

成人男性自殺率の現状と推計

——ベイズ型コーホートモデルによる3効果の分離——

アンドウ ヒトアキ
安藤 仁朗*

目的 人口動態統計から得られたデータをコーホート分析することによって、成人男性の自殺率の現状と今後の趨勢を把握することを目的とする。

方法 1990年から2002年までの、20歳から89歳の男性の年齢階級別自殺率からコーホート表を作成し、ベイズ型コーホートモデルを適用して、時代効果・年齢効果・コーホート効果を分離した。また、分離された各効果のパラメータ値を再構成することによって、今後の年齢階級別自殺率と男性全体の自殺率・自殺数を推計した。

結果 時代効果は、1998年以降高い値を示し、99年に最大となる。年齢効果は、加齢に伴う単調な増加ではなく、50歳代後半を中心に隆起が見られる。コーホート効果は、戦前・戦中・戦後生まれの3期間に分かれ、戦中生まれのコーホート効果が低い。

結論 年齢階級別自殺率は20歳代から30歳代では既にピークを越え、40歳代前半で現在ピークにあると推定される。また、40歳代後半から70歳代前半では今後上昇傾向を示し、70歳代後半と80歳代では数年の低下期を経て、上昇期を迎えることが予想される。

現状の傾向が続くと、20～89歳の男性全体の自殺数は2020年には23,320人と最高値に達する。

その後、人口減少に伴い自殺数は減少するが、自殺率は上昇を続け、2030年には50人を超える。

キーワード 人口動態統計、自殺率、ベイズ型コーホートモデル、時代効果、年齢効果、コーホート効果

I はじめに

わが国における成人男性の自殺死亡は、1950年代、80年代に続いて、近年“戦後第3のピーク期”にある。成人男性の自殺数は1998年に初めて2万人を超え、99年には過去最高となる21,718人に達した¹⁾。以降多少増減するが、2002年の自殺数は21,165人²⁾、5年続けて2万人を超えている。また、1990年の27.4人を底に上昇傾向となった自殺率（日本人人口10万人当たりの自殺数）は、98年に前年比139.2%という過去にない急上昇を示し、99年には45.3人にまで達した。その後、2000年43.6人、01年42.2人、02

年43.4人と依然高い値を持続したままである。

自殺率の推移を詳細に検討するためには、年齢階級と観測年のクロス表を作成する必要がある。このような集計表をコーホート表と呼ぶが、グレン³⁾は、観測年の間隔が出生コーホートを画する年齢区分の幅と一致するようなコーホート表を“標準コーホート表”，一致しないようなコーホート表を“一般コーホート表”と呼んでいる。

表1は、観測年を1992年、1997年、2002年、年齢階級の幅を5歳とした、20歳から89歳までの男性の自殺率の推移をまとめた標準コーホート表である。

2002年の列をみると、55～59歳の年齢階級までは、自殺率は加齢とともに上昇している。そ

* 関西大学社会学部非常勤講師

の後70～74歳まで低下し、再び上昇する。この変化を、加齢の結果として考えるのか、それぞれのコーホート環境の違いが表れていると考えるのか、判断することは困難である。それは、この比較が「同じ観測年の異なる年齢階級の自殺率の比較」だけではなく、「異なるコーホートの自殺率の比較」をも含んでいるからである。

また、55～59歳の年齢階級の経時変化をみると、自殺率は経年とともに上昇している。ただし、これは「同じ年齢階級の異なる観測年の自殺率」と「異なるコーホートの自殺率」を同時に比較した結果である。そのため、この上昇を、観測年の違いによって生じた変化と理解するか、コーホート交替の結果であると解釈するかが問題となる。

そして、2002年に55～59歳の年齢階級に該当するコーホート（昭和18～22年生まれ）の変化をみると、加齢・経年とともに自殺率は上昇している。言うまでもなく、同一コーホートの自殺率の変化には、加齢による影響と観測年の違いによる影響が同時に含まれている。

つまり、コーホート表から観測される自殺率の変動（同一観測年，同一年齢階級，同一コーホート）は、時代（観測年）・年齢・コーホートという3つの要因のうち、2つずつが混交したものである。自殺率の変動を総合的に把握するためには、これら3効果を分離する必要がある。

