

空間的相互作用モデルによる地域間の人口移動分析

— 在日中国人を事例として —

張 長 平

近代社会において、都市化と経済のグローバル化が進むにつれて、人びととくに若い人が故郷から離れ、国境を越えて地域間ないし国間に頻繁に移動するようになっている。一般には、地域間の人口移動は国内人口移動と国際人口移動に分けられる。前者は国内の規模で都市と都市、都市と農村、農村と農村の間で人口移動が行われ、後者は世界の規模で送出国から受入国に人口が移動することである。人口移動は人の移動とともにモノ・カネ・情報も一緒に移動するため、送出地域（国）と受入地域（国）の社会・経済・政治・文化の各方面の変化をもたらしている。本研究では、人口移動モデル、移動の決定要素、地域間の人口移動分析に必要な空間データを概観した上で、在日中国人の日本への移住メカニズムを社会・経済的な観点から明らかにする。なお、それらの分析データを得るための資料としては、特記がない場合、入管協会に発行された『在留外国人統計』を利用した。

1. 人口移動モデル

地域間の人口移動の研究において、人口移動を社会の空間的相互作用としてその特徴を表す重要なモデルにはグラビティモデルと空間的相互作用モデルがある。これらのモデルは人口移動にかかわる要因の重要さをみいだし、人口移動のメカニズムの解明に重要な役割を果たしている。

1.1 グラビティモデル

ニュートンの引力法則を人口移動に適用する研究においては、19世紀後半、Ravenstein (1885) は「人口移動の法則」という論文を発表し、その中で都市間の人口移動はニュートンの引力法則に従うことを指摘した。つまり、大都市間の人口移動の規模は小都市間の人口移動の規模より大きく、近い都市間の人口移動の規模は離れた都市間より大きいということである。人口移動に適用するグラビティモデル (gravity model) では、両地域間の人口移動数は地域の人口の積に比例し、地域間の距離に反比例している。これは次の式のように示される。

$$T_{ij} = k \frac{P_i^{b_1} P_j^{b_2}}{d_{ij}^\beta} \quad (1)$$

ここで、 T_{ij} は送出地域 i と受入地域 j との間の人口移動数、 P_i と P_j は送出地域 i と受入地域 j の人口、 d_{ij} は地域 i と地域 j 間の距離、 k は定数、 b_1 、 b_2 は変数 P_i と P_j の重みパラメータ、 β は距離減衰パ

ラメータである。式(1)の両辺を対数変換すると次の式(2)のようになり、重回帰分析法を用いれば各パラメータを推定できる。

$$\log T_{ij} = \log k + b_1 \log P_i + b_2 \log P_j - \beta \log d_{ij} \quad (2)$$

さらに、地域人口の他に、人口移動に影響する地域属性を加えると、グラビティモデルは次のように再定式化される。

$$T_{ij} = k \frac{V_i^{a_1} V_i^{a_2} \dots V_i^{a_s} V_j^{b_1} V_j^{b_2} \dots V_j^{b_t}}{d_{ij}^\beta} \quad (3)$$

ここで、 V_i は地域*i*の人口移出に影響する属性、 s は送出地域*i*の属性の数、 V_j は地域*j*の人口受入に影響する属性、 t は受入地域*j*の属性の数である。式(1)と同様に、式(3)の両辺を対数変換すれば、重回帰分析法を用いて各パラメータを推定できる (Haynes and Fotheringham, 1984)。この人口移出と人口受入に影響を与える属性には地域間人口移動の決定因 (つぎの2章を参照) が用いられる。

1.2 空間的相互作用モデル

人口移動を定式化するもう一つの重要なモデルは空間的相互作用モデル (spatial interaction model) である。Wilson (1967; 1975) は、エントロピー最大化の考え方をを用いてグラビティモデルを理論的に前進させ、独自の空間的相互作用モデルを導き出した。

表1 移動ODデータ

		受 入 地 域						合計
		1	2	...	<i>j</i>	...	<i>m</i>	
送出地域	1	T_{11}	T_{12}	...	T_{1j}	...	T_{1m}	O_1
	2	T_{21}	T_{22}	...	T_{2j}	...	T_{2m}	O_2

	<i>i</i>	T_{i1}	T_{i2}	...	T_{ij}	...	T_{im}	O_i

	<i>n</i>	T_{n1}	T_{n2}	...	T_{nj}	...	T_{nm}	O_n
合計		D_1	D_2	...	D_j	...	D_m	T

人口移動は地域間の人の流れで、送出地域と受入地域とがあるから表1のような移動OD (Origin and Destination) 表にまとめることができる。空間的相互作用モデルを地域間の人口移動に適用する場合は、表1に示されるように、 n 個の送出地域と m 個の受入地域が設けられることとしよう。地域*i*から送り出し、地域*j*に受け入れる人口を相互作用量 T_{ij} で示すと、地域*i*からの送出入口 (O_i) と地域 *j* の受入人口 (D_j) は、それぞれ、

$$\sum_{j=1}^m T_{ij} = O_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^n T_{ij} = D_j \quad (j = 1, 2, \dots, m) \quad (5)$$

