

[原著論文] コホートサイズの自殺率規定力に対する年齢効果の検討：世代間，世代内コンフリクトが日本の自殺率に対して与える影響の計量分析

| | |
|----------|---|
| その他のタイトル | Cohort Size, Age, and Suicide Rates : A Longitudinal Analysis of Suicide Rates by Prefecture in Japan |
| 著者 | 紺田 広明, 与謝野 有紀 |
| 雑誌名 | 社会的信頼学 |
| 巻 | 1 |
| ページ | 23-42 |
| 発行年 | 2013-03-31 |
| URL | http://hdl.handle.net/10112/7749 |

コホートサイズの自殺率規定力に対する年齢効果の検討 —世代間、世代内コンフリクトが日本の自殺率に対して与える影響の計量分析—

紺田広明¹、与謝野有紀²

【要 約】

近年の日本の高い自殺率の解消は喫緊の課題となっているが、その中で、社会関係資本が果たす役割の重要性が認識され始めている。また、社会関係資本の主要素である一般的信頼の高さが、自殺を抑止する効果があることも実証的に示され始めている。その一方、意識項目による測定にもとづく信頼の分析には、指標の不安定性、データの制約などの問題があることが指摘されている。そこで、本稿では、自殺に対する社会的信頼の効果を明らかにするために、以下の分析戦略を採用した。1) 個人の信頼感の平均を指標とするのではなく、信頼の形成、崩壊に対応するマクロ指標を利用する。2) 既存研究で、信頼感が必要条件として機能することが明らかにされてきているため、その必要条件が満たされていない状況、すなわち、信頼が崩壊するような場面を扱う。3) 分析の参照点となる既存研究がすでに存在し、分析戦略の日本における妥当性が比較検討される対象を選定する。この方針に従い、ここでは、コホートサイズの自殺率に及ぼす影響を検討した。コホートサイズを扱うのは、コホートサイズの大きさが、世代内、世代間の信頼の弱体化と関連するという既存研究(Pampel, 1996など)の仮説を前提としているためである。分析対象は、1993～2010年の都道府県別・年齢階級別の男性の自殺率とした。分析の結果、若年層・中年層では大きなコホートサイズほど自殺率が増加し、また、高齢者層では大きなコホートサイズほど自殺率が減少しており、世代内の信頼の弱体化と世代間の対立の両者がともに、自殺に対して影響をもつことが明らかになった。

キーワード：自殺率、コホートサイズ、社会的信頼、都道府県別の縦断的分析、一般化最小二乗法

1. はじめに

日本の平均余命はほぼ一貫して上昇傾向を続けており、また、殺人、交通事故による死亡者数はこの数年、毎年のように最低記録を更新している。もちろん、このことは、日本が、Beck (1986) の意味で、「リスク社会」でないということの意味するわけではないし、3.11 以降、リスクが日本社会の最大の課題として意識されていることもまた事実である。しかしながら、日本社会において、犯罪、事故に起因して「生命、身体が損なわれる確率」が、戦後最低のレベルにあるということもまた事実である。こうした状況の中、1998年に初めて3万人を超えた日本の自殺者数が、その後、14年間にわたり3万人という高い水準を維持していること、また、自殺が男性の死因の上位を占めるようになってきていることは、特筆すべきことであろう³。いいかえれば、「現代日本人の生命に対する最大の脅威の一つは、自らの生命を断つという行為である」という異常な状態が続いているということになる。

¹ 関西大学社会的信頼システム創生センター、関西大学大学院心理学研究科博士後期課程

² 関西大学社会的信頼システム創生センター、関西大学社会学部

³ ここでは、日本国籍に限定しない警察庁のデータからこのようにのべているが、2千人前後少ない、厚生労働省のデータにおいても、全体の傾向としては同じである。

この状況に対して、国を挙げて様々な対策が講じられてきており、2007年には、「自殺総合対策大綱」が策定され、日本の自殺率（自殺死亡率）を2016年までに20%以上減らすことが目標として掲げられた。これを受けて、自殺予防総合対策センターを中心としてさまざまな対策が検討・提案され、また、国家規模で多額の予算が投入されてきたが、残念なことに、前述の通り自殺者数は3万人前後のままであり、減少傾向は確認できていない⁴。この点で、これまでの対策には限界があるといえることができるだろう。こうしたなか、2012年の「自殺総合対策大綱」の改定に当たって、自殺予防総合対策センターによって各学術団体からの意見募集が行われたが、その中には、これまで含まれていなかった対策、すなわち「社会関係資本の充実による自殺対策の重要性の指摘」が複数団体から寄せられている⁵。

社会関係資本、さらにいえば、人々間の信頼が、自殺対策の新たなキーとして着目された背景には、アメリカ、イギリスを中心とする公衆衛生学者たちの詳細な研究成果がある。たとえば、Kawachi and Kennedy (2002) は、アメリカでの州ごとのデータを分析して、信頼感が低い州では病気の罹患率が高く、平均余命が短くなることを示している。この研究の流れの中で、Kelly et al. (2009) は、ヨーロッパ11か国の男女別データをもちい、信頼感が自殺率を抑制することを明らかにしている。これらを受ける形で、与謝野 (2011) は、日本の都道府県の信頼感と自殺率の関連を分析し、地域の種々の特性をコントロールしても、信頼感が高い地域では、自殺率が抑制される傾向があることを明らかにしている。このように、社会関係資本の主要素である信頼が、自殺対策において重要であることが認識されてきている一方で、信頼の測定の問題が種々指摘されており、また、地域、年別に、計量分析に耐えるだけの信頼指標のあるデータを用意することも極めて困難である。そこで、本稿では、47都道府県18年間の、パネル、時系列の巨大なデータセットに対して、信頼の問題を組み入れた分析を行うために、以下のような分析戦略を採用する。

- 1) 個人の信頼感の測定値の平均を指標とするのではなく、信頼の形成、崩壊に対応するマクロ指標を利用する。
- 2) 既存研究で、信頼感が、種々の変数に関して、必要条件として機能していることが分かりつつあるため、その必要条件が満たされていない状況、すなわち、信頼が崩壊するような場面を扱う。
- 3) 分析の参照点となる既存研究がすでに存在しているため、日本におけるこの分析戦略の妥当性がそれらとの比較の中で検討されるようにする。

本論文は、これらを前提として、コホートサイズ（同時出生集団の成員の多さ）がコホートの自殺率に及ぼす影響に関する先行研究（Pampel 1996）を参照点とする。この

⁴ あくまで全体としての傾向であり、秋田県をはじめとする自殺率の上位自治体での自殺率の改善には、きわめて目覚ましいものもある。

⁵ 国立精神・神経医療研究センター自殺総合対策大綱改正の提言に向けてのワーキンググループ (2012)。

研究では、「集団内の競争圧力が高く、信頼が破壊されやすいと考えら得る場合」と「集団間での利害対立があり、信頼を前提にした共同があるのではなく、サイズの大きい集団が政治的影響力をより強く行使し、自らの利益を守る場合」の二つのケースが自殺との関連で同時に検討される。前者は、「コホートサイズが大きいほど、コホート内の集団圧力が高く、自殺や犯罪などの社会病理現象が増加する」という Easterlin (1978, 1987) の議論に対応するものである。後者は、「コホートサイズが大きいほど、コホートの成員は優位な政治的立場を利用し、相対的に有利な社会的状況を獲得する」という Preston (1984) の説に対応する。前者は、ベビーブーム世代に代表されるように、コホートサイズが大きいほど種々の資源が不足するため、同じ世代内では信頼と協力ではなく、対立が生じている状況としかえられない。また、後者は、コホートサイズが大きい世代が、より大きな政治的影響力を背景に、自分たちに有利に状況を誘導し、世代間での共同(あるいは信頼)がなくなり、利害対立が生じている状況ということになる。この二つの議論は、信頼と自殺の関係をめぐる、まったく異なるプロセスを帰結する。前者は「コホートサイズの大きさが世代内の信頼を破壊し、自殺を促進する」というプロセスであり、後者は「世代間で共同と信頼関係がなく、対立関係にあるような場合、コホートサイズの大きさが自殺を抑止する」というプロセスであるから、一見して相反的なものとなっている。

