

独立前インド人口動態推計ノート

高濱, 美保子 / 山本, 千映 / 斎藤, 修

(出版者 / Publisher)

Institute of Comparative Economic Studies, Hosei University / 法政大学比較経済研究所

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

比較経済研究所ワーキングペーパー / 比較経済研究所ワーキングペーパー

(巻 / Volume)

117

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

40

(発行年 / Year)

2003-06-27

近現代アジア比較数量経済分析シリーズNo.15

独立前インド人口動態推計ノート

斎藤修 高濱美保子 山本千映

2003年3月31日

目次

1 はじめに.....	3
2 データソース.....	4
2-1 センサス	4
2-2 動態統計	6
3 対象地域の決定とデータの質	9
3-1 州の選定	9
3-2 州内県の選択とデータ質の検討	10
3-2-1 旧マドラス州内県の選択	10
3-2-2 インド・パンジャブ州内県の選択	13
3-3 動態統計データの質の検討	13
4 推計手法.....	17
4-1 推計モデルおよび必要データの整備.....	17
4-2 スタンダードの選択・作成	18
5 推計結果.....	20
5-1 出生率	20
5-2 死亡率	22
5-2-1 男女別死亡率.....	23
5-2-2 年齢別死亡率.....	24

附録

A 推計手法の解説	高濱美保子
B 飢饉と疾病	高濱美保子
C 1928年妊産婦死亡調査の検討とPPR推計	高濱美保子

表 3-1	インド動態統計の州レベル脱漏率 (%)	9
表 3-2	マドラスにおける動態登録のカヴァレッジ.....	11
表 3-3	パンジャープ1歳児人口におけるセンサスと動態統計の乖離度 (%) ...	15
表 4-1	作成スタンダード.....	19
表 5-1	合計出生率 (TFR) : 10年平均値	20
表 5-2	マドラス州・パンジャープ州地域別合計出生率 (TFR)	22
表 5-3	出生時平均余命 (e0) : 10年平均値.....	23
表 5-4	年齢別男女別死亡率の比較.....	25
表 5-5	マドラス州地域別死亡率 (出生時平均余命 e(0)、乳児死亡率 IMR)	27
表 5-6	パンジャープ州地域別死亡率 (出生時平均余命 e(0)、乳児死亡率 IMR)	28

1 はじめに

本研究の目的は、インドにおける人口学的統計を整理して長期に渡るデータベースを作成し、人口・出生・死亡の推計およびその分析をし、動態の変化とそれぞれ動向の説明を試みるものである。

これまで、独立前インドの人口動態に関する検討は、人口センサス実施年について、その結果を利用した推計値に基づいてなされるのが一般的であった。言い換えれば、年々作成された人口動態登録統計を使って人口史的な研究が行われることは——飢饉年を別とすれば——多くなかったのである。本稿では、動態統計を主な資料とし、独立前インドの人口動態を再構成する試みである¹。

この点での先駆者はティム・ダイソンである。Dyson(1989)は、長期に渡って発行されている動態統計の利用は、現在に繋がるインドの過去を知る為に潜在的に非常に期待できるとの見解を示している。しかし、データの質と利用可能性に関して地域差は非常に大きく、安易な集計によっては信頼できる時系列を得ることはできない。インドは長期において研究する場合、周知の通り（アデン²）、バングラデシュ（1971年12月独立）、ビルマ（1886年～1937年まで英領インド）、パキスタン（1947年独立）に分かれるなど国境、州境、県境の変動が大きく、正確な動きを把握するにはデータの質の検討が不可欠である。またデータエラーの影響を少しでも小さくするためにはなるべく地理的に小さい単位で地域選択をすることが肝要となる。従って、全インドからではなく、州、地域、県レベルまで降りてデータの質が高いところを選択し、実際の人口および関連系列がどう変化したかを解析することが、インドの人口学的特徴を掴む近道である。

先行研究においてインド中部4県（ベラール地方）およびインド北部1県（パンジャール州ルディアーナ県）について既に研究されているので、まずは南部に着目した。特にデータの質の良い地域を選択し加工や推計により感触や手応えを確認したのち、言語・民族・地理的に相違性の高い北部パンジャール州に対象エリアを拡げた。

以下、第2節でデータソースについて一瞥し、第3節で州と県の選定について説明し、各データの質を検討する。次いで第4節で推計モデルについて説明をしたあと、最後の節で結果を提示する。

¹ 既往諸推計の一端は、斎藤（2002）の表1・表2に紹介されている。

² アラビア半島南部に位置する80平方マイルほどの港町。31年センサスまでは、センサス実施における統計処理の便宜上ボンベイ州政府の管理下にあったものとして収録されている。現在はイエメン民主人民共和国。

2 データソース

2-1 センサス

インドの人口調査報告の資料として最古のものは、インド最古の統一帝国マウリヤ朝時代（前 317 頃～前 183 頃（313B.C.-226B.C.））の行政手引書といわれる「アルタシャストラ（Arthashastra）」とされている。その後定期的には、1630 年代～1670 年代までマドラス州一部（1672 年はボンベイをも含む）の人口推計値、1780 年代～1830 年代には州政府の報告書や東インド会社の報告書であるなど非常に断片的ではあるが、ベンガルやビハールなどの人口実測値ないし推計値、更には 1840 年代以降ウツタル・プラデッシュ（旧称：North Western Province）やベンガルが定期的なセンサスを発表している。

しかしほぼインド全域を対象とし、かつ現在まで続けられている現代的な規則性を持った人口統計書は、英領期であった 1871 年³以降 10 年ごとに行われているセンサスである。1881 年当時は 68 巻に分けて発行されたが独立直後の 1951 年センサスから発行巻数が 495 と飛躍的に増えた。特に 1971 年はセンサス開始 100 年記念で、それまでのセンサスの歴史をひもとき、センサスデータを要約した特集号が非常に多く出ている。1961 年はそういった準備のためか 1961 年の分だけでも発行巻数は実に 1000 を超える。

本稿で利用したセンサスは 1881 年以降であるが、2001 年までの実施日⁴は以下の通りである。

1881 年 2 月 17 日
1891 年 2 月 26 日
1901 年 3 月 1 日
1911 年 3 月 10 日
1921 年 3 月 18 日
1931 年 2 月 26 日
1941 年 3 月 1 日
1951 年 3 月 1 日
1961 年 3 月 1 日
1971 年 4 月 1 日
1981 年 3 月 1 日
1991 年 3 月 1 日
2001 年 3 月 1 日

³ 当初はパンジャブが 1868 年、ベンガルが 1872 年であるなど州により若干のタイムラグがあった。

⁴ それ以前のセンサス実施日については、パンジャブが 1868 年 1 月 10 日、マドラスは 1871 年 11 月 14 日となっている。

インド全体における実際のセンサス実施には多くの困難がともなう。人種や言語、生活様式などの多様性、回答者の識字率の低さ、人口のほとんどが農村地帯に居住しジャングルや山岳地帯に孤立して生活している人々の存在、こうした様々な要因がセンサスの円滑な実施を阻んでいる。

特に 1931 年 1 月には 1920 年頃から盛んになった英政府非協力運動の波に乗り、宗教的プロパガンダによって扇動されたセンサスボイコット運動が起こった。これはガンジーが意図するところではなかったが、最終的に 2 月末のセンサス実施日には Gujarat の一部の市・地域を例外とすれば影響はあまり大きくなかった (1931 Census, Vol.I Pt.I, p.ix)。

独立前のセンサスは夜間に調査が行われたことが多かったが、調査員が車で移動中虎に襲われる事件もあった。1921 年センサスでは、センサス実施決行日の決定に 3 つの条件を設定した。①前回センサス実施日に近いこと②19:00～深夜月が出ていること③祭りや集会日を避けることである。祭りを避けることは非常に困難であったがインドほぼ全土で暑過ぎず寒過ぎず満月の次の日 (1921 年 3 月 18 日) に設定できたという。

こういった多々の困難を排し解決するには多くの犠牲が払われたことを物語るのが、各センサス第一巻の導入部に書かれているセンサス実施関係者の健康を損なったエピソードである。1911 年センサスではボンベイのセンサス高等担当官が戸別調査終了後病に倒れた。1921 年センサスでは集計が終了し、報告書作成段階で病に倒れその後急逝した。1931 年マドラスのセンサス高等担当官は 1941 年センサスでインドセンサス実行委員長を務め、動態統計局長を兼任しながら 1951 年センサスでもセンサス実行委員長をしていたが、センサス個票の印刷が上がりそれぞれの州センサス高等担当官が決定した 1949 年末病床に伏し、1950 年 8 月死去した。1941 年センサス実施では 4 人の州センサス高等担当官が病院送りに、先述の実行委員長自らが病気になり 11 ヶ月職務を離れていた。

けれども、これらのエピソードはインドのセンサスが利用に値しないほど不正確だということの意味しない。独立前インドの人口研究で頻りに引用されるキングスレイ・デイヴィスは、これらの問題点に触れながらもセンサスをインドの最適な人口資料と評し (Davis 1951, p.4)、センサス開始前は英国議会報告書や植民地統計摘要まで引用し (p.25)、開始後は主にセンサスを利用して脱漏率を計算し人口推計を行っている⁵ (p.27)。本書は人口推計に留まらず、死亡率、出生率、人口増加率、人口移動、社会構造と社会変動などを柱としたテーマに沿って、歴史的背景、地理、都市化、カースト、農業経済、工業化、教育、婚姻、食糧と栄養、宗教、そして人口政策など、多岐に渡って最初に体系立てて研究・分析された集大成であり、その後のインド研究の礎となった。

国連 (ESCAP) は、インドセンサスについて詳細なセンサス脱漏率の計算を行っている (UN 1982, pp.397-406) が、その対象は独立前についてはセンサスが行われなかった英国植民外地域の人口推計、そして 1951 年センサス以降のみとなっている。

2-2 動態統計

一方、出生・死亡などの動態統計については、1969年に初めてインド全国の動態に関する法律（The Registration of Births and Deaths Act 1969, No. 18 of 1969）が制定された。五章から成り、一章では法律名称や各動態事象（出生、死産、流産、死亡など）の定義がなされている。二章は登録組織の構成に関して担当官や担当局の規定や責務等が述べられている。三章は報告者の義務や届出の遅延、修正・取消などについて明記されている。ここでは主として世帯主が口頭か文面で届出を通知することとされているが、口頭の場合は自筆の署名ないし拇印を押すことが定められている。また、刑務所での出産・死亡は看守が、公共の場で放置された新生児や死体が見つかった場合は村長や担当官・警察官が登録の責任を負うこととされている。四章は提出された票を保管しその年の集計および統計結果の報告をすることなど、記録と統計の管理を定めている。そして五章はその他、国外での出生の届出を帰国後60日以内とすることや、各種罰則規定（最大50ルピー）、中央政府の認可を受けて各州政府が関連した条例の制定を認めること、報告書の出版、登録漏れ調査に助成金を支給することなど、法の効力範囲について定めている。

インド全土で統一された中央政府による法の制定はこれが初めてであったが、州単位では19世紀後半から様々な条例によって動態事象報告の義務付けが行われており、中には罰金規定を伴ったものがあつたことも、動態報告書に罰金徴収額・件数が掲載されていることから判明している。このように、動態登録の開始年やデータの質については州により様々である。