となる。また、相互作用量 T_{ij} の総数を T で、 i 番目の地域から j 番目の地域までの移動費用を c_{ij} で示すと、総移動費用を C とする。すなわち、

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m T_{ij} = T \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m c_{ij} T_{ij} = C \quad (7)$$

ここで、すべての相互作用量の合計値 T の中から T_{i1} を取り出す組み合わせの数を考えると、それは、

$$\binom{T}{T_{i1}} = \frac{T!}{T_{i1}!(T-T_{i1})!}$$

同様にして $(T-T_{i1})$ から T_{i2} を取り出す組み合わせの数を考え、 T_{im} まで繰り返す、そのすべての相互作用量 T からこの OD 行列 (表 1) を作成するときの組み合わせの数 H は次の式で求められる。

$$\begin{aligned} H &= \binom{T}{T_{i1}} \binom{T-T_{i1}}{T_{i2}} \binom{T-T_{i1}-T_{i2}}{T_{i3}} \dots \binom{T-T_{i1}-T_{i2}-\dots-T_{im-1}}{T_{im}} \\ &= \frac{T!}{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m T_{ij}!} \end{aligned} \quad (8)$$

H の最大にすることは $\ln H$ あるいは $\frac{\ln H}{T}$ を最大にすることと同等である。なお、Stirling 近似によれば、 $\ln T! = T \ln T - T$ と $\ln T_{ij}! = T_{ij} \ln T_{ij} - T_{ij}$ であるので、

$$\begin{aligned} \frac{\ln H}{T} &= \frac{1}{T} (T \ln T - T - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m T_{ij} \ln T_{ij} + T) \\ &= - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{T_{ij}}{T} \ln \frac{T_{ij}}{T} \end{aligned}$$

ここで、 $\frac{T_{ij}}{T}$ を p_{ij} とみなすと、

$$\ln \frac{H}{T} = - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p_{ij} \ln p_{ij}$$

になる。これはある分布のエントロピー一定式であり、マクロ・スケール状態を形成するミクロ・スケール状態の不確定性の測度でもある (Jaynes, 1957; Georgescu-Roegen, 1971; Fotheringham et al., 2007)。Wilson のエントロピー最大化空間的相互モデルは、マクロ・スケール状態 (送出入口、受入口、総移動費用) を制約条件として、ミクロ・スケール状態のエントロピー H (移動人口がどの送出地域と受入地域に割り振られるかという組み合わせ) の最も尤度の大きい関数形を求めるよ

うとするのである。したがって、Lagrangeの未定乗数法を用いて解くのがよい。Lagrange形式を L 、同じく未定乗数を λ_i 、 μ_j 、 β とすれば、

$$L = \ln \frac{T!}{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m T_{ij}!} - \sum_{i=1}^n \lambda_i (\sum_{j=1}^m T_{ij} - O_i) - \sum_{j=1}^m \mu_j (\sum_{i=1}^n T_{ij} - D_j) - \beta (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m c_{ij} T_{ij} - C) \quad (9)$$

になり、続いて L を最大値にするような T_{ij} を推定するために、 L を T_{ij} で偏微分して0とおくと、次の方程式になる。

$$\frac{\partial L}{\partial T_{ij}} = 0 \quad (10)$$

上記のStirling近似によれば、 $\frac{\partial \ln T_{ij}!}{\partial T_{ij}} = \frac{\partial (T_{ij} \ln T_{ij} - T_{ij})}{\partial T_{ij}} = \ln T_{ij}$ が得られる。この結果を方程式(10)に用いれば、

$$\frac{\partial L}{\partial T_{ij}} = -\ln T_{ij} - \lambda_i - \mu_j - \beta c_{ij} = 0 \quad (11)$$

となり、これから T_{ij} の関数形として

$$T_{ij} = \exp(-\lambda_i - \mu_j - \beta c_{ij}) \quad (12)$$

が求められる。さらに、

$$A_i = \exp(-\lambda_i) / O_i$$

$$B_j = \exp(-\mu_j) / D_j$$

とおくと、

$$T_{ij} = A_i O_i B_j D_j \exp(-\beta c_{ij}) \quad (13)$$

式(13)は空間的相互作用モデルの最も基本的形式である。これをもとにしてWilson(1974)は、地域 i からの送出口口 O_i と地域 j の受入口口 D_j が知られているか否かによって、四つのタイプの空間的相互作用モデルからなる空間的相互作用モデル族(a family of spatial interaction models)を提案した。

1) 無制約モデル (unconstrained model)

無制約モデルでは、 O_i と D_j はともに知られていない。式(13)において、 $A_i O_i = V_i$ と $B_j D_j = W_j$ とおくと、

$$T_{ij} = V_i W_j \exp(-\beta c_{ij}) \quad (14)$$

になる。

2) 発生制約モデル (production - constrained model)

