

府県間人口移動の要因分析：

1956年と1961年*

河野 稠 果

I は し が き

本稿は日本における府県間人口移動の要因分析である。わが国の人口移動に関する資料はいろいろあるが、わけでも総理府統計局による住民登録人口移動報告は、たんに46都道府県の人口純移動(net migration)の量を記載しているのみならず、一つの県から他の県への個々の転入・転出および純移動量を集録しているところにその大きな特徴がある。このように一つの県から他の県に流入する移動の流れ(migration stream)が把握されている統計は世界でも稀なものであり、昭和29年から毎年継続して集計、公表されている住民登録移動統計はわが国の人口移動、人口再分布の研究に対して貴重な資料を提供している。

近年のわが国における人口の大都市集中の問題は、出生率激減のすう勢にかんがみて、筆頭第一の人口問題にのし上がった感がある。したがって、人口の大都市地域に向かった移動がどのようなメカニズムで生起しているかを把握することは、この問題の適切な解釈・解決のためきわめて重要であるといわねばならない。最近東南アジアにおいて、都市の経済発展とともに、人口と産業の集積の利益を上廻る過大集中、over-urbanizationの現象が脚光を浴び、人口の農村・都市間移動がにわかに問題とされるに至ったが、エカフェ地域内で migration stream を把握している唯一の統計をもつ日本の人口移動の要因分析は、この地域内の他の諸国に対して一種のパイロット的意味をもつものと考えられる。

本研究は、筆者がインドのボンベイ・チェンブールにある Demographic Training and Research Centre (人口教育調査センター)に国連技術援助人口学専門官として出向した折に、当時のセンターのフェローとしておられた東京都総務局統計部商工統計課所属の塩満氏の協力を得てなされたものであり、本稿はその紹介である。方法論に関しては同センターの Dr. C. Chandrasekaran, Dr. K. C. Zachariah および Dr. K. V. Ramachandran よりいくたの有益な示唆を受けた。本研究は人口移動の重回帰分析であって、単純相関係数に必要な基礎的計算および単純相関係数を用いて連立方程式を解く操作は卓上電動計算機によってなされたが、単純相関係数を求めるほう大な計算はすべて、ボンベイ市の IBM World Trade Corporation において電子計算機によってなされた。¹⁾

* 本研究は Bombay, Chembur の Demographic Training and Research Centre においてなされたものである。本研究の日本語掲載の承諾はすでに得られている。

1) これを担当したプログラマーは T. Ranganathan 氏であった。

基礎的計算の中核は東京都総務局統計部商工統計課 塩満氏によってなされたが、同時にセンターの統計助手であった R. R. Aiyer 氏と R. Raghavachari 氏によっても比較的長期にわたりなされた。また、ほかに3名のセンターの統計助手によって短期間に手伝いを受けた。日本語の本稿の浄書の一部は人口問題研究所人口移動部移動科 須田トミ氏によってなされた。

II 基礎的枠組

この研究は、回帰分析法の人口現象に対する応用である。回帰分析においては、従属変数（被説明変数）と独立変数（説明変数）をそれぞれ設定し、従属変数 Y の独立変数 X への依存のしかた、関係のしかたを測定しようとするが、ここでの従属変数は人口移動の相対量、相対的力をもっとも適切に表現すると考えられる人口移動のベロシティである（後述）。

ここで重回帰分析を行なう理由は、いうまでもなく、従属変数とただ 1 個の独立変数だけを取り上げて相関を論ずるのでは、相関はしばしば「みせかけ」のものとなり、取り上げられていない第 3、第 4 の強力な因子の影響によって、独立変数の従属変数に対する関係が表面的に歪曲されて現われ、誤った結果を誘導することがあるからである。ここで行なおうとする目的は、わが国における人口移動の要因分析である。簡単にいえば、人口移動の相対的力がどのような人口・社会・経済的ファクターによってどれだけずつ決定されているかということを計量することである。いろいろの変数を重回帰分析の統計的枠に組み入れる場合の基本的アイデアは次のようなものである。

わが国において府県の数 46 個を算えるが、その二つずつの組み合わせは 1035 個である。人口移動は、具体的に甲県から乙県に向かって動き、同時に乙県から甲県に向かっても動いて、純移動（net migration）として甲から乙か乙から甲に動く。その場合の純移動をひきおこす要因は、それらの府県間の種々の人口・社会・経済的ファクターに関する水準の格差であるという考え方である。厚生省人口問題研究所長の館 稔博士は、人口移動の経済的機能が生活水準、とくに所得水準の地域格差の均衡運動であるとする理論を立てられ、すぐれた実証的研究を行なわれているが²⁾、小論は、それにとり、人口移動は諸地域の人口・社会・経済ファクターに関する水準の格差を平準化しようと働くメカニズムであるという作業仮説を立てている。

ここで用いられた人口移動の指標は、「移動の相対的力」（“velocity of migration stream”）である。この概念は、米国の Donald J. Bogue, Henry S. Shryock, Jr. and Siegfried A. Hoermann 氏等によつてはじめて用いられたものであって、次のような方式で表わされる。³⁾

$$V_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i P_j} \cdot P_t$$

V_{ij} = i 県から j 県への人口移動ベロシティ

M_{ij} = i 県から j 県に移動した移動者数（より適切には移動件数）

P_i = i 県の人口数

P_j = j 県の人口数

P_t = 全国の人口数

2) 例えば、館 稔、東京市政調査会首都研究所1961年度人口研究委員会研究報告 3、1962年1月10日、第3章 人口移動の経済ポテンシャルからみた首都（暫定稿）。

3) 次のモノグラフを参考されたい。

Donald J. Bogue, Henry S. Shryock, Jr. and Siegfried A. Hoermann, *Subregional Migration in the United States, 1935-40, Streams of Migration Between Subregions*, Volume I, Scripps Foundation Studies in Population Distribution, Number 5, 1957, pp. 48-49.

同時に次の論文を参照されたい。

Donald J. Bogue, “Internal Migration,” in Philip M. Hauser and Otis D. Duncan, Editors, *The Study of Population*, the University of Chicago Press, 1959, pp. 503-504.

この人口移動のベロシティと呼ばれる指標は、通常用いられる移動率（流入・流出率）に方向をもった移動の流れというアスペクトを附加したものである。普通用いられる移動率は、出発点の人口を分母にするか、到達点の人口を分母にするかによって算出されるのであって、そこには、ある県からある県へという方向をもった流れとしての人口移動は問題にとりあげられていない。したがって、具体的な流れとしての人口移動の相対的速度、あるいは力を表現しているとはいえないのである。たとえば、1961年の東京都に入った移動人口の流入率をとってみよう。それは6.32%であったが、この数字は住民登録による1961年の東京都に入った移動件数を同じ年の東京都の人口で割った商である。これは、他の45道府県から来た流入人口の合計を東京都の人口で割ったに過ぎなく、島根県から東京都、栃木県から東京都という45の個々の東京都に向かってくる流入の算術平均にすぎない。

人口移動のベロシティは、このような特定の地域から別の特定の地域へどれだけという方向と量をもった人口移動の相対的速度・力の計量を目的とする。したがって、掲出された方式に示されたように、ある地域からある地域への特定の人口移動の流れの量が、流出した地域と流入した地域の両方の人口サイズによって比率化されるのである。³⁾この研究においては、46府県間の二つずつの組み合わせは全部で1035個あり、二つの県の間での流入・流出を勘定に入れると2070個ある。しかしながら、実際にここで取りあげる従属変数は、他の独立変数がそれぞれの水準の格差を問題にしているのと同じ考え方で、流入と流出のベロシティの差をとった net migration velocity と称せられるものである。

この net migration velocity に対する説明要因（必ずしも説明変数そのものではない）として流出県と流入県に関する次のファクターが問題とされている。

1. 人口サイズ
2. 人口の年齢・性別構成
3. 経済的及び住居に関する状態（住居はとくに居住が過密であるかどうか）
4. 都市化の程度
5. 2県間の距離、およびそれらが地理的に隣接しているかどうかということ（contiguity-non-contiguity）
6. 2県が同じ地方に属しているかどうかということ。「地方」とは、東北、北陸という地方であって、実際には次のようである。

3)^(註)この基本的考え方は、しかしながら John Q. Stewart の「人口学的エネルギー」と George K. Zipf の「 P_1P_1/D 仮説」から思潮的に由来しているものと思われる。

John. Q. Stewart, "Empirical Mathematical Rules Concerning the Distribution and Equilibrium of Population," *The Geographical Review* (U. S. A.), Vol. 37, No. 3, July 1947, pp. 461-485, and "Demographic Gravitation: Evidence and Applications," *Sociometry* (U. S. A.), Vol. 11, Nos. 1-2, February-May 1948, pp. 31-58; George K. Zipf, "The P_1P_1/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons," *American Sociological Review* (U. S. A.), Vol. 11, No. 6 (December 1946), and *Human Behavior and the Principle of Least Effort: An Introduction to Human Ecology*, Cambridge, Massachusetts: Addison Wesley Press, Inc., 1949.

また Walter Isard の次の本も参照されたい。

Walter Isard, *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science*, Cambridge and New York: The Massachusetts Institute of Technology and John Wiley & Sons, Inc., 1960, Chapter 11.

同じ考え方の展開を Dogue 教授等とは別個に日本においてなされたものとして、次の論文がある。

小林和正, 「インドにおける出生地別・居住地別人口の分布に関する一考察」, 人口問題研究所年報, 昭和34年度, pp.63-69.

4) 次の論稿を参照されたい。

河野欄果, 「国内人口移動の計量方法」, 館 稔編 日本的人口移動, 古今書院, 1961, 第5章 pp.142-144.

(1)北海道, (2)東北, (3)関東, (4)北陸, (5)東山, (6)東海, (7)近畿, (8)中国, (9)四国, (10)九州である。北陸は新潟, 富山, 石川, 福井, 東山は山梨, 長野, 岐阜, 東海は静岡, 愛知, 三重諸県からなる。ここでの近畿は三重を含まない。

本研究でとくに考慮を払ったのは, 以上の5と6についてである。くわしくは第3章において述べられるが, 距離のファクターをコントロールするために, 2県の県庁所在市間の最短の鉄道距離を以上の net migration velocity に乗じたもう一つの従属変動を考え, これに対しても重回帰分析を行っている。また二つの県が隣接していること, およびお互いに同じ地方に属することから生ずる府県間移動の促進状況をみるために, 1035個の府県の組み合わせをいろいろなグループに分け, それぞれ別個に一連の重回帰係数を計算し, 地理的隣接性と同一地方(同一文化圏とも解される)に帰属する影響の程度を知ろうとした。全体で1035個の組み合わせは, したがって次のような6個のグループに分かれている。

- (1) お互いに隣接し合った対: 88個。
- (2) お互いに隣接し合っていない対: 947個。
- (3) 両方とも同じ地方に属している対: 100個。
- (4) 片方の県が別の地方に属している対: 935個。
- (5) 隣接はしていないが, 同じ地方に属している対: 903個。
- (6) 最後に一對の組み合わせの片方が六大都市を含む府県であるような対: 255個。(両方とも六大都市のある府県であることがある。)とくに人口移動の多数を占める六大都市府県に向かっただけの移動を取り上げ, そこで経済・社会的要因の働きがより純粋に働いているのではなかろうかという仮説のもとにこれを取り上げた。255個の対がこれである。

以上のような重回帰分析を, 本研究では2回, 1956年と1961年の移動について行なっている。年次の異なる年に対して2回行なったのは, 得られた結果をお互いに再確認し, 妥当であることを強化しようとしたからである。また, 1956年と1961年における人口移動を従属変数として取ったのは, 独立変数として用いた人口・社会・経済的ファクターに関する基礎材料が1955年と1960年の国勢調査報告の統計によっているためである。人口移動が一連の経済・社会的諸条件に対する反応であるとするならば, そこにタイム・ラグの効果が入ってきて, 10月1日現在の1960年の人口・社会・経済的指標を1960年1年間の移動の指標とを相関させることは不都合と思われたがためである。

