

力者などを含めた、多様な属性の世帯が混在し、合意形成等が困難な状況となっていることから、こうした人々の居住の安定、仮住居等に対する支援実施策を実施する必要がある。

### (3) 公的資金投入による老朽化マンションの建替え

老朽化マンションの建替え問題は、その該当マンションの急増から社会的問題となってきた。このまま推移していけば都市のスラム化が加速され、国民経済にとっても大きなマイナスとなる。高齢者が老朽マンションに多く住んでいる現実と建替えの諸課題を解決する一方途としてリバース・モーゲージシステム、とりわけ利子補給制度の導入が「費用対効果」からも望ましいことが阪神・淡路大震災で明確になった。

しかし貴重な地球資源を考慮すれば建替えは最後の手段である。まず第1に、長寿化建物を造ることが先決である。分譲マンションを含めた日本の建物の生存年数は欧米の建物と比べてあまりにも短い。このため、①スケルトン工法の導入や安価で堅固な材料によって建物の長寿化をはかり、「百年」マンションを実現すべきである。②旧耐震構造の既存のマンション（約150万戸）は、スーパー・リホームで必要に応じて大修理をしていくべきである。③その際の費用は、建替えなどの評価増による固定資産税収入の増大（日本版のTIF、Tax Increment Financing）によって賄うべきである。このような理論的根拠は税負担が相対的に大きい都市住民が Who pay, Who receives の発想により可能となる。しかも新たな公共投資として安心・安全な街づくりとしての財政支出は納税者の承認も得やすい。

第2に、マンション・ストックの適切な維持・管理に関する支援の充実（マンションの質・価値を長く保持するための仕組みの構築）をはかるべきである。①適切な維持・管理が評価される仕組みの整備、②計画的な修繕の実施、③総合的な相談・支援態勢の整備によって長寿化をはかることが必要である。

第3に、以上の処置によっても、客観的に見て建替えの必要が生じた老朽化マンションに対しては、建替えに対する支援の充実をはかる必要がある。それには、①建替え方針決定等の合意形成支援、②リバース・モーゲージシステムの利活用による高齢者等に対する支援、③事業実施支援のための制度的枠組みの検討、④融資・補助の活用など総合的支援方策の導入、⑤リバース・モーゲージ的な償還方法の導入による公庫融資の充実を計るべきである。

このような総合的な支援は、とりわけ公的資金の投入による公共事業の中でも最も時代のニーズに合致している。費用対効果の観点からも、当該老朽化マンションが建替えによって耐震構造に対応した新築となり、それに伴う固定資産税や都市計画税の増収という直接的な効果だけでなく、防災及び環境対策の観点からも「安心・安全な街（建物）」を創り出すという間接的な効果によって支出した額と同等かそれ以上の効果を期待できる。例えば、1,000万円に対し2%の利子補給を行うとすれば、年間の利子補給額は20万円となる。一方、評価価値のアップに伴う固定資産税増収分はせいぜい5～10万円程度であるが、防災・環境対策のコストは長期的に見れば同額以上であると考えられる。これによって既存住宅の良質ストック化が促進され、ひいては居住環境の優れたまちづくり形成につながっ

ていくことになる。

## 5 「まちづくり型リバース・モーゲージ」の創設

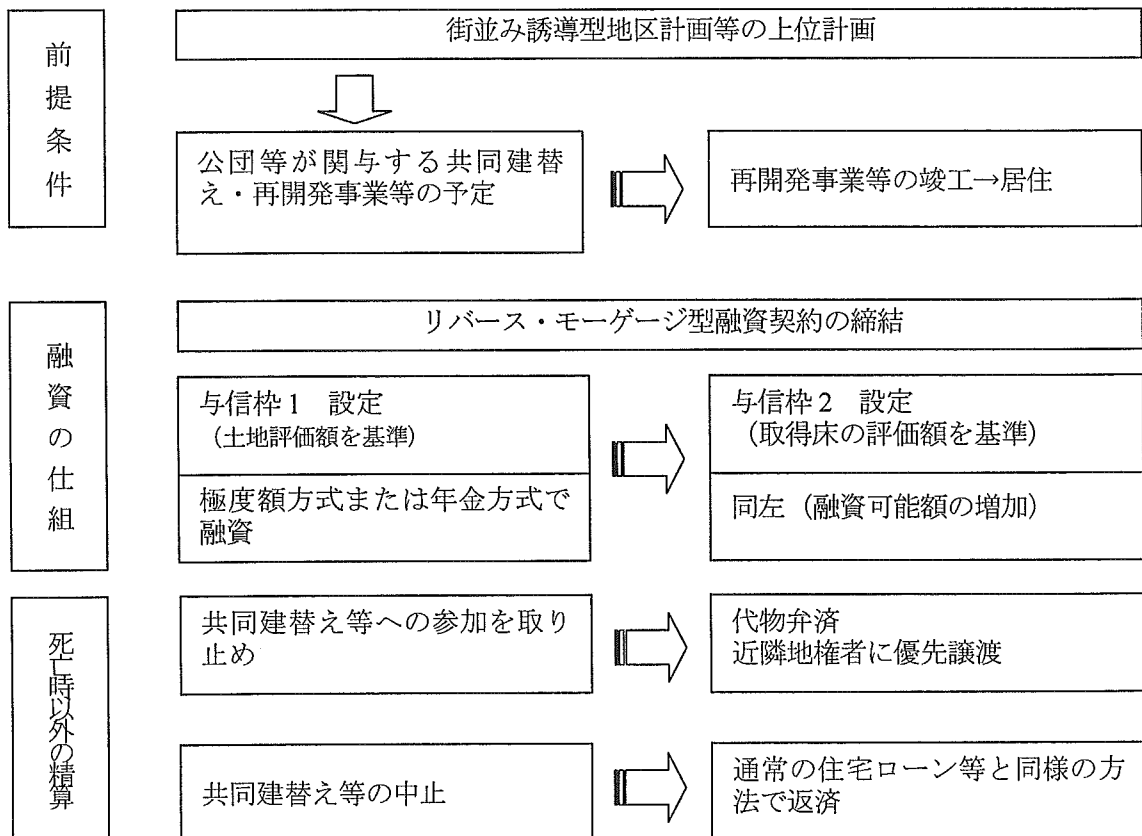
### 5.1 「まちづくり型リバース・モーゲージ」の考え方

これまで、一般的な傾向として、地権者は土地の共同化や再開発に消極的になることが多い。地権者に対して防災や土地の有効利用といった社会的な要請だけでなく、メリットをできるだけ分かりやすい形で示すことが、土地の有効利用を促進する上で、重要なポイントとなると考えられる。