発生制約モデルでは、 O_i が知られており、 D_j は知られていない。式(13)において、 $B_j D_j = W_j$ とおくと、

$$T_{ij} = A_i O_i W_j \exp(-\beta c_{ij}) \quad (15)$$

になる。式(4)のような制約条件から、 A_i が求められる。

$$A_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^m W_j \exp(-\beta c_{ij})} \quad (16)$$

3) 吸収制約モデル (attraction - constrained model)

吸収制約モデルでは、 D_j が知られており、 O_i は知られていない。式(13)において、 $A_i O_i = V_i$ とおくと、

$$T_{ij} = V_i B_j D_j \exp(-\beta c_{ij}) \quad (17)$$

になる。式(5)のような制約条件から、 B_j が求められる。

$$B_j = \frac{1}{\sum_{i=1}^n V_i \exp(-\beta c_{ij})} \quad (18)$$

4) 発生－吸収制約モデル (production - attraction - constrained model)

発生－吸収制約モデルでは、 O_i と D_j はともに知られている。式(4)と(5)のような制約条件から、 A_i と B_j が求められる。

$$A_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^m B_j D_j \exp(-\beta c_{ij})} \quad (19)$$

$$B_j = \frac{1}{\sum_{i=1}^n A_i O_i \exp(-\beta c_{ij})} \quad (20)$$

発生－吸収制約モデルは、式(13)、(19)、(20)によって示され、二重制約モデル (double constrained model) とも呼ばれる (高阪、1979)。なお、空間相互作用モデルを地域間人口移動に適用する場合、地域魅力度 V_i と W_j に地域間人口移動の決定因が用いられる。

2. 人口移動の決定因

上記のグラビティモデルと空間的相互作用モデルに示されるように、人口移出と人口受入に影響を与えるいろいろな直接的および間接的な要因に関わっており、Cadwallader (1996) は人口移動の決定因 (determinants) として以下のように六つ取り上げた。

1) 所得格差

新古典派経済理論 (neoclassical economic theory) によれば、人口移動は送出地域 (国) と受入地域 (国) の所得や就職率の格差から生じ、格差がなくなるまで続くと解釈される。人は高い所得を追求するために、つねに所得の低い地域から所得の高い地域に移動している。その結果、受入地域の労働力供給が増え、送出地域の労働力が減り、やがて受入地域と送出地域の労働力と所得のバランスがとれるような均衡状態になる。なお、受入地域の所得が高いだけでなく、生活支出も送出地域より高いのも事実である。ところが、受入地域の高い所得のほうが送出地域の安い生活費より人口移動に大きく影響しており、しかも地域間の所得格差の影響は長距離の人口移動より短距離のほうが大きい。つまり、近くに所得が少しでも高いところがあれば、人はすぐそこに移動することになる。

さらに、発展途上国においては、多くの人が農業に従事し農業収入に依存しているため、家庭収入 (所得) は非常に低い。さらに、社会的な保障制度が未整備のため、時折自然災害や人為的な災害が発生すると、収入はすぐ減少する。したがって、送出国と受入国との間で家庭収入の格差が大きければ、送出国から受入国への人口移動規模が大きくなる。

2) 雇用機会

理論上では、失業率の高い地域では人口移出率も高く、逆に失業率の低い地域では人口移入率が高い。しかしながら、多くの研究によれば、送出地域の雇用レベルがその地域の人口移出率の変化にはあまり反映されなかった。その理由の一つは、失業者の全移出者に占める割合が比較的小さく、さらに統計集計により両者の関係がはっきり見えなくなるからである。しかし、個人のレベルからみると、やはり失業者のほうが移動の意欲が強い。Herzog and Schlottmann (1984) の研究によれば、失業者の移動率は非移動率の3倍に達することが明らかにされた。

受入地域の雇用状況はこの地域の移入者人数と関係しており、第二次産業と第三次産業の成長も移入者人数と正の相関があることが分かる。そして、低技能労働力の供給はつねに需要より高く、代わりに低技能労働者の賃金と雇用機会は比較的低い。人口移動と都市化との関係はいまだにはっきりされなかったが、日本においては、一般都市から大都市に移住する傾向がまだ続いている。

3) 生活の質

生活の質の改善とアメニティの追求は人口移動のもう一つ重要な社会的要因である。大都市の人口移動の研究において、Porell (1982) は主因子分析法を用いて生活質にかかわる多数の変量を気候、自然レクリエーションアメニティ、社会アメニティ、犯罪率、大気汚染、健康状況を表す少数の因子にまとめ、それらの生活質の変量を伝統的な経済的要因と比べたところ、これらの変数のどれでも移出の決定因になっておらず、移入の決定因になっていることを発見した。しかし、不景気や高失業率の時代においては、移住者にとって経済的要因のほうが生活質への追及よりもっと重要だろうと指摘した。

4) 教育

多くの研究により、教育が人口移動と相関があり、教育の格差が地域間の人口移動をもたらすことが判明した。高学歴をもつ人は低学歴の人より長距離移動の意欲が高く、この現象は短距離の人口移動にはあまり現れていない。同時に、高学歴の人は地方より国規模の労働市場に関心をもち、つねにより質の高い就労情報を手に入れている。

