



わが国における人口移動の計量地理学的研究

石川 義 孝

わが国における人口移動の計量地理学的研究

石川 義孝

目 次

- 第 I 章 はじめに (1)
1 本論文の基本的視角(1) 2 本論文の要旨(5)

第 I 編 計量的方法の発展をめぐって

- 第 II 章 地域計測論に関する一考察 (11)
1 本章の目的(11) 2 地域計測論成立の背景(12)
3 衰退の理由(14) 4 地域計測論の意義(16)
- 第 III 章 わが国における計量地理学の回顧 (20)
1 問題の所在(20) 2 わが国の計量地理学的研究の特質(23)
3 新しい動き(34) 4 退潮の原因と今後の課題(41)
5 むすび(46)

第 II 編 戦後における人口移動の決定因

- 第 IV 章 戦後における人口移動パターンの推移 (54)
1 はじめに(54) 2 純移動からみた推移(56)
3 中心-周辺区分からみた推移(61)
- 第 V 章 1955・70年の要因分析 (67)
1 技術的問題点(67) 2 採用変数(69) 3 要因構成の変化(72)
4 11独立変数による1970年データの分析(77)
5 むすび(88)
- 第 VI 章 移動転換に対するシフトシェア分析 (91)
1 人口学的要因の意義(91)
2 移動パターンの変化に対するシフトシェア分析(96)
3 シフトシェア分析の結果(101)
4 成分と雇用成長の関連(107) 5 要約と知見の含意(112)
- 第 VII 章 産業構造の転換と人口移動パターンの変化 (116)
1 サービス経済化の意義(116) 2 純移動数の変化(118)

	3 就業者数の産業別・職業別変動(121)	
	4 移動パターンの変化の説明(127)	5 むすび(135)
第VIII章	転勤移動序説	(139)
	1 はじめに(139)	2 転勤移動研究の意義(140)
	3 転勤移動者の属性(144)	4 転勤移動の空間的側面(152)
	5 むすび(163)	
第三編 人口移動のモデリングをめぐる地図パターン問題		
第IX章	空間的相互作用モデルと地図パターン問題	(166)
	1 問題の系譜(166)	2 競合着地モデル以後(168)
第X章	滋賀県人口流動データからみた地図パターン問題	(173)
	1 はじめに(173)	2 距離パラメータの推定(173)
	3 滋賀県50市町村の作る地図パターン(179)	
	4 シミュレーション研究(184)	5 むすび(190)
第XI章	二段階目的地選択の検証	(194)
	1 はじめに(194)	
	2 競合着地モデルにおける二段階目的地選択の前提(194)	
	3 IIA特性と二段階目的地選択(197)	
	4 ネステイド・ロジット・モデルの適用結果(204)	
	5 むすび(213)	
第XII章	競合着地モデルの挙動	(215)
	1 はじめに(215)	2 相互作用データと発生制約モデル(215)
	3 競合着地モデルの適用(224)	4 階層モデルの適用結果(231)
	5 わが国のフローシステムに関する地図パターン問題の影響(240)	
第XIII章	相互作用モデルからみた人口移動空間	(248)
	1 はじめに(248)	2 推定の手続き(249)
	3 推定の結果(250)	
	4 人口移動空間の日米比較(257)	5 Plane の方法の意義(260)
参考文献	(263)

第I章 はじめに

1. 本論文の基本的視角

人口移動 migration は、居住地の変更を伴う、非回帰的な人の空間的な動きである。人口移動は特定の出発地と到着地の間の人々の動きであり、出発地あるいは到着地のいずれか一方の側の条件のみにてそれが生じることは、むしろまれである。つまり、二つの地区の間に何らかの相補的な関係が存在するときに、人口移動が発生すると考えるべきである。別言すれば、人口移動は地域間の結び付きの枠組みの中で規制されているのであり、その意味で、人口移動は地域間の機能的関係を映し出す鏡とも言える。このような理由から、地理学では、早くからこの現象が大きな注目を引いてきた（織田，1934；石橋，1937，pp.157-173；武見，1937）。隣接分野の地域科学においても、人口移動は主要なテーマであることは、世界地域科学学会の機関誌 International Regional Science Review の各年第1号に掲載される前年の成果の整理にさいして、migration が一つの独立した項目として扱われていることから、理解されるであろう。

人口移動をめぐる既往研究は、膨大な数にのぼっており、個別の成果を逐一論評する余裕はない。ここでは、既存研究の文献目録、レビュー文献、さらに既往の研究成果を利用しつつ、広い観点から移動の説明・解説を行っている文献を挙げておくにとどめたい（舘，1961，pp.1-34，178-208；United Nations，1973；北大経済学部地域経済研究資料室，1973；Shaw，1975；Kawabe，1980；Clark，1986；堤，1989）。先行研究を念頭に置いて、本論文の基本的な視角について述べれば、次の三つの点にまとめることができる。

第一は、計量的方法の採用という点である。人口移動は、特定の地域における量的なデータとして把握される。このことは、人口移動現象の分析は、計量分析とほとんど同義となることを意味している。したがって、計量的方法の採用は、

このテーマの進展に大きな貢献をするはずである。しかしながら、かつては、統計資料の不備や、分析作業にさいしてのハード・ソフト両面にわたる未発達、さらには、従来の地理学における環境論や地誌学への傾斜が、計量的方法の持つ潜在的な効用を十分に発揮させることがなかった。このような限界から解き放たれる大きな契機となったのは、1950年代中期の米国に端を発した計量革命であった。その後、経験的な計量地理学的研究の対象は多岐にわたったが、その中で、具体的対象として人口移動を扱う業績が少なくなかったのは、以上の事情から考えれば、むしろ当然とも言える。本研究も、そのような過去40年間における地理学における主潮の変化に導かれた、ささやかな一つの帰結にすぎない。

とはいえ、本研究で援用したのは、第V・VII章で用いた回帰分析のような標準的な手法ばかりではない。第VI章のシフトシェア分析は、隣接分野も含めて、わが国では最も早い利用である。第XI章のネスティド・ロジット・モデルはわが国の地理学文献では、前例がなかったし、第X章の多次元尺度法や二重制約モデル、第XII章の競合着地モデルも、早期の利用に属するものである。しかし、これらの相対的に新しい方法の使用にあたっては、当該方法の抱える問題点についても、極力配慮するように心がけた。

第二に、人口移動を特定の時間断面から、静態的に捉えるのではなく、あくまでも時間の流れの中で捉え、移動パターンの変化を意識しつつ分析を進めていることである。計量地理学の初期には、時間の次元が排斥され、特定の時点の空間的パターンの研究のみに関心が向けられていたが、人口移動をはじめとする地理的現象は、あまねく時間という次元の中で生じている以上、かかる硬直的な姿勢は、早晚修正されざるを得ない運命にあった。このような動向は、空間的パターンから空間的プロセスへと、要約されることもある(高阪, 1975)。この結果現在では、地理的現象を時空連続体と捉える立場は、広く認められていると言っていい。加えて、戦後における人口移動の量的拡大と移動パターンの変化には、めざましいものがあり、時間的変化への視点を欠いた分析は、不毛に陥らざるを得ないという背景もあった。

しかしながら、同じ時間的変化とは言っても、空間の次元が一つだけの地理行

列型データの分析に比較して、出発地・到着地という二つの次元を抱えるOD行列に基づく分析は、次元が多い分だけ概して難しい。これが、空間的相互作用の動態モデリングが立ち遅れてきた原因である。本論文の第V・VII章、第XII章では、それぞれ、最小二乗法、最尤法によるキャリブレーションを使ったクロス・セクショナルな分析から、変化に取り組まざるを得なかったのは、以上のような方法論的現状にも起因している。とはいえ、1980年代以降、このような遅滞もようやく是正されつつある(石川, 1993)。第VI章で利用するシフトシェア分析法は、情報最小化モデル・原因行列法・時系列因果性分析、などと並んで、1980年代以後の方法論的発展の一端を示すものである。

第三に、本論文における分析作業は直接的には、日本の戦後を対象としてはいるが、問題意識のうえで、海外の諸国、とりわけ先進諸国との比較研究の立場を念頭に置いていることである。このような立場を可能にしている一因は、前述の計量的方法が国際比較に大きな便宜を与えていることである。また、日本を含む先進諸国における人口移動パターンの変化に見られる著しい類似性は、たとえわが国を当面の研究対象とするのであれ、結果の先進世界の文脈での検討を促している。加えて、わが国の人口移動は、Vining(1975)、Kriesberg and Vining(1978)、Kontuly and Bierens(1990)、Liaw and Otomo(1991)などの論文が例示するように、もはや、わが国の研究者の独占的な研究対象ではなくなっている。このような状況は、日本の経験を諸外国の経験から孤立させて、日本という枠組みの中でのみ説明する研究に、視野の狭窄をもたらすものでしかない。この意味で、日本の事例の分析を踏まえて、結果やその含意を積極的に先進世界の中に位置づける努力が、不可欠である。とはいえ、人口移動をめぐる基礎的なデータに関してさえ、先進諸国内部において、定義や表章の仕方に差異があり、全く同一の基準や方法からの内外の経験の厳密な比較は、決して容易な作業ではない。このために、本論文の特に第VI・VII・XII・XIII章では、議論を米国の事例との対比に限定せざるを得なかった。

以上の三つの視角のいずれかを備えた研究は、従来、少なからず見られた。しかし、それら三点を複合的に備えた、わが国の地理学内部における人口移動研究

は、これまできわめて乏しかった。

（以下、非常に薄い文字で印刷された文章が続く。内容はほとんど読み取れない。）

（以下、非常に薄い文字で印刷された文章が続く。内容はほとんど読み取れない。）

（以下、非常に薄い文字で印刷された文章が続く。内容はほとんど読み取れない。）

（以下、非常に薄い文字で印刷された文章が続く。内容はほとんど読み取れない。）

2 本論文の要旨

本論文は、全体で13の章から成っているが、内容的には三つの部分に大別できる。第一編は、第Ⅱ・Ⅲ章であり、本論文の主たるアプローチである計量的方法のわが国における盛衰をめぐる事情を、それぞれ戦前・戦後に分けて、検討するものである。第二編は、わが国の国内人口移動パターンの規定要因とその変化の説明を試みるもので、第Ⅳ－Ⅶ章がそれに当たる。第三編は、第Ⅸ－ⅩⅢ章から成り、わが国の人口移動を対象とした場合の空間的相互作用モデリング、特にその中でも地図パターン問題に焦点をあてている。

まず、第Ⅱ章は、1930年代初頭の日本において花開いた地域計測論と総称される動向を取り上げ、世界的な視野においてもユニークであったこの動向の、成立の事情と衰退の理由をさぐった。成立を促した理由としては、辻村太郎による計量的方法の奨励、日本地理学会の当時の内部事情、さらに地形図への関心、などが考えられる。しかし、この動向はわずか3年のうちに急速に衰退に向かうことになった。その原因として、表面的には石田(1933a)の批判の果たした役割が大きかったが、その背景には、当時の地理学界の主潮であった環境論の制約から抜け出せなかったという事情のあったこと、を挙げねばならない。

第Ⅲ章は、戦後のわが国の地理学界における最大級の動向であった、1960年代から1970年代にかけての計量地理学の潮流に関する検討である。日本におけるこれまでの計量地理学的研究の特色としては、分野や方法といった点での関心の多様化、海外生まれのモデルや方法への依存、経験的研究への偏り、社会的貢献の弱さ、を指摘できる。1980年代以降の新しい動きとして、数理モデリングに関する研究が登場してきたし、海外主要雑誌への寄稿も実現している。さらに、既存の計量地理学を活性化する可能性を持つものとして、地理情報システム研究の活発化や位相地理学という分野の提唱も、注目される。しかし、計量地理学への全般的な関心は、おおよそ1980年頃を境に退潮を示している。その理由を検討した結果、そのかなりの部分は、わが国独自の事情というよりは、米英といったこの

分野での先進国の動向の関数であった、と考えざるを得ない。とはいえ、かかる動向は、計量地理学の存在意義自身を失わせるものではない。今後わが国では、世界の中での独自性を追求する姿勢が、ますます重要となつてこよう。

第IV章では、続く第IV-VII章の準備として、戦後のわが国における人口移動パターンの推移を、各都道府県別の純移動率、ならびに中心・周辺間バランスから明らかにする。その結果、1970年頃が戦後における分水嶺であること、そして1970年代後半が、それまでの経験から考えて、転換の表現に値する重大な変化が見られた時期であることに言及する。

第V章では、多重共線性などの技術的な問題にも配慮しつつ、回帰分析の枠組みを利用して、1955・70年の移動データに対するクロス・セクショナルな要因分析を行った。これは、いずれの移動流を問わず、移動者数が増加の一途を辿った、戦後の前半期における移動の決定因の解明作業に当たる。要因構成の多様性を念頭に置いて、分析は、全体の移動、非大都市圏から大都市圏への移動、大都市圏から非大都市圏への移動、大都市圏間移動、の四つの移動流ごとに試みた。その結果、移動の規定要因がこの間に多様化・複雑化したこと、大都市圏間移動・隣接府県間移動の要因構成は、大都市圏・非大都市圏間移動より単純であること、所得格差変数の影響力が低下した一方で雇用増加変数は重要性を高めたこと、さらに、距離変数はいずれの移動流においてもきわめて強力な要因であること、などの知見を得た。

第VI章では、移動者数自体の縮小傾向が顕著になり、大都市圏＝中心部における純移動がほとんど停止した、1970年代の移動転換に対する人口学的要因の貢献度を検討する。ここで言う人口学的要因とは、第二次大戦直後に生じたベビーブームと、その後における出生率の急速な低下に起因する、若年層の供給数の変化をさしている。1965-70年から1975-80年にかけての都道府県間移動パターンの変化に、シフトシェア分析(Plane, 1992)を適用して、まず移動の変化の観測値を、人口基盤成分・移動率成分・地理的分布成分に三分する。分析結果は、1970年代の移動転換が、周辺部からの若年人口の流出の激減、中心部の労働市場における30-40歳代人口を主とする供給圧力の高まりによる、中心部から周辺部への流出に

起因する部分が大きかったことを示している。以上は、労働市場の供給側の条件であるが、その需要側の条件としては、上記の三成分と産業別・職業別の雇用増加に関する相関分析より、周辺部での1970年代における、特に製造業の雇用機会の拡大が、重要であることが明らかになった。以上の結果に基づいて、1970年代における移動転換の日米比較を行うと、ベビーブームの長さや規模の違いが、両国の移動転換の違いを生んだことがわかる。

続く第七章は、1960年代半ばから1980年代半ばに至る期間の人口移動パターンの変化を、産業構造の転換に関連する就業構造の変化から説明することを試みている。まず5年間ごとの都道府県別の純移動数の増分を求めた。ついで、産業大分類・職業大分類別の就業者数の増分に、伝統的なシフトシェア分析を適用し、その結果得られる三つの効果のうちの競合効果を特定した。そして、純移動数の変化を、この競合効果から説明する回帰分析を行った。近時の産業構造の転換は、サービス経済化の進展と要約でき、産業の次元では、製造業からサービス業へ、職業の次元ではブルーカラーから事務系職種へ、という流れと表現できる。回帰分析の結果は、1960年代中期以降、以上のような構造変化と対応しつつ、移動パターンの変化が進んだことを示している。

さらに、第八章では、労働市場に入って以降の年齢層の代表的な移動理由である転勤に基づく移動に関する研究である。この移動形態の研究は、国内人口移動全体において大きな比重を占めること、ならびに、所属組織の意志決定によって目的地選択が行われる、という点に重要性が認められる。データの出典は、厚生省人口問題研究所の行った『地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』である。転勤移動者の典型的な属性は、大学卒の40歳代の男性の既婚者で、金融保険業に就くホワイトカラー(ないしは保安職業従事者)あるいは公務員である。また、転勤に起因する移動には距離減衰傾向が顕著であり、自県内移動あるいは自地方内移動の比率が高い。さらに、都市体系内では下降移動が卓越する傾向にあることがわかったし、転勤移動の発生が主要企業による支所網の立地展開と密接に結び付いていることも明らかになった。

第九章では、以下の第X-XIII章の序論として、近年発展のめざましかった空

間的相互作用モデリングを取り上げ、そこにおける重大な地理学的関心事である地図パターン問題のレビューを行う。これは、空間的相互作用モデルに含まれる距離変数にかかるパラメータの推定値が、対象とする空間システムの影響を受けて、歪んでしまい、適切なモデリングが行えなくなる、という問題である。この問題の重要性は、1970年代半ばにおけるイギリスの雑誌 Regional Studies を中心とする論争を通じて有名になり、Potheringham(1983a)の提案した競合着地モデルが、解決の曙光となった。

第X章では、滋賀県内の人口移動・通勤フローを事例として、地図パターン問題の影響について論じている。二重制約モデルに基づいて、まず距離パラメータ推定値を求めた。ついで、地図パターン効果として具体的に、対象地区の位置関係、各地区(市町村)における流出総数あるいは流入総数の値の変動、流出総数と流入総数の共変動関係、の三つの要素を特定した。これらは、それぞれ、多次元尺度法によって復元された空間における最近隣測度、空間的自己相関に関する一般化モーラン係数、ピアソンの積率相関係数によって示せるとした。そして、都市内・都市間レベルという二つの異なるスケールでの相互作用パターンの違いを意識しつつ、対象システムとして、均等型・ランダム型・凝集型の三つの分布パターンを用意して、シミュレーションを行った。そして、得られた距離パラメータ推定値に地図パターン効果の影響が見られるか否かを、平均値の差の有意性検定を通じて行った。結果は、やはり有意な影響が確認された。

第XI章では、地図パターン問題の解決策として提案された競合着地モデルにおいて、前提条件をなしている二段階目的地選択過程の経験的妥当性を、わが国の各都道府県からの流出移動データを事例として、検証するものである。すなわち、この新しいモデルは、通常は無制約モデルや発生制約モデルに、近接性の変数を取り込んだものであるが、その根拠として想定されているのが、この二段階目的地選択過程である。この過程の立証は、階層的な選択を取り込める非集計行動モデルである、ネスティド・ロジット・モデルを利用して行った。すなわち、競合着地モデルの二段階目的地選択と概念上対応する、ネスティド・ロジット・モデルの合成変数にかかるパラメータの推定値の有意性検定を通じて、二段階目的地

選択が実際に見られることを見出した。また、第一段階の選択肢をなす、地方のクラスタリングを変更して、ネステイド・ロジット・モデルの挙動にどのような影響が現れるかについても検討を加え、その影響が小さくないことに言及した。

第XII章では、わが国の人口移動(および大学進学移動)を取り上げて、競合着地モデルの適用を行い、地図パターン問題の解決策としての妥当性の評価を試みた。まず、この問題のためにモデリングが不十分となると考えられている発生制約モデルを適用して、地図パターン問題に関連する歪みの検討を行った。ついで、同一のデータに競合着地モデルの適用を行った。しかし、結果は芳しいとは言えず、競合着地モデルにおいて距離変数にかかるパラメータの推定値を歪める元凶と考えられている近接性を取り込む意義が小さいと判断した。そこで、別な原因を捜すべく、発生制約モデルを適用したさいの残差の分析を行い、出発地・到着地ペアの階層的結びつきの重要性に注目した。そして、これを近接性の替わりに投入した階層モデルを走らせ、競合着地モデルより良好な結果を得た。最後に、発生制約モデルに対比した場合の、競合着地モデル・階層モデルを利用した場合の、距離パラメータ推定値の歪みの現れ方について、総括した。

最終の第XIII章では、Plane (1984)の方法に依拠しつつ、わが国の都道府県間人口移動の観察値から、人口移動の生じている空間の復元を行った。これは、具体的には、二重制約モデルの距離変数を、定式の右辺から左辺に移しかえたものであり、これによって、距離の推定値を得ることが可能になる。これは、通常の相互作用モデルで、所与のものとして扱われがちな、距離変数の測度(通常は物理的測度)の妥当性を検討する道を開くという意義を持っている。まず、47都道府県の人口重心を示した後、大阪府への流入、宮城県からの流出、鹿児島県への流入を例に作成された人口移動空間の解説を行い、物理的空間と比べた場合の歪みについて考察を加えた。ついで、米国の州間人口移動から作成された人口移動空間との対比を通じて、日米比較を試み、米国では歪みが二次元的に、日本では一次的に展開する傾向にあることを、指摘した。最後に、空間的相互作用研究全体の文脈における、このPlaneの方法の潜在的意義についてまとめた。

第 I 編

計量的方法の発展をめぐって

第Ⅱ章 地域計測論に関する一考察

1 本章の目的

数量的・統計的アプローチが地理学において市民権を獲得するのは、1950年代の米国に端を発した計量革命が、全世界に波及して以後のことである。第Ⅲ章で詳述するように、わが国においては、1960年代にこの動向の紹介・導入が始まり、以降計量的研究が本格化するに至った。

しかし、これより早く、1930年代前半のわが国¹⁾において、一連の数量的研究がなされていた。当初辻村太郎によって「地域形態測定」(辻村, 1930)と呼ばれ、後に「地域計測論」と呼称されるに至るこの動きは、たとえ短期間においてであったとはいえ、数量的文献の集中的な析出をみたという点で、わが国の地理学史において特異な地位を占めていることは確かである。のみならず、計量革命にはるかに先立つ時期において、数量的アプローチを重視する研究の相次ぐ登場は、諸外国においてさえ、類例を見出し難い。この意味で、地域計測論は、世界の地理学史の中でもユニークな動向であったと言える。したがって、その成立の背景ならびに消滅の理由を当時の状況から説明するという課題を達成することによって、この研究動向の的確な評価が可能になってこよう。しかしながら、成立の事情に関しては、これまでほとんど目が向けられてこなかったし、消滅の経緯に関しても一応の意見はあるものの、十分意を尽くしているとは思われない。本章の目的は、以上の課題に答えることである。

以下、第2節において、地域計測論の誕生を促した原因について検討し、ついで第3節において、その急速な衰退の理由について整理する。第4節では、今日からみたこの動向の意義をまとめる。なお、地域計測論の当事者たちは、自らの研究を広くは景観論の一環としての集落地理学に属するものと考え、この時期の前後に比較的多くみられる人口地理学に関する定量的研究とは一線を画していた

ようにと思われるので、以下においてはこの種の成果は考察の対象から除外した。また、本章の作成にあたり、当時の事情をお聞かせいただいた村田貞蔵先生の御好意に感謝する次第です。

② 地域計測論成立の背景

順序としては、まず地域計測論に含まれる研究の内容を紹介すべきであるが、すでに河辺(1971)・奥野(1980)の文献のほか、吉村(1933)による詳細なビブリオグラフィーがあるので、それらに譲りたい。以下、この動向の成立に力をかけたと思われる条件を述べてゆくことにする。

まず第一に指摘せねばならないのは、当時、東京帝国大学理学部地理学教室の助教授であった辻村太郎が、欧米における景観論の日本への導入に積極的であり、その過程で諸外国の定量的研究に着目した点である(辻村, 1930, 1933)²⁾。すなわち、文化景観の形態学的研究の必要を説いた論文において、「文化景の形態及び生態を明瞭にする為には数量的な調査を行ふ必要がある。」(辻村, 1930, p.1217)と、述べている。そして、参考にすべきものとして、S.de Geer, J.G.Granö, P.E.James, C.O.Sauer の研究をあげており、さらに辻村の影響を受けている吉村(1933)は、ほかに W.D.Jones, J.L.Rich の研究に言及している。

このうち、de Geer はスウェーデン、Granö はフィンランド、それ以外はアメリカ合衆国の人達である。彼らの研究が積極的な注目を浴びていたことは、それらが「地理学評論」誌上に紹介されていた事実からも見てとれる³⁾。de Geer は境界決定法、Granö は地域区分法に関連して言及されている。一方、James・Sauer・Jones・Rich といったアメリカのグループは、Rich を除けば、1923年から開始された「野外における地理学的研究に関する方法論の問題検討委員会」に結集した、中西部の地理学者たちであった。この委員会の方法論は、空中写真を利用した地図化、ならびに分数符号方式 fractional code method と呼ばれる土地分類に基づいた数量化を徹底させた操作主義を大きな特色としていた。ことに、このような活動には、Sauer の与えた影響が大きかったという(久武, 1978, 197

9)⁴⁾。かかる数量的研究は、第一次大戦後の合衆国地理学の動向を紹介したドイツの Pfeifer(1938)によっても、注目されることとなった。

さらに、辻村は景観論の発展のためには、「植物生態学が極めて適切な参考学科であらうと思はれる」(辻村, 1930, p.1211)と述べ、その成果を援用すべきであると説いている。地域計測論にはメッシュ法を利用した分析が目だつが、それはこの方面からの刺激をある程度受けたためであろう。今日、地理学における点パターン分析の古典的地位を占めている砺波平野の家屋分布に関する松井の研究(松井, 1931; Matsui, 1932)も、この系譜に属している。

第二に、成果の多くが発表された日本地理学会の当時の内部事情(石田, 1975)が、考えられる。同学会は1925年に、前年に小川琢治を中心に京都で創立された地球学団への強い対抗意識をもって、山崎直方を中心として、会員49名で設立された(内田ほか, 1960)。会員の多くは、地理学・地質学の専攻者であり、山崎の教え子を主としていたが、ほかに気象学・物理学・地震学などの、彼の東京帝国大学理学部での同僚も含まれていた。地理・地質以外のこれらの人々の中には、藤原咲平・岡田武松・寺田寅彦・今村明恒など、同学会での発表の傍聴のみならず、創刊後まもない学会誌「地理学評論」への寄稿を行う者もいた。彼らの数学的・統計的方法が、地理の若い会員に数量的研究への関心を生んだであろうことは、想像に難くない⁵⁾。

さらに、これには、日本地理学会創立の母体をなした東京帝国大学地理学教室の動きも関連している。「地理学評論」は当初より月刊制を採用しており、原稿の収集には少なからぬ懸念があった⁶⁾。地域計測論が現れ始める1930年における同学会の会長は、地質学の加藤武夫であるが、会誌の編集は実質的には辻村が中心となって進めていた。ところで、1926年から30年までの同教室の卒業生は、毎年1-4名と少なかったが、31年には7名に増加している⁷⁾。地域計測論の中心的な担い手であった松井・村田はこの学年、保柳・吉村はその一つ上の学年に属している。当時景観論に着目し、その定量的研究に関心を払っていた辻村が、これらの人々に積極的にそれを奨励し、成果を自ら編集にあたっている「地理学評論」への投稿を勧めたと考えるのは、きわめて妥当と思われる。

第三に、当時における地形図への関心が、地域計測論誕生の素地の一つを提供したと考えられる。すなわち、この種の研究の多くは、地形図の利用を大きな特色としているからである。この頃、陸地測量部の所員が東大地理学教室に内地留学の形で来室していたし、測量部へも、初期には辻村が、当時においては飯本信之が、地図学の授業に出講する⁹⁾など、同教室と地形図の出版機関との関係は密であった。

なお、1920年代後半から30年にかけては、わが国の地(形)図整備の一面期にあつている。すなわち、明治以来基本図として整備されてきた5万分の1地形図は、1925年に内地の基本測量地図出版を完了する。また、2万5千分の1地形図の出版は、当時沈滞期あつたとはいえ、毎年20-70枚程度ずつ着実に整備されていた。さらに、この時期に空中写真測量が本格的な研究の段階にはいるし、30年には主題図の刊行が始まる(建設省国土地理院, 1970, p.52, 317, 323)。このような状況の中で、地形図利用の最大限の可能性が追求されていたであろう。

以上、地域計測論成立に関して、筆者が推察した三つの要因を提示した。もちろん、この動向の担い手が、大学の理科を卒業したり、あるいはそこに在学して数学が元来得意であつたことも見逃せないだろうが、これは前記の条件と結び付いたときに、一定の意義を持ち得たのではないかと思う。なお、これらの三要因は互いに関連しているようが、主導的要因を求めるとすれば、第一のものがそれにあたる、と筆者は考えたい。

3 衰退の理由

1930年以後、地域計測論的研究は多数にのぼつた⁹⁾。しかし、石田(1933a)が、これら一連の研究を物理的決定説と非難し、社会的現実を無視するものと断じたのである。これに対し、今村(1933, 1934)や藤原(1933)による反論が展開されるが、結局この石田の批判を有力な契機として、この種の研究は急速に退潮するに至る。その理由として、奥野(1980, pp.152-153)は、「相当不確かな地形図をデータ源としたこと、見出された法則性の現実へのフィードバックが不十分であつ

たことにも求められよう。しかしながら、この種の研究に対する一般の地理学者の認識不足も大きな原因になったと思われる。」と述べている。筆者は、この見解を否定するものではないが、むしろ以下のような理解を試みたい。

すなわち、地域計測論が、あくまでも当時の主潮であつた環境論に制約されていたことである。この動向の成立の第一の要因として、辻村による欧米の景観論への注目という点には既に触れたが、それは、「文化景形態学には地形学と共通な考察方法を採用して差し支へない。其の上に文化景と自然景との間には密接な相互関係が存在するから、此の二つの学科は地理学の中でも特に連関した姉妹学科と見ても不合理では無い。」(辻村, 1930, p.1211)、との指摘が端的に語るように、社会現象を地形をはじめとする自然条件との対応から説明していこうという意図を持ったものだった。地域計測論の範疇に属する諸研究の中で、人文地理学的領域に関連するもののうち、特定地域における耕作率・耕作景と高度・傾斜といった地形条件との関係を論ずるものが目だっているが、これは明らかにこの系譜に連なっている。加えて、この動向の唱導者ならびに実際の担い手の多くが、地形学・湖沼学などの自然地理学の専門家であつたことは、上記の意図を展開するうえで好都合であつた¹⁰⁾。

一方、環境論思考からの脱却を主張する石田の所説は、人文地理学独自の説明様式の必要性を強調しているが、全面的に数量的方法の意義を否定するものではなかつた。それは、今村や藤原による反論を受けた彼の再論(石田, 1933b)に明らかである。にもかかわらず、石田のコメントが地域計測論のほとんど直接的な火消し役を演ずることになってしまったのは、「自然地理学的発想による人文地理研究」(河辺, 1971, p.35)に起因する、人文地理学固有の方法論的基盤の検討を欠いた脆弱性のためではなかつたらうか。人文地理の領域における説明は、自然地理との直接的対比で処理される以上の問題をはらんでいるし、数量的方法の利用もその配慮のうえに立つものでなければならない。石田の批判に答えたのが当の担い手ではなかつたこと、さらに、これを境に担い手の多くが一斉に自らの専門である自然地理学の諸分野に帰り、地域計測論的研究を以後ほとんど顧みることがなかつたこと¹¹⁾は、かかる憶測の妥当性を示唆していないだろうか。

地域計測論が自然地理学者によって多くを支えられていたことは、この動向の成立に重要な役割を果たしたと同時に、その衰退の理由をも用意することになった、と考えられる点において、まさに両刃の剣であったといえよう。これは、人文地理学者が中心となり、環境論的枠組みを払拭し、計量的方法を法則定立的地理学指向の手段と位置づけた、1950年代以降における米国をはじめとする計量化動向が持っていた方法論的明快さと比較するとき、対照的である。筆者は、戦後における計量地理学の先駆としての地域計測論という側面を認めることにやぶさかではないが、以上の意味において、両者は、明らかに異なる存在とみなさざるをえないであろう。基盤となるべきパラダイムが未熟なまま、数量的方法のみが一人歩きした点に、地域計測論の限界があったとも言える¹²⁾。その意味では、時代に先んじていたが故に、短命に終わらざるを得なかった、という見方も可能であろう。

4 地域計測論の意義

以上、1930年から33年にかけて、東京帝国大学地理学教室出身の若手研究者によって「地理学評論」誌上を中心に推進された地域計測論をめぐり、その成立の背景として、辻村太郎の影響、当時の日本地理学会の内部事情、地形図への関心、の三つの条件をあげた。さらに、消滅の理由として、環境論の制約下での自然地理学的思考の偏重を指摘した。

とはいえ、この動向が、今日の立場からみて積極的な評価に値する内容を持っていたことも確かである。少なくとも、地形図でメッシュを作る方法とその計測という技術的な面では、ほぼ当時で今日の水準に達したことは、河辺(1971, p.34)の述べるとおりでである。この点は、今日の地理情報システム研究の先駆としての地域計測論を再評価する道につながる。また、戦後の計量地理学は、確立された統計的・数理的方法を地理的データへ適用するという経過を辿って発展してきたが、現代ではさらに進んで、第三章でも述べるように、地理学独自のモデルを展開する努力が求められつつある。地域計測論は、その点今日に比較して、これ

らの方法の発達が未熟であった時期の動向だっただけに、研究者が自身で方法を模索せねばならない状況にあった。その努力は、尊重されるべきである。加えて、1960年代以降のわが国の計量地理学では、統計的・数理的方法を用いた経験的研究の比重が圧倒的に高く、仮定の設定から数理モデリングを展開するという演繹的な研究が、最近に至るまで登場しなかった。この点、地域計測論は、吉村(1930)や村田・吉村(1930)の論文に例示されるような演繹的研究を当初より含んでいた点も、見逃すべきでない。

ところで、1920年代から30年代中期にかけては、地球学団・大塚地理学会・日本地理学会が創立され、またその会誌の刊行が始まるほか、欧米地理学の導入が活発となって、その訳書も多数出版される(京都大学文学部地理学教室, 1982, pp.311-312)など、いわば近代日本地理学の発展期にあたっている。地域計測論も、海外から一定の刺激を受けたとはいえ、この発展期を飾る、わが国の内部から胚胎した注目すべき動向の一つであった。

一方、わが国の1960年代から70年代に至る一連の計量的研究は、米英をはじめとする国々で生まれた成果を受容・消化するのに忙しく、世界的な規模での計量化の動きに、ほとんど積極的な貢献を果たすことができなかった。このことを考えるなら、戦前のわが国に興隆した動きが消滅してしかるべき理由を持っていたとはいえ、その遺産が戦後の計量地理学に受け継がれなかったことが、惜しまれてならないのである。

雑

- 1) ただし、これ以前にも北田(1929)・小川(1948)など、数理地理学の名称を冠した天文地理研究が行われていた。なお、この小川の著作は、大正12年の関東大震災のために刷本紙型を焼失し、ようやく戦後出版をみるに至ったものである。
- 2) なおこれ以前に、地形輪廻と家屋・都会・道路の位置との関係を数量的に扱

ったRich(1917)に、山崎直方が積極的な評価を与え、自ら紹介を行っている(山崎, 1918)。

- 3) 例えば、Granò(1930)を辻村太郎が、地理学評論, 8, pp.69-72, で、Granò(1931)を戸田秀雄が、地理学評論, 8, pp.995-1000, で紹介している。
- 4) 分数符号方式の詳細については、James(1972, pp.412-417)を参照されたい。Sauer自身の定量的分析への関心の早さは、ミズーリ・ケンタッキー・テネシー3州を事例に、ジェリマンダー(自派のための勝手な選挙区改定)の問題を扱ったSauer(1918)の論文から窺われる。
- 5) ちなみに、松井先生からの御教示によれば、自身の研究が、寺田(1930)に刺激されるところあった、という。なお、村田・吉村(1930)の作成にあたって、集村の人口および耕作面積の限界について執筆された村田先生は、チューネン『孤立国』のような状況がある程度念頭にあった、と述懐されていた。しかし、地域計測論全体としては、チューネン・ウェーバーに代表される立地論からの影響は、微弱であったと思われる。
- 6) この点は、地域計測論的研究の発表の多かった時期に、同誌の編集・校正に携わっていた村田先生も、認めておられた。
- 7) 奈良女子大学の武久義彦先生にお貸しいただいた『東京大学理学部地理学教室出身者名簿』(1976)による。したがって、人によつては、処女論文が、大学在学中のゼミでの研究に基づいている場合もあった。
- 8) 村田先生からの御教示による。なお、この時期に、2万分の1地形図が絶版になるという話が、教室関係者の関心をよんでいた、という。
- 9) ちなみに、吉村(1933)の末尾の文献リストは、参考とした外国の研究を除けば、33の邦文文献を挙げている。
- 10) 人口移動を熱伝導のアナロジーから説明しようとする立場は、著名な計量経済学者であった H.Hotelling の1921年の修士論文 — W.R.Toblerの序文を付けて、近年 Hotelling(1978) として発表された — で登場していたが、吉村(1930)の論文もまた、この点に着目するものであった。両論文はあくまで独立的に執筆されたと思われるが、この例が示すような意味での着想の先駆性は、評価

されていいであろう。

- 11) もちろん、全く消滅にいたるわけではなく、例えば、その後の松井(1935, 1940, 1941)による土地利用の研究には、定量的方法が生かされている。なお、地形計測など自然地理学分野に関して、それがいったん消滅し戦後の計量革命の影響を受けた研究と非連続となっているとみなすか、あるいは両者が連続しているとみるかに関しては、意見が分かれる。村田先生(聞き取りによる)や大竹(1975)は前者、奥野(1980)は後者の立場を取っている。
- 12) 杉浦(1975b, p.105)は、「New Geography (ここで言う計量地理学—石川注)は、①D.Whittlesey によって指摘された知的概念としての地域、②P.K.Schaefer によって指摘された空間テーマ、③ D.Harvey によって指摘された分析科学的立場、④ I.Burton によって指摘された計量的分析、⑤ T.Hägerstrand によって指摘された確固たる展望 — プランニング参与 — の保有、が有機的に関連して成り立っていると考えており、少なくとも1930年代の計量的研究とは明瞭に区別されるものである。」と述べている。

第三章 わが国における計量地理学の回顧

I 問題の所在

一定の時間的順序で入って来たいろいろな思想が、ただ精神の内面における空間的配置をかえるだけでいわば無時間的に併存する傾向をもつことによつて、却つてそれらは歴史的(傍点原著者)な構造性を失ってしまう。.....(中略).....新たなもの、本来異質的なものまでが過去との十全な対決なしにつぎつぎと摂取されるから、新たなものの勝利はおどろくほどに早い。過去は過去として自覚的に現在と向きあわずに、傍におしやられ、あるいは下に沈降して意識から消え「忘却」されるので、それは時あつて突如として「思い出」して噴出することになる(丸山, 1961, pp.11-12)。

戦後のわが国の計量地理学の興隆は、まことにめざましかった。その最大の要因は、言うまでもなく、1950年代後半の米国で端を発した計量革命のわが国への波及であった。副次的な原因として、立地論や地域科学からの刺激も、看過されるべきでない。わが国への計量地理学の紹介・導入は、1960年代前半から本格的に始まった(正井, 1962; 西岡, 1965, 1968; 奥野, 1969)が、それ以降、今日まで約30年が経過した。この間特に1970年代は、人文地理学会での特別発表や日本地理学会でのシンポジウムの開催、さらに多くの著書・訳書の刊行などを通じて、この動きにわが国の地理学界全体が大きく注目した時期であった(山田, 1986)。

しかしながら、「計量地理学は現在、反省期を過ぎ、解体の過程にあるとか、いろいろな意見」(久保, 1980, p.350)が出だすと同時に、人文主義地理学やラディカル地理学に関するレビュー論文や訳書の発表(山野, 1979; 竹内, 1980; 千田, 1981)などに象徴される、反計量のうねりが、おおよそ1980年を境に勢いを強めて以降は、計量地理学に対する直接的な関心は明らかに低下している。わが国

における計量地理学に関して、少なくとも1970年代までの導入から隆盛に至る事情、およびそれに対する論評としては、既に様々の角度から語られている(河辺, 1971, 1974; 奥野・西岡, 1976; 奥野, 1980; 山田, 1986)。以下で論じようとするのは、これらの文献では看過されてきた、ないしは不十分にしか論議されていなかった点である。

すなわち、はたしてわが国の計量地理学は、いかなる基本的特質を持ち、それは最近に至るまで不変であったのか。日本の計量地理学の退潮は、米英を中心とする英語圏諸国の動向の単なる追従であったのか。もしそうでないならば、わが国独自の事情とは何であったのか。また、今後どのような方向に進むべきであるのか。以上について整理する作業、冒頭の丸山の言葉を借りれば「歴史的な構造化」を与える作業が、いまだほとんど着手されないまま残っているのである。以下は、このような疑問に対する筆者のささやかな回答である。したがって、本稿は、関連業績の網羅的紹介や、知見の要約に力点を置くものではない。

ところで、わが国の計量地理学の退潮が始まって、今日まで10年以上経過しており、その意味では本稿のような論文はやや遅きに失した感がある。とはいえ、それはむしろ表面的な事柄にすぎず、重要なのは次の点である。

1980年代に入って、反計量の動きが顕著になってから、わが国の計量地理学者の中で、ラディカル地理学や人文主義地理学からの批判に対して、既往の成果の評価を通じて、反論や弁明を積極的に試みる人がいなかった。このことは、少なくとも表面的には、計量地理学的研究を行ってきた人達が、それらの批判を甘受し、過去の自分たちの成果に自信を失っている、と誤解されかねない。一方、戦前版の計量地理学とも言える地域計測論は、批判に直面しても当事者たちが何の反論も行わなかったことが、当時としては斬新なその動向を短命に終わらせ、結局わが国の地理学史において、以後大きな影響を發揮させなかった(本書第1章)。これは、わが国の地理学史の悔恨事であり、その失敗をいまあらためて繰り返すべきではない。しかし、戦後の計量地理学に関する現在までの状況は、残念ながら上述のような地域計測論と似た経緯を辿りつつある。

日本における1960年代から70年代にかけての動きは、世界的な潮流の日本的な

表現であり、地理学のほとんど全ての領域にインパクトを与え、しかも、この期間の動きが計量地理学を中心に展開したとみなしうる点において、恐らく戦後における最大級の動向ではなかったであろうか。動向の規模のかかる大きさに鑑みるならば、その入念な回顧の作業が今日まで、筆者も含めて、当の計量地理学的な研究を発表してきた人達の間からもおこっていないのは、明かな怠慢とのそしりを免れないだろう。特定のテーマなりパラダイムがそのピークを過ぎたことと、それが冷静に総括され、わが国の地理学史の中に適切な評価とともにほめ込まれたかどうか、ということは、それぞれ別の問題である。要するに、丸山の指摘にある「忘却」を、日本の思想的伝統と、安易に受け入れる訳にはいかない。

なお本稿の考察は、人文地理学の分野に限定することを、あらかじめお断りしておきたい。また、わが国への導入期に、計量地理学という表現は、計量的方法という視角を中心とした領域の呼称である以上、不適當ではないか、との意見があった。しかし、地理学内部の区分が対象に応じた縦割りでなされるべきであるという意見自体、伝統的な学問観を反映するものであり、分析技術に即した区分が無意味であるという見解は、必ずしも説得的でないように思われる。また、この領域の「対象」がともかく立てられていることも見逃せない(石水, 1976, pp. 8-12)。以上の理由から、本稿では一貫して「計量地理学」という表現を使っている¹⁾。さらに、計量地理学的研究に属するものは、わが国では戦前にもあったし、1950年代にも存在していた(河辺, 1971, 1974; 奥野・西岡, 1976; 奥野, 1980)。しかし、本稿での対象は、紙幅の制約から、米国に端を発した計量革命の系譜に連なる研究に限定したい。したがって、立地論や地域科学から直接インパクトを受けた研究については、詳論しえない。

以下まず第2節では、日本におけるこれまでの計量地理学的研究の特色を明らかにしておきたい。ついで、第3節において、計量地理学全体は失速するが、新しい動向が芽生えた1980年代以降の動向に論及する。第4節では、わが国の動向が米英といった国々の動向の単なる関数だったのか、に関して検討し、ついで今後進むべき方向を提示する。以上を踏まえて、最終節では、計量地理学の軌跡の含意を述べる。

2 わが国の計量地理学的研究の特質

この節ではまず、わが国のこれまでの計量地理学的研究を回顧して、それらを貫いている基本的特色といったものを、列挙してみたい。以下、関心の多様化、海外生まれのモデル・方法への依存、経験的研究への偏り、社会的貢献の弱さ、の四点を挙げるが、これらは本来独立的ではなく、互いに密接に関係していることは言うまでもない。

(1) 関心の多様化

利用されてきた方法や研究の対象という点では、関心の多様化が進んだと言える。計量地理学的研究の分野として、いま石水に基づいて、(1)分布パターン分析、(2)ネットワーク分析、(3)地域傾向面分析、(4)地域構成分析、(5)空間的相互作用分析、(6)空間的拡散分析、(7)空間的行動分析、の七つを設けてみよう(石水, 1972, 1976)。以上の分野に忠実に、主要な成果を挙げてみたい²⁾。ただし、ここでの意図は、それぞれの分野に該当する研究の網羅ではなく、あくまで例示にある。

まず、分布パターン分析に関しては、津川(1982)、鈴木(1984)などの論文が現れた。ネットワーク分析については、成田(1972)、土井(1976)、小方(1980)の論文が現れたし、奥野・高森(1976)によるこのテーマについての詳細な解説書も刊行されるに至った。また、地域傾向面分析についても、石水ほか(1976)、田中(1979)、矢野・加藤(1988)の研究が得られた。さらに、地域構成分析に属する研究としては、多変量解析とりわけ主成分分析・因子分析に依拠する研究がきわめて多数にのぼっている(例えば、山口, 1972; 日野, 1977)。石水(1976)が挙げたこの分野の主要な三つのテーマごとに例示すれば、合成変数による地域分析に該当する業績はほとんど見あたらないが、地域区分に関しては、桜井(1973)や矢野(1984)などの研究が得られたし、地域構成と空間的行動の相互規定関係を扱ったものとしては、菅野(Kanno, 1976)や村山(1984)などの論文が得られた。森川(197

6)、樋口(1979)をはじめとする因子生態学的研究も、この分野に分類されよう。ついで、空間的相互作用分析については、石川(1981)、伊藤(1982; Itoh, 1986)、矢野(1991)などの論文が登場したし、空間的相互作用のモデリングに関する研究の系譜と近年の動向をまとめた著作(石川, 1988a)も現れた。空間的拡散分析に属するものとしては、藤田(1973)、杉浦(1975a)、村山(1982)などの研究が得られた。空間的行動分析に関しては、中村(1978)、岡本(1983)、神谷(1984)、高橋(Takahashi, 1988)、若林(1989)などの研究が現れている。

1976年の「地理学評論」における計量地理学特集号の冒頭で、奥野・西岡(1976, p.422)は、上記の分野区分に基づいて、「現在わが国では(1)と(7)の問題に関するものが皆無に近く、(2)・(3)・(6)の問題の研究はようやくその緒についたばかりである」と述べ、既存の研究が特定の分野に偏っていることを指摘したが、以上にみたように、そのような総括は今日では妥当しない。

さらに、この分類はおもに1980年代までの米国における成果を参考に作られているために、今日では時代遅れの感を免れない。かかる分類に収めにくい新しい研究としては、例えば、先行・遅行分析(浅見, 1980)、空間的自己相関(奥野, 1981, 1988; 田中, 1982a・b)、立地・配分モデル(Kohsaka, 1983; 石崎, 1992)、都市モデル(矢野, 1986, 1988)、シミュレーション・モデル(水野, 1987)、Q分析(水野, 1989; 岡村, 1989)、さらに地図変換分析(保坂, 1990; Sugiura, 1991)といったトピックに関する業績もある。なお、時期的には前後するが、都市経済学・地域科学ないしは立地論からの影響を受けた、経済基盤モデル(成田, 1961; 加藤, 1978)、産業連関分析(成田, 1963; 西脇, 1975)、線形計画(坂本, 1963)に関する研究も、見逃せない。さらに、計量的方法の解説書(鈴木, 1975; 奥野, 1977; 野上・杉浦, 1986; 村山, 1990)や、啓蒙書・テキスト(石水, 1976; 石水・奥野, 1973; 理論計量地理学研究会・日本システム開発研究所, 1974; 高阪, 1986a; 杉浦, 1989a)の発行も貴重であった。

ここに掲げたのは、既往の成果の一部にすぎず、紙幅の関係から言及しえないものが少なくない。このような多数の業績の蓄積は、わが国に計量地理学が充分に定着し浸透した有力な証拠とみなせる。また、利用している方法の多様さとい

う点から言えば、この分野の先進国である米英に比較して、特に大きく見劣りするという訳ではない。ちなみに、米国を中心とする地理学および関連分野の主要雑誌の掲載論文で使われている計量的方法が、1950年代以降どのように推移してきたかについての報告(Slocum, 1990)も、方法の多様化と利用頻度の増加が大きな潮流であったことを示している。

(2) 海外生まれのモデル・方法への依存

以上は、計量地理学のいわば量的拡大についてであった。以降で検討したいのは、その質的側面に関してである。まず挙げねばならないのは、利用してきたモデルや方法³⁾の多くが、外国で誕生したものに依拠しており、わが国独自の貢献が乏しい点である。この点から言えば、わが国の計量地理学は、モデルや方法の生産者というよりは、一方的な利用者であった。すなわち、既に一応枠組みができあがっているモデルに基づいて、わが国のデータに、特定の方法を直接適用するか、あるいはせいぜいそれに若干の修正を加えて利用する、というアプローチが圧倒的であった。

加えて、計量的方法が、それまで伝統的な方法が担っていた役割に代わるものとして、現実の単なる記載という目的のために使われたことも少なくなかった。ところで、ここで言うモデルは、理論という形を取ることもあるが、計量地理学が、地理学理論の構築を大きな目標としてきたことは、周知のとおりである。方法はその目標に奉仕するものであり、かくして、モデルと方法は不可分の関係をなすはずであった。しかし、上述のような記載のための方法の利用は、(理論も含めた)モデルの精緻化に直結するものではなかった。この結果、わが国において既存の計量地理学的研究が多数にのぼっているにもかかわらず、当初それらが有力な目標とした地理学理論の構築に収斂する研究は、必ずしも多くなかった様に思われる。理論的意識を明確に打ち出した成果が、もちろんないわけではなかったが、独自の理論づくりに成功し、なおかつ世界的に認知された顕著な成果といったものが、はたしてどれほどあるであろうか。答えは否定的にならざるを得ない。

要するに、後述する新たな動きはあるものの、全体的には残念ながら、わが国

の計量地理学的世界的貢献は、微弱と言わざるを得ない。とはいえ、従来のわが国の計量地理学が、外国から輸入されたモデルや方法に多くを依存してきた、という事態をもって、そのような系譜に属する研究に意味がない、と断ずることはできない。この点に関しては、以下のような弁明が可能と思われる。

第一に、ここで言うモデルや方法が、国や文化といった違いを越えて、国際的に通用する地理学的言語の一つであり、外国・国内のいずれで登場しようが、この分野における世界の共通財産として扱われるべきで、その出自はさして問題でないという意見がありうるであろう。第二に、従来の伝統的なアプローチでは、うまく取り組めないでいたテーマが、新たな計量的方法の採用によって、はじめて詳細な研究の対象となるという効用もある。多次元尺度法による(非)類似性空間や相互作用空間の復現(例えば、杉浦, 1980; 吉本, 1981)や、シフトシェア分析の応用による人口移動転換に対する人口学的要因の貢献度の特定(Ishikawa, 1992)、といった研究などは、その例と言えよう。第三に近年では、海外雑誌やわが国の代表的な学会誌に掲載される計量地理学の研究の多くは、高い理論的水準を保っている。この意味で、既に10数年前に奥野・西岡(1976)によって指摘されていた、わが国の計量地理学の欠点としての理論指向の希薄さは、いまや必ずしも妥当しないであろう。

つまり、モデルや方法の海外からの圧倒的な流入超過の状態自体、非難されるべきことではないかもしれない。むしろ問題とすべきは、わが国の経験的データを使用する難しい研究が生まれながら、それらの大部分が、海外への知見の輸出が難しい形、具体的には、日本の雑誌に日本語で発表されてきたことである。この結果、日本の計量地理学の多くが、その研究の刺激や基本的アイデアを外国から得ながら、成果が世界の地理学に還元されることがなく、日本およびその一部を対象とした検証結果を携えて、計量地理学が大きな目標としてきた、法則・理論の構築に至るフィードバックの過程(杉浦, 1989a, p.23)に参入できなかった。例えば、もしこれらが海外の主要雑誌に英語論文として寄稿されていたならば、この過程に円滑に入って、理論構築に寄与し、世界の計量地理学の財産目録に多少とも容易に組み込まれ得たであろう。

(3) 経験的研究への偏り

さらに、上記の第二点に関連して、日本の計量地理学が一般的傾向として、経験的研究の活発さとモデリング努力の低調さを特色としてきたことを、第三点として指摘できる。これは、奥野(1980)によっても言及されていた。ここで言う経験的研究の内容のスペクトラムは、前述した単なる記載ないしは現状分析から、特定のモデル・仮説の検証作業まで、広い範囲にわたっている。そのようなスペクトラム上で各研究が占める位置の違いにもかかわらず、初期には大型計算機、最近ではパソコンといったレベルにおける豊富なソフトの存在が、経験的分析を促進させこそすれ、妨げることはなかった。とはいえ、ソフトの充実に支えられていたので、特に詳細な統計学的訓練を必要とせず、また、計量地理学の主張に賛意を示そうが示すまいが、経験的研究をとにかく行い得たのである。われわれは、計量地理学の普及・定着に対するこの要因の貢献の大きさを忘れてはならない。

とはいえ、経験的研究を中心とする、わが国の計量地理学の成果を回顧すると、近年では、旧来の方法の単純な適用というレベルから脱して、高度化を遂げつつあることも事実である。ここでいう高度化には、様々なケースがあった。例を挙げれば、既存の方法に新たな次元(ここでは時間)を追加して、時空間の4変量傾向面分析や時空間因子生態学的研究を展開するケース(田中, 1979; 小方, 1985; 若林, 1987; 小長谷, 1988)、多次元尺度法を利用した変革の普及過程の説明にさいして、従来のような単一の構成要素に代えて複数の構成要素の形成する共通空間の抽出を可能とする方法に注目したケース(杉浦, 1981)、並列的な機能地域しか抽出しえない従来の因子分析の技術論的な問題を、階層的な機能地域を抽出しうる高層因子分析の利用によって克服したケース(矢野, 1984)、既往の空間的相互作用モデル・一段階目的地選択モデルに替えて、地図パターン問題の克服を意図した階層的目的地選択を仮定するモデルを用いたケース(Ishikawa, 1987, 1990)、などがあった。これらは、より一般的な枠組みの探求と要約することもできる。

このような意味での高度化自身、外国の先行研究から一定の刺激を得てはいるが、かかる動向に接すると、特に1970年代以前に多く現れた、比較的単純な経験的分析との間に、一線を画する必要があるように思われる。計量地理学への注目が始まって約30年の歳月しか過ぎていないが、この間にこの分野は確かに発展したと言わざるを得ない。

さらに立ち入った考察を加えるために、筆者はここで便宜的に、計量地理学の内容を統計地理学と数理地理学に二分してみたい⁴⁾。これは、帰納法と演繹法という区分にも通じるところがあるが、ここでは数理モデリングの能力の有無という点を強調したいため、かかる旧来の表現は使わない。統計地理学は、基本的に、統計的方法が所与であり、その枠組みに大きな変更・修正を加えることなく、データの適用結果やその含意の検討に重点を置くものである。統計地理学の中心をなすのは、多変量解析の地理学的応用であろう。計量地理学は、これ以外に点パターン分析・空間的自己相関などの空間統計学的手法、線形計画・グラフ理論・マルコフ連鎖・ゲーム理論などの数理的手法などを利用してきたが、これらの諸手法の大枠に改変を加えずに利用する研究を、ここでは統計地理学のカテゴリーとして考えている。したがって、前述のわが国における経験的研究の盛行は、別言すれば、統計地理学の活況とも表現できる。

これに対して、数理地理学は、数理モデルの展開を通じて、地理学的問題を検討しようとするものである。このカテゴリーにおいては、仮定の設定から、最終的なモデルに到達する論理的な道筋こそが重要であって、経験的データの使用は、どちらかといえば二次的な問題であり、提示したモデルの経験的妥当性の例証というニュアンスで使われることが多い。したがってモデリングという作業は、数理地理学の重要な要素を構成することになる。この分野に関しては、残念ながらわが国の成果は乏しかったのである⁵⁾。しかし、世界的には、1960年代までの計量地理学は、統計地理学的な色彩が強かった(ウィルソン, 1976)が、1970年代以降米英などでは、数理地理学の色合いが急速に強まってきたように思われる。つまり、計量地理学のフロンティアにおける重心は、統計地理学から数理地理学にシフトしてきている。

さらに、Gaile(1990)の報告を参考にして、計量的方法の各トピックの将来性に言及したい。表Ⅲ-1は、1988年におけるIGUの数理モデル作業グループの集会の直前に、同グループのコレスポন্ディング・メンバー 91名に対して実施された計量地理学の様々な方法の将来性に関するアンケート調査の結果を示したものである。ただし、ここでいう計量地理学は、原論文では空間統計学であり、回帰分析・因子分析・クラスター分析をはじめとする標準的な統計的方法は、最初から除外されている。また回答者は、北米やヨーロッパの人文地理学者が多いことにも、留意されたい。同表によれば、形態分析・傾向面分析・点パターン分析・分類・トポロジー・空間的均等性測度といった記述的トピックの将来性が低く評価され、

表Ⅲ-1 計量地理学の諸方法の有望性に関する調査結果

方法	有望性						平均値
	きわめて低い	低い	平均的	高い	きわめて高い	不明	
形態分析	15	32	15	6	1	22	2.22
傾向面分析	14	36	22	8	2	9	2.37
点パターン分析	18	26	23	6	6	12	2.44
分類	13	32	20	14	5	7	2.60
トポロジー	11	21	23	10	6	20	2.70
空間的均等性測度	6	20	28	11	5	21	2.84
ディレクショナル・データ分析	4	15	18	13	3	38	2.92
空間的自己相関	2	26	27	25	10	1	3.17
ジオコーディング・ジオグラフィック	3	11	28	23	8	18	3.30
空間的相互作用モデル	4	13	29	31	12	2	3.38
フラクタル	5	12	11	25	11	27	3.39
時空間系列	3	12	25	32	14	5	3.49
空間統計学理論	1	12	30	24	17	7	3.52
質的データ分析	3	10	23	28	18	9	3.59
コンピュータ・マップ	3	9	20	31	18	10	3.64
空間的予測モデル	0	13	20	27	24	7	3.74
空間的選択モデル	1	9	17	33	20	11	3.78
計算処理モデル	1	6	9	20	15	40	3.82
シミュレーションモデル	2	5	22	26	27	9	3.87
会話型地図学	1	8	9	28	21	24	3.90
地理情報システム	3	8	10	28	37	5	4.02

Gaile (1990, p.97)による。表中の「平均値」は、各「方法」の有望性の相対的な順位関係を知るために、筆者が、「きわめて低い」に1.0、...、「きわめて高い」に5.0というスコアを与えた場合の総スコアを、「不明」と答えた回答者を除いた人数で除して得た数値である。「方法」は、この平均値の小さいものから順に並べた。

逆にシミュレーション・モデル、計算処理モデル(内容の詳細は不明)、空間的選択モデル、空間的予測モデルといったモデリング関連のものが有望との評価を得ている。数理地理学の分野では今後、ますます他の社会科学分野の発展の影響を受けることになろう、との指摘もある(Odland et al., 1989)。

ところで、統計地理学と数理地理学のバランスという点からみて、おそらくわが国と対照的な特徴を示すのが、イギリスである。同国では、双方の領域における既往の成果が、「英国の見解」というサブ・タイトルを冠した単行本(Wrigley and Bennett, 1981)の中で、誇らしげに回顧・展望されている。この国では、地理学とプランニングの結びつきが伝統的に強固なこと、ならびに数学・物理学・プランニングなどの分野で訓練を積んだ Wilson を地理学に迎えたことが、数理地理学発展の源泉となった、と考えられる(石川, 1988a, pp.209-218)。このような条件の揃うことが数理地理学発展の必要条件であるとする、計量地理学のこの分野が強い国は、世界的にはむしろ数が少ないのではなかろうかとの推測も成り立つ。つまり、日本のように、依然として統計地理学を計量地理学の主たる内容とする国も案外多いのではあるまいか。もしそうならば、日本がそうであるように、統計地理学を主体とする状況は、イギリスが体現しているような数理地理学にも強い状況へと、必ず変わらねばならないのであろうか。

しかし、各国における地理学の伝統や、諸学問分野間や社会における地理学の地位や役割などの多様性を考慮に入れると、これらの、国ごとに異なる独自の事情から独立した、上の疑問に対する普遍的な回答はありえないであろう。つまり、統計地理学と数理地理学のバランスは、国ごとに違っていてもやむをえないし、その意味で数理地理学の発展を機械的に念ずるには及ばないであろう。

とはいえ、これとは別に、計量地理学において数理地理学の欠落が意味するものも考えておく必要がある。筆者は、それは、計量地理学がその誕生期に自らの最大の存在理由とした、地理学理論の構築作業への積極的な参加が難しくなることではないかと思う。つまり、統計地理学の枠内でも仮説やモデルの検証作業が一応可能ではあるが、理論づくりに直接立ち向かうというよりは、どうしても経験的妥当性の検討や、それらに対する異議申し立てや部分的な訂正要求に、意

義が限定されがちになる。このような文脈でも示唆的なのは、イギリスの数埋地理学が、農業立地論・工業立地論・中心地理論などの各種の伝統的立地論を、エントロピー最大化型の空間的相互作用モデル(Wilson, 1967)を駆使して書き換え、さらに動学化も試みて、新しい理論体系を作ることに成功したことである(Clarke and Wilson, 1989; 矢野, 1990, p.140)。世界全体から見たわが国の計量地理学の影の薄さが、理論的蓄積の乏しさにも起因しているとするれば、統計地理学のみ活発で、数埋地理学が弱いのは、やはり限行的といわざるを得ない。

(4) 社会的貢献の弱さ

わが国の計量地理学を特色づける第四の点は、応用的研究、なかんずく地域計画や地域政策などの分野への参加を通じた社会的貢献の弱さである⁶⁾。もつとも、例えば、土地利用の現状を評価した研究(伊藤ほか, 1976; 高橋ほか, 1978)や保育所の適正配置に関する研究(Kubo, 1984)のような、政策提言や地域計画への参画に意欲を示した研究が現れなかったわけではないが、全体的に見れば、社会的貢献を訴える計量的研究は少なかった。また、コンサルタントなどへの地理学出身の学生・院生の就職も見られるものの、斯学が計画・政策の立案を担当する領域への有力な供給分野とはなりえていない。計量地理学の潜在的意義は、現状分析やプランニングへの参加を通じての社会的貢献⁷⁾にあり、望ましいのは、イギリスの例⁸⁾が物語るように、応用分野への進出が計量地理学研究を促すとともに、後者の前進が前者に還元されたり、そこで修正されるという関係である。

わが国での上のような事態は、計量地理学が大きな注目を集めた1960-70年代には、地域計画の分野に関しては既に、工学と経済学が強い影響力を確立していたこととも無関係ではないだろう。これらの領域以外でも、地域にかかわる諸問題の解明・解決や政策の提言といった実用主義的立場(笹田, 1964; 成田, 1967; 森滝, 1971)を強く打ち出し、計量地理学とこの点で競合する地域科学の発展期が、ちょうど計量地理学の発展期と重なった点も、われわれにとっては不幸だった。地域(問題)に関する学際的接近を特色として誕生した地域科学が、その後は経済学的接近に大きく傾斜してきた事実(高橋, 1983)も、計量地理学者の間に地域科

学に対する疎遠さや、社会的貢献に対する忌避感を生んだかもしれない。また、わが国における地理学と地域科学の関係は、親密というよりは疎遠と言えないだろうか⁹⁾。

ただし、計画への参加という形での社会的貢献の弱さは、別な角度から見れば、地理学のポピュラリティ popularity¹⁰⁾の低さの問題でもある。ポピュラリティが低いから貢献が弱い一方で、貢献が弱いからそれが低くなった、という相互規定的な関係が、おそらく妥当しているであろう。地理学における計量化動向はしたがって、社会的効用を強調して、斯学のポピュラリティを高める絶好の機会であった。

英米地理学のポピュラリティについては、他の箇所ですべて(石川, 1988a, pp. 209-218, 1989a)。わが国を対象とした場合、それをどのような基準から明らかにしうるかは興味ある課題であるが、簡単な作業ではないので、ここではとりあえ

表Ⅲ-2 1990年度の科学研究費の分野別配分額
(単位:百万円)

分 野	細目番号	配分額
地 理 学	871-872	119
人文地理学	871	56
自然地理学	872	63
哲 学	111-117	232
心理学	121	242
社会学	122	297
教育学	123	245
文化人類学	124	50
史 学	131-134	377
文 学	141-149	304
法 学	211-261	240
経 済 学	311-371	352
地 質 学	461-462	232
土 木 工 学	551-556	531
建 築 学	561-564	459

科学研究費研究会(1990)より算出。ただし、ここでの配分額は、総合研究(A)・(B)、一般研究(A)・(B)・(C)、奨励研究(A)・(特)、試験研究(A)・(B)の総計である。以上のカテゴリーに限定したのは、細目番号から分野を容易に特定しうるからである。

ず、学問世界での研究予算面から見た勢力関係を知るために、科学研究費の分野別配分額(表Ⅲ-2)を手がかりとしてみてみたい(地域科学は単一の分野として独立していない)。地理学への配分の少なさと、隣接分野、特に計量地理学と競合する部分の大きい経済学と土木工学・建築学などへの配分額の大きさにご留意いただきたい。なお、わが国における地理学のポピュラリティのこのような低さがいつ頃、どのような事柄のもとに形成されたのかは、地理学史の一つのテーマとして、今後解明される必要がある。

計量地理学の導入期には、従来の個性記述的視角に替わる法則定立的視角の有効性のみが強調され、以上のような点に積極的な関心を払う主張はほとんどなかった¹¹⁾。90年代前半の今日から振り返って、導入以来約30年に及ぶ計量地理学の研究が、結果としてわが国において地理学の評価の向上をもたらした、とは言えないだろう。地理学のポピュラリティと社会的効用の関係は、今日では、次節で述べる地理情報システムをめぐって、形を変えてあらためて問題にされているように思える。

3. 新しい動き

1980年代に入ってわが国では、計量地理学全般に対する関心が急速に退潮してきた。しかし、計量地理学がマイナーな地位に後退したとはいえ、この時期になって新しく出てきた、歓迎すべき動きにも注目する必要がある(正確に言えば、その一部は1970年代後半から見られた)。わが国の計量地理学の発展とみなせるこのような動向を論評するのが、本節の目的である。

(1) 数理地理学の登場

わが国の計量地理学の空白部とも言える数理モデリングを中心とする研究が、ようやく登場するに至った。その先駆となったのは、特に小売業の立地という観点からみた中心地システムの導出や、中心地間の競合に力点を置いたシステムの動態やその制御に関する高阪の一連の業績(Kohsaka, 1983, 1984, 1986a・b, 1989a・b)である。また、近年発表された、双子都市における人口密度モデルを展開した井上(1988)、都市内人口分布の固有の中心点を求める方法を見いだした井上(1990)、人口密度と農業生産性の共変動のモデル化を行った井上・森本(1991)、定期市の市日配置の統合的説明に向けてのシミュレーション・モデルを作成した水野(1987)、新開地における人口移動を非線形非平衡システムの枠組みから捉えた水野(1992)などの研究も、この系譜に属する。

高阪の業績がモデリングを中心とする研究に転換することになったきっかけは、本人の回顧(高阪, 1986a, pp.2-3)にもあるように、数理地理学研究のメッカである、イギリスのリーズ大学への1979年における留学であった。一方、井上や水野が、それぞれ数学や化学といった分野からの転身であったことは、わが国の数理地理学の胎動を考えるうえで示唆的である。つまり、残念ながらわが国のそれまでの計量地理学は、独力で数理地理学を生み出すのが難しかったのである。

このこと自体、経験的研究への偏向の裏返しでもあるが、しかしあまり深刻に考えるべきではないかもしれない。なぜなら、イギリスにおける数理地理学の今

日の活況が、他分野からウィルソンを迎えたことを大きな契機としていたからである(石川, 1988a, pp.209-218)。わが国における数理地理学の今後の発展を念ずるならば、われわれは、他分野とくに理工系の分野からの参入者を大切に遇し、地理学という学科内で自由に活躍しうる環境を提供することが重要であろう。数理モデリング研究を進めるにあたっての難しさの一つは、学生・院生の教育であるが、この点に関しては Wilson (1978)の報告が参考となろう。

なお、筆者は、数理モデリングの評価にあたっての一つの大きな鍵は、出発点である前提条件が、経験的にはたして妥当なものかどうか、であると考えている。したがって、前提からモデルの導出に至る過程がいかに見事であっても、前提が現実と大きく食い違っていれば、当該モデルはいずれ見直されざるを得ない運命にあると言えよう。このような意味で、数理モデルの構築にさいしては、経験的センスの果たす役割も軽視されるべきでない。

(2) 海外雑誌への寄稿

第二に、従来は海外からの成果の吸収を特色としてきたわが国の計量地理学が、ここ10年ほどの間に、米英で発行されている、世界を代表する計量地理学関係の雑誌に成果を掲載しうるようになったことが、指摘されねばならない。具体的には、前述の高阪の数論文(Kohsaka, 1983, 1984, 1986a・b, 1989a・b)に加え、杉浦(Sugiura, 1986, 1991)や石川(1987, 1992)の論文がこれに該当する。礪波の散村地帯における家屋の分布がポアソン分布にしたがっていることを明らかにし、点パターン分析研究における古典的地位を築き、計量地理学の論文集(Berry and Marble, 1968)に採録されている、戦前の松井の論文(Matui, 1932)を例外として、わが国の計量地理学が、1970年代までは輸入一辺倒で先進国の研究と比べて「きわめて初歩的な段階に止まっている」(河辺, 1974, p.124)と酷評される状況にあった。これを考えると、海外への成果の輸出は研究水準の上昇を意味しており、慶賀すべきことである。

とはいえ、これらの海外雑誌に掲載された論文は、基本的な枠組みという点に関しては、わが国の計量地理学の広い裾野の上に立った、別言すれば、他の人に

よってなされた多くの研究に押し上げられてはじめて作成が可能になった成果というよりは、海外におけるリサーチ・フロンティアの動きの直接的摂取という個人的技量に帰する部分が多いように思われる。その意味で、わが国の計量地理学全体の成果と手放して喜べる状態ではない。さらに言えば、海外の主要雑誌に論文が掲載されることと、当該論文が国際的に高い評価を得て、海外で頻繁に引用されることは、それぞれ別の事柄である。これまで実績をあげたのはあくまで前者に関してであって、後者の実現にはなお距離があるように思われる。

なお、ここで注目したいのは、例えば、杉浦や石川の研究(Sugiura, 1986, 1991; Ishikawa, 1987, 1992)のような、基本的に統計地理学的な研究も、採用されていることである。これは、世界の第一線の計量地理学の研究は、高度な数理モデルづくりに傾斜しているにもかかわらず、それが、すべてではないことを示唆している。すなわち、全体的に見て、計量的方法による経験的研究を特色とするわが国の研究でも、海外からの評価を得られることの証しである。今日では、影響力の大きな(英語圏諸国の)雑誌ほど、英米以外の多くの国々に編集委員が分散する傾向がある。これには、流通部数を増やしたいという発行者側の政治的・商業的意図もさることながら、その根底には、数理モデルをはじめ、様々な仮説や概念が、構築の過程で当該国に特有の条件を引きずっている可能性があるのも、その普遍的妥当性の探求を、英米以外の、あるいは非ヨーロッパ世界での検証を通じて得たいという雑誌編集者側の積極的な意志も働いているであろうと感ずるのは、筆者だけであろうか。

また、当初の計量地理学にみられたような、物理学を一つの範として、普遍性のきわめて高い法則や理論の構築を声高に叫ぶという姿勢は、近年では内外を通じて見出し難い。これは、対象とするそれぞれの空間システムに固有の条件や、それらのコンテクストの重要性を基本的に認めつつ、それらを緩やかに包み込んだ形で、一般化を進めようとする柔軟な方向が強まっていることを示唆しているように¹²⁾。つまり、日本的な条件や背景を重視する研究が歓迎される方向にあるのではないかと推察される。

(3) 地理情報システム研究の活発化

1980年代以降の時期に関する第三の特色は、地理情報システム(Geographical Information System、以下GISと略称)研究が急速に脚光を浴びてきたことである。GIS研究の活発化は、計量地理学の発展とストレートに接続してはならず、その意味では両者は別の存在とも言える¹³⁾。しかし、実際のところは、内外ともにこのトピックは、計量地理学者によって進められてきたという点では、両者の関係は密接である。ちなみに、米英両国でも、GISは計量地理学の一部門と位置づけられているし(Wrigley and Bennett, 1981; Odland *et al.*, 1989)、前出の表Ⅲ-1に明かなごとく、この領域が計量地理学の中でおおいに有望とみなされている。