公衆衛生的見地から死亡登録の方が出生や婚姻の登録よりも早期から始められた。最初期は、疫病・疾病コントロールのための衛生環境整備を目的とし、駐屯軍隊保健統計、囚人保健統計を含めたものであつた。出生は1866年から登録を導入したCentral Provinces of Berarを筆頭に、Punjab, UP, Bengal (1873), Bihar, Orissaの順に動態登録システムが導入されている。各州で、動態登録についての法制定および改正、罰金制度、登録漏れの調査奨励制度の導入など、登録データの質的改善を図る試みが行われたが、州によってその取り組みは様々であつた。例えば本研究の対象地域となつたパンジャープとマドラス（タミルナドゥ）の動態登録に関する条例制定の流れを以下に示す（Census of India 1971, Civil Registration System in India - A Perspective', pp.106-111）。

パンジャープ

1. The Punjab District Boards Act, 1883 (Sub-section 2 (L) of Section 20).
2. The Punjab Municipal Act, 1911 Sections 188(c) and 199 (1)

⁵ この中でデイヴィスは紀元前300年から1941年に至る期間の人口推計を行っている。

3. The Punjab Small Town Act 1921 (Sub-Section X of Section 35) (Sub-section 2 of Section 36)
4. The Punjab Police Rules, 1934
5. Cantonment Code (Secs. 221-225 of Chapter XV)
6. Section 551 to 558 of the Punjab Medical Manual

タミルナドゥ

1. The Madras Registration of Births and Deaths Act, 1899 (Act III of 1899)
2. The Madras City Municipal Act, 1919 IV of 1919
3. The Madras District Municipalities Act, 1920 (Act, V 1920)
4. The Government of India (Adaptation of Indian Laws) Order 1937
5. The Madras Registration of Births and Deaths (Amendment) Act, 1939 (Madras Act I of 1939)
6. The Madras Registration of Births and Deaths (Amendment) Act, 1942 (Madras Act II of 1942)
7. The Madras Registration of Births and Deaths (Amendment) Madras Act (XIX of 1945)
8. The Madras Re-enacting and Repealing (No. I) Act, 1948 (Madras Act VII of 1948)
9. The Madras Re-enacting and Repealing (No. II) Act, 1948 (Madras Act VIII of 1948)
10. The Madras Registration of Births and Deaths (Amendment Act, 1949)(Madras Act XXXVII of 1949)
11. The Adaptation of Laws Order, 1950
12. The Travancore-Cochin Registration of Births and Deaths Act, 1953 (Act V of 1953)
13. The Madras Panchayat Act, 1958

こうした改正などにより、法律の実効性ないし即効性には疑問が残るものの、届出の率も向上していったと考えられ、ある程度の精確さが望めるものと判断された。しかし本稿で人口動態推計を行うにあたり、実際にデータの検討をしたところ、データの質が良いと言われているマドラスにおいても、残念ながら 1891 年までデータの質の安定が観察されない。

報告書は毎年表題年の次の年に発刊され、パンジャープが 1867 年、マドラスが 1864 年から存在する。掲載されている死亡統計データの最早期のものは、パンジャープで 1866 年(粗死亡率, p.149) マドラスで 1858 年(欧州軍死亡率, p.4)、出生はパンジャープが 1870

年、マドラスが1868年となっている。しかし当初は全体の死亡報告件数が記述されているのみであったり、地域別・男女別・年齢別のデータが揃わないなど、より精密な推計値を算出するにあたっては数々の問題があり、当面の対象期間はマドラス、パンジャブ両州各県で出生・死亡とも1891年以降とした。

3 対象地域の決定とデータの質

3-1 州の選定

どの州について推計を行うかを決めるにあたってわれわれが留意したのは、物理的に動態データが存在すること、データの連続性があり動態の動きが長期に渡って掴める事、先行研究との比較が可能であること、データの質が良いこと、そして対照的に位置していること、である。

英国によるインド統治は、インド総督による直轄地の直接統治と藩王国と呼ばれる自治権を持った地域の間接統治とが混在していた。センサスや動態登録など、データの連続性の確保は精緻な推計に不可欠である。だが藩王国・王国などの地域は領主の協力が得られなかったり等により左右されるため、データの質が安定しないことが予測され、極力除くことにした。州境変化が長期に渡って小さいことも時系列的な分析には大事な条件であるが、最も適合的なマイソールについて最終的に採用しなかったのも、そこがほぼ全域に渡って藩王国であり一貫して連続した動態統計が得難いと判断したためである。

植民地期においてデータフォームがある程度安定した動態統計が入手可能な州は、1897年時点で Bengal, Assam, North-West Frontier Provinces and Oudh, Punjab, Central Provinces, Berar, Madras, Bombay, Coorg の 9 州である。

既に述べた通り先ず南部に着目した。独立前後のデータの連続性を睨み、独立後の動態統計をみると、1960年代に公表された州ごとの登録漏れ調査の結果が掲載されている。その中でマドラスは出生の登録漏れが 13.5%、死亡の登録漏れが 13.6%と非常に良好であり、パンジャブはそれぞれ 8.8%、11.4%と郡を抜いてデータの質が良好であった。この計算は、各州で登録データとサンプル調査データのマッチングを行った後、各動態率の差を百分率で示したものである。

表 3-1 インド動態統計の州レベル脱漏率 (%)

データソース	全インド		パンジャブ		マドラス	
	出生	死亡	出生	死亡	出生	死亡
独立前後 : Vital Statistics of India 1961, p.42 (XLII), Table 21(A) *1	28.1	31.3	9.1	4.1	9.6*	13.7
独立後 : Vital Statistics of India, 1966, Statement 3, p.viii	47.5	41.5	8.8	11.4	13.5	13.6

*1 登録漏れのデータ対象期間は 1941-50 年

Arup Maharatna (1996, pp.18)は主に 19 世紀、20 世紀の飢饉や死亡危機の分析を行っているが、それによるとマドラスの動態システムは比較的良い。また Chris Langford (1993)

は特に北部では女性がデータから漏れているため公表されている女性の平均余命は過小であると主張し、また、インド南部⁶では 20 世紀初期、人口と出生性比のバランスがとれていることを根拠に、女性の寿命の方が男性より高かったのではないかと述べている(1993 p.272-4)。

マドラスに関しては後ほど多少触れるが、実際南インドでは比較的乾燥地帯でのマラリアや湿潤地帯での寄生虫感染症が断然少ないという(see Chandlar 1929, 1955)。一方でパンジャブは比較的乾燥した土地柄で麦を生産し、似たような社会構造を呈する小さな村の集落からなる。人口の大半を小作農民が占め、小作民や職人、使用人はセピダーリと呼ばれる領主と長期契約関係を結び、それぞれのサービスを提供することにより収穫物を分配される権利を持つ (J.A. Osona, 1996)。一般に、北の Punjab の方では女性が遺産相続の権利を持たずダウリー (婚資) の負担が大きいため女性の地位が大変低く、これが死亡の性比や乳児死亡、性比の歪みを引き起こす原因になっていると見られている。先行研究には既に Punjab 州 Ludhiana 県の事例があり、インド北部の州選定として隣のウッタル・プラデッシュ州 (植民地期は North-West Frontier Province と呼ばれた) を検討したが、データの質に関して確信を得る材料に乏しかったため対象から外した。

以上のことから対象となる州としては南部のマドラス、そして北部のパンジャブが選択された。

3-2 州内県の選択とデータ質の検討

3-2-1 旧マドラス州内県の選択

インドの多様性は州間の差異にとどまらず、同じ州内にあっても各県で動態データの質にばらつきが見られる。マドラスは州境変化があり県レベルでの取捨選択が必要となる。県の選択については、データの地理的なカヴァレッジが高いこととデータの質が良いこと (特に人口性比の歪みが小さいこと) の二つを条件とした。マドラスにおいては、1897 年から 1900 年まで県の医療衛生官が市区町村を対象として動態登録実態調査を行い、結果が公衆衛生年刊報告書に掲載されているので、これを用いて対象とする県の選択を行った。

⁶ この場合、南インドとは現代の Andhra Pradesh, Karnataka, Kerala, Lakshadweep, Pondicherry and Tamil Nadu を指している。

表 3-2 マドラスにおける動態登録のカヴァレッジ

県	1897	1898	1899	1900	平均
Anatapur	84.6%	100.0%	75.0%	100.0%	89.9%
Bellary	4.8%	100.0%	64.3%	87.5%	64.1%
Chingleput	0.0%	50.0%	28.1%	0.0%	19.5%
Coimbatore	100.0%	71.4%	62.5%	40.9%	68.7%
Cuddapah	28.6%	73.3%	68.8%	52.6%	55.8%
Ganjam	41.5%	97.3%	100.0%	86.7%	81.4%
Godavari	34.9%	31.8%	68.4%	54.5%	47.4%
Kistna	26.9%	59.3%	42.9%	46.2%	43.8%
Kurnool	36.2%	34.7%	26.7%	22.2%	29.9%
Madura	2.8%	56.1%	80.5%	71.7%	52.8%
Malabar	100.0%	100.0%	100.0%	0.0%	75.0%
Nellore	80.0%	66.7%	68.2%	45.5%	65.1%
Nilgiris	100.0%	100.0%	100.0%	0.0%	75.0%
North Arcot	95.2%	52.2%	60.0%	100.0%	76.9%
Salem	82.1%	80.8%	100.0%	82.1%	86.2%
South Arcot	80.0%	36.4%	75.0%	76.5%	67.0%
South Canara	33.3%	0.0%	0.0%	100.0%	33.3%
Tanjore	78.4%	30.8%	27.6%	20.0%	39.2%
Tinnevelly	100.0%	80.8%	100.0%	100.0%	95.2%
Trichinopoly	0.0%	100.0%	52.4%	45.8%	49.6%
Vizagapatam	0.0%	100.0%	0.0%	0.0%	25.0%

資料：Annual Report of the Sanitary Commission, 1897, pp.72 Appendix B: Statement showing the Number of Towns and Villages inspected by the District Medical and Sanitary Officers during the year 1897; 1898 pp.74; 1899; 1900 pp.62 より計算・作成。

インドでは独立時を含め、州の再編・改称などが何度か行われている。Mukherjee (1976, p.13) によれば旧マドラス州は独立時言語民族を基準にして再編され、具体的にはテルグ語圏のアンドラプラデッシュ州（旧マドラス州 13 県と旧ハイデラバッド州 8 県）と、タミル語圏のタミルナドゥ州（旧マドラス州 12 県と新設の 1 県）に分かれた。さらに詳細に市町村レベルで 1901 年センサスの英領期マドラス州を 1971 年センサスと地理的に比較すると、ケララやオリッサ、マイソールなどに併合された市町村もあったことがわかる。

人口推計にとって、人口移動は常に頭痛の種である。インドのセンサスでは人口移動のデータは実際には出生地データであり、前回のセンサスから移動した人口を把握することは極めて困難である。また、推計は各年で行うが、センサスは10年毎であり、その都度移動した人口を推計に反映させることはほぼ不可能である。実は動態統計には各年の人口が地域別年齢別に掲載されており、センサス実施年以外についても多少の増減が認められる。だが県によってそのデータの更新を行う地域とそうでない地域がある。人口データの更新を行う地域であっても、基本的に前年の出生数を加え死亡者数を減じるという方法で求められているが、人口移動と登録漏れに起因するずれが累積し、次のセンサス実施年で実際に数え上げられたセンサス人口に大幅に増加して合わせるなど、動態統計に掲載された人口データの質にはばらつきが著しい。

