

2) 加重平均の指標

比の型に次いで多く用いられる指標の型に、複数の統計値の加重平均がある。加重平均は、各統計値に重みと呼ばれる非負の係数を乗じて加えたものである。通常、便宜的に重みの和は1になるように操作する。負の重みを含む場合も加重平均と呼ぶ場合もあるが(たとえば、主成分分析における主成分を加重平均と呼ぶ場合)、ここでは非負のものに限定する。

統計値の加重平均には2つのケースが考えられる。第一は、複数の統計値が同一の水準を表わすとみなされる場合、これを一つにまとめてより安定した統計値を得るためのものである。このとき、加重平均の重みに各統計値の分散の逆数をあてれば、加重平均の分散を最小にすることができる。次に述べる年齢調整死亡率はこの考えに近い加重平均と解釈できる。第二は、重みに具体的な意味がある場合である。消費者物価指数は、多くの品目の規準年の価格と比較する時点の価格について、平均購入量を基礎とする同一の重みを双方の価格に乗じた積和を算定し、両者に違いを比として表わしたものである。この場合の重みは購入量という具体的なものであり、平均的な購入量についての総価格という意味をもつことになる。

a. 複数の統計値が同一水準を目指すもの

ここで、前者の加重平均の例に年齢調整死亡率を取り上げ、その問題点を論じてみよう。

(1) 年齢調整死亡率

まず、つぎの記法を与えておく。ここで標準集団とは年齢構成、あるいは、年齢階級別死亡率の基準にするもので、必ずしも実在の集団とは限らない。

対象集団の <i>i</i> 年齢階級死亡数	m_{ti}	標準集団の <i>i</i> 年齢階級死亡	m_{0i}
対象集団の <i>i</i> 年齢階級人口	n_{ti}	標準集団の <i>i</i> 年齢階級人口	n_{0i}
対象集団の <i>i</i> 年齢階級死亡率	p_{ti}	標準集団の <i>i</i> 年齢階級死亡	p_{0i}
対象集団の全死亡数	m_t	標準集団の全死亡数	m_0
対象集団の全人口	n_t	標準集団の全人口	n_0
対象集団の死亡率	p_t	標準集団の死亡率	p_0

対象集団の年齢調整死亡率は、対象集団の年齢階級別死亡率にしたがって標準集団において死亡が生じたと仮定したときの死亡数を求め、標準集団の全人口に対する比を求めたものである。その年齢調整死亡率 ADR_t を式で表わせば次のようになる。

$$ADR_t = (\text{標準集団における仮想的死亡数}) / (\text{標準集団人口}) = \sum n_{0i} p_{ti} / n_0$$

ただし、 Σ は i についての和である(以下、とくに断わらないかぎり Σ は i についての和である)。

ここで、 $c_{0i} = n_{0i} / n_0$ とおけば、

$$ADR_t = \sum c_{0i} p_{ti}$$

すなわち、年齢調整死亡率は、重みを標準集団の年齢階級構成割合とする年齢階級別死亡率の加重平均といえる。したがって、年齢調整死亡率の値は、重みである標準集団の選択に依存する。わが国では、かつて 1935 年全国人口を標準集団に採用していたが、その後、地域比較のための年齢調整死亡率には 1960 年全国人口を採用した。さらに、1990 年からは 1985 年モデル人口の年齢階級構成割合を重みとするように改正されている。このモデル人口とは 1985 年の全国人口の年齢構成に

似せた架空の人口で、男女とも共通のものである。年齢調整死亡率の重みが異なれば比較は無意味である。これまでの年齢調整死亡率では男女間の死力、たとえば、男の胃がんの死力は女のその何倍という比較はできなかったが、共通の重みの採用した現在、その比較ができるようになったのである。

年齢調整死亡率は、標準集団という仮想的集団における死亡率としてその絶対的水準に意味がある、と考えられた。しかし、その値は恣意的に選ばれた重みに著しく依存するもので、絶対的水準に意味がないことは明かである。これは相対的な比較のための指標である。

相対的比較の指標であれば、物価指数と同様、指数表示がより適切といえる。対象集団の年齢調整死亡率を標準集団のそれに対する比の形に表現したものが、年齢調整死亡率指数(CMF という)である。これを式で表わすと、

$$CMF_t = ADR_t / ADR_0 = \sum c_{0i} p_{ti} / \sum c_{0i} p_{0i} = \sum (c_{0i} p_{0i} / p_0) (p_{ti} / p_{0i})$$

ここで、 $\sum (c_{0i} p_{0i} / p_0) = 1$ であり、 CMF_t は比 (p_{ti} / p_{0i}) の加重平均になっている。

ところで、この加重平均は同一の水準をねらった複数の統計値を一つにまとめるものである。そこで、

$$p_{ti} / p_{0i} = k_t \quad (\text{年齢階級に依らず一定})$$

を仮定してみよう。この仮定(等比性条件と呼ぶ)の下で、 $CMF_t = k_t$ となることは明かである。また、この仮定の下では重みに依存しないことになる。現実のデータにおいて上記の等比性条件が厳密に成り立つことは考えられないが、多くの実際例を調べてみると、重みを換えても CMF の値があまり変化しない。換言すれば、 CMF の重みに対する非依存性は、等比性条件からのずれについて頑健であるといえる。結論として、年齢調整死亡率を指数表現するとき、重みの選択は本質的な問題にならないことになる。 ADR ならびに CMF は年齢階級別死亡率を直接用いて年齢構成の影響を除くものゆえ、直接法と呼ばれる。

上記のように等比性条件が成り立つならば、どんな重み(たとえば、全て等しい重み)でもよいことになるが、安定性を考慮するとそうはいえない。ある意味で最良の重みはつぎに述べる標準化死亡比のものであるが、 CMF の重みも極端なケースを除けばそれに近いものと考えてよからう。

(2) 標準化死亡比

年齢調整死亡率と並んで重要な死力指標に標準化死亡比(SMR と呼ぶ)があり、次式で定義される。

$$SMR_t = m_t / \sum n_{ti} p_{0i}$$

この分子は総死亡数であり、分母は、対象集団において標準集団の年齢階級別死亡率(標準死力)と同じ死力が働いたと仮定した場合の期待死亡数である。この式を書き直すと

$$SMR_t = \sum n_{ti} p_{ti} / \sum n_{ti} p_{0i} = \sum w_{ti} (p_{ti} / p_{0i}) \quad (\text{ただし、} w_{ti} = n_{ti} p_{0i} / \sum n_{ti} p_{0i})$$

これも p_{ti} / p_{0i} の加重平均であることが分かる。そして、上記の等比性条件が成り立てば、標準死力(標準集団の年齢階級別死亡率)に依存せず k_t になる。すなわち、 CMF と一致するのである。この算定には対象集団の総死亡数のみを用い年齢階級別死亡数を不用とするので間接法と呼ばれる。ここに CMF より利用性が高い理由がここにある。

つぎに、 SMR における重みが最小分散に対応することを説明しよう。それには p_{ti} / p_{0i} の分散の逆数が重みに比例することを示せばよい。

$$V\{p_{ti}/p_{oi}\} = V\{m_{ti}/n_{ti}\}/p_{oi}^2 = \lambda_{ti}/(n_{ti}p_{oi})^2$$

ここで、 λ_{ti} は死亡数 m_{ti} がポアソン分布に従うときの分散である。パラメータ λ_{ti} は $\pi_{ti}n_{ti}$ とおくことができる。ただし、 π_{ti} は $E\{p_{ti}\}$ である。等比性条件 $\pi_{ti}/p_{oi}=k_t$ を用いると、

$$V\{p_{ti}/p_{oi}\} = kt/(n_{ti}p_{oi})$$

となり、上式の逆数が SMR の重みに比例することが示された。これより、SMR は p_{ti}/p_{oi} の加重平均としては分散最小のものであり、CMF より安定性において優れた指標ということになる(CMF の重みは $n_{oi}p_{oi}$ に比例)。

CMF も SMR も、ともに、比 k_t を推定する指標であり、どちらも妥当性があるといえる。しかし、より多くの情報を用いた CMF より、少ない情報で算出できる SMR の方が優れていることは、容易に理解されなかった。それゆえ、わが国では永い間、直接法が優先的に用いられてきたのである。しかし、CMF は極端に異常な値 (ill-determined case と呼ばれる) になる実例が見いだされ、今日では SMR の方が安心して使える指標とみなされるようになった。つぎに、これまで述べてきた CMF と SMR の関係を実例で示そう。

