

[巻頭言]

# 公益財団法人としてのスタートにあたって

牧野 徹

公益財団法人 日本住宅総合センター理事長

当センターは、このほど内閣総理大臣の認定を受け、本年4月1日より、「公益財団法人日本住宅総合センター」として、新たにスタートすることとなりました。もとよりこれは公益法人制度改革の趣旨に則り諸般の手続きを進めてきた結果であり、住宅・土地に関する調査研究を通じて良好な市街地形成と国民の住生活向上に資するという当センターの使命には些かの変更もありませんが、これを一つの節目として、一言、ご挨拶申し上げます。

当センターが設立されたのは、大規模宅地開発事業に替わってマンションが都市型居住形態として台頭してきた昭和50年代初頭でありましたが、その後、既存住宅市場の拡大、地価バブルの発生と崩壊、不動産証券化手法の普及などの大きな変化に遭遇してまいりました。

加えて、住宅の量的充足と人口・世帯減少社会の到来を迎え、今日では、住宅問題も大都市内部で顕在化する空き家問題への対応、外延的に膨張した都市構造の転換というまったく新しいフェーズに直面しております。

さらに、東日本大震災以降の安全・安心に対する意識の高まり、地球温暖化や今後のエネルギー事情の変化への対応等、住宅宅地分野においても新しい課題が次々と登場しております。

これら時代の変化に常に対応しつつ、住宅宅地に関する諸制度の研究を進め、その成果を公に普及・啓蒙する当センターの活動は、いっそうその重要性を増していると認識しております。

今後とも、調査研究活動の充実を図り、良好な住環境の形成に貢献することを通じて、公益財団法人としての使命を果たしたいと考えておりますので、皆様のさらなるご指導ご支援を心よりお願い申し上げます。

---

## 目次●2013年春季号 No.88

---

[巻頭言] 公益財団法人としてのスタートにあたって 牧野 徹 ——1

[特別論文] イギリスの税制、日本の税制 佐藤和男 ——2

[論文] 持ち家の帰属家賃の測定 清水千弘 ——10

[論文] サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の経済分析

丹呉 允・高山知拡 ——20

[論文] 地震リスクとオフィスビルの不動産価値との関連性 小松広明 ——28

[海外論文紹介] フードデザート研究の現状とこれから 関口達也 ——36

エディトリアルノート ——8

センターだより ——40 編集後記 ——40

# イギリスの税制、日本の税制

## 住宅・不動産税制を中心に

佐藤和男

### はじめに

本紙を発行されている(財)日本住宅総合センターでは、平成18(2006)年以来、東京大学・中里実教授を座長として租税法学者から構成される「海外住宅・不動産税制研究会」を発足させ、海外の不動産税制の研究を行ない、その成果を紹介するシリーズが続行されている。

これまでに、キャピタル・ゲイン課税制度、流通税制、相続・贈与税制、不動産保有税制と続けられ、近く、政策税制についての刊行が予定されている。

筆者は、その研究会に参加し、保有、政策税制についてイギリスを担当してきたが、今般、かつて何度か寄稿させていただいた本誌から、何か一文をとという依頼があったことを機会に、前述の研究会の参加によって筆者が気がついたことを「イギリスの税制、日本の税制」としてまとめてみたのが本稿である。

### 1 キャピタル・ゲイン課税について

イギリスにおいては、岩崎政明教授が述べられているように、「個人所得課税の理論としては伝統的に制限的所得概念が妥当してきたため、一時的、偶発的利得の典型であるキャピタル・ゲインは担税力ある課税所得の範囲から除外され、非課税とされてきた」<sup>1)</sup>のであるが、1965年財政法により所得税とは別枠でキャピタル・ゲイン税が独立して設けられ、これが現在まで継続している。

一方、わが国においては、戦前はイギリスと同じく制限的所得概念の立場から譲渡所得は所得税の対象外であったが、昭和17(1942)年の戦時立法により、特例として所得税の対象とされ、昭和22(1947)年の所得税法の改正によって、資産の譲渡に因る所得は原則的に所得税の課税対象とされた。それ以来、所得税本則による2分の1総合課税と分離比例税率方式(昭和43年土地税制答申で提案された。)のいずれの方式によるのか、また税率についても軽課、重課様々な変化があったが、ようやく平成16(2004)年度税制改正において、租税特別措置法の中で、一般長期譲渡所得についての税率20%(所得税15%、住民税5%)による課税が恒久化され、今日に至っている。

現状においては、イギリスでは個人について、譲渡益に対し、原則18%の比例課税、わが国では20%(住民税を含む)の比例課税と、きわめて類似の税率構造を採用するようになっている。

ところで、譲渡益は、言うまでもなく「譲渡価額-取得費」であるが、この取得費はわが国では昭和44(1969)年以来、「当該譲渡による収入金額の5%または実際の取得費のうち高い方の額」を採用してよいことになっており(租特法第31条の4第1項及びこれについての通達昭和46直資31の4-1)、もっぱらこの「5%ルール」で譲渡益を計算することが通例とされている(したがって、譲渡益は譲渡額の95%となる)。

この「概算取得費控除制度」といわれる制度

は、所得税法本則における取得費の計算方法が、昭和27（1952）年12月31日以前から引き続き所有していた資産の取得費については昭和28（1953）年1月1日を基礎として計算するとされていたことの簡便化と説明されており、昭和44（1969）年税制改正以来修正されていない。

一方、イギリスでは、1965年キャピタル・ゲイン税が導入された際、当該日以前に発生していたキャピタル・ゲインに課税すべきでないとの考えから、それ以前の期間に対応するキャピタル・ゲインは除外すべきものとされ、次いで、1982年改正時には、同年3月31日に資産が保有されている場合、「資産再評価」により、当該資産は同日に売却され同日の市場価値で直ちに取得されたものと推定する原則が適用されている<sup>2)</sup>。

そのうえで、1982年財政法により導入された物価調整控除（Indexation relief）で、「1982年3月31日以降の小売物価指数（retail price index）を加味して取得費を計算」し<sup>3)</sup>、さらに、1997年財政法により漸減控除（Taper relief）——当該資産の保有期間に応じて定められている法定控除率により課税標準額を減額する制度<sup>4)</sup>——が導入されていたため、最終的な数値はこれら relief を適用した上で課税標準が定まることとなる<sup>5)</sup>。

このような、イギリスにおける、キャピタル・ゲインを確定するための取得価格の算定についてのさまざまな試みからみると、わが国の概算取得費控除制度については、そもそも「なにが譲渡益か」ということが論議の対象から忘れ去られた感なしとしない。すなわち、昭和44（1969）年当時において「5%」と設定した概算取得費の推定が現在でも妥当するとは到底思えないし（昭和30年対昭和43年の全国市街地価格指数の比は約1：10であり、平成24年では約1：20程度である）、それ以上に、取得費について一般物価変動における調整をしないことを含め、「キャピタル・ゲインがなぜ課税される

#### 佐藤氏写真

さとう・かずお  
1933年愛知県生まれ。東京大学法学部卒業後、建設省入省。国土庁大都市圏整備局長、建設大臣官房総務審議官、住宅都市整備公団副総裁、三井不動産株式会社代表取締役副社長等を経て、現在、同社社友。法学博士（筑波大学）。著書：『土地と課税——歴史の変遷からみた今日的課題』（日本評論社）ほか。

か（Why Tax Capital Gains?）」<sup>6)</sup>についての突き詰めた議論と、それを前提とした「譲渡益」の確定についての議論を始めるべきではなからうか。

## 2 相続税について

イギリスの相続税（Inheritance Tax）は、吉村准教授が述べられているように長い歴史を経て、現行の1986年相続法に至っているが<sup>7)</sup>、その税収は2009年10月時点で24億ポンドで、課税件数もあまり多くなく、死亡者数56万人中相続税支払者数1万2000人で相続件数の2%程度が適用になったに過ぎないとされる<sup>8),9)</sup>。

イギリスの相続税法でもっとも特徴的とされるのは「潜在的免税贈与」（Potentially Exempt Transfer）という相続税特例である。これは贈与者が当該移転の時点より7年以内に死亡した場合のみ相続税の納税義務を発生させるとする制度で、ほとんどの生前贈与はこの潜在的免税贈与として取り扱われているとされている<sup>10)</sup>。

さらに、贈与者の死亡が贈与から3年を超える日以降において生じたときは、その適用税率が通減され、3年を超過した時点で20%、それ以降1年を経過するごとに20%ずつを加えた割合が減じられるとするものである。例えば、贈与者が移転時より4年半経過した時点で死亡した場合、その潜在的免税贈与に適用される税率は、原則的な税率（40%）の60%、すなわち24%が適用税率になるとするものである<sup>11)</sup>。

この相続税特例について、キャメロン政権において始められた「租税政策の新しいアプローチ」(Tax Policy Making; a new approach) (2010年)の第一弾としての租税簡素化局(OTS)のレポート“Review of tax relief; final report” (Office of Tax Simplification)において、相続税の「特例の多くは、本税の実施において必要なものであり、何が課税され、いつ課税されるかを定義づけるものである。」とし、相続税のその他の特例を含め、簡素化作業ではこれを否定せず、長期的な相続税検討の一環とすることとしている<sup>12)</sup>。

ひるがえって、わが国の相続税、贈与税については、戦後の税制改革の影響で異常ともいえる高率な税率の採用が続き、ようやく平成15(2003)年度の相続税・贈与税改革によって最高税率が50%に引き下げられたものである。同時に実施された相続時精算課税制度(とくに、住宅取得等資金に係る特例制度)により、住宅に関連する贈与について大幅な非課税枠の拡大が行なわれたものの、一般的な贈与の非課税枠は110万円にとどまっている。とくにわが国においては、贈与税は「相続税の補完税の性質をもつ」<sup>13)</sup>ことから、その税率構造はきわめて高率であり、禁止的ともいえる税率構造をとり、イギリスの「潜在的免税贈与」のような考え方はまったくとられていない。

このことは、かつて中里教授が本誌で「相続税の複雑性」として論じられたことに関連することであるが、相続税・贈与税を富の再分配の観点からのみ論ずるべきではなく、「相続制度の根拠を正面に据えた上でなければ相続税に関する議論を行なうべきではない」<sup>14)</sup>とされているように、相続人に対する贈与についても相続税の潜脱としてのみとらえて立法措置を講ずることは、大きな過ちを引きおこすのではないかと考えるのである。

そもそも、相続税、贈与税で強調される、税を富の再分配の道具としようとする考え方は、

1799年にイギリスにおいて所得税が導入されて以降19世紀の最終期に始まり——Constructive Taxation(積極税制)といわれる——20世紀初期のロイド・ジョージの各種税制(所得税のみならず相続税、土地価格課税等の諸税)の成立によって固まったものである<sup>15)</sup>。

しかしながら、租税が政府収入を確保するためのものであることは租税の大原則であり、贈与税についても富の再分配の観点から、禁止的と思われる高率課税を制度化することは疑問なしとしない。社会実態としても、相続権を有する者に対する贈与については、相続税と同程度の税率構造(基礎的控除は別として)が妥当するのではなからうか。そのうえで、イギリスの「潜在的免税贈与」のように相続権者に対する贈与について財の流動化を高めることが、土地等の資産の流動性を高め、一方では、税収にもプラスを生ずる可能性があるのではなからうか。

### 3 保有税について

#### (1) レイトの歴史から

イギリスの不動産保有税は、歴史的には早く13世紀ごろからその事例がみられ、最終的にはエリザベス I 世のほぼ終期の1601年制定のPoor Relief Act(救貧法)において、その国法上の根拠を確定されたといわれるレイト(Rate)が長い歴史を通じて不動産保有に対する課税の主流であった。

このレイトの初期の課税原則は、増加利益課税(Betterment or Beneficial Taxation)の原則に基づくもので、各人の利益に共通する施策の費用を、利益と見合うように納税義務者間で負担する思想に基づくものであった。次いで、再分配課税(Redistributive Taxation)の原則により、社会のより貧しい人々への恩恵サービスを与えるために、それ以外の者に課税する立法措置が上述の救貧法であった。

以降、レイトの歴史はこの二つの原則を包含したものが立法として具体化されており、後述

の現行制度もこの流れを受け継ぐものとなっている<sup>16)</sup>。

このように救貧法体系に組み込まれたレイトは、その課税対象、評価方式、徴税方式においてさまざまな変化を経ながら成長し、19世紀末には、「一般レイト」(general rate)として地方団体のすべての機能をまかなうための唯一の税となり、「1890年代の平均的納税者は、地方政府に対する納税額が中央政府に対する納税額とほぼ等しかった」とされるまでに成長した<sup>17)</sup>。

このように成長したレイトも1970年代に至り、「1974年の危機」とされるレイトの増徴に対する納税者の不満の高まりから、1979年サッチャー保守党政権のスタートにより、地方団体に対する「税率制限」(Rate capping)が実施され、さらに、レイトの抜本改革として、

- ①その税収をそれぞれの地域の成人人口比で配分する「国税」としての非住宅レイト(Non-Domestic Rate)の創設
  - ②各地方団体が決定し、その地域の成人居住者が支払うコミュニティ・チャージへの居住系レイトの段階的移行
- に踏み切った。

このような思い切ったレイト改革を必要とした理由は、その負担の高騰による納税者の不服を背景に、地方団体ごとの非住宅不動産に対する税率のバラツキが大きいことにあった。青書『地方政府のための支払い』(Paying for Local Government, Cmnd 9714 (HMSO1986) (Green Paper)では、「同じような評価の資産で、同一の企業が、課税団体が異なるため113%も異なる課税を受けることになる」と指摘し(同青書11頁)、このことは、「企業の効率的な活動と地方団体の財政責任の双方両面から問題」であるとし、企業の競争力に影響を及ぼし、とくに投票権を有しない者に課税される等の問題があるとした。その解決策として「地方団体の非住宅レイトの変更権限を剥奪」することによって、

「投票権者と地域サービスのための支払い者間の距離をせばめることを可能に」し、事業者の投資計画への信頼と課税の公平性が保たれるとしたのである<sup>18)</sup>。

このような意図からスタートしたサッチャーの税制改革は、住宅系レイトの「人頭税」騒動から一部挫折したものの、非住宅系の Non-Domestic Rate については、1990年にスタートして以来、順調に当初設計どおりに施行され、後述するように一部修正があったものの基本的スキームはイギリスに定着したとみられる。

このレイトの歴史からの教訓は、保有税、とくに事業用資産についての課税の妥当性を、課税団体に対して選挙権を有しない権利者との間でいかに担保するかの難しさということではなかるうか。

## (2)最近におけるレイト改革

このような事業用資産の課税方式に対する改革意見として、

- ①中小企業を中心とするレイトの負担軽減、
  - ②事業所税地方附加税の導入、
- が大きく取り上げられるようになり、前者については2005年から小規模事業者に対する特別税率としてほぼ0.5%低い特別税率が設けられるようになった。

一方、②に関連する地方団体に対する税率の関与については、さまざまな議論のすえ、「産業振興地域税」(Business Improvement District Levy)が2003年地方政府法(Local Government Act 2003)により立法化されるに至った。この制度は、地域内の全占有者からなる投票者(BID 賦課金の支払義務者たる事業所税納税者)の過半数とあわせて課税対象不動産の課税評価額の過半数の獲得が増加課税の条件とされていたことに大きな特色を有する。

このように、権利者たる法人に対してもその課税対象に見合う投票権を与えたこと、そのうえで、納税額と見合う投票権を確保しようと

たことは、投票者と納税者の距離をせばめるためのものであり、このような税負担と投票権のリンクは、不動産の税負担について——事業用不動産に関してはとくに——その合理性と必要性が認められるところであろう。

### (3)わが国の固定資産税制

一方、わが国の固定資産税の前身の地租制度は、明治6（1873）年太政官布告第272号「地租改正条例」に基づいて、政府による地価の決定、その3%を地租として土地所有者からの収納することを枠組みとしてスタートしたもので、明治期の日本において行なわれたさまざまな改革の中でもっとも重要なものの一つであった。

その後、地租がその基幹税としての地位を所得税に明け渡した後も、実質的には地方財源として家屋税とともに重要な租税として存在し続け、戦後、シャウプ税制改革により家屋税等と統合されて、固定資産税へと発展してきたものである。

ところで、固定資産税の負担については、個人および法人の所得に対する課税が、別途、市町村民税等として制度化されていることもあって、「応益原則」によるものとされており、イギリスにおけるレイトのように「増加利益課税の原則」と「再分配課税の原則」の両立という考えはとられていない<sup>19)</sup>。

課税の実際については、課税標準のベースとなる評価額は「適正な時価」（地方税法第341条第5号）と法律上定めるのみで、詳細は省令以下に委ねられ、平成6（1994）年度評価替えにおいて実施されたいわゆる「7割評価」においても、住宅用地については課税標準の特例率を3分の1（小規模住宅用地については6分の1）——評価替えによる税負担の増加は行なわないとの方針により——としたものの、商業地等については、評価額について一定の調整率を適用した額を課税標準額とする立法措置が講じられるに留まった<sup>20)</sup>。

一方、税率については、標準税率として1.4%（平成16年度の地方税法改正により、制限税率2.1%が廃止された（地方税法第350条））を定めるのみで、法律論としては、地方団体の条例に委ねられることになっている。

この平成16（2004）年度改正は、「地方分権を推進する観点から、地方公共団体の課税自主権の拡大を図るため」固定資産税の制限税率（現行の1.5倍、すなわち2.1%）を廃止するとともに、この標準税率の定義を見直し、「財政上の特別の必要があると認める場合」を「財政上その他の必要」と改め、税収規模には直接関係なく、一定の政策目的を達成するための手段として税率を変更するなどの措置を採りやすくするためのものとされており<sup>21)</sup>、上述したイギリスの「税率制限」（Rate Capping）のような地方団体の税率引き上げに対する抑制措置はまったく存在しないことになっている。これは、納税者たる法人または非居住者の個人所有の不動産について、その納税者の意見を聴取することなく——条例を決定する地方議会についての選挙権を有しないため——税率が定められていることが生じ得ることとなり、このような事態は、上述の英国政府青書の指摘が述べるように、企業の競争力を損ない、投資意欲を減退せしめるとともに、税制の基本である、投票権を有しない者への課税という根本的な問題を惹起するのではなかろうか。

## 4 政策税制について

欧米各国の政策税制に関する紹介は近く刊行される予定で、筆者もイギリスについて紹介を行なうこととなっているので、詳しくはそれによることとしたいが、結論として、イギリス税法における政策税制的な部分——Tax Relief、Tax Exemptionあるいは米国のそれにならってTax Expenditureといわれる分野——はきわめて複雑多岐にわたり、イギリスでもその整理、統合が税制論議の最初にして最大の課題で

あることはキャメロン政権がその税制論議のスタートを、租税簡素化——Tax Simplification——から始めたことから明らかである。

しかしながら、その結論は、すでに述べたように、相続税における潜在的免税贈与制度のような大きな特例であっても「本税の実施のため必要なもの」としているように、手続き的な簡素化に主眼がおかれ、Tax Relief については「税の実施において必要なもので、何が課税され、いつ課税されるかを定義づけるもの」との見地から、当面、その必要性を認めるものが多く見受けられた。