我々が Pampel (1996) に着目するのは、この相反的なプロセスが、労働力と年齢の観点から一元的に整理され、「若年層や中高年層においては、大きなコホートでの労働市場内の競争圧力が信頼を破壊し、自殺を促進する一方、労働市場から退出後の高齢者においては、政治的影響力がより大きな要因として機能し、自殺を抑止する効果をもつ」とされていることである。Pampel (1996) は、Easterlin (1987) と Preston (1984) の議論に統一的な解釈をあたえ、国際データに対して、横断的かつ縦断的な統計分析モデルを適用することで、このことを明快に実証した。

本稿は、この Pampel (1996) の議論が、現代日本の自殺率の変動についても成立するかどうかを検討することで、先述の三つの分析戦略の一つの試みとしたい。また、信頼の崩壊による自殺率への影響を特定することができれば、その影響を取り除いたうえで、自殺率の時代による変化を描くことが可能となる。社会関係資本は自殺率を規定すると考えられる多数の要因の一つにすぎないのだが、まずは、信頼の要因を世代間、世代内でコントロールしたうえでの自殺率の時代の変化を示すことで、今後の経済資本など別の要因の影響を検討するための基盤づくりを試みる。

2. 現代日本の自殺をめぐる状況

2-1. 近年の日本の自殺の趨勢

近年の日本における自殺者数⁶の推移をみると大きな山が3つある(図1)。第二次世

⁶ 自殺者数の統計資料は、厚生労働省『人口動態統計』と警察庁『自殺統計』があり、ここでは『人口動態

界大戦後の 1950 年代後半に年間 2 万人を超えた時期があり、高度経済成長期に入り 1 万 5 千人前後で推移するが、その後徐々に増加していき 80 年代に 2 万 5 千人の大きなピークとなっている。そして、1998 年に自殺者数が 8 千人余り増加してはじめて 3 万人を超えて、その後は 3 万人前後の高止まり状態である。50 年以降で最も少なかった 1967 年の 1 万 4121 人であったことを考えると、1998 年の 3 万 1755 人は、人口が 1.2 倍程度の増加であるのに対して 2 倍以上の自殺者数の急激な増加である。男女の推移においては、一貫して男性の自殺者数が多く、70 年代中頃より男性の自殺者数の増加がいちじるしく、当初女性の 1.3 倍程度であったひらきが現在では約 2.5 倍となり、男性の自殺者数が全体の約 7 割を占めている。近年の日本の自殺の多さは、特に男性において深刻である。

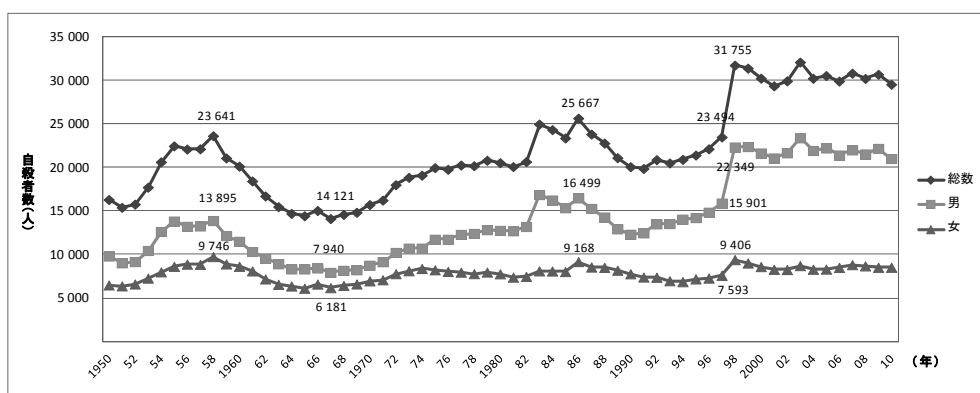


図 1 自殺者数の年次推移 (1950～2010 年)⁷

次に、世界における日本の自殺状況についてみてみる。世界保健機関の公表しているデータでは、日本の人口 10 万人当たりでみた自殺率は、2009 年で男性 36.2、女性 13.2 であった (World Health Organization 2011)。発表されている 105 の国と地域中で日本は男性で 11 番目、女性で 5 番目の高さである。OECD 加盟 34 国で比較すると、ハンガリー、韓国について男性で 3 番目であり、女性は韓国について 2 番目である (図 2)。G8 諸国では、男性はロシアについて 2 番目で女性は 1 番目に高い。国際的にみても日本の自殺率の高さは際立っている現状にある。

統計』の自殺者数にもとづく。内閣府『平成 24 年版自殺対策白書』によると、両者の違いは、1 調査対象の差異、2 調査時点の差異、3 事務手続き上 (訂正報告) の差異である。前者は、日本における日本人を対象とし、住所地を基に死亡時点で計上する。後者は、総人口 (日本における外国人も含む) を対象とし、発見地を基に自殺死体発見時点 (認知) で計上する。

⁷ 厚生労働省『人口動態統計』をもとに作成した。

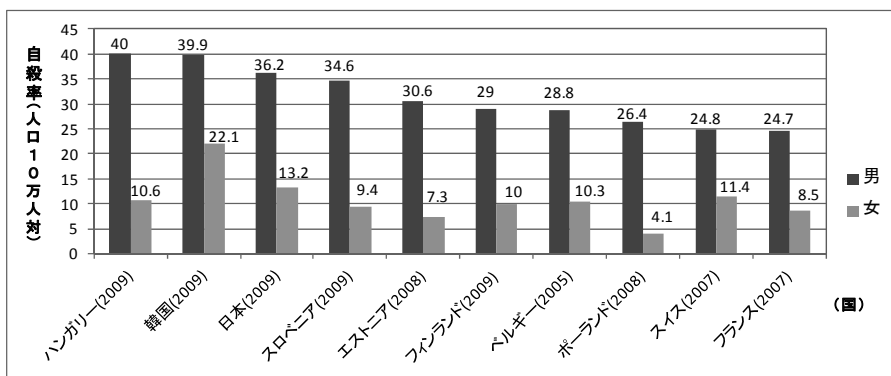


図2 国ごとの男女別自殺率 (OECD 男性上位 10 国)⁸

国際的にみて、日本の女性の自殺率も非常に高い水準にあり早急な対策が望まれるが、自殺者数全体の7割を占める男性の自殺対策が特に急がれている。男性の1980年から2010年までの年齢ごとの自殺率(年齢階級別自殺率)をみると、年齢が上がるにつれて自殺率は徐々に上昇しているが、急増した1998年以降の2000年、2010年には50代後半あたりが一つのピークを形成している(図3)。ここから、自殺者数3万人への増加は、40代から60代にかけての男性の中年層での増加が1つの要因となっていることがうかがえる。

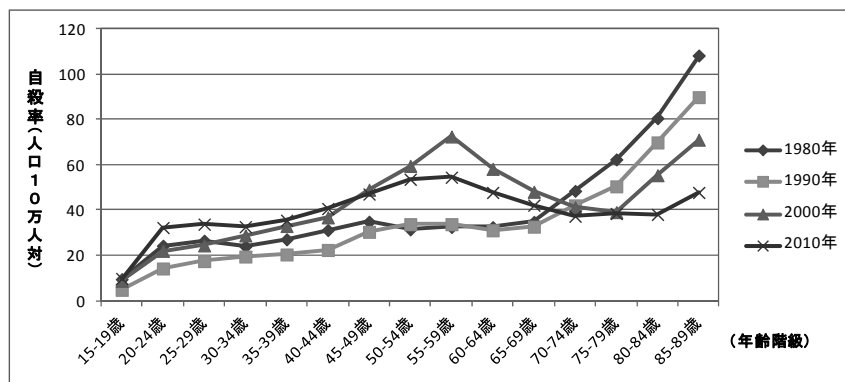


図3 年齢階級別自殺率 (1980～2010年の10年ごと)⁹

2-2. 自殺対策の課題と対応

わが国の自殺対策で重要な岐路は、2006年に自殺の防止及び自殺者の親族等への支援の充実を図るなどの総合的に自殺対策を推進する「自殺対策基本法」が施行されたこと

⁸ World Health Organization, *Suicide Rates Per 100,000 by Country, Year and Sex (Table) Most Recent Year Available; as of 2011* をもとに作成し、国名の後ろの括弧内の数字はデータがとられた年を表す。

