

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・高専以上卒業生割合）、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、子どもを生み終わった年齢（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 愛知県	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⁾。

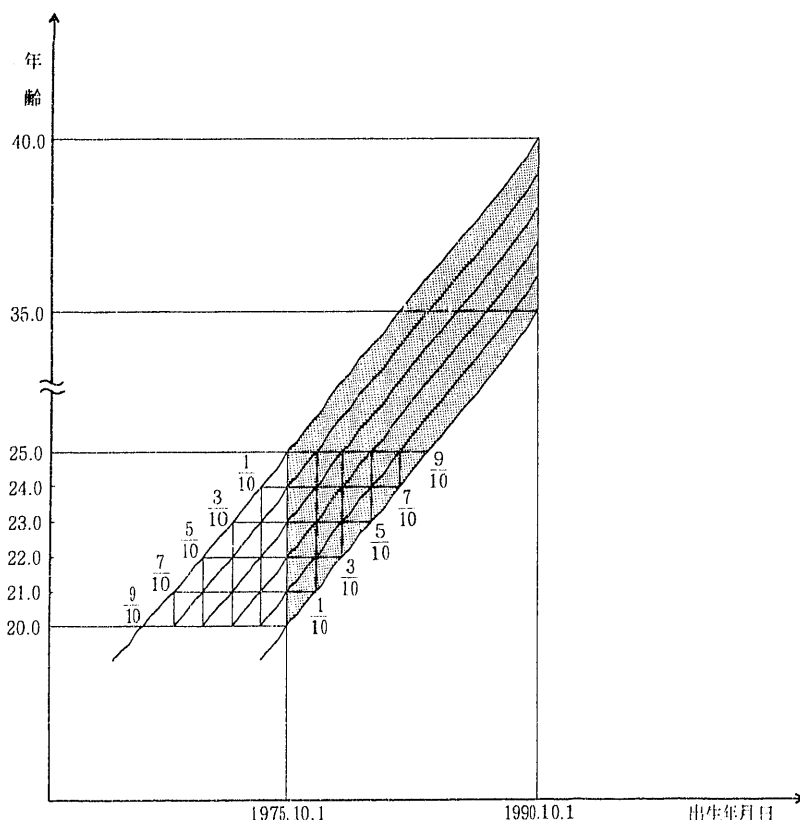
そこで本研究では既往出生児数に相当するものとして、従来あまり使われてこなかった国勢調査による同居児数の集計結果を用いて、都道府県別の出生率較差の分析を行う。

(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。

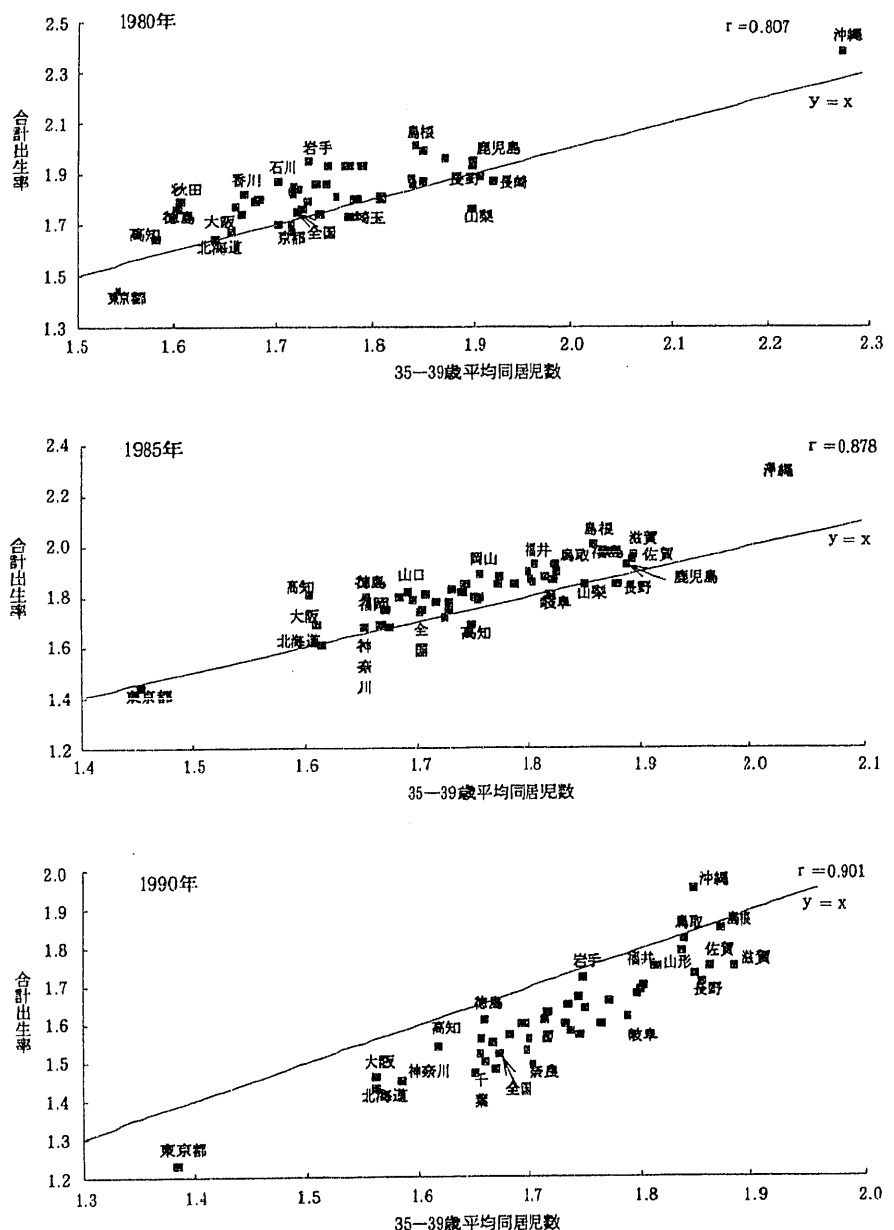
(4) 都道府県別の同居児数と合計出生率

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(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、 $f_w=m_w f_{mw}$ 、 $f_n=m_n f_{mn}$ 。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。

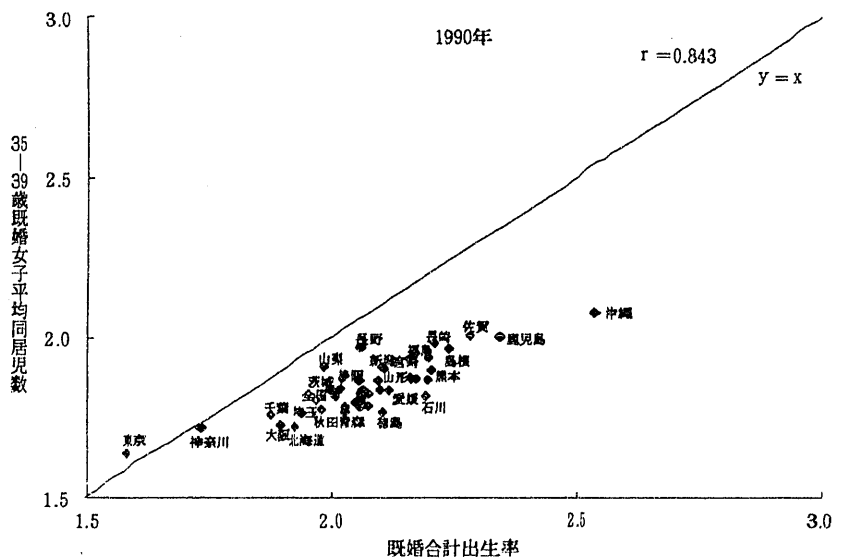
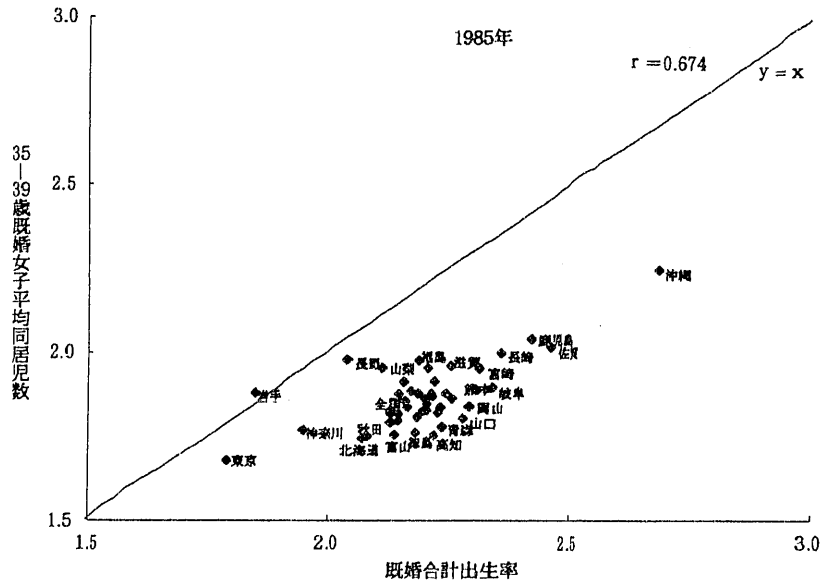
またこれらとは別に、就業率 w は、既婚率 m 、既婚就業率 w_m 、未婚就業率 w_n によって、 $w=m w_m+(1-m) w_n$ と表される。

