)

立法府の競争度は仮説に反してモデル1、モデル2において5%有意、モデル3において1%有意で自殺率上昇に影響しているとの結果が出た。

この原因の一つとして、議会が多元的であればあるほど競合性が高い故に政局不安定になりやすく、立法府の不確実性が高まることが考えられる。これは、チェックアンドバランス指数の解釈と同じ考え方に基づく。特に福祉や再分配に関する法案については、チェックアンドバランス指数の解釈でも述べた通り、財政や有権者支持層の問題から右派政党や中道政党からの支持を得られにくく、左派政党が圧倒的多数でない限り可決が困難だと考えられる。

- 行政府の競争度(eiec)

行政府の競争度は、いずれも 1%有意で仮説通り、自殺率を低下させるとの影響が出た。

この理由としては、行政府の代表者選出が競争的であることは、有権者のニーズが反映されやすいこと、政府の情報の透明性が高いことなどを反映していると考えられることがある。特に行政府においては、政策の実行を通してより直接的に社会に影響を与えることが可能であり、そのぶん自殺率への影響も強いのではないかと考えられる。

- 最高行政官の多選制限(termlimit)

最高行政官の多選制限の厳しさは、モデル 4 において、仮説に反して 5%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。

この結果が得られた理由として、多選制限によって再選不可である場合が増えることで負の不確実性が高まったことが考えられる。仮説の段階では、頻繁に政権交代があることで正の不確実性が高まると考えたが、むしろ最高行政官が頻繁に変わることが負の不確実性を高めた可能性がある。

また、モデル 4 のみで有意な結果が得られた理由としては、先述した除外変数バイアスの可能性も考慮するべきと考えられる。特にモデル 1 や 2 において有意な推定結果が得られた失業率や現最高行政官の再選可否が取り除かれていることが影響した可能性が考えられる。

- 立法府選挙の有無(legelec)・行政府選挙の有無(exelec)

立法府と行政府の選挙が実施されたかどうかは、いずれのモデルでも有意な推定結果が得られなかった。このことから、選挙の実施と結果そのものは直接自殺率に有意な影響を与えないと考えられる。

しかしながら、選挙は自殺率に無影響であるとするのは尚早である。その理由として、まず、これらの変数は、選挙が該当年のどの月に開催されたかを考慮していない。選挙が実施された年のなかでも、1月に実施された場合と12月に実施された場合ではその年の自殺に与える影響は異なり得る。早い時期に選挙があれば結果が影響を与え、遅い時期に選挙があれば近く選挙が行われるという情報が影響を与えられられるからである。そのため選挙がもつ不確実性を高める要因と低くする要因の両方が含まれていた可能性がある。

また、選挙に関してはその後の制度・政策の変化を通してラグをもって自殺率に影響する可能性も考えられる。選挙による国政の変化がすぐに政策や国民の生活に反映されるとは通常考えにくい。真の効果を推定するためにはこのラグをもった影響についても分析する必要があると考えられる。

- 現政治体制の存続期間(tensys)

行政府の代表者の競争度に基づいて判断される現政治体制の存続期間が長いことが、モデル1において5%有意、モデル2において10%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。これは、リアル・オプション理論に基づいた「政治体制の存続期間が長く不確実性が狭まることで自殺率を上昇させる」という仮説が正しいとする結果である。

この結果がみられた理由としては、まず、仮説で述べた通り、政治体制の存続期間が長いことで不確実性が狭まったことが理由として考えられる。

一方、観測数の多いモデル3とモデル4では有意な推定結果は得られていない。このような結果が出た理由として、除外変数バイアスの影響が考えられるほか、政治体制の区分が考慮されていないことも考えられる。前章第2節の定義で述べた通り、この変数の政治体制の判断基準は行政府の競争度(eiec)に基づいている。現政治体制の存続期間というのは、行政府の競争度の高低は関係なくその状態がどれだけ続いているかのみを表すのであって、政治体制が行政府の競争度が高い民主主義体制かもしくは独裁体制であるかの違いは反映されていない。存続期間が同じであっても、政治体制が異なれば、あらゆる状況は異なると考えられる。例えば、行政府の競争度が高い民主的な政治体制下では存続期間の長さは政治体制の安定性を表すと考えられるが、反対に行政府の競争度が低い独裁的な体制下においては、支配的で非包括的な政治が長く続いていることを意味する可能性が高い。そのため、真の効果を測るためには民主的か、独裁的かを区別し、それらとの関係についても分析する必要があると考えられる。