III 統計資料

ここで用いられた統計資料について述べる。移動の重回帰分析に用いた基礎的統計材料は大別して二つに分かれるが, 従属変数を構成する人口移動の資料は総理府統計局編さん・集録による「住民登録人口移動報告」によっている。前章で述べられたように, ここで取り上げられた年次は1956年と1961年であり, したがって, それらの年次に対する人口移動の数字が用いられた。

住民登録による人口移動の統計は世界でも稀な移動の動態統計であり, その長所は, どの地域からどの地域へと具体的な流れ, 具体的な方向と量を表章している点にある。このようなストリームをもった人口移動は, 通常人口移動の純量 (net migration) の計量に用いられる residual method (残余法)⁵⁾ などでは求めることのできないものである。

5) たとえば生存率法 (survival ratio method)。

独立変数には次章で掲げられるように最大7個の変数を用いられたが、所得のデータ以外は、すべて総理府統計局の昭和30年国勢調査報告と昭和35年国勢調査報告によっている。なお、昭和30年の材料は、全数集計の数字によっているが、昭和35年の材料は1パーセント・サンプルの数字である。また一人当たり県民所得に関する数字は、昭和30年のものは、経済企画庁編国民所得白書に基づき、館稔・小田美紗子両氏によって再編成された数字（推計をも含む）によっている。昭和35年に関する数字は、当時入手することができなかつたので昭和34年に関する数字を代用している。⁶⁾

IV 方法論

1. 重回帰分析

本研究の骨子は、住民登録によって把握された人口移動の重回帰分析 (multiple regression analysis) である。ここでの目的は、人口移動のベロシティを従属変数 (dependent variable) とし、7個の独立変数のそれに対する「標準偏回帰係数」 (standard partial regression coefficient) を推定することである。標準偏回帰係数の算出と同時に「重決定係数」 (coefficient of multiple determination) の計算も行なわれた。標準偏回帰係数の数値は、従属変数を推定する場合それぞれの独立変数の担当したウェイト (説明力) であると解釈される。「重決定係数」は、独立変数の貢献した従属変数の分散部分のパーセンテージである。

数個あるいはそれ以上の独立変数による従属変数に対する回帰は、回帰方程式によって表わされる。今、回帰が線状であると仮定し、四つの変数 (従属変数も含む) が問題にされると、次のような回帰方程式がたてられることになる。

$$Y = a_{y \cdot 123} + b_{y1 \cdot 23}x_1 + b_{y2 \cdot 13}x_2 + b_{y3 \cdot 12}x_3$$

この方程式において、 y は x_1, x_2 及び x_3 の値を入れて計算された従属変数の値である。 $b_{y1 \cdot 23}$, $b_{y2 \cdot 13}$, $b_{y3 \cdot 12}$ は、偏回帰係数である。これらの値は、従属変数が1単位変わったとき、それぞれの独立変数が従属変数の分散に及ぼした効果のウェイトを表わす。この場合他の独立変数の影響をコントロールしている。常数 $a_{y \cdot 123}$ は一連の独立変数の値を0とした場合の Y の推定値である。

回帰分析は、ひきょう分散 variance の分析であるので、回帰方程式の単位を円とかパーセントとか量数でいい表わすよりも分散の単位で行なう方がいろいろな長所をもたらすと考えられる。そのために、計量の単位として標準化された数値を用いるのが有効である。標準単位の値は平均値からの偏差をその標準偏差で割った商である。標準単位で表現された回帰方程式は、 y と x が標準単位の変数である場合、次のようである。

$$y = \beta_{y1 \cdot 23}x_1 + \beta_{y2 \cdot 13}x_2 + \beta_{y3 \cdot 12}x_3$$

この方程式のベータ (β) 係数は標準偏回帰係数あるいは標準単位の偏回帰係数である。以後これらのベータ係数は、それぞれ β_{y1} , β_{y2} , β_{y3} と簡略化される。もしベータの値が0よりも充分有意性をもって大きい場合、それぞれ他の独立変数と独立にその独立変数は、ある程度の説明力をもっているという。ベータの値の検定は、標準誤差を計算することによって行なわれる。回帰が直線であるということが、重回帰分析をするに際しての重要な仮定であるが、もう一つは、それぞれの従属変数、

6) 昭和31年に関しては、館稔、東京市政調査会首都研究所、1961年度人口研究委員会研究報告3、第3章「人口移動の経済的ポテンシャルからみた首都」、付録2、表4、pp. 112—115から、昭和35年に関しては、経済企画庁、「昭和35年の都道府県人口一人当たり実質分配所得」、騰写印刷の資料、この資料は経済企画庁調査局海外調査課 杉谷滋氏の御好意による。

独立変数が正規分布をしているという仮定である。

ベーターの算定は、連立一次方程式をたて、それを解くことによって行なわれる。未知数はベーター係数であり、常数は0次(単純)相関係数である。4個の変数で、3個の未知のベーターが含まれるとき、方程式は次のようである。

$$\begin{aligned} r_{11}\hat{\beta}_{y1} + r_{12}\hat{\beta}_{y2} + r_{13}\hat{\beta}_{y3} &= r_{y1} \\ r_{12}\hat{\beta}_{y1} + r_{22}\hat{\beta}_{y2} + r_{23}\hat{\beta}_{y3} &= r_{y2} \\ r_{13}\hat{\beta}_{y1} + r_{23}\hat{\beta}_{y2} + r_{33}\hat{\beta}_{y3} &= r_{y3} \end{aligned}$$

ここで取り扱われた重回帰分析の変数の個数は最大8個で、実際の運算は Paul S. Dwyer の「平方根法」[“Square root method”]によって行なわれている。この方法は普通用いられる Doolittle 法よりも、運算の途中でいちいち数字をワーク・シートに書き入れる必要がなく、計算も迅速に行なわれる長所がある。ただ、平方根の計算が含まれていて、多少の面倒を感じさせるが、しかし、積和が自動的にできるフリーデン型の卓上電動計算機があれば、偏回帰係数のみならず、重相関係数、偏相関係数、標準誤差が一気に算出されるところに大きな特徴がある。⁷⁾ 前にも述べたように、連立方程式に投入する単純相関係数は電子計算機によって計算されている。

2. 従属変数と独立変数

この研究の意図は、ネットの人口移動ポロシティを従属変数とし、7個の独立変数を用いてそれらの標準偏回帰係数を算定することである。従属変数と独立変数に用いた指標は、次のようである。

a. 従属変数

この分析には二つの従属変数が取上げられた。一つは、先にも述べたネットの人口移動ポロシティであり、それは2県間の流入・流出の量の差である。もう一つの従属変数は、net の人口移動ポロシティに2県間の距離を乗じた積である。2県間の距離は、2県の県庁所在市を結ぶ日本国有鉄道上の最短距離を用いている。二つの従属変数は、それぞれ、次のように記号化される。

$$(1) \quad v_{ij} = V_{ji} - V_{ij}$$

$$(2) \quad v_{ij} D_{ij} = (V_{ji} - V_{ij}) D_{ij}$$

$$V_{ji} = \frac{M_{ji}}{P_i P_j} P_i$$

$$V_{ij} = \frac{M_{ij}}{P_i P_j} P_i$$

D_{ij} = i 県と j 県の県庁所在市間の距離。

他の記号の説明は既述。

以上のように、二つの従属変数を用いて別個に一連の偏回帰係数を計算した理由は、空間的距離が、種々の人口・社会・経済的ファクターとは別な意味で、人口移動に対して重要な意味をもつことが古典的に認識され、いろいろ仮説化されているからである。ラベンシュタインの著名な「移動法

7) Square root method については次の文献参照のこと。Paul S. Dwyer, “The Square Root Method in Correlation and Regression,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 40 (December 1945) and *Linear Computations*, New York: John Wiley & Sons, Inc., 1951, Chapter 6.

Square root method の具体的な計算方式については次のモノグラフを参照。Donald J. Bogue and Dorothy L. Harris, *Comparative Population and Urban Research VI: Multiple Regression and Covariance Analysis*, Oxford, Ohio and Chicago: Scripps Foundation for Research in Population Problems and Population Research and Training Center, 1954, Studies in Population Distribution, Number 8.

則」はその一つである。⁸⁾

しかしながら、距離のファクターと一般の人口・経済・社会要因と明らかに異なる点は、距離自体が移動の動因にはなり得ず、あくまで修正あるいは補足要因であるにすぎないということである。⁹⁾ 今 y が移動のポテンシャルであると、 y とあらゆる独立変数の関係が線状であると仮定したとき、距離の影響を除外すると次のような方程式で表現される。

$$y = a + bx_1 + cx_2 + dx_3 + \dots$$

この場合、距離の変数 δx_D が右辺の一番最後の項に additive に (加法的に) 付加されることには (下の式のように) 甚だ困難を感じる。

$$y = a + bx_1 + cx_2 + dx_3 + \dots + \delta x_D$$

また、外の変数はいずれもプラス・マイナスに変異するものであるのに、距離に関する変数 δx_D のみが常にプラスを示していることは、不自然であるように思われる。したがって、ここでは、距離の変数を右辺に加法的にもって行かず、左辺の y のところで、それに乗ずるということにより修正した。かくして、従属変数は2種類のものとなり、2種類の偏回帰係数、重相関係数が求められるが、これらを比較することにより、距離のファクターの implicit な影響が判断できることになる。

移動のポテンシャルに距離を掛けたものをもう一つの従属変数として採用した理論的根拠は、先にも引用した Ravenstein の「移動の法則」によっている。Isard は Ravenstein の「移動の法則」を次のような数式で表現している。¹⁰⁾

$$m_{ij} = \frac{p_j}{d_{ij}} f(z_i)$$

この場合 m_{ij} は出発地 j から到達地 i への移動であり、 $f(z_i)$ は到達地 i の吸引力を z_i とすれば z_i のファンクションである。 p_j は出発地 j の人口であり、 d_{ij} は j と i との間の距離である。

明らかに、小論における一連の独立変数は、格差を吸引力とすれば、Isard のフレーム・ワークにおける $f(z_i)$ に外ならない。Isard は、移動量と距離の関係が反比例であるということが、学者達の間でかなり一般的な定説として認められていると述べている。本研究では、さらに二三のテストをして、例えば、所得を一定としたときの移動と距離との関係について、グラフをスポットしてみたが、その関係を $1/D^2$ や $1/\sqrt{D}$ とするよりも、 $1/D$ とした方がより妥当であり、安全であるという結論に達した。したがって、もう一つの従属変数は、距離を乗じた形をとっている。

6. 独立変数

従属変数に続いて、次の独立変数が具体的に挙げられている。

- (1) 府県間の県民一人当り分配所得格差。1955年と1959年。1960年の材料は当時入手できなかった。
- (2) 府県人口における市部人口の割合に関する府県間格差。1955年と1960年。

8) E. G. Ravenstein, "The Laws of Migration," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 48 (June 1885) and Vol. 52 (June 1889) を参照。

9) Irene B. Taeuber もそのように述べている。次の論文を参照。Irene B. Taeuber, "Continuities in Internal Migration in Japan," in Milbank Memorial Fund, *Selected Studies of Migration Since World War II*, New York: Milbank Memorial Fund, 1958, p. 39.

10) Walter Isard, *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science*, Cambridge and New York: The Massachusetts Institute of Technology and John Wiley & Sons, Inc., 1960, p. 68.