Chrisman *et al.*(1989)によれば、GISとは、「地理的情報の入力・蓄積・分析・出力のための統合的パッケージである」¹⁴⁾。筆者が注目したいのは、この中の「分析」をめぐっての計量地理学との関係である。これまでのわが国のGIS研究の内容は多岐にわたっているが、どちらかといえば、地理的情報の入力・蓄積・出力に力点が置かれてきたようである。もつとも、例えば、久保(1980, p.337)、遠藤ほか, 1991)、高阪(1993)、村山・尾野(1993)など、分析にかかわる部分を重視した成果がないわけではないが、そこで注目されている手法(多変量解析に加えて、エントロピー計算、点パターン分析、地域傾向面分析、空間的自己相関、買物行動モデルなどの空間統計学的手法)は、今日われわれが計量地理学の財産目録として持っているものの一部にすぎない。また、GIS研究全体の中では、計量地理学の既存の成果を積極的に活用しようとする姿勢自体、強いとは言えない。わが国における今後の課題として、統計分析・モデル・シミュレーションなどとの統合を通じて、GISにおけるデータの解析機能の強化が必要である、との意見もある(久保, 1992)。要するに、わが国では、地理的情報の分析を共通項とした、既往の計量地理学とGIS研究の有機的な統合は、米国(Odland *et al.*, 1989, pp.737-738)と同様、まだ実現していないように思われる。

GIS研究では、計量地理学に比較して、分析作業のさし示す範囲がずっと広いのに加えて、それに関連して、独自に考慮せねばならない問題も多い(バーロー, 1990; Openshaw, 1991)。しかし、コンピュータベースの情報システムやコンピュ

ータマッピングから識別される、GIS研究の独自性が空間分析の重視という点に存する(碓井, 1993)とすれば、計量地理学とGIS研究の緊密化は、後者の地理学的意義を明確にすることにつながるはずである¹⁵⁾。そうではなく、GISをコンピュータに支援された地理的情報処理に関する単なる技術の総体と短絡視するならば、コンピュータ技術にたけた工学分野に、この研究が吸収されてしまいかねない。

また、GISは、「大学の研究室よりも、行政サイドで発展してきた」(久保, 1980, p.332)という事情を考慮すると、GIS研究の発展は、前章で触れた、斯学の社会的貢献の低さを是正し、そのポピュラリティを高める役割が期待される。同様の期待は、米国においても存在している¹⁶⁾。とはいえ、日本のGIS研究の将来性という点に関しては、必ずしも楽観的ではいられない。例えば、日本におけるこの領域の牽引者であった久保(Kubo, 1987)が、日本の大学の地理学教室はシステムを装備しうるほど十分な予算を持っていないこと、さらに、地図学やデータ分析が第二次世界大戦後それほど高く評価されてこなかったこと、などの理由により、地理的情報処理に貢献するには地理学教室が弱すぎる、と述べているが、この指摘は重い。ともあれ筆者は、GIS研究の順調な発展が、地理学全体のポピュラリティの向上に結びつくことを願っている。

(4) 位相地理学の提起

新しい動きの第四の点は、水津(1982)による位相地理学の提案である。計量地理学の枠内で議論されることを、著者自身は好まないかもしれないが、以下のような点で見逃しえない。

すなわち、1982年の著作『地域の構造』は計量地理学批判から出発しているが、重要な点は、この批判が、1960年代末以降、英語圏諸国においてわが国より時間的に先行して登場した、反計量の議論にタダ乗りしたのではなく、自らのそれまでの研究経歴を動員しつつ、冒頭の丸山の言葉を借りれば、「自覚的に現在と向きあ」って、自分の言葉で語ったものであることである¹⁷⁾。しかし、批判が単なる批判に終わっておらず、既存の「伝統的な」計量地理学に替わるべきものとして、位相地理学という新しい地理学の構築をめざすことになった。

計量地理学の立場から見て、この位相地理学は次の二つの意義を持っていると考えられる。第一に、位相数学(トポロジー)は、既往の計量地理学では、グラフ理論やネットワーク分析という形で注目されてきたが、それは位相数学の地理学的適用の短絡的で一面的な姿にすぎず¹⁸⁾、もつと包括的で深い援用の仕方があることを示した点である。位相数学の持つ地理学的含意を、このように広汎に論じた業績は、諸外国においても見出し難い。本節の(1)から(3)で言及してきた動向が、海外の研究に影響された、あるいはそれを意識した動きであるという意味で、基本的に海外の動向の関数とみなせるのに対し、この動向は、わが国の内部から独自に育ったという意味で、世界的に見てもユニークと言えるのではなかろうか。

第二に、位相地理学の主張は、計量地理学が従来分析が困難として排除してきた、地理的現象の質的側面の研究を取り込み、量的側面のみを捉えてきた姿勢が抱える弱点を補強することを可能にするし、それによって、計量地理学の視野が拡大すると期待される。この文脈で注目されるのは、水野(1986, 1989)が、海外の計量地理学の内部において近年徐々にではあるが、集合論・トポロジー・群論などの「質的」数学が応用され始めている、と述べ、その中でも特にトポロジーの持つ地理学的意義を重視していることである。つまり、位相地理学の視角は、計量地理学の中から生じた新しい動きに通じているのである。

以上のような意義が考えられるものの、筆者には現段階の位相地理学に不満がないわけではない。水津は、多様体を現実的に描き出すことの難しさを繰り返し述べ、それを理由にして、地理的現象と数学的実在との間の対応関係を厳密に立証することをしないで、対応の可能性を単に言葉の上で示唆しているケースが少なくない。また、結章にあたる「IX 地域と微分可能多様体」の箇所は、ほとんどが数学書からの引用で埋められている。

いまこの点を、カタストロフィー理論に関する議論をめぐって、具体的のみてみたい。これは、位相数学の領域における近年の新しい動向であり、質的変化の数学として1970年代初頭に登場した。水津がわが国の地理学者の中で最も早くこれに注目したことは、明記に値する。この理論は、1970年代以降における英語圏

諸国(特にイギリス)の計量地理学において、大きな脚光を浴びた(Wilson, 1981a・b; 石川, 1988a, pp.91-99)。したがって、このトピックを軸として、伝統的な計量地理学者と水津の立場の差異を、垣間見ることができる。両者で大きく異なる点は、前者では、コントロール変数や状態変数の次元が比較的低い議論が中心となる傾向はあるものの、カタストロフィーや分岐を生むメカニズムの数理的關係の具体的な特定に大きな関心が払われているのに対し、後者では、その点についての執着が弱いことである。これは、実証研究に結びつく、理論の操作的展開に対する熱意の有無と言い換えることもできる。

要するに、水津の研究は、基本的に、位相地理学の潜在的可能性を力説したという性格の業績であり、その意味ではおおいに興味深いが、克明な実証研究は未だ不十分である。したがって、位相地理学の確立は今後の課題と考えられる。現段階では、計量地理学と位相地理学はそれぞれ別の存在であり、この状態では、双方の主張が交わることは難しいように思われる。しかしながら、計量地理学の側で、質的現象の数理的研究の重要性を認識し、他方、位相地理学の側で、トポロジーと地理的現象の対応規則を綿密にし、それに基づいた実証研究に踏み出すとすれば、両者の融合が達成される日はそう遠くない、とも考えられる。それは、旧来の計量地理学の面目が大きく変わることを意味する。そのさいには、もはや計量地理学という呼称は明らかに不適切となるであろう。

4. 退潮の原因と今後の課題

本章の冒頭で、わが国の計量地理学のおおよそ1980年以降における退潮の原因に関して、米英を中心とする英語圏諸国の動向の関数であったのかどうか、という問題提起を行った。この章では、この問題に対する回答を探りたい。

英語圏諸国を中心とする計量地理学、かつて使われた表現でいうところの「新しい地理学」が抱えていた問題点であり、その後の相対的な地位低下を招いた原因に関しては、次の野澤(1977, pp.30-31)の指摘が、簡潔ではあるが要点を衝いている。

地理学を新しい科学方法論によって強化しようとした方向は、すでに危険な問題を秘めていたのである。1つはこの科学方法論が物理学をモデルとする精密科学の方法論を地理学に適用したものであるが、その方法論で解決される地理的事象は限られたものに過ぎなかったということである。分析不可能な命題を科学にあらずとして排除すると、あまりに多くのものが失われるのではなかろうか。第2は本質的には科学方法論上要請された計量化が、それ自体目的化されてしまったことにある。すなわち計量化が分析操作の技術開発とされてしまったことである。第3は論理的形式化を重んじるあまり、論理的構文のみ重視し、意味論を軽視、ないし無視することになった。

以上のような原因によって英語圏諸国では、1960年代末を分水嶺として、計量地理学は、地理学の中心舞台から滑り落ちることになった。わが国に関しても、上記の諸点が基本的にあてはまると、筆者は考えている。つまり、日本の計量地理学の退潮は、野澤が指摘したような英語圏諸国と同様の原因によってもたらされた、と言ってさしつかえないであろう。

ただし、上述の野澤が言及した点に関して、ここで若干のコメントをしておきたい。まず、計量地理学が対象としてきた事象や命題の狭さの問題は、前節で論

及した位相地理学によって、大きく是正されうるであろう。また、第二の点について言えば、計量地理学が方法への関心を共通項として成立している以上、「計量化」の「目的化」や「分析操作の技術開発」自体が厳しく論難・排斥されるならば、この分野の存立は著しく困難となろう。方法への執着は、計量地理学成立の必要条件なのである。さらに、米英を中心とする英語圏諸国では、上記の第三点のために、かつては W. Bunge や D. Harvey、近年では筆者の知るだけでも、E. S. Sheppard、A. Scott、M. Webber、R. J. Bennett といった著名な計量地理学者がラディカル地理学ないしはその近接領域へ、関心を移行させていった。しかし、類似の動きはわが国では見いだされない。この点をめぐっての内外の比較研究は興味深い題材であるが、ここでは詳論しえない。

計量地理学の後退に関しては、内外ともに同様な要因が働いていることはわかったが、これ以外に、第2・3節での検討から明らかになった、わが国独自の理由に関しても、ここで整理しておく必要がある。

まず第一に、上のような計量地理学の限界や問題点を、わが国の研究者が自らの研究経験を通じて肌で感じた、というより、むしろ、既に1960年代末から米国をはじめとする諸国では、計量地理学に対する批判が噴出するとともに、それに代わるものとして、ラディカル地理学や人文主義地理学が台頭し、結果的に計量地理学の地位が下がってきたという事実の認識を追随したことが、考えられる。このような受動的・他律的な原因の立証は、必ずしも簡単ではない。しかし、少なくとも、わが国のそれまでの計量地理学の具体的業績にともかく目を通したうえで、問題点や限界を本格的に論じた文献が、前述の水津のものを除いて、ほとんど見られないという現実¹⁹⁾は、かかる推察の妥当性の有力な傍証となりうるであろう。水津の批判が、退潮の大きな契機となった、とも考えにくい。つまり、海外で新しいものが生じた時点で、既存のものの後退が運命づけられるという、さきに引用した丸山の言葉に示されるような日本の思想史的特質が、1980年代以降の計量地理学の退潮を促した一つの、しかし重要な要因に挙げねばならないのではあるまいか。

第二の原因として、わが国では統計地理学的研究を中心としてきたことに関係

している。すなわち、理論構築作業に積極的な目を向けず、計量的方法の利用を記載という目的に矮小化する傾向があったことが、計量地理学への幻滅感を生んだかもしれない。また、統計地理学から数理地理学への転換を遂げる力が弱かったことも、研究内容の面で、英語圏諸国との開きを大きくし、相対的にわが国の業績の魅力乏しいものにしてきたかもしれない。

第三に、わが国では新しく登場した計量地理学が、計画分野への進出をはじめとする応用的研究を通じて社会的に活躍する場は、当初より大きく限定されており、その存在意義としての法則定立的立場の重要性を、斯学の内部のみに向けて訴えざるを得なかったことにも、注目する必要がある。この結果、地理学内部でパラダイム変換が見られれば、計量地理学の魅力は容易に失われてしまう素地ができあがっていたのである。社会的貢献を得ることに成功していれば、1980年代にはいつて、パラダイム変換が広く認識されても、計量地理学の人気はやすやすと後退することはなく、少なくとも、それに対する歯止めの役割を果たすことになったであろう。

これらの三つの潜在的な原因の相対的な影響度を考えれば、特に第一の原因が重要ではなかったか、と思われる。したがって、前述の野澤が指摘した三点と合わせて考えるならば、わが国における計量地理学の退潮は、かなりの程度は、米英を中心とする英語圏諸国の動向の関数ではなかったか、と結論せざるを得ない。

以上で、1980年代以降における退潮の原因の解明は、一応終わった。しかしながら、ここであたためて計量地理学の存在意義を問うておく必要がある。換言すれば、その欠落や消滅が、どのような意味をもたらすであろうかも、ここで考えておきたい。まず、経験的研究における具体的分析作業では、依然として一つの有効なアプローチであることを確認しておかねばならない。殊に、従来有効な方法論的枠組みがない場合の有用性については、言うまでもない。また、計量的方法は、地理学の理論化に向けての、唯一絶対ではないにしても、有力なアプローチの一つであることに変わりはない。さらに、方法の共通性は異分野間のコミュニケーションを促すという効用があるが、それが期待しがたくなることが考えられる。特にわが国では、地理学の守備範囲が伝統的に狭いことを考えると、地

域科学や都市計画などの、計量地理学の隣接分野との対話が不調になろうし、それを通じての斯学の地位の向上も難しくなろう²⁰⁾。

さて、次に問題となるのは、上のような存在意義を発揮するために、わが国の計量地理学は今後どのような方向に進むべきなのか、という点である。まず、従来行ってきたような、海外の成果の積極的な摂取を続ける必要がある。特に、英語圏諸国におけるフロンティアの動向を精確に知っておくことが重要である。これなくしては、海外の研究との対話がうまくはかれないであろう。また、将来有望と評価されているが、わが国では従来不十分な関心しか払われていないトピックに注目することが、考えられる。表Ⅲ-1を手がかりとすると、同表の下半分に登場しているトピック群が、それに当たろう。とはいえ、このような方向は、従来の(計量)地理学のみならず、日本の学問全体が明治以来辿ってきた道であり、その意義についてここで繰り返すには及ばないだろう。ただし、明確な問題意識を持たずに、この方向に単純に向かうことは、米英の動向の追隨を果てしなく繰り返すことになりかねない、という危惧もある。

むしろ筆者は、このような既存の流儀に加えて、日本の計量地理学を取り巻く諸条件を視野に入れた方向の重要性を強調したい。とりあえず、次の二つの具体的方向が念頭に浮かぶ。第一は、外国生まれの特定の理論なりモデルの妥当性を、日本あるいはその一部を空間システムとする検証を通じて確認したり、欧米との共通成分と日本的な成分をはつきりと分離して特定することである²¹⁾。さらに、それを踏まえた当初の理論やモデルの書き換えや、英語圏諸国と日本の事例を包括するより一般性の高い枠組みの探求も、考えられる。既往の成果を、以上の方向で整理・総括する仕事もありうるが、少なくともこれまでは、このような作業には必ずしも積極的な努力が向けられていない。

ついで、第二に、日本で得られた成果の発展や輸出が、重要である。われわれは、これまで海外の成果の輸入に全力を傾け、この点を著しくなおざりにしてきた。しかし、わが国の計量地理学研究は、外国生まれの方法に完全に寄りかかってきたわけではない。日本で誕生した統計理論である林(1974)による数量化理論の利用例として、例えば溝尾ほか(1975)、富田(1978)、中村(1978)の研究が存在

する²²⁾。Wrigley(1985)の著作に象徴されるように、ノンパラメトリック統計学や質的データの統計分析が、海外の地理学で近年大きな関心を呼んでいるが、日本における数量化理論の適用事例は、それに時期的に先行していたのである。わが国の人文地理学の領域ではまだ適用例がないようであるが、望ましい適切なモデリングを探究するさいの赤池の情報量規準(坂元ほか, 1983)も、地理学的な含意を持っているように思われる。とはいえ、われわれは、以上のような、誇るに足るメイド・イン・ジャパンの業績の地理学的意義を、海外に向けて積極的に紹介する努力を怠ってきた。また、前章で論及した水津の研究もおおいに刺激的であり、今後のわが国における計量地理学の独自の発展を望むならば、その成果の継承が一つの道を開くであろう。わが国における既往の計量地理学的研究の理論的含意を、世界の理論地理学の成果の中に適切な評価とともにほめ込む仕事も、なされる必要がある²³⁾。高橋(1975)や奥野・西岡(1976)が言及している、わが国における長い立地論研究の伝統から生まれた水準の高い成果を、計量地理学の成果と統合する作業も考えられる²⁴⁾。さらに、時代に先んじていたが故に短命に終わらざるを得なかった、戦前の地域計測論の海外への紹介も、重要な課題として残されている。

筆者はここで、このような方向のいずれにとっても、世界的な視野での独自性の模索が重要であることを訴えたい。たしかに、わが国では1960年代から計量地理学に熱いまなざしが注がれてきた。しかし、そこに注がれたエネルギーの膨大さにもかかわらず、また、わが国の計量地理学が過去30年間に明らかに大きな進歩を遂げたにもかかわらず、この間に世界的に誇りうる成果が多数生み出されたとは言いがたい。この事実こそ、われわれは深刻に考えるべきである。日本の計量地理学者は一般的に、世界における最新のトピックに関する文献を精力的に読むことを通じて、世界のフロンティアの動向を摂取する努力を重ねてきたにもかかわらず、それと同じ程度の努力を、自己の研究成果の海外に向けての発表には向けてこなかった。けれども、計量地理学が、各国固有の社会経済的、文化的、歴史的な性格から一応独立した統計的・数理的方法を共通項として成立している以上、自らの研究を世界的な文脈での独自性という点から位置づける努力が、地理学の

他の諸分野に比較して、ことさら必要と思われる²⁵⁾。

加えて肝要なのは、成果が海外の研究者にもはつきりと還元される形、具体的には英語で、しかもできれば、海外の著名雑誌に発表することであろう。計量地理学は仮説検証を骨子とするフィードバックの過程を通じた理論形成を大きな目標としているので、わが国で得られた成果がこの過程に参入してはじめて、世界の計量地理学の理論化に貢献することになる。このような発表の形式は、日本を対象とする研究が国際的な文脈で持つ独自性が、論文の閲読制度を通じてチェックされうるし、世界の計量地理学の財産目録に円滑に入ることを可能にする、という意義を持っている。たとえ国内の雑誌に日本語で発表するのであれ、今後は、世界の中での自らの研究の独自性を探求する姿勢が必要であろう。

筆者は最近、このような方向の模索によってしか、わが国の計量地理学が生き残り、海外からの成果の一方向的な導入を脱して、内外の成果の実質的な相互作用が実現する道はない、と考えている。近年では、日本のデータを使った海外の地理学者と日本人地理学者との英語による共著論文も、現れ始めている(Liaw and Otomo, 1991; Tanaka and Casetti, 1992; Gauthier *et al.*, 1992)。かかる傾向が今後強まりこそすれ、弱まる可能性は小さいことも、念頭に置いておかねばならない。以上のような努力を怠れば、そのような新しい共同研究との接合がうまく図れないであろうし、何よりも、国内の既往の成果が、たとえどんなに優れた内容を含んでいようと、日本語という壁に阻まれて国内に孤立し、遂に国際的な脚光を浴びることはないだろう。

5. むすび

夥しい数にのぼるこれまでの業績をみると、わが国に計量地理学が十分に定着したとの見方が可能である。既往の成果の特色を挙げれば、分野や方法といった点から見て関心はおおいに多様になったが、海外生まれのモデルや方法の一方向的な利用者にとどまってきた。近年是正の兆しがあるとはいえ、統計地理学的な範疇の研究に偏っているし、社会的貢献も弱かった。計量地理学が当初目標として

いた地理学の理論化に関しては、わが国独自の顕著な寄与はまだなし得ていない。

わが国では1980年頃を境に、計量地理学に寄せる熱狂は明らかに醒め始め、今やわが国の地理学の中では「傍におしやられ」(丸山, 1961, p.12)た存在にすぎない。1970年代が計量地理学を基軸として展開した10年間であったことを考えると、この間の動向は、計量地理学の退潮を如実に示している。その原因を検討した結果、以上の動向のかなりの部分は、米英といった国々の動向の関数であった、と考えざるをえないであろう。とはいえ、この小論はあくまで、戦後の日本の地理学界における最大級の動向とも言える計量地理学の消長に関しての一つの整理にすぎず、別な角度からの別な整理も当然ありうるであろう。

最後に、前述した1980年代以降における新しい動きの中の一つに焦点をあてて、本章を終えたい。上述の退潮の傾向は、必ずしも遺憾とすべきことではなかった、と筆者は考えている。むしろ既往の研究や姿勢に対する反省を生み、この分野に固執してきた人達の著名海外雑誌への相次ぐ寄稿を通じて、世界への発言につながった。わが国の人文地理学の諸分野の中で、他にこのような実績を生み出した分野はいまだ存在しない。わが国の計量地理学は今後も、世界の中での独自性を模索しつつ、この道を進むべきである。

ところで、わが国の計量地理学の消長が、人文地理学の他の分野に対して持つ含意は何であろうか。計量地理学の退潮と並行して、英語圏諸国では人文主義地理学やラディカル地理学が登場し、わが国では特に前者が近年大きな注目を集めている。しかし、これらの分野では、これまでに水岡や千田の論文(Mizuoka, 1983; Senda, 1992)を除いて、海外主要雑誌への日本からの英語論文の発表は、皆無に等しい。とはいえこれらの新分野は、計量地理学以上に、わが国固有の社会的、文化的および歴史的な諸特性を積極的に主張しようという点では、世界におけるわが国の貢献を明確に打ち出しやすい、という潜在的意義を有している。

これまでは、海外の地理学で新しい動向が生まれるたびに、われわれはそれをつぎつぎと摂取することにいそしんできた。そのような作業自体、必要で重要なことではあるが、それに甘んじて輸出する努力をなおざりにする限り、日本の地理学の成果が世界の地理学の財産目録に登録されることは困難であり、学間的成

果の巨大な輸入超過という歪んだ構図は、いつこうに改善されないであろう。以上の意味で、計量地理学の軌跡は示唆的と言えないであろうか。

注

- 1) ただし、英語圏諸国では今日、計量地理学 quantitative geography という表現は、もはや死語となりつつある。これと密接に関連するものとして、空間統計学 spatial statistics、数理モデリング mathematical modeling、計量的方法 quantitative method などの表現が比較的よく用いられているようであるが、これらのいずれも、本稿で言うところの計量地理学の内容の一部をさし示すにすぎない。
- 2) 同様の区分に則った1970年代までの成果は、知見の要約も含め、奥野(1980)によって行われているので、あわせて参照されたい。
- 3) ここで、モデルとは、Flowerdew(1989)にしたがって、一般化・数式化を伴った、理論、法則、仮説ないしは組織化された考え、という広い意味で、また、方法とは、このモデルによる説明のための計量的な形での具体的な手だて、という意味で用いている。なお、この文献は、今日では、海外の計量地理学者でも、モデルづくりに対する批判に謙虚であることの一例を示している。
- 4) その意味内容が筆者と全く同様ではないが、このような区分は例がないわけではない。計量地理学の成果の回顧にさいして、例えば、Wrigley and Bennett(1981)、では「第3部 統計的方法・モデル」、「第4部 数理モデル」、Wilson and Bennett(1985)では「第2部 人文地理学における統計モデル」、「第3部 人文地理学における数理モデル」、となっているし、Odland *et al.* (1989)のタイトルも、かかる区分の有意性を示唆している。
- 5) ただし、従来わが国において数理モデリングの範疇に属する仕事が皆無だったとは、言えない。例えば、吉村(1930)、村田・吉村(1930)、西村(1969)などの研究は、おおいに貴重であった。ただし、これらの研究は、本稿で対象としている米国などからの影響のもとに活発になった計量地理学研究とは、異なるものであった。
- 6) このような特質が念頭に浮かぶのは、空間的相互作用モデルへの筆者の関心

が大きかったことに関連しているかもしれない。

- 7) この状況では、Bennett(1985)が述べるように、旧来の計量地理学の問題点としてしばしば指摘されてきた価値自由 value-free な立場は無意味となり、個別の応用研究が持つ価値を積極的に探し求める必要があろう。
- 8) イギリスの地理学が関与した公共政策の中心は、1970年代なかばまでは、経済や土地利用のプランニングであった。1960年代後半から70年代前半にかけて最盛期を迎えた都市モデル研究も、この系譜に属するものである(矢野, 1990)。しかし、経済が低迷期にはいった1970年代中期からは、米国におけるラディカル地理学の胎動の影響も受け、公共政策の社会的・政治的な諸効果の検討が大きな比重を占めつつあるという(Bennett, 1981)。
- 9) 米国の事態は、日本との比較で見ると限りでは、両者が親密ではなかろうか。ちなみに、全国の地理学教室の総覧資料である、Association of American Geographers(1992)は、地域科学の教室も含んでいるし、同書によれば、地域科学の総本山ともいえるペンシルベニア大学で博士号を取得して、米国内の大学の地理学教室に在職している専任教員(assistant professor+associate professor+professor)は、16人(兼担を含む)を数える。また、全米科学財団 National Science Foundation の分野区分では、地理学と地域科学は同一の部門を構成している。
- 10) ここで言うポピュラリティとは、学問世界・中高等教育・社会における特定の学問(教科)の評価や人気に関する複合的な概念と、お考えいただきたい。特定の国の特定の学問分野(あるいはその一部)の性格を考える場合には、このような点での高低が、意外に大きな鍵を握っているように思われる。
- 11) 米国における計量革命の背後に、同国における地理学の低い評価という問題があったことを忘れてはならない。同国の1960年代における計量地理学の発展が、地理学全体への研究費配分額の大幅な増加をもたらすことになった(杉浦, 1987, 1989b)。
- 12) 米国の計量地理学の近年の動向の一つである、拡張法 expansion method への注目(Poster, 1991)は、その一つの現れではなかろうか。

- 13) 計量地理学の確立に大きな寄与をしたワシントン学派は、1960年代から1970年代にかけてのGIS研究の草創期にも貢献が大であった。しかし、当時のコンピュータ技術は数値計算が中心で、図形処理技術が未熟であり、そのことが、統計分析や数理的手法の利用を主とする計量地理学の興隆を生み、他方GIS研究は遅れをとることになった、という碓井(1989)の指摘は、大変興味深い。
- 14) なお、GISの定義には 力点の置き方によって微妙な差異が認められるという(碓井, 1992)。
- 15) 米国におけるGIS研究の活発化の重要な契機となったのは、1987年6月における全米科学財団による全米地理情報・分析センターNational Center for Geographic Information and Analysis (NCGIA) の設置勧告であった。この結果、1988年8月に同財団は、カリフォルニア大学サンタバーバラ校・ニューヨーク州立大学バッファロー校・メイン大学から構成されるNCGIAに財政援助を行うことになった。この計画では、NCGIAの活動目標の一つとして、空間分析手法の改善と空間統計学の進歩が挙げられているが、これらはまさに計量地理学の内容に符合するものである(Chrisman *et al.*, 1989, pp.776-796)。
- 16) 地理学の弱い米国では、NCGIAの設置が、地理学が大学における主要な研究分野でなければならないという認識の拡大に役立つことが、期待されている(Po-theringham and MacKinnon, 1989)。
- 17) この中には、傾聴すべき批判が多い。例えば、地理的現象の考察にさいして2(ないし3)次元のユークリッド空間の枠組みから脱却しようとしないうこと(水津, 1982, pp.88-92, pp.201-204)、地域の区分と分類を混同していること(同, pp.115-125)、グラフ理論による分析が地理的実在のつくるトポロジカルな曲面を軽視しがちなこと(同, pp.181-187)、計量地理学の諸分野が有機的に統合されていないこと(同, pp.204-205)、などが挙げられる。
- 18) 表Ⅲ-1でトポロジーの将来性がさほど高く評価されていないのは、回答者がこの領域をグラフ理論やネットワーク分析と同義と考えた結果ではないか、と推察される。
- 19) ここで念頭に置いているのは、特に1970年代前半に活発に行われた、計量地

- 理学の導入の可否をめぐる議論の中で登場した批判ではなく、導入が済み、多くの実証的研究が輩出し、山田(1986)の言う定着期(1970年代中期以降)に登場したもので、1980年代以後の退潮をもたらした可能性のある批判をさしている。
- 20) 計量地理学者が信奉してきた科学的方法は依然として必要であるという認識は、例えば Hay(1985)に示されている。
 - 21) かかる視角は、中心地分布のあり方に関して、ヨーロッパ世界と異なる、日本的特質の提示に努めている杉浦(Sugiura, 1991)の論文に、例示されている。
 - 22) 周知のSPSSは、米国で開発されたが、日本版に独自のものとして、この数量化のパッケージが早くから追加されていた(三宅, 1973, p. iv)。
 - 23) わが国の計量地理学的研究の理論的到達点および今後の課題を、世界の最先端の動向を踏まえつつ、丹念に総括した文献はまだない。今日ではわが国の計量地理学の内容は多岐にわたっており、このような作業を単独で試みるのは、容易ではない。おそらくは、各テーマごとに専門家が個別にこの作業を行って、それを集成するという方法が考えられるであろう。
 - 24) わが国の立地論研究の総括は、Nishioka(1975)で行われている。なお、立地論と計量地理学の成果を接合する作業は、テキストという制約の範囲内においてではあるが、既に杉浦(1989a)によって着手されている。
 - 25) わが国の計量地理学者としては海外で最も知名度が高いと思われる高阪(1986b, p.18)の考えも、ここでの主張と相通じている。

第 II 編

戦後における人口移動の決定因

第IV章 戦後における国内人口移動パターンの推移

I はじめに

わが国における近代的な意味での人口の国内移動は、明治の産業革命期から始まったと考えられる。そして、それ以降、戦前期までは、東京・大阪を中心とする大都市への人口集中が国内移動の基調をなしていた。戦後も少なくとも1950年代までは、この傾向が維持されてきたといえる(トイバー, 1964; 河辺, 1961)。この間、第二次大戦直後の一時期を除いて、農村から都市への人口移動が主流であった¹⁾。特に、東京・大阪を中心とする大都市圏への人口集中にはめざましいものがあった。さらに、国土を、東京・大阪をはじめとする主要大都市圏と、それ以外の非大都市圏に二分した場合、近代以降の主流をなしてきたのは、周辺部から中心部への流れと言える。このような農村から都市へ、あるいは周辺部から中心部へという移動は、わが国における近代化=工業化の過程において不可欠の要素をなすものであった。

しかし、このような伝統的な移動流の重要性は次第に後退し、それに代わって新たな移動流が顕著になってきている。わが国における特に1960年代の国内移動の変化を、人口再生産の動向をも含めた広範な文脈から論じたのは、黒田(1976)であった。彼は、国内移動の新局面を移動の「マルチチャネルmulti-channel化」と呼び、具体的に、①三大都市圏から非大都市圏への人口流出の増大、②大都市圏内・大都市圏間移動の増大、③県内市町村間移動の増大、などを指摘している(黒田, 1976, pp.61-63)。このうち、特に①は、伝統的に国内移動において大きな比重を占めてきた移動流とは、まさに逆の方向の流れに相当するため、今日まで多大の関心を集めてきたことは、周知のとおりである。この新しい移動流には、かつて非大都市圏から大都市圏に移動し、一定の期間をそこで過ごしてから、非大都市圏の出身地に戻る人口が少なからず含まれていると推察されるが、「Uタ

ーン」という造語は、このような状況から生まれたものであった。

以上は、しかし、戦後の前半期における変化にすぎなかった。1960年代までは、それまで小さな比重しか占めていなかった移動流の台頭という事態はあったものの、基本的に、どの移動流においても、移動者数の増加を基調としていた。このような傾向は、1970年代に大きく覆されることになった。すなわち、1970年代に入ると、移動者数の減少自体が観察されるようになった。特に1970年代の後半に至ると、大都市圏と非大都市圏の間の移動バランスがほとんど均衡するという事態が生じた。とはいえ、かかる動向は長続きせず、1980年代に入ると、再び大都市圏への転入超過が見られるようになった。

このような移動パターンの変化こそが、1970年代初頭以降における人口移動研究の活発化（例えば、二神，1971；黒田，1976；社会工学研究所，1976；岡田，1976；Mera，1977，1986，1988；Wiltshire，1978，1979a・b，1980，1981，1982；Wiltshire and Abe，1978；南・上田，1978；斎野・東，1978；内野，1980；Abe and Wiltshire，1980；浜，1982；Yamaguchi，1983；伊藤，1984；河辺，1985，1986；斎野，1987；酒井，1991，1993）を促した、重要な契機となったことは間違いない。

しかし、他方、わが国における移動の変化をめぐるこれまでの議論が、とかく移動の空間的パターンとその変化に偏り、それを生む決定因の解明は立ち遅れてきた。ちなみに、1970年代のわが国における人口移動研究の有力なキーワードは「Uターン」であろうが、この和製英語の持つ意味内容のあいまいさや多義的な解釈の可能性（山本，1974；Wiltshire，1979a）の問題は別にしても、それを包み込んでいる、大都市圏から非大都市圏への移動を引き起こしている原因に関して、他の移動流と比較して、いかに異なっているのかに関する精細な議論は、必ずしも多くなかった。また、1970年代末からは、日本の経験が、他の先進諸国の事例と類似しているとの認識が広まりだした。これは、日本の経験を世界の文脈で位置づける視野をもたらしたが、内外で共通する要因に関する本格的な探索は、ごく最近ようやく緒についたにすぎない。

移動パターンの変化を、人口転換 demographic transition の諸段階と対応さ

せて理解しようとする Zelinsky(1971) の論文は、人口移動の長期的変化を、歴史的な発展段階の枠組みとして捉えようとするさいの包括的な見方を提供しており、その意味ではおおいに興味深い。しかし、後述する、1970年代における先進諸国における移動転換の出現は、彼の仮説の妥当性を根本から疑問視させているし、何よりも、彼の議論自体、移動の空間的パターンの論議に比重が偏っている恨みがあることを、指摘しないわけにはいかない。

本章の目的は、以降の第 V - VII 章における、人口移動の決定因とその変化を解明する分析の基礎作業として、戦後の都道府県間移動の空間的パターンの推移を提示することである。以下第 2 節では、5 年間隔の都道府県ごとの純移動の動きを概観し、ついで第 3 節では、国土を中心部・周辺部と二分したさいの両地域間の移動バランスという観点から、推移を検討する。

2 純移動からみた推移

いま、戦後における移動の推移を、具体的なデータによって観察してみよう。

表 IV-1 は、『住民基本台帳人口移動報告』(ただし、1967 年以前は『住民登録人口移動報告』) を利用し、1956 年以降の 5 年ごとの都道府県別純移動率を示したものである。これは、5 年間の純移動数(転入者数 - 転出者数)を、同資料に記載のある当該期間の開始年の 10 月 1 日現在の推計人口で除したものである。

それによると、1950 年代後半でプラスの純移動率を示すのはわずかに 8 都道府県で、このうち北海道を除けば、いずれも東京・名古屋・大阪などの大都市をもつか、あるいはその周辺に位置する県である。一方、その他の諸県の多くでは、人口の純流出が著しい。この傾向は 1960 年代前半にもほぼ受け継がれるが、埼玉・千葉・神奈川などで郊外化による転入超過がみられるとともに、東北地方および西南日本では概して流出傾向が加速化している。1960 年代後半にはいると、非大都市圏での転出超過の鎮静化の兆しが見えるとともに、大都市圏およびその周辺では、千葉・奈良両県を除き、転入超過の水準は低下ないしは停滞している。

さらに、1970 年代前半になると、茨城・滋賀などが郊外化による転入超過が強

表IV-1 戦後における純移動率の推移

(単位: %)

都道府県	1956 -60	1961 -65	1966 -70	1971 -75	1976 -80	1981 -85	1986 -90
1 北海道	0.16	-3.30	-4.69	-2.86	-0.30	-1.48	-2.26
2 青森	-2.98	-6.04	-4.64	-3.31	-0.93	-3.08	-3.98
3 岩手	-3.90	-7.32	-6.84	-4.17	-1.68	-2.35	-2.77
4 宮城	-4.41	-4.19	-1.35	1.24	1.28	0.38	0.75
5 秋田	-6.38	-8.76	-6.88	-4.46	-1.52	-2.79	-2.85
6 山形	-6.27	-8.11	-5.71	-3.88	-1.07	-1.86	-1.70
7 福島	-7.06	-8.04	-5.33	-3.32	-1.20	-1.27	-1.05
8 茨城	-4.48	-3.82	-0.24	2.99	4.39	2.58	2.22
9 栃木	-6.21	-3.73	-0.61	1.25	0.58	0.33	1.08
10 群馬	-5.97	-3.18	-1.23	0.17	0.70	0.53	0.25
11 埼玉県	3.06	16.67	18.66	13.38	5.94	3.80	5.95
12 千葉県	0.87	10.40	16.13	13.17	8.23	4.23	4.84
13 東京都	13.60	5.22	-2.03	-6.02	-4.62	-1.00	-2.09
14 神奈川県	11.08	18.05	12.79	6.18	2.55	3.03	4.04
15 新潟	-6.08	-6.13	-5.11	-3.16	-1.34	-1.72	-1.54
16 富山	-3.62	-3.93	-3.59	-1.15	-0.59	-0.82	-0.90
17 石川	-3.04	-2.48	-1.83	0.07	0.08	-0.43	-0.84
18 福井	-4.42	-4.31	-3.88	-1.29	-0.95	-0.64	-1.19
19 山梨	-7.81	-5.73	-3.72	-1.94	-0.82	0.50	0.96
20 長野	-5.81	-4.56	-3.31	-1.21	-0.16	-0.00	-0.32
21 岐阜	-2.16	-0.94	-1.31	-0.14	0.60	0.18	0.16
22 静岡県	-1.54	0.52	0.71	0.42	-0.68	-0.17	0.23
23 愛知県	6.49	7.84	4.71	1.05	-0.72	-0.32	0.38
24 三重	-3.94	-2.21	-2.60	0.11	0.29	0.76	1.23
25 滋賀	-4.05	-2.04	0.61	4.55	4.51	2.77	3.28
26 京都	-0.20	0.72	1.28	0.49	-0.39	-0.29	-0.97
27 大阪府	12.91	12.36	5.64	-0.84	-2.65	-1.33	-1.91
28 兵庫県	3.32	4.18	1.85	-0.26	-1.38	-0.53	0.63
29 奈良	-4.30	0.95	7.43	8.87	8.30	4.37	3.96
30 和歌山	-3.59	-1.34	-2.60	-1.98	-1.37	-1.85	-1.28
31 鳥取	-5.88	-5.79	-3.90	-1.69	0.37	-0.89	-1.16
32 島根	-6.60	-9.43	-7.86	-3.25	-0.33	-1.16	-2.08
33 岡山	-3.85	-4.21	0.12	0.65	-0.45	-0.55	-0.70
34 広島	-1.38	0.32	2.23	1.65	-1.00	-0.40	-0.74
35 山口	-2.73	-6.84	-5.50	-2.15	-0.95	-1.31	-2.31
36 徳島	-6.93	-7.15	-6.01	-2.78	-0.46	-1.32	-1.30
37 香川県	-5.19	-4.24	-1.90	0.70	0.52	-0.16	-0.67
38 愛媛	-5.83	-7.56	-5.44	-1.93	-0.83	-1.25	-1.78
39 高知県	-5.11	-6.99	-5.28	-1.42	0.38	-0.92	-1.73
40 福岡	-0.21	-4.69	-3.40	-0.03	1.35	0.15	-0.26
41 佐賀	-7.86	-11.95	-7.99	-4.62	-0.83	-1.71	-2.00
42 長門	-4.80	-11.21	-8.93	-5.10	-2.52	-2.76	-3.45
43 熊本	-5.58	-8.37	-7.20	-3.27	0.49	-0.55	-1.24
44 大分	-6.01	-7.81	-5.78	-1.79	-0.29	-0.86	-1.90
45 宮崎	-5.55	-8.58	-6.46	-2.01	1.27	-1.38	-2.18
46 鹿児島	-8.89	-10.05	-9.22	-4.04	0.23	-0.90	-2.30
47 沖縄	-	-	-	-	-1.63	-0.38	-1.43

まるのを除けば、ほとんどの都道府県の純移動率の絶対値がゼロに近づく傾向を看取できる。1970年代後半は、さらにこの傾向が強まり、純移動率が一層ゼロに近づいている。この時期は、純移動がプラスを記録したのが28都道府県、マイナスを記録したのが19県であり、対象期間全体を通じて、プラスの純移動を示した都道府県が最も多い5年間であった。しかし、1980年代前半に至ると、非大都市圏諸県で、転出超過の傾向が徐々に勢力を増し、後半になると、その傾向が顕著になっている。大都市圏内郊外部に位置する県で、転入超過が強まるが、特に東京大都市圏内の埼玉・千葉・神奈川でのプラスの純移動の強まりが目につく。

表IV-1の観察からは、1980年代前半が、農業をはじめとする第一次産業を中心とする非大都市圏の諸県から三大都市圏への移動が、最も激しかった時期と考える。そして、1960年代後半から、大都市圏と非大都市圏の間の純移動のバランスが回復に向かい、1970年代後半に至ってそれがピークに達した。しかし、1980年代には、純移動率の絶対的な水準自体ずっと低いものの、移動パターンが次第に1960年代の動向に似てきた。

さらにここで、上述の傾向を別な角度から確認するため、簡単な統計分析を試みたい。ここで利用するのは、対応のある二つの標本の平均値の有意差を検定するt検定である。もし、表IV-1の都道府県の7期35年間にわたる純移動率に、時間的経過の中で変化がなかったとすれば、前後の2期の純移動率に有意差がないはずである。逆に、有意差が認められるならば、その2期の間に変化の画期を求めることができよう。

なお、ここで、純移動率が正の数値を示しがちな大都市圏と、負の数値を示しがちな非大都市圏の県数がせっていれば、日本という空間システムでは、純移動数の合計がゼロになるので、いずれの期においても、純移動率の平均値はゼロに近くなるだろう。このさいには、この平均値の変動から、変化の画期を特定する意味は小さくならう。しかし、ここでは、非大都市圏に属する県の数が圧倒的に多いので、このような懸念は妥当しない。

さて、2つの標本a、bの平均を \bar{x}_a 、 \bar{x}_b 、標準偏差を s_a 、 s_b 、相関係数を

r_{ab} とし、標本の大きさを n とすれば、2つの平均の有意差の検定には、次の t 統計量が用いられる(岩原, 1965, pp.187-188)。

$$t_{ab} = \frac{\bar{x}_a - \bar{x}_b}{\sqrt{\frac{s_a^2 + s_b^2 - 2r_{ab}s_a s_b}{n-1}}}$$

ただし、自由度は $(n-1)$ である。なお、ここでは、全期間のデータが揃わない沖縄は対象に入れていないので、 $n=46$ である。二つの平均値の差の有意性を検定する場合の対立仮説は $\bar{x}_a \neq \bar{x}_b$ なので、両側検定となる。

表IV-2は、計算の結果を示したものである。判定点 $\alpha=0.05$ 、自由度 $46-1=45$ に対して、 t 分布表より、

$$|t_{\alpha}| = 2.014$$

となっている。したがって、 t_{ab} の絶対値が 2.014 より大きいとき、対応する二つの標本の平均値に、有意差があることになるし、その値が大きいほど、 a と b の期間の間で変化が大きかったことになる。

表IV-2によれば、 $|t_{34}|$ が最大であり、したがって1970年頃が、最も重要な

表IV-2 t 検定の結果

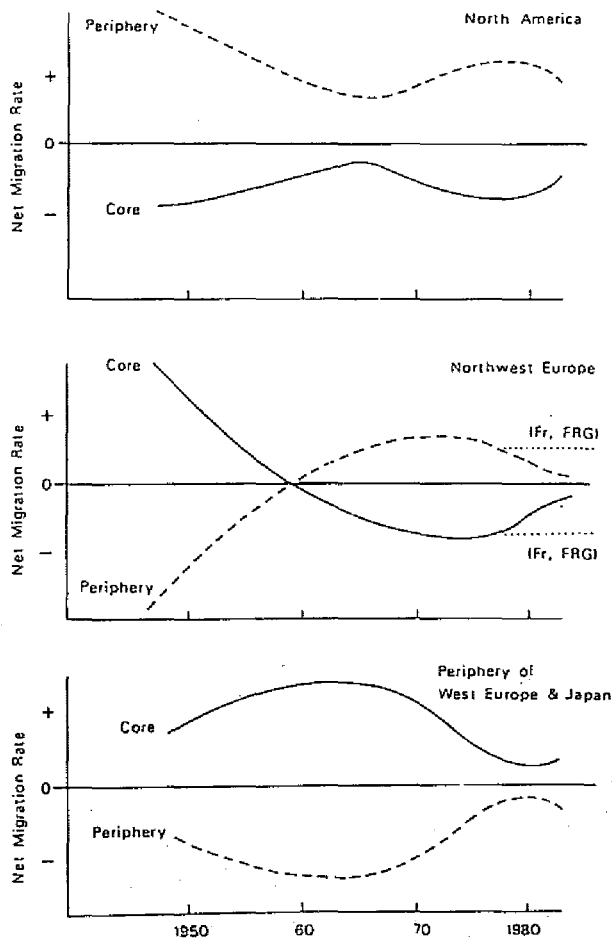
	時期	平均	標準偏差	相関係数	t 値
1	1956-60	-2.807	5.134	$r_{12}=0.836$	$t_{12}=-0.052$
2	61-65	-2.778	6.804	$r_{23}=0.921$	$t_{23}=-2.605^*$
3	66-70	-1.744	6.014	$r_{34}=0.908$	$t_{34}=-3.213^*$
4	71-75	-0.372	4.098	$r_{45}=0.870$	$t_{45}=-1.859$
5	76-80	0.262	2.486	$r_{56}=0.875$	$t_{56}=3.016^*$
6	81-85	-0.314	1.736	$r_{67}=0.960$	$t_{67}=1.485$
7	86-90	-0.467	2.158		

「*」は 5% 水準で有意。

画期であり、戦後における国内移動パターンの変化の分岐点とみなせる。しかしまた、 $|t_{66}|$ もこれに次ぐ大きな値を示しており、1980年頃から新たな変化が現れたことを意味している。このような統計分析の結果は、Vining and Pallone (1982)や Cochrane and Vining (1988)で言及された変化の画期と、きれいに対応している。さらに、 $|t_{23}|$ も有意差を記録しているが、これは、1960年代の内
部においても、変化が激しかった事を示唆している。

3. 中心-周辺区分からみた推移

前節では、わが国における人口移動パターンの変化を、都道府県別の純移動からとらえ、大都市圏と非大都市圏との区分の重要性についても触れた。わが国における既往の研究で頻用されてきたこの二分法は、大都市圏＝中心部、非大都市



図IV-1 先進諸国における人口移動パターンの変化

Vining and Kontuly (1978)、Vining and Pallone(1982)、Cochrane and Vining (1988)に基づいて、Champion (1989, p.14)が作成。図中の「Fr」・「FRG」は、それぞれ、フランス・旧西ドイツである。

圏=周辺部と言い換えると、海外の先進諸国における移動パターンの変化に関する一連の論議とスムーズに結びつくのである。

すなわち、1950年代以降の日本で経験された国内移動パターンの推移は、国土を中心部・周辺部と二分した場合の純移動率の水準に差はあるものの、北米や西ヨーロッパの多くの国においても、広く観察されている。この点は、図IV-1に明かである。日本の動きは、これらの中の西ヨーロッパ周辺諸国の動きに類似している。要するに、中心・周辺区分に基づいた議論は、わが国の経験を先進世界という広い文脈の中で位置づけることを可能にするという意義を持っている。

この節では、まず中心部・周辺部の区分を行い、それに基づいて戦後日本の国内移動パターンの変化について略述しておきたい。中心部・周辺部の設定の仕方が異なれば、描かれる移動パターンが異なってくるのは当然である(森川, 1988)。Vining and Kontuly (1978)、Vining and Pallone(1982)、Cochrane and Vining (1988)の業績は、先進諸国で生じた共通的な変化を広く知らしめるという意義をもっていたが、彼らが設定した中心部の範囲については、疑問を呈するものが少なくない(例えば, Champion, 1988; Liaw, in personal communication)。ちなみに、彼らは日本の移動も取りあげているが、特に十分な根拠を示さずに、中心部には茨城・栃木・群馬・埼玉・千葉・東京・神奈川・山梨・長野・岐阜・静岡・愛知・三重・滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良・和歌山の19都府県をあてている。しかし、これは、われわれの感覚からすれば、中心部としてはやや広すぎるように思われる。一方、わが国の人口移動パターンに関する既往文献へ大きなインパクトを与えた黒田(1976)の研究では、大都市圏として、埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫の10都府県が用いられ、以降この区分を踏襲する研究が少なくなかった。ここでは、以上のような区分の事例とは独立的に、より説得的な中心・周辺区分を模索してみたい。

さて、まず国土の中心部をまず定め、残余の範囲を周辺部とみなしたい。従来わが国の関係文献では、三大都市圏とそれ以外を非大都市圏とする二区分が頻用されてきており、中心部=三大都市圏とすることに大きな抵抗感はないだろう。本節でも基本的にはこのような区分を用いたい。また、対象が国内移動というこ

と、さらにデータの入手可能性という点を考えれば、中心部にあたる三大都市圏を都道府県単位で設定せざるをえない。

わが国の全体を対象として、都市圏を設定している研究は少なくない(石川, 1989b)。ここで留意すべき点は、中心部(=三大都市圏)から周辺部への移動を論ずる場合には、大都市圏内部の移動、特に圏内部から郊外部分への移動、すなわち溢れ出し(あるいは郊外化)との混同を、極力避けねばならないことである。これは、全国的な移動パターンの変化の分析にあたっては、大都市圏の領域が緩めの基準にしたがって広めに設定されていれば、このような混同が生じにくいことを意味している。しかも、その基準が簡明であるに越したことはない。そのような観点から既往の都市圏設定事例を検討すると、総務庁統計局によって、5年ごとのセンサスのさい報告される「大都市圏」が、ここでの目的に合致していることに気づく²⁾。この圏域に含まれる人口が、特定の都道府県の過半を占めていれば、当該都道府県が主要大都市圏、すなわち中心部に含まれている、と判断して差し支えないように思われる。

表IV-3は、三大都市圏が位置する関東から近畿にかけての都府県について、総務庁統計局によって設定されている上位三つの大都市圏に含まれる市町村の合計人口が、これら都府県の全体人口にしめる割合をまとめたものである。それによれば、1965年から85年までの間に、大都市圏人口の比率は、大きく変動していない。唯一和歌山のみが、1970年の45.60%から75年以降5%台へ比率を低下させているのが目立つが、これは、70年時点では和歌山市が京阪神大都市圏に含まれていたが、75年からは同圏から離脱することになったためである。しかし、ともかく70年時点における割合でさえ、50%には達していない。要するに、中心市を含む都府県から郊外に位置する県への人口の溢れ出しの増加は、1960年代以降それほど顕著ではない。このことは、本稿のような20年に及ぶ長い期間の分析に対しても、同一の都府県群の範囲を固定的に中心部とみなしていい根拠となる。

さて、大都市圏人口比率が半分を越えているのは、埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良の11都府県である。つまり、中心部=大都市圏と考え、大都市圏の定義に忠実に中心部を定めるならば、これらの

表IV-3 大都市圏人口の割合

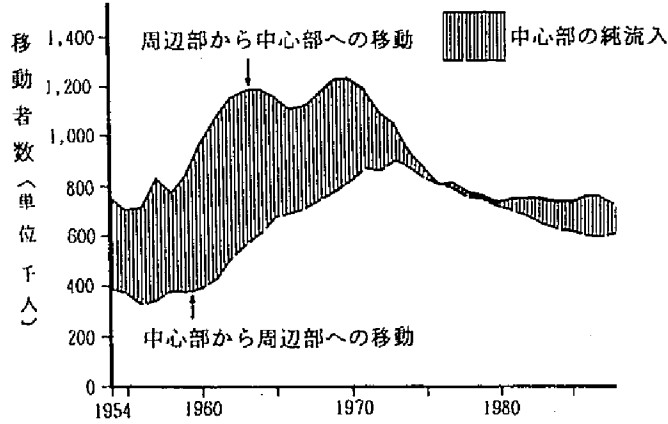
(単位 %)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985
茨城	15.44	19.75	18.68	23.16	25.83	29.80
栃木	4.31	16.61	17.58	17.01	12.28	12.49
群馬	6.04	6.98	6.07	6.03	5.95	5.27
埼玉	90.58	92.79	94.50	95.81	96.68	96.65
千葉	48.60	59.97	62.73	75.54	81.88	84.02
東京	99.19	99.50	99.71	99.71	99.59	99.60
神奈川	97.01	99.10	99.61	99.67	99.71	99.73
山梨	0.00	8.54	8.21	8.00	7.58	7.23
岐阜	31.41	58.83	64.72	67.45	70.66	68.74
静岡	0.00	0.87	0.79	0.73	0.00	0.00
愛知	80.69	95.23	91.80	92.31	92.32	92.27
三重	22.63	39.77	43.33	45.49	47.04	47.61
滋賀	56.56	67.37	72.58	73.76	79.74	77.98
京都	78.41	82.00	83.79	85.01	85.94	86.31
大阪	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
兵庫	62.42	76.28	80.61	81.63	81.71	81.96
奈良	82.48	93.08	94.85	95.98	96.90	97.41
和歌山	4.05	6.97	45.60	5.61	5.55	5.90

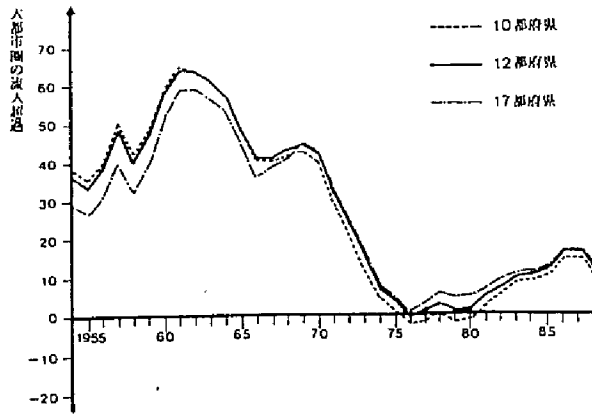
1960・65年については総理府統計局：『日本の人口』、1970年については同：『大都市圏』、1975-85年については同：『大都市圏の人口』より算出。三重県と滋賀県の大都市圏人口は、中京と京阪神の両大都市圏に含まれる市町村の合計値である。

11都府県を中心部、それ以外を周辺部とみなすのが妥当である。なお、三重は、50%にはわずかながら満たないが、従来は中京圏に入れている研究(例えば、黒田, 1976; 伊藤, 1984; Tsuya and Kuroda, 1989)が多いことも考えると、同県も中心部に入れるという措置も許されるかもしれない。そこで、これら12都府県を中心部、残りが周辺部を構成するとして、各年の移動データの得られる1954年以後について、総務庁統計局：『住民基本台帳人口移動報告年報』を用いて、中心・周辺間の移動の推移を示したのが図IV-2である。およそ1970年頃を境に、中心部への純流入が急速に低下していること、70年代後半には、周辺部から中心部への移動がその逆流とほぼ等しくなっていることが、理解されるであろう。

なお、念のため、中心部の範囲を、上述のような12都府県とした場合、黒田(1976)をはじめとして既往研究でよく利用されてきた都府県とした場合、さらに、



図IV-2 戦後におけるわが国の人口移動パターンの推移



図IV-3 異なる中心部の定義による転入超過の推移

- 10都府県: 埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫
- 12都府県: " " + 滋賀・奈良
- 17都府県: " " + 茨城・栃木・群馬・山梨・和歌山

Cochrane and Vining (1988)で中心部と定義されている19都府県から、総務庁統計局の定義による大都市圏人口の割合が、1985年時点で0%の長野・静岡両県を除いた17都府県とした場合のそれぞれについて、中心部の転入超過を求めてみた。図IV-3がその結果を示したものである。それによれば、中心部を10、12、17都府県のいずれにしようが、描かれる曲線はほとんど変わらず、1970年頃を境に中心部の転入超過が急落している様子が理解されよう。

要するに、わが国の戦後における人口移動パターンの推移を、論議する場合、1970年を変化の大きな分水嶺とする見方は崩れないであろう。特に、1970年代の後半における、転入超過がほぼゼロの水準となる事態の出現は、それまでの国内人口移動パターンに関する長年にわたって観察された動向を大きく変え、われわれの認識に大きな変革を迫る重大なものであった。このようなインパクトの大きさに鑑みるならば、たとえ60年代までの趨勢の全くの逆転、すなわち中心部の大幅な転出超過という事態までは進まなかったにせよ、1970年代の特に後半の事態をさして、人口移動転換 migration turnaround という表現を用いることには、特に異論はないであろう³⁾。

注

- 1) 高山(1956)は、1940年代の前半と後半における府県別人口増加率に逆相関の傾向が見られる、と述べている。
- 2) 1985年の設定基準では、「中心市」は、東京特別区部・横浜市・川崎市・名古屋市・京都市・大阪市・神戸市、「周辺市町村」は、中心市への15歳以上通勤・通学者数の割合が当該市町村の常住人口の1.5%以上であり、かつ中心市と接続している市町村である(総務庁統計局, 1988, p.1)。ただし、中心市には、1985年には尼崎市、1970年には堺市・東大阪市・尼崎市も含まれている。
- 3) 日本と類似した動きを示したノルウェーにおける人口移動パターンの変化にも、同様の表現が用いられている(Hansen, 1989)。

第V章 1955・70年の要因分析

第IV章では、わが国の国内人口移動パターンの推移について概観し、1970年前後が戦後における変化の分水嶺になっていることを指摘した。また、表IV-2のt検定の結果より、その時点以前の、特に1960年代においても変化が相対的に大きかったことにも、言及した。これを図IV-2と関連させて考えると、1960年代以前の変化とは、非大都市圏から大都市圏への移動とその逆流移動の急速な拡大と、要約できよう。ことに、大都市圏から非大都市圏への移動の増加は、従来は考えがたかった動きであり、「Uターン」という造語を生むなど、大きな関心が寄せられることになった。

本章の目的は、戦後の前半期における、以上のような移動パターンの変化の規定要因を明らかにすることである。対象の年次としては、『国勢調査』のデータを利用しようという点を考慮して、1955年と1970年を選んだ。第1節では、分析手法として利用する回帰分析の技術的問題点に言及し、ついで第2節では、採用する変数の解説を行う。続く第3節において、二つの年次のデータに対するクロス・セクショナルな要因分析を通じて、要因構成の変化を解明する。また、第4節では、1970年が戦後の変化の大きな分岐点に当たることに鑑み、説明変数を多く用意したより詳細な分析を試み、併せて残差の分析や多重共線性の影響度にも論及する。

1. 技術的問題点

人口移動は多面的かつ複合的な現象であり、複雑に相関連する諸条件の作用の結果として発生する。回帰分析は、このような要因の錯綜した状況における要因検出にさいして利用される、最も基本的な手法である(ドレーパー・スミス, 1968; キング, 1973; 佐和, 1979)。この手法の適用にあたって、留意すべき技術的な問題点を略記すれば、以下のようなだろう。

① 都道府県の形状・大きさの差異 データ入手のさいの単位地区の形状・大きさの差異が、結果に影響するという問題である。キング(1973, pp.177-181)は、この問題を克服する試みをいくつか紹介しているが、決定的な解決策はまだ得られていないとしている。しかし、少なくとも単位地区の大きさの違いに関しては、従属変数として移動数をそのまま用意するのではなく、例えば、それを後述のように、移動ベロシティーの形に変換すれば、この問題に一応の配慮をしたことになるだろう。

② 多重共線性 これは、いくつかの独立変数が高い相関を示すと、従属変数と各独立変数の間にかに強い相関があっても、偏回帰係数が求められなくなってしまう問題である。特に、よりよい説明を求めて、独立変数の数を多くすればするほど、この問題の影響が潜在的に高まるので、回帰モデルの適合度と多重共線性の問題は、トレード・オフの関係にあると言えよう。解決法として、奥野(1974)は、不要な独立変数の排除、あるいは独立変数の直交変換、という二つの方法を述べている。本章では、第4節で、同一変数群についての各移動タイプごとの、あるいは異なる時点での違いを問題としているため、前者の方法はとらず、後者の方法を試みる。

③ 誤差項の前提 回帰分析では、誤差(残差)項に関して、独立性・不偏性・等分散性・正規性といった仮定が満たされる必要がある(奥野, 1974)。地理学的観点から特に重要なのは、このうちの独立性の前提である。しかし、隣り合う府県間の移動者数は、非隣接の場合より概して多く、そのために回帰分析における残差の独立性という前提が守られず、残差に空間的自己相関が見られることが多い。残差における空間的自己相関の有無の確認には、検定法(Cliff and Ord, 1973, pp.87-130; Brandsma and Ketellapper, 1979)を利用すればいい。統計的方法の枠内でこの問題に対処しようとするれば、一般化最小二乗法の利用(例えば, Inoki and Suruga, 1981)が考えられる。また、例えば、加藤(1980)や Liaw and Otomo (1991)が行っているように、隣接府県間移動を1、それ以外の場合を0とするダミー変数を回帰式に加え、そのパラメータの有意性検定により、この問題の影響度を吟味することも可能である。しかしここでは、以上のような正面からの対応

ではなく、やや消極的ではあるが、第4節において、地図化した残差の観察に基づいてその影響度を推定するとともに、隣接府県間移動のみを対象とした回帰分析を試みて、この移動流独自の要因構成を明らかにしたい。

④ 移動発生までのラグ 人口移動という行動は、これを引き起こす原因が現れるとともに、ただちに生じるのではなく、潜在的移動者による判断期間や、移動への準備期間を経てはじめて発生する。そのため、現実在即したモデルづくりを行おうとすれば、原因である独立変数と結果である従属変数の間の時間差を考慮せねばならない。このようなモデリングの例としては、Clark and Gertler (1983)、田淵(1987)、Kontuly and Bierens (1990)などの研究がある。しかし、このような方法論の発展は比較的新しく(Greenwood, 1985; 廣松・浪花, 1990)、用意する独立変数のすべての時間差を事前に想定しうるほどの研究の蓄積は、まだ得られていない。そのため、ここでは時間差を取り込んだモデルは考えない。

2. 採用変数

人口移動の規定要因の解明に、回帰分析を利用した研究は多い(例えば、河野, 1963; Olsson, 1965; 鈴木, 1967; 森川, 1975; Rodgers, 1970; 村山, 1985; Matsukawa, 1991)。また、海外諸国における人口移動の既往研究の整理としては、United Nations(1973, pp. 159-224)、Bogue (1959)、Shaw (1975)といった文献も参考となる。ここではそれら既存の研究成果との整合性をみるため、伝統的変数を採用するとともに、若干の新しい変数を追加してその寄与度を検討したい。採用された変数は以下のとおりである。なお、アンダーラインを付した変数は、1955・70年の双方のデータが得られるものである。

(1) 従属変数：移動ベロシティー (人口交流率)

これは、 i 県から j 県への移動者数に、出発地、到着地府県の人口数を加味したもので、次式から求められる(Bogue, 1959)。

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

ただし、 V_{ij} は*i*県から*j*県への移動ベロシティー、 M_{ij} は*i*県から*j*県への移動者数、 P は全国人口、 P_i は出発地*i*県の人口、 P_j は到着地*j*県の人口、である。このうち、 M_{ij} は『住民基本台帳人口移動報告』に、 P 、 P_i 、 P_j は、『国勢調査』から求めた。

(2) 独立変数

① 所得格差 全国の数値を100.0とする各府県の1人あたり分配所得の指数値の格差(到着地府県－出発地府県)を表現している。データの出典は『県民所得統計』である¹⁾。

② 雇用増加 所得格差と並ぶ代表的な経済的要因の1つと考えられる。この変数の指標としては、3年に一度実施される『事業所統計調査』において、到着地府県の1954-57年、1969-72年の非農林業事業所における従業員増加率の1/3、すなわち年増加率をとった。

③ 距離 移動の地理的要因があげられる場合、通常、それは移動距離によって代替されることが多かった。ここでは、国鉄による県庁所在都市の主要駅間の最短距離を「時刻表」より算出したものを利用した²⁾。

④ 都市化 到着地における都市化の程度が、移動の要因になっていることを予想し、『国勢調査』より、到着地府県の第2次・第3次人口の比率をもってその指標とした。

⑤ 農業人口比 これは、『国勢調査』における出発地府県の農業就業者の比率である。県外への人口流出が、農業県において概して多い傾向から、独立変数としての説明力を検討したい。

⑥ 中枢管理機能 都市成長の起動的要因として、注目を浴びてきたものである(永井, 1967)。この機能の計測は容易な作業ではないが、「日本経済新聞」(1970年1月4日号)に包括的な調査結果が掲載されているので、それを利用した。同調査は、全国84都市(都道府県庁所在地都市、人口20万以上都市、さらに室蘭、釧路を加えたもの)に関する行政機関、企業本社、報道機関、情報施設のデータを得点化して算出したものである。ここでは、各都市ごとの得点を到着地府県別に合計したものを、指標として利用する。

⑦ 一人あたり民力水準 移動が各府県の全体としての力関係のほか、一人あたり人口の総合力の差異によっても影響されることを予想し、独立変数に含める。そのような意図に沿うと思われる「朝日新聞民力調査」における一人あたり民力水準より算出した府県間格差(到着地府県-出発地府県)を利用した。これは、民力指数を人口指数で割って得られた物である。民力指数は、基本指数、産業活動指数、消費指を1:1:2の割合で総合化したものである(朝日新聞社, 1972, p. 12)。

⑧ 年齢 人口移動は、年齢選択的に発生する現象であり、特に若年層の比率が大きい。ここでは『国勢調査』を利用し、出発地府県の15-39歳人口の比率を採用した。

⑨ 教育 教育程度も移動の選択的要因として重要であり、高学歴者ほど概して移動傾向が大きい。『国勢調査』より、出発地府県において最終卒業学校が、短大・高専・大学である者の比率をもって変数にあてた。

⑩ 累計移動量 上記の9変数は、従来の移動論においても論議されてきた説明変数である。ここではさらに、近年その重要性が認識されてきた行動論的視点(Wolpert, 1965)に関連する、移動行動の指向性に関する2変数を新たに加えたい。一つは累計移動量であり、他は次に述べる非移動性向である。すでに形成されている移動流の存在は、たとえ遠距離間の移動であれ、移動を円滑ならしめるとともに、それを促進ないし加速化する力さえもっている。この変数の適切な指標を見出すのは容易でないが、ここでは『住民基本台帳人口移動報告』より、1965-69年の過去5年間における移動者累計数を利用する。ただ、この場合の難点は、従属変数である移動ベロシティと測度が異なるとはいえ、移動の説明に移動をもつてするというトートロジーを免れないことである。昭和戦前期における繊維労働者の移動の分析に際し同様の指標を用いた西川(1966, p.17)は、これを「地理的制約のほか、心理的、社会的、文化的因子」を総括した「距離効果」と呼んだ。前掲の変数③がいわば物理的距離を示すのに対し、この指標は移動者の目的地に対する親近感の程度を代替するという点で、「心理的距離」の変数とでも呼ぶことができよう。

⑩ 非移動性向 累計移動量の変数とは逆に、同一の場所に長く居住している者にとっては、居住地の変更はある程度の抵抗感を引き起こさずにはおかないであろう(Liaw and Otomo, 1991)。かかる非移動性向が、移動の阻害要因として意外に大きな役割を演じていることが予想される。そこで、『国勢調査』を利用し、出発地府県において出生時より現在地に居住している者の全人口に占める比率より指標を求めた。

3 要因構成の変化

以上、移動の仮説的な規定要因として、1955年で6変数、1970年で11変数を用意した。その検証は、得られるパラメータの有意性検定によって行われる。なお、観測体は*i* 県から *j* 県へという移動流であり、46都道府県間移動のケース数は、2,070(46×46-46)である。なお、府県内移動は、分析の対象に入れない。本節の基本的意図は、戦後の前半期における人口移動パターンの規定要因の変化を、クロス・セクショナルな分析を通じて解明することである。なお、従来のこのテーマに関する論議は、大都市圏・非大都市圏という二分法に基づいて論議されてきたので、ここでもその枠組みを踏襲したい。具体的には、

- A. 全体の府県間移動
- B. 非大都市圏から大都市圏への移動
- C. 大都市圏から非大都市圏への移動
- D. 大都市圏間移動

の4つのタイプ別に分析を行う。そのさい、大都市圏の範囲をいかに定めるかが問題になる。

移動データは、都道府県間のレベルで表章されており、そのため特定の府県を分割するような大都市圏は設定できないため、ここでは一応便宜的に、以下の黒田(1976, p.25)の府県分類に従う。すなわち、埼玉・千葉・東京・神奈川を京浜大都市圏、岐阜・愛知・三重を中京大都市圏、京都・大阪・兵庫を京阪神大都市圏とする。また、大都市圏内移動は、府県単位では正確に把握しがたいので、考

察の対象から除外した。したがって、上記のB・C・D各移動タイプのケース数は、それぞれ360、360、66となる。Aタイプの都道府県間移動全体を100.0%とすると、B・C・Dの各タイプは、それぞれ、1955年の場合、33.1%、17.3%、6.0%、1970年の場合、29.8%、20.5%、7.6%を占める。わが国の国内移動の推移からみると、1955年ではBタイプを、1970年ではCタイプを特に注目せねばならないであろう。なお、このように、全体の移動流を分割して、個別の同質的な移動流ごとに回帰分析を行うという方法は、河野(1963)で先駆的に試みられており、本節での分析もその影響を受けている。

原データは、平均0、標準偏差1の標準化正規変量にあらかじめ変換している。このため、得られる偏回帰係数と標準偏回帰係数は等しくなるので、後者の比較によって直接、各独立変数の相対的な貢献度を検討しうる(奥野, 1977, p.279)。変数の有意性の検定は、パラメータ推定値に関するt検定によって行える。キャリブレーションにあたってはステップワイズ型回帰分析を利用したが、ここでは最終ステップのみを呈示する。

なお、回帰分析を円滑に行うために、対象とする変数群を正規分布に近づけるため、対数変換を行う方法も考えられる。実際そのような措置を講じた方が、高い適合度を実現しやすい。しかし、ここでの目的が、異なる年次での、異なる移動流ごとの要因の解明にあり、それは、パラメータの有意性検定によって可能であるし、対数線形型の回帰分析に伴う問題(Haworth and Vincent, 1979)も無視しえないので、分析に含まれる変数群の対数変換は行っていない。その結果、適合度を示す決定係数 r^2 値は、以下の表に示すごとく、相対的に低い水準にとどまっていることを、あらかじめお断りしておきたい。

まず、1955・70年の両年にデータの得られる6変数について、A～Dの移動タイプごとの分析を行い、国内移動の転換期の前後における要因構成の差異を検討する。結果は表V-1のとおりである。

まず、Aタイプの2,070ケース全体についての分析結果をみる。双方の年次で回帰全体は有意であると判明した。1955、70年で、全変動の24.0%、20.7%をそれぞれ説明しているが、決定係数は低落している。これは移動の規定要因が、こ

表V-1 6独立変数分析の結果

変数	A. 全体の府 県間移動		B. 非大都市圏 から大都市 圏への移動		C. 大都市圏か ら非大都市 圏への移動		D. 大都市圏 間移動	
	(2,070ケース)		(360ケース)		(360ケース)		(66ケース)	
	1955*	1970*	1955*	1970*	1955*	1970*	1955*	1970*
所得格差	0.19*	0.11*	0.38*	0.52*	-0.36*	-0.32*	0.40	0.05
雇用増加	-0.04*	0.09*	0.07	0.12*	-0.02	0.14*	—	-0.14
距離	-0.40*	-0.42*	-0.50*	-0.44*	-0.50*	-0.44*	-0.51*	-0.50*
都市化	0.10*	0.04	0.05	-0.05	0.12	0.14*	0.20	0.24
農業人口比	-0.12*	-0.10*	-0.08	-0.18*	-0.16	-0.03	-0.42*	-0.64*
年齢	0.06	-0.02	-0.01	-0.14*	-0.20	-0.06	—	-0.45
重相関係数 r	0.490*	0.455*	0.626*	0.513*	0.577*	0.481*	0.717*	0.714*
決定係数 r ²	0.240	0.207	0.391	0.263	0.333	0.232	0.514	0.510

1. 「*」は、回帰全体と重相関係数に対するF検定、標準偏回帰係数に対するt検定の結果、5%水準で有意のもの。
2. 「—」は、段階型回帰法で、回帰式に含まれない変数。

の15年間で一層複雑になっていることを端的に表現するものである。また、B・C・Dの各タイプの決定係数は、いずれもAのそれより高く、大都市圏・非大都市圏というカテゴリに基づいた、ケースの分割が有効であったことが確認される。距離の変数が、両時点において、それぞれ-0.40、-0.42という絶対値最大のパラメータを持ち、最も重要な要因であることがわかる。次いで大きいパラメータを示すのは、1955年では所得格差の変数の0.19であり、この変数は1970年では0.11へと減退している。これは、所得格差の要因が影響力を弱めてきた事実を示唆している。

