

9 地域間の人口移動, 1955—1976

遠 藤 薫

1. 序

地域間人口移動に変化の生じてきていることが指摘されている。⁽¹⁾ 一方地域間人口移動に関するモデルの計測は地域経済計量モデルの1つの構成方法において基本的な一部分となっている。

本稿は地域間人口移動に関して経済的要因にもとづくモデルを検討し、1955—1976年を2つの期間にわけたうえで、わが国の全9地域について計測しようとするものである。第2節では地域経済計量モデルと地域間人口移動の関係、および地域間人口移動モデルについて考察する。第3節では地域間人口移動モデルについて計測をおこない、2つの期間における差異について検討する。

2. 地域間人口移動モデル

2. 1. 地域経済計量モデルとの関係

地域経済計量モデルの構成には2つのアプローチがある。これは計量モデルによる分析目的の差異によるものであると同時に、地域経済を国民経済との関係においてどうとらえるかの違いによるものである。2つのアプローチのうちの1つは、特定の地域を分析の対象とするものである。そして地域経済の動きは国民経済の影響によるものであると考える。具体的には地域経済計量モデルを国民経済に関するマクロ計量モデルに接続するという形で展開されている。

(1) たとえば実戸他 [12] は県別のデータにもとづき、大都市への人口集中が鈍化していることをマルコフ・モデルにおける推移係数行列の変化の面からとらえている。

この展開はクライン [7] の提案に始まるものであり, グリックマン [3] によってフィラデルフィア地域に関する大規模な計量モデルが作られている。予測においては, この地域計量モデルの外生変数の値に国民経済についてのマクロ計量モデルであるワートン年次産業モデルの内生変数の予測値を用いており, これが地域計量モデルとマクロ計量モデルの接続ということの内容である。したがって国民経済から地域経済への影響ということはあっても, その逆は考えることができないことになる。すなわちこのアプローチでは地域経済が国民経済に及ぼす影響は分析の対象とならない。⁽²⁾

もう1つのアプローチは国民経済を形成する全部の地域を同時にとりあげ, 国民経済における地域問題あるいは地域間の問題を分析しようとするものである。この場合は前述のアプローチのように地域経済は国民経済の影響を受けるというのではなく, 地域経済の総和として国民経済があるという立場, あるいは特定の地域は他の地域との関連の上に成りたっていると考える立場である。このようなアプローチの例としては経済企画庁経済研究所 [6] やブラウン他 [2] などの研究がある。前者は地域的経済政策の効果をシミュレーションにより算定するところまで分析を進めているが, 後者では人口移動, 消費, 投資などの個々のブロックについてモデルの計測をおこなうところまでで終っており, モデル全体を動かすところまでは進んでいない。

このようなアプローチにおいては地域間の連関を分析するため, 人口移動, 旅客移動, 財貨移動などのモデル化が必要となっている。特に人口移動は地域人口, 労働市場と関係しており重要である。ある地域の期首の人口を N_t , 期末(次期の期首)の人口を N_{t+1} とすると, 次の関係が成りたっている(穴戸他 [12], 444ページ)。

$$N_{t+1} = N_t + B_t - D_t + I M_t - E M_t + I F_t - E F_t$$

ここで B_t は t 期におけるこの地域の出生数, D_t は死亡数, $I M_t$ は国内他地域からの流入数, $E M_t$ は国内他地域への流出数, $I F_t$ はこの地域への外国

(2) このアプローチについての簡単なまとめと今後の方向についてはクライン・グリックマン [8] がある。

からの流入数, EF_i はこの地域から外国への流出数である。外国との間の流入, 流出である IF_i , EF_i を無視すると, 地域の人口は自然増加(出生数と死亡数の差)と社会増減(他地域との間の流入数と流出数の差)によって影響を受けることになる。自然増加は地域によって大きな差がないので, 社会増減すなわち人口移動が地域人口に強い影響をもつことになる。⁽³⁾