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 $\{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_0}\}$ とある県の出生率 $\{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_1}\}$ 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

$$1/2 [\{w_1 f_{w_0} + (1-w_1) f_{n_0}\} - \{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_0}\} + \{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_1}\} - \{w_0 f_{w_1} + (1-w_0) f_{n_1}\}]$$

就業出生率 f_w による寄与は

$$1/2 [\{w_0 f_{w_1} + (1-w_0) f_{n_0}\} - \{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_0}\} + \{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_1}\} - \{w_1 f_{w_0} + (1-w_1) f_{n_1}\}]$$

非就業出生率 f_n による寄与は

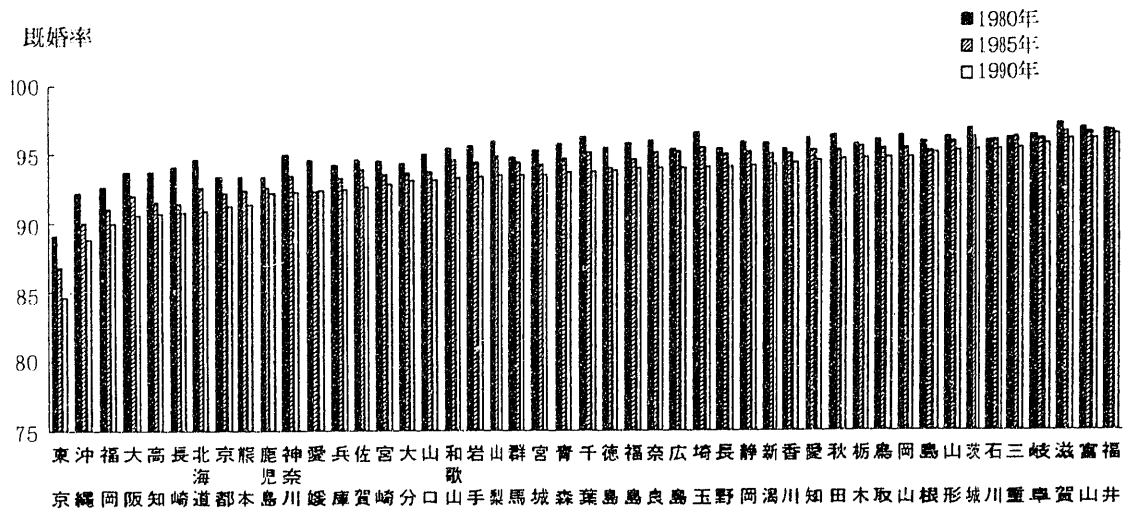
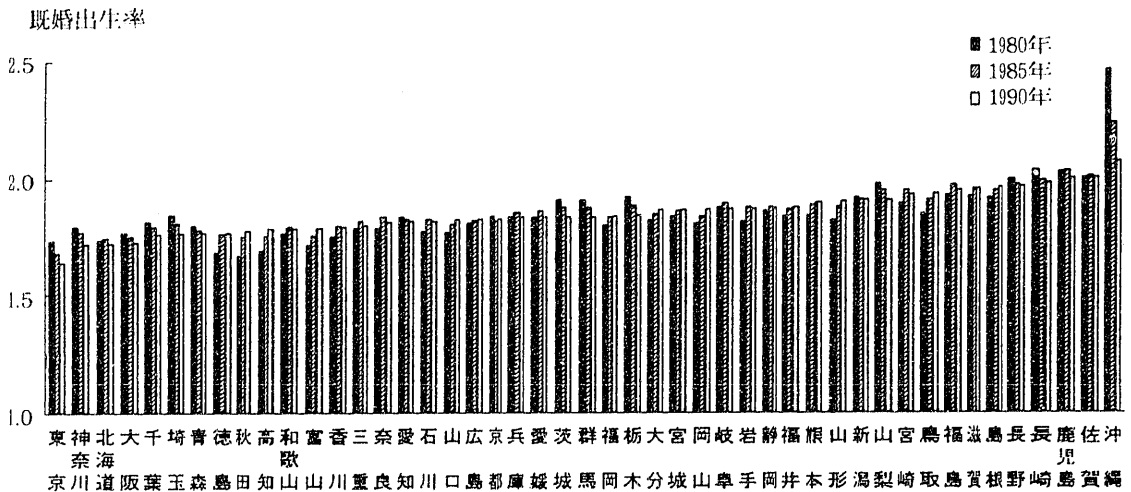
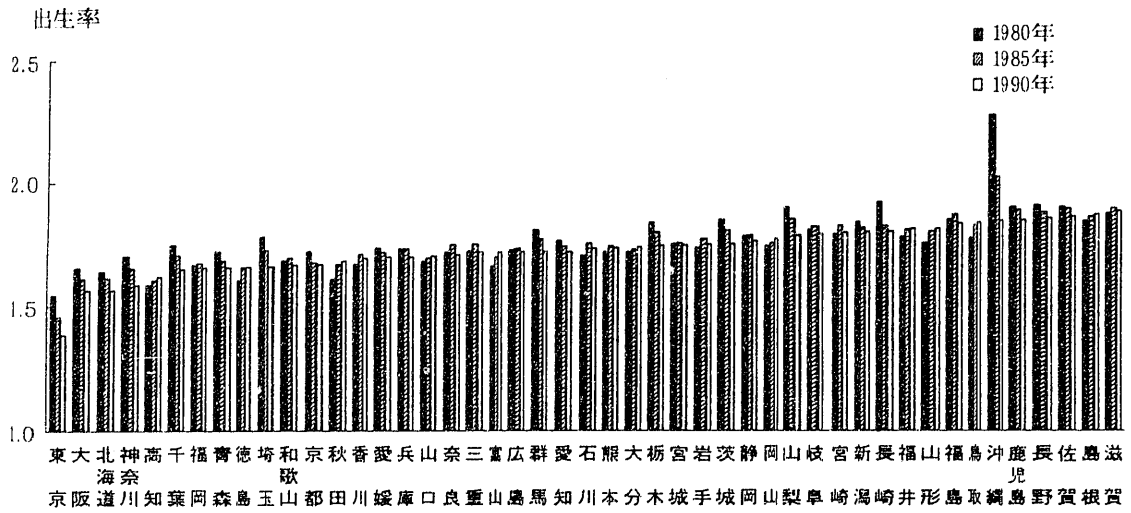
$$1/2 [\{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_1}\} - \{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_0}\} + \{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_1}\} - \{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_0}\}]$$

