

## わが国における結核死亡率の推移の予測に対する試み

岡 捨 己

東 北 大 学 教 授

受付 昭和 44 年 8 月 2 日

AN ATTEMPT TO PREDICT THE TUBERCULOSIS  
DEATH RATE IN JAPAN\*

Sutemi OKA

(Received for publication August 2, 1969)

An attempt was made to predict the time when tuberculosis death rate in Japan becomes as low as 2 to 4 per 100,000 as seen in Europe and USA. The prediction will certainly be of great help for the future study of establishing countermeasures against tuberculosis. A statistical analysis was made on the annual death rate of 14 countries from which reliable figures until 1964 are available. Tuberculosis death rate of the above 14 countries showed a pattern of normal distribution.

It was found that tuberculosis death rate decreases in a form of a monotonous function. The validity of approximate equations for the determination of tuberculosis death rate was confirmed by comparing the theoretical values with the actually observed figures.

Statistical analyses thus conducted indicated that tuberculosis death rate will become approximately 3 per 100,000 around 1980, if the serious factors such as war which might influence the declining trend of tuberculosis are excluded.

## 1. 調 査 の 目 的

結核の全死亡率の推移は、特別な状況の下で変則的な変化があるものと期待される。特に戦争や特殊の薬剤の発見は、このような異状な状態を引き起こす原因と考えられる。

ここでは、まず特に戦争の後の変化、薬剤の発見による変化を考察してゆく。次に戦争などの影響を除いた場合の日本における全結核死亡率の予測を行なう。調査の対象とした国は、付表のうち、次の14カ国である。

日本、イングランドウェールズ、スコットランド、スペイン、フランス、イタリア、デンマーク、スウェーデン、フィンランド、スイス、アメリカ、カナダ、オーストラリア、ニュージーランド。

上述の目的のため分析期間を次の5つI, II, III, IV, Vに区分する。

- I. 第二次世界大戦以前 (注1)
- II. 1945年より1950年まで (注2)
- III. 1950年より1955年まで
- IV. 1956年以後
- V. 戦争期間 (IとIIの間で国により若干異なる)

1950年がII, IIIの両者にある。この理由は、この年は戦後の影響も考えられ、また新薬の影響も考えられることを考慮したことと、1950年をIIから除くことにより、資料の大きさが小さくなりすぎることを考えたためである。

戦争期間VはIとIIの間をさすものとする。戦争の終了時は国により異なるが、ここでは上のように定めることにする。この期間は、結核の全死亡率の推移が、他の期間に比べて、特異であり、この期間についての考察は、§7において行なうものとし、その他ではこれを行なわない。(全期間を通じて扱っている場合は、もちろん

\* From the Research Institute for Tuberculosis and Leprosy, Tohoku University, Sendai 980 Japan.

ん §7 以外でも V を含んでいる。

(注1) I については、参戦の年が国により異なることおよび資料の関係から、次のように扱った。

イングランド	1921~1938(年)
スコットランド	1921~1938
スペイン	1921~1935
フランス	1921~1938
イタリア	1921~1938
デンマーク	1922~1938
スウェーデン	1922~1940
フィンランド	1923~1939
アメリカ	1921~1941
オーストラリア	1922~1939
ニュージーランド	1922~1938
日本	1921~1936

カナダとスイスには、この時代の資料が少ないため、I については、考慮しないことにする。

(注2) また日本の II も同様の理由で扱わないことにする。

2. 仮説の設定

1つの国を指定し、時点  $t$  における全結核死亡率を観測し、 $y(t)$  を得たとする。ここで確率変数  $Y(t)$  を導入し、観測値  $y(t)$  は  $Y(t)$  の実現値とみなすことにする。 $Y(t)$  の確率分布に関して、次の仮定をおく。

仮説1 関数  $f(t)$  が存在して、 $t$  を固定するとき  $Y(t)$  は正規分布  $N(f(t), \sigma_0^2)$  に従う。ここに  $\sigma_0^2$  は  $t$  に無関係であるとする。

$f(t)$  に関して、次の仮定は自然であろう。

- (i)  $\lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = 0$
- (ii)  $\lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = k (\leq 1)$
- (iii) すべての  $t$  に対して  $f'(t) < 0$  (単調減少)

