

戦後日本の人口移動に対する 所得格差説の説明力と今後の課題

伊 藤 薫

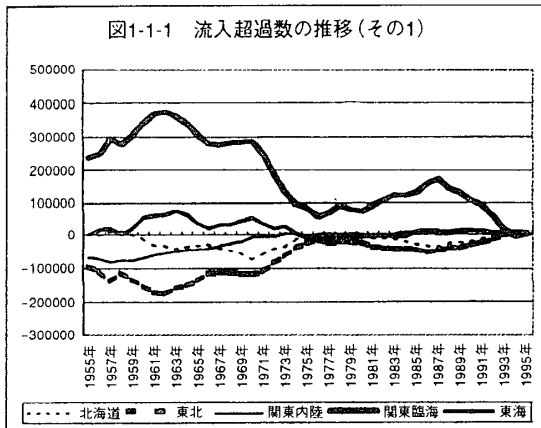
1. はじめに
 2. 地域間分配所得格差と人口移動に関する諸研究
 3. 人口移動に関する所得格差説
 4. 人口移動の決定因
 5. モデル・データ・地域区分
 6. 個人所得格差の代理変数としての分配所得格差
 7. 分配所得格差の移動総数への説明力と所得格差説が有効な場合の検討
 8. 年齢別分析の重要性：コーホート人口増加率を使用した説明
 9. 所得格差説と就業機会説
 10. 結論と今後の研究課題
- 文献1. 日本の国内人口移動に関するサーベイ論文
文献2. 地域間所得格差に関する近年の諸研究

1. はじめに

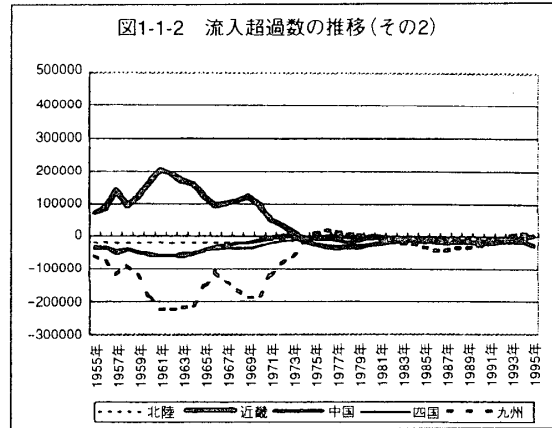
第2次世界大戦後の日本では、3大都市圏の所得が高い高度経済成長期に地方圏から大都市圏へ、また東京大都市圏の所得が高いバブル経済期に東京大都市圏へ、大量の人口移動があった(図1-1-1から図1-2-2)。そして石油危機後とバブル崩壊後の所得格差縮小期は、各地域の純流入数がほぼゼロに等しく、人口移動均衡化期といえる。人口移動は、10歳台後半から20歳台に集中して生ずる年齢選択的な現象のため¹⁾、人口流入が多い地域では、その後の出生数の増加により人口が一層増加した。人口分布など明治以降の日本の地域動向は「西から東へ、農村から都市へ」²⁾と要約できるが、人口移動はこうした日本人の地域分布に変化を生じさせる直接的かつ間接的な要因であり、国土利用構造変化の基本的要因であったといえよう。

また21世紀初頭の日本は、歴史上4回目の人口停滞局面にあるという³⁾。出生数と死亡

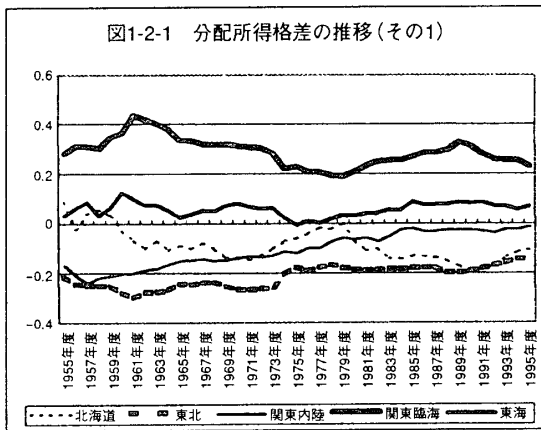
-
- 1) 大友篤『日本の人口移動－戦後における人口の地域分布変動と地域間移動－』、1997年、大蔵省印刷局、pp.95-113
 - 2) 伊藤薫(1999a)「東海地域の長期的発展と地域間交流の現状」『港湾研究』(日本港湾経済学会中部部会)第20号、1999年、pp.1-35
 - 3) 鬼頭宏『人口から読む日本の歴史』、2000年、講談社



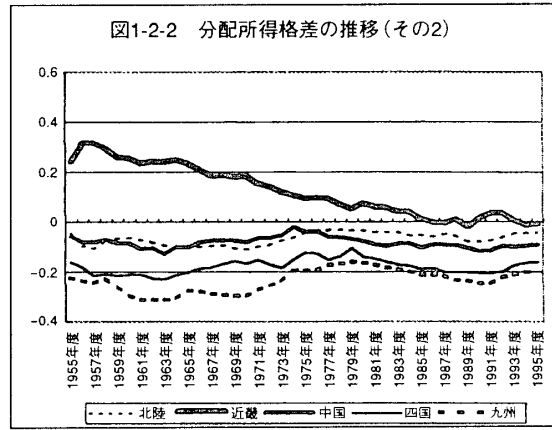
単位)人
資料)総務庁統計局「住民基本台帳人口移動報告」



単位)人
資料)総務庁統計局「住民基本台帳人口移動報告」



単位)倍
注)分配所得格差=当該地域/他の地域-1
資料)経済企画庁「県民経済計算年報」



単位)倍
注)分配所得格差=当該地域/他の地域-1
資料)経済企画庁「県民経済計算年報」

数が均衡しほぼ同数である現在、人口移動が地域人口増減に与える影響は相対的により大きくなってきている。こうして人口停滞に直面する各地域では、人口移動に対して関心が一層高まってきた。

地域経済学では、人口増減を地域成長の指標として重視する⁴⁾。日本国内のように人口移動が自由な地域間では、地域総生産の成長は最終的には人口に反映されるからである。また言うまでもなく、地方自治体にとって人口数及びその年齢構造は行政サービス需要を決める最も基礎的要因であり、人口増減に対して非常に強い関心を持ち、全ての自治体で毎月当該自治体の人口が推計されている。

更に人口移動は、まさに「足による投票」であり、人々が観念的願望ではなく現実に住居を変更した結果である。人口移動の決定因は、多くのものが知られており、人口移動は総合的現象といえるが(第4節参照)、重要なことは「人々の暮らし方」が強く反映されていることであり、この点で研究意義が大きいと考える。

以上のように、人口移動は地域にとって非常に重要な意味をもってきた。そのため、経

4) 中村良平・田淵隆俊『都市と地域の経済学』、1996年、有斐閣、pp.193-196

済学のみならず、人口学、地理学などでも活発に研究されてきた。しかし安定成長期以降は、経済学分野の人口移動研究は、文献1のサーベイ論文から分かるように残念ながら活発とはいえない。本研究は、所得格差説による長距離人口移動の説明を中心に、諸研究を簡単にサーベイした上で、筆者の研究成果を整理し、今後の研究方向を検討したい。

すなわち本研究の研究課題は、

研究課題：戦後日本の人口移動が、経済学の最も基礎的な学説である所得格差説によりどこまで説明されたか

を伊藤の諸研究を中心に整理すること及び今後の研究課題を概観することである。従来の伊藤の諸研究の成果に加えて、最近の伊藤の見解を加えて整理する。本研究は、長距離人口移動の諸決定因のうち経済的側面のみを取りだし、その重要性を強調するが、人口移動研究にとって重要なことは「人々の暮らし」の全体像を見失わないことであり、経済的要因のみで全てが説明できるとは考えていないことをあらかじめ述べておきたい。

なお本研究の中で、「所得格差」といわずしばしば「分配所得格差」という用語を使用する。これは、経済学の基本的発想である個人の効用最大化に作用するのは個人所得格差であり、民間法人企業所得、公的企業所得などを含む県民所得の格差を何らかの吟味なしに使用することは明らかに不適切であるからである。これに関しては第6節を参照されたい。

2. 地域間分配所得格差と人口移動に関する諸研究

Greenwood (1997)⁵⁾によれば、人口移動研究の内容は、①人口移動がなぜ起こるのか(人口移動の決定因)の研究と、②人口移動の結果、何が起こったか(人口移動の帰結)の研究に大別されるという。本研究は、勿論前者に属する。

日本においては、第5節で述べるように、地域統計資料として住民基本台帳人口移動報告が1954年から整備されており、また県民所得統計も戦後間もなく整備されたため⁶⁾、所得格差の指標として人口1人当たり県民(分配)所得を使用した諸研究が活発になされてきた。

経済学の文献について見れば、人口1人当たり実質分配所得の地域格差が人口移動の根底に働いていることを回帰分析により明らかにした館稔の諸研究⁷⁾を嚆矢とする。館は「人口移動の経済的機能は生活水準の地域分布あるいは生活水準の地域格差に対する人口分布の均衡運動である。」とし、人口1人当たり分配所得格差から1を減じた人口移動の相対的ポテンシャルにより46都道府県の人口純移動率を説明する回帰分析を行い、非常に

5) Greenwood, Micheal. J., "Internal Migration in Developed Countries", in Rosenzweig, M. R. and Stark, O. ed., *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier Science B. V., 1997, pp.647-720。特にp.648を参照。

6) 後藤文治『県民所得統計の発展と県民所得標準方式』、1977年、経済企画庁経済研究所国民所得部。本書は、『立命館経済学』Vol.18からVol.23に掲載された4論文の合本である。

7) 最も代表的なものは、下記である。館稔「所得の地域分布と国内人口移動—デモグラフィの見地から、グラント初版発行三百年を記念して—」『経済学研究』(一橋大学) Vol.7、1963年、pp.179-246

良好な結果を得た。坂下昇・浅野紀夫 (1979)⁸⁾ は多数の変数を使用して回帰分析を行い「各都市の人口全成長率を最も強力に説明する変数は、実に所得格差そのものである。これは地域間の所得格差に応じて人口移動が起こるといふ、最も素朴な形の社会移動理論が妥当していることを表すものであろう」という結論を得た。その後、田淵隆俊 (1987)⁹⁾ は地域間所得格差と地域間人口移動の時間的因果関係を Sims 検定を用いて検討し、「地域間所得格差が外生変数で地域間人口移動が内生変数であり、逆の関係は棄却される」とした。

経済学における人口移動研究が戦後の高度経済成長期を対象に非常に活発になされたことは、大塚友美 (1981) あるいは正岡利朗 (1989, 1990) などの論文サーベイから明らかであるが、石油危機以降に人口移動が沈静化すると同時に歩調を合わせて人口移動研究も沈静化した感は否めない。人口学 (濱英彦 (1996)、大友篤 (1998)) あるいは地理学 (堤研二 (1989))、諸先進国 (Greenwood (1997)) の豊富な研究成果に比較して、近年の経済学はやや低調な感がある (以上文献1参照)。

石油危機以降は、所得格差の説明力が無くなったあるいは弱まったという指摘があいついでなされた¹⁰⁾。

これに対し、伊藤薫 (1990a)¹¹⁾ は、後述するように、所得格差説 (人口1人当たり分配所得格差) による戦後日本の人口移動の説明を国勢調査のコーホート人口増加率を使用して再検討した。人口移動は既に述べたように優れて年齢選択的な現象なので、全年齢の人口 (総数) による分析に加えて、年齢別の分析が重要かつ必要であり、自然な研究方向であるからである。その結果、次のファインディングを得た。