⁹ 厚生労働省『人口動態統計』，総務省『国勢調査』をもとに作成した。

である¹⁰。この法律にもとづき、2007年に政府が推進すべき自殺対策の指針である「自殺総合対策大綱」（以下、「大綱」と省略）が閣議決定された¹¹。法律の制定や予算措置による自殺への日本の対策は国際的にもまれて、「日本と同様に自殺率が高い他国の模範となるべき姿勢」（World Health Organization, 2012）とされる。

「大綱」では、多くの自殺について、個人の自由な意思や選択の結果ではなく、様々な悩みにより心理的に追い込まれた末の死との基本認識を示している。心理的な悩みを引き起こす、経済・生活問題、健康問題、家庭問題などの様々な要因に対して適切に取り組むとともに、うつ病等の精神疾患に対する治療により、多くの自殺は防ぐことができるとしている。また、自殺を考えている人は何らかのサインを発していることが多く、国民一人ひとりの気づきを自殺予防につなげていくことを課題としてあげている。

自殺を図った人の直前の心の健康状態において、大多数がうつ病等の精神疾患に罹患しているとされていることから、「大綱」ではうつ病の早期発見・早期治療を図る取り組みが相対的に重視されている。心の健康づくりの推進、適切な精神科医療の受診など、集中的に取り組むべき当面の重点施策として掲げられている。一方で、自殺の危険を高める要因の第一として、失業や倒産、多重債務、長時間労働などの社会的要因が挙げられている。日本人の働き方の見直しや再チャレンジできる社会を創りあげるという社会的要因の背後にある制度や慣習についての言及もあるが、社会的要因に対する当面の重点施策としては、失業者や多重債務者などの問題を抱えた人に対する相談・支援体制の整備・充実を図ることとしている。

このように、「大綱」に代表される日本の自殺対策は、精神疾患に罹患した者や失業した者など、自殺の危険性が高まった人が自殺へと至るプロセス、いわば「ミクロなプロセス」に対しての対策に力点がおかれている。結果として、失業や倒産に陥らないための施策、生活や就業の安定化など、「マクロな社会政策」への言及が相対的に少ない。また、2012年の「大綱」の改正作業では、自殺予防総合対策センターが中心となり、科学的な知見に基づく大綱改正への提言をまとめる作業が行われたが¹²、精神や心理および身体に関わる問題を扱う学会からの提言が多数を占めていた。個人を対象とした精神や身体への予防・対策、社会経済基盤が脆弱になった後の「ミクロなプロセス」に対する対策の重要性は言うまでもないが、「ミクロなプロセス」が発動する蓋然性を高める

¹⁰ 法律が制定される以前から、2002年の「自殺防止対策有識者懇談会」の提言や2006年の「自殺対策の法制化を求める三万人署名」など、自殺を社会の問題としてとらえ、社会全体での取り組みとするまでに様々な活動が行われてきている（清水・上田 2010; 竹島 2008 参照）。

¹¹ 「大綱」は、5年を目途に見直しすることが明記されており2012年8月に改正された。改正された主な項目としては、「誰も自殺に追い込まれることのない社会の実現」を目指すことを大綱の副題及び冒頭で明示、地域レベルの実践的な取組を中心とする自殺対策への転換を図る必要性、具体的施策として若年層向けの対策や自殺未遂者向けの対策を充実すること、国、地方公共団体、関係団体及び民間団体等の取組相互の連携・協力を推進することを掲げている（内閣府「自殺総合対策大綱～誰も自殺に追い込まれることのない社会の実現を目指して～（平成24年8月28日閣議決定）」参照）。

¹² 国立精神・神経医療研究センター自殺総合対策大綱改正の提言に向けてのワーキンググループ（2012）。

「マクロなプロセス」の対策も十分に講じる必要がある。

2-3. 自殺とコホートサイズ：二つの仮説

コホートサイズとは、同時出生集団の人口サイズであり、コホートサイズと自殺との関係について相反する2つの仮説が存在している。1つは、コホートサイズが大きいほど、競争圧力などにさらされるために、自殺、犯罪などの社会病理現象が増加する（逆に言えばコホートサイズが小さいほど自殺が減少する）とする仮説である（Easterlin 1978, 1987）。コホートが大きいと不足する資源のために同じ世代内で様々な競争に直面することとなる。青年期には教師や学校などの教育資源が不足し、成人期には労働市場での就活や昇進での競争が激しく、老年期には退職金や介護資源の枯渇を生じる。結果として、競争の脱落による経済的困窮が生じやすく、自殺が増えることになる。これは、世代内での信頼崩壊の問題といってもよい。

逆に、コホートサイズが大きいほど、政治的影響力が相対的に強く、有利な社会的状況に置かれるために自殺が減少する（逆に言えばコホートサイズが小さいほど自殺が増加する）とする仮説がある（Preston 1984）。大きなコホートは、十分な成員の投票集団や消費団体などを形成することで大きな声をあげ行動を起こすことができる。コホート内の団結や統合が増し、政界や経済界における重要なポストを占めることになる。反対に、小さいコホートは困難に直面しても社会問題として提起する力が弱く、大きなコホートに従う存在で不利な立場を被りやすい。結果として、小さいコホートでは失業などの危機的な社会問題に直面しやすく、自殺が増加することになる。これは、世代間の信頼が崩壊しており、政治的影響力がそが自らの生命の安全の基礎になるという考え方と言える。

「はじめに」で述べたとおり、二つの一見相反する仮説に対して、Pampel (1996) は、議論が適用されるコホートの年齢層と労働力状態を通じて、統一的な解釈を与えた。Easterlin (1987) の仮説は、労働市場における個人の成功において大きなコホートの害を強調しており、Preston (1984) の仮説は、労働力以外の役割への移行におけるコホートサイズの有利な影響を強調している。つまり、稼得や市場の役割が大きくなると、大きなコホートは不利になり、稼得の役割よりもそれ以外の役割が大きいほど、もしくは市場と比較して政府の役割が大きくなるほど、大きなコホートに所属する利点は大きくなる。

この整理にもとづき、Pampel (1996) はコホートサイズの影響を決める4つの要因を指摘している。それは、(1)コホート成員の年齢、(2)コホート成員の性別、(3)国家の福祉政策（個人と市場の結び付きの程度に影響する政策）、(4)時代傾向（労働の性質、経済、国家）である。特に、(1)コホートの年齢は基本的な要因である¹³。収入の源泉は、

¹³ Pampel (1996) は、(2)性別については、コホートサイズの害は、男性よりも女性においてより弱く生じるとした。伝統的に、女性は労働市場において、男性より参加率、時間、稼ぎが低く、同じ年齢の男性

コホートの現在の年齢で異なり、コホートサイズの害は年齢とともに減少する。若い成人は、稼ぎを得るために労働市場での比重が増してきて、職業および経済的に将来の不確かさに直面しているが（コホートサイズは自殺に正の関連）、収入状況は年齢とともに安定してくる。さらに、退職頃には高い移行収入（退職金）があり、また政治的な影響力が増している（コホートサイズは自殺に負の関連）。Pampel (1996) は、1953～1986年の18か国における10歳区分7年齢階級別での自殺率において計量分析を行い、コホートサイズの影響は、若年層・中高年層（15歳～64歳）で正の影響があり、高齢者層（65歳以降）で負の影響があることを示した。

さらに、「はじめに」で示したように、コホートサイズと自殺の関連についての相反する二つの仮説は、コンフリクトが生じることによる信頼の崩壊によって一元的に説明できる。信頼の観点から二つの仮説を検討すれば、前者の仮説は、慢性的な資源の不足により、世代内でコンフリクトを生じており、世代内での信頼が崩壊した状態を生じているために、自殺率が増加すると考えられる。後者の仮説は、持続的に不利（あるいは有利）な立場になることで、世代間でコンフリクトを生じており、世代間での信頼が崩壊した状態を生じるために、コホートサイズの大小が自殺率に影響すると考えられる。二つの信頼が崩壊している状況であれば、世代内の信頼崩壊では、若年層・中高年層で大きなコホートサイズほど自殺が増加し、世代間の信頼崩壊では、高齢者層で大きなコホートサイズほど自殺が減少することが予測される。

