

特集：わが国における近年の人口移動の実態

わが国における生涯移動とその特性

井 上 孝*

本研究は、1996年に国立社会保障・人口問題研究所（旧厚生省人口問題研究所）が実施した「第4回人口移動調査」のデータに基づき、わが国における生涯移動とその特性について議論を試みた。議論にあたっては、まず、生涯移動に関するいくつかの新しい指標を提案した。そのうち最も重要な指標である「再移動性指数」は、対象となる人口集団の移動行動がポアソン分布からどれくらい乖離しているかを示し、結果として、一度移動した者が再移動をどれくらい繰り返すかについて評価することができる。つづいて、年齢階級別、現住地別、出生地別、職業別、教育程度別に区分された人口集団を対象として、生涯移動に関する新旧の指標を算出しそれらの数値を詳細に分析した。その結果、男子人口、1936年以前生まれのコーホート、非大都市圏居住者などが高い再移動性を有することをはじめとして、わが国の生涯移動に関していくつかの貴重な知見を得ることができた。

はじめに

今日の人口移動研究の主たる対象は、特定の期間における移動すなわち期間移動であるが、初期の人口移動研究は、出生時から調査時までの移動すなわち生涯移動をおもに扱っていた。初期の人口移動研究が生涯移動に片寄っていた理由は明白である。対象とする人口集団の出生地に関する情報さえ何らかの方法で入手できれば、その場所と現住地との間のベクトルがまさに生涯移動とみなされるからである。たとえば、センサスにおいて「出生地」を尋ねれば、生涯移動に関するデータを簡単に作成することができる。人口移動研究の古典とされるラベンシュタインの一連の研究も、基本的にはこうしたセンサスの出生地統計を用いてなされたものである（小笠原 1999）。日本では、周知のとおり1950年以前の国勢調査（1920, 30, 40, 50年の4回）において出生地調査がなされたが、その後は調査項目から除かれている（河邊 1985, 厚生省人口問題研究所 1988, 小笠原 1999）。

生涯移動に関するデータは、期間移動に関するそれに比べるとかなり正確であると考えられる。なぜなら、誰も自分の出生地を忘れることはないからである。したがって、センサス自体に調査漏れなどがない限り生涯移動データは十分に信頼できる。しかし、このデータには分析をおこなう上で重大な欠点がある。いうまでもなく、このデータは各個人によって対象期間ならびに移動の発生時期が大きく異なるからである。それにもかかわらず、初期の人口移動研究において生涯移動が対象となったのは、今日のように人口移動に関する

* 青山学院大学経済学部

データ源が多様でなく選択肢が限られていたからにほかならない。なお、人口移動に関するデータ源が豊富なのはおもに先進国に限定されており、途上国では依然として生涯移動データが唯一の分析資料となっているところも少なくない(小笠原 1999)。

以上のように、生涯移動データには、Rogers (1991) も指摘しているとおり期間移動データが入手できない場合の「代替的」な資料という側面があった。言い換えれば、これまで生涯移動に言及してきた研究の多くは、積極的に生涯移動を取り扱ってきたとは必ずしもいえないのである。また、そうした研究のほとんどは、各個人によって対象期間ならびに移動の発生時期が大きく異なるという、生涯移動データの欠点を解決しようとしてはおらず、分析結果の説明力が不十分であるといわざるを得ない。こうした問題は、後述するようにわが国における生涯移動研究にも残念ながら認められる。

そこで本研究では、生涯移動データの欠点を補えるような、いくつかの新しい指標を開発し、これを用いてわが国における生涯移動とその特性についての議論を試みる。新しい指標は、生涯移動データのもつ固有の性質に着目して考案されたものであり、それゆえ、これらの指標から得られる知見は、期間移動データのみを対象とする研究から得られる知見とは別個のものである。すなわち、本研究の意義は、生涯移動データを期間移動データの代替として用いるときの説明力を向上させることにあるのではなく、あくまで生涯移動そのものの特性を明らかにすることにある。

本研究は、まず次章において、生涯移動に関する従来の指標がこれまでの研究においてどのように扱われてきたかについて整理する。次に第 3 章において、生涯移動に関する従来の指標の問題点をふまえ新しい指標の導出を試みる。つづく第 4 章では、1996年に国立社会保障・人口問題研究所(旧厚生省人口問題研究所)が実施した「第 4 回人口移動調査¹⁾」のデータから新旧の指標を算出し、わが国における生涯移動の特性について詳細に論じる。最後の第 5 章ではおもに第 3 章の議論をまとめる。

1. 生涯移動に関する従来の指標と研究

本章では、生涯移動に関する従来の指標が内外の研究においてどのように利用され、また論じられてきたかについて整理する。対象となる指標は、生涯平均移動回数と生涯移動率の 2 つである。このうち生涯平均移動回数は、対象となる人口集団における生涯の移動回数の総計をその人口で除した値として定義され、また生涯移動率は、対象となる人口集団のうち何らかの基準によって「生涯移動をおこなった」と認定された者の割合を意味する。したがって、これらの 2 つの指標は、対象となる人口集団のモビリティ、すなわちその人口集団がこれまでどれくらい活発に移動してきたか、の水準を表すものと考えられる。なお前章では、生涯移動に関するデータが出生地統計から簡単に作成できると述べたが、

1) 厚生省人口問題研究所(現・国立社会保障・人口問題研究所)は、人口移動に関する全国規模の標本調査をこれまで 4 回(1976, 86, 91, 96年)実施してきたが、これ以外にも特定地域を対象とした標本調査もおこなっている。たとえば、1981年に実施された「人口移動と定住に関する調査」では、宮城県と熊本県の居住者が対象となった。

定義から明らかなように、2つの指標のうちこうしたデータから算出できるのは生涯移動率のみであり、生涯平均移動回数は直接的に算出することができない。

1. 生涯平均移動回数

生涯平均移動回数は、上述のように出生地統計から直接的に得ることができないので、通常、対象となる人口集団の全員に生涯の移動回数を尋ねることによって算出する。しかし、センサスにおいて生涯の移動回数を設問している国は皆無に近く、日本の国勢調査もその例外ではない。ゆえに、基本的には出生地統計から算出できる生涯移動率と大きく異なり、生涯平均移動回数に関する研究の蓄積は内外を問わずきわめて少ないのが現状である。ちなみに Roger[et al.] (1978) は、年齢別移動率のプロファイルを積分することによって生涯平均移動回数に類似した指標が算出可能であることを指摘したが、この指標はあくまで期間移動の情報から得られる、いわば仮説コーホートに関するものであるので、本研究の考察からは除外する。

国土庁・計画調整局が1986年に実施した「人口移動要因調査」では、生涯の移動回数に関する質問がなされており、その報告書は国内の生涯平均移動回数について議論をおこなった数少ない資料である（国土庁・計画調整局 1995）。しかし、この調査で得られた移動回数には同一市区町村内での移動が含まれておらず、その値は実際の移動回数よりもかなり過小であると判断される²⁾。これに対して、国立社会保障・人口問題研究所が1996年に実施した第4回人口移動調査では、市区町村内移動を含めたこれまでの移動回数を尋ねており、その結果得られた値はより正確であると考えられる（西岡[等] 1997）。なお、結婚後という限定された期間の移動回数であれば、厚生省人口問題研究所（1988）や川口（1997a, 1997b）が報告をおこなっている。

いっぽう生涯平均移動回数は、対象者に生涯の移動回数を尋ねる方法以外に、個人の移動歴を生涯にわたってすべて調査する、いわゆるパネル分析の結果からも算出することができる。イギリスでは1991年に1万人あまりを対象にこうしたパネル分析が実施されており、その結果を用いた研究が報告され始めている³⁾。しかし、パネルデータは入手コストがかかり調査対象者をあまり増やすことができないため、どうしても標本データの形をとらざるを得ず、分析上大きな制約がある。国立社会保障・人口問題研究所が実施してきた人口移動調査⁴⁾、および国土庁・計画調整局が取りまとめてきた人口移動要因に関する調査⁵⁾は、個人の過去のライフイベントに応じた移動歴を調べておりパネル分析に近いものといえるが、すべての移動歴が把握されているわけではない。したがって、これらの調査

2) たとえば、1990年の国勢調査の結果から得られた5歳以上人口の移動数をみると市区町村間移動が18,042千人に対して市区町村内移動が11,073千人となっており、後者の移動数が無視できない水準であることがわかる（大友 1996, pp.55-57）。

3) たとえば、Brimblecombe[et al.] (1999) は、こうしたパネルデータから個人の生涯移動パターンを導き、これをもとにイギリスにおける死亡率の地域格差の説明を試みた。

