国内長距離人口移動に対する地価の作用[†]

伊 藤 薫*

Effects of Land Prices on the Long-distance Migration in Postwar Japan

Kaoru Ito*

Abstract

In Japan, land prices had increased rapidly until around 1990, especially in the major metropolitan areas between the Bubble economies. So we think that differentials of land prices can be one of the important determinants of long-distance migration. We performed lots of regression analyses using net migration rates NM as dependent variable and real personal income RI, land price LP and present value of lifetime income PV as independent variables. PV is calculated as Sjaastad (1962)'s cost associated with residence of human capital model, using lifetime income and the money to get lot for new house.

The results of our analysis are summarized as follows. First, time series regression analysis of Tokyo and Nagoya major metropolitan area's net migration rates to rural areas shows that coefficients of LP have significant negative sign. Second, cross section regression analysis of 10 areas in Japan shows that LP has significant negative coefficients from 1965-70 to 1990-95. Third, cross section regression analysis of 10 areas in return migration in their twenties shows that PV has significant positive coefficients. Therefore we can conclude that land prices have negative effects on the long-distance migration in post-war Japan.

JEL classification : R23

Keywords : Long-distance Migration, Land Prices, Personal Real Income, Human Capital Model

1. は じ め に

戦後日本の人口移動において、所得、自然環境アメニティ(気候)あるいは社会環境アメニティによって十分説明できない2つの現象がある。第1の現象は、1994年前後の地域間人口移動均衡化現象である。第2の現象は、「20-24歳が25-29歳になる加齢過程」(以下、「20-24歳⇒25-29歳」と略記する)の加齢過程における所得と純移動率の逆相関現象である。この2つの未解明の課題に対し、地価という経済要因を追加することで、地域間の所得の差異を重視する経済学の伝統的モデルでどこまで合理的な説明が可能かを検討したい。

第1の現象と第2の現象を確認しておこう。第1の現象(人口移動均衡化期)は、1994年前後におい

[†] 本論文は、2005年10月10日に日本地域学会第42回年次大会(鳥取大学)で報告した「帰還移動の決定因－地価の作用について－」を大幅に加筆修正したものである。大会では、福岡大学梶井昌邦助教授、東京都庁金子英文氏を始め多くの方々から貴重なコメントをいただいた。また本研究に対し、名古屋大学大学院の多和田眞教授、根本二郎教授からご教示をいただいた。また複数のレフリーからは適切で貴重な指摘をいただき、本論文は大いに改善された。記して感謝したい。なおいうまでもなく、本研究の誤りは、全て筆者に帰せられるものである。

* 岐阜聖徳学園大学経済情報学部

2006年3月2日受付 2007年3月25日受理

© 日本地域学会(JSRSAI) 2007

図表 1-1-1 男の10 地方別の流入超過率の推移
(その1, 1959 年～2005 年)

注) 沖縄県を含まず。

資料) 総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」

図表 1-1-2 男の10 地方別の流入超過率の推移
(その2, 1959 年～2005 年)

注) 沖縄県を含まず。

資料) 総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」

図表 1-2-1 10 地方別の実質個人所得水準値の推移
(その1, 1959 年度～2003 年度) 注) 実質個人所得水準値＝当該地域の人口1人当たり実質個人所得／全国
沖縄県を含まず。

資料) 内閣府「県民経済計算」、総務省統計局「消費者物価指数地域差指数」

図表 1-2-2 10 地方別の実質個人所得水準値の推移
(その2, 1955 年度～2003 年度) 注) 実質個人所得水準値＝当該地域の人口1人当たり実質個人所得／全国
沖縄県を含まず。

資料) 内閣府「県民経済計算」、総務省統計局「消費者物価指数地域差指数」

て、各地域の流入超過率がほぼゼロになった現象である(図表 1-1-1 から図表 1-1-2)。例えば関東臨海は 1994 年に 0.04% の流出超過であった。1994 年度において、関東臨海の所得水準は全国平均に対しなお 1.137 倍の水準であるなど、地域の所得水準は全国平均に収斂した訳ではなかった(図表 1-2-1 から図表 1-2-2)。所得に代わる説明変数としては、バブル経済期に高騰した地価の作用が候補として挙げられる。

第 2 の現象である、所得と純移動率の逆相関現象は以下のようなものである。実質個人所得によって加齢過程別の純移動率推定値を説明する回帰分析結果をみると(図表 1-3 参照), 10-14 歳⇒15-19 歳と 15-19 歳⇒20-24 歳においては所得係数 β は高い有意水準で常に正であり, 「人々は高所得を求めて地域間を移動する」という通常の経済学的な説明が妥当する。これとは対照的に, 20-24 歳⇒25-29 歳あるいは 25-29 歳⇒30-34 歳では 1965 年から 70 年(以下 1965-70 年と略記)以降に β の値は負であり, 所得と純移動率は逆相関となった。これらの加齢過程では通常の経済学的な説明は成り立たない。これが生ずる要因として通常考えられるのは, 20 歳前後に地方圏から大都市圏へ移動した若者の 30 歳前後での出生地(生育地)への還流移動である。

30 歳前後の人々の地方還流を説明する仮説としては, 以下の 3 仮説が候補として挙げられる。

図表 1-3 人口 1 人当たり実質個人所得水準値により純移動率推定値を説明する回帰分析結果（男）

加齢過程		1955 → 60	1960 → 65	1965 → 70	1970 → 75	1975 → 80	1980 → 85	1985 → 90	1990 → 95	1995 → 2000
10-14 → 15-19	決定係数	0.918	0.928	0.916	0.887	0.728	0.842	0.741	0.488	0.342
	β	159.7	130.6	147.5	116.9	85.3	58.0	45.1	33.2	35.3
	p 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.015	0.044
15-19 → 20-24	決定係数	0.915	0.935	0.908	0.870	0.704	0.863	0.843	0.746	0.612
	β	159.3	141.2	157.3	162.5	176.2	157.5	129.6	84.8	96.0
	p 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.001	0.005
20-24 → 25-29	決定係数	0.708	0.541	0.115	0.450	0.684	0.204	-0.118	-0.010	-0.119
	β	33.2	29.1	-23.4	-54.9	-107.9	-45.9	-4.7	-20.0	-4.2
	p 値	0.001	0.009	0.179	0.020	0.002	0.106	0.834	0.367	0.844
25-29 → 30-34	決定係数	0.792	0.868	-0.124	0.434	0.756	0.286	-0.114	0.597	0.448
	β	20.3	24.7	-0.6	-26.6	-48.7	-16.2	-2.1	-22.6	-17.3
	p 値	0.000	0.000	0.946	0.023	0.001	0.064	0.783	0.005	0.021

注 1) 回帰式は、下記による。観測数は、10（地域）。

$$nm = \alpha + \beta RI$$

nm は純移動率推定値であり、各地方のコーホート増加率（％）から全国増加率（％）を差し引いたもの。

RI は実質個人所得水準値であり、全国との倍率から 1 を差し引いたもの。

2) 決定係数は、自由度調整済。

3) p 値は係数 β の t 検定量の p 値であり、回帰式の F 検定の p 値と同一である。

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) 国勢調査，県民経済計算，消費者物価指数地域差指数

仮説 1：生涯所得仮説

住宅取得費用を考慮した期待生涯所得（生涯所得－住宅取得費用）の現在価値を考える。「大都市圏での宅地高騰によって大都市圏の期待生涯所得が相対的に小さくなり、地方圏の期待生涯所得が相対的に大きくなって、通常の所得格差説が妥当する」という仮説である。この仮説は、人口移動に関する人的資本仮説（所得格差説）を拡張することで、伝統的な経済学の枠内で説明することを目指すものである。この仮説では、還流先は地価の安い地域を想定しているが、親の居住地への還流移動を含んでも構わない。