こうした自殺とコホートサイズとの関連については、欧米での知見の蓄積が進んでいるが、日本における自殺に関する計量的研究では、失業に注目している研究（Yamasaki et al. 2008; 谷畑ほか 2003など）が多く、コホートサイズに着目した信頼の崩壊についての研究は今のところ見られない。また、時系列であっても一部の都道府県に限定されており、日本の自殺についての都道府県、年齢、時代を全て含めた横断・時系列での自殺研究はいまだ不足している現状にある。このため、本研究では、これまで日本の自殺対策研究では十分に考慮されてこなかった信頼の崩壊が自殺率に与える影響について横断的時系列分析によって明らかにする。

3. 日本における自殺率、コホートサイズ、年齢、時代の横断的時系列分析

3-1. データ：自殺率とコホートサイズの推定

自殺者数は、厚生労働省『人口動態統計』の「保管統計表都道府県編（報告書非掲載

よりも労働力と弱く結びつき、また男性より社会的な結びつきが強く自殺衝動に対する防御が与えられるためである。(3)国家の福祉政策については、市民のために高いレベルの社会的保護を与える国家（集団主義や社会保障支出が大きい）において、労働段階には大きなコホートサイズの害はより小さい、一方で、退職後には大きなコホートサイズの利益もより小さい。(4)時代傾向（労働の性質、経済、国家）については、例えば、1970～80年代は、性別規範の変化、女性の高い労働力参加、増加した移民、低い経済成長により、若者の小さなコホートサイズの利益を制限する。以上について分析から、女性よりも男性、集団主義国家よりも個人主義国家、後期よりも早期の時代において、コホートサイズの影響が大きくなることを報告している。

表)」における「死亡・死因 第2表」のデータを使用した。ここでの死因の自殺への分類は、死因簡単分類表（死因分類表）に基づく。人口は、総務省『国勢調査』の「第1次基本集計」の報告書掲載表における日本人人口を使用した。また、自殺者数において、1998年の埼玉県40歳以降の10の年齢階級で著者の転記ミスで欠損していたので、全国における1997年から1998年の各年齢階級における変化率を、1997年の埼玉県の各年齢階級別の自殺者数にかけた値を代入した。ここではこれらを元に、1993年から2010年までの男性の都道府県別・年齢階級別の自殺率を算出した。自殺の多寡をはかる指標としては、標準化死亡比や年齢調整死亡率などがあるが、ここでは年齢区分での自殺率である年齢階級別死亡率をもちいることにした。年齢と自殺率やコホートサイズの関連を詳細に検討するためであり、階級区分は自殺のデータとして得られる最小の年齢階級である5歳階級15区分¹⁴とした。

地域の単位としては、各年齢階級の分析対象数の確保と、行政単位での政策の立案と実行が可能な単位を採用する必要があるが、これまで地方自治体としては主として都道府県ごとに自殺の予防・対策（自殺対策連絡協議会の設置など）がとられてきたため、地域としては都道府県を対象とすることとした。時代については、急増前での推移の傾向と急増後から現在までの傾向を見出すため、急増した1998年より前の5年分を含む1993年から最新の2010年までの18年間を検討することとした。自殺率の算出方法は、国勢調査年を中心とした期間において（1993-1997、1998-2002、2003-2007、2008-2010年）、その期間の国勢調査における日本人人口で各年の自殺者数を除し10万人単位にした値をもとめている。

コホートサイズには、分母のとりかたによって2つの求め方がある。総人口における世代の割合と、世代間の相対的割合（親世代に対する子世代の割合）をコホートサイズとする方法である。相対的なコホートサイズは、高齢者層では親世代と子世代を逆転して相対割合を求めなければならないなど同質な相対的なコホートサイズを設定することが困難であるために、前者の方法で算出することにした。そのため、コホートサイズは、男性の総人口における男性の年齢階級別人口の割合（%）とした。年齢階級は、自殺率の区分と同じ5歳刻みの15区分とし、算出には総務省『国勢調査』の日本人人口を使用した。ただし、日本人人口は、国勢調査年ごとにしか正確な数値はなく、年次ごとでの大きな違いはないと考えられるために、国勢調査年を中心とした5年間（1993-1997、1998-2002、2003-2007、2008-2010年は3年間）に対して、同じ値をコホートサイズとして使用した。男性の自殺率を対象にするため、コホートサイズも男性において求めている。

¹⁴ 15区分は、15-19歳、20-24歳、25-29歳、30-34歳、35-39歳、40-44歳、45-49歳、50-54歳、55-59歳、60-64歳、65-69歳、70-74歳、75-79歳、80-84歳、85歳以上とした。

3-2. 一般化最小二乗法を用いた計量モデルの概要

計量分析では、男性の都道府県別・年齢階級別の自殺率におけるコホートサイズの影響モデルを構成した。基本的には、自殺率は、コホートサイズ、年齢階級、都道府県、時代によって決まると仮定しているが、さらに、次の3つの仮定を追加した。(1)年齢階級によってコホートサイズの影響(傾き)は異なる、(2)年齢階級と時代の関連によって自殺率(切片)は異なる、(3)都道府県と時代の関連によって自殺率(切片)は異なる。これらは、次のように表現できる。

自殺率 = 切片 + コホートサイズ + 年齢階級 + 都道府県 + 時代
 + コホートサイズと年齢階級の関連 + 年齢階級と時代の関連
 + 都道府県と時代の関連 + 誤差

この関係を数式として表現すると次の式となる。

$$S_{ijt} = \alpha + \beta_1 C_{ijt} + \sum \beta_i A_i + \sum \beta_j P_j + \sum \beta_t T_t$$

$$+ \sum \beta_k C_{ijt} A_i + \sum \beta_l A_i T_t + \sum \beta_m P_j T_t + e_{ijt} \quad (1)$$

この計量モデルは、自殺率(S_{ijt})がコホートサイズ(C_{ijt})及び年齢階級、都道府県、時代の関数として説明されることを表している。添え字 ijt は、それぞれ年齢階級 i (=1,...,15)、都道府県 j (=1,...,47)、時代 t (=1,...,18)としている。このモデルでは、年齢階級の効果は A_i (年齢階級のダミー変数:0は15-19歳)、都道府県の効果は P_j (都道府県のダミー変数:0は愛知)、時代の効果は T_t (時代のダミー変数:0は1993年)として含んでいる。さらに、年齢階級におけるコホートサイズの影響の違いを検討するためにコホートサイズと年齢階級の交互作用項($C_{ijt}A_i$)、年齢階級ごとの時代での変化を表すための年齢階級と時代の交互作用項(A_iT_t)、都道府県ごとの時代での変化を表すための都道府県と時代の交互作用項(P_jT_t)を含めている。なお、コホートサイズは、全体平均でセンタリングしており、基準となる切片 α は、平均コホートサイズ、15-19歳、愛知県、1993年での値を示す。

この計量モデルの推定においては、誤差項 e_{ijt} が、時代での系列相関や不均一分散などを反映してしまうために、分散が一定で各要素が独立であるという通常の最小二乗法における想定を満たさない。そのため、本稿では、Pampel(1996)に倣う形で、誤差項の分散・共分散行列のパラメータを推定するように、一般化最小二乗法を用いて計算を行った。ただし、ケースの数と比較して推定する誤差のパラメータが多い場合に推定が不安定になるため、Pampel(1996)と同様にある程度の制約を設けている。誤差項の分散・共分散において、相関構造として時代の一次の自己回帰過程、分散構造として時代

ごとに独自の分散を想定した¹⁵。その結果、この計量モデルにおいて推定する総パラメータ数は、1130 (ケース数は 12690) となった。また、実際の推定においては R (ver. 2.13.2; R Development Core Team 2012) の gls 関数 (nlme パッケージ; ver. 3.1-102; Pinheiro et al. 2011) を使用した。

4. 自殺率とコホートサイズの連関構造の年齢変化

4-1. 年齢階級、都道府県の独立効果

男性の都道府県別・年齢階級別の自殺率におけるコホートサイズの影響モデルを推定した結果、 $AIC=103480.6$, $BIC=111912.3$ であった¹⁶。基準となる切片 α (15-19 歳, 愛知県, 1993 年) の値は 6.17 であった。参考までに、表 1 に年齢階級の独立効果を示した。