(3)実例

表Ⅲ-2-1~3はわが国における 1990 年の男の脳血管疾患死亡の死力指標を比較したものである。ここで、CMF1 は 1985 年モデル人口を重みに採用したもので、厚生省統計情報部の報告による値である。SMR1 は 1985 年の男の全国脳血管疾患死亡を基準死亡率に採用したものであり、CMF2 は 1975 年の男の全国人口構成を重みに、また、SMR2 は 1975 年の男の全国脳血管疾患死亡を基準死亡率に採用して試算したものである。人口の高齢化が進む中、1985 年と 1975 年では人口の年齢構成割合がかなり異なってきた。また、脳血管疾患死亡率は減少の一途をたどりつつあり、概していえば 1985 年では 1975 年に比べて3割程度も低い。しかし、表が示すように、どの指標を採用しても、指標値の上位、下位はほとんど動かず、表Ⅲ-2-2、表Ⅲ-2-3に示した指標間の差の絶対値の平均、ならびに、相関係数をみても各指標がよく一致していることが窺える。

同様に表Ⅲ-2-4~6は 1990 年の男の自殺死亡について指標を比較している。ここに自殺死亡を取り上げたのはどちらかといえば等比性条件が成立しにくい死因と想定されるからである。しかし、実際は4指標ともかなり類似していることが分かるであろう。脳血管疾患に比べると差の平均がやや大きく、相関係数が幾分低下しているが、これは指標値の地域格差が大きいので当然といえよう。

つぎに、表Ⅲ-2-7~8は、直接法年齢調整死亡率が異常となった例を示したもので、いずれも全国統計であることに注意されたい。表Ⅲ-2-7は配偶関係別の全死因年齢調整死亡率で、「年齢調整率1」とは通常の方法である5歳階級別の計算で求めたもので、男女とも「死別」の値が異常に高い結果になっている。それは若年者、とくに、15~19 歳の死亡率が著しく高かったからで、15~19 歳死別者が極く少数(男 15 人、女 40 人)のところに、男女とも 4 件の死亡が生じたことによる。そこで 15~29 歳の3階級を1つに併合して算定したのが「年齢調整率2」で、こちらは妥当と思われる値になっている。また、表Ⅲ-2-8は男の職業別全死因年齢調整死亡率を示している。第1列の年齢調整率が当初公表された値で、第2列の CMF1 は就業者総数の値を 100 として指数表示をしている。これより「管理的職業」と「採鉱・採石」の値の高いことが目につくであろう。この「管理的職業」の値が問題で、これも配偶関係の場合と同様、「管理的職業」の 15~19 歳死亡率が著しく高く、分母 120 人に 6 件の死亡が生じている。CMF2 は後に 15~29 歳を併合して再計算し公表された値である。これを CMF1 と比べると「管理的職業」では 1/3 近くに低下しているが、他のものではほとんど変わっていない。一方、SMR は CMF2 ときわめて類似した値になっていることに注意して欲しい。すなわち、このようなケース

でも SMR は異常値にならず安定性の高いことが窺えるであろう。

b. 重みに具体的な意味がある場合

消費者物価指数は、ある基準時とある時点における物価水準を比較する指標で、特定の多くの品目の価格に、同一の購入量に乗じて求めた総和の比として表わされる。これを年齢調整死亡率と対比してみよう。

いま、基準時を記号 0 で、観察対象時を記号 t で表わし、品目 i の価格を p_i 、品目 i の購入量を q_i とする。基準時と観察対象時の価格ならびに購入量は、 p_{0i} 、 q_{0i} 、 p_{ti} 、 q_{ti} で表わす。このとき、購入量として基準時の値を採用したものは、ラスパイルスの指標 I_R 、観察時の値を採用したものは、パーシェーの指標 I_p と呼ばれている。これらを式に書くと、

$$I_R = \sum q_{0i} p_{ti} / \sum q_{0i} p_{0i} \quad , \quad I_p = \sum q_{ti} p_{ti} / \sum q_{ti} p_{0i}$$

となる。ここで、再度、CMF と SMR の式を書くと、

$$CMF_t = \sum n_{0i} p_{ti} / \sum n_{0i} p_{0i} \quad , \quad SMR_t = \sum n_{ti} p_{ti} / \sum n_{ti} p_{0i}$$

となり、ラスパイルスの指標は CMF に、パーシェーの指標は SMR に形式上全く一致する。(CMF の式で年齢階級別人口割合 c_i を年齢階級別人口 n_i に置き換えてあることに注意)。

この点を強調する報告もあるが、両者の一致は形式的なものに過ぎない。まず、重みの意味が異なる。一方は平均購入量という実際上の意味をもつが、死力指標は上述のように指標の安定性を高める重みである。つぎに、SMR では分子が総死亡数となることの利用性を高めることに役立っているが、パーシェーの指標にはそのような利点はなく、この指標が実際の場で活用されることはほとんどないようである。

3) 期待値としての指標

指標には、ある種の条件の仮定(多くは定常性の仮定)における期待値の形のものもある。代表的なものは現状生命表である。現状生命表は対象集団において観察された年齢別死亡率が不変であるという仮定(定常性の仮定)の下で導出された理論的な寿命分布を生命表関数と呼ばれる様々な形に表現したもので、通常、生命表といえば現状生命表を指す。その分布における期待値が平均寿命であり、x 歳以上生存という条件つき期待値が x 歳平均余命になる。生命表の定常人口は、さらに、出生数が不変という仮定を加えた場合に形成される仮想的人口である。

出生力指標である合計特殊出生率(粗再生産率とも呼ばれる)も一種の期待値とみることができる。特殊出生率とは、母親の年齢を制約した場合の出生率を意味し、x 歳特殊出生率は、分母が x 歳女子人口、分子が x 歳の母親による出生数の比である。ある年次の合計特殊出生率とは、その年次の各歳の特殊出生率を再生産可能年齢(わが国では 15 歳から 49 歳)について合計したものである。

$$\text{合計特殊出生率} = \sum (\text{x 歳特殊出生率}) \quad (\text{ただし、}\Sigma \text{は } x=15 \sim 49 \text{ の和})$$

ここで、各歳の特殊出生率は不変、すなわち、定常であると仮定しよう。x 歳特殊出生率は女性が x 歳において一人の出生児をうる確率とみることができる。したがって上式を、

$$\text{合計特殊出生率} = \sum 1 \times (\text{x 歳で1人の出生児をうる確率})$$

のようにみれば、女性の一生の間における出生数の期待値になる。ここで複産、たとえば、双産については、 $2 \times$ (x 歳で双産児をうる確率)を加えることになるが、これを、 $1 \times$ (x 歳で出生児をうる確率)とみなし、この確率が2倍になったと考えればよい。

表Ⅲ-2-1 死力指標の比較（1990年男の脳血管疾患死亡）

	CMF1		SMR1		CMF2		SMR2
1	栃木 128.6	栃木	128.1	栃木	128.4	栃木	127.6
上	2	秋田 124.3	青森 126.2	青森	123.8	秋田	123.4
位	3	茨城 123.5	秋田 123.8	秋田	123.5	茨城	123.2
	4	宮城 120.2	茨城 123.6	茨城	123.4	青森	122.9
	5	長野 119.7	長野 120.0	福島	119.2	長野	120.0
	5	京都 89.1	京都 89.0	熊本	88.0	京都	89.2
下	4	熊本 88.0	熊本 88.0	北海道	85.2	熊本	87.6
位	3	北海道 84.4	北海道 84.7	福井	85.0	北海道	84.6
	2	大阪 82.0	大阪 83.0	大阪	82.8	大阪	83.0
	1	沖縄 60.3	沖縄 61.0	沖縄	63.6	沖縄	60.5

注：CMF1の基準人口は1985年モデル人口、CMF2の基準人口は1975年男の全国人口
 SMR1の基準死亡率は1985年男の全国死亡率、SMR2の基準死亡率は1975年男の全国死亡率

