

Coale および Hoover による インドの将来人口の推計

小林 和 正

まえがき

1958年にプリンストン大学の A. J. Coale および E. M. Hoover 両教授によつて著わされた「低所得国における人口成長と経済発展」(Ansley J. Coale and Edgar M. Hoover, *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries, A Case Study of India's Prospects*, Princeton University Press, Princeton, N. J., 1958. 389 pp.) という著書は、低開発国における将来の人口増加と経済発展との関連に関する極めて水準の高い研究として、既に広く注目をあびているところであるが、この著書の理論を展開するに当つて最も重要な基礎となつている部分、即ちインドの将来人口の推計をとり上げてみても、従来の低開発諸国の将来人口の推計には見られない独自の方法が、周倒なる構想のもとに採用されており、今後この種の推計を行う場合に参考になるところが大きいと思う。本書のこの将来人口の推計を扱つた部分については、わが国ではまだ詳しく紹介されていないように思われるので、ここにその紹介を試みる次第である。

1. インド人口の過去と現在¹⁾

1.1 1891年以降の人口増加

表 1 総人口の推移
1891—1951年

1.1.1 人口増加から見た2つの時期：1891年以降のインド人口の増加の歴史は、その速度の点で、比較的はつきりと2つの時期に区別することが出来る。それは1891—1921年と1921—1951年とである。

1.1.2 1891—1921年のおそい人口増加：1891—1921年の30年間は増加割合が5%を僅かに上廻る程度であつた(→表1)。1891—1901年、および1911—1921年には増加は殆どないか、または減少さえしている、飢饉とインフルエンザの流行が夫々の主な原因であつた。

センサス年次	人 口	人口増加割合(%)	
		各調査間	30年ごと
1891	235.9	—0.17	} 5.17
1901	235.5	5.73	
1911	249.0	—0.36	
1921	248.1	11.04	} 43.85
1931	275.5	13.54	
1941	312.8	14.10	
1951	356.9		

資料：Coale & Hoover, op. cit., p. 30

1) Coale & Hoover, op. cit., Chapter IV, pp. 29—33.

1.1.3 1921—1951年のはやい人口増加：1921—1951年の30年間には44%の増加割合を示している。この期間にはもはやひどく高い死亡率を与えるような広汎な飢饉や疫病の流行は見られなかった。

1.2 1881年以降の出生率と死亡率

1.2.1 Kingsley Davis の推計値：インドの出生および死亡の登録は極めて不完全で、登録出生率および同死亡率をそのまま使用することは出来ない。いままでのインドの出生率および死亡率の標準的な推計値として用いられているものは Kingsley Davis によるものである（→表2）。

表2 Kingsley Davis による
出生率と死亡率
(人口1,000につき)

期 間	出 生 率	死 亡 率
1881—1891	48.9	41.3
1891—1901	45.8	44.4
1901—1911	49.2	42.6
1911—1921	48.1	47.2
1921—1931	46.4	36.3
1931—1941	45.2	31.2

資料：ibid, p. 31.

1.2.2 1941—1951年の出生率と死亡率：この期間に対してはインドのセンサスアクチュアリの S. P. Jain による推計値があり、出生率39.9、死亡率27.4(共に人口1,000につき)である。これは表2の Davis の1941年までの推計値に比べて大きな差を示している。しかしこの差は恐らく推計の方法によるもので、実際には、これほど大きな人口動態率の低下はなかつたものと考えらるべきであろうと Coale & Hoover はのべている。

1.2.3 1881—1951年間の出生率水準の安定性：以上に示したような数字と、後に2.1においてのべるところから、インドの出生率は1881—1951年の間、極く僅かな低下しか示さず、ほとんど一定水準を保つて来たことと云つてよいと Coale & Hoover は結論している。

1.2.4 人口動態率の推移よりみたインド人口の発展段階：1881—1921年の期間は表2に示されたように、高く且つほとんど一定の出生率と、高く且つ変動する死亡率との組合せで、人口の増加速度はおそく、1921—1951年では、なおほぼ一定の高い水準を保つた出生率が、低下しはじめた死亡率（西欧の水準に比べればなおはるかに高いが）と組み合わせさつて、人口増加を早め、いわゆる人口の移行期に入つた。

1.3 年 齢 構 造

1.3.1 ピラミッド型人口の持続：インドセンサスの年齢別人口のデータはあまり正確ではないが、いままでのセンサスによる年齢構造をみると、いずれも典型的なピラミッド型の構造を示している。15歳未満の人口の総人口に対する割合は1891—1921年で38.4%から39.3%の間にあり、1951年では38.3%であつた。

1.3.2 年齢構造の安定の理由：過去数十年間、インドの年齢構造がこのように比較的安定して来た理由は、1.2.3 で述べたように出生力が非常に安定を保つて来たことにある。

2. 最近におけるインドの出生力と死亡率²⁾

2.1 出生力の安定性

2.1.1 年齢構造にあらわれた証拠：0—4歳の人口の総人口に対する割合は、1931年10.6%、

2) Ibid., Chapter V, pp. 43—50

1951年10.9%であり、また0—4歳の女子人口の17—43歳の女子人口に対する割合は、1931年27%、1951年28%であつた。この20年間の僅かな増加は、その間の乳児死亡率の或る程度の改善に伴つておこつた変化と看做すべきであらう。そして実際には、可成りの乳児死亡率の改善が、僅かの出生力の低下によつて一部分帳消しされた結果とみるべきであらう。数字を以つて示すならば、出生率が約46より約43に低下し、乳児死亡率が約270から約220あたりへ低下したのもであらう。このような程度の動態率では年齢構造は、それほど変化をうけない。1951年センサス人口の年齢構造は、明かに1931年センサス人口のそれと、ほとんど一致していることから、過去におけるインドの出生力はほとんど一定のままであつたと看做してよいであらう。

2.1.2 出生力の安定を暗示するその他の証拠：(1) 1951年までに産児調節がインドにおいて目立つほど普及していたという証拠はほとんどない。(2) 一國の出生力が低下しはじめる時は、社会の特定の集団（たとえば都市人口）の出生力が先ず低下しはじめ、それから次第に低下が、他の人口に及んでゆくのが一般であるが、そのような差別出生力がインドにおいては、まだ明白には現われていない。

2.1.3 出生力の地域差の乏しいこと：1951年センサスによると、Travancore-Cochin では、45歳以上の有配偶女子の子供数は、農村で6.6人、都市で6.4人であつた。同じくMadhya Pradeshの東部では、農村で6.1人、都市で6.3人であつた。Madhya Pradeshの他の地域では、農村で6.6人、都市で6.4人、或は農村で6.2人、都市で6.7人という数字がある、また Mysore 州人口調査によると、同じ性質の数字が、農村で5.8人、Bangalore 市で5.9人であつた。