- (3) 就業人口における非農業就業者の割合に関する府県間格差。1955年と1960年。
- (4) 就業人口における家族従業者の割合に関する府県間格差。1955年と1960年。
- (5) 府県人口における年齢15—39歳人口の割合に関する府県間格差。1955年と1960年。
- (6) 年齢15—39歳人口の性比に関する府県間格差。1955年と1960年。
- (7) 府県間の県民一人当り世数の格差。1955年と1960年。

この中で、府県の年齢構造の指標として、年齢15—39歳人口の割合をとっているが、この理由は、この年齢間隔で占める移動人口が圧倒的多数を占めるからである。昭和35年の国勢調査報告は府県間移動人口の年齢構成を掲載しているが、表1はそれに基づいてパーセント分布を計算している。それ

表1. 府県間移動人口の年齢構成および
全人口に対する比率：1960

年 齢	全人口 (%)	府 県 間 移動人口 (%)	全人口に対 する移動人 口の比率 (%)
全年齢	100.0	100.0	2.81
1—14	28.8	12.3	1.20
15—19	10.1	26.5	7.40
20—24	9.0	22.8	7.10
25—29	9.0	15.3	4.80
30—39	14.7	12.2	2.33
40—49	10.7	5.5	1.40
50—59	8.6	3.1	1.00
60—69	5.6	1.6	0.81
70—79	2.8	0.7	0.75
80+	0.7	0.2	0.60

出所： 総理府統計局、昭和35年国勢調査報告、第2巻1%抽出集計結果その2人口移動、表2。

注： 移動人口は、昭和35年国勢調査時に1歳以上で昭和34年10月1日から昭和35年10月1日の間に常住地を変更したものである。

そこに含まれるペアの数は第2章に示されている通りである。

3. 格差算出の際の問題

従属変数と独立変数について述べられたが、それらの変数はすべて2県間の流入・流出のペロソティーのバランス、人口・社会・経済的ファクターの水準の差を取り扱っている。これら格差を絶対値として取り扱うのであれば、ここで取り上げるような問題はないが、それらはプラスとマイナスの符号を持つものであり、その符号自体に意味があるので、どれからどれを引くかということが問題となってくる。重回帰分析は、零次の相関係数のマトリックスを基にして計算するものであるから、この引き方が実は意外に重要な意味をもたらしてくる。

今、純移動ペロソティーと所得格差の間の相関を問題としよう。引き方は、46県を行政的に決められた、北海道、青森、岩手……宮崎、鹿児島という配列に並べ、常に地号の若いものから古いものを引くという順序とする。次に、しかし、これらの県の配列を一つだけ変えると仮定する。そして、北海道と青森との順地が入れ換わったとする。ところが、このただ一つの順地を入れ換えただけによって、ペロソティーと所得格差の相関係数は異ってくるという事態を生ずる。なぜ、相関係数の値が変わるか。それは、相関係数の公式において、 X と Y の自乗の部分や積和の部分は変化しないが、和に関

によると、昭和34年10月1日から昭和35年10月1日までの間に、府県の境界を越えた日本全体の移動人口のうち、4分の3以上(76.8パーセント)はこの年齢グループに落ち込んでいる。この比率は、総人口において42.8パーセントにすぎないことと比較して、いかに移動が年齢選好的であるかを明らかにしている。蛇足として、府県の中でもっとも高い15—39歳移動人口の構成比率は岐阜県であり、83.5パーセント、もっとも低いのは鳥取県、60.2パーセントであった。

この年齢グループに対して性比を計算し、一つの人口学的指標としたのは、外の条件が一定である場合、性別人口構造の格差は正常化 normalization の原則によって縮小する方向に向かうものと考えられたからである。

以上が、この研究で用いた従属変数と独立変数の説明であるが、すでに述べられたように、地方の特殊性と、2県における隣接性の影響を考慮に入れるために、1035個の移動のペア以外に、同種類の変数の重回帰分析を6個のグループに対してそれぞれ計算している。それらのグループと

する部分が、今までプラスであったところが順序を変えることによりマイナスとなり、それが影響を及ぼすからである。自乗と積和は、前者はマイナス×マイナスでいぜんプラスであり、後者は、 X がプラスからマイナスになれば、 Y もプラスかマイナスに呼応して符号が変わるので、順序を変えない以前と同じ値となる。

この問題の発生は次に示される方程式によって説明されるであろう。小論においては、移動の流れが人口・社会・経済的ファクターの水準のバランスによって決定されるという仮定を立てているので、今非常に簡単化して、所得の格差を代表的なものとし、それらの間の関係が線状であるとすると、次のようになる。

$$V_{ij}=a+b(I_i-I_j)+\dots\dots\dots (1)$$

$$V_{ji}=a+b(I_j-I_i)+\dots\dots\dots (2)$$

ここで、 V_{ij} は*i*県から*j*県への移動のベロシティ、 V_{ji} は*j*県から*i*県への移動のベロシティ、 I_i と I_j はそれぞれ*i*県と*j*県の一人当り県民所得のレベルを表わす。(1)から(2)を引いたとき、次のような結果になる。

$$V_{ij}-V_{ji}=v_{ij}=2b(I_i-I_j)+\dots\dots\dots (3)$$

v_{ij} は本論における従属変数。

以上で明らかのように、常数 a は消去されてくる。この a の消去が以上述べた配列の問題を惹起せしめていると思われる。

現在の重相関分析において、すべての指標に関する統計母集団の度数分布が正規曲線をなし、かつ Y 軸で対称という仮定をとっている。実際問題として、府県を行政的な順序で並べることは46の階乗個のぼう大な順列数のうちランダムな配列と思われるが、この順序でいろいろの変数について度数分布をとったとき、 Y 軸で対称でノーマル・カーブに近い形が描かれた。とにかく、このようにして、すべての変数の和をゼロとおき、その状況での重回帰に関する諸係数を計算したのである。

V 結果と解釈

以上のようにして計算されたベータ係数（標準偏回帰係数）及び重相関係数の解析にあたり、投入する独立変数の個数によって段階化することが行なわれた。すなわち、独立変数の個数が5、6、7の3段階である。この場合、5個の独立変数の配置に1個新しい変数が追加されて6変数配置となり、それにもう1個さらに加えられて7変数配置となる。これらは順列・組み合わせを無視した変数の配置ではない。こうすることにより、新しく加わった変数が既に配置されてある変数の力関係にどのようなインパクトを与えるかということが観察される。この配列は決して手あたり次第に置かれたのではなく、いくたの順列・組み合わせでベータ係数を計算し、その結果もっとも解析・解釈のしやすい配置を表2-7に掲げている通りに布いたのである。

小論は、とくに所得格差の効果に一つの焦点を求めているので、所得格差の変数を一番最初に持ってきて、所得格差の影響が、どこまで、どの程度優勢的であるかを観察しようとした。これは、われわれのフレーム・ワークで *principally important independent variable* と呼ばれる。しかし、第2番、3番目に重要であると思われる変数は、むしろ最後の方で投入されている。最初の5変数の配置は次のようである。

- A. 所得格差（府県間県民一人当り分配所得格差）
- B. 住居状態の格差（府県間の県民一人当り世帯数の格差）

表 2. 5変数の重回帰分析：1956

ペア・グループの種類	独立変数					R	R ²
	A	B	C	D	E		
従属変数：純移動ペロシティー							
全 ペ ア	.3620*	-.0954*	.0262	.3124*	-.0887	.6167	.3803
非 隣 接	.4791*	-.0877*	.0494	.2635*	-.1065	.6787	.4607
地 方 間	.4715*	-.1258*	-.0085	.2650*	-.1104	.6437	.4144
非隣接・地方間	.4895*	-.1126*	-.0013	.2477*	-.0854	.6664	.4440
隣 接	.0852	-.0550	-.0098	.4623*	.2497	.7770	.6037
地 方 内	.2233	-.1053	.0022	.5035*	-.0038	.7649	.5850
メトロポリタン	.5713*	-.1453*	-.1143	.4496*	-.3323	.6855	.4699
従属変数：純移動ペロシティー×距離							
全 ペ ア	.6028*	-.0397	-.0077	.1259*	-.0551	.6681	.4464
非 隣 接	.6552*	-.0372	-.0048	.1157*	-.1007	.6700	.4489
地 方 間	.6423*	-.0395	-.0026	.1159*	-.0843	.6745	.4549
非隣接・地方間	.6502*	-.0364	-.0004	.1162*	-.0971	.6712	.4505
隣 接	.0289	-.1442	-.0406	.2892	.4393*	.7384	.5453
地 方 内	.0479	-.1091	-.0484	.2773	.3843	.7118	.5067
メトロポリタン	.9528*	.0754	-.1471	-.3866	.3194	.7447	.5546

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

表 3. 5変数の重回帰分析：1961

ペア・グループの種類	独立変数					R	R ²
	A	B	C	D	E		
従属変数：純移動ペロシティー							
全 ペ ア	.3388*	.0052	.1123*	.1567*	.0651	.6355	.4013
非 隣 接	.4952*	.0168	.1075*	.1075	.0104	.6853	.4696
地 方 間	.4833*	.0010	.1028*	.1239*	-.0060	.6731	.4531
非隣接・地方間	.4578*	.0173	.1114*	.1167*	.0265	.6744	.4548
隣 接	-.4392	-.0319	.3009	.2548	.4963*	.6021	.3625
地 方 内	-.3602	.0093	.1910	.2626	.4269*	.5502	.3027
メトロポリタン	.1841	.0535	.0626	.4364*	.0510	.7016	.4923
従属変数：純移動ペロシティー×距離							
全 ペ ア	.5000*	.1055*	.0910*	.0606	.0390	.6440	.4148
非 隣 接	.5556*	.1042*	.0817	.0573	-.0026	.6525	.4258
地 方 間	.5520*	.1046*	.0836	.0696	-.0006	.6624	.4388
非隣接・地方間	.5573*	.1061*	.0850	.0716	-.0091	.6636	.4404
隣 接	-.1109	-.1136	.1862	.0150	.4703*	.5950	.3540
地 方 内	-.0314	-.0052	.0993	-.1506	.6264*	.5420	.2938
メトロポリタン	.5078*	.3118*	.1270	-.0433	.3027	.7172	.5144

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

表 4. 6 変数の重回帰分析：1956

ペア・グループの種類	独立変数						R	R ²
	A	B	C	D	E	F		
従属変数：純移動ベロシティー								
全ペア	.2631*	-.0846	.0536	.2835*	-.1423*	.2651*	.6273	.3936
非隣接	.3672*	-.0769*	-.0418	.2267*	-.1590*	.2962*	.6917	.4784
地方間	.3615*	-.1124*	-.0997*	.2286*	-.1679*	.3009*	.6577	.4326
非隣接・地方間	.3765*	-.1005*	-.0943*	.2091*	-.1392*	.3033	.6799	.4627
隣接	.0167	-.0213	-.0431	.4791*	.1508	.1895	.7789	.6037
地方内	.1128	-.1213	-.0681	.5002*	-.0949	.2615	.7667	.5887
メトロポリタン	.3109	-.1385*	-.2268*	.4297	-.4329	.4928*	.6955	.4837
従属変数：純移動ベロシティー×距離								
全ペア	.4619*	-.0243	-.1214*	.0845	-.1314*	.3777*	.6380	.4734
非隣接	.5116*	-.0234	-.1219*	.0685	-.1681*	.3803*	.6907	.4770
地方間	.5020*	-.0224	-.1188*	.0695	-.1575*	.3835*	.6962	.4847
非隣接・地方間	.5095*	-.0214	-.1154*	.0682	-.1641*	.3776*	.6927	.4798
隣接	-.0531	-.1394	-.0523	.2950	.4044	.0668	.7386	.5456
地方内	-.0864	-.1280	-.1339	.2672	.2736	.3179	.7160	.5122
メトロポリタン	.5662*	.0855	-.3142*	-.4161*	.1701	.7317*	.7648	.5849

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

表 5. 6 変数の重回帰分析：1961

ペア・グループの種類	独立変数						R	R ²
	A	B	C	D	E	F		
従属変数：純移動ベロシティー								
全ペア	.2049*	-.0036	.0303	.1439*	.0106	.2596*	.6393	.4087
非隣接	.3460*	-.0042	.0387	.0945	.0428	.2803*	.6913	.4790
地方間	.3453*	-.0096	.0390	.1110*	.0557	.2616*	.6790	.4610
非隣接・地方間	.3091*	.0046	.0420	.1034	-.0243	.2787*	.6810	.4637
隣接	-.4077	-.0327	.3134*	.2580	.5353*	-.0851	.6026	.3631
地方内	-.4476	-.0094	.1479	.2504	.3929	.2204	.5526	.3054
メトロポリタン	-.1021	.0230	-.0810	.4450*	-.0805	.5445*	.7086	.5021
従属変数：純移動ベロシティー×距離								
全ペア	.2738*	.0874*	-.0138	.0390	-.0532	.4384*	.6598	.4354
非隣接	.3214*	.0844*	-.0263	.0369	-.0860	.4400*	.6634	.4467
地方間	.3230*	.0870*	-.0223	.0481	-.0831	.4364*	.6732	.4600
非隣接・地方間	.3231*	.0861*	-.0244	.0507	-.0891	.4391*	.6797	.4620
隣接	-.1158	-.1135	.1842	.0145	.4643	.0131	.5949	.3539
地方内	-.1745	-.0359	.0286	-.1706	.4725	.3609	.5481	.3004
メトロポリタン	.0300	.2610*	-.1120	-.0306	.0639	.9072*	.7362	.5420

