

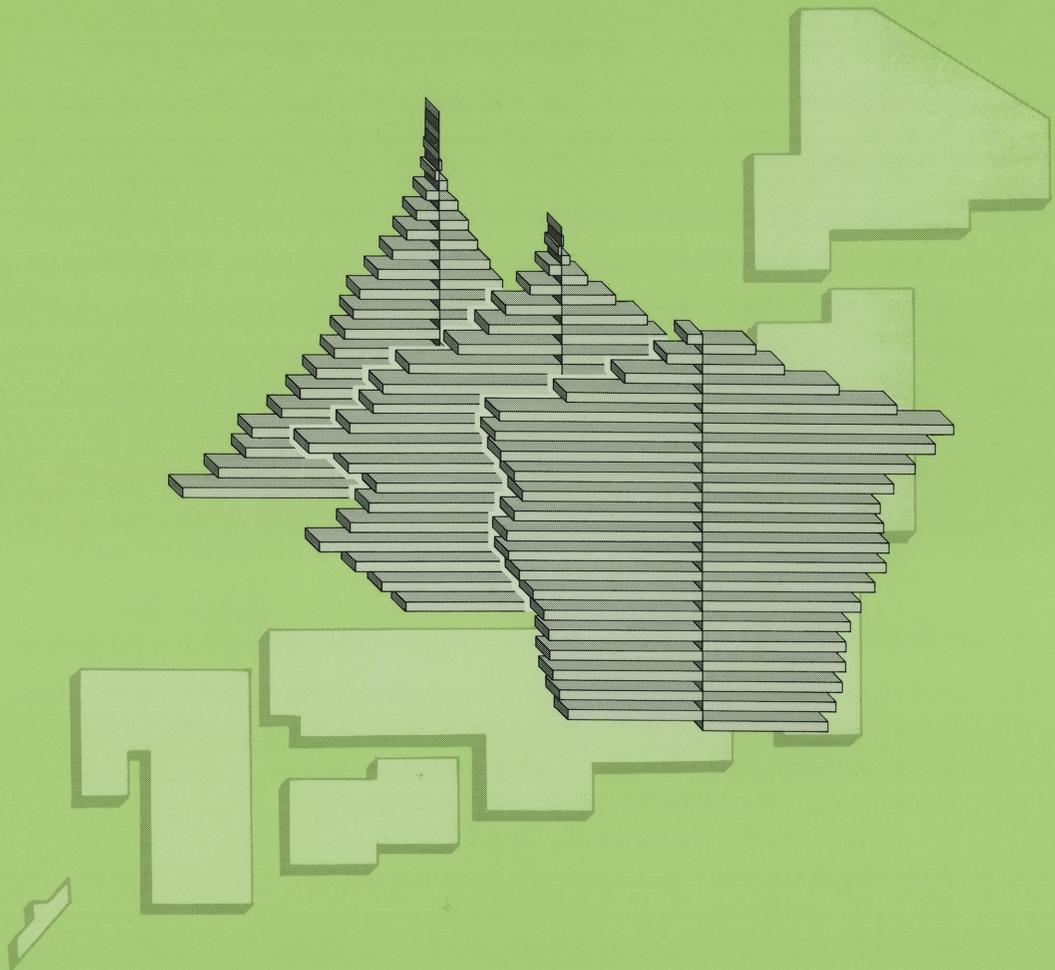
人口問題研究

創刊
出版

Journal of Population Problems

第57巻第1号 2001年

特集：わが国における近年の人口移動の実態
—第4回人口移動調査の結果より—



国立社会保障・人口問題研究所

人口問題研究

第57巻第1号 (2001年3月)

特集 わが国における近年の人口移動の実態

- 第4回人口移動調査の結果より -

| | |
|-------------------------------------------|-------|
| 特集に際して 人口移動統計と社人研・人口移動調査について西岡八郎 | 1~7 |
| 近年の人口移動理由清水昌人 | 8~24 |
| 結婚に関わる人口移動と地域人口分布の男女差中川聡史 | 25~40 |
| わが国における生涯移動とその特性井上 孝 | 41~62 |

研究ノート

| | |
|------------------------------------------|-------|
| 地域移動と生活設計の変容：少子化・未婚化をめぐる一考察原田隆司 | 63~77 |
|------------------------------------------|-------|

書評・紹介

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Alaka Malwade Basu, and Peter Aaby, " <i>The Methods and Uses of Anthropological Demography</i> " (鈴木透) | 78 |
| Gayl D. Ness with Michael M. Low, " <i>Five Cities: Modelling Asian Urban Population-Environment Dynamics</i> " (千年よしみ) ... | 79 |
| 『性と生殖の人権問題資料集成 編集復刻版』(白石紀子) ... | 80 |

新刊紹介 81~85

研究活動報告 86~92

特別講演会 (クリスティーヌ・テレ博士およびナンシー・フォルバー教授) - 特別講演会 (ジョン・ボンガーツ博士) - 特別講演会 (山口一男教授) - 日本人口学会東日本地域部会2000年度第1回研究報告会 - 日本人口学会東日本地域部会2000年度第2回研究報告会 - 日本地理学会2001年度春季学術大会 - 国際開発高等教育機構 (FASID) による開発マネジメント研修 - 国際人口学会 少子化研究班セミナー「少子化に関する国際的視座：動向・理論・政策」 - 第66回アメリカ人口学会年次大会 - 日中少子高齢化問題会議 - リプロダクティブヘルスとHIVに関する共同プロジェクト及び資料収集

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.57 No.1
2001

Special Issue: The Fourth National Survey on Migration, 1996

- The Current State of Migration Statistics in Japan and The National
Survey on Migration of IPSS
.....Hachiro NISHIOKA• 1-7
- Reasons for the Recent Migration and their Changes
.....Masato SHIMIZU• 8-24
- Unbalanced Spatial Distribution of Gender and "Migration for
Marriage" in JapanSatoshi NAKAGAWA• 25-40
- Lifetime Migration in Japan.....Takashi INOUE• 41-62

Note

- Changing Patterns of Spatial Mobility and the Problem of Life Plan
among Japanese Youth: An Analysis of a Factor of Late Marriage
Effecting the Decline of the Fertility RateTakashi HARADA• 63-77

Book Reviews

- Alaka Malwade Basu, and Peter Aaby, "*The Methods
and Uses of Anthropological Demography*" (T.SUZUKI)• 78
- Gayl D. Ness with Michael M. Low, "*Five Cities: Modelling Asian
Urban Population-Environment Dynamics*" (Y.CHITOSE)• 79
- "Sei to Seishoku no Jinken-mondai Shiryoshusei, 1875-1953"
(N.SHIRAIISHI)• 80

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-chō, Chiyoda-ku, Tōkyō, Japan, 100-0011

特 集

わが国における近年の人口移動の実態 第4回人口移動調査の結果より

特集に際して 人口移動統計と社人研・人口移動調査について

西 岡 八 郎

国立社会保障・人口問題研究所（旧厚生省人口問題研究所、以下社人研とする）の「人口移動調査」は、それぞれの調査時の人口移動と地域人口の変動の実態を明らかにするとともに、その要因を分析し、国及び地方公共団体等の各種施策の立案等に資する基礎的知見を得るとともに、将来の動向を見通すために必要な地域人口に対する構造的な理解を深め、地域人口推計の基礎資料を得ることを目的としており、人口移動に関するオリジナル・データを収集し、その分析を行うために実施してきた調査である。

ところで、日本の国内地域間人口移動の変動を把握するための主たるデータソースは、総務省統計局（旧総務庁統計局）の国勢調査報告、住民基本台帳人口移動報告が中心である（岡崎1994、大友1994）。ほかに就業構造基本調査、学校基本調査などからも移動データは得られる。また、移動理由に関しては、国土庁の人口移動に関する要因調査などが実施されている。しかし、人口移動統計は、出生、死亡などの人口動態統計と比べて、利用者にとって整備されているとは言い難い。この機会に、改めてこれらの社人研以外の人口移動統計に関する調査について簡潔に整理し、その比較において社人研調査の特徴を示しておきたい。

1. 国勢調査による人口移動統計

(1) 国勢調査による人口移動集計の利用上の問題点

ここでは、主に人口移動分析の主要なデータソースである国勢調査のもつ問題点についてふれておく。国勢調査から得られる人口移動統計については、全国悉皆で年齢別に多様な属性別の移動データが把握できることから地域間の移動分析では大きな役割を果たしてきた。しかし、以下の様な問題も併せ持っている。

第1の問題点は、調査項目の変更、具体的には1960年以降、「過去1年間の移動」を中心として比較可能であったが、1990年の国勢調査では移動項目が「5年前の常住地」のみに変更されたことから、国勢調査間の経時的な比較が困難になったことである。

1960年調査では「一年前の常住地」、1970年、1980年調査では、いずれも「現住居に入居した時期」「前住地」であったが、1990年調査では「5年前の常住地」と調査項目の定義が変更になり、2000年調査では1990年と同様「5年前の常住地」に、「現住所での居住期間」が

加わった。1990年調査とそれ以前の調査の直接比較が難しくなったため、その補正方法に関する研究（石川他1998）も進められているが、人口移動統計のベースとなる調査事項の異同・変更によって貴重なデータの比較活用が厳密には困難になり時系列比較には向かない（表1）。

第2は、国勢調査の移動データは、国勢調査の大規模年にしか調査されず10年おきにしか得られないことによる。10年間隔のデータで、なおかつ1990年には「5年前の居住地」に変更になっている。人口移動の趨勢・変化を知る情報としては10年ごとのデータでは速報性・利便性に欠ける。また、短期的な人口移動の把握にも難がある。

ほかにも、2000年調査で「現住居での居住期間」項目が加わったことによって、出生地の定住者については把握できるようになったが、1960年以降の調査では帰還移動など生涯移動については把握出来ない。また、国勢調査の移動項目（前住地）からは移動発生数を動的には把握できないため、移動発生確率を得ることが出来ないことも指摘しておきたい。

国勢調査以外では、住民基本台帳人口移動報告が重要なデータソースである。この報告からは1954年以降毎年の移動データを得ることができる。内容は、従前の居住地、男女別、月別転入者数を四半期ごとに集計している。各年次ごとに、都道府県間の移動発生件数をOD表（Origin and Destination / 出発地と到着地との間のクロス表）の形で入手できる。その意味では、10年ごとにしか移動統計データを利用できない国勢調査に比べると人口移動の長期的変動を観察するのに適した情報を得ることが可能である。しかし、住民基本台帳移動報告では、男女別の総移動量が表章されるのみで、移動率に性別よりも影響を持つ年齢別などの属性別移動データは入手できず、年齢別に地域間人口移動を把握する分析には適さない、などの問題がある。

(2) 社人研からの国勢調査の移動項目に関する要望

上記のように、利用者からすると日本の人口移動統計はいずれも一長一短あり、しかし、それほど手をかけずに改善できる事柄もある。住民基本台帳移動報告については、年齢別の表章が加わるだけで移動研究の視野は格段に広がり、また、地域人口推計の精度に与える影響も大きい。是非とも、早い時期に男女年齢別集計結果が公表・掲載されることを切に望みたい。

国勢調査については、われわれは以下のように考えている。今回の2000年国勢調査に際しては以下のような要望をした。人口移動に関する調査事項として、1970年1980年国勢調査においては「現住地への転入時期」と「前住地」が採用されたが、1990年国勢調査では「5年前の常住地」へと調査事項が改められた。この点について、従前の「現住地への転入時期」と「前住地」の復活を求める要望も多かったと思われる。

表1 国勢調査の移動関連項目（1960年調査以降）

| 調査項目 年次 | 1年前 常住地 | 5年前 常住地 | 現住居への 入居時期 | 前住地 |
|------------|------------|------------|---------------|-----|
| 1960年 | | - | - | - |
| 1970年 | - | - | | |
| 1980年 | - | - | | |
| 1990年 | - | | - | - |
| 2000年 | - | | * | - |

- は実査された項目。

*：正確には、「現在の場所に住んでいる期間」

出所：各年次国勢調査調査票

しかし、以下の理由により、1990年国勢調査で採用された「5年前の常住地」の継続を望んだ。第1に調査の継続性、前回調査との比較可能性を確保するためである。「人口移動」の定義が変更されたことによって、1970、1980年国勢調査と直接の比較が不可能になり利用者に大きな不満をもたらした。しかし、ここでまた定義を元に戻すと、1990年国勢調査結果は他の年次との比較が完全に不可能となる。周知のように、1990年国勢調査によって人口移動の状況が把握された1985年から1990年の5年間はいわゆるバブル期である。2000年調査において、経済停滞期の1995年から2000年の5年間の移動データが把握されると、両期間の人口移動の比較によって行政施策の面からも、研究面でも大きな意味がある。この点については、幸いにも今次の2000年国勢調査では「5年前の常住地」が採用されたので人口移動や人口分布変動と経済変動（バブル期とバブル崩壊後）との関連を議論する研究に貢献するデータが得られるものと期待される。

第2の理由は、「人口移動」に関する調査項目を毎回の国勢調査に含める要望と関連する。5年ごとの国勢調査において「5年前の常住地」のデータが得られることは、5年ごとのわが国の人口分布の変化を把握する上できわめて好都合である。都道府県・市区町村の将来人口推計、とりわけ今後の各地域の高齢化の進展を推計することは各種行政施策の基礎資料としてきわめて重要である（市町村老人福祉計画策定のために各市町村も将来人口推計を独自に行うことが求められている）。この推計作業に、5年おきの国勢調査で得られた男女年齢別の「5年前の常住地」に関するデータを利用できることの効果は大きい。

これは、21世紀の国民的課題でもある高齢社会の問題、ここでは移動に関して、どのような高齢者の動きがあるのかという情報、具体的には「呼び寄せ」なのか、暮らした場所に住み続けるのか、といった高齢者の移動の実態を把握するには10年単位の調査では情報としてはきわめて遅く利用上の問題もある。以上から、移動に関する調査事項については国勢調査の簡易年も含めて5年おきに調査されることを望みたい。

毎回の国勢調査で「5年前の常住地」の調査を要望する理由をもう少し付加する。社人研の「都道府県別将来人口推計」をはじめとして、従来の都道府県、市町村の将来人口推計では、多くの場合、コーホート要因法が用いられる。この方法では、対象となる地域の男女各コーホートの人口変化（コーホート変化率）を年齢別生残率（死亡によるマイナス）と年齢別純移動率（転出入の差し引き）に分け、それぞれについて過去のトレンドをもとに将来に関する仮定値を設定する。

年齢別生残率は厚生労働省統計情報部の「都道府県生命表」により得られる。また、コーホート変化率は国勢調査の年齢別（常住）人口データより得られる。一方、年齢別純移動率は1990年国勢調査を除き、従来の人口移動統計からは直接得ることができないので、コーホート変化率と生残率から間接的に求める。したがって、従来の方法では純移動を転入と転出に分けたデータは利用せず、転出入の差の過去のトレンドのみをもとに将来を見通しているのが現状である。実際には、転入数と転出数の任意変化は必ずしも互いに連動しておらず、転入、転出それぞれの過去のトレンドを把握し、将来の変化を考えるのが望ましい。

1990年調査のように5年前常住地からの移動が男女年齢別に利用できれば、転入と転出に

分けて過去のトレンドを検討することが可能となる。ただし、調査時点で5歳未満の子どもについては、2000年調査では「記入する必要なし」となっているが、これを「出生地域を記入」とわずかな変更をすれば、出生 0～4歳の転出入データが得られ、5年ごとに実施する「都道府県別将来人口推計」「市町村別将来人口推計」にきわめて有意義なデータとなる。残念ながら、この点については今回2000年国勢調査では果たされなかった。次回国勢調査では、5歳未満の子どもについてもデータが取れるように変更されることを要望する。また、「5年前の常住地」調査については、10年ごとのデータでは利用上制約を受け、5年おきの毎回国勢調査で同様の人口移動データが得られて初めてその有効性、利用価値を高める。繰り返しになるが、移動に関する調査項目が毎回調査されることを強く望みたい。

2. 社人研・人口移動調査

社人研の人口移動調査では、国勢調査や住民基本台帳移動報告では得られない、あるいは補完するオリジナルデータを収集し、このデータを用い地域人口に対する構造的な理解を深め、地域人口推計の精緻化を計るための基礎的研究を蓄積してきた。

人口問題研究所時代の1968年「人口の移動性と社会的・経済的要因との関係に関する調査」から1996年の「第4回人口動調査」まで、人口移動調査は全国調査、典型調査を含めて全国規模では10回実施されている。ここでは、全国標本の調査を中心に、過去の調査報告書から調査の内容を整理し、その特徴を示しておきたい。

地域人口の将来推計については、国、各地方自治体の各種施策策定の基礎となるもので、とくに人口高齢化が急速に進行している今日、各地域において人口高齢化がどのように進行するか、あるいは高齢者増加の動向を的確に把握する必要性は増している。とくに、少子・高齢化の進展により、高齢者の移動や高齢者と家族との同居をめぐる移動の問題が重要性を増している。

わが国の総人口は21世紀初頭にはピークに達し、その後は人口減少の時代を迎える。地域人口の変動を決める直接的な要因は出生・死亡および移動の3つの要因であるが、出生と死亡はその水準が低下するとともに都道府県間の格差も縮小傾向にあるので、人口移動が地域人口の増加・減少に及ぼす影響は次第に大きくなっている。

また、人口移動は時代と共に大きな変化がみられる。高度経済成長期における大都市圏への集中的移動から、1970年代後半の分散化傾向への転換、そして1980年代には再び大都市圏への転入が超過するといった変化、1990年代前半には東京都が転出超過に転じ、戦後一貫して流入超過だった東京圏への純流入がマイナスになるなど、人口移動をめぐる状況も刻々と変化しつつある。こうした移動傾向にみられるその時々時代の背景と社人研・人口移動調査の調査目的とは密接に関連していた。

第1回の全国標本調査は、1976年の「地域人口移動に関する調査」である。この調査は、厚生省厚生行政基礎調査の付帯調査として実施された最初の全国標本調査で、この調査の対象は、抽出された国勢調査区140調査区に常住する世帯主を対象とした（約8,000人）。この調

査以前の人口移動調査は、人口移動と社会経済的側面との関係に関心が強く、大都市や人口流出地域など人口移動の典型的な地域を有意に選定した調査が中心であった。しかし、全国の人口移動の実態

表2 社人研・人口移動調査の調査項目（移動歴関連のみ）

| 対象・項目 調査回数・年次 | 調査対象 | 1年前 常住地 | 5年前 常住地 | 現住地 入居時期 | 出生地 | 義務教育 終了時 |
|--------------------------------------------------|----------------------------------|------------|------------|-------------|------------|--------------|
| 第1回 1976年 第2回 1986年 第3回 1991年 第4回 1996年 | 世帯主 世帯主・配偶者 世帯員全員 世帯員全員 | - | - | | | - |
| 対象・項目 調査回数・年次 | 最終学校 卒業地 | 初職後 常住地 | 結婚前 常住地 | 結婚後 常住地 | 退職時 常住地 | 5年後の 居住予定 |
| 第1回 1976年 第2回 1986年 第3回 1991年 第4回 1996年 | | | - | | - | - |

は実査された項目。

(注) 1976年調査の5年後居住予定は、単に移転予定の有無、移転先を設問している。1986年調査では、卒業直前の常住地を中学、高校、短大・専門学校、大学・大学院それぞれ経験したものをすべてについてたずねている。また、世帯員については出生地についてのみ設問している。1996年調査ではほかに世帯主・配偶者のみを対象として離家移動に関する設問をしている。

を把握するためには全国標本の調査が必要との認識から全国規模の調査が初めて実施された(厚生省人口問題研究所 1977) (表2)。

日本の国内人口移動は、1970年代には人口の地方への分散をもたらすものとして作用してきたが、本調査では大都市圏から非大都市圏への移動者の特性を大都市圏の居住者、非大都市圏の居住者と比較分析するとともに、将来の居住地の希望を明らかにすることになった。

第2回目の調査は、1986年に実施された「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」である。この調査は、1976年調査と同様の調査方法で実施された全国標本調査で、調査の対象は世帯主であった(175調査区、約8,000人)。1980年代に入って大都市圏への人口集中が再び活発になったが、新たに、調査対象のコホートごとの移動歴を探ることから将来予測のための情報を得ることを調査内容に加えている。この調査では、出生から調査時点までの生涯移動歴(出生地、就学地、結婚地、初職地、現住地など)や移動理由について、非移動者を含めて調査している。これにより、世帯主・配偶者に限ればイベント間や帰還移動などについて属性別の移動確率も算出できる。国勢調査報告、住民基本台帳移動報告、人口移動要因調査などの欠点を補う調査内容のフレームの礎石が成った、といえる(厚生省人口問題研究所 1988)。

第3回調査は1991年に実施されている。調査対象については、過去2回の全国調査では移動の主因者となりやすい男子世帯主を対象としており、人口学的な分析ではより基本的な全国を母集団とした性別年齢別の人口移動の観察はできない。この点を考慮し、第3回調査では全世帯員を対象とした調査が実現した(265調査区、約12,500世帯、35,000人の有効票)。これによって、調査方法、調査内容の枠組みがほぼ固まり、これ以降の調査の道筋を示したといえる(厚生省人口問題研究所 1993)。第3回調査について、もう少し説明をしておきたい。

第3回調査の目的は、調査当時の人口移動の実態把握と移動理由など地域人口推計の資

料を得ること、さらに、1年間の移動と5年間の移動の関係を明らかにすることであった。前述のとおり、これまでの国勢調査の移動統計は、1960年以降、「過去1年間の移動」を中心としていたが、1990年の国勢調査では移動項目が「5年前の常住地」のみに変更されたことから、直接の比較が困難になった。そこで、1991年度の移動調査では、過去1年間の移動と5年間の移動の両方を把握することによって国勢調査を補足することとし、1年間の移動と5年間の移動の関係を解明することをテーマとした。そのためには、すべての性・年齢における地域間移動を把握する必要があり、居住地移動に関しては、全世帯員を対象に、「現住所への入居時期」、「1年前の常住地」、「5年前の常住地」を調査した。

また、この調査では、全世帯員を対象にライフヒストリーのなかでの主な移動歴を調査した。居住地移動の契機は、就学、就職、結婚前後、退職などである。そこで出生から調査時点までの主なライフ・イベント後の常住地を、主に都道府県単位で調査した。また、都道府県内については、現在の住所地、同一市区町村内、県内他市区町村に分けて調査してある。これに、「1年前の常住地」、「5年前の常住地」を調査しているため、非移動者を含めた全世帯員の移動経歴を把握できる。これによって、出生地からの居住地移動の有無、出生地を起点とした他出の範囲（出生地からみて最も遠くに移動した地点）などから移動過程を確認し、一人ひとりの生涯の移動を直接観察することを可能にする移動歴データの作成が可能となった。

そのほかにも、高度経済成長期の活発な移動とその後の安定的な移動など戦後の地域人口移動の長期的推移と夫婦当たりの子どもの数の変化とは関係しているとされるが、将来の地域の人口移動を考えるに当たって、移動と家族との関係についても分析できるように、全世帯員について、親との同居別居と死亡、および兄弟姉妹関係を調査した（伊藤1984）。

第3回調査では以下のような成果をあげている。たとえば、地域間の過去1年間の移動率と過去5年間の移動率の互換性を、5年後のマルコフ行列による極限人口分布において検討し、1985年から1990年にかけての移動が一極集中を緩和させる方向に変化していることや、2つの移動率による5年後の期待人口の差が小さいことを明らかにしている（稲葉1993）。また、データの制約によって研究が進んでいなかった帰還移動についても、個人単位の属性別移動経歴データを用いて、どのような人に、どの程度の水準で帰還移動が生じているのか、その移動率を男女・年齢別に明らかにした（西岡1993）。

1996年に実施した第4回人口移動調査では、概ね第3回調査の調査方法、調査内容を継続しており、調査対象者は世帯員全員である（国立社会保障・人口問題研究所 1998）。全世帯員を対象にするのは1991年の調査に続いて2回目である。各世帯を構成する世帯員が主だったライフステージ、例えば、就職や結婚の段階でどのような移動を経験したかという移動歴や、なぜ移動したか、何をきっかけにして移動したかという移動理由、また将来どのように移動が変化していくのかを明らかにするための調査を実施した（300調査区、約14,000世帯、有効票40,000人）。第3回人口移動調査によって、調査対象、調査票の様式がほぼ確定し、第4回人口移動調査においても概ね同様の調査票を採用した（移動歴の項目では「義務教育終了時の常住地」「結婚直後の常住地」及び「5年後の居住予定」が追加された）。前回調査からの5年間で人口移動傾向がどのように変化したかを探ることは当然であるが、さらに個別

のテーマとしては、第1に、東京圏への純流入がマイナスになった要因を探るとともに、この傾向が今後も持続する可能性があるか否かを判断する資料を得ること、第2に、高齢者の移動および高齢者との同居等をめぐる家族の移動を明らかにすること、第3に、少子化と子供の進学・就職・結婚等による移動との関連性を明らかにすること、第4に、近い将来にどの地域に居住しているかという見通しを明らかにすることによって地域人口の将来推計に必要な資料を得ること、などを掲げた。こうした移動情報により、来るべき本格的な人口高齢化とそれに伴う地域人口の変動に対応するための基礎資料を得ることができる。

全国標本調査過去4回分の調査方法、調査内容をレビューしたが、今後も、第3回、第4回調査で確立した方法や内容を継続することによって、人口移動の長期見通しを立てる上で、経時的な比較の上に年齢の効果とコーホートの効果を判別することも可能になり、その有効性も高まる。時系列比較できる移動歴データを蓄積することが肝要である。

第3回調査では大都市圏、特に東京圏への集中傾向が強かったバブル期の移動を中心に把握したが、第4回調査ではその後の景気停滞下での大都市圏への集中鈍化の実態を把握できる。これらの結果を合わせて、人口移動傾向の構造的変化の有無とその態様を描き出すことが今回の特集論文の課題でもある。また、地域人口研究全般に関しては、全国人口のピークが近づくとつれて、各地域とも地域人口動向に対する関心を大きくしていることから、この社会的要請に応えるよう、的確な分析結果と社会的文脈における解釈を提示していくことが求められている。

文 献

- 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』23号、pp.25-40
- 伊藤達也（1984）「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」『人口問題研究』第172号、pp.24-38
- 稲葉寿（1993）「地域間人口移動の動向 - 1年間と5年間の移動率の比較」、厚生省人口問題研究所編『1991（平成3）年度 第3回人口移動調査』（調査研究報告資料第6号）、pp.13-25
- 大友篤（1994）「日本の人口移動統計の現状と将来」『統計』45-4、pp.7-13
- 岡崎陽一（1994）「わが国の人口移動統計とその問題点」『統計』45-4、pp.1-6
- 厚生省人口問題研究所（1977）『昭和51年度実施調査 地域人口移動に関する調査』（実地調査報告資料）
- 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』（実地調査報告資料）
- 厚生省人口問題研究所（1993）『1991（平成3）年度 第3回人口移動調査』（調査研究報告資料第6号）
- 国立社会保障・人口問題研究所（1998）『1996（平成8）年度（人口問題基本調査） 第4回人口移動調査』（調査研究報告資料第12号）
- 西岡八郎（1993）「地域間人口移動のパターン」、厚生省人口問題研究所編『1991（平成3）年度 第3回人口移動調査』（調査研究報告資料第6号）、pp.55-72