人口移動は飢饉や産業などの影響を考慮すれば何時の時代も皆無であるとするわけにはいかない。Shekhar Mukherji (1996)によれば、マドラスは古くから栄え、現代においては人口移動流入のターゲットとして第4のブラックホール⁷と称されるほどで、流入人口の多くはアンドラプラデッシュとケララから、流出人口の傾向としてはカルナターカやボンベイへと流れる。従って、移動に関しては、人口移動の激しい地域を対象から外すか、隣接地域を選択することで、移動の影響を小さくして対処せざるを得ないと考えた。

マドラス州にはテルグ語とタミル語を話す民族が大多数を占めるが、海を隔てて位置するスリランカにも同じ言語を話すタミル民族が多い。従ってインド-スリランカ間の移動を規制する移民法成立以後においても移動の影響が危惧されるため、海際や大都市を含む県は、たとえカヴァリッジが高くともなるべく除外した。職を求めての人口移動は一般に男性が大半を占める。つまり人口流入地では人口性比が高くなり、流出地では低くなる傾向がある。例えばマドラス県やニルギリ県は男性が多く、内陸部に位置するガンジャム県やタンジール県では女性が多い。その中でもニルギリは、面積も人口規模も小さく、動態データ特に年齢別データが極めて正確ではあるが、他の地域に比して人口の性比が20%高い(男性が多い)。特に1879年、1883年、1892年、1932年は男性が非常に多くなっているが、これは茶のプランテーションがあるために多くの男性労働者が流入してきた結果であると考えられ、除外することにした。

最終的には、カヴァリッジが60%以上である県から人口性比の歪みが著しく人口移動が多いと考えられる県を除き、Anatapur, Bellary, Coimbatore, Salem, North Arcot, South Arcot および Tirunelveli の7県が選択された。偶然にもすべて現在のタミルナドゥ州に含まれる県であった。

⁷1981年のデータでは移動人口が多い順から 1: ボンベイ 2: カルカッタ 3: デリー 4: マドラスとなっている。

3-2-2 インド・パンジャープ州内県の選択

さて、一方北部のパンジャープであるが、こちらは非常に厳しい選択を迫られることとなる。パンジャープには藩王国・皇王国などの英領下ではない自治区が多く点在し、県境の変化も非常に多い。1868年から現代まで各年代の地図と重ねながら、センサスのデータを用いて県・地域の面積の変化を分析したところ、19世紀と1947年独立直後の地域変遷が多く、センサスに掲載されている地図上では大幅な県境変化が認められないにも関わらず県の面積が3倍もの増加を見せるケースさえある⁸。特に1947年に起こったパキスタンの建国・独立は、パンジャープ州を地理的・政治的に分割したのみならず、人口の移動には凄まじいものがあった。対象地域においては1931年、1941年ともイスラム教徒が人口の50%超を占めていたが、1951年ではわずか2%になっている。詳細をここでは論じないが、グルガオン県を例外として⁹現インド・パンジャープ州から現パキスタン・パンジャープ州へ大部分のイスラム教徒が流出し、逆にほぼ同規模のヒンドゥーとシーク教徒が流入したのである。しかしデータの検討においてこの時点で救いであったのは、1920年から1941年にかけては地図上・面積上共に地域境界変化が極めて少ないことであり、少なくともこの期間のデータの安定は見込まれるものと考えられた。

また、次の項にて詳細を述べるが、パンジャープ州の動態データの質はマドラスに比して非常に低いと言わざるを得ない。そこで一旦、旧パンジャープ州英領インドの県すべて（現ハリヤナ州5県、現ヒマチャルプラデッシュ州2県、現パンジャープ州6県¹⁰）においてそれぞれ県別推計をすることとし、各年の地域情報を整理しながら現在の州区分に遵ってデータの統合を行い、再推計したのち検討することとした。

3-3 動態統計データの質検討

出生データと死亡データの質にもそれぞればらつきがあり、検討を行った。

出生に関しては、子供の性選択や性別データ登録の歪みがない状態では出生性比¹¹が1.05

⁸ 例えば1931年のアムリツァアの面積は1593m²であったが1991年には5083m²になっている。これは測量技術の向上の他に、測量可能地域ないし測量報告地域の増加が考えられる。

⁹ グルガオン県では、1931年、1941年時点でムスリムは約33%であったが、1951年では約17%。このとき、インド・パンジャープ州内殆どの他県では1%未満となっている。

¹⁰ 内訳は Haryana: Hissar, Rohtak, Gurgaon, Karnal, Ambala

Himachal Pradesh: Simla, Kangra

Punjab: Hoshiarpur, Jullundur, Ludhiana, Ferozepore, Amritsar, Gurdaspur

¹¹ 男児の出生数/女児の出生数で算出され、1.05もしくは100をかけて105と表記される。場合によっては分子と分母が逆転して算出されることもある。

(1.03~1.06 の範囲) 辺りで落ち着くことが知られている。したがって、出生性比がこの範囲に収まるのであれば、その出生データにはある程度の質的安定が見込まれる。

マドラスについては実際に見てみると、1.05 周辺を安定して上下していることが確認できた(1868-1948 年変動係数:0.008836)。しかしパンジャブは 1.10 周辺を上下する地域が多かった(1885-1946 年変動係数:0.0181)。これはパンジャブでは出生の登録は男児の方がより多く届け出られていることを意味する。つまり女児の出生の場合わざわざ登録所まで赴いて届け出る価値がないと見做されたり、死産であった場合は届け出なかったり¹²といったような、人為的、つまり女児の出生に対し何等かの意図された無視をする状況があることを示唆する。

出生率の推計では、出生児の性別とは無関係に算出される。従って、寧ろ母親のデータにおける正確さが求められるのだが、婚姻年齢および生殖年齢にある女性は他の年齢層に比して捕捉される傾向にあるので推計結果への影響は小さい。だが、パンジャブの場合は男児の出生データの補足を 100 とすれば約 5%の女児の出生データが欠落していることとなり、全出生数の約 2.2%が脱漏していると考えられる。

死亡においては、グロスバランス推計法を用い、データの脱漏率の算出を行った。手法についての詳細は附録 A にて後述するが、これは人口が安定しているという一定の条件下においてのみ適用される死亡推計手法であり脱漏分を補足して推計される。

マドラスは適用条件を満たし、1891 年~1947 年の間、平均登録率は男性が 66.4%、女性が 74.1%、特に死亡データの安定する 1904 年~1945 年は男性 72.3%、女性 80.2%と、非常に良好な結果が得られた。

他方、パンジャブは適用不可能であり、試算しても 3.6%~230%となってしまう。これはパンジャブでは人口が安定していないことを示す証左であり、頻繁な人口移動を強く示唆する。グロスバランス推計手法によるデータの検定が不可能であるので、パンジャブにおいては平均寿命に対する影響が大きい一歳人口のデータの検討を行った。

センサスの実施日は毎回 3 月 1 日かそれに近い日付で行われているが、例えば 1921 年は 2 週間以上のずれがある。そこでセンサスに記された 1 歳人口を 3 月 1 日に固定して推計し、センサス間は閏年の日数も加味して補間推計を行った¹³。一方動態統計も 3 月 1 日に

¹² 死産を届け出ないのは、男児の場合でも予測されることではあるが、親による子供の性選択が存在する社会においては女児の場合はその傾向がより顕著であると考えられる。

¹³ まずセンサス間期間を年数変換し算出する。例えば 1891 年のセンサスは 1891 年 2 月 26 日に行われ、1901 年のセンサスは 1901 年 3 月 1 日に実施された。つまり、この二つのセンサス間は 10 年と 3 日である。これを調整するために、2 センサス間の一日当りの人口増加率を計算し、1891 年 2 月 26 日から 3 日後の 3 月 1 日現在人口を推計する作業が必要となってくる。具体的には、1891 年の実施日は、年初から 31+26 で 57 日経過している。これを 365 日から引いて残り 309 日間。1901 年はセンサス実施日を含めて 60 日。センサス間、閏年が 2 回で 309+60+2=371 日。これに 9 年間で 10+ (6/365) 年間となる。このセンサス期間中の人口増加率を算出し、センサス実施日 1891 年 2 月 26 日から 3 日後の 1891 年 3 月 1 日現在人口を推計するのである。

固定し x 年の 1 歳人口を推計した。具体的には x-2 年 3 月 1 日以降 x-1 年 3 月 1 日より前の出生に、x 年 3 月 1 日時点までに 1 歳の誕生日を生存して迎えることの出来る確率（生命表関数：生存確率 ${}_1p_0$ ）を掛け合わせ、理論上 1 歳人口とした¹⁴。このようにそれぞれ推計されたセンサスの 1 歳人口と動態 1 歳人口との比率を取り、1 との差の絶対値を百分率で表し乖離度として分析した。この手法では、県別にデータの質の良し悪しが一望できることと、データの質が良い時期（年）が特定できる利点がある。一方で、データの乖離の原因は特定できない弱点もある。しかし県別の各人口データの質を把握することは推計をする上でも非常に重要だと思われる。

表 3-3 パンジャープ 1 歳児人口におけるセンサスと動態統計の乖離度（％）

男女			男児			女児		
順位	県名	乖離度	順位	県名	乖離度	順位	県名	乖離度
1	シムラ	▼0.2	1	カングラ	5.4	1	カングラ	▼3.6
2	カングラ	1.0	2	シムラ	8.2	2	シムラ	▼9.5
3	フェロズプル	16.2	3	フェロズプル	18.8	3	フェロズプル	13.3
4	アンバラ	17.1	4	アンバラ	20.5	4	アンバラ	13.4
5	アムリツァー	19.7	5	アムリツァー	21.6	5	アムリツァー	17.5
6	ホシアルプル	21.9	6	ホシアルプル	23.9	6	カーナル	19.4
7	ジャランダール	22.0	7	ジャランダール	24.0	7	ホシアルプル	19.6
8	カーナル	22.2	8	カーナル	24.6	8	ヒッサール	19.6
9	ヒッサール	22.6	9	ルディアーナ	25.2	9	ジャランダール	19.8
10	ルディアーナ	23.6	10	ヒッサール	25.4	10	ルディアーナ	21.8
11	グルダスプル	24.5	11	グルダスプル	25.5	11	ロータク	22.8
12	ロータク	25.4	12	ロータク	27.7	12	グルダスプル	23.4
13	グルガオン	32.1	13	グルガオン	35.1	13	グルガオン	28.9
14	デリー	35.3	14	デリー	37.1	14	デリー	33.9
		21.9			24.2			19.4

注：乖離度の算出は、各々の統計から得られる一歳人口から 3 月 1 日時点での推計を行い、その比率から 1 を引き百分率で表したもの。パンジャープ全体では、動態統計から算出された 1 歳人口の方がセンサス 1 歳人口よりも約 22% 大きい。但し、カングラの女児、シムラの男女・女児の乖離度はマイナスつまりセンサス人口の方が大きい。緑がヒマチャルプラデッシュ、水色がハリヤナ、白抜きがパンジャープである。使用データは 1891～1947 年まで。但し Delhi は 1891 年～1912 年。

¹⁴ 動態理論上 1 歳人口 $I_x = \{ [出生数 N_{(x-2)} \times 生存確率 {}_1p_0(x-2) \times (305/365)] \times 生存確率 {}_1p_0(x-1) + [出生数 N_{(x-1)} \times 生存確率 {}_1p_0(x-1) \times (60/365)] \} \times 生存確率 {}_1p_0(x)$
 生存確率とは生命表関数の一つで、生存して 1 歳の誕生日を迎える確率である。この算出のための変数は出生数と乳児死亡数である。それぞれ該当県該当年の生存確率を適用した。