一方、わが国における政策税制についての論議は、シャープ税制の流れを汲んで、アメリカの Surry 教授らの主張に同調し、極力、租税特別措置を圧縮する論議が主流である。

今後のわが国の政策税制——租税特別措置——をめぐる税制論議においても、従来の租税特別措置の枠組みやそれをめぐる論議にこだわることなく、イギリスの例も参考としつつ、広範で、本質的な論議が望まれるところである。

## おわりに

これまで、キャピタル・ゲイン課税、相続税、さらに保有税についてイギリスとの対比で述べた事項は、やや税の軽減に向けた主張を主とするものであることを否定はしないが、イギリスにおける所得課税等の負担が日本との対比において全般として軽いとは言えないのが、在英の方々から聴取した筆者の実感である。このことは例えば、『日本の税制』（平成20年度版）によるイギリスの個人所得税負担率13.5%は、日本はもとより、米、独、仏に比しても高い水準にある等、直接税比率が高いことからみても明らかであろう<sup>22)</sup>。

したがって、今後の税制改革の議論は、これまで述べてきたような各種の税制の負担合理化のための政策を推し進めつつ、課税ベースの拡大等を進めるといふきわめて困難な道を歩む必

要があるのではなからうか。

## 注

- 1) 海外住宅・不動産税制研究会編著（2008）『欧米4か国におけるキャピタル・ゲイン課税制度の現状と評価』（財日本住宅総合センター、4頁）。
- 2) 高野幸大（2007）「キャピタル・ゲイン税」イギリス住宅税制研究会編著『イギリスの住宅・不動産税制』（財日本住宅総合センター、76頁）。
- 3) 前掲注2、9頁。
- 4) 前掲注2、10頁。
- 5) *Tiley & Collison's UK Tax Guide 2011-12*. Lexis Nexis, pp.995
- 6) J. Tiley (2008) *Revenue Law*, 6<sup>th</sup> ed., Hart Publishing, pp.662.
- 7) 海外住宅・不動産税制研究会編著（2010）『相続・贈与税制再編の新たな潮流』（財日本住宅総合センター、6頁）。
- 8) *Review of Tax Reliefs: Final Report*, March 2011 (Office of Tax Simplification) による。
- 9) 『図説日本の税制』（平成20年版、293頁）によると、わが国の課税割合は4.2%とされる。
- 10) 前掲注7、13頁
- 11) 前掲注7、15頁
- 12) 前掲注8、15頁
- 13) 金子宏（2007）『租税法（12版）』（弘文堂）451頁。
- 14) 中里実（2011）「相続税の複雑性」（『季刊住宅土地経済』No. 80）3頁。
- 15) R. Douglws (1999) *Taxation in Britain Since 1660*, Macmillan Press, INC, pp.72, pp.92.
- 16) 海外住宅・不動産税制研究会編著（2010年）『主要先進国における住宅・不動産保有税制の研究』（財日本住宅総合センター、7～8頁）。
- 17) 前掲注15、11頁。
- 18) 前掲注15、18～20頁。
- 19) 前掲注15、429～430頁。
- 20) いわゆる、固定資産税の実効税率（商業地及び住宅地のそれぞれの固定資産税額 ÷ 宅地資産額 × 100%）で、7割評価実施後の変化率をみると、商業地は平成6年時点で0.3%程度のものでその後急騰し、平成22年推定では、0.65%程度と倍増しており、平成3年度土地税制改正時に土地保有課税のひとつの目標とされた0.4%を大きく上回る結果となっている。
- 21) 『改正地方税制詳解（平成16年）』（財）地方税務協会、53頁、166頁、167頁。
- 22) 前掲注9、271頁によると、イギリスの国民所得に占める個人所得課税負担割合は13.5%、課税最低限は124.3万円であり、日本はそれぞれ4.2%、325.0万円とされている。

住宅が日本の国富の大きなシェアを占めていることはよく知られている。このため、住宅の価値を的確に把握することが国富を知るうえで重要となる。その方法として、経済統計では帰属家賃を求めて計算している。帰属家賃とは、持ち家に対して、所有者が自分の住宅に対して払うと想定される家賃額である。持ち家が賃貸住宅として市場に出された時の家賃額ということになる。もちろん、そのような家賃は実際には払われないので、推計するしかない。

清水論文（「持ち家の帰属家賃の測定」）では、適切な持ち家の帰属家賃を推定する方法を探求している。帰属家賃を推計する主な方法としては、近傍の賃貸住宅の家賃から推計する近傍（等価）家賃法と住宅を保有することの機会費用から推計するユーザーコスト法とがある。

清水論文では、近傍家賃法で推計した結果、推計された帰属家賃と県民経済計算による持ち家の帰属家賃とは、時期によっては10倍の乖離があったことを示している。この理由として、賃貸住宅市場と持ち家市場における住宅品質に差があることに加えて、住宅価格と家賃の変動は完全には連動しておらず、結果としてバブル期など価格変動が大きい時には大きく乖離してしまうことを指摘している。また、ユーザーコスト法では、資産価格変動に大きく依存してしまい、不自然に負の値になったりする問題がある。

そこで、清水論文では、ディワートにより提唱された、両方の方法を折衷させた機会費用を用いる方法で推計した。ディワートの方法とは、ユーザーコストと近傍家賃法による家賃の最大値を機会費用と考えて、計算する方法である。ユーザーコスト法による不自然な負の値の弊害を減じることができるとの利点となっている。

ただ、この方法でも時期によっては3.5倍の乖離が見られることを明らかにしている。国民経済計算や消費者物価統計で大きなウェイトを占める帰属家賃が、いかに推計が困難な対象であるかを明らかにしたという意味で画期的な研究である。

そもそも、帰属家賃という概念は、市場で観測される統計量ではなく、あくまで仮想的な概念である。そのため、正解がない問題に対して、精度を求めねばならないという難しい状況にある。その意味では、経済統計において、帰属家賃よりも信頼性の高い別指標を用いるほうが良い可能性を示唆しているとも言える。また、学問的には、まだ大きく改善の余地がある挑戦しがいのある分野であるとも言えるだろう。

今後のさまざまな討議を呼び起こす可能性のあるエポックメイキングな論文であると言えよう。



今後、高齢化がさらに進行することは確実であり、その際に高齢者の生活支援をどのように社会的に整備していくかは喫緊の課題と

なっている。そのためにも、効率的で効果的なサービスの供給が求められている。

高齢者用住宅のなかでも、バリアフリー構造を有し、安否確認や生活相談サービスがあり、かつ事業者からの一方的な解約などを防ぐ契約の住宅をサービス付き高齢者向け住宅という。この住宅が、高齢者の生活支援という意味で、重要な一翼を担うことが想定されている。

丹呉・高山論文（「サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の経済分析」）では、このサービス付き高齢者向け住宅（以下、サービス付き）への補助政策の効率性について評価を試みている。

介護施設とサービス付きを比較すると、介護施設への補助のほうが手厚い。そのため、サービス付きの需要が相対的に低くなる。介護施設への過大な需要量を軽減するために、現状では総量規制がある。すなわち、需要者と供給者の割当によって、マッチングをしているのである。実際には、要介護度の高い者が多く割り当てられており、その意味である程度効率的に運用されている可能性はあるものの、価格機構が働かない分、非効率性は避けられないとしている。その場合、サービス付きへの補助を充実すれば、介護施設への過大な需要は抑制されるため、効率性改善の余地があることとなる。

サービス付きには介護事業所や診療所等を併設しているものと、併設していないものがある。併設

しているもののほうが、移動費用削減や人材の多能工化という観点から優れている可能性があるものの、価格に差異を設けることができず、この点でも市場に歪みが生じる可能性がある」と指摘している。

丹呉・高山論文はサービス付きに対する補助政策の有無を定量的に比較している。結果として、総量規制による入所割当が効率的な場合、もしくはサービス付きへの自主的な移行が少ない場合には、純便益は負となり、政策として推奨できないと指摘している。逆に言えば、割当が非効率でかつサービス付きへの自主的な移行が多い場合にサービス付きへの補助施策が正当化されることとなる。補助によるサービス付きの魅力向上が大きく期待できるかどうかが重要であると言えよう。

高齢者の生活支援は、今後、さらに高齢者割合が増加しているために、社会全体としての効率的な制度設計が鍵となる。

本研究のような分析をさらに精緻に進め、効率的で効果的なサービスの供給体制を築くことが期待される。

### ●

阪神・淡路大震災では、地震の揺れによる建物倒壊が多く発生し、耐震性の重要性を知らしめた。その後、災害復興や耐震面での制度的進展はあったものの、耐震性についての人々の認識はやや薄れてきていたかもしれない。2011年の東日本大震災では、津波被害が大きかったものの、その後の余震も

含めて広範囲で地震を経験することとなり、社会における耐震性能に対する関心が高まった。

耐震性能を端的に知る方法は現行の耐震基準に合致しているかどうかであり、1981年6月1日以降の建築確認をとっているかどうかが目安とされる。しかし、旧耐震基準であるからといって、現行の基準に合致していないとは言いきれない。そのため、本来は建物自体の耐震性能を個別に測るしかない。

不動産市場で使われている指標として、PML値がある。PML値とは予想最大損失率であり、建物使用中に予想される地震に対して予想される最大の物的被害額の建物再調達価格に対する比である。

小松論文（「地震リスクとオフィスビルの不動産価値との関連性」）では、このPML値を利用して、オフィスビルの不動産価値に地震リスクがどの程度影響を与えているかを分析している。

地震リスクとオフィスビル価格との関係を分析したところ、PML値が価格に負の影響を与えていること、さらに、建物倒壊危険度が高い地域ほどその影響は大きくなることを明らかにしている。PML値は予想される最大被害予測値であって、被害総額の期待値ではない。PML値が大きければ、最大被害値も大きい、それは被害を受けやすいことも示しているので、長期的な被害総額の期待値はPML値以上に大きめになると考えることができる。そのため、

上記のような結果は、耐震性能に敏感な不動産市場であるならば、極めて自然な結果である。

小松論文では地震リスクと賃料との関係についても分析している。ただ、PML値はデータとして得られていないために、地域の建物倒壊危険度のみとの関係の分析となっている。結果として、建物倒壊危険度が高い場合には賃料にも負の影響があることが示されている。しかも、危険度が高いほうが負の影響も強く推定されており、これも自然な結果となっている。

さらに、小松論文では地震リスクとキャップ・レートとの関係について分析している。キャップ・レートとは、資本還元利回りのことで、家賃収入から諸費用を差し引いたものを価格で割ったものと考えることができる。前分析で、家賃にも価格にも地震リスクは反映していることが判明しているため、地震リスクとの関係は明確ではない。分析の結果、建物倒壊危険度とキャップ・レートの間には統計的な有意性が認められなかったと報告している。価格と家賃に地震リスクが十分に織り込まれているならば、さほど有意な影響が見られないということもうなずける。

分析結果全体を通して見ると、オフィス市場では地震リスクがかなり適切に織り込まれている可能性を示唆していると言えるだろう。今後のオフィス市場の耐震性のあり方を考えていくうえで、重要な示唆を与えてくれる論文である。

(Y・A)

# 持ち家の帰属家賃の測定

清水千弘

## 1 住宅価格と帰属家賃

住宅価格の変動は、さまざまな経路を通じて、経済システムに対して影響を与える。そのため、経済政策の運営において、住宅価格と他の資産価格、または、財やサービス価格との相対的な価格差を比較していくことは極めて重要となる。そのようななかで、近年においては住宅価格指数の整備が、国際的に進められてきた<sup>1)</sup>。

なかでも住宅のサービス価格である家賃は、家計の効用関数の重要な要素となるだけでなく、資産価格の変動を財・サービス市場へと伝搬させるためのチャンネルとしての役割を持つ。経済統計の中で最も重要な指標の一つである消費者物価統計においては、住宅家賃は全体のバスケットのおおよそ4分の1のシェアを占めている。そのため、Goodhart (2001) は、家賃は資産市場と財・サービス市場を結ぶ最も重要な結節点であると指摘している。

ただし、この前提には、住宅価格の変動と家賃が正しく連動していることが必要とされる。もちろん伝統的な新古典派の経済理論が示しているように、資産価格は将来に対する収益流の現在価値の合計として決定されていることを考えれば、その両者の間には一定の裁定が働くことは容易に理解できる。

しかし、実際の消費者物価統計などで測定されている家賃は、市場の状況を適切に反映することができていないといった指摘も多い。例えば、Shimizu, et al. (2010) では、消費者物価

指数（以下、CPI）に含まれている帰属家賃には強い粘着性が存在しており、その結果、現在のCPIのインフレ率に対して無視できない歪みをもたらしていることを指摘している<sup>2)</sup>。

経済統計における持ち家の帰属家賃の推計の歪みの問題は、CPIだけの問題ではない。持ち家の帰属家賃は、国民経済計算（SNA）においても各国共通におおよそ1割程度のウェイトを占めている。そして、GDPの規模やその変動は、CPIとともに金融政策・財政政策において最も重要な指標であることはいうまでもない。

ここで、CPIや国民経済計算で活用されている持ち家の帰属家賃の推計手法に注目してみよう。持ち家の帰属家賃の推計方法としては、日本や米国が採用している周辺の家賃相場から類推する近傍家賃法(Equivalent Rent Approach)と、欧州を中心に活用されている使用者費用法、または、ユーザーコスト法が代表的な手法として挙げられる。

まず、近傍家賃法は、理論的には住宅価格の変動と家賃が正しく連動しているという前提が置かれている。また、調査方法としては、家計の支払い家賃に基づき計算されている。そこで、住宅価格の変動と支払い家賃が正しく連動しているのかどうかといった問題と併せて、家賃データが発生する賃貸住宅市場と持ち家市場で、住宅の品質に差が存在しないかといった二つの問題が指摘される。

このような問題を改善するために、ユーザーコスト法が提案されているものの、ユーザーコ

ストの推計においても問題を残す (Shimizu, et al. 2012)。その典型的な問題は、住宅価格が大きく上昇するなかでは、ユーザーコストは負になってしまうという問題である。

それでは、持ち家の帰属家賃の推計は、どのような手法を用いるべきなのであろうか。本稿では、このような疑問に答えるために、Shimizu, et al. (2012) によって提案されたディワートの機会費用法を用いて、東京を対象として持ち家の帰属家賃の推計を行ない、従来の推計方法に基づく測定結果とどの程度の差異が生まれるのかを明らかにすることを目的とする。

## 2 近傍（等価）家賃法とユーザーコスト法

### 2.1. ユーザーコストモデルの基本式

消費者物価統計や国民経済計算において、持ち家の帰属家賃とは、何を測定することを目的とすべきなのであろうか。

例えば、Diewert and Nakamura (2008) では、持ち家の帰属家賃を、「測定する時点における、同じ種類の住宅の“市場価値”に対応した住宅の利用によって得られるサービス」としている。つまり、住宅を所有することによって、家計はどの程度のサービスに対する費用を負担としているのかを市場価値として測定することが求められている。この費用の定義をより厳密に考えれば、住宅を保有することの機会費用であるといえよう。

家計が住宅を利用することによって享受することができる効用の対価としての費用の市場価値と定義すれば、その時々で市場で成立する市場家賃となる。しかし、実際に保有し利用するためには、住宅の資産としての側面を考えれば、その価格変動も考慮しなければならない。そうすると、住宅を保有コストと併せて、ある時期に売却し、一定期間後に買い戻したときに発生する費用も考慮しなければならない。いわゆる、ユーザーコストである。

Katz (2009) では、家賃とユーザーコスト、そして資産価格との関係について網羅的にレビ

### 清水氏写真

しみず・ちひろ  
1967年岐阜県生まれ。1994年東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。東京大学博士（環境学）。現在、麗澤大学経済学部教授、ブリティッシュコロンビア大学経済学部・香港大学建設不動産学部客員教授。

ューしている<sup>3)</sup>。以下、これらの関係を整理してみよう。

ここで、 $V_v^t$  は、生産されてから  $v$  年が経過した  $t$  期の最初の資産価格であるとする。そうすると  $V_{v+1}^{t+1}$  は、1 期分その資産が古くなった 1 期後 ( $t+1$ ) の資産価格、 $u_v^t$  は  $t$  期の最後に受け取ることができる期待サービス価格となる。期待サービス価格とは、資産のサービスへの対価であり、リース料（不動産の場合では家賃）に該当する。

また、生産後  $v$  年が経過した資産の  $t$  期の終わりに支払う経費支出を  $O_v^t$ 、 $r^t$  を期待名目利子率 (i.e. 他の代替資産との裁定の結果決定される期待利子率) とする。ここで、期待値は  $t$  期の最初に決定されるものとする。

また、この資産の生涯時間を  $m$  年と仮定する。このような仮定の下では、 $t$  期の資産価格は次のように定式化できる。

$$V_v^t = \frac{u_v^t}{1+r^t} + \frac{u_{v+1}^{t+1}}{(1+r^t)(1+r^{t+1})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} - \frac{O_v^t}{1+r^t} - \frac{O_{v+1}^{t+1}}{(1+r^t)(1+r^{t+1})} - \dots - \frac{O_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (1)$$

この資産が 1 期経過すると、(2)式のようになる。

$$V_{v+1}^{t+1} = \frac{u_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} + \frac{u_{v+2}^{t+2}}{(1+r^{t+1})(1+r^{t+2})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t+1}^{t+m-v-1}(1+r^i)} - \frac{O_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} - \dots - \frac{O_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t+1}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (2)$$

ここで、(2)式の両辺を、 $(1+r^t)$  で割ると、(1)式の結果から、(3)式を得る。

$$V_v^t - \frac{V_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} = \frac{u_v^t}{1+r^t} - \frac{O_v^t}{1+r^t} \quad (3)$$

(3)式に $(1+r^t)$ をかけると、 $t$ 期のユーザーコスト、または、期待サービス価格 $u_v^t$ は、(4)式として求めることができる。

$$u_v^t = r^t V_v^t + O_v^t - (V_{v+1}^{t+1} - V_v^t) \quad (4)$$

このように得られた裁定式は、実際の経済統計の作成実務においては、資産価格が大きく上昇する局面では、ユーザーコストはマイナスとなってしまうという問題が発生する。逆に、価格の下落局面ではユーザーコストが大きく上昇する。つまり、(4)式に基づく短期的な資産価格の変動 $(V_{v+1}^{t+1} - V_v^t)$ によって、ユーザーコストのボラティリティが大きくなってしまっているのである。

Poole, et al. (2005) は、この資産価格の変動分をより実際の家計の住宅選択行動と照らして、次のように改善することを提案している。

資産の年齢（生産後年数）は無視して、 $V^t$ は $t$ 期の最初の資産価格、 $r^t$ を名目利子率、 $V^t$ を原価償却率、固定資産税、維持管理費等の集合とし、資産価格の変動を居住期間を想定した住宅市場の変動と考え、その期待キャピタルゲイン $(E[\pi])$ として変更することを提案している。つまり、家計は、毎年住宅を売却し購入しているのではなく、一定の期間を利用し、その利用期間を想定したキャピタルゲインの変動を想定していると考えているのである。