次に、1955年に-0.12というパラメータをもつ農業人口比の変数は、15年後に-0.10へと若干重要性を弱めた。しかし、双方とも5%水準で有意と検定された。農業人口比を人口流出の要因とした先述の見方からいえば、パラメータはプラスの符号をもたねばならないはずであり、予想と逆の結果が得られた。これは、農業人口比よりもむしろ非農業人口比の動向によってもたらされた結果のようであり、都市化の進行した府県で移動性向が高いと解すべきであろう。

到着地府県の都市化の変数は、1955年の0.10から45年の0.04へとパラメータを減退させており、人口移動への影響力が弱まったことがわかる。年齢の変数も、やはりパラメータが小さくなっているが、1955年の0.06というプラスの値が示すごとく、かつては10代後半から30代までの若年層が移動の中心であったことがわかる。他方、雇用増加の変数は、パラメータが-0.04から0.09へと変化しており、双方とも5%水準で有意と認められた。これと同様の経済的要因でありながら、所得格差の要因の影響力が弱まっているのに対して、雇用増加の要因は、その重要性が所得格差の要因よりなお劣るとはいえ、意義が増大したことは興味深い。

次に、Bタイプの非大都市圏から大都市圏への移動の分析結果をみてみよう。6独立変数は、それぞれ1955、70年で全変動の39.1%、26.3%を説明し、説明力の後退が著しい。この15年間における r^2 の下降分は、四つのタイプの中では最も大きくなっている。1955年に5%水準で有意と認められたのは、距離と所得格差の2変数のみである。特に、所得格差のパラメータは、0.38から0.52へと影響力を高めた。これは、非大都市圏から大都市圏へという古典的な移動パターンが、所得格差の要因によって規定されてきたことを、再確認させるものである。雇用増加・農業人口比・年齢の三変数のパラメータは、1970年にはじめて有意と判定されており、この15年間における回帰モデル自体の適合度の低下にもかかわらず、有意な規定要因の数自体は増えており、それだけ要因構成が複雑化してきた。

続いて、Cタイプの大都市圏から非大都市圏への移動の分析結果を検討しよう。決定係数は、1955年の33.3%から15年後にはほぼ10%落ち込んでおり、近年このタイプの移動流においても、規定要因が多様化・複雑化を遂げた³⁾。両年次で絶対値最大のパラメータをもつのは、距離の変数である。また、「Uターン」現象の説明にさいし、既往の研究で指摘された原因の一つに、非大都市圏での就業機会の増大がある(館ほか, 1970, pp.201-202)。分析結果は、この指摘を明らかに支持している。すなわち雇用増加の変数は、1955年では-0.02というパラメータをもっており、5%水準で有意と認められなかったが、1970年に至ると、パラメータは0.14に増大し、かつ5%水準で有意と検定されている。他方、所得格差の変数も、比較的絶対値の大きいパラメータを示している。パラメータがマイナス

の符号をもっているのは、大都市圏内都府県で所得水準の高いことから考えて当然である。-0.36から-0.32というパラメータの変化は、要因としての重要性の若干の後退を意味するが、それは、1960年代前半以来の府県間所得格差の均衡化傾向(田淵, 1987)と軌を一にするものであろう。さらに、都市化の変数のパラメータは微増して、5%水準で有意となっている。

続いて、Dタイプの大都市圏間移動の分析結果を検討する。1955、70年の各時点での決定係数は、それぞれ0.514、0.510で全変動の半分以上が説明されており、四つのタイプの中では最も高く、しかも15年間での変化がきわめて小さい。この移動タイプの決定係数は、特に1955年には雇用増加と年齢の2変数が、段階型回帰法によって排除されているので、残り4変数が相対的に高い説明力をもっている。両時点の独立変数のうち、距離の変数のパラメータが大きく、安定したしかも強力な要因であることがわかる。また、農業人口比の変数のパラメータは、マイナス方向に増大している。両年次において5%水準で有意であるが、大都市圏諸県で農業人口比がかなり低いことを考慮すると、これは非農業人口比によって生じた変化であり、出発地府県で都市化が進んでいるほど、プッシュ要因として強く作用する事情を物語っている。それらの他に、あいにく5%水準で有意とはなっていないが、1955年の所得格差の0.40、70年の年齢の-0.45というパラメータが目だつが、前者は三大都市圏のうち、最も所得水準の高い京浜圏への移動の比重が大きかったためと思われる。なお、1955年時点で年齢の変数がステップワイズ回帰分析から排除されているが、これは、ここで採用している15-39歳人口の比率と言う点では、大都市圏内の10都府県で特に大きな差がなかったことに起因するものかもしれない。

以上、4つのタイプ別の回帰分析の結果を検討した。いずれの場合も、 r^2 値の水準が概して低いことに不満は残るが、F検定の結果、回帰全体および重相関係数について有意であることが確認されたので、その意味では良好な分析結果であった。未説明変動に隠された要因をさぐるためには、次の作業として残差の検討がなされねばならない。しかし、本節の目的が、1955・70両年間での要因構成の変化を明らかにすることにあるため、残差に関してはここでは言及しない。

4. 11独立変数による1970年データの分析

(1) キャリブレーションの結果

前節では、人口移動の量的拡大と大都市圏から非大都市圏への移動の増大によって特色づけられる、1960年代の前後における要因構成の変化を取り出した。しかし、1970年は、第IV章でも言及したように、戦後における国内人口移動パターンの変化の分水嶺に当たる重要な年である。かかる重要性に鑑み、本節では、独立変数の数を増やして、前節同様A・B・C・Dというタイプごとに、この年のデータのより詳細な分析を試みる。

分析結果は表V-2に示したとおりである。F検定の結果、回帰全体および重相関係数は、いずれのタイプに関しても、5%水準で有意と検定された。1955年の6

表V-2 11独立変数分析の結果

変 数	A. 全体の府 県間移動	B. 非大都市圏 から大都市 圏への移動	C. 大都市圏か ら非大都市 圏への移動	D. 大都市 圏移動
	(2,070ケース)	(360ケース)	(360ケース)	(66ケース)
所得格差	-0.02	0.40*	-0.13	—
雇用増加	0.07*	0.25*	0.13*	-0.20
距離	-0.43*	-0.55*	-0.13*	-0.47*
都市化	-0.01	-0.13	0.09	0.09
農業人口比	0.19*	-0.08	0.03	—
中枢管理機能	-0.02	-0.65*	-0.21*	-0.04
一人あたり民力水準	0.04	0.49*	0.19*	-0.13
年齢	-0.14*	-0.20*	-0.28*	-0.62*
教育水準	-0.07	0.03	-0.28*	-0.23
累計移動量	0.39*	0.57*	0.65*	0.45*
非移動性向	-0.35*	-0.24*	-0.45*	-0.65*
重相関係数 r	0.617*	0.765*	0.677*	0.787*
決定係数 r^2	0.380	0.585	0.458	0.620

1. 「.」は、回帰全体と重相関係数に対するF検定、標準偏回帰係数に対するt検定の結果、5%水準で有意のもの。
2. 「—」は、段階型回帰法で、回帰式に含まれない変数。

独立変数分析の場合に比較し、いずれも決定係数が増大しており、従属変数の変動を説明する力が一層高まっているといえる。これは、おそらく単に独立変数を増やしたこと以上に、累計移動量の変数を回帰式に取り入れたことに帰因しよう。そのことは、同変数のパラメータの大きいB・Cの移動タイプで、決定係数の上昇が著しいことから推察される。また、年齢の変数のパラメータが、6独立変数の場合より絶対値が増大し、寄与度が高まっているのも、累計移動量の要因の強さに引かれたためであろう。累計移動量の変数は、若年層の比重の大きいB・Cの移動タイプで強く作用し、比重の小さいDのタイプで比較的作用が弱い。このことは、累計移動量の変数と年齢の変数のプラスの相関を暗示している。ちなみに、両変数の単相関係数は、4つのタイプすべてにプラスの値をとっている。

さて、まずAタイプの結果を検討しよう。11の独立変数は全変動の38.0%を説明している。パラメータを観察すると、距離・累計移動量・非移動性向の変数が、それぞれ-0.43、0.38、-0.35という、絶対値の大きい値を示している。一方、従来からの国内移動で重要な要因とみなされてきた経済的要因のうち、雇用増加の変数は5%水準で有意であるが、パラメータ値は小さい。所得格差の変数は-0.02で、有意な貢献をしていない。

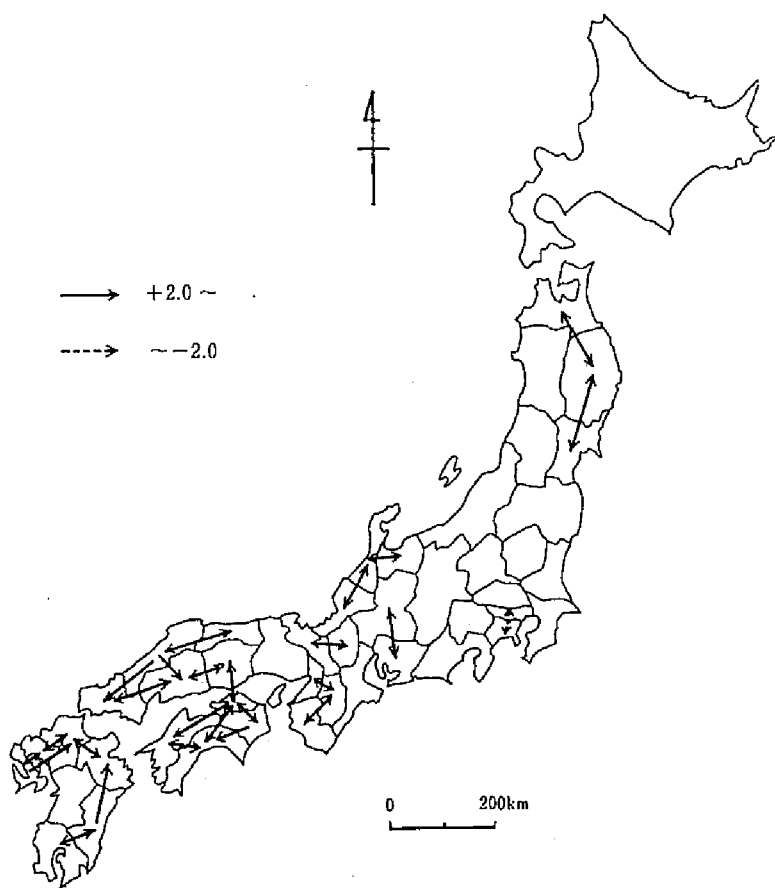
次に、Bの移動タイプの分析結果を吟味する。これは、従来から国内移動の主体をなし、1950年代半ば以後急速にその規模を拡大してきた移動流に関する要因分析である。累計移動量・一人あたり民力水準・所得格差・距離といった変数で、それぞれ0.57、0.49、0.40とプラスのパラメータが大きく、いずれも重要な要因であることがわかる。また雇用増加の変数も0.25という値を示し、有意な貢献をしている。所得格差や雇用増加の変数の重要性は、大都市圏への移動者が経済的要因に強く導かれていることを物語る。さらに、一人あたり民力水準や累計移動量のパラメータの大きさは、移動要因が経済的以外の多面的な要因にもわたること、および労働市場における労働力の給源地と需要地の伝統的な関係の強さを示している。一方、マイナスのパラメータを持つ変数としては、まず、中枢管理機能の-0.65という値が目される。この機能は人口吸引の要因であるという先述

の仮説からいうと、パラメータはプラスの値をとらねばならない。予想と反したこの結果の説明は容易ではないが、おそらく多重共線性が影響しているものと考えられる⁴⁾。さらに、距離変数は -0.55 というパラメータを示し、有意な要因となっている。非移動性向・年齢の変数も、やはり5%水準で有意と検定された。

続いて、1960年代を通じてその数が増してきた、Cの移動タイプの要因分析の結果はどうであろうか。11独立変数は、全変動の45.8%を説明する。この決定係数はBタイプより低く、したがって大都市圏への流出よりも、その反対流の方が、より複雑な諸要因によって規定されていることになる。雇用増加の変数のパラメータ 0.13 は、5%水準で有意と判明したため、非大都市圏での就業機会の増大が、この移動流の説明に有効であることが確認された。パラメータのt検定により有意と認められたのは、上記変数の他に、プラスでは累計移動量・一人あたり民力水準、マイナスでは非移動性向・教育・年齢・中枢管理機能・距離の諸変数である。教育水準の変数が -0.28 というパラメータをもち、5%水準で有意と確認された。この移動流には、「Uターン」が一定程度含まれていると推察されるが、この結果は、「Uターン」人口の中では高専・短大卒業以上の学歴を持つ移動者が、相対的に低いことを示唆している。中枢管理機能のパラメータ -0.21 は、このタイプの移動流に関しては、目的地における同機能の集積度が、移動者を引き付ける力とはなっていないことを意味している。さらに、一人あたり民力水準の変数の 0.19 という有意なパラメータ値は、非大都市圏の生活環境が大都市圏に比べ、相対的に上昇してきたことを意味しているのかもしれない。

さらに、Dタイプの大都市圏間移動の分析結果に検討を加えよう。段階型回帰法によると、所得格差・農業人口比の2つの変数は要因としての重要性が小さく、回帰式に含まれていない。しかし、残りの9変数は、全変動の62.0%という高率の説明力を有している。5%水準で有意と検定されたのは、わずかに累計移動量・距離・年齢・非移動性向の4変数である。年齢の変数の -0.62 というマイナスのパラメータは、このタイプにおいては15-39歳人口の担う役割が、B・Cの両タイプより小さいことを意味している。累計移動量のパラメータは、ともにB・Cの両タイプに比較して小さい値をとっている。これは、B・Cが大都市圏、非大

都市圏という異質なカテゴリー間の移動であつて、心理的摩擦を和らげる既存の移動流の存在が大きな役割を演じているためと思われる。逆に、大都市圏間移動は同質カテゴリー間の移動であるため、既成の移動流にはあまり影響を受けないであろう。1955・70年の6独立変数分析および1970年の11独立変数分析において、このDタイプの移動が最大の決定係数を示すのは、結局、同一カテゴリー間の移動のためと、考えていいのではあるまいか。



図V-1 全体の府県間移動(Aタイプ)の残差

(2) 残差の検討

さて、次に、A・B・C・Dの各タイプの分析における残差を吟味し、採用した変数によってなお説明されない変動が、いかなる要因に起因しているかを明らかにしたい。このような作業は、最小二乗法の仮定をなしている誤差項の独立性が、実際に守られているかどうかの判断に関する重要な点である。

まず、Aタイプの全体の府県間移動の場合に関しては、ケース数が多いので、標準化残差の絶対値が2.0以上のケースのみを考察の対象とする。図V-1をみると、東京・神奈川間の移動を除けば、すべてプラスの残差を示し、モデルの過小推定の傾向が顕著である。しかも、プラスの残差に関しては、隣接府県間の移動が、45ケース中実に40ケースと圧倒的な多数を占める。これは、隣接府県間では、人口移動の活発なことを意味し、本章第1節で論及した隣接性の影響を雄弁に物語るものである。つまり、未説明変動に隣接性という要因が潜んでいることがわかる。

そこで、これを回帰分析の擾乱要因とのみみなすのではなく、ここで、隣接府県間移動のみを対象とした要因分析を行い、この移動流が持つ独自の性格を明か

表V-3 隣接府県間移動の分析結果

変数	隣接府県間移動* (172ケース)
所得格差	-0.05
雇用増加	0.10
距離	-0.49*
都市化	-0.14
農業人口比	-0.11
中枢管理機能	-0.10
一人あたり民力水準	0.12
年齢	-0.83*
教育水準	-0.10
累計移動量	0.30*
非移動性向	-0.63*
重相関係数 r	0.680*
決定係数 r^2	0.462

[*]は5%水準で有意。

にしてみたい。同様の分析を試みた先行研究としては、わずかに河野(1963)の論文があるにすぎず、そこでの分析の対象年次であった1956・61年の間の5年間においてさえ、要因構成や適合度の面での変化が大きいことが指摘されている。大都市圏・非大都市圏間移動および大都市圏間移動が、国内移動のうちの長距離移動にあたるのに対し、これは、短距離移動の規定要因を明らかにすることを意味する。

府県間移動全体の2,070ケースのうち、陸上で県境を接するケースは172ケース

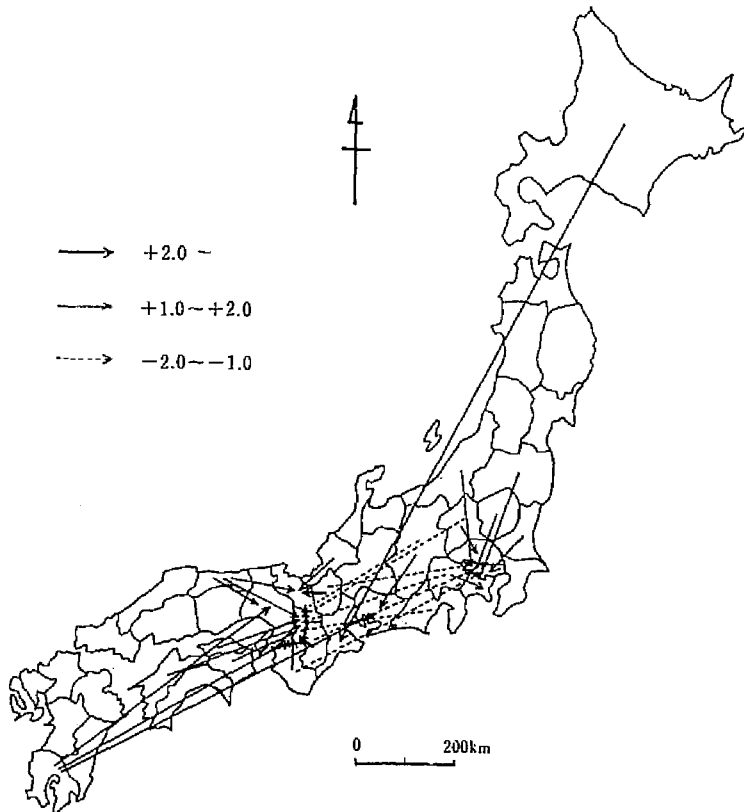
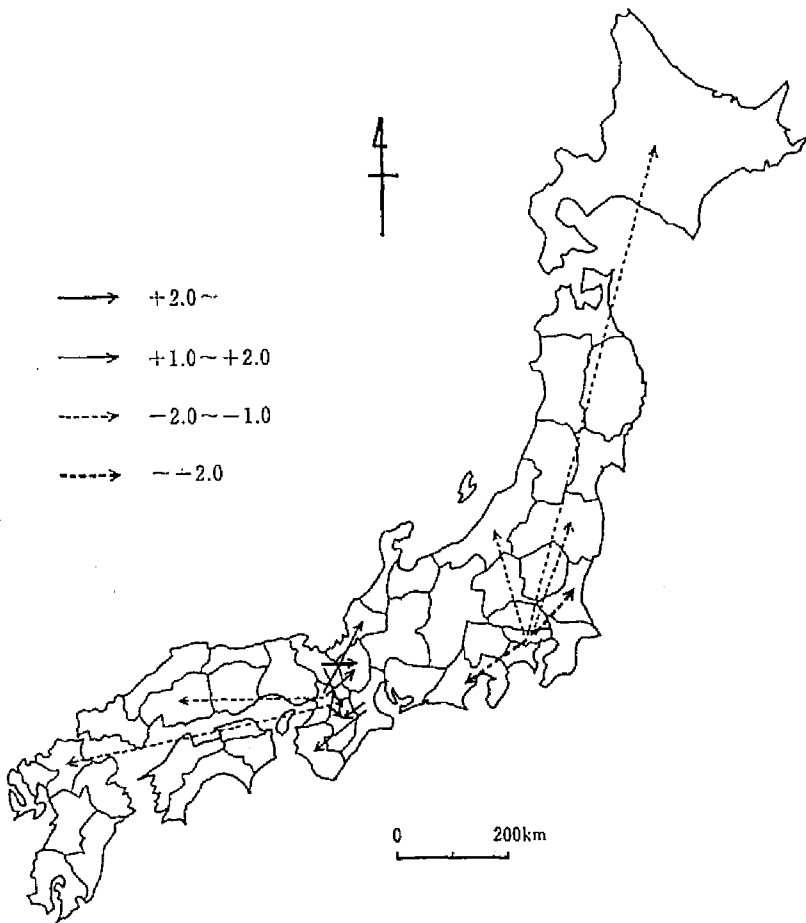


図 V-2 非大都市圏から大都市圏への移動(Bタイプ)の残差

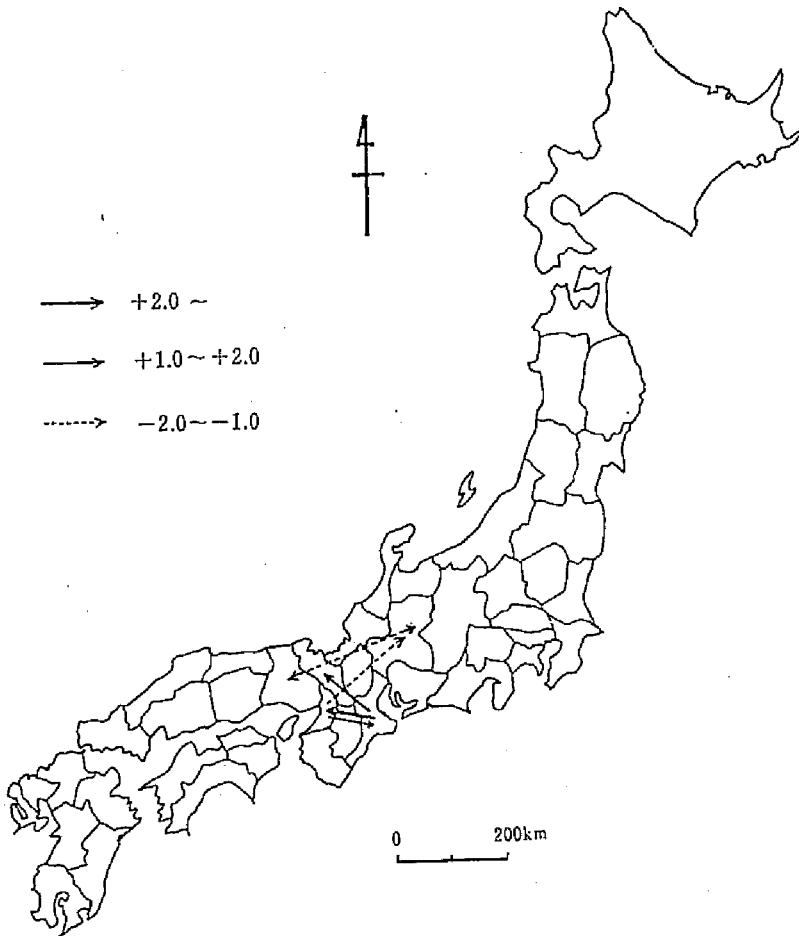
存在する。隣接府県間移動は、1970年では、都道府県間移動全体の36.4%を占める(ただし、その60%あまりは大都市圏内の移動である)。原データの標準化ののち得られた分析結果は、表V-3に示したとおりである。パラメータが5%水準で有意なのは、プラスでは累計移動量、マイナスでは年齢・非移動性向・距離の3変数である。これらの要因群は、大都市圏間移動のそれと類似している。表V-2において、B・Cのタイプで有意と検定された要因の数が各8個であるのに対し、Dタイプおよびこの隣接府県間移動では各4個と少なく、要因構成が比較的単純であるこ



図V-3 大都市圏から非大都市圏への移動(Cタイプ)の残差

とを示していよう。累計移動量の変数の偏回帰係数は、B・C・Dのタイプのいずれよりも小さいが、これは近距離移動が長距離移動よりも、移動に伴う心理的抵抗の少ないことを暗示している。

次に、B以下のタイプについては、標準化残差の絶対値が1.0以上のものを取りあげる。Bの移動タイプの残差を示した図V-2をみると、東京と大阪への移動において絶対値の大きいケースが目立つ。-1.0以下の残差を示すのは、奈良・和歌山から東京へ、群馬・山梨・長野・静岡から大阪へのフローである。これは、前



図V-4 大都市圏間移動(Dタイプ)の残差

者では大阪、後者では東京が、目的として強い吸引力を発揮していることによる、モデルの過小推定と理解されよう。残差が+1.0以上のケースの目的地は、目的地が京浜圏あるいは京阪神圏にある場合に大都市圏の周辺に多い。また、目的地が中京圏にある場合は、北海道から三重へ、あるいは鹿児島から愛知へといった、長距離のフローでも+1.0以上の残差が見られる。これは、中京圏が京浜、京阪神という有力な二大人口吸引圏には含まれているため、労働力の給源地をこの2大都市圏を飛び越えた遠隔地に求めねばならない事情を反映している。

また、Cの移動タイプの残差を検討すると(図V-3)、京阪神圏・中京圏から周辺県への移動はプラスの符号をもち、モデルの予測値を上回っている。一方、東京から茨城・静岡へのフローの顕著な過大推定は、京浜圏の中心部からの郊外化の進展を考慮に入ると、意外な結果である。また、東京から北海道・新潟へ、大阪から広島・福岡へのフローは、わが国の都市システムの上位を占める都市を抱える発着地の間のフローであるだけに、過小推定、すなわちプラスの残差が見られるのでは、という事前の予想に反する結果となった。中枢管理機能の変数がプラスではなく、マイナスの有意なパラメータ値を持っていることを、どう解釈するかに関連して、単位地区間の階層的結び付きの効果の取り込みに、今後改善の余地があることを示唆している。

さらに、Dタイプの残差をみると(図V-4)、絶対値1.0以上のケースは、すべて京阪神圏と中京圏の間の移動に関してである。すなわち、三重と大阪および京都との間については、モデルの過小推定が認められ、三重県が京阪神大都市圏と強い関係をもつことをうかがわせる。他方、岐阜と兵庫および大阪との間の移動は、モデルの過大推定が見られる。南関東の一都三県を発着地とするフローが、図V-4に登場していないことから、これらのフローに関しては、回帰モデルのあてはまりが比較的良好であると言える。

以上、各タイプごとの回帰分析に関する残差に検討を加えた。総じて、残差は、隣り合っているか近距離にある府県間のフローで、プラスの大きい値を示すことが多く、この意味では、残差の独立性の前提は破られている。マイナスの残差をもつケースについては、競合する目的地の影響や、階層的結び付きの効果の特定

が不十分であることなどが、推察された。また、大都市圏と非大都市圏の境界部に位置する府県の間で、比較的絶対値の大きな残差を持つケースが目立つのは、ここでの大都市圏の範囲の取り方に対する疑義にもつながるであろう。

(3) 多重共線性の影響度

これまでの結果の解釈においては、多重共線性の問題をほとんど考慮してこなかった。ここでは、十分満足のいくものではないが、その影響度を明らかにしておく。本章第1節で示した、この問題を回避する2方法のうち、ここでは直交変換後のデータを重回帰分析の入力データとする方法(Massey, 1965; Riddell, 1970)を試みたい。なお、A~Dの各タイプのすべてにこの方法を施すのは煩雑なので、Aタイプの全体の府県間移動に限定する。

まず、標準化後の11独立変数を主成分分析にかけ、データの直交化を行う。回転を行わないで、固有値 1.0以上の成分は4つ得られたが、これら上位4成分は全変動の82.2%という高い累積寄与率をもつ。この4成分に関する 2,070ケースの標準化成分得点を4つの独立変数とする重回帰分析を行う。従属変数は、言うまでもなく、表V-2のキャリブレーションのさい用いた移動ベロシティである。4独立変数は全変動の29.0%を説明しているが、これは当初のモデルから導かれた38.0%という説明力を下回っており、多重共線性の問題を回避しているかわり、モデルの説明力は減退したことになる。データの直交化後における各変数のパラメータの求め方については、次の Riddell(1970)の方法を参照した。

$$b_k = \sum_{m=1}^M r_{km} q_m$$

ここで、 b_k は k 番目の独立変数の、多重共線性の影響を抜き去った後の新しいパラメータ、 r_{km} は k 番目の独立変数の m 番目の成分に関する負荷量、 q_m は重回帰分析から得られた m 番目の成分得点に関するパラメータ、 M は成分の数である。

Riddellは、シエラレオネの首都フリータウンへの移動率を説明すべく、15の独立変数に対して上述の方法を試み、当初の15変数を使った重回帰分析で $r^2=0.60$ 、

表V-4 直交変換後の偏回帰係数

変数	パラメータ	
	当初	直交変換後
所得格差	-0.02	0.08
雇用増加	0.07	0.10
距離	-0.43	-0.44
都市化	-0.01	0.25
農業人口比	0.19	-0.12
中枢管理機能	-0.02	0.16
一人あたり民力水準	0.04	0.05
年齢	-0.14	0.11
教育水準	-0.07	0.11
累計移動量	0.39	0.33
非移動性向	-0.35	-0.04
ピアソンの積率相関係数	0.66	
スピアマンの順位相関係数	0.34	

直交変換後は $r^2 = 0.63$ 、変換の前後におけるパラメータに関するスピアマンの順位相関係数は0.15、という結果を得た。ここでの11独立変数を対象とした、上記の方法から得られた新たなと、当初のパラメータを示したのが、表V-4であり、両者間のピアソンの積率相関係数は0.66、スピアマンの順位相関係数は0.34となっている。したがって、ここでの結果は、Riddellの結果ほどには、多重共線性の可能性を含んだ場合と、それを除去した場合のパラメータの大きなくい違いがないこと、すなわち、当初のモデルにおいては、多重共線性によって分析結果があまり乱されていないことになる。

表V-4をみると、距離や累計移動量の変数は直交変換後もパラメータに大きな変化はなく、依然として重要な貢献をしていることがわかる。雇用増加や一人あたり民力水準の変数の寄与も、ほとんど変化がない。他方、所得格差や非移動性向の変数は、直交変換後のパラメータの絶対値の落込みが激しく、先の分析では多重共線性に影響されて、パラメータが適切に推定されていなかった可能性を窺わせる。さらに、パラメータの絶対値からみる限り、それほど大きな説明力は持たないが、農業人口比・年齢・教育水準といった変数は、直交変換の前後で、パラメータの符号が反転しているのも、見逃せない。

5. むすび

以上、わが国戦後の国内人口移動を取りあげ、1955年と1970年における人口移動に対する回帰分析を通じて、規定要因を明らかにした。その結果得られた知見を要約すれば、以下のようになる。

- ① この15年間で、4つの移動タイプすべてにおいて決定係数が減少しており、移動の規定要因が近年多様化・複雑化していることがわかる。この傾向は、特に非大都市圏から大都市圏への移動において顕著である。
- ② 大都市圏間移動と隣接府県間移動の要因構成は、大都市圏・非大都市圏間の移動より単純である。
- ③ 所得格差・雇用増加の変数で代表される経済的要因に関して言えば、所得格差の影響力は低下しているが、雇用増加の要因は近年むしろ重要性を増している。
- ④ 距離は、いずれの移動タイプにおいても、安定した強力な要因である。また、残差の分析より、隣接性の要因も無視しがたい影響力をもっていることが推察された。
- ⑤ 目的地府県の主要都市における中枢管理機能の集積は、必ずしも人口移動の強力なプル要因になっているとは限らない。
- ⑥ 他に、累積移動量や非移動性向といった移動行動の指向性に関する要因、さらに、年齢・教育などの移動者の属性に関する要因も重要である。

わが国の国内移動の変化をめぐる議論が活発化したのは1970年前後からで、これには、従来大都市圏への大量の転入超過の影に隠れて目立たなかった大都市圏から非大都市圏への移動が、1960年代を通じて着実に増加してきたことを契機としている。これは、いわゆる人口「Uターン」を、その一部として含む移動流の増加でもあった。そのため、かかる動向は、それまでの過疎・過密問題の解消への糸口を与える「歓迎すべき」現象であった。にもかかわらず、本章の分析結果によれば、大都市圏から非大都市圏への移動の要因は他のタイプの移動より複雑であるうえ、回帰分析における適合度も低く、なお不明の点を多く残している。

また、残差の分析を通じて、大都市圏の範囲をいかに定めるかの問題も、分析結果に少なからぬ影響を及ぼしていることが確認された。これは、「Uターン」の定義や、郊外化との区別をいかに適切に行うか、という点とも絡んで、無視しえない問題である。以上のことは、従来、ジャーナリスティックな扱いがやや先行しがちであった「Uターン」を包み込んでいる、大都市圏から非大都市圏への移動の実態把握および性格規定を、厳密に行なう必要があることを意味している。

また、国内人口移動は、全体で一つのシステムを構成している以上、移動パターンの変化を論ずる場合、長距離移動としての、非大都市圏から大都市圏への移動や、大都市圏間の移動、さらには、短距離移動としての、府県内移動や大都市圏内移動、あるいは隣接府県間移動に対しても、同様の関心を注ぐ必要がある。

Zelinsky (1971)が試みたような、人口移動の歴史的な発展段階の設定という作業も、移動の単なる空間的パターンの推移の観点のみからではなく、本章で行ったような規定要因の解明をも踏まえてなされるべきであろう。

ところで、移動パターンの変化を探るさい、複数の時間断面に対するクロス・セクショナルな回帰分析は、相互作用パターンの変動を、基本的に、その時点だけの変数から根こそぎ説明することを目指すもので、変化の説明に必ずしも直結しない、という難点を抱えている(石川, 1993)。また、離れた2ないし3時点のクロス・セクション分析から判明する結果から、われわれは、それらの時点を直線で結ぶような形で変化が進行したと考えがちである。しかし、このような見方は危険を伴う。なぜなら、景気循環や、次章で言及する、若年人口の規模のような循環的・周期的な要因によって規定される変化を見逃しかねないからである。かかる危険性に鑑み、第VI・VII章では、本章とは異なる見地に立った要因分析を試みている。

なお、潜在的移動者による目的地選択として、ここでは暗黙のうちに、各都道府県が相互に独立した選択肢となりうることを仮定している。しかし、このような選択肢の独立性の経験的妥当性もまた、問われねばならない。このような観点から、第XI章で、移動の規定要因の構成を単純化した状況においてではあるが、二段階の目的地選択を想定した分析を試みている。

注

- 1) ただし、同統計では、1955年の46都道府県のうち、3県のデータが不明である。その県については、1956年の当該県指数×(1955年の指数の全国平均/1956年の指数の全国平均)、によって得られる県民1人あたり分配所得の推定値を利用した。
- 2) 北海道と本州を結ぶ場合は青函航路、本州と四国を結ぶ場合は宇高航路と仁堀航路のうち短距離の方を用いた。
- 3) B・Cの移動タイプに関する15年間における決定係数の下降は、各独立変数の非大都市圏諸県間格差が大きくなったことに、無関係ではなかろう。非大都市圏に属する36県間の変動係数を求めてみると、都市化の変数を除く5変数で、いずれも変動係数が増大している。
- 4) 中枢管理機能と、所得格差・一人あたり民力水準・累計移動量の変数との相関係数は、それぞれ0.74、0.78、0.81である。

第Ⅵ章 移動転換に対するシフトシェア分析

1 人口学的要因の意義

戦後における先進諸国の国内人口移動パターンは、かなりの類似性を示しつつ展開した。すなわち、国土を中心部・周辺部に二分した場合、1960年代には中心部への大量の純移動が記録された。しかし、1970年代には、中心部から周辺部への転出超過か、あるいは中心部における純移動が大幅に減少することになった。さらに、1980年代にはこの傾向が逆転し、1960年代の水準には遠く及ばないにせよ、中心部での純移動が再び強まる傾向をみせる国が多かった(Vining and Kontuly, 1978; Wiltshire, 1978; Vining and Pallone, 1982; Fielding, 1982; Cochrane and Vining, 1988)。日本における移動パターンの変化についても、以上のような要約があてはまる(第Ⅳ章参照)。このような過去20年間に生じた人口の再分布に関する変化は、1970年代以後の人口移動研究における重要な一分野をなしてきた。多数の先進諸国で以上のような現象が同時的に生じた原因については、これまで仮説的な検討はあるものの、満足すべき説明が与えられたという段階には、残念ながら、いまだ到達できないでいる。

ところで、これまでに提示された仮説は、Hugo and Smailes (1985)によれば、次の八つのまとめることができる(なお、これは、直接的にはオーストラリアにおける1870年代の移動転換を念頭に置いた整理であるが、先進諸国における包括的な整理がない現状では、まずこれを手がかりにせざるを得ない)。①1970年代の転換は、経済不況によって生じた一時的な現象である。②大都市圏と非大都市圏において、年齢およびライフサイクルの異なる人口の割合が変化したこと起因する、人口学的な事象である。③政府による大都市からの製造業の分散政策が成功した結果である。④全国的な現象というよりは、一部の恵まれた非大都市地域における一定の産業(鉱業や軍事産業など)の成長による雇用拡大に関連した事象で

ある。⑤大都市圏における規模の不経済と社会問題の結びつきが、これらの地域からの流出移動を促すことになった。⑥距離効果の弱まりが、通勤圏をより広い範囲に拡大させることを可能にした。⑦価値観や生活様式の好みが変化した結果、大都市地域での居住が嫌われ、農村部や中小都市での居住が好まれるようになった。⑧脱工業化社会のサービス経済化という構造変化の結果である。

次章は上記の中の⑧の仮説に関係する分析である。本章では、近年注目されつつある視角、すなわち第二次大戦直後における出生率の上昇(ベビーブーム)、さらにその後の出生率の低下によって引き起こされた、若年人口の供給数の変化という要因が、この移動転換に対して持つ寄与の程度を解明することを目的としている¹⁾。したがって、ここでの観点は、上記の整理の中の②の仮説に関連するかもしれないが、Hugo and Smailes(1985)の言う内容は必ずしも明瞭でないので、両者が同一のものであると断言することは避けたい。

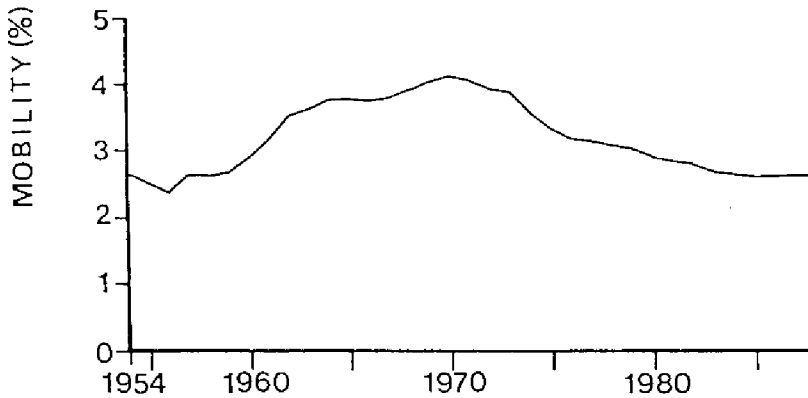
ベビーブームは、ほとんどすべての西側先進諸国で時を同じくして生じた人口学的事象なので、上述のような、移動パターンの同時的变化という現象の説明に対して、一定の貢献をすと思われる。しかしながら、この点は、1970年代の移動転換の原因を探る国際的比較研究(例えば、Vining and Pallone, 1982; Fielding, 1986; Frey, 1988; Champion, 1989)においては、一顧だにされていないといっても過言ではない。このような人口学的決定因を重視する移動転換論は、例えば、米国における Rogerson (1987)、Greenwood (1988)、Plane and Rogerson (1991)、Plane (1992)、日本における山口(1979)や伊藤(1984)などのように、各国ごとの研究の中で個別に展開されているにすぎない。このうち、わが国を対象とした山口、伊藤の論文は、1940年代以降の出生率の変動の帰結として、潜在的移動者としての若年層の人口が1970年代に激減したことに論及している。このような変動は、わが国では、いわゆる人口転換の終結以前の出生率の比較的高い水準が、それが終了した低出生率の水準へと変化した時期に重複しているために、かかる人口学的要因が増幅され、他の国々よりも影響が顕著に現れた可能性が大きい。つまり、日本の移動経験に対する若年人口の供給数の変化という動因が、潜在的な大きい説明力を有している、と推察される。

表VI-1 1960-85年における年齢別人口の変化 (単位%)

年齢階級	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85
0-4	3.71	8.27	13.57	-14.86	-12.40
5-9	-14.87	3.95	9.55	12.24	-14.95
10-14	-16.22	-14.43	5.40	8.19	12.08
15-19	17.22	-16.48	-12.30	4.06	8.56
20-24	9.45	17.54	-14.90	-13.57	4.59
25-29	1.74	8.67	18.77	-16.25	-13.47
30-34	10.15	1.39	10.44	16.50	-15.95
35-44	21.62	15.51	7.07	5.36	13.31
45-54	6.37	11.51	23.03	16.34	5.76
55-64	11.20	10.96	9.89	12.53	23.08
65-	14.78	18.61	20.92	20.10	17.10
計	5.28	5.54	7.88	4.55	3.44

『国勢調査』より作成。

ところで、移動パターンへの影響という点では、コーホート規模の変化は移動率の変化と関連させて論ずる必要がある。なぜなら、移動率は潜在的な移動者の年齢次第で大きく変わるからである。ちなみに、わが国を対象とした、モデル移動スケジュールを特定した研究 (Institute of Developing Economies, 1990, pp.85-133)によれば、15-29歳人口がきわめて高い移動傾向を示している。一般的に言えば、より移動率の高い若年層の変化の割合が大きいほど、全体の移動パターンの変化も大きくなる。特に、わが国の事例で重要なのは、1940年代後半に生まれた団塊の世代を含む規模の大きなコーホートが、1960年代に、10代後半から20代にかけての移動率の高い年齢に到達したことである。出生率が急速に低下した1950年代に誕生したコーホートは、1970年代にその年齢に到達した (表VI-1参照)。また図VI-1は、都道府県間移動率(全国人口に対する都道府県間移動者数の割合)の推移を示したものである。この移動率は、1950年代中期に始まった経済の高度成長期を通じて上昇したが、1970年の4.11%をピークとして、以降は徐々に低下している。移動率のこのような趨勢は、移動率と1970年代の移動転換との緊密な関係を推測させるに充分である。



図VI-1 移動率の推移

総務庁統計局：『住民基本台帳人口移動報告年報』（1954-1988年）より算出。

米国の移動転換に対する、ベビーブームに結びついた人口学的要因の役割は、Greenwood(1985, 1988)、Clark(1986, pp.55-56)、Rogerson (1987)、Plane and Rogerson (1991)、Plane (1992)などによって注目されている。本研究も、これらの成果や、前述の山口や伊藤の研究から一定の刺激を受けている。わが国では70年代における若年人口の規模の収縮という事実自体は、比較的よく知られているが、それが移動転換に対して演じた貢献に関しては、従来必ずしも十分な光が当てられていない。ちなみに、山口や伊藤の研究では、潜在的他出者数の推計に力点が置かれている。また、米国で報告されたような、コーホート規模の拡大による労働市場の供給圧力の高まりによって、大量のベビーブーマーが中心部から周辺部に流出したという説明が、はたしてわが国でも妥当するのだろうかの検討もない。加えて、上記のわが国の研究では、若年人口数の変化という、労働市場の供給側の条件が、需要側の条件を反映する経済的要因と結ばれた本格的な議論は、いまだ展開されてはいない。そのような研究の不足は、しかしながら、移動パターンの変化に対する人口学的要因の効果を計るさいの適切な分析上の枠組みを欠いていることにも、起因していよう。

本章は、Plane(1989a, 1992)やPlane and Rogerson (1989a)によって開発された枠組みを使って、コーホート規模の変化に関連した人口学的要因、ならびに、これに連動した雇用の成長という経済的要因の、1970年代のわが国の移動転換に対する貢献を明らかにすることによって、先進諸国で観察された70年代の同時的な現象の解明に取り組む方法を示唆するものである。

ところで、Vining and Kontuly (1978), Vining and Pallone (1982), Cochrane and Vining (1988)の論文は、先進世界における同時的な移動パターンの変化を広く知らしめる基礎的文献として貴重である。しかし、彼らは、各国の主要地域ごとの純移動の変化について論じているにすぎない。彼らのアプローチは、国際比較の便宜という観点からみれば首肯しうるものであるが、移動転換の十分な説明のためには、純移動とは別の、より詳しいレベルで、各国の事例を比較する必要がある。本章の結論部で試みる日米比較は、その端緒となると思われる。

以下、第2節で、移動パターンの変化の対するシフトシェア分析について解説する。第3節では、この分析法を1975-70年から1975-80年にかけての都道府県間移動の変化に適用した結果を提示する。続く第4節では、こうして得られた人口学的成分と、雇用成長という経済的要因の相関関係を明らかにする。これらを踏まえて、第5節で、1970年代における移動転換の日米における異同点を整理する。

2. 移動パターンの変化に対するシフトシェア分析

シフトシェア分析は、従来特定の地域の雇用成長を分析するさいに、広く使われてきた。ここで利用するのは、近年 Plane (1989, 1992) や Plane and Rogerson (1989a) が、この伝統的な枠組みを、基準期間 base period から対象期間 terminal period にかけての移動者数の変化の分析のために、作り替えたものである。なお、純移動を対象とした類似の枠組みは、Plane (1987) の論文で述べられている。

以下、この新しい方法の骨子を紹介しよう。まず、基本的な表示法や定義について述べておきたい。基準期間における年齢階級 k による出発地 i から到着地 j への移動者数を M_{ijk} 、基準期間から対象期間にかけてのその変化量を ΔM_{ijk} とする。この変化量は、次の三つの成分に分解しうる²⁾。

$$\Delta M_{ijk} = A_{ijk} + B_{ijk} + C_{ijk} \quad (\text{VI-1})$$

ここで、 A_{ijk} 、 B_{ijk} 、 C_{ijk} は、それぞれ、人口基盤成分 population base component、移動率成分 mobility component、地理的分布成分 geographic distribution component と呼ばれる。これらは、それぞれ、伝統的なシフトシェア分析(第VII章参照)における全国成長効果、比例効果、地域的競合効果(Richardson, 1978; Plane, 1989)に対応する。

ついで、各成分の定義を明らかにしておきたい。人口基盤成分は、

$$A_{ijk} = (\Delta P_{ik} / P_{ik}) M_{ijk} \quad (\text{VI-2})$$

と定義される。ここで、 P_{ik} は基準期間における出発地 i での年齢階級 k の人口、 ΔP_{ik} は基準期間から対象期間にかけてのその変化量である。この成分は、特定のコーホートの規模の変化から期待される移動の増分であり、 ΔM_{ijk} のうちのどの程度が、出発地における当該の年齢階級の規模の変化に帰しうるのかを明らかにする。ここでは、移動者数の変化が、出発地の人口変化に全く比例して発生すると仮定されている。この意味で、人口基盤成分は、労働市場に関する純粋に人口学的な供給数を指し示すものと、考えられる。

第二の移動率成分は、

$$B_{ijk} = [(\Delta M_{i \cdot k} / M_{i \cdot k}) - (\Delta P_{ik} / P_{ik})] M_{ijk} \quad (VI-3)$$

と定義される。ここで、 $M_{i \cdot k}$ は、基準期間における年齢階級 k による出発地 i から全ての目的地への移動者数、 $\Delta M_{i \cdot j}$ は、基準期間から対象期間にかけてのその変化量である。なお、本章を通じて、「*」は当該の次元で合計することを意味している。定義式からも明らかなように、この成分は、 i から j への移動の変化量のうち、 i からの流出移動率の変動から期待される量が、第一の人口基盤成分をどれだけ凌いでいるか、あるいはそれにどれだけ不足しているかを特定する。したがって、この成分は、流出率成分あるいは他出率成分とも呼べよう。

この成分を特定する意義は、次のように説明されよう。すなわち、人口基盤成分が示唆するような、世代規模の拡大(あるいは縮小)が、流出の増加(あるいは流出の減少)といった、移動数の変化に直結するとは限らない。例えば、出発地の地元労働市場の成長が、他出を許さない程著しいかもしれないし、逆に、地元の魅力的な雇用の場が存在しなければ、たとえその地区で当該年齢の人口が増えたとしても、その地区からの流出は加速されることも考えられる。この意味で、この成分は、出発地の労働市場における需給バランスに、明かに関連するものである。したがって、移動パターンの変化に対するコーホート規模の変化の影響を適切に明らかにするためには、潜在的移動者の居住地(出発地)における要因の効果から、この移動者の他出傾向の効果を分離せねばならない。これが、流出移動の変化率 $(\Delta M_{i \cdot j} / M_{i \cdot k})$ が、出発地 i における人口規模の変化率 $(\Delta P_{ik} / P_{ik})$ との関連で特定されねばならない理由である。

最後の地理的分布成分は、

$$\begin{aligned} C_{ijk} &= \Delta M_{ijk} - A_{ijk} - B_{ijk} \\ &= [(\Delta M_{ijk} / M_{ijk}) - (\Delta M_{i \cdot k} / M_{i \cdot k})] M_{ijk} \quad (VI-4) \end{aligned}$$

である。この成分は、 A_{ijk} と B_{ijk} の両効果を除外したあとの、特定の到着地を指向するフローの増加あるいは減少に起因する、年齢階級 k による i から j への移動の変化量である。人口基盤成分と移動率成分が出発地のみにかかわる移動の増分を示すのに対して、地理的分布成分は出発地と到着地の双方における移動

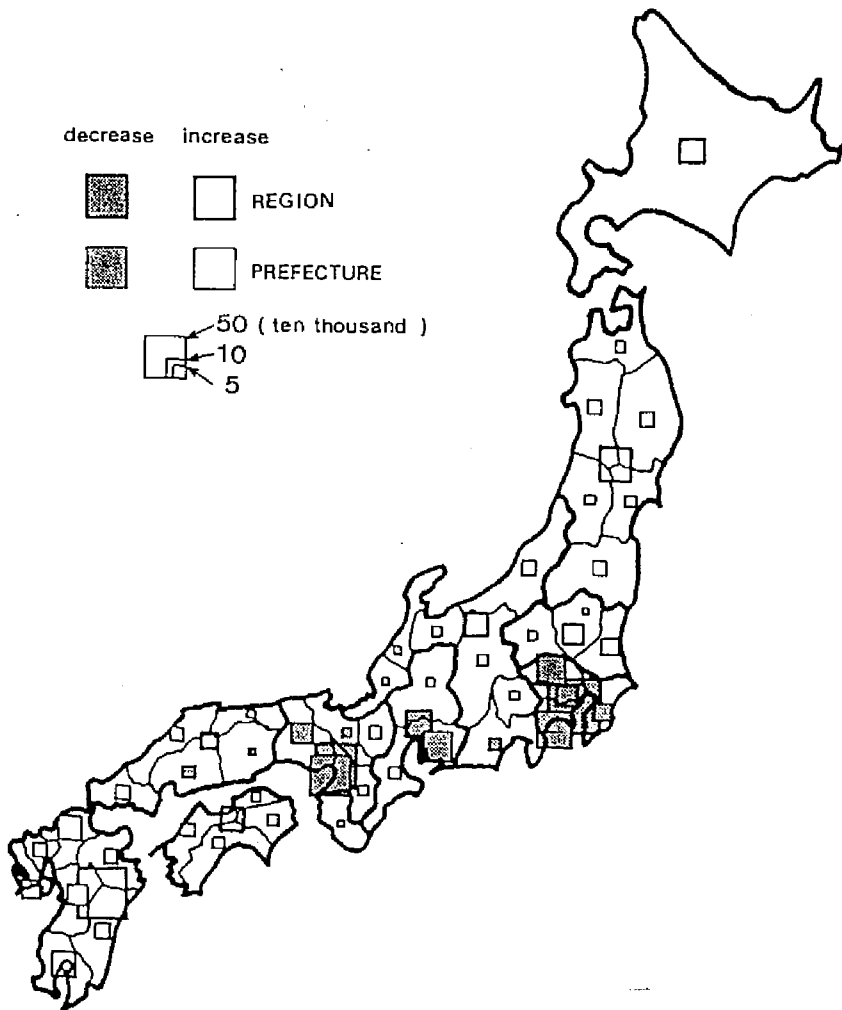
の増分を表現するものである。

この地理的分布成分は、特定の出発地からの流出者にとっての特定の到着地の吸引力の具体的な変化を表現する、出発地・到着地ペアに関する効果であり、この意味で「移動パターン変化」の指標とも考えうる。この成分の貢献が強くなるのは、コーホート規模が拡大した人口が労働市場に参入することによって、労働力供給の圧力が高まり、その影響が出発地区内で収まりきらず、当該人口が到着地をめざして動く、すなわち人口の空間的移動が展開する時、と考えられる。逆に、コーホート規模の縮小によって、労働力供給の圧力が小さくなるならば、当該目的地への移動は少なくなると、考えられる。

以上に紹介した Plane の方法の主たる意義が、移動パターンの変化に対する人口学的要因の貢献を、人口基盤成分・移動率成分・地理的分布成分の形で求めることにあることは、明白であろう。他にも、適用にさいしては、年齢別の人口・移動データが必要とされるにすぎないし、一つの移動システム内における複雑な変化の諸相を、i、j、k といった次元ごとに合計することによって、多面的に知りうるという長所もある。以上のような点は、移動パターンの変化に対する伝統的なアプローチの持ち得ないものである。ちなみに、従来のおが国において、移動パターンの時間的変化を研究するさいにしばしば用いられてきたセンサス生残率法による純移動の推定(例えば、上坂, 1974; 河辺, 1985)は、求められた純移動を人口学的要因と他の要因に分解することができないし、転入・転出別の考察もなしえない。

移動の空間的パターンの変化に対する Plane の方法は、上述のような利点を有している一方、それが伝統的なシフトシェア分析(Richardson, 1978)の忠実な翻案であるために、そこにおける問題点を引きずっている可能性も大きい。例えば、特定された成分のそれぞれは、それ自体では正または負の値をとる理由や、三つの成分の相互関連については、何も語らないし、特定された成分値自身は、直接的には本来、人口学的含意を表現しているにすぎないのである。こうした弱点を多少とも緩和するために、第4節において、成分値を雇用機会の変動という経済的要因と結びつけるを試みる。

ここで、データの具体的な取り方について、説明しておきたい。 ΔM_{ijk} は、基準期間としての1965-70年から、対象期間としての1975-80年にかけての、年齢別移動者数の増分であり、それぞれ1970、80年センサスに記載のある、5年前の常驻地とセンサス実施時の常驻地の違いから割り出された都道府県間移動データから求めた。なお、移動データの表章にあたっての年齢区分が、70年センサスでは11階級、80年センサスでは18階級と異なっているので、ここでは統一のため、70



図VI-2 1965-70年から1975-80年への純移動数の変化

年の11区分に編集している。 ΔP_{ik} も、センサスから用意した。ただし、基準期間の P_{ik} には 1965, 70年の各都道府県人口の平均値、対象期間の P_{ik} には 1975, 80年の各都道府県人口の平均値を使った。さらに、第4節における雇用成長との相関分析における各都道府県の雇用 E_i (または E_j) も、 P_{ik} と同様にして求めた。

図VI-2は、 $\Delta M_{h..} - \Delta M_{h..}$ と定義される、各都道府県ならびに各地方ごとの純移動数の変化を示したものである。減少を記録しているのは、埼玉・千葉・東京・神奈川・静岡・愛知・京都・大阪・兵庫・岡山・広島の11都府県のみである。これらの分布は、三大都市圏を中心に、太平洋ベルト地帯の範囲とほぼ合致している。中心部を構成する京浜・中京・京阪神の三大都市圏は、それぞれ、86.4万人、21.0万人、58.0万人という大幅な減少となっている。他方、上記以外の全ての県は純移動が増加しているが、特に北海道・福岡・熊本・鹿児島は、10万人を越す増加を示している。図IV-2に示された、中心・周辺間の移動バランスという点では、1970年代後半において両者間の移動数が均衡したが、1960年代後半から70年代後半にかけての変化という点から見れば、明治の産業革命期以来、人口送出地としての性格を余儀なくされ続けてきた周辺部諸県を強く指向する傾向が顕著であったことが、歴然としている。

3 シフトシェア分析の結果

前節で説明した移動パターンの変化に対するシフトシェア分析を、11の年齢階級ごとに46都道府県間移動に適用した。移動流の総数は22,700(46×45×11)ケースに及ぶ。しかしながら、ここで結果の全てに詳しく立ち入った説明を加える余裕はない。本章での関心はあくまで、1970年代における中心・周辺間の移動バランスの転換にあるので、以下では、中心部および周辺部それぞれの内部における移動に関する結果は扱わない。

表VI-2は、各年齢階級ごとに、周辺部から中心部への移動流と中心部から周辺部への移動流のみに関する結果を、それぞれ合計して得られたものである。移動数の変化の観測値にあたる $\Delta M_{..k}$ を見ると、周辺部から中心部への移動に関しては、対象としている1960年代後半から1970年代後半にかけて、全ての階級で負の値、すなわち移動数の減少を記録しているのに対し、中心部から周辺部への移動

表VI-2 年齢別の成分構成

(単位:百人)

年齢階級	周辺から中心への移動				中心から周辺への移動			
	$\Delta M_{..k}$	A $_{..k}$	B $_{..k}$	C $_{..k}$	$\Delta M_{..k}$	A $_{..k}$	B $_{..k}$	C $_{..k}$
0-4	-180	46	-60	-166	278	92	-27	213
5-9	-121	29	90	-240	882	385	93	404
10-14	-250	-165	62	-147	567	150	206	211
15-19	-3,851	-1,652	-1,684	-515	104	-88	51	141
20-24	-4,054	-966	-2,428	-659	-261	-400	-169	307
25-29	-1,279	720	-1,465	-534	547	133	-278	692
30-34	-307	252	-148	-412	1,022	395	48	579
35-44	-794	82	-544	-333	1,021	554	-56	523
45-54	-363	407	-500	-270	467	272	13	182
55-64	-293	148	-309	-132	231	76	1	154
65-	-4	179	-153	-30	177	127	-11	60
全体	-11,496	-920	-7,139	-3,437	5,034	1,695	-128	3,467

丸めの誤差のため、3成分の合計が観測値に等しくなるとは限らない。

に関しては、20-24歳以外の全ての階級で正の値すなわち移動数の増加をみた。絶対値という点からみて、移動転換に大きく影響しているのは、前者の移動では15-29歳、後者の移動では30-44歳のコーホートである。表に明らかなように、65歳以上のコーホートに関する移動数の変化の観測値はきわめて小さく、欧米諸国で報告されているような退職者の移動の移動転換に対する貢献は、わが国では無視しうるほどに小さいと言っていい。

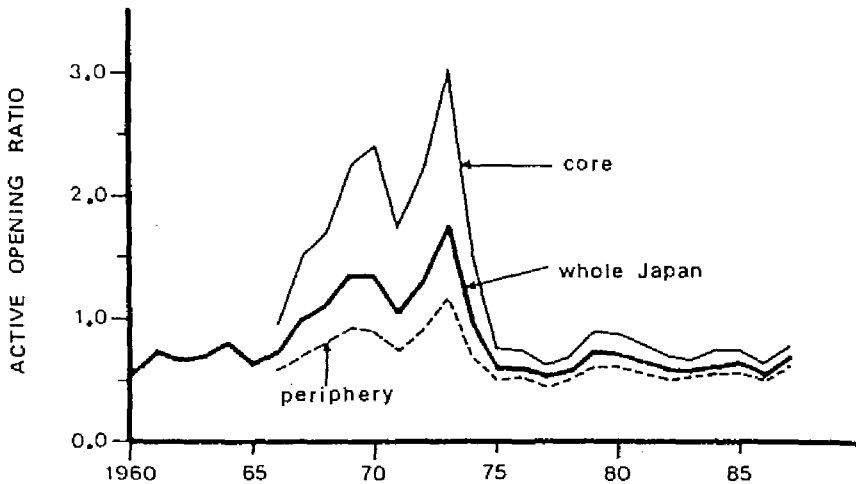
中心部の側からながめると、流入者の減少は115万人、流出者の増加は50万人を数えるので、移動転換に関する原因としては、前者が後者の2倍以上の影響力があつたことがわかる。要するに、図IV-2にみるような1970年代後半期の変化、すなわち中心部における純移動の激減は、流出の増加よりはむしろ流入の減少に負う部分が大きい。わが国における移動転換論に関する既往の研究の多くは、「Uターン」という言葉の流行によって象徴されるように、中心部からの人口分散の原因の説明や含意の探求にかなりの努力を払ってきたが、転換を構成したこれらの要素の相対的な影響力からみて、それは、過大な注目ではなかったか、との反省をわれわれに迫るものである。

表VI-2における年齢別の成分の構成に注意すると、周辺部から中心部への移動に関しては、10-14歳階級では人口基盤成分が、0-9歳階級と30-34歳階級では地理的分布成分が、さらにその他の階級では移動率成分が、観測値に対して最も大きな貢献をしている。その逆流に関して言えば、20-24歳、35-54歳、65歳以上の諸階級で人口基盤成分の、それら以外では地理的分布成分の影響力がもつとも強い。概括すれば、周辺部から中心部への移動の変化については移動率成分、中心部から周辺部の移動の変化については地理的分布成分の寄与が特筆される。このうち、移動率の変化という要因による、非大都市圏(=周辺部)から大都市圏(=中心部)への流出の鎮静化という側面については、確かに伊藤(1984)の知見と一致している。

ところで、求められた移動率成分と地理的分布成分は、前述したように、コーホート規模の変化と出発地の地元労働市場における雇用機会の需給バランスを反映する。そこで、ここでは一般労働者(新規学卒者やパート労働者を除く)に関す

る有効求人倍率(有効求人数を有効求職者数で割ったもの)を指標として、この点に注目してみたい³⁾。労働市場の需給バランスに関する指標として有名なのは、何と云っても失業率であるが、わが国では、この指標値は全般的に低くて需給バランスへの感応が弱い⁴⁾のに対し、有効求人倍率はそれに一般的によく反応するという意味で、すぐれた指標である(佐野・岡崎, 1980)。この指標は、1.0を越えるとき労働力不足、1.0を下回るときに市場が供給過剰になっていることを示す。ただし、年齢別の数値は存在しないので、図VI-3は、一般労働者全体に関して描かれたものである。

同図によれば、1960年代後半には、中心部における有効求人倍率の急上昇によって、中心部・周辺部間の格差が著しく拡大することになった。しかし、第一次石油危機を経た1970年代後半の不況期には、一転して中心部・周辺部のいずれにおいても、労働力の供給過剰の状態となり、中心部が依然として周辺部の数値を上回っていたとはいえ、両者の開きは急速に縮まった。この結果、中心部は、労働力不足によって特色づけられる、潜在的移動者にとつての「好ましい」地域と



図VI-3 有効求人倍率の推移

総務庁統計局：『日本統計年鑑』(1961-87)より作成。
都道府県単位のデータの欠落のために、1965年以前の
中心部・周辺部別の折れ線は、描けない。

しての魅力を一気に失う事になった。ちなみに、各都道府県の1960年代後半から1970年代後半にかけての有効求人倍率の変化と、 $B_{i \cdot}$ ならびに $C_{j \cdot}$ は、それぞれ0.54, 0.45と、やや弱い程度においてではあるが、正の相関を示しており、これらの両成分が労働市場の需給逼迫度と関連していたことを示唆している。周辺部からの流出移動率の低下や、中心部から周辺部への人口再分布の傾向に関連して、労働力の長期的な需給バランスのこのような推移も、重要であった。

以上は、中心部・周辺部という二区分にしたがった議論であるが、成分の貢献度をいま少し詳しく検討するために、ここで20-24歳階級と30-34歳階級に関する成分の構成を取りだしてみたい。これらの階級は、表VI-2に明らかなように、それぞれ、中心部への流入ならびにそこからの流出の変化に関する観測値 $\Delta M_{i \cdot j \cdot k}$ に対して、最大のシェアを持っているし、さらに、1940年代後半生まれのベビー

表VI-3 年齢別・地域別の成分構成の例

(単位:百人)

周辺部から中心部への移動 (20-24歳階級)				中心部から周辺部への移動 (30-34歳階級)					
<流出>				<流出>					
地 域	$\Delta M_{i \cdot k}$	$A_{i \cdot k}$	$B_{i \cdot k}$	$C_{i \cdot k}$	地 域	$\Delta M_{i \cdot k}$	$A_{i \cdot k}$	$B_{i \cdot k}$	$C_{i \cdot k}$
北海道	-338	-89	-225	-24	京 浜	649	252	-17	414
東北	-664	-78	-492	-94	中 京	112	39	26	47
北関東	-266	-52	-177	-37	京阪神	261	104	39	117
中 部	-597	-346	-196	-55					
中 国	-475	-191	-181	-103					
四 国	-486	-170	-245	-71					
九 州	-1,227	-40	-913	-275					
<流入>				<流入>					
地 域	$\Delta M_{\cdot j \cdot k}$	$A_{\cdot j \cdot k}$	$B_{\cdot j \cdot k}$	$C_{\cdot j \cdot k}$	地 域	$\Delta M_{\cdot j \cdot k}$	$A_{\cdot j \cdot k}$	$B_{\cdot j \cdot k}$	$C_{\cdot j \cdot k}$
京 浜	-2,159	-564	-1,425	-170	北海道	95	19	1	75
中 京	-494	-100	-269	-125	東北	150	48	-1	102
京阪神	-1,400	-302	-733	-365	北関東	167	79	-1	89
					中 部	169	89	12	69
					中 国	80	60	13	7
					四 国	79	36	10	32
					九 州	282	63	14	204

丸めの誤差のため、3成分の合計が観測値に等しくなるとは限らない。

ブーム・コーホート、ならびに出生率が急低下した1950年代生まれのコーホートにあたるという意味で、明かな人口学的意義を持っているからである。表VI-3は、この二つの階級に関する適用結果を地域別に表示したものである。

20-24歳階級による周辺部からの中心部への流出に関しては、三つの成分がいずれも符号が同じで、しかもその絶対値が似かよっている。10地域のうちの8地域は、移動率の低下が $\Delta M_{i,k}$ に対する最大の貢献者となっている。これは、1950年代を通じての全国的な出生率の低下によって、周辺部からの移動率の高い、若年の潜在的流出者のストックが枯渇したことを反映していよう。だが、人口基盤成分が、中部と中国からの流出に関しては最大の貢献者となっているのに、九州と東北からの流出に関しては特に有意な役割を演じていないことも、注目される。ここで使っているシフトシェア分析は、成分の具体的な変動が生じる理由について、直接的には何も語らないが、人口基盤成分のみは、比較的推察が容易である。なぜなら、出発地 i における k というコーホートの規模の変化は、過去における自然動態(特に出生率)と人口移動だけから規定されるからである。九州や東北など、周辺部の中でも国土の縁辺部に位置する地域は、少なくとも1920年代以来高い出生率によって特色づけられていたために、1950年代における出生率の低下は、全国的にみて、これらの地域では特に大きかった(河辺, 1979)。その1950年代の後半に誕生した世代が、いま問題にしている1980年における20-24歳の階級である。したがって、九州や東北における人口基盤成分は大きな負の値をとっていいはずである。得られた人口基盤成分がそのようになっていないのは、彼らが既に19歳までに、中心部に流出してしまっていることを暗示していよう。

ついで、30-34歳階級による中心部から周辺部への移動に関しては、中部・中国・四国を除く7地域で、地理的分布成分が最大の貢献者となっている。ところで、このコーホートは、わが国では団塊の世代を含んでいる。米国では、ベビーブーマーの成長によって中心部(北東部・中西部)における労働力の供給圧力が高まり、それが中心部から周辺部(南部・西部)への人口移動を生むことになった(Plane, 1992)。上述のような地理的分布成分の有意な貢献は、同様のことがわが国におい

でも見られたことを、物語っている。

1960年代の高度経済成長期に周辺部で生まれたこの年齢階級のかんりの部分は、中心部へ移動した。この移動は主に、中心部における製造業の発展による、大量の労働需要の発生に引き起こされたものであつた。しかしながら、1970年代後半期における経済不況は、中心部と周辺部の間に見られた労働市場の需給逼迫度の格差を急速に縮小させた。このために、このとき生じた中心部から周辺部への人口移動は、一定の帰還移動を含んでいた可能性が高い。しかし、わが国では移動歴が判明する包括的なデータ源が存在しないために、残念ながら帰還移動の楷確な大きさを確かめることができない。

4 成分と雇用成長の関連

この節では、特定された成分値が、主要な需要側の要因としての雇用機会の変動にどの程度関連しているのか、またそれがどのような産業・職業部門の成長に関係しているのかを明らかにする。後者は、産業構造の再編が移動転換に対して果たした役割を解明する事につながるが、これは、わが国における従来の研究では、渡辺(1989)や Matukawa(1991)などを除いて、あまり注意が向けられていない問題である。

ここでは、 $A_{i \cdot k}$ (あるいは $B_{i \cdot k}$)と ΔE_{ik} 、ならびに $C_{\cdot jk}$ と ΔE_{jk} の間の相関分析を試みる。なお、 ΔE_{ik} と ΔE_{jk} は、それぞれ、出発地と到着地における基準期間から対象期間にかけての階級 k の雇用数の変化である。なお、農林水産業は、中心部・周辺部のいずれにおいても、1960年代以来急減しているので、分析の対象とはしない。また、雇用のデータは15歳以上の年齢に関してのみ存在す

表VI-4 成分値と雇用成長の相関

年齢階級	<周辺部から中心部への移動>			<中心部から周辺部への移動>		
	$A_{i \cdot k}$ と	$B_{i \cdot k}$ と	$C_{\cdot jk}$ と	$A_{i \cdot k}$ と	$B_{i \cdot k}$ と	$C_{\cdot jk}$ と
	E_{ik}	E_{ik}	E_{jk}	E_{ik}	E_{ik}	E_{jk}
15-19	.504**	.036	.698**	.934**	-.852**	-.234**
20-24	.854**	-.193**	.729**	.997**	.847**	.249**
25-29	.826**	-.753**	.534**	.963**	.514**	.633**
30-34	.883**	-.136**	-.335**	.939**	.303**	.366**
35-44	.875**	-.218**	-.411**	.948**	-.016	.383**
45-54	.840**	-.397**	-.768**	.945**	-.108*	.253**
55-64	.858**	-.467**	-.637**	.954**	-.306**	.352**
15-64	.369**	-.412**	.076	.958**	.420**	.536**

「**」および「*」は、それぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

るし、高齢者の移動は、非職業的な事由で行われることが多いので(河辺, 1991, p.14)、以後の分析は15-64歳のコーホートに限定する。具体的に対象とするのは、中心部を構成する12都府県と周辺部を構成する34都県の間での408(12×34)の移動流である。

表VI-4がその結果である。出発地における人口基盤成分と雇用増加には強い正の相関があるが、これは、コーホート規模の変化から推測される潜在的な流出者が、地元の労働市場に十分に反応していることを示唆するものである。この知見から、人口数という基礎的な指標の変化自身が、雇用規模の変化に吸収されていると推察していいように思われる。また、15-19歳以外の全階級における周辺部から中心部への移動率成分に関する負の相関係数は、出発地での雇用機会の拡大が、人口流出を押さえている事情を物語っていよう。しかし、中心部から周辺部への移動についての結果は、20-34歳階級に関しては正の相関が得られているので、解釈が若干面倒である。これを額面通り解釈すれば、周辺部への移動が、中心部である大都市圏での雇用拡大にもかかわらず生じたことになる。しかし、このような一見矛盾する知見は、清水(1984)や伊藤(1984)が強調するように、移動者が周辺部にある自分の出身地に帰って、親の家業を嗣ぐという事態が多く、中心部の雇用機会の増加が、彼らを引き留める力とならなかった、と考えれば、一応無理のない解釈が成立しうる。

周辺部から中心部への移動に関する、雇用変化と地理的分布成分の相関は、15-29歳階級については正、30歳以上の階級については負という興味深い対照を示している。15-24歳の若年移動者による、移動率との弱い相関、地理的分布成分との強い正の相関は、これらの年齢層は、出発地である非大都市圏の雇用成長よりも到着地である大都市圏のそれに、積極的に反応していることの証しと考えられる。中心部から周辺部への移動に関しては、 C_{jk} と ΔE_{jk} の相関は、15-19歳階級を除いて正となっている。したがって、周辺部の諸地域における雇用の拡大が、確かに中心部からの人口流出を促した、と考えていいであろう。

要するに、周辺部の諸地域からの流出に関する人口基盤成分と移動率成分、さらにその逆流移動に関する地理的分布成分の有意な関係が判明したが、このよう

な知見は、周辺部の労働市場における雇用機会の着実な発展が、移動転換に重要な貢献をしたことを示していよう。

以上は、就業者の総数のみの議論であり、主要な産業部門ごとの雇用動向については不問にしている。そこで、今度はその点に目を向けたい。1960年代に中心部と周辺部の双方において雇用増加の牽引者となったのは、製造業・卸小売業・サービス業であった。1970年代には、中心部ではサービス業と卸小売業がそれぞれ139万人、129万人の増加をみたが、製造業は77万人の減少をみた。一方、周辺部では、卸小売業・サービス業・建設業がそれぞれ127万人、116万人、92万人の増加を記録したのみならず、製造業もまた30万人の増加をみた。したがって、製造業からサービス産業への産業構造の再編は、中心部において明瞭に起こったと言える。

