

## 変わる住宅政策

——実験で管理されるシステムへ

中川 雅之

(日本大学経済学部教授)

### 1. はじめに

現在、中央政府および地方政府は様々な施策を住宅政策として実施している。図表-1として、平成7年6月に策定された、社会資本整備審議会住宅宅地分科会基本制度部会「新たな住宅政策に対応した制度的枠組みはいかにあるべきか」報告案の「基本目標と主な施策の方向性のイメージ」の政策を、そこで整理されている方向性ごとに、経済学上の公的関与の理由づけを再整理している。

今後住宅政策として主要な位置づけを占めることが予想される政策のうち、通常公的介入の最も大きな理由である、その財が本来的に有している外部性に基づくものは意外に少ない。一方、協調の失敗や情報の失敗などを処理するために多くの政策が講じられようとしている。所得再分配の観点から講じられる政策も依然として重要な位置づけを占めている。

これまでは、旧住宅都市整備公団による住宅の直接供給、住宅金融公庫による直接融資など、公的セクターが定めた「特定の質」を備えた住宅の供給、購入の支援に多くの政策資源が投入されてきた。これは、震災によって住宅の量自体が不足していたり、その質が非常に劣悪であったために存在した、住宅ストックの早急な改善という要請を考えれば、合理的な選択であった。しかし、住宅数は1968年に世帯数を超え、質的な面においても、借家の質は劣っているものの、住宅全体の平均床面積は95㎡と、ヨーロッパ諸国並みのレベル

に達している。このように量的・質的な充足が達成されつつある中で、公的な機関が直接住宅の質や量に介入する理由はなくなりつつある。このため、住宅政策は公的セクターの直接的な介入から、調整の失敗を是正する仕組みや情報の非対称性を是正する市場環境整備に政策の重点を移しつつある。将来的には、住宅政策は、住宅という財の特質を踏まえた市場を補完するシステムづくりとそのシステムの運営に移行することが望まれる。

以下においては、第2章と第3章でそれぞれ、直接的な介入が行われている公営住宅と高齢者住宅政策の長期的な方向性について議論を行うこととする。第4章はまとめである。

### 2. 公営住宅をめぐる論点

米国のバウチャー制度に代表されるように、先進諸国では、大きな政策資源が住宅を用いた所得再分配に使用されている。しかし経済学は、現物支給による再分配は基本的に非効率であることを示唆する。所得移転を通じた再分配の方が、消費者の選好を反映しやすい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の補助金の不正受給を減らすという観点、2期目の移転所得を確保するために、1期目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から、限定的な支持が与えられるにすぎない。

特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

図表-1 住宅政策の経済学的整理

|                  | 報告案における方向性別整理  |  |   |  |
|------------------|--|--|---|--|
|                  | 良質な性能、住環境および居住サービスを備えた住宅ストックの形成                                      | 多様な居住ニーズを適時適切に実現できる市場の環境整備                             | 住宅の資産価値が評価・活用される市場の環境整備                               | 住宅困窮者が安定した居住を確保できる住宅セーフティネットの整備          |
| 住宅そのものの外部性       | ・住宅の耐震化や省エネルギー化の推進   |  |   |  |
| 取引費用・協調の失敗       | ・建築協定、地区計画<br>・地域や住民によるまちづくりの支援<br>・密集住宅市街地整備<br>・都市構造変化を見据えた住宅市街地整備 |  | ・マンション管理や建て替えの環境整備<br>・住宅地全体の環境を地域住民が良好に維持していくためのサポート |  |
| 経済学上の整理<br>情報の失敗 | ・住宅性能表示制度  | ・住宅性能表示制度<br>・中古市場の整備<br>・リフォーム業者に関する情報整備<br>・住宅金融市場整備 | ・リフォームを通じた性能向上や維持管理の環境整備                              |  |
| 所得再分配            |  |  |   | ・公的賃貸住宅<br>・住宅セーフティネットの機能向上に向けた賃貸住宅市場の整備 |
| その他              | ・バリアフリー化や防犯性の高い住宅の普及促進   | ・ファミリー向け賃貸住宅等の供給促進<br>・住宅ローン減税等                        |   |  |