人的資本 (human capital) とは移住者の質と能力である。本来、人的資本への投資は社会・経済・政治の情報を獲得するための学校教育や職業訓練への投資であり、人々の精神的と肉体的な健康を増進する効果もある。いま人口移動も人的資本への投資の一つとみられている。

5) 年齢

年齢の増加につれて移住の意欲が低下するのは人口移動のもう一つ特徴である。これは、移住先で年をとった人の勤続可能な年数が短くなるにつれ、移住のメリットが減っていくからである。さらに、家族のきずなや仕事の安全性は年をとった人にとってより重要視され、移動のインセンティブ低下の原因にもなる。その結果、20 歳代の若い人が最も高い人口移動率を有し、その年齢を超えると次第に低下していくことが認められた。

その一方、国際人口移動では、移住国で比較的高い収入を得た移民の高齢者は老後の生活費をすでに蓄えたため、自国に戻っても安心して生活が可能になる。このような高齢者の帰国人口移動は定年人口移動と呼ばれる。65 歳から 75 歳の年齢層の人は定年退職を迎え故郷帰りの移動が盛んに行われている。

6) 行政サービス

行政サービスは人口移動に影響を与え、高水準の福祉サービスは多くの家庭にとって魅力的で重要な収入源の一つである。しかし、人口移動と福祉との因果関係は双方向であり、人口移動と福祉を同一のシステムで内生的変量とみなすべきである。例えば、教育のための行政支出は人口移動に影響を与えると同時に、人口移動は行政の税収増をもたらす効果があり、よりよい教育を実施する税源にもなる。その意味では、人口移動と行政収支が互惠関係にある。

3. 人口移動データ

上記のグラビティモデルや空間的相互作用モデルを地域間人口移動に適用する場合、OD データが必要である。人口移動を表す OD データは送出地域を行に、受入地域を列に配置した行列の形式で集計される (表 1)。集計の単位地域は調査対象によって違い、国際人口移動の場合は国を単位地域に、日本の国内場合は町丁・字、市区町村、都道府県に定められている。そして、日本の国内人口移動を把握できるデータは「住民基本台帳人口移動報告」と「国勢調査人口移動集計」の 2 種類がある。

「住民基本台帳人口移動報告」は、住民基本台帳に基づき、月々の日本国内の都道府県、大都市間の転入・転出の状況を明らかにすることにより、各種白書や地域人口の動向研究等の基礎資料を毎月提供している。最近では、インターネットで月別の OD データが提供されている (<http://www.stat.go.jp/data/idou/3.htm/>、2009)。一方、市区町村を集計単位とする OD データは、都道府県が住民基本台帳データをもとに独自に作成し、現在、月単位でデータを公表するようになっている。しかし、町丁・字を集計単位とする OD データについては、住民基本台帳から集計されたデータが地方自治体（市区町村）によって提供されることになっているが、残念ながら、日本全国ではこのようなデータを提供している自治体はまだ少数である（村山・尾野、2006）。

「国勢調査人口移動集計」はふだん、住んでいる場所（常住地）の変更に伴う人口の地域間移動の状況を把握するため、国勢調査の結果の中から5歳以上の人口を5年前の常住地別に集計し、統計として取りまとめたものである。「国勢調査人口移動集計」は、属性項目が多岐にわたり、きめ細かく開示されているのが特徴である。2000年の調査では、性別、年齢（5歳階級）別、労働力状態（5区分）別、産業（大分類）別、教育（6区分）別、世帯の移動類型（4区分）別、世帯の家族類型（4区分）別、職業（大分類）別、従業上の地位（4区分）別に、誰でもインターネットを通じて都道府県間の OD データを無償でダウンロードできる。市区町村を集計単位とする OD データも「国勢調査人口移動集計」から入手可能である。このデータは1970年を第1回として10年間隔に4回あり、最近の統計（2000）では、人口20万人以上の都市に対して、統計局のサイトからエクセル形式のデータが得られる (<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2000/idou1/index.htm/>、2009)。

国内移動と比べて国際人口移動は移動先に関する情報が不足することがあり、研究が難しくなっている。しかしながら、財団法人入管協会が発刊されている『在日外国人統計』は、日本への国際人口移動の研究にとって貴重な情報である。『在日外国人統計』は、日本に在留する外国人の実態を明らかにするため、法務省保管の外国人登録に基づいて作成したものである。1959年を第1回とし5年ごとに発刊してきたが、1974年第4回を最後に中断していた。その後、法務省における外国人登録記録の電算化が進んだこともあって、1984年に10年ぶりに第5回の発刊がなされた。1995年まで1年おきに発刊されていたが、その後は、毎年発刊されている。