4) 前掲の注1)を参照のこと。

5) 上述の1986年の人口移動要因調査以外に、1981年の「人口移動要因意識調査」、1991年の「地方中枢・中核都市における人口移動要因調査」がある（国土庁・計画調整局 1995）。

結果は、生涯の移動回数を直接的に尋ねる設問を別にすれば、正確な移動回数を算出するのに十分な情報を有していない。

2. 生涯移動率

生涯移動率は、前述したようにセンサス等で出生地統計が得られれば簡単に算出できる値であり、生涯平均移動回数よりも使用される頻度が格段に多い。しかし、何をもって生涯移動をおこなったと認定するかについて統一的な基準がないため、以下に述べるように生涯移動率には複数の定義が存在する。したがって、この指標は概念的に生涯平均移動回数ほど明確ではなく、その扱いには注意を要する。

United Nations (1970) の出版した人口移動分析用マニュアルでは、ある地域を出生地とし調査時点で生存している人口のうち、その地域以外に居住する人口の割合を生涯移動率 (lifetime migration rate) としている。本研究ではこの比率を l_{OUT} と表記する。Schmertmann (1992) は、ブラジルにおける1900～80年の移動率を推定する際に、特定の地域間について得られた比率 l_{OUT} を用いた⁶⁾。また、江崎[等] (1999, 2000) が示した、非大都市圏出身者の「三大都市圏残留率」は、厳密には比率 l_{OUT} とは異なるが基本的な考えは同じである⁷⁾。これに対して、Fields (1979) は、ある地域を現住地とする人口のうちその地域以外で出生した人口の割合を生涯移動率と定義した。ここではこの比率を l_{IN} と表す。この定義を用いた研究は外国に比較的多く、たとえば、Rebhun (1997) はアメリカ合衆国のユダヤ人と白人の生涯移動率の差異について詳述している。Rogers (1991) は、こうした異なる2つの定義のうち、比率 l_{OUT} を生涯流出率 (lifetime out-migration rate)、比率 l_{IN} を生涯流入率 (lifetime in-migration rate) と呼ぶべきであると主張している⁸⁾。比率 l_{OUT} および l_{IN} は、あらかじめ区分された地域を単位として出生地と現住地が異なる場合を生涯移動と判断する点で共通するが、どちらも地域区分の仕方に大きく依存する点が短所となっている⁹⁾。なぜなら、どちらの比率についても、単位地域の大きさを広げればそれだけ生涯移動をおこなったと認定される者が少なくなり、それゆえ値が小さくなるからである。

いっぽう、ある人口集団において出生地と現住地の「住所」が異なる者の比率を生涯移動率とすることもできる。ここではこの値を l_{ADD} と呼ぶことにする。比率 l_{ADD} が上述した l_{out} や l_{IN} と異なるのは、単位地域内の移動を生涯移動に含める点である。当然ながら、比率 l_{ADD} は地域の大きさに依存せず、また、出生地別人口あるいは現住地別人口のどちらにも適用することができる。この比率を生涯移動率とした研究はあまり多くないが、国内

6) Schmertmann (1992) は、ある地域を出生地とする人口のうち別の地域を現住地とする人口の比率を生涯移動率としたが、この値は l_{OUT} の特別な形とみなせる。

7) 江崎[等] (1999, 2000) は、長野県内または宮崎県内の高校出身者のうち卒業後いずれかの時点で三大都市圏に居住し、現在も居住している者の割合を三大都市圏残留率と呼んだ。

8) これらの定義は、国際人口学会 (1994) が編纂した人口学用語辞典における2つの用語、すなわち、生涯流出者割合 (proportion of lifetime out-migrants) と生涯流入者割合 (proportion of lifetime in-migrants) にそれぞれ相当する。

9) 地域区分の仕方によって移動率の値が変化する問題については、White and Mueser (1988) が詳しい検討をおこなっている。

では厚生省人口問題研究所（1988）が採用している。

さらに、ある人口集団のうち、いわゆる移動経験者¹⁰⁾の割合を生涯移動率とみなすこともできる。ここではこの値を単に l と表記することにする。この比率も l_{ADD} と同様に、地域の大きさには依存せず、また、出生地別人口あるいは現住地別人口のどちらにも適用可能である。しかし、この比率 l は、移動経験はあるが出生地と現住地が同じ住所である者、すなわち出生した場所にUターン移動した者を対象に含める点で比率 l_{ADD} とは異なる。わが国の生涯移動研究はそのほとんどがこの定義に基づいて議論をおこなっており、その代表例としては、岸本（1978, pp.200-204）、厚生省人口問題研究所（1993）、国土庁計画・調整局（1995）、大友（1996）、西岡[等]（1997）などの研究があげられる。また Stinner[et al.]（1993）は、同様の定義に基づいて中国・河北省における生涯移動率を算出している。

上述したいくつかの生涯移動率の値には、それらの定義から明らかなように次のような大小関係が成り立つ。すなわち、ある地域を出生地とし調査時点で生存している人口集団については、 $l_{OUT} \leq l_{ADD} \leq l$ が成り立つ。また、ある地域を現住地とする人口集団については、 $l_{IN} \leq l_{ADD} \leq l$ の関係が成立する。したがって、生涯移動率について議論する際は、その値がどのような定義に基づいて算出されたかがきわめて重要であるといえる。

・生涯移動に関する新しい指標

前章では、生涯平均移動回数と生涯移動率を用いた内外の研究を概観したが、これらの研究の多くは第 4 章で指摘した生涯移動データの欠点、すなわち各個人によって対象期間が異なる点にほとんど関心を払っていない。換言すれば、対象となる人口集団の年齢構造にまで積極的に言及したうえで 2 つの指標を扱った研究はきわめて少ない。また、生涯平均移動回数と生涯移動率は、いずれも対象となる人口集団のモビリティの水準を表すにもかかわらず、管見では両者の理論的關係について論じた研究はほとんど見当たらない。そこで本章では、従来の指標に関するこれらの問題点を十分に吟味し、その解決を図るべく新しい指標の導出を試みる。ここでは、まず生涯平均移動回数と生涯移動率から 2 つの新しい指標「年平均生涯移動率」と「理論上の年平均生涯移動率」をそれぞれ導く。つづいて、これらの 2 つの指標を用いてもう 1 つの新指標「再移動性指数」を提案する。なお、以下の議論における年齢はすべて「誕生日年齢 (exact age)」をさすものとする。

1. 年平均生涯移動率

本項では、最初に従来の指標である生涯平均移動回数の定式化を試み、その問題点を指摘する。ある集団の人口規模を p 、この集団に属する個人 i の、出生時から観測時までの移動回数を n_i とおくと、この集団の生涯平均移動回数 \bar{n} は、

10) 生まれてから調査時まで、地域間と地域内とを問わず 1 回以上移動を経験した者をいう。

$$\bar{n} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p n_i \quad (1)$$

で表される。前述したように、この値 \bar{n} は確かに対象となる人口集団のモビリティの水準を示すが、その人口集団の年齢構造は何ら考慮されていない。したがって、モビリティが同じであっても平均年齢が異なれば、平均年齢の高い人口集団の \bar{n} 値のほうが低い人口集団のそれよりも当然高くなる。ゆえに、モビリティを複数の人口集団の間で厳密に比較しようとするとき、特別な条件がない限り \bar{n} 値はその指標として適当でない。

次に、従来の研究が上述の問題に対してどのような対応をとってきたかについて考察する。日本の国内人口移動に関しては、前述したように2つの調査（国土庁・計画調整局による人口移動要因調査、および国立社会保障・人口問題研究所による第4回人口移動調査）において \bar{n} 値が求められており、それぞれ貴重な報告がなされている（国土庁・計画調整局 1995、西岡[等] 1997）。これらの報告では、年齢階級別人口、現住地別人口、職業別人口などに対して \bar{n} 値が算出されているが、この値に関して前者のほうはほぼ数値の公表のみにとどまっており、また、後者のほうも速報性を重視したため本格的な議論がなされていない。したがって、 \bar{n} 値を扱ったこれまでの研究は、 \bar{n} 値の問題が表面化し何らかの対応をしなければならないほどの議論に至っていない。ただし後者の報告は、年齢階級別の値が加齢にしたがって上昇してしまう点を指摘している（西岡[等] 1997）。なお、年齢階級別の値は、当然同じ年齢階級であれば異なる人口集団どうしで厳密に比較することが可能であり、この点ではほかの値（現住地別あるいは職業別）に比べて客観性が高いデータであるとみなせる。

以上の議論により、いずれにしても生涯平均移動回数 \bar{n} は、そのままでは指標としての有効性に疑問があることがわかった。そこで本項では、 \bar{n} 値に代わる以下のような新指標を提案することによって、この問題の解決を図ることとする。