注: 社会資本整備審議会住宅地分科会基本制度部会報告案より作成

け加わると考えられており、経済学においては、需要側への補助の方が相対的に望ましい政策として認識されることが多い。

本章では、(1) 節において公営住宅制度と低水準居住の現状を議論した後、需要側の補助制度への転換にあたって必要なプロセスを解説する。また、(2) 節においては住宅補助の制度設計に当たって、分権的なシステムを採用すべきか否かという問題を実証的に分析する。

### (1) 公営住宅制度とバウチャー

#### (a) 公営住宅制度

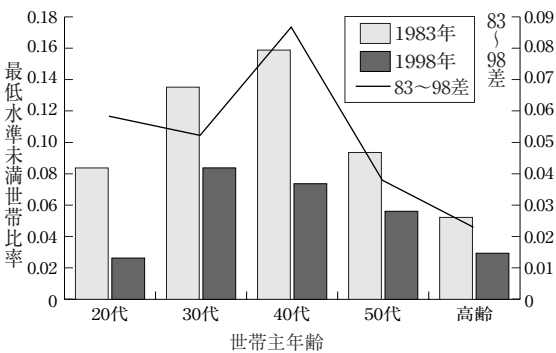
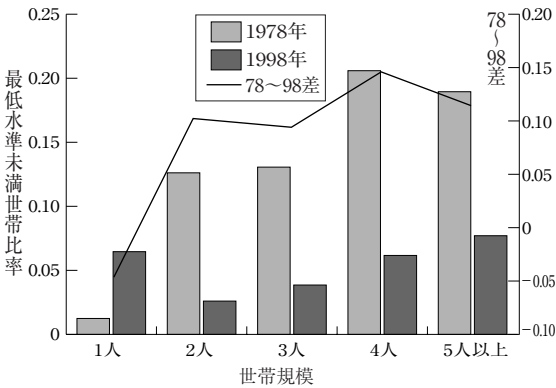
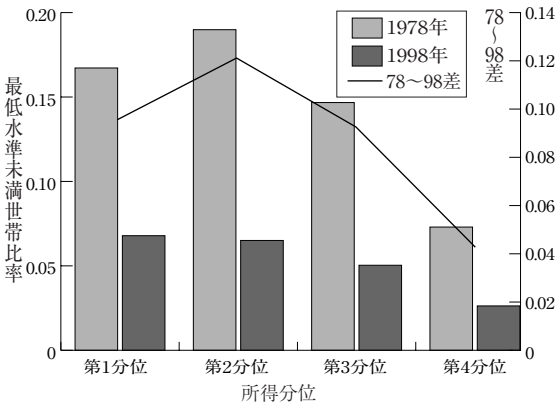
わが国では、低所得者向けの低家賃住宅を、地

方公共団体が公営住宅として整備・管理している。これまで、国は公営住宅の建設費と近傍家賃との差額の二分の一を地方公共団体に補助していた。この公営住宅の地方公共団体への配分は、住宅建設五箇年計画に代表される公共計画システムによって行われてきた。

住宅建設五箇年計画においては、公営住宅を含む公的資金住宅による借家援助戸数が算出されている。その算定に当たっては、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、

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

図表-2 各種世帯タイプ別最低居住未済比率



を算出し、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え方(以下で「公的資金住宅配分方法」という)が、基本的にはとられていた。

このシステムは、低所得ゆえ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。

(b) わが国低水準居住の変化

現在まで、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だことを主要な要因として、最低居住水準未済世帯の比率は、1978年11.4%、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、過小な住宅消費しか行っていないことについて、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まって、低所得者向け住宅ストックの改善を要請する。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、その要因を求める考え方もある。その場合、ストック改善に対する公的関与の要請は弱められる。

図表-2は各種の世帯タイプ別に最低居住水準未済世帯比率の時系列的な変化をみたものである。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済世帯比率が上昇している。様々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続けている。

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、所得に起因しないものが相当程度含まれており、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。

### (c) バウチャー実験

効率的な所得再分配を達成するためには、バウチャーのような需要側への補助として住宅補助制度を再構築することが望ましい。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となっている。

