# 購入者マインドを高める住宅市場活性化施策

#### 澤井英一

三井不動産株式会社 専務執行役員 財団法人 日本住宅総合センター 理事

我が国の住宅市場は、2010年4月の現時点では、ようやく底入れの兆しも 見られはじめたが、本格回復には、なお時間を要するように思われる。

そのなかで、住宅市場を活性化させるために、住宅版エコポイント制度やフラット35S(優良住宅取得支援制度)金利引下げ、住宅取得資金にかかる贈与税非課税枠拡大の税制措置等が相次いで導入された。果たして、これら施策の需要喚起・拡大効果、施策に対する住宅購入意向者の期待はきわめて高いようだ。

マンションデベロッパー大手による情報提供ウェブサイト「メジャーセブン」が2010年2月に実施した新築マンション購入検討者対象のアンケート調査によると、住宅取得促進税制を含む「2010年度税制改正大綱」閣議決定の認知者の割合は約9割であった。さらに、同閣議決定により購入意欲が高まったとする回答者割合は、認知者全体の中で約半数、検討対象物件を絞り込んだ状態の回答者のなかでは6割を超えるなど、高い効果と期待が覗えるものであった。

同調査によれば、住宅版エコポイント、フラット35Sの金利引下げについても同様のことが示されており、これら一連の施策が住宅購入意欲の向上に大きく貢献していくことが期待される。すでに注文住宅市場やリフォーム市場ではその効果があらわれはじめているようである。ただし、各制度自体を知らない方や詳細を把握していない方も一定程度存在するという結果も出ており、引き続き認知促進活動が必要であろう。

今後も、上記のような市場調査等を通じて収集された実証的データが政策 要請に反映され、住宅購入者の期待に応える良質な住宅供給へつながってい くことを念願するものである。

#### 目次●2010年夏季号 No.77

[巻頭言] 購入者マインドを高める住宅市場活性化施策 澤井英一 ――1

[特別論文] 都市内の所得階層別住宅立地パターン: 再考 佐々木公明 ——2

[研究論文] I-REIT におけるリスク評価の合理性 鈴木陽祐・吉田あつし ——14

[研究論文] 官と民の事務所 ㎡単価について 中村悦広・倉橋 透 ――23

[研究論文] 制約付き多層潜在セグメントモデルの定式化とその住居選択分析 への応用 **星野匡郎** ——30

[海外論文紹介] 在宅介護と高齢者の住宅・居住形態 牛 冰 ――38

エディトリアルノート ——12

センターだより ----42 編集後記 -----42

# 都市内の所得階層別住宅立地パターン: 再考

## 佐々木公明

#### はじめに

基本的なアロンゾ型都市経済モデルの最も強い結論の一つは、「通勤費用がその通勤者の所得水準に依存しないかぎり、低所得者は中心業務地区(以後 CBD と表現する)の近くに立地し、高所得者は郊外部に立地する」ことである。この理論的結論がアメリカ大都市における所得階層別住宅立地パターンと整合的であることは強調されるべきである。しかしながら、ラテンアメリカやアジア諸国の多くの大都市ではしば、それとは逆の立地パターンが観察されている。すなわち、裕福な人々が都市中心部に居住し、低所得の人々が中心から離れた外延部に居住する傾向にある1)。

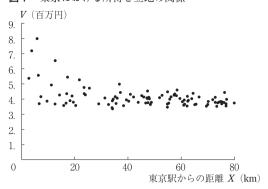
Wheaton (1977) はこれらの矛盾する観察事実を説明するために、基本的モデルとは異なり、通勤の時間費用や心理的費用も含む一般化交通費用 (generalized transport cost) が通勤者の所得水準とともに変化すると想定されるアロンゾ型モデルを設定した。所得 - 立地パターンは所得グループ間の付け値曲線の勾配の比較によって決定される。もし、住宅地の広さが(時間費用なども含めた)限界一般化交通費用よりも所得弾力的(非弾力的)であるならば、高所得グループの付け値曲線の勾配が低所得グループのそれに比してより緩やか(より急)なので、低所得グループ(高所得グループ)が都市中心部に立地する。Wheaton (1977) は住宅地の広さと限界一般化交通費用双方の所得弾力性を測

定、比較している。その結果、両者の弾力性値 は互いに近く、「所得水準は長期の住宅立地パ ターンの強い決定要因ではないかもしれない」 と結論している。

Brueckner et al. (1999) もまた、アメリカ大 都市での上記の観察事実とは異なり、パリの中 心部に高所得階層が居住する理由を説明するた めの交替的な仮説を提示した。彼らは自然や歴 史的アメニティなどの立地場所特有の属性を導 入し、高所得グループはそれらの属性に対して 強い選好を持つと想定する<sup>2)</sup>。Brueckner et al. (1999) のモデルもアロンゾ型の枠組みである から、伝統的な限界交通費用 - 宅地サイズの比 率に起因する効果も組み入れられている。自然 的、歴史的アメニティが都市中心部に集中し、 富裕層がアメニティを高く評価する下では、こ のアメニティ効果が支配的であるならば、富裕 層の付け値曲線の勾配がより急であり、それゆ え彼らが都市中心部に居住することになる。最 近、Yonemoto (2007) は Brueckner et al. (1999) では外生的に与えられている歴史的アメニティ を内生化した動学的モデルを提示している。

図1はYonemoto (2007) のものであるが、東京をはじめ日本の多くの大都市では、高所得の人々は中心部近くに居住する傾向にある<sup>3)</sup>。しかしながら、歴史的、文化的アメニティは必ずしも東京中心部に集中しているわけではないし、多くの日本人がそのようなアメニティに強い選好を持つわけではないので、Brueckner et al. (1999) のアメニティ効果仮説は当てはまら