表Ⅲ-2-2 死力指標の差の平均（1990年男の脳血管疾患死亡）

	CMF1	SMR1	CMF2
SMR1	0.55		
CMR2	1.25	1.20	
SMR2	0.62	0.30	1.19

表Ⅲ-2-3 死力指標間の相関係数（1990年男の脳血管疾患死亡）

	CMF1	SMR1	CMF2
SMR1	0.996		
CMR2	0.992	0.992	
SMR2	0.998	0.999	0.991

表Ⅲ-2-4 死力指標の比較（1990年男の自殺死亡）

		CMF1		SMR1		CMF2		SMR2	
1	秋田	166.1	秋田	165.6	秋田	165.7	秋田	167.6	
上	2	宮崎	151.4	島根	150.5	宮崎	155.3	島根	153.0
位	3	島根	150.2	宮崎	149.5	沖縄	149.7	宮崎	147.4
	4	沖縄	145.0	沖縄	148.2	島根	149.0	岩手	146.1
	5	岩手	142.9	岩手	146.0	岩手	142.3	鹿児島	139.0
	5	三重	84.6	三重	83.9	三重	83.9	三重	83.3
下	4	茨城	83.8	埼玉	83.6	埼玉	83.9	埼玉	83.3
位	3	神奈川	82.1	神奈川	82.5	神奈川	81.7	神奈川	82.4
	2	千葉	81.4	千葉	81.5	千葉	80.4	千葉	81.1
	1	愛知	79.0	愛知	78.5	愛知	77.6	愛知	77.7

注：表Ⅲ-2-1の注参照

表Ⅲ-2-5 死力指標の差の平均（1990年男の自殺死亡）

	CMF1	SMR1	CMF2
SMR1	1.32		
CMR2	1.42	2.41	
SMR2	1.81	1.14	3.01

表Ⅲ-2-6 死力指標間の相関係数（1990年男の自殺死亡）

	CMF1	SMR1	CMF2
SMR1	0.997		
CMR2	0.997	0.989	
SMR2	0.993	0.995	0.983

表Ⅲ-2-7 直接法年齢調整死亡率の異常例(1) —1980年配偶関係別(全死因)—

	年齢調整率A	年齢階級別死亡率			年齢調整率B
		15~19歳	20~24	25~29	
男 総数	729.7	70.2	86.4	90.1	730.1
未婚	1785.1	70.1	89.6	119.0	1784.3
有配偶	643.3	65.1	43.0	47.3	641.0
死別	5397.1	26666.7	1829.3	1090.2	1624.5
離婚	1606.4	819.7	486.2	521.5	1565.2
女 総数	440.8	26.6	36.8	48.4	441.3
未婚	1133.3	26.4	39.6	81.0	1130.2
有配偶	349.6	23.4	22.6	35.0	351.9
死別	2179.3	10000.0	1235.7	472.8	730.0
離婚	601.2	540.5	252.5	162.7	540.1

資料：昭和55年主要死因別訂正死亡率(厚生省大臣官房統計情報部編)

注：年齢調整率Aは5歳階級別死亡率について算定。基準人口は1965年全国人口。

年齢調整率Bは年齢調整率Aの15~29歳を統合して算定したもの。

死亡率は人口10万対。

表Ⅲ-2-8 直接法年齢調整死亡率の異常例(2) —1975年職業別(男の全死因)—

職業	年齢調整率	CMF1	15~19歳		SMR
			CMF2	死亡率	
就業者総数	387.2	100	122	100	100
専門的技術的職業	354.5	92	161	90	89
管理的職業	730.1	189	5000	69	66
事務	338.2	87	128	87	91
販売	441.1	114	144	112	111
農林・漁業	526.7	136	220	136	129
採鉱・採石	734.9	190	225	187	194
運輸・通信	431.7	112	225	110	100
技能工及び単純作業	315.5	82	104	82	84
保安職業	238.3	62	54	62	63
サービス職業	369.7	96	99	95	94

資料：昭和50年度職業・産業別人口動態統計(厚生省大臣官房統計情報部編)

注：CMF1は5歳階級で算定し、基準人口は1960年全国人口。

CMF2は15~29歳を併合した算定したもの。死亡率は人口10万対。

SMRは就業者総数の死亡率を基準に算定。

3. 総合指標と指標系

複数の指標の組合せには二つの考え方がある。第一は、互いに類似する指標をまとめるものである。「2」の「2）」に述べた指標の加重平均もその一つで、より一般的には総合指標と呼ばれるものである。第二は、他の指標とは異なる特性の水準を表わす複数の指標あるいは指標群の組を作るものである。すなわち、多次元の系の構成を目指すもので、これこそ、指標系と呼ぶのにふさわしいものである。

a. 総合指標

互いに関連性の高い一組の指標について、まず、指標群が設定される。たとえば、景気動向指数のうちの一致系列では、大口電力消費量、百貨店販売額、有効求人倍率など11の指標から構成される。また、母子保健指標である乳児死亡率、周産期死亡率、妊産婦死亡率などは一連の指標群を構成する。指標群には各指標に共通する潜在因子が内在すると想定するのである。

これら指標群に含まれる指標を一つにまとめたものが総合指標である。総合指標の作成にも様々な方法がある。景気動向指数では各指標値の増減のみを取り上げ、増加した指標数の割合をもって動向指数と呼んでいる。しかし、通常、考えられる総合指標は、指標値のある種の平均であろう。このとき各指標には何らかの標準化をほどこす必要がある。新国民生活指標では、偏差値の算定と同様の方式を採用している。すなわち、 i 県の指標値を x_i 、指標の平均を m 、標準偏差を s とすると、

$$z_i = 10\{(x_i - m)/s\} + 50$$

新国民生活指標では指標値をプラス評価のものとマイナス評価のものに分け、プラス評価のものは上式の値を、マイナス評価のものは $100 - z_i$ を使い、これを指標群(新国民生活指標では活動領域と呼んでいる)内の各指標について単純平均したものを総合指標としている。

標準化のもう一つの方法に指数表現がある。規準値(たとえば全国値)を 100 とし各地域の値を比で表わすもので、各指標の平均はほぼ等しく(100 前後)になるが、散布度はかなり異なることもあるので、単純平均を総合指標とすることは不適切な場合もある。このような比の平均には幾何平均が適切である。たとえば、値が 200 である2つの指数があり、その一方がマイナス評価のため逆数にして 50 とした場合を考えてみる。このとき幾何平均は 100 になるが、算術平均は 125 である。どちらが適切であるかは明かであろう。

b. 指標系

指標系の構成は、通常、いくつかの異なる特性を考え、それぞれに適切な指標を設定する方法が採られる。先にあげた新国民生活指標は、活動領域について「住む」、「費やす」、「働く」、「育てる」、「癒す」、「遊ぶ」、「学ぶ」、「交わる」の8次元からなる指標系を作成するとともに、並列して生活評価面からみた「安全・安心」、「公正」、「自由」、「快適」の4次元の指標系をも与えている。その基礎指標には 143 の指標(時系列解析のみ、あるいは、地域比較のみに用いられたものも含む)を取り上げ、これを2通りに分類してそれぞれの指標系を構成している。

指標系では、次元ごとの水準を把握すること、ならびに、多次元における構造パターンを把握するのがねらいである。次元ごとの水準には、そこに含まれる指標の平均あるいは加重平均などが採用される。指標により単位の異なるものがある場合は、基準化の変換を適用し標準偏差を一定にすると同時に単位を取り除く方法が取られる。また、多次元構造はレーダーチャートに表現することが多い。

多次元の指標系から、さらに、一つの総合指標が作られることもある。しかし、これは適切とはいえない。一つの総合指標の目指す水準は各次元を通じて共通に内在する因子ということになるだろうが、それにはこのような共通因子の存在が前提になければならない。「新国民生活指標」についていえば、そもそも「豊かさ」という概念の多様性のために8あるいは4の次元を与えたのである。これら各次元に共通

する豊かさとは何か、そのようなものが果して存在するか、その議論なしに無理やり次元にまとめる必要があるとは思えない。

c. 多変量解析による指標の作成

多変量解析のうち主成分分析や因子分析は、指標あるいは指標系を構成する際の有用な方法とされている。多くの指標群を変数とする相関行列について主成分分析を行なった結果、第一主成分の寄与率が著しく大きく、かつ、主成分の係数が全て正の場合、第一主成分は確かに指標群に共通する特性をねらった一種の加重平均ともいえよう。ただし係数の和が1ではなく係数の二乗和が1である。しかし、データが変われば当然係数も変わる。データに依存する係数をもつ指標が実際上有用であるかどうかはなほ疑問である。指標の係数は何も最適のものである必要はなく、それに近ければ十分である。主成分分析は指標の作成より、作成された指標がどの程度最適なものに近いのか、チェックするのに利用するにとどめるべきだろう。

