

関東地方における都市人口移動と都市の社会・ 経済的屬性との関係

大 関 泰 宏*

- | | |
|-----------------------|-------------------------|
| I はじめに | IV-2 社会・経済的屬性 |
| II 人口移動の変数 | V 社会・経済的屬性による人口移動の説明 |
| III 人口移動を説明する社会・経済的屬性 | VI 人口移動モビリティからみた関東地方の都市 |
| IV 変数変動の主成分とその分布 | -むすびにかえて- |
| IV-1 人口移動 | |

I はじめに

人口移動に関する従来の地理学的研究は、都市内のようにきわめて近い距離での移動とその他のより長距離の移動とを区別する考え方が一般的であった(岸本, 1978, pp.55-67). しかし, 都市社会が成熟するにつれて, これら空間的スケールの異なる人口移動を統一的に説明することが重要な課題であると強く認識されるようになってきた(Woods, 1982, pp.131-157; Cadwallader, 1986; Courgeau, 1989). 都市人口移動は, 都市への転入移動と都市からの転出移動という地域間スケールでの移動に都市内スケールでの転居移動を加えた包括的な移動現象の概念であり(Lewis, 1982, p.118), わが国のような高度に都市化の進展した社会においては, これら三つの移動要素を一括して分析し, 移動要素間の相互関係および移動と他の地域属性との空間的関係を明らかにすることが地理学の重要な課題となる.

大関(1993)は, 関東地方125都市の都市人口移動を対象として都市人口移動の分布パターンを明らかにしたが, これに引き続いて本研究では, 当該分布パターンを表わす移動属性と都市の社会・経済的屬性との空間的関係を明らかにすることを目的とする.

この目的を達成するための方法として, まず, 都市人口移動の分布パターンの考察に基づいて移動属性を精選し, 一方では, 従来の都市次元研究と計量的地域構造研究に基づいて人口移動を説明するための社会・経済的屬性を選定する. これら二つの属性に関する地理行列をデータとする主成分分析併用の正準相関分析および重回帰分析を実行することによって, 移動属性と社会・経済的屬性との相関関係, および移動属性を従属変数, 社会・経済的屬性を独立変数とする回帰関数関係を特定する. さらに, 主成分得点の空間的分布を比較考察することで, 人口移動からみた関東地方の都市に関する一つの地理学的解釈を得ることができるものとする. なお, 分析対象都市は, 大関(1993)と同様

*文部省初等中等教育局

に、1970年時点で市制を施行している124市と東京特別区部の合計125都市である。

II 人口移動の変数

大関（1993）によれば、都市人口移動の分布パターンを構成する2大要素は、東京を中心とする同心円パターン、および都市規模に制約された分布パターン、すなわち都市規模パターンであった。これら二つの分布パターンは、移動性、年齢および人口移動圏の三つの側面において明瞭に観察されることから、本研究では、これら三つの側面から同心円パターンおよび都市規模パターンを代表する変数をそれぞれ1個ずつ選択することにした。

第1表は採用した人口移動変数の定義を示したものである¹⁾。以下に各変数の特性を記述する。

転出入移動（変数番号1、以下同） 転入移動および転出移動に関する移動性は、同心円パターンを示す変数である。これら2変数はきわめて高い相関関係にあることから、両者を合計して変数変動を要約し、この新たに得られた変数を転出入移動と命名する。

若年労働力転出（2） 年齢階層別に区分された33変数のなかで、転出移動の15～19歳の標準化された移動性は最も変動係数値が高い、すなわち都市による地域差が明瞭な変数である。また、この変数は、転出入移動と-0.743の高い負の相関関係にあることから、年齢に関する同心円パターンを代表する変数と考えられ、本研究では当該変数を若年労働力転出と命名して以後の分析に使用する。

短距離移動（3） 移動距離別に区分された22変数のなかで、短距離移動に関する変数が同心円パターンを示すのに対して、長距離移動に関する変数の分布パターンは都市規模と密接な関係にある。転入移動と転出移動の0～20kmが22変数のなかでは最短の移動距離である。しかし、この移動距離だけでは都市の面積の影響を強く受けることから、ここでは、移動距離20～40kmに該当する転入・転出移動も加えて短距離移動を定義している。

都市内移動（4） 移動性に関する3変数（転入・転出・都市内）のなかで、都市内移動の移動性が都市規模パターンを明瞭に示す変数である。

第1表 人口移動に関する変数の定義

変数番号	変数名	定 義
1	転出入移動	$\{(\text{転入移動者数} + \text{転出移動者数}) / \text{居住人口数}\} \times 10^4$
2	若年労働力転出	$\{(15\sim 19\text{歳転出移動者数} / 15\sim 19\text{歳居住人口数}) / (\text{全年齢転出移動者数} / \text{全年齢居住人口数})\} \times 10^2$
3	短距離移動	$\{(\text{移動距離} 0\sim 40\text{km 転入移動者数} + \text{移動距離} 0\sim 40\text{km 転出移動者数}) / (\text{全転入移動者数} + \text{全転出移動者数})\} \times 10^2$
4	都市内移動	$(\text{都市内移動者数} / \text{居住人口数}) \times 10^4$
5	若年労働力転入	$\{(15\sim 19\text{歳転入移動者数} / 15\sim 19\text{歳居住人口数}) / (\text{全年齢転入移動者数} / \text{全年齢居住人口数})\} \times 10^2$
6	長距離移動	$\{(\text{移動距離} 200\text{km 以上転入移動者数} + \text{移動距離} 200\text{km 以上転出移動者数}) / (\text{全転入移動者数} + \text{全転出移動者数})\} \times 10^2$

資料：昭和55年国勢調査報告

若年労働力転入（5）年齢階層別に区分された33変数のなかで、若年労働力層の転入移動が都市規模と密接な関係にある。また、転入移動においても、転出移動と同様に、15～19歳の移動性が若年齢層のなかで最も大きな変動係数値を示す。したがって、転入移動に関する15～19歳の標準化された移動性は年齢に関する都市規模パターンを代表する変数と考えられ、本研究では当該変数を若年労働力転入と命名して以後の分析に使用する。

