

# 結婚難の地域構造

鈴木 透

## I 問題

結婚難 (marriage spueeze) 研究は、人口の性比不均衡が結婚力 (nuptiality) に及ぼす影響に注目するものである<sup>1)</sup>。可婚人口において性比の偏りがある場合、生涯未婚率、婚姻率、初婚年齢といった指標によって表される結婚力が変動し、多すぎる性は結婚について不利になり、他方の性は有利になるだろう。

こうした問題関心から可婚人口の性比が計量され<sup>2)</sup>、年齢に加え学歴を同時に考慮した性比も考案されている<sup>3)</sup>。しかし性比測度だけでは、計量された性比の偏りが実際に男女の結婚力に影響を与えているかどうかは示されない。そこで性比と結婚力との間の、なんらかの相関関係を調べる必要が生じる。さらに結婚力を規定する要因は性比だけとは限らないので、性比の純効果が知りたければ他の要因をコントロールすることも考えなければならない。たとえば Ermisch (1981) は、年齢階級別性比の他に所得水準、所得の男女比、住宅難を要因として加え、結婚率水準を決定するメカニズムを分析している<sup>4)</sup>。

性比測度の難点は、どの範囲の年齢別人口をどんなウェイトで計算に取り入れるべきかを理論的に定式化できないことである。観測された年齢別結婚率は既に性比の影響を受けており、性比の偏りがない場合の結婚年齢の分布とは異なっているかも知れない。同様に観測された夫妻の年齢組合せも既に人口構造の影響を受けており、本来好まれる年齢組合せが少なく、好まれない組合せが多くなっているかも知れない。したがって、観測された年齢分布から計測対象とする年齢の範囲やウェイトを決定するのは正しくない。

むしろ結婚難の計量は、人口構造の歪みによって結婚力の変動が生じている状態を、歪みがなく結婚難がない状態と比較してその差異を計るのが妥当だろう。この理論的要請に応えるのが、R. Schoen (1983) の結婚難の測度  $S$  である<sup>5)</sup>。Schoen は調和平均モデルの仮定から、結婚難がない場合に必然

1) 小島宏、「性比不均衡と結婚力 (Nuptiality) 変動——その研究動向——」、『人口学研究』、第7号、1984年、p.53.

2) 代表的なものとしては、D. S. Akers, "On measuring the marriage squeeze", *Demography*, No.4, 1967, pp.907-924.

D. M. Heer and A. Grossbard-Shechtman, "The impact of the female marriage squeeze and the women's liberation movement in the United States, 1960 to 1975", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.43, No.1, 1981, pp.49-65. など.

3) Noreen Goldman, Charles F. Westoff and Charles Hammerslough, "Demography of the marriage market in the United States", *Population Index*, Vol.50, No.1, 1984, pp.5-25.

4) J. F. Ermisch, "Economic opportunities, marriage squeezes and the propensity to marry: An economic analysis of period marriage rates in England and Wales", *Population Studies*, Vol.35, No.3, 1981, pp.347-356.

5) Robert Schoen, "Measuring the tightness of a marriage squeeze", *Demography*, Vol.20, No.1, 1983, pp.61-78. または Robert Schoen, *Modeling Multigroup Populations*, New York, Plenum Press, 1988, pp.167-186.

的に一致する男女の生涯既婚率の値を、男女の年齢別結婚率から求める方法を示した。そしてこの理論的な既婚率に対する、観測された生涯既婚率の男女差の比をもって、結婚難の強さを表す測度  $S$  を定義した。

安蔵(1985)は性比測度と Schoen の  $S$  測度を日本のデータに適用し、結果を比較している<sup>6)</sup>。それによると、いずれもかつての女子の結婚難から男子の結婚難への転換を示すが、転換の時期は性比測度では1960年代半ば、 $S$  測度では1970年代半ばとなる。長期的趨勢は両者ともよく似たパターンを示すが、方法的には  $S$  測度の方が全結婚を過不足なく取り入れている点と要素分解が可能な点で優れているとされる。

本稿ではこれらの方法論的展開をふまえ、最近のわが国における男子の結婚難の地域構造について考察する。まず  $S$  測度により結婚(初婚)率に現われた結婚難の度合いが、都道府県別にどう分布するかを示す<sup>7)</sup>。次いでその地域差が、もっぱら各県の人口構造の差異によるものかを、調和平均モデルを応用して調べる方法を考える。さらに、人口構造以外の要因が作用しているとしたらそれはどのようなものか、また男女の結婚力の関係はどうなっているか、といった点を順次検討して行くことにする。

## II 都道府県別結婚難のパターン

安蔵(1985)は日本のデータから  $S$  測度を計算する際、初婚によるものと再婚を含めたもの2種類を算出しているが、本稿では簡単のため初婚のみを扱う。したがって本稿であつかう結婚難は、未婚者の結婚難である。

Schoen の結婚難の測度  $S$  は、次のようなものである。まず  $x$  歳男子と  $y$  歳女子の初婚数を  $C(x, y)$  とすると、初婚率は男子からみた  ${}^mW(x, y)$  と女子からみた  ${}^fW(x, y)$  のふたとおりが考えられる。

$$\begin{aligned} {}^mW(x, y) &= C(x, y) / M(x) \\ {}^fW(x, y) &= C(x, y) / F(y) \dots\dots\dots (1) \end{aligned}$$

ただし  $C(x, y)$   $x$  歳男子と  $y$  歳女子の初婚数  
 $M(x)$   $x$  歳男子未婚人口  
 $F(y)$   $y$  歳女子未婚人口

Schoen は結婚力の指標として、現在の年齢別初婚率で静止した場合の生涯未婚率を採用している。男子の生涯未婚率を  $\beta$ 、女子の生涯未婚率を  $r$  とすると、1 歳幅の中で推移率が一定であるとして、

$$\beta = \exp \left\{ - \sum_x {}^mW(x, \cdot) \right\} \dots\dots\dots (2)$$

$$r = \exp \left\{ - \sum_y W(\cdot, y) \right\} \dots\dots\dots (3)$$

6) 安蔵伸治, "Measurement of the marriage squeeze and its application", 『人口学研究』, 第8号, 1985年, pp.1-10.

7) 各都道府県を封鎖的な結婚市場のごとく考えるのは、厳密には正しいとはいえない。しかし第9次出生力調査による「学校卒業後結婚までの主な居住地」の夫妻の間での都道府県一致率は、最近の結婚では76.6%となっており、結婚直前の居住地ではもっと高くなるだろう。したがって府県単位に考えても、大過ないものと思われる。厚生省人口問題研究所(阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一), 『昭和62年第9次出生力調査(結婚と出産に関する全国調査)——第I報告書——日本人の結婚と出産』, 調査研究報告資料, 1988年11月, pp.19-20 参照。

結婚難がない両性人口モデルの生涯未婚率は、男女とも $\sqrt{\beta r}$ で一致することが示されるから<sup>8)</sup>、結婚難の大きさ  $S$  は、

$$S = \frac{\text{男子の生涯既婚率} - \text{女子の生涯既婚率}}{\text{結婚難がない場合の生涯既婚率}} = \frac{r - \beta}{1 - \sqrt{\beta r}} \dots\dots\dots (4)$$