これらの条件から  $f(t)$  を一意的に定めることはできない。これらの条件を満足する関数で通常の統計手法でとられるものとして、

$$f(t) = \frac{k}{1 + me^{at}} \quad (m > 0, \alpha > 0) \quad 2-(1)$$

がある。これは次の微分方程式を満たす。

$$\frac{1}{y} \frac{dy}{dt} = -\alpha + \frac{\alpha}{k} y \quad 2-(2)$$

したがって、次の仮説を設けることにする。

仮説2  $f(t)$  は 2-(1) で与えられる。

いま、 $Z(t) = -\alpha + \frac{\alpha}{k} Y(t) \quad 2-(3)$

とおけば、仮説1から、次の結果が得られる。

$Z(t)$  は正規分布  $N(-\alpha + \frac{\alpha}{k} f(t), \sigma^2)$  に従う

確率変数である。ここに  $\sigma^2 = \frac{\alpha^2}{k^2} \sigma_0^2$  である。

われわれの資料は年次毎に与えられているので、2-(2), 2-(3) より  $Z(t)$  の実現値 (の近似値) を

$$Z(t) = \frac{y(t+1) - y(t-1)}{2y(t)} \quad 2-(4)$$

であるとする。

3. 係数の推定

以下では資料をそのまま用いるために、全結核死亡率の実現値  $y(t)$  の代りに  $10^4 y(t)$  を用い、これを改めて  $y(t)$  と書くことにする。また理論値の場合も  $10^4 Y(t)$ ,  $10^4 f(t)$  等を改めて、 $Y(t)$ ,  $f(t)$  と書くことも同様である。したがって、

$$f(t) = \frac{k}{1 + me^{at}} \quad (m > 0, \alpha > 0, 0 < k \leq 10^4) \quad 3-(1)$$

$$Z = -\alpha + \frac{\alpha}{k} Y(t) \equiv -\alpha + \beta Y(t) \quad 3-(2)$$

である。3-(2) は  $Y, Z$  に関する一次式であるから、最小2乗法により  $\alpha, \beta$  を推定することにする。

標本:  $(y(t_i), z(t_i)) \quad (i=1, 2, \dots, N)$  が与えられたとき、最小2乗法による、 $\alpha$  と  $\beta$  の推定値  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  は、それぞれ、

$$\hat{\beta} = \frac{\Sigma(y(t_i) - \bar{y})(z(t_i) - \bar{z})}{\Sigma(y(t_i) - \bar{y})^2} \quad 3-(3)$$

$$\hat{\alpha} = -\bar{z} + \hat{\beta} \bar{y} \quad 3-(4)$$

である。ここに  $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y(t_i)$ ,  $\bar{z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z(t_i)$  である。

$m$  については、3-(1) より

$$m = \left( \frac{k}{y} - 1 \right) e^{-at} \quad 3-(5)$$

をうる。これにより、

$$\hat{m} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\hat{k}}{y(t_i)} - 1 \right) e^{-\hat{\alpha} t_i} \quad 3-(6)$$

をもつて  $m$  の推定値とする。ここに  $\hat{k} = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}}$  とする。

計算にあたっては、資料の平滑化を考慮して、次のような移動平均法を用いた。すなわち、 $y(t)$  (実現値) の代りに、

$$\frac{1}{3} \{y(t-1) + y(t) + y(t+1)\} \quad 3-(7)$$

をとつて、改めてこれを  $y(t)$  として計算した。

$\hat{\beta} = \frac{\hat{\alpha}}{k}$ , および  $\hat{\alpha}$  の値をまとめたものが次の表1である。

表1の第1列はかりに1921年より1962年としてあるが、国によつては資料の関係より、実際には異なっている。イングランド、スコットランド、フランス、アメリカは表の通りであるが、イタリア、スペインは1921年より1961年である。またスウェーデン、デンマーク、オーストラリア、ニュージーランドは1922年より1962年である。また、日本は1942年より1948年までが空白