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

表6. 7変数の重回帰分析：1956

ベア・グループの種類	独立変数							R	R ²
	A	B	C	D	E	F	G		
従属変数：純移動ベロシティー									
全ベア	.2539*	-.0811*	-.0661	.2790*	-.2338	.2807*	-.0969	.6277	.3940
非隣接	.3656*	-.0753*	-.0480	.2243*	-.2034	.3039*	-.0464	.6914	.4780
地方間	.3636*	-.1149*	-.0914*	.2311*	-.1059	.2905*	.0646	.6578	.4327
非隣接・地方間	.3793*	-.1038*	-.0832	.2124*	-.0562	.2891*	.0861	.6804	.4630
隣接	-.0213	-.0025	-.0701	.4216*	-.2403	.1482	-.5537	.7859	.6176
地方内	.0619	-.1143	-.1173	.4602*	-.3867	.3022	-.3832	.7698	.5926
メトロポリタン	.3302	-.1504*	-.1933	.4461*	-.0913	.4446*	.3620	.6962	.4347
従属変数：純移動ベロシティー×距離									
全ベア	.4715*	-.0323	-.0931*	.0942	.0754	.3424*	.2189	.6893	.4752
非隣接	.5205*	-.0321	-.0889*	.0789	.0689	.3396*	.2483	.6922	.4791
地方間	.5096*	-.0312	-.0889*	.0787	.0664	.3457*	.2332	.6976	.4867
非隣接・地方間	.5176*	-.0306	-.0836*	.0775	.0726	.3369*	.2456	.6941	.4818
隣接	-.1083	-.1120	-.0916	.2113	-.1646	.0067	.8057*	.7543	.5689
地方内	-.2308	-.1081	-.2737	.1536	-.5551	.4330	-1.0892*	.7382	.5447
メトロポリタン	.6562	.0303	-.1813	-.3400	1.7603*	.5070	1.6857*	.7783	.6058

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

表7. 7変数の重回帰分析：1961

ベア・グループの種類	独立変数							R	R ²
	A	B	C	D	E	F	G		
従属変数：純移動ベロシティー									
全ベア	.2074*	.0252	.0671	.1419*	.2905*	.1995*	.2520*	.6418	.4119
非隣接	.3469*	.0143	.0543	.0928	.2166	.2244*	.2321*	.6935	.4809
地方間	.3467*	.0301	.0536	.1070	.2162	.2041*	.2422*	.6809	.4636
非隣接・地方間	.3098*	-.0196	.0592	.0986	.2985*	.2099*	.2857*	.6837	.4675
隣接	-.3997	-.0369	.3209*	.2593	.6955	-.0984	.1676	.6038	.3646
地方内	-.4315	.0028	.2121	.2932	.8661*	.1029	.4662	.5618	.3156
メトロポリタン	-.1155	-.0247	-.0211	.4077	.7950*	.4094	.7859	.7140	.5098
従属変数：純移動ベロシティー×距離									
全ベア	.2781*	.0539	.0149	.0356	.4238*	.3360*	.4295*	.6667	.4445
非隣接	.3230*	.0504	.0021	.0337	.3884*	.3378*	.4245*	.6748	.4554
地方間	.3252*	.0535	.0017	.0416	.3626*	.3399*	.3969*	.6840	.4679
非隣接・地方間	.3241*	.0527	-.0006	.0441	.3554*	.3444*	.3935*	.6853	.4696
隣接	.1200	.1113	.1802	.0139	.3791	.0202	-.0392	.5953	.3544
地方内	-.1780	-.0386	.0146	-.1799	.3697	.3864	-.1013	.5487	.3011
メトロポリタン	.0105	.1898*	-.0239	-.0359	1.3645*	.7086*	1.1698*	.7476	.5589

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

- C. 性比格差（年齢15—39歳人口の性比に関する府県間格差）
- D. 都市化格差（府県人口における市部人口の割合に関する府県間格差）
- E. 非農業化格差（就業人口における非農業就業者の割合に関する府県間格差）

表2, 3は5独立変数に関するベータ係数, 重相関係数, 及びその自乗である重決定係数を, 1956年と1961年について示したものである。

6番目の独立変数は次の如くである。

- F. 年齢構成格差（府県人口における年齢15—39歳人口の割合に関する府県間格差）

表4, 5は6独立変数に関する諸係数を1956年と1961年に対して示したものである。

7番目の最後の独立変数は次の通りである。

- G. 家族従業格差（就業人口における家族従業格差割合に関する府県間格差）

表6, 7は7独立変数に関する諸係数を同じく1956年と1961年に対して示したものである。

すでに方法論のところ述べて来たように, 純移動ベロシティとそれに距離を乗じた積との二つの従属変数に対し, それぞれ, (1) 全ペア, (2) 非隣接ペア, (3) 地方間ペア, (4) 非隣接・地方間ペア (5) 隣接ペア, (6) 地方内ペア, 及び (7) メトロポリタン・ペアのグループに分けて, 諸係数を別個に計算している。ここで補足をするならば, 重決定係数 R^2 は, それぞれの変数の組み合わせにおいて, 投入された独立変数すべてが従属変数の分散の何パーセントを説明しているかという範囲を, あるいは換言するならば, 使用された独立変数の採択の妥当性（あてはまりの良さ）の程度を表わす。例えば, R^2 が0.50ならば, 従属変数が1単位変わった場合, そこで投入された独立変数全体をもってしてその変化の50パーセントを説明し得るということであり, あとの50パーセントは, しかしながら, 依然としてここに投入されていない未知の変数によっているということである。

1. 5変数分析

以下逐次説明, 解釈を加わえて行くことにする。まず距離のファクターについて考察する。距離のファクターは, それが大きくなるにつれて, 移動のベロシティを減速する働らきをするという仮説によって, 現在の重回帰分析のフレーム・ワークに組み入れられている。さて, 5変数の段階では, 距離のファクターをコントロールしても, 必ずしも7個のペア・グループのすべてにおける重決定係数 R^2 を増加しているとは限らない。1956年において, 七つのペア・グループの中全ペアを含む四つのグループは, 距離を考慮に入れたとき, 重決定係数を増加している。これに反して, 1961年では, 二つのペア・グループしか増加を示していない。それは全ペア・グループと一方が必ず六大都道府県であるグループである。

とくにこのような重決定係数の減退を一致して示すのが, 隣接ペアと地方内ペアの場合である。この二つのペア・グループでは, 二つの年次のどちらでも最後まで距離をコントロールしないときよりも低い値を示す。このことは明らかに, 移動の出発県と到着県が同じ地方に属しているかお互いに隣接している場合にみられる, それ自身距離という要素に密着していた力関係が, 距離を考慮に入れることにより, いわばかなりの空中分解を起し, 本来の力を失ってしまう結果になるためと考えられる。

重決定係数については以上の如くであるが, 距離をコントロールした場合のベータ係数は, われわれの仮説と照合して, 距離をコントロールしない場合よりも納得のゆく結果をもたらすようである。所得格差に関するベータの増大はとくに関心と呼ぶところである。しかし, それ以外の変数は, 都市化格差の係数の減少以外格別の変化を示さない。

距離をコントロールした場合, 1956年, 1961年ともに所得格差のベータはもっとも高い値を示し

ている。ただしこれにも例外があって、前にも述べた隣接ヘアと地方内ヘアでは、所得格差の係数が著しく低いし、又コントロール以前よりもはるかに減退し、マイナスの値さえ示している。このことは、これら二つのグループにおいて、前に観察された重決定係数低下の現象と照応しているのではないかと思われる。しかしながら、この二つのヘア・グループは、現在の重回帰分析では例外的なヘア・グループであり、そこでのベーターの値の低さはそれ自身意味のあるもので、それ以外の五つのヘア・グループにおける所得のウェイトの群を抜く大きさと矛盾するものではない。この五つのヘア・グループの含むヘア数は大きく（メトロポリタン・ヘアはやや数が小さいが）、それらの所得のウェイトの大きさこそ、ここでは重要なものとして強調されなければならない。とくにメトロポリタン・ヘアにおいて示される圧倒的的重量は注目されるものである。というのは、1956年において府県間総移動件数の53パーセントは片方が6大都府県であるメトロポリタン・ヘアのケースであり、1961年ではそれが54パーセントの多きを占めているからである。現在の日本の移動の過半数は、実にこのようなメトロポリタン・マイグレーションであるが、このような移動の形態において、極端に高いベーターの値を所得格差がとることは、このような大都市志向的なヘアにおいて何よりも純粋な形で表現されたものであるということができよう。

所得のファクターの優位は、しかしながら、1961年よりも1956年の方により明らかに見られる。表2に示されたように、1956年における標準偏回帰係数は全ヘア・グループに関して0.60であった。非隣接グループと地方間グループは、それぞれ、0.66と0.64の値である。非隣接で、同時に地方間の移動に限定されたヘア・グループは0.55のウェイトを示す。ところで、メトロポリタン・グループは0.95で、その際の重決定係数は0.55であり、重相関係数はその平方根、0.74であった。他方、1961年においては、全ヘア 0.50、非隣接 0.56、地方間 0.51、非隣接・地方間 0.55、そしてメトロポリタン 0.51 のベーター係数であった。

表 8. 46府県の県民一人当たり名目所得：
1955年と1959年

府 県	1955	1959	府 県	1955	1959
北海道	76,405	103,542	三重	64,819	85,283
青森	55,190	77,874	滋賀	67,733	98,937
岩手	53,768	72,813	京都	84,949	122,945
宮城	62,966	87,903	大阪	108,146	165,606
秋田	60,111	76,175	兵庫	90,516	135,725
山形	60,466	82,047	奈良	68,585	97,043
福島	59,213*	82,425	和歌山	74,489	95,008
茨城	59,105*	83,625	鳥取	67,476	73,900
栃木	64,378	85,421	島根	59,684	80,367
群馬	61,680	83,720	岡山	67,562	90,595
埼玉	69,713*	96,280	広島	65,890	98,260
千葉	63,600	91,700	山口	71,626	90,799
東京	123,668	195,990	徳島	55,813	79,423
神奈川	93,600	144,300	香川	73,564	96,137
新潟	69,005	87,836	愛媛	65,808	85,937
富山	75,366	106,732	高知	60,755	83,887
石川	69,373	99,264	福岡	76,484	114,906
福井	70,869	93,698	佐賀	62,015	77,689
山梨	53,274	79,209	長崎	61,301	82,572
長野	64,811	92,091	熊本	59,566	73,143
岐阜	64,669	95,345	大分	61,330	83,779
静岡	71,720	103,488	宮崎	49,825	72,284
愛知	86,036	132,731	鹿児島	44,457	61,175

* は推定。

出所： 経済企画庁，“県民一人当たり分配所得”，
 謄写，1962。

すでに触れているが、隣接グループと地方内グループでは、重決定係数が距離をコントロールしたときより低い値を示したのと呼応して、所得のファクターのウェイトが、両方の年次において、ともに統計的に有意性を伴わないくらい低く、しかもマイナスのサインを持つに至ることさえあるのが注目される。このことは、これらの件数の少い移動のヘア・グループにあっては、距離・空間的隣接性と地方的類似性の効果が働き合って、所得の効果を十分発揮せしめないような状態を作っていると考えられる。

