

人口問題研究

第 187 号

昭和 63 年 7 月刊行

調査研究

- 結婚と出産の動向—第 9 次出産力調査（夫婦調査）の結果から—……………阿中大金 藤野谷子 誠子… 1～ 28
 多地域人口成長モデルにおけるパラメータ推定問題について……………稲葉 英憲 寿… 29～ 45

研究ノート

- 特定死因を除いた場合の死亡確率計算に関する考察……………大場 保… 46～ 51
 世帯の複雑さに関する測度……………鈴木 透… 52～ 56

資料

- 結婚の生命表：昭和50年，55年，60年……………金子田 武房 治美… 57～ 66

書評・紹介

- John Bongaarts, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.),
Family Demography, Methods and Its Applications (渡邊吉利) …………… 67
 Jian Song, Chi-Hsien Tuan and Jing-Yuan Yu, *Population
 Control in China: Theory and Applications* (稲葉 寿) …………… 68

統計

- 世界各国の合計特殊出生率の推移：最新資料…………… 69～ 81
 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料…………… 82～ 93

雑報

- 人事の異動—定例研究報告会の開催—資料の刊行—昭和63年度実地調査の施行—日本人口学会第40回大会—「上海市高齢化社会調査」への参加・協力—国連1988年推計による世界および主要国の将来人口…………… 94～100

厚生省人口問題研究所

調 査 研 究

結婚と出産の動向

— 第9次出産力調査（夫婦調査）の結果から —

阿藤 誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一

はじめに

厚生省人口問題研究所は昭和62年6月、第9次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）を実施した。この調査は政府承認統計のひとつであり、戦前（昭和15年）の第1回、戦争による混乱期をはさんで昭和27年の第2回以後5年毎に実施されてきた出産に関する全国調査である。

わが国の出生率は昭和40年代の末から低下を続け、昭和61年現在普通出生率は11.4‰と人口動態統計史上最低を記録しており、合計特殊出生率は1.72と人口置き換え水準を大きく下回っている。普通出生率の低下には人口学的には三つの理由がある。第1は年齢構造の変化により結婚・出産適齢期の人口が減少したこと、第2は結婚・出産適齢期層の未婚率が上昇していること、第3は有配偶者の出生率低下である。このうち第1の理由は個々人の人口行動の変化とは別の問題であり、ここでは問わない。問題となるのは未婚率の上昇、それにともなう晩婚化が何故起っているかということと、有配偶者の出生率がどの程度変化しているのか、変化の理由は何かということである。

この2つの問題に答えるべく、前回の第8次出産力調査（昭和57年）から夫婦調査に加えて独身者調査を実施し、さらに夫婦調査票に夫婦の結婚に関連した調査項目を含めるようにした。今回の調査もこれを踏襲して、夫婦調査と独身者調査を同時に実施しているが、ここで報告するのは夫婦調査の結果に限られる。独身者調査の結果については別の機会に報告する予定である。

本稿の内容は大きく四つの部分に分けられ、Iで調査実施の概要についてふれた後、IIで夫婦の結婚の状況、IIIで結婚直後における親との居住形態と妻の就業状態、IVで出生力と出産意識、Vで避妊と中絶について論じている。個々のテーマについてのより詳細な分析は後日に譲り、ここでは主としてクロス集計分析に基づく調査結果を示すにとどめる。

I 調査実施の概要

第9次出産力調査（夫婦調査）は全国の50歳未満の有配偶女子を対象とする無作為抽出標本調査であり、以下に述べる要領で実施された。

(1) 調査の時期

昭和62年6月4日現在の事実について調査された。

(2) 調査対象者

次に述べる方法で抽出された全国の年齢50歳未満の有配偶女子を母集団とする10,297人の妻を調査客体とする。

(3) 標本の抽出

本調査では、厚生省大臣官房統計情報部が実施した昭和62年度における「国民生活基礎調査」の940ヶ所の調査区（この調査区自体は昭和60年国勢調査のために設定された約74万個の調査区の中から系統抽出法によって抽出されたものである）から系統抽出法によって400ヶ所の調査区を抽出した。調査客体は抽出された調査区に居住する世帯に属するすべての年齢50歳未満の有配偶女子である。すなわち、本調査における調査客体は国勢調査区を抽出単位とするクラスターサンプリング¹⁾によって抽出されたのである。

(4) 調査方法

これまで厚生省人口問題研究所が実施してきた出産力調査と同様に配票自計・密封回収方式によった。

(5) 調査の手順

調査対象の調査区が抽出されたのち、厚生省大臣官房統計情報部、都道府県、政令指定都市、各保健所の協力を得て調査員の選任、指導、説明などの調査準備を行った。昭和62年6月4日の調査実施日に先だって調査員は受持ち調査区内の全世帯を巡回し世帯名簿を作成し調査客体の確認を行い、調査対象者に「調査票」、「調査のお願い」、「調査票回収用封筒」を配布して調査票記入を依頼した。

調査員は調査日に調査対象者を再訪問し、回収用封筒に密封された調査票を回収した。回収票は直ちに厚生省人口問題研究所に送付され、そこで整理・点検された後コンピュータによる集計・解析が行われた。

(6) 調査票の回収状況

調査客体数……………10,297人

回収票数……………9,700票（回収率 94.2%）

有効票数……………9,522票（有効回収率 92.5%）

ここで、未回収票597票は調査拒否、不在などの理由によるもので、調査機関各位の御努力によりこの種の調査としては相当に高い回収率をあげることができた。回収票のうち178票は白票あるいは記入率の極端に悪い調査票であり無効票として集計から除外された。

(7) 本報告の集計対象

本報告では原則として初婚の妻についてのみ集計がなされる。再婚の妻の全標本に対する割合は3.3%にすぎないこと、また、再婚の妻は結婚の中断のために必ずしも平均的な出生行動を示さないこともあることを考えれば、初婚の妻の出生行動をもって日本の有配偶女子の出生行動を代表させることができると思われる。

II 結 婚

1. 夫妻の初婚年齢

(1) 初婚年齢の動向

『人口動態統計』によると、わが国の平均初婚年齢は男女ともベビーブーム世代が適齢期を迎えた昭和40年代半ばに一時低下した後は、昭和48年を境にして上昇の一途を辿り、昭和61年には妻25.6歳、夫28.3歳と、この13年間にそれぞれ妻1.3年、夫1.6年上昇した。こうした初婚年齢の動向に関しては、第9次出産力調査の結果においてもまったく同様の傾向が観察できる。第9次調査における標本総数の平均初婚年齢は、夫27.15（±0.04）歳、妻24.17歳（±0.03）歳である（括弧内は標準誤差）。

1) クラスターサンプリングについては、多賀保志、『サンプリング調査の理論』、サイエンス社、1976年、p.97などを参照のこと。

(2) 初婚年齢の格差

これまでの出産力調査によって、種々の要因が初婚年齢の決定に関与し、格差をもたらしていることが明らかにされている。以下では特に格差が著しいなどの特徴的傾向を示すいくつかの要因について、今回の調査結果の概要を示す。

1) 結婚形態、夫婦の知り合ったきっかけと初婚年齢

表1に、結婚年・知り合ったきっかけ別の夫妻の平均初婚年齢を示した²⁾。これを見ると、夫妻共に見合い結婚（「結婚紹介所」で知り合った者を含む）では恋愛結婚よりも平均初婚年齢が高いことがわかる。総数で比較すると、見合い・恋愛の格差は妻で0.85年、夫では2.23年であり、夫の場合に特に著しいことがわかる。結婚形態による平均初婚年齢の格差は夫妻とも年次的に拡大する傾向が見られる。これは、近年見合い結婚で特に晩婚化が急なためである。

結婚形態によってこのように大きな初婚年齢差が存在することは、それらの要因が初婚年齢の決定に密接に関与していることを示唆する。

表1 結婚年別、結婚形態別、平均初婚年齢

結婚年	(妻)			(夫)		
	総数	見合い	恋愛	総数	見合い	恋愛
昭和40～44年	23.80	24.19	23.53	26.92	27.99	26.16
45～49	23.97	24.73	23.62	26.86	28.73	26.01
50～54	24.71	25.68	24.31	27.33	29.26	26.52
55～59	25.21	26.56	24.82	28.07	30.57	27.24
60年以降	25.67	27.63	25.07	28.31	31.18	27.50

2) 学歴と初婚年齢

初婚年齢には夫妻共に学歴による格差がみられる。表2に夫妻それぞれについて結婚年・学歴別の平均初婚年齢を示した。まず総数によって学歴間の格差を見ると、妻では学歴が高いほど平均初婚年齢も高くなる傾向が見られる。最も初婚年齢の高い「大学以上」卒業者と逆に最も低い「中学校」卒業者の間の格差は2.6年に及ぶ。夫でも「大学以上」卒業者は他の学歴よりも際だって平均初婚年齢が高いが、それ以外でははっきりした格差は認められない。夫の「大学以上」卒業者とその他の平均との差は1.35年である。

表2 結婚年、学歴別、平均初婚年齢

結婚年	(妻)					(夫)				
	中学校	高校	専修学校	短大・高専	大学以上	中学校	高校	専修学校	短大・高専	大学以上
昭和40～44年	23.44	23.94	23.70	23.87	25.11	26.76	26.67	26.54	26.89	27.91
45～49	23.68	23.94	23.85	24.34	25.29	27.19	26.50	26.10	26.24	27.52
50～54	24.37	24.59	24.92	24.83	25.72	27.81	26.84	26.98	27.17	28.14
55～59	25.45	24.75	25.24	25.69	26.43	28.85	27.50	27.45	27.15	28.93
60年以降	24.14	25.25	26.07	26.06	27.10	28.26	28.01	26.68	28.85	29.01

2) 妻の調査時の年齢によって標本を制限している（50歳未満）ため、結婚年別の観察では年次を遡るほど結婚年齢が若い夫婦に偏る。したがって、結婚に関する結婚年別分析では昭和40年以降の結婚についてのみ分析の対象とした。

結婚年別には、夫妻ともにどの学歴でも平均初婚年齢が上昇しているが、特に夫「中学校」卒業者における上昇程度の大きさが目立つ。

3) 地域、続柄などの要因

初婚年齢が夫妻ともに結婚形態と密接な関連を持つことはすでにみたが、今回の調査では結婚形態とは別に、結婚が恋愛にもとづくものであったかどうかを尋ねている。この項目によって妻の初婚年齢に格差があるかどうかを見てみよう。表3によれば、結婚が「恋愛にもとづく」とした妻では「もとづかない」と回答したものに比べて平均初婚年齢は0.45年若い。しかし、これは結婚形態の格差0.8年より小さい。また、「わからない」と回答した者はその中間であるが、「もとづかない」とした者により近い平均初婚年齢を持つ。

次に地理的要因として、結婚前（最終学歴終了から結婚まで）と結婚直後（結婚から第1回目の妊娠まで）の夫妻の住所が「市街地」か「農山村・漁村」かに分けて、それぞれの平均初婚年齢を比較してみよう。表3を見ると夫妻ともに、また結婚前・後を問わず住所が「市街地」の場合に初婚年齢は高い。しかし、格差は夫でより大きい。また、妻では結婚後の住所の方がやや格差が大きいが、夫では逆に結婚前の住所の方で格差が大きい。

夫妻の親との続柄、すなわち夫妻がそれぞれ「あととり」であるかどうかについては、総数による観察に関する限り夫妻の年齢差にはほとんど格差が認められない。ただし、「あととり」とは、夫の場合長男であり、妻では男兄弟のいない場合の長女であることを意味する。

結婚前の親との同別居については、妻では有意な差は見られないが、夫の場合程度は弱いものの、統計的に有意な格差は認められ、「同居していた」場合に平均初婚年齢は僅かに低い。

結婚直後の親との同別居では、妻では「同居していた」、「近居していた」、「別居・その他」の順に平均初婚年齢が高くなるのが認められる。しかし、夫では「別居・その他」で有意に高いほかは系統的格差は認められない。

(3) 夫妻の年齢差

1) 結婚形態・知り合ったきっかけと夫妻年齢差

表4に結婚年・知り合ったきっかけ別の平均夫妻年齢差を示した。まず、結婚形態によってみると、いずれの年次においても見合い結婚の場合の年齢差は、恋愛結婚の場合より1年以上大きく、総数の場合の年齢差では1.38年の格差が存在する。すなわち、見合い結婚での年齢差は、恋愛結婚の場合の

表3 初婚年齢の格差

(歳)

結 婚 の 恋 愛 性		
	妻	
恋愛にもとづく	24.13 (6,289)	
恋愛にもとづかない	24.58 (1,313)	
わからない	24.45 (1,079)	
結 婚 前 の 住 所		
	妻	夫
市 街 地	24.41 (6,204)	27.36 (6,328)
農 村 ・ 漁 村	23.91 (2,154)	26.28 (1,940)
結 婚 直 後 の 住 所		
	妻	夫
市 街 地	24.40 (6,562)	27.31 (6,511)
農 村 ・ 漁 村	23.80 (1,801)	26.58 (1,801)
続 き 柄		
	妻	夫
あととり	24.24 (1,090)	27.17 (4,438)
非あととり	24.25 (7,698)	27.26 (4,307)
結 婚 前 の 親 と の 同 別 居		
	妻	夫
同居していた	24.27 (6,205)	27.10 (4,679)
別居していた	24.23 (2,228)	27.34 (3,649)
結 婚 直 後 の 親 と の 同 別 居		
	妻	夫
同居していた	24.01 (2,740)	27.11 (2,723)
近居していた	24.27 (1,878)	27.04 (1,889)
別居・その他	24.45 (3,618)	27.39 (3,601)

() 内標本数。

その1.6倍にあたる。

2) 初婚年齢と夫妻の年齢差

妻では初婚年齢が高くなるほど平均年齢差は直線的に減少し、年齢の近い相手と結婚している。そして、初婚年齢が33歳を越える頃から、夫との平均年齢差はほぼ0歳となっている。一方、夫では逆に初婚年齢が高まるほど妻との年齢差は拡大し、年齢の離れた、すなわち若い相手と結婚している。また、夫が20歳以下の結婚では平均として妻が年上となっている。結婚形態別の平均夫妻年齢差では、見合い恋愛結婚間で1.38年の格差があったのに対し、夫の初婚年齢別に観察すると見合い恋愛間ではほとんど格差が消失してしまう。これは、見合い結婚では夫の初婚年齢が恋愛結婚に比べて高いため、平均夫妻年齢差も大きくなるためである。同様に妻では、夫妻の年齢差を初婚年齢別に観察すると見合い恋愛間の格差は一貫して大きいにもかかわらず、見合い結婚における高い初婚年齢にともなう小さな夫妻年齢差のため相殺され、総数では大きな格差となって現れない。このように、夫妻の年齢差に格差をもたらす要因は、実は初婚年齢を介して効果を現わしている部分がかかなり大きいのではないかと思われる。すなわち、各要因がまず夫妻の初婚年齢に影響し、次いで初婚年齢が夫妻の年齢差を決定するというパスを想定すると、夫妻の年齢差はより捉え易い。

表4 結婚年別、結婚形態別、平均夫妻年齢差 (歳)

結 婚 年	総 数	見 合 い	恋 愛
昭和40～44年	3.12	3.80	2.63
45～49	2.89	4.00	2.39
50～54	2.62	3.58	2.21
55～59	2.86	4.01	2.42
60年以降	2.64	3.55	2.43

2. 配偶者選択の範囲と機会

(1) 配偶者選択の範囲

ここでは、夫妻の配偶者としての選択に規定を与えたと考えられる要因のうち、1) 社会経済的属性、2) 続柄の2つについてその規定の強さやこれに影響を与える要因などについて見ることにしよう。

1) 社会経済的属性による配偶者の規定

表5は、夫妻の学歴組合せ別に同類婚指数を示したものである。同類婚指数とは、属性の組合せがランダムに行われると仮定した場合の期待件数に対する実際の組合せの件数の比率である。これによって各組合せにどの程度の選好性あるいは忌避性があるかを知ることができる。表5によれば、夫妻の学歴の組合せでは、概ね自分と同じ学歴の相手との組合せで値が1を大きく上回っており、選好性が強くはたらいっていることがわかる。特に「大学以上」卒業者同志の組合せでは、無作為の場合の期待頻度の約3.5倍もの比で選択性がはたらいっている。

表5 夫妻の学歴別同類婚指数

学 歴 \ 夫 妻	中 学 校	高 校	専 修 学 校	短 大 ・ 高 専	大 学 以 上
中 学 校	2.78	0.69	0.83	0.40	0.09
高 校	0.66	1.32	1.02	1.10	0.78
専 修 学 校	0.53	1.00	2.03	1.11	1.09
短 大・高 専	0.14	0.54	0.96	1.92	2.39
大 学 以 上	*	0.22	*	*	3.49

注) *印は該当標本数20未満のもの。

次いで「中学校」卒業者同志の組合せで約2.8倍とやはり高い選択性が示されている。また、同じ学歴でない場合でも、夫「大学以上」、妻「短大・高専」の組合せでは約2.4倍と高い選択性が見られる。全体としては学歴差が大きくなるほど同類婚指数は1を大きく下回るようになり、忌避性が現れている。さらに、表の対角要素の上方では比較的指数の値が大きく、下方で小さい傾向が見られる。これは一般的に学歴に関して、妻では上方婚、夫では下方婚の傾向が存在することを示している。

次に、夫妻の父親の主な職業による同類婚指数を観察してみよう。表6にこれを示した。やはり同

表6 夫妻の父親の職業別同類婚指数

父親の職業 妻 \ 夫	農林漁業	非農自営	ブルーカラー	ホワイトカラー	その他
農林漁業	1.79	0.77	0.83	0.71	0.84
非農自営	0.74	1.61	0.87	1.06	0.70
ブルーカラー	0.88	0.91	2.10	0.69	0.98
ホワイトカラー	0.75	1.02	0.76	1.62	0.70
その他	0.89	0.53	0.91	0.53	5.20

一職種内での選好性が強いことがわかる。中でも（「その他」を除くと）「ブルーカラー」同志での選好性が最も強い。しかし、父親の職業の場合には、学歴の場合のような極端な忌避性を示す組合せは見当たらない。

2) 続柄による規定

表7に、結婚形態別に夫妻の続柄の組合せによる同類婚指数を示した。

見合い結婚について表7をみると、夫妻がともに「あととり」同志の組合せではかなり強い忌避性が見られ、逆に夫「非あととり」、妻「あととり」の組合せで選好性があることがわかる。この結果は、わが国の場合「あととり」同志が結婚した場合には、夫の姓を継ぐことが多いと考えられるので、女子の「あととり」は姓を継ぐためには積極的に「非あととり」の夫を選ばなくてはならないと考えると理解し易い。したがって、「あととり」の女子の場合にはそれだけ配偶者選択の範囲に強い制約があるといえる。

しかしながら、恋愛結婚の場合においては、この傾向はまったく消えてしまい、どの組合せにおいても無作為と仮定した期待頻度がそのまま実現されている。

(2) 配偶者の選択の機会

1) 結婚形態の推移

ここでは、便宜上夫妻の知り合ったきっかけが「見合い」および「結婚紹介所」の場合を「見合い結婚」、それ以外の場合（不詳を除く）を「恋愛結婚」と二分し、結婚形態として扱っている。図1はこのうち見合い結婚の割合を、第7次（昭和52年）、第8次（昭和57年）両調査の結果と合わせて、戦後の推移を図示したものである（各調査間の値のずれは、結婚年次を遡るほど標本の結婚年齢が若年側に偏るためである）。これらを見ると、見合い結婚と恋愛結婚の比は、戦後すぐの2：1から、最近の結婚の1：3まで大きく変化してきており、結婚形態に限っても配偶者選択の場は大きく転換したと言える。しかし、その変化のテンポは完全に一様ではなく、昭和20年代と昭和40年代後半には見合い結婚割合が急減しているのが見られる。この時期はいずれも初婚年齢が低下した時期と重なり、結婚形態と初婚年齢の変化の密接な関係をうかがわせる。

2) 続柄と結婚形態

夫妻の続柄組合せによって見合い結婚の割合を妻についてみると、総数では「あととり」(31%)「非あととり」(32%)の間で格差は見られないが、「あととり」の夫との結婚では見合い結婚が少

表7 結婚形態・夫妻の続柄組合せ別同類婚指数

(総数) 続柄 妻 \ 夫	(総数)	
	あととり	非あととり
あととり	0.85	1.16
非あととり	1.02	0.98
(見合い) 続柄 妻 \ 夫	(見合い)	
	あととり	非あととり
あととり	0.55	1.49
非あととり	1.06	0.93
(恋愛) 続柄 妻 \ 夫	(恋愛)	
	あととり	非あととり
あととり	1.00	1.01
非あととり	1.00	1.00

なく、「非あととり」の夫との組合せでは多い。前述の通り、見合い結婚では「あととり」同志の組合せを避けている様子が見える。

3) 初婚年齢と結婚形態

結婚年別に妻の各初婚年齢での見合い結婚割合を比較すると、初婚年齢が高くなるほど見合い結婚が多くなる。しかし、25～29歳以上ではその割合の変化は僅かであり、4割前後に落ちついている。一方夫でも30～34歳までは見合いの割合は急激に増加し約5割にまで達するが、その後はやはり4割前後に減少する。

年次的には、どの初婚年齢でも最近の結婚ほど見合いの割合は減ってきているが、若い年齢での結婚ほど減少の勢いは激しい。

3. 初婚の過程

(1) 妻が結婚を意識した年齢

結婚に至る過程の中では、結婚を現実のものとして意識し始める

時期があると考えられる。今回の調査では、妻に対してその年齢を直接尋ねている。個々に回答された年齢は、当然主観的な判断にもとづくものではあるが、結果は比較的安定した傾向を示すことがわかった。ここでは、この年齢を結婚を意識した年齢と呼んで、個人の結婚市場への意識的参入時期の一つの目安としてその動向を見てみたい。

妻が結婚を意識した平均年齢について出生コーホート、結婚形態別に表8に示した。表の出生コーホート全体の平均は22.20歳であり、その分布は19歳までに5%、21歳までに36%、23歳までに65%、そして25歳までには90%が含まれている。また、総数では出生コーホートによる平均年齢の有意な変動は見られない。同じ表から、結婚形態による意識年齢の格差をみると、見合い結婚の場合が22.74歳で、恋愛結婚の21.92歳に比べてかなり年齢が高く、0.82年の格差がある。これは同じ標本の平均初婚年齢の格差0.62年よりも大きい。結婚形態別に出生コーホートによる

変化を観察すると、見合い結婚では平均意識年齢は上昇傾向にあるのに対して、恋愛ではやや下降気味であるので格差は拡大しており、昭和25年以降に出生したコーホートでは格差は1年を越えている。

図1 第7次・第8次および第9次出産力調査による結婚年別見合い結婚割合

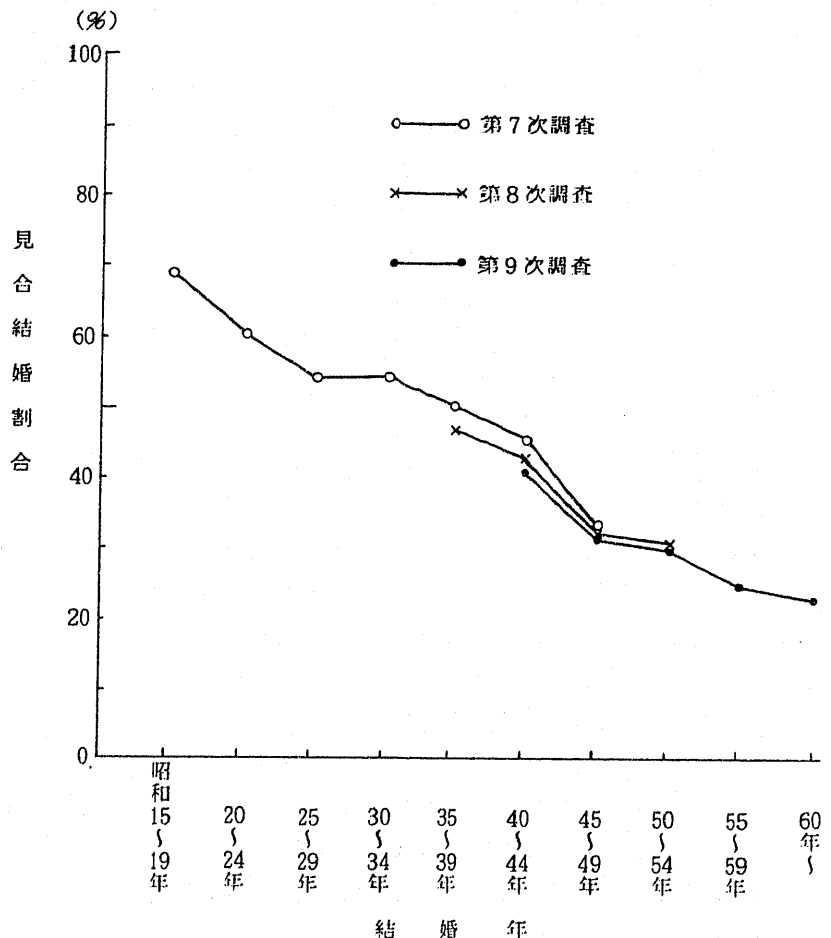


表8 出生コーホート・結婚形態別にみた妻の結婚を意識した平均年齢

出生年	総数	見合い	恋愛
昭和12～14年	22.22	22.39	22.03
15～19年	22.23	22.58	21.97
20～24年	22.16	22.61	21.94
25～29年	22.18	22.97	21.85
30～34年	22.23	23.18	21.92

(2) 夫婦の知り合った年齢と交際期間

実際に結婚に至った夫婦が最初に知り合った年齢は、比較的客観的な事実として結婚の過程の分析上有用な指標となりうる。夫婦が知り合ってから婚約または結婚の同意をするまでの期間をここでは交際期間と呼ぶことにして、知り合い時年齢、交際期間双方の実態について見てみよう。

出生コーホート・結婚形態別の夫婦の知り合い時の平均年齢をみると、全体の平均は妻22.01歳、夫25.63歳である。コーホートによる推移をみると夫妻ともに最近のコーホートほど下がる傾向が認められるが、特に夫ではこれが顕著である。

また、結婚形態による知り合い時平均年齢の格差は著しく、見合い結婚と恋愛結婚の差はコーホート総数で妻2.55年、夫3.54年に及ぶ（恋愛結婚で早い）。これは同標本の平均初婚年齢の格差（妻0.62年、夫1.68年）に比べて妻で4倍以上、夫で2倍以上に及ぶきわめて大きな格差である。結婚形態別にコーホートによる変化を観察すると、見合い結婚では知り合い時の年齢は夫妻ともに上昇しているが、恋愛結婚ではともに下がる傾向が見られ、格差はさらに拡大している。先に指摘した知り合い時の平均年齢の下降傾向は、知り合い時年齢が低い恋愛結婚の全体に占める割合の増加に負うところが大きいとみられる。

次いで、交際期間について見てみよう。全体の平均交際期間は妻16.6ヶ月、夫15.5ヶ月となっている（夫と妻で集計対象としたコーホートが異なるので、この期間は必ずしも一致しない）。また、交際期間は最近のコーホートほど長くなってきている。

交際期間は結婚形態別にみるときわめて著しい差があり、妻全コーホートの見合い結婚では平均4.9ヶ月なのに対し、恋愛結婚では23.6ヶ月と見合いの場合の5倍近くに及んでいる。交際期間にみられるこの大きな格差によって、結婚形態間の知り合い時の年齢の著しい格差が相殺され、後に述べるように婚約および結婚の年齢では格差が緩和されることになる。コーホートによる平均交際期間の変化をみると、見合い結婚ではほとんど変化していないのに対して、恋愛結婚では延長傾向が見られ、格差は拡大している。また、恋愛結婚割合の増加と相まって、全体の平均交際期間の増加はかなり急である。

(3) 婚約期間

婚約期間についてみると、妻全コーホートについては、見合い結婚4.2ヶ月、恋愛結婚7.4ヶ月と、ここでも恋愛結婚のほうがかなり長い。この違いによって、婚約年齢の格差は結婚段階ではさらに緩和されることとなる。コーホート別には、見合い・恋愛ともほぼ横ばいであるが、総数では恋愛結婚割合の増加を反映して、やや延長傾向にある。

(4) 初婚過程の構造

図2は、これまで得られた初婚過程の各段階の平均年齢から、結婚形態、あるいは学歴別に初婚過程の構造を表わしたものである。まず、総数によって夫妻別にその特徴をみると、妻では初婚過程は22.01歳から23.98歳の約2年に渡り、その75%が交際期間（知合い～婚約）であり、残り25%が婚約期間（婚約～結婚）である。また、結婚を意識してから結婚するまでの平均期間は1.78年で、初婚過程の約90%に当たる。夫でも同じようにみると、初婚過程は25.03歳までの約2年間でその内訳は意識年齢を除いて妻と同様である。

これを結婚形態別にみると、夫妻ともに大きな差異が確認できる。まず、妻では初婚過程の期間は見合い結婚では結婚の意識（22.74歳）に始まり、1.66年後には結婚に至っているのに対し、恋愛結婚では夫妻の知合い（21.13歳）によって始まり、結婚するまでに2.65年を要している。そのうちで交際期間は、見合い結婚では25%足らずであるが、恋愛結婚では77%を占めている。同様に婚約期間は、見合いでの19%に対し、恋愛では23%となっている。また、見合い結婚では、結婚を意識してから夫となる相手と知り合うまでに初婚過程の57%を費やしている。さらに、過程を知り合いから結婚

までの期間に限定すると、恋愛ではすでにみた通り2.65年だが、見合いでは僅か8.6ヶ月であり、さらに違いが際立つ。そのうち交際期間は57%、婚約期間は43%となっている。

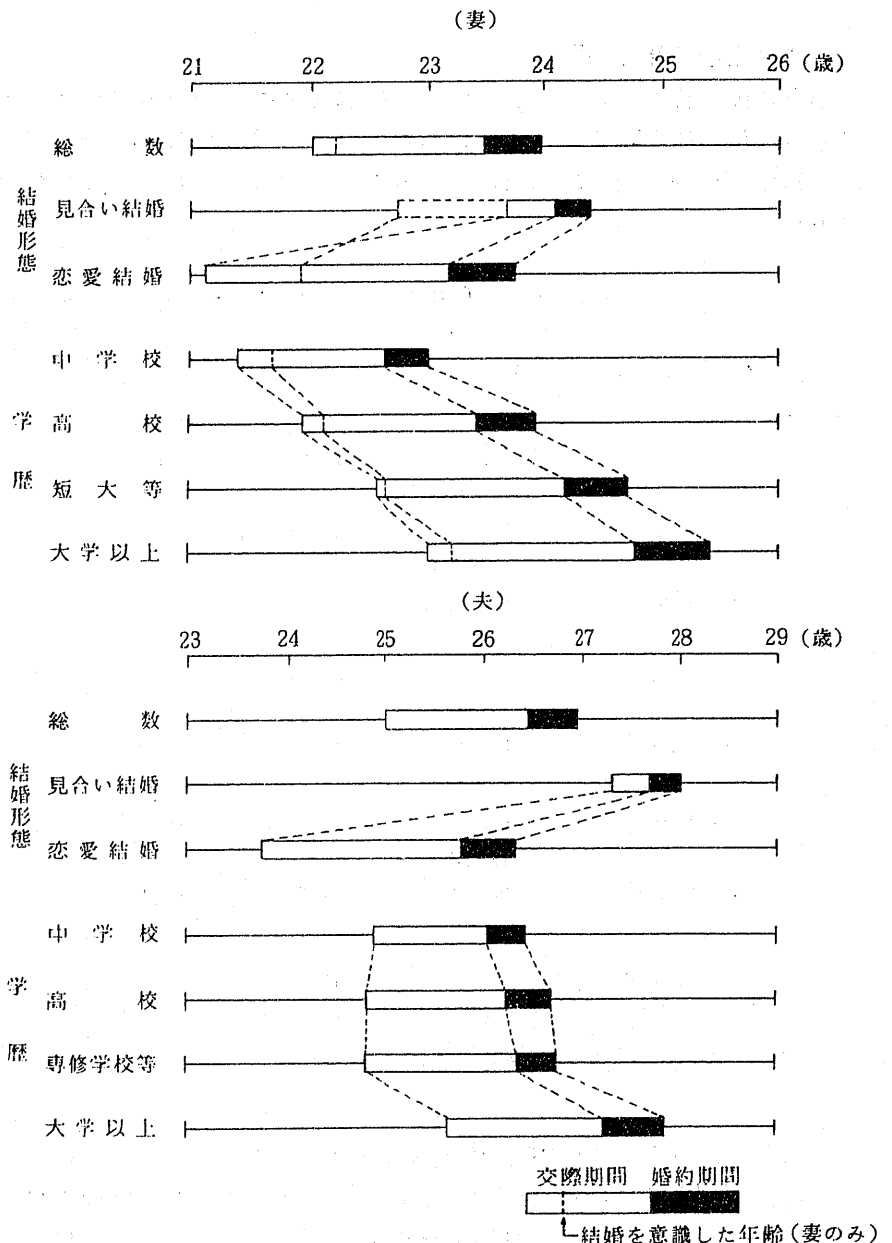
一方夫ではいっそう差が著しく、過程を知り合いから結婚までの期間に限定して比較すると、見合いでは27.3歳から28.04歳であるのに対し、恋愛では23.76歳から26.36歳とその期間とともに時期に大きな差異がみられる。見合い結婚の夫が相手と知り合うのは、恋愛結婚の夫が結婚に至った後なお0.94年も後である。各過程内の交際期間、婚約期間の構成は、妻の場合とほぼ同様である。

次いで学歴による違いについて見てみよう（図では、「専修学校」と「短大・専高」はひとつにまとめてある）。妻では、学歴が高くなるにしたがって初婚過程全体が年齢の高い側へ順次シフトしているのが見られる。また、期間の長さ自体も学歴とともに延長している。すなわち、「中学校」1.62年、「高校」2.03

年、「短大等」2.14年および「大学以上」2.43年である。これら期間に占める交際期間の割合はほぼ同じで、「中学校」から順に77%、74%、75%および73%である。

夫では、初婚過程の期間については、「中学校」～「専修学校等」では差異が認められないが、「大学以上」卒業者の場合には際だって遅いことがわかる。また、各学歴における知合いから結婚までの期間は、「中学校」1.60年、「高校」1.94年、「専修学校等」1.99年および「大学以上」2.24年となっており、こちらは学歴にしたがって長くなっている。各過程に占める交際期間の割合は、同じ順に73%、74%、79%および71%である。

図2 初婚過程の構造の比較



Ⅲ 結婚直後における親との居住形態と妻の就業状態

1. 結婚直後の親との同居

結婚直後に親と同居するか否かは、配偶者選択に当たってしばしば問題になるだけでなく、出産力にも少なからぬ影響を与えるといわれている³⁾。同居率は第7次、第8次調査を通して低下しているが、昭和45～49年以降の結婚からはほぼ横ばいになっており今回調査でも同じような傾向が認められる(表9)。

表9 結婚年別、結婚直後の親との居住形態別割合 (％)

結 婚 年 次	総 数	同 居	同居しな かった	同居した		不 詳
				近 居	別 居	
昭和30～34年	100.0 (151)	47.0	39.1	13.9	25.2	13.9
35～39	100.0 (937)	34.8	55.0	14.4	40.6	10.2
40～44	100.0 (1,547)	30.5	59.6	18.7	40.9	9.9
45～49	100.0 (1,949)	29.4	63.6	20.4	43.2	7.0
50～54	100.0 (1,899)	30.2	64.1	22.1	42.0	5.7
55～59	100.0 (1,572)	31.4	65.8	24.9	40.9	2.8
60年以後	100.0 (672)	30.7	67.9	30.4	37.5	1.5
総 数	100.0 (8,825)	31.0 (2,740)	62.3 (5,496)	21.3 (1,878)	41.0 (3,618)	6.7 (589)

注) 総数には結婚年次不詳を含む。

同居しなかったものの割合は昭和45～49年以降6割を越えているが、今回調査では、これを親の近くに住む近居とそれ以外の別居とにわけて質問している。別居率は、昭和45～49年、50～54年の結婚で若干上昇したが、最近の結婚では低下し、かわって近居が一貫して増加している。

これを結婚形態でみると、同居は見合い結婚に、近居と別居は恋愛結婚に多くなっている。結婚年次別には、同居は見合い結婚でも恋愛結婚でも昭和45～49年の結婚を境に、低下から上昇に転じているが、昭和60年以降の結婚で再び低下の兆しがみられる。

結婚直後に親と同居したものを、夫婦の属性別にみよう。

(1) 結婚時の夫の職業

結婚時の夫の職業でみると、同居率は農林漁業・自営業と雇用者とで大きな違いがあり、農林漁業・自営業が高く(44～75%)、雇用者では低い(26～31%)。また、雇用者ではホワイトカラー(26%)

3) 親と同居する場合に出生力が増大するというロリマー・デービス仮説については、Frank Lorimer, *Culture and Human Fertility*, 1954, London, UNESCO; Kingsley Davis, "Institutional patterns favoring high fertility in underdeveloped areas", *Eugenics Quarterly*, Vol. 2, No. 1, 1955, pp.33-39を参照のこと。

よりブルーカラー（31％）の同居率が高いが、それでも自営業（44％）にははるかに及ばない。結婚年次別にみると、農林漁業と自営業では、同居率は一貫して低下しているが、雇用者ではホワイトカラーもブルーカラーも低下から上昇へという共通したパターンがみられる。

（2）夫の続柄

結婚後に親と同居するか否かは、なんといっても長男であるか否かによるところが大きい。夫が長男であるか否か（長男43％、長男以外18％）で同居率には大きな差があり、長男には「あとつぎ」の役割が強く期待されているといえる。しかし、長男と一人っ子長男とは差はなく、一人っ子だから同居率が高いということはない。しかし、長男といえども結婚年次が新しくなるにしたがって同居率は低下している。

質問の仕方が多少異なるので厳密な比較はできないが、昭和45～59年の結婚では第9次調査の長男同居率と第8次調査の長男と自分の親との同居率は完全に一致する。

妻の続柄に関しては、女きょうだいのみの長女であるか否かによる同居率の差は全くない。一人っ子長女の同居率がやや高かったが、今回の同居は夫・妻双方の親をまとめて尋ねているので、女きょうだいのみの長女に「あととり」が期待されているかどうかは断言しがたい。しかし、少なくとも、昭和40年代後半以降、長男の同居率が第8次と第9次調査で一致すること、第8次調査において長男とその親との同居率に比べると、女きょうだいのみの長女とその親との同居率はきわめて低いことなどから推して、「あととり」は男の子のほうに強く期待されているといえるだろう。

2. 結婚直後の妻の就業状態と親との居住形態

若年未婚時にはほとんどの女子が雇用労働力化するが、結婚後親と同居するか否かによって、妻の就業状態は大きな影響をうける。結婚直後の居住形態を結婚直後の妻の就業状態によってみると、結婚直後に常勤であった妻の6割は親と同居もしくは近居で、別居は4割弱であるが、反対に専業主婦は別居が半数をこえる。自営の妻は72％が同近居であるが、これは家業を手伝うためであろう。

3. 結婚直後の居住地別にみた親との居住形態

結婚して親と同居するか否かは、地域差の大きいことが知られている。今回調査でも、同居は農山村・漁村で多く（64％）、別居は市街地に多い（49％）という結果が得られた。これを結婚年次別にみると、同居は市街地で低水準の安定傾向、農山村・漁村では高水準で上昇傾向にある。近居は市街地で増加している。農山村・漁村でも上昇傾向ではあるが、その割合は低い。また、別居は居住地を問わず、最近の結婚で減少している。

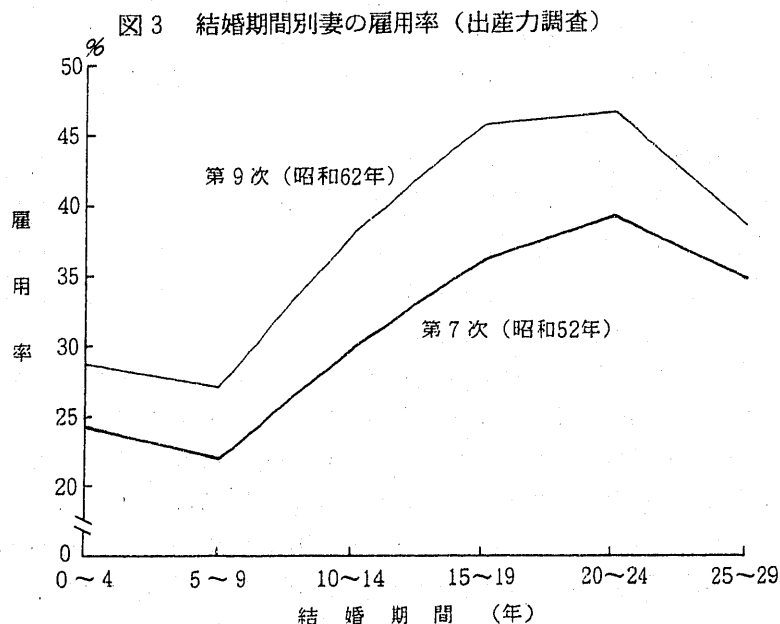
4. 結婚後の妻の就業

昭和40年代半ばから、雇用者として勤める妻が増加し、これが低出生力の一つの原因になっているのではないかと懸念する向きもある。しかし、クロス・セクションデータによれば、出産から乳幼児を育てる年齢層の妻の雇用率は非常に低く、妻の雇用率が大きく上昇しているのは、40～44歳を中心とするその前後の年齢層である。つまり、子供がある程度成長し、これ以上子供を生むつもりのない妻が、とくにパートとして就業するケースが増加しているのである。妻の雇用者としての就業行動は、出産・育児・子供の成長段階などと密接に結びついているから、これを妻の年齢別にみるよりも、結婚後の年数（結婚期間）でみる方がその特色が一層明らかになる。

図3は結婚期間別の雇用率を描いたグラフである。妻の雇用率は結婚期間0～4年から5～9年にかけて低下し、結婚期間5～9年の間が最も雇用率の低いステージであることがわかる。ところが、結婚期間5～9年を過ぎるとそれ以降結婚期間20～24年まで雇用率はほぼ直線的に上昇している。こ

