

人口問題研究

第50巻第4号

(通巻213号)

1995年1月刊行

調査研究

- 近年における都道府県別出生率較差の分析……………廣三 嶋田 清房 志美… 1~30
日本のエイズの動向とHIV感染者数の推定について……………稲 葉 寿… 31~44

研究ノート

- わが国における法律婚と事実婚……………石川 晃… 45~56

資料

- 周産期死亡率の地域格差：1951~1992年……………今泉 洋子… 57~68

書評・紹介

- 伊藤陽一編著『女性と統計——ジェンダー統計論序説——』（山本千鶴子）…………… 69
A. F. Robertson, *Beyond the Family: The Social Organization of Human Reproduction* (才津芳昭) …………… 70

統計

- 主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料…………… 71~80
主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料…………… 81~86

雑報

- 定例研究報告会の開催—資料の刊行—日本社会学会—経済統計学会第38回全国総会—人文地理学会—第29回日本都市計画学会学術研究発表大会—第8回応用地域科学研究会研究発表会—第15回日本大学国際シンポジウム「国際労働移動における労働と生活」—国際人口学会・国際日本文化センター共催「過去のアジアにおける中絶、嬰兒殺し、遺棄」に関するワークショップ—厚生科学研究家庭・出生問題総合調査研究報告シンポジウム—外国関係機関からの来訪者一日誌…………… 87~93

厚生省人口問題研究所

調 査 研 究

近年における都道府県別出生率較差の分析

廣嶋清志・三田房美

I 序論

1. 地域出生率較差研究の意義

近年、出生率が東京および大阪を中心とする大都市地域においてもっとも低く逆に沖縄などで高いなどの地域較差が存在することは比較的良好に知られている。こうした出生率の地域差がなぜ生じているかを研究することは、(1)現代日本社会の地域差の一端を明らかにすること、(2)全国の出生率低下の理由の一端を明らかにすること、(3)地域人口の変動要因としての出生率の予測と対策を検討することに役立つことなどの意義をもっている。本研究は1970年代後半以後の全国的な出生率低下のなかで進行した出生率の都道府県別較差を分析するものである¹⁾。

2. 地域出生率較差研究の現状と問題点

日本のこのような出生率の地域較差の要因を分析した研究は意外に少なく、1970年代後半以後の出生率低下時期のものに限ると、ことに少ない²⁾。これら近年における都道府県別出生率較差の要因の研究によって明らかにされた結果を以下に示そう。

坂井は1989年の合計出生率 (total fertility rate, TFR) について各県の「県民所得、1人当たり豊数、第1次産業比率、高学歴者比率」の4変数による重回帰分析を行い、高学歴者比率の負の大きな標準偏回帰係数-0.67を得、高学歴者比率のみを低出生率の要因として抽出した。

原田らは1985年の合計出生率について、勤労者一世帯当たりの実収入、女性の賃金、住宅価格、大学進学率、小・中・高等学校生徒数一人あたりの勤労者世帯教育支出の5変数のうち前の3変数、およびこれら3変数に後の2変数のどちらかを加えた4変数による3つの重回帰分析を行った結果、女

1) 本研究の基礎となるデータは、より詳しくは下記参照。

廣嶋清志・三田房美『都道府県別出生率の分析：1980～1990年』研究資料、1995年3月刊行予定。

2) たとえば、以下のものがある。

大谷憲司「完結出生力」、阿藤誠・大谷憲司・鈴木透・三田房美『出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析』調査研究報告資料第3号、1990年。

坂井博通「出生力の地域格差」『厚生指針』第38巻11号、1991年10月、pp.14-19。

経済企画庁『平成4年度 国民生活白書 少子社会の到来、その影響と対応』1992年。

原田泰・高田聖治「人口の理論と将来推計」高山憲之・原田泰編著『高齢化の中の金融と貯蓄』日本評論社、1993年、pp.1-16。

大谷は出産力調査 (出生動向基本調査) の第7、8、9次 (1977、82、87年) の統合データにより、東京圏 (埼玉、千葉、東京、神奈川) では各夫婦間の完結出生力 (結婚後15年目の平均累積出生児数) の較差をもたらす要因として「特に部屋数と結婚年齢の効果が大きく、夫の職業、結婚直後の親との同居も統計的に有意な大きな効果を持っている」ことを明らかにしたが、これは東京圏の夫婦出生率がなぜ低いかという分析ではない。

性の賃金（育児の機会費用とされる）、住宅価格、教育費支出の大きさが合計出生率を低め、進学率（大学へのアクセス、マイナスの教育コストの代理変数とされる）の高さが合計出生率を高めることを明らかにした。

経済企画庁は1980年、1990年の合計出生率について、20-34歳女性高学歴者率（短大・高専以上卒業者割合）、25-34歳人口性比、実質民営家賃、ダミー（沖縄か否か）の4変数による重回帰分析の結果、高学歴者率および家賃が高く、性比が低い（男が少ない）ほど合計出生率が低いことを明らかにした。

以上3つの研究をまとめてみれば、いずれも年次別の合計出生率を対象としており、その低さを説明する要因として、高学歴割合の高さが坂井と経済企画庁の分析に共通し、住宅の経済的負担は原田らと経済企画庁に共通するが、物理的指標として住宅水準をとった坂井では要因として入っていない。

また、3つの研究に共通する点は、女性の労働力率が分析対象に入っていないことである。おそらく、単純に労働力率を回帰式に入れると出生率を高める要因として働く結果が得られ、就業している女性の出生率が就業していない女性より低いという事実と矛盾するからであろう。労働力率の代わりに女性の賃金が出生率を低める要因として原田らの分析結果に入っている。女性の賃金が高いと出産・育児に時間をさかないという機会費用の効果が表れていると考えられている。しかし、この考え方は女性の賃金が高ければ女性の労働力率が高くなるはずであるが、実際には逆に賃金の高い大都市地域で女性の労働力率が低い。したがって、出生率の地域差と女性の就業との関係はより綿密に見る必要があると考えられる。

また、出生率を有配偶率と有配偶出生率に分けて分析がなされていない点もこれらの研究に共通する欠点で、出生率較差の要因を考察する上で大きな弱点となっている。

以上に述べた各都道府県の社会経済条件と出生率との（重回帰分析などの）相関分析による研究は、多くの社会経済属性を同時に考察できる利点があるが、各都道府県の各女性の社会経済属性別の出生率を分析するのではないので、各都道府県において就業や住宅条件などの社会経済条件がどれだけ影響しているかを直接示すものではない。

本研究はこれらの従来の研究で欠けている点を補う課題に応えるものである。

3. 地域出生率較差研究のデータの課題

以上に述べたように、出生率の地域較差の要因を分析する研究が不足している理由は、国勢調査から既往出生児数の調査事項が1970年を最後に除外されたため、都道府県など地域別の出生率データが人口動態統計に限定され、社会経済的な面の情報が乏しいこと、人口問題研究所による出生動向基本調査などの全国標本調査によっては標本数の限界により地域分析を行うことがなかなか困難であることなどデータの制約にもよると考えられる。

本研究ではⅢにおいて人口動態統計ではえられない社会経済変数を含む全数調査である国勢調査結果から同居児数データを用いて出生率較差の要因分析を行う。

4. 地域別出生率の2つの指標

地域別出生率の指標として、年次別出生率と既往出生率の2つがある。年次別出生率とは、その年次の出生数をその発生母体となる人口で割ったもので、粗出生率（crude birth rate）や年齢別出生率、あるいは合計出生率として表される。この出生率の分子となる出生数は毎年的人口動態統計から得られる。

既往出生率は調査時点において各調査対象者（女子）がそれまでに生んだ子の数で、ある年次のある年齢の世代（コーホート）あるいはある年次生まれの世代（コーホート）ごとに計られるが、子どもを産み終わった年齢（厳密には50歳ごろ、簡略的には35-39歳など）における子ども数を完結出生

率として計る。この統計は国勢調査などの全数あるいは標本による調査によって調査することにより人口動態統計として得られる。

2. で述べた3つの研究はすべて前者、年次別出生率をとりあげており、一般的に関心がより強い。年次別出生率は毎年の地域人口を左右する出生数と直接関わるからである。年次別出生率は、年齢別出生率の合計、つまり合計出生率（TFR）として表現すると、年齢構造の影響を取り除いた地域出生率の全体的な水準を表しているが、地域との関係では、もしその地域に住み続ければそれだけの子どもを生むという意味を持つ数値となり、現実にはそれだけ子どもを持つ人がそこに住んでいるわけではない。地域出生率の指標としての合計出生率のこの性格に注意を要する。

これに対して、後者、既往出生率はその地域に住んでいる人が現に育てている出生児の数を示している。そこでたとえば、ある地域において出生後の地域環境の影響（たとえば、高密度地域で多子家族が生活しにくい）によって住み続けることができず、そこから出て行けば、少ない既往出生児数の夫婦のみが残ることになる。その意味で、既往出生児数は移動を通して地域環境の影響のより長期的な側面、生んだ後の育児における影響を受けているといえる。

したがって、この2つの地域別出生率は、相互に関連するとともにそれぞれにある程度独自の意味を持っており、その両方を検討することが望ましい。以下では、この2つの地域出生率について検討するが、後者に力点をおく。

5. 合計出生率と完結出生率との関係

年次別の合計出生率は、その年次の一年間の出生率の全体的な水準を表すためその年次の年齢別出生率に基づいて仮説的に計算された女性が一生の間に生み上げる平均子ども数である。これに対して、各年次の国勢調査による既往出生率（後でみるようにここでは35-39歳の同居児数とする）は、それ以前に生まれた出生児数であるのでその年次の合計出生率ではなく、直接的にはそれ以前の各年の出生率と関わっている。しかしもし、各年次の年齢別出生率が継続的に一定で変化がないものとする、各年次の合計出生率は実際に女性が一生の間に生む完結出生児数と一致するはずのものである。ただし、現実には出生（結婚）のタイミングの変化が生じるので、最終的な出生児数（完結出生児数）が変わらないとしても、両者は乖離することがある。

II 都道府県別合計出生率の分析

1. 年次別地域別有配偶出生率の計測

まず、年次別出生率をとりあげよう。出生率のもっとも基礎的な分析は出生率を有配偶率と有配偶出生率とに分解することであり、従来しばしば人口動態統計による合計出生率などを年齢別有配偶率と年齢別有配偶出生率を用いた要因分解や標準化による分析が行われてきた。

1980年の合計出生率について、山口・笠原1983は「近年、とくに東京などの大都市圏の通常の合計特殊出生率が大幅に低下しているのは確かであるが、ここに有配偶率で標準化した合計特殊出生率をみると、昭和55年の東京の値（1.732）は全国値（1.750）とあまり変わらない。つまり、東京の出生率の低さ（通常の合計特殊出生率は1.437にすぎない）は、東京における生みざかりの年齢層の未婚者率が異常に高かったことを示しているだけで、その有配偶女子の出生力が、ほかに比べて、とくに低いということにはなかったということである。」とした³⁾。

1990年の合計出生率について、石川1992は「低出生率である東京都についてみると、有配偶出生率

3) 山口喜一・笠原里江子「全国の有配偶率で標準化した都道府県別合計特殊出生率」『人口問題研究』第168号, 1983年10月, pp.58-61.

は全国値と差がなく、合計特殊出生率の差-0.29は全て有配偶率の差によって生じたことになる。」とした⁴⁾。

以上のように、年齢別有配偶出生率を用いた要因分解や標準化による分析の結果、東京都の合計出生率の低さはもっぱら有配偶率の低さによるものであり、その有配偶出生率は全国並みであるとされている。この結論は正しいのであろうか。

2. 合計初婚率と既婚合計出生率

(1) 合計出生率の合計初婚率による分解

筆者は低出生率のもとで有配偶出生力の指標として年齢別有配偶出生率を用いることの問題性を指摘し⁵⁾、合計出生率の分解の他の方法を提案してきた⁶⁾。すなわち、「既婚合計出生率」(ever-married total fertility rate, ETFR)を、合計出生率(TFR)を合計初婚率(TFMR)で割って得られる指標(ETFR=TFR/TFMR)として定義した。これは「年齢別初婚率と年齢別出生率が一定と仮定したとき、既婚者が生涯に持つ平均的な出生児数を意味」し、合計出生率は合計初婚率と既婚合計出生率の2つの要素に分解される。すなわち、 $TFR = TFMR \cdot ETFR$ 。この指標は毎年次について比較的簡単に計算できる合計初婚率を用いて、年次別有配偶出生率を求めることに眼目があり、もとより年次別有配偶出生率として理想的であるわけではない。しかし、日本人の出生率が婚姻の発生に強く左右されるという性格をよく反映するものと見られる。

(2) 既婚合計出生率

さて実際に、既婚合計出生率を都道府県別に計算すると、表1(後述図3)のように、東京都は1985年に1.79(全国値2.13)、1990年は1.58(全国1.97)で、いずれも全国最低である。合計初婚率(49歳以下の合計)は東京都では0.807(1985年)、0.777(1990年)で、全国値0.817、0.772とほとんど差がなく、1990年にいたっては全国平均よりわずかながら高い。東京都の合計初婚率は全国的にみると平均から高い方に属するといえる。その結果、合計出生率の低さが、既婚合計出生率の低さとして現れているといえる。

逆にいうと、東京都では既婚合計出生率に表される夫婦出生率が低いにもかかわらず、合計初婚率が比較的高いことによって合計出生率が高められているといえる。もし、合計初婚率がより低ければもっと低い合計出生率が現れるものと考えられる。

(3) 合計初婚率と未婚者に対する初婚率

東京都の合計初婚率がなぜ全国に近い水準であるかを分析しておこう。年齢別初婚の発生率を年齢別人口(配偶関係合計) P_x に対する初婚率(M_x/P_x 、ただし M_x は初婚数)ではなく、年齢別未婚人口 N_x に対する初婚率(M_x/N_x)によって計ってみよう。東京都では1990年の未婚者に対する年齢別

4) 石川晃「近年における地域出生変動の要因—有配偶構造の影響」『人口問題研究』第48巻3号、1992年10月、pp.46-57。

5) 「近年のような低出生率を前提としたとき結婚年齢の上昇によって有配偶既往出生率は低下するにもかかわらず、年齢別有配偶出生率あるいはその代表値としての累積有配偶出生率は逆に上昇することがある」

廣嶋清志「有配偶出生力指標の数理的検討—年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか」『人口問題研究』第179号、1986年7月、pp.35-48。

「年齢別有配偶出生率は結婚出生力全体の水準と相違する動きを示すことがあり、またこれを合計したものは夫婦1組の出生力と全く異なる意味をもつ」ことから、年齢別有配偶出生率を結婚出生力全体の水準としてみることの問題性を示している。

廣嶋清志・坂東里江子「日本の出生動向：1988～1989年」『人口問題研究』第46巻4号、1991年1月、pp.66-73。

6) 廣嶋清志・坂東里江子、前掲(注5)「日本の出生動向：1988～1989年」および下記文献参照。

廣嶋清志・山本千鶴子「日本の出生動向：1990年」『人口問題研究』第48巻1号、1992年4月、pp.58-65。

表1 都道府県別合計出生率，合計初婚率，既婚合計出生率

都道府県	1985年			1990年		
	合計出生率	合計初婚率	既婚合計出生率	合計出生率	合計初婚率	既婚合計出生率
全 国	1.74	0.82	2.13	1.52	0.77	1.97
1 北海道	1.61	0.78	2.07	1.43	0.74	1.93
2 青森	1.80	0.80	2.24	1.56	0.77	2.03
3 岩手	1.88	0.84	2.25	1.72	0.79	2.17
4 宮城	1.80	0.80	2.26	1.57	0.75	2.09
5 秋田	1.69	0.81	2.08	1.57	0.79	1.98
6 山形	1.87	1.02	1.84	1.75	0.83	2.11
7 福島	1.98	0.90	2.19	1.79	0.82	2.17
8 茨城	1.86	0.84	2.22	1.64	0.79	2.07
9 栃木	1.90	0.87	2.17	1.67	0.83	2.02
10 群馬	1.85	0.86	2.15	1.63	0.82	2.00
11 埼玉	1.72	0.79	2.19	1.50	0.77	1.94
12 千葉	1.75	0.82	2.13	1.47	0.79	1.87
13 東京都	1.44	0.81	1.79	1.23	0.78	1.58
14 神奈川県	1.68	0.86	1.95	1.45	0.84	1.73
15 新潟	1.88	0.87	2.16	1.69	0.80	2.10
16 富山	1.79	0.84	2.14	1.56	0.75	2.07
17 石川	1.79	0.81	2.20	1.60	0.73	2.19
18 福井	1.93	0.87	2.22	1.75	0.81	2.16
19 山梨	1.85	0.88	2.11	1.62	0.82	1.99
20 長野	1.85	0.91	2.04	1.71	0.83	2.06
21 岐阜	1.81	0.77	2.34	1.57	0.73	2.16
22 静岡県	1.85	0.85	2.19	1.60	0.79	2.02
23 愛知	1.82	0.83	2.21	1.57	0.78	2.01
24 三重	1.80	0.85	2.13	1.61	0.79	2.05
25 滋賀	1.97	0.87	2.26	1.75	0.80	2.19
26 京都	1.68	0.78	2.15	1.48	0.72	2.06
27 大阪	1.69	0.81	2.08	1.46	0.77	1.89
28 兵庫県	1.75	0.81	2.16	1.53	0.76	2.01
29 奈良	1.69	0.78	2.16	1.49	0.72	2.06
30 和歌山	1.79	0.84	2.13	1.55	0.75	2.06
31 鳥取	1.93	0.87	2.22	1.82	0.83	2.20
32 島根	2.01	0.91	2.21	1.85	0.83	2.24
33 岡山	1.89	0.82	2.29	1.66	0.76	2.20
34 広島	1.83	0.82	2.23	1.63	0.79	2.06
35 山口	1.82	0.80	2.28	1.56	0.75	2.08
36 徳島	1.80	0.82	2.18	1.61	0.77	2.10
37 香川	1.81	0.84	2.14	1.60	0.77	2.07
38 愛媛	1.78	0.81	2.20	1.60	0.76	2.12
39 高知	1.81	0.81	2.22	1.54	0.76	2.03
40 福岡	1.75	0.78	2.23	1.52	0.72	2.10
41 佐賀	1.95	0.79	2.46	1.75	0.77	2.28
42 長崎	1.87	0.79	2.35	1.70	0.77	2.21
43 熊本	1.85	0.80	2.31	1.65	0.75	2.20
44 大分	1.78	0.81	2.21	1.58	0.77	2.06
45 宮崎	1.90	0.82	2.31	1.68	0.78	2.16
46 鹿児島	1.93	0.80	2.42	1.73	0.74	2.34
47 沖縄	2.31	0.86	2.68	1.95	0.77	2.54

既婚合計出生率 = 合計出生率 (total fertility rate) / 合計初婚率 (49歳以下)

なお、合計初婚率が1を超える場合、既婚合計出生率は合計出生率より小さくなるが、合計初婚率の大きさによって既婚合計出生率より大きい合計出生率が現われたものといえる。

初婚率は、20-24歳0.0470、25-29歳0.1418で、全国で最低となっている（全国平均はそれぞれ0.0672、0.1790）が、他の年齢では全国最低ではないが、かなり低い。

そこで、この未婚者に対する初婚率 (M_x/N_x) の全体的な水準を表す指標を計算することにする。まず、この未婚者に対する初婚率を基にして年齢別初婚確率を計算する⁷⁾。これは初婚によって未婚者が減少していく様子を、死亡を無視して表現する未婚者の生命表（初婚表）の関数であるといえる。これにより、未婚残存率（未婚率）⁸⁾ あるいはその余数として既婚率を求めることができ、たとえば50歳における未婚率（生涯未婚率）や既婚率を初婚率の水準を表すものとする事ができる。この未婚率や既婚率は、その年次の初婚発生率（未婚者に対する）が継続したときに現れる未婚率や既婚率ということができる。これを初婚表未婚率、初婚表既婚率としておく。

東京都の50歳における初婚表未婚率は0.127（1985年）、0.166（1990年）であり、全国でもっとも高く（全国値0.073、0.113）、初婚表既婚率は0.873、0.834で全国でもっとも低い（全国値0.927、0.887⁹⁾）。東京都の初婚表50歳既婚率は合計初婚率と比較すると、全国との差が大きく、東京都の未婚者に対する初婚の発生率は全国一低いことを意味している。

にもかかわらず、東京都の合計初婚率（年齢別の初婚発生率の合計）が全国平均なみであるのは、年齢別未婚率が高いためである。すなわち一般に、年齢別初婚率 M_x/P_x は未婚者に対する初婚率 M_x/N_x と未婚率 N_x/P_x の積だからである。つまり $M_x/P_x = (M_x/N_x) \cdot (N_x/P_x)$

したがって、たとえば、東京都の1990年の25-29歳の未婚率は0.531（全国値0.402）と全国一高く、未婚者に対する初婚率は0.142（全国値0.179）と全国一低く、その結果、年齢別初婚率は0.077（全国値0.073）と全国平均より高くなっているのである。

(4) 未婚率と合計出生率

このように、東京都の年齢別未婚率の高さは合計初婚率の高さをもたらしており、さらにその結果、合計出生率を高める働きをしているといえる。

以上のように、未婚率 N_x/P_x の高さは（以前の）未婚者に対する初婚率 M_x/N_x の低さの結果であるが、その年齢の初婚率 M_x/P_x の高さの原因でもあるのである。逆にいうと、未婚者に対する初婚率 M_x/N_x が大きくても、未婚率 N_x/P_x が小さくなる結果、必ずしも年齢別初婚率 M_x/P_x が高くなるとは限らないのである。

初婚の発生が出生と強く関わっていることを前提として、初婚の発生を重視するとき、未婚率そのものが直接出生率を低めるとは限らないことに注意しなければならないのである。

にもかかわらず、従来の研究は未婚率の高さが逆に、出生率を低める方向に働くと考えたところにつまずきがあると考えられる。低出生率は未婚率の高さそのものではなく、初婚発生率の低さによることに注意しなければならない。配偶関係は過去の結婚の結果であって、結婚の発生水準との直接的な関係を表すことの方が重要であるとの考えにもとづくものである。

3. 年次別第1子出生率

合計出生率を出生順位別に分け、とくに第1子について着目してみよう。東京都の第1子合計出生

7) 年齢5歳階級別初婚確率 ${}_5q_x$ は年齢5歳階級別初婚率 ${}_5m_x$ (年齢別未婚者に対する初婚率) により、次式で導かれる。 ${}_5q_x = 5{}_5m_x / (1 + 5/2{}_5m_x)$

8) 未婚残存率を l_x 、初婚確率を ${}_5q_x$ とすると、つぎのような関係がある。 $l_{x+5} = l_x(1 - {}_5q_x)$

9) 池ノ上らは、「出生時の初婚確率」（出生児のうち生涯で初婚を経験するものの割合：本来は50歳までの「初婚確率」と比較すべきであるが代用する）を1985年0.904、1990年0.871としており、これらの値ときわめて近いが、初婚を経験しないまま死亡することを考慮してある分だけわずかに小さい。池ノ上正子・高橋重郷「結婚の多相生命表：1975年、1980年、1985年および1990年」『人口問題研究』第50巻2号、1994年7月、pp.73-96。

率は0.668 (1985年), 0.563 (1990年) で全国値0.759, 0.663に比べれば若干低いものの, 合計出生率1.429, 1.214に占める割合は46.7%, 46.4%となり¹⁰⁾, 全国値0.759/1.756=43.2%, 0.663/1.543=43.0%よりやや高い¹¹⁾. さらに, 未婚者等を除いて有配偶者 (20歳以上) に対する出生率でみると, 東京都の第1子の有配偶合計出生率は2.015 (1985年), 2.057 (1990年) で, 全国値2.117, 2.118にかなり近く, その全体 (3.365, 3.358) に占める割合は59.9%, 61.3%で, その全国値2.117/3.730=56.8%, 2.118/3.668=57.7%より高い¹²⁾.

このように東京都の第1子の出生率が全国と比べて絶対的に高いといえないまでも, 有配偶者に対してはほとんど同じ水準であり, このことは東京都の出生率においては初婚の発生がより大きな役割を果たしていることを示唆しているといえよう.

4. 年次別地域別合計結婚出生率

年次別の有配偶出生力の指標としてより現実的なものは, 結婚したものについて結婚持続期間別の出生率を累積して求められる合計結婚出生率¹³⁾である. 出生率の分母となる年次別の結婚持続別人口が明らかであれば人口動態統計の結婚持続期間別出生数により計算が可能であるが, 分母人口の作成が簡単ではない.

より簡単には夫婦を対象とした標本調査から結婚持続期間別の夫婦数と出生数によって, この計算を行うことができる.

今回, 第9次出産力調査 (1987年実施) 結果により, 1982-1986年平均の年次別合計結婚出生率を計算すると, 全国値は1.997, 東京都の値は1.876, 東京圏の値は1.878となった¹⁴⁾. 標本数が大きくないので, 確定的な結論とするには, さらに別の調査によっても裏付ける必要があるが, やはり, 東京都の年次別有配偶出生率は全国のそれに比べ低いといえそうである.

Ⅲ 同居児数の分析

1. はじめに

(1) 既往出生率のデータ

つぎに, 女子の既往出生率を分析したい. 女子の既往出生児数は, 本来女子を直接調査し, 「あなたは今までに何人の子どもを生みましたか」という質問によって把握できるはずであるが, 国勢調査においては1970年を最後に調査されなくなったので, そのデータを得ることができなくなった.

10) 年齢別第1子出生率を全年齢について合計したもの. 厚生省統計情報部保管表より算出. 分母人口は外国人を含む総人口.

11) 石川晃『わが国女子の出生力表: 1950~88年』研究資料263号, 1990年. 石川晃「全国人口の再生産に関する主要指標: 1990年」『人口問題研究』第47巻4号, 1992年1月, pp.78-84.

12) 年齢別有配偶者に対する出生率を20歳以上について合計したもの. 東京都については厚生省統計情報部保管表より算出. 分母人口は全国, 東京都とも外国人を含む総人口.

13) 廣嶋清志・坂東里江子, 前掲 (注5) 「日本の出生動向: 1988~1989年」参照.

14) 年次別の合計結婚出生率は出生動向基本調査によっては今まで地域的に計算されたことがない. 今回の計算では元データの制約から, 「出生していて出生年が不詳のもの」および回答不詳のものがすべて出生しないものに含めて計算されており, どちらも出生率を低める方に作用しており, 絶対的な水準としてはわずかに低めになっていると考えられる.

厳密には, 調査時点以前の地域別出生率は, 出生時の住所がないと計算できないはずである. ここでは調査時点の住所を出生時の住所とした.

なお, 年次別の合計結婚出生率は, 国勢調査に結婚年次 (結婚持続期間) の調査事項がないため同居児数によって計算することができない.

同様な調査は出産力調査などの標本調査によっても行える。大谷は出産力調査の第7, 8, 9次(1977, 82, 87年)の統合データにより、東京圏の完結出生力(結婚後15年目の夫婦の平均累積出生児数)は2.11で、北海道(2.11)と並んで最低であること(全国値2.21)を明らかにしている¹⁵⁾。しかし、この調査による既往出生率の地域分析は標本数の限界があって十分行うことが難しい。

一方、国勢調査では、既往出生児数に代わって、世帯員の構成をもとにして、同居児 own children(母親と同居している15歳未満の子)の数が集計されるようになった¹⁶⁾。

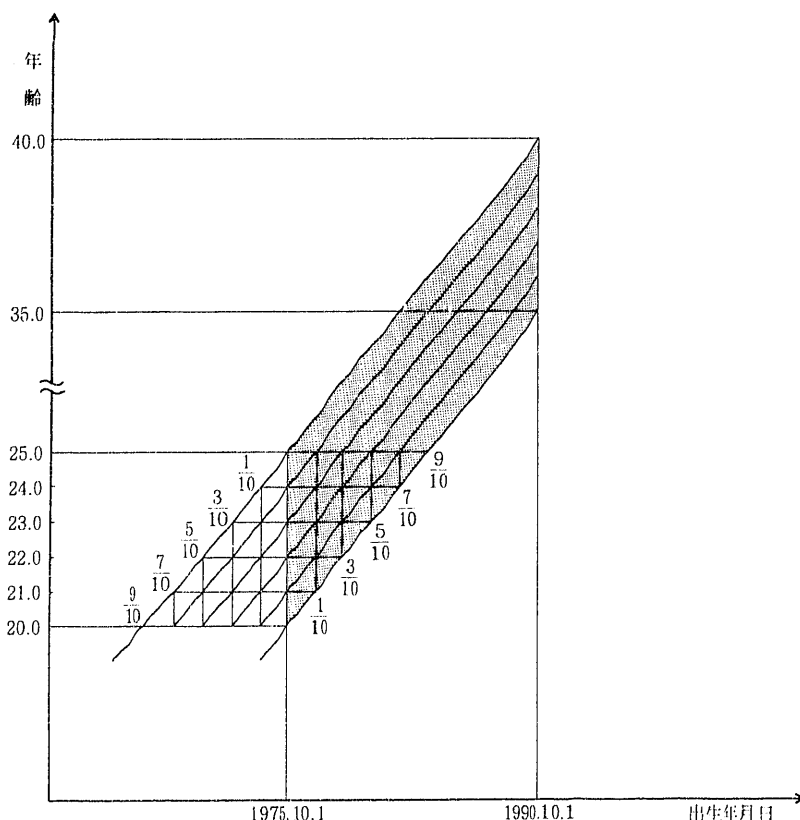
そこで本研究では既往出生児数に相当するものとして、従来あまり使われてこなかった国勢調査による同居児数の集計結果を用いて、都道府県別の出生率較差の分析を行う。

(2) 同居児数データの把握範囲

女子の同居児数に関する国勢調査の集計は、既往出生児数の調査項目の代わりとして1975年から行われており、従来、主として人口動態統計の代替として年次別女子の年齢別出生率の分析に使われてきた¹⁷⁾が、女子の同居児数を文字どおり、既往出生児数 ever-born children、つまり、女子が調査時点までにどれだけの子どもを生んだかを表す指標としては使われてこなかった。その理由は主要には同居児が15歳未満に限定され、15歳以上に達した子どもの数が含まれていないため、それが既往出生児数と完全には一致しないからである。

今、35-39歳女子の同居児数をとると、その出生児の出生年月日、母の年齢によってその範囲を示すと、図1のように、母親が20歳未満の出生はいっさい含まれず、20歳以上については、年齢別にみて把握の範囲は異なり、20~24歳の各歳ごとに、それぞれ1/10, 3/10, 5/10, 7/10, 9/10となる。

図1 1990年10月1日現在35-39歳人口の15歳未満同居児による出生児の把握範囲



1990年10月1日の35.0-40.0歳から左下に伸びる部分が35-39歳人口の出生児の範囲(母の年齢、出生時点を示される)で、そのうち影で示す平行四辺形部分が15歳未満児として把握される範囲で、それ以外の左下の部分は15歳以上児となり把握されない出生児の範囲。20~24歳の出生児で把握される割合は、20~24歳の各歳ごとに1/10, 3/10, ..., 9/10であり、20歳未満では0である。

15) 大谷憲司、前掲(注1)「完結出生力」、pp.38-43。参照。

16) 同居児の判別の方法は、主として世帯主との続柄を基にして行われる。たとえば、夫が世帯主である女性は世帯主との続柄が「世帯主の配偶者」であり、その子は世帯主との続柄が「世帯主の子」であり、結局「世帯主の配偶者」と「世帯主の子」が母と子の関係にあることがわかる。より詳しくは、たとえば下記参照。

伊藤達也・山本千鶴子「同居児法による最近の差別出生力の計測」『人口問題研究』第142号、1977年4月、pp.16-36。

17) 同居児データによって年次別地域別出生率を計算する場合、厳密には出生時の地域がなければ計算できない。

表2 1990年における35～39歳女子の年齢別区間累積出生率

1990年 の年齢	年齢別区間累積出生率									累積出生率	
	15-19 歳	20 歳	21 歳	22 歳	23 歳	24 歳	25-29 歳	30-34 歳	35 歳 以 上	1990年	1992年
35歳	0.022	0.028	0.050	0.078	0.118	0.158	0.936	0.456	0.039	1.886	1.936
36歳	0.024	0.032	0.056	0.089	0.128	0.170	0.948	0.454	0.067	1.968	2.002
37歳	0.022	0.032	0.060	0.095	0.138	0.174	0.937	0.436	0.082	1.977	1.999
38歳	0.021	0.032	0.061	0.102	0.143	0.181	0.934	0.419	0.091	1.983	1.998
39歳	0.020	0.030	0.060	0.104	0.153	0.190	0.949	0.405	0.096	2.008	2.017

『人口統計資料集1994』, 1994年, 表4-10による。各年齢末における値。20～24歳は各歳の出生率と同じ。1990年に35歳の者は15-19歳の0.022, 20歳の0.028×½の出生が15歳以上児であるので, 1990年調査で把握されない。36歳については0.024+0.032+0.056×½が把握されない(図1参照)。35～39歳のこれらの合計が1.033。

既往出生児数は、すでに述べたように本来国勢調査などによって女子に直接調査されれば容易に把握できるはずであるが、これに代わって人口動態統計によって毎年の年齢別出生率を計算しその結果を累積することによってコーホート累積出生率として把握できる¹⁸⁾。これは、図1の左下へ伸びる部分の出生児の範囲を各年各歳の四角形の集合として出生率を計算するものである。このコーホート累積出生率を用いて、1990年35-39歳女子の出生児数と国勢調査の35-39歳女子の同居児数を対比してみよう。コーホート累積出生率を年齢区間別に示したのが表2である。このうち15歳未満の同居児として捉えられない範囲の出生率を計算すると、 $1.033/5=0.207$ となる。つまり、1990年時点で35-39歳のコーホート累積出生率は1.886～2.008の平均1.964となるが、同居児としてとらえられるのはそれより0.207少なく1.757となることを意味する。

1990年国勢調査の35-39歳女子の同居児数は1.672となっており、上記の計算結果1.757からさらに0.085小さい。これは、コーホート累積出生率の計算誤差や同居児数の把握漏れによるとみられるが、比較的良好に一致していると評価できるであろう。

同居児数データにより既往出生率の地域較差を研究するに際しては、把握範囲から漏れる部分の出生率における地域差が問題になるが、この部分の出生率は明らかに全体としての出生率が高いところの方が大きいと考えられ、地域較差を過小にみせる結果となろう。したがって、同居児数によって検出された地域較差は当然それ以上の既往出生率の地域較差の存在を示唆するので、同居児数のデータは既往出生率についての都道府県間較差を明らかにするには十分に使えるものであるといえる。

(3) 同居児数データの特徴

1990年に35-39歳である女子の1992年における既往出生率を上記のコーホート累積出生率でみると、1.936～2.017, 平均1.990で、したがって、1990年から2年間に1.964から0.024のみ増加している。このように女子の高年齢での出産がきわめて少なくなったため、年齢35-39歳での既往出生児数はほぼ完結出生児数 completed fertility を表すと考えてよい。

同居児数のデータは、人口動態統計では通常得られない女性の就業状態別などの出生率の分析を行うことができる¹⁹⁾。既往出生児数別の集計によりその分散も計算できる。

18) 小林和正・山口喜一「わが国出生力の最近の動向」『人口問題研究』第108号, 1968年10月, pp.1-15.

石川晃, 前掲(注11), 『わが国女子の出生力表』参照。

なお, 石川は1985年国勢調査の既往出生児数とコーホート累積出生率との比較を行い, 30-34歳の女子の既往出生児数分布がよく一致していることを報告している。

19) 住宅状況別の集計は1980年の全国についてしか行われていない。1990年は都道府県別の学歴別同居児数の集計があるが, 今回はとりあげなかった。

国勢調査においては、都道府県別の同居児数の集計が1980年より行われており、1985年、1990年については就業状態別にも集計が行われている。そこでこれを用いて、1990年の都道府県別の出生率の分析を行う。

以下では、1990年における都道府県別の出生率（35-39歳女子一人あたり平均同居児数＝同居児数／女子数）、既婚出生率（＝同居児数／既婚女子数）、既婚率（＝既婚女子数／女子数）、就業率（＝就業女子数／女子数）について検討する。出生率、既婚出生率、既婚率については就業者、非就業者別に2区分し、就業率については未婚と既婚に2区分して、表3のように合計4×3＝12種の値について分析する。

なお、就業状態は調査時点のものであるのでライフコース全体におけるものではないことに注意を要するが、調査時点での就業状態もライフコース全体とかなり密接な関係をもっていると考えられる。

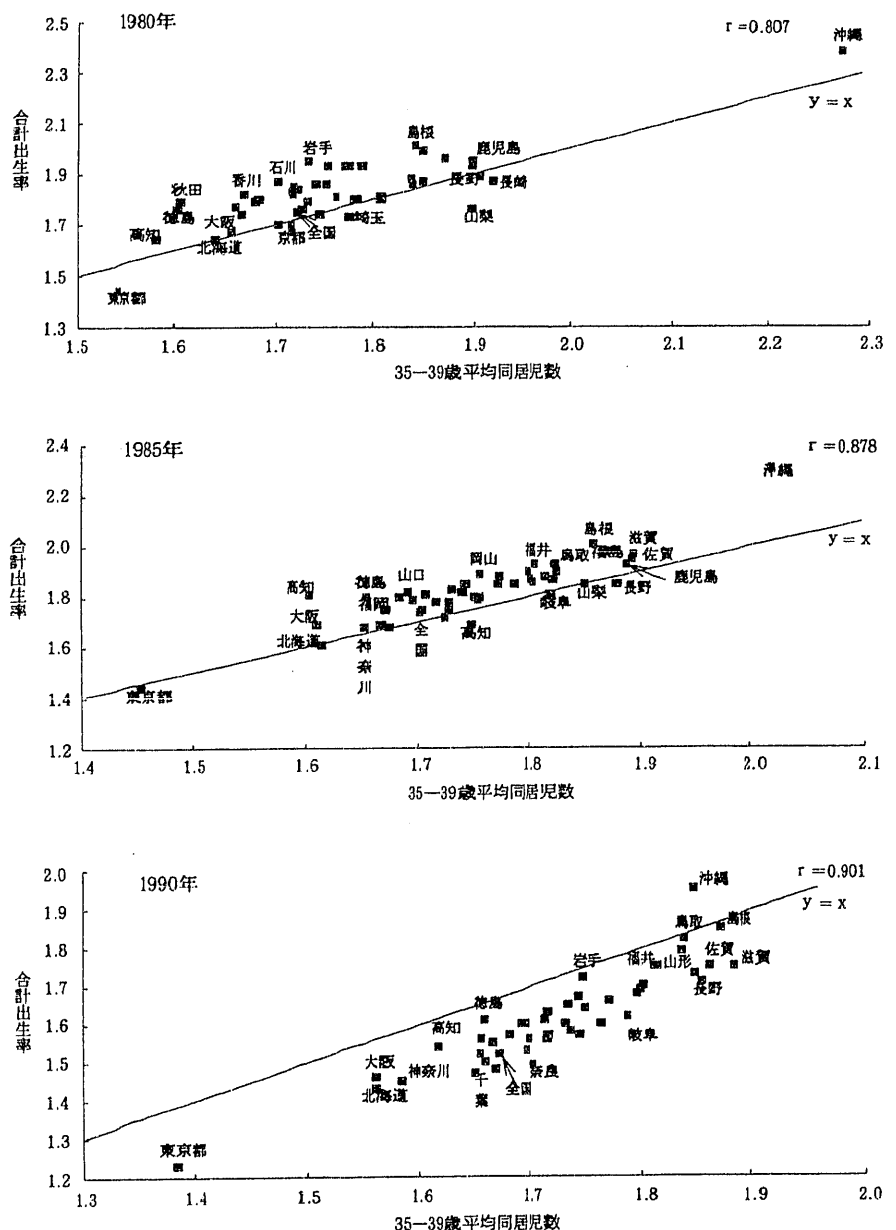
(4) 都道府県別の同居児数と合計出生率

1) 合計出生率

都道府県別の35-39歳女子の同居児数は、1980-1990年に多くの県で低下しており、合計出生率との関係を、都道府県についてみると、図2に示す通り相関は高く、合計出生率と同居児数の地域的傾向はほぼ同じとみなしてよい。1980、1985、1990年における相関係数は0.807、0.878、0.901となっている。ただし、1980年および1985年においては全国値およびほとんどの県の値は $y=x$ の直線のわずかに上方にあって、多くの県で同居児数は合計出生率より小さいことが示されている。同居児数が完結出生児数よりやや小さいことが現れているとみられる。1990年においてはほとんどの値が $y=x$ の線より下にあり、同居児数は、合計出生率よりかなり大きい値を示している。