すでに述べられたように、5変数分析でドミナントな所得格差のベーター係数が1961年において低下していることが注目された。もっとも、1961年の値自体決して低いものではないけれども、何故所得のウェイトが1961年に低下したかの原因を探るのは興味深い。この1961年の所得のウェイトの低下は、単に5変数分析にのみ見られるものではなく、6変数、7変数分析

表9. 府県別人口流入率：1954-1961

府 県	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
北海道	0.971	1.037	0.902	1.339	1.297	1.102	1.070	0.988
	1.054	0.993	1.007	1.251	1.205	1.233	1.314	1.354
	0.996	0.978	0.963	1.071	1.175	1.134	1.263	1.231
	1.585	1.565	1.496	1.440	1.798	1.595	1.728	1.845
	1.269	1.104	0.919	0.972	1.042	1.124	1.123	1.172
山形県	1.389	1.204	1.190	1.289	1.290	1.248	1.481	1.427
	1.448	1.430	1.281	1.381	1.447	1.348	1.387	1.465
	1.602	1.436	1.349	1.517	1.506	1.536	1.818	2.133
	1.663	1.483	1.362	1.536	1.553	1.481	1.545	1.859
	1.479	1.468	1.284	1.328	1.349	1.413	1.522	1.642
静岡県	2.779	2.599	2.467	2.724	2.981	3.588	4.164	4.944
	2.623	2.589	2.531	2.977	3.090	3.079	3.781	4.493
	7.138	6.485	6.134	6.383	6.200	6.227	6.245	6.321
	5.385	4.758	4.570	5.055	5.055	5.373	5.807	6.574
	1.551	1.333	1.253	1.259	1.414	1.254	1.267	1.421
富山県	1.174	1.084	1.119	1.299	1.262	1.203	1.246	1.375
	1.613	1.494	1.398	1.365	1.367	1.425	1.491	1.730
	1.476	1.458	1.242	1.368	1.392	1.316	1.405	1.596
	1.640	1.553	1.388	1.390	1.432	1.402	1.710	1.756
	1.472	1.412	1.338	1.334	1.427	1.409	1.412	1.597
岐阜県	1.802	1.561	1.588	1.912	1.948	2.150	2.490	2.465
	2.152	1.897	1.696	1.914	1.806	1.906	2.115	2.274
	2.732	2.668	2.975	3.133	2.713	3.119	3.794	4.054
	1.866	1.643	1.472	1.673	1.728	1.657	2.012	2.201
	2.132	1.997	1.735	1.854	1.826	2.316	2.606	2.757
東京都	3.007	2.930	2.582	3.013	2.740	2.652	2.640	3.066
	5.121	4.784	4.515	5.484	4.917	5.096	5.594	6.034
	3.471	3.150	2.976	3.483	3.210	3.309	3.674	4.165
	2.264	2.135	1.806	2.077	2.179	2.384	2.414	2.921
	2.047	1.984	1.452	1.556	1.626	1.685	1.940	2.137
鳥取県	1.751	1.801	1.471	1.633	1.713	1.819	1.797	2.042
	1.736	1.518	1.367	1.468	1.510	1.421	1.622	1.839
	1.688	1.584	1.528	1.559	1.533	1.569	1.800	1.863
	1.911	1.809	1.788	1.984	1.987	1.947	2.157	2.397
	2.218	2.142	2.069	2.350	2.386	2.026	2.196	2.258
徳島県	1.485	1.311	1.059	1.289	1.489	1.419	1.391	1.521
	1.993	1.883	1.573	1.632	1.891	1.692	1.882	2.170
	1.578	1.525	1.311	1.343	1.495	1.471	1.655	1.735
	1.691	1.600	1.437	1.267	1.398	1.410	1.435	1.699
	2.662	2.546	2.347	2.618	2.547	2.344	2.537	2.764
佐賀県	2.578	2.415	2.050	2.280	2.224	2.016	2.400	2.756
	2.360	2.126	2.023	2.042	2.114	1.904	1.986	2.265
	1.915	1.850	1.534	1.660	1.559	1.556	1.751	2.028
	2.027	1.828	1.544	1.683	1.687	1.703	1.936	2.032
	2.104	1.975	1.795	1.820	2.094	2.012	2.167	2.253
鹿児島	2.098	2.042	1.689	1.753	1.983	1.835	1.879	2.066

出所： Mitsuru Shio and Han R. Redmana, "A Study of Internal Migration in Japan for 1954-1961 by Using the Resident Registration Data", Unpublished dissertation submitted to the Demographic Training and Research Centre, Bombay, 1962, Table 3, p. 7.

表10. 府県別人口流出率

府 県	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
北海道 青森 宮城 秋田	1,094	1,021	0,951	1,075	1,075	1,094	1,354	1,579
	1,505	1,362	1,395	1,732	1,768	1,835	2,205	2,564
	1,676	1,569	1,575	1,876	1,808	1,926	2,280	2,620
	2,155	2,006	2,094	2,551	3,277	2,482	2,835	3,066
	2,168	1,907	2,008	2,361	2,286	2,289	2,643	2,962
山形 福島 茨城 栃木 群馬	2,557	2,249	2,266	2,614	2,547	2,601	2,785	3,157
	2,742	2,491	2,519	2,863	2,599	2,787	3,169	3,283
	2,569	2,310	2,192	2,392	2,447	2,512	2,651	2,632
	3,060	2,773	2,594	2,865	2,775	2,749	2,744	2,741
	2,626	2,366	2,331	2,682	2,655	2,663	2,574	2,568
埼玉県 千葉県 東京都 神奈川県	2,802	2,575	2,441	2,527	2,634	2,641	2,761	3,253
	3,164	2,849	2,798	2,893	2,920	2,913	3,034	3,224
	3,974	3,746	3,416	3,546	3,686	3,819	4,050	4,420
	3,767	3,415	3,092	3,101	3,178	3,115	3,070	3,300
	2,747	2,457	2,354	2,604	2,454	2,541	2,609	2,735
富山 石川 福井 山梨 長野	2,093	1,940	1,843	1,989	1,939	1,990	1,991	2,128
	2,330	2,051	1,879	2,120	2,043	2,055	1,990	2,202
	2,462	2,113	2,007	2,371	2,356	2,226	2,211	2,333
	3,062	2,767	2,850	3,128	3,051	3,139	3,083	3,130
	2,766	2,492	2,516	2,688	2,507	2,539	2,541	2,577
岐阜 静岡県 愛知県 三重県 滋賀県	2,654	2,439	2,297	2,523	2,414	2,393	2,611	2,821
	2,164	2,184	2,094	2,204	2,195	2,200	2,264	2,363
	1,889	1,759	1,650	1,814	1,972	1,949	2,146	2,337
	2,428	2,404	2,249	2,590	2,492	2,626	2,531	2,560
	3,037	2,894	2,681	3,002	3,002	2,863	2,852	3,073
東京都 大阪府 兵庫県 奈良県 和歌山県	2,939	2,773	2,499	2,724	2,815	2,843	2,936	2,978
	3,290	3,106	2,565	2,703	2,821	2,755	2,776	3,038
	2,934	2,770	2,463	2,678	2,815	2,704	2,778	3,037
	3,480	3,222	2,835	3,059	3,036	3,129	3,124	3,384
	2,472	2,330	2,171	2,540	2,293	2,353	2,494	2,544
鳥取県 島根県 岡山県 広島県 山口県	2,619	2,582	2,535	2,997	2,755	2,943	3,122	3,305
	2,340	2,359	2,484	2,889	2,634	2,944	3,144	3,478
	2,296	2,169	2,081	2,464	2,368	2,398	2,543	2,927
	2,207	2,218	2,077	2,252	2,215	2,247	2,448	2,596
	2,579	2,503	2,322	2,717	2,751	2,756	3,209	3,470
徳島県 香川県 愛媛県 高松市 福岡県	2,591	2,444	2,352	2,960	2,697	2,651	3,018	3,177
	2,702	2,482	2,367	2,903	2,725	2,721	3,197	3,436
	2,406	2,223	2,095	2,660	2,555	2,650	3,192	3,427
	2,056	1,983	1,987	2,518	2,239	2,400	2,982	3,241
	2,671	2,519	2,215	2,310	2,287	2,467	3,311	3,784
佐賀県 熊本県 大分県 宮崎県	3,658	3,435	3,310	3,895	3,534	3,567	4,618	5,529
	3,051	3,014	3,260	2,992	2,661	2,805	3,757	4,081
	2,244	2,147	2,213	2,756	2,644	2,714	3,348	3,990
	2,547	2,456	2,472	3,011	2,905	2,867	3,364	3,739
	2,532	2,424	2,535	3,141	3,055	3,094	3,611	3,977
鹿児島県	3,119	2,953	3,133	3,984	3,515	3,537	4,008	4,276

出所： Shio and Redmana, 前掲書, Table 4, p. 8.

表 11. 府県別人口純移動率

府 県	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
北海道 青森 岩手 宮城 秋田	-0.123	0.016	-0.049	0.264	0.222	0.008	-0.284	-0.591
	-0.451	-0.369	-0.388	-0.481	-0.563	-0.602	-0.891	-1.210
	-0.680	-0.591	-0.612	-0.805	-0.633	-0.792	-1.017	-1.389
	-0.570	-0.441	-0.598	-1.111	-1.479	-0.887	-1.107	-1.221
	-0.899	-0.303	-1.089	-1.389	-1.244	-1.165	-1.520	-1.790
山形 福島 茨城 栃木 群馬	-1.168	-1.045	-1.076	-1.325	-1.257	-1.353	-1.204	-1.730
	-1.294	-1.061	-1.238	-1.482	-1.152	-1.439	-1.782	-1.818
	-0.967	-0.874	-0.849	-0.875	-0.941	-0.976	-0.833	-0.499
	-1.397	-1.290	-1.232	-1.329	-1.222	-1.268	-1.199	-0.882
	-1.147	-0.898	-1.047	-1.360	-1.306	-1.250	-1.052	-0.926
埼玉県 千葉県 東京都 神奈川県	-0.023	0.024	0.026	0.197	0.347	0.947	1.403	1.691
	-0.541	-0.260	-0.267	0.084	0.100	0.166	0.747	1.269
	3.164	2.739	2.718	2.837	2.514	2.408	2.195	1.901
	1.618	1.370	1.478	1.954	1.877	2.258	2.737	3.274
	-1.196	-1.124	-1.101	-1.345	-1.040	-1.287	-1.342	-1.314
富山 石川 福井 山梨 長野	-0.919	-0.856	-0.724	-0.690	-0.677	-0.787	-0.745	-0.753
	-0.717	-0.557	-0.481	-0.755	-0.676	-0.630	-0.499	-0.472
	-0.986	-0.655	-0.765	-1.003	-0.944	-0.910	-0.806	-0.737
	-1.442	-1.214	-1.462	-1.738	-1.619	-1.737	-1.373	-1.374
	-1.294	-1.080	-1.178	-1.354	-1.080	-1.130	-1.129	-0.980
岐阜 静岡県 愛知 滋賀	-0.852	-0.878	-0.709	-0.611	-0.466	-0.245	-0.121	-0.356
	-0.012	-0.287	-0.398	-0.290	-0.389	-0.294	-0.149	-0.089
	0.843	0.909	1.325	1.319	0.741	1.170	1.648	1.717
	-0.562	-0.759	-0.777	-0.917	-0.764	-1.059	-0.519	-0.359
	-0.907	-0.868	-0.946	-1.144	-1.182	-0.547	-0.246	-0.316
東京都 大阪府 兵庫県 和歌山	0.068	0.157	0.083	0.289	-0.075	-0.191	-0.296	0.088
	1.831	1.678	1.950	2.781	2.096	2.341	2.818	2.996
	0.537	0.380	0.513	0.805	0.395	0.605	0.896	1.128
	-1.216	-1.087	-1.029	-0.982	-0.857	-0.745	-0.710	-0.463
	-0.425	-0.346	-0.719	-0.984	-0.667	-0.668	-0.554	-0.407
鳥取 島根 岡山 広島	-0.868	-0.782	-1.064	-1.364	-1.042	-1.124	-1.325	-1.263
	-0.604	-0.821	-1.117	-1.421	-1.124	-1.523	-1.522	-1.639
	-0.608	-0.585	-0.553	-0.905	-0.835	-0.829	-0.743	-1.064
	-0.296	-0.409	-0.289	-0.268	-0.228	-0.300	-0.291	-0.199
	-0.361	-0.361	-0.253	-0.367	-0.365	-0.730	-1.013	-1.212
徳島 香川県 愛媛 高松 福岡	-1.106	-1.133	-1.293	-1.671	-1.208	-1.232	-1.627	-1.656
	-0.715	-0.599	-0.794	-1.271	-0.834	-1.029	-1.315	-1.266
	-0.828	-0.698	-0.784	-1.317	-1.060	-1.179	-1.537	-1.692
	-0.365	-0.383	-0.550	-1.251	-0.841	-0.990	-1.547	-1.542
	-0.009	0.027	0.132	0.308	0.260	-0.123	-0.774	-1.020
佐賀 長門 熊本 大分 宮崎	-1.080	-1.020	-1.260	-1.703	-1.310	-1.551	-2.218	-2.773
	-0.691	-0.888	-1.237	-0.951	-0.547	-0.901	-1.771	-1.816
	-0.329	-0.297	-0.679	-1.096	-1.085	-1.158	-1.597	-1.962
	-0.520	-0.628	-0.928	-1.328	-1.218	-1.164	-1.428	-1.707
	-0.428	-0.449	-0.740	-1.321	-0.961	-1.082	-1.444	-1.724
鹿児島	-1.021	-0.911	-1.444	-2.231	-1.532	-1.702	-2.129	-2.210

出所： Shio and Redmana, 前掲書, Table 5, p. 9.