長距離移動（6）短距離移動のところで述べたように、人口移動圏の22変数のなかで、長距離移動に関する変数の分布パターンは都市規模と密接な関係にある。なかでも最長である移動距離200km以上の転入・転出移動者の割合は、移動規模が大きく、かつ広い人口移動圏を有する大都市で高くなる。本研究では、この移動距離200km以上の転入・転出移動者の割合を長距離移動と命名し、ここの人口移動変数として認定することにした。

以上の6変数のうち、番号1～3が同心円パターンを表わす変数、番号4～6が都市規模パターンに関する変数となっている。

Ⅲ 人口移動を説明する社会・経済的属性

社会・経済的属性に関する変数の選定は、従来のわが国における都市次元研究および東京都市圏に関する計量的地域構造研究の成果に基づいて行なう。まず、従来の都市次元研究のなかからわが国の都市を分析対象とする安田（1959）、山口（1972）、山口（1973）、日野（1977）、井内（1982）および長田（1991）の六つの事例を採用する。また、東京都市圏に関する計量的地域構造研究である服部ほか（1960）、山田ほか（1974）、福原（1977）、斎藤（1982）、日本住宅総合センター（1983）および富田・河野（1990）の六つの事例についても変数選定のための資料とした。以上の12事例で実行された延べ20回の因子・主成分分析および採用された延べ711変数のなかから、本研究の人口移動の説明に有効と考えられる第2表の17個の変数を選出した²⁾。

東京との距離（変数番号1、以下同）と居住人口数（2）は、それぞれ同心円パターンおよび都市規模パターンを説明する基礎的な変数である。

性比（3）、年少人口率（4）および老年人口率（5）は、都市の人口学的特性を表わす変数である。従来の回帰分析研究によれば、転出移動は経済的機会の水準よりもむしろ発地の人口の規模と構造により大きく依存することが知られている（Flowerdew and Salt, 1979）。また、都市内移動に関しては、人口学的特性は住宅に関する特性とともに移動モビリティを説明する重要な要因とみなされてきた（Cadwallader, 1986）。したがって、転出移動・都市内移動を含む本研究においても、これら3変数は人口移動の説明変数として重要な役割を果たすものと思われる。

その他の12変数に関しても、それぞれが広い意味での人口構造を表わすものといえることができる。世帯人員（6）は核家族化の動向を示す。女子労働力率（7）はパートや休職中を含む女子労働力人口の割合を示し、いわゆる専業主婦率とは逆相関の関係にある。雇用者率（9）はいわゆるサラリーマン人口の割合を表わす。持ち家率（9）と畳数（10）はともに住宅に関する変数で、従来の研究では移動の空間的スケールを問わず移動要因としての重要性が指摘されている（Brown and Longbrake,

第2表 社会・経済的屬性に関する変数の定義

変数番号	変数名	定義
1	東京との距離	東京都庁(旧)と各市役所との直線距離 km
2	居住人口数	(居住人口数/10 ²)の常用対数変換値
3	性比	(男性居住人口数/女性居住人口数)×10 ²
4	年少人口率	(0～14歳居住人口数/全年齢居住人口数)×10 ²
5	老年人口率	(65歳以上居住人口数/全年齢居住人口数)×10 ²
6	世帯人員	普通世帯人員/普通世帯数
7	女子労働力率	(女子労働力居住人口数/女子15歳以上居住人口数)×10 ²
8	雇用者率	(雇用者居住人口数/全産業就業者居住人口数)×10 ²
9	持ち家率	(持ち家普通世帯数/全普通世帯数)×10 ²
10	畳数	普通世帯畳数/普通世帯人員
11	管理職率	(管理的職業従事者居住人口数/全職業従事者居住人口数)×10 ²
12	事務従事者率	(事務従事者居住人口数/全職業従事者居住人口数)×10 ²
13	市域外従業者率	(他市町村で従業する居住人口数/全職業従事者居住人口数)×10 ²
14	第1次産業率	(当地で従業する第1次産業就業者数/当地で従業する全就業者数)×10 ²
15	第2次産業率	(当地で従業する第2次産業就業者数/当地で従業する全就業者数)×10 ²
16	金融・保険業率	(当地で従業する金融・保険業就業者数/当地で従業する全就業者数)×10 ²
17	高等教育率	(高等教育修了者居住人口数/全15歳以上居住人口数)×10 ²

資料：昭和45・50年国勢調査報告

1970；Speare, 1974；加藤, 1980；上野, 1980；Cadwallader, 1981；Lewis, 1982, p.121；大友, 1983；村山, 1985；Otomo, 1987). 管理職率(11)と事務従事者率(12)は職業からみた社会的地位を表わす。市域外従業者率(13)は市域外の就業機会への依存度を表わす変数で、他市町村への通勤移動者が多い住宅都市では高い値となる。第1次産業率(14)、第2次産業率(15)および金融・保険業率(16)はいずれも昼間人口の産業別構成を示す。高等教育率(17)は、都市人口の学歴別構成に関する変数である³⁾。

IV 変数変動の主成分とその分布

IV-1 人口移動

本節では、人口移動に関する6変数×125分析対象都市の合計750個の地理行列データに対して、変数群ごとの主成分分析を実行する。すでに述べたように、6個の人口移動変数は、第1表の番号1～3の3変数が東京を中心とする同心円パターンを示し、番号4～6の3変数は都市規模パターンを表わすものであって、これらの分布パターンが変数変動の2大成分となっていることは明らかである。したがって、それぞれの変数群に対して個別に主成分分析を適用することによって、変数変動全体を同心円パターンの主成分と都市規模パターンを表わす主成分の2変数に要約することが可能となる⁴⁾。

第3表は、人口移動変数に関する主成分分析の結果を示したものである。まず、同心円パターンに関する3変数の要約状況は次のとおりである。ⅠからⅢまでの三つの主成分を抽出することができる

