

# 日本における自殺率の変動要因に関する 混合効果モデルによる検討

— 1990年から2005年の男性の自殺率を対象とした基礎的分析 —

与 謝 野 有 紀

## Investigation of Factors Influencing Suicide Rates in Japan Using Mixed-Effects Models: A Fundamental Analysis of Male Suicide Rates from 1990 to 2005

Arinori YOSANO

### Abstract

This paper applies a linear mixed-effects model to examine the effectiveness of this model in analyzing factors influencing suicide rates in Japan. The data used consists of male age-adjusted suicide rates by prefecture, using data from seven time points at five-year intervals from 1985 to 2015 for preliminary analysis. By employing a latent growth curve model, a form of mixed-effects model, to identify the functional form of the trend, it was concluded that a cubic function was appropriate. Consequently, for the fundamental analysis here, the data was limited to the period from 1990 to 2005, during which the trend could be relatively well approximated by a linear function, and a causal analysis was conducted using a linear mixed-effects model. The predictor variables were divided into four environmental categories: human and household, natural environment, economic base, and labor, using a total of 22 time-variant covariates related to these categories. The analysis results indicated that thirteen covariates had significant effects: the proportion of the elderly population, the ratio of single-person households, the ratio of elderly single-person households, divorce rate, precipitation, taxable income, the industrial composition rate of both the secondary and tertiary sectors, the unemployment rate, the number of outpatients at general hospitals, the number of general hospitals, the number of general clinics, and the number of doctors. Furthermore, the predicted values of male suicide rates based on these covariates relatively well reproduced the variations in male suicide rates at four time points. From the fundamental analysis in this study, the effectiveness of applying mixed-effects models to the analysis of variations in suicide rates has been demonstrated.

Keywords: Male suicide rate in Japan, Linear mixed effects model, latent growth model

### 抄 録

本稿では、日本における自殺率の変動に対して線形混合効果モデルを適用し、当該モデルの自殺率の要因分析に対する有効性を検討する。利用したデータは、都道府県別の男性・自殺年齢調整死亡率であり、予備的な分析として1985年から2015年までの5年おき7時点のデータを利用した。このデータに関し、混合効果モデルの一形態である潜在成長曲線モデルを利用してトレンドの関数形の識別を行った結果、3次

関数が適切との結論となった。そのため、本稿での基礎的分析では、線形関数でトレンドが比較的よく近似できた1990年から2005年のデータに限定し、線形混合モデルによる因果分析を実施した。また、予測変数を、人間・世帯、自然環境、経済基盤、労働の4つの環境カテゴリーに分け、それぞれに関する合計21の時変共変量を用いた。分析の結果、老年人口割合、単身世帯比率、高齢単身世帯比率、離婚率、降水量、課税対象所得、第二、第三次産業構成比率、完全失業率、一般病院の外来患者数、一般病院数、一般診療所数、医師数の13つの共変量が有意な効果を示した。また、これらの共変量に基づく男性自殺率の予測値は、4時点の男性自殺率の変動を比較的よく再現していた。以上から、本研究の基礎的分析によって、自殺率の変動の分析に対する混合効果モデルの適用の有効性が示された。

キーワード：日本の男性自殺率、線形混合効果モデル、潜在成長曲線モデル

## 0. はじめに

田辺・鈴木(2019)は、日本国内の自殺データに対して線形モデルを適用した50報以上の論文を整理しているが、都道府県別データに関してパネルデータ分析を行っているものは比較的限られている。小川(2015)、薄田(2014)、松林・上田(2013)、Andres, et al.(2011)、澤田ほか(2010)、Nishiyama(2010)、Watanabe et al.(2006)、金子ほか(2004)がそれにあたる。この中で、Andres et al.(2011)、金子ほか(2004)は動学的分析を行っており、それ以外の静的分析は、小川(2015)による変量効果モデル(random effect model)を除けば、すべて固定効果(fixed effect model)モデルによる分析を行っている。ところで、最も多く用いられてきた固定効果モデルは、都道府県を表すダミー変数およびダミー変数と共変量の交互作用を投入したモデルの場合、都道府県ごとに個別の回帰直線を識別する分析に相当するとみなせる<sup>1)</sup>。これに対して、本稿では、Singer & Willet(2003)の時系列分析の枠組みに従って、日本の自殺率の分析では用いられることが少ない混合効果モデルの適用を試みる。混合効果モデルでは、固定効果モデルと異なり、全都道府県に共通の基礎モデルが想定され、都道府県間の差異が基礎モデルの各パラメータからの残差分散として別途パラメータ化される。固定効果モデルも、混合効果モデルも、パネルデータに対応するモデルであるが、共通する単一の基礎モデルを想定するかどうかで大きな違いがある。いずれのモデルを採用するかは研究者の分析視角に依存し、一概に優劣をつけることはできないが、本稿では、都道府県に共通する平均的な姿を想定する混合効果モデルを適用した分析例を提示し、その有効性を検討したい。

ところで、これまでの自殺率のパネルデータ分析は仮説検証型の研究が多く、投入され

1) モデルの設定によって含意、解釈は異なるが、原則的に、各都道府県に固有の要因をモデル内で同時に推定しているものと考えてよいだろう。

た共変量も比較的限られていることが多い<sup>2)</sup>。本研究では、仮説検証的な論証スタイルをとらず、多様な環境変数を共変量として投入することで、自殺率の規定因の探索的検討を行うこととしたい<sup>3)</sup>。

ところで、日本の自殺率に関しては、男性の自殺率が女性より一貫してかなり高く、1998年の全体として3万人を超える急激な自殺数の増加に関しても、当該年次における男性の自殺数の変化が大きい。そのため、ここでは、時系列変動が大きい男性の自殺率を対象として、混合効果モデルの適用例を提示する<sup>4)</sup>。また、分析に当たっては、自殺に対する各都道府県の年齢構成の影響を除くため、自殺年齢調整死亡率を利用する。

## 1. 自殺率に関するトレンドのモデル化

### 1.1 統計モデルの概要

ここでは、自殺率のトレンド（変化の趨勢）を分析するために、混合効果モデル（mixed-effects model）を利用する。混合効果モデルには様々な呼び名があるが、Singer & Willet（2003）は、パネルデータの分析を、まず2水準からなる多水準分析（multi-level analysis）の形で定式化し、次いで、同一モデルを複合多水準モデル（composite multilevel model）として一つの式で再定式化するという流れで説明を行っている。前者の定式化は、トレンド<sup>5)</sup>の定式化に関する理解がしやすく、後者の定式化では固定効果（fixed effect）と変量効果（random effect）を分けた整理がしやすい<sup>6)</sup>。ここでの分析でも、この二つの定式化を併用しながら、都道府県別、年次別に整理された自殺率のパネルデータについて解析を進める<sup>7)</sup>。

いま、都道府県番号  $i$ 、時点  $j$  における自殺率を  $SR_{ij}$  とし、 $j$  時点の年の値を  $YEAR_j$  と

---

2) 前述の諸論文の中で、最も共変量が多いのは Nishiyama (2010) の14であり、それ以外はいずれも10未満の共変量となっている。

3) 本稿と共通するマルチレベル分析を行っているものとして Suzuki et al. (2013) がある。Suzuki et al. (2013) は、都道府県間、地域間の差異、および職業別の詳細な分析を行っているが、多様な変数の効果を探索的に検討しようとする本稿の試みとは視点が異なっている。

4) 男女で自殺の因果分析の結果が異なることは、鈴木ほか (2013) などで示されてきている。

5) トレンド (trend) の代わりに成長 (growth) の語が用いられることも多く、ここでのモデルも成長曲線モデル (growth curve model) と呼ばれることがある。ただし、本稿の対象が自殺率であるため、ここでは成長の語ではなく、一貫してトレンドの語を用いる。

6) 具体的な分析時に、線形混合効果モデルの形式で推定を行っているため、本稿の題では、便宜的に混合効果モデルの語を用いた。

7) 以下のモデルは極めてよく知られた基本的なモデルである。そのため、特段の説明が不要ともいえようが、トレンドの定式化のプロセスを明示するために、冗長であることを恐れずにあえて概要を記載した。