- 最高行政官の所属政党の在任期間(prtyin)

モデル1、モデル2、モデル3のいずれにおいても有意な推定結果は得られなかった。

この結果から、政党の行政府在任期間は政策にも人々の将来の見通しにも有意に影響を与えないと考えられる。先述した通り、行政府においては、その代表者の選出の競争度が高ければ自殺率が低下すると結果が出ている。そのため、所属政党がどれだけ長く在任しているかということよりも、代表者の競争度が自殺への影響においては重要であるということがみてとれる。また、在任期間の長短に関わらず、最高行政官本人のイデオロギーや党派性そのものが自殺に影響していることも可能性として考えられる。

また、政党の在任期間が長いことによるノウハウや信頼の蓄積などのメリットと、不確実性が狭まるデメリットの両方の影響が含まれた可能性も考えられる。

- 現最高行政官の再選可否(reelect)

現最高行政官が再選可能であることが、モデル1において、5%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。

この結果が出た理由として、不確実性が著しく狭まることで自殺率上昇に影響したと考えられる。特に、現最高行政官の再選可否は、近い将来の行政について具体的な予測を

可能にすることから、不確実性の負の側面が強調された可能性が高い。再選可能である状況が自殺率を上昇させるという最高行政官の多選制限(termlimit)と反対の結果が出たのはこれが理由ではないかと考えられる。

また、現最高行政官の再選可否は他の候補者の当選可能性には影響を与えないという見方もあるが、選挙においては資源や実績の観点から現職が有利であるという考えもある。さらに、新人と比べた際には現職の方が情報量も圧倒的に多くなることなどからも、自殺への影響においては現最高行政官に関する情報が強く影響すると考えられる。

- 立法府から無作為に選ばれた2人の議員が異なる政党に属する確率(frac)

モデル1、モデル2、モデル3では有意な推定結果は得られなかったが、モデル4では、仮説に反して確率の上昇が自殺率を上昇させるとの結果が出た。

この理由としては、チェックアンドバランス指数や立法府の競争度と同じく、多元性よりも競合的であることによる政局不安定の影響が強く出たことが考えられる。特に立法府においては、政党数が多く党派性がばらばらであることで、迅速な議会決定が阻害されることや、立法府の競争度の解釈でも述べたように、福祉や再分配に関する法案が通りにくいことも影響していると考えられる。

また、モデル4のみで有意な推定結果が得られたことについては、他の変数と同じく除外変数バイアスの可能性も頭に入れておくべきであると考えられる。

以上が、政治変数についての解釈である。

- 一人あたりGDP(GDPpercapita)

モデル1において、5%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。

モデル2。モデル3、モデル4で有意な推定結果が得られなかった理由としては、取り除かれた失業率の影響が考えられる。不景気(GDP減少)による自殺率上昇の影響を吸収し、元からのGDP増加による自殺率上昇の影響が相殺された可能性が考えられる。

- 実質GDP成長率(GDPgrowth)

いずれも有意な結果は得られなかった。

この理由として、真に無影響である以外には、経済成長がもつ二面性によって効果が相殺された可能性がある。第3章で述べたように、経済成長は社会全体の効用増加を通して自殺率を低下させることもあれば、急激な社会変化による苦痛から自殺率を上昇させることもあるという考えが過去の研究から得られている。

- ジニ係数(GINI)

ジニ係数についても、いずれも有意な推定結果は得られなかった。

この理由として、真に無影響である以外には、サンプルサイズが 319 と他の変数と比べても圧倒的に少ないことで正しい効果を測ることができていない可能性が考えられる。

- 失業率(UNEMP)

仮説通り、モデル 1、モデル 2 の両方において 1%有意で自殺率を上昇させるとの結果が出た。

この背景としては、やはり失業による貧困や心身の健康への影響、差別・不安などの苦痛が考えられる。但し、観測数が少なくモデル 1 とモデル 2 でしか推定に含めることができなかったため、より観測数が増えた際の効果は未知である。

また、失業率は景気を反映するため、失業率が変数から取り除かれることによって他の変数の推定結果にも不本意に影響している可能性がある。特にモデル 1、モデル 2 とモデル 3、モデル 4 の間で結果が異なる変数については、解釈に注意が必要である。