このように  $S$  の計算には(1)式のような夫妻の年齢組合せ別初婚率は必要なく、周辺分布 ${}^m W(x, \cdot)$  および ${}^f W(\cdot, y)$  さえあればよい。  $S$  は正で絶対値が大きいほど女子の、負で絶対値が大きいほど男子の結婚難が深刻であることを表す。

初婚率は、人口動態統計の年齢（各歳）別初婚数と、国勢調査の年齢（各歳）別未婚日本人人口から得た。初婚年齢の範囲は、男女とも15歳から49歳までとした。ただし男子では17歳未満の初婚はないので、事実上17～49歳となる。また本稿では結婚難の地域的分布を知ることが目的で、厳密な人口動態率の計算をめざしているわけではないので、届け出遅れや法定婚・事実婚に関する補正などは行なわなかった<sup>9)</sup>。

表1に、(2)～(4)式で定義した  $\beta$ 、 $r$ 、 $S$  を1980年と1985年について都道府県別に計算した結果を示した。さらに地域差の把握を容易にするために、図1と図2に  $S$  の分布を図示した。

1980年に  $S$  が -0.10 未満と男子の結婚難が深刻なのは、群馬を除く関東各都県と山形・愛知の両県である。このうち最小値は神奈川県のもので -0.154 で、次いで埼玉県の -0.127、東京都の -0.125 となっている。これらの県では、男子の生涯未婚率が高く女子のそれが低いために、男子の結婚難が深刻になっているところがほとんどである。ただし東京都だけは例外で、男女とも生涯未婚率が著しく高く、特殊な事例となっている。

一方、1980年に  $S$  が -0.04 以上で結婚難が比較的緩やかなのは、沖縄を除く九州各県と北海道、奈良県、愛媛県である。最大値は長崎県の0.000で、男子の結婚難がない唯一の県となっている。それ以外の県では男女の生涯未婚率が接近しているものの、やはり男子の方が上回っており、結婚難にとらえられているのは男子であることに変わりはない。

1985年には  $S$  が -0.10 未満で男子の結婚難が著しい県は14に増えた。この規準に合致する県のうち、1980年に最も西にあるのは愛知県だったが、1985年には島根・沖縄の両県が新たに加わった。しかし全体像としては、北海道・青森県を除く東日本で結婚難が深刻で、西日本で比較的緩やかであるというパターンが、よりはっきりしてきたようである。 $S$  の最小値は5年前と同じ神奈川県、次いで埼玉県、茨城県、千葉県などとなっており、結婚難が著しい県が関東地方に集中している点は変わっていない。東京都の初婚率が男女とも著しく低いことも、5年前と同じである。

$S$  が -0.04 を上回る県は、10県から7県に減少した。最大値は北海道および佐賀県の -0.028 で、すべての都道府県で男子の結婚難が生じている。1980年から85年にかけて、男子の結婚難が緩和した県は10に対し激化した県は37あり、全体に男子の結婚難が進行していることがわかる。

8) R. Schoen (1983), 前掲(注3), pp.65-66.

9) 婚姻の届出遅れは年々減少し、最近では1年遅れが7%, 2年が1%, 3年以降はもっと少なくなる。(金子武治・三田房美, 「結婚の生命表: 昭和50年, 55年, 60年」, 『人口問題研究』, 第187号, 1988年, pp.58-59)。したがって仮に都道府県別に差があったとしても、結果に大きく影響することはないだろう。また第9次出産力調査によると現在同棲している者は男子0.9%, 女子0.7%で、こちらも問題にならない。厚生省人口問題研究所(阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一), 『昭和62年第9次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査)——第II報告書——独身生年層の結婚観と子供観』, 調査研究報告資料, 1989年3月, p.70 参照。