本研究では、成人男性の自殺率の現状と今後の趨勢を把握するために、コーホート分析によって、自殺率に影響を及ぼす3効果（時代・年齢・コーホート）を分離し、その結果を基に今後の自殺率・自殺数の趨勢を推定した。

II 資料と方法

（1）資料

人口動態統計¹⁾²⁾を利用して、男性の自殺率について、14年齢階級（20～89歳，5歳刻み）×13調査時点（1990～2002年）の一般コーホート表を作成した。

表1 標準コーホート表

	観測年			出生年
	1992年	1997	2002	
20～24歳	15.3	15.1	21.3	
25～29	18.2	19.6	23.7	昭53～57年
30～34	19.5	21.6	28.2	48～52
35～39	21.2	25.2	31.5	43～47
40～44	26.1	28.4	42.3	38～42
45～49	32.1	35.0	49.6	33～37
50～54	37.4	45.0	62.3	28～32
55～59	38.9	47.0	71.0	23～27
60～64	37.1	43.4	57.9	18～22
65～69	32.1	34.4	47.4	13～17
70～74	34.5	36.4	36.8	8～12
75～79	49.6	42.1	39.8	3～7
80～84	61.2	53.4	48.7	大12～昭2
85～89	85.0	74.5	60.0	7～11
				2～6
				明41～大元
				明36～40

注 厚生労働省『人口動態統計』より作成

（2）方法

1) 時代効果，年齢効果，コーホート効果

時代効果は、各観測年に固有の社会的環境の影響によって生じたものであり、年齢やコーホートを問わず、社会全体が同じように受ける効果である。年齢効果は、時代やコーホートの違いにかかわらず、加齢の影響によって生じる効果である。そしてコーホート効果は、特定の出生コーホートの成員であることによって生じた効果であり、生育したコーホート環境を反映して他のコーホートと区別できる、それぞれのコーホートに固有の効果である。

そこで、

$$(\text{自殺率の変動}) = (\text{時代効果の変化}) + (\text{年齢効果の変化}) + (\text{コーホート効果の変化}) + (\text{誤差})$$

という関係が仮定される。

既にみたように、コーホート表にみられる同一観測年における変動，同一年齢階級内の変動，同一コーホート内の変動は、いずれも他の2つの効果による複合効果となっている。これら3効果は、原理的には分離することが不可能であるため、ある種の条件を付加することによって分離する方法が提起されてきた³⁾⁻⁵⁾。その中で

中村⁶⁾⁷⁾は、各効果のパラメータは急激に変化するものではなく緩やかに変化するという「漸進的変化の条件」を与え、ABIC (赤池のベイズ型情報基準) を最小にするようなモデルを選択することによって最適解を求める「ベイズ型コーホートモデル」を提起し、さらにこの方法が標準コーホート表だけではなく、一般コーホート表にも適用可能であることを示した。

2) ベイズ型コーホートモデル

本研究で用いた、中村の方法の概要は次のようなものである。

数量特性 Y_{ij} を年齢階級×観測年の形に整理したコーホート表を考え、 Y_{ij} を対数変換したものを次のように分解する。

$$\log Y_{ij} = \mu_0 + \mu_i^A + \mu_j^P + \mu_k^C \quad (\text{式1})$$

μ_0 は総平均効果、 μ_i^A は第 i 年齢階級の年齢効果、 μ_j^P は第 j 調査時点の時代効果、 μ_k^C は第 k コーホートのコーホート効果の各パラメータを表し、3効果のパラメータは次のようなゼロ和制約を満たすものとする。 I, J, K , はそれぞれの効果の区分数である。

$$\sum_{i=1}^I \mu_i^A = \sum_{j=1}^J \mu_j^P = \sum_{k=1}^K \mu_k^C = 0 \quad (\text{式2})$$

ここで、隣り合うパラメータの差の二乗和をなるべく小さくするという、パラメータの漸進的変化の条件を付加する。

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum_{i=1}^{I-1} (\mu_i^A - \mu_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum_{j=1}^{J-1} (\mu_j^P - \mu_{j+1}^P)^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum_{k=1}^{K-1} (\mu_k^C - \mu_{k+1}^C)^2 \rightarrow \text{SMALL} \quad (\text{式3})$$