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等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。このため一連の社会実験により構成されるExperimental Housing Allowance Program (以下「EHAP実験」という)が実施された。

EHAP実験のうち、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」等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よ

って「バウチャーの支給が行われる措置グループ」、「支給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。

1972～1981年の間実施されたEHAP実験の結果を極めてラフに言えば、

- ・プログラムへの参加率は借り主の半分程度であり、高い率の低所得者の参加が実現された
- ・7%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
- ・住宅の質改善以上の価格上昇は確認されなかった

等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。このような中、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。

現在のわが国の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、バウチャーのようなより柔軟な制度設計が志向されるべきであろう。

## (2) 福祉競争と公営住宅の制度設計

この節においては、公営住宅をめぐるもう一つの論点、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を取り扱う。この問題に関連して、三位一体改革で公営住宅家賃対策補助の廃止が決定したところである。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。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細かに反映させることができるものの、i) 人々が自由に地域間を移動で

図表-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                    |
|------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|
| 競争地域公営住宅比率       | 19.9704***<br>(6.8413)   | 3.0330<br>(5.3902)       | 11.9158*<br>(6.0135)     | 15.3720***<br>(5.5220)    | 13.5678**<br>(5.8942)    |
| 25%水準以下世帯比率      | 5.1680***<br>(1.5416)    | 2.1525**<br>(0.9702)     | 3.0282*<br>(1.6490)      | 2.6263<br>(1.5982)        | 2.9443<br>(1.9821)       |
| 最低居住水準未満世帯比率     | 0.2507<br>(2.2634)       | 0.7587<br>(2.7868)       | 3.0890<br>(3.2144)       | 11.2921**<br>(4.6424)     | 12.4246**<br>(5.6587)    |
| 単身高齢者比率          | -19.4164**<br>(8.0942)   | 0.8924<br>(1.0293)       | -8.1082<br>(7.9264)      | -4.7260<br>(6.0668)       | -7.6582<br>(6.4989)      |
| 借家家賃             | -0.0008**<br>(0.0003)    | -0.0006**<br>(0.0002)    | -0.0006***<br>(0.0002)   | -0.0006***<br>(0.0002)    | -0.0006***<br>(0.0002)   |
| 住宅畳数             | 0.0014<br>(0.0264)       | -0.0167<br>(0.0234)      | -0.0104<br>(0.0192)      | 0.0097<br>(0.0177)        | -0.0042<br>(0.0166)      |
| 平均給与             | 0.00002***<br>(0.000005) | 0.000006**<br>(0.000003) | 0.000007**<br>(0.000003) | 0.000007***<br>(0.000002) | 0.000006**<br>(0.000002) |
| 有効求人倍率           | 0.3929*<br>(0.2164)      | 0.2137<br>(0.2079)       | 0.1386<br>(0.1590)       | 0.1832<br>(0.1870)        | 0.2030<br>(0.1875)       |
| 定数項              | -7.9883***<br>(2.0292)   | -4.3512**<br>(1.7122)    | -5.3472***<br>(1.7747)   | -6.6332***<br>(1.5657)    | -5.2259***<br>(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                       |

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: 括弧内は標準偏差

注3: \*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意

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、ii) 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、従って「地方政府は所得再分配をうまく実行できない」とされる。この問題はPauly (1973)、Wildasin (1991) などにより福祉競争モデルとして提示、議論されてきた。また、Figilio et al. (1999)など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。以下においては、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<sup>2)</sup>の住宅補助水準の係数を実証的に分析する。この係数が有意にゼロと異なり正である場合、競争地域の住宅補助の低下に対して自地域の住宅補助を引き下げる、いわゆる福祉競争が起こっている可能性が示唆される。

