

よって「バウチャーの支給が行われる措置グループ」、「支払いを受けないコントロールグループ」に低所得者を分け、双方のグループの数年後のアウトカムを比較することで、バウチャーの効果を計測するという手法を採用している。ランダムアサインメントにより分けられた2つのグループのアウトカムを比較するため、グループ間の統計的な性質は同一性が保たれている。つまり、再分配の受給者と非受給者との比較で生ずる、セレクションバイアスを回避する慎重な設計が行われている。

12都市で1972～1981年の間実施されたEHAP実験の結果をきわめてラフに言えば、①プログラムへの参加率は、借主の半分程度であり、供給側への住宅補助に比べれば、高い率の低所得者の参加が実現された、②7%の世帯が、低所得者比率・犯罪発生率が低く、良好な環境の地域に移動した、③住宅の質改善以上の価格上昇は確認されなかった一方、新築、建て替え、改修の促進も、非常に限定的な効果しか確認されなかったなど、そのマグニチュードは予想を下回ったものの、長所とされた点がほぼ確認できたことや、供給側の政策と比較して、大きなコスト削減が可能なが示された。このようななかで、議会は実験の最終結果を待つことなく制度改正を1974年に実施している。

低所得者に一定の住宅サービス消費を確保するという目的に照らしていえば、必ずしも公的供給を伴う必要はない。むしろ低水準居住の現状をみれば、公的な介入により低所得者向け住宅ストックの改善を図る必要性は低下しつつある。定期借家制度が導入され、供給側の非弾力的な反応を前提としなければならない環境も変化しつつある。低所得者の集中や公的供給に伴う非効率性の懸念があれば、より柔軟な制度設計が志向されるべきであろう。わが国ではこれらの懸念に関する系統的な研究成果は得られていないが、これらはEHAPのような社会実験プロセスを政策立案過程に取り入れることで検証可能である。

(2) 調整補助金と区間調査法

●調整補助金

第3節では地方公共団体の住宅補助水準の決定にあたって、福祉競争が発生していることが実証的に示された。この場合、より集権的なシステムに住宅補助を再構成することによって福祉競争の回避を図ることは可能であるが、その場合、中央政府の選好と地方政府の選好の乖離という集権的なシステム固有の問題は依然として残る。Wildasin (1991) では、分権的な意思決定に基づきながら、福祉競争を回避する仕組みとして、中央政府からの補助金により、外部性を内部化

するシステムが提案されている。

地域 i の 1 人当たり移転所得水準 z_i を増加させた場合、低所得者の移動に伴うすべての地域の総移転所得額の変化に対応して、中央政府からの補助金が増化する。(4-5a)、(4-5b) 式により、中央政府の予算額の変化は、

$$\frac{d \sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} = s_i l_i + \sum_j s_j z_j \frac{dl_j}{dz_i} = s_i l_i - s_i z_i l'_i + \sigma_i \sum_j s_j z_j l'_j \quad (4-12)$$

と整理できる。その場合、中央政府の予算制約 $\sum_j (s_i z_i l_i - T_i) = 0$ により同額一括税が増加する。

$$MEB_i = \sum_{j \neq i} \frac{d\mu_j}{dz_i} - \frac{d \sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} \quad (4-13a)$$

z_i を増加させた場合のトータルな財政外部性 MEB_i は (4-13a) 式のとおり、 i 以外の地域における効用水準の変化の合計と一括税の変化の合計と考えることができる。ここで、前者を後者によって相殺して、(4-13a) 式のトータルな財政外部性がゼロとなるように、中央政府から地方政府への補助率を定める。このようにして定められた補助金を、以下で調整補助金という。この調整補助金によって修正されたナッシュ均衡は、 $d\mu_i/dz_i = 0$ かつ $MEB_i = 0$ のときに達成され、その場合すべての地域で選択される移転所得水準は同一水準の、

$$z_i = \frac{-\sum_j (\gamma_j - s_j z_j l'_j)}{\sum_j l'_j} \quad (4-14)$$

となる⁴⁾。つまり、中央政府から外部性を内部化する補助金が交付された場合には、すべての地方政府が選択する住宅補助水準は均一となる。この結果、中央政府は住宅補助に対する選好が低い地方政府には手厚い補助金、逆の地方政府には薄い補助金を交付することとなる。

● 現行制度の評価

中央政府は各地域の高所得者の選好を反映した補助率 s_i によって特徴づけられる調整補助金を交付することで、福祉移動に伴う外部性の調整を行いうることが示された。しかし、これまでに交付されてきた公営住宅家賃対策補助は、市場家賃との差額の 2 分の 1 という全国一律の補助率により、中央政府が地方政府を補助してきた。以下においては、外部性の調整という機能に関して、これまでの家賃対策補助をどのように評価することができるのかを議論する。

4) この証明は Wildasin (1991) の Appendix 参照。

図 4-4 補助率別財政外部性



- 注 1：「1998 年住宅土地統計調査」(総務庁統計局) および「毎月勤労統計要覧」(労働省統計情報部) より作成
- 注 2：25%分位世帯の平均給与の近似とするため、 w を都道府県の平均給与の4分の1としたうえで、 MEB_i を各都道府県別に計算
- 注 3：補助率は、20年間家賃格差について2分の1の補助が行われることから、耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均し、16%としたもののほか、18%、20%のケースについて計算

ナッシュ均衡条件によって (4-8) 式を変形した $\gamma_i = \frac{-s_i l_i - (1-s_i) z_i l'_i}{\sigma_i}$ と、

労働需要の弾力性を ϵ で一定とした場合の $l'_i = \frac{l_i}{w_i} \epsilon$ を、(4-13a) 式に代入することで (4-13b) 式のように変形することができる。

$$MEB_i = \frac{l_i}{w_i} \left[\sum_j \left\{ w_j + \left(1 - \frac{l_i/w_j}{\sum_k l_k/w_k} \right) \epsilon z_j \right\} s_j - \sum_{j \neq i} \epsilon z_j \right] \quad (4-13b)$$