地域人口と地域間人口移動との間には以上のような関係があり, さらに人口移動は, 就職, 退職, 転勤, 進学, 結婚などに起因するものであり, すべてが経済的要因にもとづくものではないが, 経済的要因においては労働市場と密接に関係している。⁽⁴⁾ こうして人口, 人口移動, 労働は地域経済計量モデルにおける第2のアプローチにおいて基本的な1ブロックを形成することになる。

終りに特定地域を取りあげる第1のアプローチと, 全地域を同時に取り上げる第2のアプローチとの差異について2つのことを記しておきたい。1つはデータの問題であり, 他の1つは国民経済との関係の問題である(クライン [7])。

明らかなことであるが, 第2のアプローチでは全地域についての地域別データを必要とする。このデータの収集あるいは推定は, すでに整備されている一部の項目を除き, それ自体大きな仕事である。多くの場合は国民経済レベルにおけるほどは整備されていない。したがって, データの面からは特定地域のみを対象とする第1のアプローチのほうが容易であるといえる。次に第2のアプローチでは各地域の合計が国民経済であることになるが, 国民経済に関する予測のためにはマクロ計量モデルの方が, 地域経済についての予測を合計するよりも精度が良いであろうことは予想されることである。第1のアプローチではこのような問題はない。以上の2点はクライン [7] の指摘であるが, そうであるからといってマクロ計量モデルと接続した地域計量モデルを用いる第1のアプローチのほうが良いとは必ずしもいえないであろう。計量経済モデルを用いての分析の目的は多様であり, 特に地域間の連関を明らかにするためには

(3) もっとも人口移動が少なくなると, 自然増加の方が強い影響をもつことになる。

(4) しかしブラウン他 [2] においても人口移動と労働市場の関係はまだ切りはなされたままである。

全地域を同時に取りあげる第2のアプローチが有用であるう。

2. 2. アローラとブラウンの人口移動モデル

人口移動に関する1つのモデルとして所得格差を移動の要因とするモデルがある。一方グラビティ・モデルでは2地域間の人口移動量は両地域の人口に比例し、両地域間の距離には反比例するという関係に注目する。そして人口移動の要因としては所得格差にさらに人口、距離を加えるという方向での展開がなされてきたが、アローラとブラウン⁽⁵⁾ [1] はこれらの要因を含むモデルが個人の効用関数の最大化から導かれることを明らかにした。その要点は次のようになる。

i 地に住む人がその地にとどまっている場合の期待実質所得の現在割引価値を $y_i^e(S_i)$ とする。ここで S_i は i 地に住む期間である。次に i 地に住むこの人が j 地に移住した場合に、移住に伴って生じる固定費用および継続的な費用を引いたうえでの期待実質所得の現在割引価値を $y_j^e(S_j)$ とする。 S_j は j 地に住む期間である。 S を計画期間とすると、

$$S_i + S_j = S$$

という関係が成り立ち、これを制約条件として効用関数

$$U = U[A_i y_i^e(S_i), A_j y_j^e(S_j)]$$

を最大にすると考える。ここで A_i , A_j は i 地および j 地に関して都市化の程度とか生活の質などを反映する因子である。

さらにアローラとブラウンは i 地から j 地に移住したさいに職につくことができるかどうかは不確定であるという見方に立ち、移動してから t 期経過したときに職につくことができる確率を導入して、 $y_j^e(S_j)$ はその確率を反映したものであるように変更する。この確率を単純な形で想定して、さらに各々の地域において実質所得は一定の成長率で成長し、しかもこの成長率と現在割引率が等しいと仮定する。さらに効用関数はCES型であると特定化すると、それは

(5) このことは経済企画庁経済研究所 [6] における人口移動関数にみられる。

$$U = [k A_i^{-\alpha} \hat{y}_{i0}^{*-\alpha} S_i^{-\alpha} + (1-k) A_j^{-\alpha} \alpha_0^{-\alpha} \hat{y}_{j0}^{*-\alpha} S_j^{-\alpha}]^{-1/\alpha}$$