あらわす<sup>8)</sup>。YEAR<sub>j</sub>には対象とする各時点の西暦年、あるいは、j=1時点にセンタリングした値が入る<sup>9)</sup>。このとき、トレンドを独立変数のない線形モデルでモデル化すると以下となる。

$$SR_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}YEAR_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \dots (1a)$$

式1aは第1レベルのモデルと呼ばれる。ここで $\varepsilon_{ij}$ は各都道府県・各年次における予測の誤差であり、正規分布する確率変数である。

つぎに、切片 $\pi_{0i}$ および傾き $\pi_{1i}$ は以下のように第2レベルのモデルとして定式化される。

$$\left. \begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \zeta_{1i} \end{aligned} \right\} \quad \dots (1b)$$

ここで、 $\gamma$ は都道府県・年次にかかわらず一定であり、固定効果 (fixed effect) と呼ばれる。 $\zeta$ は都道府県ごとに異なる値をとる正規分布する確率変数であり、変量効果 (random effect) と呼ばれる。

式1aは非線形で定式化することもでき、YEARが2次以上の効果をもつモデルも構成できるが、ここでは、まずは線形としてモデルを概観する。ところで、式1bを式1aに代入すれば、上記は一つの式で表される。

$$\begin{aligned} SR_{ij} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} + (\gamma_{10} + \zeta_{1i})YEAR_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ &= [\gamma_{00} + \gamma_{10}YEAR_{ij}] + [\zeta_{0i} + \zeta_{1i}YEAR_{ij} + \varepsilon_{ij}] \quad \dots (2) \end{aligned}$$

式2の2行目は、パラメータが確率変数でないもの ( $\gamma$ ) とパラメータが確率変数であるもの ( $\zeta, \varepsilon$ ) に項を分けて整理したものである<sup>10)</sup>。式2は固定効果、変量効果、誤差項を含んでおり、モデルが固定効果、変量効果の両者をもつ混合効果モデルとなっていることが1つの式で明示される。言い換えれば、式1a,bでは「各都道府県のトレンド」と「都道府県間のトレンドの差異」のモデル化が把握しやすく、式2ではコンピュータを用いてどのような統計モデルを実際に推定しているかが明確に示されているといえる<sup>11)</sup>。

また、都道府県・年次で変化する時変共変量 (time-variant covariate) が独立変数

8)  $i$ は1から47の整数である。また、 $j$ は1から $t$ の整数であり、 $t$ は対象とする時点数である。時系列分析では、時点の添え字を $t$ とすることが多いが、ここではSinger & Willet(2003)の表記にならい、このように定式化する。

9) 次項では、1985年から2015年までの5年おきのデータを対象とするが、このとき第1時点の西暦年の1985にセンタリングすると、 $YEAR_1=0, YEAR_2=5, \dots, YEAR_7=30$ となる。以下では、基本的に、 $YEAR_1$ の値でセンタリングする。

10) このモデル表現を composite multilevel model という。

11) この辺りの議論は、Singer & Willet(2003: 81)を参考にした。

$IND_{ij}$ として含まれる場合、式1 a, bは次のようになる。

$$SR_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}YEAR_{ij} + \pi_{2i}IND_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \dots (3a)$$

$$\left. \begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \zeta_{1i} \\ \pi_{2i} &= \gamma_{20} + \zeta_{2i} \end{aligned} \right\} \quad \dots (3b)$$

ここで、式3 aにおける  $IND_{ij}$ の係数  $\pi_{2i}$ にも、式3 bで都道府県間の確率的な差異が定式化されている。ただし、実際の推定時に、 $\zeta_{2i}$ のあるモデルの推定ができないことも多く、 $\zeta_{2i}$ を0とし、都道府県間で  $IND_{ij}$ の効果の大きさが変わらないというモデルをここでは基本モデルとして設定する。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \zeta_{1i} \\ \pi_{2i} &= \gamma_{20} \end{aligned} \right\} \quad \dots (3c)$$

をここでの基本モデルとする。

## 1.2 データ

自殺年齢調整死亡率は、基準人口を昭和60年モデル人口としたものが2015年まで5年おきに、厚生労働省による人口動態統計特殊報告で公開されている<sup>12)</sup>。ここでは基準人口となった年次の1985年から、同じ基準人口を用いた自殺年齢調整死亡率が公開されている2015年までの5年おきの自殺率を対象として、例示的に分析を進めることとする。ところで、自殺年齢調整死亡率は、各年次について都道府県別の年齢別自殺率をもとに独自に計算することができるから、公表されている自殺年齢調整死亡率に依存して対象年次を決定することは必然的ではない。あくまで例示的な分析として、ここで、1985年から2015年までの7時点に限定したことには注意されたい<sup>13)</sup>。また、次節で利用する共変量に関しても、原則的にこの年次設定に従って収集する。

12) 自殺に関するデータは、厚生労働省（人口動態統計）と警察庁（自殺統計）によってそれぞれ報告されている。前者は、日本における日本人のみの自殺者数であり、後者は、日本における日本人及び日本における外国人の自殺者数となっている。また、前者は住所地に計上しているのに対して、後者は発見地に計上している。その他、統計の計上時点の差などがあるが、ここでは、共変量との関係を考え、住所地で計上している人口動態統計を採用した。

13) ただし、国勢調査が実施されている5年おきの年次は、都道府県別の共変量が多く入手できるから、この時点で5年おきの時点設定には有利な点もある。

### 1.3 各都道府県のトレンドのモデル化

式1a、式3aではトレンドを線形でモデル化しているが、前述した通り、非線形のトレンドも想定できる。ところで、基礎的な方法として、各都道府県別に、線形、2次、3次関数などによってOLSでトレンドをフィットさせ、その適合の程度を検討することで関数形を識別するという方法がある<sup>14)</sup>。この方法は簡易であり、予備的分析としてトレンドの特徴に対する洞察をサポートする。その一方、第1レベルのモデルに2次以上の関数を想定した場合、都道府県に共通する基礎モデルのパラメータがどのようなものであるかの情報を得ることが難しい<sup>15)</sup>。そのため、全都道府県に共通する自殺率についてのトレンドを識別するには、他の手法が望まれる。より具体的には、2次以上の次数を含む非線形モデルに対して、直接的に第1レベルの関数を識別することが望ましい。こうしたモデル化と推定は、一般的なマルチレベル分析では困難であるが、共分散構造分析の枠組みでマルチレベル分析をモデル化する潜在成長曲線モデル(latent growth model)を適用することで、比較的容易に推定結果を得ることができる。以下、ここで設定する潜在成長曲線モデルについて簡潔に説明する<sup>16)</sup>。

前述のとおり、独立変数を含まない線形混合効果モデルは、マルチレベル分析の枠組みで式1a,bで表わされた。いま、式1aにYEARの2次以上の項を含む形でモデルを拡張することを考える。例として2次の項まで含む場合を式で表すと、

$$SR_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}YEAR_{ij} + \pi_{2i}(YEAR_{ij})^2 + \varepsilon_{ij} \quad \dots (4a)$$

$$\left. \begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \zeta_{1i} \\ \pi_{2i} &= \gamma_{20} + \zeta_{2i} \end{aligned} \right\} \quad \dots (4b)$$

となる。今、この式を共分散構造分析の枠組みで表現しなおす。ただし、以下では、すべての時点を含むモデルの図示が煩雑であるため、1985年～2000年の4時点に限って例示す

14) この手法は、Singer & Willet(2003)において、マルチレベル分析の前段階における予備的分析手法として用いられている。

15) Singer & Willet(2003: 35)が指摘するように、高次のモデルであっても、パラメータは線形となっているから、OLSで求めた各都道府県の値を平均しても、同次のモデルが全国の平均として求まるので、ある程度の推測は可能である。ただし、各都道府県個別に求めた値の平均と、共通モデルのパラメータは異なることから、次数が高いほど関数が乖離すると想定される。また、ロジスティック、指数などの関数を仮定した場合には、平均はほぼ意味を持たない。

16) 潜在成長曲線モデルは1980年代に提案されており、ここでの定式化もよく知られた基礎的なものである。ここでの説明は一般には冗長かとも思われるが、モデル識別の手順を明示するためにあえて概説した。また、ここでの式、図は、Singer & Willet(2003)のChapter.8およびDuncan et al.(2006)の両者を参考に、適宜修正したものとなっている。