表 1 からわかるように、年齢階級の独立効果は、年齢があがるにつれて大きな値となっている。また、80-84 歳, 85 歳以上においては、 β_i は 50 を超える非常に大きい値が得られている。また、50 代~60 代前半は、70 代後半と同様に高い値が得られており、退職期までの中高年層において自殺率が高いことが分かる。

¹⁵ 時代での一次の自己相関と独自分散をかした異分散自己回帰的な分散共分散行列 Σ_{ij} を構成した。この構造は、いずれの年齢階級あるいはいずれの都道府県でも同じ構造とした。行列として示すと以下の通りとなる。

$$\text{Cov}(e_{ijt}, e_{ijt}) = \begin{bmatrix} \Sigma_{ij} & & & & \\ & \Sigma_{ij} & & & \\ & & \ddots & & \\ & & & \ddots & \\ & & & & \Sigma_{ij} \end{bmatrix} \quad \Sigma_{ij} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & & & & \\ \sigma_2 \sigma_1 \rho & \sigma_2^2 & & & \\ \sigma_3 \sigma_1 \rho^2 & \sigma_3 \sigma_2 \rho & \sigma_3^2 & & \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \\ \sigma_{18} \sigma_1 \rho^{17} & \sigma_{18} \sigma_2 \rho^{16} & \cdots & \sigma_{18} \sigma_{17} \rho & \sigma_{18}^2 \end{bmatrix}$$

¹⁶ 誤差に構造をもうけない通常の最小二乗法での推定では、 $AIC=104103$, $BIC=112400.7$ であった。誤差における構造は、時代の相関構造 (AR1) は $\rho=0.18$ であり、分散は 0.8~1.2 (1993 年を 1 とした場合) の推定値が得られた。

表1 コホートサイズの影響モデルにおける年齢階級の独立効果

| 独立変数 | 年齢階級の独立効果 | | | | |
|--------------------------|-------------------|------|-------|-------|----------------------|
| | 推定値 ¹⁾ | 標準誤差 | t値 | p値 | 切片+推定値 ³⁾ |
| 15-19歳(基準) ²⁾ | - | - | - | - | 6.17 |
| 20-24歳 | -0.34 | 3.92 | -0.09 | 0.931 | 5.83 |
| 25-29歳 | 3.24 | 3.83 | 0.84 | 0.399 | 9.40 |
| 30-34歳 | 7.28 | 3.83 | 1.90 | 0.057 | 13.45 |
| 35-39歳 | 12.22 | 3.88 | 3.15 | 0.002 | 18.39 |
| 40-44歳 | 15.63 | 4.44 | 3.52 | 0.000 | 21.79 |
| 45-49歳 | 5.90 | 5.64 | 1.05 | 0.296 | 12.07 |
| 50-54歳 | 26.38 | 4.04 | 6.53 | 0.000 | 32.55 |
| 55-59歳 | 28.83 | 3.86 | 7.46 | 0.000 | 34.99 |
| 60-64歳 | 24.17 | 3.86 | 6.27 | 0.000 | 30.33 |
| 65-69歳 | 15.94 | 3.80 | 4.20 | 0.000 | 22.11 |
| 70-74歳 | 11.38 | 4.26 | 2.67 | 0.008 | 17.55 |
| 75-79歳 | 24.90 | 5.00 | 4.98 | 0.000 | 31.07 |
| 80-84歳 | 51.70 | 6.74 | 7.68 | 0.000 | 57.87 |
| 85歳以上 | 68.24 | 9.57 | 7.13 | 0.000 | 74.41 |

注: 1) 推定値は、基準の「15-19歳」(切片)との差を表す。

2) 年齢階級はダミー変数であり、「15-19歳」は基準であるために推定値はない。

3) 切片+推定値は、「15-19歳」を含む年齢階級での直接的な比較のために、切片 $\alpha=6.17$ を推定値に加算した値である。

また、都道府県の独立効果について表2にまとめた。値が大きい10地域を順に挙げると、宮崎、秋田、岩手、富山、新潟、青森、鹿児島、佐賀、山口、熊本となっている。一般に高自殺率とされている地域の値が大きいことがわかる¹⁷⁾。

表2 コホートサイズの影響モデルにおける都道府県の独立効果

| 独立変数 | 都道府県の独立効果 | | | | | 独立変数 | 都道府県の独立効果 | | | | |
|-------------------------|-------------------|------|-------|-------|----------------------|--------|-------------------|------|-------|-------|----------------------|
| | 推定値 ¹⁾ | 標準誤差 | t値 | p値 | 切片+推定値 ³⁾ | | 推定値 ¹⁾ | 標準誤差 | t値 | p値 | 切片+推定値 ³⁾ |
| 1 北海道 | 2.21 | 5.12 | 0.43 | 0.667 | 8.38 | 25 滋賀 | -8.37 | 5.12 | -1.63 | 0.102 | -2.20 |
| 2 青森 | 17.95 | 5.13 | 3.50 | 0.001 | 24.12 | 26 京都 | 3.09 | 5.12 | 0.60 | 0.546 | 9.26 |
| 3 岩手 | 20.26 | 5.13 | 3.95 | 0.000 | 26.43 | 27 大阪 | 4.00 | 5.12 | 0.78 | 0.435 | 10.17 |
| 4 宮城 | 2.02 | 5.12 | 0.39 | 0.693 | 8.19 | 28 兵庫 | 5.06 | 5.12 | 0.99 | 0.323 | 11.23 |
| 5 秋田 | 22.25 | 5.14 | 4.33 | 0.000 | 28.42 | 29 奈良 | -3.40 | 5.12 | -0.66 | 0.506 | 2.77 |
| 6 山形 | 5.67 | 5.13 | 1.10 | 0.269 | 11.84 | 30 和歌山 | 10.72 | 5.13 | 2.09 | 0.037 | 16.89 |
| 7 福島 | 3.99 | 5.13 | 0.78 | 0.436 | 10.16 | 31 鳥取 | 7.72 | 5.13 | 1.50 | 0.132 | 13.89 |
| 8 茨城 | 3.50 | 5.12 | 0.68 | 0.494 | 9.67 | 32 島根 | 10.96 | 5.14 | 2.13 | 0.033 | 17.13 |
| 9 栃木 | 6.38 | 5.12 | 1.25 | 0.213 | 12.55 | 33 岡山 | -1.73 | 5.13 | -0.34 | 0.736 | 4.44 |
| 10 群馬 | 10.86 | 5.12 | 2.12 | 0.034 | 17.03 | 34 広島 | 0.26 | 5.12 | 0.05 | 0.960 | 6.43 |
| 11 埼玉 | 4.01 | 5.12 | 0.78 | 0.433 | 10.18 | 35 山口 | 13.48 | 5.13 | 2.63 | 0.009 | 19.65 |
| 12 千葉 | 0.67 | 5.12 | 0.13 | 0.897 | 6.83 | 36 徳島 | 0.75 | 5.13 | 0.15 | 0.884 | 6.92 |
| 13 東京 | 0.47 | 5.12 | 0.09 | 0.927 | 6.64 | 37 香川 | 6.51 | 5.13 | 1.27 | 0.204 | 12.68 |
| 14 神奈川 | -1.10 | 5.12 | -0.21 | 0.830 | 5.07 | 38 愛媛 | 6.88 | 5.13 | 1.34 | 0.180 | 13.05 |
| 15 新潟 | 19.23 | 5.13 | 3.75 | 0.000 | 25.40 | 39 高知 | 7.76 | 5.14 | 1.51 | 0.131 | 13.93 |
| 16 富山 | 20.16 | 5.13 | 3.93 | 0.000 | 26.33 | 40 福岡 | 7.83 | 5.12 | 1.53 | 0.127 | 14.00 |
| 17 石川 | -0.53 | 5.12 | -0.10 | 0.918 | 5.64 | 41 佐賀 | 14.28 | 5.13 | 2.78 | 0.005 | 20.45 |
| 18 福井 | 6.35 | 5.13 | 1.24 | 0.215 | 12.52 | 42 長崎 | 7.63 | 5.13 | 1.49 | 0.137 | 13.80 |
| 19 山梨 | 5.42 | 5.12 | 1.06 | 0.290 | 11.59 | 43 熊本 | 12.70 | 5.13 | 2.47 | 0.013 | 18.86 |
| 20 長野 | 1.02 | 5.13 | 0.20 | 0.843 | 7.18 | 44 大分 | 1.77 | 5.13 | 0.34 | 0.731 | 7.94 |
| 21 岐阜 | 6.58 | 5.12 | 1.28 | 0.199 | 12.75 | 45 宮崎 | 23.32 | 5.13 | 4.55 | 0.000 | 29.49 |
| 22 静岡 | 5.61 | 5.12 | 1.10 | 0.273 | 11.78 | 46 鹿児島 | 14.69 | 5.14 | 2.86 | 0.004 | 20.86 |
| 23 愛知(基準) ²⁾ | - | - | - | - | 6.17 | 47 沖縄 | 8.80 | 5.13 | 1.72 | 0.086 | 14.97 |
| 24 三重 | -0.31 | 5.12 | -0.06 | 0.951 | 5.85 | | | | | | |

