

日本の通婚圏 (1) 地理的通婚圏

鈴木 透

I 問 題

地理的通婚圏は、社会学者・人類学者・人口学者・地理学者・遺伝学者などさまざまな分野の研究者の関心をひいてきた問題である。それだけに通婚圏研究がもつ意義やそのために採用されるアプローチもまた多様で、これまでも遺伝子の拡散・混交¹⁾、近親婚率との関わりと人口資質政策への意味²⁾、島嶼・山間から都市に至る地域類型による差異³⁾、社会構造・社会関係の変動、特に近代化との関連⁴⁾、親族関係を軸とする村落構造の指標⁵⁾、社会階層を中心とする社会的意味連関の把握⁶⁾、数学的モデルの当てはめによる法則性の抽出⁷⁾といった視点から研究がなされてきた。これら以外にも、夫妻の出身地は夫妻それぞれの親族（特に親）の居住地と重なる度合いが高いであろうから、地理的通婚圏はすなわち訪問・電話・郵便・贈答等を通じての親族交際の空間的広がり範囲であるし、また将来の親元へのUターンや親の呼び寄せによる個人の移動・世帯の結合が起こるであろう潜在的な範囲でもある。

このように研究の意義づけには事欠かない地理的通婚圏であるが、上に述べたテーマは、通婚の地理的範囲の構造や時代趨勢の記述的データがあれば比較的容易に結論を導き得るものが多い。本稿では特に研究目的を狭く限定することはせず、通婚圏の趨勢・構造・要因についてなるべく一般的な分析を行う。一方で方法的な側面では、数学的モデルの当てはめや要因の交互作用効果への注目など精緻化を志向する。

データは、人口問題研究所出産力調査のうち第7次（1977年）、第8次（1982年）および第9次（1987年）調査による。すべて全国調査であるので、本稿の分析は篠崎（1967；1974）や臼井ら（1970；1972）と同様、都道府県を単位としたマクロ的な視点に立つものである。分析対象は、調査時点の妻の年齢が50歳未満で妻が初婚であり、さらに夫妻とも出身県または婚前居住県が欠損値でない夫婦23,367組（第7次7,507組、第8次7,659組、第9次8,201組）である。

1) 篠崎信男、「通婚圏に関する一考察」、『人口問題研究所年報』、第12号、1967年10月、pp.48-50。
Küchemann, C. F., Boyce, A. J. and Harrison, A., "A demographic and genetic study of a group of Oxfordshire villages", *Human Biology*, Vol.39, No.3, 1967, pp.251-276；臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功、「本籍地を基とした通婚圏」、『公衆衛生院研究報告』、第19巻、第3号、1970年、pp.197-206。

2) 篠崎信男、「昭和47年第6次出産力調査報告（その12）通婚圏問題と人口政策」、『人口問題研究』、第130号、1974年、pp.46-52。

3) 合田栄作、『通婚圏』、大明堂、1976年。

4) 小山隆、「通婚圏の意味するもの」、『社会学の諸問題』、有斐閣、1954年、pp.393-408；金珍淑、「우리나라의 地域的通婚圏에 관한 研究」、『人口保健論集』、第7巻、第2号、1987、pp.19-38。

5) 竹内利美、「通婚圏についての一考察」、『社会学の問題と方法』、有斐閣、1959年、pp.257-272。

6) 染谷臣道、「通婚圏と社会構造——ジャワ農村の事例から——」、伊藤亜人・関本照夫・船曳建夫（編）、『現代の社会人類学 1 親族と社会の構造』、東京大学出版会、1987年、pp.81-102。

7) 臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功、「我国通婚圏の実験式」、『公衆衛生院研究報告』、第21巻、第2号、1972年、pp.77-87；Coleman, D. A., "A study of marriage and mobility in Reading, England", *Journal of Biosocial Science*, Vol.11, No.4, 1979, pp.369-389。

II 趨 勢

本稿では地理的通婚範囲の指標として、県間通婚率（夫妻の出生・婚前居住府県が異なる夫婦の比率）と通婚距離（夫妻の出生県または婚前居住県との距離）を用いる⁸⁾。ただし第7次調査では両指標とも夫妻の出生府県の組合せによるのに対し、第8次・第9次調査では夫妻の卒業から結婚までの主な居住府県によっている。このため第7次調査では、後の調査より見かけ上広い通婚範囲を示すが、それはこのような定義の違いによるものである。

図1は結婚コーホート別に県間通婚率、図2は通婚距離を示したものである。どの調査も、1950年代から1960年代にかけて通婚範囲が拡大したことを示している。そしてこの拡大傾向は1970年代までにはほぼ終了し、最近では横ばいあるいは縮小に転じていることがわかる。

篠崎は第6次出産力調査（1972年）の分析において、コーホートが若いほど、また大都市ほど通婚範囲が広いことを示し、都市的な地域ほど通婚範囲が広いという報告は他にもいくつかある⁹⁾。

このことは、出身地が異なる相手と出会う機会は都市において多く、したがって通婚範囲の拡大は都市を場とし都市化を媒体として起こることを示唆するものと思われる。そうだとすれば、高度経済

図1 結婚コーホート別、県間通婚率

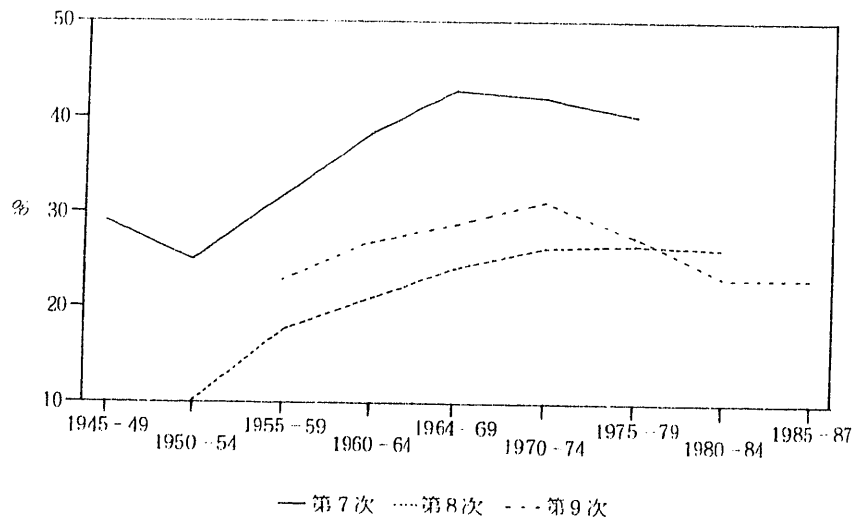
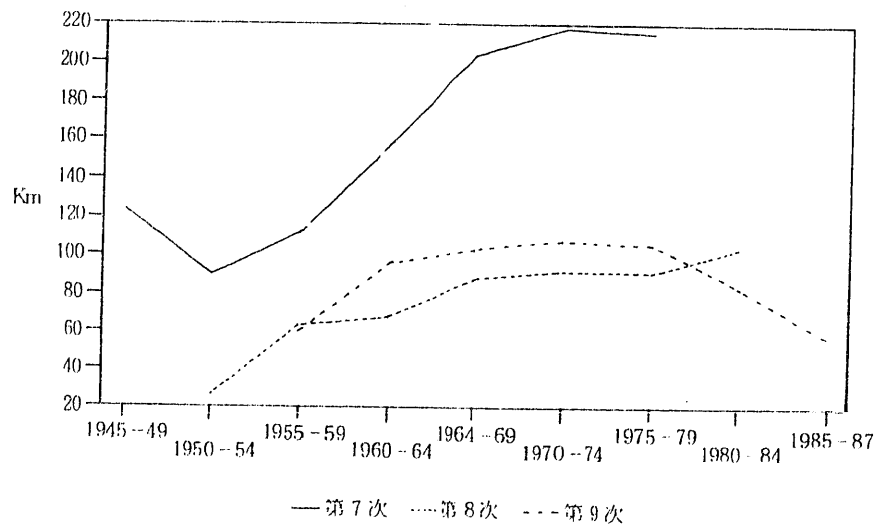