以下では、35-39歳女子の同居児数を単に出生率と称することがある。

図2 年次別都道府県別合計出生率(TFR)と35-39歳女子平均同居児数



資料：合計出生率は、厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』による。

表3 都道府県別就業状態別35-39歳の女子の出生率等：1990年

都道府県	出生率			既婚出生率			既婚率(%)			就業率(%)		
	総数	就業者	非就業者	総数	就業者	非就業者	総数	就業者	非就業者	総数	未婚	既婚
全国	1.672	1.574	1.813	1.811	1.749	1.893	92.3	90.0	95.7	58.4	76.1	56.9
1 北海道	1.563	1.411	1.738	1.721	1.625	1.819	90.9	86.8	95.5	53.1	76.9	50.8
2 青森	1.655	1.601	1.754	1.767	1.720	1.851	93.6	93.0	94.8	64.8	70.8	64.3
3 岩手	1.748	1.711	1.844	1.873	1.835	1.968	93.4	93.2	93.7	72.0	73.4	71.9
4 宮城	1.746	1.672	1.874	1.867	1.814	1.957	93.5	92.2	95.8	63.2	75.9	62.3
5 秋田	1.680	1.663	1.730	1.776	1.753	1.840	94.6	94.9	94.0	73.5	70.4	73.7
6 山形	1.813	1.814	1.807	1.904	1.895	1.943	95.2	95.7	93.0	80.7	71.9	81.1
7 福島	1.835	1.810	1.898	1.953	1.930	2.013	93.9	93.8	94.3	71.9	73.4	71.8
8 茨城	1.751	1.679	1.853	1.838	1.778	1.922	95.3	94.5	96.5	58.6	68.7	58.2
9 栃木	1.745	1.697	1.831	1.843	1.805	1.908	94.7	94.0	96.0	63.9	72.3	63.5
10 群馬	1.718	1.645	1.833	1.838	1.780	1.927	93.5	92.4	95.2	61.3	71.2	60.6
11 埼玉	1.659	1.506	1.818	1.764	1.657	1.867	94.0	90.9	97.4	50.5	77.5	48.9
12 千葉	1.649	1.494	1.814	1.760	1.649	1.869	93.7	90.6	97.1	51.1	76.8	49.5
13 東京	1.385	1.138	1.681	1.637	1.497	1.767	84.6	76.1	95.2	53.1	83.6	47.8
14 神奈川	1.584	1.350	1.788	1.718	1.561	1.839	92.2	86.5	97.3	46.1	80.5	43.2
15 新潟	1.799	1.786	1.839	1.910	1.894	1.959	94.2	94.3	93.8	75.4	73.7	75.5
16 富山	1.717	1.695	1.793	1.787	1.758	1.887	96.1	96.4	95.0	77.1	70.4	77.4
17 石川	1.733	1.714	1.796	1.819	1.795	1.892	95.3	95.5	94.9	75.5	72.8	75.6
18 福井	1.812	1.807	1.829	1.878	1.861	1.944	96.5	97.1	94.1	78.7	64.2	79.2
19 山梨	1.787	1.740	1.869	1.912	1.877	1.972	93.4	92.7	94.8	63.4	70.3	62.9
20 長野	1.853	1.814	1.952	1.971	1.939	2.050	94.0	93.6	95.2	71.4	77.0	71.0
21 岐阜	1.791	1.746	1.883	1.872	1.833	1.952	95.7	95.3	96.5	67.2	73.3	67.0
22 静岡	1.765	1.689	1.908	1.875	1.813	1.986	94.1	93.1	96.1	64.9	76.4	64.2
23 愛知	1.718	1.622	1.861	1.818	1.748	1.917	94.5	92.8	97.1	59.7	78.1	58.6
24 三重	1.716	1.658	1.821	1.799	1.745	1.896	95.4	95.0	96.0	64.3	69.2	64.1
25 滋賀	1.382	1.822	1.974	1.960	1.912	2.030	96.0	95.3	97.2	59.8	71.6	59.3
26 京都	1.668	1.556	1.817	1.829	1.775	1.891	91.2	87.7	96.1	55.1	78.0	53.0
27 大阪	1.563	1.365	1.759	1.727	1.602	1.832	90.5	85.2	96.0	48.6	76.9	45.7
28 兵庫	1.697	1.542	1.859	1.837	1.740	1.926	92.4	88.6	96.5	49.9	75.8	47.9
29 奈良	1.704	1.536	1.846	1.814	1.701	1.901	94.0	90.3	97.1	45.1	73.1	43.4
30 和歌山	1.665	1.608	1.746	1.785	1.744	1.840	93.3	92.2	94.9	57.2	66.3	56.5
31 鳥取	1.837	1.823	1.883	1.940	1.918	2.007	94.7	95.0	93.8	75.2	70.8	75.5
32 島根	1.870	1.855	1.916	1.968	1.942	2.050	95.0	95.5	93.5	75.4	67.6	75.8
33 岡山	1.771	1.701	1.892	1.870	1.807	1.973	94.7	94.1	95.9	62.3	69.4	61.9
34 広島	1.718	1.629	1.857	1.828	1.759	1.930	94.0	92.6	96.2	60.6	74.5	59.8
35 山口	1.700	1.597	1.848	1.825	1.740	1.944	93.1	91.8	95.1	58.9	70.3	58.1
36 徳島	1.658	1.645	1.687	1.768	1.746	1.813	93.8	94.2	93.0	66.6	62.0	66.9
37 香川	1.691	1.632	1.805	1.793	1.738	1.895	94.3	93.9	95.2	65.3	70.2	65.0
38 愛媛	1.696	1.627	1.802	1.837	1.781	1.920	92.3	91.4	93.9	60.4	68.3	59.7
39 高知	1.618	1.580	1.707	1.785	1.754	1.855	90.6	90.1	92.0	69.3	73.7	68.9
40 福岡	1.654	1.518	1.827	1.839	1.755	1.934	90.0	86.5	94.5	55.3	74.9	53.1
41 佐賀	1.860	1.836	1.918	2.009	1.985	2.065	92.6	92.5	92.9	70.0	71.0	69.9
42 長崎	1.802	1.729	1.918	1.986	1.936	2.060	90.7	89.3	93.1	61.1	70.8	60.2
43 熊本	1.736	1.705	1.806	1.900	1.872	1.963	91.3	91.1	92.0	68.7	70.8	68.5
44 大分	1.738	1.673	1.841	1.867	1.813	1.950	93.1	92.3	94.4	61.2	68.4	60.7
45 宮崎	1.796	1.765	1.869	1.935	1.906	2.004	92.8	92.6	93.3	69.9	71.7	69.7
46 鹿児島	1.847	1.788	1.940	2.005	1.954	2.082	92.1	91.5	93.2	60.5	65.6	60.1
47 沖縄	1.846	1.762	1.965	2.079	2.031	2.139	88.8	86.7	91.9	56.2	67.0	54.9

資料：『国勢調査報告』平成2年，第3次基本集計（100%集計）による。日本人女子について、出生率は平均同居児数による。総数には就業状態不詳，配偶関係不詳を含む。

2) 既婚合計出生率

同様に、35-39歳既婚女子の同居児数は、1985、1990年に多くの県で低下しており、表1の既婚合計出生率との関係を、都道府県についてみると、相関係数は0.674、0.843で、合計出生率との相関の場合よりやや弱い。ただし、ほぼ同様の地域的傾向の類似性をみることができる(図3)。ただし、いずれもほとんどの県の値は $y=x$ の直線のわずかに下にあり、既婚者の同居児数は、既婚合計出生率よりやや小さい。

(5) 出生率等の分解

表3に示す12の指標の間には、以下のような定義的な関係がある。まず、出生率を既婚率と既婚出生率に分けるという考えから、出生率=既婚率×既婚出生率、すなわち出生率を f 、既婚率を m 、既婚出生率を f_m とすると $f=mf_m$ と表される。第2には、出生率を就業者の出生率と非就業者の出生率に分けるという考えから、就業率を w 、就業出生率を f_w 、非就業出生率を f_n とすると、 $f=w f_w+(1-w) f_n$ と表される。

以上の2つの分解をそれぞれさらに進めると、就業者の出生率 f_w および非就業者の出生率 f_n についてそれぞれの既婚率と既婚出生率に分解して、就業既婚率を m_w 、非就業既婚率を m_n 、就業既婚出生率を f_{mw} 、非就業既婚出生率を f_{mn} とすると、 $f_w=m_w f_{mw}$ 、 $f_n=m_n f_{mn}$ と表される。

したがって、 $f=w m_w f_{mw}+(1-w) m_n f_{mn}$ と表される。

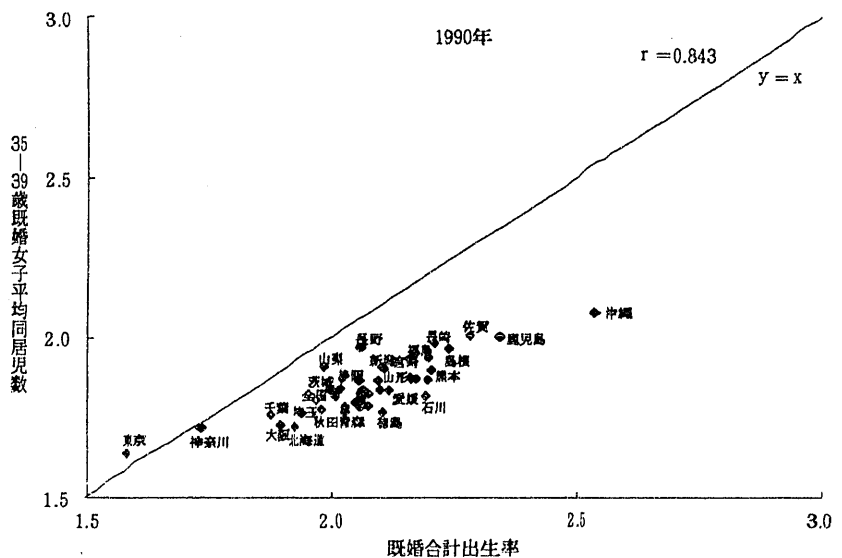
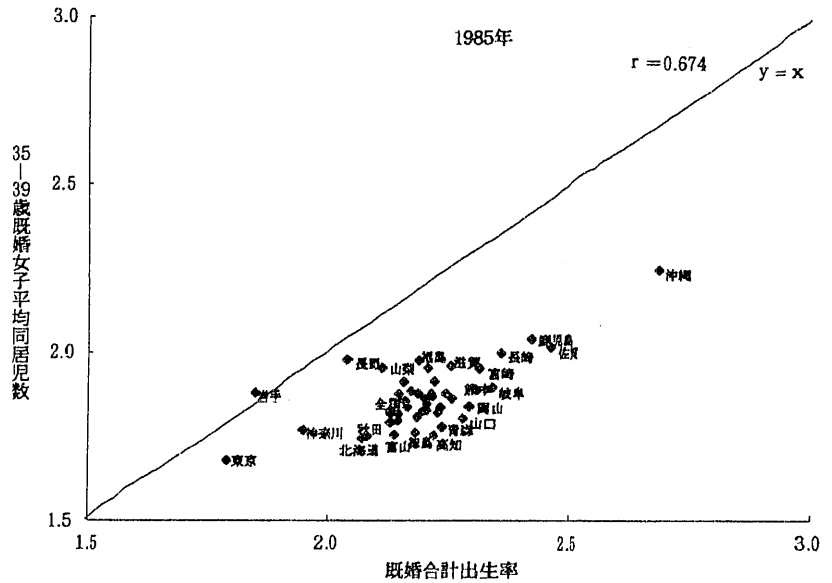
一方、既婚率について、就業率 w 、就業既婚率 m_w 、非就業既婚率 m_n によって、 $m=w m_w+(1-w) m_n$ と表される。また、既婚出生率 f_m について、既婚就業率を w_m とすると、就業既婚出生率 f_{mw} 、非就業既婚出生率 f_{mn} によって、 $f_m=w_m f_{mw}+(1-w_m) f_{mn}$ と表される。これらを $f=mf_m$ に代入し、 $f=[w m_w+(1-w) m_n][w_m f_{mw}+(1-w_m) f_{mn}]$ となる。

またこれらとは別に、就業率 w は、既婚率 m 、既婚就業率 w_m 、未婚就業率 w_n によって、 $w=m w_m+(1-m) w_n$ と表される。

これらの式に基づいて、3で要因分解 components analysis が行われる。要因分解の式は計算の煩

図3 都道府県別 35-39歳既婚女子平均同居児数

と既婚合計出生率：1985~1990年



既婚合計出生率は表1による。

雑さを避けるためすべて2次式までにとどめ、以下のように要因分解される。ある値（たとえば出生率）が x, y, z の3要素による2次式によって表されるとき、その式を f_{xyz} と表し、 x, y, z の全国値を x_0, y_0, z_0 、ある県の値を x_1, y_1, z_1 と表し、その全国値を f_{000} 、ある県の値を f_{111} と表すと、その差 $f_{111} - f_{000}$ のうち x の差がもたらした部分は、 $\{(f_{100} - f_{000}) + (f_{111} - f_{011})\} / 2$ と表せる。 y, z の寄与分についても同様にそれぞれ $\{(f_{010} - f_{000}) + (f_{111} - f_{101})\} / 2$, $\{(f_{001} - f_{000}) + (f_{111} - f_{110})\} / 2$ と表せる。これら3つの寄与の合計は2次式の場合、 $f_{111} - f_{000}$ と一致する²⁰⁾。

2. 出生率、既婚出生率、既婚率、就業率の都道府県間比較分析

(1) 都道府県別の出生率（平均同居児数）

1) 総数（就業者と非就業者の計）：1990年における都道府県別35-39歳女子の出生率が最低のところをみると、東京都1.385（全国値との差は-0.286）で、続いて大阪府1.563（-0.108）、北海道1.563（-0.108）である。なお、愛知県は1.718（0.046）で全国平均より高い（図4）。

2) 就業者：就業者についてみると、東京都1.138（全国との差-0.436）、神奈川県1.350（-0.225）、大阪府1.365（-0.210）が最低で、就業者の出生率の都道府県間の差は非就業者より大きい（図5）。

3) 非就業者：非就業者では東京都1.681（全国との差-0.132）、徳島県1.687（-0.126）、高知県1.707（-0.105）が最低で、この低さは必ずしも大都市都府県だけの現象とはいえない。なお、大阪府は1.759（-0.053）で全国値との差は比較的小さい。

4) まとめ：以上のように低出生率は大都市地域で、とくに就業者において生じているものといえる。

(2) 都道府県別既婚出生率

1) 総数：1990年の既婚出生率（35-39歳既婚女子1人当たり平均同居児数）をみると、その最低の県は、東京都1.637（全国値との差は-0.174）で、続いて神奈川県1.718（-0.093）、北海道1.721（-0.090）、大阪府1.727（-0.084）である（図4）。

2) 就業者：就業者について既婚出生率をみると、東京都1.497（全国との差-0.252）、神奈川県1.561（-0.188）、大阪府1.602（-0.146）が最低で、就業者の既婚出生率の都道府県間の差は総数およびつきにみる非就業者より大きい（図6）。

3) 非就業者：非就業者では東京都1.767（全国との差-0.127）、徳島県1.813（-0.081）、北海道1.819（-0.074）、大阪府1.832（-0.061）、神奈川県1.839（-0.055）が最低で、この低さは必ずしも大都市都府県だけの現象とはいえない。

4) まとめ：以上のように、低い既婚出生率は大都市地域で、とくに就業者において生じているといえる。

(3) 都道府県別既婚率

1) 総数：1990年の既婚率（35-39歳女子の既婚率、単位%）をみると、その最低の県は、東京都

20) たとえば、出生率 f を就業率 w 、就業出生率 f_w 、非就業出生率 f_n に分け、 $f = wf_w + (1-w)f_n$ と表す場合、全国の出生率 $\{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n0}\}$ とある県の出生率 $\{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n1}\}$ との差のうち、就業率 w の較差によってもたらされた出生率の較差（寄与）は

$$1/2 [\{w_1 f_{w0} + (1-w_1) f_{n0}\} - \{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n0}\} + \{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n1}\} - \{w_0 f_{w1} + (1-w_0) f_{n1}\}]$$

就業出生率 f_w による寄与は

$$1/2 [\{w_0 f_{w1} + (1-w_0) f_{n0}\} - \{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n0}\} + \{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n1}\} - \{w_1 f_{w0} + (1-w_1) f_{n1}\}]$$

非就業出生率 f_n による寄与は

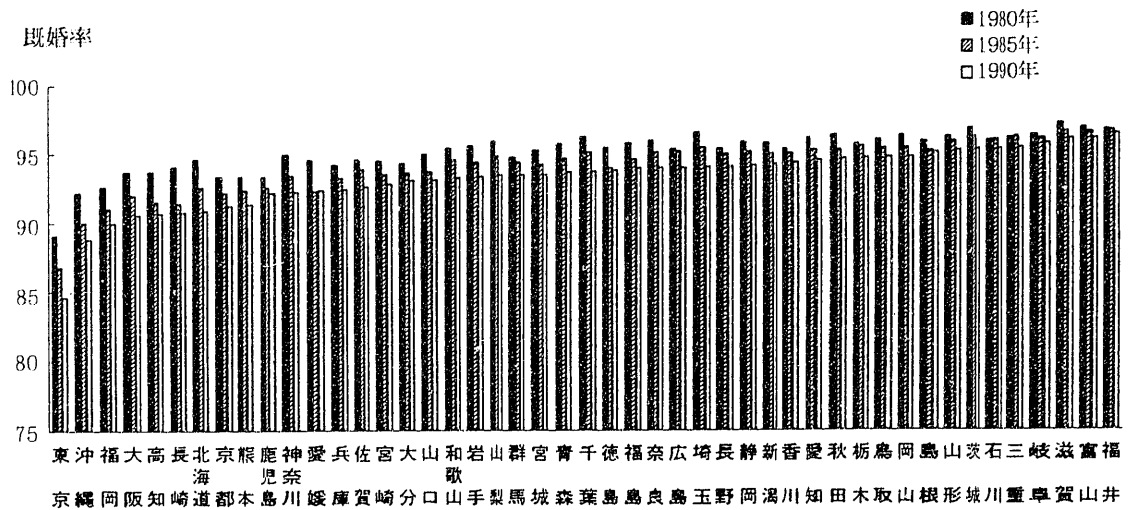
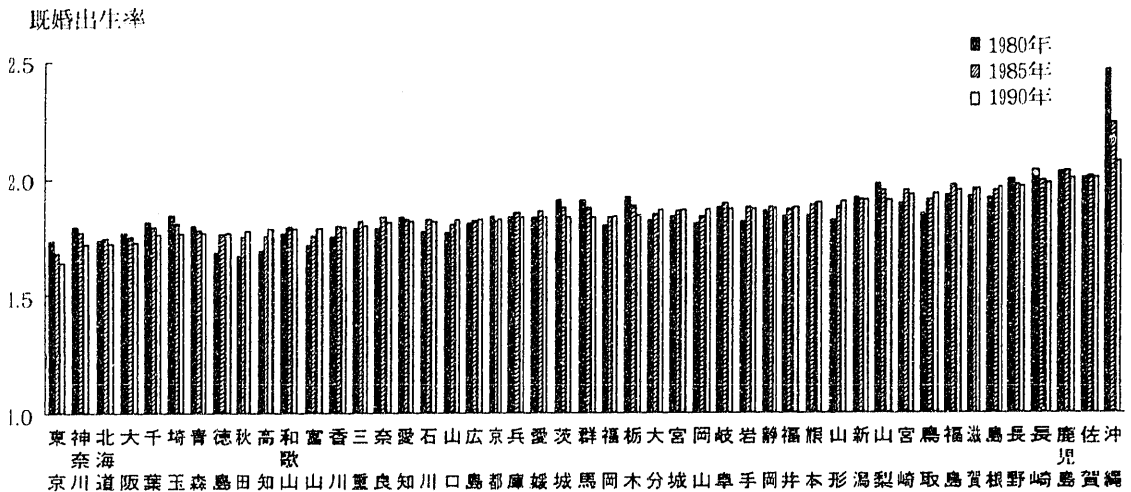
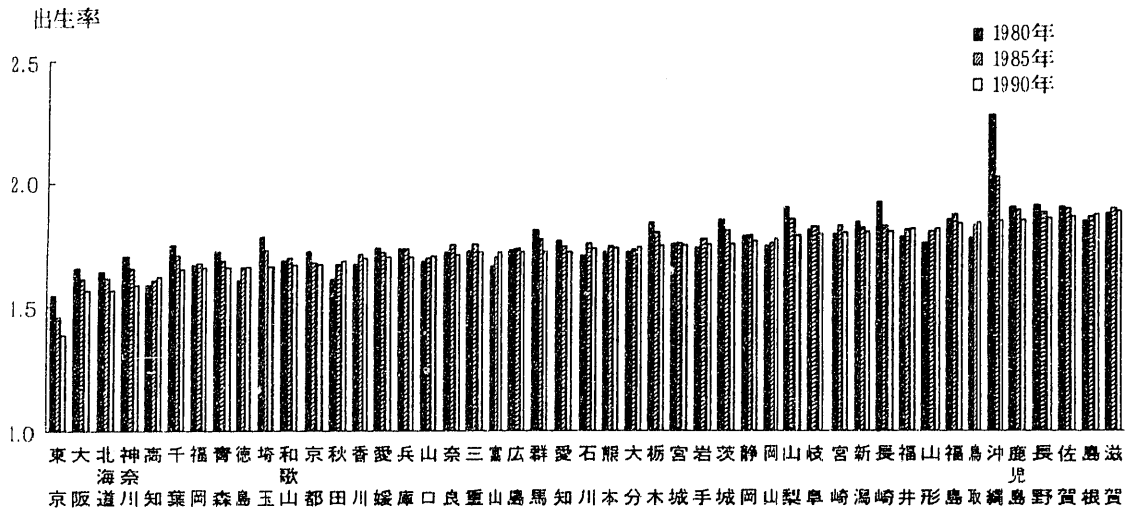
$$1/2 [\{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n1}\} - \{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n0}\} + \{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n1}\} - \{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n0}\}]$$

とそれぞれ表され、これら3つの合計は、以下のようになる。

$$\{w_1 f_{w1} + (1-w_1) f_{n1}\} - \{w_0 f_{w0} + (1-w_0) f_{n0}\}$$

なお、実際の計算では、就業状態や配偶関係別に分けたデータに就業状態不詳、配偶関係不詳が存在するため、要因分解の寄与の合計は実際の較差より小さくなる。

図4 都道府県別 35—39歳女子の出生率，既婚出生率，既婚率の推移：1980～1990年



出生率は平均同居児数。以下の図でも同様。

図5 都道府県別 35—39歳女子の就業状態別出生率：1990年

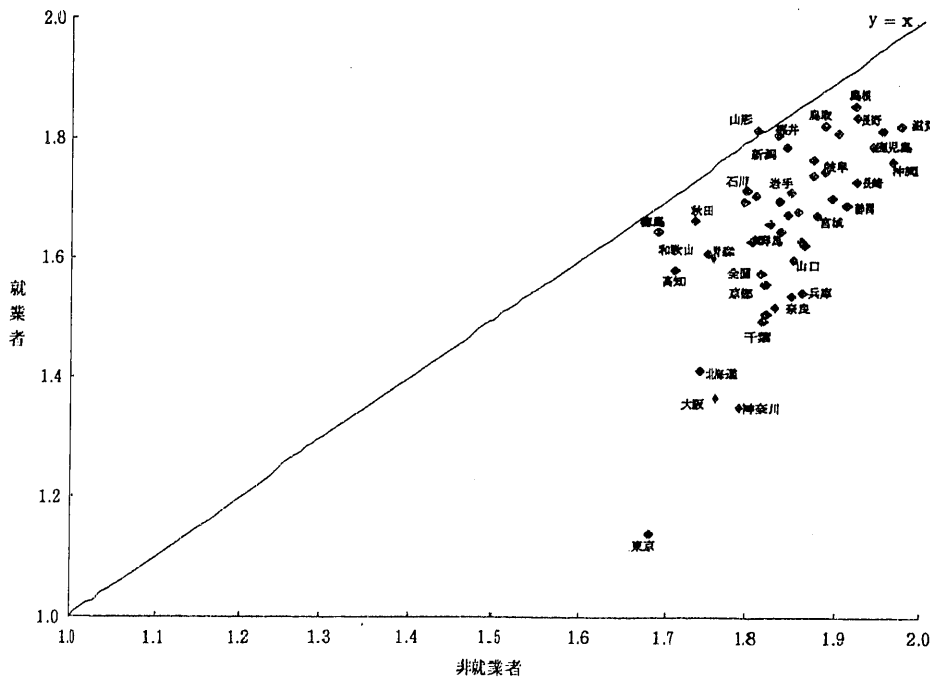
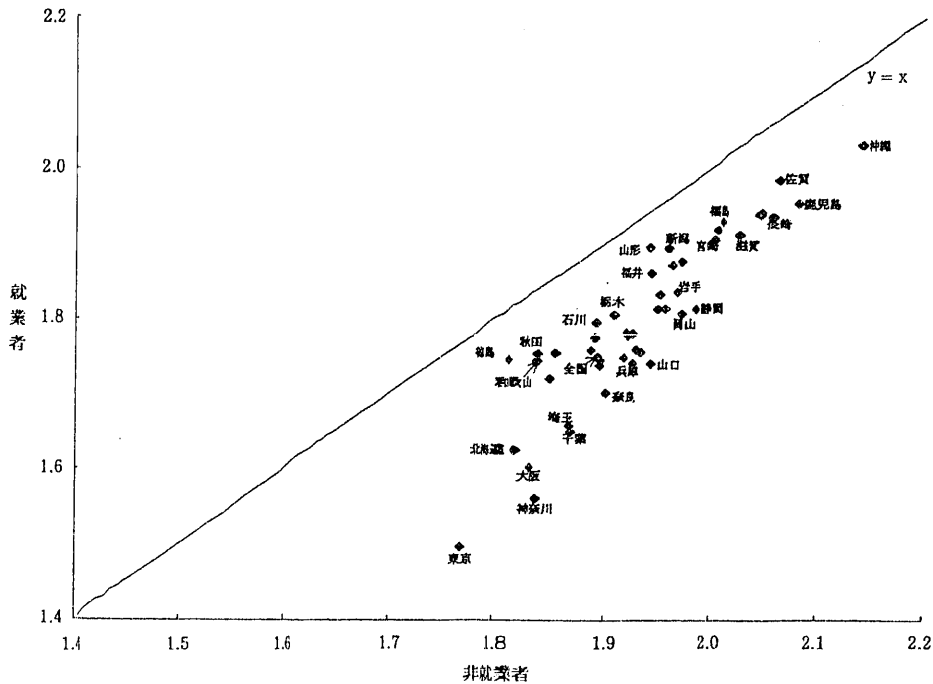


図6 都道府県別 35—39歳女子の就業状態別既婚出生率：1990年



84.6 (全国値との差は-7.68)で、続いて沖縄県88.8 (-3.53), 福岡県90.0 (-2.35), 大阪府90.5 (-1.77), 北海道90.9 (-1.46)である(図4).

2) 就業者：就業者についてみると、既婚率の最低の県は、東京都76.1 (全国値との差は-13.97)で、続いて大阪府85.2 (-4.85), 福岡県86.5 (-3.56), 神奈川県86.5 (-3.56), 沖縄県86.7 (-3.29), 北海道86.8 (-3.22), 京都府87.7 (-2.34)である。就業者の既婚率の都道府県間の差は総数およびつぎにみる非就業者より大きい(図7).

3) 非就業者：非就業者についてみると、既婚率が最低の県は、沖縄県91.9 (-3.86), 熊本県92.0 (-3.75), 高知県92.0 (-3.68), 山形県93.0 (-2.74)で、すべて地方農村県といえる。これに対して、東京都95.2 (-0.57), 大阪府96.0 (0.29), 京都府96.1 (0.35), 神奈川県97.3 (1.54)など大都市部は全国平均に比べほとんど遜色がない。

つまり、地方県では就業者と非就業者の間で既婚率についてほとんど差がないのに対して、大都市都府県では就業者と非就業者の間の較差が大きい。またいいかえれば、非就業の女子については大都市都府県より地方県で結婚難があるように見える。

4) まとめ：以上のように、低い既婚率は大都市地域で、とくに就業者において顕著であるが、沖縄

県をはじめいくつかの
地方県でもみられる。

(4) 都道府県別就業率

1) 総数 (既婚と未婚の計) : 1990年の就業率(35-39歳女子の就業率, 単位%) をみると, その最低の県は, 奈良県45.1 (全国値との差は-13.27) で, 続いて神奈川県46.1(-12.26), 大阪府48.6(-9.83), 兵庫県49.9(-8.47), 北海道53.1(-5.25) である。なお, 東京都は53.1 (-5.25) で他の大都市府県に比べてやや高い。

2) 未婚者 : 1990年の35-39歳未婚女子の就業率をみると, 最高の地域は, 東京都83.6 (全国値との差は7.55) で, これに続くのが, 神奈川県80.5 (4.46), 京都府78.0 (1.99), 埼玉県77.5 (1.40), 大阪府76.9 (0.87) である。逆に, 最低の県は, 徳島県62.0 (-14.03), 福井県64.2 (-11.84), 鹿児島県65.6 (-10.47), 和歌山県66.3 (-9.71), 沖縄県67.0 (-9.08) である (図8)。

3) 既婚者 : 1990年の35-39歳女子既婚者の就業率をみると, その最低の県は, 神奈川県

43.2 (全国値との差は-13.69) で, 続いて奈良県43.4 (-13.57), 大阪府45.7 (-11.27), 東京都47.8 (-9.19), 兵庫県47.9 (-9.09), 埼玉県48.9 (-8.09), 千葉県49.5 (-7.49), 北海道50.8 (-6.18) である。

既婚者の就業率の都道府県別較差は, 未婚者の就業率に比べはるかに大きいところに著しい特徴がある。

図7 都道府県別35-39歳女子の就業状態別既婚率：1990年

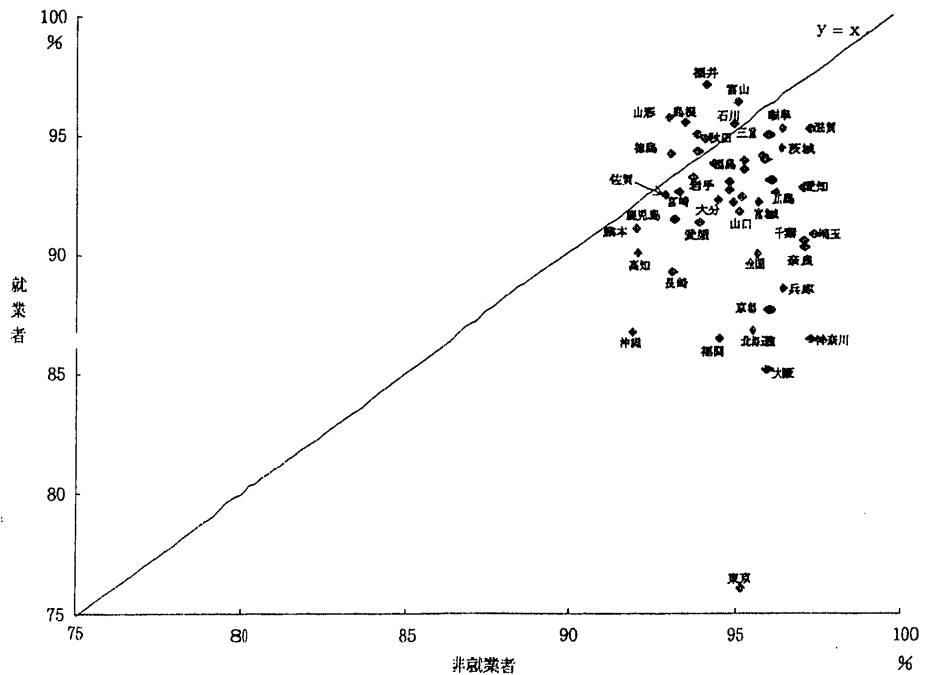


図8 都道府県別35-39歳女子の配偶関係別就業率：1990年

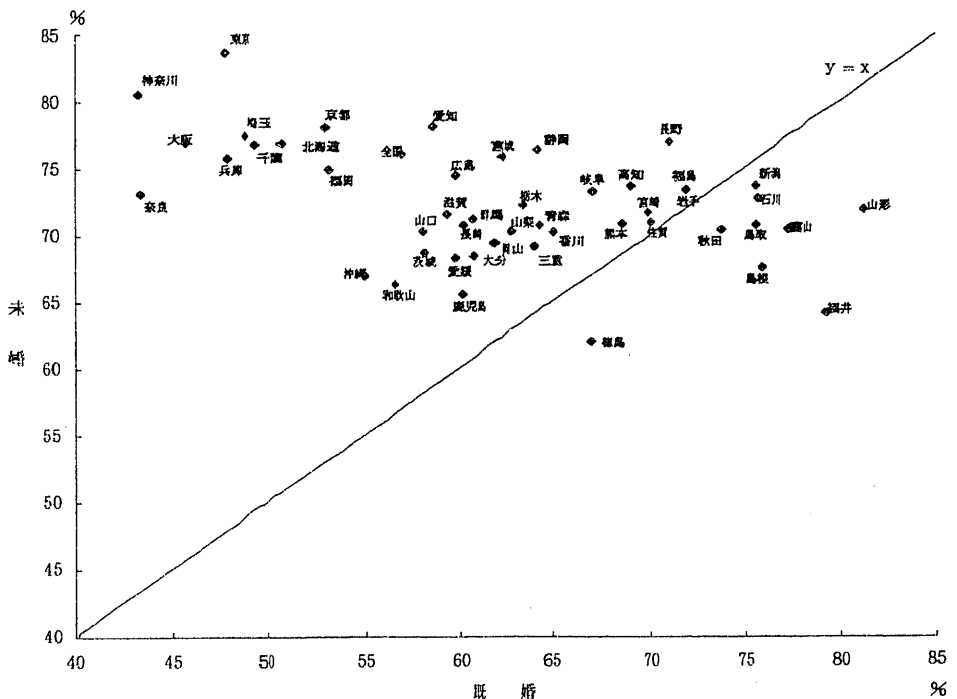


図9 都道府県別 35—39歳女子の既婚就業率と既婚出生率：1990年

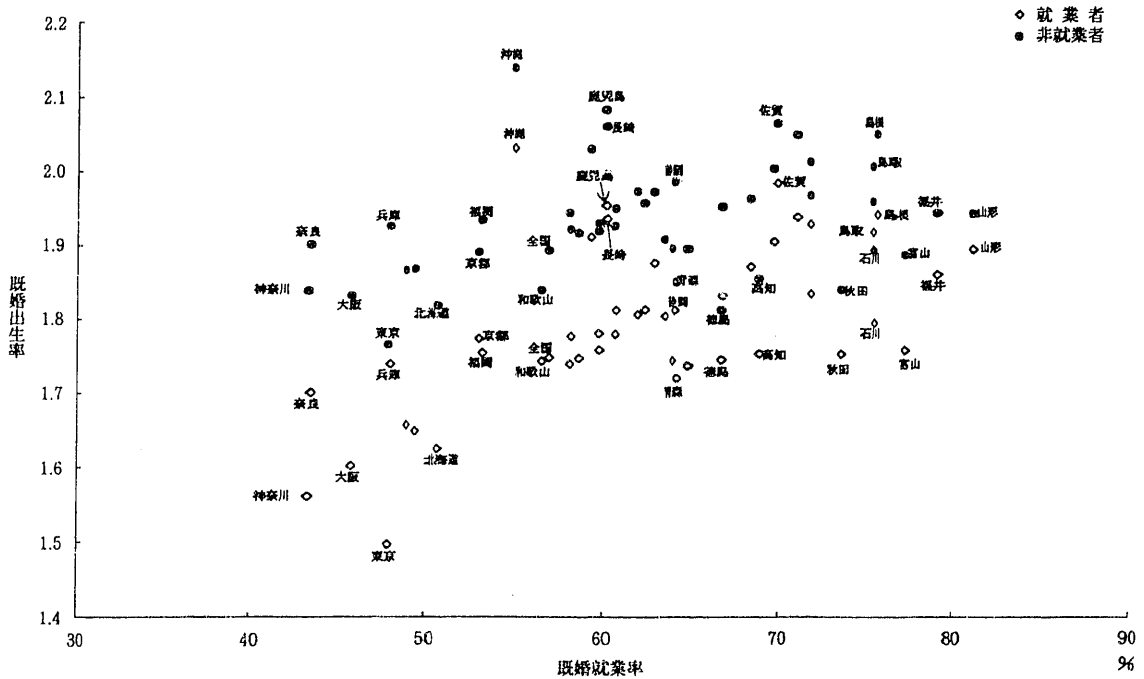
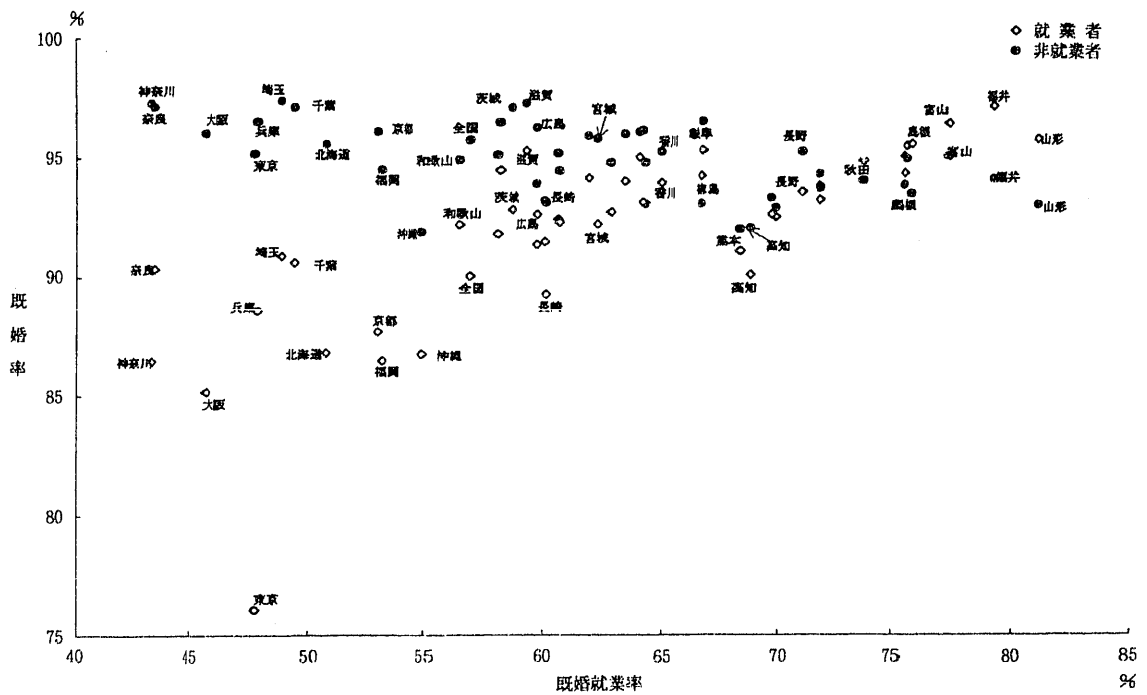


図10 都道府県別 35—39歳女子の既婚就業率と既婚率：1990年



4) まとめ：1990年において35-39歳女子の就業率は、未婚者においては大都市地域においてもっとも高く、既婚者ではまったく逆に大都市地域で最低となっている。35-39歳女子全体の就業率は既婚者の影響を受けて大都市地域で最低となっている。ただし、東京都は未婚率が高く、かつ未婚者の就業率が高いことが全体の就業率に影響して他の大都市府県に比べやや高くなっている。

(5) 都道府県別就業率と既婚出生率，既婚率

都道府県別の就業率と既婚出生率や既婚率との間には関係があるとみられる。そこで，既婚就業率と既婚出生率との関係を見ると，図9のようになる。既婚出生率は，就業者と非就業者とに分けて示されている。就業者の既婚出生率は既婚就業率の高い県で高く，既婚就業率の低い大都市都府県で低いといえる。これに対して非就業者の既婚出生率ではほとんどこの関係がみられないといってよい。

既婚就業率と既婚率との関係を見ると，図10のようになる。やはり，既婚率は，就業者と非就業者とに分けて示されている。就業者の既婚率は既婚就業率の高い県で高く，既婚就業率の低い大都市都府県で低いといえる。これに対して非就業者の既婚率ではむしろ逆の関係になっているといえる。

3. 都道府県別の出生率，既婚出生率，既婚率，就業率の全国との較差の要因分解

1990年における都道府県別出生率等の全国値との較差がどのような要因によって生じているかを明らかにするため，その較差を要因分解するが，その分解の方法には，1.-(5)で述べたように，いく通りかがある。

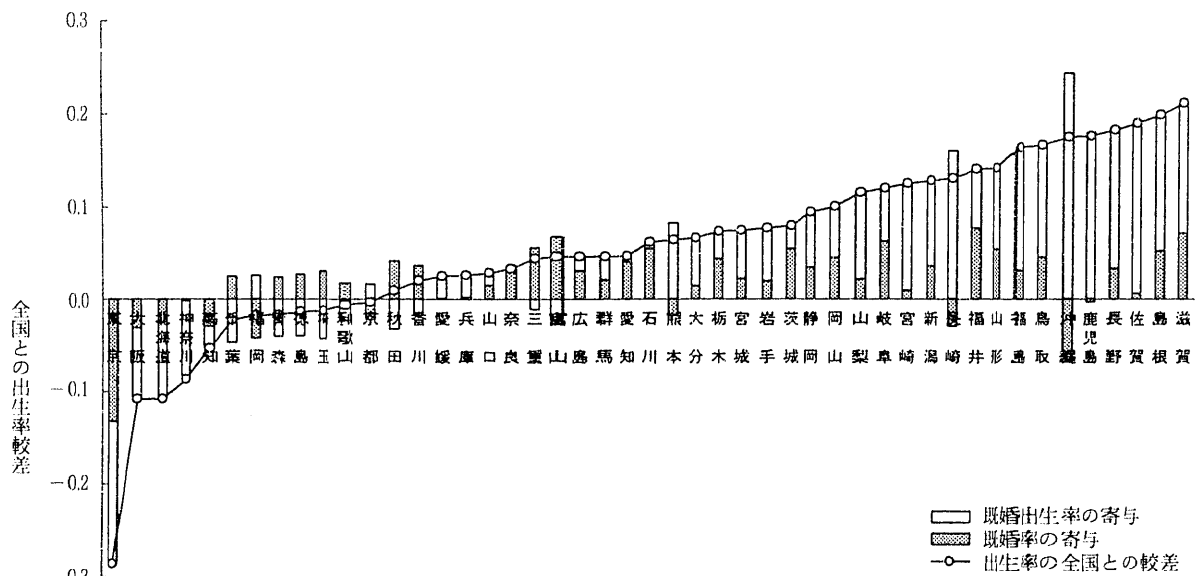
(1) 出生率の既婚出生率，既婚率への分解

まず，1990年の都道府県別出生率 f の全国との較差をその既婚率 m ，既婚出生率 f_m の較差に分解する ($f = mf_m$)。これは既婚率および既婚出生率の較差をそれらが出生率較差に対してもつ効果の大きさで表したものである。すでに既婚率，既婚出生率の都道府県別較差はみたところであるがそのどちらが出生率較差に対する効果が大きいかを比較することができる。分析結果は以下の通りである (図11)。