第3表 人口移動変数の主成分分析（1980年）

(1) 同心円パターン

変数番号	変数名	主成分		
		I	II	III
1	転出入移動	0.903	0.431	…
2	若年労働力転出	-0.924	…	-0.317
3	短距離移動	0.924	…	-0.322
	固有値	2.522	0.274	0.204
	寄与率（%）	84.1	9.1	6.8

…は負荷量の絶対値0.3未満であることを示す。

(2) 都市規模パターン

変数番号	変数名	主成分		
		I	II	III
4	都市内移動	0.803	-0.419	-0.423
5	若年労働力転入	0.747	0.653	…
6	長距離移動	0.834	…	0.522
	固有値	1.898	0.635	0.467
	寄与率（%）	63.3	21.2	15.5

…は負荷量の絶対値0.3未満であることを示す。

が、なかでも第Ⅰ主成分は寄与率84.1%となり、変数変動全体に対する説明率がとくに高い。また、負荷量の絶対値をみてみると、第Ⅰ主成分は番号1～3の三つの人口移動変数すべてに対して0.9以上である。これは、第Ⅰ主成分がどの変数に対しても80%以上の変動を説明できることを意味する。これに対して、第Ⅱと第Ⅲの主成分は、負荷量の絶対値0.3未満となる変数が存在することから、三つの人口移動変数に共通する変動を要約するものとはいえない。以上の結果から、人口移動変数が共有する同心円パターンを要約する主成分は第Ⅰ主成分にほかならないといえる。そこで、本研究では、当該第Ⅰ主成分を人口移動に関する同心円主成分と呼ぶことにする。

次に、都市規模パターンに関する要約状況であるが、これも同心円パターンとほぼ同様の結果となっている。すなわち、第Ⅰ主成分と第Ⅱ主成分以下との間の寄与率の格差は大きく、第Ⅰ主成分は番号4～6の三つの人口移動変数すべてに対して高い負荷量絶対値を示す。そして、第Ⅱと第Ⅲの主成分には、負荷量絶対値0.3未満の変数が存在する。したがって、人口移動変数が共有する都市規模パターンの主成分は、ここでも第Ⅰ主成分にほかならないといえる。この第Ⅰ主成分を人口移動に関する都市規模主成分と認定し、以下では、主成分負荷量および主成分得点に基づく同心円・都市規模両主成分の分布特性を記述していく。

第3表の主成分負荷量値によれば、人口移動に関する同心円主成分（同心円パターンの第Ⅰ主成分）は、転出入移動と短距離移動に対して正の相関関係があり、若年労働力転出に対しては負の相関関係

にある。すなわち、転入・転出移動に関する移動性および移動距離0～40kmの短距離移動者率の高い都市では、同心円主成分の得点も高く、一方、他の年齢に比べて15～19歳の若年労働力層が活発に転出する都市では、同心円主成分得点は低くなる。

第1図は、人口移動に関する同心円主成分得点の分布を示したものである。得点が正の値となる都市は東京とその近郊に分布しており、東京から60km以遠の都市では得点はすべて負の値となる。すなわち、主成分得点が正の都市群を内帯、得点負の都市群を外帯とする東京中心の同心円パターンが明瞭にみられる。しかし、当該主成分得点1.0以上の都市はそのすべてが東京近郊の住宅都市であって、東京の得点は全125都市のほぼ平均の水準を示すにすぎない。したがって、当該主成分得点の分布は、東京中心の同心円パターンを基調とするものの、同時に東京からの距離との直線的な関係によっては説明できない空間的変動を内包していることもまた明らかである。

続いて、人口移動に関する都市規模主成分、すなわち第3表の都市規模パターンの第1主成分の負荷量値をみてみると、当該主成分は、都市内移動、若年労働力転入および長距離移動の3変数すべて