仮説 2：アメニティ仮説

「就職・結婚のために安定した住居を求めるこの年齢層は、居住地の選択において、所得ではなく、社会環境アメニティあるいは自然環境アメニティという非金銭的消費を重視する」と考える。人口移動に対するアメニティの作用の先行研究としては、伊藤（[14] 2006, [15] 2006）があるが、逆相関現象を解消するほどの作用は見出せなかった。

仮説 3：家族的理由

逆相関現象を説明する仮説の有力なものとして、親の居住地への「還流移動」がある。例えば、1981 年国土庁人口移動要因調査（[17] 1982）によれば、3 大都市圏から地方圏への移動のうち U ターン移動は 56.7% を占めるが、その U ターン移動においては「家庭の理由」が 64.9%（複数回答）にものぼっている。この仮説 3 は還流移動の方向を問わない仮説 1 と違って、親の居住地（一般に生育地）への移動を想定する。実態としては還流移動のかかなりの部分が親の居住地への「還流移動」であり、その動機としては「家の継承」という非経済的要因をも含むものであろう。家族的理由の先行研究のサーベイ論文

として、清水（[22] 1984）がある。

本研究は、以上の3仮説のうち、主として仮説1を検証するものである。

さて、本研究の具体的な研究課題は、以下の3課題である。

研究課題1：男・年齢総数の流入超過率に対する地価の作用を、3大都市圏の時系列回帰分析と全国10地域のクロスセクション回帰分析で検討すること

研究課題2：全国10地域の男の還流移動（20-22歳⇒25-27歳）の純移動率に対する地価、所得、前期の純移動率の作用をクロスセクション回帰分析で検討すること

研究課題3：全国10地域の男の還流移動（20-22歳⇒25-27歳）の純移動率に対する地価の作用を住宅敷地の取得を考慮した生涯所得（人的資本モデル）により検討すること

以上の研究課題に取り組むために、まず、第2章で先行研究を整理する。次に第3章で地域区分、第4章で被説明変数、第5章で説明変数について述べる。第6章で研究課題1、第7章で研究課題2について分析するが、これらは所得と地価の作用の有無を検討する。第8章で研究課題3を検討するが、その要点は「地価がどのように作用するか」である。第9章は議論であり、第10章で結論を整理し、残された課題について述べる。

以上の記述の中で「還流移動」という用語をしばしば使用するが、厳密には出生地（生育地）に帰還する移動を還流移動と呼ぶべきである。しかし、本研究では大都市圏から地方圏への流出超過が優勢となった事態を指して還流移動と呼ぶ。親元への帰還移動については、研究課題3でのみ検討されている。

人口移動分析においては、Graves（[4] 1979）が指摘するように、人口総数の分析に併せて、男女別・年齢別の分析が極めて重要である。大都市圏への集中と地方圏への還流が女より男で顕著であるので、本研究では男の移動に限定する。また20-22歳⇒25-27歳に限定した分析も行うが、これはこの加齢過程で還流移動が最も顕著に見られるからである。

クロスセクション回帰分析で使用した回帰式（流出超過モデル）は、効用関数から導出可能であるが、これについては伊藤（[15] 2006）を参照されたい。

分析手法についてであるが、人口移動を分析する経済学的なモデルとして、一般均衡論的モデルがある（伊藤 [8] 2003）。欧米のモデルの先行研究としては、Roback（[21] 1982）あるいはSchachter and Althaus（[23] 1989）が著名であり、日本の応用研究としては富岡・佐々木（[26] 2003）がある。バブル経済期には土地投機がなされて、地価がファンダメンタルズから大幅な乖離を生じたが、この現象を一般均衡の枠組みで分析することは無理があると考えるので、地価の作用を検討する本研究では一般均衡の枠組みは使用しない。また、本研究の各種仮定（例：一定年齢で土地を取得して一括支払いする）が強すぎるとも考えられるが、地価の作用の導入的研究では止むを得ないとする。

本研究では計算ソフトとして、主にEViews 4.0を使用した。本研究は、平成17年度科学研究費補助金（研究課題：戦後日本の長距離人口移動の決定因における男女・年齢別の差異と変化の基礎研究、課題番号：16530143、研究代表者：伊藤薫）の一部を使用して実施した。

2. 先行研究

日本における国内人口移動研究は、近年、活発とは見受けられず残念であるが、筆者の専門とする経済学では取り分けそう感ずる。欧米においては、Cushing and Poot（[2] 2004, p. 317）によれば、経済学のジャーナルだけで1969年以降に12,000編以上の人口移動 migration についての論文があると報告されている。日本における人口移動の先行研究は、伊藤（[8] 2003, [12] 2004）を参照されたい。

国内長距離人口移動に対して、地価の作用を検討した先行研究は、管見の限りでは少ないと言わざる

をえない。先行研究からは、以下の3点の特徴を整理することができ、地価が長距離移動に作用している可能性は大いにありえるといえる。

- (1) 広島県（伊藤〔9〕2003）と全国（国土庁〔17〕1982）の移動理由調査結果からは、「住宅」を理由とする移動は、高地価地域から低地価地域への移動が優勢である。
- (2) 時系列データを用いた回帰分析では、地価は高地価地域から低地価地域への移動を促進するように作用している（山田〔27〕1995、国土庁〔18〕1997、〔16〕2000）。
- (3) クロスセクションデータを用いた場合には、地価の作用が明確ではない（国土庁〔18〕1997、伊藤〔10〕2003、〔11〕2003）、あるいは有意な負の作用がある（富岡・佐々木〔26〕2003）という結果が得られている。

以上のように、地価の作用を報告した先行研究は少数ではあるが存在する。しかし所得の作用が低下したケースに地価の作用を加えて、所得の作用の回復を検討した先行研究は未見である。更に、地価が「どのように作用しているか」を検討した先行研究も未見である。

欧米の研究で人的資本モデルを人口移動（労働移動）に適用した先行研究については、井上〔7〕1978、pp. 50-54）による紹介があり、その例として Bowles〔1〕1970）や Kaluzny〔19〕1975）が人口移動に対する年齢の負の作用を実証したことなどが述べられている。しかし、日本についての先行研究は、筆者は未見である。また欧米における地価の作用の先行研究は、最も基本的なサーベイ論文である Greenwood〔5〕1997）には紹介がなく、筆者も未見である。

3. 地域区分

地域区分に当っては、大都市圏を包摂する地域区分の設定が重要となる。なぜなら、大都市圏内では、長い間、低地価による安価な住宅を求めての郊外への移動が優勢であったが、これは高所得地から低所得地への移動であり、高所得を求めての長距離移動と大都市圏内移動を混在させた場合には、長距離人

図表 3-1 本研究の地域区分

地 方	県数	該当の都道府県
北海道	1 道	北海道
東北	7 県	青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、新潟県
関東内陸	4 県	栃木県、群馬県、山梨県、長野県
関東臨海	5 都県	茨城県、東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県
東海	4 県	岐阜県、静岡県、愛知県、三重県
北陸	3 県	富山県、石川県、福井県
近畿	6 府県	滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県
中国	5 県	鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県
四国	4 県	徳島県、香川県、愛媛県、高知県
九州	7 県	福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県
東京大都市圏	5 都県	茨城県、東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県
名古屋大都市圏	3 県	岐阜県、愛知県、三重県
大阪大都市圏	5 府県	滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県
地方圏	33 道県	上記の東京、名古屋、大阪の大都市圏を除く道県