る。また、*YEAR* 変数を第 1 時点の 1985 年にセンタリングし、1985 年～2000 年の各時点について *YEAR* = 0, 5, 10, 15 とする。*YEAR* の値を式 4 a に代入すると、各年次の *i* 県の自殺率は以下のようにモデル化されていることになる<sup>17)</sup>。

$$SR_{i1} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \times 0 + \pi_{2i} \times 0 + \varepsilon_{i1}$$

$$SR_{i2} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \times 5 + \pi_{2i} \times 25 + \varepsilon_{i2}$$

$$SR_{i3} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \times 10 + \pi_{2i} \times 100 + \varepsilon_{i3}$$

$$SR_{i4} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \times 15 + \pi_{2i} \times 225 + \varepsilon_{i4}$$

これらの式は、因子からのパスに、図 1 のように固定パラメータを設定した共分散構造分析モデルとして表現できる。ここで、各  $\pi$  の分散はマルチレベル分析の攪乱項  $\zeta$  の分散と対応し、各  $\pi$  の平均はマルチレベル分析の定数項  $\gamma$  に対応する。 $\pi$  を因子として設定するなど、表現型は異なっているが、図 1 のモデルは式 4 a, b と数学的に同一である。

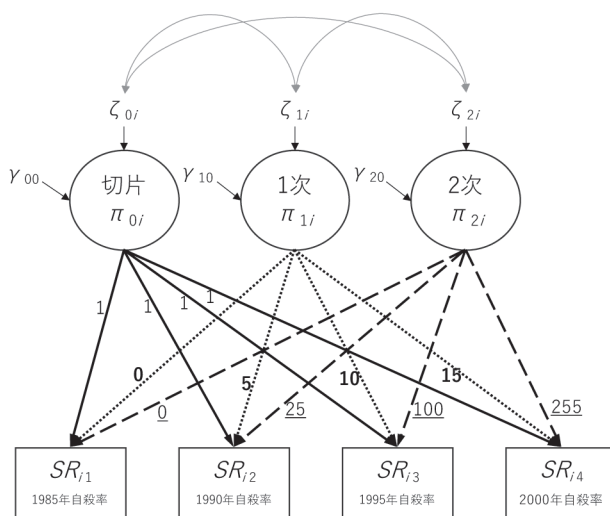


図 1 式 4 a, b の潜在成長曲線モデルによる表現

また、*YEAR* に関して 3 次関数を想定した場合は、それに対応するあらたな因子  $\pi_{3i}$  を設定し、 $\pi_{3i}$  から自殺率に対して *YEAR* の 3 乗に当たる固定パラメータを設定すればよい。ところで、あまりに高次の関数を仮定すると、データの揺らぎを敏感に反映しすぎてしまい、不適切である場合が起こりやすくなる<sup>18)</sup> ことから、ここでは第 1 レベルのトレン

17) *YEAR* 変数に数値を代入していることを明確化するため、 $\pi$  と *YEAR* の順序を維持している。

18) Singer & Willett(2003: 217-9) の議論の示唆するところに従った。



ドに3次までの関数を設定し、その適合を検討する<sup>19)</sup>(図2)。

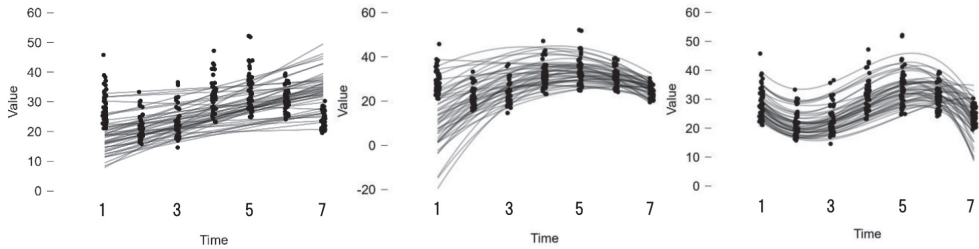


図2 潜在成長曲線モデルによる1次～3次のトレンドの適合

図2を一瞥して明らかのように、トレンドに3次までの項を含むモデルが、各都道府県のトレンドをよりよくとらえている。ただし、パラメータを子細に検討すると、いずれの推定に関しても、計算の過程で残差分散が負であるといった不適解が出現している。そのため、パラメータの推定値自体はあくまで参考にとどまるが、図2から、少なくとも「1985～2015年に関して線形混合効果モデルは不適である」と結論してよいだろう。すると、混合効果モデルの識別のためには、以下の二つの方策が考えられる。

1. YEAR を三次の関数で変換し、変換後の YEAR に関して線形のトレンドを設定し、線形混合効果モデルを適用する。
2. 線形でトレンドが表わされる期間に区切り、線形混合効果モデルを適用する。

1に関しては、潜在成長曲線モデルの識別が適切であるならば、それに従って行うことができるが、前述のとおり、パラメータの推定値は参考にとどまる。さらに、YEAR を変換してから線形混合効果モデルを適用した場合のパラメータの意味の解釈は難しく、また、時変共変量がどのように自殺率に影響しているかの識別にも困難が生じる。

そこで、ここでは2の方針で分析を進めていく。ところで、1998年に男性の自殺率は急騰しているから、ここでの基礎分析では、1998年を間に挟む期間を設定しトレンドを識別したい。いま、1998年をはさむ前後2年を考えると、この期間(図2の時点2～5)において、線形のトレンドが適合するように見える。この点を、先と同じく潜在成長曲線モデルを用いて検討してみよう。

線形、2次、3次のモデルの推定を行ったが、3次については解が得られなかった

19) 以下の分析では、すべて、Rを基礎としてグラフィカルなインターフェースでの分析を実現しているJASP(0.19.0)を用いる。JASPでは、三次までの非線形モデルが容易に計算できるようになっている。



め、線形と2次関数のみ図3に示した。あきらかに線形モデルの適合が良く、2次モデルは、時点数に対して次数が大きすぎるために、過剰に変化を識別してしまい適合していない<sup>20)</sup>。以上から、次節の分析では、1990～2005年の4時点に期間を限定し、線形混合効果モデルによる検討を行う。

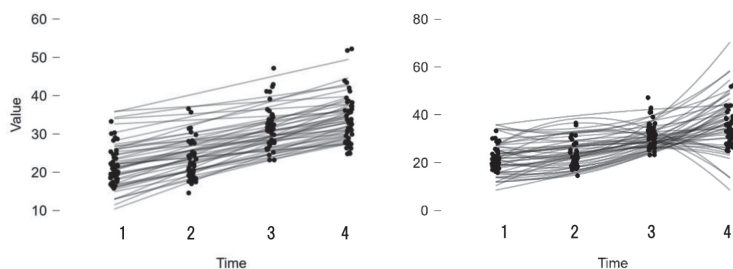


図3 4時点に対する1次、2次関数の適合

## 2. 線形混合効果モデルによる自殺率の分析

### 2.1 先行研究における回帰分析による検討結果の概略

前述のとおり田辺・鈴木（2019）は、1980年から2017年までの自殺率に関する50強の線形モデルをもちいた計量論文をレビューし、それらで用いられた変数を表に整理している<sup>21)</sup>。田辺・鈴木（2019）の整理では、都道府県別かつ年次別の分析を行っているものは10論文あり、その中で1985年以降に関するデータを用いて、最も広範な説明変数を利用しているのは鈴木ほか（2013）であった<sup>22)</sup>。鈴木ほか（2013）は、1990年から2005年の4時点のデータを扱っており、前項で線形のトレンドとして識別した期間と一致している。この点で、鈴木ほか（2013）は、本分析の有効性を検討する上での参照点としても相応しい。

鈴木ほか（2013）は、4時点に関してOLSを用いた回帰分析を行っており、そこで用

20) Singer & Willet (2003: 217) は、次数+2の時点が最低でも必要としているが、あくまで論理的な最低限であって、それよりも大きいことが望ましい。