(4-13b) 式に従って、 $\epsilon = -1$ 、 l_i を現在の公営住宅居住世帯、 w_i を各都道府県の平均給与の4分の1、 z_i を公営住宅居住世帯当たりの住宅補助額、20年間近隣家賃との差の2分の1が国から地方公共団体に補助されることから、各構造別の法定耐用年数をストック数で加重平均して s を16%⁵⁾とした場合の財政外部性を、各都道府県ごとに試算する。労働需要の弾力性 ϵ を一定としているため、

5) 耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均。

$\frac{l_i}{w_i}$ の値が大きいほど l_i は高くなり、(4-2) 式の地域間均衡条件を回復するために大きな低所得者の移動量が必要になる。このため (4-13b) 式は、この値が大きい大都市圏において絶対値が大きくなることが予想される。

図4-4に太線で結果を示しているが、中央政府からの補助金交付は、各地域で発生している福祉移動に伴う外部性を相殺しきれておらず、大きな都市を抱える都道府県を中心に、財政外部性は大きな正の値を示している。ただし、補助制度の評価は実質的な補助率の前提により大きく異なる。耐用年数まで公営住宅を使用することは実態上ないことを勧告して、現行の実質的な補助率の評価を漸進的に引き上げれば、図4-4の点線に示されるように20%のレベルで補助水準は過大となり、全体として補助率の引き下げが求められることとなる。

● 区間調査法

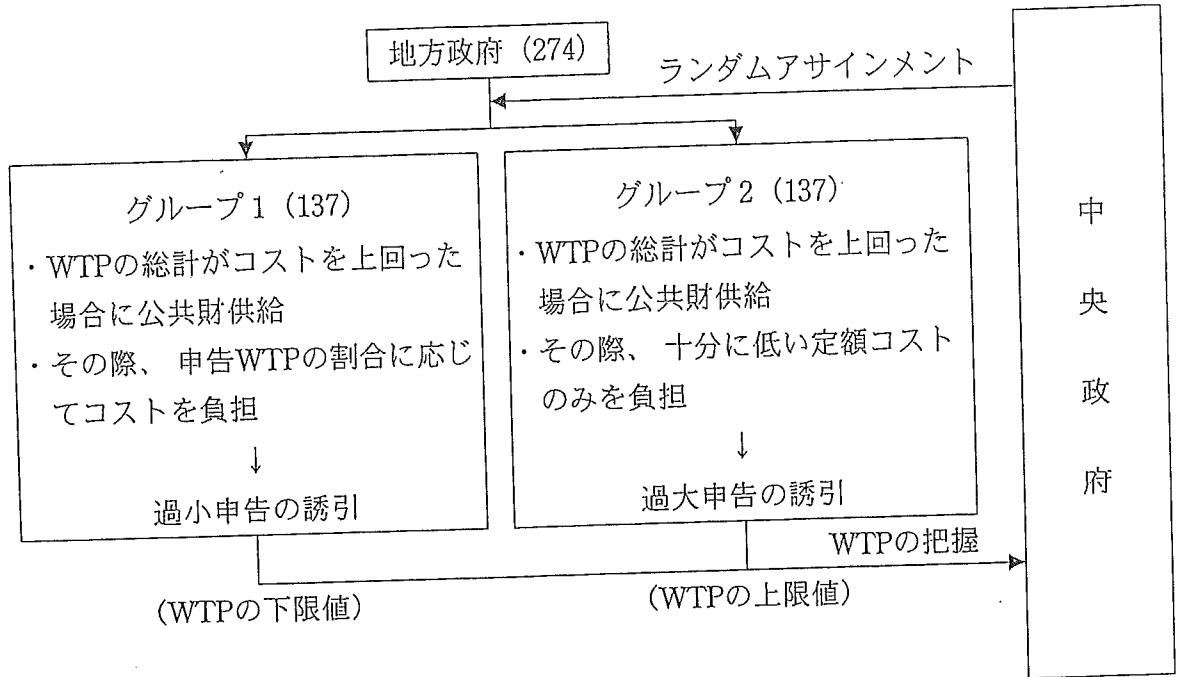
しかし今後の制度設計において、地域ごとに最適な調整補助率を決定するためには、中央政府は地方政府の限界代替率を把握したうえで、住宅補助水準と地方政府への調整補助率を同時に決定する必要がある。一方で、調整後の所得移転水準は消費者の財の限界代替率の和が財の限界費用に等しいという、公共財の最適供給条件を示すサミュエルソン条件を満たしている (Wildasin (1991))⁶⁾。このため、最適な住宅補助水準の決定プロセスの設計にあたっては、納税者と公共部門の間の反復的なコミュニケーションを通じて、納税者の支払う租税価格と公共財水準を決定するリングールメカニズムを用いることで、調整補助率と住宅補助水準を決定することができる。具体的には、住宅建設5カ年計画のパブリックコメント過程で、

- (i) 中央政府は、住宅補助水準と地方政府にとっての価格を内容とする計画を提案
- (ii) 地方政府は、提案された価格の下、必要な住宅補助水準を中央政府に報告
- (iii) 中央政府は、提案された住宅補助水準よりも多くの住宅補助を報告している地方政府の価格を上げ、逆の地方政府の価格を下げた計画を再度提案
- (iv) 全地方政府の希望する住宅補助水準が整合的になった場合の住宅補助水準と地方政府ごとの価格を基に調整補助率を決定

というプロセスを導入することが考えられる。しかし、リングールメカニズムにおいては偽った需要顕示の問題が発生することが広く知られている。とくに調整

6) この証明は Wildasin (1991) の Appendix 参照。

図4-5 スウェーデンの新統計システム導入実験



補助金は選好の低い都道府県に多く分配されることになるため、住宅補助水準に
 関しても過小な申告を行う誘引をもつことになる。

この場合、選好顕示問題を解決する現実的な手法として Bohm (1984) で提案
 されている interval method (以下、「区間調査法」という) を活用することが
 考えられる。区間調査法は、1982年のスウェーデンの新しい住宅統計システム導
 入の是非を決定するために実際に用いられている。具体的には、図4-5に示す
 ように、対象者を過小な選好顕示の誘引をもつシステムの下におかれたグループ
 1と過大な選好顕示の誘引をもつシステムの下におかれたグループ2にランダム
 に分類することで、支払意思額(以下、「WTP」という)の上限と下限が把握
 されている。スウェーデンの実験では、2つのグループの支払意思額が有意に異
 ならないという結果が得られ、実験で得られた各地方政府のWTPに基づいて
 新しい住宅統計システムの導入が決定されている。地域ごとの所得移転に関する
 選好を把握するという本章の要請に従えば、地域の納税者を調整補助金のように
 過小な選好顕示の誘引をもつシステムの下におかれたグループと、過大な選好顕
 示の誘引をもつシステムの下におかれたグループ(本章補論2参照)にランダム
 にアサインし、前者を顕示住宅補助水準の下限値、後者を上限値として、リンダ
 ールメカニズムを進めるやり方が考えられる。