まず、対象となる人口集団に属する個人 i の年齢 a_i が既知であることを前提とする。このときこの集団の平均年齢 \bar{a} は、

$$\bar{a} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p a_i \quad (2)$$

となる。さらに、この集団に属する個人 i のモビリティに差がなく、しかもその水準が時間的に変化しないと仮定すれば、それを個人 i の1年あたりの平均移動回数の形で導くことができる。すなわち、個人 i の1年あたりの平均移動回数は、その集団の移動回数の合計を集団全体の生存年数の合計で除すことによって算出できる。その値を m とおくと、式(3)がその算出式となる。

$$m = \frac{\sum_{i=1}^p n_i}{\sum_{i=1}^p a_i} = \frac{\bar{n}}{\bar{a}} \quad (3)$$

式(3)によって表される m 値は、その集団が同一の出生コーホートであると仮定すれば、そのコーホートにおける1年あたりの移動者の比率をそのコーホートの生存期間全体にわたって平均したものに一致する¹¹⁾。言い換えれば、 m 値は、そのコーホートについて生涯にわたる移動率の年平均をとった値と考えられる。そこで、本研究ではこの値を「年平均生涯移動率」と呼ぶことにする。この値を用いれば、平均年齢の異なる複数の人口集団の間で、モビリティを厳密に比較することができる。式(3)から明らかなように、年平均生涯移動率は、ある人口集団の生涯平均移動回数をその集団の平均年齢で除した値となる。

2. 理論上の年平均生涯移動率

前項では、生涯平均移動回数が対象となる人口集団の年齢構造に影響されてしまう問題について論じたが、これとまったく同様の問題は生涯移動率にも起こる。しかも、従来の研究においてこの問題にほとんど関心が払われていない点も2つの指標に共通している。そこで本項では、生涯移動率に発生するこうした問題の解決を図るべく新たな指標の導出を試みる。なお、生涯移動率には第 4 章で述べたように複数の定義が存在するが、ここでは、ある人口集団における移動経験者の割合すなわち l 値について議論をおこなう。生涯移動率として l 値を用いる理由は、生涯平均移動回数との整合性を保つためであるが、詳しくは後述する。

さて、生涯平均移動回数から年齢構造の影響を除去するにあたっては、その値を平均年齢で除すことによって問題の解決を図ったが、生涯移動率についても同様な方法で問題が解決できるであろうか。答えは否である。その理由は以下のとおりである。仮に、対象となる人口集団に属するすべての個人が生涯に最大1回しか移動しないと考えるならば、その集団の移動回数の合計と移動経験者数が一致するので、生涯移動率は生涯平均移動回数と概念的にまったく同等になる。つまり、この仮定のもとでは、生涯移動率を平均年齢で除すことによって上述した年平均生涯移動率に相当する値を求めることができる。しかし、すべての個人が生涯に最大1回しか移動しないという仮定は、明らかに非現実的である。したがって、生涯移動率の場合は生涯平均移動回数の場合と異なり、単に平均年齢で割っただけでは年齢構造の影響を取り除くことはできないのである。

以上の問題はすでに井上 (1999, 2000) によって議論されており、ひとつの解決策が示されている。そこで本研究では、井上 (1999, 2000) にしたがって、対象となる人口集団の移動行動に次のような仮定を設けることとする。まず、前項の議論と同様にその集団が同一

11) この推論は、対象とするコーホートにおいて1年に2回以上移動する者がいないことを前提としている。

の出生コーホートであることを前提とする。つづいて、ある期間において移動を起こす確率はその前の期間における移動行動と無関係に定まることを仮定する。このことは、ある期間における移動行動がその直前の期間における移動行動とはまったく独立して発生することを意味する。そこで以下では、この仮定を「独立性の仮定」と呼ぶことにする。

独立性の仮定が設けられれば、この集団に属する個人の生涯の移動回数はポアソン分布に当てはまる（井上 2000）。そこで、この集団の生涯平均移動回数を λ 、その人口集団のうち移動回数が x である移動者の占める割合を $f(x)$ とおくと、式(4)が成り立つ。

$$f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \quad (4)$$

ゆえに、その集団の中でこれまで一度も移動を経験していない者、すなわち移動未経験者の占める割合は $e^{-\lambda}$ となる。したがって、移動経験者の割合を意味する生涯移動率 l は、

$$l = 1 - e^{-\lambda} \quad (5)$$

と表せる。生涯移動率として l 値を用いた理由は、こうしてポアソン分布を示す数式から移動率を導くことができるからである。さらに、対象となる人口集団の移動情報について生涯移動率 l のみが所与であるとしたとき、式(7)を λ について解けば、その値は、独立性の仮定が成立する場合の生涯平均移動回数を意味する。そこで、本研究ではこうして導かれる λ 値を「理論上の生涯平均移動回数」と呼ぶことにし、 \hat{n} と表記する。こうして、 \hat{n} 値は式(6)で与えられる。

$$\hat{n} = -\ln(1-l) \quad (6)$$

式(6)で表される \hat{n} 値は、独立性の仮定が付されているとはいえ、生涯平均移動回数を意味することには違いがないので、前項と同様に平均年齢で割れば年平均生涯移動率に相当する値が得られる。ここでは、こうして得られる値を「理論上の年平均生涯移動率」と呼び、 \hat{m} と表記する（式(7)）。

$$\hat{m} = \frac{\hat{n}}{a} = -\frac{\ln(1-l)}{a} \quad (7)$$

かくして、式(7)により生涯移動率から年齢構造の影響を取り除くことができるのである。

3. 再移動性指数

理論上の年平均生涯移動率 \hat{m} は、上述したように独立性の仮定が成り立つ場合の値である。したがって、この値と実際の年平均生涯移動率 m とを比較することによって、対象となる人口集団の移動行動にどれくらい独立性が認められるか、いい換えればその移動行動がポアソン分布からどれくらい乖離しているか判定できる。まず、その集団の移動がすべての期間にわたって完全に独立して発生しポアソン分布に従うのであれば、両者は一致する。すなわち、 $m = \hat{m}$ が成り立つ。このとき、ある期間における移動確率は、その期間の期首において移動経験者であるのか、それとも移動未経験者であるのかという違いにまったく関係なく定まることになる。端的に言えば、ある時点までに移動を経験している者と移動を経験していない者のモビリティが等しいとき、 $m = \hat{m}$ となる。

これに対して、ある時点までに移動を経験している者のほうが移動を経験していない者よりもモビリティが高いとき、 $m > \hat{m}$ となる。この理由は以下のように説明できる。ある人口集団に着目したとき、移動回数の総計と移動経験者数が時間の経過にしたがってともに単調に増加することは自明であるが、モビリティに上記のような傾向が現れる場合、移動回数の総計の増加数が移動経験者数の増加数に比べてかなり多くなる。言い換えれば、生涯平均移動回数 \bar{n} の上昇幅が生涯移動率 l の上昇幅よりもかなり大きいことになる。したがって、生涯移動率から算出される、理論上の生涯平均移動回数 $\hat{\bar{n}}$ に比べて、実際の生涯平均移動回数 \bar{n} のほうが大きくなり、結果的に $m > \hat{m}$ が導かれるのである。

また、上述の場合とは逆に、ある時点までに移動を経験していない者のほうが移動を経験している者よりもモビリティが高いとき、 $m < \hat{m}$ となる。この場合は、移動回数の総計の増加数が移動経験者数の増加数に比べてさほど多くなならない。したがって、生涯移動率から算出される、理論上の生涯平均移動回数 $\hat{\bar{n}}$ のほうが、実際の生涯平均移動回数 \bar{n} に比べて大きくなり、結果的に $m < \hat{m}$ となる。

以上の議論により、2つの値の比 m/\hat{m} ($= r$ とおく) をとれば、この比が1より大きいか否かによって次のような類型化ができる。すなわち、ある時点までに移動を経験している者と移動を経験していない者のモビリティに関して、前者のほうが後者より高い場合に $r > 1$ 、前者のほうが後者よりも低い場合に $r < 1$ 、前者と後者が一致する場合、すなわち独立性の仮定が成り立つ場合に $r = 1$ となる。ここで、 \bar{n} は一度移動をおこなった者が再び移動する傾向が強い場合であり、 $\hat{\bar{n}}$ は逆にその傾向が弱い場合であるので、本研究ではこの比 r を「再移動性指数」と呼ぶことにする。かくして、式(3)、(7)より再移動性指数 r が導かれる(式(8))。

$$r = \frac{m}{\hat{m}} = \frac{\bar{n}/\bar{a}}{\hat{\bar{n}}/\bar{a}} = \frac{\bar{n}}{\ln(1-l)} \quad (8)$$