既婚率による全国出生率との負の較差は都道府県別に比較すると，1990年に東京都の-0.132が最大で，沖縄県-0.069，福岡県-0.043，大阪府-0.031，高知県-0.030，長崎県-0.030，北海道-0.026，京都府-0.020が続く。つまり，既婚率が大都市地域と一部の地方県で低出生率をもたらす要因として作用している。これに対して既婚出生率による差は東京都の-0.154が最大で，これに続くのが神奈川県-0.085，北海道-0.082，大阪府-0.077，千葉県-0.047，埼玉県-0.043，徳島県-0.040，秋田県-0.032で，既婚出生率が大都市地域と一部の地方県で低出生率をもたらす要因として作用している。

都道府県ごとにみると，東京都においては出生率の全国値との差-0.286は，既婚率によるもの-0.132，

図11 都道府県別 35—39歳女子の出生率較差に対する既婚出生率と既婚率の寄与：1990年



既婚出生率によるもの-0.154に分けられ、前者が46.3%、後者が53.7%で、ほぼ半分に分けられるが、後者がやや大きい。

大阪府においては出生率の全国値との差-0.108は、既婚率によるものが28.9%、既婚出生率によるものが71.1%で、既婚出生率の効果が大きい。

(2) 出生率の就業率、就業出生率、非就業出生率への分解

1990年の都道府県別出生率 f の全国との較差をその就業率 w 、就業出生率 f_w 、非就業出生率 f_n の較差に分解してみよう ($f = wf_w + (1-w)f_n$) (図12)。

就業出生率による全国出生率との負の較差は都道府県別に比較すると、1990年に東京都の-0.243が最大で、神奈川県-0.117、大阪府-0.112が続く。つまり、就業出生率の低さが大都市地域の低出生率をもたらす要因といえる。

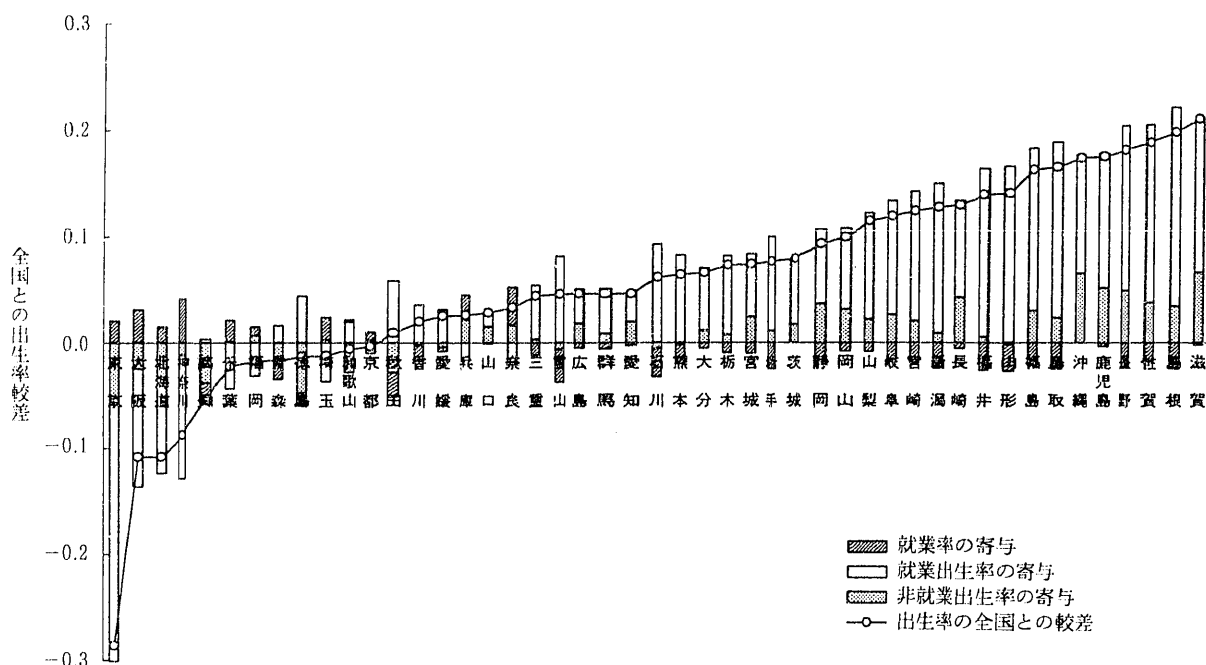
これに対して非就業出生率による差は東京都で-0.058と大きいですが、これと並ぶのは徳島県-0.047、高知県-0.038で、大都市特有の条件とはいえない。

東京都においては出生率の全国値との差-0.286は、就業率によるもの0.021、就業出生率によるもの-0.243、非就業出生率によるもの-0.058に分けられ、それぞれ7.2%、-85.0%、-20.3%に分けられる。すなわち、就業率は全国より低く、出生率をわずかに上昇させる方向に働いているが、就業・非就業の出生率、ことに就業出生率が低いことが全体の出生率を低めているといえる。

大阪府においては出生率の全国値との差-0.108は、東京都とほぼ同様で28.7%、-103.4%、-22.9%であるが、大阪府では就業率が低い分だけ出生率に対するその正の働きが大きい。

結局、大都市地域においては、就業出生率が低いことに表れているように就業と結婚・出産との両立が困難であって、その結果として、就業率が低く、就業率の低さによって全国平均との出生率較差を縮小させる方向に働いているのである。

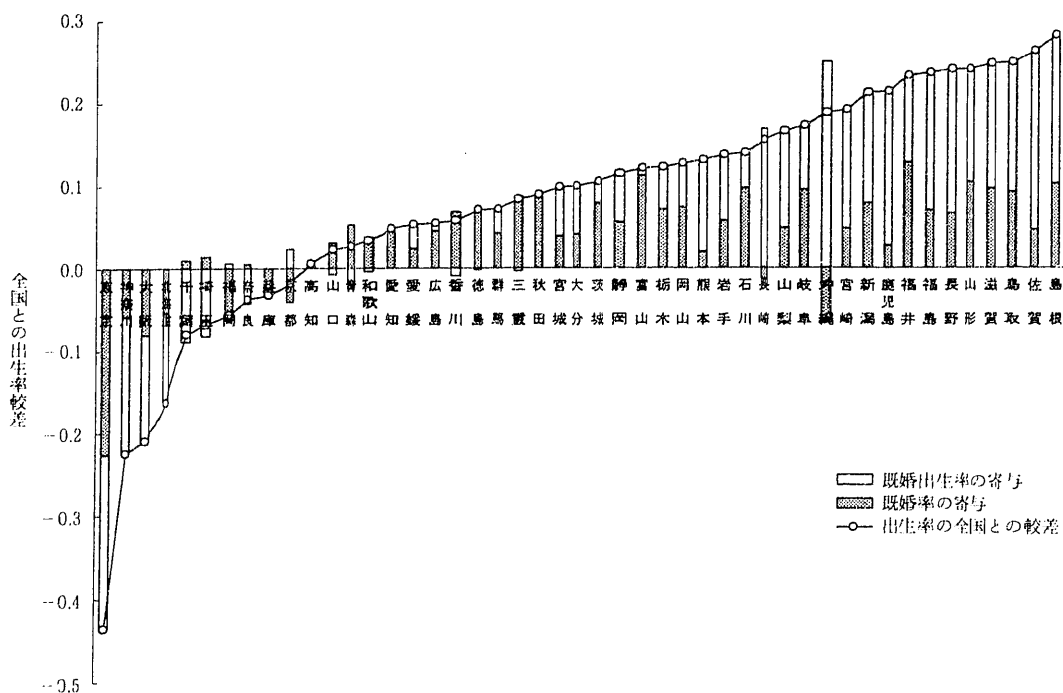
図12 都道府県別 35—39歳女子の出生率較差に対する就業率、就業出生率、非就業出生率の寄与：1990年



(3) 就業者の出生率の既婚出生率、既婚率への分解

1990年の都道府県別の就業者の出生率 f_w の全国との較差をその既婚率 m_w 、既婚出生率 f_{mw} の較差に分解してみよう ($f_w = m_w f_{mw}$)。この f_w は、全体の出生率 $f = wm_w f_{mw} + (1-w)m_n f_{mn}$ の第1項の一部

図13 都道府県別 35—39歳女子就業者の出生率較差に対する既婚出生率と既婚率の寄与：1990年



であり、3.-(2)でみたように、就業出生率はとくに大都市特有の低出生率をもたらしている要因である(図13)。

東京都においては就業出生率の全国値との差-0.436は、既婚率によるもの-0.227、既婚出生率によるもの-0.209に分けられ、前者が-52.0%、後者が-48.0%で、ほぼ半分に分けられるが、既婚率の効果の方がやや大きい。

大阪府においては就業出生率の全国値との差-0.210は、既婚率によるものが-38.8%、既婚出生率によるものが-61.2%で、既婚出生率の効果が大きく、東京都とは逆になっている。

(4) 非就業者の出生率の既婚出生率、既婚率への分解

1990年の都道府県別の非就業者の出生率 f_n の全国との較差をその既婚率 m_n 、既婚出生率 f_{mn} の較差に分解する ($f_n = m_n f_{mn}$)。非就業者の出生率は3.-(2)で述べたように、東京都などでは出生率低下に寄与しているものの、大都市特有のものでもないし、比重も小さい。

東京都においては非就業出生率の全国値との差-0.132は、既婚率によるもの-0.010、既婚出生率によるもの-0.121に分けられ、前者が-7.9%、後者が-92.1%で、ほとんどが既婚出生率の効果である(図略)。

大阪府においては非就業出生率の全国値との差-0.053は、既婚率によるものが10.1%、既婚出生率によるものが-110.1%で、既婚出生率の効果が圧倒的で、東京都と同様の結果となっている。

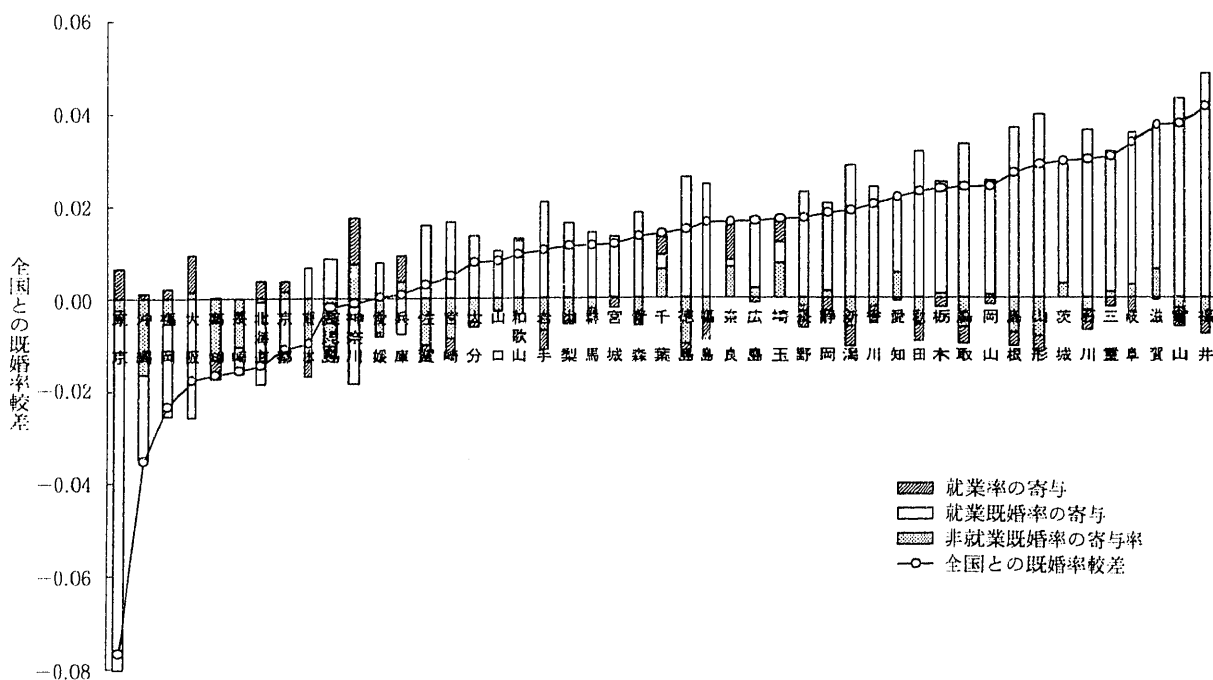
(5) 既婚率の就業率、就業既婚率、非就業既婚率への分解

1990年の都道府県別既婚率 m の全国との較差をその就業率 w 、就業既婚率 m_w 、非就業既婚率 m_n の較差に分解してみよう ($m = w m_w + (1-w) m_n$) (図14)。

すでに3.-(1)でみたように、東京都において既婚率は出生率の全国との較差のうち半分近くを説明する重みをもっていたものである。

東京都においては既婚率の全国値との差-0.0768は、就業率によるもの0.0065、就業既婚率によるもの-0.0779、非就業既婚率によるもの-0.0025に分けられ、それぞれ8.5%、-101.4%、-3.3%に分けられる。すなわち、就業率は全国より低いため既婚率を若干上昇させる方向に働いているが、就業・非就

図14 都道府県別35—39歳女子の既婚率較差に対する就業率，就業既婚率，非就業既婚率の寄与：1990年



業の既婚率，圧倒的に就業既婚率が低いことが全体の既婚率を低めているといえる。

大阪府においては既婚率の全国値との差-0.0177は，就業率によるものが45.8%，就業既婚率によるものが-146.5%，非就業既婚率が7.6%で，東京都とはほぼ同じであるが，大阪府の就業率が低い分だけ既婚率に対する正方向の働きがより大きい。

(6) 既婚出生率の既婚就業率，就業既婚出生率，非就業既婚出生率への分解

1990年の都道府県別既婚出生率 f_m の全国との較差をその既婚就業率 w_m ，就業既婚出生率 f_{mw} ，非就業既婚出生率 f_{mn} の較差に分解してみよう ($f_m = w_m f_{mw} + (1 - w_m) f_{mn}$) (図略)。

すでに3.-(1)でみたように，東京都において既婚出生率は出生率の全国との較差のうち半分近くを説明する重みをもっていたものである。

東京都においては既婚出生率の全国値との差-0.174は，既婚就業率によるもの0.019，就業既婚出生率によるもの-0.132，非就業既婚出生率によるもの-0.061に分けられ，それぞれ11.0%，-75.9%，-34.8%の効果を持つ。すなわち，既婚出生率の較差において就業既婚出生率がもっとも大きな比重を持つが，非就業既婚出生率の比重もこれにつぐ。

(7) 就業率の既婚率と既婚就業率，未婚就業率への分解

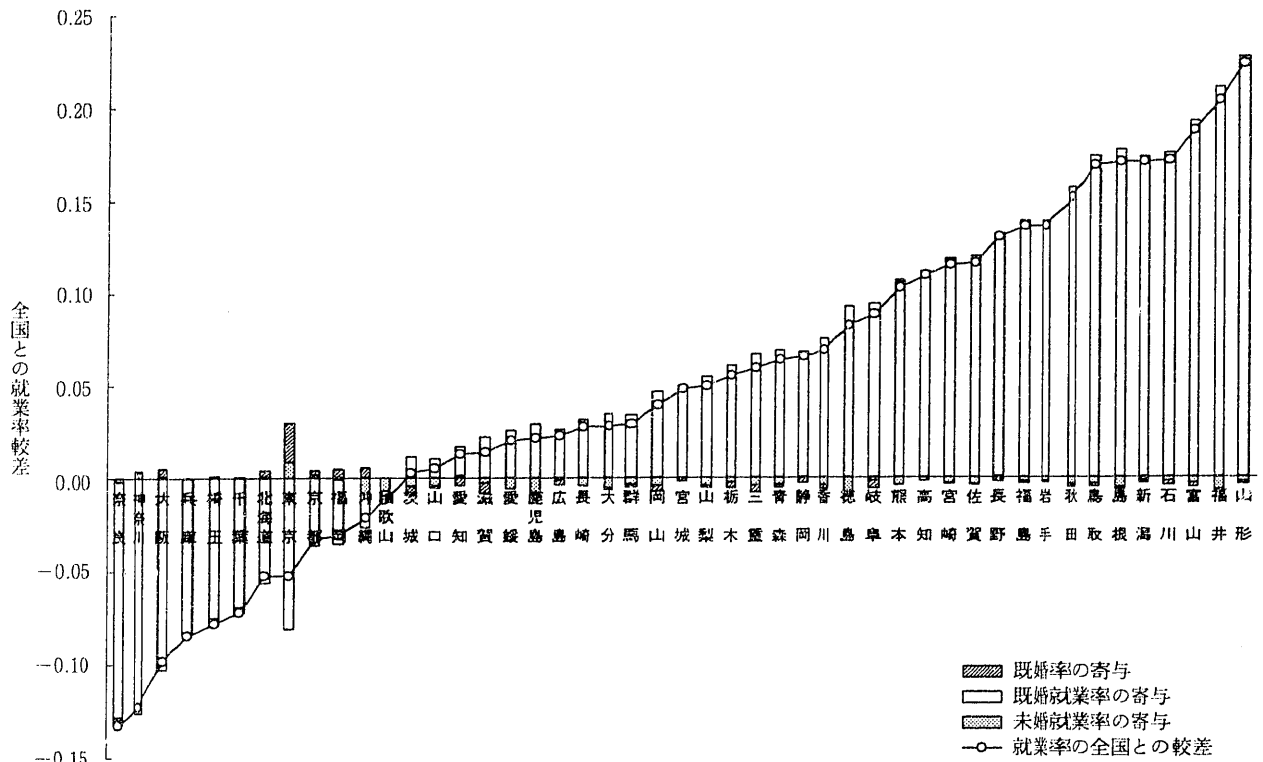
1990年の都道府県別就業率 w の全国との較差をその既婚率 m ，既婚就業率 w_m ，未婚就業率 w_n の較差に分解してみよう ($w = m w_m + (1 - m) w_n$) (図15)。

すでに2.-(4)でみたように，大都市地域では就業率が低い。神奈川県においては就業率の全国値との差-0.123は，既婚率によるもの0.000，既婚就業率によるもの-0.126，未婚就業率によるもの0.003に分けられ，それぞれ0.2%，-103.0%，2.8%の効果年全国値との較差に対して持つ。すなわち，もっぱら既婚就業率が低いことが全体の就業率を低めているといえる。奈良県もこの点は同様である。

大阪府においては就業率の全国値との差-0.098は，既婚率によるものが4.5%，既婚就業率によるものが-104.8%，未婚就業率が0.8%で，神奈川県とはほぼ同じである。東京都もほぼ同様であるが，既婚率や未婚就業率によるプラスの効果がより大きい。

結局，大都市地域では既婚就業率が低いため全体の就業率も低くなっているのである。

図15 都道府県別 35—39歳女子の就業率較差に対する既婚率、既婚就業率、未婚就業率の寄与：1990年



(8) まとめ

出生率に関する3次以上の式による直接的な要因分解は、計算が煩雑になるため行わなかったが、以上の結果から東京都の出生率の全国との較差についてまとめると以下のようなになる。

すなわち、出生率をまず就業率と就業出生率、非就業出生率に分けると、出生率の較差においては就業出生率がその85%を説明し、さらに就業出生率の寄与は就業既婚率と就業既婚出生率にほぼ2分される。

一方、出生率を既婚率と既婚出生率に分解すると、両者の寄与はほぼ同じ比重を持ち、既婚率においては就業既婚率がほとんどすべての比重を持つので就業既婚率が出生率較差全体の約半分を説明する。既婚出生率の較差においては就業既婚出生率がその76%を説明し、非就業既婚出生率が35%を説明する。したがって、就業既婚出生率が出生率較差全体の約4割を説明するといえる。

4. 都道府県別同居児数の分布

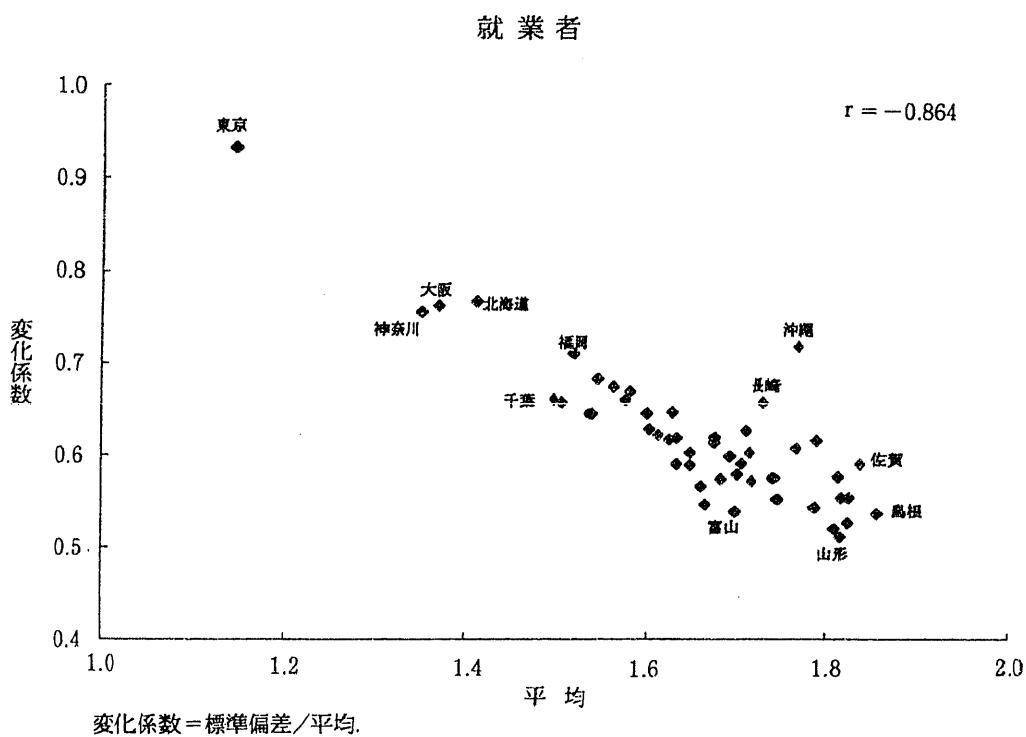
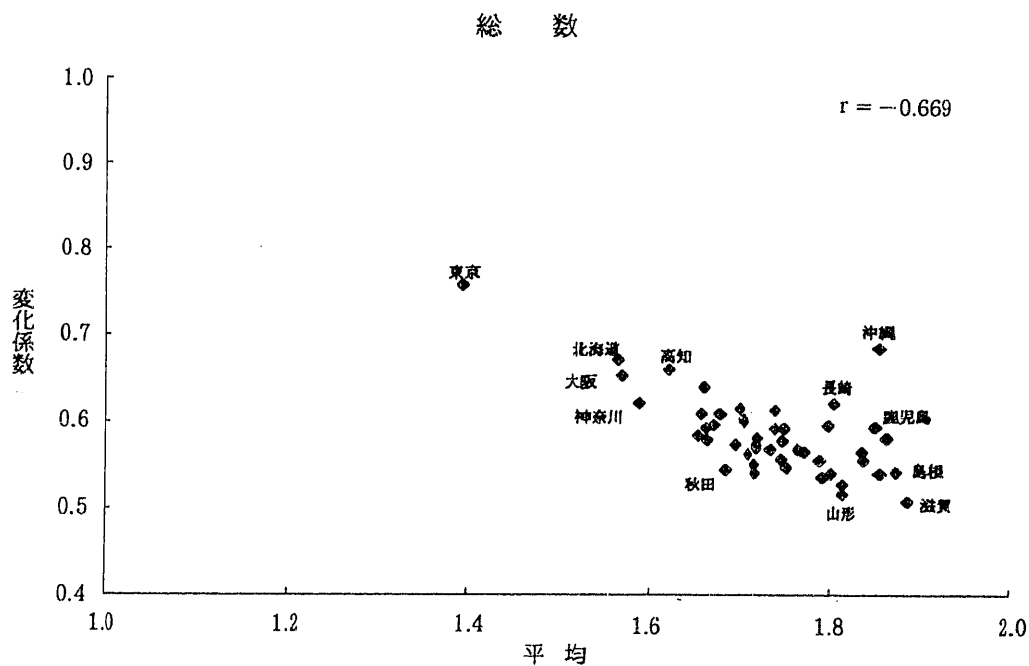
(1) 都道府県別同居児数別女子数の変化係数

1990年の同居児数別の35-39歳女子数の分布をみるため、都道府県別のその変化係数（標準偏差／平均）を計算すると、図16に示す結果となった。

出生率が低いほど変化係数が大きく、同居児数の平均との間に、逆相関がある。相関係数は総数では-0.669、就業者については-0.864とより逆相関が強くなる。平均同居児数が小さくなると、変化係数は小さくなると一見考えられるが、平均同居児数が小さい地域では0子の割合が増えるため、逆に変化係数が大きくなるものとみられる。

なお、1980、1985、1990年において各都道府県で平均同居児数が小さくなるとともに、しだいに変化係数はおおむね大きくなっており、それは総数（既婚+未婚）でも既婚でも同じであり、就業者と

図16 都道府県別 35—39歳女子の同居児数の平均と変化係数：1990年



非就業者でも同様である。

(2) 都道府県別の同居児数別既婚女子の割合

1) 0子割合

1) 総数（就業者と非就業者の計）

1990年における35-39歳既婚女子の0子割合（%）が全国値（10.5）より高いのは、東京都15.1,

北海道 12.7, 大阪府 12.4, 高知県 11.9, 神奈川県 11.8, 沖縄県 10.7 など, 大都市地域とそれ以外を含む (図17).

ii) 就業者

35-39歳既婚の就業女子の0子割合 (%) は, つぎにみる非就業者に比べて著しく高いが, 都道府県別にみて全国値 (12.2) より高いのは, 東京都 20.0, 神奈川県 16.6, 大阪府 15.9, 北海道 15.7, 埼玉県 13.3, 千葉県 13.3 など, 大都市地域が中心である (図18).

iii) 非就業者

35-39歳既婚の非就業女子の0子割合 (%) が全国値 (8.3) より高いのは, 高知県 11.3, 東京都 10.5, 徳島県 10.2, 沖縄県 9.9, 北海道 9.6, 大阪府 9.5 など, 大都市地域と地方県からなる.

iv) まとめ

東京都および大阪府など大都市地域では35-39歳既婚女子において, 就業者, 非就業者ともに (とりわけ就業者の) 0子割合が高いため, 全体の0子割合が高くなっている²¹⁾.

2) 3子以上割合

i) 総数 (就業者と非就業者の計)

1990年における35-39歳既婚女子の3子以上割合 (%) が全国値 (20.9) より小さいのは, 東京都 15.5, 神奈川県 16.3, 秋田県 16.8, 千葉県 17.3, 埼玉県 17.6, 大阪府 17.7 など, 主として大都市地域からなる (図17).

図17 都道府県別 35—39歳既婚女子の同居児数割合 : 1990年

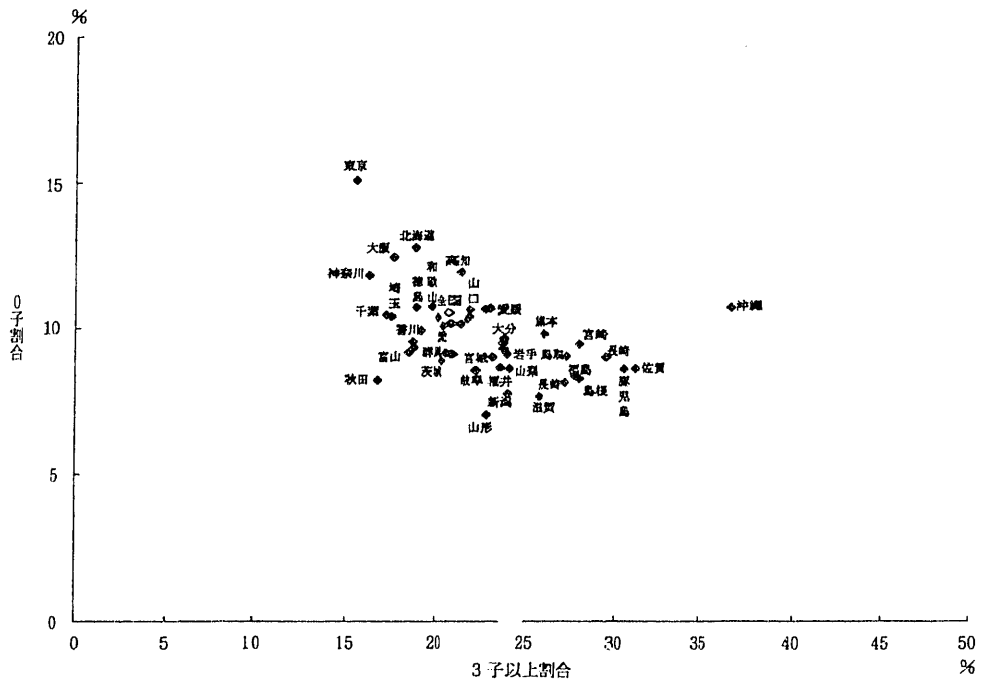
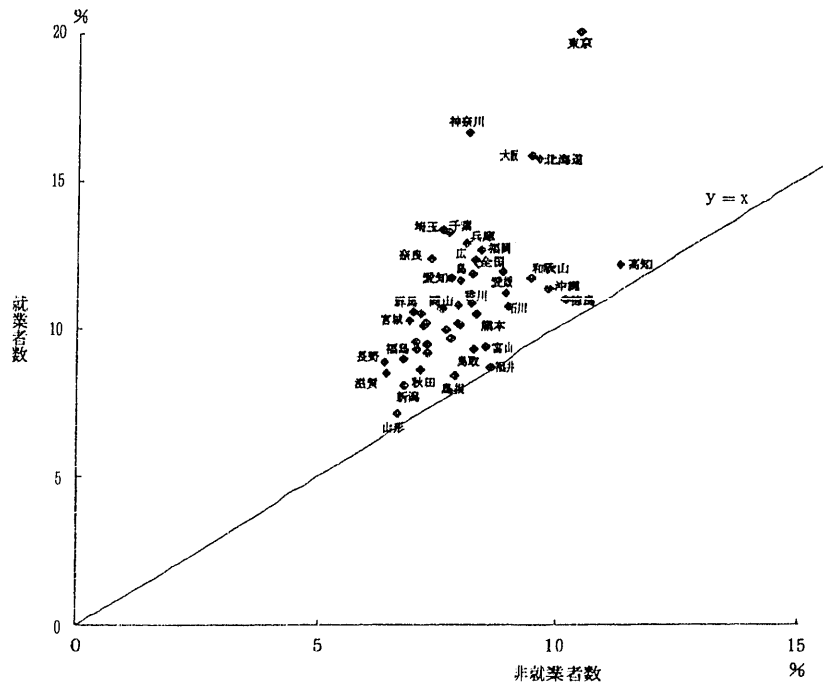
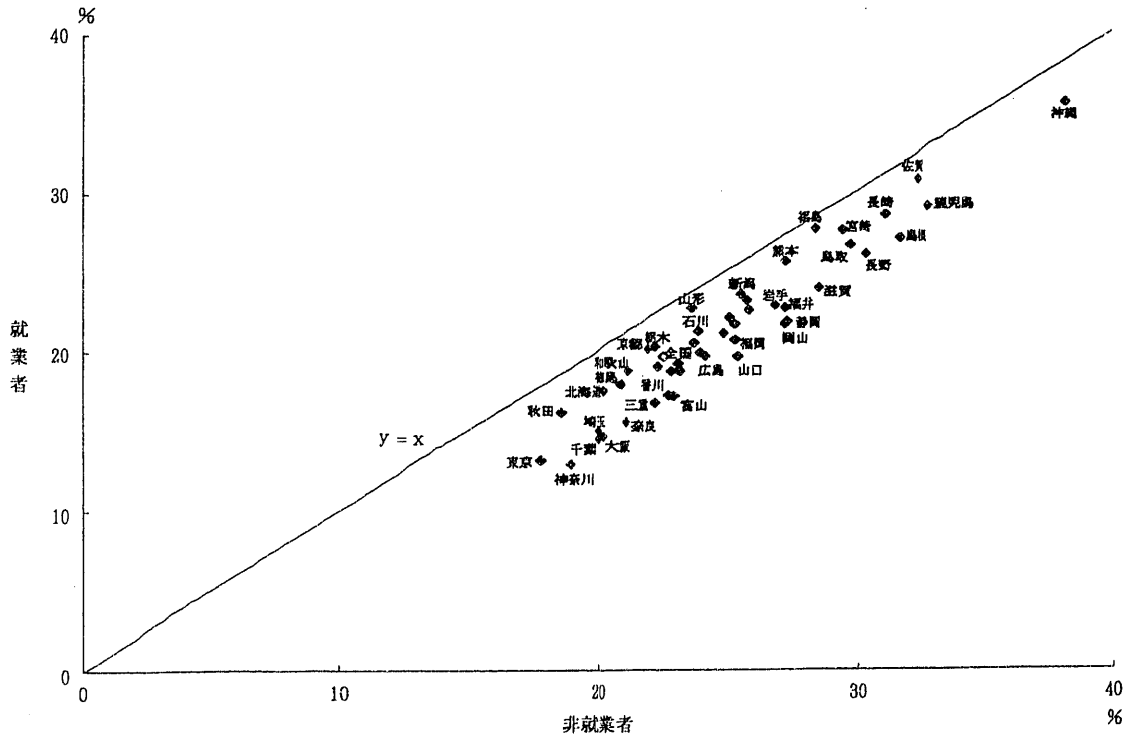


図18 都道府県別 35—39歳既婚女子の同居児数 0子割合 : 1990年



21) 都道府県別1子割合は, 0子割合と違って, 大都市地域でことに目立つ傾向ではなく, 地方県のいくつかでも目立つ。また, 0子ほど地域較差が大きくない。

図19 都道府県別35—39歳既婚女子の同居児数3子以上割合：1990年



ii) 就業者

35-39歳既婚の就業女子の3子以上割合(%)が全国値(19.6)より小さいのは、神奈川県12.9、東京都13.1、千葉県14.5、大阪府14.6、埼玉県15.0、奈良県15.5など、大都市地域からなる(図19)。

iii) 非就業者

35-39歳既婚の非就業女子の3子以上割合(%)が全国値(22.7)より小さいのは、東京都17.8、秋田県18.6、神奈川県18.9、千葉県20.0、埼玉県20.0、大阪府20.3など、主として大都市地域からなる。

iv) まとめ

1990年における都道府県別3子以上割合は、主として大都市地域の都府県において、就業者および非就業者ともに小さいため、ことに就業者の3子以上割合が小さいため、全体として小さい。これは2.-(2)-2) でみた、就業女子の既婚出生率が大都市地域でことに低いことに対応している。

3) 都道府県別の既婚女子の出生児数別就業率

i) 0子就業率

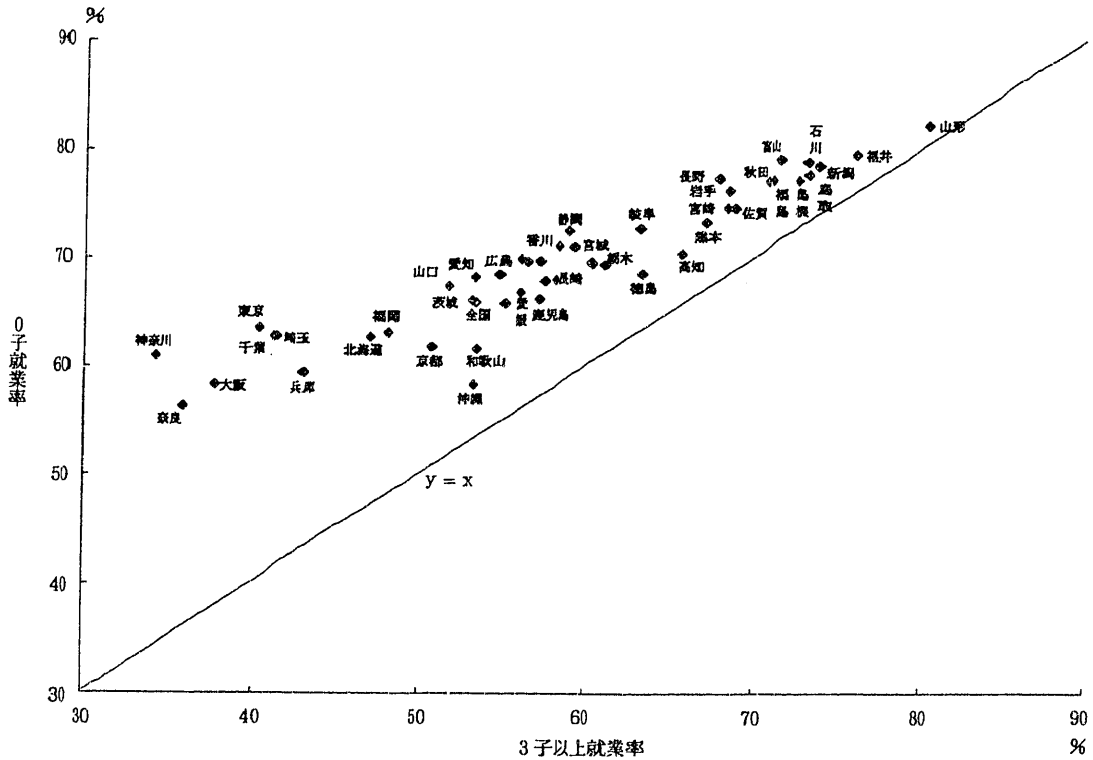
1990年における都道府県別35-39歳既婚女子で0子を持つ(子のいない)ものの就業率(%)が全国値(66.0)より低いのは、奈良県56.3、大阪府58.3、沖縄県58.3、兵庫県59.4、神奈川県60.9、北海道62.7、東京都63.5など、主として大都市地域である(図20)。

これは、未婚者の就業率が大都市地域で高いこと(2.-(4)-2))と対照的な結果となっている点が注目される。未婚と既婚0子とが基本的に異なること、大都市地域では就業が出産・育児との両立だけでなく、結婚との両立もより困難であることを示している。

ii) 1子就業率

1990年における35-39歳既婚女子で1子を持つものの就業率(%)が全国値(60.2)より低いのは、

図20 都道府県別 35—39歳既婚女子の同居児数別就業率：1990年



奈良県47.4, 神奈川県47.6, 東京都50.6, 大阪府52.6, 兵庫県52.6, 京都府55.1, 北海道55.2, 沖縄県58.2 など, 主として大都市地域である (図略).

iii) 3子以上就業率

1990年における35-39歳既婚女子で3子以上を持つものの就業率 (%) が全国値 (53.4) より低いのは, 神奈川県34.2, 奈良県35.9, 大阪府37.8, 東京都40.3, 千葉県41.4, 埼玉県41.7, 兵庫県43.2, 北海道47.1, 京都府50.7など, 主として大都市地域である (図20).

3子以上の就業率の都道府県較差は0子就業率より大きい. これは, 既婚者の就業率の都道府県別較差が未婚者の就業率較差より大きいこと (2.-(4)) と類似している.

iv) まとめ

1990年において35-39歳既婚女子の既往出生児数0, 1, 2, 3子以上のどれでも大都市地域を中心にして就業率が低い. この大都市地域の実業率の全国との較差はとくに3子以上においてもっとも大きい. つまり, 大都市地域では無子や一人っ子の夫婦でも就業率が低くなる条件があるが, とくに多子夫婦の妻が就業しにくい条件があると考えられる.

4) 就業率と出生児数割合

0子の就業率と0子の割合との間や3子以上の就業率と3子以上の割合との間には密接な関係がある. これを示したのが, 図21および図22である. 0子の就業率が低い大都市都府県などで0子割合が高く, 3子以上の就業率の低い大都市府県で3子以上割合が低いのである. すなわち, 既婚者の就業率が低い大都市で, 既婚者の出生児数が少ないことを意味する.