Table 1. Estimated Values of Parameter  $\beta$  and  $\alpha$

		1921~62	I	II	III	IV
$\hat{\beta}$	Japan					
	England	0.001329	0.000345	0.009533	-0.000749	-0.013146
	Scotland	0.001224	-0.000143	0.005330	-0.002570	-0.011365
	Spain	0.000830	0.000067	0.008816	-0.000578	-0.001391
	France	0.000677	0.000563	-0.002108	-0.000588	-0.000724
	Italy	0.000607	0.000405	0.001504	-0.004919	0.002473
	Denmark	0.001132	0.000416	0.009784	-0.001988	-0.030149
	Sweden	0.000832	0.000642	-0.004350	-0.003958	-0.005189
	Finland	0.000685	0.000145	0.002448	-0.002686	0.004637
	Switzerland			0.001785	-0.005962	0.023706
	U. S. A.	0.001022	-0.000246	0.005508	-0.001883	-0.002879
	Canada			0.007772	-0.001631	-0.001691
	Australia	0.002138	0.000069	0.011655	-0.000974	-0.028441
	New Zealand	0.002579	-0.001908	-0.001255	0.007322	-0.006275
	$\hat{\alpha}$	Japan				
England		0.147084	0.063284	0.550871	0.166916	0.009529
Scotland		0.143269	0.016263	0.474930	0.095053	0.034134
Spain		0.133075	0.037859	1.051184	0.157153	0.021859
France		0.123349	0.101907	0.045463	0.102027	0.051267
Italy		0.104950	0.085614	0.245441	0.021177	0.104211
Denmark		0.126771	0.073527	0.398237	0.158383	0.051479
Sweden		0.138116	0.115414	0.357247	0.096550	0.043835
Finland		0.168488	0.043623	0.492700	0.012009	0.247904
Switzerland				0.236172	0.010999	0.400134
U. S. A.		0.119104	0.025528	0.282914	0.141967	0.064523
Canada				0.362794	0.178579	0.078599
Australia		0.137813	0.032804	0.415519	0.164537	0.062402
New Zealand		0.150401	0.061416	0.057388	0.243008	0.097354

になっている。さらに 1937 年以前も資料が極めて不規則で、われわれのモデルの対象となりえないので除外した。

4. 係数  $\hat{\beta} = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{k}}$  について

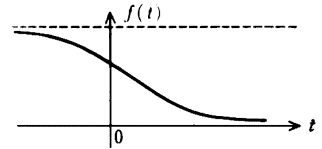
前節の表によれば、 $\hat{\alpha}$  はすべて正であるが、 $\hat{\beta}$  は必ずしも正ではない。一方 2-(1) において、 $k > 0$  を仮定した。そこで、推定値  $\hat{k}$  が負となることについて考察しよう。

$$f(t) = \frac{k}{1 + me^{\alpha t}} \quad 4-(1)$$

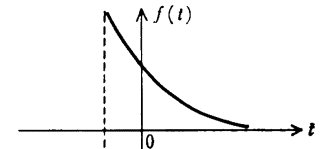
のグラフは次のようになる。

$\beta = \frac{\alpha}{k} < 0$  となるのは、(ロ) と (ハ) の場合である。(ハ) は死亡率が負となり、この場合はありえない。(ロ) の場合も長期にわたって考えるとき、仮定に矛盾する。しかし、短い期間について考察してみると、資料によつては、その特異性から、部分的に(ロ) の場合が起こりうる。しかし前節の結果からも分かるように、全期間を通じた場合、すなわち、表 1 の第 1 列には、このような結果は現われていない。

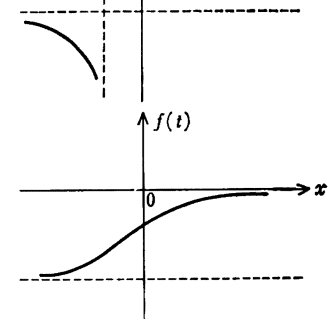
(イ)  $\alpha > 0, k > 0, m > 0$  の場合



(ロ)  $\alpha > 0, k < 0, m < 0$  の場合



(ハ)  $\alpha > 0, k < 0, m < 0$  の場合



この特異な場合について、さらに検討しよう。4-(1)より、

$$\frac{f'(t)}{f(t)} = -\alpha + \beta f(t) \quad 4-(2)$$

(イ)(ロ)の場合は  $f'(t) < 0$  である。ゆえに

$$-\frac{f'(t)}{f(t)} = \alpha - \beta f(t) \quad 4-(3)$$

は、全結核死亡率  $f(t)$  の相対減少速度を表わす。これを、ここでは相対死亡率減少速度ということにする。

$\beta > 0$  の場合、この場合は(イ)の場合で、4-(3)より

$$\frac{d}{dt} \left\{ -\frac{f'(t)}{f(t)} \right\} = -\beta f'(t) > 0 \quad 4-(4)$$