- 公的教育支出の対 GDP 比(EDU)

いずれのモデルでも有意な結果は得られなかった。

この理由として、公的教育支出の対 GDP 比が教育の充実度合いを測る指標として適切でなかった可能性が考えられる。教育の充実に関する変数は、例えば、大学卒業者の割合や、学生一人あたり教育費、全体の教育支出に占める初等教育や中等教育への支出の割合など他にも多くある。仮説の根拠として述べた所得増加や人的資本形成を経由した効果について測るならば、それらを大きく左右する高等教育についての変数を用いることもできたと考えられる。また、公的教育支出の対 GDP 比には教育格差は反映されていない。例えば一国内であっても地域や経済状況によってどれだけ公的教育支出の恩恵を受けられているかに格差が生じている可能性が考えられる。

さらに、GDP が高い国では、教育支出には積極的であっても対 GDP 比ではパーセンテージが低くなってしまうため、その影響が過小評価されている可能性もある。

また、教育は学生に投資してから成長してリターンが得られるまでに少なくとも数年、長くて数十年かかる。そのため、教育そのものの真の効果は本分析では推定されなかった可能性がある。

- 一人あたり医療費(US ドル)(HEALTH)

一人あたり医療費についても、いずれのモデルでも有意な推定結果は得られなかった。

この結果が出た理由として、医療格差を考慮していないことが挙げられる。経済格差や地域格差が医療格差を生んでいる可能性があるため、単に医療費を人口で割っただけでは実際に個人が得ている医療の恩恵を十分に反映しているとは限らない。また、一人あたり医療

費が必ずしも医療技術や医療へのアクセシビリティを反映しているとも限らない。人口あたりの医者数や病院数など、他にも医療の充実を示す変数が考えられるため、真の効果を測るためにはこれらの変数についても分析を行う必要があると考えられる。

以上が、各変数の解釈である。

6.3 統計上のバイアス

最後に、統計上のバイアスの可能性について述べておきたい。変数間でサンプルサイズにばらつきがあることについては、前章第2節で述べた通りである。変数を調整してモデル間の比較を行うことで観測数は改善されたものの、観測数とクロスセクションユニット数が最も多いモデル4でも一度でも分析の対象となった国の数は35に留まっている。これは、対象となるアジア地域48か国のうち13か国が1回も分析に含まれていないことを意味する。欠損値の存在はつきものであるが、特に本分析においてはその対象の特性上、二つの問題があると考えられる。

一つ目が、説明変数にバイアスが含まれているという問題である。本稿では、政治制度に関する13の変数を分析に用いたが、これらの変数のなかには政党間の正当な競争システムや立法府・行政府の選挙の存在を前提としていたものがある。例えば、分析に用いた“The Database of Political Institutions 2020 (DPI2020)”の定義では、多数代表制(plurality)や比例代表制(pr)の変数は、競争的な選挙が行われない国では常に欠損値をとる⁴⁷。立法府から無作為に選ばれた2人の議員が異なる政党に属する確率(frac)や最高行政官の所属政党の在任期間(prtyin)についても同じで、そもそも議会がない場合や議会・内閣はあるが政党が存在しない場合は欠損値扱いになる⁴⁸。現最高行政官の再選可否(reelect)についても、そもそも再選に関する憲法上の制限がない場合は欠損値となる⁴⁹。このように、政治制度の変数自体がいくらかの前提を必要とするものであり、それらの前提を満たさない場合に分析の対象から外れてしまうことが少なからず起こっていると考えられる。議会をもたないことや一党独裁体制であるといった政治体制・政治制度の違いも自殺率に影響する可能性は大いにあるが、本分析に用いたデータのなかでは、それらの違いが反映されなかった。その結果、不本意に分析対象が偏るセレクションバイアスが発生し得たと考えられる。

二つ目に、政治制度や経済状況に関わる統計の有無そのものが、その国の政治体制・政治制度に左右されるという問題である。国家の公的統計はしばしば、その国の政府機関によって行われる。そのため、統計の実施の有無や実施方法、実施したとしてどの程度記録・公開

⁴⁷ “DPI2020 Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions,” pp.16 より、立法府の競争度(lic)の数値がそれぞれ一定数以下の場合、多数代表制・比例代表制の変数は欠損値扱いとなる。