特集：わが国における近年の人口移動の実態

近年の人口移動理由

清水 昌 人

本稿では、第3回と第4回の人口移動調査データを使い、近年の移動理由の変化を分析した。1991～1996年の移動では、1986～1991年時にくらべ、男子では30歳代で「職業」、とくに転勤を理由とする移動率が上昇した。一方、20歳代後半女子の「結婚・離婚」による移動率や、男女の入学・進学移動率は低下した。後者の変化の背景には、近年の晩婚化・未婚化や高等教育機関の地域的な分散傾向があると考えられる。前者については、企業の事業所展開が転勤移動に与えた影響が重要だと思われる。1991～1996年の転勤移動では、1986～1991年時にくらべ大都市に向かう移動率の上昇などが目立った。こうした変化には、大都市地域や広域中心地域に本所をもつ事業所が本所の従業員規模を増やしたこと、大都市地域以外に本所をもつ事業所が大都市地域など上位階層の地域で支所数や従業員規模を増加させたこと、などが関係したと考えられる。

目的

1980年代から90年代にかけて、日本の人口移動は大きな変化をみせた。80年代後半の「東京一極集中」、90年代半ばの東京圏での社会減少などには、各方面から注目が集まった。国立社会保障・人口問題研究所でも、5年ごとに実施する「人口移動調査」を中心に、地域別、年齢別などの移動パターンの変化やその要因分析を行っている。本稿では移動理由に焦点をあて、1996年に実施した第4回人口移動調査結果の報告を行うことを目的とする。

以下では具体的に2つの作業を行う。第1には、第4回人口移動調査の移動理由を過去のデータと比較する。第4回調査の概要については、すでに既刊の報告書にまとめた。今回は、1991年に実施した第3回人口移動調査と第4回の結果を比較し、1980年代後半から90年代にかけての移動理由の変化を明らかにする。第2に、既存の研究結果を個票データをもとにした分析により補足する。近年の日本の人口移動に関しては、例えば Ishikawa and Fielding (1998) が東京圏の移動に焦点を当て、社会・経済構造との関連からマクロな考察を行っている。そこでは東京の「世界都市化」、具体的には東京における産業の構造や宅地価格と、景気サイクルの変化などが、人口移動に構造変容をもたらしたとしている。本報告では、彼らの扱っていない移動理由の面から人口移動の変化を明らかにする。社会・経済的な要因も考慮するが、とくに既存の統計では把握できない特徴に焦点を当てる。

以下では、まずデータについて触れ、続いて分析結果を報告する。検討のポイントは、1980年代後半のバブル経済期と1990年代前半のバブル崩壊後で、大きく変化した移動理由

は何か¹⁾、その変化はどの年齢層で目立つか、である。また、いくつかの理由については、社会・経済状況との関連を考察する。

データ

上述のように、分析対象は国立社会保障・人口問題研究所が行った第3回および第4回の「人口移動調査」結果である。第3回のデータに関しては、後に述べるような補正を加えた。以下、分析の対象項目、対象者、分析指標について記す。

1. 分析の項目、および分析対象者

主な分析対象となるデータは、現住地への転入理由である。分析に際しては、以下の手続きをとった。まず、転入の時期については、過去5年以内に限定した。この期間は、第3回調査では1986～1991年、第4回調査では1991～1996年にあたる。おおよそ、第3回のデータは好況期、第4回はバブル経済崩壊後に対応することになる。次に転入のデータを発着地別に分析する際には、年齢別の観察は行わなかった。これは年齢別に見ると、サンプル数が非常に小さくなるためである。また移動理由については、各回の回答選択肢に違いがあるため、比較が可能になるよう5分類にまとめた(表1)。ただし、直接比較が可能と思われる選択肢については、個別に分析した。

表1 分析に使用した移動理由の分類

分析の対象は、基本的に過去5年間に移動した人だが、分析の過程では非移動者も扱っている。これは移動率を算出するためである。ただし実際の分析では、以下の条件に合う人だけをとりあげた。まず5年前常住地と現住地への転入データを参照して、回答が不確かな個票は除外した。具体的には、2つの回答の間に矛盾のある場合²⁾、およびいずれかの回答が不詳の場合には、当該の個票を分析

| 第3回 | 今回の分類 | 第4回 |
|----------------|-------|-------------------|
| 入学・進学 | 入学・進学 | 入学・進学 |
| 就職 | 職業 | 就職 |
| 転勤 | | 転勤 |
| 転職 | | 転職 |
| 家業継承 | 結婚・離婚 | 家業継承 |
| 結婚 | | 結婚 |
| 離婚 | | 離婚 |
| 家族と一緒に 住宅事情 | 随伴移動 | 親や配偶者に伴って 住宅事情 |
| 教育 | 住宅その他 | 生活環境上の理由 |
| 配偶者の死亡 | | 定年退職 |
| 親と同居 | | 通勤通学の便 |
| 子と同居 | | 親と同居・近居 |
| その他 | | 子と同居・近居 その他 |

対象から除いた。さらに性、年齢、移動理由など今回の分析に使用したいずれかの項目に回答不詳のある個票も対象外とした。その結果、今回の分析対象は、第4回で31,629人、第

1) 移動理由のこれまでの分析や移動理由研究の意義については、渡辺(1994)、石川(1994)、大友(1996)、堤(1989)などを参照。

2) 具体的には、5年前常住地が現住地以外で、かつ転居の経験がないか、現住地への入居時期が過去5年より前、と回答している対象者などをさす。

3回では23,628人となった。

2. 分析の指標

移動理由の分析では、一般に移動全体に占める理由別移動数の割合を用いることが多い。しかし時系列比較の場合、こうした構成比では、個々の理由で動いた人の増加・減少等の変化が正確に分からない。そこで今回は、理由別移動者数が、非移動者を含む対象者総数にしめる割合を計算し、これを理由別移動率として分析に使用した。

結果

1. 年齢総数の移動率

(1) 第4回人口移動調査の結果

ここでは第4回調査の理由別移動率を観察する。分析対象者は若干異なるが、移動総数にしめる各理由の構成比については、国立社会保障・人口問題研究所（1998）を参照されたい。

はじめに男女総数の場合からみると、理由全体の移動率は26.3%だった。理由別では、最も高い移動率を示したのは「随伴移動」（11.8%）で、以下「住宅その他」6.7%、「職業」3.6%、「結婚・離婚」3.5%となっていた。また「入学・進学」の移動率は最も低く0.7%であった（図1参照）。「随伴移動」は、基本的に世帯主について移動することを指す場合が多い。家族をもつ世帯主の多くが「住宅その他」「職業」を理由に移動すると考えれば、「随伴移動」の実質は「職業」「住宅その他」を理由とする移動だと考えることもできるだろう。

男女別に観察すると、全体の移動率に関しては、男子（27.5%）のほうが女子（25.2%）よりも高い。理由別では、男子では「住宅その他」（9.9%）、「随伴移動」（7.3%）、「職業」（6.5%）が高い移動率を示す。女子で移動率が高いのは「随伴移動」（16.0%）、「結婚・離婚」（4.1%）である。入学・進学を理由とした移動率は男子の方が高いが、男女差は小さい。

理由別移動率を発着地別にみると、理由全体での移動率は、県内移動18.7%、県間移動7.4%である。移動理由別には、県内移動では「随伴移動」の8.6%が最も高く、「住宅その他」（5.8%）、「結婚・離婚」（2.9%）と続く。県間移動では「随伴移動」（3.1%）、「職業」（2.3%）などとなっている。「入学・進学」はいずれの移動でも移動率が最も低いですが、県間移動では相対的に高い（0.5%）。男女別にみると、県内移動では、男子で「住宅その他」（8.8%、女子は3.0%）、女子で「随伴移動」（11.7%、男子は5.3%）の移動率が高い。県間移動では、男子で「職業」（4.4%、女子は0.3%）、女子でやはり「随伴移動」（4.2%、男子は1.9%）の移動率が大きい。「入学・進学」については、どちらの移動パターンでも男子の移動率のほうが高いが、男女差は小さい。結婚・離婚移動率は、県内移動、県間移動とも女子のほうが高い。

県間移動については、発着地を大都市圏、非大都市圏別に分けた集計も行った³⁾。サンプル数が限られるので、参考としてのみ数値をあげる。ここでの移動率は、着地の分析対象者総数を分母人口として計算した⁴⁾。地域移動パターンごとに理由別移動率をみると、男女総数の場合、「大都市圏間」、「非大都市圏から大都市圏」の移動では「職業」の移動率が最も高く（順に0.7%、1.4%）、「随伴移動」が続く（同0.6%、1.3%）。しかしそれ以外のパターンでは、随伴移動率が最も高い。その他の特徴としては、大都市圏内移動の場合、「住宅その他」（1.0%）、「結婚・離婚」（0.6%）の移動率が比較的高い（「随伴移動」1.1%、「職業」0.5%）。また、ほとんどの移動パターンで、入学・進学移動率は相対的に低い。ただし非大都市圏から大都市圏への同移動率はやや高い（0.4%）。男女別にみると、男子では大都市圏内移動をのぞいて、どの移動パターンでも「職業」の移動率が最も高い（大都市圏内移動では「住宅その他」（1.3%））。女子ではすべての移動パターンで随伴移動率が最大である。それ以外の点としては、大都市圏内移動で「結婚・離婚」「住宅その他」、非大都市圏から大都市圏への移動で入学・進学移動率が高いことが、男女に共通している。「結婚・離婚」については、「非大都市圏から大都市圏」での移動率が男子より女子で高いことも特徴的である（順に0.1%、0.4%）。

（2）第3回人口移動調査との比較

続いて第3回との比較を行う。まず男女合計の移動率をみると、第4回の26.3%に対し第3回では23.7%であった。近年では一般に、移動率が低下傾向にあるとされているが、両調査の結果はこの傾向に沿っていない。この原因は、第3回調査で移動率が低くでたことにある。例えば前出の報告書では、5年前常住地をみた移動率に関して、1990年国勢調査と第3回の結果を比較しているが、それによれば第3回の移動率は国勢調査よりも男子で3.2%、女子で1.1%低い（国立社会保障・人口問題研究所、1998）。国勢調査と第3回調査には調査時期に約1年の違いがあるが、この差が移動率に大きな違いをもたらすとは考えにくい。調査は無作為抽出で行われたが、結果的に、第3回調査の対象者で移動者が相対的に少なかった、と考えるべきだろう。

第4回との比較にあたっては、以上の点をふまえて、第3回の数値に補正を加えることにした。補正は、基本的に第3回の移動率を国勢調査の水準に上げることを目的とした。ただし、国勢調査では前住地からの移動を把握していない。そこで、今回は国勢調査と第3回調査の5年前常住地による移動率を使い、補正を行った。具体的には、後者に対する前者の比率を求め、これを第3回の理由別移動率にかけて補正值とした。この補正は男女、年齢5歳階級別に行った。ただし、0～4歳に関しては、5年前常住地による移動率がないので、男女ともそれぞれ30～34歳（ほぼ親にあたる）での比率を適用した。また実際の

3) ここでは、全国を北海道、東北（青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島）、北関東（茨城、栃木、群馬）、東京圏（埼玉、千葉、東京、神奈川）、中部（新潟、山梨、長野、静岡）、北陸（富山、石川、福井）、名古屋圏（岐阜、愛知、三重）、近畿（滋賀、奈良、和歌山）、大阪圏（京都、大阪、兵庫）、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）に分けた。このうち東京圏、名古屋圏、大阪圏を大都市圏とし、ほかを非大都市圏とした。地域移動パターンは、大都市圏間、大都市圏内、非大都市圏から大都市圏、大都市圏から非大都市圏、非大都市圏間、非大都市圏内の6つにまとめた。

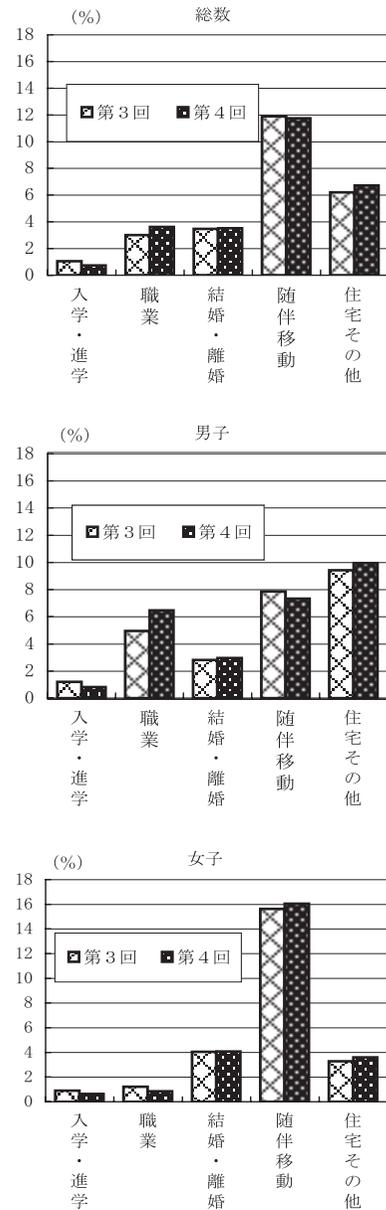
4) 非大都市圏から大都市圏、大都市圏から非大都市圏への移動では流入率ということになる。

計算では、以下のようなことも行った。まず年齢総数の移動率は、男女年齢5歳階級別の補正移動率と調査対象者数から移動者数を計算し、それらの合計を用いて再計算した。県内移動、県間移動については、別々に補正値を計算した。非大都市圏、大都市圏の分類による移動率の場合には、県間移動に関して得られた年齢総数の理由別補正移動率と補正前の数値との比率を、理由別に一律に適用して補正値を計算した。後に述べる転勤移動率についても、同様の補正を行った。

上記の手続きの結果、第3回の男女総数の補正移動率は25.6%となった。だが、この値は依然第4回のもより低い。これは一つには、5年前常住地による場合と前住地データを使う場合とで、移動率が異なることも関係している。5年前常住地でみる場合、過去5年間に転出して、再び同じ住所に戻ってきた人は移動者に含まれない。しかし前住地データでは、これら帰還移動者も移動者に含まれる。帰還移動者の割合は各回で異なる（分析対象者に占める割合は、第4回（1.7%）のほうが第3回（0.6%）より高い）。このため、5年前常住地データで第3回の補正移動率を第4回より高く設定しても、前住地データではそうはならない場合もある。しかし、いずれにしても補正値には限界がある。年齢総数の補正値は低めにでていると考えた方が無難かもしれない。

以上の点をふまえて、男女総数の場合から移動率の推移を観察する（図1）。ここでは、移動率のポイント数の差で変化の大きさをとらえる。まず第3回にくらべ、第4回で移動率が最もあがった理由は「職業」（+0.6%）だった。また「住宅その他」での上昇幅も大きかった（+0.5%）。「職業」での変化は、ほぼすべて転勤移動率の上昇（+0.6%）によっている。一方、「入学・進学」では移動率が低下した（-0.3%）。「随伴移動」「結婚・離婚」では、ほとんど変化がなかった（順に-0.1%、+0.1%）。補正値が低めだと仮定すると、低下している分（「入学・進学」）については、低めの第3回より第4回の値がさらに低いので、移動率は低下したと見てよいだろう。上昇した理由については、上昇幅が大きめにでた可能性があるため、留保が必要である。ただ、

図1 理由別移動率



資料：第3回、第4回人口移動調査

「職業」では仮に補正移動率をさらに1割高く設定しても、移動率はやや上昇していることになる。それゆえ、「職業」の移動率は、上昇した可能性が高い。しかし「住宅その他」では、こうしたことはいえない。

男女別にみると、男子では「職業」(+1.5%)、「住宅その他」(+0.5%)で移動率が上昇した。一方、「随伴移動」(-0.5%)、「入学・進学」(-0.4%)では低下した。女子では「随伴移動」(+0.4%)、「住宅その他」(+0.3%)で上昇、「職業」(-0.4%)、「入学・進学」(-0.3%)で低下した。上述のとおり、低下している分については、問題はあまりない。ただし、男子「随伴移動」の差については、随伴移動率の絶対値の高さからすると、大した差とはいえない。上昇分については、男子の「職業」は、仮に補正移動率が1割高くても、第4回のほうが依然1%高い。おそらく、男子の「職業」の移動率は上昇したと考えてもいまいだろう。その他のケースについては、はっきりしたことはいえない。

移動率を発着地別にみた場合、移動率のポイント数の変化をみると、県内移動では「住宅その他」(+0.6%)での変化が比較的大きかった。県間移動では「職業」(+0.5%)、「入学・進学」(-0.3%)、「随伴移動」(+0.3%)での差が目立つ。ただし、上述のような考え方でいけば、県内「住宅その他」、県間「随伴移動」の率が上昇したかどうかは判断できない。男女別にみると、県内移動では男子の「住宅その他」(+1.0%)と「随伴移動」(-0.5%)でポイント数の変化が大きかった。しかしこれらについても、明確に変化があったとはいいきれない。県間移動では、男子の「職業」(+1.2%)と「入学・進学」(-0.4%)、女子の「随伴移動」(+0.5%)、「職業」(-0.3%)、「入学・進学」(-0.2%)で、ポイント数の差が大きい。これらについては、女子の随伴移動以外は、変化があったとしてもいいと思われる。全体としては、県内移動より県間移動での変化のほうが大きかったようである。

県間移動率の変化については、発着地を大都市圏、非大都市圏に分けた比較も行った。サンプル数の制約があるので、数値は参考値である。地域移動パターンごとの移動率の変化をみると、男女総数の場合、大都市圏内移動の「随伴移動」(-0.8%)、「非大都市圏から大都市圏」での「入学・進学」(-0.3%)、「大都市圏から非大都市圏」での「随伴移動」(+0.6%)、非大都市圏内での「職業」(+0.5%)と「随伴移動」(+0.7%)で変化が目立った。上昇分については、第3回補正值を1割増加させても、上昇幅の変化は少ない。男女別に観察しても、男女総数とほぼ同様の傾向が見られる。ただし、男子の場合はさらに「非大都市圏から大都市圏」の「職業」の移動率も上昇した(+0.9%)。女子では、この率は低下している(-0.6%)。また女子の場合、非大都市圏内移動の「職業」ではほとんど変化がなかった。

2. 年齢別移動率

次に男女5歳階級別に理由別移動率を観察する。年齢は、調査時点での年齢である。

(1) 第4回人口移動調査の結果

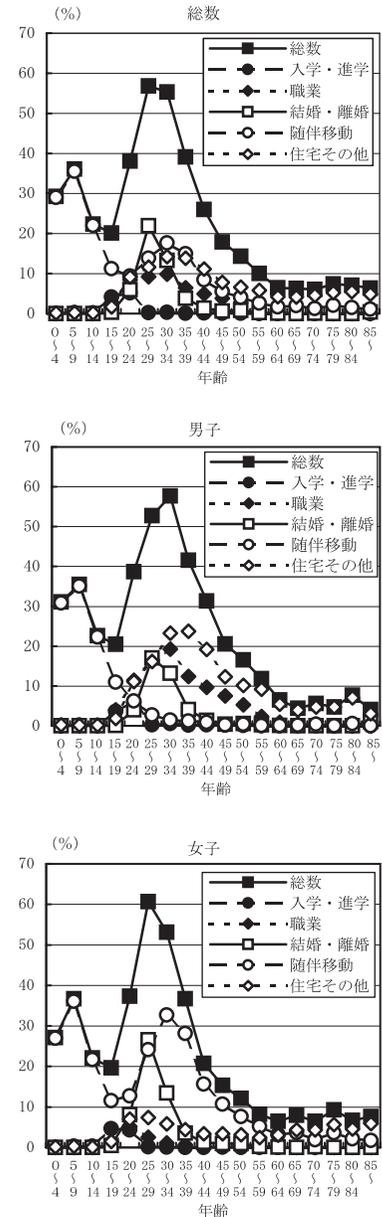
図2は、理由別、年齢別移動率を、総数、男女別にグラフにしたものである。まず総数を

みると、移動率全体では5～9歳から15～19歳にかけて低下した後、20歳代で上昇し、その後再び低下する。ピークは25～29歳の56.8%である。0～4歳に関しては、他の年齢層と違い、5年前には生まれていない。そのため、移動の観察期間が5年にはならず、移動率が低くなっている。高齢期の移動に関しては、最近、高い年齢ほど移動率が上昇する傾向（跳ね上がり）が指摘されている（大友 1996 pp.96-97）。しかし本調査では、病院や介護施設にいる人は対象になっていない。そのため、高齢期に多い施設への移動は把握できず、跳ね上がりもみられない。

年齢ごとに理由別移動率をみると、10歳代前半までは随伴移動率が最も高い。15～19歳では理由も分散してくるが、やはり「随伴移動」（11.2%）が最も多い。20～24歳では「随伴移動」（9.3%）と「住宅その他」（9.2%）の率がほぼ同じで、また全体に理由間の差が小さい。その後は、25～29歳で「結婚・離婚」（22.0%）が最も高くなり、30歳代では再び「随伴移動」、40歳代以降では「住宅その他」の移動率が一番高くなる。「入学・進学」移動率はどの年齢でも高くないが、20～24歳では相対的に高い値を示す（5.2%）。「職業」では、20歳代前半から30歳代前半にかけて、移動率が比較的高い（30～34歳で9.8%）。全体としてみると、移動理由は20歳代前半にはかなり多様だが、歳とともに「住宅その他」や「随伴移動」に特化し、同質的になる。

男女別にみると、男女とも10歳代後半までの理由別移動率は似ている。ただし、10歳代後半の「職業」の移動率は男子で相対的に高い（4.0%）。20歳代から30歳代にかけては、男子で「職業」「結婚・離婚」「住宅その他」、女子で「結婚・離婚」「随伴移動」が高い移動率を示す。この年代で年齢別、理由別に最も移動率が高いのは、男子では35～39歳の「住宅その他」（23.7%）、女子では30～34歳の「随伴移動」（32.7%）である。30歳代後半以降では、男女とも全体の移動率は下がるが、男子では50歳代まで「住宅その他」「職業」の移動率が他の理由にくらべ比較的高い。女子では、50歳代までの移動の大半は随伴移動である。高齢層（65歳以上）では、男女とも「住宅その他」（「子との同居・近居」含む）の移動率

図2 理由別、年齢別移動率（第4回）



資料：第4回人口移動調査

が最も高い。

(2) 第3回人口移動調査との比較

次に、第3回との比較を行うが、まず補正值の妥当性についてふれておく。年齢総数の場合と同様、年齢別の比較でも、第3回の補正值が低めだと仮定すれば、移動率が低下した分については問題がない。ただ、補正のための比率を年齢別にみると、1.3以上のかなり高い値もある。第4回で移動率が下がっている場合、こうした補正比率を使うと、低下の幅はかなり拡大する。しかし拡大の程度があまりに大きいと、補正の妥当性自体がアヤシいような気にもなってくる。補正は国勢調査と第3回調査の結果の差を基準にしているが、その差は第3回単独の問題だけでなく、第4回も含めた「人口移動調査」と国勢調査の調査手法上の違いに起因するとも考えられるからである。他方、30歳代のように補正比率が1未満で、補正すると元の数字より小さな値になるケースもある。これらのケースでは、移動率が上昇している場合、補正により上昇幅が拡大することになる。補正值が低めという仮定では、移動率が上昇したケースには注意が必要である。しかしここでは、この仮定は妥当せず、補正值そのものにもとづいた解釈を行うことも可能となる。今回は、補正の解釈にも以上のような可能性があることをふまえ、とりあえず補正值が低めか高めかは考えずに、移動率の変化を観察する。ただし、補正比率が大きい場合には、注意することとする。

はじめに男女総数について、変化の大きかった5つのケースをみる。ここでは、0～4歳と80歳以上での変化については、とりあげない。前者に関しては、補正のための数値が直接には得られなかったため、後者については移動者数が少ないためである。まずポイント数の変化が最大だったのは、25～29歳の「結婚・離婚」を理由とする移動率（-4.7%）である。以下、15～19歳「随伴移動」（-4.6%）、20～24歳の「入学・進学」（-4.5%）、30～34歳「職業」（+3.4%）、5～9歳「随伴移動」（+3.2%）と続いている。年齢総数の分析で指摘された「職業」を理由とする移動率の上昇、「入学・進学」での低下は、とくに20歳代から30歳代前半での動きに影響されたことが推測される。「結婚・離婚」移動率の低下は、年齢総数の分析ではでてこなかった結果であり、注目される。15～19歳の「随伴移動」での低下については、男子のところで触れる。5～9歳の随伴移動率の上昇は、30歳代の「職業」による移動率の動きに「随伴」したものだろう。

男女別にみると（表2）、最も変化が大きかったのは、男子では30～34歳の「職業」（+6.6%）である。以下、若年層の「随伴移動」や「入学・進学」、60歳代後半の「住宅その他」での低下が大きい。ただし、男子の10歳代後半と60歳代後半では、補正の比率が1.5を超えているので、男女総数の場合も含め、この年代の移動率変化には留保が必要である。女子では25～29歳の「結婚・離婚」（-6.5%）に続いて、20歳代後半から30歳代での「随伴移動」の変化が目立つ。女子の随伴移動率の上昇は、男子の「職業」を理由とする移動率の変化に対応していると思われる。また「入学・進学」移動率は、女子での低下も比較的大きい（20～24歳で-3.7%）。こうした点から、男女の変化にはかなり共通する部分があるとみえる。男女差で特徴的なのは、女子25～29歳の「結婚・離婚」移動率の低下

(男子25～29歳で - 2.2%), および女子25～29歳の「住宅その他」移動率の上昇(男子25～29歳では + 1.6%)だろう。

考察

Ishikawa and Fielding (1998)によれば、東京圏をめぐる移動からみると、日本の「移動システム」は1990年代に新たな段階に入ったという。本稿では移動理由の検討を行ったが、第3回と第4回とでは、やはり理由別移動率に変化がみられた。こうした変化について考える場合、要因としてまずあげられるのは近年の経済状況だろう。Ishikawa and Fielding (1998)は、東京圏の「移動システム」が、産業構造の変容や宅地価格、景気変動といった要因により構造的に変化したと指摘している。今回の分析結果でも、同様に経済変動の影響をみることは可能である。たとえば、職業を理由とする移動率、とくに転勤移動率の増加は、企業の経済環境の変化や景気の動向に関係していると思われる。しかし、結婚移動⁵⁾、入学・進学移動(主に高等教育機関への進学時と考えられる)については、他の要因も関係しているだろう。とくに、結婚をとりまく社会状況や進学環境の変化などは重要であり、経済の状況以外にも目を向ける必要がある。