注) 沖縄県を含まず。

口移動に対する所得の作用が明確にならないからである。筆者は、従来、基本的に経済企画庁（現・内閣府社会経済総合研究所）の地方区分を採用してきた。これは、大都市圏と地方圏の移動量の変動を国際比較した Cochrane and Vining ([3]1988)でも採用されている。本研究では、関東を関東内陸と関東臨海を区分した 10 地方区分を採用した(図表 3-1)。大都市圏の圏域は、国勢調査の大都市圏の範囲を参考とした筆者の設定により、地方圏は 3 つの大都市圏を除く 33 道県とした(図表 3-1)。

4. 被説明変数

人口移動に関する全国的悉皆調査の基礎データとして、① 総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」、② 総務省統計局「国勢調査」の人口移動集計結果、③ 総務省統計局「国勢調査」の年齢別人口集計結果から算出した純移動率推定値の 3 種類が主なものである。本研究ではこのうち ① と ③ を使用する。

被説明変数 1：住民基本台帳人口移動報告から算出した流入超過率

第 7 章で、流入超過率（＝（転入人口－転出人口）/日本人人口×100）として使用する。

被説明変数 2：総務省統計局「国勢調査」から算出した純移動率推定値

第 8 章と第 9 章で使用する純移動率推計値は、当該地域の国勢調査の 5 年間の加齢に伴うコーホート増加率から全国増加率を引いて算出したものである。5 年間の加齢に伴うコーホート増加率は、死亡、国外との転出入、年齢不詳、前回・今回調査の調査漏れの影響を受ける。そこで、これらの影響を全国同一と仮定し、各地域のコーホート増加率から全国増加率を減ずることで、上記の影響を除き、純移動率を求める。例えば、ある地域の「1955 年の 0-4 歳人口が 1960 年の 5-9 歳人口になる加齢過程」の純移動率は、(4-1) 式のように計算される。

$$\begin{aligned} \text{純移動率推定値(\%)} &= (1960 \text{ 年 } 5-9 \text{ 歳地域人口} - 1955 \text{ 年 } 0-4 \text{ 歳地域人口}) \\ &\quad / ((1955 \text{ 年 } 0-4 \text{ 歳地域人口} + 1960 \text{ 年 } 5-9 \text{ 歳地域人口}) / 2) \times 100.0 \\ &\quad - (1960 \text{ 年 } 5-9 \text{ 歳全国人口} - 1955 \text{ 年 } 0-4 \text{ 歳全国人口}) \\ &\quad / ((1955 \text{ 年 } 0-4 \text{ 歳全国人口} + 1960 \text{ 年 } 5-9 \text{ 歳全国人口}) / 2) \times 100.0 \quad (4-1) \end{aligned}$$

データ期間は、「1955 年から 1960 年」から「1995 年から 2000 年」までの 9 期間である。

5. 説明変数

使用するデータグループは、① 実質個人所得、② 住宅地地価、③ 前期の純移動率、④ 期待生涯所得、の 4 グループである。④ は第 9 章の説明による。第 6 章では、① と ② を使用する。第 7 章では、①、②、③ を使用する。第 8 章では、② を考慮した ④ を使用するが、詳細は第 8 章で改めて説明する。ここでは①、新規持家住宅価額（②を含む）、④を概説する。

① 人口 1 人当り実質個人所得 RI（説明変数 1）

本研究では、県民経済計算から算出した人口 1 人当り実質個人所得（雇用者報酬＋個人の財産所得＋個人企業所得）を使用する。各年の名目個人所得は当該年度と前年度の 2 年度の平均を用い、実質化には消費者物価指数地域差指数（持ち家の帰属家賃を除く総合）を用いた（クロスセクションの実質化である）。第 7 章の相対値は、（各大都市圏/地方圏）で計算し、第 7 章、第 8 章の水準値は、（当該地域/全国-1）で算出した。

② 新規持家住宅敷地価額・住宅地地価

住宅の取得費用のうち、敷地価額の計算である。敷地価額は、（新規持家住宅敷地面積×住宅地地価）

で計算される。これに加えて、新規持家住宅の取得年齢が重要である。そこで、下記の計算要素が必要となる。住宅取得は多様なケースが考えられるが、本研究では還流移動を分析するために、強い仮定を設けて分析する。

要素 A1 (説明変数 2) : 住宅地地価 (1m² 当たり) は、次による。① 1976 年以降は、国土交通省「都道府県地価調査」の都道府県別住宅地平均地価の 2005 年を固定し、それ以前は各年の変動率から都道府県別に逆算し、② 1975 年以前は、国土鑑定委員会「地価公示」の変動率が判明している都道府県はそれを使い (1971 年から判明している都道府県がある)、判明していない場合は、日本不動産研究所の「市街地価格指数」の上昇率を、六大都市と六大都市以外の区分に応じて都道府県に適用した。都道府県データの地方別へのウエイト付けは、総務省「固定資産等の概要調査」の「宅地面積」による。

要素 A2: 新規持家住宅敷地面積は、住宅統計調査による。1975 年から 5 年ごとのデータを入手した。都道府県データの地方別へのウエイト付けは、調査前 5 年間の「建売・分譲」「新築 (建て替えを除く)」の戸数による。新規持家住宅敷地面積は、還流移動を検討する観点から地方圏 (還流移動を受ける名古屋圏を含む) の面積を基準とし、1970 年に 240 m², 1975 年 254 m², 1980 年 286 m², 1985 年 274 m², 1990 年 260 m², 1995 年 290 m² とする。

要素 A3: 新規持家住宅の取得年齢は、39 歳とした。住宅統計調査のうち、過去 5 年間の新規持家取得の世帯主年齢の中央値は、昭和 48 年調査は 38.1 歳、昭和 53 年調査は 38.4 歳、昭和 58 年調査は 38.9 歳、昭和 63 年調査は 39.4 歳、平成 5 年調査は 40.9 歳、平成 10 年調査は 39.9 歳であった。

要素 A4: 「持家住宅の新築建物価額」は、本研究では評価しない。全国同一と仮定する。

③ 生涯賃金

期待生涯所得現在価値の詳細は第 8 章で説明するが、その重要な構成要素である生涯賃金の基礎資料は、厚生労働省「賃金構造基本調査」である。解説書として、中村・古田 ([20] 2004) がある。

賃金構造基本調査は、① 都道府県ごとに、年齢階級別に、多くの調査年次で 6 月の「きまって支給する現金給与額」(超過勤務手当てを含む) が調査されており、② 別途、前年 1 年間の「年間賞与その他特別給与額」が調査されているが、③ 退職手当ては調査されていない。

生涯賃金を算出する場合には、下記の計算要素が必要である。

要素 B1: 生涯賃金計算の始期は、25 歳からとした。

要素 B2: 生涯賃金計算の終期は 60 歳とした。なお厚生労働省「雇用管理調査報告」によれば、「一律定年制を定めている企業」の占める割合は、1976 年調査まで 55 歳が最多であり、1980 年調査から 60 歳が最多となる。

要素 B3: 毎年の賃金の計算方法は、(「きまって支給する現金給与額」×12+「年間賞与その他特別給与額」) で計算した。都道府県データの地方別へのウエイト付けは、各年の賃金構造基本調査の労働者数による。