つぎに、因子分析は指標群をいくつかのグループに分けるための手法といえる。そのためには、得られた因子負荷行列がいわゆる単純構造を示すことが前提になる。すなわち、どの指標も一つの特定な共通因子とのみ相関し、他の共通因子との相関は無視できることである。このとき、共通因子ごとにまとめられた指標群が、指標系を構成することになる。因子分析では因子負荷行列が単純構造に近い構造を持つかどうかは、因子回転を試みなければ分からない。単純構造をねらった回転にはバリマックス回転が有用である。これにより単純構造の形が想定できた場合は、さらに、指定した構造に近づけるプロクラスティス回転の適用も考えられる。これらの回転により単純構造に近いものが得られなければ、指標の入れ換えにより単純構造が構成されるような指標群を選択しなおせばよい。このようにして指標群は、群内では相関が高く、群間では相関が低くなるように分類され、望ましい指標系が構成されることになる。

観察データ(基礎指標の値)から個々の対象の共通因子の値を算定したものを、因子得点という。この得点をそのまま指標系の各次元の水準に採用することもできる。しかし、主成分の場合と同様、因子得点の算定式に含まれる係数は用いた基礎データにより異なることになる。ここは共通因子による指標のグループ分けを因子分析の最終的なねらいとし、各グループの水準はそのグループに属する指標値の何らかの平均を当てるのが实际的であろう。

以上、指標に関する諸問題を様々な側面から考察した。まず、指標として望ましい性質を取り上げた。一意性は当然備えている性質であるから別として、指標の適切性を論ずるときは妥当性、利用性、安定性、明解性の4視点から検討すべきであろう。つぎに、指標の形から、比、加重平均、期待値の3つに分けられること、それぞれの指標の性格について述べた。さらに、単なる指標群と指標系の違い指摘し、指標系のもつ多次元構造を明確にした。また、指標あるいは指標系の作成における多変量解析の利用についても触れた。指標論は統計学における重要課題であるにもかかわらず、あまり体系的な研究がなされていないのが現状である。今後の発展が期待される分野である。

IV. 指標とその精度、地域間差、判定基準

1. 目的と基礎データ

(1) 目的

この章では、既存の統計資料から得られるデータを用いて、実際に地域指標を計算し、また精度、地域間差、判定基準に関する検討を行うことを目的とした。

(2) 具体的検討を行った指標

検討した指標は、表 II-4-1に示したように、母子保健、健康増進、成人保健、老人保健、老人福祉、その他の6つの分野から、現時点で既存資料によるデータ入手が可能で、かつなるべくその分野内の種々の側面を捕捉するように、6~8個の指標を選定した。地域単位としては、都道府県、保健所、市町村の3種類で、指標の検討を行った。

なお、悪性新生物死亡率および脳血管疾患死亡率は、中年期および老年期それぞれに求めたかったが、現時点で地域毎年齢階級毎死因毎の死亡データの入手が不可能であったため、全年齢での標準化死亡比をもって代用した。

検討を行った指標の名称(略称および詳細な名称)とその出典となった調査名およびその指標の分野を表 IV-1-1に示す。

(3) 基礎データ

検討を行った各指標について、そのデータの入手方法、都道府県・保健所・市町村の各地域単位のデータの有無、性年齢階級データの有無および階級数、検討を行う際に仮定したデータの分布形を表 IV-1-2に示した。この表に示すように、人口動態統計、保健所運営報告、社会福祉施設調査、老人保健施設調査、難病患者数、また各種指標計算の分母として利用した人口(国勢調査人口および住民基本台帳人口)については、国立公衆衛生院を通じて厚生行政総合情報システム(WISH)からデータを得た。老人保健事業報告については、本研究班として厚生省大臣官房統計情報部に目的外使用申請を行いデータを得た。患者調査については、厚生省大臣官房統計情報部から試験的に各大学・研究機関などに配布した患者調査CD-ROMからデータを得た。その他のデータは、保健所運営報告(厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会)、結核の統計(結核・感染症サーベイランス年報集計結果)(厚生省保健医療局エイズ結核感染症課監修、財団法人結核予防会)、社会福祉行政業務報告(厚生省報告例)(厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会)、国民生活基礎調査(厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会)からそれぞれ得た。なお、要介護者割合は、国民生活基礎調査、患者調査、老人保健施設調査、社会福祉施設調査から得たデータを組み合わせて求めており、詳細は第 VII 章に記載する。

(4) 指標の計算方法

基本的に全国の比率をもとに、各地域での期待値を求め、実際の観察値との比をとって指標とした。この方法は、年齢調整を行う場合には、標準化死亡比(SMR)の算出方法と同じであり、間接法による年齢調整を行っていることになる。

比の取り方は、すべて良い方が指標が大きいうように計算した。すなわち、各種事業実績や基盤整備状況など、大きい方が良い指標については、観察値を期待値で除した。また、死亡、罹患、受療、不調など、小さい方が良い指標については、逆数、すなわち期待値を観察値で除した数字を指標とした。具体的には、人口動態統計による5指標、結核新規登録、患者調査による5指標、自覚的健康観、悩み・ストレス、要介護者割合の計14個の指標については、逆数を用いた。

乳児死亡率などの人口動態統計の保健所・市町村データには、観察数が0であるものがあった。この場合、逆数をとると指標値が無限大となってしまう。そこで、この場合、指標値を 10 とすることとした。併せて、すべての指標値について、10 を越えるものは、頭打ちにして、指標値を 10 とすることとした。胃癌精検受診率指標においては、分母である要精検者そのものが0である市町村があった。この場合は、指標値は欠損値とした。国民生活基礎調査については、この年、兵庫県での調査は行われなかった。そのため、兵庫県のデータは欠損値とした。

表IV-1-1 指標名とその出典調査名

指標名(略称)	指標名(詳細)	調査名	分野
1 乳児死亡率	同左	人口動態統計	母子保健
2 周産期死亡率	同左	人口動態統計	母子保健
3 低体重児出生割合	同左	人口動態統計	母子保健
4 悪性新生物死亡率	同左	人口動態統計	成人保健
5 脳血管疾患死亡率	同左	人口動態統計	成人保健
6 基本健診中年期受診率	基本健康診査中年期受診率	老人保健事業報告	成人保健
7 基本健診老年期受診率	基本健康診査老年期受診率	老人保健事業報告	老人保健
8 胃癌検診中年期受診率	胃がん検診中年期受診率	老人保健事業報告	成人保健
9 胃癌検診老年期受診率	胃がん検診老年期受診率	老人保健事業報告	老人保健
10 胃癌精検中年期受診率	胃がん検診精密検査中年期受診率	老人保健事業報告	成人保健
11 胃癌精検老年期受診率	胃がん検診精密検査老年期受診率	老人保健事業報告	老人保健
12 機能訓練	機能訓練老年期被指導人員	老人保健事業報告	老人福祉
13 訪問指導	訪問指導老年期被指導人員	老人保健事業報告	老人福祉
14 健康教育	健康教育参加人数	老人保健事業報告	健康増進
15 健康相談	健康相談被指導人員	老人保健事業報告	健康増進
16 乳幼児保健指導	乳幼児保健指導被指導人員	保健所運営報告	母子保健
17 妊産婦保健指導	妊産婦保健指導被指導人員	保健所運営報告	母子保健
18 母子訪問指導	母子訪問指導被訪問人員	保健所運営報告	母子保健
19 栄養改善指導	栄養改善指導指導人員	保健所運営報告	健康増進
20 精神保健相談	精神保健相談人員	保健所運営報告	その他
21 エイズ相談	エイズ相談件数	保健所運営報告	その他
22 保健婦数	保健婦(士)数	保健所運営報告	その他
23 結核新規登録	結核新規登録件数	結核サーベイランス	その他
24 ホームヘルパー	ホームヘルパー数	社会福祉行政業務報告	老人福祉
25 デイサービス	老人デイサービス利用人員	社会福祉行政業務報告	老人福祉
26 ショートステイ	ショートステイ利用人員	社会福祉行政業務報告	老人福祉
27 特養定員数	特別養護老人ホーム定員数	社会福祉施設調査	老人福祉
28 老健定員数	老人保健施設定員数	老人保健施設調査	老人福祉
29 難病受給者数	同左	難病患者数	その他
30 高血圧中年期受療率	高血圧性疾患中年期受療率	患者調査	成人保健
31 高血圧老年期受療率	高血圧性疾患老年期受療率	患者調査	老人保健
32 糖尿病中年期受療率	同左	患者調査	成人保健
33 脳血管疾患老年期受療率	同左	患者調査	老人保健
34 精神障害受療率	同左	患者調査	その他
35 自覚的健康観	自覚的健康観不良割合	国民生活基礎調査	健康増進
36 健康習慣	健康習慣実行割合	国民生活基礎調査	健康増進
37 悩み・ストレス	悩み・ストレス有り割合	国民生活基礎調査	健康増進
38 要介護者割合	同左	国民生活基礎調査など	老人福祉