- (1) 人口1人当たり分配所得格差は、①移動総数の転入超過率に対する全国9地方のクロスセクション回帰分析でも②11地方毎の時系列回帰分析でも、強い説明力が認められた。
- (2) しかし③1970年代以降はクロスセクション回帰分析では自由度調整済決定係数がほぼゼロになる現象や係数 b の低下という形で、④時系列の回帰分析では大都市圏を含む地方の転入超過率の低下、地方圏の転出超過率の緩和を示すダミーの存在により、この両者の関係に構造的な変化があることがわかった。
- (3) そこで人口学で重視されている年齢構造の影響を調べたところ、70年代後半には30歳前後の地方還流が20歳前後の大都市圏への流入超過を打ち消しているため、一見

8) 坂下昇・浅野紀夫『都市成長分析—都市動態モデル序説—』研究シリーズ第32号、1979年、経済企画庁経済研究所

9) 田淵隆俊「地域間所得格差と地域間人口移動」『地域学研究』、Vol.17、1987年、pp.215-226

10) 例えば、

黒田俊夫『日本人口の転換構造』、1976年、古今書院

石川義孝「戦後における国内人口移動」『地理学評論』Vol.51、No.6、1978年、pp.433-450

平山祐次「労働移動要因の変化と労働・雇用問題の新局面」、岡野秀行・根岸隆編『公共経済学の展開』、1983年、東洋経済新報社、pp.226-241

11) 伊藤薫 (1990a)「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』(名古屋大学) Vol.37、No.4、1990年、pp.293-318

両者に関係がなくなったように「見える」ことが判明した。

- (4) またクロスセクションで両者の関係を観察すると、70年代後半に逆相関がみられた「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」でも、各地域の時系列分析では順相関の関係に従っていることが認められた。
- (5) 30歳前後の年齢階層で確認された逆相関、つまり高所得地域から低所得地域へ還流が発生する理由としては、家の後継ぎとなるための「家族的理由」を示唆した。

その後の伊藤の研究は、これらのファインディングを追求する方向で進んだ。伊藤薫(1997)¹²⁾は、国勢調査による上記(3)及び(4)の回帰分析係数の年齢構成別加重平均が、人口総数(住民基本台帳人口移動報告)の回帰係数にほぼ一致し、資料の相違する2種類の回帰分析の結果が整合的であることを示した。また「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」などで石油危機後の1970年代後半に逆相関が顕著に見られるが、これを「打ち消し現象」と呼んだ。

更にIto(1999)¹³⁾は、10-14歳が15-19歳になる加齢過程について、9地方8期間のプールデータを使用して、説明変数に分配所得格差に潜在的他出性向を乗じ少子化あるいは高校進学率の影響を織り込んだ上で説明力が上昇することを確認した。

以上のコーホート人口増加率を使用した伊藤の方法は、九州地域の人口予測に使用する平尾元彦(1997、2000)¹⁴⁾という応用例を生んでいる。

この他、伊藤薫(1992)¹⁵⁾は、3大都市圏間の移動を分析し、分配所得格差が強く作用していることを明らかにした。また伊藤薫(2000a、2000b)¹⁶⁾は、所得格差説と並んで有力な学説である就業機会説の説明力を比較検討し、戦後日本においては所得格差説の方が説明力が高いことを明らかにした。更に、伊藤薫(2001)¹⁷⁾は、(1)分配所得格差は個人所得格差の代理変数として十分な意味をもつこと、(2)分配所得格差が人口移動に対

12) 伊藤薫「バブル崩壊後の人口移動均衡化に対する経済力格差の説明力—経済力格差要因とコーホート要因を統合した説明—」『中京大学経済学論叢』、No.8、1997年、pp.41-61

13) Ito, Kaoru, "An Examination of Regional Differentials as Explanatory Factors of Equilibrating Phenomena of Internal Migration after the Bubble Period in Japan", 『地域学研究』 Vol.29、No.3、1999年、pp.71-87

14) 平尾元彦「経済的要因を考慮したコーホート地域人口予測モデル—九州地域を例として—」『地域経済研究』(広島大学経済学部附属地域経済研究センター) 第8号、1997年、pp.31-40

平尾元彦「九州地域における公共投資と人口移動のシュミレーションモデル」『社会情報学研究』(呉大学社会情報学部) No.6、2000年、pp.53-62

15) 伊藤薫「3大都市圏間人口移動と経済力格差(1955年～1990年)」『地域学研究』、Vol.22、1992年、pp.19-36

16) 伊藤薫(2000a)「戦後日本の人口移動に対する所得格差説と就業機会説の説明力」『人口学研究』、No.27、2000年、pp.23-27。

伊藤薫(2000b)「戦後日本の人口移動に対する所得格差説と就業機会説の説明力について(1955年～1995年)」*Economics and Information Studies Working Paper*(岐阜聖徳学園大学経済情報学部) No.17、2000年。

17) 伊藤薫「戦後日本の国内人口移動に関する諸問題(1955年～1995年)—地域区分・総移動と純移動・分配所得格差と個人所得格差—」*Economics and Information Studies Working Paper*(岐阜聖徳学園大学経済情報学部) No.21、2001年

して強い説明力を発揮するのは、①県別ではなく地方別の場合、つまり地方の労働市場を完全に越える長距離移動の場合で、かつ②転入・転出という総移動ではなく純移動（転入－転出）の場合で、かつ③分配所得格差が大きい高度経済成長期あるいはバブル期の場合、であることを明らかにした。

以上の伊藤の諸研究の他、所得格差説に関連するものとして、次の諸研究が知られている。渡辺真知子（1994）¹⁸⁾ は、全国44地域の純流入率を県民所得格差あるいは人口千人当たり就業者増加数等で説明し、「高度成長期から現在にいたるまで、雇用機会と所得格差が人口移動にとって大きな意味を持ち、「人々が雇用機会を求めて、より高い所得を求めて」移動することがある程度裏付けられた」という結論を得た。朝田康禎（1996）¹⁹⁾ は、社会増減率と所得水準の関係を様々な地域区分で検討し、3大都市圏と地方圏間の所得格差と人口移動に密接な関係を見出した。谷岡弘二（2001）²⁰⁾ は、地域間所得格差と人口移動の時間的因果関係について、1955年から1996年までのデータを使用し、「いずれかが外生（内生）変数とみなせるものではなくて、むしろ双方向な因果関係にあると考えられる」と問題提起をした。

人口移動は地域間所得格差と非常に密接な関係がある。参考までに地域間所得格差に関する近年の諸研究を文献2に示した。

3. 人口移動に関する所得格差説

所得格差モデルあるいは賃金格差モデルの基礎的説明としてもっとも多く引用されてきたのは、Hicks（1932、p.76）²¹⁾ であろう。Hicksは、次のように労働の場所的移動に関して労働市場における価格調整機能への信頼を表明している²²⁾。

労働の場所的移動は、賃金の地方差をならすには不十分である。しかし移動は事実起こっており、かつ最近の調査は、正味の経済的利益の差－主に賃金差－が移行（筆者注：原文は migration）の主要原因であることを示しつつある。労働市場は完全なる市場ではない。均等化の諸力が迅速かつ容易に作用しているわけではない。しかしながらなお、それらの力は作用している。

それでは労働市場の価格調整機能を重視する経済理論の内容はどのようなものであろうか。Greenwood（1997、p.669）は、人口移動に関する経済学的説明のうち、賃金に地域特有アメニティ location-specific amenities が影響しないとする伝統的な見方を不均衡論的

18) 渡辺真知子『地域経済と人口』、1994年、日本評論社

19) 朝田康禎「戦後日本の地域間人口移動－地域間所得格差による経済分析－」『大阪府立大学 経済研究』Vol.41、No.2、1996年、pp.93-125

20) 谷岡弘二「地域間所得格差と人口移動に関する研究」（地域政策学ワークショップ（2001年3月、大阪商業大学大学院）発表論文）、2001年

21) Hicks, J. R., *The Theory of Wages*, 1932, Macmillan

22) 次記によるが、これは原書第2版の訳（p.68）である。原文は初版と同一である。

ヒックス, J. R., 内田忠寿訳『新版 賃金の理論』、1965年、東洋経済新報社

方法 the disequilibrium perspectives と呼び、次のように説明している（訳は筆者）。

不均衡の見方の基礎をなすものは、少なくとも黙示的には、労働経済学の単純な所得・余暇モデルである。そのモデルでは、最適化行動をとる行為者は、所得と余暇という2変数を持つ効用関数を、完全所得制約に従って最大化する。このモデルの含意は、「個人は、余暇に対する消費の限界代替率が、賃金率に等しくなるように労働を供給するであろう」ということであり、そのことは次に「個人の労働供給は、賃金率の関数である」ことを意味する。仮に移動コストが無いとし、またこの単純で強力なモデルの基礎をなす多数の仮定を受け入れれば、個人は彼の労働サービスを市場において最高の賃金で提供すると期待されるが、以上のことは人口移動を必要とするであろう。

さて地域間効用格差モデルから所得格差モデルに至る説明を信国真載（1974）²³⁾に従って見てみよう。

家計が地域間を自由に移動できることを仮定した上で、各家計の最適化行動は、最大の効用を得られる地域を選択することである。第*i*地域における効用関数値を U_i とすると、 $i = 1, 2, \dots, n \in \lambda$ として、

$$\max_{i \in \lambda} [U_1, U_2, \dots, U_n] = U_k \quad (3.1)$$

なる地域が選択されるが、効用関数は基本的には諸消費財 p_i と所得 Y の組み合わせで決定される。これを間接効用関数で表現すると、

$$U = U(p_1, p_2, \dots, p_m; Y) \quad (3.2)$$

あるいは、 $P = (p_1, p_2, \dots, p_m)$ として、

$$U = U(P, Y) \quad (3.3)$$

と表現できる。ここで価格体系が各地域共通と仮定すれば、さらに変数 P を除去して考えても良いから、

$$U = U(Y) \quad (3.4)$$

と、名目所得の関数と考えても良いことになる。信国（1974）は、「これが所得格差モデルの核心である。」と述べている。

こうした地域間の物価格差に関しては、所得 Y を物価水準で調整した実質所得で考えれば良いであろう。各地域の物価水準は、東京など大都市圏でやや高い。しかし地価は東京圏で非常に高い。こうした地価格差の問題に関しては、第10節で簡単に述べる。

労働需給を考慮した労働移動モデルの最も簡単で明快な説明は、中村洋平・田淵隆俊（1996）²⁴⁾ が分かりやすい。

次の仮定をおく。ただ1種類で同一の財を生産する多くの企業を有する地域1と地域2

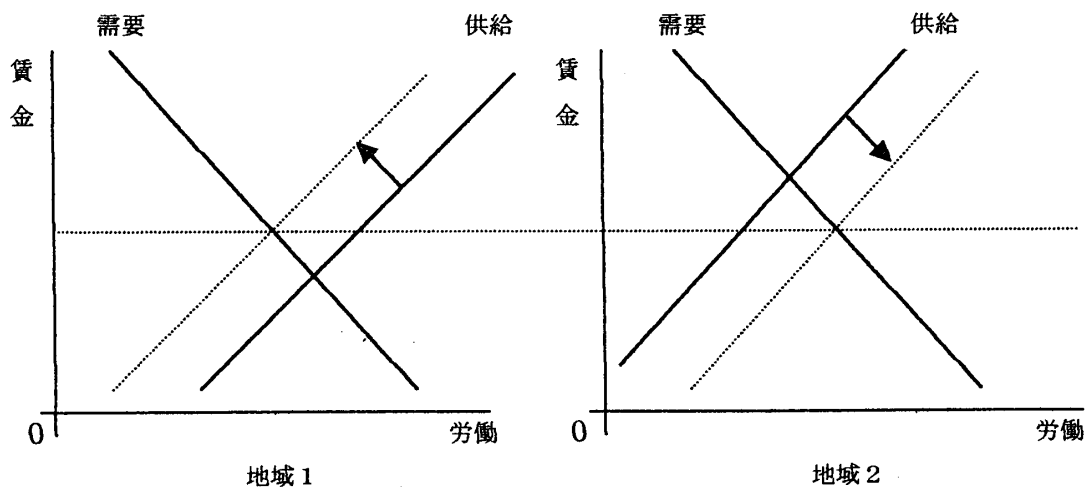
23) 信国真載「人口の地域間移動」、福地崇生編著『地域経済学』、1974年、有斐閣、pp.33-54