狭小な細分化された土地は共同建替えや再開発事業により、土地の利用効率が増加し、土地評価額も増価する。こうした効用増に伴う資産価値の増価に着目すると同時に、事業に着手する前から、その土地の従前の価値分についてもフロー化できるならば、高齢者を中心とした地権者の事業に対する理解と合意形成の促進を図ることができるとであろう。

こうした問題意識に立つて、リバース・モーゲージを応用して、狭小な土地の共同化による良質な住宅建設と街並み形成を誘導する手法が「まちづくり型リバース・モーゲージ」(仮称)である。

図表 14 「街づくり型リバース・モーゲージ」のスキーム図



## 5.2 「まちづくり型リバース・モーゲージ」のスキーム

「まちづくり型リバース・モーゲージ」を利用できる者は地区内に土地等を所有する高齢者であり、なおかつ共同建替え事業への参加等の意志を示した者である。

特別融資の与信枠は、①建替え事業等の実施前と実施後の二段階に分けて設定する、②建替え事業等実施前の与信枠は、土地等の(従前の)不動産評価による、③事業実施後の与信枠は、事業により取得した権利床等の不動産評価額に基づくものとする、④特別融資は原則として融資を受けた者が生存する間は返

済を行う必要がない、⑤死亡に伴い代物弁済又は相続人による弁済等により清算する。

また、特別融資を受けた地権者が、事業に参加しないことになった場合は、原則として代物弁済により清算する。その場合、近隣の地権者が希望する場合には、その土地を優先的に取得できるようにする。

事業が実施に至らなかった場合には、融資を受けた者は、通常の住宅ローン等と同様の条件で返済することとする。なお、与信枠については、通常のリバース・モーゲージと同様に、年齢(平均余命)によって変化させる。

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
中川雅之	公営住宅をどうすべきか	大竹文雄	応用経済学への誘い	日本評論社	東京	2005	pp.91-114

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
中川雅之	住宅政策の制度設計	住宅土地経済	No.57 2005年夏季号	pp.28-35	2005年
明野斉史・田中正秀	従前区分所有者の参加構造が建替えマンションの管理・運営に与える影響に関する一考察	地域学研究	第35巻第1号	pp.113-124	2005年
明野斉史	アメリカにおけるBID制度を活用した地域マネジメント	日本不動産学会誌	第19巻第1号	pp.61-66	2005年



応用経済学への誘い  
*An Invitation to Applied Economics*

大竹文雄\*編著

日本評論社

## 第4章

## 公営住宅をどうすべきか

中川雅之

## 1. はじめに

2004年夏に全国知事会が政府に提出した廃止補助金のリストには、義務教育とともに公営住宅がとりあげられ、その結果、公営住宅家賃対策補助金の廃止および義務教育国庫負担金の削減が決定した。両者はともに現物支給に関する財政支出であり、目的として低所得者に対する所得再分配を含んでいる。

住宅という現物支給を通じた所得再分配に関しては、経済学は、特定財に対する補助を用いることは基本的に非効率であることを示唆する。金本（1997）および Rosen（1985）が指摘するように、所得移転を通じた再分配のほうが、消費者の選好を反映しやすく効率的な方法であり、現物支給は、所得の捕捉が不完全である場合、補助金の不正受給を減らすという観点（Nichols and Zechhauser（1982））、2期目の移転所得を確保するために、1期めに過度な消費支出を行ってしまう時間非整合的行動を抑制するという観点（Bruce and Waldman（1991））から限定的な支持が与えられるにすぎない。

このため経済学は、住宅補助という手段を講じる場合には、できるだけ制度の効率性を上げることが重要だとして、(i)需要側、供給側のいずれに公的に関与すべきかという問題、(ii)中央政府、地方政府のいずれが政策の執行を担うべきかという問題について、慎重な検討が必要であるとする。

表 4-1 主要先進国の住宅補助

	住宅担当省予算① (対国家予算)	住宅に対する 補助②	②/①	家賃などに対する補助③	③/①	家賃補助の管理運営主体
アメリカ (2000年度)	31221 (1.75%)	7862	0.252	15972	0.512	国(地方住宅公社が補助の窓口)
イギリス (2001年度)	6366 (1.62%)	1134	0.178	4344	0.682	地方自治体が実際の管理運営を実施
ドイツ (2001年度)	9478 (1.99%)	2955	0.312	4200	0.443	国(州法で補助の窓口となる所管官庁を定める)
フランス (1998年度)	97869 (5.85%)	19101	0.195	78768	0.805	国(資格審査は国立住宅基金、支給は家族手当金庫)
日本 (2001年度)	1152439 (1.39%)	769082	0.667	155638	0.135	地方自治体が公営住宅の建設・管理

注1: 「平成13年度主要先進国の住宅政策と住宅事情の現況調査」(2003年、都市基盤整備公団)より作成

注2: アメリカは100万ドル、イギリスは100万ポンド、ドイツは100万マルク、フランスは100万フラン、日本は100万円

注3: 住宅に対する補助としてアメリカは公営住宅資本補助など、イギリスは住宅公庫への支出、ドイツは復興金融公庫への利子補給など、フランスは金利0%融資(利子補給分)など、日本は公営住宅等建設事業費、住宅金融公庫への補給などを含む

注4: 家賃などに対する補助としてアメリカは家賃補助、イギリスは公営住宅家賃減額、ドイツ、フランスは住宅手当など、日本は公営住宅家賃対策補助を含む

(i)の論点については、とくに公共部門が直接住宅供給を行う場合、住民の選好と乖離した住宅が供給される可能性、費用削減のインセンティブ欠如など、大きな問題が付け加わると考えられているため、経済学においては、需要側への補助のほうが相対的に望ましい政策として認識されることが多い(大竹(2005);山崎(2004))。

(ii)の論点について、地方政府は所得再分配を、適切に執行できないとする伝統的な議論がある。中央政府と地方政府の機能分担の原則によれば、分権的な所得再分配システムは、地域ごとの選好をきめこまかに反映させることができるものの、①人々が自由に地域間を移動できれば、高所得者が低負担地域に流出し、低所得者が高福祉地域に流入し(以下「福祉移動」という)、当初の再分配政策は実行不可能になる、②このため、地方政府は再分配の切り下げ競争(以下「福祉競争」という)を行う、したがって「地方政府は所得再分配をうまく実行できない」とされる。

このように検討すべき課題は多いものの、所得再分配のために住宅補助を用いることは、表4-1に示したように先進諸国間で広く実施されている。しかし、その制度設計は各国で大きく異なる(表4-1)。例えば、わが国では、所得分位

25%以下の低所得者を対象に、地方公共団体が公営住宅を整備している。その際、建設費および近隣家賃との差額の2分の1について、国が地方公共団体に対して補助を行っている。欧米諸国の住宅補助制度と比較した場合、①バウチャーなど家賃補助が政策の大きな部分を占めている国が多いなかで、わが国では住宅建設に対する補助が政策の中心となっている点、②中央政府が住宅補助を執行している国が多いなかで、わが国では、基本的には地方政府が主体となって事業を執行している点が特徴的である。また、三位一体改革に伴って公営住宅家賃対策補助が廃止されたことを通じて、制度の分権的な性格はますます強まっている。