図2 結婚コーホート別、通婚距離



8) 地域間通婚率の難点は、地域区分の仕方が異なる場合結果の比較がまったく不可能な点である（小山，1954年（脚注4），p.407）。これに対し距離は普遍性をもつ量的変量であり、統計的処理に関しても通婚率より有利である。本稿では県間距離の測定は県庁所在地間の鉄道距離によったが、臼井他，1972年（脚注7）は直線距離・鉄道距離・道路距離どれでもほぼ同じ結果を得たとのことである。

9) 篠崎，1974年（脚注2），pp.47-48；篠崎，1967年（脚注1），pp.48-49；厚生省大臣官房統計情報部，『昭和41年度人口動態（婚姻）社会経済面調査報告』，1966年，p.21；臼井他，1970年（脚注1），p.199など。

成長期における人口の都市流入に平行して、通婚範囲が拡大したといえる。

ところでより最近の結果からは、若いコーホートで通婚範囲が横ばいもしくは縮小に転じたことが報告され、人口移動の鎮静化によるものと解釈されている¹⁰⁾。しかしより具体的には、この新しい傾向もやはり都市化の趨勢を反映したものといえよう。すなわちわが国の都市人口比率の増加は、主に京浜・京阪神・中京の3大都市圏での人口集積によって進行したが、それが特に著しかったのは高度経済成長期に当たる1960年代から1970年代初頭にかけてである。その後経済が安定成長に転換するとともに、3大都市圏の人口増加は鈍化しはじめた¹¹⁾。

こうして人口の都市流入が鎮静化し、来住第2世代が結婚年齢に達する時期になれば、大都市において他府県出身者と出会う機会は減少し、地理的通婚範囲は縮小に転じるだろう。第7次以後の出産力調査データは、わが国が既にこの段階に到達したことを示唆していると考えてよい。

Ⅲ 県外通婚における開放性

現実に観測される通婚の地域的範囲には、「自ずから一定の秩序がある」のであり¹²⁾、すなわち「何等かの意味連関をもった通婚の偏り乃至は集中が見出される」¹³⁾。こうした通婚圏の空間的構造の把握は、地理的通婚圏の研究の中核をなすものである。以下では、都道府県間の通婚の構造について、いくつかの方法で分析を行なう。

出産力調査では、夫の出生・婚前居住県×妻の出生・婚前居住県のクロス集計表が得られる。当然予想されることだが、この47×47の表は対角要素、すなわち同じ府県出身者と結婚への集中が大きく、非対角要素の多くはゼロである。しかし府県を地方ブロックにまとめてしまうと、通婚に関しどの県が開放的／閉鎖的か、どの県との関係が疎／密なのかといったパターンが見失われてしまう。そこでクロス表を縮約することなく、その背後にある通婚パターンをとり出すことを考えたい。

作業は対角要素に対する分析と、非対角要素の分析に分けて行なう。まず対角要素が占める比重を調べれば、その県が他県との通婚に関しどの程度開放的／閉鎖的かを知ることができるだろう。こうした開放性の指標として、ここでは安田(1971)のY係数を用いる¹⁴⁾。

一般にi県出身の夫の総数を $n_{i\cdot}$ 、妻の総数を $n_{\cdot i}$ 、ともにi県出身の夫婦数を n_{ii} とすると、i県に対するY係数は、

$$y_i = \frac{\min(n_{i\cdot}, n_{\cdot i}) - n_{ii}}{\min(n_{i\cdot}, n_{\cdot i}) - n_{i\cdot} n_{\cdot i} / n_{\cdot\cdot}} \quad (1)$$

Y係数は周辺度数の差による強制移動を調整した開放性の指標で、(1)式の分子は純粹移動数(総移動数－強制移動数)、分母はランダム婚が行なわれた場合の純粹移動数である。式からわかるように、

10) 今泉洋子・金子隆一、「配偶者選択の現状——結婚に関する人口学的調査の結果から——」、『人口問題研究』、第173号、1985年1月、pp.9-10；厚生省人口問題研究所(阿藤誠・高橋重郷・小島宏・大谷憲司他)、『昭和57年第8次出産力調査(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』、実地調査報告資料、1983年、p.34；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I報告書——日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料、1988年、pp.19-20など。

11) 人口問題審議会他(編)、『日本の人口・日本の社会——高齢化社会の未来図——』、東洋経済出版社、1988年、pp.84-85。

12) 岡崎文規、『結婚と人口』、千倉書房、1941年、p.199。

13) 小山、1954年(脚注4)、p.395。

14) 安田三郎、「社会移動の概念と測定」、『社会移動の研究』、東京大学出版会、1971年、pp.59-125。(再掲)直井優・原純輔・小林甫(編)、『リーディングス日本の社会学 8 社会階層・社会移動』、pp.180-197。

周辺度数の他は対角要素しか計測に用いられておらず、したがって γ 係数による開放性の分析は対角要素の分析と呼んでかまわないだろう。

図3～図5は各回調査につき、各県の γ 係数を示したものである。図3は第7次調査によるもので、夫妻の出生地でみた開放性のパターンだが、地域ブロックによってはかなりのまとまりがみられる。すなわち北海道、東北、北陸、東山はおしなべて閉鎖的で、中京圏、中国、四国もどちらかという開放性が低い位置にまとまる傾向がある。逆に開放的なのは東京、神奈川、大阪といった大都市圏で、それに近い北関東や東近畿にも開放性の高い県がみられる。全体として関東と近畿は開放性が高いグループ、九州は中間的で、それ以外は開放性が低いグループと考えてよいだろう。

結婚前の居住地による図4（第8次）でも、基本的に似たパターンが維持されている。ただし図3に比べ北関東は閉鎖的になって東北に近く、中京圏は開放的になり近畿に近くなっている。図5（第9次）でも、島根県が例外的に高い開放性を示す他は、図4のパターンとほぼ同じである。全体として、都市的な府県で通婚範囲が広いという従来知見を確認する結果といえよう。