『在日外国人統計』では、都道府県別における国籍別、在留資格（在留目的）別、年齢別、男女別などの外国人登録者数が掲載されている。とくに、在日中国人、韓国・朝鮮人に関しては、都道府県別における本籍地別（中国人の出身地（省）別、韓国・朝鮮人の出身地（道）別）の登録者数も『在日外国人統計』に掲載されている。つまり、中国（韓国・朝鮮）から日本へ入国した時点から90日以上日本に滞在する中国人の省別（韓国・朝鮮人の道別）出身地構成は『在日外国人統計』に記載されている。このようなデータは諸先進国の中でも唯一のもので、在日中国人の出身地構造の分析や中国の送出地域（省）から日本の受入地域（都道府県）への人口移動メカニズムの解明にとっては非常に重要な基礎データになる。

4. 人口移動の事例

4.1 在日中国人の移出・移入先の地域分布

図1は2005年現在在日中国人の出身地分布を示したものである。在日中国人の出身地分布を見ると、全体的に「東高西低」の傾向がある。つまり、北京・上海をはじめ東部沿岸都市と地域から日本へ移出した人数が最も多く、内陸部に入るにつれて移出した人数が減っていくことが見られる。ただし、1990年以降、北京と上海の移住者が総じて伸び悩む傾向を見せているのに対して、東北三省からの日本への移住者は顕著に上昇している。

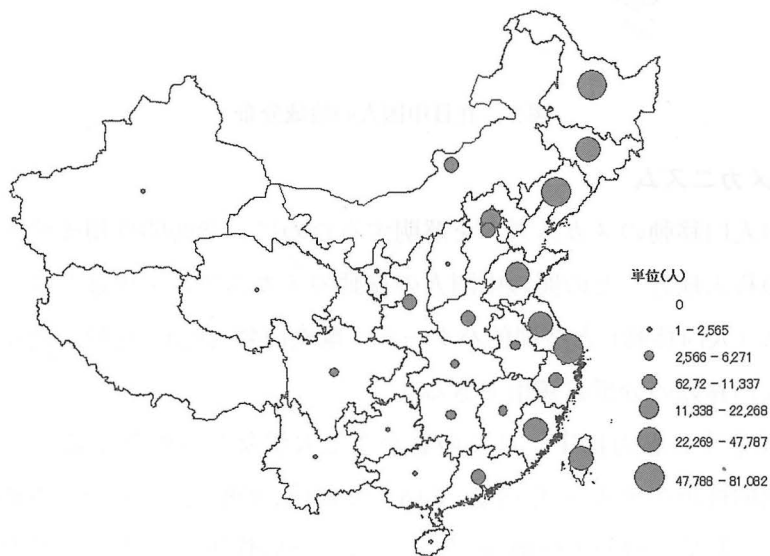


図1 在日中国人の出身地分布

図2は2005年現在在日中国人の分布を都道府県別に示したものである。2005年現在在日中国人は51万9,561人であり、その居住分布は、東京都に23.1%と最も多く、次いで、大阪府に7.9%、神奈川県7.5%、埼玉県6.3%、千葉県5.9%、愛知県5.8%、兵庫県4.2%、岐阜県2.7%、茨城県2.3%、静岡県2.0%、京都府1.9%など大都市圏に集中している。これらの11都府県に住む在日中国人は36万2,593人と、日本全国の70%を占めている。その他に、広島県、福岡県などにもそれぞれ1万以上の中国人が居住している。なお、在日中国人の多くが都市部に集住することはもう一つの特色である。とりわけ東京をはじめとする上位15都市のみに23万2,650人（全国の44.8%）が集住している。

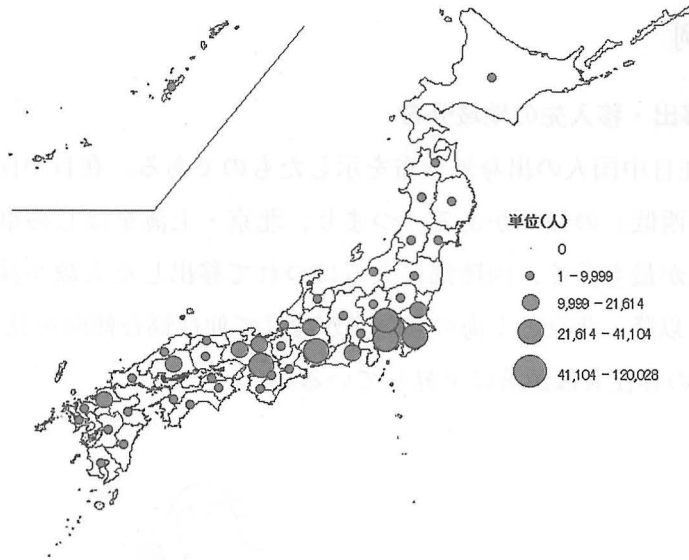


図2 在日中国人の地域分布

4.2 人口移動のメカニズム

中国から日本への人口移動のメカニズムを解明するために、空間的作用モデルを用いて中国での移出地区と日本での移入地方¹⁾ との間の中国人の移動のメカニズムを検証しよう。空間的作用モデルは空間的プロセス（人口移動）と空間的パターン（地域社会・経済）を統一的に処理し、集計データに基づく地域間人口移動の分析に適用できる。