⁴⁸ “DPI2020 Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions,” pp.5,13

⁴⁹ 同上, pp.9

されているかは各国の政府機関にゆだねられている。その結果、政府の統計機関がない、もしくは十分に機能していない場合、欠損値が多くなり分析から除外されている可能性がある。また、第4章第2節で述べたように、国家の情報の透明性は一定の政治体制・政治制度と因果関係をもちやすい。戦略的な情報操作が可能である国は、公的統計が不足しがちであり、分析から除外されてしまった可能性も考えられる。

これらの理由から、本稿で行った推定は対象となったデータに関して一定の傾向を見いだせたものの、母集団すなわちアジア全域の様子を正確に反映していない可能性がある。

そこで、このセレクションバイアスの存在を検証するため、各モデルの分析に一度も含まれなかった国と一度でも含まれた国の自殺率の基本統計量について比較を行ってみる。分析に一度も含まれなかった国と分析に含まれた国、すなわちデータが一回でもすべて揃っていた国で基本統計量が大きく異なる場合、セレクションバイアスが生じている可能性がある。但し、分析に一度でも含まれた国のデータのなかには、実際には変数が揃わず分析に含まれなかったデータもあるので注意が必要である。

表11~14は、各モデルにおいて分析に一度でも含まれた国とそうでない国の二つの基本統計量をまとめたものである。4つの表から、平均値は分析に一度でも含まれた国の方が大幅に高くなっていることが分かる。但し、この平均値の差は分析に一度でも含まれた国の最大値が48.9と非常に高いことの影響を受けている可能性が高い。また、中央値はモデル1~3においては差が0.4以内であり、大差はない。モデル4においては、モデルに一度も含まれなかった国の中央値が分析に一度でも含まれた国より0.75高くなっている。これは、モデル4において分析に一度も含まれなかった国の自殺率が全体的に高い可能性を示している。標準偏差においては、分析に含まれない国より分析に一度でも含まれた国の方が大きくなっているが、サンプルサイズの差や最大値が影響している可能性が考えられる。

表11 モデル1 自殺率の基本統計量の比較

	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
分析に一度も含まれない国	6.56	6.19	3.26	1.14	19.1
分析に一度でも含まれた国	10.6	6.50	9.72	0.820	48.9

表12 モデル2 自殺率の基本統計量の比較

	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
分析に一度も含まれない国	6.54	6.21	3.29	1.14	19.1
分析に一度でも含まれた国	10.5	6.35	9.54	0.820	48.9

表13 モデル3 自殺率の基本統計量の比較

	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
分析に一度も含まれない国	6.35	6.38	2.89	1.14	15.8
分析に一度でも含まれた国	9.58	6.10	8.61	0.820	48.9

表14 モデル4 自殺率の基本統計量の比較

	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
分析に一度も含まれない国	6.76	6.67	2.74	1.14	15.8
分析に一度でも含まれた国	9.05	5.92	8.29	0.820	48.9

総じて、この基本統計量の比較のみでは、セレクションバイアスがあるかどうかは判断しがたいと考えられる。しかしながら、推定において最も少ないモデルで13か国、最も多いモデルで26か国が分析に含まれていないという事実には変わりないので、結果の解釈には引き続き注意が必要である。

第7章 おわりに

本章では、これまでの研究から得られた結論と今後の課題について述べる。

7.1 結論

本稿では、アジア地域における政治制度と自殺率の因果関係を調べるため、パネルデータを用いた実証分析を行った。そこで得られた結論は以下の三つである。

第一に、選挙制度に関して、多数代表制が自殺率上昇に、行政府の代表者の競争度の高さが自殺率低下に影響することが全モデルにおいて実証された。この結果は、選挙で選ばれた代表者が実施する政策や有権者のニーズの充足度、政府の情報の透明性などを通して選挙制度が自殺率に影響を与えることを示唆している。より精緻な結果を得るためには、行政府・立法府の党派性や実際に行われた政策との関係も調べるべきだと考えられる。