のことは、結婚後の10年間、つまり、出産と育児期は妻の就業行動が大きく抑制されるが、そのステージを過ぎると雇用労働力化がいきに進むことを表している。

また、このグラフは妻の雇用労働力の主力が結婚期間10～14年以降の出産を完結した妻であることを示している。なお、第7次調査と比較すると、この10年間に妻の雇用労働力化がどのステージでも進んでいることがわかる。雇用率は結婚期間0～9年においても上昇しているが、それ以上に10年以降の上昇が大きく、妻の雇用労働力がますます子育て後の「再就職」の性格を強めているといえよう。



したがって、結婚後の妻の就業行動は、とくに出産を担当するステージと、出産完結後のステージとをわけて考えてみる必要がある。ここでは、結婚から妊娠を重ねていく過程の就業行動に焦点をあてることにしたい。

(1) 結婚期間0～4年の妻の就業状態

まず、結婚期間0～4年の妻の就業状態をみておこう（表10）。

結婚期間0～4年では、出生児数の有無によって妻の就業行動が大きく変化している。無子（0子）の妻は半数が勤めているのに対して有子の妻の雇用率は3分の1に低下し、専業主婦が7割近くに達する。このことから、出産が妻の就業を強く抑制していることがわかる。

表10 結婚期間0～4年の妻の子供数別就業状態

(%)

結婚期間 出生児数	総 数	雇 用 者	常 勤		自 営	専業主婦	不 詳
			常 勤	パ ー ト			
0～4年	100.0(1,443)	28.8	20.3	8.5	6.4	57.4	7.3
0 人	100.0(481)	51.1	35.1	16.0	6.4	37.2	5.2
1 人	100.0(638)	17.8	13.3	4.5	5.5	68.3	8.3
2 人	100.0(306)	18.0	12.4	5.6	6.9	66.3	8.8
3 人	— (0)	—	—	—	—	—	—

(2) 妊娠歴と妻の就業状態

今回の調査では、妊娠を重ねていく過程における妻の就業状態を収集した。ここでは、妊娠を重ねていく過程で妻の就業状態がどのように変化していくかをみてみよう（表11）。

結婚から第1回の妊娠までの間では40.9%の妻が雇用者であり、専業主婦の32.5%を上回っている。ところが第1回妊娠から第2回妊娠へ進むと妻の就業状態に大きな変化が生じ、雇用者は半減してしまう。とくに常勤の減少が大きい。反対に専業主婦が増加し、この第1回妊娠から第2回妊娠の間が妻の労働参加が最も少ないステージであることを示している。

表11 妊娠順位別妊娠時の就業状態

(%)

妊 娠 順 位	総 数	雇 用 者		自 営	専 業 主 婦	不 詳	
		常 勤	パ ー ト				
結婚から 第1回の妊娠まで	100.0 (8,138)	40.9	29.5	11.4	14.5	32.5	12.1
第1回の妊娠から 第2回の妊娠まで	100.0 (7,014)	22.7	14.6	8.1	18.4	43.7	15.1
第2回の妊娠から 第3回の妊娠まで	100.0 (3,833)	21.2	13.3	7.9	20.7	38.1	20.1
第3回の妊娠から 第4回の妊娠まで	100.0 (1,660)	19.7	12.5	7.2	22.2	31.7	26.3
第4回の妊娠から 第5回の妊娠まで	100.0 (692)	20.5	12.1	8.4	25.3	29.2	25.0

第2回妊娠から第3回妊娠、第3回妊娠から第4回妊娠へと妊娠回数が増えても、雇用者割合はほとんど変化しない。このことは、第1回目の妊娠から2回目の妊娠へ進む間で雇用労働力のほぼ半分がやめてしまうが、このステージでやめなかった2割前後の妻はその後妊娠回数が増えても雇用労働力にとどまることを示している。

IV 出生力と出産意識

1. 出生力

(1) 完結出生児数の推移

これ以上子供を生む可能性のほとんどなくなった時点における夫婦集団の平均出生子供数のことを完結出生児数と呼ぶ。表12は厚生省人口問題研究所が現在まで蓄積してきた出産力調査データによって結婚持続期間15～19年の夫婦の完結出生児数の推移を比較している。過去20年間に限ってみれば、表から明らかなように昭和47年に結婚後15～19年にあった夫婦、すなわち戦後のベビーブーム終了後の昭和20年代後半に結婚した夫婦において完結出生児数は大きな減少を示して2.2人となり、その後の結婚集団においてもほぼ2.2人で安定してきた。第9次調査の結果によれば、昭和40年代中頃に結婚した夫婦において完結出生児数は若干の低下傾向を示し2.2人を割るに到っている。平均出生児数の推移を妻の年齢別に見てみると表13のようになる。第6次、第7次調査における45～49歳層において完結出生児数が比較的高い値を示しているが、これはこれらの結婚集団の妻の結婚年齢が相対的に低かったためと考えられる。後に見るように妻の結婚年齢が低いほど完結出生児数の高まる傾向があり、しかもすでに結婚の項で明らかになったように妻の結婚年齢は昭和20年代、30年代に比べてその後単調に増大してきたのであり、その点に留意しておく必要がある。

表12 各次調査における結婚持続期間
15～19年の妻の完結出生児数
(人)

調 査 年 次	平均出生児数
第1次(昭和15年)	4.27
第2次(昭和27年)	3.50
第3次(昭和32年)	3.60
第4次(昭和37年)	2.83
第5次(昭和42年)	2.65
第6次(昭和47年)	2.20
第7次(昭和52年)	2.19
第8次(昭和57年)	2.23
第9次(昭和62年)	2.17

表13 35歳以上の妻の年齢別平均出生児数

(人)

妻の年齢	第 6 次 調 査 (昭 和 47 年)	第 7 次 調 査 (昭 和 52 年)	第 8 次 調 査 (昭 和 57 年)	第 9 次 調 査 (昭 和 62 年)
35～39歳	2. 15	2. 15	2. 16	2. 13
40～44歳	2. 26	2. 19	2. 21	2. 16
45～49歳	2. 59	2. 33	2. 21	2. 20

表13によって第7次調査の35～39歳層と第8次調査の40～44歳層を比較してみると2.15人から2.21人へと若干の追加出生が観察される。それとは対照的に、第8次調査の35～39歳層と第9次調査の40～44歳層の間には2.16人から2.16人へと全く変化が見られず、最近になるほど高年齢における追加出生の少ないことを物語っている。

(2) 完結出生児数分布の推移

昭和45年以降多くの西欧先進諸国において期間出生率が大幅に低下しつつあるが、その主たる要因は3人以上の子供を持つ家族が減少したことにあると指摘されている。2人っ子家族の社会規範は、西欧先進国においても全体としてはまだ崩れていないようであるが、出生率がきわめて低い一部の国々（たとえば、西ドイツ、オーストリア、フィンランドなど）においては子供を全く持たない夫婦や子供1人だけで生み終える家族の割合も相当程度増大している⁴⁾。また、実態として子供のいない夫婦が増大しているかどうかとは別に、結婚しても共稼ぎで子供を持たない夫婦（DINKS=Double Income No Kids）のライフスタイルがアメリカで喧伝され、日本においてもマスコミでしばしば取り上げられている。そこで、果して子供を持たない夫婦や一人っ子の家族が最近になって増加しているのかどうかを結婚後15～19年の夫婦の出生子供数分布によって検討してみると（表14）、無子夫婦と一人っ子家族の割合は最近でもそれぞれ3%と10%に過ぎず特に増大している兆しは全くないといえる。すなわち、少なくとも日本においては子供のいない夫婦や一人っ子家族が増大する傾向は今のところ見あたらない。全体の半数以上の夫婦が2人の子供を持ち、ほぼ4分の1ほどの夫婦が子供3人を持つという構図はここ10年間変化していないのである。それに対し、4人以上の子供を生む夫婦の割合は日本の経済高度成長が頂点に達した昭和40年代中ごろに結婚した夫婦集団（第9次調査に

表14 完結出生児数分布の推移（結婚持続期間15～19年の妻について）

(%)

調 査	0 人	1 人	2 人	3 人	4 人以上	平 均
第 7 次 調 査 (昭 和 52 年)	3.0	10.8	56.9	24.1	5.2	2.19人 (1,426)
第 8 次 調 査 (昭 和 57 年)	3.2	9.2	55.5	27.3	4.9	2.23 (1,421)
第 9 次 調 査 (昭 和 62 年)	3.0	10.0	57.8	25.4	3.7	2.17 (1,800)

注) () 内は標本規模。

4) Jean-Claude Chesnais, *The Convergence of Modern Fertility Trends in the Member State of the Council of Europe*, Population Studies No.16, Strasbourg : Council of Europe, Publication Section, 1985.

における結婚持続期間15～19年の夫婦)において4%を割り比較的顕著な減少を示している。このことは、第9次調査において結婚持続期間15～19年の夫婦の完結出生児数が2.2人を割り若干の低下傾向を示したという前述の事実を説明する。つまり、昭和40年代中ごろに結婚した夫婦集団で若干の完結出生児数低下が生じたのは、主として4人以上の子供を持つ大家族が減少したからであり、それは前述のように35歳以上の高年齢における追加出生がほとんどないことによると思われる。

(3) 出生力格差

現代の日本人夫婦の出生力に社会経済的屬性による格差の小さいことはすでに第8次出産力調査でも明らかにされた。今回の調査についても多変量解析によって完結出生児数の格差を検討してみよう。

いくつかの変数を統制することによって夫婦のいろいろな社会経済的な特徴(夫の結婚時の職業、夫の学歴、妻の学歴、妻の結婚時の就業状態、結婚直後親と同居したかどうか、恋愛結婚か見合い結婚か、など)と出生力の純粋な関係を見いだすために、第9次出産力調査において結婚後15年以上経過した夫婦の出生子供数すなわち完結出生児数について重回帰分析が行われた。完結出生児数に対し統計的に有意に影響のある独立変数を

表15 完結出生児数の重回帰分布

変数	β	t 値
結婚年齢の2乗	-0.120	-6.507**
夫の学歴/高卒	-0.085	-4.674**
結婚直後親と同居	0.089	4.251**
夫の続柄/兄弟あり長子長男	0.056	3.036**
夫結婚時の職業/非農自営	0.055	2.946**
夫の父親/ホワイトカラー	-0.053	-2.835**
夫の出身/地方×現住所/地方	0.058	2.800**
妻結婚前に親と同居	-0.054	-2.857**
結婚直後親と同居	0.051	2.605**

R = .25 修正された R² = .06

注) 対象は結婚持続期間15年以上の夫婦。

** P < .01

ステップワイズ変数選択法によって抽出した結果を表15に示す。表中t値として示されているものの絶対値の大きさがその変数の説明変数としての貢献の程度を反映している。

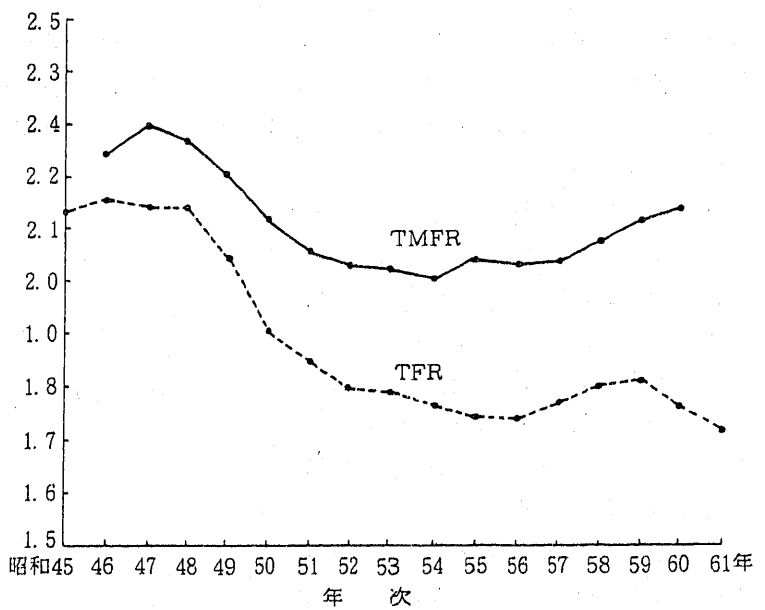
その結果、まず注意することは、決定係数(R²)の大きさからわかるように現在結婚後15年以上経過している50歳未満の有配偶女子の完結出生児数の差はそのほとんどが偶然の結果であり、夫婦の社会経済的な特徴によって説明される割合は6%ほどにすぎないということである。すなわち、今日、社会経済的な変数が出生子供数に与える影響は総じてわずかなものであることがわかる。そのわずかな効果の中でも、妻の初婚年齢が低いほど出生子供数が増大するという傾向が示されている。また、妻の学歴は現在では完結出生児数に対しなんらの影響も持っていない。妻の結婚後の就業状態も完結出生児数に影響していない。夫が結婚前も結婚後も農村部に居住している場合には夫婦出生力が高くなる傾向が示された。結婚直後に若夫婦が親と同居する場合、あるいは同居せずとも親が若夫婦の住居の近くに住む場合には完結出生児数が増大することが見いだされた。さらに、夫が高卒の場合に出生力が低くなっている。これは夫婦の経済状態を一部反映しているものと思われる。それに対し、住居地、夫の学歴、結婚直後親と同居するかどうかなどの要因をコントロールした場合には、夫の結婚時の職業としては、農林漁業あるいはホワイトカラーの影響は消失し、非農自営においてのみ高い出生力が統計的に有意であった。このことは、夫が農林漁業に従事する場合に出生力が高く、ホワイトカラーの場合には出生力が低いというしばしば指摘される関係が、現在では居住地の特質や親との同居などの家族関係によって引き起こされていることを示唆するものであろう。

(4) 合計結婚出生率

それぞれの年次について結婚持続期間別の出生率を算定し、それらを結婚後1年目から15年目まで合計したものを合計結婚出生率(Total Marital Fertility Rate = TMFR)と呼ぶことに

しょう⁵⁾。合計結婚出生率は完結出生児数と異なり各年次において子供を産む可能性のある夫婦の出生率を合成した指標であり、それぞれの年次における夫婦の出生行動の変化を敏感に反映する。たとえば、なんらかの社会経済的環境の変化の影響を受けて結婚後第1子出生までの期間がある時期に一斉に増大したりあるいは減少したりすれば、たとえ完結出生児数に変動がなくても合計結婚出生率は変化しうる。図4は第9次調査によって計算された毎年の合計結婚出生率の2年移動平均を昭和46年から昭和60年まで示している。この図には同時に人口動態統計から算出された合計特殊出生率（Total Fertility Rate = TFR）の推移も破線で示されている。

図4 合計結婚出生率（TMFR）と合計特殊出生率（TFR）の推移



合計特殊出生率の計算にはその分母に有配偶でない女子も含まれているために、それを分母に含めない合計結婚出生率よりも低い値を示している。また、合計特殊出生率が有配偶でない女子も含めて計算されているということは、合計特殊出生率が夫婦の出生行動の変化のみならず有配偶女子割合の年々の変化によっても影響され変動することを意味している。一方、合計結婚出生率は有配偶女子割合によって影響されることなく夫婦の出生行動の変化（出生力の変化と出生タイミングの変化）を表している。図から明らかなように、合計結婚出生率と合計特殊出生率の関係を見てみると、両者ともほぼ同様の推移を示しているが、昭和50年以降の合計特殊出生率の落込みに対して合計結婚出生率のそれは程度が小さい。このことは、昭和50年以降の合計特殊出生率の低下に対して、女子の有配偶率の減少、すなわち初婚年齢の上昇もかなり貢献していたことを示唆している。合計結婚出生率そのものは最近においても2.0を上回る水準を維持している。

2. 出生累積過程

(1) 結婚前の妊娠の増加

第9次出産力調査では妻の妊娠歴を尋ねている。そこで、現在の夫との間で結婚前に妊娠をした妻の割合を結婚年別に見てみると結婚前に妊娠した者の割合が最近になって結婚した夫婦ほど増大している。1960年代はじめに結婚した者のうち10%ほどが結婚前に妊娠していたのであるが、その後その割合は倍以上に膨れ上がり昭和55～59年の結婚集団においては25%近くが結婚前に妊娠していたことになる。特に昭和50年代における増大が顕著であった。このことは過去15年ほどの間に結婚前の男女における性行動に対する態度が相当に変化してきたことを暗示している。

(2) 結婚持続期間別累積出生子供数の推移

次に、結婚した夫婦がどのように子供を生んで行くのかということを経験出生子供数の推移によって見てみよう。図5は昭和32～34年に結婚した夫婦から56～58年に結婚した夫婦までについて結婚後15年が終了するまでの平均累積出生子供数の推移を示している。この図において横軸は時間の流れを

5) 1970年代はじめの合計結婚出生率の低下に関する第8次出産力調査に基づく研究として、大谷憲司、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、『人口問題研究』、第185号、1988年、pp.36-54がある。

表している。15年間完全に観察することが可能なのは昭和44～46年の結婚集団までであり、昭和47～49年の結婚集団については12年目まで、昭和50～52年の結婚集団については9年目まで、昭和53～55年の結婚集団については6年目まで、昭和56～58年の結婚集団については3年目までのみ完全に観察することが可能である。

図中の点線は1年目、3年目、6年目、9年目、12年目、15年目の各時点

におけるそれぞれの夫婦集団の累積出生子供数を結んだものである。したがって、結婚後15年目における点線が横軸に平行であればそれぞれの夫婦集団において子供の数にあまり変化のないことを示し、点線が右下がりであればそれが減少していることを示す。また、結婚後早い時点における点線が横軸に対して平行であれば結婚集団の間で子供を産むタイミングに変化のないことを表し、右上がりであれば出産の時期が早まっていること、反対に右下がりであれば出産の時期が遅くなっていることを示すことになる。

この図によれば、結婚後1年目における累積出生子供数は昭和35～37年に結婚した夫婦が若干高い値を示しているものの、昭和35年以降に結婚した夫婦の間で徐々に増大し、昭和40年代中頃に結婚した夫婦集団において0.36人というピークを記録した。その後、結婚後1年目の累積出生子供数は少し減少し、昭和53～55年に結婚した夫婦集団においては0.32人となったものの再び上昇ターンを示し、昭和56～58年の結婚コーホートにおいては0.35人と回復している。この変化はとりもなおさず結婚後における第1子出生時期が変化してきたことによって生じたものである。すなわち、昭和35年以降に結婚した夫婦において第1子の出生時期がそれ以前に比べて早まったのだが、昭和50年以降結婚した夫婦においては第1子の出生時期が若干の遅れを示した後再び流動的な動きを示していることによると考えられる⁶⁾。結婚後3年目、6年目においてもわずかではあるが結婚後1年目と同様の傾向が観察される。

(3) 結婚持続期間別パリティ拡大率

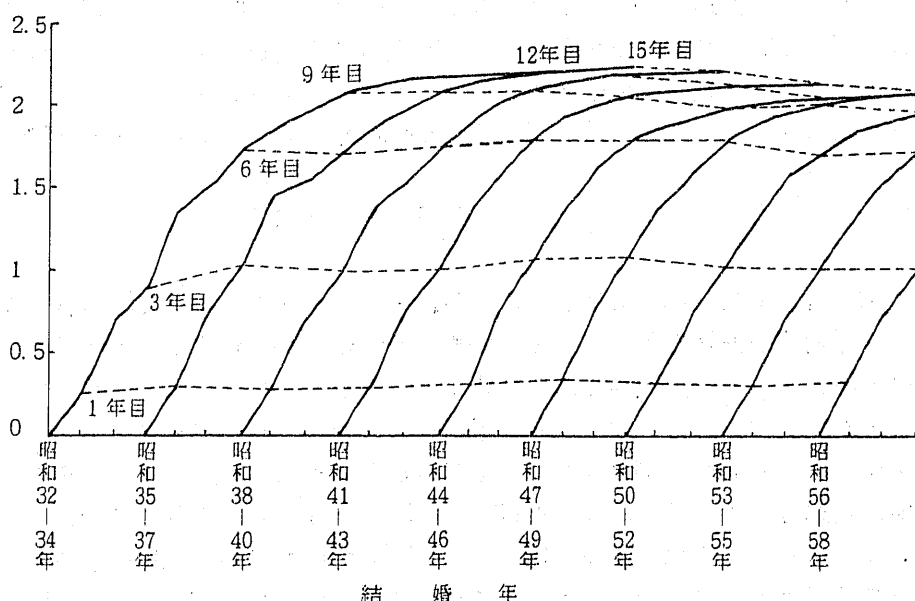
次に、結婚した夫婦の中で何割が結婚後どのくらいの時間が経ってから第1子、第2子、あるいは第3子を産むかということを検討するために、結婚持続期間別のパリティ拡大率を計算してみた。

dA_0, dA_1, dA_2 をそれぞれ第1子、第2子、第3子のパリティ拡大率とすると、それは次のように計算される。

dA_0 は、結婚後満 d 年を終了するまでに第1子を産んだ夫婦数の当該結婚コーホートの全夫婦数に

6) 昭和40年代における第1出生間隔と第2出生間隔の変動に関する分析としては、大谷憲司、「1960年代以降結婚コウホートの出生間隔に関する Proportional Hazards Model 分析」、『人口問題研究』、第181号、1986年、pp.14-30がある。

図5 累積出生子供数の推移



注) 子供の出生年月日が不詳の標本は除かれている

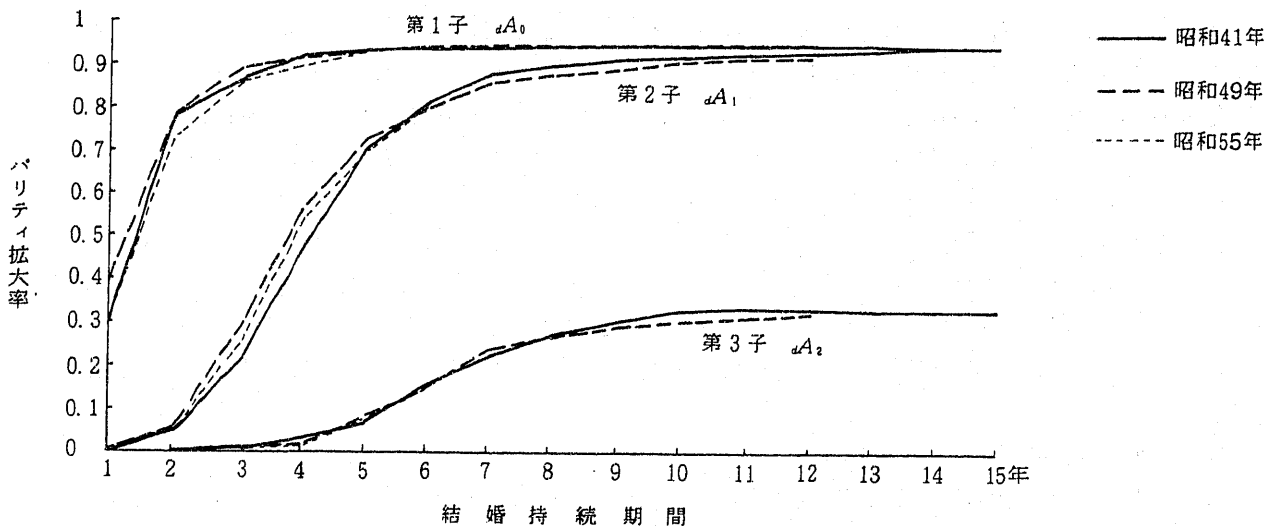
対する割合である。 ${}_dA_1$ は、結婚後満 d 年が終了するまでに第 2 子を産んだ夫婦数の同じ期間内に第 1 子を産んだ夫婦に対する割合である。 ${}_dA_2$ は、結婚後満 d 年が終了するまでに第 3 子を産んだ夫婦数の同じ期間内に第 2 子を産んだ夫婦に対する割合である。より一般的には、結婚後満 d 年後におけるパリティ（既往出生子供数） m のパリティ拡大率 ${}_dA_m$ は、 ${}_dP_{m+}$ を結婚後満 d 年終了までに少なくとも m ($m \geq 0$) 人の子供を産んだ夫婦の結婚コーホート中に占める割合とすると、

$${}_dA_m = \frac{{}_dP_{m+1+}}{{}_dP_{m+}} \quad \text{となる。}$$

図 6 は、昭和 41 年、49 年、55 年の各結婚コーホートについて結婚後 15 年までの結婚持続期間別パリティ拡大率の推移を示している。まず、子供のいない状態から第 1 子出生までの経過を示す ${}_dA_0$ から見てみよう。その出発点である結婚 1 年目の値 (${}_1A_0$) において結婚コーホート間に顕著な差のあることが見いだされる。すなわち、昭和 41 年と昭和 55 年の結婚コーホートでは結婚後 1 年以内に第 1 子を産んでいる夫婦の割合は 30% ほどであるのに対し、昭和 49 年の結婚コーホートにおいては 40% 近い値が記録されている。このことは、昭和 50 年前後において第 1 子の出生が早まっていたことを示している。そして、それは前述の結婚後 1 年終了時における累積出生子供数の推移に一致している。現在までのほとんどの結婚コーホートにおいて結婚後 5 年終了までにその 90% 以上が第 1 子の出生を終えている。図には示されていないが昭和 53 年の結婚コーホートにおいては結婚後 5 年めまでに第 1 子を産んでいるのは 86% にとどまり、第 1 子出生の遅れが顕著であった。

第 2 子のパリティ拡大率 (${}_dA_1$) について見てみると、結婚後 7 年終了時点において、ほとんど全ての結婚コーホートにおいて第 1 子を産んだ者の内 80% 以上が第 2 子を出生している。また、第 2 子を産んだ夫婦の 30% ほどの者が第 3 子を最終的に生んでいる (${}_dA_2$)。

図 6 パリティ拡大率の推移



3. 予定子供数と理想子供数

(1) 予定子供数の推移と現状

今回の調査においても「あなたがたご夫婦は全部で何人のお子さんを持つおつもりなのですか？」という質問によって夫婦の子供予定数を尋ねている。表 16 は、妻の年齢が 20~34 歳層の若い夫婦についてその出生意欲の表示である予定子供数の推移を第 7 次、第 8 次、第 9 次調査によって示している。

明らかに、予定子供数は若干増えこそすれ減少の兆しは見られない。表17は、今回の調査について20～34歳の妻の予定子供数分布を示している。現在子供を生みおえていない若い夫婦においても、子供を持つとしない夫婦あるいは一人っ子家族を予定する夫婦は全体の8%に満たず、6割が子供2人を、3割が子供3人を予定している。すなわち、若い夫婦においても少なくとも2人の子供を持ちたいという出生意欲は衰えていないのである。

表16 妻の年齢別平均予定子供数の推移 (人)

妻の年齢	第7次調査 (昭和52年)	第8次調査 (昭和57年)	第9次調査 (昭和62年)
20～24歳	2.19	2.25	2.26
25～29	2.15	2.29	2.35
30～34	2.21	2.23	2.28

表17 第9次調査における20～34歳の予定子供数別夫婦割合ならびに平均予定子供数 (%)

妻の年齢	予 定 子 供 数							平均予定子供数
	総 数	0 人	1 人	2 人	3 人	4 人	5人以上	
20～24歳	100.0 (305)	—	7.6	60.5	30.2	1.4	0.3	2.26人
25～29	100.0 (1,202)	1.1	4.3	56.0	35.8	2.4	0.3	2.35
30～34	100.0 (1,732)	0.8	6.5	59.6	30.6	2.4	0.1	2.28

注) () 内は標本規模。総数には不詳を含む。

前回の調査において見いだされたのと同様に今回の調査においても、子供がすでに2人存在している場合には子供が1人しかいない場合に比べて追加出生意欲は小さく、特に妻の年齢が35歳に達して

表18 妻の年齢別、生存子供数別平均追加予定子供数 (人)

妻の年齢	生 存 子 供 数						
	総 数	0 人	1 人	2 人	3 人	4 人	5人以上
～19歳	* (18)	*	*	—	—	—	—
20～24	1.53 (305)	2.27	1.17	0.47	*	*	—
25～29	1.07 (1,202)	2.16	1.26	0.40	0.09	*	—
30～34	0.35 (1,732)	1.68	0.82	0.19	0.03	0.00	*
35～39	0.08 (2,246)	0.71	0.25	0.03	0.02	0.02	*
40～44	0.01 (1,676)	0.13	0.03	0.00	0.01	0.00	*
45～49	0.01 (1,523)	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00	*

注1) *印は該当標本数が20未満のもの。

注2) () 内は標本規模。

いるならば追加出生意欲はほとんど消滅する(表18)。子供が全くいない場合あるいは1人しかいない場合でも、妻の年齢が40歳に達すれば追加出生意欲はほとんどなくなっている。このことは、現代の2人っ子志向の強さとともに高齢出産忌避の傾向を如実に示している。

(2) 理想子供数の推移と現状

予定子供数は、夫婦の経済的状況などを反映しているために、出産意欲の表示としては低く抑えられがちであるが、理想子供数は「あなたがたご夫婦にとって理想的な子供の数は何人ですか?」という質問によって尋ねられた現実的障害を除いた場合に望まれる子供の数である。したがって、理想子供数は予定子供数より一般的に高い値を示す。

表19は、第6次調査から第9次調査までの理想子供数の推移を年齢別に示している。第6次調査から第7次調査の間で低下した理想子供数はその後下げ止まり、第9次調査においても2.6人を若干上回っている。妻が20～24歳と若い場合には比較的低い値(2.4人)が記録されているが、第8次調査の20～24歳層と第9次調査の25～29歳層の比較からもわかるように、現在20～24歳である者が5年後に25～29歳に達するときには、その理想子供数も2.6人近辺まで増大するものと考えられる。

表19 妻の年齢別平均理想子供数の推移

(人)

妻の年齢	第6次調査 (昭和47年)	第7次調査 (昭和52年)	第8次調査 (昭和57年)	第9次調査 (昭和62年)
20～24歳	2.71	2.48	2.45	2.39
25～29歳	2.81	2.49	2.57	2.57
30～34歳		2.57	2.64	2.67
35～39歳	2.86	2.64	2.68	2.70
40～44歳		2.69	2.63	2.71
45～49歳		2.78	2.61	2.68
総数	2.82	2.61	2.62	2.66

(3) 予定子供数と理想子供数の人口学的社会経済的格差

どのような社会的経済的要因が予定子供数の決定に寄与しているのかを検討するために、35歳未満の妻について予定子供数を従属変数とするステップワイズ変数選択法による重回帰分析が行われた。説明変数としては、理想子供数、初婚年齢、夫の現在の職業、妻の現在の就業状態、結婚直後親と同居したか否か、子供の教育に対する考え方(男の子、女の子それぞれについてどの程度の教育程度を望むのか)、夫の続柄、妻の続柄、夫の学歴、妻の学歴、夫の出身地と現住地の組合せ(ずっと農村に住んでいるか、ずっと都市に住んでいるかなど)、同じく妻の出身地と現住地の組合せ、人生観、知り合ってから結婚までの期間、結婚形態、愛の存在の有無(結婚したとき夫との間に愛情があったかどうか)であった。カテゴリカルなデータについてはダミー変数が用いられた。

結果は表20に示されている。比較的高い決定係数のほとんどが理想子供数によって説明されており、この他の変数によって説明される予定子供数の分散はわずか4%ほどに過ぎない。そのわずかな寄与度のなかでも、結婚年齢が高いほど予定子供数は少なくなり、高年齢出産忌避の傾向が如実である。また、妻がパートタイム雇用者である場合または内職・家族従業者である場合に予定子供数は少なくなっている。常勤と無職の者に比べて経済的にも時間的にも逼迫している可能性を示唆している。結婚直後親と同居する場合には予定子供数が高めとなっている。男の子の教育について大学へ行くも行かぬも本人次第という大学進学に固執しない柔軟な考えを持っている場合には予定子供数の多い傾向

表20 予定子供数の重回帰分析

変数	β	t 値
理想子供数	0.592	39.564 **
妻の結婚年齢	- 0.090	- 5.969 **
妻の現在の就業状態/パート	- 0.076	- 5.088 **
妻の現在の就業状態/家族従業	- 0.064	- 3.951 **
男の子が大学へ進学するか否かは本人の自由	0.047	3.131 **
結婚直後親と同居	0.048	3.003 **
妻の出身/地方×現住所/中都市	0.036	2.194 **

R = .63 修正された R² = .40

注) 対象は35歳未満の妻.

** P < .01

が示されている。

同様に理想子供数についても重回帰分析が行われた。説明変数は初婚年齢、夫の現在の職業、妻の現在の就業状態、結婚直後親と同居したか否か、子供の教育に対する考え方（男の子、女の子それぞれについてどの程度の教育程度を望むのか）、夫の続柄、妻の続柄、夫の学歴、妻の学歴、夫の出身地と現住地の組合せ（ずっと農村に住んでいるか、ずっと都市に住んでいるかなど）、同じく妻の出身地と現住地の組合せ、人生観、知り合ってから結婚までの期間、結婚形態、愛の存在の有無であった。カテゴリカルなデータについてはダミー変数が用いられた。

その結果（表21）、決定係数から明らかなように理想子供数の分散の高々4%ほどが統計的に有意な効果を持つ独立変数によって説明されるにすぎない。現在の住居の部屋数が多いほど理想子供数は大きくなっている。予定子供数の場合と同様に、結婚直後に親と同居する場合および男の子の教育について大学進学に固執せず柔軟な態度を採っている場合には理想子供数が高い傾向が示されている。理想という性質から高齢出産の心配などをする必要がないので、予定子供数とは対照的に妻の初婚年齢などは有意な効果をもっていない。しかし、予定子供数に部屋数が影響せず理想子供数に影響したのは意外であった。

表21 理想子供数の重回帰分析

変数	β	t 値
現在の住居の部屋数	0.090	4.004 **
妻の続柄/女姉妹だけの末っ子	- 0.056	- 2.999 **
結婚直後親と同居	0.067	2.973 **
男の子が大学へ進学するか否かは本人の自由	0.050	2.669 **

R = .21 修正された R² = .04

注) 対象は35歳未満の妻.

** P < .01

(4) 予定子供数と理想子供数の差

表22は35歳未満の有配偶女子について、予定子供数と理想子供数の関係を表している。

この表において最も印象的なことは、子供3人を理想とする者のうちかなりの割合が第3子を持つことをためらっているという事実である。明らかに第3子の出産を望みながらそれに踏み切れないこれらの有配偶女子の存在が予定子供数の圧縮に大きく貢献している。もちろん、4人以上の子供を理

表22 理想子供数と予定子供数の関係

(%)

理想子供数	予 定 子 供 数							平均予定 子供数
	総 数	0 人	1 人	2 人	3 人	4 人	5人以上	
0 人	100.0 (34)	<u>57.1</u>	8.6	28.6	2.9	-	-	0.76人
1 人	100.0 (74)	4.0	<u>84.0</u>	10.7	-	-	-	1.07
2 人	100.0 (1,290)	0.2	6.2	<u>88.1</u>	2.9	0.3	0.1	1.97
3 人	100.0 (1,483)	0.1	2.1	37.9	<u>56.9</u>	0.7	0.1	2.58
4 人	100.0 (264)	-	1.5	30.1	44.6	<u>21.9</u>	-	2.89
5人以上	100.0 (13)	-	6.3	18.8	31.3	6.3	<u>18.8</u>	3.15

注1) 下線を引いた数字は、理想子供数と予定子供数が一致する夫婦の割合。

注2) ()内は標本規模。

注3) 35歳未満の妻について。

想とする者の多くがそれを実現することは難しいと考えているが、その4人以上を理想とする有配偶女子の割合は10%に満たないため予定理想差に大きな影響は与えていない。したがって、3人の子供が理想でありかつそれが可能であると考える者と3人の子供をはっきりと理想としながらそれを不可能と判断する者を弁別する要因は何かを明らかにすることは重要である。

判別関数法によって理想子供数が3人でありながら2人の子供を予定する者の特徴を探ってみた。それによれば、結婚後親と同居していない場合、妻がパート労働あるいは家族従業や内職についている場合、恋愛結婚の場合、妻の結婚年齢が高い場合などにおいて理想子供数の3人を達成することにより強い躊躇が見いだされた。たとえば、親と同居していない場合には経済的なあるいは育児家事労働の手伝いなどによる親の援助を受けにくく第3子の出産に消極的になるのかもしれない。妻の就業状態の影響は家計に第3子の誕生を許容する余裕があるかどうかを反映している可能性が高い。また、現在の日本では見合いの割合が20%近くまで低下しており、見合いによって結婚する人は婚期に遅れたものの子供を強く欲している可能性が高いと考えられるので、恋愛結婚の場合に比べて理想である3人目の子供を実現したいと欲している確率が高いといえよう。一方、妻の結婚年齢が高い時には高齢出産忌避のために予定子供数が理想より少なくなることは当然であろう。したがって、核家族や恋愛結婚が今後大幅に減少することはありそうもないと思われること、また、労働市場における婦人の地位が大きく変わるまでには男女雇用機会均等法にもかかわらずまだ時間がかかるであろうと考えると、子供3人を持つことを理想とする者が相当数存在するにもかかわらずその大きな割合が今後も第3子の出産に躊躇するであろうことをこの結果は示している。

(5) 性別選好

前回の調査と同様に今回の調査においても、子供として持つならば男の子何人、女の子何人が理想であるかを尋ねている。表23は、理想子供数別の理想男女組合せを前回調査と今回調査について比較している。子供1人を理想とする妻の絶対数は少ないものの、男子と女子に対する志向は前回ほぼ対等であったのに対し、今回の調査では明らかに女子に対する志向が高まっている。理想子供数が2人の場合には、あくまで男子1人、女子1人を理想とする妻が圧倒的に多い。しかし、男女どちらか一

表 23 理想子供数別、理想男女児組合せ別夫婦割合

(%)

理想子供数	理想男女組合せ	第 8 次 調 査 (昭和57年)	第 9 次 調 査 (昭和62年)
1 人	男 1 人, 女 0 人	51.5 (17)	37.1 (20)
	男 0 人, 女 1 人	48.5 (16)	62.9 (34)
2 人	男 2 人, 女 0 人	8.8 (121)	4.1 (72)
	男 1 人, 女 1 人	82.4 (1,134)	85.5 (1,515)
	男 0 人, 女 2 人	8.9 (122)	10.4 (183)
3 人	男 3 人, 女 0 人	0.7 (11)	0.5 (14)
	男 2 人, 女 1 人	62.4 (1,025)	52.3 (1,372)
	男 1 人, 女 2 人	36.2 (594)	46.2 (1,211)
	男 0 人, 女 3 人	0.7 (27)	1.0 (27)

注) () 内は標本規模.