以下では、移動理由の変化のうち、3つのケースについて考察を行う。まず結婚移動、入学・進学移動の規程要因等について簡単にふれる。次に転勤移動について、やや詳しく分析する。

(1) 結婚移動

結婚移動率の低下に大きく影響した要因としては、晩婚化や未婚化があげられる。たとえば25～29歳女子の結婚移動率の低下は、この年齢層における婚姻数の相対的な減少を反映していると思われる。もちろん、ここで扱っているのは移動であって、結婚そのものではない。しかし、晩婚化や未婚化が進み、結婚行動が変化すれば、結婚に伴う移動も当然影響をうける。結婚移動率の低下は、「規範的ライフ=サイクルの変化にともなう社会的規模

表2 年齢別、理由別移動率の主な変化(単位:%)

| 男子 | | | | | |
|----|-------|-------|------|------|------|
| | 理由 | 年齢 | 第3回 | 第4回 | 差 |
| 1 | 職業 | 30～34 | 12.7 | 19.2 | +6.6 |
| 2 | 随伴移動 | 15～19 | 16.7 | 10.9 | 5.7 |
| 3 | 入学・進学 | 20～24 | 11.6 | 6.0 | 5.7 |
| 4 | 住宅その他 | 65～69 | 9.3 | 3.9 | 5.3 |
| 5 | 職業 | 35～39 | 8.3 | 12.4 | +4.1 |
| 女子 | | | | | |
| | 理由 | 年齢 | 第3回 | 第4回 | 差 |
| 1 | 結婚・離婚 | 25～29 | 33.0 | 26.5 | 6.5 |
| 2 | 随伴移動 | 35～39 | 22.6 | 28.1 | +5.6 |
| 3 | 随伴移動 | 30～34 | 28.5 | 32.7 | +4.2 |
| 4 | 住宅その他 | 25～29 | 3.3 | 7.4 | +4.1 |
| 5 | 随伴移動 | 25～29 | 20.3 | 24.1 | +3.8 |

資料: 第3回, 第4回人口移動調査

理由別移動率は変化したポイント数の絶対値の順に並べた。数値は四捨五入した値なので、表中の「差」の値と第3回と第4回の値の差とは必ずしも一致しない。0～4歳および80歳以上での変化は、表にはのせていない(本文参照)。

5) これまでの分析では結婚と離婚をまとめていたが、離婚による移動は非常に少ない(男女総数の場合、各回とも結婚・離婚移動の6.6%)。それゆえ「結婚・離婚」移動と結婚移動はほぼ同じ特徴をもつと考えてよい。

での移動形態の特徴の変化」(堤, 1989, p.59)にあたるといえる。

近年の結婚移動の変化をやや詳しく観察すると、いくつかのことがわかる⁶⁾。ここでは3つの点を指摘する。第一の点は、晩婚化にともない、年齢別結婚移動率のグラフの形が変化する可能性についてである。ただしこの形状変化は、出生率や婚姻率とはことなり、今のところピークが高年齢層に移る形をとっていない。25～29歳女子での移動率低下を示すのみである。実際、今回の分析では、20～24歳男女での変化(それぞれ-0.7%、+0.0%)や、30～34歳男女での変化(同-1.4%、-0.4%)は大きくない。これは、結婚と結婚移動との関連が、年齢により違うことを示唆しているのかもしれない。

第2の点は、結婚移動率の低下が同移動率の男女差に与える影響についてである。日本では、結婚に際して女子の方が夫の住居へ移動する夫方同居が、その逆の妻方同居より多い。このため、結婚移動率は女子で高く、結婚の動向が移動率へ及ぼす影響も女子で大きい(男子ではそもそも結婚で移動する人が相対的に少ない)。現状に即していえば、ある年齢で婚姻率が低下し、結婚移動率が低下すると、その低下幅は女子で大きくなる。そしてこの結果、当該年齢の結婚移動率の男女差は縮小することになる。今回の分析でも、年齢により差はあるが、25～29歳では、男女の結婚移動率の差は縮小した(第3回で13.1%、第4回で8.6%、いずれも女子のほうが高い)。ただし、こうした傾向には、晩婚化・未婚化だけではなく、親との同居規範や同居形態の変化の影響をみることもできるだろう。

第3の点は、結婚移動率の変化と、他の理由の移動率との関連についてである。一般に、以前なら結婚で移動したであろう人が、未婚のまま転居しなければ、他の理由の移動率は変化しない。ただ一方では、結婚しなくても、住まいに求める条件は、例えば年齢とともに変化することがある。このため、晩婚化・未婚化がすすむと、結婚で移動するかわりに住宅事情や他の理由で動く場合もでてくるかもしれない。今回の分析では、結婚移動率は低下したが、とくに住宅事情等による移動率は、女子でかなり上昇した(表2の女子25～29歳「住宅その他」)。ただしこうした移動については、経済状況等の影響も大きいだろう(たとえば既婚男子30～34歳でも「住宅その他」の移動率は3.7%の上昇⁷⁾)。住宅事情による住み替えと結婚移動率との関係については、さらに詳しく検討する必要があるだろう。

(2) 入学・進学移動

入学・進学移動の特徴は、すでに示したとおり、移動率が低下していることである。大学・短大への進学率自体は1980年代後半より90年代前半のほうが高いので⁸⁾、これは進学先の選択が変化したことを示唆する。こうした変化の要因としては、まず高等教育機関の立地が分散し、入学・進学移動の必要性が低下してきたことが考えられる(渡辺 1994 p. 133参照)。例えば『学校基本調査報告書』のデータから計算すると、大学・短大の合計でみた立地の集中度は、1980年代後半から90年代半ばにかけて、ほぼ一貫して低下傾向にあ

6) ここであげている数値は「結婚・離婚」ではなく、結婚を理由とする移動のみの値である。

7) 「既婚」は調査時点での状態であり、移動時に既婚だったかどうかは分からない。なお未婚女子の「住宅その他」の移動率は、25～29歳で6.8%、30～34歳で3.3%上昇した。

8) 例えば大学への進学率は1986年度23.6%、1991年度25.5%、1996年度33.4%となっている(文部省統計調査企画課『文部統計要覧』)。

る（1986年度0.17、1996年度0.14⁹⁾）。他方、高校と同じ県内の高等教育機関に進む者の割合の平均を、今回の分析との対応を考えて、例えば1989～91年度と1994～96年度と比べると¹⁰⁾、大学・短大をあわせた場合では低下しているが¹¹⁾、大学の場合では上昇している（35.2% 36.5%）¹²⁾。つまり入学・進学移動率が低下した理由の1つは、大学が各地にでき、自宅から通う学生が増えたことにあると推測される。

ただし入学・進学移動率の低下には、高等教育機関の立地のみで説明できない部分もある。例えば、『学校教育基本調査』により大学の集中度と高校と同じ県内の大学への進学率との推移をみると、両者の傾向には一致しない部分もある。すなわち後者は、立地の集中度とは異なり、1980年代後半から1992年度まで低下した後、上昇に転じている。この乖離については、1990年前後の経済状況と進学行動との関連を想定することができる。大学進学は漠然とではあれ、その先の就職を視野にいれて行われる場合も少なくないと思われる。就職は景気に大きく左右される。とすれば、進学移動先も、ある程度その時期の経済状況（やその見通し）に影響されることになるだろう。また子どもの学費や生活費は親が負担するケースが多い。経済状況により、家計や進学に対する親の考えが左右されることもあるだろう。こうした点をふまえると、例えば好況期には実家を離れ、他地域、とくに大都市圏に進学する人が増加し、他方、不況期には親元にとどまる人が増えるという可能性も考えられる。近年では、高校と同じ県内の大学への進学率が最も低かった時期は、バブル経済崩壊直後の1992年である。経済の変化と人々の反応との間に時間的なずれがあるとすれば、このことは、上の類推と一応呼応するともいえる。一般に景気変動が与える影響は、職業を理由とする移動に表れることが多い。しかし程度の差はあれ、ほかの理由の場合でも、経済の状況は重要な規程要因になると思われる。

(3) 転勤移動

既に述べたとおり、職業を理由とする移動の変化は、近年の人口移動に大きな影響を与えた。なかでも重要なのは転勤移動の動向¹³⁾であった。例えば転勤による移動率は「就職」や「転職」の場合よりもかなり高い（第4回の男女年齢総数でそれぞれ2.1%、0.9%、0.6%）。また第4回と第3回の比較でも、転勤移動率の変化（+0.6%）は転職移動率（+0.1%）などに比べ大きい。こうした転勤移動の重要性は、男女別にみた場合、とくに

9) 立地の集中度は分布の不均等の度合いを測る指標である。ここでは都道府県別の短大・大学数と総人口とを用いて計算した。

$$\text{集中度} = 0.5 \frac{\sum_i P_i \cdot C_i}{\sum_i P_i} \quad \begin{array}{l} P_i: \text{県}i \text{の人口が全国人口に占める割合} \\ C_i: \text{県}i \text{の短大・大学数が全国の短大・大学数に占める割合} \end{array}$$

なお大学、短大別にみても、集中度はおおよそ低下傾向にある。

10) 今回用いた移動調査のデータは直近の移動についてのものである。扱った期間（5年）に複数回の移動があった場合は、最新のものが対象となるため、データにはより新しい時期の傾向が反映されていると考えられる。

11) 学校基本調査報告の移動データは、出身高校と入学した大学等の所在地をもとにしており、住居移動の有無を示すものではない。とくに短大へ進む場合は、大学進学に比べ進学先に近場の学校を選ぶことが多い。このため他県へ進学するケースでも、多くは近隣他県への進学で、住居移動を伴わないと考えられる。学校基本調査データと住居移動の対応は、大学進学に関する場合のほうがよいだろう。

12) 高校の所在地「その他」をのぞいて計算。

13) なお転勤移動のうち、1980年代半ばまでの単身赴任移動については、山本（1987）に詳しい。

男子で顕著である。男子では、30～34歳の転勤による移動率は16.1%で、この年齢層の理由別（15区分）の移動率のなかでは最も高い。また第3回と第4回の比較でも、転勤移動率の変化は30～34歳で+6.3%、25～29歳で+4.5%、35～39歳で+3.1%とかなり大きかった。女子の場合は、転勤移動率がそもそも低く、変化も小さい。女子の「職業」を理由とする移動で目立ったのは、20～24歳の就職による移動率の減少であった（-3.0%）¹⁴⁾。

以下では、転勤移動率上昇の要因を、事業所の地域分布との関連から検討する。これは、転勤移動が主要企業や官公庁の支所網の空間展開と密接な関係をもつ（石川 1994 p.162）ためである。ここでは石川（1994）にならい、支所の地域分布のデータと地域階層間の転勤移動数とをつきあわせて、両者の関係を観察してみる。ただし、地域の階層分類については、石川が行ったような市町村データによる詳細な分類はできない。第3回、第4回の調査では前住市町村名を調べていないためである。そこで今回は都道府県単位で、全国を上から順に大都市地域、広域中心地域、その他の地域の3階層に区分した（表3参照）。石川との直接の比較はできないが、変化の概要は把握できるだろう。

はじめに転勤移動の地域間移動パターンを観察する。表3に、第4回の転勤移動者（男女計）が地域間をどう移動したかを示した。表を見て分かるのは、まず左上から右下にかけての対角行列の数値が大きいことである。これは、同じ地域内での移動が多いことを示す。石川は、この移動を側方移動と呼ぶ。今回の場合、この側方移動のかなりの部分は、他の同一階層県への移動ではなく、同一県内の移動（表のカッコ内）であった。例えば、広域中心地域では、側方移動の9割弱が県内移動であった。ただし大都市地域とその他の地域では、県外への側方移動のほう多かった。

地域階層間の移動をみると、階層によって転出入の状況が大きく異なる。まず大都市地

表3 地域階層別の転勤移動（第4回、単位：人数）

| 前住地 現住地 | 大都市地域 | 広域中心地域 | その他の地域 | 計 |
|------------|---------|--------|---------|----------|
| 大都市地域 | 176(46) | 51 | 96 | 323 |
| 広域中心地域 | 52 | 65(58) | 38 | 155 |
| その他の地域 | 28 | 27 | 131(58) | 186 |
| 計 | 256 | 143 | 265 | 664(162) |

資料：第4回人口移動調査

（ ）内は県内移動（内数）。

各地域区分に含まれる都道府県は以下の通り。

大都市地域：埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫

広域中心地域：北海道、宮城、広島、福岡

その他の地域：青森、岩手、秋田、山形、福島、茨城、栃木、群馬、新潟、富山、石川、福井、山梨、長野、静岡、滋賀、奈良、和歌山、鳥取、島根、岡山、山口、徳島、香川、愛媛、高知、佐賀、長崎、大分、宮崎、鹿児島、沖縄

14) ちなみに20～24歳の男子でも就職移動率は低下した（-2.4%）。こうした変化の原因は、近年の就職難にあると思われる。

域は、広域中心地域に対しては転出入が均衡している（転入超過数 - 1）。しかしその他の地域に対しては大幅な転入超過である（転入超過数 + 68）。広域中心地域は、大都市地域に対しては転出入数がほぼ同じである。しかし、その他の地域に対しては転入超過（+11）である。その他の地域では、全ての地域に対し転出超過である。全体としては階層が上位の地域では転入超過、下位の地域では転出超過といえることができる。

次に、第3回との比較を行う（表4）。ここでは、各地域ごとに転入率、転入超過率、移動率を計算し、第3回と第4回の数値をくらべてみた（計算方法は表の下段参照）。第3回の数値は、県内移動、県間移動（地域階層間移動含む）別に補正した値である。サンプル数が少ないため移動率は低い。表からはある程度の傾向が読みとれる。第一に、流入率や側方移動率をみると、多くの移動パターンで率が上昇している。第二に、流入率の変化が大きかったのは、大都市地域から広域中心地域、その他の地域から広域中心地域、その他の地域から大都市地域への移動である。第三に、側方移動率をみると、その他の地域では県間移動率の変化が大きい。広域中心地域では県内移動率が大きく上昇した。第四に、流入超過率については、広域中心地域で全体として流出超過から流入超過になったことが目立つ。大都市地域では、その他の地域に対する流入超過がふえた。他方、その他の地域では流出超過の傾向が強まった。最後に、前出の点と重なる部分もあるが、全体として下位地域から上位地域への移動傾向が強まった。階層を下る移動数を1としたときの階層上昇移動率をみると、第3回では1.5だが、第4回では1.7であった。なお付け加えると、ここで指摘した傾向は、仮に第3回の補正値を1割上昇させても基本的に変わらなかった。

以上の分析結果は、1970年代から80年代にかけての傾向とはかなり異なる。石川（1994 p.160）によれば、1976～1986年の転勤移動では、階層を下る傾向が強くと表れていた。今回の結果では、階層を上る移動の方が多く、第3回と第4回とをくらべても階層上昇移動の傾向が強くなった。また側方移動率も上昇している。今回の結果を見る限り、1980年代後

表4 地域階層間の転勤移動の変化

| (1) 流入率および転入超過率の変化 | | | | | (2) 側方移動率 | | | | |
|--------------------|---------|-----|-----------|-----|-----------|-----------|-----|-----------|-----|
| 地域 | 流入率 (%) | | 転入超過率 (%) | | 地域 | 県内移動率 (%) | | 県間移動率 (%) | |
| | 第3回 | 第4回 | 第3回 | 第4回 | | 第3回 | 第4回 | 第3回 | 第4回 |
| 大都市地域 | | | | | 大都市地域 | 0.2 | 0.3 | 0.6 | 0.8 |
| 広域中心地域から | 0.3 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 広域中心地域 | 0.9 | 1.5 | 0.1 | 0.2 |
| その他の地域から | 0.3 | 0.6 | 0.2 | 0.4 | その他の地域 | 0.7 | 0.5 | 0.2 | 0.6 |
| 計 | 0.6 | 0.9 | 0.3 | 0.4 | 全国 | 0.5 | 0.5 | 0.4 | 0.7 |
| 広域中心地域 | | | | | | | | | |
| 大都市地域から | 0.6 | 1.4 | 0.4 | 0.0 | | | | | |
| その他の地域から | 0.4 | 1.0 | 0.2 | 0.3 | | | | | |
| 計 | 1.0 | 2.4 | 0.6 | 0.3 | | | | | |
| その他の地域 | | | | | | | | | |
| 大都市地域から | 0.2 | 0.2 | 0.2 | 0.6 | | | | | |
| 広域中心地域から | 0.2 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | | | | | |
| 計 | 0.4 | 0.5 | 0.1 | 0.7 | | | | | |

資料：第3回、第4回人口移動調査
 流入率は対象地域の調査時点での分析対象者数を分母にして算出した。流入超過率、側方移動率についても、分母は流入率の場合と同様である。
 数値は四捨五入している。各地域の流入率や転入超過率の合計は、計の値に一致しない場合がある。地域区分は表3と同じ。

半以降、転勤移動の空間パターンは変化してきたといえるだろう。では、その変化は何によってもたらされたのか。事業所の支所網の点から考えた場合、まず思いつくのは支所数の地域差である。石川（1994）も、1976～86年に階層を下る移動が卓越した根拠として、地方での支所数増加をあげていた。しかし事業所統計によれば、1991年から1996年にかけての階層上昇移動の卓越期にも、その他の地域で支所数の増加率が最も高い（その他の地域で12.0%、大都市地域7.6%、広域中心地域9.4%）¹⁵⁾。転勤移動の規定要因としては、事業所のデータをより詳細に検討する必要があるだろう。ここでは試みに、本所の場所別の支所あたり平均従業員数、本所の従業員数、下位階層地域の本所が大都市地域に支所を出すケース、について1991年から1996年への変化を検討した。その結果、以下のことが分かった。

まず 本所の場所別の支所あたり従業員規模を観察すると、

- ・大都市地域に本所をもつ支所の平均従業員数は、1991年から1996年にかけて、どの地域でも減少している。特にその他の地域の支所で減り方が大きい（表5（1））。
- ・広域中心地域やその他の地域に本所のある支所は、どの地域においても平均従業員数を増やしている。とくに、本所に対し上位階層の地域にある支所で、平均従業員数の増加が大きい（表5（2）参照）。また本所と同一県内にある支所の平均従業員数については、広域中心地域での増加が比較的目立つ（12.4人 12.9人）。

次に 本所の従業員数については、

- ・大都市地域では、総数、平均従業員数とも大きく増加している（平均従業員数35.3人 38.6人）。平均従業員数の増加幅は広域中心地域でも比較的大きい（30.1人 31.4人）。しかし、その他の地域では小さかった（30.2人 30.4人）。
- ・一方、本所の数は大都市地域で大きく減少した（増加率 - 5.3%）。広域中心地域での減少はわずかだった（増加率 - 0.1%）。

また 下位地域から上位地域への支所展開については、

- ・大都市地域にある支所総数のうち、本所が下位地域にある事業所の割合が上昇しつつ

表5 本所・支所の場所別にみた支所の平均従業員数（単位：人数）

| (1)大都市地域に本所をもつ支所について | | | (2)大都市地域にある支所について | | |
|----------------------|------|------|-------------------|------|------|
| 支所の場所 | 1991 | 1996 | 本所の場所 | 1991 | 1996 |
| 大都市地域 | 20.3 | 20.1 | 広域中心地域 | 18.3 | 18.9 |
| 広域中心地域 | 20.9 | 20.4 | その他の地域 | 13.8 | 14.3 |
| その他の地域 | 26.2 | 24.8 | | | |

資料：平成3年事業所統計調査、平成8年事業所・企業統計調査。
 対象となった事業所は外国会社をのぞく会社。ここでは事業所数と従業員数から単純平均を計算した。
 地域区分は表3と同じ。

15) 資料は平成3年事業所統計調査、平成8年事業所・企業統計調査。データの制約上、ここでの分析対象は外国の会社をのぞく会社に限られる。

ある。例えば、その他の地域に本所をもつ支所がしめる割合は、3.4%から3.8%に増加した。また同地域での支所数の増加率も、その他の地域に本所がある支所の場合21.7%、広域中心地域に本所のある支所では19.4%であった。

- ・広域中心地域にある支所総数についても、本所がその他の地域にある支所数の割合が上がっている(5.7% 6.3%)。またこれらの支所の増加率は21.0%だった。

以上の点をまとめると、次のようになる。平均値で見た場合、まず大都市地域に本所をもつ事業所では本所従業員が増え、下位地域の支所の人員規模が減る方向にある。広域中心地域に本所のある事業所でも本所従業員は増加しているが、同位・上位地域での支所従業員も増えている。その他の地域に本所をもつ事業所では、とくに上位地域で従業員規模や支所の数が増加している。本所・支所の関係において、仮にある地域での本所従業員規模の増加が、そこへの転勤による転入を促し、他地域における支所数や従業員規模の増加が、他地域への転出につながると考えると、他の地域から大都市地域や広域中心地域へ向かう転勤の移動率上昇は、ある程度説明できる。また、広域中心地域やその他の地域での側方移動率の上昇も、同位地域の支所あたり平均従業員規模の増加と対応している。もちろん、大都市地域から広域中心地域への移動や大都市地域での側方移動など、事業所の展開と転勤移動パターンとの関係が明確でない部分もある。上の仮定が本所・支所間での転勤についてのもので、支所間の移動は考慮されていないという問題もある。さらに転勤移動と事業所網の関係には、業種や経済環境による違いもあるだろう。とはいえ、上記のような事業所の支所網の変化は、少なくとも、上の階層や側方への転勤移動率を上昇させる一つの要因ではあったと思われる。そして、こうした変化の結果、転勤移動率が全体的に上昇したと考えることもできるだろう。一方、事業所の空間展開を規定するそもそもの要因については、本稿の分析では明らかでない。企業の中核管理機能の再編、景気変動、地域間の経済格差などが影響していると推察されるが、詳しい検討は今後の課題である。

最後に、石川のふれている都市システムと転勤移動との関連について一言付け加えておく。今回の分析は県単位のものなので、都市システムが直接反映されたものではない。しかし今回の地域分類と都市システムがある程度対応するとすれば、上の分析は、日本の都市体系に関して、一つの議論を提供するものかもしれない。石川(1994 p.163)は、転勤移動パターンの基盤として、都市の階層性が重要とするなかで、日本の都市システムが上下の階層性の堅固な、いわゆるクリスタラー・タイプであると示唆している。しかしこうした都市システム観には、阿部(1993)による批判がある。転勤における側方移動や上方移動の存在が、都市システムにおける非クリスタラー的側面を示すなら、今回の分析結果は阿部に与することになる(阿部 1993 p.103参照)。人口移動の研究は、それ自体として都市システムの解明を目的とはしないが、今後も都市システム研究の成果に注目していく必要はあるだろう¹⁶⁾。

16) 都市システムと人口移動の関連に関する近年の研究には、磯田(1993)がある。

まとめ

本稿では、近年の人口移動の変化を明らかにするため、第3回と第4回の人口移動調査データの移動理由を比較、分析した。そして、バブル経済崩壊の前後で、移動理由および人口移動を規定する構造がどう変化したかを検討した。

まず移動理由全般について、以下の点を示した。

1. 第4回で移動率が上昇したのは、男子の「職業」を理由とする移動、逆に移動率が低下したのは、男女の入学・進学移動、女子の「職業」を理由とする移動であった。男子「職業」での上昇は、大部分が転勤移動率の上昇によるものであった。発着地別にみると、県間移動率で、男子の「職業」での上昇と「入学・進学」での低下、女子の「職業」と「入学・進学」での低下がめだった。
2. 年齢別にみると、男子では30歳代の「職業」の移動率上昇が目立った。また20～24歳の入学・進学移動率の低下も大きかった。女子では、20歳代後半の「結婚・離婚」による移動率が大きく低下した。他方、20歳代後半から30歳代の女子随伴移動率はかなり上昇したが、これは男子の「職業」での移動率上昇に「随伴」した現象と思われる。移動を規定した要因については、以下のような考察を行った。
3. 20歳代後半における結婚移動率の低下は、近年の晩婚化、未婚化を反映している。ただし、その影響は他の年齢層ではあまり大きくない。結婚移動率の低下は、特に女子に顕著であり、結果として同移動率の男女差が縮小している。また結婚移動率の低下により、20歳代後半の女子で、住宅事情を理由とする移動率など、他の移動率が影響を受けた可能性もある。
4. 入学・進学移動率が低下した一つの原因として、高等教育機関の地域的な分散傾向がある。しかし、同時に経済状況の影響も考えられる。
5. 近年の転勤移動は、事業所の支所網の変化に影響されたと考えられる。大都市地域や広域中心地域に本所をもつ事業所では、近年本所従業員規模が相対的に増加している。また、大都市地域以外に本所をもつ事業所は、上位の地域を中心に、どの地域でも支所数や従業員規模を増加させている。転勤移動では、こうした状況に対応するように、下位階層の地域から大都市地域や広域中心地域への移動が増加した。また同位の地域への移動も増加した。転勤移動率の全体的な上昇は、こうした変化を一つの要因として起きたものと思われる。

近年の日本社会については、長期にわたる社会経済構造の再編過程にあるといわれることがある。こうした状況のもとでは、人が移動する理由もこれまでとは違う側面をみせるようになっているのかもしれない。今後も、社会変動との関連で人口移動理由の変化を詳細に分析していく必要があると思われる。今回は、住宅事情を理由とする移動や随伴移動について、十分検討することができなかった。また人口移動の規定要因についても、単純な考察を加えるにとどまった。詳しい分析は別の機会に行いたい。

文献

- 阿部和俊 (1993) 「日本の都市の階層性について」 『人文地理』 45-5, pp.534-545
- 磯田則彦 (1993) 「1970年代・1980年代における地域間人口移動 - 中国地方を例として - 」 『人文地理』 45-1, pp.24-43
- 石川義孝 (1994) 『人口移動の計量地理学』 古今書院
- Ishikawa, Y., and A. J. Fielding(1998) "Explaining the recent migration trends of the Tokyo metropolitan area." *Environment and Planning A*, vol.30, pp.1797-1814
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (1998) 『1996 (平成8) 年度 第4回人口移動調査 近年の日本の人口移動』 (調査研究報告資料第12号)
- 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.
- 堤研二 (1989) 「人口移動研究の課題と視点」 『人文地理』 41-6, p.529-550
- 渡辺真知子 (1994) 『地域経済と人口』 日本評論社
- 山本千鶴子 (1987) 「単身赴任者の統計的観察」 『人口問題研究』 181, p.44-53

Reasons for the Recent Migration and their Changes

Masato SHIMIZU

This paper aims at clarifying some characteristics of the recent migration from the viewpoint of migration reasons. Data used here were obtained from The Third and The Fourth Migration Survey conducted in 1991 and 1996, respectively, by the present National Institute of Population and Social Security Research, Japan. Analyses showed that compared to migration in 1986-1991, moving rates of male in the period 1991-1996 particularly increased for "job-related" reasons in the ages 30-39. For female, the rates of "moved with family" rose in the ages 25-39. On the other hand, major declines were observed in "marriage/divorce" moving rates for female in the late 20s, and in the rates of "educational advance" for both male and female. As backgrounds of these changes, a few factors were pointed out. Firstly, the recent trend of "delayed marriage" played a role of decreasing "marriage/divorce" moving rates. Secondly, the ongoing spatial dispersal of higher educational institutions seemed to promote educational advance to nearby schools and consequently depressed the long-distance migration. Thirdly, the increase of the rate of transfer migration, which formed the major part of the "job-related" migration, seems to be affected by business establishments' recent spatial behaviors. Moving rates increased especially for transfer going up regional hierarchy, eg. metropolitan-bound moves, and for some lateral movements within the same hierarchy areas. Such increase seemed to be influenced by the fact that the average number of headquarters employees increased in the metropolitan areas, while companies with headquarters in lower-hierarchy regions increased the number of their branch offices and the average number of employees per office in the higher- and, to a lesser degree, the same-hierarchy areas.