21) 田辺・鈴木（2019: 251-252）、表2を参照。

22) 田辺・鈴木（2019）は先行研究のレビューを目的としているのではなく、それらを整理したうえで有効な説明変数を識別し、サポートベクター回帰を適用しようとする極めて先進的な研究の実施に眼目がある。これまでの研究でも最多の説明変数を利用し、きわめて示唆に富む結論が導き出されている。ただし、単年度の都道府県別分析であるため、都道府県別、年次別の検討を目標とする本研究の視点とは異なっていることから、内容の詳細は割愛する。

いられている変数は以下の25変数である（表1）。また、そのうちで網掛けしている4つの変数については、他の指標との相関係数が高いことから説明変数から削除されている。そのため、最終的に、21変数を説明変数として、各年次について個別にOLSによる回帰分析が行われている。鈴木ほか（2013）の逐次変数選択法による分析の結果は、表2のとおりである。

表1 鈴木ほか（2013）が分析に用いた独立変数

環境 カテゴリー	変数	環境 カテゴリー	変数
人口・世帯	人口密度（人／可住地面積1km <sup>2</sup> ）	健康・医療	一般病院の1日平均外来患者数 （人口10万人当たり）
	老年人口割合（％）		精神科病院の1日平均外来患者数 （人口10万人当たり）
	単独世帯（％）		一般病院の1日平均在院患者数 （人口10万人当たり）
	高齢単身世帯（％）		精神科病院の1日平均在院患者数 （人口10万人当たり）
	65歳以上の世帯員のいる世帯割合 （％）		一般病院数（人口10万人当たり）
	離婚率（人口千人当たり）		一般診療所数（人口10万人当たり）
自然環境	日照時間（時間／年間）		精神科病院数（人口10万人当たり）
	降水量（mm／年間）		介護療養型医療施設数 （65歳以上人口10万人当たり）
経済基盤	課税対象所得（人口1人当たり）		医療施設に従事する医師数 （人口10万人当たり）
			保健師数（人口10万人当たり）
労働	第1次産業就業者比率（％）		福祉・ 社会保障
	第2次産業就業者比率（％）	民生委員数（人口10万人当たり）	
	第3次産業就業者比率（％）		
	完全失業率（％）		

表2 鈴木ほか（2013）の4時時点の都道府県別自殺率の回帰分析結果

	1990年	1995年	2000年	2005年
変数	$\beta$	$\beta$	$\beta$	$\beta$
日照時間	----	-0.30	-0.30	-0.39
課税対象所得	-0.68	-0.61	-0.58	-0.59
$R^2$	0.45	0.51	0.51	0.61

すべての $\beta$ について $p < 0.001$

鈴木ほか（2013）、p.27、表2より作成

すべての年次において、「課税対象所得」が有意なマイナスの効果を示しており、「日照時間」は1995年以降について有意なマイナスの効果を有している。それ以外の20個の変数については、有意な効果が認められていない。本論文では、この分析結果を参照点とし、鈴木ほか（2013）が男性の自殺率の分析でもちいた21の変数を時変共変量として設定する。そのうえで、鈴木ほか（2013）が年次別に4つのモデルを別個に分析したのに対し、混合効果モデルを用いることで、4時点、47都道府県の自殺の変動を、共変量の時点間、都道府県間の散らばりと関係づけて一つのモデルの中でその効果を検討する。

## 2.2 線形混合効果モデルを用いた時系列分析

### 2.2.1 トレンドの識別と都道府県の差異の確認

1990年から2010までの4時点、47都道府県のデータを、式1 a, bのモデルで分析した結果、第1レベルのトレンドに関するモデルの推定値は以下の通りとなった（式5）<sup>23)</sup>。

$$SR_j = 20.503 + 0.931 \times YEAR_j \quad \dots (5)$$

全国に共通の基礎となる自殺率のトレンドは、1990年に自殺率が20.503であり、5年ごとに $0.931 \times 5 = 4.655$ だけ自殺率が伸びるというモデルで表されている<sup>24)</sup>。また、式5の切片および傾きの変量効果 $\zeta$ の分散 $\sigma_0^2$ 、 $\sigma_1^2$ はそれぞれ17.196、0.029となっている。ところで、JASPでは、逸脱度（deviance）が出力されるから、それらをもちいて $\sigma_0^2$ 、 $\sigma_1^2$ の検定を行うことができる。上記のモデルの逸脱度は1071.12であり、上記のモデルに $\sigma_0^2 = 0$ の制約のみを加えたモデルの逸脱度は1124.988である。その差53.868は自由度1のカイ二乗分布をするから $p < 0.001$ である。同様に、上記のモデルに $\sigma_1^2 = 0$ の制約のみを加えたモデルの逸脱度は1073.831であり、その差は2.711であるから、 $p = 0.099$ となる。 $\sigma_1^2$ の値については、10%水準でかろうじて有意であるが、以下に示すように、都道府県間でトレンドに差があるケースがあることから、ここでは傾きについても変量効果を仮定したモデルで議論をすすめる。

都道府県ごとに、全国共通のトレンドからのずれを求めた第2レベルの予測値が表3である<sup>25)</sup>。それぞれの予測値は、モデルの中で推定されているのではなく、別途、モデルの

23) 変量効果の分散 $\sigma_0^2 \neq 0$ 、かつ、 $\sigma_1^2 \neq 0$ としている。また、切片と傾きの変量効果の共分散をフリーパラメータとしたモデルは解が得られなかったため、 $\sigma_{01} = 0$ としている。

24) それぞれの値の有意確率は0.1%未満である。

25) 変量効果に関しては推定値（estimate）ではなく予測値（predictor）の語を使うことが一般的となっており、また、変量効果に関しては一般にBLUP（best least unbiased predictor）として係数が計算されることから、ここでも予測値の語を用いる。

推定結果をもとに予測されている。各都道府県のトレンドは、式5の切片20.503に $\zeta_{0i}$ の値を、また、傾き0.931に $\zeta_{1i}$ を加えたモデルとなる。 $\zeta_{0i}$ が大きいほど、1990年の自殺率が全国共通のトレンドよりも大きくなるから<sup>26)</sup>、 $\zeta_{0i}$ の上位県のうち対比的な特徴を示す4県をとりあげてモデルの意味を考えてみる。

表3 47都道府県別の切片のランダム効果 $\zeta_{0i}$ および傾きのランダム効果 $\zeta_{1i}$

	$\zeta_{0i}$	$\zeta_{1i}$		$\zeta_{0i}$	$\zeta_{1i}$		$\zeta_{0i}$	$\zeta_{1i}$		$\zeta_{0i}$	$\zeta_{1i}$
北海道	0.831	0.094	東京	-3.465	-0.097	滋賀	-3.759	-0.070	香川	-2.471	-0.051
青森	4.906	0.278	神奈川	-4.485	-0.120	京都	-2.041	-0.066	愛媛	-0.110	-0.014
岩手	7.032	0.113	新潟	4.039	0.045	大阪	-1.010	-0.025	高知	1.952	-0.046
宮城	-1.155	0.094	富山	0.512	0.022	兵庫	-1.508	-0.036	福岡	1.506	0.018
秋田	11.564	0.218	石川	-2.327	-0.039	奈良	-5.479	-0.116	佐賀	-0.593	0.129
山形	2.191	0.168	福井	-2.841	-0.092	和歌山	1.116	-0.099	長崎	1.604	0.190
福島	0.068	0.179	山梨	0.608	0.060	鳥取	2.920	0.031	熊本	-1.109	0.000
茨城	-2.240	0.031	長野	-0.946	0.072	鳥根	6.478	-0.037	大分	0.420	-0.004
栃木	0.371	-0.037	岐阜	-2.852	-0.037	岡山	-3.688	-0.074	宮崎	7.544	0.056
群馬	-0.850	-0.029	静岡	-3.949	-0.054	広島	-1.231	-0.122	鹿児島	4.830	-0.061
埼玉	-4.150	-0.090	愛知	-4.619	-0.073	山口	0.300	0.024	沖縄	7.946	0.022
千葉	-3.966	-0.055	三重	-4.380	-0.122	徳島	-3.512	-0.177			

図4は、1990年の自殺率の推定値の上位2県と、1990年の自殺率の推定値がほぼ同じ値で高い2県をとりあげ、トレンドの違いを示したものである。秋田県、沖縄県は自殺率の推定値の最上位2県であり、青森県、鹿児島県はそれぞれ上位6、7位の位置を占めており、かつ、値がほぼ一致している。