要素 B4: 生涯賃金は、収入始期 (25 歳) から収入終期 (60 歳) までの合計金額とした。退職金は含まれていない。

要素 B5: 現在価値を求めるための割引率としては、① 消費者物価指数の「持ち家の帰属家賃を除く総合」を時系列で使用し、各年次の各地方の全国に対する比率によって、各地方の時系列数値を算出した。② 預貯金利子の割引率は、郵便貯金「定額貯金 3 年以上」によった。

6. 年齢総数の移動に対する所得と地価の回帰分析

本節では、年齢総数の長距離人口移動データに対する所得と地価の作用を確認するために、3 大都市圏

の時系列データを用いた回帰分析と全国 10 地方のクロスセクション回帰分析に取り組みたい(研究課題 1)。

まず時系列データを用いた回帰分析である。推定式は (6-1) 式であり、大都市圏毎に計算した。被説明変数の NMt は各大都市圏と地方圏の移動データによって算出しており、大都市圏相互間の移動は含まない。説明変数は RI と LP であるが、各大都市圏と地方圏の相対比(各大都市圏/地方圏)を使用している。データ期間は 1959 年から 2002 年(観測数はそれぞれ $n=44$)である。

$$NMt = \alpha + \beta_1 \cdot RI_t + \beta_2 \cdot LP_t \quad (6-1)$$

NMt : t 年の男の各大都市圏の地方圏との流入超過率(%) (第 4 章の被説明変数 1)

RI_t : t 年の人口 1 人当たり実質個人所得の相対比(各大都市圏/地方圏) (第 5 章の説明変数 1)

LP_t : t 年の住宅地地価の相対比(各大都市圏/地方圏) (第 5 章の説明変数 2)

期待される係数の符号は、 RI は正(高所得の流入超過促進)、 LP は負(高地価の流出超過促進)である。推計結果を図表 6-1 に示す。東京圏と名古屋圏については、 RI の係数はいずれも正で 1% 有意であり、 LP の係数はいずれも負で 1% 有意であった。以上のように非常に良好な計算結果であった。しかし、大阪圏の LP の係数は負ではあったものの 5% 有意ではなかった。大阪圏は、44 年次中 14 年次で地方圏に対して流出超過となっており(東京圏は 4 年次、名古屋圏は 5 年次)、所得水準が一貫して低下する(図表 1-2-2 参照)など、東京圏や名古屋圏とは異質な性質を抱えているように思われる。

次に、全国 10 地方のクロスセクション回帰分析の回帰式、計算結果を図表 6-2 に示した。使用データについては、被説明変数 NM は第 4 章の被説明変数 1 であり、説明変数は第 5 章の実質個人所得 RI (説明変数 1) と住宅地地価 LP (説明変数 2) の全国水準値(当該地域/全国-1)である。期待される係数の符号は、 RI は正、 LP は負である。クロスセクション回帰分析の観測数は、1 年分では 10 であり、自由度が不足する。このため、当該年次の前後の 3 年間でプールすることとし、中心年の前年に $D1$ 、後年に $D2$ というダミー変数を設けて係数の同等性を確認したが、 $D1$ と $D2$ が 5% 有意となる年次はなかつ

図表 6-1 所得と地価による時系列データを用いた回帰分析の推計結果

項 目	東京圏	名古屋圏	大阪圏
定数項	-8.538	-6.058	-6.505
p 値	0.000	0.000	0.000
実質個人所得相対比 RI の係数	7.713	7.069	5.890
p 値	0.000	0.000	0.000
住宅地地価相対比 LP の係数	-0.199	-0.992	-0.059
p 値	0.000	0.000	0.325
自由度調整済決定係数	0.882	0.788	0.825
p 値 (F 検定量による)	0.000	0.000	0.000

注) 推計式は以下のとおり。推計期間は 1959 年から 2002 年。観測数 $n=44$ 。男・年齢計による。

流入超過率 NMt (%) = $\alpha + \beta_1 \cdot$ 実質個人所得の相対比 RI_t (倍) + $\beta_2 \cdot$ 住宅地地価の相対比 LP_t (倍)

流入超過率 (%) = (地方圏からの転入 - 地方圏への転出) / 日本人人口 $\times 100$

相対比 = 各大都市圏/地方圏

資料) 住民基本台帳人口移動報告、県民経済計算、都道府県地価調査、地価公示など

図表 6-2 所得と地価によるクロスセクション回帰分析結果

式番号	説明変数等	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
(1)	<i>RI</i> 係数	1.539	1.139	0.711	0.237	-0.136	-0.168	0.038	0.415	0.652	0.827	0.970
	<i>p</i> 値	0.000	0.000	0.001	0.193	0.371	0.220	0.785	0.004	0.000	0.000	0.000
	<i>Adj R</i> ²	0.660	0.498	0.284	0.026	-0.006	0.019	-0.033	0.230	0.456	0.529	0.518
(2)	<i>LP</i> 係数	0.189	0.136	0.084	0.009	-0.059	-0.060	-0.024	0.049	0.086	0.109	0.137
	<i>p</i> 値	0.001	0.005	0.042	0.776	0.020	0.009	0.338	0.082	0.007	0.004	0.002
	<i>Adj R</i> ²	0.329	0.223	0.109	-0.033	0.149	0.190	-0.002	0.072	0.207	0.236	0.267
(3)	<i>RI</i> 係数	2.016	1.725	1.192	0.775	0.585	0.421	0.492	0.626	0.835	1.035	1.081
	<i>p</i> 値	0.000	0.000	0.006	0.033	0.026	0.065	0.043	0.014	0.001	0.000	0.001
	<i>LP</i> 係数	-0.097	-0.117	-0.098	-0.109	-0.148	-0.123	-0.099	-0.047	-0.042	-0.049	-0.027
	<i>p</i> 値	0.125	0.091	0.172	0.083	0.002	0.004	0.027	0.293	0.327	0.289	0.628
	<i>Adj R</i> ²	0.677	0.533	0.308	0.098	0.269	0.261	0.110	0.234	0.456	0.532	0.505
	<i>p</i> 値 (<i>F</i> 値)	0.000	0.000	0.003	0.094	0.006	0.006	0.079	0.010	0.000	0.000	0.000

注) 推計式は以下のとおり。3年次のプールデータにより、観測数 $n=30$ 。男・年齢合計による。 i は地域（全国 10 地域）を示す。

(1) 流入超過率 (%) $NMi = \alpha + \beta_1 \cdot \text{実質個人所得水準値 } RIi$

(2) 流入超過率 (%) $NMi = \alpha + \beta_2 \cdot \text{住宅地地価水準値 } LPi$

(3) 流入超過率 (%) $NMi = \alpha + \beta_1 \cdot \text{実質個人所得水準値 } RIi + \beta_2 \cdot \text{住宅地地価水準値 } LPi$

流入超過率 (%) $NM = (\text{転入} - \text{転出}) / \text{日本人人口} \times 100$

水準値 = 当該地域 / 全国 - 1。

資料) 住民基本台帳人口移動報告，県民経済計算，都道府県地価調査

た。そこで，下記の回帰計算においては，ダミーを使用せずに計算した。

計算は 1960 年期（1959 年から 1961 年）から 2001 年期まで計算したが，図表 6-2 には 1990 年期から 2000 年期までを示した。特に，均衡化現象が最も激しい 1994 年期は (1) 式では *RI* の係数が負であるが，*RI* と *LP* を説明変数とした (3) 式では *RI* の係数が 5% 有意で正（高所得地域の流入超過促進），*LP* の係数は 1% 有意で負（高地価地域の流出超過促進）と，想定通りの符号を持ち，*F* 検定でも 1% 有意であった。すなわち，所得が説明力を失ったように「見える」人口移動均衡化期に，地価を説明変数に追加することで，所得は正の説明力を回復し，地価も負の有意な説明力を持つことが判明した。