これらの分析の結果、1903年以降1928年頃まではほぼ動態1歳人口がセンサス1歳人口よりも男児で24.2%、女児で19.4%大きいということが分かった。この乖離度を県別に見ると、人口規模も面積も非常に小さいシムラと山間部に位置する広大な県カングラが群を抜いて小さく、デリーがほぼ35%もの値を示している。しかしながら同時にシムラは人口規模そのものが極端に小さいため、各年では非常に揺れが激しい。

年代別にみると、県別には1908年までは乖離度が県によってバラバラであるが、シムラとデリーを除けばほぼ一様に似かよった動きをしており、乖離度は比較的大きいが、1910年代中ごろから安定して徐々に改善していることが見てとれる。1920年代中ごろから1931年センサス年にかけては乖離が極めて小さく、この時期は特にデータの質が非常に良いと言える。

以上の結果を踏まえ、シムラ・カングラを含む現ヒマチャルプラデッシュ州は、データの質は良いものの地理的条件や民族文化圏の上で他の地域と様相を異にするため、パンジャブの動態動向を代表しないと判断し、除外することにした。

最終結果として、マドラス州はアナタプール、ベラリー、コインバトール、セーラム、北アルコット、南アルコット、ティルネルベリの7県、パンジャブ州は現インド・パンジャブ州のグルダスプール、ジャランダー、アマリツター、ホシアルプール、フェロスプルの5県と現ハリヤナ州のアンバラ、カーナル、ロータクの3県を合わせて8県を、それぞれ州の代表として選択した。

4 推計手法

4-1 推計モデルおよび必要データの整備

本研究の目的の一つである人口・出生・死亡の推計に必要な基本的なデータは、県別・男女別・年齢別の各変数である。センサスからは、県別（市町村別）・男女別・年齢別・宗教別・婚姻別などの人口が得られる。全期間を通してみると年齢区分が一定せず、1921年センサス以前の最終年齢区分は60歳以上となっている。しかし県別には年齢区分が大きくとも州全体の年齢別人口のデータは男女別に1歳階級や5歳階級の形態で得られるので、年齢構造に従って配分し、最終年齢区分は60歳に統一した。センサス間の人口は男女別・県別・年齢区分（5歳階級）別に、センサス間の人口増加率に従って補間推計を行い、年齢不詳人口は年齢構造に従って各年齢階級に等配分した。一方動態統計からは県別・男女別の出生数と県別・男女別・年齢別の死亡数のデータが得られる。ただし、20歳以上の死亡数の年齢階級は10歳毎になっているので、各年齢階級の人口構造に従って配分し、5歳階級別死亡数を求めた。

推計対象となる指標は、出生率は合計出生率、死亡率は乳児死亡率とx歳時平均余命とした。普通出生率・普通死亡率は年齢構造の影響を受けてしまうので、動向を研究するにあたっては不適當であるためである。推計手法として、出生率（合計出生率：TFR）はゴンベルツ推計法（Brass Relational Gompertz Fertility Model）の出生配分標準スタンダードを利用、死亡率（平均余命：ex）はロジット生命表推計法（Brass Logit Life-Table System）およびグロースバランス推計法（Growth Balance Method）を採用した。これら推計手法の詳細は附録Aに譲る。また、マドラスは単年であるが、動態統計とは独立したデータ（1928年妊産婦死亡調査）から出生順位累進比率（Parity Progressive Ratio）などを算出し、出生率レベルの確認を行った（附録C）。

出生率推計において必要となるデータは、生殖年齢にある年齢別女性人口と母親の年齢別出生数である。残念ながら植民地期においては母親の年齢別出生数がなく、子供の性別出生数のみである。そこで、総出生数を標準スタンダードの比率に沿うとの仮定のもと配分し、母親の年齢別出生数および年齢別出生率を推定し、合計出生率の推計を行った。

死亡率推計に必要な人口学的系列は、センサスから得られる年齢別人口と動態統計から得られる年齢別死亡数である。ここから県別・男女別に年齢別死亡率 M_x を計算し、これより転換式 ${}_nq_x = 2 * n * {}_n m_x / (2 + n * {}_n m_x)$ によってx歳死亡確率（生存してx歳の誕生日を迎えることの出来る確率） q_x を導き¹⁵、生命表を作成した。

¹⁵ 証明： $q_x = D/N$ 、 $m_x = D/P$ （Nが年頭人口、Pが年央人口、Dが年間死亡数）とし、死亡は年間均等に起こると仮定すると、 $N = P + (1/2)D$ という関係が成り立つ。両辺にDを被せて、 $D/N = D$

4-2 スタンダードの選択・作成

さて、マドラスもパンジャブも、それぞれロジット推計法によってスタンダードを選択し死亡推計を行ったが、スタンダードの選択が非常に重要となる。本研究では一般的に使われているモデル生命表による推計の他、地域の死亡パターンを代表するオリジナルのスタンダードを作成し、推計値の精度を高めた。

まず、コール&デメニーモデル生命表の死亡スケジュールの採用を検討した。これは、大きくノース、サウス、イースト、ウェストの4ファミリーがあり、それぞれレベル24まで設定されていて、レベルの数値が大きくなるほど死亡の水準は低くなる¹⁶。マドラスは男女ともウェストのパターンが最も良くフィットし、男性はレベル10、女性はレベル9となった。パンジャブはノースにも僅かに近いパターンが認識されるが、やはり男女ともウェストのパターンが最も適合的で、男性はレベル7、女性はレベル6である。しかし適切なスタンダードとは、対象となる人口の年齢パターンを最も良く再現するものであり、幸いマドラス、パンジャブにおいては死亡の年齢パターンの情報が得られるので、観察される死亡経験から標準死亡パターンとなるスタンダードを作成することにした。

具体的には先ず、動態統計から得られる各死亡データの安定する時期を確認し、生データから生命表を作成の上算出された生命表関数をロジット変換し、データ安定期間の平均値をスタンダードとした。

／(P + 0.5nD) とすると、すなわち $q_x = D / (P + 0.5D)$ となる。分子と分母をPで割ってやると、 $q_x = (D/P) / ((P/P) + 0.5n(D/P)) = m_x / (1 + 0.5m_x)$ となる。生命表関数で一般化すると、 ${}_nq_x = {}_nd_x / l_x$ 、 ${}_nm_x = {}_nd_x / {}_nL_x$ であることより、 ${}_nq_x = ({}_nd_x / l_x) * ({}_nL_x / {}_nL_x) = ({}_nd_x / {}_nL_x) / (l_x / {}_nL_x) = {}_nm_x / (l_x / {}_nL_x) = {}_nm_x * {}_nL_x / l_x$ ①とする。ここで、 ${}_nL_x = (n/2) * (l_x + l_{x+n})$ を l_x について解いて、 $l_x = ({}_nL_x / n) + ((1/2) * {}_nd_x)$ ② 従って①と②より、 ${}_nq_x = {}_nm_x * {}_nL_x / ({}_nL_x / n) + ((1/2) * {}_nd_x)$ さらに、分子と分母に $2n / {}_nL_x$ をかけ、これを整理して ${}_nq_x = 2 * n * {}_nm_x / (2 + n * {}_nm_x)$

¹⁶ イーストモデル：主に19世紀のオーストリア、ドイツ、第二次世界大戦後のドイツ連邦共和国、北部・中部イタリア、チェコスロバキア、ポーランドなど31セットの死亡データを用いて作成されたもの。死亡率はU字型を示し、乳児期および50歳以上の年齢層で比較的高い死亡経験である。原データの出生時平均余命は1878年バイエルン王国の36.6から1958年チェコスロバキアの72.3までの範囲に及ぶ。

ノースモデル：1941-1950年アイスランド、1856-1880、1946-1955年のノルウェー、1851-1890年のスウェーデンからの、9セットの死亡データを用いて作成されたもの。死亡率は比較的低い乳児死亡率と高めの幼児死亡率、そして50歳以上の死亡率は穏やかな推移に特徴づけられる。10~40歳の死亡率が高く、結核による死亡が著しく観察されるケースに適切だとされる。1851-1860年スウェーデン44.4歳、1951-1955年ノルウェー74.7歳。

サウスモデル：1876-1957年のスペイン、ポルトガル、イタリア、イタリア南部およびシシリー地方から22セットの死亡データを用いて作成された。5歳未満での高い死亡率、40-60歳での低い死亡率、そして65歳以上での高い死亡パターンを示す。1900年スペインの35.7歳、1954-1957年イタリア南部の68.8歳。

ウェストモデル：西欧諸国176セット、アフリカ・アジア16セットの死亡データから作成された、最も一般的な死亡パターンを示す。1921年台湾38.6、1959年スウェーデン75.2。

$$STD(l_x^s) = \frac{\sum_{k=t}^{t+a} \text{Logit}(l_x^k)}{a+1} = \frac{\sum_{k=t}^{t+a} \left[0.5 \ln \frac{(1-l_x^k)}{l_x^k} \right]}{a+1}$$

但し、 t は対象期間初年、 $t+a$ は対象期間最終年、 l_x^k は k 年における年齢 x 歳の静止人口上の生存人数である。このとき l_x^k は l_0 を1.0とした率に変換して扱う。

マドラスは死亡危機が少なくデータが全般的に安定しており、1904～1945年（42年間分）と1924～39年（16年間分）の二通りのスタンダードを作成した。スタンダード作成の対象地域は対象県7地域にデータの質が高いニルギリを含む8県である。一方パンジャープは、県境変化および動態と静態のデータ乖離が小さく動態動向も比較的安定した1921～1937年（16年間分）の死亡経験をスタンダードとした。スタンダード作成の対象地域は対象県現ハリヤナ州5県、現パンジャープ州6県を合わせ旧パンジャープ州の11県である。

表 4-1 作成スタンダード

l_x	マドラス				パンジャープ	
対象県	Anatapur, Bellary, Coimbatore, Salem, North Arcot, South Arcot, Nilgiris, Tlnelveli				Ambala, Karnal, Rohtak, Gurgaon, Hissar, Gurdaspur, Jullundar, Amritsar, Hoshiarpur, Ferozepore, Ludhiana	
標準作成対象期間	1924-39		1904-45		1921-37	
x	男性	女性	男性	女性	男性	女性
0	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1	0.8273	0.8273	0.8188	0.8188	0.8138	0.8225
5	0.7263	0.7317	0.7161	0.7209	0.6808	0.6955
10	0.6977	0.7040	0.6839	0.6899	0.6439	0.6558
15	0.6831	0.6892	0.6641	0.6699	0.6139	0.6200
20	0.6579	0.6553	0.6355	0.6317	0.5780	0.5753
25	0.6329	0.6239	0.6067	0.5975	0.5492	0.5402
30	0.6089	0.5942	0.5792	0.5652	0.5217	0.5071
35	0.5787	0.5636	0.5467	0.5330	0.4896	0.4690
40	0.5499	0.5348	0.5160	0.5026	0.4594	0.4338
45	0.5094	0.5011	0.4742	0.4681	0.4142	0.3877
50	0.4719	0.4696	0.4358	0.4361	0.3735	0.3465
55	0.4159	0.4201	0.3807	0.3876	0.3188	0.2908
60+	0.3666	0.3759	0.3325	0.3445	0.2721	0.2442

5 推計結果

この節では、我々が推計を行ったインド北部のパンジャブ、南部のマドラスの他、ダイソン（1989）による中部のベラールを合わせて出生率・死亡率の推計結果の地域比較を行う。

