日本の通婚圏 (2) 社会的通婚圏

鈴　木　　透

I 問　　題

前回考察した地理的通婚圏と同様[1]，社会的通婚圏の研究にもさまざまな理論的意義を付与し得る．たとえば経済学的には，出生力の経済学のようなモデル化が結婚に対しても適用できないかに興味がもたれるだろう．その場合，結婚から得られる効用を最大化するという観点から，相手の社会的属性の類似 / 相違は重要な意味をもつ[2]．

遺伝学的には遺伝子の隔離 / 混交という観点から，地理的および社会的通婚圏に関心がもたれる[3]．また身長・体重から目や髪の色・頭蓋骨の形に至る形質上の差違が通婚によって標準化されるのか，それとも類別婚によって固定化されるのかも，生物学的に興味がもたれる問題である[4]．これらは必ずしも「社会的」通婚とはいえないが，形質間差違の総合である人種は社会的意義も大きい．人種間通婚が進めば様々な程度の「混血」個体が増え，最終的にはどちらか一方の遺伝子のみ伝える「純血」個体はいなくなってしまう[5]．このような場合には，人種間の区別は遺伝的にも社会的にも意味を失うだろう．

通婚の度合が文化的要因を体現していると考えられる場合，それ自体が社会学的問題となる．たとえばある民族集団や宗教集団で他集団との通婚が多い（少ない）というデータが得られた場合，その集団に固有の価値・信念体系による説明が試みられることになろう．また集団間の同化や不平等の指標として，通婚の頻度に関心が持たれる[6]．さらに階層間通婚の場合は，社会移動の一形態として捉えることも可能である．特に達成機会が男子よりも限定されている女子にとっては，結婚は地位達成

1) 鈴木透,「日本の通婚圏 (1) 地理的通婚圏」,『人口問題研究』, 第46巻 2 号, 1990年, pp.17－32.

2) Oppenheimer, Valerie Kincade, "A theory of marriage timing", *American Journal of Sociology*, Vol.94, No.3, 1988, pp.563－591; Boulier, Bryan L. and Mark R. Rosenzweig, "Schoolong, search, and spouse selection: testing economic theories of marriage and household behavior", *Journal of Political Economy*, Vol.92, No.4, 1984, pp.712－732.

3) 松永英,「人口と遺伝 ──人口傾向からみた人類の将来──」, 小林和正編,『人類学講座第11巻・人口』, 雄山閣, 1979年, p.140.

4) Spuhler, J. N., "Assortative mating with respect to physical characteristics", *Eugenics Quarterly*, Vol.15, No.2, 1968, pp.128－140; Trachtenberg, Anete, A. E. Startk, F. M. Salzano and F. J. da Rocha, "Canonical correlation analysis of assortative mating", *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, No.4, 1985, pp.389－403.

5) Heer, David M., "Intermarriage and racial amalgamation in the United States", *Eugenics Quarterly*, Vol.14, No.2, 1967, pp.112－120.

6) Fitzpatric, Joseph P., "Intermarriage of Puerto Ricans in New York City", *American Journal of Sociology*, Vol.71, 1966, pp.395－406; Heer, David M., "The prevalence of black-white marriage in the United States", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.36, No.2, 1974, pp.246－258.

の重要な手段となり得る[7].

このように社会的通婚圏の問題には，様々な角度から接近が試みられている．しかも社会的通婚圏の場合は人種間・民族間・宗教間・カースト間・学歴間・職業間……と多岐に渡るためか，分析に用いられる方法は地理的通婚圏研究に比べはるかに多様で，混乱状態とさえいえる．そこで本稿では，まず研究方法の整理・体系づけから始めることにする．

Ⅱ 社会的通婚の計量法

1 尺度の分類

具体的に社会的通婚の度合を計量しようとする場合に出発点となるのは，夫の属性×妻の属性に関する2次元クロス集計表（以下通婚表と呼ぶ）である．生理的形質に関する類別婚では身長など量的に表わされる変数が多く，Pearsonの相関係数などがよく用いられるが，社会的通婚の場合はほとんどが質的変数の関連問題として定式化される．こうして通婚表にもとづくさまざまな尺度が，社会的通婚の計量法として工夫されている．

社会的通婚の尺度を分類し体系化するために，ふたつの軸を考える．ひとつは通婚表に対して設定される対照の種類で，最も多いのは対角セルと非対角セルを対比し両者の比重の大小を計ろうとするものである．いうまでもなく対角セルは同一属性の者どうしの結婚，非対角セルは属性を異にする者どうしの結婚を表すから，この種の対照が対応する問題は「内婚・外婚」問題と呼ぶことができる．非対角セルはさらに対角を挟んで右上と左下に分けられる．いま学歴や職業階層など順序尺度で表わされる属性の通婚表があり，行が妻，列が夫の属性を表わすとしよう．このとき対角セルより右上のセルの集合は妻からみて上方婚，左下は下方婚を表わす．つまり右上と左下の非対角セルの対照は，「上方婚・下方婚」問題に対応する．さらに非対角セルの中で特に対照を設けず，どの属性対の通婚が好まれ，あるいは避けられているかのパターンを抽出しようという関心もあり得る．これは属性間の「社会的距離」の問題と呼ぶことができよう．

もうひとつの軸は，尺度が個々のセルに関するものか，それとも通婚表全体に関するものかという水準の区別である．前者は特定の属性または属性対における外婚の度合，後者は社会全体での通婚の度合を表す．

表1は，この2軸によって尺度の分類を試みたものである．上方婚・下方婚問題についてセル単位尺度がないのは，上位階層ほど上方婚の余地が小さくなるため，属性間の比較がそもそも無意味なことによる．一方，社会的距離問題は個々の属性対の通婚パターンに関心があるため，すべてセル単位の尺度になっている．全体として社会的通婚の尺度は内婚・外婚問題に多く集中しているが，これは粗外婚率・粗通婚率の数学的難点を解決しようとしてさまざまな試みがなされたためである．以下ではこの粗外婚率・粗通婚率から出発し，それぞれの尺度について数学的性質を考察する．

---

7) Elder, Glen H. Jr., "Appearance and education in marriage mobility", *American Sociological Review*, Vol.34, 1969, pp.519－533 ; Taylor, Patricia Ann and Norval D. Glenn, "The utility of education and attractiveness for female's status attainment through marriage", *American Sociological Review*, Vol.41, 1976, pp.484－798.

表1　社会的通婚の尺度の分類

	セル単位	表単位
内婚・外婚	粗外婚率 結合指数 Gini の H 安田の y Yuleの Q Grayの ν	粗通婚率 総合的結合指数 Goodman and Kruskal の G 安田の Y
上方婚・下方婚		Rockwell の上方婚比 （パス解析などの地位達成分析）
社会的距離	分離指数 Yule の Q Parkman and Sawyer の 通婚距離	

2　粗外婚率と粗通婚率

本稿では後述のBlauの区別を踏襲し，特定属性に関し他属性集団との結婚を「外婚」，社会全体での異属性集団間の結婚を「通婚」と呼ぶ．また他の洗練された尺度から区別する意味で，それぞれの単純な比率を「粗外婚率」「粗通婚率」と呼ぶことにする．