$1/\sigma_A^2$, $1/\sigma_P^2$, $1/\sigma_C^2$ は3効果に対する適当な重みであり、 σ_A^2 , σ_P^2 , σ_C^2 は「超パラメータ」と呼

ばれる。これら超パラメータの決定に際して、恣意性を排除する方法として採用された基準がABICである。各効果の超パラメータについて、いくつかの候補を与え、それらの組み合わせの中で最も小さいABICの値を得られたものが最適モデルとなり、各効果の推定パラメータが得られることとなる^{注1)}。

III 結果と考察

ベイズ型コーホートモデルによって推定された、各効果のパラメータ値を図1～3に示す。パラメータ値の表示は、図の中央が0の位置であり、プロットされた位置が右にあるほど自殺率を上昇させ、左にあるほど低下させる効果があることを示している。

3効果の中で最も変化の大きいものは年齢効果であり、他の2つの効果よりも自殺率への寄与が大きいと考えられる。なお、総平均効果は-7.889である。

(1) 時代効果

冒頭に示したように、成人男性の自殺率は1998年に急上昇し、99年に45.3人に達した後、高い値を持続したままである。時代効果も98年以降プラスの値を示し、99年に最大となっている。時代効果は、社会全体が同様に受ける効果である。したがって、1998年の自殺率急上昇の一因は、何らかの社会的環境の影響によって、社会全体の自殺趨勢が一挙に高まったことによるものと考えられる。そしてこのとき高まった自殺趨勢は、下降しつつあるとはいえ、いまだ

図1 時代効果

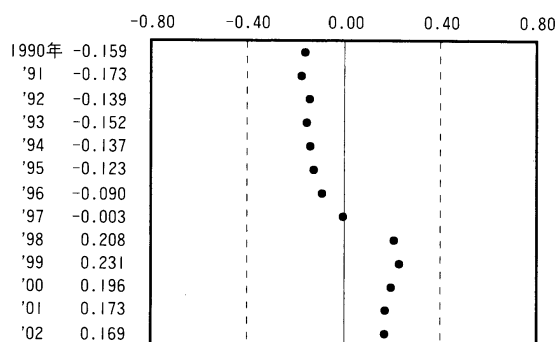
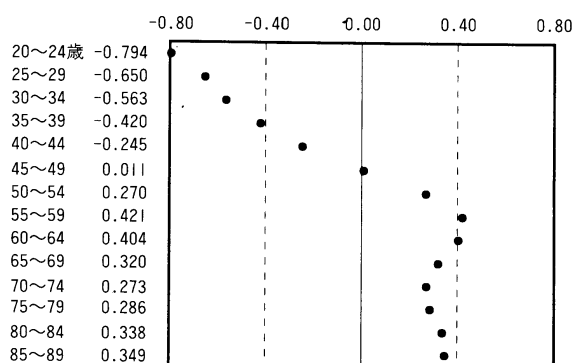


図2 年齢効果



高いレベルにとどまっていると言える。

(2) 年齢効果

年齢効果は、40歳代前半までの年齢階級で低く、40歳代後半以降高い。

自殺率は加齢とともに上昇することが一般的な傾向であるといわれるが⁸⁾、年齢効果は若年層から加齢とともに上昇したあと、50歳代後半を頂点にいったんは下降、その後70歳代前半を底に再び上昇しており、50歳代後半を中心に隆起した「N型」を示している。