図1 Sの分布：1980年

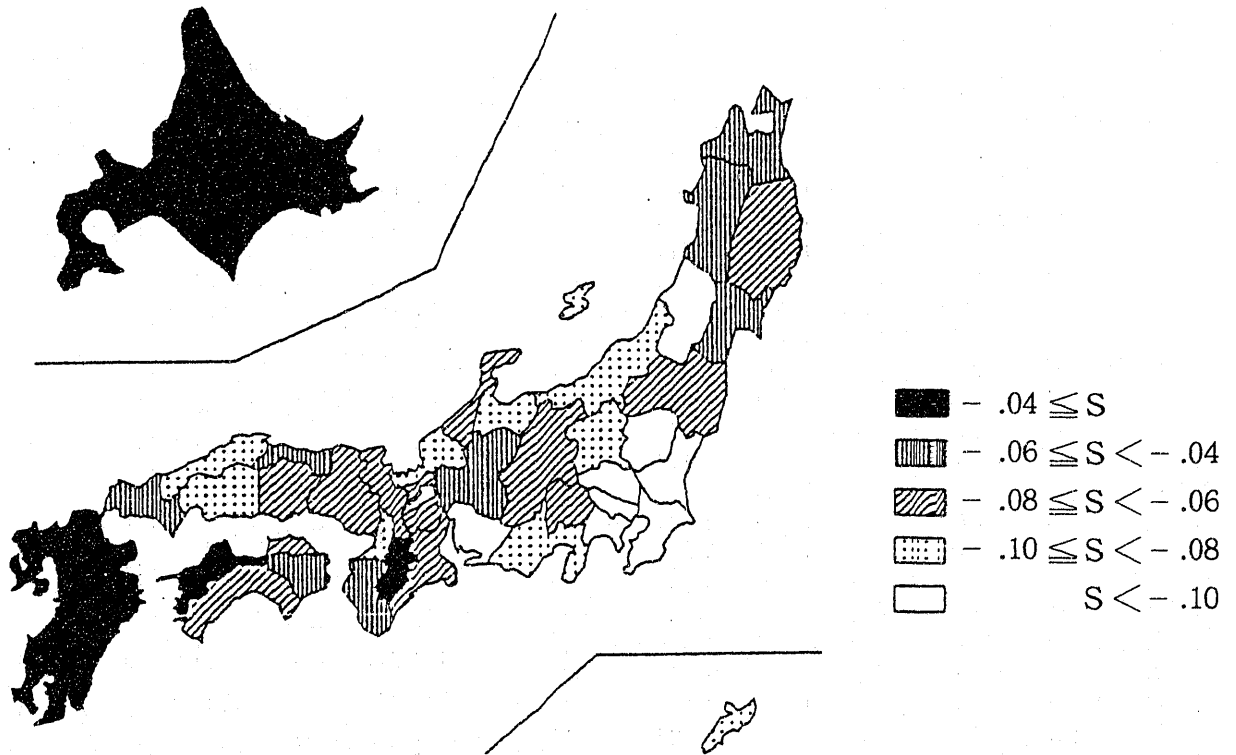


図2 Sの分布：1985年

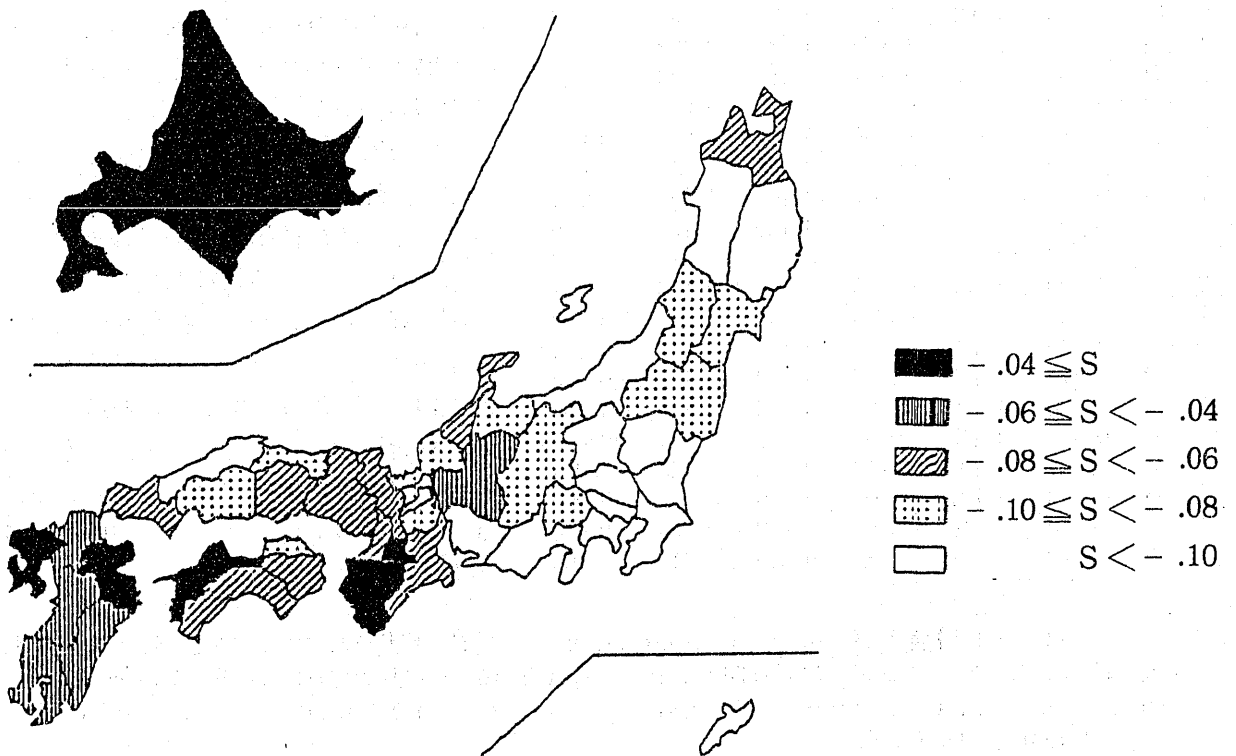


表1 都道府県別結婚難の指標；1980年，1985年

	1980年			1985年		
	$\beta$	$r$	$S$	$\beta$	$r$	$S$
全 国	0.167	0.092	-0.085	0.190	0.107	-0.097
北海道	0.127	0.105	-0.025	0.159	0.135	-0.028
青 森	0.142	0.095	-0.053	0.172	0.120	-0.061
岩 手	0.158	0.093	-0.074	0.190	0.099	-0.105
宮 城	0.138	0.092	-0.052	0.181	0.103	-0.090
秋 田	0.125	0.078	-0.052	0.186	0.098	-0.101
山 形	0.152	0.061	-0.100	0.130	0.049	-0.088
福 島	0.158	0.091	-0.075	0.160	0.079	-0.091
茨 城	0.167	0.065	-0.114	0.203	0.076	-0.146
栃 木	0.165	0.073	-0.103	0.187	0.077	-0.125
群 馬	0.167	0.090	-0.088	0.184	0.087	-0.111
埼 玉	0.172	0.057	-0.127	0.209	0.081	-0.147
千 葉	0.158	0.053	-0.116	0.202	0.077	-0.142
東 京	0.251	0.150	-0.124	0.273	0.172	-0.129
神奈川	0.199	0.062	-0.154	0.226	0.078	-0.170
新 潟	0.155	0.075	-0.090	0.179	0.081	-0.112
富 山	0.150	0.063	-0.097	0.155	0.068	-0.097
石 川	0.137	0.073	-0.071	0.149	0.087	-0.070
福 井	0.144	0.068	-0.085	0.151	0.062	-0.099
山 梨	0.163	0.099	-0.073	0.167	0.079	-0.099
長 野	0.154	0.088	-0.075	0.150	0.075	-0.083
岐 阜	0.127	0.079	-0.054	0.148	0.098	-0.056
静 岡	0.161	0.072	-0.099	0.184	0.086	-0.111
愛 知	0.161	0.057	-0.115	0.180	0.079	-0.115
三 重	0.135	0.070	-0.072	0.141	0.076	-0.072
滋 賀	0.098	0.035	-0.067	0.139	0.052	-0.095
京 都	0.166	0.107	-0.069	0.182	0.123	-0.070
大 阪	0.181	0.101	-0.098	0.189	0.122	-0.080
兵 庫	0.152	0.089	-0.071	0.163	0.111	-0.061
奈 良	0.106	0.074	-0.035	0.128	0.102	-0.030
和歌山	0.132	0.093	-0.044	0.137	0.109	-0.033
鳥 取	0.138	0.086	-0.058	0.159	0.083	-0.086
島 根	0.159	0.072	-0.097	0.170	0.074	-0.108
岡 山	0.141	0.079	-0.070	0.150	0.089	-0.069
広 島	0.150	0.072	-0.087	0.160	0.088	-0.082
山 口	0.134	0.086	-0.053	0.162	0.108	-0.063
徳 島	0.150	0.104	-0.053	0.169	0.103	-0.076
香 川	0.147	0.091	-0.063	0.161	0.091	-0.080
愛 媛	0.149	0.131	-0.021	0.158	0.126	-0.037
高 知	0.201	0.137	-0.077	0.195	0.137	-0.069
福 岡	0.140	0.127	-0.016	0.174	0.138	-0.043
佐 賀	0.114	0.113	-0.001	0.150	0.126	-0.028
長 崎	0.130	0.130	0.000	0.166	0.138	-0.034
熊 本	0.122	0.119	-0.003	0.163	0.124	-0.045
大 分	0.127	0.108	-0.022	0.153	0.123	-0.034
宮 崎	0.123	0.104	-0.022	0.158	0.115	-0.050
鹿 児 島	0.128	0.116	-0.013	0.170	0.134	-0.043
沖 縄	0.180	0.107	-0.085	0.205	0.115	-0.106

### Ⅲ 調和平均モデルにおける 人口構造の効果

前節では、最近のわが国の結婚難の動向として、全都道府県を通じて男子の結婚難が生じていること、すなわち男子の結婚力が低いことを示した。しかしその地域差は、各都道府県の人口構造の相違によって説明できるのだろうか。つまりある県で男子の結婚難が甚だしいのは、結婚難の本来の概念どおり、可婚男子が多すぎ男子の結婚力が抑制されているためなのだろうか。この点を明らかにするために、Schoen の調和平均モデルで男女人口の組合せがどのような形で結婚力指標としての生涯未婚率に影響するかを考えてみることにする。

調和平均モデルは人口学における両性問題への解法として考案されたもので、結婚難の測度  $S$  はその応用のひとつである。Schoen の考えでは、結婚難とは現実の人口において一方の性が他方より多すぎるために、本来の結婚率より低い率しか達成できない状態を指す。つまり現実の結婚率の背後には、人口構造の歪みの影響がない場合に達成される本来の結婚率が存在すると考える<sup>10)</sup>。