表2　通婚表の模式図

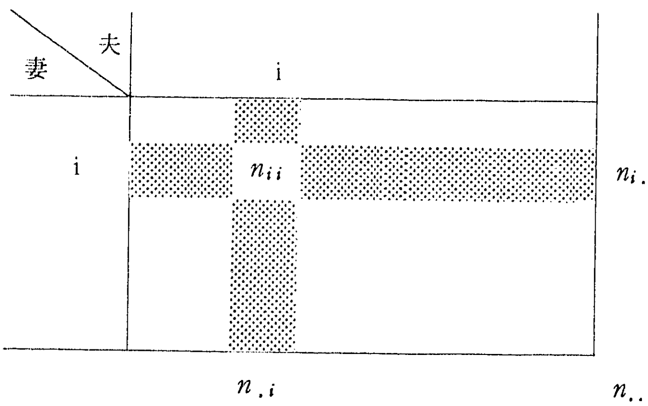


表2のような妻の属性×夫の属性の通婚表が得られたとする．この表に含まれる個人数は $2n_{..}$ 人，結婚数（夫婦数）は $n_{..}$ 組である．粗外婚率には2種類あり，まず個人数にもとづく粗外婚率は，

$$\frac{(n_{i.}-n_{ii})+(n_{.i}-n_{ii})}{n_{i.}+n_{.i}}=1-\frac{2n_{ii}}{n_{i.}+n_{.i}} \quad (1)$$

これがBlauらの外婚率 OM である[8]．Blauらの方法を踏襲しているLabov and Jacobsの他，Parkman and Sawyer，Heer，Christensen and Barberらもこの個人ベースの外婚率を用いている[9]．Kane and Stephen の内婚率・外婚率[10]は個人ベースなのか結婚ベースなのかはっきりしない．

---

8) Blau, Peter M., Terry C. Blum and Joseph E. Schwartz, “Heterogeneity and intermarriage”, *American Sociological Review*, Vol.47, 1982, p.49.

9) Labov, Teresa and Jerry A. Jacpbs, “Intermarriage in Hawaii, 1950 −1983”, *Journal of Marriage and the Family*, Vol.48, No.1, 1986, p.83 ; Parkman, Margaret A. and Jack Sawyer, “Dimensions of ethnic intermarriage in Hawaii”, *American Sociological Review*, Vol.32, No.4, 1967, p.597 ; Heer, David, 1967（脚注5）, p.115 ; Christensen, Harold T. and Kenneth E. Barber, “Interfaith versus intrafaith marriage in Indiana”, *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 29, No.3, 1967, p.464.

一方，結婚数（夫婦数）にもとづく第 i 集団の粗外婚率は，夫婦の一方のみ第 i 集団に属す夫婦数（表２の網かけをした部分）を，夫婦の一方もしくは両方が第 i 集団に属す夫婦数で割って，

$$\frac{(n_{i.}-n_{ii})+(n_{.i}-n_{ii})}{n_{i.}+n_{.i}-n_{ii}} = 1-\frac{n_{ii}}{n_{i.}+n_{.i}-n_{ii}} \tag{2}$$

となる．Christensen and Barber，Rosenthal が結婚数にもとづく外婚率を計算している[11]．Kim はこれを１から引いた，結婚ベースの内婚率を用いている[12]．

一方粗通婚率は，内婚者総数÷個人総数（個人ベース）で定義しても内婚総数÷結婚総数（結婚ベース）でも同じで，Blau らの $I\ M$ に一致する[13]．

$$1-\frac{\sum_i n_{ii}}{n_{..}} \tag{3}$$

Blau らの他，Barnett，Christensen and Barber，Labov and Jacobs が粗通婚率を用いている[14]．Rockwell や小林他は粗通婚率の逆，すなわち通婚表全体に占める対角和の比率を計算している[15]．

これら粗外婚率や粗通婚率では周辺分布の影響が調整されておらず，このためランダム婚すなわち $n_{ii}=n_{i.}n_{.i}/n_{..}$ が成立しているときでも周辺分布に応じてさまざまな値をとる．まず粗外婚率については，当該集団の相対的規模が大きいほど高い値をとり難いことは容易に想像できよう．内婚のチャンスが大きい反面，外婚を行なおうとしてもすぐに相手不足を生じるからである．粗通婚率の場合，たとえば２×２表では男女で周辺分布の違いが大きいほど内婚のチャンスが大きく，したがって粗通婚率が見かけ上高くなる．

このように周辺分布が異なれば，ランダム婚の粗外婚率も粗通婚率も異なる値をとり，属性間や社会間での外婚・通婚の頻度を比較することができない．以下に述べるより洗練された尺度の多くは，ランダム婚のとき一定の値をとるようにして周辺分布の影響を免れようとする試みである．

3　移動比のクラス

Tyree は社会移動研究で用いられる移動化（mobility ratio）の数学的難点を考察し，異なるクロス表との比較ができないこと，周辺分布のシフトに対応できないこと，クロス表内でセル間の比較ができないことを指摘した[16]．このうち内婚・外婚問題にとって特に重要なのは最後の点であるが，McCaa は Gray の内婚尺度 ν を批判して，それが Gini の H や Cohen の κ と同じく移動比のクラス（class of mobility ratios）に属し，したがって移動比と同じ数学的難点を共有することを示し

10) Kane, Thomas T. and Elizabeth Hervey Stephen, "Patterns of intermarriage of gestworker populations in the Federal Republic of Germany: 1960－1985", *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, Vol.14, No.2, 1988, pp.187－204.

11) Christensen and Barber, 1967（脚注９）, p.464; Rosenthal, Erich, "Jewish intermarriage in Indiana", *Eugenics Quarterly*, Vol.14, No.4, 1968, p.278.

12) Kim, Yoon Shin, "Marriage pattern of the Korean population in Japan", *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, No.4, 1985, p.446.

13) Blau et al., 1982（脚注８）, p.50.

14) Barnett, Larry D., "Interracial marriage in California", *Marriage and Family Living*, Vol. 25, No.4, 1963, p.424; Christensen and Barber, 1967（脚注９）, p.463; Labov and Jacobs, 1986（脚注９）, p.82.

15) Rockwell, Richard C., "Historical trends and variations in educational homogamy", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.38, No.1, 1976, pp.87－89; 小林淳一・鹿又伸夫・山本努・塚原修一,「社会階層と通婚圏」, 直井優・盛山和夫(編),『現代日本の階層構造 ① 社会階層の構造と過程』, 東京大学出版会, 1990年, p.68.

16) Tyree, Andrea, "Mobility ratios and association in mobility tables", *Population Studies*,

た[17).

本稿では安田にならって[18)，対角セルに対して計算された移動比を「結合指数」，非対角セルに対して計算された移動比を「分離指数」と呼ぶ．先に述べたように結合指数は内婚・外婚問題，分離指数は社会的距離問題に対応する．

結合／分離指数は，セル度数をランダム婚が行なわれたときの期待度数で割ることによって，ランダム婚のとき1となるようにしたものである．

$$\text{結合指数} = \frac{n_{ii}}{(n_{i.}\, n_{.i} / n_{..})} = \frac{p_{ii}}{p_{i.}\, p_{.i}} \tag{4}$$

$$\text{分離指数} = \frac{n_{ij}}{(n_{i.}\, n_{.j} / n_{..})} = \frac{p_{ij}}{p_{i.}\, p_{.j}} \quad (i \neq j) \tag{5}$$

結合指数は内婚・外婚問題に対して盛んに用いられており，Besanceney, Haskey, 厚生省人口問題研究所，今泉・金子らが結合指数を単独で，または分離指数とあわせて計算している[19)．しかし結合指数の値は周辺分布に影響され，属性間の比較はできないことが，Tyreeより早く安田によって指摘されている[20).すなわち(4)式で定義される結合指数の最大値を考えると，当然の制約として p_{ii} は周辺分布 $p_{i.}$ と $p_{.i}$ のいずれをも上回ることができない．したがって結合指数が最大なのは，p_{ii} が $p_{i.}$ と $p_{.i}$ のどちらか小さい方に一致したときで，

$$\frac{min\,(p_{i.}, p_{.i})}{p_{i.}\, p_{.i}} = min\,(\frac{1}{p_{i.}}, \frac{1}{p_{.i}}) \tag{6}$$