図3 都道府県別 γ 係数（第7次調査）

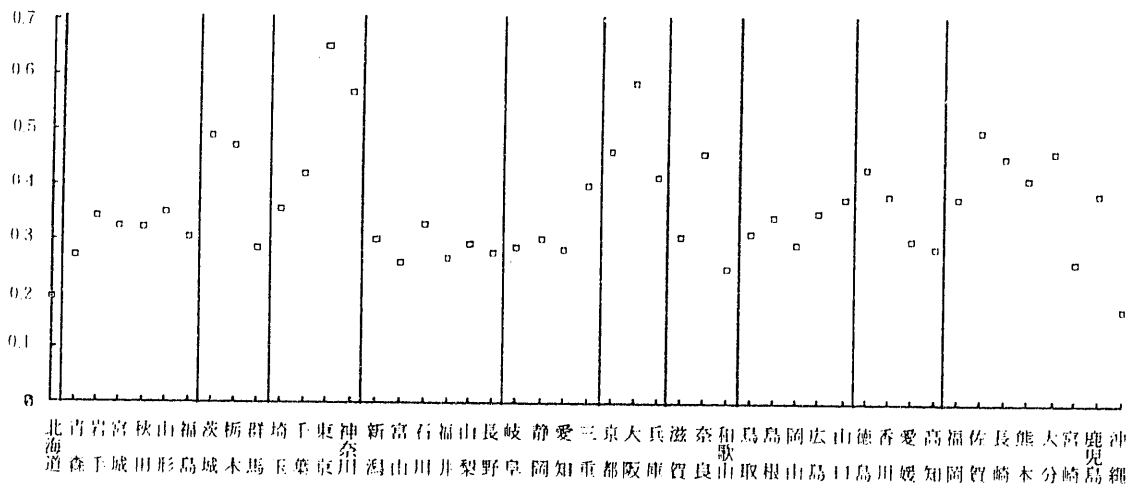


図4 都道府県別 γ 係数（第8次調査）

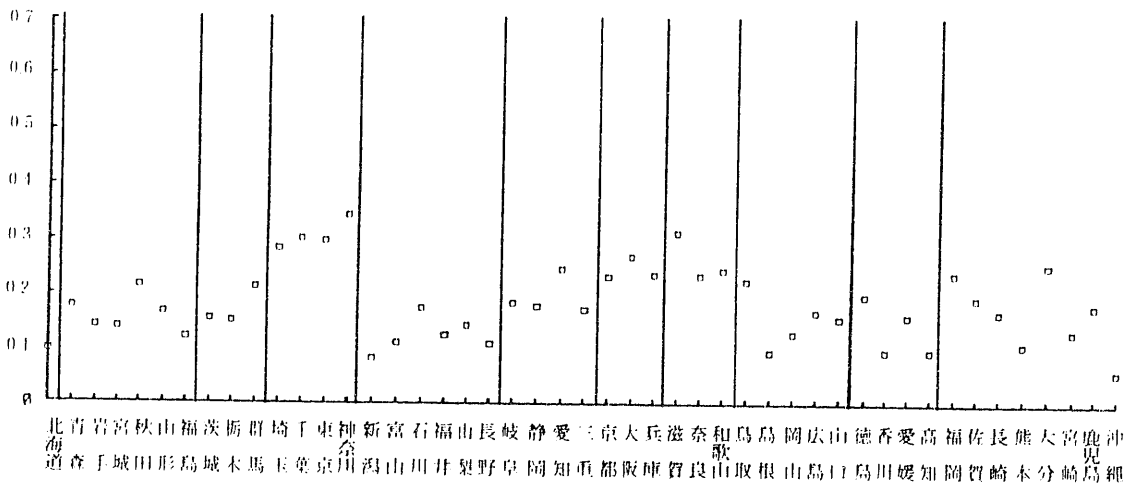
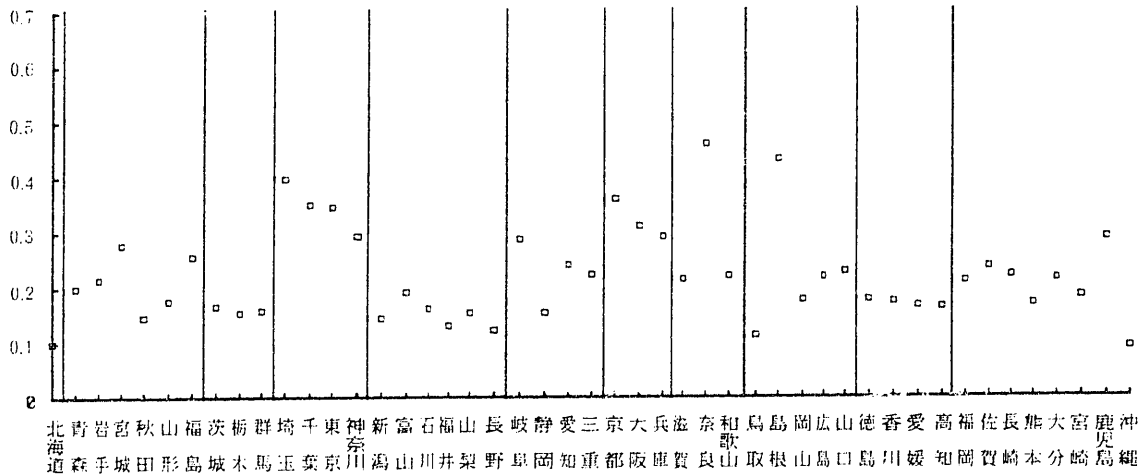


図5 都道府県別γ係数（第9次調査）



IV 県間通婚の特化パターン

γ係数はクロス表の対角要素，つまり同じ県の出身者どうしの結婚に焦点を当てた指標で，他県出身者との結婚はすべて一括され，「移動数」を表すとされる．これに対し非対角要素の分析では，県間通婚を一括せず，どの県とどの県の結びつきが強い／弱いのか，i県の夫とj県の妻の結婚はj県の夫とi県の妻という逆の組合せより多い／少ないのかといった問題を扱いたい．

ところで通常のクロス表分析の場合，出発点となるのは次の独立モデルである．

$$\hat{n}_{ij} = \frac{n_{i \cdot} \cdot n_{\cdot j}}{n_{\cdot \cdot}} \quad (2)$$

しかしこの期待度数ではi県とj県間の距離が考慮されておらず，たとえば東京と神奈川の出身者の結婚の機会，周辺度数をコントロールすれば東京と沖縄の出身者の結婚機会に等しいと仮定していることになる．したがって(2)式は以下の分析の出発点として適当ではなく，周辺度数と同時に県間距離を考慮したモデルが必要になる．

地理学者や人口学者は，移動数と距離の関係についてさまざまなアプローチを用意しているが，ここでは最も単純な重力モデル¹⁵⁾に依拠することにしたい．これはニュートンの万有引力の公式によく似ており，

$$\hat{n}_{ij} = a \cdot \frac{n_{i \cdot} \cdot n_{\cdot j}}{d_{ij}^b}, \quad i \neq j \quad (3)$$

ただしa，bは定数， d_{ij} は鉄道距離による県間距離（脚注8参照）である．a，bを求めるには(3)式を変形して，

$$\log \frac{n_{ij}}{n_{i \cdot} \cdot n_{\cdot j}} = \log a - b \cdot \log d_{ij}, \quad i \neq j \quad (4)$$

15) Woods, Robert, *Population Analysis in Geography*, New York, Longman, 1979, 河邊宏・小笠原節夫・高橋真一(訳), 『地域人口分析法——地理学と人口学の接点——』, 古今書院, pp.250-251; 鈴木啓祐, 『空間人口学——人口の分布と移動の記述と解析——』, 大明堂, 1980年, p.228.