5-1 出生率

先ず全体をみると圧倒的にパンジャブで合計出生率が高く（平均値：6.3）、次いでベラール（平均値：5.3）、そしてマドラス（平均値：4.1）の順となっている。趨勢としては、ベラールは1923年をピークとして減少傾向にある一方で、パンジャブもマドラスも、非常に緩やかながら上昇傾向にあることが確認された。両者の伸び率に大きな差はないが、マドラスの方が微かに出生率の伸びが大きい。ただし、1940年代になってもパンジャブの高出生率、マドラスの低出生率という特徴に変化はない。

表 5-1 合計出生率（TFR）：10年平均値

	1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-1940	1941-1950
パンジャブ	5.85	5.90	6.84	6.33	6.71*	6.07**
ベラール	4.78	5.64	5.72	5.79	5.18	4.75
マドラス	3.67	4.18	3.88	4.16	4.57	4.19

* 1931年から1939年までの9ヶ年平均値。

** 1941年から1946年までの6ヶ月平均値

パンジャブ州： グルダスプール、ジャランダール、アムリツァー、ホシアルプール、フェロスプル、アンバラ、カーナル、ロータク
 ベラール地方： アムラオーティ、アコーラ、ブルダーナ、イエトマル（値はダイソン、1989）
 マドラス州： アナタプール、ベラリー、コインバトール、セーラム、北アルコット、南アルコット、ティルネルベリ

パンジャブは1912年～1917年に6年間平均7.15と非常に高い出生率となる。しかし自然出生力¹⁷の人口では合計出生率の値はおおよそ5.0～10.0、最も一般的な数値が7.0であると言われ、不自然な数値ではない。逆に1901年、1909年、1919年、そして1943年に激しい落ち込みをみせる。いずれも大きな死亡危機が観察された次の年であり、出生率の動向が死亡の動向にラグタイムを置いて敏感に反応している。これは疫病によるパートナーとの離別・死別、もしくは疫病から逃れるため妊婦（および家族）の移動などが大きく影響するためであると考えられる。特に1901年の出生率は4.72と推計対象期間中最低

¹⁷ 出生を意図的に強くコントロールしない状況。北米に居住するハテライツの最も高い合計出生率12.4（1921-30年）は有名。

の数値を記録する。これは 1900 年、深刻な飢饉の影響によりコレラ、マラリア、肺炎、赤痢が蔓延したことに起因する。飢餓状態や疾病罹患状態では性衝動（リビドー）が落ちるため出生の近接要因の一つとされる性交頻度も小さくなる。また、飢饉時には母体の栄養状態が悪化すると、妊娠の継続が困難になることや、現代における摂食障害のケースにみられるように飢饉性一时无月経が起き出産可能性（fecundity 妊孕力とも言う）および受胎可能性（fecundability）が落ちることが知られている（ボンガーツ, 1980、ル・ロイ・ラデュリー, 1975 他多数）。さらに、食料や生計機会を求めての一時的離村とその結果としての夫婦別居が、性交頻度を低めるという因果関係も無視できない。しかしながらいずれも出生の下落から 1~2 年のうちに回復し、飢饉・疾病流行の影響を受ける以前のレベルの高出生率をみせる。

一方マドラスは、1892 年の出生率が 3.19 と非常に低いが、次第に上昇し 1908 年には 4.75 と対象期間中最高値となる。そしてスペイン風邪流行の 1918 年から出生率が落ち、1919 年に最低値 3.15 を記録したのち緩やかに回復し、ようやく 1923 年になってインフルエンザ流行前のレベルまで達する。そしてまた引き続いてゆっくりと上昇するのである。マドラスの出生はパンジャブのケースと異なり、動向そのものや飢饉や疾病などによる死亡危機の影響が非常に穏やかであるのが特徴的である。

マドラスの出生率最高値はパンジャブの最低値よりも低く、変動幅はパンジャブ 2.54、ベラール 2.93、マドラス 1.59 と、一見マドラスよりもパンジャブの方で変動が大きいに思える。しかしながら、実際の変動係数を計算してみると、パンジャブ 0.088、ベラール 0.140、マドラス 0.100 となり、パンジャブは出生率の平均値に対する変動が小さいことが分かる。パンジャブが死亡危機以外は高出生率を保つ傾向があるのに対し、マドラスは低出生率かつ動向が緩やかながら上昇過程にあることが窺える。

表 5-2 マドラス州・パンジャープ州地域別合計出生率 (TFR)

	1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-39	1941, 45-48
マドラス □	3.93	3.96	4.06	4.75	5.07	4.75
マドラス □	3.61	4.14	3.82	4.00	4.46	4.06
マドラス □	3.71	4.56	3.97	4.30	4.56	4.28
7 県	3.67	4.18	3.88	4.16	4.57	4.19
	1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-40	1941-46
ハリヤナ 1	5.64	5.54	6.85	6.08	6.50	5.86
ハリヤナ 2	5.61	5.46	6.86	6.02	6.53	5.80
ハリヤナ 3	5.54	5.33	6.79	5.86	6.48	5.76
パンジャープ 1	6.03	6.17	6.90	6.59	6.81	6.20
パンジャープ 2	6.01	6.20	6.88	6.58	6.83	6.22
パンジャープ Pro1	5.86	5.90	6.88	6.37	6.68	6.06
パンジャープ Pro2	5.87	5.90	6.88	6.37	6.71	6.05
パンジャープ Pro3	5.87	5.91	6.86	6.36	6.71	6.07
パンジャープ Pro4	5.85	5.90	6.84	6.33	6.71	6.07

マドラス I : アナタプール、ベラリー
 マドラス II : コインバトール、セーラム、北アーコット、南アーコット
 マドラス III : ティルネルベリ
 7 県 : 上記全県

ハリヤナ 1 : アンバラ、カーナル、ロータク、グルガオン、ヒッサール
 ハリヤナ 2 : アンバラ、カーナル、ロータク、グルガオン
 ハリヤナ 3 : アンバラ、カーナル、ロータク
 パンジャープ 1 : グルダスプール、ジャランダー、アムリツァー、ホシアルプール、フェロスブル、ルディアーナ
 パンジャープ 2 : グルダスプール、ジャランダー、アムリツァー、ホシアルプール、フェロスブル

州 1 : ハリヤナ 1、パンジャープ 1
 州 2 : ハリヤナ 2、パンジャープ 1
 州 3 : ハリヤナ 3、パンジャープ 1
 州 4 : ハリヤナ 3、パンジャープ 2

5-2 死亡率

3 地域を比較するとマドラスの平均余命が一番高く（男女平均値：33.4）、次いでベラール（男女平均値：27.8）、そしてパンジャープ（男女平均値：26.4）の順となっている。全体の動向を単回帰で検討してみると、3 地域すべてで死亡改善が見られたが、マドラスの改善率が低く、パンジャープでの死亡改善のペースが最も急速であった。

表 5-3 出生時平均余命 (e0) : 10 年平均値

		1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-1940	1941-1950
パンジャープ	M	25.9	19.2	24.4	28.2	33.8*	33.8**
	F	23.9	16.3	22.4	27.3	33.9*	34.1**
ベラール	M	23.8	26.4	24.0	28.5	29.0*	30.2
	F	25.0	27.6	26.2	30.7	30.2	31.2
マドラス	M	33.9	31.4	30.3	33.5	35.5	n.a.
	F	34.8	32.3	30.5	34.3	36.7*	n.a.

死亡の変動率は出生のケースと異なり、パンジャープの変動が最も大きく、変動係数はパンジャープ 0.265、ベラール 0.209、マドラス 0.097 となった。これはパンジャープの急速な死亡改善のペースとも整合的で、死亡水準が高い（平均余命が低い）ほど改善率も変動も高いことが分かる。

5-2-1 男女別死亡率

さらに時系列死亡率を男女別に詳しくみると、それぞれの地域で異なる様相を呈することが分かる。

男性の平均余命が高いパンジャープでは、19 世紀末、死亡率の悪化に伴って男女較差が広がりつつあるように見え、20 世紀初頭まで死亡危機の年は、女性の死亡率が男性と比べても高かった。しかし較差拡大は 1904 年をピークとして、死亡危機、特にインフルエンザの大流行後のベスト流行（1920 年）を契機に死亡率の改善と共に男女較差が劇的に狭まり、対象期間中初めて女性の平均余命が男性より高くなるのは、1932-33 年大凶作後の 1934 年である。その後公式に飢饉警報が発動された 1938 年でも女性の平均余命のほうが高い。1942 年、熱病流行による死亡危機があり、例年よりも妊産婦死亡が高くなるなど多くの女性が犠牲となったが、次の年は 1 歳以上の差で女性の平均余命が高くなっている。つまり、感染症による死亡が著しかった時期における死亡危機時の死亡率は女性のほうで高いが、その大きな死亡数の跳ね上がりを差し引いてもタイムラグをおいた死亡の改善率が非常に高い。総じて、死亡危機の深刻であった 1920 年までは圧倒的に女性の死亡率が高く、飢饉の死亡への影響が弱まり始めてから較差が解消されていったという、非常に特徴的な背景が読み取れる。

ベラールでは 1918 年以外は女性の平均余命が常に高いが、男女格差は死亡全体の変動とちょうど逆、死亡率の低い年ほど明確に死亡の男女較差が大きく、死亡率の高い年には較差が小さくなっているのである。つまり死亡危機の年には死亡の男女較差は小さく、平常時は男性の死亡率が高かったと言える。男女較差の動向としては、大きく変動しながらも

1913 年まで拡大する方向へ向かっていたが、1918 年のインフルエンザ流行を経て、特に 1928 年から較差縮小の傾向が見られる。

マドラスは 1915 年と 1918 年を除いては女性の平均余命の方が常に高い。やはり 1918 年インフルエンザ流行が転機となっているが、パンジャブやベラルールと違って死亡の男女較差は、死亡率がわずかに上昇するなか 1919 年まで縮小傾向にあったが、死亡率の改善に伴ってまた徐々に較差が開いてゆく。

5-2-2 年齢別死亡率

ここで年齢別の死亡率 ($ex : x$ 歳時平均余命) の動向を時系列にみてみよう。

パンジャブもマドラスも共通して言えることは、それぞれ単回帰直線の傾きを死亡の改善度として検討してみると、55 歳、60 歳以上の死亡は極めて微小ではあるが上昇していて、その他の年齢層においては死亡の改善が認められる。また改善しているとはいえ、45 歳以上の死亡率は対象全期間を通して極めて小さい。これは、45 歳以上の人口は死亡改善の過程で獲得された環境整備などのメリットをあまり享受していないことを示している。全期間を通して最も改善度が高いのは、男性は 1 歳、女性は 0 歳となった。そして高年齢になるほど改善度も落ちてゆくが、同時に変動も小さくなってゆき死亡危機へのセンシティブリティは小さい。特に最終年齢層 (60+) は 1918 年のインフルエンザ流行時以外は殆ど反応していない。変動係数は若年齢ほど大きく、年齢が上がるに従って小さくなるが、60 歳以上の変動は多少大きく 45 歳のそれに近い。全体として男性の方が変動は高い。

一般に出生時平均余命は 1 歳時平均余命より低い場合が多いが、パンジャブやマドラスでは 5 歳時平均余命が一番高く、全期間を通して出生時平均余命が 20 歳以下のどの年齢における平均余命よりも低く、若年齢期および青年期の死亡率の高さを物語っている。しかし死亡確率 (qx) で詳細を検討してみると、5 歳未満の死亡確率は非常に高いが 10 歳の死亡確率が最も低く 40 歳代、50 歳代と高くなっている。