特集：わが国における近年の人口移動の実態

結婚に関わる人口移動と地域人口分布の男女差

中 川 聡 史*

本稿は、1996年に実施された「第4回人口移動調査」の結果をもとに、全国規模の人口分布変動と人口移動に関して、結婚に注目して新たな見方を提案しようとするものである。戦後日本の人口分布変動は地域間の所得や雇用機会の格差といった経済的要因で説明されることが多かった。また、コーホート規模や潜在的他出者などに注目した人口学的な分布変化要因の説明においても、男女を区別して考察されることがなかった。本稿では、コーホートでみたとき、進学・就職までに生じた地域分布の男女差が結婚までにほぼ解消されることに注目し、男女差が拡大する進学・就職期に対して、それ以降の時期、すなわち分布の男女差が縮小する過程を結婚に関わる人口移動として捉えることにする。就職から結婚までの間に大都市圏から非大都市圏への移動が、特に男子で多くみられることは既に知られているが、「第4回人口移動調査」からは、結婚の前後に非大都市圏から大都市圏へ移動する女子が多いことが明らかになった。結婚後は、大都市圏と非大都市圏の性比はほぼ均衡する。結婚に関わる人口移動の規模はそれ以前の進学・就職期に生じた地域人口分布の男女差の規模に依存する。結婚に関わる人口移動による男女差是正のされ方はコーホートによって異なり、1930年代までの出生コーホートでは結婚時の女子の大都市圏への移動が、それ以降の出生コーホートでは就職から結婚の間における男子の大都市圏から非大都市圏への移動が、人口分布の男女差の是正に大きく寄与していることがわかった。

. はじめに

本稿は、1996年に実施された「第4回人口移動調査」の結果をもとに、全国規模の人口分布変動、人口移動に関して一つの新しい見方を提案しようとするものである。

全国規模の人口分布変動の要因に関してこれまで多くの研究がなされてきた。戦後日本については、とくに、1960年代以降の大都市圏への人口の流入超過、1970年代の大都市圏と非大都市圏間の人口移動の均衡、1980年代半ば以降の東京圏のみの流入超過が注目されている。人口分布変動に大きな影響を及ぼす人口移動の要因としては、これまで経済的要因と人口学的要因がしばしば指摘されてきた。経済的要因では、大都市圏と非大都市圏の間の雇用機会や所得の格差が注目され(田淵 1987)、人口学的要因としては、前後のコーホートに比べて規模の大きい第1次ベビーブームコーホートの影響(河邊 1983, 1985)、人口転換にともなう「潜在的他出者」数の変化(伊藤 1984)などが注目された。1990年

* 神戸大学大学院経済学研究科

代以降は伊藤 (1990), 大江 (1995), Ishikawa (1992, 1999), Ishikawa and Fielding (1998) など, 両要因の統合を試みる研究に関心が集まっている。こうした人口分布変動が注目される背景としては, 第2次世界大戦後の多くの先進諸国で同じような人口分布変動の循環が見いだせるものの, 先進諸国に共通する人口分布変動要因が十分に明らかになっていないことが挙げられるだろう。

本稿では, 「第4回人口移動調査」の結婚前後での居住地の変化に注目するとともに, 全国規模の人口分布変動, 人口移動における結婚の位置づけについて検討する。人口移動の要因として, 結婚はこれまであまり注目されてこなかった。結婚を理由とする人口移動は短距離移動が多く, 本稿で問題とするような全国的な人口分布変動との関わりは大きくないと考えられていたこと, 人口移動を男女に分けて分析することに多くの研究者は無関心であったこと, 結婚前後の居住地データを得るのが困難であったことなどがその要因として考えられる。全国レベルで結婚前後の居住地を尋ねた調査としては, 「第4回人口移動調査」の他には, 1986年に厚生省人口問題研究所で実施された「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査 (第2回人口移動調査)」が挙げられる。この調査をもとにして, 厚生省人口問題研究所編 (1988), Kawabe and Liaw (1992), Kawabe and Liaw (1994) が, 結婚前後の人口移動について分析した。このうち, Kawabe and Liaw (1992) は結婚前後の移動が個人および居住地地域の属性とどのように関わるかに焦点をあてている。一方, 厚生省人口問題研究所編 (1988) と Kawabe and Liaw (1994) は結婚前後の移動が全国規模の人口分布に及ぼす影響にも注目している。とくに後者では, 全国を5類型¹⁾に分類して結婚前後での移動が各地域の人口増減に与える効果を論じ, 大都市圏中核部では女子が転入超過, 男子が若干の転出超過であることなどを明らかにした。

本稿では, 従来の研究に加えて, 加齢にともなう各コーホートの居住地変化のなかに結婚を位置づけ, その意義を考察する。個人のライフコースにとって, 結婚は依然として重要であり, 1対1の男女の組み合わせである結婚は, マクロにみると, それ以前に生じた地域人口分布の男女差を一気に解消する機能を担っていると考えられるのではないだろうか。

・「第4回人口移動調査」による結婚と人口移動

1. 移動理由にみる「結婚」

はじめに, 「第4回人口移動調査」の結果をもとに, 表1をみながら, 移動理由としての「結婚」について考えたい。表に示されているのは, 約4万人から回答を得た「第4回人口移動調査」のなかで, 現住地への移動理由に関する答えを, 前住地と現住地の組み合わせごとに整理したものである²⁾。この表より, 現住地への移動の第1の理由として「結婚」

1) 5類型は以下の通り。大都市圏中核部, 大都市圏周辺部, 地方中核, 地方の非過疎地域, 地方の過疎地域。

2) ここでは移動時期別に整理していないので, 現住地への移動が調査の数ヶ月前の人も, 数十年前の人もすべて表1に含まれている。回答者のうち, 生まれてから一度も居住地を変えていない人以外は, この表の対象者である。

を挙げる³⁾割合は男子よりも女子の方が高いこと（男子11.2%；女子26.9%）が読みとれる。「結婚」を理由とする移動は、すべての理由による移動と比べて、大都市圏および非大都市圏の内部で完結する割合が高い（男子は全移動で91.0%、「結婚」を理由とする移動は97.0%；女子はそれぞれ92.9%、95.0%）が、大都市圏と非大都市圏をまたがる移動の場合、「結婚」を理由とする移動では、男女とも「非大都市圏 大都市圏」の移動が「大都市圏 非大都市圏」の2倍以上となっている。とくに、女子では大都市圏と非大都市圏の分布に影響を及ぼす両地域間の純移動の大半（124人中90人）は「結婚」を理由とする移動によるものである。女子の全国レベルでの人口分布変動における結婚の重要性の一端を表1から読みとることができる。

2. ライフ・イベントにともなう人口分布変化⁴⁾

「第4回人口移動調査」からは、各個人について、主なライフ・イベントを経験した時点での居住地に関するデータを得ることができる。そのデータに基づいて、非大都市圏出生者が大都市圏へと分布を変えていくプロセスについて概観する。その作業を通じて、結婚に関わる人口移動を検討することが本節の目的である。本稿では主に非大都市圏の出生者が大都市圏へ移動していく過程に注目した。というのも、大都市圏出生者が非大都市圏へ移動する割合は非常に低いこと、また同一コーホートに占める非大都市圏出生者の割合が、特に1950年代以前の出生コーホートの場合、6割を越えていることを考慮したためである。

表1 前住地から現住地への移動に関する移動類型別移動理由（全理由および結婚）

| 男子（全理由） | | 前住地 | | | 女子（全理由） | | 前住地 | | |
|---------|-------|--------|-------|-------|---------|-------|--------|-------|-------|
| | | 計 | 大都市圏 | 非大都市圏 | | | 計 | 大都市圏 | 非大都市圏 |
| 現住地 | 計 | 13,305 | 7,541 | 5,764 | 現住地 | 計 | 15,277 | 8,148 | 7,129 |
| | 大都市圏 | 7,707 | 7,026 | 681 | | 大都市圏 | 8,272 | 7,668 | 604 |
| | 非大都市圏 | 5,598 | 515 | 5,083 | | 非大都市圏 | 7,005 | 480 | 6,525 |
| 男子（結婚） | | 前住地 | | | 女子（結婚） | | 前住地 | | |
| | | 計 | 大都市圏 | 非大都市圏 | | | 計 | 大都市圏 | 非大都市圏 |
| 現住地 | 計 | 1,496 | 872 | 624 | 現住地 | 計 | 4,107 | 1,872 | 2,235 |
| | 大都市圏 | 887 | 857 | 30 | | 大都市圏 | 1,962 | 1,814 | 148 |
| | 非大都市圏 | 609 | 15 | 594 | | 非大都市圏 | 2,145 | 58 | 2,087 |

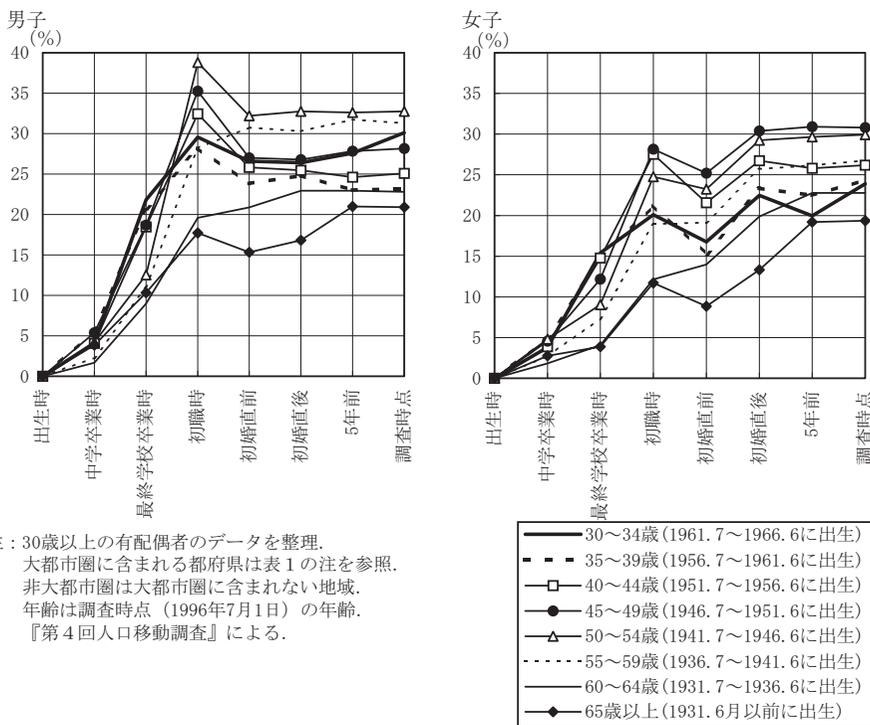
注：前住地が不祥および外国を除く。大都市圏に含まれるのは以下の13都府県である。埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県。
『第4回人口移動調査』による。

3) 調査票は「入学・進学」、「就職」、「転職」、「転勤」、「家業継承」、「定年退職」、「住宅事情」、「生活環境上の理由」、「通勤・通学の便」、「親との同居・近居」、「子との同居・近居」、「親や配偶者の移動に伴って」、「結婚」、「離婚」、「その他」の15項目のなかから、もっとも重要な理由を1つ選ぶ形式となっている。

4) 本章第2節、第3節については、Nakagawa (2000) も参照されたい。

図1は非大都市圏で出生した者⁵⁾が各ライフ・イベント時に大都市圏に居住していた割合を調査時の年齢別⁶⁾に整理したものである。すべての折れ線が重なっていれば非大都市圏出生者の分布は年齢の効果だけで決まると考えてよい⁷⁾が、ここでは各コーホートの折れ線は明らかに異なっている。コーホートごとに移動の傾向に差があることがその原因であるが、この点について図をみながら考えたい。大都市圏居住割合は出生時点でゼロからスタートするが、その後は初めての就職をした時点⁸⁾(平均年齢は男子が19.0歳、女子は18.7歳)まで、大都市圏居住割合は上昇を続ける。ここでの上昇の程度とタイミングはコーホートによる差がみられる。男女とも、調査時年齢45~49歳のコーホートを境目に、それより若いコーホートでは中学卒業時から最終学校卒業時(平均年齢は男子が18.7歳、女子は18.0歳)の期間での割合の上昇幅が大きく、それ以前の出生コーホートでは最終学校卒業時と初職時の期間での割合の上昇幅が大きい。中学卒業時から最終学校卒業時までの期間の変化の拡大は大学進学率の上昇⁹⁾で、また最終学校卒業時と初職時の期間の分布変化

図1 非大都市圏出生者のうち各ライフ・イベント時に大都市圏に居住していた割合(%)



- 5) 出生地域が非大都市圏、調査時点での年齢が30歳以上の既婚者を分析対象とした。対象者数は男子6,848名、女子7,427名である。
- 6) ここではコーホート別と言い換えることもできる。
- 7) これは、出生時点での大都市圏と非大都市圏の分布にもコーホートによる差がない場合にあってはまる。
- 8) 以下では「初職時」と呼ぶ。
- 9) 大学の立地が大都市圏に集中していたことが前提となる。大学の立地分散化進展の影響がとくに大きいのは、調査時年齢が30~34歳よりも若いコーホートである（中川 1996）。

幅は就業機会の分布の影響で説明できるであろう。出生時から初職時に至る期間での非大都市圏から大都市圏への分布の変化はいずれのコーホートでも男子のほうが顕著である。

なお、ここでは大都市圏と非大都市圏の間の分布変化という語を用いているが、これは大都市圏と非大都市圏の間の純移動と言い換えることもできる。というのも、例えば、中学卒業時と最終学校卒業時の間に非大都市圏出生者がその居住分布を大都市圏への移すことは、彼らのなかで、その間に非大都市圏から大都市圏への移動数が大都市圏から非大都市圏への移動数を上回っていたことを示すからである。

続いて、初職時から初めての結婚の直前（平均初婚年齢は男子が26.9歳、女子は23.9歳）までの期間をみると、男女とも調査時年齢55～64歳のコーホート¹⁰⁾を除き、大都市圏居住割合が低下している。この低下は大都市圏から非大都市圏への人口移動、すなわち還流移動¹¹⁾と関連していると考えられる。ライフ・イベント時の居住地域から分布変化をみる場合、還流移動による分布変化は初職時から初婚直前までに生じていることがわかる¹²⁾。男子は女子よりも非大都市圏から大都市圏への分布変化も大きい、初職時から初婚直前までの非大都市圏への還流移動による変化も女子より大きい。

男子の場合、結婚による分布変化は小さく、また結婚後の分布変化も少ないため、各コーホートの大都市圏と非大都市圏の間の居住分布は初婚直前の時期の分布がその後も持続することがわかる。一方、女子は初婚直前と直後で分布に大きな変化が生じることが図から読みとれる。これは、結婚を機に非大都市圏から大都市圏へ移動する非大都市圏出生の女子が相当数にのぼることを意味する。これは、Kawabe and Liaw (1994)でも確認されている。非大都市圏から大都市圏への分布変化の要因は男子の場合は進学・就職であるが、女子の場合にはそれに加えて、結婚も大きな要因となっていることは注目しておく必要がある。結婚を経て、最終的な分布の男女差はあまり大きくない。また、女子においても結婚後は分布の変化は小さく、各コーホートの大都市圏と非大都市圏の間の人口分布は男女とも結婚時点ではほぼ決まってしまうことが確認できた。

非大都市圏に生まれて、調査時点で大都市圏に居住している、言い換えれば非大都市圏にいない割合がもっとも高いのは、高度成長期に進学や就職を経験した、男子では現在年齢50～54歳、女子では45～49歳のコーホートである。それ以降に出生したコーホートは男女とも新しいコーホートほど非大都市圏に残留する割合が高くなっている。

10) これらのコーホートや調査時年齢65歳以上のコーホートでは初職時あるいは初婚時以降に1960年代の高度成長期を経験したため、初職時以降も大都市圏への分布変動が続いた。初職時から初婚直前の期間でも、出身地に戻る移動を打ち消すほどに、向都離村型の人口移動が多かったが、あるいは当時は出身地へ戻る移動がなかったものと考えられる。

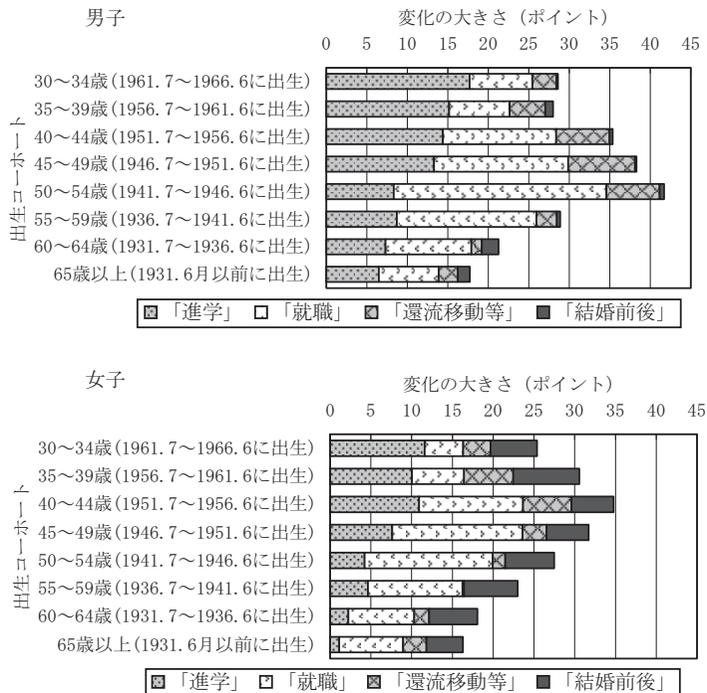
11) 大都市圏で最終学校を卒業し、非大都市圏で就職する還流移動も少なからずあるが、非大都市圏の学校を卒業し、大都市圏で就職する移動に打ち消されるので、本稿のように純移動をみる場合、還流移動は初職と初婚直前間で顕在化する。

12) 江崎 [等] (1999)、江崎 [等] (2000) の実態調査によると、就職後3年以内に「転職(勤)Uターン」のピークがみられる。このことは、本稿での分析結果とも合致しているように思える。

3. 人口分布変化の要因

図1でみた非大都市圏出生者について、各ライフ・イベント間の分布変化の大きさに注目して整理したのが図2である。たとえば、調査時年齢30～34歳（男子）は中学卒業時、最終学校卒業時、初職時、初婚直前に大都市圏に居住していた割合がそれぞれ4.1%、21.8%、29.6%、26.6%であるから、「進学」による変化は17.7ポイント、「就職」による変化が6.1ポイント、「還流移動等」は3.0ポイントとなる。初職時から初婚直前の変化はマイナスの変化であるが、ここでは絶対値をとっている。まず、男子をみると、もっとも大きく分布が変化したのは調査時年齢50～54歳までのコーホートであることがわかる。それ以降のコーホートでは新しいコーホートほど移動による分布変化の値が小さくなっている。内訳をみると、第1に「進学」の際の変化は新しいコーホートほど明らかに大きな変化を示す、つまり進学による移動が調査時年齢30～34歳まででは若いほど活発になっている。変化全体の減少のなかで、「進学」の際の変化が増大しているため、調査時年齢50～54歳では変化全体の20%を占めていたに過ぎなかった「進学」は、35～39歳では54.2%、30～34歳では変化全体の61.9%のシェアをもつに至っている。一方、「就職」は絶対値でもシェアでも1960年代初頭の高度成長期前半に初めての就職を経験した調査時年齢50～54歳がピーク

図2 非大都市圏出生者のライフ・イベント間の大都市圏と非大都市圏の間の分布変化の大きさ



注：「進学」は中学卒業時から最終学校卒業時まで、「就職」は最終学校卒業時から初就時まで、「還流移動等」は初職時から初婚直前まで、「結婚前後」は初婚直前から初婚直後までの期間。年齢は調査時点（1996年7月1日）の年齢。図1をもとに作成。『第4回人口移動調査』による。

(26.2ポイント、63.0%)であり、それ以降は減少傾向を示す。これは就職の前の進学段階で大都市圏へ移動することが多くなっていることに加えて、非大都市圏での就職の機会が増加したため、就職のために大都市圏へ移動する必要性が低下したことが理由であると考えられる。調査時年齢30～34歳のコーホートでは変化全体に占める「就職」のシェアは27.1%であり、「進学」の半分にも満たない。初職から初婚直前までの期間をここでは便宜的に「還流移動等」としておく。この期間は調査時年齢55～64歳を除き¹³⁾、他とは逆方向、すなわち大都市圏から非大都市圏方向の分布変化となっている。この分布変化をもたらず人口移動には転職や家業継承などによって出身地域に戻る移動が含まれるが、還流移動とは直接関係ない大都市圏から非大都市圏への転勤もまたここに含まれることにも注意したい。この期間の変化の絶対値、シェアともに大きいのは調査時年齢が40～49歳のコーホートであるが、大江（1995）の指摘に従うと、このコーホートが20歳代後半であったのが、1970年代後半の雇用状況の悪かった時期に相当するため、それが還流移動を多く引き起こしたと考えることができる。また、初婚前後の分布変動は男子の場合はほとんどみられない。

他方、女子では男子と異なる点がいくつかある。まず、変化の大きさが最大となるのが男子より10年遅れて調査時年齢40～44歳のコーホートである。内訳で「進学」が増大し、「就職」が減少する傾向は男子と同様であるが、男子と大きく異なるのは、既に指摘したが、初婚前後で非大都市圏から大都市圏への分布変化が生じる点である。変化全体に占める「結婚前後」のシェアはどのコーホートでも約20%であり、調査時年齢が30～34歳、35～39歳のコーホートでは、「就職」のシェアが小さくなったため、「結婚前後」が「進学」に次いで、大都市圏と非大都市圏の間の分布変化の第2の要因となっていることに注目したい。第1章でも述べたが、これまでの人口移動研究の多くは地域間経済格差を人口移動の主な要因と考えることが多かった。しかし、ここで示したように、多くの非大都市圏出生者は就職以外の理由で、居住地を大都市圏に移している。とくに結婚前後の居住地の移動は、これまで研究対象として注目されることが少なかったが、非大都市圏で出生した女子にとって、結婚前後での移動は今日も大都市圏へ移動する大きな契機となっているのである。次章では、なぜ結婚前後で移動するのかを検討しながら、個人のライフコースのなかでの結婚に関わる人口移動の位置づけについて考えてみたい。

・ 地域人口分布の男女差と結婚に関わる人口移動

1. 結婚に関わる人口移動

結婚前後での人口移動の存在を確認し、とくに女子においては、それが非大都市圏から大都市圏へと人口分布を移す重要な要因となっていることが明らかになった。既に述べたように、非大都市圏出生者の大都市圏への移動プロセスにおいて、結婚後は男女の大都市圏居住割合がほぼ等しくなっている。前章の分析では有配偶者のみを対象にしたので、結

13) 注7) 参照。

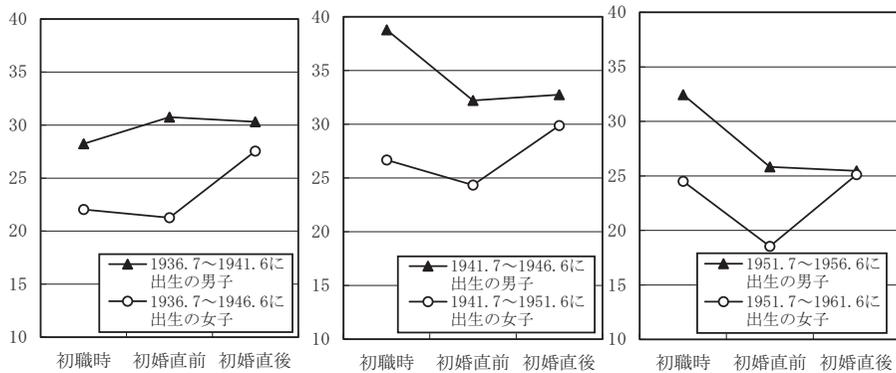
婚後に大都市圏居住割合が男女でほぼ等しくなるのは当然ともいえるが、生涯未婚率がそれほど高くない日本では、有配偶者に限定しなくても、30歳代後半以降の性比は大都市圏と非大都市圏の間で比較的均衡している。生涯未婚率が十分に低く、また単身赴任などによる結婚後の別居が多くないと仮定した場合、コーホートに属する人口の多くが結婚する30歳代後半以降では、大都市圏と非大都市圏における性比はほぼ均衡すると考えられる。進学や就職のための非大都市圏から大都市圏への人口移動は男女が必ずしも同じようにおこなうわけではなく、戦後日本では多くの場合、男子の大都市圏への移動は女子よりも活発であった。その結果、20歳前後の地域別性比を観察すると、大都市圏では男子が、非大都市圏では女子が卓越する。しかし、こうした地域人口分布の男女差は、30歳代後半までにおおむね解消されている。本章では、人口分布の男女差が是正されるプロセスを結婚に関わる人口移動として、これについて検討する。個々人は男女の分布差の是正を目指して、結婚行動をおこなっているわけではないが、集計的に結婚行動をとらえた場合、そのような機能が見いだせるのではないかというのが、本稿での視点である。

図1をもう一度みてみよう。男女の大都市圏居住割合は最終学校卒業時、さらには初職時に大きな差があるが、初婚直前までに少し縮小し、初婚直後にはさらに差が小さくなっていることがわかる。初職時と初婚直前の間は、図2で「還流移動等」として整理したもので、男女とも大都市圏居住割合が低下するが、低下幅は男子で大きい。そして、初婚前後の変化は、男子ではほとんどみられず、女子のみで大都市圏居住割合が上昇する。したがって、この2つの段階を経て、進学・就職の際に生じた人口分布の男女差が解消されていくと考えてよいだろう。