においても明瞭に観察される傾向である。したがって、この際これに対して妥当であると思われる理由を考えてみることにする。

結論を先に述べるならば、現在の日本において、従来とは型が変わった移動が始まったのではないかと思われる。東京と大阪のようなメトロポリタン府県からその周辺の県への人口流出、あるいは本来メトロポリタン府県に来るべきであった移動が、その周辺に向って流れ始めた現象が、問題の鍵ではないかと思われる。表8にも掲げられているように、これら周辺県は東京の場合、神奈川、千葉、埼玉、茨城、栃木、また大阪の場合、滋賀、京都、兵庫、奈良、和歌山であるが、これらの県民一人当たり所得はいずれも東京、大阪と比較してそれぞれ相当低い。にもかかわらず、それら周辺県で流入超過が増え、また、神奈川、埼玉、千葉に至っては、東京から流入超過をさえもたらずという現象は、これまでの移動の原理とは別の新して型が始まり、日本全体の人口再分布に関する所得格差の効果をある程度攪乱せしめていると考えられる。

表9, 10, 11は46県における人口流入率、流出率、および純移動率を示すが、以上の周辺県における純移動率が最近著しい伸びを示して、すでにプラスである諸県は一層の増加をし、また、これまでマイナスであった諸県も急速にプラスに転換しようとする気配を表わしている。関東諸県、とくに神奈川、埼玉、千葉でこの傾向はすさまじく、実際に、これら3県の流入人口は1961年に188,306人でこれは東京における同人口188,489人とほぼ匹敵している。これら周辺3県あわせての一般人口は、1960年では東京の10分の9しかなかったのである。他方、最近の東京の純移動率のかなりの低下は、これら周辺県の純移動率の長足の伸びと相補足し合っているものと考えられる。

以上の現象が、とくに東京周辺において活発になってきた大都市圏の人口ドーナツ化、郊外化という言葉で表現されることはここであらためていうまでもない。大都市経済圏の拡大、交通機関の発達、都内における住宅難、宅地入手難によって、住居とオフィスとの間の距離はますます大きくなり、周辺県までベッドタウン化が進行している。そこでは、新しい東京に志向した東京流入ポテンシャルが都内から事実上はみだし、周辺県に住み着くに至るといったケースも多いであろう。

所得に関するベーターの低下の第2番目の理由は、最近の新しい産業都市、産業ベルトの急速な発展であろう。千葉、静岡、三重はその顕著な例であって、これらの県民一人当たりの所得がいまだに著しい伸張を伴わない以前の段階で、すでに工業の誘引による相当量の労働力人口が吸引されているわけである。これらの県の吸引力はメトロポリタン府県、あるいは所得の同等あるいはそれ以上の府県にまで及び、それが所得伸長の途上にある故に、economic opportunities と所得の間のラグを生ぜしめ、人口移動と所得の本来の関係をデスターブしているものと見られる。

この機会に、これは本来最後に論じられるべきかも知れぬが、今所得格差の効果を問題としているので述べてみると、5独立変数を取り扱って純移動ベロシティ×距離の変数に対するベーター係数を求める場合、われわれの計算の結果、非農業就業者の比率に関する格差の変数をドロップして、家族従業の格差の変数を代替した場合、1961年では所得のウェイトが5独立変数のいかなる組み合わせよりも大きくなることが判明した。この場合のベーター係数は次のようになる。

所得	家族従業	都市化	量数	性比
.6192	.1394	.1150	.0870	.0742

最後に重決定係数 R^2 のコンボウメントについて説明を行なう。表12から表17は、1956年と1961年について、独立変数が5, 6, 7の場合の重決定係数のコンボウメント(成分)を掲げたものである。標準偏回帰係数の場合と同じく、従属変数は二つあって、(1)純移動ベロシティ、(2)純移動ベロシティ×距離となっている。これらのコンボウメントは、重決定係数に対するそれぞれの独立変数の実

表 12. 5変数の重決定係数のコンボウネント：1956

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント					R ²
	A	B	C	D	E	
従属変数：純移動パロシテイー						
全 ペア	.2124	.0224	.0112	.1840	-.0497	.3803
非隣接	.3148	.0205	.0234	.1679	-.0659	.4607
地方間	.2912	.0307	-.0036	.1604	-.0643	.4144
非隣接・地方間	.3156	.0262	-.0006	.1543	-.0520	.4440
隣接	.0595	.0155	-.0051	.3512	.1826	.6037
地方内	.1568	.0480	-.0015	.3816	-.0027	.5850
メトロポリタン	.3829	.0688	-.0628	.2999	-.2189	.4699
従属変数：純移動パロシテイー×距離						
全 ペア	.4004	.0067	-.0033	.0765	-.0339	.4464
非隣接	.4369	-.0057	.0021	.0900	-.0616	.4489
地方間	.4310	.0063	-.0011	.0707	-.0520	.4549
非隣接・地方間	.4343	.0054	-.0002	.0704	-.0594	.4505
隣接	.0133	.0719	-.0195	.1996	.3116	.5453
地方内	.0311	.0468	-.0251	.1881	.2658	.5067
メトロポリタン	.6941	-.0261	-.0780	-.2612	.2258	.5546

表 13. 5変数の重決定係数のコンボウネント：1961

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント					R ²
	A	B	C	D	E	
従属変数：純移動パロシテイー						
全 ペア	.2111	-.0009	.0599	.0926	.0386	.4013
非隣接	.3368	-.0028	.0616	.0674	.0066	.4696
地方間	.3224	-.0002	.0581	.0765	-.0037	.4531
非隣接・地方間	.3060	-.0028	.0628	.0722	.0166	.4548
隣接	-.2017	.0119	.1446	.1385	.2692	.3625
地方内	-.1646	-.0028	.0825	.1355	.2521	.3027
メトロポリタン	.1264	-.0230	.0404	.3037	.0448	.4923
従属変数：純移動パロシテイー×距離						
全 ペア	.3184	-.0075	.0464	.0344	.0231	.4148
非隣接	.3588	-.0064	.0420	.0329	-.0015	.4258
地方間	.3619	-.0071	.0437	.0407	-.0004	.4388
非隣接・地方間	.3659	-.0064	.0444	.0420	-.0055	.4404
隣接	-.0573	.0459	.0895	.0077	.2682	.3540
地方内	-.0154	.0013	.0399	-.0678	.3358	.2938
メトロポリタン	.3445	-.0815	.0772	-.0282	.2034	.5144

表 14. 6 変数の重決定係数のコンボウネント：1956

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント						R ²
	A	B	C	D	E	F	
従属変数：純移動ペロシテイー							
全	.1544	.0199	-.0229	.1668	-.0797	.1551	.3936
非隣接	.2413	.0180	-.0198	.1445	-.0984	.1927	.4784
地方間	.2233	.0274	-.0428	.1383	-.0978	.1842	.4326
非隣接・地方間	.2428	.0233	-.0418	.1307	-.0848	.1925	.4627
隣接	.0117	.0094	-.0225	.3636	.1103	.1342	.6067
地方内	.0792	.0550	-.0394	.3754	-.0669	.1854	.5887
メトロポリタン	.2084	.0656	-.1246	.2867	-.2852	.3328	.4837
従属変数：純移動ペロシテイー×距離							
全	.3068	.0041	-.0524	.0514	-.0810	.2445	.4734
非隣接	.3411	.0036	-.0524	.0414	-.1029	.2462	.4770
地方間	.3369	.0036	-.0512	.0424	-.0972	.2502	.4847
非隣接・地方間	.3403	.0032	-.0491	.0413	-.1005	.2446	.4798
隣接	-.0336	.0695	-.0251	.2036	.2868	.0444	.5456
地方内	-.0561	.0549	-.0695	.1813	.1892	.2124	.5122
メトロポリタン	.4125	-.0296	-.1666	-.2811	.1202	.5292	.5849

表 15. 6 変数の重決定係数のコンボウネント：1961

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント						R ²
	A	B	C	D	E	F	
従属変数：純移動ペロシテイー							
全	.1277	.0010	.0268	.0850	.0063	.1619	.4087
非隣接	.2353	-.0007	.0222	.0592	-.0272	.1892	.4780
地方間	.2303	.0017	.0220	.0686	-.0346	.1728	.4610
非隣接・地方間	.2066	-.0007	.0237	.0640	-.0152	.1855	.4637
隣接	-.1872	.0122	.1506	.1402	.2904	-.0431	.3631
地方内	-.2046	.0028	.0640	.1292	.2034	.1106	.3054
メトロポリタン	-.0687	-.0099	-.0522	.3094	-.0552	.3787	.5021
従属変数：純移動ペロシテイー×距離							
全	.1743	-.0062	-.0070	.0221	-.0315	.2837	.4354
非隣接	.2075	-.0052	-.0135	.0212	-.0512	.2879	.4467
地方間	.2118	-.0059	-.0117	.0281	-.0302	.2879	.4600
非隣接・地方間	.2121	-.0052	-.0127	.0297	-.0539	.2920	.4620
隣接	-.0598	.0458	.0385	.0074	.2648	.0072	.3539
地方内	-.0860	.0090	.0115	-.0768	.2533	.1894	.3004
メトロポリタン	.0204	-.0691	-.0681	-.0199	.0429	.6358	.5420

表 16. 7変数の重決定係数のコンボウネント：1956

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント							R ²
	A	B	C	D	E	F	G	
従属変数：純移動ベロシティー								
全	.1519	.0191	-.0282	.1643	-.1309	.1642	.0536	.3940
非隣接	.2402	.0176	-.0230	.1432	-.1259	.1977	.0282	.4790
地方間	.2246	.0280	-.0392	.1398	-.0616	-.0367	.1778	.4327
非隣接・地方間	.2446	.0245	-.0369	.1327	-.0342	-.0508	.1835	.4630
隣接	-.0149	.0011	-.0366	.3200	-.1757	.1050	.4187	.6176
地方内	.0435	.0518	-.0679	.3453	-.2725	.2411	.2782	.5926
メトロポリタン	.2213	.0712	-.1089	.2976	-.0602	.3003	-.2366	.4847
従属変数：純移動ベロシティー×距離								
全	.3132	.0054	-.0402	.0573	.0465	.2217	-.1287	.4782
非隣接	.3471	.0049	-.0382	.0477	.0422	.2198	-.1444	.4791
地方間	.3420	.0050	-.0383	.0480	.0411	-.1367	.2256	.4867
非隣接・地方間	.3457	.0046	-.0356	.0469	.0444	.2183	-.1425	.4818
隣接	-.0684	.0558	-.0440	.1459	-.1167	.0045	.5918	.5689
地方内	-.1500	.0464	-.1420	.1042	-.3839	.2893	.7807	.5447
メトロポリタン	.4780	-.0105	-.0961	-.2297	1.2442	.3669	-1.1470	.6058