表 5-4 年齢別男女別死亡率の比較

マドラス男性					マドラス女性				
x	回帰傾き	変動係数	平均 e_x	平均 q_x	x	回帰傾き	変動係数	平均 e_x	平均 q_x
0	0.1862	0.1758	34.3	0.1723	0	0.1819	0.1712	35.0	0.1688
1	0.1964	0.1304	41.0	0.1440	1	0.1698	0.1240	41.7	0.1290
5	0.1475	0.0853	46.2	0.0489	5	0.1267	0.0836	46.2	0.0440
10	0.1302	0.0787	43.9	0.0266	10	0.1128	0.0786	43.8	0.0246
15	0.1214	0.0809	39.8	0.0467	15	0.1056	0.0815	39.6	0.0580
20	0.1052	0.0761	36.3	0.0485	20	0.0875	0.0729	36.5	0.0568
25	0.0901	0.0718	32.7	0.0488	25	0.0718	0.0658	33.1	0.0569
30	0.0764	0.0685	28.9	0.0640	30	0.0574	0.0588	29.6	0.0614
35	0.0599	0.0606	25.3	0.0641	35	0.0434	0.0505	25.9	0.0613
40	0.0462	0.0547	21.4	0.0947	40	0.0317	0.0430	22.1	0.0752
45	0.0279	0.0386	17.9	0.0946	45	0.0194	0.0313	18.2	0.0750
50	0.0150	0.0260	13.9	0.1501	50	0.0106	0.0218	14.0	0.1248
55	-0.0015	0.0091	10.1	0.1491	55	-0.0008	0.0062	10.1	0.1241
60+	-0.0065	0.0361	5.4	1.0000	60+	-0.0041	0.0279	5.3	1.0000
平均	0.0853	0.0709	28.4	0.1537	平均	0.0724	0.0655	28.7	0.1471

パンジャープ男性					パンジャープ女性				
x	回帰傾き	変動係数	平均 e_x	平均 q_x	x	回帰傾き	変動係数	平均 e_x	平均 q_x
0	0.2519	0.2396	27.1	0.2213	0	0.3150	0.2931	25.7	0.2397
1	0.2628	0.2137	34.7	0.2060	1	0.2757	0.2433	33.5	0.2099
5	0.1949	0.1425	41.8	0.0722	5	0.2010	0.1666	40.0	0.0810
10	0.1726	0.1339	40.1	0.0622	10	0.1780	0.1584	38.3	0.0771
15	0.1516	0.1289	37.0	0.0776	15	0.1542	0.1519	35.5	0.0993
20	0.1251	0.1159	34.3	0.0662	20	0.1238	0.1338	33.2	0.0833
25	0.1055	0.1091	31.1	0.0658	25	0.1024	0.1245	30.2	0.0821
30	0.0877	0.1028	27.6	0.0800	30	0.0831	0.1154	27.0	0.0984
35	0.0680	0.0912	24.2	0.0792	35	0.0621	0.0993	23.9	0.0965
40	0.0523	0.0834	20.6	0.1231	40	0.0458	0.0874	20.5	0.1321
45	0.0297	0.0554	17.4	0.1213	45	0.0256	0.0581	17.4	0.1290
50	0.0146	0.0344	13.7	0.1747	50	0.0124	0.0362	13.7	0.1878
55	-0.0033	0.0185	10.1	0.1715	55	-0.0037	0.0235	10.2	0.1831
60+	-0.0081	0.0612	5.5	1.0000	60+	-0.0074	0.0706	5.6	1.0000
平均	0.1075	0.1093	26.1	0.1801	平均	0.1120	0.1259	25.3	0.1928

次に二つの地域における死亡率を比較して各々の特徴的な点であるが、切り口を男女別年齢別にするとその違いが鮮明になる。

各年齢時平均余命 (e_x) の全期間平均値から男女比をとってみると、女性の死亡超過は、パンジャープは0歳から50歳まで、マドラスは10歳、15歳、および55歳以上に観察される。これを死亡確率 (q_x) で検討してみると、パンジャープは全年齢、マドラスは15歳から25歳の生殖年齢前半で女性の死亡超過が起きている。

死亡の改善に関してパンジャブでは、乳児死亡の改善が男女で大きく離れていて、女児の死亡改善度（回帰の傾き）が高い。1歳でこの死亡の改善度は近づくが、15歳までは女性の方で高い。しかし20歳で逆転し、“改悪”を示した55歳では死亡改悪度が女性の方で高く、60歳以上で再度逆転し男性の死亡の悪化が見られる。とはいうものの、0歳以外はこの改善度が男女で極めて近い。他方マドラスは、男性の方で死亡改善度が高く、傾きが負であった55歳以上のみ言わば死亡の改悪度が大きくなる。パンジャブとは好対照で、乳児死亡の改善度水準は近く、1歳時平均余命の改善度が男児で上がるため、40歳まである程度の幅を持って推移する。

年齢別に見た平均余命の変動係数は、パンジャブでは既に述べたように女性の方が全ての年齢層で高く死亡危機への感度が高いが、この男女の死亡較差は40歳以降の年齢層で小さくなる。マドラスは逆に妊産婦死亡のリスクが高い15歳以外は男性の方で高く、また、25歳までの若年齢層の死亡危機への感度は男女で極めて近く殆ど差が見られない。さらに、マドラスにおける女性の変動係数は男性に比してより顕著に低下している。すなわち死亡危機への感度は、女性のほうがいっそう明瞭に低下したのである。

以上のことから、飢饉や疫病など死亡危機の死亡率へのインパクトはパンジャブにおいては特に性選択的かつ年齢選択的であり、マドラスとパンジャブでは異なる様相を示しているといえる。

表 5-5 マドラス州地域別死亡率（出生時平均余命 $e(0)$ 、乳児死亡率 IMR）

マドラス 男性		1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-39	1941, 45-48
e(0)	マドラス I	35.09	29.75	26.57	30.99	33.08	46.92
	マドラス II	32.55	32.93	31.48	35.34	37.54	48.72
	マドラス III	33.39	30.13	30.70	31.95	36.37	47.26
	7 県	34.3	31.4	30.3	33.5	35.5	47.7
IMR	マドラス I	172	192	204	185	176	74
	マドラス II	182	191	198	175	160	71
	マドラス III	176	196	210	193	161	83
	7 県	173	196	201	188	183	83
マドラス 女性		1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-49	1941, 45-48
e(0)	マドラス I	32.87	30.23	26.60	30.91	32.75	46.82
	マドラス II	34.46	31.99	30.93	34.72	37.25	48.79
	マドラス III	33.27	31.51	31.67	32.88	37.20	46.96
	7 県	34.8	32.3	30.5	34.3	36.7	47.9
IMR	マドラス I	141	171	188	164	158	66
	マドラス II	161	174	185	159	144	65
	マドラス III	174	178	192	174	141	72
	7 県	160	174	187	162	146	83

マドラス I : アナタプール、ベラリー
 マドラス II : コインバトール、セーラム、北アーコット、南アーコット
 マドラス III : ティルネルベリ
 7 県 : 上記全県

表 5-6 パンジャープ州地域別死亡率（出生時平均余命 e(0)、乳児死亡率 IMR）

パンジャープ 男性		1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-40	1941-46
e0	ハリヤナ 1	24.24	18.53	22.98	26.14	31.85	30.20
	ハリヤナ 2	24.16	17.95	22.06	25.34	31.62	30.46
	ハリヤナ 3	23.79	18.31	22.80	25.47	32.38	30.66
	パンジャープ 1	27.01	19.12	25.36	30.04	34.62	35.49
	パンジャープ 2	27.09	19.69	25.35	30.00	34.56	35.43
	パンジャープ Pro1	25.78	18.81	24.24	28.18	33.41	33.20
	パンジャープ Pro2	25.92	18.63	24.02	28.07	33.50	33.62
	パンジャープ Pro3	25.97	18.82	24.47	28.38	33.91	33.97
	パンジャープ Pro4	25.9	19.2	24.4	28.2	33.8	33.8
	IMR	ハリヤナ 1	237	259	218	192	163
ハリヤナ 2		240	263	224	198	166	177
ハリヤナ 3		251	269	226	203	166	181
パンジャープ 1		237	254	211	202	175	164
パンジャープ 2		236	251	210	201	175	165
パンジャープ Pro1		237	256	214	198	170	166
パンジャープ Pro2		238	257	216	201	172	168
パンジャープ Pro3		241	258	215	202	172	169
パンジャープ Pro4		240	256	215	202	172	170
パンジャープ女性		1891-1900	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-40	1941-46
e0	ハリヤナ 1	24.06	17.31	22.15	25.55	31.75	31.39
	ハリヤナ 2	23.91	16.62	21.12	24.79	31.77	31.55
	ハリヤナ 3	23.21	16.77	21.76	24.92	32.41	31.55
	パンジャープ 1	24.08	15.56	22.89	28.86	34.68	35.50
	パンジャープ 2	24.34	16.16	22.94	28.92	34.68	35.42
	パンジャープ Pro1	23.99	16.14	22.43	27.23	33.37	33.69
	パンジャープ Pro2	23.95	15.82	22.07	27.10	33.56	34.02
	パンジャープ Pro3	23.75	15.82	22.41	27.38	33.95	34.24
	パンジャープ Pro4	23.9	16.3	22.4	27.3	33.9	34.1
	IMR	ハリヤナ 1	236	254	211	184	150
ハリヤナ 2		241	263	219	191	153	165
ハリヤナ 3		256	271	221	196	153	169
パンジャープ 1		275	276	217	196	162	156
パンジャープ 2		272	270	214	195	161	157
パンジャープ Pro1		259	267	214	191	157	156
パンジャープ Pro2		263	271	218	194	159	158
パンジャープ Pro3		269	274	218	196	159	159
パンジャープ Pro4		266	270	216	195	158	160

ハリヤナ 1 :	アンバラ、カーナル、ロータク、グルガオン、ヒッサール
ハリヤナ 2 :	アンバラ、カーナル、ロータク、グルガオン
ハリヤナ 3 :	アンバラ、カーナル、ロータク
パンジャープ 1 :	グルダスプール、ジャランダー、アムリツァー、ホシアルプール、 フェロズプル、ルディアーナ
パンジャープ 2 :	グルダスプール、ジャランダー、アムリツァー、ホシアルプール、 フェロズプル
州 1 :	ハリヤナ 1、パンジャープ 1
州 2 :	ハリヤナ 2、パンジャープ 1
州 3 :	ハリヤナ 3、パンジャープ 1
州 4 :	ハリヤナ 3、パンジャープ 2