そこで(4)式は、(5)式のように書き換えることができる（以下、VVユーザーコストと呼ぶ）。

$$\begin{aligned} u^t &= r^t V^t + \gamma_{hh} V^t - E[\pi] V^t \\ &= \text{住宅利払い} + \text{経費} - \text{期待価格上昇率}(t+1) \end{aligned} \quad (5)$$

ここでの特徴は、キャピタルゲインの推計を、資産ごとではなく当該資産が所属する集合体の期待値へと変更した点である。そのため、実務的には、中期的な資産価格の期待値を用いることとなるため、資産価格の変動に伴うボラティリティは縮小することとなる。

## 2.2. 金融効果（負債）を考慮したユーザーコスト

住宅を取得する際には、住宅ローンを組んで購入することが一般的である。ここで負債の効果を考慮する。このような負債の効果を加味したものを、ここでは「金融ユーザーコスト」と呼ぶ。

ここで $t$ 期における負債を $(D^t)$ とすると、保有しているエクイティ部分は、 $V^t - D^t$ となる。そこで、(5)式で定義したVVユーザーコストは、(6)式のように展開できる。

$$\begin{aligned} \frac{u^t}{1+r^t} &\equiv [V^t - D^t] \\ &\quad - \left[ \frac{-r_b^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 $\overline{V^{t+1}}$ は、 $t$ 期の最初に予測した期待資産価格であり、 $(r_b D^t)$ は、負債に対する支払利子額、 $(O^t)$ は経費支出額である。そこで、(6)式は、(7)式として求めることができる。

$$u^t \equiv r_b D^t + r^t (V^t - D^t) + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (7)$$

(7)式からも理解できるように、ユーザーコストは、負債の多寡によって変化する。例えば、負債がまったくない家計をタイプA (Type A) とすれば、その家計のユーザーコストは、(8)式のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{u^t}{1+r^t} \Big|_{\text{typeA}} &\equiv [V^t] - \left[ \frac{-O^t + \overline{V^{t+1}}}{1+r^t} \right] \\ &= \frac{O^t + r^t V^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t)}{1+r^t} \end{aligned} \quad (8)$$

このタイプAのユーザーコストは、

$$u^t \Big|_{\text{typeA}} \equiv r^t V^t + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (9)$$

となり、VVユーザーコスト ((5)式) と一致する。

一方、負債が存在する家計をタイプB (Type B) とすると、(10)式のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{u^t}{1+r^t} \Big|_{\text{typeB}} &\equiv [V^t - D^t] \\ &\quad - \left[ \frac{-r_b^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \\ &= \frac{r_b^t D^t + O^t + r^t (V^t - D^t) - (\overline{V^{t+1}} - V^t)}{1+r^t} \end{aligned} \quad (10)$$

この時の、タイプ B のユーザーコストは、(11)式として表すことができる。

$$u^t|_{\text{typeB}} \equiv r^t D^t + r^t (V^t - D^t) + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (11)$$

最後に、資産価格が大きく下落してしまい、負債が資産価格を上回ってしまうようなケースも想定される。近年の米国で発生したサブプライムショックによって、米国の多くの世帯では、このような債務超過となった家計が急増したのである。このケースをタイプ C (Type C) とすると、

$$\frac{u^t}{1+r^t}|_{\text{typeC}} \equiv - \left[ \frac{-r^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \quad (12)$$

として表すことができ、そのユーザーコストは、(13)式のようになる。

$$u^t|_{\text{typeC}} \equiv r^t D^t + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (13)$$

### 2.3. ディワートの機会費用法

以上のように、従来利用されてきた(4)式で示されたような伝統的なユーザーコストは、キャピタルゲインを住宅価格の期待上昇率へと修正した VV ユーザーコスト、そして負債の効果を加味した金融ユーザーコストへと精緻化をすることができた。

それでは、このような改善されたユーザーコストと日本や米国が採用する近傍家賃法 (Equivalent Rent Approach) のどちらが正確に持ち家の帰属家賃を測定することができるのだろうか。

(4)式でみたように、ユーザーコストと家賃は一致することになるが、実際には一致することは少ない。そうしたときに、ユーザーコスト法と近傍家賃法はどのように理論的な整合性を持って説明することができるのであろうか。

ディワートは、機会費用として持ち家のコストを定義した時に、ユーザーコストと近傍家賃法によって推計された家賃とを比較して、その最大値を取るべきであるということを提案している。

家計の最適行動を考えたときには、住宅価格が大きく上昇することが期待されているなかでは、住宅価格が低い時期に売却し、それを買い戻すといったような行動をとることはないであろう。住宅価格が大きく上昇することが期待されている時期は、ユーザーコストが負となるケースである。そのような場合には、帰属家賃を機会費用として考えれば、近傍家賃として測定すべきである。

逆に、住宅価格が下落することが予想されている時期には、住宅を売却して買い戻したほうがよい。その場合には、ユーザーコストとして測定されるべきであろう。

これを「ディワートの機会費用法」と呼ぶ。

## 3 実証分析

### 3.1. ヘドニック価格・家賃関数の推計

次に、具体的なデータによって、それぞれのユーザーコストがどのように変化するかを見てみよう。ここでは、Shimizu, et al. (2012) の推計結果を要約して紹介する。

まず、(4)式から出発しよう。(4)式の左辺をヘドニック家賃関数によって求め、右辺はヘドニック住宅価格関数を推計することによって予測する。推計対象は、東京都全域 (都区部+都下) として、推計期間は1991-2009年である。また、住宅の種別を戸建住宅、共同住宅 (マンション) の2用途とし、それぞれに区分して計算した。

近傍家賃法による家賃推計においては、ヘドニック家賃関数を推計し、その推計結果を用いて各住戸の想定家賃を推計する。また、ユーザーコストの推計においては、住宅価格の予測が重要となるが、その予測においても戸建住宅価格および共同住宅価格を用いたヘドニック関数を推計し、予測値を求めることとした。

さらに、ヘドニック関数の推計においては、各年で価格形成構造が変化していくことが予想されるために、(14)式のように、時間の変化に伴う家賃・価格形成構造の構造変化を加味した形

で関数を推計することとした (Shimizu, et al. 2010)。

$$\mu_{ijt} = X_{ijt}\beta_t + v_{ijt} \quad (14)$$

ここで、 $\mu_{ijt}$  はある時点  $t$  における  $i$  建物  $j$  種類の不動産家賃・価格であり、 $X_{ijt}$  はその不動産の規模や建物年齢に関する属性ベクトルとなる。 $j$  は、一戸建て住宅家賃、共同住宅家賃と合わせて、一戸建て住宅価格、共同住宅価格といった種類別の家賃、価格を意味している。

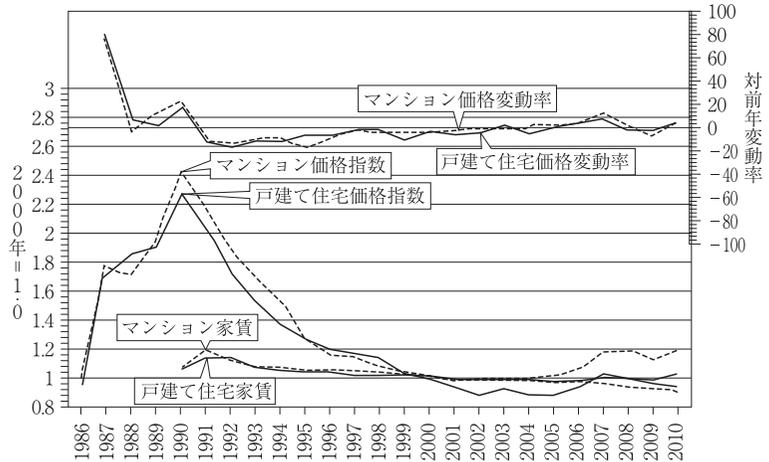
各用途別のヘドニック関数の推計においては、建物属性としては、専有面積、建物年齢（築年）、最寄り駅までの距離（駅距離）、都心までの時間距離（都心距離）を共通に用いるとともに、戸建て住宅関数においては前面道路幅員を、家賃関数においては構造ダミー（RC造であれば1、それ以外は0）を追加した。また、地域格差を制御するために市町村別の行政地域ダミー、沿線ダミーを採用した。

### 3.2. 住戸別住宅価格・家賃の推計

ここで推計されたヘドニック関数を用いて、各住戸別に家賃とユーザーコストを計算するための住宅価格を予測する。

住宅ストックデータとしては、1991年、1996年、2001年、2006年の東京都建物利用現況調査（都区部・多摩）のマイクロデータを用いることとした。同データは、建物単位でポリゴンデータとして整備されており、その建物現況（戸建て住宅か、共同住宅か）、構造（木造か、非木造か）、建物階数、面積などを知ることができる。しかし、ヘドニック関数の従属変数として用いたような「最寄り駅までの距離」や「都心までの時間」、または「前面道路幅員」、「建物年齢」に関する情報を持っていない。そこで、

図1—ヘドニック関数の推定結果に基づく住宅価格と家賃の変化



地理情報システムを用いて、最寄り駅を確定するとともに、そこまでの道路距離を測定した。また、確定された最寄り駅情報を用いて、「都心までの時間距離」を測定した。

建築後年数に関しては、「住宅統計調査」の市町村別データを用いた。各市町村単位で正規分布に従っていることを想定し、戸建て住宅価格-共同住宅別、年別、市町村別にそれぞれの平均値を与えた。

このようなストックに対して、推計されたヘドニック住宅価格関数および家賃関数に基づく予測値の平均値の動きを見たものが図1である。

一戸建て住宅価格および共同住宅は1990年にピークを迎え、その後下落に転じるが、家賃は1991年または1992年にピークを迎え下落に転じる。また、その変動幅も、価格の変動幅と比較して家賃の変動幅は小さい。この住宅価格と家賃の変動の差異は、近傍家賃として推計した場合の帰属家賃とユーザーコスト法によって推計された場合の帰属家賃で大きな差が存在することを示唆するものである。

### 3.3. 資産保有コスト

ユーザーコストを推計するためには、資産保有コストである維持管理費・金利・固定資産税額を設定しなければならない。なかでも維持管

理費の扱いは実はきわめて難しい。資産価値を維持するような投資を実施することで、減価償却の効果が変化してしまうためである。しかし、ここでは単純化のために、その効果は無視することとした。単位（㎡）面積当たりの維持管理費は、リクルート社の住宅購入者アンケートから計算し、その費用を住宅の規模（S）にかけ合わせることにした。同アンケート調査に基づく値は、2005年度だけである。そこで、その他の年度においては、2005年の推計値を、東京都の消費者物価指数の「設備・管理費」の変化率によって外挿した。

金利に関しては、負債率を50%と想定して、住宅ローン金利を用いた。

そうすると、保有コストの中でも中心的な費用となる固定資産税額の計算が残る。ここで、0期の建物および土地に対する固定資産税額を  $T_s^0$ 、 $T_L^0$  とする。また、建物に対する税率を  $\tau_s^0$ 、土地に対する税率  $\tau_L^0$  とすると、次のように表現できる。

$$\tau_s^0 \equiv T_s^0 / P_s^0 Q_s^0 \quad (15)$$

$$\tau_L^0 \equiv T_L^0 / P_L^0 Q_L^0 \quad (16)$$

このように定義すると、固定資産税額を考慮したユーザーコスト  $u^0$  は、(17)式のようにになる。

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0(1+r^0) + T_s^0 + T_L^0 - V^1 \\ &= [P_s^0 Q_s^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) + \tau_s^0 P_s^0 Q_s^0 + \tau_L^0 P_L^0 Q_L^0 \\ &\quad - [P_s^0(1+i_s^0)(1-\delta_0)Q_s^0 + P_L^0(1+i_L^0)Q_L^0] \\ &= p_s^0 Q_s^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (17)$$

また、固定資産税額を考慮した建物価格  $p_s^0$ 、土地  $p_L^0$  価格は、(18)、(19)式のようにになる。

$$\begin{aligned} p_s^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_s^0)(1-\delta_0) + \tau_s^0] P_s^0 \\ &= [r^0 - i_s^0 + \delta_0(1+i_s^0) + \tau_s^0] P_s^0 \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0] P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0] P_L^0 \end{aligned} \quad (19)$$

税額の実際の計算においては、 $P_s^0$  または  $P_L^0$  をどのように計算するのかといったことが重要になる。本稿では、 $P_L^0$  の推計は、(14)式に基づき1990年から2010年までの年別に、固定資産税の土地評価のベンチマークとなっている公示地価を用いたヘドニック関数の推計結果を用いて、

各住戸別に予測した。また、建物価格は、推計された各住宅価格総額から公示地価関数に基づく推計土地評価額を控除することで求めた。

加えて、固定資産税の名目税率は建物・土地ともに、その資産額の1.4%である。しかし、実際の実効税率は、その水準よりも低いことが知られている。そこで、東京都の実効税率を推計し<sup>4)</sup>、その税率を適用した。

### 3.4 キャピタルゲイン

ユーザーコストの計算のなかで、もっとも重要な構成要素となるのがキャピタルゲインである。(4)式では  $(V_{t+1}^i - V_t^i)$  として定義され、これは各住戸の価格変化となる。

(5)式と(7)式においては、期待値として定義されている。その理由としては、家計の住宅選択が単年度の価格変化を見て投資をしているとは想定しづらく、かつ、キャピタルゲインの単年度の実績値ではボラティリティが大きくなりすぎてしまうためである。そこで、(5)式と(7)式のキャピタルゲインは  $(\sqrt{V^{t+1}} - V^t)$  として求めた。

実際の期待成長率  $(E[\pi])$  は、市区町村 (k) 単位で過去5年間の変動率の幾何平均として求めた<sup>5)</sup>。つまり、住宅市場に対する期待は、市区町村単位での Backward looking で決定されているものと想定した。

## 4 等価家賃とユーザーコストの計測

### 4.1. 等価家賃の推計

ユーザーコストの推計に先立ち、ヘドニック家賃関数に基づき計算された持ち家帰属家賃総額と、県民経済計算で公表されている持ち家の帰属家賃を比較した(表1)。

両者を比較すると、バブルピーク時である1990年には10倍の乖離が存在していたことがわかる。両者に乖離は年々小さくなっていき、2009年には1.6倍までに収束する。

バブルピーク時で10倍までの乖離をもたらした原因は、しばしば指摘されてきた単なる持ち家と貸家の品質の格差では説明することができ

表1—推計帰属家賃と県民経済計算との比較

年	A：東京都県民経済計算・持ち家帰属家賃 (単位：100万円)	B：推計持ち家帰属家賃 (単位：100万円)	B / A
1990	441.84	4,925.89	11.15
1991	496.36	5,381.91	10.84
1992	700.54	5,283.60	7.54
1993	1,036.05	5,021.95	4.85
1994	1,217.25	4,933.06	4.05
1995	1,352.16	5,268.97	3.90
1996	1,442.76	5,256.77	3.64
1997	1,660.33	5,219.79	3.14
1998	1,834.53	5,155.46	2.81
1999	2,066.12	5,157.14	2.50
2000	2,175.39	5,864.61	2.70
2001	2,444.75	5,831.36	2.39
2002	2,467.59	5,925.69	2.40
2003	2,769.56	5,818.97	2.10
2004	3,046.95	5,782.20	1.90
2005	3,256.63	6,001.29	1.84
2006	3,398.76	6,062.71	1.78
2007	3,524.97	6,113.83	1.73
2008	3,595.95	5,951.92	1.66
2009	3,621.54	5,815.37	1.61
2010	-	5,655.68	-

ないだろう。両者の乖離をもたらした最も大きな原因は、住宅市場が大きく変動するようなバブル期やその崩壊期において、実際に公的統計で測定されている住宅家賃は十分に動くことができず、市場で決定されている市場家賃と消費者物価指数などで調査されている支払い家賃との間に大きな乖離が生まれるためだと考えられる。

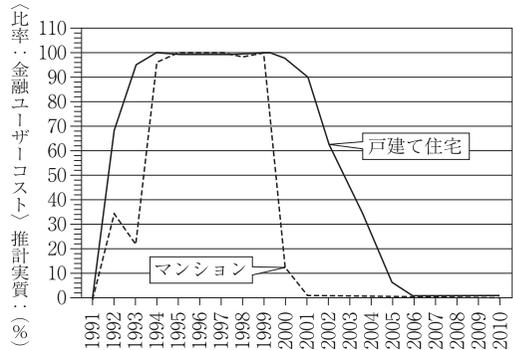
この結果は、消費者物価指数の帰属家賃の粘性性を測定した Shimizu et al. (2010) の結果と整合的である。

#### 4.2. ディワートの機会費用の測定

現在の支払い家賃に基づく近傍家賃法においては、持ち家の帰属家賃を過少に計測することが理解された。この乖離は極めて大きく、今後の修正の必要性を示唆する。

さらに、近傍家賃法は、持ち家の資産価格の変動が正しく家賃に反映されているという強い前提が置かれている。このような仮定は非現実的であり、実際の市場では両者が乖離してしま

図2—金融ユーザーコスト>推計家賃 比率 (%)



うことは容易に予想されよう。

ここで、一連の整理で求められた各種ユーザーコストとディワートの機会費用を計算してみよう。具体的には、第3節で推計されたヘドニック関数、および設定された各種パラメータを用いて、(4)式に基づくユーザーコスト（基本ユーザーコストと呼ぶ）、(5)式に基づくVVユーザーコスト、(7)式に基づく金融ユーザーコストとディワートの機会費用を求めた。

まず、ディワートの機会費用は、推計家賃と金融ユーザーコストとの最大値を取る。そこで、各建物単位で推計家賃と金融ユーザーコストを比較し、全建物占める金融ユーザーが推計家賃を上回る住戸の比率を、戸建住宅、集合住宅別に見たものが、図2である。

金融ユーザーコストは、期待成長率が低下していくなかで大きくなっていく様子がわかる。そのため、期待成長率が大きく低下していく1992年および1994年、1995年にかけては、推計家賃をユーザーコストが大きく上回っていた。一方、住宅価格の下落率が縮小、または上昇に転じはじめる1990年代後半および2000年代に入ると、ユーザーコストは低下した。そのため、金融ユーザーコスト>推計家賃の比率は急速に低下しており、持ち家の帰属家賃は近傍家賃法で推計された結果と近似していく。

この結果から、1990年代を通じて経済計算における持ち家の帰属家賃が過少に推計されていたことが類推できる。つまり、現在の経済計算

表2—ユーザーコストの比較

(単位:百万円)