また全国サンプル調査の結果をみても、都市農村別に、耕地所有面積別に、カースト別に、出生力の顕著な差は示されていない。

Kingsley Davis も 1931年センサスの結果から、カーストや職業別に出生力に大きな差のないことを示した。

2.1.4 Health Unit の登録出生率：インド各地の Health Unit 中には比較的信頼すべき人口動態統計を記録しているものがある。その出生率の数字をみると、インドの出生率の全国平均が人口1,000につき40以上であるという推定をささえるいくつかの例が見出される。(1) Bombay 州の Sirur Health Unit では1945年より1950年までの出生率は44であつた。(2) Calcutta 市外の Singur Health Unit では1953年と1954年の2年次に明らかに増加し41に達した。これは登録がより完全になつたことに起因する出生率の増加であるが、この Health Unit の出生登録はもつと改善される余地があるので、実際の出生率はもう少し高いと推測される。(3) Mysore 州の Ramanagaram District では、近年出生登録の完全性にいちじるしい進歩がみられたが、その出生率は 1950 年以来、人口1,000につき毎年少くとも40であり、1952—1954年には毎年42以上を示した。

3. 将来人口推計の要目

3.1 推計期間

1951年より1986年までの35年間。

3.2 推計人口の種類

上記期間の毎5年目の男女年齢5歳階級別人口。

3.3 推計のための基礎人口

1951年3月1日のセンサス結果にもとづくものであるが、低開発諸国のセンサスに一般に見られるように、このインドのセンサスにおいても、幼少人口および女子人口の調査洩れ、年齢申告の甚だしい不正確さなどのために、センサスの結果をそのまま推計の基礎として用いることは適当でない。センサス人口の年齢構造については、10%抽出集計結果を補正したものが、インドセンサス報告書の1つとして公表されているが³⁾、Coale & Hooverはこれに満足せず、独自の方法によつて1951年人口の構造を推計した(4を参照せよ)。

3.4 将来人口の動態率の仮定

これについては5および6において詳述する。

4. 1951年の人口構造の推計⁴⁾

4.0 前にのべたように(→3.3), 1951年の男女別年齢構造は、センサスの10%抽出推計によつて各歳別に公表されているが、Coale & Hooverは将来人口推計のための基礎人口の構造を推計するために、この年齢別人口のデーターを用いることはさけ、その代りに用いた方法がLotkaの安定人口理論の適用でつた。

4.1 Lotkaの安定人口理論の適用

4.1.1 適用の根拠：すでに1.3.1でのべたように、1891年以来のセンサス人口の年齢構造をみると、その変化が比較的小さい。たとえば、総人口に対する15歳未満の人口の割合をみると、1891—1921年では38.4%と39.3%との間を変化したにすぎず1951年のそれは38.3%であつた。また1921—1951年の各10年間の人口増加率をみると、これもまた僅かの変化しか見られない(→表1)。以上の2つの事実は、1951年の人口の年齢別特殊死亡率および同出生率の推計ならびに年齢別人口の推計の目的のために、Lotkaの安定人口理論の適用が可能であることを暗示する。

ただ、人口増加率が比較的安定を示した時期が僅か1921—1951年の30年間であることは、安定人口理論を適用するのに、余りにも短期間すぎるうれいがある。1921年以前のインドの人口増加率は、たしかに1921—1951年の期間におけるよりも、かなり低い(→表1)。このことは1921年以降、死亡率の改善がいちじるしかつたことを暗示する(→1.2.1)。しかしながら、死亡率の低下は一般に、出生率の低下に比べると、その人口の年齢構造に与える影響はそれほど大きくない。その上、死亡率の低下後、僅かに変化した別の安定な年齢構造を獲得するのには、比較的短期間で事足り

3) Census of India, Paper No.3, Age Tables, 1954.

小林和正, インドの人口に関する主要統計資料, 人口問題研究所研究資料, 第131号, 昭和34年7月1日.
45頁

4) Coale & Hoover, op. cit., Appendix A, pp. 337—354.

る。そして実際に1891年以来、年齢構造は前にのべたように、可成りの安定性を保つて来た。このような理由で、インドの1951年の人口構造の推計に安定人口理論を適用する根拠が確かめられた。

4.1.2 適用の困難な点：Lotkaによる3つの人口学的函数を示すと男女別に、

$$C_x = be^{-rx}l_x \quad (1)$$

$$b = 1 / \int_0^{\omega} e^{-rx}l_x dx \quad (2)$$

$$1 = \int_0^{\omega} e^{-rx}l_x f_x dx \quad (3)$$

である。ただし、 x は年齢、 C_x は x 歳の年齢構造係数、 b は安定人口出生率、 r は安定人口増加率、 l_x は x 歳の生存数、 f_x は x 歳の出生確率である。

(2)式を(1)式に代入すると次の(4)式をうる。

$$C_x = \frac{e^{-rx}l_x}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l_x dx} \quad (4)$$

(4)式の r に1921—1951年の人口増加の安定した期間の増加率を適用するとすれば、もし1951年以前の時期に適用されうる信頼すべき生命表、したがって l_x が与えられているのであれば、(4)式から1951年の人口の年齢構造を求めることが出来る。

或は、 l_x が分らずとも、 r が既知であり、かつ C_x に相当するもの、即ち1951年の人口の信頼すべき年齢構造のデータが得られていれば、(1)式より b を基数とする l_x を得ることが出来る。

しかし不幸なことに、1951年センサスの10%抽出集計にもとずいて公表された補整ずみの年齢別人口も、1941年と1951年とのセンサス結果から作成された公表の生命表も、将来人口の推計のための信頼すべき基礎人口の構造の推計に用いるには、なお不十分なため、使用をさげねばならず、このために(4)式において、 C_x も l_x も既知数となり得ない。

4.1.3 解決の糸口：以上の困難性を解決するために、次の事実が注目された。

(1) インドの1951年の公表の補整された年齢別人口のデータは、なお不正確であるから、それより C_x を算出して、前記(1)式から正確な l_x を推測することは困難である。特に10歳未満の人口については、かなりの調査洩れがあると思われるので、利用の可能性は益々うすくなる。しかし10歳以上の部分だけについて考えれば、個々の年齢或は年齢階級の人口のデータは或る程度不正確であつても、或る年齢の人口過多がそれに隣接する年齢の過少を埋合わせるという工合で、その総計においては可成りの程度まで、信頼性がおけるのでこの点に注目して、後に4.2.2においてのべるように先ず10歳の平均余命 e_{10} の推計を試みるのである。

(2) 10歳以上の特定の年齢範囲における l_x と e_{10} との間には、可成り緊密な関係があることが、世界諸国の人口について作成された多数の生命表から経験的に分つている、したがって e_{10} さえ推計出来れば、生命表を作成する手がかりが得られることになる。