であるから、相対死亡率減少速度は増加の状態にある。  
 $\beta < 0$  の場合、この場合は(ロ)の場合で、相対死亡率減少速度の状態にある。

以上から、次の結果を得ることができる。

(イ)の場合は、相対死亡率減少速度は増加の状態にある。

(ロ)の場合は、相対死亡率減少速度は減少の状態にある。

$\beta$  の推定値  $\hat{\beta}$  が負になるのは、(ロ)の場合である。前節の結果によれば、1950 年以降はこの傾向がみられる。

5. 回帰係数の差の検定

2つの異なる期間における回帰係数  $\beta = \frac{\alpha}{k}$  の差の検

定を試みよう。期間(I)における  $\alpha, \beta; \hat{\alpha}, \hat{\beta}$  を  $\alpha_1, \beta_1; \hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_1$  で表わす。このとき

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_1 \{y(t) - \bar{y}_1\} \{x(t) - \bar{x}_1\}}{\sum_1 \{y(t) - \bar{y}_1\}^2} \quad 5-(1)$$

$$\hat{\alpha}_1 = -\bar{x}_1 - \hat{\beta}_1 \bar{y}_1 \quad 5-(2)$$

である。ここで、 $\Sigma_1$  は期間(I)に属する年  $t$  について

の和を表わすものとする。また  $\bar{y}_1, \bar{x}_1$  はこの期間に属する  $y(t), x(t)$  の平均である。さらに

$$S_1 = \sum_1 \{y(t) - \bar{y}_1\}^2 \quad 5-(3)$$

$$S_E^1 = \sum_1 \{(x(t) - \bar{x}_1) - \hat{\beta} \cdot (y(t) - \bar{y}_1)\}^2 \quad 5-(4)$$

とおく。

同様に、期間(II)に対しては、 $\alpha_1, \beta_1, \dots, S_E^1$  の代りに  $\alpha_2, \beta_2, \dots, S_E^2$  とする。ここで帰無仮説

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

に対する検定を考える。(I),(II)に属する年の数を  $N_1, N_2$  とし

$$u_E^2 = \frac{S_E^1 + S_E^2}{N_1 + N_2 - 4} \quad 5-(5)$$

とおくとき

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1}{u_E} \cdot \sqrt{\frac{S_1 S_2}{S_1 + S_2}} \quad 5-(6)$$

は自由度  $(N_1 + N_2 - 4)$  は  $t$ -分布をなすから、これにより検定できる。

他の期間についても同様である。 $|t|$  の値を求めて、まとめると表2をうる。

有意水準を  $\alpha_0$  とするとき、 $\alpha_0 = 0.10$  で有意差のある場合を \*,  $\alpha_0 = 0.05$  で有意差のある場合を \*\*,  $\alpha_0 = 0.01$  で有意差のある場合を \*\*\* で表わす。(もちろん, \*\*\* の場合は \*\*, \*\* であり, \*\* の場合は \* である。これにより、分類すると、表3のようになる。

6.  $Z(t)$  の信頼区間について

$$Z(t) = \frac{Y(t+1) - Y(t-1)}{2Y(t)} \quad 6-(1)$$

は、各  $t$  に対して、正規分布  $N\left(-\alpha + \frac{\alpha}{k} f(t), \sigma^2\right)$  に従う確率変数であった。

いま

Table 2. Values of  $|t|$

Combination	I, II	I, III	I, IV	II, III	II, IV	III, IV
Japan						0.1501
England	8.8007	1.4237	5.2591	8.1797	9.7413	5.1878
Scotland	8.2515	2.4388	4.3290	4.6390	4.5090	2.2840
Spain	7.3163	0.5215	0.9255	1.3452	4.0793	0.0795
France	1.8431	0.7816	0.3441	0.7626	1.0120	0.0345
Italy	1.3959	2.8501	0.4650	2.0113	0.7194	0.2385
Denmark	2.8720	0.4515	1.1209	2.3886	1.5414	1.4561
Sweden	4.5644	3.9160	1.0668	2.8120	0.8209	0.1744
Finland	5.026	3.7243	3.3778	3.7447	3.3344	2.4615
Switzerland				2.1885	2.1730	3.0976
U. S. A.	4.4522	0.9097	0.5772	2.1274	7.0132	0.1171
Canada				1.4788	0.9142	0.0031
Australia	8.0525	0.6831	12.2577	4.4901	17.9136	4.2308
New Zealand	0.4306	5.3650	0.7508	3.2258	0.4595	1.2782



Table 6. Comparison between the Estimated Values and Sample Values of Z(t)