年	a) 等価家賃	b) 基本ユーザーコスト	c) VVユーザーコスト	d) 金融ユーザーコスト	e) デイワートの機会費用	d) - b)	d) - c)	e) - a)
1991	5,381.91	34,917.15	-17,249.25	-16,969.24	5,381.91	-51,886.39	280.01	0.00
1992	5,283.60	29,172.85	9,414.64	9,141.06	10,419.92	-20,031.78	-273.58	5,136.32
1993	5,021.95	22,840.21	11,742.15	11,524.01	11,589.21	-11,316.20	-218.14	6,567.26
1994	4,933.06	18,828.92	14,916.87	14,639.22	14,639.23	-4,189.69	-277.64	9,706.16
1995	5,268.97	11,404.91	18,786.03	18,624.62	18,886.70	7,219.71	-161.42	13,617.73
1996	5,256.77	8,446.97	16,425.49	16,498.50	16,498.50	8,051.53	73.01	11,241.73
1997	5,219.79	8,231.11	12,849.09	13,223.56	13,223.57	4,992.45	374.47	8,003.78
1998	5,155.46	10,184.68	9,831.25	10,367.09	10,368.52	182.41	535.84	5,213.06
1999	5,157.14	5,429.53	8,858.19	9,112.25	9,127.37	3,682.72	254.06	3,970.22
2000	5,864.61	9,214.74	7,984.24	8,189.68	8,494.76	-1,025.07	205.43	2,630.15
2001	5,831.36	3,620.13	7,063.19	7,673.58	7,729.83	4,053.45	610.39	1,898.46
2002	5,925.69	1,923.76	6,600.24	7,223.75	7,427.48	5,299.99	623.51	1,501.79
2003	5,818.97	4,383.36	5,395.85	6,012.84	6,714.04	1,629.48	617.00	895.07
2004	5,782.20	1,577.33	4,767.56	5,376.14	6,331.98	3,798.81	608.58	549.78
2005	6,001.29	-3,359.14	4,168.27	5,011.60	6,446.76	8,370.73	843.33	445.47
2006	6,062.71	-6,546.35	2,303.28	3,323.47	6,082.47	9,869.83	1,020.20	19.76
2007	6,113.83	6,050.27	-111.39	1,053.99	6,114.15	-4,996.28	1,165.38	0.32
2008	5,951.92	13,441.22	129.20	1,376.28	5,952.16	-12,064.94	1,247.07	0.24
2009	5,815.37	-1,388.15	1,594.28	2,877.89	5,817.18	4,266.04	1,283.61	1.80

において計測される持ち家の帰属家賃は、従来から指摘されてきた近傍家賃法で使用されている家賃の情報選択の誤りと品質調整がなされていないといった推計方法上の誤りによって過少推計されていただけでなく、資産価格の変動が正しく家賃に反映されているとした調査方法のコンセプトの設計の問題によっても過少評価されているのである。

ここで各種ユーザーコストを比較したものが、表2である。(4)式にもとづく基本ユーザーコストは、キャピタルゲインが低下していくなかで上昇した。また、期待成長率が大きく低下した1992年および1994年、1995年にかけては、近傍家賃を基本ユーザーコストが大きく上回っていた。

一方、住宅価格の下落率が縮小、または上昇に転じはじめる2000年代に入ると、基本ユーザーコストは低下し、VVユーザーコストおよび金融ユーザーコストにおいては、1991年でマイナスとなっている。その原因としては、この二つのユーザーコストはキャピタルゲインを過去5年間の変動率の幾何平均として求めているために、バブル期の住宅価格の急激な上昇の影響

を残しているためである。

一方、基本ユーザーコストは、1990年から1991年の単年度で大きな価格下落が生じたことから、極めて大きな値を示している。家賃と比較すると6倍の大きさである。

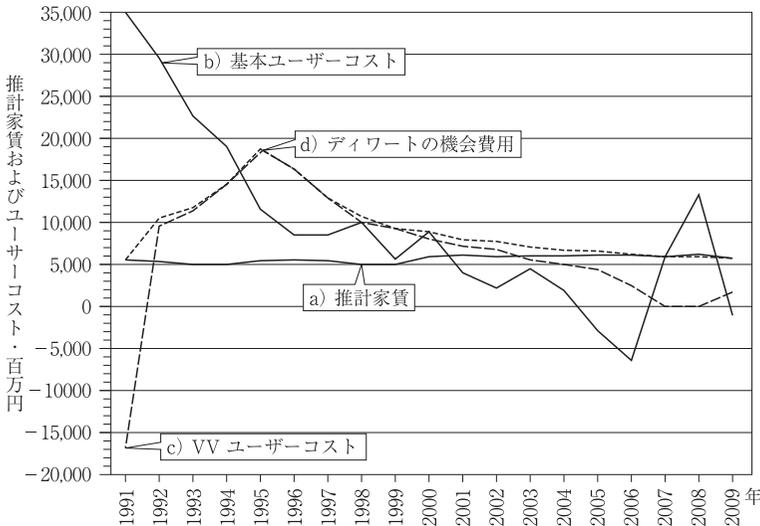
また、基本ユーザーコストは、住宅価格が上昇に転じる2000年代半ばに入るとマイナスの値を示す。さらに、住宅価格の期待上昇率を用いるVVユーザーコストにおいても、ミニバブルと言われた2007年にはマイナスとなっていたことがわかった。

## 5 結びにかえて：持ち家の帰属家賃測定の課題

持ち家の帰属家賃は、国民経済計算および消費者物価統計においてきわめて大きなウェイトを占めるとともに、重要な役割を担う。そのため、さまざまな推計方法が提案され、日本においても、公表される統計によっては10倍程度の乖離がある。このような事実が示すように、その推計は、経済統計のなかでも最も困難な推計対象であることがわかる。

本稿は、東京都を対象として、できる限りの

図3 デイワートの機会費用とユーザーコスト



マイクロデータを収集し、複数の推計方法を用いて持ち家の帰属家賃を推計した。

まず、日本で採用されている近傍（等価）家賃法（Equivalent Rent Approach）により推計することから出発した。本稿における近傍家賃法の推計においては、テナントが入れ替わった場合の新規市場家賃データを用いてヘドニック関数を推計し、各住戸単位で家賃を推計した。得られた結果を見ると、県民経済計算で計算されている持ち家の帰属家賃と推計された帰属家賃では、バブル期のピークには10倍の乖離が存在していた。

続いて、ユーザーコスト法による推計を行なった。近傍家賃法において市場家賃を用いたとしても、住宅価格の急激な変動期においては、その動きを反映させることは難しい。そのようななかで、ユーザーコスト法が提案されてきたものの、従来から提案されてきたユーザーコスト法では、住宅価格が大きく上昇する際には、それが負の値となってしまう、また下落局面では大きく上昇してしまうといった問題が指摘されてきた。

そこで、改善されたユーザーコスト法と併せて、デイワートによって提案された機会費用法による推計を行なった。デイワートの機会費用

法によって測定された東京都の持ち家の帰属家賃では、市場家賃を用いて近傍家賃法で推計したとしても、1993年から1998年の間では2倍以上の乖離があり、とりわけ1995年には約3.5倍の乖離が存在していたことがわかった。

以上のように、持ち家の帰属家賃は、消費者物価統計や国民経済計算で大きなウェイトが占められているにもかかわらず、

データソースが異なったり、推計方法が異なったりするだけで、無視できない極めて大きな乖離が発生してしまう。

従来はユーザーコスト法によって帰属家賃を測定しようとしても、住宅価格の変動を測定できる統計指標が存在しないといったデータの制約が存在していた。

しかし、住宅ストックの充実が図られるとともに、国際住宅価格指数ハンドブックに基づき、国土交通省から新しい住宅価格指数の公表が始まった今、既存の経済統計のあり方を改めて見直していく時期に直面しているものと考えられる。

#### 謝辞

本稿の執筆は、Erwin Diewert氏、渡辺努氏、西村清彦氏との共同研究に基づき執筆したものである。また、United Nations Economic Commission、Meeting of the Group of Experts on Consumer Price Indices、2012 (Geneva, Switzerland: 5/31-6/1, 2012)の参加者から、有意義なコメントをいただいた。ここに記して御礼申し上げる。

#### 注

- 1) G20の決定を受けて、欧州統計委員会において、「住宅価格指数ハンドブック」が開発され、公表された。[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/methodology/hps/rppi\\_handbook](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/methodology/hps/rppi_handbook)
- 2) Shimizu et al. (2010)では、新規の契約のもとでの市場家賃データを用いて持ち家の帰属家賃を推計

- し、家賃以外の構成を変化させないままに、現在の支払い家賃を元に計算されている帰属家賃指数を、新しく推計された家賃指数で置き換えたときに、消費者物価指数がどの程度の変化があるのかをシミュレーションしている。得られた結果を見ると、新しい家賃指数のもとで計算された東京都都区消費者物価指数に基づき計算されたインフレ率は、1980年代後半のバブル期においては約1パーセント高かったことが報告されている。
- 3) ユーザーコスト、古くは Fisher (1897) や Hicks (1939) では、離散型時間アプローチ (discrete time approach) によって定式化が進められた。近年では、Diewert (1974, 1980) の定式化も離散型時間アプローチに基づくものである。また、Jorgenson (1963, 1967)、Jorgenson and Griliches (1967, 1972)、Christensen and Jorgenson (1969, 1973) では連続型時間モデル (continuous time approaches) として定式化されている。
- 4) 固定資産税の土地評価においては、小規模宅地に対する軽減措置など、様々な調整が実施されている。そのため、土地評価額に基づき税額が決定されているわけではない。そこで、東京都全体の課税標準額 (実際の課税のための土地価格として決定された価格合計) を SNA 統計で計算されている土地資産額の比率として求めることとした。SNA で計算されている土地資産額は、地価データは公示地価を利用し、面積は固定資産税のために整備されたデータを利用している。そのため、両者の比率は公示地価と固定資産税の土地評価額との比率と同じになる。
- 5) 東京都を、特別区23区と30市町村、合計53地域に分割した。東京における住み替え行動は、行政区を超えて行なわれることは極めて少ないことが明らかになっている。また、住宅の価格変動は、地域によって大きく異なることも知られている。そのため、行政区別に期待成長率を計算することが妥当であると判断した。

#### 参考文献

- Christensen, L. R. and D. W. Jorgenson (1969) "The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929-1967," *Review of Income and Wealth*, Vol.15, pp.293-320.
- Diewert, W. E. (1974) "Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables," *Econometrica*, Vol.42, pp.497-516.
- Diewert, W.E. (1980) "Aggregation Problems in the Measurement of Capital", in D. Usher (ed.), *The Measurement of Capital*, University of Chicago Press, pp.433-528.
- Diewert, W.E. and A. O. Nakamura (2008) *Accounting for Housing in a CPI. Price and Productivity Measurement*, Vol. 1.Housing, pp. 13-48 (Chapter 2).
- Fisher, I. (1897) "The Role of Capital in Economic Theory," *Economic Journal*, Vol.7, pp.341-367.
- Goodhart, Charles (2001) "What Weight Should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?" *Economic Journal*, Vol.111,pp.335-356.
- Gordon, M.J. (1959) "Dividends, Earnings and Stock Prices," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.41, pp.99-105.
- Hicks, J.R. (1939) *Value and Capital*, Clarendon Press (2nd edition 1946).
- Jorgenson, D. W. (1963) "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 53 (2), May, pp.247-259.
- Jorgenson, D. W. (1967) "The Theory of Investment Behaviour," in R. Ferber (ed.), *Determinants of Investment Behaviour*, National Bureau of Economic Research, pp.129-155.
- Jorgenson, D.W. and Z. Griliches (1967) "The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies*, Vol.34, pp.249-283.
- Jorgenson, D. W. and Z. Griliches (1972) "Issues in Growth Accounting: A Reply to Edward F. Denison," *Survey of Current Business*, Vol.52(4), Part II (May), pp.65-94.
- Katz, A.J. (2009) "Estimating Dwelling Services in the Candidate Countries: Theoretical and Practical Considerations in Developing Methodologies Based on a User Cost of Capital Measure," Chapter 3, pp. 33-50 in Diewert, W.E., B.M. Balk, D. Fixler, K.J. Fox and A. O. Nakamura, *Price and Productivity Measurement: Vol. 1 (Housing)*, Trafford Press.
- Poole, R., F. Ptacek and R. Verbrugge (2005) "Treatment of Owner-Occupied Housing in the CPI," presented to the Federal Economic Statistics Advisory Committee (FESAC) on December 9, 2005. <http://www.bls.gov/bls/fesacp1120905.pdf>
- Shimizu, C, K.G.Nishimura and T. Watanabe (2010) "Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences," *Journal of Japanese and International Economy*, Vol.24, pp.282-299.
- Shimizu, C, W.E.Diewert, K.G.Nishimura and T. Watanabe (2012) "The Estimation of Owner Occupied Housing Indexes using the RPPI: The Case of Tokyo," RERES Working Report, No.50.

# サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の経済分析

丹呉 允・高山知拡

## はじめに

今後のさらなる高齢化に備え、高齢者にとって住みよい環境を整えることは、日本の喫緊の課題である。その取り組みの一環として、2011年4月に「高齢者の居住の安定確保に関する法律」が改正され、サービス付き高齢者向け住宅制度が創設された。

サービス付き高齢者向け住宅（以下、「サ付」という）とは、バリアフリー構造等を有し、安否確認や生活相談等の生活支援サービスを高齢者に提供する住宅である。高齢の単独・夫婦のみ世帯の急増が見込まれる一方で、高齢者向け住宅の供給が欧米各国に比べて遅れている。そのため、サ付制度は、ハードとソフトの両面から高齢者に安定した居住空間を提供することを目的として創設され、建設費の補助や税制優遇等の様々な補助制度が実施されている。

一方で、住宅という財の特性上、一度建てたものを取り壊すことは容易ではないため、住宅への補助政策は、効率性について十分に検討されたうえで実施される必要がある。

そこで本稿は、サ付への補助政策を効率性の観点から評価することを目的とし、消費者余剰アプローチによる分析手法を提示するとともに、定量的な便益評価を行ない、その結果を踏まえた政策提言を行なう。

## 1 サービス付き高齢者向け住宅制度の概要

サ付は、従来、高齢者向け住宅として供給さ

れてきた高齢者円滑入居賃貸住宅（高円賃）・高齢者専用賃貸住宅（高専賃）・高齢者向け優良賃貸住宅（高優賃）が一本化されたもので、所定の基準を満たした住宅がサ付として登録される。サ付の登録基準には、少なくとも安否確認・生活相談サービスを提供することが含まれており、この点が高円賃・高専賃との相違点となっている。登録されたサ付は、専用ウェブページ<sup>1)</sup>に住宅情報が公開される。登録制度は、2011年10月より開始されている。

サ付のなかには、登録基準として要求されていないが、訪問系サービス事業所や診療所等の介護・医療サービスを提供する施設を併設しているものがあり、別途契約によりこれらの施設からサービスを受けることができる。一方で、介護事業所等を併設せず、登録基準に定められた最低限のサービスのみを提供するサ付も存在する。本稿では、今後の分析の便宜上、前者のタイプのサ付を併設型、後者のタイプのサ付を分離型と定義する。

所定の登録基準を満たしてサ付として登録された住宅については、併設型・分離型共に等しく補助が実施される。具体的には、住宅部分につき建設費の1/10、改修費の1/3に当たる補助金（上限100万円/戸）が、高齢者生活支援施設につき建設費の1/10に当たる補助金（上限1000万円）が支給される。また、所得税・法人税・固定資産税・不動産取得税についても減税措置が講じられている。

### 丹呉氏写真

たんご・まこと  
1986年新潟県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院公共政策学教育部専門職課程経済政策コース修了。現在、国土交通省土地・建設産業局建設業課事務官。論文：「住替え行動と中古住宅取引を考慮した住宅長寿命化政策の分析」(共著)『土木学会論文集』Vol.67, No.4, 2011。

### 高山氏写真

たかやま・ともひろ  
1986年千葉県生まれ。東京大学経済学部卒。東京大学大学院公共政策学教育部専門職課程経済政策コース修了。

## 2 サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の経済分析の枠組み

### 2.1 「高齢者の住まい」という財の特性

本稿では、高齢者の住まいとして介護施設(特別養護老人ホーム等の介護保険施設を想定)、自宅、サ付の三つを想定し、それぞれの代替性に着目する。また、高齢者の住まいを「住宅」と「サービス」が統合された財であると捉える。「住宅」とは、高齢者の住まいをハード面から捉えたものであり、間取りや広さ、設備などである。「サービス」とは、高齢者の住まいをソフト面から捉えたものであり、家事補助、見守り、介護、看護、医療など、高齢者が日常的に必要とするサービス全般である。「住宅」と「サービス」は、価格や質について相互依存関係にあるため、高齢者が住まいを選択する際には、同時に選択される。

サ付補助政策は、サ付の「住宅」部分に対する補助金の交付によりサ付の価格を低下させる。本稿では、サ付補助政策の効果として、価格低下により代替市場である介護施設市場と自宅市場からサ付市場へと需要を移行させる効果に着目する。

以上を前提とし、本稿では、サ付と介護施設、サ付と自宅の二つのパートに分けて、各市場の代替性に着目しながら、サ付補助政策の効果を経済学的な観点から分析する。

## 2.2 サービス付き高齢者向け住宅と介護施設の比較

### (1) 介護施設に対する手厚い補助

サ付と介護施設では、介護保険による補助の程度が異なる。介護保険上、一般的な自宅と同様に扱われるサ付に対して、介護施設は手厚く優遇されている。

補助の程度に差異を生じさせる要因の一つは、食費・居住費に対する給付の違いである。介護保険制度では、基本的には食費・居住費は保険給付の対象外となっている。しかし、介護保険施設では、低所得者の負担軽減を図るために補足給付がなされている。補足給付は、合計所得金額と課税年金収入額に応じて設定された負担上限額を超えた負担額を補うかたちで給付される。たとえば、年金受給額が年間266万円以下の場合には補足給付の適用対象となり、標準的な負担額を想定した場合、給付額は食費が2.2~3.2万円/月、居住費が1.0~3.5万円/月となっている。介護保険施設における補足給付の適用率は66.3%(平成22年度)であり、実質的には、食費・居住費に対しても補助がなされているといえる。

また、介護施設では入所者に手厚いサービスを提供できるように設備や人員配置に関する基準が設けられており、介護を受ける環境としてはサ付以上に充実したものとなっている。介護施設の利用に係る費用は、補足給付も含めれば介護保険により包括的に補助され、利用者負担は抑制されている。一方、サ付においては、安否確認や生活相談等のサービスについて、介護保険制度とは別に、事業者との契約に基づいて

図1—特別養護老人ホーム新規入所者の入所時点の要介護度 (N=41,912)

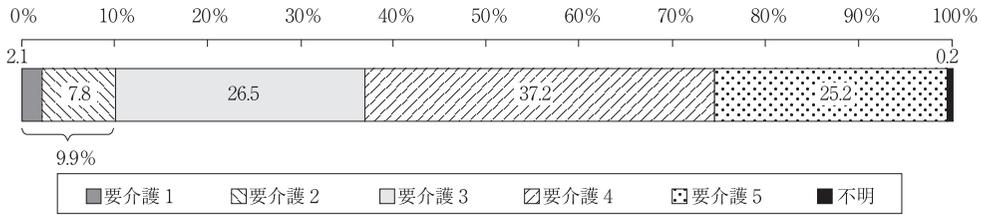
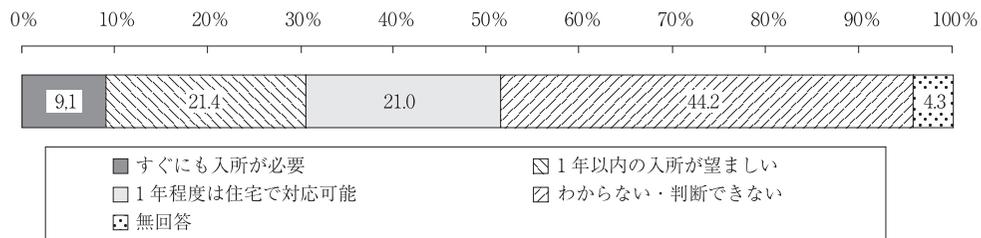