図3は図1をもとに、初職時から初婚直前を経て初婚直後に至る部分を取り出し、いくつかのコーホートについて男女を1つの図に描いたものである。結婚を扱う場合、男女の年齢差について考慮することが必要な場合がある。日本の平均初婚年齢の男女差は、1950年代以降1980年代までは、およそ2.5歳～3歳で推移したので、ここでは、調査時年齢が55～59歳の男子コーホートに対して、50～59歳の女子コーホートを対応させるように作図した。図3左に示される、調査時年齢が50歳代後半である1930年代後半出生の男子コーホートでは、初職時から初婚直前間の大都市圏居住割合が微増したこともあって¹⁴⁾、非大都市圏で出生した男女の大都市圏居住割合の差は初婚直前の時点で9ポイント以上あった。この差は、結婚の際に女子が大都市圏へ移動することによって、初婚直後には3ポイント未満にまで縮小している。図3真ん中に示した1940年代前半出生の男子コーホートでは、進学・就職による大都市圏への移動の男女差が大きく、初職時における大都市圏居住割合の男女差は約12ポイントである。この男子コーホートは初婚直前までの間に、非大都市圏へ分布を移し、初婚直前時点での男女差は約8ポイントに縮小した。さらに、結婚による女子の大都市圏への移動によって、初婚直後は3ポイント未満の差になった。図3右は1950年代前半に出生した、調査時年齢が40歳代前半の男子コーホートである。ここでは、

14) この要因については既に注7で述べた。

図3 非大都市圏出生者のうち初職時、初婚直前、初婚直後に大都市圏に居住していた割合(%)



注：30歳以上の有配偶者のデータを整理。大都市圏に含まれる都府県は表1の注を参照。非大都市圏は大都市圏に含まれない地域。『第4回人口移動調査』による。

女子も初婚直前までの間に大都市圏から非大都市圏への移動が卓越し、進学と就職の際に生じた大都市圏居住割合の男女差は初婚直前まで縮小していない。だが、ここでも、結婚の際に女子が大都市圏へ移動することで初婚後は男女差が大幅に縮まっているのがわかる。

以上のように、初職時から初婚直前を経て初婚直後に至る間に、大都市圏居住割合の男女差を縮小させるプロセスは、コーホートによって異なっている。その違いが生まれる要因としては、進学と就職のための非大都市圏から大都市圏への移動の男女差の程度、初職時から結婚までの男子の非大都市圏への移動と結婚時の女子の大都市圏への移動の程度の3点がとくに重要であると考えられる。進学・就職の際の大都市圏への移動において、男女に大きな差があった場合、結婚までの間に男子が非大都市圏に戻るか、非大都市圏に残った女子が大都市圏へ移動するかによって、男女の地域分布の均衡を取り戻すことが、同世代の大半の男女が結婚するためには必要である。この枠組みでは、いわゆる「Uターン」として捉えられてきた20歳代以降の大都市圏から非大都市圏への還流移動も、結婚時の女子の大都市圏への移動と同様に、進学・就職の際に生じた男女の地域分布の不均衡を調整・是正する機能をもっているとみることができる。したがって以下の分析では、個々人の結婚の実現を目的とする移動、言い換えれば、大都市圏と非大都市圏の間の分布の男女差を是正する人口移動を、結婚に関わる人口移動と考えることにする。ここでいう、結婚に関わる人口移動は大都市圏と非大都市圏の間に生じる純移動に関する集計的な概念であり、還流移動と結婚前後の移動がその中に含まれる。従来の研究では、還流移動は他のライフ・イベントと切り離して、それだけが雇用状況や移動者の属性と結びつけられて議論されることが多かった¹⁵⁾。本稿では、より長期的な視点からみた場合、還流移動も結婚を実現するための行動とみることが可能であろうという立場をとる。

15) 例えば、山口 [等] (2000) はそうした枠組みで、厚生省人口問題研究所が1991年に実施した「第3回人口移動調査」をもとに、還流移動の特徴を検討している。

いま述べた考え方に従い、図2の4区分のうち、「還流移動等」と「結婚前後」を結婚に関わる人口移動とすると、各コーホートの分布変化に占める結婚に関わる人口移動のシェアは図4のようになる。非大都市圏で出生した女子の大都市圏と非大都市圏の間の移動において、「還流移動等」と「結婚前後」の合計である結婚に関わる人口移動が相当に大きなシェアを有することが図から読みとれる。

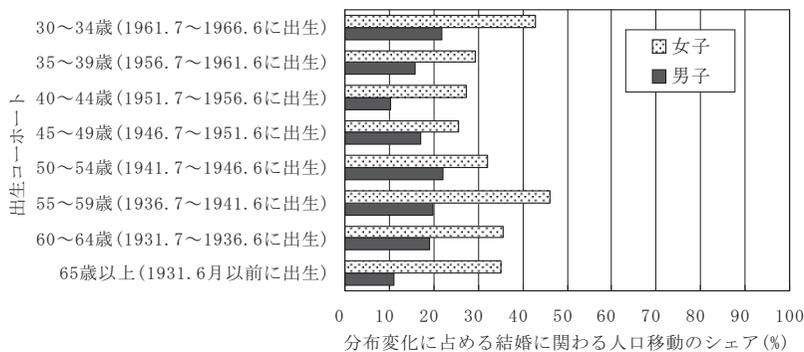
2. 国勢調査からみた加齢にともなう人口分布変化

図3でみたように、進学・就職によって生じた地域分布の男女差は結婚後までの間にかなりの程度解消される。大都市圏に分布の偏る男子は、初めての就職と結婚の間に「大都市圏 非大都市圏」の移動が卓越することで、逆に非大都市圏に多く分布する女子は結婚前後に大都市圏方向への移動が卓越することで、双方が歩み寄る形で不均衡が和らぐことが「第4回人口移動調査」のデータより導かれた。ここでは、より一般的な統計である国勢調査の常住人口データを用いて、上記の内容の確認をおこなう。

図5は、各出生コーホートが加齢にともない、大都市圏居住割合をどのように変化させるかをみたものである。すでに大江(1995)が同様の形式で東京圏の対全国シェアを図示しているが、この方法は加齢にともなう分布変化をみるためにはわかりやすい表現方法である。大都市圏居住割合は、該当するコーホートの全国人口のうちどれだけが大都市圏に居住していたかを示す。また、出生コーホートを示すそれぞれの折れ線の種類は図1の出生コーホートに合わせるようにした。

この図で注目されるのは以下の点であろう。まず、ほぼすべてのコーホートで20～24歳の時点で大都市圏居住割合が最大となり、その後30歳代前半までは大都市圏居住割合が低下し、30歳代後半以降の大都市圏居住割合はほぼ一定となる。また、男女を比べると、20～24歳時点では同一コーホートであれば男子の大都市圏居住割合が女子より高いが、30歳代

図4 非大都市圏出生者のライフ・イベント間の大都市圏と非大都市圏の間の分布変化における結婚に関わる人口移動のシェア（第4回人口移動調査より：未婚者は除く）

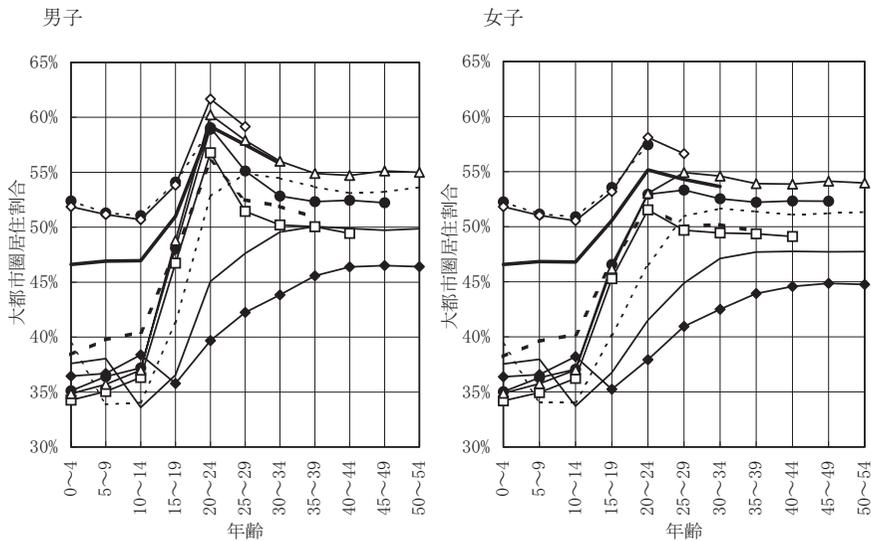


注：図2の分布変化のうち、「還流移動等」と「結婚前後」の合計を結婚に関わる人口移動とした。年齢は調査時点（1996年7月1日）の年齢。『第4回人口移動調査』による。

になると男女の差はわずかとなる。残念ながら、この図からはライフ・イベントは直接読みとれず、年齢、つまり加齢にともなう居住地の変化だけしかみることができない。しかし、図1、図2、図3で得られた知見をもとにすると、年齢とライフ・イベントをある程度結びつけることが可能である。まず、0～4歳、5～9歳、10～14歳は「出生時」あるいは「中学卒業時」に相当すると考えられる。大都市圏居住割合が多いのコーホートでピークを示す20～24歳は「第4回移動調査」での「初職時」の状況に近いと考えられる。結婚前後の居住地の変化はこの図からはわからないものの、30～34歳、あるいは35～39歳では、コーホートに属する人口の多くが結婚しており、「初婚直後」とみなすことができよう。もちろん、平均就職年齢、平均初婚年齢はコーホートごとに異なり、また就職年齢、初婚年齢の男女差も考慮すべきであろうが、それについての検討は今後の課題として、分析を先に進めたい。

ライフ・イベントと年齢の関連づけを以上のように仮定して図5をみると、各コーホートの分布変化の特徴については、「第4回人口移動調査」とほぼ同じ結果が得られる。すなわち、図5における20～24歳時の大都市圏居住割合の場合、図1と同様に、1940年代出生のコーホートが高い値を示している。ただし、1960年代前半出生のコーホートの大都市圏居住割合が国勢調査に基づいた図5のほうが高くなっているが、これは、図5が未婚者を含み、図1が有配偶者のみを対象としていることに由来すると考えられる。20～24歳から

図5 出生コーホートごとにみた加齢にともなう大都市圏居住割合(%)の推移



注：大都市圏に含まれる都府県は表1の注を参照。
1945年に国勢調査が実施されなかったため、
1947年調査のデータで代用していることに注意。
総務庁統計局『国勢調査報告』（各年次）により
作成。

出生コーホート

- 1971～75年
- ◆— 1966～70年
- 1961～65年
- - -■- - 1956～60年
- 1951～55年
- 1945～50年
- △— 1941～45年
- 1936～40年
- ◆— 1931～35年

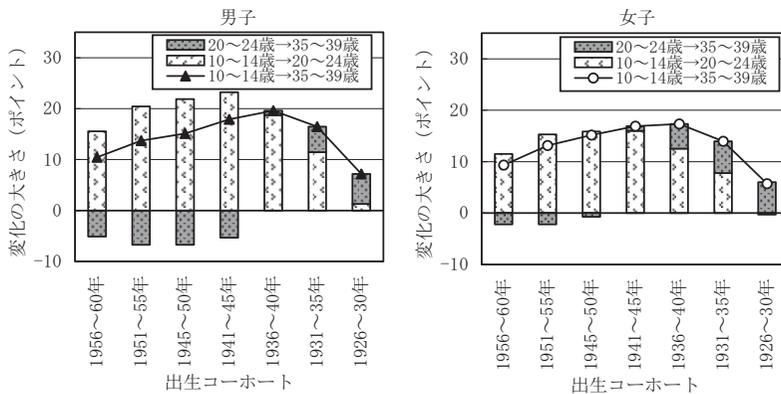
30歳代へ加齢するなかで、多くのコーホートが大都市圏居住割合を低下させる点も図1に合致している。この間の低下は男子でより顕著である。初職時から結婚後までの間、すなわち本稿でいう結婚に関わる人口移動の期間は、図1では2段階になっているが、図5ではそれらの区別ができず、とくに両段階での移動方向の異なることの多い女子については、図1と比較すると図5では多くの情報が失われている。「第4回人口移動調査」は、国勢調査では得られない人口移動のさまざまな側面を明らかにできることに加えて、国勢調査結果との矛盾もなく、十分に信頼性が高いことも、ここで改めて確認できた。

3. 結婚に関わる人口移動による地域人口分布の男女差の是正

図6は、図5をもとにして、特定期間における大都市圏と非大都市圏の間の分布変化を男女の出生コーホート別に整理したものである。変化の大きさは、各コーホートの大都市圏居住割合（図5）がそれぞれの期間に何パーセント変化したかを示すものである。10～14歳から20～24歳は出生時から学校卒業を経て初めての就職に至る期間に、20～24歳から35～39歳は初職時から結婚直後の期間、すなわち結婚に関わる人口移動の期間にそれぞれ対応すると考えられる。変化ポイントが正の値をとるのは各期間に該当の出生コーホートの分布が大都市圏方向へと変化したことを、負の値は非大都市圏方向へと変化したことを示す。また、折れ線は2つの期間の合計、すなわち10～14歳から35～39歳の間に各コーホートが分布をどれだけ変化させたのかを示している。各コーホートの大都市圏と非大都市圏の間の分布は30歳代後半以降ほとんど変化しないので、この値は各コーホートの分布が年少時から最終的な分布状態までにどれだけ変化したかをみる指標となる。変化ポイントの絶対値を用いていない点を除くと、「第4回人口移動調査」の結果に基づく図2に対して、図6は国勢調査から得られる各コーホートの加齢にともなう分布変化を整理したものと言える。

図6の男女の折れ線を見ると、年少時から最終的な分布状態に至る大都市圏と非大都市

図6 特定期間における大都市圏居住割合（%）の変化の大きさ



注：図5をもとに作成。大都市圏に含まれる都府県は表1の注を参照。
 注：総務庁統計局『国勢調査報告』（各年次）により作成。

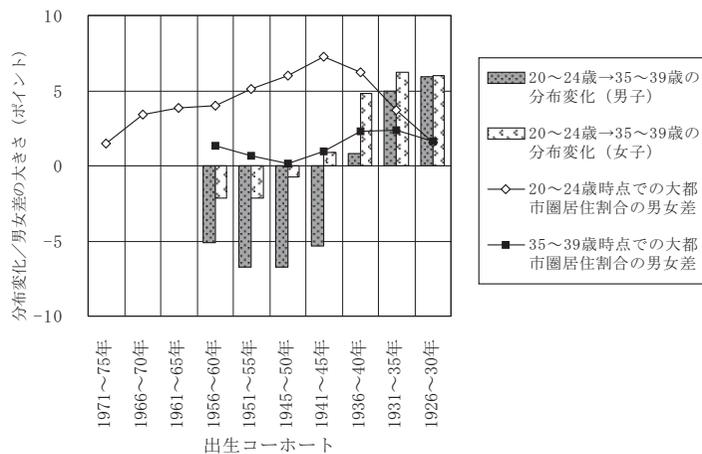
圏の間の分布変化は男女とも、1926～30年出生コーホート以降は増加を示し、1936～40年出生コーホートでピークに達する。その後出生コーホートについては、最近のコーホートほど分布変化は小さくなっている。同一コーホートの男女の値を比較した場合、1930年代出生コーホートで男子の値が女子を約2.5ポイント上回っている点を除くと、男女がほぼ同じ値となっており、20歳代前半までの大都市圏方向の移動で生じた男女差は、30歳代の後半までにおおむね解消されていることがわかる。

次に、男女別にくわしく検討してみよう。男子では、1935年以前の出生コーホートで20歳代前半以降も大都市圏方向への分布変化が確認できるが、これは「第4回人口移動調査」からも指摘されたものである。1940年代以降の出生コーホートでは20歳代以降の非大都市圏方向の分布変化が読みとれる。これは図1に関連して、還流移動と指摘した動きに相当する。大都市圏方向、非大都市圏方向の分布変化を合わせると、1940年代前半出生のコーホートで変化がもっとも大きい点も「第4回人口移動調査」の結果と一致している。

女子については、20歳代以降での大都市圏方向の移動が1930年代後半出生コーホートにもみられること、非大都市圏方向の分布変化が男子に比べて明瞭でないことが指摘できる。前者については、男子の還流移動がほとんどみられない1930年代後半出生コーホートでは、男女の地域分布の均衡を実現するために、結婚の際に女子が大都市圏方向に分布を変化させたと考えられる。後者については、図3の右の図にみられるように、女子の非大都市圏方向の還流移動と結婚時の大都市圏方向の移動が相殺されたことによるものであろう。その結果、1930年代後半出生コーホートでは女子の大都市圏方向の移動が、1940年代以降の出生コーホートでは男子の非大都市圏方向の移動が、20歳代前半までに生じた分布差の是正に寄与していることが、図6から読みとれる。

図7は結婚に関わる人口移動による地域人口分布の是正をより明確に示している。図7

図7 結婚に関わる人口移動による大都市圏居住割合(%)の男女差の是正



注：図5をもとに作成。大都市圏に含まれる都府県は表1の注を参照。

注：総務庁統計局『国勢調査報告』（各年次）により作成。

の2つの折れ線は図5における各コーホートの20～24歳時点、および35～39歳時点の大都市圏居住割合の男女差を表している。この期間にほとんどのコーホートで男女差が大幅に縮小していることが読みとれる。また、棒グラフは結婚に関わる人口移動に相当する20～24歳から35～39歳の分布変化（図6にも提示）を男女の比較ができるように描いたものである。1920年代後半から1930年代前半の出生コーホートはこの期間にも大都市圏への移動が男女ともみられ、分布の男女差は十分に縮小していない。また、1930年代後半出生コーホートでは、図3などで既に見たように、結婚の際に多くの女子が非大都市圏から大都市圏へ移動したものの、分布の男女差を完全に解消するには至っていないことが図7から読みとれる。1930年代の出生コーホートでは今日も大都市圏における男子の卓越の度合いが高い。1940年代前半出生のコーホートは20～24歳時点での男女の分布の差が最大であるが、男子の大幅な還流移動と女子の結婚時の大都市圏への移動によって、分布の男女差はほぼ解消されている。1940年代後半コーホートも同様の傾向である。このコーホート以降は女子の還流移動が次第に顕著になってくるため、還流移動と結婚時の大都市圏への移動が相殺されて、図7上では地域人口分布の不均衡は男子の還流移動のみで解消されているように見える。

より新しいコーホートを観察すると、20～24歳時点での人口分布の男女差がきわめて小さくなっていることがわかる。これはコーホートに占める大都市圏出生者の割合が高くなってきたこと、非大都市圏出生者の大都市圏への移動における男女差が小さくなっていることなどに起因する。また、35～39歳時点の人口分布の男女差が1950年代後半の出生コーホートで、わずかではあるが拡大の傾向を示している。この傾向は1960年代前半出生コーホートでもさらに強まると考えられるが、この要因としては、1980年代後半のバブル経済期に就職時期を迎えた1960年前後の出生コーホートでは、就職のために男子の大都市圏への移動が顕著であり、また大都市圏に留まる男子が多いことが直接の要因であると考えられ、これらのコーホートでは30歳代における性比が大都市圏で高くなっている。彼らが性比の低い非大都市圏に移動しないのは晩婚化との関連で興味深い。

・ おわりに

大都市圏と非大都市圏の間の人口移動、人口分布変動を考えると、進学と就職によって生じる20歳代前半までの地域人口分布の男女差の拡大期と、その後結婚に至るまでの男女差の縮小期に分けること、とくに後者を結婚に関わる人口移動として一括してみることにについて本稿で検討してきた。既存研究で議論されてきた大都市圏と非大都市圏の間の人口分布変化をめぐる議論のなかで、このような見方はどう位置づけられるのであろうか。第1に挙げておかなければならないことは、結婚に関わる人口移動はそれ自体が独立したのではなく、各コーホートで進学・就職の際に形成された地域人口分布の男女差に依存するという点である。どの程度の男女差が形成されるかに関しては、従来の研究でみたような経済的要因、そして進学移動、就職移動における男女差が重要であろう。

結婚に関わる人口移動として議論できるのは、既に存在する分布の男女差をどのようにして、どの程度解消するかという点である。どのようにして解消するかについては、男子が非大都市圏に戻る（＝還流移動）度合いと女子が結婚時に大都市圏へ移動する度合いのバランスで決まると考えられる。これには、大都市圏と非大都市圏の就業機会ないし所得の格差に加えて、きょうだい数などに依存するイエの継承なども大きく関わっているであろう。また、男女の分布の違いが最終的にどの程度解消されるかについては、各コーホートの生涯未婚率が重要である。

近い将来の展望を少し述べてみる。図7でもみたが、進学と就職のための移動による地域人口分布の男女差が1970年代以降出生のコーホートで急速に縮小している。一方、きょうだい数が減少しているため、進学・就職に際しての非大都市圏から大都市圏への移動続く限り、還流移動は今後も一定の割合で存在すると考えられる。さらに、生涯未婚率の上昇により、人口分布の男女差自体が完全に解消されないようになることも予想される。したがって、結婚前後での非大都市圏から大都市圏への女子の移動は今後減少していくものと考えられる。

本稿にはいくつかの問題点が残されている。とくに重要な問題だと思われるのが、女子の還流移動である。就職時以降の移動を一律に結婚に関わる人口移動と考える場合、女子の還流移動は説明が困難となる。すなわち大都市圏で常に性比が高く、女子が還流移動する必要性が説明できないのである。本稿は全国レベルの人口分布変動を重視して、個人レベルの意志決定プロセスには踏み込まなかったが、イエの継承、親との同居、親の介護など本稿で捨象してきた多くの問題が女子の還流移動に集約されているように思う。今後の課題としたい。

文献

- 伊藤 薫 (1990) 「地域間分配所得格差と人口移動：所得格差説の再検討と年齢構造の重要性（1955年～1986年）」『経済科学』第37巻4号, pp.293-318.
- 伊藤達也 (1984) 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の特色」『人口問題研究』第172号, pp.24-38.
- 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』72A, 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移動 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.80-93.
- 大江守之 (1995) 「国内人口分布変動のコーホート分析 東京圏への人口集中プロセスと将来展望」『人口問題研究』第51巻3号, pp.1-19.
- 河邊 宏 (1983) 「戦後日本の地域人口の変動と人口移動」『人口学研究』第6号, pp.7-14.
- 河邊 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』第175号, pp.1-15.
- 厚生省人口問題研究所編 (1988) 「昭和61年度実地調査 地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」(実地調査報告資料).
- 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.
- 中川聡史 (1996) 「コーホートからみた日本の大学卒業人口の分布変化 東京圏の動向」『人口問題研究』第52巻第1号, pp.41-59.

- 山口泰史, 荒井良雄, 江崎雄治 (2000) 「地方圏における若年者の出身地残留傾向とその要因について」『経済地理学年報』第46巻1号, pp43-54
- Ishikawa, Y. (1992) "The 1970s migration turnaround in Japan revisited: a shift-share approach", *Papers in Regional Science*, Vol.71, pp.153-173.
- Ishikawa, Y. and Fielding, A.J. (1998) "Explaining the recent migration trends of the Tokyo metropolitan area", *Environment and Planning A* Vol.30, pp.1797-1814.
- Ishikawa, Y. (1999) "Contribution of the demographic factor to the migration turnarounds in Japan, Sweden and Canada", *International Journal of Population Geography*, 5, pp.1-12.
- Kawabe, H. and Liaw, Kao-Lee, (1992) *Marriage and migration in Japan: an explanation by personal factors and ecological variables*, NUPRI Research Paper Series No.60, Nihon University Population Research Institute, 51p.
- Kawabe, H. and Liaw, Kao-Lee, (1994) "Selective effects of marriage migration on the population redistribution in a hierarchial regional system of Japan", *Geographical Review of Japan*, Vol.67(B)-1, pp.1-14.
- Nakagawa, S. (2000) "Internal Migration in Today's Japan", *Geographia Polonica*, Vol.73 No.1, pp.127-140.

Unbalanced Spatial Distribution of Gender and “Migration for Marriage” in Japan

Satoshi NAKAGAWA

Metropolitan-bounded migration of the non-metropolitan-born young people for further and higher education and for searching a first job has been dominated by males and caused an unbalanced spatial distribution of gender for those aged around twenty in Japan. This gender gap, males dominates in metropolitan area and females in non-metropolitan area respectively, narrows down almost completely after marriage. Based on cohort analysis of the “the forth migration survey” conducted in 1996 for whole Japan, this paper reveals that the narrowing process of the gender gap is classified into two aspects; non-metropolitan-bounded migration of males between the first job and marriage and metropolitan-bounded migration of females at marriage. The former one has been regarded as “return migration” and explained mostly by economic factors. The latter has never mentioned before because of the lack of empirical data. These two stages of migration for narrowing the unbalanced spatial distribution of gender can be considered “migration for marriage”. The cohort born after 1940 reduced their gender gap mainly by the non-metropolitan-bounded migration of the males while the female migration to the metropolitan area was important for cohort born before 1940.

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て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、 \hat{m} 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、 m 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} denotes 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.