中国人が日本へ移住する魅力は主に日本の豊かさと大学などへの進学機会が上げられる。ここで、発生制約型空間的作用モデル（式15と式16）で地域 j の魅力度 W_j を日本の各地方の1人当たり県民平均所得 W_{1j} と大学・短期大学数 W_{2j} に示せば、空間作用モデルとしての人口移動モデルは以下のとおりになる。

$$T_{ij} = A_i O_i W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij}) \quad (21)$$

$$A_i = \frac{1}{\sum_j W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij})} \quad (22)$$

ただし、 T_{ij} は中国の地区 i から日本の地方 j への人口移動数、 O_i は中国の地区 i から日本への移出入口総数²⁾、 a_1 と a_2 は魅力度のパラメータ、 β は距離減衰パラメータである。中国の地区から日本の地方への距離 c_{ij} を算出する際には、中国の地区と日本の地方を結ぶ国際空港間の飛行距離を用いる。さらに日中間直行便のない中国の地区（日本の地方）の場合、当該地区（地方）の主要都市から最寄りの直行便のある国際空港までの鉄道距離を国際空港間の飛行距離に加算することにする。

表2 パラメータの推定値

	1986 - 1995 年	1995 - 2005 年
説明変数	回帰係数	回帰係数
パラメータ a_1	4.8054	5.1795
パラメータ a_2	1.2450	0.9914
距離減衰パラメータ β	0.0011	0.0008