Year	Country	England	Spain	France	Italy	Denmark	Sweden	Finland	Australia
1936			(+)						
1937			(+)						
1938			(+)						
1939		(+)	(+)	(+)	(+)	○			
1940		(+)	(+)	(+)	(+)	○		(+)	(+)
1941		(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)
1942		○	○	○	(+)	(+)	(+)	○	○
1943		(-)	○	(-)	(+)	○	(+)	○	(-)
1944		○	(+)	(-)	○	○	○	○	(-)
1945		○	(+)	(-)	○	○	○	(-)	○
1946		(+)	(+)	(-)	(-)	○	○	(-)	○
1947		○	(+)	○	(-)	○	(-)	(-)	(-)
1948		(-)	○	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1949		(-)	○	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1950		(-)	(-)	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1951		(-)	(-)	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1952		(-)	(-)	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1953		(-)	(-)	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1954		(-)	(-)	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
1955		(-)	○	○	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)

前述より、期間Ⅱ,Ⅲが、期間Ⅰ,Ⅳと比べて特異な状態にあることが、ほぼ明らかになった。本節では、これに期間Ⅴを加え、この3期間と期間Ⅰとを比べることにする。

そのため、期間Ⅰに、モデル式

$$\frac{f'(t)}{f(t)} = -\alpha + \frac{\alpha}{k}f(t) \equiv -\alpha + \beta f(t) \quad 7-(1)$$

を当てはめ、それに期間Ⅱ,Ⅲ,Ⅳの任意の実現値  $y_0 = f(t_0)$  を与えたとき、

$$\frac{f'(t_0)}{f(t_0)} \quad 7-(2)$$

の区間推定を行なう。そして、期間Ⅱ,ⅢにおけるYの実現値に対し、7-(2)がこの区間に属するか否かを調べよう。

一般に

$$\left( y_i, \frac{1}{y_i} \left( \frac{\alpha y}{at} \right)_{y=y_i} \right) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad 7-(3)$$

が与えられたとき、任意の  $y=y_0$  に対して

$$t = \frac{-\hat{\alpha} + \hat{\beta} y_0 - (-\alpha + \beta y_0)}{S \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(y_0 - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}}} \quad 7-(4)$$

は自由度  $n-2$  の  $t$ -分布をなす。ここに

$$S^2 = \frac{1}{n-2} \sum (z_i + \hat{\alpha} - \hat{\beta} y_i)^2, \quad z_i = \frac{1}{y_i} \left( \frac{dy}{dt} \right)_{y=y_i} \quad 7-(5)$$

である。これにより、上の信頼区間が求められる。

§3にみるように、期間Ⅰにおいて、 $\hat{\beta}$ の値が負とな

る国にスコットランド、アメリカ、ニュージーランドがあり、これとスイスおよびカナダは資料がないので除くことにする。

信頼度を95%として、Ⅱ,Ⅲ,Ⅴの各実現値に対して、推定値7-(2)式が上の信頼区間の中にあるか否かを表にまとめると、次のようになる。表の中で、○は区間内にあることを(+),または(-)としてあるのは、それぞれ信頼度上限を越える場合または信頼下限より小さい場合を示している。したがって、平たくいって、区間外(+)は死亡率の相対減少速度が異状に小さいことを意味し、区間外(-)は死亡率の相対減少速度が極めて大きいことを意味する。

これによれば1941年は、すべての国が、減少速度が小さい。(実際には、減少速度が負で、結核の全死亡率は増加している国もある。)