図21 都道府県別 35—39歳既婚女子の0子就業率と就業者の0子割合：1990年

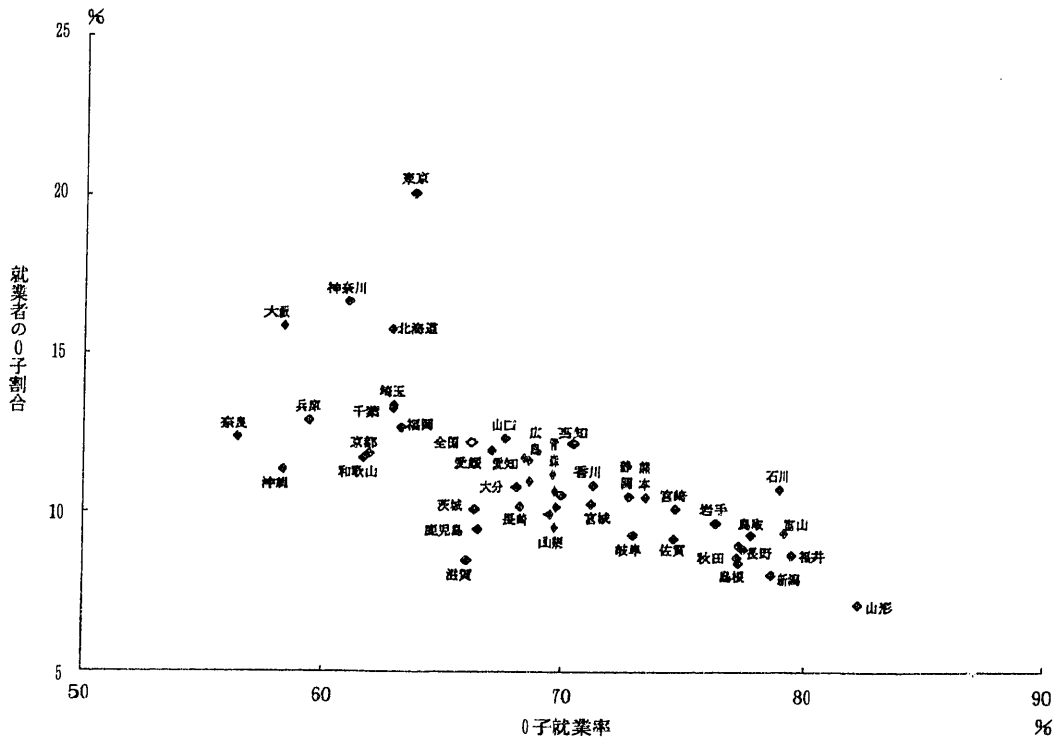
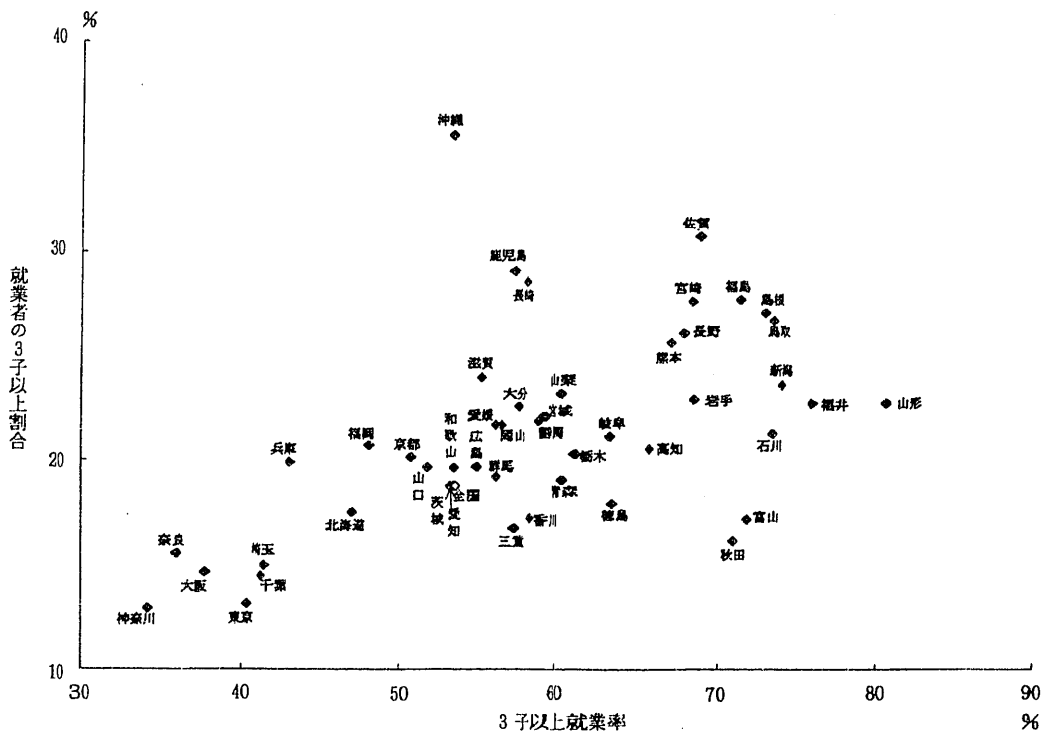


図22 都道府県別 35—39歳既婚女子の3子以上就業率と就業者の3子以上割合：1990年



IV 結論

年次別の結婚出生率について、従来東京都は全国並みであるとの報告があったが、人口動態統計により既婚合計出生率（＝合計出生率／合計初婚率）を都道府県別に計算すると、東京都は1985年に1.79（全国値2.13）、1990年は1.58（全国1.97）で、いずれも全国最低である。

また、夫婦を対象とした第9次出産力調査（1987年実施）結果により、1982-1986年平均の年次別合計結婚出生率を計算すると、全国値は1.997、東京都の値は1.876、東京圏の値は1.878となった。標本数が大きくないので、確定的な結論とするには、さらに別の調査によっても裏付ける必要があるが、やはり、東京都の年次別結婚出生率は全国の結婚出生率に比べ低いといえそうである。

既存研究では、東京都での未婚率の高さは、合計出生率を低める方向に働くと考えたが、逆に、未婚者が多いため、年齢別未婚者に対する初婚率はかなり低いにもかかわらず、年齢別の初婚の発生率が比較的に高くなり、その結果合計出生率が高められる結果がもたらされているといえる。年次別出生率は未婚率の高さそのものではなく、初婚発生率と関係していると考えられる。このことは、東京都の有配偶者に対する第1子出生率が全国値にかなり近いことから裏付けられているといえる。

さらに、既往出生率について、従来あまり使われてこなかった国勢調査の同居児の統計を用いて、1990年における都道府県別の35-39歳女子の出生率（平均同居児数＝既往出生児数）、既婚出生率、既婚率、就業率について分析し、つぎのような結果を得た。

(1)出生率および既婚出生率は東京都をはじめとする大都市地域で低く、既婚率についても同様であるが、低い既婚率は沖縄県をはじめいくつかの地方県でもみられる。

東京都の既婚出生率（夫婦一組あたりの子ども数）は全国平均並みではなく、全国的にみてもっとも低いことが判明した。

出生率を既婚率と既婚出生率に分解すると、東京都における出生率の全国値との差-0.286は、既婚率の低さと既婚出生率の低さとがほぼ同様に（-46.3％：-53.7％）寄与しており、大阪府（全国値との差-0.108）では後者がやや大きい（-28.9％：-71.1％）。

(2)出生率を就業者と非就業者に分けてみると、大都市部の就業者の出生率は全国との差がより顕著であり、非就業者の出生率は東京都で最低であるが、大都市特有のものとはいえない。

就業出生率および非就業出生率をそれぞれ既婚率と既婚出生率に分けると、就業出生率の東京都における値の全国値との差-0.436は、既婚率の低さと既婚出生率の低さがほぼ同様な（-52.0％、-48.0％）効果を持っているが、大阪府（全国値との差-0.210）においては、後者がやや大きい（-38.8％、-61.2％）。

非就業出生率の東京都の値の全国値との差-0.132は、ほとんど（-92.1％）が既婚出生率の低さによるものであるといえる（既婚率の効果-7.9％）。

出生率を就業率および就業出生率、非就業出生率に分けてみると、東京都の出生率の全国値との差-0.286は、それぞれ7.2％、-85.0％、-20.3％に分けられ、大阪府（-0.108）でもほぼ同様である（28.7％、-103.4％、-22.9％）。すなわち、就業率は全国より低く出生率をやや高くする方向に働いているが、就業・非就業の出生率、ことに就業出生率が低いことが全体の出生率を低めているといえる。

(3)既婚率は東京都でもっとも低い、既婚率の低さは大都市特有の現象ではない。

既婚率を就業率、就業既婚率、非就業既婚率に分けると、既婚率の東京都の値と全国値との差-0.0768は、それぞれ8.5％、-101.4％、-3.3％に分けられ、大阪府（差-0.0177）でもほぼ同様である（45.8％、-146.5％、7.6％）。すなわち、就業率は全国より低く既婚率をやや上昇させる方向に働いているが、もっぱら就業者の既婚率が低いため全体の既婚率を低めているといえる。

(4)就業率は大都市地域で全般的に低い、未婚者と既婚者とはまったく逆で、未婚者では大都市部で高く、既婚者では大都市部で低い。

就業率を既婚率、既婚就業率、未婚就業率に分けてみると、就業率(%)の神奈川県と全国値との差-12.3は、それぞれ0.2%、-103.0%、2.8%に分けられ、もっぱら既婚就業率が低いことが全体の就業率を低めているといえる。大阪府(全国値との差-9.8)においても同様である(4.5%、-104.8%、0.8%)。なお、東京都は既婚率がかなり低く、未婚就業率が高く全国との就業率の差がより小さいため、やや異なるが、既婚就業率の低さが決定的である点は共通している。

(5)東京都および大阪府など大都市地域では35-39歳既婚女子において、就業者、非就業者ともに(とりわけ就業者の)0子割合が高いため、全体の0子割合が高くなっている。逆に、3子以上割合は、主として大都市地域の都府県において、就業者および非就業者ともに小さいため、ことに就業者の3子以上割合が小さいため、全体として小さい。

35-39歳既婚女子の既往出生児数0, 1, 2, 3子以上のどれでも大都市地域を中心にして就業率が低い。この大都市地域の実業率の全国との較差はとくに3子以上においてもっとも大きい。つまり、大都市地域では無子や一人っ子の夫婦でも就業率が低くなる条件があるが、とくに多子夫婦の妻が就業しにくい条件があると考えられる。

以上のように、大都市地域における35-39歳女子の出生率が低いのは、就業率が全国平均に比べて高いからではなく(逆に就業率が全国でもっとも低いことにより出生率は高められている)、既婚率、既婚出生率がともに全国でもっとも低いこと、とくに就業者におけるそれらが低いことによっている。したがって、その出生率、既婚率、既婚出生率の低さは大都市特有の条件、たとえば、就業と結婚、出産・育児の両立の困難性の大きさ、教育、住宅の条件の厳しさなどによるものと考えられる。

Prefectural Differentials in Recent Fertility

Kiyosi HIROSIWA and Fusami MITA

Previous studies on prefectural differentials in fertility argued that the period marital fertility in Tokyo is at the same level as that of total Japan via standardization or decomposition using age-specific marital fertility rates. We have argued, however, that period marital fertility should be measured by cumulative marital fertility rates and that age-specific marital fertility rates sometimes show the different trend from that of the cumulative marital fertility rate. We have proposed a measure to indicate period cumulative marital fertility: i.e. *ever-married fertility rate* defined as total fertility rate divided by total first marriage rate, which reflects the fact that the Japanese fertility is markedly influenced by marriage occurrence.

In terms of period marital fertility, we showed that the ever-married total fertility in Tokyo (1.79 in 1985 and 1.58 in 1990) was the lowest (total Japan: 2.13 and 1.97 in those years). Also, we showed the total marital fertility rate in Tokyo was 1.876 whereas that in total Japan was 1.997 in 1982-1986 using the data of the ninth National Fertility Survey in 1987. Thus, we conclude that the recent period marital fertility in Tokyo was lower than that in total Japan. Previous studies considered the high proportion never-married as a factor lowering fertility in Tokyo,

inferring relatively high marital fertility. On the contrary, we clarified that the high proportion never-married in Tokyo produces relatively high occurrence of first marriage counteracting the lower marital fertility.

Concerning ever-born fertility by prefecture, we analyzed the number of own children of females aged 35-39 by the 1990 Census which we use as a proxy of cohort completed fertility. The main results are as follows.

(1) Both fertility and ever-married fertility are the lowest in large metropolitan prefectures such as Tokyo and Osaka, and so is proportion ever-married, though the low proportion ever-married is also found in some local prefectures such as Okinawa.

The difference in fertility in Tokyo from total Japan (-0.286) is attributable to the difference in proportion ever-married (-46.3%) and to that in ever-married fertility (-53.7%).

(2) The differences in fertility of employed women in the large metropolitan prefectures from that of total Japan are larger than the differences of non-employed women. The differences in fertility of employed women in Tokyo from that among employed women of total Japan (-0.436) is attributable to the difference in proportion ever-married (-52.0%) and to that in ever-married fertility (-48.0%).

The difference in fertility in Tokyo from total Japan (-0.286) is also attributable to the differences in the proportion employed (7.2%), in employed fertility (-85.0%) and in non-employed fertility (-20.3%).

(3) The proportion ever-married among women aged 35-39 years in Tokyo is the lowest, though the lowest proportions are also observed in some of the local prefectures such as Okinawa. The difference in the proportion ever-married in Tokyo from total Japan (-0.0768) is attributable to the differences in the proportion employed (8.5%), in the proportion ever-married among the employed (-101.4%) and in the proportion ever-married among the non-employed (-3.3%).

(4) The proportion employed among ever-married women aged 35-39 in metropolitan prefectures are the lowest in Japan and, on the contrary, the proportions employed among never-married there are the highest.

(5) The proportions of zero parity among ever-married women aged 35-39 years in metropolitan prefectures are the highest in Japan, and the proportions of parity three and more there are the lowest.

The proportions employed among ever-married women aged 35-39 by parity in metropolitan prefectures are all the lowest, which means that the wives in metropolitan prefectures have the largest difficulties to work outside home if they have children and that, even if they have no children, they are least likely to be employed.

In conclusion, the lowest completed fertility in metropolitan prefectures is not due to the employment rate itself but due to the lowest proportion married and the lowest marital fertility among employed women. The reduced fertility, proportion married and marital fertility in those prefectures are assumably caused by the environment peculiar to metropolitan prefectures in respect to childbearing, childrearing and marriage such as hard working condition, housing, childcare and child education.

日本のエイズの動向とHIV感染者数の推定について*

稲 葉 寿

I はじめに

1981年に最初の症例が報告されて以来、エイズ (AIDS: acquired immunodeficiency syndrome) は世界的な流行病となり、なお流行は急激な拡大を続けている。1994年6月末のWHO報告によればエイズ患者は190ヶ国で累計98万5千人が確認されているが、未確認のものを含めれば400万に達すると推定されている。周知のようにエイズはHIV (ヒト免疫不全ウイルス: human immunodeficiency virus) の感染によっておこるが、HIVは8年から10年におよぶ自覚症状に乏しい潜伏期間を持っている。従ってこの間、HIV抗体検査を受けない限り感染者として公式統計上報告されなため、HIV感染の広がりとは把握されない。エイズの動向を考えていくうえでこの未知のHIV感染者数の規模を推定することが基本的な問題となる所以である。WHOでは1994年半ばにおける全世界のHIV感染者数は1700万以上になると推計している¹⁾。

エイズの世界的流行 (pandemic) は、死亡率の上昇を通じて局地的な人口構造の変動をひきおこす可能性がある一方で、ホスト人口集団の社会学的・人口学的構造が流行の動向を左右する。すなわち人口変動とエイズ流行は、その強い相互作用の故にいずれか一方の影響を無視して他方を考えることのできない問題であり、保健衛生上の問題を越えて、人口問題の一環として総合的にとらえるべき段階に入りつつあるといえよう。学問的な観点からも、これまで人口学が扱ってきた安定人口モデル等の年齢構造を持つ人口の再生産モデルがHIV感染人口の再生産過程を理解するうえで有効であり、人口学的モデルと疫学的モデルの接合を図っていく必要がある。

本稿ではまず過去5年間の厚生省エイズサーベイランス委員会報告にもとづいて日本のエイズ流行の動向を分析する。ついで指数関数的感染拡大の仮定のもとでBack-calculationの原理によって感染者数を推定する方法を示す。またエイズの診断過程のモデルに基づいて、我国で従来用いられてきた転症率を利用した順計算法の問題点を明らかにする。最後にHIV感染人口の再生産モデルによって流行のコントロールの可能性を考察する。

II 日本のエイズ流行状態—指数関数的感染拡大期—

日本のエイズは1985年に最初の症例が報告され、以後しだいにその数を増してきたが、1989年5月にエイズ予防法が施行されてエイズサーベイランスシステムが確立した後、定期的な観察報告が行われてきている。以後厚生省のエイズサーベイランス委員会は二ヶ月ごとに新たに報告されたHIV感

* 本稿は第46回日本人口学会 (1994年6月3日-4日、明海大学) における口頭報告および第10回国際エイズ/STD会議 (1994年8月7日-12日、横浜) Poster Session における筆者の展示報告を基に加筆・修正したものである。以下参照: H. Inaba, *The Exponential Phase of HIV/AIDS Epidemic in Japan*, (Working Paper Series No.20), Institute of Population Problems, Tokyo, 1994.

1) WHO, *The HIV/AIDS Pandemic: 1994 Overview*, World Health Organization, Global Programme on AIDS, 1994.

染者数およびエイズ患者数を要因別に公表している。しかしながらこの感染者報告数は全国的な標本抽出疫学調査によるものではなく、自発的に抗体検査を受けた人のなかから発見された感染例の報告であるから、これによって日本のHIV陽性率を直接知ることはできない。すなわち報告された症例は氷山の一角であってその背後には多くの未報告・未自覚の感染者が伏在していると考えられる。

しかし1994年6月末までに報告された患者・感染者累計3388は総人口の0.027パーミルにすぎず、WHOの推計による全世界人口の平均陽性率（約2.5パーミル）の100分の1程度であり、感染者捕捉割合の低さを考慮してもスタート以来10年を経る日本のエイズの流行はアフリカ諸国、北米、中南米および西欧諸国に比べてその拡大のテンポは緩慢なものであるといえよう。ただし報告された累積感染者数²⁾の成長率は年平均49パーセントであるから、10倍増となるのに5年しかかからないことに注意すべきである（図1）。

感染者の性別年齢分布をみると（表1）、男性感染者の約85パーセントが20代、30代、40代にほぼ均等に分布しているが、女性感染者はその75パーセントが20代に集中している点で著しい対照をみせている。このことは女性感染者の8割は外国人であり、男性感染者においては外国人割合は1割未満であることが影響していると考えられるが、性的アクティビティの男女間でのパターンの相違にも関連しているよう。

エイズ症例数の報告についてみると、エイズの診断・定義が確立してきた今日では、HIV感染者数報告と異なりほぼ「報告数=実際の患者数」と考えてさしつかえないであろう。日本の累積エイズ患者数の時間的推移は極めて明瞭な指数関数的増大の傾向を示している。すなわち1980年代後半における西欧諸国と同様に日本は現在、指数関数的感染拡大期（*Exponential Phase*）³⁾にあるとあって良いであろう。1989年5月のエイズ予防法施行以後1994年5月に至るまでの5年間に報告された累積エイズ症例数を $C(t)$ とすれば、その自然対数の時間

図1 日本の報告された累積HIV感染者数（血液製剤による感染例を除く）

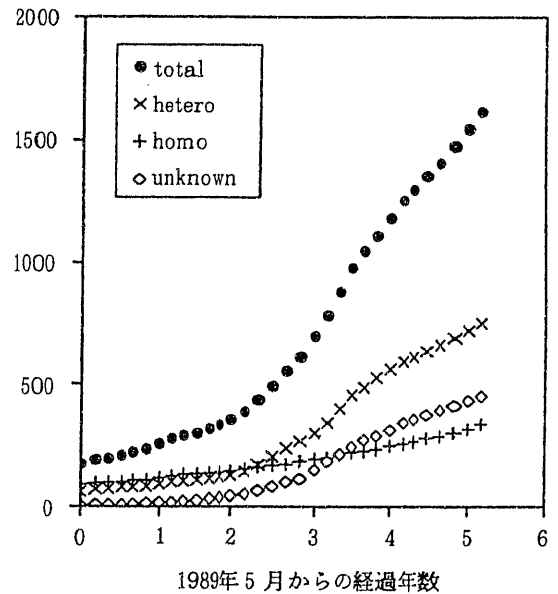


表1 1989年5月から1994年6月末の間に報告された患者・感染者1478名の年齢分布

年齢区分	実 数		分 布	
	男 性	女 性	男 性	女 性
20歳未満	10	83	1.27	11.99
20 - 29	215	514	27.35	74.28
30 - 39	260	64	33.08	9.25
40 - 49	196	17	24.94	2.46
50歳以上	104	9	13.23	1.30
年齢不明	1	5	0.13	0.72
合 計	786	692	100.00	100.00

2) 以下ではHIV感染者数、エイズ患者数ともに凝固因子製剤による症例（約1800）を含めない。これは凝固因子製剤がもはや新たな感染源とならないと考えられるためである。

3) 以下参照：J. J. Gonzalez, M. G. Koch, D. Dörner, J. L'age-Stehr, M. Myrtveit and L. Vavik, "The prognostic analysis of the AIDS epidemic: mathematical modelling and computer simulation", In *Statistical Analysis and Mathematical Modelling of AIDS*, J. G. Jager and E. J. Ruitenberg (eds.), Oxford University Press: Oxford 1988, pp. 123-143.

的推移は一次関数によって良く近似される(表2・図2)。すなわち凝固因子製剤以外の性的接触、薬物濫用、母子感染、輸血等による累積エイズ総症例数は年率約36パーセントで指数関数的に増加をしてきており、その倍增時間は2年未満である。

表2 感染経路別累積エイズ症例数の自然対数の回帰直線： t は1989年5月からの経過年数

感 染 経 路	\log_e [累積エイズ症例数] への回帰直線	R^2
総 数	$3.893 + 0.359t$	0.998
異性間性的接触	$2.463 + 0.412t$	0.989
男性同性愛	$3.420 + 0.223t$	0.988
経 路 不 明	$1.400 + 0.621t$	0.977

累積エイズ症例数の平均年間成長率を1989年5月以降2ヶ月毎にデータを追加して再計算した結果をみると、過去2～3年にわたって36%付近で安定していることがわかる(図3)。また二ヶ月毎のエイズ発生報告数の推移をみても、この場合は少数例で揺らぎが大きく適合度は小さい($R^2=0.69$)が、ほぼ年率37パーセントで増えてきている。

感染経路としては感染者数、患者数の双方において異性間の性的接触によるケースの占める割合が一貫して上昇してきており、1991年9月には異性間の性的接触によるHIV感染者累積値が男性同性愛による感染の累計値をうわまわり、1994年1月にはエイズ患者累積値において同様なことがおこった。現在までの累積値では感染者数ではその約46パーセント、患者数では33パーセントが異性間性的接触によるものとなっている。

日本では男性同性愛によるエイズ患者は総症例数の30パーセントを占めるが、累積症例数の成長率は年率22パーセントで異性間性的接触による累積症例数の成長率(年率約41パーセント)の半分程度でしかない。これは同性愛集団においてより急速な流行の拡大を経験した欧米諸国とは全く逆である。したがってそのシェアは今後ますます低くなると予測され、異性間の性的接触が日本におけるHIVの主要な感染経路となろう。

HIV/AIDS流行が1980年代に進行した欧米の経験や、数理疫学モデルの予測するところからすればこうした指数関数的成長率はやがてスローダウンすることが期待される。例えばEU諸国やカナダでは倍增時間が1年未満の

図2 日本の累積エイズ症例数の自然対数の推移

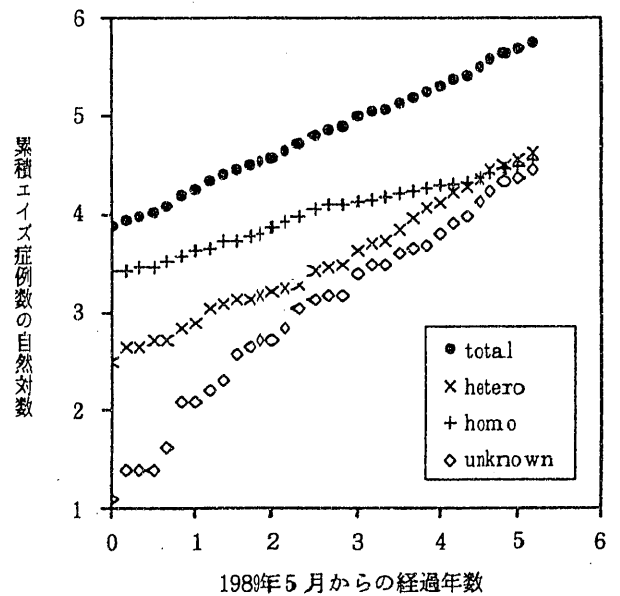
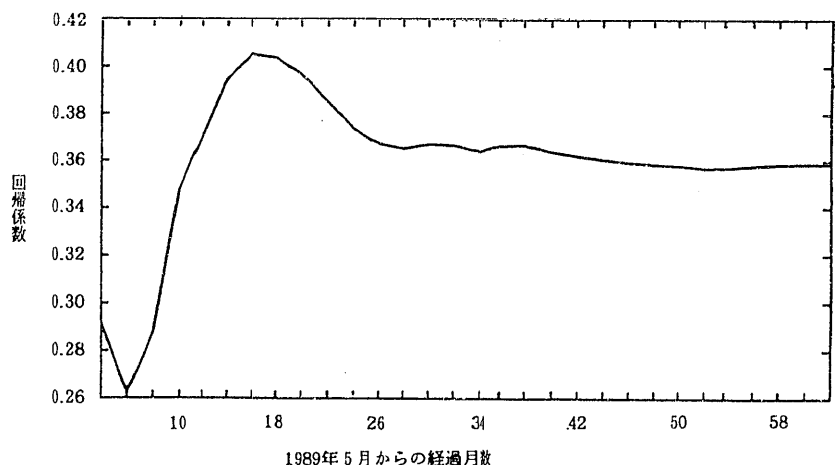


図3 回帰係数の推移



急速な指数関数的成長が数年持続した後、成長率の鈍化が始まっている⁴⁾。また1980年代初期の数年間におけるサンフランシスコのエイズ流行においては $r=0.9$ という高い成長率を示したという⁵⁾。日本の場合、初期成長率が欧米諸国のそれに比べて半分以下である一方、指数関数的増大のパターンはより堅牢かつ長期化するよう観察される。これは我国においては、欧米諸国においてエイズの急速な拡散の場となった性的活動性の高い同性愛集団や麻薬常習者集団の規模が小さく、異性間性的交渉が主要な感染ルートになってきていることが要因として考えられよう。

III HIV感染者数の推定

以下では比較的信頼性の高い累積エイズ症例数のデータにもとづいてHIV/AIDS流行が指数関数的拡大期にあるという仮定をおき、感染者数を逆算推定する方法を考察する。 $i(t, \tau)$ を時刻 t 、感染からの持続時間 τ のHIV感染人口の密度関数とする。したがって t 時刻におけるHIV感染者総数は以下で与えられる：

$$I(t) = \int_0^{\infty} i(t, \tau) d\tau \quad (1)$$

以下簡単のため感染からの経過時間 τ を感染個体の「d-年齢」(disease-age)と呼ぶ。最近ではHIVに感染しながら長期にわたって生存している例が発見されてきている。そこでHIV感染者は必ずしも全てがエイズに至るとは限らないと考え、 α をHIV感染者のなかでエイズを発症する者の割合であるとし、自然死亡率を無視すれば以下が成り立つ⁶⁾：

$$i(t, \tau) = (\alpha \ell(\tau) + (1 - \alpha)) B(t - \tau) \quad (2)$$

ここで $B(t)$ は単位時間あたりの新規感染者の発生数、 $\ell(\tau)$ は最終的にはエイズを発症するHIV感染者がd-年齢 τ において未発症状態に残存している確率であり、 $\gamma(\tau)$ をd-年齢 τ における瞬間的なエイズ発症率とすれば $\ell(\tau) = \exp(-\int_0^{\tau} \gamma(\sigma) d\sigma)$ となる。また $F(\tau) := \alpha(1 - \ell(\tau))$ は全感染者に対する潜伏期間分布を与える。 $C(t)$ を時刻 t での累積エイズ症例数、 $A(t)$ を単位時間あたりのエイズ患者発生数と定義すれば以下が成り立つことが容易に示される。

$$C(t) = \int_0^{\infty} F(\tau) B(t - \tau) d\tau \quad (3)$$

$$A(t) = \frac{dC(t)}{dt} = \int_0^{\infty} F'(\tau) B(t - \tau) d\tau \quad (4)$$

$C(t)$ を与えたときに(3)によって $B(t)$ を推定する方法が逆計算法 (Backcalculation method) である⁷⁾。しかし一般にBackcalculationの結果は潜伏期間分布 $F(\tau)$ の選定に強く左右され、不安

4) 前掲(注3) Gonzalez, et al., 1988

5) N. T. J. Bailey, "Simplified modelling of the population dynamics of HIV/AIDS", *J. R. Statistical Society, Series A*, 151 Part 1, 1988, pp.31-43.

6) α は90%前後と考えられているが、時間的に不変なパラメータとは限らないであろう。以下参照：山本直樹, 「エイズ研究の現状」, 『科学』, Vol. 67 No. 4, 1988, : 413-416.

7) Backcalculation methodについては以下を参照：R. Brookmeyer and M. H. Gail, *AIDS Epidemiology: A Quantitative Approach*, Oxford, Oxford University Press, 1994; M. H. Gail and R. Brookmeyer, "Methods for projecting course of acquired immunodeficiency syndrome epidemic", *Journal of the National Cancer Institute* 80 (12), 1988, pp.900-911; M. H. Gail and P. S. Rosenberg, "Perspectives on using backcalculation to estimate HIV prevalence and project AIDS incidence", In *AIDS Epidemiology: Methodological Issues*, N. P. Jewell, K. Dietz and V. T. Farewell (eds.), Boston, Birkhäuser, 1992, pp. 1-38.

定であることが知られている。実際、 $F(0)=0$ でありかつ $\tau=0$ の近傍では $F(\tau)$ は極めて小さい値をとるから、与えられたデータが $C(t)$, $t \in (-\infty, t_0]$ という形態であれば、現在時点 $t=t_0$ の直近過去での新感染者の発生率 $B(t)$ はほとんど $C(t)$ に影響を与えない。従って与えられた $C(t)$ のデータとその精度の範囲で $B(t)$ をユニークに推定することは困難ということになる。このため、 $B(t)$ にあらかじめ何らかの関数を想定する(パラメトリックモデル)か、関数のなめらかさ等の拘束条件を課する(ノンパラメトリックモデル)ことによって感染率 $B(t)$ の推定がなされるのが通常である。

以下では感染率 $B(t)$ は指数関数で与えられるという非常に単純なパラメトリックな仮定を採用する。これは日本の患者数の指数関数的拡大に矛盾しない最も単純な関数であり、また流行初期における指数関数的成長がHIV流行の再生産過程の動的モデルの線形化によって常に予測される挙動であることに依拠している。ただし無論、こうした仮定が妥当であるのは感染予防の影響や非線形効果があらわれる前の流行初期の比較的限られた年数でしかない。

そこで $B(t)=B(0)e^{rt}$ とおけば $I(t)$, $C(t)$ も同じ成長率 r で指数関数的に増大し、(1)-(4)から以下の関係が成り立つことが容易に示される。

$$a := \frac{A(t)}{I(t)} = \frac{r\alpha\kappa}{r+(1-\alpha)\kappa} \quad (5)$$

$$b := \frac{B(t)}{I(t)} = \frac{r(r+\kappa)}{r+(1-\alpha)\kappa} \quad (6)$$

$$c := \frac{C(t)}{I(t)} = \frac{\alpha\kappa}{r+(1-\alpha)\kappa} \quad (7)$$

ここで κ はすべてがエイズ発症の可能性を持つHIV感染者集団の粗エイズ発症率であり、以下で与えられる：

$$\kappa := \frac{\int_0^\infty e^{-r\sigma} l(\sigma) \gamma(\sigma) d\sigma}{\int_0^\infty e^{-r\sigma} l(\sigma) d\sigma} \quad (8)$$

a は指数関数的成長下でのHIV感染者集団における粗エイズ発症率であり、 b は感染者集団が二次感染者を再生産すると考えた場合の「粗出生率」に相当する。特に $\alpha=1$ であれば $r=b-a$ となる。またこの場合、HIV感染者の d -年齢分布は時間的に不変であり、以下で与えられる：

$$\frac{i(t, \tau)}{I(t)} = be^{-r\tau}(1-F(\tau)) \quad (9)$$

(5)-(8)より潜伏期間分布が知られれば κ が計算され、 a , b , c , が各々算出され、感染者数が

$$I(t) = \frac{C(t)}{c} = \left[\frac{1}{a} \left(\frac{r}{\kappa} + 1 \right) - 1 \right] C(t) \quad (10)$$

として推定されることになる。HIVの潜伏期間分布はいまだ不明の点も多く、long-term survivorの存在に見られるように、感染者のすべてがエイズとなるかどうかはわからない。また明らか

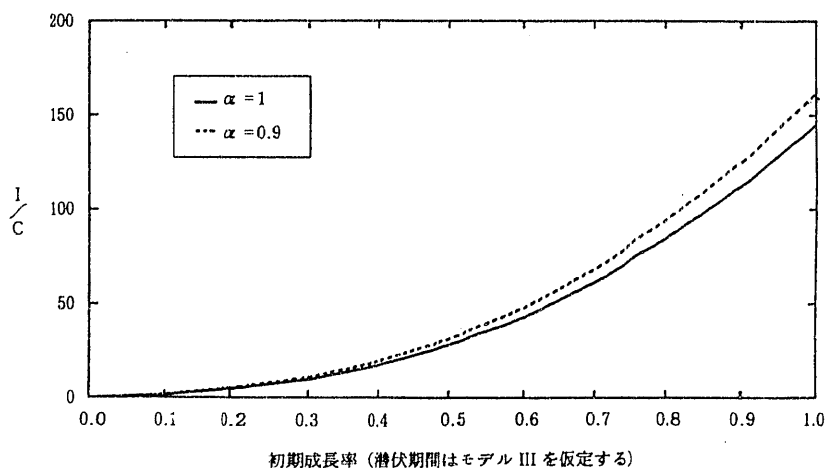
表3 $r = 0.359, \alpha = 0.9$ と仮定した場合の基本パラメータ

model type	survival function	e_0	κ	a	b	c
I	$l(\tau) = \exp(-0.004 \tau^{2.438})$	8.5	0.03895	0.03468	0.39368	0.09660
II	$l(\tau) = \exp(-0.0021 \tau^{2.65})$	9	0.03151	0.02811	0.38711	0.07831
III	$l(\tau) = \exp(-0.0021 \tau^{2.516})$	10	0.02592	0.02316	0.38216	0.06453
IV	$l(\tau) = \frac{1}{1 + (0.1 \tau)^{3.08}}$	11	0.02423	0.02166	0.38066	0.06033

に治療の進歩とともに発症は遅延されるであろう。そこで、ここでは試算のために生残率曲線として表3のようなワイブル分布とログロジスティック分布を用いることとする⁸⁾。ここで $r=0.359, \alpha = 0.9$ と仮定した。表3において $e_0 := \int_0^\infty l(\tau) d\tau$ は最終的にエイズを発症するHIV感染者の発症に至る平均待機時間である。WHOは一つの感染コホートにおける累積エイズ発症率は10年間で50%としているが、これはほぼモデルIII(標準ワイブル分布)のケースに相当すると考えられる。

以上からエイズ症例はもれなく報告されていると考え、エイズを発症しない感染者の割合を10%と見込んで $\alpha = 0.9$ と仮定すれば、日本の Exponential Phaseにおける未知のHIV感染者数は各時点における累積エイズ症例数の10倍から17倍と推定される。この比 I/C は感染者の平均待機時間(潜伏期間)が長いほど大きく、HIV感染者が必ずしもエイズ発症に至らないと仮定できる場合、 α が小さいほど大となる。また成長率

図4 成長率と比 I/C の関係



r が増加するにつれ比 $I(t)/C(t)$ は急速に増大し、サンフランシスコの例のように $r=0.9$ 程になると100倍以上になることがわかる(図4)。

日本においては $\alpha = 0.9$ と仮定すれば、1994年7月時点では $C(\text{July, 1994})=314$ であるから約3200~5200の感染者がいると考えられ、このときサーベイランスによる累積感染者捕捉率は30~50パーセントと評価されることとなる。また感染者数の時間的推移は以下のように推定される。

$$I(t) \approx \left(\frac{3.59}{9\kappa} + \frac{1}{9} \right) \exp(3.893 + 0.359t) \quad (11)$$

発症率 κ は潜伏期間に比較的鋭敏に反応することが確認されるから、推定結果は $l(\tau)$ の選定に強く依存している。またこうしたエイズ症例数に基づいて感染者数を逆算する方法は、国内のエイズ発症例として捕捉されない感染者(例えば一時的に滞在する外国人感染者)はカウントされないこと

8) 前掲(注7), Brookmeyer and Gail, 1994; Gail and Brookmeyer, 1988; Gail and Rosenberg, 1992, 等を参照。

に注意しなければならない。エイズサーベイランス報告における感染者数の6割、エイズ患者数の3割が外国国籍である。この外国人比率の差は日本人と外国人の診断率の変化の差によるのか、外国人感染者の流入・流出の効果によるものであるかは不明であるが、仮に1992年以後における外国人感染者報告数の急増が実体的な感染者数の増加であったとしても、その影響は現在までのエイズ症例数にはほとんど反映されない。従ってそうした場合はエイズ症例数に基づく感染者数の逆算推定値は過小評価という可能性があるが、一方、この増大が単に診断率の一時的向上によるものであれば必ずしも推計結果を左右するものではないであろう。

IV HIV感染者数の捕捉比と転症比

感染者数の推定方法としては、欧米においては先に述べた Backcalculation method (逆計算法) の様々なバリエーションの使用が一般的に確立してきている。一方、我国では橋本ら⁹⁾によって、我国独自の「転症率¹⁰⁾に基づく順計算法」が提案され、各所で紹介されてきている¹¹⁾。「順計算法」はサーベイランスシステムを利用して、まず感染者捕捉比(全感染者において報告された感染者の占める割合)を推定し、サーベイランスデータの報告感染者数を捕捉比で除することで感染者数を推定するという方法であり、捕捉比を評価する仕方としては「転症例」による方法が使用される。

感染報告された後にエイズを発症して患者報告されたものを「病変例」と言うが、ここから患者診断と感染診断がほぼ同時期、あるいは患者診断の後に感染報告された例を除いたものが転症例である。このとき患者報告が完全であり(仮定1)、感染者の発病率が感染報告された感染者と未報告の感染者の間で相違がなければ(仮定2)、患者報告数に占める転症例の割合(転症比)が感染者捕捉比となるという。

明らかに、順計算法の妥当性の全ては捕捉比を推定する方法に懸かっているといってもよいが、この転症例による捕捉比の推定法に関しては様々な批判がありうる。まず当然のことながら転症比は時間的に安定しているわけではない。事実、転症比は年々増加してきており、それにつれて推計値は再計算されている。また転症例においては感染診断から転症に至る待機時間が比較的短いケースが多いことが報告されている¹²⁾。これは、(1)病変例のなかで感染初期(d-年齢の若い時期)にHIV陽性診断をされたものが少ない、または(2)現在のエイズ患者はそもそもHIVの潜伏期間が比較的短いケースが多い、ことを意味していよう。エイズを発症に至る過程は非常に個体差が大きく、感染集団の性質によって異なり得るから(2)の可能性は排除できないが、観察された待機時間はこの点を考慮してもなお短かすぎると思われ、常識的に考えて(1)の理由がより大きな要因と推察される。すなわち感染者が抗体検査を受ける確率は過去10年の間にエイズに関する一般の認識が進むにつれ、時間とともに増大してきているであろうが、人々の間でエイズへの認識がうすく、診断体制の整備されていなかった過去においては感染者が感染診断される割合は低かったために、近年において発生しつつあるエイ

9) 橋本修二, 福富和夫, 森尾眞介, 市川誠一, 山本尚子, 苗村光広, 曾田研二, 「HIV感染者数とAIDS患者数の将来推計」, 『日本公衆衛生学雑誌』, 第40巻第10号, 1993年, pp.926-933.

10) 厳密には以下でみるように「転症率」は無次元数であり、「転症比」または「転症割合」と称するべきと思われるので以下では「比」に統一する。捕捉率も同様である。

11) 広瀬弘忠, 『人類にとってエイズとは何か』, (NHK BOOKS [692]), 日本放送出版協会, 1994; 塩川優一 [監修]・NHK取材班, 『エイズ危機』, NHK出版, 1992.

12) 『HIVの疫学と対策に関する研究』平成6年3月: 厚生科学研究費HIV疫学研究班平成五年度報告書; 橋本修二, 福富和夫, 森尾眞介, 市川誠一, 山本尚子, 苗村光広, 曾田研二, 「エイズサーベイランス報告に基づくHIV感染者数とAIDS患者数の動向」, 『日本公衆衛生学雑誌』, 第40巻第12号, 1993年, pp.1184-1195.