わが国でも上記のような実験的アプローチと新しい行政技術を融合した政策決
 定プロセスを採用することで、外部性を適切に処理できる効率的な分権的システ

ムとして、公営住宅制度などの現物支給を再構成することが可能と考えられる。

5. むすび

わが国の住宅補助は、公的部門による直接供給方式を採用している点、地方政府が事業実施する分権的性格の強い制度となっている点に特徴がある。前者については、借地借家法の存在の下強い供給制限が働いているため、公的部門の関与により住宅ストックの改善を行わなければならない、という認識が背景となっている。しかし、世帯規模が近年急速に小規模化したことを背景に、現在の低水準居住は、消費者自らの選好や摩擦的な要因により生じている可能性が高く、低所得者向け住宅ストックの改善を公的な関与の下、実施する必要性は低下しているように思われる。後者については、分権的な所得再分配は地域ごとの選好の相違を反映することができるという長所があるものの、福祉競争という地方政府の戦略的な行動により、所得移転水準が過小なものになってしまう可能性がある。実際、わが国の住宅補助の執行にあたって福祉競争が生じている可能性があることがデータによって支持されている。

以上のような状況を勘案した場合、わが国の住宅補助は、「公共計画と中央政府からの一律補助によって管理された公的直接供給」に基づくシステムから、「地方政府の選好を反映した国庫補助率によって調整されたバウチャー」に転換することが適切である。ストック改善に関する公的関与を要請する特別な理由がない限り、現物支給される財の供給は市場を活用したほうが望ましいし、分権的システムを採用するならば、中央政府の一定の関与により外部性を調整することが求められる。

このような制度の大きな変更にあたっては、社会実験の実施とそのデータに基づく実証的な議論が不可欠である。具体的には、バウチャーの効率性は米国で実施された EHAP のような実験によって確認することが可能である。また、地方ごとの所得移転に関する選好を反映した制度を設計する際には、リングールメカニズムや区間調査法などの実験的な要素を制度設計のプロセスに取り入れることが求められる。経済学が発達させた実験的な知見を行政技術として取り入れることにより、より効率的な制度を設計することが可能になる。

【補論1】 公営住宅配分の定式化

第2節において述べた住宅建設5カ年計画における借家援助戸数算定の考え方が、都道府県への公営住宅戸数配分においても反映されているものと考えて定式化する。 i 地域の世帯分布が $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ として表されるとする。ここでは Y_i 世帯所得、 W_i は居住している住宅の面積、 N_i は世帯人員、 A_i は世帯主の年齢である。住宅建設5カ年計画の借家援助戸数算定を詳細に見ると、自力で最低居住水準を達成できない世帯から、最低居住水準以上の住宅に居住している単身非高齢者世帯が除かれているため、地域における援助戸数配分は、

$$\int_0^{\bar{Y}_s} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY - \int_0^{50} \int_0^1 \int_{\bar{W}_s}^{\infty} \int_0^{\bar{Y}_s} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY dW dN dA$$

として表すことができる。ここで $\bar{Y}_s = \frac{\bar{W}_s^* R_i}{\bar{a}}$ 、ただし、 \bar{a} は外生的に与えられる家賃負担限度率、 \bar{W}_s は住宅建設5カ年計画に定められる最低居住水準（住宅面積）、 R_i は家賃水準である。このため、基本的には、 $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ の分布が、低所得者、最低居住水準未満世帯、高齢者に偏っているほど、そして借家家賃が高い地域ほど公営住宅の配分が大きくなることが予想される。

【補論2】 過大な選好顯示をもたらすシステム ——調整負担金

中央政府は住宅補助の基準値 \bar{z} を定めて、その基準に達しない都道府県からは定率 s'_i の負担金を求め、それをを用いて都道府県に一括補助金 T'_i を交付するものとする。この場合、中央政府の予算制約は、 $\sum_i (s'_i \bar{z} - s'_i z_i l_i - T'_i) = 0$ となり、高所得者の消費水準は $y_i = f_i(l_i) - f_i(l_i) l_i - (1 - s'_i) z_i l_i - s'_i \bar{z} + T'_i$ となる。この場合、本文第3節の(4-6a)～(4-10)式はこの調整負担金のシステムにおいても該当し、住宅補助水準増加に伴う財政負担の変化も、(4-12)式により一括補助金の減少が示されることとなる。したがって(4-13a)式をゼロとする調整負担金によって、外部性を相殺する制度を調整補助金と同様に設計することができる。この調整負担金により各都道府県で同一の住宅補助水準が決定されることも同様である。しかしこの場合、住宅補助への選好が低い都道府県ほど多くの負担を求められるため、調整補助金と逆の選好顯示の誘引をもつシステムとなっている。

参考文献

- 大竹文雄 (2005) 「住宅弱者対策」『都市住宅学』50、51-56
 金本良嗣 (1997) 「住宅に対する補助制度」 岩田規久男・八田達夫編『住宅の経済学』日本経済新聞社、83-116
 建設省住宅局住宅政策課 (1996年) 『新時代の住宅政策』ぎょうせい
 山崎福寿 (2004) 「公営住宅など廃止を」『日本経済新聞』11月16日
 Bohm, P. (1984) "Revealing Demand for an Actual Public Good," *Journal of Public Economics* 24, 135-151.
 Brown, Charles, and Oates, Wallace. (1987) "Assistance to the Poor in a Federal System," *Journal of Public Economics* 32, 307-330.
 Bruce, N. and M. Waldman (1991) "Transfers in Kind: Why They Can Be Efficient and Nonpaternalistic", *American Economic Review* 81, 1345-1351.