注: 1) 推定値は、基準の「愛知」(切片)との差を表す。

2) 都道府県はダミー変数であり、「愛知」は基準であるために推定値はない。

3) 切片+推定値は、「愛知」を含む都道府県での直接的な比較のために、切片 $\alpha=6.17$ を推定値に加算した値である。

¹⁷⁾ ただし、年齢調整済みの自殺率の順位と必ずしも全て一致していない点があり、この点については、今後、別途の検討を加えていきたい。

4-2. Pampel モデルの日本における適合性

コホートサイズと年齢の交互作用項の推定値は、コホートサイズの影響が年齢階級で異なった様相であることを示した（図4）。15-19歳では、コホートサイズが1%増加すると自殺率（10万人対）が4.34低下するが、20-24歳～50-54歳の年齢階級において、コホートサイズが大きいほど自殺率が増加することが見て取れる。一方で、60代～70代前半は、コホートサイズの自殺率を減少させる影響がみられた。全体として、コホートサイズが大きいほど、低い年齢階級では自殺率が増加しており、高齢の年齢階級においては自殺率が低下するという結果となっている。このことは、Pampel（1996）の議論が日本においても成立することを意味する。また、80歳以上において、パラメータがプラスである点が、高齢者において独自の傾向となるが、この年代の健康状態などを考慮するならば、この世代で、コホートサイズと政治的影響力（投票力）が一致しないことが想定できることから、Pampel モデルの中で説明できると考えてよいだろう。

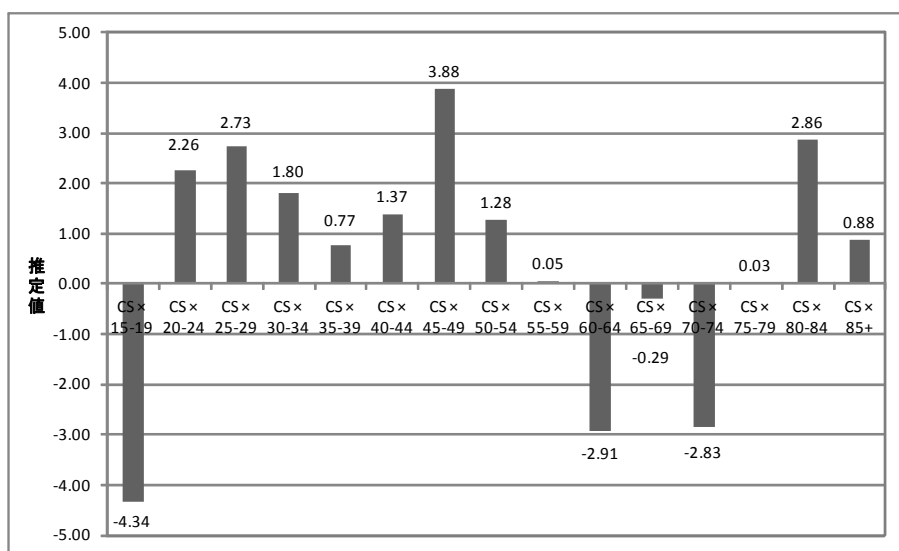


図4 年齢階級ごとのコホートサイズの自殺率への影響¹⁸

すなわち、日本において、「若年層や中高年層においては、大きなコホートでの労働市場内の競争圧力が信頼を破壊し、自殺を促進する一方、労働市場から退出後の高齢者においては、政治的影響力がより大きな要因として機能し、自殺を抑止する効果をもつ」というプロセスが働いている可能性が強く示唆される。

日本の自殺に関して、このようなプロセスが明らかにされたことは初めてであるが、

¹⁸ 縦軸の推定値は、コホートサイズが1%増加すると、自殺率（10万人対）がいくつ増加（減少）するかを示し、ダミー変数（年齢階級）の基準である「CS×15-19」（コホートサイズの推定値）を加算した値である。

今後の自殺率の分析においてコホートサイズを考慮することの重要性、さらには、社会関係資本と自殺率の関係性を考慮することの重要性が明確に示されたものと考えている。

また、これらを考慮したうえでの、年齢効果、都道府県効果の時代による変化を【付録】に示した。ここからは、1998年の急増が、40代～60代の複数の年齢階級においてみられた幅広い傾向であることが分かる。また、年齢効果による自殺率の時代変化を仮に4つに分類して示す（【付録1】参照）。

- (1) 1998年に急増はせず、ほぼ一貫して増加傾向を示す20代～30代
- (2) 1998年に急増し、その後は増減変動が大きくて横ばい傾向である40代～50代前半
- (3) 1998年に急増し、その後にはやや減少傾向を示す50代後半～60代
- (4) 1998年に急増はせず、2008年などに減少を示す80代以降

今後の傾向として、(1)、(2)での自殺率の増加が懸念される。(3)は、初年に比べればまだまだ自殺率が高いが、1998年以降はほぼ一貫して減少していきっており、1998年頃がピークであった可能性がある。(4)の80代以降は今後も低下していくことが予測される。

都道府県別での自殺率の時代変化については、都道府県ごとに推移は異なるが、多くの都道府県においては横ばいか低下傾向であることが示された。特に、本研究において自殺率が高いと推定された宮崎、秋田、岩手、富山、新潟などで低下傾向がみられた（【付録2】参照）。

ただし、上記の知見は、あくまで「コホートサイズの効果」を投入した日本での初めての試みから得られた知見であって、失業率などをいれたより現実的なモデルについて再度検討する必要がある。

5. おわりに

本研究は、「はじめに」の三つの分析戦略に対応するものとして、Pampel (1996) のコホートサイズの自殺率への影響に注目したアプローチを参照点とした。ここでは、二つの信頼の崩壊、すなわち「若年層・中高年層のコホートでの競争圧力による世代内の対立（＝世代内の信頼崩壊）」と「世代間の対立（＝世代間の信頼崩壊）」を前提とした高齢者層のコホートの政治的影響力の優位性の行使」という枠組みが、日本においても成立するかを検討した。横断的時系列分析の結果、20代～50代前半では、大きなコホートサイズほど自殺率が増加しており、60代～70代前半では、大きなコホートサイズほど自殺率が減少するという、Pampel (1996) とほぼ同一の結果が得られた。

この知見は、日本においても「若年層や中高年層では、人口増加により労働市場内での競争が激化する場合、自殺が促進されやすくなっていた」こと、また、「高齢者層では、コホートサイズの大きさに即応した政治的影響が自殺を抑止する効果をもってい

た」ことを示している。Easterlin (1987) と Preston (1984) の議論の両者が、年齢との交互作用を持って同時に日本においても成立していたことになり、今後の自殺研究において、コホートサイズを考慮すべきことが示唆されたと考えている。また、分析戦略との関係でのべるならば、意識項目調査のデータを用いた信頼研究のみならず、マクロ変数を用いた研究が、信頼の社会的機能の検討に関して展開しうる可能性が示せたものとも考えている。

ただし、本稿の試みは、あくまで、Pampelモデルの日本への適用にとどまっており、自殺率の変動の要因を明らかにするには、より実践的なモデルをここから展開する必要がある。たとえば、失業率やアルコール消費量は、これまでの計量アプローチをとる自殺研究のなかで、最も頑健な効果を示すものとして議論されてきているが、これらを同時に投入した分析が今後の課題となる。また、現段階の計量モデルにおいても、誤差に複雑な構造を仮定しているため推定に48時間以上を要するという例があったが、今後の変数を増やした分析における適切なモデルの推定には、さらなる計量モデルの工夫が必要になる。