24) 前掲（注4）、pp.214~215

がある。各企業の生産技術は同一で、規模に関して収穫一定で生産を行う。完全競争市場の条件が満たされているとする。労働・資本などの生産要素の地域間移動は自由であり、移動費用は無視できる。

さて何らかの理由で、地域2の賃金が高いとする。賃金の低い地域1から高い賃金を求めて労働力が移動するであろう。その結果、地域1の労働供給曲線は左にシフトし、地域2のそれは右にシフトする。これは両地域の賃金格差が消滅するまで続く。地域間の賃金格差が消滅したところで両地域間の労働市場の均衡が達成される。

図3-1 人口移動による地域間労働市場の均衡



出典) 本図は、中村・田淵 (1996) の図12-2より作成

この基礎的説明では、①賃金格差解消と労働移動発生は同時に起こり、②労働の地域間移動は、賃金の低い地域から高い地域への一方向のみの移動である。しかし現実には、「職業上の理由」により双方向の移動が生じているのに注意が必要である。

4. 人口移動の決定因

人口移動は勿論経済的要因のみで生ずるのではない²⁵⁾。それでは日本の現実の人口移動では、どのような理由で人口移動が生じているのであろうか。

移動理由の調査は、国、都道府県、市町村などにより多数実施されてきたが²⁶⁾、全国的な移動理由を調べた調査は多くはない。その代表的なものは、1981年に国土庁により実施された「人口移動要因調査」であろう²⁷⁾。その概要は、下記のとおりである。

25) 前掲 (注5)、Greenwood (1997) の pp.658-659には、人口移動の決定因が広く紹介されている。

26) 前掲 (注1)、大友篤 (1997) の pp.140-141参照。

27) 人口問題研究所による第3回人口移動調査 (1991年)、第4回人口移動調査 (1996年) がある。これらはいずれも「現住居への入居時期」を尋ねており、例えば職業上の理由で移動した後に住宅の理由で移動すれば、住宅の理由で集計されている。

母集団：昭和56年版自治省「人口動態表」による市区町村転入者716万人

(同一市区町村内の移動と外国人は、母集団に含まれない)

調査方法：調査員による配布・回収

調査対象：1980年7月～1981年6月における市町村への転入者個人（15歳以上75歳以下）

調査時期：1981年10月下旬～11月下旬

標本数：7,000、有効回収数：5,206、有効回収率：74.4%

移動理由の区分：調査票による移動理由は、下記のとおり。理由はいくつでも○、そのうち一番重要な理由に一つだけ○。[]内は報告書による集計区分。

[職業的理由] (ア) 転勤、出向、(イ) 新規就職、新規開業、(ウ) 転職・転業（再就職を含む）

[家族的理由] (エ) 家業を継ぐため、(オ) 求職、(カ) 親や家族と同居するため、(キ) 親や家族の近くに住むため、(ク) 親や家族と別居するため

[住宅の理由] (ケ) 前にいたところの住宅事情がわかった、(コ) 前にいたところの通勤・通学事情がわかった、(サ) 前にいたところの買物などが不便だった、(シ) 前にいたところは災害・公害などの危険があった

[その他の理由] (ス) 前にいたところの人間関係や土地柄があわなかった、(セ) 結婚またはその準備のため、(ソ) 就学またはその準備のため（予備校を含む）、(タ) 引退したため、(チ) 療養のため、(ツ) 親せき・知人が住んでいるから、(テ) その他の理由による転居、(ト) とくに理由はない・わからない

特徴：①移動理由集計は、移動の主因者の理由による。このため随伴移動をした主婦、高齢者等が、転勤のために移動した、と集計されている。

②3大都市圏の地域区分は、1975年国勢調査により、中心市は政令指定都市、周辺部は中心部への通勤者比率3%以上の市町村を含む。（総務庁統計局定義の大都市圏区分ではない）

報告書：国土庁計画・調整局（1982）²⁸⁾

報告論文：大友篤（1983）²⁹⁾

この調査による移動理由の調査結果を表4-1に示す。この調査は第2次石油危機後の1981年に実施されており、戦後日本の人口移動を代表する結果とは必ずしもいえない。しかし注目すべき調査結果が判明している。

最大の特徴は、移動の地域パターン別で、移動理由に大きな相違が存在することを鮮やかに示したことである。A.3大都市圏内移動は「住宅」が優勢な移動理由であるがその他の地域パターンでは「職業」が最も優勢な移動理由である。特にB.3大都市圏間移動、D.地方圏から3大都市圏移動で顕著である。C.3大都市圏から地方圏移動では、「家庭の理由」が「職業」に次いで大きな移動理由であった。

第2の特徴は、移動理由により、「一番重要な理由」として多い場合と「従たる理由」に多く挙げられる場合とがあることを明らかにしたことである。両者の比較を表4-2に示す。

28) 国土庁計画・調整局編『我が国の人口移動の実態（昭和57年12月）』、1982年、大蔵省印刷局

29) 大友篤「日本における国内人口移動の決定因」『人口学研究』No.6、1983年、pp1-6

「職業」は「一番重要な理由」に選ばれることが最も多いが、「住宅」と「家庭」は「従たる理由」で選ばれることが多い。

以上の調査結果は、本研究の以下の議論でさまざまな論拠として使用する。

表4-1 移動パターン別の「移動した一番重要な理由」

移動パターン	総数 A=B+C+D+E	職業		家庭		住宅	その他		
		B	B1	C	C1	D	E	就学	結婚
								E1	E2
総数	100.0	37.6	22.4	14.6	1.3	13.8	33.9	3.9	12.1
A. 3大都市圏内	100.0	16.2	5.5	13.2	0.4	27.9	42.8	1.9	14.6
B. 3大都市圏間	100.0	75.7	58.4	9.8	1.9	0.5	14.0	5.6	3.7
C. 3大都市圏から地方圏	100.0	46.6	30.2	29.0	4.7	2.9	21.4	2.8	5.7
D. 地方圏から3大都市圏	100.0	61.9	29.5	5.6	-	1.6	30.9	14.0	9.8
E. 3大都市圏外県内移動	100.0	42.5	29.2	14.1	0.9	9.2	34.2	2.8	16.8
(再掲) Uターン移動	100.0	43.0	22.1	32.1	5.4	3.8	21.1	1.6	4.3
うち3大都市圏から地方圏	100.0	36.4	14.5	40.3	7.0	2.1	21.2	1.6	4.1

注：母集団は、1980年7月～1981年6月の1年間における全国の市区町村間転入人口716万人。

外国人を含まず。調査対象年齢は、15歳以上75歳以下。標本数7,000。有効回収数5,260。

本人がいわゆる随伴移動者の場合には、その移動の主因者の移動理由が回答された。

理由のB1転勤には、出向を含む。

資料：国土庁計画・調整局『我が国の人口移動の実態—「人口移動要因調査」の解説』1982年。

pp.230-231より作成。

表4-2 「一番重要な理由」と「従たる理由」の比較

区分		職業の理由	家庭の理由	住宅の理由	その他の理由
構成比 (%)	一番重要な理由	37.6	14.6	13.9	33.9
	従たる理由	18.0	23.9	28.7	29.4
回答倍率 (従/一番)		0.198	0.679	0.859	0.359

資料) 国土庁計画・調整局『我が国の人口移動の実態』1982年

5. モデル・データ・地域区分

(1) モデル

本研究の基本モデルは、下記のとおりである。

$$\text{モデル1: } M = f(D) \quad (5.1)$$

M: nm; 流入超過率 ((転入-転出) / 日本人人口, %)

im; 転入率 (転入 / 日本人人口, %)

om; 転出率 (転出 / 日本人人口, %)

adgr: コーホート人口増加率調整値 (純移動率の代理変数)

D: di; 人口1人当たり分配所得格差

pi; 人口1人当たり個人所得格差

avdi; 人口1人当たり分配所得格差平均値

回帰式は、最も単純な線形とする。

$$\text{回帰式1: } M = \alpha_1 + \beta_1 \cdot D \quad (5.2)$$

β_1 の期待される符号は、流入超過率（純移動率）と転入率に関しては正、転出率は負である。すなわち所得格差は流入超過促進、転入促進に作用し、一方転出抑制に作用すると期待される。

(2) データ・使用変数

本研究の主な分析手法である回帰分析で使用される説明変数（分配所得格差）と被説明変数（人口移動）について説明する。

本研究で使用する人口移動の基礎データは、①総務庁統計局「住民基本台帳人口移動報告」と②国勢調査の年齢5歳階級別人口である。本研究では使用しないが、③国勢調査では大規模調査年（西暦で末尾に0の付く年次）に人口移動が調査されており、また④各都道府県で継続して移動理由などが調査されている³⁰⁾。

①住民基本台帳人口移動報告は、日本人について、転入、転出別に1回の移動を1回とカウントする暦年データである。1954年からデータがある。累年統計書は、総務庁統計局(1997)³¹⁾が利用しやすい。

流入超過率 nm は、次式で計算される。

$$nm = (IM - OM) / JP \times 100.0 \quad (5.3)$$

nm ：流入超過率（%）、 IM ：転入者数、 OM ：転出者数、 JP ：日本人人口

②国勢調査は、外国人も含む全人口による各年10月1日現在の静態人口である。この年齢5歳階級別データより、死亡数の少ない年齢階層では5年間の純移動率を近似計算可能である。国外との移動が少なく、死亡率の地域間格差も大きくはないからである。この純移動率は、コーホート人口増加率から計算できる。例えば1955年の15-19歳が1960年の20-24歳になる加齢過程のコーホート人口増加率 gr は、次式による。

$$gr = (P_{1960 \cdot 20-24} / P_{1955 \cdot 15-19} - 1) \times 100.0 \quad (5.4)$$

gr ：コーホート人口増加率（%）、

$P_{1960 \cdot 20-24}$ ：1960年の20-24歳人口、 $P_{1955 \cdot 15-19}$ ：1955年の15-19歳人口

さてこのコーホート人口増加率は、厳密には死亡数と国外移動数の影響を受ける。そのため全国人口のコーホート人口増加率を減じてコーホート人口増加率調整値 $adgr$ を算出し、これを純移動率（流入超過率）の代理変数とする。すなわち、

$$adgr = gr^R - gr^J \quad (5.5)$$

$adgr$ ：コーホート人口増加率調整値、

gr^R ：当該地域のコーホート人口増加率、 gr^J ：全国のコーホート人口増加率

分配所得格差の基礎資料は、経済企画庁「県民経済計算」である。全国47都道府県の統計主管課による推計結果が経済企画庁により纏められ、公表されてきた。年度データである。1974年度以前のデータは、経済企画庁により新 SNA ベースで遡及推計され、公表さ

30) 磯田則孝「都道府県別人口移動統計の整備状況について」『地理学評論』Vol.66、No.10、1993年、pp.639-644

31) 総務庁統計局編「住民基本台帳人口移動報告総合報告書（昭和29年～平成7年）」、1997年、日本統計協会

れており³²⁾ これを使用すると便利である。

分配所得格差 di の計算は、次式のとおり。

$$di = i^R / i^o - 1 \quad (5.6)$$

$$i = I / P \quad (5.7)$$

di : 分配所得格差,

i^R : 当該地域の人口1人当たり分配所得、

i^o : 他地域の人口1人当たり分配所得、

I : 分配所得、 P : 人口

ここで①分配所得格差 di の計算で日本全国の人口1人当たり分配所得で除さず、他の地域の数値で除するのは、人口移動が他の全地域との移動数を使用しているためであり、②1を減じているのは、この形式の分配所得格差の場合に人口移動が正比例関係にあるか否かを検討することができるためである。