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。

$$\{w_1 f_{w_1} + (1-w_1) f_{n_1}\} - \{w_0 f_{w_0} + (1-w_0) f_{n_0}\}$$

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

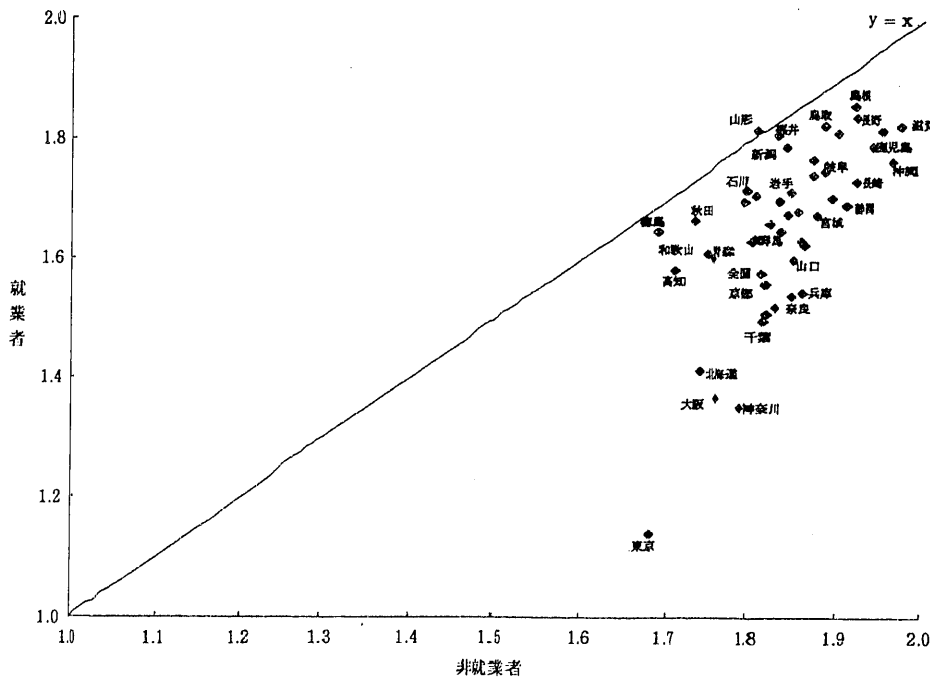
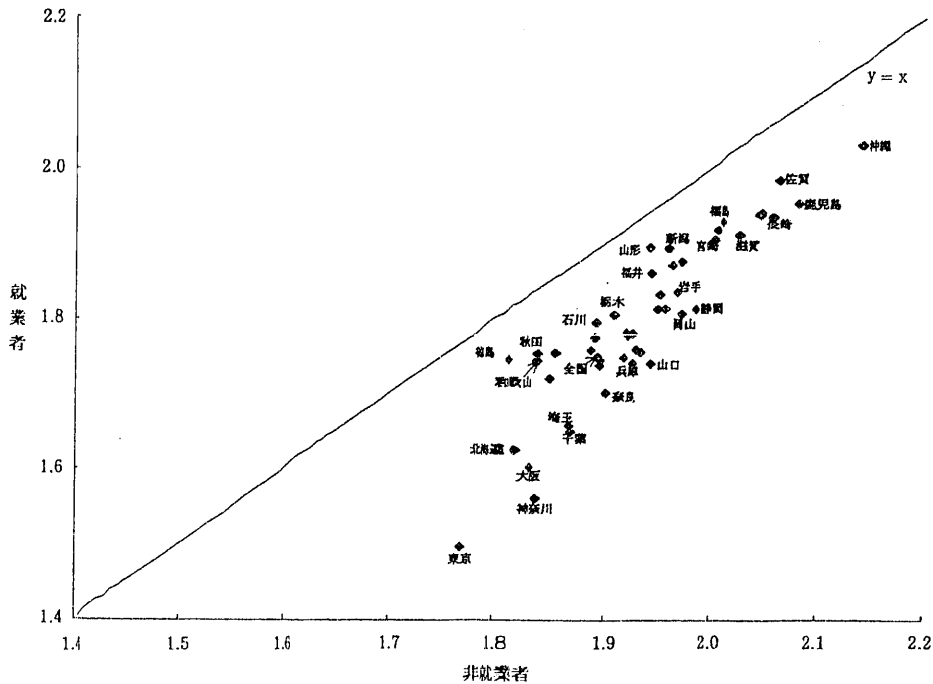


図6 都道府県別 35—39歳女子の就業状態別既婚出生率：1990年



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) だ
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