となる。ここで \hat{y}_{i0}^* は i 地における計画開始時点での期待実質所得であり、 \hat{y}_{j0}^* は j 地に関する同じ時点での期待実質所得である。また α_0 は i 地について知っている j 地に関する情報の量である。 k ($0 < k < 1$) は強さのパラメータであるとしている。

このような効用関数を $S_i + S_j = S$ の条件のもとで S_i と S_j に関して最大化すると、 S_i と S_j への需要関数が導かれ、これらから S を消去して S_j と S_i の関係を求めると次のようになる。ここで $\sigma = 1/(1+\alpha)$ とする。

$$S_j = \left(\frac{1-k}{k}\right)^\sigma \left(\frac{\hat{y}_{oj}^*}{\hat{y}_{oi}^*}\right)^{\sigma-1} \left(\frac{A_j}{A_i}\right)^{\sigma-1} \alpha_0^{\sigma-1} S_i$$

これはある個人について得られることであるが、 i 地に住む人について集計化を行う。そして S_j に対しては i 地から j 地への人口移動量をあてはめ、 S_i には i 地の人口を対応させ、さらにここには直接現われてきていない移動費用を i 地から j 地への距離で代理させて上の式の右辺に書き加える。そして α_0 には j 地の雇用率を用いることにすると、これは所得格差、人口、距離、雇用率、さらに都市化の程度を要因とする人口移動モデルと考えることができる。ただし i 地の人口は要因としてはいっているが、 j 地の人口ははいっていない。

ここでの人口移動量は i 地から j 地へ移動した人すべての人数である。これを粗移動ということにすると、これに対して、 i 地から j 地への移動量から、 j 地から i 地への移動量を引いたものは純移動といえることができる。アローラ・ブラウンのモデルでは粗移動を用いるのがもっともなことだと思われるが、他方純移動を用いての研究もおこなわれてきている。⁽⁶⁾ 粗移動を用いるべきか純移動を用いるべきかということについて次に考えてみる。

2. 3. 粗移動と純移動

スジャースタッド [13] は純移動よりも粗移動を用いるほうが望ましいと主張し、その理由を次のように述べている。同一地域内に高賃金産業と低賃金産

(6) グリーンウッド [4] は粗移動と純移動に分けてサーベイをおこなっている。

業があり、低賃金産業の就業者が、高賃金産業に移動しようとしても適性が無い場合、あるいはその習得がむずかしい場合は他の地域への人口流出と同時に他の地域からの人口流入も生じる。この場合も平均所得の水準が低い地域からその高い地域への純流出があるという関係は成り立つてあるうが、1つの地域内での賃金がどの産業でも低い、あるいはどの産業でも高いという場合に比べて、純移動と平均所得水準の関係の強さが小さく現われるであろう。したがって純移動よりも粗移動を用いるほうが望ましい。

このようなスジャースタッドの議論は地域内は同質であると見ることに對して、異質なものが併存している、あるいは多様であると見ることによるものである。しかしながら、論点は異なるが、地域所得格差とはまったく無関係に人口移動が生じる場合がある。企業内での移動によるものがそれであり、さらに進学についてもある程度このことがいえる。このような移動が各地域においてほとんど相殺的であるならば、所得格差と純移動の関係をういたほうがよいであろう。

粗移動を用いた場合、地域人口の社会増減の予測値は流入数の予測値から流出数の予測値を引くことにより得られる。アローラとブラウンのモデルにおいては流出数が直接的に得られ、流入数はある地域への他のすべての地域からの流出数を加えることによって、いわば間接的に求めることができる。この間接的な流入数から直接的な流出数を引いて社会増減が計算される。純移動を用いた場合は、それ自体が社会増減を表わすので、ただちに直接的な予測を行うことができる。この点、純移動を用いるほうが容易である。

2. 4. 人口移動の要因について

2. 2. で要約したアローラとブラウンのモデルにおいては粗移動を説明する要因として2地域間の所得格差、都市化の差、距離、および住んでいる地域の人口、移住先に関する情報としての雇用率があげられている。これは個人の効用関数の最大化にもとづく人口移動モデルであることによるものであるが、よりマクロ的な見方に立つならば、トダロー [14] による発展途上国における農村から都市への人口移動のモデルに見られるように、所得格差に加えて工業