方のみを理想とする人々を比較してみると、ここでもまた女子2人を理想とする者が男子2人を選択する者を上回るに到っている。さらに、全体の中で最も割合の大きい理想子供数が3人の場合には、前回、男子2人、女子1人の組合せを理想とする者が男子1人、女子2人の組合せを理想とする者をほぼ6:4で大きく上回っていたのに対し、今回は両者の差が縮小している。絶対数は少ないものの、今回の調査では女子3人を望む者の数も男子3人を理想とする者の数をしのいでいる。これらの事実、ここ数年の間に女子に対する志向が強まっていることを示唆している。

V 避妊と中絶

1. 避妊

(1) 避妊の実行率

今回の調査では10年前の第7次調査と同様に、調査時点における避妊の実行状況を調べた。それによると、全夫婦の64.6%が調査時点現在「避妊をしている」と答えた(表24)。これに「以前はしていたが今はしていない」11.1%を加えると、全夫婦の9割近くが避妊を経験したことがあることになる。妻の年齢別に見ると、30代後半の現在実行率が74.1%で最も高く、若年齢と高年齢で低くなっている。今回の結果を昭和49年世界出産力調査、昭和52年の第7次出産力調査の結果と比べると、30代の後半以降で現在実行率の上昇がみられ、それによって全夫婦についても現在実行率が上昇していることがわかる。

避妊現在実行率を追加予定の子供の有無別にみると(表25)、今後追加出生予定のある夫婦では45.1%にすぎないのに、今後追加出生予定のない夫婦では75.8%にのぼる。追加出生予定のない夫婦の現在実行率を年齢別に見ると、30代前半が最も高く87.3%に達する。40代で現在実行率が下がるのは、この年齢層では閉経などで子供を生めない夫婦が増えるためと考えられる。追加出生予定があるのに避妊を実行するのは出産間隔の調節(出生延期)を目的とする避妊と考えられるが、このような避妊の実行率は、まだ予定子供数を達成していない夫婦が多い20代でとくに高い。

(2) 避妊方法

今回の調査では現在避妊を実行中の夫婦に避妊の具体的方法を尋ねている。避妊現在実行者の総数

表24 妻の年齢別避妊の実行状況

(%)

妻の年齢	避妊の実行状況					参考(現在実行率)	
	総数	現在実行中	現在不実行		不詳	WFS (昭和49年)	第7次調査 (昭和52年)
			経験あり	経験なし			
～19歳	100.0 (18)	38.9*	33.3	22.2	5.6	50.0*	43.8*
20～24	100.0 (305)	51.1	26.2	18.7	3.9	51.0	50.0
25～29	100.0 (1,202)	60.3	25.0	10.6	4.1	60.5	60.2
30～34	100.0 (1,732)	71.6	14.1	10.8	3.5	68.2	72.0
35～39	100.0 (2,246)	74.1	11.1	9.6	5.2	71.5	69.4
40～44	100.0 (1,676)	68.1	15.4	10.4	6.0	59.9	53.1
45～49	100.0 (1,523)	45.2	32.2	13.2	9.3	34.0	22.9
総数	100.0 (8,702)	64.6	18.7	11.1	5.6	58.9	57.3

注1) WFS(世界産力調査)は既婚女子、第7次、第9次は有配偶女子が対象。

注2) *印は該当標本数が20未満のもの。

を避妊の方法別に分けると、コンドームが74.7%で断然多く第1位、性交中絶法が15.6%、オギノ式が14.1%でこれに続く(表26)。欧米諸国では不妊手術、IUD、経口避妊薬(ピル)を含めたいわゆる近代的避妊法(modern contraceptive methods)の利用率が増えているが、今回の調査では不妊手術が男女あわせて7.1%、リング・IUDが4.6%、ピルが1.4%で、合わせて13.1%にとどまった。避妊方法割合を年齢別にみると、高年齢ほどコンドーム、性交中絶、オギノ式が少なく不妊手術、IUDが多くなる。また避妊方法割合を現存子供数別にみると、現存子供数が多いほどコンドーム、性交中絶、オギノ式が少なくなり、不妊手術、IUDが多くなる。

表25 妻の年齢別、追加出生予定別避妊実行率(%)

妻の年齢	総数	予定あり	予定なし
20～24歳	51.1	48.6	83.3
25～29	60.3	51.4	86.7
30～34	71.6	41.6	87.3
35～39	74.1	21.2	83.3
40～44	68.1	6.7	74.7
45～49	45.2	0.0	51.0
総数	64.6	45.1	75.8

表26 妻の年齢別、現在実行中の避妊方法別、避妊実行夫婦割合

(%)

妻の年齢	総数	①夫の 不妊手術	②妻の 不妊手術	①～② 小計	③ Iコリ Uイン Dルグ	④ 経口 避妊薬 (ピル)	①～④ 小計	⑤ コンドーム	⑥ オギノ式	⑦ 性交中絶法	⑧ タバコ ンサリ ン 他	⑨ そ の 他
～19歳	(7人)	-	-	-	-	-	-	100.0	-	14.3	14.3	-
20～24歳	(156人)	-	0.6	0.6	1.3	1.3	3.2	79.5	14.7	29.5	1.3	1.3
25～29歳	(725人)	-	1.2	1.2	1.9	1.1	4.2	81.7	15.6	21.9	0.1	1.0
30～34歳	(1,240人)	0.8	4.1	4.9	4.6	1.6	11.1	77.3	15.2	18.7	0.2	0.3
35～39歳	(1,664人)	1.3	5.6	6.9	5.5	1.7	14.1	74.0	14.2	14.6	0.3	0.8
40～44歳	(1,142人)	2.4	6.4	8.8	5.1	1.1	15.0	73.6	13.0	11.7	0.4	1.2
45～49歳	(689人)	4.5	11.6	16.1	5.7	1.0	22.8	64.9	12.0	11.0	0.9	2.0
総数	(5,623人)	1.6	5.5	7.1	4.6	1.4	13.1	74.7	14.1	15.6	0.4	1.0

注) 避妊方法についての質問は複数回答ゆえ、合計は100%を超えることもある。

2. 人工妊娠中絶

(1) 調査時点までの中絶回数

今回の調査では調査時点までの妊娠回数、死産回数、人工妊娠中絶回数、出生回数を調べている。調査対象者は全体で平均2.5回の妊娠をし、そのうち平均0.2回(妊娠数の9%)を死産で失ない、平均0.3回(同13%)の中絶を経験し、最終的に平均1.9人(同79%)の出生を得る。同じことを、ほぼ妊娠、出産活動を終えたと目される45～49歳の妻についてみると、平均2.9回の妊娠を経験し、そのうち平均0.3回(9%)を死産で失ない、平均0.6回(19%)の中絶を経験し、最終的に平均2.2人(76%)の子供を生んでいる。

妻の年齢別に人工妊娠中絶回数をみてみると、調査対象者全体では、中絶の経験者は23%で経験者の平均中絶回数は1.5回となっている。同じことを45～49歳の妻についてみると、中絶経験者は33%で経験者の平均中絶回数は1.6回である。

現在の避妊実行者について実行中の避妊方法別に中絶経験をみてみると、最も利用率の高いコンドーム利用者は他の方法の利用者に比べ中絶の経験率も平均回数も低い。この避妊方法と中絶経験の関係は次のように解釈できよう。日本人夫婦の多くは夫主導型の避妊方法(主としてコンドーム)に頼っており、それで失敗妊娠がなければ中絶を利用することもない。しかるにオギノ式や性交中絶法のように避妊効率の低い方法しか利用しなかった夫婦は中絶が多い。さらには夫主導型の避妊方法がうまくいかなかった夫婦あるいは避妊を実行しなかった夫婦が中絶を繰り返し、しかる後に近代的避妊方法(不妊手術、IUD)を採用する。つまり日本では夫が避妊に熱心な夫婦ほど中絶を経験せず、したがってわざわざ近代的避妊方法を採用しないという結果になっているものと考えられる。

(2) 妊娠歴からみた中絶

今回の調査では5回までの妊娠について各回の妊娠前の避妊実行の有無、避妊の目的、避妊の成果、さらには妊娠の結果を調べている。ここでは妊娠順位別の妊娠結果について中絶に焦点を当てて若干

表27 妊娠順位別妊娠結果

(%)

妊娠順位	延妊娠数	妊 娠 結 果			
		出 生	死 ・ 流 産		
			小 計	自 然	人 工
第 1 妊 娠	100.0(7,535)	88.9	11.1	8.1	3.0
第 2 妊 娠	100.0(6,217)	85.4	14.6	8.1	6.5
第 3 妊 娠	100.0(3,186)	71.4	28.6	10.3	18.3
第 4 妊 娠	100.0(1,322)	51.8	48.2	11.5	36.7
第 5 妊 娠	100.0(550)	45.3	54.7	9.1	45.6
総 数	100.0(18,719)	80.9	19.1	8.7	10.4

注1) 総数は妊娠5回目までの合計。

注2) 延妊娠数は、たとえば第1妊娠については1回以上の妊娠を経験した妻のすべての第1妊娠を含む。

検討しておこう。

表27によれば、5回までの妊娠総数のうち10%は中絶される、これを妊娠順位別にみると中絶割合は第2妊娠までは10%に満たないのに、第3妊娠では18%、第4妊娠では37%に増え、第5妊娠では46%に達する。今回の調査結果を昭和49年に実施された世界出産力調査の結果と比べると、第1、第2妊娠での中絶割合が下がり、その結果全妊娠についての中絶割合も低下していることが分る。

表28は妊娠順位別、避妊実行の有無別に出生100当りの中絶率をみたものである。これによると、第1、第2妊娠までは対出生中絶率は避妊実行の有無にかかわらず10%に満たないのに、第3妊娠になると、避妊実行者では40%に急上昇するのに対し避妊不実行者では若干の上昇にとどまる。避妊実行者ではさらに妊娠順位が上がるとともに中絶率は急激に上昇していくのに対し、避妊不実行者の場合の上昇はごくわずかである。以上の事実は、避妊実行者の多くは次の出生を予定していないのに対して、避妊不実行者のなかには次の出生を予定しているものが多いことを表わしていることは言うまでもない。しかしながら高妊娠順位における両者の隔絶した差は、避妊に失敗したら中絶に訴えてでもこれ以上子供は産まないという避妊実行者の出生抑制動機の強さをも反映したものと見えよう。

(3) 出産計画と失敗妊娠中絶率

各妊娠段階ごとに避妊実行者の失敗妊娠の中絶率を避妊目的別にみると(表29)、延期目的の失敗妊娠の中絶率は結婚→第1妊娠段階の13%から第3→第4段階の39%まで妊娠段階が進んでもそれほど上昇しない。しかるに停止目的の失敗妊娠中絶率は第1→第2妊娠段階から第2→第3段階へ移る際に28%から60%へと格段に上昇し、その後もわずかながら上昇し続ける。ここでも第2子を生んだ後第3子を生まないようにする努力が顕著である。

停止目的の失敗妊娠中絶を結婚コホート別にみると、中絶は第1→第2妊娠段階以上のすべての

表28 妊娠順位別、避妊実行の有無別対出生100当り中絶率

(%)

妊娠順位	総 数	避 妊 実 行	避 妊 不 実 行
第 1 妊 娠	3.3	5.8	2.6
第 2 妊 娠	7.6	8.9	6.2
第 3 妊 娠	25.7	40.1	11.9
第 4 妊 娠	70.8	126.3	27.5
第 5 妊 娠	100.8	189.0	33.8
総 数	12.8	23.4	6.3

段階において、新しい結婚コーホートほど低下している。失敗妊娠中絶率の低下傾向は計画外出生率の低下と矛盾するように思われる。しかしながら、古いコーホートでは避妊だけでは計画外出生を阻止できず多くの夫婦が失敗妊娠の中絶に頼らざるをえなかったのに、新しいコーホートでは避妊による計画外出生の抑制が進み、出生抑制動機の強い失敗妊娠者が少なくなってきたためではないかと考えられる。

表29 妊娠段階別、出産計画別失敗妊娠中絶率 (%)

妊 娠 段 階	失 敗 妊 娠 中 絶 率		
	総 数	停止目的	延期目的
結婚から 第1回の妊娠まで	13.4	19.3	12.8
第1回の妊娠から 第2回の妊娠まで	20.5	27.9	20.0
第2回の妊娠から 第3回の妊娠まで	43.0	60.3	28.3
第3回の妊娠から 第4回の妊娠まで	63.2	74.6	38.7
第4回の妊娠から 第5回の妊娠まで	69.1	76.4	34.0
総 数	35.8	64.1	21.8

Marriage and Fertility in Present-Day Japan : Major Findings of the Ninth Japanese National Fertility Survey

Makoto ATOH, Eiko NAKANO, Kenji OTANI and Ryuichi KANEKO

The Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare carried out the Ninth Japanese National Fertility Survey on the 4th of June in 1987. The unit of observation was a currently married woman aged under 50 living with her husband and one stage cluster sampling method was applied. As a universe of sampled clusters, census districts of the 1985 Population Census were adopted. From the population of clusters, namely about 740 thousands census districts, 400 census districts were systematically sampled, yielding 10,297 currently married women among whom 9,522 wives (92.5%) responded satisfactorily. Major findings are as follows :

(1) Age at first marriage

Wife's and husband's age at first marriage have monotonously increased since the mid-1960s. The mean age at first marriage of couples who married on a love-match basis is younger than that of couples who had recourse to an arranged marriage and the difference between them has enlarged in recent years.

(2) Mate selection

Those with high education tend to avoid marrying those with low education

who, in turn, tend to choose a spouse with low education. Women are tempted to marry a man more highly educated than themselves, while men are attracted by women with the education same as or lower than that of themselves.

(3) Love match and arranged marriage

These days the proportion of love match is about 75 per cent of all marriages. Forty per cent of wives who had an arranged marriage replied that they loved their spouse when they married. The higher the age at first marriage, the larger the probability to have recourse to an arranged marriage.

(4) Time from encounter to marriage

The average time elapsed from encounter to marriage is 4.9 months for love matches and is 23.6 months for arranged marriages.

(5) Type of family immediately after marriage

The proportion of newly married couples who live with their parents had continuously decreased since the end of World War II until the 1960s, levelling off at around 30 per cent thereafter. When a husband is the eldest son, works in primary industry or is a self-employee, this proportion tends to be high.

(6) Wife's employment after marriage

More than 40 per cent of wives are employed in the meantime between marriage and the first pregnancy, while the proportion gets halved thereafter.

(7) Fertility

The number of children ever-born for couples with 15-19 year marriage duration is now under 2.2. However, the proportion of childless and one-child families is still very small, suggesting the stability of two-child preference in Japanese society.

(8) Birth timing

Increasing number of women become pregnant before marriage. More than 90 per cent of wives have the first birth within 5 years after marriage and 80 per cent of those with the first birth have the second birth within 7 years after marriage.

(9) Fertility preference

Sixty per cent of young couples of these days intend to have two children, whereas three-child families are intended by 30 per cent of young couples. There are many couples considering three children ideal while intending to have only two children.

(10) Contraception and abortion

Nearly 90 per cent of all couples have experienced contraception, while the most popular method is still the condom. Twenty three per cent of all the respondents have experienced induced abortion. The average number of their abortion is 1.5. The higher the order of pregnancy, the larger the probability to abort when they fail to stop their reproductive career, whereas that probability does not increase so much when the failed contraceptions are used to postpone the pregnancy.

多地域人口成長モデルにおける パラメータ推定問題について¹⁾

稲 葉 寿

1. はじめに

Rogers と Willekens を中心として IIASA (International Institute for Applied Systems Analysis) のプロジェクト「Migration and Settlement ; Multiregional Comparative Study²⁾」において開発された多地域人口成長モデルは、人口学における多次元モデル (multidimensional models) の代表的な成果であり、今日では地域人口プロジェクション³⁾に限らず労働力モデル (Willekens, 1980⁴⁾) や結婚モデル (Willekens, et al., 1982⁵⁾)、世帯推計 (Keilman, 1988⁶⁾) 等に用いられるようになってきており、その応用範囲は極めて広いといえよう。一般に人口学における多次元モデルは、対象となる人口がなんらかの自然的、ないし社会的な属性によって状態別に部分人口へと分解されうる場合に、相互に結合された各部分人口のダイナミックスを統一的に記述しようとするものである。このような人口の諸属性としては、居住地域、結婚状態、パリティ等が考えられる。多次元の離散時間人口成長モデル (一般化レスリーモデル) は通常、線形差分方程式系で記述され、その数

- 1) 本稿執筆のきっかけを与えて頂いた河辺宏教授 (日本大学人口研究所)、南条善治教授 (福島県立医科大学) に感謝いたします。
- 2) IIASA のプロジェクト “The Migration and Settlement Study” は Andrei Rogers をリーダーとして関係17ヶ国の研究者の協力のもとに1976年から7年間にわたっておこなわれ、その成果は IIASA の Research Report, Working Paper および研究誌 *Environment and Planning* の IIASA 特集号 (Series A, Vol. 10, 1978, Vol.12, 1980) に公表されるとともに、Andrei Rogers and Frans Willekens eds., *Migration and Settlement: A Multiregional Comparative Study*, D. Reidel, 1986, として総括的報告がなされている。また関係17ヶ国のすべてに対してこのモデルを適用した結果がカントリーレポートとして IIASA より発表されている (IIASA, Executive Report 9, 1986, 参照)。また以下もこれに関連した論文集である。Kenneth C. Land and Andrei Rogers eds., *Multidimensional Mathematical Demography*, Academic Press, 1982, Andrei Rogers ed., *Migration, Urbanization, and Spatial Population Dynamics*, Westview Press, Boulder and London, 1984.
- 3) わが国について IIASA モデルを適用したものとしては以下がある。Zenji Nanjo, Tatsuhiko Kawashima and Toshio Kuroda, *Migration and Settlement: 13. Japan*, Research Report RR-82-5, IIASA, 1982, Toshio Kuroda and Zenji Nanjo, *Rogers' Model on Multiregional Population Analysis and its Application to Japanese Data*, NUPRI Research Paper Series No. 9, Nihon University, Tokyo, Japan, 1982, 川島辰彦, 大鹿隆, 大平純彦, 木村文勝, 「わが国の地域別年齢階級別将来人口像—ロジャーズ—ウィルキンス・モデル (IIASA モデル) の応用」, 学習院大学『経済論集』, 18巻2号, 1982年, pp. 3-69.
- 4) F. J. Willekens, “Multistate analysis: tables of working life”, *Environment and Planning A*, Vol.12, 1980, pp.563-588.
- 5) F. J. Willekens, I. Shah, J. M. Shah and P. Ramachandran, “Multi-state Analysis of Marital Status Life Tables: Theory and Application”, *Population Studies*, 36(1), 1982, pp.129-144.
- 6) N. Keilman, “Dynamic household models”, in Nico Keilman, Anton Kuijsten and Ad Vossen eds., *Modelling Household Formation and Dissolution*, Clarendon Press, Oxford, 1988, pp.123-138.

学的構造はよく知られている⁷⁾。したがって実用上の主要な問題は、モデル中にあらわれるパラメータを経験的なデータから推定する点にある。Rogers (1975), Rogers and Ledent (1976), Willekens and Rogers (1978), Ledent and Rees (1980)⁸⁾等の主要な貢献はこの問題に対して多次元生命表の理論を定式化することによって解答を与えたことにある。しかし、Willekens (1984)⁹⁾が示しているように、一般化レスリー行列の要素推定は、多地域生命表を前提とせずとも可能であるし、データの観測方法やプロジェクションの目的によっては、その方が適切である場合もある。

本稿の主要な目的は、Willekens-Rogers-Ledentの推定方法を、彼らの議論とは対照的に、多次元生命表の理論を経由することなく、連続時間モデルを直接に離散化するという方法によって示すことによって諸公式の背後にある仮定をより明確にし、その適用の限界を確定することである。また、連続体モデルを離れて、純粋に現象論的レベルにおいて一般化レスリー行列の要素推定を行うことも可能であることから、我々は地域に関して集計された人口(全国人口)が与えられている場合に、これとコンシステントな地域推計をおこなう手段としてそのようなパラメータ決定の方法を最後に考察することとしよう。

2. 一般化レスリーモデル

ここではまず、一般化レスリーモデル (the generalized Leslie model) の形式的構造についての結果をまとめておく¹⁰⁾。

離散時間過程を考えるために時間および年齢の刻みを $h > 0$ としよう。 $p^n(t)$ を時刻 $t (t = 0, h, 2h, \dots)$ において地域 $i (i = 1, 2, \dots, N)$ 、年齢区間 $[(n-1)h, nh) (n = 1, 2, \dots, \omega)$ に属する人口数としよう。ただし N は地域の数、 ω は年齢区間の数である。人口ベクトル $p^n(t), p(t)$ を以下のように定義する。

$$p^n(t) = \begin{pmatrix} p_1^n(t) \\ \vdots \\ p_N^n(t) \end{pmatrix}, \quad p(t) = \begin{pmatrix} p^1(t) \\ \vdots \\ p^\omega(t) \end{pmatrix}.$$

$s_{ij}(n) (1 \leq i, j \leq N, 1 \leq n \leq \omega)$ を時間的に不変な生残率、すなわち年齢区間 $[(n-1)h, nh)$ において地域 j に生存していた人口のうち、単位時間 h の後年齢区間 $[nh, (n+1)h)$ において地域 i に生残しているものの割合を示すとしよう。このとき定義から

7) 一般化レスリーモデルの数学的構造については以下を参照。 Andrei Rogers, *Introduction to Multi-regional Mathematical Demography*, John Wiley & Sons, 1975, Joel E. Cohen, "Multiregional age-structured populations with changing rates: weak and stochastic ergodic theorems", in Kenneth C. Land and Andrei Rogers eds., *Multidimensional Mathematical Demography*, New York, Academic Press, 1982, pp.477-503. 稲葉寿, 「多地域人口成長の離散時間モデルについて」, 『人口問題研究』, 第179号, 1986, pp. 1-15.

8) Andrei Rogers and Jacques Ledent, "Increment-decrement life tables: a comment", *Demography*, 13(2), 1976, pp.287-290, Frans Willekens and Andrei Rogers, *Spatial Population Analysis: Methods and Computer Programs*, Research Report RR-78-18, 1978, IIASA, Laxenburg, Austria, Ledent, J. and Rees, P., *Choices in The Construction of Multiregional Life Tables*, Working Paper WP-80-173, 1980, IIASA, Laxenburg, Austria.

9) F.J.Willekens and P.Drewe, "A Multiregional Model for Regional Demographic Projection", in Henk ter Heide and Frans J. Willekens eds., *Demographic Research and Spatial Policy: The Dutch Experience*, Academic Press, 1984, pp.309-334.

10) 注7) Rogers (1975), 稲葉 (1986) 参照。また以下を見よ。 Kao-Lee Liaw, *Multiregional Population Projections: An Analytical Approach*, Working Paper WP-81-81, 1981, IIASA, Laxenburg, Austria.

$$p_i^{n+1}(t+h) = \sum_{j=1}^n s_{ij}(n) p_j^n(t), \quad 1 \leq n \leq \omega-1. \quad (2.1)$$

$S(n)$ を $s_{ij}(n)$ 要素とする $N \times N$ 行列とすれば

$$p^{n+1}(t+h) = S(n) P^n(t), \quad 1 \leq n \leq \omega-1. \quad (2.2)$$

ただし, $p^\omega(t)$ がオープンエンドの年齢区間 $[(\omega-1)h, \infty)$ の人口を示す場合, $s_{ij}(\omega)$ を年齢区間 $[(\omega-1)h, \infty)$ において地域 j に生存していた人口のうち単位時間 h 後に年齢区間 $[\omega h, \infty)$ において地域 i に生存しているものの割合として, これを第 (i, j) 要素とする N 次行列を $S(\omega)$ として, (2.2) のかわりに

$$p^\omega(t+h) = S(\omega-1) p^{\omega-1}(t) + S(\omega) p^\omega(t), \quad (2.3)$$

を用いる場合もある。一方, $S(\omega)$ を使用しない場合は $s_{ij}(\omega-1)$ は生残率ではなく単に j -地域における年齢区間 $[(\omega-1)h, \omega h]$ の人口と h 時間後の i -地域における年齢区間 $[\omega h, \infty)$ の人口との比をあらわすと解釈される。つぎに $m_{ij}(n)$ を有効出生率 (effective fertility rate), すなわち時刻 t において地域 j に生存していた一個体から, 時間 $[t, t+h]$ のあいだに出生し, 時刻 $t+h$ において地域 i , 年齢区間 $[0, h]$ に生残している個体数の平均を示すとしよう。このとき

$$p_i^1(t+h) = \sum_{j=1}^N \sum_{n=1}^{\omega} m_{ij}(n) p_j^n(t). \quad (2.4)$$

$M(n)$ を $m_{ij}(n)$ を (i, j) 要素とする $N \times N$ 行列とすれば,

$$p^1(t+h) = \sum_{n=1}^{\omega} M(n) p^n(t). \quad (2.5)$$

一般化レスリー行列 (generalized Leslie matrix) を以下のように定義する。

$$G = \begin{pmatrix} M(1), M(2), \dots, M(\omega) \\ S(1) & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & & & 0 \\ & & & S(\omega-1), S(\omega) \end{pmatrix}. \quad (2.6)$$

ここでむしろ $S(\omega)$ を用いない場合は $S(\omega) = 0$ とおくとする。以上の定義によって以下を得る。

$$p(t+h) = G \cdot p(t) \quad (2.7)$$

この差分システムを一般化レスリーモデルまたは多地域投影過程 (multiregional projection process) とよぶ。(2.7) に従う人口 $p(t)$ は初期人口 $p(0)$ が与えられれば, 時刻 $t = mh$, $m=0, 1, 2, \dots$ について $p(t) = G^m p(0)$ によって定まる。 G は非負行列であるから, 非負の固有値 λ_0 (Frobenius 根) と対応する非負固有ベクトル φ_0 を有する (Perron-Frobenius の定理)。さらに G が原始的 (primitive) であれば, フロベニウス根 λ_0 は他の固有値の絶対値のいずれよりも大きく (strictly dominant), 固有方程式の単根 (simple root) である。このとき以下が成り立つ。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lambda_0^{-n} G^n \cdot p(0) = \frac{\langle v_0, p(0) \rangle}{\langle v_0, \varphi_0 \rangle} \varphi_0, \quad (2.8)$$

ここで v_0 はフロベニウス根に対応する G の左固有ベクトルであり, \langle, \rangle はベクトルの内積である。一般に G が厳密に支配的で単純な実固有根 λ_0 をもてば, 人口ベクトルは時間とともに漸近的に λ_0 に対応する固有ベクトル φ_0 に比例するようになり, その成長率は λ_0 となる。すなわち φ_0 は安定人口分布であり, λ_0 は安定人口成長率を与える (強エルゴード定理)。

3. 連続時間モデル

対象となる人口の規模が十分に大きい場合には連続体モデルが有効である。実際、後にみるように、大規模人口の各種の動態率 (vital rates) は連続的な状態間推移強度関数の重み付き平均で与えられると考えられる。そこで我々は以下において連続時間多地域人口モデルを定式化し、次節以降においてこれを離散化することによって離散時間モデルのパラメータ推定問題を考えることにしよう¹¹⁾。

$p_i(a, t)$ を時刻 t における地域 i の年齢密度関数とする。すなわち $\int_a^b p_i(z, t) dz$ は地域 i における年齢区間 $[a, b]$ の人口数を与える。人口ベクトル $p(a, t)$ を

$$p(a, t) = \begin{pmatrix} p_1(a, t) \\ \vdots \\ p_N(a, t) \end{pmatrix};$$

と定義する。このとき連続時間の (時間的齊次) 多地域人口モデルは以下のシステムによって表される。

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} p(a, t) &= \left(-\frac{\partial}{\partial a} + Q(a) \right) p(a, t), \\ p(0, t) &= B(t), \end{aligned} \quad (3.1)$$

$$p(a, 0) = k(a),$$

ここで $k(a)$ は初期人口ベクトルである。 $Q(a)$ は $N \times N$ 次の本質的に非負な行列であり、その (i, j) 要素 $q_{ij}(a)$ ($i \neq j$) は年齢 a の人口が j 地域から i 地域へ移動する瞬間的移動率であり、対角要素は以下で与えられる。

$$q_{jj}(a) = -\mu_j(a) - \sum_{i \neq j} q_{ij}(a), \quad (3.2)$$

ここで $\mu_j(t)$ は地域 j における死亡力関数である。境界条件を与えるベクトル $B(t)$ の第 i -要素 $B_i(t)$ は地域 i における単位時間あたりの出生児数である。行列微分方程式

$$\frac{d}{da} L(a) = Q(a) L(a), \quad L(0) = I \quad (I \text{ は単位行列}), \quad (3.3)$$

の解として生残率行列 $L(a)$ を定義すれば、 $L(a)$ の第 (i, j) 要素 $l_{ij}(a)$ は j 地域で出生したもののうち、年齢 a で i 地域に生残しているものの割合を示している。推移率行列 $L(b, a)$ を $L(b, a) = L(b) L^{-1}(a)$ によって定義すれば、一般に

$$p(a+h, t+h) = L(a+h, a) p(a, t), \quad h \geq 0, \quad (3.4)$$

であり、システム (3.1) の解は以下のように与えられる。

$$p(a, t) = \begin{cases} L(a) B(t-a), & t-a > 0, \\ L(a, a-t) k(a-t), & a-t \geq 0. \end{cases} \quad (3.5)$$

とくに C を定数ベクトルとして $B(t) = C$; $k(a) = L(a) C$ と仮定すればすべての $t \geq 0$ に対して $p(a, t) = L(a) C$ を得る。これは基数ベクトル C をもつ定常人口モデルに他ならない。一般には $B(t)$ と $p(a, t)$ の間になんらかの汎関数関係が存在する。とくに安定人口モデルにおいては $B(t)$

11) 連続時間モデルについては前掲 Rogers (1975) (注7) の他に以下を参照せよ。稲葉寿, 「多次元人口成長の決定論的モデル」, 『人口問題研究』, 第172号, 1984, pp.39-62, 稲葉寿, 「多次元安定人口理論の数学的基礎 I : 古典論」, 『人口問題研究』, 第184号, pp.52-77, Hisashi Inaba, "A Semigroup Approach to the Strong Ergodic Theorem of the Multistate Stable Population Process", *Mathematical Population Studies*, Vol. 1, No. 1, pp.49-77, 1988.

は年齢密度関数の線形汎関数

$$B(t) = \int_0^{\infty} M(a) p(a, t) da, \quad (3.6)$$

によって与えられる。ただしここで $M(a)$ は対角行列であり、その対角要素 $m_{ii}(a)$ は地域 i における年齢別出生率を示す出生率関数である。(3.5) を (3.6) に投入すれば、ロトカの再生方程式 (Lotka's renewal equation)

$$B(t) = G(t) + \int_0^{\infty} \Psi(a) B(t-a) da \quad (3.7)$$

$$\Psi(a) = M(a) L(a), \quad G(t) = \int_0^{\infty} M(a) L(a, a-t) k(a-t) da$$

を得る。 $\hat{\Psi}(\lambda) = \int_0^{\infty} \exp(-\lambda a) \Psi(a) da$ とおけば、 $\hat{\Psi}(0)$ が分解不能であれば実数 r が存在して $\hat{\Psi}(r)$ は Frobenius 根として 1 を有し、対応する固有ベクトルを φ とすれば、定数 C が存在して、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-rt) B(t) = C\varphi \quad (3.8)$$

となることがわかる。したがってこのとき安定分布は $C \exp(-ra) L(a) \varphi$ で与えられ、安定人口成長率は r となる。

4. 生残率の推定

この節では地域間生残率 $s_{ij}(n)$ の推定方法を考えよう。定義より以下が成り立つ。

$$p_i^n(t) = \int_{(n-1)h}^{nh} p_i(a, t) da \quad (4.1)$$

一方、(3.4) より

$$p_i(a+h, t+h) = \sum_{j=1}^N l_{ij}(a+h, a) p_j(a, t), \quad 1 \leq i \leq N, \quad (4.2)$$

ただし $l_{ij}(b, a)$ は $L(b, a)$ の第 (i, j) 要素である。(4.1), (4.2) より

$$\begin{aligned} p_i^{n+1}(t+h) &= \int_{nh}^{(n+1)h} p_i(a, t+h) da = \int_{(n-1)h}^{nh} p_i(a+h, t+h) da \\ &= \sum_{j=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} l_{ij}(a+h, a) p_j(a, t) da \end{aligned} \quad (4.3)$$

以下において我々は人口 $p(a, t)$ が高々安定人口 (stable population) であると仮定する。すなわち r を自然成長率とすれば、ある定数ベクトル $C = (c_1, \dots, c_N)^T$ が存在して

$$p_i(a, t) = \sum_{j=1}^N \exp(r(t-a)) l_{ij}(a) c_j, \quad 1 \leq i \leq N, \quad (4.4)$$

とかける。特に $r=0$ の場合は定常人口 (stationary population) である。これを (4.3) に投入して、 $l_{ij}(b, a)$ の増殖性 (multiplicative property)¹²⁾ を用いれば、

$$p_i^{n+1}(t+h) = \sum_{j=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(t-a) l_{ij}(a+h) da \cdot c_j. \quad (4.5)$$

(2.1) より、

12) 生存率 (推移率) $L(b, a)$ の増殖性 (推移性) とは以下の性質をさす。

$$L(b, a) = L(b, c) L(c, a), \quad a \leq c \leq b.$$

$$\begin{aligned} p_i^{n+1}(t+h) &= \sum_{j=1}^N s_{ij}(n) p_j^n(t) = \sum_{j=1}^N s_{ij}(n) \int_{(n-1)h}^{nh} p_j(a, t) da \\ &= \sum_{j=1}^N s_{ij}(n) \sum_{k=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(r(t-a)) l_{jk}(a) da \cdot c_k. \end{aligned} \quad (4.6)$$

(4.5) および (4.6) より, 以下を得る.

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) l_{ik}(a+h) da \cdot c_k \\ = \sum_{j=1}^N s_{ij}(n) \sum_{k=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) l_{jk}(a) da \cdot c_k \end{aligned} \quad (4.7)$$

(4.7) は任意の基数ベクトル C に対して成り立つ必要があるから, 以下の関係式を得る.

$$\begin{aligned} \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) l_{ik}(a+h) da \\ = \sum_{j=1}^N s_{ij}(n) \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) l_{jk}(a) da. \end{aligned} \quad (4.8)$$

行列記法によれば, 以下のごとく書き直せる.

$$\int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) L(a+h) da = S(n) \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) L(a) da, \quad (4.9)$$

特に定常人口の場合は,

$$\hat{L}(n+1) = S(n) \hat{L}(n), \quad 1 \leq n \leq \omega-1. \quad (4.10)$$

となる. ただしここで,

$$\hat{l}_{ij}(n) = \int_{(n-1)h}^{nh} l_{ij}(a) da, \quad \hat{L}(n) = \int_{(n-1)h}^{nh} L(a) da.$$

である. すなわち定常人口において $S(n)$ は以下のように与えられる.

$$S(n) = \hat{L}(n+1) \hat{L}^{-1}(n). \quad (4.11)$$

ただし (4.11) においては, $\hat{L}(n)$ が逆行列を有し, 右辺が非負行列を与えることを仮定せねばならない. 一般に, 考えている人口過程が非定常 (non-stationary) であれば (4.11) は成り立たない. しかし各年齢区間で区分的に定常人口によって近似される場合, すなわち各時間間隔において出生児数がほぼ一定であり, 死亡率, 移動率の時間的変動が十分に小であれば, (4.11) が近似的になりたつと考えるてもよいであろう.

さて以上の準備の下で観測されるデータから $S(n)$ をもとめることを考えよう. 一般に人口学的なパラメータの推定方法は, どのような観測によってデータが入手されるかに強く依存している. 連続体モデルを背景として考えれば, 人口学的事象の瞬間的な年齢別発生率 (または人口の状態間推移強度) $\lambda(a)$ に対して, 観測される動態率 $A(\Omega)$ はレキシス平面上の重み付き平均

$$A(\Omega) = \frac{\int \int \lambda(a) p(a, t) da dt}{\int \int p(a, t) da dt}, \quad (4.12)$$

で与えられると考えられる.¹³⁾ 一方, 人口学的なデータ観測としては以下の三種が考えられる, (1) 期間的観測 (period observation), (2) 期間・コホートの観測 (period-cohort observation), (3) コホートの観測 (cohort observation).¹⁴⁾ これらに対応して (4.12) における積分領域 Ω は (1) ABCD,

13) Jan M. Hoem, "On the Interpretation of Certain Vital Rates as Averages of Underlying Forces of Transition", *Theoretical Population Biology* 2, pp.454-468, 1971.

14) 前掲 Willekens (1984) (注9) 参照.

(2) ABDF, (3) BCED, のようになる (図1 参照).

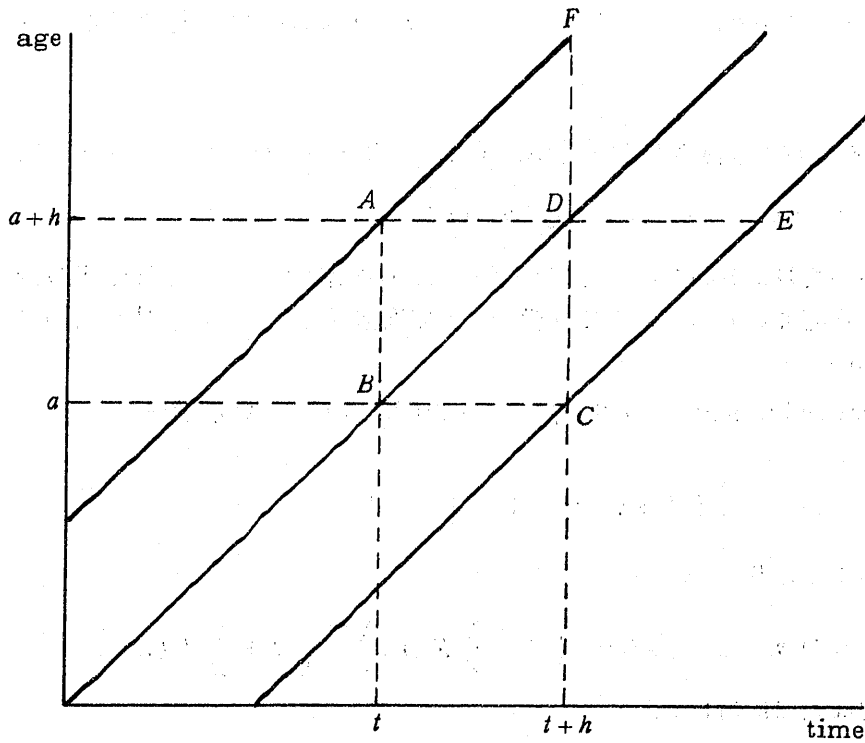


図1

期間的観測とコーホートの観測において重要なことは、高々安定人口に対しては年齢区間 $((n-1)h, nh)$ において観測される動態率 $A(n)$ について、 $l(a)$ を生残率とすれば、

$$A(n) = \int_{(n-1)h}^{nh} \lambda(a) l(a) da / \int_{(n-1)h}^{nh} l(a) da, \quad (4.13)$$

が成り立つことである¹⁵⁾。ただし、ここでは single-state の場合を考えているが、multi-state の場合は右辺の割り算を逆行列を掛ける操作であると考えればよい。このとき、我々のモデルについては以下が成り立つことが示される。

補題 4.1 $R(n)$ を高々安定人口に対してコーホートの観測をおこなって得た移動率行列であるかまたは、定常人口に対して期間的観測をおこなって得た移動率行列であるとすれば以下が成り立つ。

$$\int_{(n-1)h}^{nh} Q(a) L(a) da = R(n) \hat{L}(n). \quad (4.14)$$

(証明) $r_{ij}(n)$ を仮定のように観測された年齢階級 n の地域 j から地域 i への人口移動率とすれば、以下が成り立つことが (4.12) を仮定のもとで計算することによって容易に確かめられる。

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} q_{ij}(a) l_{jk}(a) da \cdot c_k \\ = r_{ij}(n) \sum_{k=1}^N \int_{(n-1)h}^{nh} l_{jk}(a) da \cdot c_k \end{aligned} \quad (4.15)$$

ここで c_k は基底ベクトルの第 k 成分である。これがすべての基底ベクトル C でなりたつには

15) 前掲 Hoem (1971) (注13) 参照。

$$\int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) q_{ij}(a) l_{jk}(a) da = r_{ij}(n) \hat{l}_{jk}(n), \quad (4.16)$$

となることが必要十分である。\$R(n)\$ は \$r_{ij}(n)\$ を \$(i, j)\$ 成分とする行列であるから (4.14) が成り立つ。□

このとき \$d_j(n)\$ を同様に観測された死亡率とすれば、以下が成り立つことがわかる。

$$r_{jj}(n) = -d_j(n) - \sum_{i \neq j} r_{ij}(n). \quad (4.17)$$

また IIASA 関連の文献においては、しばしば \$-R(n)\$ に相当するものを移動率の行列として用いていることに注意する必要がある。以上の準備のもとで推移率行列および生残率行列に対する Rogers-Ledent の公式を示そう。

命題 4.2 (Rogers and Ledent, 1976) 補題 4.1 の仮定の下で、線形近似

$$\hat{L}(n) = \frac{h}{2} \{ L(nh) + L((n-1)h) \}, \quad (4.18)$$

を採用すれば、以下が成り立つ。

$$L(nh, (n-1)h) = \left(I - \frac{h}{2} R(n) \right)^{-1} \left(I + \frac{h}{2} R(n) \right). \quad (4.19)$$

また区分的に定常な人口に対して、

$$S(n) = \left(I - \frac{h}{2} R(n+1) \right)^{-1} \left(I + \frac{h}{2} R(n) \right). \quad (4.20)$$

年齢区間 \$\omega\$ がオープンエンドであり、\$S(\omega)\$ を用いない場合には、

$$S(\omega-1) = -\frac{1}{h} R^{-1}(n) \left(I + \frac{h}{2} R(\omega-1) \right). \quad (4.21)$$

(証明) \$L(a)\$ の定義 (3.3) から

$$\frac{d}{d\rho} L(a+\rho) = Q(a+\rho) L(a+\rho).$$

したがって、

$$L(a+h) = L(a) + \int_0^h Q(a+\rho) L(a+\rho) d\rho, \quad (4.22)$$

を得る。(4.14) を用いれば、

$$L(nh) = L((n-1)h) + R(n) \hat{L}(n). \quad (4.23)$$

(4.18), (4.23) から、

$$\begin{aligned} L(nh, (n-1)h) &= I + R(n) \hat{L}(n) L^{-1}((n-1)h) \\ &= I + R(n) \frac{h}{2} \{ L(nh) + L((n-1)h) \} L^{-1}((n-1)h) \\ &= I + R(n) \frac{h}{2} L(nh, (n-1)h) + \frac{h}{2} R(n). \end{aligned}$$

これよりただちに (4.19) を得る。また (4.18) から

$$L(n) = \frac{h}{2} \{ L(nh, (n-1)h) + I \} L((n-1)h).$$

これを (4.10) に投入すれば,

$$S(n) = \{L((n+1)h, nh) + I\} L(nh, (n-1)h) \{L(nh, (n-1)h) + I\}^{-1}$$

となる。一方, (4.19) から

$$\begin{aligned} L(nh, (n-1)h) + I &= I + \left(1 - \frac{h}{2} R(n)\right)^{-1} \left(1 + \frac{h}{2} R(n)\right) \\ &= 2 \left(I - \frac{h}{2} R(n)\right)^{-1}. \end{aligned}$$

したがって,

$$\begin{aligned} S(n) &= \left(I - \frac{h}{2} R(n+1)\right)^{-1} \left(I - \frac{h}{2} R(n)\right)^{-1} \left(1 + \frac{h}{2} R(n)\right) \left(I - \frac{h}{2} R(n)\right) \\ &= \left(I - \frac{h}{2} R(n+1)\right)^{-1} \left(1 + \frac{h}{2} R(n)\right), \end{aligned}$$

となり, (4.20) を得る。年齢区間 ω がオープンエンドである場合,

$$p_i(t) = \int_{(\omega-1)h}^{\infty} p_i(a, t) da,$$

であるから,

$$\hat{L}(\infty) = \int_{\omega h}^{\infty} L(a) da$$

とすれば, (4.10), (4.23) から,

$$\begin{aligned} S(\omega-1) &= (\hat{L}(\omega) + \hat{L}(\infty)) L^{-1}(\omega-1), \\ L((\omega-1)h) + R(\omega) \{ \hat{L}(\omega) + \hat{L}(\infty) \} &= 0. \end{aligned}$$

よって容易に (4.21) を得る。□

次に期間・コーホートの観測によってデータが得られた場合を考えよう。このときは高々安定人口に対して (4.13) にかわって,

$$A(n) = \frac{\int_{(n-1)h}^{nh} \int_0^h \exp(-ra) \lambda(a+\rho) l(a+\rho) d\rho da}{\int_{(n-1)h}^{nh} \int_0^h \exp(-ra) l(a+\rho) d\rho da},$$

となる。このとき以下が示せる。

命題 4.3 (Willekens, 1984) 高々安定人口に対して期間・コーホートの観測をおこなって得られた移動率行列を $R(n)$ とし, 線形近似

$$\int_0^h L(a+\rho) d\rho = \frac{h}{2} \{L(a) + L(a+h)\}, \quad (4.24)$$

を採用すれば以下が成り立つ。

$$S(n) = \left(1 + \frac{h}{2} R(n)\right)^{-1} \left(1 - \frac{h}{2} R(n)\right). \quad (4.25)$$

また年齢区間 ω がオープンエンドである場合, (2.3) を採用すれば $n = \omega - 1$, $n = \omega$ に対しても (4.25) が成り立つ。

(証明) (4.22) より以下を得る

$$\exp(-ra)L(a+h) = \exp(-ra)L(a) + \exp(-ra) \int_0^h Q(a+\rho)L(a+\rho)d\rho.$$

これを積分して,

$$\begin{aligned} \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra)L(a+h) da &= \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra)L(a) da \\ &+ \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra) \int_0^h Q(a+\rho)L(a+\rho)d\rho. \end{aligned} \quad (4.26)$$

ここで

$$D(n) = \int_{(n-1)h}^{nh} \exp(-ra)L(a) da, \quad (1 \leq n \leq \omega),$$

$$D(\infty) = \int_{\omega h}^{\infty} \exp(-ra)L(a) da,$$

と定義しておこう。仮定から $R(n)$ は

$$\begin{aligned} R(n) &= \int_{(n-1)h}^{nh} \int_0^h \exp(-ra) Q(a+\rho)L(a+\rho)d\rho da \times \\ &\left[\int_{(n-1)h}^{nh} \int_0^h \exp(-ra)L(a+\rho)d\rho da \right]^{-1}, \end{aligned}$$

であり, (4.24) より,

$$\int_{(n-1)h}^{nh} \int_0^h \exp(-ra)L(a+\rho) da = \frac{h}{2} [D(n+1) + D(n)].$$

(4.26) から,

$$D(n+1) = D(n) + R(n) \cdot \frac{h}{2} [D(n+1) + D(n)].$$

(4.9) から

$$S(n) = D(n+1)D^{-1}(n) = \left(I + \frac{h}{2}R(n) \right)^{-1} \left(I - \frac{h}{2}R(n) \right),$$

を得る。区間 ω がオープンエンドである場合に $S(\omega)$ を計算しよう。(4.22) から

$$0 = D(\omega) + \int_{(\omega-1)h}^{\infty} \int_0^h \exp(-ra) Q(a+\rho)L(a+\rho)d\rho da$$

また (4.24) から

$$\int_{(\omega-1)h}^{\infty} \int_0^h \exp(-ra)L(a+\rho)d\rho da = \frac{h}{2} [2D(\infty) + D(\omega)].$$

したがって

$$D(\omega) + \frac{h}{2}R(\omega) [2D(\infty) + D(\omega)] = 0,$$

であり,

$$D(\infty)D^{-1}(\omega) = \frac{-1}{h}R^{-1}(\omega) \left(I + \frac{h}{2}R(\omega) \right),$$

を得る。一方, $S(\omega)$ は

$$S(\omega) = D(\infty) [D(\infty) + D(\omega)]^{-1} = D(\infty)D^{-1}(\omega) [D(\infty)D^{-1}(\omega) + I]^{-1},$$

で与えられるから,

$$D(\infty)D^{-1}(\omega) + I = \frac{-1}{h}R^{-1}(\omega) \left(I - \frac{h}{2}R(\omega) \right),$$

に注意すれば直ちに (4.25) において $n = \omega$ としたものが得る。□

命題 4.2 および 4.3 で示したような方法は、それらが必ずしも生残率や推移確率として非負の値を与えないという点で、無意味な結果を与える場合があることに注意せねばならない (Hoern and Jensen, 1982; Nour and Suchindran, 1984¹⁶⁾)。問題は、一般に $(I - h/2 R(n))$ が非負の逆行列を持つとは限らない点にある。Rogers-Ledent の公式 (4.20) において、非負の生残率が得られるためには明らかに、

$$(1) \left(I - \frac{h}{2}R(n+1) \right)^{-1} \text{ が非負逆転可能 (nonnegatively invertible) である,}$$

$$(2) 1 + \frac{h}{2}r_{ii}(n) \geq 0,$$

となることが十分である。(2)は期間 h が十分小であればたいがい満たされうるのであろう。一方、(1)については、 $R(n)$ は非対角要素が非負であるから、 $(I - R(n)h/2)$ が非負逆転可能であるためには、 N 個の主座小行列式がすべて正值であればよい (Hawkins-Simon's condition¹⁷⁾)。しかしこうした条件を確かめることは、行列の次数がおおきければ逆行列を計算するのと同程度の手間がかかるであろうから、実際上は公式を計算してみるまでは判断できないということになる。ただし、移動率が小さい場合は概ね Willekens-Rogers-Ledent の処方うまくいくことはすでに多くの研究が示しているところである。

上記のような単純な計算式を見出せた原因は線形近似 (4.18) の仮定にあるが、Hoern and Jensen (1982) が推奨するように、推移強度 $Q(a)$ が区分的に定数であると仮定したほうが論理的に整合的であり、推移確率を計算する上では都合がよい。ただし、 h が大きい値であればこうした仮定は受入れ難い。そこでいま、各 n について定数行列 $T(n)$ が存在して、

$$Q((n-1)h + \rho) = T(n), \quad 0 \leq \rho < h, \quad (4.27)$$

と仮定すれば、

$$\frac{d}{d\rho} L((n-1)h + \rho, (n-1)h) = T(n) L((n-1)h + \rho, (n-1)h), \quad (4.28)$$

$$0 \leq \rho < h, \quad L((n-1)h, (n-1)h) = I,$$

となるから、

$$L((n-1)h + \rho) = \exp(T(n)\rho) L((n-1)h), \quad 0 \leq \rho < h, \quad (4.29)$$

を得る。ここで $T(n)$ は本質的に非負であるから、 $\exp(T(n)\rho)$ は常に非負行列を与える (Birkhoff and Varga, 1958¹⁸⁾)。したがって推移確率 $L(nh, (n-1)h)$ は

16) Jan M. Hoern and Ulla Funck Jensen, "Multistate Life Table Methodology: A Probabilist Critique", in Kenneth C. Land and Andrei Rogers eds., *Multidimensional Mathematical Demography*, Academic Press, pp.155-264, 1982. El-Sayed Nour and C.M. Suchindran, "The Construction of Multi-state Life Tables: Comments on the Article by Willekens et al.", *Population Studies*, 38, pp.325-328, 1984.