参考文献

1. Census of India 1871, 1881, 1901, 1911, 1921, 1931, 1941, 1951, 1971
2. Annual Administration Report of the Sanitary Commission for Madras, 1876-1920
3. Annual Reports of the Director of Public Health, Madras, 1921-1948
4. Sanitary Administration Report of the Punjab for 1867-1936
5. Annual Report on the Sanitary Administration of the Punjab for 1937-1946
6. Vital Statistics of India, 1961, 1966
7. Census of India 1971, *Bibliography of Census Publications in India*, Census Centenary Publication No. 5, Office of the Registrar General, India Ministry of Home Affairs, New Delhi, 1972
8. Census of India 1971, *Civil Registration System in India - A Perspective*, Census Centenary Monograph No. 4, Vital Statistics Division, Office of the Registrar General, India Ministry of Home Affairs, New Delhi, 1972
9. David Arnold (1993) "Social Crisis and Epidemics Disease in the Famines of Nineteenth-century India", *Social History of Medicine*, 6 (3), pp.383-404
10. John Bongaarts (1980) "Does Malnutrition affect Fecundity ? A Summary of evidence", *Science*, 208, pp.564-569
11. William Brass (1983) "Estimation of Adult Mortality from Information on the distribution of deaths by age", *Manual X, Indirect Techniques for Demographic Estimation*, United Nations, pp.139-146
12. Kingsley Davis (1951) *The Population of India and Pakistan*, Princeton University Press, New Jersey
13. Tim Dyson and Monica DasGupta (2001) "Demographic Trends in Ludhiana District, Punjab, 1881-1981: An Exploration of Vital Registration Data in Colonial India", In *Asian Population History*, Oxford: International Studies in Demography, edited by Ts'ui-jung Liu et.al., p.79-104, Oxford University Press
14. Tim Dyson (1989) "The Historical Demography of Berar 1881-1980", *India's historical demography – Studies in Famine, Disease and Society* -, pp.150-196, Curzon Press, London
15. Griffith Feeney and Jingyuan Yu (1987) "Period Parity Progression Measures of Fertility in China" *Population Studies* 41, pp.77-102
16. Deborah Guz (1989) "Population Dynamics of Famine in Nineteenth Century Punjab, 1896-7 and 1899-1900", in *India's Historical Demography*, edited by Tim Dyson, p197-221, Curzon Press, London

17. Christopher Langford and Pamela Storey (1993) "Sex Differentials in Mortality Early in the Twentieth Century: Sri Lanka and India Compared", *Population and Development Review*, 19 (2), p.263-282
18. Ts'ui-jung Liu, et.al. edit (2001) *Asian Population History*, Oxford: International Studies in Demography, Oxford University Press
19. Emmanuel Le Roy Ladurie (1975) "Famine Amenorrhoea (Seventeenth – Eighteenth Centuries)", *Biology of Man in History, edited by Robert Forster and Orest Ranum*, pp.163-178, The Johns Hopkins University Press, Baltimore
20. Arup Maharatna (1996) *The Demography of Famine - An Indian Historical Perspective*, Oxford University Press, Delhi
21. Sudhansu Bhusan Mukherjee (1976) *The age distribution of the India Population*, East-West Centre, East-West Population Institute, Honolulu
22. Shekhar Mukherji (Nov. 1996) "Urbanization, Poverty and Environmental Degradation in India", presented at Ministry of Health and Labour of Japan
23. José Antonio Ortega Osona (1996) "The Attenuation of Mortality Fluctuations in British Punjab and Bengal, 1870-1947", In *Asian Population History*, Oxford: International Studies in Demography, edited by Ts'ui-jung Liu et.al., p.306-349, Oxford University Press
24. United Nations (1982) *Population of India*, Country Monograph Series No.10, Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, New York
25. 斎藤修(2002)「飢饉と死亡と人口変動」, 柳澤悠編『開発と環境』講座南アジア4, 東京大学出版会

推計手法

高濱 美保子

死亡率の指標には様々なものがあるが、最も精緻な指標の一つが平均余命である。粗出生率・粗死亡率（CBR、CDR）は、最も単純かつ分かりやすい指標であるが、人口の年齢構造の影響を強く受けてしまうので出生や死亡レベルの比較研究には不適當である。

平均余命は静止人口のフレームワークの中での仮想コホートの死亡経験を表す生命表を作成し算出するが、単純には生存曲線を x 歳以上で積分し x 歳人口で割ることで求められる。従って、生存曲線（または死亡曲線）の推定が鍵となる。生命表作成の際、年齢別死亡率推計に最も頻繁に用いられる手法の一つとしてロジットモデルが挙げられる。二つのパラメータによって規定されるこのモデルは、現在の世界保健機関（WHO）が公表する生命表推定にも利用されている。Dyson によるベラールを対象とした先行研究ではこの手法が用いられているが、これは経験的に得られた年齢別死亡率パターンをスタンダードとし、観察対象となる人口の死亡スケジュールに当てはめることによって推計する。スタンダードとしては多くの国の死亡経験を集約して作成されたコール&デメニーのモデル生命表と国連のモデル生命表がよく知られており、通常、死亡推計をする際には対象人口の死亡パターンと死亡レベルを認識し、それに応じてスタンダード選択をする。ダイソンによるベラール推計では、コール&デメニーのウェストモデルレベル5を採用していた。

さて、この一般化された経験値（スタンダード）と観察値に対してそれぞれ変換式

$$\text{Logit}(l_x) = 0.5 \ln \frac{(1-l_x)}{l_x}$$

によって対数変換すると、両者の関係はほぼ線形、すなわち

$$\text{Logit}(l_{obs.}) = \alpha + \beta \times \log_e(l_{std.})$$

という関係が見出される。パラメータ α と β の推定には最小二乗法かグループ平均法が用いられるが、本研究では下のデータエラーを極力反映させないようにするためグループ平均法から連立方程式を導き、これを解いて推定した。 α は水準の高さ、 β は年齢パターンを表す。つまり例えば $\alpha > 0$ 、 $\beta < 1$ であれば死亡水準が高く死亡曲線のカーブが急速ということになる。

マドラスにおいては、グロースバランス死亡推計法による算出も行った。この推計法を採用する意義は、①動態統計の死亡登録の精確さが同時に推計される点と、②モデル生命表を使わない事によりすべての変数が内生的に派生する点の 2 点である。従って仮定される部分が大変重要になってくるが、この推計法には、人口が安定もしくはほぼ安定してい

る（年齢構造 percentage age distribution が概して一定）、との前提が仮定されている。つまり具体的には、もし人口の年齢構造が安定しかつ人口が r 率で増加していれば、それは 15 歳以上の人口も 20 歳以上の人口も 25 歳以上の人口も r 率で増加していることを意味する。

単一人口構造と死亡構造からは、

- x 歳以上累積人口が“人口”
- x 歳以上累積人口において年間 x 歳になる人数が“出生”
- x 歳以上累積死亡数が“死亡”

とし、そこから x 歳以上死亡率 D_x と x 歳以上出生率 B_x が計算される。

(→モデル図 1 参照)

一般に、増加率は出生率と死亡率の差によって求められる。従って $r = B_x - D_x$ (または $B_x = r + D_x$) が成り立つ。ゆえに、

$$\frac{N_y}{P_y} = r + \frac{D_y}{P_y} \quad \text{—————} \quad (1)$$

但し、 N_y は出生、 P_y は人口、 D_y は死亡、 $\frac{N_y}{P_y}$ が出生率、 $\frac{D_y}{P_y}$ が死亡率である。この出生率、死亡率を出生率対死亡率でグラフにプロットするとデータが精確であれば切片 r 傾き 1 の直線になることが期待される。

しかしデータが精確でない場合、ここで、もし D_y を真の死亡数だとすると、

$$D_y = \frac{1}{c} * D_y' \quad \text{—————} \quad (2)$$

となる。 c は動態登録の精確度を示し、 $\frac{1}{c}$ は死亡登録漏れの割合を示す。

(1)、(2) より

$$\frac{N_y}{P_y} = r + \left(\frac{D_y'}{P_y}\right) = r + f\left(\frac{D_y'}{P_y}\right) \quad \text{但し、} f = \frac{1}{c}$$

が成り立つ。

実際の適用においては以下の点が重要である。

観察された値を用いて出生率対死亡率をプロットすれば (1) 式から線形になることが期待される。逆に、観察値を用いて線形にならない場合 (異常値が観察される場合)、死亡統計における年齢の届出に偏りがあり、脱漏率 (真の値と観察値との格差) が年齢グループ間で一様でないことが考えられる。例えば、人口の年齢過大報告よりも死亡の年齢過大報

告が著しいときプロットされたポイントは(1)式の直線より右に逸れてしまう。これはそれぞれの年齢区間で、出生率よりも死亡率が急速に増加した事になる。この時直線の傾きは小さくなり、そのまま精確度と修正係数 correction factor を算出すると、死亡登録の精確度は過剰推計されてしまうのである。

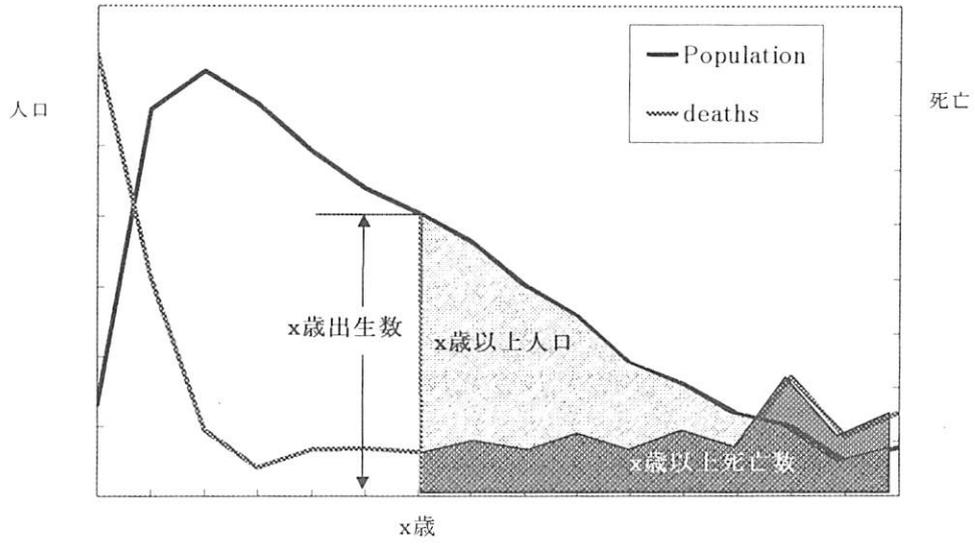
こういった線形から大きく外れる場合、(1)式が成立しないため、このテクニックを適用することはできない。これによってマドラス・パンジャープへの手法適用可能性を判断したが、マドラスは可能でパンジャープは不可能であった。したがって、前述したように観察された値自体からテクニックの適用可能性を検討でき、また、整合性を検討できるものとなっている。

本研究においては以上の適用可能性等を検討した上で修正係数および精確度の計算は15歳～55歳の人口と死亡統計から推計されている。

尚、実際の推計値算出は以下の手順でなされる。まず、各年次で得られる修正係数は年齢別の算出は出来ず、単一であり、0歳(乳児死亡)以外の年齢別死亡率に一様に適用した。例えば、1891年におけるマドラス全体の1～4歳男性の死亡率は、報告値からの計算では35.9%となるが、これにこの年の修正係数2.159を乗ずることにより、77.5%を修正値として得る、等々である。

ロジットモデルとグロースバランス推計法による推計値の差異であるが、ロジットによる推計値は、本質的にはモデル生命表において観察された死亡年齢構造をフィットさせることで得られる。推計値と生データから算出された値とはあまり大きな差がなかったことを考えれば、生データの死亡年齢構造はある程度信頼がおけると言える。一方、グロースバランス推計法では、推計値は死亡データの脱漏を修正係数で修正して得る。これは、この方法による推計値が、ロジットでも確認されている死亡構造の信頼性を維持しつつ脱漏を考慮したものとなっている、ということの意味する。しかしながら、移動が多い場合、脱漏と移動を区別しないため、脱漏率に誤差が生じる可能性がある。二つの手法による実際の推計値を比較すると、グロースバランス推計法では死亡データの脱漏を修正しているため死亡率がやや高く推計されるが、州レベル・県レベルの比較や時系列動向などにおける結論は変わらない結果が得られた。