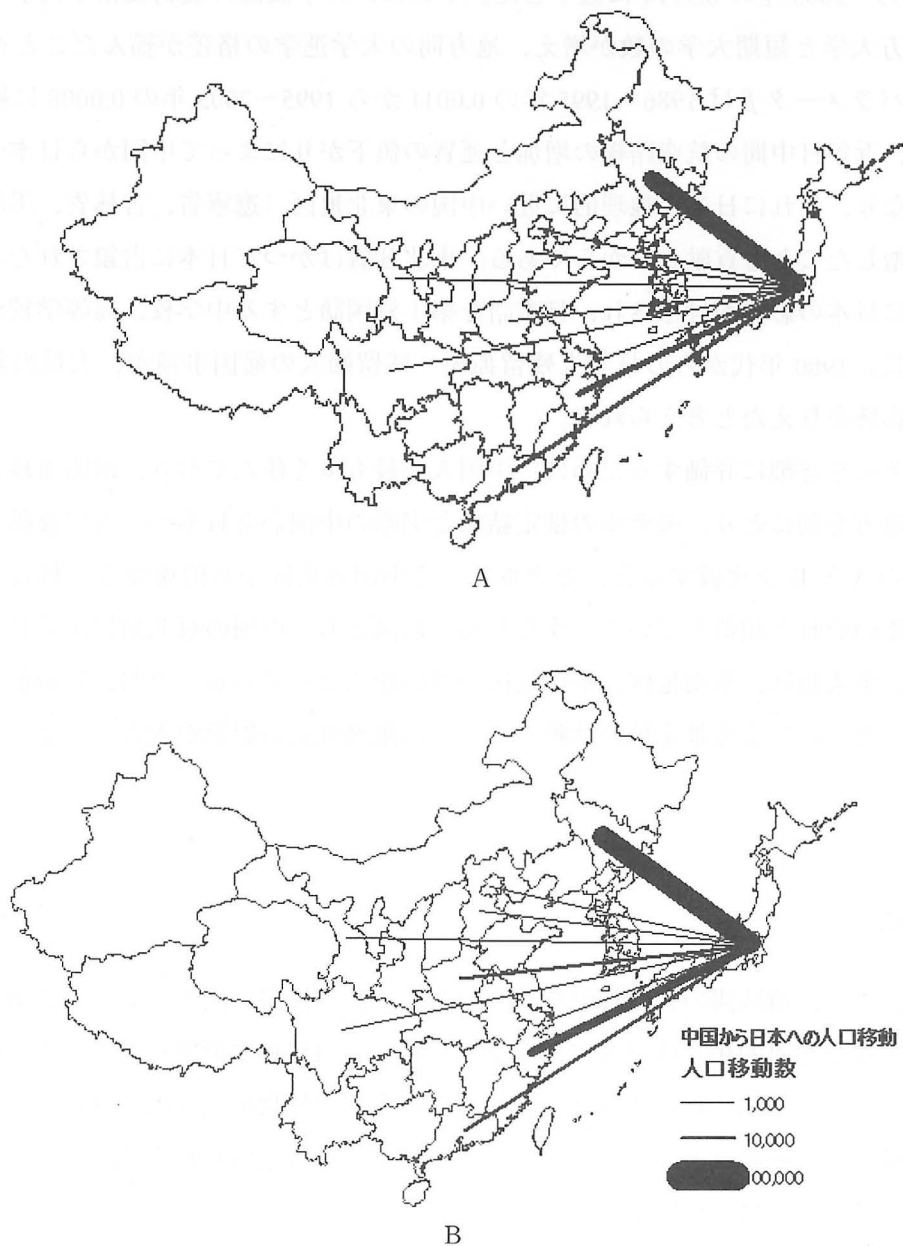


図3 中国から日本（関東地方）への人口移動の観測移動数と推定値移動数（1995年 - 2005年）
 A：観測移動数 B：推定移動数

本節では、魅力度パラメータと距離減衰パラメータを推定する際に Baxter-Ewing 法を適用する。Baxter-Ewing 法は非線形の空間作用モデルを対数化して線形モデルに変形し、最小2乗法を用いてパラメータを推定するものである³⁾。その結果をまとめると、表2のようになる。表2に示されたように、1人当たり県民平均所得のパラメータ a_1 は1986~1995年の4.8054から1995~2005年の5.1795に上昇した。それは、バブル崩壊後の1995~2005年に日本の所得水準の地域格差が広がったことにより、中国人が日本の移住先を選ぶ際に経済的な要因を重視する傾向を反映している。しかしながら、パラメータ a_1 の上昇に対し、大学・短期大学の数パラメータ a_2 は1986~1995年の1.2450から1995~2005年の0.9914に低下した。それは、大学設置の規制緩和や大学全入時代の到来に伴い、地方大学と短期大学の数が増え、地方間の大学進学の間格差が縮んだことを物語っている。距離減衰パラメータ β は1986~1995年の0.0011から1995~2005年の0.0008に縮小した。これは、これは、近年日中間の航空路線の増加と運賃の値下がりによって中国から日本への移動の距離影響が弱くなり、それに日本に地理的に近い中国の東北地区（遼寧省、吉林省、黒龍江省）からの移出者が急増したことも貢献したからである。東北3省はかつて日本に占領されたことがあったため、歴史的に日本の影響が付与され、日本語を第1外国語とする中学校、高等学校が多く存在している。さらに、1980年代からの日本人残留孤児・残留婦人の帰国事情が、大量の親族や友人の来日に多大な影響を与えたと考えられる。

さらに、モデルを詳細に評価するために、中国人が最も多く住んでおり、南関東地方と北関東地方を含む関東地方を例にとり、モデルの推定結果と実際の中国から日本への人口移動パターンを考察する。図3のAとBを比較すると、モデルによる中国各地区から関東地方に移入した人口移動パターンは実際のそれと類似している。すなわち、両図とも、中国の東北地区から移入者数が最も多く、次いで、華東地区、華南地区、華中地区の多い順になっている。なお、観測値の移動パターンに比べると、モデルによる推定値の移動パターンは距離減衰の影響が大きく作用していることが示唆される。

5. おわりに

本研究では、まず、地域間の人口移動を社会の空間的相互作用の例としてその特徴を表す重要なグラビティモデルと空間的相互作用モデル族を解説し、人口移動に影響を与える所得格差、雇用機会、生活の質、教育、年齢、行政サービスという六つの人口移動の決定因を概述した。それに、地域間の人口移動分析の重要なデータソースとなった日本国内の人口移動を把握できるデータと日本への国際人口移動データについて紹介した。

事例研究では、中国の各地区から日本の各地方への中国人の移住メカニズムを明らかにするために、空間的相互作用モデルを用いて地域間の人口移動を分析した結果、日本の地方の所得水準と大学・短期大学の数は移入者の増加にプラスの影響を与えるが、1995年以降は所得水準の影響が強くなり、大学・短期大学数の影響が低下している。同時に、モデルの推定結果と実際の中国から日

本への人口移動パターンを比較したところ、距離減衰の影響が大きく作用していることが分かった。

注

- 1) 日本と中国の地域を区分する際には、日本の都道府県は北海道、東北、北関東、南関東、北陸・東山、東海、東近畿、西近畿、中国、四国、九州・沖縄という 11 地方に分けられ、中国の省・自治区・直轄市は東北、華北、北京、華東、上海、華中、華南、西南、西北という 9 地区に分けられる。
- 2) 各時期の日本への移出入口総数は、期末の在住者数と期始の在住者数の差として計算される。
- 3) Baxter-Ewing 法は空間作用モデル (21) と (22) に対して、日本の地方 s を想定した場合、中国地区 i から日本の地方 s への人口移動数 T_{is} が非ゼロであれば、次式に見られるように、分子と分母における A_i と O_i を約することができる。すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{T_{ij}}{T_{is}} &= \frac{A_i O_i W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij})}{A_i O_i W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{is})} \\ &= \frac{W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij})}{W_{1j}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{is})} \quad (a) \end{aligned}$$

である。式(a) を対数化すると、

$$\text{Log} \frac{T_{ij}}{T_{is}} = a_1 \text{Log} \frac{W_{1j}}{W_{1s}} + a_2 \text{Log} \frac{W_{2j}}{W_{2s}} + \beta (-c_{ij} + c_{is}) \quad (b)$$

のような線形式を得る。人口移動数 T_{ij} と T_{is} 、地域間の距離 c_{ij} と c_{is} 、1 人当たり県民平均所得と大学・短期大学の学校数 W_{1j} と W_{2j} を式(b) に代入すれば、最小 2 乗法により、 α_1 、 α_2 と β を推定できる。