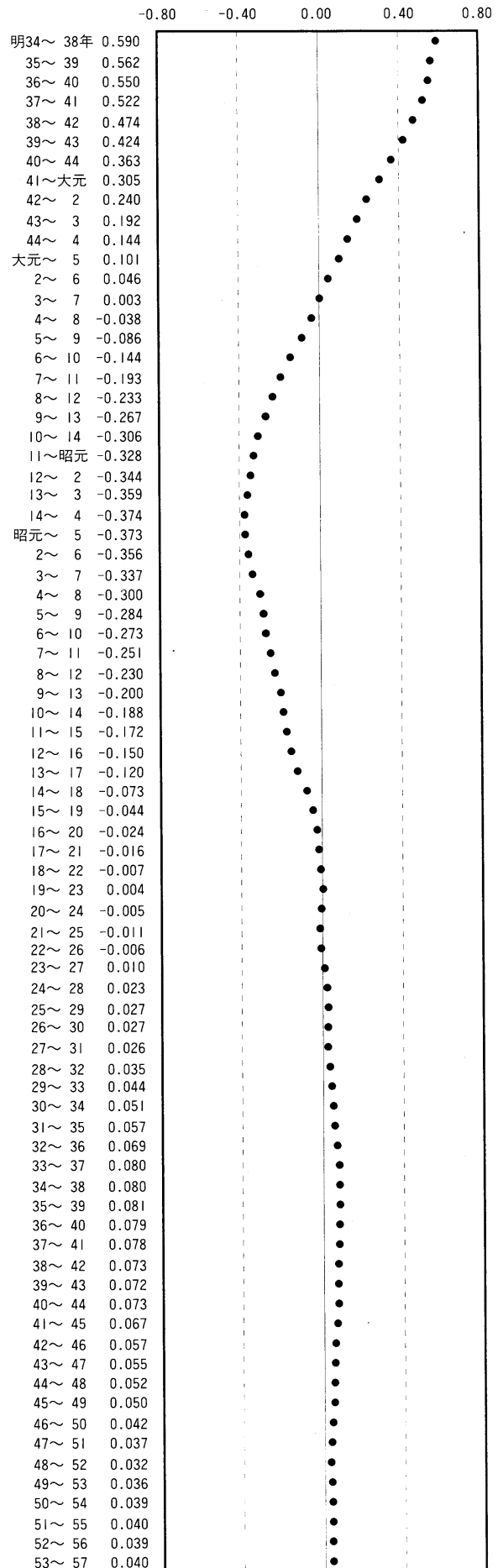
自殺の場合、加齢の影響によって生じる年齢効果には、生理的な加齢の影響よりも、それぞれのライフステージにおけるライフイベントの質が大きく作用する。高橋⁹⁾は、40～50歳代の男性は中年危機 (mid-life crisis) に瀕しており、元々様々な問題を抱えた、精神的な危機を来しやすい年齢層であると指摘する。また清水¹⁰⁾は、50歳代の多くの男性が退職前の時期に経験するライフイベントは、通常であれば誰もが織り込み済みの予測可能な常態的ライフイベントに過ぎないが、不況の波はこれらのライフイベントを予測不可能な突発的ライフイベントへと変貌させてしまい、それによってこの年齢階級における常態的ライフストレスが自殺の誘引として作用するほどのハードシッの強いストレッサーに変質したと説明する。

これらのことから、年齢効果を隆起させている一因は、元々精神的な危機を来しやすい年齢階級の男性が、従来では考えられなかったようなレベルのライフストレスに直面していることにあると考えられる。

(3) コーホート効果

コーホート効果は、明治34～38年生まれのコーホート以降漸次下降しているが、大正3～7年生まれまでは高い値が続く。大正4～8年生まれでマイナスに転じた後も大正14～昭和4年生まれまで下降傾向が続き、その後上昇に転じるが、昭和22～26年生まれまでは低い値となっている。昭和23～27年生まれから再びプラスの値を示し、以降やや高い値が続く。

図3 コーホート効果



つまりコーホート効果は、高い値を示す第1次大戦以前に生まれたコーホート、低い値を示す第1次大戦から第2次大戦終了直後までに生まれたコーホート、そして、やや高い値を示す戦後生まれのコーホートという3期間に分かれる。

デュルケム¹¹⁾は、「戦争は自殺の増加に抑制効果を及ぼす」と言明した。「自殺に対するコーホート環境としての戦争」は、興味深いテーマであるがここでは示唆するにとどめておく。

(4) 年齢階級別自殺率の推計

総平均効果，時代効果，年齢効果，コーホー

図4 観測値 (○) と理論値 (×)