産出成長率，労働生産性成長率が人口移動を説明する要因として取りあげられることになるであろう。⁽⁷⁾

3. 9 地域間人口移動モデルの計測

前節では地域経済計量モデルにおける人口移動モデルの役割について考察し，アローラ・ブラウンのモデルを中心にして人口移動モデルについて検討を加えてきた。これらを背景にしてわが国の地域間人口移動について分析を試みる。

3. 1. モデルと時期区分

地域への流入数から流出数を引いたものを純流入数ということにする。地域によっては純流入数が正であることも負であることもある。正ならば流出数よ

年	純流入数(人)	年	純流入数(人)
1955	385,339	1966	440,457
56	435,630	67	473,100
57	555,372	68	511,925
58	473,231	69	543,041
59	512,203	70	570,572
60	609,227	71	457,362
61	675,861	72	386,686
62	658,308	73	408,220
63	637,376	74	320,660
64	600,199	75	268,120
65	506,838	76	246,349

表1 正の純流入数の和

資料：総理府統計局『日本の国内人口移動（昭和29年～46年）』，
同『住民基本台帳人口移動報告年報』

(7) 人口移動モデルについては信国 [9]，グリーンウッド [4]，佐野・福田 [10] のサーベイがあり，文献目録として北海道大学経済学部地域経済研究資料室『わが国の地域間人口移動にかんする文献目録』（1973年）がある。

りも流入数が多い場合であり、負ならば流入数よりも流出数が多い場合である。このように定められた純流入数を全地域について合計するとゼロになる。表1は純流入数が正の県についてそれら純流入数の和を示したものである。この表からも人口移動の規模は1955年以降拡大したが、近年にいたって急速に縮少していることがわかる。縮少は1966年前後においても生じているが、近年の縮少は1955年以降においてもっとも低い水準のものになっている⁽⁸⁾。この時、人口移動に変化が生じてきているのか、あるいは基本的な構造は同じなのかということが1つの問題となる。変化が生じてきているとすると、その内容がさらに問題となる。これらのことを簡単な人口移動モデルを用いて検討する。

人口移動としては地域の人口に直接結びつく純移動を用い、人口移動の要因としては所得格差を用いる。純移動を用いる場合は、ある地域と他の各々の地域との間の純移動を考える場合と、ある地域と、1つにまとめられた他のすべての地域との間の純移動を考える場合がある。以下では後者の純移動を用いることにする。この結果、明らかに距離は移動の要因から落とされることになる。人口については純移動との関係を検討しなければならないところであるが、要因から除いた。ここで次の記号を用いる。

M_i : 地域 i と、1つにまとめられた他のすべての地域との間の純流入数。

YR_i : 地域 i の1人あたり県民所得で、1つにまとめられた他のすべての地域の1人あたり県民所得を割ったもの。地域間所得格差を表わす。

純流入数 M_i と所得格差 YR_i との間には線形の関係があるとし、定数項を α 、傾きを β とすると

$$M_i = \alpha + \beta YR_i \quad (1)$$

となる。この簡単な人口移動モデルを用いて1955年以降の移動について検討する。

県民所得のデータは推計方式の改訂により、1955～1965年までの暦年データと、1965年度以降の年度データとでは連結していない⁽⁹⁾。また表1で示されるよ

(8) なお1977年の正の純流入数の和は243,705人である。

(9) このことについては長谷部[5]参照。

うに純移動で見ると人口移動の規模は1966年を中心としてその前後において縮少している。そこで1955年以降に関して1955～1965年までの11年間と、1966～1976までの11年間とに分けて検討することにする。⁽¹⁰⁾