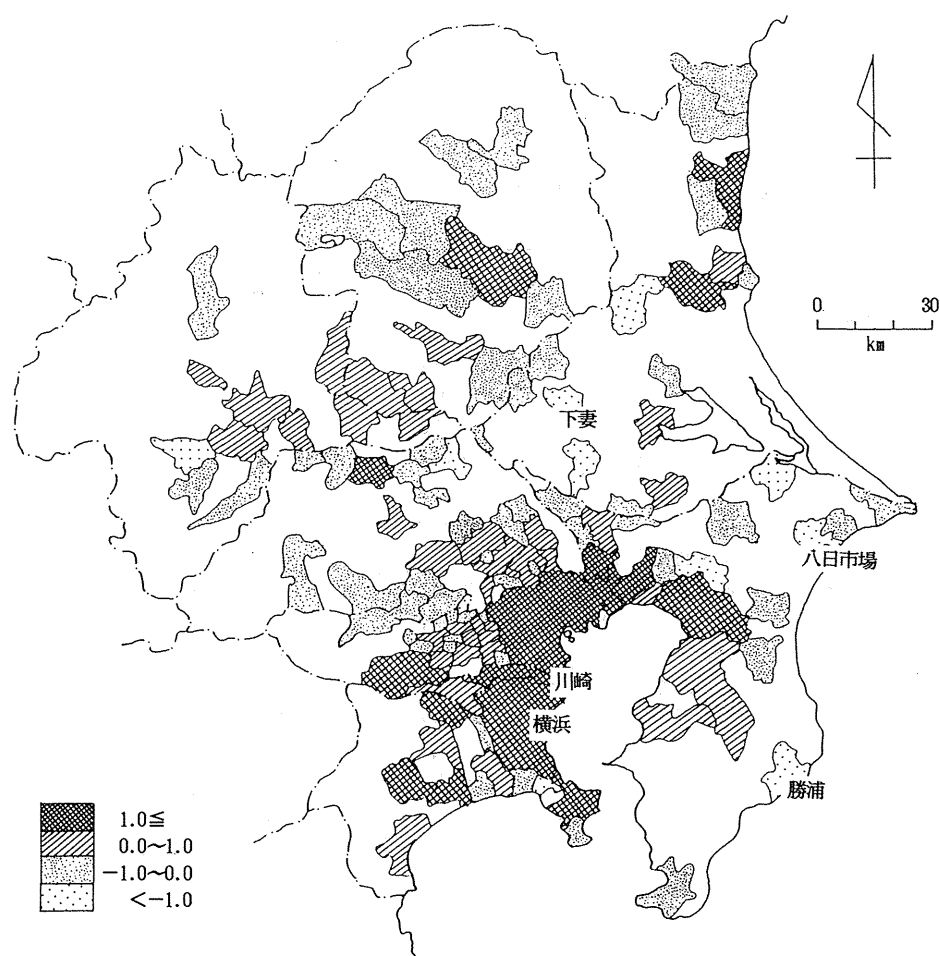
第1図 人口移動に関する同心円主成分得点の分布（1980年）

に対して正の相関関係にあることがわかる。すなわち、都市規模主成分の得点の高い都市では、都市内移動の移動性が高く、転出入移動では移動距離200km以上の長距離移動者の割合が高い。また、転入移動者の年齢構成の点では、15～19歳の若年労働力層の移動性が高い都市、換言すれば、他の年齢層に比べて若年労働力層が活発に転入する都市ほど、当該主成分の得点が高くなる。

第2図は、人口移動に関する都市規模主成分得点の分布を示したものである。当該主成分得点の上位は、東京、横浜、川崎をはじめとする居住人口数の多い都市によって占められ、一方、下位は、八日市場、下妻、勝浦など人口規模の小さな都市となっている。すなわち、人口移動に関する都市規模主成分得点は、居住人口数によって表わされる都市規模と正の高い相関関係にあると考えられるが、一部には主成分得点による順位と居住人口数によるそれとの格差の大きな都市もみられる。

IV-2 社会・経済的屬性

ここでは、社会・経済的屬性に関する17変数×125分析対象都市の合計2,125個の地理行列データに



第2図 人口移動に関する都市規模主成分得点の分布（1980年）

対して主成分分析を実行する。社会・経済的屬性に関する変数は、人口移動変数とは異なって、事前に複数の変数群に分割されてはいない。それゆえ、ここでの主成分分析は、全変数を一括して要約する通常の方法に基づいて行なう。

第4表は、社会・経済的屬性変数に関する主成分分析の結果を示したものである。従来の研究で採用されてきた固有値1以上の基準に合致するのは第Ⅲ主成分までであり、ここまでの累積寄与率は79.9%に達する。以下に、各主成分ごとの社会・経済的変数との関係および主成分得点に基づく分布特性を記述する。

第Ⅰ主成分は、社会・経済的屬性変数17個のうち第2次産業率を除く16個に対して絶対値0.3以上の負荷量を示すことから、一般因子的な性格を有する合成変量であるといえる。なかでも、正の負荷量に関しては、持ち家世帯、第1次産業就業者、大家族、高齢者、女子労働力の割合が高く、1人当たりの量数は多い。そして、東京からは離れて位置する、という特性を当該主成分は代表している。これらは、全体として、都市の農村的性格を表わすものと考えられる。したがって、これらの対極に位置する負の大きな負荷量の変数は、都市的な性格を表わすはずである。事実、雇用者、事務従事者、高学歴、市域外への通勤者、管理職、女性、居住人口および金融・保険業就業者が多い都市では主成分得点の値は低くなる。

第4表 社会・経済的屬性変数の主成分分析（1970・75年）

変数番号	変数名	主成分		
		I	II	III
1	東京との距離	0.772	…	…
2	居住人口数	-0.607	…	0.556
3	性比	-0.789	…	…
4	年少人口率	-0.433	-0.584	-0.406
5	老年人口率	0.879	0.374	…
6	世帯人員	0.885	…	…
7	女子労働力率	0.875	…	…
8	雇用者率	-0.941	…	…
9	持ち家率	0.900	…	…
10	量数	0.601	0.465	…
11	管理職率	-0.808	0.409	…
12	事務従事者率	-0.932	…	…
13	市域外従業者率	-0.832	…	-0.468
14	第1次産業率	0.875	…	…
15	第2次産業率	…	-0.807	…
16	金融・保険業率	-0.515	0.612	…
17	高等教育率	-0.869	0.366	…
	固有値	10.187	2.244	1.154
	寄与率（%）	59.9	13.2	6.8

…は負荷量の絶対値0.3未満であることを示す。

第3図は、社会・経済的属性に関する第Ⅰ主成分得点の分布を示したものである。正の得点を示す都市は、そのすべてが東京から30km以上離れたところに位置している。一方、東京とその近郊は負の得点の都市で占められ、得点の低い都市ほど東京に近接する傾向が明瞭にみられる。すなわち、当該主成分得点の分布は、東京を中心とする同心円パターンを呈している。主成分得点の上位に位置するのは、八日市場、下妻、大田原など農村的な小都市であり、一方、得点下位には、東京周辺の住宅都市が多くみられる。東京、横浜、川崎などの大都市も低い得点を示すが、これらの周辺に位置する住宅都市の得点はさらに低い。したがって、社会・経済的属性に関する第Ⅰ主成分は、負の負荷量および得点下位の都市に注目して、東京周辺の住宅都市を典型とする都市的性格、すなわち住宅都市性を表わす合成変数であると解釈することができる。

第Ⅱ主成分は、第4表によれば、7個の社会・経済的属性変数に対して負荷量の絶対値0.3以上となっている。絶対値の最大は第2次産業率に対する負荷量であり、次いで金融・保険業率、年少人口率、豊数、管理職率、老年人口率、高等教育率が順に続く。これらのうち、第2次産業率と年少人口