第二に、行政府の該当時点での運用状況が自殺率に影響する可能性が示された。現政治体制の存続期間の長さおよび現最高行政官が再選可能であることが自殺率を上昇させるとの結果が出たが、これらに共通する特徴として、該当時点での行政府に関する情報であり、近い将来の国政を予測するのに役立つことが挙げられる。行政府の競争度に基づく現政治体制の長さは将来の政治体制の不確実性を狭める要因として、現最高行政官が再選可能であることは将来の行政の不確実性を狭める要因として、それぞれ自殺率上昇に影響したと考えられる。これは Dixit and Pindyck(1994)や Becker and Posner(2004)が用いたリアル・オプション理論による説明を支持する結果である。さらなる検証のためには、政治体制の区分や行政府の党派性、運用状況に関する他の変数との関係を調べる必要があると考えられる。

第三に、立法府や執政制度全体における競合性が自殺率上昇を招く可能性が示された。立法府の代表者の競争度の高さ、チェックアンドバランス指数、最高行政官の多選制限の厳しさ、立法府から無作為に選ばれた2人の議員が異なる政党に属する確率の高さは、すべて自殺率と正の相関関係を示した。この結果は、高い競合性が政局不安定を招くこと、競合的な状況では再分配のような不人気政策が実現されにくいこと、政策の不確実性が高まることなどによって自殺率が上昇した可能性を示唆している。しかしながら、不景気や社会的混乱、それらに伴う世論など、政治社会に関する他の状況がこれらの変数に影響を与えている可能性もある。また、後ろ3つの変数に関しては、モデル3やモデル4のみで有意な推定結果が得られているため、慎重な解釈が必要である。さらなる検証のためには、競合性に関わる他の変数やこれらに影響を与え得る経済・社会変数との関係も考慮すべきだと考えられる。

以上の三点が、本稿の実証分析で得られた主な結論である。

7.2 今後の課題

本稿では、実証分析を通して、アジアにおける政治制度と自殺率の因果関係について幾らかの特徴が掴めたものの、課題も多く残ることとなった。ここでは主に五つの課題を挙げて説明する。

はじめに、説明変数に関して、前章第3節で述べたような統計上のセレクションバイアスを取り除けなかったことがある。分析に用いた説明変数が特定の前提を必要とするものであったり、国によって統計の充実度合いに差があったりすることで、不本意に分析の対象から外れてしまったデータがあると考えられるからである。より精緻な分析を行うためには、多様な政治体制や政治制度間で比較可能な変数を選ぶなど、変数に関して柔軟な調整を行うべきであると考えられる。

次に、より多くの政治に関する変数の影響について分析を行うべきであると考えられる。今回用いた変数以外にも、政治制度に関する変数は多く存在する。今回データの出处とした Inter-American Development Bank. “The Database of Political Institutions 2020 (DPI2020)” は勿論のこと、V-Dem 研究所の“The V-Dem Dataset”もまた、アジアを含む世界各国の政治に関する変数を多く提供している。今回用いられなかった変数のなかにも自殺率と有意に関係している変数が存在する可能性は大いにある。また、今回は執政制度や選挙制度などの政治制度に着目して分析を行ったが、民主主義体制や権威主義体制などの政治体制や、明文化されないもののルールとして存在する政治規範などもまた、自殺に影響している可能性が考えられる。したがって、より網羅的で具体的な政治に関する変数を用いて分析を行うこと、場合によってモデル分けを行うことなどが求められる。

また、分析方法に関して、タイムラグを考慮しなかったことも課題だと考えられる。本稿では、被説明変数である自殺率と全ての説明変数について、同年のデータで因果関係を分析した。しかし、政治制度はタイムラグをもって自殺率に影響する可能性も十分に考えられる。経済の不確実性が自殺率に与える影響を研究した Claveria(2022)や自然災害の自殺率への影響を研究した澤田・上田・松林(2013)では、いずれも説明変数がラグをもって自殺率に影響を与えると結果が示されている。政治制度についても、制度の普及や政策の実行、また人々の反応を通して自殺率に影響を及ぼし得るため、それらの影響がすぐに同年の自殺率に反映されているとは限らない。したがって、同年のデータでの分析だけでなく、タイムラグを含んだ分析も行う必要があると考えられる。

次に、他の経済・社会的要因との関係を考慮して分析を行うべきであると考えられる。本稿では、変数に用いたもの以外の各国間の違い、例えば政府の党派性や経済体制、宗教性や世帯状況について考慮しなかった。しかしながら、同じ政治制度の下であっても右派政権であるか左派政権であるか、資本主義国であるか社会主義国であるかによって自殺への影響は大きく異なることがあり得る。そのため、交差項やダミー変数を利用しながら、