表IV-1-2 地域単位毎のデータの有無

指標名	情報源	データの有無			性年齢階級データ		データの分布
		都道府県	保健所	市町村	有無	階級数	
1 乳児死亡率	WISH	○	○	○	—	—	ポアソン分布
2 周産期死亡率	WISH	○	○	○	—	—	ポアソン分布
3 低体重児出生割合	WISH	○	○	○	—	—	ポアソン分布
4 悪性新生物死亡率	WISH	○	○	○	△	38	ポアソン分布
5 脳血管疾患死亡率	WISH	○	○	○	△	38	ポアソン分布
6 基本健診中年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	2	2項分布
7 基本健診老年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	2	2項分布
8 胃癌検診中年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	10	2項分布
9 胃癌検診老年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	4	2項分布
10 胃癌精検中年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	10	2項分布
11 胃癌精検老年期受診率	目的外使用	○	—	○	○	4	2項分布
12 機能訓練	目的外使用	○	—	○	○	2	2項分布
13 訪問指導	目的外使用	○	—	○	○	2	2項分布
14 健康教育	目的外使用	○	—	○	—	—	2項分布
15 健康相談	目的外使用	○	—	○	—	—	2項分布
16 乳幼児保健指導	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
17 妊産婦保健指導	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
18 母子訪問指導	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
19 栄養改善指導	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
20 精神保健相談	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
21 エイズ相談	WISH	○	○	—	—	—	2項分布
22 保健婦数	出版物	○	—	—	—	—	2項分布
23 結核新規登録	出版物	○	—	—	△	20	2項分布
24 ホームヘルパー	出版物	○	—	—	—	—	2項分布
25 デイサービス	出版物	○	—	—	—	—	2項分布
26 ショートステイ	出版物	○	—	—	—	—	2項分布
27 特養定員数	WISH	○	—	—	—	—	2項分布
28 老健定員数	WISH	○	—	—	—	—	2項分布
29 難病受給者数	WISH	○	—	—	—	—	2項分布
30 高血圧中年期受療率	CD-ROM	○	—	—	○	6	2項分布
31 高血圧老年期受療率	CD-ROM	○	—	—	○	6	2項分布
32 糖尿病中年期受療率	CD-ROM	○	—	—	○	6	2項分布
33 脳血管疾患老年期受療率	CD-ROM	○	—	—	○	6	2項分布
34 精神障害受療率	CD-ROM	○	—	—	○	20	2項分布
35 自覚的健康観	出版物	○	—	—	△	18	2項分布
36 健康習慣	出版物	○	—	—	△	16	2項分布
37 悩み・ストレス	出版物	○	—	—	△	18	2項分布
38 要介護者割合	出版物	○	—	—	○	混合	2項分布

○:データあり
—:データなし

○:地域毎にあり
△:全国値のみあり
—:データなし

2. 指標の精度

(1) 精度が問題になる指標の検討

精度が問題になると考えられるいくつかの指標について、分母となる人口もしくは出生数などと標準誤差との関係を検討した。検討の詳細な方法は、この章の最後の Appendix に記載する。なお、精度が問題となる指標とは、指標で表す事象の絶対数が少ない指標である。また、市町村単位、保健所単位での算出が可能な指標で精度が問題となる可能性が高いと考えられた。

分析結果を図 IV-2-1～図 IV-2-9 に示す。年齢調整を行わない指標については、ひとつの線上に並ぶ。一方、年齢調整を行う指標については、幅のある領域に点が広がっている。

指標値の標準は1であるので、標準誤差は概ね 0.2 以下、少なくとも 0.5 以下程度であることが好ましいと考えられる。乳児死亡率、周産期死亡率、低体重児出生割合については、ポアソン分布に従うと考えられるため、Appendix にあるように、

$$(\text{標準誤差}) = 1 / \sqrt{(\text{期待値})}$$

となる。これが、0.2 もしくは 0.5 となるようにするには、期待値がそれぞれ、25、4になる必要がある。乳児死亡率、周産期死亡率、低体重児出生割合の全国値は、それぞれ出生 1000 対 4.586、5.764、64.308 である。よって、乳幼児死亡率の標準誤差が 0.2 以下になるには、5年間合計の出生数が 5452 以上、標準誤差 0.5 以下になるには、出生数 873 以上である必要がある。周産期死亡率の標準誤差 0.2 以下のためには出生数 4338 以上、0.5 以下のためには 694 以上が必要である。低体重児出生割合の標準誤差 0.2 以下のためには出生数 389 以上、0.5 以下のためには 63 以上が必要である。すなわち、母子保健に関する人口動態統計を標準誤差 0.2 以下の比較的良い精度で検討しようとするには、年間出生数 1000 以上の地域である必要があると考えられる。

悪性新生物死亡率については、図 IV-2-4 およびその基礎数値から見ると、標準誤差 0.2 以下になるには人口 1400～3300 以上である必要があり、標準誤差 0.5 以下になるには人口 200～500 以上である必要がある。脳血管疾患死亡率については、図 IV-2-5 より、標準誤差 0.2 以下になるには人口 2000～5000 以上、標準誤差 0.5 以下になるには人口 300～700 以上である必要がある。以上をまとめると、悪性新生物および脳血管疾患死亡率を標準誤差 0.2 以下で検討しようとするには、人口 5000 以上の地域であることが好ましいと考えられる。

同様に、胃癌精検中年期受診率は図 IV-2-6 のように、標準誤差 0.2 以下になるには要精検者数 10～50 以上である必要があり、標準誤差 0.5 以下になるには要精検者数 1～12 以上である必要がある。胃癌精検老年期受診率は図 IV-2-6 のように、標準誤差 0.2 以下になるには要精検者数 9～80 以上、標準誤差 0.5 以下になるには要精検者数 1～18 以上である必要がある。以上をまとめると、胃癌精検受診率を標準誤差 0.2 以下で検討するには、要精検者数が 100 以上の地域であることが好ましいと考えられる。

エイズ相談については、二項分布を仮定するが、年齢調整が無いため、乳児死亡率などと同様に計算で求めることができる。全国の率は、人口 1万対 9.545 であることを用いて計算した。すると、標準誤差 0.2 以下になるには、人口 26192 以上である必要がある。また、標準誤差 0.5 以下になるには、人口 4191 以上である必要がある。なお、この指標は保健所単位までであり、市町村単位のデータは無いため標準誤差が 0.5 を越える地域は無い。

図 IV-2-9 に保健婦数指標の精度を示しているが、これは都道府県単位のデータのみであるため、標準誤差が 0.2 を越えるような地域は無かった。

(2) 全指標についての精度の検討

今回、具体的検討を行った 38 の全指標について、精度の検討を行った。簡単のために、すべての指標について、ポアソン分布を仮定した標準誤差が 0.2 以下になるための人口を求めた。すなわち、

前述と同様に、期待数が 25 以上になる人口を求めた。そして、この人口について各指標を降順に並べ、各指標について精度の大小を判定した。計算および判定の結果を表 IV-2-1 に示す。

この表に示すように、「期待数が 25 になる人口」が 4 万以上の場合を「精度がやや小さい(△)」、4 万以下 4000 以上を「精度がやや大きい(○)」、4000 以下を「精度が大きい(◎)」と判定した。

なお、この表において、全国数は、悉皆調査については、その数値を用いた。また、抽出調査である患者調査と国民生活基礎調査については、全国合計の推計値のみ公表されており、調査そのものの該当数が公表されていない。そこで、次のようにして求めた。