ここで

$$y = \log \frac{n_{ij}}{n_{i.} \cdot n_{.j}}, \quad x = \log d_{ij}, \quad i \neq j$$

とおき, $47 \times (47-1) = 2,162$ 組の非対角要素に関する回帰式を考えれば,

$$a = \exp\left(\bar{y} - \frac{\bar{x} \cdot S_{xy}}{S_x^2}\right), \quad b = \frac{S_{xy}}{S_x^2}$$

でパラメタが得られる. ただし $n_{ij} = 0$ の場合, $y = -\infty$ となり都合が悪い. ここではすべての n_{ij} にあらかじめ 0.5 を加えておくことによって, この問題を回避した. 表 1 にパラメタ計算の結果を示す.

こうして母数・距離を調整済みのランダム婚の期待値が得られたので, 観測された通婚数と比較してみる. 表 2 によるとどの調査においても観測値の平均は期待値を上回っており, 「距離摩擦」に逆らって結びつく府県組合せがいくらかはあることを示している. しかし同時に .800 以上という相関の高さは, 重力モデルのフィットの良さ, すなわち距離摩擦の強さを示唆していると考えられる.

表 1 県間通婚に関する重力モデルのパラメタ

調査	x	S_x^2	y	S_y^2	S_{xy}	a	b
第 7 次	6.4092	0.6832	-8.5698	0.6074	-0.2664	0.0023	0.3900
第 8 次	6.4092	0.6832	-8.1489	0.4696	-0.1713	0.0014	0.2507
第 9 次	6.4092	0.6832	-8.2871	0.4890	-0.1717	0.0013	0.2514

表 2 県間通婚数の観測値と期待値の比較

調査	n_{ij} 平均	(観測値) 標準偏差	\hat{n}_{ij} 平均	(期待値) 標準偏差	相関係数
第 7 次	1.8224	2.9586	1.4667	1.9618	.8144
第 8 次	1.3455	3.4048	1.1875	1.9993	.8348
第 9 次	1.5319	4.2206	1.3498	2.4685	.8223

次に, 距離摩擦に逆らって結びつく府県組合せを取り出すことを考える. これにはもう一度通婚数の観測値を期待値に回帰させ, 回帰直線から大きくはなれているものを探せばよい. 観測値を x , 期待値を y とすると, 回帰式は

$$\begin{aligned} \text{第 7 次} & \quad \hat{y} = 1.2282x + .0210 \\ \text{第 8 次} & \quad \hat{y} = 1.4217x + .3427 \\ \text{第 9 次} & \quad \hat{y} = 1.4060x + .3659 \end{aligned}$$

となるから, $y - \hat{y}$ は回帰直線に y 軸と平行に下ろした足の長さになり, 一定の幅以上期待値を上回る府県の組合せを選び出すことができる.

図6は第7次調査の夫の出生県×妻の出生県のクロス表から抽出された、通婚数が期待より大きい組合せのパターンである。矢印は夫主体にみたもので、

i 県 → j 県 i 県の夫と j 県の妻の結婚が期待度数より5.5以上多い
 i 県 ← j 県 j 県の夫と i 県の妻の結婚が期待度数より5.5以上多い

ことを示す。この図でみると、やはり東京・大阪といった大都市の中心性が高く、特に東京は新潟・福島など比較的遠い県の出生者との結婚も多いことがわかる。夫妻の出生地の比較という長いタイムスパンを想定した分析では、東京は神奈川・千葉・埼玉といった近県との結びつきより遠方の県との結びつきが強調される傾向がみられる。大都市県である愛知、地方中核都市をもつ宮城・広島・福岡などは隣接する県との通婚が多い。特に沖縄を除く九州は全県がこの図に登場しており、地方ブロック内での通婚が多いことを示唆している。

図7と図8はそれぞれ第8次・第9次調査から抽出した通婚の特化パターンで、前述のように夫妻の卒業から結婚までの主な居住地によるものである。この場合現われるのはほとんどが大都市・中核都市県とその隣接県との結びつきに限られる。このように大都市・地方中核都市を中心に通婚圏が特化しているのは、隣接県との間の転入／転出といった長期移動だけでなく、通勤・通学・買物といった短期移動も頻繁で、それぞれが広域の生活圏を形成していることと無縁ではないだろう。また前節で示した都市的な都府県における開放性の高さも、都市内部での出生・出身地の異質性と同時に、生活圏の広さが関係していると考えられる。