ズ患者の中で「病変例」としてカウントされなかった症例が占める割合が多く、転症比が過小に評価（従って感染者数は過大評価）されている可能性が高い。さらに橋本らによって指摘されているように、感染診断と患者診断において診断する医療機関が異なれば転症例としてカウントされないことも過小評価の一因であろう。

しかしながらより根本的な問題は、かりに未報告の感染者が抗体検査を受ける確率が時間的に不変であるような理想的観測状況を想定しても、転症比による順計算法の仮定2は一般には満たされないため、「転症比=捕捉比」は成立せず、転症比に基づく順計算法は成り立たないということなのである。この点を以下で単純なモデルを用いて明らかにしておきたい。

今 $i_0(t, \tau)$ を時刻 t における未報告（抗体検査を受けていない）感染者の d -年齢密度関数とする。簡単のため未報告の感染者は時間的に不変な一定の率で抗体検査を受けると仮定しよう。単位時間あたりの抗体検査を受ける率（診断率：force of diagnosis）を h とし、自然死亡率および移住は無視して、感染者はすべてエイズ発症の可能性をもつと仮定すれば以下の McKendrick-Von Foerster 方程式を得る：

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) i_0(t, \tau) = -(\gamma(\tau) + h) i_0(t, \tau) \quad (12)$$

$$i_0(t, 0) = B(t) \quad (13)$$

ただしここで $B(t)$ は単位時間あたりの新感染者発生数、 $\gamma(\tau)$ は d -年齢 τ においてエイズへ進展する推移強度（瞬間的発症率）である。これよりただちに以下を得る：

$$i_0(t, \tau) = e^{-h\tau} \ell(\tau) B(t - \tau) \quad (14)$$

一方、 $j(t, a; \tau_0)$ を d -年齢 τ_0 において抗体検査をうけて陽性診断された感染者で、時刻 t において陽性診断から a 時間を経過したものの密度とする。ただし HIV 感染者の抗体検査による陽性診断率は100パーセントと仮定しておく。このとき

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) j(t, a; \tau_0) = -\gamma(a + \tau_0) j(t, a; \tau_0) \quad (15)$$

$$j(t, 0; \tau_0) = h i_0(t, \tau_0) \quad (16)$$

従って

$$j(t, a; \tau_0) = h i_0(t - a, \tau_0) \frac{\ell(\tau_0 + a)}{\ell(\tau_0)} \quad (17)$$

t 時刻におけるすでに報告された感染者の d -年齢密度関数を $i_1(t, \tau)$ とすれば

$$\begin{aligned} i_1(t, \tau) &:= \int_0^\tau j(t, a; \tau - a) da \\ &= \int_0^\tau h e^{-h(\tau - a)} \ell(\tau) B(t - \tau) da = (1 - e^{-h\tau}) \ell(\tau) B(t - \tau) \end{aligned} \quad (18)$$

時刻 t における病変例の発生数を $U(t)$, エイズ発症数を $A(t)$, 感染者総数を $I(t)$, 報告された感染者総数を $J(t)$ とすれば

$$A(t) = \int_0^{\infty} \gamma(\tau) i(t, \tau) d\tau \quad (19)$$

$$U(t) = \int_0^{\infty} \gamma(\tau) d\tau \int_0^{\infty} j(t, a; \tau - a) da \quad (20)$$

$$I(t) = \int_0^{\infty} i(t, \tau) d\tau \quad (21)$$

$$J(t) = \int_0^{\infty} d\tau \int_0^{\infty} j(t, a; \tau - a) da \quad (22)$$

従って時刻 t における転症比を $T(t)$, 捕捉比を $H(t)$, 病変例の粗発生率を $K_1(t)$, 粗エイズ発症率を $K_2(t)$ とすれば以下を得る:

$$T(t) := \frac{U(t)}{A(t)}, \quad H(t) := \frac{J(t)}{I(t)}, \quad K_1(t) := \frac{U(t)}{J(t)}, \quad K_2(t) := \frac{A(t)}{I(t)}. \quad (23)$$

従って特に

$$T(t) = \frac{K_1(t)}{K_2(t)} H(t) \quad (24)$$

$$K_1(t) = \frac{\int_0^{\infty} (1 - e^{-h\tau}) \gamma(\tau) \ell(\tau) B(t - \tau) d\tau}{\int_0^{\infty} (1 - e^{-h\tau}) \ell(\tau) B(t - \tau) d\tau} \quad (25)$$

$$K_2(t) = \frac{\int_0^{\infty} \gamma(\tau) \ell(\tau) B(t - \tau) d\tau}{\int_0^{\infty} \ell(\tau) B(t - \tau) d\tau} \quad (26)$$

以上から明らかに $K_1(t) \neq K_2(t)$ であり, 従って $T(t) \neq H(t)$ である. 実際はある有限の時間間隔において累積された病変例, 患者数から転症比が計算されるが, 上記の事情は本質的にかわらない.

すなわち現実の診断過程においては新規感染者が診断を受けるまでには待機時間が必ずあるため, d -年齢が「若い」感染者は常にほとんど捕捉されず, 陽性診断された感染者の d -年齢分布は全体の感染者のそれよりも老齢化しているであろう. エイズは d -年齢の高い感染者に集中して発生すると考えられるから, 現実的なデータでは $K_1(t) > K_2(t)$ であり, $T(t) > H(t)$ であると考えられる. 後にみるように, 一般に T と H は大きく異なっていて近似的にすら等しくない (表4).

実際のエイズ診断過程におけるように h が時間に依存して変化している場合も

表4 診断率, 転症比と捕捉比の例 ($r = 0.359$ と標準ワイブル分布を使用)

診断率 h	0.025	0.050	0.100	0.200	0.300	0.400
転症比 T	0.123	0.227	0.391	0.603	0.727	0.803
捕捉比 H	0.057	0.108	0.196	0.330	0.426	0.499

上記の議論は基本的に変わらず適用されることは明かであろう。いずれにせよ「転症比=捕捉比」は報告感染者と全感染者のd-年齢分布が一致するような例外的ケース以外成り立たない。例えば感染報告が全国的な標本抽出疫学調査などによってなされる場合がこれにあたるが、その場合H I V陽性率は直接測定されるので上記のような推定問題自体が発生しない。

さらにいま新規感染者は指数関数的に増大していると想定しよう。 $B(t) = B_0 e^{rt}$ と仮定すれば H および T は時間的に不変であり、以下を得る：

$$T : = 1 - \int_0^{\infty} e^{-h\tau} \phi(\tau) d\tau \quad (27)$$

$$H : = 1 - \int_0^{\infty} e^{-h\tau} \psi(\tau) d\tau \quad (28)$$

ここで

$$\phi(\tau) : = \frac{e^{-h\tau} \gamma(\tau) \ell(\tau)}{\int_0^{\infty} e^{-hx} \gamma(x) \ell(x) dx} \quad (29)$$

$$\psi(\tau) : = \frac{e^{-h\tau} \ell(\tau)}{\int_0^{\infty} e^{-hx} \ell(x) dx} \quad (30)$$

上式で $\phi(\tau)$ は指数関数的成長率 r の感染人口集団のエイズ発症数の d-年齢パターン、 $\psi(\tau)$ は感染人口の d-年齢分布である。さらに

$$\phi_1 : = \int_0^{\infty} \tau \phi(\tau) d\tau, \quad \phi_2 : = \int_0^{\infty} \tau^2 \phi(\tau) d\tau \quad (31)$$

とすれば ϕ_1 はマルサスの成長しつつある全感染人口の平均 d-年齢であり、 ϕ_2 はこの成長下での平均エイズ発症 d-年齢である。 h が小であれば $T \approx h \phi_1$ 、 $H \approx h \phi_2$ であるが、 $\phi_2 > \phi_1$ であるからやはり $T > H$ を得る。

前節で使用した標準ワイブル分布（モデルⅢ）と我国におけるH I V感染人口の指数関数的成長率 $r=0.359$ を用いれば、捕捉比、転症比が表4のように計算される。従ってもし先の感染者数推計に従って感染者捕捉比が30~50%であると仮定すれば、診断率は20~40%、転症比は60~80%となる。一方、実際にこれまで日本で観測された転症比は11%とされているが、これはいま観測されている転症例が流行のごく初期に感染した人々であり、それらが感染診断されるようになってきたのはようやく最近になってからであること、すなわち診断率が一定ではなく、H I Vの侵入初期には極めて低かったためであろう。そうした状況下では、転症比が小さくとも、必ずしも現時点での捕捉比の低さを意味しない。

V H I V感染者の基本再生産比と流行抑止戦略

以下ではH I V感染者はエイズへ進展しない限り感染源であり続け、エイズを発症した場合はもはや感染源とならないと仮定する。新規感染者は感染者からH I Vを伝達されることで発生するが、陽性診断を受けた感染者と未診断の感染者では診断の前後で行動パターンの変化があるため二次感染者

を生み出す確率は異なると仮定しよう。最良の場合、陽性診断後は二次感染を引き起こさないと仮定できる。またH I Vの感染力はd-年齢によって大きく変化すると考えられているから、感染確率をd-年齢別に設定することが必要である。そこでd-年齢 τ の未診断感染者が単位時間あたり再生産する二次感染者の期待数(未報告感染者の「d-年齢別感染者再生産率」)を $\beta_0(\tau)$ 、報告された感染者のそれを $\beta_1(\tau)$ とすれば、

$$B(t) = \int_0^{\infty} \beta_0(\tau) i_0(t, \tau) d\tau + \int_0^{\infty} \beta_1(\tau) i_1(t, \tau) d\tau \quad (32)$$

性的接触による感染の場合、 $\beta_j(\tau)$ ($j=0,1$) は一回の接触あたりのH I V感染確率と単位時間あたりの感受性人口との性的接触回数との積と考えられる。以下簡単のため $\alpha=1$ とすれば、(14)と(18)から以下の再生方程式(Lotkaの積分方程式)を得る：

$$B(t) = \int_0^{\infty} [e^{-h\tau} \beta_0(\tau) + (1-e^{-h\tau}) \beta_1(\tau)] l(\tau) B(t-\tau) d\tau \quad (33)$$

このとき、この感染者人口再生産過程の基本再生産比(basic reproduction ratio) R_0 は以下であたえられる¹³⁾：

$$R_0 = \int_0^{\infty} [e^{-h\tau} \beta_0(\tau) + (1-e^{-h\tau}) \beta_1(\tau)] l(\tau) d\tau \quad (34)$$

R_0 は一人の感染者がその全感染期間に感染させた二次感染者の期待数であるから、 $R_0 > 1$ (super-critical) であれば感染拡大が生じ、 $R_0 < 1$ (subcritical) であれば流行はやがて自然消滅する(閾値定理)。従って流行を抑止する戦略は $R_0 < 1$ という条件を実現するように設計されねばならない。

基本再生産比 R_0 は一つの感染者人口集団の成長特性をきめる最も重要な指標である。例えば先に述べた感染者数計算においては外部からの感染者の流入の効果を考察しなかったが、感染者の外部からの流入は流行の引き金になり得るが、その持続的拡大の十分条件ではない。一般的に言って単位時間あたりの移民感染者数が有界であれば「劣臨界」 $R_0 < 1$ である限り感染人口は一定規模以下にとどまることがわかる¹⁴⁾。従って感染爆発がおこるか否かはあくまで「過臨界」条件 $R_0 > 1$ が持続するか否かに依存してしまっている。外部からの感染者流入が再生産構造を変化させて R_0 を増大させない限り、その効果は感染者ストックを増加させるだけであって増加率を加速させることはない。逆に移民、隔離等によって感染者ストックを一時的に削減しても、それが感染者集団を確率論的な絶滅に至らせるほどの縮減でない限り、臨界を超える再生産力をもつ感受性人口と感染人口の相互作用系が残存すれば流行はふたたび再発することになる。

H I Vの流行は明らかに人々の感染リスク行為が抑制され、 R_0 を減少させることができればコントロール可能である。予防キャンペーンは未感染人口におけるリスク行為の回避による感受性人口集団の減少をもたらすであろうし、診断率の向上は、感染者が感染の自己認識によって二次感染を防ぐことを通じてH I V流行抑止の効果をもっていると思われる。(34)から明かなように陽性診断後の二次感染発生率 $\beta_1(\tau)$ が条件

$$\int_0^{\infty} \beta_1(\tau) l(\tau) d\tau < 1 \quad (35)$$

を満たせば、サーベイランスシステムによる診断率 h を増加させれば劣臨界条件を達成できることになる。今、最良のケースとして $\beta_1(\tau) \equiv 0$ とし、サーベイランスシステムによる診断率が零に近い段階で患者、感染者の指数関数的増大がおこっていると仮定してみよう。このとき指数関数的成長率 r_0

13) R_0 は人口学における純再生産率(NRR)に他ならない。

14) H. Inaba (1988), "Asymptotic properties of the inhomogeneous Lotka-Von Foerster system", *Mathematical Population Studies*, 1 (3) : 247-264.

は感染者集団（マルサス人口集団）の自然成長率に他ならず，以下のLotkaの特性方程式を満たすはずである。

$$1 = \int_0^{\infty} e^{-r_0 t} \beta_0(t) l(t) dt \quad (36)$$

従って診断率をマルサス径数よりおおきく ($h > r_0$) できれば，(34)-(35) から基本再生産比は1より小さくなり，流行は消滅にむかう。

日本の場合，マルサス径数が年36%と考えれば，診断率が年40%程度になれば，陽性診断された感染者のリスク行動が抑制されるという前提のもとで，劣臨界条件が達成されることになろう。診断率は直接観測できないが，新たに発生するエイズ患者の転症比によって間接的に推定できるであろう。

VI 考察

日本のHIV感染者数についてはすでに様々な立場から推計が行われてきているが¹⁵⁾，1994年7月において凝固因子製剤によるものを除いて約5000名程度，サーベイランスによる感染者捕捉率にして30%から50%という本稿の試算値はなかでももっとも低めの値であろう。これはここでの推計値が国内でのエイズ発症・報告に結びつく感染者のみを逆算していることが一因である。従って過小推定の可能性は大きいですが，今後の流行の動向を考えるうえでは，短期的な滞在者による感染者ストックの増減はそれほど問題でなく，より重要な点は観測された成長率の安定性である。というのも流行初期における感染者数の成長率は与えられた環境系におけるHIV感染人口の自然成長率（マルサス径数）であり，その再生産力を指示していると考えられるからである。外部からの感染者の流入はこの再生産構造を変更して成長率を増大させるものでなければ，その効果は過渡的なものにとどまり，流行の諸相を本質的に変えるものではないであろう。

日本のエイズ流行の将来動向について言えば，先にのべたように流行の始まりから10年近く経過していることと，欧米の初期流行の経過から判断して今後成長率が高まることは考えにくく，感染予防への認識が広まるに従ってむしろスローダウンすると想定するのが自然ではないかと思われる¹⁶⁾。そうであれば広瀬(1994)¹⁷⁾が指摘するように日本が欧米なみの流行にみまわれる可能性は低いと言えよう。しかし欧米での初期成長率の高さは，性的アクティビティの高い同性愛者や静脈注射薬物乱用者等の伝染速度¹⁸⁾の早い人口集団において流行が開始されたためであり，そうした集団での流行が飽和し，より伝染速度の遅い異性間の性交渉が主要な感染ルートになるに従って成長率の低下がおこったと考えるならば，そうした欧米の流行モードの経験則は日本には当てはまらないかもしれない。というのも我国における初期成長率の低さは，リスク集団の構成の違いが一つの要因であるとともに，日本の男性同性愛による症例の成長率の低さに見られるように，一つのリスク集団内部においても性

15) 前掲(注9)，橋本ほか(1993)；松山幸弘(1994)，『新・エイズ戦争』，東洋経済新報社；宗像恒次・田島和雄[編著](1992)，『エイズとセックスレポート／JAPAN—感染爆発のきざし—』，日本評論社，1992；宗像恒次・森田眞子・藤澤和美，『日本のエイズ』，明石書店，1994。

16) 本稿ではいまのところ指数関数的感染拡大は終わっていないと考えて感染率曲線としては指数関数を用いたが，宗像ら(1994)(前掲，注15)は1992年前後のエイズキャンペーンがSTDの減少に効果をあげていることから，92年以降新たなHIV感染の発生は減少していると想定して，感染率曲線としてガンマ関数を用いるWHOのEpi-modelによる推計をおこなっている。

17) 前掲(注11)。

18) 「伝染速度が早い」とは感染者が自己の感染から二次感染を引き起こすまでの平均待機時間が短いということである。

的な活動性やパターンが欧米諸国のそれと異なっているためとも考えられるからである。そして一方で、異性愛集団におけるH I V流行は既にアジア・アフリカ諸国に見られるように、場合によっては急速な拡大の可能性もあるから楽観はできない。最大のリスク集団である異性愛集団におけるH I V流行過程を理解し、有効な流行抑止戦略を打ち出すための研究がとりわけ必要とされよう。

ただしいずれにせよ、過去数年間の新規感染者の動向は今後数年先までのエイズ患者数の動向にほとんど影響をおよぼさないから、この間の日本のエイズ患者数の将来推計としては、表2に示したような指数曲線の延長で十分有効であると思われる。一方、H I V感染者数の推計結果は潜伏期間分布の推定に強く依存しており、今後治療の進展とともに潜伏期間は延長されることも考えられる。従って国内感染者に対するコホートの観測による、日本の状況に適合的な潜伏期間モデルの推定が重要な課題である。

また潜伏期間が長大（8～10年）であることは増加しつつあるH I V感染者人口が大きな成長モメントを持っていることを意味している¹⁹⁾。例えば指数関数的感染拡大期が現在直ちに中断され、感染者の発生が今後ゼロとなったという最良の仮定のもとでも、既存の感染者ストックから発生する新規症例数は今世紀末まで増え続けるであろうし、エイズ症例数は累積値は当然のことながら、生存患者数においても今後10年間程度は増加を続けると予想される。

On Trends of AIDS and an Estimate for the Number of HIV Infecteds in Japan

Hisashi INABA

In this paper we first observe the growth trends of number of HIV/AIDS cases in Japan based on the AIDS surveillance data. We can observe that the cumulated AIDS incidence in Japan has been growing exponentially since the AIDS surveillance system was established in May 1989. Let $C(t)$ be the cumulated AIDS incidence by time t (years since May 1989). Then we have

$$C(t) \approx \exp(3.893 + 0.359 t) \tag{1}$$

where $R^2 = 0.998$. Our observations strongly support that the number of newly infecteds is also growing exponentially. That is, AIDS in Japan is in the *exponential phase* as European countries in the late 80th.

Next we develop a method to estimate the number of HIV infecteds in the exponential phase. Let $\gamma(\tau)$ be the force of developing AIDS at disease-age (duration since infection) τ , let $\ell(\tau) := \exp(-\int_0^\tau \gamma(\sigma) d\sigma)$ be the survival function and let α be the proportion of newly infecteds who eventually develop AIDS. Then the incubation distribution for infecteds is given by $F(\tau) := \alpha(1 - \ell(\tau))$. Let $I(t)$ be the number of HIV infecteds at time t and let $B(t)$ be the number of newly infecteds per unit yime at time t . Then we hve

¹⁹⁾ 稲葉寿 (1994), 「流行初期におけるH I V感染者数の推定とコントロール戦略」, 『人口問題研究』, 第49巻4号: 23-33.

$$I(t) = \int_0^{\infty} (1 - F(\tau)) B(t - \tau) d\tau \quad (2)$$

$$C(t) = \int_0^{\infty} F(\tau) B(t - \tau) d\tau \quad (3)$$

If we assume that the epidemic is in the exponential phase, that is, $B(t) = B(0)e^{rt}$, and the infected population is closed, it is easily shown that

$$I(t) = \left[\frac{1}{\alpha} \left(\frac{r}{\kappa} + 1 \right) - 1 \right] C(t) \quad (4)$$

where κ denotes the crude rate of developing AIDS given by

$$\kappa = \frac{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} \ell(\sigma) \gamma(\sigma) d\sigma}{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} \ell(\sigma) d\sigma} \quad (5)$$

In order to estimate the number of HIV infecteds in Japan, we assumed that $\ell(\tau)$ is given by some Weibull distributions with different average incubation period (8.5 years [model I], 9 years [model II] and 10 years [model III]) or by a long-logistic distribution (model IV, its average incubation period is 11 years). Using the above estimation formula (4) and assumed survival functions, we conclude that the number of infected individuals is about from 10 times (model I) to 17 times (model IV) as much as the size of cumulated AIDS incidence in Japan. This means that the number of HIV infecteds (excluding about 1800 cases infected by contaminated blood products) at the end of June 1994 in Japan is estimated to be about from 3200 to 5200. However even if the report of AIDS incidence is complete, this estimate would be an underestimate, since it does not take into account infected short-term stayers who emigrate to home countries before developing AIDS in Japan and the average incubation period could be longer.

Thirdly if we assume that infected individuals are diagnosed as HIV positives with a constant rate, it is proved that the disease-age structure of reported HIV infecteds is *ageing* in compare with that of total HIV infecteds. Then the crude rate of developing AIDS for the reported HIV infected individuals would be very different from the crude rate of developing AIDS in all of infecteds. As a result, it follows that the proportion of reports of HIV infection to the unknown total HIV infection cannot be estimated as the proportion of the reported AIDS cases who develop AIDS after diagnosed as HIV positives to the total AIDS cases.

Finally we formulate the Lotka's integral equation for HIV infecteds and calculate the basic reproduction ratio R_0 for the HIV infection. We show that if the basic reproduction ratio of the reported HIV infecteds becomes zero, the subcritical condition $R_0 < 1$ could be attained by making the rate of diagnosis larger than the Malthusian parameter of the HIV infecteds.

研究ノート

わが国における法律婚と事実婚

石川 晃

1. はじめに

結婚は、地理的条件や風俗習慣、職業、所得、法制等、社会的経済的条件の一切を反映して現れる。また、結婚の変動は、配偶関係別人口構造を規定し、出生の動向を決定づけ、さらに、家族は結婚をもって生じるため、世帯変動の主要因でもある。とくに、近年の大幅な出生率低下は、晩婚、晩産といった、結婚の動向とくに結婚年齢の変化に起因したものであることが指摘されている¹⁾。

結婚に関する統計は、戸籍法による「婚姻届」および「離婚届」から作成された『人口動態統計』により、結婚の発生とその解消の件数が得られ、一方『国勢調査』によって配偶関係別人口、すなわち結婚状態の把握が可能である。しかし、『人口動態統計』によるものは法律婚（届け出主義）であるのに対し、『国勢調査』は事実婚（事実主義）と、その定義は異なっている。そのため、既存の公的統計では、法律婚の発生件数および事実婚の状態の把握は可能であるが、法律婚の状態および事実婚の発生についての統計は得られない²⁾。

そのように『人口動態統計』によって得られる婚姻数は、実際に発生した結婚数とは必ずしも一致せず、さらに晩婚化の基礎統計として用いられる年齢別結婚統計については、「その年に結婚生活に入ったもの」に限定されるため、実際との乖離が生じている可能性が高い。

戦前の家制度においては、婚姻の届け出をしないまま事実上の夫婦生活に入ることが多く、届け出の有無で婚姻かどうかを区別し、法律婚だけを保護するという法政策は、現実的な適合性を失っていた³⁾。しかし、戦後の法改正で家制度が廃止され、今日では婚姻届を妨げる事情はほとんどなくなり、さらに婚姻届の励行が着実に進行したため、事実婚と法律婚の差は、縮小されてきたと考えられる。

事実婚と法律婚との差が生じる原因は、事実の発生から届け出までの時間的なズレによる経過的要因と思想・信条等に起因した終生的要因の2つによる。そこで、本稿では、『人口動態統計』から得られる事実の発生から届け出までの期間、すなわち経過的要因について分析し、事実婚の発生および状態を推定する。また、その推定結果と、婚姻・離婚届け出件数および平均初婚年齢等について比較を行い、さらに、『国勢調査』による事実婚と推定結果との比較を行うことにより、終生的要因が今日どの程度存在しているのかを検証しようとするものである。

2. 婚姻・離婚の届け出状況

結婚生活に入ってから婚姻届けが出されるまでの期間別割合をみると（図1参照）、届け出総数のうち、同一年内中に結婚生活に入ったものの割合は、1950年にはほぼ半数であった。その後急速に改

1) 石川晃、「近年における地域出生変動の要因－有配偶構造の影響－」、『人口問題研究』第48巻3号、1992年10月、pp.46-57。

2) 唯一、1940（昭和15）年の国勢調査において「届け出の有無別有配偶人口」が調査された。

3) 二宮周平、『事実婚の現代的課題』、日本評論社、1990年3月、p.233。

図1 結婚から婚姻届出までの期間別割合

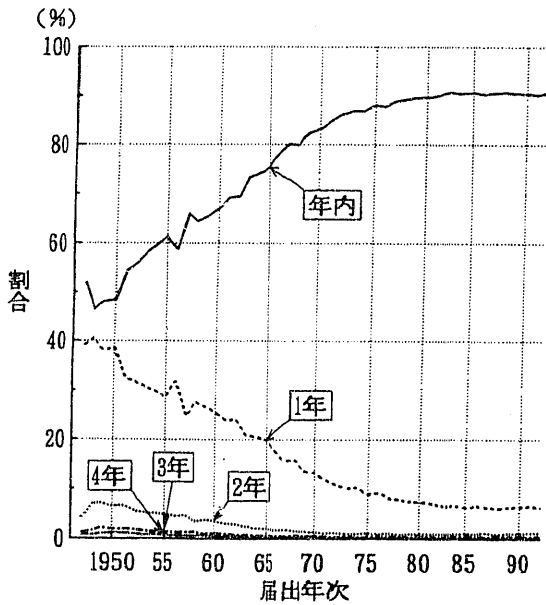
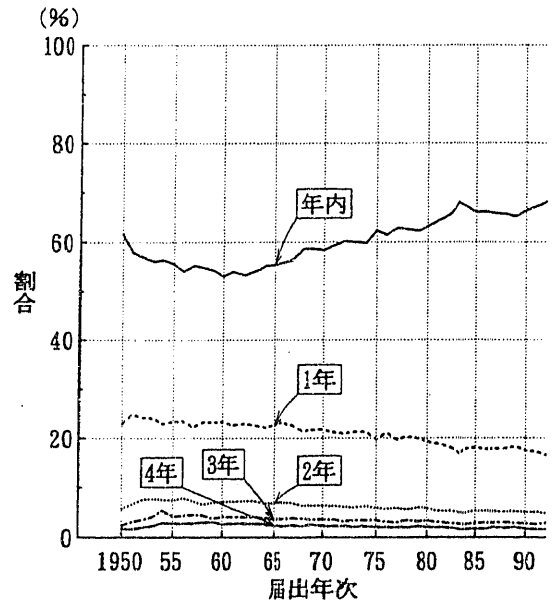


図2 離別から離婚届出までの期間別割合



善され、1970年には8割を超え、近年にはほぼ9割に達している。また、それを反映し、結婚生活に入った翌年に届け出るものは、1950年の40%程度から近年の6%まで減少してきている。ちなみに、2年以上のものは、1950年には13%であったが1992年には僅か3%となっており、これは婚姻届け出の励行が着実に進行してきたことによるものである。

同様に、離別から離婚届け出までの期間別割合をみると（図2参照）、同一年内届け出の状況は1950年に6割であったが、60年頃まで減少し53%まで低下した。その後、上昇に転じ近年には約7割に達している。それに対し、翌年に届け出る割合は一貫して低下し、1950年の23%から92年の17%までほぼ直線的に減少してきている。

以上のように婚姻および離婚の届け出状況は変化してきたが、その動向をみると婚姻の年内届け出状況は短期間のうちに改善が行われたのに対し、離婚のそれは比較的緩慢である。それは、結婚と離

図3 結婚発生からの経過年数別累積数
および発生年次の届出数

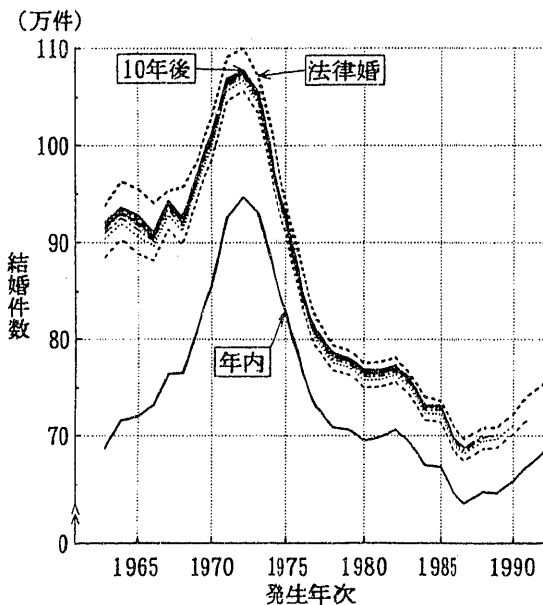


図4 離別発生からの経過年数別累積数
および発生年次の届出数

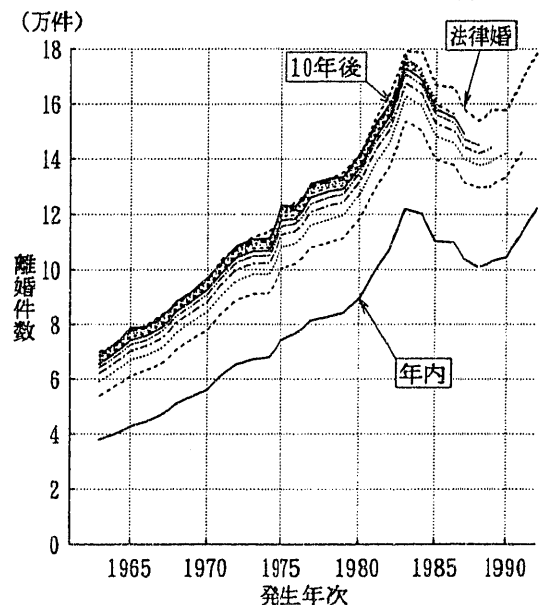


表1 結婚, 離別の届出数と累積件数

年次	結 婚				離 別			
	婚姻届出 総 数	う ち 年内結婚数	10年後までに届出た 累積結婚数	対婚姻届 総 数	離婚届出 総 数	う ち 年内結婚数	10年後までに届出た 累積離別数	対離婚届 総 数
1963	937,516	687,240	921,046	98.2%	69,996	37,848	68,900	98.4%
1964	963,130	715,543	935,977	97.2	72,306	39,932	73,056	101.0
1965	954,852	720,275	927,357	97.1	77,195	42,705	78,469	101.7
1966	940,120	732,141	910,105	96.8	79,432	44,255	79,211	99.7
1967	953,096	763,568	943,497	99.0	83,478	46,897	82,876	99.3
1968	956,312	764,335	926,213	96.9	87,327	51,164	88,715	101.6
1969	984,142	811,218	971,485	98.7	91,280	53,494	91,759	100.5
1970	1,029,405	855,360	1,011,743	98.3	95,937	55,968	97,005	101.1
1971	1,091,229	926,306	1,068,742	97.9	103,595	61,362	102,686	99.1
1972	1,099,984	946,771	1,077,554	98.0	108,382	65,257	108,654	100.3
1973	1,071,923	931,053	1,055,468	98.5	111,877	67,143	111,032	99.2
1974	1,000,455	868,580	971,495	97.1	113,622	67,896	111,117	97.8
1975	941,628	829,539	931,758	99.0	119,135	74,227	123,240	103.4
1976	871,543	765,124	847,783	97.3	124,512	76,484	122,815	98.6
1977	821,029	729,548	808,857	98.5	129,485	81,336	130,996	101.2
1978	793,257	708,137	785,678	99.0	132,146	82,645	132,829	100.5
1979	788,505	706,294	780,718	99.0	135,250	84,123	133,450	98.7
1980	774,702	694,447	768,398	99.2	141,689	89,361	141,544	99.9
1981	776,531	698,513	767,922	98.9	154,221	99,170	152,047	98.6
1982	781,252	706,526	772,912	98.9	163,980	107,337	160,427	97.8

厚生省統計情報部『人口動態統計』による。

別といういわば相反する現象の特性によるものであり、その時期における社会的状況や文化的規範、家族観等が反映された結果であろう。とくに、近年の婚姻については、事実の発生後ほぼ年内中に届け出がされているものの、離婚は7割程度にとどまっているが、1950年頃では、逆に離婚の方が婚姻よりも年内に届け出る割合が多かったことなどは興味深い。

さて、戦後直後における婚姻の届け出状況は、同一年内中の届け出が約半数であり、それ以外は翌年以降に届け出がされていた。すなわち、結婚（事実婚）件数と婚姻（法律婚）件数との間には、概ね半年以上の時間的なズレが生じていたことになる。

そこで、届け出された件数を発生年次に加え、発生から10年後までの累積件数の動向と、年間の届け出婚姻数および離婚数を比較してみることにする（表1参照）。

まず、結婚件数の推移をみると（図3参照）、10年後までに届けられた累積婚姻数は、すべての年次において年間婚姻数（法律婚）よりも少ない結果となった。また、累積婚姻数と婚姻数は、ほぼ同様な動向を示すが、1967年前後の年次で累積婚姻数が不自然な推移を示している。これは、1966年がヒノウエマの年であり、出生に纏わる迷信の影響が結婚の動向にも及ぼしたためと考えられる。すなわち、1966年の結婚開始を避け翌年に先送りした結果であろうと思われる。

一方、離別件数の動向をみると（図4参照）、10年後までに届けられた累積離婚数と年間離婚数は、多少の上下はみられるものの、ほぼ同数となった。婚姻の場合には、届け出状況の改善が急激に進ん

だため累積値の方が届け出数を下回る結果を示したが、離婚の場合には、婚姻ほど改善の度合いは顕著ではないため、累積値と届け出値とがほぼ同数となったと考えられる。

3. 婚姻の種類別にみた届け出状況

婚姻の届け出状況は、急速に改善された。ここでは、婚姻について、初・再婚別、さらに初・再婚の組み合わせ別に届け出の状況を観察することにする。

まず、婚姻の性、初・再婚別に婚姻届け出総数に対する年内届け出率によって、その変化をみてみよう（図5参照）。

初婚の夫および初婚の妻はすべての年次で同率を示し、また、総数の率を上回っている。それに対し、再婚の場合には、夫および妻とも1950年前半には50%に満たず、近年においても75%程度と改善は進行してはいるものの初婚に比べその水準は低いものとなっている。再婚の場合には、夫と妻の状況に差がみられ、いずれの年次についても夫が妻を上回っているが、近年その差は縮小してきている。再婚の妻の届け出状況が夫のそれに比べて悪い結果となったのは、再婚に対する社会的規範の影響も無視することはできないであろうが、妻の場合には、離婚から一定期間再婚が禁止されている法的措置が課せられていることなどが要因として考えられよう。

ちなみに、それぞれの時系列推移をみると、1956年の届け出状況は前後の傾向と異なった変化がみられる。それは再婚の場合よりも初婚に顕著に現れている。この時期は、戦後のベビーブーム（1947年から49年までの3か年）以降急激に低下した出生率が、その後再び上昇に転ずる直前の底となった時期と一致する。また、ヒノエウマ（1966年）の翌年における一時的な上昇は、初婚ではほとんど変化がみられないものの再婚の場合に顕著に表れている。さらに、1977年の再婚の夫の場合のみ一時的に高率となっており、この時期はオイルショックの時期と一致し、興味深い点である。

さらに、初再婚の組み合わせによってもそれぞれ差がみられる（図6参照）。全組み合わせのうち、最も高率を示すのは「初婚同士」による場合であり、次いで「再婚の夫と初婚の妻」の組み合わせである。その逆のケースである「初婚の夫と再婚の妻」の場合には、1960年代以前には「再婚同士」よりも低率を示していたが1970年代初頭以降逆転し、近年には「初婚の夫と再婚の妻」の場合に接近してきている。なお、「再婚同士」は近年ほぼ横這い傾向が続いている。

図5 婚姻の初・再婚別年内届出率

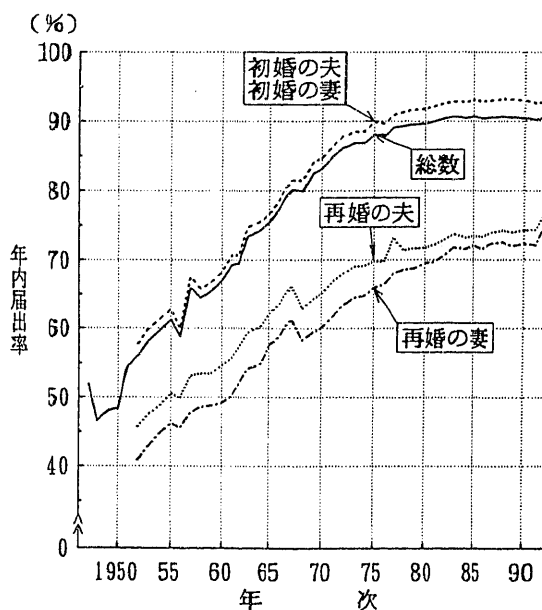
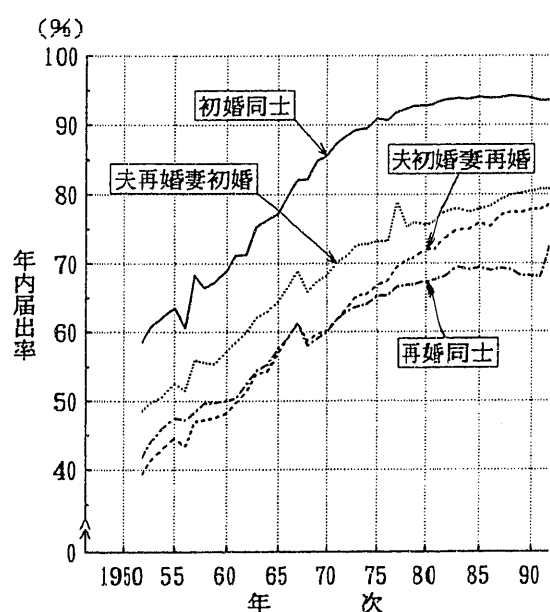


図6 婚姻の組み合わせ別年内届出率



4. 婚姻・離婚の年齢別にみた届け出状況

婚姻の種類ならびにその組み合わせによって、事実の発生から届け出までの期間が異なっていた。ここでは、婚姻および再婚の年齢によって届け出状況に差があるのかをみることにする。なお、ここでは事実の発生した年次における年内届け出を基準に、その翌年にどの程度の届け出があったかを観察することにする。

まず、初婚についてみると（図7参照）、男女ともほぼ同型を示している。10歳代の若い年齢および

図7 初婚時の年齢別1年後届出率（対年内届出）：1974～90年

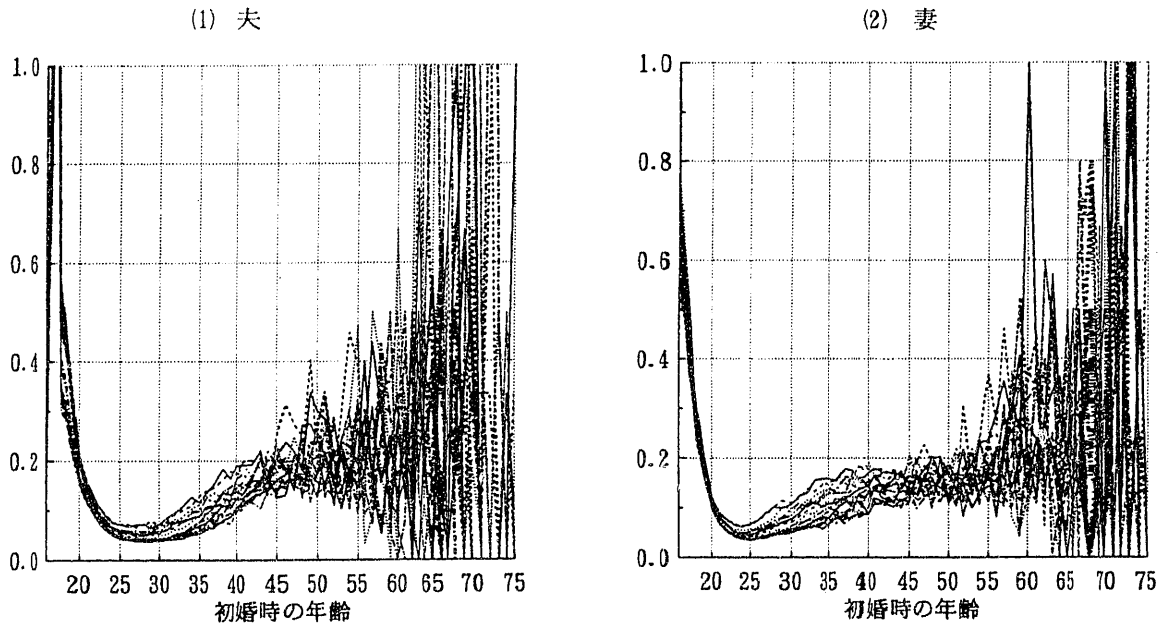


図8 再婚時の年齢別1年後届出率（対年内届出）：1974～90年

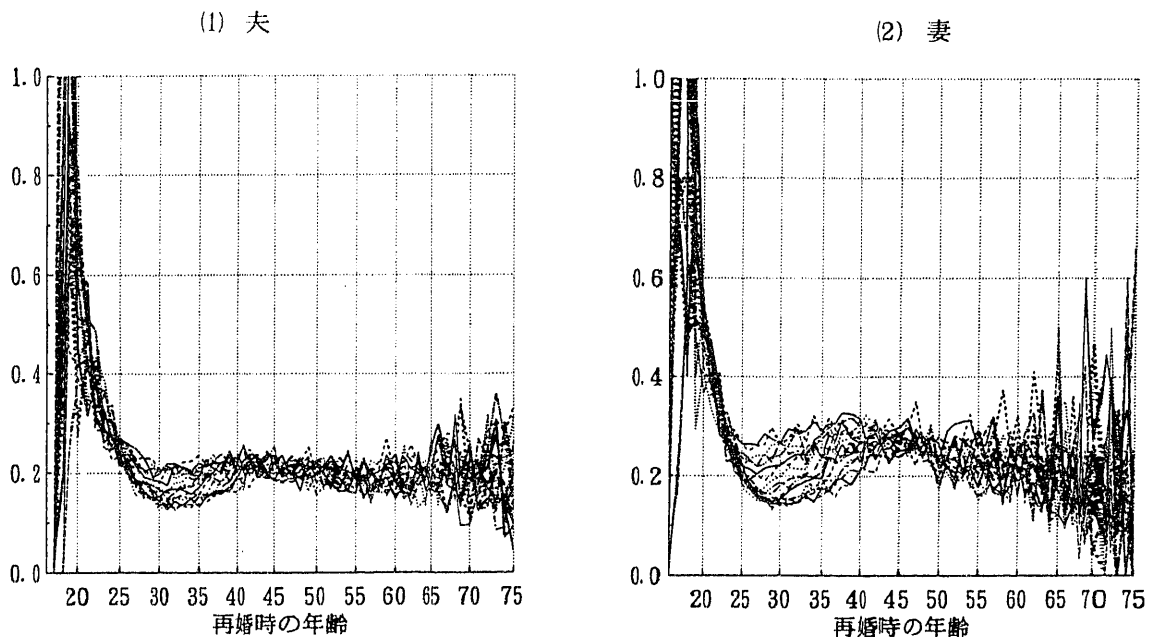
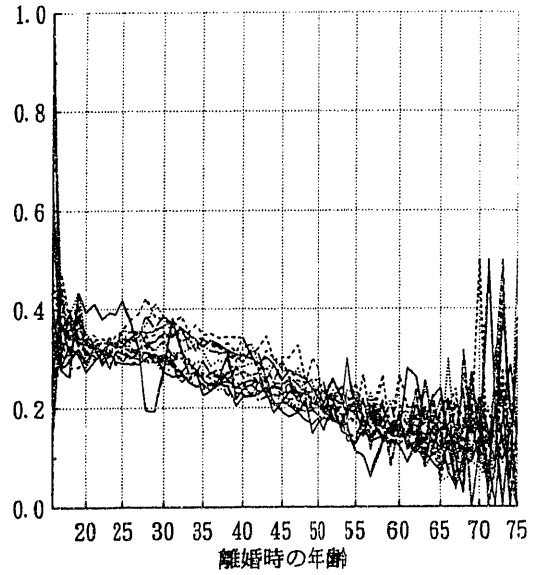
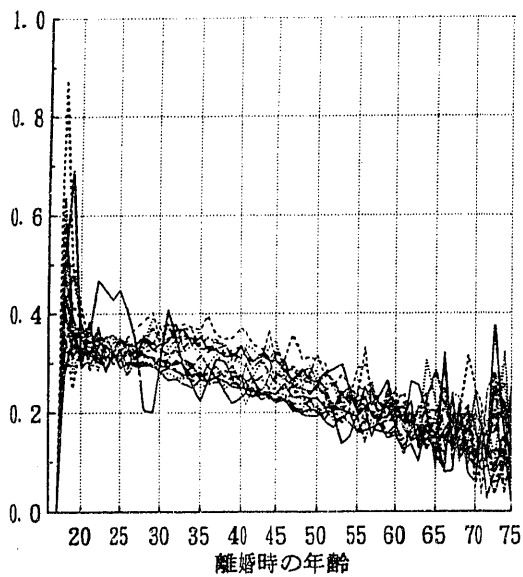