このように結合指数の最大値は，そのセルに対応する周辺分布の逆数の小さい方に一致する．このことから，周辺分布が大きいほど結合指数の最大値が低く抑えられてしまうことがわかる．

なお最大値が周辺分布に依存するのは，理論的には分離指数も同じである．しかし学歴間・職業間・カースト間・宗教間・人種間・民族間など社会的通婚の多くでは，同一（類似）属性の者との内婚が期待度数を上回ると仮定できる．これを「内婚優勢の仮定」と呼ぶことにしよう．この仮定が妥当な場合，最大値の不安定さが問題となるのは，結合指数であって分離指数ではない．

次にGiniの H であるが，これはSavorgnanによって通婚研究に適用されている[21)．Mc Caa はこの指標が周辺分布に依存することを指摘しているが，具体的にどのような数学的性質があるかは示していないので，この点について考察する．H の定義式は，

---

17) McCaa, Robert, "Isolation or assimilation : a log linear interpretation of Australian marriage, 1947－1960, 1975, and 1986", *Population Studies*, Vol.43, No.1, 1989, pp.155－162.

18) 安田三郎,『社会移動の研究』, 東京大学出版会, 1971年, p.74.

19) Besanceney, Paul H., "On reporting of intermarriage", *American Journal of Sociology*, Vol.70, No.6, 1965, p.720 ; Haskey, John, "Social class pattens of marriage", *Population Trends*, 1983, Vol.34, pp.13－14 ; 厚生省人口問題研究所（阿藤誠・髙橋重郷・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.37 ; 同（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, p.21 ; 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, p.11, 1985年.

20) 安田, 1971 (脚注 18), pp.82－88.

21) Savorgnan, Franco, "Matrimonial selection and the amalgamation of heterogeneous groups", *Cultural Assimilation of Immigrants*, Supplement to Population Studies, 1950, pp.59－67.

$$H=\frac{p_{11}p_{22}-p_{12}p_{21}}{\sqrt{p_{1\cdot}\,p_{\cdot 1}\,p_{2\cdot}\,p_{\cdot 2}}} \tag{7}$$

Hは上のように2×2表について定義される尺度だが，Savorgnan のように内婚・外婚問題に適用する場合，もとの通婚表の特定の対角セルを基準に全体を縮約した2×2表について計算することになるだろう．つまり目的の対角セルを p_{ii} として，

$$\left.\begin{aligned} p_{11} &= p_{ii} \\ p_{12} &= p_{i\cdot}-p_{ii} \\ p_{21} &= p_{\cdot i}-p_{ii} \\ p_{22} &= 1-p_{i\cdot}-p_{\cdot i}+p_{ii} \end{aligned}\right\} \tag{8}$$

Hはランダム婚のとき0となり，最小値は2×2表の対角セルがともに0のときで$H=-1$，最大値は逆に非対角セルがともに0のときで$H=1$である．しかしここで注意すべきことは，Hがこの最小最大値をとれるかどうかが実は周辺分布に依存することである．以下では内婚優勢の仮定をおいて，最大値についてのみ考察する．

非対角セルがともに0で，$H=1$が可能であるということは，$p_{1\cdot}=p_{\cdot 1}$ かつ $p_{2\cdot}=p_{\cdot 2}$，すなわち行と列で周辺分布が同じという条件を課している．なぜなら，たとえば $p_{1\cdot}\neq p_{\cdot 1}$ であっては $p_{1\cdot}=p_{11}$ かつ $p_{\cdot 1}=p_{11}$ ならば $p_{1\cdot}=p_{\cdot 1}$ という推移律に反するからである．

周辺分布が行と列で一致していない場合，2×2表の非対角セルをともに0にすることはできず，このためHの最大値は1にならない．与えられた周辺分布のもとでHを最大にするには，(7)式から予想されるように，対角セルをできるだけ大きくすればよい．このとき非対角セルのひとつは自動的に0となり，したがってその積も0で最小になる．

$$\left.\begin{aligned} max(p_{11}) &= min(p_{1\cdot},p_{\cdot 1}) \\ max(p_{22}) &= min(p_{2\cdot},p_{2\cdot}) \\ min(p_{12}) &= p_{1\cdot}-min(p_{1\cdot},p_{\cdot 2})=p_{\cdot 2}-min(p_{2\cdot},p_{\cdot 2}) \\ min(p_{21}) &= p_{2\cdot}-min(p_{2\cdot},p_{\cdot 1})=p_{\cdot 1}-min(p_{1\cdot},p_{\cdot 1}) \end{aligned}\right\} \tag{9}$$

こうして $p_{1\cdot}$ と $p_{\cdot 1}$，$p_{2\cdot}$ と $p_{\cdot 2}$ の大小関係が問題となる．等号が入る場合は既に考察したから周辺分布は等しくないものとして，$p_{1\cdot}<p_{\cdot 1}$ かつ $p_{2\cdot}>p_{\cdot 2}$ と仮定する．行と列の第1カテゴリーと第2カテゴリーを入れ替えれば，ただちに逆の大小関係が得られ，しかもHの値は変化しない．したがって全く一般性を損なわずに，この仮定をおくことができる．(8)式より，

$$\left.\begin{aligned} p_{11} &= p_{1\cdot} \\ p_{22} &= p_{\cdot 2} \\ p_{12} &= p_{1\cdot}-p_{1\cdot}=p_{\cdot 2}-p_{\cdot 2}=0 \\ p_{21} &= p_{2\cdot}-p_{\cdot 2}=p_{\cdot 1}-p_{1\cdot} \end{aligned}\right\} \tag{10}$$

このときHは最大値をとり，その値は，

$$max(H)=\frac{p_{1\cdot}}{\sqrt{p_{1\cdot}\,p_{\cdot 1}}}\times\frac{p_{\cdot 2}}{\sqrt{p_{2\cdot}\,p_{\cdot 2}}}<1 \tag{11}$$

なぜなら仮定より $p_{1\cdot}\,p_{\cdot 1}>p_{1\cdot}^2$，$p_{2\cdot}\,p_{\cdot 2}>p_{\cdot 2}^2$ となるからである．

(11)式からは，$p_{\cdot 1}$ が $p_{1\cdot}$ より，また $p_{2\cdot}$ が $p_{\cdot 2}$ より非常に大きければHの最大値は低く抑えられる

ことが分かる．このように周辺分布によって最大値が左右されるという欠点は結合指数と同じで，異なるのは周辺分布の大きさそのものではなく行と列での不一致の度合が影響するということである．

Grayのνも移動比のクラスに属すが，McCaaはνの値域が周辺分布に影響される数値例をひとつ提出しただけなので[22]，やはりその数学的性質を詳細に考察する必要がある．νもHと同じく通婚表のある対角セルに注目して縮約した2×2表によるが，男女別に計算されるのが特徴である．行が女子，列が男子に対応するものとして，男子の内婚尺度ν_mは[23]，

$$\nu_m=\frac{\sqrt{p_{11}(1-p_{1.})}-\sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{11})}}{\sqrt{p_{11}(1-p_{1.})}+\sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{11})}} \tag{12}$$