実証モデルとして、

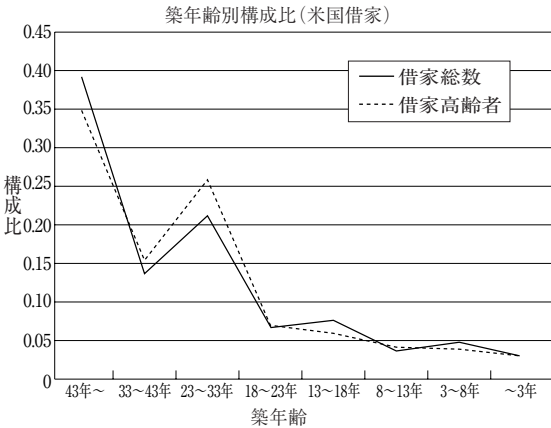
$$\ln z_i = \phi \sum_j \omega_{ij} z_j + X_i \theta + \varepsilon_i \quad (i \neq j) \quad (1)$$

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、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、(1)節の公的資金住宅配分方法の考え方から、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。この特定化においては、反応関数の傾きは隣接地域の住宅補助水準の加重和にかかる係数となっており、ウェイトとして、地域の隣接都道府県が $m_i$ 存在する場合の $\omega_{ij} = 1 / m_i$ を用いている。なお、競争地域の補助水準決定の内生性を処理するために操作変数法が用いられている。

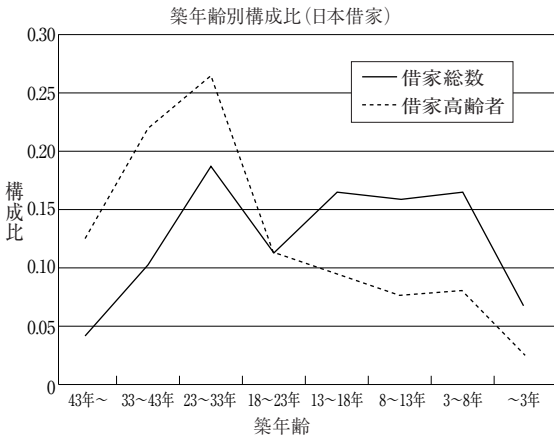
図表-3に各年の推定結果が示されている。まず競争地域の公営住宅比率については、1983年を除けばすべての年で、有意な正の係数が得られている。中川(2005a)においては、公営住宅戸数



図表-4 日本と米国の建物年齢別借家居住者の分布



注: American Housing Survey for the United States in 2003  
(U.S. Department of Housing and Urban Development  
and U.S. Census Bureau)より作成



注: 平成15年住宅土地統計調査(総務省統計局)より作成

ではなく、補助額ベースの推定結果も報告されているが、おおむね同様の結果が得られている。つまり、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。集権的に公営住宅を配分する住宅建設五箇年計画という枠組みがあるにも拘わらず、福祉競争が生じている理由としては、計画の決定プロセスで中央政府と地方政府の交渉が行われていること、建設戸数しかコントロールできていないことが挙げられる。このような状況で、公営住宅家賃対策補助を廃止するという分権的な制度変更は現状を悪化させる可能性がある。

### 3. 高齢者住宅政策の評価

わが国の住宅政策の特徴の一つに高齢者向けの施策に大きな政策資源を配分していることが挙げられる。公営住宅の入居基準は高齢者に対しては大きく緩和されており、高齢者優良賃貸住宅などバリアフリー化された住宅の供給に対しては補助が講じられている。これらの政策は、高齢者に対して賃貸住宅市場において差別が存在するとされていること、高齢者向けの質の良い住宅ストックが少ないことなどを背景としている。しかし、高齢者がどのような住宅に居住するかは、高齢者自身または高齢期の予想を踏まえた消費者の選好に基づいて選択されるべきであろう。このような決定への公的なセクターの介入には、パターンリスティックな判断が存在することが予想される。その場合、拠って立つ判断とその根拠に関するアカウンタビリティが十分に発揮されることが求められる。