- D. N. Figilio, V. W. Kolpin, and W. E. Reid (1999) "Do States Play Welfare Games?," *Journal of Urban Economics* 46, 437-454.
- Gramlich, Edward M. and Laren, Deborah S. (1984) "Migration and Income Redistribution Responsibilities," *Journal of Human Resources* 19, 489-511.
- Katz, Lawrence F., Kling Jeffrey R. and Liebman Jeffery B. (2001) "Moving to Opportunity in Boston: Early Results of a Randomized Mobility Experiment", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.CXVI, 607-654.
- Musgrave, R. (1970) "Pareto Optimal Redistribution: Comment," *American Economic Review* 60, 991-994.
- Nichols, Albert L. and R. J. Zeckhouser (1982) "Targeting Transfers through Restriction on Recipient", *American Economic Review*, Papers and Proceedings 72, 372-377.
- Pauly, M. (1973) "Income Redistribution as a Local Public Good," *Journal of Public Economics* 2, 35-58.
- Rosen, Harvey S. (1985) "Housing Subsidies" in A. J. Auerbach and M. Feldstein ed., *Handbook of Public Economics*, Elsevier Science Publishers B.V., 375-420.
- Saavedra L. A. (2000) "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC," *Journal of Urban Economics* 47, 248-279.
- Wildasin D. E. (1991) "Income Redistribution in a Common Labor Market," *American Economic Review* 81, 757-774.

住宅政策の制度設計

公営住宅制度と福祉競争

中川雅之

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、義務教育国庫負担金とともに公営住宅補助があげられ、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。

一方、地方政府は、このような所得再分配を適切に執行できないとする議論がある。伝統的な中央政府と地方政府の機能分担の議論によれば、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）を行なう、とされている。

現在公営住宅は、地方公共団体により整備されているものの、その制度は「補助金によりコストを引き下げて、国家的観点を反映させた公共計画を地方政府に執行させる仕組み」として設計されている。この制度が明示的に福祉競争の回避を意図したものであるかについては不明だが、福祉競争を前提とすれば、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高い。補助金を前提としない制度を機能させるためには、強い非財政的なしほりを地方公共団体に課す必要がある。しかし、地域の選好と異

なる再分配を、何のインセンティブもなしに執行させれば、さまざまな回避手段が講じられる可能性が大きい。新たな制度の設計にあたっては、「福祉競争」と「地域ごとの選好の反映」に関するトレードオフを明確に意識した検討が必要である。

本稿は以下のように展開される。第1節で福祉競争の代表的なモデルを紹介する。第2節では公営住宅の現行制度を概説し、第3節でそれを実証的に評価する。第4節では代替的な制度の提案を行なっている。第5節はまとめである。

1 福祉競争モデル

「分権的な所得再分配は効率的なシステムか」という政策課題は、Pauly (1973)、Brown and Oates (1987)、Wildasin (1991) などにより、福祉競争モデルとされる理論的な枠組みにより検討されてきた。また、Figlio, Kolpin and Reid (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、Wildasin (1991) により、福祉競争モデルを簡単に紹介する。

中央政府と地方政府 i 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、労働を行なう。地域 i 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。

また、高所得者は利他的であり、 $u_i(y_i, c)$ で表される効用関数を持つ。つまり自らの消費水準 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 の所得移転を行なっている。その際、中央政府は高所得者に一括税 T_i を課して 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、 $y_i = f_i(l_i) - f_i(l_i)l_i - (1-s_i)z_i l_i - T_i$ 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、

$$c = f_i(l_i) + z_i = f_j(l_j) + z_j \quad (i \neq j) \quad (1)$$

が成立し、各地域の低所得者の合計は国全体の低所得者数 L となるため

$$\sum_i l_i = L \quad (2)$$

が成立している。(1)式、(2)式および $l_i'(w_i) = f''(l_i)^{-1} < 0$ であることから

$$\partial c / \partial z_i = \sigma_i \left(\sigma_i = \frac{l_i'}{\sum_k l_k'} \right) \quad (3)$$

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

$$\partial l_j / \partial z_i = \sigma_j l_j' < 0, \quad j \neq i \quad (4b)$$

が得られる。つまり、 i 地域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。

次に i 地域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を全微分したものを所得の限界効用で除したものを $d\mu_i = (u_{ic}/u_{iy})dc + dy_i$ とすれば、

$$\frac{d\mu_i}{dz_i} = MRS_i - (1-s_i)l_i - (1-\sigma_i)\gamma_i \quad (5a)$$

$$\frac{d\mu_j}{dz_i} = \sigma_j \gamma_j \quad (5b)$$

となる。ただし $MRS_i = u_{ic}/u_{iy}$ であり、

$$\gamma_i = MRS_i - l_i - (1-s_i)z_i l_i' \quad (6)$$

である。 $d\mu_i/dz_i = 0$ を解くことで中央政府からの補助がない場合のナッシュ均衡条件を、

$$\frac{\partial c}{\partial z_i} MRS_i = \frac{\partial c}{\partial z_i} l_i + \frac{\partial l_i}{\partial z_i} z_i \quad (7)$$

と整理できる。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、



なかざわ・まさゆき

1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒業。建設省住宅局住宅政策課建設専門官、大阪大学社会経済研究所助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。

著書：『都市住宅政策の経済分析』（日本評論社）。

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少となる。

この場合(1)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、(7)式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 固有の社会経済環境とすれば、地域 i の所得移転水準は、

$$z_i = \Gamma(Z_{-i}, X_i) \quad (8)$$

と表され、福祉競争が生じている場合、ゼロと異なる Z_{-i} の係数が観察されることが予想される。その符号は、生産関数、効用関数の形状により正負双方とりうるが、正の符号が観察される場合、いわゆる「底辺への競争」である福祉の切り下げ競争が発生しやすい環境にあることが含意される。

2 公営住宅制度

現在、公営住宅については、「住宅建設 5 年計画」と国庫補助金を通じた国の関与が行なわれている。つまり、

- ①国は 5 年間の住宅建設戸数の見込みと公営住宅を含む公的資金住宅の総量を内容とする住宅建設 5 年計画とともに各都道府県ごとの公営住宅の整備量を定めた都道府県公営住宅整備事業量を定める。
- ②都道府県は自ら都道府県住宅建設 5 年計画を策定することとなっているが、公営住宅の事業量は国が策定した都道府県公営住宅整備事業量に合致することが義務付けら