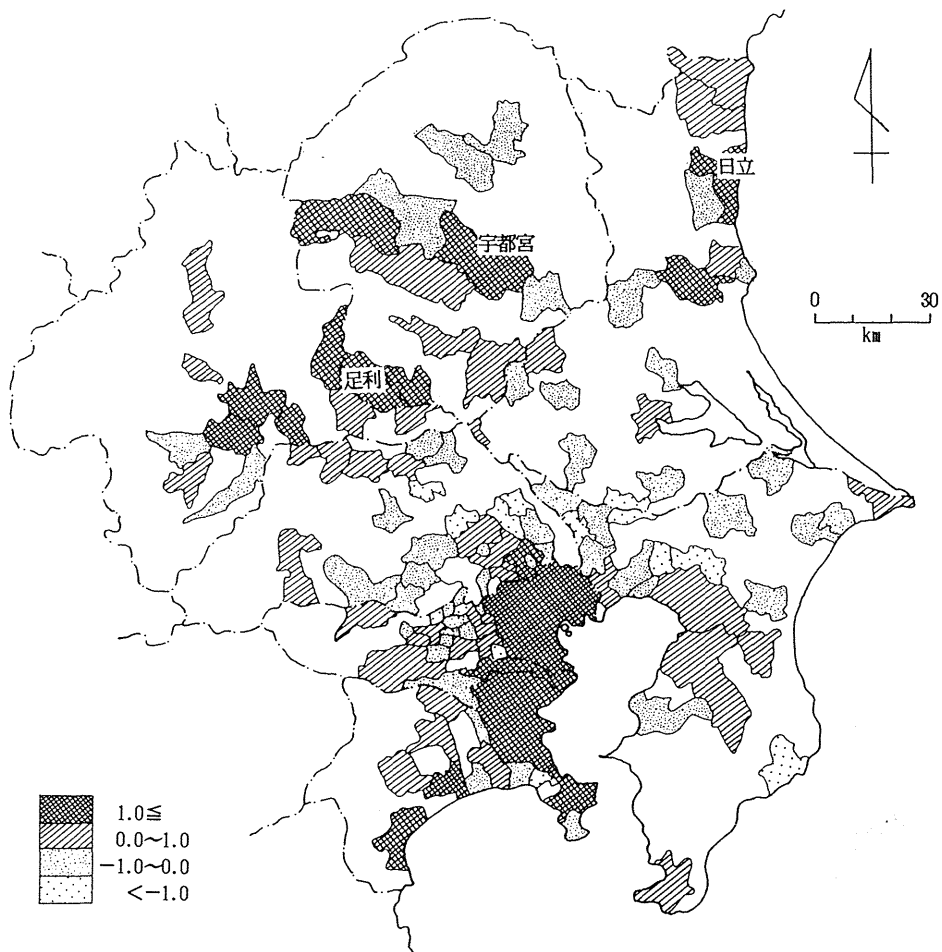


第3図 社会・経済的属性に関する第Ⅰ主成分得点の分布 (1970・75年)

率の2変数に対する負荷量は負であるが、他の5変数については正の負荷量となっている。したがって、第2次産業就業者や年少者が少ない一方で、金融・保険業就業者、管理職、高齢者、高学歴が多く、1人当たりの量数も多い都市では、当該主成分得点の値が高くなる。

社会・経済的属性に関する第Ⅱ主成分得点が上位の都市は、住宅都市、リゾート都市、文教都市、首都など機能的に多様であるが、他の産業に比べて工業的要素に乏しいという点で共通している（分布図省略）。一方、得点下位には、勝田、日立、桐生など工業就業者率の高い都市が多くみられる。以上の結果から、社会・経済的属性の第Ⅱ主成分は、負の負荷量および得点下位の都市に注目して、工業都市性を表わす合成変数であると考えるのが妥当である。

第Ⅲ主成分は、第4表に示すように、負荷量の絶対値0.3以上の社会・経済的属性変数は3変数にすぎない。それらは、絶対値の大きい順に、居住人口数に対する正の負荷量、市域外従業者率に対する負の負荷量、および年少人口率に対する負の負荷量である。したがって、第Ⅲ主成分は、居住人口数の大きな都市、住民に対して十分な就業機会を自市内で提供できる就業自立的な都市、および年少



第4図 社会・経済的属性に関する第Ⅲ主成分得点の分布（1970・75年）

者の少ない都市では、高い得点を示すと考えられる。

第4図は、社会・経済的属性に関する第Ⅲ主成分得点の分布を示したものである。主成分得点の上位は、東京、横浜、川崎など人口規模の大きな都市、および日立、宇都宮、足利などの就業自立的な都市で占められている。一方、得点下位には、東京近郊の比較的新しい住宅都市が多く、これらの都市では住民の経済的基盤を市域外に存する就業機会に大きく依存している。さらに、これらの住宅都市では高い年少人口率を示すが、これは人口が急増するベッドタウンに特徴的な性格である。以上の考察に基づき、社会・経済的属性の第Ⅲ主成分は、都市の人口規模と就業自立性を表わす合成変数であると解釈することができる。

V 社会・経済的属性による人口移動の説明

前章の分析によって、人口移動および社会・経済的属性それぞれの空間的変動を要約する主成分を明らかにすることができた。ここでは、両主成分群に対して正準相関分析および重回帰分析を適用することによって、人口移動と社会・経済的属性との相関関係、および社会・経済的属性を独立変数、人口移動を従属変数とする両変数間の回帰関係を明らかにする。

第5表は、正準相関分析の結果、正準相関係数が5%水準で有意となった二つの正準変量と各主成分との関係を絶対値0.3以上の構造係数によって示したものである⁵⁾。有意な正準変量を識別する方法としては、最も一般的なウイルクスのラムダに基づくカイ2乗検定を行なったが(村山, 1990, pp.118-128), その結果、第Ⅰと第Ⅱの二つの合成変量を正準変量として認定することができた。なお、表中の冗長性係数は、人口移動の主成分を従属変数、社会・経済的属性の主成分を独立変数としたときの重決定係数であり、社会・経済的属性の人口移動に対する変動説明率を表わすものである。以下に各正準変量の特徴を記述する。