図2—施設からみた入所必要性 (N=44,754)



出所) 図1、図2とも、野村総合研究所「特別養護老人ホームにおける入所申込者に関する基礎調査報告書」より引用。

料金を支払う必要があり、介護施設に比べて補助は限定的である。

以上のような補助の違いから、サービス提供に対する政策介入がない場合と比較して、介護施設の需要は過大となり、サ付の需要は過小となる。

## (2) 介護施設に対する総量規制

介護施設の需要が過大となる可能性を指摘したが、総量規制の導入により過大需要は一定程度是正されていると考えられる。

総量規制とは、介護財政の逼迫を背景として、新規の介護施設の開設を制限するものである。ただし、数量調整により過大需要を抑制する総量規制には問題点がある。総量規制の下では、需要者は入所希望者の中から入所検討委員会等により選定され、供給者は施設開設の公募に対する応募者の中から選定される。このように需要者と供給者の割当が行なわれる市場は、参入が自由な市場と比べて非効率となる。参入が自由な市場では、支払意思額の高い需要者から施設に入所し、限界費用の低い事業者から介護施設を提供するため、市場は効率的となる。一方、割当により需要者と供給者が決定される市場で

は、割当担当者が各主体の情報を完全に把握することはできないため、最適な需要者・供給者が選定されず、市場は非効率となる。

実際の入所の状況を見ると、特別養護老人ホームの新規入所者は、90%以上が要介護3以上となっており、要介護度を指標とすると、一定程度割当の適正化が図られている(図1)。一方で、介護施設の入所申込者は、家族の事情や地域の介護・医療資源等の多様な要素から入所の必要性を判断しているため、要介護度だけから割当の効率性を評価することはできない。実際に、介護施設が申込者の入所必要性について「わからない・判断できない」ケースが44.2%にも上っており(図2)、割当により生じる非効率性は避けられない。

消費者余剰アプローチにより総量規制のもたらす影響を分析したものが図3である。単純化のため、介護施設市場とサ付市場では、それぞれ定額給付金  $s_n$ 、 $s_k$  ( $s_n > s_k$ ) が支給されると仮定し、総量規制による需要者と供給者の割当はランダムに行なわれると仮定する。このとき、総量規制の実施により介護施設の供給量を減少させた場合 ( $q_n^B \rightarrow q_n^A$ )、代替市場であるサ付市場の需要量は増加する ( $q_k^B \rightarrow q_k^A$ )。なお、

図3—総量規制による市場の変化（左：介護施設市場、右：サ付市場）

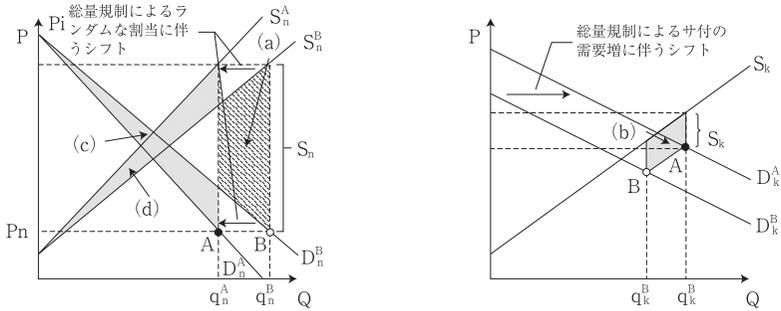
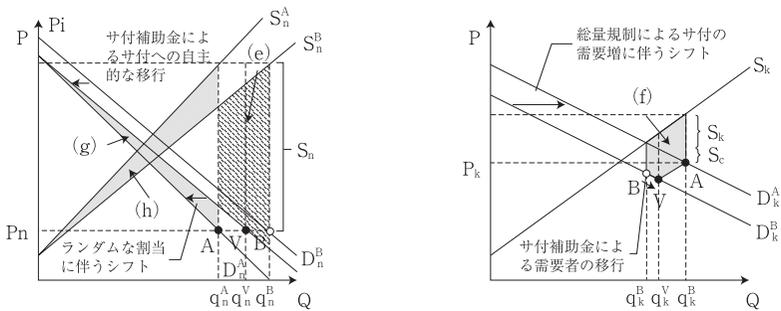


図4—総量規制とサ付補助政策による市場の変化（左：介護施設市場、右：サ付市場）



$D^B$ 、 $D^A$  は総量規制前後における部分均衡需要曲線であり、線分  $BA$  は一般均衡需要曲線である。需要量の変化に伴い、介護施設市場ではサービスに係る介護給付が減少するため死重損失が減少し ((a))、サ付市場では介護給付が増加するため死重損失が増加する ((b))。加えて、介護施設市場では需要者と供給者の割当が非効率的に行なわれることに伴う死重損失（それぞれ(c)、(d)）が発生する。

(3)総量規制実施下でのサービス付き高齢者向け住宅への補助政策の効果

次に、総量規制が実施されている下でのサ付補助政策の効果を考える（図4）。

総量規制とサ付補助政策を同時に行なった場合、サ付への補助 (s.c) によりサ付の価格が低下するため、介護施設に対する支払意思額の低い需要者がサ付に移行する ( $q_n^B \rightarrow q_n^V = q_k^B \rightarrow q_k^V$ )。総量規制のみを実施した場合には、支払意思額の高低にかかわらず割当に漏れた需要者がサ付に移行する。一方、サ付補助政策を同時に実施

した場合には、サ付の価格低下に伴い、介護施設に対する支払意思額の低い需要者が自主的にサ付に移行するため、総量規制による需要者のランダムな割当に伴う死重損失が減少する ((g) < (c))。

サービスに係る介護給付に加え、サ付補助による死重損失 ((f)) が発生するものの、介護施設の入所割当が効率化されるため経済厚生が改善する可能性がある。

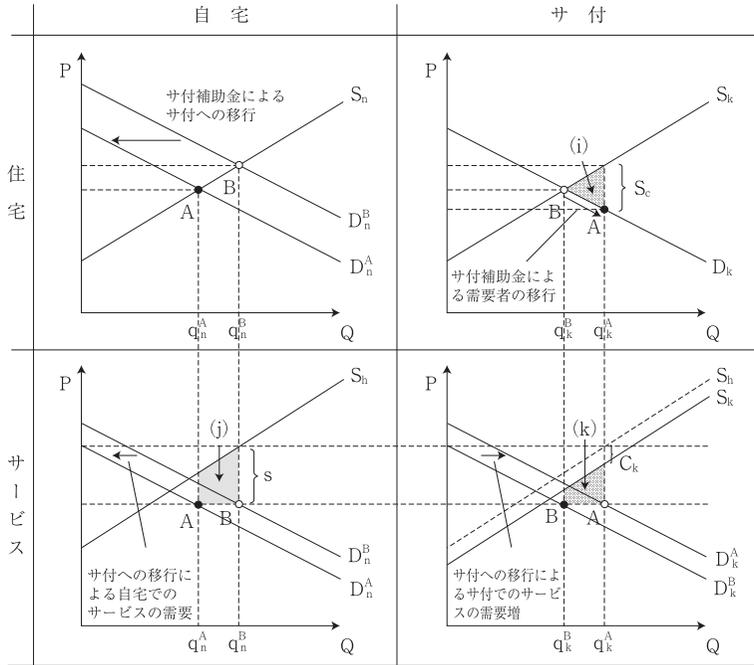
2.3 サービス付き高齢者向け住宅と自宅の比較

(1)併設型サービス付き高齢者向け住宅によるサービス提供の効率化

第1節にて定義した併設型のサ付では、自宅と比較して、主に以下の点からサービス提供の効率化が期待できる。

1点目は、移動費用の削減である。訪問系サービス事業所が住宅に併設されているため、点在する複数の自宅を訪問してサービスを提供する場合に比べ、サービス提供者の移動費用は小さくなる。

図5—サ付補助政策による市場の変化



2点目は、人材の多能工化である。介護事業所のスタッフが見守り等の生活支援サービスを併せて提供する等、一人のスタッフが複数の業務を担うことで、サービス提供の効率性が高まる。

なお、これらの効果は、サービス提供施設が住宅に併設されていることに伴い発現するものであるため、分離型のサ付では期待できない。

## (2) サービスの価格の比較

併設型のサ付では、自宅と比較して、効率化によりサービス提供に係る費用が小さくなる。したがって、サービス価格に対する政策介入がない場合には、サ付で提供されるサービスの価格は、費用の低減に伴って自宅と比べて低くなる。

しかし、実際には、サービスの価格は介護保険法および健康保険法により定められているため、需要者が直面する価格や保険による給付額はどちらに居住していても同一である。したがって、サ付では、サービス提供が効率化されても価格の低下は起こらないため、サ付の供給は

過小となる。

ただし、内部相互補助が行なわれる場合には、サ付は過小供給とはならない。すなわち、サービス提供費用の低減に伴うサービス部門での収益増大が、住宅部門での家賃引き下げにつながる場合である。しかし、サービス部門の収益は、介護報酬の見直し等の制度変更リスクのために不確実性が高い。また、家賃をサービス部門の収益の変動にあわせて頻繁に変更することは困難であるため、内部相互補助は行なわれる可能性は低いと考えられる。

## (3) サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の効果

サ付市場と自宅市場におけるサ付補助金政策の効果を、住宅部門とサービス部門に分けて考察する(図5)。

サ付補助政策によりサ付の住宅に係る価格が低下する( $s_c$ )ため、サ付の需要量が増加し( $q_k^B \rightarrow q_k^A$ )、自宅の需要量は減少する( $q_n^B \rightarrow q_n^A$ )。サービス部門では、自宅とサ付の両市場の価格は同一のものに固定され、給付額Sも同一と

なっている。したがってサ付補助政策によってサービス需要者が直面するサービス価格は変化しないが、サ付居住者は増加するため、サ付居住者のサービスに関する需要曲線は右にシフトし、自宅居住者のサービスに関する需要曲線は左にシフトする。これに伴い、サ付市場では補助政策とサービス供給量増加による死重損失（それぞれ(i)、(k)）が発生するが、自宅市場ではサービス供給量減少により死重損失が減少する((j))。ただし、上述のとおり、サービス提供に係る費用はサ付のほうが小さい( $c_k$ )と考えられるため、自宅市場でのサービス需要量減少に伴う死重損失の減少量は、サ付市場でのサービス増加に伴う死重損失の増加量を上回る((j)>(k))。

よって、サ付補助政策を実施した場合、住宅部門では死重損失が増加するものの、サービス部門では死重損失が減少するため、経済厚生が改善する可能性がある。

### 3 サービス付き高齢者向け住宅への補助政策の定量的分析

#### 3.1 定量的分析の前提

本節では、前節で提示した消費者余剰アプローチによる分析手法を用いて、サ付補助政策について定量的な便益評価を行なう。本来、定量的な分析を行なう際には、各市場における価格および需要量のデータを用いる必要がある。しかし、制度創設から日が浅く、データや先行研究が十分に蓄積されていないため、本稿では、大胆な仮定を置いて分析を行なう。

また、前節で提示したモデルは、サ付と介護施設、サ付と自宅の各パート別に分析するものであり、3市場を同時に分析することはできない。したがって、本節でも、各パートに分けて分析を行なうこととし、各パート間での整合性については今後の課題とする。

#### 3.2 介護施設を代替財と想定した場合の定量的分析

##### (1) with ケースおよび without ケースの設定

本稿では、介護施設の供給を抑制し、サ付の需要を増加させるという政策目標が掲げられた場合を想定し、その達成手段として実施されたサ付補助政策の効果を分析する。

政策目標が実現する前後の介護施設およびサ付の需要量として、社会保障国民会議「医療・介護費用のシミュレーション結果」を参考にする。本シミュレーションでは社会保障制度に係る複数のシナリオが想定されており、それぞれのシナリオにおける各種施設およびサービスの需要量が推計されている。本稿では、政策目標として、本シミュレーションの A シナリオ（現状投影シナリオ）から B1シナリオ（改革シナリオ）への移行を想定する。A シナリオは、現行の社会保障制度が維持された場合、B1シナリオは、社会保障制度に何らかの改革が実施された場合を想定したものである。

A シナリオから B1シナリオへ移行させるという政策目標を達成する手段として、介護施設の総量規制のみが実施されたケースを without ケース、総量規制とサ付補助政策が実施されたケースを with ケースとする。

##### (2)サ付補助政策がもたらす純便益の算定

without ケースの社会的余剰の変分は図 3、with ケースの社会的余剰の変分は図 4 のとおりとなる。よって、サ付補助政策がもたらす純便益は、

$$\begin{aligned} \Delta SS_{\text{without}} - \Delta SS_{\text{with}} \\ = \{(a) - (b) - (c) - (d)\} - \{(e) - (f) - (g) - (h)\} \end{aligned} \quad (1)$$

と表される。

なお、前節 (2.2) において単純化のため総量規制による需要者の割当はランダムに行なわれると仮定したが、割当が効率的な場合を仮定すると、割当の非効率性に起因する死重損失は発生しない。この場合、サ付補助政策がもたら

表1—パラメータの値と設定根拠

パラメータ	値	設定根拠	
価格 (万円/月)	$P_i$	20	介護施設に対する支払意思額の最大値(需要曲線の切片)として安価な介護付き有料老人ホームの月額利用料を代用
	$P_n$	11.8	介護施設に対する支払意思額の最小値として要介護度1の場合のユニット型特養の月額利用料を代用
	$P_k$	15	要介護度1の場合のサ付の想定月額利用料
	$s_c$	0.5	サ付補助を毎月一定額受けると想定した場合の月当たり補助額を算定 <sup>1)</sup>
需要量 (万人)	$q_n^B$	68	Aシナリオにおけるユニット型特養の1日当たり利用者数 <sup>2)</sup>
	$q_n^A$	60	B1シナリオにおけるユニット型特養の1日当たり利用者数 <sup>3)</sup>
	$q_n^A q_n^B$	0.5~2	データおよび先行研究が存在しないため、任意の値を複数設定(感度分析を実施)

注1) 毎月同額の補助を居住者に給付すると仮定し、その補助額の現在価値の総額が、「サービス付き高齢者向け住宅整備事業について」において提示されているモデルケースの減税額の現在価値と等しくなるように、補助額を設定した。なお、割引率は4%、期間は47年(コンクリート造の住宅の法定耐用年数)とした。

2) 特別養護老人ホームの総利用者数のうち8割がユニット型特別養護老人ホームを利用していると仮定した。

3) 同上

表2—サ付補助政策によりもたらされる純便益(左:介護施設市場、右:自宅市場)

	サ付への自主的な移行者数 (万人)				サ付への移行者数 (万人)		
	0.5	1	1.5	2	0.3	1.5	3
割当がランダムな場合の純便益(億円/年)	-13.2	15.3	43.4	71.1	2.8	14.1	28.2
割当が効率的な場合の純便益(億円/年)	-34.9	-28.1	-21.8	-15.7			

す純便益は、

$$\Delta SS_{\text{without}} - \Delta SS_{\text{with}} = \{(a)-(b)\} - \{(e)-(f)\} \quad (2)$$

と表される。

(1)式・(2)式を用いて純便益を算定するために必要な需要量と価格については、表1のとおり定めた。

以上をもとに、サ付の代替財として介護施設を想定するケースにおいて、サ付補助政策がもたらす純便益を算定すると、表2のとおりとなる。

### 3.3 自宅を代替財と想定した場合の定量的分析

(1) with ケースおよび without ケースの設定

本稿では、without ケースとしてサ付補助政策を実施しないケース、with ケースとして実施するケースを想定し、サ付補助政策により自宅からサ付へと需要が移行することに伴って生じる社会的余剰の変化を計測する。

(2)サ付補助政策がもたらす純便益の算定

サ付補助政策の実施による社会的余剰の変分は図5のとおりとなる。よって、サ付補助政策がもたらす純便益は、

$$\Delta SS_{\text{without}} - \Delta SS_{\text{with}} = (j) - (i) - (k) \quad (3)$$

と表される。

(3)式を用いて純便益を算定するためには、①サ付補助政策により自宅からサ付へと移行する需要量、②サ付と自宅におけるサービス提供に係る社会的費用の差が必要となる。

①については、国土交通省が策定した国土交通省成長戦略を参考にする。同戦略では、サ付の供給目標を10年間で30万戸としている。本稿では、そのうちの1~10% (0.3~3万戸) がサ付補助政策により追加的に自宅からサ付に移行する需要であると仮定して、感度分析を行なう。

②については、サービス提供に係る移動費用に着目して推計した。高齢者が集住するサ付で

は、散在している自宅と比較して、訪問サービス提供者の移動時間は短縮される。その短縮される移動時間と平均訪問回数からサービス提供に係る移動費用の削減量を推計すると、利用者1人当たり1.0万円/月と推計された<sup>2)</sup>。

以上をもとに、サ付の代替財として自宅を想定するケースにおいて、サ付補助政策がもたらす純便益を算定すると、表2のとおりとなる。

#### 4 まとめ

本稿では、サ付と介護施設、サ付と自宅のそれぞれの市場の代替性に着目し、消費者余剰アプローチを用いてサ付補助政策の効果を分析した。その結果、第一に、サ付と介護施設の代替性に着目した分析から、現行の社会保障制度を所与とした場合、サ付補助政策は、介護施設の総量規制による割当の非効率性を是正する効果を持つことが明らかになった。この効果は、①介護施設の入所割当の効率性の度合い、②サ付補助政策により介護施設からサ付へ自主的に移行する需要量に大きく依存する。表2に示されるとおり、入所割当がすでに効率化されている場合や自主的な移行が少ない場合には、サ付補助政策がもたらす純便益は負となる可能性がある。

以上の分析結果を踏まえると、まず、介護施設の入所割当の状況を精査し、サ付への補助の必要性を十分に検討することが必要である。さらに、補助を実施する場合には、サ付補助政策の効率性を高めるため、介護サービスの提供体制が整っているなど、介護施設と代替関係にあるサ付に補助を重点化する必要がある。

第二に、サ付と自宅の代替性に着目した分析からは、サ付補助政策には、自宅からサ付への住み替えを促進し、住み替えによるサービスの提供効率の高まりを通じて、社会的費用を低減させる効果があることが明らかになった。この効果は、移動費用等の観点から併設型のサ付に特に期待されるものである。

現状の制度下では、サービスの提供効率の向

上が小さい分離型のサ付にも補助が支給されている。サ付補助政策の効率性を高めるためには、サービス提供の効率性が特に向上する併設型のサ付に補助対象を限定する必要がある。