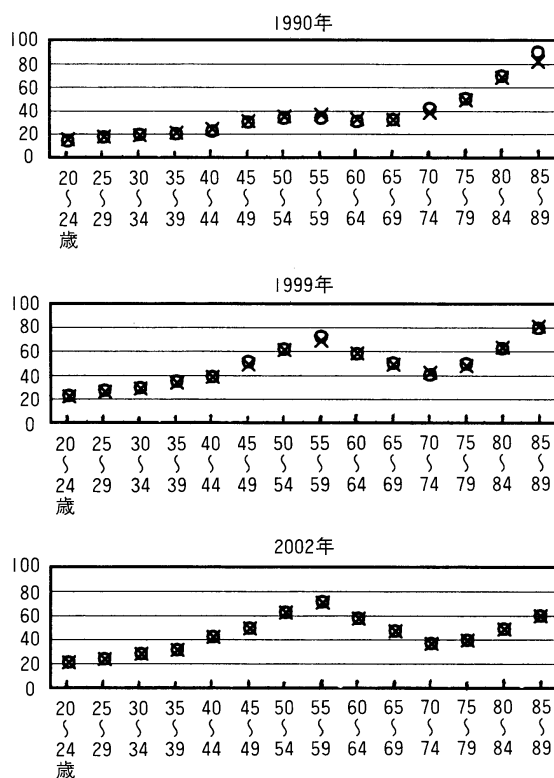
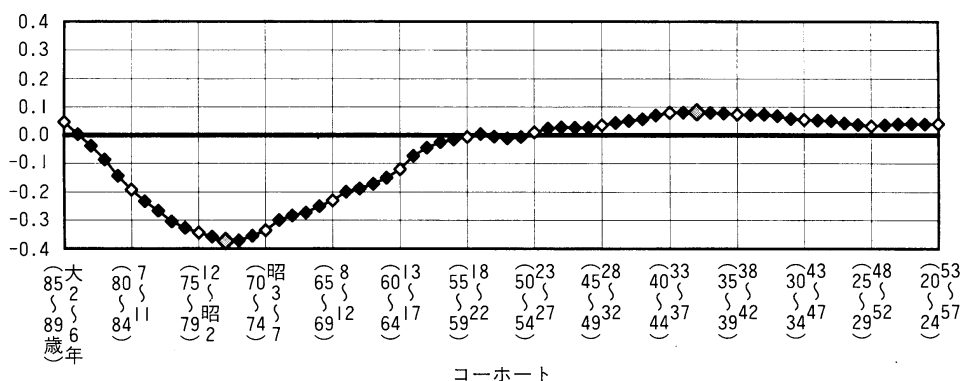


図5 大正2～6年生まれ以降のコーホート効果



注 ()内は2002年時の年齢階級

ト効果を加えたものを(式1)に当てはめると、対応する時代・年齢における自殺率の理論値を得ることができる。

図4は、1990年、1999年、2002年の自殺率(観測値)と、今回の分析で得られた各効果の推定パラメータ値を基に算出した理論値とを比較したものである。理論値はおおむね観測値の傾向を反映したのになっていることが確認できる。

同様の方法を用いて今後の年齢階級別自殺率を推計するためには、2003年以降の時代効果を与える必要がある。ここで時代効果が2002年時から変動しないと仮定すると、年齢階級別自殺率の推定値(理論値)は、コーホート交替による変動に従うことになる(図5)。