第Ⅰ正準変量は正準相関係数が0.948ときわめて高く、当該正準変量に関して人口移動の変動の89.9%は社会・経済的属性の変動によって説明することができる。第Ⅰ正準変量は、人口移動の同心

第5表 人口移動と社会・経済的属性との正準相関分析

主成分	正準変量		
	I	II	
人口移動	同心円	-0.973	…
	都市規模	-0.540	-0.842
社会・経済的属性	I	0.997	…
	II	…	…
	III	…	-0.992
正準相関係数	0.948*	0.830*	
冗長性係数	0.820		

…は構造係数の絶対値0.3未満であることを示す。

* は0.05水準で有意であることを示す。

円主成分に対して負の構造係数を示し、社会・経済的属性の第Ⅰ主成分に対しては正の構造係数を示す。したがって、当該正準変量は、人口移動に関する同心円パターンが社会・経済的属性による住宅都市性と密接な関係にあることを説明している。また、人口移動の同心円主成分と社会・経済的属性の第Ⅰ主成分との間で構造係数の符号が異なるが、これは両主成分の得点分布が負の相関関係にあることを反映している。さらに、第Ⅰ正準変量は人口移動の都市規模主成分に対しても負の構造係数を示すことから、ここでの住宅都市性は人口移動の都市規模パターンの説明変数としても有効である可能性がある。

第Ⅱ正準変量は正準相関係数0.830となり、当該正準変量に関して人口移動の変動の68.9%が社会・経済的属性の変動によって説明可能である。第Ⅱ正準変量は、人口移動の都市規模主成分および社会・経済的属性の第Ⅲ主成分に対して負の構造係数を示す。したがって、当該正準変量は、人口移動に関する都市規模パターンが都市の人口規模だけでなく就業自立性に対しても密接に関係することを示す次元となっている。なお、社会・経済的属性の第Ⅱ主成分は、いずれの正準変量に対しても小さな係数値を示すにすぎないことから、社会・経済的属性による工業都市性は人口移動に関する分布パターンの説明変数として有効ではないと考えられる。

第5表の冗長性係数が示すように、第Ⅰおよび第Ⅱ正準変量合計では、人口移動に対する社会・経済的属性の変動説明率は82.0%に達する。すなわち、主成分群間においては、人口移動は社会・経済的属性によってほぼ説明可能であるといえる。しかし、個々の主成分間における説明関係は、上述の構造係数からは特定できないので、人口移動の同心円パターンと都市規模パターンそれぞれに関する以下のような重回帰モデルを作成した⁶⁾。

はじめに、人口移動に関する同心円主成分を社会・経済的属性の第Ⅰ、第Ⅱおよび第Ⅲ主成分によって説明する重回帰式を作成したところ、第Ⅱ主成分に対する偏回帰係数だけが5%水準で有意でない、すなわち第Ⅱ主成分は説明変数として有効ではないとの結果を得た。そこで、第Ⅱ主成分を除いて再び重回帰分析を実行したところ、次の重回帰式を得ることができた。

$$MGCON = -0.932 \text{ SEPC I} - 0.127 \text{ SEPC III} \quad (1)$$

ここで、MGCONは人口移動の同心円主成分、SEPC IとSEPC IIIはそれぞれ社会・経済的属性の第Ⅰ主成分と第Ⅲ主成分である。

重回帰式(1)の決定係数は0.885であるから、人口移動に関する同心円パターンは、社会・経済的属性の第Ⅰ・第Ⅲ主成分、すなわち住宅都市性と人口規模・就業自立性によって、88.5%の変動を説明することができる。なかでも、住宅都市性は、SEPC Iに対する偏回帰係数の絶対値が1に近いことから、人口移動の同心円パターンを説明する上できわめて重要な属性であるといえる。また、SEPC IIIに対する偏回帰係数も有意となるが、当該係数値が示す人口規模・就業自立性の同心円パターンに対する説明力は、先の正準相関分析によっては十分に評価しえなかった部分である。

次に、人口移動に関する都市規模主成分を社会・経済的属性に関する三つの主成分得点によって説明する重回帰分析を行なったところ、同心円パターンと同様に第Ⅰと第Ⅲの二つの主成分を有意な独

立変数とする以下の重回帰式が得られた。

$$\text{MGSIZE} = -0.466 \text{ SEPC I} + 0.728 \text{ SEPC III} \quad (2)$$

ここで、MGSIZEは人口移動の都市規模主成分である。

重回帰式(2)の決定係数は0.748であり、人口移動に関する都市規模パターンは、社会・経済的属性の第Ⅰ・第Ⅲ主成分、すなわち住宅都市性と人口規模・就業自立性によって、74.8%の変動を説明することができる。ここでは、SEPCⅢに対する偏回帰係数が正の大きな値となることから、人口規模・就業自立性が都市規模パターンの説明に際して重要な役割を果たすことになる。これに比べると、SEPCⅠに対する偏回帰係数の絶対値は小さいが、当該主成分が表わす住宅都市性もまた都市規模パターンに対する説明変数として有効である。

以上、人口移動と社会・経済的属性に関する正準相関分析および重回帰分析を通じて、「人口移動に関する同心円パターンは社会・経済的属性に関する住宅都市性によって説明することができる」および「人口移動に関する都市規模パターンは社会・経済的属性に関する人口規模・就業自立性によって説明することができる」という仮説は、相関・回帰関係に基づく一定の検証を得たといえることができる。また、住宅都市性が都市規模パターンを説明し、人口規模・就業自立性が同心円パターンを説明する側面に関しても、重回帰モデルのなかで一定の説明力を有することが明らかとなった。それゆえ、人口移動と社会・経済的属性の間には、第5表の冗長性係数の値が示すように、全体として強い説明関係が存在するのである。換言すれば、本章の分析は、「人口移動の分布パターンは社会・経済的属性に関する分布パターンの関数である」という仮説に対して、一つの検証結果を導き出すことができたといえる。