26) このずれは、1990年の自殺率の全国平均からのずれと対応すると理解してよいが、都道府県共通のトレンドは各都道府県の人口の重みを付けずに推定されているため、全国平均そのものの推定値とはなっていないことに注意が必要である。

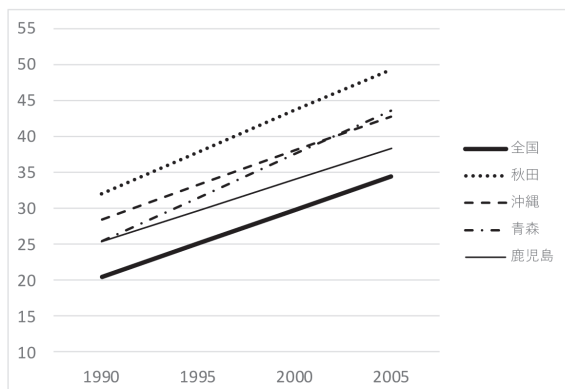


図4 4県および全国の推定されたトレンド

図4を見ると1990年に最も高い自殺率となっている秋田県は、全国よりやや早いペースで自殺率が上昇し、2005年段階でも最も高い自殺率を示している。一方、沖縄は1990年の段階で2番目に高い自殺率であったが、上昇率は全国共通のモデルとほぼ変わらず、2010年には上昇率が高い青森県よりも低い推定値となっている。また、1990年に青森県とほぼ同一の自殺率となっていた鹿児島県も全国共通のモデルとほぼ変わらない上昇率となり、2010年には青森県より人口10万人あたり5人ほど低い値にとどまっている。表3は47都道府県について、1990年から2010年までのトレンドを縮約的に表現しており、都道府県間の比較を容易にするといった利点を有している。ただし、あくまで線形のトレンドによる予測であるから、各年の値の順序は実測値と完全に対応するものではない。

図4に示したようなトレンドが、あくまで要約的なものであることを前提に、それぞれの程度よく各都道府県の特徴を表しているかについても確認しておく。図5は、4県のトレンドの予測値と実測値の関係を示したものである。

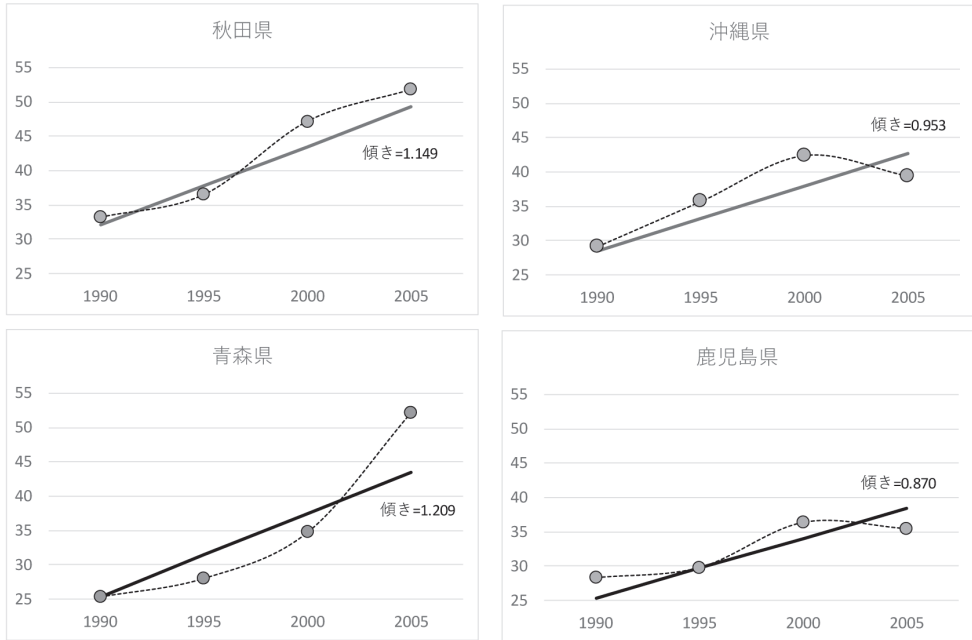


図5 4県の推測されたトレンドと実測値

秋田、沖縄、鹿児島各県では、線形のトレンドが比較的よく適合しているといえるが、青森県に関しては、2010年まで一貫して加速的に自殺率が高まっており、2次関数的なトレンドがより適切に見える。また、比較的フィットがいい秋田、沖縄、鹿児島各県でも3次関数あるいはロジスティック関数がより適切と考えることもできる。

さらに、トレンドの推定値が実測値を予測する程度を各都道府県に関して決定係数で検討したのが表4である。

表4 47都道府県のトレンドによる予測力（決定係数）

	決定係数		決定係数		決定係数		決定係数
北海道	0.832	東京	0.757	滋賀	0.765	香川	0.588
青森	0.871	神奈川	0.806	京都	0.617	愛媛	0.888
岩手	0.947	新潟	0.811	大阪	0.674	高知	0.796
宮城	0.795	富山	0.979	兵庫	0.878	福岡	0.849
秋田	0.959	石川	0.860	奈良	0.723	佐賀	0.843
山形	0.957	福井	0.857	和歌山	0.603	長崎	0.914
福島	0.973	山梨	0.879	鳥取	0.983	熊本	0.956
茨城	0.880	長野	0.907	島根	0.536	大分	0.745
栃木	0.970	岐阜	0.798	岡山	0.760	宮崎	0.766
群馬	0.929	静岡	0.933	広島	0.929	鹿児島	0.809
埼玉	0.942	愛知	0.896	山口	0.902	沖縄	0.717
千葉	0.870	三重	0.816	徳島	0.898		

最も決定係数が大きいのが鳥取県（0.983）であり、最も小さいのが島根県（0.536）となっている。それぞれのトレンドと実測値の関係を示したのが図6である。

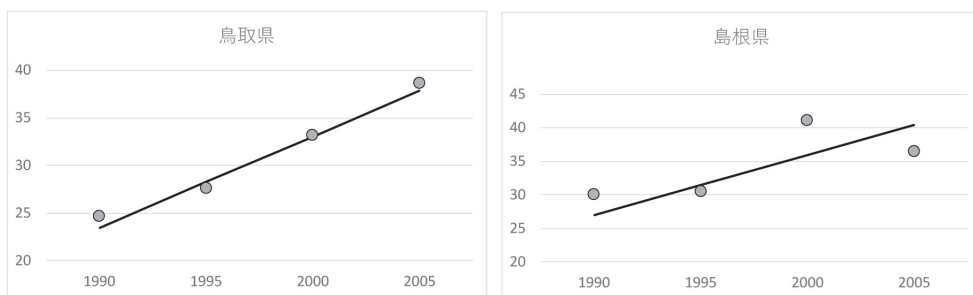


図6 島根県と鳥取県のトレンドと実測値

鳥取県では、ほぼ完全に予測ができて一方、隣接する島根県では1995年から2000年にかけての急速な上昇とそのあとの若干の低下傾向があり、予測モデルはこの変化をうまくとらえることができていない。ただし、都道府県全体としてみると、決定係数の中央値は0.860であり、中央値から+0.062、-0.079の範囲に約半数の県が収まっているから、全体としてはフィットが悪いとはいえない。また、決定係数が低い県では、線形以外のトレンドでモデル化することが望ましく思われるが、時点数が4時点と少なく、線形以外の



関数について適切な識別は実質的に困難である。以上から、4時点のみの観測を対象とする本分析では、線形のトレンドを仮定した分析を行う<sup>27)</sup>。次項では、線形のトレンドを前提として、表1の22個の変数の効果を検討する<sup>28)</sup>。

### 2.3 時変共変量を投入したモデルの検討

ここで検討するモデルは、式3 a, cのモデルにおいて、*IND*を複数個(21変数)に拡張したモデルである。ところで、もし、投入した共変量が自殺率の上昇トレンドの原因となっているならば、前項で得られた *YEAR* 変数の有意な傾き(0.931)は消失すると想定される<sup>29)</sup>。このことを整理したうえで、分析結果の検討に移ることとする。