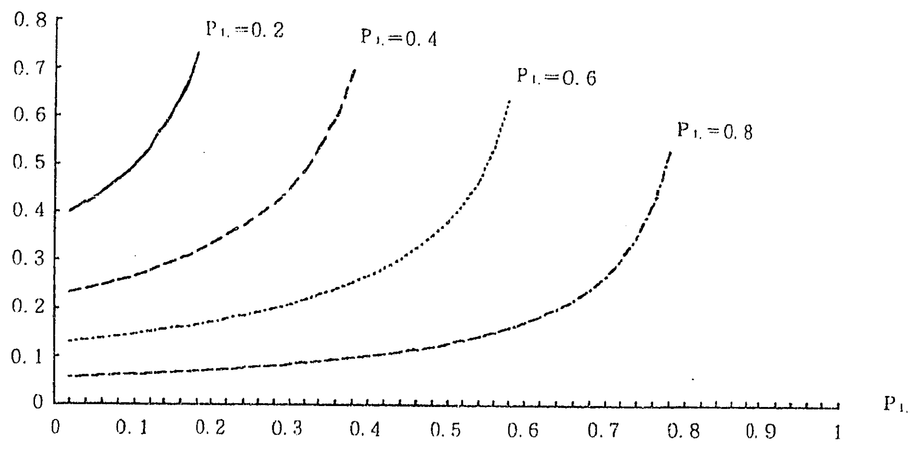
女子の場合は，(12)式の$p_{.1}$と$p_{1.}$が入れ替わる．

$p_{11}=p_{1.}\,p_{.1}$を(12)式に代入してランダム婚のときの値を調べてみると，ルートの中がすべて$p_{1.}\,p_{.1}-p_{1.}^2\,p_{.1}$となり，したがって$\nu_m=0$である．最大値は$p_{11}=p_{.1}$のときで，分母分子の右側のルートが消えて$\nu_m=1$，最小値は$p_{11}=0$のときで，今度は左側のルートが消えて$\nu_m=-1$となる．

再び内婚優勢の仮定をおき，最大値のみ考察しよう．周辺分布によっては$p_{11}=p_{.1}$となり得ず，したがってν_mの最大値は1よりも低く抑えられることがある．これがHについて考察したのと同じ$p_{1.}<p_{.1}$かつ$p_{2.}>p_{.2}$の場合で，p_{11}が周辺分布を越えないことから，(10)式にあるようにp_{11}の最大値は$p_{.1}$ではなく$p_{1.}$となる．これを(12)式に代入して，$p_{1.}<p_{.1}$のときのν_mの最大値を調べてみると，

$$max(\nu_m)=\frac{\sqrt{p_{1.}(1-p_{1.})}-\sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{1.})}}{\sqrt{p_{1.}(1-p_{1.})}+\sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{1.})}} \tag{13}$$

図1　P1.<P.1のときのνmの最大値



22) McCaa, 1989（脚注17）, p.156.
23) Gray, Alan, "Intermarriage : opportunity and preference", *Population Studies*, Vol.41, No.3, 1987, pp.370−371.

右側のルートが消えないので1にはならない．図1は横軸に $p_{1.}$，縦軸に ν_m をとり，$p_{.1}$ の4つの値について，$p_{1.} > p_{.1}$ のときの $max(\nu_m)$ の動きを示したものである．$p_{.1}$ が大きく $p_{1.}$ が小さいとき，ν_m の最大値が抑えられることがわかる．

このように ν_m に対する周辺分布の影響は，H の場合よりさらに複雑である．一般的にいうと，一方の性からみて通婚表におけるその性の分布比率が相手の性を下回る場合は問題ない．しかし分布比率が異性を大きく上回るほど，ν の値は低く抑えられることになる．

4　Q 係数と y 係数

値域が周辺分布に依存するためセル間の比較ができないという移動比の欠点を免れた内婚の尺度として，Yule の連関係数 Q と安田の開放性係数 y がある．Q も H や ν と同じく，2×2表について定義される[24]．

$$Q = \frac{p_{11}\,p_{22} - p_{12}\,p_{21}}{p_{11}\,p_{22} + p_{12}\,p_{21}} \tag{14}$$

この2×2表が，(8)式のように対角セルを基準に作られたものなら Q は内婚の尺度，非対角セルが基準なら Q は社会的距離の尺度と解釈できる．

(14)式から明らかなように，2×2表の対角のどちらかが0なら Q は－1，非対角のどちらかが0ならば1をとり，ランダム婚の場合は0である．このため Q 係数は，最大値が周辺分布に依存する結合指数の欠陥にもちろん，周辺分布が行と列で等しくなければ理論的最大値をとれない H や，$p_{1.} < p_{.1}$ では最大値1をとれない ν_m の欠陥からも免れている．

しかし(14)式では，対角の積や非対角の積が何を意味しているのか明らかではない．これに対し安田の y では，係数の構成が明らかな意味をもって行なわれている[25]．通婚表の第 ii セルに注目した場合，事実通婚[26]が全体で占める比率は $p_{i.} + p_{.i} - 2p_{ii}$ となる．うち $|p_{i.} - p_{.i}|$ は周辺分布の違いから強制的に通婚せざるを得ない部分である．純粋通婚は事実通婚から強制通婚を除いたもので，$2min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{ii}$ となる．y 係数はこの純粋通婚の観測値の期待値に対する比で，Q 係数とは逆に内婚が多いほど小さな値をとる．

$$y_i = \frac{2min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{ii}}{2min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{i.}\,p_{.i}} = \frac{min(p_{i.}, p_{.i}) - p_{ii}}{min(p_{i.}, p_{.i}) - p_{i.}\,p_{.i}} \tag{15}$$

y 係数は渡辺，小林他が職業階層間の通婚分析に使用している[27]．y 係数の利用には内婚優勢の仮定が不可欠で，それによって事実上の値域が0と1の間となり，移動比クラスの欠陥から免れている．これに対し Q 係数の場合は内婚優勢は必要でなく，また非対角セルに対しても計算でき，適用可能な範囲は y 係数より広い．一方で，先に述べたように演算解釈性の乏しさが Q 係数の難点である．

---

24) Tyree, 1973 (脚注 16), p.582.

25) 安田, 1971 (脚注 18), pp.90－94.

26) y 係数は社会移動に関して定義された係数で，本稿では「移動」を「通婚」に置き換えてある．したがって事実通婚・強制通婚・純粋通婚は，本来は事実移動・強制移動・純粋移動と呼ぶ．

27) 渡辺秀樹,「配偶者選択における職業連関」,『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書, 第4巻, 女性と社会移動』, 1985年社会階層と社会移動全国調査委員会, 1989年, pp.102－115；小林他, 1990 (脚注 15), p.70. なお小林らは「ベニーニ指数」と呼んでいるが, 数学的には $1 - y_i$ なので y 係数の適用例と考えて差支えない.