17) 二階堂副包, 『経済のための線形数学』, 培風館, 1961, p.67.

18) Birkhoff, G. and Varga, R. S., "Reactor Criticality and Nonnegative Matrices", *Journal of Society for Industrial and Applied Mathematics*, Vol. 6, No. 4, pp.354-377, 1958. 一般に対角要素以外のすべての要素が非負である行列を本質的に非負 (essentially nonnegative) という。

$$L(nh, (n-1)h) = \lim_{\rho \rightarrow h} L((n-1)h + \rho, (n-1)h) = \exp(T(n)h),$$

によって求められ、非負行列になる。定常人口に対する期間的ないしコーホートの観測で得られた移動率行列を $R(n)$ とすれば、(4.14) から明らかに $R(n) = T(n)$ である。よってこのときは (4.19) にかわって

$$L(nh, (n-1)h) = \exp(R(n)h), \quad (4.30)$$

を得る。この場合定常人口に対して、

$$S(n) = \int_0^h \exp(R(n+1)\rho) d\rho \cdot \exp(R(n)h) \times \left[\int_0^h \exp(R(n)\rho) d\rho \right]^{-1}, \quad (4.31)$$

となる。実際、(4.29) から

$$\hat{L}(n) = \int_0^h L((n-1)h + \rho) d\rho = \int_0^h \exp(R(n)\rho) d\rho \cdot L((n-1)h),$$

であるから、

$$S(n) = \hat{L}(n+1) \hat{L}^{-1}(n) = \int_0^h \exp(R(n+1)\rho) d\rho \cdot L(nh, (n-1)h) \times \left[\int_0^h \exp(R(n)\rho) d\rho \right]^{-1},$$

となり、(4.30) から (4.31) を得る。ただし、この場合ももはや $S(n)$ が常に非負行列であるとは限らないことを注意せねばならない。とくに積分項の計算にあたって台形公式

$$\int_0^h \exp(R(n)\rho) d\rho = \frac{h}{2} [I + \exp(R(n)h)], \quad (4.32)$$

を用いた場合は再び (4.20) を得る。

5. 有効出生率の推定

ここでは有効出生率行列 $M(n)$ を計算しよう。 $B_i(t)$ を地域 i における単位時間当たりの出生児数とし、 $b_i(a)$ を地域 i での年齢別出生率とすれば、

$$B_i(t) = \int_0^\infty b_i(a) p_i(a, t) da \quad (5.1)$$

一方、地域 i での年齢区間 n の出生率 $f_i(n)$ は変数分離型の人口に対して期間的に観測されるとすれば、時間区間 $[(n-1)h, nh]$ について

$$f_i(n) = \int_{(n-1)h}^{nh} b_i(a) p_i(a, t) da / \int_{(n-1)h}^{nh} p_i(a, t) da. \quad (5.2)$$

で与えられる。明らかに $p_i(a, t)$ が高々安定人口であれば右辺は時間に無関係となる。いま出生率について、

$$b_i(a) = 0, \quad a \leq (\alpha-1)h, \quad \beta \leq a, \quad (5.3)$$

と仮定すれば、(5.1)、(5.2) から

$$B_i(t) = \sum_{n=\alpha}^{\beta} f_i(n) \int_{(n-1)h}^{nh} p_i(a, t) da. \quad (5.4)$$

一方、(3.5) から

$$p_i(a, t) = \sum_{j=1}^N l_{ij}(a) B_j(t-a), \quad 1 \leq i \leq N, \quad (5.5)$$

であるから,

$$p_i^A(t+h) = \int_0^h p_i(a, t+h) da = \sum_{j=1}^N \int_0^h l_{ij}(a) B_j(t+h-a) da. \quad (5.6)$$

ここで線形近似

$$\int_0^h l_{ij}(a) B_j(t+h-a) da = \hat{l}_{ij}(1) \cdot \frac{1}{2} [B_j(t) + B_j(t+h)], \quad (5.7)$$

を用いれば, 以下を得る.

$$\begin{aligned} p_i^A(t+h) &= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \hat{l}_{ij}(1) [B_j(t) + B_j(t+h)] \\ &= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \hat{l}_{ij}(1) \left[\sum_{n=\alpha}^{\beta} f_j(n) p_j^n(t) + \sum_{n=\alpha-1}^{\beta} f_j(n+1) \sum_{k=1}^N s_{jk}(n) p_k^n(t) \right] \\ &= \frac{1}{2} \sum_{n=\alpha-1}^{\beta} \sum_{j=1}^N \left[\hat{l}_{ij}(1) f_j(n) + \sum_{k=1}^N \hat{l}_{ik}(1) f_k(n+1) s_{kj}(n) \right] p_j^n(t). \quad (5.8) \end{aligned}$$

$F(n)$ を第 i 対角要素が $f_i(n)$ であるような対角行列であるとすれば, (5.8) から以下の公式を得る.

$$M(n) = \frac{1}{2} \hat{L}(1) [F(n) + F(n+1)S(n)]. \quad (5.9)$$

前節までの結果から $\hat{L}(1)$, $S(n)$ がもとまれば, (5.9) によって有効出生率行列 $M(n)$ が計算されることになる.

6. その他の方法—全国推計とコンシステントな地域推計について—

一般化レスリーモデルによる多地域人口推計は, 従来おこなわれてきた純移動率を用いた地域推計 (コーホート要因法)¹⁹⁾ と比較すると, 人口学的バランスにおいて矛盾がなく多地域の同時推計が行えるという点に特徴がある. いま i 地域における年齢階級 $[(n-1)h, nh]$ の人口の生残率を $l_i(n)$, 前進法による純移動率を $v_i(n)$ とすれば,

$$p_i^{n+1}(t+h) = l_i(n) p_i^n(t) + v_i(n) p_i^n(t), \quad (6.1)$$

とかける. いまかりに $l(n)$ を全国人口におけるセンサス間生残率であるとすれば, これによって算出された純移動率については

$$\sum_{i=1}^N p_i^{n+1}(t+h) - l(n) \sum_{i=1}^N p_i^n(t) = \sum_{i=1}^N v_i(n) p_i^n(t) = 0, \quad (6.2)$$

でなければならない. しかしある時点間の人口から計算された純移動率を固定して将来人口のプロジェクトをおこなうと, この関係は直ちに破壊されてしまう. したがって極端な場合には, あるコーホートの人口を地域について集計すると, 人口が年齢とともに増大してしまう場合すらある. このような現象は地域別生命表によって純移動率を計算した場合にも同様におこる可能性があるから, こうした矛盾を回避するために, 純移動率に対してアドホックに修正を加える必要がある. 一般化レスリーモデルにおいてはこうした矛盾は発生する余地はないが, 必要とすべきデータはコーホート要因

19) コーホート要因法による地域人口推計については以下を参照. 河辺宏, 山本千鶴子, 稲葉寿, 「コーホート要因法による地域人口推計手法の検討と推計結果の分析」, 『人口問題研究』, 第167号, pp.32-52, 1983.

法に比べて格段に多く、操作性が悪いことが欠点である。²⁰⁾

一国レベルでの将来人口推計は、固定レートによるプロジェクションであることは稀であり、出生率や死亡率の将来的変動を仮定したパラメータ時変モデルによっておこなわれることが多い。その際、出生率や死亡率に比べてその変動が予測しがたく、数も多い状態間人口移動率を将来にわたって設定することは極めて困難であろうから、全国推計が時変パラメータをもつ一般化レスリーモデルによってなされることはほとんどないであろう。²¹⁾ したがって何らかの方法による全国推計をおこなったあとで、これを全体的フレームとして、これとコンシステントな地域推計を行う必要がある場合がしばしばある。こうした場合には、過去のデータから推定されたパラメータ値に修正を加えて、全国推計の結果と矛盾のないようにしなければならない。以下ではこうした観点から、人口移動のマルコフ性を利用したパラメータ推定方法を考えよう。

いま時刻 t での全人口にたいする生残率 $l(n, t)$ が与えられているとしよう。すなわち、

$$\sum_{i=1}^N p_i^{n+1}(t+h) = l(n, t) \sum_{i=1}^N p_i^n(t). \quad (6.3)$$

また時間に依存する地域間生残率を $s_{ij}(n, t)$ とすれば、

$$p_i^{n+1}(t+h) = \sum_{j=1}^N s_{ij}(n, t) p_j^n(t). \quad (6.4)$$

そこでいま $s_{ij}(n, t) = \lambda_{ij}(n) l(n, t)$ と書けると仮定しよう。するとこのとき、

$$\sum_{i=1}^N p_i^{n+1}(t+h) = l(n, t) \sum_{i=1}^N p_i^n(t) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N s_{ij}(n, t) p_j^n(t),$$

であるから、

$$\sum_{i=1}^N p_i^n(t) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_{ij}(n) p_j^n(t).$$

したがって、

$$\sum_{i=1}^N \lambda_{ij}(n) = 1, \quad (6.5)$$

すなわち、 N 次行列 $A(n) = [\lambda_{ij}(n)]_{1 \leq i, j \leq N}$ はマルコフ行列であり、 $\lambda_{ij}(n)$ は地域 j に生残していた人口のうち、次期に地域 i に生残しているものの割合である。 $A(n)$ が既存のデータから推定されれば、これを固定して、与えられた全国推計から得られる $l(n, t)$ と組合わせて $S(n, t) = A(n) l(n, t)$ がきまる。すなわち、この方式では時間的に変動する部分をすべて $l(n, t)$ におしこめて人口の各地域への配分比をきめるマルコフ行列を定常であると仮定することになる。これは長期間にわ

20) 日本の都道府県別人口推計を一般化レスリーモデルを用いておこなうとすると、年齢を5歳階級別18階級としておこなったとしても、一つのレスリー行列を構成するゼロでないエレメントの数は、再生産年齢人口が7階級にまたがると仮定して、一つの性に対して $47 \times 47 \times (17+7) = 53016$ におよぶこととなる。これまでIIASA等でおこなわれた例においては高々 $N=11$ であり、この場合の要素数は2904となる。因にコーホート要因法による都道府県別推計においては上記の仮定のもとで一期間の推定に用いるパラメータの数は $47 \times (18+7+18) = 2021$ である。

21) 川島(1982, 注3)等はパラメータ時変型一般化レスリーモデル(改訂ロジャースーウィルキンス・モデル)を提案しているが、彼らのモデルも出生と死亡の動向に関する先験的な仮定にもとづいた一種のシナリオ分析である。彼らは一つの移動率行列が与えられている場合に、これをもとに集計データ(年齢について集計されたデータ)のみが与えられている年次の移動率行列を推定する方法としてRAS法を提案しているが、結局将来についてはこうして得られた行列を固定して用いている。

たっては維持しがたい仮定ではあるが、他地域の同時推計としてはやむを得ない仮定であろう。²²⁾したがってここでの主要な問題はマルコフ行列 $A(n)$ を決定することである。²³⁾もしある時点 t で j 地域において年齢階級 $[(n-1)h, nh)$ に生存していて、 $t+h$ において i 地域に移動した人口のデータ $p_{ij}^{n+1}(t+h)$ がわかっているならば、

$$\lambda_{ij}(n) = p_{ij}^{n+1}(t+h) / l(n, t) p_j^n(t), \quad (6.6)$$

によって $\lambda_{ij}(n)$ は推定される。しかしこうしたマイクロデータがない場合には、与えられた T 期間にわたるマクロデータ $p_i^n(t)$, $p_i^{n+1}(t+h)$, $t=0, h, 2h, \dots, Th$ に対して、二乗平均誤差

$$\sum_{k=0}^T \sum_{i=1}^N [u_i^{n+1}(kh+h) - \sum_{j=1}^N \lambda_{ij}(n) u_j^n(kh)]^2, \quad (6.7)$$

が最小となるように $\lambda_{ij}(n)$ をきめることができる。ただし、ここで $u_j^n(t)$ は人口分布ベクトルであり、

$$u_i^n(t) = p_i^n(t) / \sum_{j=1}^N p_j^n(t), \quad (6.8)$$

で与えられる。このとき(6.7)を最少化する $\lambda_{ij}(n)$ は自動的に条件(6.5)を満たすが、非負になるとは限らない。したがってもし負の推定値が出現した場合はその値を零とし、(6.5)を条件として、(6.7)の最小化問題を解く必要がある。²⁴⁾またRogers(1968)²⁵⁾が示しているように、二次計画法(quadratic programming)によって解くこともできる。しかしこうしたマクロデータからの間接的推定法は、一般にその精度が悪いとされているから、何らか他のデータからの情報によってこれを補足修正する必要があるだろう。日本の県別人口を例にとれば、10年ごとにセンサスから人口移動のマイクロデータが得られるから、それらによって推定値がどのような範囲に収まるべきかなのかある程度判断することができよう。また $S(n, t)$ がきまれば、出生率行列 $M(n, t)$ は、

22) このような仮定は推計のための全くアドホックな形式的仮定であって、人口移動がマルコフ的であるかという実体人口学上の検討は別になされる必要があるだろう。ここでいうマルコフ性とは、各個人の移動確率はその年齢と現所在地のみに依存していて移動歴の影響を受けないという仮定である。したがってこのとき一つの地域の同一年齢の人口集団(コホート)は人口学的に同質(homogeneous)であると仮定されている。こうした仮定はこれまでの多くの多次元生命表やIIASAモデルの基本的前提であったが、それが制限的であることは明らかであり、何らかの形で人口の異質性(heterogeneity)を導入する試みがなされてきている。例えば以下を見よ。Jan M. Hoem, "Inhomogeneous Semi-Markov Processes, Select Actuarial Tables, and Duration-Dependence in Demography," in T. N. E. Greville ed., *Population Dynamics*, 1972, pp.251-296, Ralph B. Ginsberg, "Timing and Duration Effects in Residence Histories and Other Longitudinal Data I-Stochastic and Statistical Models", *Regional Science and Urban Economics* 9, 1979, pp.311-331, "—, II-Studies of Duration Effects in Norway, 1965-1971", 同上, pp.369-392. Dimiter Philipov and Andrei Rogers, "Multiregional Population Projections by Place of Previous Residence", in K. C. Land A. Rogers eds., *Multidimensional Mathematical Demography*, Academic Press, 1982, pp.445-475, Douglas A. Wolf, *The Multistate Life Table with Duration-Dependence*, Working Paper WP-87-46, 1987, IIASA, Laxenburg, Austria, Jacques Ledent and Andrei Rogers, *Stable Growth in Native-Dependent Multistate Population Dynamics*, 1987, forthcoming in *Mathematical Population Studies*.

23) マルコフ行列の要素推定の問題については多くの研究がすでになされている。たとえば以下を参照せよ。森村英典, 高橋幸雄, 『マルコフ解析』, 日科技連, 1979, Lee, T. C., G. G. Judge and A. Zellner, *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*, North-Holland, 1970.

24) 前掲 森村・高橋(1979)(注23), p.287参照。

25) Andrei Rogers, *Matrix Analysis of Interregional Population Growth and Distribution*, University of California Press, 1968, p.42.

$$M(n, t) = \frac{l(1, t)}{2} \hat{L}(1) [F(n, t) + F(n+1, t) S(n, t)], \quad (6.9)$$

によって与えることができる。ただしここで $l(1, t)$ は関係式

$$\sum_{i=1}^N p_i^1(t+h) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{n=1}^{\infty} m_{ij}(n, t) p_j^n(t), \quad (6.10)$$

を維持するための時変パラメータであり、 $F(n)$ の対角要素には各地域の出生率の想定値が投入される。 e をすべての要素が1であるような N 元ベクトルとし、 \langle, \rangle を N -ベクトルの内積を表すとすれば、 $l(1, t)$ は、

$$l(1, t) = \langle e, p^1(t+h) \rangle / \langle e, b^n(t) \rangle, \quad (6.11)$$

$$b^n(t) = \sum_{n=1}^{\infty} [F(n, t) + F(n+1, t) S(n, t)] p^n(t) / 2,$$

で与えられる。そこで $\hat{L}(1)$ としては

$$\sum_{k=1}^T \sum_{j=1}^N [p_j^1(kh+h) / \langle e, p^1(kh+h) \rangle - \sum_{j=1}^N \hat{l}_{ij}(1) b_j^n(kh) / \langle e, b^n(kh) \rangle]^2 \quad (6.12)$$

を最小化するようなマルコフ行列を選べばよい。

ここで示したような方策は推計のための形式的な方法というべきであって、本来、生命表理論や連続体モデルに表現される人口学的な実質を捨象した現象論的段階にとどまっているといえよう。この分野における先駆者であった Andrei Rogers がその 1968 年の著書（注25）の立場を捨てて、多地域生命表の理論へむかったのは人口学的发展過程からすれば極めて自然なことである。本節で示した方法は Rogers の 1968 年の著書の立場に沿うものであって、発展段階からすれば一種の「先祖返り」である。しかし生命表から計算された固定レートによるプロジェクションは、生命表分析と同様に既知のデータを分析するためのものといってよいから、予測（forecast）のためのパラメータ時変モデルを作製することとの間には立脚点におおきな相違がある。多次元の人口推計をおこなおうとする場合、状態間推移確率に対する仮定によって以下の三つのケースが考えられる。すなわち、(1)過去のデータから推計された推移確率を固定しプロジェクション（projection）をおこなう、(2)推移確率の時間的変動に対して先見的な仮定をおいてシナリオ分析をおこなう、(3)推移確率の時間的変動を他の社会経済変数との関連のもとで予測し、人口予測（population forecast）をおこなう。ここで推計として望ましいのは(3)のケースと一般には考えられようが、状態間の推移確率は伝統的に人口学の対象であった出生率や死亡率に比較すれば往々にして時間的変動がはげしく、これらを他の社会経済変数との相互連関の下で予測することは実際上大変に困難である。こうした要因を含んだ多次元推計は、伝統的な人口推計におけるパラメータの変動範囲やトレンドの堅牢性というメリットを失ってしまうであろう。また状態数がおおければ意味のあるシナリオを設定することですら実行は困難となる。しかし人口予測の一つの重要な役割は、推移確率の変更を促すような政策的介入（intervention）に対して何らかの「動機付け」を与える点にあり、その意味では現状の推移の帰結を見ようとするプロジェクション（ケース1）でも十分に意味があると考えられよう。今日においてなお我々は人口の将来推計や人口移動論の領域においては十分な理論的基礎を欠いているから、本節で示したような便宜的手段を利用することも必要であろう。

On the Parameter Estimation Problems in the Multiregional Demographic Growth Model

Hisashi INABA

During the past decade, multidimensional demographic technique has been widely developed. In general, multidimensional models intend to describe the dynamics of populations which are divided into subpopulations according to "states" of individuals. The states may correspond to region of residence, labor status, marital status or other classifications. The projection process of a multidimensional population is formulated by the generalized Leslie model. One of main problems in multidimensional demography is the parameter estimation problem that is, how to estimate the parameters used in the models from observable statistics. As for the generalized Leslie model, this problem was given a solution using multistate life table technique by Rogers (1975), Willekens and Rogers (1978). After that, it has been pointed out by several authors that their method for estimation has some shortcomings.

In this paper, we critically prove the formulas of Ledent-Rogers-Willekens. In contrast to the above mentioned authors, our procedure does not depend on multi-regional life table technique but on direct discretization of the continuous-time model. Here our main purpose is not to provide new results but to clear the conditions under which these methods for estimating the parameters can be applied. Finally, we give another method of calculation of parameters, which makes it possible to do a consistent disaggregated projection when we have already had an aggregated population projection.

研究ノート

特定死因を除いた場合の死亡確率計算に関する考察

大場 保

1. はじめに

特定死因を除去した場合の死亡確率を計算する際には死因別死亡公算（後述）を算出する必要があるが、これには Greville¹⁾ の示した計算式を用いる場合（以下、Greville 法と略す）が多い。一方、Greville 法は近似式であって理論的真値を求めるものではないが、長い間その評価はされなかった。32年後にこの方法の評価を試みたのは Johnson and Johnson²⁾ である。彼らは、Greville 法、全死因を 2 死因に分類した場合に理論的真値として求まる死亡公算を多死因の場合の推定値とする方法（以下、ここでは 2 分法と略す）、ほか 2 方法を比べ、全死因による死亡率が小さいときはいずれの方法も同様の値を与えることを明らかにした。彼らが比較したものは、いずれも死因数に依存しない推定式であるが、これらが死因数の変化に伴い真の値とどう異なるのかは全く明らかにされていない。

そこで本研究では、死因の数を増やした場合の真の死亡公算に対する、見かけの死因別死亡率³⁾の違い、Greville 法及び 2 分法によって推定される死亡公算の誤差についての評価を行ない、各方法の長所、短所を明らかにすることを試みた。

2. 方法

はじめに、死因別死亡公算の考え方について説明しておこう。簡単のため、各死因は確率的に独立であるとする（仮定 I）。即ち、ある死因による死亡確率が何らかの理由で変化しても他の死因の死亡確率には変化を与えないということである。これをわかりやすくたとえれば、「ある人のある期間の生死を決定する神様は、天国で死因の数だけクジの箱を持っていて、各死因の当たりクジには死亡する日付が書いてある。期間の初めにすべてのクジを引き、ひとつも当たらなければ生残、複数の当たりクジが出た場合は日付の早い死因で死亡する。」ということである。また、各死因の当たりクジに書かれた日付の出現頻度は、期間中一定であるとする（仮定 II）。このように考えると、 m 個の当たりクジが出た場合は、 $\frac{1}{m}$ の確率で各当たりクジ死亡で死亡することになる。

従って、生残確率 p は、

$$(1) \quad p = p_1 \cdot p_2 \cdots p_n$$

1) T. N. E. Greville, "Mortality Tables Analyzed by Cause of Death", *Rec. Am. Inst. Actuar.*, 37 (1948), pp.283-294.

2) R. C. Elandt-Johnson and N. L. Johnson, *Survival Models and Data Analysis* (New York: Wiley-Interscience, 1980), pp.312-317.

3) 例えば、ある集団の観察期間初期人口数が 100 で、うち 50 人が観察期間中に交通事故により死亡、10 人が癌により死亡し、他の死因による死亡はなかったとしよう。この場合、死因別死亡確率はそれぞれ 0.5、0.1 であるが、癌が特効薬の発明により死ぬ病でなくなったとすると、癌で死ぬことになっていた 10 人は交通事故でも死ぬことはなかったろうか。おそらく 10 人中 5 人位は交通事故により死亡するであろう。従って交通事故により死亡する危険性（死亡公算）は 0.55 程度、癌のそれは同様に 0.15 程度だったと考えられる。即ち、死因別死亡数としては現われてこない、各死因間の重複部分に隠蔽された $0.55 - 0.5 = 0.05$ 、 $0.15 - 0.1 = 0.05$ という死亡確率があったと考えられる。

$$= (1 - q_1) \cdot (1 - q_2) \cdot \dots \cdot (1 - q_n)$$

として求まる。ここで、 n は死因数、 p_i 及び q_i は i 番目の死因による生残確率、死亡確率（クジの当たる確率）である。一方、現実に観測される死因別死亡数を期間初頭の母集団人口数で除して推定される確率 Q_i については、

$$(2) \quad p = 1 - q \\ = 1 - (Q_1 + Q_2 + \dots + Q_n)$$

という関係が成立する。 q は全死因による死亡確率である。

ここで q_i と Q_i がまぎらわしいため、水島⁴⁾にならって、以下 q_i を死因 i の死亡公算、同様に $p_i (= 1 - q_i)$ を生残公算と呼ぶこととする。

次に、 q_i と Q_i の関係であるが、 $f(i, m)$ を死因 i を含み m 個のクジが当たる確率とすると、仮定IIを考慮して、

$$(3) \quad Q_i = f(i, 1) + \frac{1}{2} f(i, 2) + \dots + \frac{1}{n} f(i, n)$$

と表せる。 $f(i, m)$ は、

$$(4) \quad 1 = \prod_{j=1}^n (p_j + q_j)$$

の右辺を展開したときの q_i を含み m 個の q_j を含んだ項の総和であるから、

$$(5) \quad f(i, m) = p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_n \cdot \frac{q_i}{p_i} \cdot \sum_{a=1}^{n-m+1} \left(\frac{q_{i_a}}{p_{i_a}} \cdot \sum_{b=a+1}^{n-m+2} \left(\frac{q_{i_b}}{p_{i_b}} \cdot \dots \cdot \sum_{y=x+1}^{n-2} \left(\frac{q_{i_y}}{p_{i_y}} \cdot \sum_{z=y+1}^{n-1} \cdot \frac{q_{i_z}}{p_{i_z}} \right) \dots \right) \right)$$

である。ここで q_{i_k} は、 n 個の q_j の列

$$q_1, q_2, \dots, q_{i-1}, q_i, q_{i+1}, \dots, q_n$$

から q_i を除いた列

$$q_1, q_2, \dots, q_{i-1}, q_{i+1}, \dots, q_n$$

に順番をつけなおした列

$$q_{i_1}, q_{i_2}, \dots, q_{i_k}, \dots, q_{i_{n-1}}$$

の第 k 項である。

死因数 n が4以下であれば、(3)式の n 個の連立方程式を解き、観測値から得られた Q_i から q_i を求めることも可能であり、Johnson and Johnsonもこの方法によって $n=2$ のときの値を求めている。しかしながら n が5以上の場合は、 Q_i から q_i を代数的には求められない。ここでは、精度を評価するためのモデル計算であるから、一定の条件の下に q_i を設定して Q_i を求めた。

次に、Greville法について説明する。これは、

$$(6) \quad p_i' = \frac{q_i}{p^q}, \quad q_i' = 1 - p_i'$$

として求めるものである。ここで p_i' はGreville法による死因 i の生残公算、 q_i' も同様である⁵⁾。

本研究では、(i) n 個の q_i を設定し、(ii)(3)式及び(5)式より Q_i を算出、(iii) Q_i より q_i' を算出、(iv) Q_i より2分法による死亡公算 q_{2i} を算出し、比較を行った。ただし、 q_{2i} は $n=2$ として(3)式の2次連立方程式を解き、

$$(7) \quad q_{2i} = (Q_i - Q_{-i} + 2 - \sqrt{(Q_i - Q_{-i} + 2)^2 - 8Q_i}) / 2 \quad \text{として求まるものである。} \quad (Q_{-i} = q$$

4) 水島治夫、『生命表の研究』、生命保険文化研究所、1963。

5) Grevilleの論文では、 Q_i ではなく、期間の総死亡数 D 及び死因別死亡数 D_i を用いて $p_i' = \frac{D_i}{p^D}$ としている。

- Q_i である.)

q_i の設定は以下のようにした.

1. 一つの死因に注目し, その死亡確率が他の死因の死亡確率を含めた全体の死亡確率に占める割合の変化及び死因数の変化に従って誤差がどう変化するかを調べるために,

$$\begin{cases} q = 0.2, \\ Q_1 = Q_2 = Q_3 = \dots = Q_n, \\ Q_1 : Q_{-1} \left(= \sum_{i=2}^n Q_i \right) = \frac{1}{2}, 1, 2, \\ n = 6, 11, 16 \end{cases}$$

として反復計算により q_i を定めた.

2. 各死因の死亡確率がすべて異なった場合に, n が増えるにつれて誤差がどう変化するかを調べるため,

$$\begin{cases} q = 0.2, \\ \{ q_i \} \text{ は公比 } 0.75 \text{ の等比数列}, \\ n = 5, 10, 20 \end{cases}$$

として1.同様反復計算した.

3. 上記1.2.について q を増減した.

計算は, 8087 付の PC-9801m2 によって行い, C 言語によりプログラムを作成し, すべて倍精度実数を用いた.

3. 結果

1. $Q_1 : Q_{-1} = \frac{1}{2}, 1, 2$ の場合の結果を表1に示した. q_i に対する Q_i, q_i', q_{2i} の誤差を示すため, それぞれを q_i で除してさらに1を減じて示してある. これは2.でも同様である.

まず, Q_i についてみると, q_i に対して $-9.99 \sim -3.61\%$ の誤差が出た. この絶対値は n が増える

表1. $Q_1 : Q_{-1} = 0.5, 1, 2, n = 6, 11, 16$ とした場合の q_i に対する Q_i, q_i', q_{2i} の誤差

$Q_1 : Q_{-1}$	n	i	q_i	Q_i	$Q_i/q_i - 1$	q_i'	$q_i'/q_i - 1$	q_{2i}	$q_{2i}/q_i - 1$
0.5	6	1	0.0717	0.0667	-7.05E-2	0.0717	-5.33E-4	0.0716	-1.42E-3
		2-6	0.0293	0.0267	-9.01E-2	0.0293	2.73E-4	0.0292	-2.32E-3
	11	1	0.0717	0.0667	-7.06E-2	0.0717	-7.10E-4	0.0716	-1.60E-3
		2-11	0.0148	0.0133	-9.67E-2	0.0148	3.66E-4	0.0147	-2.95E-3
	16	1	0.0717	0.0667	-7.07E-2	0.0717	-7.69E-4	0.0716	-1.66E-3
		2-16	0.0099	0.0089	-9.89E-2	0.0099	3.98E-4	0.0098	-3.18E-3
1.0	6	1	0.1057	0.1000	-5.35E-2	0.1056	-7.84E-4	0.1056	-7.84E-4
		2-6	0.0220	0.0200	-9.29E-2	0.0221	8.21E-4	0.0220	-2.13E-3
	11	1	0.1057	0.1000	-5.36E-2	0.1056	-8.82E-4	0.1056	-8.82E-4
		2-11	0.0111	0.0100	-9.79E-2	0.0111	9.29E-4	0.0111	-2.59E-3
	16	1	0.1057	0.1000	-5.37E-2	0.1056	-9.14E-4	0.1056	-9.14E-4
		2-16	0.0074	0.0067	-9.95E-2	0.0074	9.65E-4	0.0074	-2.75E-3
2.0	6	1	0.1383	0.1333	-3.61E-2	0.1382	-7.68E-4	0.1383	-3.41E-4
		2-6	0.0147	0.0133	-9.55E-2	0.0148	1.65E-3	0.0147	-1.68E-3
	11	1	0.1383	0.1333	-3.62E-2	0.1382	-8.11E-4	0.1383	-3.84E-4
		2-11	0.0074	0.0067	-9.88E-2	0.0074	1.75E-3	0.0074	-1.97E-3
	16	1	0.1383	0.1333	-3.62E-2	0.1382	-8.25E-4	0.1383	-3.98E-4
		2-16	0.0049	0.0044	-9.99E-2	0.0049	1.78E-3	0.0049	-2.08E-3

備考) 7.05E-2 は 7.05×10^{-2} を表す.

とともに増加した。また、 Q_1 の誤差は、 Q_1 が $q (= \sum Q_i)$ に占める割合が $\frac{1}{3}, \frac{1}{2}, \frac{2}{3}$ ($Q_1: Q_{-1} = \frac{1}{2}, 1, 2$)と増えるに従い減少し、 $Q_2 \sim Q_n$ でも同様であった。

次に q'_i と q_i の比較であるが、誤差の幅は $-0.0914 \sim +0.165\%$ であった。また、 q'_1, q'_2, \dots, q'_n いずれも n が増加するにつれて誤差が増加した。 q'_1 の誤差は負であり、一方、 $q'_2 \sim q'_n$ のそれは正であった。

q_{2i} はすべての負の誤差を示し、その幅は $-0.318 \sim -0.0341\%$ であった。これを q'_i と比べると同一であったのは、 $Q_1: Q_{-1} = 1, i = 1$ のときであり、 q_{2i} の方が小さい誤差を示したのは、 $Q_1: Q_{-1} = \frac{1}{2}, i = 1$ のときのみであった。その他の場合はすべて q_{2i} の方が大きい誤差を示した。しかしながら、2つの誤差の比 $(q'_i/q - 1)/(q_{2i}/q - 1)$ をとってみると、 n が6, 11, 16と増加するに従い $-0.118, -0.124, -0.125$ ($Q_1: Q_{-1} = \frac{1}{2}, i = 2 \sim n$ のとき)となり、誤差の絶対値は近づく傾向がみられた。

表2 $\{q_i\}$ を公比0.75の等比数列として与えた場合の q_i に対する Q_i, q'_i, q_{2i} の誤差

n	i	q_i	Q_i	$Q_i/q_i - 1$	q'_i	$q'_i/q_i - 1$	q_i	$q_{2i}/q_i - 1$
5	1	0.0713	0.0662	-7.06E-2	0.0713	-3.92E-4	0.0712	-1.29E-3
	2	0.0535	0.0492	-7.89E-2	0.0535	-5.24E-5	0.0534	-1.60E-3
	3	0.0401	0.0367	-8.51E-2	0.0401	2.02E-4	0.0400	-1.90E-3
	4	0.0301	0.0274	-8.96E-2	0.0301	3.94E-4	0.0300	-2.16E-3
	5	0.0226	0.0205	-9.30E-2	0.0226	5.37E-4	0.0225	-2.39E-3
10	1	0.0581	0.0536	-7.71E-2	0.0580	-4.29E-4	0.0580	-1.80E-3
	2	0.0436	0.0399	-8.38E-2	0.0435	-1.55E-4	0.0435	-2.10E-3
	3	0.0327	0.0298	-8.87E-2	0.0327	5.13E-5	0.0326	-2.38E-3
	4	0.0245	0.0222	-9.24E-2	0.0245	2.06E-4	0.0244	-2.62E-3
	5	0.0184	0.0166	-9.51E-2	0.0184	3.22E-4	0.0183	-2.81E-3
	6	0.0138	0.0124	-9.71E-2	0.0138	4.09E-4	0.0137	-2.96E-3
	7	0.0103	0.0093	-9.86E-2	0.0103	4.74E-4	0.0103	-3.08E-3
	8	0.0078	0.0070	-9.98E-2	0.0078	5.23E-4	0.0077	-3.17E-3
	9	0.0058	0.0052	-1.01E-1	0.0058	5.59E-4	0.0058	-3.24E-3
	10	0.0044	0.0039	-1.01E-1	0.0044	5.87E-4	0.0043	-3.30E-3
20	1	0.0551	0.0507	-7.85E-2	0.0550	-4.37E-4	0.0550	-1.92E-3
	2	0.0413	0.0378	-8.48E-2	0.0413	-1.78E-4	0.0412	-2.22E-3
	3	0.0310	0.0282	-8.95E-2	0.0310	1.73E-5	0.0309	-2.50E-3
	4	0.0232	0.0211	-9.30E-2	0.0232	1.64E-4	0.0232	-2.72E-3
	5	0.0174	0.0158	-9.56E-2	0.0174	2.73E-4	0.0174	-2.91E-3
	6	0.0131	0.0118	-9.75E-2	0.0131	3.55E-4	0.0130	-3.05E-3
	7	0.0098	0.0088	-9.89E-2	0.0098	4.17E-4	0.0098	-3.17E-3
	8	0.0074	0.0066	-1.00E-1	0.0074	4.63E-4	0.0073	-3.26E-3
	9	0.0055	0.0050	-1.01E-1	0.0055	4.98E-4	0.0055	-3.32E-3
	10	0.0041	0.0037	-1.01E-1	0.0041	5.24E-4	0.0041	-3.37E-3
	11	0.0031	0.0028	-1.02E-1	0.0031	5.44E-4	0.0031	-3.41E-3
	12	0.0023	0.0021	-1.02E-1	0.0023	5.58E-4	0.0023	-3.44E-3
	13	0.0017	0.0016	-1.02E-1	0.0017	5.69E-4	0.0017	-3.46E-3
	14	0.0013	0.0012	-1.03E-1	0.0013	5.78E-4	0.0013	-3.48E-3
	15	0.0010	0.0009	-1.03E-1	0.0010	5.84E-4	0.0010	-3.49E-3
	16	0.0007	0.0007	-1.03E-1	0.0007	5.88E-4	0.0007	-3.50E-3
	17	0.0006	0.0005	-1.03E-1	0.0006	5.92E-4	0.0006	-3.51E-3
	18	0.0004	0.0004	-1.03E-1	0.0004	5.95E-4	0.0004	-3.51E-3
	19	0.0003	0.0003	-1.03E-1	0.0003	5.96E-4	0.0003	-3.52E-3
	20	0.0002	0.0002	-1.03E-1	0.0002	5.98E-4	0.0002	-3.52E-3

備考) $7.05E-2$ は 7.05×10^{-2} を表わす。

2. Q_i, q_i, q_{2i} のすべてにおいて, n の増加とともに誤差の増加がみられた (表 2) .

Q_i についてみれば, 誤差は $-7.06 \sim -10.3$ % の範囲であり, Q_i が小さくなるに従い誤差は増大した.

q_i では, 誤差は $-0.0437 \sim +0.0598$ % の範囲であり, q_1 と q_2 が正, q_3 以後は正であった。 $q_3 \sim q_n$ では Q_i が小さくなるほど誤差は大きくなった.

q_{2i} は, 1. の場合と同様すべて負であり, $-0.352 \sim 0.129$ % の範囲であった. 各 n の中では, Q_i が小さくなるほど誤差が大きくなった. また, すべての i において q_i より誤差が大きかった.

3. 簡単のため結果の表は省略する. 1. 及び 2. で見いだされた誤差の傾向は変わらなかった. 一方, Q_i, q_i, q_{2i} のいずれにおいても, q が大きくなるに従い誤差が増大し, 逆に小さくなれば著しく減少した. 例えば, 1. の条件で $Q_1: Q_{-1} = 2, n = 6$ のとき, $q = 0.1, 0.2, 0.5$ と増加させると, Q_1 の誤差は $-3.42, -7.05, -19.6$ % と増大し, q_i でも $-0.0121, -0.0533, -0.473$ %, q_{2i} では $-0.0323, -0.142, -1.26$ % となった.