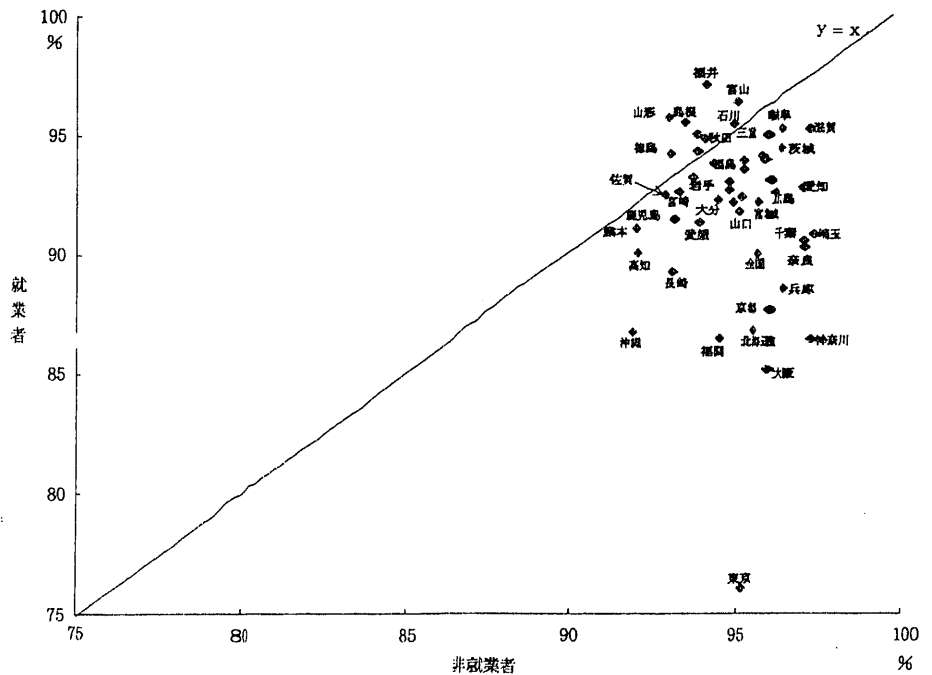


図8 都道府県別35-39歳女子の配偶関係別就業率：1990年

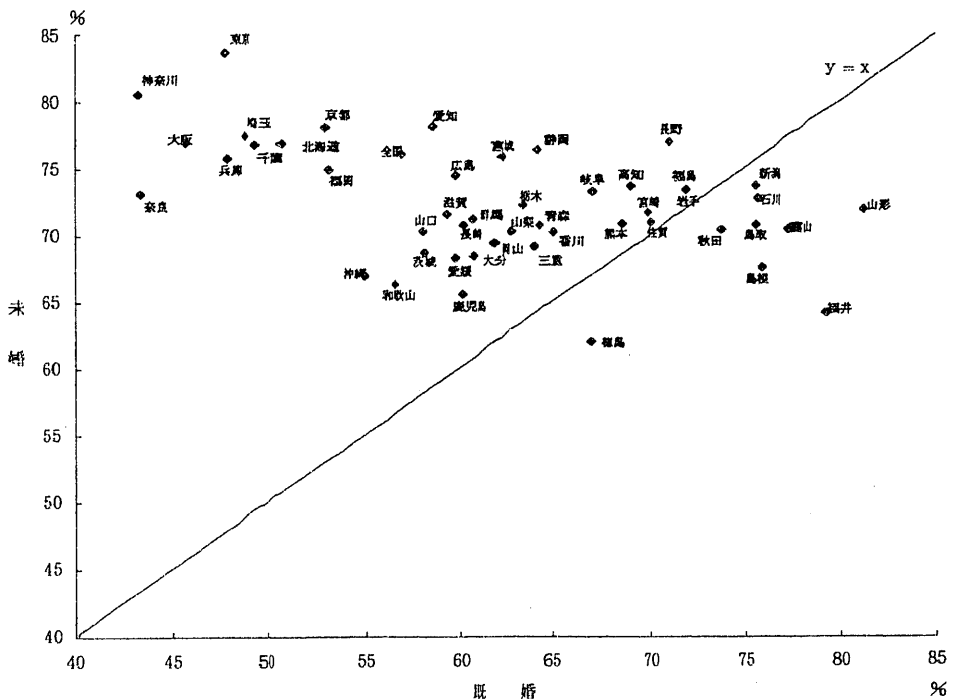


図9 都道府県別 35—39歳女子の既婚就業率と既婚出生率：1990年

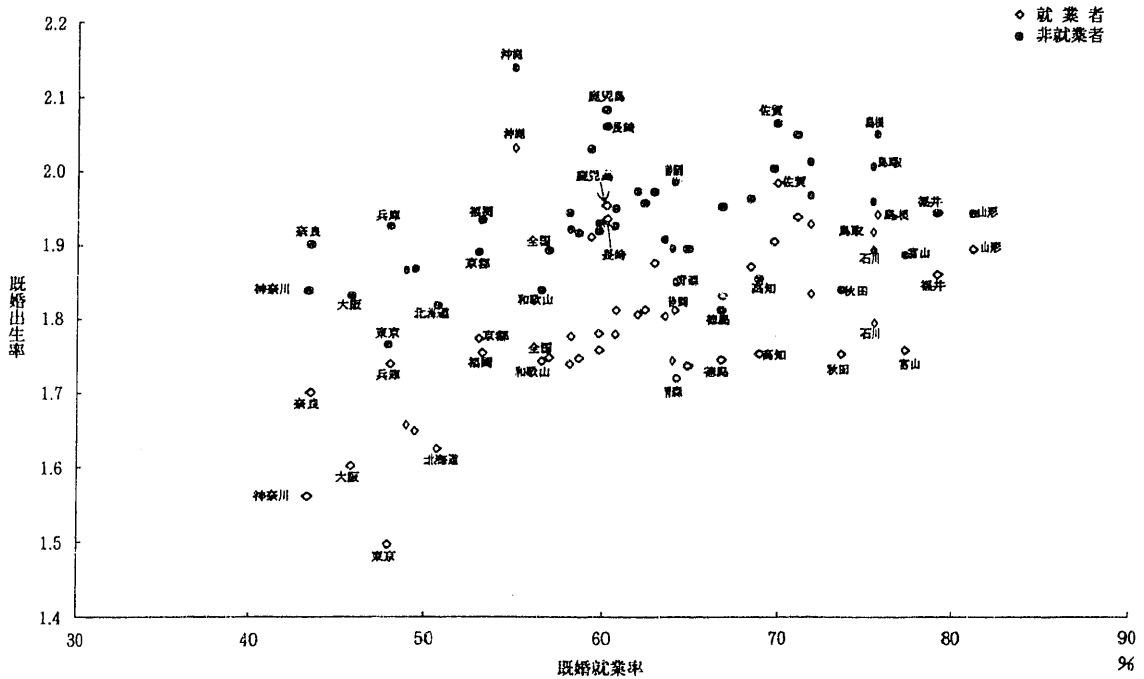
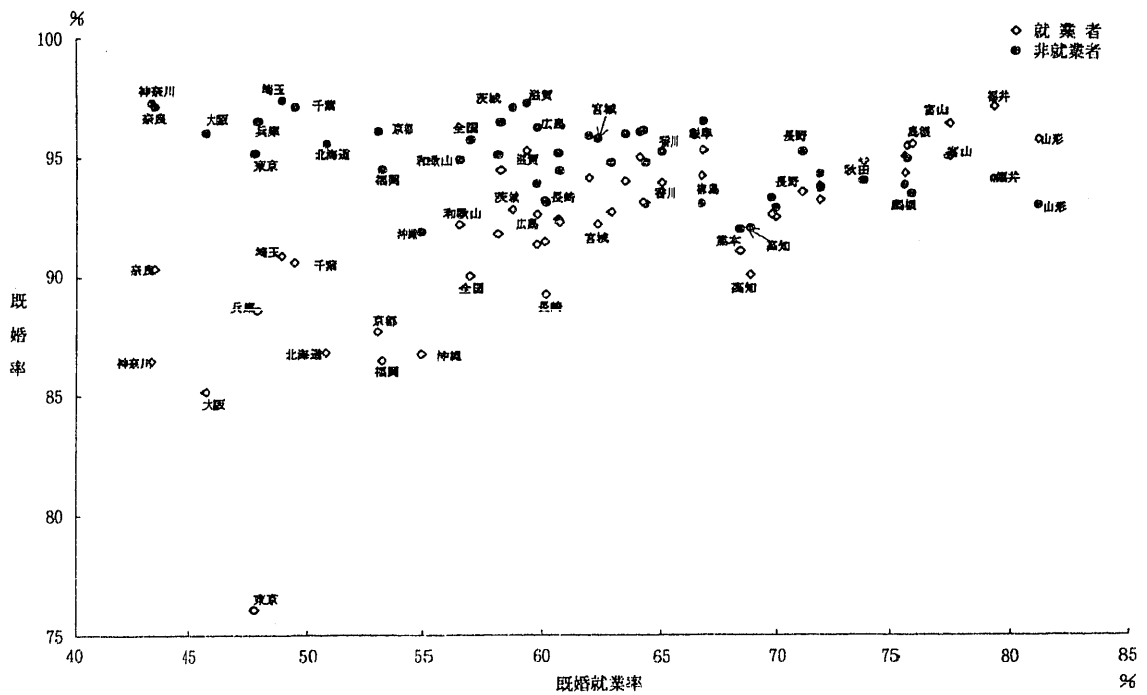