5　表単位の尺度

内婚・外婚問題のためのセル単位尺度のうち，結合指数，y係数，Q係数には表単尺度が次のように対応する．

結合指数 ――(拡張)⟶ 総合的結合指数
安田の y ――(拡張)⟶ 安田の y
Yule のQ ⟵(退化)―― Goodman and Kruskal のG

総合的結合指数は，結合指数を単純に表全体に拡張したもので，

$$\text{総合的結合指数} = \sum_i p_{ii} / (\sum_i p_{i.}\ p_{.i}) \tag{16}$$

この尺度は，Rockwell が学歴間通婚の分析で使用している[28]．しかし内婚優勢の場合に最大値が周辺分布に依存する点で，結合指数の欠陥を引き継いでいる[29]．

安田の総合的開放性係数Yも，開放性係数yを単純に拡張したものである．

$$Y = \frac{\sum_i min(p_{i.}, p_{.i}) - \sum_i p_{ii}}{\sum_i min(p_{i.}, p_{.i}) - \sum_i p_{i.}\ p_{.i}} \tag{17}$$

内婚優勢の仮定が必要なことは，yと同じである．安田と小林他が，職業階層間通婚の分析にこの総合的開放性係数Yを適用している[30]．

Goodman and Kruskal のGは，カテゴリーの順序を考慮した属性相関の尺度である．順序の向きが一致するセル対（あるセルとそれより右下のセル）の度数の積和をΣP，順序の向きが逆であるセル対（あるセルとそれより左下のセル）の度数の積和をΣQとすると，

$$G = \frac{\Sigma P - \Sigma Q}{\Sigma P + \Sigma Q} \tag{18}$$

2×2表のとき，Gは(14)式で表されるYuleのQに一致する．つまりQはGの特殊な形である．

Gは−1から1までの値をとり，ランダム婚のとき0となる．しかし順序の向きが一致／逆という対照の仕方は，2×2の場合を除いて対角／非対角という対照に一致しない．ここでも最大値問題のみ考察する．通婚表全体で内婚が最大であるということは，すべての対角セルが理論的最大値をとっていることと解することができる．したがって表3の(a)は最大内婚の

表3　最大内婚とGの最大値との不一致

(a)

10	0	0	10
0	10	0	10
60	10	10	80
70	20	10	100

$\Sigma P = 10 \cdot 30 + 10 \cdot 10 = 400$
$\Sigma Q = 10 \cdot 60 = 600$
$G = -200 / 1000 = -0.2$

(b)

10	0	0	10
10	0	0	10
50	20	10	80
70	20	10	100

$\Sigma P = 10 \cdot 30 + 10 \cdot 30 = 600$
$\Sigma Q = 0$
$G = 600 / 600 = 1.0$

28) Rockwell, 1976（脚注15），p.89.
29) 安田，1971（脚注18），p.88.
30) 安田，1971（脚注18），pp.239−241；小林他，1990（脚注15），p.70.

状態であり，(b)はそうでない．しかるに$G=1$となるのは(b)の方であり，(a)は1どころかマイナスの値を示している．

このようにGはあくまでクロス表の関連度の尺度なのであり，内婚・外婚の尺度ではない．したがって，Garrisonらのように類別婚分析にGを用いるのは，やや無理があるように思われる[31]．

6 Rockwellの上方婚比

Rockwellは学歴間通婚の分析において，妻上方婚（＝夫が妻より高学歴である結婚）の理論的最大値に対する観測値の比を計算している[32]．この尺度にも誤解を招きやすい欠点があることを，人口問題研究所の第9次出産力調査（1987年）データによって明らかにしたい．

表4(a)が第9次出産力調査から得られた学歴間通婚表だが，妻上方婚はn_{12}，n_{13}，n_{14}，n_{23}，n_{24}，n_{34}の6つで，観測値の合計は3026となる．まず中学卒の妻について$n_{12}+n_{13}+n_{14}$の最大化を考えると，$n_{1.}$による制限から最大値は1767となる．次に大学卒の夫に注目し，$n_{14}+n_{24}+n_{34}$の最大値を考えると，$n_{.4}$による制限から2205である．残るn_{23}の最大値は，$n_{.3}$による制限から1057となる．以上から妻上方婚の理論的最大値＝1767＋2205＋1057＝5029を得る．これが実際に可能であることを表4(b)に示す．

次にRockwellが考慮していない理論的最小値を考える．$n_{12}+n_{13}+n_{14}$は，n_{11}を1767とすることによって0にできる．$n_{14}+n_{24}+n_{34}$は，n_{44}を492とした場合に最小値2205－492＝1713をとる．n_{23}を0にできるのであれば，この時点で妻上方婚の最小値は1713となる．これが可能であることを，表4(c)に示す．

Rockwellのように観測値を最大値で割ると.60171となり，上方婚が多いような印象を受ける．しかし最小値をも考慮した指数を計算すると，(3026－1713)/(5029－1713)＝.39596で，むしろ最小値の方に近いのである．このようなことが起るのは，観測値では内婚が多く上方婚が最大値に近づけないためである．つまり上方婚の少なさは下方婚の多さではなく．内婚が多いことが原因となっている．したがって上方婚水準を計量する

表4　第9次出産力調査における学歴間通婚表

(a) 観測された通婚パターン

		夫 中学	高校	短大	大学	
妻	中学	1053	516	157	41	1767
	高校	617	2426	580	903	4526
	短大	105	504	307	829	1745
	大学	4	43	13	432	492
		1779	3489	1057	2205	8530

(b) 妻上方婚が最大となる例

		夫 中学	高校	短大	大学	
妻	中学	0	1767	0	0	1767
	高校	1779	1230	1057	460	4526
	短大	0	0	0	1745	1745
	大学	0	492	0	0	492
		1779	3489	1057	2205	8530

(c) 妻上方婚が最小値となる例

		夫 中学	高校	短大	大学	
妻	中学	1767	0	0	0	1767
	高校	34	2779	0	1713	4526
	短大	0	710	1035	0	1745
	大学	0	0	0	492	492
		1779	3489	1057	2205	8530

31) Garrison, Robert, V. Elving Anderson and Sheldon C. Reed, "Assortative marriage", *Eugenics Quarterly*, Vol.15, No.2, 1968, pp.120－124.

32) Rockwell, 1976（脚注15），pp.89－91.

ためには，何らかの形で内婚水準を制御する必要がある．

7　Parkman and Sawyer の通婚距離

社会的距離の尺度のうち，分離指数とQ係数については既に述べた．残るParkman and Sawyerの通婚距離は，次のログオッズ比を基礎にしたものである．これはランダム婚のとき0で，$-\infty$から$+\infty$までの値をとる．

$$\text{ログオッズ比} = log \frac{n_{ii}\, n_{jj}}{n_{ij}\, n_{ji}} \tag{19}$$

ログオッズ比の難点は度数＝0のセルに対応できないことで，ひとつでも0があると値が不定になってしまう．内婚優勢の場合に問題となるのは(19)式の分母の側なので，Parkman and Sawyerは分母を若干変形して通婚距離を定義している[33]．

$$\text{通婚距離} = log \frac{n_{ii}\, n_{jj}}{\left(\frac{n_{ij} + n_{ji}}{2}\right)^2} \tag{20}$$

この対症療法のため，ランダム婚のときに特定の値（ゼロ）をとるという重要な性質が失われる．

8　より複雑な方法

最近の研究では，通婚表から何らかの尺度を構成し記述的に分析するにとどまらず，より複雑な方法による分析が行なわれるようになってきた．そのひとつが，ログリニア・モデルの利用である．たとえばMcCaa の場合，ログリニア・モデルのｕタームから通婚性向の尺度を構成している[34]．また，Johnson は米国における宗教間通婚に関し，対称モデルを中心とするいくつかのモデルの適合性をログニア・モデルにより分析している[35]，Stevens and Swicegoodは，ロジット・モデルにより集団内婚の要因分析を行なっている[36]．

一方，Schoen は通婚数だけに依存するのではなく，その母数である属性別人口をも考慮した通婚の危険率にもとづく尺度Zを提唱している[37]．

$$Z = \frac{\sum_i \sum_j \{ H_{ij}\ (x; y) + H_{ji}\ (x; y) \}}{\sum_i \sum_j \{ H_{ii}\ (x; y) + H_{ij}\ (x; y) + H_{ji}\ (x; y) + H_{jj}\ (x; y) \}} \tag{21}$$

---

33) Parkman and Sawyer, 1967（脚注9），p.598.