4.2 1951年以前の時期に適用されるべき生命表の作成

4.2.1 1921—1951年の人口増加率：4.1.2で示した(1)式に代用すべき r の値を先ず求めるために、1921—1951年の年平均増加率(幾何平均)が計算された。 $r=0.0122$ である。

4.2.2 \dot{e}_{10} の推計：4.1.2で示した(1)式を変形すると。

$$C_x e^{-rx} = b l_x \quad (1)'$$

となる。(1)'式において r には上記の0.0122という値を用い、 C_x には1951年センサスの公表の年齢別人口のうち10歳以上のものが用いられた。しかしこの公表の年齢別人口の適用にあたっては、部分的な補正が行われた。それは、大体15—30歳あたりに見られる凹みに対するもので、これは9歳の人口と29歳の人口との間を直線で結ぶことによつて補正された。こうして決定された各々の x の値に対する C_x の値を(1)'式に代入すれば、 $C_x e^{rx}$ 、すなわち、 $b l_x$ を求めることが出来る。これは出生率 b を基数とする x 歳の生存数である。こうしてわれわれは、 $\sum_{x=10}^{\infty} C_x e^{rx} / C_{10} e^{10r}$ の値を計算しうる。なお C_{10} には C_9 と C_{11} とを平均した値を用いた。

さて

$$\frac{\sum_{x=10}^{\infty} C_x e^{rx}}{C_{10} e^{10r}} = \frac{\sum_{x=10}^{\infty} l_x}{l_{10}} \quad (5)$$

であるから、(5)式の左辺は10歳の平均余命 \dot{e}_{10} であり、こうして \dot{e}_{10} の値を推計することが出来た。

以上のような方法で結局、 \dot{e}_{10} の値は、男41.36、女41.16と計算された。因みに1941—1951年のインドの公表生命表の \dot{e}_{10} は男女夫々38.97および39.45である。

4.2.3 ${}_{15}q_{10}$, ${}_{15}q_{25}$, ${}_{15}q_{40}$ および ${}_{15}q_{55}$ の決定：プリンストン大学の George Stolnitz によつて集められた114の生命表（登録死亡率にもとずき、且つ女子の \dot{e}_{10} が52を超えないものだけがえられた）を用いて、 \dot{e}_{10} と ${}_{15}q_{10}$ 、 \dot{e}_{10} と ${}_{15}q_{25}$ 、 \dot{e}_{10} と ${}_{15}q_{40}$ および \dot{e}_{10} と ${}_{15}q_{55}$ の夫々直線相関係数が計算された。その結果は、男子においては上記の順に、-0.73, -0.96, -0.96, -0.90, また女子においては、-0.83, -0.94, -0.94, -0.86という可成り高い相関係数がえられた。

したがつて、 ${}_{15}q_{10}$, ${}_{15}q_{25}$, ${}_{15}q_{40}$ および ${}_{15}q_{55}$ の \dot{e}_{10} への回帰直線を夫々求め、これより $\dot{e}_{10}=41.36$ （男）、または41.16（女）の場合の夫々の ${}_{15}q_x$ を求めることが出来よう。

ところがここに難点がある。それは一般に平均余命は死亡率によつて定まるものであるから、こうして求められた一連の ${}_{15}q_x$ にもとづいて作成された生命表の \dot{e}_{10} は必ずしも前記の値と一致するとは限らない。そのような方法（最小自乗法）で求められた ${}_{15}q_x$ にもとづいて出て来る \dot{e}_{10} は、使用した114の生命表のその平均値に近いものが出て来てしまうであろう。

そこで、このような不利な点を除くために、 ${}_{15}q_x$ の \dot{e}_{10} への回帰直線のほかに、 \dot{e}_{10} の ${}_{15}q_x$ への回帰直線をも求め、更にその両者の中間の直線を幾何平均によつて求めた。しかしこの中間の直線から求めた ${}_{15}q_x$ の値でさえ、所定の \dot{e}_{10} を正確に満足させることは偶然以外にはのぞめないであろう。

そこで、更に次のような方法がとられた。すなわち、種々の \dot{e}_{10} の値に対応する上記の中間直線上の ${}_{15}q_x$ の値を読んで、それにもとづいて一連の生命表をつくり、その生命表から出て来る \dot{e}_{10} を求める。そこで、最初の \dot{e}_{10} の値と、結果として出て来る \dot{e}_{10} の値との対応をあらわしたグラフをつくる。このグラフから、所定の \dot{e}_{10} 値を正しく満足させるような ${}_{15}q_x$ をえらび出すことが出来た。

4.2.4 l_x の決定：こうして10歳よりはじまる生命表が先ずつくられるのであるが、最初にこの生命表の基数を暫定的に1,000とおいた。そして上記のようにして求められた ${}_{15}q_x$ ($x=10, 25, 40, 55$)にもとづいて l_{25} , l_{40} , l_{55} および l_{70} の値が推計された。 l_{85} には男に対して8, 女に対して10と

いう値が仮定された。次に l_{10} から l_{85} までの間の上記以外の l_x を 5 次の拋物線を適用して補間して求めた。

4.2.5 10歳未満の q_x の決定：10歳未満の部分の q_x と e_{10} との相関関係は、10歳以上の場合に比べて、はるかに悪いので、10歳未満の q_x の決定には別の方法をとらねばならない。しかし、ほかによい方法がないので、 ${}_5q_5$ のみは ${}_5q_5$ の e_{10} への回帰直線から求めた。ただしこの両者の相関係数は非常に低くて、男については -0.29 、女については -0.40 であつた。

乳児死亡率については、よい推計の手がかりがないので、出生 1,000 につき 200(男210, 女190) および 250 (男261, 女239) という高低 2 種の水準を仮定した。この仮定の根拠については、後述 7.1 に記す。

次に ${}_5q_0$ が ${}_1q_0$ にもとずいて決定されたが、これは ${}_5q_0 = 1.59{}_1q_0$ の関係によつた。これは 10 歳までの生残率が 70% 以下の 67 個の生命表から得られた結果である。

以上のようにして、1951年までの期間に対する生命表が作成された。表 3 に示したのがそれである。

4.3 1951年の男女年齢別人口の推計

4.3.1 計算の基礎：4.1.2で示した(4)式を再掲すれば次の如くである。

$$c_x = \frac{e^{-rx} l_x}{\int_0^{\omega} e^{-rx} l_x dx} \quad (4)$$

(4)式で、 r および l_x が既に得られたので、 c_x 、即ち年齢構造係数を計算することが出来る。こ

表 3 インドの生命表, 1951年

年 齢	男			女		
	${}_5q_x$	l_x	e_x	${}_5q_x$	l_x	e_x
乳児死亡率が出生 1,000 につき 200 の場合						
0	0.334	1,000	33.5	0.302	1,000	34.7
5	0.040	666	44.6	0.046	698	44.1
10	0.025	639	41.4	0.027	666	41.2
15	0.040	623	37.4	0.050	648	37.2
20	0.050	598	33.8	0.063	616	34.1
25	0.061	568	30.5	0.070	577	31.2
30	0.072	534	27.3	0.075	536	28.3
35	0.086	495	24.2	0.082	496	25.4
40	0.103	453	21.2	0.092	456	22.5
45	0.126	406	18.4	0.108	414	19.5
50	0.157	355	15.7	0.135	369	16.6
55	0.197	299	13.1	0.175	319	13.8
60	0.253	240	10.8	0.230	263	11.1
65	0.331	180	8.6	0.316	203	8.7
70	0.447	120	6.5	0.438	139	6.6
75	0.615	66	4.8	0.624	78	4.8
80	0.800	26	3.5	0.773	29	3.6
85	1.000	5	2.5	1.000	7	2.5
90	—	0	—	—	0	—