分配所得のデータ上の問題点は、1950年代後半に企業所得が現在の事業所主義ではなく本社主義で推計されているのではないか、という疑念があることである³³⁾。しかし県民経済計算の数値に問題は残るものの、大きな問題はなく利用可能であると判断する。

人口移動と分配所得格差以外のデータに関しては、それぞれの節で説明する。

(3) 地域区分

地域区分は、地域を取り扱う研究では非常に重要であり、第7節で示すように、分析の結論にも影響するほどである。

本研究で使用する全国10地方区分は、表5-1のとおりである。この地域区分は、関東の細分以外は、経済審議会(1981)³⁴⁾に従っている。沖縄県は、住民基本台帳人口移動報告等が1972年まで入手できないので、残念ながら本研究から除き、46都道府県を対象とする。全国9地方区分とする場合は、関東内陸と関東臨海を合わせて関東とする。

3大都市圏の地域区分は、伊藤薫(2000c)³⁵⁾による(表5-2)。3大都市圏は戦後その

32) 経済企画庁編『長期週及推計 県民経済計算報告(昭和30年~昭和40年)』、1991年。

33) 伊藤薫(1990b)『地域研究ノート第2集 戦後日本の人口移動(1955年~1987年)』1990年、自費出版、pp.86-87

昭和31年版標準方式(経済企画庁の提示した推計マニュアル)は本社主義であったが、昭和45年版標準方式は事業所主義であった。事実、経済企画庁(1991)の1955年度データでは、①鉱業総生産が東京都で著しく大きく、また②一般政府の財産所得支払いが東京都で著しく大きく、本社主義推計の可能性が窺われる。しかし昭和30年代に建前は本社主義でも実態は事業所主義をとっていたと考えられ、元経済企画庁国民所得部長(元立命館大学経済学部教授)後藤文治先生にお伺いしたところ、「法人所得に関する本社主義云々の問題は、もはやこの時期においては取り立てていほどの傾きは残されていないものと推測する。」というお返事をいただいた(上記、伊藤(1990)、p.87)。

34) 経済審議会地域問題研究会地域経済研究グループ『地域間経済格差の縮小要因について』、1981年。シンポジウムでご指摘をいただいたように、人口移動からこの地域区分をみると、東北のうち新潟は他の東北諸県と交流がなく、人口移動を通じた一体性という点ではやや疑問を感じる。

35) 伊藤薫(2000c)「3大都市圏間分配所得格差の形成要因分析と地域成長パターンの類型化(1955年度~1995年度)」『地域学研究』Vol.30、No.1、2000年、pp.79-96

表5-1 全国10地方区分

地方	都道府県
北海道	北海道
東北	青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟
関東内陸	栃木、群馬、山梨、長野
関東臨海	茨城、埼玉、千葉、東京、神奈川
東海	岐阜、静岡、愛知、三重
北陸	富山、石川、福井
近畿	滋賀、京都、奈良、大阪、兵庫、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	福岡、佐賀、長崎、大分、熊本、宮崎、鹿児島

表5-2 3大都市圏・地方圏の地域区分

3大都市圏	都道府県
東京大都市圏	東京、神奈川、埼玉、千葉、茨城
名古屋大都市圏	愛知、岐阜、三重
大阪大都市圏	大阪、兵庫、京都、奈良、滋賀
地方圏	その他の道県（33道県、沖縄県を除く）

範囲を着実に拡大してきたので、都県によりその範囲を画定することには、当初から無理がある。市町村で画定された総務庁統計局定義の大都市圏に所属する市町村人口が当該県人口に占める割合は、茨城県は1975年から20%を越え、1990年から30%を越えた。茨城県が東京都から転入超過になったのは1969年からである。同様に三重県は1965年から30%を越え、1990年から40%を越えている。三重県が愛知県から転入超過になったのは1974年からである。以上を考慮して、表5-2の地域区分を決定した。なお滋賀県は、大阪大都市圏に含めない分析例が見られるが、1960年に50%を越えており、1995年に80%を越えており、大阪大都市圏に含むのが適切である。

全国36地域区分という場合は、3つの大都市圏と33道県による地域区分である。

6. 個人所得格差の代理変数としての分配所得格差

本節の検討課題は、次のようである³⁶⁾。人口移動を説明する回帰分析で、分配所得格差がしばしば使用されてきた。しかし、第3節で述べたように、経済学の所得格差説で使用される変数はあくまで個人所得である。ところで分配所得の構成要素は、雇用者所得、財産所得、企業所得であるが、そのうち財産所得には①一般政府の財産所得、②対家計民間非営利団体の財産所得を含み、企業所得には③民間法人企業所得、④公的企業所得を含む。以上の①から④は個人の所得にはならず、それらを含んだ分配所得格差は、所得格差説に使用する変数としては不適切となる可能性がある。そこで分配所得格差が個人所得格差の

36) 本節は、前掲（注17）伊藤薫（2001）による。

代理変数足りうるかを検討する必要が生ずる。

個人所得は、現在の県民経済計算では全ての県で公表されていない³⁷⁾。そこで県民所得の構成項目から個人所得 PI を定義する。すなわち、

$$PI = EI + HA + PI \quad (6. 1)$$

PI：個人所得、EI：雇用者所得、HA：家計の財産所得、PI：個人企業所得

全国ベースで個人所得が分配所得に占める割合は、次の通りである。1955年度95.2%、60年度89.6%、65年度90.6%、70年度85.8%、75年度92.9%、80年度90.9%、85年度91.7%、90年度89.1%、95年度92.2%である。

次に、分配所得格差と個人所得格差の相関分析を全国10地方区分の場合と36地域区分の場合で計算した（表6-1）。近年になるほど相関係数はやや低くなっているが、下表の全ての場合で1%水準で有意であった。

表6-1 分配所得格差と個人所得格差の相関分析結果

区分	1955 年度	1960 年度	1965 年度	1970 年度	1975 年度	1980 年度	1985 年度	1990 年度	1995 年度
10 地方	0.998	0.997	0.999	0.998	0.994	0.982	0.984	0.994	0.979
36 地域	0.996	0.990	0.991	0.985	0.971	0.964	0.972	0.984	0.950

念のために、回帰式1（説明変数：分配所得格差あるいは個人所得格差、被説明変数：住民基本台帳人口移動報告の流入超過率、転入率、転出率）による回帰分析を10地域と36地域で行った。その結果は、分配所得格差でも個人所得格差でもほぼ同一であった（後掲図7-1-1から図7-3-2参照³⁸⁾）。

以上の検討から、分配所得格差と個人所得格差の説明力はほぼ同一であり、両者の相関も非常に高いので、分配所得格差は個人所得格差の代理変数として機能しうることが判明した。

第7節以降の回帰分析では、説明変数として計算の簡単な分配所得格差を使用するが、これは個人所得格差を使用した結果と解釈可能である。すなわち経済学の所得格差説の分析結果と解釈可能である。

7. 分配所得格差の移動総数への説明力と所得格差説が有効な場合の検討

(1) 本節の分析課題と意義

本節の分析課題は、2つある。すなわち、

分析課題1：人口1人当たり分配所得格差が各年次の総移動（男女・年齢合計）をどの程

37) 例えば、経済企画庁『県民所得年報 昭和54年版』1979年には、個人所得が表章されている。そして最新の経済企画庁『県民経済計算 平成12年版』2000年では、制度部門別所得支出勘定のうち家計（個人企業を含む）の受け取り、あるいは可処分所得は、数値が表章されていない。

38) 詳細は、前掲（注17）伊藤（2001）pp.13-17参照。

度説明するか

分析課題2：所得格差説が人口移動を有効に説明するのは、(1) 地域区分の大小、(2) 転入・転出と流入超過（総移動と純移動）、(3) 時期に関して、どのような場合であるか

を検討することである³⁹⁾。

第8節の分析で全国を9地方に区分し、年齢コーホート別の流入超過率（純移動率）を用いて回帰分析を行い、所得格差説がどの程度に有効であるかの論証を進めるが、本節の分析はその有効性をあらかじめ確認しておく意味がある。

(2) 地域区分の大小を検討する意義

まず最初に地域区分の大小が回帰分析結果にどのように影響するかを検討する意味を明らかにする。あらゆる地域分析でもっとも基礎的な分析課題であり、必要不可欠な検討課題である。

まず国内人口移動を分析する地域単位として、地域を広く取った場合（広域単位）と、狭く取った場合（狭域単位）の移動数の比較を考えてみよう⁴⁰⁾。地域区分を広域単位にすればするほど、地域内部移動にカウントされる移動数が増加し、地域間移動からは除外されて分析対象移動数は減少する。全国46都道府県を単位とする県間移動数と全国10地方を単位とする地方間移動数では、前者の方が明らかに多い。

また下記の理由により、大都市圏を一団の地域として把握することが重要である。

その理由の第1は、大都市圏内の人口移動で優勢な住宅移動を除外する必要があることである（表4-1参照）。地価に強い影響を受ける住宅移動は、一般に高所得地域（高地価）から低所得地域（低地価）に向かう移動であり、低所得地域から高所得地域への所得獲得を目的とする移動と混在させて分析してはいけない。このため特に大都市圏を含む地域では県別に区分するのではなく、通勤・通学圏を包摂する地域区分が必要である⁴¹⁾。

第2に、所得格差の算出に当たって、常住地と従業地の相違による過大評価、過少評価を避けることである。例えば埼玉県常住の就業者が東京都の民間企業で就業して付加価値を生み出した場合、雇用者所得は埼玉県で計上されるが民間法人企業所得は東京都で計上される。大都市圏人口の郊外化の進展は、県単位の分析では「地域格差拡大」を招くことになる。逆に近年の都心回帰傾向の場合には、「地域格差縮小」の結果を生ずる。このため都道府県別ではなく、通勤・通学圏を包摂する地域区分を採用することが人口移動研究

39) 本節は、前掲（注17）伊藤薫（2001）による。

40) 以下、前掲（注32）伊藤薫（1990b）、pp.29-30を参照。

41) 例えば県別データを大都市圏、地方圏にグループ分けして、県間移動を分析する場合でも下記の問題点が残る。一例として、鹿児島県から東京都に勤務先のある東京大都市圏内へ移動する場合、東京都に住所がある場合と東京大都市圏内の他県、例えば千葉県に住所がある場合が考えられる。東京大都市圏の郊外化に伴い、勤務地は東京都で同じであっても、鹿児島県から東京都へ移動するケースは減り、千葉県へ移動するケースが増えるであろう。この設例の場合に、分配所得格差を説明変数として人口移動を説明する回帰分析では、東京大都市圏の郊外化に伴い分配所得格差の説明力は低下する結果となろう。

において自然な研究方向である。

以上の2点を考慮して、労働市場圏域を越える長距離人口移動を分析するためには、各大都市圏の圏域をそれぞれ一つの地域とすることが必要である。

そこで下記の地域区分を設定して、次節で回帰分析の結果を比較する。

地域区分 A：全国10地方区分（表5-1参照）

地域区分 B：全国36地域区分（表5-2参照）

両地域区分は、いずれも東京大都市圏、名古屋大都市圏、大阪大都市圏を一団の地域として包摂する地域区分となっている。

(3) 総移動・純移動を検討する意義

本節の第2の分析課題は、総移動（転入、転出）を用いた分析結果と純移動（転入－転出）を用いた分析結果により、相違があるか否かを検討することである。

Greenwood (1975)⁴²⁾ は、下記の問題提起をしている。

所与の*i*地から*j*地への移動数 GM_{ij} が、*i*地から*j*地への距離 (D_{ij}) と他のある変数 X_j の関数であるとする。ここで X_j は、例えば所得、人口、失業率であるかもしれない。すると次式のようにかける。

$$GM_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_{ij} + \beta_2 X_j \quad (7.1)$$

$$GM_{ji} = \beta_0' + \beta_1' D_{ij} + \beta_2' X_j \quad (7.2)$$

純移動数は NM_{ij} は、次式で表される。

$$\begin{aligned} NM_{ij} &= GM_{ij} - GM_{ji} \\ &= (\beta_0 - \beta_0') + (\beta_1 - \beta_1') D_{ij} + (\beta_2 - \beta_2') X_j \end{aligned} \quad (7.3)$$