【患者調査】

患者調査の抽出率は病院が 7/10、一般診療所が 7.5/100 である。そこで、調査による受療率の分子の人数は、公表推計患者数×抽出率として推計した。

具体的には、病院および一般診療所の公表推計患者数より、下記のように計算した。

中年期の高血圧性疾患： $72.3 \times 0.7 + 206.2 \times 0.075 = 66.0$ 千人

中年期の糖尿病： $58.0 \times 0.7 + 36.4 \times 0.075 = 43.3$ 千人

老年期の高血圧性疾患： $112.5 \times 0.7 + 304.6 \times 0.075 = 101.6$ 千人

老年期の脳血管疾患： $218.4 \times 0.7 + 72.1 \times 0.075 = 158.3$ 千人

精神障害： $319.4 \times 0.7 + 1.1 \times 0.075 = 224$ 千人

【国民生活基礎調査】

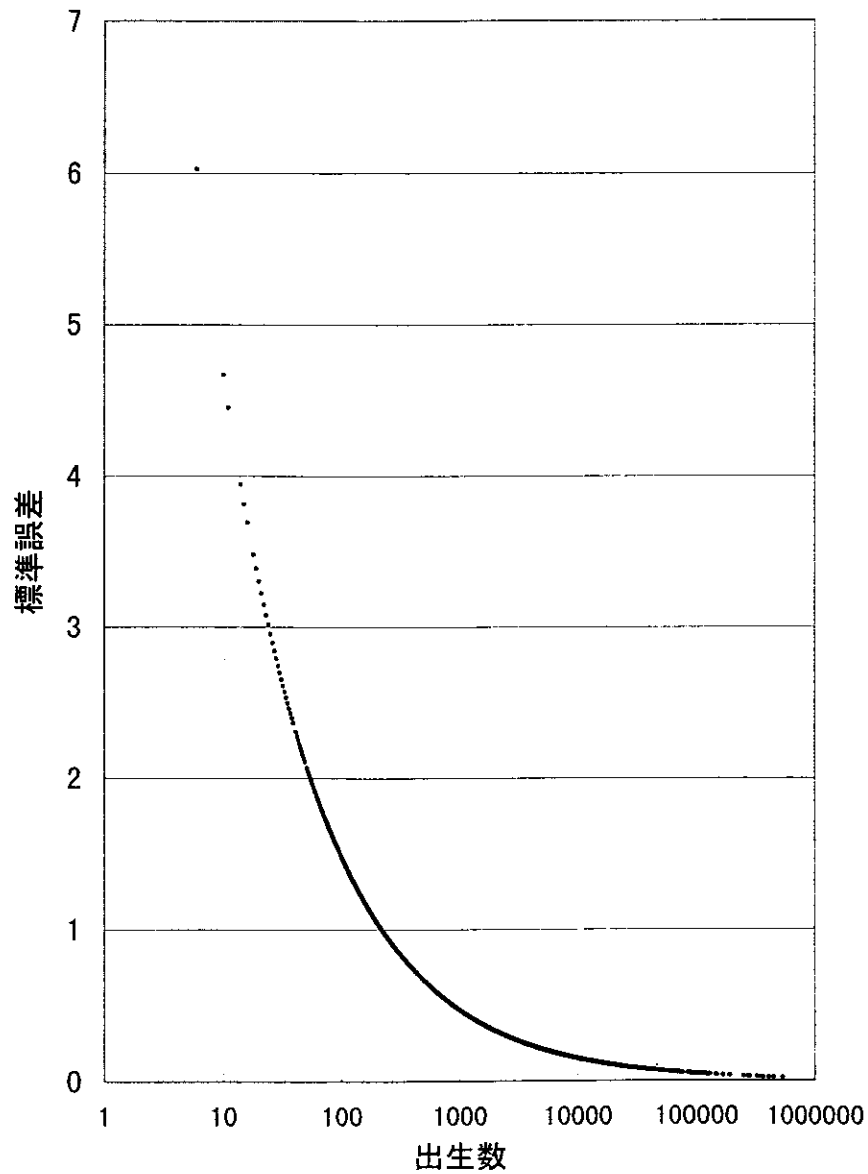
対象者数 約 80 万人×回収率 91.0% = 72.8 万人

自覚的健康観 8.8%×72.8 万人 = 6.4 万人

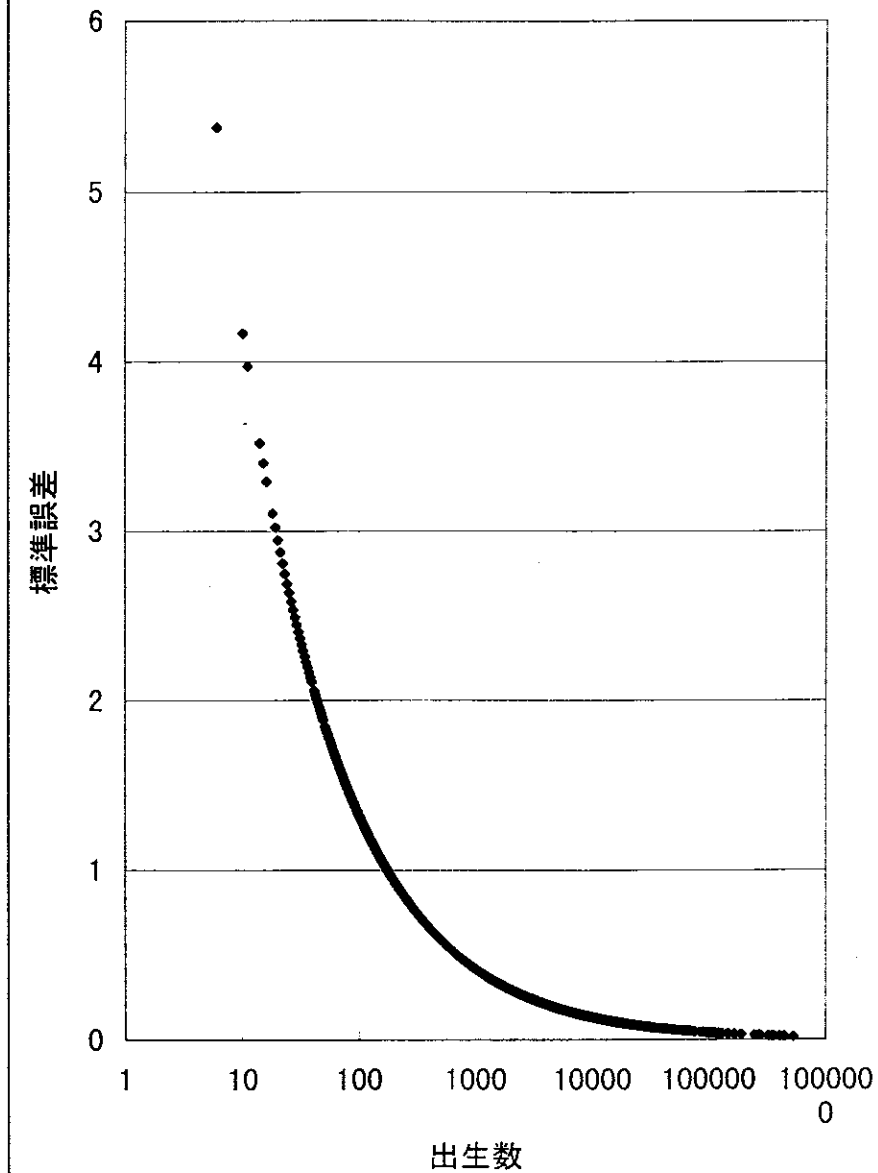
健康習慣 86.5%×72.8 万人 = 63 万人

悩み・ストレス 40.4%×72.8 万人 = 29 万人

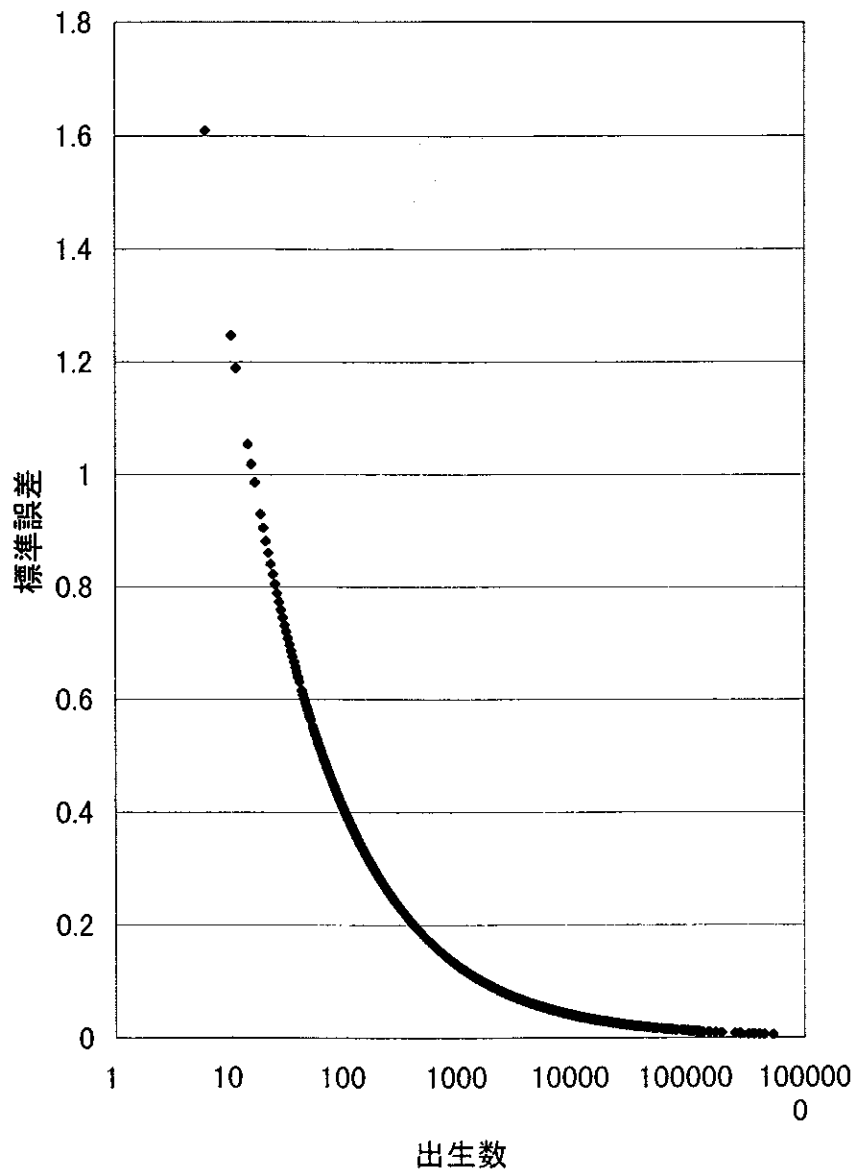