分析においては、次のステップを踏んだ。

- 1) 最初に、表1の22の変数すべてを共変量として投入し推定する。
- 2) 1)の推定結果のうち、*p*値が大きいものから順に変数をいったん削除し、他の変数の10%水準での有意性を大きく変化させるかどうかをチェックする。大きく変化させない場合、その変数を削除する。ただし、時間 (*YEAR*) については *p* 値の大きさにかかわらず削除しない。
- 3) 2)を繰り返しながら、*p*が10%以下な変数のみを選別する。ただし、時間 (*YEAR*) については *p* 値の大きさにかかわらず削除しない。

鈴木ほか(2013)は変数減少法で機械的に変数の削減を行い、表2に示した結果を得ているが、ここでは、変数減少法にかえて、上記の方法により手動で変数の選択を行っている<sup>30)</sup>。また、21の共変量全てを投入したモデルの推定結果を示さなかったのは、小さな効果しか持たない変数が集積的に影響し、モデルの明証性を損なうことを避けたいためである。表5にその結果を示した。

まず、表5左側の「トレンドあり」モデルから検討する。固定効果の切片、時間の傾き

27) この点については、1年おきのデータセットを構成するといったやりかたで、時点数を増やしたうえで稿を改めて再度の検討をしたい。

28) データは、e-statから収集した。すべての変数について、鈴木ほか(2013)が用いていると想定されるものを利用した。ただし、鈴木ほか(2013)では、単独世帯割合と完全失業率が対数変換して用いられているが、その必然性を認めなかったため、ここではもとの値のまま利用している。

29) 一方、切片(20.503)に関してはすべての共変量の値が0である場合の条件付きの推定値となり、変数には自殺率を上昇・下降させると推定される変数が混在しているため、傾きのような一方向の変化の予想することは困難である。

30) この手法は、順序依存性を持ち、また、唯一の変数群を識別できない可能性を含んでいる。ただし、今回の分析に関しては、ある程度の順序変更を行っても結果は変わらず、また、結果として、識別される変数群が一つに定まったため、頑健なものと想定している。

（トレンド）ともに、前項の基本モデルよりかなり小さな値となっているが、いずれも5%水準で有意である。また、時間の傾き（トレンド）の変量効果の分散は有意ではなく、前述の基本モデルと異なり、都道府県間で傾きの差がなくなっている。このことから、自殺率の上昇トレンドの都道府県間の差異は、時変共変量の分散で吸収され消えているといえる。一方、切片の変量効果の分散は有意であるから、時変共変量によって説明できない「時点にかかわらず一貫した自殺率の都道府県間の正規分布する差」が存在している。この表5「トレンドあり」モデルの中でトレンドが小さな負の値となったことの結果をうけて、*YEAR* 変数の傾きを0に固定したモデルが、右側「トレンドなし」モデルである。産業構成、完全失業率がモデルから除かれ、すべての係数が5%水準で有意となっている。それぞれのモデルの予測力については、次項で論じる。

ところで、いずれのモデルでも、時変共変量に関しては、表1に示した「人口・世帯」、「自然環境」、「経済基盤」、「労働」、「健康・医療」、「福祉・社会保障」の各環境カテゴリーのうち、「福祉・社会保障」分野を除いた全ての分野で一つ以上の変数が自殺率に影響を与えていた。

表5 各環境要因を考慮した都道府県別自殺率の時系列分析

固定効果	トレンドあり		トレンドなし	
	変数名	推定値 (非標準化)	p 値	推定値 (非標準化)
切片	-34.621	0.007	4.313	0.211
時間 (YEAR)	-0.533	0.011	-----	---
老年人口割合	2.008	<.001	1.348	<.001
単独世帯比率	0.488	0.003	0.447	0.002
高齢単身世帯率	-1.149	0.014	-0.962	0.025
離婚率	10.62	<.001	10.045	<.001
降水量 (年間)	0.003	<.001	0.003	<.001
課税対象所得	-0.017	<.001	-0.016	<.001
第2次産業就業者比率	0.335	0.016	-----	---
第3次産業就業者比率	0.37	0.024	-----	---
完全失業率	0.714	0.081	-----	---
一般病院の外来患者数	0.005	0.017	0.005	0.003
一般病院数	-0.918	<.001	-0.897	<.001
一般診療所数	0.108	0.078	0.110	0.037
医師数	-0.096	<.001	-0.081	<.001
変数効果				
$\sigma_0^2$ 切片	4.962	<.001	4.139	---
$\sigma_1^2$ 傾き (時間)	0.006	0.471	-----	---

注記：固定効果のp値は、JASPが出力するt検定の結果を記載した。変数効果のp値は、ここでのモデルと各分散を0とした場合の逸脱度との差をもとに、筆者が $\chi^2$ 分布から求めた値である。ただし、「トレンドなし」モデルでは、変数効果を除いたモデルの推定ができなかったため、p値を割愛している。

表5の固定効果について、環境カテゴリー別に自殺率の上昇因、下降因に分けて整理すると下記のようなになる(表6)。

表6 本分析での自殺率の上昇因、下降因の整理

環境カテゴリー	上昇因	下降因
人口・世帯	老年人口割合	
	単身世帯比率	
	高齢単身世帯率	
	離婚率	
自然環境	年間降水量	
経済基盤		課税対象所得
労働	完全失業率	
	第2次産業就業者比率	
	第3次産業就業者比率	
健康・医療	一般病院の一日あたり来院患者数	一般病院数
	一般診療所数	医師数

注記：網掛けした変数については、「トレンドあり」モデルのみ

ところで、これらの変数が上昇因、下降因となったメカニズムについて、この分析からだけで結論をだすことは困難であり、いくつかの可能性を示唆するにとどまらざるをえない<sup>31)</sup>。例えば、老年人口割合について考えると、本分析での被説明変数が年齢調整済み自殺率であることから、この変数が上昇因であることを「全国的に自殺が多い65歳以上の年齢層が増加したといった純粋な人口学的変化（すなわち、高齢化）」そのものに帰属することはできない。そのため、老年人口割合の増加が自殺率の上昇因となる背景に、老年人口割合の増加が人々の社会生活に及ぼす影響を想定する必要がある。いかえれば、老年人口割合は、直接測定されていない未知のマクロ・ミクロな社会的変数（群）の代替指標として機能している。老年人口割合が代替的に表す「自殺行動を直接に促進する、あるいは、自殺行動の抑制を阻害する」社会的変数（群）については、自殺行動に関するミクロな分析結果を参照しながら想定することになる。これらの点は、ここで上昇因・下降因として整理されたすべての環境変数に当てはまる<sup>32)</sup>。各環境変数の背景にあるマクロ・ミクロなメカニズムについて断定的な結論をだすことは、本稿の議論の範囲を超えているが、いくつかの可能性について指摘しておきたい。

まず、「人口・世帯」としてカテゴライズされた4つの変数（老年人口割合、単身世帯比率、高齢単身世帯率、離婚率）だが、これらの増加は、社会全体の自助、共助を弱体す

31) 与謝野（2023：2-6）の議論を参照。

32) ただし、下降因に関しては先述の「自殺行動を直接に促進する、あるいは、自殺行動の抑制を阻害する」のかわりに、「自殺行動を直接に抑制する、あるいは、自殺行動の促進を阻害する」と読み替える必要がある。

るものとして考えることが出来よう。また、自助、共助の弱体化とともに進行する孤立化の進展を、これらの4つの変数が代替的に示しているとも考えることもできる。ただし、繰り返しになるが、「人口・世帯」変数の背後に、このメカニズムが実際に働いているかどうかはマクロ・ミクロな別途の研究を必要とする。この点で、この議論はあくまで可能性の指摘にとどまることに、改めて注意を喚起したい。

ところで、「自然環境変数」を含めて、社会生活の変化や差異の代替指標となっていると考えるべきとする本稿の議論には異論もあること思う。実際、複数の自殺率の因果分析において正の効果が示されてきた日照時間<sup>33)</sup>に関しては、医学・生理学的な議論もなされている。たとえば、Petridou et al. (2002) や Vyssoki et al. (2012) は、日光に当たる時間とセロトニン、メラトニンの分泌量といった生理学的なメカニズムを想定し、日照時間と自殺の因果関係を指摘している。本稿の立場も、こうした医学・生理学的なメカニズムが働いている可能性を否定するものではない。