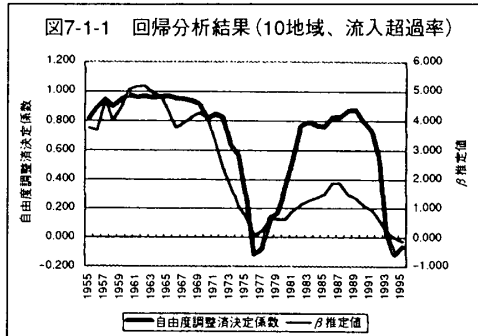
この(7-3)の関係式は、純人口移動を人々が地域間を移動する純移動性向の関数として解釈するものである。距離や人口といった(7-1)や(7-2)で同じ符号を持つと期待される変数は、(7-3)では「洗い流される wash out」傾向がある。これに対し所得や失業率のように(7-1)や(7-2)で違う符号を持つと期待される諸変数は、その効果を大きくして現れる。このような考慮の結果として、純移動のモデルでは、総人口移動を説明するモデルで登場する重要な変数を含まない。

また X_j の係数 ($\beta_2 - \beta_2'$) が正として、① $\beta_2 > 0$ かつ $\beta_2' = 0$ なのか、② $\beta_2 = 0$ かつ $\beta_2' < 0$ なのか、③ $\beta_2 > 0$ かつ $\beta_2' < 0$ なのか、そのいずれかが分からないという問題点がある。

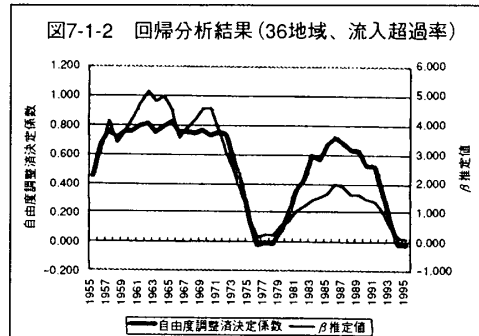
(4) 回帰分析結果

回帰分析は、回帰式1による。地域区分は、地域区分 A (全国10地方)、地域区分 B (全国36地域) による。総移動率は、住民基本台帳人口移動報告から算出した転入率、転出率を使用し、純移動率は流入超過率 (= 転入率 - 転出率) を使用する。1955年から1995

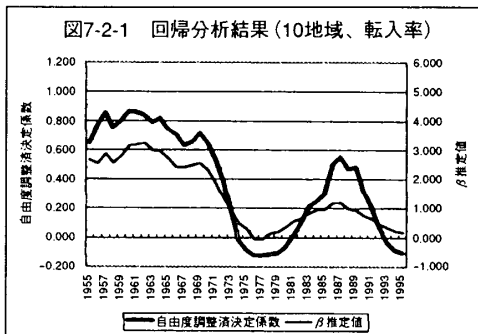
42) Greenwood, Michael, J., "Research on Internal Migration in the United States: A Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol.13, No.1, 1975, pp.397-433



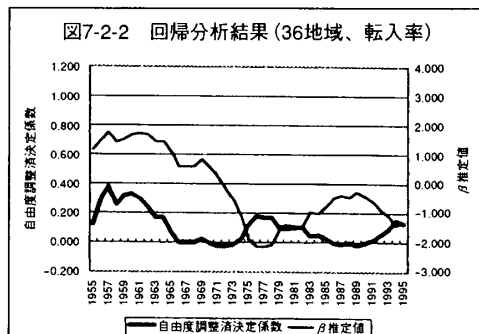
注) 回帰式は、流入超過率 $nm = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 10$



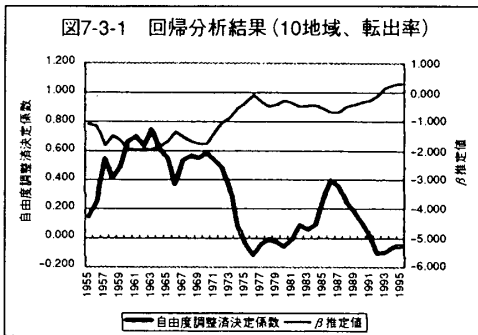
注) 回帰式は、流入超過率 $nm = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 36$



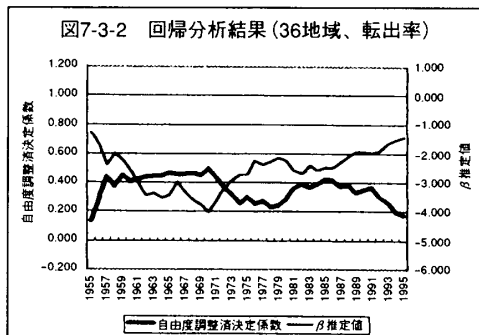
注) 回帰式は、転入率 $im = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 10$



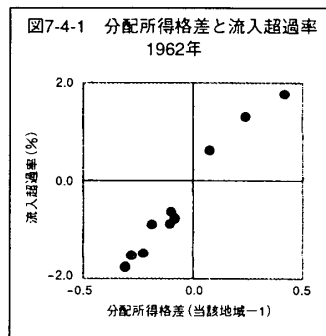
注) 回帰式は、転入率 $im = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 36$



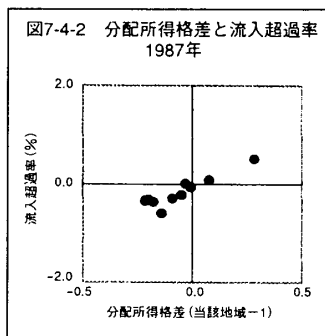
注) 回帰式は、転出率 $om = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 10$



注) 回帰式は、転出率 $om = a + \beta$ 分配所得格差 di 。データ数 $n = 36$



注) $nm = -0.133 + 5.194 di$ $adR^2 = 0.967$
 (-1.826) (16.384) $F = 268.43$



注) $nm = -0.059 + 1.886 di$ $adR^2 = 0.826$
 (-1.352) (6.603) $F = 43.60$

年までの41時点であり、各年次のサンプル数は10あるいは36である。

回帰分析結果を、図7-1-1から図7-3-2に示す。

まず地域区分、総移動・純移動による回帰分析結果の相違点は下記のようなものである。

両地域区分の流入超過率に対する回帰分析結果はほぼ同じであった。特に高度経済成長期とバブル経済期の自由度調整済決定係数は、いずれも非常に高かった。しかし転入率、転出率に対する結果は大きな相違があった。

10地方分析では、係数 β の符号は当初期待どおりであった。自由度調整済決定係数は、流入超過率>転入率>転出率であり、分配所得格差は流入超過率をもっとも強く説明する。また転出率に対する説明力がもっとも弱い。この結果は、欧米諸国を検討したGreenwood (1997) と一致する。

36地域分析では、係数 β の符号は、流入超過率では正、転出率では負と期待どおりであったが、転入率が2度の人口移動均衡化期に有意に負であり(表省略)、期待に反した。すなわち転入率は分配所得格差に関して逆相関を示した。自由度調整済決定係数は、高度経済成長期とバブル経済期は流入超過率>転出率>転入率、第1次石油危機後、バブル崩壊後の2度の人口移動均衡化期は転出率>転入率>流入超過率であった。

以上のように地域区分が回帰分析結果に非常に強く影響することが判明した。そこで β の期待に反した符号(負)を持った石油危機後の36地域の転入率について検討する。

例えば宮崎県、鹿児島県という九州諸県の場合は、10地方の場合は九州内部の県間移動を含まないが36地方の場合は福岡県から宮崎県へなど九州内部の県間移動を含む。第2次石油危機後は、①大都市圏では地方圏からの流入が減少して流入率が低下したのに対し、②地方圏では大都市圏からの帰還移動が高まり、大都市圏、地方圏の地方外流入率はほぼ同水準となった。更に③地方圏の諸県では地方内県間移動率が低下しなかった。このため地方圏の諸県の②地方外、③地方内の合計流入率では大都市圏より高くなった。その結果所得水準が低い鹿児島県、宮崎県、島根県、鳥取県などがもっとも転入率が高くなった。こうして逆相関が生じた。

この現象は、地方の労働市場の重要性を示唆する。すなわち例えば九州諸県は、県を単位とする労働市場、九州を圏域とする労働市場、大阪圏、東京圏に含まれる労働市場と3層構造になっている可能性がある。その検証は、今後の重要な研究課題である。

以上の分析から、地域区分は分析結果に非常に大きな影響があることが判明した。また転入率、転出率、流入超過率で分析結果が相違することも判明した。

我々は次の重要な結論を得ることができた。人口1人当たり分配所得格差が人口移動をもっとも強力に説明する場合は、すなわち所得格差説がもっとも強力な説明力を発揮するのは、①地方の労働市場を完全に超える長距離移動の場合で、かつ②転入を転出が相殺した純移動を対象とする場合で、かつ③分配所得格差が大きい場合、である。この場合に、第3節で示した所得格差説が、最も強力に人口移動を説明する。

さて全国10地方の流入超過率について、回帰分析結果の特徴を整理すると次のようになる。図7-4-1、図7-4-2も参照されたい。

特徴1：自由度調整済決定係数は、全国の分配所得格差が大きかった高度経済成長期とバブル期に非常に高く、所得格差が縮小した2度の人口移動均衡化期に非常に低い。

特徴2：分配所得格差に関する係数 β は、高度経済成長期はほぼ5前後であったが、バブル期は最大で2程度であった。

特徴3：定数項 α のt値は、ほとんどの年次で有意水準5%でも有意ではなく、回帰関係が直線であるとすれば、正比例の関係にある。

第8節では、石油危機後、バブル崩壊後の2度の人口移動均衡化期に分配所得格差は人口移動に対する説明力を失ってしまったか否か、高度経済成長期からバブル期になぜ係数 β が低下したか、を考える。

8. 年齢別分析の重要性：コーホート人口増加率を使用した説明

(1) 年齢別分析の重要性

前節までで所得格差説は、年齢総数の全国10地方の流入超過率を使用した経年的回帰分析で説明力が強いことが判明した。そして高度経済成長期とバブル経済期にはいずれも自由度調整済決定係数が非常に高いが、分配所得格差に関する係数 β はバブル経済期が高度経済成長期の半分以下である事実が明らかになった。

本節では、年齢5歳階級別コーホート人口増加率調整値を年齢階級5歳階級別純移動率（流入超過率）の代理変数として使用し、その原因を明らかにする。年齢別（コーホート別）に分析する重要性は、単純である。人口現象分析のもっとも基礎的な接近方法は、男女・年齢別分析であるからである。人口移動は優れて年齢選択的現象なので、その意義は一層大きい。

しかし「住民基本台帳人口移動報告」では年齢別の移動データは、調査されていない。男女別・年齢別移動データが全国的に表章されているのは、国勢調査の大規模調査時の移動調査結果である。この分析は非常に重要であり、今後の重要な研究課題であるが、これは10年毎のデータであり、また残念ながら調査毎に調査内容が相違する。

そのため国勢調査の年齢5歳階級人口を使用する。加齢による人口増加率を全国の当該コーホートの人口増加率から減じたコーホート人口増加率調整値 $adgr$ は、純移動率の代理変数と考えても良いからである（第5-2節参照）。