図6 県間通婚の特化パターン（第7次調査）

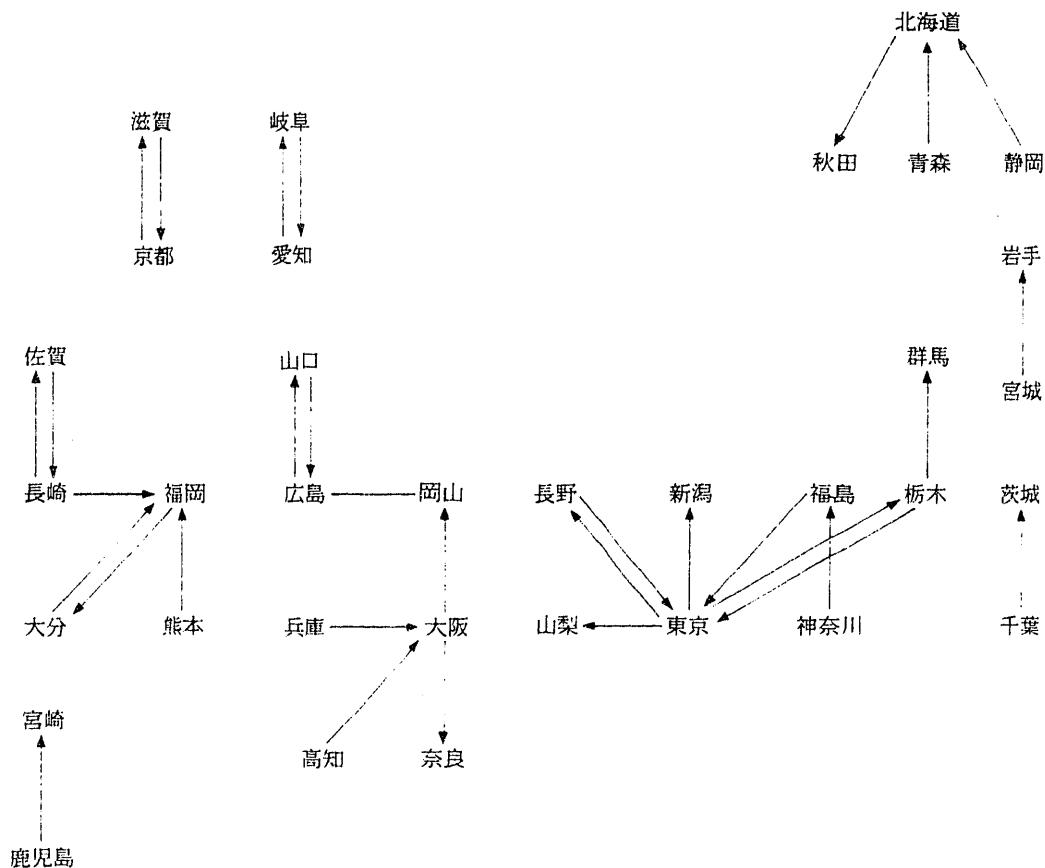


図7 県間通婚の特化パターン（第8次調査）

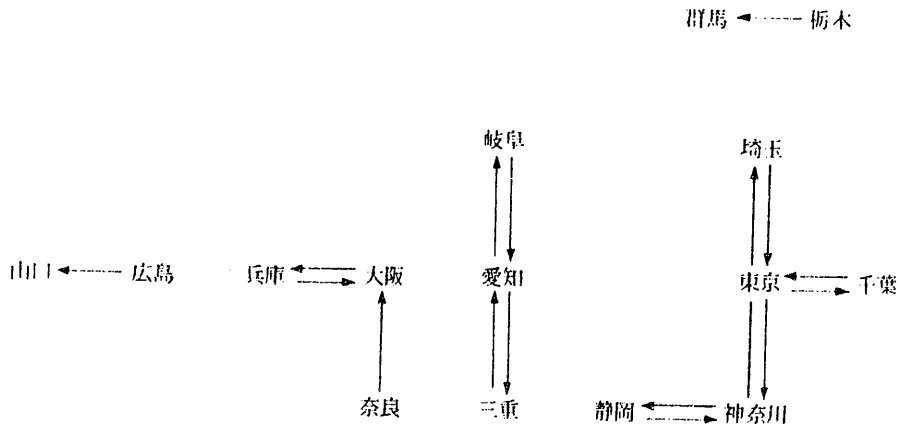
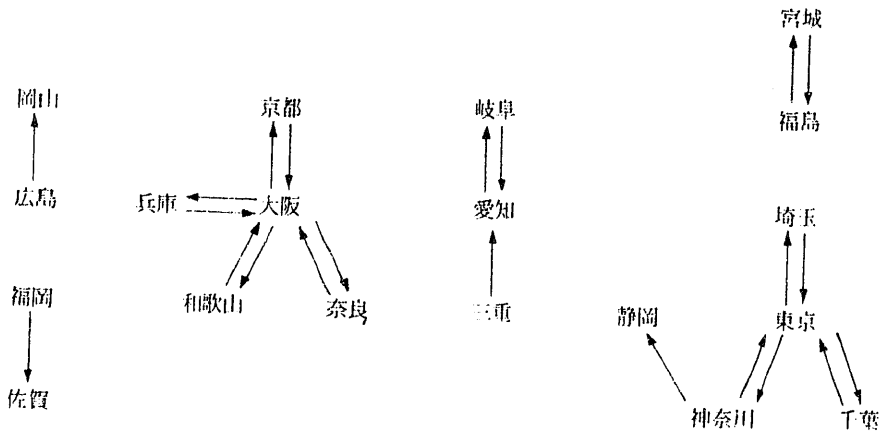


図8 県間通婚の特化パターン（第9次調査）



V 通婚の非対称性

次に通婚数 n_{ij} と n_{ji} の関係を考えてみる。これはある2県間の関係について、「 i 県の男と j 県の女との結婚は、その逆の i 県の女と j 県の男の結婚よりも選好（回避）される」といった非対称的な通婚が行われているかどうかの検討である。

重力モデルに戻って、もう一度(4)式を示すと、

$$\log \frac{n_{ij}}{n_{i.} \cdot n_{.j}} = \log a - b \cdot \log d_{ij}, \quad i \neq j \quad (4)$$

一方、

$$\log \frac{n_{ji}}{n_{i.} \cdot n_{.j}} = \log a - b \cdot \log d_{ji}, \quad i \neq j \quad (5)$$

ところが $d_{ij} = d_{ji}$ だから、重力モデルの仮定の下では、

$$\lambda = \log \frac{n_{ij}}{n_i \cdot n_j} - \log \frac{n_{ji}}{n_i \cdot n_i} = 0, \quad i \neq j \quad (6)$$

となるはずである。そこで実際に λ を計算して絶対値の大きいものを探せば、非対称的な通婚が行われている府県のペアが見つかることになる。

表3には、 λ の絶対値が2.0以上になるものを示した。まず俗に言う「東男と京女」を考えてみる。しかしこれを、関東の夫と関西の妻の結婚が好ましいというように拡大解釈しても、その組合せは第8次の（神奈川、大阪）、第9次の（埼玉、兵庫）の2例しかみつからず、第7次では（兵庫、千葉）という逆の例があがっている。したがって、現代において「東男と京女」などという規範が維持されているとは思えない。

次に、地域（都市性）に関する女子の上方婚志向について検討する。表3で夫の県の方が都市的な組合せは11、同等なのは9、妻の県の方が都市的なのは5となり¹⁶⁾、都市的な府県を上位とみなした場合の女子の上方婚に偏っている。これとても表3を一目みて直ちに明らかになるようなはっきりした傾向ではないわけだが、「東男と京女」仮説よりはまだ見込みがあるといえる。

表3 非対称的な通婚が行なわれている府県の組合せ

第 7 次	第 8 次	第 9 次
(静岡, 北海道)	(秋田, 岩手)	(島根, 愛知)
(広島, 京都)	(東京, 長野)	(群馬, 栃木)
(山形, 青森)	(神奈川, 大阪)	(熊本, 神奈川)
(神奈川, 山形)	(愛知, 熊本)	(埼玉, 兵庫)
(兵庫, 千葉)	(大阪, 香川)	(埼玉, 広島)
(福井, 富山)	(大分, 宮崎)	(長野, 大阪)
(三重, 静岡)		
(大阪, 大分)		
(鹿児島, 佐賀)		
(群馬, 静岡)		
(東京, 島根)		
(福井, 愛媛)		
(山口, 大分)		

括弧内は（夫の県, 妻の県）を表し、これがその逆の組合せより多いことを示す。

VI 通婚距離の社会的文脈

これまでは地理的通婚圏自体の趨勢と構造を考察してきたが、ここでは通婚が行なわれる際の社会的文脈に注目する。本稿の前半では、通婚範囲の拡大／縮小の趨勢は大都市への人口流入の趨勢に沿うものであることを示した。しかし階層構造や親族構造における個々人の布置連関を考慮すれば、地理的通婚圏についてより深い洞察が得られる可能性がある。また配偶者選択過程の変化が、通婚圏にどのような影響を及ぼしているかも興味深い問題である。