34) McCaa, 1989（脚注 17），p.159.

35) Johnson, Robert A., *Religious Assortative Marriage in the United States*, New York, Academic Press, 1980.

36) Stevens, Gillan and Gray Swicegood, "The linguistic context of ethnic endogamy", *American Sociological Review*, Vol.52, No.1, 1987, pp.77−80.

37) Schoen, Robert, *Modeling Multigroup Populations*, New York, Plenum Press, 1988, p.212.

ただしH_{ij}は，第 i 属性男子と第 j 属性女子との結婚牽引（marriage attraction）の強度で，

$$H_{ij}\ (x;\ y) = W_{m/ij}\ (x;\ y) + W_{f/ij}\ (x;\ y) \tag{22}$$

x は男子，y は女子の年齢
W_m は男子，W_f は女子からみた結婚率

このようにH_{ij}を得るには，夫妻の属性組合せ別・年齢組合せ別の結婚率を求めなければならない. Schoen はカリフォルニア州保健局の素データファイルを用いた分析を行なっているが[38]，一般にこのようなデータを得るのはかなり難しいと思われる.

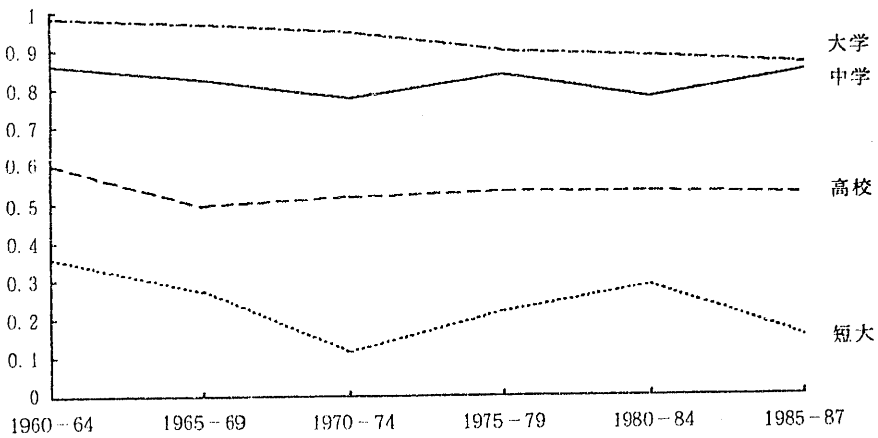
Ⅲ　社会的通婚の構造と趨勢

以上，既存研究で用いられてきた尺度について比較検討したが，わが国の社会的通婚について記述的に示すためにどの尺度を使うべきだろうか. 内婚・外婚問題に関して，移動比のクラスに属す尺度は誤った解釈に導く可能性があり，用いるべきではない. Yule の Qは安田の y に対して，内婚優勢の仮定を必要としない，非対角セルについても計算でき内婚・外婚問題以外にも適用できるといった有利な点がある[39]. 非対角セルに対するQ係数を用いれば，上方婚・下方婚問題や社会的距離問題にも十分接近できる.

1　学歴間の通婚

図 2 は夫妻の学歴組合せ別通婚表の対角セルから計算したQ係数を，結婚コーホート別に示したものである. データは人口問題研究所の第 9 次出産力調査によるもので，「短大」は各種専修学校等を

図 2　結婚コーホート別，学歴に関する内婚のQ係数



38) Schoen, Robert, John Woodredge and Barbara Thomas, "Ethnic and educational effects on marriage choise", *Social Science Quarterly*, Vol.70, No.3, 1989, pp.617－630.

39) Tyree, 1973（脚注 16）は，ある行を定数倍したときその行以外の Q の値は保存されないことをもってクロス表間の Q 係数の比較はできないとしたが（p.585），この基準は厳しすぎるように思える. 少なくとも Q 係数の場合，移動比のクラスのように周辺分布によってとり得る値の幅が変わるということはなく，したがって少数集団で通婚が見かけ上多く出るといった問題はない.

含む．内婚が最も多いのは大学卒，ついで中学卒だが，大学卒の内婚は緩やかに低下する傾向がみられる．高校卒の内婚はランダム婚と完全内婚の中間程度，短大卒はランダム婚の場合よりは多いが他の学歴に比べるとかなり低い．図は示さないが，y 係数でもほぼ同様の結果が得られた．

図３は妻上方婚，すなわち夫が妻より高学歴である結婚の Q 係数である．ただし中学卒の妻と大学卒の夫の結婚は，数が少なく係数の値が不安定になるため省略した．短大卒の妻と大学卒の夫の結婚は，最近のコーホートでは低下しているとはいえ常にランダム婚の場合を上回っている．実際，上方婚が際立っているのは短大卒の妻においてであり，どのコーホートでも大学卒の夫との上方婚の Q 係数が短大卒の夫との内婚を上回っている．

図３　結婚コーホート別，学歴に関する妻上方婚のＱ係数

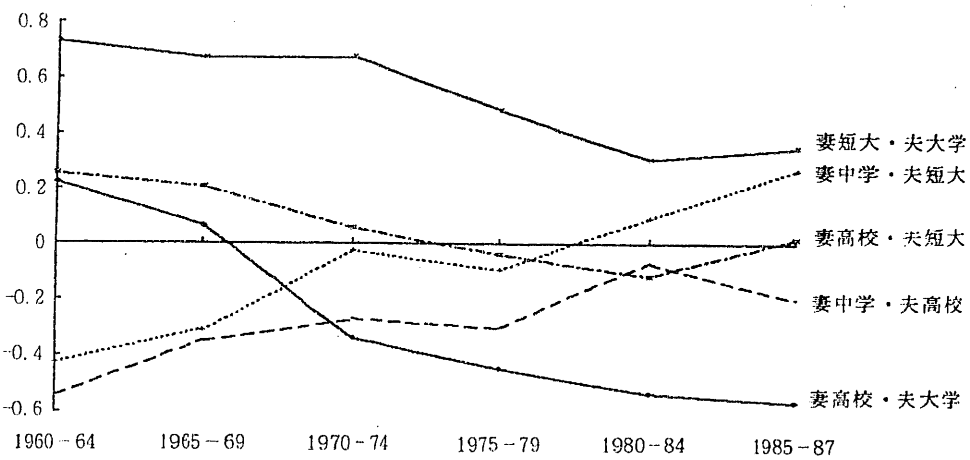
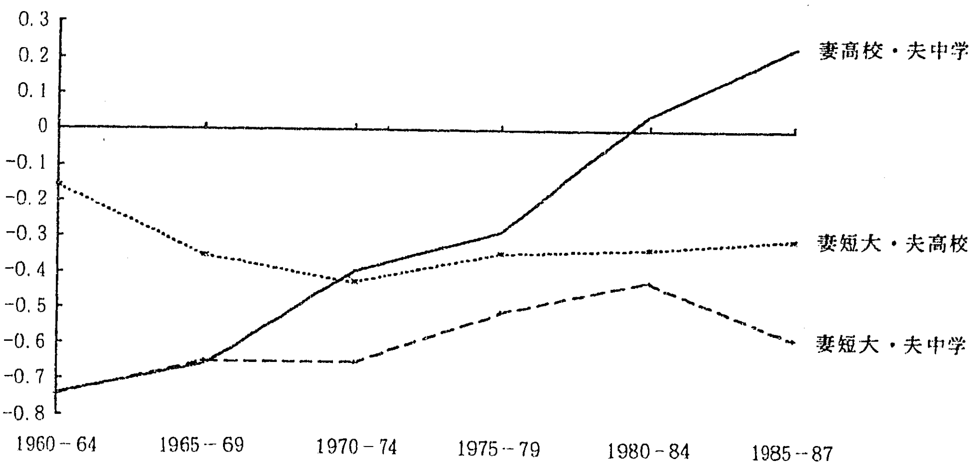