ところで、本分析では日照時間は有意な正の効果を示さず、降水量のみが有意な正の効果を示したがこの点はどのように解釈すべきであろうか<sup>34)</sup>。降水量は日照時間と無関係に独自の効果を有している以上、降水量の多寡がもたらす何らかの社会生活の変化や差異を検討する必要があるだろう。たとえば、雨の多い地域において、外出が阻害され、結果、社会的な孤立傾向の増加、他者との交流の減少をもたらすといったメカニズムが想定できよう<sup>35)</sup>。こうしたことから、自然環境変数に関しても、社会的変数の代替指標としての役割が想定できるものと考えている。

その他の一見して直接的な影響があるように見える変数に関しても、そのメカニズムの解釈には慎重さが必要だろう。たとえば、「トレンドあり」では、失業率が10%水準で有意に自殺率の上昇因になっていることが示されているが、失業が直接的に自殺行動の誘因となっているという単純な解釈には注意が必要である。たとえば、Bertley (1994) は、自殺そのものではないが、自殺と関連する精神的・肉体的健康と失業の間の関連に関する論文をレビューし、国によって異なるさまざまなプロセスが働いていることを指摘してい

- 
- 33) 本稿で参照点とした鈴木ほか (2013) をはじめ、日照時間を投入した論文において、全てではないが多数の有意な効果が報告されている。メタアナリシスの対象とすべきほどの極めて多数の分析例があるから、ここでは、個別の論文についての言及を割愛した。
- 34) 二つの変数に想定される負の相関に起因する多重共線性の影響を考慮し、有意な変数の選択時に日照時間のみを投入した分析も行ったが、有意な効果は得られなかった。
- 35) ただし、降水量と相関する湿度などの自然環境変数が医学・生理学的影響を与えることも想定できる。本稿の立場は、医学・生理学的影響を否定するものではなく、自然環境変数が社会的影響の代替指標ともなりうることを指摘するものとして理解されたい。

る。たとえば、「失業は社会的統合の欠如の指標だという解釈が成り立つ」こと、その一方、「社会的統合より、財政的な問題の効果が大きい」こと、ただし、「オランダでは財政的問題以上に孤立化の問題が大きい」こと、さらには、「勤続が継続していても、失業の危険を感じるような場合には、精神的健康が損なわれ、失業そのものが必ずしも問題とならない」こと、「フィンランドの工場労働者に関しては、失業前後の財政状況に関わらず、復職が精神的健康の改善に大きな効果をもつ」ことなどをまとめている<sup>36)</sup>。こうした議論とは別に、経済的剥奪を問題視する議論も多数見受けられる<sup>37)</sup>。いずれにせよ、失業率が自殺率に影響するメカニズムの措置に関しても、慎重な態度が必要に思われる。

また、第二次、三次産業就業者比率が自殺の上昇因となっていることは、都市化の影響と解釈できるが、「トレンドなし」では有意な効果をもたなかったことから、ひきつづき慎重な検討が必要である。

ところで、全体には上昇因、下降因であることが納得できる変数が多いが、一般診療所数のみは、一般病院数、医師数と異なり、自殺率の上昇因となっていることは解釈が困難である<sup>38)</sup>。単純には、一人あたりの医療機関、医療従事者が多いほど、各種のケアがいきなりやすくて、自殺が抑止されると想定できるが、一般診療所数が自殺率の上昇因となっていることは、こうした解釈が必ずしも充分ではなく、背後にある社会環境要因についても検討すべきことを示唆している<sup>39)</sup>。「健康・医療」カテゴリの変数についても、人々の社会生活との関連性については、あらためて考察が必要であろう。

以上のとおり、各変数が自殺率の上昇・下降因として機能するメカニズムの検討は、先行研究のマクロ・ミクロな知見との慎重な突合せが必要である。これらの検討については稿を改めて行うこととし、本稿では、鈴木ほか（2013）の回帰分析の結果との異同を整理したうえで、線形混合効果モデルを利用の有効性について確認をしておくにとどめたい。

一見して分かる通り、鈴木ほか（2013）と同じ変数を利用しているが、表2と表5では分析結果が大きく異なっている。鈴木ほか（2013）では、21個の変数のうち「日照時間」、「課税対象所得」のみが効果を有していた。一方、ここでの分析では、「トレンドあり」で13の、「トレンドなし」で10の変数が効果を示しており、様々な環境変数の効果が識別さ

36) 「」内は論文からの抜粋ではなく、筆者の要約である。

37) 失業による安定的な生活基盤の喪失を含め、経済的なはく奪が自殺を促進することを指摘するものとして、Freeman（1998）、谷畑ほか（2003）、Watanabe et al.（2006）、Minoiu and Andrez（2008）、柴田（2014）がある。

38) 病院は病床数が20床以上ある医療機関であり、診療所は病床数が20床未満であり、入院設備がない医療機関も含んでいる。

39) 一般医療機関の数、医師数をコントロールしたうえでの効果であることに再度注意されたい。

れている。この理由は、47都道府県の横断的データを複数時点について同時に分析することで、より情報量の多い分析が可能になったためと考えられる。この点で、線形混合効果モデルの利用は、自殺率の有効な分析戦略となると想定できるだろう。以下では、1985～2005年の男性の自殺率の分析に対する線形混合効果モデルの有効性をさらに確かめるために、表5で推定したモデルの予測力を検討する。

## 2.4 線形混合効果モデルの予測力

1998年の急激な男性の自殺率の上昇を含め、本モデルでどの程度予測できているかを検討したい。本分析のデータは、1990年から5年おきの4時点に限られているが、1998年の急激な増加は、1995年から2000年のデータの変動で近似的に表わすことができる。そこで、4時点の都道府県平均、とくに、1995年から2000年の変化をどの程度、本分析のモデルが再現できているかを検討する。表5をもとに、4時点それぞれについて、22の共変量の全都道府県平均と固定効果の係数とかけ合わせ、さらに切片を加えることで全都道府県の平均自殺率の予測値を得ることができる<sup>40</sup>。予測に当たっては、表5の「トレンドあり」、「トレンドなし」の両者のモデルを用いる。予測の結果を示したのが図7である。

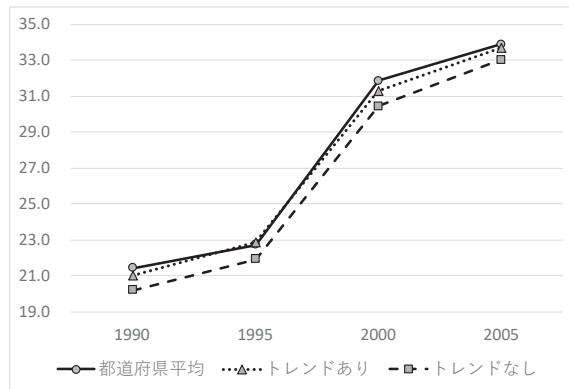


図7 男性自殺率に関する都道府県平均の予測

「トレンドあり」では「トレンドなし」より一貫してやや高い値をとっているが、「トレンドあり」モデルで有意な効果を示さなかった YEAR を削除しても、予測の精度が大き

40) 全国平均とここで用いる都道府県平均の間には若干の差があり、全体に都道府県平均が高くなっている。これは、人口が相対的に少ない県で、自殺率が高い傾向があるため、それらの県の自殺率が平均に対して過大に影響を与えてしまっているためである。ここでは行っていないが、このずれを補正するためには、各都道府県の自殺率の予測値をもとめ、それを人口で重みづけした平均を求めればよい。



くは変わらないことが分かる。自殺率の変動に関して、トレンドは、主に、共変量として投入されなかった変数の未知の効果を表すものと想定できるから、表5の共変量以外の未知の変数の影響の総和では小さなマイナスの変動が生成されており、それを除いても全体には、ある程度よい予測が得られたといえる。また、1998年の急激な自殺率の上昇とその後の高止まり傾向も比較的よく再現されていると言えるだろう。