乳児死亡率が出生 1,000 につき 250 の場合

0	0.415	1,000	29.6	0.380	1,000	31.0
5	0.040	585	44.6	0.046	620	44.1
10	0.025	562	41.4	0.027	592	41.2
15	0.040	548	37.4	0.050	576	37.2
20	0.050	526	33.8	0.063	547	34.1
25	0.061	499	30.5	0.070	512	31.2
30	0.072	469	27.3	0.075	476	28.3
35	0.086	435	24.2	0.082	441	25.4
40	0.103	398	21.2	0.092	405	22.5
45	0.126	357	18.4	0.108	367	19.5
50	0.157	312	15.7	0.135	328	16.6
55	0.197	263	13.1	0.175	283	13.8
60	0.253	211	10.8	0.230	234	11.1
65	0.331	158	8.6	0.316	180	8.7
70	0.447	106	6.5	0.438	123	6.6
75	0.615	58	4.8	0.624	69	4.8
80	0.800	22	3.5	0.773	26	3.6
85	1.000	4	2.5	1.000	6	2.5
90	—	0	—	—	0	—

資料：Coale & Hoover, op. cit., p. 350.

うして男女別に求めた c_x を1951年の男女夫々の総人口に乗ずることによつて，男女年齢別人口を求めることが出来る。

4.3.2 出生性比にもとづく男女別人口の補正：4.3.1 にのべた如くにして推計された年齢別人口から，男女別の出生数を推計することが出来るが，その出生性比をみると，女子出生数100に対して，112ないし115となり，これは世界の標準的な出生性比とみなされている105ないし106よりもはるかに大きい。そこで，出生性比が105となるように，男子人口の総数を少し少くし，女子人口の総数をそれだけ多くした。このようにし補正推計された1951年の男女5歳階級別人口を示すと表4の如くなる。

4.3.3 総人口の大きさの問題：ここで1951年の基礎人口の大きさについて触れておかねばならない。1951年センサスの総人口の大きさ自体も完全なものではなく，また正確なものでもない。1951年センサスの調査地域からは主な2つの地域が除外された。それは Jammu & Kashmir 州と Assam 州の部族地域とである。両地域の人口に対する1951年の推計数は夫々441万および56万であつた。そしてこの2地域を除いたセンサス人口の大きさは357百万(正確には356,879,394)であつた。センサス後の抽出検証の結果によると，総人口において1.1%の調査洩れがある(上記除外地域を除いて)と推計されたが⁶⁾，Coale & Hoover は5ないし6%の調査洩れを予想している。しかし Coale & Hoover は経済的データの分析との関連上，

表4 男女別推計人口，
1951年
(乳児死亡率225の場合)

年 齢	男	女
総数	179,000	177,000
0—4	27,500	27,100
5—9	22,000	22,000
10—14	20,000	19,900
15—19	18,200	18,000
20—24	16,400	16,000
25—29	14,500	14,100
30—34	12,800	12,300
35—39	11,100	10,600
40—44	9,430	9,140
45—49	7,870	7,740
50—54	6,360	6,410
55—59	4,940	5,100
60—64	3,610	3,840
65—69	2,430	2,650
70—74	1,420	1,580
75—79	660	736
80—84	207	232
85—89	32.6	40.4

資料：Coale & Hoover, op. cit., p. 35.

5) 小林和正, 前掲資料, 24頁

6) 同上, 25頁

総人口を 357百万と仮定して将来人口の推計をおこなつたことに注意しなければならない。

4.4 1951年の出生力水準の推計

4.4.1 出生率：4.3.2 でのべたように、年齢別人口と生命表とから、出生数を推計しうるが、その推計値は次の如くになつた。

乳児死亡率 200 の場合 40.6 (人口 1,000 につき)

乳児死亡率 250 の場合 45.7 (人口 1,000 につき)

4.4.2 女子の年齢別特殊出生率：インド国内で調査された2つの資料にもとづいて推計が行われた。その1つは Gokhale Institute of Politics and Economics による Poona District の調査⁷⁾であり、もう1つは Ramanagaram Health District において1950-1951年に記録された資料である。この両資料から女子の年齢特殊出生率が得られるが、この2つの率の平均値が求められ、この平均値の示すパターンが1951年のインド人口に適用された。

上記の年齢別特殊出生率のパターンをくずさぬまま、それから得られる出生数が、既に得られている出生数に等しくなるよう調節して実際の率を推計した。それを示すと表5の如くなる。

表5 女子の年齢5歳階級別特殊出生率
(女子 1,000 人につき), 1951年

年 齢 階 級	Poona District と Ramanagaram と の 平 均	乳児死亡率 200 の場合	乳児死亡率 250 の場合
15—19	193	178	201
20—24	270	250	282
25—29	252	233	263
30—34	190	175	198
35—39	140	130	146
40—44	54	50	56

資料：Coale & Hoover, op. cit., p. 352

5. 将来における死亡率の仮定⁸⁾

5.1 将来に適用すべき生命表の作成

1951—1956, 1956—1961, ……、年等の各5年間に適用すべき一連の生命表が作成されたが、先ず、1951, 1961, 1971, および1981の4年次に対する生命表が作成され、その結果を補間して1953.5, 1958.5, 1963.5……等の時期に対する生命表が導びかれた。基礎となる生命表の作成方法はすでにのべた1951年の生命表のそれと同じである。すなわち、次の順序で行われた。

- (1) e_{10} および $1q_0$ の推計
- (2) e_{10} の推計値にもとずき $15q_{10}$, $15q_{25}$, $15q_{40}$, $15q_{55}$ の推計
- (3) $15q_{70}$ の推計
- (4) e_{10} より $5q_5$, $1q_0$ より $5q_0$ の推計
- (5) $x > 10$ に対して l_x の補間をおこない生命表を作成

5.2 e_{10} および $1q_0$ の推計

7) Dandekar, V. M. & Dandekar Kumudini, Survey of Fertility and Mortality in Poona District, Gokhale Institute of Politics and Economics, Publication No.27, 1953.

8) Coale & Hoover, op. cit., Appendix A, pp. 354—358.