図４　結婚コーホート別，学歴に関する妻下方婚のＱ係数



高校卒の妻と短大卒の夫，および高校卒の夫の結婚は，1960年代の結婚コーホートではランダム婚を上回っていたが，最近では低下している．逆に Q 係数の値が上昇しているのは，中学卒の妻と高校卒の夫，および中学卒の妻と短大卒の夫の結婚である．

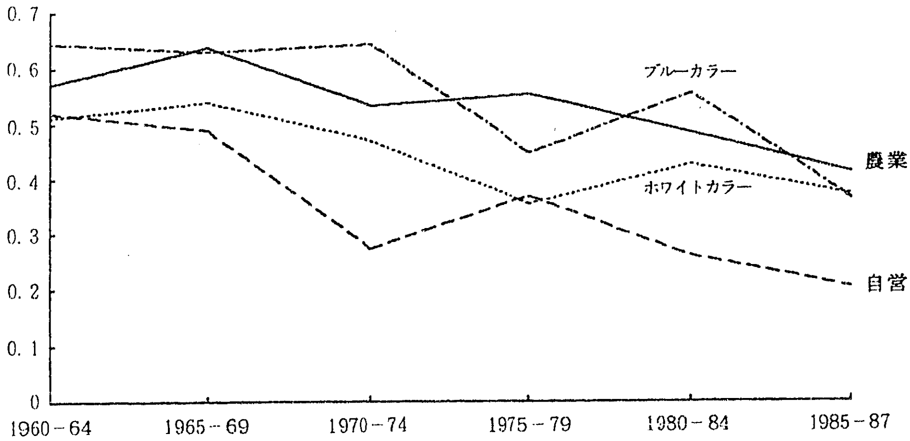
図４は妻の方が学歴が高い下方婚の Q 係数である．ただし，大学卒の妻の下方婚はほとんどないので省略した．下方婚に関しては，常にランダム婚を上回る組合せはない．1960年代には妻短大・夫高

校の結婚が他に比べて高かったが，最近では妻高校・夫中学の組合せのQ係数が上昇し，ランダム婚の水準を上回るに至っている．

2　職業間の通婚

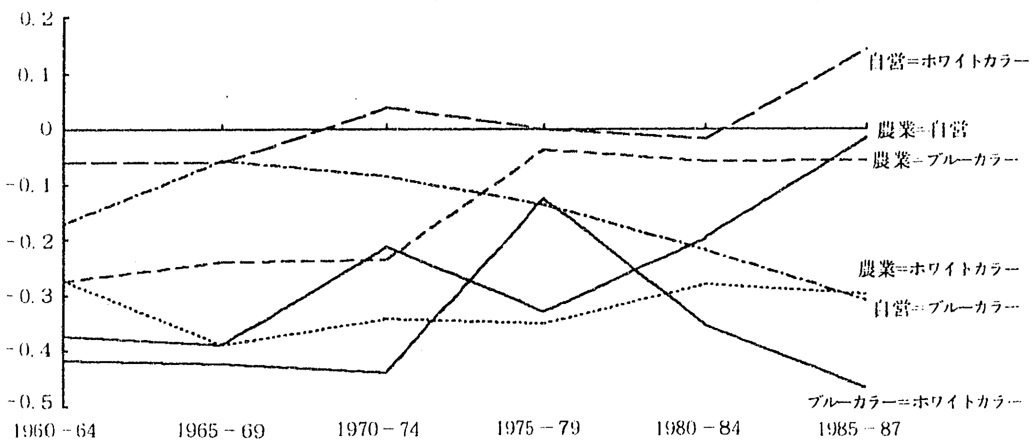
職業については渡辺のいう属性的同類婚の次元[40)]，つまり夫妻の父親どうしの職業連関のみ考察する．図5は第9次出産力調査にもとづく，父親の主職に関する通婚表から得た内婚のQ係数である．「その他の職業」は除外した．

図5　結婚コーホート別，父職に関する内婚のQ係数



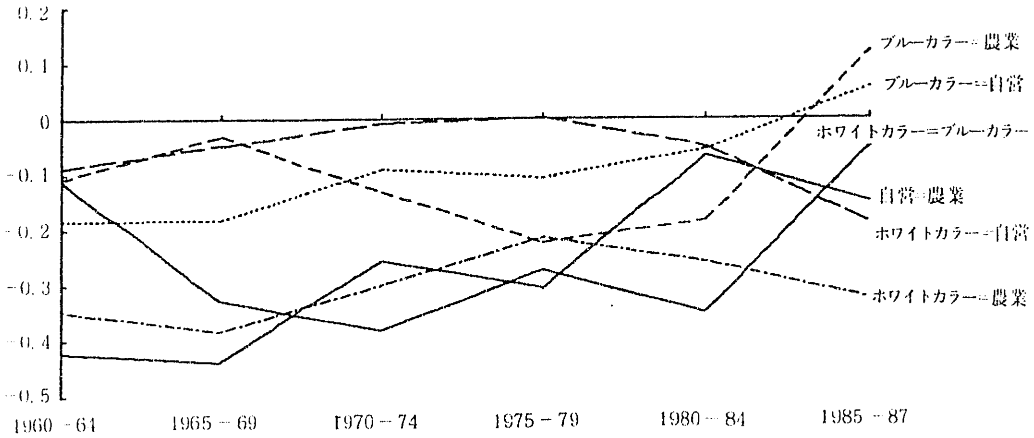
学歴の場合と異なり，きわだった職業間の差異は見当たらない．またどの職種をとっても，長期的にはQ係数が低下する傾向を示している．図は示さないが，y係数でみても同じである，少なくとも属性原理に関しては，職業階層間の通婚は開放性を増していると考えてよいだろう．これは小林らの結果と一致する[41)]．ただし小林らと異なり，農業の内婚性向がずば抜けて高いということはなく，ブ

図6　結婚コーホート別，父職に関する妻上方婚のQ係数



40）渡辺，1989年（脚注27），pp.97－99.
41）小林他，1990年（脚注15），pp.68－69.

図7　結婚コーホート別，父職に関する妻下方婚のQ係数



ルーカラーとあまり変わらない．

次に農業，自営，ブルーカラー，ホワイトカラーの順に職業威信が高くなると考えた場合の妻上方婚のQ係数を図6に，妻下方婚のQ係数を図7に示した．いずれもQ係数が正の値をとることは稀で，低下しつつあるとはいえ属性原理による同類婚の傾向は依然として存在するといえる．学歴の場合，短大卒の妻の上方婚が常にランダム婚の水準を上回ること，大学卒の妻の下方婚がほとんどないことなどから上方婚の優勢が確認できたが，職業の場合そうではない．すなわち図6と図7を比較して，妻上方婚が下方婚を上回るとはいえない．

3　国際結婚

国際結婚については，伊藤が人口動態統計にもとづきその動向を報告しており，また廣嶋・山本はより精密な婚姻率を求める過程で夫妻の国籍別分布に触れている[42]．それらによると，日本における国際結婚は1965年以降増加を続け，特に1980年代に入ると妻外国人・夫日本人の結婚が増えたため国際結婚総数の増加が加速している．