表 17. 7変数の重決定係数のコンボウネント：1961

ペア・グループの種類	各独立変数のコンボウネント							R ²
	A	B	C	D	E	F	G	
従属変数：純移動ベロシティー								
全	.1293	.0045	.0358	.0839	.1724	.1244	-.1384	.4119
非隣接	.2360	.0023	.0311	.0582	.1376	.1515	-.1358	.4809
地方間	.2313	.0054	.0303	.0661	.1344	.1348	-.1387	.4636
非隣接・地方間	.2071	.0031	.0334	.0610	.1371	.1395	-.1637	.4675
隣接	-.1835	.0138	.1542	.1409	.3773	-.0499	-.0882	.3646
地方内	-.1972	.0008	.0917	-.1513	.4484	.0516	-.2310	.3156
メトロポリタン	-.0793	.0106	-.0136	.2840	.5499	.2858	-.5276	.5098
従属変数：純移動ベロシティー×距離								
全	.1771	-.0038	.0076	.0202	.2506	.2175	-.2247	.4445
非隣接	.2086	-.0031	.0011	.0194	.2311	.2210	-.2227	.4554
地方間	.2132	-.0036	.0009	.0243	.2192	.2256	-.2117	.4679
非隣接・地方間	.2128	-.0032	-.0003	.0259	.2149	.2290	-.2095	.4696
隣接	-.0620	.0449	.0866	.0071	.2162	.0111	.0505	.3544
地方内	-.0374	.0097	.0059	-.0810	.1982	.2027	.0530	.3011
メトロポリタン	.0072	-.0502	-.0145	-.0559	.9168	.4966	-.7411	.5589

際の貢献の程度を表わす¹¹⁾。すなわち、そこに5独立変数が含まれているならば、そこで5変数全体で従属変数の分散をどれだけ説明しているかというのが重決定係数であったが、コンポネントはそれぞれの独立変数がどれだけ従属変数の分散を実際に説明しているかというパーセントを表わす。

重決定係数とコンポネントの間の関係は独立変数が三つのとき次の公式で示される。

$$R^2_{y, 123} = \hat{\beta}_{y1, 23} r_{y1} + \hat{\beta}_{y2, 13} r_{y2} + \hat{\beta}_{y3, 12} r_{y3}$$

表12—17はきわめて self-explanatory であると思う。5変数分析では(表12と13)偏回帰係数と同じ傾向であることが示されている。この表では、隣接ペアと地方ペアを除いて、距離が考慮に入れられた場合、重決定係数の大半の部分は所得格差によって説明されている。例えば、1956年において、所得の貢献は全ペアの場合で0.40であり、重決定係数は0.45であった。このことは、距離によって修正された純移動ベロシティの分散の40パーセントが所得のファクターにより説明されていることを示す。この所得の強い説明力は1961年においても見られるが、1961年は程度が比較的少ない。

2. 6 変 数 分 析

6変数分析となると、それぞれの独立変数のウェイトは5変数の場合とは異ってくる。6変数とは、(1)所得格差、(2)平均世帯数の格差、(3)性比格差、(4)都市化格差、(5)非農業化格差、および(6)年齢構成格差という順列・組合わせとなっている。新しい変数は年齢である。

年齢格差のファクターが追加された場合、5変数のシステムで圧倒的な優勢を誇った所得のウェイトが相当低下してくる(表3, 4参照)。低下はとくに1961年において著しい。距離をコントロールした場合、全ペアではベーター係数は0.50から0.27へと低下している。1961年においては、所得のファクターは、もはやドミナントのファクターでないように思われるくらいである。他のペアについては、非隣接、地方間、及び非隣接地方間のペアではやはり相当の下落が認められる。もっともすさまじいのは、メトロポリタン・ペアであって、0.51から0.03に低下している。1956年の場合は0.95から0.57への低下でまだ歩留まりはよろしい。1956年においてはペア数の多い全ペア・グループ等では所得のウェイトは年齢のウェイトを上廻っているが、1961年ではその優位はまったく崩れる。1961年のメトロポリタン・ペアにおいては、所得のベーターわずかに0.03、これに反して年齢のベーターは0.91の圧倒的優勢を示している。ほかの変数は、5変数分析のときと同じく無視される程小さい。そのあたりは変化していない。

以上のような所得のウェイトの下落が何故年齢を考慮に入れたときに見られ、また1961年においてそれが著しいのか。これに対する解釈・説明は一見非常に難しいようであるが、次のように一応解釈し得るものと思われる。

第1に、このことは、出発点のわれわれの発想において気がつかなかった新局面が日本の実際の移動現象にあって、こういう分析で上に浮かび上がったとも考えられる。つまり、15—39歳の年齢が労働力のクリームにあたるどころだけに、元來所得と年齢の関係は非常に深く、これらが、それぞれまた移動のベロシティとからみ合っているということである。年齢と移動の関係は、移動が年齢選好的であるだけにこれまた非常に深く、それは6変数分析のベーターの非常に大きさと表われているところである。

要点は、この年齢が考慮に入れられたときの所得と移動の関係である。ここで判りかけたことは、

11) J. P. Guilford, *Fundamental Statistics in Psychology and Education*, New York, McGraw-Hill Book Company, Inc., 1956, Chapter 16, pp. 397—398.

今まで移動は所得格差によって起こるということであって、その論理の出発点の正当さは損ずることではないとしても、しかし同時に所得格差も移動の結果であるという関係があるのではないかということである。関係、影響の方向は一方交通ではなく相互的なものと考えるのがより妥当であろう。ここにおいて、年齢15—39歳の移動選好的なファクターが登場する。この年齢グループはいわば働き盛りのグループであり、労働力のエッセンスである。これらの年齢人口を大量に受け入れることは、もし雇用機会が充分存在し、雇用によって最適の生産条件が整うならば、一人当たりの生産性の向上、ひいては一人当たりの所得の増加となつてはね上がって来ること必定とみられる。したがって、年齢のファクターをコントロールした場合、所得と移動との関係が年齢のファクターによっていわば肩代わりされると考えられる。移動の年齢選好性の効果が、1961年において強化されて来たのではあるまいか。

もう一つの解釈は、しかしながら、ここで得られた所得のベーターが相対的に低く現われても、その移動に及ぼす影響が重要でないという証拠に必ずしもならないということである。実体的解釈において、年齢構成は実に移動の累積的な結果に外ならない。遡って考究すれば、それはまさに過去の移動の年齢選好性の産物であり、移動が出発点において所得格差のファンクションであるとすれば、所得格差は依然として、間接的にせよ、移動に対して大きな発言権を保有していることになる。したがって、年齢のベーターのウェイトの大きさは、そのまま所得のウェイトの大きさを間接的に表現しているようにも考えられる。

6変数分析において、隣接ペア、及び地方内ペアを除いた場合の重決定係数、及び所得のベーター係数が増加することが注目される。同じ傾向は5変数と7変数分析において認められるところである。距離を考慮に入れた場合、概して所得と年齢のウェイトを増加せしめている。他方、重決定係数の距離による改善は必ずしも均一であるとはいいがたい。1956年では四つのグループで増加が見られたが、1961年にはわずか二つであるにすぎない。これは5変数分析の場合とまったく同じである。また第6番目の独立変数を追加することによって生ずる重決定係数の増加も小さい。1956年では全ペアは0.47であり、これは、他のペア・グループと比較して最小であった。1961年は0.44でこれも他と比べて低い。コンボウメントに関していえば、その結果はおおむね、ベーター係数の結果と相応する値を示している。

3. 7 変 数 分 析

最後に第7番目の変数である家族従業者の比率に関する格差を追加する（表6、7を参照）。その結果、あとで述べるように、6変数の場合とは異った値を示すことになる。

重決定係数に関しては、家族従業格差のファクターが追加されても、増加はわずかである。これは投入される変数が多くなればなる程、収穫てい減の法則と同じように、重決定係数を増加させる効果が小さくなるからである。

ベーター係数に関していえば、1956年では、ペア数の大きい全ペア、非隣接、地方間、非隣接・地方間のペア・グループにおいて、所得格差は依然としてトップに立っていることが注目される。メトロポリタン・ペアでは、非農業格差と家族従業格差のベーターが所得のそれよりも高い値を示している。メトロポリタン・ペアの場合、ベーター係数が1を越えるのは、多分その変数が正規分布をなしていないためと考えられる。他方、1961年の所得格差のベーターは、非農業、家族従業、年齢構成の格差に関するベーターよりも低く現われている。しかし、いずれにせよ、二つの年次において、「経済的ファクター」はドミナントな地位を占めていることになる。

さらにここで注目されるのは、7変数分析における非農業格差のベーターの1961年における当然の増加である。1961年ではかような傾向は、地方内ヘアとメトロポリタン・ヘアを除き見られなかった。7番目の家族従業格差のファクターの追加は、それまでに0に近かった非農業格差のウェイトを一挙に増加せしめたのである。他方、家族従業格差も1961年では、隣接、地方内ヘアを除き、高いベーターを示している。

それでは何故このベーターの突然の増加が非農業格差に起ったか。この解釈は非常に難しい。これに対する説明は、非農業格差と家族従業格差とが非常に高い相関を示しているところから行なわれなければならないであろう。零次の相関は非常に高い。例えば、全ヘアにおいて、相関係数は-0.97であり、非隣接・地方間ヘアで同じく-0.97であった。1961年における両者の結びつきは、それが同時に移動のポロシティと関係したとき相互助長作用をもたらすものと想像される。

この間の消息を明らかにするために、1961年の全ヘア、非隣接ヘア、地方間ヘア、及び非隣接・地方間ヘアに対して、次のような独立変数の順列・組み合わせを用い、とくにベーターを計算してみた。ここで、4個の独立変数が選ばれている。(1)非農業格差、(2)年齢格差、(3)所得格差、(4)家族従

表 18. 選定された4個の独立変数と純移動ポロシティとの距離に関する標準偏回帰係数マトリックス：1961

独立変数の個数	非農業格差 ¹⁾	年齢格差 ²⁾	所得格差 ³⁾	家族従業格差 ⁴⁾	R ²
全ヘア : 1035					
1	.5913*	---	---	---	.3496
2	.0812	.4751*	---	---	.4202
3	-.0542	.4123*	.2966*	---	.4282
4	.4955*	.3258*	.3075*	.4956*	.4424
非隣接ヘア : 947					
1	.5915*	---	---	---	.3541
2	.0745	.5884*	---	---	.4293
3	-.0838	.4138*	.3081*	---	.4391
4	.4730*	.3112*	.3152*	.4973*	.4538
地方間ヘア : 935					
1	.6044*	---	---	---	.3654
2	.0858	.5875*	---	---	.4416
3	-.0777	.4098*	.3468*	---	.4522
4	.4543*	.3220*	.3513*	.4745*	.4654
非隣接・地方間ヘア : 903					
1	.6046*	---	---	---	.3655
2	.0827	.5919*	---	---	.4436
3	-.0809	.4151*	.3457*	---	.4541
4	.4532*	.3254*	.3488*	.4737*	.4672

* 印は信頼度検定の結果5%の水準で有意であることを示す。

- 1) 就業者人口における非農業就業者の割合に関する府県格差。
- 2) 府県人口における年齢15-39歳人口の割合に関する府県格差。
- 3) 府県間県民一人当り分配所得格差。
- 4) 就業者人口における家族従業者の割合に関する府県間格差。

業格差である。この順列・組み合わせは、非農業格差を先頭に持って行き、そこで他の三つの変数を加えることによって、非農業格差の従属変数に対する関係の変化を観察しようとする意図に基づいている。非農業格差との関連において見たいと思った家族従業のファクターは、ここでは一番最後に据えて、このファクターが、最後にどれだけ非農業格差の移動ベロシティに対する関連の程度を変えるかを見ようとしている。これら四つの変数を全体7個の独立変数から選択したのは、これらが、移動に関する重回帰分析で、残りの変数と比較して関連性の強いファクターであることが判明したからである。表18は、以上の四つのペア・グループにおける変数のベーターの値を表章する。