しかし、就業者の絶対数に関する以上の動向から、ただちに、変化の規模の大きな部門が移動転換に対してより大きな影響力を及ぼしたという結論を導くことはできない。雇用機会の変動は、労働力化率の変化や、常住地を変えない形での雇用部門の変化によっても生じるからである。なお、産業部門ごとの分析のみならず、職業部門ごとの分析も併用されるならば、1970年代の移動パターンの変化に対する貢献の議論がより豊かになろう。かかる視角は、工業の近時の地域的展開に関する研究に見られる労働の質への着目(Scott and Storper, 1986)と、軌を一にするものである。

このため、センサスにおける産業大分類のみならず、職業大分類ごとにみた都道府県別就業者数の変化も視野に入れたい。ここでの移動関連データは、前節で求めた、周辺部から中心部への移動と中心部から周辺部への移動に関する成分値を各都道府県ごとに合計した、いわば純移動というレベルに集計したものである。なお、相対的に規模の小さい部門は、性格の似通った部門に統合した。例えば、産業分類における不動産業、電気・ガス・熱供給・水道業は、それぞれ金融保健業、運輸通信業に、職業分類における保安サービス業は、サービス業に、という具合である。また、部門名の長い生産工程作業員および労務作業員は、単に生産職、と略称する。

ただし、前述の三成分のうち、人口基盤成分は、純粋な人口学的効果であつて経済的な含意が乏しいし、また表VI-2に明らかなように、移動率成分と地理的分布成分は、それぞれ周辺部から中心部への移動とその逆流移動に対する最大の貢献者であるので、以下ではこの二成分のみをとりあげる。また両成分は、労働力化率の高い15-64歳階級のみを取りあげることにする。

相関分析に先だつて、 $B_{h\cdot} (= B_{h\cdot} - B_{h\cdot\cdot})$ と $C_{h\cdot} (= C_{h\cdot} - C_{h\cdot\cdot})$ の空間的変動の状況を確認しておきたい。両者ともに、周辺部の諸県で正の値、中心部の諸県で負の値、という明瞭な空間的パターンを示している。これは、1960年代後半から1970年代後半にかけての中心部から周辺部への顕著な人口分散化傾向に対する両成分の寄与の大きさを、われわれに再確認させるものである。表VI-5に、移動率成分ならびに地理的分布成分と雇用成長との相関分析の結果を示した。それによれば、産業分類では製造業、職業分類では生産職が、1%レベルで有意な正の相関を示し、他は負の、あるいは微弱な相関を示すにすぎない。

断わるまでもないが、生産職は、製造業を構成する就業者の主たる職業区分である。正の相関が移動者の吸引、負の相関が移動者の押し出しを促す方向に作用

表VI-5 成分値と産業別・職業別雇用成長の相関

	<産 業>		<職 業>	
	$B_{h\cdot}$ と $E_{h\cdot}$	$C_{h\cdot}$ と $C_{h\cdot}$	$B_{h\cdot}$ と $E_{h\cdot}$	$C_{h\cdot}$ と $C_{h\cdot}$
鉱業	-.368**	-.297*	専門技術職	-.805** - .778**
建設業	-.412**	-.337*	管理職	-.624** - .558**
製造業	.581**	.706**	事務職	-.694** - .621**
卸小売業	-.663**	-.602**	販売	-.656** - .594**
金融保険業	-.766**	-.724**	採掘職	-.399** - .330*
運輸通信業	-.467**	-.353**	運輸通信職	.216 .330*
サービス業	-.762**	-.722**	生産職	.478** .609**
公務	-.533**	-.457**	サービス職	-.555** - .443**

「**」および「*」は、それぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

したと考えられるので、上の知見は、1970年代の転換が、生産活動の中心部からの拡散によって引き起されたことを示唆している。この期間を通じて、経済の三次化は中心部だけでなく周辺部でも生じた。例えば周辺部では、絶対数の伸びという点では卸小売業とサービス業が、伸び率の高さという点では金融保険業の拡大がめざましかった。むしろ、この間における雇用成長における中心部と周辺部の主要な相違は、製造業の動向にあった。すなわち、この産業部門が、前者では縮小、後者では拡大したのである。これが、新しく出現した人口移動パターンに対する、製造業と生産職のやや異常とも思える大きな貢献を生むことになった。しかし、この二つの部門の貢献は、これほど顕著ではないとはいえ、本章よりもスパンの短い、5年間隔の就業者数の増分を独立変数とした、就業構造の再編の役割に関するより詳しい分析(第七章参照)からも確認されているので、ここでの結果を例外的と考えるのは適当でない。

ところで、1970年代以降の製造業の地方分散に関するいくつかの潜在的要因を検討した田淵(1989)は、結論として、多立地企業の空間的分業の役割の大きさを重視している。確かに、わが国において安価な労働力や土地をめざして国土の周辺部に移転したのは、量産工場や組立工場を中心部とする生産活動の低次の部分であって、主要企業の本社や研究開発機能は、依然として中心部にとどまっていた。Malecki(1986)が一次労働者 *primary worker* と呼び、工業を基盤とした地域発展にとっての重要な条件とみなした管理職や専門・技術職の分散が、はたして進行したのかどうかを表VI-5で見ると、これらの職業部門に関する相関係数が負の値をとっている。これは、生産活動の地方分散が、雇用の成長の職業的次元という点で、これら一次的労働者の分散を伴わない性格のものであったことの端的な表現であると思われる。

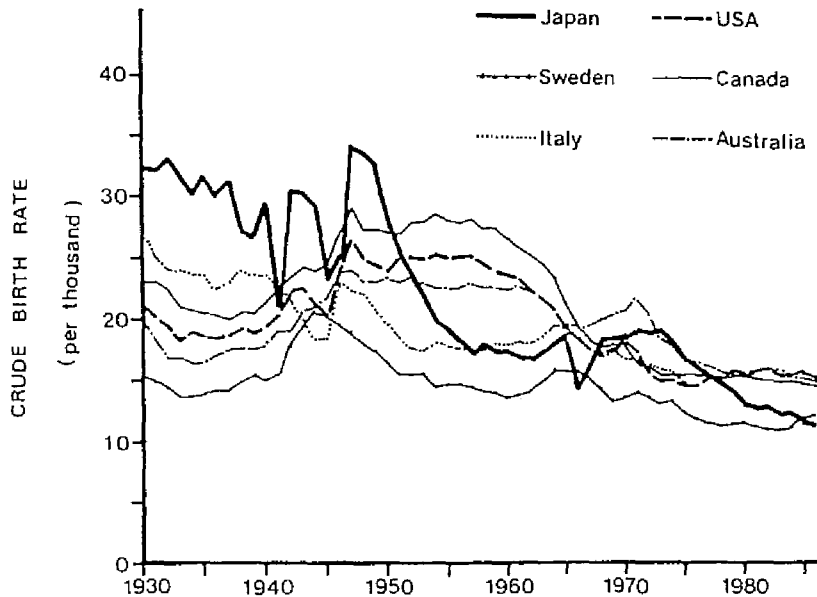
ここで使われている方法が細部で若干異なっているために、厳密な比較は難しいが、米国における産業構造の再編と移動転換の関連を明らかにしたPlane(1989 a)の論文を、直接的な比較対象として使うことが許されるとすれば、日本の移動転換では、米国のそれよりも、製造業の貢献がずっと大きい可能性を窺わせる。

5. 要約と知見の含意

本章で得られた知見は、以下のように要約できる。すなわち、わが国で経験された1970年代の人口移動パターンの転換は、流入・流出という次元別にみれば、主として周辺部から中心部への流出が激減したことによるものである。これは主に、1950年代に生まれ1970年代に労働市場に参入した若年層の移動率が、大きく低下したために起こった。また、重要度は若干小さいが、団塊の世代を含む30-44歳コーホートによる、中心部から周辺部への流出の増大も、移動転換に対する副次的な原因として重要である。これは、中心部と周辺部の労働市場の需給バランスの差が、急速に縮んだことに関連する、地理的分布成分の働きによるところが大きかった。さらに、特定された成分値と雇用成長の相関分析から、周辺部における特に製造業分野の雇用拡大が、移動転換の経済的な背景を形づくっていたことが、判明した。

本章で試みたのと全く同じ分析を、1975-80年の期間から1985-90年の期間への変化にあてはめる作業も、1980年代の移動パターンに対する人口学的要因を探る上できわめて興味深い。移動データを含む、1990年のセンサス結果報告書が、既に公刊されつつある。しかし、今回のセンサスにおける移動の定義は、1980年のものとは異なり、そのような比較研究はあいにくない⁵⁾。

さて、ここで得られた結果は、70年代に類似の移動転換を遂げた他の国々に、どのような含意を持つであろうか。移動率の高いコーホートの規模の変化を移動転換の主たる動因と考えるならば、まずもって、過去における出生率の趨勢に目を向ける必要がある。図VI-4は、日本を含む六ヶ国の普通出生率の推移をまとめたものである(この測度は厳密な国際比較には不適當であるが、より適切な測度である合計特殊出生率については、第二次大戦前からの長期的データが得られなかった)。ここで、スウェーデン・イタリアは、Vining and Kontuly (1978)にあるように、中心部の純移動の趨勢が、わが国のそれによく類似しているヨーロッパの国という理由から選ばれている。なお、普通出生率の趨勢に関して、両国は



図VI-4 普通出生率の推移

Mitchell, B.R. ed. (1980, 1982): International Historical Statistics, Macmillan Press, および United Nations (1981-1991): Demographic Yearbook, 1978-1988, による。

他の西欧諸国と似通っている。

1940年代中期に始まったベビーブームは、日本・スウェーデン・イタリアでは、1950年頃までには終了したが、米国・カナダ・オーストラリアでは1960年代初めまで続いた。ベビーブーマーのコーホート規模の変化の移動転換に対する影響は、図VI-4における、出生率カーブの高さと継続期間の長さによって決まる。上述の国々の中では、日本はカーブの高さの点で、米国はその継続期間の長さの点で顕著であることが理解されよう。移動転換に対する人口学的要因の貢献を重視する議論が、日米両国でまず登場した事は、この点と無関係ではなからう。

したがって、日本と米国の事例の比較は、移動転換に関する人口学的要因のインパクトを究明するうえでの重要な手がかりをわれわれに与えてくれよう。ここで得られた結果は、わが国と Plane (1992) によって描かれた米国の経験との違

いを浮き彫りにする。米国のベビーブームは、日本のそれよりずっと時間が長かった。高移動率を示すコーホートの数は、経済不況によって特色づけられる1970年代に、わが国では減少、米国では著しく増加した。日本では、中心部への純流入がゼロないし正のきわめて小さい水準に落ち込んだのに対し、米国では、中心部からの純流出が強力に進んだのであった。したがって、日本では70年代の変化は、基本的に周辺部からの若年人口の供給数の低下によって生じたのに対し、米国ではベビーブーマーが労働市場に大量に参入したことによって、中心部において供給圧力が高った結果、周辺部に流れ込むことになったのである。

人間の移動行動は、きわめて複雑に結びついた多数の要因が組み合わさって、はじめて生じることに鑑みると、上述のような人口学的要因の寄与を過大評価することは、明らかに危険である。とはいえ、時を同じくして起こった事態の背後には、何らかの共通的な決定因があるはずである。1940年代中期に始まったベビーブーム、およびその後における出生率の変動は、このような条件を備えているように思われる。人口学的要因は確かに、少なくとも日米の経験を説明するには有効であることがわかった。しかし、同様の説明が類似の移動転換を示した他の国々にも成立するかどうかは、今後の研究を待たねばならない。

注

- 1) 過去の出生率の動向から、人口移動パターンを説明しようとする視角自体は、特に新しいものではない。農家人口のうちの自然増加に匹敵する部分が、恒常的に域外に排出されたとする並木(1955)の論文は、その例と言える。
- 2) Plane(1992)は、各成分がさらに、全体の年齢階級の動向から規定される全体効果と、当該の年齢階級に特有の効果に分解されうることを、示している。しかし、ここでは煩雑を避けて、このような分解は行わなかった。
- 3) この指標は、職業安定所を介した求人と求職のデータから算出されるので、これを介さない労働力の需給状況が反映されない、という欠点がある。特に、

サービス業には、その傾向が強いという(有馬, 1992)。また、有効求人数と有効求職者数が、経済全体の完全失業者数や未充足求人数とどう関連しているか明かでないので、有効求人倍率が1.0のときをもって、経済全体で失業者数と求人数が等しくなっているという仮定を、積極的に支持することは難しい、という(富田, 1989, p.91)。

4) ちなみに、1955、65、75、85年の4年次における、センサスから判明する全国の都道府県別の完全失業率の平均値は、それぞれ、1.73%、1.31%、2.29%、3.35%である(北村, 1990)。

5) わが国のセンサスでは、人口移動は、前住地とセンサス実施時における現在地との違いから割り出される。前住地の定義は、1960年センサスでは1959年10月1日現在の住所、1970、80年センサスでは現住居に入居する直前の常住地である。1990年センサスでは、移動を把握するさいの前住地の定義が、1960年センサスのものに戻ったという(河辺宏先生からのご教示による)。

第七章 産業構造の転換と人口移動パターンの変化

1 サービス経済化の意義

既に第四章において見たように、わが国の移動パターンを、中心部あるいは三大都市圏の側からみると、1950年代から60年代にかけての顕著な純流入、1970年代における転入と転出の均衡化、1980年代における純流入の漸増と要約できる。しかも、このような動向は、程度の差こそあれ、多くの先進諸国で広く観察された。とはいえ、第VI章の冒頭で述べたように、先進世界における移動転換の説明に関する仮説はあるものの、それらの妥当性の入念な検討は、ようやく着手されつつある、という段階にあるにすぎない。

以上の文脈で筆者が重要と考えているのは、それらのうちの二つの仮説、すなわち、過去の出生率の変動に関連する若年人口の供給数の変化と、産業構造の転換に起因する就業構造の再編である。前者は労働市場の供給側の要因であり、日本の人口移動パターンの変化を対象としたこの視角からの分析は、前章で展開した。これに対し、後者は労働市場の需要側の要因であり、本章はこの立場からの検討を行う。なお、第VI章第4節において、特定した人口学的成分と部門別就業者数の変化との関係についても検討したが、なにぶんにも、年齢別人口移動データの存在する年次に制約されて、1965-70年から1975-80年への変化という観点からの分析であったので、それ以上の微細な分析をなしえなかったし、その意味での粗さも残っていた。本章では、全体の対象期間をより長くするとともに、それを明瞭に5年ごとに区分し、各期ごとの人口移動パターンの変化を生んだ決定因を取り出して、労働市場の需要側の要因をより詳しく考察したい。

ところで、人口移動パターンの変化に対して、経済的な構造変化を原因として重視する立場は、特に目新しい訳ではない。移動研究では早くから、農村から都市への人の流れは、農業から非農業への転換と関連づけて論議されてきた。これ

に対して近年の関心は、第二次産業から第三次産業へ、または製造業からサービス業への転換であり、このような観点からの研究例としては、Frey(1988, 1990)、Plane(1989a)、Barff(1990)などがある。このうち、Frey(1988)のみが国際比較の研究である。しかし、彼の分析の中心は、1970年頃と80年頃の年齢別移動パターンから50年後までの移動パターンの予測を行い、そのみに基づいて、産業構造の転換を含意する仮説が妥当するか否かの判定であつて、この転換自身を独自に独立変数化した説明を試みているわけではない。さらに、このような仮説の設定のしかた自体が、米国の経験に強くひきづられている印象を受ける。ともあれ、産業構造の再編という経済的な要因の、先進世界における移動転換に対する貢献を包括的に論証した業績は、管見の限りではまだ存在しないようである。

わが国のみを対象とした、このような見地からの研究としては、渡辺(1989)やMatsukawa(1991)の研究がある。渡辺は、高度経済成長期以降の産業別雇用動向と人口移動変化の関係を論じているが、両者間の因果関係に関する具体的分析を欠いている。雇用機会の変動は、労働力化率の変化や、常住地を変えない雇用の変化によつても生じるので、移動パターンの変化に対する貢献の議論には、両変数をつなぐ統計分析が不可欠と思われる。一方、松川は、1974-85年の12年間における国内の9地域間移動に対するこの要因の寄与を明らかにしている。しかし、考慮されているのは、独自に準備された8つの産業分類(一次産業・建設・重工業・機械工業・軽工業・卸小売・サービス・その他)の総計であり、具体的にどの産業部門が移動の変化に影響しているのかが、直接的には不明であるし、経済の三次化が今日における産業構造の転換の主たる内容であることに鑑みると、第三次産業の分類が粗すぎるではなかろうか。加えて、主要大都市圏の純移動がほぼゼロになった1970年代後半と、そこへの転入超過傾向が目だってきた80年代前半を区別していない点でも、本章とは立場を異にする。

以下では、各県における主要な産業・職業部門ごとの就業者数変化に焦点を置いて、1960年代中期以降の20年間における移動パターンの変化を説明する。第2節では、中心・周辺区分に基づいて、都道府県ごとの純移動の増分の傾向を示す。ついで第3節で、純移動変化の決定因としての産業・職業別の就業者増加数を、

シフトシェア分析を利用して、競合効果という形で特定する。さらに第4節で、各都道府県の純移動数の増分をこの効果から説明する。

2. 純移動数の変化

さて、既に第IV章において、戦後日本の国内人口移動パターンの推移について、概観を行った。そのさいには推移を、5年ごとの都道府県別純移動と、中心・周辺区分に基づいた兩地域間の移動バランスから捉えた。本章の目的は、移動パターンの変化にあるので、従属変数には移動の増加分を用意し、それを説明する要因としての産業構造の変化に関連する就業者の変化の寄与を明らかにしたい。

ここでの関心が変化の説明にあるので、われわれは、それぞれの時の断面における静態的分析は避けて、一定の時間間隔における増分の分析を進める必要がある。そこで、隣り合う二つのセンサス実施年の間における移動の増減を取りあげたい。なお、関心の対象が、経済サービス化という潮流の中における人口移動の変化にあるので、分析は、製造業の比重が依然大きかった1960年代中期から以降の時期に限定したい。

そこでまず、この分析に先だって、従属変数である移動パターンの変化を概観しておきたい。ただし、年変動の影響を除くために、当該年の前後1年を含む3か年の平均を使うことにした(例えば、1980年の移動は、1979、80、81年の3年間のデータの平均とする)。また、いま問題にしているのは、60年代の都市化の動きの強かった時期以降のことなので、1965年から85年までの純移動数(転入数-転出数)の増減を、5年ごとに表VII-1にまとめた。Plane and Rogerson (1989b)の言うように、確かに、「純移動者」という移動者は現実には存在しないのであるが、大量のデータから変化の大略を抜き出そうとする場合には、純移動数に基づいた議論が有用なことは言うまでもない。なお、前章で中心部と定義した12の都道府県については、表中で太字で示している。

同表からは、5年間隔でさえ、移動パターンの変化がめまぐるしいことがわかる。1960年代後半は、全体的には大都市圏集中が依然卓越していた時期であるが、

表VII-1 都道府県別の純移動数の変化
(単位:百人)

都道府県	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85
1 北海道	-310	553	8	-206
2 青森	-11	116	-20	-56
3 岩手	6	144	6	-31
4 宮城	62	99	-25	-47
5 秋田	32	121	-0	-25
6 山形	34	105	9	-10
7 福島	75	127	17	2
8 茨城	290	40	72	-156
9 栃木	152	-32	8	1
10 群馬	62	31	2	-3
11 埼玉	169	-401	-319	-78
12 千葉	449	-247	-154	-300
13 東京都	-1,225	-494	483	881
14 神奈川県	-59	-815	-60	225
15 新潟	3	173	11	-24
16 富山	30	35	1	-3
17 石川	17	38	-10	-22
18 福井	23	35	-6	-1
19 山梨	20	29	15	20
20 長野	62	75	6	32
21 岐阜	36	22	12	-26
22 静岡県	38	-83	-9	43
23 愛知県	-91	-511	-23	139
24 三重	64	35	35	-25
25 滋賀	89	42	-15	-36
26 京都府	-12	-27	-25	-1
27 大阪府	-474	-902	-30	232
28 兵庫県	-48	-238	-30	86
29 奈良	116	-52	65	-98
30 和歌山	-35	27	2	-20
31 鳥取	26	31	8	-17
32 島根	47	91	12	-10
33 岡山	118	-31	-25	-10
34 広島	51	-125	16	-37
35 山口	78	98	-12	-26
36 徳島	28	55	11	-9
37 香川	50	30	-11	-13
38 愛媛	51	107	-11	-14
39 高知	25	76	-3	-21
40 福岡	-20	417	-65	-130
41 佐賀	-6	121	17	-25
42 長門	-11	242	-5	-18
43 熊本	-52	281	11	-32
44 大分	84	84	-3	-24
45 宮崎	-10	175	-11	-61
46 鹿児島	-22	306	44	-45

総務庁統計局:『住民基本台帳人口移動報告年報』より算出。太字は、中心部。

純移動の変化という点では、量的にさほど多くはないにしろ、中心と周辺の間
の移動が均衡する兆しが、中心部におけるマイナス、周辺部におけるプラスの数
値から理解される。この動きは、70年から75年にかけての変化で鮮明となる。
すなわち、マイナスを記録したのは13都府県であったが、そのうち9つは、中心
部に属する都府県であった。中心部では圧倒的なマイナス、それ以外では顕著
なプラスの変化が確認されている。したがって、純移動変化の地域的パターン
という点からは、この時期に人口の地方分散への潮流が最も強まったと言
いうる。70年代後半は、図IV-2が示唆するように、粗移動は多量に発生して
いるが、中心部の純移動の変化は、ほとんどゼロに近い水準で安定した時
期であった。埼玉・千葉・東京の変化は比較的大きいが、南関東の1都3
県を一括すれば、純移動の変化はきわめて小さかった。しかし、80年
から85年にはその均衡が破られ、中心部プラス、周辺部マイナスの変化
によって特徴づけられており、人口移動が大都市圏に再集中する兆し
が見られる。

3 就業者数の産業別・職業別変動

さて、1970年代以降における人口移動パターンの変化を促したと考えられる就業部門を特定するのが、本節の目的である。産業構造の転換による影響を特定するためには、まずあらかじめ、主要部門別の就業者数の具体的な変化を明確にしておく必要がある。空間的な移動を行うのは、子供や高齢者を除けば、ほとんど就業者であり、この意味で、移動の変化と就業構造の変化は、密接な関係にある。ちなみに、国土庁(1982, p.230)の移動理由に関する調査によれば、都道府県間移動全体の46.6%が、職業に関連したものであった。先進諸国で見られた1970年代以後の移動転換に関する有力な説明の一つと考えられる地域構造再編仮説(Frey, 1988)は、第VI章の冒頭で紹介した、Hugo and Smailes (1985)の整理による八つの説明仮説のうちの第八番目の仮説に密接に関連しており、基本的な問題意識において、本章の立場と近い。

さらに、これをより豊かな議論にするためには、職業構成の変化と関連づける必要がある。なぜなら、産業分類は、就業者の働く企業・団体などの経済上の機能からなされるのに対し、職業分類は、あくまで個人の仕事に関してなされるので、個人単位で計られる移動者との関係は、職業別就業者の動きの方が明瞭になりやすいという潜在的長所がある。また、特に工業の近時の地域的展開に関して、労働の質が大きく問われているが(Scott and Storper, 1986)、この点は職業という次元からみた移動パターンの変化に関する分析から明らかにされうであろう。しかしながら、移動転換に関する旧来の論議では、産業別雇用の動向のみが扱われ、これに連動した移動者の職業的屬性の意義に注目する研究は、きわめて乏しかった。この点に、本章の一つの眼目がある。

ところで、産業別(あるいは職業別)就業者数の変化の貢献を論ずる場合、注意せねばならない点がある(以下、表現の簡略化のために、シフトシェア分析の枠組みの紹介の箇所まで、職業という次元には言及せず、産業の次元からだけの説明を行う)。それは、特定の県の産業別就業者数の推移自身、直接的に移動者の排

出や吸引の原因となるわけではない、という点である。例えば、全国の就業者総数が一様に増加しているときには、居住地の変更をしなくても、何らかの雇用にありつける可能性が大きいので、このさいには人口移動が発生しにくいと考えられる。ある県が移動者をひきつけるためには、全国平均以上の増加率を示す必要がある。また、同様のことは、全国の特定の部門の産業部門別の就業者数についてもあてはまる。すなわち、全国的に成長している部門に関して言えば、その部門の成長が移動者を吸引しうる程の力を発揮するためには、当該県の当該産業の伸び率が、全国の水準を上回るレベルにある必要がある。

つまり、特定の県に関連する人口移動の決定因としての産業構造の転換を取りあげる場合、全国の全産業部門の就業者総数の増加という効果と、全国の特定の産業部門の就業者数の増加という効果は、より直接的な移動の動因となり得ない可能性があり、そのために、この両効果をあらかじめ分離・除外しておくことが必要である。このような目的に基本的に沿うのが、シフトシェア分析である。周知のように、これは、特定地域における産業別雇用者数の変化を、全国における就業者数の変化の効果、全国における特定の産業部門における就業者数の変化の効果、さらに、特定地域における当該部門の就業者数の変化の効果、の三つの効果に分離する伝統的な方法である(加藤, 1981; 太田, 1982; 阿部, 1991)。これらは、それぞれ、全国成長効果 national growth effect、比例効果 proportional effect、競合効果 competitive effect と呼ばれている(Richardson, 1978; Plane, 1989a)。これを式の形で示せば、以下のようになる。

$$\Delta E_{ik} = N_{ik} + M_{ik} + C_{ik} \quad (\text{VI-1})$$

$$\text{ただし、全国成長効果: } N_{ik} = (\Delta E_{..} / E_{..}^t) E_{ik}^t \quad (\text{VI-2})$$

$$\text{比例効果: } M_{ik} = (\Delta E_{.k} / E_{.k}^t - \Delta E_{..} / E_{..}^t) E_{ik}^t \quad (\text{VI-3})$$

$$\text{競合効果: } C_{ik} = (\Delta E_{ik} / E_{ik}^t - \Delta E_{.k} / E_{.k}^t) E_{ik}^t \quad (\text{VI-4})$$

ここで、 E_{ik}^t : 時点 t における i 地域の k 部門の就業者数

ΔE_{ik} : 時点 t から時点 $t+1$ までの i 地域の k 部門の就業者の増加数

$E_{\cdot k}^t$: 時点 t における全国の k 部門の就業者数

$\Delta E_{\cdot k}$: 時点 t から時点 $t+1$ までの全国の k 部門の就業者の増加数

$E_{\cdot\cdot}^t$: 時点 t における全国の全部門の就業者数

$\Delta E_{\cdot\cdot}$: 時点 t から時点 $t+1$ までの全国の全部門の就業者の増加数

なお、「*」は当該の次元で合計することを意味している。ここで、部門 k は、産業であっても職業であっても構わない。

前述の議論を上式に即して繰り返せば、 i 県の人口移動と直接関連するのは、全国レベルの伸び率から規定される N_{ik} 、 M_{ik} を ΔE_{ik} から除いた C_{ik} と考えられる。したがって、1970年代以降の国内移動パターンの変化に対する産業構造の転換という要因の貢献度を明かにするためには、移動数の増加数とこの競合効果 C_{ik} の関連を検討すればいいことになる。もし、この C_{ik} がプラスの値をとれば、当該の i 県の k 部門が全国的にみて競合性を増したことを、逆にマイナスの値をとれば、競合性が減少したことを意味する(ここで言う競合性は、概念上、経済地理学や都市地理学でよく利用される特化係数に類似している)。ここでは、観測された当該部門の就業者数の変化自体よりも、各県のこのような競合性の消長こそが、移動のより根本的な原因として作用していると考えたいのである。ちなみに、1980-85年にかけてのわが国の雇用動向をシフトシェア分析を用いて検討した阿部(1991)によると、三つの効果の相対的な貢献度をみると、全般的には、競合効果の影響力が断然大きい。このような知見は、全国成長効果や比例効果を一応棚上げして、競合効果のみに焦点を置いていい根拠を提供するものである。

さて、以下式(VII-1)に基づいて、わが国の1960年代後半以降における産業別・職業別就業者数の変化に対するシフトシェア分析を試みて、競合効果の抽出をはかりたい。なお、産業・職業の分類として、どのような分類項目を用いるかは、分析結果にある程度の影響を与えるという意味で、重要な問題である。加えて、サービス業をめぐる定義や分類に見られる国別の差異の存在(石丸, 1989)も、国際比較という観点からは看過できない点である。しかし、どのような分類が最善かは、事前には決めがたいように思われる。そこで全く機械的に、国勢調査にお

ける大分類を利用したい。ただし、就業者の規模の小さい分類については、第VI章と同様、類似の性格を持つ部門に統合した。例えば、産業分類における不動産業、電気・ガス・水道・熱供給業、職業分類における保安職業従事者の部門は、それぞれ、金融・保険業、運輸・通信業、サービス職業に合算した。また、部門名が長いものは、総務庁統計局(1985)にならって、農林業作業→農林職、技能工、生産工程作業→および労務作業→生産職、のように簡略化した。

本章では、1970年代以降における移動パターンの変化に対する産業構造の転換、およびこれに関連する職業構成の変化の貢献を知ることを目的としている。そのために、1960年代中期以降から5年ごとの分析を進めたい。そこで、式(VII-1)-(VII-4)における ΔE_{ik} 、 $\Delta E_{\cdot k}$ 、 $\Delta E_{\cdot \cdot}$ には、隣り合うセンサス年次間における就業者数の増加数をいれるものとする。

なお、シフトシェア分析の適用結果の表示にあたっては、三つの効果を併置するのが普通である。しかし、式(VII-2)・(VII-3)から明かなように、特定のセンサス年次間に関する全国成長効果と比例効果の都道府県間変動は、 E_{ik}^t 、すなわち期首のセンサス年次のk部門における就業者数の都道府県間変動から決定される。つまり、式(VII-2)・(VII-3)の右辺から E_{ik}^t を除いた項の部分は、全国的に同一となる。したがって、 N_{ik} 、 M_{ik} について逐一示すことは、冗長と言わねばならない。ここでは、 $(\Delta E_{\cdot \cdot} / E_{\cdot \cdot}^t)$ と $(\Delta E_{\cdot k} / E_{\cdot k}^t)$ を、表VI-2に掲げるだけにとどめておきたい。これらは具体的には、それぞれ、全国における、全部門の就業者総数の伸び率とk部門における就業者総数の伸び率を示す。比例効果 M_{ik} から E_{ik} を除外した部分は、後者が前者をどれだけ上回っているかを示しており、表VII-2の当該部門の成長率から、全部門の成長率を差し引くだけで簡単に求められる。

同表に基づいて、1960年代中ば以降の産業別・職業別就業者数の伸び率を簡単に概観しておきたい。就業者総数は、高度経済成長の後半期にあたる1965-70年には、約1割という高い伸びを示したが、第一次石油ショックをはさんだ1970年代前半には1%の増加率にさえ達しなかった。その後低成長期に入った1970年代後半

表Ⅶ-2 全国における産業別・職業別就業者の増加率

就業部門	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	
全部門	9.67	0.77	5.16	4.34	
産業別	農林水産業	-14.12	-27.53	-17.17	-11.40
	鉱業	-34.91	-39.12	-18.22	-11.71
	建設業	16.38	19.13	13.71	-2.32
	製造業	17.07	-3.42	-0.00	5.49
	卸小売業	18.55	12.11	11.91	5.07
	金融保険業	19.54	26.78	14.05	10.10
	運輸通信業	12.54	4.41	4.51	-0.19
	サービス業	22.62	13.34	17.73	16.11
	公務	15.48	12.41	3.31	1.42
	全部門	9.45	0.94	5.21	4.33
職業別	専門職	37.11	16.46	19.14	28.76
	管理職	58.50	10.52	14.28	-11.59
	事務職	20.16	20.69	3.82	12.50
	販売職	9.59	11.75	15.43	2.56
	農林漁業作業者	-14.12	-27.70	-17.15	-11.50
	採掘作業者	-32.57	-40.32	-26.76	-16.15
	運輸通信職	13.38	2.04	0.89	-4.21
	生産職	12.54	0.65	6.26	2.72
	サービス職	18.73	3.51	10.50	6.50

総務庁統計局：『国勢調査報告』より算出。

と80年代前半には、4-5%という水準の伸びを記録した。

産業大分類別の増加率をみると、農林水産業と鉱業のみは、対象期間を通じて一貫して減少を続けてきた。これ以外の部門は、60年代後半にはどの部門も大きな伸びを示しており、部門間の増加率の幅にも、それほど差はなかった。しかし、70年代に入ると、製造業は減少に転じ、運輸通信業の伸びも落ち込むことになった。80年代に入ると、建設業と運輸通信業が減少を記録することになったし、製造業の発展とともに拡大した流通関係部門の頭打ちを反映して、卸小売業の伸びが鈍化した。他方、製造業は息をふき返し、5%を超える増加を記録することになった。金融保険業とサービス業は、低成長期に突入以後も一貫して高い伸びを続けている。

また職業別の増減に目を転ざると、まず、顕著な減少を続けている産業部門で

ある農林水産業と鉱業に、ほぼ対応する農林職と採掘職は、やはり大幅な減少を記録している。これ以外の職業部門は、1960年代後期には最低でも10%近い高い増加率を示していた。特に、管理職や専門技術職の伸びには、目を見張るものがあった。これに、事務職を加えた3つの大分類は、80年代に入って管理職が減るのを除けば、1970年代以降も概して伸び率は高かった¹⁾。いわゆる産業横断的なホワイトカラー化の進展である。サービス職も、対象期間を通じて一貫して、全部門の伸び率を上回る増加をみせた。しかしながら、運輸通信業と製造業にかなり重複する運輸通信職と生産職は、70年代以後伸びはやはり鈍化している。

以上のような近時の就業構造の変化²⁾は、はたしてどの程度まで、わが国の人口の流れの変化を規定してきたであろうか。

4 移動パターンの変化の説明

さて、この節では、わが国の1960年代なかば以降における移動パターンの変化が、具体的には、どのような産業・職業部門の就業者数の変化によってひきおこれられてきたのかを、こうした文脈における伝統的な方法である回帰分析を利用して、検討したい。

表VII-3 純移動数変化と産業別・職業別競合効果の相関

就業部門	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85
＜産業部門＞				
農林水産業	.25	.35	.05	.08
鉱業	-.10	-.28	-.04	.24
建設業	.62	.32	-.59	.20
製造業	.94	.53	-.62	-.56
卸小売業	.76	-.00	-.85	-.12
金融保険業	.84	.03	-.76	-.67
運輸通信業	.75	-.28	-.71	.30
サービス業	.69	-.44	-.83	.23
公務	.58	-.56	-.81	-.67
＜職業部門＞				
専門技術職	-.40	.04	-.81	.27
管理職	.73	.45	-.73	-.56
事務職	.85	.07	-.71	-.28
販売職	.81	-.35	-.83	-.04
農林職	.28	.36	.05	.11
採掘職	-.11	-.16	-.01	.14
運輸通信職	.89	.28	-.61	.46
生産職	.95	.54	-.65	-.36
サービス職	.82	-.01	-.82	-.40

まず、表VII-2に示した従属変数と、独立変数の間の相関を示した表VII-3を、ご覧いただきたい。それによれば、1965-70年、1975-80年には、純移動変化といくつかの部門が比較的顕著に相関しているが、これ以外の時期には、強い相関関係は見いだされない。1980-85年について言えば、産業部門では金融保険業・公務・

製造業、職業部門では管理職の相関が目につく程度であるが、いずれも負の相関であり、純移動増加の牽引者であることを表現する正の大きな相関係数は見られない。しかしながら、現実には、特定の県の移動に対して、特定の就業部門の変化が単独で影響するわけではないので、表VII-3のみから結論を引き出すことはできない。どれが主導的な要因であったのかの特定には、回帰分析に頼らなければならない。

さて、表VII-4と表VII-5は、各都道府県の純移動の増分を従属変数、産業別・職業別の競合効果を独立変数として、逐次回帰分析を行った結果をまとめたものである。従属変数の変動の説明に対する寄与の弱い変数は、回帰モデルから排除されるので、両表にはパラメータの推定値が記入されていない。なお、1960年代後半以降一貫して就業者が減少している農林業と鉱業、農林職と採掘職は、独立変数の数を少なくし、多重共線性の影響をできるだけ小さく押さえるために、回帰モデルに投入しなかった。また、ここでは、各部門の相対的な影響度の強弱を知るために、パラメータとして標準偏回帰係数を掲げている。したがって、係数の絶対値が大きいほど、純移動の変化に対するインパクトが大きいことを意味する。

さて、両表から明かなように、4つの対象期間ごとに要因構成は大きく変化している。まず、表VII-4を見ると、すでに、中心部への人口集中が鈍化しはじめていた、1965-70年の純移動パターンの変化に有意な貢献をしているのは、プラス方向では建設業・製造業・公務、マイナス方向では卸小売業と金融保険業であった。第一次石油危機を挟み、純移動が中心部で減少、周辺部で増加という明瞭な対照を見せた1970-75年にも、パラメータの絶対値は小さくなっているものの、製造業が依然として高い説明力を有している。1960年代以後、製造業は地方分散傾向(板倉, 1988; 田淵, 1989)にあり、一方、純移動も、1970-75年の期間にはやはり地方を強く指向する変化を基調としていた。このような両者の対応した動きが、製造業のプラスの寄与を生んだと考えられる。また、運輸通信業のプラスの有意な寄与は、分散した製造業が高度加工型機械組立工業を中心としていたこと(阿部, 1991)と関連しているかもしれない。サービス業も有意な変数として登場しているが、パラメータの符号が負であり、したがって、移動変化の積極的な動因とはな

表VII-4 純移動数変化に対する産業別競合効果の回帰

	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85
建設業	.32 (5.19)		.27 (2.27)	
製造業	1.55 (12.74)	.89 (15.70)		.21 (2.80)
卸小売業	-.50 (-3.51)		-2.17 (-8.01)	
金融保険業	-.45 (-2.43)		1.12 (3.98)	-.80 (-9.59)
運輸通信業		.42 (3.39)		
サービス業		-1.23 (-9.99)		.69 (12.62)
公務	.11 (2.10)			-.50 (-7.72)
定数	-.04	.13	-.03	.23
r^2	.95	.90	.84	.91
一般化モラン係数 標準化正規変量	-.05 -.24	.06 .85	-.10 -.75	.05 .70
標準化残差 2.0 以上の都道府県	千葉 2.62	静岡 -2.04	茨城 2.97	神奈川 2.51
	神奈川 -2.20		大阪 -2.12	茨城 -2.24
			京都 -2.08	千葉 -2.10
			奈良 2.03	

() 内はパラメータ推定値のt値。

りえていない。

70年代後半期の移動パターン変化に対する分析結果によると、プラス方向で有意な貢献が確認されたのは、建設業と金融保険業である。このうち前者は、公共投資における地方優遇(Mera, 1986; 伊藤, 1988)の反映とも考えられよう。卸小売業はパラメータの符号がマイナスであることから、移動者の吸引よりはむしろ押しだし要因として作用している。大都市圏再集中の傾向を見せた1980-85年には、

サービス経済化の中核部門であるサービス業が、はじめて有意な正のパラメータを持つに至った。ほかに、金融保険業と公務は、マイナス方向に有意な寄与をしている。製造業のプラスの有意な貢献は、「先端技術型」機械工業の躍進(矢田, 1985)や、その内部におけるサービス化、すなわち間接部門の比重の増大や、外部委託化や別会社化といった、サービス部門の社会的分業化(福田, 1991)などを踏まえた、移動への影響力の復活を示唆している³⁾。金融・保険業は、この時期の大都市圏への人口再集中、特に東京圏への一極集中の有力な一因と見なされてきた。この推察が検証されるためには、プラスのパラメータを持たねばならないが、表VII-4をみる限り符号はマイナスであり、予想に反する結果となっている。

次に、移動パターンの変化に対する、職業ごとの競合効果の寄与に目を転じよう(表VII-5)。1960年代後半の5年間に、46都道府県の純移動数の増分を、有意に説明しているのは、プラス方向では生産職、マイナス方向では販売職である。両者は、70年代前半に至っても依然として重要な役割を演じているが、それ以外では、プラス方向では運輸通信職、マイナス方向ではサービス職が有意な変数として新たに登場する。70年代後半は、いずれもマイナス方向に有意な変数として、専門技術職・販売職の貢献が確認された。大都市圏への人口再集中化傾向を強めてきた80年代前半に至ると、専門技術職の符号がプラスにスイッチした。運輸通信職の正の寄与は、1980年代に入ってからの大都市圏を中心とする宅配便の急伸張(野尻, 1988; 西田, 1991)に、関係しているかもしれない。その他、有意な貢献をしている管理職・販売職・サービス職の3変数は、いずれもマイナスの符号を持っている。

表VII-5に示されたこのような有意な変数群は、就業構造に見られる産業と職業との間の関連からも、ある程度推測される。すなわち、生産職が60年代後半と70年代前半に登場しているのは、同じ期間における表VII-4の製造業の有意な貢献と連動するものだろう。ほかにも、1965-70年と1975-80年の卸小売業、1970-75年の運輸通信業は、それぞれ同じ時期の販売職と運輸通信職の動きと軌を一にしている。

ただ、ここで注意すべき点がある。先ほど絶対数の小さい部門を、性格の類似

表VII-5 純移動数変化に対する職業別競合効果の回帰

	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85
専門技術職			-.42 (-3.20)	.70 (5.18)
管理職				-.38 (-3.89)
事務職				
販売職	-.43 (-4.20)	-.71 (-8.23)	-.49 (-3.77)	-.74 (-3.60)
運輸通信職		.36 (2.72)		.48 (5.26)
生産職	1.35 (13.06)	1.01 (9.04)		
サービス職		-.54 (-5.20)		-.52 (-3.60)
定数	-.03	-.19	.03	.04
r^2	.93	.90	.74	.86
一般化モラン係数 標準化正規変量	.09 1.16	.14 1.75	-.11 -.85	.07 .92
標準化残差12.01 以上の都道府県	千葉 3.69	和歌山 2.79	茨城 3.19	大阪 -3.36
	大阪 -2.02	広島 -2.32	埼玉 -2.76	東京 3.25
			大阪 -2.35	
			奈良 2.35	

()内はパラメータ推定値のt値。

した部門に統合したとはいえ、なお産業部門と職業部門ともに、9つの部門が説明変数として存在している。第V章第1節で述べたように、独立変数が多くなるほど、これら変数間の高い相関がキャリブレーションを乱す問題、すなわち多重共線性問題が、潜在的に高まる。例えば、最近就業者の伸び率がめざましく、都市成長にとっての重要な機能の一つとされている金融保険業が、1975-80年のプラスから1980-85年のマイナスへと、符号が反転しているが、前者の期間に関しては、

5部門と0.80を越すような高い正の相関を持っている。したがって、このようなパラメータの変化が、どれほど実態を反映したものかの判断は難しい。

しかしながら、これは、「能動的な観測または実験の不可能な(社会科学の)分野において不可避の問題ともいえる」(佐和, 1979, p.163)が、特にこの場合は、各就業部門の消長の背後に、産業構造の再編という根本的な構造的要因が横たわっている。ここでは、投入する変数群を同一にした回帰分析によって、複数の期間の要因構成を比較するという目的を優先している以上、相関が低い、異なった組合せの変数群を用意した再試行は、小手先の対応という印象を免れない。また、Plane (1989a)が行ったような、この問題を回避するための、産業部門間の変化を主成分分析で少数の次元に縮約したうえでの回帰分析の再実行は、抽出された成分の解釈を難しくするという難点も、抱えることになる。したがって、この問題を緩和するような特別の努力は行わなかった。

また、ここでは従属変数は純移動の変化であるが、この点についても注意を要する。特に、対象とする空間システム内で、純移動がゼロに近い水準で均衡していると、かなりの数の粗移動が存在しても、従属変数自体の変動がきわめて小さくなって、実際には粗移動の形で生じている人の動きの決定因をとりだしにくくなる。論議を純移動に限定しているのは、粗移動レベルの分析が厄介で込み入った作業となるために、純移動の動向を便宜上、一種の要約結果とみなしているからに過ぎない⁵⁾。上記のような懸念がおそらく多少とも妥当するのは、表VII-1に明らかなように、1975-80年の期間である。表VII-4と表VII-5において r^2 値が、この期間に共通して低下していることも、その可能性を暗示している。

さらに、4期間の分析のそれぞれに関して、回帰モデルの残差項の独立性という前提が満たされているかどうかを検討するために、空間的自己相関の測度として一般化モーラン係数を使った場合の結果についても、表VII-4と表VII-5に掲げた。その有無は、標準化正規変量を用いて判定されるが、いずれも5%水準で有意な自己相関は発見されなかった⁵⁾。つまり、この限りでは満足すべき結果となっている。残差が絶対値2.0以上を持つ適合の悪い都道府県についても、両表に掲載した。ここには、中心部すなわち三大都市圏に含まれるか、あるいはそこに近接し

た位置を占める都府県が多数登場している。これは、これらの都府県の移動に特に深くかかわっている変数が、欠落していることに起因している可能性ももちろんあろう。しかし、それ以外に、扱っているデータの単位に一定の原因があるように思われる。すなわち、大都市圏内では、都府県の境を越えたところに従業地があるというケースが、決して珍しくない。一方、移動データは、移動者の居住地の変更を示している。したがって、職住が同一都府県内で完結している場合には、現実には即した結果があらわれると思われるが、ここではその期待が、中心部の都府県に関しては、充分には満たされないと考えられる。この難点の解消のためには、一つの大都市圏を一括して一つの空間単位にすればいい。しかし、そのようにすると、ケースの数が、中心部3、周辺部34となり、分析の大勢に中心部の動向が反映されにくくなる。このような潜在的なマイナスのために、このような措置は行わなかった。

以上のような問題点が残されてはいるが、回帰分析の結果を、純移動の増加に直結するという意味で、パラメータの符号がプラスのもののみ限定し、値の大きいすなわち説明力の大きい順に要約すれば、1965-70年では公務・建設業・製造業ならびに生産職、1970-75年では運輸通信業・製造業ならびに運輸通信職・生産職、1975-80年では金融保険業・建設業、1980-85年ではサービス業・製造業ならびに運輸通信職・専門技術職となる。近時の就業者の構成からみた産業構造の変化が、産業部門という点では製造業からサービス業へ、職業部門という点では生産職からホワイトカラー(専門技術職・管理職・事務職)への流れと概括できるとするならば、管理職・事務職の有意な正の貢献が見いだされないことを除けば、以上のような結果は、ともかく、移動パターンの変化がかかる構造変化と軌を一にしてきたことを物語っている。換言すれば、後者が前者の決定因として重要な役割を演じてきたことを示唆している。

さて、本章で得られた結果を、ほぼ同様の方法によって、米国における移動パターンの変化と産業構造の再編の関係を分析した Plane (1989a) を利用して、日米比較を行ってみたい⁶⁾。米国内の人口移動は、60年代には中心部(北東部・中西部)への純流入、70年代にはそこから周辺部(南部・西部)への純流出、と要約でき

る。彼の分析によれば、60年代の移動に対して影響力の大きかったのは、製造業、ついで金融保険業、70年代では運輸通信業・公務・商業などであった。米国では、70年代には製造業の貢献はほとんど認められないが、日本では、第一次石油危機が発生した70年代中期までの移動に対しては、この産業部門の寄与が明らかに認められるし、70年代後半の不況期にその影響が消えたにもかかわらず、80年代の前半にその再浮上を示唆する知見が得られた⁷⁾。対照的に、第三次産業のいくつかの部門の移動変化に対する貢献が、米国ではわが国よりも早く、しかもより強く見られたという印象を覚える。わが国で、サービス経済化の中心部門であるサービス業が、移動変化の主導的要因として登場するのは、ようやく80年代前半になってからである。さらに、米国のみならず、イギリス・ノルウェー・カナダ・オーストラリアなどでも確認されている鉱業の正のインパクト(Champion, 1989)は、表VII-2に明かなごとく、わが国ではほとんど認められないと言っている。

5 むすび

わが国の人口移動パターンの変化が、産業・職業の主要部門ごとの就業者数の変動から、どの程度影響されているのかを検討するのが、本章の目的であった。モデリングにさいしての基本的な仮定が十分に満たされていないことの影響を、的確に評価しえないのが残念であるが、その点を一応度外視することが許されるとすれば、1960年代中期以降80年代中期までの5年間ごとの規定要因は、めまぐるしく変わっている。その詳細についてはここでは繰り返さないが、少なくとも、経済のサービス化の潮流が、移動パターンの変化の決定因として作用していることは確認された。

ところで、経済地理学や都市地理学の領域では、現在までに、産業構造の転換およびそのインパクトに関する文献が、かなりの蓄積を示すまでに至っているものと推察される。一方、人口移動の分野では、農業から非農業への転換が移動に及ぼす影響については早くから注目されていたが、二次産業の後退、三次産業の躍進を骨子とする転換が本格的な視野に入ってきたのは、最近のことである。したがって、移動に対する産業構造転換の影響の論議は、この構造転換に関する既往の諸成果を積極的に取り込んでいく必要がある。しかし、本章ではその点を充分になしえなかつたし、センサスにおける就業者の大分類に安易に依拠した。しかも、利用した移動データは年齢別の細分化が不可能であるために、その数値自体の増分から、就業者の増分との相関分析ないし回帰分析を行わざるを得なかつたが、この移動者のデータの中には非就業者も一定の割合含まれているという問題点もある。また、産業構造の変化が大きいときや、国全体と地域の間での雇用の成長率に差が大きいときには、本章で利用したような伝統的な比較静的なシフトシェア分析より、毎年の変動を投入する動態的シフトシェア分析の方が、よりふさわしいという指摘もある(Barff and Knight, 1988)。産業構造の再編と移動パターンの変化の関係を明らかにするさいの分析上の枠組みの改良もまた、不可欠である。さらに、ここでは、データの制約もあり、国土を中心部・周辺部

と二分した区分や、都道府県という単純な空間単位の純移動数の変化という観点から分析を進めた。したがって、都市システムや地域システムについての空間的關係を重視した精細な分析(森川, 1988)という点でも、不十分な点を残している⁸⁾。

さて、本章でとった視角が、前章の冒頭で述べた、1970年代における先進諸国の移動転換の説明に、はたして、どの程度貢献するのかについて言及しておきたい。産業構造の転換は、この同時的な事象を説明する仮説の一つに挙げられているし、類似の見解は、Frey(1988)にも見られるからである。本章の分析結果は、わが国においては、サービス経済化という要因が移動パターンの変化をもたらした可能性を支持している。しかしながら、これとは別に、国ごとの産業構造の違いや経済の三次化の時間的ずれがあること(総理府統計局, 1983, pp.75-77)を考えると、この要因のみをもって、時をほぼ同じくした変化を説明することには、少し無理があるであろう。雇用者の就業部門ごとの変化は、労働市場の需要側の動向であり、人の移動が需給バランスの地域的差異に応じて発生すると考えると、労働市場の供給側の条件、特に過去の出生率の変動に起因する若年労働力の供給数の変化を、この問題と結びつけて議論する必要がある。

なお、移動転換の同時性という点に執着するならば、1970年代前半の第一次石油危機の発生に起因する世界同時不況の重要性が、考えられない訳ではない。しかし、先進諸国における中心部諸地域の純移動の急速な減少が、石油危機に先立つ1970年頃から始まっていること、ならびに Kontuly and Bierens (1990)による8カ国15地域を対象とした綿密な時系列因果性分析の結果も、この要因が部分的な説明しかなしえておらず、これ以外の原因への注目が不可欠であると結論していることを考え合わせると、景気動向という決定因に大きな期待をかけることは難しい。また、前章の冒頭で述べた、先進世界における移動転換の八つの仮説的要因のうち、距離効果の後退および、価値観や生活様式の嗜好の変化といった二つの要因も、変化の同時性を説明する根本的要因としては、やや弱いように思われる。すなわち、これらの二つの要因がなぜ1970年頃に、先進諸国で一斉に重要性を増すのが、説明しにくい。

要するに、わが国の事態だけの説明を離れ、他の先進諸国の事態をも巧みに説明することには、現段階ではいまだ成功していない。今後に残された、大きな課題である。

注

- 1) 1970年代の増加に関して、富田(1984, p.9)は、「国民経済の発展、とくに流通・販売部門の成長にともなう全国の主要都市における大企業の支店の拡充や新規立地による管理的職業従事者の増加」、を示唆している。
- 2) 就業者の産業と職業(いずれも大分類)をクロスさせた集団を、総務庁統計局(1985, pp.22-42)は、職能集団と呼んでいる。このうち特に、所属産業または職業従事者のいずれかにおいて、50%以上を占める集団を基幹職能集団としているが、1980年において就業者全体の中での上位5つの期間職能集団は、製造業生産職(17.22%)、卸小売業販売職(11.55%)、農林水産業農林職(9.69%)、建設業生産職(7.14%)、サービス業専門職(7.05%)であった。
- 3) 1980、85年の都道府県別の完全失業率は、製造業就業者比率と、それぞれ、-0.58、-0.72と、逆相関が強まる傾向を示し、製造業の展開が失業の解消に寄与しているという知見(北村, 1990)も、この点と関連していよう。
- 4) 純移動のみならず、転入・転出についても同様の分析を試みた。純移動の場合とは、細部においては違った結果が得られたが、貢献の大きな変数については大きな差は見られなかった。
- 5) 分析単位の接触度を表すウェイト行列は、陸上で接しているとき1、そうでないときに0という要素からなっている。検定は、データ分布に対する制約の緩いランダム化仮定のもとで行った(Cliff and Ord, 1973; 野上・杉浦, 1986, pp. 75-83)。
- 6) Plane(1989a)は、職業別のアプローチは試みていない。また、彼が就業者数の増加と相関・回帰分析を行ったのは、本稿のような移動増加の観測値そのも

のではなく、それを本論文の第Ⅵ章でも用いた、人口基盤成分・移動率成分・地理的分布成分に分解したさいの後二者の効果である。

- 7) これは、わが国の製造業が、近年強い国際競争力を獲得してきたことに関係しているであろう。今日では、特定地域の雇用変化が国際的な文脈からも規定されるので、こうした点を配慮するには、Sihag and McDonough (1989) が展開したような一般的な枠組みがふさわしいであろう。
- 8) なお、全国レベルの反都市化をめぐる議論は、実体的には明らかに移動転換というトピックに関連しているが、そこでの主たる関心は、森川(1988, 1989) や Champion (1989) などに例示されているように、都市規模(ないしは階層)と人口増加の関係である。後者の重要な成分が人口移動であるにもかかわらず、反都市化に関する論議では、移動自体に注がれる関心は、従来必ずしも大きくはなかったように思われる。一方、移動転換に関する論議は、中心・周辺間の移動バランスを軸に展開してきた。このような意味で、反都市化の論議と移動転換の論議には意識の隔たりがあり、それが、両者がうまく統合されない一因をなしている。

第Ⅷ章 転勤移動研究序説

1. はじめに

先の第Ⅴ～Ⅶ章を通じて、わが国の都道府県間人口移動の決定因とその変化の分析を進めてきた。そのさいの決定因とは、社会経済的および人口学的な要因であった。これとは別に、進学・就職・転勤・結婚・住宅事情といった移動の事由も、人口移動の原因として重要な地位を占めており、これへの正当な注目なくしては、移動の十分な説明はおぼつかないであろう。本章は、かかる観点から、多岐にわたる移動の事由の中でも最も重要な事由の一つである転勤に起因する移動に焦点をあてる。

さて、人口移動の基本データは、普通、特定の期間における常住地の変更から割り出された地区間移動の形で表章・計上される。しかし、このような集計レベルのデータは、現実の移動の単位である個人や世帯を合計したものにすぎず、非集計レベル、すなわち個人や世帯ごとの移動行動を精細に解明しえないという限界があることは、周知のとおりである。まして、個人や世帯の移動を通時的に追跡しうるような調査は、これまできわめて乏しかったし、例外的に存在するものでさえ、サンプル規模が小さいものに限定されざるを得なかった。このような問題点の克服は、個人あるいは世帯単位のミクロな移動データを入手しうるか否かにかかっていると見えよう。

以上のようなデータ入手面での問題点を考えると、1986年10月1日に厚生省人口問題研究所によって実施された『地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』は、きわめて重要な意義を持っている。上記のような欠点を打開している他に、非移動者も調査の対象としたために、移動率の算出も可能になった。この調査データを利用して、本章では、特に労働市場に参入して以降の年齢において、最も重要な移動形態の一つである転勤移動の実態を浮き彫りにしてみたい¹⁾。

この調査に関しては、既に主報告(厚生省人口問題研究所, 1988)や結果の要約的解説(廣島・坂東, 1988)が出されている。双方ともに、調査結果の全体的な(府)所としてはおおいに有意義ではあるものの、転勤移動に関しては、盛られている調査項目の細部にわたってのクロス集計の段階にまでは至っていない。特に、世帯単位の前データを観察できないために、三つ以上の項目(属性変数)間での関連は、基本的には知り得ないことが大きな問題である。移動理由に関する、いま一つの近年の重要な調査である国土庁(1982)においても、転勤(出向とあわせて一つのカテゴリーにまとめられている)と、他の項目とのクロス集計は一応表章されてはいるものの、上と同様の難点がある。

以下、第2節では、転勤移動を研究する意義について、既往の研究を援用しつつ簡単に論じる。続く第3節では、上記の調査から移動経験をもっている世帯主の属性を取り出して、転勤とその他の理由による移動の間で有意な差があるか否かを検討する。さらに第4節では、転勤移動のみを取り出して、距離の影響、都市の階層システムとの関係、および移動の空間的パターンの規則性について論じる。第5節においては、得られた知見の要約を行う。

2 転勤移動研究の意義

転勤移動、すなわち、同一組織内の配置転換による常住地の変更に焦点をあてることの意義は、次の二点に要約されよう。

第一に、国内人口移動の全体において、この理由による移動が少なからぬ割合を占めている点である。例えば、1981年秋に実施された国土庁による移動実態に関するサンプル調査によれば、過去1年間に移動した人(15-75歳) 5,206人のうち、転勤(出向を含む)による移動は22.4%を占め、第2位の結婚による移動12.1%を大きく引き離している。特に男女ともに、30-50代の移動理由に関しては、その構成比が一段と大きい(国土庁, 1982, p.51; 河辺, 1991, pp.13-14)。諸外国における類似のデータは決して豊富とは言えないようであるが、ないわけではない。米国では、州間移動をした全世帯主のうち、転勤による移動は23.8%を占めるとい

う。もし、35-54歳の男性の世帯主に限定すれば、その比率は34.0%に上昇する。ちなみに、州間移動を行った全世帯主に関して、23.6%を占める第二の移動理由は就職・求職であり、教育および軍関係の移動理由は、それぞれ5.4%、4.8%を数えるという(Flowerdew, 1982)。また、イギリスの4都市で行われた、1970-71年に転入した551世帯に関するサンプル調査によると、28%にあたる157世帯が転勤に該当していた(Johnson and Salt, 1980)。さらに、1976-77年に行われたマレーシア家族生活調査によれば、最終移動の主たる理由に関しては、転勤が全体の18%を占めていた(Menon, 1987)。

以上のような特定時点で観察される比重の高さに加えて、国民経済における脱工業化あるいはサービス経済化の進展は、この理由による移動を一層重要にするであろう、との指摘もある(McKay and Whitelaw, 1977; Sell, 1983)。また、都市居住人口率の上昇や都市経済の三次化は、国内移動に占める都市間移動の重要性の増大をもたらすと考えられるが、転勤移動は、この都市間移動の主役を演じているように思われる(石川, 1979; Sell, 1982)²⁾。

転勤移動研究の第二の意義としては、この移動形態が、移動者自らの決定というよりはむしろ、当人の勤務する企業や官庁といった組織の意志決定によって発生するという意味において、移動者本人が目的地選択を自由になしえない、強いられた移動の典型であることである(山本, 1984)。これまでの人口移動のモデリングや具体的な分析作業においては、移動理由ごとに細分可能な包括的データ源が乏しかったという事情も手伝って、潜在的な移動者は目的地選択の自由を保証されているということを暗黙の前提とすることが多かった。近時の移動研究のフロンティアの一つを形成している、効用最大化を骨子とする合理的行動を仮定するロジットモデルも、基本的には、やはりこのような限界から抜け出していない(石川, 1988a, pp.157-158)。このような見方の妥当性は、自由選択を前提としたモデルに基づいた経験的研究によっても支持されているように思われる。例えば、ネスティド・ロジット・モデルを利用した筆者の研究(第XI章参照)では、結果の解釈にあたって、転勤をその中で発生させている組織のネットワークの全国的展開を念頭に置かなければ、説得的な解釈が難しい。

現実の人の動きを考えると、例えば、転勤にさいしては勤務先組織の出先機関や支所の立地展開、就職にさいしては雇用機会の分布、就学にさいしては高等教育機関の分布、住み替えにさいしては住宅市場のあり方、などに大きく規制されて、具体的な目的地を選択せざるをえない。むしろ、目的地選択にさいして、完全な自由が保証されているというケース自体が、きわめて異例と言ってもさしつかえない。このような制約条件への注目は、必ずしも真新しくはないが、少なくともわが国では、この点に積極的な関心を向けた既存文献は、あいにく、豊富とは言えない。したがって、転勤移動の実態の解明は、制約条件に縛られた移動行動の全貌を浮き彫りにする重要な端緒と期待される。

上記のような転勤移動研究の二つの意義から示唆される量・質両面にわたる重要性に鑑みると、既存文献におけるこの移動形態の扱いは、きわめて淡泊であった(Swindell and Ford, 1975)。少なくとも、わが国を対象とした地理学内部の研究としては、新日本製鉄君津製鉄所への現業労働者の配置転換、および住友銀行と建設省の管理職の転勤を取りあげた伊藤ほか(1979, pp.172-193)、大都市圏から地方への遷流における人事移動を取り上げた Wiltshire(1979b, 1983)、さらに新日本製鉄釜石製鉄所の事業縮小に伴う労働者の配置転換を克明に追跡した Wiltshire(1992)などが、例外的な事例ではなかろうか。また、家族を従来の住居に残して移動するいわゆる単身赴任は、今日では一つの社会問題にまでなっているものの(例えば、労働大臣官房政策調査部, 1991)、それを包み込んでいる転勤移動の全体は、残念ながらいまだ明確にはなっていない。要するに、その潜在的な重要性に比較して、転勤移動は、移動研究における未開の領域をなしている。

このような研究の遅滞の原因としては、何と言っても、移動理由を細分できる、包括的で時系列的な統計資料の不備を指摘できよう。労働省：『雇用管理調査報告』や総務庁統計局：『就業構造基本調査報告』は、確かに転勤に関するマクロなデータを提供してくれるが、出発地と到着地を具体的に特定し得ず、空間的な分析には支障が大きいという欠点がある。

ところで、少なくともわが国の近年における移動研究を見る限り、移動理由や移動者の属性を問わない全体レベルでの研究から、これらの点を識別した、内容

的に同質的な移動を取り上げる、より細分化されたレベルでの研究への移行が、一つの潮流となっている。高齢者の移動(内野, 1987; Otomo and Itoh, 1988)、女性の移動(内野, 1984)、単身赴任(山本, 1987)への関心などは、このような例の一端とみなせる。また、過去の出生率の変動に起因する年齢構成の変化(伊藤, 1984)や、コーホート単位の累積移動率の研究(河辺, 1985)、さらにモデル移動スケジュールの特定(河辺, 1991; 井上, 1991)といった業績の底流には、移動者の年齢という属性への強い関心がうかがわれる。なお、伊藤ほか(1979)による編著は、わが国を対象とした、移動者の属性ごとの異なる移動パターンの分析の指向という点で、かかる動向の端緒をなしたとの評価も可能であろう。

集計レベルで観察される移動は、あくまでも、多様な属性や理由をもった多数の移動者の合計にすぎない以上、上述の諸研究に示唆されるような、様々の具体的観点からの多面的なアプローチは、移動研究を前進させこそすれ、後退させるものではない。本稿における、転勤に原因を持つ移動への注目も、かかる近年の動向と軌を一にするであろう。

3 転勤移動者の属性

人口問題研究所による今回の調査は、同居している世帯員のみならず、別居している子供や、かつて別居していたが現在は同居している子供などに関する移動歴が、詳細に記録されている。とはいえ、これらの中で調査項目が最も豊富なのは、なんといっても世帯主である。このために、以下では基本的に世帯主の移動経験に焦点をあてたい。また、理由が明確に判明する移動は、現在の住所に移ったさいの移動(以下、最終移動と呼ぶ)である。この調査では、最終移動の理由について、一番重要なものには◎、他にあてはまるものについては○をつけるように求めている(○は二つ以上でも可)。しかし、集計結果をみると、副次的な移動理由については、回答頻度が概して少ない。したがって、以下で分析の対象とするのは、最も重要と答えた移動理由のみである。

なお、移動理由と各属性の関連性、逆な言い方をすれば、独立性をみるために、以下では結果を2次元の分割表の形にまとめることにする。もし、移動理由の変数(転勤とその他の理由の二つのカテゴリーを持つ)と移動に関するこれ以外の変数(本節ではおもに移動者の属性)の両者が独立した関係にあれば、分割表の各セルには、当該セルが属する行と列の周辺度数に比例した度数(理論度数)が入ることになる。そうでないときには、この理論値から大きく外れた観測度数が入ることになる。このような独立性の程度の測度となるのが、 X^2 であり、以下のように定義される(安田, 1969, pp.51-55; 奥野, 1977, pp.83-86; 柳川, 1986, pp.37-38)。

$$X^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (\text{VIII-1})$$

ここで、 O_{ij} は、移動理由が i 、移動変数が j のカテゴリーに属する観測度数、 E_{ij} はその理論度数、 I と J はそれぞれ移動理由と移動変数のカテゴリーの数である(本章では $I=2$)。また、

$$E_{ij} = n \cdot \frac{\sum O_{i\cdot}}{n} \cdot \frac{\sum O_{\cdot j}}{n} \quad (\text{VIII-2})$$

である。nは標本の総度数である。X²は、nが充分大きくかつ各セルの度数が5以上のとき、自由度(I-1)(J-1)のχ²分布にしたがう。したがって、有意水準αに対してX²値が、臨界値χ²_α [(I-1)(J-1)]を上回れば、両変数は独立していない、すなわち有意な関係がある、と結論できる。なお、以下では、近似をよくするために、イエーツの補正式

$$X^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(|O_{ij} - E_{ij}| - 0.5)^2}{E_{ij}} \quad (\text{VIII-3})$$

を使う。

独立性の測度としてのX²統計量の意義は、有意性検定が可能なことである。しかし他方、この統計量の値は自由度、すなわち変数のカテゴリーの数に依存するので、独立性の程度を示す絶対的な測度ではない、という欠点がある。そこで、この点を補強するために、以下で定義されるクラマーのv係数も、あわせて掲げることにする。

$$v = \left[\frac{X^2}{n \cdot \min(I-1, J-1)} \right]^{1/2} \quad (\text{VIII-4})$$

このv係数は、2×2の分割表に関しては、

$$\phi = \left(\frac{X^2}{n} \right)^{1/2} \quad (\text{VIII-5})$$

となる。v、φのいずれの統計量も、二つの変数間に関連がないとき、すなわち独立しているときに0.0、完全に関連しているときに1.0の値を示す。当然ながら、値が大きいくほど関連が強い。

なお、X²を使うこの方法は、2変数の独立性検定にさいしての、伝統的で常套的な統計的方法であるが(例えば、富田, 1978; 西原, 1993)、質的変数の多次元分割表に関する分析方法は、近年発展が著しい。例えば、変数間の独立性は、対

数線形モデルにおける交互作用効果に着目することによっても可能である(松田, 1988)。また、同一データに対して、AIC(Akaike's Information Criterion の略、赤池情報量規準)を中心的な概念として、考えうる多数のモデル群を統一的に比較するというアプローチ(坂元, 1985)も、きわめて興味深い。しかし、ここでは、望ましいモデルの構築という数理統計学的関心よりは、大まかな傾向の抽出という記述統計学的関心の方が強く、分割表の提示で一応の目的を達成できる。現在の転勤移動の研究は、まずもって、その実態を明らかにすべき段階にあるからである。

表Ⅷ-1 移動理由別移動者数

移動理由	移動者数	比率(%)
転勤	524	8.22
進学	115	1.80
就職	333	5.22
転職	407	6.38
家業継承	57	0.89
結婚	990	15.52
離婚	87	1.36
配偶者死亡	36	0.56
親と同居	162	2.54
子と同居	21	0.33
住宅事情	2,715	42.57
子供の学校	40	0.63
子供の教育	28	0.44
その他	862	13.52
計	6,377	100.00

この調査の総サンプル数は、7,825世帯である。まず、出生時から現在地に居住している世帯主 1,170人、さらに最終移動の理由が欠損値となっている278人を除いた 6,377人に関して、最終移動の理由別の移動数を求めたのが、表Ⅷ-1である(以下の表Ⅷ-2における総度数が分割表ごとに異なっているのは、当該項目に関する原データが欠損値となっているケースを除外しているからである)。転勤は524人、比率で8.22%を占めており、住宅事情と結婚について、第3位の理由となっている。前述の国土庁(1982)による調査では、転勤移動が全体の4分の1に近いの

に比べ、これは、出向を含んでいないとはいえ、かなり低い数字である。しかし、約8%という数字は、世帯主のみによる最大理由に関するものであり、随伴移動者である、配偶者や子供などの扶養家族を除外して得られた数値であることに注目する必要がある。

さて以下、転勤を最大の理由とする最終移動を行った移動者(世帯主)を、それ以外の理由による移動者の属性と比較してみたい(表Ⅷ-2)。

男女差： 転勤であるか否かの移動理由は、移動者の性別と密接に関係している。すなわち、転勤移動は男性が圧倒的に多い。

学歴： 最終移動の理由と移動者の学歴の関係もまた、独立ではなく密接な関連がある。すなわち、教育年数が多いほど、転勤移動者の占める割合が高くなる傾向がある。しかし、絶対数という点では、高校卒業者と大学卒業者(大学院修了者を含む)が多く、この両カテゴリーで転勤移動者全体の約4分の3を数える。

移動時の年齢： 60歳代以上の該当者はきわめて少ないので、年齢の高い層は、50歳代以上と一括した。絶対数という面での転勤移動の中心は、総数の4割あまりを占める30歳代であり、ついで20歳代までと40歳代がそれぞれ4分の1ずつを占めている。他方、その他の理由による移動は、20歳代までと30歳代が中心である。このことから、転勤移動は、これ以外の理由に起因する移動よりも、年齢が上の移動者の占める割合が高いといえる。ただし、各年齢階級の総数に占める転勤移動者の比率という点から言えば、表から明かなように、40歳代が最も高くついで30歳代となっていて、この二つの年齢階級が転勤というかたちでの移動を行う確率ももっとも高い年齢であると言える。

随伴移動者の有無： 今日社会的関心を呼んでいる単身赴任は、結婚して家庭を持っているもののうち、移動者自身のみによる転勤移動の一形態である。移動理由と随伴移動者の有無の間には、有意な関係は存在するものの、当初の予想とは相反する結果となっている。すなわち、表をみる限りでは、転勤移動の場合には、その他の理由に比べて、単身での移動がむしろ少ない。ただし、単身赴任が最も多い年齢は40-50歳代と言われているので(労働大臣官房政策調査部、1991、p.9)、この年齢層のみを抽出すれば、あるいは単身での転勤移動が有意に多いと

いう知見を得ることができるかもしれない。

職業： この調査ではもともと13の職業分類が用意されているが、農林漁業従事者、商工サービス業主、自由業、商工サービス業主・自由業の家族従業員は、転勤の該当数が少ないので、自営業として一括した。転勤移動者の絶対数の多い

表Ⅳ-2 移動理由と移動者の属性の関係

(単位：人)