図9 離婚時の年齢別1年後届出率（対年内届出）：1974～90年

(1) 夫

(2) 妻



高年齢で高率を示すが、20歳代で最も低いパターンを示す。最低の率を示す年齢は男女で若干異なり、男子では20歳代後半から30歳代前半にかけて、女子は25歳前後と、いずれも結婚頻度の高い年齢層での届け出状況がよくなっている。ちなみに、高年齢で不規則な変化がみられるが、これはデータが少数であるためのものである。

つぎに、再婚の状況を見ると（図8参照）、初婚の場合に比べ件数の少ない25歳以下を除き、全体的に平坦なパターンを示している。年齢別にみると、30歳代にかけて低率となった後、40歳代で若干高率となり、再び高年齢になるにしたがい率が低下している。なお、女子の方が男子に比べて上下の振幅が大きい。高年齢のそれは女子の再婚が男子に比べ、少いことによるブレと考えられる。また、30歳前後では女子の方が届け出の改善幅が大きく、最近では男女の水準が同程度になった。

さらに、離婚の状況は（図9参照）、男女の差はあまりなく、若年齢で高率を示し、高年齢になると低下する。その傾向は、ほぼ直線的である。

5. 結婚・離別件数の推定方法

結婚および離別の推定はつぎのように行った。

まず、1975年から91年までの17年間の婚姻届・離婚届をもとに、性、年齢（各歳）別初婚、再婚、離婚について事実の発生から届け出までの経過年数別データを用い、発生年次毎に各年齢別、年内届け出件数を基準とした経過年数別率を求める。すなわち、 t 年に a 歳のものが結婚あるいは離別し、その n 年後に届けられた件数を $N_a^{t,t+n}$ とすると、経過年数別届け出率 $r_a^{t,n}$ は、

$$r_a^{t,n} = N_a^{t,t+n} / N_a^{t,t} \quad (15 \leq a \leq 100, 1 \leq n \leq 19)$$

によって求める。

ただし、データの得られない1974年以前の届け出件数と1992年以降の見込みについては、既知の経過年数別届け出率 $r_a^{t,n}$ の傾向を基に補外推計する。

t 年における推定（暫定）発生件数 \tilde{A}_a^t は、

$$\tilde{A}_a = N_a^{i,a} \times \Sigma r_a^{i,a}$$

によって求める。

しかし、男子と女子の結婚総数（初婚と再婚の計）ならびに離別総数は、同数でなくてはならないが、以上によって求められた年齢別発生件数は、必ずしも同数にはならない。そこで、別途総数を次のように求め、補正を行った。

求められた推定（暫定）発生件数 \tilde{A}_a の男女別総数を求め、男子と女子の平均値を総推定（暫定）発生件数とする。また、事実の発生から10年後までの累積件数について、既知の年次（1963年から82年）における累積件数と届け出件数の比を用い、1962年以前および83年以降の累積件数を求める。さらに総推定（暫定）発生件数と累積件数との比を求め、補正する。その係数を総推定（暫定）発生件数に乗ずることにより総推定発生件数を求めた。

あとは、推定（暫定）発生件数 \tilde{A}_a が総推定発生件数に一致するように、按分補正を行い、推定発生件数 A_a とした。

6. 結婚・離別件数の推定結果

推定結婚数および離別数の推定結果は表2および表3のようになった。

年次別婚姻届け出件数と推定結婚数の推移をみると（図10参照）、1967年（ヒノエウマの翌年）前後で異なった動向を示しているが、それ以外の年次はほぼ同じ傾向を示している。なお、1970年代初頭までは概ね2万件程度推定結婚数が少なく、最近になるほどその差は縮小してきている。ちなみに1947年から92年までの推定された総結婚件数は3,793万件であり、婚姻届け出件数の3,855万件に比べ61万件少ない結果となった。それは、戦後直後の時期には婚姻届け出の状況が悪く、そのため婚姻届け出件数には1946年以前の結婚まで含んでいるためと考えられる。

つぎに離婚届け出件数と推定離別数をみると（図11参照）、1975年から78年にかけての期間で差が生じ、推定離別数が離婚届け出件数を上回っているが、それ以外の年次はほぼ同数となった。また、1950年から92年までの総件数は、推定値が487万件、届け出件数が483万件と、推定件数の方が4万件

図10 婚姻届出数、年内届出数および推定結婚数

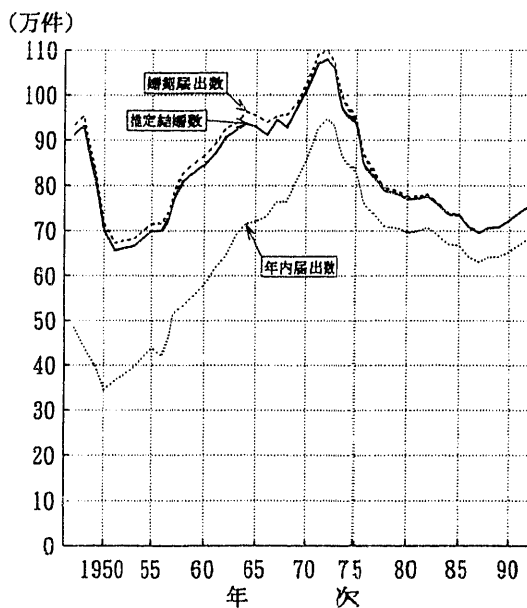


図11 離婚届出数、年内届出数および推定離別数

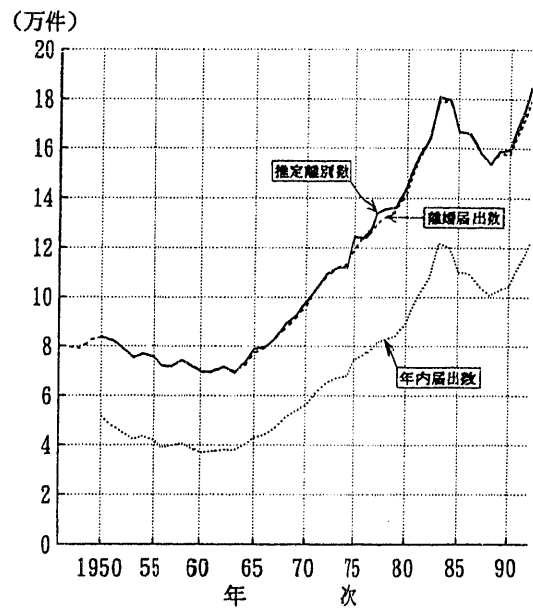


表2 推定結婚数および婚姻届出件数

年次	推定結婚数					婚姻届出件数				
	総数	初婚夫	初婚妻	再婚夫	再婚妻	総数	初婚夫	初婚妻	再婚夫	再婚妻
1947	912,330	789,009	791,396	123,321	120,934	934,170	--	--	--	--
1948	931,765	795,980	798,472	135,785	133,294	953,999	--	--	--	--
1949	822,604	698,609	716,602	123,995	106,002	842,170	--	--	--	--
1950	698,520	587,691	610,868	110,830	87,652	715,081	--	--	--	--
1951	656,393	558,343	586,584	98,051	69,809	671,905	--	--	--	--
1952	661,416	569,090	600,703	92,325	60,712	676,995	578,687	606,538	98,308	70,457
1953	666,431	578,867	610,459	87,563	55,972	682,077	589,719	618,669	92,358	63,408
1954	681,853	595,578	627,234	86,275	54,619	697,809	607,436	637,350	90,373	60,459
1955	698,567	613,246	645,090	85,321	53,477	714,861	626,394	656,591	88,467	58,270
1956	699,668	616,327	647,005	83,341	52,664	715,934	631,134	659,673	84,800	56,261
1957	755,848	673,775	704,514	82,074	51,334	773,362	687,680	717,305	85,682	56,057
1958	808,236	724,849	756,314	83,388	51,922	826,902	741,221	771,529	85,681	55,373
1959	828,075	746,957	777,654	81,118	50,421	847,135	763,252	793,413	83,883	53,722
1960	846,691	765,111	796,553	81,581	50,138	866,115	782,021	812,597	84,094	53,518
1961	870,260	791,766	822,072	78,494	48,188	890,158	808,483	838,354	81,675	51,804
1962	907,658	825,655	856,852	82,002	50,806	928,341	843,934	874,667	84,407	53,674
1963	922,152	842,549	871,634	79,603	50,518	937,516	855,688	884,756	81,828	52,760
1964	937,171	857,525	886,147	79,646	51,024	963,130	880,175	909,165	82,955	53,965
1965	928,610	848,318	875,546	80,292	53,064	954,852	872,649	900,304	82,203	54,548
1966	911,403	834,428	859,663	76,975	51,739	940,120	860,197	886,108	79,923	54,012
1967	944,913	864,363	889,559	80,551	55,355	953,096	871,919	897,156	81,177	55,940
1968	927,673	852,212	874,990	75,461	52,683	956,312	876,803	900,586	79,509	55,726
1969	973,089	894,749	917,260	78,340	55,829	984,142	902,251	925,538	81,891	58,604
1970	1,013,490	930,631	953,615	82,859	59,874	1,029,405	943,783	967,716	85,622	61,689
1971	1,070,667	986,465	1,008,761	84,202	61,906	1,091,229	1,003,381	1,026,772	87,848	64,457
1972	1,079,576	994,281	1,014,937	85,295	64,639	1,099,984	1,011,042	1,032,967	88,942	67,017
1973	1,057,528	970,780	989,266	86,748	68,262	1,071,923	983,035	1,002,656	88,888	69,267
1974	973,464	889,293	905,886	84,171	67,578	1,000,455	911,808	929,824	88,647	70,631
1975	933,716	849,067	863,734	84,649	69,982	941,628	855,825	871,445	85,803	70,183
1976	849,628	770,188	782,614	79,440	67,014	871,543	787,521	801,264	84,022	70,279
1977	810,708	730,507	741,682	80,201	69,027	821,029	738,321	750,756	82,708	70,273
1978	787,433	706,164	716,686	81,269	70,747	793,257	710,875	722,577	82,382	70,680
1979	782,527	700,387	711,221	82,140	71,306	788,505	704,321	715,551	84,184	72,954
1980	770,235	687,312	696,859	82,923	73,375	774,702	690,885	701,415	83,817	73,287
1981	770,732	687,220	697,563	83,512	73,169	776,531	691,448	702,259	85,083	74,272
1982	775,919	690,451	700,735	85,468	75,184	781,252	693,990	704,840	87,262	76,412
1983	759,188	671,786	681,940	87,402	77,248	762,552	675,514	686,477	87,038	76,075
1984	736,666	649,678	659,288	86,989	77,379	739,991	652,618	663,021	87,373	76,970
1985	733,176	643,183	652,350	89,993	80,826	735,850	646,241	656,609	89,609	79,241
1986	708,447	619,794	628,692	88,653	79,755	710,962	620,754	630,353	90,208	80,609
1987	694,959	604,580	613,374	90,380	81,585	696,173	605,675	615,148	90,498	81,025
1988	706,804	613,259	622,331	93,545	84,472	707,716	613,919	623,743	93,797	83,973
1989	708,223	612,087	623,134	96,136	85,089	708,316	611,963	623,485	96,353	84,831
1990	722,789	626,711	637,872	96,078	84,917	722,138	625,453	637,472	96,685	84,666
1991	740,639	644,053	655,428	96,586	85,211	742,264	645,790	657,715	96,474	84,549
1992	756,039	656,741	668,173	99,299	87,866	754,441	657,540	669,760	96,901	84,681

多い結果となった。これは、結婚の場合と逆の結果を示しているが、その原因は、離婚届け出の状況は結婚のそれと比べ、大幅な改善はされているわけではなく、また、離婚件数が近年急増しているため、実際には1992年までに発生した離別が1993年以降に離婚届が出されると見込まれる。そのため、1992年までの離婚届け出の方が、実際の離別の発生よりも少数となったためと考えられる。

なお、従来より結婚年齢の分析は年内届け出のみによる婚姻数を用いて行っている。しかし、年齢別にみた場合においても、実際の発生件数と年内届け出件数とは当然のことながら異なっている。そこで、とくに結婚年齢分析にとって最も代表的な指標である平均初婚年齢について、推計結婚数に基づくものと『人口動態統計』の年内届け出婚姻数に基づくものとを比較を行ってみた(図12参照)。

その結果、平均初婚年齢は、1960年以前は男女とも推定値の方が『人口動態統計』によるものより低く、1950年前後で約0.5歳の差が生じている。しかし、その差は徐々に縮小し1960年以降の値はほぼ同じ値を示す。したがって、1960年以降の分析には、『人口動態統計』による値を用いて分析を行っても支障は生じないが、それ以前については注意が必要となろう。

7. 法律婚と事実婚の比較・検証

結婚状態すなわち配偶関係別人口の推定は、結婚発生データを基に求めることができる。それは、初婚率の動向によって未婚率、有配偶率が変化し、再婚率、離婚率の変化が有配

表3 推定離別数および離婚届出件数

年次	推定離別数	離婚届出数	年次	推定離別数	離婚届出数
1947	—	79,551	1970	97,717	95,937
1948	—	79,032	1971	103,473	103,595
1949	—	82,575	1972	109,521	108,382
1950	83,778	83,689	1973	111,954	111,877
1951	82,445	82,331	1974	112,075	113,622
1952	79,156	79,021	1975	124,341	119,135
1953	75,407	75,255	1976	123,952	124,512
1954	76,939	76,759	1977	133,612	129,485
1955	75,467	75,267	1978	135,474	132,146
1956	72,255	72,040	1979	136,228	135,250
1957	71,887	71,651	1980	144,588	141,689
1958	74,272	74,004	1981	155,521	154,221
1959	72,740	72,455	1982	163,623	163,980
1960	69,706	69,410	1983	180,795	179,150
1961	69,640	69,323	1984	179,512	178,746
1962	71,744	71,394	1985	166,796	166,640
1963	69,252	69,996	1986	165,934	166,054
1964	73,452	72,306	1987	157,994	158,227
1965	78,920	77,195	1988	153,507	153,600
1966	79,691	79,432	1989	158,642	157,811
1967	83,405	83,478	1990	159,424	157,608
1968	89,310	87,327	1991	172,036	168,969
1969	92,403	91,280	1992	184,372	179,191

図12 平均初婚年齢の比較：推定値と『人口動態統計』結果

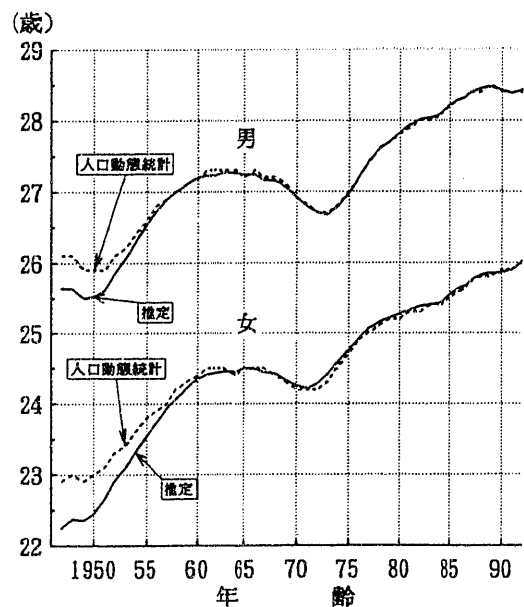
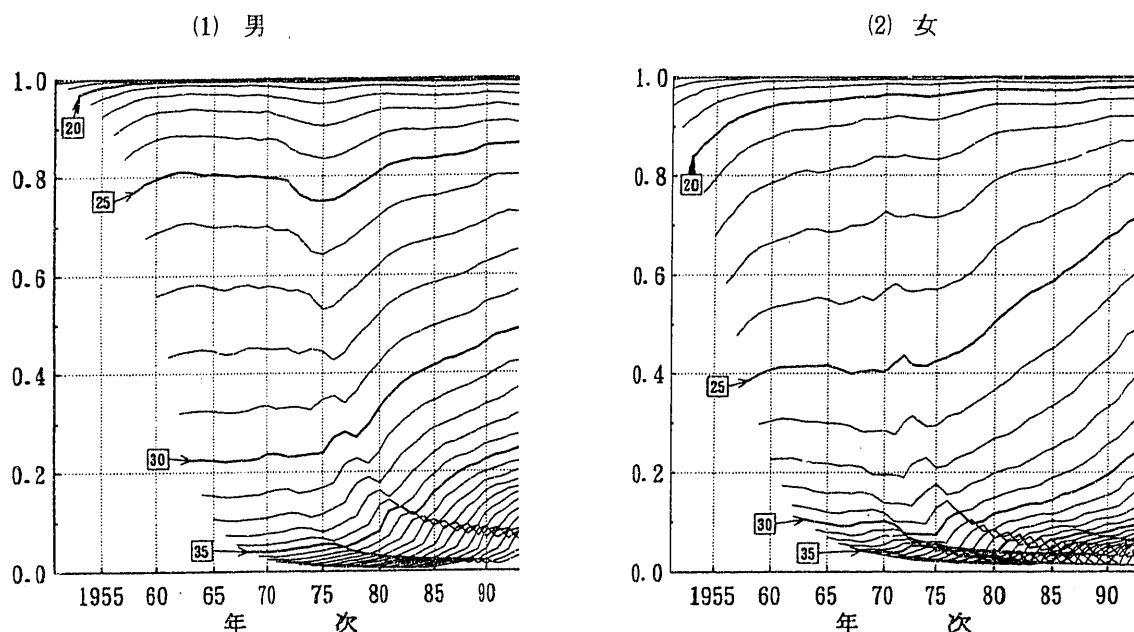


図13 年齢別各年1月1日現在未婚率



偶率、離・死別率に影響を及ぼす。そこで、まず年齢別初婚率を基に年齢別未婚率を推定し⁴⁾、初婚率の変化に伴い未婚率がどのように変化をするのかをみてみよう(図13参照)。

まず男子の推移をみると、各年齢とも1970年代前半までは比較的安定してきていたが、70年代後半以降、20歳代半ば以降の年齢で大幅に上昇してきた。具体的にみると、25歳では1970年以前は未婚率が約70%であったが最近では80%に、30歳ではさらにその上昇の度合いは高く、15%から45%へと激増したことになる。また、25歳を中心にした年齢では1974~75年にかけていったん低下し、その後急速な上昇に転じているのが特徴的である。

一方、女子の変化をみると、安定期から変化が生じた時期は男子と同様に1970年代初期であり、25歳の推移をみると1970年以前には約3割が未婚であったものが最近では6割へ、また、30歳でも1割程度で安定していたものが2割を上回るまでになってきていることがわかる。

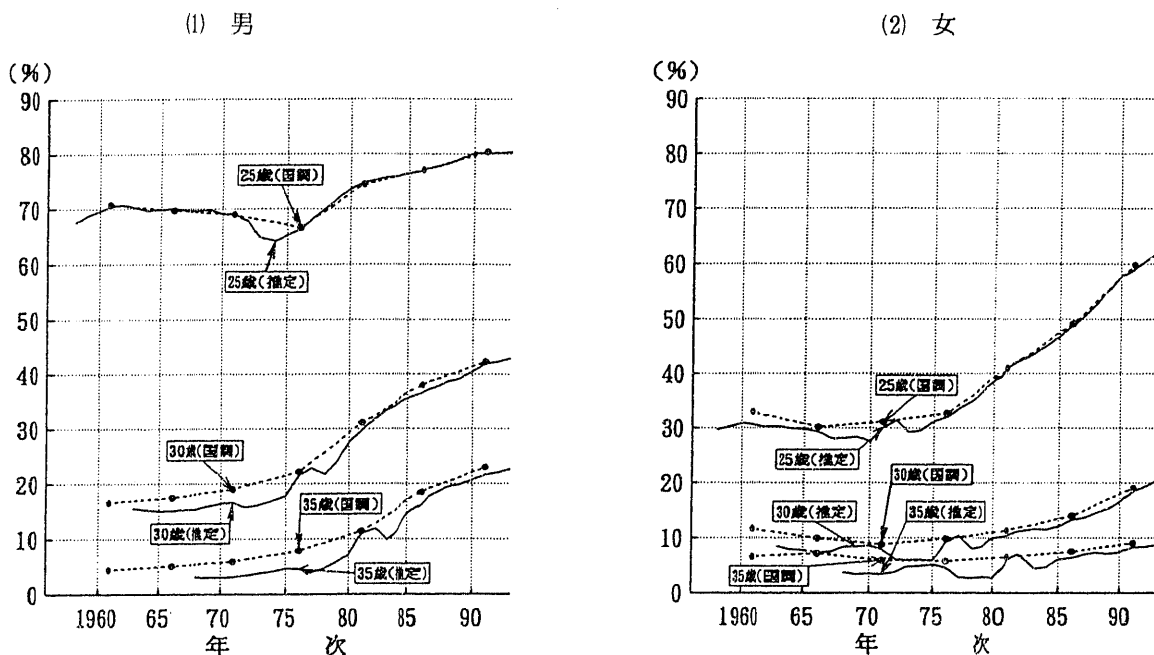
以上の結果は、結婚の発生率すなわち動態統計を用いて求められた静態の割合である。ただし結婚の発生は、婚姻の届け出の状況を基に推定されたものであるため、むしろ、法律婚に基づく状態といえる。すなわち事実婚における経過的要因を取り除いた場合のものである。そこで、この結果と事実婚を示す『国勢調査』による配偶関係別人口割合と比較することにより、事実婚における終生的要因がどの程度存在するのかを推定することができる。

国勢調査は5年に1度、10月1日現在の状態を示している。それに対し、今回の推定によるものは、各年1月1日現在の数値である。そのため、同一年の比較を行うと9か月の差が生じてしまうことになる。そこで、10月1日と翌年の1月1日とを比較する方がより妥当であるため、推計値の年次に対し1年ずらして国勢調査結果をプロットした(図14参照)。

特定の年齢(25歳、30歳、35歳)時における推定値と国勢調査結果の推移をみると男女ともその傾向はほぼ一致したものになった。とくに25歳時には完全に一致しているといえる。それ以外の高年齢

4) 年齢別初婚率をコーホート別に累積することにより、既婚者の割合が求められ、未婚率はその与数として算出できる。ただし、ここでは配偶関係別の死亡状況には差がないものとしている。詳細は、石川晃、『わが国女子の世代結婚表：1950~87年』、研究資料第261号、1989年10月を参照。

図14 特定年齢未婚率の比較：推定値と『国勢調査』結果



においても、推定値が国勢調査結果よりやや下方となったが、その差は僅かであり近年になるほど縮小してきている。

推定値と国勢調査結果との差が生じる原因は、理論上終生的要因によるものと考えられるが、今回の結果によると必ずしもそうとはいえない。本来、事実婚による既婚率は法律婚に基づく数値より終生的要因の分だけ高くなる。言い換えれば、事実婚による未婚率は、推定値より低くなるはずである。しかし、今回の結果では事実婚を示す国勢調査結果の方が推定値を上回る年次がみられた。このような結果となったのは、今回行った推定値の誤差と国勢調査の精度の両方の要因によるものであると考えられ、終生的要因に関する定量的推定を得ることはできなかった。しかしながら、法律婚に基づく配偶関係別構成割合と事実婚に基づくその動向は、ほぼ一致しているといってもよく、今日では終生的要因の影響はないといっても差し支えなからう。

8. まとめ

統計を用いた分析を行う際に最も重要なことは、用いる統計の正確性であろう。結婚の統計に関していえば、法律婚、事実婚といった結婚事象の定義の違いにより、おのずと統計数値も異なり、そこから導かれる結論も違ったものになってしまう可能性がある。そこで、事実の発生から届け出までの期間についての分析を行い、結婚の分析を行う際に用いる代表的指標である結婚件数（率）、離婚件数（率）や結婚年齢に関する統計について、事実婚による指標を算定し、従来から用いられている法律婚に基づいた指標と比較をすることにより、その検証を行った。一方、届け出を終生的に出さない結婚の発生状況についての考察も行った。

今回の分析によると、事実の発生から届け出までの経過期間は、戦後から現在まで結婚、離婚とも短縮されてきているが、とくに結婚の届け出については急激に改善が進んできたことがわかる。また、性、年齢および結婚の形態や初再婚の組み合わせによって、届け出状況に差がみられた。とくに年齢による差は大きい。しかし、平均結婚年齢によってみると、届け出状況が悪かった1960年以前を除けば、法律婚と事実婚によるそれはほぼ同じ値となり、法律婚による指標を用いた分析を行ってもほと

んど支障はないものと思われる。

また、人口動態統計のデータを用いて法律婚に基づく配偶関係別構成割合を推定し、国勢調査による事実婚との比較を行った結果では、ほぼ一致したものとなった。このことは、今日内縁と呼ばれる結婚の多くは単に届け出が遅延したために生じたものであり、いわば経過的内縁に過ぎないということを示している。

書 評・紹 介

法政大学日本統計研究所 伊藤陽一編著

『女性と統計—ジェンダー統計論序説—』

梓出版社, 1994年11月, 277+xivページ

1960年代フェミニズム運動の中で、「女性学は、これまでの学問が、女性の主体的参加を考慮に入れず、男性中心に人間と社会を説明してきたというきびしい批判にもとづいて、各学問分野の再検討を行う。」(山口真, 山手茂共編『女性学概論』, p6) ことで登場した。国際女性年を契機に、女性の置かれている状況を改善しようという一連の運動が、今までにない強さを持って世界的広がりを見せた。1975年に第1回世界女性会議(メキシコ市)が開催され、女性の置かれている状況を統計で表す必要が生じた。最近では「女性の側を擁護する言葉がいかにうまく説得力のあるものであっても、政策に影響を与え、世界を変えるには数字が必要である。」(国連、『世界の女性』, 1p) との認識から、女性の状況に関する統計と指標(ジェンダー統計)は、重要性を増してきている。

ジェンダー統計とは、社会的な性差別、格差、差異に関わる統計理論であり、具体的にはジェンダー関係を明示する統計数と統計指標を作成することである。そして編者はそのような統計数と統計指標を作成する目的やその必要性、組織的諸問題を研究する分野を、統計学の重要な領域として設定したいと考えている。ジェンダー統計は、主に「女性」についての統計であるが、それはとりもなおさず「男性」のおかれている状況の見直しと共に、「両性」の関係の見直しを行うものと理解される。

本書は4部, 13章から成っている。「第1部 ジェンダー統計の展開経過」では、ジェンダー統計について、1975年の国際女性年から現在に至るまでの国際的な動向について論じられている。そのうち、第1章は国際的な動きの中心となっている国連統計局の活動、2章はインストロー(国際連合国際女性問題調査訓練研究所)の活動、第3章はアメリカにおける女性の役割の変化やセンサス局の動向を中心にして、「所得ならびに連邦政府による社会福祉政策に関する調査」(SIPP)の紹介・評価がされている。「第2部ジェンダー統計に関するいくつかの問題」では、個別問題の検討が行われている。第4章は世帯統計と世帯主概念についての国際的動向及び日本の状況、第5章は就業女性の労働条件の格差および差別を性別隔離指数を用いて論じている。第6章は日本の男女別賃金格差の国際比較、第7章は国民経済計算体系(SNA)が、社会的に不可欠な女性の活動を組み入れることのできない概念体系である点について問題提起を行っている。「第3部ジェンダー統計論と統計集をめぐって」では、ジェンダー統計の到達段階や今後の課題を論じている。第8章はジェンダー統計の定義、ジェンダー統計集の検討視角・注意点、実際に入手した女(両)性統計集の検討およびその到達点を論じ、第9章は『世界の女性1970~1990年、その実態と統計』の内容紹介、その成果と問題点の指摘がされている。第10章は日本におけるジェンダー統計論の経過、およびその中で蓄積されてきた論議を社会統計学の見地から「統計の理解・吟味・批判」の重要性を指摘し、今後のジェンダー統計活動に向けての留意点を論じている。「第4部ジェンダー統計の現段階—国際的視野から—」では、ジェンダー統計の発展のために活躍・貢献している論者の論文や報告書を収録している。第11章はジェンダー統計の問題と挑戦課題、第12章は女性と男性の経済的貢献の測定、第13章はジェンダー明示統計の世界規模での改善についての翻訳が掲載されている。

近年、わが国の「フェミニズム」の運動は大きくなり、活発となっている。ジェンダー統計の分野でそれを支援し、発展させるための統計や指標作成の動きは、本書でも触れられていたが、緒についたところといわざるを得ないであろう。この動きはジェンダーを明示した統計の作成が普通のこととなり、あえて、「ジェンダー統計」と呼ぶ必要がない社会が実現する日まで続けられるものである。このような観点を有する本書が刊行された意義は大きく、ぜひ一読をお勧めしたい。

(山本千鶴子)

A. F. Robertson

Beyond the Family: The Social Organization of Human Reproduction

Berkeley, University of California Press, 1991, VI+231pp.

「コロンブスの卵」の寓意をご存じだろうか？ そう、やってみると「なんだそんなことか」という単純なことが、実際にはなかなか成し遂げられないという意味である。本書の魅力を一ひことでは言えませんがこの寓意にたとえられよう。すなわち、個々の局面で展開される議論やその根拠とされる事例等はそれほど斬新ではないのだが（と言ってもその及ぶ範囲は驚くほど多岐にわたっている）、「再生産（reproduction）」という観点から様々な社会現象を解釈し、再構成して、新しい家族観、社会観にまでまとめあげて見せたこと、言い換えれば、再生産というお馴染みの（少なくとも人口学者には）概念を社会理論の水準にまで高めたところに、この本の「コロンブスの卵」的魅力があると言えるのである。ちなみに本書は1992年の William J. Goode 賞に輝いている。

著者 A. F. Robertson はアフリカの家族や経済を研究してきた人類学者だが、彼の問題意識はいたってシンプルかつフレキシブルである。再生産は社会を存続しめる重要な人間の営為でありながら、なぜ社会学者たちはこれまで軽視してきたのか？ 最終第10章で彼はその原因となった知識・観念上のバイアスを10点指摘し、詳細な解説を加えているが、それらはほぼ次の2点に集約される（第1章序）。

第1に、社会学者たちがこれまで経済的な生産や交換にばかり関心を抱いてきたこと。産業革命期に誕生した社会科学の多くは、社会変動の中心要因は技術革新だと信じ、唯物論的志向が強かった。その最たる例が人間がモノを「生産」するプロセスに注目したマルクス主義であるが、これに対抗して「交換」のプロセスを重視した他の社会科学（主として古典派経済学）にしてもモノの動きを重視したという点では同じで、人間の再生産が問題にされることはほとんどなかった。たまにあっても、モノの生産や交換によって一方的に規定される対象として扱われるばかりで、人間の再生産がモノの生産や交換を規定する側面はほとんど無視されてきたのである。

第2に、「家族」という社会制度に対する独特の強迫的観念が長らく支配的であったこと。われわれの多くはいまでも家族こそが文明社会の基盤であり、それは専ら私的な営みである再生産という営為によって存続してきたのだという大前提に立つ一方で、産業社会の進展によって家族の機能は縮小してきたとも考えている。このある意味でアンビヴァレントな近代的家族観は、家族は第一次集団であり、子育てや成員への物質的供給、保護、社会的地位付与などの様々な機能を本来担っていたが、いまや子どもの社会化や大人のパーソナリティの安定化といった心理的・情緒的機能を残しているだけだとする家族機能論に代表されるように、再生産を家族の“基本的”あるいは“固有の”機能としながらも、事実上、再生産の広範な社会的意義を黙殺し、残余的・隠喩的意味しか与えてこなかったのである。

このようなバイアスに対し、Robertson は人類学から歴史学、社会学、経済学、人口学にまで及ぶ該博な知見を武器に、再生産概念をまさしく再生する旅へと出る。まず第2章で、再生産の物理的プロセスと家族や世帯との基本的な関係が確認され、家族と世帯の再定義が成される。すなわち、家族とはそもそも再生産プロセスによって生じ、時間の経過とともに創出される巨大な人間関係のネットワークの構成要素であり、決して“自然な”、“永続的な”関係ではなく、むしろ再生産プロセスに応じて絶えず計算される流動的で不確定的な社会関係であること、世帯はそれを居住という一時的な断面で捉えたものに過ぎないことが強調される。続く第3～第5章では、この基本的関係がいかんして経済的・政治的関係となるのか、あるいは両者がいかなる相互依存関係にあるのかが明らかにされる。結婚、出生、加齢、死といった一見すると個人的・生物学的な事象が実はきわめて経済的・政治的利害によって組織化されている一方で、労働や資本、消費、投資、余剰、貯蓄といった経済的事象が再生産プロセスにいかん大きく依存しているかが豊富な事例によって描かれる。さらに、このような複眼的視点が「世代」、「ジェンダー」、「社会階級」を理解する上でいかに重要であるかが示されている（第6章）。

第7、第8章はこの本のハイライトを成す。近代社会の形成史を再生産の（による）組織化という1本の軸で大胆なまでに切ってみせる第7章は、粗雑さを指摘する向きもあるだろうが、非常に説得力があり、給与（salary）と賃金（wage）の制度は労働者の再生産プロセスを規定することによって社会階級の再生産を維持する装置だと主張する第8章も、コンパクトながら大変明解である。最後に、第9章で遺伝子工学などの技術進歩が近代的家族観を揺るがし、いやがおうでもモラル上の危機が生じることが問題提起されたあと、最終第10章で初めの問題意識へと立ち返り、社会学者として再生産をどう扱うべきかが再び確認され、旅は終わりを迎える。

本書は大学の初級学生を念頭に書かれたようだが、内容は鋭い洞察に満ちており、人口学や社会学のスペシャリストを自負される方にも是非一読を薦めたい一冊である。しかしそれにしても、いつも感じることなのだが、日本ではなぜこの種の教科書がなかなか現れないのだろうか、人口学に限らず。（才津芳昭）

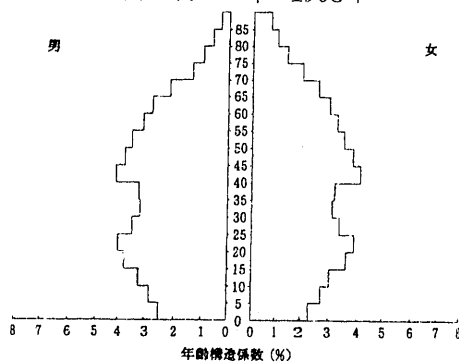
統 計

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

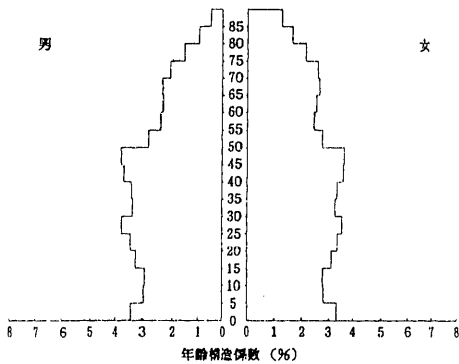
国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版（1992年版）¹⁾に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より人口情報部人口解析センターで毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢構造係数³⁾、従属人口指数⁴⁾（年少人口指数と老年人口指数の別）および老年化指数⁵⁾、それから平均年齢⁶⁾と中位数年齢⁷⁾である。（石川 晃・坂東里江子）

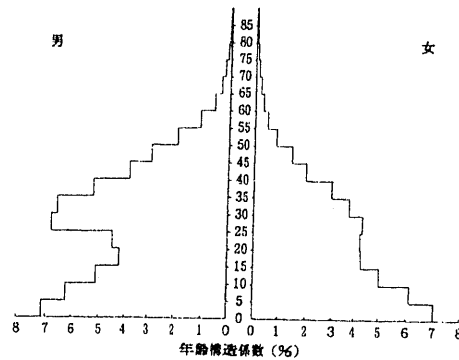
(1) 日 本：1993年



(2) スウェーデン：1991年



(3) クウェート：1990年



1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1992*, New York, 1994.