式(8)は、再移動性指数を計算する際に平均年齢 \bar{a} を必要としないことを示している。す

なわち、ある人口集団において一度移動をおこなった者が再び移動する傾向が強いかどうかは、その集団に関する生涯平均移動回数と生涯移動率 l の2つの数値が得られれば評価できることになる。

・新旧の指標の国内人口移動への適用

本章では、1996年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第4回人口移動調査」のデータから新旧の指標を算出し、わが国における生涯移動の特性について分析する。この移動調査は、「平成8年度国民生活基礎調査」の調査地区から無作為に抽出された300地区における、すべての世帯主および世帯員を客体として実施されたものであり、約4万人が対象となっている。また、この調査の対象者は、地域ブロック別人口構成比¹²⁾が1995年国勢調査とほぼ同様であるので、全国人口をほぼ代表するものと考えられる（西岡[等]1997）。

分析にあたっては、従来の指標である生涯平均移動回数と生涯移動率に加え、モビリティの水準を表す指標として年平均生涯移動率、また、移動経験者と移動未経験者のモビリティを比較する指標として再移動性指数を用いる。新しい指標のひとつである理論上の年平均生涯移動率は、再移動性指数を求めるためのいわば中間産物であるので、数値としては示さない。以下の議論では、年齢階級別、現住地別、出生地別、職業別、教育程度別という5種類の属性によって区分された人口集団を分析対象とする。

なお、各属性によって区分された人口集団の平均年齢に極端な差がない場合、生涯平均移動回数とそれから年齢構造の影響を取り除いた値である年平均生涯移動率とは、基本的に同じ傾向を示す。したがって、生涯平均移動回数に関する議論については、年齢階級別に区分された人口集団の場合を除き、モビリティの水準をより正確に表す年平均生涯移動率に関する議論をもって代替することとする。

1. 年齢階級別人口

表1は、年齢階級別人口に基づいて算出された生涯移動に関する4指標の値を示したものである。以下では、生涯平均移動回数、生涯移動率、年平均生涯移動率、再移動性指数の順に議論をおこなう。この表によれば、まず、生涯平均移動回数の男女計が加齢にしたがって上昇する傾向を有していることがわかる。こうした傾向は、西岡[等]（1997）も指摘しているとおり、生涯平均移動回数の定義を考えれば当然のことである。しかし、50歳代をピークとしてそれ以降は低下に転じており、結果的に50歳代のモビリティがそれ以上の年齢階級に比べて数値の差以上に高いことが示唆される。これは、この年齢階級に相当する

12) 地域ブロックの区分は、以下のとおり西岡[等]（1997）にしたがった。北海道：北海道； 東北：青森・岩手・宮城・秋田・山形・福島・新潟； 北関東：茨城・栃木・群馬； 東京圏：埼玉・千葉・東京・神奈川； 中部・北陸：富山・石川・福井・山梨・長野・静岡； 名古屋：岐阜・愛知・三重； 近畿：滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良・和歌山； 中国：鳥取・島根・岡山・広島・山口； 四国：徳島・香川・愛媛・高知； 九州・沖縄：福岡・佐賀・長崎・熊本・大分・宮崎・鹿児島・沖縄

表1 年齢階級別人口に基づく生涯移動に関する各種指標

年齢階級	生涯平均移動回数			生涯移動率 (%)			年平均生涯移動率 (%)			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
全体	3.12	3.21	3.03	78.1	73.9	82.2	7.88	8.33	7.46	2.05	2.39	1.76
0～4歳	0.41	0.42	0.40	28.6	29.9	27.2	16.02	16.22	15.87	1.22	1.18	1.26
5～9歳	0.88	0.92	0.83	47.9	49.3	46.5	11.75	12.20	11.17	1.35	1.35	1.33
10～14歳	1.12	1.13	1.11	50.9	49.8	52.0	8.95	9.03	8.87	1.57	1.64	1.51
15～19歳	1.36	1.39	1.33	56.8	56.9	56.8	7.78	7.91	7.64	1.62	1.65	1.58
20～24歳	1.99	2.01	1.97	71.9	72.4	71.5	8.82	8.88	8.75	1.57	1.56	1.57
25～29歳	2.89	2.90	2.88	84.9	83.3	86.4	10.51	10.56	10.46	1.53	1.62	1.44
30～34歳	3.67	3.80	3.55	90.4	87.4	93.3	11.29	11.69	10.92	1.57	1.83	1.31
35～39歳	3.98	3.94	4.03	90.2	84.9	95.4	10.62	10.52	10.75	1.71	2.08	1.31
40～44歳	4.22	4.44	4.00	90.9	85.1	96.7	9.90	10.42	9.38	1.76	2.33	1.17
45～49歳	4.12	4.34	3.89	91.2	85.2	97.0	8.67	9.13	8.18	1.70	2.27	1.11
50～54歳	4.24	4.60	3.88	93.1	88.9	97.2	8.04	8.72	7.36	1.59	2.09	1.09
55～59歳	4.27	4.37	4.17	91.6	86.2	96.9	7.43	7.61	7.25	1.72	2.21	1.20
60～64歳	4.03	4.24	3.83	88.0	80.6	95.5	6.45	6.79	6.14	1.90	2.59	1.24
65～69歳	4.08	4.10	4.07	87.0	78.2	94.9	6.05	6.08	6.03	2.00	2.69	1.37
70～74歳	3.91	4.56	3.40	85.7	77.0	92.4	5.41	6.32	4.70	2.01	3.10	1.32
75～79歳	4.02	4.32	3.80	87.0	79.8	92.0	5.20	5.59	4.91	1.97	2.70	1.50
80～84歳	3.42	3.57	3.32	81.4	66.1	90.3	4.15	4.33	4.03	2.03	3.30	1.42
85歳以上	3.34	3.83	3.13	87.9	79.4	92.0	3.77	4.33	3.53	1.58	2.42	1.24

出所：生涯平均移動回数の一部のみ、西岡[等] (1997) より引用した。

1937～46年コーホートが高度経済成長期に20歳代を過ごし活発に移動したからであると考えられる(西岡[等] 1997)。生涯平均移動回数の性差をみると、35～39歳を除く全年齢階級において男子の値が女子を上回っている。この事実は、明らかに、男子のほうが女子より就学移動や職業移動(就職、転職、転勤移動等を含む)の機会を多く得てきたことが原因である。しかし、30歳代以下はその差が小さく、また70歳代以上は人口構成比そのものが小さくなるので、全体の値の性差(3.21と3.03)は、おもに40歳代～60歳代前半のモビリティの性差によるものであると判断できる。これらのコーホートが20歳に達したのは1952～76年頃であるが、当時の女子の大学進学や社会進出の状況を考慮すると、それらのコーホートでは、それ以降のコーホートに比べて就学移動や職業移動の機会が男子にかなり偏重していたと推測され、これが全体のモビリティの性差を生んだと考えられる。

次に生涯移動率の男女計をみると、生涯平均移動回数と同様に50歳代をピークとしてそれ以降は低下する傾向が認められる。これらの値を1991年に実施された第3回人口移動調査の値と比較してみると、全体の値が5年間に75.9%から78.1%へ上昇していることがわかる(厚生省人口問題研究所 1993)。これに対して、年齢階級別の値は第3回の調査に比べて上昇しているところと低下しているところが混在している。したがって、全体の値の上昇は、モビリティの変化よりもむしろ高齢化によってもたらされていると判断できる。これと同様の傾向は、男子の生涯移動率(70.1%から73.9%)と女子の生涯移動率(81.2%から82.2%)のそれぞれについても確認できる(厚生省人口問題研究所 1993)。いっぽう、生涯移動率の性差については、生涯平均移動率とは異なり25～29歳以上の全年齢階級にお

いて女子のほうが高く、加齢にしたがってその差が広がる傾向が読み取れる。この理由は、大友（1996）も指摘しているように、女子の多くが結婚に際して移動するからにほかならない。同様の傾向は、国土庁計画・調整局（1995）や厚生省人口問題研究所（1993）によっても報告されているが、これらの調査結果では生涯移動率の性差が広がる時期が20歳代前半かそれ以前となっている。このように性差の拡大する年齢が異なっているのは、これらの研究の調査年（それぞれ1986年と1991年）よりも晩婚化が進んだためと推察される。