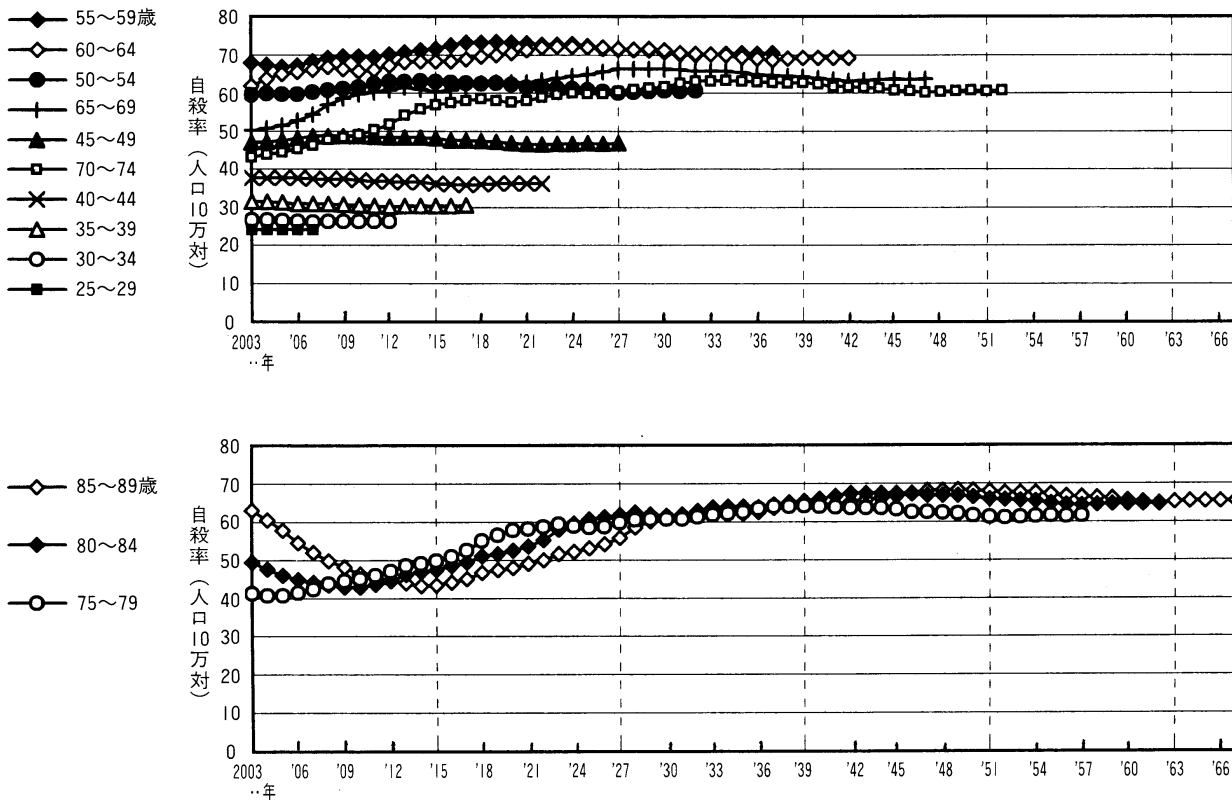
2002年の時点で85～89歳の年齢階級に属するコーホートは、大正2～6年生まれであり、以降の中では昭和35～39年生まれのコーホート効果が最も高い。このコーホートが該当する年にそれぞれの年齢階級の自殺率はピークを迎えるが、昭和35～39年生まれのコーホートは2002年には40歳前後に達している。そのため、30歳代までの年齢階級の自殺率はすでにピークを越えており、前後のコーホート効果が高原状態にあることから、40歳代前半の年齢階級の自殺率は現在がピークであると推定される。

大正14～昭和4年生まれのコーホート効果が最も低い、昭和3～7年生まれのコーホートが2002年の時点で70歳代前半に達している、40歳代後半から70歳代前半までの年齢階級の自殺率はまだピークに達しておらず、今後上昇を続けると考えられる。

70歳代後半と80歳代の年齢階級の自殺率は1990年代末から低下傾向にあるが、この傾向は今後も続く。しかし、大正14～昭和4年生まれのコーホートがこれらの年齢階級に達する年を底に、上昇期を迎えると推定される。