Ⅵ 人口移動モビリティからみた関東地方の都市 一むすびにかえて一

関東地方の都市は、前章の最後に述べた仮説が適合するものとそうでないものに大きく2分される。後者については、人口移動からみた関東地方都市の個性的側面を表わすものといえる。東京、横浜、横須賀など人口規模が大きく中心性も高い都市では、都市内での移動性が高く、他市町村との関係では長距離移動と若年労働力転入が顕著である。東京近郊の都市は、社会・経済的にみて住宅都市性が高く、この属性が他市町村との活発な転出入移動、とくに短距離の移動が多いという移動特性を説明する。これら近郊住宅都市の東京からみて外側の地帯には、住宅都市性の低い農村的な小都市が数多く分布するが、これらの都市では若年労働力層の転出移動が顕著である。

わが国の都市群は、その社会・経済的性格からみて、1970年代中ごろに一つの大きな転換点を迎えていたといえる。すなわち、それまで急激に成長する都市グループが時代を象徴する存在であったが、その後経済の減速化にともなって、ゆるやかな成長都市グループ中心の時代へと大きく転換したのである(佐貫, 1983)。それゆえ、都市の人口移動に対する分析の視点も、都市成長を直接に計測する純移動、すなわち転入と転出の差の分析よりも、むしろ本研究のように都市内移動を含む総移動概念に基づくモビリティ分析が重要性を増してきた。また、東京圏における産業・職業構造の変化からも、

かつて人口増加因子として重視されてきた工業機能が相対的縮小に転じ（富田・河野，1990），これが本研究においても，社会・経済的属性の第Ⅱ主成分すなわち工業都市性の正準変量に対する低い寄与となって現われている。人口移動モビリティは，社会・経済的属性の一つとみなすこともできるが，いわゆるストックではなく人間居住のフローに関する属性であるから，これら社会・経済的条件の変化に敏感に反応して独自の分布パターンを形成したということも可能である。

また，人口移動は，新たな社会・経済的環境に対する人口集団の反応の結果であるが，それと同時に，移動を発生・吸収した地域の諸変化を刺激・促進する一種の触媒としての機能をも有している。したがって，人口移動と社会・経済的属性との相互規定関係には，概念上タイムラグが含まれる。時刻 $t-1$ における都市の社会・経済的属性は，時刻 t に発生した都市人口移動の要因であり，当該移動は時刻 $t+1$ における都市の社会・経済的属性の状態に影響する。本研究の空間的共変動はこのような人口移動に関する空間的プロセスの1断面であって，本研究が明らかにした都市人口移動と都市の社会・経済的属性との関係は関東地方都市群の今後の動向を占う上での一つの指針になるものと考えられる。

本研究をまとめるに際して，筑波大学地球科学系の奥野隆史教授には終始ご指導を賜りました。また，同学系の佐々木 博教授，高橋伸夫教授，斎藤 功教授，手塚 章助教授の諸先生方からは貴重なご意見を賜りました。以上記して厚く御礼申し上げます。なお，本研究の費用の一部に，文部省科学研究費奨励研究B（課題番号，07910002；代表，大関泰宏）を使用した。

注

- 1) 本研究の人口移動データは1980年の昭利55年国勢調査報告第6巻人口移動集計結果による1年前の前住地に基づくものである。1990年の平成2年国勢調査報告においては，1年前の前住地に関する表章項目が削除され，5年前の常住地に基づく人口移動結果が記載されるにとどまっている。このため，人口移動を観察する時間スケールが本研究の資料と異なるだけでなく，前住地統計と常住地統計という移動の計数方法においても差異が存在する。また，大友（1994）が指摘するように，5年間の移動者数に基づく統計は，住民基本台帳による人口移動統計との整合性の点で1年間の移動統計に劣っている。本研究では，こうした整合性を考慮して1990年の統計を利用することはしなかった。
- 2) 711変数のうち，人口移動を含む人口増加率，および長期的移動モビリティを表わす自市生人口率と他市町村からの移住者率は，人口移動を表わす変数と考えられる。本研究では，①これら諸変数のいずれかと同一の都市次元や因子または主成分を構成していること，②負荷量の絶対値が0.5以上であること，および③複数の年次にわたって採用された変数であること，の3条件をすべて満たすことを変数選定の基準とした。①と②の条件は人口移動変数との高い相関関係を担保し，また③の条件は特定の年次にしか採用できない特殊な変数を分析の対象としないことを意図している。
- 3) 本研究の人口移動データは1979年10月から80年9月までの移動を計数したものであるから，1980年10月の居住人口数には当該移動の結果が含まれている。したがって，昭利55年国勢調査結果から社会・経済的属性に関するデータを得ることは論理的にトートロジー（tautology）となる。第2表の11～16番の変数データは20%標本抽出による推計値であるが，他のデータは全数統計に基づくものである。また，17番の高等教育率については国勢調査の大規模調査の項目であることから，移動前の最新のデータは1970年のものとなるが，他の変数のデータ年次はすべて1975年である。
- 4) 6個の人口移動変数に対して一括して主成分分析を適用する方法も考えられるが，石水（1979）が比

較検討した結果によれば、後の正準相関分析における正準ベクトルの解釈を困難にしまう点で一括した主成分分析の適用には問題があり、本研究のように投入変数が事前に群として明瞭に区分されている場合には分割法による変数群ごとの主成分分析の適用が好ましい。

5) 人口移動の同心円主成分と都市規模主成分の間には若干の相関関係(相関係数=0.332)が存在するため、正準変量の解釈は、正準変量と各主成分との

相関係数に相当する構造係数に基づいて行なう。

6) 人口移動と社会・経済的属性的の規定関係は、正準得点に基づく主成分群間の回帰関係の形で示すこともできる。しかし、この方法は、人口移動に関する正準得点を社会・経済的屬性に関する正準得点によって回帰するという、きわめて抽象度の高い関係性を測定することになる。したがって、その結果の解釈が著しく困難になると考えられるので、本研究では正準得点を利用することはしなかった。