(2) コーホート人口増加率調整値を説明する回帰分析

本節の回帰分析結果は、Ito, Kaoru (1999, 前掲(注13)参照)による。関東臨海と関東内陸を関東に統合した全国9地方によるクロスセクション回帰分析である。回帰式は、下記による。基礎データは、1955年から1995年までの国勢調査によるので、計算期間は8期間である。また加齢過程は、「0-4歳が5-9歳になる加齢過程」から「45-49歳が50-54歳になる加齢過程」までの10加齢過程である。このため回帰分析は、80回実行した。

$$\text{回帰式 2 : } \text{adgr} = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \text{avdi} \quad (8. 1)$$

adgr : コーホート人口増加率調整値 (第5-2節参照)

avdi : 人口1人当たり分配所得格差平均値

$$\left(\sum_{n=1}^5 di_{t+n} / 5, \text{ 但し } t \text{ は国勢調査年} \right)$$

回帰分析結果を表8-1に示す。

表8-1 人口1人当たり分配所得格差平均値によりコーホート人口増加率調整値を説明する回帰分析結果

加齢過程		1955 →80	1960 →85	1965 →70	1970 →75	1975 →80	1980 →85	1985 →90	1990 →95
AG0-4 →5-9	決定係数	0.862**	0.859**	0.166	0.093	0.731**	0.204	-0.131	0.538*
	β_2	6.7	12.4	4.6	-5.8	-15.5	-4.4	0.6	-6.1
	t値	7.15**	7.05**	1.61	-1.35	-4.77**	-1.75	0.28	-3.21*
AG5-9 →10-14	決定係数	0.820**	0.856**	0.618**	-0.117	0.477*	-0.097	-0.006	0.154
	β_2	6.1	11.2	7.1	1.2	-6.5	-1.0	1.8	-2.3
	t値	6.13**	6.98**	3.73**	0.40	-2.88*	-0.54	0.98	-1.57
AG10-14 →15-19	決定係数	0.913**	0.904**	0.901**	0.910**	0.902**	0.896**	0.787**	0.552*
	β_2	82.7	79.0	85.0	69.8	53.0	34.1	26.9	21.8
	t値	9.21**	8.73**	8.60**	9.06**	8.66**	8.37**	5.54**	3.29*
AG15-19 →20-24	決定係数	0.894**	0.930**	0.871**	0.868**	0.810**	0.862**	0.858**	0.794**
	β_2	70.0	70.3	74.1	80.9	88.9	75.5	64.6	49.4
	t値	8.30**	10.4**	7.41**	7.32**	5.93**	7.15**	7.04**	5.64**
AG20-24 →25-29	決定係数	0.894**	0.801**	-0.100	0.283	0.840**	0.314	-0.139	0.101
	β_2	21.8	27.0	2.6	-14.3	-48.1	-20.8	-1.3	-12.4
	t値	8.26**	5.76**	0.52	-2.04	-6.56**	-2.16	-0.15	-1.38
AG25-29 →30-34	決定係数	0.851**	0.930**	0.015	0.252	0.826**	0.097	-0.019	0.457*
	β_2	11.7	18.1	4.3	-9.3	-21.4	-4.5	2.8	-8.8
	t値	6.84**	10.3**	1.06	-1.92	-6.24**	-1.36	0.92	-2.78*
AG30-34 →35-39	決定係数	0.821**	0.891**	0.307	-0.034	0.700**	-0.091	0.014	0.396*
	β_2	8.5	13.8	7.1	-3.3	-12.1	-1.5	2.4	-5.5
	t値	6.14**	8.14**	2.13	-0.86	-4.44**	-0.51	1.06	-2.50*
AG35-39 →40-44	決定係数	0.780**	0.887**	0.569*	-0.131	0.385*	-0.043	0.313	0.204
	β_2	6.8	11.4	7.9	0.8	-5.2	1.6	3.9	-2.4
	t値	5.42**	8.00**	3.40*	0.27	-2.46*	0.81	2.15	-1.75
AG40-44 →45-49	決定係数	0.813**	0.925**	0.635**	0.033	-0.074	0.387*	0.656**	-0.140
	β_2	6.9	10.3	8.2	3.1	-1.0	3.2	5.3	0.1
	t値	5.98**	9.98**	3.86**	1.13	-0.67	2.46*	4.03**	0.13
AG45-49 →50-54	決定係数	0.808**	0.950**	0.686**	0.249	-0.083	0.264	0.057*	-0.113
	β_2	6.0	9.0	8.1	4.0	-1.0	2.3	4.3	-0.3
	t値	5.89**	12.4**	4.30**	1.91	-0.62	1.97	3.32*	-0.43

注1) 回帰式は、下記による。サンプル数は、9(地方)。

$$\text{adgr} = \alpha_2 + \beta_2 \text{avdi}$$

2) 決定係数は、自由度調整済。

3) **は、T検定で1%有意を、*は同5%有意を示す。

4) □(太線)は第1次ベビーブーム出生者、□(細線)は第2次ベビーブーム出生者を示す。

資料) 国税調査、県民経済計算

(3) 2回帰分析結果の整合性

表8-1に示された β_2 の値(国勢調査の年齢別データを使用)が、第7節の回帰分析結果の β_1 (住民基本台帳人口移動報告による総人口の移動データ)と整合性があるか、検討する。比較可能なように調整をする。

(1) β_2 の調整：第1段階；年齢総数ベースに変換するために各加齢過程の β_2 に各年齢人口割合を掛けること（全国の期首割合を使用）。第2段階；5年間を1年間に変換するため、5で割ること。以上の手続きから $ad\beta_2$ を求める。

(2) β_1 の調整：国勢調査の翌年から国勢調査年までの β_1 を合計して5で割る。この手続きから $ad\beta_1$ を求める。

$ad\beta_1$ と $ad\beta_2$ の比較を表8-2に示す。基礎資料の相違にもかかわらず、両者は概数でよく一致している。特に係数の上昇・低下は十分に一致している。このことは人口総数による回帰分析とコーホート人口増加率調整値による回帰分析とが同質なものであることを意味し、人口総数による β_1 を年齢コーホート別に要因分解可能なことを示す。

表8-2 β_1 と β_2 の整合性

	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95
$ad\beta_1$	3.94	4.95	4.08	1.85	0.37	1.22	1.50	0.32
$ad\beta_2$	4.34	5.07	3.94	1.98	0.17	1.24	1.70	0.61
差	-0.40	-0.12	0.14	-0.13	0.20	-0.02	-0.20	-0.29

(4) 1970年代の「打ち消し現象」

表8-1をみると、「10-14歳が15-19歳になる加齢過程」と「15-19歳が20-24歳になる加齢過程」（以下、「学卒年齢加齢過程」と呼ぶ。但し勿論就業者がいることに注意。）では、過去40年間の全期間で分配所得格差とコーホート人口増加率が順相関であったことがわかる。そして高度経済成長期には、「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」より高年齢の加齢過程（以下「就業年齢加齢過程」と呼ぶ。大学卒業者を含むことに注意。）でもほとんど全ての加齢過程で順相関であったことが明確である。

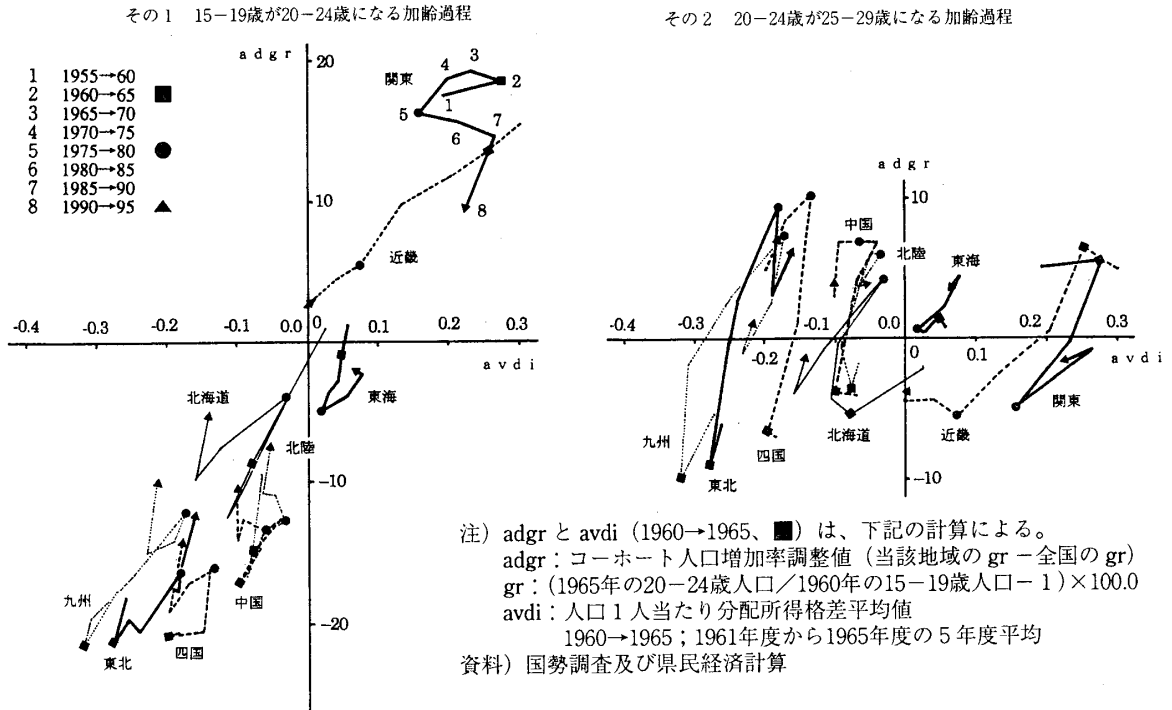
しかし1975年以降は、就業年齢加齢過程で逆相関が生じた。この現象は1975年から1980年の期間で特に著しく、「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」から「30-34歳が35-39歳になる加齢過程」までで有意水準1%の逆相関であった。この逆相関の存在、すなわち就業年齢加齢過程の大都市圏から地方圏への流出超過が、学卒年齢加齢過程の順相関、つまり地方圏から大都市圏への流入超過を打ち消した。

石油危機以降に全国の人口移動において転入と転出とがほぼ同数になって人口移動が均衡したかに「みえる」が、年齢別に観察すると決してそうではない。学卒年齢加齢過程では依然として地方圏から大都市圏へ流入が続いており、所得格差説は有効に機能してきた。就業年齢加齢過程の逆相関、すなわち大都市圏から地方圏への還流こそが学卒年齢加齢過程の順相関を打ち消し、年齢総数では人口移動があたかも均衡化しているように「みえる」最大の要因であった。これが第7-4節の特徴1の発生原因である。

以上を「15-19歳が20-24歳になる加齢過程」と「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」で更に詳しくみてみよう（図8-1）。

「15-19歳が20-24歳になる加齢過程」では8期間9地方の72データがほぼ一直線上に並ぶ明確な順相関である。しかし「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」では、1960年から1965年（■）は順相関であるが、1975年から1980年（●）は逆相関になっている。そし

図8-1 人口1人当り分配所得格差とコーホート人口増加率の推移



て興味深いことに、全国9地方それぞれの時系列の動きは、順相関となっており、この面でも分配所得格差は有効に機能しているのである。

(5) β_1 の低下の要因

第7-4節の特徴2は年齢総数の回帰係数 β_1 に関してであり、高度経済成長期に5程度あったのが、バブル経済期には高々2程度に低下した、というものである。この原因も「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」など「就業年齢加齢過程」での逆相関である。第8-3節で示したように年齢構成比でウエイト付けした β_2 の合計値が β_1 にほぼ一致するので、就業年齢加齢過程の β_2 が負であれば、 β_1 を低下させるように作用する。

1975年から1980年はこの逆相関が学卒年齢加齢過程の順相関を完全に打ち消すほど大きかった。しかしバブル経済期の1985年から1990年は僅かに認められるほどに弱くなった。