図10 都道府県別 35—39歳女子の既婚就業率と既婚率：1990年



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える。

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。

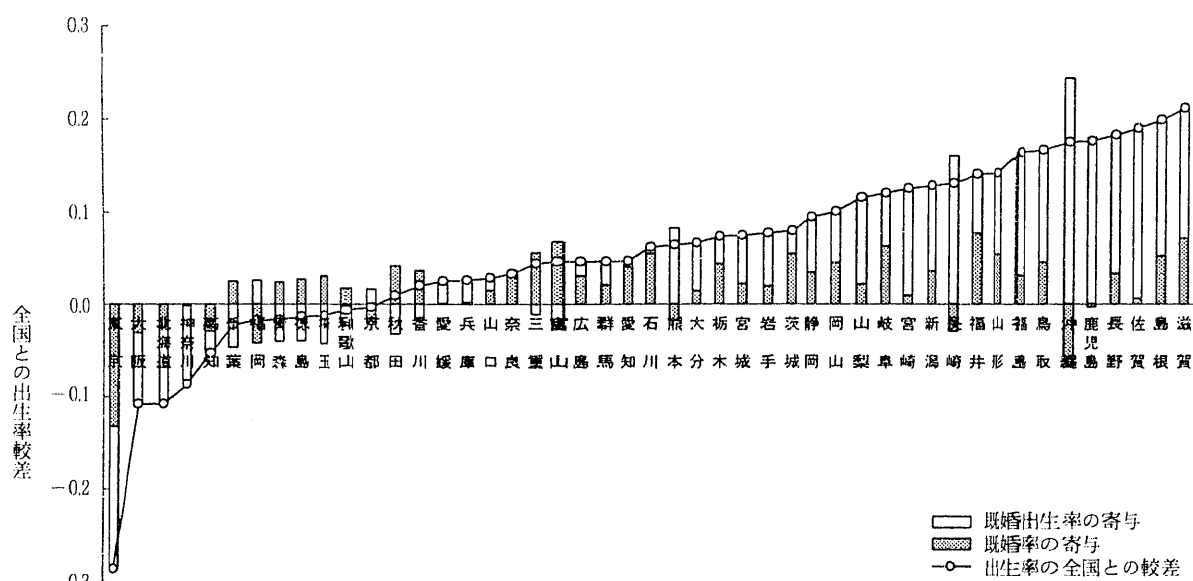
(1) 出生率の既婚出生率, 既婚率への分解

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。

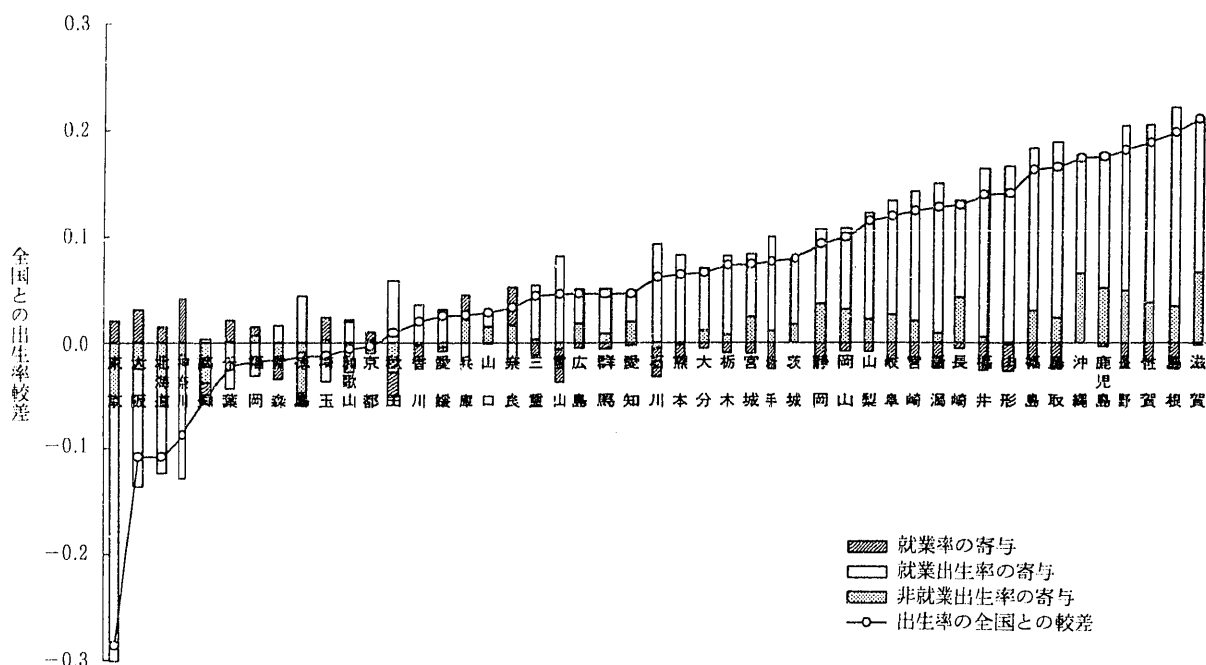
これに対して非就業出生率による差は東京都で-0.058と大きいですが、これと並ぶのは徳島県-0.047、高知県-0.038で、大都市特有の条件とはいえない。

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。

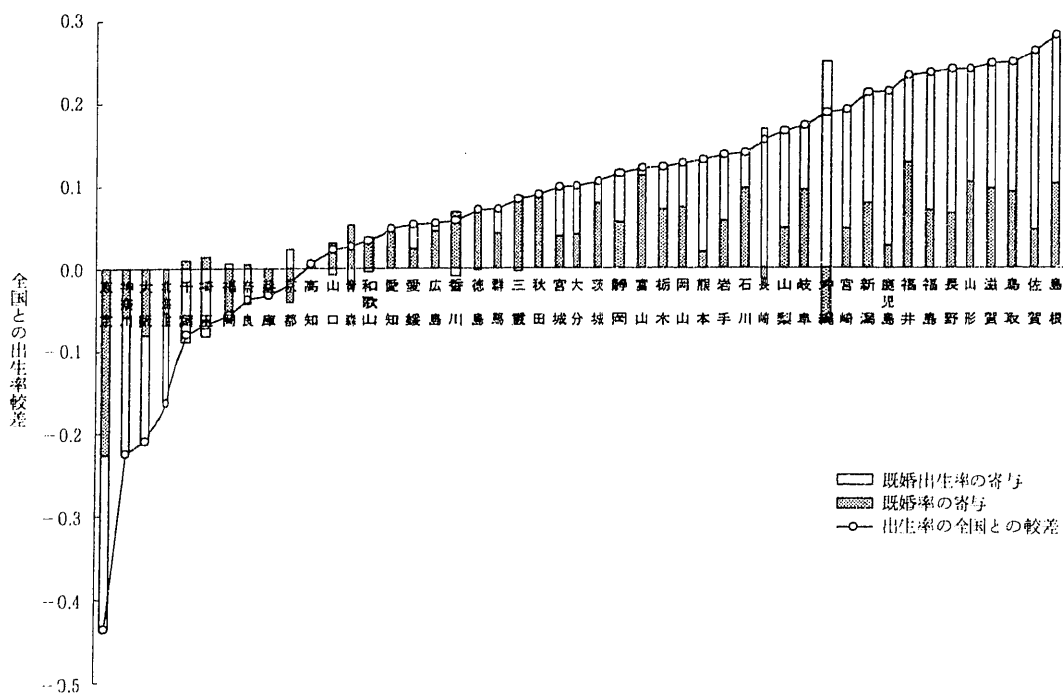
図12 都道府県別 35—39歳女子の出生率較差に対する就業率、就業出生率、非就業出生率の寄与：1990年