れる。

③事業の執行はこの都道府県住宅建設5カ年計画に合致することが求められるが、公営住宅の整備・管理にあたっては、国から補助金が交付される。

このように、国家的な視点から必要とされる住宅補助の各地域への配分量が、公共計画を通じて確保される仕組みがある。

公営住宅の配分の方針を推測するため、住宅建設5カ年計画の考え方を、建設省住宅局住宅政策課(1996)に従って整理する。この計画では、公営住宅、公庫住宅、旧公団住宅などの計画期間中の公的資金住宅の戸数が定められている。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、

達成可能規模

$$= \frac{\text{年間収入} \cdot \text{家賃負担限度率}}{\text{年間畳数当たり民営新規入居家賃}}$$

を算出し、基本的には最低居住水準未満¹⁾の居住水準しか達成できない世帯に対して²⁾、公的資金住宅を割り当てるという考え方がとられている。つまり、「最低居住水準未満世帯を解消するために十分な政策資源を確保する」という機能を、住宅建設5カ年計画は担っている。

都道府県への公営住宅配分においても、上記のような考え方が踏襲されているとした場合の配分方法を定式化する。i地域の世帯分布が $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ として表されるとする。ここでは Y_i は世帯所得、 W_i は居住している住宅の面積、 N_i は世帯人員、 A_i は世帯主年齢である。前述の公的資金住宅戸数の算定方法を詳細にみると、自力で最低居住水準を達成できない世帯から、現に最低居住水準以上の住宅に居住している单身非高齢者世帯が除かれているため、地域iにおける公営住宅配分は、

$$\int_0^{\bar{Y}_s} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY_i \\ - \int_0^{50} \int_0^1 \int_{\bar{W}_s}^{\infty} \int_0^{\bar{Y}_s} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY_i dW_i dN_i dA_i$$

として表すことができる。ここで

$$\bar{Y}_s = \frac{\bar{W}_s \cdot R_i}{\bar{\alpha}}$$

ただし、 $\bar{\alpha}$ は外生的に与えられる家賃負担限度率、 \bar{W}_s は住宅建設5カ年計画に定められる最低居住水準、 R_i は家賃水準である。このため、 $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ の分布が、低所得者、最低居住水準未満世帯、高齢者に偏っているほど、そして借家家賃が高い地域ほど公営住宅の配分が大きくなることが予想される。

各地域で提供される公営住宅サービスが同程度であれば、このシナリオは、どの地域においても低所得者に同程度の住宅サービス消費が確保されることを保証している。この場合、住宅サービス消費をめぐる地域間移動は生じず、都道府県間の福祉競争も起こらない。

しかし、このシナリオを実施しない都道府県があることを、各都道府県が予想する場合、シナリオを遵守した地域への低所得層の移入が予想されるため福祉競争が発生し、実現される移転所得水準は国家的な視点からは過小なものとなる。

3 実証分析

推定方法

ここでは、「公営住宅制度が福祉競争の回避に成功しているか」を、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により検証する。具体的には、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

$$z_i = \phi \sum_j \omega_{ij} z_j + X_i \theta + \varepsilon_i \quad (i \neq j) \quad (9)$$

を用いる。 z_i は地域iの住宅補助水準、 ω_{ij} は地域iとの間において福祉移動が起こりうる地域j(以下「競争地域」という)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、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³⁾。 X_i としては、第2節

表1-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
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)
25%水準以下世帯比率	5.1680*** (1.5416)	2.1525** (0.9702)	3.0282* (1.6490)	2.6263 (1.5982)	2.9443 (1.9821)
最低居住水準未満世帯比率	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)
住宅量数	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 ²	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

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。

2) カッコ内は標準偏差。

3) *、**、***はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意。

の公営住宅配分量の考え方などから、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、平均給与、有効求人倍率を採用している。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。ここでは単純に地域*i*の隣接都道府県が*m_i*存在する場合の $\omega_{ij}=1/m_i$ を採用している。

各地域の移転所得水準は同時決定であるため(9)式をOLS推定した場合、バイアスが生じる。ここでは、競争地域の住宅補助水準の内生性を処理するため、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用いた操作変数法を採用している。

推定結果

表1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⁴⁾。また、家賃および平均給与に関しては、高所得

者の予算制約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は、公共計画のシナリオと整合的な有意な結果が得られているが、安定的ではない。

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捉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、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

$$= \frac{\left(\frac{\text{借家・公営住宅の}}{1 \text{ 世帯当たり家賃差}}\right) \times \left(\frac{\text{公営住}}{\text{住宅量数}}\right) \times \left(\frac{\text{公営住}}{\text{宅数}}\right)}{\text{普通世帯数}}$$

の対数を被説明変数とした推定を行なう。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2 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
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)
25%水準以下世帯比率	4.1227*** (1.3466)	2.9735*** (0.8168)	2.1713 (1.5954)	3.5937** (1.6278)	4.0032** (1.9141)
最低居住水準未満世帯比率	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	20.6900	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

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。

2) カッコ内は標準偏差。

3) *、**、***はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意。

表2にあるように、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⁵⁾。また、平均賃金のみならず、低所得者比率に関しても整合的な係数が得られている。

表1および表2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。この原因として、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等の政策の執行方法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。より集権的なシステムに住宅補助を再構成することによって福祉競争の回避を図ることは可能であるが、その場合、中央政府の選好と地方政府の選好の乖離という集権的なシステム固有の問題は依然として残る。