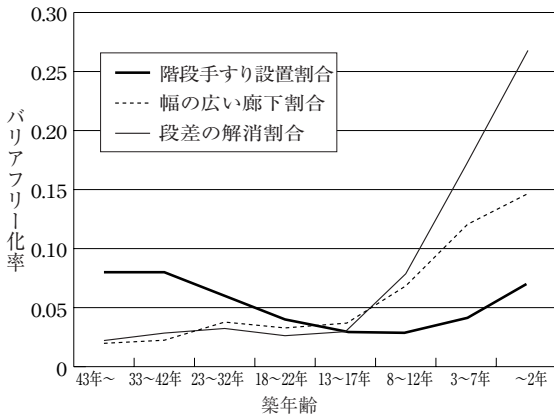
この章では、まず(1)節において、日米比較によりわが国の高齢者居住の特質を把握し、その原因を借地借家法に求める仮説を提示する。そしてその仮説は、(2)節で、監査調査法という実験的手法によって、実証的に検証される。

#### (1) 高齢者の居住水準の日米比較

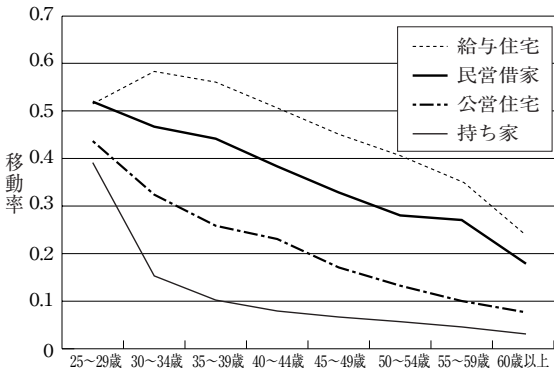
中川(2005b)においては、住宅の質に関して全世帯の分布と高齢者世帯の分布を比較するという作業を日米両国で行っている。図表-4として建物年齢に関する結果を報告しているが、賃貸住宅については、米国では高齢者世帯の分布は全体の分布の形状とほとんど変わらないものの、日本の高齢者世帯では、全体の分布よりも建物年齢の高い住宅に居住する傾向が、非常に強く観察されている。一方、持ち家に関してはこのような傾向は観察されなかった。

これは、住宅サービスの提供に関してどのような影響を与えているだろうか。図表-5では、バリアフリー化を示す3つの代表的な指標、手すりの設置、広い廊下、段差の解消の状況を住宅の建物年齢ごとに見ている。手すりの設置のような大

図表-5 築年別バリアフリー化状況



図表-6 年齢別住宅別移動率(平成10年)



きなコストをかけずに対応できるものについては、築年齢が高いものについても一定の比率を確保していることが観察される。これは高齢者が有望な顧客であることを勘案した家主の合理的な判断に基づくものと考えられる。しかし、幅の広い廊下、段差解消のように、既存住宅のリフォームに大きなコストがかかるものについては、明らかに近年建設された住宅の比率が高い。観察結果は下記の三つを示唆する。

- ・ 高齢者世帯が居住する借家が老朽化しているという特徴は、高齢者の厚生水準を低下させている可能性がある
- ・ バリアフリー住宅の新規供給を促進するという政策のみでは、高齢者の居住水準を向上させるという効果は限定される
- ・ 新築住宅において高齢者が入居しやすい環境

を整えることは、家主の合理的な判断に基づくバリアフリー化を推進する効果が期待できる

次に、居住者の年齢とともに建物年齢も加齢するという、わが国特有の傾向の背景を明らかにする。ここでは、高齢者の賃貸住宅居住者においてそのような傾向が観察されることから、「借家市場では、新築住宅など建物年齢が低い住宅の貸し手が年齢の高い居住者の入居、購入を避ける傾向がある」とする仮説を提示する。

この仮説は、わが国の借家市場で高齢者に対する統計的差別が起こっているとする予想が背後にある。借地借家法の下では、新規契約時には家賃を自由に決定することができるものの、契約期間中に家賃を引き上げるためには、司法的な判断が必要になる場合がある。このような状況下で2種類の家主、建物の残存年数が長い借家を所有する家主(家主A)、それが短い賃貸住宅を所有する家主(家主B)、2種類の賃借人、居住期間の長い賃借人(賃借人a)、短い賃借人(賃借人b)がいるものとする。