研究ノート

地域移動と生活設計の変容：少子化・未婚化をめぐる一考察

原 田 隆 司*

近年の日本における少子化の要因である「未婚」化現象の背景として、若年者の地域移動パターンの変化を考察した。

10歳代の後半から30歳代の時期は、かつては、生まれた地域で一生を送る、高度経済成長期のように移動したひとつの大都市圏で生活を続けるなど、中長期的な人生設計のもとに移動することが典型であった。

この20-30年の間に若年者の移動パターンは変化した。地方出身の若年者にとって、移動先の選択肢は多様となり、移動は個人で決定するものとなり、短期的な計画にだけに基づくようになった。大都市での出会いも中長期的な人間関係の形成に結びつかない傾向がある。中長期的な生活設計のもとに地域を選び、Uターン、Iターンと呼ばれる意図的な移動をすることは、少数の例外的な現象にとどまっている。

結婚という決断が先送りされることになった背景には、中長期的な生活設計の決定が先延ばしにされるようになった変化があると推測される。

1. 問題の所在

近年の日本における「少子化」問題の最大の要因は「未婚」化であるとされ、既に多くの議論がある（阿藤1997、金子1995、宮本・岩上・山田1997など）。本稿は、この問題について、若年者の地域移動パターンの変化という側面から新たにアプローチしようとするものである¹⁾。

結婚は個人の選択であるという考え方は、現代において顕著になっていると考えられる。そして、「結婚が個人的な出来事と認知されるようになるほど、『探す』、『愛する』、『暮す』・

* 甲南女子大学人間科学部行動社会学科

1) 本稿は、1997-99年度厚生科学研究「少子化についての専門的研究」（主任研究者、平山宗宏日本子ども家庭総合研究所所長）のうち「晩婚化・未婚化の要因をめぐる実証的研究」によるものである。この研究は、阿藤誠（国立社会保障・人口問題研究所副所長）を代表者として、井上俊（京都大学大学院文学研究科教授）、坪内良博（京都大学大学院アジア・アフリカ地域研究研究科長）、宝月誠（京都大学大学院文学研究科教授）、吉田純（京都大学大学院文学研究科助手）との共同研究として行われた（肩書きは当時）。本稿は、この研究成果の一部を筆者の責任においてまとめたものである。この研究に協力していただいた日本各地の皆さん、貴重な助言をいただきました日本子ども家庭総合研究所の皆さん、そして調査の実施と分析に協力していただいた京都大学文学部社会学教室の大学院生と学部生の皆さんに感謝します。また、本稿に貴重なコメントをいただいた『人口問題研究』編集委員会にもお礼を申し上げます。

『働く』、『生きる』・『育てる』、そして『死ぬ』という自分自身の人生の重要な課題と、結婚生活の課題とのマッチングがより複雑なものとならざるをえない」(正岡1994, p.49).
 どのような生活がよりよい結婚に結びつくのか、どのような結婚がその後の人生をより望ましいものにするのか。結婚というものは、今日、人生の設計の大きな局面として、未婚者(その多くは若年者)が自分自身で判断するものとなったと考えられる。

若年者は、結婚に先行して、高校卒業後の就職・進学について選択し決定する。ここには地域移動という問題が生じる。とりわけ地方で生まれた人びとの生活設計は、地域移動ということ意識せずには成り立たない。実際にそこで長期間過ごすかどうかは別としても、自分自身の生活設計を考えはじめる頃から、都市部を中心とした他地域への移動について意識せざるを得ない状況があるであろう。

高校卒業後の地域移動が10歳代後半から20歳代の生活を規定する主要な問題のひとつとすれば、それは結婚という選択にも無関係ではないと考えられる。従来の未婚研究の多くが、男性もしくは女性のいずれかの意識だけ、あるいは両者の違いや「ずれ」に焦点をあてていたのに対して、本研究は、性差の問題よりも、未婚の若者たちが直面している(させられている)進学・就職のための地域移動という行動と結婚との関連について取り上げる。なお、この研究は特に地方出身者と地方で暮らす人々を対象として行ったために、本稿での議論も地方出身者と地方に移動した人々に限定している²⁾。

表1は、大都市圏から離れたところに位置する高知県における高校卒業後の進路を整理したものである。この20年間、地元(県内)にとどまる割合は30%前後で推移している。高校卒業の直後に三大都市圏に移動する比率が減少し、三大都市圏以外の県外へ移動する率が高くなっているのである。この変化は、移動先の多様化を示していると考えられる。

表1 高知県の高校卒業者の進路 (%)

| 年 | 地元(県内)への就職・進学者 | 三大都市圏への就職・進学者 | 三大都市圏以外の県外への就職・進学者 | 計 |
|------|----------------|---------------|--------------------|-------|
| 1975 | 32.8 | 40.1 | 27.1 | 100.0 |
| 1980 | 37.3 | 32.4 | 30.3 | 100.0 |
| 1985 | 35.1 | 32.0 | 32.9 | 100.0 |
| 1990 | 29.8 | 29.0 | 41.2 | 100.0 |
| 1995 | 30.0 | 23.0 | 47.0 | 100.0 |

(資料：文部省『学校基本調査』)

*各年3月の卒業者

**三大都市圏：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県

2) 本研究は、時間的な制約などから、都市部出身の人々を対象とした調査は実施していない。しかし、本稿で取り上げるような生活する場の不安定性は都市部出身者についても該当するのではないかと考える。進学・就職の選択肢が多様となり、また移動することが困難ではなくなった現在、都市部であっても出身地で生活を続けることが特別な意味をもっているとは考え難いからである。

本稿では、1) 未婚期における大都市での出会いがその後の人間関係の形成に結びついていないのではないかと示し、2) これとは対照的に、数の上では少数であるが、Uターン、Iターンと呼ばれる意図的な移動経験者は、比較的早い時期から生活設計をたてて地域を選び、結婚に至っていることを示す。そして、3) 10歳代後半から20歳代において、地元に残ることも含め、地域移動の選択範囲が広がったことが、結果として、自分の生活設計を最終決定する時期を遅らせ、それが未婚期間の長期化をもたらしている、という仮説を提示する。

2. 地域移動と結婚

(1) 地域移動と意識の変化

結婚に関する意識をとらえるために、高知県下のある市に位置する高等学校の卒業生で、32-34歳、42-44歳の人々を対象とし、郵送調査を実施した。高校卒業後から3歳きざみで19歳、22歳、25歳、28歳の4時点における居住地の変化、日常的なつきあい、生活満足度、居住継続の意思、生活設計の見通し、結婚に関する意識などについて、同一質問を用いて比較した。この調査は1998年2月に実施し、発送数は947、有効回答数は175、回答率18.5%であった³⁾。世代間の違いはみられなかったため、ここでは全体の傾向を示した。

表2、3、4には、結婚の意思と他の回答との関連性を時点別にまとめた。どの時点においても、「結婚したくない」と考えていたという回答者はきわめて少ない。結婚の意思の強さが相違すれば、結婚を話題にする頻度、結婚しなければならないと感じる程度にも相違がある。「特に何とも思わなかった」場合には、家族とも家族以外とも「あまり話さなかった」という回答の比率が高い。また、家族よりも家族以外の人と話題にするほうが多い。

回答者のうち既婚者について、配偶者と知り合ったきっかけをまとめると、「仕事・職場」がどの時点でも多く、しかも結婚年齢の上昇と共にその比率は上昇する(表5)。これとは対照的に、「学校の同級生・先輩・後輩」「遊びの場」「友人の紹介」は年齢の上昇と共に減少する。また、結婚年齢が22-25歳と25-28歳のグループでは「見合い」が10%以上となっている。

表6は、18-21歳、22-24歳、25-27歳という結婚年齢別の3グループに、28歳時点で未婚であったグループを加えた計4グループ間で、未婚期間(未婚の場合は28歳まで)における移動歴を比較したものである。18-21歳で結婚した人たちの約半数は市外への移動歴がなく、結婚年齢の上昇と共に、その割合は減少し、逆に大都市圏への移動歴ありの割合が上昇する。28歳時点で未婚の人たちが最も高率となっている。

28歳時点で未婚の人たちの意識を、加齢による影響を少なくするために、25-27歳で結婚した人たちに限定して比較した(表6、7、8、9)。28歳時点で未婚の人たちは、25-27歳で結婚した人たちと比較して、「時間を過ごす際に最も大切にしたい人たち」として「仕事・

3) 175名の回答者は男性が40.0%、女性が60.0%、30歳代が50.9%、40歳代が49.1%である。ケース数が多くないこと、世代間では大きな差がなかったこと、そして、先に触れたように性別ではなく未婚・既婚の区分を中心にしたために、ここでは男女別の考察はしていない。

表2 「結婚の意思」と「家族と結婚を話題にした程度」

(%)

| | 家族と結婚を話題にした程度 | | | | | | | |
|-------------|---------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | よく話していた | 時々話していた | あまり話さなかった | 計 | よく話していた | 時々話していた | あまり話さなかった | 計 |
| | 19歳 | | | | 22歳 | | | |
| 早く結婚したい | 0.0 | 22.2 | 77.8 | 100.0(9) | 31.3 | 25.0 | 43.8 | 100.0(16) |
| いずれは結婚したい | 0.0 | 10.3 | 89.7 | 100.0(68) | 4.4 | 26.7 | 68.9 | 100.0(90) |
| 結婚したくない | 20.0 | 0.0 | 80.0 | 100.0(5) | 20.0 | 20.0 | 60.0 | 100.0(5) |
| 特に何とも思わなかった | 1.1 | 2.2 | 96.6 | 100.0(89) | 0.0 | 2.0 | 98.0 | 100.0(49) |
| 計 | 1.2(2) | 6.4(11) | 92.4(158) | 100.0(171) | 6.3(10) | 18.8(30) | 75.0(120) | 100.0(160) |
| | 25歳 | | | | 28歳 | | | |
| 早く結婚したい | 48.0 | 28.0 | 24.0 | 100.0(25) | 39.1 | 47.8 | 13.0 | 100.0(23) |
| いずれは結婚したい | 14.7 | 45.6 | 39.7 | 100.0(68) | 8.1 | 62.2 | 29.7 | 100.0(37) |
| 結婚したくない | 0.0 | 42.9 | 57.1 | 100.0(7) | 0.0 | 33.3 | 66.7 | 100.0(3) |
| 特に何とも思わなかった | 0.0 | 10.5 | 89.5 | 100.0(19) | 0.0 | 38.5 | 61.5 | 100.0(13) |
| 計 | 18.5(22) | 36.1(43) | 45.4(54) | 100.0(119) | 15.8(12) | 52.6(40) | 31.6(24) | 100.0(76) |

()内は回答数

質問 結婚の意思：ご自身の意思としては、結婚についてどのように思っていましたか。

家族と結婚を話題にした程度：ご自身の結婚について、家族と、どの程度話していましたか。

表3 「結婚の意思」と「家族以外の人と結婚を話題にした程度」

(%)

| | 家族以外の人と結婚を話題にした程度 | | | | | | | |
|-------------|-------------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | よく話していた | 時々話していた | あまり話さなかった | 計 | よく話していた | 時々話していた | あまり話さなかった | 計 |
| | 19歳 | | | | 22歳 | | | |
| 早く結婚したい | 22.2 | 33.3 | 44.4 | 100.0(9) | 28.6 | 35.7 | 35.7 | 100.0(14) |
| いずれは結婚したい | 2.9 | 27.9 | 69.1 | 100.0(68) | 10.1 | 48.3 | 41.6 | 100.0(89) |
| 結婚したくない | 20.0 | 40.0 | 40.0 | 100.0(5) | 20.0 | 20.0 | 60.0 | 100.0(5) |
| 特に何とも思わなかった | 3.4 | 9.1 | 87.5 | 100.0(88) | 0.0 | 22.4 | 77.6 | 100.0(49) |
| 計 | 4.7(8) | 18.8(32) | 76.5(130) | 100.0(170) | 8.9(14) | 38.2(60) | 52.9(83) | 100.0(157) |
| | 25歳 | | | | 28歳 | | | |
| 早く結婚したい | 68.0 | 20.0 | 12.0 | 100.0(25) | 60.9 | 30.4 | 8.7 | 100.0(23) |
| いずれは結婚したい | 16.4 | 62.7 | 20.9 | 100.0(67) | 5.4 | 59.5 | 35.1 | 100.0(37) |
| 結婚したくない | 0.0 | 14.3 | 85.7 | 100.0(7) | 0.0 | 33.3 | 66.7 | 100.0(3) |
| 特に何とも思わなかった | 0.0 | 15.8 | 84.2 | 100.0(19) | 0.0 | 30.8 | 69.2 | 100.0(13) |
| 計 | 23.7(23) | 43.2(51) | 33.1(39) | 100.0(118) | 21.1(16) | 44.7(34) | 34.2(26) | 100.0(76) |

()内は回答数

質問 結婚の意思：ご自身の意思としては、結婚についてどのように思っていましたか。

家族以外の人と結婚を話題にした程度：ご自身の結婚について、家族以外の人たちと、どの程度話していましたか。

職場の人たち」を回答する率が低く、「学校（時代）の人たち」の率が高い。また、「一人で過ごす」時間を最も大切にすると回答する率が、25-27歳で結婚した人たちよりも高い。このことより、高校卒業後移動をした若年者の中で、新しい人間関係を築く機会が少ないと考えられる人たちにおいて未婚期の長期化する傾向があるのではないかと推測される。

表4 「結婚の意思」と「結婚しなければならないと感じていた程度」 (%)

| | 結婚しなければならないと感じていた程度 | | | | | | | |
|-------------|---------------------|-----------|--------------|------------|-----------|-----------|--------------|------------|
| | 強く感じていた | 少し感じていた | ほとんど感じていなかった | 計 | 強く感じていた | 少し感じていた | ほとんど感じていなかった | 計 |
| | 19歳 | | | | 22歳 | | | |
| 早く結婚したい | 0.0 | 22.2 | 77.8 | 100.0(9) | 56.3 | 37.5 | 6.3 | 100.0(16) |
| いずれは結婚したい | 0.0 | 10.3 | 89.7 | 100.0(68) | 0.0 | 34.4 | 65.6 | 100.0(90) |
| 結婚したくない | 20.0 | 0.0 | 80.0 | 100.0(5) | 0.0 | 20.0 | 80.0 | 100.0(5) |
| 特に何とも思わなかった | 1.1 | 2.2 | 96.6 | 100.0(89) | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 100.0(49) |
| 計 | 1.2(2) | 6.4(11) | 92.4(158) | 100.0(171) | 5.6(9) | 23.8(38) | 70.6(113) | 100.0(160) |
| | 25歳 | | | | 28歳 | | | |
| 早く結婚したい | 80.0 | 20.0 | 0.0 | 100.0(25) | 73.9 | 26.1 | 0.0 | 100.0(23) |
| いずれは結婚したい | 1.5 | 63.2 | 35.3 | 100.0(68) | 5.4 | 64.9 | 29.7 | 100.0(37) |
| 結婚したくない | 0.0 | 14.3 | 85.7 | 100.0(7) | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 100.0(3) |
| 特に何とも思わなかった | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 100.0(19) | 0.0 | 7.7 | 92.3 | 100.0(13) |
| 計 | 17.6(21) | 41.2(49) | 41.2(49) | 100.0(119) | 25.0(19) | 40.8(31) | 34.2(26) | 100.0(76) |

() 内は回答数

質問 結婚の意志：ご自身の意思としては、結婚についてどのように思っていましたか。

結婚しなければならないと感じていた程度：ご自身の結婚について、家族と、どの程度話していましたか。

表5 結婚年齢別の配偶者と知り合ったきっかけ (%)

| 配偶者と知り合ったきっかけ | 19歳 - 21歳で結婚 | 22歳 - 24歳で結婚 | 25 - 28歳で結婚 | 計 |
|---------------|--------------|--------------|-------------|------------|
| 仕事・職場 | 27.3 | 35.7 | 40.9 | 37.1 (36) |
| 学校の同級生・先輩・後輩 | 27.3 | 16.7 | 13.6 | 16.5 (16) |
| 学校以外のクラブ・サークル | 9.1 | 2.4 | 9.1 | 6.2 (6) |
| 遊びの場 | 18.2 | 4.8 | 4.5 | 6.2 (6) |
| 旅先 | 0.0 | 2.4 | 0.0 | 1.0 (1) |
| 家が近所 | 0.0 | 2.4 | 0.0 | 1.0 (1) |
| 友人の紹介 | 18.2 | 11.9 | 11.4 | 12.4 (12) |
| 見合い | 0.0 | 14.3 | 13.6 | 12.4 (12) |
| 職業的仲人・結婚相談所 | - | - | - | - (0) |
| その他 | 0.0 | 9.5 | 6.8 | 7.2 (7) |
| 計 | 100.0 (11) | 100.0 (42) | 100.0 (44) | 100.0 (97) |

() 内は回答数

表6 結婚年齢別の未婚の時期における地域移動歴の比較 (%)

| | 出身市内 | 高知県内 | 四国内 | 大阪圏 | 名古屋圏 | 東京圏 | 左記以外 | 計 |
|-------------|------|------|-----|------|------|------|------|------------|
| 19歳から21歳で結婚 | 45.5 | 9.1 | 0.0 | 27.3 | 0.0 | 18.2 | 0.0 | 100.0(11) |
| 22歳から24歳で結婚 | 21.4 | 9.5 | 7.1 | 35.7 | 7.1 | 14.3 | 4.8 | 100.0(42) |
| 25歳から27歳で結婚 | 18.6 | 14.0 | 7.0 | 25.6 | 9.3 | 18.6 | 7.0 | 100.0(43) |
| 28歳時点で未婚 | 15.8 | 11.8 | 7.9 | 35.5 | 3.9 | 22.4 | 2.6 | 100.0(76) |
| 計 | 19.8 | 11.6 | 7.0 | 32.6 | 5.8 | 19.2 | 4.1 | 100.0(172) |

() 内は回答数

未婚の時期において、居住地別の移動パターンを示した。「出身内」は市外での居住経歴がない、「高知県内」は県外での居住経歴がない、「四国内」は四国の外での居住経歴がないことを示している。

表7 未婚・既婚の比較 交際相手の相違

(%)

| | 仕事・職場の人たち | 学校(時代)の人たち | クラブ・サークルの人たち | 近所の人たち | 一人で過ごす | 計 |
|-------------|-----------|------------|--------------|--------|--------|-------------|
| 25歳から27歳で結婚 | 48.8 | 34.9 | 11.6 | 2.3 | 2.3 | 100.0 (43) |
| 28歳時点で未婚 | 36 | 42.7 | 10.7 | 1.3 | 9.3 | 100.0 (75) |
| 計 | 40.7 | 39.8 | 11 | 1.7 | 6.8 | 100.0 (118) |

()内は回答数

質問 交際相手：家族以外では、どのような人たちと過ごす時間を大切にしていたか、最も大切にしていた人たちを、次の1～5から選んでください。

表8 未婚・既婚の比較 居住継続の意思

(%)

| | ずっと住み続けたい | 当面は住み続けたい | 住み続けたくない | 特に何とも思わなかった | 計 |
|-------------|-----------|-----------|----------|-------------|-------------|
| 26歳から27歳で結婚 | 27.9 | 25.6 | 20.9 | 25.6 | 100.0 (43) |
| 28歳時点で未婚 | 26.3 | 23.7 | 26.3 | 23.7 | 100.0 (76) |
| 計 | 26.9 | 24.4 | 24.4 | 24.4 | 100.0 (119) |

()内は回答数

質問 居住継続の意思：もし事情が許せば、住んでいた地域にその後も住み続けたいと思っていましたか。

表9 未婚・既婚の比較 生活設計

(%)

| | 当面のことだけ考えていた | 数年先のことまで考えていた | 10年くらい先まで考えていた | 10年以上先のことまで考えていた | 計 |
|-------------|--------------|---------------|----------------|------------------|-------------|
| 25歳から27歳で結婚 | 25.6 | 60.5 | 7.0 | 7.0 | 100.0 (43) |
| 28歳時点で未婚 | 36.8 | 46.1 | 10.5 | 6.6 | 100.0 (76) |
| 計 | 32.8 | 51.3 | 9.2 | 6.7 | 100.0 (119) |

()内は回答数

質問 生活設計：自分自身の生活について、どの程度先のことまで考えていましたか。

未婚期に生活設計が長期的に(10年またはそれ以上)できていたという回答は全般的には多くない。しかし、25-27歳で結婚した人たちは、28歳時点で未婚の人たちよりも、「数年先のことまで考えていた」率が高い。

以上の調査結果から直ちに断定的なことは指摘できないが、大都市圏など出身地の外への移動に伴い、生活の場の不安定化、人間関係の変化(それまでの人間関係を継続することが容易ではないので、新しい人間関係を築く必要がある)に直面している状況がうかがえる。また、中長期的な生活設計と結婚との間に何らかの関連があることが示唆される。結婚の意思があるにもかかわらず未婚の期間が伸びている背景に、このような状況が絡んでいる可能性も推測されるのである⁴⁾。

4) 意識調査、とりわけ過去の事実経過だけでなく意識を問うような調査の場合、回顧することによって生じる「バイアス」の問題がある。そのような限界は、結婚といった主題においては、調査方法にかかわらず生じるものだといえるだろう。

3. 意図的な地域移動とその意識 - Uターン・Iターン -

中長期的な生活設計をたてた地域移動が、Uターン、Iターン現象と考えられる。ここでは、はじめに地方出身で大都市圏に居住する人たちのUターンの意識について考察し、次いでUターンとIターンの実践者からインタビューした結果をまとめる。

(1) 大都市圏で生活する地方出身者のUターン意識

大都市圏で生活する人びとの生活設計とUターンに関する意識について、高知県と同じように若年者の県外への移動が続いている宮崎県の出身で大都市圏（近畿圏、東京圏）⁵⁾に生活する30歳代前半の人びとを対象として郵送調査を行なった（1998年11月-1999年2月）。宮崎県下の11の高等学校・高等専門学校の卒業生で大都市圏で居住している人たちを対象とした。対象者数は803、回答者数は233（回答率29.0%）であった。

全体の傾向をみると、高校・高専に入った頃は、将来の生活の場について明確に考えていたという人は少ない（表10）。大都市は、実際に住んでみて「便利」であるが、それを「魅力」とは思わず、出身地に戻りたいという意向もかなりある（表11）。親の面倒をまなるといけないうこと、家族や友人がいること、また子育ての協力を期待できるという指摘もあった。これに対してUターンの意思がない人たちは、仕事には生き甲斐を感じているが、大都市という場所そのものに魅力があるとはいえないと考えている。たとえば、子育ての場として、老後を送る場として、大都市圏は否定的にとらえられている。

多様な回答のなかから、未婚の人たちの考え方を紹介しておこう。

表10 高校・高専入学時における将来の展望

(%)

| 出身市町村およびその周辺 | 宮崎県内の他地域 | 県外の大都市圏（東京、名古屋、大阪、福岡など） | それ以外の地域 | 特に考えていなかった | 計 |
|--------------|----------|-------------------------|---------|------------|-------------|
| 18.1 | 9.1 | 33.2 | 3.4 | 36.2 | 100.0 (232) |

() 内は回答数

質問 将来の展望：高校・高専に入学された頃、ご自身としては、将来どこで生活しようと思っていましたか。

表11 将来のUターンの意思

(%)

| | 非常にある | かなりある | ある程度ある | あまりない | 計 |
|-----|-------|-------|--------|-------|-------------|
| 未婚者 | 10.5 | 21.1 | 38.6 | 29.8 | 100.0 (57) |
| 既婚者 | 22.3 | 12.0 | 36.0 | 29.7 | 100.0 (175) |
| 計 | 19.4 | 14.2 | 36.6 | 29.7 | 100.0 (232) |

() 内は回答数

質問 Uターンの意思：もし事情が許せば、将来、宮崎県に戻って住みたいという気持ちは、どの程度ありますか。

5) ここでは、「近畿圏」は滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県、「東京圏」は、東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県である。

男性, 30歳

高校卒業後、進学のため18歳で福岡へ、19歳から近畿圏へ移動。近畿圏は「希望するものが容易に手に入る。旅行しやすい。様々な人間と知り合いになれる」が「住み続けたくない」。一方、出身地は「スポーツする施設・環境が豊富。人混みがない」。しかし、戻って住みたいという気持ちは「ほとんどない。知人のほとんどが地元を離れているうえに、働き場所がなく、将来のプランが立てられない。福岡、熊本、鹿児島には住みたい気持ちがある」。

女性, 32歳

26歳で就職のため出身地を離れて近畿圏へ移動。「なかなか慣れるのが難しい」と思ったが「史跡の多さ、交通が便利、情報が多く得られる、勉強したいことややりたいことがしやすい環境」であり「当面は住み続けたい」。これに対して出身地は「家族・友人と会える。気候が温暖、水がきれい、地域との結びつきが強い」。戻って住みたいという気持ちは「ある程度はある」。通信制の大学を卒業後「今の仕事を続けるか、帰るかを検討中」。

最初の回答者の「知人のほとんどが地元を離れているうえに、働き場所がなく、将来のプランが立てられない」というコメントは、現代において人間関係を累積的に築くことのできる場が失われてきたことを示唆していると考えられる。出身地では進学先や就職先が限られているために生活を継続することが難しく、大都市圏での生活は実際にはそれほど魅力的ではないという現状が、地方中核都市志向となって表れている。それが「福岡、熊本、鹿児島には住みたい気持ちがある」という判断である。近年の若者たちの移動先は、かつてない程に多様になっていると推測できる。後の女性回答者の、当面は大都市圏に住みつけたいが、戻ってみたいという気持ちも「ある程度ある」ので、「今の仕事を続けるか、帰るかを検討中」というコメントは、長期的な生活設計をして移動するということが容易ではないことを示していると考えられる。

(2) Uターン経験者の意識

それでは、実際にUターンを経験した人々は、地方と大都市圏の間の移動について、どう考えているのであろうか。高知県下の中山間地において、同一町内のUターン経験者から、世代別の比較に焦点をあてて、各世代の人たちにインタビュー調査を実施した。その一部を、世代間の比較と現代の若者たちに関係する部分を中心にして紹介しておきたい。なお、ここにあげたのは、いずれも既婚の人たちである。

昭和20年生まれの男性（昭和38年高校卒業後に大阪へ、2年後にUターン）

「働くなら都会ぐらいしか頭になかったですね。とにかく都会でしたね。中学校、高校あたりから、その後をどうしようかっていう考えがもともとあったみたいな感じもしますが。都会に憧れた時代ですのですね」

帰ってくることは考えていましたか？「考えてませんね。まず田舎に帰るということは」

今は昔ほど出るのが当然ではなくなりましたか？「そら、ないですね。今の子供は、そんな

に兄弟がたくさんおるような人も最近おらんしね。なるべく親としては近くにおりたいんじゃないですか。それに、道路事情も僕らの若い頃と相当変わってますのでねえ」

ここにずっといるのと都会に出るのとでは大きな差はありませんか？「ないですね、今は、けっこう高知市あたりで都会的なところもあるしね。大学を出て一流企業に就職した人は別として、高校出て行って企業に入ってですね、まあ人にもよるでしょうけど、本音としてはやっぱり田舎に住みたいかもわからんですね。昔と違って、出て行くのが当たり前という感覚もないと思いますけんね。子どもは多くても2、3人ですからね、親としては近くにおきたいという感覚もあるかもわからんですね」

昭和17年生まれ男性（昭和36年高校卒業後に大阪で就職、4年後にUターン）

「青年なんかと付き合いあるんですけど、やっぱり職場もほしい。統一した考え方ですよ。え。こちらで生活できて、若者が退屈もせずに、都会なみに刺激のある遊び場所があれば、田舎におりたいと、家におりたいと、それはみんな思ってますねえ。もちろん都会に憧れて行く人もあるでしょうけど。地元に住む要因に、安定した仕事がほしい、今の時代は若者は文化的な生活に憧れますし、ひとつの家で親と同居するよりは、文化的な住宅へ入ってという気持ちもありますね」

昭和44年生まれ女性（昭和59年中学卒業後に高知市内の高校へ、卒業後東京圏に出て短大を卒業、2年間の就職を経て結婚後Uターン）

現在の若者の意識について「家から通える範囲内での仕事じゃないでしょうか。家から通える範囲内で町外で仕事してる子はいますけどね。今は車でスッと出ていけば、遊び場所、テーマパークもあるし、土日をかければ大阪でも行こうと思えば行けるし。ですからそんなに都会と区別はないんじゃないでしょうか。都会自体にそれほど、今の若い子は、魅力を感じてないんじゃないのかねえ。地元で仕事ができれば地元でね、残りたいと思ってるんじゃないでしょうかね」

20歳代後半の男性（高校を卒業後、高知市内に就職してから1年後に地元企業にUターン就職）

「高校出て高知で勤め出して、それから3回4回ほど仕事を変えて、自分の父親が病気になって、すぐ帰ってくることに.... 僕は次男なんですけど、長男がもう出てますんで。いずれは戻ってこようと思ったけど、これほど早くなるとは思ってなかったです。帰って来て良いなあと思うことはないね。ずっと都会にあこがれていたしね。出ていったらなじめないっていうか、田舎者は田舎者と再確認しましたね。空気がうまいし時間が経つのは遅いしね。でも外で働いてみると田舎は田舎のええ所もあるかなという気はしますね。すぐに飽きるけど。はじめはそういう考えはなかったけどね、都会へ出て色々な世界を見たいなという気はあったけどね。都会も今もええとは思うけど、住んだあと都会を見ると、遊びに行くにはええ、でも住んだら大変やなあ」と