以上の 2 つの分析結果から，男の年齢総数の長距離人口移動に対しては，所得の正（高所得地への流入超過促進）の作用と同時に，地価は負（高地価地域からの流出超過促進）の作用をしていることが分かる。

7. 20 歳代後半の移動に対する実質個人所得・地価・前期の純移動率の作用

前節の分析で，クロスセクション回帰分析でも時系列回帰分析でも，所得と地価が想定通りに有意に作用しているケースが存在することが判明した。本節では，20 歳代後半の大都市圏からの還流移動に対して所得，地価，前期の純移動率が作用しているか否かを，加齢過程別のクロスセクション回帰分析で検討する（研究課題 2）。図表 1-3 の 1975-80 年の 20-24 歳⇒25-29 歳においては，実質個人所得 *RI* の係数が有意水準 1% で負（逆相関）となっており，これは通常の経済学的モデルでは説明できない現象である。そこで，説明変数として，*RI*，*LP*，前期の純移動率 NM_{t-1} の 3 つを回帰分析に使用して，20 歳代後半の大都市圏からの還流移動に対して合理的な説明を試みる。期待される係数の符号は，*RI* は正，*LP* は負， NM_{t-1} は負である。 NM_{t-1} が大きければ，当期の還流移動は大きいであろう。なお本節での分析は，移動の方向を特定してはいないので，親元への「還流移動」の直接の説明ではない。

回帰計算において年齢5歳階級の純移動率では観測数が10であり、自由度が不足する。そこで、20歳⇒25歳、21歳⇒26歳、22歳⇒27歳をプールして使用する(観測数 $n=30$)。回帰係数の同等性を検討するために、21歳⇒26歳のダミー、22歳⇒27歳のダミーを用意してその有意性を検討したが、5%有意になるケースはなかった。そこで今回の計算では使用していない。計算結果を図表7-1に示す。

なお、被説明変数を観察すると、関東臨海と近畿は3加齢過程で流出超過の時期が多いが、東海は全期間で流入超過であった。東海は、地方圏的な性質を強く持っていると考えられる。

RIのみを説明変数とした(1)式では、その係数が負で5%有意になるのは、1965-70年から1980-85年であり、これらの時期に強い還流移動が存在したことを示唆している。特に、石油危機下の1975-80年は係数の絶対値が最も大きかった。

(2)式はLPのみを説明変数に使用したが、1965-70年から1990-95年の長年に渡って係数は1%の有意水準で負の値を取った。これは、還流移動に対して高地価が流出超過促進を、低地価が流入超過促進に作用し、地価が還流移動に対して有効な説明要因であることを示唆している。

(3)式は同様に NM_{t-1} のみを説明変数に使用したが、1965-70年以降に1%有意で負の係数となっており、前期の流入超過率が高いほど当期の流出超過率が高いという還流移動の存在を明確に示している。自由度調整済決定係数 $Adj R^2$ の値も(1)式と(2)式に比べて相当高くなっており、特に1975-80年は0.930と著しく高い。

図表7-1 $RI \cdot LP \cdot NM_{t-1}$ による回帰計算結果

式番号	説明変数など	1960⇒65	1965⇒70	1970⇒75	1975⇒80	1980⇒85	1985⇒90	1990⇒95	1995⇒00
(1)	RI 係数	30.932	-26.759	-57.988	-126.948	-52.173	-2.619	-15.299	0.348
	p 値	0.000	0.012	0.000	0.000	0.007	0.861	0.300	0.981
	Adj R^2	0.514	0.178	0.444	0.631	0.203	-0.035	0.004	-0.036
(2)	LP 係数	6.281	-7.040	-12.217	-19.306	-10.996	-4.133	-5.352	-3.250
	p 値	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.050	0.007	0.116
	Adj R^2	0.303	0.274	0.569	0.757	0.382	0.099	0.203	0.053
(3)	NM_{t-1} 係数	0.098	-0.182	-0.280	-0.379	-0.320	-0.188	-0.246	-0.278
	p 値	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000
	Adj R^2	0.164	0.525	0.803	0.930	0.708	0.231	0.390	0.362
(4)	RI 係数	59.815	15.332	-1.129	-43.447	26.928	71.777	46.379	40.686
	p 値	0.000	0.509	0.961	0.077	0.394	0.003	0.037	0.053
	LP 係数	-8.064	-10.095	-12.029	-14.411	-14.682	-12.959	-10.751	-7.709
	p 値	0.031	0.054	0.009	0.000	0.006	0.000	0.001	0.013
	Adj R^2	0.577	0.259	0.553	0.776	0.377	0.332	0.300	0.148
(5)	RI 係数	71.700	80.554	61.285	33.139	91.845	112.698	97.675	74.524
	p 値	0.000	0.000	0.000	0.041	0.000	0.000	0.000	0.000
	NM_{t-1} 係数	-0.240	-0.493	-0.482	-0.451	-0.591	-0.642	-0.652	-0.596
	p 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Adj R^2	0.742	0.830	0.899	0.938	0.914	0.820	0.835	0.815

注) 被説明変数は、20歳⇒25歳、21歳⇒26歳、22歳⇒27歳のそれぞれの流入超過率のプールデータであり、観測数 n は30(3加齢過程×10地域)である。

説明変数である RI は実質個人所得水準値、 LP は住宅地地価水準値、 NM_{t-1} は前5年間のそれぞれの加齢過程に対応する純移動率(流入超過率)である。

資料) 国勢調査、県民経済計算、都道府県地価調査など

図表 7-2 説明変数間の相関係数（観測数=30）

番号	説明変数	1960⇒65	1965⇒70	1970⇒75	1975⇒80	1980⇒85	1985⇒90	1990⇒95	1995⇒00
(1)	RI と LP	0.927	0.912	0.887	0.808	0.859	0.840	0.817	0.757
(2)	RI と NM_{t-1}	0.895	0.916	0.903	0.880	0.848	0.851	0.849	0.729
(3)	LP と NM_{t-1}	0.827	0.880	0.913	0.930	0.886	0.920	0.897	0.839

図表 7-3 説明変数の標準偏差（観測数=30）

番号	説明変数	1960⇒65	1965⇒70	1970⇒75	1975⇒80	1980⇒85	1985⇒90	1990⇒95	1995⇒00
(1)	RI	0.143	0.118	0.100	0.072	0.087	0.103	0.095	0.085
(2)	LP	0.551	0.541	0.531	0.517	0.547	0.707	0.668	0.588
(3)	NM_{t-1}	27.1	28.1	27.3	29.1	25.1	21.8	19.4	14.6

(4) 式は、説明変数に RI と LP を使用している。1985-90 年、1990-95 年においては、 RI と LP は、5% の有意水準で想定通りの係数の符号を持った。(1) 式の逆相関関係から大きな改善があったといえる。すなわち、説明変数に所得に地価を加えると、伝統的な所得格差モデルの有効性が復活する。しかし、1975-80 年は依然として RI の係数が負のままであった。