5.2.1 \dot{e}_{10} の推計の基礎：将来における \dot{e}_{10} の上昇傾向を推計するために、2つの方法が併用された。

(1) DDTによるマラリア撲滅運動以前におけるセイロンのマラリア地域と非マラリア地域との間の \dot{e}_{10} の差異が推計され、その差だけ、1951—1961年の10年間に直線的に伸びると仮定された。

(2) 近年における8カ国の低開発国における \dot{e}_{10} の年平均増加(1920年以來の台湾を除く)が、1971年までつづくと仮定し、その後 \dot{e}_{10} の増加は停止するものとする。

5.2.2 セイロンのデータより \dot{e}_{10} の差を計算する方法：5.2.1の(1)の場合において、セイロンのマラリアの地域と非マラリア地域とについての \dot{e}_{10} の値が直接得られるわけではない。一次的に入手しうるのは普通死亡率と乳児死亡率との形においてである。そこで両地域における死亡率の差および乳児死亡率の差を、何等かの関係式を用いて、これを \dot{e}_{10} の差の形に換算することが試みられた。その式を示すと次の如くである。

$$CDR = DR(0-5)C(0-5) + DR(5+)C(5+) \quad (1)$$

$${}_5q_0 \doteq 1.59 \cdot {}_1q_0 \quad (2)$$

$$DR(0-5) \doteq {}_5q_0 / {}_5L_0 \quad (3)$$

$${}_5L_0 = 0.25l_0 + 0.75l_1 + 2(l_1 + l_5) \quad (4)$$

$$\Delta \dot{e}_{10} \doteq 0.721 + 691 \Delta DR(5+) \quad (5)$$

ただし、 CDR は普通死亡率、 $DR(0-5)$ および $DR(5+)$ は5歳未満および5歳以上の死亡率、 $C(0-5)$ および $C(5+)$ は5歳未満の人口割合および5歳以上の人口割合、 Δ は変化(差)を意味する。

(1)式より(4)式までから、次の等式をうる。

$$\Delta DR(5+) = \frac{\Delta CDR}{C(5+)} - \frac{C(0-5) \times 0.318 \Delta {}_1q_0}{C(5+) \{1 - 1.19({}_1q_0 + {}_1q_0') + 1.42({}_1q_0 \cdot {}_1q_0')\}} \quad (6)$$

ΔCDR , $C(0-5)$, $C(5+)$, ${}_1q_0$, ${}_1q_0'$ は(後述の如く)既知であるから $\Delta DR(5+)$ を計算することが出来る。この $\Delta DR(5+)$ を(5)式に代入して $\Delta \dot{e}_{10}$ を算出する。

(5)式は、出生力が高く、かつ \dot{e}_{10} がはなはだしく変化した経験のある高低(\dot{e}_{10} に関し)一対の生命表をもつ16カ国からのデータにもとづく回帰直線方程式である。これらの16カ国について、登録された乳児死亡率および登録共通死亡率の数字を用いて、(6)式から $\Delta DR(5+)$ を計算出来るわけである。なお(5)式において $\Delta \dot{e}_{10}$ と $\Delta DR(5+)$ との相関係数は0.85であつた。

5.2.3 \dot{e}_{10} の差の大きさとインドへの適用：(6)式より計算された $DR(5+)$ の差、すなわち、マラリア撲滅対策以前におけるマラリア地域と非マラリア地域との間の5歳以上の人口の死亡率の差は、6.8と算出された。

さてインドの人口の約 $\frac{5}{9}$ はマラリア地域に住んでいるから、5歳以上の全インドの死亡率の低下は $\frac{5}{9} \times 6.8$ 、即ち3.8と推計された。この値を(5)式に代入して $\Delta \dot{e}_{10}$ を出すと、5歳以上の死亡率におけるこの変化は、 \dot{e}_{10} において $\frac{10}{3}$ 年引上げるのに相当することになる。マラリア対策は1961年までには殆んど完全に遂行されると思われるから、1951年以降10年間毎年平均、男女とも \dot{e}_{10} が $\frac{1}{3}$ 年ずつ伸びると仮定された。

5.2.4 マラリア撲滅運動以外の要因による死亡率改善の評価：次になすべきことは、5.2.1の(2)でのべたように、将来における \dot{e}_{10} の増加のうち、マラリア撲滅運動以外の要因による部分

の評価である。このため、可成りの公衆衛生上の改善の見られた低開発諸国の生命表について、その改善の期間の前のものと、あとのものが用いられた。ただし、近代的な大規模なマラリア撲滅対策によつて改善されたものは除かれた。使用された生命表は次に示す国と時期とのものである。

ポルトガル 1941—1951年； イギリス領ギアナ 1921—1946年； チリー 1920—1940年；
 コスタリカ 1927—1950年； ジャマイカ 1921—1946年； トリニダードおよびトバゴ 1921—1946年； セイロン 1921—1946年； タイワン 1906—1938年

e_{10} の年平均増加率は男女別に計算され、男に対して 0.377年、女に対して 0.395年という数字が得られた。これが1951年より1971年までのインドの生命表の e_{10} に加えられていつた。

5.2.5 e_{10} の増加傾向の最終的決定：5.2.3 と 5.2.4 の結果を合成して、 e_{10} の改善の傾向について最終的な推計値が求められた。それによると1961年および1971年の e_{10} は次の如く推計された。

1961年	男	48.46	女	48.36
1971年	男	52.23	女	52.31

e_{10} の改善は1971年に停止すると仮定された。

5.3 乳児死亡率の推計

5.3.1 最初の試みの失敗：最初、乳児死亡率も e_{10} の改善と全く平行して改善されるものと仮定して、1971年の乳児死亡率を計算してみたが、これは高すぎる結果となつた。すなわち、セイロンのマラリア地域と非マラリア地域との間の乳児死亡率の差と等しい（出生1,000につき80）だけの乳児死亡率の改善が、インドの人口の $\frac{5}{9}$ に対して起ると仮定して計算した結果、1971年以後死亡率の改善が停止すると仮定するには、余りにも高い乳児死亡率の値を得た。

5.3.2 他の経験の適用：そこで、インドの低所得地域およびインド以外の低所得地域の経験にもとづいて、1981年に到達さるべき乳児死亡率の水準をえらんだ。この率は出生1,000につき88であつた。即ち、男 95、女 80であつた。1981年のこの水準にまで直線的低下が基本的に仮定されたが、なお、途中の1951—1961年までは、これに加えるに、人口の $\frac{5}{9}$ に対するマラリア撲滅運動による改善の影響が加算された。

その結果は1951年の乳児死亡率が200の場合、1961年に133、1971年に110、1981年に88となる。1951年の乳児死亡率が250の場合は、1981年に88となるまで、一層急速に低下する。