1951年より54年の間は、フランスを除くすべての国において、減少速度が異状なまで増加している。

国により若干の相違はあるが、全体として次のように判断できよう。

(i) 1939~42年は、死亡率の減少速度は異状に小さい。

(ii) 1943~46年は、死亡率の減少速度はだいたい平常である。

(iii) 1947~50年は、死亡率の減少速度が異状に大きい国の数が増加している。

(iv) 1951~54年は、ほとんどの国で、死亡率の減少

Table 7. Values of  $y$  and  $z$  in Japan

Year	$y$	$z$	Year	$y$	$z$
1920	224.03	-0.0436	1942		
1921	218.13	-0.0300	1943		
1922	210.93	-0.0327	1944		
1923	204.33	-0.0359	1945		
1924	196.27	-0.0340	1946		
1925	190.97	-0.0126	1947		
1926	191.47	0.0000	1948	178.63	
1927	190.97	0.0067	1949	165.03	-0.1115
1928	194.03	0.0001	1950	141.83	-0.1835
1929	191.00	-0.0058	1951	112.97	-0.2456
1930	191.80	-0.0117	1952	86.33	-0.2467
1931	186.50	-0.0115	1953	70.37	-0.1842
1932	187.50	0.0001	1954	60.40	-0.1320
1933	186.87	0.0079	1955	54.43	-0.1022
1934	190.47	0.0254	1956	49.27	-0.0964
1935	196.53	0.0242	1957	44.93	-0.0968
1936	199.97	0.0218	1958	40.57	-0.1060
1937	205.23		1959	36.33	-0.1028
1938			1960	33.10	-0.0952
1939			1961	30.03	-0.0899
1940			1962	27.70	-0.0782
1941			1963	25.70	

速度が異状に増加している。

8. 日本における全結核死亡率の予測

日本における、全結核の死亡率  $y(t)$  および

$$z(t) = \frac{y(t+1) - y(t-1)}{2y(t)} \quad 8-1$$

は次の表で与えられる。 $(y(t))$  は3時点移動平均をとつてあるため、付表と異なっている。

前節でみたように、一般に戦争中および戦後の1955

年頃までは、 $z$ の値は異状である。このことは、上の表をみて明らかである。日本では、1937年より戦争の状態にあることを考えれば、特異な状態にある期間はさらに長くなる。日本の将来を予測するに当たって、これらの期間の資料を用いることは適当でない。また  $z(t) > 0$  となる期間(相対死亡率が増加の期間)も特異である。これらの観点から、予測に用いる資料の年次を次のようにする。

1920~1925年

1929~1931年

1956~1962年

また、これらの資料を全部用いないで、その1部による考察も考えることにし、次の10通の年次の組合せをとり、このおのおのに対して、3節の方法により、

$$y = \frac{k}{1 + me^{at}} \quad 8-2$$

の係数を推定する。

Method	Data used for calculation
A	1920~25, 1929~31, 1956~62
B	1920, 1922, 1924, 1929, 1931, 1956~62
C	1921, 1923, 1925, 1929, 1931, 1956~62
D	1921, 1925, 1929, 1931, 1956~62
E	1921, 1929, 1931, 1956~62
F	1920, 1923, 1931, 1956~62
G	1920, 1930, 1956~62
H	1921, 1931, 1956~62
I	1921, 1956~62
J	1931, 1956~62

これらのおのおのによる、理論値((1)による推定値)と実現値との比較を試みよう。

これによれば、1955~62年で、実現値に比較的によく近似しているものは、D, E, H, Jである。この4種類

Table 8. Comparison of Actual and Estimated Mortality of Tuberculosis in Japan

Year	Method	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
	Actual										
1921	218.13	232.04	238.28	223.09	223.52	220.78	255.97	257.16	235.38	268.91	
1930	191.80	193.28	199.20	194.70	196.84	197.43	210.82	215.67	205.75	220.12	183.08
1950	141.83	63.02	65.39	73.46	76.97	82.62	67.01	72.12	79.07	68.22	80.43
1955	54.43	40.76	42.27	48.39	51.04	55.56	43.29	46.88	52.47	43.81	54.24
1956	49.27	37.17	38.54	44.24	46.70	50.95	39.48	42.78	48.04	39.92	49.73
1957	44.93	33.85	35.09	40.36	42.65	46.63	35.96	38.99	43.89	36.32	45.49
1958	40.57	30.78	31.90	36.76	38.88	42.59	32.71	35.49	40.04	33.00	41.52
1959	36.33	27.96	28.97	33.43	35.38	38.82	29.72	32.26	36.46	29.96	37.82
1960	33.10	25.36	26.28	30.36	32.15	35.33	26.97	29.29	33.16	27.17	34.38
1961	30.03	22.99	23.81	27.53	29.17	32.10	24.46	26.56	30.12	24.61	31.20
1962	27.70	20.82	21.55	24.94	26.43	29.13	22.16	24.07	27.31	22.28	28.27
1963	25.70	18.84	19.49	22.56	23.93	26.39	20.06	21.79	24.75	20.15	25.57