しかし、現在の公営住宅制度の構築にあたって、経済学的論点の検討が十分に行われたか否かについては必ずしも明らかではない。前述の関与の対象、執行を担う主体に関する論点の検討をふまえない制度の変更は、現状を悪化させる可能性がある。本章では、公営住宅制度に対して、経済学による評価を加え、その評価を現実の政策の企画立案に反映させるための実験的手法の解説を行う。このため、第2節でわが国の公営住宅制度を解説し、その実績を評価することで、公的主体による直接供給の必要性を論じる。第3節ではもう1つの論点である、再分配を担うべき政府のレベルを、福祉競争モデルの実証分析を通じて議論する。第4節は第2節、第3節の議論をふまえて、制度改革の方向とそれを実際の制度設計に結びつける2つの社会実験を提案する。第5節はまとめである。

## 2. 公営住宅制度と低水準居住の現状

本節においては、わが国の公営住宅制度を解説する。そしてそれが達成してきた実績を評価することを通じて、今後、需要側、供給側いずれに対する関与として制度を構成すべきかを議論する。

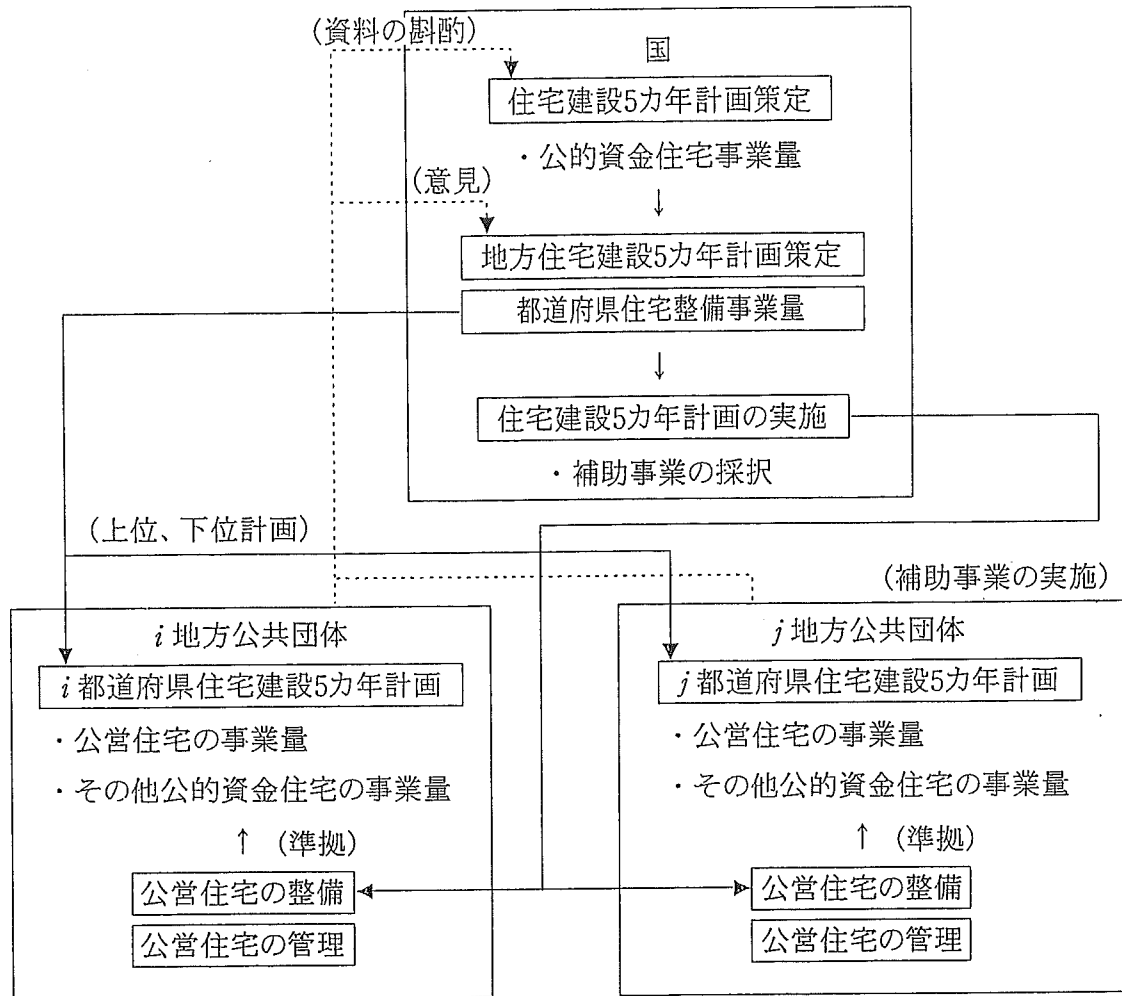
### (1) 公営住宅制度

わが国では、低所得者向けの低家賃住宅を、地方公共団体が公営住宅として整備・管理している。低所得者には市場家賃と公営住宅家賃の差額分の補助が行われているが、国は公営住宅の建設費とこの家賃差額の2分の1を地方公共団体に補助している。このように、わが国の住宅を通じた再分配は、基本的には分権的な公的 direct 供給制度として構成されている。