なお、本稿では、現行の介護保険および健康保険制度を所与とし、サ付補助政策がこれらの保険制度により引き起こされた歪みを是正するという観点から分析を行なった。しかし、この歪みを解決するという観点からは、介護保険および健康保険制度自体の改善が必要であり、総量規制や介護報酬のあり方等を検討する必要がある。

#### 注

- 1) サービス付高齢者向け住宅情報システム (<http://www.satsuki-jutaku.jp>)
- 2) 訪問1回当たりの削減移動時間を25分、利用者1人当たりの平均訪問回数を11.2回、移動に係る一般化費用を2319円/時間として推計した。

#### 参考文献

- 金本良嗣 (1993) 「住宅補助政策の経済学」『都市住宅学』No.4、12-19頁。
- 金本良嗣 (1999) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 金本良嗣・蓮池勝人・藤原徹 (2006) 『政策評価ミクロモデル』東洋経済新報社。
- 厚生労働省「平成20年度 介護給付費実態調査結果」(<http://www.mhlw.go.jp/za/0731/c04/c04.html>)
- 厚生労働省『平成22年度介護保険事業状況報告(年報)』(<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/10/index.html>)
- 厚生労働省「介護保険制度改革の概要——介護保険法改正と介護報酬改定」(<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/topics/0603/dl/data.pdf>)
- 国土交通省成長戦略 (<http://www.mlit.go.jp/common/000115442.pdf>)
- サービス付き高齢者向け住宅整備事業事務局「サービス付き高齢者向け住宅整備事業について」([http://www.koreisha.jp/service/dl/se\\_jyutaku.pdf](http://www.koreisha.jp/service/dl/se_jyutaku.pdf))
- 社会保障国民会議「医療・介護費用のシミュレーション結果」(<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/syakaihosyoukokuminkaigi/iryuu.html>)
- 野村総合研究所 (2010) 『特別養護老人ホームにおける入所申込者に関する基礎調査研究(報告書)』([http://www.nri.co.jp/opinion/r\\_report/pdf/201006\\_1kaigo.pdf](http://www.nri.co.jp/opinion/r_report/pdf/201006_1kaigo.pdf))

# 地震リスクとオフィスの不動産価値との関連性

小松広明

## はじめに

### 研究の背景

地震調査研究推進本部地震調査委員会は、2012年12月21日に最新の「全国地震動予測地図」を公表した。今後30年以内に震度6弱以上の発生確率は、東京都では23.2%となり、2010年の発生確率19.6%に比べて3.6ポイントの上昇がみられる。今後は、地震リスクに対する国民の認識は、地震発生確率の上昇とともに高まっていくものと考えられる。

実際、2011年3月11日に発生した東日本大震災によって、その後の地震リスクに対する国民の意識に変化がみられている。例えば、日本不動産研究所が東日本大震災後に行なった「第24回不動産投資家調査」(2011年4月1日現在)の結果をみると、免震・制震構造等を施した建物に対する評価として「上昇した」とする回答が約6割を占めた。建物の耐震性能に対する関心が高まっていることがわかる。

したがって、今後は、地震リスクへの対応の有無、建物属性としての耐震性能、立地属性としての地盤特性等がオフィスの価格形成要因として重視されるものと考えられる。

### 先行研究の状況

地震リスクの家賃への影響に関する実証分析を行なった研究として、例えば、直井ほか(2009)がある。当該研究では、地震発生リスクに関する指標として「地震ハザードステーション」

(独立行政法人防災科学研究所)において公開されている「今後30年間での震度6弱以上の地震発生確率」を用いて、ヘドニック家賃関数の推定を行なっている。その結果、地震発生確率は、家賃水準を引き下げるとの結果を得ている。

一方、地震リスクの地価あるいは建物およびその敷地の価格への影響に関する実証分析を行なった研究としては、山鹿ほか(2002b)がある。当該研究では、東京都が1998年に町丁目単位で公表した地域危険度の指標のうち建物倒壊危険度を用いて、当該指標が公示地価に対して1980年代後半から1990年代前半にかけて強く負の影響を与えていることを示した。

以上のように、先行研究では、住宅用途を中心として、地震リスクが当該賃料あるいは価格のそれぞれに負の影響を与えていることを実証的に示すものがみられる。しかしながら、オフィス用途については、価格の側面からの先行研究はみられるものの、賃料およびキャップ・レートに与える地震リスクの影響についてはこれまで明らかにされていない。

### 本稿の目的

本稿の目的は、地震リスク<sup>1)</sup>がオフィスの価格形成に与える影響を、収益還元モデルに照らして明らかにすることである。つまり、本稿は、オフィス賃料およびキャップ・レートに対して地震リスクの影響の程度を明らかにするとともに、純収益の現在価値の総和となる価格に対して地震リスクの影響度を明示することを

目的とする。

## 1 地震リスクの把握

### 1-1 対象とする地震リスク指標

本稿では、建物倒壊危険度を地域要因としての地震リスク指標と捉えることにする。この点、小宮ほか（2002）は、アンケート調査から町の客観リスク（東京都の地域危険度）と認識リスクに関しては、世田谷地区のほうが墨田地区より小さく、両地区の認識リスクの相違はおおむね東京都の地域危険度と対応していることを示した。したがって、地域危険度の一つである建物倒壊危険度は、地域要因として認識されているものと考えられる。

一方、証券化対象不動産の鑑定評価において、不動産鑑定士はエンジニアリング・レポートを活用しなければならず、当該レポートでは地震リスクに関して PML 値を算定することが慣行的な評価基準とされている。また、市川（2010）は、オフィスの取得価格に PML 値が 15%以上となる場合には、統計的に有意に負の影響を与えていることを明らかにしている。PML 値とは、敷地地盤が建物に及ぼす地震の影響を考慮した建物の予想される補修費の再調達原価に対する割合を示すものであり、本稿では、PML 値は建物の個別的要因として捉えることにする。

以上のように、本稿では、価格形成要因を地域要因と個別的要因に区分し、当該要因に即応する地震リスクの指標として、建物倒壊危険度と PML 値をそれぞれ用いる。

### 1-2 地震リスクが不動産価格形成に与える影響

環境質の変化や環境サービスの水準の変化が市場価格に反映されるためには、家計など不動産を購入する社会主体に認識されて価値付けされたうえで、市場の行動に影響を与える過程が必要となる（藤田・盛岡 1995）。このとき、地震の発生頻度は、低頻度となることから、当該地震リスクに対する不動産取得時の支払い意思

### 小松氏写真

こまつ・ひろあき  
1970年静岡県生まれ。筑波大学大学院ビジネス科学研究科博士後期課程修了。博士（経営学）。不動産鑑定士。現在、（一財）日本不動産研究所研究部主席研究員。論文：「不動産の価値形成における公園緑地の効果に関する考察」（『経営情報学会誌』第20巻1号）ほか。

額への反映可能性が懸念される。

この点について、山口ほか（2000）は、Viscusi（1992）の客観的リスクと主観的リスクの理論式をもとに、一般に災害は低頻度で大規模な被害をもたらすリスクであり、客観的リスクよりも主観的リスクのほうが高く、結果として認知リスクのバイアスが大きくなることを示している。したがって、地震リスクは、低頻度ではあるが、市場参加者の主観的リスクは客観的リスクよりも高く認識されており、客観的な地震リスク指標に比べて市場参加者において認知されるリスクの程度は相対的に高いものと考えられる。

高度商業地におけるオフィスビルの価格は、収益価格に基づいて形成されている。収益還元モデルに照らしてオフィスビルの不動産価値を捉えると、災害危険度は、賃料を資本還元するキャップ・レートにおいてもリスクとして反映されるものと考えられる。以上から、本稿では三つの仮説を設定し、2節以降で仮説の検証を行なうものとする。

### 1-3 地震リスクと不動産価格形成に関する仮説の設定

価格形成要因の視点から建物倒壊危険度と PML 値の関係についてみると、建物倒壊危険度は、町丁目ごとの相対的危険性に基づく評価であり、土地の地域要因に該当する。一方、PML 値は、建物に関する個別的要因に該当する。

したがって、本稿では、地震リスク指標として地域要因に即応する建物倒壊危険度と個別的

要因に即応する PML 値をそれぞれ用いて以下の3つの仮説を設定する。

[仮説1] 地震リスクの高い物件は、  
オフィスの価格が相対的に低い。

[仮説2] 地震リスクの高い物件は、  
オフィスの賃料が相対的に低い。

[仮説3] 地震リスクの高い物件は、当該プレミアムを形成するため、オフィスのキャップ・レートが相対的に高い。

以上のように、本稿では、地震リスクがオフィスビルの価格形成に与える負の影響を、収益還元モデルに照らしてフローとストックの両面から明らかにする。

## 2 地震リスクと価格の関連性（仮説1の検証）

### 2-1 分析方法

地震リスクの指標として、地域要因に即応する建物倒壊危険度および個別的要因に即応する PML 値を説明変数に用いて、都心6区におけるオフィスビルの取得価格を目的変数とするヘドニック価格関数を推定する。当該ヘドニック価格関数を用いて、地震リスク指標の価格に与える影響の程度を明らかにする。

### 2-2 使用データ

データは、J-REIT 物件の各種投資法人の公開情報が整理されている東急不動産㈱「TOREIT」を用いる。2001年から2010年までの都心6区<sup>2)</sup>に所在するオフィスビルの284件を収集した。

なお、地震リスクの指標である建物倒壊危険度と PML 値の相関係数は0.241であり、当該指標間にみられる相関関係は低い。

### 2-3 地震リスク要因を考慮したヘドニック価格関数の関数形の選定と推定

ヘドニック価格関数は、消費者の付け値関数と供給者のオファー価格関数の包絡線として求められる (Rosen 1974)。当該関数形は、先験

的に知ることができないため、試行錯誤で当てはまりの良い関数を探すことになる (金本・矢澤 1998)。関数形の選択には、非線形性を考慮した Box-Cox 変換が用いられることが多い (Cassel and Mendelson 1985, Halvorsen and Pollakowski 1981, Goodman 1978, etc.)。

本稿では、関数形の理論的根拠の検証を目的として、①線形-線形、②線形-対数、③対数-線形、④対数-対数の四つの関数形を対象として、均一分散性を考慮のうえ、最も自由度修正済み決定係数が高い関数形を選択することにした。なお、不均一分散の検定には、BP (Breusch and Pagan) テスト<sup>3)</sup>を用いた。その結果、限界効用減則を反映する両側対数の関数形が採用された。次に、当該両側対数の関数形をもとに、建物倒壊危険度の相違による PML 値の影響の程度を捉えるために、建物倒壊危険度と PML 値の交差項を変数に加えたヘドニック価格関数の推定を行なった。

推定の結果、地震リスクを示す変数は、いずれも統計的に有意に推計されており、建物倒壊危険度2のダミー変数と建物倒壊危険度3以上のダミー変数との PML 値の交差項は、いずれも有意水準10%で有意となった (表1参照)。

なお、地域要因に即応する建物倒壊危険度は5段階に区分されている。本稿においては、都心6区に分析地域を限定していることから、当該危険度を3段階に集約することにした (山鹿ほか2002a、市川2010)。

### [ヘドニック価格関数]

$$\ln P_i = \alpha + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{ik} + \delta_1 \text{DUM}_{i\_Collapse\_2} \times X_{i\_PML} + \delta_2 \text{DUM}_{i\_Collapse\_3} \times X_{i\_PML} + \sum_{l=1}^9 \theta_l \text{DUM}_{il\_time} + \sum_{m=1}^{12} \lambda_m \text{DUM}_{im\_area} + \varepsilon_i$$

$P_i$ : 物件  $i$  の賃貸可能床面積当たりの実際取引単価 (千円/ $ni$ )、 $x_i$ : 物件属性 (築後年数 (年)、都心総合接近性<sup>4)</sup> (分)、駅距離 (分))、 $X_{i\_PML}$ : PML 値  $\text{DUM}_{i\_Collapse\_2}$ : 建物倒壊危険度2を1、それ以外を0、 $\text{DUM}_{i\_Collapse\_3}$ : 建物倒壊危険度3以上を1、それ以外を0、 $\text{DUM}_{il\_time}$ : 取引時点ダミー変数、 $\text{DUM}_{im\_area}$ : 地域ダミー変数、 $\varepsilon_i$ : 誤差項

表1—ヘドニック価格関数の推定結果

説明変数	線形—線形			線形—対数			対数—線形			対数—対数 (a)			対数—対数 (b)		
	偏回帰係数	t 値	有意水準	偏回帰係数	t 値	有意水準	偏回帰係数	t 値	有意水準	偏回帰係数	t 値	有意水準	偏回帰係数	t 値	有意水準
$\beta_1$ 築後年数	-1E+0.5	-2.838	***	-2E+0.6	-3.923	***	-0.0056	-2.34	**	-0.101238	-4.083	***	-0.100756	-4.054	***
$\beta_2$ 都心総合接近性	-1E+0.5	-5.287	***	-1E+0.7	-5.396	***	-0.008481	-5.216	***	-0.627736	-5.269	***	-0.625107	-5.227	***
$\beta_3$ 駅距離	-3E+0.5	-2.636	**	-1E+0.6	-2.78	**	-0.026611	-3.425	***	-0.099276	-3.495	***	-0.099206	-3.482	***
$\beta_4$ PML 値	-3E+0.5	-3.685	***	-2E+0.6	-3.81	***	-0.019798	-3.696	***	-0.136019	-3.512	***	-0.122524	-3.003	***
$\beta_5$ 建物倒壊危険度	-1E+0.6	-2.371	**	-2E+0.6	-2.116	**	-0.068111	-2.232	**	-0.102527	-1.984	**	-	-	-
$\delta_1$ 建物倒壊危険度2×PML 値	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.034487	-1.72	*
$\delta_2$ 建物倒壊危険度3以上×PML 値	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.043851	-1.654	*
$\theta_1$ 2002年 DUM	-2E+0.5	-0.113		-3E+0.5	-0.22		0.007765	0.077		-0.001148	-0.012		0.003397	0.034	
$\theta_2$ 2003年 DUM	2E+0.6	1.357		2E+0.6	1.057		0.240934	2.233	**	0.20769	1.977	**	0.207886	1.974	**
$\theta_3$ 2004年 DUM	1E+0.6	0.859		1E+0.6	0.827		0.096233	1.096		0.09682	1.129		0.098239	1.141	
$\theta_4$ 2005年 DUM	2E+0.6	1.939	*	2E+0.6	1.855	*	0.233909	3.016	***	0.229446	3.025	***	0.231	3.027	***
$\theta_5$ 2006年 DUM	3E+0.6	2.234	**	2E+0.6	2.152	**	0.215642	2.99	***	0.215137	3.068	***	0.216201	3.074	***
$\theta_6$ 2007年 DUM	8E+0.6	6.352	***	7E+0.6	5.988	***	0.576905	7.166	***	0.541582	6.835	***	0.546631	6.886	***
$\theta_7$ 2008年 DUM	8E+0.6	6.443	***	8E+0.6	6.058	***	0.555935	6.911	***	0.524995	6.617	***	0.524474	6.582	***
$\theta_8$ 2009年 DUM	6E+0.6	2.666	***	5E+0.6	2.513	**	0.409667	3.091	***	0.389871	2.99	***	0.391221	2.995	***
$\theta_9$ 2010年 DUM	4E+0.6	1.039		3E+0.6	0.774		0.352218	1.442		0.316583	1.326		0.327253	1.368	
$\lambda_1$ 千代田区 DUM	-3E+0.6	-2.28	**	-2E+0.6	-2.033	**	-0.153225	-1.987	**	-0.125926	-1.689	*	-0.122219	-1.616	*
$\lambda_2$ 港区 DUM	2E+0.6	1.734	*	2E+0.6	2.047	**	0.111959	1.765	**	0.130693	2.108	**	0.132432	2.083	**
$\lambda_3$ 新宿区 DUM	-5E+0.6	-3.587	***	-5E+0.6	-3.55	***	-0.460203	-4.749	***	-0.448097	-4.756	***	-0.444735	-4.633	***
$\lambda_4$ 品川区 DUM	-2E+0.6	-1.626	*	-2E+0.6	-1.39	*	-0.168891	-2.006	**	-0.149063	-1.818	*	-0.147894	-1.798	*
$\lambda_5$ 渋谷区 DUM	7E+0.6	0.482		8E+0.5	0.531		0.065131	0.684		0.064676	0.699		0.066473	0.709	
$\lambda_6$ 京橋 DUM	5E+0.6	1.82	*	5E+0.6	1.904	*	0.410598	2.416	**	0.415068	2.49	**	0.426933	2.507	**
$\lambda_7$ 丸の内・大手町 DUM	1E+0.7	3.816	***	1E+0.7	3.58	***	0.49489	2.845	***	0.458165	2.66	***	0.464158	2.692	***
$\lambda_8$ 赤坂 DUM	3E+0.6	2.248	**	3E+0.7	1.939	*	0.199562	2.217	**	0.168843	1.922	*	0.173088	1.968	*
$\lambda_9$ 銀座 DUM	9E+0.6	4.041	***	9E+0.6	4.358	***	0.40331	2.998	***	0.444669	3.395	***	0.452963	3.358	***
$\lambda_{10}$ 青山 DUM	6E+0.6	2.626	**	6E+0.6	2.933	***	0.355274	2.63	***	0.39283	2.981	***	0.391917	2.967	***
$\lambda_{11}$ 神宮前 DUM	5E+0.6	1.76	*	6E+0.6	2.151	**	0.296394	1.653	*	0.369664	2.088	**	0.373137	2.094	**
$\lambda_{12}$ 西新宿 DUM	4E+0.6	2.09	**	3E+0.6	1.835	*	0.434419	3.738	***	0.408823	3.569	***	0.410836	3.574	***
a 定数項	3E+0.7	9.069	***	6E+0.7	7.227	***	17.182548	87.164	***	19.441527	34.245	***	19.397107	33.932	***
決定係数	0.531			0.548			0.540			0.558			0.558		
自由度修正済み決定係数	0.484			0.502			0.494			0.513			0.511		
BP_rest における p 値	0.011			0.025			0.398			0.421			0.454		
AIC	9596.008			9585.767			185.717			174.672			176.655		
サンプル数	284			284			284			284			284		

注) \*\*\*:有意水準1%、\*\*:有意水準5%、\*:有意水準10%

したがって、建物倒壊危険度の相違によって、PML 値の価格に与える影響が異なることを示唆している。建物倒壊危険度1の地域、当該2の地域、3以上の地域では、それぞれのPML 値の価格に対する弾性は、-0.123、-0.157、-0.166となり、建物倒壊危険度が高い地域であるほど、PML 値が価格に与える負の影響は大きくなること示されている。

以上から、建物倒壊危険度およびPML 値はオフィスビルの価格形成に負の影響を与えていることから仮説1は支持された。なお、ヘドニック価格関数の推定に際しては、AIC 基準をもとに地震リスク指標に関する変数選択を行なっている。その結果、建物倒壊危険度およびPML 値のいずれも連続変数とする case 1 のAIC が174.7と最小となることを確認している(表2参照)。