現実の男女別年齢別結婚率をそのまま適用して静止（安定）人口モデルをつくと、1年間に結婚する男子の数が女子の数と違うという不合理が生じてしまう（両性問題）。しかし結婚難がない場合の結婚率のパターンは、一貫性をもつ両性人口モデルになっていなければならない。結婚難とは、両性モデル結婚率が現実の人口構造によって歪められた結果に他ならないのであって、この意味で両性問題と密接に関連している。

10) Schoen はこれを「結婚選好 (marriage preferences)」と呼び、現実の人口について観察された男女別年齢別結婚率のパターンである「結婚性向 (marriage propensities)」と区別している。Robert Schoen, "The harmonic mean as the basis of a realistic two-sex marriage model", *Demography*, Vol. 18, No.2, 1981, p.204 を参照。

両性モデル結婚率を求めるための調和平均法の基本的な仮定は、

$${}^mW(x, y) + {}^fW(x, y) = {}^mw(x, y) + {}^fw(x, y) \quad \dots\dots\dots (5)$$

- ただし  ${}^mW(x, y)$  観測人口における  $x$  歳男子からみた  $y$  歳女子との結婚率  
 ${}^fW(x, y)$  観測人口における  $y$  歳女子からみた  $x$  歳男子との結婚率  
 ${}^mw(x, y)$  モデル人口における  $x$  歳男子からみた  $y$  歳女子との結婚率  
 ${}^fw(x, y)$  モデル人口における  $y$  歳女子からみた  $x$  歳男子との結婚率

この条件は、次のように書き直すことができる。

$$\frac{C(x, y)}{M(x)} + \frac{C(x, y)}{F(y)} = \frac{c(x, y)}{{}^mL_x} + \frac{c(x, y)}{{}^fL_y} \quad \dots\dots\dots (6)$$

- ただし  $C(x, y)$  観測人口における  $x$  歳男子と  $y$  歳女子の結婚数  
 $M(x)$  観測人口における  $x$  歳未婚男子数  
 $F(y)$  観測人口における  $y$  歳未婚女子数  
 $c(x, y)$  モデル人口における  $x$  歳男子と  $y$  歳女子の結婚数  
 ${}^mL_x$  モデル人口における  $x$  歳未婚男子数  
 ${}^fL_y$  モデル人口における  $y$  歳未婚女子数

これを整理すると、

$$\frac{C(x, y)}{\left\{ \frac{M(x) \cdot F(y)}{M(x) + F(y)} \right\}} = \frac{c(x, y)}{\left\{ \frac{{}^mL_x \cdot {}^fL_y}{{}^mL_x + {}^fL_y} \right\}} \quad \dots\dots\dots (7)$$

これが調和平均一貫条件で、男女人口の調和平均で割れば、観測人口とモデル人口の結婚数が一致することを示している<sup>11)</sup>。

以下では男子の結婚力の地域差に注目し、調和平均モデルの下での人口構造の影響をとり出すことを考える。そのためにまず、(7)式の右辺の両性人口モデルに関する部分は全都道府県について等しく、結婚力の地域差はまったく人口構造の相違だけによって生じていると仮定する。この仮定の下に各県の結婚力を推定すれば、どの県で人口構造による結婚難への圧力が大きいかかわかるだろう。またこうして得られた推定値を観測値と比較すれば、結婚難の地域差がもっぱら人口構造の影響によるものか否かを知ることができよう。

まず都道府県番号を  $i$  として、(7)式より第  $i$  県の年齢組合せ別初婚数は、

$$C(x, y, i) = c(x, y) \cdot \frac{{}^mL_x + {}^fL_y}{{}^mL_x \cdot {}^fL_y} \cdot \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \quad \dots\dots\dots (8)$$

このうちモデル人口に関する部分は  $i$  に関し一定と仮定したので、簡単に  $u(x, y)$  と置き、また両辺を  $M(x, i)$  で割って男子からみた初婚率を求める。

$${}^m\hat{W}(x, y, i) = u(x, y) \cdot \frac{F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \quad \dots\dots\dots (9)$$

11) 以上 R. Schoen (1981), 前掲(注10), p.205. ただし年齢階級幅に関する項は省略した。

これではまだ、両性初婚表をつくらない限り推定値の具体的な値は得られない。そこでモデル人口に関する部分を消去することを考える。すなわち(8)式を*i*について合計して、

$$C(x, y, \cdot) = u(x, y) \cdot \sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\} \dots \dots \dots (10)$$

(10)式を(9)式にもどして*u(x, y)*を消去すると、年齢組合せ別初婚率の推定値は、

$${}^m\hat{W}(x, y, i) = \frac{F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \cdot C(x, y, \cdot) / \sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\} \dots (11)$$

このように、全国での夫妻の年齢組合せ別初婚数と各県の年齢別男女別未婚人口があれば、各県の年齢組合せ別初婚率を推定できる。これを*y*について合計し、さらに(2)式によって新しくβを求めて、観測値にもとづくβと比較すればよい。

図3 男子の生涯未婚率の観測値と予測値  
1980年

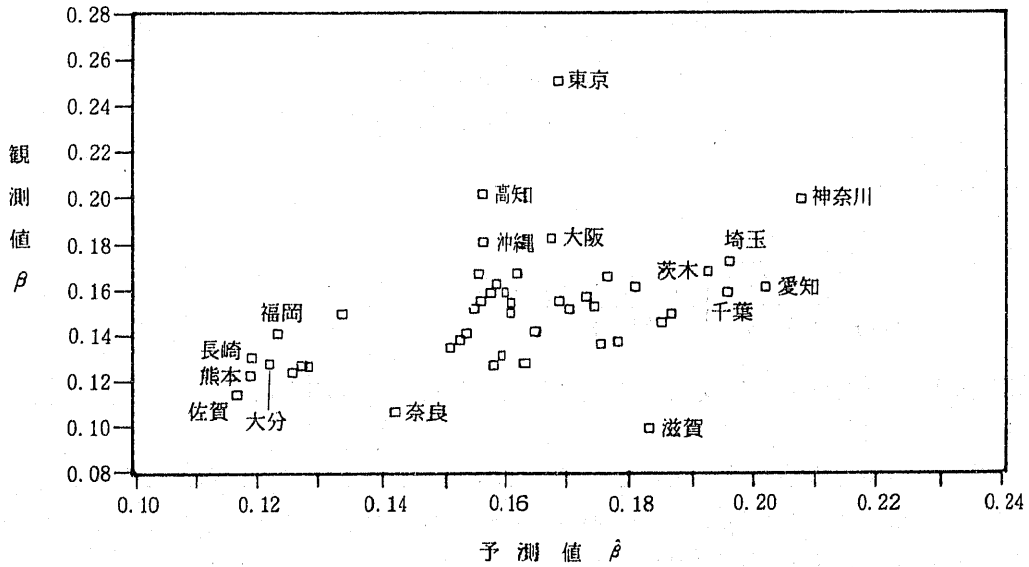
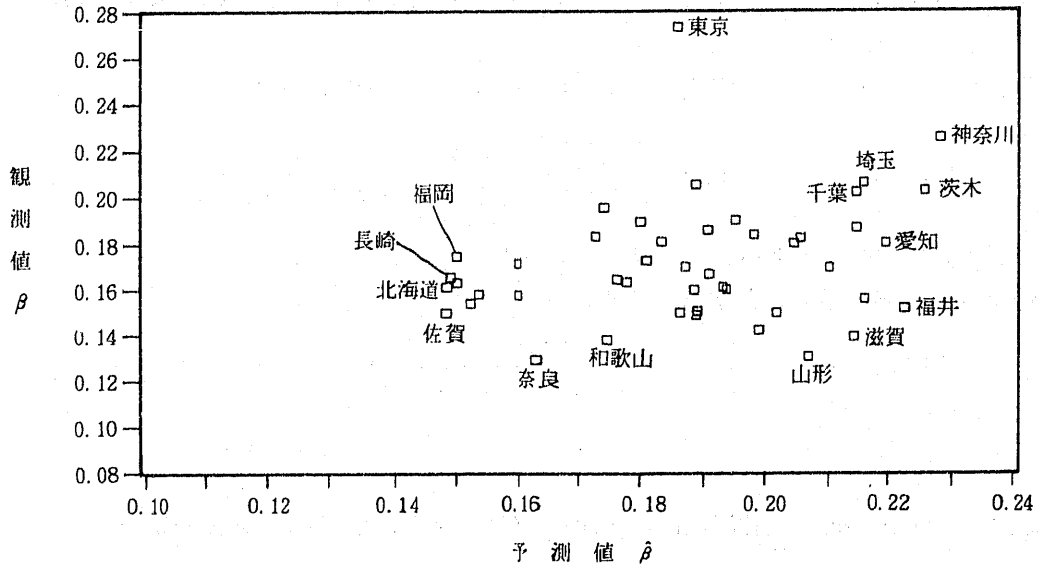