以下では対数変換を施した通婚距離を被説明変数とし、出産力調査から得られる社会的諸要因の効果を逐次検討して行くことにする。分析は、結婚年を共変量として投入した分散・共分散分析による。学歴や結婚前居住地の市郡別など個人的要因は、夫妻それぞれのものをモデルに投入し、また交互作用効果を考慮する。

結婚直後の親との同居（表4 a）：結婚後の家族構成はどの調査でも通婚距離に影響しており、同

16) 渡辺の分類に従い、遠隔地県、中間地県、大都市外縁県、大都市周辺県、大都市都府県の順に都市的になると仮定して数えた。渡辺真智子、「国内人口移動と地域経済格差」、『人口学研究』、第12号、1989年、p.23参照。

居の場合に通婚範囲が狭い。同居の場合夫方親との同居の方が妻方親よりずっと多いが¹⁷⁾、親元を離れて大都市に流入した男子の場合Uターン者を除き親と同居する可能性が低く、一方で他府県出身の女子と結婚する可能性が高いだろう。他方親元に残った男子は、同県出身の女子との結婚が多いと考えられる。このように、移動歴を先行変数とした解釈が可能だろう。

表 4 a 通婚距離 (対数) の説明要因 (1)結婚直後の親との同居

分散分析	第 7 次 変動 F		第 8 次 変動 F		第 9 次 変動 F	
総変動	53050.5	—	39967.0	—	44346.7	—
結婚年	668.0	88.6**	178.2	34.5**	69.8	12.4**
親同居	1842.6	244.3**	501.3	97.1**	238.4	42.3**
セル平均	平均	夫婦数	平均	夫婦数	平均	夫婦数
全平均	2.15	6705	1.23	7613	1.39	7826
親同居	1.36	2326	0.88	2907	1.15	2576
親非同居	2.57	4379	1.45	4706	1.51	5250

*p<.05, **p<.01

結婚形態 (表 4 b): 結婚形態の効果もやはり 3 調査を通じて有意であるが、作用の仕方は第 7 次と第 8・9 次で異なっている。すなわち第 7 次調査の出生地間距離では見合い結婚の方が通婚範囲が狭く、第 8・9 次の婚前居住地間距離では恋愛結婚の方が狭い。

婚前居住地による通婚範囲では恋愛結婚の方が狭いことはよく指摘され、恋愛の場合当事者どうし

表 4 b 通婚距離 (対数) の説明要因 (2)結婚形態

分散分析	第 7 次 変動 F		第 8 次 変動 F		第 9 次 変動 F	
総変動	55022.8	—	39591.0	—	45840.5	—
結婚年	713.2	94.1**	175.9	34.2**	72.8	12.9**
結婚形態	1882.4	248.4**	550.9	107.0**	387.2	68.5**
セル平均	平均	夫婦数	平均	夫婦数	平均	夫婦数
全平均	2.16	6920	1.23	7551	1.40	8038
見合い	1.55	3283	1.53	2985	1.73	2623
恋愛	2.71	3637	1.04	4566	1.24	5415

*p<.05, **p<.01

17) 厚生省人口問題研究所, 1983年 (脚注10), p.140.

が直接知り合わなければならず、本人の生活圏に限定されるためと解釈されている¹⁸⁾。これに対し親をはじめとする年長者の紹介を特徴とする見合い結婚では、配偶者選択の地理的範囲が広いと考えられているが、むしろ異なる地理的限定を受けていると考えた方がよさそうである。つまり見合い結婚の場合も親や年長の親族の居住地のネットワークを通じて配偶者を探すのであり、婚前居住地でみた通婚範囲は広がるが、出生地でみた範囲は狭くなる。このように通婚範囲をどう定義するかで配偶者選択形態との関連は異なってくるので、注意が必要である。

妻の就業 (表4c)：結婚した時点での妻の就業状態は、第7次調査だけで可能である。それによると常勤であれパートであれ妻に就業経験がある場合、出生地でみた通婚範囲は広い。この結果は金による韓国の調査結果¹⁹⁾と異なるが、それは婚前居住地の一致率でみたものである。金は妻に就業経験がある場合恋愛結婚をする確率が高くなり、したがって通婚範囲が狭い解釈している。このように結婚形態が媒介変数として作用しているなら²⁰⁾、表4bと同じく、出生地と婚前居住地で結果が逆という事態が起こり得る。

夫の職業 (表4d)：結婚時の夫の職業は第9次調査だけで可能であり、妻の就業とは逆に婚前居住府県間距離に対する影響しかわからない。表によると、ホワイトカラーおよびその他の職業で通婚範囲が広く、自営やブルーカラーはそれより狭く、農林漁業はさらに狭い。ところで見合い結婚の割合は農林漁業で高くホワイトカラーやその他の職業で低いので²¹⁾、妻の場合と同様に結婚形態の媒介

表4c 通婚距離(対数)の説明要因
(3)妻結婚時の就業上の地位

分散分析	第7次 変動	F
総変動	52141.2	-
結婚年	620.1	79.2**
妻就業	323.1	13.8**
セル平均	平均	夫婦数
全平均	2.16	6545
常勤	2.31	5036
パート	2.08	154
家族従業者・内職	1.38	713
無職	1.87	642

*p < .05, **p < .01

表4d 通婚距離(対数)の説明要因
(4)夫結婚時の職業

分散分析	第9次 変動	F
総変動	45716.3	-
結婚年	64.9	11.5**
夫職業	162.4	7.2**
セル平均	平均	夫婦数
全平均	1.39	8082
農林漁業	0.94	334
非農自営	1.33	814
ホワイトカラー	1.47	4625
ブルーカラー	1.28	2033
その他	1.51	276

*p < .05, **p < .01

18) 厚生省人口問題研究所, 1983年(脚注10), pp.34-35; 同, 1988年(脚注10), pp.19-20; 金, 1987年(脚注4), p.32.

19) 金, 1987年(脚注4), p.33.