3. 2. 計測

1955～1965年については全国46都道府県を9地域に分けた。それらは北海道、東北（青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟）、関東（茨城、栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川、山梨、長野）、東海（静岡、岐阜、愛知、三重）、北陸（富山、石川、福井）、近畿（滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山）、中国（鳥取、島根、岡山、広島、山口）、四国（徳島、香川、愛媛、高知）、九州（福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島）である。1966～1976年については九州に沖縄を加えて1つの地域とし九州・沖縄とした。⁽¹¹⁾

前記の人口移動モデル（1）において所得格差 YR の係数 β は地域によって異なるとすると、9地域について11期にわたる観測値をプールしたデータを用い、線形回帰モデルを

$$\begin{aligned} M_{it} = & \alpha_1 D1_{it} + \alpha_2 D2_{it} + \alpha_3 D3_{it} + \alpha_4 D4_{it} \\ & + \alpha_5 D5_{it} + \alpha_6 D6_{it} + \alpha_7 D7_{it} \\ & + \alpha_8 D8_{it} + \alpha_9 D9_{it} + \beta YR_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

$$i = 1, \dots, 9; t = 1, \dots, 11 \quad (2)$$

とすると、誤差項 u_{it} は地域要因による誤差と時系列的要因による誤差の和

(10) 純流入数 M_i は表1に示された資料により求めた。所得格差 YR_i の計算に必要な県民（分配）所得と人口は経済企画庁経済研究所編『県民所得統計年報（昭和54年版）』より得られる。1955～1965年の県民所得は国民総支出デフレーター（経済企画庁編『国民所得統計年報（昭和42年版）』）により1960年価格に実質化した。全地域について同じデフレーターを用いた。したがって所得格差として差でなく比を用いているかぎりには、実質化しなくても同じ値が所得格差として得られる。1966～1976年の県民所得については、年度データを国民総支出デフレーター（経済企画庁編『国民所得統計年報（昭和53年版）』）により1970年価格に実質化したのち、前年度の $\frac{1}{4}$ と今年度の $\frac{3}{4}$ を合計して暦年データとした。

(11) 人口移動のデータは1973年以降は沖縄を含んでいるが、1972年以前は含んでいない。本来はこれに伴う修正をしなければいけないが、大きな傾向の変化はないと考えてそのまま用いた。

であるとしても, β の通常の最小 2 乗推定量は最良線形不偏推定量となる。⁽¹²⁾ ここで $D1, D2, \dots, D9$ は北海道, 東北, \dots , 九州 (・沖縄) に各々対応するダミー変数であり, たとえば $D2_{it}$ は, $i=2; t=1, \dots, 11$ のときに 1 の値をとり, これ以外の場合はゼロの値をとるものとする。なお $i=2$ は東北を示すとする。個々の地域について別々に最小 2 乗法を適用するには 11 のサンプル・サイズでは小さいと考え, 上記のようにプーリング・データを用いて, 1955~1965 年と 1966~1976 年の 2 つの期間について (2) 式を計測した結果は次のようになる。⁽¹³⁾ サンプル・サイズは 99 である。

(1955~1965 年の場合)

$$\begin{aligned}
 M = & 542D1 + 547D2 + 615D3 + 510D4 \\
 & (7.71) \quad (6.32) \quad (13.24) \quad (8.53) \\
 & + 524D5 + 530D6 + 553D7 + 576D8 \\
 & (7.63) \quad (10.67) \quad (7.26) \quad (7.30) \\
 & + 524D9 - 489YR \\
 & (6.14) \quad (7.97)
 \end{aligned}$$

$$S = 27.0 \quad \bar{R}^2 = 0.954$$

(1966~1976 年の場合)

$$\begin{aligned}
 M = & 644D1 + 697D2 + 644D3 + 585D4 \\
 & (6.90) \quad (6.51) \quad (10.22) \quad (7.51) \\
 & + 648D5 + 550D6 + 616D7 + 670D8 \\
 & (7.17) \quad (7.93) \quad (7.12) \quad (7.05) \\
 & + 692D9 - 576YR \\
 & (6.41) \quad (7.32)
 \end{aligned}$$

$$S = 35.9 \quad \bar{R}^2 = 0.843$$

ここで S は誤差項 u_{it} の標準偏差の推定値である。 \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数である。係数の下のカッコ内の数字は t 値である。