参考文献

- 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Ⅲ、1 - 13。
- 村山祐司・尾野久二 (2006) : 人口移動を可視化する、地理 53 巻 2 月号、52 - 59。
- Cadwallader, M. (1996) : *Urban Geography: an Analytical Approach*. Prentice Hall.
- Flowerdew, R. and Salt, J. (1979) : Migration between labour market Great Britain, 1970 - 1971, *Regional Studies* 13, 211 - 231.
- Fotheringham, A.S., Brunson, C. and Charlton, M. (2000) : *Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis*, Sage Publication: London.
- Georgescu-Roegen, N. (1971) : *The Entropy Law and the Economic Process*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Haynes, K. and Fotheringham, A. (1984) : *Gravity and spatial interaction models*. Beverly Hills, Calif.: Sage.
- Herzog, H. and Schlottmann, A. (1984) : Labor force mobility in the United States: Migration unemployment, and remigration, *International Regional Science Review* 9, 43 - 58.
- Jaynes, E.T. (1957) : Information theory and statistical mechanics, *Physical Review*, 106, 620 - 630.
- Kumo, K. (2003) : Regional economies and interregional population migration : a case of Russia, *Kagawa University Economic Review* 76, 213 - 224.
- Porell, F. (1982) : Intermetropolitan migration and quality of life, *Journal of Regional Science* 22, 61 - 67.
- Ravenstein, E.G. (1885) : The laws of migration, *Journal of Royal Statistical Society* 48, 167 - 235.
- Wilson, A.G. (1967) : Statistical theory of spatial trip distribution models, *Transportation Research* 1, 253 - 269.
- Wilson, A.G. (1974) : *Urban and Regional Models in Geography and Planning*. London: John Wiley and Sons.
- Wilson, A.G. (1975) : Some new forms of interaction models: A review, *Transportation Research* 9, 167 - 179.

Interregional Migration Analysis using Spatial Interaction Model: a Case Study for Chinese Registered in Japan

Changping ZHANG

People especially young men leave their hometowns move to other town or country with the urbanization and economic globalization. This study attempts to introduce gravity model and various kinds of spatial interaction models as models of analyzing the interregional migration and helping sort out relative importance of the variable that influence migration.

One of the most enduring migration models is the gravity model that is, greater number of migrants were observed to move between larger area than smaller ones and between areas which were closer together than being farther apart. This model has the following form:

$$T_{ij} = k \frac{P_i^{b_1} P_j^{b_2}}{d_{ij}^{\beta}} \quad (1)$$

The next major advance in providing a theoretical base came with the work of Wilson. Wilson produced what has become known as a family of spatial interaction models which are usually represented as follows:

$$T_{ij} = A_i O_i B_j D_j \exp(-\beta c_{ij}) \quad (13)$$

Many migration determinants are either directly or indirectly linked to these migration models. Neoclassical economics suggests that in any situation characterized by income differentials, labour will tend to migration from low-income to high-income areas. Employment opportunities are also related to migration pattern. Education is generally found to be positively related to migration. The propensity of labour force members to migration tends to decrease with increasing age. Quality of life and amenity variables have become increasingly common in ingredients of migration models. The provision of local government services also has an impact on migration patterns.

As these models applied to analyze migration must need original and destination (OD) data, Japanese government and municipalities have constructed numerous OD data. In this study, the Statistics on the Foreigners Registered in Japan published by Japan Immigration Association have been used to analyze the spatial distribution

of Chinese who have been coming to Japan (they will be briefly called as “Chinese registered in Japan” in next context). The geographical information system (GIS) is used to represent distributions of the Chinese registered in Japan and their emigrated regional in China. The Chinese registered in Japan were mainly emigrated from following places: Beijing, Shanghai and provinces of north-east China including Heilongjiang province, Jilin province and Liaoning province and about 70 percent of them are living in South Kanto region, West Kinki region, Tokai region and so on.

Finally, the spatial interaction model with production-constrained in the equation (15) and (16) was applied to declare the mechanism of migration from China to Japan based on OD data in 1986-1995 and 1995-2005.

$$T_{ij} = A_i O_i W_{ij}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij}) \quad (21)$$

$$A_i = \frac{1}{\sum_j W_{ij}^{a_1} W_{2j}^{a_2} \exp(-\beta c_{ij})} \quad (22)$$

Where T_{ij} is migration flow from region i in China to region j in Japan. O_i is the emigration population from region i in China and, W_{ij} and W_{2j} are attractiveness of region j in Japan, a_1 and a_2 are attractiveness parameters and β is distance decay, and c_{ij} is distance between region i to region j .

The results clearly show that attractiveness of income level was increased conversely attractiveness of number of university and junior college was decreased on migration flows from China to Japan after 1995. Effect of Distance decay was apparently descended with the migration flows from north-east provinces in China have exceeded from Beijing and Shanghai.

Key words: spatial interaction model, migration determinants, original and destination (OD) data, Geographical information system (GIS), Chinese registered in Japan.