Growth Balance Method モデル図1



飢饉と疾病

高濱 美保子

動態統計報告書には断片的ながら、県毎の飢饉情報や観測所毎の気象情報、穀物価格や食糧事情、死亡要因別死亡数の県別月別統計、灌漑インフラ整備工事進行情報なども掲載されている。現代インドでも多くの罹患者を出しているマラリアは、植民地期の死亡要因別統計では大きな割合を占める“熱病”でひとくくりにされている時期もあり、厳密に言えばインフルエンザ、チフス熱、カラ・アザール、ジフテリア、麻疹、黄熱病などとの区別が難しい。しかし 1918 年を除いて熱病に分類されている死亡の多くがマラリアによるものと考えられている。

1. マドラスの疾病と飢饉

マドラスには飢饉や疾病の流行が非常に少なく、飢饉は 1876-78 に起こったとの記録があり、大きな死亡危機としては 1877 年と世界的インフルエンザ流行が起こった 1918 年に非常に大きな死亡上昇が確認される。この飢饉により 1877 年には熱病（マラリア）やコレラ、赤痢などで 150 万人を超える命が奪われ、1918 年のインフルエンザ流行にはそれを上回る 170 万人以上の方が死亡した。死亡要因別の統計は、1866 年以降公表されているが、当初の主な死亡の分類項目はコレラ、痘瘡（天然痘）、熱病、その他となっており、熱病とその他の 2 項目による死亡数が圧倒的に大きく、1920 年にペストによる死亡数約 14 万 6 千人で上昇している他は非常に少ない。コレラの流行は、飢饉とされる年か次の年の死亡率に強く反映されており、1896 年 11 月に飢饉警告が出されている。コレラは 14 万の死亡数を超える流行が 1866、1877、1897、1906、1908 年に観察される。

主な死亡要因とその統計開始年は、下痢・赤痢が 1871 年、ペストが 1901 年、呼吸器・気管疾患が 1902 年、結核 1936 年、腸チフスは 1944 年に開始されている。この他、自殺や動物による死亡（虎や蛇に噛まれる等）などが分類されている。

2. パンジャブの疾病と飢饉

パンジャブでは飢饉が非常に多く、特にヒッサール地方で頻発している。主要作物は、冬は耕地に水を引く麦で、夏はあまり水を要しない家畜飼料や豆類を作っているが、モンスーンの到着時期の影響を受けやすい。飢饉によって感染症疾患への感受性が高まり高い死亡率が引き起こされるため、コレラや熱病など疾病の流行も非常に多い。但しペストの

流行は、媒介する齧歯類（ネズミ）の多さと人口密度と相関し、かえって収穫が豊富であったときにより深刻化する。

県によって地理的条件が異なり疾病流行傾向に差異が出るので、死亡・出生率の動向と重ねながら年刊動態登録報告書に掲載されている疾病・飢饉報告を調べた。パンジャープでは、収穫サイクルは10月から9月で、モンスーンと収穫期はそれぞれ2回ある。収穫は、モンスーンに強く影響される（7月～9月の夏モンスーン）。ラビ Rabi は3月～4月春、カーリフ Kharif は10月秋の収穫作物である。コレラの流行が1867年5月、1869年8月、1872年8月、1875年9月、1876年9月、1880年5月、1881年に起こり、特に1881年は9月をピークに死亡者を多く出した。熱病（マラリア）の流行は1869年、1876年、1878年、1879年10月に起こった。1877-78年にはヒッサール県で飢饉が起こったが、近隣県から穀物を買付けることによって凌ぎ、この年の穀物価格はあまり上昇していない。1885年は穀物価格が上昇し、デリー、グルガオン、ロータク、カーナルで5月の水痘、10月の熱病（マラリア）流行により死亡率が上昇した。この年の死亡率が高いのは冬で、特にヒンドゥー、次にムスリムの間で高かったと記録されている。また、1896-97年には夏季モンスーン到着の遅れと8月の早魃によりパンジャープ全体で大飢饉が起こり、秋の収穫（Kharif）春の収穫（Ravi）はそれぞれ通年の30%、46%であった。特にヒッサール地方（ヒッサール、ロータク、シルサ県）このため、1897年ヒッサールの乳児死亡率は高くなっている。1898年前半の収穫は良好であったが、後半が凶作となり、1899-1900年に再度大飢饉に見舞われている。1899年は収穫量が通年の25%と春から食糧不足が深刻化し、Kharifの収穫は通年のたった9%まで落ち込んだ。そして1900年、Ravi 収穫は通年の13%で、コレラと熱病、および栄養失調に起因する赤痢が蔓延した。この年の熱病にはマラリアの他に肺炎や麻疹が多く、飢饉時の死亡率は女性のほうで高いと記録されている。

1908年は熱病が流行し、このため1909年の出生率は非常に低く落ち込んだ。しかしこの頃から次第に死亡変動への影響の弱まりが見られる。1911年、秋にマラリアが流行し、1912-13年の出生率が上昇した。特に1913年は1900年来の高い出生率が記録され、シムラ県を除きすべての県で出生率が死亡率を大きく上回っている。この出生率は1878年、1899年よりは低いものの、粗出生率の記録を更新したが、1915年はベストのため下落した。

1918年のインフルエンザ流行は1919年いっぱいまで影響を残し、特にパンジャープ州南東で打撃が大きかった。1921年には再び飢饉が起こり、ヒッサール県とロータク県で食物価格の高騰が観察され、現インド英領下パンジャープの中ではカングラ県でコレラとマラリアが流行した。

1923年は現パキスタン・パンジャープでマラリア、ベスト、熱病が、フェロズプルで熱病が流行した。特にベスト流行がパンジャープ全体において顕著で、このため次の年は妊産婦死亡率が高くなった。この疫病の死亡への影響は長引き、1925年は比較的平穏化しつつあったが、カーナル県でマラリアとベストが多かった。1926年には3月終わりまでには20万人以上が仕事に復帰するなどの様子が報告されているが、シムラ県を含むアンバラ地

方では次の年までペスト流行の影響が残っている。1927年は秋のマラリアの猛威が弱まったことから南東地域以外では出生率が上昇し、次の年、非常に低い死亡率と高い出生率が観察される。

1929年は、規模の大きな洪水の後深刻なマラリア流行があり、アンバラ地方で飢饉が起こった。このため10月をピークに死産が急増した。

1931年は2月にセンサスが行われ、センサス人口が過少と報告されている。

1932-33年は大飢饉が起こり、比較的小さなマラリアの流行が観察され、特にアムリツァー県で深刻であった。

そして1938年12月に大凶作が起こり、食糧不足となった。この年には特に出生13,458件の届出の脱漏が記録されている。1939年2月に栄養調査が行われ、食料は充足しているがビタミンAとCの欠乏しているとの報告がされた。そして、1940年、再びヒッサール地方で飢饉が報告されている。だが、この頃の飢饉は死亡に直接大きなインパクトを与える規模ではない。1941年～1946年については報告書の記載事項が統計のみになっているが、1942年には10月をピークにマラリアをはじめとする熱病が流行りカーナルやヒッサール、ロータク、アンバラなど各地で猛威を振った。この年は、特に疫病の影響を受けた地域で妊産婦死亡も例年より高く、また、マラリアの影響が比較的小さい県でも他の死亡要因の項目で死亡率が高くなっている。例えばジャランダールやアムリツァーでの呼吸器系疾病、ホシアルプールでの赤痢による死亡が例年より多い。

マドラスではマラリアやコレラなどの疾病による死亡が記録されているが、死亡のレベルは他の地域に比して低く、概して穏やかであったことが分かる。また、県別の死亡変動も非常に地域格差が小さい。パンジャープではモンスーンに依拠した農業経済により飢饉の頻発が著しく、また地域間格差も激しい。特に県によってその状況は異なるが、概して現インド・パンジャープ州よりもハリヤナ州の方で死亡率が高い。しかしながら、死亡への影響が強い時代は19世紀ないし20世紀初頭でほぼ終わり、その後の飢饉はむしろ出生や死産率、妊産婦死亡率などに密接に反映されていることが言える。

1928 年妊産婦死亡サーベイの検討と PPR 推計

高濱 美保子

マドラスでは 1927 年 10 月～1928 年 9 月までのマドラス、マデューラ、トリキラパリー、コインバトールの 4 県において母子保健政策のパイロット調査として妊産婦死亡調査が行われた。4 県の公衆衛生局の保健官との協議のうえ、動態にその報告が掲載されている。この調査は妊産婦と認定された女性を追跡し、出生、死産、未出産各々について妊産婦死亡の実態を調査したものである。

これに出生数と死産数が母親の年齢別 (-15、15-19、20-24、25-29、30-34、35-) および出生順位別の出生数と調査対象女性のデータがあった。サンプルである調査対象人口は約 183,000 人で、1931 年センサスの該当地域全人口の 2.77%、調査出生数は 1928 年該当地域全出生数の 3.11%であり、ほぼ約 3%で一致しているとみなして差し支えないものと思われる。

PPR (Parity Progressive Ratio) ベースの出生率は、計算やデータの性質の違いにも関わらず、合計出生率にきわめて近似した数値が出るのが知られている。ここで出産順位累進比率 (PPR) 算出に際した仮定は、年齢別出生率において年齢区分の不足は、最終年齢区分の出生率がその後の年齢層においても全く同じと仮定した。人口には、Census of India 1931 Vol. XIV Pt. I Report p.127 より 1931 年マドラス市の各年齢別男女別人口の構造 (性比、年齢構造) を調査対象となった 183,000 人にあてはめ、生殖年齢の女性人口を推計し適用した。また、統計上最終パリティ (報告値では第 6 子以上) とされている出生の平均パリティは 8 と仮定している。

この手法で算出された PPR 推計値は、4.296 となった。この調査が行われた調査地域 4 県の出生率を計算すると、1928 年の合計出生率推計値が 4.00 だが、この時期この地域では出生率上昇の傾向があり、調査年 1928 年を挟んだ 5 年間 1926 年～1930 年の出生率の平均が 4.10 と非常に近い値が得られた。従って、推計された出生レベルにもある程度の信頼性が確保できたものと判断できる。

マドラスの出生に関しては対象期間中、全体として穏やかではあるが TFR 上昇の傾向が認められるので、確認のため平均出産年齢 μ の算出も行った。この計算には純再生産率 (娘が母親の年齢まで生存し同じく出産行動をとる確率) が必要になるので、生命表を利用するため、死亡推計によって結果が異なる。マドラス州 1891～1947 年の平均出産年齢は、生データからでは 20.8 歳、ロジット推計死亡率適用で 21.0、グロースバランス死亡率適用で

21.6 歳となった。傾向としてはおしなべて平滑な動向であるが、僅かに平均出産年齢の若年化が観察された（単回帰直線の傾きは、生が-0.0049、ロジットが-1.0079、グロスバランスが-0.0197 となった）。また、インフルエンザ流行による死亡危機を経験した 1918 年、いずれも平均出産年齢の急激な上昇が見られ、生データで 22.2 歳、ロジットで 23.2 歳、グロスバランスで 23.1 歳という結果となった。この年は、純再生産率（NRR）¹⁸が唯一 1.0 を下回り、潜在的な人口増加率（真の増加率：intrinsic rate of growth）もマイナスを経験している。

¹⁸ これは女性一人あたりの、母親の年齢まで生存して置き換わる娘の平均人数を意味する。