自地域に比べて他地域の 1 人あたり所得が大であると, 自地域から他地域への流出が増える, すなわち純流入数は負になってゆくと考えられるので, 所得

(12) 佐和 [11], 110~112 ページ参照。

(13) なお以下では純流入数 M の単位を 1,000 人としている。計算は小樽商科大学計算センターおよび北海道大学大型計算機センターでおこなった。

格差 YR の係数 β は負であると期待される。計測結果は2つの期間においていずれも負である。また所得格差に関しては、いずれも有意水準5%において統計的に有意である。しかしながら自由度修正決定係数 \bar{R}^2 は1955~1965年においては0.954であるのに対して1966~1976年においては0.843と下がっている。この理由としては各地域において前の期間に比べて後の期間のほうが、純流入数と所得格差に関してあてはまりが悪くなっているのではということがまずあげられ、次に傾き β は各地域において同一であるとして測定したが、このことは後の期間においてより一層そぐわないものとなっているのではということがあげられる。本来はこの β の同一性に関して検討してから、同じ β をもつと判断される地域のみを1つのグループにすべきであるが、特に後の期間における β の同一性に前の期間におけるよりもより問題があるのではと考えられるので、あらためて個々の地域について純流入数と所得格差の関係を計測してみると次のようになる。サンプル・サイズは11である。

(1955~1965年の場合)

北海道： $M=232-217YR$ (6.22)(6.62)	$S=8.56$	$\bar{R}^2=0.811$
東北： $M=596-524YR$ (6.42)(7.93)	$S=10.0$	$\bar{R}^2=0.861$
関東： $M=1546-1739YR$ (15.35)(12.88)	$S=13.5$	$\bar{R}^2=0.971$
東海： $M=453-430YR$ (1.57)(1.44)	$S=25.7$	$\bar{R}^2=0.312$
北陸： $M=13.2-5.68YR$ (0.67)(0.32)	$S=14.3$	$\bar{R}^2=0$
近畿： $M=-715+1070YR$ (1.33)(1.59)	$S=40.3$	$\bar{R}^2=0.131$
中国： $M=266-257YR$ (3.38)(4.03)	$S=65.2$	$\bar{R}^2=0.603$
四国： $M=289-265YR$ (3.30)(3.87)	$S=71.5$	$\bar{R}^2=0.583$
九州： $M=1018-846YR$ (21.0)(24.0)	$S=8.12$	$\bar{R}^2=0.983$

(1966~1976年の場合)

北海道： $M=422-388YR$ (1.87)(2.02)	$S=19.7$	$\bar{R}^2=0.237$
東北： $M=807-657YR$ (3.92)(4.33)	$S=24.3$	$\bar{R}^2=0.640$
関東： $M=1751-1979YR$ (6.67)(5.95)	$S=37.8$	$\bar{R}^2=0.775$
東海： $M=-69.5+91.0YR$ (0.72)(0.93)	$S=23.5$	$\bar{R}^2=0$
北陸： $M=-34.5+21.9YR$ (0.21)(0.15)	$S=8.04$	$\bar{R}^2=0$
近畿： $M=912-991YR$ (4.91)(4.66)	$S=34.0$	$\bar{R}^2=0.674$
中国： $M=17.3-27.4YR$ (0.09)(0.15)	$S=12.3$	$\bar{R}^2=0$
四国： $M=-92.7+59.3YR$ (0.36)(0.28)	$S=17.0$	$\bar{R}^2=0$
九州・沖縄： $M=1096-872YR$ (8.23)(8.94)	$S=24.3$	$\bar{R}^2=0.888$