参 考 文 献

- 石水照雄(1979): 都市人口移動に対する地理的場の分析——新潟県都市群の事例——. 東北地理, **31**, 205-221.
- 井内 昇(1982): 北関東の都市システム. 田辺健一編: 『日本の都市システム——地理学的研究——』古今書院, 436-451.
- 上野 裕(1980): 大阪市の人口分散についての一考察. 人文地理, **32**, 530-542.
- 大関泰宏(1993): 関東地方における都市人口移動の分布パターン. 地学雑誌, **102**, 549-571.
- 大友 篤(1983): 日本における国内人口移動の決定因. 人口学研究, **6**, 1-5.
- 大友 篤(1994): 日本の人口移動統計の現状と将来. 統計, **45**(4), 7-13.
- 長田 守(1991): 首都圏の都市群構造の変容について. 都市計画論文集(都市計画別冊), **26-B**, 469-474.
- 加藤恵正(1980): 都市圏内における人口移動——神戸都市圏を事例として——. 人文地理, **32**, 72-84.
- 岸本 實(1978): 『人口移動論』二宮書店, 291p.
- 斎藤一弥(1982): 東京大都市圏の社会・経済的地域構造. 人文地理, **34**, 363-377.
- 佐貫利雄(1983): 『成長する都市 衰退する都市』時事通信社, 522p.
- 富田和暁・河野 孝(1990): 東京大都市圏における社会・経済的地域構造の変容: 195-1985年. 地理科学, **45**, 60-76.
- 日本住宅総合センター(1983): 『東京大都市圏の地域構造の変化に関する調査研究』日本住宅総合センター, 114p.
- 服部 二郎・加賀谷一良・稲永幸男(1960): 東京周辺における地域構造. 地理学評論, **33**, 495-514.
- 日野正輝(1977): 戦後日本における都市群システムの動向分析——都市次元の時系列比較——. 地理学評論, **50**, 335-353.
- 福原正弘(1977): 東京都市圏の地域構造と変化. 地学雑誌, **86**, 158-173.
- 村山祐司(1985): カナダ・トロントにおける人口移動パターンとその規定要因. 人文地理学研究, **9**, 219-242.
- 村山祐司(1990): 『地域分析——地域の見方・読み方・調べ方——』古今書院, 169p.
- 安田三郎(1959): 都鄙連続体仮説の考察(下)——因子分析による都市度測定と都市分類の新しい試み——. 都市問題, **50**, 850-861.
- 山口岳志(1972): 都市機能の地域別・規模別考察. 地理学評論, **45**, 411-429.
- 山口岳志(1973): 都市機能の空間構造. 石水照雄・奥野隆史編: 『計量地理学』共立出版, 162-180.
- 山田浩之・小林良邦・近藤 誠(1974): 東京大都市圏の圏域構造. 経済分析, **46**, 1-58.
- Brown, L. A. and Longbrake, D. B. (1970): Migration flows in intraurban space: place utility considerations. *Annals, Association of American Geographers*, **60**, 368-384.
- Cadwallader, M. T. (1981): A unified model of urban housing patterns, social patterns, and residential mobility. *Urban Geography*, **2**, 115-130.
- Cadwallader, M. T. (1986): Migration and intra-urban mobility. Pacione, M. ed.: *Population geography: progress and prospect*. Croom Helm, London, 257-283.
- Courgeau, D. (1989): Recent conceptual advances in the study of migration in France. Ogden, P. E. and White, P. E. eds.: *Migrants in modern France: population mobility in the Later 19th and 20th centuries*. Unwin Hyman, London, 60-73.
- Flowerdew, R. and Salt, J. (1979): Migration between labour market areas in Great Britain, 1970-1971. *Regional Studies*, **13**, 211-231.

- Lewis, G. J. (1982): *Human migration*. Croom Helm, London/Canberra, 220p.
- Otomo, A. (1987): Some aspects of household migration in Japan. *Journal of Population Studies*, **10**, 25-32.
- Speare, A. Jr. (1974): Residential satisfaction as an intervening variable in residential mobility. *Demography*, **11**, 173-188.
- Woods, R. (1982): *Theoretical population geography*. Longman, London/New York, 220p.

The Relationship between Urban Migration and Socio-economic Attributes of the City in the Kanto District

Yasuhiro OHZEKI

Migratory flows involving an urban environment include movements into, out of, and within towns and cities (Lewis, 1982, p.118). Urban migration refers to all of such movements, that is, in-migration, out-migration and intra-urban migration.

The purpose of this study is to clarify the relationship between urban migration and socio-economic attributes of the city in the Kanto District. Canonical correlation analysis and multiple regression analyses are conducted, in which migratory variables and socio-economic variables take the form of principal components obtained from principal component analyses. The data on urban migration and socio-economic attributes are selected from the Population Census of Japan 1970, 1975 and 1980. The results of these analyses are summarized as follows:

1. Principal component analyses on six migratory variables make a reduction of these spatial variations to two composed variables named as concentric principal component (MGCON) and city-size principal component (MGSIZE). On the other hand, 17 socio-economic variables are reduced to three principal components, that is, residential urbanity (SEPC I), manufacturing urbanity (SEPC II) and size-self-sustenance urbanity (SEPC III).

2. As a result of canonical correlation analysis, two canonical variates are obtained and the redundancy coefficient represents the 82.0% of interdependency between urban migration and socio-economic attributes of the city. The first canonical variate can be interpreted as a close relationship between the residential urbanity and the urban migration for concentric principal component and city-size principal component. And the second canonical variate implies that the size-self-sustenance urbanity is related to the urban migration for city-size principal component.

3. Multiple regression analyses specify the above mentioned interdependency, in which the dependent variables are the principal components of urban migration and the independent variables are those of socio-economic attributes of the city. Two models derived from these analyses are shown as follows:

$$\text{MGCON} = -0.932 \text{ SEPC I} - 0.127 \text{ SEPC III} \quad (1)$$

$$\text{MGSIZE} = -0.466 \text{ SEPC I} + 0.728 \text{ SEPC III} \quad (2)$$