今は、外に出たいという強い希望を持っている人は余りいない？「それはそれで一概に言

えない。やりたい仕事があれば出て行くけど、とりあえず流されているわけで、自分の意思でどうのこうのしているわけじゃないんで。専門学校とかねそういう所を出た子はそういう意識を持っていると思うんですよ。それは意識があるから専門学校へ行く。僕らは行ってないでしょ、だから時に流されてっていうような感じがあるのかもしれないな。仕事さえあれば問題ないわね。自分が好きな仕事と収入があればどこでも問題はないと思う」

30年程前には、大都市圏で仕事を続けることが前提であった。しかし10年程前からは、「地元志向」が強くなっている。その背景としては、交通の整備や情報化により、近距離の範囲で都市的なライフスタイルを手に入れられるようになったことが指摘されている。

その結果、人生をどこで過ごすかは個人の選択となり、いくつかの具体的な居住地を選択できるようになり、大都市にあこがれ、そこでの生活を志向する人たちがいる一方で、可能であれば地元で過ごしたいという人もいるのが現状のようである。選択肢が多様になったということは、かつてよりも生活設計を最終決定するタイミングが遅くなっていることを意味すると考えられる。

(3) 大都市と地方の共通性

時代によってこのような違いが生じた背景には、日本の地方と大都市との関係が大きく変化したことがあるだろう。大都市との関係における農山村の変化のひとつは、徳野貞夫によれば、移動性と流動性が高くなったことである。

「現在の農山村居住者と昭和30年代以前の居住者を比較した場合、一つの特徴は、住民属性の移動性（転居・来住などの長期間移動）や流動性（日常生活のなかでの通勤・通学などの移動）が非常に高くなっていることである。（中略）山口県下で行った調査によれば、20歳台から30歳台では3分の1が土着型居住者、3分の1がUターン型居住者、3分の1が来住型居住者になっている。特に、男性ではUターン型、来住型を合わせると6割近くが移動歴を持っていた。一方、女性では『結婚するまでは他所で暮らしていた』が45.9%であるが、30歳以上（既婚者中心）では9割近くになる」（徳野1998, p.157）。

これは、より詳細に検討すると、次のような地域間の違いから生じる。

「農山村ほど伝統的な結婚圧力（結婚するのが当たり前という社会意識）が高い。その結果、30歳を過ぎて結婚していない女性に対する風当たりは強い。（中略）しかし、現在、女性でも産業構造の変化や高学歴化さらには地域移動の増大によって、未婚者に風当たりの強い農山村に暮らさなければ生活できないという状況ではなくなった。だから、故郷に帰れば『結婚、結婚』という親や周囲から離れて、若い女性は都市部に滞留する。その結果、農村部の男性はますます結婚対象者不足となってくる。（中略）次に明白なこ

とは、未婚率のパターンは男女によって地域差があるということである。すなわち、女性の未婚率は都心部、中核都市、都市近郊、中山間地、山間地の順で低くなる。いいかえれば、この順で独身女性が少なくなっているのである。(中略)一方、男性の未婚率は、都市部で高く、近郊農村で低く、過疎農山村で再び高くなるというV字型になっている。すなわち、近郊農村は家や地域の婚姻圧力も高いが、都市部とのアクセスも容易なため未婚女性との接触チャンスが多く、婚姻率が高くなるのである。しかし、過疎農山村では周囲の結婚圧力が高くて、肝心の未婚女性がいらないから花嫁不足が地域問題化してくるのである」(徳野1998, pp.178-179)。

同様の指摘は、国土庁計画・調整局編(1998)にもある。「国勢調査によって、都市規模別の年齢別女子未婚率を比較すると、大都市部及び地方部で未婚率の高いことが分かる」(p.55)というデータが示されている。市町村区の人口規模と年齢別未婚率の関係が分析され、次のような結果が得られるという。

「年齢層が高いところで、人口規模1万人程度で最も未婚率が低く、人口が大きくなる、あるいは小さくなるにつれて、未婚率が高いという関係がある。したがって、大都市部あるいは、人口規模の極めて小さい町村において、高年齢層で未婚率が高く、都市化が晩婚度を高めている可能性があることが分かる」(国土庁計画・調整局編1998, pp.57-58)。

そして、「女性の労働力率が高い地域ほど、晩婚度は高いものの非婚度が低く、女性が結婚しやすくなっている。(中略)女性が働き続けやすい地域ほど、結婚もしやすいことを意味しているといつてよいだろう」と指摘されている(国土庁計画・調整局編1998, p.78)。

都市部では男女とも未婚率が高く、過疎農山村では男性の未婚率だけが高い。そして、近郊農村では、男性の未婚率は低い。本研究の観点から言い換えれば、生活設計が長期的に確立できない大都市部と、男性だけが長期的な生活の場と決定している過疎農山村において未婚率が高い、ということになるだろう。

(4) Iターンという現象

近年になって、大都市圏出身者が地方に移動するIターンとよばれる現象が目立つようになった。現在のところは特別な移動パターンであり、件数は多くないが、そこからは現代の若者の長期的な生活設計に関する示唆が得られる。北海道と新潟県で実施したインタビュー調査のなかから、生活設計についてのコメントをいくつか紹介しておきたい。ここで取り上げたIターン者もいずれも既婚である。

北海道在住の男性(35歳)神奈川県川崎市出身、大学から北海道へ。

北海道への憧れについて「漠然と、中学生のころからですね。北海道にいたいということ

で、北海道の牧場ということにあこがれました。来て10年間、広いとこ車で走ってますよね、周り見渡してなんか景色見ながらね、走ってる音がいいなと思います」

人間関係について「都会はもうまるっきり無視しちゃうっていう部分もあるんですけども、やっぱりひとりひとりがね、人間味にあふれてるし、もうそこに慣れちゃったらもうこっちのもんだっていう、自分のペースに相手引き込んだりして、だから、そうなったらもう、住みやすい環境ですよ。つらかったのはですね、都会だったら会社から一歩外出れば、もうまったく別世界ですよ、プライベートですけど、ここにはプライベートなんかないんだって。どこ行っても知った顔だし」

北海道在住の夫妻（夫33歳、妻30歳）

夫は東京出身、北海道の大学を出る。妻は愛知県出身。

夫「北海道が好きだし、山登りが元々好きだったもので、大学時代にも登った。北海道のこういう寂しいふうなところってというのは割と好きですよ。牧場っていうのは、北海道で家族経営でやってる酪農っていうのに、いいなと思って、こじんまりとしてるけれども、家族で一生懸命やっていく、そういう酪農の姿がいいなと思って」

妻「高校卒業して、1年OLをしまして、アルバイト情報に載ってたところで研修をしたんです。道東の方の、牛の牧場で働きたい、という条件ですね。牛やるんなら九州か北海道かなって、パッと頭に浮かびますよね。で、暑かったから北海道にしようかなと思った（笑）、全然深く考えないで、東の方がいいかな、くらいですね（笑）」

北海道在住の男性（39歳）

愛媛県出身、神戸で就職した後、北海道へ。現在は自営業。

「オートバイに乗り始めて世界ががらりと変わったわけですよ。国鉄の周遊券とか使って九州とか行ってたんですけどね。当時から移動することが好きだったわけですよ。オートバイ、これはいいものを見つけたと思ったわけですよ。どっか行こうって走って快適というのはわかりますよね。東京や神戸は快適ではなかった、ストップ・アンド・ゴーの繰り返しというのは、やってられるか、と思う。けど、フェリーから下りて走ったときの気持ちというのは世界が全然違いますよ。21歳の時かな。[理由は]いろいろあるんですけど、半分は現実からの逃げですよ。つまらない毎日、逃げようって、やめれば何とかなるだろうって。会社もそうだし、人間関係とかもね」

新潟県在住の男性（神奈川県出身、35歳）

[あちこちを移動して生活してみた結果]「落ち着ける いい人悪い人じゃないですよ 自分にとって合う人がいるかどうかというふうにして、すごく落ちつける、話せる人がいるとか、本をくれたりとかする、という人が多くて、それで、人間的な部分で[ここに落ち着く]というふうになりました。ただ、それは他の方たちも全員というわけじゃないと思います。僕は、自分にとってですから、やっぱり人それぞれ合うところ合わないところがあると思います」

この5人のうち、はじめの2人のように、小さい頃から酪農や北海道への憧れを抱いてきた人たちは、進学先なども北海道で住むことを考慮して選択している。職業上の困難や人間関係などの問題も克服した人たちは、現在の住み心地を肯定的に判断している。こうしたIターン実践者の考え方は、自分の生活設計を10歳代の頃から確立することができて、それを実現できたことへの満足と誇りに裏打ちされている。先に取り上げたUターン者の場合も、自分の判断で地元（出身地）で人生を送ることを決断したのである。いずれの場合にも、比較的若い頃に、自分の人生設計をたてて、それを実現することができたのである。

IターンとUターンの実践者は、現時点において少数派あるいは例外的な現象に留まっている。このことは、裏返していえば、多くの若年者は中長期的な生活設計をたてて移動しているのではないことを示唆しているのではないだろうか。「自分に合う場所」を探して移動してきたというIターン者の最後の3人のように、その都度生活の場を探していくという考え方は、一定の場所に住みつづけることを前提としない新しいライフスタイルの模索として解釈することができるであろう。これは、先にみた地方出身で大都市圏に生活する人たちの考え方とも重なるのである。

4. 生活設計の変容

以上の結果から推測されることは、この20-30年の間に若年者の生活設計についての意識が変化したことである。かつてのように、生まれた地域で一生を送ることも、高度成長期の若年層に顕著であった10歳代後半から20歳代前半で移動したひとつの大都市圏で生活を続けることも、当然のことではなくなったのではないか。もちろん現在でも、地方出身の人びとにとって、進学・就職のために出身県を離れることは当然であるが、それは、移動したひとつの地域に継続的に住むということではない。また、仕事があれば地元で生活したいという傾向は、近年次第に顕著になりつつある。しかし、職業選択の多様性・絶対的な機会の数、それに結びつく教育機関の選択肢など、人生を設計する際の基本となる機会は十分ではない。依然として、「出身地がどこであれ、都市圏に集中する大学、短大、専門学校で学生時代を送り、そのまま都市圏で就職、家庭を持つ。そうするのが当たり前のよう。その路線から少しでもはずれると、生活のあらゆる側面で不効率なことが起こってくる」という状況は基本的には変化していない（雇用開発センター1997, p.140）。

UターンやIターンを志向する傾向が潜在的には強いとしても、それを実現するのは余程の決断力と覚悟をもっている場合に限られるだろう。多くの若年者にとって、生活する場所の選択肢が増えたことが、中長期的な設計を困難にしているのではないだろうか。

戦前から戦後にかけて日本中を歩き、人々の意識をじかにとらえて表現し続けてきた民俗研究の宮本常一は、1964年に、次のように指摘している。

「かつて地方における農家も商家も世襲せられていくものであった。そして人間に生命力があるように家にも生命力があった。いわゆる永続農家には数百年も続いたものが

少なくなかった。(中略) 都市にあつては家の生命はさらにはかないものである。戦前においてさえ、東京で一定の場所に五代住んだ家は数えるほどしかなかった。家という形でなしに親、子、孫と伝わっていくそれぞれの世代がそれぞれ生活をたてていく場合は少なくないであろうが、親、子、孫でそれぞれ職業がちがい、また住所が違つとなると、家によって継承せられる文化はなくなる。(中略) やはり定形を持ち難い浮動性のつよいものになる。(中略) われわれの生活そのものが自主性も計画性も乏しいものだからである。かつて人が居住を定めるときには土地の条件をしらべ、将来を考え、できるだけ将来に対して持続性のある土地が選ばれた。しかし多くの人々が今都会で家を求めるのはまったく便宜的である。そこに入手しやすい土地があるとか、または家があるとかいうことで住みついたものが多く(中略) そのことの中にすでに機会主義があり、甚しい不安定性がある。そして周囲の条件と状況に支配せられて生きていくことになる」(宮本常一1964, pp.48-49)。

多様なメディアに接触できるようになった今日、出産から幼児期の教育、学校、就職、異性間の交際、結婚、仕事と生きがい、老後、そして死に方の問題まで、どう生きるべきかという情報が、たくさんの実例とともに伝えられるようになった。身近な人たちの生き方だけではなく、一度も会ったこともない人たちの多様な事例に触れることで、自分の人生設計について考える機会は多くなり、選択肢も増え続ける。そして、選択と決定が自分自身に委ねられるために「甚しい不安定性」は、現在において、ますます顕著になっているのではないだろうか。

10歳代後半から30歳代くらいまでの時期、それは、かつては人生の設計について最終的な決定をしていた時期であるが、現在においては、就職や進学について個人がさまざまな選択肢のなかから選び、その都度決定するという時期へと変容していると推測される。その結果、中長期的な生活設計をする時期は先延ばしとなり、結婚という決断も先送りされることになっているのではないかと推測されるのである。

< 文献 >

- 阿藤誠 (1997) 「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』第53巻1号, pp.3-20.
金子隆一 (1995) 「わが国女子コウホート晩婚化の要因について 平均初婚年齢差の過程・要因分解」『人口問題研究』第51巻2号, pp.20-33.
国土庁計画・調整局編 (1998) 『地域の視点から少子化を考える 結婚と出生の地域分析』.
雇用開発センター (1997) 『Uターン現象の実態と課題 地域間労働移動と新たな雇用創出に向けて』.
正岡寛司 (1994) 「結婚のかたちと意味」『家族社会学研究』第6号, pp.45-52.
宮本常一 (1964) 「日本列島にみる中央と地方」『宮本常一著作集』第2巻, 未来社, pp.7-60.
宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘 (1997) 『未婚化社会の親子関係 お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣.
徳野貞雄 (1998) 「農山村における『花嫁不足』問題」山本努・徳野貞雄・加来和典・高野和良『現代農山村の社会分析』学文社, pp.171-190.

Changing Patterns of Spatial Mobility and the Problem of Life Plan among Japanese Youth: An Analysis of a Factor of Late Marriage Effecting the Decline of the Fertility Rate

Takashi HARADA

This paper deals with the changing patterns of spatial mobility among Japanese youth, as a background of late marriage, a main factor of the recent decline of fertility rate.

Until 1960s there were typical patterns of spatial movement: moving to the metropolitan areas for higher education and/or job opportunities, or staying at their birthplaces. These were based on the decisions of long-term life plan among family members.

Recently Japanese youth has many options where to go and what to do in various areas. Their decisions are, as our survey shows, based on rather short-term life plan. And the friendship they built up in metropolitan areas does not last long. Though we have new patterns such as U-term and I-term mobility based on long-term life plan, these are exceptional.

So it is supposed that changing patterns of spatial mobility, based on the short-term life plan, are connected with late marriage.

書 評・紹 介

Alaka Malwade Basu and Peter Aaby (eds.)

The Methods and Uses of Anthropological Demography

Clarendon Press, Oxford, 1998, x + 329 pp.

本書は国際人口学会 (IUSSP) のワークショップの成果で、多数の著名な人類学的人口学者による論文集である。執筆者達は人口学の主流に対する批判・補完を目指しており、特にインテシブなフィールドワークと理解・解釈的方法の価値を強調する。人口学の主流がそれほど数理統計的方法や生物学的還元論に凝り固まっているということもないだろうが、それでも非主流の立場からの批判・補完には新鮮な衝撃がある。

Caldwell らによる第 1 章と van der Geest による第 2 章は、インタビューや参与観察といったインテシブな調査法の役割を強調する。婚外交渉や避妊のような問題にいきなり標本調査を行っても、虚報や誤解のおそれが大きいのは確かで、対象者と信頼関係を築いて初めて明らかになることも多いだろう。van der Geest は、対象者と性的関係をもったことで、そこで用いられている避妊法について詳しく知ることができたと過激なことを書いている。こうしたことを計画的に行うのは不道德だろうが、あくまで回避すべきとは人類学者は考えない。そのような研究対象に肉薄する姿勢が、調査票調査を中心とする人口学主流との大きな違いである。

Basu による第 4 章は、人口学者による「女性の地位」の扱いの不十分さに不満を呈しているが、それ以上にフェミニスト人類学者のエスノセントリズムを非難している。この章で Basu が実践しているのは、普遍的従属論や再生産決定論といった時代遅れのフェミニズム理論を排した、調査票調査では簡単に捉えられない女子の世帯内地位の研究である。通婚パターンが実家間の上下関係、持参金、結婚難、祖先崇拜といった様々な要因を通じて、女子の就学・就業機会に影響するメカニズムが描かれる。

母親の教育が出生率や子の死亡率を引き下げることが多くの調査で確認されているが、Cleland と Kaufmann の第 6 章はさらに踏み込んで、そうした相関が存在する理由を考察する。出生率に対しては、晩婚と避妊実行率が教育の効果を媒介しており、子への需要ではなく避妊ニーズの充足度が教育効果の正体である。死亡率に対しても、子の健康を守ろうとする意図自体に学歴差はなく、子の疾病への対処の違いが母の教育による差を生じているとされる。

Aaby の第 10 章は、死亡率の性差に対する興味深い説明を提示する。これまでは免疫系やホルモンといった生理学的要因から女兒の死亡率が低いとされ、高い女兒死亡率は男児選好に伴う親の世話の差から説明されて来た。これに対し Aaby は、感染症による死亡率の性差は感染過程から生じると主張する。つまり家族から感染した二次感染者の致死率が高いことが、死亡率の性差の地域差をもたらしているとする。ただしこの要因と親の世話の相対的影響力は分析されず、純効果を知りたい人口学者にとって不満な点ではある。

人類学らしさを押し出し人口学主流との対照を鮮明にするためなのか、定量的な分析がほとんど出てこないのはいささか異様だが、それでも質の高い論文が並んでおり、知的刺激に満ちた良書といえる。

(鈴木 透)

Gayl D. Ness with Michael M. Low (eds.)

Five Cities: Modelling Asian Urban Population-Environment Dynamics

Oxford University Press, Singapore, 2000, xiv + 311 pp.

本書は、神戸アジア都市情報センター (AUICK) とミシガン大学人口・環境プロジェクトチームが、国連人口基金 (UNFPA) の支援を得て行った都市の人口動態と環境に関する研究の成果である。この研究の目的は、アジアの5都市を対象として、それぞれの都市の人口と環境に関する1970年から1995年にわたるデータを収集し、ダイナミックモデルを用いて2020年におけるその姿を予測することである。対象となった五つの都市は、ファイザラバード (パキスタン)、コンケン (タイ)、セブ (フィリピン)、釜山 (韓国)、そして神戸である。AUICK は人口増加から生じる都市問題の解決に向け、中規模都市における行政担当者間の情報交換の場として1989年に設立された。脚光を浴びがちなダッカやムンバイ等の大都市ではなく、この五つの中規模都市を調査対象とした理由は、AUICK の設立趣旨と無関係ではない。

第一部では序章に続き、2章で人口増加と都市化について歴史的な流れを概観し、3章では AUICK 設立の背景と趣旨、そして人口・環境相互作用のモデルについて説明が行われる。第二部では対象となる五つの都市のケース・スタディが提示される。そして最後の第三部で、五つの都市の比較と政策的な提言が述べられている。本書の中心を成すケース・スタディでは、各都市の地理的な背景から始まり、1970年から1995年の26年間にわたる人口 (人口、出生数、死亡数、移動数、世帯数、年齢構造)、社会施設 (病院数、医療従事者数、小学校・中学校数)、環境 (上水、下水、水質、住宅、大気汚染、燃料、交通、土地利用) 等のデータに基づき、25年後である2020年の生活の質を予測している。

大都市ではなく、中規模都市に焦点を当てたのはそれなりに意義があると思う。大都市はその人口規模の大きさとアクセスのしやすさから、国際社会からの注目を得やすい。中規模都市は目につにくいものの、都市人口に占める中規模都市の人口割合は大きく、その地域政策がより多くの人口に影響を与えることになるからである。

発展途上国において、中規模都市の人口・環境関連データを収集するのに、多くの困難を伴ったであろうことは想像に難くない。事実、釜山と神戸を除く残りの3都市については、なんらかの形でデータが不足している状況にある。例えば、ファイザラバードは、人口、医療施設、学生数、交通量などに関して2時点分のデータしかない。コンケンの場合、データは1975年から全ての年次にわたってそろっているが、登録ミスと思われる変動が大きく、その信頼性は低い。セブについては、データは収集されているが都市レベルのデータの入手には非常に困難が伴う。フィリピンは中央集権的傾向が強く、都市・地域レベルの情報は全てマニラに送られてしまう。セブのデータは、たとえ何年か後に入手できたとしても、より大きな地域単位にまとめられてしまっているため、中規模都市の計画策定には役立たない。また、人口関連データの中では、移動が地域人口変動に大きな影響を及ぼすにもかかわらず、移動に関してはデータを収集していない中規模都市が多い。

将来の人口推計、学校等の社会施設整備、交通量などの環境関係についての見通しは、社会経済計画を策定する上で不可欠である。しかしこれだけの不安定なデータを基に将来を予測して、果たしてどれだけの意味があるのか首をかじげざるを得なかった。むしろより精度の高いデータを一貫して収集する方法・制度を確立する方が先ではないだろうか。近年、途上国の都市問題に対処する上で、地方自治体による都市開発と管理に関する権限と能力の向上が急務とされている。編者の提言もこの流れに沿うものであり、本書は途上国における地方・中央政府の行政担当者など、実務者に参考になると思われる。

(千年よしみ)

『性と生殖の人権問題資料集成 編集復刻版』

不二出版 2000年6月 全35巻 + 別冊

最近わが国でも性と生殖をめぐる人権を取り巻く様々な問題に対する関心が高まっているが、とりわけ「1.57ショック」(1990年)をきっかけとして「少子化対策」論議が盛んになったことと、カイロ会議(1994年)を機に「リプロダクティブ・ヘルス/ライツ」(性と生殖に関する健康/権利)という考え方がわが国に入ってきたことがそのような関心の高まりの2大源泉といわれる。それでは、それ以前の日本には性と生殖に関する人権問題は存在しなかったのだろうかという疑問がわくが、全35巻からなる本資料集成は戦前期の日本にあっても性と生殖をめぐる様々な激しい動きがあったという問題意識に立ち、当時の資料の復刻によってその歴史をたどろうとするものである。本書があえて表題に「リプロダクティブ・ライツ」の語を用いないのは、この語が生まれるはるか以前の時代を当時の資料によって忠実に再現すること、つまり資料をして語らしめることを本義としているからである。

「性と生殖」の近代史といっても人によって関心のありようは異なるだろうが、本資料集成は「産児調節運動」(第1~14巻)、「優生問題・人口政策」(第15~26巻)、「性科学・性教育」(第27~35巻)という3つの主題を立て、1875(明治8)年から1953(昭和28)年までを対象期間とし、収集は書籍・研究資料・雑誌・新聞記事のほか、公文書・パンフレット・リーフレット・調査票・チラシにまでおよんでおり、全499点からなっている。この期間はわが国において産児調節運動・優生問題・性科学などが出現した時期を含み、優生保護法の形の定まった年であり、日本家族計画連盟創立の前年にあたる1953年を区切りとしている。具体的な動きを伝える調査結果・事務文書・チラシ類など、失われやすく今では目にする事が困難な資料も収録され貴重である。余談だが、収録資料中40数点、旧人口問題研究所の資料が含まれている。この復刻版をともし再度研究に活用されればうれしいことである。

本資料集成は現時点でまだ全巻配本に至っていないが(最終配本は2003年2月の予定)、初回配本に添付された別冊(分売可)は150ページ弱の小冊子ながら、全体の「解説・総目次・索引」が掲載されており内容が充実している。このうち「解説」は3編にわけられ、本資料集成における3つの主題各々の編者すなわち荻野美穂(産児調節運動編)、松原洋子(優生問題・人口政策編)、斉藤光(性科学・性教育編)が執筆している。3つの「解説」は「性と生殖の人権問題」について、それぞれの観点からの通史・概説書となっていて、この間の歴史的な流れや、行政から学界・民間にいたるまでの社会的な状況や動きが、読みやすい分量にまとめられている。本体にあたる資料集成の資料は概説の参考文献や引用文献として参照する形をとっている。概説書として読みつつ、参考文献をすぐに実際に目にするのでできるメリットは大きい。なお、この解説部分は第1巻(産児調節運動編)、第15巻(優生・人口政策編)、第27巻(性科学・性教育編)の巻頭にも収載されている。(白石紀子)

新 刊 紹 介

対 象：図書委員会等の選書や寄贈により、図書室に受け入れたもののうち、人口分野に関する
新刊図書・資料

受入期間：2000年10月～2001年3月

記載事項：著・編者（またはシリーズの発行者）

書 名 / by 著・編 者（第1行目または発行所と同じ場合
は省略）、発行地；発行所（第1行目と同じ場合、または著・編者と同じ場合は省略）、
発行年 ページ数、大きさ（シリーズ名）

和書（著者名の50音順）

1. 阿藤誠

現代人口学 少子高齢社会の基礎知識./ 東京；日本評論社，2000. 11.15
267pp. 22cm

2. 石南國，早瀬保子編

アジアの人口問題./ 東京；大明堂，2000.4.19
234pp. 22cm（シリーズ・人口学研究 10）

3. 梶原弘和，武田晋一，孟建軍

経済発展と人口動態./ 東京；勁草書房，2000.11.20
316pp. 27cm（東アジア長期経済統計，第2巻）

シリーズ編集：拓殖大学アジア情報センター

4. 家族研究論文資料集成

明治 大正 昭和前期篇 1巻 - 16巻./ 老川寛監修. 東京；クレス出版，2000.5.25-2001.1.25
16冊 22cm

第1巻 家族・家族制度論(1) 2000.5.25 832pp./ 第2巻 家族・家族制度論(2) 2000.5.25 876pp./
第3巻 家族・家族制度論(3) 2000. 5.25 835pp./ 第4巻 家族・家族制度史(1) 2000.5.25 827pp./ 第
5巻 家族・家族制度史(2) 2000.5.25 776pp./ 第6巻 家族構造 2000.8.25 1096pp./ 第7巻 大家族
2000.8.25 872pp./ 第8巻 戸籍・人口(統計)(1) 2000.8.25 815pp./ 第9巻 戸籍・人口(統計)(2)
2000.8.25 841pp./ 第10巻 戸籍・人口(統計)(3) 2000.8.25 995pp./ 第11巻 戸籍・人口(統計)(4)
2000.8.25 895pp./ 第12巻 家族の機能(1) 2001.1.25 1044pp./ 第13巻 家族の機能(2) 2001.1.25 1067pp./
第14巻 家族の伝統と変化 2001.1.25 1051pp./ 第15巻 農・山・漁村家族(1) 2001.1.25 1023pp./ 第16
巻 農・山・漁村家族(2) 2001.1.25 1100pp./

5. 厚生省監修

厚生白書 平成12年版 新しい高齢者像を求めて - 21世紀の高齢社会を迎えるにあたって - .
/ 東京；ぎょうせい，2000.7.19
474pp. 27cm