この表から、非農業格差のベーターを増大せしめるように働いたものは、家族従業格差であることが明らかになった。年齢のファクターも、家族従業格差を考慮に入れていない以前では、逆に非農業格差のベーターを低下させる方向に影響を及ぼしていることが判った。所得もそれを低下せしめるように働いている。

他の興味深い点は、4独立変数の場合の重決定係数が、7独立変数を扱った場合のそれと非常に近い値を示すことである。このことは、これら四つの変数が1961年において従属変数の分散のほとんど50パーセントを説明し得るエリートであることを物語っている。

表6, 7に戻り、重決定係数について考察する。全ペアを種々のサブ・グループに分けることは、それらの多くにおいてもとの全ペアよりも高い重決定係数を現出することになる。1956年は全部のペア・グループについてそうであった。1961年はしかし、隣接ペアと地方内ペアはより低い値を示した。1956年のメトロポリタン・ペアで、距離をコントロールした場合、重決定係数が0.60を超えたことはこれが始めてである。距離をコントロールした場合、重決定係数は、1956年において隣接、地方内グループ以外で全部増加しているが、1961年では全ペア、地方間、非隣接・地方間、メトロポリタングループで増加している。また同時に、所得格差、非農業格差、年齢格差および家族従業格差のベーターがとくに増加している。

重決定係数のコンボウメントに関しては、表16, 17において示されるように、標準回帰係数の傾向と同じものを示している。1956年においては、全ペアの場合、所得格差は距離によって修正された移動ベロシティの分散1単位の31.3パーセントを説明している。その場合、全体で47.8パーセントが7個の独立変数のすべてによって説明されている。これに反して、1961年では、所得格差は17.7パーセントしか説明していない。全体では44.5パーセントであった。これに対する解釈は、ベーター係数について説明されたのと同じであると思われる。

4. 要約とコメント

以上が、5, 6, 7独立変数についての重回帰分析の結果であった。細かい分析はこれを基にしてさらに展開することはできるが、ここでは、紙面の都合上この程度に留めた。このセクションでは、以上の説明をさらに要約し、二三のコメントを行ないたい。

1. 重決定係数 R^2 は移動のベロシティに関する重回帰分析が成功しているかどうかの程度を表わす。ここで扱った移動の現象は人間のデシジョン・メイキングに基づく行動の集団的、累積的表現であって、それはいうまでもなく非常に複雑である。とくに今回の回帰分析は個人が統計的単位でなく、府県が単位の ecological regression といえる型のものであって、出発点である人口・社会・経済指標の平準化仮説が現在の方法論に適當であるかどうかの問題も残る。いろいろな理由から、重決定係数は7変数分析で、一般に50パーセントの水準、したがって重相関係数は70パーセントの水準を示している。総じて、これは、かなり成功をおさめているということが出来る。もちろん、すで

に述べたように、日本の移動現象は半分は、(1)ここで取りあげられなかった未知の社会・経済的ファクターと、(2)「チャンス」のファクター、いい代えればまったく統計的偶然の所産によって生起していることになる。日本においては、人口移動の体系的研究はようやく近年始まったに過ぎず、十分な知識と理論が蓄積されているとはいえない。将来これら未知の領域をせばめる作業仮説の発展が深く望まれる。

入手できる人口移動の統計材料も、他の多くの国々に比較すれば、現在の日本ははるかに豊富であるとしても、厳密な統計的解析のためにはいまだしの感が大きい。例えば、本研究で教育程度に関する指標を加えたいと思ったが、1955年に対して満足の行くデータが得られない。雇用機会とか生産性に関する指標も考慮に入れたいと思ったが、前者は具体的に普遍的な数量化が困難であるし、後者は、工業部門に対してだけしか得られない。Coverage が非常に限られていることに難点がある。

将来、このような研究を行ない得る機会がふたたび与えられるならば、そのときは、重決定係数をさらに大きくするように、企画されねばならぬことはいうまでもない。本分析は、経済的ファクターに重点をおいているが、文化的ファクターに対しては、その数量化が現在の段階で困難ながために、あまり考慮が払われていない。文化的ファクター、あるいは大都会の魅力として直接人間の心理に働くモチベーションなファクターも投入するように工夫されねばならない。このためには、府県単位の累積的、aggregative なものの処理では無理で、個々人、個々の世帯の単位にまで下りて行かなければならないであろう。

また、現在の分析はそれぞれの移動の流れにウェイトをつけていないが、方法論的にいくらかの困難性があるとはいえ、個々の移動のストリームにウェイトをつけるような方法が将来工夫されなければならぬであろう。現在の府県を単位とするやり方でも、移動のストリームにウェイトをつけるならば、重決定係数は現在の7独立変数を用いても、相当改良されるのではないかと推測される。

2. この回帰分析では、距離をコントロールしている場合とそうでない場合とを計算しているが、重決定係数についていえば、距離を考慮に入れた場合はそうでない場合よりもより満足の行く結果が得られている。標準偏回帰係数に関してもより納得のゆく値をもたらしめている。距離をコントロールしたことは成功であった。ただこの分析では、距離の持つ摩擦的力の大きさを、独立変数の力の相対的な値として具体的に計量していない。それが現在の方法論的フレーム・ワークで不可能なことはすでに述べたところである。

3. 1035個の府県間の組み合わせペアを地理的隣接性・地域性を考慮に入れて6組のサブ・グループに分け、それぞれ別個に回帰分析を行なった場合、隣接グループと地方内グループを除去すると、重決定係数、および主要な独立変数と仮説化された変数の偏回帰係数は、より満足のゆく値を示している。

さて、ところで、隣接の影響と、同じ地方内に移動の出発県と到着県が併存する場合の地域同一性の影響のどちらが移動のベロシティに大きい効果を及ぼしているかが、興味をひく問題となる。重決定係数から判断するならば、隣接ペアは常に地域内ペアよりも高い値を示しており、このことは、現在の一連の独立変数をもってして移動のベロシティを説明するにあたり、地域内ペアでは比較的うまく説明できていないことになる。このことは、さらに、説明されていない部分が地域性によって大きく攪乱され、影響を受けているのを物語るものと考えられる。つまり、地域性の影響によって、一連の独立変数はその効果を充分発揮できない状態にあると推定される。

他方、非隣接グループと地方間グループは、重決定係数に関し興味のある傾向を示している。距離をコントロールしない場合の移動ベロシティの重決定係数は、非隣接グループの方が地方間グループ

フよりも常に大きい値を示すが、それに反して距離をコントロールしている場合は逆である。この後の事実は、隣接、地方内グループの重決定係数の大小の関係と補足し合うものと考えられるが、ただ非隣接、地方間へアともにお互いにダブっているへアがあるので、この辺りは必ずしも明確でない。

標準偏回帰係数に関しては、隣接性と地域のファクターの相対的重要性について首尾一貫した差異は認められない。例えば、1956年の7変数分析において、距離をコントロールした移動ベロシティに対する所得のベーターは、地方間へアよりも隣接へアにおいて大きな値を示すが、1961年にはそれが逆になっている。

4. 独立変数の影響の傾向は1956年と1961年では相当程度異っているのが見られた。1956年では、5, 6, 7変数分析において、グループに含まれるへア数の多い全へア、非隣接、地方間及び非隣接・地方間グループにおいて、もっとも支配的なファクターは所得格差である。メトロポリタン・グループにおいても、相対的に優勢を示している。これに反して1961年では、所得よりももっとドミナントなファクターが現われている。それらは、非農業格差、家族従業格差および年齢構成格差の指標である。

1956年から1961年の間に所得の相対的ウエイトが減少したことはすでに指摘された。ここではその有力な理由として、最近その勢いの増大した東京、大阪、とくに東京周辺の大都市圏化と郊外化の影響と新産業都市の発展が、最初の理論的枠からはみ出した効果を与えているものと考えられた。ここでさらに一つ付け加えるならば、福岡県の石炭産業の衰微および炭鉱離職者の移動の動向であろう。問題は福岡県は県民所得が高位であるにもかかわらず、それより低位の県に向かって相当流出が起っている事態である。

しかしながら、ここでも東京と大阪にそれぞれ周辺の県を併合して架空県を作り、そのような架空県とそれ以外の県との回帰分析を行えば、結果はさらに最初の仮説に近くなるであろうと想像されるが、この分析はここで行なわれていない。これらは将来の分析のヒントである。

5. 1961年については、年齢の格差が、距離をコントロールした移動ベロシティに対して重要なファクターとして登場して来ることになる。このことは、二つの相互補足的な解釈へと導く。一つは、所得格差と移動との関係が一方交通的のものでなく、お互いに働き合ったものであるということである。移動人口が集中する年齢は労働力の青壮年齢、すなわち働き盛りの階層であって、出発点においては所得格差が移動をもたらすとしても、結果としての移動はさらに原因として府県間所得格差を拡大する傾向にあると考えられる。所得と移動との関係は、年齢構成のダイメンションを踏まえて実際は複雑であり、相互関連的であって、一国の経済発展の段階に応じてその相互作用のバランスは異なることに留意し、われわれの理論的枠組を再編成する必要があるであろう。

しかしながら、このことから、所得格差の効果が、ある場合にはあまり重要でないという結論を導き出すことは早計であろう。むしろそれとは逆に、1961年においてさえ、重要な意味を失わない。移動は年齢選好的で、15—39歳人口に集中しているが故に、独立変数として取り扱われた年齢構成それ自体過去の移動の累積的な結果であり、したがって、過去の移動は間接的に所得格差の効果と解釈し得るからである。

6. 最後に、非農業格差と家族従業格差のファクターの両方が取り入れられたとき、1956年にはへア数の大きいグループのベーターは低いものであったが、1961年においてはトップに躍り出ている。この消息を解釈することは非常にむづかしいが、1961年において、これら二つのファクターを相互に助長するような社会・経済的基礎条件が出現したとしか考えられない。実体的に、それが何であるかを解明することは、現在の段階でできなかった。

Stream Analysis of Inter-Prefectural Migration in Japan : 1956 and 1961

SHIGEMI KONO

This is a study of internal migration in Japan in 1956 and 1961 by making use of the Resident Registration data which have been compiled and published since 1954 by the Bureau of Statistics, Office of the Prime Minister. These statistics not only present the volume of net and gross migration in each prefecture but also provide the direction of migration stream between the prefectures of Japan.

In this study the analysis starts with the calculation of "velocity of migration stream". This measure is a new approach to "migration rate" contrived by Bogue and others to express the relative degree of intensity of migration stream by eliminating the effect of population size of both the sending and receiving prefectures. Using this measure, multiple regression analysis was conducted to explore the interrelationship between migration and a variety of demographic and economic factors. The 1035 pairs were included as all the possible combinations of 46 prefectures. The intensities and directions of migration streams are analyzed by taking into account the following factors: (1) age and sex composition of population, (2) per capita real income, (3) degree of industrialization, (4) degree of family employment, (5) degree of urbanization, (6) housing condition (degree of crowdedness), (7) distance between the two prefectures, (8) contiguity-noncontiguity of the prefecture to one another and (9) regional location.

The space is too limited to make any meaningful summary here with respect to the major findings. Only three points may be enumerated, therefore, very briefly. First, in the present regression analysis, economic factors played dominant role. Particularly, the income factor (actually prefectural income disparities) occupied the most important position to explain the migration behavior in Japan. Second, the age factor (difference in population composition with respect to migration selective age) appeared to be also an important one. This calls for our further elaboration of the conceptual scheme on migration. Third, the factors of physical contiguity and regional location exerted more intervening influences against free functioning of economic factors. Between these two factors, the factor of regional location appears to be stronger in effect than that of contiguity.

This study was conducted in collaboration with M. Shio at the Demographic Training and Research Centre, Bombay, India, where the author was working under the UN assignment. Permission has been given by the Director of the Centre to reproduce the result of the study in an abridged Japanese form.