属性	転勤	その他	計
男女差			
男性	489 (8.8)	5,088 (91.2)	5,577 (100.0)
女性	35 (3.2)	1,043 (96.8)	1,078 (100.0)
計	524 (7.9)	6,131 (92.1)	6,655 (100.0)
$X^2=37.21(1\%水準有意)$ 、 $\phi=0.076$ 。			
学歴			
中学校	68 (3.2)	2,072 (96.8)	2,140 (100.0)
高等学校	215 (8.2)	2,398 (91.8)	2,613 (100.0)
短大	53 (9.3)	518 (90.7)	571 (100.0)
大学	184 (16.2)	954 (83.8)	1,138 (100.0)
計	520 (8.0)	5,942 (92.0)	6,462 (100.0)
$X^2=171.31(1\%水準有意)$ 、 $v=0.163$ 。			
移動時の年齢			
20代まで	125 (5.4)	2,204 (94.6)	2,329 (100.0)
30歳代	218 (9.6)	2,061 (90.4)	2,279 (100.0)
40歳代	124 (11.4)	965 (88.6)	1,089 (100.0)
50歳代以上	48 (6.7)	668 (93.3)	716 (100.0)
計	515 (8.0)	5,898 (92.0)	6,413 (100.0)
$X^2=47.95(1\%水準有意)$ 、 $v=0.086$ 。			
随伴移動者の有無			
単身	26 (4.2)	595 (95.8)	621 (100.0)
家族と一緒	326 (9.5)	3,105 (90.5)	3,431 (100.0)
計	352 (8.7)	3,700 (91.3)	4,052 (100.0)
$X^2=18.06(1\%水準有意)$ 、 $\phi=0.068$ 。			
職業			
無職	48 (4.2)	1,101 (95.8)	1,149 (100.0)
自営業	22 (2.9)	979 (97.8)	1,001 (100.0)
会社・団体役員	34 (6.7)	470 (93.3)	504 (100.0)
管理職	64 (22.0)	227 (78.0)	291 (100.0)
専門技術職	81 (12.3)	577 (87.7)	658 (100.0)
事務職	83 (13.8)	520 (86.2)	603 (100.0)
販売・サービス従事者	51 (9.4)	491 (90.6)	542 (100.0)
保安職業従事者	58 (32.2)	122 (67.8)	180 (100.0)
技能・労務職	54 (4.1)	1,257 (95.9)	1,311 (100.0)
その他	29 (7.0)	387 (93.0)	416 (100.0)
計	524 (7.9)	6,131 (92.1)	6,655 (100.0)
$X^2=368.48(1\%水準有意)$ 、 $v=0.235$ 。			

表Ⅳ-2 (つづき)

属性	転勤	その他	計
	産業*		
農林水産業	3 (8.1)	34 (91.9)	37 (100.0)
鉱業	1 (4.3)	22 (95.7)	23 (100.0)
建設業	45 (16.6)	226 (83.4)	271 (100.0)
製造業	128 (20.6)	494 (79.4)	622 (100.0)
卸売業	42 (21.1)	157 (78.9)	199 (100.0)
小売業	35 (13.2)	231 (86.8)	266 (100.0)
金融・保険業	77 (46.4)	89 (53.6)	166 (100.0)
不動産業	3 (9.4)	29 (90.6)	32 (100.0)
運輸・通信業	36 (22.5)	124 (77.5)	160 (100.0)
電気・ガス・ 熱供給・水道	23 (27.7)	60 (72.3)	83 (100.0)
サービス業	79 (10.7)	656 (89.3)	735 (100.0)
公務	201 (42.9)	268 (57.1)	469 (100.0)
計	673 (22.0)	2,390 (78.0)	3,063 (100.0)
	$X^2=254.45(1\%水準有意)$ 、 $v=0.087$ 。		
	発生時期		
1960年代まで	74 (4.3)	1,663 (95.7)	1,737 (100.0)
1970年代	134 (6.5)	1,932 (93.5)	2,066 (100.0)
1980年代	307 (11.8)	2,303 (88.2)	2,610 (100.0)
計	515 (8.0)	5,898 (92.0)	6,413 (100.0)
	$X^2=89.32(1\%水準有意)$ 、 $v=0.118$ 。		

()の数字は行和に対する比率(%)。*: 転勤は出向を含む。

上位3職種は、事務職・専門技術職・管理職である。転勤による移動者の割合が相対的に高い職業は、管理職(大きな会社や官公庁の課長以上、学校の校長など)・専門技術職(技術者、医師、裁判官、弁護士、会計士、航海士、教員などで雇われている人)・事務職(一般事務・タイピストなどで雇われている人)・保安職業従事者(自衛官、警察官、守衛、ガードマンなどで雇われている人)などである。管理職や専門技術職が転勤移動の大きな割合を占めていることには、しばしば指摘されている(伊藤ほか, 1979, pp.172-193; Flowerdew, 1982)が、この点は表からあらためて確認できる。いわゆるホワイトカラーを構成する、残りの職業である事務職も、高い比重を占めていることが判明する。保安職業従事者の比重の高さは、おそらくは、その分類に含まれる自衛官や警察官の転勤の多さに関係しているよう。

産業: 転勤は、企業や官庁といった組織の内部における移動であるので、さ

らに立ち入った分析を進めるためには、各移動者が属している組織についての情報が不可欠となる。しかし、人口問題研究所による今回の調査は、移動歴や移動理由に関する人口学的調査に主眼を置いているので、この点についての質問項目を全く欠いている。移動者の勤務する組織に関する十分な情報にはほど遠いが、国土庁(1982, p.52)の調査は、移動理由と移動者の属する産業のクロス集計を行っている点で、参考になる。有意性検定の結果は、両者の強い関連を示している。移動した一番重要な理由を転勤(出向を含む)と答えた882人のうち、「その他」・「不明」と答えた9人を除いた673人のうち、絶対数の多い順にみると、公務、製造業、サービス業、金融・保険業となっている。また、金融・保険業と公務の二つの部門は、転勤が、全体の移動理由の4割以上という高い比率を占める産業としてきわだっていることがわかる。

発生時期： 本節の分割表の最後として、移動者の属性ではないが、最終移動の発生時期に言及しておきたい。ここでは便宜的に、1960年代まで、1970年代、1980年代の三つの時期に区分した。戦後のわが国の国内移動パターンは、1960年代までの三大都市圏への激しい流入、70年代における大都市圏・非大都市圏間の移動の均衡化、80年代における大都市圏へ純流入の漸増、と要約できること(トイパー, 1964, pp.128-156; Vining and Kontuly, 1978; Cochrane and Vining, 1988)が、以上の区分に対する一応の根拠をなしている。表Ⅷ-2によれば、転勤移動の割合が一貫して増大しており、特に70年代から80年代への割合の上昇が顕著である。この知見は、表面的には、McKay and Whitelaw (1977)が論じた、脱工業化社会における組織内移動(すなわち転勤移動)の役割の上昇という推察を支持している、と考えられる。しかし、以下の表Ⅷ-3にみるように、転勤移動はおしなべて移動間隔が短く、したがって、本調査のように現在地に移った移動のみに関して、その理由を尋ねると、新しい移動ほど転勤の比率が多くなるという偏りを生むことになる。したがって、ここでは、転勤移動が時間的に有意に増加しているという結論を導くには、一定の留保が必要である。

移動回数： 結婚している世帯主のうち、結婚に伴う転居を除いて、結婚後現在までに何回住所を変えたかに関して、この調査は、転勤・住宅事情・その他の

三つの項目ごとの累計移動回数を尋ねている。このデータから、出生以来移動経験のない人を除いた、一被験者あたりの平均回数をみると(表Ⅷ-3参照)、最終移動の事由が転勤以外の移動者の中では、住宅事情による移動が目立っている。一方、転勤による移動では、過去における転勤による平均の移動回数が 2.7 回と高い。これは、最終移動が転勤に起因している世帯では、これまでも転勤移動を繰り返してきたことを物語っている。

表Ⅷ-3 過去の平均移動回数

(単位: 回)

移動理由	転勤	その他	計
転 勤	2.75	0.57	0.78
住宅事情	0.52	1.40	1.32
その他	0.11	0.69	0.63
計	3.39	2.66	2.73

4 転勤移動の空間的側面

本章では、主に転勤移動のみを取り上げて、その地理的側面を明らかにしておきたい。以下では特に、距離の影響と都市の階層システムとの関係という二つのトピックについて論じた後、得られた経験則が他の国々の転勤移動パターンに一般的に妥当するかどうかを探る。

(1) 距離の影響

まず、移動理由ごとに、移動距離の長短の違いが存在するか否かを検討したい。最終移動の直前の住所(出発地)と現在地(到着地)の間の距離を逐一計ることも一応可能ではあるが、きわめて煩雑な作業となるので、ここでは便宜的に、全体の移動を県内移動・県間移動に分け、さらに後者を地域内・地域間移動に分割した。その結果得られた網羅的で排他的な三つの移動類型ごとに、移動者を分けることにする。ここで、地域に相当するのは、北海道・東北・関東・中部(三重を含む)・近畿・中国・四国・九州の八つのブロックである。

まず、県内・地域内(県内移動は含まない)・地域間という移動距離からみた3類型と、移動理由とのクロス集計を行ったのが、表Ⅷ-4である。転勤移動は、県内移動の割合が最大である点では、他の多くの理由による移動と共通している。しかし、地域内移動と地域間移動の割合を比較すると、前者の比重が大きいものとして、結婚、離婚・配偶者死亡、親と同居・子と同居、住宅事情などによる移動があり、これらの移動パターンには距離減衰傾向が顕著である。一方、後者の比重が大きい、すなわち長距離移動の比率が相対的に高い移動としては、転勤をはじめ、進学、就職、転職、家業継承、子供の学校・子供の教育による移動理由がある。

ところで、転勤による移動者の数が、明確な単調減少を示すか否かを検討するのが、距離の影響を検討する唯一の見方ではない。例えば、前節で重要性が確認された移動者の属性ごとにデータを細分し、これと転勤移動の類型との間に有意

表Ⅷ-4 移動類型と移動理由の関係

	県内	地域内	地域間	計
転勤	221 (43.1)	110 (21.4)	182 (35.5)	513 (100.0)
進学	29 (25.4)	23 (20.2)	62 (54.4)	114 (100.0)
就職	156 (47.6)	77 (23.5)	95 (29.0)	328 (100.0)
転職	225 (58.5)	61 (15.3)	112 (28.1)	398 (100.0)
家業継承	32 (61.5)	7 (13.5)	13 (25.0)	52 (100.0)
結婚	851 (89.5)	79 (8.3)	21 (2.2)	951 (100.0)
離婚・ 配偶者死亡	83 (70.3)	25 (21.2)	10 (8.5)	118 (100.0)
親と同居・ 子と同居	117 (66.1)	31 (17.5)	29 (16.4)	177 (100.0)
住宅事情	2,430 (91.3)	210 (7.9)	21 (0.8)	2,661 (100.0)
子供の学校・ 子供の教育	57 (83.8)	5 (7.4)	6 (8.8)	68 (100.0)
その他	636 (77.9)	98 (12.0)	82 (10.0)	816 (100.0)
計	4,837 (78.1)	726 (11.7)	633 (10.2)	6,196 (100.0)

$X^2=1,500.73$ (1%水準有意), $v=0.348$ 。()は、行和を100.0%としたさいの比率。

な関係があるかどうか注目することも可能である。移動類型と有意な関係を示す転勤移動者の属性は、男女の別、学歴、職業だけであることが判明した。そこで、以下では、これらの属性が登場する分割表のみを表Ⅷ-5に掲げ、簡単な解説を加えることにする。

男女差： 男女間の顕著な違いは、男性では移動距離の3類型ごとに移動者数が

表Ⅷ-5 移動類型と転勤移動者の属性の関係

属性	県内	地域内	地域間	計
男女差				
男性	197 (41.1)	107 (22.3)	175 (36.5)	479 (100.0)
女性	24 (70.6)	3 (8.8)	7 (20.6)	34 (100.0)
計	221 (43.1)	110 (21.4)	182 (35.5)	513 (100.0)
$X^2=11.38$ (1%水準有意)、 $v=0.149$ 。				

学歴				
大学	67 (36.8)	36 (19.8)	79 (43.4)	182 (100.0)
その他	152 (46.5)	74 (22.6)	101 (30.9)	327 (100.0)
計	219 (43.0)	110 (21.6)	180 (35.4)	509 (100.0)
$X^2=8.16$ (5%水準有意)、 $v=0.127$ 。				

職業				
無職	23 (48.9)	10 (21.3)	14 (29.8)	47 (100.0)
自営業者	10 (45.5)	4 (18.2)	8 (36.4)	22 (100.0)
会社・団体役員	12 (36.4)	11 (33.3)	10 (30.3)	33 (100.0)
管理職	14 (22.6)	14 (22.6)	34 (54.8)	62 (100.0)
専門技術職	49 (60.5)	15 (18.5)	17 (21.0)	81 (100.0)
事務職	38 (46.3)	17 (20.7)	27 (32.9)	82 (100.0)
販売・サービス従事者	14 (28.0)	16 (32.0)	20 (40.0)	50 (100.0)
保安職業従事者	23 (39.7)	8 (13.8)	27 (46.6)	58 (100.0)
技能・労務職	27 (54.0)	6 (12.0)	17 (34.0)	50 (100.0)
その他	11 (39.3)	9 (32.1)	8 (28.6)	28 (100.0)
計	221 (43.1)	110 (21.4)	182 (35.5)	513 (100.0)
$X^2=42.27$ (1%水準有意)、 $v=0.203$ 。				

()内の数字は、行和に対する比率(%)。

比較的分散しているのに、女性の場合には、7割が県内移動に集中していることである。つまり、男性の転勤移動は、女性より相対的に距離の長い移動を行っており、距離効果が弱いと言える。

学歴： 前出のように最終学歴として中学卒・高校卒・短大卒(専門学校卒業を含む)・大学卒の四つのカテゴリーを立てると、移動類型と学歴との間には有意な関係が得られなかったため、大学卒とそれ以外という二つのカテゴリーに統合すると、有意な関係が確認された。大学卒の移動者の割合では、地域間移動の比率が43.4%と全体の半分近くを占めている点が、注目される。他方、短大卒業以下の学歴を持つ移動者は、県内移動が最大の割合を占めている。

職業： いま一つの目安として、無職を除いて、各職業の合計に占める比率が4

割を越える移動類型のカテゴリーを探すと、自営業者、専門技術職、事務職、技能・労務職では県内移動、管理職、販売・サービス従事者、保安職業従事者では地域間移動が、それに該当する。後者の三つの職種では、長距離移動が卓越していることを意味しているが、このうち、管理職に関して言えば、例えば、McKay and Whitelaw (1977)のオーストラリアでの報告などの既往の研究において指摘されているように、予想どおりの結果と言えるし、保安職業従事者が長い距離を動いているのは、恐らくはこのカテゴリーの多くが自衛官によって占められている可能性をうかがわせる。ただ、販売・サービス従事者の多くも、転勤にさいして長距離にわたる移動を行っているという知見は、やや意外であった。

以上、転勤移動における距離の影響を、県内・地域内・地域間移動を三つのカテゴリーとする類型と移動者の属性との関連を示す分割表の検討を通じて進めてきたが、これまでは、出発地(最終移動の前住地)と到着地(現在地)を、具体的には問うてこなかった。空間的相互作用の一環としての転勤移動の意味を重視して、以下では、これらの地名が判明する形にデータをまとめてみた。まず、転勤による地域内・地域間移動を0D行列の形で示したのが、表Ⅷ-6である。全体の513人のうち、対角要素の地域内移動(ここでは都道府県内移動を含む)が331人と圧倒的で、約3分の2を占める。特に、九州の内部での転勤移動が目だっている。加えて、

表Ⅷ-6 転勤による地域内・地域間移動数

到着地 出発地	北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	計
北海道	29	1	4	3	0	1	0	19	57
東北	0	36	6	3	1	0	0	0	46
関東	1	6	71	13	25	4	2	13	135
中部	0	2	12	37	4	2	2	5	64
近畿	0	2	12	3	29	12	1	2	61
中国	0	0	3	0	1	18	0	3	25
四国	0	0	2	1	0	2	6	0	11
九州	0	1	2	0	3	3	0	105	114
計	30	48	112	60	63	42	11	147	513

隣接した地域あるいは距離の近い地域の間でも、移動者の交流が認められる。つまり、自地域内や移動距離の短い地域の間では多数のフローが見られるが、お互いに遠く隔たった地域の間でのフローは概して少ないという、距離減衰傾向が明白である。

非対角要素の中では、転入・転出ともに、関東が国内の全ての地域と交流を持っており移動圏が広い。一方、近畿は、転入あるいは転出に関して、交流ゼロの地域もあり、この意味で関東に及ばない。とはいえ、二大都市圏を含むこれらの地域における、自地域内移動を除いた周辺和の大きさは、関東と近畿がわが国の転勤移動の空間的パターンにおける結節点としての役割を演じていること、さらに転勤による移動パターンが、階層的に秩序づけられていることを示唆している。

要するに、表Ⅷ-6のOD行列からは、距離の影響と地域間の階層的結びつきという二つの経験則を指摘できよう。しかし、かかる経験則からは捉えきれない移動流もまた見られる。その最たる例は、北海道から九州への、具体的には北海道各地から北九州市への19人の移動者(全員が保安職業従事者)である。これは、転勤移動の特徴としてかつて指摘された、東京と大阪という、人口移動における二つの重要な結節点を飛び越すフローの相対的な多さ(伊藤ほか, 1979, pp.192-193)の好例とみなせるものである。

(2) 都市システムとの関係

ところで、ここで問題にしている転勤移動は、出発地と到着地がそれぞれ所属している都市圏の階層体系という点からみた場合、はたして階層体系内で上昇移動と下降移動がほぼ均衡しているであろうか、あるいはいずれかの移動が卓越しているであろうか。この確認には、出発地と到着地が市町村レベルで特定しうること、ならびに全国的な都市圏の階層区分が事前に用意されている必要がある³⁾。

後者の都市圏単位の階層区分については、まず全国的に同一の規準によって都市圏が作られねばならない。しかし、ここで独自に都市圏を設定することは避け、土井(1987)によって設定された通勤圏を都市圏と読みかえて、利用することにした。この研究は、通勤圏(都市圏)の設定規準こそ他の諸研究とはやや異なってい

るものの(石川, 1989b)、1965年以降80年まで5年ごとに設定されており、特に最新の1980年に関しては、47都道府県ごとに詳細な地図が付されているので、市町村名がわかれば、直ちにそこがどの都市圏に属するかが判明するという長所がある。ちなみに、この設定作業においては、原則として、国土が残らず、いずれかの都市の圏域に入るように配慮されている。さらに、都市圏の階層区分としては、阿部(1991, pp.81-149)による主要企業の支所の配置に関する研究を参考として、東京・大阪・名古屋を三大都市圏、札幌・仙台・金沢・京都・広島・高松・福岡を広域中心都市圏とし、残りを県庁所在都市圏とその他の都市圏とし、合計四つの階層を用意した。なお、この土井の研究によれば、横浜、神戸は独自の都市圏を形成しておらず、それぞれ東京、大阪の圏域に抱摂されている。

また、最終移動の理由を転勤と答えた人は全部で524人いるが、その移動の発生は、表Ⅷ-2に明かなように、最近ほど多くなっている。ちなみに、1980年代がそのうちの約6割を占めている。しかし、戦前に転勤移動を行ったと答えている被験者も少ないながら存在する。このような発生年次の分散性や、土井の設定作業の中で最新の年次である1980年の都市圏を利用したいという制約に鑑み、ここで都市階層内移動の対象としては、1970年代後半以降、すなわち1976-86年に生じた転勤移動のみ(総数で367人)を取り上げた。

結果を示したのが、表Ⅷ-7である。表の対角要素における数値の大きさから、同一階層の都市圏の間を動く移動、すなわち都市体系内の側方移動が多いことがわかる。その中でもことに、同じ都市圏内部の移動が多数を占めている。一方、都市体系内の上下移動を意味する、表Ⅷ-7の非対角要素の部分を見ると、オーダーの低い都市圏から高い都市圏への移動者数とその逆の移動者数に関しては、すべてのケースについて、後者の数がまさっている。これは、階層内を下降する移動がやや優勢であることを意味している。ちなみに、階層ごとの純移動数を求めれば、三大都市圏 -28、広域中心都市圏 +8、県庁所在都市圏 +2、その他の都市圏 +18となる。この知見をどのように考えるべきであろうか。

転勤は、一般的には、ある同一組織内の本社(あるいは本省)および支店・営業所・出張所などの支所(あるいは出先機関)の特定のポストにある人材の他部門へ

表Ⅷ-7 転勤移動からみた都市階層内移動

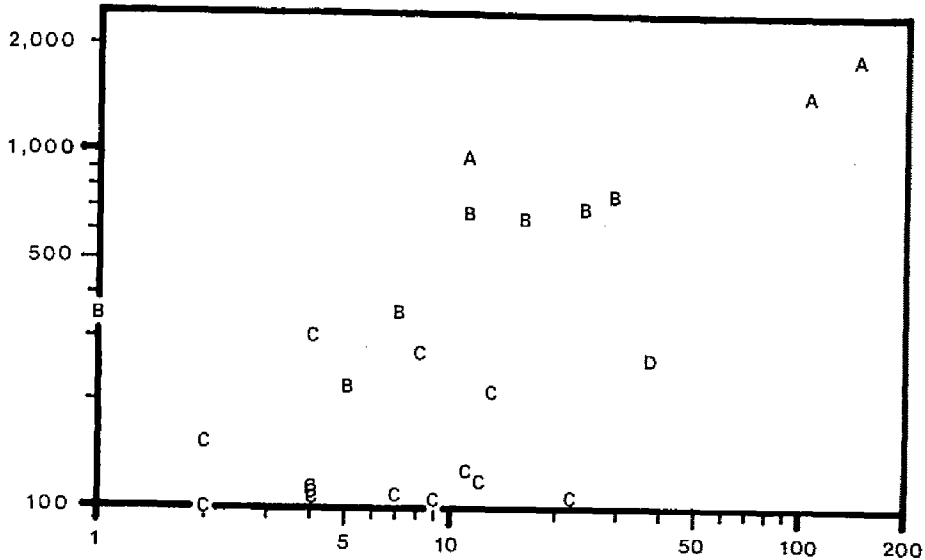
到着地 出発地	三大都市圏	広域中心 都市圏	県庁所在 都市圏	その他の 都市圏	計
三大都市圏	76(43)	18	15	17	126
広域中心都市圏	7	13(9)	8	15	43
県庁所在都市圏	10	7	25(17)	33	75
その他の都市圏	5	13	29	76(17)	123
計	98	51	77	141	367(86)

()内は同一都市圏内移動数。

の配置転換と、時間差をおかずにそのポストを別の人材が埋める形で行われる。したがって、当該組織の全体的な規模や支所のネットワークに大きな変動が生じない限り、都市圏単位で見ると純移動はゼロとなるであろう。これを多数の組織について集計すれば、階層体系内の上昇移動あるいは下降移動は、強くは現れなはずである。別言すれば、転勤による移動パターンは「再分布というよりは循環」(Sell, 1982)を示すであろう。表Ⅷ-7から認められた、1970年代後半以後の階層システムを下る移動流の卓越は、三大都市圏以外の都市圏での支所網の近年における充実を示唆している、と考えられる。

転勤は、企業や官公庁といった組織の中の空間的移動である。したがって、当該移動者が含まれている組織や、その中での地位に関する分析が不可欠である。しかし、本調査はこれに関する情報を全く含んでおらず、この観点からの分析は断念せざるをえない。とはいえ、ここに力強い援軍がいる。それは、近年における支所事業所網の展開に関する研究の進展である(Hino, 1984; 山本, 1987; 西原, 1991; 阿部, 1991)。転勤は、この網の中で展開している現象なので、両者は密接に関連しているはずである。したがって、人口問題研究所による調査データのみを使った、転勤流と組織の関係の分析が直接的には不可能であるが、代替的に、支所網に関するこのような研究の成果を援用して、それが可能になるのである。

ここで、阿部(1991, p.86)による、1980年時点における主要企業の支所の都市



図Ⅶ-1 転勤移動数(横軸)と主要企業の支所数(縦軸)の関係

「A」：三大都市圏 「B」：広域中心都市圏
 「C」：県庁所在都市圏 「D」：その他の都市圏
 主要企業の支所数は、阿部(1991, p.88)による。

単位の集積規模と、表Ⅶ-7の作成に関連して用意された都市圏単位の転勤移動者の規模との相関関係を明らかにしておきたい⁴⁾。図Ⅶ-1がこれら二つの変数の散布図であり、両対数グラフ上での相関係数は0.63(1%水準有意)となっている。このような正の相関関係は、支所の展開が転勤移動の発生に強く結びついているという先の推察の妥当性を支持するものである。支所の規模が都市の拠点性あるいは中枢管理機能の集積量によって規定されることを考えると、ここで確認された相関は、転勤移動の空間的パターンの説明にあたっての、都市の階層性(効果)の重要性を浮き彫りにするものである。

(3) 転勤移動パターンの規則性

わが国の転勤移動データの分析から得られた以上の知見は、諸外国における転勤移動研究にどのような含意を持っているであろうか。この点に関して、転勤移

動における組織という存在をはじめ、人口移動全般における制度 institution の役割の重要性を強調した Flowerdew(1982, p.223)は、結論部において次のように述べている。

地理学における制度論的アプローチの今日の発展を見ると、説明が個別の事例に限定されがちになっている。すなわち、制度に関する具体的な状況についての知見に基づいているために、これらの「その場限りの」説明は、より一般的な理論に統合される可能性はないかもしれない。しかし、いつか高いレベルの一般化に到達することが、望まれる。

本章での資料は全国的に実施された包括的な調査であり、きわめて多数の組織に属する被験者からもたらされているので、ここでの成果は、個別組織の事例研究の特殊性という問題から解放されている。つまり、転勤移動全般の規則性を論じうる。ただし、Flowerdewが一般化のための他の支障として別の箇所では挙げている、各国あるいは各地方政府ごとに異なる制度の存在が、転勤移動に対して異なった影響を与えるという問題については、ここでは取り上げることができない。

さて、議論の出発点として、McKay and Whitelaw (1977)が行った、転勤移動発生にかかわる組織の3分類 — 規模・接触依存型、市場依存型、資源依存型 — に注目するのが、有用である。このうち、鉱産資源の賦存に結び付いた資源依存型組織は、やや特殊なので、ここでは一応除外してよからう。

彼らは、規模・接触依存型組織は、内部的・外部的な規模の経済を享受し、都市階層の上位での転勤フローに強い影響を与えると述べている。わが国における有力企業の支所や国・地方自治体といった官公庁の出先機関の立地は、この好例である。つまり、企業や官庁といった差異、さらにそれらの業種の差異を問わず、組織の多くは自らの支所や出先機関を、東京を頂点とする階層体系内の上位の都市に集中させていると考えていい。転勤移動者自身の目的地もまた、この都市階層に強く規制されて選択されることになる(図Ⅷ-1はこの一例証である)。組織による転勤移動における目的地選択は、都市の中核管理機能に比例する形で行われ

るので、その移動パターンは階層効果という原理によって貫かれていると推察される。

このように考えると、一国内の転勤移動の空間的パターンの主たる基盤として、その国の都市システムのあり方に注目することが重要になってこよう。この意味で、西原(1991)が、わが国における事業所網の都市間結合の詳細な分析に関連して、階層構造の堅固なクリスタラー・タイプが、日本やヨーロッパ主要国でこの効果が強くあらわれるとし、一方、Pred (1977)の研究に例示されているように、米国では階層秩序が明瞭には現れにくいタイプの二つの型を識別していることは、転勤移動における規則性について考えるうえで、示唆的である。

さらに、市場依存型組織は、McKay and Whitelaw(1977)によれば、都市システムの下位の都市群にも影響し、人口分布に比例した支所の立地展開を遂げている。人口分布は、現実には顕著な正の空間的自己相関を示す傾向にあるから、このような組織の内部における転勤移動には、距離の減衰効果があらわれやすいであろう。地方自治体の公務員や、特定の地方や県の範囲内でのみ支所を展開している企業の就業者にとっては、転勤でその自治体やそれらの範囲の外に転出することは、原則として有り得ない。したがって、全国的に移動数と距離の関係を観察すれば、短距離移動が卓越することになり、その結果として移動パターンに距離減衰傾向が観察されるであろう。前出の表Ⅷ-6も、距離要因の貢献を暗示するものであった。

以上のように考えると、集計的なレベルで観察される、一見複雑な転勤移動のパターンは、階層効果と近接効果(あるいは距離効果)という二つの規則性を一般的に有していると推察され、また、このような観点は、諸外国の転勤移動に関しても、基本的に妥当するようと思われる。転勤移動を説明する理論なりモデルは、これらの効果を巧みに組み込んだものである必要がある。これら二つの効果の存在は、移動理由を問わない全体の移動パターンに関しても、内外における既往の研究においてしばしば言及されているので、以上の議論は、転勤移動が他の移動形態とも共通する基盤を持っていることを強調することになった。ただし、転勤移動を他の移動から区別するところの、目的地選択の自由のなさ、あるいは制約

された移動行動については、依拠した資料の限界から、本章ではほとんど論ずることができなかつた。この点をめぐつての一般化の可能性に関しては、今後の課題である。

5. むすび

従来の人口移動に関する研究において等閑視されてきた、同一組織内の配置転換に起因する空間的移動である転勤移動について、厚生省人口問題研究所による調査データを使って、わが国における姿を明らかにした。

一連の分割表やOD行列に関する分析の結果、以下のような知見が得られた。

- ① 転勤移動者は、結婚状態では既婚者、性別では男、職業別ではホワイトカラーや保安職業従事者、所属組織の産業分類では金融・保険業や公務、学歴では大学卒、年齢では40歳代、といった属性を持った人が中心である。
- ② 転勤による移動を県内移動・地域内移動・地域間移動という移動距離の違いに基づいた3類型に分けると、これらの類型と移動者の性別・職業・学歴などの属性変数は、有意な関係を示している。
- ③ 転勤移動は同一地域内の移動者の割合がきわめて高く、距離減衰傾向の存在が確認される。
- ④ 都市の階層体系内の移動としては、下降する動きがやや優勢であり、これは、近年における三大都市圏以外での支所網の発展を示唆している。また、転勤移動の発生は、企業による支所の立地展開と密接にむすびついている。

これらの知見に基づいて、距離効果と階層効果は、他の国々においても転勤移動の経験則として一般的に見いだされるのではないか、との推察を展開した。記述的視角を重視したこの小論が、転勤移動全般に関する研究の進展にささやかなりとも資するところがあれが、幸いである。

注

- 1) 本章の研究が可能になったのは、人口問題研究所による上記の調査の主事者であった河辺宏教授を代表者とする、日本大学人口研究所の研究プロジェクトにおいて、調査の原データを使用できる機会を与えられたためである。同先生

に、この場をかりてお礼申し上げます。

- 2) ちなみに、米国センサス局による年次居住調査 Annual Housing Survey によれば、1962-63年においては転勤移動を行った世帯主(18-64歳)の年平均の数は約30万人、1973-77年においては約75万であった。このため、この二期間に、人口全体に占める転勤移動率はほぼ2倍になった(Sell, 1983)。また、米国の1973-77年の調査によれば、国土を都市圏と非都市圏に二分すると、転勤移動全体のうち、特定の都市圏から他の都市圏への流れが、世帯主ベースでは45.2%、移動者ベースでは45.0%を占めている(Sell, 1982)。
- 3) 市町村レベルでの特定に関して言うと、出発地の市町村は判明するが、到着地すなわち調査実施地区は、原資料ではあいにく保健所コードで記載されている。幸い人口問題研究所の御好意によって、このコードと市町村の対照表を手できたので、到着地についても市町村名を明らかにできた。
- 4) 支所の都市単位の規模に関しては、支所数が100を越え、なおかつ、後者については、依拠しているデータの出典がサンプル調査であることに規制されたデータの規模の小ささの問題を多少とも緩和するために、1976-86年における転入と転出の数を加えた総移動数が1人以上ある24都市(圏)のみを取り上げた。また、データの空間的単位を統一するために、阿部(1991)による行政市単位の数値を、土井(1987)による都市圏単位の数値に編集した。

第 III 編

人口移動のモデリングをめぐる地図パターン問題

第Ⅷ章 空間的相互作用モデルと地図パターン問題

1. 問題の系譜

主として経済地理学における近年の成果を整理したKing(1976)は、空間的相互作用モデル研究の進展を、その動向の一つに挙げている。しかも、このテーマの発展は、地理学のみならず、地域科学・経済学・工学などの諸分野を巻き込んだ形で見られたのである。これは、Wilson(1967)の業績によって活発化した動きであり、従来の重力モデルの再定式化を有力な契機としている。すなわち、古典的な重力モデルがニュートンの引力法則からの類推に支えられていたのに対し、彼は気体分子の運動を扱う統計力学の成果を社会現象に援用したのである。その方法は、出発地からの流出フローと到着地への流入フローに関する制約条件を考慮し、そのもとでエントロピーが最大化するトリップ分布を求めることを骨子としている。そして、制約条件の組み合わせによって、4種類のサブ・モデルからなる空間的相互作用モデル族を導いた(Wilson, 1971; 高阪, 1979; 杉浦, 1986)。このような近時の動向は、重力モデルからエントロピー最大化法へと要約されるが(Senior, 1979)、その詳細については、既に拙著(石川, 1988a, pp.1-111)において論評した。

しかし、一方で、エントロピー最大化法に基づく、新しい空間的相互作用モデルに対する批判も見逃せない(石川, 1988a, pp.38-41)。すなわち、これが、気体分子の運動を扱う統計力学のアナロジーに基づいていて、社会経済的な観点および人間行動という面からの理論的正当性を欠いていること、基本的に集計レベルの議論であって、個人行動の論議と接合されていないために、集計問題から解放されていないこと、出発地・到着地に関する制約条件の定義にさいして、トートロジーに陥っていること、基本的に静学的な均衡モデルであって、動学的な不均衡システムとしての現実の説明にうまく対処しえないこと、などである。

さらに、空間的相互作用モデルにおける距離変数にかかるパラメータの推定値が、対象とする空間システムの地図パターン map pattern 効果ないしは空間構造効果の影響を受けて、正しい特定が困難となる、という問題もある。これが、ここでいう地図パターン問題である。距離変数にかかるパラメータの推定値は、本来なら当該の相互作用の距離に対する反応度を示すものであるために、同推定値は、距離減衰効果ないしは距離摩擦効果を示すと解釈されていた。しかし、この問題のために、この推定値に空間構造効果が混入してしまい、その結果、この推定値を純然たる距離減衰効果の目安として使えないことになる。

この問題点は、1950、60年代の文献に、すでに示唆されていたと言われている(Johnston, 1976)。しかし、Curry(1972)がエントロピー最大化法から誘導される相互作用モデルの意義を評価したさいに、この問題点を明示して以来、この問題は大きく注目されることになった。この問題が、古典的重力モデル・エントロピー最大化型モデルの双方に妥当しているために、地図パターン効果に言及せずに、距離パラメータ推定値の解釈を行なっている既往の成果の評価が、ゆらぐ可能性があるからである。空間的相互作用モデル関連の研究自身は、地理学をはじめとする多くの分野で関心が寄せられたのに対し、この地図パターン問題に関する研究には、ほとんど地理学からの貢献ばかりが目立っている。この意味で、地図パターン問題は、空間的相互作用モデリングについての地理学的問題ということもできる。

Curry(1972)の指摘以来、イギリスの雑誌 Regional Studies の誌上を中心に、同国および北米の数人の地理学者が参加して行なわれたこの問題点をめぐる論争(Cliff et al., 1974, 1975, 1976; Curry, 1972; Curry et al., 1975; Johnston, 1973, 1975, 1976; Sheppard et al., 1976)は、つとに有名である。これに関しては、Haggett et al.(1977, pp.35-36)や杉浦(1986, pp.148-151)の紹介に譲りたい。この論争は、ドクターストップがかかる形で一応1976年で終了しているが、この時点では満足のいく解決策はいまだ得られていなかった。むしろ、この論争の意義は、この問題の重要性を多くの人に知らしめた点にあったと言わべきであろう。

さて、上記の論争をめぐる文献は、基本的に経験的データを使わない議論であり、影響の存否を具体的に確認しようとするものではなかった。この文脈で注目されるのは、Griffith and Jones (1980)の論文である。彼らは、カナダにおける24都市圏の内部の通勤現象にエントロピー型の空間的相互作用モデル族のうちの二重制約型モデルを適用し、地図パターン(論文中では空間構造と呼ばれている)が距離パラメータ推定値に強い影響を与えていると結論している。この研究は、実証的データを駆使して本格的にこの問題に取り組み、しかも単位領域間の接触関係から得られた連結行列の分析、および空間的自己相関統計量の利用によって地図パターン効果を独立させる試みを行なっている点が、評価できる。

2 競合着地モデル以後

ともあれ、地図パターン問題は、現実のデータから得られる距離パラメータの推定値が、地図パターンの影響を受けて歪み、適切なモデリングが難しくなるという問題である以上、地図パターン効果の具体的内容を特定し、さらにそれを独立変数化して、同効果の影響を抜き去る努力が、次の段階として必要であった。このような方向での、解決策の本格的な模索として注目されるのが、Fotheringham(1983a・b, 1984, 1985, 1986a・b)による一連の研究である。彼は、この地図パターン問題が、通常の重力モデル型の相互作用モデルに近接性変数を加味した競合着地モデルの利用によって克服される、と強調した。この新しいモデルは、無制約モデル

$$T_{ij} = k V_i^\alpha W_j^\gamma d_{ij}^\beta \quad (\text{IX-1})$$

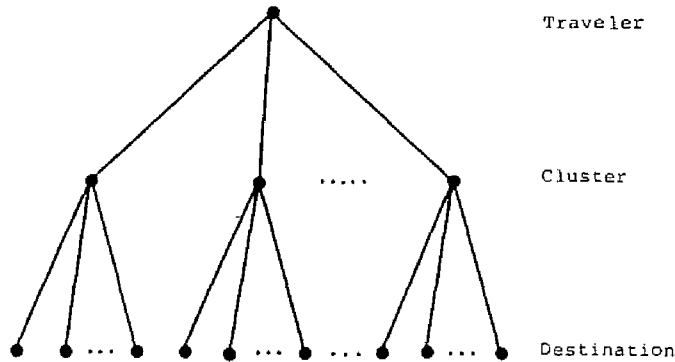
と発生制約モデル

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^\gamma d_{ij}^\beta \quad (\text{IX-2})$$

の代替案として登場した。ただし、 T_{ij} は出発地 i から到着地 j への相互作用数、 V_i は i の放出性、 W_j は j の吸引力、 A_i は

$$\sum_j T_{ij} = O_i \quad (\text{IX-3})$$

を保證する均衡因子、 O_i は i からの流出総数、 d_{ij} は i と j の間の距離、 k 、 $\alpha (>0)$ 、 $\gamma (>0)$ 、 $\beta (<0)$ はパラメータである。



図IX-1 二段階目的地選択過程の模式図

Potheringham は、空間構造の具体的な成分が、対象とする空間システムの近接性に対する、移動者の知覚であるとした。すなわち、潜在的な移動者は、目的地選択の第一段階において、いくつかのおおまかな地方、すなわち個々の目的地群から構成されるクラスターを比較・評価して、それらの中から一つを選び、ついで第二段階において、第一段階で選んだクラスターの中から、それに含まれる具体的な目的地を選択する、というわけである(図IX-1参照)。この第一段階におけるクラスターの選択に影響を与え、その結果、 β の推定値を歪めるのが、特定の目的地からみた、他のすべての目的地への近接性である。このために彼は、次の定式で示される、競合着地モデルの使用を提案したのである。

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^\gamma d_{ij}^\beta H_j^\delta \quad (\text{IX-4})$$

ここで、 H_j は特定の目的地からみた他の全目的地への近接性であり、

$$H_j = \sum_{\substack{k \\ k \neq j}} \frac{W_k}{d_{kj}} \quad (\text{IX-5})$$

と定義される。また、 δ はパラメータである。なお、式(IX-1)の無制約モデルに対応する競合着地モデルも導けるが、ここでは示さない。式(IX-3)の制約条件の存在が、発生制約モデルの実行度を、無制約モデルのそれよりもすぐれたものにするからである。

競合着地モデルは少なくとも、彼自身が扱った米国の航空旅客流動(Fotheringham, 1983a, 1984)と人口移動(Fotheringham, 1986b)、ならびにオランダにおける人口移動(Fotheringham, 1987)という経験的文脈で見ると、この長年の問題を解決しているかに見える。その他の経験的研究としては、Guy (1987)によるカーディフにおける買物行動の分析や、矢野(1986)による、ローリー・モデル族の枠組みにおける豊田都市圏内の買物トリップの分析がある。さらに、航空旅客流動以外の相互作用を用いた経験的例証としては、このモデルの妥当性をめぐっての、Ewing (1986)とFotheringham (1986b)の議論の中でも見られる。

競合着地モデルの着想を取り込んだ非集計行動モデルの例としては、Borgers and Timmermanns(1987)の研究がある。彼らは、無関係選択肢からの独立性に影響されない、選択肢の代替可能性 substitutability と、対象とする空間システムの空間構造効果として一種の近接性を組み込んだ多項ロジットモデルとプロビットモデルを展開している。また、対象とする空間構造効果の空間的フローへの影響は、Lo(1990, 1991a・b, 1992)も検討を加えている。特にLo(1992)は、目的地の相互依存は、トリップを行う者の選好に関連する経済的相互依存と、各地区の規模や空間的位置関係などに関連する立地上の相互依存の二つから成る、と主張している。彼女によれば、競合着地モデルは、このうちの後者の内容に焦点を置いており、前者をも含めた、より広い意味での空間構造効果の取り込みに成功していない、と批判している。しかし、上記のBorgers ほかの論文と同様、基本的に、仮想的な買物行動を想定した議論を展開しているシミュレーション研究であるために、経験的な説得性を欠いている。

一方、競合着地モデルの拡張の試みもあつた。Fik and Mulligan(1990)は、空間構造効果を示す近接性変数の分布を、階層性や介在機会の存在を考慮に入れて、修正を図つた。彼らの枠組みに従えば、競合着地モデルは、階層性や介在機会の

影響がない場合に得られる、一特殊ケースとみなされる。競合着地モデルでは、空間構造効果としての近接性変数は、式(IX-5)のように、どの出発地からのフローについても、特定の目的地については、同様の値を持つように定義されるのに対し、Fikらのモデルでは、空間構造効果は出発地・到着地のペアごとに特定される。彼らは、米国の1980年における45SMSA間の航空旅客流動データに対して、最小二乗法による出発地固定型のキャリブレーションの結果を、適合度および多重共線性の両面から検討し、この新しいモデルの優位性を強調している。Fikらのアプローチは、対象とするシステムに特有の空間構造効果を柔軟に表現することを可能にするもので、地図パターン問題の操作的解決に対する一つの前進である。Fikらによって提案された空間構造効果の特定法に忠実な変数の導入は、わが国の1960、85年の都道府県間人口移動データを使った矢野(Yano, 1992)による分析において既に試みられており、やはり良好な結果が報告されている。

以上にみたように、Fotheringham(1983a)の提案した競合着地モデルのアイデアは、近年の相互作用モデリングに受け継がれ、発展を遂げている。このモデルの最大の意義が、空間的相互作用モデルにおける地図パターン問題の解決策という点にあることは、あたためて言うまでもない。さらに、これ以外に、競合着地モデルは元來は集計レベルのモデルであるが、階層的な目的地選択を扱う行動論モデルとしての含意を備え、しかも、近接性変数の取り込みが、矢野(1986)の論文が言及しているように、残差の空間的自己相関の軽減に貢献している可能性を秘めていることにも、着目する必要がある。

とはいえ、このモデルをめぐって、いくつかの課題が残されていることもまた、事実である。そのために、競合着地モデルをもって、地図パターン問題に対する万全の対応策とみなすのは、現段階では時期尚早である。これらの課題とは、次の四点である。すなわち、第一に、競合着地モデルを利用した経験的研究が、米国・オランダやカーディフ・豊田といった対象に限られており、まさに「空間構造」の異なる、多様なフロー・システムに対する有効性が、広く検証されるには至っていない。第二に、競合着地モデルの前提条件である二段階目的地選択過程が、実際に作用しているのかどうかの確認が困難であり、それがこのモデルの意

義自体をあいまいにしている。第三には、空間構造効果を近接性で代表させうるのか否かの問題が存する。近接性の貢献が微小なら、競合着地モデルの利用は不毛となりかねない。第四に、このモデルをはたしてどのような種類の空間的相互作用に対して適用しうるのかについては、いまだ明確になっていない。従来、地図パターン問題の経験的研究で扱われてきたのは、航空旅客流動・人口移動・通勤・買物行動といった、人の相互作用のみであった。なお、本稿とは別の角度からの競合着地モデルの評価としては、杉浦(1988)の論評がある。

以下の第XI章は、上記の第二の問題に取り組み、二段階目的地選択という前提条件の論証をめざすものである。続く第XII章は、上記の第一の問題点に関連しており、日本のナショナル・レベルでの人口移動への競合着地モデルの適用を通じて、地図パターン(空間構造)の影響の現れ方を検討するものである。上記第三の問題に関しては、第X・XII章で、近接性以外の空間構造の要素の重要性を論証する。なお、地図パターン問題は、距離変数として、具体的にどのような測度を用意するかの問題と、密接に関連している。別言すれば、地図パターン問題の十全な解明・解決は、空間的相互作用モデルにおける分離性自身が、いかに展開しているのかを明らかにし、それに基づいて、より現実的な測度を探索する努力と、表裏一体とすることができる。第XIII章は、このような見地から作成されたものである。

第Ⅴ章 滋賀県内の相互作用からみた地図パターン問題

1 はじめに

前章で概観した、空間的相互作用のモデリングにさいしての地図パターン問題に関する研究の流れを念頭に置いた場合の本章の独自性は、次の二点にあると言えよう。第一は、この問題の解明にあたって、対象システムとして都市内レベルと都市間レベルでの影響の現れ方の違いに、目を向けていることである。このような観点の重要性は、1970年代中期における Regional Studies の誌上を中心に展開された、この問題をめぐる論争において論及されたことはあつたが、その後今日まで、経験的データを使用した入念な考察にまで進んだ研究は行われていない。独自性の第二の点は、競合着地モデルの登場によって、空間構造効果として、対象システム内の近接性の分布への注目が集まる中であつて、それとは異なる内容の重要性を多面的に捉える試みを行っていることである。

以下、第2節では、滋賀県市町村間の人口移動・通勤データをとりあげ、エントロピー最大化型二重制約モデルによって距離パラメータの推定を行なう。第3節では、前節において用いたデータに潜む地図パターンを抽出し、それが後のシミュレーションで扱う地図パターンのいずれに近いかを明らかにする。続く第4節は、均等型・ランダム型・凝集型という三つの基本的な点パターンを想定し、シミュレーションによって地図パターン問題の吟味を行なう。第5節では、知見の要約を行うとともに、本章の研究の限界にも言及する。

2 距離パラメータの推定

さて、ニュートンの引力法則の類推に基づく古典的な重力モデルは、一般的に、

$$T_{ij} = k V_i^\alpha W_j^\gamma d_{ij}^\beta \quad (X-1)$$

と定式化できる。ただし、 T_{ij} は出発地 i から到着地 j への相互作用、 V_i は i の放出性、 W_j は j の吸引力(魅力度)、 d_{ij} は i, j 間の距離、 k, α, γ, β はパラメータである。式(X-1)を対数変換すれば、

$$\log T_{ij} = \log k + \alpha \log V_i + \gamma \log W_j + \beta \log d_{ij} \quad (X-2)$$

となり、通常最小二乗法によってパラメータの推定を行なえる。

一方、Wilson(1971)による空間的相互作用モデル族のうち、二重制約モデルは、

$$T_{ij} = A_i B_j O_i D_j f(c_{ij}) \quad (X-3)$$

と定式化される。ただし、 T_{ij} は出発地 i から到着地 j への相互作用、 A_i は i に関する均衡因子、 B_j は j に関する均衡因子、 O_i は i から出発する相互作用の総数、 D_j は j に到着する相互作用の総数、 c_{ij} は i から j への移動コストである。なお、 A_i, B_j は、それぞれ次の制約条件

$$\sum_{j=1}^n T_{ij} = O_i \quad (X-4)$$

$$\sum_{i=1}^n T_{ij} = D_j \quad (X-5)$$

を満足するために用意されたものであり、それぞれ

$$A_i = \left[\sum_{j=1}^n B_j D_j f(c_{ij}) \right]^{-1} \quad (X-6)$$

$$B_j = \left[\sum_{i=1}^n A_i O_i f(c_{ij}) \right]^{-1} \quad (X-7)$$

と示される。 n は、対象システム内の地区数である。また、移動コスト c_{ij} は、一般的には距離 d_{ij} と比例関係にあるため、式(X-1)における d_{ij} に対応するものと考えてよい。さらに $f(c_{ij})$ は、具体的には、パワー関数 c_{ij}^β や指数関数 $\exp(\beta c_{ij})$ などで表わされることが多い。本章の目的は、空間的相互作用モデルにおける距離パラメータ β が、地図パターンによっていかに影響されるかを検討す

ることである。

しかし、式(X-1)、式(X-2)の重力モデル、あるいは式(X-3)のエントロピー最大化型の二重制約モデルのいずれに基づくかによって、議論は異なってくる。前者の場合、 β は通常最小二乗法によって容易に求められるのに対し、後者の場合、独立変数間に非線型関係があるので、収束計算によって β を推定せねばならない。経験的データへの適合は、非線型関係のうえに立つ後者の方が一般的に良好であるため、ここでは式(X-3)の二重制約モデルに基づくことにする。

また、距離パラメータ β の推定に関しては、十分満足のゆく単一の方法はまだ確立されていない。例えばBatty and Mackie(1972)は、一次反復法、ニュートン・ラフソン法、フィボナッチ法、単体法、二次探索法の五つの方法をあげ、それらの比較検討を試みているが、決定的にすぐれたものはないとしている。ここでは、Kadas and Klafszky (1976)の方法を使い、 β の推定を行なった。この方法の長所は、対象とする地区数があまり多くないとき(10-30程度)、 $\hat{\beta}_1$ (β の初期推定値)だけでほとんど十分で、2回目以降の推定値を求める反復計算が不要な点である。具体的に示せばこれは、 β の推定にさいして、移動コスト関数を $\exp(\beta c_{ij})$ とするもので、 x_{ij} を*i*から*j*への相互作用(推定値)、 $T = \sum_j O_i = \sum_i D_j = \sum \sum_{i,j} x_{ij}$ 、 $K = \sum \sum_{i,j} O_i c_{ij} D_j$ 、 $E_i = \sum c_{ij} D_j$ 、 $F = \sum c_{ij} O_i$ 、とするとき、 β の初期推定値 $\hat{\beta}_1$ は、次のように求められる。

$$\hat{\beta}_1 = \frac{C^* - C(0)}{C'(0)} \quad (X-8)$$

ただし、 $C^* = \sum \sum_{i,j} x_{ij} c_{ij}$ (X-9)

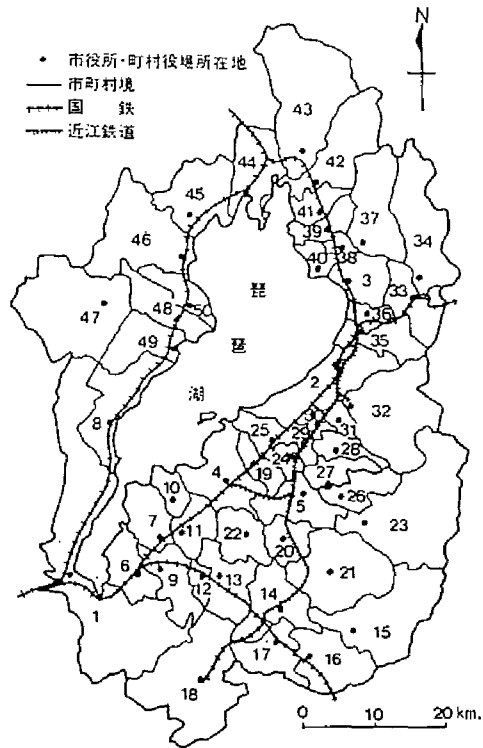
$$C(0) = \sum \sum_{i,j} c_{ij} O_i D_j / T \quad (X-10)$$

$$C' = \sum \sum_{i,j} \frac{O_i c_{ij} D_j}{T} \left(\frac{K}{T^2} - \frac{E_i + F_j}{T} + c_{ij} \right) \quad (X-11)$$

である。

対象としたのは、滋賀県50市町村(図X-1)の間の人口流動データである。本来、

空間的相互作用モデルは、人口流動のほかにも物資流動・交通流・電信電話交流・マネーフローなどの各種のフロー現象への適用が可能である。しかし、市町村間レベルでは、この種の相互作用データを豊富に入手するのは難しく、本章で利用したのは、人口移動(1978年)と通勤(1975年)に関する資料である¹⁾。前者は、



1. 大津市 2. 彦根市 3. 長浜市 4. 近江八幡市
5. 八日市市 6. 草津市 7. 守山市 8. 志賀町
9. 栗東町 10. 中主町 11. 野洲町 12. 石部町
13. 甲西町 14. 水口町 15. 土山町 16. 甲賀町
17. 甲南町 18. 信楽町 19. 安土町 20. 蒲生町
21. 日野町 22. 竜王町 23. 永源寺町 24. 五箇
- 荘町 25. 能登川町 26. 愛東町 27. 湖東町 28.
- 桑荘町 29. 愛知川町 30. 農郷町 31. 甲良町
32. 多賀町 33. 山東町 34. 伊吹町 35. 米原町
36. 近江町 37. 浅井町 38. 虎姫町 39. 湖北町
40. びわ町 41. 高月町 42. 木之本町 43. 余呉
- 町 44. 西浅井町 45. マキノ町 46. 今津町 47.
- 朽木村 48. 安曇川町 49. 高島町 50. 新旭町。

図X-1 対象とする空間システム—滋賀県50市町村—

滋賀県企画部統計課が1975年国勢調査の数値を基礎として、以降毎月市町村から提出される人口異動報告より推計・作成したものである。後者は、『国勢調査報告』の「通勤・通学地編」より得たものである。また、移動コストには、市役所・町村役場間の道路距離、時間距離²⁾を入力した。これは、琵琶湖の存在が直線的な距離の把握を妨げていることが、容易に予想されるからである。

なお、1974年7月には国鉄湖西線が開通し、以降の湖西地方の変貌の大きな契機になった³⁾。対象とした時期はその直後にあたっているため、扱った人口移動・通勤データに時系列的な安定性を期待するには、やや無理であろう。また、東海道線・湖西線沿いに、京阪神大都市圏が拡大しつつあり、対象とした滋賀県という領域の機能的一体性が弱いという点にも、留意の必要がある(ちなみに、総務庁統計局の定義による大都市圏人口の比率を示した表IV-3によれば、滋賀県の総人口のうち、1975、80年時点で、それぞれ、73.76%、79.74%が、京阪神大都市圏に含まれている)。これは、本研究にとって一見不利な条件にみえる。しかし、本章の冒頭で述べたように、対象とするシステム内における都市内・都市間レベルのフローの混在するケースを視野に入れて、地図パターン問題の包括的な解決を目指すときには、そのような複雑な状況は研究対象としてむしろ好都合であると、考えるべきである。

さて、二種の相互作用、二種の移動コスト関数を用いた、二重制約モデルの適

表X-1 距離パラメータの推定値

相互作用	距離測度	重力モデル	二重制約モデル	
		式(2)	$\hat{\beta}$	式(3)
		r^2		r^2
人口移動	道路距離	0.636	-0.042	0.877
	所要時間	0.825	-0.054	0.891
通 勤	道路距離	0.637	-0.063	0.848
	所要時間	0.615	-0.083	0.852

用結果を表X-1にまとめた⁴⁾。なお、以降においては、距離パラメータの推定値は $\hat{\beta}$ と示す。比較の意味で、式(X-2)の重力モデルに基づいたときの結果も掲げた。まず、経験的データの適合率を示す決定係数 r^2 をみると、二重制約モデルの方がいずれも0.84以上を示し、式(X-2)の場合に比較して良好なあてはまりをみせていることがわかる⁵⁾。同一の相互作用の範疇においては、 r^2 は所要時間を入力した方がわずかながら高いし、また $\hat{\beta}$ は絶対値が大きくなっている。さらに、人口移動・通勤という範疇別では、後者の方が絶対値の大きい $\hat{\beta}$ が得られている。通勤現象は通勤限界内でのみ生じる相互作用であり、それを越えては原則として発生しないのに対し、人口移動にはそのような制約がない。通勤現象が、都市の機能的範囲の決定のさいの有力な指標として利用されることを考えると、通勤のような一都市圏内で完結する現象と、人口移動に象徴されるような、都市の日常生活圏の広がりを超えても生じる現象との二つのタイプの相互作用の差異が、 $\hat{\beta}$ の変動に影響している可能性が示唆されよう。

3 滋賀県50市町村の作る地図パターン

本節は、前節においた求められた $\hat{\beta}$ が、いかなる地図パターンのもとで得られたのかを明らかにし、それを後のシミュレーション研究に位置づけることを目的としている。まず、ここで地図パターンの具体的内容について検討しておきたい。

空間的相互作用モデルに関連する文脈で地図パターンというとき、従来必ずしも明確で、統一的な概念規定はないのであるが、その内容として、①地区の位置関係、という要素はほとんどすべての論者に共有されていたと考えられる。 β は距離にかかるパラメータである以上、この理解は当然のことといえる。しかし、それぞれの位置は、そこから出発し、そこに到着する相互作用があつて、換言すれば、 O_i および D_j という値で充たされて初めて意味をもってくるであろう。したがつて、② O_i あるいは D_j の値の変動、もまた、地図パターンの一つの要素とみなせるのではなからうか。Sheppard(1979)は、本稿でいう地図パターンの具体的内容を、マスの空間的自己相関とみなしているが、その呼び方にはこの②の要素を意識するニュアンスが込められていよう。また、同じ場所における相互作用の出発者数と到着者数は、現実にはまったく無関係ではなく、正の相関関係をもつ傾向にある。したがつて、③同一地区における $O_i \cdot D_j$ の値の共変動関係、をも要素の一つに新たに加えるとき、この問題をめぐる論議は豊かになると思われる。以上筆者は、地図パターン効果あるいは空間構造効果が、①-③の三要素から構成されると考えたが、そのうち①を主導的要素とみなしておきたい。以下では、これらの要素をめぐつて、地図パターン効果の $\hat{\beta}$ への影響の問題を掘り下げてゆきたい。

まず、③については、 O_i 、 D_j が一般的に正の相関関係をもつ傾向にあり、その関係の程度は相関係数によって計ることができる。また、②は平均・分散といった指標によつても把握できようが、①と共変動している可能性が考えられるので、空間的観点をもち、しかも尺度化の容易な方法が望まれる。ここで利用する

のは、空間的自己相関に関する統計量のうちの一般化モーラン係数

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{W \sum_i z_i^2} \quad (X-12)$$

である。ただし、 n は対象としている空間システムの地区数、 w_{ij} は i 地区と j 地区との間の荷重、 $z_i = x_i - \bar{x}$ 、 $W = \sum_i \sum_j w_{ij}$ である (Cliff and Ord, 1973, pp.3-21)。なお、ここでは、次のような荷重を採用した。

$$w_{ij} = 1 / c_{ij} \quad (i \text{ 地区と } j \text{ 地区が隣接している場合}) \\ = 0 \quad (\text{それ以外の場合})$$

また、①については、以下のように定義される点パターン分析の一手法である最近隣測度から、とらえることができる (奥野, 1977, pp,133-145)。

$$R = \frac{\bar{r}_1}{\bar{r}_0} = \frac{(\sum_i r_{i1}) / n}{1 / (2D)^{1/2}} \quad (X-13)$$

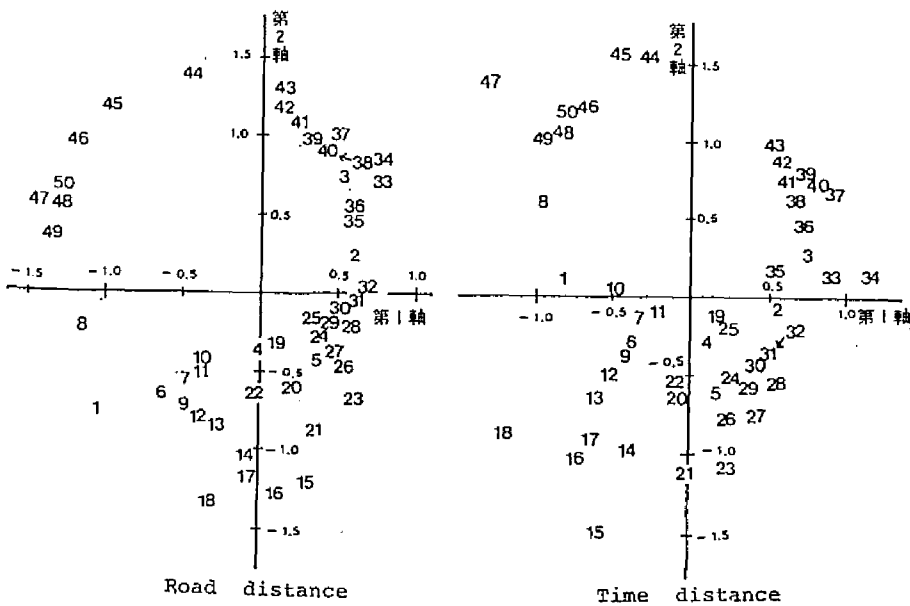
ただし、 \bar{r}_1 : 最近隣平均距離、 \bar{r}_0 は理論的な最近隣平均距離、 n は対象システムにおける点の数、 r_{i1} は i 番目の点の最近隣距離、 D は点の密度である。この測度によれば、完全なランダム型のとき、 $R=1.0$ 、それより凝集型に近づくとき $R < 1$ 、逆に均等型に近づくとき $R > 1$ となる。完全な凝集型、すなわちすべての点が1点に集中する場合には $R=0.0$ 、正六角形状の最も典型的な均等型の場合には $R=2.149$ となる。

さて、①の要素を明らかにしようとするさい、大きな問題となるのは、滋賀県の中央部に存在する琵琶湖が、50市町村の作る位置関係に影響を与えている可能性があることである。R値を導出するためには、各市町村の位置は、互いの距離が直線で計測が可能な2次元の直交座標上にプロットされていなければならない。先に用いた2種の距離行列は、そのような2次元座標上での位置が不明なまま、自市町村から他市町村への具体的な距離のみを示している。そのため、この距離行列から、2次元直交座標上での各市町村の位置を復元する手続きが必要になっ

てくる。

このような要請に応えるのが、多次元尺度法(Multi-Dimensional Scaling、以下 MDS と略称)である⁶⁾。この手法は、対象のペア間の距離行列から、距離の順位関係のみを保持したn個の点の新たな布置を、逐次計算によってより少数の直交空間上に復元することを骨子としている。したがって、第2節で用いた2種類の距離行列に MDS を適用し、得られた50市町村の布置から最近隣測度を求めれば、地図パターンの①の要素を明確にしうるであろう。また、②の要素を空間的自己相関統計量によって示すさいにも、MDS による布置から計算した⁷⁾。

以上のような手続きによって、対象としたデータに隠されている地図パターン効果を把握できるはずである。まず、①に関しては、高根(1980, pp.116-124, 280-296)によるアルゴリズム SMACOF (Scaling by MAXimizing a CONVEX FUNCTION)に基づいて、滋賀県50市町村の位置関係を MDS によって復元したのが、図X-2である。現実の距離データからのずれがストレスと定義され、ストレス値が小



図X-2 MDS によって復元した50市町村の位置関係

さいほど適合度がよいことを意味する。また、同一のデータに対しては、次元数が大きいほどストレス値は小さくなる。ただ、最近隣測度は2次元空間における指標であるため、図X-2には2次元解を掲げた。ストレス値は、道路距離のとき6.4%、時間距離のとき9.1%であり、比較的よい適合を示している。

まず、道路距離の場合の布置をみると、現実の各市町村の相対的位置関係とよく似ている。ただ、琵琶湖の存在を反映した中央部の空隙は、現実より円形に近づいている。第1軸は東西、第2軸は南北の方角を、それぞれ示すと容易に解釈できる。一方、時間距離から抽出した50市町村の布置は、やや複雑な位置関係を示している。とはいえ、時間距離は列車を中心とし、バス路線網によって補完した所要時間から求めているので、布置の状況は鉄道路線を強く反映している。すなわち、第1象限には北陸線、第2象限には湖西線沿線の市町村が、存在している。また、第3・4象限には、必ずしも明瞭なクラスターは形成されていないが、東海道線の通過する市町が第1軸の直下にある。そこを離れると、第3・4象限では、それぞれ草津線、近江鉄道沿線の市町が見い出される。鉄道連絡のない町村は、当然ながら、図の周辺部に孤立的に位置する傾向にある。第1軸は滋賀県の交通幹線である東海道線を意味し、第2軸は、必ずしも適切な解釈を与え得ないが、交通条件のうえで同県を東西に二分する線と一応理解しておきたい。

さて、図X-2で座標値±2.0の範囲でR値を算出すると、道路距離のとき0.71、時間距離のとき0.76であった。これは、両者とも、 $R=1.0$ の完全なランダム型からみた場合、より凝集型に近い形状をとっていることを意味する。ここで、滋賀県市町村間人口流動データに関連する地図パターン効果の三つの要素を整理すれば、表X-2のようになる。同表には、 $\hat{\beta}_1$ の推定のさい用いた C^* の値も、あわせて掲げた^{B)}。

表中の空間的自己相関統計量Iをみて気づくのは、 O_i より D_i の方が、一様値が大きくなっている点である。これは、50市町村における相互作用の到着者数が、出発者数より相互に接近した値をとって、空間的に連続しがちな傾向のあることを示している。また、通勤が人口移動より正の自己相関が概して低い理由と

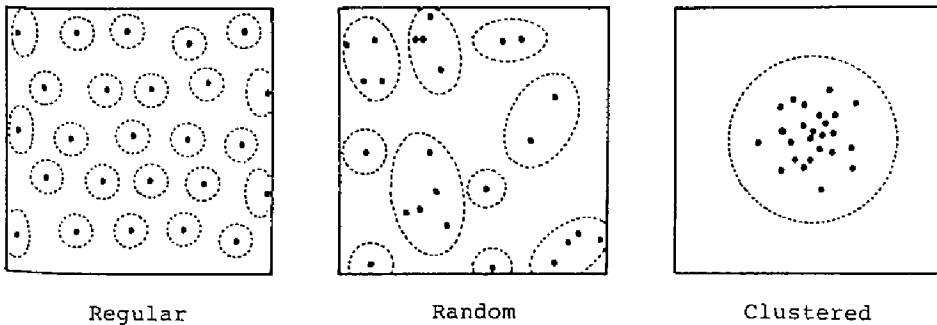
表X-2 滋賀県内フロー・データから抽出した地図パターンの要素

距離測度	最近隣測度 R	相互作用	O_i と D_j の相関係数 r	一般化モーション係数 O_i D_j	C'	
道路距離	0.71	人口移動	0.957	道路距離	0.718 0.922	2,145,023
				所要時間	0.815 1.222	2,042,242
所要時間	0.76	通勤	0.778	道路距離	0.687 0.689	1,568,203
				所要時間	1.027 1.045	1,618,215

しては、後者においては通勤限界内で完結する現象であるため、隣接する都市圏間では O_i (あるいは D_j)の値が反発しあう、すなわち自己相関が負の方向に作用しがちなものに対して、前者ではこのような制約性のみられない点を、あげることができると思われる。さらに、 O_i と D_j の相関係数 r をみると、通勤で低い値をとっているのは、従業地が市や一部の町といったオーダーの高い場所に集中しているために、 O_i と D_j のずれが比較的目立つことに起因していよう。一方、人口移動では、東海道線沿線の京阪神大都市圏域内でこそ大きな転入超過がみられるものの、そこを除けばおおむね転出と転入のバランスのとれていることが、高い相関係数を生んでいる原因と考えられる。

4 シミュレーション研究

本節の課題は、対象とする空間システム内の地区の位置関係を変化させて、 $\hat{\beta}$ に対する地図パターンの多面的な影響を検討するとともに、前節で抜き出した滋賀県50市町村が形成する地図パターンが、より包括的な文脈からみた場合、いかなる地位を占めるのか、を明らかにすることである。そのさい、人口移動・通勤という相互作用の差異に関連する、都市内・都市間という二つのレベルの違いについても、目を向けたい。しかし、市町村間フロー・データを豊富に入手することには困難があるため、ここでは観測値を離れたシミュレーションによって、この問題の影響を検討することにしたい。地図パターン問題に対するシミュレーション・アプローチの有用性は、Sheppard(1979, p.131)によって言及されているし、Borgers and Timmermanns(1987)や、Lo(1990, 1991b, 1992)は、買物行動を念頭においたシミュレーションを通じて、この問題に接近している。



図X-3 シミュレーションにおける3パターン

ここでは、均等型・ランダム型・凝集型の三つの基本的なパターンを想定したシミュレーション・モデルを作成し、これらのパターンの違いが $\hat{\beta}$ に及ぼす影響について観察する。対象は25個の点とした。第2節の経験的研究における単位地

区は市町村であり、その位置は市役所・町村役場の所在地で示されるものとし、各市町村の相互作用を行なう全人口がその点に集中していると、操作的に仮定しておいた。したがって、本節における25点は、25地区を示すものと考えてもよい。図X-3は三つのパターンを示しており、最近隣測度 R はそれぞれ1.83、1.09、0.53である⁹⁾。当然ながら、図に示される空間においては、距離は2点間の直線で計測が可能であるものとし、その意味で図X-2に示す空間に対応する。

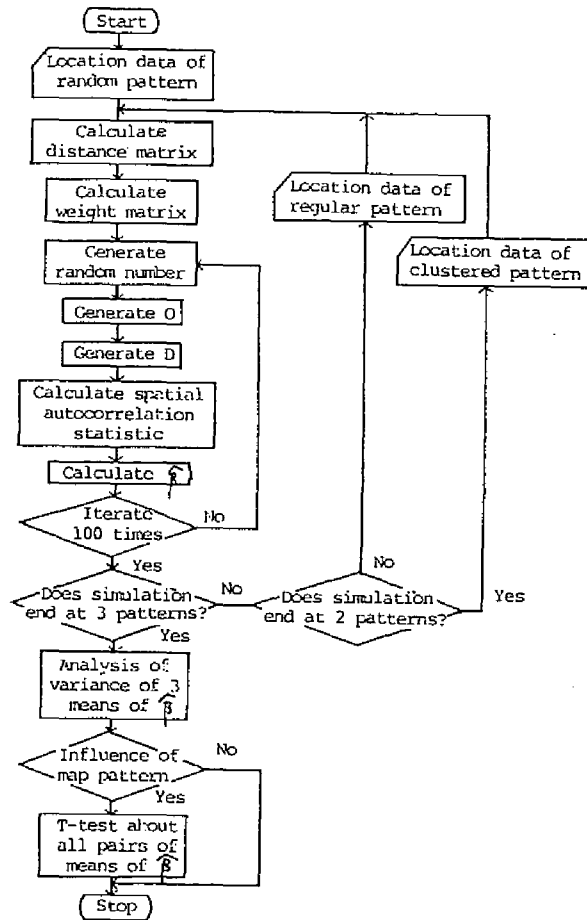
なお、現実を意識した場合、25点は必ずしも機能的に独立した単位とはみなさず、むしろ複数の点で一つのまとまりをもつ単位、すなわち都市圏を形成しようとした方が、経験的含意が豊かになると考えられる。そこで、 X と Y の両座標値で表現される位置を2変数とするQモード・クラスター分析により、近距離にあつて一つのクラスターをなすものを、一つの都市圏とみなすことにする。デンドログラムの切断は、3パターンとも同一の基準によつて行ない、その結果を図X-3では点線で示している。それによれば、均等型では各点が単独で都市圏をなし、ランダム型では10都市圏が形成されていることになる。さらに、凝集型では、全ての点が同一のクラスターに含まれるので、25点が1都市圏を構成するものと仮定される。したがってここで、均等型では都市(圏)間相互作用のみを、凝集型では都市(圏)内相互作用のみを、ランダム型では両者の並存する姿を想定することができよう。

さて、シミュレーション・モデルの流れ図を表現したのが、図X-4である。まず、ランダム型における位置データを読み込み、距離行列を計算する¹⁰⁾。次いで、空間的自己相関統計量としての一般化モーラン係数 I の算出に必要な荷重

$$w_{ij} = 1/c_{ij} \quad (\text{点 } j \text{ が 点 } i \text{ の最近隣点の場合}) \\ = 0 \quad (\text{その他の場合})$$

を求める。次に、相互作用の種類の決定に必要な 0.0 から 1.0 の範囲をとる一様乱数 RN_1 を発生させる。

そして、 O_1 を発生させるのであるが、そのさい三つのパターンごとに、そのメカニズムが若干異なっている。それは、第2節で指摘したように、現実に見られる空間的相互作用の範疇として、都市圏内で完結するもの(以下、タイプIの現象



図X-4 シミュレーションの流れ図

と呼ぶ)と、その範囲を越えても生起するもの(以下、タイプIIの現象と呼ぶ)の両者が存在することを意識するからにほかならない。しかも、表X-2の一般化モーラン係数の値は、時間距離を用いたさいの O_i の事例を除けば、人口移動データの方が通勤データより低くなっている。これは、タイプIとIIの現象のちがいに起因していると考えられ、都市圏内・都市圏間といったレベルでは、自己相関の作用の仕方が、それぞれ異なっていることを示唆しているように思われる。そこで、