Table 9. Predicted Values of Tuberculosis Mortality in Japan

Year	Method			
	D	E	II	J
1964	21.63	23.89	22.40	23.10
1965	19.54	21.59	20.25	20.84
1966	17.63	19.50	18.30	18.78
1967	15.89	17.59	16.52	16.90
1968	14.32	15.86	14.90	15.21
1969	12.89	14.28	13.43	13.66
1970	11.60	12.86	12.10	12.27
1971	10.43	11.56	10.89	11.01
1972	9.38	10.39	9.80	9.87
1973	8.42	9.34	8.82	8.85
1974	7.56	8.39	7.93	7.92
1975	6.79	7.53	7.13	7.09
1976	6.09	6.76	6.41	6.35
1977	5.47	6.06	5.75	5.68
1978	4.90	5.44	5.17	5.07
1979	4.39	4.87	4.64	4.54
1980	3.93	4.37	4.17	4.06
1981	3.53	3.91	3.74	3.62
1982	3.16	3.51	3.36	3.24
1983	2.83	3.14	3.01	2.89
1984	2.54	2.81	2.70	2.58
1985	2.27	2.52	2.42	2.31

の方法により、1985年までの予測値を求めると、表9のようになる。

立場をかえて、8-(2)の代りに、曲線

$$y = ae^{-bt} \quad (a > 0, b > 0) \quad 8-(3)$$

をあてはめることも考えられる。しかし、その結果は、前述の結果と大きな差はなかつた。(1955~63年に対して8-(3)をあてはめ、予測した。)

以上から、1970年は12前後、1980年には4前後であることが予測される。

ま と め

全結核の死亡率の推移が、戦争等の特別な状況の下でどのような影響を受けているかをまず分析し、さらに正常な状況の下で日本の全結核死亡率がどの程度になるかを予測してみた。

分析の対象とした国は14カ国で、分析期間は、I(第二次世界大戦前)、II(1945~50年)、III(1950~55年)、IV(1956年以後)、およびV(IとIIの間)の5つに分けた。

一方、分析の方法は次のような考え方に基づいている。ある時点tにおける全結核死亡率の確率分布は、あ

る平均的な関数 f(t) のまわりに分散 σ²(t に無関係) の正規分布をなしていると仮定した。また、死亡率 f(t) は、一般に単調減少関数で、lim\_{t→∞} f(t) = 0, lim\_{t→-∞} f(t) = k (≤ 1) という特性をもつていると考えることができるので、f(t) として

$$f(t) = k / (1 + me^{\alpha t}) \quad (\text{ただし } m > 0, \alpha > 0)$$

なる関数を想定した。

次に変数 z(t) として

$$z(t) = \frac{1}{f(t)} \cdot \frac{df(t)}{dt} = -\alpha + \frac{\alpha}{k} \cdot f(t) \quad (1)$$

を考えると、その絶対値 |z(t)| は、全結核死亡率の相対的な減少速度を表わしている。しかも、z(t) に関しては、

$$z(t) = \frac{1}{f(t)} \cdot \frac{df(t)}{dt} \approx \frac{f(t+1) - f(t-1)}{2 \cdot f(t)} \quad (2)$$

なる近似関係を考えることができ、また(1)式の関係から z(t) が正規分布 N(α/k f(t) - α, σ²) に従っていることが分かる。

したがって、ある時点 t の死亡率の実現値を移動平均法で修正した値 y(t) と(2)式で得られる z(t) を標本値として、最小2乗法により、z(t) = -α + β y(t) (β = α/k) の係数 α および β を推定することができる。

以上のような考え方で分析した結果をまとめると次のようになる。

(i) 2つの異なる期間における回帰係数 β̂ の差について検定を行なつてみると、多くの国で戦争前後において高度に有意であつた。

(ii) z(t) の分散の信頼上限を推定し、戦争(期間II)の z(t) の増加状態を検定してみると、偶然によるものとは考えられないほど有意であつた。

(iii) 期間Iのデータだけから、他の期間の z(t) の推定値を求め、それらの実現値と比較してみると、1940年頃の死亡率の減少速度が極めて小さい状態にあるのに対し、戦争後は減少速度が急速に大きくなつていく。

最後に、日本の場合について、戦争前後の異常値および不定データを除いた1920~25年、1929~31年、1956~62年のデータ間の10通りの組合せについて、前述の理論式 f(t) の係数を推定してみた。その中で、1960年前後の実現値に最もよく近似している4通りの方法で将来を予測してみると、1970年には12前後に、1980年には4前後になると推定された。(単位は人口10万対)

この調査に際し、ご指導とご協力をいただいた東北大学教授、御園生善尚博士に深謝いたします。