4 制度改革のプロセス

調整補助金のシステム

Wildasin (1991) では、分権的な意思決定に基づきながら、福祉競争を回避する仕組みとして、中央政府からの補助金により、福祉移動に伴う外部性を内部化するシステムが提案されている。

z_i を増加させた場合、中央政府の必要な予算は

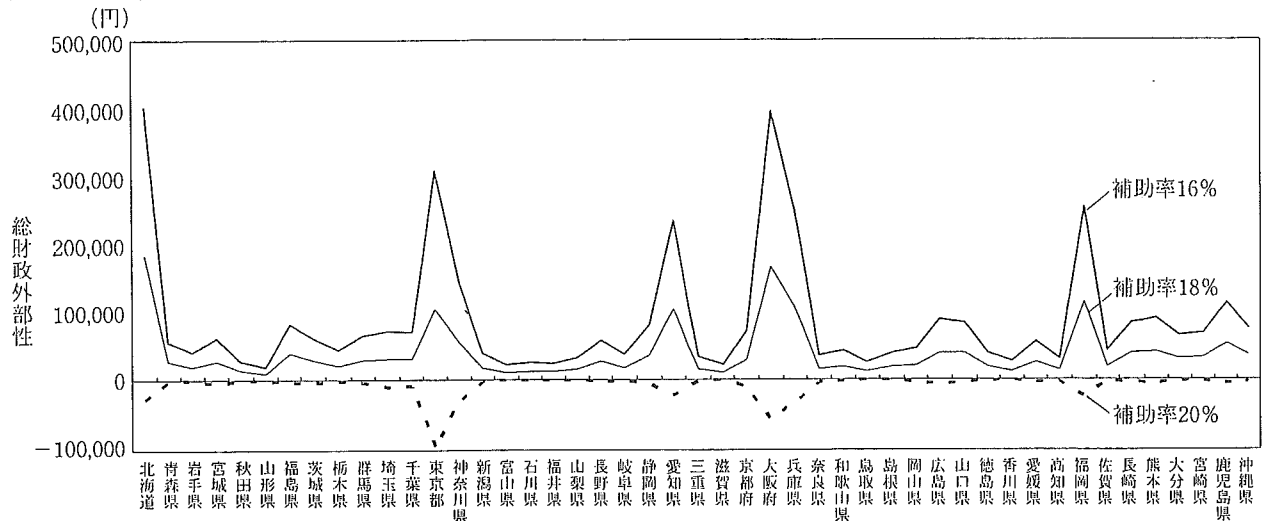
$$\frac{d \sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} = s_i l_i - s_i z_i l_i' + \sigma_i \sum_j s_j z_j l_j' \quad (10)$$

増加し、中央政府の予算制約 $\sum_i (s_i z_i l_i - T_i) = 0$ により同額一括税が増加する。 ϵ を労働需要の弾力性で一定とすれば $l_i' = (l_i/w_i)\epsilon$ であり、トータルな財政外部性は(5b)式から、

$$\begin{aligned} MEB_i &= \sum_{j \neq i} \frac{dl_j}{dz_i} - \frac{d \sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} \\ &= \sum_j \left\{ l_i \frac{w_j}{w_i} + \left(1 - \frac{l_j/w_j}{\sum_k l_k/w_k} \right) \frac{l_i}{w_i} \epsilon z_j \right\} s_j \\ &\quad - \sum_{j \neq i} \frac{l_j}{w_i} \epsilon z_j \end{aligned} \quad (11)$$

となる。(5b)式の福祉移動に伴う外部性を相殺して、(11)式のトータルな財政外部性がゼロとなるように、中央政府から地方政府への補助率を定める（このようにして定められた補助金を

図1 補助率別財政外部性



注1) 1998年『住宅土地統計調査』(総務庁統計局)および『毎月勤労統計要覧』(労働省統計情報部)より作成。
 注2) 25%分位世帯の平均給与の近似とするため、wを都道府県の平均給与の4分の1とした上で、MEB_iを各都道府県別に計算。
 注3) 補助率は、20年間家賃格差について2分の1の補助が行なわれることから、耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均し16%としたもののほか、18%、20%のケースについて計算。

以下、「調整補助金」という)。この調整補助金で修正されたナッシュ均衡は、 $d\mu/dz_1=0$ かつ $MEB_i=0$ の時に達成され、その場合すべての地域で選択される移転所得水準は同一水準の、

$$z_1 = \frac{-\sum_j (\gamma_j - s_j z_1 l_j)}{\sum_j l_j} \quad (12)$$

となる。つまり、中央政府から調整補助金が交付された場合には、すべての地方政府が選択する住宅補助水準は均一となる。この結果中央政府は住宅補助に対する選好が低い地方等には手厚い補助金、逆の地方政府には薄い補助金を交付することとなる。

制度改善の方向性

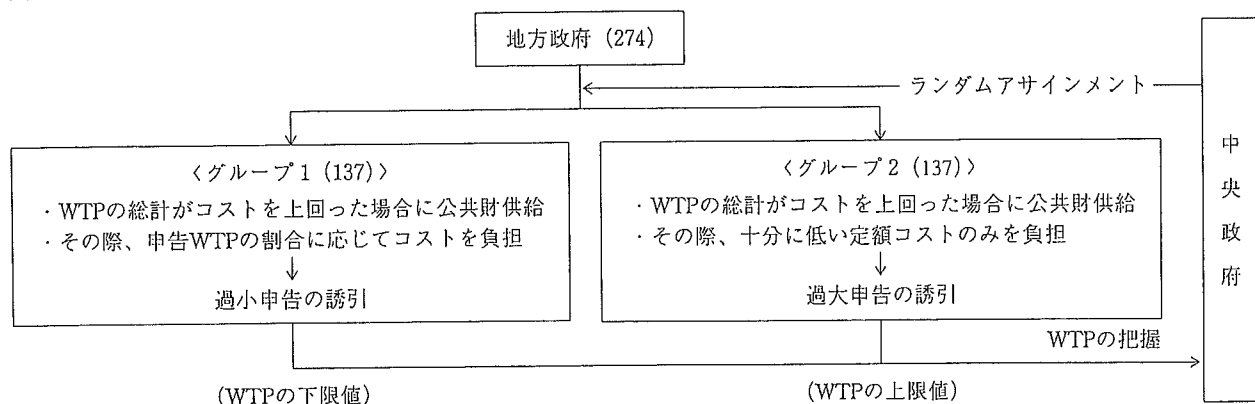
(11)式のトータルな財政外部性を地域ごとに算出することで、これまでの全国一律の補助率に基づく公営住宅家賃対策補助を評価する。図1に、 $\varepsilon = -1$, l_1 を現在の公営住宅居住世帯、 w_1 を各都道府県の平均給与の4分の1、 z_1 を公営住宅居住世帯当たりの住宅補助額、20年間近隣家賃との差の2分の1が国から地方公共団体に補助されることから、各構造別の法定耐用年数をストック数で加重平均してsを16%⁶⁾とした