家主Bは、建物が滅失した場合には賃貸借契約は消滅するため、賃借人aに借家を賃貸借しようと、賃借人bに賃貸借しようと影響を受けない。また、家主Aが将来の住宅市場の動向などを完全に予見することができ、賃借人の居住期間を事前に観察することができるならば、借地借家法のような制度があっても、賃借人aとは将来の家賃引き上げを織り込んだ高い初期家賃契約を締結し、賃借人bには家賃引き上げを織り込まない低い家賃で借家を提供することで、自らの収益を最大化することができる。

しかし実際には、家主は賃借人bを装った賃借人aを区別することはできないため、賃借人のタイプを条件とする差別価格を適用した借家は、市場では実際には流通しない。賃借人aを対象とした高家賃借家(Aaタイプ)と賃借人bを対象とした低家賃借家(Abタイプ)が市場に存在することとなる。そして家主は、図表-6にあるように賃借人が加齢に従って移動率が低下するという特性に着目して、統計的差別を実施する可能性がある

る。家主は高齢者を賃借人a、非高齢者を賃借人bとしてそれぞれの借家への入居の諾否を決める。

つまり、

- ・家主Bは賃借人のタイプにより差別を行うことはない。
- ・Aaタイプの借家の家主は賃借人aを対象として家賃を決定しているが、賃借人bを入居させても何らデメリットを生じない。このため差別を行うことはない。
- ・Abタイプの借家の家主は賃借人aを入居させることで損失が発生するため、そのリスクを抑制するために高齢者に対する統計的差別を実施する。

この場合、新築住宅など建物の残存耐用年数が長い住宅では、高齢者は入居を拒否されることになるため、多くの高齢者が老朽住宅に居住することになる。

## (2) 監査調査法による高齢者差別の検出

以下においては、これまでに述べた「高齢者が建物年齢の低い賃貸住宅において差別されている」という仮説を監査調査法という実験的な手法を用いて実証的に検討する。

### (a) 監査調査法の概要

監査調査法とは、特定市場における人種間の差別を把握するために米国で発達した実験的調査手法である。この中の一手法である住宅監査調査は、『人種等観察したい属性のみを異ならせ、不動産業者との間で同一の受け答えを行いうるよう訓練されたペアを組織する』→『それぞれのメンバーを同じ不動産業者に続けて訪問させ、受けた対応を記録する』→『その記録を統計的に処理する』ことによって、住宅市場における差別を検出することをねらっている。住宅監査調査法では、調査の目的となる属性以外の、所得、家族構成等の要因は、明示的にコントロールされる。このため、住宅監査調査が検出した入居制限は、第一義的には監査者の属するグループの差異のみに基づくものと解釈できる。

2002年の2月から3月にかけて、筆者は高齢者か否かという属性のみを異ならせた3組のペアを組織し、それを実際に大阪府の197の不動産業者を訪問させて、『広告をみて来た、広告物件は入居可能か』→『広告物件は見学可能か』→『類似物件を紹介してほしい』→『紹介類似物件は見学可能か』というシナリオを基本としたやりとりを行わせ、その時の不動産業者の対応を記録させるという作業を行った。以下ではその際に収集されたデータを用いた実証分析結果を報告する。

### (b) 変量効果プロビットモデルによる評価

監査調査法で得られたデータを用いて、物件に対する入居可能性を、その訪問が高齢者による訪問であったか、その物件の建物年齢などの属性はどのようなものであったか、といった様々な変数に回帰させる。このことにより、新築物件など特定の物件で大きな差別が発生しているか否かを確認することができる。不動産業者間の不均質性を処理するため、中川(2003)では、変量効果プロビットモデルを用いた推定を行ってきた。具体的には、

$$P(A_{ij}^a = 1 | W_i, X_i, Y_i) = F(\delta_i, W_i^a \beta_1, X_i^a \gamma_1, Y_i^a \beta_2, W_i^a X_i^a \gamma_2, W_i^a Y_i^a a_2) \quad (2)$$

を変形した

$$P(A_{ij}^a = 1 | W_i, X_i, Y_i(X_i - \bar{X}), (Y_i - \bar{Y})) = F(\delta_i, W_i^a \beta_1, X_i^a \gamma_1, Y_i^a \beta_2, W_i^a (X_i^a - \bar{X}) + \gamma_2, W_i^a (Y_i^a - \bar{Y}) + a_2) \quad (3)$$