(6) 2度の人口移動均衡化期の相違

石油危機後の第1次人口移動均衡化期とバブル崩壊後の第2次人口移動均衡化期の相違を検討する。残念ながら1995年から2000年までの回帰分析は、2000年国勢調査の年齢別データが公表されていないこと、また県民経済計算の結果が1998年度までしか公表されていないためにできない。このため本研究の結果は、バブルの余韻が残る期間を含む1990年から1995年の分析結果で代用する暫定的な結果である。

しかし、次のことがいえる(表8-1)。石油危機後の1975年から1980年は、学卒年齢加齢過程の β_2 、就業年齢加齢過程の β_2 共に絶対値が大きかったが、1990年から1995年はいず

れも絶対値が小さくなった。2度の人口均衡化期は、人口総数の回帰分析では同じように見えるが、その年齢コーホート別の内訳では、大きな相違がある。

(7) 打ち消し現象の発生要因

それではなぜ就業年齢加齢過程で人口移動は分配所得格差に対して逆相関を生じたのか。これについては、人口移動理由の調査結果が有効である。

国土庁による1981年の調査結果(表4-1)は、第1次人口移動均衡化期の調査結果である。これによれば、3大都市圏から地方圏への移動理由の最大は職業(46.6%)であるが、第2位は家庭(29.0%)であった。従たる理由を含む複数回答では実に47.1%が家庭の理由を回答している。この結果から、恐らく石油危機後に「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」、「25-29歳が30-34歳になる加齢過程」という就業年齢加齢過程を中心に「家庭」を理由とする帰還移動が高まり、分配所得格差と逆相関を生じたものと想像するに難くない。

高度経済成長期でも帰還移動はあり、その場合も移動理由は「家庭」が多い可能性が高い。しかし高度経済成長期には逆相関は生じていなかった(表8-1参照)。石油危機後には、帰還移動が高まる何らかの要因があったのかもしれない。この点は、重要な今後の研究課題である。手がかりを得る接近方法としては、都県実施の移動理由調査の長期的経年変化から解明する方法が考えられる。

(8) 社会的要因(少子化と進学)の影響

本節の最後に社会的要因の影響を検討する。家族的要因(少子化)と進学(主に高校)がここでいう社会的要因である。

清水浩昭(1984)⁴³⁾は、「わが国の人口移動研究においては、非経済的理由、とりわけ「家族的理由」については十分な検討がなされてこなかった。」と人口移動における家族的要因の重要性を強調している。また伊藤達也(1984)⁴⁴⁾は、次のように指摘している。①後継ぎとなる子供は、結婚後も親と同居・近居が期待されており、②後継ぎの配偶者となる子供も結婚によって移動するが比較的近距離を移動する。そして③後継ぎとその配偶者以外の子供(潜在的他出者)は、農家にあつては農外に流出し、近くに職場がなければ他地域に流出しなければならない。その転出先は、その時代の労働需要によるため経済変動に影響される。少産少死世代が移動率の高い年齢に達した1970年代に入ると「潜在的他出者」数はほぼゼロになった。

兄弟数の減少が親元からの転出移動を抑制し、大都市圏からの帰還移動を促進すると考えることは、日本においては自然な発想である⁴⁵⁾。兄弟数の減少は、表8-1の学卒年齢加

43) 清水浩昭「人口移動における「家族的理由」研究序説」『人口問題研究』No.169、1994年、pp.17-30

44) 伊藤達也「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動」『人口問題研究』No.172、1984年、pp.24-38

45) 次記を参照。河邊宏「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』、No.175、pp.1-15。

齢過程の β_2 を低下させると推測される。また高校進学率の上昇は、高校生が一般に親元から近くの高校に通うことが多いので、親元からの転出を抑制するであろう。

さて本節の人口移動モデルは、人口移動 M に所得格差 D と社会的要因 SF の両者が作用するというものである。すなわち、

$$\text{モデル 2 : } M = f(D, SF) \quad (8. 2)$$

しかし統計データによれば、(1) 分配所得格差の縮小、(2) 高校進学率の上昇、(3) 兄弟数の縮小が同時に生じており、例えば高校進学率と兄弟数の相関係数が0.939であるように、回帰分析で多重共線性が発生する。そこで推定する回帰式は下記の2式とし、比較する。

$$\text{回帰式 3 : } adgr = \alpha_3 + \beta_3 avdi \quad (8. 3)$$

サンプル数：72 (9 地方×8 期間のプールデータ)

$$\text{回帰式 4 : } adgr = \alpha_4 + \beta_4 (p \cdot avdi) \quad (8. 4)$$

サンプル数：72 (9 地方×8 期間のプールデータ)

ここで p は、「後継ぎとその配偶者」を考慮した調整現存兄弟数 $ANSS^{46)}$ から算出された潜在的他出性向であり、次式で計算される。

$$p = (ANSS - 2) / ANSS \quad (8. 5)$$

ここで2は、後継ぎとしての子供とその配偶者を意味する。

計算結果を表8-3に示す。「10-14歳が15-19歳になる加齢過程」では、回帰式3の自由度調整済決定係数0.781から回帰式4では0.887へと改善されている。この加齢過程では変数 p は純移動率に有効に作用しており、子供数の減少すなわち少子化が人口移動に影響したことがわかる。ここでの少子化の影響の内容は、①高校卒業者の地元大学進学、地元企業就職が考えられるが、②上記のように高校進学率上昇による地元定着傾向の増大も含む。

しかし「15-19歳が20-24歳になる加齢過程」では逆に回帰式4は改善されていない。

表8-3 2回帰分析結果の比較

回帰式 3	AG10-14	AG15-19	回帰式 4	AG10-14	AG15-19
	→AG15-19	→AG20-24		→AG15-19	→AG20-24
α_3	-0.34	-3.30	α_4	-0.99	-4.23
t 値	-0.53	-6.13	t 値	-2.18	-6.23
β_3	62.6	70.9	β_4	181.1	160.1
t 値	15.94	21.68	t 値	23.57	16.02
R^2	0.784	0.870	R^2	0.888	0.786
ad R^2	0.781	0.868	ad R^2	0.887	0.783

注) ad R^2 は、自由度調整済決定係数を示す。

46) Ito (1999)、p.75、Table3 参照。厚生省人口問題研究所実施の「第3回世帯動態調査」から算出。次記を参照。廣嶋清志他「現代日本の世帯変動」『人口問題研究』Vol.51, No.4, 1996年、pp.1-31

その要因としては、高校進学率の上昇がこの加齢過程の移動率 β_2 に影響したことが考えられる。すなわち1955年から1975年に高校進学率が急上昇したが、その結果高校生の間、猶予されていた移動がこの過程で高くなったことが考えられる。この加齢過程での β_2 の最高値は、何と人口移動均衡化期である1975年から1980年の88.9であった（表8-1参照）からである。そしてそれ以降は「10-14歳が15-19歳になる加齢過程」と同様に β_2 は低下してきたのであり、「15-19歳が20-24歳になる加齢過程」でも少子化の影響がここで鮮明になったと見ることもできる。

以上の分析は、就職年齢加齢過程（「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」「25-29歳が30-34歳になる加齢過程」など）に適用されていないなど、まだ不十分である。しかし人口移動の分野では、このタイプの分析は管見の限りでは新しく、分析の一層の進展が望まれる。

9. 所得格差説と就業機会説

人口移動を経済学的に説明する学説として、所得格差説の他に就業機会を重視する立場があり、一般的に就業機会説と呼ばれる。戦後日本の移動データに両者の説を厳密にあてはめて実証分析をした先行研究は、管見の限りではないと思われる⁴⁷⁾。

就業機会説は、現実の人口移動を所得格差説（賃金格差説）で十分説明できないことに対する代替仮説の一つである。日本では、① Schultz (1945)⁴⁸⁾ 及び② Robinson (1937)⁴⁹⁾ が著名である⁵⁰⁾ が、①に③仕事の空席説を加えて考察する。

Shultz⁵¹⁾ は、アメリカの1920年から1944年までのデータにより農業者の収入が工業者に比較して相対的に低い時に農業地域から非農業地域（工業地域）への流出（純移動）が少なく、逆に農業者の収入が相対的に高い時に農業地域から非農業地域への流出が多い事実を見出した。図9-1に示すように、所得格差と工業への純流入人口は逆相関であった。彼はこの強力な事実から「価格ではなく仕事の機会の存在—移動の機会—が農業人口を農場から連れ出し、或いは彼らにそのまま止まることを要求する。」と声明している。彼の指摘する仕事の機会とは、工業地域における工業の拡張であった⁵²⁾。

欧米の諸研究で取り上げられる就業機会による説明として、仕事の空席説 the job vacancy thesis がある。Greenwood (1975) によれば、「提案者達は、高い所得または賃金

47) 本節は、前掲（注16）の伊藤薫（2000a）、伊藤薫（2000b）による。なお就業機会説として日本で紹介されるシュルツ、ロビンソンは、欧米のサーベイ論文ではほとんど引用されることがない。伊藤薫（2000b）、p.38、注8を参照。

48) Schultz, T. W., *Agriculture in an Unstable Economy*, 1945, McGrawhill. 邦訳は、シュルツ, T. W., 吉武昌男訳『不安定経済における農業』、1949年、群芳園。

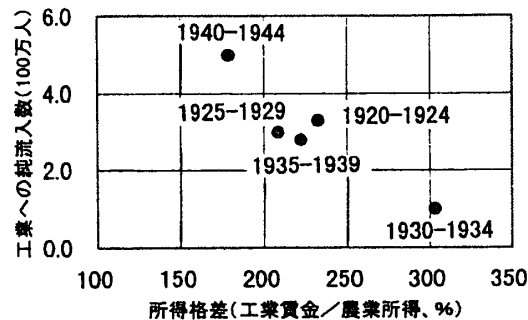
49) Robinson, J., *Essays in the Theory of Employment*, 1937, Macmillan

50) 文献1の佐野陽子・福田秀人（1978）、大塚友美（1981）及び梅村又次『賃金・雇用・農業』、1961年、大明堂、を参照。

51) 前掲（注46）、Schultz (1945)、p.108。

52) 前掲（注48）、梅村又次（1961）、p.201を参照。

図9-1 Shultz の就業機会説 (アメリカ)
(Shultz (1945)、p.100、Table V より作成)



の水準は、職を持っていない労働者達にはほとんど意味を持たないと議論した。最も純粋な形では、仕事の空席説は、労働者達を就職口には感応的であるが、所得格差には感応的ではないとみなしている。」⁵³⁾。

さて所得格差と高所得地域への流入超過が逆相関するという Schultz の意味での就業機会説は、第7節、第8節の回帰分析結果が順相関であったことから棄却される。

もう一つ、仕事の空席説からの可能性である、「流入超過は所得格差と無相関かつ就業機会と順相関」について、各種の回帰分析（全国9地方による、被説明変数は住民基本台帳人口移動報告による流入超過率）を試みた。その結果のみを示す。

- (1) 就業者増加率格差：国勢調査の就業者数増加率格差（当該地域－他の地域）を使用⁵⁴⁾。
回帰分析結果は、分配所得格差とほぼ同じ。これは、第3節の労働市場均衡分析から予想される結果と一致する。
- (2) 失業率格差：国勢調査の失業率（当該地域／他の地域－1）を使用。回帰分析結果は、国勢調査9時点全てで5%有意にならず、分配所得格差ほどの説明力はなかった。
- (3) 新規求人倍率格差：労働省職業安定局「労働市場年報」から算出した新規求人倍率を使用（当該地域／他の地域－1）。自由度調整済決定係数は、分配所得格差より明らかに低かった。説明変数を新規求人倍率格差に関東・近畿ダミーを加えた回帰分析では、分配所得格差の説明力とほぼ同じであった。このダミーの意味は明らかではない。