5.4 他の q_x の決定

5.4.1 ${}_{15}q_{10}$, ${}_{15}q_{25}$, ${}_{15}q_{40}$ および ${}_{15}q_{55}$ の決定：1951年の生命表を作成した場合と全く同様に e_{10} にもとづいて推計された。

5.4.2 ${}_{15}q_{70}$ の推計：これは ${}_{15}q_{55}$ の改善と同じ割合で改善するものと仮定された。

5.4.3 ${}_5q_5$ および ${}_5q_0$ の推計： ${}_5q_5$ は e_{10} への回帰方程式から推計され、 ${}_5q_0$ は ${}_5q_0 = 1.59{}_5q_5$ から推計された点、1951年の生命表の場合と全く同様である。

5.5 生命表の作成

5.5.1 1961および1971年の生命表：上にのべて来た q_x の推計から l_x ($x=10, 25, 40, 55, 70$,

85) を決定するが、これらにもとづき5次の拋物線を適用して5歳階級別の l_x を補間推計して求めた。 l_{90} は0と仮定された。

5.5.2 1981年の生命表 : 5.2.1 および5.3において述べたように、5歳以上の死亡率は1971年以後一定と仮定されるが、5歳未満の死亡率は1981年まで低下して以後一定となる。従つて1981年の生命表は1981年の ${}_5q_0$ と1971年の5歳以上の q_x との推計値にもとづいて作成された。

5.5.3 各5年間に適用する生命表 : 1951, 1961, 1971年の生命表から q_x を補間することによつて、1953.5, 1958.5, 1963.5, 1968.5年の生命表を作成する。これは夫々1951—56, 1956—61, 1961—66, 1966—71年の各5年間に適用される。1973.5および1978.5年の生命表は1971年と1981年の生命表から ${}_5q_0$ についてのみ補間すればよい。他の ${}_5q_x$ は両生命表の間で同一だからである。以上の生命表は各年次とも1951年の乳児死亡率の200および250という2種の仮定から出発する乳児死亡率の2種の低下傾向に対応して、2種ずつ作成されたことは云うまでもない。

6. 将来における出生力の仮定⁹⁾

6.1 1951—1956年

この5年間は1951年の出生力水準が一定のまま継続すると仮定された。

6.2 1956—1986年

この30年間に対しては3種の仮定がもうけられた。(1) 出生力不変, (2) 1956—1981年の間に50%直線的に低下, (3) 1966年まで一定, 1966—1981年の間に50%直線的に低下。なお、どの年齢階級でも特殊出生率が同一の割合で低下すると仮定された。

7. 推計に用いられた乳児死亡率および出生力の仮定の根拠¹⁰⁾

7.0 以上で Coale & Hoover によるインドの将来人口の推計の方法について述べたのであるが、なおこれと関連して、推計に用いられた人口動態率のうち特に乳児死亡率と出生力とに関する仮定の根拠について Coale & Hoover の説明するところをなお詳細にのべてみたい。

7.1 乳児死亡率の仮定の根拠

7.1.1 登録乳児死亡率の水準 : 1951年に先立つ数年間の登録乳児死亡率は出生1,000に付約125であるが、この登録にもとづく率は明らかに多くの登録もれを含んだ実際よりも低い率であると思われる。センサスアクチュアリー S. P. Jain は 1941—1951年のインド人口の乳児死亡率に対し、出生1,000につき最高を約240, 最低を約155と推定し、その中間の約185をとつて公表生命表の乳児死亡率として採用した。

7.1.2 乳児死亡率を200以上と仮定した根拠 : Coale & Hoover の推計では出生1,000につき

9) Ibid., p. 358.

10) Ibid., Chapter V, pp. 50—54, Chapter VI, pp. 55—62.

200および250という2種の乳児死亡率が1951年に対して仮定されたが、これは次の2種類の資料から根拠を得た。

(1) 高い乳児死亡率を示す直接的な資料：高いといつても、この場合200以上を示す資料はない。どうして乳児死亡率が200以上を示す資料がないかと云うと、正確な資料は比較的死亡率の低い生活条件のよい集団から得られるからである。たとえば、Calcuttaの中流階級の婦人についての調査をみると、文盲でない婦人の大多数では、その乳児の死亡率は1938—1949年の期間に出生1,000につき194¹¹⁾という率を示している。このような階級の婦人が生んだ子供の中での乳児死亡率は、Calcuttaのすべての階級の婦人の場合に比べて平均より遙かに低いものであることは疑ない。

インドのNational Sample Survey¹²⁾の結果から、比較的信頼しうると思われる1946—1951年に結婚した夫婦の間に生れた子供についての乳児死亡率は、出生1,000につき182であつた。しかし、世帯単位の調査による乳児死亡率は、通常の動態統計制度にもとづく乳児死亡率に比べると、なお多くの調査洩れがあることは、調査が被調査者の記憶に依存する以上、大いにありうることで、したがつて182という水準は実際にはもつと高いのではないかと思われる。

その他の直接的資料としては、2.1.4でふれたいくつかのHealth Unitにおける登録乳児死亡率がある。Bombay州のSirur Health Unitでは、1941—1950年の乳児死亡率は出生1,000につき190であつた。Calcutta郊外のSingur Districtでは1944年から1953年までに、乳児死亡率が出生1,000につき168から104まで低下した。Mysore州のRamanagaram Districtでは1950年の1132から1954年には115まで低下した。以上いずれの地域も一般のインドの農村地域よりも、衛生や医療の設備がよいことに注意しなければならない。

(2) 高い乳児死亡率を示す間接的資料：Sirur Health Unitの普通死亡率は1945—1950年に人口1,000につき平均24を示し、Ramanagaramでは1950—1954年に平均14を示し、Singurでは1941—1951年こ21から10へ低下した。

さてインドの平均的な普通出生率の水準として、人口1,000につき40ないし45という値が推定されている(→1.2)。そして1931年以降の人口の増加率は人口1,000につきほぼ12—13の水準で一定を保つて来た。したがつて、1951年までの普通死亡率は大略人口1,000につき30あたりであつたと考えられる。

したがつて、インドの平均的な普通死亡率は、上記のHealth Unitsのそれよりも可成り高いものである。普通死亡率と乳児死亡率との間には可成り明かな正の直線的相関関係があるから、上記のHealth Unitsの場合にもとづいて、普通死亡率が30あたりの場合の乳児死亡率を推定すれば200以上になる。しかし、ただ200以上というだけでなく、もつと正確に乳児死亡率の値を決定するには、いまだ基礎資料が不十分である。このために、仮りに高い乳児死亡率を250とし、低い乳児死亡率を200として、この2種の仮定によつて推計が行われた。

7.2 将来における出生力の仮定の根拠

7.2.1 将来人口の推計における出生力の仮定：すでに6でのべたように出生力に関しては、次の高中低3種の仮定が設けられた。

(1) 「高」仮定：1951—1986年の間出生力一定

11) K. N. Mitra, et al., Sankhya., June 1951.