また、最後に特に付言しておきたいことは、Pampelモデルが成り立ったという知見は、問題の認識の始まりの小さな一歩にすぎず、決して解答ではないということである。また、ここでの知見は、昨今の世代間格差、世代間対立に関する喧しい議論との対応関係ももたない。本研究は、信頼と共同が前提となりにくい状況で、それぞれの集団がおかれた立場の違いは、どのような影響を自殺率に対して与えるかの一例を示したにすぎない。どのように信頼を醸成するかの問題はもとより、信頼の醸成と展開がどのような効果を自殺に対して持ちうるかに関するより実践的な計量研究は、自殺対策の視点からも喫緊の課題である。この点に関しては、本稿を基礎に稿をあらためて論じる。

【謝 辞】

本研究は、関西大学・社会的信頼システム創生プロジェクト（文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業：平成22年度～平成26年度）の一部として行われたものである。

【引用文献】

- Beck, U., 1986, *Risikogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Frankfurt am Main: Suhrkamp. (=1998, 東廉・伊藤美登里訳『危険社会－新しい近代への道』法政大学出版社.)
- Easterlin, R. A., 1978, “What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure,” *Demography*, 15: 397-432.
- , 1987, *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*, Chicago: University of Chicago Press.
- Kawachi, I. and Kennedy, B. P., 2002, *The Health of Nations: Why Inequality is Harmful to Your*

- Health*, New York: The New Press. (=2004, 西信雄・高尾総司・中山健夫監訳, 社会疫学研究会訳『不平等が健康を損なう』日本評論社.)
- Kelly, B. D., Davoren, M., Mhaoláin, Á. N., Breen, E. G., and Casey, P., 2009, “Social Capital and Suicide in 11 European Countries: An Ecological Analysis,” *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44(11): 971-977.
- 国立精神・神経医療研究センター自殺総合対策大綱改正の提言に向けてのワーキンググループ, 2012, 「自殺総合対策大綱の見直しに向けての提言」, 自殺予防総合対策センター, (2012年8月29日取得, <http://ikiru.ncnp.go.jp/ikiru-hp/120611teigen.html>).
- 内閣府, 2012, 『平成24年版自殺対策白書』.
- , 2012, 「自殺総合対策大綱～誰も自殺に追い込まれることのない社会の実現を目指して～(平成24年8月28日閣議決定)」, 内閣府ホームページ, (2012年8月29日取得, http://www8.cao.go.jp/jisatsutaisaku/taikou/index_20120828.html).
- Pampel, F. C., 1996, Cohort Size and Age-Specific Suicide Rates: A Contingent Relationship,” *Demography*, 33(3): 341-355.
- Pinheiro, J., Bates, D., DebRoy, S., Sarkar, D., and the R Development Core Team, 2012, nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-102.
- Preston, S. H., 1984, Children and the Elderly: Divergent Paths for America’s Dependents,” *Demography*, 21: 435-457.
- R Development Core Team, 2012, R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.
- 清水康之・上田紀行, 2010, 『「自殺社会」から「生き心地の良い社会」へ』講談社.
- 竹島正, 2006, 「わが国の自殺対策」『学術の動向』13(3): 15-19.
- 谷畑健生・藤田利治・尾崎米厚・黒沢洋一・蓑輪眞澄・畑 栄一, 2003, 「自殺と社会背景としての失業」『厚生の指標』50(8): 23-29.
- World Health Organization, 2011, “Suicide rates per 100,000 by country, year and sex (Table Most recent year available; as of 2011,” Geneva: Switzerland: World Health Organization, (Retrieved August 7, 2012, http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide_rates/en/index.html).
- , 2012, 「自殺予防対策関連 WHO 日本視察(平成24年1月)最終報告書(World health organization visit to Japan (January 2012) on suicide prevention final report)」, 国立精神・神経医療研究センター精神保健研究所自殺予防総合対策センター, (2012年8月29日取得, <http://ikiru.ncnp.go.jp/ikiru-hp/pdf/120507-1.pdf>).
- Yamasaki, A., Araki, S., Sakai, R. and Voorhees, A. S., 2008, “Suicide Mortality of Young, Middle-Aged and Elderly Males and Females in Japan for the Years 1953–96: Time Series Analysis for the Effects of Unemployment, Female Labour Force, Young and Aged

Population, Primary Industry and Population Density,” *Industrial Health*, 46(6): 541-549.

与謝野有紀, 2011, 「格差・信頼とライフチャンス—日本の自殺率をめぐって」 斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 [3] 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 293-307.

【付録1】 年齢階級ごとの自殺率の時代変化

図は、年齢階級ごとにパネル別で示したものであり、横軸を時代とし、縦軸は分析対象の初年(1993年)を基準0とした時に自殺率がいくつの値であるかを示している(年齢階級の独立効果は除いている).

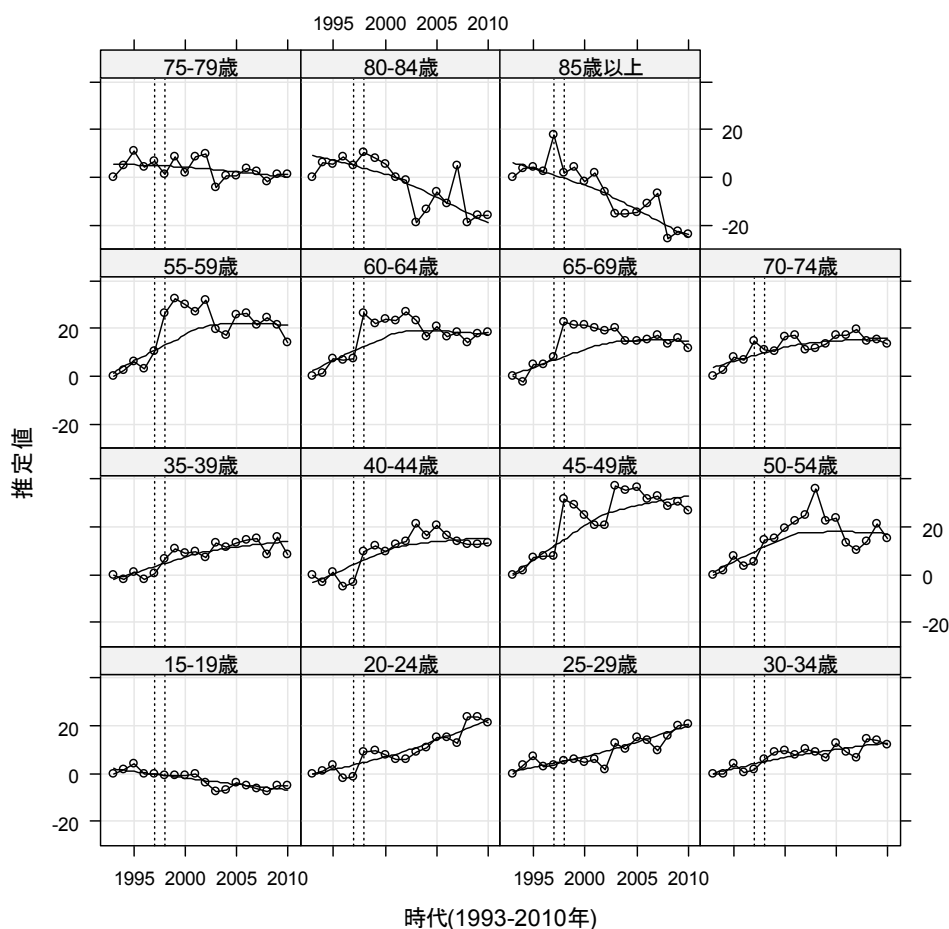


図 年齢階級ごとの自殺率の時代変化¹⁹

¹⁹ 年齢階級ごとにパネルとして示した。縦軸の推定値は、分析対象の初年(1993年)を基準0とした時に自殺率がいくつの値であるかを示している(年齢階級の独立効果は除いている)。全体の傾向を比較し

【付録 2】 都道府県ごとの自殺率の時代変化

都道府県ごとにパネル別で示したものであり、横軸を時代とし、縦軸は分析対象の初年（1993 年）を基準 0 とした時に自殺率がいくつのであるかを示している（都道府県の独立効果は除いている）。図 a は北海道から三重まで、図 b は滋賀から沖縄までをあらわしている。