20) 第7次出産力調査から妻の就業経験別に恋愛結婚割合を求めると、常勤では58.9%、パート52.5%、家族従業者・内職30.2%、無職29.9%で確かに就業経験の方が恋愛結婚が多い。また表4cで妻就業経験によって説明される変動は全体の0.6%ともともと小さいが、これに結婚形態を加えたモデルでは0.2%とさらに低下する。しかし依然として1%水準で有意ではある。

21) 厚生省人口問題研究所, 1988年(脚注10), p.26によると、第9次出産力調査における農林漁業の見合い結婚率は59.8%、自営42.1%、ブルーカラー31.5%、ホワイトカラー28.4%、その他27.9%となっている。結婚コーホートをコントロールしても、傾向に変化はない。

による結果だとすれば、農林漁業で婚前居住地による通婚範囲が広くならなければならない。したがって結婚形態の影響とは考えられず、職業による移動性・居住地の都市性の差によるものだろう。

結婚前親との同居 (表 4 e) : この要因は卒業から結婚まで (だいたい) 親と一緒に暮らしていたか否かによって定義され、第 7 次調査には含まれていない。表によると夫の結婚前の家族形態の影響は大きい、妻の家族形態はほとんど影響せず、また交互作用効果がある。すなわち婚前居住地による通婚範囲は、夫が定位家族にとどまっていた場合に狭いが、この差はもっぱら定位家族にとどまっていた妻と結婚した夫によってもたらされている。

なぜこのような交互作用が現われるのだろうか。結婚形態と夫妻の同居歴の関連パターンは、結婚形態が媒介している場合に想定されるパターンに従っていないので、この可能性は除外できる²²⁾。むしろ結婚後の親との同居と同様、移動歴を先行変数として考えた方がよいように思われる。つまり特定の結婚市場を考えた場合、同居は非移動すなわち地元出身、非同居は移動すなわち他県出身であることを意味するだろう。この場合、夫妻とも地元出身であれば結婚前居住地が一致する可能性がきわめて高くなり、通婚距離は小さくなる。夫妻のうち一方が他県出身者であれば、通婚距離は移動した側の移動距離に一致する。一般に女子よりも男子の方が移動率も移動距離も大きいと考えられるので、夫のみ他県出身の場合の方が通婚距離が大きくて不思議はない。

また、ちょっと考えると夫妻とも移動の場合に通婚距離が最大になるように思われ、表 4 e のようにこの場合の通婚距離が妻のみ移動の場合とほぼ等しいという結果は奇異に感じられるかも知れない。しかし結婚地、夫出身地、妻出身地を頂点とする三角形を考え、通婚距離、夫移動距離、妻移動距離が三辺に対応するものとする、常に通婚距離が最大の辺になるわけではないことは明らかである²³⁾。このように夫妻の移動は必ずしも加法性がなく、したがって

表 4 e 通婚距離 (対数) の説明要因 (5) 結婚前親との同居

分散分析			第 8 次 F 変動		第 9 次 F 変動	
総	変	動	40091.0	-	46023.3	-
結	婚	年	178.5	36.2**	64.8	12.0**
夫	同	居	1679.4	341.0**	1750.2	324.5**
妻	同	居	2.3	0.5	10.7	2.0
夫同居 × 妻同居			519.4	105.5**	554.1	102.7**
セル平均			平均	夫婦数	平均	夫婦数
全	平	均	1.23	7639	1.40	8067
夫	同	居	0.80	4306	0.96	4448
夫	非	同居	1.80	3333	1.94	3619
夫同居・妻同居			0.67	3571	0.82	3662
"	・	妻非同居	1.42	735	1.60	786
夫非同居・妻同居			1.98	2103	2.11	2237
"	・	妻非同居	1.48	1230	1.67	1382

*p < .05, **p < .01

22) 見合い結婚が多いほど通婚距離 (婚前居住地による) が大きくなるのだから、結婚形態が媒介しているとすれば、「妻のみ同居」、「夫妻とも非同居」、「夫のみ同居」、「夫妻とも同居」の順に見合い結婚率が高いはずである。しかし実際には、第 8 次・第 9 次調査とも、「夫妻とも同居」、「妻のみ同居」、「夫のみ同居」、「夫妻とも非同居」の順であった。

23) 夫妻の移動ベクトルがなす角度が影響していることがその理由である。通婚距離が夫移動距離と妻移動距離いずれをも上回るためには、夫妻の移動距離がなす角が少なくとも 60 度以上でなければならないことが、第二余弦定理を用いて証明できる。

夫妻とも非同居のとき通婚距離が最大にならず、表4 eのような交互作用を生じて不思議ではないだろう。

出生地・婚前居住地の市郡別(表4 f):市郡別の主効果は、弱い場合もあるがいずれも有意で、夫妻とも市部の方が通婚距離が大きい。また、どの調査でも交互作用効果が大きく、夫妻の一方が市部で他方が郡部の場合通婚距離が大きく、夫妻とも市部の場合中間的で、夫妻とも郡部の場合通婚距離が小さい。

この結果にも移動歴が先行していると考えられる。すなわち市部は他県からの転入者が多いから移動者の可能性が高く、郡部は転入者が少ないから非移動者である可能性が高いだろう。第8次・第9次調査では夫のみ市部の場合が妻のみ市部の場合より通婚距離が大きい、これも男子の移動距離の方が長いからだろう。夫妻とも移動の場合の通婚距離が片方のみ移動の場合を必ずしも上回らないことは、上に述べた通りである。

表4 f 通婚距離(対数)の説明要因 (6)出生地・婚前居住地の市郡別

分散分析	第7次		第8次		第9次	
	変動	F	変動	F	変動	F
総変動	36022.7	—	39200.4	—	44790.3	—
結婚年	358.7	48.2**	191.6	39.0**	69.4	13.1*
夫市郡	38.5	5.2*	590.7	120.1**	383.4	72.3**
妻市郡	97.9	13.2	52.6	10.7**	34.6	6.5*
夫市郡×妻市郡	1170.0	157.1**	1440.4	292.8**	1967.1	370.7**
セル平均	平均	夫婦数	平均	夫婦数	平均	夫婦数
全平均	2.07	4601	1.23	7511	1.37	7988
夫市部	2.25	2585	1.41	5514	1.49	6149
夫郡部	1.85	2016	0.72	1997	1.00	1839
妻市部	2.27	2636	1.30	5364	1.39	5929
夫郡部	1.81	1965	1.05	2147	1.32	2059
夫市部・妻市部	2.07	2013	1.25	4775	1.32	5256
”・妻郡部	2.88	572	2.40	739	2.47	893
夫郡部・妻市部	2.92	623	1.63	589	1.97	673
”・妻郡部	1.38	1393	0.34	1408	0.44	1166

*p < .05, **p < .01

学歴(表4 g): 韓国人女子について学歴別婚前居住地一致率を分析した金によると、妻の学歴が高いほど通婚距離は狭くなっており、高学歴で社会参与機会の大きい女子は自律的な配偶者選択を行なうためだという²⁴⁾。しかし表4 gの結果はむしろ逆で、夫も妻も高学歴の方が通婚距離が大きい。

金の解釈は、高学歴の妻ほど恋愛結婚が多くしたがって通婚距離が狭いという、結婚形態の媒介を想定したものである。しかしわが国の場合、学歴と結婚形態の関係は曲線的で、中学卒の場合他に比

24) 金, 1987年(脚注4), p.34.