図8は，夫妻それぞれの国籍を日本・外国に2分した2×2表にもとづくログオッズ比の年次変化を示したものである．ログオッズ比を用いたのは次に行なう要素分解が容易なためだが，Q係数やy係数でも同様の傾向がみられる．すなわち国籍間の通婚は1965年以降増加しており，しかも1980年代に入って加速している．このように伊藤が指摘した実数にみられる趨勢は，より洗練された尺度でも認められ，趨勢が何らかの見かけ上の変化ではないことが確認できる．

次に，この趨勢の内容について考察する．ログオッズ比の場合，t年からt＋1年にかけての変化は次の4つの部分に容易に分解できる．

$$log\frac{n_{11}^{(t+1)}}{n_{11}^{(t)}}+log\frac{n_{22}^{(t+1)}}{n_{22}^{(t)}}-log\frac{n_{12}^{(t+1)}}{n_{12}^{(t)}}-log\frac{n_{21}^{(t+1)}}{n_{21}^{(t)}} \qquad (23)$$

この方法で前年からのログオッズ比の増加に対するそれぞれのセルの寄与を求め，図9に示した．

42）伊藤達也，「配偶者の国籍」，『世界と人口』，1990年8月号，pp.56－57；廣嶋清志・山本道子，「日本の婚姻率：1980～1987年」，『人口問題研究』，第46巻1号，1990年4月，p.68.

図8　国際結婚のログオッズ比

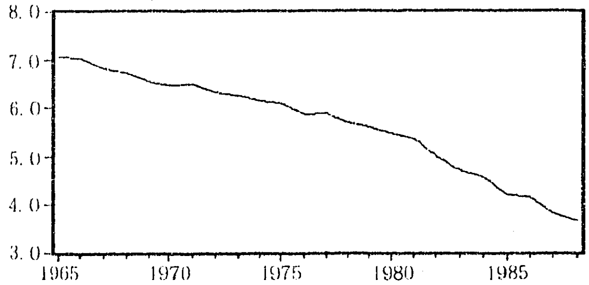
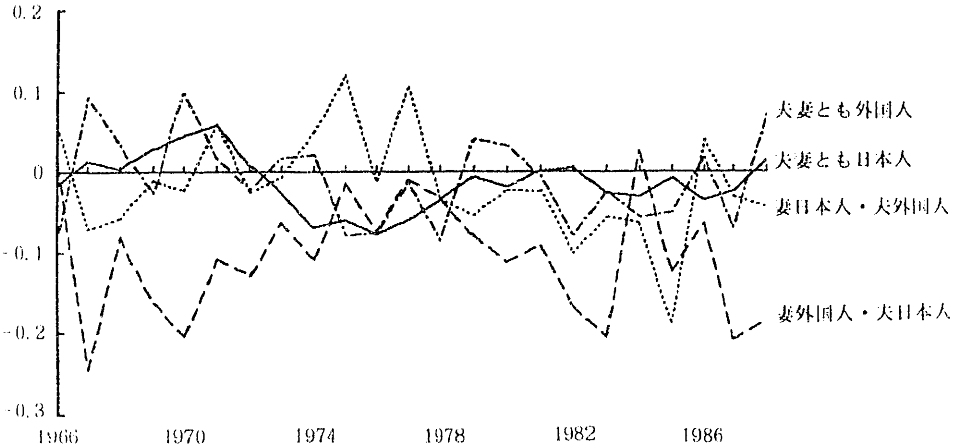


図9　ログオッズ比の変化への寄与



(23)式から明らかなように，対角セルの度数が減少するほど，また非対角セルが増加するほど，ログオッズ比は前年に比べて低下する．図によるとログオッズ比の低下に最も寄与しているのは妻外国人・夫日本人の結婚で，低下ではなく上昇に寄与した年（つまり前年より減少した年）は1984年だけである．したがってログオッズ比の変化への寄与という視点からみても，日本人男子の外国人女子との結婚が主要な役割を演じていることが確認できる．

Ⅳ　結　　語

本稿ではわが国の社会的通婚の趨勢・構造の分析よりも，その前提条件としての分析方法の整理・考察の比重が非常に大きくなってしまった．これは既存の研究が，方法論的に混乱状態にあると思えたためである．そこで本稿では通婚研究で用いられてきた尺度を，対応する問題と言及する水準に従って分類する枠組を示した．

通婚表の分析は社会移動研究における移動表の分析と近親関係にあり，そこで指摘されている問題がそのまま通婚研究にも当てはまる．すなわちMc Caaが移動比のクラスと呼んだ一連の尺度では可能な値の範囲が周辺分布に依存するため事実と異なる結論が導かれ得るという問題である．本稿ではこのクラスに属する結合指数，GiniのH，Grayのνそれぞれについて数学的性質を考察し，どのような場合に問題が生じるのかを示した．

Q係数と y 係数には，数学的な問題は特にない．ただし，Q係数に対応する表単位の尺度Gは，常に内婚・外婚の尺度と解釈できるとは限らない．Rockwell の上方婚比は，上方婚の上限しか考慮していないため，やはり誤解を招きやすい．Parkman らの通婚距離の基礎となっているログオッズ比は，度数ゼロのセルに対処できないのが難点である．Parkman らの対症療法では，ランダム婚のとき一定の値をとるという重要な性質が失われてしまう．

最近ではより複雑な方法も用いられているが，本稿でのデータ分析は主にQ係数によった．ただし国際結婚については，度数ゼロのセルが現われなかったこともあり，要素分解が容易なログオッズ比を用いた．学歴別・職業別では，内婚・上方婚・下方婚それぞれの水準の差異と動向を示した．国際結婚については，結婚件数で認められる動向をログオッズ比によって確認した．

本稿では方法論的な基礎固めの作業が大きな比重を占め，さほど進んだデータ分析まで踏み込むことができなかった．わが国の通婚に関する最近の研究では，小林らの主成分分析や渡辺・近藤の群分け法・間接化率のようにますます複雑な方法が用いられてきている[43]．まだわが国に適用されていない手法の中では，Schoen らの結婚牽引による分析が有望と思われる．これは通婚表の周辺分布を所与とせず，結婚の危険人口（population at risk）の段階から通婚の過程を分析できる．さらに方法的洗練化の努力に加えて，社会的通婚現象を夫妻年齢差や近親婚といった関連する理論的諸問題と関連づけ，より大きな枠組の中に位置づける努力も必要だろう．

43）小林他，1990年（脚注 15），pp.73－77；渡辺秀樹・近藤博之，「結婚と階層結合」，岡本英雄・直井道子編，『現代日本の階層構造 ④ 女性と社会階層』，東京大学出版会，1990年，pp.131－142.

Social Intermarriages in Japan

Tohru SUZUKI

This article starts with ordering indexes used in studies of social intermarriage. These indexes are arranged with two axes, namely the contrast in intermarriage table and the coverage. Mathematical nature of each index is examined, and weakness of mobility ratio, Gini's H, and Gray's ν is pointed out. Goodman and Kruskal's G and Rockwell's ratio of hypergamy are also shown to have certain limits as indexes of intermarriage. More sophisticated methods such as log-linear model or Schoen's Z are reviewed, too.

Trends of educational intermarriage in Japan are presented utilizing Yule's Q. Although college graduates are most homogamous, this educational category has become more opened in recent cohorts. The hypergamy of wife who has graduated junior college marrying with college graduate constantly exceeds the level of random mating.

Yule's Q is also applied to intermarriage by occupation of father. There is no important difference in the level of homogamy, and each occupational group has become more opened in recent cohorts. No heterogamous mating constantly exceeds the level of random mating.

Intermarriage between nationality is examined with log odds ratio. Marriages with foreigners are recently increasing in Japan, and elements of this trend are analyzed with partitioning change of log odds ratio.