4. 考 察

Q_i がすべて負の誤差を示したのは, 複数の当たりクジが出た場合に, 日付が 2 番目以後のものは隠れてしまうことによる. q_{2i} がすべて負の誤差であったのも同じ理由によるものである. 即ち, 1 つの死因とその他の死因に分けた場合, その他でまとめられた各死因間の重複部分が隠される. 従って q に占める割合の大きい死因ほど, その他の部分に隠される部分が小さくなるため誤差が小さい.

さて, Johnson and Johnson は死因数が 2 のとき, (7) 式で求めた死亡公算と Greville 法の比較を行ったが, 本研究の結果によると 2 より多い死因を, ある特定のものとその他に分けて特定死因の死亡公算を 2 分法で求めた場合の誤差は Greville 法よりほとんどの場合において大きいことが判明した. 実際に 2 分法が用いられるのは, 死因の数が全部で 2 である場合はほとんどなく, 多くの死因の中でのある特定死因とその他の死因という分類を行った場合であろう. q_{2i} の誤差が q_i のそれと等しかったのは, 1. で $Q_1: Q_{-1} = 1, i = 1$ のときであり, これは $Q_1 = Q_{-1} = \frac{q}{2}$ を (6) 式及び (7) 式に代入すれば $q_i = q_{2i} = 1 - \sqrt{p}$ となるからである. $Q_1 = \frac{2}{3} q > \frac{q}{2}, i = 1$ のときには q_i の誤差の方が q_{2i} のそれより大きかった.

これらのことを考慮・類推すると, $Q_i \leq \frac{q}{2}$ ならば q_i を q_i で推定し, $Q_i > \frac{q}{2}$ ならば q_i を q_{2i} で推定するのが望ましい. 多くの場合は $Q_i \leq \frac{q}{2}$ であるので, 特定死因を除去した場合の死亡確率⁶⁾ を推定するには Greville 法が適当であろう. 2 分法が有利な場合としては, 特定死因以外の死因が除かれた場合の死亡確率を推定する場合が考えられる.

また, Greville 法の利点は計算の簡便さにもある. 死因数が 20 程度であれば, 本研究で用いた反復法の応用によって Q_j から q_i を求めるために要す時間は数時間であろうが, 死因が 1 つ増えれば計算時間は約 2 倍になるため, それ以上の死因数に対応することは困難である. 従って, 死亡頻度の大きいものから 20 死因までとその他の死因という程度で済むのであれば反復法の応用により死亡公算を求めることが可能であり, 最も望ましい手段であるが, 死因数がさらに多い場合や簡便さが必要とされるならば, Greville 法によって推定するのがよいだろう.

6) 特定死因 i を除去した場合の死亡確率 q_{-i} は, 死亡公算 q_i を用いて,

$$q_{-i} = 1 - p_{-i} = 1 - \frac{p}{1 - q_i}$$

として求められる.

5. 結 論

本研究は、特定死因を除去した場合の死亡確率計算法を評価するために、全死因による死亡率 q を一定として、死因数 n が 2 より大きい場合について、各死因の死亡公算 q_i 、死亡率 Q_i 、Greville 法によって推定される死亡公算 q_i 、2 分法によって推定される死亡公算 q_{2i} についてモデル計算による比較を行った。その結果、

1. $n \leq 20$ 程度ならば、反復法の応用により Q_i から q_i を求めてしまう方法が望ましい。
2. $Q_i \leq \frac{q}{2}$ ならば、 q_i の方が q_{2i} よりも小さい誤差を示した。従って、 $n > 20$ あるいは計算に簡便さが要求される場合には、Greville 法の方が 2 分法より望ましい。
3. 上記 2. の条件の下で、逆に特定死因以外の死因がまとめて除かれたとした場合の死亡確率を求めるには、2 分法が望ましい。

ことが明らかとなった。

世帯の複雑さに関する測度¹⁾

鈴木 透

本稿は、世帯成員間の関係（続柄）に関する情報が世帯単位にある場合、それに基づいて世帯の複雑さを数量化する試みである²⁾。拡大家族（あるいは三世代家族）が核家族よりも複雑な構造を持つことは明らかだが、その複雑さの度合はさまざまだろう。このような世帯の複雑さを表す測度があれば、世帯構成を決定する諸要因や、あるいは世帯構成が家族生活の諸側面に及ぼす影響を分析する上でも有益だろう。

こうした測度構成の試みとして、Smithが提案した世帯複合度がある³⁾。これは、世帯内の「潜在的地位関係」を数えることから出発する。たとえば世帯主・妻・息子ふたりから成る世帯では、表1のように6つある関係から異なる関係4つを区別することができる。世帯規模をコントロールした世帯の相対的な複雑さは、異なる関係数を総関係数で割ることで得られ、表1の場合 $4/6 = 0.667$ である。

一般的に世帯規模を n とした場合、総関係数は次式で得られる。

$$n(n-1)/2$$

また異なる関係の数は、世帯内での異なる地位の数（ s とする）の関数である。

$$s(s-1)/2$$

しかし表1における異なる地位の数 = 3（世帯主・妻・息子）を上式に代入しても、 $3(3-1)/2 = 3$ となって、4にはならない。これは「息子」の地位を占める者が2人いることによって生じる関係（きょうだい関係）を考慮していないためである。そこで地位の重複によって生じる関係数 ss （2人以上の成員によって占められる地位の数

に等しい）を加え、Smithの世帯複合度 $C(n, s)$ は次式で定義される。

$$C(n, s) = \{ss + s(s-1)/2\} / \{n(n-1)/2\}$$

Smithはこのような系図学的地位による複合度の他に、(1)非家族的地位を考慮した複合度(2)世代の複合度(3)職業の複合度について議論しているが、 s の数え方が異なるだけで式の形はみな同じである。

$C(n, s)$ の最大値を考えると、地位の重複がなく $s = n$, $ss = 0$ のとき分母と分子が一致し、

1) 本稿は、拙稿「社会階層と家族構造の相互規定関係」、三谷鉄夫編、『都市家族の世代間関係に関する研究』、昭和62年度科学研究費補助金（総合研究A）研究成果報告書、pp.48-74. の一部に加筆、修正したものである。

2) アグリゲート・データからある地域の世帯構造に関する指標を構成する試みは、Thomas K. Burch, "The index of overall headship: a simple measure of household complexity standardized for age and sex", *Demography* Vol.17, No. 1, 1980, pp.25-42. にみられる。

3) Elizabeth Curie Smith, "Family structure and complexity", *Journal of Comparative Family Studies* Vol. 9, No. 3, 1978, pp.299-310.

$C(n, s) = 1$ となる。これは成員が占める地位の種類にかかわらず、地位の重複さえなければ $C(n, s)$ の値は最大になることを意味している。最小値は $s = 1$ のときで、全員が同じ地位を占めるため $C(n, s) = 1 / \{n(n-1)/2\}$ となる。たとえばきょうだいに関しては地位を区別しないとすると、きょうだい5人だけからなる世帯では $C(5, 1) = 0.100$ となる。

このように $C(n, s)$ は、地位の重複があり、しかも少数の地位に成員が集中するほど小さな値をとる、「成員の地位への配分の均等さ」の測度である。これが果して世帯の複雑さを表しているといえるのか、例を使って考えてみよう。

a: { 世帯主, 妻 }

$$n = 2, s = 2, ss = 0, C(2, 2) = \{0 + 2(2-1)/2\} / \{2(2-1)/2\} = 1.000$$

b: { 世帯主, 妻, 娘, 息子, 息子の妻, 息子の娘 }

$$n = 6, s = 6, ss = 0, C(6, 6) = \{0 + 6(6-1)/2\} / \{6(6-1)/2\} = 1.000$$

a は夫婦2人きりのごく単純な世帯、b は三世代家族でしかも第二世代は夫婦、きょうだい、義理のきょうだいの関係を含む複雑な世帯である。しかしこの2つの世帯には重複する地位がひとつもないという共通点があり、それだけのために世帯複合度が同じ値になってしまっている。次は世帯複合度が異なる例である。

a: { 世帯主, 妻, 息子 }

$$n = 3, s = 3, ss = 0, C(3, 3) = \{0 + 3(3-1)/2\} / \{3(3-1)/2\} = 1.000$$

b: { 世帯主, 妻, 息子, 息子, 息子 }

$$n = 5, s = 3, ss = 1, C(5, 3) = \{1 + 3(3-1)/2\} / \{5(5-1)/2\} = 0.400$$

この例は二つとも核家族で、子供数が違うだけである。しかも a の方が b より構成が複雑だとは考えられそうにないが、 $C(n, s)$ の値はまさにそのような結果を示している。以上の例から明らかのように、 $C(n, s)$ は「拡大家族は核家族より構成が複雑である」という当たり前の仮定にすら対応しておらず、また同じような核家族でも未婚子の数が増えるほど構成が単純なことになってしまう。従って、これが世帯の複雑さを表わす測度であるとは考えにくい。

以下では、Smithの測度とは全く別に、より妥当な世帯複合度を考えることにしたい。ただし、成員の地位でなく関係に注目するという視点は継承する。この新しい測度は定式化にグラフ理論を利用しているので、あらかじめグラフ理論のごく基礎的な部分について述べておくことにする。用語は Wilson (1985) に対する斎藤・西関の訳語に従う⁴⁾。

グラフ理論は、点とそれらをつなぐ辺の集合であるグラフを扱う理論である。点の結び方は様々だが、多重辺（2点を結ぶ辺が複数ある）やループ（同一の点を結ぶ辺）のような特殊な辺がないグラフを「単純グラフ」と呼ぶ。単純グラフでは2点を結ぶ辺は2つ以上にはならない。あるグラフの2点 v , w を結ぶ辺がある時、 v と w は「隣接している」という。単純グラフで、全ての点が隣接しているグラフを「完全グラフ」という。また孤立点や孤立した部分を含まない「ひとつかたまりの」グラフは、「連結グラフ」と呼ばれる。最後に、「道」は連結した辺の並びで、同じ点を2度通らないものである。

ここで世帯をグラフで表現することを考えよう。成員ひとりひとりをグラフにおける点とみなし、2点が「親子」「きょうだい」「夫婦」の関係にある場合にのみ辺で結ぶことにする。つまりこの方法では、オジ-オイ、祖母-孫、イトコどうしのような関係では、辺は存在しないことになる。図1

4) Wilson, Robin J., *Introduction to Graph Theory*. 3rd ed., 1985. 斎藤信義・西関隆夫訳、『グラフ理論入門』, 近代科学社, 1985.

図1 世帯のグラフ表現の例

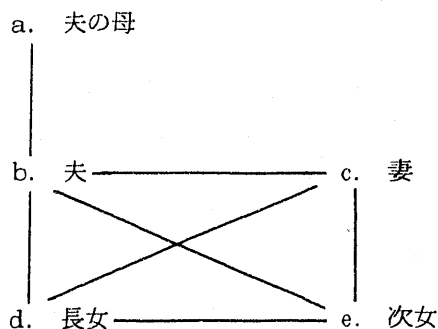


表2 隣接行列の例

	a	b	c	d	e
a. 夫の母	0	1	0	0	0
b. 夫	1	0	1	1	1
c. 妻	0	1	0	1	1
d. 長女	0	1	1	0	1
e. 次女	0	1	1	1	0

はこのようなグラフ表現の例である。

多重辺やループが存在しないことから、世帯のグラフが単純グラフであることは明らかだろう。またここでは親族世帯のみを扱い、非親族成員は考慮しないことにすると、世帯は連結グラフで表現できる。もっとも「夫の父の妹」がいるのに「夫の父」はいないというように、実在する成員だけでは連結グラフにならない場合もあるが、そのようなときには「夫の父」を仮想点として補えばよい。

核家族世帯は、成員はすべて「親子」「きょうだい」「夫婦」いずれかの関係にあり、すべての点の間に辺が存在する完全グラフとなる。またどの成員が世帯主かは、グラフの形に全く影響しないことに注意して欲しい。

大量のグラフを計算機に記憶させたい場合、隣接行列を用いるのが便利である。表2は図1のグラフに対応する隣接行列で、1はその2点が隣接していること、0は隣接していないことを表す。

ここで2成員間の最短の道の長さを数えることを考えよう。図1の点 a からみた場合、b とは隣接しているため道の長さは1であるが、c, d, e への最短の道の長さはいずれも2である。一方、b, c, d, e はすべて互いに隣接しているので、最短の道の長さは1となる。表3はこの関係を示したものである。この行列を仮に「距離行列」と呼ぶことにしよう。その要素である2点の距離は、親族関係の遠さを表わすと考えられる。これは「父の妹（叔母）」への道の長さが2、「父の妹の息子（イトコ）」は3、「父の妹の息子の妻（イトコの妻）」は4と、親族関係において遠いものほど値が大きくなることから理解されよう。つまり法律でいう「親等」によく似た概念といえる。

世帯員数を n とすると、距離行列は $n(n-1)/2$ ある関係ひとつひとつに距離を定義したものである。関係ひとつ当たりの平均距離を計算すれば、それは世帯の複雑さを表すものと考えられる。なぜなら世帯成員間の親族関係が遠いほど、またそのように遠い親族が多いほど、世帯構成は複雑であるとみなされるからである。この新しい世帯複合度は、距離行列の右上（または左下）の要素の合計を関係の数で割ることで得られる。距離行列の第 ij 要素を d_{ij} で表すと、

$$\text{世帯複合度} = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n d_{ij}}{\{n(n-1)/2\}}$$

表3の距離行列からこれを計算すると、世帯複合度は $13/10=1.3$ となる。

核家族的世帯の場合、世帯複合度は常に1になることに注意して欲しい。なぜなら核家族は既に述べたように完全グラフになるから、距離行列の非対角要素はすべて1になり、分子と分母は一致するからである。異なる成員間の距離は1未満にならないから、核家族の場合の1が世帯複合度の最小値である。核家族以外の世帯では、「親子」「きょうだい」「夫婦」以外の関係が少なくともひとつあることになり、その関係について距離行列の要素は2以上になるから、世帯複合度は1よりも大きく

なる。このように新しい世帯複合度は、核家族を基準として世帯がどれだけ複雑であるかを表す測度であると考えることができる。したがってSmithの $C(n, s)$ のように核家族を拡大家族より複雑であるとしたり、単に子供数が多いだけで複合度が低くなるということはない。

この新しい測度について、少し具体的に検討してみよう。拡大家族世帯にはさまざまなバリエーションがあり得るが、ここでは次のような特徴をもつ拡大家族を典型的と考え、世帯複合度を計算してみることにする。

(1) 実在する世帯成員だけで連結グラフになる。

(2) 世帯に含まれるひとつの核家族を基準とした場合、これに含まれない非核成員どうしは隣接している。つまり非核成員は、もうひとつの核家族（またはその一部）を形成している。

(3) 非核成員はただひとつの核成員とだけ隣接している。実際、ふたり以上の核成員と隣接している非核成員というのは、複婚や近親婚を認めない限り想定し難い。

これは二つの核家族（またはその一部）が、ただひとつの成員（グラフ理論でいうカット点に当たる）を介して結合した世帯である。この世帯員数を n 、カット点ではない成員（どちらの核に属していてもよい）からみた非核成員数を m とすると、二つの核家族の規模はそれぞれ $n-m$ と $m+1$ になる。異なる核に属する成員間の関係数は $m(n-m-1)$ であり、そのひとつひとつについて距離は2だから、世帯複合度は次式で得られる。

$$\frac{n(n-1)/2 + m(n-m-1)}{n(n-1)/2} = 1 + \frac{2m(n-m-1)}{n(n-1)}$$

この典型的な拡大家族世帯の複合度を、 $n=10$ までについて計算して表4に示した。非核成員をひとり限定して世帯規模を大きくすれば、世帯複合度はいくらかでも1に近づく。しかし表右上端の $n=10, m=1$ というのは、夫婦と子供7人

表4 典型的な拡大家族世帯の複合度

	総 成 員 数							
	3	4	5	6	7	8	9	10
非核成員数 1	1.333	1.333	1.300	1.267	1.238	1.214	1.194	1.178
2	-	-	1.400	1.400	1.381	1.357	1.333	1.311
3	-	-	-	-	1.429	1.429	1.417	1.400
4	-	-	-	-	-	-	1.444	1.444

に非核成員がひとり加わった世帯に相当する。現実の拡大家族では1.2以下の値は稀で、1.3~1.4を中心とした分布になるだろう。

最後に、隣接行列から距離行列を求めるためのアルゴリズムについて触れておく。隣接行列には、通常の行列の乗法の定義を用いて n 乗すると、その行列の第 ij 要素は点 i と点 j の間に存在する長さ n の道の数を表すという性質がある。この性質を利用して距離行列を求める手続きが、グラフの中心点を探す問題に関連して考えられている⁵⁾。これによらず、隣接行列をそのままの形で要素ごとに検索して、距離行列を求めることももちろん可能である。どちらにせよ注意しなければならないのは、先に述べたような実在する成員だけで連結グラフにならない世帯の処理だろう。そのような場合、距

5) 鈴木啓祐、『空間人口学—人口の分布と移動の記述と解析—』, 大明堂, 1980年, pp.64-67.

離行列の計算には「仮想点」としての成員を導入し、世帯複合度の計算からは除外するといった工夫が必要になる。

資 料

結婚の生命表：昭和50年，55年，60年

金子武治・三田房美

1. はじめに

結婚の生命表は，結婚後の夫妻が夫あるいは妻の死亡および離婚によって減少，そして残存していく過程を表したもので，現在までに，館，河野などによって作成されている¹⁾。そのうち，最も新しい年次の結婚の生命表は，昭和45年のもので，その後の年次については作成されていなかった。そこで，今回，昭和50年以降，5年毎に結婚の生命表を作成し，人口再生産分析などの参考資料として供するものである。

今回の結婚の生命表の作成方法は，基本的には今までに作成されている方法と同じである。したがって，2種類の確率が必要となる。一つは夫妻それぞれの死亡確率であり，もう一つは離婚確率である。以下，これについて順次説明し，作成された結婚の生命表の指標について，若干の概説をすることにする。

2. 結婚持続期間別死亡確率 Q_t

結婚の生命表における諸関数は，夫妻の年齢別についての関数ではなく，夫妻の結婚持続期間についての関数である。したがって，夫妻それぞれの年齢別死亡確率を結婚持続期間別死亡確率に置換する必要がある。その方法は，夫妻別，年齢別結婚数に有配偶者の男女年齢別死亡確率 qx を各々掛けて，1年間の年齢別死亡数を計算し，その死亡数の合計を元の結婚総数で割り，結婚持続期間1年未満の死亡確率 $Q_{(0)}$ とするものである。

結婚後1～2年目の死亡確率 $Q_{(1)}$ は，元の夫妻別，年齢別結婚数から1年未満の死亡数を年齢別に差し引き，その結果を1年後1歳上の，すなわち，2年目当初における結婚残存数とする。それに再び年齢別死亡確率 qx を掛けて，結婚持続期間1～2年目の年齢別死亡数を計算し，その死亡数の合計を2年目当初における結婚残存数で割る。以下同じことを繰り返し，各結婚持続期間別死亡確率 Q_t を計算する。

以上のためには，夫妻それぞれの年齢別死亡確率と夫妻の年齢別結婚数が必要である。夫妻それぞれの年齢別死亡確率は，有配偶者の死亡確率であるから，配偶関係別の生命表が必要であるが，これについては，石川晃の作成したものを利用することにする²⁾。また，年齢別結婚数であるが，人口動態統計に表章されてある男女，年齢別婚姻件数は，当該年に結婚生活に入り，届け出られたもののみである。したがって，年齢別総結婚数の推計をする必要がある。順序としては，離婚確率の計算に結婚総数を使用するので，まず，当該年の結婚総数を推計し，次に，年齢別総結婚数の推計を行った。

1) 現在までに，館稔・川上光雄，「結婚の生命表 附配偶関係別生命表」，『日本統計学会会報』，1952年度，1952年，河野稠果，「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付配偶関係別生命表：1955」，『人口問題研究』，80号，1960年，金子武治，「結婚の生命表：1970年」，『人口問題研究』，132号，1974年がある。

2) 石川晃，「配偶関係別生命表」，『人口問題研究』，185号，1988年。

(1) 結婚総数の推計

1年間の届け出婚姻件数のうち、当該年に結婚生活に入り、届け出られた婚姻数の割合は、昭和30年には61%であったが、年々届け出の割合が高くなり、50年には88%となり、60年では90%となっている。この届け出婚姻数は当該年以前に結婚した人の届け出数である。したがって、この割合からでは、当該年に結婚した総数を推計することはできず、当該年以降にどのくらい届け出られるかを推計する必要がある。

人口動態統計には、結婚生活に入った年次別婚姻数が過去10年目までは毎年、11年目以降は一括で表章されてあるので、これを利用して推計を行った。例えば、昭和61年に届け出られた婚姻数のうち、60年に結婚生活に入った婚姻数は、60年に結婚し、1年遅れて届け出られたことになり、同じく59年に結婚生活に入った婚姻数は、59年に結婚し、2年遅れて届け出られたことになる。また、同じく50年に結婚生活に入った婚姻数は、50年に結婚し、11年遅れて届け出られたことになる。したがって、各年次に届け出られた婚姻数を結婚生活に入った年次ごとに集計しなおせば、当該年以降に届け出られた婚姻総数が把握できる。

ただ、最近年次については、届け出遅れの婚姻数は、10年目まで把握できない。当然のことながら、最近になるほど、把握できる婚姻数は少なくなる。現在、昭和61年まで人口動態統計が刊行されてい

表1 年次別、届け出期間別婚姻数

届け出期間	昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年	昭和60年
実数							
当該年	437,988	579,908	720,275	855,360	829,539	694,447	667,488
1年後	227,566	212,782	168,156	129,100	80,779	55,637	46,484
2	36,536	27,208	17,506	12,748	8,889	7,873	...
3	11,557	7,975	7,127	4,920	3,949	3,357	...
4	6,304	4,335	4,361	2,897	2,379	2,010	...
5	3,686	2,700	3,094	2,093	1,867	1,479	...
6	2,516	1,702	2,337	1,433	1,274	1,076	...
7	2,009	1,196	1,590	1,079	989
8	1,466	1,343	1,213	812	801
9	1,076	961	848	658	550
10	763	1,106	850	643	742
合計	731,467	841,216	927,357	1,011,743	931,758	765,879	713,972
比率							
当該年	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
1年後	0.51957	0.36692	0.23346	0.15093	0.09738	0.08012	0.06964
2	0.08342	0.04692	0.02430	0.01490	0.01072	0.01134	...
3	0.02639	0.01375	0.00989	0.00575	0.00476	0.00483	...
4	0.01439	0.00748	0.00605	0.00339	0.00287	0.00289	...
5	0.00842	0.00466	0.00430	0.00245	0.00225	0.00213	...
6	0.00574	0.00293	0.00324	0.00168	0.00154	0.00155	...
7	0.00459	0.00206	0.00221	0.00126	0.00119
8	0.00335	0.00232	0.00168	0.00095	0.00097
9	0.00246	0.00166	0.00118	0.00077	0.00066
10	0.00174	0.00191	0.00118	0.00075	0.00089
合計	1.67006	1.45060	1.28750	1.18283	1.12322	1.10286	1.06964

人口動態統計より計算。

るので、昭和60年については1年遅れて届け出られる婚姻数しか把握できないことになる。その結果の一部が表1である。当該年次に結婚生活に入り、届け出られた数とその後の届け出数との比率を比較してみると、1年後の届け出は、昭和30年は52%にもなるが、年々減少し、昭和60年にはわずかに7%となる。2年目以降の届け出の比率も年々減少していることがわかる。また、10年間の届け出比率も、昭和30年の67%から50年の12%へと大きく低下している。すなわち、届け出が早くなっていることになる。しかし、最近については、2年目以降に届け出る比率は必ずしも減少はしていない。

今回、昭和60年までの結婚の生命表を作成するので、この表の空白の部分を推定する必要がある。昭和60年については、2年目以降、59年については、3年目以降、55年については、7年目以降の届け出数を推計しなければならない。昭和51年以前は10年目まで把握できる。また、全ての年次について、11年目以降を推計しなければならない。そこで、昭和30年以降の届け出の状況を観察した結果から、1年後から6年後までに届け出られる比率は、最近の横ばい傾向を考慮して最新の比率を使用した。また、7年目以降は届け出比率はまだ減少していることから、7年と8年は届け出比率に指数曲線を当てはめて、補外した結果を使用し、9年目以降は指数曲線の当てはまりがよくないので、既にわかっている比率で最も低い値をもって、その比率とすることにした。その結果、昭和55年と60年の10年間合計の比率は、それぞれ1.11、1.09となった。

次に、11年目以降の届け出比率を推定することになるが、11年目以降は一括して表章されてあるので、これを年次ごとに分割することはできない。したがって、各年次の当該年に結婚生活に入り、届け出られた数と11年以前に結婚生活に入り届け出られた数との比率をとり、そのうち、最も低い比率を採用し、各年の11年目以降の届け出比率とした。これで、各期間ごとの当該年に結婚生活に入り届け出られた婚姻数とその後に届け出られる婚姻数との比率が計算できたので、これを累積し、その結果を当該年に結婚生活に入り、届け出られた婚姻数に掛けることによって、全結婚数を推計した。昭和30年を除いて、各年の届け出婚姻数より低めに推計された。届け出婚姻数との差は、昭和50、55、60年にそれぞれ、0.52%、0.37%、0.17%と大きくはない。

(2) 年齢別、夫妻別結婚数の推計

人口動態統計に表章されている年齢別婚姻数は、当該年に結婚生活に入り届け出られた婚姻数のみである。したがって、年齢別全結婚数を推計する必要がある。当該年に結婚生活に入り届け出られた年齢別婚姻数に年齢別の届け出遅れ率を掛けて、年齢別全結婚数を推計することになる。昭和54年以降、年齢別の届け出遅れ婚姻数が、過去4年間分について把握できる。それによって、全結婚数と同じ方法で4年間の届け出遅れ率を年齢別に計算し、比較してみると、年齢によって差があることがわかる(表2)。昭和55年に結婚した夫妻の4年目までの届け出遅れの比率は9.9%であるが、夫の年齢別にみたその後の届け出遅れの比率は、17歳で結婚した場合、比率は341%と高く、届け出が遅いことになるが、年齢が高くなるにしたがって、届け出が早くなり、27歳で6%と最もよくなる。それ以降、年齢が高くなるにしたがって再び届け出が遅くなる。

表2 年齢別婚姻届け出遅れ比率：昭和55年夫の場合

年齢	届け出遅れ比率	年齢	届け出遅れ比率
全婚姻	0.099	33	0.127
17	3.408	34	0.143
18	0.668	35	0.164
19	0.434	36	0.175
20	0.246	37	0.206
21	0.170	38	0.233
22	0.122	39	0.242
23	0.093	40	0.290
24	0.074	41	0.278
25	0.065	42	0.280
26	0.065	43	0.306
27	0.061	44	0.356
28	0.064	45	0.325
29	0.067	46	0.307
30	0.072	47	0.314
31	0.091	48	0.332
32	0.103	49	0.347

人口動態統計より計算。昭和55年届け出を1とした場合の翌年から4年目までの届け出比率

以上のように、届け出遅れ率は、年齢によって差があるが、時系列的に充分観察するにはデータ量が不足であるので、今回は、届け出遅れ比率が結婚年齢によって差がないと仮定し、先に推計した全結婚数と当該年に結婚生活に入り届け出られた婚姻数との差を夫、妻別々に各年齢別婚姻数の割合で案分補整し、昭和50、55、60年の年齢別、夫妻別結婚数とした。

(3) 結婚持続期間別死亡確率 Q_t

推計された各年の夫妻別、年齢別結婚数に有配偶者の男女年齢別死亡確率 qx を各々掛けて、結婚持続期間別死亡確率 Q_t を夫妻各々について計算した。最初100,000と仮定した結婚コーホートが消滅するまで繰り返し、計算する。

3. 夫妻の結婚持続期間別離婚確率 D_t

夫妻の結婚持続期間別離婚確率は当該年の夫妻の同居期間別離婚数を分子として、各々、その離婚を生じさせた実際の結婚を分母として計算する。人口動態統計に表章されてある夫妻の同居期間別離婚数は、当該年に別居して届け出られたもののみである。したがって、結婚同様、まず当該年の離婚総数を推計し、次いで、同居期間別離婚総数の推計を行った。

表3 年次別、届け出期間別離婚数

届け出期間	昭和38年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年	昭和60年
実数						
当該年	37,848	42,705	55,968	74,227	89,361	110,085
1年後	15,994	18,310	21,882	26,167	29,020	29,525
2	5,387	5,819	6,743	7,696	8,742	...
3	2,936	3,295	3,823	4,469	4,763	...
4	2,073	2,339	2,577	2,966	3,053	...
5	1,323	1,727	1,755	2,140	2,044	...
6	927	1,361	1,281	1,691	1,492	...
7	758	983	975	1,268
8	645	767	752	1,012
9	467	606	629	794
10	542	557	620	810
合計	73,056	79,211	102,686	122,875	147,538	109,759
比率						
当該年	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
1年後	0.42259	0.42876	0.39097	0.35253	0.32475	0.26820
2	0.14233	0.13626	0.12048	0.10368	0.09783	...
3	0.07757	0.07716	0.06831	0.06021	0.05330	...
4	0.05477	0.05477	0.04604	0.03996	0.03416	...
5	0.03496	0.04044	0.03136	0.02883	0.02287	...
6	0.02449	0.03187	0.02289	0.02278	0.01670	...
7	0.02003	0.02302	0.01742	0.01708
8	0.01704	0.01796	0.01344	0.01363
9	0.01234	0.01419	0.01124	0.01070
10	0.01432	0.01304	0.01108	0.01091
合計	1.82044	1.83747	1.73322	1.66031	1.54961	1.26820

人口動態統計より計算。

(1) 離婚総数の推計

1年間の届け出離婚数のうち、当該年に別居して届け出られた離婚数の割合は、昭和30年には、5%と約半分しかなく、40年まではほぼ同程度であったが、その後、届け出の割合が高くなり、50年には62%となり、60年では66%となっている。しかし、婚姻と比較すると、その性格上、届け出遅れが多い。

この届け出離婚総数は当該年までに離婚した人の届け出数である。したがって、この割合によって、当該年に離婚した総数を推計することはできない。当該年以降どのくらい届け出られるかを推計する必要がある。人口動態統計には、別居した年次別離婚数が過去10年目までは毎年、11年目以降は一括で表章されているので、これを利用して、婚姻と同じ方法で推計を行った。

当該年次に別居して届け出られた数とその後の届け出数との比率を比較してみると(表3)、1年後の届け出は、昭和38年は42%であり、年々減少し、昭和60年には27%となる。2年目以降の届け出の比率も年々減少している。また、10年間の届け出比率も、昭和38年の82%から50年の66%へと低下している。このように、届け出が早くなっていることになるが、まだかなりの高さと言える。この表の昭和55年と60年の空白の部分の推計しなくてはならないが、届け出の状況が年々早まっていることから、既にわかっている比率で最も低い値をもって、その比率とすることにした。その結果、昭和55年と60年の10年間合計の比率は、それぞれ1.59、1.48となった。

次に、11年目以降の届け出比率を推計することになるが、11年目以降は一括して表章されてあるもので、これを年次ごとに分割することはできない。したがって、各年次の当該年届け出数と11年以前に別居して届け出られた数との比率をとり、そのうち、最も低い比率を採用し、11年目以降の届け出比率とした。これで、各期間ごとの当該年に別居して届け出られた離婚数とその後に届け出られる離婚数との比率が計算できたので、これを累積し、その結果を当該年に別居して届け出られた離婚数に掛けることによって、全離婚数は推計した。昭和60年を除いて各年の届け出離婚数より多めに推計された。届け出離婚数との差は、昭和50、55、60年にそれぞれ、4.93%、1.89%、-0.12%であり、50年の差は大きい。時系列的な差の規則性はみいだせなかった。

(2) 同居期間別離婚数の推計

同居期間別離婚数は別居時の年齢別に5年までは各年、5年以上20年までは、5年間隔、20年以上は一括して表章されている。ただし、この数値は当該年に別居して届け出られたものである。そこで、婚姻と同じく、離婚総数に合わせるために、先に推計した全離婚数と当該年に別居して届け出られた離婚数との差を各期間別離婚数の割合で案分補正し、昭和50年、55年、60年の同居期間別離婚数とした。次に、5年以上20年までの5年間隔の数値を各年ごとの離婚数に分割する必要がある。これは同居期間別離婚数を累積し、その5、10、15、20年の数値に変形指数曲線を当てはめ、5年以上20年までの各年の累積値を計算し、その差から各年ごとの離婚数を推計した。

(3) 夫妻の結婚持続期間別離婚確率 D_t

夫妻の結婚持続期間別離婚確率は当該年の夫妻の同居期間別離婚数を分子として、各々、その離婚を生じさせた実際の婚姻を分母として計算する。当該年の同居期間1年未満の離婚は、当該年とその前年の結婚から生じる。したがって、

t 年の同居期間1年未満の離婚を $d_{(0)}^t$ 、結婚数を M^t とすると、同居期間1年未満の離婚は、

$$D'_{(0)} = \frac{d_{(0)}^t}{1/2(M^{t-1} + M^t)} \quad \text{となる。}$$

例えば、昭和50年の同居期間1年未満の離婚は、昭和50年と1年前の49年の結婚コーホートから生ずる。同じく、1年以上2年未満の離婚は、昭和49年と48年の結婚コーホートから生ずる。したがっ

て、離婚確率は、分母の結婚数を、1年未満は（昭和49年結婚+50年結婚）／2、1年以上2年未満は（昭和48年結婚+49年結婚）／2として計算した。19年目までは同じであるが、同居期間20年以上の離婚確率は1～19年離婚確率に変形指数曲線を当てはめて、補外推計によって求めた。

以上のようにして求めた結婚持続期間別離婚確率 $D't$ は、当該年の同居期間年数による離婚数を分子として、それらの母集団である当該年以前の各年次の結婚コーホートの大きさを分母として計算したものである。しかし、当然、これら最初の結婚コーホートは、結婚持続期間の経過に応じて、死亡および離婚によって減少しているはずである。前述の結婚持続期間別離婚確率 $D't$ は、最初の結婚コーホートを常に分母としているので、本当の意味での結婚持続期間別離婚確率ではない。したがって、結婚持続期間に応じて、死亡および離婚によって縮小している各々の結婚コーホートの大きさを分母として計算しなければならない。結婚の生命表では、死亡の影響は死亡確率によって、離婚確率とは別に行う。したがって、結婚コーホートが減少していく過程から死亡によるものを操作上取り除き、その減少の要因を離婚だけに限定する。そして、前述の離婚確率 $D't$ に各々100,000を掛けて、100,000を出発点とする結婚コーホートの大きさとした場合の結婚持続期間別離婚数を計算し、100,000から順次、1年未満、1年、2年、…における離婚数を差し引き、その離婚によって減少した結婚コーホートの結婚持続期間別の大きさによって、これに対応する前述の離婚数を割ったものを結婚持続期間別離婚確率 Dt とした。

4. 結婚持続期間別残存数 l_t および平均結婚余命 e_t

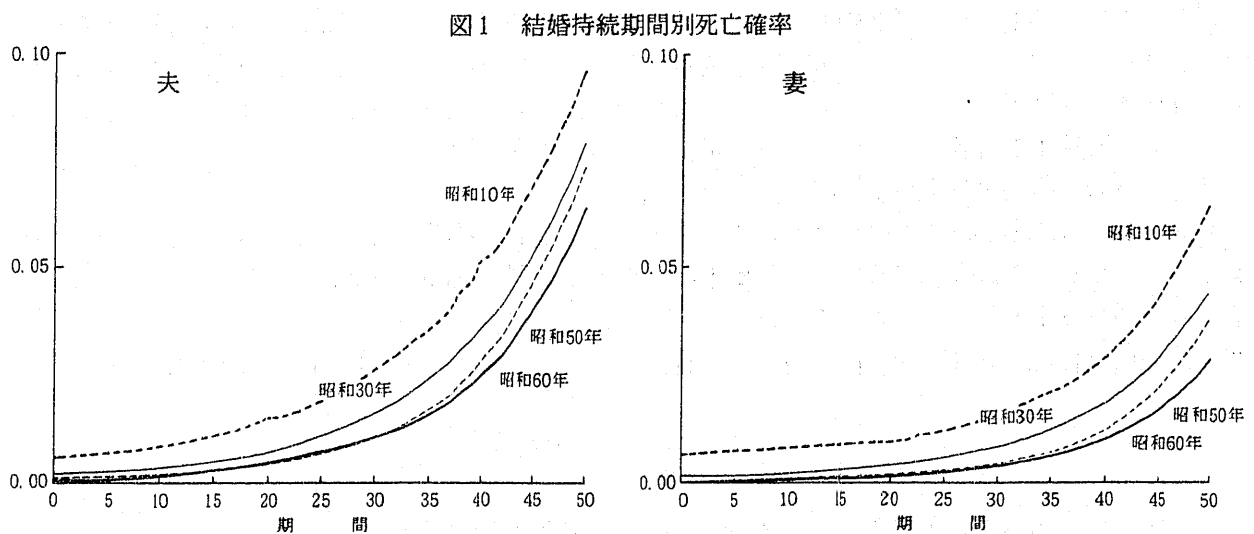
結婚持続期間別残存数 l_t は、夫の死亡確率を Q_{ht} 、妻の死亡確率を Q_{wt} 、離婚確率を D_t とすると、 $l_{t+1} = l_t - l_t(Q_{ht} + Q_{wt} + D_t)$

平均結婚余命 e_t は、 $e_t = \frac{\sum_t l_t}{l_t} - \frac{1}{2}$ によって計算した。

5. 結果の概要

(1) 結婚持続期間別死亡確率

昭和50年の結婚持続期間別死亡確率は、死亡率の改善により、戦前あるいは昭和30年より著しく改善されている（図1）。昭和50年から55年にかけては（結果表）、全ての期間で、夫妻とも死亡確率



は改善されているが、昭和55年から60年にかけては、夫の持続期間17年、妻の20年までは改善されてはいるが、わずかにであり、ほとんど横ばいであるといつてよい。それが、夫の18～33年、妻の21～34年になると、昭和55年から60年の年齢別死亡率の変化の影響から逆に持続期間別死亡率は上昇し、その後再び、低下する。しかもその低下の度合いは、昭和50年から55年にかけてよりも大きくなる。

(2) 結婚持続期間別離婚確率

昭和60年の結婚持続期間別離婚確率をみると(図2)持続期間1年未満の離婚確率が最も高く、期間が長くなるにつれて、離婚確率は低下していく。この傾向は60年以前でも同じである。昭和50年、55年の結果と比較してみると、結婚持続期間別離婚確率は、昭和55年から60年にかけての持続期間1年未満の離婚確率を除いて、上昇している。昭和50年から55年にかけては、持続期間が長くなるほど、離婚確率の上昇の割合が大きくなる。また、昭和55年から60年にかけては、持続期間3～4年まで上昇の割合が拡大するが、その後、縮小し、6～7年から再び拡大し、9～10年を境に一時縮小するが、12年以降は期間が長くなるほど、離婚確率の上昇の割合が大きくなる。

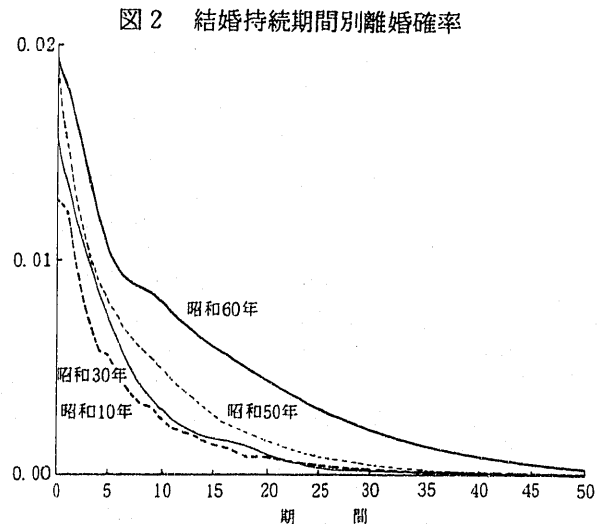


図2 結婚持続期間別離婚確率

(3) 結婚持続期間別残存数 l_t および平均結婚余命 e_t

100,000組の同時結婚集団が、夫あるいは妻の死亡および離婚によって減少していき、結婚持続期間の経過において、どれだけ結婚を継続していくかの確率を表すのが残存数 l_t である。昭和60年の死亡確率および離婚確率が将来続くと仮定した場合(表4)、結婚後5年経過して、残存する確率は91.8%であり、45年の93.3%から低下している。また、10年経過して、残存する確率も、45年の89.5%から低下している。さらに、結婚後25年を経過して、銀婚式を迎えられる夫妻は、昭和50年に79.3%と45年より、若干上昇した後、55年は77%、60年は74%と年々低下している。これは、近年の離婚確率の上昇によるものである。それが、同時結婚夫妻がちょうど半分になる時期は42、43年頃と、昭和45年以降ほとんど変化がなくなり、さらに、結婚後50年を経過して、金婚式を迎えることができる夫妻は、昭和45年には25%であったが、50年、55年は、29%、60年は30%と死亡率の改善により年々増加している。

この残存数に及ぼす死亡と離婚の影響は、昭和50年では13年目までは離婚のウェイトの方が大きく、14年目からは死亡のウェイトの方が大きくなるが、55年になると、16年目まで、60年になると、18年目までとなり、離婚のウェイトの方が大きい年齢が少しずつ高くなっていく。これもまた、近年の離婚確率の上昇傾向によるものである。

表4 結婚持続期間別残存数及び平均結婚余命の変化

年次	$l_{(5)}$	$l_{(10)}$	$l_{(25)}$	$l_{(50)}$	平均結婚余命
昭和10年	89.3%	81.1%	57.3%	8.3%	27.85年
30	92.4	87.9	74.5	20.0	35.32
45	93.3	89.5	79.0	25.0	37.73
50	92.9	89.0	79.3	29.0	38.64
55	92.5	88.0	77.0	29.0	38.03
60	91.8	86.9	74.3	30.3	37.41

最後に、結婚したばかりの夫妻の平均結婚余命は、昭和50年では、38.64年であり、45年の37.73年より0.91年伸びたが、その後は、逆に5年毎に約0.6年ずつ短縮して、昭和60年には37.41年となっている。