ただし図4-1に示すように、住宅建設計画法において定められている計画体系により、公営住宅整備に対して国家的な視点を反映させる工夫が施されている。



図 4-1 住宅建設 5 年計画および公営住宅整備の法的スキーム



つまり、国は住宅建設 5 年計画とともに自ら定めた都道府県公営住宅整備事業量を通じて、都道府県の公営住宅のボリュームをコントロールしている。

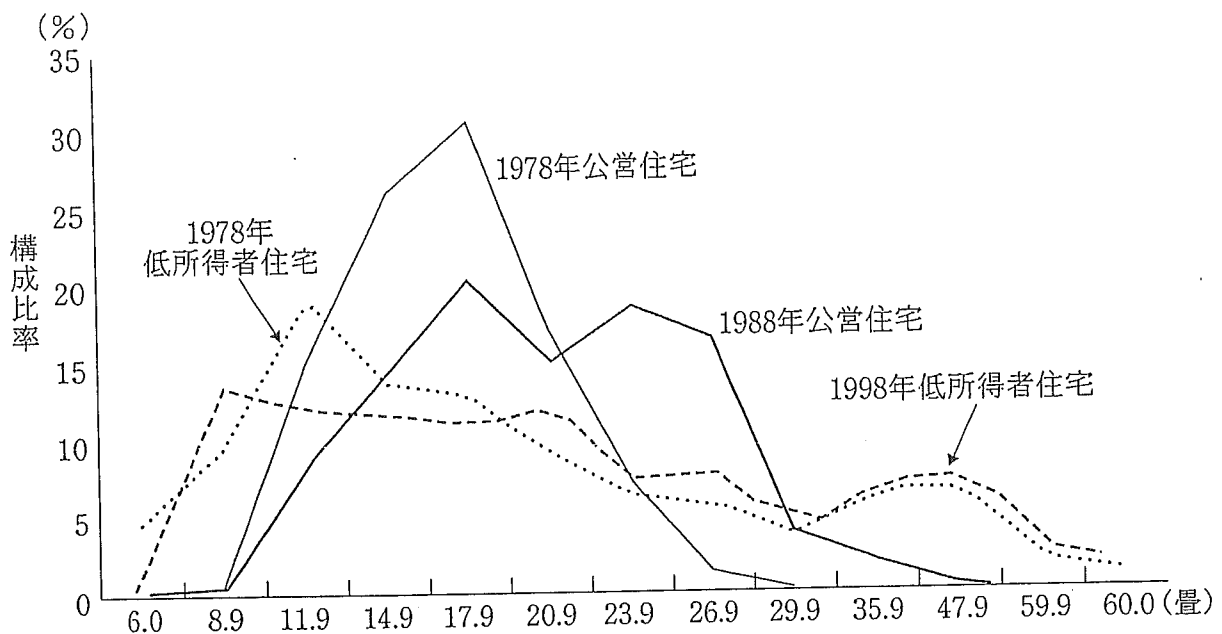
ここで公営住宅の配分の方針を把握するため、住宅建設 5 年計画の考え方を、建設省住宅局住宅政策課（1996）に従って整理する。この計画においては、公営住宅、公庫住宅、旧公団住宅を含む借家援助戸数が算出されている。その算定にあたっては、地域、世帯人員、世帯主の収入分位、所有関係、世帯主の年齢、居住状態ごとに、

$$\text{達成可能規模} = \frac{\text{年間収入} \cdot \text{家賃負担限度率}}{\text{年間畳数当たり民間新規入居家賃}}$$

を算出し、5 年計画に定められたシビルミニマム水準に相当する最低居住水準<sup>1)</sup>を達成できない世帯に対して、公的資金の入った住宅を割り当てるという考

1) 最低居住水準、家賃限度負担限度率はともに住宅建設 5 年計画で定められる。例えば、3人世帯の最低居住水準として住戸専用面積 39m<sup>2</sup>などが定められている。

図4-2 低所得者向け住宅の規模別分布



注1：住宅統計調査（総務庁）より作成

注2：低所得者（25%分位世帯）は78年100万円未満、98年300万円未満

え方<sup>2)</sup>が、基本的にはとられている。

公営住宅の配分方針が上記のようなものであれば、公共計画と公営住宅によって構成されるシステムは、低所得故に住宅サービスの過小消費状態にあると考えられている世帯に、どの地域においても最低居住水準程度の住宅のサービス消費を行いうる環境を保証することを目指したものと考えることができる。

そして借家市場における供給の弾力性が低いという認識を背景に、公共計画と補助金によって、地方公共団体に低所得者向け住宅ストックを直接改善させるという手段が選択されてきた。図4-2に示されるように、公営住宅は低所得者向け住宅市場に、やや広めの住宅を供給することで、低所得者向け住宅ストックの質的改善を行うことを意図してきた。

## (2) わが国低水準居住の変化

このように公営住宅制度は、低所得者向け住宅ストックの質的改善を通じて、住宅サービスの過少消費を解消することを目標としてきた。しかし図4-2にあるように、時系列的に低所得者が居住する住宅ストックの質的改善はあまり進んでおらず、公営住宅は低所得者向け住宅ストックの改善に限界的な影響しか与え

2) 公的資金住宅には、公営住宅の他公庫の低利融資などの政策も含まれるため、この他最低居住水準以上の居住水準が獲得できても、援助対象としてカウントされているファミリー世帯（29～49歳までの子供のいる世帯）なども含まれている。

ていない。この要因としては、民営借家からの代替が生じている可能性などが考えられる。

一方、低所得者世帯の世帯規模が1978年には平均2.65人であったのが、1998年には1.82人となるなど、世帯規模の縮小が大きく進んでいる。この結果、低所得者向け住宅ストック総体の改善がみられないなかで、最低居住水準未満世帯の比率は、1978年11.4%、1998年5.1%、2002年4.2%と着実に低下してきた。

一定の消費者が、最低居住水準という外生的に与えられた水準に照らして、過少な住宅消費しか行っていないことに対して、いくつかの説明が可能である。低い住宅サービス消費の要因を所得水準に求める見方は、供給の弾力性が低いという市場観と相俟って、さらなる低所得者向け住宅ストックの改善を要請することとなる。しかし、面積などの住宅サービスを重視しない消費者の選好や、成長世帯のサーチ行動の際に発生する摩擦に、低い住宅サービス消費の要因を求める考え方もある。現在の低水準居住が後者によって構成されているとすれば、ストック改善に対する公的関与の要請は弱められる。