(5) 式は、説明変数に RI と NM_{t-1} を使用している。格段に高い $Adj R^2$ を示し、説明変数の係数の符号、有意水準も高い性質も良好な結果であった。但し、両者の相関係数は 0.9 を超えるほど高い期間が 2 期間あるなど（図表 7-2 参照）、多重共線関係が生じている可能性が否定できないことに留意が必要である。 RI の係数は 1 期間を除いて 1% 有意で正（高所得地への流入超過促進）、 NM_{t-1} は全期間で 1% 有意で負（前期の高流入超過率の流出超過促進）となり、期待通りの符号を持った。この係数の推移をみると、 RI の係数値の大小は、10 地域の RI の地域間格差（所得水準値の標準偏差による、図表 7-3 参照）の大小とほぼ比例的である。地域間格差の小さな 1975-80 年は係数の値も小さくて高所得地域の吸引力が弱いことを意味しており、地域間格差が拡大した 1985-90 年は最大の値を取っており、還流移動の加齢過程でも高所得が人々を吸引したことを示している。このモデルでは、伝統的な経済学の説明が妥当する。一方、 NM_{t-1} の係数の推移をみると、負の値の絶対値は 1980-85 年以降で大きくなっており、これは地価の地域間格差の大きな時期（図表 7-3 参照）と一致している。しかし、 NM_{t-1} を地価と直接関連付けることは困難である。

なお、説明変数を LP と NM_{t-1} とした (6) 式の回帰計算結果は、 LP の係数が全期間で正となり、省略した。また説明変数に RI 、 LP 、 NM_{t-1} を使用した (7) 式を計算したが、 LP の係数が 1970-75 年以降は全て正となり、想定に反した。3 つの説明変数の間には高い相関があり、多重共線性の存在が疑われる。計算結果の図表は省略した。

8. 人的資本モデルによる地価の作用の検討

8.1 人的資本モデル

前節の分析で、20-22⇒25-27 歳の加齢過程の還流移動に対して、地価がクロスセクション回帰分析において作用していることが判明した。本節の課題は、住宅敷地取得を考慮した期待生涯所得現在価値によって、還流移動が合理的に説明しうるかを検討することである（研究課題 3）。すなわち「地価が人口移動にどのように作用するか」を考えたい。果たして大都市圏の高地価は、還流移動を促進しているであろうか。本節では、まず、分析の基礎となる人的資本モデルについて説明する。

人口移動を説明する経済学の伝統的なモデルは、効用の主要な源泉である所得を求めて、人々は高所得の地域に住居を移すというものである（例えば Hicks ([6] 1932)）。この地域間所得格差による説明は、Schultz ([24] 1961) の人的資本理論の登場によって一層強い立場となったという (Greenwood ([5] 1997))。Schultz の人的資本理論の立場で人口移動を説明した最初の論文は、Sjaastad ([25] 1962) であるが、人口移動の先行研究ではほとんど言及されないで、ここでは Greenwood ([5] 1997, pp. 669–670, 訳は筆者) に従ってこの考え方の概要を紹介する。

「Sjaastad は、人的資本投資の概念を人口移動の意思決定に実際に適用した最初の研究者である。 i 地の分を減じた j 地の賃金流列の現在価値を (8-1) 式で表す。

$$\sum_{t=1}^n (E_{jt} - E_{it}) / (1+r)^t \quad (8-1)$$

ここで r は、国内割引率であり、定数で書かれているが定数である必要はない。これらの場所 1 組の純居住関連費用の現在価値を、(8-2) 式で表す。

$$\sum_{t=1}^n (C_{jt} - C_{it}) / (1+r)^t \quad (8-2)$$

合計期間は、個人の将来の生存期間である。そうすると、 i 地から j 地への移動投資現在価値 (PV_{ij}) は、(8-3) 式で表される。

$$PV_{ij} = \sum_{t=1}^n \left[\frac{1}{(1+r)^t} \right] [(E_{jt} - C_{jt}) - (E_{it} - C_{it})] \quad (8-3)$$

i 地に居住する個人は、 PV_{ij} が最大になる目的地を多分選択するであろう。

伝統的な経済学の不均衡の「見方」は、この Sjaastad ([25] 1962) の人口移動モデルで明快に表現されている。その人的資本モデルでは、経済機会格差は人口移動によって裁定されるだろう世帯の効用獲得の可能性を表す。全ての意図や目的に対して、人的資本モデルはほぼ 20 年間敵うものがなかった。実際に、不均衡の諸力は、Sjaastad が人口移動に対して人的資本による説明を与えるずっと前から人口移動の基本的な起動力と仮定されてきた。例えば、不均衡の概念は、「純経済的優位性における差が、主に賃金における差が、人口移動の主要因である」([6] 1932, p. 76) という Hicks の主張の基礎となっているのはほぼ確かなことである。」

本研究は、居住関連費用 C の中に、住宅取得費用を含めて考えるが、日本においては持家志向が高く、住宅取得費用の中心は日本の大都市圏では地価であることは周知のとおりである。

8.2 人的資本モデルの適用方法

人的資本モデルの適用に当って、回帰分析に使用する説明変数は PV そのものではなく、各地域の期待生涯所得現在価値 $PVLI$ の全国水準値を使用する。 i 地域の $PVLI$ は、(8-4) 式による。

$$PVLI_i = \sum_{t=1}^n \left[\frac{1}{(1+r)^t} \right] (E_{it} - C_{it}) \quad (8-4)$$

算出の基礎データを再確認すると、 E は賃金構造基本調査の年間収入であり、 C は住宅敷地取得価額である。現在価値への割引率は、第 5 章の要素 B5 による。

本研究では、住宅取得に関して、様々な仮定を置く。

仮定 1: 住宅取得に関して、日本全国で同一敷地面積、同一住宅床面積を仮定し、新規に取得された住宅から得られる効用は全国で同一と仮定する。また建設費も同一と仮定する。各年の住宅サービスの購

図表 8-1 *PVLI* 水準値の推定結果

年次	北海道	東北	関東内陸	関東臨海	東海	北陸	近畿	中国	四国	九州
(1) <i>PVLI</i> 1: 全地域で住宅地の相続なし										
1975	0.076	0.015	-0.088	-0.113	-0.107	0.012	-0.017	0.031	0.169	0.169
1976-80	0.096	-0.133	0.082	0.044	0.065	-0.086	0.024	-0.016	-0.012	-0.012
1981-85	-0.002	-0.038	0.186	-0.131	0.072	-0.009	-0.035	0.002	0.000	0.000
1986-90	-0.090	-0.084	0.097	-1.830	0.041	0.019	-0.827	-0.020	-0.064	-0.064
1991-95	0.068	0.018	0.004	-0.367	-0.104	0.055	-0.379	0.069	0.006	0.006
1996-00	-0.096	-0.038	0.110	0.104	0.054	-0.002	-0.038	-0.018	-0.072	-0.072
(2) <i>PVLI</i> 2: 関東臨海・近畿以外の地域で住宅地の相続あり										
1975	0.093	0.025	-0.078	-0.157	-0.079	0.032	-0.066	0.028	0.158	0.158
1976-80	0.095	-0.126	0.083	0.009	0.091	-0.069	-0.011	-0.016	-0.010	-0.010
1981-85	-0.034	-0.048	0.170	-0.210	0.198	0.023	-0.123	0.009	0.010	0.010
1986-90	-0.116	-0.096	0.108	-1.774	0.174	0.034	-0.837	-0.005	-0.070	-0.070
1991-95	0.020	-0.010	0.053	-0.404	0.073	0.069	-0.417	0.065	-0.018	-0.018
1996-00	-0.110	-0.036	0.111	0.042	0.090	0.030	-0.092	0.002	-0.063	-0.063