昭和10年は館稔、昭和30年は河野稠果の作成結果による。

結果表 結婚の生命表
(1) 昭和50年

t	$Q_h t$	$Q_w t$	$D t$	$l t$	$T t$	${}^e t$
0	0.00087	0.00045	0.01861	100,000	3,914,099	38.64
1	0.00091	0.00047	0.01525	98,008	3,814,099	38.42
2	0.00097	0.00050	0.01241	96,378	3,716,091	38.06
3	0.00104	0.00052	0.01028	95,040	3,619,713	37.59
4	0.00112	0.00056	0.00886	93,914	3,524,673	37.03
5	0.00121	0.00059	0.00788	92,924	3,430,759	36.42
6	0.00132	0.00064	0.00709	92,024	3,337,835	35.77
7	0.00143	0.00068	0.00646	91,192	3,245,811	35.09
8	0.00156	0.00073	0.00590	90,410	3,154,619	34.39
9	0.00170	0.00079	0.00536	89,670	3,064,209	33.67
10	0.00185	0.00085	0.00481	88,966	2,974,539	32.93
11	0.00202	0.00092	0.00433	88,298	2,885,572	32.18
12	0.00221	0.00100	0.00389	87,655	2,797,275	31.41
13	0.00241	0.00109	0.00349	87,033	2,709,620	30.63
14	0.00263	0.00118	0.00310	86,425	2,622,587	29.85
15	0.00286	0.00128	0.00272	85,828	2,536,162	29.05
16	0.00311	0.00140	0.00240	85,239	2,450,334	28.25
17	0.00338	0.00152	0.00215	84,649	2,365,096	27.44
18	0.00368	0.00165	0.00195	84,052	2,280,446	26.63
19	0.00399	0.00180	0.00179	83,440	2,196,394	25.82
20	0.00433	0.00196	0.00154	82,807	2,112,954	25.02
21	0.00471	0.00213	0.00137	82,159	2,030,146	24.21
22	0.00511	0.00231	0.00121	81,485	1,947,988	23.41
23	0.00556	0.00251	0.00107	80,781	1,866,503	22.61
24	0.00605	0.00272	0.00095	80,043	1,785,722	21.81
25	0.00659	0.00296	0.00084	79,265	1,705,678	21.02
26	0.00719	0.00321	0.00074	78,442	1,626,413	20.23
27	0.00785	0.00348	0.00065	77,569	1,547,970	19.46
28	0.00859	0.00378	0.00059	76,640	1,470,401	18.69
29	0.00941	0.00411	0.00052	75,646	1,393,761	17.92
30	0.01033	0.00448	0.00045	74,584	1,318,115	17.17
31	0.01136	0.00489	0.00040	73,445	1,243,531	16.43
32	0.01250	0.00534	0.00036	72,223	1,170,086	15.70
33	0.01378	0.00584	0.00031	70,908	1,097,863	14.98
34	0.01521	0.00640	0.00028	69,495	1,026,955	14.28
35	0.01682	0.00703	0.00024	67,974	957,460	13.59
36	0.01864	0.00775	0.00021	66,337	889,485	12.91
37	0.02069	0.00858	0.00018	64,572	823,149	12.25
38	0.02297	0.00955	0.00016	62,671	758,576	11.60
39	0.02551	0.01067	0.00014	60,623	695,906	10.98
40	0.02832	0.01197	0.00013	58,421	635,283	10.37
41	0.03142	0.01347	0.00010	56,059	576,862	9.79
42	0.03482	0.01517	0.00009	53,537	520,803	9.23
43	0.03852	0.01710	0.00008	50,856	467,266	8.69
44	0.04254	0.01927	0.00007	48,023	416,410	8.17
45	0.04686	0.02170	0.00007	45,052	368,386	7.68
46	0.05148	0.02440	0.00006	41,960	323,334	7.21
47	0.05643	0.02735	0.00005	38,774	281,374	6.76
48	0.06172	0.03058	0.00005	35,523	242,600	6.33
49	0.06736	0.03408	0.00003	32,243	207,077	5.92
50	0.07345	0.03788	0.00003	28,971	174,834	5.53

(2) 昭和55年

t	Qht	Qwt	Dt	lt	Tt	$\dot{e}t$
0	0.00072	0.00035	0.01932	100,000	3,853,074	38.03
1	0.00076	0.00037	0.01623	97,961	3,753,074	37.81
2	0.00082	0.00040	0.01353	96,260	3,655,113	37.47
3	0.00088	0.00042	0.01156	94,841	3,558,853	37.02
4	0.00095	0.00045	0.01033	93,621	3,464,012	36.50
5	0.00104	0.00049	0.00953	92,522	3,370,392	35.93
6	0.00114	0.00053	0.00876	91,499	3,277,870	35.32
7	0.00126	0.00057	0.00798	90,544	3,186,371	34.69
8	0.00139	0.00062	0.00728	89,656	3,095,827	34.03
9	0.00153	0.00068	0.00680	88,823	3,006,171	33.34
10	0.00169	0.00074	0.00654	88,023	2,917,347	32.64
11	0.00187	0.00081	0.00626	87,234	2,829,324	31.93
12	0.00206	0.00088	0.00588	86,455	2,742,090	31.22
13	0.00227	0.00096	0.00539	85,692	2,655,635	30.49
14	0.00250	0.00105	0.00486	84,953	2,569,944	29.75
15	0.00274	0.00115	0.00436	84,238	2,484,991	29.00
16	0.00301	0.00125	0.00392	83,543	2,400,752	28.24
17	0.00329	0.00137	0.00358	82,860	2,317,209	27.47
18	0.00359	0.00149	0.00329	82,177	2,234,349	26.69
19	0.00392	0.00162	0.00303	81,489	2,152,172	25.91
20	0.00427	0.00177	0.00276	80,791	2,070,683	25.13
21	0.00465	0.00192	0.00252	80,080	1,989,892	24.35
22	0.00506	0.00209	0.00229	79,352	1,909,812	23.57
23	0.00550	0.00227	0.00208	78,603	1,830,461	22.79
24	0.00599	0.00246	0.00188	77,829	1,751,858	22.01
25	0.00651	0.00267	0.00171	77,025	1,674,029	21.23
26	0.00710	0.00290	0.00156	76,186	1,597,004	20.46
27	0.00773	0.00314	0.00140	75,306	1,520,818	19.70
28	0.00844	0.00341	0.00128	74,381	1,445,512	18.93
29	0.00922	0.00370	0.00115	73,405	1,371,131	18.18
30	0.01009	0.00402	0.00104	72,372	1,297,726	17.43
31	0.01107	0.00438	0.00093	71,275	1,225,355	16.69
32	0.01218	0.00478	0.00084	70,107	1,154,080	15.96
33	0.01343	0.00523	0.00075	68,859	1,083,973	15.24
34	0.01484	0.00574	0.00068	67,522	1,015,114	14.53
35	0.01643	0.00632	0.00061	66,087	947,592	13.84
36	0.01822	0.00698	0.00055	64,544	881,505	13.16
37	0.02025	0.00776	0.00049	62,881	816,961	12.49
38	0.02251	0.00866	0.00044	61,090	754,079	11.84
39	0.02504	0.00971	0.00040	59,158	692,990	11.21
40	0.02783	0.01092	0.00035	57,079	633,832	10.60
41	0.03090	0.01231	0.00031	54,847	576,753	10.02
42	0.03425	0.01388	0.00029	52,460	521,906	9.45
43	0.03789	0.01566	0.00025	49,919	469,446	8.90
44	0.04182	0.01766	0.00023	47,233	419,527	8.38
45	0.04605	0.01989	0.00020	44,413	372,294	7.88
46	0.05059	0.02236	0.00018	41,475	327,881	7.41
47	0.05547	0.02507	0.00016	38,442	286,405	6.95
48	0.06072	0.02804	0.00014	35,340	247,963	6.52
49	0.06636	0.03129	0.00012	32,198	212,623	6.10
50	0.07241	0.03485	0.00011	29,050	180,425	5.71

(3) 昭和60年

t	Q_{ht}	Q_{wt}	Dt	lt	Tt	$\dot{e}t$
0	0.00070	0.00029	0.01931	100,000	3,790,666	37.41
1	0.00073	0.00031	0.01793	97,970	3,690,666	37.17
2	0.00078	0.00034	0.01617	96,111	3,592,696	36.88
3	0.00084	0.00037	0.01406	94,450	3,496,585	36.52
4	0.00091	0.00040	0.01196	93,008	3,402,135	36.08
5	0.00099	0.00044	0.01032	91,774	3,309,127	35.56
6	0.00109	0.00048	0.00938	90,695	3,217,354	34.97
7	0.00120	0.00053	0.00896	89,702	3,126,659	34.36
8	0.00132	0.00058	0.00875	88,743	3,036,957	33.72
9	0.00146	0.00064	0.00845	87,798	2,948,213	33.08
10	0.00161	0.00070	0.00794	86,872	2,860,415	32.43
11	0.00178	0.00077	0.00742	85,982	2,773,543	31.76
12	0.00197	0.00084	0.00695	85,124	2,687,561	31.07
13	0.00218	0.00093	0.00653	84,293	2,602,437	30.37
14	0.00242	0.00102	0.00620	83,480	2,518,145	29.66
15	0.00267	0.00112	0.00591	82,675	2,434,665	28.95
16	0.00296	0.00123	0.00559	81,873	2,351,989	28.23
17	0.00327	0.00135	0.00527	81,073	2,270,116	27.50
18	0.00361	0.00147	0.00494	80,272	2,189,043	26.77
19	0.00398	0.00161	0.00461	79,467	2,108,771	26.04
20	0.00439	0.00176	0.00434	78,657	2,029,304	25.30
21	0.00484	0.00192	0.00407	77,831	1,950,647	24.56
22	0.00532	0.00210	0.00381	76,988	1,872,816	23.83
23	0.00584	0.00229	0.00355	76,124	1,795,828	23.09
24	0.00640	0.00250	0.00331	75,234	1,719,704	22.36
25	0.00700	0.00273	0.00307	74,315	1,644,470	21.63
26	0.00763	0.00297	0.00286	73,364	1,570,154	20.90
27	0.00831	0.00323	0.00265	72,376	1,496,790	20.18
28	0.00902	0.00351	0.00246	71,349	1,424,414	19.46
29	0.00978	0.00381	0.00228	70,279	1,353,065	18.75
30	0.01060	0.00413	0.00209	69,164	1,282,785	18.05
31	0.01149	0.00449	0.00194	68,000	1,213,622	17.35
32	0.01245	0.00488	0.00178	66,782	1,145,622	16.65
33	0.01350	0.00530	0.00163	65,506	1,078,840	15.97
34	0.01466	0.00578	0.00149	64,167	1,013,334	15.29
35	0.01594	0.00631	0.00137	62,760	949,166	14.62
36	0.01737	0.00691	0.00125	61,277	886,406	13.97
37	0.01896	0.00758	0.00113	59,713	825,129	13.32
38	0.02074	0.00833	0.00104	58,060	765,416	12.68
39	0.02273	0.00916	0.00093	56,312	707,356	12.06
40	0.02493	0.01009	0.00085	54,464	651,044	11.45
41	0.02738	0.01113	0.00077	52,510	596,580	10.86
42	0.03009	0.01228	0.00070	50,447	544,070	10.28
43	0.03309	0.01357	0.00063	48,274	493,623	9.73
44	0.03640	0.01502	0.00057	45,991	445,349	9.18
45	0.04004	0.01664	0.00051	43,600	399,359	8.66
46	0.04405	0.01848	0.00046	41,106	355,759	8.15
47	0.04844	0.02055	0.00041	38,517	314,653	7.67
48	0.05323	0.02290	0.00037	35,844	276,135	7.20
49	0.05843	0.02554	0.00032	33,102	240,291	6.76
50	0.06403	0.02851	0.00029	30,312	207,189	6.34

書評・紹介

John Bongaarts, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.)
Family Demography, Methods and Its Applications

Clarendon Press, Oxford, 1987, 365pp.

本書は1982年以降 I U S S P が主催した家族人口学に関する会議に提出された論文をまとめたものであり、現在の家族人口学における分析手法の最前線の成果を示すものである。

全体は7部18章からなる。第I部は序説であり、著名な数理人口学者のN. Keyfitzにより本書の内容に即した簡単な展望がおこなわれている。

第II部は計測と推計と題される。そのうちの一つはT. Burch等による世帯に関する標準化と要素分解の手法を使った分析である。もう一つはS. Prestonによる安定人口理論を利用した指標による配偶関係の分析である。

第III部は家族ライフサイクル論である。C. Höhnによる従来の家族ライフサイクル概念の批判的検討と新たなライフコース概念登場の説明は明快である。G. Feichtingerによる計測論は、結婚、死別、離別や出生など広範囲にわたるが、寡婦期間の正しい計算方法の提起なども有益である。N. Ryderは、ライフサイクル変数について一定の仮定を設定した人口のマクロモデル分析を論じる。

第IV部は多相生命表である。多相生命表multistate life tableは近年急速に発達をみた生命表形式であり、主たる開発者の一人であるF. Willkensによるその理論的説明は比較的理解しやすい。T. Espenshadeは、その応用として、アメリカ女性コウホートについて結婚、別居、離婚、死別、再婚別の滞在年数やそれぞれの状態別割合の分析をおこなっている。またS. Hofferthは、離婚・再婚などの多いアメリカにおける親の配偶関係の変化と子供がどちらの親と一緒に暮らすかを多相生命表を使って分析している。J. Bongaartsは、配偶関係別出生児数別割合、家族類型別割合やライフコースを通じてどのような家族類型を経験するかといった分析を同じく多相生命表を用いておこなっている。

第V部は家族関係モデルとマイクロ・シミュレーションである。K. Wachterは、家族・世帯の変動を再現・分析するための手段としてのマイクロ・シミュレーションについて、事例にふれながらその有用性と意義を述べる。J. Reevesの論文は、家族のマイクロ・シミュレーションをアメリカ人口に適用した結果の報告である。J. Smithは、イギリスの前近代と近代の人口についてシミュレーションを適用した結果、それぞれの時代の平均的な個人にとって年齢の段階別にどのような親族関係が生じ、親族の種類別にどれだけの人数との関わりが生まれるかの検討をおこなっている。T. Pullumの論文は、親族関係と家族に関する数学的モデルのレビューである。

第VI部は、世帯数推計についてのものである。世帯数推計に最も多く用いられている世帯主率法の主要な開発者の一人である河野稠果は、世帯主率法の経緯と利用形態を論じ、規模別世帯数推計の改良を紹介し、また世帯主の生命表を作成している。J. Pitkinは、世帯における世帯主率と同居している非世帯主の成人の割合には一定の関係があり、親子二世代間の人口の対応関係や家族関係による影響を受けることに着目した世帯主率法の改良を論じている。I. Holmbergは、世帯規模別の推移確率を使った世帯数の推計を紹介している。

第VII部は家族人口学の発展方向と題され、N. Ryderによる家族における夫婦としての側面、血族・親族としての側面と居住単位としての側面の三つの側面に即し本書の論文を位置付けた家族人口学の展望である。

本書に取められた家族人口学の成果は、非常に広範囲にわたる。評者の個人的関心からいえば、第III部の家族ライフサイクル論と第IV部の多相生命表の理論は非常に興味深く有益であった。いずれにしても家族の人口学的分析を志すものにとって、座右に置いて参照すべきテキストとして、本書の意義は真に大きいと思われる。

(渡邊吉利)

Jian Song, Chi-Hsien Tuan and Jing-Yuan Yu,
Population Control in China : Theory and Applications

Praeger Publishers, New York, 1985, 299pp.

1982年に13年ぶりにおこなわれた第3回人口センサスによって現代中国の総人口は10億人を超えており、世界人口の4分の1近くをしめていることが明らかとなった。この中国は、同時に現代化路線のもとで、いわゆる「一人っ子政策」に象徴される国家的規模での人口制御政策を開始していることは周知のとおりである。この政策が今後の世界人口の動向に与える影響はきわめて大きいものがあることは多言を要さないが、学問的側面においても、人口政策論のみならず、従来の人口学全体に対して新しい課題をなげかけたことは重要である。

これまでの人口学は、もっぱら西欧の先進諸国において発展してきたものであり、そのテクニックの多くは人口動向の予測や既存データの分析、不完全データの間接推定等を目的として開発されてきており、対象人口の「制御」に関する理論に乏しかったといえよう。ただ例外的に1970年代初期において地球の規模における人口・環境問題に対する意識の高まりを反映して、人口過程の制御に関する先駆的研究が主として数学者、工学者によっておこなわれたが、多くの人口学者の注意を引くには至らなかった。本書は、人口制御という現代中国の課題に対して学問的な基礎を与えるべく、システム理論の観点から人口理論を再編成した点でまさに画期的な書である。著者の一人、Jian Song (宋健) は、中国の代表的なシステム工学者であると同時に中国人口学会の副会長でもあり、1970年代末から数理人口学に関連して多くの論文を発表している。

本書は全体で8つの章からなり、第7章までは線形人口システムの一般論であり、連続時間モデルについては、Mckendrick-Von Foerster方程式を基礎において議論を展開している点がこれまでの人口学関連の他書にない特徴である。これは基本法則は微分方程式で記述されるべきであるという数理科学の基本に忠実なアプローチであり、理工学系の出身者には大変わかりやすい。反面、各種の人口学的指標の導出や推定問題などにおいては、従来の人口学に慣れた眼にはきわめて大雑把な印象を受けるであろう。しかし本書前半の白眉は、Mckendrick-Von Foerster方程式に対して超関数解を与えている第2章付録と作用素半群の理論によって安定性解析をおこなっている第3章付録であり、安定人口理論に対する新しいアプローチを開発した意義は大きい。またシステムの可観測性や可制御性といったシステム理論の概念の人口モデルへの導入や、リアプノフ安定性に関する議論は多くの人口学者にとっては新鮮かつ極めて興味深いものであろう。第8章は本書のクライマックスであり、離散時間人口過程の最適制御の問題が扱われている。ここでは単に数学的定式をおこなうだけにとどまらず、現実の中国人口に対して資源・環境条件を考慮にいれた最適人口規模を計算し、一定期間のうちにこの最適人口にもっとも近接する成長経路を与えるTFRの値(これがコントロール変数であるが)を算出している。制御理論の人口問題への適用においては、実際に最適性の基準を満たすようなコントロールが実行可能であるかどうかは疑問がある場合が多いであろうが、人口計画の達成度の指標として最適制御を計算することは意味があろう。

全体として数理的内容ではあるが、随所に現代中国の人口問題に関する考察があり、中国の人口事情を伝えてくれる点も本書をユニークなものにしている。なによりも学問的成果が現実社会の提起する諸問題の解決に直結しているという、われわれが喪って久しいナイーブな感覚にあふれている点に、いささかの危惧と同時に羨望を禁じ得ないのは評者だけではあるまい。

(稲葉 寿)

世界各国の合計特殊出生率の推移：最新資料

合計特殊出生率は基本的な出生力指標として重要である。本統計では最近刊行された国際連合『世界人口年鑑』(United Nations, Demographic Yearbook)の1986年版に掲載された合計特殊出生率および人口問題研究所が各国の人口統計関連部局から得た最新の合計特殊出生率を再編・要約して掲載する¹⁾。近時、著しい変動を示す出生力の国際比較分析に役立つものと思われる。

なお表示した国の配列は国連方式、すなわちアフリカ、北アメリカ、南アメリカ、アジア、ヨーロッパ、オセアニア、ソ連の地域順、地域内の国・領土はABC(英語の頭文字)順になっている。また国の中をさらに細分した地域は、その地域名を字下げして示してある。本統計資料の作成は、人口情報部の渡邊吉利および坂東里江子両技官が担当した。

統計表利用上の注意

合計特殊出生率は、女性集団がその生涯を通じて仮にある年次の年齢別出生率に示されたと同じ子供の産み方であるとした場合に示される平均的子供数である。合計特殊出生率は未婚、既婚を含めた女子に関する年齢別出生率を計算し、それを全年齢について合計したものである。合計特殊出生率において人口の年齢構造の影響を受けることがないのは、この指標が各年齢階級を均等に重みづけしていることによる。

本統計に掲載した合計特殊出生率のうち、ヨーロッパ、北アメリカ、オセアニアの先進国の一部に関しては、国連の算出によるものではなく、各国の人口統計関係部局によって年齢各歳別出生率から直接算出されたものが含まれている。それらの数値はすべて下二桁で示されている。また国連『世界人口年鑑』から転載した合計特殊出生率はすべて下三桁で示されている。『世界人口年鑑』から転載した合計特殊出生率は、特記しているもの以外は、国連統計局が計算したものである。また年齢別出生率などのデータが利用できないものについては、国連人口部が推計をおこなった。これら国連人口部による推計は脚注に明記してある。国連の『世界人口年鑑』から転載した合計特殊出生率の数値の性格についての詳細は原典を参照されたい。

国連の『世界人口年鑑』1986年版の原表(表22)には、世界各国についての合計特殊出生率のほかに、婦人子供比(child-woman ratio)、総再生産率、純再生産率が示されている。関心のある方は原典を参照されたい。

1) 『世界人口年鑑』1985年版による女子の年齢別出生率に基づき計算した主要国の合計特殊出生率については、『人口問題研究』第183号(1987.7)に掲載。

国／年次	TFR	国／年次	TFR	国／年次	TFR
〔アフリカ〕		チャド		ガーナ	
アルジェリア ¹⁾		1968 ²⁾	6.045	1968 ²⁾	6.565
1968 ²⁾	7.482	1973 ³⁾	5.986	1973 ³⁾	6.496
1973 ³⁾	7.380	1978 ⁴⁾	5.887	1978 ⁴⁾	6.496
1978 ⁴⁾	7.175	1983 ⁵⁾	5.887	1983 ⁵⁾	6.496
1983 ⁵⁾	6.662	コモロ		ギニア	
アンゴラ		1968 ²⁾	6.293	1968 ²⁾	6.407
1968 ²⁾	6.384	1973 ³⁾	6.293	1973 ³⁾	6.191
1973 ³⁾	6.394	1978 ⁴⁾	6.293	1978 ⁴⁾	6.191
1978 ⁴⁾	6.394	1983 ⁵⁾	6.293	1983 ⁵⁾	6.185
1983 ⁵⁾	6.394	コンゴ		ギニア=ビサウ	
ベニン		1968 ²⁾	5.930	1968 ²⁾	5.193
1968 ²⁾	6.857	1973 ³⁾	6.035	1973 ³⁾	5.315
1973 ³⁾	6.849	1978 ⁴⁾	5.988	1978 ⁴⁾	5.379
1978 ⁴⁾	7.003	1983 ⁵⁾	5.988	1983 ⁵⁾	5.379
1983 ⁵⁾	7.003	コートジボアール		ケニア	
ボツワナ		1968 ²⁾	6.626	1968 ²⁾	8.104
1968 ²⁾	6.482	1973 ³⁾	6.691	1973 ³⁾	8.193
1973 ³⁾	6.496	1978 ⁴⁾	6.699	1978 ⁴⁾	8.217
1978 ⁴⁾	6.496	1983 ⁵⁾	6.699	1983 ⁵⁾	8.120
1983 ⁵⁾	6.496	エジプト		レソト	
ブルキナファソ		1968 ²⁾	6.560	1968 ²⁾	5.708
1968 ²⁾	6.510	1973 ³⁾	5.535	1973 ³⁾	5.743
1973 ³⁾	6.512	1976	5.177	1978 ⁴⁾	5.743
1978 ⁴⁾	6.496	1978 ⁴⁾	5.268	1983 ⁵⁾	5.785
1983 ⁵⁾	6.496	1982	5.092	リベリア	
ブルンジ		1983 ⁵⁾	4.817	1968 ²⁾	6.267
1968 ²⁾	5.826	赤道ギニア		1970 ⁶⁾	6.252
1973 ³⁾	5.928	1968 ²⁾	5.658	1971 ⁶⁾	5.713
1978 ⁴⁾	6.435	1973 ³⁾	5.664	1973 ³⁾	6.368
1983 ⁵⁾	6.435	1978 ⁴⁾	5.664	1978 ⁴⁾	6.902
カメルーン		1983 ⁵⁾	5.664	1983 ⁵⁾	6.902
1968 ²⁾	5.680	エチオピア		リビア	
1973 ³⁾	5.702	1968 ²⁾	6.699	1968 ²⁾	7.482
1978 ⁴⁾	5.785	1973 ³⁾	6.699	1973	6.528
1983 ⁵⁾	5.785	1978 ⁴⁾	6.699	1978 ⁴⁾	7.380
ケープベルデ		1983 ⁵⁾	6.699	1983 ⁵⁾	7.175
1968 ²⁾	5.988	ガボン		マダガスカル	
1973 ³⁾	5.582	1968 ²⁾	4.068	1968 ²⁾	5.834
1978 ⁴⁾	5.176	1973 ³⁾	4.060	1973 ³⁾	5.905
1980	4.861	1978 ⁴⁾	4.060	1978 ⁴⁾	6.090
1983 ⁵⁾	4.770	1983 ⁵⁾	4.507	1983 ⁵⁾	6.090
1985	4.605	ガンビア		マラウイ	
中央アフリカ		1968 ²⁾	6.399	1968 ²⁾	6.922
1968 ²⁾	5.690	1973 ³⁾	6.403	1973 ³⁾	6.922
1973 ³⁾	5.719	1978 ⁴⁾	6.394	1977	6.589
1978 ⁴⁾	5.887	1983 ⁵⁾	6.394	1978 ⁴⁾	7.003
1983 ⁵⁾	5.887			1983 ⁵⁾	7.003

国／年次	TFR	国／年次	TFR	国／年次	TFR
マリ		モザンビーク (つづき)		シエラレオネ (つづき)	
1968 ²⁾	6.575	1978 ⁴⁾	6.090	1973 ³⁾	6.122
1973 ³⁾	6.597	1983 ⁵⁾	6.090	1978 ⁴⁾	6.131
1978 ⁴⁾	6.699	ナミビア		1983 ⁵⁾	6.131
1983 ⁵⁾	6.699	1968 ²⁾	6.086	ソマリア	
モーリタニア		1973 ³⁾	6.055	1968 ²⁾	6.597
1968 ²⁾	6.865	1978 ⁴⁾	6.090	1973 ³⁾	6.597
1973 ³⁾	6.908	1983 ⁵⁾	6.090	1978 ⁴⁾	6.597
1978 ⁴⁾	6.902	ニジェール		1983 ⁵⁾	6.597
1983 ⁵⁾	6.902	1968 ²⁾	7.103	南アフリカ	
モーリシャス		1973 ³⁾	7.095	1968 ²⁾	5.611
1968 ²⁾	4.247	1978 ⁴⁾	7.105	1973	5.335
1973 ³⁾	3.252	1983 ⁵⁾	7.105	1978	5.075
1978 ⁴⁾	3.067	ナイジェリア		1983	5.075
1983 ⁵⁾	2.761	1968 ²⁾	7.105	スーダン	
モーリシャス島		1973 ³⁾	7.105	1968 ²⁾	6.683
1967	4.450	1978 ⁴⁾	7.105	1973 ³⁾	6.683
1968	4.351	1983 ⁵⁾	7.105	1978 ⁴⁾	6.683
1969	3.870	レユニオン		1983 ⁵⁾	6.585
1970	3.588	1967	6.003	スワジランド	
1971	3.371	1968 ²⁾	4.850	1968 ²⁾	6.332
1972	3.330	1973 ³⁾	3.561	1973 ³⁾	6.411
1973	2.973	1978 ⁴⁾	2.842	1978 ⁴⁾	6.496
1974	3.390	1983 ⁵⁾	2.233	1983 ⁵⁾	6.496
1975	3.125	ルワンダ		トーゴ	
1976	3.065	1968 ²⁾	7.003	1968 ²⁾	6.171
1977	2.977	1973 ³⁾	7.308	1973 ³⁾	6.090
1978	3.026	1978	8.602	1978 ⁴⁾	6.090
1979	3.018	1983 ⁵⁾	7.511	1983 ⁵⁾	6.090
1980	2.842	セネガル		チュニジア	
1981	2.636	1968 ²⁾	6.656	1968 ²⁾	6.826
1982	2.352	1973 ³⁾	6.736	1973 ³⁾	6.150
1983	2.157	1978 ⁴⁾	6.496	1978	4.768
1984	2.067	1983 ⁵⁾	6.496	1979	4.924
1985	1.953	セイシエル		1980	4.512
ロドリゲス		1971	6.079	1983 ⁵⁾	4.817
1982	4.950	1973	5.212	ウガンダ	
1983	4.118	1974	5.549	1968 ²⁾	6.912
1984	4.022	1976	4.493	1973 ³⁾	6.902
1985	2.893	1977	3.927	1978 ⁴⁾	6.902
モロッコ		1978	4.299	1983 ⁵⁾	6.902
1968 ²⁾	7.093	1979	4.005	タンザニア	
1973 ³⁾	6.888	1980	4.419	1968 ²⁾	6.874
1978 ⁴⁾	5.904	1983	3.475	1973 ³⁾	7.001
1983 ⁵⁾	5.126	1984	3.466	1978 ⁴⁾	7.105
モザンビーク		1985	3.268	1983 ⁵⁾	7.105
1968 ²⁾	5.867	シエラレオネ		ザイール	
1973 ³⁾	6.090	1968 ²⁾	6.116	1968 ²⁾	5.976

国／年次	TFR	国／年次	TFR	国／年次	TFR
ザイール (つづき)		カナダ (つづき)		グリーンランド (つづき)	
1973 ³⁾	6.090	1977	1.760	1980	2.398
1978 ⁴⁾	6.090	1978	1.716	1984	2.113
1983 ⁵⁾	6.090	1979	1.722	1985	2.234
ザンビア		1980	1.704	グアデループ ¹⁾	
1968 ²⁾	6.654	1981	1.665	1967	5.317
1973 ³⁾	6.742	1982	1.656	1968 ²⁾	5.184
1978 ⁴⁾	6.760	1983	1.643	1973 ³⁾	4.455
1983 ⁵⁾	6.760	1984	1.647	1978 ⁴⁾	3.037
ジンバブエ		1985	1.631	1983 ⁵⁾	2.550
1968 ²⁾	6.608	コスタリカ ¹⁾		グアテマラ	
1973 ³⁾	6.597	1968	5.801	1968 ²⁾	6.601
1978 ⁴⁾	6.597	1973	3.864	1970	5.738
1983 ⁵⁾	6.597	1978	3.731	1973	6.378
		1983	3.500	1975	5.585
[アメリカ]		1984	3.501	1977	6.026
バハマ		キューバ		1978 ⁴⁾	6.396
1970	3.442	1968 ²⁾	4.299	1981	6.885
1975	2.513	1970	3.696	1983 ⁵⁾	6.120
1980	2.790	1973 ³⁾	3.476	1985	5.879
バルバドス		1976	2.549	ハイチ ¹⁾	
1967	2.916	1977	2.228	1968 ²⁾	6.150
1968	2.841	1978 ⁴⁾	2.180	1973 ³⁾	6.068
1969	2.654	1979	1.777	1978 ⁴⁾	5.924
1970	2.994	1980	1.644	1983 ⁵⁾	5.744
1973 ³⁾	2.731	1981	1.586	ホンジュラス	
1976	2.200	1982	1.784	1967	6.336
1978	1.788	1983	1.791	1968	6.388
1980	1.839	1984	1.761	1969	6.211
1983 ⁵⁾	1.938	1985	1.881	1970	5.938
ベリーズ		ドミニカ共和国		1973	6.001
1967	5.838	1968 ²⁾	7.011	1974	6.594
1970	5.842	1970	6.185	1978 ⁴⁾	7.134
1974	5.639	1973 ³⁾	6.314	1979	6.252
1975	5.769	1978 ⁴⁾	4.797	1981	5.881
1980	5.846	1983 ⁵⁾	4.182	1983 ⁵⁾	6.500
1981	5.194	エルサルバドル		ジャマイカ	
1982	5.035	1968 ²⁾	6.621	1968 ²⁾	5.432
1983	5.018	1971	6.089	1973 ³⁾	5.432
1984	4.925	1973 ³⁾	6.334	1978 ⁴⁾	3.956
バミューダ		1978 ⁴⁾	6.006	1982	3.232
1983	1.854	1983 ⁵⁾	5.555	1983 ⁵⁾	3.366
カナダ ^{7) 8)}		グリーンランド		マルチニーク ¹⁾	
1965	3.15	1970	3.474	1967	5.113
1967	2.522	1974	2.430	1968 ²⁾	4.961
1970	2.253	1975	2.364	1973 ³⁾	4.050
1975	1.821	1976	2.277	1974	3.682
1976	1.783	1977	2.327	1978 ⁴⁾	2.632

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
マルチニーク (つづき)		プエルトリコ (つづき)		合衆国バージン諸島 ¹¹⁾	
1983 ⁵⁾	2.142	1981	2.619	1970	5.274
メキシコ ¹⁾		1982	2.513	1980	3.116
1968 ²⁾	6.703	1983	2.376	アルゼンチン	
1973	6.973	セント・キッツ=ネビス		1968 ²⁾	3.040
1974	4.082	1970	4.942	1970	2.993
1976	3.570	1974	4.313	1973 ³⁾	3.142
1977	3.495	1975	3.498	1978 ⁴⁾	3.366
1978	3.215	1983	2.744	1979	3.442
1979	3.096	セントルシア		1980	3.284
1980	2.979	1979	4.746	1983 ⁵⁾	3.379
1983 ⁵⁾	4.610	1980	4.341	ボリビア	
オランダ領アンチル		1984	4.073	1968 ²⁾	6.560
1971 ⁹⁾	3.078	サンピエール=ミクロン		1973 ³⁾	6.498
ニカラグア		1974	2.327	1976	3.874
1968 ²⁾	7.093	グレナダ		1978 ⁴⁾	6.396
1973 ³⁾	6.703	1980	3.852	1983 ⁵⁾	6.250
1978 ⁴⁾	6.314	トリニダード=トバゴ		ブラジル ¹³⁾	
1983 ⁵⁾	5.939	1967	3.833	1968 ²⁾	5.309
パナマ ¹⁰⁾		1968	3.775	1973 ³⁾	4.694
1976	5.095	1969	3.325	1977	2.647
1968	5.398	1970	3.385	1978 ⁴⁾	4.202
1969	5.261	1972	3.715	1979	2.819
1970	4.883	1973	3.371	1980	2.800
1971	4.936	1974	3.282	1982	2.843
1972	4.811	1975	3.105	1983	2.535
1973	4.405	1976	3.105	1984	2.332
1974	4.340	1977	3.038	チリ	
1975	4.293	1978 ⁴⁾	3.075	1976	3.841
1976	4.069	1980	3.106	1968	3.556
1977	3.916	1983	2.885	1969	3.328
1978	3.823	アメリカ合衆国 ¹²⁾		1970	3.218
1979	3.703	1965	2.93	1971	3.386
1980	3.555	1967	2.568	1973 ³⁾	3.485
1981	3.424	1970	2.457	1975	2.899
1982	3.227	1975	1.793	1976	2.706
1983	3.162	1976	1.762	1977	2.478
1984	3.130	1977	1.820	1978	2.420
パナマ運河地帯		1978	1.797	1979	2.404
1970 ¹¹⁾	2.209	1979	1.849	1980	2.463
プエルトリコ ¹¹⁾		1980	1.834	1981	2.576
1967	3.437	1981	1.811	1982	2.573
1968	3.219	1982	1.826	1983	2.395
1970	3.150	1983	1.797	1984	2.422
1973 ³⁾	2.993	1984	1.805	1985	2.361
1975	2.796	1985	1.84	コロンビア	
1978	2.753	1986	1.84	1968 ²⁾	5.945
1980	2.705			1973 ³⁾	4.776

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
コロンビア (つづき)		ウルグアイ (つづき)		ブルネイ (つづき)	
1978 ⁴⁾	4.305	1978 ⁴⁾	2.931	1978	4.400
1983 ⁵⁾	3.930	1980	2.600	1983	3.503
エクアドル ¹⁴⁾		1983 ⁵⁾	2.760	1984	3.586
1967	5.538	ベネズエラ ¹³⁾		ビルマ	
1968	5.777	1967	6.432	1968 ²⁾	5.740
1969	5.511	1968	5.849	1973 ³⁾	5.432
1971	5.366	1970	5.624	1978 ⁴⁾	4.612
1972	6.047	1971	5.274	1983 ⁵⁾	4.100
1973 ³⁾	5.160	1973	4.862	中国	
1978	4.315	1975	5.190	1968 ²⁾	5.965
1980	3.863	1976	4.878	1973 ³⁾	4.735
1981	3.755	1977	4.707	1978 ⁴⁾	2.890
1983 ⁵⁾	5.000	1978	4.611	1983 ⁵⁾	2.365
仏領ギアナ		1979	4.467	キプロス	
1967	4.894	1980	4.100	1967	3.096
1974	3.754	1983	4.100	1968	3.009
ガイアナ				1969	2.923
1968	4.294	[ア ジ ア]		1970	2.741
1969	3.828	アフガニスタン		1971	2.887
1970	3.933	1968 ²⁾	7.132	1973	2.383
1973 ³⁾	4.524	1973 ³⁾	7.138	1974	2.297
1978 ⁴⁾	3.913	1978 ⁴⁾	6.901	1975	2.094
1983 ⁵⁾	3.259	1979 ¹⁵⁾	7.603	1976	2.335
パラグアイ		1983 ⁵⁾	6.901	1977	2.188
1968 ²⁾	6.396	バーレーン		1978	2.197
1973 ³⁾	5.699	1968 ²⁾	6.970	1979	2.261
1978 ⁴⁾	5.207	1973 ³⁾	5.945	1980	2.305
1983 ⁵⁾	4.852	1978 ⁴⁾	5.227	1981	2.248
ペルー ¹³⁾		1981	4.378	1982	2.355
1967	4.823	1982	4.455	1983	2.461
1968	4.881	1983 ⁵⁾	4.633	1984	2.461
1969	4.612	バングラデシュ		1985	2.361
1972	4.316	1968 ²⁾	6.906	カンボジア	
1973	3.970	1973 ³⁾	7.017	1968 ²⁾	6.216
1975	3.847	1978 ⁴⁾	6.656	1973 ³⁾	5.535
1976	3.867	1981	4.967	1978 ⁴⁾	4.100
1978 ⁴⁾	5.371	1983 ⁵⁾	6.150	1983 ⁵⁾	5.125
1983 ⁵⁾	5.000	ブータン		イエメン	
スリナム		1968 ²⁾	5.892	1968 ²⁾	6.970
1968 ²⁾	5.945	1973 ³⁾	5.945	1973 ³⁾	6.970
1973 ³⁾	5.289	1978 ⁴⁾	5.740	1978 ⁴⁾	6.970
1978 ⁴⁾	4.633	1983 ⁵⁾	5.535	1983 ⁵⁾	6.765
1983 ⁵⁾	3.587	ブルネイ		東チモール	
ウルグアイ		1971	5.938	1968 ²⁾	6.156
1968	2.407	1972	5.464	1973 ³⁾	6.150
1973	2.487	1973	5.463	1978 ⁴⁾	4.305
1975	2.809	1974	4.987	1983 ⁵⁾	5.842

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
ホンコン		イスラエル (つづき)		朝鮮民主主義人民共和国	
1968	3.983	1973	3.694	1968 ²⁾	5.640
1969	3.407	1974	3.690	1973 ³⁾	5.211
1970	3.293	1975	3.678	1978 ⁴⁾	4.530
1971	3.376	1976	3.682	1983 ⁵⁾	4.017
1972	3.296	1977	3.458	韓国 ²²⁾	
1973	3.127	1978	3.268	1968 ²⁾	4.494
1974	3.062	1979	3.208	1973 ³⁾	4.086
1975	2.620	1980	3.094	1975	3.231
1976	2.581	1981	3.054	1978 ⁴⁾	2.508
1977	2.415	1982	3.114	1980	2.763
1978	2.296	1983	3.223	1981	2.519
1979	2.127	1984	3.118	1983	2.021
1980	2.059	1985	3.098	クウェート	
1981	1.960	日本 ^{18) 19)}		1968 ²⁾	7.482
1982	1.858	1950	3.65	1970	6.749
1983	1.709	1955	2.37	1973 ³⁾	6.970
1984	1.539	1960	2.00	1975	6.065
1985	1.470	1965	2.14	1976	6.071
インド		1970	2.13	1978 ⁴⁾	6.457
1968 ²⁾	5.689	1975	1.91	1980	5.442
1973 ³⁾	5.426	1976	1.85	1983 ⁵⁾	6.150
1978 ⁴⁾	4.826	1977	1.80	1984	4.865
1983 ⁵⁾	4.305	1978	1.79	ラオス	
インドネシア		1979	1.77	1968 ²⁾	6.129
1968 ²⁾	5.568	1980	1.75	1973 ³⁾	6.150
1973 ³⁾	5.527	1981	1.74	1978 ⁴⁾	6.150
1978 ⁴⁾	4.809	1982	1.77	1983 ⁵⁾	5.842
1983 ⁵⁾	4.100	1983	1.80	レバノン	
イラン		1984	1.81	1968 ²⁾	6.047
1968 ²⁾	7.554	1985	1.76	1973 ³⁾	4.920
1973 ³⁾	6.816	1986	1.72	1978 ⁴⁾	4.305
1978 ⁴⁾	6.047	1987	1.69	1983 ⁵⁾	3.792
1983 ⁵⁾	5.637	ヨルダン ^{20) 21)}		マカオ ¹⁾	
イラク		1968 ²⁾	7.175	1970	2.042
1968 ²⁾	7.175	1969	5.020	1981	1.869
1973 ³⁾	7.113	1970	5.068	マレーシア	
1975	2.803	1971	4.964	1968	5.912
1977	3.936	1973	7.276	1973	5.125
1978 ⁴⁾	6.970	1974	7.023	1978	4.141
1983 ⁵⁾	6.662	1975	6.976	1983	3.914
イスラエル ¹⁷⁾		1976	6.961	半島マレーシア	
1967	3.555	1977	6.188	1970	4.651
1968	3.723	1978 ⁴⁾	7.277	1971	5.035
1969	3.758	1979	8.027	1972	4.828
1970	3.910	1983	7.380	1973	4.546
1971	3.992			1974	4.482
1972	3.757			1975	4.296