こういった他の経済・社会的要因との関係についても分析を行うことで、より正確な結果が得られると考えられる。

最後に、自殺研究においては限定合理性を考慮した分析も必要であると考えられる。限定合理性とは、合理的であろうとするものの得られる情報や認識能力の限界から合理性に限界が生じることを意味する。本稿における仮説構築、実証分析、結果の解釈の多くは、自殺に関する経済学研究において最も用いられてきた効用最大化理論に基づいている。この効用最大化理論は、個人があらゆる情報から期待効用を正確に計算したのち合理的に自殺をするかしないかを判断することを仮定している。しかしながら、実際の社会では、個人が把握・処理できる情報量には限界があるため、人間の行動の多くには限定合理性が存在していると考えられる。そのため、今後の自殺研究においては合理性に基づかずに自殺を選択する可能性も考慮して研究を進めることが必要であると考えられる。

参考文献

論文・著書

- 河野勝(2002)『制度』東京大学出版会
- 澤田康幸・上田路子・松林哲也(2013)『自殺のない社会へ』有斐閣
- 澤田康幸・崔允禎・菅野早紀(2010)「不況・失業と自殺の関係についての一考察」『日本労働研究雑誌』52(5), 58-66. 労働政策研究・研修機構
- 田中拓道・近藤正基・矢内勇生・上川龍之進(2020)『政治経済学:グローバル化時代の国家と市場』有斐閣
- Barnes, C.B. (1975). The partial effect of income on suicide is always negative. *The American Journal of Sociology*, 80(6), 1454–1462.
- Becker, Gary S. & Posner, Richard A. (2004). *Suicide: An Economic Approach*. Chicago.
- Burr, J.A., McCall, P.L. & Powell-Griner, E. (1994). Catholic religion and suicide: the mediating effect of divorce. *Social Science Quarterly*, 75(2), 300–318.
- Cheibub, J.A. & Chernykh, S. (2009). Are semi-presidential constitutions bad for democratic performance?. *Constitutional Political Economy*, 20, 202–229. <https://doi.org/10.1007/s10602-008-9072-2>
- Chen, J., Choi, Y.J., Mori, K., Sawada, Y. & Sugano, S. (2012). SOCIO-ECONOMIC STUDIES ON SUICIDE: A SURVEY. *Journal of Economic Surveys*, 26, 271-306. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00645.x>.
- Chen, J. Choi, Y.J., & Sawada, Y. (2009). How is suicide different in Japan? *Japan and the World Economy*, 21(2), 140-150. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2008.06.001>.
- Chew, K. S., & McCleary, R. (1995). The spring peak in suicides: a cross-national analysis. *Social science & medicine* (1982), 40(2), 223–230. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)e0070-9](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)e0070-9)
- Choi, Y., Chen, J. & Sawada, Y. (2015). Life Insurance and Suicide: Asymmetric Information Revisited. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 15(3), 1127-1149. <https://doi.org/10.1515/bejeap-2014-0081>
- Chuang, H.L., & Huang, W. (2003). Suicide and Unemployment: Is There a Connection? An Empirical Analysis of Suicide Rates in Taiwan. *Journal of Socio-Economics*, 26(3), 277–289.
- Claveria, O. (2022). Global economic uncertainty and suicide: Worldwide evidence. *Social Science & Medicine*, 305, 115041. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2022.115041>
- Cutler, D. M., Glaeser, E. L., & Norberg, K. E. (2001). Explaining the rise in youth suicide. In J. Gruber (Ed.), *Risky behavior among youths: An economic analysis*, 219–269. The University of Chicago Press.