ヘドニック価格関数を用いて、建物倒壊危険度1におけるPML 値10%を基準とした価格指

数をもとに、建物倒壊危険度2および建物倒壊危険度3以上となる場合のそれぞれのPML 値と価格指数の推移を算定した。その結果、PML15%以下を対象とする建物倒壊危険度1と当該危険度3以上の価格差の平均は-7.5%となる。

### 3 地震リスクと賃料の関連性 (仮説2の検証)

#### 3-1 分析方法

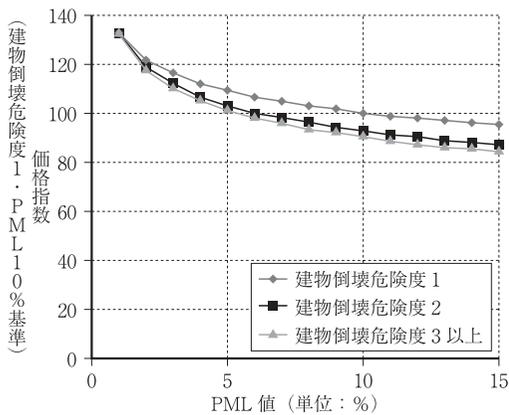
ヘドニック賃料関数を用いて、地震リスク指標が賃料に与える影響の程度を明らかにするため、地震リスク指標として、地域要因に即応する建物倒壊危険度を説明変数に用い(山鹿ほか2002a)、都心6区におけるオフィスビルの賃料を目的変数とするヘドニック賃料関数を推定する。

なお、個別的要因に即応するPML 値については、下記のデータを用いることから入手が困

表2—ヘドニック価格関数における地震リスクに関する変数選択

建物倒壊度・PML	case1	case2	case3	case4	case5	case6	case7	case8	case9	case10
建物倒壊度区分なし	○	—	—	—	—	—	—	—	—	—
建物倒壊度2 dum	—	○	○	—	—	—	—	—	—	—
建物倒壊度3 dum	—	○	—	—	—	—	—	—	—	—
建物倒壊度4 dum	—	○	—	—	—	—	—	—	—	—
建物倒壊度2以上 dum	—	—	—	○	○	○	○	—	—	—
建物倒壊度3以上 dum	—	—	○	—	—	—	—	○	○	○
PML区分なし	○	○	○	○	—	—	—	—	—	—
PML5%以上	—	—	—	—	○	—	—	○	—	—
PML10%以上	—	—	—	—	—	○	—	—	○	—
PML15%以上	—	—	—	—	—	—	○	—	—	○
AIC	174.7	178.4	176.6	174.9	186.2	178.2	179.6	190.6	182.4	184.0

図1—建物倒壊危険度別にみたPML値と価格指数の関係



難である。したがって、地域要因に即応する建物倒壊危険度のみを用いて、仮説2の検証を行なうものとする。

### 3-2 使用データ

データは、アットホーム(株)「ATBB」をもとに、2010年1月1日から2011年2月3日までに成約した都心6区に所在するオフィスビルの賃貸事例1227件を収集した。

### 3-3 ヘドニック賃料関数の推定

前述のとおり、個別的要因に即応するPML値については、J-REIT物件と異なる一般のオフィスビルの賃貸事例を用いることから明示されていないことに留意を要する。

ヘドニック賃料関数における関数形については、価格と同様、限界効用逓減則を反映し得る

両側対数とした。

[ヘドニック賃料関数]

$$\ln \text{Rent}_i = \alpha + \sum_{k=1}^6 \beta_k \ln x_{ik} + \mu \text{DUM}_{i\_floor} + \nu \text{DUM}_{i\_src} + \xi \text{DUM}_{i\_quake} + \sum_{l=1}^2 \delta_l \text{DUM}_{il\_collapse} + \theta \text{DUM}_{i\_time} + \sum_{m=1}^{17} \lambda_m \text{DUM}_{im\_area} + \varepsilon_i$$

$\text{Rent}_i$ : 物件*i*の実質賃料単価 (円/㎡)、 $x_i$ : 物件属性 (都心総合接近性 (分)、駅距離 (分)、専有面積 (㎡)、建物階層 (階)、対象階 (階))、 $\text{DUM}_{i\_floor}$ : 対象階が1階を1、非該当を0、 $\text{DUM}_{i\_src}$ : SRC造を1、非該当を0、 $\text{DUM}_{i\_quake}$ : 新耐震基準を1、非該当を0、 $\text{DUM}_{il\_collapse}$ : 建物倒壊危険度1を基準として当該危険度2をM、当該危険度3以上をH、 $\text{DUM}_{il\_time}$ : 賃貸時点ダミー変数、 $\text{DUM}_{im\_area}$ : 地域ダミー変数、 $\varepsilon_i$ : 誤差項

推定の結果、建物倒壊危険度M (危険度2に該当) およびH (危険度3以上に該当) のダミー変数は、有意水準1%でいずれも統計的に有意となった。建物倒壊危険度は、地域要因としてオフィス賃料に負の影響を与えていると考えられる。2節において価格に対して負の影響を与えていることが示唆された結果とも整合性を有する。

したがって、仮説2は支持されたものと考えられる。

### 3-4 地震リスクに対する賃料格差率の推定

ヘドニック賃料関数を用いて、建物倒壊危険度がオフィス賃料に与える影響について推計すると図2に示すとおりである。

オフィス賃料指数は、建物倒壊危険度の上昇

表3—オフィスのヘドニック賃料関数の推定

説明変数名	偏回帰係数	t 値	有位水準	
$\beta_1$	都心総合接近性	-0.501	-10.804	***
$\beta_2$	駅距離	-0.098	-9.659	***
$\beta_3$	専有面積	0.095	7.690	***
$\beta_4$	築後年数	-0.064	-5.039	***
$\beta_5$	建物階層	0.068	2.733	***
$\beta_6$	対象階	0.019	1.260	
$\mu$	1階 DUM	0.162	5.246	***
$\nu$	SRC 構造 DUM	0.039	2.459	***
$\xi$	新耐震基準 DUM	0.050	3.047	***
$\delta_1$	建物倒壊危険度 M_DUM	-0.048	-3.091	***
$\delta_2$	建物倒壊危険度 H_DUM	-0.079	-3.909	***
$\theta$	2011年 DUM	-0.038	-1.791	*
$\lambda_1$	千代田区 DUM	0.010	0.376	
$\lambda_2$	港区 DUM	0.209	7.767	***
$\lambda_3$	新宿区 DUM	-0.021	-0.721	
$\lambda_4$	品川区 DUM	0.022	0.546	
$\lambda_5$	渋谷区 DUM	0.252	9.009	***
$\lambda_6$	八重洲 DUM	0.498	3.237	***
$\lambda_7$	京橋 DUM	0.185	2.198	**
$\lambda_8$	茅場町 DUM	0.166	2.240	**
$\lambda_9$	麴町 DUM	0.132	2.166	**
$\lambda_{10}$	浜松町 DUM	0.115	1.996	**
$\lambda_{11}$	日本橋 DUM	0.403	4.001	***
$\lambda_{12}$	銀座 DUM	0.305	5.955	***
$\lambda_{13}$	青山 DUM	0.198	5.767	***
$\lambda_{14}$	麻布 DUM	0.095	2.419	**
$\lambda_{15}$	広尾 DUM	0.144	2.051	**
$\lambda_{16}$	代々木 DUM	-0.184	-3.468	***
$\lambda_{17}$	港南 DUM	-0.216	-1.710	*
$\alpha$	定数項	9.947	43.829	***
決定係数		0.431		
自由度修正済み決定係数		0.417		
サンプル数		1,221		

注) \*\*\*：有意水準1%、\*\*：有意水準5%、\*：有意水準10%

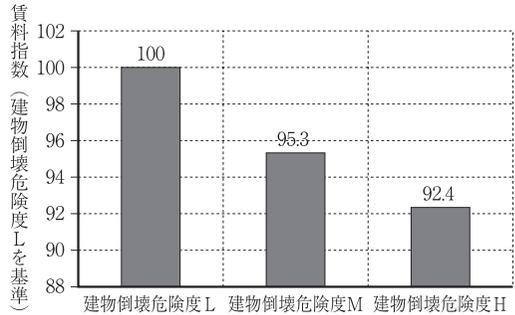
とともに減少していく傾向が見て取れる（図2参照）。建物倒壊危険度Lのオフィス賃料を基準にした指数をみると、賃料指数は、建物倒壊危険度Mで95.3（減価率-4.7%）となり、建物倒壊危険度Hでは92.4（減価率-7.6%）と推計される。

#### 4 地震リスクとキャップ・レートの関連性（仮説3の検証）

##### 4-1 分析方法

地域要因の地震リスク指標として建物倒壊危険度を、また個別的要因の地震リスク指標としてPML値をそれぞれ説明変数に用いて、都心

図2—建物倒壊危険度によるオフィス賃料指数の比較



6区のオフィスのキャップ・レートを目的変数とするキャップ・レートモデルを推定する。当該キャップ・レートモデルを用いて地震リスク指標の価格に与える影響度を明らかにする。

##### 4-2 使用データ

データは、東急不動産㈱「TOREIT」をもとに、2001年から2010年までの都心6区に所在するオフィスの236件を収集した。

##### 4-3 キャップ・レートモデルの推定

キャップ・レートは、前記ヘドニック価格および賃料関数と同様に、限界効用逓減則を考慮のうえ、両側対数を採用した。変数の選択については、AIC基準によって選択することとした。

推定の結果、価格および賃料においてそれぞれ統計的に有意に推定されていた建物倒壊危険度であったが、キャップ・レートにおいては、統計的有意性は認められなかった。

収益還元モデルに照らしてみると、建物倒壊危険度は、地域要因として賃料に当該影響は帰着するため、キャップ・レートに対しては影響を与えないものと考えられる。一方、個別的要因に即応するPML値は、キャップ・レートに影響を与えており、価格に比べて感度の高い変化を与えている。

[キャップ・レートモデル]

$$\ln CR_i = \alpha + \sum_{k=1}^4 \beta_k \ln x_{ik} + \gamma DUM_{i\_PML}$$

表4—キャップ・レートモデルにおける地震リスクに関する変数選択

地震リスク変数	case1	case2	case3	case4	case5	case6	case7	case8	case9
建物倒壊度2	-	-	-	-	○	-	-	-	-
建物倒壊度3	-	-	-	-	○	-	-	-	-
建物倒壊度4	-	-	-	-	○	-	-	-	-
建物倒壊度2以上	-	-	-	-	-	○	-	○	-
建物倒壊度3以上	-	-	-	-	-	-	○	-	○
PML区分なし	○	-	-	-	○	○	○	-	-
PML5%以上	-	○	-	-	-	-	-	-	-
PML10%以上	-	-	○	-	-	-	-	-	-
PML15%以上	-	-	-	○	-	-	-	-	-
AIC	-579.2	-578.7	-576.4	-575.9	-574.0	-577.2	-577.4	-575.3	-575.4

$$\sum_{i=1}^9 \theta_i \text{DUM}_{i\_time} + \sum_{m=1}^{12} \lambda_m \text{DUM}_{m\_area} + \varepsilon_i$$

CR<sub>i</sub>: 物件iのキャップ・レート(%)、x<sub>i</sub>: 物件属性(賃貸可能床面積(m<sup>2</sup>)、築後年数(年)、都心総合接近性(分)、駅距離(分))、DUM<sub>i\_PML</sub>: PML値(%), DUM<sub>i\_time</sub>: 評価時点ダミー変数、DUM<sub>i\_area</sub>: 地域ダミー変数、ε<sub>i</sub>: 誤差項

キャップ・レートについては、PML値5%以上(case2)、PML値10%以上(case3)、PML値15%以上(case4)の比較においては、PML値5%以上のAICが-578.7と最も低く、PML値による影響の程度が価格に比べて感応的であることがわかる(表4参照)。

これは、PML値が個別的要因として、将来の収益に影響を与える要因の変動予測に基づき、純収益を減少される要因となることからキャップ・レートを高めると考えられる。したがって、経済的意義に照らして、正の符号となることとも整合的な結果が得られているといえる(表5参照)。以上から仮説3は支持されたものと考えられる。

### おわりに

本稿では、地域要因に即応する地震リスク指標として建物倒壊危険度を、また個別的要因に即応する地震リスク指標としてPML値を用いて、当該指標がオフィスの賃料、キャップ・レートおよび価格に与える影響について検討した。その結果、地域要因の建物倒壊危険度は、オフィス賃料に対して統計的に有意に負の影響を与えていることが示された。また、オフィスの価

表5—キャップ・レートモデルの推定結果

	説明変数名	偏回帰係数	t値	優位水準
β <sub>1</sub>	賃貸可能面積	-0.032	-5.146	***
β <sub>2</sub>	築後年数	0.033	5.291	***
β <sub>3</sub>	都心総合接近性	0.075	2.667	***
β <sub>4</sub>	駅距離	0.019	2.767	***
γ	PML値	0.019	1.865	*
θ <sub>1</sub>	2002DUM	-0.090	-1.276	
θ <sub>2</sub>	2003DUM	-0.111	-1.483	
θ <sub>3</sub>	2004DUM	-0.099	-1.361	
θ <sub>4</sub>	2005DUM	-0.197	-2.804	***
θ <sub>5</sub>	2006DUM	-0.245	-3.462	***
θ <sub>6</sub>	2007DUM	-0.333	-4.693	***
θ <sub>7</sub>	2008DUM	-0.331	-4.645	***
θ <sub>8</sub>	2009DUM	-0.207	-2.738	***
θ <sub>9</sub>	2010DUM	-0.224	-2.200	**
λ <sub>1</sub>	千代田区DUM	-0.016	-0.928	
λ <sub>2</sub>	港区DUM	-0.044	-2.988	***
λ <sub>3</sub>	新宿区DUM	0.027	1.161	
λ <sub>4</sub>	品川区DUM	0.038	2.111	**
λ <sub>5</sub>	渋谷区DUM	-0.062	-2.739	***
λ <sub>6</sub>	八重洲DUM	-0.131	-2.481	***
λ <sub>7</sub>	六本木DUM	-0.061	-1.883	*
λ <sub>8</sub>	赤坂DUM	-0.059	-2.898	***
λ <sub>9</sub>	銀座DUM	-0.158	-4.333	***
λ <sub>10</sub>	神宮前DUM	-0.059	-1.500	
λ <sub>11</sub>	西新宿DUM	-0.072	-2.538	**
λ <sub>12</sub>	八丁堀DUM	-0.067	-1.857	*
α	定数項	1.648	10.169	***
決定係数			0.735	
自由度修正済み決定係数			0.702	
サンプル数			236	

注) \*\*\*: 有意水準1%、\*\*: 有意水準5%、\*: 有意水準10%

格に対しても、建物倒壊危険度およびPML値の統計的有意性が示された。これらは、収益還元モデルに照らして整合的な結果である。

さらに、建物倒壊危険度は、オフィスのキャップ・レートに対して統計的有意性が示されな

かったものの、PML 値については、当該キャップ・レートに対して高い感度で負の影響を与えていることが示された。

本研究成果の鑑定評価実務へのインプリケーションとしては、不動産鑑定士によるキャップ・レートの査定において、地震リスクプレミアムをキャップ・レートにすべて反映させることはリスクの過大評価になるとの懸念である。地域要因として既に賃料に織り込まれている地震リスクプレミアムの存在に十分に留意すべきであろう。

### 謝辞

本論文は、小松（2012）の研究成果をもとに住宅経済研究会において報告した内容に対して一部加筆および修正を行なったものである。委員の先生方から貴重な意見をいただいた。ここに感謝の意を表する。

### 注

- 1) 地震リスクは、一般に発生確率を正確に捉えることが困難である。したがって、本研究では、Cutler and Zeckhauser (1999) が定義する「リスク」と「不確実性」をあえて区分せず、広義のリスクとして捉える。
- 2) 都心6区とは、千代田区、港区、中央区、新宿区、渋谷区、品川区を示し、当該地域におけるJREIT取得価額の全国に占める割合は62%であり、オフィス市場の過半を占める。
- 3) BPテストでは、帰無仮説として均一分散が仮定される。したがって、p値が有意水準よりも小さければ、均一分散の仮説は棄却され、不均一分散が存在することになる。
- 4) 都心総合接近性は、最寄り駅から「東京駅」「渋谷駅」「新宿駅」「池袋駅」「上野駅」までの鉄道所要時間の総和として求めた。当該所要時間の計測にあたっては、通勤時間を想定し、朝8時30分に到着する際の所要時間とした。なお、ツールは、株式会社ヴァル研究所「駅すばあと」を用いた。

### 参考文献

- 市川智秀（2010）「災害リスクがJREITの取得価格に与える影響」『季刊 住宅土地経済』No.76、29-35頁。
- 金本良嗣・矢澤則彦（1998）「ヘドニック法による便益推定値の信頼性に関するケーススタディ」『環境等の便益評価に関する研究』建設省建設政策研究センター、31-38頁。
- 小松広明（2012）「東京都心部の地震リスクがオフィスビルの価格形成に与える影響」『日本不動産学会誌』No.100、Vol.26、No.1、133-142頁。

- 小宮充豊・加藤孝明・山崎文雄（2002）「アンケート調査による住民の地震リスク認識の地域特性の研究——東京の山の手地区と下町地区の比較」『地域安全学会概集』No.12、107-110頁。
- 直井道生、瀬古美喜、隅田和人（2009）「地震発生リスクと生活の質」『季刊 住宅土地経済』No.74、27-34頁。
- 藤田壮・盛岡通（1995）「ヘドニック価格法を用いた公園緑地の環境価値評価に関する研究」『環境システム研究』No.23、64-72頁。
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤誠（2002a）「地震危険度と家賃」『日本経済研究』No.46、1-21頁。
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤誠（2002b）「地震危険度と地価形成：東京都の事例」『応用地域学研究』第7号、51-62頁。
- 山口健太郎・多々納裕一・岡田憲夫（2000）「リスク認知のバイアスが災害危険度情報の提供効果に与える影響に関する分析」『土木計画学研究・論文集』No.17、327-336頁。
- Cassel, E and R. Mendelsohn (1985) "The Choice of Functional Forms for Hedonic Prices Equations: Comment," *Journal of Urban Economics*, Vol.18, pp. 135-142.
- Cutler, D. M. and R. J. Zeckhauser (1999) "The Anatomy of Health Insurance," NBER Working Papers No.7176.
- Garmaise, Mark J. and Tobias J. Moskowitz (2009) "Catastrophic Risk and Credit Markets," *The Journal of Finance*, Vol.64-2, pp.657-707.
- Goodman, Allen, C. (1978) "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, Vol.5, pp.471-484.
- Halvorsen, R. and Henry O. Pollakowski (1981) "Choice of Functional Form for Hedonic Prices Equations," *Journal of Urban Economics*, Vol.10, pp. 37-49.
- Rosen, Sherwin (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp. 34-55.
- Viscusi, K. W. (1992) *Fatal Trade-offs: Public and Private Responsibilities for Risk*, New York: Oxford University Press.

# フードデザート研究の現状とこれから

経済学的視点を通して米国の事例に学ぶ

Besharov, Douglas J., Marianne Bitler & Steven J. Haider (2011) "An Economic View of Food Deserts in the United States," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 30(1), pp.153-176.