注) *PVLI* は、住宅地取得を考慮した期待生涯所得現在価値。

水準値=当該地域/全国-1。1976-80 以降は、5 年間の単純平均による。

資料) 賃金構造基本調査、都道府県地価調査、住宅統計調査など

入経費の地域間の相違は、消費者物価地域差指数で評価され则认为。以上から、*C* については住宅敷地取得価額の地域間の差異のみが問題となると想定する。

仮定 2: 賃金、住宅地地価は、過去 5 年間の伸び率が 60 歳まで毎年同率で続くと仮定する。貯金金利は、当該年の金利が 60 歳まで毎年同率で続くと仮定する。

仮定 3: 住宅敷地取得年齢は、過去のデータより 39 歳とし、この年次に住宅敷地取得価額を一括して支払うと仮定する。

各地域において、各歳の *E* から 39 歳のみ *C* を控除して、それぞれ物価上昇と貯金金利で割り引いて現在価値を求め、これを 25 歳から 60 歳まで合計した金額が *PVLI* となる。

こうして求められた *PVLI* の大小は、地域間効用の大小を表す指標と考えられる。賃金構造基本調査のデータの制約から、1975 年から各年について *PVLI* を求めた。回帰計算に使用した数値は、それぞれの全国水準値 (= (当該地域/全国-1)) の 5 年平均値である。土地の相続を考慮すると、地方へ還流後に土地を相続しない場合 (例: 主として次男・三男) は全ての地域の *PVLI* 算定に当て住宅地購入費を控除する必要があるが、このケースを *PVLI*1 とした。土地を相続する場合 (例: 主として長男、親元に帰還することを想定している) には、東京圏と大阪圏以外では土地購入費は不要となるが、このケースを *PVLI*2 とした。以上の手続きによって算出された *PVLI*1 と *PVLI*2 を図表 8-1 に示す。

8.3 回帰計算結果

前節と同様に 30 プールデータを被説明変数とし、*PVLI*1 あるいは *PVLI*2 を説明変数に使用した回帰計算結果を図表 8-2 に示す。期待される説明変数の係数の符号は、正である。

*PVLI*1 (地方圏でも住宅敷地を取得するケース) を説明変数に使用した (1) 式では、1980-85 年から 1995-00 年は、係数の符号が正であり、かつ 1980-85 年から 3 期間は 1% 有意であった。また *PVLI*2 (土地相続を想定し、関東臨海と近畿以外は住宅地を取得しないケース) を説明変数に使用した (2) 式では、

図表 8-2 *PVLI* による回帰計算結果

式番号	説明変数など	1975⇒80	1980⇒85	1985⇒90	1990⇒95	1995⇒00
(1)	<i>PVLI1</i> 係数	-49.404	80.275	6.768	23.042	32.542
	<i>p</i> 値	0.101	0.000	0.006	0.004	0.056
	<i>Adj R</i> ²	0.061	0.422	0.210	0.235	0.093
(2)	<i>PVLI2</i> 係数	-21.223	56.435	7.208	25.364	50.153
	<i>p</i> 値	0.502	0.000	0.004	0.000	0.001
	<i>Adj R</i> ²	-0.019	0.464	0.239	0.364	0.295

注) 被説明変数は、「20 歳が 25 歳になる加齢過程」, 「21 歳が 26 歳になる加齢過程」, 「22 歳が 27 歳になる加齢過程」のそれぞれの流入超過率のプールデータであり, 観測数は 30 (3 加齢過程×10 地域) である。

説明変数である *PVLI1* は期待生涯所得現在価値の水準値 (全地域で住宅地の相続なし), *PVLI2* は期待生涯所得現在価値の水準値 (東京圏・大阪圏以外で住宅地の相続あり) である。

資料) 国勢調査, 県民経済計算, 都道府県地価調査など

1980-85 年から 1995-00 年は, 係数の符号が同様に正であり, かつ 1980-85 年から 1995-00 年の期間で 1% 有意であり, (1) 式よりやや良好な結果であった。すなわち還流することによって得られる経済的利益 (効用) を求めて, 人々が還流移動をしていると解釈することが可能である。以上のように, 人的資本モデルによる説明は, 1980-85 年以降については, *RI* を使用した場合の逆相関現象を回避して, 経済学的な説明の妥当性を回復することが判明した。そしてその仕方は, 地方圏の住宅地の購入費用が安いことによって期待生涯実質所得が高いことに起因する。すなわち人々が, 効用を最大にするように行動した結果, 「還流移動」が生じていると考えられる。

しかし, 最も還流現象が激しい 1975-80 年 (図表 1-3, 図表 7-1 参照) については, *PVLI1* と *PVLI2* はいずれも説明力を有しなかった。還流移動が最も激しい時期の説明に, 本研究の地価取得価額を算入した人的資本モデルは有効性を発揮できなかった。

9. 議 論

本研究によって地価が長距離人口移動に作用することが示された。しかし, 地価の作用の仕方はなお十分に説明されたとはいえない。住宅敷地取得価額を考慮した人的資本モデルは, 1980-85 年以降は良好な説明力を持ったものの, 還流移動現象が最も強く見られた 1975-80 年には説明力を有しなかった。還流移動に対する説明力を高めるためにどのような方法があるであろうか。

2 つの可能性を挙げておきたい。その第 1 は, 地方圏には住宅敷地取得よりも大きな金銭的なメリットがあって, 本研究で使用した人的資本モデルではまだその金銭的メリットの評価が不十分であるという可能性である。例えば, 資産相続による資産増大や親との同居による生活費の低減が考えられる。もし地方還流の金銭的なメリットがより大きければ, それを考慮することで還流移動の経済要因による説明はより容易になるであろう。第 2 の可能性は, 家族的要因の重要性である。筆者は, 還流移動の生ずるメカニズムを「地方圏から大都市圏へ高卒・大卒で移動した若者は, 親元に同居・近居のために帰郷する要因を常に抱えているが, 大都市圏・地方圏の所得の差異が縮小すると大都市圏に引き止める力 (所得) の作用が弱まり, この要因が顕在化する」という仮説を持っている。「家」の存続を重要視する東アジアの儒教圏諸国では, 欧米とは異なる移動の決定因が存在する可能性があると考えられる。

還流移動を生み出す力は, 同時に, 地方圏から大都市圏への移動を抑制する作用をしていると考えら

れる。これらを生み出す諸力の解明が、日本の人口移動研究を進める鍵の一つであろう。

10. 結論と残された課題

10.1 結論

本研究は、長距離人口移動に対して、地価が作用しているか否か、とりわけ 20 代後半における還流移動に対し、地価がどのように作用しているか、を検討した。第 6 章の時系列回帰分析においては（研究課題 1）、地価の作用は実質個人所得とともに東京圏と名古屋圏で強い作用が認められた。クロスセクション回帰分析では（研究課題 1）、1994 年期を中心に所得が正で地価が負の有意な関係が認められた。また第 7 章の還流移動に対するクロスセクション回帰分析では（研究課題 2）、高地価が流出超過促進に、低地価が流入超過促進に有意に作用していることが確認された。同時に、所得と前期流入超過率を説明変数に使用したモデルでは、非常に良好な推定結果が得られた。第 8 章では人的資本モデルを応用し、住宅敷地取得価額を考慮した期待生涯所得現在価値によって還流移動を説明したが（研究課題 3）、1980-85 年以降は、実質個人所得の場合の負の作用から、逆に、還流移動に対して正の作用をしていることが判明した。すなわち、所得概念を、土地取得の費用を含むように拡張することによって、高所得地が人々を吸引するという経済学の伝統的な説明がなお成立することが判明した。