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
半島マレーシア (つづき)		フィリピン (つづき)		タイ ¹⁾	
1976	4.260	1979	4.167	1968 ²⁾	6.138
1977	4.086	1980	4.026	1970	4.839
1978	3.919	1983 ⁵⁾	4.408	1972	4.363
1979	3.932	カタル		1973	4.169
1980	3.878	1968 ²⁾	6.970	1975	3.709
1981	3.909	1973 ³⁾	6.765	1976	3.706
1982	3.838	1978 ⁴⁾	6.765	1977	3.539
1983	3.718	1983 ⁵⁾	6.765	1978 ⁴⁾	4.274
1984	3.802	サウジアラビア		1979	3.031
サバ		1968 ²⁾	7.257	1980	2.898
1970	6.872	1973 ³⁾	7.298	1982	2.670
サラワク		1978 ⁴⁾	7.277	1983	2.536
1970	4.955	1983 ⁵⁾	7.072	1984	2.233
1980	3.822	シンガポール ²⁵⁾		トルコ	
モンゴル		1967	4.011	1967 ⁶⁾	5.262
1968 ²⁾	5.886	1968	3.632	1968 ²⁾	5.801
1973 ³⁾	5.558	1969	3.313	1973 ³⁾	5.453
1978 ⁴⁾	5.355	1970	3.088	1978 ⁴⁾	4.305
1983 ⁵⁾	5.125	1971	3.048	1983 ⁵⁾	3.964
ネパール ¹⁾		1972	3.053	アラブ首長国連邦	
1968 ²⁾	6.170	1973	2.811	1968 ²⁾	6.765
1973 ³⁾	6.519	1974	2.380	1973 ³⁾	6.765
1978 ⁴⁾	6.539	1975	2.104	1978 ⁴⁾	6.765
1983 ⁵⁾	6.252	1976	2.147	1983 ⁵⁾	5.945
オーマン		1977	1.858	ベトナム	
1968 ²⁾	7.175	1978	1.840	1968 ²⁾	6.697
1973 ³⁾	7.175	1979	1.842	1973 ³⁾	5.847
1978 ⁴⁾	7.175	1980	1.737	1978 ⁴⁾	5.588
1983 ⁵⁾	7.072	1981	1.724	1983 ⁵⁾	4.305
パキスタン ²³⁾		1982	1.706	イエメン	
1968	7.214	1983	1.589	1968 ²⁾	6.970
1973	6.521	1984	1.609	1973 ³⁾	6.970
1976	6.925	1985	1.619	1978 ⁴⁾	6.970
1978	6.031	スリランカ		1983 ⁵⁾	6.970
1983	5.842	1968 ²⁾	4.639	[ヨーロッパ]	
フィリピン		1973 ³⁾	3.968	アルバニア	
1967	3.486	1978	3.854	1968 ²⁾	5.088
1968	3.611	1979	3.897	1973 ³⁾	4.635
1969	3.673	1980	3.852	1978 ⁴⁾	4.182
1970	3.856	1981	3.846	1983 ⁵⁾	3.605
1971	3.475	1982	3.241	オーストリア ¹⁾	
1972	3.362	1983 ⁵⁾	3.382	1965	2.68
1973 ³⁾	5.268	シリア		1967	2.628
1975	3.942	1968 ²⁾	7.790	1970	2.311
1976	4.065	1973 ³⁾	7.482	1975	1.840
1977	3.998	1978 ⁴⁾	7.441	1976	1.697
1978 ⁴⁾	4.940	1983 ⁵⁾	7.175		

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
オーストリア (つづき)		チェコスロバキア (つづき)		フランス ²⁸⁾	
1977	1.639	1979	2.327	1965	2.84
1978	1.621	1980	2.152	1967	2.614
1979	1.622	1981	2.093	1970	2.447
1980	1.682	1982	2.097	1975	1.957
1981	1.712	1983	2.078	1976	1.867
1982	1.705	1984	2.072	1977	1.901
1983	1.564	1985	2.06	1978	1.862
1984	1.529	デンマーク ^{1) 27)}		1979	1.896
1985	1.480	1965	2.61	1980	1.986
ベルギー ¹⁾		1968	2.129	1981	1.965
1965	2.60	1970	1.967	1982	1.929
1967	2.392	1971	2.072	1983	1.792
1970	2.243	1972	2.045	1984	1.810
1975	1.740	1975	1.924	1985	1.831
1976	1.728	1976	1.751	1986	1.84
1977	1.728	1977	1.659	ドイツ民主主義共和国 ^{1) 29)}	
1978	1.696	1978	1.668	1965	2.48
1979	1.695	1979	1.600	1968	2.297
1980	1.691	1980	1.543	1970	2.170
1981	1.682	1981	1.432	1975	1.535
1982	1.618	1982	1.422	1976	1.627
1983	1.570	1983	1.374	1977	1.833
1985	1.50	1984	1.397	1978	1.898
1986	1.53	1985	1.444	1979	1.898
ブルガリア		1986	1.48	1980	1.954
1965	2.03	1987	1.50	1981	1.869
1967	2.024	フェロー諸島		1982	1.864
1970	2.175	1970	3.418	1983	1.807
1975	2.232	1979	2.696	1984	1.758
1976	2.245	1983	2.147	1985	1.756
1977	2.201	フィンランド ¹⁾		ドイツ連邦共和国 ^{1) 29)}	
1978	2.141	1965	2.47	1965	2.50
1979	2.153	1967	2.240	1967	2.490
1980	2.050	1970	1.827	1970	2.020
1981	2.006	1975	1.687	1975	1.451
1982	2.013	1976	1.716	1976	1.457
1983	1.998	1977	1.691	1977	1.403
1984	1.988	1978	1.652	1978	1.381
1985	1.969	1979	1.642	1979	1.385
チェコスロバキア		1980	1.634	1980	1.456
1965	2.37	1981	1.648	1981	1.441
1967	2.087	1982	1.720	1982	1.414
1970	2.075	1983	1.740	1983	1.339
1975	2.460	1984	1.697	1984	1.306
1976	2.430	1985	1.644	1985	1.295
1977	2.380	1986	1.60	1986	1.35
1978	2.368				

国／年次	TFR	国／年次	TFR	国／年次	TFR
ギリシャ ³⁰⁾		アイスランド (つづき)		マルタ ³¹⁾	
1965	2.32	1986	1.95	1967	2.236
1967	2.419	1987	2.05	1970	2.024
1970	2.321	アイルランド		1975	2.273
1975	2.316	1965	4.03	1976	2.204
1976	2.349	1970	3.848	1977	2.179
1977	2.273	1975	3.510	1978	2.118
1978	2.288	1976	3.491	1979	2.159
1979	2.282	1977	3.259	1980	2.060
1980	2.222	1978	3.228	1981	1.931
1981	2.088	1979	3.209	1982	2.043
1982	2.021	1981	3.044	1983	1.966
1983	1.936	1982	2.926	1984	1.969
1984	1.821	1983	2.716	1985	1.963
1985	1.68	1984	2.551	オランダ ¹⁾	
1986	1.62	1986	2.43	1965	3.04
ハンガリー		イタリア ¹⁾		1967	2.790
1965	1.82	1965	2.55	1970	2.584
1967	2.008	1968	2.490	1975	1.669
1970	1.961	1970	2.34	1976	1.635
1975	2.380	1973	2.275	1977	1.588
1976	2.256	1975	2.19	1978	1.592
1977	2.168	1978	1.917	1979	1.568
1978	2.078	1979	1.74	1980	1.600
1979	2.021	1980	1.606	1981	1.559
1980	1.921	1981	1.551	1982	1.495
1981	1.877	1982	1.57	1983	1.476
1982	1.784	1983	1.598	1984	1.493
1983	1.726	1984	1.46	1985	1.512
1984	1.732	1985	1.41	ノルウェー ¹⁾	
1985	1.831	1986	1.34	1965	2.93
1986	1.83	リヒテンシュタイン		1967	2.800
1987	1.81	1983	1.445	1970	2.536
アイスランド		ルクセンブルグ ¹⁾		1975	1.989
1965	3.71	1965	2.34	1976	1.870
1967	3.281	1967	2.238	1977	1.759
1970	2.792	1968	2.122	1978	1.775
1975	2.611	1970	1.963	1979	1.754
1976	2.528	1977	1.514	1980	1.724
1977	2.319	1978	1.482	1981	1.701
1978	2.353	1979	1.463	1982	1.709
1979	2.494	1980	1.51	1983	1.657
1980	2.483	1981	1.552	1984	1.653
1981	2.338	1983	1.443	1985	1.68
1982	2.274	1984	1.430	1986	1.71
1983	2.257	1985	1.390	1987	1.75
1984	2.08	1986	1.45	ポーランド ³²⁾	
1985	1.92			1965	2.52

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
ポーランド (つづき)		サンマリノ (つづき)		スイス (つづき)	
1968	2.277	1978	1.804	1985	1.514
1970	2.20	1980	1.466	連合王国	
1975	2.270	1981	1.305	イングランド=ウェールズ	
1976	2.301	スペイン		1965	2.85
1977	2.230	1965	2.97	1967	2.631
1978	2.204	1968 ²⁾	2.908	1970	2.382
1979	2.275	1970	2.819	1975	1.790
1980	2.275	1973 ³⁾	2.869	1976	1.718
1981	2.234	1974	2.842	1977	1.676
1982	2.336	1975	2.80	1978	1.748
1983	2.416	1978	2.527	1979	1.859
1984	2.371	1979	2.31	1980	1.897
1985	2.329	1980	2.16	1981	1.810
1986	2.21	1981	1.99	1982	1.757
ポルトガル		1982	1.87	1983	1.756
1965	3.07	1983 ⁵⁾	2.067	1984	1.756
1967	2.888	スウェーデン ¹⁾		1985	1.785
1970	2.879	1965	2.42	北アイルランド	
1975	2.614	1967	2.280	1974	2.708
1976	2.569	1970	1.938	1975	2.615
1977	2.448	1975	1.779	1976	2.622
1978	2.276	1976	1.688	1977	2.516
1979	2.172	1977	1.648	1978	2.572
1980	2.064	1978	1.601	1979	2.723
1981	2.144	1979	1.657	1980	2.710
1982	2.02	1980	1.677	1982	2.462
1983	1.946	1981	1.632	1984	2.437
1984	1.870	1982	1.617	1985	2.452
1985	1.699	1983	1.609	スコットランド	
ルーマニア		1984	1.653	1967	2.846
1965	1.91	1985	1.736	1970	2.508
1967	3.657	1986	1.79	1975	1.897
1970	2.886	1987	1.84	1976	1.783
1975	2.621	スイス ¹⁾		1977	1.705
1976	2.580	1965	2.01	1978	1.748
1977	2.597	1967	2.373	1979	1.846
1978	2.538	1970	2.086	1980	1.837
1979	2.496	1975	1.597	1981	1.852
1980	2.450	1976	1.531	1982	1.727
1981	2.369	1977	1.521	1983	1.702
1982	2.165	1978	1.492	1984	1.682
1983	2.004	1979	1.505	1985	1.705
1984	2.192	1980	1.532	ユーゴスラビア ¹⁾	
サンマリノ		1981	1.547	1965	2.71
1968	2.270	1982	1.536	1967	2.546
1975	1.888	1983	1.530	1970	2.277
1977	1.911	1984	1.526	1975	2.257

国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR	国 / 年次	TFR
ユーゴスラビア ¹⁾ (つづき)		フィジー (つづき)		パシフィック諸島 ¹¹⁾	
1976	2.247	1970	3.810	1967	6.623
1977	2.181	1975	3.451	1970	5.658
1978	2.146	1976	3.479	1979	5.105
1979	2.114	1977	3.264	パプアニューギニア	
1980	2.123	1978	3.321	1968 ²⁾	6.177
1981	2.066	1979	3.454	1973 ³⁾	5.924
1982	2.110	1980	3.380	1978 ⁴⁾	6.252
1983	2.073	1981	3.317	1983 ⁵⁾	5.665
1986	2.00	1982	3.488	サモア	
		1983	3.324	1971	5.777
[オセアニア]		1984	3.196	1977	3.666
オーストラリア		1985	3.128	トケラウ	
1965	2.98	グアム ¹¹⁾		1972	5.394
1967	2.845	1970	4.725		
1970	2.857	1980	3.200	[ソ連]	
1975	2.222	ニューカレドニア		ソビエト連邦	
1976	2.138	1976	3.933	1965	2.46
1977	2.034	ニュージーランド		1968 ²⁾	2.418
1978	1.978	1965	3.53	1971	2.459
1979	1.934	1968 ²⁾	3.220	1972	2.453
1980	1.919	1970	3.17	1973 ³⁾	2.438
1981	1.991	1973 ³⁾	2.793	1978 ⁴⁾	2.336
1982	1.936	1975	2.36	1979	2.28
1983	1.931	1978	2.10	1980	2.26
1984	1.88	1979	2.10	1981	2.25
1985	1.89	1980	2.03	1982	2.29
1986	1.87	1981	2.01	1983	2.352
クック諸島		1982	1.95	1984 ⁵⁾	2.41
1971	6.196	1983	1.92	白ロシア	
1976	4.407	1984	1.93	1970	2.361
1981	3.649	1985	1.93	ウクライナ	
フィジー		1986	1.96	1984	2.089
1967	4.740				

1) 常住人口についてのもの。2) 1965 - 70年の期間についての国連人口部の推計。3) 1970 - 75年の期間についての国連人口部の推計。4) 1975 - 80年の期間について国連人口部の推計。5) 1980 - 85年の期間についての国連人口部の推計。6) 標本調査の結果に基づく。7) 一時的に合衆国にいるカナダ国民を含み、一時的にカナダにいる合衆国国民を除く。8) 1970年以前に関してはニューファウンドランドを除く。9) アルバに関するものを含む。10) 1979年以前に関しては下に別掲してある運河地帯を除く。11) 常住人口についてのものただし領域内に駐留する軍隊を含む。12) 常住人口についてのもの、ただし長期にわたり国を離れている自国籍の市民を除く。13) 密林のインディオ人口を除く。14) 遊牧のインディオ部族人口を除く。15) 遊牧民を除く。16) 最終的帰属未定のジャム・カシミールのうち以前インド保有であった的分に関するものを含む。17) 1970年以降に関しては、東エルサレムおよび1967年6月以来イスラエル軍占領下にある地域のイスラエル住民を含む。18) 1970年以降は、国外駐留の外交関係職員および国内駐留の外国軍隊とその家族を除く。1972年以前については、沖縄を除く。19) 日本にいる日本人についてのもの。20) 1967年5月以降については、1967年6月以来イスラエル軍占領下にあるヨルダン領についてのデータを除く。外国人は除くが、登録されたパレスチナ難民を含む。21) 国外にいる軍隊、外国関係職員とその家族を含む。国内にいる外国軍隊、外国の外交関係職員とその家族を除く。登録されたパレスチナ難民は含む。22) 外国軍隊、軍隊に雇われた外国人軍隊、外国の外交関係職員とそれらの家族を除く。23) 最終的帰属未定のジャム・カシミールおよびジュナガード、マナバダール、ギルギット、

バルチスタンを除く。24) 人口成長調査の結果に基づく。25) 一時的滞在者，施設内に居住する軍人・軍属とそれらの家族および観光客それぞれ1980年センサスで5,553人，5,187人および8,985人を除く。26) パレスチナ難民を含む。難民数は1963年12月31日に141,028人，1971年6月30日に163,809人であった。27) 別掲のフェロー諸島とグリーンランドを除く。28) 常住人口についてのもの，ただし国外にいる外交関係職員を除き，大・公使館，領事館以外の住居に居住する外国の外国関係職員を含む。29) ドイツ連邦共和国（西ドイツ）およびドイツ民主主義共和国（東ドイツ）に関するデータには，別個にデータが提供されていないベルリンに関するデータが含まれている。その場合に生じ得るベルリンの地位のいかなる問題についても，なんら偏見なしに処理したものである。30) 国外駐留の自国軍隊を除くが，国内に駐留する外国軍隊は含まれる。31) 領域内に駐留する非マルタ軍隊は除き，一時的に国外にいる自国籍の市民を含む。32) 国内にいる外国人市民を除き，一時的に国外にいる自国市民を含む。

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版（1986年版）¹⁾に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は従来より人口情報部人口解析センターで毎年行っている。結果は、利用上の便宜上、算定の都度本誌本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢3区分別人口、それに基づく年齢構造係数、従属人口指数（年少人口指数と老年人口指数の別）および老年化指数、それから平均年齢³⁾と中位数年齢である。なお、本統計資料の作成は、人口情報部人口解析センターの石川晃技官が担当した。

指標についての説明

人口の年齢構造の特徴を計数的に表現する方法はいろいろあるが、基本的に重要なものは、各年齢階級人口の総人口のうちに占める割合で、これを「年齢構造係数」と呼び、人口の大きさが著しく異なる人口の年齢構造を比較するのに用いる。年齢の区分は、年齢各歳・5歳階級などのほか、最も簡約に、0～14歳の年少（または幼年）人口、15～64歳の生産年齢（または育壮年）人口および65歳以上の老年人口に3大区分して用いることが多い。このように、人口を年齢別に3区分してみた年齢構造係数がここに表示されている。なお、一般に、65歳以上の人口の総人口に占める割合である老年人口係数を、いわゆる「人口高年齢化」（略して高齢化）の指標として用いる。

年齢構造は連続量的人口構造であって、いわば度数分布の特別な場合である。人口年齢構造の相対度数としては、年齢構造係数のほかに「年齢構造指数」があり、ある年齢（通常0歳）を基準とする各歳の年齢構造指数を算出して比較する。また、年齢別人口構造を簡約に示す方法として、度数分布の代表値である「平均年齢」や「中位数年齢」などを用いることもある。平均年齢と中位数年齢はここに示しているが、さらに、この平均年齢などを時間的、場所的に異なる人口について指標化して対比することもできる。

年齢構造分析において、いろいろの目的に対して年齢構造の特徴を明らかにするために、種々の特殊な年齢階級を区分して年齢構造を構成するが、分析に便利なところから基本的に5歳階級別に区分し、さらに、上記のように年少人口、生産年齢人口および老年人口というように大きく3区分して観察することが多い。なお、「生産年齢人口」はその多くが労働力人口として経済的な活動を行っていることから、経済的観念が入り込んでそう呼ばれている。

生産年齢人口に社会的、経済的な面で負担となる年齢層であると考えて、年少人口と老年人口とを「従属人口」と呼んでいる。従属人口、すなわち、年少人口と老年人口との生産年齢人口に対する比率を「従属人口指数」という（通常%表示）。これは年齢構造指数の一種であって、生産年齢層100人がその双肩に何人の子供や老人を担っているかを示す。年少人口と老年人口とは年齢構造循環上の意義を異にする（年齢構造の循環からみれば、年少人口はやがて生産年齢人口となって労働市場に現れる可能性を含む人口であり、老年人口は再び労働市場に現れない人口である）から、従属人口指数を、年少人口の生産年齢人口に対する比率である「年少人口指数」と、老年人口の生産年齢人口に対する比率である「老年人口指数」とに分解して考察することもある。

いま一つの特徴的な指標として重要なものに「老年化指数」がある。これは年少人口に対する老年人口の比率をいい、人口高齢化ないし老齢化の程度を測定するのに適している。このように、年齢構造指数もいろいろあるが、以上に説明した主要なものの数値をここに各国別に示している。

1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1986*, Thirty-eighth issue, New York, 1988.

最新版に掲載のない国については、それ以前の最近年版を用いた。

2) 1985年版によるものは、『人口問題研究』、第183号（1987. 7）に掲載。

3) 各年齢（5歳）階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に2.5歳を加えた年齢とし、平均年齢算出に用いた。最終の年齢階級（Open end）の代表年齢は、日本における1985年の年齢各歳別人口による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は73.84歳、70歳以上は77.09歳、75歳以上は80.64歳、80歳以上は84.42歳、85歳以上は88.33歳をそれぞれ用いた。

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：総人口500万人以上の国のみ

順位	国・地域 (年)	65歳以上 係数(%)	順位	国・地域 (年)	65歳以上 係数(%)
1	スウェーデン(1986)	18.09	38	エチオピア(1985)	4.25
2	イングランド=ウェールズ(1985)	15.29	39	パキスタン(1981)	4.23
3	デンマーク(1985)	15.09	40	南アフリカ(1980)	4.11
4	ドイツ連邦共和国(1985)	14.83	41	ビルマ(1984)	4.08
5	スイス(1985)	14.56	42	インド(1986)	3.98
6	オーストリア(1986)	14.48	43	イラク(1977)	3.98
7	スコットランド(1985)	14.35	44	アルジェリア(1984)	3.92
8	ベルギー(1983)	13.82	45	コロンビア(1985)	3.92
9	ドイツ民主共和国(1986)	13.55	46	モロッコ(1982)	3.91
10	ギリシア(1983)	13.27	47	半島マレーシア(1984)	3.82
11	フランス(1986)	13.09	48	マリ(1985)	3.76
12	イタリア(1984)	12.76	49	ブルキナファソ(1985)	3.76
13	ハンガリー(1985)	12.36	50	アフガニスタン(1984)	3.71
14	スペイン(1986)	12.15	51	カメルーン(1986)	3.71
15	アメリカ合衆国(1986)	12.10	52	エクアドル(1984)	3.67
16	オランダ(1985)	12.07	53	マダガスカル(1974)	3.63
17	ポルトガル(1985)	11.99	54	エジプト(1983)	3.60
18	ブルガリア(1985)	11.31	55	ベルギー(1985)	3.59
19	チェコスロバキア(1984)	11.04	56	メキシコ(1985)	3.56
20	日本(1987)	10.90	57	イラン(1984)	3.47
21	カナダ(1986)	10.65	58	ベネズエラ(1986)	3.45
22	オーストラリア(1983)	9.96	59	タイ(1985)	3.34
23	ポーランド(1985)	9.41	60	インドネシア(1984)	3.27
24	ルーマニア(1984)	9.40	61	ポリネシア(1985)	3.26
25	ユーゴスラビア(1981)	9.11	62	タンガニーカ(1985)	3.19
26	アルゼンチン(1985)	8.54	63	ドミニカ共和国(1980)	3.10
27	キューバ(1985)	8.33	64	フィリピン(1984)	3.05
28	ホンコン(1986)	7.57	65	ネパール(1986)	3.00
29	チリ(1986)	5.87	66	バングラデシュ(1981)	2.96
30	ハイチ(1985)	5.40	67	グアテマラ(1985)	2.94
31	中国(1982)	4.91	68	ジンバブエ(1985)	2.82
32	トルコ(1980)	4.63	69	スーダン(1980)	2.73
33	シリア(1986)	4.36	70	マラウイ(1983)	2.55
34	スリランカ(1985)	4.34	71	ザンビア(1977)	2.51
35	韓国(1986)	4.30	72	ザイール(1980)	2.50
36	ブラジル(1985)	4.30	73	コートジボアール(1978)	2.49
37	チュニジア(1984)	4.26	74	ケニア(1985)	2.10

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	1984. 1. 1 ²⁾	20,841,000	9,588,000	10,435,000	818,000
2	ベナン	1979. 3.20-30(C) ¹⁾	3,331,210	11,626,663	1,528,035	173,839
3	ボツワナ	1986. 8.19 *	1,127,888	543,114	544,302	40,472
4	ブルキナファソ	1975.12. 1-7(C) ¹⁾	5,638,203	2,555,206	2,862,833	211,765
5	ブルンジ	1986. 1. 1 *	4,782,407	2,119,869	2,496,397	166,141
6	カメルーン	1986. 6.30 *	10,446,409	4,716,806	5,342,237	387,366
7	カボベルデ	1985. 6.30	333,905	152,601	164,268	17,036
8	中央アフリカ	1985. 7. 1 ³⁾	2,607,800	1,111,700	1,395,400	100,900
9	コモロ	1980. 9.15(C) ¹⁾⁴⁾	335,150	158,126	161,375	14,464
10	コンゴ	1985. 1. 1(C) ^{*1)2)}	1,924,332	859,794	994,173	61,817
11	コートジボアール	1978. 5.31 ⁵⁾	7,540,060	3,468,408	3,883,668	187,984
12	エジプト	1983. 7. 1 ²⁾	45,915,000	18,331,000	25,933,000	1,651,000
13	エチオピア	1985. 7. 1 *	43,349,924	20,178,232	21,328,975	1,842,717
14	ガンビア	1983. 4.15(C) ^{*1)}	687,817	301,021	353,892	25,461
15	ギニアビサウ	1979. 4.16-30(C)	767,739	339,971	391,934	35,834
16	ケニア	1985. 7. 1	20,333,275	10,432,245	9,473,230	427,800
17	レソト	1976. 4.12(C) ¹⁾	1,216,815	475,215	653,973	63,301
18	リベリア	1977. 7. 1	1,684,021	688,831	933,116	62,074
19	リビア	1973. 7.31(C) ¹⁾²⁾	2,249,237	1,096,763	1,064,667	87,712
20	マダガスカル	1974-1975(C) ^{*1)}	7,603,790	3,376,805	3,950,863	275,886
21	マラウイ	1983. 7. 1	6,618,423	3,137,853	3,311,475	169,095
22	マリ	1985. 1. 1 *	8,089,522	3,443,920	4,341,724	303,878
23	モーリタニア	1977. 1. 1(C) ⁶⁾	1,338,830	588,658	699,363	50,809
24	モーリシャス :					
25	モーリシャス島	1985. 6.30	985,210	307,353	632,885	44,972
26	ロドリゲス	1985. 6.30	35,039	15,643	18,170	1,226
27	モロッコ	1982. 9. 3(C)	20,449,551	8,621,309	11,028,179	800,063
28	レユニオン	1982. 3. 9(C) ¹⁾²⁾	515,798	172,096	318,008	25,257
29	ルワンダ	1978. 8.15-16(C) ¹⁾²⁾	4,800,433	2,190,174	2,456,455	135,502
30	サントメプリンシペ	1981. 8. (C)	96,611	44,776	47,142	4,693
31	セネガル	1976. 4.16(C) ¹⁾²⁾	4,997,786	2,155,324	2,635,274	199,677
32	セイシェル	1986. 7. 1	66,229	23,877	38,163	4,189
33	シエラレオネ	1974.12. 8(C) ¹⁾⁷⁾	2,735,159	1,109,652	1,474,776	146,209
34	南アフリカ	1980. 5. 6(C) ⁷⁾⁸⁾	25,016,525	9,420,506	14,566,662	1,029,357
35	スーダン	1980. 7. 1	18,680,700	8,382,400	9,788,600	509,700
36	スワジランド	1983. 7. 1	605,084	297,291	293,632	14,161
37	チュニジア	1984. 3.30(C) ^{*1)}	6,975,450	2,765,530	3,908,770	296,970
38	タンザニア連合共和国 :	1985. 7. 1 *	21,733,000	10,398,000	10,639,000	696,000
39	タンガニーカ	1985. 7. 1 *	21,162,000	10,108,000	10,378,000	676,000
40	ザンジバル	1985. 7. 1 *	571,000	290,000	261,000	20,000
41	ザンビア	1980. 7. 1	26,377,260	12,189,591	13,527,165	660,504
42	ジンバブエ	1977. 7. 1	5,302,000	2,467,000	2,702,000	133,000
43	ジンバブエ	1985. 6.30	8,379,000	3,941,000	4,200,000	236,000

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中 位 数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総 数	年少人口	老年人口		
46.01	50.07	3.92	22.17	16.79	99.72	91.88	7.84	8.53	1
48.83	45.87	5.22	22.39	15.76	117.83	106.45	11.38	10.69	2
48.15	48.26	3.59	21.28	15.88	107.22	99.78	7.44	7.45	3
45.32	50.78	3.76	22.95	17.39	96.65	89.25	7.40	8.29	4
44.33	52.20	3.47	22.19	17.87	91.57	84.92	6.66	7.84	5
45.15	51.14	3.71	22.69	17.54	95.54	88.29	7.25	8.21	6
45.70	49.20	5.10	22.29	16.69	103.27	92.90	10.37	11.16	7
42.63	53.51	3.87	23.76	18.83	86.90	79.67	7.23	9.08	8
47.18	48.15	4.32	22.78	16.40	106.95	97.99	8.96	9.15	9
44.68	51.66	3.21	22.36	17.27	92.70	86.48	6.22	7.19	10
46.00	51.51	2.49	21.91	17.26	94.15	89.31	4.84	5.42	11
39.92	56.48	3.60	24.73	19.62	77.05	70.69	6.37	9.01	12
46.55	49.20	4.25	23.01	16.91	103.24	94.60	8.64	9.13	13
43.76	51.45	3.70	22.73	18.10	92.25	85.06	7.19	8.46	14
44.28	51.05	4.67	23.37	18.05	95.88	86.74	9.14	10.54	15
51.31	46.59	2.10	19.62	14.52	114.64	110.12	4.52	4.10	16
39.05	53.74	5.20	25.49	19.86	82.35	72.67	9.68	13.32	17
40.90	55.41	3.69	23.88	19.30	80.47	73.82	6.65	9.01	18
48.76	47.33	3.90	22.01	15.76	111.25	103.01	8.24	8.00	19
44.41	51.96	3.63	23.06	17.61	92.45	85.47	6.98	8.17	20
47.41	50.03	2.55	21.27	16.27	99.86	94.76	5.11	5.39	21
42.57	53.67	3.76	23.46	18.57	86.32	79.32	7.00	8.82	22
43.97	52.24	3.80	23.37	17.92	91.44	84.17	7.27	8.63	23
									24
31.20	62.24	4.56	27.08	23.62	55.67	48.56	7.11	14.63	25
44.64	51.86	3.50	22.36	17.27	92.84	86.09	6.75	7.84	26
42.16	53.93	3.91	23.59	18.59	85.43	78.18	7.25	9.28	27
33.36	61.65	4.90	26.64	21.49	62.06	54.12	7.94	14.68	28
45.62	51.17	2.82	21.57	16.76	94.68	89.16	5.52	6.19	29
46.35	48.80	4.86	23.02	16.68	104.94	94.98	9.96	10.48	30
43.13	52.73	4.00	23.32	18.32	89.36	81.79	7.58	9.26	31
36.05	57.62	6.33	25.96	21.20	73.54	62.57	10.98	17.54	32
40.57	53.92	5.35	25.12	20.42	85.16	75.24	9.91	13.18	33
37.66	58.23	4.11	24.99	20.91	71.74	64.67	7.07	10.93	34
44.87	52.40	2.73	22.16	17.51	90.84	85.63	5.21	6.08	35
49.13	48.53	2.34	20.68	15.42	106.07	101.25	4.82	4.76	36
39.65	56.04	4.26	24.50	19.52	78.35	70.75	7.60	10.74	37
47.84	48.95	3.20	21.47	16.02	104.28	97.73	6.54	6.69	38
47.76	49.04	3.19	21.49	16.05	103.91	97.40	6.51	6.69	39
50.79	45.71	3.50	20.67	14.75	118.77	111.11	7.66	6.90	40
46.21	51.28	2.50	21.48	16.81	94.99	90.11	4.88	5.42	41
46.53	50.96	2.51	21.45	16.65	96.23	91.30	4.92	5.39	42
47.03	50.13	2.82	21.17	16.29	99.45	93.83	5.62	5.99	43

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標 (つづき)

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ〕						
44	ア ル バ	1981. 2. 1(C) ²⁾	60,312	15,615	40,704	3,993
45	バ ハ マ	1980. 7. 1	210,066	80,038	121,437	8,591
46	バ ル バ ド ス	1980. 5. 12(C) ¹⁾	244,228	71,851	145,096	25,501
47	ベ リ ー ズ	1984. 7. 1	162,052	73,250	80,481	8,321
48	バ ー ミ ュ ー ダ	1985. 7. 1 ²⁾	56,027	11,948	39,086	4,993
49	英領バ ー ジ ン 諸 島	1980. 5. 12(C) ¹⁾	10,985	3,735	6,590	651
50	カ ナ ダ	1986. 6. 1 ^{*2)3)}	25,591,100	5,444,100	17,422,300	2,725,100
51	カ イ マ ン 諸 島	1979. 10. 8(C)	16,677	4,854	10,660	1,163
52	コ ス タ リ カ	1985. 7. 1 ²⁾	2,488,749	910,827	1,466,736	111,186
53	キ ュ ー バ	1985. 12. 31	10,152,639	2,627,476	6,679,456	845,707
54	ド ミ ニ カ	1981. 4. 7(C) ¹⁾	73,795	29,406	38,817	5,291
55	ド ミ ニ カ 共 和 国	1980. 7. 1	5,430,879	2,585,528	2,676,861	168,490
56	エ ル サ ル バ ド ル	1985. 12. 31 [*]	4,772,528	2,197,501	2,404,593	170,434
57	グ リ ー ン ラ ン ド	1985. 7. 1 ²⁾	53,173	13,144	38,092	1,937
58	グ レ ナ ダ	1981. 4. 30(C) ¹⁾	89,088	34,422	48,116	6,535
59	グ ア ド ル ー プ	1982. 3. 9(C) ¹⁾²⁾	327,002	101,539	199,805	24,170
60	グ ア テ マ ラ	1985. 7. 1 [*]	7,963,356	3,655,807	4,073,470	234,079
61	ハ イ チ	1985. 6. 30 ²⁾	5,251,192	2,084,724	2,882,903	283,565
62	ホ ン ジ ュ ラ ス	1985. 7. 1 [*]	4,372,487	2,051,260	2,195,134	126,093
63	ジ ャ マ イ カ	1982. 6. 8(C) [*]	2,190,357	840,378	1,198,552	151,427
64	マ ル チ ニ ー ク	1982. 3. 9(C) ¹⁾²⁾	326,717	92,430	206,139	27,431
65	メ キ シ コ	1985. 7. 1 ^{*2)3)}	78,524,158	32,859,318	42,868,320	2,796,520
66	モ ン ト セ ラ ト	1982. 7. 1	11,675	3,564	6,624	1,487
67	オ ラ ン ダ 領 ア ン チ ル	1981. 2. 1(C) ²⁾	171,620	51,452	108,736	11,432
68	ニ カ ラ グ ア	1980. 7. 1	2,732,520	1,309,553	1,339,794	83,173
69	パ ナ マ	1984. 7. 1	2,134,235	813,872	1,226,295	94,068
70	プ エ ル ト リ コ	1985. 7. 1 ⁹⁾	3,282,500	914,948	2,038,554	329,038
71	セントクリストファー-ネイビス	1983. 7. 1	45,707	15,691	25,855	4,161
72	セ ン ト ル シ ア	1984. 7. 1	134,066	59,582	66,910	7,574
73	サンピエール-ミクロン	1982. 3. 9(C) ¹⁰⁾	6,037	1,628	3,880	529
74	セントビンセント-グレナディーン	1980. 5. 12(C) ¹⁾	97,845	42,798	49,350	5,625
75	トリニダード-トバゴ	1982. 7. 1 ¹⁾	1,128,594	386,268	673,417	61,621
76	タークス-カイコス諸島	1980. 5. 12(C) ¹⁾	7,413	3,067	3,870	475
77	ア メ リ カ 合 衆 国	1986. 7. 1 ^{*3)1)12)}	241,078,000	51,981,000	159,922,000	29,171,000
78	米領バ ー ジ ン 諸 島	1980. 4. 1(C) ⁹⁾	96,569	34,778	57,316	4,475
〔南アメリカ〕						
79	ア ルゼ ン チ ン	1985. 7. 1 ³⁾	30,563,833	9,473,189	18,479,835	2,610,809
80	ボ リ ビ ア	1985. 7. 1 ¹³⁾	6,429,226	2,763,440	3,456,227	209,559
81	ブ ラ ジ ル	1985. 7. 1 ^{*14)}	135,564,000	49,366,000	80,370,000	5,828,000
82	チ リ	1986. 7. 1 [*]	12,327,030	3,848,419	7,754,957	723,654
83	コ ロ ン ビ ア	1985. 10. 15(C) [*]	27,837,932	10,041,037	16,706,230	1,090,665
84	エ ク ア ド ル	1984. 7. 1 ³⁾¹⁵⁾	9,114,866	3,835,813	4,944,496	334,557
85	仏 領 ギ ア ナ	1982. 3. 9(C) ¹⁾²⁾	73,012	23,804	45,563	3,407
86	ガ イ ア ナ	1980. 5. 12(C) ¹⁾	758,619	309,377	417,530	29,647

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
25.89	67.49	6.62	29.91	26.47	48.17	38.36	9.81	25.57	44
38.10	57.81	4.09	24.92	20.23	72.98	65.91	7.07	10.73	45
29.42	59.41	10.44	30.30	24.38	67.09	49.52	17.58	35.49	46
45.20	49.66	5.13	22.84	17.07	101.35	91.02	10.34	11.36	47
21.33	69.76	8.91	34.01	32.15	43.34	30.57	12.77	41.79	48
34.00	59.99	5.93	26.99	23.54	66.56	56.68	9.88	17.43	49
21.27	68.08	10.65	34.39	31.57	46.89	31.25	15.64	50.06	50
29.11	63.92	6.97	30.18	27.20	56.44	45.53	10.91	23.96	51
36.60	58.93	4.47	24.96	20.86	69.68	62.10	7.58	12.21	52
25.88	65.79	8.33	30.80	26.10	52.00	39.34	12.66	32.19	53
39.85	52.60	7.17	25.73	18.91	89.39	75.76	13.63	17.99	54
47.61	49.29	3.10	21.63	16.08	102.88	96.59	6.29	6.52	55
46.04	50.38	3.57	22.40	16.76	98.48	91.39	7.09	7.76	56
24.72	71.64	3.64	28.34	25.91	39.59	34.51	5.09	14.74	57
38.64	54.01	7.34	25.84	19.32	85.12	71.54	13.58	18.98	58
31.05	61.10	7.39	28.93	23.12	62.92	50.82	12.10	23.80	59
45.91	51.15	2.94	21.95	16.93	95.49	89.75	5.75	6.40	60
39.70	54.90	5.40	25.18	20.00	82.15	72.37	9.84	13.60	61
46.91	50.20	2.88	21.41	16.42	99.19	93.45	5.74	6.15	62
38.37	54.72	6.91	25.96	19.84	82.75	70.12	12.63	18.02	63
28.29	63.09	8.40	30.22	24.08	58.15	44.84	13.31	29.68	64
41.85	54.59	3.56	23.18	18.55	83.18	76.65	6.52	8.51	65
30.53	56.74	12.74	30.90	24.25	76.25	53.80	22.45	41.72	66
29.98	63.36	6.66	28.54	24.29	57.83	47.32	10.51	22.22	67
47.92	49.03	3.04	21.45	15.95	103.95	97.74	6.21	6.35	68
38.13	57.46	4.41	24.87	20.31	74.04	66.37	7.67	11.56	69
27.87	62.10	10.02	31.84	27.31	61.02	44.83	16.14	35.96	70
34.33	56.57	9.10	27.78	21.94	76.78	60.69	16.09	26.52	71
44.44	49.91	5.65	23.47	17.23	100.37	89.05	11.32	12.71	72
26.97	64.27	8.76	31.52	27.97	55.59	41.95	13.63	32.49	73
43.74	50.44	5.75	23.53	17.39	98.12	86.72	11.40	13.14	74
34.23	59.67	5.46	26.20	21.46	66.51	57.36	9.15	15.95	75
41.37	52.21	6.41	25.43	18.50	91.52	79.25	12.27	15.49	76
21.56	66.34	12.10	34.86	31.81	50.74	32.50	18.24	56.12	77
36.01	59.35	4.63	26.70	22.49	68.49	60.68	7.81	12.87	78
30.99	60.46	8.54	30.73	27.30	65.39	51.25	14.13	27.56	79
42.98	53.76	3.26	23.10	18.41	86.02	79.95	6.06	7.58	80
36.42	59.29	4.30	25.50	21.64	68.67	61.42	7.25	11.81	81
31.22	62.91	5.87	27.98	24.26	58.96	49.63	9.33	18.80	82
36.07	60.01	3.92	25.02	21.04	66.63	60.10	6.53	10.86	83
42.08	54.25	3.67	23.19	18.58	84.34	77.53	6.77	8.72	84
32.60	62.40	4.67	26.84	23.80	59.72	52.24	7.48	14.31	85
40.78	55.04	3.91	23.44	18.57	81.20	74.10	7.10	9.58	86

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標 (つづき)

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
87	パ ラ グ ア イ	1982. 7. 11(C)	3,029,830	1,236,224	1,664,435	129,171
88	ペ ル	1985. 7. 1 * 13) 16)	19,697,546	7,970,858	11,019,365	707,323
89	ス リ ナ ム	1980. 7. 1 * 1)	354,860	139,476	195,708	15,659
90	ウ ル グ ア イ	1980. 7. 1	2,908,415	786,742	1,818,473	303,200
91	ベ ネ ズ エ ラ (ア ジ ア)	1986. 6. 30 * 13) 17)	17,791,412	6,980,167	10,196,696	614,549
92	ア フ ガ ニ ス タ ン	1984. 6. 30 3) 18)	14,366,932	6,617,366	7,216,175	533,391
93	バ ー レ ー ン	1985. 7. 1 1) 3)	417,210	134,742	273,503	8,673
94	バ ン グ ラ デ シ ュ	1981. 7. 1 3) 13)	90,457,000	41,446,000	46,337,000	2,674,000
95	ブ ル ネ イ	1984. 7. 1	215,943	80,263	129,196	6,484
96	ビ ル マ	1984. 7. 1	37,613,700	14,661,400	21,418,100	1,534,200
97	中 国	1982. 7. 1(C) 1) 19)	1,003,913,927	337,251,189	617,386,418	49,275,549
98	キ プ ロ ス	1985. 7. 1 2)	665,200	168,400	426,200	70,600
99	民 主 イ エ メ ン	1977. 7. 1	1,796,830	886,989	845,145	64,696
100	ホ ン コ ン	1986. 3. 11(C) *	5,395,997	1,246,947	3,740,508	408,542
101	イ ン ド	1986. 7. 1 * 20)	766,135,000	289,178,000	446,496,000	30,461,000
102	イ ン ド ネ シ ア	1984. 12. 31 3)	161,631,700	63,850,400	92,488,200	5,293,300
103	イ ラ ン	1984. 7. 1	43,414,110	18,846,528	23,061,100	1,506,482
104	イ ラ ク	1977. 10. 17(C)	12,000,497	5,867,646	5,621,000	477,055
105	イ ス ラ エ ル	1985. 6. 30 2) 21)	4,233,000	1,379,000	2,481,600	372,300
106	日 本	1987. 10. 1 1) 22)	122,264,000	24,752,000	84,191,000	13,322,000
107	ヨ ル ダ ン	1985. 7. 1 23) 24)	2,644,400	1,340,700	1,230,000	73,700
108	韓 国	1986. 7. 1 2) 3) 25)	41,568,640	12,368,568	27,411,250	1,788,822
109	ク ウ ェ ー ト	1985. 7. 1	1,712,133	630,401	1,060,710	21,022
110	マ カ オ	1981. 3. 16(C) 2)	241,729	55,464	167,553	18,712
111	マ レ ー シ ア :					
112	半 島 マ レ ー シ ア	1984. 6. 30	12,651,091	4,744,682	7,422,712	483,697
113	サ バ	1986. 6. 30 *	1,271,000	561,900	678,800	30,300
114	サ ラ ワ ク	1980. 6. 10(C)	1,235,553	514,125	678,142	43,286
115	モ ル ジ ブ	1977. 12. 31(C) 1)	142,832	63,746	75,102	3,249
116	ネ パ ー ル	1986. 7. 1 * 2)	17,143,503	7,243,898	9,384,548	515,057
117	パ キ ス タ ン	1981. 3. 1(C) 26)	84,253,644	37,516,634	43,175,890	3,561,120
118	フ ィ リ ピ ン	1984. 7. 1 2)	53,169,970	20,729,423	30,817,924	1,622,623
119	カ タ ー ル	1982. 1. 1	257,081	87,486	166,481	3,114
120	シ ン ガ ポ ー ル	1986. 6. 30 * 27)	2,586,200	618,900	1,829,300	138,000
121	ス リ ラ ン カ	1985. 7. 1	15,837,000	5,586,000	9,564,000	687,000
122	シ リ ア	1986. 7. 1 * 2) 28)	10,612,000	5,229,000	4,920,000	463,000
123	タ イ	1985. 7. 1 * 2) 13)	51,301,000	18,648,000	30,941,000	1,712,000
124	ト ル コ	1980. 10. 12(C) 1)	44,736,957	17,243,049	25,327,486	2,072,316
125	イ エ メ ン (ヨーロッパ)	1975. 2. 1(C) 29)	4,540,249	2,145,308	2,212,574	172,722
126	ア ン ド ラ	1981. 11. 21	37,462	8,224	26,571	2,667
127	オ ー ス ト リ ア	1986. 7. 1 * 2)	7,564,668	1,355,989	5,112,972	1,095,707
128	ベ ル ギ ー	1983. 7. 1 2)	9,855,520	1,907,276	6,586,215	1,362,029
129	ブ ル ガ リ ア	1985. 7. 1	8,960,416	1,905,512	6,041,159	1,013,745