以上において自由度修正済決定係数 \bar{R}^2 が負の値になったときはゼロと記している。これらの結果をみても、所得格差 YQ の係数 β の推定値は負であることが期待されるのに、1955~1965年の期間においては近畿が正になっている。これに対して1966~1976年においては、東海、北陸、四国の3地域が正になっている。また所得格差が有意水準5%で統計的に有意でない地域は、前の期間において東海、北陸、近畿の3地域であるが、後の期間では北海道、東海、北陸、中国、四国の5地域となっている。所得格差の係数 β が期待に反して正である地域は、所得格差が統計的に有意でなくなっている。

以上のことから、1955~1965年の期間においては人口移動としての純流入数を所得格差でかなりの程度説明できたが、1966~1967年においては、所得格差だけでは十分でないことが理解される。

以上の検討は必ずしも十分ではない。所得格差としては、たとえば北海道についてみると北海道の1人あたり道民所得で他のすべての地域（東北、関東、…、九州（・沖縄））を1つとしたときの1人あたり県民所得を割ったものを用いているが、他の方法としては北海道の1人あたり道民所得で全国に関する1人あたり県民所得を割ったものを用いることもできる。また全国9地域について同一のデフレーターを用いて実質化しているが、地域別のデフレーターを用いることができれば、それが望ましいことであろう。またプーリング・データを用いるさいにも、所得格差の係数 β の差異にもとづくグループ分けを適切におこなう必要があるであろう。

4. 結語

人口移動モデルに関する若干の考察のあと、簡単なモデルを用いて1955～1965年と1966～1976年の2つの期間におけるわが国の9地域間人口移動についてその差異を検討した。前の期間に比べて後の期間においては人口移動の要因として所得格差だけでは十分でないことが示唆された。このことにもとづく積極的なモデルの展開と計測は残された問題であるが、近年における人口移動の縮小についての理解の1つの糸口となると考えられる。

参 考 文 献

- [1] Arora, S. S. and M. Brown, "A Utility Maximization Approach to Multipolar Migration under Uncertainty: A Case Study of Interregional Migration in Italy," in M. Brown et al. eds. [2], pp. 29-46.
- [2] Brown, M., M. Di Palma and B. Ferrara eds., *Regional-National Econometric Modeling with an Application to the Italian Economy*, Pion, 1978.
- [3] Glickman, N. J. *Econometric Analysis of Regional Systems: Explorations in Model Building and Policy Analysis*, Academic Press, 1977.
- [4] Greenwood, M. J., "Research on Internal Migration in the United States: A Survey," *Journal of Economic Literature*, [Vol. 13, No. 2, 1975, pp. 397-433.
- [5] 長谷部亮一「所得の地域格差と人口移動」南博士祝賀論文集刊行委員会（編）『人口と経済と社会』千倉書房，1973年，pp. 59-74。

- [6] 経済企画庁経済研究所(編)『全国地域計量モデルの研究』大蔵省印刷局, 1968年。
- [7] Klein, L. R., "The Specification of Regional Econometric Models," *Papers of the Regional Science Association*, Vol. 23, 1969, pp. 105-115.
- [8] Klein, L. R. and N. J. Glickman, "Econometric Model Building at Regional Level," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 7, 1977, pp. 3-23.
- [9] 信国真載「人口の地域間移動」福地崇生(編)『地域経済学』有斐閣, 1974年, pp. 33-54。
- [10] 佐野陽子・福田秀人「地域間労働移動の諸研究」石田英夫・井関利明・佐野陽子(編)『労働移動の研究—就業選択の行動科学』総合労働研究所, 1978年, pp. 41-71。
- [11] 佐和隆光『計量経済学の基礎』東洋経済新報社, 1970年。
- [12] Shishido, S., H. Wago and N. Kitayama, "Changes in the Regional Distribution of Population in Japan and their Implications for Social Policy," in R. Stone and W. Peterson eds., *Econometric Contributions to Public Policy*, The Macmillan Press, 1978, pp. 440-463.
- [13] Sjaastad, L. A., "The Costs and Returns of Human Migration," *Journal of Political Economy*, Supplement, Vol. 70, No. 5, 1962, pp. 80-93.
- [14] Todaro, M. P., "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *American Economic Review*, Vol. 59, No. 1, 1969, pp. 138-148.