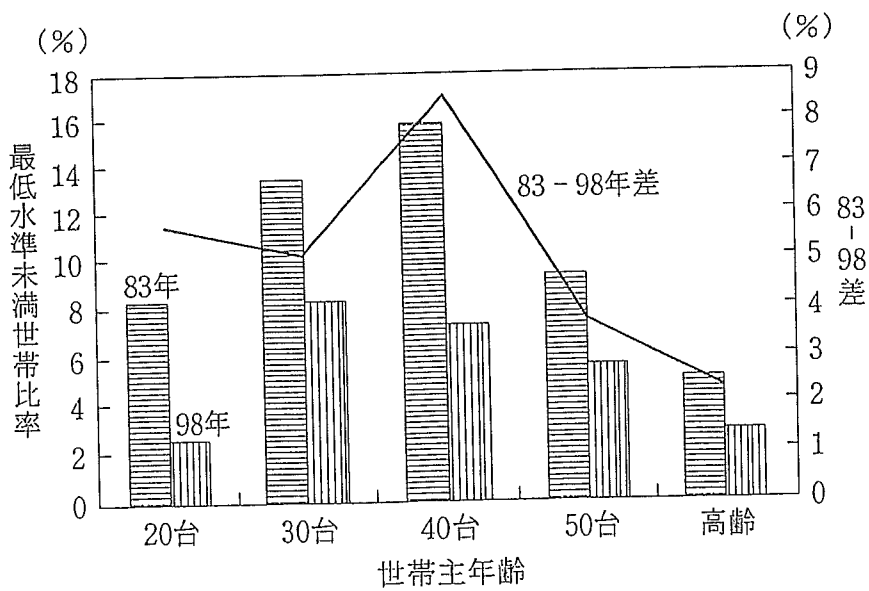
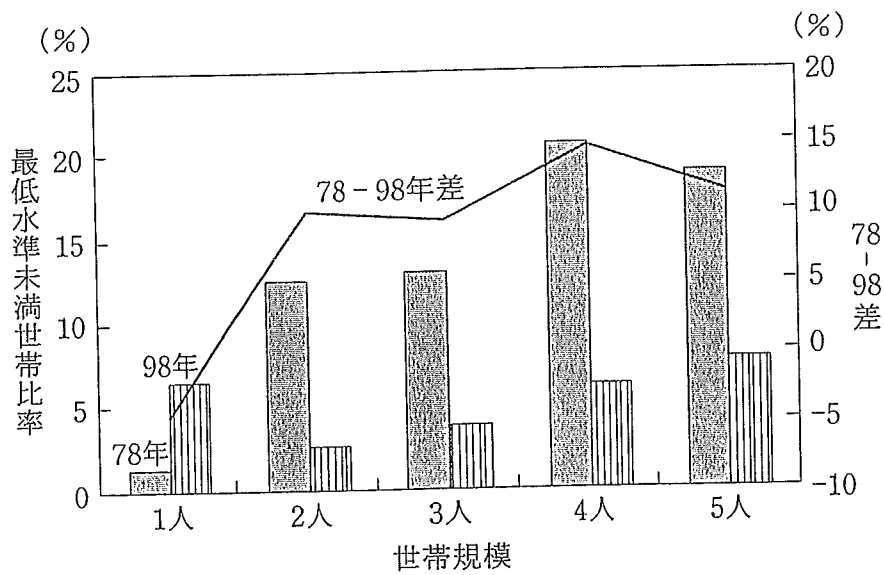
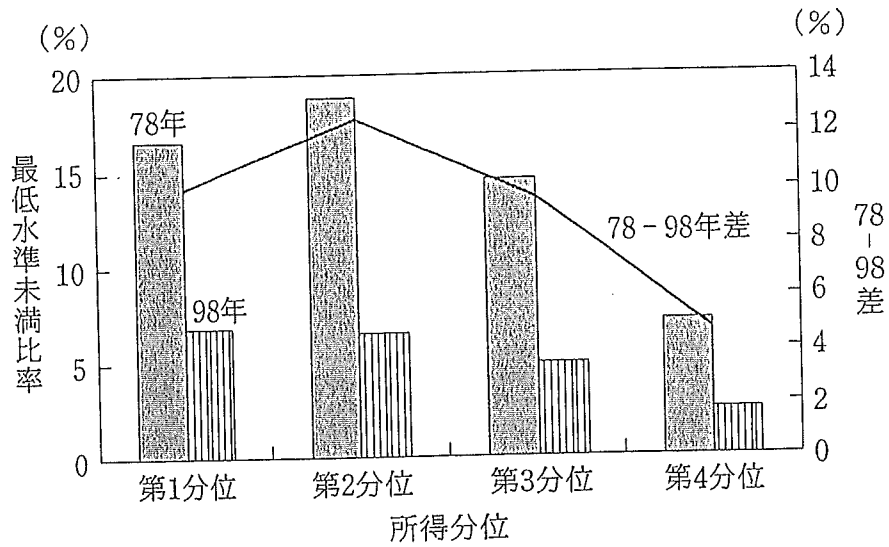
図4-3は各種の世帯タイプ別に最低居住水準未満世帯比率の時系列的な変化をみたものである。まず所得分位別の動きについては、低所得層で大きく居住水準の改善が進んだため、低所得層と中高所得層間の比率の差が大きく解消している。

次に世帯規模別の動きをみると、基本的には世帯規模間でも平準化が進んでいる。しかし1980年代のワンルームマンションの普及などを背景に、単身世帯においては最低居住水準未満世帯比率が上昇している。この結果、1978年においては、単身世帯は最低居住水準未満世帯の1%を占めるにすぎなかったのが、1998年には30%を占めるにいたっている。さまざまな議論はあるものの、ワンルームマンションのような居住スタイルを、住宅本体が担ってきた機能を外部化した居住形態と解すれば、現在発生している低水準居住の一定の部分を選好に基づくものと解することも可能である。

世帯主の年齢別の動きについては、各年齢間の格差が解消しつつあるものの、比較的若い時期において低水準居住を経験しやすい状況は変わっておらず、世帯成長に伴う摩擦的な要因は依然として強く作用しつづけているものと考えられる。

これまで公営住宅制度は、低所得者への再分配と同時に住宅の質の改善という政策を担ってきた。それは低所得者の一定水準以上の住宅サービス消費を確保するためには、需要側への再分配だけでなく、住宅ストックの質的改善が必要であるとする認識に基づく。しかし、現在の低水準居住に関するデータは、所得に起

図4-3 各種世帯タイプ別最低居住未満比率



注1: 住宅統計調査(総務省)より作成

注2: 1978、1998年の第1分位は、150万円、300万円未満の階層

因しないものが相当程度含まれており、むしろ選好や摩擦的な要因により、低い住宅サービス消費の相当部分が説明できることを示唆している。低所得者向けの住宅ストックの改善を公共部門が自ら行う必要性は低下しているものと考えられる。

### 3. 福祉競争に関する実証分析

前節で述べたように、現在国は、地方公共団体に、公共計画と補助金を通じた関与を行っているが、三位一体改革の一環として、公営住宅家賃対策補助金が廃止され分権的な性格が強まっている。しかし地方政府は所得再分配を、適切に執行できないとする伝統的な議論がある。この問題は Pauly (1973)、Brown and Otes (1987)、Wildasin (1991) などにより福祉競争モデルとして呈示、議論されてきた。また、Figilio et al. (1999)、Saavedra (2000) は州政府の反応関数を推定することにより、福祉競争モデルを実証的に分析している。当節では、福祉競争モデルを Wildasin (1991) に従って概説し、わが国の住宅補助に関する実証分析を行う。

#### (1) 福祉競争モデル

中央政府と地方政府が存在し、住民は高所得者と低所得者2つのタイプが存在する。低所得者のみが移動し、労働を行う。地域における低所得者数は  $l_i$ 、生産関数は  $f_i(l_i)$  であり、低所得者は  $w_i = f_i'(l_i)$  の賃金を受け取る。一方、高所得者は労働以外のすべての生産要素を所有し移動しない。この場合、高所得者の固定生産要素からの受け取りは  $f_i(l_i) - f_i'(l_i)l_i$  となる。