都市圏内においては、タイプI・IIの双方の現象に関して、特定地区の O_i の値は、その隣接地区の影響を受けて似た値をとりやすい、すなわち自己相関は正の方向に作用する、とみなすことにする。一方、都市圏間では前者の現象の場合、隣接する都市圏相互で反発しあうような離れた O_i の値をとる、すなわち、自己相関は負の方向に作用し、後者の現象の場合、隣接都市圏どうしでは似た値をもちやすい、すなわち、自己相関は正の方向に働く、と考えることにする。以上の論議をふまえ、まず次の二つの仮定をおいた。

- ① 都市圏内では、正の自己相関のみが働く。
- ② 都市圏間では、正負いずれかの自己相関が働く。

これを三つのパターンに即して説明すれば、以下のようになる。まず、均等型の場合、相互作用としてタイプIの現象は考えられないので、タイプIIの現象のみを想定すればよいのであり、正の自己相関のみ全域的に働く O_i が作成される。また、10都市からなるランダム型の場合、相互作用としてタイプI・II双方の現象を想定することができ、タイプIIの現象のとき、正の自己相関のみが全域的に作用する。タイプIの現象のときには、都市圏内では正の自己相関をもち、都市圏間では負の自己相関をもつ O_i が与えられる。タイプI・IIの現象のいずれを選択するかは、先の乱数 RN_i によって決定され、 RN_i が0.5未満のときタイプIの現象が、0.5以上のときタイプIIの現象が選択されるものとした。さらに、凝集型の場合、タイプI・II双方の現象が考えられるが、25の全点が1都市圏に含まれるので、全域的に正の自己相関関係をもつ O_i が作成されることになる。

以上のような手順で O_i を求め、次に D_j の発生を行なう。まず、新たに25個の正規乱数を発生させる。対象とする空間システム内で、 O_i の総和と D_j の総和は等しくなければならないので、これら25個の値それぞれについて、乱数値 $\times(O_i$ の総和/乱数値の総和)、と変換する。そして、先の25個の O_i の値との相関係数 r を求める。 O_i 、 D_j は一般的に共変動するものと考えられ、事実滋賀県の事例(表X-2参照)では、人口移動データで $r=0.957$ 、通勤データで $r=0.778$ という高い正の相関係数が得られている。しかし、それらの値は、滋賀県内相互作用システムという対象に潜む制約を、すでに受けている可能性があるので、この範囲を

やや広げ、0.6以上の相関係数をとる場合のみ、先の乱数を D_j の値として採用した。なお、この過程で、前述の仮定①、②に加えて、次の仮定が新たに追加された。

③ 都市圏内レベルでのみ生じる相互作用の場合、一都市圏内における O_i の総和と D_j の総和は等しい。

これは、タイプIの現象の性格からいって、当然の仮定であろう。なお、 O_i 、 D_j は非負であり、負の値が発生したときには条件を充たすように再計算することになる。以上で、25点における O_i 、 D_j の両値が決定されることになる。次いで式(X-12)により、一般化モーラン係数Iの値を算出する。

ここで、式(X-8)に基づいていよいよ $\hat{\beta}_1$ を推定するのであるが、そのさいの問題点は、 C^* の算出に不可欠な x_{ij} が、得られていないことである。 x_{ij} に関するもののうち、Tについては、

$$T = \sum_i O_i = \sum_j D_j$$

から問題ないが、 C^* は個々の x_{ij} の数値が不明である以上、直接的には求められない。そのため、ここでも滋賀県の経験的データに依拠して、この問題に対処したい。第2節で扱った相互作用の要素数は $(50 \times 50) - 50 = 2,450$ であったのに対し、本節におけるそれは $(25 \times 25) - 25 = 600$ である。1要素あたりの x_{ij} 、 c_{ij} は両者において等しいとし、このシミュレーションでは、 C^* が表X-2に示した600/2,450倍の範囲をおおむねとるものとした。ただ、対象データからの制約を緩和するために、200,000~800,000の範囲をとる一様乱数 RN_2 を発生させて C^* の値とした。なお、この RN_2 は先の RN_1 とは独立している。

以上のような過程で、 RN_1 、 RN_2 の変化によって異なる値を発生させるループを100回くり返す。これをランダム型、均等型、凝集型のパターン順に実施し、得られる300個の $\hat{\beta}$ の変動に地図パターン効果の影響があるか否かを、最後に確認する。この手続きは、三つの平均値間の有意差の存在を検定する分散分析に帰着する。

有意差がなければ、 $\hat{\beta}$ は地図パターン効果に影響されないとみなしてよいのであ

表X-3 シミュレーションの結果

	均等型	ランダム型	凝集型
最近隣測度 R	1.83	1.09	0.53
一般化モーラン係数 I	$\left\{ \begin{array}{l} O_i \\ D_i \end{array} \right.$	0.189	0.226
		0.484	0.605
O_i と D_i の相関係数 r の平均値	0.679	0.888	0.671
$\hat{\beta}$ の平均値	-0.103	-0.061	-0.122
分散分析の結果	F = 114.95*		
t 検定の結果	$\left\{ \begin{array}{l} \text{均等型} \\ \text{ランダム型} \\ \text{凝集型} \end{array} \right.$	- 9.46* - - 14.75* - - -	5.22* 14.75* -

【*】は 5% レベルで有意。

り、逆のときには、同効果が有意な影響を与えていると結論できよう。また、後者の場合、どのパターンの中でその差が顕著になるかを t 検定(岩原, 1965, pp. 181-187)によってさぐった。

表X-3は、三つのパターンにおける地図パターン効果の要素、 $\hat{\beta}$ の平均値、ならびに分散分析の結果を示している。 $\hat{\beta}$ の絶対値をみると、凝集型がもつとも大きく、次いで均等型、ランダム型の順となる。分散分析のさいのF値は5%水準で有意との結果が出ているので、地図パターン効果が $\hat{\beta}$ の変動に影響を与えている、と結論できる。また、表にはt検定の結果もあわせて掲げたが、三つの組み合わせすべてについて有意差が認められ、相互作用における都市内・都市間というレベルの差異に応じた論議の必要性が、検証されたといえよう。

さて、第2節で滋賀県市町村間の人口移動・通勤データから抽出した最近隣測度 R は、シミュレーションにおけるランダム型と凝集型の中間の姿をとっている。

表X-1における $\hat{\beta}$ は、必ずしも表X-3におけるその2パターンの範囲にはいっておらず、したがって、第2節での経験的分析から得られた $\hat{\beta}$ を、ここでのシミュレーションで得られた $\hat{\beta}$ と直接関連づけることには、危険が伴う。にもかかわらず、同効果だけに着目した予察が許されるならば、滋賀県において京阪神大都市圏の拡大が進むにつれて、現在は周辺部に独立している小都市圏がその圏域内に併呑されることになり、結局全体のパターンが、シミュレーションで都市内相互作用のみを仮想した凝集型に、より接近するであろう。シミュレーションの成果を援用するならば、そのさい $\hat{\beta}$ は、負の方向に大きくなってゆくことが予想される。

5. 　　むすび

本章では、エントロピー最大化型二重制約モデルをとりあげ、そこでの難点の一つである地図パターン問題の解明を試みたものである。滋賀県内の人口移動・通勤データを用いた経験的分析を参考とし、独自に作成したシミュレーション・モデルにより、地図パターン効果はやはり距離パラメータの推定値に影響を及ぼしていることが認められた。特に、都市内・都市間という二つのレベルの相互作用が並存することを仮定し、マスの位置関係がランダム型を示すときに、同推定値は絶対値が小さくなる傾向があった。それに対し、都市内あるいは都市間フローの一方だけを、それぞれ想定した凝集型、均等型の場合には、それが大きくなることが判明した。

なお、本章で展開した方法の技術的な点について、若干の付記をしておきたい。地図パターン効果の主導的要素とみなしたマスの位置関係を把握するさい、本稿ではMDSによる布置から最近隣測度Rを求めたが、この測度の分母に入るべき密度を算出するためには、対象とした範囲の面積を知る必要がある。MDSの布置は標準化座標上にプロットされるのが一般的であり、絶対値がいくらまでの範囲

をとるかが、Rの値、ひいてはマスの分布パターンの識別に影響してくる、という問題点がある。またシミュレーションにおいて、空間的自己相関の作用のしかたが都市圏内と都市圏間で異なるという仮定を導入したが、これは新しい解釈の可能性を示したもので、その意味では、本章での論議は試論の域にとどまるものであるかもしれない。加えて、キャリブレーションにあたっては、収束計算の労を厭うて、Kadas and Klafszky(1976)による簡便法を利用した。しかし、この推定法は、空間的相互作用モデル研究の全体の中では必ずしも一般的ではなく、そのことが、本章での研究と既存の成果との接合を難しくしているという側面があることにも、言及しておきたい。

ともあれ、以上の論議は、エントロピー最大化型モデルの抱える一問題にのみ関心を固定したものであって、本章の冒頭で言及した、これ以外の問題点については一切不問としていることは、率直に認めねばならない。とりわけ、エントロピー最大化型の空間的相互作用モデルに依拠した研究へのさまざまな批判を、現実の抽象方法における識別の誤り identification error と総括する Sayer(1976)の所説は、手厳しい。第III章でも述べたように、わが国では1980年代以降、計量地理学への関心が低下し、それに替わって近年では、特に人文主義地理学が脚光を浴びている。かかる動向自体には、大きな注目が払われる必要がある。しかし翻って考えて、計量地理学への批判が、計量モデルの含意と現実とが適切に対応しているかどうかの詳しい検討を経ないで、モデルの適用が機械的に行われがちであったという点に起因してはいないであろうか。この意味で、地図パターン問題に象徴されるような個別の問題を入念に吟味し、着実に克服して、現実とモデルの間の対応規則を精緻にすることを通じて、計量地理学の充実をはかっていく努力も、不可欠のはずである。この問題の一層の掘り下げが、望まれる次第である。

注

- 1) 通学のデータは、高校以上の学校の分布が、一定の中心性をもった市(町)にのみ集中しがちな点を考慮し、対象から除いた。
- 2) 道路距離は、道路地図より計測した。また、時間距離は、主に「時刻表」に基づいて、1975年4月初旬の最短所要時間を利用した。なお、新幹線、在来線の特急・急行は、対象から除外した。国鉄列車以外では、近江鉄道・国鉄バス・近江バス・江若バス・帝産湖南交通バスの運行時間を参考にした。乗り換えの必要がある場合には、最短運転間隔の半分を待ち時間とした。また、当該市役所・町村役場から最寄駅までの所要時間が不明のときには、バスを利用するものとし、平均時速20kmとして時間算出を行なった。
- 3) 開通直前の2年間における湖西地方の変化については、京都大学文学部地理学教室(1975)の報告がある。
- 4) β の推定値は $\hat{\beta}_5$ まで求めたが、 $\hat{\beta}_2$ 以降 r^2 がほとんど変化しなかったため、 $\hat{\beta}_1$ ですでに安定解に達しているとみなした。なお、 C^* は、定められるべき総移動コストの水準を意味するが、ここでは現実値を入れている。
- 5) 相互作用モデルの適合度としての r^2 統計量は、高い値が比較的簡単に実現しやすいという性質があり、そのために適合度統計量としての挙動に不十分さがある(Knudsen and Potheringham, 1986)。しかし、回帰分析における伝統的な適合度統計量としてよく知られ、0から1の範囲を動くので理解しやすい、という長所もある。
- 6) わが国における地理学的研究として初めて MDS を用いた杉浦(1980)は、その基本的な考え方の紹介や、時空間の多次元表現に関する既往の成果の概観を行なっている。同氏には、MDS をめぐって貴重な御意見をいただいた。
- 7) このような措置の例として、Gatrell(1979)の研究がある。
- 8) 測定単位の影響を除くため、2種の相互作用データ、2種の距離データとともに、対角要素以外の全要素($50 \times 50 - 50 = 2,450$)の値の和を 100,000 に基準

化した後の結果である。

- 9) 3 パターンのうち、検定法が用意されているのはランダム型のみであり、他のパターンについては視覚的に分布の形状を識別するしかない(奥野, 1977, p. p.139-145)。検定の結果、第2のパターンはランダム型とみなされた。
- 10) 滋賀県における事例研究と整合性をもたせるために、ここでは、距離行列の対角要素を除く全要素($25 \times 25 - 25 = 600$)の値の和を $100,000 \times (600/2, 450)$ $\div 24,490$ に基準化した。

第VI章 二段階目的地選択の検証

1 はじめに

先の第IX章において、空間的相互作用モデリングにさいしての地図パターン問題の系譜をまとめた。そして、この問題に関しては、Potheringham (1983a)によって提案された競合着地モデルが、解決に向けての曙光と評価される、と述べた。とはいえ、このモデルをめぐっては、いくつかの問題点のあることにも、あわせて言及した。その中でも特に、この新しいモデルが前提としている、潜在的な移動者によってなされるとする二段階目的地選択は、いまだ明白には立証されていない。しかし、この前提がはたして現実に成立するのかどうかの検討を不問にして、競合着地モデルを経験的データに適用することは無意味である。本章の目的は、かかる問題意識のうえに立った、二段階目的地選択過程の論証の試みである。

以下、第2節では、二段階目的地選択過程の持つ意味について検討する。第3節では、この過程の経験的証拠を探求するための、具体的な方法であるネステッド・ロジット・モデルの概略を述べる。分析結果は第4節で提示し、続く第5節では、結果の要約をするとともにその含意を論議する。

2 競合着地モデルにおける二段階目的地選択の前提

さて、競合着地モデルの根底にある二段階目的地選択過程という仮定が、実際に作用しているかどうかの直接的な証拠を得ることは、困難である。最も理想的な証拠は、移動者に「あなたは、どのようにして、この地区(あるいは都市)を、具体的に目的地として選んだのですか」と聞いた場合に、二段階の意志決定をしたと、その人が答えることである。しかし、このような回答は、現実には、期待しがたい。

ここで、Fotheringham (1983a, 1984)が競合着地モデルの経験的例証に使用している、米国の航空旅客流動の場合、ある会社のニューヨーク支店に勤務しているビジネスマンが、出張で飛行機を使って、同社のサンフランシスコ支店を訪ねるケースを考えてみよう。この場合、出張の具体的な目的地はあらかじめ決っていると考えられ、したがって、二段階目的地選択は、働かないように見受けられる。しかし、この疑問に対し、次のような弁明が可能と思われる。すなわち、このビジネスマン自身は二段階の目的地選択をしていなくても、彼の所属する会社が、全国的に支店網の立地展開をしたさいに、会社として、まず西海岸という地方を選び、ついでその地方の中から、サンフランシスコという特定の都市に支店を設置することを決定した、とも考えられる。したがって、この人のトリップの背後に、二段階の目的地選択過程が働いていることを想定して、差し支えないかもしれない。

これに関連して指摘しておきたいのは、二段階目的地選択過程は、目的地選択の自由を確保された移動者に対してのみ、成立するように予想されることである。類似のことは、ここで対象としているわが国の都道府県間人口移動についても、あてはまろう。現在、このような目的地の自由な選択に基づく口移動が、わが国の人口移動全体の中でどの程度の割合を占めているのかの、精確な数字を示すことは難しい。しかし、現実には自由選択を保証された移動よりはむしろ、例えば、第七章で詳論したような転勤をはじめとする、制約に満ちた移動が少なくないと推量される。この場合、各人は、自らが属している官庁ないし企業による、逆らいがたい、なかば「強制的」な転勤命令によって、移動を行うことになるから、移動者としての各人が、自らの転出先を二段階目的地選択過程によって選んでいるとは考えがたい。したがって、移動を自らの意志によるのか、そうではないのかに分けたとき、前者のカテゴリーの移動者に対しては、一応大きな無理なく二段階の目的地選択が妥当するだろう。つまり、厳密には、競合着地モデルの適用は、この状況で使用されるべきかもしれない。しかし、後者のカテゴリーの移動者に対して、前述のような、会社による意志決定の説明が示唆するように、このフローパターン形成の背後に、この過程が働いていないとは、断言しえない。

ここで強調したいのは、たとえ、移動者全体を、自由な目的地選択が約束された移動と、転勤・出向などに起因する半強制的な移動に分割することが可能であったとしても、前者のカテゴリーの相互作用に対してさえ、二段階目的地選択過程を立証するという作業を避けては通れないことである。要するに、この過程の立証には、いろいろ厄介な問題が付きまとう。しかしながら、二つの段階を経て目的地を選ぶという考えは、目的地の相互独立性を前提とした一段階目的地選択の考えよりは、明らかにより現実的・魅力的である。したがって、この二段階目的地選択の仮定を支持する経験的証拠の探求が、重要な課題となっているのである。

とはいえ現段階では、上述のような限界の存在は、競合着地モデルの全面的な否定に導くものではなく、むしろ、そのモデルの適用が無理なく行える状況を見出す、あるいは限定するという、入念な作業をわれわれに求めている、と考えるべきであろう。なお、競合着地モデルの経験的適用を試みている既往の研究の一覧は、杉浦(1988, p.149)によって整理されている。しかし、そこに示された研究のいずれも、二段階目的地選択過程の妥当性を、厳しく問うてはいない。

おそらく、二段階、より一般的に言えば、階層的な目的地選択の実態をいかにして捉えるかの問題は、このモデルの最終的な評価を大きく決すると思われる。もし、この前提の立証に成功すれば、競合着地モデルは、地図パターン問題に対する頑健な解決策としての声価を高めることになるだろう。とはいえ、既に述べたように、移動者への質問あるいはアンケートによる、この過程の直接的な検証は、明らかに困難である。しかし、間接的ではあるが、この問題に対するアプローチがないわけではない。次節では、そのアプローチについて解説する。

3 IIA特性と二段階目的地選択

1970年代以降、地理学を含む多くの分野において、非集計行動モデル、具体的には、ロジットモデルが、大きな関心を集めてきた。その主たる目的は、離散的な選択行動の分析や予測である。このモデリングの根底にあるのが、ある特定の選択肢 alternative の選択の、他の選択肢の選択に対する比率は、その選択データセットにおけるいかなる付加的な選択肢の存在や追加によっても影響されない、という無関係選択肢からの独立性 Independence from Irrelevant Alternatives (以下、IIAと略記する)の特性である。

この特性は、目的地選択という文脈では、ある特定の目的地の選択は、他の目的地の存在や追加によって影響されないことを意味する。すなわち、この特性に忠実に考えれば、目的地選択は特定の目的地とは無関係に独立的になされるし、それゆえに、一気に具体的な目的地が選択されることになる。換言すれば、IIA特性が守られる場合には、一段階選択が、それが破られる場合には、多段階(あるいは階層的な)選択がなされることになる。

以上の意味において、競合着地モデルが前提とする二段階目的地選択という考えは、多項ロジットモデルの基盤に横たわるIIA特性と密接に関係しているのである。したがって、もし特定の選択データに関して、IIA特性が満たされていないならば、そのさいには、階層的な目的地選択がなされている、とみなせることになる。このようにIIA特性という観点から地図パターン問題を考えると、競合着地モデルにおける二段階目的地選択という仮定の立証に向けて、次の二つの方法が念頭に浮かぶ。

第一に、既に関連されているこの特性の検定法 (McPadden et al., 1976, 1977; Wrigley, 1985, pp.344-347)の利用を通じて、二段階目的地選択という仮定の経験的妥当性を確認するという方法が、考えられるのである。もし、全く同一の目的地選択データに関して、IIA特性という厄介な前提を、発生制約モデルが満たさず、一方競合着地モデルが満たすことが明らかになるならば、その知見は、二

段階目的地選択についての、説得的な一証拠とみなせる。換言すれば、IIA特性に関して、発生制約モデルが正しい特定を達成しているという帰無仮説が棄却され、かつ、競合着地モデルがその帰無仮説を採用する結果になれば、後者のモデルが現実の目的地選択の適切なモデル化に成功している、と考えていいことになる。

IIA特性の検定法は、McFadden *et al.* (1976) によって開発されたものであり、その詳細や適用事例については、原論文や Wrigley (1985, pp.344-347) に譲るが、主要な三方法としては、変換残差法・全体ロジット法・条件選択法がある。この特性が現実には成立しがたいという認識が一般的であるにもかかわらず、しかも、その検定法がいくつか開発されているにもかかわらず、当該の検定法を用いて、ともかく経験的データを使って実証的に、その成立の可否を確認しようとする研究は、McFadden *et al.* (1976, 1977) の当初の例証を除いて、従来なかったようである。したがって、IIA特性の検定法による、二段階目的地選択の検証はユニークな試みと言えるであろう。筆者(石川, 1988b)は、以上のような問題意識から、条件選択法をわが国の集計レベルの移動データに適用した検定を行ったが、しかし結果はあいにく芳しくなかった。

第二に、選択肢の間に一定の類似性、統計的に言えば、相関が見られるのが常であることを想定し、IIA特性が経験的には妥当しがたいことを踏まえて、近年開発されてきた、IIA特性に縛られない、その意味で、一般性の高いモデル(Wrigley, 1985, pp.324-336)を利用する方法が考えられる。すなわち、概念上、競合着地モデルが含意する二段階目的地選択を想定したモデルの適用を通じて、この仮定の経験的妥当性を立証する方法である。ところで、IIA特性に縛られない、より一般的なモデルの中で、最も魅力的なのは、多項プロビットモデルとネステイド・ロジット・モデル(McFadden, 1977; Sobel, 1980; 森杉, 1984; Ben-Akiva and Lermann, 1985, pp.276-322; van Lierop, 1986, pp.81-86)の二つであるが、キャリブレーションの容易さという点では、後者の方が優っている。地図パターン問題に対するこのような方向の可能性については、既にRotheringham(1986a)が示唆していたが、彼自身は、具体的なデータを用いた分析は行っていない。

ただし、ネステイド・ロジット・モデルは、元来、ランダム成分になんらかの

正の相関を仮定したランダム効用モデルの一種である。したがって、ネステイド・ロジット・モデルの枠組み自身は、移動者が、時間的な意味で階層的に(ここでは二段階)選択肢を選ぶということの意味せず、ここで言うところの「階層的」なり「二段階」とは、時間的順序を含意しているのではない、と考えることも可能である。その意味では、多項ロジットモデルとネステイド・ロジット・モデルはいずれも、一段階選択モデルとみなすべきかもしれない。この観点から言えば、関連文献によく出てくる樹状の選択トリーは、時間をおって取られる選択の過程ではなく、単なる表現の便宜のために使われているにすぎないとも言えよう。しかし、ネステイド・ロジット・モデルで仮定されている「階層的」選択には、いろいろな解釈が付与されうるであろう。このように考えれば、このモデルが、時間的な意味での二段階選択がなされることを想定している、というここでの解釈が成立する余地も、あるのではあるまいか。

ところで、発生制約モデル

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^\gamma d_{ij}^\beta \quad (XI-1)$$

と競合着地モデル

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^\gamma d_{ij}^\beta H_j^\delta \quad (XI-2)$$

のいずれも、多項ロジットモデルとみなせる。ただし、 T_{ij} は出発地 i から到着地 j への相互作用数、 O_i は i の放出性、 W_j は j の吸引力、 A_i は

$$\sum_j T_{ij} = O_i$$

を保證する均衡因子、 O_i は i からの流出総数、 d_{ij} は i 、 j 間の距離、 $\gamma (>0)$ 、 $\beta (<0)$ 、 δ はパラメータである。また、 H_j は特定の目的地からみた他の全目的地への近接性であり、

$$H_j = \sum_j \frac{W_j}{d_{ij}}$$

と表示される。

発生制約モデル(ないしは競合着地モデル)と多項ロジットモデルの類縁性に関

しては、Anas(1983)の論文に示されている。多項ロジットモデルは、いわゆる定数効用アプローチとランダム効用アプローチのいずれからでも導けるが(Senior, 1981, pp.245-246)、ここでは後者から、多項ロジットモデルとしての式(XI-1)、(XI-2)を導いてみよう。いま、 U_{rj} を r という個人が j という目的地を選択するさいの効用関数、 Y_{rj} を U_{rj} の代表成分、 ε_{rj} をランダム成分としよう。また、移動者の属性は重要でない、と仮定する。さらに、 Y_{rj} が、 r にとっての j の吸引力である W_{rj} と、 r にとっての j までの距離である d_{rj} のみによって規定されるとともに、 U_{rj} の増加分が、 W_{rj} の増大につれて小さくなる一方、 U_{rj} の減少分が、 d_{rj} の増大につれて小さくなる、と仮定する。すると、 U_{rj} は、次式で示される。

$$\begin{aligned} U_{rj} &= Y_{rj} + \varepsilon_{rj} \\ &= \gamma \ln W_{rj} + \beta \ln d_{rj} + \varepsilon_{rj} \end{aligned} \quad (XI-3)$$

上式の ε_{rj} についてガンベル分布を想定すると、次のようにして、多項ロジットモデルを導ける。

$$\begin{aligned} P_{rj} &= \frac{e^{Y_{rj}}}{\sum_j e^{Y_{rj}}} \\ &= \frac{e^{\gamma \ln W_{rj} + \beta \ln d_{rj}}}{\sum_j e^{\gamma \ln W_{rj} + \beta \ln d_{rj}}} \\ &= \frac{e^{\gamma \ln W_{rj}} \cdot e^{\beta \ln d_{rj}}}{\sum_j (e^{\gamma \ln W_{rj}} \cdot e^{\beta \ln d_{rj}})} \\ &= \frac{W_{rj}^{\gamma} d_{rj}^{\beta}}{\sum_j (W_{rj}^{\gamma} d_{rj}^{\beta})} \end{aligned} \quad (XI-4)$$

式(XI-4)は、式(XI-1)の発生制約モデルに対応する多項ロジットモデルである。両者の違いは、式(XI-1)が集計レベル、式(XI-4)が非集計レベルのモデルである

ことである。ここでは、移動者の属性は全く考慮していないので、式(XI-4)の添字 r を落とすことができ、そのさいには二つのモデルは全く同一となる。

以上と同様にして、式(XI-4)の右辺に近接性 H_{rj} を追加すれば、次のような、多項ロジットモデルとしての競合着地モデルを導ける。

$$p_{rj} = \frac{W_{rj}^{\gamma} d_{rj}^{\beta} H_{rj}^{\delta}}{\sum_j (W_{rj}^{\gamma} d_{rj}^{\beta} H_{rj}^{\delta})} \quad (XI-5)$$

ここで、 δ はパラメータである。ただし、その値の符号は、事前には不明である。添字 r を落とせば、式(XI-2)と式(XI-5)は、やはり同一となることが理解されよう。

さて、概念上、競合着地モデルに対応する、二段階目的地選択を想定したネステッド・ロジット・モデルは、次のようにして導ける。第一段階の選択に関して、

$$U_{rk} = \gamma_1 \ln W_{rk} + \beta_1 \ln d_{rk} + \varepsilon_{rk} \quad (XI-6)$$

第二段階の選択に関して

$$U_{rj} = \gamma_2 \ln W_{rj} + \beta_2 \ln d_{rj} + \varepsilon_{rj} \quad (XI-7)$$

という効用関数を仮定しよう。ここで、 k は目的地選択の第一段階で選択されるクラスター、 W_{rk} と d_{rk} は、それぞれ、 r にとっての k の吸引度、 r にとっての k までの距離、 ε_{rk} はその誤差項である。 $\gamma_1 (>0)$ と $\beta_1 (<0)$ は、第一段階での選択にかかわる効用関数中のパラメータ、 $\gamma_2 (>0)$ と $\beta_2 (<0)$ は、第二段階での選択にかかわる効用関数中のパラメータである。

いま、 $p(k)$ と $p(j|k)$ をそれぞれ、第一の選択段階においてクラスター k を選択する確率、第二の選択段階において k に含まれる目的地 j を選択する確率としよう。すると、次のようなネステッド・ロジット・モデルを導ける。

$$p_{rj} = p(k) \cdot p(j|k)$$

$$= \frac{W_{rk}^{\gamma_1} d_{rk}^{\beta_1} \sum_{j' \in k} (W_{rj'}^{\gamma_2} d_{rj'}^{\beta_2}) (1-\sigma)}{\sum_{k'} (W_{rk'}^{\gamma_1} d_{rk'}^{\beta_1}) \sum_{j' \in k} (W_{rj'}^{\gamma_2} d_{rj'}^{\beta_2}) (1-\sigma)}$$

$$\times \frac{W_{r_j}^{\gamma_2} d_{r_j}^{\beta_2}}{\sum_{j' \in k} (W_{r_{j'}}^{\gamma_2} d_{r_{j'}}^{\beta_2})}$$

(XI-8)

ここで、 $\sum_{j' \in k} (W_{r_{j'}}^{\gamma_2} d_{r_{j'}}^{\beta_2})$ は、そのネストの期待最大効用を示す合成変数、

σ は、それにかかるパラメータである。その推定値が 0.0 と 1.0 の間にあるときに、効用最大化行動が合理的に行われた、と考えることが妥当になる。 $\hat{\sigma} = 0.0$ のとき、そのネステイド・ロジット・モデルは、目的地選択が一段階の意志決定によってなされることを含意する多項ロジットモデルに等しくなる。また、 $\hat{\sigma} = 1.0$ のとき、目的地選択が厳密に階層的に行われていることを意味する。したがって、もし $\hat{\sigma}$ が 0.0 と 1.0 の間に収まり、なおかつ 0.0 から有意に離れていれば、当該の目的地選択行動に二段階の選択過程が働いたと考えていいことになる (Sobel, 1980; Fotheringham, 1986a; Lin et al., 1988)。

なお、厳密に言えば、式 (XI-8) には冗長な部分が残っている。すなわち、第一と第二の選択段階における効用関数がほとんど同一であり、そのために、この点を簡明にするモデリングの道もありうる¹⁾。しかし、ともかく、競合着地モデルの根底にある仮定の論証が、現在の目的である以上、そのモデルの元来の定式から離れた定式による論証作業は、意味が不明になりかねないので、モデリングの簡約化は試みなかった。

近年におけるネステイド・ロジット・モデルの人口移動研究への適用 (例えば、Clark and Onaka, 1985; Odland and Ellis, 1987; Liaw and Otomo, 1991; Liaw and Kawabe, 1992) は、選択の第一段階で、潜在的な移動者が、移動することを決定するか、または残留することを決定するかの、二項選択を用意したモデリングが中心をなしている。かかる選択段階の用意自体は、従来のような、伝統的な回帰分析に依拠した、残留者を考慮に入れない研究に比較して、明らかな長所をなしてはいる。地理学および隣接分野におけるネステイド・ロジット・モデル

の利用による階層的選択に関する既往研究の綿密なレビューを行った杉浦(1992)の整理によっても、地方→小地域という選択トリーを設定した研究は、必ずしも多くないことがわかる。しかし、次節で述べるように、このような状況は地理学的に興味深い題材であることもまた、事実である。したがって、かかる選択トリーに基づいた本章の研究は、ネスティド・ロジット・モデル研究全体の中でも、ささやかながら独自性を主張しうると思われる。

4. ネステイド・ロジット・モデルの適用結果

ここで扱う目的地選択データは、総理府統計局：『住民基本台帳人口移動報告年報』に記載のある、1980年における46都道府県間移動データである。OD行列の形で示されるこのデータを、行方向、すなわち各都道府県からの流出ごとに見れば、これは、各都道府県からの流出者による目的地選択のデータを示しているとみなせる。同一県内の移動は、分析の対象外である。式(XI-4)、(XI-5)、(XI-8)における W_{rj} と W_{rk} には人口、 d_{rj} と d_{rk} には出発地・到着地府県の人口重心間の大圏距離を入れた。式(XI-5)の H_{rj} は、 W_{rj} と d_{rj} から用意した。式(XI-8)のキャリブレーションにさいしては、ネステイド・ロジット・モデルを第一段階と第二段階の選択に、それぞれ別の多項ロジットモデルの積の形に分解する段階推定法 sequential estimation method (Ben-Akiva and Lermann, 1985, pp.295-297)を用いた。

ここでは、第一段階の選択肢にあたるクラスターは、七つの地域(北海道・東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)に相当すると考えた。なお、三重は中部に含めている。したがって、 $k=1, 2, \dots, 7$ である。北海道と東北を同一のクラスターに含めたのは、そのような措置を講じないと、北海道のみが第一・第二の選択段階のいずれにおいても一つの選択肢しか存在しない、つまり、選択過程が二段階でなく一段階になって、他のクラスターとの統一がとれなくなるからである。このようなクラスタリングは、各地域が互いに独立的で、相関がないと仮定している。かかる仮定は現実には満たされ難いが、このような非現実性は、複数の地域を一つに合体して、クラスター数を減らしたネステイド・ロジット・モデルの実行を通じて、特定の地域間の類似性を窺うという対応によって、緩和することにした。

ネステイド・ロジット・モデルによる検証は、異なる二つのレベルのクラスタリングで行った。まず第一は、用意した七つの地域が、自動的に七つの個別のクラスターを構成する選択トリーを想定したケースに式(XI-8)の適用を試みた。表

表XI-1 3モデルの適用結果

出発地	発生制約 モデル 式(XI-4)	競合着地 モデル 式(XI-5)	ネステイド・ロジット・ モデル 式(XI-8)	
	ρ^2	ρ^2	$\hat{\sigma}$	ρ^2
1 北海道	.205	.206	.985	.226
2 青森	.265	.272	—	—
3 岩手	.295	.297	—	—
4 宮城	.216	.225	—	—
5 秋田	.275	.280	.993	.296
6 山形	.296	.296	.992	.318
7 福島	.289	.295	.999	.291
8 茨城	.295	.302	—	—
9 栃木	.288	.292	.821	.284
10 群馬	.304	.309	.865	.308
11 埼玉	.287	.296	.949	.287
12 千葉	.263	.270	.783	.266
13 東京都	.237	.243	.981	.241
14 神奈川県	.222	.229	.962	.226
15 新潟	.272	.272	—	—
16 富山	.183	.187	.997	.226
17 石川	.166	.167	—	—
18 福井	.178	.178	—	—
19 山梨	.359	.361	.977	.389
20 長野	.288	.288	.981	.318
21 岐阜	.262	.274	.973	.312
22 静岡県	.226	.229	.961	.254
23 愛知県	.107	.117	—	—
24 三重	.226	.229	.975	.251
25 滋賀	.188	.190	.996	.202
26 京都	.162	.162	—	—
27 大阪	.129	.131	—	—
28 兵庫県	.216	.217	.950	.206
29 奈良	.268	.269	.999	.258
30 和歌山	.304	.304	.989	.295
31 鳥取	.179	.179	—	—
32 島根	.214	.219	.998	.212
33 岡山	.184	.187	.964	.164
34 広島	.150	.150	.978	.153
35 山口	.201	.203	—	—
36 徳島	.212	.211	.999	.190
37 香川	.166	.166	.892	.162
38 愛媛	.166	.183	.904	.151
39 高知	.184	.196	.969	.166
40 福岡	.168	.169	—	—
41 佐賀	.355	.355	.974	.354
42 長門	.268	.269	—	—
43 熊本	.247	.247	—	—
44 大分	.245	.246	.967	.256
45 宮崎	.211	.210	.994	.221
46 鹿児島	.233	.236	.997	.244

ネステイド・ロジット・モデルに関しては、 $0.0 < \hat{\sigma} \leq 1.0$ のケースのみ取り上げた。「—」は、それ以外のケースである。

XI-1は、この結果をまとめたものである。言うまでもないが、キャリブレーションは各都道府県からの流出移動ごとに行った。なお、ここで使われている適合度統計量は、

$$\rho^2 = 1 - \frac{L(\hat{\theta})}{L(0)} \quad (\text{XI-9})$$

である。ただし、 $L(\hat{\theta})$ は、パラメータ θ の最尤推定量による対数尤度関数の値、 $L(0)$ は、すべてのパラメータをゼロとした対数尤度関数の値である。以降では、「 $\hat{\theta}$ 」は、推定値であることを示す。この統計量は、0.0 から 1.0 の範囲を動き、値が大きいほど適合が良好であることを意味する。 ρ^2 は回帰分析における r^2 統計量に対応するが、 r^2 とは異なって、0.2から0.4の値をとれば適合がかなりいいと判断しうる(McFadden, 1977, pp.39-40; Wrigley, 1985, pp.49-50)。比較のために、表XI-1には、同一のデータに対して、式(XI-4)の発生制約モデルと、式(XI-5)の競合着地モデルの適用から得られた ρ^2 も掲げた。

二段階目的地選択が見られたことを含意する、 $\hat{\theta}$ が0.0から有意に離れ、かつ1.0以下となる結果は、46都道府県のうち31都道県で得られた。他の県、すなわち青森・岩手・宮城・福島・茨城・新潟・石川・福井・愛知・京都・大阪・鳥取・山口・福岡・長崎・熊本では1.0を越える推定値が得られた。したがって、これらの県からの流出移動者の目的地選択に関しては、7地域を第一段階の選択肢とする選択トリーに関する限り、二段階目的地選択は確認されない。

したがって、次に、ネステイド・ロジット・モデルによる第二のレベルの検証として、当初に設定した7地域の統合を行った新しい選択トリーの下で、再度ネステイド・ロジット・モデルの適用を試みた。このような再試行は、次のような理由から正当化されるであろう。

まず第一に、表XI-1において、二段階目的地選択を含意する $\hat{\theta}$ が得られなかった15府県に関しても、とにかくこの過程を裏付ける $0.0 < \hat{\theta} \leq 1.0$ となるような結果を得る必要があることである。

第二に、競合着地モデルにおける二段階目的地選択という考えは、ネステイド

・ロジット・モデルのネストの柔軟な設定を妨げるものではない。目的地選択という文脈での具体的な選択肢は、空間的に連続した範域を分割してはじめて得られる。しかし、これは、交通トリップにおける交通手段の選択や、買物行動におけるブランドの選択といった、選択肢が非連続でそれゆえ明瞭な選択トリーを設定しうる場合とは異なった難しさをもたらしている。このような、すぐれて地理学的な問題に対処するためには、選択トリーの変更による影響を検討するという慎重な姿勢が必要となってくる。

第三に、特定の県からの潜在的な流出者にとっては、当初の7地域のうちの、特に遠隔の地域のいくつかは、明確に識別されずに、むしろ合体して、単一のクラスター(選択肢)を形成している可能性のあることである。これは、移動者間に見られるであろう、地域の知覚の違いや、地域についての情報の不完全さの考慮につながろう。地理学的関心から言えば、異なったクラスタリングがネステイド・ロジット・モデルの挙動に与える影響は、おおいに興味をひく問題であり、この点に詳しい注目を払う必要がある。

以上の理由から、当初の7地域の統合を試みることにする。なお、このような地方→小地域という選択トリーを用意した場合の異なるクラスタリングの影響を論じた研究は、既往文献の中ではほとんど見あたらない。とはいえ、ここで注意が必要である。すなわち、第一段階の選択肢の数が少ないと、 γ_i と β_i のパラメータの推定値の標準誤差が大きくなって、推定値が不安定になってしまう傾向がある。この状況を避けるためには、できるだけ多数の選択肢を持つ選択トリーを用意すればいい。このような配慮から、クラスターの個数は5個以上という基準を設けた。この結果、いずれの出発地からの流出移動についても、二段階目的地選択が働いている証拠を得ることができた。なお、具体的な選択トリーの準備は、全く試行錯誤的に行った²⁾。

表XI-2は、46都道府県のそれぞれからの転出に関して、二段階選択が確認された結果を示したものである。特定の県からの移動に関して、複数の選択トリーについてこの選択過程が立証された場合には、 ρ^2 値の一番高い結果のみを掲げた。選択トリーの表示は、英文字が離れているときには、その地域が単独でクラスタ

表XI-2 選択トリーを変更させたネスティド・ロジット・モデルの適用結果

出発地	$\hat{\sigma}$	クラス-数	選択トリー	ρ^2
1 北海道	.983	5	ABC D E F G	.337
2 青森	.884	5	ABC D E F G	.410
3 岩手	.874	5	ABC D E F G	.433
4 宮城	.998	5	A B CD EG F	.197
5 秋田	.932	5	ABC D E F G	.418
6 山形	.954	5	ABC D E F G	.432
7 福島	.983	5	ABC D E F G	.424
8 茨城	.858	5	ABC D E F G	.420
9 栃木	.895	5	ABC D E F G	.417
10 群馬	.950	5	ABC D E F G	.431
11 埼玉県	.930	5	AB C D EG F	.344
12 千葉県	.940	5	ABC D E F G	.379
13 東京都	.910	6	A BD C E F G	.302
14 神奈川県	.954	6	A BD C E F G	.284
15 新潟県	.946	5	ABC D E F G	.406
16 富山県	.986	5	ABC D E F G	.301
17 石川県	.986	5	ABC D E F G	.272
18 福井県	.991	6	A B CD E F G	.274
19 山梨県	.959	5	ABC D E F G	.476
20 長野県	.973	5	ABC D E F G	.419
21 岐阜県	.993	5	ABC D E F G	.383
22 静岡県	.981	5	ABC D E F G	.354
23 愛知県	.998	5	A B CD EG F	.184
24 三重県	.997	6	A B CD E F G	.309
25 滋賀県	.996	7	A B C D E F G	.202
26 京都府	.999	6	A B C DE F G	.206
27 大阪府	.968	6	A BD C E F G	.173
28 兵庫県	.917	6	A BD C E F G	.259
29 奈良県	.968	6	A BD C E F G	.325
30 和歌山県	.977	6	A BD C E F G	.369
31 鳥取県	.975	6	A B C DE F G	.242
32 島根県	.991	6	A B C DE F G	.280
33 岡山県	.989	6	A B C DE F G	.215
34 広島県	.992	6	A B C DE F G	.197
35 山口県	.974	5	A B CD EG F	.238
36 徳島県	.980	6	A B C DF E G	.251
37 香川県	.997	6	A B C DF E G	.200
38 愛媛県	.993	6	A B C DF E G	.204
39 高知県	.994	6	A B C DF E G	.229
40 福岡県	.998	5	A B CD EG F	.201
41 佐賀県	.974	5	A B C D EGF	.399
42 長門県	.979	5	A B CD EG F	.302
43 熊本県	.977	5	A B CD EG F	.283
44 大分県	.986	5	AB C D EG F	.273
45 宮崎県	.985	5	A B CD EG F	.253
46 鹿児島県	.995	6	A BD C E F G	.283

表中の $\hat{\sigma}$ は、いずれも0.0から有意に離れている。英文字 A, B, C, D, E, F, G は、それぞれ、北海道・東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州を示す。

一を作っていること、英文字がスペースを置かないで隣接しているときには、それらの地域が一つのクラスターを作っていることを示す。例えば、大阪府に関する「A B D C E F G」は、流出移動に関して、関東と近畿が同一のクラスターを、北海道・東北、中部、中国、四国、九州がそれぞれ単独のクラスターをなすさいに、適合が最高になることを意味している。

全般的に見れば、5ないし6つのクラスターを持つネステイド・ロジット・モデルが、7つのクラスターを持つネステイド・ロジット・モデルより説明力が大い。これは、各出発地からみた場合、第一段階の潜在的な選択肢に大きな差異があることを物語っている。この全般的な傾向に対する唯一の例外が滋賀であり、同県からの流出移動に関しては、第一段階に7つの地域を用意したさいに、最も説明力が高くなっている。また、大多数の都道府県の ρ^2 は、一応相当の高い適合度の目安とされる0.20を越えているが、宮城・愛知・大阪・広島はこれに達していない。弾力的な選択トリー設定を容認しても、これらの府県に関して適合度が相対的に低い理由は何であろうか。これらの府県は、それぞれ、仙台・名古屋・大阪・広島といった、わが国の都市システムの上位を占める都市を抱える所であり、これら上位の都市間での階層的な結びつきを取り込んだ、選択トリーや効用関数の用意が、今後改良を図る場合の鍵となるように思われる。

表XI-2によれば、46都道府県の \hat{g} は、茨城の0.858から京都の0.999までの範囲に収まっている。これは、一段階選択を含意する0.0の値よりは、二段階選択を含意する1.0の値に明らかに近く、目的地選択が階層的な意志決定を経てなされていることを示唆している。このことは、一段階選択を仮定する多項ロジットモデルの一ケースとしての式(XI-4)の発生制約モデルが、現実の誤った特定に陥っている可能性のあることも意味する。

ところで、表XI-1と表XI-2を比較検討すると、選択トリーの違いがモデルの挙動に与える影響は、ずいぶん大きいと言わねばならない。この点に関してここでは、次の二点をとりあえず指摘しておきたい。第一点は、特定の県からの流出については、当該県が含まれる地域と、そこに隣接する地域が同一のクラスターを構成するような選択トリーを用意すると、ネステイド・ロジット・モデルのあて

はまりが良好になる傾向にある。この典型例が、「ABC D E F G」、すなわち、北海道・東北、関東、中部を一つのクラスター、残りの各地域をそれぞれ単独のクラスターとするものである。このケースは、石川・岐阜・静岡以東の東日本の諸県からの流出に関して卓越している。他の例は、中国の4県で見られる「A B C DE F G」、四国の4県で見られる「A B C DE F G」、九州の4県で見られる「A B CD EG F」のクラスタリングである。

さきにおかれわれは、出発地における潜在的な移動者の知覚では、遠隔に位置する複数の地域が、それらに対する正確さを欠いた情報のゆえに、一つのクラスターを構成している可能性があることに論及した。しかし、そのような推測は、あいにく表XI-2の結果からは立証されない。逆に、移動者の出発地から遠い複数の地域のそれぞれが単独でクラスターを作り、出発地の近くに位置する複数の地域が合体して知覚されるときに、高い適合度が得られた。これは、やや予想外の結果であるが、出発地からみて近距離にある諸地域はよく知覚されているために、その境界があいまいで、むしろ連続的に認識される傾向にあることを意味しているのであろうか。

表XI-2における、選択トリーの差異がモデルの実行度に与える結果に関して指摘しうる第二の点は、隣接していない地域を一つのクラスターに結びつけたときに、良好な結果が得られるケースもあることである。これは、東京・神奈川・大阪・兵庫・奈良・和歌山・鹿児島からの流出に見られる「A B D C E F G」、すなわち関東と近畿が一つのクラスターを構成し、他の5地域はそれぞれ単独でクラスターを作るものである。このケースで興味深いのは、関東と近畿が同一のクラスターを形成していることである。これら両地域には、東京・大阪というわが国の二大都市圏が、それぞれ東京都・大阪府という範囲を越えて広がっており、それゆえ、これらの二地域に含まれる都府県は、これらの大都市圏を構成する単位として、地理的性格が似通っている。関東と近畿の間のかかる類似性が、移動者の知覚において、両地域を同一のクラスターとした場合に、良好な実行結果を生む原因と考えられよう。

次に、競合着地モデルと、それに概念上対応するネスティド・ロジット・モデ

ルの優劣を、 ρ^2 から検討しておこう。表XI-1によると、 $\hat{\sigma}$ が記されている県、すなわち流出移動に関して、二段階選択が妥当していると考えられる31県のうち、競合着地モデルの ρ^2 値の方がまさっているのが17県、逆にネスティド・ロジット・モデルのそれがまさっているのが14県を数えるが、両者に特に大きな違いがない県も少なくない。一方、表XI-1の競合着地モデルの ρ^2 値と、表XI-2のネスティド・ロジット・モデルの ρ^2 値を比較すると、宮城を唯一の例外として、それ以外の45都道府県では、いずれも前者よりも後者の方の数値が高い。とはいえ、競合着地モデルの定式が簡明であるとともに、キャリブレーションがずっと簡単であることや、表XI-2が厄介な試行錯誤を通じて、各県について適合の最も高いケースのみが掲げられていることに鑑みると、競合着地モデルとネスティド・ロジット・モデルのうち的一方が他方に対して、はつきりと優れているという結論を引き出すのは難しいと、判断される。

さて、本章の冒頭で掲げた、各都道府県からの流出移動に関して、二段階目的の地選択過程が働いていることを立証する経験的証拠を提示するという目的は、以上で一応達成された。以下では、得られた知見を、第2節で述べた、人口移動における自由な目的地選択と強制的な目的地選択の問題に関連させて、検討したい。1980年6月以降の1年間に行われた国内移動の理由に関する調査(国土庁, 1982, p.230)によれば、被験者全体の39%が、もつとも重要な理由として職業関連の理由を挙げている(ただし、この数字には県内移動も含まれている)。ここでいう職業関連の理由とは、転勤・出向・求職・転職などから成る。これらの職業関連の理由のうちで圧倒的に重要な地位を占めるのが、転勤・出向で、全体の移動の中の22.4%にあたる。この二つの理由による移動は、特に三大都市圏間移動では51.8%と、比率が上昇する。

ここで留意すべきは、転勤や出向のような理由による移動は、移動者が自らが勤めている組織による勤務先変更命令に従わないのは難しいという意味で、「強制的」なものである点である。それゆえ、このような状況では、潜在的移動者による目的地選択の自由は存在しないと考えられる。要するに、特定の目的地が当該移動者の意志に関わりなくあらかじめ決まっているという意味で、二段階目的

地選択過程が働く余地はなさそうに見える。

にもかかわらず、表XI-1、表XI-2における $\hat{\sigma}$ は、この過程が明瞭に働いていることを示唆している。一見矛盾するこのような知見を、どのように考えればいいであろうか。この点については、第2節で述べた可能性を想定すれば、一応納得のいく説明が得られるのではなかろうか。すなわち、たしかにこのコンテキストでは、移動者自身は、完全な目的地選択の自由が与えられ、二段階の過程を経て目的地を選ぶことはない。しかし、その移動者が勤務している組織が、自社の支店を全国的に展開していったさいに、その支店の具体的な立地場所を決めるにあたって、まず最初に地方ブロックを選び、ついで具体的な都市や県を決めた、という事情は、十分に推察される。この組織内の移動者は、みずからが直接に二段階の過程を踏んで目的地を選択しなかったかもしれないが、当該組織がかつて行った、その過程を再度辿っているために、 $\hat{\sigma}$ からみて、移動者自身による二段階選択があつたように、見受けられるのではなかろうか。つまり、本節で得られた知見は、第2節で展開した解釈の妥当性を支持している、と受け取っていいのではなかろうか。

5 おすび

競合着地モデルは、空間的相互作用モデルにおける地図パターン問題の解決に向けての曙光と評価される。しかし、このモデルの根底にある二段階目的地選択という前提の経験的妥当性については、これまで不明であり、それを検証するのが本章の目的であった。

わが国の人口移動データに関して、この選択過程が妥当していた証拠を提示するという目標は、競合着地モデルに概念上対応するネステイド・ロジット・モデルの合成変数にかかるパラメータの推定値の検討から、基本的に果たされたと言える。ただし、ここで用意した選択トリーや、第一・第二の目的地選択段階における効用関数が、研究対象である移動データに関して、最善のものであったとは言いがたい。前者に関しては、例えばHorowitz(1987)が提案している、ネステイド・ロジット・モデルの定式の検定法の利用などがおおいに参考となるが、ここではそれを行う余裕がなかった。後者の効用関数の不十分さの問題は、競合着地モデルの当初の定式に忠実な検証を心がけたために支払わねばならなかった代価である。

しかしながら、本章の研究における問題点もまた、述べておく必要がある。厳密に言えば、二段階目的地選択というような人間行動にかかわる命題の論証には、個人ないしは世帯といったミクロ・レベルでのデータが、利用されねばならない。しかし、わが国では、プライバシー保護の目的から、かかる非集計レベルの包括的な移動データは得難く、このためにやむなくここでは、選択にさいしての効用関数に個人の属性成分を立てない、その意味で非集計モデルを集計的に修正したものを使わざるをえなかった。このことが、表XI-1・表XI-2において、発生制約モデルと比較して、競合着地モデルやネステイド・ロジット・モデルの適合が必ずしも優っていなかったことの原因かもしれない。言い替えると、そのような限界は、データに特有の結果である可能性も捨てきれない。それゆえ、本章で検証した問題を、非集計レベルの移動データによって再確認するという課題が、残さ

れていよう。

注

1) オランダのアイントホーヘン工科大学の A.Borgers からのご教示による。ネステイド・ロジット・モデルをめぐる、Potheringham (1986a)の定式とここで
の定式のほとんど唯一の違いは、前者が $\gamma_1 = \gamma_2$ および $\beta_1 = \beta_2$ を仮定している
ことである。そのような特定は、競合着地に関する彼の議論にはより忠実で
はあるし、計算上も簡単であるが、しかし、経験的に以上のような等号が成立
すると想定することは難しいであろう。このために、式(XI-8)では、異なるパ
ラメータを付けた。別言すれば、ここでは、式(XI-5)の β は、式(XI-8)の β_1 と
 β_2 の合成されたものという考えに立っている。

2) 具体的に分析したのは、クラスター数5の選択トリーとしては、

「A B C D EFG」、 「AB C D EF G」、 「A BD C EG F」、 「ABC D E F G」、
「AB C DE F G」、 「AB C D EG F」、 「A B CD EG F」、

の7ケース、クラスター数6の選択トリーとしては、

「A B C D EF G」、 「A B C D E FG」、 「A B C DF E G」、 「A B C DE F G」、
「A BD C E F G」、 「A B CD E F G」、 「A BC D E F G」

の7ケースである。

第XII章 競合着地モデルの挙動

1. はじめに

競合着地モデル(Fotheringham, 1983a)は、空間的相互作用モデルにおける距離変数にかかるパラメータの推定値が、対象とするシステムの空間構造に影響されて歪む問題——地図パターン問題——の解決に向けての方策を提供するものであった。しかし、彼が経験的例証の対象とした米国とは、「空間構造」の明らかに異なるわが国のフロー・システムに対しても、近接性を主たる空間構造効果とみなすこの競合着地モデルが、十分に妥当するのであろうか。そうでないとすれば、いったい具体的には、どのような空間構造効果を立てる必要があるのか。さらに、地図パターン問題に起因する距離パラメータ推定値は、わが国のナショナル・レベルでの人口移動を念頭に置いた場合に、具体的にどのような偏りを示すであろうか。これらの課題に答えることが、本章の目的である。

以下、第2節で、利用するデータの解説と、距離パラメータ推定値に偏りをもたらすと考えられてきた発生制約モデルの実行結果の提示を行う。第3・4節では、それぞれ、空間構造効果として、近接性を立てた競合着地モデルと、発着地ペア一間の階層的結びつきを立てた階層モデルを実行する。第5節において、わが国のナショナル・レベルにおける人口移動システムを対象とした場合の地図パターン問題の現れ方について総括するとともに、競合着地モデルについての評価を述べる。

2. 相互作用データと発生制約モデル

本章で分析の対象とする全国スケールでの人の空間的流動に関するデータは、人口移動と大学入学移動である。データの出典は、前者が総理府統計局：『住民

基本台帳人口移動報告年報』、後者が文部省：『学校基本調査報告書(高等教育機関)』である。

人口移動は、全国的レベルから局地的レベルに至る様々の空間的スケールにおいて広く見られる、代表的な相互作用である。このような長所のために、地図パターン問題に関する既往文献(Rotheringham, 1986b; Baxter, 1987a・b; Yano, 1992)において、経験的研究の題材として利用されてきた。ところで、第IV章で触れたように、日本における国内人口移動パターンは、1960年代から変化を遂げてきた。すなわち、図IV-3に明かなように、中心部から周辺部への移動が1960年代を通じて増加したし、中心部の転入超過は1970年頃を境に急激な減少を記録することになった。地図パターン問題に関する既往の研究では、特定の時間断面における相互作用モデルの距離パラメータ推定値の挙動のみが論議の対象となり、その時間的变化に目を向ける成果は、杉浦(1989c)やYano(1992)を除けば、皆無に等しかった。したがって、ここでのような複数時点に関するクロス・セクショナルな考察は、従来の研究の限界を打開し、この問題の包括的な解決に向けての一つの知見を提供すると期待しうる。このような期待から、先のような変化が生じたとする時期の前後の時期として、1960、1980年を分析年次に選んだ。

表XII-1 新入学生数の上位10都府県
(1980年)

順位	都道府県	比率
1	東京	37.78%
2	大阪	8.69
3	京都	7.91
4	神奈川	6.34
5	愛知	4.28
6	福岡	4.17
7	埼玉	3.93
8	兵庫	3.52
9	千葉	3.33
10	宮城	2.00

文部省(1982):『昭和55年度 学校基本調査報告書(高等教育機関)』より作成。

また、四年制大学(1980年時点で、国立93、公立34、私立319の合計446大学)への進学のための移動は、人口移動の一形態である。しかし、移動目的がきわめて明確で限定的であり、そのために説明変数の選択や結果の解釈を行いやすいという潜在的な長所を持っていることが、筆者の関心を引いた。表XII-1が示すように、あるいは三上(1979)、大藪・正岡(1988)、川田(1992)などが述べるように、わが国では特定の都府県に大学が集中しているし、進学移動の空間的パターン自体も基本的には変わっていない。とはいえ、この特殊な移動目的による移動パターンが、人口移動全般のパターンと同一とは考えにくい。この相互作用データを使った地図パターン問題へのアプローチはいまだ見られないが、上記の理由で、分析の対象に入れることにした¹⁾。

ただし、この『学校基本調査報告書(高等教育機関)』にあるデータは、正確には、進学者の出身高校の所在県と入学した大学の所在県の違いを示すにすぎず、それをここでは便宜的に、人口移動が生じたとみなしている。だが、殊に同一大都市圏内の隣接県の間では、進学しても住居を変えず自宅から通学する事例も少なくないはずであり、その場合には、人口移動は実際には生じていないことになる。このような限界のゆえに、このデータについては、高い説明の水準を厳しく追求することは意味がない。

表XII-2 データセットの諸性質

	データセット		
	1	2	3
	人口移動 (1960年)	人口移動 (1980年)	大学進学移動 (1980年)
移動者数の合計	2,679,719人	3,330,858	254,157
概測値ゼロの移動流の数	0	0	154
1移動流の平均移動数	1,294.6人	1,609.1	122.8
最大移動数	83,645人 (東京→神奈川)	115,216 (東京→埼玉)	16,650 (神奈川→東京)

さて、こうして選ばれた1960・80年の人口移動と、1980年の大学入学移動のデータを、ここでは、それぞれデータセット1・2・3と呼ぶ。各都道府県内の移動は、対象から除外する。表XII-2は、これらのデータセットに関する基本的情報をまとめたものである。

地図パターン効果に起因する歪みを含んでいると考えられる距離パラメータの推定値の空間的変異を、ここでは、各出発地からの流出フローごとに観察する。なぜなら、 $n \times n$ (n は地区数) のフローを扱う全地区一括型 system-wide の分析では、同推定値が一個しか得られないし、対象システム内における異なる空間構造を持つ地区同士が、その距離パラメータ推定値の偏りを「中和」してしまう可能性があるのに対し、 $1 \times n$ のフローを扱う出発地固定型 origin-specific の分析では、出発地ごとに同推定値が得られるので、情報が豊富になり、各地区ごとに空間構造の影響を具体的に検討するという長所があるからである。さらに、Potheringham自身が、どちらかと言えば、全地区一括型よりは出発地固定型の状況での地図パターン問題の検討に執着を示しているため、彼の業績との比較を念頭に置くと、このような視角からの分析の方が好都合となる。

ただし、そのような視角は、全地区一括型のフロー・システムにおける地図パターン問題を軽視するものではない。このような状況での、わが国の郵便フローや人口移動システムを対象とした、地図パターン問題に対する取り組みとしては、既に杉浦(1989c)やYano(1992)の研究があるので、それに譲りたい。とはいえ、人口移動をはじめとする相互作用システムでは、出発地と到着地の双方の側に様々な制約条件があるのが、一般的と考えられる(杉浦, 1988)。そのため、出発地固定型分析は、上記のような長所を保持する代価として、到着地にかかる制約条件を考慮しえないという限界を抱えている点にも、併せて言及しておきたい。

さて、このような出発地固定型の状況では、Potheringham (1983a)によれば、空間的相互作用モデル族(Wilson, 1971)に属する四つのサブ・モデルのうち、無制約モデル

$$T_{ij} = k V_i^{\alpha_i} W_j^{\gamma_j} d_{ij}^{\beta_i} \quad (\text{XII-1})$$

と発生制約モデル

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^\gamma d_{ij}^{\beta_i} \quad (\text{XII-2})$$

によるアプローチのみが意味を持つ(変数・添字・パラメータの意味内容は、式XI-1、式XI-2と同一である)。ただし、

$$A_i = \left[\sum_j W_j^\gamma d_{ij}^{\beta_i} \right]^{-1} \quad (\text{XII-3})$$

であり、

$$\sum_j T_{ij} = O_i \quad (\text{XII-4})$$

を保証する。無制約モデルと発生制約モデルのみが意味を持つのは、他の二つのモデル、すなわち吸収制約モデルと二重制約モデルに関しては、右辺に各到着地への流入総数が入り、これは、被説明変数である特定の出発地から到着地へのフローと等しく、したがって完全な「説明」をもたらすので、モデルの実行が無意味になるからである。さらに、両モデルには、競合着地モデルにおいて空間構造の主たる効果と考えられている近接性(後述の式XII-9)と定義上類似するものとして、到着地 j にかかる均衡因子 B_j が既に定式の中に含まれているので、独自に近接性変数を投入する意味がなくなる²⁾。

無制約モデルと発生制約モデルでは、後者の方が式(XII-4)の制約条件が入っている分だけ挙動は良好なので、ここでは発生制約モデルに基づいて地図パターン問題からの影響を調べる。言うまでもないが、対象システムの空間構造効果を特定する変数は、この段階ではまだ投入されていない。なお、ここでは、各出発地からのフローごとの適用結果を検討するので、式(XII-2)でパラメータは、 α_i 、 γ_i 、 β_i と示している。また、以降では、「 $\hat{}$ 」は推定値であることを意味する。

具体的に d_{ij} に入るのは、出発地と到着地の府県の人口重心の間の大圏距離である。このような物理的な測度以外の、もっと柔軟な測度の採用も考えられようが、それによって、 d_{ij} に物理的距離以外の分離性の測度に関連する、空間構造効果が混入してしまう危険性があること、ならびに、第XIII章で述べるように、わが国における都道府県間移動に関する、物理的距離以外の単一の分離性の測度

の特定が難しいこと、などの理由により、以上のような処置をとった。

W_j に入るのは、データセット1・2に関しては当該年における人口規模である。ここで扱うデータは、進学・就職・転職・転勤・結婚・住宅事情などの多様な事由から生じた移動を集計したものである。目的地の魅力度に関しては、これらの事由ごとの魅力度を表現する機会の規模を複合した測度が理想であるが、その算出や特定自体が簡単な作業ではないことを考え、次善の策として、人口規模という単一の測度を採用した。データセット3に関しては、進学移動に及ぼす大学施設の収容量の重要性を強調する岡村・甲元(1980)の指摘を参考として、目的地の吸引度 W_j としては、大学進学者の受け入れ能力を意味する、当該年における各都道府県ごとの新入学生の流入総数を採用した。

キャリアレーションには、SIMODELと呼ばれるフォートラン・プログラム(Williams and Fotheringham, 1984)を用いた³⁾。これは、最尤法による、九つの相互作用モデルの実行を可能にする包括的なプログラムであり、表XII-3、表XII-4、表XII-6は、いずれもこれを用いて得られた結果である。

従来、相互作用モデルの経験的適合度を計る統計量としては r^2 がよく使われてきたが、この統計量は観測値と推定値のずれと線型的に比例して変化しないという欠点がある。そのために、ずれの程度が比較的大きい場合にも、見かけ上高い値、すなわち1.0に近い値が得られやすい(Knudsen and Fotheringham, 1986)。ここでは、以上の問題点から解放されている情報獲得量 information gain

$$G = \sum_i \sum_j p_{ij} \ln(p_{ij}/q_{ij}) \quad (\text{XII-5})$$

を用いる。ここで、 q_{ij} は、この相互作用システムに制約条件としての知識が何も働かなかつた場合における、特定の個人が*i*から*j*への相互作用を行う事後的な確率、 p_{ij} はそのさいにおける事後的確率と定義される。具体的にはこれらは、それぞれ相互作用の推定値と観測値の確率であり、

$$q_{ij} = \hat{T}_{ij} / \sum_i \sum_j \hat{T}_{ij} \quad (\text{XII-6})$$

表XII-3 発生制約モデルの適用結果

出発地	デ-タト 1		デ-タト 2		デ-タト 3	
	β_i	G	β_i	G	β_i	G
1 北海道	-1.80	.074	-1.73	.072	-2.78	.078
2 北青森	-1.63	.141	-1.78	.123	-2.34	.113
3 岩手	-1.79	.145	-2.28	.118	-2.23	.089
4 宮城	-1.53	.154	-1.62	.132	-2.26	.106
5 秋田	-1.45	.148	-2.08	.101	-2.08	.108
6 山形	-1.38	.154	-1.79	.079	-1.64	.122
7 福島	-1.76	.115	-1.79	.105	-2.32	.060
8 茨城	-1.41	.075	-1.07	.059	-1.48	.059
9 栃木	-1.54	.064	-1.19	.056	-1.49	.079
10 群馬	-1.69	.043	-1.27	.059	-1.49	.081
11 埼玉	-1.18	.021	-0.75	.066	-1.39	.034
12 千葉	-1.17	.017	-0.71	.068	-1.51	.026
13 東京都	-0.92	.031	-0.75	.064	-1.27	.091
14 神奈川県	-0.81	.037	-0.55	.064	-1.46	.038
15 新潟	-1.64	.093	-1.69	.076	-2.10	.061
16 富山	-1.51	.097	-1.43	.119	-1.50	.089
17 石川	-1.59	.175	-1.36	.095	-1.63	.047
18 福山	-1.65	.175	-1.50	.143	-1.41	.091
19 福山	-1.70	.054	-1.35	.077	-1.50	.085
20 長野	-1.74	.097	-1.35	.071	-1.63	.087
21 岐阜	-1.74	.109	-1.26	.118	-1.61	.054
22 静岡県	-1.17	.096	-0.85	.073	-1.50	.049
23 愛知	-1.17	.190	-0.89	.173	-1.27	.146
24 三重	-1.54	.078	-1.01	.084	-1.36	.087
25 滋賀	-1.56	.112	-1.11	.155	-1.36	.077
26 京都	-1.13	.087	-1.01	.133	-1.26	.053
27 大阪	-0.95	.168	-0.89	.139	-1.40	.065
28 大兵	-1.12	.095	-0.85	.098	-1.19	.034
29 奈良	-1.31	.057	-0.92	.069	-1.31	.045
30 和歌山	-1.65	.090	-1.27	.092	-1.35	.033
31 鳥取	-1.78	.189	-1.60	.207	-1.00	.068
32 島根	-1.55	.276	-1.81	.197	-1.19	.064
33 岡山	-1.73	.054	-1.29	.114	-1.15	.049
34 岡山	-1.57	.145	-1.34	.170	-1.25	.046
35 山口	-1.04	.170	-1.27	.174	-1.17	.061
36 徳島	-1.84	.084	-1.44	.181	-0.89	.100
37 香川	-1.61	.149	-1.24	.206	-0.98	.067
38 愛媛	-1.30	.237	-1.30	.191	-1.34	.045
39 高知	-1.73	.221	-1.53	.181	-0.85	.119
40 福佐	-1.38	.063	-1.39	.078	-1.43	.121
41 長門	-1.08	.118	-1.25	.034	-1.23	.048
42 熊本	-1.02	.155	-1.25	.049	-1.37	.069
43 熊本	-1.00	.162	-1.28	.061	-1.34	.118
44 大分	-1.12	.098	-1.30	.078	-1.26	.096
45 宮崎	-1.01	.223	-1.50	.098	-1.61	.126
46 鹿児島	-1.18	.274	-1.56	.071	-1.84	.100
平均	-1.42	.122	-1.31	.108	-1.50	.075
標準偏差	.292		.365		.403	
変動係数	.206		.278		.269	

$$p_{ij} = T_{ij} / \sum_i \sum_j T_{ij} \quad (\text{XII-7})$$

と示される。この統計量は、 $p_{ij} = q_{ij}$ のときゼロの下限值を持ち、 i, j のどの組合せに対しても $p_{ij} > 0$ で $q_{ij} = 0$ のとき $+\infty$ の上限値を持つ。つまり、 G の値は、モデルの経験的適合性が良い程、小さな値をとる。

さてまず、発生制約モデルの適用結果を示した表XII-3をご覧ください。なお、この推定値が空間構造効果によって歪んでいる可能性を念頭に置き、表XII-3の結果に対しては、パラメータ推定値の有意性検定は行っていない。巨視的に言えば、 $\hat{\beta}_i$ に関しては、三つのデータセットはいずれも、国土の中心部(ことに大都市圏内の都府県)からの流出に関しては絶対値が小さく、一方周辺部からの流出についてはそれが大きい傾向が看取される。換言すれば、同表の $\hat{\beta}_i$ の分布パターンは、Fotheringhamが見い出したような、近接性という空間構造効果の影響を受けている可能性を否定しえない。ちなみに、表XII-3に示した $\hat{\beta}_i$ と式(XII-9)で定義された近接性変数 H_j の関係を計ると、データセット1・2・3に関して、それぞれ0.21、0.78、0.35という相関係数を示している。したがって、特にデータセット2で、近接性の影響による $\hat{\beta}_i$ の歪みが大きく、競合着地モデルによってそれが除去されると期待される。

また、推定された $\hat{\beta}_i$ の歪みを見るさいの手がかりの一つとして、 $\hat{\beta}_i$ の都道府県間変動にも注目すべきである。なぜなら、同質的な社会における移動行動の距離効果への反応度は類似しているはずであり、そのために、出発地からのフローごとの $\hat{\beta}_i$ は、小さな変動幅に収まると考えられるからである。 $\hat{\beta}_i$ の歪みの一つの目安として、同推定値の変動幅の縮小に注目する方法は、Fotheringhamの研究の中で言及されている。ただし、どの程度の変動に収まればよしとするのかは、事前には不明である。あくまで、事後的に経験的に判断するしかない。この判断の参考とするために、表XII-3(および表XII-4・XII-6)の下部に、 $\hat{\beta}_i$ の平均・標

標準偏差・変動係数を掲げた。さらに、フローの観測値と推定値の適合度も、 $\hat{\beta}_i$ の歪みの程度の評価に使うであろう。あてはまりの悪さは、適切な空間構造効果の取り込みにまだ成功していないことを示唆しているし、発生制約モデルが適合度の高い水準に達していれば、その効果を新たに投入する意義は小さい、すなわち地図パターン問題による影響が小さいことを意味するからである。

要するに、地図パターン問題による $\hat{\beta}_i$ の偏りの可能性は、具体的な空間構造効果としての近接性(次節では階層的結びつき)を導入したさいの $\hat{\beta}_i$ の有意性、 $\hat{\beta}_i$ と H_i (次節では Q_{ij})の相関、同値の都道府県間変動、さらに適合度の水準などから、多面的に検討しうる。

さて、三つのデータセットのうち、大学進学者の移動に関するデータセット3は、表XII-3に明らかなように、適合度Gの平均が最も良好である。さらに、後述の表XII-7に示すように、 r^2 の46都道府県平均は、0.958となっている。この統計量では、適合度の高い値が他の統計量に比べて、比較的簡単に得られやすいという欠点があることを考慮にいれても、このような高い r^2 値を示すモデリングに関しては、一応満足すべきであろう。つまり、このモデリングの段階で一応現実の適切な説明に成功しており、それゆえ、 $\hat{\beta}_i$ もおしなべて精確に求められていると期待される。大学進学移動の場合の具体的な選択肢は、各都道府県というよりはむしろ、それぞれの大学であり、そのために、競合着地モデルにおける二段階目的地選択という仮定は満たしにくいように思われる。また、 $\hat{\beta}_i$ と近接性変数との相関も、さして高くない。さらに、残差が大きな値を示す傾向にある、大都市圏内隣接都道府県間の移動の一定部分が、実際には人口移動を経験していない可能性もある。以上の理由のために、このデータセットについては、モデリングの改良は、これ以上追求しないことにする(ただし、要約結果の一部は表XII-7に掲げた)。したがって、次節において、競合着地モデルの実行を試みるのは、データセット1・2のみとなる。

3 競合着地モデルの適用

対象とする空間システムの空間構造効果として近接性を導入した相互作用モデルは、競合着地モデルとしてつとに有名である。出発地からのフローごとにモデルを適用する状況での発生制約モデルに替わる競合着地モデルは、以下のように定義できる。

$$T_{ij} = A_i O_i W_j \gamma_i d_{ij}^{-\beta_i} H_j \delta_i \quad (\text{XII-8})$$