(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。

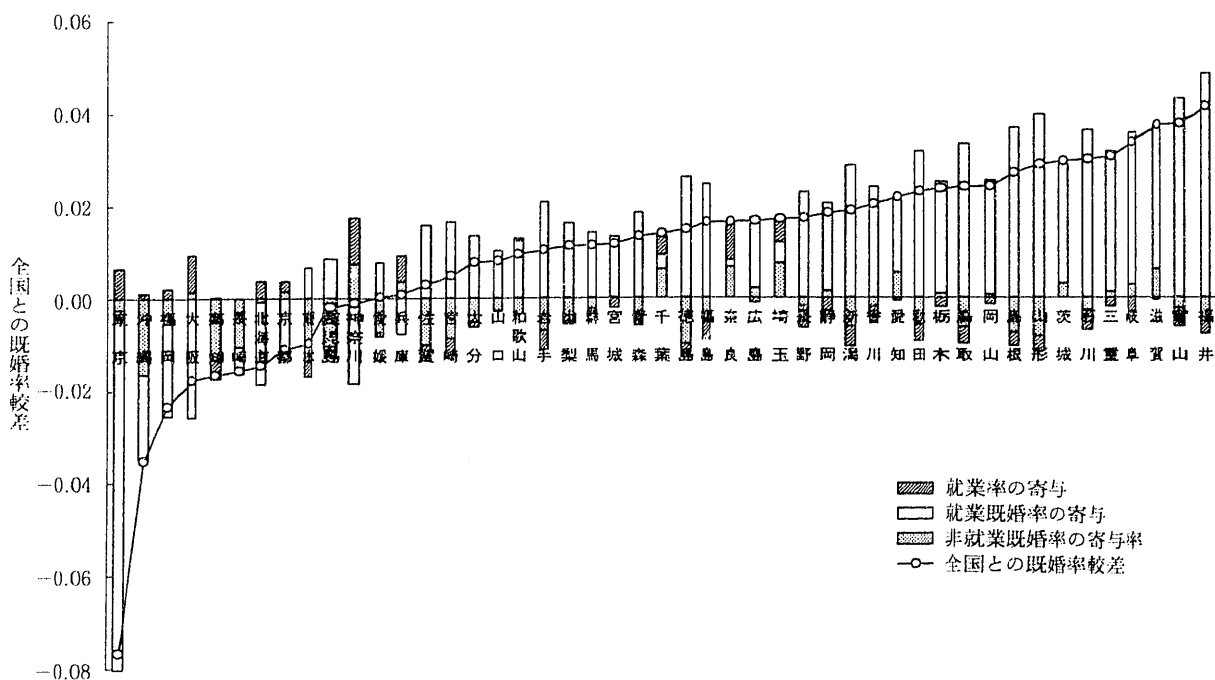
(5) 既婚率の就業率、就業既婚率、非就業既婚率への分解

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だたものである。

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

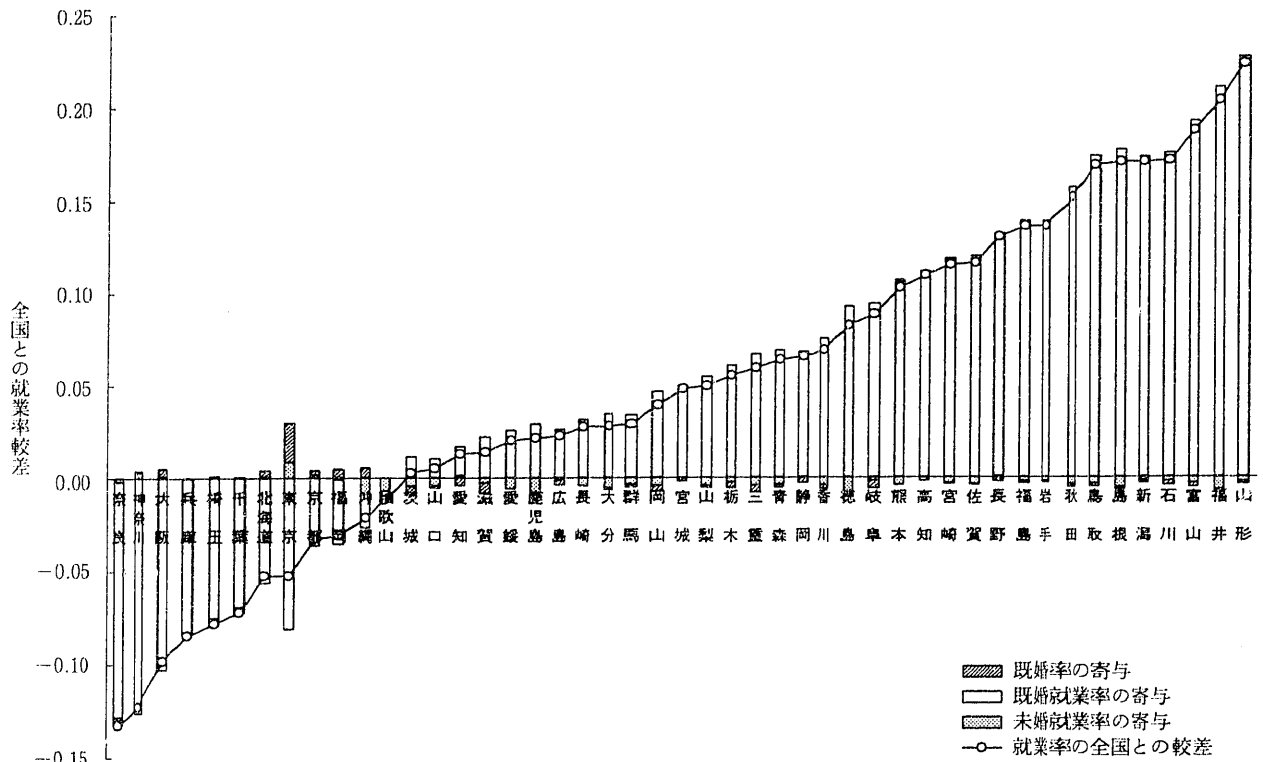
1990年の都道府県別就業率 w の全国との較差をその既婚率 m ，既婚就業率 w_m ，未婚就業率 w_n の較差に分解してみよう ($w = m w_m + (1 - m) w_n$) (図15)。

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

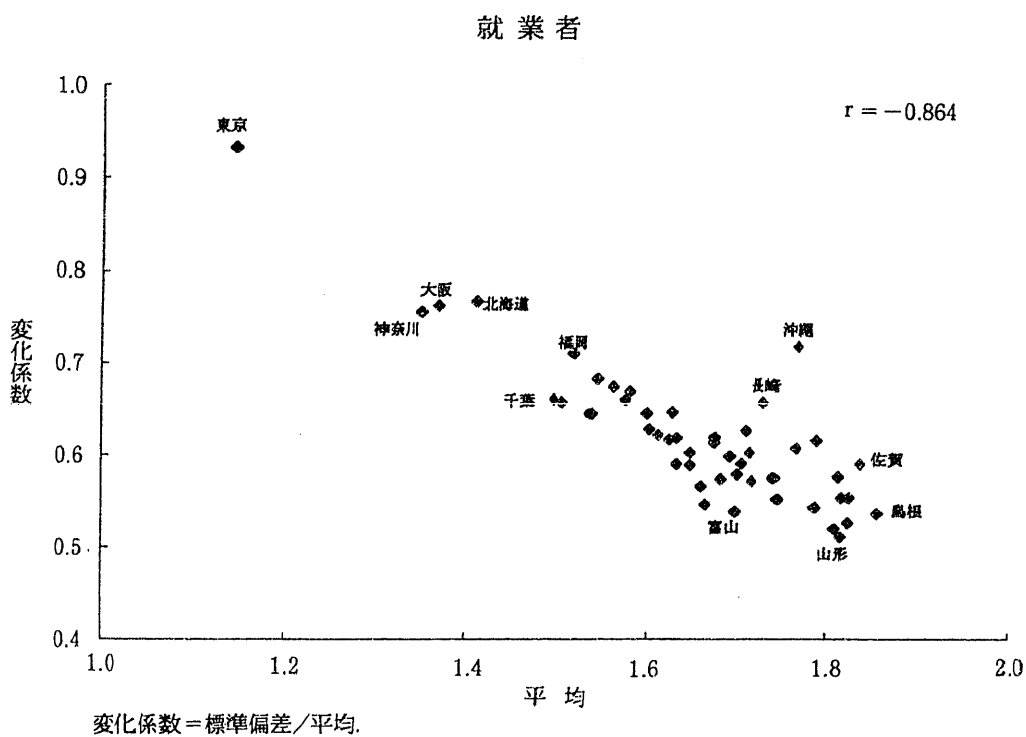
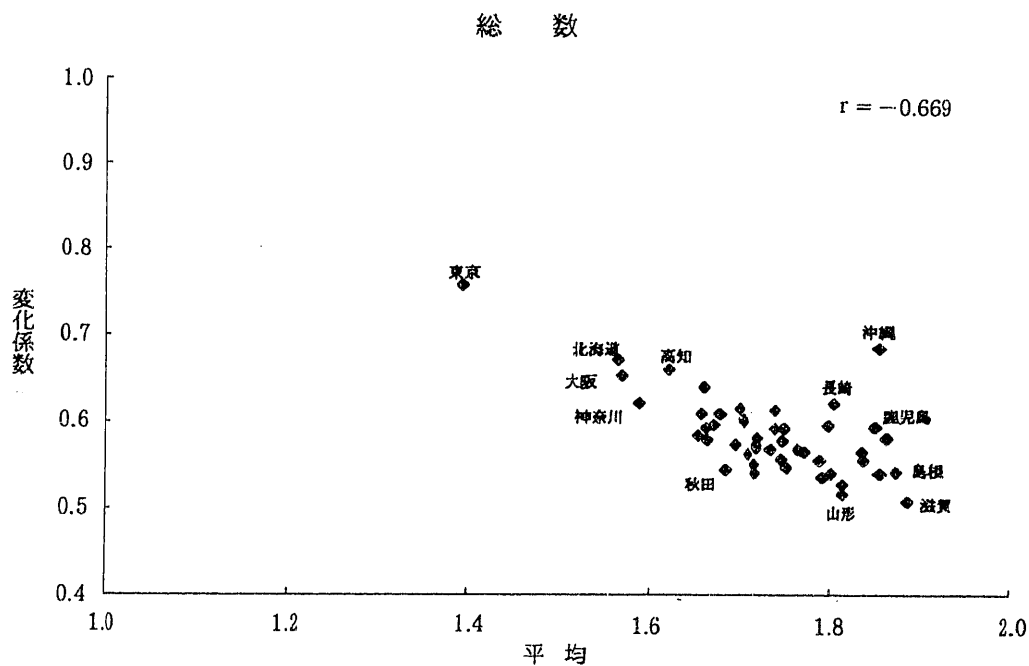
(1) 都道府県別同居児数別女子数の変化係数