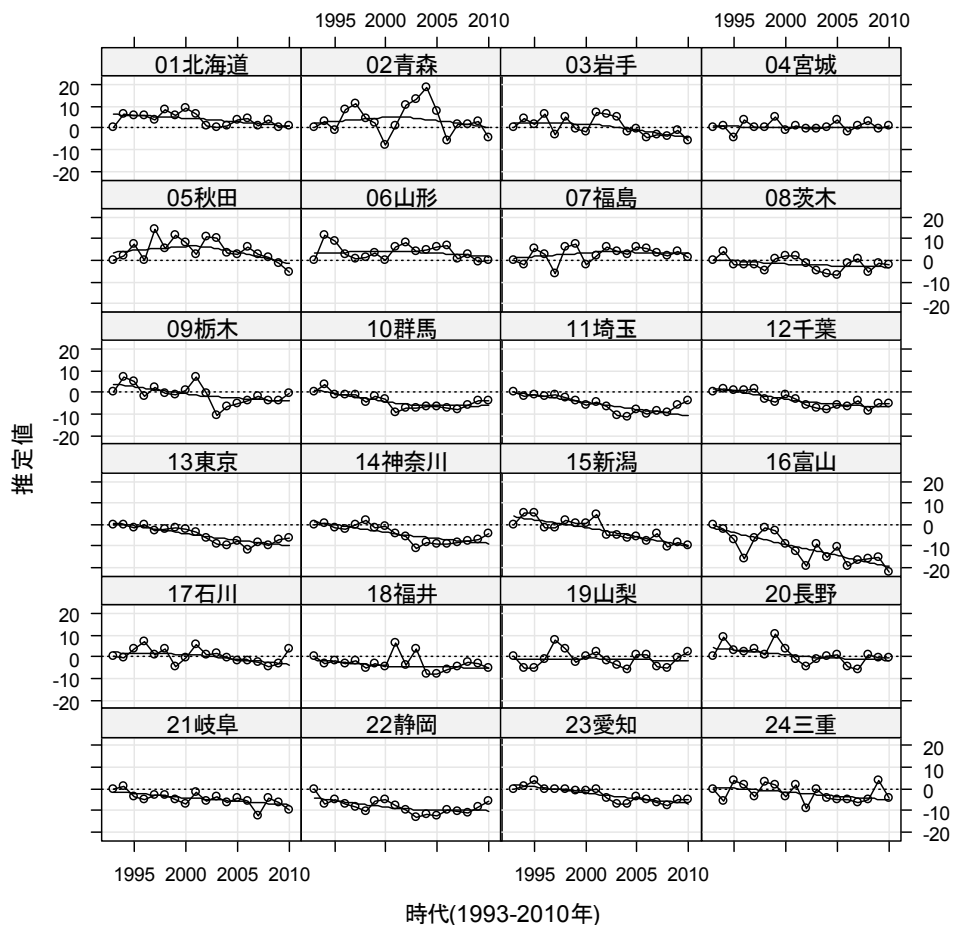


図 a 都道府県ごとの自殺率の時代変化（北海道～三重）²⁰

やすいように局所回帰の Loess 曲線（散布図の中央を描く），1998 年の増加を検討しやすいように 1997 年と 1998 年に点線を追加している。

²⁰ 都道府県ごとにパネル別で示している。縦軸の推定値は、分析対象の初年（1993 年）を基準 0 とした時に自殺率の値がいくつであるかを示している（都道府県の独立効果は除いている）。全体の傾向を比較しやすいように局所回帰の Loess 曲線（散布図の中央を描く）と推定値の基準 0 に点線を追加している。

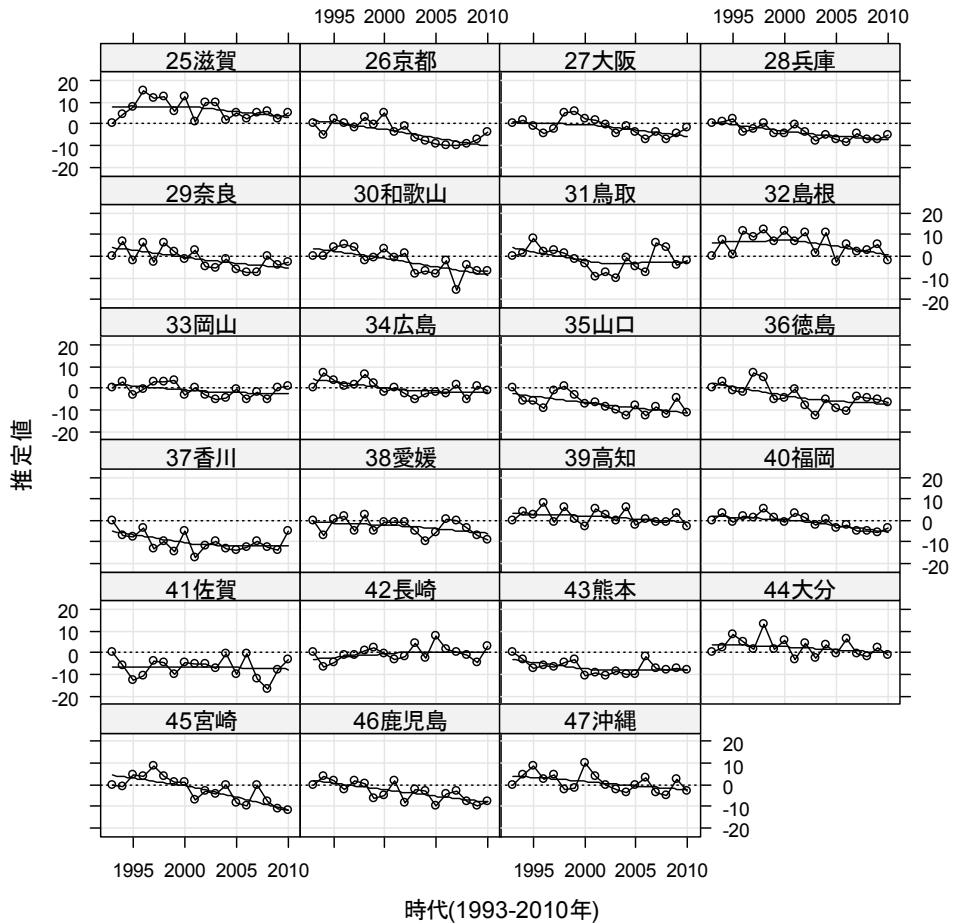


図 b 都道府県ごとの自殺率の時代変化（滋賀～沖縄）²¹

²¹ 都道府県ごとにパネル別に示している。縦軸の推定値は、分析対象の初年（1993年）を基準0とした時に自殺率の値がいくつであるかを示している（都道府県の独立効果は除いている）。全体の傾向を比較しやすいように局所回帰の Loess 曲線（散布図の中央を描く）と推定値の基準0に点線を追加している。

Cohort Size, Age, and Suicide Rates

- A Longitudinal Analysis of Suicide Rates by Prefecture in Japan -

Hiroaki KONDA, Arinori YOSANO

【Abstract】

In the past 10 years, high suicide rates have been regarded as one of the most critical problems in Japan. Recent articles have pointed to social capital as an important factor in preventing suicide. In particular, social trust has been identified as having a major role to play. However, while analyses of social trust have taken a central position in suicide studies, the difficulty of measuring trust emerges. In this study, we analyzed age- and prefecture-specific male suicide rates for about 20 years since 1993 in Japan and adopted three approaches in elucidating the relationships between trust and suicide. First, we used macro indicators related to development and loss of trust instead of using micro indicators. Second, we focused on the conditions resulting in a low level of trust. Third, we performed a comparative study with previous literature to determine the validity of our study. Based on these indicators, we examined the effects of cohort size on suicide rates. Earlier studies suggested that cohort size caused conflicts relating to low trust and low trust affected suicide rates. In this study, the result of a longitudinal analysis showed that large cohort sizes raised the suicide rates among the young and middle-aged while reducing those among the elderly. These results mean that the effect of trust on suicide rates differed by age.

Keywords and Phrases: Suicide Rates, Cohort Size, Social Trust, Longitudinal Analysis by Prefecture, Generalized Least Squares