図4 男子の生涯未婚率の観測値と予測値  
1985年



ただし(11)式の  $M(x, y)$  と  $F(y, i)$  はともに未婚人口で、 ${}^mW(x, y, \cdot)$  は夫妻とも初婚の初婚率であるから、男子の年齢別初婚率  ${}^mW(x, \cdot, i)$  の推定値は初婚女子とのものである。一方人口動態統計の都道府県別夫の年齢別初婚数には再婚女子との婚姻も含まれるから、そのままでは推定初婚率の方が常に低く出てしまう。そこで比較のため、全国での夫の年齢別全初婚数と初婚の妻との初婚数の比を全都道府県に適用して、推定初婚率を補正した<sup>12)</sup>。

こうして調和平均モデルの仮定のもとで、人口構造と結婚力との因果関係を論じることができるようになる。その際、妥当性に疑問が残る性比測度を用いる必要はまったくない。またすべての年齢別人口を、過不足なく分析に取り入れることができる。

図3は1980年、図4は1985年についての散布図である。1980年の観測初婚率による  $\beta$  値は、人口構造から予測される値とかなり明確な直線的関係を示し、相関係数も0.445と比較的高い。明らかに全体の傾向から逸脱している府県のひとつは滋賀県で、人口構造から予測される  $\beta$  は0.183と中程度であるにもかかわらず、観測された  $\beta$  は0.098で全国で最も低い。逸脱のもう一方の極にあるのは東京都で、人口構造は0.169と平均に近い生涯未婚率を示唆しているのに、観測値による  $\beta$  は全国最高で、しかも0.250とずば抜けて高い。したがって東京都における結婚難は、人口構造によるものとは言えない。

それ以外の府県は、おおむね傾向線にしたがっている。神奈川・千葉・埼玉・茨城・愛知など男子の結婚難が著しい県では、既にみたように  $\beta$  値が高いが、人口構造から予測される値もやはり高い。一方結婚難が緩やかな九州各県（沖縄を除く）および北海道では、予測される値もやはり低く、人口構造ゆえに男子が不利になる度合いが小さいことを示している。

1985年には予測値と観測値の関連が弱まり、相関係数も0.254と低下した。これは、予測値より著しく低い  $\beta$  値を示す県が増えたためである。試みに観測値による  $\beta$  が予測値を5パーセント・ポイント以上下回る府県を比較すると、5年前には滋賀県だけだったが、1985年には山形・富山・石川・福井・三重および滋賀の6県が増えた。逆に  $\beta$  が予測値を5パーセント・ポイント以上上回るのは東京都だけで、5年前と同じである。

このように1985年では、人口構造から予測されるほど男子の結婚力が抑制されていない県が増えた。しかしこの点を除けば、基本的なパターンは5年前とほぼ同じである。すなわち東京を除く関東や愛知県で  $\beta$  値が高く、沖縄を除く九州や北海道で低いことは、ともに人口構造から予想されるとおりである。そしてこのパターンは、 $S$  測度に現われた結婚難の地域構造に一致している。

いずれにせよ人口構造の効果は、特に1980年についてはかなり大きいと考えられるものの、それだけで結婚難の地域構造が完全に説明されるわけではない。次節ではひきつづき男子の結婚力の地域差に注目し、人口学的要因以外の規定要因の効果をさぐることにする。

#### IV 結婚力の規定要因

社会経済的要因を含んだ Ermisch の因果モデルで、年齢階級別の性比以外に要因としてとりいれられているのは、女子の所得水準、その男子に対する比、および公営住宅供給率である。これらの諸要因は、G. Becker などの結婚の経済学理論にもとづいて選択されている<sup>13)</sup>。

今日のわが国の結婚難については、女子の地位が向上し結婚が必ずしも合理的な選択肢でなくなったこと、同時に女子の上方婚（男子からみれば下方婚）志向があることが関係していると考えられる。

12) 補正後の年齢別初婚率による  $\beta$  は補正前よりも小さくなるが、両者の相関係数は1980年で.99964、1985年で.99974であり、実質的に一次変換と変わらない。

13) J. F. Ermisch, 前掲(注4), pp.347-350.



女子の上方婚については、特に夫妻の学歴組合せに典型的に現われている<sup>14)</sup>。

そこで本稿では Ermisch のように収入だけでなく、学歴と職業の男女比も要因に含めることにする。このため、学歴別人口のデータがある 1980 年について重回帰分析を行なう。被説明変数は、観測初婚率から計算した男子の生涯未婚率  $\beta$  である。

学歴は 1980 年国勢調査の最終卒業学校別人口 (15~49 歳) をもとに、各県の平均教育年数を男女別に計算した。具体的には中学校・旧青年学校を 9 年、高校を 12 年、短大・高専を 14 年、大学以上を 16 年とし、全卒業者に対するそれぞれの卒業学校の比率から加重平均を求めた。在学者や未就学者は計算に含めていない。

こうして求めた男子の平均教育年数を女子のそれで割り、学歴に関する結婚市場の状態を表す指数とした。この値は一般に 1 以上となるが、値が小さいほど男女の学歴が同等に近いことになり、下方婚を志向する限り男子にとって結婚が難しくなるだろう。

職業はやはり国勢調査の職業 (大分類) 別人口 (15~49 歳) を用い、その数量化については 1975 年 S S M 調査 (社会階層と社会移動に関する調査) による職業別威信得点を利用した<sup>15)</sup>。各職業カテゴリーに与えた得点は以下のとおりで、それぞれのカテゴリーに含まれる職業 (小分類) の威信得点の単純な平均である。