というモデルによって推定が行われている。

ただし、 $i$ は不動産業者、 $j$ は監査対象、 $a$ は監査者の訪問のインデックスである。 $i$ という不動産業者に対して、 $a$ という訪問を行い、抱えている物件 $j$ への入居可能性を観察している。ここでは二つのタイプの監査者の訪問、一つは高齢者による訪問( $a=0$ )、もう一つは非高齢者による訪問( $a=y$ )が存在する。 $A_{ij}^a$ は不動産業者が紹介を行った場合には1、それ以外の場合は0をとるダミー変数である。 $W_i^a$ は不動産業者 $i$ への訪問 $a$ が高齢者によるものである場合には1、非高齢者によるものである場合は0をとるダミー変数、 $X_i^a$ は不動産業者 $i$ への監査者の訪問 $a$ に関するその



図表-7 変量効果プロビットモデルによる推計結果

|                | 単身世帯       |         | 夫婦世帯        |         |
|----------------|------------|---------|-------------|---------|
|                | 係数         | 標準偏差    | 係数          | 標準偏差    |
| 広告物件           | 0.3672     | 0.2731  | 1.1220 ***  | 0.3397  |
| 高齢者            | -0.2865 *  | 0.1573  | -1.2944 *** | 0.2123  |
| 中期高齢者          | -0.3963 *  | 0.2274  | 0.2192      | 0.3085  |
| 後期高齢者          | -0.4968 ** | 0.2366  | 0.7083 **   | 0.3211  |
| 男性不動産業者        | -0.4855    | 0.4057  | -2.1550 *** | 0.5319  |
| 若年不動産業者        | 0.0090     | 0.3547  | -0.1538     | 0.5339  |
| 家賃             | -0.0116    | 0.1621  | 0.0150      | 0.1610  |
| 畳数             | 0.0353     | 0.0393  | -0.0192     | 0.0510  |
| 非RC            | 0.5718 **  | 0.2890  | 0.4733      | 0.4190  |
| 最寄駅距離          | -0.0719 ** | 0.0366  | -0.0832 *   | 0.0428  |
| 都心距離           | -0.0002    | 0.0242  | -0.0887 **  | 0.0434  |
| 建物年齢           | 0.0375 *   | 0.0205  | 0.0114      | 0.0257  |
| 部屋階数           | -0.0461    | 0.0737  | -0.0138     | 0.0824  |
| エレベータ          | 0.2775     | 0.3238  | -0.0476     | 0.4235  |
| オフィス高齢者率       | -11.5403   | 11.7046 | -32.5862 *  | 18.7148 |
| 物件高齢者率         | -3.9397    | 2.6923  | 8.8531 **   | 4.0911  |
| 近隣病院           | -0.0715    | 0.1074  | -0.0418     | 0.1766  |
| 近隣福祉施設         | 0.1599     | 0.1039  | -0.0874     | 0.1953  |
| 定数項            | 1.7119     | 1.7420  | -7.9832 **  | 3.5410  |
| データ数           | 612        |         | 449         |         |
| Log likelihood | -353.18    |         | -223.588    |         |

注: \*\*\*, \*\*, \*は推定された係数がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す

他の説明変数ベクトルである。例えば、不動産業者  $i$  のオフィスの位置、監査者に応じた担当者の性別・年齢等がこれに当たる。 $Y_{ij}^a$  は不動産業者  $i$  が抱える物件  $j$  に関する説明変数ベクトルであり、物件の家賃、建物年齢、構造等の属性がこれに該当する。また  $X', Y'$  はそれらの説明変数のうち差別に関連するものである。なお、 $\bar{X}$  と  $\bar{Y}$  は  $X$  および  $Y$  の平均であり、(3) 式においては、高齢者ダミーの係数によって平均的な高齢者が受ける差別のボリュームを明らかにすることができるようになっている。残存建物年齢が長い物件では高齢者が差別されやすいという3章(1)節の仮説は、木造などの建物構造を示す変数である「非RC」および「建物年齢」と高齢者ダミーとの交差項の係数が正で有意に推定されることを予想する。