12) The National Sample Survey, No. 7, Couple Fertility, p. 61.

(2) 「中」仮定：1951—1966年の間出生力一定，以後1981年まで50%直線的に低下，1981年以後一定。

(3) 「低」仮定：1951—1956年の間出生力一定，以後1981年まで50%直線的に低下，1981年以後一定。

7.2.2 近い将来におけるインドの出生力の低下を主張する根拠：インドの出生力が近い将来に低下するであろうと主張する人々の根拠を Coale & Hoover は次の5項目にわけてのべている。

(1) インドの出生力水準は既に低下して来ており，この低下は今後もお継続するであろう。

(2) インドの出生力は既に上層の社会経済的階層で低い水準を示しており，この低い出生力のパターンは，人口の他の部分にも拡大してゆくであろう。

(3) 結婚年齢の上昇の継続は出生力を低下させるであろう。

(4) インドは現在，経済発展のための5カ年計画を続行している。経済発展は人口を都市化させ，1人当りの所得を上昇させるとともに出生力の低下をもたらすのが常である。

(5) 乳幼児死亡率の低下は出生力を低下させるであろう。それは大きな家族をもちたいという動機が，死亡率の低下のために低い出生力水準で満足させられるからである。

7.2.3 前記の根拠に対する反論：7.2.2 に示した諸根拠は通常よく唱えられるものであるが，これらの1つ1つを Coale & Hoover は否定してゆく。

(1)および(2)は既に2.1において述べたように，それが事実と反するという証拠の方が強い。

(3)についても反論しうる。即ち，インドにおいても，結婚年齢は僅かに上昇を見せているが，将来出生力の低下をもたらすほどの上昇ではないと考えられる。それにインドのように10代で結婚する者の多い国では10代の半ばでの結婚が10代の終り頃まで延期されることは，却つて生まれる子供数を増加させる方向に働くことが考えられる。

(4)について：いままでの例で，農業を主とする産業構造から工業を主とする産業構造に変化した国では，いずれも出生力の低下が経験されている。しかしこの際見のがすことの出来ぬ重要な点は，出生力が低下を起す以前において，すでに可成りの程度に工業化が行われ，かつ1人当りの所得の増加が起つていることである。この点を考えると，インドの場合は，今後25年ないし30年間は，出生力はそれほど顕著な低下を示すとは考えられない。

ここで Coale & Hoover は日本の例を引用している¹³⁾。日本の1920—1928年の毎年の総再生産率をみると2.5—2.7の水準にあるが，これは今日のインドの水準よりもひどく低いものではない。出生力の主なる低下は1930年以降からあらわれ，1954年には総再生産率は1.2まで下つた。来る30年間の将来におけるインドの経済発展は，これを最も楽観的に見積る場合でも，1920年代の日本の工業化の水準あるいは所得水準に到達すると見積ることは困難である。1930年までに，日本では，純産出高のほとんど80%，または労働力の50%は非農業部門に属していた。

北西ヨーロッパ諸国の出生力のいちじるしい低下は，フランスとアイルランドとを除くと，19世紀の後半あるいはもつとおそくにはじまつた。ここでもその経済発展の水準はインドが次の30年間に到達しうる程度よりもはるかに上廻るものであつた。インドが次の2，30年間のうちに到達出来るような経済発展の水準程度で，出生力を低下させたという例は，世界にほとんどないのである。近年いくらか出生力を低下させたポルトリコでさえ，その例にはあてはまらない。ポルトリコは米国との特殊な関係から経済的条件にめぐまれ，急速な所得の増加を実現して，1939—1949年に1人当

13) 資料は：Taeuber, Irene B., *The Population of Japan*, Princeton, 1958. および Lockwood, William W., *The Economic Development of Japan*, Princeton, 1954, p. 103.

り所得は $\frac{2}{3}$ も上昇した。そして上昇の出発点からポルトリコの所得水準はインドのそれよりも高かつたのである。ポルトリコの状態はおそらく、インドが次の25年ないし30年のうちに到達すべき水準の上限を代表するものであろう。

さて、次は死亡率および乳幼児死亡率の低下が出生力を低下させるという(5)の論拠に対する反論である。セイロンは、1920年代の初期にインドの死亡率の水準（人口1,000につき約30）と同程度の水準から、死亡率を低下しはじめ、1953—1955年までにはインドが次の年ないし30年間に到達するであろうと思われる水準以下に下つた。しかしその間、セイロンの出生力は終始高い水準を維持して来たのである、台湾もまた類似した事例を提供する。台湾の死亡率は1908—1942年の間に人口1,000につき33から19まで低下したが、出生率は人口1,000につきほぼ42の水準を維持していた。ジャマイカ、トリニダード・トバゴ、その他のカリブ海諸地域でも、死亡率は低下したが、出生率は低下していない。マラヤもまた同様な現象を呈している。以上の諸事例は、死亡率の改善が出生力の低下をひき起すという仮説に矛盾するものである。

7.2.4 出生力の増加を促す要因：そこで、インドの出生力は、現在低下の初期の段階にあるという見解は、ほとんど妥当性を失うことになる。出生力を低下させるどころか、逆に上昇させるような力さえ現在働いている。たとえばインドで妻の健康状態が一般に劣悪であることは、それだけ死産の頻度を高め出生力を低下させる。また夫婦の健康状態のわるいことは性交頻度を減少させるであろう。また男子死亡率が改善されれば、女子が死別する割合がそれだけ減少する。もし死別女子の出生力が、同年齢の有配偶女子の出生力に等しいとすると、インドの出生数はほとんど10%ばかり高くなるであろう。

7.2.5 出生力の仮定の上限と下限：以上、将来のインドの出生力に作用すべき諸種の要因を総合的に考慮して、将来における出生力の傾向の高い方の限界を1951—1986年の間一定とし、低い方の限界は、この上限と顕著な対照をなすように、1956—1981年に50%低下するという仮定をとつた。これはほとんど実現の可能性のないものであるが、出生力がこのような程度の低下傾向を辿つた場合に、人口が経済発展におよぼす影響がどうであるかをみようとすると実験的含蓄が強い。日本は1930—1954年にその出生力をほとんど半減し、ハンガリー、ドイツ、ノールウエー、スエーデンなどもその出生力の急速に低下した時期には、50%の低下を実現するのに25年を要しなかつた。世界にはこのような例があるので、もし仮りに、このような急速な出生力低下がインドにも起つた場合、それがどう影響をもつかということを考えることも意味のないことではない。

8. 将来人口推計の結果

8.0 本稿はその主な目的を将来人口の推計の方法そのものにおき、紙面のゆるす限り詳細に解説したが、その推計結果については、以下にかかげる諸表に主として依存することとして、解説は簡略にとどめたい。