高所得者は利他的であり、自らの消費水準  $y_i$  のみならず、自地域の低所得者の消費水準  $c$  に関心があり、低所得者1人当たり  $z_i$  の所得移転を行っている。ただしその際、中央政府は地域  $i$  の高所得者に一括税  $T_i$  を課して、地域  $i$  の所得移転に関して  $s_i$  の補助を地方政府に交付する。このため、高所得者の消費水準は、

$$y_i = f_i(l_i) - f_i'(l_i)l_i - (1 - s_i)z_i l_i - T_i \quad (4-1)$$

となる。

この場合、低所得者が自由に移動できるとすれば、すべての地域において、

$$c = f_i'(l_i) + z_i = f_j'(l_j) + z_j \quad (i \neq j) \quad (4-2)$$

が成立し、地域  $i$  の労働市場を均衡させる低所得者数は  $l_i(w_i) = l_i(c - z_i)$  とし

て表され、 $l'_i(w_i) = f''(l_i)^{-1} < 0$  が成立する。また、各地域の低所得者の合計は国全体の低所得者数  $L$  であり、

$$\sum_{i=1}^I l_i(c - z_i) = L \quad (4-3)$$

が成立している。これに陰関数定理を用いることで、

$$\partial c / \partial z_i = \sigma_i > 0 \quad \left( \sigma_i = \frac{l'_i}{\sum_k l'_k} \right) \quad (4-4)$$

が導出される。(4-4) 式により、地域  $i$  の移転所得水準  $z_i$  の変化が地域  $i$  の低所得者数  $l_i(c - z_i)$  と地域  $j$  の低所得者数  $l_j(c - z_j)$  にもたらす影響は、

$$\partial l_i / \partial z_i = (\sigma_i - 1) l'_i > 0 \quad (4-5a)$$

$$\partial l_j / \partial z_i = \sigma_i l'_j < 0 \quad (i \neq j) \quad (4-5b)$$

と整理できる。つまり、地域  $i$  での移転所得水準の上昇は他地域からの低所得者移入を引き起こす。このような、移転所得の変化が低所得者の移動を引き起こす自地域以外の地域を、以下で競争地域ということとする。

一方、(4-1) 式から、地域  $i$  と地域  $j$  の高所得者の消費水準  $y_i$  および  $y_j$  に対する、地域  $i$  の移転所得水準  $z_i$  の変化の影響は

$$\frac{dy_i}{dz_i} = -[l_i f''_i + (1 - s_i) z_i] \frac{dl_i}{dz_i} - (1 - s_i) l_i \quad (4-6a)$$

$$\frac{dy_j}{dz_i} = -[l_j f''_j + (1 - s_j) z_j] \frac{dl_j}{dz_i} \quad (4-6b)$$

と整理できる。

次に地域  $i$  の移転所得水準の変化がもたらす、各地域の高所得者の効用水準への影響をみる。高所得者の効用関数  $u_i(y_i, c)$  を全微分して所得の限界効用で除したものの、つまり限界効用を金銭換算したものを  $d\mu_i = (u_{ic}/u_{iy})dc + dy_i$  とする。(4-4)、(4-5a)、(4-5b)、(4-6a)、(4-6b) 式を用いることで、各地域の高所得者の効用水準に対する、地域  $i$  の移転所得水準  $z_i$  の変化の影響は、

$$\frac{d\mu_i}{dz_i} = MRS_i - (1 - s_i) l_i - (1 - \sigma_i) \gamma_i \quad (4-7a)$$

$$\frac{d\mu_j}{dz_i} = \sigma_i \gamma_j \quad (4-7b)$$

と整理できる。ただし  $MRS_i = u_{ic}/u_{iy}$  であり、

$$\gamma_i = MRS_i - l_i - (1 - s_i) z_i l'_i \quad (4-8)$$

である。すべての  $i$  について  $d\mu_i/dz_i = 0$  が成立しているというナッシュ均衡条件を、中央政府からの補助がない場合 ( $s_i = 0$ ) について整理すると、(4-4)、

(4-5a)、(4-7a) 式により、

$$\frac{\partial c}{\partial z_i} MRS_i = \frac{\partial c}{\partial z_i} l_i + \frac{\partial l_i}{\partial z_i} z_i \quad (4-9)$$

となる。右辺の第2項は、低所得者の移入に伴う所得移転の外部効果を示し正であるため、低所得者の福祉移動がある場合、分権的な意思決定に基づいて選択された所得移転水準は、最適な状態に比べて過小な水準となる。

ここで(4-2)式において $l_i$ は自地域の移転所得だけでなく、他地域の移転所得の関数となっているため、ナッシュ均衡条件によって選択される $z_i$ も他地域の移転所得の関数となっている。 $Z_{-i}$ を $i$ 地域以外の地域の所得移転水準、 $X_i$ を地域 $i$ に特有な社会経済環境とすれば、地域 $i$ の所得移転水準は、

$$z_i = \Gamma(Z_{-i}, X_i) \quad (4-10)$$

と表すことができる。

通常福祉競争は、いわゆる「底辺への競争」をもたらす可能性のある福祉の切り下げ競争を指し、 $Z_{-i}$ の係数が正の符号で観察されることを意味するが、理論的には、効用関数、生産関数の形状で正負双方をとりうる。例えばSaavedra(2000)においては、同様のモデルで、特定の高所得者の効用関数 $u_i(y_i, c)$ と生産関数 $f_i(l_i)$ を与えることによって、(i)労働需要の弾力性が高く、競争地域の所得移転水準の変化に関して(4-2)式の地域間均衡条件を回復するために、大量の低所得者の移動が必要なケース、(ii)高所得者の限界効用が、自地域の低所得者の消費水準 $c$ に関して大きく逓減しないケースにおいて、 $Z_{-i}$ の係数が正であることが示されている。このような場合、競争地域の移転所得の低下に関して地方政府は自地域の移転所得水準を下げることで対応する。このため、福祉競争の有無に関しては、反応関数に関する実証分析が必要になる。

## (2) 実証分析

### ●推定方法

ここでは地方公共団体の住宅補助水準決定に関する戦略的行動の有無、つまり反応関数における競争地域の住宅補助水準の係数が有意にゼロと異なるかを実証的に分析する。

実証モデルとして

$$\ln z_i = \phi \sum_j \omega_{ij} z_j + X_i \theta + \varepsilon_i \quad (i \neq j) \quad (4-11)$$

を用いる。 $z_i$ は地域 $i$ の住宅補助水準、 $\omega_{ij}$ は競争地域の住宅補助水準 $z_j$ に与えられるウェイト、 $X_i$ は地域 $i$ 固有の経済社会環境である。具体的には $z_i$ として、

表4-2 仮説ごとの予想される符合

	仮説	
	集権的住宅補助	分権的住宅補助
競争地域住宅補助水準		> 0
所得第1分位世帯割合	> 0	
最低居住水準未満世帯割合	> 0	
単身高齢者割合	> 0	
借家家賃	> 0	< 0
住宅畳数		> 0
平均給与		> 0