- Daly, M.C. & Wilson, D.J. (2006). Keeping up with the Joneses and staying ahead of the smiths: evidence from suicide data. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 12.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctt7sncv>
- Durkheim, É. (1897). *Le Suicide: Etude De Sociologie*. Paris. Alcan.F.
(宮島 喬訳 (2018) 『自殺論』 中央公論新社)
- Faupel, C. E., Kowalski, G. S., & Starr, P. D. (1987). Sociology's one law: religion and suicide in the urban context. *Journal for the scientific study of religion*, 26(4), 523–534.
<https://doi.org/10.2307/1387102>
- Fischer, J. & Rodriguez-Andres, A. (2008). Political Institutions and suicide: a regional analysis of Switzerland. *Thurgau Institute of Economics and Department of Economics at the University of Konstanz Working Paper*, 33.
- Freeman, D. G. (1998). Determinants of Youth Suicide: The Easterlin-Holinger Cohort Hypothesis Re-Examined. *The American Journal of Economics and Sociology*, 57(2), 183–199.
<http://www.jstor.org/stable/3487492>
- Hamermesh, D. S., & Soss, N. M. (1974). An Economic Theory of Suicide. *Journal of Political Economy*, 82(1), 83–98. <http://www.jstor.org/stable/1830901>
- Helliwell, J. F. (2007). WELL-BEING AND SOCIAL CAPITAL: DOES SUICIDE POSE A PUZZLE? *Social Indicators Research*, 81(3), 455–496. <http://www.jstor.org/stable/20734436>
- Immergut, E. M. (1990). Institutions, Veto Points, and Policy Results: A Comparative Analysis of Health Care. *Journal of Public Policy*, 10(4), 391–416. <http://www.jstor.org/stable/4007450>
- Iversen, T., & Soskice, D. (2006). Electoral Institutions and the Politics of Coalitions: Why Some Democracies Redistribute More than Others. *The American Political Science Review*, 100(2), 165–181. <http://www.jstor.org/stable/27644342>
- Jungeilges, J. & Kirchgässner, G. (2002). Economic Welfare, Civil Liberty, and Suicide: An Empirical Investigation. *The journal of socio-economics*, 31(3), 215-231.
[https://doi.org/10.1016/S1053-5357\(02\)00116-6](https://doi.org/10.1016/S1053-5357(02)00116-6).
- Kastellec, J., & Leoni, E. (2007). Using Graphs Instead of Tables in Political Science. *Perspectives on Politics*, 5(4), 755-771. doi:10.1017/S1537592707072209
- Kimenyi, M.S. & Shughart, W.F. (1986). Economics of suicide: rational or irrational choice. *Atlantic Economic Journal*, 14(1), 120–121. <https://doi.org/10.1007/BF02303514>
- Klick, J., & Markowitz, S. (2006). Are mental health insurance mandates effective? Evidence from suicides. *Health economics*, 15(1), 83–97. <https://doi.org/10.1002/hec.1023>

- Koo, J. & Cox, W.M. (2008). AN ECONOMIC INTERPRETATION OF SUICIDE CYCLES IN JAPAN. *Contemporary Economic Policy*, 26, 162-174. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2007.00042.x>
- Leigh, A., & Jencks, C. (2007). Inequality and mortality: long-run evidence from a panel of countries. *Journal of health economics*, 26(1), 1–24. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.07.003>
- Lester D. (1995). Explaining regional differences in suicide rates. *Social science & medicine* (1982), 40(5), 719–721. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)00141-f](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)00141-f)
- Mathur, V. K., & Freeman, D. G. (2002). A theoretical model of adolescent suicide and some evidence from US data. *Health economics*, 11(8), 695–708. <https://doi.org/10.1002/hec.704>
- Minoiu, C. & Rodríguez, A. (2008). The effect of public spending on suicide: evidence from U.S. state data. *The Journal of Socio-Economics*, 37, 237–261. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2006.09.001>
- O'Connor, R. C., Wetherall, K., Cleare, S., McClelland, H., Melson, A. J., Niedzwiedz, C. L., O'Carroll, R. E., O'Connor, D. B., Platt, S., Scowcroft, E., Watson, B., Zorzea, T., Ferguson, E., & Robb, K. A. (2021). Mental health and well-being during the COVID-19 pandemic: longitudinal analyses of adults in the UK COVID-19 Mental Health & Wellbeing study. *The British journal of psychiatry : the journal of mental science*, 218(6), 326–333. <https://doi.org/10.1192/bjp.2020.212>
- Persson, T. & Tabellini, G. (1999). The size and scope of government: Comparative politics with rational politicians. *European Economic Review*, 43(4–6), 699-735. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00131-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00131-7)
- Persson, T. & Tabellini, G. (2003). *The Economic Effects of Constitutions*. Massachusetts. The MIT Press.
- Phillips, D. P. (1974). The Influence of Suggestion on Suicide: Substantive and Theoretical Implications of the Werther Effect. *American Sociological Review*, 39(3), 340–354. <https://doi.org/10.2307/2094294>
- Rodríguez, A. (2005). Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. *Applied Economics*, 37, 439–451. <https://doi.org/10.1080/0003684042000295304>
- Rodríguez, A. (2006). Inequality and suicide mortality: a cross-country study. *Development Research Working Paper Series*, 13. Institute for Advanced Development Studies.
- Sakamoto, H., Ishikane, M., Ghaznavi, C. & Ueda P. (2021). Assessment of Suicide in Japan During the COVID-19 Pandemic vs Previous Years. *JAMA Netw Open*, 4(2), e2037378. doi:10.1001/jamanetworkopen.2020.37378