つづいて、新しい指標である年平均生涯移動率について議論をおこなう。男女計の値をみると0歳代と30歳代の2か所にピークが現れており、明らかに生涯平均移動回数と異なる傾向が見出される。この事実は、これら2つの年齢階級における生涯の移動回数が生存年数に比べて相対的に多かったことを意味するが、これについてはRogers（1978）による年齢別移動率に関するモデル¹³⁾で説明可能である。すなわち、たとえば30歳代についてはモビリティがピークとなる20歳代を過ぎたばかりであり、この年齢階級については当然1年あたりの移動回数が多くなるのである。年平均生涯移動率の性差をみると、35～39歳を除く全年齢階級において男子の値が女子を上回り、生涯平均移動回数とほぼ同様の傾向が確認できる。これは、前述のように男子の就学移動や職業移動の機会が女子より多いためである。しかしこの結果は、25～29歳以上の全年齢階級において女子の値が男子を上回った生涯移動率と大きく異なっており、年平均生涯移動率に与える女子の婚姻移動の効果が相対的に弱いことを意味する。この理由は、女子の婚姻移動が通常はたかだか1回であり、移動経験者の割合の増加には寄与するものの、生涯の移動回数の増加にはあまり貢献しないためである。なお、年平均生涯移動率の全体の性差（8.33%と7.46%）が生涯平均移動回数の場合（3.21と3.03）に比べて拡大しているのは、男子に比べて女子の平均寿命が長い、すなわち平均年齢が高いからである。

最後に、新指標の再移動性指数について考察する。男女計の値に関して注目すべき事実は、全体の値2.05がほかのどの年齢階級の値よりも大きい点である。この事実は、対象となる人口集団をいくつかのグループに分割した場合、どのグループの再移動性よりも全体の再移動性のほうが高くなることを意味し、一見奇異に思えるかもしれない。しかし、このことは再移動性指数の有する性質のひとつとみなせる。その理由は以下のように説明できる。

ある人口集団（人口総数18人）が9人ずつの2つのグループA、Bに分けられ、ある時点において、グループAでは移動経験者6人、移動未経験者3人、またグループBでは移動経験者3人、移動未経験者6人の構成になっているものとする。ここで、ある一定期間においてグループAでは移動経験者4人と移動未経験者2人が移動をおこない、またグループBでは移動経験者1人と移動未経験者2人が移動をおこなったとする。このとき、グループA、Bともに移動経験者と移動未経験者の移動確率が一致し、それぞれ、2/3と1/3となる。したがってこの期間に関しては、両グループともに「独立性の仮定」が成り立つことにな

13) 日本における年齢別移動率のパターンについては、井上（1991）、河邊編（1991）、石川[等]（1998）らによって詳細な議論がおこなわれている。

る。ゆえに、この移動傾向が継続されてきたと考えれば両グループとも再移動性指数はちょうど1となる。しかし、人口集団全体でみた場合、移動経験者9人中5人、移動未経験者9人中4人が移動を起こしたことになる、前者の移動確率のほうが高くなる。すなわち、グループ全体としては独立性が成り立たず、再移動性指数が1を超えることになる。このような状況は、各グループのモビリティに大きな差異がある場合に現れると考えられる。つまり、各グループ内では独立性が比較的保たれていても、グループ全体でみた場合は、モビリティの高いグループに移動者が集中することになるので、再移動性が相対的に高まるのである。以上の議論は、年齢階級別のグループに分けた場合、グループ全体よりも個々のグループ内で観測したほうが再移動性が低下することを説明した形になっている。

再移動性指数の加齢にともなう変化については、男女計と男子においておおむね上昇する傾向が読み取れた。これに対して女子では、40～50歳代にかけて最も低く1に近い値を示した。この年齢階級の女子は、生涯移動率が97%前後で男子より10ポイント前後高くほとんど全員が移動経験者となっており、結果的にこれが再移動性を低めに誘導しているのである。40～50歳代女子の生涯移動率の高さは、前述のように高度経済成長が影響していると考えられる。いっぽう同じコーホートの男子については、高度経済成長期に活発に移動したものの、一度移動した者が再び移動する傾向が強かったため再移動性指数がやや高くなったと考えられる。再移動性指数の性差については、男子のほうが女子に比べて総じて高く、20歳代後半からその格差が広がる傾向がみられるが、この現象にはおもに婚姻移動が影響しているものと思われる。つまり、女子の場合は、その多くが結婚を契機として移動をおこなってきたので、婚姻移動に限れば移動未経験者ほど移動を起こす可能性が高かったことになり、これが再移動性を低下させたと判断できるのである。60歳代以上の高齢者において性差が広がっているのは男子の値がきわめて高いからであるが、この現象は次のように説明できる。一般に、男子の離家は就学や就職を契機とするので20歳前後の数年間に集中するが、対象となるコーホート（1936年以前生まれ）は、高度経済成長以前に20歳に達しているため、男子の離家がそれ以降のコーホートほど劇的に進まなかったとみられる。それゆえ、1936年以前生まれの男子については、離家をおこなった、比較的限定された集団においてその後再移動が繰り返され、結果として再移動性が高まったと考えられるのである。

2. 現住地別人口

表2は、現住地別人口に基づいて算出された生涯移動に関する4指標の値を示したものである¹⁴⁾。まず生涯移動率については、男女計、男子、女子のいずれも、三大都市圏（東京圏・名古屋圏・近畿圏）、北海道、四国において全国平均を上回った。このうち三大都市圏については、いずれも高度経済成長期以降に大量の人口が非大都市圏から流入しており、これらの流入人口が生涯移動率を押し上げているのは間違いない。また、北海道や四国の

14) 現住地を表す各地域ブロックの範囲は注12)を参照のこと。

表2 現住地別人口に基づく生涯移動に関する各種指標

現住地	生涯平均移動回数			生涯移動率 (%)			年平均生涯移動率 (%)			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
全体	3.12	3.21	3.03	78.0	73.7	82.1	7.88	8.33	7.46	2.06	2.40	1.76
北海道	3.32	3.40	3.25	79.4	75.6	82.9	8.46	8.84	8.12	2.10	2.41	1.84
東北	2.67	2.71	2.62	70.7	62.3	78.5	6.49	6.84	6.17	2.18	2.78	1.70
北関東	2.33	2.32	2.34	68.1	61.1	75.0	6.18	6.24	6.12	2.04	2.46	1.69
東京圏	3.50	3.61	3.38	82.8	80.3	85.3	9.00	9.46	8.54	1.99	2.22	1.76
中部・北陸	2.80	2.89	2.71	74.2	68.2	79.7	6.73	7.07	6.40	2.07	2.52	1.70
名古屋圏	2.83	2.87	2.78	80.7	78.7	82.8	7.12	7.52	6.70	1.72	1.86	1.58
近畿圏	3.17	3.26	3.09	78.9	75.2	82.3	8.14	8.61	7.74	2.04	2.34	1.78
中国	3.22	3.47	2.99	75.9	70.7	80.3	7.57	8.29	6.93	2.26	2.83	1.84
四国	3.25	3.42	3.08	79.4	75.2	83.6	8.55	9.30	7.83	2.06	2.45	1.70
九州・沖縄	3.10	3.18	3.03	75.7	69.5	81.4	7.78	8.35	7.30	2.19	2.68	1.80

出所：生涯平均移動回数の値のみ、西岡[等] (1997) より引用した。

値が全国平均を超える事実については、20歳以上の都市圏別人口という条件ではあるが、国土庁計画・調整局 (1995) が1986年に実施した人口移動要因調査の結果と比較することができる。この調査によれば、北海道の値が全国平均を上回ることについては確認でき (全国75.3%に対して札幌圏80.4%)、一般的傾向とみなせる。この理由としては、道内において農村地域から都市地域 (とくに札幌圏) に大量の人口が移動していること、および道外からのUターン移動者が比較的多いことが考えられる。これに対して、四国の値は全国平均よりも低く (高松圏62.9%)、今回の調査結果と食い違っている。生涯移動率の性差については、すべての地域ブロックにおいて女子の値が男子を大きく上回った。

次に年平均生涯移動率については、男女計、男子、女子のいずれも、大都市圏 (東京圏・近畿圏)、北海道、四国において全国平均を超えたが、名古屋圏では全国平均を大きく下回った。この値について検討する際には、国土庁が実施した人口移動要因調査における生涯平均移動回数の値 (1986年) が参考になるが、後者の値は年齢構造の影響が除去されていない点に注意する必要がある。国土庁の調査結果によれば、北海道については本研究の結果と同様の傾向が確認できるが (全国3.0に対して札幌圏3.3)、四国についてはやはり2つの結果が整合していない (高松圏2.9)。いっぽう、名古屋圏の値が全国平均より少ない事実については国土庁の調査結果と一致する (名古屋圏2.6)。名古屋圏は、前述のように生涯移動率については全国平均を上回っておりこの事実は興味深い。このように名古屋圏は、ほかの大都市圏とは別の傾向を有していることがわかるが、この傾向については以下のように説明できる。後述するように、大都市圏を出生地とする人口のモビリティはおおむね全国平均より低いので、大都市圏を現住地とする人口のモビリティは、流入人口がその水準をいかに押し上げるかによって決定されると考えてよい。したがって、名古屋圏に流入した人口は、生涯移動率を押し上げる効果はあったものの、年平均生涯移動率の上昇にはあまり寄与していないということになる。換言すれば、名古屋圏への流入人口は、移動経験者の割合を上昇させることには効果があったが、生涯平均移動回数の上昇にはあまり寄