場合の、(11)式の財政外部性を太線で示している。この場合、中央政府からの補助は、福祉移動に伴う外部性を相殺しきれておらず、大きな都市を抱える都道府県を中心に補助率を嵩上げすることで、効率性が向上する可能性が示唆されている。ただし、制度改善の方向性は現在の実質的な補助率の前提により大きく異なる。耐用年数まで公営住宅を使用することは実態上ないことを勘案して、現行の実質的な補助率の評価を漸進的に引き上げれば、図1の点線に示されるように20%のレベルで補助水準は過大となり、全体として補助率の引き下げが求められることとなる。

今後の制度設計において、地域ごとに異なる最適な調整補助率を決定する際には、中央政府は地方政府の限界代替率を把握する必要性に直面する。調整後の所得移転水準はサミュエルソン条件を満たすため(Wildasin 1991)、リングールメカニズムを模した補助率決定プロセスを導入することがひとつの解決策になる。例えば住宅建設五箇年計画のパブリックコメント過程で、

- ①中央政府は、住宅補助水準と地方政府にとっての価格を内容とする計画を提案

図2 スウェーデンの新統計システム導入実験



- ② 地方政府は、提案された価格の下、必要な住宅補助水準を中央政府に報告
 - ③ 中央政府は、提案された住宅補助水準よりも多くの住宅補助を報告している地方政府の価格を上げ、逆の地方政府の価格を下げた計画を再度提案
 - ④ 全地方政府の希望する住宅補助水準が整合的になった場合の住宅補助水準と地方政府ごとの価格をもとに調整補助率を決定
- というプロセスを導入することが考えられる。しかし、リンダールメカニズムにおいては偽った需要顕示の問題が発生することが知られている。とくに調整補助金は選好の低い都道府県に多く分配されることになるため、過小な住宅補助水準を申告する強い誘引を持つ。

この場合、選好顕示問題を解決する現実的な手法として Bohm (1984) で提案されている interval method (以下、「区間調査法」という) が参考になる。区間調査法は、スウェーデンの新しい住宅統計システム導入の決定 (1982年) に用いられている。図2に示すように、対象者 (地方政府) を過小な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループ1と過大な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループ2にランダムに分類することで、支払い意思額 (以下「WTP」という) の上限と下限を測定している。この実験では、2つのグループの WTP が有意に異ならないという結果が得られ、実験で得られた各地方政府の WTP

に基づいて新しい住宅統計システムの導入が決定されている。地域ごとの所得移転に関する選好を把握するという本稿の要請に従えば、地域の納税者を調整補助金のように過小な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループと、過大な選好顕示の誘引を持つ代替的なシステムの下に置かれたグループにランダムに振り分け、前者を顕示住宅補助水準の下限値、後者を上限値として、リンダールメカニズムを進めるやり方が考えられる。代替的なシステムとしては下記のような調整負担金のシステムを考えることができる。

中央政府は住宅補助の基準値 \bar{z} を定めて、その基準に達しない都道府県からは定率 s_i' の負担金を求め、それをを用いて都道府県に一括補助金 T_i' を交付する。この場合、中央政府の予算制約は $\sum_i (s_i' \bar{z} - s_i' z_i l_i - T_i') = 0$ 、高所得者の消費水準は $y_i = f_i(l_i) - f_i(l_i) l_i - (1 - s_i) z_i l_i - s_i' \bar{z} + T_i'$ となる。この場合、(5a)式~(8)式はこの調整負担金のシステムにおいても該当し、住宅補助水準増加に伴う財政負担の変化も、(10)式により調整負担金の減少が示されることとなる。したがって、(11)式を満たす調整負担金によって、外部性を相殺する制度を同様に設計することができる。この調整負担金により各都道府県で同一の住宅補助水準が決定されることも同様である。しかしこの場合、住宅補助への選好が低い都道府県ほど多くの負担を求められるため、調整補助金と逆の選好顕示の誘引を持つシステムとな

っている。

上記のような実験的アプローチと新しい行政技術を融合した政策決定プロセスを採用することで、外部性を適切に処理できる効率的な分権的システムとして、公営住宅制度などの現物支給を再構成することが可能となる。

おわりに

わが国の公営住宅制度は、住宅という特定財を通じた所得再分配をねらいとしており、住宅建設5カ年計画を通じて、国家的な観点から必要と考えられる政策資源を都道府県に配分するシステムとして設計されている。

しかし実証的な分析は、都道府県間で福祉競争が起こっている可能性を示唆している。この結果は、現行の公営住宅制度に対して2つのインプリケーションを与えてくれる。ひとつは公営住宅政策の制度設計にあたっては、一定の国の関与が必要であるということである。完全に分権的なシステムによる住宅補助の執行は「底辺への競争」を引き起こす可能性がある。また、集権的な分配システムが福祉競争の回避に失敗していることは、地方政府の再分配に関する多様な選好を反映することのできないシステムは、さまざまな回避行動を招来する非効率なシステムである可能性を示唆している。このため、分権的な意思決定を前提とした調整補助金により公営住宅制度を再構成することには十分な根拠がある。具体的には、リンダールメカニズムを模した反復的な地方公共団体とのコミュニケーションに基づく調整補助金の交付により、制度の効率性は大きく向上する可能性がある。

*政策総合評価ワークショップ(大阪大学)、都市住宅学会第11回学術講演会ワークショップの参加者の方々および住宅経済研究会のメンバーの方々から貴重なコメントをいただきました。心から感謝申し上げます。

注

- 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カ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39m²などが定められ

ている。

- 2) ファミリー世帯(世帯主の年齢が29~49歳の子どものいる世帯)は、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が、公営住宅よりはむしろ、融資など他の施策で対応すべきものと考えたため、除外している。
- 3) 公共計画を通じた配分が公営住宅戸数に関して行なわれているために、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、各地域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た。
- 4) 他の全都道府県を対象とした $\omega_{ij}=(d_{ij})/(\sum_j d_{ij})$, $j \neq i$ (ウェイト2) による推定も行なっている。ここで d_{ij} は地域 j から地域 i への移動人口である。その場合、競争地域の公営住宅比率に関して有意な係数は得られていない。
- 5) 注4と同様に、ウェイト2を用いた推定結果では、競争地域の住宅補助額に関する有意な正の係数が得られていない。
- 6) 耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均。