ここで、 H_j は j からみた他の全ての目的地への近接性であり、

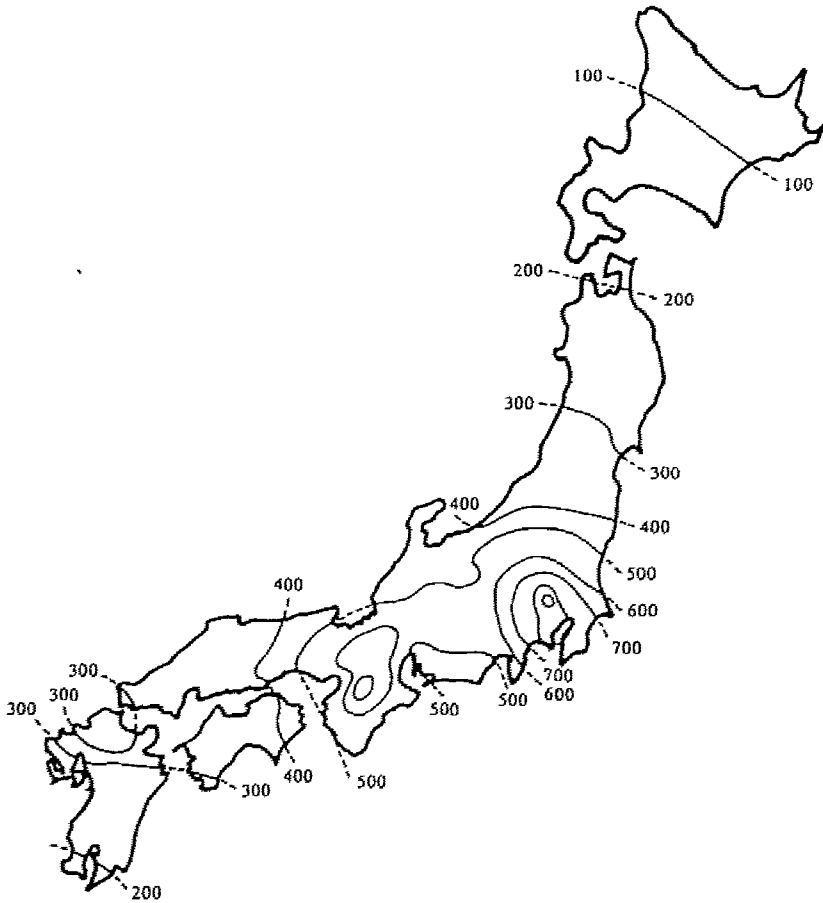
$$H_j = \sum_{k \neq j} \frac{W_k}{d_{kj}} \quad (\text{XII-9})$$

と定義される。また、

$$A_i = [\sum_j W_j \gamma_i d_{ij}^{-\beta_i} H_j \delta_i]^{-1},$$

であり、特定の出発地から見た、ある目的地の他の全目的地に対する近接性に対する具体的な反応を示す。 δ_i はパラメータであり、その推定値が正であれば集積効果が働いたとみなす。すなわち、他の条件が同じとすれば、近接性に恵まれた目的地には予想以上の移動者が流入するし、それに恵まれない目的地には予想より少ない移動者が流入するに過ぎない。また、負の推定値をとれば、競合効果が作用したとみなす。すなわち、他の条件が同じとすれば、近接性の高い目的地には予想以下の移動者しか流入しないし、それが低い目的地には予想以上の数の流入が見られる。どちらの符号を持つ推定値が得られるかは、対象とするシステム次第である。

式(XII-8)の競合着地モデルの適用結果を示す前に、あらかじめ、発生制約モデルの β_i の推定値を歪める潜在的原因としての近接性の分布パターンに言及しておきたい。図XII-1は、式(XII-9)に基づいた1980年における近接性の分布を地図化したものである。1960年のものは、これにきわめて類似しているので、特に示さ



図XII-1 わが国の近接性の分布(1980年)

単位は、kmあたり1万人。

ない。H_jの算出にあたっては、式(XII-9)において $k \neq j$ となっていることからわかるように、自県のデータは考慮されない。このために、近接性分布のピークは、東京や大阪ではなく、そこに隣接する埼玉や奈良に見られる。近接性は、本州中央部において東京と大阪の大都市圏を二つのピークとしており、九州北部における局地的な高まりを除けば、関東から北、近畿から西に向かうにつれて単調

表XII-4 競合着地モデルの適用結果

	出発地	データセット1			データセット2		
		β_i	δ_i	G	β_i	δ_i	G
1	北海道	-1.75*	0.08*	.073	-1.83*	0.34*	.066
2	青森	-1.82*	0.28*	.125	-2.17*	0.42*	.098
3	岩手	-1.91*	0.40*	.132	-2.30*	0.29*	.110
4	宮城	-1.58*	0.06*	.153	-1.69*	-0.58*	.097
5	秋田	-1.58*	0.30*	.139	-2.22*	0.50*	.080
6	山形	-1.47*	0.47*	.141	-1.85*	0.01*	.077
7	福島	-1.72*	0.38*	.107	-1.91*	-0.61*	.083
8	茨城	-1.43*	0.20*	.077	-1.28*	-0.60*	.037
9	栃木	-1.50*	0.35*	.059	-1.35*	-0.54*	.041
10	群馬	-1.51*	0.53*	.044	-1.45*	-0.41*	.045
11	埼玉県	-1.43*	-0.75*	.013	-1.09*	-0.99*	.028
12	千葉県	-1.16*	0.01*	.017	-0.97*	-0.87*	.034
13	東京都	-0.91*	-0.06*	.029	-0.87*	-0.41*	.047
14	神奈川県	-0.87*	-0.44*	.026	-0.89*	-0.90*	.030
15	新潟	-1.45*	0.51*	.087	-1.63*	0.12*	.077
16	富山	-1.66*	-0.38*	.088	-1.57*	-0.40*	.103
17	石川	-1.60*	-0.08*	.176	-1.41*	-0.24*	.089
18	福井	-1.54*	0.74*	.181	-1.57*	-0.01*	.142
19	山梨	-1.50*	0.87*	.068	-1.31*	-0.08*	.075
20	長野	-1.73*	-0.08*	.097	-1.67*	-0.34*	.064
21	岐阜	-1.79*	-1.25*	.070	-1.33*	-0.96*	.072
22	静岡県	-1.30*	-0.23*	.087	-0.98*	-0.35*	.063
23	愛知県	-1.34*	-0.70*	.163	-1.09*	-0.68*	.136
24	三重	-1.55*	-0.28*	.073	-1.06*	-0.33*	.073
25	滋賀	-1.54*	0.18*	.113	-1.15*	-0.31*	.148
26	京都	-1.13*	0.09*	.087	-0.99*	-0.19*	.132
27	大阪	-1.03*	-0.44*	.154	-0.91*	-0.20*	.134
28	兵庫県	-1.14*	-0.48*	.091	-0.84*	-0.13*	.095
29	大和	-1.27*	-0.18*	.054	-0.91*	-0.03*	.069
30	奈良	-1.59*	0.43*	.087	-1.28*	0.29*	.092
31	鳥取	-1.70*	0.56*	.180	-1.64*	-0.25*	.203
32	島根	-1.84*	1.53*	.210	-1.88*	0.48*	.182
33	岡山	-1.74*	0.19*	.054	-1.33*	-0.51*	.102
34	広島	-1.61*	0.64*	.129	-1.37*	0.03*	.170
35	山口	-1.20*	0.81*	.148	-1.46*	0.51*	.162
36	徳島	-1.80*	0.32*	.085	-1.47*	-0.04*	.181
37	香川	-1.57*	0.28*	.150	-1.23*	0.06*	.207
38	愛媛	-1.64*	1.67*	.138	-1.59*	1.27*	.125
39	高知	-1.95*	1.97*	.128	-1.68*	0.79*	.134
40	福岡	-1.35*	0.32*	.064	-1.36*	-0.09*	.078
41	佐賀	-1.24*	0.77*	.100	-1.31*	0.23*	.032
42	長崎	-1.13*	0.55*	.142	-1.35*	0.30*	.044
43	熊本	-1.15*	0.51*	.151	-1.29*	0.04*	.061
44	大分	-1.17*	0.31*	.096	-1.26*	-0.19*	.076
45	宮崎	-1.19*	0.52*	.209	-1.47*	-0.05*	.098
46	鹿児島	-1.51*	1.06*	.219	-1.81*	0.54*	.054
平均		-1.47	0.27	.109	-1.42	-0.11	.094
標準偏差		.267	.605		.363	.474	
変動係数		.182	2.240		.257	4.309	

【*】は5%水準で有意。

に減少していく。

近接性変数にかかるパラメータ δ_i は、表XII-4に示したとおりである。有意性検定の結果、92個(46都道府県×2データセット)の推定値のうち85個の推定値がゼロから有意に離れていることがわかった。また、有意と判定されたこれらの推定値の符号に注目すると、プラスの符号を持つ県数は、データセット1、2のそれぞれに関して33、17、一方マイナスの符号は、データセット1、2のそれぞれに関して、13、29である。要するに、県の数という点からは、データセット1では集積効果が、一方データセット2では競合効果がやや優勢である。データセット1・2は、年次を異にした人口移動全般に関するデータであるので、これは、近時のわが国の移動システムでは、競合効果の影響が強まっていることを示唆している。表XII-4におけるデータセット1とデータセット2の δ_i を見比べると、1960年から1980年の20年間に、集積効果卓越型から競合効果卓越型への変化が、日本の中央部に位置する諸県から、周辺部の諸県へと拡散してきた様子が理解される。これは、Fotheringhamが米国のフローシステムに関して確認した、集積・競合の二効果の一方が、対象とするシステムの全域で支配的な作用を及ぼすケースとは異なることを意味し、その限りでは興味深い知見となっている。

ところで、 δ_i に関する以上のような結果は、はたして、わが国の人口移動の変化に関する既往の見解とうまく整合するであろうか。人口移動行動に果たす近接性の意味を明確にするために、この点の検討を行っておきたい。周知のように、わが国では経済の高度成長が始まった1950年代の中期以降、国土の周辺部の各地から、東京・大阪・名古屋の大都市圏への激しい人口流入が強まった。このような動きの主たる原因となったのは、目的地での雇用機会の急増や、人口の送出处と目的地での所得格差の存在であった。データセット1は、このような動向を代表する年次のデータである。北日本や西日本の近接性の低い県からの潜在的な流出者にとっては、目的地としては、ともかく三大都市圏しか考えられないという感覚で、選択されていたように見受けられる。この場合の大都市圏こそ、近接性の高い目的地にほかならない。すなわち、特定の目的地が他の目的地に対して近

接性が高いほど、その目的地には多数の人口が引きつけられたし、近接性が低い目的地群へは予想外に少ない人口しか流入しなかった。このような状況は、競合効果ではなく、集積効果がより強く作用したことを窺わせるに充分である。

しかしながら、1980年代以降の国内移動パターンは、変化を遂げたという認識が一般化している。新しい潮流は、岡崎(1974)や黒田(1976)によれば、非大都市圏から大都市圏への移動の減少、その逆流の増加、大都市圏内・大都市圏間移動の増加、と要約される。大都市圏に含まれる諸県は、もはや国土の周辺部に位置する、近接性の低い非大都市圏の諸県からの潜在的な流出者にとっての絶対的・排他的な目的地ではなくなったのである。三田(1984)による、1959-82年にかけての移動の選好指数の変化⁴⁾も、この間に、大都市圏内府県の選好の後退、非大都市圏諸県の選好の上昇、すなわち、目的地選択における選択肢の多様化が進んだことを物語っている。近接性に恵まれた大都市圏における過密による生活環境の悪化や雇用の伸びの鈍化、さらに所得格差の全国的な平準化傾向など(Tsuya and Kuroda, 1989)が、もはや集積のメリットを低下させたと考えられよう。

以上のような状況では、目的地選択にさいして、集積効果よりは競合効果が働いたと考えるほうが自然である。対象とした20年間において、競合効果が強化されるか、あるいは集積効果から競合効果へのシフトが起こった県は、全体で38都府県に達している。1960年と1980年の人口移動に対して、発生制約モデルと競合着地モデルを個別に適用して得られた結果は、わが国の人口移動という脈絡の中での、近接性に対する移動者の反応の変化を浮き彫りにした、という点では、興味深い。これは、同一の相互作用システムにおいてさえ、近接性という空間構造効果に対する反応が、時間的に変わりうる一証左とみなせるものである。このアナロジーでいけば、主要大都市圏の都市化が強化される段階にある国においては、競合効果よりは、むしろ集積効果の方が働く想定するのが自然であろう。以上を要するに、競合着地モデルから得られた $\hat{\delta}_i$ は、対象とした各フローシステムに関して、われわれの理解と無理なく接合する。

なお、東北や九州の諸県で、表XII-4の β_i を、データセット1からデータセッ

ト2への推移、すなわち1960年から1980年への変化という観点からなめれば、ゼロから離れるような挙動、すなわち平均移動距離の短縮を示唆する動きが観察される。この知見は、近年における、交通ネットワークのより広範な発達による人口移動の長距離化の予想とは、一見矛盾する。しかし、これは、これらの県ではこの20年間に移動距離の短縮化が実際に進んだことが、パラメータの最尤推定法における収束基準にも使われる平均移動長 $(\sum \sum T_{ij} \ln d_{ij}) / \sum \sum T_{ij}$ (石川, 1988a, pp.58-59)が短くなっている事実⁵⁾からも、裏書される。これは、第VI章で言及した、非大都市圏における労働市場の成長に起因する、隣接したあるいは近距離にある県を目的地として選択する傾向の増大を映し出したものと言えよう。

次に、地図パターン問題の解決策としての競合着地モデルの実行の妥当性を評価するために、得られた $\hat{\beta}_i$ (表XII-4)と近接性 H_i の関係を調べてみたい。もし、近接性が地図パターン問題を生んでいる有力な原因であるならば、競合着地モデルの実行後、この関係は弱まっていなければならない。しかし、両者間の相関を求めると、あいにく、データセット1、2に対して、それぞれ、 $r=0.38$, $r=0.72$ という結果が得られた。特にデータセット2に関して、発生制約モデルから得られた $\hat{\beta}_i$ と H_i の $r=0.78$ という強い相関関係は、結果的にさほど弱められず、依然として残されたままである。これは、近接性を投入した競合着地モデルの利用は、式(XII-2)の発生制約モデルを適用した場合に比べて、特に顕著な向上が見いだされないことを意味する。

ついで、表XII-3から表XII-4への $\hat{\beta}_i$ の都道府県間変動を、変動係数の推移から要約すると、データセット1・2に関して、それぞれ $0.206 \rightarrow 0.182$, $0.278 \rightarrow 0.257$ と減少している。したがって、変動係数からみる限り、それぞれのデータセットの内部では、 $\hat{\beta}_i$ の変動幅は小さくなっており、その限りでは、競合着地モデルはより適切な距離減衰効果を特定しているように見える。

適合度の点から言うと、発生制約モデルから競合着地モデルにかけての、46都道府県平均のG値の下降分すなわち適合の上昇分は、データセット1、2に関して

それぞれ、0.013、0.014と、ほぼ同様な数値を示している。なお、G値の絶対的水準を見れば、データセット2の方が、総じてあてはまりは優っている。G値の下降は、両データセットともに、青森・埼玉・岐阜・愛媛・高知・鹿児島などで著しい。しかし、個別にみるならば、適合のほとんど上昇しない県も存在する。

ここで、空間構造効果から独立しており、その意味で不偏と仮定されてきた競合着地モデルの $\hat{\beta}_i$ を基準として、発生制約モデルの $\hat{\beta}_i$ を見ると、後者の $\hat{\beta}_i$ が絶対値の大きい方向に偏っている県数は、データセット1、2について、それぞれ17、9、絶対値の小さい方向に偏っている県数は、それぞれ28、37となっている。ちなみに、表XII-3から表XII-4への $\hat{\beta}_i$ の平均値も、データセット1では-1.42→-1.47、データセット2では-1.31→-1.42と、同様の動きをみせている。

Fotheringham(1983a, 1984, 1986a)は、出発地固定型の発生制約モデルを用いた場合、 $\hat{\beta}_i$ は近接性の高い出発地で絶対値の小さい less negative 方向に歪み、近接性の小さい出発地で絶対値の大きい more negative 方向に歪むので、競合着地モデルを利用すると、推定値の変動係数が大きく縮小するとともに、適合度も大きく上昇すると、述べた。本節で提示された事例では、ほとんどのケースについて、 d_{ij} と H_j という二つの変数の説明力の有意性は、それぞれ $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\delta}_i$ がゼロから離れていることから確認された。しかし、近接性の高低にかかわらず、 $\hat{\beta}_i$ は絶対値の小さい方向に歪む例が目立っている。また、大半の県で $\hat{\delta}_i$ の絶対値は、 $\hat{\beta}_i$ のそれよりも明らかに小さいのに対して、Fotheringham(1984)のデータでは、大部分の出発地において、前者が後者に匹敵するほど大きい。つまり、わが国のフローシステムから得られた知見は、彼の知見と大きな差異を示し、近接性の貢献に関する日米間の違いを明かにしている。要するに、日本の人口移動システムに関して言えば、この変数の寄与は確かに認められるが微弱である、と結論せざるを得ない。

4. 階層モデルの適用結果

前節においてわれわれは、Fotheringham の業績に触発されて、地図パターン問題をひきおこす原因として近接性を想定し、この変数を取り込んだ競合着地モデルの実行を試みた。しかしながら、ここで対象としているわが国の都道府県間の人口移動というフロー・システムに対して、それが空間構造効果の唯一の、あるいは主要な要素であると断言することはできない。空間構造効果の内容を広く柔軟に考察することの重要性は、Lo(1992)も示唆するとおりである。現段階ではまづもって、多様なシステムごとに空間構造効果の主たる要素を着実に探索していく努力が肝要である。前節で詳しく検討した競合着地モデルの最終的評価も、そのような作業をふまえてなされるべきである。

このようなアプローチをとるにあたっての古典的な、しかし着実な方法は、残差の分布パターンを注視することである(杉浦, 1988, 1989c)。なぜなら、 $\hat{\beta}_i$ を歪める元凶は、モデルに取り込まれていない変数の影響に他ならないからである⁶⁾。本章では、最小二乗法ではなく、最尤法によるキャリブレーションを採用しているので、残差の独立性が守られないことは深刻な問題ではないが、そこに系統的なパターンが見られるならば、当該モデルには改良の余地があることになる。そこでまず、表XII-3の発生制約モデルを適用したさいの残差の分布パターンから、はたして近接性以外のどのような要素が重要かを検討しておきたい。

表XII-5は、特に残差値(観測値-推定値)の絶対値の上位3つの移動流のみを、書き出したものである。どのようなケースに絶対値の大きな残差値が目立っているかを総括するのは、必ずしも容易ではないが、少なくとも、隣接府県への移動と、三大都市圏内の都府県や広域中心都市を持つ都府県への転出移動という二つの類型が見いだされる。前者の類型については、概して、プラスの残差が目だっているが、特に、広域中心都市のある隣接県へのフローや、大都市圏内の隣接府県間フローでは、この傾向が一段と顕著である。後者の類型に関しては、例えば、

表XII-5 発生制約モデルを適用したさいの主要残差

出発地	到着地 (残差: 単位百人)			
	データセット1		データセット2	
1 北海道	東京(35) 大阪(-23) 神奈川(22)	大阪(-41) 神奈川(26) 千葉(23)		
2 青森	神奈川(16) 東京(14) 大阪(-11)	宮城(22) 神奈川(21)	北海道(-20)	
3 岩手	神奈川(17) 秋田(-17) 青森(12)	秋田(-23) 宮城(19) 青森(16)		
4 宮城	神奈川(37) 新潟(-18) 岩手(18)	岩手(31) 青森(23) 山形(-22)		
5 秋田	神奈川(22) 大阪(-15) 東京(12)	岩手(-14) 神奈川(12) 宮城(11)		
6 山形	神奈川(32) 大阪(-15) 新潟(-12)	神奈川(9) 大阪(-8) 秋田(7)		
7 福島	神奈川(52) 新潟(-28) 大阪(-14)	宮城(32) 新潟(-17) 東京(14)		
8 茨城	千葉(15) 神奈川(13) 福島(9)	千葉(24) 埼玉(-20) 福島(11)		
9 栃木	神奈川(17) 茨城(-10) 群馬(8)	東京(14) 群馬(11) 愛知(-7)		
10 群馬	神奈川(20) 栃木(7) 茨城(-7)	栃木(10) 愛知(-7) 大阪(-6)		
11 埼玉	群馬(9) 東京(8) 神奈川(-7)	神奈川(-80) 千葉(50)	愛知(-30)	
12 千葉	東京(15) 神奈川(-7) 愛知(-5)	茨城(65) 東京(65) 神奈川(-59)		
13 東京	千葉(78) 愛知(-57) 北海道(44)	千葉(295) 神奈川(-259)	愛知(-115)	
14 神奈川	静岡(21) 埼玉(-19) 東京(17)	埼玉(-62) 千葉(59) 愛知(-57)		
15 新潟	神奈川(26) 大阪(-17) 福島(-16)	東京(23) 大阪(-14) 愛知(-11)		
16 富山	長野(-10) 石川(8) 東京(7)	石川(10) 東京(10) 長野(-9)		
17 石川	大阪(16) 愛知(-9) 長野(-8)	福井(19) 東京(9) 長野(-7)		
18 福井	愛知(-13) 京都(9) 東京(8)	石川(11) 岐阜(-8) 東京(7)		
19 山梨	神奈川(13) 愛知(-5) 静岡(5)	東京(14) 埼玉(-8) 愛知(-7)		
20 長野	愛知(39) 大阪(-16) 神奈川(-9)	東京(28) 大阪(-17) 新潟(12)		
21 岐阜	愛知(20) 大阪(-15) 兵庫(-9)	愛知(31) 大阪(-21) 兵庫(-10)		
22 静岡	神奈川(33) 大阪(-28) 愛知(27)	大阪(-40) 神奈川(27) 東京(24)		
23 愛知	岐阜(61) 大阪(-46) 鹿児島(30)	岐阜(89) 三重(56) 大阪(-53)		
24 三重	愛知(26) 大阪(-17) 兵庫(-11)	愛知(35) 大阪(-23) 兵庫(-12)		
25 滋賀	京都(25) 愛知(-14) 兵庫(-8)	京都(31) 愛知(-15) 三重(-8)		
26 京都	東京(23) 滋賀(21) 兵庫(-14)	滋賀(62) 東京(26) 兵庫(-22)		
27 大阪	東京(56) 愛知(-55) 兵庫(55)	奈良(105) 愛知(-78)	鹿児島(73)	
28 兵庫	東京(33) 愛知(-31) 鹿児島(22)	愛知(-44) 東京(30) 鹿児島(30)		
29 奈良	兵庫(-8) 大阪(8) 愛知(-7)	愛知(-12) 大阪(8) 兵庫(-7)		
30 和歌山	兵庫(-20) 大阪(15) 三重(8)	兵庫(-15) 大阪(13) 愛知(-8)		
31 鳥取	大阪(14) 島根(13) 岡山(-10)	島根(16) 兵庫(-7) 東京(7)		
32 島根	大阪(32) 広島(-17) 福岡(-17)	鳥取(18) 東京(8) 山口(7)		
33 岡山	兵庫(-18) 大阪(16) 広島(11)	広島(43) 大阪(-15) 東京(13)		
34 広島	福岡(-41) 山口(37) 大阪(20)	山口(60) 愛媛(-32) 東京(32)		
35 山口	広島(47) 福岡(-41) 大阪(24)	広島(64) 福岡(-32) 東京(13)		
36 徳島	大阪(24) 兵庫(-19) 岡山(-6)	香川(12) 兵庫(-11) 東京(9)		
37 香川	大阪(27) 愛媛(18) 兵庫(-15)	愛媛(26) 岡山(-14) 東京(13)		
38 愛媛	大阪(67) 福岡(-39) 広島(-32)	香川(30) 広島(-21) 大阪(14)		
39 高松	大阪(39) 福岡(-19) 広島(-14)	香川(13) 広島(-11) 東京(10)		
40 福岡	山口(-30) 広島(-28) 佐賀(27)	香川(39) 大阪(-34) 鹿児島(33)		
41 佐賀	福岡(37) 福岡(-28) 大阪(15)	長崎(8) 福岡(-6) 東京(4)		
42 長崎	愛知(53) 佐賀(36) 福岡(-27)	愛知(14) 熊本(-13) 佐賀(13)		
43 熊本	愛知(32) 大阪(26) 岐阜(25)	鹿児島(15) 東京(9) 広島(-8)		
44 大分	大阪(20) 東京(-14) 宮崎(14)	宮崎(11) 山口(-9) 広島(-9)		
45 宮崎	大阪(35) 愛知(32) 福岡(-19)	鹿児島(26) 熊本(-10) 福岡(-8)		
46 鹿児島	大阪(102) 東京(-64) 福岡(-61)	宮崎(28) 福岡(-22) 東京(13)		

中部以東の県から大阪や愛知への移動や、中国・四国の諸県から福岡へ、あるいは四国・九州の諸県から広島への移動では、比較的大きな負の残差が見られる。これは、わが国における最上位の大都市圏を越える形の移動が、実際には生じにくいことや、特定の出発地・到着地ペアごとに、階層的結びつきを考慮せねばならないことを示唆している。

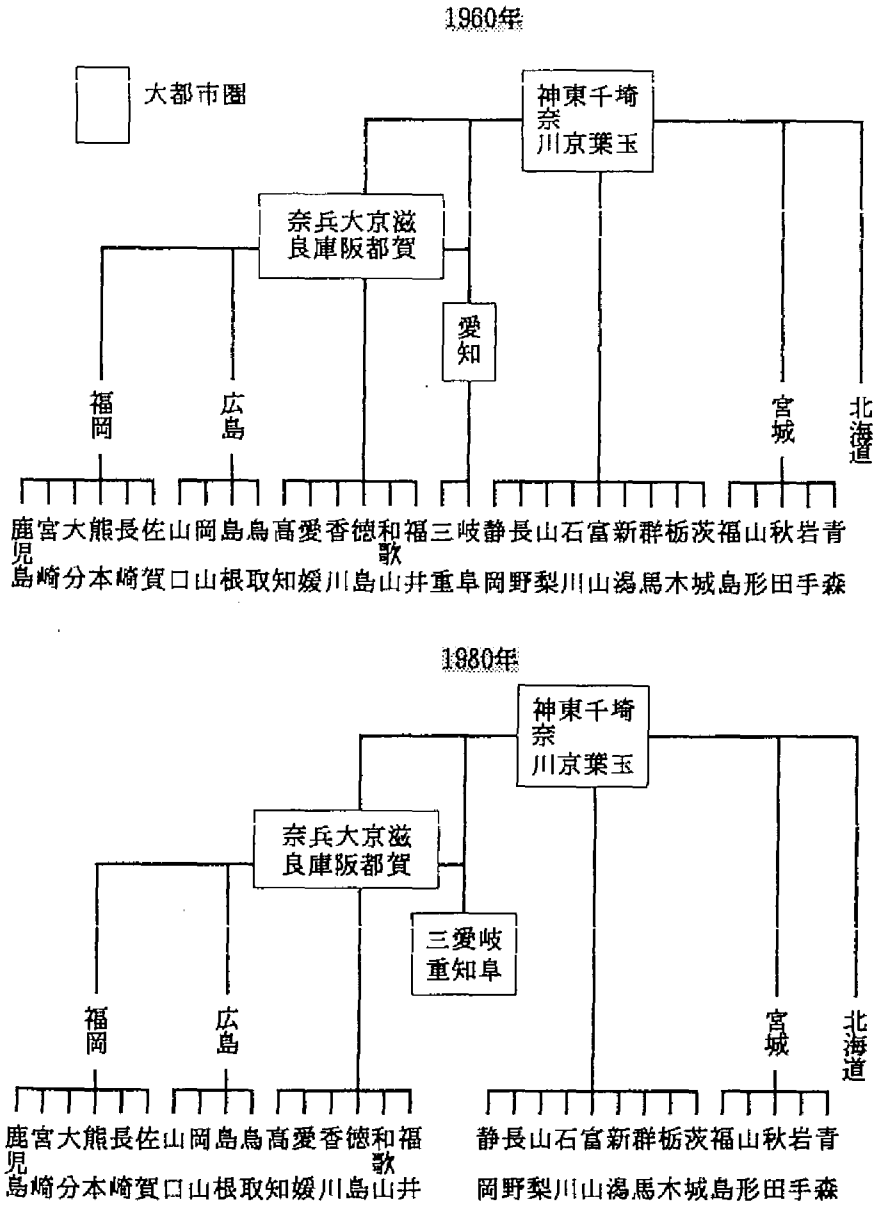
要するに、発生制約モデルの未説明変動部分には、隣接性と階層的結合という二大成分が隠されている。このうち、発地・着地間の隣接関係の重要性については、第V章においても言及した。とはいえ、この効果の取り込みに関しては、隣接府県間移動には1、非隣接府県間移動には0を与えるダミー変数を投入することによって簡単に対処しうる。隣接性自体空間構造効果の一要素には違いないが⁷⁾、残差のかかる空間的自己相関は、地理的データの統計分析において常に出現するもので、特定の空間システムに特有の効果とはみなせない。地図パターン問題があくまで、特定のシステムに固有の空間構造効果によって引き起こされると考えられる以上、この問題の潜在的な原因として隣接関係を取り上げる意義は小さいと言わねばならない。

このように考えると、以下では、出発地・到着地間の階層的結合の貢献に焦点を絞って差し支えないように思われる。地図パターン問題の原因としてのこの点への注目の必要性は、杉浦(1988, 1989c)によっても指摘されている。Rotheringham(1984)は、対象システムの形状を固定したまま、近接性分布を変化させることによって、 $\hat{\beta}_i$ の歪みのパターンがどう変わるか、という大変興味深い予察を展開しているが、そのシステム自体、米国の国土の形状に近いものであり、そこから離れた考察は行わなかった。一方、わが国のような細長い国土における空間経済の効率性を考えると、国土を輪切りにするような領域のそれぞれに、有力な中心が発達しやすいであろう。このような状況では、比較的堅固な地域の階層システムが形成され、その枠組みの中で人口移動が生起していると考えられる。以上は、地図パターン問題を引き起こす空間構造効果の主たる要素として、出発地・到着地間の階層的結びつきを想定する根拠を提供するものである。

ところで、既往の人口移動研究においては、対象とするフローシステムにおける階層的結びつき、ないしは階層効果の役割の重要性に関しては、しばしば言及されているものの(例えば、Hudson, 1975; Plane and Rogerson, 1989b)、それをモデリングに取り込もうとする試みは、ようやく近年始まったという現状にある(例えば、Taylor, 1978; Goodchild and Kwan, 1978)。

この文脈で言うと、近年競合着地モデルを、都市システムの階層性や介在概念の概念を導入して、修正を図った Fik and Mulligan (1990)の研究は、大変興味深い。彼らは、自分たちの新しいモデルを、出発地固定型の状況で米国の航空旅客流動データに適用しているし、Yano(1992)は、わが国の人口移動データに対する彼らのモデルの適用を試み、やはり良好な結果を得ている。矢野の論文は、二重制約型モデルに基づいた全地区一括型の分析であり、ここでのような出発地固定型の分析と異なる。しかし、矢野は、単位地区である都道府県の階層分類を、単なる人口規模という点での階層性から行っており、Fik らのような都市の機能的側面からの区分は試みていない点に、異論の余地がある。そこで、表XII-5に示された残差の分析から、空間構造効果としての貢献が確認された階層的結びつきについて、矢野の研究とは別の角度から、すなわち都道府県の機能的階層区分を重視した測度を用いたモデルの実行を試みたい。

まず、階層的結合をいかに測度化するかについて述べたい。ここでの単位地区である都道府県間の結びつきは、あくまで、都市の階層システムの関数と考えられる。なぜなら、今日のわが国では、農村的景観を見せる所でさえ、特定の都市の日常生活圏に包摂されることが多いし、都道府県間移動とはいっても、そのかなりの部分を、発着地の一方ないしは両方に都市域が関係する人口移動が占めていると推察されるからである。さて、近年のわが国の都市システムに関しては、東京・大阪・名古屋が上位3都市圏を構成し、その下に札幌・仙台・広島・福岡の広域中心都市が並んでいるという見方には、特に異論がないであろう。三大都市圏を構成する、京浜圏・中京圏・京阪神圏は、表IV-3を参考として、それぞれ、埼玉・千葉・東京・神奈川、岐阜・愛知・三重、滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良から構成されるものとした。ただし、1960年には、三重・岐阜の両県の大都



図XII-2 都道府県の階層システム

市圏人口の比率が、半分に到達していないので、この時点では中京大都市圏は愛知のみから構成されるとした。

厄介なのは、データセット1の年次である1960年時点で、札幌・仙台・広島・福岡といった広域中心都市の影響が、既に確立されていたとみなすかどうかである。この点に関しては、広域中心都市が、今日見るような、揺るぎない地位はまだ確立していなかったと考えるのが、妥当であろう。しかし、いま、発生制約モデルの実行したさいの残差を手がかりとしてみる限りでは、規模の大きな残差として表XII-5に登場してはいないが、特定の地方内の県から、その地方の広域中心都市である仙台・広島・福岡を抱える県への移動については、観測値が推定値を上回っているケースが少なくない。そこで、ここではこれらの広域中心都市のある県を、三大都市圏内の府県と、それ以外の県の間で、独自の階層を占めるものと判断した。以上のようにして得られる都道府県の階層システムを図示したのが、図XII-2である。札幌を抱える北海道は、宮城・広島・福岡の三県と同じオーダーとした。

さて、階層的な結びつきの有無の判断は、同図の線の結びつきの関係から、以下のように行うものとする。

- ① 階層体系内の上昇移動の場合 a) 図中において、目的地が明らかに出発地より上に位置している。 b) ただし、図中の線を下降して辿らねば、目的地に到達できないときには、a)の条件を満たしていても、結びつきはないものとする。
- ② 階層体系内の下降移動の場合 a) 図中において、目的地が明かに出発地より下に位置している。 b) ただし、図中の線を上昇して辿らねば、目的地に到達できないときには、a)の条件を満たしていても、結びつきはないものとする。
- ③ 階層体系内の側方移動の場合 a) 同一大都市圏内にある目的地とは、結びつきがある。 b) それ以外の目的地とは、結びつきがない。

ここで、① b)、② b)の条件は、前記の残差の観察から得られた知見から用意されたものである。なお、②の条件は、図IV-2にあるように、データセット2の

時点である1980年には、三大都市圏への純流入がほとんど停止し、明らかに階層を下降するとみられるフローの増加が少なからず見い出されること、さらに三大都市圏への純流入が顕著であった1960年でさえ、非大都市圏への逆流移動が広くみられたこと、などの理由から導入された。

移動者を吸引する変数としての階層的結びつきを具体的に表現する指標は、多面的に定義されうるであろうが、処理を簡単化するために、単一の代理変数として、従来都市の階層性の抽出にさいして、その有効性が確認されてきた卸売業販売額(渡辺, 1971; 長谷川, 1984)を使った。1960、80年のデータは、それぞれ1960、79年の『商業統計表』から得た。結局のところ、空間構造効果として階層的結びつきを特定した、出発地固定型の空間的相互作用モデルは、式(XII-8)における H_j を Q_{ij} と入れ換えた、

$$T_{ij} = A_i O_i W_j^{\gamma_i} d_{ij}^{\beta_i} Q_{ij}^{\zeta_i} \quad (\text{XII-10})$$

となる。ただし、

$$A_i = \left[\sum_j W_j^{\gamma_i} d_{ij}^{\beta_i} Q_{ij}^{\zeta_i} \right]^{-1} \quad (\text{XII-11})$$

である。 ζ_i はパラメータである。式(XII-10)をさして、以降階層モデルと呼ぶ。ここで、階層効果 Q_{ij} は、次のように定義される。

$$Q_{ij} = \begin{cases} j \text{ 県の卸売業年間販売額} (i \text{ 県と} j \text{ 県の間に階層的結びつきがある場合}) \\ = 1 & (\text{それ以外の場合}) \end{cases}$$

ζ_i の符号は、階層体系を上昇するフローが卓越する場合にはプラス、階層体系を下降するフローが卓越する場合にはマイナスになると、予想される。

階層モデルの適用結果を表XII-6に掲げた。表中の $\hat{\zeta}_i$ は、ほとんどゼロから有意に離れており、その意味では一定の貢献をしている。符号はほとんどプラスであることから、階層体系を上昇する移動がその逆流よりも重要であることがわかるが、46都道府県の平均値の、データセット1の0.11からデータセット2の0.06への変化が指し示すように、階層効果の説明力は大きく後退している。この間における中心部での純移動の大幅な減退を考えれば、これは納得しうる知見である。

表XII-6 階層モデルの適用結果

出発地	データセット1			データセット2		
	β_i	ζ_i	G	β_i	ζ_i	G
1 北海道	-1.54*	0.14*	.031	-1.54*	0.09*	.036
2 青森	-1.74*	0.12*	.084	-1.87*	0.10*	.044
3 岩手	-1.49*	0.15*	.089	-1.75*	0.11*	.067
4 宮城	-0.84*	0.23*	.100	-1.10*	0.12*	.088
5 秋田	-1.30*	0.10*	.118	-1.69*	0.11*	.034
6 山形	-0.95*	0.17*	.095	-1.51*	0.08*	.055
7 福島	-1.48*	0.15*	.077	-1.41*	0.12*	.054
8 茨城	-0.99*	0.18*	.063	-0.98*	0.04*	.055
9 栃木	-1.40*	0.14*	.043	-1.18*	0.02*	.055
10 群馬	-1.50*	0.11*	.033	-1.27*	0.03*	.056
11 埼玉県	-1.12*	-0.16*	.019	-0.74*	-0.01*	.066
12 千葉県	-1.17*	-0.05*	.016	-0.68*	0.12*	.063
13 東京都	-0.89*	-0.14*	.026	-0.72*	-0.11*	.059
14 神奈川県	-0.78*	0.12*	.040	-0.58*	0.06*	.066
15 新潟	-1.22*	0.13*	.076	-1.22*	0.10*	.045
16 富山	-1.45*	0.03*	.095	-1.48*	0.02*	.114
17 石川	-1.55*	0.00*	.176	-1.44*	0.02*	.089
18 福井	-1.25*	0.15*	.147	-1.62*	-0.02*	.141
19 山梨	-1.68*	0.08*	.047	-1.06*	0.08*	.065
20 長野	-1.89*	-0.02*	.095	-1.28*	0.05*	.059
21 岐阜	-1.78*	-0.04*	.107	-1.26*	0.02*	.117
22 静岡県	-1.21*	0.03*	.093	-0.81*	0.04*	.067
23 愛知県	-1.19*	-0.01*	.190	-0.88*	0.03*	.169
24 三重	-1.66*	-0.06*	.075	-1.03*	0.01*	.083
25 滋賀	-1.43*	0.11*	.104	-1.02*	0.06*	.147
26 京都	-0.96*	0.15*	.088	-0.87*	0.09*	.114
27 大阪	-0.80*	0.18*	.128	-0.75*	0.13*	.095
28 兵庫県	-0.84*	0.21*	.067	-0.69*	0.13*	.062
29 奈良	-1.18*	0.10*	.053	-0.84*	0.10*	.050
30 和歌山	-1.49*	0.07*	.086	-1.19*	0.05*	.086
31 鳥取	-1.62*	0.15*	.151	-1.59*	0.03*	.202
32 島根	-1.31*	0.20*	.195	-1.68*	0.07*	.180
33 岡山	-1.54*	0.12*	.037	-1.24*	0.04*	.109
34 広島	-1.41*	0.18*	.058	-1.26*	0.09*	.127
35 山口	-1.26*	0.15*	.100	-1.44*	0.11*	.111
36 徳島	-1.72*	0.10*	.070	-1.46*	0.01*	.181
37 香川	-1.56*	0.11*	.128	-1.24*	-0.00*	.206
38 愛媛	-1.52*	0.27*	.066	-1.46*	0.11*	.142
39 高知	-1.73*	0.27*	.081	-1.61*	0.10*	.144
40 福岡	-1.21*	0.14*	.029	-1.29*	0.07*	.055
41 佐賀	-1.05*	0.09*	.110	-1.24*	0.01*	.034
42 長門	-0.97*	0.15*	.121	-1.18*	0.07*	.037
43 熊本	-0.96*	0.15*	.129	-1.24*	0.04*	.058
44 大分	-1.08*	0.14*	.072	-1.27*	0.03*	.076
45 宮崎	-1.09*	0.14*	.186	-1.49*	0.02*	.097
46 鹿児島	-1.12*	0.27*	.168	-1.51*	0.06*	.063
平均	-1.30	0.11	.090	-1.23	0.06	.090
標準偏差	0.297	0.096		0.322	0.048	
変動係数	0.228	0.881		0.261	0.838	

「*」は5%水準で有意。

ところで、もし階層的結合が空間構造効果の主要素であり、ここでのモデリングがその取り込みに十分に成功しているならば、表XII-3の $\hat{\beta}_i$ と Q_{ij} の相関より、表XII-6の $\hat{\beta}_i$ と Q_{ij} の相関が、小さくなっているはずである。しかし残念なことに、データセット1、2に関するこの相関係数は、それぞれ、 $0.39 \rightarrow 0.37$ 、 $0.34 \rightarrow 0.34$ と推移するにすぎず、この側面からみる限り、事態は改善されていない。

また、表XII-3に示した発生制約モデルと対比した場合の、この階層モデルの情報獲得量 G からみた改良分は、データセット1については0.032、データセット2については0.018であった。ちなみに、これは、競合着地モデルよりも優っている数字である。なお、階層モデルの $\hat{\beta}_i$ を距離パラメータの不偏推定値の基準とした場合、発生制約モデルの $\hat{\beta}_i$ の歪みが絶対値の大きな方向に偏っているのは、データセット1・2ともに、33県を数える。歪みの幅は、北海道や東北の諸県からのフローで大きく、それだけ、階層モデルの利用による適合度の上昇も大きい。同様のことは、やや弱い程度においてはあがあるが、中国・四国・九州の諸県からのフローに関しても認められる。対照的に関東から近畿にかけての都府県からの流出に関しては、 Q_{ij} の投入によるあてはまりの改良分が、大阪・兵庫を例外として、おしなべて小さいし、 $\hat{\beta}_i$ の歪みの幅も微弱と言える。この傾向は、とりわけ南関東の埼玉・千葉・東京・神奈川について著しい。

表XII-3と表XII-6を比較すると、 $\hat{\beta}_i$ の平均値は、データセット1、2に関して、それぞれ $-1.42 \rightarrow -1.30$ 、 $-1.31 \rightarrow -1.23$ と推移している。表XII-6の $\hat{\beta}_i$ を、空間構造効果の影響から免れている不偏推定値とみれば、表XII-3の発生制約モデルによる $\hat{\beta}_i$ は、全般的に絶対値の大きな方向に歪んでいると言える。発生制約モデルから階層モデルへの $\hat{\beta}_i$ の変動係数の変化は、データセット1については $0.206 \rightarrow 0.228$ とやや増加、データセット2については $0.278 \rightarrow 0.261$ とやや減少となっている。

5 わが国のフロー・システムに関する地図パターン問題の影響

この節では、第3・4節での分析を踏まえ、わが国の全国的な人口移動というフロー・システムを対象とした場合の、地図パターン問題の影響が距離パラメータ β の推定値に、具体的にどう現れるかを総括する。

表XII-4の $\hat{\delta}_i$ と表XII-6の $\hat{\zeta}_i$ の多くがゼロから有意に離れており、この意味では、空間構造効果としての近接性や階層性の貢献は確かに認められる。空間構造効果として近接性を導入した競合着地モデルを、階層的結びつきを導入した階層モデルと比べれば、後者の方が前者よりも、適合度の水準や解釈の容易さの点でやや優っていると判断しうる。しかし、発生制約モデルから得られた $\hat{\beta}_i$ と近接性変数あるいは階層性変数の相関関係が、劇的には小さくならなかったし、 $\hat{\beta}_i$ の都道府県間変動も大きく縮小するまでには至らなかった。

このような、必ずしもはかばかしくない結果は、結局のところ、発生制約モデ

表XII-7 r^2 統計量からみた適合度の平均値

相互作用の種類		発生制約モデル		競合着地モデル		階層モデル	
		\bar{r}^2	$ \bar{I} $	\bar{r}^2	$ \bar{I} $	\bar{r}^2	$ \bar{I} $
米国	航空旅客 流動(1970)	0.684	-	0.758	-	-	-
	人口移動 (1965-70)	0.558	-	0.746	-	-	-
日本	人口移動(1960)	0.895	0.140	0.911	0.142	0.931	0.113
	人口移動(1980)	0.861	0.178	0.874	0.168	0.885	0.157
	進学移動(1980)	0.958	0.174	0.961	0.175	-	-

米国の数値は、Fotheringham (1984, 1986a)による。 \bar{r}^2 は、観測値と推定値の適合度 r^2 の平均値。 $|\bar{I}|$ は、残差の一般化モーラン係数の平均値。 I は正負いずれの値もとりうるので、絶対値の平均を求めた。「-」は不明ないしは未実行。

ルの段階で、既にかかなりの適合の水準を実現しており、空間構造効果に起因する変動幅が潜在的に小さく押さえられていることによると思われる。ちなみに、これは、Fotheringhamが使用した r^2 値を適合度統計量に用いて、ここでの事例と比較した表XII-7からも、理解されよう。

なお、空間構造効果を取り込んだ変数を導入すると、残差の空間的自己相関が軽減されるという効用があることを報告した論文(矢野, 1986; Boots and Kanaroglou, 1988)があるので、同表には、本章で分析したデータについて一般化モラン係数の絶対値の平均も掲げた。競合着地モデルにおいては、この点の改善は確認できないが、階層モデルでは残差の自己相関が最も小さくなっており、残差の挙動という点でも、階層モデルの方が優れている。

本章での考察を要約すれば、関東から近畿にかけての都府県からの流出移動に関しては、発生制約モデルの $\hat{\beta}_i$ の歪みは小さく、特に南関東からの流出移動についてはその傾向が著しい。一方、周辺部、とりわけ北海道や東北の諸県からの流出に関しては、競合着地モデルを基準とした場合には、 $\hat{\beta}_i$ は絶対値の小さい方向に、階層モデルを基準とした場合には、 $\hat{\beta}_i$ は絶対値の大きい方向に歪む傾向がある。

それでは、競合着地モデルと階層モデルに基づいた場合、何故、歪みの方向が逆になるのであろうか。この疑問に対する回答を述べようとするさいには、Nakanishi and Cooper(1974)による制約モデルの線形化手続きが参考となる。すなわち、いま競合着地モデルが「正しい」とすると、式(XII-2)の発生制約モデルから得られる $\hat{\beta}_i$ の期待値 $E(\hat{\beta}_i)$ は、次のように示される(Hanushek and Jackson, 1977, pp.79-83; Fotheringham, 1984)。

$$E(\hat{\beta}_i) = \hat{\beta}_i + \hat{\delta}_i \times \frac{r(H_j^*, d_{ij}^*) - r(d_{ij}^*, W_j^*) r(H_j^*, W_j^*)}{1 - r^2(d_{ij}^*, W_j^*)} \times \frac{s(H_j^*)}{s(d_{ij}^*)} \quad (\text{XII-12})$$

ここで、 $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\delta}_i$ は、それぞれ、競合着地モデルの距離変数と近接性変数のパ

ラメータの推定値、 $r(x^*, y^*)$ は x^* と y^* の相関係数、 $s(x^*)$ は x^* の標準偏差である(階層モデルの場合には、上式中の H_j 、 $\hat{\delta}_j$ が、それぞれ Q_{ij} 、 $\hat{\zeta}_i$ に入れ替わる)。ただし、

$$x^* = \ln(x/\bar{x})$$

である(\bar{x} は x の幾何平均)。

式(XII-12)で、 $E(\hat{\beta}_i) - \beta_i$ が、地図パターン効果に起因する歪みに相当する。すると、 $1 - r^2(d_{ij}^*, W_j^*)$ と $s(H_j^*)/s(d_{ij}^*)$ は常に非負なので、歪みの具体的方向が、絶対値の大きい方向となるか、小さい方向となるかの分岐点は、式(XII-12)の右辺における $\hat{\delta}_i$ と $r(H_j^*, d_{ij}^*) - r(d_{ij}^*, W_j^*)r(H_j^*, W_j^*)$ の符号である。もし、両者が同じ符号、すなわちいずれも正か、あるいはいずれも負であれば、式(XII-2)の発生制約モデルの $\hat{\beta}_i$ は、絶対値の小さい方向に偏る。もし、両者が互いに異なる符号の数値を取れば、 $\hat{\beta}_i$ は絶対値の大きい方向に偏る。そして、歪みの大きさは、式(XII-12)の右辺第二項の絶対値の大きさによって決まる。

式(XII-12)は、線形化したモデルに対して最小二乗法を適用して、 $\hat{\beta}_i$ や $\hat{\delta}_i$ (あるいは $\hat{\zeta}_i$)を求めたときに精密に妥当する。しかし、表XII-4や表XII-6における $\hat{\beta}_i$ は、最尤法によって求められているので、両表に示した $\hat{\beta}_i$ や $\hat{\delta}_i$ は最小二乗法による推定値と一致するという保証はなく、実際には多少のずれが生じる。なぜなら、最小二乗法では、誤差(残差)の二乗和の最小化、最尤法では、最尤方程式の満足という、それぞれ異なったキャリブレーションの原理が働くからである。

このために、式(XII-12)に基づいた、発生制約モデルから得た $\hat{\beta}_i$ の歪みの成分の特定は、ここでは行わない。

ただ、式(XII-12)の右辺第二項をみれば、 $\hat{\delta}_i$ や $\hat{\zeta}_i$ が地図パターン問題による歪みの主導的な要素と考えることができる。しかし、表XII-4で $\hat{\beta}_i$ と $\hat{\delta}_i$ 、表XII

-6で $\hat{\beta}_i$ と $\hat{\zeta}_i$ を比較すると、 $|\hat{\beta}_i|$ の大きさに対し、 $|\hat{\delta}_i|$ や $|\hat{\zeta}_i|$ の小ささが目立っているし、中には $\hat{\delta}_i$ や $\hat{\zeta}_i$ がゼロから有意に離れていないケースさえ見られる。

要するに、わが国の都道府県間人口移動システムに関する限り、近接性や階層的結びつきによって示される空間構造効果の距離パラメータ推定値 $\hat{\beta}_i$ に対する影響は、比較的小さいという結論を導いていいのではなかろうか。 $\hat{\beta}_i$ の都道府県間変動は、発生制約モデル・競合着地モデル・階層モデルのいずれに基づこうが、全般的に大きな違いはない。この意味では、発生制約モデルから得られる $\hat{\beta}_i$ の偏りは概して小さいとみなせる。これは、ピアソンの積率相関係数とスピアマンの順位相関係数による分析からも、明かであろう(表XII-8参照)。すなわち、国土の

表XII-8 $\hat{\beta}_i$ の都道府県間変動の相関関係

	ピアソンの積率相関係数			スピアマンの順位相関係数		
	発生制約 モデル	競合着地 モデル	階層 モデル	発生制約 モデル	競合着地 モデル	階層 モデル
データ セット1	発生制約 モデル	-	-	発生制約 モデル	-	-
	競合着地 モデル	0.90**	-	競合着地 モデル	0.87**	-
	階層 モデル	0.81**	0.81**	階層 モデル	0.82**	0.82**
データ セット2	発生制約 モデル	-	-	発生制約 モデル	-	-
	競合着地 モデル	0.95**	-	競合着地 モデル	0.94**	-
	階層 モデル	0.89**	0.89**	階層 モデル	0.88**	0.89**

「**」は1%水準で有意。

中心部の県からの流出フローでは $\hat{\beta}_i$ の絶対値が小さく、他方、周辺部の県からの流出フローではそれが大きいという構図は、変らないのである。

わが国の全国レベルの人口移動を対象とした場合の地図パターン問題の現れ方を明らかにするという課題には、以上でもかく応えた。しかし、かかる対象に関する地図パターン問題をめぐって、筆者には、依然氷解しない疑問がある。それは、Potheringham(1981)が地図パターンの影響の証拠の一つとして採用した、

$\hat{\beta}_i$ と平均移動長 mean trip length の関係についてである。平均移動長は、最尤法によるキャリブレーションにおいて、収束基準にも使われる重要な概念である(石川, 1988a, p.56)。

平均移動長が長いときには、移動は平均的に遠くに及んでいるので $\hat{\beta}_i$ はゼロに近づき、その逆のときには、 $\hat{\beta}_i$ はゼロから離れるはずである。つまり、 $\hat{\beta}_i$ と平均移動長は正の相関を示すはずである。しかるに、ここで取り上げたデータに関しては、発生制約モデルや競合着地モデル、さらに階層モデルさえ、正の相関は見られず、逆に負の相関が見られるのであり(表XII-9参照)、特にデータセット2では、負の顕著な相関関係が見られる。つまり、周辺部の県では、 $\hat{\beta}_i$ の絶対値が大きいのに平均移動長が長く、一方、中心部の県では、 $\hat{\beta}_i$ の絶対値が小さいのに平均移動長が短い、という傾向がある。

このような納得しがたい知見を、いかに考えるべきであろうか。これに関しては、次の二つのことが考えうる。第一に、本章でのモデリングが依然不適切なま

表XII-9 $\hat{\beta}_i$ と平均移動長の相関関係

	発生制約モデル	競合着地モデル	階層モデル
データセット1	-0.13	-0.31	-0.08
データセット2	-0.70	-0.70	-0.69

までである可能性である。しかし、表XII-7における r^2 の高い水準を念頭に置くと、そのような考えはとりにくい。第二に、取り上げる対象によっては、十分なモデリングを講じても、 $\hat{\beta}_i$ と平均移動長の正の相関が実現しない可能性があり、その場合には、それを地図パターン問題の歪みの証拠として使えない、という状況が考えられる。

以上の疑問は、地図パターン問題をどう捉えるかという出発点にまで関係する重要な論点をはらんでいる。このこと自体に関心を据えた分析を行っていないので、確信しうる回答を示せないのが残念であるが、現段階で筆者は、第二の考えに傾いている。これは、Fotheringhamが対象とした米国が矩形の国土、わが国が細長い国土を持っていること自体の効果を取り込んだ、地図パターン問題の考察の必要性につながるものである。第XIII章において、人口移動空間の歪みに関する日米両国での差異が、国土の形状に起因している可能性がある点に言及するが、このことも地図パターン問題の視野に入れる必要があるかもしれない。

ともあれ、地図パターン問題の克服に向けて、Fotheringhamの展開した議論は説得的であり、その経験的例証も鮮やかと言わざるを得ない。しかし、本章で得た結論は、この問題の解決策としての競合着地モデルの普遍性に、疑問を投げかけるものである。むしろ、彼の研究自身、米国という対象の「空間構造」に無意識の内に規定されていた可能性を、暗示している。このトピックに関する彼の業績の大きさは十分に理解できるものの、結局、地図パターン問題は、取り上げるフロー・システムの空間構造効果とは具体的に何かを、当該の個別の対象に即して、着実に探索することを通じて克服するしか、ないのではあるまいか。

注

- 1) 地図パターン問題を意識してはいないが、センサスの報告書(例えば、US Bureau of the Census, 1985)に大学進学移動のデータが記載されている米国で

は、Plane(1989b)の論文などが例示するように、このデータを使った研究が盛んである。

- 2) しかし、このような配慮があてはまるのは、あくまでも近接性変数と均衡因子 B_j の定義式が等価となるケースに限られる。この点は、近接性の操作的定義や、均衡因子の解釈と関連して、今後検討の余地があろう(矢野, 1989)。ちなみに、わが国の郵便フローに対する二重制約モデルの適用結果に基づいて、杉浦(1989c)は、均衡因子 A_i ないし B_j と近接性との相関を求め、特に B_j と近接性の相関が、 $-0.929 \sim -0.980$ といった強い関係が見られることを報告している。
- 3) このプログラム・パッケージでは、パラメータの数が二つ以上のときには、Powell(1970)による推定法で、キャリブレーションが行われる。ただし、当初のSIMODELのプログラムでは、パラメータの収束計算のさいのステップ幅や収束基準値が厳しすぎるので、それらをやや緩めて使用した。
- 4) 選択指数とは、実際の移動者数の期待移動者数に対する比率である。後者の期待移動数は、出発地 i から到着地 j への移動者数が、対象地域全体の人口から i の人口を差し引いた人口に占める j の人口の割合に比例すると仮定した場合に得られる。例えば、この指数が120である場合には、観測された移動量が期待移動量よりも20%多いことを、80である場合には、観測された移動量が期待移動量よりも20%少ないことを意味する(三田, 1984)。
- 5) 対数をはずして実距離に直すと、例えば、岩手は $337.0\text{km} \rightarrow 298.9\text{km}$ 、宮崎は $388.7\text{km} \rightarrow 323.8\text{km}$ 、といった具合である。距離減衰効果の強まりを示唆する他の知見は、1961・67・73・79・85年における普通通常郵便の都道府県間流動に対する二重制約モデルの適用を行った杉浦(1989c)の論文でも、得られている。
- 6) 残差の検討から空間構造の影響を確認する方法については、Baxter(1987a・b)の研究が注目される。
- 7) 単位地区の隣接関係に注目して、空間構造効果の取り込みを図った研究としては、Boots and Kanaroglou (1988)の論文がある。彼らは、第一段階に、移動するか残留するかとの二項選択を、第二段階に具体的な目的地の多項選択を想定

したネスティド・ロジット・モデルを用いているが、その第二段階の選択モデルに、対象システム内の各地区の相対的位置を示す変数として、結合行列の主固有ベクトルから作成した「中心性距離」という指標を投入している。トロントの都市内人口移動を対象とした分析から、この措置が、モデルの実行度の改良のみならず、残差の空間的自己相関の緩和をもたらしていることを、報告している。なお、Griffith and Jones(1980)も、空間構造効果として、類似の指標を利用している。

第XIII章 相互作用モデルからみた人口移動空間

1. はじめに

空間的相互作用モデルをめぐる近年の研究は、きわめて活発で多様である。しかし、そこにおける主要な関心は、モデルの構築作業あるいはキャリブレーションをめぐる問題である。したがって、例えば、モデルに含まれる距離変数については、いかなる測度が考えられるのかの議論（例えば、Lowe and Moryadas, 1975; Gatrell, 1983）はあっても、具体的な経験的分析のレベルでは、とりあげた測度やその含意に綿密な検討が加えられないまま、所与のものとして扱われることが多かった。

これに対し、Plane(1984)が展開した方法は、現状の持つこのような弱点を補完する意義を持っている。彼は、従来の人口移動研究において距離測度としてしばしば利用されてきた、大圏距離などの物理的距離の粗雑さを指摘し、各種のフローを被説明変数とする通常の空間的相互作用モデルを距離が同変数となるように変形し、米国の州間人口移動に適合する距離の予測値を求めることを試みている。この新しく推定された距離から作図された人口移動空間は、物理的距離に基づく、われわれが見なれている地図とはしばしば大きく異なっている。本章は、Planeの方法をわが国の人口移動データに適用することによって、それが生じている具体的な空間を抽出し、そこから空間的相互作用論の充実に向けての示唆を得ることを目的としている。

以下、第2節では推定距離を求める手続きの概略を述べ、ついで第3節では、具体的な人口移動空間の地図を示しつつ、推定の結果について述べる。第4節では、Plane(1984)の論文に依りつつ、人口移動空間の日米比較を試みる。続く第5節では、この方法の意義についてまとめる。

2. 推定の手続き

推定距離を得るまでの手続きは、次のように示される。この方法は、基本的には二重制約モデル

$$T_{ij} = A_i B_j O_i D_j d_{ij}^{\beta} \quad (\text{XIII-1})$$

に依拠している。このモデルは、次の二つの制約条件

$$\sum_j T_{ij} = O_i \quad (\text{XIII-2})$$

$$\sum_i T_{ij} = D_j \quad (\text{XIII-3})$$

を満たす。 A_i 、 B_j は均衡因子と呼ばれ、それぞれ

$$A_i = 1 / \sum_j B_j D_j d_{ij}^{\beta} \quad (\text{XIII-4})$$

$$B_j = 1 / \sum_i A_i O_i d_{ij}^{\beta} \quad (\text{XIII-5})$$

と定義される。ただし、 i は出発地、 j は到着地、 T_{ij} は i から j への相互作用、 d_{ij} は $i \cdot j$ 間の距離(コスト)、 β はパラメータである。また、「 \wedge 」の記号は、推定値であることを意味する。距離減衰関数としては、一般的にパワー関数や指数関数などが利用される。しかし、都市間あるいは地域間フローについては、対数変換した距離を前提とするパワー関数が指数関数よりすぐれている、という指摘(Wilson, 1971)のあること、指数関数を用いると推定距離がマイナスという移動流がいくつかあらわれ、その解釈が必ずしも容易でなくなったこと、などの理由により、以降では、式(XIII-1)のようなパワー関数を持つケースのみをとりあげている。

式(XIII-1)の二重制約モデルを、距離変数が左辺にくるように変形すると、

$$d_{ij} = \exp((1/\beta) \ln A_i + (1/\beta) \ln B_j + (1/\beta) \ln(O_i D_j / T_{ij})) \quad (\text{XIII-6})$$

が得られる。ところで、式(XIII-6)によって推定距離を算出するためには、あら

はじめ A_i 、 B_j 、 β の値を求めておく必要があるが、そのために必要な方程式の数が揃わない。ここで、Plane は次のような手続きをとっている。

$$U_k = \begin{cases} 1 & (k=i \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases} \quad (\text{XIII-7})$$

$$V_l = \begin{cases} 1 & (l=j \text{ のとき}) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases} \quad (\text{XIII-8})$$

と定義されるダミー変数をもつモデル

$$\ln(d_{ij}) = a_0 + \sum_{k=1}^{n-1} a_k U_k + \sum_{l=1}^{n-1} b_l V_l + c \ln(O_i D_j / T_{ij}) \quad (\text{XIII-9})$$

から、通常最小二乗法によって推定される四つの回帰係数 a_0 、 a_k 、 b_l 、 c を得る。そして、それらを用いて、

$$A_i = \exp((a_0 + a_i) / c) \quad (\text{XIII-10})$$

$$A_n = \exp(a_0 / c) \quad (\text{XIII-11})$$

$$B_j = \exp(b_j / c) \quad (\text{XIII-12})$$

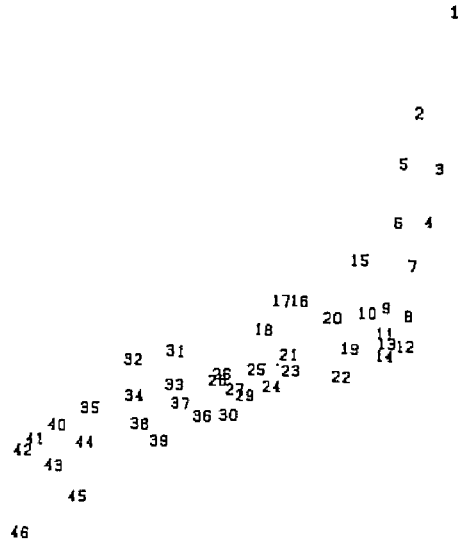
$$B_n = 1 \quad (\text{XIII-13})$$

$$\beta = 1/c \quad (\text{XIII-14})$$

を算出する。なお、ここで n は地区数である。この結果得た均衡因子ならびに β の値を、式(XIII-6)に代入すればよい。

3 推定の結果

以上の手続きを、総理府統計局：『昭和55年 住民基本台帳人口移動報告年報』に示された47都道府県間人口移動データに適用した。自県内移動は、考察から除外している。ここで物理的距離の観測値としては、1980年国勢調査による各県の人口重心間の大圏距離を採用している。厳密にいうならば、地球表面の円弧の長さである大圏距離でその位置が示される重心を、二次元平面上に正確に描くことはできない。しかし、物理的距離をできるだけ精密に求める必要と地図作成上の



47

図XIII-1 47都道府県の人口重心

便宜との妥協の結果から、ここでは便宜的に大圏距離は電算機から算出し、一方基図としては、対象地域が中緯度の場合適当とされる円錐図法(小川, 1966, p. 107)による日本全図を用いている。図XIII-1は、同図法による地図上に人口重心をプロットしたものである。また、図XIII-2以下の地図は、図XIII-1上で当該県とその他の各県の重心間の直線距離が大圏距離に等しい、との仮定のうえに描かれている。

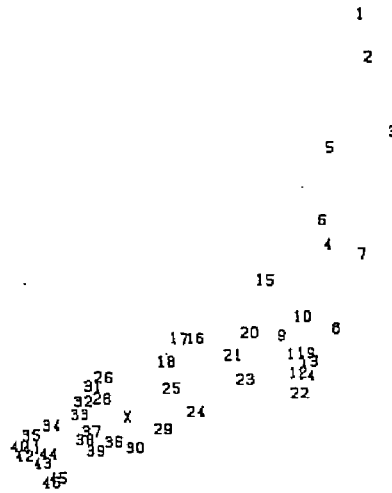
なお、本章掲載の4枚の地図(図XIII-1~図XIII-4)においては、複数の県が重なったり隣接したりして見にくくなるのをできるだけ避けるために、各県の位置に国勢調査におけるコード番号のみを示して、地図の簡素化を図っている。例え

ば、北海道 [1]、青森 [2]、……、沖縄 [47] のごとくである。ただし、具体的な都道府県名については、以下の説明において、できるかぎりふれるように努めている。それでも図によつては、特定のところに多くのコード番号が集中して重なりあうことがあり、そのさいには本来なら部分的な拡大図を用意すべきであるかもしれない。しかし、図XIII-2～図XIII-4においては、図XIII-1に対する伸縮自体に重要な意味があるので、このような措置はあえてとらなかった。以上の点を、あらかじめお断りしておきたい。

式(XIII-6)から求めた推定距離と物理的距離とは、相関係数 0.873 を示しているが、これはくしくも Plane が分析した1975-76年の米国(アラスカ・ハワイを除く)における州間人口移動(パワー関数利用)の値と同じである。なお、やはり彼の報告によると、1978-79年のそれは 0.859 であり、後者の時期では物理的空間からの歪みが拡大している。ともあれ、人口移動を全体的にみた場合には、日米ともほぼ同水準で、推定距離と物理的距離は一応の高い正の相関関係を持っている。

次に、各県の流出・流入ごとに検討を加える。国全体としての相関係数の高さはあくまでも集計的レベルのものであり、県別にみたさいには、当然両距離の適合度に変動のあることが予想されるからである。なお、この目的のためには、地図化がきわめて有効な手段となる。両距離の乖離の程度が、図XIII-1すなわち物理的空間からの歪みの大きさとして、一目瞭然となるからである。なお、図XIII-1～図XIII-4は、作図のさいの縮尺を同一に固定している。そのため、図XIII-1と図XIII-2～図XIII-4とは、直接的な比較が可能である。

図XIII-2は、大阪府への流入に関する推定距離から作成したものである。大阪の位置は、図中に×印で示してある。これは、次の要領によつて作図した。まず、推定距離と物理的距離の比率を求める。ついで、当該府県の人口重心とその他の府県の人口重心を直線で結ぶ。比率が 1.0 以下のときには両点の内側に内挿によつて、1.0 以上のときにはその直線の延長上に外挿によつて、推定された新しい人口重心を決定するのである。ちなみに、北海道 [1] から大阪への移動の場合、物理的距離は1,090キロメートル、推定距離は1,129キロメートル、比率は1.04である。したがって、両重心間を結ぶ線を右上方向に1.04倍延長した終点が、北海



47

図XIII-2 大阪府への流入からみた人口移動空間

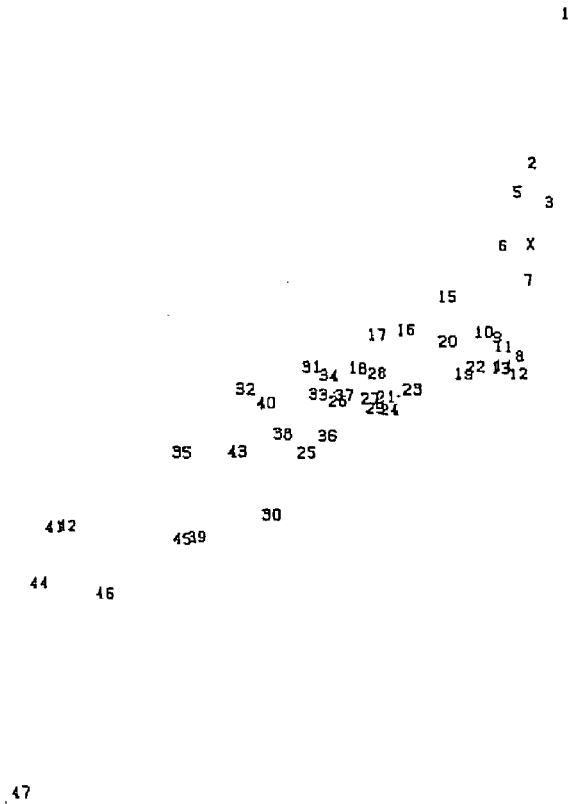
道の推定された人口重心の位置となる。このようにして作成された地図に示された空間を、ここでは人口移動空間と呼んでいる。

図XIII-2を図XIII-1と対比すると、東日本ではわずかに拡大傾向にあるが、おおむね類似した配置を示しているのに対し、中国 [31-35]・四国 [36-39]・九州 [40-47]では縮小が顕著である。これらの西日本の諸県は、従来から大阪の主要な人口吸引圏を形成しており、1980年時点においても県外流出者中に占める大阪府の指向率は、最低でも佐賀 [41] の6.4%から、最高徳島 [36] の22.3%まで一様に高い水準にある。このうち、四国 [36-39] と沖縄 [47] を除く九州 [40-46] は、それぞれコンパクトなまとまりを作っており、推定距離上これら四国4県と九州7県は、大差のないことがわかる。北陸では富山 [16] ・石川 [17] ・福井

[18] が、図XIII-2において図XIII-1より大阪に接近している。さらに、京阪神大都市圏の一部を構成している滋賀 [25]・京都 [26]・兵庫 [28]・奈良 [29]・和歌山 [30]は、物理的距離に対する推定距離の伸長が目立ち、人口移動空間では大阪から遠く離れた位置をとっている。3.02倍の比率を持つ奈良は、その最たる例である。この結果、滋賀から時計回り方向に、奈良・和歌山・徳島 [36]・高知 [39]・香川 [37]・愛媛 [38]・岡山 [33]・島根 [32]・兵庫・鳥取 [31]・京都といった府県が、大阪からおおよそ等距離をなして環状に配列するという興味深いパターンが形成されている。

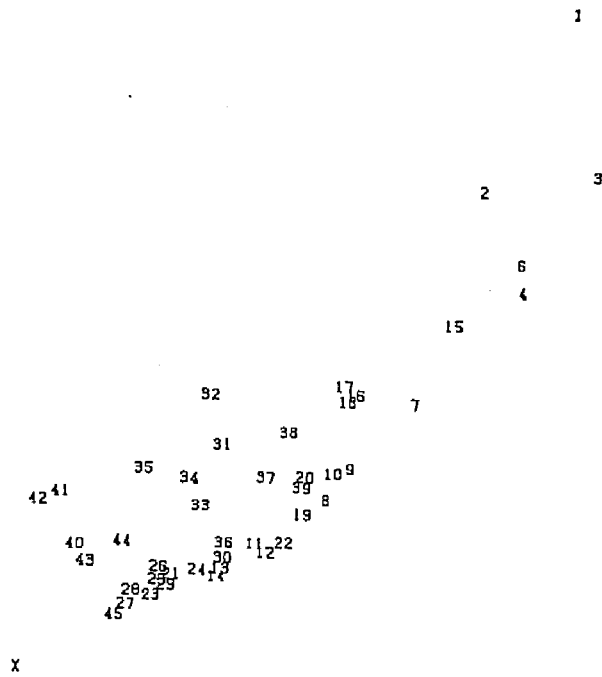
ところで、物理的空間と比較したさいの人口移動空間の伸縮は、単に出発県からの流出者数あるいは到着県への流入者数の多さのために生じるのではない。なぜなら、発着地に関する質量項として、各県からの流出総数および各県への流入総数が採用されており、これらが制約条件として働いているからである。物理的距離の縮小は、この質量項についての制約条件を満足しさらに全国の平均的な距離減衰傾向をも加味して予測される以上に、人口移動の観測値が多いときに生まれ、他方この距離の拡大はそれらから予測される程は観測値が多くない場合にあらわれる。

なお図XIII-2は、人口移動空間の歪み、具体的にいえば推定距離の物理的距離に対する比率は、通常の空間的相互作用モデルにおける残差(相互作用の観測値-同予測値)と相関することを予想させる。すなわち、有力な人口移動圏ではその結びつきの強さが、しばしば過少な予測値を生むが、これを反映して、人口移動空間の縮小は残差がプラスのときに生じているのではないか、という疑問である。この憶測が正しければ、推定距離の物理的距離に対する比率と、前述の意味での残差は負の強い相関係数を示すはずである。ちなみに、大阪への流入の場合-0.497、2,162(47×47-47)の移動流全体に対しては-0.506という相関係数を持っているので、この憶測はあながち不当とはいえない。しかし、県別の流出・流入ごとに同係数を検討すると、変動が大きく、したがって人口移動空間における歪みの程度が、通常の空間的相互作用モデルの残差値に対応している、と解釈することは危険である。