### 3. おわりに

本稿で試みた混合効果モデルによる分析は、あくまで基礎分析であり、この分析をもって1990年から2005年の日本の自殺率の状況を描き出せたものとは考えていない。そのことを前提に、今後の課題をまとめておきたい。

図7に示したように、トレンドがないモデル（時間の係数が0という制約をおいたモデル）は、トレンドを仮定したモデルとほぼ一致する予測力をもっていた。このことは、都道府県に共通する基礎モデルにおいて、共変量の変動がない場合、男性の自殺率の時系列変動はないというモデルが採択されたことになる。すなわち、対象とした期間に、男性の自殺率の時間内在的な時系列変動は一切なく、「トレンドなし」モデルの10個の共変量の変動で、自殺率の変動がある程度予測できたことになる。こうした現実の簡潔な表現は、都道府県および時点を固定効果とするモデルにくらべ、よりパラメータ縮約的である混合効果モデルの有用性の一端を示すものであろう。その一方で、ここでの分析はあくまで基礎的なものであり、限定された時点の男性自殺率に、混合効果モデルを適用したという状況にとどまっているともいえる。筆者としては、今後のさらなる検討、分析のスタート地点に立った段階にあると考えている。

また、ここでのモデルを前提とした改善課題として、時変共変量の変量効果を仮定したモデルの検討の必要性があげられる。実際には、時変共変量の変量効果を仮定した場合、ほとんどのケースで推定の過程で逆行列が求まらないといった問題が生じていたが、老年人口割合においては変量効果を仮定した推定値を求めることができていた。こうしたモデルが、全体の予測をどの程度改善するかに関する検討が今後必要となっている。

本分析モデルを前提とした部分的改善ではなく、モデルや分析の根本にかかわる課題もある。最も根本的な課題として、「混合効果モデルとしてデータ構造をモデル化することの理論的な正当性」を改めて問わなければならないだろう。また、本分析は線形のトレンドで近似できる期間を選んだ分析だが、より長期間、より多数の時点で、適切な非線形な

モデル（連続な関数ばかりでなく、非連続な関数モデルを含む）の構成ができるかといった点も課題である。さらには、子供の学習など、あらかじめ共通の成長曲線を想定することが理論的に有効な対象と異なり、自殺率の変動ではトレンドを帰納的に近似したに過ぎないともいえる。いいかえれば、トレンド関数を前提とする混合効果モデルが、自殺率のように長期に変動するマクロな社会現象に対して適切であるかといった根本問題ともかわってくる<sup>41)</sup>。

モデル構成の課題とは別に、分析対象とするパネルデータの構築の課題も大きい。今回は、5年おきの都道府県別データを構築したが、公表されているデータから、1年ごとのデータとしてパネルデータ構築をすることも可能である。1998年の急激な自殺率の上昇因を詳細に明らかにするためには、こうしたデータを対象に分析しなおすことが必須となる。また、都道府県別ではなく、市区町村別のデータ構築も大きな意味を持つと考えている。たとえば、与謝野（2011）が指摘したように、失業率の自殺率に対する影響には、基礎自治体の規模によって大きな差異が想定される。すなわち、失業率に限定してさえ、都道府県別データは基礎自治体のデータをアグリゲートすることで、内部の異なる規定構造を覆い隠してしまっている可能性が高い<sup>42)</sup>。一方、時点をより細かく、対象をより詳細にすればするほど、得られる共変量は限定されていくから、この点のトレードオフ関係を見据えた分析戦略が必要となる。また、今回利用した変数群は、鈴木ほか（2013）に依拠したものであり、試行的、かつ例示的な分析となっている。先行研究の成果を整理しながら、今後、適切な変数群の識別を継続的に行う必要があることは言うまでもないだろう。

個人的に、男女の自殺率の比較分析や年齢別自殺率のパネルデータ分析が喫緊の課題と考えており、上記の問題を意識しながら、混合効果モデルの適用を中心とした具体的検討を今後進めていきたいと考えている。

#### 引用文献

- Andres, A. R., F. Halicioglu & E. Yamamura, 2011, "Socio-economic Determinants of Suicide in Japan," *The Journal of Socio-Economics*, 40(6): 723-731.
- Bertley, M., 1994, "Unemployment and Ill Health: Understanding the Relationship," *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48: 333-337.
- Duncan T. E., S. C. Duncan, L. A. Strycke, 2006, *An Introduction to Latent Variable Growth Curve Modeling: Concepts, Issues, and Application, Second Edition*, Routledge: New York.

41) 同様のマクロデータ（くじの売上データ）の分析例が、Frees(2004)の4.5.1にもみられるが、先行研究の正当性を含めて、この問題に対して今後も慎重に検討したい。

42) こうしたデータでは、より多数の水準の設定が必要ということにもなる。

- E. W. Frees, 2004 , *Longitudinal and Panel Data Analysis and Applications in the Social Sciences*, Cambridge University Press.
- Freeman, D., 1998 , “Determinant of Youth Suicide: The Easterlin-Holinger Cohort Hypothesis Re-examined,” *American Journal of Economics and Sociology*, 57(2): 183-199.
- 金子能宏・篠崎武久・山崎暁子, 2004, 「自殺の社会経済的要因と自殺予防の経済効果」『季刊社会保障研究』, 40(1): 75-87.
- 松林哲也・上田路子, 2013, 「福祉・経済政策と自殺率－都道府県レベルデータの分析」『日本経済研究』, 69: 96-109.
- Minoiu, C. and A. R. Andrez, 2008, “The Effect of Public Spending on Suicide: Evidence from US State Data,” *The Journal of Socio-Economics*, 37: 237-261.
- Nishiyama, A., 2010 , “Exploring Suicide in Japan: In the Light of Mental Illness and Socioeconomic Factors,” *SFC-DP*, 2010-004: 1-38.
- 小川一夫, 2015, 「失業と学校教育における人的資本形成：都道府県別パネルデータによる計量分析」『日本労働研究雑誌』, 57(2・3) : 37-53.
- Petridou, E., F. C. Papadopoulos, C. E. Frangakis, A. Skalkidou & Dimitrios Trichopoulos, 2002, “A Role of Sunshine in the Triggering of Suicide,” *Epidemiology*, 13(1): 106-109.
- 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』, 59: 58-66.
- 柴田悠, 2014, 「自殺率に対する積極的労働市場政策の効果-OECD26ヵ国1980～2007年のパネルデータ分析」『社会学評論』65(1): 116-133.
- Singer, J. D., & Willett, J. B., 2003 , *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press.
- Suzuki E., S. Kashima, I. Kawachi & SV. Subramanian, 2013 , “Social and Geographical Inequalities in Suicide in Japan from 1975 through 2005: a Census-based Longitudinal Analysis,” *PLoS One* 8 (5): e63443.
- 鈴木隆司・須賀万智・柳澤裕之, 2013, 「都道府県における自殺死亡率の推移と地域要因の分析」『厚生 の指標』, 60(5): 24-29.
- 田辺和俊・鈴木孝弘, 2019, 「サポートベクター回帰による都道府県別自殺率の要因分析」『情報知識学会誌』, 29(3): 247-267.
- 谷畑健生・藤田利治・尾崎米厚・黒沢洋一・蓑輪真澄・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.
- 薄田涼子, 2014, 「景気後退と自殺, そのプロセス－都道府県別パネルデータによる考察」『日本経済研究』, 71: 25-48.
- Vyssoki, B., N.e Praschak-Rieder, G. Sonneck, V. Blüml, M. Willeit, S. Kasper & N. D. Kapusta, 2012 , “Effects of Sunshine on Suicide Rates,” *Comprehensive Psychiatry*, 53(5): 535-539.
- Watanabe, R., M. Furukawa, R. Nakamura & Y. Ogura, “Analysis of the Socioeconomic Difficulties Affecting the Suicide Rate in Japan,” *KIER Discussion Paper*, 626: 1-19.
- 与謝野有紀, 2011, 「格差、信頼とライフチャンスー日本の自殺率をめぐってー」斎藤友里子・三隅一人編著『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.
- 与謝野有紀, 2023, 「自殺率に関する要因分析のための変数群識別戦略の提案ー自己組織化マップの適用によるパイロットスタディー」『社会的信頼研究』, 3: 1-28.