住宅ストックに占める公営住宅比率をロジット変換したものをを用いた<sup>3)</sup>。  $X_i$  としては、第3節の公営住宅配分量の考え方から、所得第1分位世帯（0～25％）比率、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、借家平均家賃、住宅戸当たり面積（畳数）、平均給与、有効求人倍率を採用している（本章補論1参照）。この特定化においては、反応関数の傾きは他地域の住宅補助水準の加重和にかかる係数となっている。また加重和を算定する際に用いるウェイトは、事前に与えられるものとして扱う。隣接都道府県を競争地域として、地域  $i$  の隣接都道府県が  $m_i$  存在する場合の  $\omega_{ij} = 1/m_i$ （ウェイト1）と、競争地域を他の全都道府県とした  $\omega_{ij} = (d_{ij})/(\sum_j d_{ij})$ ,  $j \neq i$ （ウェイト2）の2種類の推定を行っている。ここで  $d_{ij}$  は地域  $j$  から地域  $i$  への移動人口である。

なお、各地域の移転所得水準は同時決定であるため（4-11）式をOLS推定した場合、バイアスが生じる。このため競争地域の住宅補助水準の内生性を処理するために操作変数法を用いる。ここでは操作変数として、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、借家平均家賃、住宅戸当たり面積を採用している。

表4-2には、予想される符号条件を記述している。第3節の整理に従って住宅建設5カ年計画スキームが機能しているケースを集権的住宅補助仮説（本章補論1参照）、それが機能していないケースを分権的住宅補助仮説として整理した。分権的住宅補助仮説については、福祉競争モデルおよび高所得者の予算制約から

3) 公共計画を通じた配分が公営住宅戸数に関して行われているために、この被説明変数を選択した。これは主世帯当たりの公営住宅量に等しいため、それぞれの公営住宅の住宅サービス水準が一定と考えた場合の住宅補助水準の代理変数として用いることができる。



予想される符号と、地域の住宅サービスに対する選好を代表するものとして、住宅の広さについて正の符号を予想している。

### ●推定結果

表4-3に各年の推定結果が示されている。まず競争地域の公営住宅比率については、ウェイト1を用いた2SLSにおいては、1983年を除けばすべての年で、有意な正の係数が得られている。一方、ウェイト2を用いた推定は、すべての年で有意な結果を得ていない。また家賃および平均給与に関しては分権的住宅補助仮説と整合的な有意な係数が得られている。なお、低所得者比率、最低居住水準未満世帯比率についても有意な結果が得られているが、安定的ではない。

以上のように、被説明変数に公営住宅比率を用いた推定結果は、分権的住宅補助仮説と整合的であり、現在の公営住宅制度は、地方公共団体間の福祉競争を回避することに失敗している可能性が示唆されている。

ただしこの推定は、公営住宅の質を調整していないため、住宅補助水準がうまくとらえられていない可能性がある。例えば地方公共団体は、公営住宅を利便性の低い地域に整備することで、整備される戸数を維持しつつ、実質的な補助水準を操作することが可能である。

このため、

1世帯当たり住宅補助額

$$= \frac{(1 \text{ 世帯当たり借家家賃} - 1 \text{ 世帯当たり公営住宅家賃}) \times \text{公営住宅畳数} \times \text{公営住宅数}}{\text{普通世帯数}}$$

の対数値を被説明変数とした推定を行う。この場合、地域に固有の説明変数としては、所得第1分位世帯比率、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、有効求人倍率、平均給与を用いている。また、内生性を処理するため競争地域の住宅補助額に関して、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率を操作変数とした2SLSで推定する。

表4-4にあるように、ウェイト1を用いた競争地域の住宅補助水準に関する有意な正の係数が、1983年、1988年を除いて得られている。ウェイト2を用いて競争地域の住宅補助水準を算出した場合は、表4-3と同様に有意な結果が得られていない。また、平均給与に関して分権的住宅補助仮説と整合的な係数が得られており、最低居住水準未満比率に関して有意な結果が得られていないことも表4-3と同様である。なお、表4-4では低所得者比率に関して有意な結果が得られている。

表4-3 被説明変数——公営住宅比率（ロジット変換）

	1978年	1983年	1988年	1993年	1998年
(近隣ウェイトW <sub>1</sub> )					
競争地域公営住宅比率	19.9704*** (6.8413)	3.0330 (5.3902)	11.9158* (6.0135)	15.3720*** (5.5220)	13.5678** (5.8942)
所得第1分位世帯比率	5.1680*** (1.5416)	2.1525** (0.9702)	3.0282* (1.6490)	2.6263 (1.5982)	2.9443 (1.9821)
最低居住水準未済世帯比率	0.2507 (2.2634)	0.7587 (2.7868)	3.0890 (3.2144)	11.2921** (4.6424)	12.4246** (5.6587)
単身高齢者比率	-19.4164** (8.0942)	0.8924 (1.0293)	-8.1082 (7.9264)	-4.7260 (6.0668)	-7.6582 (6.4989)
借家家賃	-0.0008** (0.0003)	-0.0006** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
住宅畳数	0.0014 (0.0264)	-0.0167 (0.0234)	-0.0104 (0.0192)	0.0097 (0.0177)	-0.0042 (0.0166)
平均給与	0.00002*** (0.000005)	0.000006** (0.000003)	0.000007** (0.000003)	0.000007*** (0.000002)	0.000006** (0.000002)
有効求人倍率	0.3929* (0.2164)	0.2137 (0.2079)	0.1386 (0.1590)	0.1832 (0.1870)	0.2030 (0.1875)
定数項	-7.9883*** (2.0292)	-4.3512** (1.7122)	-5.3472*** (1.7747)	-6.6332*** (1.5657)	-5.2259*** (1.4696)
修正R <sup>2</sup>	0.4190	0.3760	0.4896	0.5381	0.6101
F値	5.87	4.46	6.68	8.40	10.00
サンプル数	47	47	47	47	47
(近隣ウェイトW <sub>2</sub> )					
競争地域公営住宅比率	10.7315 (11.8885)	-0.2228 (12.0786)	3.6341 (10.5853)	0.2402 (8.2414)	2.9005 (8.5212)
所得第1分位世帯比率	3.3913** (1.5406)	2.4622* (1.3464)	0.9454 (1.3818)	0.8284 (1.5868)	0.7747 (1.9829)
最低居住水準未済世帯比率	-2.8750 (2.3030)	-0.4089 (2.6505)	2.1692 (3.5708)	6.2866 (4.4181)	8.7316 (6.1813)
単身高齢者比率	-14.6934 (9.5682)	-3.1269 (7.9508)	1.9373 (7.0137)	4.5735 (6.0164)	2.0843 (5.6931)
借家家賃	-0.0010*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0006** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)
借家畳数	-0.0488** (0.0207)	0.0317 (0.0193)	-0.0283 (0.0176)	-0.0166 (0.0155)	-0.0238 (0.0152)
平均給与	0.00001*** (0.000004)	0.000007** (0.000003)	0.000004* (0.000003)	0.000005** (0.000002)	0.000005** (0.000002)
有効求人倍率	0.2801 (0.2298)	0.1461 (0.2316)	0.0375 (0.1728)	0.0805 (0.2009)	0.0641 (0.1937)
定数項	-4.3656** (1.6823)	-3.5126** (1.4999)	-3.1537** (1.5219)	-3.9500*** (1.4127)	-3.3673*** (1.4862)
修正R <sup>2</sup>	0.3591	0.3618	0.4478	0.5117	0.5538
F値	4.46	4.25	5.74	7.03	8.18
サンプル数	47	47	47	47	47