以上のように、長距離人口移動を地域間の所得の差異によって説明する経済学の伝統的な所得格差モデルが妥当しいと思われた 2 つの現象に対し、地価を考慮した経済要因による説明によって、高地価の流出超過促進作用が認められたばかりでなく、地域間の所得の差異の説明力が回復し、所得格差モデルがなお有効であることが示された。しかし、還流移動が最も激しかった 1975-80 年の 20-22⇒25-27 歳の人口移動に対し人的資本モデルは十分な説明ができなかったという問題点が残された。

10.2 残された課題

本研究は、人口移動に対する地価の作用を分析する研究の出発点であり、残された課題は多い。主要なものを挙げる。

第 1 の課題は、人的資本モデルの妥当性を検証する方向に研究を発展させることである。年齢が上昇することによる還流傾向の低下に対して、有効な分析が可能と思われる。第 2 は、厳しい仮定を緩和して、現実に近い努力をすることである。第 3 の課題は、還流移動によって得られる経済的利益の評価の再検討である。ミクロデータの利用が望ましいが、残念ながらしばしば住居変更、所得や相続の調査事項は含まれていない。第 4 の課題は、「家族的理由」について分析を深めることである。現時点では、経済学的な分析手法を見出せないために、その重要性を指摘するのみで未着手の状態にある。

参 考 文 献

- [1] Bowles, Samuel, "Migration as Investment : Empirical Tests of the Human Investment Approach to Geographical Mobility," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LII, No. 4, 1970, pp. 356-362.
- [2] Cushing, B. and J. Poot, "Crossing Boundaries and Borders: Regional Science Advances in Migration Modelling," *Papers in Regional Science*, Vol. 83, 2004, pp. 317-338.
- [3] Cochrane, S.G. and Vining, D.R., "Recent Trends in Migration between Core and Peripheral Regions in Developed and Advanced Developing Countries," *International Regional Science Review*, Vol. 11, 1988, pp. 215-243.
- [4] Graves, Philip E., "A Life-Cycle Empirical Analysis of Migration and Climate, by Race," *Journal of Urban Economics*, No. 6, 1979, pp. 135-147.

- [5] Greenwood, M.J., "Internal Migration in Developed Countries," Rosenzweig, M.R. and O. Stark ed., *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier Science B.V., 1997, pp. 647-720.
- [6] Hicks, J.R., *The Theory of Wages*, Macmillan, 1932.
- [7] 井上昭三, "人的資本理論と労働市場の二重構造論," 石田英夫・井関利明・佐野陽子編『労働移動の研究—就業選択の行動科学—』, 総合労働研究所, 1978 年, pp. 73-107.
- [8] 伊藤薫, "国内人口移動の分析方法と留意点—決定因の分析を中心として—," 『国際地域経済研究』(名古屋市立大学経済学部附属経済研究所年報), No. 4, 2003 年, pp. 45-62.
- [9] 伊藤薫, "広島県の人口移動理由の変化(1965 年~2000 年)," *Review of Economics and Information Studies* (岐阜聖徳学園大学経済情報学部紀要), Vol. 3, No. 1-4, 2003 年, pp. 19-37.
- [10] 伊藤薫, "第二次石油危機下の男女別・年齢別人口移動について—1980 年国勢調査人口移動集計結果を利用して—," 『人口学研究』, No. 33, 2003 年, pp. 101-104.
- [11] 伊藤薫, "バブル経済期の男女・年齢別人口移動—1990 年国勢調査人口移動集計結果を利用して—," 『地域学研究』, Vol. 33, No. 3, 2003 年, pp. 85-102.
- [12] 伊藤薫『戦後日本の長距離人口移動に対する経済力格差とアメニティ格差の影響に関する比較研究』(平成 13 年度~平成 15 年度科学研究費補助金報告書), 2004 年, 383 ページ.
- [13] 伊藤薫『戦後日本の長距離人口移動の決定因における男女・年齢別の差異と変化の基礎研究』(平成 16 年度~平成 17 年度科学研究費補助金研究成果報告書), 2006 年, 217 ページ.
- [14] 伊藤薫, "長距離人口移動に対する社会環境アメニティの作用について—1970 年から 2000 年の国勢調査人口移動集計結果を利用して—," 日本計画行政学会第 29 回全国大会 (2006 年 9 月 15 日) 報告論文, 2006 年.
- [15] 伊藤薫, "国内長距離人口移動の決定因の時期的変化について," 日本地域学会第 43 回年次大会 (2006 年 10 月 8 日) 報告論文, 2006 年.
- [16] 国土庁『国土レポート 2000』大蔵省印刷局, 2000 年.
- [17] 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)』大蔵省印刷局, 1982 年.
- [18] 国土庁計画・調整局編『どこがちがう人の移り住むまち』大蔵省印刷局, 1997 年.
- [19] Kaluzny, Richard, L., "Determinants of Household Migration: A Comparative Study by Race and Poverty Level," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LVII, No. 3, 1975, pp. 269-274.
- [20] 中村建策・古田裕繁『賃金センサス・毎勤統計 活用の手引』(財)労働法令協会, 2004 年.
- [21] Roback, J., "Wages, Rents, and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1982, pp. 1257-1278.
- [22] 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, 1984 年, pp. 17-30.
- [23] Schachter, Joseph and Paul G. Althaus, "An Equilibrium Model of Gross Migration," *Journal of Regional Science*, Vol. 29, No. 2, 1989, pp. 143-159.
- [24] Schultz, T.W., "Investment in Human Capital," *American Economic Review*, Vol. 51, 1961, pp. 1-17.
- [25] Sjaastad, Larry A., "The Cost and Return of Human Migration," *Journal of Political Economy*, Vol. 70, Supplement, 1962, pp. 80-93.
- [26] 富岡武志・佐々木公明, "人口移動を考慮した都市アメニティの経済学的評価," 『応用地域学研究』, No. 8(2), 2003 年, pp. 33-44.
- [27] 山田節夫, "人口移動と地価の実証分析," 『専修経済学論集』, VOL. 29, No. 3, 1995 年, pp. 101-134.

Effects of Land Prices on the Long-distance Migration in Postwar Japan

Kaoru ITO*

In Japan, land prices had increased rapidly until around 1990, especially in the major metropolitan areas between the Bubble economies. So we think that differentials of land prices can be one of the important determinants of long-distance migration.

We performed lots of regression analyses using net migration rates NM as dependent variable and real personal income RI, land price LP and present value of lifetime income PV as independent variables. PV is calculated as Sjaastad (1962)'s cost associated with residence of human capital model, using lifetime income and the money to get lot for new house.

The results of our analysis are summarized as follows.

First, time series regression analysis of Tokyo and Nagoya major metropolitan area's net migration rates to rural areas shows that coefficients of LP have significant negative sign.

Second, cross section regression analysis of 10 areas in Japan shows that LP has significant negative coefficients from 1965-70 to 1990-95.

Third, cross section regression analysis of 10 areas in return migration in their twenties shows that PV has significant positive coefficients.

Therefore we can conclude that land prices have negative effects on the long-distance migration in post-war Japan.

JEL classification: R23

Keywords: Long-distance Migration, Land Prices, Personal Real Income, Human Capital Model

* Gifu Shotoku Gakuen University