以上のように、分配所得格差が説明力を失ったと見える2度の人口移動均衡化期に、就

53) 前掲（注42）Greenwood (1975)、pp.419。訳は筆者。

54) 国勢調査の他に、総務庁統計局「事業所・企業統計調査」の結果が利用可能である。両調査とも調査漏れ（調査対象外、働いていることの申告漏れなどを含む）があるが、事業所・企業統計調査の調査漏れが自営業中心であるのに対し、国勢調査はパート・アルバイトなど非正規労働中心であるので、本研究には国勢調査を使用することが適当である。次記を参照。伊藤薫 (2000d)：伊藤薫「就業者数の統計調査間乖離要因分析とより正確な推計について－国勢調査・事業所統計調査・就業構造基本調査等の比較検討－」*Economics and Information Studies Working Paper*（岐阜聖徳学園大学経済情報学部）No.19、2000年

業機会を表わす変数が人口移動に説明力を有することはなく、この研究の範囲内では、戦後日本の人口移動に対し、就業機会よりも所得格差の方が人口移動に対し強い説明力を有する、と考えられる。

10. 結論と今後の研究課題

(1) 結論

以上の伊藤の諸研究から、下記の結論が得られた。最も基本的な結論は、「戦後日本の長距離人口移動に対する所得格差説の説明力は強力であった」という事実である。本研究の順序に従い、主要なもののみを示す。

結論 1：分配所得格差は、個人所得格差の代理指標たりえる。すなわち分配所得格差は、効用最大化モデルの説明変数として、個人所得格差とほぼ同等の意味を持つ。

結論 2：所得格差説が人口移動に対して強い説明力を持つのは、(1) 転入、転出という総移動ではなく、転入から転出を除いた純移動の場合で、かつ(2) 日本の地方間移動という地域労働市場を完全に超える長距離移動の場合で、かつ(3) 分配所得格差が大きい場合である。

結論 3：分配所得格差は、戦後日本の国内人口移動に対して強力な説明力を有する。例えば全国10地方の流入超過率（純移動率）に対しては、(1) 年齢総数の流入超過率に対して高度経済成長期、バブル経済期に強い説明力があるばかりでなく、(2) コーホート人口増加率に対して、2度の人口移動均衡化期を含む戦後の全期間に亘り、学卒年齢加齢過程で強力な説明力を持ち、(3) 就業年齢加齢過程でも各地方の時系列変化に対して順相関を示した。

結論 4：2度の人口移動均衡化期に年齢総数の移動に対して分配所得格差が、説明力を失ったように「みえる」のは、就業年齢加齢過程での逆相関が学卒年齢加齢過程の順相関を打ち消したために起こった。これを「打ち消し現象」と呼ぶ。

結論 5：「10-14歳が15-19歳になる加齢過程」では、少子化（兄弟数の減少）あるいは高校進学という社会的要因が純移動率低下に有効に機能している。しかし他の加齢過程では更に分析が必要である。

結論 6：戦後日本の長距離人口移動に関しては、所得格差説が就業機会説より強い説明力を持つ。

以上の結論の他に、次の仮説が示唆された。実証はこれからである。

仮説 1：石油危機後の就業年齢加齢過程の逆相関の発生原因として示唆されるのは、「家族的要因」であり、これに他の要因が加わって、特に石油危機後に25歳以上となった団塊の世代が、3大都市圏から地方圏へ親と同居・近居の理由で大量に帰還移動したために生じた。

仮説 2：少子化は、人口移動抑制に作用するため、学卒年齢加齢過程での流出超過・流入超過を抑制する。

(2) 今後の研究課題

今後の研究課題を列記する。人口移動の全現象に対しては、例えば大都市圏内移動に関する研究に関しては、アメニティあるいは生活の質（QOL）、社会資本水準や自治体の政策の差異が地域内人口移動にどのように作用しているかなど非常に興味深い研究対象が存在するが、本節では本研究で扱った長距離移動に関するもののみを列挙する。

研究課題 1：分配所得格差を実質化し、2度の人口移動均衡化期に①実質分配所得格差が消滅したために人口移動が均衡したのか、あるいは②実質分配所得格差が残存するのに人口移動が均衡したのか、を検討すること。①であれば所得格差説は完全に機能しているといえる。②の場合は、格差が残存するのになぜ人口移動が均衡したのかの理由追求が重要となる。この研究課題の場合は、実質化を行う場合に単に消費者物価格差を使用するのみでなく、住宅取得（地価）を含む考慮が必要であろう。

研究課題 2：上記の仮説 1 の実証である。所得格差縮小期に就業年齢加齢過程では分配所得格差に対して純移動率が逆相関した。この要因として、①上記の「家族的要因」の影響が高まった可能性（この場合は還流移動の形態をとる）と、②この時期に、アメニティあるいは生活の質（QOL）の評価が高まり地方居住を促進したこと、更に③大都市圏での期待所得が低下する一方、地価高騰による住居購入費増大など将来の期待生活費の高騰により、大都市圏での居住より地方圏の居住を選択する行動をとったこと（この場合は、必ずしも出身地へ移動する必要はない）、などが考えられる。①の実証は、移動理由の経年変化をみる必要があるが、これは都県調査から判明する可能性がある。②③は、都道府県間移動の年齢別データ（国勢調査）から接近できる可能性がある。

研究課題 3：都県実施の人口移動理由調査の長期的分析。その目的は、①研究課題 2 の実証のほか、②所得水準上昇に伴って経済的要因（職業上の理由）の重要度が低下したか、③所得水準上昇に伴って移動理由としてアメニティ、生活の質（QOL）の評価が高まったか、などであり、広範な分析が可能である。

研究課題 4：人口移動分析の基礎となる地域労働市場の研究。所得格差説は、労働市場を完全に超える人口移動に有効であることが本研究の結論の一つであるが、労働市場は、①全国的労働市場、②地方的労働市場、③県内労働市場のように重層構造をしている可能性が高い。いうまでもなく地域経済構造の解明こそが人口移動分析とりわけ労働移動分析の基礎である。

研究課題 5：長距離人口移動の説明要因として、所得格差に加えて自然環境や行政施策などアメニティあるいは生活の質（QOL）を考慮する研究。例えば、気候、社会資本水準、少子化・高齢化施策などを考慮する研究。

研究課題 6：上記仮説 2 の実証。人口移動に対して少子化が影響していることは確実と思われるが、その実証研究は少ない。

研究課題 7：男女別の分析が可能である。年齢別分析と共に男女別分析が人口分析の基礎

作業である。しかしこの男女別の分析は、従来ほとんどなされてきたとはいえない研究分野である。

研究課題8：3大都市圏間移動は、近年国内移動総数に割合を高めてきており、転勤移動が移動理由の過半を占めることが判明している。転勤移動は移動の結果賃金が大きく上昇するとは考えにくく、所得格差説が妥当するか否かの検討が必要である。

関連する研究分野として、特に次のものを挙げておく。

研究課題9：地域間所得格差の発生原因の解明。地域経済学の基本課題の一つである。

研究課題10：本研究では、「所得格差の存在が人口移動を引き起こす」ことを前提としてきた。しかし「人口移動の結果が所得格差にどのように影響するか」も重要である。しかしこの論点の研究は少ない。

謝辞 本研究は、2001年3月10日（土）に大阪商業大学で開催された地域政策学ワークショップー地域格差をめぐる問題に関するシンポジウムーで発表した「戦後日本の国内人口移動に関する諸問題（1955年～1995年）ー地域区分・総移動と純移動・分配所得格差と個人所得格差ー」（*Economics and Information Studies Working Paper*（岐阜聖徳学園大学経済情報学部）No.21、2001年2月）を始め筆者の諸研究を基に執筆した。シンポジウムでは、大阪商業大学大学院 山田浩之教授、討論者の大阪府立大学 綿貫伸一郎教授、青山学院大学 須田昌弥助教授始め多くの方から有益なご指摘、ご示唆をいただいた。記して感謝の意を表します。また筆者の現在までの人口移動研究、地域研究に対しご指導、ご批評、ご協力いただいた全ての方に感謝いたします。

文献1. 日本の国内人口移動に関するサーベイ論文

日本における経済学関連の人口移動研究をサーベイした論文としては、次のものがある。

- ① 斎藤昌男・小林和正「戦後におけるわが国国内人口移動に関する研究展望」、館稔編『日本の人口移動』、1961年、古今書院、pp.178-208
 - ② 福地崇生・山根敬三、「地域計量モデルの展望」、福地崇生編『地域経済学』、1974年、有斐閣、pp.187-215
 - ③ 日本経済学連合会編『経済学の動向 中巻』、1975年、東洋経済新報社
 - ④ 佐野陽子「日本における地域間労働移動研究」、石田英夫・井関利明・佐野陽子編著『労働移動の研究ー就業選択の行動科学ー』、1978年、総合労働研究所、pp.66-71
 - ⑤ 大塚友美「戦後日本の人口移動研究の動向」『日本大学経済学部経済科学研究所紀要』No.5、1981年、pp.69-101
 - ⑥ 日本経済学連合会編、『経済学の動向 第2集』、1982年、東洋経済新報社
 - ⑦ 正岡利朗『最近のわが国の人口移動研究の動向ー「地域」を中心とする分析手法ー』、日交研シリーズA-131-I、1989年
 - ⑧ 正岡利朗『最近のわが国の人口移動研究の動向ー「移動の主体」を中心とする分析手法ー』、日交研シリーズA-131-II、1990年
- 以上の他に、文献目録として次のものがあるが、特に⑨は貴重である。
- ⑨ 北海道大学経済学部地域経済研究資料室編『地研文献目録シリーズ1 わが国の地域間人口移動に関する文献目録』、1973年
 - ⑩ 伊藤薫『地域研究ノート第2集 戦後日本の人口移動（1955年～1987年）』1990年、自費出版

最近のサーベイ論文として、地理学、人口学、工学からのものを挙げる。

- ⑪ 堤研二「人口移動研究の課題と視点」『人文地理』Vol.41, No.6、1989年、pp.41-62

- ⑫ 濱英彦「地域人口学」、岡田實・大淵寛編『人口学の現状とフロンティア』、1996年、大明堂、pp.109-131
- ⑬ 大友篤「日本の地域人口学20年」『人口学研究』第23号、1998年、pp.55-66
- ⑭ 青木俊明・稲村肇「人口移動研究の展開と今後の展望」『土木・計画学研究・論文集』No.14、1997年、pp.213-224

文献2. 地域間所得格差に関する近年の諸研究

伊藤薫(2000c)(前掲(注35))の研究時に見出した近年の諸研究を中心に紹介する。

- ⑮ 朝田康禎「戦後日本の地域間所得格差の要因分析ー分配所得と生産所得ー」『大阪府立大学経済研究』第42巻第3号、1997年、pp.69-97
- ⑯ 市川仁「地域所得格差と労働生産性」『季刊国民経済計算』第57号、1982年、経済企画庁経済研究所、pp.16-29
- ⑰ 伊藤薫「3大都市圏分配所得格差の形成要因分析と地域成長パターンの類型化(1955年度~1995年度)」『地域学研究』第30巻第1号、2000年、pp.79-96
- ⑱ 岳希明「戦後日本における県民所得格差の縮小と県別要素賦存の変化」『日本経済研究』No.29、1995年、日本経済研究センター、pp.126-160
- ⑲ 坂下昇「産業構造の変化と地域格差」『季刊国民経済計算』第83号、1989年、経済企画庁経済研究所、pp.18-38
- ⑳ 鈴木多加史「所得水準と生活水準」『季刊国民経済計算』第83号、1989年、経済企画庁経済研究所、pp.99-108
- ㉑ 山中芳朗・馬場健司「地域経済格差の実態分析」『電力中央研究所報告 研究報告 Y93008』、1994年、(財)電力中央研究所
- ㉒ 谷沢弘毅「戦後日本の地域間所得格差の動向」『経済研究』第43巻第2号、1992年、pp.133-148
- ㉓ 谷岡弘二・山田浩之「戦後日本における地域間所得格差の推移とその要因について」『応用地域学研究』No.5、2000年、pp.146-160