図表-7に実証分析結果を報告している。単身用賃貸住宅においては「非RC」、「建物年齢」については、有意な正の係数が推定されており、RC住宅や建物年齢が若い住宅ほど高齢者に対して差別的であることが示されている。夫婦用賃貸住宅

については、「非RC」、「建物年齢」の有意な係数が得られていない。このことは、夫婦用住宅を提供する家主はそもそも長い居住期間を予想するタイプの家主である可能性があり[3章(1)節のAaタイプの家主]、その場合、高齢者であろうと非高齢者であろうと選別する必要がないため、有意な結果が得られていないという解釈が可能である。

以上のように変量効果プロビットモデルを用いた分析では、残存期間が長いであろう賃貸住宅において高齢者が差別されているという結果が示

された。この結果は、セレクションバイアスを考慮した、条件付きロジットモデル、多項ロジットモデルを用いた分析においても結果は変わらない[中川(2005b)]。これらの結果は、借地借家法のように契約期間に関する不確定性をもたらず制度の下での家主の合理的行動と整合的である。このような場合、高齢者の居住水準を向上させるという観点からは、すべての住宅のバリアフリー化を促進するという政策は効率的ではない。むしろ、定期借家制度の拡充や普及によって、新築住宅においても高齢者が入居しやすい環境を整えることで、高齢者の選好を反映した住宅供給をコストをかけずに促進することが可能と考えられる。

#### 4. おわりに

本稿では、主要な住宅政策として位置づけられるものを、経済学的な視点から再分類し、住宅政策自体が個々の住宅供給に直接的な介入をするものから、情報の非対称性や協調の失敗を是正する

システムの設計や運営にウェイトを移しつつあることを明らかにした。

その上で、直接的な関与がなされている公営住宅制度と高齢者居住政策をとりあげ、公営住宅については、低所得者への現物支給という再分配政策としての位置づけを考えれば、集権的に運営されるバウチャーに転換することが望まれること、高齢者住宅政策については、むしろ定期借家制度の拡充・普及のような環境整備が、効率的に高齢者の居住水準を向上させる可能性があることが示されている。

現在、住宅政策は、個別の関与から市場の失敗を是正するシステム整備とその運営という方向に移行しつつあり、その動きは積極的に支持される。公営住宅、高齢者住宅政策などについても、できるだけ市場機能と統合的なシステムの設計が行われることが長期的には望まれる。将来の制度変更に加え、ランダムアサインメント実験、監査調査法という実験的な手法による、政策の効果や政策の背景となる事実の確認が開始されることが求められる。

#### 注

- 1) 最低居住水準、家賃負担限度率はともに住宅建設五箇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39㎡などが定められている。

- 2) 福祉移動の可能性のある地域を指している。  
 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を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。

#### 文献

- 社会資本整備審議会住宅地分科会基本制度部会,2005,「新たな住宅政策に対応した制度的枠組みはいかにあるべきか」報告案。  
 中川雅之, 2003, 「高齢者はなぜ差別されるか——賃貸住宅市場の実験・実証的分析」『季刊 住宅土地経済』48: 10-22。  
 ———, 2005a, 「公営住宅をどうすべきか」大竹文雄編著『応用経済学への誘い』日本評論社, 91-114。  
 ———, 2005b, 「高齢者の居住水準——日米比較と経済学的背景」『海外社会保障研究』国立社会保障・人口問題研究所 (近刊予定)。  
 Figilio, D. N., V. W. Kolpin, and W. E. Reid 1999, "Do States Play Welfare Games?," *Journal of Urban Economics* 46: 437-454.  
 Pauly, M., 1973, "Income Redistribution as a Local Public Good," *Journal of Public Economics* 2: 35-58.  
 Wildain D. E., 1991, "Income Redistribution in a Common Labor Market," *American Economic Review* 81: 757-774.

なかかわ・まさゆき 日本大学経済学部教授。主な著書に『都市住宅政策の経済分析—都市の差別・リスクに関する実験・実証的アプローチ』（日本評論社、2003）。都市経済学・公共経済学専攻。