日本については、総務庁統計局『平成5年10月1日現在推計人口』（1994. 5）による。

2) 1991年版によるものは、『人口問題研究』、第49巻2号、1993年7月、pp.63-74に掲載。

3) 年齢3区分（0～14歳、15～64歳、65歳以上）人口について、総人口に対する割合。

4) 従属人口指数総数=年少人口指数+老年人口指数

年少人口指数=(0～14歳人口)/(15～64歳人口)

老年人口指数=(65歳以上人口)/(15～64歳人口)

5) 老年化指数=(65歳以上人口)/(0～14歳人口)

6) 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1990年の年齢各階級別人口による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は74.10歳、70歳以上は77.62歳、75歳以上は80.96歳、80歳以上は84.62歳、85歳以上は88.57歳をそれぞれ用いた。

7) 年齢別人口を低年齢から順次累積し、総人口の半分の人口に達する年齢を求める。ただし、中位数年齢該当年齢（5歳）階級内については直線補間による。

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	1987. 3. 15 ¹⁾	22,600,957	9,946,100	11,758,841	893,159
2	ベニ	1987. 7. 1	4,304,000	2,005,000	2,193,000	106,000
3	ボツワナ	1991. 8. 14(C) ¹⁾	1,326,796	567,470	670,769	62,561
4	ブルキナファソ	1985. 12. 10(C) ¹⁾	7,964,705	3,844,995	3,790,732	319,103
5	ブルンジ	1990. 8. 16 ¹⁾	5,292,793	2,458,240	2,616,412	208,530
6	カメルーン	1986. 7. 1*	10,446,409	4,716,806	5,342,237	387,366
7	カーボベルデ	1987. 12. 31	347,060	153,805	175,296	17,959
8	中央アフリカ	1988. 12. 8(C)* ¹⁾	2,463,616	1,064,318	1,323,339	71,653
9	コンゴ	1984. 12. 22(C) ¹⁾	1,909,248	853,130	985,839	61,243
10	コートジボアール	1988. 3. 1(C) ¹⁾	10,815,694	5,058,215	5,524,484	226,125
11	エジプト	1992. 7. 1*	55,163,000	21,923,000	31,231,000	2,009,000
12	赤道ギニア	1990. 7. 1	348,150	148,330	185,940	13,880
13	エチオピア	1990. 7. 1	51,689,400	25,471,800	24,485,000	1,732,600
14	ガンビア	1983. 4. 15(C) ¹⁾	687,817	301,021	353,892	25,461
15	ガーナ	1984. 3. 11(C)	12,296,081	5,535,116	6,267,606	493,359
16	ギニアビサウ	1989. 1. 1	943,000	408,000	506,000	29,000
17	ケニア	1985. 7. 1	20,333,275	10,432,245	9,473,230	427,800
18	レソト	1987. 7. 1*	1,617,998	658,569	887,578	71,851
19	リベリア	1984. 2. 1(C)*	2,101,628	906,829	1,107,682	87,117
20	リビア	1984. 7. 31(C)*	3,237,160	1,608,266	1,553,696	75,198
21	マラウイ	1991. 7. 1	8,556,200	4,132,900	4,207,400	215,900
22	マリ	1987. 4. 1(C) ¹⁾	7,696,348	3,535,246	3,848,027	313,075
23	モーリタニア	1988. 4. 5(C) ¹⁾	1,864,236	822,665	967,138	72,297
24	モーリシャス	1991. 7. 1	1,070,128	316,294	694,494	59,340
25	モーリシャス島	1991. 7. 1	1,035,807	302,697	675,140	57,970
26	ロドリゲス	1991. 7. 1	34,321	13,597	19,354	1,370
27	モザンビーク	1987. 8. 1	14,548,400	6,446,400	7,731,100	370,900
28	レユニオン	1990. 3. 15(C)	597,828	176,618	386,294	34,916
29	セントヘレナ	1987. 2. 22(C)*	5,415	1,495	3,436	484
30	セネガル	1988. 5. 27(C)*	6,892,720	3,270,256	3,386,522	235,942
31	セイシェル	1990. 7. 1	67,378	23,536	39,184	4,316
32	ジェラレオネ	1985. 12. 15(C)*	3,222,901	1,336,080	1,701,297	185,524
33	南アフリカ	1991. 3. 7(C)*	30,986,920	10,721,594	18,934,423	1,330,900
34	スーダン	1983. 2. 1(C) ¹⁾	20,594,197	9,064,885	10,912,420	586,050
35	スワジランド	1986. 8. 25(C) ¹⁾	681,059	322,473	332,597	23,135
36	チュニジア	1989. 7. 1	7,909,555	3,000,071	4,522,427	387,057
37	ウガンダ	1991. 1. 12(C) ¹⁾	16,671,705	7,880,481	8,227,418	556,264
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	ザンザール	1985. 7. 1	30,981,382	14,434,374	15,749,849	797,159
42	ザンビア	1990. 8. 20(C)* ¹⁾	7,818,447	3,698,126	3,909,224	203,279
43	ジンバブエ	1987. 8. 18	8,687,327	4,147,439	4,266,654	273,234
〔北アメリカ〕						
44	アルバ	1991. 10. 6(C)	66,687	16,262	45,567	4,720
45	バハマ	1990. 7. 1	253,309	76,971	164,732	11,606
46	バルバドス	1988. 12. 31	255,200	63,129	163,024	29,047

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	老年		
44.01	52.03	3.95	22.68	17.74	92.18	84.58	7.60	8.98	1
46.58	50.95	2.46	21.34	16.62	96.26	91.43	4.83	5.29	2
42.77	50.56	4.72	23.23	17.76	93.93	84.60	9.33	11.02	3
48.28	47.59	4.01	22.18	15.86	109.85	101.43	8.42	8.30	4
46.45	49.43	3.94	22.10	16.86	101.92	93.95	7.97	8.48	5
45.15	51.14	3.71	22.69	17.54	95.54	88.29	7.25	8.21	6
44.32	50.51	5.17	22.61	17.38	97.99	87.74	10.24	11.68	7
43.20	53.72	2.91	22.72	18.26	85.84	80.43	5.41	6.73	8
44.68	51.63	3.21	22.37	17.29	92.75	86.54	6.21	7.18	9
46.77	51.08	2.09	20.89	16.69	95.65	91.56	4.09	4.47	10
39.74	56.62	3.64	24.52	20.03	76.63	70.20	6.43	9.16	11
42.61	53.41	3.99	23.78	18.60	87.24	79.77	7.46	9.36	12
49.28	47.37	3.35	21.56	15.35	111.11	104.03	7.08	6.80	13
43.76	51.45	3.70	22.73	18.10	92.25	85.06	7.19	8.46	14
45.02	50.97	4.01	22.70	17.46	96.18	88.31	7.87	8.91	15
43.27	53.66	3.08	22.71	17.76	86.36	80.63	5.73	7.11	16
51.31	46.59	2.10	19.63	14.52	114.64	110.12	4.52	4.10	17
40.70	54.86	4.44	24.81	19.86	82.29	74.20	8.10	10.91	18
43.15	52.71	4.15	22.95	18.12	89.73	81.87	7.86	9.61	19
49.68	48.00	2.32	20.39	15.15	108.35	103.51	4.84	4.68	20
48.30	49.17	2.52	20.95	15.83	103.36	98.23	5.13	5.22	21
45.93	50.00	4.07	22.92	17.16	100.01	91.87	8.14	8.86	22
44.13	51.88	3.88	22.89	17.86	92.54	85.06	7.48	8.79	23
29.56	64.90	5.55	28.57	26.02	54.09	45.54	8.54	18.76	24
29.22	65.18	5.60	28.71	26.23	53.42	44.83	8.59	19.15	25
39.62	56.39	3.99	24.50	19.33	77.33	70.25	7.08	10.08	26
44.31	53.14	2.55	22.22	17.71	88.18	83.38	4.80	5.75	27
29.54	64.62	5.84	28.58	25.14	54.76	45.72	9.04	19.77	28
27.61	63.45	8.94	30.94	26.90	57.60	43.51	14.09	32.37	29
47.45	49.13	3.42	21.50	16.25	103.53	96.57	6.97	7.21	30
34.93	58.16	6.41	26.31	22.02	71.08	60.07	11.01	18.34	31
41.46	52.79	5.76	24.70	19.36	89.44	78.53	10.90	13.89	32
34.60	61.10	4.30	26.22	22.72	63.65	56.62	7.03	12.41	33
44.02	52.99	2.85	22.57	17.60	88.44	83.07	5.37	6.47	34
47.35	48.84	3.40	21.39	16.10	103.91	96.96	6.96	7.17	35
37.93	57.18	4.89	25.50	20.80	74.90	66.34	8.56	12.90	36
47.27	49.35	3.34	21.25	16.25	102.54	95.78	6.76	7.06	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	20.68	14.75	118.77	111.11	7.66	6.90	40
46.59	50.84	2.57	21.40	16.64	96.71	91.65	5.06	5.52	41
47.30	50.00	2.60	20.89	16.08	99.80	94.60	5.20	5.50	42
47.74	49.11	3.15	21.36	15.95	103.61	97.21	6.40	6.59	43
24.39	68.33	7.08	32.59	31.72	46.05	35.69	10.36	29.02	44
30.39	65.03	4.58	27.11	23.94	53.77	46.72	7.05	15.08	45
24.74	63.88	11.38	32.29	27.91	56.54	38.72	17.82	46.01	46

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(つづき)〕						
47	バ ー ミ ュ ー ダ	1991. 7. 1	61,220	12,090	43,300	5,830
48	英領バ ー ジン 諸 島	1988. 7. 1	12,375	3,646	7,980	749
49	カ ナ ダ	1992. 6. 1*	27,408,898	5,733,985	18,448,785	3,226,128
50	カ イ マ ン 諸 島	1989. 10. 15 (C)	25,355	5,758	17,996	1,601
51	コ ス タ リ カ	1985. 7. 1*	2,488,749	910,827	1,466,736	111,186
52	キ ュ ー バ	1990. 7. 1	10,635,693	2,427,150	7,281,064	927,479
53	ド ミ ニ カ	1991. 5. 12 (C)* ¹⁾	71,183	22,811	39,575	6,837
54	エルサルバドル	1986. 7. 1*	4,845,588	2,220,194	2,459,112	166,282
55	グリー ン ラ ン ド	1990. 7. 1	55,552	14,330	39,126	2,096
56	グ ア ド ル ー プ	1985. 7. 1*	333,166	102,350	206,437	24,379
57	グ ア テ マ ラ	1990. 7. 1	9,197,351	4,179,570	4,725,641	292,142
58	ハ イ チ	1990. 7. 1	6,486,048	2,609,245	3,611,922	264,881
59	ホ ン ジ ュ ラ ス	1988. 5. (C)	4,248,561	1,989,857	2,109,617	149,087
60	ジ ャ マ イ カ	1989. 7. 31	2,392,130	807,460	1,405,360	179,310
61	マルチニーク	1990. 3. 15 (C)*	359,579	82,984	240,279	36,316
62	メ キ シ コ	1985. 7. 1*	77,938,288	31,432,161	43,813,065	2,693,056
63	オランダ領アンチル	1989. 7. 1	190,205	49,834	127,188	13,184
64	ニカラグア	1989. 7. 1	3,745,031	1,724,086	1,920,897	100,048
65	パ ナ マ	1992. 7. 1*	2,514,586	861,042	1,530,243	123,301
66	プ エ ル ト リ コ	1992. 7. 1*	3,579,975	973,948	2,259,772	346,255
67	セントーキッツネイビス	1988. 7. 1	44,380	14,250	25,940	4,190
68	セントルシア	1989. 7. 1	148,183	65,857	73,955	8,371
69	トリニダード=トバコ	1990. 7. 1	1,227,443	383,770	776,547	67,126
70	アメリカ合衆国	1991. 7. 1	252,176,792	55,130,404	165,292,886	31,753,502
71	米領バ ー ジン 諸 島	1990. 4. 1 (C)* ¹⁾	101,809	29,444	65,886	6,065
〔南アメリカ〕						
72	アルゼンチン	1991. 7. 1	32,712,930	9,792,831	19,944,106	2,975,993
73	ボ リ ビ ア	1988. 12. 31 ¹⁾	6,020,200	2,473,600	3,293,000	224,600
74	ブ ラ ジ ル	1990. 7. 1	150,367,000	52,978,000	90,392,000	6,997,000
75	チ リ	1992. 7. 1*	13,599,428	4,156,712	8,606,433	836,295
76	コ ロ ン ビ ア	1985. 10. 15	27,837,932	10,041,037	16,706,230	1,090,665
77	エ ク ア ド ル	1992. 7. 1*	10,740,799	4,076,666	6,212,193	451,941
78	仏 領 ギ ア ナ	1990. 3. 5 (C)	114,808	38,315	71,848	4,645
79	パ ラ グ ア イ	1988. 7. 1	4,039,165	1,630,987	2,264,059	144,119
80	ペ ル ー	1990. 7. 1	21,550,322	8,109,785	12,621,328	819,209
81	ウ ル グ ア イ	1990. 7. 1	3,094,214	797,791	1,937,568	358,856
82	ベ ネ ズ エ ラ	1992. 7. 1*	20,248,826	7,634,103	11,841,460	773,263
〔ア ジ ア〕						
83	ア フ ガ ニ ス タ ン	1988. 7. 1	15,513,267	7,146,575	7,791,404	575,288
84	ア ル メ ニ ア	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	3,304,776	1,002,845	2,130,014	170,545
85	アゼルバイジャン	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	7,021,178	2,302,009	4,384,854	334,218
86	バ ー レ ー ン	1991. 7. 1	516,444	184,111	320,161	12,172
87	ブルネイダラサラーム	1989. 7. 1	249,000	90,000	152,400	6,600
88	中 国	1990. 7. 1 (C)	1,131,876,050	313,518,490	755,163,190	63,194,370
89	キ プ ロ ス	1991. 12. 31	714,600	186,700	455,900	72,000
90	グ ル ジ ア	1989. 1. 12 (C)	5,400,841	1,338,474	3,584,418	477,949
91	ホ ン コ ン	1991. 7. 1	5,754,800	1,204,400	4,049,800	500,600

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	老年		
19.75	70.73	9.52	35.26	34.33	41.39	27.92	13.46	48.22	47
29.46	64.48	6.05	28.80	25.88	55.08	45.69	9.39	20.54	48
20.92	67.31	11.77	35.55	33.77	48.57	31.08	17.49	56.26	49
22.71	70.98	6.31	31.27	29.52	40.89	32.00	8.90	27.80	50
36.60	58.93	4.47	24.96	20.86	69.68	62.10	7.58	12.21	51
22.82	68.46	8.72	31.91	27.98	46.07	33.34	12.74	38.21	52
32.05	55.60	9.60	29.30	23.10	74.92	57.64	17.28	29.97	53
45.82	50.75	3.43	22.32	16.81	97.05	90.28	6.76	7.49	54
25.80	70.43	3.77	29.34	27.94	41.98	36.63	5.36	14.63	55
30.72	61.96	7.32	28.89	23.39	61.39	49.58	11.81	23.82	56
45.44	51.38	3.18	22.15	17.13	94.63	88.44	6.18	6.99	57
40.23	55.69	4.08	24.21	19.58	79.57	72.24	7.33	10.15	58
46.84	49.65	3.51	21.95	16.50	101.39	94.32	7.07	7.49	59
33.75	58.75	7.50	27.17	22.15	70.21	57.46	12.76	22.21	60
23.08	66.82	10.10	32.87	28.95	49.65	34.54	15.11	43.76	61
40.33	56.22	3.46	23.59	19.04	77.89	71.74	6.15	8.57	62
26.20	66.87	6.93	30.91	28.81	49.55	39.18	10.37	26.46	63
46.04	51.29	2.67	21.39	16.82	94.96	89.75	5.21	5.80	64
34.24	60.85	4.90	26.37	22.61	64.33	56.27	8.06	14.32	65
27.21	63.12	9.67	32.00	28.50	58.42	43.10	15.32	35.55	66
32.11	58.45	9.44	29.31	24.63	71.09	54.93	16.15	29.40	67
44.44	49.91	5.65	23.47	17.23	100.37	89.05	11.32	12.71	68
31.27	63.27	5.47	28.27	25.65	58.06	49.42	8.64	17.49	69
21.86	65.55	12.59	35.34	33.12	52.56	33.35	19.21	57.60	70
28.92	64.72	5.96	30.33	28.08	53.89	44.69	9.21	20.60	71
29.94	60.97	9.10	31.30	27.77	64.02	49.10	14.92	30.39	72
41.09	54.70	3.73	24.15	19.23	81.94	75.12	6.82	9.08	73
35.23	60.11	4.65	26.23	22.66	66.35	58.61	7.74	13.21	74
30.57	63.29	6.15	28.77	25.82	58.01	48.30	9.72	20.12	75
36.07	60.01	3.92	25.02	21.04	66.63	60.10	6.53	10.86	76
37.95	57.84	4.21	24.85	20.60	72.90	65.62	7.28	11.09	77
33.37	62.58	4.05	26.58	24.26	59.79	53.33	6.47	12.12	78
40.38	56.05	3.57	23.63	19.69	78.40	72.04	6.37	8.84	79
37.63	58.57	3.80	24.87	20.77	70.75	64.25	6.49	10.10	80
25.78	62.62	11.60	34.06	30.86	59.70	41.17	18.52	44.98	81
37.70	58.48	3.82	24.97	21.14	71.00	64.47	6.53	10.13	82
46.07	50.22	3.71	22.62	17.09	93.11	91.72	7.38	8.05	83
30.35	64.45	5.16	29.16	26.37	55.09	47.08	8.01	17.01	84
32.79	62.45	4.76	27.35	23.75	60.12	52.50	7.62	14.52	85
35.65	61.99	2.36	25.67	24.42	61.31	57.57	3.80	6.61	86
36.14	61.20	2.65	24.07	21.88	63.39	59.06	4.33	7.33	87
27.70	66.72	5.58	28.80	25.29	49.88	41.52	8.37	20.16	88
26.13	63.80	10.08	33.04	30.83	56.74	40.95	15.79	38.56	89
24.78	66.37	8.85	33.59	30.74	50.68	37.34	13.33	35.71	90
20.93	70.37	8.70	33.58	31.57	42.10	29.74	12.36	41.56	91

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
〔アジア (つづき)〕						
92	インド	1991. 7. 1	849,638,000	305,868,000	509,041,000	34,729,000
93	インドネシア	1990. 10. 31 (C)* ¹⁾	179,247,783	65,403,730	106,874,070	6,962,295
94	イラン	1986. 9. 22 (C) ¹⁾	49,445,010	22,474,017	25,445,562	1,501,718
95	イラク	1988. 7. 1	17,250,267	7,678,074	8,984,018	588,175
96	イスラエル	1991. 7. 1	4,946,300	1,517,800	2,971,400	457,300
97	日本	1993. 10. 1 ²⁾	124,764,215	20,840,618	87,023,238	16,900,359
98	ヨルダン	1989. 12. 31	3,111,000	1,496,640	1,533,500	80,860
99	カザフスタン	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	16,464,464	5,246,925	10,292,008	914,571
100	韓国	1990. 11. 1*	43,499,674	11,050,413	30,224,253	2,225,008
101	クウェート	1990. 7. 1	2,142,600	784,214	1,332,575	25,811
102	キルギスタン	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	4,257,755	1,593,492	2,448,596	213,305
103	マカオ	1991. 12. 31	363,784	88,652	251,164	23,968
104	マレーシア :	1990. 7. 1	17,762,971	6,542,038	10,520,320	700,613
105	半島マレーシア	1990. 7. 1	14,616,700	5,296,100	8,741,400	579,200
106	サバ	1990. 7. 1	1,470,400	654,300	775,700	40,400
107	サラワク	1990. 7. 1	1,668,700	589,100	1,002,300	77,300
108	モルジブ	1990. 3. 8 (C) ¹⁾	213,215	99,968	106,807	5,754
109	モンゴル	1989. 1. 5 (C)*	2,043,400	855,000	1,105,400	83,000
110	ミャンマー	1987. 10. 1	38,541,119	14,380,355	22,669,755	1,491,009
111	ネパール	1986. 7. 1*	17,143,503	7,243,898	9,384,548	515,057
112	フィリピン	1991. 7. 1	62,868,212	24,036,287	36,642,221	2,189,704
113	カタール	1986. 3. 16 (C) ¹⁾	369,079	102,452	262,764	3,863
114	シンガポール	1992. 7. 1*	2,818,200	650,400	1,989,800	178,000
115	シリア	1992. 7. 1*	12,958,000	6,377,000	6,014,000	567,000
116	タジキスタン	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	5,092,603	2,186,585	2,712,536	191,908
117	タイ	1992. 7. 1*	57,760,000	18,069,000	37,340,000	2,351,000
118	トルコ	1985. 10. 20 (C) ¹⁾	50,664,458	19,010,138	29,432,295	2,125,908
119	トルクメニスタン	1989. 1. 12 (C)	3,522,717	1,428,405	1,962,581	131,731
120	ウズベキスタン	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	19,810,077	8,083,202	10,922,650	803,864
121	ベトナム	1989. 4. 1 (C) ¹⁾	64,375,762	25,222,598	36,112,508	3,034,303
122	イエメン	1987. 7. 1 ¹⁾	2,278,000	1,081,000	1,083,000	93,000
〔ヨーロッパ〕						
123	アンドラ	1991. 7. 1	57,558	9,291	42,660	5,581
124	オーストリア	1992. 7. 1*	7,883,644	1,381,401	5,302,438	1,199,805
125	ベラルーシ	1989. 7. 1*	10,180,845	2,347,238	6,771,664	1,061,943
126	ベルギー	1990. 7. 1	9,967,378	1,806,216	6,673,792	1,487,370
127	ブルガリア	1990. 7. 1	8,990,741	1,837,290	5,986,078	1,167,373
128	チャンネル諸島 :					
129	ガーンシイ	1991. 4. 21 (C)	58,867	9,999	39,588	9,280
130	ジャージーシイ	1991. 3. 10 (C)	84,082	13,016	59,156	11,910
131	デンマーク	1992. 7. 1*	5,170,270	877,542	3,488,375	804,353
132	エストニア	1991. 1. 1	1,570,432	348,805	1,038,161	183,466
133	フェロー諸島	1991. 1. 1	47,449	11,620	30,166	5,663
134	フィンランド	1991. 7. 1	5,013,740	964,900	3,369,980	678,858
135	フランス	1993. 1. 1*	57,526,521	11,462,550	37,703,525	8,360,446
136	ドイツ :	1990. 7. 1	79,364,504	12,763,964	54,728,502	11,872,038
137	西ドイツ	1989. 7. 1	62,062,506	9,259,995	43,258,194	9,544,317

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	老年		
36.00	59.91	4.09	25.81	21.70	66.91	60.09	6.82	11.35	92
36.49	59.62	3.88	25.64	21.64	67.71	61.20	6.51	10.65	93
45.45	51.46	3.04	22.37	17.15	94.22	88.32	5.90	6.68	94
44.51	52.08	3.41	22.06	17.39	92.01	85.46	6.55	7.66	95
30.69	60.07	9.25	30.31	26.21	66.47	51.08	15.39	30.13	96
16.70	69.75	13.55	38.81	38.83	43.37	23.95	19.42	81.09	97
48.11	49.29	2.60	20.86	15.78	102.87	97.60	5.27	5.40	98
31.87	62.51	5.55	28.58	25.61	59.87	50.98	8.89	17.43	99
25.40	69.48	5.11	29.77	27.31	43.92	36.56	7.36	20.14	100
36.60	62.19	1.20	23.77	22.79	60.79	58.85	1.94	3.29	101
37.43	57.51	5.01	26.08	21.74	73.79	65.08	8.71	13.39	102
24.37	69.04	6.59	30.65	29.89	44.84	35.30	9.54	27.04	103
36.83	59.23	3.94	25.15	21.49	68.84	62.18	6.66	10.71	104
36.23	59.80	3.96	25.40	21.86	67.21	60.59	6.63	10.94	105
44.50	52.75	2.75	22.13	17.71	89.56	84.35	5.21	6.17	106
35.30	60.06	4.63	25.56	21.48	66.49	58.77	7.71	13.12	107
46.89	50.09	2.70	21.55	16.43	98.98	93.60	5.39	5.76	108
41.84	54.10	4.06	23.28	18.76	84.86	77.35	7.51	9.71	109
37.31	58.82	3.87	25.10	20.78	70.01	63.43	6.58	10.37	110
42.25	54.74	3.00	23.48	18.97	82.68	77.19	5.49	7.11	111
38.23	58.28	3.48	24.49	20.59	71.57	65.60	5.98	9.11	112
27.76	71.19	1.05	26.32	27.53	40.46	38.99	1.47	3.77	113
23.08	70.61	6.32	31.64	30.61	41.63	32.69	8.95	27.37	114
49.21	46.41	4.38	22.03	15.41	115.46	106.04	9.43	8.89	115
42.94	53.26	3.77	23.14	18.41	87.69	80.61	7.07	8.78	116
31.28	64.65	4.07	26.93	23.79	54.69	48.39	6.30	13.01	117
37.52	58.09	4.20	25.51	20.91	71.81	64.59	7.22	11.18	118
40.55	55.71	3.74	23.83	19.54	79.49	72.78	6.71	9.22	119
40.80	55.14	4.06	24.00	19.54	81.36	74.00	7.36	9.94	120
39.18	56.10	4.71	24.66	20.13	78.25	69.84	8.40	12.03	121
47.45	47.54	4.08	22.89	16.28	108.40	99.82	8.59	8.60	122
16.14	74.12	9.70	35.41	32.87	34.86	21.78	13.08	60.07	123
17.52	67.26	15.22	38.35	35.91	48.68	26.05	22.63	86.85	124
23.06	66.51	10.43	35.12	32.83	50.34	34.66	15.68	45.24	125
18.12	66.96	14.92	38.31	36.30	49.35	27.06	22.29	82.35	126
20.44	66.58	12.98	37.24	36.32	50.19	30.69	19.50	63.54	127
									128
16.99	67.25	15.76	38.67	36.68	48.70	25.26	23.44	92.81	129
15.48	70.36	14.16	38.27	35.67	42.14	22.00	20.13	91.50	130
16.97	67.47	15.56	38.81	37.41	48.21	25.16	23.06	91.66	131
22.21	66.11	11.68	36.02	34.45	51.27	33.60	17.67	52.60	132
24.49	63.58	11.93	33.97	31.08	57.29	38.52	18.77	48.73	133
19.25	67.21	13.54	37.61	36.71	48.78	28.63	20.14	70.36	134
19.93	65.54	14.53	37.38	35.43	52.58	30.40	22.17	72.94	135
16.08	68.96	14.96	39.34	37.68	45.01	23.32	21.69	93.01	136
14.92	69.70	15.38	39.73	38.20	43.47	21.41	22.06	103.07	137

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
〔ヨーロッパ (つづき)〕						
138	東 ド イ ツ	1990. 6. 30	16,247,284	3,171,024	10,903,640	2,172,620
139	ギ リ シ ャ	1989. 7. 1	10,038,200	1,947,500	6,707,200	1,387,100
140	ハ ン ガ リ ー	1991. 7. 1	10,346,039	2,036,734	6,908,894	1,400,411
141	ア イ ス ラ ン ド	1990. 7. 1	254,788	63,570	164,106	27,112
142	ア イ ル ラ ン ド	1991. 7. 1	3,524,100	943,800	2,178,100	402,600
143	マ ン 島	1986. 4. 6 (C) ¹⁾	64,282	11,323	39,385	13,158
144	イ タ リ ア	1991. 7. 1*	57,746,163	9,384,763	39,804,032	8,557,368
145	ラ ト ビ ア	1991. 1. 1	2,667,870	573,599	1,772,247	322,024
146	リヒテンシュタイン	1987. 12. 31	27,714	5,501	19,503	2,710
147	リ ト ア ニ ア	1991. 1. 1	3,736,498	844,877	2,479,118	412,503
148	ルクセンブルク	1990. 1. 1	378,400	65,360	262,343	50,697
149	マ ル タ	1990. 7. 1	355,910	83,011	235,454	37,445
150	オ ラ ン ダ	1991. 7. 1	15,069,591	2,751,347	10,371,157	1,947,087
151	ノ ル ウ ェ ー	1992. 1. 1*	4,273,634	813,920	2,763,857	695,857
152	ポ ー ラ ン ド	1991. 12. 31	38,309,226	9,410,851	24,941,408	3,956,967
153	ポ ル ト ガ ル	1991. 12. 31	9,845,900	2,000,200	6,533,100	1,312,600
154	モ ル ド バ	1989. 1. 12 (C)	4,335,360	1,210,589	2,772,183	352,587
155	ロ シ ア	1989. 1. 12 (C) ¹⁾	147,021,869	33,984,141	98,796,649	14,156,221
156	サ ン マ リ ノ	1989. 12. 31	22,966	3,842	16,065	3,059
157	ス ベ イ ン	1990. 12. 1	38,959,183	7,679,114	26,059,610	5,220,459
158	ス ウ ェ ー デ ン	1991. 12. 31	8,644,119	1,577,125	5,535,247	1,531,747
159	ス イ ス	1990. 7. 1	6,712,273	1,109,631	4,593,175	1,009,467
160	ウ ク ラ イ ナ	1991. 1. 1	51,689,707	11,041,638	34,299,445	6,348,624
161	イ ギ リ ス	1991. 7. 1	57,649,200	11,051,000	37,514,400	9,084,100
162	ユ ー ゴ ス ラ ビ ア	1990. 6. 30 ¹⁾	23,818,005	5,395,395	16,153,714	2,267,641
〔オセアニア〕						
163	米 領 サ モ ア	1990. 1. 1	38,940	15,990	21,480	1,470
164	オ ー ス ト ラ リ ア	1992. 1. 1*	17,528,982	3,827,351	11,710,757	1,990,874
165	ク ッ ク 諸 島	1986. 12. 1 (C)	17,614	6,495	10,269	850
166	フ ィ ジ ー	1987. 12. 31 ¹⁾	715,593	273,353	417,966	21,964
167	米 領 ポ リ ネ シ ア	1988. 9. 6 (C)	188,814	67,894	115,085	5,835
168	マ ー シ ャ ル 諸 島	1989. 6. 30	44,407	22,470	20,671	1,266
169	ニ ュ ー カ レ ド ニ ア	1989. 4. 4 (C)	164,173	53,556	103,228	7,389
170	ニ ュ ー ジ ラ ン ド	1991. 7. 1	3,406,200	789,910	2,231,990	384,350
171	ニ ウ エ	1986. 9. 29 (C)	2,531	973	1,371	187
172	ノ ー フ ォ ー ク 諸 島	1986. 6. 30 (C) ¹⁾	2,367	451	1,669	241
173	北 マ リ ア ナ 諸 島	1990. 7. 1	25,929	11,889	13,437	603
174	バ プ ア ニ ュ ー ギ ニ ア	1990. 7. 1	3,727,560	1,504,560	2,131,510	91,180
175	ソ ロ モ ン 諸 島	1986. 11. 23 (C)	285,176	135,002	140,908	9,266
176	ト ン ガ	1986. 11. 28 (C) ¹⁾	93,049	38,054	51,090	3,904
177	バ ス ア ツ	1989. 7. 1	150,165	68,445	77,803	3,917

UN. *Demographic Yearbook*, 1992年版に掲載 (Table 7: 掲載年次1983-92年)の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、人口総数が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し、他はすべて推計人口で、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。

*) 暫定値。 1) 人口総数に年齢不詳を含む。 2) 総務庁統計局『平成5年10月1日現在推計人口』による。

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	老年		
19.52	67.11	13.37	37.73	35.94	49.01	29.08	19.93	68.51	138
19.40	66.82	13.82	37.93	36.26	49.72	29.04	20.68	71.22	139
19.69	66.78	13.54	37.47	36.66	49.75	29.48	20.27	68.76	140
24.95	64.41	10.64	33.08	29.97	55.26	38.74	16.52	42.65	141
26.78	61.81	11.42	32.99	29.37	61.82	43.33	18.48	42.66	142
17.61	61.27	20.47	40.82	39.29	62.16	28.75	33.41	116.21	143
16.25	68.93	14.82	38.77	36.84	45.08	23.58	21.50	91.18	144
21.50	66.43	12.07	36.48	34.79	50.54	32.37	18.17	56.14	145
19.85	70.37	9.78	34.22	32.10	42.10	28.21	13.90	49.26	146
22.61	66.35	11.04	35.21	32.83	50.72	34.08	16.64	48.82	147
17.27	69.33	13.40	38.18	36.49	44.24	24.91	19.32	77.57	148
23.32	66.15	10.52	34.55	33.15	51.16	35.26	15.90	45.11	149
18.26	68.82	12.92	36.85	34.78	45.30	26.53	18.77	70.77	150
19.05	64.67	16.28	37.82	35.60	54.63	29.45	25.18	85.49	151
24.57	65.11	10.33	34.15	32.69	53.60	37.73	15.87	42.05	152
20.32	66.35	13.33	36.30	33.22	50.71	30.62	20.09	65.62	153
27.92	63.94	8.13	31.81	29.51	56.39	43.67	12.72	29.13	154
23.12	67.20	9.63	34.76	32.80	48.73	34.40	14.33	41.66	155
16.73	69.95	13.32	37.66	35.44	42.96	23.92	19.04	79.62	156
19.71	66.89	13.40	36.65	33.54	49.50	29.47	20.03	67.98	157
18.25	64.03	17.72	39.41	38.35	56.17	28.49	27.67	97.12	158
16.53	68.43	15.04	38.97	37.40	46.14	24.16	21.98	90.97	159
21.36	66.36	12.28	36.68	35.08	50.70	32.19	18.51	57.50	160
19.17	65.07	15.76	38.01	35.79	53.67	29.46	24.21	82.20	161
22.65	67.82	9.52	34.65	32.82	47.44	33.40	14.04	42.03	162
41.06	55.16	3.78	23.43	19.73	81.28	74.44	6.84	9.19	163
21.83	66.81	11.36	34.78	32.66	49.68	32.68	17.00	52.02	164
36.87	58.30	4.83	25.69	20.01	71.53	63.25	8.28	13.09	165
38.20	58.41	3.07	24.25	20.73	70.66	65.40	5.25	8.04	166
35.96	60.95	3.09	24.97	21.58	64.06	58.99	5.07	8.59	167
50.60	46.55	2.85	20.08	14.77	114.83	108.70	6.12	5.63	168
32.62	62.88	4.50	27.15	23.39	59.04	51.88	7.16	13.80	169
23.19	65.53	11.28	34.04	31.40	52.61	35.39	17.22	48.66	170
38.44	54.17	7.39	27.19	20.90	84.61	70.97	13.64	19.22	171
19.05	70.51	10.18	36.75	35.49	41.46	27.02	14.44	53.44	172
45.85	51.82	2.33	21.49	17.06	92.97	88.48	4.49	5.07	173
40.37	57.19	2.45	23.38	19.29	74.86	70.59	4.28	6.06	174
47.34	49.41	3.25	21.76	16.27	102.38	95.81	6.58	6.86	175
40.90	54.91	4.20	23.90	18.45	82.13	74.48	7.64	10.26	176
45.58	51.81	2.61	21.83	17.14	93.01	87.97	5.03	5.72	177

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：人口総数 200 万人以上の国

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 (1991)	17.72	56	南アフリカ (1991)	4.30
2	ノルウェー (1992)	16.28	57	エクアドル (1992)	4.21
3	イギリス (1991)	15.76	58	トルコ (1985)	4.20
4	デンマーク (1992)	15.56	59	リベリア (1984)	4.15
5	西ドイツ (1989)	15.38	60	インド (1991)	4.09
6	オーストリア (1992)	15.22	61	ハイチ (1990)	4.08
7	スイス (1990)	15.04	62	イエメン (1987)	4.08
8	ベルギー (1990)	14.92	63	タイ (1992)	4.07
9	イタリア (1991)	14.82	64	マリ (1987)	4.07
10	フランス (1993)	14.53	65	モンゴル (1989)	4.06
11	ギリシャ (1989)	13.82	66	ウズベキスタン (1989)	4.06
12	フィンランド (1991)	13.54	67	ガーナ (1984)	4.01
13	ハンガリー (1991)	13.54	68	ブルキナファソ (1985)	4.01
14	スペイン (1990)	13.40	69	半島マレーシア (1990)	3.96
15	東ドイツ (1990)	13.37	70	アルジェリア (1987)	3.95
16	日本 (1993)	13.55	71	ブルンジ (1990)	3.94
17	ポルトガル (1991)	13.33	72	コロンビア (1985)	3.92
18	ブルガリア (1990)	12.98	73	インドネシア (1990)	3.88
19	オランダ (1991)	12.92	74	ミャンマー (1987)	3.87
20	アメリカ合衆国 (1991)	12.59	75	ベネズエラ (1992)	3.82
21	ウクライナ (1991)	12.28	76	ペルー (1990)	3.80
22	ラトビア (1991)	12.07	77	タジキスタン (1989)	3.77
23	カナダ (1992)	11.77	78	トルクメニスタン (1989)	3.74
24	ウругァイ (1990)	11.60	79	ボリビア (1988)	3.73
25	アイルランド (1991)	11.42	80	アフガニスタン (1988)	3.71
26	オーストラリア (1992)	11.36	81	カメルーン (1986)	3.71
27	ニュージーランド (1991)	11.28	82	エジプト (1992)	3.64
27	リトアニア (1991)	11.04	83	パラグアイ (1988)	3.57
29	ベラルーシ (1989)	10.43	84	ホンジュラス (1988)	3.51
30	ポーランド (1991)	10.33	85	フィリピン (1991)	3.48
31	プエルトリコ (1992)	9.67	86	メキシコ (1985)	3.46
32	ロシア (1989)	9.63	87	エルサルバドル (1986)	3.43
33	ユーゴスラビア (1990)	9.52	88	セネガル (1988)	3.42
34	イスラエル (1991)	9.25	89	イラク (1988)	3.41
35	アルゼンチン (1991)	9.10	90	エチオピア (1990)	3.35
36	ブルンジ (1989)	8.85	91	ウガンダ (1991)	3.34
37	キューバ (1990)	8.72	92	タンザニア (1985)	3.19
38	ホンコン (1991)	8.70	93	グアテマラ (1990)	3.18
39	モルドバ (1989)	8.13	94	ジンバブエ (1987)	3.15
40	ジャマイカ (1989)	7.50	95	イラン (1986)	3.04
41	シンガポール (1992)	6.32	96	ネパール (1986)	3.00
42	チリ (1992)	6.15	97	中央アフリカ (1988)	2.91
43	シエラレオネ (1985)	5.76	98	スーダン (1983)	2.85
44	中国 (1990)	5.58	99	ニカラグア (1989)	2.67
45	カザフスタン (1989)	5.55	100	ザンビア (1990)	2.60
46	アルメニア (1989)	5.16	101	ヨルダン (1989)	2.60
47	韓国 (1990)	5.11	102	ザイール (1985)	2.57
48	キルギスタン (1989)	5.01	103	モザンビーク (1987)	2.55
49	パナマ (1992)	4.90	104	マラウイ (1991)	2.52
50	チュニジア (1989)	4.89	105	ベニン (1987)	2.46
51	アゼルバイジャン (1989)	4.76	106	バブアニューギニア (1990)	2.45
52	ベトナム (1989)	4.71	107	リビア (1984)	2.32
53	ブラジル (1990)	4.65	108	ケニア (1985)	2.10
54	コスタリカ (1985)	4.47	109	コートジボアール (1988)	2.09
55	シリア (1992)	4.38	110	クウェート (1990)	1.20

主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料

国や地域の出生力水準を簡潔に表す指標として代表的なものに合計特殊出生率 (TFR: total fertility rate) がある。本資料では最新の主要国の合計特殊出生率、及び合計特殊出生率の算定の基礎となる女子の年齢別出生率 (age-specific fertility rate) を収録している。資料の作成には国際連合の「世界人口年鑑1992年版」(United Nations, *Demographic Yearbook, 1994*) から得られる主要国の最新の年齢別出生率を用いた。なお、欧州理事会の人口年次報告書の1994年版 (Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 1994*) に掲載されている各加盟国に関する1970年から現在までの合計特殊出生率及び純再生産率 (NRR: net reproduction rate) を紹介した。表示した国の配列はそれぞれの原典の配列をそのまま採用した。

(坂東里江子)

統計利用上の注意

「世界人口年鑑1992年版」によるデータについては、以下の諸点に注意して利用されたい。合計特殊出生率はこれらの数値に基づいて人口問題研究所が算定したものである。女子の年齢別出生率は母の年齢別出生数の各年齢別人口女子人口1,000についての率である。

女子の年齢別出生数は一般に15歳未満および50歳以上の年齢では少ないため、20歳未満および45歳以上の母についての出生率はそれぞれ15~19歳、45~49歳の女子人口を分母として計算されている。年齢不詳の母による出生は年齢の判明している母の出生分布に従って、国連統計局によって比例配分されている。しかし、出生数の10%以上が年齢不詳である場合はその旨が注記してある。

出生率の算定に用いられた女子の年齢別人口は、センサスまたは実査に基づいた人口、あるいは推計による人口である。この人口データの採用の優先順位は、第一に出生数のデータと同年次の年央推計人口、第二は同年次のセンサス結果、第三はその年の年央以外の時点についての推計人口となっている。

原表に掲載されている出生率は、ある年における出生数が100以上の国や地域に限定されている。年齢階級別の出生数が30以下のデータに基づく出生率は「◆」の符号が付されている。また、原表では、出生登録が発生件数の90%未満の不完全データと登録の完全性が不明なデータはイタリック (斜字体) で示されているが、本資料では信頼性の面から掲載を省略した。表に示されている出生率は各種の制約をもつが、とくに留意すべき点は、その登録システムが実際に発生した出生数のどれだけを把握しているかを示す登録率、出生登録以前の死亡あるいは出生後24時間以内に死亡した乳児の処理、及び母の年齢の定義とその信頼性の3点である。さらに、掲載されている出生率の一部は出生の発生時ではなく登録時によって集計されたデータを基にしているが、このような場合には符号「+」で示してある。-データの値は0。

欧州理事会のデータは、登録や精度について比較的問題がないと思われるが、国あるいは年次によって推定値や暫定値である場合があるので注意されたい。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次

国・地域(年)	女子の年齢別出生率(%)							合計特殊出生率
	20歳未満 ¹⁾	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳	40~44歳	45歳以上 ²⁾	
〔アフリカ〕								
カーボベルデ(1985)	77.9	210.4	194.8	203.0	152.1	77.6	15.6	4.66
エジプト(1988)	20.5	193.6	316.6	268.8	190.6	73.1	26.5	5.45
マリ(1987)	157.9	297.1	307.9	259.3	207.2	98.1	45.7	6.87
モーリシャス(1991)	46.3	148.9	133.1	81.2	38.1	11.1	◆ 1.0	2.30
モーリシャス島(1991)	45.7	149.0	133.0	80.7	36.7	10.6	◆ 0.9	2.28
ロドリゲス(1991)	61.6	144.5	135.7	100.4	108.6	◆ 39.8	◆ 6.0	2.98
レユニオン(1986)	48.8	134.0	164.0	112.2	59.5	21.9	◆ 2.1	2.71
セイシユル(1990)+	63.1	150.1	140.9	120.2	76.3	◆ 17.1	-	2.84
チュニジア(1989)	17.4	130.8	195.4	175.8	113.3	41.4	9.2	3.42
〔北アメリカ〕								
バハマ(1990)	53.8	103.2	109.0	89.3	40.0	9.5	◆ 0.8	2.03
バルバドス(1987)+	47.1	90.3	86.3	63.0	28.0	6.3	◆ 0.9	1.61
バーミューダ(1990)	36.4	79.4	108.3	93.1	30.0	◆ 5.7	-	1.76
カナダ(1990)	25.8	83.3	129.5	86.3	28.2	3.9	9.0	1.83
カイマン諸島(1989)	69.0	88.7	93.0	61.5	25.6	◆ 10.7	-	1.74
コスタリカ(1984)	96.0	192.1	181.7	131.0	76.8	27.0	3.1	3.54
キューバ(1990)	77.5	113.9	97.4	56.1	17.5	3.3	0.3	1.83
グリーンランド(1990)	74.0	156.4	130.0	79.5	40.4	8.0	-	2.44
グアドループ(1985)	37.0	122.0	170.0	111.4	55.5	19.1	◆ 2.0	2.59
グアテマラ(1985)	125.5	273.5	271.0	225.6	183.0	81.5	43.0	6.02
マルチニーク(1990)	31.6	92.3	122.9	96.2	47.0	12.8	◆ 1.1	2.02
パナマ(1990)	90.8	158.7	147.6	101.2	51.2	16.3	3.5	2.85
プエルトリコ(1990)	77.6	146.0	130.4	72.2	29.1	6.5	0.3	2.31
セントキッツ・ネイビス(1988)+	88.8	154.1	160.7	106.3	40.5	◆ 7.9	◆ 1.1	2.80
セントルシア(1986)+	113.6	206.0	201.8	125.9	88.7	29.3	◆ 0.9	3.83
トリニダード・トバゴ(1989)	70.3	136.3	134.6	96.8	53.0	14.1	◆ 1.2	2.53
アメリカ合衆国(1989)	59.4	115.4	116.6	76.2	29.7	5.2	0.2	2.01
米領バージン諸島(1990)	78.4	183.5	177.0	114.9	44.0	10.9	◆ 0.6	3.05
〔南アメリカ〕								
アルゼンチン(1990)	71.7	150.8	161.1	114.9	62.6	20.1	2.8	2.92
チリ(1991)	64.6	130.1	133.5	97.5	52.4	14.7	1.3	2.47
ウルグアイ(1985)+	57.3	129.7	136.7	100.3	55.7	17.6	1.6	2.49
ベネズエラ(1990)	109.4	191.6	178.9	133.1	77.9	26.8	6.2	3.62
〔アジア〕								
アルメニア(1989)	63.8	219.9	133.3	66.4	23.7	5.0	0.5	2.56
アゼルバイジャン(1989)	27.9	192.8	178.6	98.0	38.1	11.1	0.9	2.74
ブルネイダラサラーム(1989)+	35.5	118.6	181.5	154.1	96.4	33.9	◆ 6.5	3.13
キプロス(1991)	26.8	127.7	133.1	73.7	29.3	5.3	◆ 0.3	1.98
グルジア(1989)	58.3	167.8	109.8	57.5	22.9	6.0	0.4	2.11
ホンコン(1990)	5.8	35.5	91.2	74.0	27.0	4.3	◆ 0.3	1.19
イスラエル(1991)	20.2	134.9	192.3	141.4	72.5	17.6	1.9	2.90
日本(1993) ³⁾	3.9	44.0	130.8	93.9	22.8	2.3	0.1	1.46
カザフスタン(1989)	47.5	210.4	151.4	90.9	42.5	13.8	2.4	2.79
クウェート(1987)	39.6	163.3	198.2	165.7	123.0	46.9	13.5	3.75
キルギスタン(1989)	45.2	269.2	211.7	137.2	70.8	27.3	9.3	3.85
マレーシア(1990)	18.5	123.9	203.3	170.5	105.8	39.3	4.4	3.33
カタール(1986)	62.0	264.1	287.0	152.3	102.1	30.5	10.2	4.54