## はじめに

近年、「フードデザート（以下、FDs）問題」が注目を集めている。FDsとは、社会的・経済的環境の変化により食料品の入手が困難になる人々が増加し、健康被害へ繋がるもの、とされる。FDsは従来、欧米諸国等で、低所得者の多い地域が抱える問題であった。しかし、日本でも車社会・高齢化などの社会構造の変化により、FDsが各地で発生しはじめており、現状把握や対策の必要性が高まっている。

また、それに伴い、関連研究も近年になり増加しつつある。例えば、FDs問題の概要を論じたもの（岩間 2010）や、高齢者の居住地と食料品店までの距離をもとに FDs マップを作成したもの（駒木 2010）、アンケートによる意識調査（崔・鈴木 2012）などがある。一方、海外では、20年以上前から FDs 研究が盛んであった。例えば、地理学の分野では、FDs の発見を目的とした分析が多く、Beaulac et al. (2009) によれば、その焦点は「地域内の食料品店の数・分布」から、購買情報を考慮した「健康的で栄養価の高い（以下、質の高い）食料品の入手しやすさ」の分析へと移ってきたという。

そして、FDs 問題の根本にある「食料品の購入」という行為は、販売主体と消費者との間の経済活動であり、FDs の有無やその原因を論じる際に、経済学的な視点が重要であることを Besharov et al. (2011) は指摘している。今回紹介するこの Besharov et al. (2011) では、まず、FDs 問題を経済学的観点から捉え、体系的に整理する。それを踏まえて、米国における既存研究のレビューを行ない、その課題や今後考慮されるべき点を論じている。

日本では、FDs をその仕組みから分析した研究は、あまり見られない。わが国での FDs 問題の本

質を捉え、改善・解決方策について検討するために、海外の研究成果を俯瞰的に見ることは、有益かつ重要であるといえる。以下、論文の概要を示していく。

## 経済的観点から FDs を捉える

まず、FDs の前提にある「量・質的に、食料供給の不十分な地域」を経済学的に捉えるため、FDs に関わる 4 要素として、①食料品（財）、②消費者（需要）、③食料品小売主体（供給）、④前掲①～③の相互作用（市場）を設定している。そして、それぞれが果たす役割と、これらを実際の分析の中で扱う際に考慮すべき点を述べる。

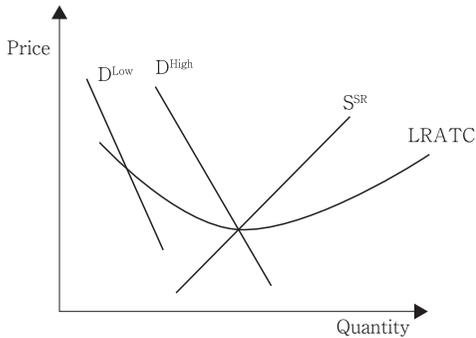
一つ目に、食料品の入手しやすさを考えることが研究の起点となる。その際、膨大な種類の食料品の中から「質の高い食料品」を適切に選定する必要がある。

二つ目に、需要は消費者の所得・選好・食料品の価格により決定される。所得が高く価格が安いほど需要量は増加する。ここから、高所得者層が多いと高い需要に対応するために食料品店が増加していくことがわかる。また選好は、所得と価格のいずれがより個人の需要に影響するかを決定する要素である。

三つ目の食料品小売主体では、食料品店の抱える費用が供給量の主な決定要因となる。費用には、扱う食料品の量により異なる運営費用（製品の輸送費や卸売費）と、そうではない固定費用（賃料など）がある。費用増大により供給量は減少するが、固定費用に関しては規模・範囲・集積性の経済が働く可能性がある。すると、大規模で、多様な食料品を扱い、周辺に他店舗が集積する食料品店ほど、単位面積当たりの固定コストを節約できる。これが、食料品の特定の地域に集中する原因であると考えられる。

そして市場では、消費者と食料品店が食料品を売買する。その需要と供給の関係から、食料品の価格

図1—短期的・長期的価格の決定要因



と入手しやすさが決まる。前提として、消費者は「価格受容者」であり、供給価格・量に対する決定力はない。また、個別の企業は市場に対し大きな力は持たず、完全競争下にある。すると、以下のことがいえる（図1）。

- (1)短期的な食料品の価格と量の均衡点は、供給曲線（直線S(SR)）と需要曲線の交点である。
- (2)長期的な価格は、長期平均総費用曲線の最小値となり、需要曲線とその最小値で交わる。

ここで、需要が減少し、固定費用が大きくなり、規模の経済が働くと、単一企業による供給のほうが供給の総費用が小さくなる。すると、自然独占が発生し、市場において独占企業の影響力が無視できなくなる。これが食料品の価格上昇や供給量の制限につながり、FDsが発生しうるのである。

## 市場と政策介入

FDs 問題に対する政策は、低所得者向け食料品クーポンや、公共交通の利用補助が代表的である。ここでは、食料品の市場におけるこれらの政策の意義・効果を考える。

経済学では、完全競争市場が最も効率的と考える。その時、市場はパレート最適であり、いずれの政策も、市場効率性に負の影響を与える。しかし、実際の政策は現実の市場状況を改善している。その理由に自然独占や情報の非対称性などから、完全競争市場が成立しなくなる「市場の失敗」の存在がある。これにより、政策介入が市場の失敗を解消し、経済効率性を高めることになる。しかし、Besharov et al. (2011) は経済効率性の観点から議論する限り、い

ずれの政策にも欠点があることを強調している。これは、そもそも、政策介入が経済のいっそうの効率化よりも、社会的な公平性の確保に重点を置いているためであるという。

## FDsの有無を論じた研究のレビュー

本節では、FDs 問題の経済学的な議論を踏まえ、米国の既存研究のうち、地域のFDsの有無を論じたものを中心に評価を行ない、その課題と今後考慮すべき点を整理する。

まず、一つ目は、既存研究の利用データが有する課題である。FDsの有無を議論するのに必要な、食品の入手しやすさを正確に把握できている既存研究は少ない。例えば、Moore et al. (2008) や Zenk et al. (2005)、Baker et al. (2006) などでは、食品スーパーや大型食料品店の分布から、地域のFDsの有無を分析したが、各店舗で入手可能な食料品の種類や、他の入手手段（農家や自家栽培など）が考慮されていない。これに対し、分析範囲は限定的だが、店舗ごとの品揃えを考慮したり、食料品の入手場所の詳細な現地踏査を用いた Rose et al. (2009) や Sharkey et al. (2010) などは重要な研究である。特に、前者では陳列面積を指標に組み込んだ場合、FDs有無の判断結果に差が生じうることを明らかにしている。

しかし、これらの詳細な分析を広範にわたり行なうためには、地域ごとに利用可能なデータの内容に矛盾や不統一が依然として多く（Kowaleski-Jones et al 2009より）、詳細なデータ整備や地域間でのデータ形式の統一が今後求められるであろう。

その一方で、需要側の消費者の購買行動に関しては、詳細なデータがよく利用される。例えば、National Health and Nutrition Examinationの消費者が食品を購入した場所・品目のデータや、The Consumer Expenditure Surveyの食料品への支出データがある。これらのデータ利用上の課題は、その多くが個人情報を含み、詳細な集計単位での利用が難しいことである。今後の研究の進展のためには、需要と供給の両面で、詳細で解像度が高いデータが統一的に整備されることが望ましい。

二つ目が、各地域をFDsであると判断する基準の違いである。既存研究を大別すると、絶対的基準と相対的基準の二つがある。前者は、地域の食料品の入手可能性が、ある設定された基準を下回るか否かにより判断を行なう。後者は、食料品の入手可能性を他地域と比較し、それが相対的に低い地域をFDsと判断する考え方である。これらの区別は、分析結果を政策立案に反映させていくために、特に重要である。

既存研究でも主流である、食料品へのアクセシビリティなどから入手可能性を定量化する方法(Powell et al. 2007など)では、大半が、これらの基準のうち、相対的基準を用いている。一方、絶対的基準を用いた研究には、Rose et al. (2009)の、居住地から一定距離内にある食料品店数や距離を分析し、その値からFDsの有無を判断したものなどがあるが、その数は少ない。この研究の蓄積量の差は、絶対的基準による分析のための、需要・供給の両面でのデータ準備や、食料品店までの距離の正確な測定により手間を有することに基因する。

三点目は、分析対象範囲の設定についてである。消費者の人口分布は米国のcensus tractやcensus brockを単位として集計される。既存研究の多くはそれを基に対象地域の設定を行なっている(Morland et al. 2002, Rose et al. 2009など)。しかし、census単位のデータを用いたり、対象地域に明確な境界を設けたりする場合、境界周辺での対象地域外からの端縁効果や、住民は地区重心に集中して居住するという仮定等により、現実の状況と分析結果の間に乖離を生む可能性がある。

さらに、購買行動が行なわれる範囲は、一般に都市部よりも地方部のほうが大きい。このため、Sharkey et al. (2010)で述べられたように、地方部で対象地域を狭く設定すると、この購買圏を網羅できず、食料品の入手可能性が過小評価される。一方で、都市部においては、公共交通の存在を考慮することが重要で、買物頻度や食料品の購入量にまで影響を与える事を踏まえておくべきである。この要素を反映した、店舗分布を含む経済モデル(Capozza & Van Order 1978)では、従来、消費者

個人の交通費用を組み込み、遠くにある食料品店ほど不便であるとしてきた。さらに、近年、USDA (2009)では、消費者と個人属性(収入や周辺の店舗数など)と買い物時間を調査し、消費者個人単位での食料品入手のための総費用である“full price”を推定している。この“full price”は、より現実に即した分析を可能にし、政策立案に役立つ知見を得られるであろう。

そして、四つ目に、消費者の求める「質の高い食料品」に関して、その種類や価格、入手経路の多様性を考慮することが必要である。例えば、特定の種類の食料品については、農協などのいわゆる“informal market”に属する供給主体が、低所得者の買い物において頻繁に利用される。しかし、食料品供給主体を単に「食料品店」と一括りで捉えると、これらが無視されることもある。Bader et al. (2010)やRaja et al. (2008)では、このような入手手段の多様性を考慮しない場合、低所得者層の食料品の入手可能性が過小評価されることを指摘している。

### FDsの原因をどのように捉えるか

本節では、「FDsの発生原因」に着目する。FDsの原因解明を目的とした研究は、FDsの有無の判断を目的としたものと比べ進展が少ない。しかし、各地域でのFDsの要因を明らかにしなければ、効果的な施策実施に繋がらない。これまでの議論を踏まえ、今後の研究において考慮すべき点を整理する。

まず、需要・供給のいずれが原因であるか明確にし、解決すべき問題点を抽出することである。これにより、市場を現状からどう改善させるか、具体的な施策に結びつけられる。例えば、ある地域では低所得者層が多く居住し、食料品の購入が困難である。この時有効なのは、フードスタンプの発行や、公共交通の利用補助など、食料品の“full price”を低下させる政策である。一方で、地価の高騰が店舗の開店・運営費用や食料品の価格を押し上げているならば、店舗の開店補助や費用削減のための政策を行ない、低価格で食料品を供給可能にすべきであろう。

そして、今後、FDsの原因解明のための研究に望まれるのは、より詳細なデータをより洗練された

手法で扱うことである。動的な経済モデルを用いて、外的要因による市場環境の変化を考慮したり、需要と供給が均衡状態にない場合の価格・供給量や、潜在的な需要量の変化を分析する、などを例として挙げている。

## おわりに

以上のように、Besharov et al. (2011) は経済学的な観点から、米国の FDs に関する既存研究をレビューし、それらの課題と今後の研究の中で考慮されるべき要素を詳細に整理・評価してきた。それらを踏まえて、論文の最後では以下が強調されている。

一つに Besharov et al. (2011) では、既存研究を少なからず批判する立場に立って評価を行なったが、「米国において、FDs は存在しない」と結論づけていないこと、もう一つは、今回の既存研究の評価だけでは、FDs の存在が、そこからどのような社会問題を派生させていくのかまでは議論できていないことである。そして最後に、今後の FDs 研究のいっそうの質的・量的な発展が強く望まれる、として論文を結んでいる。

今回紹介した、Besharov et al. (2011) の特徴は大きく 2 点ある。従来、捉え方が曖昧であった FDs 問題の構造を、経済的な観点から体系化した点、さらに、既存研究の評価から今後の課題を整理した点である。これは、今後の日本の FDs 研究において、研究目的・分析手法の検討の際の大きな助けになると考えられる。

## 参考文献

- 岩間信之 (2010) 「フードデザート問題とは何か？」『地理』55巻(8)、6-14頁。
- 駒木伸比古 (2010) 「フードデザートマップを作成する：GISを用いたエリア抽出方法」『地理』55巻(8)、25-32頁。
- 崔唯欄・鈴木勉 (2012) 「高齢者に着目した食料品購買行動と利便性の意識に関する研究」『日本都市計画学会都市計画論文集』47巻(3)、271-276頁。
- Bader, M., M. Purciel, P. Yousefzadeh & K. M. Neckerman (2010) "Disparities in Neighborhood Food Environment: Implication of Measurement Strategies," *Economic Geography*, Vol. 86, pp.409-430.
- Baker, E., M. Shootman, E. Barnidge & C. Kelly (2006) "The Role of Race and Poverty in Access to Foods that

- Enable Individuals to Adhere to Dietary Guidelines," *Preventing Chronic Disease*, Vol. 3 pp.1-11.
- Beaulac, J., E. Kristjansson & S. Cummins (2009) "A Systematic Review of Food Deserts, 1966-2007," *Preventing Chronic Disease*, Vol.6(3): A105.
- Capozza, D. R. & R. Van Order (1978) "A Generalized Model of Spatial Competition," *American Economic Review*, Vol. 68, pp.896-908.
- Kowaleski-Jones, L., J. X. Fan, I. Yamada, C. D. Zick, K. R. Smith & B. B. Brown (2009) "Alternative Measures of Food Deserts: Fruitful Options or Empty Cupboard?" National Poverty Center Working Paper. Ann Arbor: University of Michigan.
- Moore, I., A. D. Roux, J. Nettleton & D. Jacobs (2008) "Associations of Local Food Environment with Diet Quality: A Comparison of Assessments Based on Surveys and Geographic Information Systems: The Multi-ethnic Study of Atherosclerosis," *American Journal of Preventive Medicine*, Vol. 22, pp.23-29.
- Morland, K., S. Wing, A. D. Roux & C. Poole (2002), "Neighborhood Characteristics Associated with the Location of Food Store and Food Service Center Places", *American Journal of Preventive Medicine*, Vol. 22, pp.23-29.
- Powell, L. M., S. Slater, D. Mirtcheva, Y. Bao & F. Chaloupka (2007) "Food Store Availability and Neighborhood Characteristics in the United States," *Preventive Medicine*, Vol. 44, pp.189-195.
- Raja, S., C. Ma & P. Yadav (2008) "Beyond Food Deserts: Measuring and Mapping Racial Disparities in Neighborhood Food Environments," *Journal of Planning Education and Research*, Vol. 27, pp.469-482.
- Rose, D., J. Bodor, C. Swalm, J. Rice, T. Farley & P. Hutchison (2009) "Deserts in New Orleans? Illustrations of Urban Food Access and Implications for Policy," National Poverty Center Working Paper.
- Sharkey, J. R., S. Horel & W. R. Dean (2010) "Neighborhood Deprivation, Vehicle Ownership, and Potential Spatial Access to a Variety of Fruits and Vegetable in a Large Rural Area in Texas," *International Journal of Health Geographics*, Vol. 9, pp.1-27.
- U. S. Department of Agriculture, Economic Research Service (2009) "Access to Affordable and Nutritious Food: Measuring and Understanding Food Deserts and Their Consequences."
- Zenk, S.N., A. J. chultz, B. A. Israel, S. A. James, S. Bao & M. L. Wilson (2005) "Neighborhood Racial Composition, Neighborhood Poverty, and the Spatial Accessibility of Super Markets in Metropolitan Detroit," *American Journal of Public Health*, Vol. 95, pp.660-667.

関口達也

東京大学大学院工学研究科都市工学専攻博士課程

### ●調査研究成果のご案内

#### 『定期借地権事例調査』

(2012年度前期 : <http://www.hrf.or.jp/>)

当センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回(前期、通年)、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ(<http://www.hrf.or.jp/>)上で紹介しており、2013年3月末現在、最新の調査成果として2012年度前期における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼としているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

#### 編集後記

最近の玩具といえば、DSやPS等のゲームの類が主流のようだが、“おもちゃ”と呼べるようなタイプの玩具もおどろくほど進化している。

我が家にもその進化を実感している玩具が2種ある。一つはバンダイ発売のLBXというロボットのプラモデルと、それを載せる台車(ライディングソーサー)の組み合わせ。ロボットを載せた台車はリモコンで操作でき、複数台が衝突し対戦相手を倒すことを競う。もう一つは、タカラトミー発売のバトルボーグという、ボクサー型ロボットがボクシングでバトルするもの。操作する者のコントローラーの振り方がそのまま

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2012年9月30日までの間に収集した件数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6005件、5万1256区画(戸)にのぼる(戸建て住宅5424件3万1278区画、マンション581件1万9978戸)。

以下、通年度で取れる最新年度である2011年度(2011年4月~2012年3月)に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2011年度における戸建て住宅の収集戸数は、45件217区画で、前年度同期(62件281区画)と比べ64区画の減少となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は新潟県の55区画、第2位は愛知県の46区画、次いで第3位は千葉県24区画で、およそ25%が新潟県で供給されている。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える区画を含む事例は45件中31件あり、全体の68%に達し、前年度同期(47%)よりも規模の大きな定期借地権住宅が供給される傾向にある。

一方、マンションの発売数は26件518戸であり、前年度同期(20件280戸)と比べ238戸の増加となっている。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の

327戸、第2位が大阪府の93戸となっており、大都市圏を中心に供給されている。また、全26件のうち、18件が最大専有面積80㎡以上のマンションである。定期借地権付マンションは、戸建て住宅以上に所有権物件と競合するため、専有面積を広くすることで所有権物件との差別化を図っていると考えられる。

本調査は調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体像を把握するための資料としては制約が伴うものの、分譲住宅事例の地域分布および建物の種別や規模等の実態を検証するうえで有用なデータセグメントであると考えられる。

#### ●お知らせ

当センターは、公益法人認定を受け、2013年4月1日より「公益財団法人 日本住宅総合センター」となりましたことをご報告いたします。

#### ●お詫びと訂正

2013年冬季号、海外論文紹介(「不確実性下での建物取壊しの意思決定と価格に関する研究」)に誤りがありました。お詫びして以下のように訂正いたします。

著者名 (p.39) (正) 定行泰甫

#### 編集委員

委員長——浅見泰司  
委員——浅田義久  
中神康博  
山崎福寿

#### 季刊 住宅土地経済

2013年春季号(第88号)

2013年4月1日 発行

定価750円(内消費税35円) 送料180円  
年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行 一公益財団法人

日本住宅総合センター  
東京都千代田区麹町4-2  
麹町4丁目共同ビル10階  
〒102-0083

電話 : 03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。