表6は将来人口の大きさの推移を示したもので、乳児死亡率が出生1,000につき200、250および225の場合について示してある。乳児死亡率が225の場合の推計値は、乳児死亡率が200および250の場合の推計値を単に算術平均して算出したものと思われる。乳児死亡率が250の場合の方が、200の場合よりも増加速度が早いのは、4.4.2の表5に示したように出生力の仮定において前者の場合の方が高いからである。

表7は、乳児死亡率225の場合の推計将来人口を、1951年を100とする指数で表わしたものである。

表 6 高中低の仮定によるインドの推計将来人口 (単位 100万)

推計の仮定	年次							
	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981	1986
乳児死亡率 200								
高	357	384	422	469	524	588	662	745
中	357	384	422	469	517	558	588	614
低	357	384	418	455	490	522	549	571
乳児死亡率 250								
高	357	385	425	477	539	613	701	805
中	357	385	425	477	531	579	618	653
低	357	385	422	462	502	541	574	606
乳児死亡率 225								
高	357	384	424	473	532	601	682	775
中	357	384	424	473	524	569	603	634
低	357	384	420	458	496	531	562	589

資料：Coale & Hoover, op. cit., pp. 35—37, 361—366.

表 7 高中低の仮定によるインドの推計将来人口, 1951年の人口を100とする指数(乳児死亡率 225)

年次	高	中	低
1951	100	100	100
1956	108	108	108
1961	119	119	118
1966	132	132	128
1971	149	148	139
1976	168	159	149
1981	191	169	157
1986	217	178	165

資料：表 6 による

表 8 将来人口の年齢3区分別割合

年次	総人口 (単位100万人)	年齢構造係数(総数=100)			従属人口指数		
		0—14	15—59	60+	総数	少年人口指数	老年人口指数
					(7)+(8)	$\frac{(3)}{(4)} \times 100$	$\frac{(5)}{(4)} \times 100$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1951	357	38.80	56.32	4.88	77.56	68.89	8.67
1956	384	39.06	55.97	4.97	78.67	69.79	8.88
1961	424	39.72	55.11	5.17	81.45	72.07	9.38
1966	473	40.59	53.92	5.49	85.46	75.28	10.18
1971	524	40.29	53.94	5.77	85.39	74.69	10.70
1976	568	38.15	55.65	6.20	79.69	68.55	11.14
1981	603	34.33	58.97	6.70	69.58	58.22	11.36
1986	633	29.74	63.03	7.23	58.65	47.18	11.47

資料：Coale & Hoover, op. cit., pp. 35—37 より計算

表8は乳児死亡率225、出生力の仮定「中」の場合の将来人口の年齢3区分別割合の推移を示し、表9は同じ乳児死亡率の仮定の下における平均余命を、表10はやはり同じ乳児死亡率の仮定の下における出生率および死亡率の推移を示し、これは出生力に関する高中低の各仮定の場合について示した。

表9 将来人口における出生率および死亡率（人口1,000につき）
（乳児死亡率225の場合）

出生率・死亡率	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981	1986
出生率								
高	43.2	42.8	41.9	40.9	40.2	40.0	40.0	40.0
中	43.2	42.8	41.9	40.9	34.0	28.2	22.6	24.0
低	43.2	42.8	38.0	33.8	30.2	26.8	23.0	23.4
死亡率								
高	31.0	25.6	21.0	18.1	16.3	15.2	14.6	14.3
中	31.0	25.6	21.0	18.1	15.7	14.2	11.7	13.9
低	31.0	25.6	20.4	17.1	15.4	14.4	12.8	14.3

資料：Coale & Hoover, op. cit., p. 38.

表10 将来人口における平均余命（0,10および50歳）
（乳児死亡率225の場合）

男女・年齢	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981	1986
男								
0	31.5	37.1	42.6	45.5	48.5	50.0	51.5	51.5
10	41.4	44.9	48.4	50.3	52.2	52.2	52.2	52.2
50	15.7	17.4	19.2	20.0	20.9	20.9	20.9	20.9
女								
0	32.8	38.5	44.2	47.3	50.3	51.7	53.1	53.1
10	41.2	44.8	48.4	50.4	52.4	52.4	52.4	52.4
50	16.6	18.3	20.0	20.8	21.7	21.7	21.7	21.7

資料：表9に同じ

9. 結 語

本稿は Coale & Hoover のインド将来人口の推計を、特にその技術的方法に重きをおいて解説したが、その推計方法のうち、特に通常の推計と区別される特徴は、基礎人口の年齢構造の推計と、推計に必要な一連の生命表の作成の方法にあるといえるであろう。

基礎人口とされた1951年の人口は、それまでのインド人口の増加率および年齢構造の安定性を確認することによつて、安定人口とみなされ、したがつて、Lotkaの人口学的函数を適用し、センサスより既知の人口増加率および1951年人口の10歳以上の年齢構造を用いて、10歳の平均余命を推計する。これが第1段階で、次は多数の生命表から経験的に e_{10} と ${}_{15}q_x$ との相関関係を求めて、いわば一種のモデル生命表（1951年に適用のもの）を作成する。この計算過程は、将来の人口に適用す

べき一連の同類の生命表のそれと共に、最も多くの労力と時間とを必要としたように思われる。この第2段階の成果にもとづいて基礎人口の男女年齢構造が決定された。

一旦、基礎人口が推計されれば、あとは、所定の死亡秩序および出生秩序の仮定のもとに、通常の方法で、将来人口の推計が行われるわけであるが、Coale & Hooverによるインドの将来の人口動態率の仮定のうち、とくに死亡率の仮定を設けるに当つては、インド、セイロンその他の低開発地域における死亡率低下の事実を豊富な資料を集めることによつて綿密に検討している点がすぐれている。特に、将来における e_{10} の推計には独特の方法が用いられていて、参考になろう。

将来における出生力の仮定においては、全推計期間に亘つて一定不変という仮定を最もありうべきものとしているようで、この主張の根拠も、比較的十分に論じられているといえよう。

1951年の基礎人口の推計には、前記のように多大の労力を傾けており、その結果、1951年センサスの公表の年齢構造では欠陥のあつた低年齢部分が、よく補正されたが、それは構造的に補正されただけで、総人口は、このために実際よりも少く調査された不正確な公表の数字がそのまま用いられたため、構造的補正に伴う絶対数の補正が行われなかつた。この点についてはCoale & Hooverは、その著書の後半の部分である経済関係の分析との関係上、1951年の総人口は、不正確とは認めながら、あえてそれをそのまま用いねばならなかつたことを断つているが(→4.3.3)、それはそれとして、年齢構造の補正に応じた総人口の補正をも是非、実際におこなつてもらいたかつたものである。それにもとづく推計将来人口の大きさは5ないし6%上廻るであろうとCoale & Hooverはのべているが(4.3.3)、推計数字の実際の利用者にとつては、そのような補正を施した推計人口も計算されていればなお便利であろう。