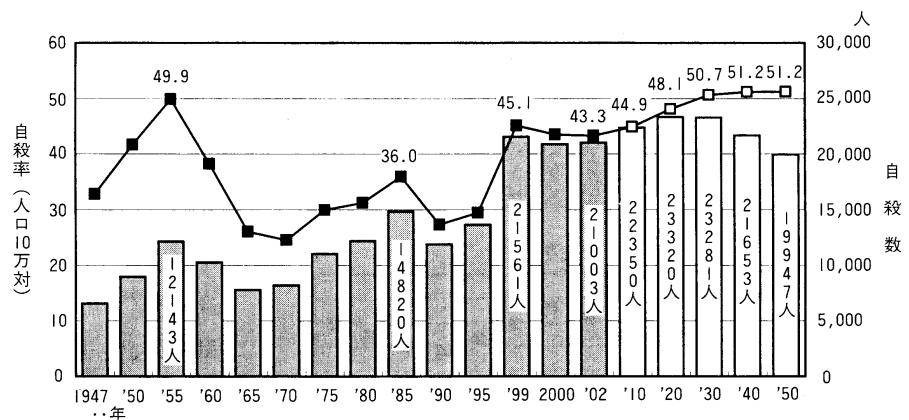
各年齢階級とも昭和

図6 自殺率の推定値



35～39年生まれのコーホートが交替すると低下期に入るが、コーホート効果の減少がわずかであるため、大きな低下とはならない。50歳代以上の年齢階級の自殺率は、60～70人にまで達すると推定される（図6）。

図7 自殺数と自殺率（20～89歳）



(5) 全体の自殺死亡の推計

以上の結果を基に、将来

推計人口(中位推計)¹²⁾を用いて、20歳から89歳までの男性全体の自殺率と自殺数を推計した結果が図7である。2002年までは観測値、2010年以降は推定値を表示している。ただし、未知の時代効果、コーホート効果はそれぞれ2002年、昭和53～57年生まれのものを用いている。

観測値のこれまでの最高値は、自殺数が1999年の21,561人、自殺率が55年の49.9人である。自殺数は、2010年には22,350人と99年を上回り、2020年には23,320人と頂点に達する。その後、人口減少に伴って自殺数こそ減少するものの、

自殺率はさらに上昇し、2030年には50人を超え、過去最高となる。以降、自殺率は50人程度で持続する。

実際には時代効果は変動するだろうし、新規参入コーホートのコーホート効果が減少することもある。しかし、現状の傾向が続くと、今後、成人男性全体の自殺率は上昇を続け、現在よりもさらに深刻な事態になることが危惧される。

IV おわりに

本研究では、近年の自殺率の分析から今後の趨勢を推定するために、1990年以降という短期データを用いた。現在、わが国はかつて経験したことがないような不況に見舞われており、それが自殺率上昇の一因であることは間違いないだろう。しかし、不況だけが自殺の唯一の原因ではない。自殺率に影響を及ぼす時代・年齢・コーホート効果についてさらに詳細に考察するためには、長期的なデータを分析するとともに、各効果の増減に対して作用する社会的要因についても多面的に検討していく必要があるだろう。

注

本研究では、超パラメータの組み合わせとして、11³個の候補を与え、解析を行った。また解析には、Nakamura⁷⁾のAPL言語によるプログラムを基に、筆者が作成したものをを用いた。

文 献

- 1) 厚生労働省大臣官房統計情報部。人口動態統計。東京：厚生統計協会，1992-2002.
- 2) 厚生労働省大臣官房統計情報部。平成14年人口動態統計（確定数）の概況，2003。
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei02/index.html>)
- 3) Glenn, N. D. Cohort Analysis. London: Sage

Publication, 1977 (藤田英典訳。コーホート分析法。東京：朝倉書店，1984)

- 4) Mason, W. M., Winsborough, H. H., Poole, W. K. Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data. American Sociological Review 1973; 38: 242-58.
- 5) 吉田潤。発達差・世代差・時代差～コーホート分析をめぐって～。NHK文研月報 1981; 31(6): 57-63.
- 6) 中村隆。ベイズ型コウホート・モデルー標準コウホート表への適用ー。統計数理研究所彙報 1982; 29(2): 77-97.
- 7) Nakamura, T. Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analysis. Annals of the Institute of Statistical Mathematics 1986; 32(B): 353-70.
- 8) 飯野一浩。人口動態統計に見る最近の中老年男性の自殺増加。厚生指標 1998; 45(6): 30-1.
- 9) 高橋祥友。中老年自殺ーその実態と予防のために。東京：筑摩書房，2003.
- 10) 清水新二。退職前のストレスー平成10年の自殺率急増をめぐり時代効果と世代効果。ストレス科学 2000; 14(4): 16-24.
- 11) Durkheim, E. Le Suicide: étude de sociologie. Paris: Alcan, 1897 (宮島喬訳。自殺論。中央公論社，1985)
- 12) 国立社会保障・人口問題研究所。日本の将来推計人口(平成14年1月推計)。東京：厚生統計協会，2002.