与していない。これは、名古屋圏居住者のうち他地域を出生地とする人口の割合21.3%が¹⁵⁾、近畿圏の値20.5%と同水準であるものの東京圏の値31.6%よりかなり低いうえに（西岡[等]1997）、名古屋圏に流入してきた人口が流入後にあまり活発に移動しないためとみられる。なお、年平均生涯移動率の性差については、どの地域においても男子が女子を上回ったが、北関東において僅差である点が目立った。

最後に再移動性指数について検討する。この値には、男女計、男子、女子のいずれも、おおむね大都市圏で低く非大都市圏で高い傾向がみられる。とくに名古屋圏の値の低さが注目に値するが、この事実は、前述したように名古屋圏の場合、生涯移動率が全国平均よりも高いにもかかわらず年平均生涯移動率が全国平均よりも低いことに起因している。非大都市圏の再移動性指数が高いのは、これらの地域において定住志向の弱い人口集団と強い人口集団のモビリティに大きな格差があるためと考えられる。このうち前者は、大都市圏からのUターン移動者を中心とし再移動を活発におこなってきた集団を意味する。さらに、この値を男女別に検討すると、大都市圏で低く非大都市圏で高い傾向が男子の値においてより強く現れており、女子の値は地域ブロック間の差が小さいことが読み取れる。すなわち、非大都市圏では、移動をおこなう者とそうでない者の二極化傾向がとくに男子において強いと結論づけられる。また、こうした性差は、大都市圏から比較的離れた東北、中国、九州・沖縄において大きいことがわかる。

3. 出生地別人口

表3は、出生地別人口に基づいて算出された生涯移動に関する4指標の値を示したものである¹⁶⁾。まず生涯移動率については、北海道、中部・北陸、中国、四国、九州・沖縄などの非大都市圏において、男女計、男子、女子の値のいずれもが全国平均を上回った。これは、明らかに、高度経済成長期以降これらの非大都市圏から大都市圏に向けて多くの人口が移動したことを反映している。また北海道については、前述のように地域内移動が比較的活発であったことも影響していると考えられる。いっぽう三大都市圏については、東京圏と近畿圏において男女計、男子、女子の値のいずれも全国平均をやや下回ったが、名古屋圏では女子の値のみ全国平均をやや下回った。女子の生涯移動率が男子よりもかなり高い値を示している点は、現住地別人口と同じである。

次に年平均生涯移動率については、北海道、四国、九州・沖縄などの遠隔地の非大都市圏において、男女計、男子、女子の値のいずれもが全国平均を超えた。こうした傾向が現れる理由は、これらの地域ブロックを出生地とし大都市圏に流入した人口の多くが、さらに大都市圏内で再移動をおこなうかまたは出生地にUターンするなど、活発に移動したためである。これに対して三大都市圏ではおおむね全国平均より低い値を示したが、東京圏の女子の値のみ全国平均を上回った。

15) この割合は第 4 章で議論した比率 l_{IN} に相当する。注8) も参照のこと。

16) 出生地を表す各地域ブロックの範囲は注12) を参照のこと。

表3 出生地別人口に基づく生涯移動に関する各種指標

出生地	生涯平均移動回数			生涯移動率 (%)			年平均生涯移動率 (%)			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
全体	3.12	3.21	3.03	77.7	73.3	81.9	7.88	8.33	7.46	2.08	2.43	1.77
北海道	3.69	3.79	3.58	81.1	77.6	84.7	9.26	9.62	8.89	2.21	2.53	1.91
東北	3.24	3.32	3.17	77.5	71.1	83.5	7.64	8.04	7.29	2.17	2.67	1.76
北関東	2.49	2.54	2.43	71.1	65.3	77.0	6.38	6.61	6.12	2.01	2.40	1.65
東京圏	2.71	2.67	2.75	76.2	72.0	80.2	7.67	7.77	7.59	1.89	2.10	1.70
中部・北陸	3.14	3.29	3.00	78.1	73.8	82.3	7.36	7.76	6.98	2.07	2.46	1.73
名古屋圏	2.71	2.82	2.60	78.1	74.7	81.4	6.84	7.29	6.41	1.78	2.05	1.55
近畿圏	2.88	2.97	2.79	76.0	72.2	79.7	7.71	8.13	7.32	2.02	2.32	1.75
中国	3.37	3.70	3.06	78.8	75.0	82.3	8.07	9.10	7.15	2.17	2.67	1.77
四国	3.57	3.64	3.50	82.5	78.9	86.2	8.96	9.40	8.53	2.05	2.34	1.77
九州・沖縄	3.66	3.75	3.57	80.0	75.7	84.2	8.96	9.54	8.42	2.27	2.65	1.93
外国	6.64	7.34	6.02	-	-	-	12.77	13.90	11.72	-	-	-

出所：生涯平均移動回数の値のみ、西岡[等]（1997）より引用した。

注：外国を出生地とする人口集団の生涯移動率と再移動性指数は算出不可である。

つづいて再移動性指数について検討する。現住地別人口の場合と同様に、この値にもおおむね大都市圏で低く非大都市圏で高い傾向がみられる。とくに名古屋圏の値が低い点も現住地別人口の場合と同様である。ただし、現住地別人口の場合に比べると、地域ブロック間の格差が男子でやや縮小し女子でやや拡大していることが読み取れる。

ところで、三大都市圏を出生地とする人口のうち現住地も同一の大都市圏である人口の割合は¹⁷⁾、東京圏92.0%、名古屋圏87.7%、近畿圏88.1%ときわめて高いので（西岡[等]1997）、表3の数値のうち三大都市圏については、それぞれの大都市圏を出生地かつ現住地とする人口の移動傾向を表しているとほぼみなせる。したがって、三大都市圏に関する、表2と表3の数値の差は、それぞれの大都市圏への流入人口によってもたらされたものと推論できる。言い換えれば、それらの数値の差は、大都市圏への流入人口による各種指標の、いわば押し上げ効果と考えることができるのである。表4はこうした押し上げ効果を示したものであるが、この表によれば、生涯移動率と年平均生涯移動率に与える流入人口の効果は、いずれも東京圏が名古屋圏と大阪圏を大きく引き離していることがわかる。これは、明らかに他地域を出生地とする人口の割合の差がもたらしたものであると判断できる。すなわち、前述したように、東京圏では他地域を出生地とする人口の割合が30%を超えるのに対して、名古屋圏と大阪圏ではその割合が20%をわずかに超えただけであることが影響している。さらに、流入人口がもたらす効果を生涯移動率と年平均生涯移動率の間で比較すると、大都市圏の規模の差が後者の値により強くはたらいっている。この理由は、大都市圏の規模が大きいほど流入人口の再移動回数が増加するためと考えられるが、この点については再移動性指数に与える効果をみても推論することができる。

17) この割合は100%から第 章で議論した比率 l_{OUT} を引いた値に相当する。注8)も参照のこと。

表4 大都市圏への流入人口による各種指標の押し上げ効果

	生涯平均移動回数			生涯移動率			年平均生涯移動率			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
東京圏	0.79	0.94	0.63	6.6	8.3	5.1	1.33	1.69	0.95	0.10	0.12	0.06
名古屋圏	0.12	0.05	0.18	2.6	4.0	1.4	0.28	0.22	0.29	0.06	0.20	0.03
近畿圏	0.29	0.29	0.30	2.9	3.0	2.6	0.43	0.48	0.42	0.02	0.02	0.03

4. 職業別人口

表5は、職業別人口に基づいて算出された生涯移動に関する4指標の値を示したものである。まず生涯移動率については、農業・林業・水産関係において男女計と男子の値が極端に低いことが特筆される。農林水産業の場合、基本的には男子とりわけ長男が家督を相続し男子の定住志向がきわめて強いので、生涯移動率にこうした傾向が現れるのは当然である。これに対して、農林水産業の女子の値はほかの職種とほとんど差がなく男子との違いがきわだった。これは明らかに、女子については職種にあまり関係なく大部分が結婚にともなって移動をおこなうからである。なお、このような傾向は、国土庁が1986年に実施した人口移動要因調査でも報告されているが（男子18.9%、女子56.6%）、この調査は同一市区町村内の移動を除外しているため数値が本研究の結果よりもさらに低くなっている（国土庁・計画調整局 1995）。