- Simpson, M. E., & Conklin, G. H. (1989). Socioeconomic Development, Suicide and Religion: A Test of Durkheim's Theory of Religion and Suicide. *Social Forces*, 67(4), 945–964.
<https://doi.org/10.2307/2579709>
- Stuckler, David. Basu, Sanjay. (1972). *The Body Economic: Why Austerity Kills*. New York. Basic Books.
(橘明美・白井美子訳(2014)『経済政策で人は死ぬか？-公衆衛生から見た不況対策-』草思社)
- Suzuki, T. (2008). ECONOMIC MODELLING OF SUICIDE UNDER INCOME UNCERTAINTY: FOR BETTER UNDERSTANDING OF MIDDLE-AGED SUICIDE. *Australian Economic Papers*, 47(3), 296-310. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2008.00349.x>
- Ueda, M., Mori, K., & Matsubayashi, T. (2014). The effects of media reports of suicides by well-known figures between 1989 and 2010 in Japan. *International journal of epidemiology*, 43(2), 623–629. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu056>
- Whitman, D.G. (2002). *A search theory of suicide*. California.
- Yip, P. SF. (2005). A Public Health Approach to Suicide Prevention. *Hong Kong Journal of Psychiatry*, 15(1), 29-31.

公的機関の報告資料等

- 国土交通省鉄道局(2009) 「鉄道輸送トラブルによる影響に関する調査について～大都市圏の1時間未満の輸送トラブルについて～」
- 小林公夫(2015)「主要国の憲法改正手続—12か国の憲法の特徴を探る—」『調査と情報—ISSUE BRIEF— No.853』国立国会図書館
- 山岡規雄・井田敦彦(2021)「諸外国における戦後の憲法改正【第7版】」『調査と情報—ISSUE BRIEF— No. 1133』国立国会図書館
- The Office for National Statistics. (2011). *Definition of avoidable mortality*.
- World Health Organization. (2012). *Preventing suicide: a global imperative* (自殺予防総合対策センター訳 (2014)「自殺を予防する 世界の優先課題」)
- World Health Organization. (2019). *Suicide in the world: global health estimates*.
- World Health Organization. (2021). *Suicide worldwide in 2019: global health estimates*.

公的機関のHP等

- Center for Injury Prevention and Control, CDC. “Number of Injuries and Associated Costs” <https://wisqars.cdc.gov/cost/> (最終閲覧日: 2023年1月17日)
- Inter-Parliamentary Union, “Compare data on Parliaments” <https://data.ipu.org/content/parline-global-data-national-parliaments> (最終閲覧日: 2023年1月7日)

記事等

- 鶴光太郎(2003)「政府の透明性（パート1）一国の「かたち」を変革する突破口―」
『Economic Review No.13』，独立行政法人経済産業研究所
<https://www.rieti.go.jp/users/economics-review/013.html> (最終閲覧日:2023年1月8日)
- The Economist. 2007. “Elusive, but not always unstoppable,”
<https://www.economist.com/international/2007/06/21/elusive-but-not-always-unstoppable> (最終閲覧日:2022年12月30日)

データ

- Inter-American Development Bank. “The Database of Political Institutions 2020 (DPI2020)”
<http://dx.doi.org/10.18235/0003049>
- International Monetary Fund. “World Economic Outlook (October 2022)”
<https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/WEO>
- Our World in Data. “Real GDP growth, 1980 to 2027”
<https://ourworldindata.org/grapher/real-gdp-growth?tab=chart&country=GBR~CHN~IDN~IND~USA~CAN~FRA~DEU~ITA~JPN>
- The World Bank. “World Bank Open Data”
<https://data.worldbank.org/>
- World Health Organization. “The Global Health Observatory”
<https://www.who.int/data/gho/data/themes/mental-health/suicide-rates>