専門・技術的職業従事者	62.06
管理的職業従事者	68.68
事務従事者	44.20
販売従事者	40.00
農林漁業作業者	35.58
採掘作業者	28.10
運輸・通信従事者	52.09
技能工、生産工程作業者及び労務作業者	36.49
保安職業従事者	46.93
サービス職業従事者	33.35

これにより学歴と同様にして職業威信得点の男女平均を計算し、さらに男女比を求めて、説明変数のひとつとした。

収入は賃金構造基本統計調査から、各県のきまって支給する現金給与額のデータを得た。やはり男女比を求め、説明変数のひとつとした。

以上 3 つが社会経済的地位の男女比に関する要因であり、値が小さいほど男女が同等に近いことを表す。その場合女子にとって選択肢としての結婚の魅力は小さくなり、男子からみれば自己の下方婚志向 (あるいは相手の上方婚志向) を充すことが難しくなる。つまり地位の男女比が小さいほど男子の生涯未婚率  $\beta$  は大きくなるだろうから、3 要因とも  $\beta$  に負の効果を与えると予想される。

さらに Ermisch にならって、住宅取得の難易度を表す変数を要因に含めることにした。これには小売物価統計調査の民間賃貸住宅家賃を当てた。値の大きさは当然結婚の困難さを表すと考えられるので、 $\beta$  に対しては正の効果と予想される。

最後の説明変数は人口構造の特性で、前節で述べた  $\beta$  の予測値をそのまま使用する。Ermisch のように、隣接する年齢階級の性比を組合せて使う必要はない。

14) 阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、「結婚と出産の動向——第 9 次出産力調査 (夫婦調査) の結果から——」、『人口問題研究』, 第 187 号, 1988 年, p.5.

15) 富永健一編、『日本の階層構造』, 東京大学出版会, 1979 年, pp.499-503.

表2 男子の生涯未婚率  $\beta$  に対する重回帰分析：1980年

	平均	標準偏差	②	相 ③	関 ④	係 ⑤	数 ⑥
① 学歴：男/女	1.028	0.019	-.087	.079	.340	.095	.168
② 職業：男/女	1.022	0.012		-.007	-.232	-.277	.051
③ 収入：男/女	1.767	0.068			-.210	-.244	.217
④ 住宅費	2317.1	562.5				.570	.206
⑤ 人口構造	0.150	0.026					.445
⑥ 男子の生涯未婚率 $\beta$	0.160	0.023					

	標準偏回帰係数	t 値	t 値の有意水準	決定係数等
① 学歴：男/女	-.122	-1.069	.291	$R^2 = 0.54441$
② 職業：男/女	-.216	-1.970	.056	$F = 9.7988$
③ 収入：男/女	-.245	-2.155	.037	$p = 0.000$
④ 住宅費	.419	3.413	.002	
⑤ 人口構造	.444	3.925	.000	

- ① 男子の教育年数の平均÷女子の教育年数の平均
- ② 男子の職業感心得点の平均÷女子の職業感心得点の平均
- ③ 男子の給与賃金÷女子の給与賃金
- ④ 民間賃貸住宅家賃
- ⑤ 男子の生涯未婚率の予測値  $\beta$
- ⑥ 男子の生涯未婚率の観測値  $\beta$   
本文参照。

表2に各変数の記述統計量および変数を一括投入した重回帰分析の結果を示した<sup>16)</sup>。既に述べたように、1980年の人口構造から予測される  $\beta$  の観測値の単相関はかなり高いが、それを上回る相関が住宅費と予測値の間に現われている。想像される先行変数は都市性で、京浜・中京圏で男子の結婚が抑圧されていることが住宅費との強い相関をもたらしているものと思われる。しかし京阪神・広島・福岡などでは必ずしも人口構造の圧力が大きくないことから、常に大都市圏で男子の結婚が抑圧されているわけではない。京浜・中京圏を表すダミー変数を投入するなどすれば、住宅費および人口構造の効果はかなり吸収されるかも知れないが、ここではそのようなアド・ホックな操作は行なわなかった。

重回帰分析によると、男子の結婚力にもっとも強い影響を与えているのは人口構造と住宅費であり、収入・職業の男女比がこれに次いでいる。影響の仕方は予想通りで、住宅費が高いほど、収入や職業が男女同等に近いほど、男子の結婚が困難になっている。

学歴は観測値  $\beta$  との単相関レベルでは、職業よりは高い相関を示すが、この回帰モデルでは他の変数に抑圧され有意な効果を及ぼしているとは言えない。夫妻の学歴組合せにおける強い関連を考えれば、結婚市場における学歴の男女比が初婚率水準に影響しないというのは、やや意外な結果であった。だとすれば学歴が男女同等に近い地域では女子の下方婚が多くなるのかも知れないが、そのような関係の検討は本稿の範囲外である。

## V 男女の結婚力の関係

ここまでは、男子の結婚力指標である生涯未婚率に注目して分析を進めてきた。しかし結婚難の概

16) 標準偏回帰係数は通常  $\beta$  係数と呼ばれるが、男子の生涯未婚率との混同を避けるためここでは用いなかった。

念は両性問題と密接に関連していることから、やはり両性を同時に考慮する視点が重要と考えられる。そこで以下では、男女の結婚力がどのように関連し合っているかを検討することにしたい。

最初に述べたように、性比の不均衡は男女の結婚力に反対の影響を与えると仮定できる。したがって人口構造以外の要因が地域的に一定とすれば、男子の生涯未婚率  $\beta$  が低い地域では女子の生涯未婚率  $\gamma$  は高いはずであり、逆に  $\beta$  が高ければ  $\gamma$  は低くならなければならない。

この関係を、調和平均モデルによって具体的に示そう。男子の生涯未婚率の推定値を求めた時と同様、モデル人口における初婚のスケジュールが都道府県に関し一定と仮定するならば、(5)式から予想されるように年齢組合せ別初婚率の男女の和がどの府県でも等しいと仮定したことになる。したがって初婚率の年齢合計の男女の和も、都道府県に関し一定となる。(2)、(3)式に示されたように生涯未婚率は初婚率の年齢合計値の指数の関数であるから、 $\beta$  と  $\gamma$  の関係は積が一定となるだろう。

まず、(11)式に対応する女子からみた年齢組合せ別初婚率を考えると、

$$f\hat{W}(x, y, i) = \frac{M(x, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \cdot C(x, y, \cdot) / \sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\} \dots\dots(12)$$

(11), (12)式より

$$-m\hat{W}(x, y, i) - f\hat{W}(x, y, i) = - \frac{C(x, y, \cdot)}{\sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\}} \dots\dots(13)$$

$x$  と  $y$  について合計すると、

$$-\sum_x m\hat{W}(x, \cdot, i) - \sum_y f\hat{W}(\cdot, y, i) = - \sum_x \sum_y \frac{C(x, y, \cdot)}{\sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\}} \dots\dots(14)$$

したがって、

$$\hat{\beta}(i) \cdot \hat{\gamma}(i) = \exp \left[ - \sum_x \sum_y \frac{C(x, y, \cdot)}{\sum_i \left\{ \frac{M(x, i) \cdot F(y, i)}{M(x, i) + F(y, i)} \right\}} \right] \dots\dots(15)$$