6. 厚生省大臣官房統計情報部

人口動態統計100年の歩み (1899-1998)/ 東京; 2000.03.31
402pp. 31cm

7. 貞木展生

山口県の人口構成と就業者構造 - その推移と予測 - ./ 山口; 徳山大学総合経済研究所,
2000.3.30
89pp. 21cm (徳山大学総合経済研究所モノグラフ, 1)

8. シリーズ 家族はいま・・・ 1 - 4 ./ 京都; ミネルヴァ書房 2000.5.30-2000.10.20
4冊 22cm

1. 結婚とパートナー関係 問い直される夫婦 (善積京子編), 2000.5.30 340pp./ 2. 親と子 交錯する
ライフコース (藤崎宏子編), 2000.7.15, 378pp./ 3. 老いと家族 変貌する高齢者と家族 (染谷倭子編),
2000.10.20, 336pp./ 4. 家族問題 危機と存続. (清水新二編), 2000.7.10 354pp./

総務庁長官官房高齢社会対策室

9. 高齢者一人暮らし・夫婦世帯に関する意識調査結果 [調査実施期間:平成11年11月1日～11月16
日]./ 東京; 2000.9
183pp. 30cm

10. 各国の高齢化の状況と高齢社会対策 - 高齢社会対策に関する海外動向把握調査報告書 - アメリカ
イギリス ドイツ スウェーデン 中国 韓国./ 東京; 2000.3
345pp. 30cm

総務庁統計局

11. 国勢調査報告 平成7年 第10巻 親子の同居等に関する特別集計結果 (平成2年結果併録)./
東京; 2000.12
548pp. 27cm

12. 男女共同参画白書 平成12年度 男女共同参画社会の形成の状況に関する年次報告 平成11年度.
/ 東京; 大蔵省印刷局, 2000. 6.26
507pp. 21cm

(総理府) 内閣総理大臣官房広報室

13. 国民生活に関する世論調査./ 東京; 1999.12
253pp. 30cm (世論調査報告書 平成11年12月調査)

14. 男女共同参画社会に関する世論調査 - 男性のライフスタイルを中心に - ./ 東京; 2000
262pp. 30cm (世論調査報告概要 平成12年9月調査)

(総理府) 内閣総理大臣官房男女共同参画室

15. 副田義也編 (樽川典子, 藤村正之, 立岩真也, 岡本多喜子, 藤崎宏子, 株本千鶴, 村上貴美子)
現代家族と家族政策./ 京都; ミネルヴァ書房, 2000.5.25
259pp. 22cm (流動する社会と家族……, II)

16. 日本医師会編
 国民医療年鑑 - 少子高齢社会の医療と社会保障 - 平成11年度版./ 東京; 春秋社,
 2000.11.10
 740pp. 26cm
17. 日本家族計画協会
 家族計画便覧2000 少子高齢社会とリプロ・ヘルス./ 東京; 日本家族計画協会, 2000.3.20
 121pp. 26cm
18. 日本労働研究機構 [諸外国の育児・介護休業制度に関する調査研究会]
 諸外国における育児・介護休業制度 - ドイツ・フランス・スウェーデン - ./ 東京;
 2000.7.27
 80pp. 26cm (資料シリーズ 2000 No.105)
19. 若林敬子著
 東京湾の環境問題史./ 東京; 有斐閣, 2000.9.30
 418pp. 22cm

洋書 (著者名のアルファベット順)

20. Anderson, M. J., & Fienberg, S. E.
 Who Counts?: The Politics of Census-Taking in Contemporary America./ New York; Russell Sage
 Foundation, 1999
 329pp. 24cm
21. Bengtsson, T., & Saito, O.
 Population and Economy: From Hunger to Modern Economic Growth./ Oxford; Oxford University
 Press, 2000
 499pp. 24cm
22. Booth, A., Crouter, A.C., & Shanahan, M. J.(eds.)
 Transitions to Adulthood in a Changing Economy: No Work, No Family, No Future?./ Westport;
 Praeger Publishers, 1999
 292pp. 25cm
23. Borjas, G.J.
 Heaven's Door: Immigration Policy and the American Economy./ Princeton; Princeton University
 Press, 1999
 280pp. 24cm

Demographic and Health Survey (DHS)

24. Turkey: Demographic and Health Survey, 1998./ by Hacettepe University, Institute of Population Studies,
 & Macro International Inc. . Ankara, Turkey; [Turkey], General Directorate of Mother and Child Health
 and Family Planning., et al, 1999.10
 354pp. 28cm
25. Kazakstan: Demographic and Health Survey 1999./ Almaty, Kazakstan & Calverton, Maryland;

- [Kazakstan] Academy of Preventive Medicine, & Macro International Inc., 2000.11
378pp. 28cm
26. European Association for Population Studies
Diversity in Family Formation: The 2nd Demographic Transition in Belgium and the Netherlands./
edited by De Beer, J., & Deven, F. . Dordrecht, the Netherlands; Kluwer Academic Publishers, 2000
139pp. 25cm (European Studies of Population, Vol.8)
27. Haines, M.R., & Steckel, R.H. (eds.)
A Population History of North America./ Cambridge, UK; Cambridge University Press, 2000
736pp. 24cm
- International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP)
28. Population and Poverty in Developing World./ edited by Livi-Bacci, M., & de Santis, G. . Oxford, UK;
Oxford University Press, 1999
305pp. 24cm (International Studies in Demography)
[Front Page: Population and Poverty in Developing Countries]
based on a seminar on "Population and Poverty " was convened in Florence (Italy) in March 1995
29. Sharing the Wealth: Demographic Change and Economic Transfers between Generations./ edited by
Mason, A., & Tapinos, G., Oxford, UK; Oxford University Press, 2000
408pp. 24cm (International Studies in Demography)
based on a conference on 'Intergenerational Economic Relations and Demographic Changes' held in Honolulu, Hawaii in
September 1995
30. Women's Empowerment and Demographic Processes: Moving beyond Cairo./ edited by Presser, H.B., &
Sen, G. . Oxford, UK; Oxford University Press, 2000
426pp. 24cm (International Studies in Demography)
based on a seminar on 'Female Empowerment and Demographic Processes: Moving beyond Cairo, held in Lund, Sweden,
21-4 April, 1997
31. Kemp, T.J.
The American Census Handbook./ Wilmington, Delaware; Scholarly Resources Inc., 2001
527pp. 28cm
32. Ness, G.D., with Low, M.M.
Five Cities: Modelling Asian Urban Population-Environment Dynamics./ London, UK; Oxford
University Press, 2000
323pp. 25cm
33. Preston, S.H., Heuveline, P., & Guillot, M.
Demography: Measuring and Modeling Population Processes./ Oxford, UK; Blackwell Publishers,
2000
291pp. 25cm
34. United Nations, Economic Commission for Europe, United Nations Population Fund, Council of

- Europe, Hungarian Central Statistical Office
 Population in Europe and North America on the Eve of The Millennium: Dynamics and Policy Responses: Regional Population Meeting, 7-9 December 1998, Budapest, Hungary./ New York & Geneva; United Nations, Economic Commission for Europe, 1999
 290pp. 30cm (Sales No.E.99.II.E.16)
35. UNFPA (United Nations Population Fund)
 The State of World Population, 2000: Lives Together, Worlds Apart Men and Women in a Time of Change./ New York; UNFPA, 2000
 76pp. 30cm
 日本語版：国連人口基金 (UNFPA) [原著], 家族計画国際協力財団 (ジョイセフ) 日本語版制作, 日本語版監修 黒田俊夫 『世界人口白書 2000 男女共生と見えない格差 変革の時』/ 東京: 家族計画国際協力財団 (ジョイセフ), 2000, 76pp. 30cm
36. United Nations University, World Institute for Development Economics Research
 The Mortality Crisis in Transitional Economies./ edited by Cornia, G.A., & Panizza, R. . Oxford, UK; Oxford University Press,2000
 480pp. 24cm (UNU/WIDER Studies in Development Economics)
37. United States, National Research Council, Commission on Behavioral and Social Science and Education, Committee on Population, Panel on Population Projections
 Beyond Six Billion: Forecasting the World's Population./ edited by Bongaarts, J., & Bulatao, R.A. . Washington, D.C.; National Academy Press, 2000
 254pp. 24cm
38. Waite, L.J. (ed.)
 The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation./ New York; Aldine de Gruyter, 2000
 411pp. 23cm (Social Institutions and Social Change)
39. WHO (World Health Organization)
 World Health Report 2000: Health Systems: Improving Performance./ Geneva, Switzerland;2000
 234pp. 26cm

研究活動報告

特別講演会 (テレ博士およびフォルバー教授)

2001年1月18日(木)午後2時~4時に当研究所で、フランス国立人口研究所(INED)主任研究官のクリスティーヌ・テレ(Christine THERE)博士が「18世紀フランスにおける女性と出生制限—女性作家著書の研究」("Women and Birth Control in Eighteenth-Century France: A Study upon Books of Female Authors")と題された特別講演をされた。テレ博士はINEDで主として人口・経済思想史、歴史人口学の研究に携わって来られ、R. Cantillon, *Essai sur la nature du commerce en général*, Paris, INED, 1997(1755)やINED機関誌*Population*の1998年の歴史人口学特集号、<<Population et Histoire>>の編集もされましたが、今回は1999年に*Eighteenth Century Studies*に発表された英文論文に基づく講演をしていただいた。歴史的なテーマであるため、少数であったが、熱心な聴衆と質疑応答がなされた。

2001年3月19日(月)午後2時~4時に当研究所でマサチューセッツ大学経済学科のナンシー・フォルバー(Nancy FOLBRE)教授が「子どもコスト分配」(Distribution of the Cost of Children)と題された特別講演をされた。フォルバー教授は*Who Pays for the Kids?* (Routledge, 1994)等のご著書で著名なフェミニスト経済学者で、家族政策に対するフェミニスト・アプローチについて講演された。今回は別掲の通り、阿藤誠当研究所長が現地運営委員長を務めた国際人口学会の少子化研究委員会のセミナーのために来日された機会をとらえたものであるが、女性研究者を中心とする多くの聴衆と活発な議論が行われた。なお、特別講演のベースとなったこのセミナー論文を含む最近の論文はマサチューセッツ大学経済学科のフォルバー教授のホームページからダウンロードできる。(小島 宏記)

特別講演会 (ジョン・ボンガ - ツ博士)

米国の非営利研究機関ポピュレ - ション・カウンスル(Population Council)の副会長をつとめるジョン・ボンガ - ツ博士(Mr. John Bongaarts)が来日し、2月21日本研究所で標記の講演をおこなった(原題:Fertility and reproductive preferences in post-transitional societies)。ボンガ - ツ博士はオランダ出身で、1973年以来ポピュレ - ション・カウンスルに籍を置き人口学者として多方面にわたり精力的に活動しているが、とりわけ「ボンガ - ツ・モデル」として知られる出生力の近接要因の研究は有名である。最近では合計特殊出生率から出生のタイミング効果を除いた指標として調整合計特殊出生率(Adjusted TFR)を提案して論議を呼んでいる(*Population and Development Review*, 24巻2号pp.271-291および26巻3号pp.560-564参照)。本講演でも日本を含めた先進諸国の近年の出生率低下について同指標を用いた説明がなされ大変興味深いものがあった。多数の来聴者があり質疑応答も盛り上がった。

なおボンガ - ツ博士は本講演の前日、国際協力事業団本部で「21世紀の人口問題と人口動向」と題して講演し、途上地域では今後も急速な人口増加が続き、環境、経済、公共サ - ビスなどの面で深刻な影響が生じることに懸念を示した。対策は、家族計画およびリプロダクティブ・ヘルスプログラムの強化、人的資本への投資と女性の地位の改善、出産年齢を高めることと思春期への取り組み、の3点に要約された。博士の現実的な政策志向と議論の明快さには定評があるが改めて感銘を受けた。

(佐藤龍三郎記)

特別講演会 (Kazuo Yamaguchi 教授)

2001年3月12日(月)午後1時30分～3時、国立社会保障・人口問題研究所、第4会議室において、シカゴ大学教授 Kazuo Yamaguchi (山口一男) 氏による「イベントヒストリーモデルの出生力分析への応用 (Application of Event History Model to Fertility Analysis)」と題された特別講演会が行われた。研究所内外から多数の参加があった。山口氏は計量社会学(数理社会学)の専門家であり、結婚、家族、労働等に関する人口学的業績も多い。今回の講演では、事象歴分析手法の一般的な枠組みについて紹介した後、氏が開発された mover-stayer model の一つについて実例によって紹介した。事象のタイミングと事象の最終的な非生起確率(初婚を例にすれば、初婚年齢分布と生涯未婚率)の双方に対する回帰分析を同時に行うものである。人口統計学の対象には初婚以外にも、再婚、高順位の出生のように、生涯における非生起確率の高い事象が多く、過程途上のコーホートでは事象タイミングの変化と非生起確率の変化を分離することが困難である。氏はこのための手法を開発したが、今回共変量の情報を用い、人口の不均質性をコントロールすることで分離をより正確に行える可能性があることを示した。なお、氏からこれを行うプログラムの提供があった(情報調査分析部に保管されている)。

(金子隆一記)

日本人口学会東日本地域部会2000年度第1回研究報告会

日本人口学会東日本地域部会の2000年度第1回研究報告会は2001年1月13日、国立社会保障・人口問題研究所で開催された。報告は以下の2題である。

「出生率への近成要因の影響：年齢依存の両性シミュレーションモデルの構築と適用」

萩原 潤 (東京大学)

「高齢者の居住状態の将来予測」

鈴木 透 (国立社会保障・人口問題研究所)

第一報告は出生力に対する近成要因の影響を評価・分析するための確率論的シミュレーション・モデルの構築に関するもので、適用例としてバングラデシュにおける DHS データを用いた分析が紹介された。第二報告は65歳以上男女の居住状態を2020年まで推計したもので、独居、夫婦のみ、子との同居、施設といった居住状態分布の変化が人口学的要因と関連づけて予測された。座長を務めた大塚柳太郎担当理事の司会のもとに、活発な討論が行われた。

(鈴木 透記)

日本人口学会東日本地域部会2000年度第2回研究報告会

日本人口学会東日本地域部会の2000年度第2回研究報告会が2001年3月24日、東北学院同窓会館(仙台市)において開催された。報告は以下の3題である。

「日本の国内人口移動パターンの長期変動 - 1960年代以前を中心として」

阿部 隆 (宮城学院女子大学)

「わが国主要島嶼の人口特性 - 因子分析による考察」

羽田野正隆 (北海道大学)

「東京および大阪大都市圏における少子高齢化の地域差 - GIS を用いた分析」

江崎雄治 (国立社会保障・人口問題研究所)

第1報告は、1955年以降の都道府県間人口移動データに対して因子分析を行うことにより、大都市圏に関する集中因子の説明力が低下する一方、広域中心都市への流入が顕著となるなど、わが国における人口移動パターンが多極化の方向にあることを示した。

第2報告は、わが国における人口5,000人以上の島嶼を対象とし、性比、年齢別人口構成比、産業別の就業者数構成比などを変数として因子分析を行うことにより、計20の島についてそれらの類型化を試みた。

第3報告は、東京および大阪大都市圏(50km圏)内の国調地域メッシュ統計を、地理情報システム(GIS)を用いて分析することにより少子高齢化の波及過程を観察し、鉄道(郊外路線)沿線ごとに進捗に差がみられることから、その要因を考察した。

このように、今回はいずれも地域人口の挙動に関する研究報告であった。発表者を含め出席者の多くが相互に関心を有するテーマであったこともあり、各報告において活発な質疑応答、意見交換が行われた。(江崎雄治記)

日本地理学会2001年度春季学術大会

日本地理学会2001年度春季学術大会が2001年3月27、28日、敬愛大学(千葉県佐倉市)において開催された。口頭170件、ポスター43件の発表が行われ、人口関連分野についても多数の報告があった。主なものについて発表題目を紹介する。

- 「郊外地域の人口高齢化過程 - 横浜市泉区の事例」 伊藤慎悟 (駒沢大学・院)
「ドイツにおける高齢者の居住に関する考察」 岩垂雅子 (東京大学・院)
「東京大都市圏市区町村別の出生力地域較差」 田中恭子 (埼玉大学)
「住宅価格と労働力移動の相互依存に関するモデル - イギリス1985-1998」 磯田 弦 (東京都立大学・学振特別研究員)
「高校生の就職における組織的求人システムについて - 女子就職者における西南九州と
中京圏の結びつきから」 山口泰史 (東京大学・院), 江崎雄治 (国立社会保障・人口問題研究所)
「関東平野における明治期メッシュ人口推定」 小池司朗 (東京大学・院), 荒井良雄 (東京大学)
「ポーランドにおける都市からの人口流出現象」 中川聡史 (神戸大学)
(江崎雄治記)

国際開発高等教育機構 (FASID) による開発マネジメント研修

国際開発高等教育機構 (FASID) による開発マネジメント研修の一環として、ヴェトナムへの日本の援助事業の状況を視察してきた。現在、日本はヴェトナムに対する最大の援助国であり、様々な形態の二国間援助を実施している。今回視察した開発プロジェクトはいろいろな分野に跨るが、人口・保健分野としてはチョーライ病院への技術協力プロジェクトやイエンバイ省子供の栄養改善プロジェクトの視察を行った。なかでも、ホーチミン市にあるチョーライ病院へのプロジェクト技術協力はきわめて成功した事例として知られている。チョーライ病院への技術協力の歴史は古く、1966年に

は日本から機材供与や専門家派遣が行われている。北部のイエンバイ省にて NGO「セーブザチルドレンジャパン」が着手した、母子保健も視野に含む子供の栄養改善プロジェクトも注目を集めている。中北部ゲアン省で家族計画国際協力財団 (JOICFP) によって実施されているリプロダクティブヘルス向上のためのプロジェクトは、人口分野での援助として評価が高く、今年度よりフェーズ2へ移行し協力が継続されているが、日程上視察することはできなかった。人口・保健以外の分野では、草の根無償援助によって建設された小学校など日本の援助の成果を見る機会を得た。

社人研はここ数年間だけでも「東南アジアにおける持続可能な都市化、女性の地位、宗教」をはじめさまざまなタイプの研究プロジェクトを途上国で実施している。これらのプロジェクトでは社人研のもつ技術が活用されることで、途上国の人口問題の現状が明らかになり、解決に役立つだけでなく、途上国のカウンターパートの研究者や実務担当者に知識やノウハウが移転されることになる。今後も途上国の人々に役に立ち、また、国際社会での日本の評価を高めるためにも、人口分野での援助事業に率先して関与していくことが重要であろう。

(小松隆一記)

国際人口学会 少子化研究班セミナー 「少子化に関する国際的視座：動向・理論・政策」

2001年3月21日(水)～23日(金) 東京(お台場)にて、国際人口学会セミナー「少子化に関する国際的視座：動向・理論・政策」が開催された。

国際人口学会では、4年に一度の全体会議の他に、科学会議、研究班といった組織によって、人口に関する個別テーマを扱った共同研究活動が行われている。今回のセミナーは、少子化班(委員長 Peter McDonald 氏)による呼びかけによるものであり、国立社会保障・人口問題研究所の共催によって実現した。報告論文は依頼と公募の二方法で集められ、全部で21報告、参加者は25名であった。日本からの参加者は阿藤誠、廣嶋清志、高橋重郷、小島宏の各氏と筆者の5名であった。

なお、最終日23日の午後には「少子化に関する国際シンポジウム」と題された公開討論会が開催された(こども未来財団、少子化への対応を推進する国民会議、国際人口学会主催、国立社会保障・人口問題研究所、読売新聞社後援)。阿藤氏の司会のもと、高橋氏(日本)、ロンセン氏(ノルウェー)、コールマン氏(イギリス)、コーラー氏(ドイツ)、トゥルモン氏(フランス)、パロンバ氏(イタリア)の各氏が、それぞれの地域の少子化の現状、家族政策に関する取り組み等についての基調報告を行い、それを踏まえて、会場からの質問を交えながら活発な討論が行われた。

プログラムは次の通り。

21日(水)

Session 1: 座長: Makoto Atoh

Tomas Frejka and Gerard Calot

Cohort childbearing age patterns in low-fertility countries in the late 20th century: Is the postponement of births an inherent element?

Chris Wilson

Implications of global demographic convergence for fertility theory

Session 2: 座長: Ron Lesthaeghe

Peter McDonald

Theory pertaining to low fertility
Nancy Folbre
The distribution of the costs of children

Session 3: 座長: Tomas Frejka

Hans-Peter Kohler and Jose Antonio Ortega

Period parity progression measures with continued fertility postponement: A new look at the implications of delayed childbearing for cohort fertility

Ron Lesthaeghe

Postponement and recuperation: Recent fertility trends and forecasts in six Western European countries

Session 4: 座長: Nancy Folbre

Marit Ronsen

Fertility and family policy in Norway; Is there a connection?

Laurent Toulemon

Why fertility is not so low in France

22日 (木)

Session 5: 座長: Marit Ronsen

Rossella Palomba

Postponement of family formation in Italy, within the Southern European context

Gianpiero Dalla Zuanna, Alessandra De Rose, and Filomena Racioppi

Low fertility and scarce diffusion of modern contraception in Italy: a paradox to interpret

Session 6: 座長: Hans-Peter Kohler

Dimiter Philipov

Low fertility in Central and Eastern Europe: Culture or economy?

Alexandre Avdeev

The extent of the fertility decline in Russia: Is the one-child family here to stay?

Session 7: 座長: Laurent Toulemon

Roderic Beaujot and Alain Belanger

Perspectives on below replacement fertility in Canada: Trends, desires, and accommodations

Rebecca Kippen

Trends in age- and parity-specific fertility in Australia

Session 8: 座長: Vasantha Kandiah

Kiyosi Hiroshima

Decomposing recent fertility decline: How have nuptiality and marital fertility affected it in Japan?

Shigesato Takahashi

Demographic investigation of the process of declining fertility in Japan

Hiroshi Kojima

Attitudes towards low fertility and family policy in Japan

Miho Iwasawa

Partnership transition in contemporary Japan: Prevalence of childless non-cohabiting couples

23日 (金)

Session 9: 座長: Chris Wilson

Makato Atoh, Vasantha Kandiah and Serguey Ivanov

The second demographic transition in Asia: Is it similar to or different from that in Western Europe?

Zhongwei Zhao

Low fertility in Urban China

Mohammad Jalal Abbasi-Shavazi

Below replacement-level fertility in Iran: progress and prospects

Session 10: 座長: Peter McDonald

David Coleman

Discussion and synthesis

(岩澤美帆記)

第66回アメリカ人口学会年次大会

アメリカ人口学会 (Population Association of America) の2001年大会が3月29日から31日までワシントン, D.C. にて開催され、本研究所から佐藤隆三郎、岩澤美帆、小松隆一が参加した。リプロダクティブヘルスに関するポスターセッションで、佐藤・岩澤は“Contraceptive use in Japan: 1987-1997”を発表した。

今年の年次大会では高齢化や少子化、人口の将来推計など政策上重要なテーマの研究が150ほどに分かれた口頭発表のセッションや6種類に分類されたポスターセッションを中心に多数発表された。将来推計に関するセッションではLee and Carterの方法を出生率に応用した研究 (Li and Tuljapurkar) とオーストラリアの死亡率に適用した研究 (Booth, Smith, and Maindonald) がとりわけ目を引いた。その一方で、アフリカでAIDSによる死亡が突如深刻になった現実に対処するためのモデル生命表的アプローチの必要性 (Heuveline) や、様々な外的要因を考慮した統合アプローチについての演題 (Hilderink) も推計のセッションで発表された。Lee and Carterの方法が様々なところで応用されているが、それはあくまでも過去の推移にもとづく予測の方法である。その方法自体にも探究すべき点があるし、外的要因を将来推計にどう取り入れるかといった大問題もある。そのためセッションの議論は非常に白熱し、後続のセッションが始まるまで熱気は冷めなかった。

また、大会期間中には、国連による世界人口の将来推計の2000年改訂についての説明会も開催された。全体としては出生率・死亡率ともに楽観的な見通しであるが、2050年の世界総人口は中位推計で93億人になり、それまでに日本をはじめ39ヶ国で人口が今日より減少していると推計されている。バングラデシュ、インド、ナイジェリアなどいくつかの国では出生率の低下がこれまでの見通しほど楽観的ではなくなっている。

(小松隆一記)

日中少子高齢化問題会議

2000年10月16日から20日、中華人民共和国上海市において、中国上海市老齡科学学院研究センターならびに日本のエイジング総合研究センター主催による表記のワークショップが開催され、日本と中国における少子高齢化の現状と問題について、討議が行われた。セッションは、第一に、人口学者による人口学的な少子高齢化のプロセスに関するテーマ、第二に、少子高齢化による高齢者の家族形態に関するテーマ、第三に、高齢化にともなう社会保障制度の構築に関するテーマ、第四に、上海市高齢者生活状況に関するテーマ、そして第五に、高齢者の生活の社会参加に関するテーマについて討議が行われた。

中国上海市は、合計特殊出生率が既に0.9と、中国の一人っ子政策の結果、少子化現象が進行しており、その結果高齢化が急速に進行する。このような状況下で、日本と中国の少子高齢化問題に関するワークショップは、人口学者から社会参加に関わる実務家まで幅広い分野の参加を得て、熱心な討議が行われた。
(高橋重郷記)

リプロダクティブヘルスとH I Vに関する共同プロジェクト資料収集

HIV/AIDS は世界で3600万人以上に広がる世界的規模の重大な人口問題である。AIDS による死亡の増加と余命の減少がサハラ以南のアフリカを中心に深刻な問題となっていて、社会不安の増大のために世界の安全保障を脅かすまでになっている。日本を含め、アジアでも感染者は急増中である。また1994年にカイロで行なわれた国際人口開発会議 (ICPD) やその5年後の国連人口特別総会 (ICPD+5) 以来、HIV/AIDS と STI (性感染症) はリプロダクティブヘルスの一環としても重要な人口問題のテーマのひとつである。

今回、カリフォルニア大学サンフランシスコ校 (UCSF) のエイズ予防研究センター (CAPS) に滞在してきた。高度で革新的な CAPS の経験をわが国の現状に合わせて導入して、日本の大学生を対象とした HIV/AIDS と STI の疫学と予防の共同研究を実施するための資料収集および計画立案が目的であった。CAPS は、AIDS 症例が世界で最初に発見された地のひとつであるサンフランシスコで長年 HIV/AIDS 予防と研究に携わっていることで知られ、最先端の知識と経験がある。以前より CAPS では共同研究者を世界各地から同時期に招聘して国際的なワークショップの形成を用意することで国際共同研究や技術移転を促進するようにしている。今回もそのような形式が取られていたため、アメリカだけでなく、アジア、中南米、アフリカのさまざまな国の現状を学ぶこともでき、また、そのようにして国際共同研究を実行することの有効性についても確認できた。CAPS 以外にも、UCSF の AIDS 研究所 (AIDS Research Institute) やサンフランシスコ市の保健局、各種 NGO など HIV/AIDS と STI に関する多くの資源へのアクセスが容易な環境であった。
(小松隆一記)