次に年平均生涯移動率については、農業・林業・水産関係において、男女計、男子、女子のいずれもが極端に低い値を示した。また、農林水産業の場合、ほかの職種と異なり女子の値が男子に比べて高い点も注目される。こうした傾向が現れるのは前述したように男子の定住志向がきわめて強いためであるが、この結果もやはり上述した国土庁の調査結果と整合する¹⁸⁾。農林水産業以外をみると、生涯移動率の場合と異なり職種による差がやや拡

表5 職業別人口に基づく生涯移動に関する各種指標

職業	生涯平均移動回数			生涯移動率 (%)			年平均生涯移動率 (%)			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
全体	3.62	3.82	3.33	85.5	82.6	89.9	8.22	8.66	7.58	1.87	2.18	1.45
専門・管理・事務関係	4.07	4.55	3.39	88.4	88.9	87.7	9.79	10.39	8.82	1.89	2.07	1.62
販売・サービス関係	3.68	3.84	3.51	88.5	85.8	91.4	8.55	9.07	8.00	1.70	1.97	1.43
生産・運輸関係	3.31	3.33	3.28	85.8	83.8	92.2	7.79	7.96	7.35	1.70	1.83	1.29
農業・林業・水産関係	1.46	1.31	1.63	59.2	33.2	88.3	2.46	2.21	2.75	1.63	3.25	0.76
その他	4.00	4.10	3.85	87.0	82.7	93.8	8.74	9.18	8.09	1.96	2.34	1.38

出所：生涯平均移動回数の値のみ、西岡[等]（1997）より引用した。

18) 前述したように、国土庁の1986年の調査結果における生涯平均移動回数の値が参考になる。この結果は、男女別の農林水産業従事者の生涯平均移動回数がそれぞれ1.6、1.4となっており、本研究の結果と整合している。ただし、男子の値が女子を上回っている点は本研究の結果と異なる（国土庁・計画調整局 1995）。

大していることがわかる。なかでも専門・管理・事務関係従事者の値の高さが目立つが、その一因としては、この職種の職業移動が相対的に活発であったことがあげられる。なぜなら、専門・管理・事務関係従事者は、とくに男子において就職時に高い確率で移動し、またその後に転勤移動を繰り返してきたと推察できるからである。

最後に再移動性指数について検討する。この値は、農業・林業・水産関係において男子が3.0を超えたのに対し女子は1.0を割っており、男女の間にきわめて強い対比が現れた。再移動性指数が1.0を下回るのは今回の分析ではこの場合のみである。農業・林業・水産関係の値にこうした傾向が現れる理由は、以下のように説明できる。農林水産業に従事する男子の場合、家督を相続する者の定住志向がきわめて強い一方でそうでない者は離家を余儀なくされる¹⁹⁾。一般には、前者の多くは長男であり後者の多くは次男以下であるので、結果的に長男と次男以下のモビリティに大きな格差が生じることになり、再移動性指数が押し上げられると考えられる。これに対して女子の場合、その多くが婚姻移動をおこなうものの結婚以外の理由で移動を経験する機会が少ない。そのため、結果的にモビリティの差が生じにくく再移動性指数がきわめて低くなると考えられるのである。

5. 教育程度別人口

表6は、教育程度別人口に基づいて算出された生涯移動に関する4指標の値を示したものである²⁰⁾。まず生涯移動率の男女計については、最終学歴が高くなるほど上昇する傾向が現れたが、これは、いうまでもなく一般に高学歴ほど離家の可能性が高まるからである。しかし、この傾向は男子の学歴差によってもたらされており、女子にそのような傾向は現れていない。こうした性差が現れるのは、女子の場合、婚姻移動が最終学歴とはあまり関係なく高い確率で発生し、どの学歴別人口においても移動経験者の割合を相当に高め、結果として学歴差を解消するように作用するためと推察される。

表6 教育程度別人口に基づく生涯移動に関する各種指標

教育程度	生涯平均移動回数			生涯移動率 (%)			年平均生涯移動率 (%)			再移動性指数		
	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女	男女計	男	女
全体	3.78	3.93	3.64	88.0	82.9	92.8	7.83	8.29	7.41	1.78	2.23	1.38
小学校	2.69	2.61	2.73	83.1	65.3	92.3	3.64	3.69	3.62	1.51	2.47	1.06
新制中学	3.32	3.33	3.31	85.1	76.5	93.6	5.63	5.80	5.47	1.74	2.30	1.20
新制高校・旧制中学	3.69	3.62	3.74	87.8	81.8	92.9	8.04	8.23	7.88	1.75	2.12	1.41
専修学校など	3.55	3.59	3.52	88.1	83.0	91.9	8.96	9.21	8.78	1.67	2.03	1.40
短期大学・高専など	3.95	4.61	3.72	89.9	87.1	90.9	9.86	9.88	9.85	1.72	2.25	1.55
大学・大学院など	4.86	5.02	4.36	92.2	91.4	94.5	11.38	11.47	11.07	1.91	2.05	1.50

19) 家督を相続せずに離家した者のうち農林水産業に従事する者は少数であるので、調査時点で農林水産業に従事する男子の多くは、家督の相続者かその予定者と考えられる。したがって、農林水産業に従事する男子の定住志向の強さは、家督の相続者によるところが大きいと考えられる。

20) 各教育程度別人口は、それぞれの教育機関を最終学歴（卒業または修了）とする者の集団を意味するが、調査時点で就学中の者（児童、生徒、学生等）は含まない。

次に年平均生涯移動率の男女計については、高学歴になるほど上昇する傾向が生涯移動率よりもさらに明瞭に現れた。生涯平均移動回数と比較すると、専修学校の値が新制高校・旧制中学よりも高い点が異なるが、これは専修学校修了者の平均年齢が相対的に若いためである。男女別では、高学歴ほど上昇する傾向が男子と女子の双方に現れた。こうした傾向が現れる理由は、男女とも高学歴になるほど進学、就職、転職、転勤などの行動が広域に及び、その際に移動を伴うことが多いからにほかならない。このうち女子については、学歴差が生じなかった生涯移動率の場合と異なる結果となったが、その理由については以下のように説明できる。すなわち、女子の婚姻移動は、特定の学歴を有する集団にあまり片寄ることなく通常はたかだか1回しかおこなわれないため、生涯の移動回数に生じる学歴差にほとんど影響しないと考えられるのである。

最後の再移動性指数については、小学校および新制中学の値において男子が相対的に高い一方で女子が低くなっており、性差が顕著に現れた。こうした現象には、戦後一貫して続いてきた高学歴化によって、最終学歴が小学校または新制中学である人口集団の高齢化が著しく進んだことが影響している。すなわち、これらの2つの人口集団は、より高学歴の集団に比べて平均年齢（それぞれ、約73.3歳と約58.5歳）が著しく高く、そのため前述したような高齢者に現れる特徴がそのまま反映されたと考えられるのである。新制高校・旧制中学卒以上の学歴を有する集団については、男女計、男子、女子のいずれにおいても学歴間の格差はあまり大きくない。

・ むすび

本研究は、1996年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第4回人口移動調査」のデータに基づき、わが国における生涯移動とその特性について議論を試みた。議論にあたっては、まず、生涯移動に関するいくつかの新しい指標を提案した。つづいて、上記のデータから新しい指標と従来の指標を算出し、これらの数値を詳細に分析した。その分析結果は以下のとおり要約される。

第1に生涯移動の性差については、ほとんどすべての人口集団において、年平均生涯移動率（または生涯平均移動回数）では男子が女子を上回り、逆に生涯移動率では女子が男子を上回った。この原因は、一般に、就学移動や職業移動の機会が男子のほうが多く、婚姻移動の機会を得る可能性は女子のほうが高いからであると判断できる。つまり、就学移動や職業移動はもっぱら移動回数を増加させるが、婚姻移動は移動経験者の割合を高めるように作用し、移動回数の増加にはあまり寄与しないといえる。こうした傾向は、25歳未満人口を除くすべての人口集団において、男子の再移動性指数が女子を大きく引き離していることにも反映されている。すなわち、男子は移動をおこなう者と定住志向の者が二極化する傾向が比較的強く、そのうち前者が再移動を繰り返すが、女子はその多くが婚姻移動をおこなうため男子にみられるような二極化が起こりにくいのである。