$\hat{\beta}(i)$ ,  $\hat{\gamma}(i)$  はいうまでもなく第  $i$  県の男女の生涯未婚率である。人口構造だけが結婚力の地域差をもたらしているとすれば、両者の積は  $i$  に関し定数となり、その具体的な値を都道府県別年齢別未婚男女人口と全国での年齢組合せ別初婚数から得ることが出来る。(15)式の右辺を計算したところ、この男女の生涯未婚率の積は1980年が .022626、1985年については .028766 であった。

(15)式は男女の生涯未婚率が、理論的には反比例することを示しているが、実際にはどうだろうか。図5に1980年の観測値にもとづく  $\beta$  と  $\gamma$  の散布図と、 $\gamma = .022626/\beta$  なる漸近線を重ねた図を示した。同様に図6は1985年の  $\beta$ ,  $\gamma$  の散布図に漸近線  $\gamma = .028766/\beta$  を重ねたものである。

これらの図をみると、 $\beta$  と  $\gamma$  の関係はまったく理論どおりになっていない。まずほとんどの府県について、 $\beta$  と  $\gamma$  の積は理論的に予想される値よりも低い。つまり  $\beta$  が大きい府県と同様、 $\beta$  が小さい府県でも  $\gamma$  の値はあまり高くなり14%を越えない(表1参照)。ただし東京都が例外であることは、既に述べたとおりである。

また理論的には  $\beta$  と  $\gamma$  の相関係数は負の値になるはずだが、実際にはそうではない。むしろ1980年では  $r = .2120$ 、1985年では  $r = .3105$  と正の相関になってしまっている。つまり男子の生涯未婚率

図5 男女の生涯未婚率間の関係

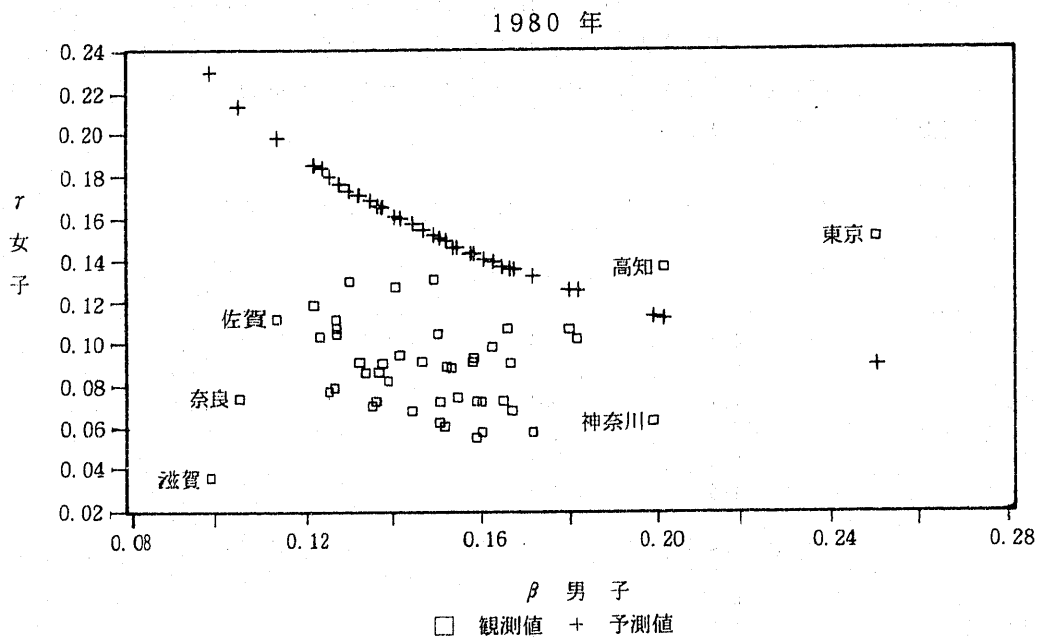
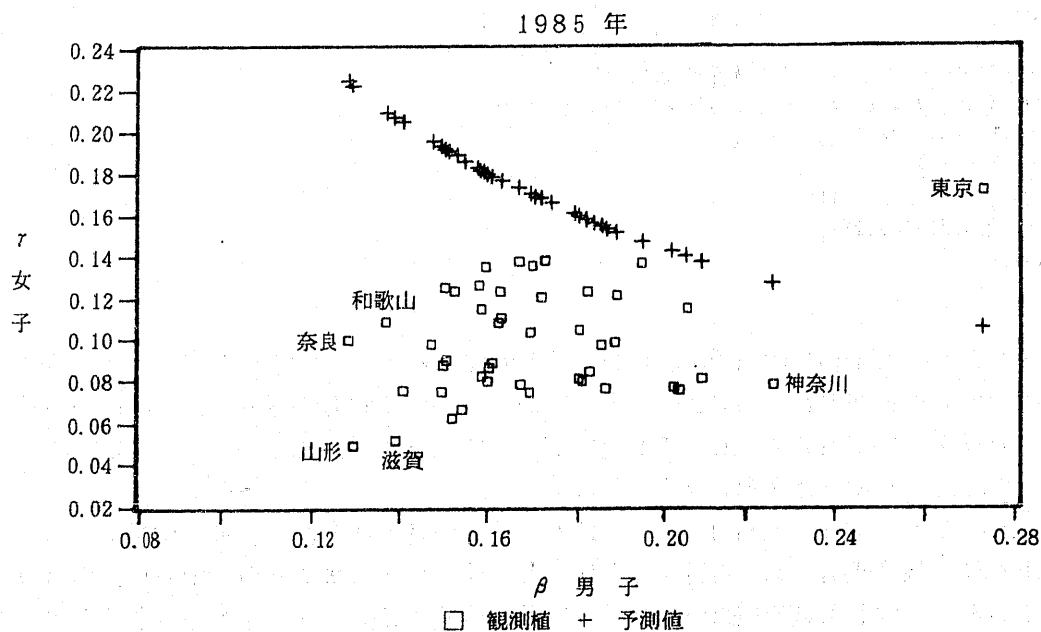


図6 男女の生涯未婚率間の関係



が低い地域では女子のそれが高くなるどころか、かえって低くなる傾向がある。

ただしこの点については、東京都のような例外の影響が大きい。試みに1980年のデータから東京都を除外して計算すると $r = -.0059$ でほぼ無相関となり、1985年の場合も $r = .0900$ で関連度が大幅に低くなる。このように $\beta$ と $r$ の間の正相関はほとんど東京都だけによって作り出されているのである。さらに1980年のデータから東京・滋賀・奈良の3都県を除外した場合には $r = -.1881$ となり、負の相関を示す。しかし1985年についてはこの3都県を除いても $r = .0404$ であり、弱いながらも依然として正相関のままである。

いずれにせよ $\beta$ と $r$ の関係は、人口構造以外の要因が一定としたときに理論的に予想される漸近線には全然従っていない。これは社会経済的要因が有意な効果をもっており、それらは人口構造のように男女の結婚力に対して逆方向の効果を及ぼすのではないことが理由として考えられる。たとえば表

2で行なった重回帰モデルの独立変数である社会階層の男女比が、男子と同様女子の生涯未婚率に対しても負の効果を与えていたり、住宅費がやはり男子と同様正の効果を与えていることが想像できる。このため男子の結婚が不利な地域ほど女子は有利であるという仮定が崩れ、男女の生涯未婚率は無相関、もしくは正相関になっているのだろう。