注1：1978、1983、1988、1993、1998年住宅統計調査（総務庁統計局）、毎月勤労統計要覧（労働省統計情報部）、労働統計年報（労働省大臣官房政策調査部）より作成

注2：カッコ内は標準偏差

注3：\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意

表 4-4 被説明変数——log (世帯当たり住宅補助額)

	1978年	1983年	1988年	1993年	1998年
(近隣ウェイト $W_1$ )					
競争地域世帯当たり住宅補助額	0.00111** (0.00045)	0.0003 (0.0003)	0.0003 (0.0003)	0.0005** (0.0002)	0.0004* (0.0002)
所得第1分位世帯比率	4.1227*** (1.3466)	2.9735*** (0.8168)	2.1713 (1.5954)	3.5937** (1.6278)	4.0032** (1.9141)
最低居住水準未済世帯比率	0.4923 (1.3326)	2.4937 (1.6289)	3.6277 (2.4770)	2.3256 (2.9477)	1.6473 (3.8127)
単身高齢者比率	-8.8687 (7.0017)	1.0550 (0.9647)	1.5573 (6.9973)	-1.6669 (6.3004)	-1.6595 (6.0865)
平均給与	0.00002*** (0.000003)	0.00001*** (0.000002)	0.00001*** (0.000003)	0.00001*** (0.000002)	0.000007*** (0.000002)
有効求人倍率	-0.0273 (0.1998)	-0.1479 (0.1959)	-0.1786 (0.1624)	-0.0589 (0.1842)	-0.0866 (0.1642)
定数項	0.4561 (0.8695)	1.9874*** (0.7201)	2.5271** (1.0134)	1.8686* (1.0096)	2.9191*** (0.9510)
修正 $R^2$	0.6900	0.6991	0.6603	0.6784	0.6449
F値	18.22	18.66	16.14	17.29	14.93
サンプル数	47	47	47	47	47
(近隣ウェイト $W_2$ )					
競争地域世帯当たり住宅補助額	-0.0010 (0.0006)	-0.0002 (0.0006)	-0.0001 (0.0004)	0.0002 (0.0003)	0.0004 (0.0003)
所得第1分位世帯比率	2.5052* (1.3092)	2.8295** (1.2737)	1.0805 (1.2601)	1.7668 (1.4452)	2.7381 (1.6614)
最低居住水準未済世帯比率	2.2767 (1.4687)	3.0777 (2.1313)	4.9183** (2.3366)	3.4865 (3.0744)	2.7236 (3.8578)
単身高齢者比率	-1.8967 (6.5275)	0.7200 (5.3889)	6.1350 (5.2728)	6.7151 (4.9813)	3.6425 (4.6707)
平均給与	0.00002*** (0.000004)	0.00001*** (0.000003)	0.000008*** (0.000003)	0.00001*** (0.000003)	0.000007*** (0.000002)
有効求人倍率	-0.0566 (0.2050)	-0.2266 (0.1960)	-0.2427 (0.1541)	-0.1687 (0.1908)	-0.1108 (0.1701)
定数項	2.1242* (1.0855)	2.3798* (1.2390)	3.2266*** (1.0934)	2.3566* (1.2581)	2.7475** (1.1787)
修正 $R^2$	0.6725	0.6796	0.6667	0.6471	0.6175
F値	16.73	17.24	16.29	15.14	16.25
サンプル数	47	47	47	47	47

注1：1978、1983、1988、1993、1998年住宅統計調査（総務庁統計局）、毎月勤労統計要覧（労働省統計情報部）、労働統計年報（労働省大臣官房政策調査部）より作成

注2：カッコ内は標準偏差

注3：\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意

表4-3および表4-4に示された推定結果においては、現在の公共計画と国庫補助によって構成されている制度が、福祉競争の回避に失敗している可能性が強く示唆されている。

現行制度によって福祉競争が回避されていない原因として、地方政府との交渉に基づいて公共計画が策定されていることや、戸数に基づく計画であるため実質的な補助レベルについてモニターできないという、政策の執行にかかわる問題点をあげることができる。地方公共団体がこのような戦略的な行動をとっているとすれば、決定される所得移転水準は最適な状態に比して過小なものとなる。この場合、業務執行の限界的なコストをすべて地方公共団体に負わせる補助金の廃止は、現状を悪化させる可能性が強い。

## 4. 制度改革のための2つの社会実験

前節までに、(i)公的主体が直接住宅ストックを改善する必要性は低下していること、(ii)住宅補助水準に関する福祉競争が生じており、それを回避するためなんらかの中央政府の関与が必要であることが示された。当節においては、制度の効率性を向上させるための2つの提案とそれを政策の企画立案に結びつけるための2つの実験について議論する。

### (1) EHAP 実験と制度改革のプロセス

米国において住宅補助の主流となっている住宅バウチャー制度は、1974年に導入された。これは地域の中位所得者の50%以下の層に対して、現実の家賃または公正家賃として定められた基準と所得の30%との差額を交付し、受給者がこれを家賃支払いに充当するというものである。住宅の規模と品質に関する最低限の基準はあるものの、受給者は市場で自らの選好に従った選択を行うことが可能であり、消費者主権に基づく制度として評価できる。

米国での導入の際、より大きな水平的公平の達成、低所得者・マイノリティの集中排除、競争的な市場や既存の住宅ストック利用によるコスト低下などの利点が主張された。一方このような主張に対して、家賃の高騰や管理の複雑さへの懸念が強く唱えられた。このため大規模な社会実験である Experimental Housing Allowance Program (以下、EHAP 実験とする) が実施された。

EHAP 実験は、消費者行動を実証する需要実験、価格高騰の有無など市場の反応を確認する供給実験、行政のパフォーマンスを評価する行政実験からなっている。このうち、最も典型的な社会実験手法を採用している需要実験は、「バウチャーは住宅消費、移動を促進するか」、「バウチャーは消費者の満足度を向上させるか」などを調査するものである。この実験では、ランダムアサインメントに