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
40.80	54.93	4.26	24.00	19.17	82.03	74.27	7.76	10.45	87
40.47	55.94	3.59	23.85	19.42	78.75	72.34	6.42	8.87	88
39.30	55.15	4.41	24.39	18.79	79.27	71.27	8.00	11.23	89
27.05	62.52	10.42	33.11	29.94	59.94	43.26	16.67	38.54	90
39.23	57.31	3.45	24.03	20.05	74.48	68.46	6.03	8.80	91
46.06	50.23	3.71	22.63	17.10	99.09	91.70	7.39	8.06	92
32.30	65.56	2.08	24.85	23.64	52.44	49.27	3.17	6.44	93
45.82	51.23	2.96	22.24	16.98	95.22	89.44	5.77	6.45	94
37.17	59.83	3.00	24.01	21.31	67.14	62.12	5.02	8.08	95
38.98	56.94	4.08	24.77	20.18	75.62	68.45	7.16	10.46	96
33.59	61.50	4.91	27.11	22.65	62.61	54.63	7.98	14.61	97
25.32	64.07	10.61	32.75	29.43	56.08	39.51	16.56	41.92	98
49.36	47.04	3.60	21.86	15.38	112.61	104.95	7.66	7.29	99
23.11	69.32	7.57	31.84	28.64	44.26	33.34	10.92	32.76	100
37.75	58.28	3.98	25.31	20.81	71.59	64.77	6.82	10.53	101
39.50	57.22	3.27	24.27	20.01	74.76	69.04	5.72	8.29	102
43.41	53.12	3.47	23.11	18.27	88.26	81.72	6.53	7.99	103
48.90	46.84	3.98	21.73	15.57	112.87	104.39	8.49	8.13	104
32.58	58.63	8.80	29.63	25.36	70.57	55.57	15.00	27.00	105
20.24	68.86	10.90	36.44	36.04	45.22	29.40	15.82	53.82	106
50.70	46.51	2.79	20.53	14.76	114.99	109.00	5.99	5.50	107
29.75	65.94	4.30	27.72	24.61	51.65	45.12	6.53	14.46	108
36.82	61.95	1.23	23.72	22.65	61.41	59.43	1.98	3.33	109
22.94	69.31	7.74	30.71	26.05	44.27	33.10	11.17	33.74	110
37.50	58.67	3.82	24.69	20.71	70.44	63.92	6.52	10.19	111
44.21	53.41	2.38	21.88	17.97	87.24	82.78	4.46	5.39	112
41.61	54.89	3.50	23.69	18.80	82.20	75.81	6.38	8.42	113
44.63	52.58	2.27	22.40	17.25	89.21	84.88	4.33	5.10	114
42.25	54.74	3.00	23.48	18.97	82.68	77.19	5.49	7.11	115
44.53	51.25	4.23	23.79	17.90	95.14	86.89	8.25	9.49	116
38.99	57.96	3.05	23.61	19.89	72.53	67.26	5.27	7.83	117
34.03	64.76	1.21	24.16	23.57	54.42	52.55	1.87	3.56	118
23.93	70.73	5.34	29.96	27.81	41.38	33.83	7.54	22.30	119
35.27	60.39	4.34	25.83	21.92	65.59	58.41	7.18	12.30	120
49.27	46.36	4.36	22.00	15.38	115.69	106.28	9.41	8.85	121
36.35	60.31	3.34	24.73	20.85	65.80	60.27	5.53	9.18	122
38.54	56.61	4.63	25.18	20.24	76.26	68.08	8.18	12.02	123
47.25	48.73	3.80	23.30	16.77	104.77	96.96	7.81	8.05	124
21.95	70.93	7.12	32.18	29.41	40.99	30.95	10.04	32.43	125
17.93	67.59	14.48	37.81	35.42	47.95	26.52	21.43	80.81	126
19.35	66.83	13.82	37.36	34.83	49.64	28.96	20.68	71.41	127
21.27	67.42	11.31	36.72	35.71	48.32	31.54	16.78	53.20	128

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標 (つづき)

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
130	チャンネル諸島 :					
131	ガーンシイ	1981. 4. 5(C)	53,313	10,378	34,463	8,472
132	ジャーシイ	1986. 3. 23(C)	80,212	12,297	56,380	11,535
133	チェコスロバキア	1984. 7. 1	15,458,200	3,777,584	9,974,653	1,705,963
134	デンマーク	1985. 7. 1 ²⁾³⁰⁾	5,113,691	942,923	3,399,273	771,495
135	フェロー諸島	1985. 7. 1 ²⁾	45,573	11,509	28,929	5,135
136	フィンランド	1985. 7. 1 ²⁾³¹⁾	4,902,206	951,515	3,338,674	611,995
137	フランス	1986. 1. 1 ^{*31)}	55,282,000	11,651,358	36,396,307	7,234,335
138	ドイツ民主共和国	1986. 6. 30 ^{*2)32)}	16,624,375	3,188,052	11,184,310	2,252,013
139	ドイツ連邦共和国	1985. 7. 1 ²⁾³²⁾³³⁾	61,024,100	9,232,300	42,739,600	9,052,200
140	ジブラルタル	1981. 11. 9(C) ¹⁾³⁴⁾	28,744	6,848	18,907	2,961
141	ギリシア	1983. 7. 1 ³⁵⁾	9,846,627	2,131,243	6,408,836	1,306,548
142	ハンガリー	1985. 7. 1	10,648,713	2,288,559	7,043,774	1,316,380
143	アイスランド	1984. 7. 1 ²⁾	239,498	63,366	152,058	24,074
144	アイルランド	1984. 4. 15	3,535,000	1,049,000	2,112,600	373,400
145	マ ン 島	1986. 4. 6(C) ¹⁾²⁾	64,282	11,323	39,385	13,158
146	イタリア	1984. 7. 1 ²⁾	57,004,849	11,337,540	38,395,704	7,271,605
147	リヒテンシュタイン	1983. 12. 31	26,512	5,698	18,416	2,398
148	ルクセンブルク	1985. 1. 1 ²⁾	366,150	63,451	254,419	48,280
149	マ ル タ	1985. 12. 31 ³⁶⁾	340,907	82,483	225,227	33,197
150	モ ナ コ	1982. 3. 4(C) ¹⁾²⁾	27,063	3,210	17,694	6,098
151	オ ラ ン ダ	1985. 7. 1 ²⁾	14,491,649	2,819,217	9,922,959	1,749,473
152	ノ ル ウ ェ ー	1984. 12. 31 ²⁾	4,145,845	837,057	2,662,615	646,173
153	ポーランド	1985. 6. 30 ³⁷⁾	37,202,981	9,499,106	24,201,499	3,502,376
154	ポルトガル	1985. 7. 1	10,156,983	2,389,490	6,550,121	1,217,351
155	ルーマニア	1984. 7. 1	22,624,505	5,674,393	14,823,667	2,126,445
156	サンマリノ	1985. 12. 31	22,418	4,208	15,535	2,675
157	ス ペ イ ン	1986. 7. 1 [*]	38,818,355	8,879,616	25,223,770	4,714,969
158	スウェーデン	1986. 6. 30 ^{*2)}	8,368,991	1,453,615	5,401,156	1,514,220
159	スイス	1985. 7. 1 ²⁾	6,470,366	1,096,049	4,432,468	941,849
160	イギリス :					
161	イングランドニウェールズ	1985. 6. 30	49,923,500	9,498,800	32,791,000	7,633,700
162	北アイルランド	1985. 6. 30	1,557,849	398,697	972,406	186,746
163	スコットランド	1985. 6. 30	5,136,509	999,083	3,400,241	737,185
164	ユーゴスラビア	1981. 6. 30 ²⁾	22,470,775	5,523,631	14,899,581	2,047,563
	[オセアニア]					
165	米 領 サ モ ア	1980. 4. 1(C) ¹¹⁾	32,297	13,207	18,145	945
166	オーストラリア	1983. 6. 30 ²⁾	15,378,646	3,748,734	10,098,941	1,530,971
167	クリスマス島	1981. 6. 30(C)	2,871	744	2,115	12
168	クック諸島	1981. 12. 1(C)	17,754	7,586	9,391	777
169	フィジー	1985. 12. 31 ¹⁾	701,705	255,398	420,116	25,687
170	グアム	1980. 4. 1(C) ¹¹⁾	105,979	36,972	66,022	2,985
171	キリバス	1978. 12. 12(C)	56,213	23,085	31,092	2,036
172	ニューカレドニア	1983. 1. 1	146,835	52,287	89,239	5,309
173	ニュージーランド	1985. 7. 1 ³³⁾³⁸⁾	3,278,800	807,800	2,134,670	336,330

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
									130
19.47	64.64	15.89	38.01	35.22	54.70	30.11	24.58	81.63	131
15.33	70.29	14.38	38.15	35.47	42.27	21.81	20.46	93.80	132
24.44	64.53	11.04	34.70	32.48	54.97	37.87	17.10	45.16	133
18.44	66.47	15.09	37.93	36.00	50.43	27.74	22.70	81.82	134
25.25	62.48	11.27	33.30	29.73	57.53	39.78	17.75	44.62	135
19.41	68.11	12.48	36.49	34.72	46.83	28.50	18.33	64.32	136
21.08	65.84	13.09	36.41	33.80	51.89	32.01	19.88	62.09	137
19.18	67.28	13.55	37.21	34.80	48.64	28.50	20.14	70.64	138
15.13	70.04	14.83	39.16	37.72	42.78	21.60	21.18	98.05	139
23.82	65.78	10.30	34.16	32.02	51.88	36.22	15.66	43.24	140
21.64	65.09	13.27	36.52	34.84	53.64	33.25	20.39	61.30	141
21.49	66.15	12.36	36.80	35.04	51.18	32.49	18.69	57.52	142
26.46	63.49	10.05	32.07	28.03	57.50	41.67	15.83	37.99	143
29.67	59.76	10.56	31.41	26.94	67.33	49.65	17.67	35.60	144
17.61	61.27	20.47	40.82	39.29	62.16	28.75	33.41	116.21	145
19.89	67.36	12.76	36.94	35.06	48.47	29.53	18.94	64.14	146
21.49	69.46	9.04	33.31	30.78	43.96	30.94	13.02	42.08	147
17.33	69.48	13.19	37.72	35.73	43.92	24.94	18.98	76.09	148
24.20	66.07	9.74	33.66	31.63	51.36	36.62	14.74	40.25	149
11.86	65.38	22.53	44.71	44.75	52.61	18.14	34.46	189.97	150
19.45	68.47	12.07	35.76	33.10	46.04	28.41	17.63	62.06	151
20.19	64.22	15.59	37.33	34.52	55.71	31.44	24.27	77.20	152
25.53	65.05	9.41	33.26	30.81	53.72	39.25	14.47	36.87	153
23.53	64.49	11.99	34.89	31.61	55.07	36.48	18.59	50.95	154
25.08	65.52	9.40	33.91	31.50	52.62	38.28	14.34	37.47	155
18.77	69.30	11.93	36.44	34.21	44.31	27.09	17.22	63.57	156
22.87	64.98	12.15	35.24	31.95	53.90	35.20	18.69	53.10	157
17.37	64.54	18.09	39.82	38.36	54.95	26.91	28.04	104.17	158
16.94	68.50	14.56	38.36	36.60	45.98	24.73	21.25	85.93	159
									160
19.03	65.68	15.29	37.77	35.55	52.25	28.97	23.28	80.36	161
25.59	62.42	11.99	33.61	29.45	60.21	41.00	19.20	46.84	162
19.45	66.20	14.35	37.07	34.41	51.06	29.38	21.68	73.79	163
24.58	66.31	9.11	32.97	30.22	50.81	37.07	13.74	37.07	164
									165
40.89	56.18	2.93	23.38	18.82	77.99	72.79	5.21	7.16	165
24.38	65.67	9.96	33.22	30.16	52.28	37.12	15.16	40.84	166
25.91	73.67	0.42	27.38	29.27	35.74	35.18	0.57	1.61	167
42.73	52.90	4.38	24.00	17.65	89.05	80.78	8.27	10.24	168
36.40	59.87	3.66	25.00	21.44	66.91	60.79	6.11	10.06	169
34.89	62.30	2.82	25.07	22.26	60.52	56.00	4.52	8.07	170
41.07	55.31	3.62	23.92	18.73	80.80	74.25	6.55	8.82	171
35.61	60.78	3.62	25.20	21.68	64.54	58.59	5.95	10.15	172
24.64	65.11	10.26	32.96	29.40	53.60	37.84	15.76	41.64	173

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
174	ニ ウ エ	1979. 3. 10 ¹⁾	3,334	1,421	1,691	176
175	ノ ー フ ォ ー ク 島	1981. 6. 30(C)	2,175	482	1,483	210
176	太 平 洋 諸 島	1980. 9. 15(C) ^{11) 39)}	116,149	54,354	57,595	4,200
177	パ プ ア ニ ュ ー ギ ニ ア	1985. 6. 1 *	3,328,650	1,386,270	1,872,040	70,340
178	サ モ ア	1977. 6. 30 ¹⁾	152,607	73,556	74,622	4,429
179	ソ ロ モ ン 諸 島	1978. 7. 1	212,868	103,089	102,745	7,034
180	ト ケ ラ ウ	1976. 10. 25(C) ¹⁾	1,575	730	727	116
181	ト ン ガ	1976. 11. 30(C) ^{1) 2)}	90,085	40,038	47,057	2,959
182	バ ヌ ア ツ	1979. 1. 15-16(C)	111,251	50,463	57,547	3,241

結果表を利用するにあたっての注意

外国はUN, *Demographic Yearbook*, 1986年版およびそれ以前の最近年版に掲載の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、総人口が1,000人未満およびここに示すような指標が算定不能の国は除いている。表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示す。他はすべて推計人口で、特記のなき限り現在人口である。年齢は満年齢である。なお、イタリック体は信頼性に疑問のある推計値であることを示す。

以下表注。

*暫定値。1) 総数に年齢不詳を含む。2) 常住人口。3) 概数のため、総数は各年齢の合計と合わない。4) マヨテを除く。5) 抽出調査に基づく。6) 444,000人と推定された遊牧民を含む。7) データは調査漏れの補正をしていない。8) ボフサツワナ、トランスケイおよびベンダを除く。9) 常住人口、ただし、地域内に駐留している軍隊を含む。10) 年齢区分は満年齢ではなく、出生年次に基づく。11) 常住人口、ただし、長期間国を不在にしている民間の自国民を除く。12) 海外の軍隊を除く。13) データは最新のセンサスにおける調査漏れの補正をしてある。14) 密林のインディアン人口を除く。15) 遊牧インディアン部族を除く。16) 1972年に39,800人と推定された密林のインディアン人口を除く。17) 1961年に31,800人と推定された密林のインディアン人口を除く。18) 遊牧民を除く。19) 29の省、自治体および自治地域の民間人のみを対象としている。20) 最終帰属未決定のジャンムとカシミールのインド側保有部分のデータを含む。21) 東エルサレムおよび1967年6月以降イスラエル軍の占領下にある地域のイスラエル住民を含む。22) 総務庁統計局、『昭和62年10月1日現在 推計人口』によるもので、人口の範囲は、調査時現在、わが国の行政権の及ぶ地域に常住する日本人および外国人を含む総人口。ただし、外国人のうち外国軍隊の軍人・軍属およびその家族ならびに外交関係職員・領事団（随員および

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
42.62	50.72	5.28	23.98	17.46	94.44	84.03	10.41	12.39	174
22.16	68.18	9.66	35.65	33.99	46.66	32.50	14.16	43.57	175
46.80	49.59	3.62	21.98	16.52	101.67	94.37	7.29	7.73	176
41.65	56.24	2.11	23.10	18.68	77.81	74.05	3.76	5.07	177
48.20	48.90	2.90	21.38	15.70	104.51	98.57	5.94	6.02	178
48.43	48.27	3.30	21.56	15.81	107.18	100.33	6.85	6.82	179
46.35	46.16	7.37	25.32	16.86	116.37	100.41	15.96	15.89	180
44.44	52.24	3.28	22.93	17.37	91.37	85.08	6.29	7.39	181
45.36	51.73	2.91	21.81	17.12	93.32	87.69	5.63	6.42	182

家族を含む)は除いている。23) 1967年6月以降、イスラエル軍によって占領されているヨルダン領のデータを除く。24) 1961年センサス時に933人の外国にいる軍人および外交関係職員とそれらの家族を含み、同じく1961年センサス時に389人の国内の外国の軍人および外交関係職員とそれらの家族を除く。また1967年5月31日現在で722,687人であった登録されたパレスチナ難民を含む。25) 外国軍隊、軍隊に雇用されている外国の民間人、外国の外交関係職員とそれらの家族および国外に駐留する韓国外交関係職員とそれらの家族を除く。26) 最終帰属未決定のジャンムとカンミール、ならびにジュナガード、マナバダール、ギルギドおよびバルチスタンを除く。27) 船舶にある一時滞在者および施設内に居住する軍人、軍属とそれらの家族ならびに観光客を除く。その数は、1980年センサスでそれぞれ5,553人、5,187人、8,985人である。28) パレスチナ難民を含む。29) センサスの対象外である718,300人を除く。30) フェロー諸島およびグリーンランドを除く。31) 常住人口、ただし、国外にいる外交関係職員を除き、大使館または領事館内に居住していない外国の外交関係職員を含む。32) ドイツ連邦共和国およびドイツ民主主義共和国に関するデータには、別個にデータが提供されていないベルリンについての関連したデータが含まれている。その場合に生じてくるベルリンの地位のいかなる問題についても、なんらの偏見なしに処理したものである。33) 7月1日現在の推計ではなく、年末推計の平均値である。34) 軍人の家族を含み、観光客および一時滞在者を除く。35) 国外に駐留する軍隊を除き、地域内に駐留する外国軍隊を含む。36) マルタ人人口のみ。37) 国内の民間の外国人を除き、一時的に国外にいる民間の自国民を含む。38) 国外に駐留する外交関係職員および軍隊を除く。そのうち後者の人口は、1966年のセンサス時に1,936人である；また国内の外国軍隊も除く。39) 北マリアナを除く。

資料の刊行

(昭和63年4月～6月)

<資料題名(発行年月日)>

<担当者>

「研究資料」

○第255号(昭63. 6.10)

配偶関係別生命表 昭和30年～60年……………石川 晃枝官

○人口問題研究所年報 昭和62年度(昭63. 4)

○Annual Report of the Institute of Population Problems
with Selected Demographic Indicators, 1987 (June 1988)

昭和63年度実地調査の施行

本研究所においては、昭和63年度実地調査として「高齢人口移動に関する人口学的調査」を実施する予定であるが、その調査実施要綱を掲げると次のとおりである。

「高齢人口の移動に関する人口学的調査」実施要綱

1 調査の目的

人口移動は、一般に青壮年人口に集中する傾向があることは、国際的にも広く認められている。しかし、最近、日本において高齢人口が大都市の中心部から郊外へ移動する傾向が強まったり、あるいは一部の地域において高齢人口の移動率の上昇が指摘されるに至った。

人口移動率は若年齢層でもっとも高く、年齢の増大とともに急減していくのが一般的傾向であるのに対して、ある年齢例えば、60歳あるいは65歳ぐらいで最低値に達し、そのあと上昇するという新しい傾向が地域によっては認められるに至った。このことは、厚生行政特に高齢者対策上考慮すべき新しい重大な変化として徹底した調査研究が必要である。

本調査は、このような全く新しい高齢人口移動の現状を、その規模、要因、地域性の観点から明らかにすることを目的としている。これによって、高齢人口移動に関する動向予測のための基礎資料を得ることができる。

2 調査方法

本調査は、まず、高齢人口移動の実績を検討し、いくつかの典型的なパターンが見られる都市を選定した。そして、選定された都市の調査区の世帯および世帯に居住する50歳以上の男女を対象とする。なお、調査票は世帯票および個人票として配票自計により行う。調査票の配布および回収にあたっては、選定された調査対象都市に依頼し任命された調査員が行うものとする。

3 調査対象都市および客体

熊本市(2,300世帯) 大分市(2,150世帯)

秋田市(2,150世帯) 山形市(2,150世帯)

4 調査時期

昭和63年6月1日現在における事実を調査する。

5 調査事項

1 基本的人口学的事項

2 調査世帯の家族に関する事項

3 50歳以上世帯員の移動歴と移動理由に関する事項

4 将来の移動に関する事項

6 集計および結果の発表

集計は厚生省人口問題研究所が行い、結果は昭和64年3月頃に発表の予定である。

(担当：内野澄子・若林敬子・渡邊吉利・山本千鶴子・坂井博通・稲葉 寿)

日本人口学会第40回大会

日本人口学会（会長：畑井義隆明治学院大学経済学部教授）の第40回大会は、昭和63年6月3日（金）、4日（土）、5日（日）の3日にわたり、日本大学（大会運営委員長：河邊宏日本大学人口研究所教授）で開催された。本大会には、約130名の会員が参加し活発な質疑応答および討論が展開され、3日間の大会日程を終了した。

大会プログラムは下掲のとおりであるが、本年は学会役員の改選期にあたり、大会直前に行われた選挙によって新役員（理事・監事）が選出され、新理事会で互選により村松稔氏が新会長に推薦され、会員総会において承認された。

新任された役員（任期2年）を示すと次のとおりである（常務理事は会長指名）。

会 長	村 松	稔	（埼玉県立衛生短期大学学長）
常務理事	岡 崎	陽 一	（日本大学法学部教授）
”	山 口	喜 一	（東京家政学院大学人文学部教授）
”	河 野	稔 果	（人口問題研究所所長）
”	大 淵	寛	（中央大学経済学部教授）
”	阿 藤	誠	（人口問題研究所人口政策研究部長）
理 事	江 崎	廣 次	（福岡大学医学部教授）
”	濱	英 彦	（成城大学経済学部教授）
”	吉 田	忠 雄	（明治大学政治経済学部教授）
”	岡 田	實	（中央大学経済学部教授）
”	石	南 國	（城西大学経済学部教授）
”	廣 嶋	清 志	（人口問題研究所人口情報部長）
監 事	河 邊	宏	（日本大学人口研究所教授）
”	兼 清	弘 之	（明治大学政治経済学部教授）

第40回大会記念講演会、共通論題、シンポジウム、自由論題の題名および報告者を掲げると次のとおりである。

第1日（6月3日）

○第40回大会記念講演会

「中国の人口—最近の動向と将来への挑戦」

<司 会> 黒田 俊夫（日本大学）
米国東西センター副総長 兼 同人口研究所所長
リージェイ・チョー博士

第2日（6月4日）

○自由論題報告

1. 年齢別死亡率のリレーショナル・モデルの開発と応用……………金子 隆一（人口問題研究所）
2. 死亡率の変化と結婚構造の変動……………高橋 重郷（人口問題研究所）
3. 平均寿命の男女格差の社会経済的分析……………大塚 友美（日本大学）
4. 年金財政に及ぼす平均余命の伸長の影響の指標……………花田 恭（人口問題研究所）
5. 死亡構造指標による保健水準の国際比較……………勝野 真人（国立公衆衛生院）
6. α -インデックス研究の現代的意義と方法
一近年の乳児死亡に関する統計的研究とパターン分析……………丸山 博（大阪経済法科大学）
藤岡 光夫（旭川大学）
7. 従属負担と貯蓄……………森岡 仁（駒沢大学）
8. 人口高齢化と高齢者扶養の問題……………岡崎 陽一（日本大学）
9. 農業就業人口の予測—作目別規模拡大を前提にして……………唯是 康彦（千葉大学）
三浦 洋子（千葉経済大学）
10. ブラジル日系人の実態調査について……………水野 坦（日本工業大学）
11. 新世帯推計法 HOMES とその適用性について……………小川 直宏（日本大学）

12. 世帯構成と世帯形成の地域差の計測……………伊藤 達也 (人口問題研究所)
13. 老人の世帯構成及び配偶関係と医療費……………江崎 廣次 (福岡大学)
仲吉 則雄 (福岡大学)
百瀬 義人 (福岡大学)
渡辺 大介 (福岡大学)
14. 東京都の移動理由別人口移動……………嵯峨座晴夫 (早稲田大学)
15. 大都市圏人口のダイナミズム—移動・分布運動の新しい動向—……………黒田 俊夫 (日本大学)
- シンポジウム「先進国の出生減退をめぐって」
- <組織者> 岡崎 陽一 (日本大学)
- <座長> 小林 和正 (日本大学)
上坂 修夫 (駒沢大学)
1. 日本……………阿藤 誠 (人口問題研究所)
2. 西欧……………岡田 實 (中央大学)
3. 北米・オーストラリア・ニュージーランド……………河野 稠果 (人口問題研究所)
4. ソ連・東欧……………入谷 敏男 (東海大学)
- <討論者> 大淵 寛 (中央大学)
坪内 良博 (京都大学)

第3日 (6月5日)

- 共通論題〔A部会〕「大量失業時代は来るか」
- <組織者> 兼清 弘之 (明治大学)
- <座長> 小野 旭 (一橋大学)
1. 失業理論の発展……………吉田 良生 (朝日大学)
- <討論者> 大淵 寛 (中央大学)
2. 失業率は何の指標なのか—失業概念の日米比較—……………富田 安信 (大阪府立大学)
- <討論者> 古郡 鞆子 (明海大学)
3. わが国失業の実態と将来展望……………水野 朝夫 (中央大学)
- <討論者> 樋口 美雄 (慶応大学)

○自由論題報告

16. 移住を許す安定人口モデルについて……………稲葉 寿 (人口問題研究所)
17. 生後1年間の死亡モデル……………小林 和正 (日本大学)
南條 善治 (福島県立医科大学)
18. Contour Maps Approachによる年次別死因別死亡率の解析……………重松 峻夫 (福岡大学)
南條 善治 (福島県立医科大学)
吉永 一彦 (福岡大学)
久永 富士朗 (福岡大学)
19. 明治以降の日本の人口曲線 (その2)……………篠崎 吉郎 (帝塚山大学)
20. 明治期人口推計の一つの試み……………高橋 眞一 (神戸大学)
21. 中国人口の現況と人口政策……………早瀬 保子 (アジア経済研究所)
22. 中国吉林省農村における避妊方法の「選択」……………津谷 典子 (日本大学)
23. 中国の人口政策と人口の動向……………佐藤龍三郎 (国立公衆衛生院)
林 謙治 (国立公衆衛生院)
24. 人口波動論と「二人のマルサス論」……………中西 泰之 (京都大学)
25. J. Graunt と J. P. Süßmilch の比較的研究 その5……………飯淵 康雄 (琉球大学)
26. 寿命の比較文化論の一考察—『植物的文化』の効果—……………高須 裕三 (日本大学)
- 共通論題〔B部会〕「地域政策と人口分布」
- <組織者><座長> 濱 英彦 (成城大学)
1. 地域開発計画と人口分布……………河邊 宏 (日本大学)
2. 日本における人口分布の仮説的展開……………大友 篤 (宇都宮大学)
3. 大都市圏における人口分布と地域政策……………大江 守之 (清水建設)
4. 過疎地域の現況……………皆川 勇一 (千葉大学)

<討論者> 小笠原節夫 (愛知教育大学)
今野 修平 (大阪産業大学)
前田 俊二 (広島大学)

○自由論題報告

- 27. インドにおける出生力転換……………西川由比子 (アジア人口・開発協会)
- 28. 出生過程における女子の就業行動のコーホート分析……………中野 英子 (人口問題研究所)
- 29. 日本人男子における結婚と出産の生活段階……………渡邊 吉利 (人口問題研究所)
- 30. 明治以降の出生力変動……………大淵 寛 (中央大学)
- 31. ロリマー・デービス仮説と日本人の出生行動……………大谷 憲司 (人口問題研究所)
- 32. 近年の東京圏の低出生力の分析……………廣嶋 清志 (人口問題研究所)

なお、第41回大会は、福島県立会津短期大学において開催される予定である。

(清水浩昭記)

「上海市高齢化社会調査」への参加・協力

吉田成良 (エイジング総合研究センター事務局長)、薩摩林康彦 (エイジング総合研究センター総務部長)、冷水豊 (東京都老人総合研究所社会福祉研究室長) と当研究所の清水浩昭技官は、昨年度実施した「上海市高齢化社会調査」の総括と今年度の調査実施計画を打合せるため1988年6月23日から30日まで北京市と上海市に出張した。

北京市では、董玉昌 (中華人民共和国国家計画生育委員会外事局副局长) に昨年の上海市調査結果の概要を説明し、若干の質疑討論を行った。上海市では、桂世勳 (華東師範大学教授)、李浩萍 (上海市計画生育委員会処長)、陳申芳 (前上海市静安区計画生育委員会弁公室副主任) と昨年度の調査結果の総括と今年度の調査実施計画の打合せを行った。

なお、昨年度の調査結果は、『中国・上海市の高齢化に伴う社会調査報告』(エイジング総合研究センター)として1988年3月に刊行されたことを付記しておきたい。

(清水浩昭記)

国連1988年推計による世界および主要国の将来人口

このたび国際連合人口部による「世界の将来人口、1988年推計 (World Population Prospects : 1988)」と題する新たな世界人口推計の資料が得られた。そこで参考までに、資料の中から2025年までの世界および主要国の総人口に関する中位推計の数値をここに抜粋再編して転載する。

1988年推計では、世界各国、各地域の男女年齢別人口を1950年から2025年までの75年間について推計し、1985年以降については高位、中位、低位、出生率一定の4つの推計が行われたとされる。今回得られた資料はその一部であり、資料には高・中・低位の3水準について推計された総人口と年平均増加率のほか、普通出生率、普通死亡率、合計特殊出生率、出生時余命、乳児死亡率といった出生・死亡の主要指標が含まれている。

今回の中位推計によれば、世界人口は1985年(年央)の48億5300万から2000年に62億5000万、2025年に84億6600万に達するものとされている。前回の1984年推計と比べ、2000年では1億2800万、2025年では2億6000万それぞれ多いものとなっている。年平均増加率は、1980年代1.7%であるが、2020年代は1%を若干下回る。

先進地域は、1985年に世界人口の24%を占めているが、この間人口増加率は0.6%から0.2%まで低下し、2025年に世界人口に占める割合は16%となる。一方、発展途上地域の人口増加率は、1980年代の2.1%から2020年代には1.1%に低下する。この間に世界の人口増加の95.3%が発展途上地域で増加する。

(渡邊吉利記)

表1 1988年推計による世界全域と先進地域・発展途上地域別人口および増加率の推移と将来予測

年次	世界全域		先進地域		発展途上地域		(参考)前回推計による世界の人口	
	年次推計人口 (100万人)	年平均増加率 (%)	年次推計人口 (100万人)	年平均増加率 (%)	年次推計人口 (100万人)	年平均増加率 (%)	年次推計人口 (100万人)	年平均増加率 (%)
1950	2,515		832	1.28	1,683	2.05	2,516	1.79
1955	2,751	1.80	887	1.25	1,864	2.14	2,751	1.86
1960	3,019	1.86	945	1.19	2,074	2.35	3,019	1.99
1965	3,336	1.99	1,003	0.91	2,333	2.54	3,334	2.04
1970	3,698	2.06	1,049	0.86	2,648	2.39	3,693	1.97
1975	4,079	1.97	1,096	0.86	2,984	2.10	4,076	1.97
1980	4,450	1.74	1,136	0.73	3,313	2.10	4,450	1.75
1985	4,853	1.74	1,174	0.65	3,680	2.10	4,837	1.67
1990	5,292	1.73	1,205	0.53	4,087	2.10	5,246	1.63
1995	5,765	1.71	1,235	0.48	4,531	2.06	5,678	1.58
2000	6,250	1.62	1,262	0.45	4,988	1.92	6,122	1.51
2005	6,728	1.47	1,287	0.38	5,441	1.74	6,559	1.38
2010	7,190	1.33	1,307	0.32	5,883	1.56	6,989	1.27
2015	7,639	1.21	1,325	0.27	6,313	1.41	7,414	1.18
2020	8,061	1.08	1,340	0.22	6,721	1.25	7,822	1.07
2025	8,466	0.98	1,352	0.18	7,114	1.13	8,206	0.96

注) 先進地域は、ヨーロッパ、北部アメリカ(合衆国とカナダ)、ソビエト連邦、日本、オーストラリアおよびニュージーランドからなる地域。また、発展途上地域はアジア(日本を除く)、アフリカ、ラテンアメリカおよびオセアニア(先進地域に含まれるオーストラリアとニュージーランドを除く)からなる地域である。

なお、参考に掲げた前回推計は国連「1984年推計」である。

図1 世界全域と先進地域・発展途上地域人口の推計

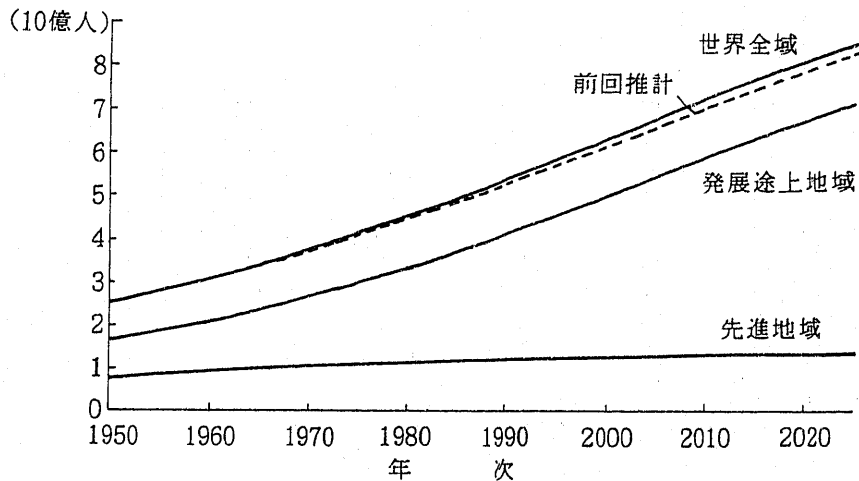


表2 1988年推計による主要国の人口と増加率の将来予測

国	年 央 推 計 人 口 (1,000人)					年平均人口増加率(%)		
	1985年	1990年	1995年	2000年	2025年	1985～90年	2000～05年	2020～25年
中国	1,059,522	1,135,496	1,214,221	1,285,894	1,492,550	1.39	0.85	0.44
インド	769,183	853,373	947,326	1,042,530	1,445,570	2.08	1.72	1.01
ソビエト連邦	276,946	287,991	298,000	307,737	351,450	0.78	0.61	0.47
アメリカ合衆国	239,283	249,235	258,204	266,194	300,796	0.81	0.55	0.36
インドネシア	166,464	180,514	194,811	208,329	263,251	1.62	1.14	0.75
ブラジル	135,564	150,368	165,083	179,487	245,809	2.07	1.51	1.00
日本	120,754	123,457	126,319	129,105	128,596	0.44	0.31	-0.20
パキスタン	103,241	122,666	141,599	162,467	267,089	3.45	2.45	1.47
バングラデシュ	101,147	115,593	132,219	150,589	234,987	2.67	2.44	1.31
ナイジェリア	95,198	113,016	134,351	159,149	301,312	3.43	3.21	1.89
メキシコ	79,376	88,598	97,967	107,233	150,062	2.20	1.62	1.09
西ドイツ ¹⁾	61,024	60,539	60,201	59,818	53,965	-0.16	-0.27	-0.52
ベトナム	60,059	67,171	75,030	83,030	117,972	2.24	1.79	1.18
イタリア	57,128	57,322	57,591	57,881	54,919	0.07	-0.04	-0.31
イギリス	56,618	56,926	57,268	57,509	57,464	0.11	0.02	-0.06
フランス	55,170	56,173	57,188	58,196	60,442	0.36	0.24	0.07
フィリピン	55,120	62,409	69,922	77,447	111,393	2.48	1.83	1.13
タイ	51,604	55,702	59,605	63,670	80,911	1.53	1.23	0.70
トルコ	50,345	55,616	61,151	66,622	89,646	1.99	1.50	0.96
イラン	47,624	56,585	64,525	74,460	122,169	3.45	2.56	1.46
エチオピア	42,271	46,743	53,383	61,206	112,269	2.01	2.72	1.99
韓国	41,056	43,582	45,814	48,012	54,627	1.19	0.81	0.27
スペイン	38,602	39,333	40,060	40,812	42,530	0.38	0.30	0.08
ビルマ	37,544	41,675	46,275	51,129	72,619	2.09	1.80	1.10
ポーランド	37,203	38,423	39,365	40,366	45,066	0.65	0.54	0.33
南アフリカ	31,593	35,248	39,189	43,332	63,232	2.19	1.87	1.12
ザイール	30,712	35,990	42,255	49,349	99,512	3.17	3.16	2.27
アルゼンチン	30,331	32,322	34,264	36,238	45,505	1.27	1.07	0.75
カナダ	25,379	26,525	27,567	28,508	32,051	0.88	0.59	0.29
ユーゴスラビア	23,118	23,849	24,471	25,026	26,292	0.62	0.36	0.06
ルーマニア	22,725	23,272	23,816	24,346	25,745	0.48	0.31	0.17
東ドイツ ²⁾	16,644	16,649	16,618	16,618	16,156	0.01	0.00	-0.26
オーストラリア ³⁾	15,758	16,746	17,690	18,610	22,686	1.22	0.93	0.64
チエコスロバキア	15,500	15,667	15,874	16,179	17,182	0.21	0.37	0.14
オランダ	14,484	14,752	15,008	15,207	15,081	0.37	0.12	-0.19
チリ	12,121	13,173	14,237	15,272	19,774	1.66	1.24	0.83
ハンガリー	10,649	10,552	10,509	10,531	10,199	-0.18	-0.02	-0.18
ポルトガル	10,157	10,285	10,429	10,587	10,935	0.25	0.25	0.04
キューバ	9,946	10,324	10,788	11,189	11,968	0.75	0.54	0.02
ギリシャ	9,934	10,047	10,124	10,193	10,080	0.23	0.11	-0.12
ベルギー	9,903	9,938	9,980	10,034	9,920	0.07	0.02	-0.11
ブルガリア	8,960	9,010	9,036	9,071	8,944	0.11	0.01	-0.09
スウェーデン	8,350	8,339	8,326	8,322	8,136	-0.03	-0.04	-0.17
オーストリア	7,502	7,492	7,479	7,461	7,042	-0.03	-0.15	-0.37
スイス	6,470	6,521	6,552	6,553	6,118	0.15	-0.14	-0.42
デンマーク	5,122	5,120	5,129	5,139	4,972	-0.01	-0.01	-0.26
フィンランド	4,902	4,975	5,030	5,076	5,121	0.29	0.13	-0.11
イスラエル	4,233	4,581	4,920	5,280	6,932	1.58	1.35	0.82
ノルウェー	4,153	4,212	4,271	4,331	4,504	0.28	0.21	0.09
ニュージーランド	3,247	3,379	3,507	3,632	4,067	0.79	0.61	0.30

注) 1985年中央時において人口が3,000万を超えるすべての国、および3,000万未満の主要な国を人口の大きい順に配列した。ここに示す日本人口も国連推計によるものである。

1) 西ベルリンを含む。 2) 東ベルリンを含む。 3) ココス(キーリング)諸島、クリスマス島、ノーフォーク島を含む。

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Kiyosi HIROSIMA
Associate Editors: Makoto ATOH Sumiko UCHINO Hiroaki SHIMIZU
Michiko YAMAMOTO Noriko SHIRAISHI

CONTENTS

Articles

- Marriage and Fertility in Present-Day Japan : Major Findings
of the Ninth Japanese National Fertility Survey
..... Makoto ATOH, Eiko NAKANO, Kenji OTANI and Ryuichi KANEKO ... 1~ 28
- On the Parameter Estimation Problems
in the Multiregional Demographic Growth Model Hisashi INABA ...29~ 45

Notes

- An Evaluation of the Methods of Estimating Death Probability
in the Case of a Specific Cause of Death Eliminated Tamotsu OHBA ...46~ 51
- Measuring Household Complexity Tohru SUZUKI ...52~ 56

Research Material

- Marriage Tables for the Japanese Couples : 1975—1985
..... Takeharu KANEKO and Fusami MITA ...57~ 66

Book Reviews

- John Bongaarts, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.),
Family Demography, Methods and Its Applications (Yoshikazu WATANABE) 67
- Jian Song, Chi-Hsien Tuan and Jing-Yuan Yu, *Population
Control in China : Theory and Applications* (Hisashi INABA) 68

Statistics

- Recent Trends in Total Fertility Rates for Various Countries
and Areas : Latest Available Years69~ 81
- Age Structure of Population for Selected Countries :
Latest Available Years82~ 93

Miscellaneous News94~100