表3 女子の生涯未婚率  $r$  に対する重回帰分析：1980年

	平均	標準偏差	②	相 関 係 数	③	④	⑤	⑥
① 学歴：男/女	1.028	0.019	-.087	.079	.340	-.063		-.123
② 職業：男/女	1.022	0.012		-.007	-.232	-.328		.060
③ 収入：男/女	1.767	0.068			-.210	-.341		-.194
④ 住宅費	2317.1	562.5				.174		-.174
⑤ 人口構造	0.089	0.024						.724
⑥ 女子の生涯未婚率 $r$	0.160	0.023						

	標準偏回帰係数	t 値	t 値の有意水準	決定係数等
① 学歴：男/女	-.063	-0.672	.506	$R^2 = 0.69066$
② 職業：男/女	-.237	-2.634	.012	$F = 18.30779$
③ 収入：男/女	-.149	-1.608	.116	$p = 0.000$
④ 住宅費	.234	2.327	.025	
⑤ 人口構造	.714	7.795	.000	

- ① 男子の教育年数の平均÷女子の教育年数の平均
- ② 男子の職業威信得点の平均÷女子の職業威信得点の平均
- ③ 男子の給与賃金÷女子の給与賃金
- ④ 民間賃貸住宅家賃
- ⑤ 女子の生涯未婚率の予測値  $\hat{r}$
- ⑥ 女子の生涯未婚率の観測値  $r$   
本文参照。

このことを表3の女子の生涯未婚率  $r$  に対する重回帰分析によって確認してみよう。独立変数のうち社会階層の男女比と住宅費は、表2の男子の場合とまったく同じである。人口構造の効果を表す予定値  $\hat{r}$  は、(12)式を用いて改めて計算しても良いが、すでに  $\beta$  が得られているので1980年についての漸近線  $r = .022626/\beta$  を使えば簡単に求められる<sup>17)</sup>。

分析結果をみると、女子の結婚力に対しては人口構造の効果が大きく、他の要因に比べきわだっている。しかしなお職業威信における男女比と住宅費の効果が5%水準で有意であり、作用の仕方は男子と同じである。すなわち職業威信が男女同等に近い地域では男子も女子も生涯未婚率が高くなり、住宅費が高い地域でも同様である。これらの社会経済的要因が男女の結婚力に対して同じ影響の仕方をすることが、調和平均モデルから予想される男女間の反比例関係を崩している原因と考えられる。

## VI 結 論

本稿では、S測度によって結婚難の都道府県別分布を示すことから分析を開始した。その結果最近ではどの都道府県でも男子の結婚難が生じており、神奈川県を筆頭に関東地方において特に深刻であることが明らかになった。全体的なパターンとしては、東日本で結婚難が著しく西日本では比較的緩

17) 女子に対しては再婚男子との初婚の補正は行わなかった。

やかである傾向がみられる。しかし北海道・青森県では結婚難の度合いが低く、沖縄県では高いなど、東（北）から西（南）という軸に対し曲線的な関係を示す。

こうした地域構造の記述を出発点とし、次に結婚力の地域差と人口学のおよびそれ以外の要因との関連へと分析を進めた。まず各県の結婚力に対する人口構造の効果を計量するために、調和平均モデルを応用して人口構造の相違だけが結婚力のヴァリエーションを生み出していると仮定した場合の予測値を与える方法を考案した。これにより本稿では、いかなる形での性比測度も必要としなかった。また初婚率がまったく人口学的に決定されているときの男女の結婚力の関係も、調和平均モデルに沿って導いた。

男子の結婚力の予測値のパターンはある程度観測値と一致しており、東京都を除く関東や愛知県で結婚難への圧力が大きく、九州や北海道で小さいことを示している。ただしこの人口構造の効果は、1985年には1980年に比較して低下した。1980年の男子の生涯未婚率に対する重回帰分析では、住宅費が人口構造と並び、収入と職業の男女比がそれに次ぐ効果を及ぼしていることが示された。これら結婚市場の社会経済的特性要因は、人口構造要因と異なり男女の結婚力をともに抑制する方向に作用するため、人口要因だけから予想される男女の反比例関係は見いだせなかった。

本稿では地域差の共時的分析に焦点をおき、通時的視点はほとんど考慮しなかった。安蔵は1975年以後の男子の結婚難を、戦後ベビーブームと女子の高学歴化のふたつの要因によるものと解釈している<sup>18)</sup>。また1980年の結婚選好を補外した将来推計によって、過去の出生力変動に対応して1980年以降男子の結婚難は緩和され、1990年には女子の結婚難の状態になり、その後再び男子の結婚難の状態に向かうであろうと予測している<sup>19)</sup>。

しかし本稿で明らかになったように、1985年には1980年より人口構造の説明力が低下したこと、男女の結婚力が人口学的に期待される反比例関係にならないことを考えれば、人口構造以外の社会経済的要因を無視できないのは明かである。さらに本稿では重回帰モデルをたてる際、夫は妻より年上であることが好ましくまた階層的地位において上位にあることが好ましいといった規範的要件を前提としたが、こうした結婚に関する規範が今後まったく揺るがないとはいいい切れない。

このように考えれば、男女の結婚力とそれらの相対的關係を表す結婚難指標 $S$ の動向の予測にはかなり慎重にならざるを得ない。かりに規範的要件に変化がないとすれば、職業・収入における男女較差は縮小の方向に進むと思われるから、それは男女の結婚力をともに抑制する作用をもつだろう。住宅費の強い影響を考えれば、抜本的な住宅供与・援助政策の実行は、結婚力の向上にかなりの程度有効だろう。そして人口学的圧力は、20～30年前の出生数の趨勢に従って安蔵が描いたように変化するだろう。

18) 安蔵, 1985, 前掲(注6), p.9.

19) 安蔵伸治, 「婚姻に関する将来推計——性比尺度と一致性モデル——」, 『政経論叢』, 第56巻, 第3・4号, 1988, pp.147-150. なお本稿の結果からは1985年には5年前より男子の結婚難が進行しており, 結婚選好が変化したためと思われる。

## Regional Pattern of Marriage Squeeze in Japan

Tohru SUZUKI

R. Schoen's index of the marriage squeeze  $S$  is calculated for each prefecture of Japan. The results for 1980 and 1985 show that in almost every prefecture the males are caught in the marriage squeeze, and that the squeeze has become more tight in this five years. In north-east Japan the males are more disadvantaged in marriage than south-west prefectures, and very tight squeezes are found in Kanto block including Tokyo.

The effect of population structure on beta, which is a life table function refers to the proportion of the male that never marry and is an element of  $S$ , is examined. This is done with comparing the observed beta with beta derived from the purely demographic harmonic mean model. The latter value is theoretically expected one under the postulation that only the population structure creates the regional variation of the marriage squeeze and there is no difference in marriage preferences among prefectures. Pearson's correlation coefficient between two indexes is .445 for 1980, and .254 for 1985.

The effects of variables other than the population structure are also examined. The result of the multiple regression analysis shows that both the population structure and socio-economic characteristics of marriage markets affect beta significantly. The relatively high socio-economic status of the female and housing cost heighten not only beta but also gamma, corresponding life table function of the female. This may be the reason why the inverse relation between two sexes which is anticipated with the demographic harmonic mean model cannot be found.