図XIII-3 宮城県からの流出からみた人口移動空間

図XIII-2と同様にして、宮城県からの流出について作成した人口移動空間が、図XIII-3である。東北以北 [1-7] に関しては、重心の位置が図XIII-1のそれと酷似している。しかし、新潟 [15]・北関東3県 [8-10] との間にはひろい空隙が帯状に介在しており、宮城から北陸・関東以西への転出が、東北内の移動とはやや異なる様相を示すことを物語っている。興味深いのは、静岡 [22]・山梨 [19] の両県が、宮城からの流出先としては、南関東 [11-14] と非常に似通った位置を占めていることである。西日本の諸県はその推定距離が物理的距離より長くなって



47

図XIII-4 鹿児島県への流入からみた人口移動空間

おり、移動の目的地としては縁遠くなっている。しかし、西日本内での位置関係は、各府県の推定距離の物理的距離に対する比率の差異のゆえに、図XIII-1に必ずしも類似しているとはいえない。ただその間にあつて、その比率がほぼ0.75を示す広島 [34]・福岡 [40] は、縮小率の大きい例外的な存在となっている。図XIII-3上での広島は岡山 [33]・鳥取 [31] より宮城に近いし、福岡は和歌山 [30] からさえずっと同県に接近している。これは、仙台を通じての広域中心都市間の

結びつきを反映していると思われる。物理的空間と人口移動空間のずれの一因としての都市の階層性については、Plane も同様に着目している。例えば、州内の主要都市が、全米の都市階層体系において近年上昇傾向にあるテキサス州への流入に関する人口移動空間は、北東部から中西部にかけての米国の中心地帯が物理的空間よりずっと接近して描かれている。いずれ、この方法から抽出される人口移動空間は、機能的関連にも敏感であることが理解できる。

さらに、図XIII-4は、鹿児島への流入についての人口移動空間を示したものである。この図の歪みの程度は、前掲の図XIII-2・XIII-3よりも、さらに大きい。まず注目をひくのは、九州 [40-47] の他県および東北以北 [1-7] は、物理的空間より遠く描かれている。反面、三大都市圏を構成する埼玉 [11]・千葉 [12]・東京 [13]・神奈川 [14]・岐阜 [21]・愛知 [23]・三重 [24]・京都 [26]・大阪 [27]・兵庫 [28] などの都府県はかなり近づいている。これは、近年における大都市圏からの反流の多さも反映しているようだが、基本的にはこの県の人口移動に見られる、大都市圏との伝統的な結び付きの強さが背景にあるとみなしたい。

また、前述の三大都市圏をなす都府県がおおよそ線状の分布パターンをとりながらも、コンパクトなクラスターを形成していることは、鹿児島への流入人口にとっては、三大都市圏間の距離的差異はさして大きくないことを物語っていよう。なお、他の九州諸県からの流入に目を転ずると、図XIII-4ではいずれの県も、その位置が図XIII-1より遠くなっている。全国的にみると周辺県との人口移動については、推定距離が物理的距離より短いという事例が多数にのぼる中であつては、この鹿児島の人口移動空間は、この点に関しやや奇異に映る。ここでも、同県の人口移動における大都市圏との結び付きの固さが、九州他県との近距離移動を相対的に小さくおさえる結果となっている、と解釈すべきなのかもしれない。

4 人口移動空間の日米比較

ここでは、これ以上人口移動空間を示す地図を掲載する余裕がない。そこで代替的に、各都道府県の流出・流入別にみた、物理的距離と推定距離の適合の度合

を相関係数 r の二乗値によってまとめておきたい。当然ながら、同値の小さいほど、物理的空間(図XIII-1)に対する人口移動空間の歪みが大きいことを意味する。表XIII-1には、 r^2 値の極端に小さい、あるいは大きい10県、ならびにこれに含まれないが、図XIII-2・XIII-3でとりあげた大阪・宮城の値だけを掲げた。それによると、大阪への流入に関しては適合率がやや低く、宮城からの流出については比較的良好である、とみなすことができる。表XIII-1では、数県が流出・流入の双方に顔を出していることが示唆しているように、特定の県に関する流出・流入の2枚の人口移動空間の地図が大体似通っており、大きく異なるということはない。

表XIII-1 物理的距離と推定距離の相関関係
(r^2)

順位	流 出		流 入		
1	沖 縄	.649	沖 縄		.618
2	佐 賀	.755	愛 知		.757
3	鹿 児 島	.775	熊 本		.778
4	愛 知	.781	鹿 児 島		.792
5	熊 本	.818	岐 阜		.797
6	岐 阜	.818	佐 賀		.814
7	長 崎	.820	長 崎		.833
8	大 分	.836	宮 崎		.836
9	滋 賀	.840	高 知		.836
10	宮 崎	.841	大 分		.843
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
14	⋮	⋮	大 阪		.854
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
36	宮 城	.949	⋮		⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
38	岡 山	.950	宮 城		.948
39	山 川	.951	靜 岡		.949
40	山 形	.951	和 歌 山		.953
41	山 梨	.955	山 梨		.954
42	和 歌 山	.957	山 石		.957
43	山 馬	.957	石 富		.966
44	群 三	.961	富 島		.966
45	新 潟	.973	福 山		.966
46	福 井	.975	山 形		.973
47	長 野	.981	新 潟		.981

九州の諸県では r^2 値が概して低く歪みが目だっているが、これは鹿児島同様、三大都市圏が物理的距離から推測されるより推定距離上近く、しかも三大都市圏間の差があまりないことが主たる原因である。また、愛知も歪みの目だつ県である。これは、同県の人口移動空間が、沖縄を除く近畿以西の西日本諸県で縮小が激しくしかも強い凝集パターンをとること、東北以北で縮小が顕著なうえ東北6県が近接していること、などのためである。

一般的にいつて、三大都市圏を構成する都府県の人口移動空間は、物理的空間に比較し縮小が目だつ。例えば、全国にその移動圏を広げている東京の人口移動空間は、各県の配置がさほど乱されないまま、図XIII-1を全体的に縮めたものとなっている。表XIII-1で、大阪への流入に関する r^2 値が、全国的にみた場合には低い水準になっているのは、人口移動空間の縮小が、西日本のみで生じているからである。

さてここで、本稿での知見を Plane の報告と簡単に比較しておきたい。対象地区数が米国48州、日本47都道府県とほぼ同数であることは、地区数の違いに起因する r^2 の危険率の違いをほとんど無視でき、その限りにおいて両国の比較対照が容易になることを意味している。歪みの大きい地区についてみると、日本の県の r^2 値は、米国の州のそれより概して高い値をとっている。例えば、彼の論文において r^2 値が記載されている州のみをみても、この値が最低レベルなのは、流出の場合、カリフォルニア0.21、アリゾナ0.35、コロラド0.36、ニューメキシコ0.46、ワシントン0.47、流入の場合、カリフォルニア0.03、アリゾナ0.06、ニューメキシコ0.39、コロラド0.41、ネバダ0.48であり、これら諸州の人口移動空間はわが国で最低の適合率をもつ沖縄よりもさらに大きい歪みをみせていることがわかる。これは、わが国の場合、国土が細長い形状を呈するために、推定距離の伸縮が基本的には北東—南西方向に一次元的に生じやすいことに関係していよう。したがって、人口移動空間は、この主軸を維持しつつ、特定の地方の拡大あるいは縮小を基調として描かれるものが多い。他方、米国の州別の流出・流入の人口移動空間が物理的空間の著しく歪んだ、その意味では意外性に富むものが少なくないのは、同国の人口移動空間が二次元的な状況で展開しているため、と解釈できると

思われる。

5. Planeの方法の意義

以上、二重制約型の空間相互作用モデルを変形して、わが国の47都道府県間人口移動に関する推定距離を求め、さらにそれに基づいて人口移動空間を呈示するとともに、物理的空間からの歪みについて言及した¹⁾。得られた人口移動空間における発地と着地の間の「距離」に対応するものこそが、物理的距離に替わって、現実の人口移動を巧みに説明する分離性の指標であると考えられる。しかし、物理的空間と比較したさいの人口移動空間の歪み具合は、必ずしも単純ではなく、様々の要因が複雑に絡み合い、かつ長い時間をかけて形成されたと推考される。言い換えれば、わが国の都道府県間移動を説明する分離性を、単一の測度から定めるのは難しいと言わねばならない。

本章で試みた方法は、原理的には、相互作用の観測値が得られる限り、人口移動以外の現象にも適用が可能である。例えば、運輸省：『旅客地域流動調査』や文部省：『学校基本調査報告書(高等教育機関)』は、ここで分析した人口移動と同様、都道府県間の人口フローのデータをもたらす貴重な資料である。しかし、前掲の式(XIII-6)や式(XIII-9)の $O_i D_j / T_{ij}$ の分母に当該フローの観測値がはいるために、その値がゼロのときには、それ以上の展開が行えない。ちなみに、前述の旅客流動・就学移動の資料はともに、そのOD行列の中にゼロの要素を多く含むために、これらのデータへの Plane の方法の直接的適用は残念ながらできない。あえて、試みようとするれば、観測値ゼロの T_{ij} を小さな正の数値で置き換えるか、あるいは、単位地区をより大きくとって、すべての移動流が正の観測値を持つようにする必要がある。

また、ここでは集計的な人口移動データを用いたので、描出されたのは、あくまで各県ごとの流出者・流入者に関する平均的なイメージの移動空間にすぎない。しかし、ここで利用した方法は、例えば、移動の目的や、移動者の属性(例えば、年齢や職業など)ごとの適用も全く可能であり、それによって、きわめて多彩で、

興味深い移動空間を垣間見うるであろう。

この章では、物理的空間と対比したさいの人口移動空間の歪みを焦点として論を進めてきたが、物理的空間には場所の位置関係を絶対的なものとみなす絶対空間の概念が含意されている。近年、地理的空間を絶対的空間と同一視する従来の傾向に対する反省のうえに立ち、距離メトリックを相対視する研究が活発化しつつある(杉浦, 1989a, pp.15-16)。この章の議論も、その系譜に属するであろう。

さらに、空間的相互作用モデルの説明変数には、距離の他に、出発地の放出性や到着地の吸引力も含まれる。本章で展開した方法のアナロジーから、これらの放出性・吸引力を、モデルの左辺にくるように変形した式を導き、放出性や吸引力の推定値を得ることも可能である²⁾。相互作用モデルに関する既往文献では、これらの変数に関しては、一方的に、相互作用を説明する、所与のものとしての役割のみが注目され、個別の相互作用システムのコンテキストにおける放出性・吸引力が、具体的にどのような姿で展開しているのかが、浮き彫りにされてこなかった。また、そのような作業を通じて、放出性・吸引力に充てる具体的な測度の妥当性が、綿密に検討されることもなかった。本章の方法は、以上のような問題意識を具体化するさいの有力な手がかりとなると考えられる。

注

1) ここでは、距離減衰効果は、各県の流出フローないしは流入フローごとに一定不変と仮定されている。最近、Eldridge and Jones (1991)は、それが変動可能で、それゆえ、当該システムのコンテキストを柔軟に表現しうる描出法を提起した。そして、ニューヨーク・デトロイト・アトランタ・セントルイス・ロサンゼルス⁵の5都市からの流出データに基づいた、歪んだ移動空間を例示している。

2) 例えば、観光フローにおける目的地の魅力度の大小は、訪問者数の多少のみならず、大都市圏からの距離、各地区ごとの観光に出る人数、などをも考慮

に入れて、特定する必要がある。そのさいには、例えば、式(XII-2)の発生制約モデルや、式(XII-8)の競合着地モデルを変形して、定式の左辺に W_j に移したモデルを使う方法が、考えられよう。

参考文献

- 朝日新聞社(1972):『'70 — 都道府県別民力測定資料集 — 』, 223p.
- 浅見良露(1980):東京大都市圏北西部における経済変動の地域的先行・遅行関係 — 新規求人数を例として — , 地理学評論, 53, pp.329-344.
- 阿部和俊(1991):『日本の都市体系研究』, 地人書房, 323p.
- 阿部宏史(1991):我が国における産業構造地域間格差の長期的推移について, 地域学研究, 20, pp.33-55.
- 有馬昌宏(1992):有効求人倍率による地域労働市場の分析, (神戸商科大学)商大論集, 43, no.4・5, pp.561-607.
- 石川義孝(1979):都市間人口移動の研究動向, 人文地理, 31, pp.418-436.
- 石川義孝(1981):空間的相互作用モデルにおける「地図パターン」問題について, 地理学評論, 54, pp.621-636.
- 石川義孝(1988a):『空間的相互作用モデル — その系譜と体系 — 』, 地人書房, 254p.
- 石川義孝(1988b):二段階目的地選択過程の検証の試み, 人文研究, 40, pp.27-49.
- 石川義孝(1989a):アメリカ地理学界の一断面, 奈良大学文学部地理学教室編:『地理学の模索』, 地人書房, pp.113-125.
- 石川義孝(1989b):大都市圏の圏域設定, 成田孝三編:『大都市圏構造の新展開と課題 — 国際比較による検討 — 』, 文部省科学研究費補助金成果報告書, pp.6-13.
- 石川義孝(1993):空間的相互作用の動態モデリング — 人口移動転換との関連において — , 人文研究, 印刷中.
- 石崎研二(1992):立地・配分モデルによるクリスタル中心地理論の定式化の試み, 地理学評論, 65(Ser.A), pp.747-768.
- 石田龍次郎(1933a):地理学に於ける法則性[一]・[二] — 主として環境説と決定説に就いて — , 地理教育, 17, pp.355-360, 472-478.
- 石田龍次郎(1933b):再び環境説・決定説に就いて[上]・[下], 地理教育, 18,

pp.261-267, 487-494.

石田龍次郎(1975): 戦前回顧, 日本地理学会編:『日本地理学会五十年史』, 古今書院, 255p.

石橋五郎(1937):『人口地理学』, 地人書館, 191p.

石丸哲史(1989): 地理学におけるサービス産業の定義・分類とその問題点, 地理科学, 44, no.2, pp.107-113.

石水照雄(1972): 計量地理学 — 地理的空間の理論構成について — , 人文地理, 24, pp.59-82.

石水照雄(1976):『計量地理学概説』, 古今書院, 242p.

石水照雄・奥野隆史編(1973):『計量地理学』, 共立出版, 265p.

石水照雄・大友 篤・磯部邦昭(1976): 地域傾向面分析の意義・適用事例および問題点, 地理学評論, 49, pp.455-469.

板倉勝高(1988):『日本工業の地域システム』, 大明堂, 256p.

伊藤 悟(1982): 東京都市圏における空間的相互作用モデルの距離パラメータの地域的分析, 地理学評論, 55, pp.673-689.

伊藤達雄・村松久良光・大隅健治(1976): メッシュ法による土地利用型の判別分析, 地理学評論, 49, pp.470-479.

伊藤達也(1984): 年齢構造の変化と家族制度から見た戦後の人口移動の推移, 人口問題研究, 172, pp.24-38.

伊藤達也・内藤博夫・山口不二雄編(1979):『人口流動の地域構造』, 大明堂, 297p.

伊藤喜栄(1988): 工業立地政策と工業立地の動向, 川島哲郎・鴨沢 巖編:『現代世界の地域政策』, 大明堂, pp.243-270.

井上 孝(1988): 双子都市の人口密度分布に関する新しいモデルとその適用, 地理学評論, 61(Ser.A), pp.423-440.

井上 孝(1990): 都市内人口分布の中心点に関する新しい概念, 人文地理, 42, pp.391-407.

井上 孝(1991): 日本国内における年齢別人口移動率の地域的差異, 人文地理学 研究, 15, pp.223-250.

井上 孝・森本健弘(1991): 関東地方における人口密度と農業土地生産性の空間

- 的共変動 — 数理モデル構築の試み — , 人文地理, 43, pp.479-492.
- 今村学郎(1933): 石田龍次郎氏の「地理学に於ける法則性」の読後感, 地理教育, 17, pp.580-586.
- 今村学郎(1934): 人文地理学に於ける法則の实在とその時間的变化の法則の二、三の例, 地理学評論, 10, pp.522-524.
- 岩原信九郎(1965): 『教育と心理のための推計学(新訂版)』, 日本文化科学社, 477p.
- ウィルソン, A.G. 著, 小林光子訳(1976): 理論地理学: 若干の考察, 野間三郎訳編: 『空間の理論』, 古今書院, pp.206-227.
- 碓井照子(1989): 地理情報システム (GIS) 教育を目指して, 奈良大学文学部地理学教室編: 『地理学の模索』, 地人書房, pp.55-69.
- 碓井照子(1992): GISの本質とGIS教育のカリキュラム — 英米におけるGISカリキュラムの比較を通じて — , 地理情報システム学会講演論文集, 1, pp.90-93.
- 碓井照子(1993): 地理情報システム(GIS)とGIS教育の必要性, 奈良大学紀要, 21, pp.157-165.
- 内田寛一・田中啓爾・辻村太郎・岡山俊雄(1960): 日本地理学会創立の事情(座談会), 地理, 5, no.1, pp.11-16.
- 内野澄子(1980): 日本における人口移動の動向と変化 — 3大都市圏を中心として — , 人口問題研究, 153, pp.5-10.
- 内野澄子(1984): 女子人口移動の動向と特徴, 人口問題研究, 169, pp.1-16.
- 内野澄子(1987): 高齢人口移動の新動向, 人口問題研究, 184, pp.19-38.
- 遠藤光浩・小長谷一之・酒井高正(1991): 地理学研究・教育のためのGISの課題 — GISと分析手法のリンケージ — , 地理科学, 46, pp.229-241.
- 太田 勝(1982): シフト・シェア分析とその適用, 香川大学経済論叢, 55, pp.127-139.
- 大竹義則(1975): 地形学における数量化 — その系譜・手法・問題点 — , 史学研究, 128, pp.57-73.
- 大藪和雄・正岡利朗(1988): 人口移動のデータ分析 — 最近の新規高卒者の進学・就職動向 — , 香川大学経済論叢, 61, pp.363-386.

- 小方 登(1980): 都市内公共交通網のネットワーク分析 — 京都市営バスを例として — , 人文地理, 32, pp.493-503.
- 小方 登(1985): 都市内部時空間の因子生態 — 姫路市の人口のデイリー・リズム — , 人文地理, 37, pp.1-19.
- 岡崎陽一(1974): 地域間人口移動の動向, 人口問題研究, 129, pp.7-19.
- 岡田 真(1976): 『人口Uターンと日本の社会』, 大明堂, 216p.
- 岡本耕平(1983): 名古屋市における認知距離, 地理学評論, 56, pp.695-713.
- 岡村 治(1989): 新潟県における定期市場網の地域的差異 — 市掛行動の分析を通して — , 人文地理, 41, pp.216-236.
- 岡村甲一郎・甲元陽一(1980): 大学入学時学生流動の分析, 都市計画, 112, pp.87-92.
- 小川 泉(1966): 『地図編集および製図』, 山海堂, 341p.
- 小川琢治(1948): 『数理地理学』, 宇宙物理学研究会, 274p.
- 奥野隆史(1969): 合衆国における計量地理学 — シカゴ大学・ノースウェスタン大学の研究報告を中心として — , 地理学評論, 42, pp.719-724.
- 奥野隆史(1974): 多変量解析とその応用, 理論計量地理学研究会・日本システム開発研究所監修: 『計量地理学への招待』, 青学出版, pp.207-262.
- 奥野隆史(1977): 『計量地理学の基礎』, 大明堂, 357p.
- 奥野隆史 (1980): わが国における計量地理学研究 — 人文地理学分野を主として — , 人文地理学研究, 4, pp.151-166.
- 奥野隆史(1981): 空間的自己相関論(I) — 測度と検定について — , 人文地理学研究, 5, pp.165-183.
- 奥野隆史(1988): 空間的自己相関論(II) — ノイズ効果とその除去 — , 人文地理学研究, 12, pp.1-24.
- 奥野隆史・高森 寛(1976): 『点と線の世界 — ネットワーク分析 — 』, 三共出版, 224p.
- 奥野隆史・西岡久雄(1976): わが国における計量地理学 — 計量地理学特集号に寄せて — , 地理学評論, 49, pp.421-426.
- 織田武雄(1934): 本邦人口の向都的移動現象に於ける空間的制約に就いて, 地理論叢, 3, pp.277-299.

- 科学研究費研究会編(1990):『平成2年度 文部省科学研究費補助金 採択課題・公募審査要覧』, ぎょうせい, 812p.+75p.
- 加藤英生(1978): 経済的基盤説に関する若干の考察 — アレクサンダーが提起した課題の検討を中心に —, 地理学評論, 51, pp.564-580.
- 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, pp.72-84.
- 加藤恵正(1981): インナー神戸における工業の立地変動, (神戸商科大学)星陵台論集, 14, pp.209-231.
- 神谷浩夫(1984): 消費者空間選択の一考察 — 制約を導入した店舗選択の分析 — 地理学評論, 57(Ser.A), pp.413-426.
- 川田 力(1992): わが国における教育水準の地域格差 — 大学卒業者を中心として —, 人文地理, 44, pp.25-46.
- 河辺 宏(1961): 日本の国内人口移動 1950-1955 — 市部・郡部の考察 —, 地理学評論, 34, pp.96-108.
- 河辺 宏(1971): 地理学における“計量”について, 東京大学教養学部人文科学科紀要, 38, 人文地理学, 3, pp.25-36.
- 河辺 宏(1974): 地理学, 林知己夫・池内 一・森田優三・寺田和夫編:『計量的研究 — わが国人文・社会科学研究の最近の動向 — 』, 南窓社, pp.115-127.
- 河辺 宏(1979): 出生力低下のパターンの地域差について, 人口問題研究, 150, pp.1-14.
- 河辺 宏(1985): コーホートによってみた戦後日本の人口移動の特色, 人口問題研究, 175, pp.1-15.
- 河辺 宏(1986): わが国の人口移動の構造と展望 — はたして「人口分散」はあったのか —, 運輸と経済, 46, no.11, pp.17-25.
- 河辺 宏(1991): 『猪展途上国の人口移動』, アジア経済研究所研究双書, no. 404, 251p.
- 北田宏蔵(1929): 『数理地理学』, 古今書院, 406p.
- 北村修二(1990): 失業率からみたわが国の地域構造, 地理学報告, 70, pp.28-42.
- 京都大学文学部地理学教室編(1975): 『中心集落とその背域 — 湖西地方における

- 地域変化について — 』, 69p.
- 京都大学文学部地理学教室編(1982):『地理の思想』, 地人書房, 320p.
- キング,L.著, 奥野隆史・西岡久雄訳(1973):『地域の統計的分析』, 大明堂, 346p.
- 久保幸夫(1980): 地理的情報処理の動向, 人文地理, 32, pp.328-350.
- 久保幸夫(1982): 地理情報システムの課題, 西川 治編:『近代化による環境変化の地理情報システム』, 文部省科学研究費重点領域研究 平成3年度 最終報告書(Ⅱ), pp.127-132.
- 黒田俊夫(1976):『日本人口の転換構造』, 古今書院, 190p.
- 建設省国土地理院監修(1970):『測量・地図百年史』, 日本測量協会, 673p.
- 上坂修夫(1974): 年齢コーホート変化率適用による人口移動の一考察 — 台湾の事例を中心に — , 駒沢人口研究年報, 1, pp.34-47.
- 高阪宏行(1975): 計量地理学の方法論的課題 — 空間的パターンから空間のプロセスへ — , 地理学評論, 48, pp.531-542.
- 高阪宏行(1979): 空間的相互作用モデルとその展開, 人文地理学研究, 3, pp.1-13.
- 高阪宏行(1986a):『地域経済分析』, 高文堂, 232p.
- 高阪宏行(1986b): 小売システムの分析 — モデル, 動態, 制御 — , 人文地理学会:『1986年度 人文地理学会大会 研究発表要旨』, pp.18-21.
- 高阪宏行(1993): 市場分析に対する地理情報システムの可能性, GIS—理論と応用, 1, pp.23-34.
- 厚生省人口問題研究所(1988):『昭和61年度 地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』, 195p.
- 河野 果(1963): 府県間人口移動の要因分析: 1956年と1961年, 人口問題研究, 88, pp.24-51.
- 国土庁(1982):『我が国の人口移動の実態 — 「人口移動要因調査」の解説 — 』 310p.
- 小長谷一之(1988): 大阪大都市圏の24時間構造 — 時空因子生態からのアプローチ — , 人文地理, 40, pp.481-503.
- 斎野岳廊(1987): わが国の人口移動圏とその変化: 1971-1980年, 東北地理, 39,

pp.34-45.

斎野岳庵・東 賢次(1978): わが国における都道府県間人口移動の構造とその変化, 地理学評論, 51, pp.864-875.

酒井高正(1991): 都道府県間人口移動パターンの推移について, 奈良大学紀要, 19, pp.113-130.

酒井高正(1993): 国内人口移動の規定要因の分析, 奈良大学紀要, 21, pp.167-173.

坂本英夫(1963): 輸送圏芸の立地に関する若干の考察, 人文地理, 15, pp.351-375.

坂元慶行(1985): 『カテゴリカルデータのモデル分析』, 共立出版, 221p.

坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎(1983): 『情報量統計学』共立出版, 236p.

桜井明久(1973): 因子分析法および数値分類法による関東中央部の農業地域区分, 地理学評論, 46, pp.826-849.

笹田友三郎(1964): 『地域の科学』, 紀伊国屋書店, 189p.

佐野陽子・岡崎敬子(1980): 労働市場の情報入手経路からみた雇用指標, 中村隆英・西川俊作編: 『現代労働市場分析』, 総合労働研究所, pp.115-134.

佐和隆光(1979): 『回帰分析』, 朝倉書店, 187p.

清水浩明(1984): 家族理由研究序説, 人口問題研究, 169, pp.17-30.

社会工学研究所(1976): 『人口のJ・Uターン現象における要因構造分析』, 390p.

水津一期(1982): 『地域の構造 — 行動空間の表層と深層 — 』, 大明堂, 258p.

杉浦芳夫(1975a): 名古屋とその隣接地域における“アジアかせ”の都市間拡散, 地理学評論, 48, pp.847-867.

杉浦芳夫(1975b): 書評: 理論・計量地理学研究会, 日本システム開発研究所監修 計量地理学への招待, 経済地理学年報, 21, no.2, pp.104-106.

杉浦芳夫(1980): 多次元尺度構成法(MDS)による空間分析とその拡散問題への応用, 地理学評論, 53, pp.617-635.

杉浦芳夫(1981): INDSCALによるイノベーションの拡散過程の空間分析 — 昭和初期の東海地方におけるラジオ聴取契約の事例 —, 人文地理, 33, pp.1-22.

- 杉浦芳夫(1986): 空間的相互作用モデルの近年の展開 — 重力モデルからエントロピー最大化型モデルへ — , 野上道男・杉浦芳夫:『パソコンによる数理地理学演習』, 古今書院, pp.137-185.
- 杉浦芳夫(1987): Ackerman とアメリカ地理学の「体制化」 — 計量革命に関する一考察 — , 地理学評論, 60(Ser.A), pp.323-346.
- 杉浦芳夫(1988): 着地選択型空間的相互作用モデルによる地図パターン問題の克服の可能性について, 寺阪昭信編:『高度情報化社会における地域構造の変容』, 文部省科学研究費補助金報告書, pp.141-155.
- 杉浦芳夫(1989a):『立地と空間的行動』, 古今書院, 207p.
- 杉浦芳夫(1989b): Garrisonとその時代 — アメリカ地理学再生の時 — , 地理学評論, 62, pp.25-47.
- 杉浦芳夫(1989c): 二重制約型空間的相互作用モデルによる都道府県間郵便流動の分析, 北村嘉行・寺阪昭信・富田和暁編:『情報化社会の地域構造』, 大明堂, pp.243-253.
- 杉浦芳夫(1992): 空間的行動のネスティドロジット・モデリングに関する覚え書き, 理論地理学ノート, 8, pp.1-23.
- 鈴木厚志(1984): セントログラフィック法による都市機能の空間的形狀分析 — 水戸市を事例として — , 地理学評論, 57(Ser.B), pp.549-570.
- 鈴木啓祐(1967): 新規就業若年労働力の地域間移動, 流通経済論集, 2, no.2, pp.20-36.
- 鈴木富志郎(1975):『計量地理学序論』, 地人書房, 143p.
- 千田 稔訳編(1981):『地図のあなたに — 論集 景観の思想 — 』, 地人書房, 272p.
- 総務庁統計局(1985):『職業構造からみた人口』, 昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ, no.5, 294p.
- 総務庁統計局(1988):『大都市圏の人口』, 昭和60年国勢調査摘要データシリーズ, no.2, 452p.
- 総理府統計局(1983):『人口の就業状態と産業構成』, 昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ, no.4, 225p.

- 高根芳雄(1980):『多次元尺度法』, 東京大学出版会, 332p.
- 高橋潤二郎(1975): 計量地理学 — その現状と展望 — , 地理, 20, no.1, pp. 33-43.
- 高橋潤二郎(1983): 地域科学の課題 — 地域分析の理論的基礎 — , 地域学研究, 14, pp.161-176.
- 高橋潤二郎・村上研二・久保幸夫(1978): 埼玉県草加市における土地利用 — その現状と評価 — , 地理学評論, 51, pp.528-544.
- 高山龍三(1956): わが国の人口移動, 人文地理, 8, pp.369-377.
- 竹内啓一(1980): ラディカル地理学運動と「ラディカル地理学」, 人文地理, 32, pp.428-451.
- 武見芳二(1937): 『人口の移動』, 地人書館, 93p.
- 館 稔編(1961): 『日本の人口移動』, 古今書院, 214p.
- 館 稔・浜 英彦・岡崎陽一(1970): 『未来の日本人口』, NHKブックス, 227p.
- 田中和子(1979): 市街地拡大過程の傾向面分析 — 神戸市西部を対象として — , 人文地理, 31, pp.449-460.
- 田中和子(1982a): 大阪市における都市活動の空間的パターン — 空間的自己相関による分析の試み — , 人文地理, 34, pp.97-122.
- 田中和子(1982b): 空間的自己相関研究の展望とパターン検定の改良, 地理学評論, 55, pp.313-333.
- 田淵隆俊(1987): 地域間所得格差と地域間人口移動, 地域学研究, 17, pp.215-226.
- 田淵隆俊(1989): 製造業における集積の経済性と地域間分業体制 — 工業統計表の都道府県別時系列データによる分析 — , 地域学研究, 19, pp.275-289.
- 津川康雄(1982): 京阪神大都市圏における構造変容 — 人口および小売業を例として — , 人文地理, 34, pp.1-20.
- 辻村太郎(1930): 文化景観の形態学, 地理学評論, 6, pp.1209-1241.
- 辻村太郎(1933): 『景観地域』, 岩波書店, 144p.
- 堤 研二(1989): 人口移動研究の課題と視点, 人文地理, 41, pp.529-550.
- 寺田寅彦(1930): 地形図に於ける傾斜勾配分布の統計的研究方法に就いて, 地理学評論, 6, pp.653-661.

- 土井喜久一(1987):『日本通勤圏一覧』, 自費出版, 211p.
- 土井重彦(1976): 地域的交通網構造の地域的変異, 地理学評論, 49, pp.94-103.
- トイバー, I. 著, 毎日新聞社人口問題調査会「日本の人口」翻訳委員会訳(1964):
『日本の人口』, 毎日新聞社人口問題調査会, 491p.
- 富田和暁(1978): 名古屋近郊佐織町における消費者の中心地選好, 経済地理学年報, 24, no.3, pp.65-79.
- 富田和暁(1984): 東京都市圏における職業別就業者の空間的動向, 横浜国立大学人文紀要 第1類(哲学・社会科学), 30, pp.1-31.
- 富田安信(1989):『失業統計をめぐる諸問題』, 大阪府立大学経済研究叢書, 69, 133p.
- ドレーパー, N.R.・スミス, H. 著, 中村慶一訳(1968):『応用回帰分析』, 森北出版, 378p.
- 永井誠一(1967): 地域別経済発展の動向, 大来佐武郎編:『都市開発講座1 地域社会と都市』, 鹿島出版会, pp.9-55.
- 中村 豊(1978): 名古屋市の地理的空間とメンタルマップ, 地理学評論, 51, pp.1-21.
- 並木正吉(1955): 農家人口の戦後10年, 農業総合研究, 9, no.4, pp.1-46.
- 成田孝三(1961): 地域機能の分析と Economic Base の概念, 人文地理, 13, pp.377-400.
- 成田孝三(1963): 均衡空間としての地域の分析 — Economic Base Analysisから Input-Output Analysisへ —, 人文地理, 15, pp.461-487.
- 成田孝三(1967): 地域科学と地理学に関するノート, 愛知県立大学文学部論集 人文・社会・自然, 18, pp.38-52.
- 成田孝三(1972): 地域性の計量とグラフ理論, (大阪市立大学経済研究所) 研究と資料, 31, pp.74-99.
- 西岡久雄(1965): Regional Science と Quantitative Geography の両セミナーについて, 青山経済論集, 16, no.3, pp.135-153.
- 西岡久雄(1968): 計量地理学の胎動, 青山経済論集, 20, no.2, pp.87-100.
- 西川俊作(1966):『地域間労働移動と労働市場』, 有斐閣, 242p.
- 西田 稔(1991): 宅配便のイノベーション, 中野 守・明石芳彦編:『経済サー

- ビス化と産業展開』，東京大学出版会，pp.129-154.
- 西原 純(1991)：企業の事業所網の展開からみたわが国の都市群システム，地理学評論，64(Ser.A)，pp.1-25.
- 西原 純(1993)：自主防災組織の「避難訓練」における住民の参加・不参加要因 — 長崎市扇町自主防災組織の場合 — ，長崎大学教育学部社会科学論叢，45，pp.27-41.
- 西村睦男(1969)：中心集落のエリア設定 — 一般的方法論 — ，人文地理，21，pp.229-248.
- 西脇保幸(1975)：人口増加による土地利用の変化 — 浦安町地域産業連関表を用いて — ，地理学評論，48，pp.27-42.
- 野上道男・杉浦芳夫(1986)：『パソコンによる数理地理学演習』，古今書院，275 p.
- 野澤秀樹(1977)：新しい地理学，木村辰男・坂本英夫・高橋 正編：『現代地理学の基礎』，大明堂，pp.23-31.
- 野尻 亘(1988)：わが国における定期トラック路線網の形成過程，地理学評論，61(Ser.A)，pp.597-614.
- 長谷川典夫(1984)：『流通地域論』，大明堂，315p.
- 浜 英彦(1982)：『日本人口構造の地域分析 — その変動過程・転換局面・将来展望 — 』，千倉書房，269p.
- パーロー，P.A.著，安仁屋政武・佐藤 亮訳(1990)：『地理情報システムの原理 — 土地資源評価への応用 — 』，古今書院，232p.
- 樋口忠成(1979)：デトロイト大都市地域の居住分化とその空間パターン — 因子生態研究からみた1960年と1970年の比較 — ，人文地理，31，pp.5-27.
- 久武哲也(1978)：サウアー Carl O.Sauer，藤岡謙二郎・服部昌之編：『歴史地理学の群像』，大明堂，pp.90-114.
- 久武哲也(1979)：パークレー学派の転回期と潮流 — サウアーにおける「景観の形態学」をめぐる — ，甲南大学紀要 文学篇，35，pp.36-76.
- 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，pp.335-353.
- 廣松 毅・浪花貞夫(1990)：『経済時系列分析』，朝倉書店，232p.

- 福田義孝(1991): 就業・雇用構造からみた経済サービス化, 中野 守・明石芳彦
編:『経済サービス化と産業展開』, 東京大学出版会, 33-75.
- 藤田佳久(1973): 旧焼畑山村における育成林の空間的拡大とそのシミュレーション
について, 地理学評論, 46, pp.643-655.
- 藤原咲平(1933): 石田氏の所論に就いて, 地理教育, 18, pp.34-43.
- 二神 弘(1971): 地方中小都市における若年人口の遷流現象, 地理学評論, 44,
pp.47-51.
- 保坂武志(1990): 東京北西部における公衆浴場分布の地図変換分析, 人文地理,
42, pp.427-441.
- 北大経済学部地域経済研究資料室(1973): 『わが国の地域間人口移動に関する文献
目録』, 地研文献目録シリーズ, 1, 145p.

- 正井泰夫(1962): アメリカの最近の人文地理学研究法における定量化傾向, 地学雑誌, 728, pp.111-118.
- 松井 勇(1931): 礪波平野の一部に於ける散村の分布現象に関する統計的一考察, 地理学評論, 7, pp.459-476.
- 松井 勇(1935): 多摩丘陵に於ける森林, 畑地, 水田の占有面積比の分布状態に関する一つの資料(第1報), 地理学評論, 11, pp.1010-1026.
- 松井 勇(1940): 多摩丘陵に於ける森林度の分布, 地理学評論, 16, pp.818-841.
- 松井 勇(1941): 多摩丘陵に於ける森林度の分布(2), 地理学評論, 17, pp.14-34.
- 松田紀之(1988): 『質的情報の多変量解析』, 朝倉書店, 214p.
- 丸山真男(1961): 『日本の思想』岩波新書, 192p.
- 三上美智子(1979): 進学移動, 伊藤達也・内藤博夫・山口不二雄編: 『人口流動の地域構造』, 大明堂, pp.94-105.
- 溝尾良隆・市原洋右・渡辺貴介・毛塚 宏(1975): 多次元解析による観光資源の評価, 地理学評論, 48, pp.694-711.
- 水野 勲(1986): 地理学における「質的」数学の可能性: トポロジー, 中村和郎・岩田修二編: 『地誌学を考える — 戸谷 洋先生退職記念地理学論文集 —』古今書院, pp.104-121.
- 水野 勲(1987): 定期市の市日配置のシミュレーション・モデル — 韓国忠清南道の定期市を例に —, 人文地理, 39, pp.487-504.
- 水野 勲(1989): Q分析と地理学 — 地域の多様性・局地性への視点 —, 史淵, 126, pp.1-23.
- 水野 勲(1992): 開拓期の人口移動に関するHotellingモデルの再構築 — 非線形非平衡システムの観点から —, 地理学評論, 65(Ser.B), pp.297-319.
- 三田房美(1984): 選択指数からみた地域間人口移動の動向, 人口問題研究, 170, pp.66-79.
- 南 亮三郎・上田正夫編(1978): 『転換途上の日本人口移動』, 千倉書房, 210p.
- 三宅一郎編(1973): 『社会科学のための統計パッケージ』, 東洋経済新報社, 304p.

- 村田貞蔵・吉村信吉(1930): 集落の人口とその耕作面積の理論的考察, 地理学評論, 6, pp.381-411.
- 村山祐司(1982): 都市群システムにおけるイノベーションの拡散チャンネル — ライオンズ・クラブを指標として —, 東北地理, 34, pp.224-235.
- 村山祐司(1984): 本邦における貨物流動の地域構造 — 地理的場理論の枠組を用いて —, 経済地理学年報, 30, pp.95-111.
- 村山祐司(1985): カナダ, トロント市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, pp.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.
- 村山祐司・尾野久二編(1993): 『地域分析のための地理情報システム — ARC/INFO0を利用して — 』, 文部省科学研究費重点領域研究 技術資料, 1993, 205p.
- 森川 洋(1975): 地方都市とその周辺地域の人口移動に関する重回帰分析 — 広島市を例として —, 地理科学, 22, pp.43-55.
- 森川 洋(1976): 広島・福岡両大都市圏における因子生態 (Factorial Ecology) の比較研究, 地理学評論, 49, pp.300-313.
- 森川 洋(1988): 人口の逆転現象ないしは「反都市化現象」に関する研究動向, 地理学評論, 61(Ser.A), pp.685-705.
- 森川 洋(1989): 欧米の反都市化現象とわが国の都市システム, 地理科学, 44, pp.175-184.
- 森杉壽芳(1984): 非集計行動モデルの推定と検定, 土木学会土木計画学研究委員会編: 『非集計行動モデルの理論と実際』, pp.25-66.
- 森滝健一郎(1971): 現代地域科学批判序説, 経済地理学年報, 17, pp.1-18.
- 安田三郎(1969): 『社会統計学 (第二版) 』, 丸善, 382p.
- 矢田俊文(1985): 国際化に伴う地域経済の変化 — 低成長期における日本経済の再編をめぐって —, 経済地理学年報, 31, pp.359-362.
- 柳川 堯(1986): 『離散的多変量データの解析』, 共立出版, 215p.
- 矢野桂司(1984): 高層因子分析法による京阪神大都市圏の機能地域区分 — 自動車交通流動を指標として —, 人文地理, 36, pp.385-412.

- 矢野桂司(1986): 修正Lowryモデルによる豊田市域の都市内部システムの分析, 地理学評論, 59(Ser.A), pp.523-546.
- 矢野桂司(1988): Lowryモデル族と地域産業連関分析の統合 — 豊田市の都市内部システムへの適用 —, 地理学評論, 61(Ser.A), pp.1-24.
- 矢野桂司(1989): エントロピー最大化型空間的相互作用モデルの均衡因子に関する一考察, 理論地理学ノート, 6, pp.17-34.
- 矢野桂司(1990): イギリスを中心とした都市モデル研究の動向 — 引用分析的アプローチを用いて —, 人文地理, 42, pp.118-145.
- 矢野桂司(1991): 一般線形モデルによる空間的相互作用モデルの統合, 地理学評論, 64(Ser.A), pp.367-387.
- 矢野桂司・加藤史彦(1988): 正準傾向面分析による東京都区部の居住地域構造の解明, 人文地理, 40, pp.20-39.
- 山口岳志(1972): 都市機能の地域別・規模別考察, 地理学評論, 45, pp.411-429.
- 山口不二雄(1979): 人口の広域移動の諸形態, 伊藤達也・内藤博夫・山口不二雄編:『人口流動の地域構造』, 大明堂, pp.272-285.
- 山崎直方(1918): 地形と文化との関係を説明せるリッチ氏の新研究, 東洋学芸雑誌, 35, pp.14-20.
- 山田 誠(1986): 「新しい地理学」の日本への普及過程 — 現代日本地理学史の一つの試み —, 地理学報, 24, pp.1-16.
- 山野正彦(1979): 空間構造の人文主義的解説法 — 今日の人文地理学の視角 —, 人文地理, 31, pp.46-68.
- 山本郁郎(1974): いわゆる<Uターン>現象について — その実態と意味 —, 日本労働協会雑誌, 185, pp.11-22.
- 山本健児(1987): 西ドイツにおける支配・従属・相互依存の空間的パターン — 企業による事業所展開の手掛かりにして —, 経済地理学年報, 33, pp.158-180.
- 山本剛郎(1984): 人口移動についての賞書, 関西学院大学社会学部紀要, 49, pp.83-105.
- 山本千鶴子(1987): 単身赴任者の統計的観察, 人口問題研究, 181, pp.44-53.

- 吉村信吉(1930):地名による人口移動の一考察(第一報),地理学評論,6,pp.163-178.
- 吉村信吉(1933):『地域計測論』,岩波書店,57p.
- 吉本剛典(1981):全国主要都市間時間距離の地図化の試み,地理学評論,54,pp.605-620.
- 理論計量地理学研究会・日本システム開発研究所監修(1974):『計量地理学への招待』,青学出版,336p.
- 労働大臣官房政策調査部編(1991):『転勤と単身赴任』,大蔵省印刷局,213p.
- 若林芳樹(1987):時間・空間における広島都市圏の因子生態分析,地理学評論,60(Ser.A),pp.431-454.
- 若林芳樹(1989):認知地図の歪みに関する計量的分析,地理学評論,62(Ser.A),pp.339-358.
- 渡辺真知子(1985):戦後における国内人口移動の新局面 — 経済低成長時代への人口学的適応の一側面 — ,三田学会雑誌,78,no.1,pp.40-68.
- 渡辺真知子(1989):国内人口移動と地域経済格差,人口学研究,12,pp.11-24.
- 渡辺良雄(1971):大都市と広域中心性の実状,木内信蔵・田辺健一編:『広域中心城市 — 道州制の基礎 — 』,古今書院,pp.25-68.

- Abe, T. and Wiltshire, R. (1980): Reverse migration in Japan: a factor analysis of reverse migration streams, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 30, no.2, pp.111-117.
- Anas, A. (1983): Discrete choice theory, information and the multinomial logit and gravity models, Transportation Research, 17B, pp.13-23.
- Association of American Geographers (1992): Guide to Programs of Geography in the United States and Canada 1992-93, 836p.
- Barff, R.A. (1990): The migration response to the economic turnaround in New England, Environment and Planning A, 22, pp.1497-1516.
- Barff, R.A. and Knight, P.L. (1988): Dynamic shift-share analysis, Growth and Change, 19, pp.1-10.
- Batty, M. and Mackie, S. (1972): The calibration of gravity, entropy, and related models of spatial interaction, Environment and Planning, 4, pp.205-233.
- Baxter, M. (1987a): Testing for misspecification in models of spatial flows, Environment and Planning A, 19, pp.1153-1160.
- Baxter, M. (1987b): Nonparametric tests for misspecification in models of symmetric flow matrices, Geographical Analysis, 19, pp.349-352.
- Ben-Akiva, M. and Lermann, S. (1985): Discrete Choice Analysis: Theory and Applications to Travel Demand, MIT Press, 390p.
- Bennett, R.J. (1981): Quantitative geography and public policy, in Wrigley, N. and Bennett, R.J. eds.: Quantitative Geography: a British View, Routledge & Kegan Paul, pp.387-396.
- Bennett, R.J. (1985): Quantification and relevance, in Johnston, R.J. ed.: The Future of Geography, Methuen, pp.211-224.
- Berry, B.J.L. and Marble, D.F. eds. (1968): Spatial Analysis: a Reader in Statistical Geography, Prentice-Hall, 512p.
- Bogue, D.J. (1959): Internal migration, in Hauser, P.M. and Duncan, O.D. eds.: The Study of Population: an Inventory and Appraisal, University of Chicago Press, pp.486-509.

- Boots, B.N. and Kanaroglou, P.S. (1988): Incorporating the effects on spatial structure in discrete choice models of migration, Journal of Regional Science, 28, pp.495-509.
- Borgers, A. and Timmermanns, H. (1987): Choice model specification and spatial structure effects: a simulation experiment, Regional Science and Urban Economics, 17, pp.29-47.
- Brandsma, A.S. and Ketellapper, R.H. (1979): A biparametric approach to spatial autocorrelation, Environment and Planning A, 11, pp.51-58.
- Champion, A.G. (1988): The reversal of the migration turnaround: resumption of traditional trends?, International Regional Science Review, 11, pp.253-260.
- Champion, A.G. ed. (1989): Counterurbanization: the Changing Pace and Nature of Population Deconcentration, Edward Arnold, 266p.
- Chrisman, N.R., Cowen, D.J., Fisher, P.F., Goodchild, M.F. and Mark, D. (1989): Geographic information system, in Gaile, G.L. and Willmott, C.J. eds.: Geography in America, Merrill, pp.776-796.
- Clark, G.L. and Gertler, M. (1983): Migration and capital, Annals of the Association of American Geographers, 73, pp.18-34.
- Clark, W.A.V. (1986): Human Migration, Sage, 96p.
- Clark, W.A.V. and Onaka, J.L. (1985): An empirical test of a joint model of residential mobility and housing choice, Environment and Planning A, 17, pp.915-930.
- Clarke, M. and Wilson, A.G. (1989): Mathematical models in human geography: 20 years on, in Peet, R. and Thrift, N. eds.: New Models in Geography, Volume 2, Unwin Hyman, pp.30-40.
- Cliff, A.D., Martin, R.L. and Ord, J.K. (1974): Evaluating the friction of distance parameter in gravity models, Regional Studies, 8, pp.281-286.
- Cliff, A.D., Martin, R.L. and Ord, J.K. (1975): Map pattern and friction of distance parameters: reply to comments by R.J. Johnston, and by

- L.Curry, D.A.Griffith and E.S.Sheppard, Regional Studies, 9, pp.285-288.
- Cliff,A-D., Martin,R.L. and Ord,J.K.(1976): A reply to the final comment, Regional Studies, 10, pp.341-342.
- Cliff,A.D. and Ord,J.K.(1973): Spatial Autocorrelation, Pion, 178p.
- Cochrane,S.G. and Vining,D.R.(1988): Recent trends in migration between core and peripheral regions in developed and advanced developing countries, International Regional Science Review, 11, pp.215-243.
- Curry,L.(1972): A spatial analysis of gravity flows, Regional Studies, 6, pp.131-147.
- Curry,L., Griffith,D.A. and Sheppard,E.S.(1975): Those gravity parameter again, Regional Studies, 9, pp.289-296.
- Eldridge,J.D. and Jones,J.P.(1991): Warped space: a geography of distance decay, Professional Geographer, 43, pp.500-511.
- Ewing,G.(1986): Spatial pattern in distance-deterrence parameters and Fotheringham's theory of competing destinations, Environment and Planning A, 18, pp.547-551.
- Fielding,A.J.(1982): Counterurbanization, Progress in Planning, 17, pp.1-52.
- Fielding, A.J.(1986): Counterurbanization, in Pacione,M. ed.: Population Geography: Progress and Prospects, Croom Helm, pp.224-256.
- Fik,T.J. and Mulligan,G.F.(1990): Spatial flows and competing central places: towards a general theory of hierarchical interaction, Environment and Planning A, 22, pp.527-549.
- Flowerdew,R.(1982): Institutional effects on internal migration, in Flowerdew,R. ed.: Institutions and Geographical Patterns, Croom Helm, pp.209-227.
- Flowerdew,R.(1989): Some critical views of modelling in geography, in

- Macmillan, B. ed.: Remodelling Geography, Basil Blackwell, pp.245-252.
- Foster, S.A. (1991): The expansion method: implications for geographic research, Professional Geographer, 43, pp.131-142.
- Fotheringham, A.S. (1981): Spatial structure and distance-decay parameters, Annals of the Association of American Geographers, 71, pp.425-436.
- Fotheringham, A.S. (1983a): A new set of spatial-interaction models: the theory of competing destinations, Environment and Planning A, 15, pp.15-36.
- Fotheringham, A.S. (1983b): Some theoretical aspects of destination choice and their relevance to production-constrained gravity models, Environment and Planning A, 15, pp.1121-1132.
- Fotheringham, A.S. (1984): Spatial flows and spatial patterns, Environment and Planning A, 16, pp.529-543.
- Fotheringham, A.S. (1985): Spatial competition and agglomeration in urban modelling, Environment and Planning A, 17, pp.213-230.
- Fotheringham, A.S. (1986a): Modelling hierarchical destination choice, Environment and Planning A, 18, pp.401-418.
- Fotheringham, A.S. (1986b): Further discussion on distance-deterrence parameters and the competing destinations model, Environment and Planning A, 18, pp.553-556.
- Fotheringham, A.S. (1987): Hierarchical destination choice: discussion with evidence from migration in the Netherlands, Working Paper, 69, Demographic Institute, Netherlands Interuniversity, The Hague, 46p.
- Fotheringham, A.S. and MacKinnon, R.D. (1989): The National Center for Geographic Information and Analysis, Environment and Planning A, 21, pp.142-144.
- Frey, W.H. (1988): Migration and metropolitan decline in developed

- countries: a comparative study, Population and Development Review, 14, pp.595-628.
- Frey, W.H. (1990): Metropolitan America: beyond the transition, Population Bulletin, 41, no.2, 49p.
- Gaile, G.L. (1990): Whither spatial statistics?, Professional Geographer, 42, pp.95-100.
- Gatrell, A.C. (1979): Autocorrelation in space, Environment and Planning A, 11, pp.507-516.
- Gatrell, A.C. (1983): Distance and Space: a Geographical Perspective, Clarendon Press, 195p.
- Gauthier, H.L., Tanaka, K. and Smith, W.R. (1992): A time series analysis of regional income inequalities and migration in Japan, 1955-1985, Geographical Analysis, 24, pp.283-298.
- Goodchild, M.F. and Kwan, M.Y.C. (1978): Models of hierarchically dominated spatial interaction, Environment and Planning A, 10, pp.1307-1317.
- Granö, J.G. (1930): Maisematiellinen alue jako (Die landschaftskundliche Gebietseinteilung), Terra, 42.
- Granö, J.G. (1931): Die geographischen Gebiete Finnlands, eine vergleichende Übersicht nebst methodischen Erörterungen, Fennia, 52.
- Greenwood, M.J. (1985): Human migration: theory, models and empirical studies, Journal of Regional Science, 25, pp.521-544.
- Greenwood, M.J. (1988): Changing patterns of migration and regional economic growth in the U.S.: a demographic perspective, Growth and Change, 19, no.4, pp.68-87.
- Griffith, D.A. and Jones, K.G. (1980): Explorations into the relationship between spatial structure and spatial interaction, Environment and Planning A, 12, pp.187-201.
- Guy, C.M. (1987): Recent advances in spatial interaction modelling:

- an application to the forecasting of shopping travel, Environment and Planning A, 19, pp.173-186.
- Haggett, P., Cliff, A. and Frey, A. (1977): Locational Analysis in Geography (Second Edition), Edward Arnold, 605p.
- Hansen, J.C. (1989): Norway: the turnaround which turned around, in Champion, A.G. ed.: Counterurbanization: the Changing Pace and Nature of Population Deconcentration, Edward Arnold, pp.103-120.
- Hanushek, E.A. and Jackson, J.E. (1977): Statistical Methods for Social Scientists, Academic Press, 374p.
- Haworth, J.M. and Vincent, P.J. (1979): The stochastic disturbance specification and its implications for log-linear regression, Environment and Planning A, 11, pp.781-790.
- Hay, A. (1985): Scientific method in geography, in Johnston, R.J. ed.: The Future of Geography, Methuen, pp.129-142.
- Hino, M. (1984): The location of head and branch offices of large enterprises in Japan, The Science Reports of Tohoku University, 7th Series (Geography), 23, no.2, pp.41-60.
- Horowitz, J.L. (1987): Specification tests for nested logit models, Environment and Planning A, 19, pp.395-402.
- Hotelling, H. (1978): A mathematical theory of migration, Environment and Planning A, 10, pp.1223-1239.
- Hudson, J.C. (1975): Some observations on migration theory for an urban system, in Kosínski, L.A. and Prothero, R.M. eds.: People on the Move: Studies on Internal Migration, Methuen, pp.67-74.
- Hugo, G.J. and Smailes, P.J. (1985): Urban-rural migration in Australia: a process view of the turnaround, Journal of Rural Studies, 1, pp.11-30.
- Inoki, T. and Suruga, T. (1981): Migration, age, and education: a cross-sectional analysis of geographic labor mobility in Japan, Journal of Regional Science, 21, pp.507-517.

- Institute of Developing Economies(1990): Migration Rates by Age Group and Migration Pattern: Application of Rogers' Migration Schedule Model to Japan, the Republic of Korea and Thailand, Institute of Developing Economies, Statistical Data Series, no-54, 188p.
- Ishikawa,Y.(1987): An empirical study of the competing destinations model using Japanese interaction data, Environment and Planning A, 19, pp.1359-1373.
- Ishikawa,Y.(1990): Explorations into the two-stage destination choice, Geographical Review of Japan, 62(Ser.B), pp.75-85.
- Ishikawa,Y.(1992): The 1970s migration turnaround in Japan revisited: a shift-share approach, Papers in Regional Science, 71, pp.153-173.
- Itoh,S.(1986): An analysis of the distance parameter of spatial interaction model — a case of the greater Tokyo metropolitan area — , Geographical Review of Japan, 59(Ser.B), pp.103-118.
- James,P.E.(1972): All Possible Worlds: a History of Geographical Ideas, The Odyssey Press, 508p.
- Johnson,J.H. and Salt,J.(1980): Labour migration within organizations: an introductory study, Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie, 71, pp.277-284.
- Johnston,R.J.(1973): On frictions of distance and regression coefficients, Area, 5, pp.187-191.
- Johnston,R.J.(1975): Map pattern and friction of distance parameters: a comment, Regional Studies, 9, pp.281-283.
- Johnston,R.J.(1976): On regression coefficients in comparative studies of the 'frictions of distance', Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie, 67, pp.15-28.
- Kadas,S.A. and Klafszky,E.(1976): Estimation of the parameters in the gravity model for trip distribution: a new method and

- solution algorithm, Regional Science and Urban Economics, 8, pp.439-457.
- Kanno,M.(1976): Canonical analysis of commodity flows and socio-economic structure in major U.S. metropolitan areas, Chirigaku Hyoron (Geographical Review of Japan), 49, pp.197-216.
- kawabe,H.(1980): Internal migration and the population distribution in Japan, in The Association of Japanese Geographers ed.: Geography of Japan, Teikoku-shoin, pp.379-389.
- Kawabe,H. and Liaw,K.-L.(1992): Marriage and migration in Japan: an explanation by personal factors and ecological variables, NUPRI Research Paper Series, no.60.
- King,L.J.(1976): Alternatives to a positive economic geography, Annals of the Association of American Geographers, 66, pp.293-308.
- Knudsen,D.C. and Potheringham,A.S.(1986): Matrix comparison, goodness-of-fit, and spatial interaction modeling, International Regional Science Review, 10, pp.127-147.
- Kohsaka,H.(1983): A central-place model as a two-level location-allocation system, Environment and Planning A, 15, pp.5-14.
- Kohsaka,H.(1984): An optimization of the central place system in terms of the multipurpose shopping trip, Geographical Analysis, 16, pp.250-269.
- Kohsaka,H.(1986a): An analysis of two-center competition, Journal of Regional Science, 26, pp.179-188.
- Kohsaka,H.(1986b): The location process of central place system within a circular city, Economic Geography, 62, pp.254-266.
- Kohsaka,H.(1989a): A spatial search-location model of retail centers, Geographical Analysis, 21, pp.338-349.
- Kohsaka,H.(1989b): An analysis of competitive oscillations between Japanese twin cities, Environment and Planning A, 21, pp.803-816.
- Kontuly,T. and Bierens,H.J.(1990): Testing recession theory as an

explanation for the migration turnaround, Environment and Planning A, 22, pp.253-270.

Kriesberg, E.M. and Vining, D.R. (1978): On the contribution of out-migration to changes in net migration: a time series confirmation of Beal's cross-sectional results, Annals of Regional Science, 12, pp.1-11.

Kubo, S. (1984): Population distribution and location of public service facilities, Bulletin of the Department of Geography, University of Tokyo, 16, pp.23-47.

Kubo, S. (1987): The development of geographical information systems in Japan, International Journal of Geographical Information Systems, 1, pp.243-252.

- Liaw, K.-L. and Otomo, A. (1991): Interprefectural migration patterns of young adults in Japan: an explanation using a nested logit model, The Journal of Population Studies, 14, pp.1-20.
- Lin, Y.-J., Peterson, G.L. and Rogerson, P.A. (1988): A nested urban recreation site choice model, Leisure Sciences, 10, pp.1-15.
- Lo, L. (1990): A translog approach to consumer spatial behavior, Journal of Regional Science, 30, pp.393-413.
- Lo, L. (1991a): Substitutability, spatial structure, and spatial interaction, Geographical Analysis, 23, pp.132-146.
- Lo, L. (1991b): Spatial structure and spatial interaction: a simulation approach, Environment and Planning A, 23, pp.1279-1300.
- Lo, L. (1992): Destination interdependence and the competing-destinations model, Environment and Planning A, 24, pp.1191-1204.
- Lowe, J.C. and Moryadas, S. (1975): The Geography of Movement, Houghton Mifflin, 333p.
- Malecki, E.J. (1986): Technological imperatives and modern corporate strategy, in Scott, A.J. and Storper, M. eds.: Production, Work, Territory: the Geographical Anatomy of Industrial Capitalism, Allen & Unwin, pp.67-79.
- Massey, W.F. (1965): Principal component regression in explanatory statistical research, Journal of American Statistical Association, 60, pp.234-256.
- Matui, I. (1932): Statistical study of the distribution of scattered villages in two regions of the Tonami plain, Toyama Prefecture, Japanese Journal of Geology and Geography, 9, pp.251-266.
- Matsukawa, I. (1991): Interregional gross migration and structural changes in local industries, Environment and Planning A, 23, pp.745-756.
- McFadden, D. (1977): Qualitative methods for analyzing travel behavior of individuals: some recent developments, Working Paper, 7704,

- Institute of Transportation Studies, University of California at Berkeley, 57p.
- McFadden, D., Train, K. and Tye, B.W. (1977): An application of diagnostic tests for the independence from irrelevant alternatives property of the multinomial logit model, Transportation Research Record, 637, pp.39-45.
- McFadden, D., Tye, B.W. and Train, K. (1976): Diagnostic tests for independence from irrelevant alternatives property of the multinomial logit model, Working Paper, 7616, Institute of Transportation Studies, University of California at Berkeley, 71p.
- McKay, J. and Whitelaw, J.S. (1977): The role of large private and government organizations in generating flows of inter-regional migrants: the case of Australia, Economic Geography, 53, pp.28-44.
- Menon, R. (1987): Job transfer: a neglected aspect of migration in Malaysia, International Migration Review, 21, pp.86-95.
- Mera, K. (1977): The changing pattern of population distribution in Japan and its implications for developing countries, Habitat International, 2, pp.455-479.
- Mera, K. (1986): Population stabilization and national spatial policy of public investment: the Japanese experience, International Regional Science Review, 10, pp.47-65.
- Mera, K. (1988): The emergence of migration cycle? International Regional Science Review, 11, pp.269-275.
- Mizuoka, P. (1983): The development of Marxian economic geography in Japan, Antipode, 15, no.3, pp.27-36.
- Nakanishi, M. and Cooper, L.G. (1974): Parameter estimation for a multiplicative competitive interaction model — least squares approach — , Journal of Marketing Research, 11, pp.303-311.
- Nishioka, H. (1975): Location theory in Japan, in Board, C. et al. eds.: Progress in Geography: International Reviews of Current Research,

- Volume 7, Edward Arnold, pp.133-199,
- Odland,J. and Ellis,M.(1987): Disaggregated migration behavior and the volume of interregional migration, Geographical Analysis, 19, pp. 111-124.
- Odland,J., Golledge,R.G. and Rogerson,P.A.(1989): Mathematical and statistical analysis in human geography, in Gaile,G.L. and Willmott,C.J. eds.: Geography in America, Merrill, pp.719-745.
- Olsson,G.(1965): Distance and human interaction: a migration study, Geografiska Annaler, 47B, pp.3-43.
- Openshaw,S.(1991): Developing appropriate spatial analysis methods for GIS, in Maguire,D.J., Goodchild,M.F. and Rhind,D.W. eds.: Geographical Information Systems, Volume 1: Principles, Longman Science & Technical, pp.389-402.
- Otomo,A. and Itoh,T.(1988): Migration of the elderly in Japan, Reprint Series, Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare, no.6, 33p.
- Pfeifer,G.(1938): Entwicklungstendenzen in Theorie und Methode der regionalen Geographie in den Vereinigten Staaten nach dem Kriege, Zeitschrift der Gesellschaft für Erdkunde zu Berlin, 73, pp.93-125.
- Plane,D.A.(1984): Migration space: doubly constrained gravity model mapping of relative interstate separation, Annals of the Association of American Geographers, 74, pp.244-256.
- Plane,D.A.(1987): The geographic component of change in a migration system, Geographical Analysis, 19, pp.283-299.
- Plane,D.A.(1989a): Population migration and economic restructuring in the United States, International Regional Science Review, 12, pp.263-280.
- Plane,D.A.(1989b): Competition for university enrollments: the repercussions of changing U.S. age composition, 1978-2001, Social Science Journal, 26, pp.205-221.

- Plane, D.A. (1992): Age-composition change and the geographical dynamics of interregional migration in the US, Annals of the Association of American Geographers, 82, pp.64-85
- Plane, D.A. and Rogerson, P.A. (1989a): U.S. migration pattern responses to the oil glut and recession of the early 1980s: an application of shift-share and causative-matrix techniques, in Congdon, P. and Bately, P. eds.: Advances in Regional Demography: Information, Forecasts, Models, Belhaven Press, pp.257-280.
- Plane, D.A. and Rogerson, P.A. (1989b): The ten commandments of migration research, Paper prepared for presentation at a plenary session of the Third World Congress of the Regional Science Association, Jerusalem, Israel, April 2-7, 1989.
- Plane, D.A. and Rogerson, P.A. (1991): Tracking the baby boom, the baby bust, and the echo generations: how age composition regulates US migration, Professional Geographer, 43, pp.416-430.
- Powell, M.J.D. (1970): A hybrid method for nonlinear equation, in Rabinowitz, P. ed.: Numerical Methods for Nonlinear Algebraic Equations, Gordon Breach, pp.87-114.
- Pred, A. (1977): City-System in Advanced Economies, Hutchinson, 256p.
- Rich, J.L. (1917): Cultural features and physiographic cycle, Geographical Review, 4, pp.297-308.
- Richardson, H.W. (1978): The state of regional economics: a survey article, International Regional Science Review, 3, pp.1-48.
- Riddell, J.B. (1970): On structuring a migration model, Geographical Analysis, 2, pp.403-409.
- Rogers, A. (1970): Migration and industrial development: the southern Italian experience, Economic Geography, 46, pp.111-135.
- Rogerson, P.A. (1987): Changes in U.S. national mobility levels, Professional Geographer, 39, pp.344-351.
- Sauer, C.O. (1918): Geography and the gerrymander, American Political

- Science Review, 12, pp.403-426.
- Sayer,R.A.(1976): A critique of urban modelling: from regional science to urban and regional political economy, Progress in Planning, 6, pp.187-254.
- Scott,A.J. and Storper,M. eds.(1986): Production, Work, Territory: the Geographical Anatomy of Industrial Capitalism, Allen & Unwin, 344p.
- Sell,R.R.(1982): A research note on the demography of occupational relocations, Social Forces, 60, pp.859-865.
- Sell,R.R.(1983): Transferred jobs: a neglected aspect of migration and occupational change, Work and Occupations, 10, pp.179-206.
- Senda,M.(1992): Japan's traditional view of nature and interpretation of landscape, Geojournal, 26, pp.129-134.
- Senior,M.L.(1979): From gravity modelling to entropy maximizing: a pedagogic guide, Progress in Human Geography, 3, pp.175-210.
- Senior,M.L.(1981): A decade of developments in spatial interaction and travel-demand modelling: a brief review, in Bennett,R.J. ed.: European Progress in Spatial Analysis, Pion, pp.243-250.
- Shaw,R.P.(1975): Migration Theory and Fact: A Review and Bibliography of Current Literature, Bibliography Series, no.5, Regional Science Institute, 203p.
- Sheppard,E.S.(1979): Gravity parameter estimation, Geographical Analysis, 11, pp.120-132.
- Sheppard,E.S., Griffith,D.A. and Curry,L.(1976): A final comment on mis-specification and autocorrelation in those gravity parameters, Regional Studies, 10, pp.337-339.
- Sihag,B.S. and McDonough,C.C.(1989): Shift-share analysis: the international dimension, Growth and Change, 20, no.3, pp.80-88.
- Slocum,T.A.(1990): The use of quantitative methods in major geographical journals, 1956-1986, Professional Geographer, 42, pp.84-94.

- Sobel, K.L. (1980): Travel demand forecasting by using the nested multinomial logit model, Transportation Research Record, 775, pp. 48-55.
- Sugiura, Y. (1986): Diffusion of Rotary clubs in Japan, 1920-1940: a case of non-profit-motivated innovation diffusion under a decentralized decision making structure, Economic Geography, 62, pp.125-143.
- Sugiura, Y. (1991): A map-transformation approach to the location of central places: the case of the central Kanto region in preindustrial Japan, Environment and Planning A, 23, pp.969-985.
- Swindell, K. and Ford, R.G. (1975): Places, migrants and organization: some observations on population mobility, Geografiska Annaler, 57B, pp.68-76.
- Takahashi, S. (1988): Intraurban variations of destination choice: a case study of the nearest store choice, Geographical Review of Japan, 61(Ser.B), pp.212-224.
- Tanaka, K. and Casetti, E. (1992): The spatio-temporal dynamics of Japanese birth rates: empirical analyses using the expansion method, Geographical Review of Japan, 65(Ser.B), pp.15-31.
- Taylor, M.J. (1978): Perceived distance and spatial interaction, Environment and Planning A, 10, pp.1171-1177.
- Tsuya, N.O. and Kuroda, T. (1989): Japan: the slowing of urbanization and metropolitan concentration, in Champion, A.G. ed.: Counterurbanization: the Changing Pace and Nature of Population Deconcentration, Edward Arnold, pp.207-229.
- United Nations (1973): The Determinants and Consequences of Population Trends: New Summary of Findings on Interaction of Demographic, Economic and Social Forces, Volume 1, 661p.
- US Bureau of the Census (1985): 1980 Census of Population: Geographical Mobility for States and the Nation, PC80-2-2A, 874p.

- Van Lierop, W. (1986): Spatial Interaction Modelling and Residential Choice Analysis, Gower, 286p.
- Vining, D.R. (1975): The spatial distribution of human population and its characteristic evolution over time: some evidence from Japan, Papers of the Regional Science Association, 35, pp.157-178.
- Vining, D.R. and Kontuly, T. (1978): Population dispersal from metropolitan regions: an international comparison, International Regional Science Review, 3, pp.49-73.
- Vining, D.R. and Pallone, R. (1982): Migration between peripheral and core regions: a descriptive and tentative explanation of the patterns in 22 countries, Geoforum, 13, pp.339-410.
- Williams, P.A. and Fotheringham, A.S. (1984): The Calibration of Spatial Interaction Models by Maximum Likelihood Estimation with Program SIMODEL, Geographic Monograph Series, Vol.7, Department of Geography, Indiana University, 93p.
- Wilson, A.G. (1967): A statistical theory of spatial distribution models, Transportation Research, 1, pp.253-269.
- Wilson, A.G. (1971): A family of spatial interaction models, and associated developments, Environment and Planning, 3, pp.1-32.
- Wilson, A.G. (1978): Mathematical education for geographers, Journal of Geography in Higher Education, 2, pp.17-28.
- Wilson, A.G. (1981a): Catastrophe Theory and Bifurcation: Applications to Urban and Regional Systems, Croom Helm, 331p.
- Wilson, A.G. (1981b): Catastrophe theory and bifurcation, in Wrigley, N. and Bennett, R.J. eds.: Quantitative Geography: a British View, Routledge & Kegan Paul, pp.192-201.
- Wilson, A.G. and Bennett, R.J. (1985): Mathematical Methods in Human Geography and Planning, John Wiley, 411p.
- Wiltshire, R. (1978): Return migration to lagging regions: a bibliographic survey with special reference to North America and

- Europe, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 28, pp.87-99.
- Wiltshire,R.(1979a): Research on reverse migration in Japan: (I) reverse migration and the concept of "U-turn", The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 29, no.1, pp.63-68.
- Wiltshire,R.(1979b): Research on reverse migration in Japan: (II) personnel transfers, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 29, no.2, pp.135-142.
- Wiltshire,R.(1980): Research on reverse migration in Japan: (III) return migration of university graduates, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 30, no.1, pp.65-75.
- Wiltshire,R.(1981): Research on reverse migration in Japan: (IV) reverse migration and changes of employment, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 31, no.1, pp.29-39.
- Wiltshire,R.(1982): Research on reverse migration in Japan: (V) contrasts between rural and urban areas, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 32, no.2, pp.88-97.
- Wiltshire,R.(1983): Personnel transfers and spatial mobility: a case study of the employment security bureau, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 33, no.2, pp.65-78.
- Wiltshire,R.(1992): Inter-regional personnel transfers and structural change: the case of the Kamaishi Steelworks, Transactions of the Institute of British Geographers, New Series, 17, pp.65-79.
- Wiltshire,R. and Abe,T.(1978): Reverse migration in Japan: some evidence from the 1970 census, The Science Reports of Tohoku University, Seventh Series (Geography), 28, no.2, pp.353-370.
- Wolpert,J.(1965): Behavioral aspects of the decision to migrate, Papers and Proceedings of the Regional Science Association, 15, pp.159-169.

- Wrigley, N. (1985): Categorical Data Analysis for Geographers and Environmental Scientists, Longman, 392p.
- Wrigley, N. and Bennett, R.J. eds. (1981): Quantitative Geography: A British View, Routledge and Kegan Paul, 419p.
- Yamaguchi, T. (1983): Population redistribution of Japan: within the context of the national settlement system, The Proceedings of the Department of Humanities, College of Arts and Sciences, University of Tokyo, 78, (Series of Human Geography 8), pp.1-18.
- Yano, K. (1992): Integration of spatial interaction models: towards constructing a general theory of spatial interaction, Doctor's Dissertation at Tokyo Metropolitan University, 115p.
- Zelinsky, W. (1971): The hypothesis of the mobility transition, Geographical Review, 46, pp.219-249.