べ恋愛婚率は低いが、大学卒の恋愛婚率は高校・短大卒とあまり変わらないか、あるいはむしろ低いという結果が得られた²⁵⁾ところが表4gでは、短大以下と大学の間には差が目立ち、したがって結婚形態の媒介によるとは考え難い。

このため、ここでも移動歴の影響を考えざるを得ない。つまり高学歴者は、進学時や就職時に府県間移動を多く行っており、通婚範囲が広がっているのだろう。さらに夫の高学歴は、ホワイトカラーなど表4dで通婚距離が大きかった職種と関連するので、これを媒介としていることも十分考えられる²⁶⁾。

なお、第7次・第8次調査では、交互作用効果が5%水準で有意である。しかし親との同居や市郡別に比べごく弱いものであるし、16セルの平均を並べると煩雑にすぎることもあり、ここでは考察しない。

表4g 通婚距離(対数)の説明要因(7)学歴

分散分析	第7次		第8次		第9次		
	変動	F	変動	F	変動	F	
総変動	58836.9	—	39192.0	—	45396.6	—	
結婚年	820.4	106.7**	169.2	33.0**	62.7	11.2**	
夫学歴	490.7	21.3**	339.2	22.0**	246.1	14.6**	
妻学歴	33.8	1.5	94.8	31.6**	91.4	5.4**	
夫学歴×妻学歴	145.0	2.1*	111.0	2.4*	57.7	1.1	
セル平均	平均	夫婦数	平均	夫婦数	平均	夫婦数	
全平均	2.14	7430	1.24	7459	1.40	7967	
夫	中学校	1.80	2531	1.01	2108	1.31	1550
	高校	2.06	3155	1.10	3083	1.22	3303
	短大	2.22	416	1.19	693	1.38	999
	大学	2.93	1328	1.84	1575	1.77	2115
妻	中学校	1.86	2581	0.92	2166	1.38	1523
	高校	2.15	3918	1.23	3551	1.30	4299
	短大	2.71	682	1.57	1380	1.53	1678
	大学	3.19	249	1.92	362	2.01	467

* $p < .05$, ** $< .01$

VII 結 論

本稿では、都道府県単位のマクロ的分析によって、わが国地理的通婚圏の最近に至る趨勢と構造についてまず考察した。それによって、大都市圏は開放性が高く通婚範囲が広いこと、しかし人口都市化の鎮静とともに通婚範囲の拡大傾向は終息しつつあることが確認され、また三大都市や地方中核都

25) 妻が中学、高校、短大、大学卒の順に恋愛婚率(%)を示すと、第7次調査では47, 55, 58, 57, 第8次調査では54, 63, 63, 65, 第9次調査では60, 69, 68, 66となる。夫の場合もほぼ同様の傾向を示す。

26) 第9次調査で、夫の学歴別に結婚時ホワイトカラーの比率を示すと、中学卒21%, 高校卒55%, 短大卒60%, 大学卒86%で、強い関連がある。なお、妻の学歴と結婚時就業状態との関連はあまりなく、常勤とパートを合わせた比率は中学卒72%, 高校卒83%, 短大卒82%, 大学卒80%であった。

市を中心とする都市圏で通婚が特化していること、男女の交換に関し不均衡な県の組合せでは女子の上方婚の傾向が認められることが明らかになった。またその際、鉄道網による府県間距離の計測、 γ 係数や重力モデルの適用など、方法的精緻化を試みた。

通婚圏の社会的文脈については、結婚形態、結婚前後の親との同居、出身・出生地の市郡別、学歴、職業などと通婚距離の関連について考察した。その過程で、結婚形態と通婚距離の関連の仕方は出生地の場合と婚前居住地の場合で異なること、また夫妻とも移動した場合の通婚距離は片方だけ移動した場合より必ずしも大きくなることなど、いくつかの興味深い事実が明らかになった。

金(1987)で社会的文脈の鍵となっているのは結婚形態(仲媒婚/恋愛婚)であるが、本稿では移動歴の方が解釈に占める比重が大きい。それと関連して、夫移動距離・妻移動距離・通婚距離の三者の大小関係は夫妻の移動ベクトルが形成する角度に依存するため、必ずしも通婚距離が他二者を上回らず、結婚前離家や婚前居住地の都市性の効果において興味深い交互作用が生じることがわかった。

最初に述べたように、地理的通婚圏については、その分析結果のもつ意義は多様である。通婚圏の趨勢は人口都市化の関数と考えられ、構造についても都市性が重要な役割を果たしていた。したがって遺伝子のスクランブルは、最近では1970年代以前に比べ鎮静化しており、また大都市の遺伝子プールの異質性も高度経済成長期がピークであったと考えられる。しかし都市化と交通手段の発展によって、近親婚への圧力は大幅に低下したと思われる。通婚の範囲と親族(特に親)の居住範囲には強い関連があるだろうから、親との交際の空間的広がりには都市居住者ほど大きいと考えられる。都市性を基準とする女子の上方婚規範があるとしたら、大都市圏の男子の結婚難のひとつの要因となっているかも知れない²⁷⁾。

地理的通婚圏は配偶者選択の範囲の問題の一部であり、他には相手の年齢あるいは自分との年齢差という人口学的な側面、夫妻のパーソナリティの組合せといった心理学的な側面、身長・体重などの生理的・形質的な側面、そして学歴・職業・階層・民族・宗教といった社会的な側面などが考えられる²⁸⁾。本稿では夫妻の職業や学歴の組合せの効果を考察しており、その意味では配偶者選択の社会的側面に既に立ち入っているとみえる。いずれ稿を改めて、社会的通婚圏の趨勢と構造について論じることにはしたい。

27) 鈴木透, 「結婚難の地域構造」, 『人口問題研究』, 第45巻第3号, 1989年, p.16.

28) Murstein, Bernard I, "Mate selection in the 1970s", *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 42, No.4, 1980, pp.777-778; 今泉・金子, 1985年(脚注10), pp.9-13.

Interregional Marriage in Japan

Tohru SUZUKI

Patterns of interregional marriage in Japan is examined with prefectural basis, utilizing the data set of latest three Japanese National Fertility Surveys. Because of the difference in questionnaire, "inter-prefectural" marriage is defined as the marriage between persons born in different prefectures for the 7th survey (1977), while a marriage is seen as inter-prefectural if the couple lived in different prefectures before marriage for the 8th (1982) and 9th (1987) surveys.

Major findings are as follows.

- (1) Marriage cohort comparison reveals the expansion of marriage area in the latter half of the 1950's and 1960's, the period of rapid economic growth in Japan. For the cohorts married after 1970's, however, the spacial range of marriage is rather stable.
- (2) According to the analysis using Yasuda's coefficient of openness, inter-prefectural marriage is more distinguished in the three largest metropolitan regions than others.
- (3) The amount of marriages between the metropolitan region and its neighbors significantly exceeds the level expected from the gravity model.
- (4) In the pairs of prefectures that show asymmetric marriages, there are more pairs in which husband's prefecture is more urbanized than wife's.
- (5) The distance of birth place or living place before marriage is smaller when the couple lived with parents at marriage.
- (6) The distance of birth place is smaller when the marriage is of romantic love type. This correlation reverses, however, if the distance is defined with prefectures lived before marriage.
- (7) The distance of birth place is smaller if wife was not in the labor force when married.
- (8) There is an interactional effect of couple's living arrangements on the marriage distance. The most distant case is that wife lived with her parents before marriage but husband not. Rural-urban distance of the living place before marriage also shows the similar interactional effect.
- (9) Higher the educational levels of couple, more distant the prefectures born or lived before marriage.