図IV-2-1 乳児死亡率の精度



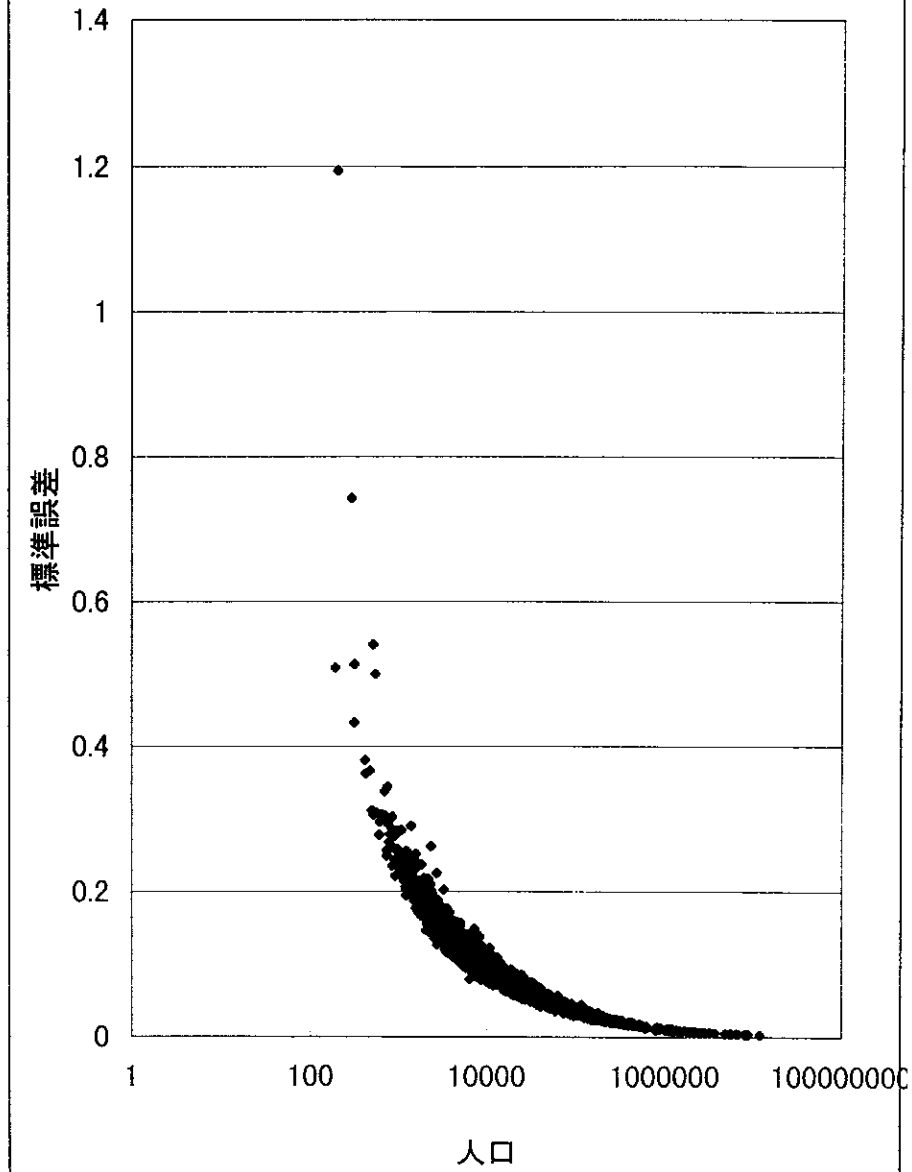
図IV-2-2 周産期死亡率の精度



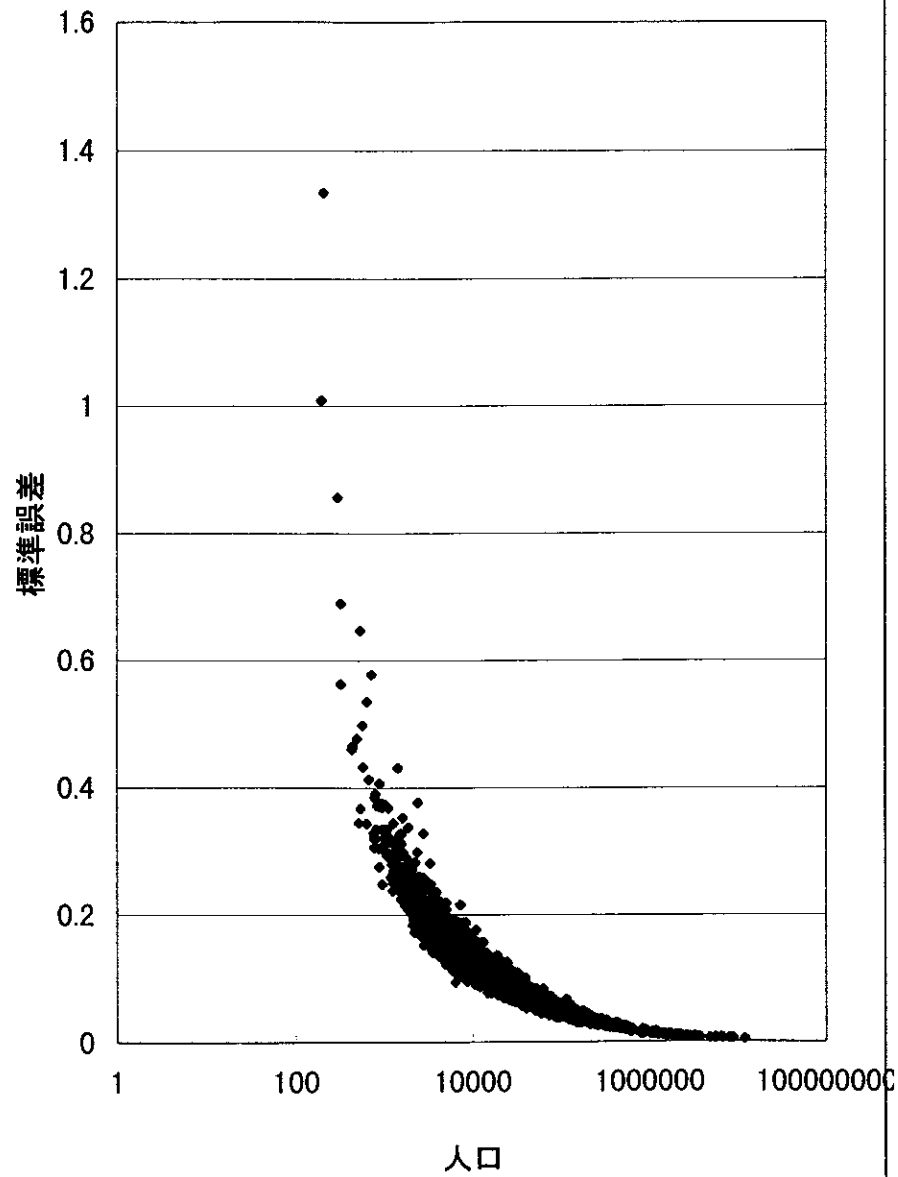
図IV-2-3 低体重児出生割合の精度



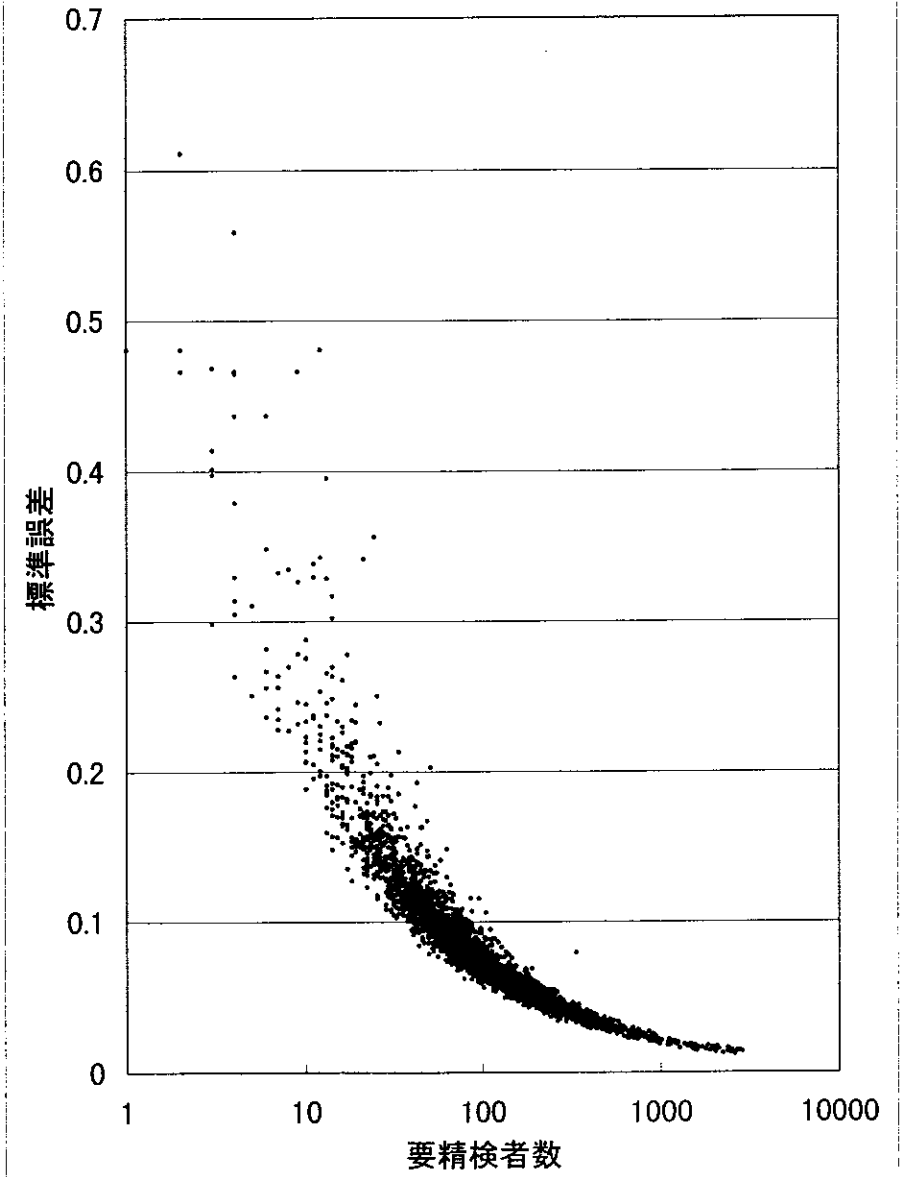
図IV-2-4 悪性新生物死亡率の精度



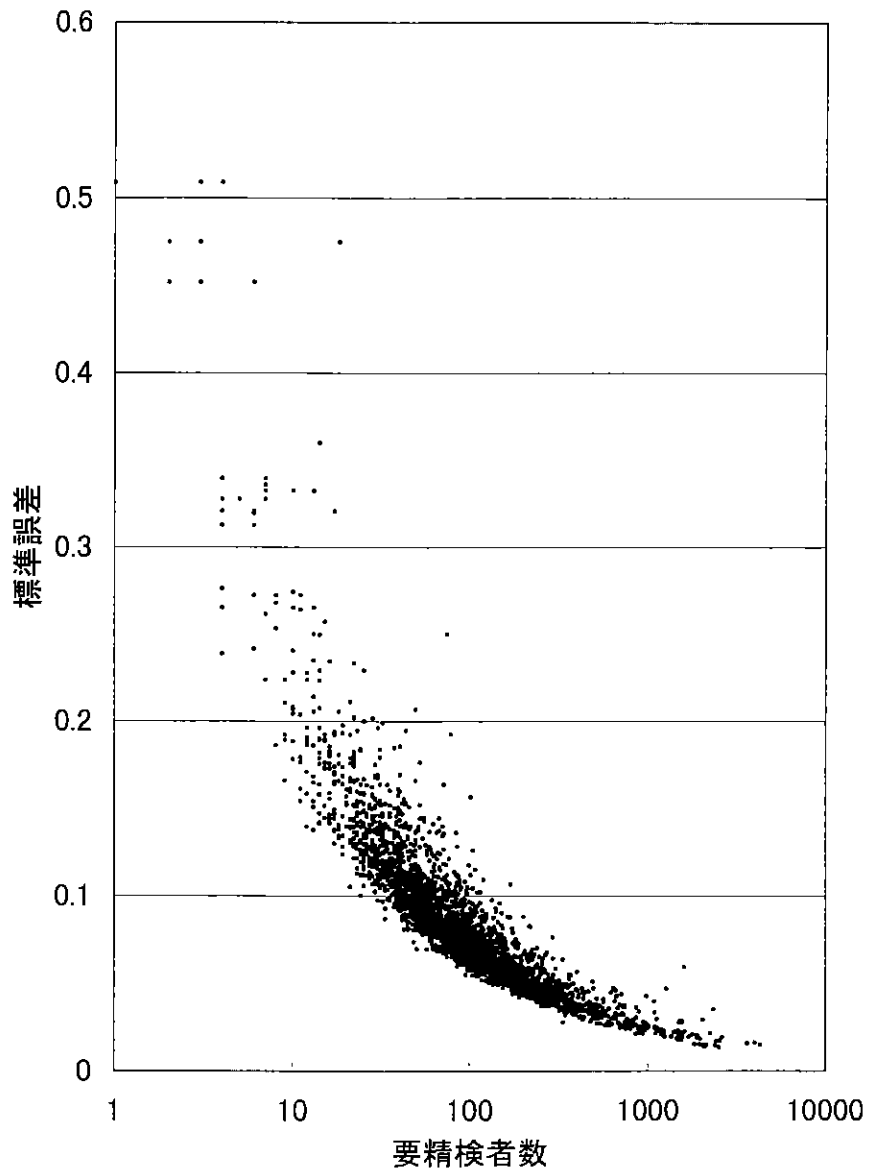
図IV-2-5 脳血管疾患死亡率の精度



図IV-2-6 胃癌精検中年期受診率の精度



図IV-2-7 胃癌精検老年期受診率の精度



図IV-2-8 エイズ相談指標の精度