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

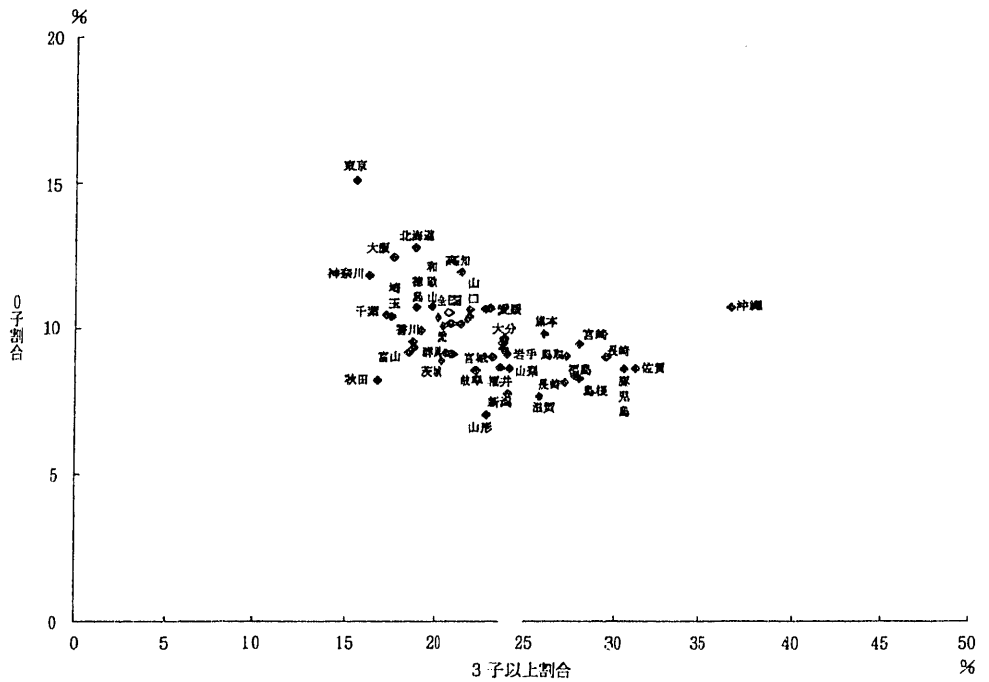
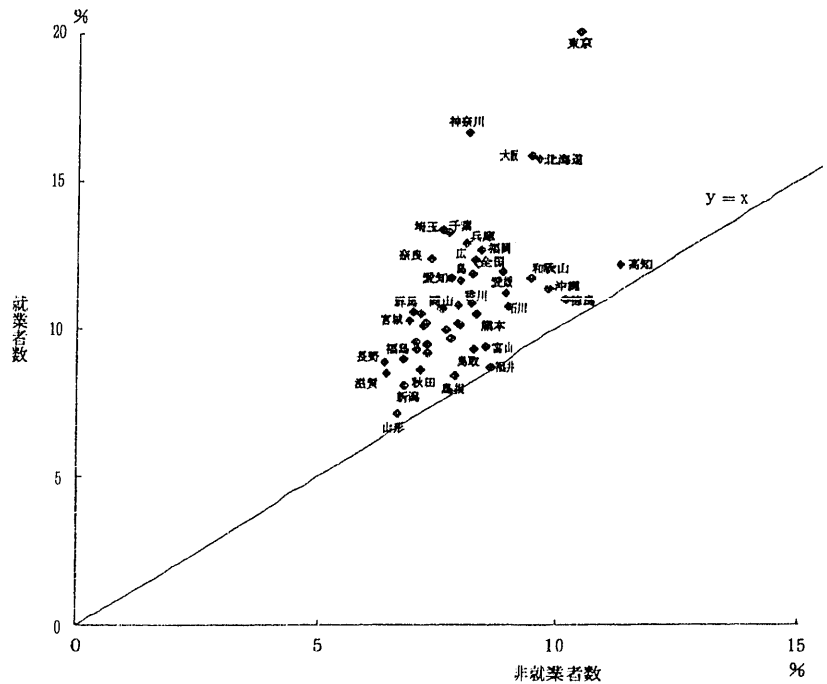
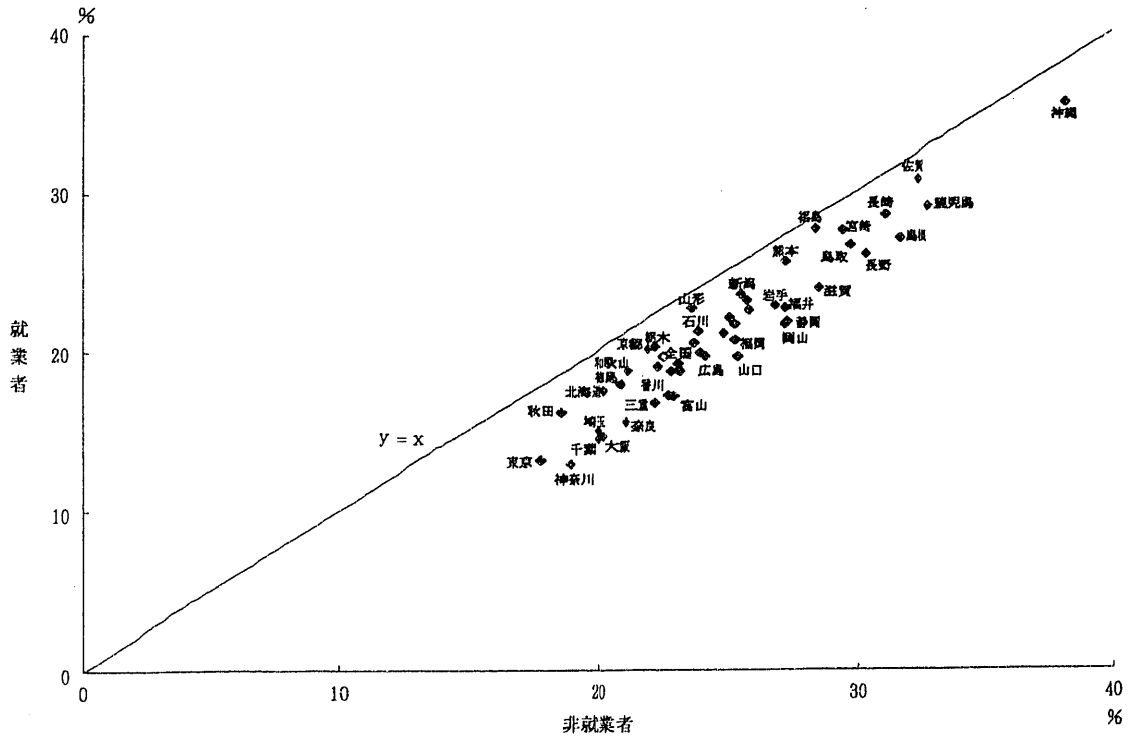