第2にコーホートによる格差または年齢差については、やはり高度経済成長の影響が明

瞭に現れた。高度経済成長期におもに20歳代を過ごした1937～46年コーホート（調査時に50歳代）は、男女とも生涯平均移動回数と生涯移動率の値が高く、その時期に活発に移動したことが推測される。これに対して、1936年以前生まれのコーホート（調査時に60歳代以上）は、男子の再移動性指数がひじょうに高くなった。この原因は、1936年以前生まれの男子の場合、早くから離家した、比較的限定された集団がその後、に再移動を繰り返したからであると考えられる。

第3に地域差については、当然ながら大都市圏と非大都市圏の違いが顕著になった。生涯移動率と年平均生涯移動率のいずれについても、おおむね、現住地別では大都市圏のほうが高く出生地別では非大都市圏のほうが高くなった。この事実は、高度経済成長期以降に非大都市圏から三大都市圏に大量の人口が流入したことによって説明できる。こうした流入人口による三大都市圏居住者のモビリティの押し上げ効果は、東京圏において最も強く現れた。これに対して、名古屋圏への流入人口による押し上げ効果はかなり小さく、そのため、名古屋圏居住者の年平均生涯移動率（または生涯平均移動回数）は大都市圏にもかかわらず例外的に低くなった。再移動性指数については、現住地別と出生地別のいずれも非大都市圏で高く大都市圏で低い傾向がはっきりと現れた。非大都市圏の再移動性指数が高いのは、これらの地域では、大都市圏からのUターン移動者を中心とする集団と定住志向の強い集団のモビリティに大きな格差があるためである。

第4に職業による差異については、農林水産業の特異性が目立った。この職種では、生涯移動率と年平均生涯移動率がいずれもほかの職種よりも低く、とくに男子の低さが著しい。また再移動性指数については、男子が極端に高く女子は今回の分析で唯一1.0を下回った。再移動性指数にこうした傾向が現れるのは、男子については、長男の定住志向が強い一方で次男以下は離家を余儀なくされるからであり、女子については、その多くが婚姻移動をおこなうものの結婚以外の理由で移動する機会がきわめて少ないからである。

第5に学歴差については、学歴が高くなるにしたがって年平均生涯移動率が上昇する傾向が認められた。これは明らかに、高学歴ほど進学、就職、転職、転勤などの行動が広域に及び、その際に移動を伴うことが多いからである。

謝辞

本稿を作成するにあたり、国立社会保障・人口問題研究所が実施した第4回人口移動調査のメンバーの方々（西岡八郎氏、中川聡史氏、小島克久氏、清水昌人氏、大江守之氏、若林敬子氏）に貴重な助言をいただいた。以上記して感謝の意を表する。

参考文献

Brimblecombe, N, D. Dorling, and M. Shaw(1999) "Mortality and Migration in Britain, First Results from British Household Panel Survey," *Social Science & Medicine*, Vol. 49 No. 7, pp.981-988.

- 江崎雄治, 荒井良雄, 川口太郎 (1999) 「人口還流現象の実態とその要因 長野県出身男性を例に 」『地理学評論』第72巻10号, pp.645-667.
- 江崎雄治, 荒井良雄, 川口太郎 (2000) 「地方圏出身者の還流現象 長野県および宮崎県出身者の事例 」『人文地理』第52巻2号, pp.190-203.
- Fields, G. S.(1979) "Lifetime Migration in Columbia: Tests of the Expected Income Hypothesis," *Population and Development Review*, Vol. 5, pp.247-265.
- 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』筑波大学, 第15号, pp.223-250.
- 井上 孝 (1999) 「途上国における女子の年齢別移動率の推移 居住年数の分布から移動率を推定する新しい方法の適用」, 早瀬保子編『発展途上国の女性移動者 その特性と移動要因』, 日本貿易振興会アジア経済研究所, pp.207-239.
- 井上 孝 (2000) 「現住地での居住期間と過去の移動率との関係について 確率モデルによる説明」『人口学研究』第26号, pp.29-34.
- 石川義孝, 井上 孝, 松中亮治 (1998) 「センサス人口移動データの年次間比較のための補正方法とその適用」『人口学研究』第23号, pp.25-40.
- 河邊 宏 (1985) 『地域統計概論』(地理学基礎講座4) 古今書院.
- 河邊 宏編 (1991) 『発展途上国の人口移動』(研究双書) アジア経済研究所.
- 川口太郎 (1997a) 「郊外世帯の住居移動に関する分析 埼玉県川越市における事例 」『地理学評論』第70巻2号, pp.108-118.
- 川口太郎 (1997b) 「移動経歴からみた郊外住民の多様性 埼玉県越谷市における高齢者を事例として 」『駿台史学』明治大学, 第100号, pp.173-210.
- 岸本 實 (1978) 『人口移動論 その地理学的研究』二宮書店.
- 国土庁計画・調整局 (1995) 『我が国の人口移動の実態』大蔵省印刷局.
- 国際人口学会編, 日本人口学会訳 (1994) 『人口学用語辞典』日本統計協会.
- 厚生省人口問題研究所編 (1988) 『地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』厚生省人口問題研究所.
- 厚生省人口問題研究所編 (1993) 『第3回人口移動調査』厚生省人口問題研究所.
- 西岡八郎, 中川聡史, 小島克久, 清水昌人, 大江守之, 若林敬子, 井上 孝 (1997) 「わが国における近年の人口移動の実態 「第4回人口移動調査(1996年実施)」の結果から」『人口問題研究』第53巻3号, pp.1-30.
- 小笠原節夫 (1999) 『人口地理学入門』大明堂.
- 大友 篤 (1996) 『日本の人口移動 戦後における人口の地域分布変動と地域間移動』大蔵省印刷局.
- Rebhun, U.(1997) "Changing Patterns of Internal Migration 1970-1990: A Comparative Analysis of Jews and Whites in the United States," *Demography*, Vol. 34 No. 2, pp.213-223.
- Rogers, A., R. Raquillet, and L. J. Castro(1978) "Model Migration Schedules and their Applications," *Environment and Planning A*, Vol. 10 No. 5, pp.475-502.
- Rogers, A.(1992) "Heterogeneity, Spatial Population-Dynamics, and the Migration," *Environment and Planning A*, Vol. 24 No. 6, pp.775-791.
- Schmertmann, C. P.(1992) "Estimation of Historical Migration Rates from a Single Census: Interregional Migration in Brazil 1900-1980," *Population Studies*, Vol. 46 No.1, pp.103-120.
- Stinner, W. F., W. Xu, and J. Wei(1993) "Migrant Status and Labor-Market Outcomes in Urban and Rural Hebei Province, China," *Rural Sociology*, Vol. 58 No. 3, pp.366-386.
- United Nations(1970) *Methods of Measuring Internal Migration, Manual VI*, New York, Department of Economic and Social Affairs, United Nations.
- White, M. J. and P. R. Mueser(1988) "Implications of Boundary Choice for the Measurement of Residential Mobility," *Demography*, Vol. 25 No. 3, pp.443-459.

Lifetime Migration in Japan

Takashi INOUE

Department of Economics, Aoyama Gakuin University

This study attempts to examine lifetime migration in Japan using data of the Fourth Migration Survey, which was conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 1996. Other studies have chiefly employed the following two indices to describe the characteristics of lifetime migration: the average number \bar{n} of residence changes during one's lifetime and the proportion l of lifetime migrants. These indices, however, have an undesirable tendency to increase monotonously with aging population. Thus the author proposes several new indices by removing the influence of age structure from the indices \bar{n} and l . First, the annual rate of lifetime migration is given by

$$m = \frac{\bar{n}}{\bar{a}}, \quad (1)$$

where \bar{a} demotes the mean age of target population. Secondly, the theoretical annual rate \hat{m} of lifetime migration is obtained from the proportion l (equation (2)).

$$\hat{m} = -\frac{\ln(1-l)}{\bar{a}} \quad (2)$$

The value $-\ln(1-l)$ in equation (2) corresponds to the average λ of Poisson distribution $f(x) = e^{-\lambda}\lambda^x/x!$ for $x = 0, 1, 2, \dots$, if $f(0) = 1-l$. Thirdly, equations (1) and (2) lead to the most important index r (equation (3)).

$$r = \frac{m}{\hat{m}} = -\frac{\bar{n}}{\ln(1-l)} \quad (3)$$

The index r , that is, the ratio of m to \hat{m} shows how the migration behavior of target population deviates from Poisson distribution and how frequently migrants of the population remigrate. For this reason, r can be called "index of remigration."

Furthermore, these new indices on lifetime migration as well as previous ones are calculated for each of subgroups into which the total population is divided by sex, age, place of residence, birthplace, occupation, and educational level. The major finding of this study is that the remigration frequency of migrants is high in male populations, cohorts who were born before 1936, residents in non-metropolitan regions, and so forth.