参考文献

- Bohm, P. (1984) "Revealing Demand for an Actual Public Good," *Journal of Public Economics*, 24, pp.135-151.
- Brown, C. and W. Oates (1987) "Assistance to the Poor in a Federal System," *Journal of Public Economics*, 32, pp.307-330.
- Figilio, D. N., V. W. Kolpin and W. E. Reid (1999) "Do States Play Welfare Games?," *Journal of Urban Economics*, 46, pp.437-454.
- Pauly, M. (1973) "Income Redistribution as a Local Public Good," *Journal of Public Economics*, 2, pp. 35-58.
- Saavedra, L. A. (2000) "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC," *Journal of Urban Economics*, 47, pp.248-279.
- Wildasin, D. E. (1991) "Income Redistribution in a Common Labor Market," *American Economic Review*, 81, pp.757-774.
- 建設省住宅局住宅政策課 (1996) 『新時代の住宅政策』ぎょうせい。

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

明野 齊 史, 田中 啓 一, 田中 正 秀
橋本 岩 樹

「地域学研究」第35巻 第1号 別刷
2005年8月, 日本地域学会

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

明野 齊 史*, 田中 啓 一**, 田中 正 秀**
橋本 岩 樹***

1. 研究の背景と目的

1.1 背景

我が国の分譲マンション（区分所有型共同住宅）の総ストック数は平成12年度末で約390万戸に達する。その中には築後相当の年数を経過し、老朽化したマンションも少なくなく、居住者から見ればその住居生活の安定、地域社会から見れば都市再生や居住環境向上、と言ったそれぞれの観点からも建替え問題の解決が重要課題となっている。しかしながら、マンション建替え実現事例は平成14年度末で80例を超えるに留まるのが実態である。このため、「マンションの建替えの円滑化等に関する法律」の創設や「建物の区分所有に関する法律」の改正が昨年から今年にかけて行われているがその成果は不透明である。

一方、マンションの建替えは物理的な建替えが成立すればそれで良いというわけではなく、上記のとおり居住者の住居生活安定等が意味する建替え後の状況を含めた長期的観点から評価すべきものである。従って、マンション建替え時点まで（従前）の建替え成立要因の検討だけでは不十分であり、建替え後（住後）の管理・運営に問題が生じるようであれば成功とは言えない。

マンション建替えの既存研究は①経済的・人的要件等から建替え可能性を論ずるものに関するもの、②建替え事例の成立要因の分析に関するもの、③建替えにおける合意形成プロセスの分析に関するものに大別できる。齊藤・長谷川・早田・八木澤（[2]）はマンション建替えにおける管理組合の合意形成能力という点に着目して管理組合の活動状況で一種の建替え可能性に関するランク付けを行い、各ランク別のマンションの物的特性、利用・居住状態特徴を分析している。しかし、現実の建替えの成否は当該組合員間の合意形成（意向等のギャップ解消）能力に留まらず、物的特性、利用・居住状態あるいは市場環境等の要因間、主体間のギャップ把握が重要であり、その考察が必要と思われる。さらに、実際の建替え実現との検証がない段階ではランクの意味が不明瞭であり、そこで定量的に検証しようとするると建替え事例のサンプル数の壁が大きいように思われる。長谷川（[1]）は建替え実現事例での物理的・経済的・人的条件と対応策を分析す

* 日本大学

** 日本大学

*** 筑波大学

**** (株) リゾン

ることで建替えの成否規定要因を抽出しようとしたものである。しかし、居住者の住居生活安定と言う上記観点からは、その後の生活で初めて気づく問題点にまで掘げた分析が必要と思われる。斉藤・長谷川（[3]）と斉藤（[4]）は管理組合活動をランク付けした上で、建替え取組中の3事例に関し取組経緯、合意形成のための工夫等から管理組合主導の建替え初動期の課題を考察している。ケーススタディ的であり、この種の研究対象にとってより適切と思われるが、建替え前までの分析である。建替え後に気づいた課題等に範囲を掘げたケーススタディが必要と思われる。

以上より、従後マンションの管理運営の実態分析から建替え計画に適切な対応策を反映させるために求められる従前区分所有者の主体的な関わり方を検討すること、および従後に加わる新規区分所有者の特性やそのニーズが従前区分所有者のものとギャップがあることによって生じるであろう影響を事前に検討することは建替え後に生じるさまざまなトラブルを最小限にとどめる意味でも大きな意義があると考えられる。

1.2 目的

建替えマンションの管理実態を把握し、新規建設マンションのとの比較でその特性と意義を明らかにすることで適切なマンション建替え支援施策の策定に寄与することを主な目的とする。

2. 研究枠組み

2.1 研究視点

これまでのマンション建替えの研究は、殆どが建替えまでの合意形成で明らかになった問題点や対応策を対象にしたものである。本研究では、問題の発生時期を建替え以降の管理・運営まで掘げて、そこで明らかになった問題等を建替え時の計画に有効にフィードバックさせるという観点から建替え問題にアプローチする点に新しさがある。同時にマンション建替えが従前区分所有者の住居生活の安定をもたらすという結果面よりも、マンション建替えの検討を通じての学習効果から従後マンションの管理・運営、さらにはまちづくりまでにも主体的に取り組む格好の機会をもたらす側面があるのではないかというプロセス面の分析により重点を置いている点に特徴がある。建替え経験のない新規区分所有者のみの新規開発マンションよりも建替えマンションの方が都市再生や居住環境向上への貢献と言う点で大きな意義が認められると考えるからである。この意義を確かめるために以下の観点から考察する。

イ. 安定し、不安のない住居生活を送れるように従前区分所有者は管理費抑制や財源対策に新規区分所有者よりも真剣に取り組むため、建替えマンションの方が新規開発マンションより工夫が凝らされている。

ロ. 管理に関するモラルハザード対策(例えば資金力のあるファミリー向けの大きめ住戸で構成する)となる計画に資するインセンティブが働き易い。

ハ. 従前区分所有者(通常、高齢世帯が主)と新規区分所有者の『混住』による多様な世代から構成されるマンションとなり、一様に歳をとり活力に欠けるマンションコミュニティとなるこ