図18 都道府県別 35—39歳既婚女子の同居児数 0子割合 : 1990年



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

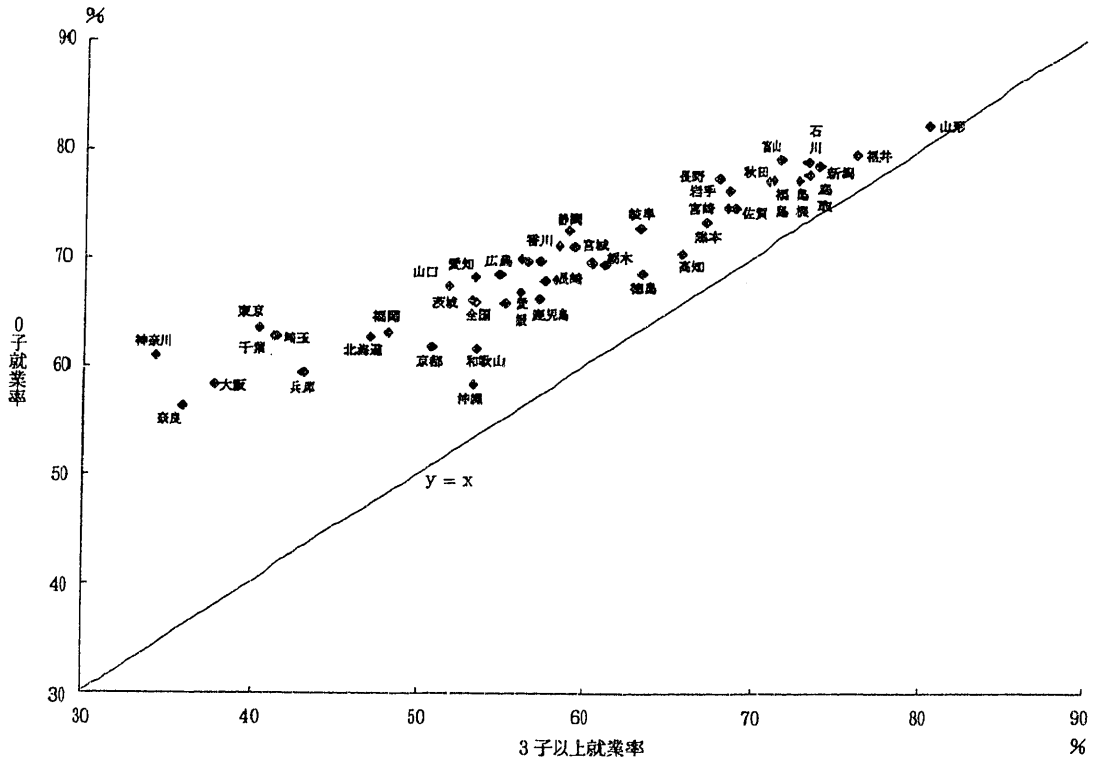
1990年における都道府県別35-39歳既婚女子で0子を持つ(子のいない)ものの就業率(%)が全国値(66.0)より低いのは、奈良県56.3、大阪府58.3、沖縄県58.3、兵庫県59.4、神奈川県60.9、北海道62.7、東京都63.5など、主として大都市地域である(図20)。

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

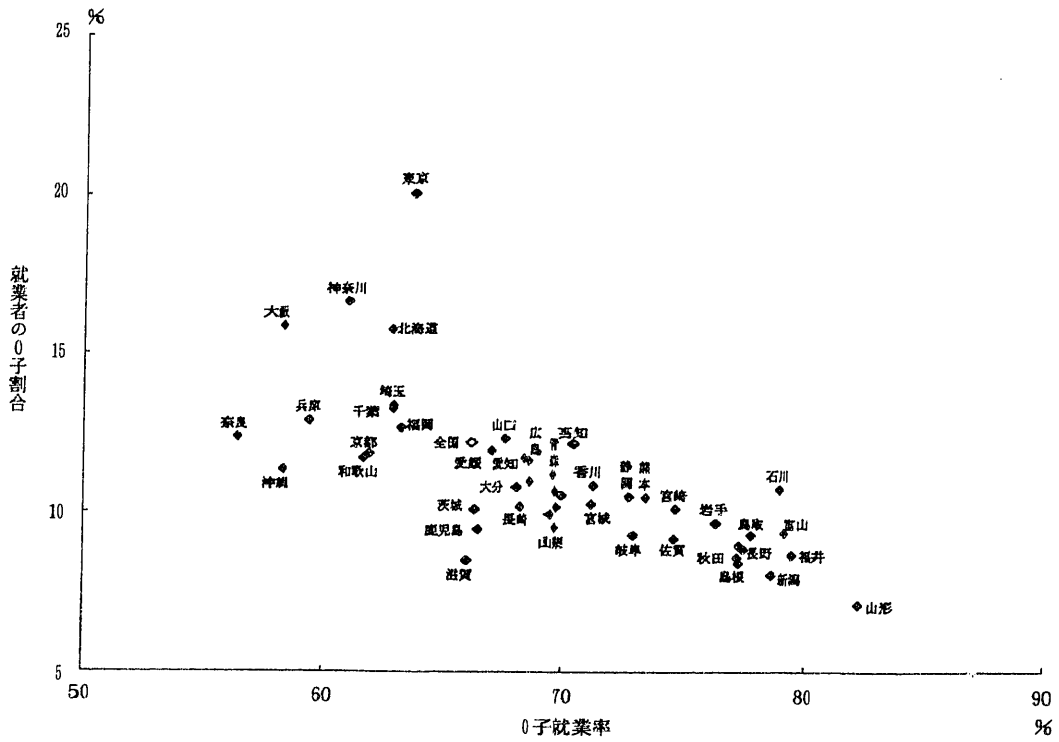
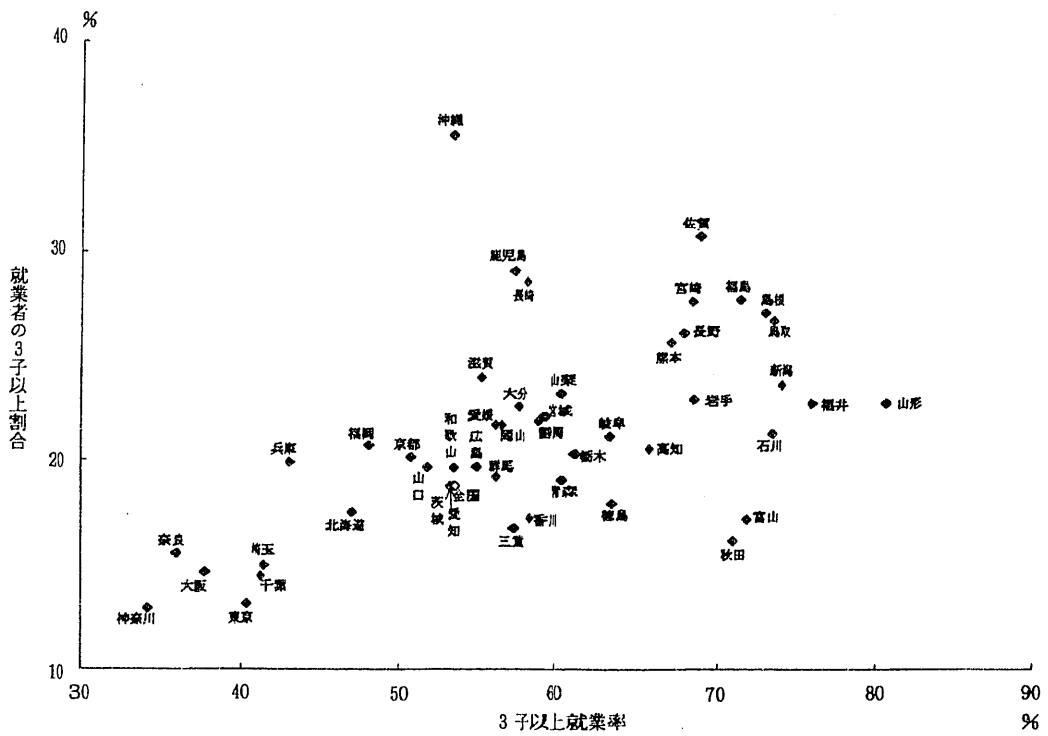


図22 都道府県別 35—39歳既婚女子の 3 子以上就業率と就業者の 3 子以上割合：1990年



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を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ことにより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.