United Nations, *Demographic Yearbook*, 1992, New York, 1994, 第17表による。1) 率は15~19歳女子人口により計算されている。2) 率は45~49歳女子人口により計算されている。3) 厚生省統計情報部「人口動態統計」に基づくデータ。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別出生率（‰）							合計特殊出生率
	20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ²⁾	
〔アジア（つづき）〕								
シンガポール（1992）	8.2	55.3	135.8	114.3	44.1	7.2	◆ 0.2	1.83
スリランカ（1987）+	32.1	130.9	156.1	112.7	75.0	19.9	2.8	2.65
タジキスタン（1989）	38.9	302.6	284.6	214.7	127.7	59.9	13.2	5.21
トルクメニスタン（1989）	22.3	227.3	283.0	194.2	100.2	40.9	6.9	4.37
ウズベキスタン（1989）	42.1	285.7	238.3	151.3	71.2	24.9	4.1	4.09
〔ヨーロッパ〕								
オーストリア（1991）	22.7	89.0	106.4	60.0	21.9	3.5	0.1	1.52
ベラルーシ（1989）	39.7	181.6	109.4	50.2	18.2	4.3	0.2	2.02
ベルギー（1983）	15.9	101.8	124.6	53.8	15.3	2.9	0.2	1.57
ブルガリア（1990）	69.9	158.5	78.3	28.8	9.4	1.8	◆ 0.1	1.73
チャンネル諸島								
ガンシイ（1991）	21.7	52.9	120.7	78.7	35.7	◆ 4.7	◆ 1.2	1.58
チェコスロバキア（1990）	44.9	178.9	109.3	40.7	12.6	2.0	0.1	1.94
デンマーク（1991）	9.1	70.2	135.2	89.7	29.7	4.0	◆ 0.1	1.69
エストニア（1989）	48.3	178.4	119.4	62.0	26.2	5.7	0.2	2.20
フェロー諸島（1990）	55.0	157.0	180.6	105.1	50.4	◆ 6.2	-	2.77
フィンランド（1990）	12.4	71.6	133.4	94.3	37.1	7.9	0.4	1.79
フランス（1990）	9.2	74.9	138.2	90.7	35.6	7.3	0.5	1.78
西ドイツ（1989）	11.1	54.2	107.3	78.1	26.7	4.9	0.2	1.41
東ドイツ（1989）	33.2	140.3	97.4	34.5	10.2	1.4	◆ 0.0	1.59
ギリシャ（1984）	41.2	131.6	108.9	56.7	21.3	4.6	0.5	1.82
ハンガリー（1991）	38.6	146.1	117.4	49.7	16.8	3.2	0.1	1.86
アイスランド（1990）	30.4	117.5	145.3	112.2	50.6	7.1	◆ 0.2	2.32
アイルランド（1991）+	16.6	63.4	146.7	128.1	65.7	15.1	1.0	2.18
イタリア（1988）	9.6	58.6	97.2	68.6	26.5	5.4	0.3	1.33
ラトビア（1990）	50.0	165.4	103.4	56.3	23.1	4.9	◆ 0.2	2.02
リヒテンシュタイン（1987）	5.3	44.6	105.6	88.1	40.5	3.8	◆ 1.2	1.45
リトアニア（1989）	36.7	165.0	110.6	56.5	22.0	5.4	0.3	1.98
ルクセンブルク（1987）	11.6	63.0	107.5	72.2	23.7	3.8	◆ 0.1	1.41
マルタ（1990）	11.2	83.8	163.3	99.0	40.1	12.8	◆ 0.7	2.05
オランダ（1991）	8.3	46.1	123.1	108.5	33.1	4.1	0.4	1.62
ノルウェー（1991）	16.7	89.7	140.3	98.3	34.3	5.1	◆ 0.2	1.92
ポーランド（1991）	32.2	164.0	122.2	59.8	25.2	6.2	0.3	2.05
ポルトガル（1991）	24.3	81.3	100.0	63.5	25.1	6.1	0.5	1.50
モルドバ（1989）	57.4	202.0	123.5	67.8	28.4	7.9	0.7	2.44
ルーマニア（1991）	50.5	131.1	78.6	34.2	13.9	4.0	0.3	1.56
ロシア（1989）	52.8	161.9	101.2	54.7	22.2	5.4	0.2	1.99
サンマリノ（1988）+	8.4	61.1	83.1	73.9	◆ 18.3	◆ 6.2	◆ 1.4	1.13
スペイン（1986）	16.7	65.8	112.0	73.5	31.2	8.9	0.8	1.54
スウェーデン（1991）	13.3	94.7	151.8	112.0	42.8	7.3	0.3	2.11
スイス（1990）	7.1	60.1	127.8	92.6	29.4	3.8	◆ 0.1	1.60
ウクライナ（1989）	56.1	165.2	94.3	46.3	17.0	4.2	0.3	1.92
イギリス（1991）	32.9	89.1	120.4	86.8	32.0	5.0	0.3	1.83
ユーゴスラビア（1990）	37.3	141.3	117.5	55.3	19.5	4.5	0.6	1.88
〔オセアニア〕								
オーストラリア（1990）+	22.0	79.6	139.0	101.6	34.7	5.5	0.2	1.91
フィジー（1987）	60.5	214.7	178.9	100.2	52.4	14.6	◆ 1.2	3.11
ニュージーランド（1990）+	34.4	101.2	147.5	105.7	36.8	5.4	0.3	2.16

表2 主要国の合計特殊出生率の低い順

順位	国・地域 (年)	合計特殊 出生率	順位	国・地域 (年)	合計特殊 出生率
1	サンマリノ (1988)	1.13	46	グ ル ジ ア (1989)	2.11
2	ホンコン (1990)	1.19	47	ニュージーランド (1990)	2.16
3	イタリヤ (1988)	1.33	48	アイルランド (1991)	2.18
4	ルクセンブルク (1987)	1.41	49	エストニア (1989)	2.20
5	西ドイ ツ (1989)	1.41	50	モーリシャス島 (1991)	2.28
6	リヒテンシュタイン (1987)	1.45	51	モーリシャス (1991)	2.30
7	日本 (1993)	1.46	52	プエルトリコ (1990)	2.31
8	ポルトガル (1991)	1.50	53	アイスランド (1990)	2.32
9	オーストリア (1991)	1.52	54	モルドバ (1989)	2.44
10	スベイン (1986)	1.54	55	グリーンランド (1990)	2.44
11	ルーマニア (1991)	1.56	56	チリ (1991)	2.47
12	ベルギー (1983)	1.57	57	ウルグアイ (1985)	2.49
13	チャンネル諸島ガーンシイ (1991)	1.58	58	トリニダード=トバコ (1989)	2.53
14	東ドイ ツ (1989)	1.59	59	アルメニア (1989)	2.56
15	スイス (1990)	1.60	60	グアドループ (1985)	2.59
16	バルバドス (1987)	1.61	61	スリランカ (1987)	2.65
17	オランダ (1991)	1.62	62	レユニオン (1986)	2.71
18	デンマーク (1991)	1.69	63	アゼルバイジャン (1989)	2.74
19	ブルガリア (1990)	1.73	64	フェロー諸島 (1990)	2.77
20	カイマン諸島 (1989)	1.74	65	カザフスタン (1989)	2.79
21	バーミューダ (1990)	1.76	66	セントキッツ=ネイビス (1988)	2.80
22	フランス (1990)	1.78	67	セイシェル (1990)	2.84
23	フィンランド (1990)	1.79	68	パナマ (1990)	2.85
24	ギリシャ (1984)	1.82	69	イスラエル (1991)	2.90
25	シンガポール (1992)	1.83	70	アルゼンチン (1990)	2.92
26	カナダ (1990)	1.83	71	ロドリゲス (1991)	2.98
27	キューバ (1990)	1.83	72	米領バージン諸島 (1990)	3.05
28	イギリス (1991)	1.83	73	フィジー (1987)	3.11
29	ハンガリー (1991)	1.86	74	ブルネイダラサラーム (1989)	3.13
30	ユーゴスラビア (1990)	1.88	75	マレーシア (1990)	3.33
31	オーストラリア (1990)	1.91	76	チュニジア (1989)	3.42
32	ウクライナ (1989)	1.92	77	コスタリカ (1984)	3.54
33	ノルウェー (1991)	1.92	78	ベネズエラ (1990)	3.62
34	チェコスロバキア (1990)	1.94	79	クウェート (1987)	3.75
35	キプロス (1991)	1.98	80	セントルシア (1986)	3.83
36	リトアニア (1989)	1.98	81	キルギスタン (1989)	3.85
37	ロシア (1989)	1.99	82	ウズベキスタン (1989)	4.09
38	アメリカ合衆国 (1989)	2.01	83	トルクメニスタン (1989)	4.37
39	ラトビア (1990)	2.02	84	カタール (1986)	4.54
40	ベラルーシ (1989)	2.02	85	カーボベルデ (1985)	4.66
41	マルチニーク (1990)	2.02	86	タジキスタン (1989)	5.21
42	バハマ (1990)	2.03	87	エジプト (1988)	5.45
43	ポーランド (1991)	2.05	88	グアテマラ (1985)	6.02
44	マラルタ (1990)	2.05	89	マリ (1987)	6.87
45	スウェーデン (1991)	2.11			

United Nations, *Demographic Yearbook, 1992*, New York, 1994, による。

表3 欧州理事会構成国の合計特殊出生率：1970～93年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコスロバキア	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	2.29	2.25	2.18	2.54	1.93	1.95	2.17	1.83
1975	1.83	1.74	2.24	2.01	2.43	1.92	2.04	1.69
1980	1.65	1.69	2.05	2.46	2.07	1.55	2.02	1.63
1985	1.47	1.51	1.95	2.38	1.95	1.45	2.13	1.64
1989	1.45	1.58	1.86	2.34	1.87	1.62	2.20	1.71
1990	1.45	…	1.73	2.43	1.89	1.67	2.03	1.78
1991	1.50	…	1.57	2.45	1.86	1.68	1.78	1.80
1992	1.51	…	1.53	2.68	1.70	1.76	1.66	1.85
1993	(P) 1.51	…	…	…	…	1.75	1.44	1.82
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア
1970	2.48	2.02	2.19	2.34	1.97	2.81	3.87	2.43
1975	1.93	1.45	1.54	2.37	2.38	2.65	3.40	2.21
1980	1.95	1.45	1.94	2.23	1.92	2.48	3.23	1.69
1985	1.81	1.28	1.73	1.68	1.83	1.93	2.50	1.41
1989	1.79	1.40	1.57	1.43	1.78	2.20	2.08	(E) 1.33
1990	1.78	1.45	1.52	1.42	1.84	2.31	2.12	(E) 1.29
1991	1.77	1.42	0.98	1.40	1.86	1.29	2.08	(E) 1.26
1992	1.73	(E) 1.40	(E) 0.83	1.39	1.77	2.21	2.02	1.25
1993	1.65	(E) 1.39	(E) 0.81	1.35	1.68	2.22	…	…
年次	リトアニア	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア
1970	2.40	1.97	…	2.57	2.24	2.20	2.76	2.89
1975	2.20	1.52	2.17	1.66	1.98	2.27	2.52	2.62
1980	2.00	1.50	1.98	1.60	1.72	2.28	2.19	2.45
1985	2.41	1.38	1.99	1.51	1.68	2.33	1.70	2.26
1989	1.98	1.52	2.11	1.55	1.89	2.08	1.48	2.19
1990	1.90	1.62	2.05	1.62	1.93	2.04	(P) 1.54	1.83
1991	…	1.60	2.04	1.61	1.92	2.05	(P) 1.51	1.56
1992	1.89	1.67	2.12	1.59	1.88	1.93	1.55	1.51
1993	…	1.70	…	1.57	1.86	1.85	1.53	1.44
年次	サンマリノ	スロバク	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	2.23	2.40	2.10	2.84	1.94	2.10	5.05	2.45
1975	1.91	2.55	2.18	2.79	1.78	1.61	4.53	1.81
1980	1.47	2.32	2.11	2.22	1.68	1.55	4.22	1.89
1985	1.15	2.25	1.72	1.63	1.73	1.52	3.93	1.79
1989	1.16	2.03	1.55	1.38	2.02	1.56	3.70	1.79
1990	1.31	2.09	1.48	1.30	2.14	1.59	3.64	1.83
1991	1.25	2.05	1.46	1.28	(P) 2.11	1.61	3.58	1.82
1992	1.12	1.98	1.34	1.23	2.09	1.60	…	1.79
1993	1.11	1.92	1.31	1.24	2.00	(E) 1.56	…	…

注：(E) 推計値、(P) 暫定値、…データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1994* Strasbourg 1994.

表4 欧州理事会構成国の純再生産率：1970～93年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコスロバキア	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	1.07	1.06	1.01	1.18	0.91	0.93	1.03	0.87
1975	0.86	0.82	1.10	0.94	1.16	0.92	0.99	0.80
1980	0.78	0.81	0.96	1.12	0.98	0.74	0.95	0.78
1985	0.70	0.72	0.92	1.11	0.93	0.70	...	0.80
1989	0.69	0.77	0.93	1.09	0.90	0.78	1.06	0.82
1990	0.70	...	0.88	1.16	0.91	0.80	1.01	0.86
1991	0.72	...	0.71	1.15	0.89	0.81	0.92	0.87
1992	0.73	...	0.75	1.29	0.81	0.85	0.83	0.89
1993	(E) 0.72	0.74	...
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア
1970	1.17	0.95	1.04	1.07	0.91	1.32	1.81	1.12
1975	0.92	0.68	0.73	1.10	1.11	1.26	1.60	1.02
1980	0.93	0.68	0.93	1.02	0.91	1.19	1.52	0.78
1985	0.87	0.60	0.84	0.78	0.87	0.97	1.19	0.68
1989	0.86	0.67	...	0.67	0.83	1.08	0.98	0.62
1990	0.85	0.69	...	0.69	0.89	1.11	1.00	0.63
1991	0.85	0.68	0.47	0.66	0.89	1.04	0.98	(P) 0.62
1992	0.83	0.65	0.84	1.07	0.96	...
1993	0.64	...	1.09
年次	リトアニア	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア
1970	1.11	0.93	1.08	1.23	1.19	1.01	1.23	1.31
1975	1.01	0.73	1.06	0.80	0.95	1.06	1.19	1.18
1980	0.96	0.72	1.07	0.77	0.82	1.07	1.03	1.14
1985	0.99	0.66	1.07	0.74	0.80	1.10	0.83	1.08
1989	0.94	0.73	1.00	0.75	0.90	0.98	0.73	1.08
1990	0.97	0.78	0.98	0.78	0.93	0.97	0.72	1.03
1991	...	0.77	0.98	0.78	0.92	0.97	0.72	0.86
1992	...	0.80	0.98	0.76	0.90	0.92	0.75	0.73
1993	...	0.83	1.04	(P) 0.76	...	0.88	0.73	0.71
年次	サンマリノ	スロバク	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	1.04	1.13	1.00	1.35	0.92	1.00	2.69	1.16
1975	0.89	1.21	1.02	1.31	0.85	0.77	2.53	0.86
1980	0.68	1.10	1.00	1.08	0.81	0.74	2.26	0.91
1985	0.53	1.08	0.81	0.77	0.83	0.72	2.05	0.86
1989	0.51	0.99	0.73	0.65	0.97	0.74	1.89	0.87
1990	0.58	0.99	0.70	0.62	1.03	0.76	1.88	0.89
1991	0.55	0.98	0.68	0.63	1.01	0.77	...	0.87
1992	0.47	0.95	0.64	0.62	1.00	(E) 0.76	...	0.87
1993	0.48	0.92	(E) 0.63	...	0.97	0.76

注：(E) 推計値, (P) 暫定値, ...データなし.

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1994* Strasbourg 1994.

雑 報

定例研究報告会の開催

(平成6年10月～12月)

〈回〉	〈月 日〉	〈報 告 題 目〉	〈報告者〉
15	10. 5	カイロ会議の意義……………	阿 藤 誠 廣 嶋 清 志
16	11. 2	第3回勉強会－人口学における手法とモデルの役割……………	金 子 隆 一
17	11. 16	単身生活者増加の人口学的要因……………	山 本 千鶴子
18	12. 7	1995(平成7)年度研究計画について……………	廣 嶋 清 志
	〃	出生・死亡の現況：1993年……………	石 川 晃
19	12. 14	「第1回全国家庭動向調査」結果の概要……………	高 橋 重 郷 西 岡 八 郎 才 津 芳 昭 池 上 正 真 堀 内 弓 子
20	12. 21	第4回勉強会－要因分解法について……………	廣 嶋 清 志

なお、定例研究報告会における所内研究員の報告とは別に、次のような外部専門家による特別講義が行われている。

10. 12	ヨーロッパからみた高齢化……………	Herve Le Bras 氏 (フランス社会科学院歴史人口学研究部長)
--------	-------------------	---

資 料 の 刊 行

(1994年10月～12月)

〈資料題名(発行年月日)〉	〈担当者〉
○Annual Report of the Institute of Population Problems with Selected Demographic Indicator, 1994……………	

日本社会学会

第67回日本社会学会大会は、1994年11月5～6日の2日間、京都の同志社大学にて開催された。

62を数える部会と3つのテーマ部会からなり、発表件数は237を越した。

ここで記しておくべき第1は、ひさびさに人口部会が大変な盛況のなかで開かれ、人口移動、出生、家族人口学、歴史人口学など多数にして魅力あふれる発表がなされ、社会学の中での人口研究の関心の広がりを感じることができた。(司会は若林敬子)

1. 戦後日本における国内人口移動の再検討

—移動歴からみた年齢コーホート分析

西岡八郎(人口問題研究所)

2. 出生行動と社会政策

—ヴィネット調査による出生行動の分析

織田輝哉(社会保障研究所)

3. 若年者における就学・就業行動の家族人口学的要因 小島 宏 (人口問題研究所)

4. 息子の再分配

—養子慣行の歴史人口学的分析 落合恵美子・黒須里美 (国際日本文化研究センター)

また、この前日の11月4日、龍谷大学にて第4回アジア社会研究会研究大会が開かれた。「現代アジアにおける都市、農村の構造連関」を全体共通テーマとし、中国、タイ、フィリピンの3つの部会にわかれ、人口移動が比較検討された。中国部会は以下のとおり。

1. 小城镇—都市・農村の結節点 田中重好
2. 地域社会の構造と人口移動 佐々木衛
3. 現代中国の都市・農村の構造連関 陸 学芸

なお、発表者の陸学芸は中国社会科学院社会学研究所所长・中国社会学会副会長であり、日中社会学会の11月12日にも発表。明年11月には、天安門事件で延期されてきた「第6回アジア社会学会」が北京で開かれる予定である。(若林敬子記)

経済統計学会第38回全国総会

経済統計学会第38回全国総会は、1994年11月9日(水)から10日(木)の2日間、静岡大学を開催校とし、リゾート伊豆(静岡県・東伊豆町)で行われた。SNA、家計調査、「日本人の国民性調査」等16の報告があり、そのうち人口に関連する報告は以下のとおりである。

報告者	論 題	予定討論者
廣嶋清志 (厚生省人口問題研究所)	「高齢者の世帯状態の将来推計：結果とその分析」	藤岡光夫 (島根大学)
渡邊吉利 (厚生省人口問題研究所)	「未婚率の地域的变化の動向—SMAMおよび生涯未婚率による観察—」	藤岡光夫 (島根大学)
坂田幸繁 (中央大学)	「都道府県間人口移動率の予測について」	西村善博 (大分大学)

なお、今回はじめて「ジェンダー統計の諸問題」について特集が生まれ、以下の4報告が行われた。

報告者	論 題	予定討論者
伊藤陽一 (法政大学)	「ジェンダー統計—現状と課題—」	山田 満 (高崎商科短期大学)
杉橋やよい (法政大学大学院)	「コンパラブル・ワースの職務評価と統計利用—男女別格差是正に向けて—」	杉森滉一 (中央大学)
岩崎俊夫 (立教大学)	「ジェンダー視点から見た経済活動人口の概念と構成」	福島利夫 (大阪経済法科大学)
中村安子 (大東文化大学)	「アメリカ合衆国における女性と統計」	山本千鶴子 (厚生省人口問題研究所)

(山本千鶴子記)

人文地理学会

1994年度の人文地理学会大会は1994年11月12日～14日、奈良女子大学(奈良県奈良市)にて開催された。人口研究に関連して、以下のような発表があった。

- ・東京都区部内における公営住宅居住者の年齢構成の変化 由井義通 (立命館大学・文)

・高齢者の生活空間と定住意志 — 埼玉県越谷市の事例 —

田原裕子 (東京大学・院)

川口太郎 (東京大学)

荒井良雄 (東京大学)

・港北ニュータウンにおける住民の活動とコミュニティ形成

— ジェンダーの視点から —

影山穂波 (お茶の水女子大学・院)

・1985年～1990年間にける都道府県間人口移動パターン

— 経済的要因からの分析を中心にして —

磯田則彦 (広島大学・院)

・わが国大都市地域における年少人口減少と小学校の立地変化

酒川 茂 (広島女子大学)

・南米出身日系人の居住地移動に関する一考察

中村理恵 (群馬県立榛名高等学校/群馬大学・院)

今回の大会でも地理学から人口研究への様々なアプローチが示された。従来からの国内人口移動の分析に加え、高齢者やジェンダーの視点を導入した研究、国際人口移動の実証研究などが近年定着しつつある。また、立命館大の由井報告は、地理学研究でまだ十分に用いられていないコーホートの視点からの研究の試みである。

(中川聡史記)

第29回日本都市計画学会学術研究発表会

日本都市計画学会の第29回学術研究発表会が、1994年11月21日(月)から23日(水)までの3日間、早稲田大学国際会議場において開催された。日本都市計画学会は年1度の大会で審査論文を発表するという形態をとっており、今年度は220編の応募論文の内、審査を通過した120編の発表が行なわれた。

今年度は、以下のような人口と関連の深い研究が数多くみられた。

1. 阿部宏史「地域間雇用成長格差の長期的推移と地域人口変動」
2. 柏谷増男他「コーホート法と住宅ストック増減データとを用いた大都市圏内地区別年齢階級別人口推定法」
3. 谷武・三宅醇「世帯主の年齢階級別主世帯数の予測に関する研究—47都道府県の世帯主率の比較による分析—」
4. 今野速太他「高齢者のモビリティ確保における送迎交通の実態」
5. 渡辺万記子他「高齢者介護サービスの需要推計モデル—町田市を対象とした事例分析—」
6. 野村知子「老後の自立を支援する食事サービスに資するコミュニティ施設活用の可能性」
7. 児玉善郎「大都市インナーエリアにおける特養ホーム入所者の入所前の居住実態に関する調査分析」
8. 瀬戸口剛他「公営住宅団地と周辺住宅地の住み替えに関する研究」
9. 小林千穂子他「サービス・人口密度・通圏手段・利用者意識からみた保育園の圏域と機能拡大—大都市周辺市街地における地域センターとしての保育園に関する研究—」
10. 石田東生他「世帯における利用特性からみた自動車の分類に関する一考察」

最初の3論文は直接的に人口研の研究と関連するテーマを扱っている。すなわち、わが国の人口分布変動、地域人口推計手法、都道府県別世帯数推計手法であり、われわれにとって大いに参考になる。4～7は高齢者に関連する都市計画的課題を扱った研究であり、介護サービスや特養ホームといった厚生省の施策を対象とした論文もみられた。その他は、住宅と住み替えに関する研究、保育園の立地・機能に関する研究、世帯と自動車保有に関する研究である。これら人口関連の研究も、計画的・政策的観点から人口研究に新しい視角を提供してくれるものであり、それぞれ興味深い。

(大江守之記)

第8回応用地域科学研究会研究発表大会

応用地域科学研究会 (ARSC: Applied Regional Science Conference) の第8回研究発表大会が12月3日、

4日の両日にかけて神戸商科大学において開催された。大会は「人口・産業の地域変化」、「中国の地域と経済」など11のセッションに分かれて活発な議論が行われた。人口に関連した研究として、戴二虎「中国における三大都市圏の人口流入の地域パターンとその規定要因」では、中国の最も重要な三大都市圏（北京、上海、広東）への人口流入パターンを明らかにした上で、その規定要因について、重力モデルを用いた分析の結果が発表された。長尾謙吉「製造業雇用の地域的変化、1970-1990年」では、1970年から1990年にかけての都道府県別製造業の職業別就業者数の変化について、拡張シフトシェア分析を適用した研究結果が報告された。本研究所からは小島克久技官が参加し、「都道府県別世帯数の将来動向」について、推計方法を中心にした発表を行った。

(小島克久記)

第15回日本大学国際シンポジウム「国際労働移動における労働と生活」

標記(The 15th Nihon University International Symposium: Work and Family Life of International Migrant Workers)の国際会議が1994年12月5～7日にかけて東京市ヶ谷の日本大学会館で開催された。主催は日本大学総合研究所(組織者:永山利和商学部教授)で、後援が国連人口基金、国際移住機関、米国・東西センター人口プログラム、韓国保健社会研究院であった。この国際会議は日本大学総長指定の総合研究「21世紀人類の豊かさの探求」のプロジェクトの一環として行われたものであるが、同大学の各学部の関係者だけでなく、内外からこの分野の第一線の研究者が多数参加した。

第1日目の午前には日本大学、国際移住機関、東西センター人口プログラム、韓国保健社会研究院の主催・後援機関代表のあいさつに続き、永山教授による「国際人口移動と家族」と題された基調報告が行われた。そして、午後にはトピックⅠ「国際人口移動に関する現在の理論的諸問題」の下にセッション1「国際人口移動のメカニズム」(司会者:Kenichi FURUYA, 報告者:Stephen CASTLES, Toshio KURODA)およびセッション2「人口移動の社会経済問題」(司会者:Manolo I. ABELLA, 報告者:Charles STAHL, Hideo KOBAYASHI)、トピックⅡ「労働移動と国際的政策調整」の下にセッション3「国際移動労働者のフロー」(司会者:Philip L. MARTIN, 報告者:Shenjin WANG, Kenichi FURUYA, Reinhard LOHRMANN, Hiromasa MORI)が行われた。

第2日目の午前には引き続きトピックⅡの下にセッション4「国際労働移動と“情報ネットワーク”」(司会者:Won-Bae KIM, 報告者:Graziano BATTISTELLA, Makoto SATO, Philip MARTIN, Paul CHEUNG)、午後にはセッション5「人口移動政策の調整」(司会者:Stephen CASTLES, 報告者:Yoshio OKUNISHI, Won-Bae KIM, Yoshio MAYA, Nana OISHI, Madoka SAITO)が行われ、さらにトピックⅢ「移動労働者とその家族の生活状態」の下にセッション6「移動者の家庭生活」(司会者:Graeme HUGO, 報告者:Nasra SHAH, Emiko MIKI)が行われた。

第3日目には引き続きトピックⅢの下に午前セッション7「移動労働者の女性家族成員」(司会者:Shunichi INOUE, 報告者:Hania ZLOTNIK, Martha DUENAS-LOZA, Graeme HUGO, Guida MAN)、午後にセッション8「人口移動の社会的、文化的問題」(司会者:Reinhard LOHRMANN, 報告者:Maruja ASIS, Anthony FIELDING)が行われた。最後に、トピックⅣ「要約および学術的行動プログラム」の下に、STAHL, ABELLA, ZLOTNIKの各氏により各トピックの「要約」、Lee-Jay CHO博士により「結論」、Andrew MASON博士により「学術的行動プログラム」が発表され、永山教授のあいさつで締めくくられた。この国際会議は日本大学人口研究所の元事務長で、現在は総合研究所の事務局長である河原崎福治氏にとって裏方を務める最後の会議であったことから、指名により同氏のあいさつも閉会に当たって行われ、満場の拍手と和やかな雰囲気の中で幕が閉じられた。

国際人口移動がテーマの一つになった国際人口開発会議が開かれ、国際家族年でもあった1994年の最後を飾るには実にふさわしいテーマの国際会議であった。日本で開かれる国際会議の例に漏れず、若干儀礼的な面もあったが、オブザーバーも含めてこの分野で著名な研究者が一堂に会して討論するのは珍しいことであり、組織委員会のご苦勞がうかがわれた。なお、参加者のPhilip L. MARTINカリフォルニア大学(デービス校)教授によ

4日の両日にかけて神戸商科大学において開催された。大会は「人口・産業の地域変化」、「中国の地域と経済」など11のセッションに分かれて活発な議論が行われた。人口に関連した研究として、戴二虎「中国における三大都市圏の人口流入の地域パターンとその規定要因」では、中国の最も重要な三大都市圏（北京、上海、広東）への人口流入パターンを明らかにした上で、その規定要因について、重力モデルを用いた分析の結果が発表された。長尾謙吉「製造業雇用の地域的変化、1970-1990年」では、1970年から1990年にかけての都道府県別製造業の職業別就業者数の変化について、拡張シフトシェア分析を適用した研究結果が報告された。本研究所からは小島克久技官が参加し、「都道府県別世帯数の将来動向」について、推計方法を中心にした発表を行った。

(小島克久記)

第15回日本大学国際シンポジウム「国際労働移動における労働と生活」

標記(The 15th Nihon University International Symposium: Work and Family Life of International Migrant Workers)の国際会議が1994年12月5～7日にかけて東京市ヶ谷の日本大学会館で開催された。主催は日本大学総合研究所(組織者:永山利和商学部教授)で、後援が国連人口基金、国際移住機関、米国・東西センター人口プログラム、韓国保健社会研究院であった。この国際会議は日本大学総長指定の総合研究「21世紀人類の豊かさの探求」のプロジェクトの一環として行われたものであるが、同大学の各学部の関係者だけでなく、内外からこの分野の第一線の研究者が多数参加した。

第1日目の午前には日本大学、国際移住機関、東西センター人口プログラム、韓国保健社会研究院の主催・後援機関代表のあいさつに続き、永山教授による「国際人口移動と家族」と題された基調報告が行われた。そして、午後にはトピックⅠ「国際人口移動に関する現在の理論的諸問題」の下にセッション1「国際人口移動のメカニズム」(司会者:Kenichi FURUYA, 報告者:Stephen CASTLES, Toshio KURODA)およびセッション2「人口移動の社会経済問題」(司会者:Manolo I. ABELLA, 報告者:Charles STAHL, Hideo KOBAYASHI)、トピックⅡ「労働移動と国際的政策調整」の下にセッション3「国際移動労働者のフロー」(司会者:Philip L. MARTIN, 報告者:Shenjin WANG, Kenichi FURUYA, Reinhard LOHRMANN, Hiromasa MORI)が行われた。

第2日目の午前には引き続きトピックⅡの下にセッション4「国際労働移動と“情報ネットワーク”」(司会者:Won-Bae KIM, 報告者:Graziano BATTISTELLA, Makoto SATO, Philip MARTIN, Paul CHEUNG)、午後にはセッション5「人口移動政策の調整」(司会者:Stephen CASTLES, 報告者:Yoshio OKUNISHI, Won-Bae KIM, Yoshio MAYA, Nana OISHI, Madoka SAITO)が行われ、さらにトピックⅢ「移動労働者とその家族の生活状態」の下にセッション6「移動者の家庭生活」(司会者:Graeme HUGO, 報告者:Nasra SHAH, Emiko MIKI)が行われた。

第3日目には引き続きトピックⅢの下に午前セッション7「移動労働者の女性家族成員」(司会者:Shunichi INOUE, 報告者:Hania ZLOTNIK, Martha DUENAS-LOZA, Graeme HUGO, Guida MAN)、午後にセッション8「人口移動の社会的、文化的問題」(司会者:Reinhard LOHRMANN, 報告者:Maruja ASIS, Anthony FIELDING)が行われた。最後に、トピックⅣ「要約および学術的行動プログラム」の下に、STAHL, ABELLA, ZLOTNIKの各氏により各トピックの「要約」、Lee-Jay CHO博士により「結論」、Andrew MASON博士により「学術的行動プログラム」が発表され、永山教授のあいさつで締めくくられた。この国際会議は日本大学人口研究所の元事務長で、現在は総合研究所の事務局長である河原崎福治氏にとって裏方を務める最後の会議であったことから、指名により同氏のあいさつも閉会に当たって行われ、満場の拍手と和やかな雰囲気の中で幕が閉じられた。

国際人口移動がテーマの一つになった国際人口開発会議が開かれ、国際家族年でもあった1994年の最後を飾るには実にふさわしいテーマの国際会議であった。日本で開かれる国際会議の例に漏れず、若干儀礼的な面もあったが、オブザーバーも含めてこの分野で著名な研究者が一堂に会して討論するのは珍しいことであり、組織委員会のご苦勞がうかがわれた。なお、参加者のPhilip L. MARTINカリフォルニア大学(デービス校)教授によ

れば、1995年に再び日本大学で同教授が組織する国際人口移動に関する国際会議が開かれるとのことなので、大いに期待している。
(小島 宏)

国際人口学会・国際日本文化研究センター共催「過去のアジアにおける 中絶、嬰兒殺し、遺棄」に関するワークショップ

IUSSP/IRCJS Workshop on Abortion, Infanticide and Neglect in the Asian Past と題された国際会議が、1994年10月17日から22日にかけて京都市の国際日本文化研究センター（所長：梅原猛）で開かれた「日本研究・京都会議」（国際日本文化研究センター・国際交流基金共催）の一環として10月20～21日に開催された。全体会議の実行委員会には歴史人口学者である同センターの速水融教授が参加され、ワークショップの一部を成す各分科会の組織者としての重責を果たされたし、同センターの助教授の落合恵美子、助手の Pauline Kent 両氏をはじめとする職員の方々もさまざまな面で尽力された。ワークショップ全体については国際人口学会の歴史人口学研究委員会の活動の一環として行われていることもあり、同委員会の委員である斉藤修一橋大学教授が James LEE カリフォルニア工科大学教授等の協力を得ながら組織し、同委員会会長の David REHER マドリッド大学教授も参加した。また、このワークショップは国際日本文化研究センターの共同研究プロジェクト「近代化過程における人口と家族」（代表者：速水融教授）の一環としての位置づけももっていたため、同プロジェクトの参加者も出席し、全体会議の参加者と合わせて比較的多数の参加者がいるセッションもあった。

20日（木）の午後には第1セッション「概念——古い考えと新しい視角——」（司会者：Akira HAYAMI, 報告者：Tamara HAREVEN, Motoko OHTA and Mikako SAWAYAMA, HSIUNG Ping-chen, Francesca BRAY, 討論者：James LEE and Osamu SAITO）と第2セッション「中絶、嬰兒殺し、遺棄、死亡力の男女別パターン」（司会者：WANG Feng, 報告者：Akira HAYAMI, Mahendra PREMI, Arup MAHARATNA, WANG Feng, James LEE and Cameron CAMPBELL, 討論者：William MASON and David REHER）が行われた。引き続き、21日（金）の午前には第3セッション「中絶、嬰兒殺し、遺棄、出生力調節」（司会者：Mahendra PREMI, 報告者：Laura CORNELL, Ken'ichi TOMOBE, Sebastian IRUDAYA RAJAN, U. S. MISHRA and K. S. JAMES, James LEE and Cameron CAMPBELL, 討論者：Francesca BRAY and Minja CHOE）、午後には第4セッション「現代世界における中絶、嬰兒殺し、遺棄」（司会者：Tamara HAREVEN, 報告者：Minoru MURAMATSU, WANG Feng, William MASON, William LAVELY, Hiromi ONO and Baochang GU, Minja Kim CHOE and Seung-Hyun HAN, 討論者：Sebastain IRUDAYA RAJAN and Emiko OCHIAI）と第5セッション「ラウンドテーブル討論」（司会者：David REHER, 報告者：James LEE and Osamu SAITO）が行われた。

アジア出身ないしアジアを専門とする歴史人口学者、人口学者、歴史学者、社会学者、人類学者等による活発な議論が繰り広げられ、非常に有意義な会議であった。また、問題が問題だけに人口学者だけでなく、フェミニストと思われる全体会議の参加者からの発言もあり、興味深い討論が行われた。なお、このワークショップの成果の一部は国際人口学会がオックスフォード大学出版会から出している人口研究書シリーズの一冊として出版されることになっている。また、このワークショップは1996年1月に台北の中央研究院（Academia Sinica）で国際人口学会が開催する予定の「アジアの人口史」に関する国際会議の準備会議的な性格も帯びていた。

(小島 宏)

厚生科学研究家庭・出生問題総合調査研究報告シンポジウム

平成6年12月19日（月）、日本総合愛育研究所の主催で、「平成5年度厚生科学研究：家庭・出生問題総合調査研究報告シンポジウム」が開催された。このシンポジウムは、近年の出生率低下を背景として、厚生省が平成3年度から厚生科学研究として実施している「家庭・出生問題総合調査研究推進事業」の第3年度の研究成果の報

告を目的として開催されたものである。本年度のシンポジウムで報告された主要なテーマは、「家庭養育機能及び家庭に対する社会的・公的支援に関する研究」と「現代日本の家族に関する全国調査」の二つであった。なお、特別講演として、人口問題研究所 阿藤誠所長より、「世界の出生問題——カイロ人口会議の教訓——」と題する講演があった。

報告のタイトルならびに報告者は以下の通りである。

第Ⅰ部 家庭養育機能及び家庭に対する社会的・公的支援に関する研究

1. 家庭養育機能の整備・充実にかかわる社会的・公的役割に関する研究

- | | |
|------------------------------|---------------|
| (1) 家族、家庭、家庭機能、家庭養育機能等の概念の整理 | 岩上真珠 (明星大学) |
| (2) 子どもの権利を保障する児童家庭サービスのあり方 | 許斐 有 (大阪府立大学) |
| (3) 児童家庭サービスのあり方 | 高橋重宏 (駒沢大学) |

2. 家庭養育機能と職業生活との両立に関する研究

- | | |
|--------------------------------------|---------------|
| (1) 育児と仕事の両立のパラダイムの確立に関する意識と政策に関する研究 | 網野武博 (東京経済大学) |
| (2) 育児と仕事の両立に関する父親の役割についての調査研究 | 庄司順一 (愛育研究所) |

第Ⅱ部 現代日本の家族—全国家庭動向調査(1993年)の結果より—

- | | |
|-----------------------|-------------------|
| (1) 現代家族に関する妻の意識 | 才津芳昭 (人口問題研究所) |
| (2) 現代家族の親子間交流 | 堀内真弓 (リサーチ・レジデント) |
| (3) 育児、介護ネットワークの世代間関係 | 西岡八郎 (人口問題研究所) |

(高橋重郷記)

外国関係機関からの来訪者

(1994年10月2日～1995年1月1日)

- | | |
|--------|--|
| 11月25日 | Marla Asis (Department of Sociology, University of the Philippines, Republic of the Philippines) |
| | 馬有才 (中国社会科学院社会学研究所, People's Republic of China) |
| | 王震宇 (中国社会科学院社会学研究所, People's Republic of China) |
| | 王偉 (中国社会科学院日本研究所, People's Republic of China) |
| 12月7日 | Paul Chun-Kuen Kwong (Griffith University, Australia) |

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Makoto ATOH

Managing Editor: Takeharu KANEKO

Associate Editors: Kiyosi HIROSIMA Moriyuki OE Shigesato TAKAHASHI
Noriko SHIRAISHI Emiko OIKAWA

CONTENTS

Articles

- Prefectural Differentials in Recent Fertility
..... Kiyosi HIROSIMA and Fusami MITA ... 1~30
- On Trends of AIDS and an Estimate for the Number of HIV Infecteds in Japan
..... Hisashi INABA ... 31~44

Note

- Statistical Comparison between Legal and Customary Marriage in Japan
..... Akira ISHIKAWA ... 45~56

Research Material

- Geographical Variations in Perinatal Death Rate Yoko IMAIZUMI ... 57~68

Book Reviews

- Yoichi Itoh, *Josei to Tokei — Jender Tokeiron Josetsu* — (C. YAMAMOTO) 69
- A. F. Robertson, *Beyond the Family: The Social Organization of Human Reproduction* (Y. SAITSU) 70

Statistics

- Age Structure of Population for Selected Countries : Latest Available Years 71~80
- Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Selected Countries :
Latest Available Years 81~86

- Miscellaneous News 87~93