図1 ―東京における所得と立地の関係



ないと思われる。

これまでの研究は、所得 - 立地パターンを説 明するために、個人の選好構造に焦点を当てて きた。実現する所得 - 立地パターンは"均衡に おける"交点での付け値曲線の勾配の"相対的 険しさ"によって決定される。重要なことは、 この"相対的険しさ"は個人の選好構造だけで なく、その時の社会経済的環境にも依存すると いうことである。(ここで、社会経済的環境と は、その社会の所得分配、人口構成、スピード や費用に関する交通条件などを含む。)したが って、もし社会経済的環境が大きく変化するな らば、個人の選好構造が変わらなくとも、所得 - 立地パターンが著しく変化することがあり得 る。例えば、所得分配上の不平等が非常に大き いならば、低所得グループの交通費用を節約す る力が大きく働くことによって、低所得グルー プが中心部に立地することになる。しかし、所 得格差が非常に小さいならば、その限界一般化 交通費用がより高いので、高所得グループが中 心部を占めることになる。さらに、伝統的アロ ンゾ型モデルでは、2つのグループの付け値曲 線はただ一度だけ交わるが、より一般的な、よ り複雑な設定では複数回交差の可能性を排除で きない。したがって、伝統的アロンゾ型モデル では取り扱われることはなかったが、均衡では より多様な所得 - 立地パターンがあり得る。

本稿は、個人の選好属性と社会経済環境の双 方を考慮した総合的方法によって、種々の所得 - 立地パターンを説明することを目的とする。 (佐々木公明 氏写真)

ささき・こうめい 1944年宮城県出身。東北大学経 済学部卒。東北大学大学院経済 学研究科博士課程中退。東北大 学助教授、教授を経て、現在、 尚絅学院大学学長。著書:『都 市成長管理とゾーニングの経済 分析』有斐閣、『都市経済学の 基礎』(共著) 有斐閣、ほか。

本稿の結論として、与えられた社会経済環境の下では所得水準が均衡立地パターンを決定するが、均衡に与える所得効果は社会経済環境によって変わることが言える。モデルでは個人の選好はその所得水準に依存すると想定される。この仮定によって、個人の選択とその所得水準の間の関係が陽表的に考察される。分析は数値シミュレーションによる。1節ではモデルが提示され、2節で数値シミュレーション分析がなされる。そして3節で結果が纏められる。

#### 1 モデル

アロンゾ型モデルに沿い、円形の単一中心都市を想定する。この都市は閉鎖的であり、不在地主が都市内のすべての土地を所有している。そしてすべての都市居住労働者は(面積を持たない点としての)CBD に通勤する。都市住民にとって、共通の効用関数は(1)式のように特定化される。

 $U(z,q,c(x))=z^{\alpha}q^{\beta}-c(x)^{\gamma_0+\gamma_1y}$  (1) ここで、x は住宅立地点であり、CBD からの距離で表される。z とq はそれぞれ、合成財と住宅地の広さを表す。不効用要因として導入されるc(x) は山鹿・八田(2000)が「調整済通勤時間」と呼ぶものである。山鹿・八田(2000)に従い、それは(徒歩時間、待ち時間、乗り換え時間なども含む)狭義の通勤時間と通勤混雑による疲労からの回復に必要とする時間の和である。すなわち、以下のように定式化される。

$$c(x) = \frac{x}{s} + a(x) = \frac{x}{s} (1 + \frac{a(x)}{\frac{x}{s}})$$
 (2)

ここで、s は交通機関のスピードで、a(x) は 疲労の回復時間である。a(x) は当然のことなが ら、通勤での混雑に依存するので、次のような 表現を得る。

$$(1 + \frac{a(x)}{\frac{x}{s}}) = m(k)$$
 (3)

ここで、k は混雑の度合いを表す。山鹿・八田 (2000) が「疲労乗数」と呼ぶ m(k) は以下のように特定化される。

$$m(k) = \lambda k^{\sigma} \qquad (\sigma \ge 1)$$
 (4)

すなわち、通勤のための交通機関が混雑するほど、より長い疲労回復時間が必要である<sup>4)</sup>。(3) 式と(4)式から、(2)式は次のように書ける。

$$c(x) = \lambda k^{\sigma} \frac{x}{s}$$
 (5)

(1)式の特定化は、調整済通勤時間の不効用は当該個人の所得水準とともに増加するが、それは時間の機会費用が所得とともに増加するからである<sup>5)</sup>。

個人の所得制約は、

$$y = z + r(x)q \tag{6}$$

ここで、r(x) は立地点 x での市場地代である。 (6)式では調整済通勤時間の効果に焦点を合わせる目的で、分析を単純化するために通勤の貨幣的費用が無視されている。

都市人口 N は 2 つの所得グループに分類される:高所得グループ人口  $N_h$  と低所得グループ人口  $N_h$  と低所得グループ内では効用水準は均等であり、それぞれ  $U^h$  および  $U^l$  と表す。さらに均衡においては、ある立地点の市場地代は、その地点を占める個人の均衡効用水準に対応する付け値地代に等しい。所得グループ i (i=h,l) の付け値は(7)式で定義される。

$$r_b^i(x) \!=\! \max_{z,q} \! \frac{y^i \!-\! z(x)}{q(x)} \tag{7} \label{eq:7}$$

s.t.  $U^{i} = z(x)^{\alpha} q(x)^{\beta} - c(x)^{\gamma_0 + \gamma_1 y^i}$ 

この問題を解いて次を得る。

$$r_b^i(x) = \alpha^{\frac{\alpha}{\beta}} \beta y^{i\frac{1}{\beta}} (c(x)^{\gamma_0 + \gamma_1 y^i} + U^i)^{-\frac{1}{\beta}} \tag{8}$$

それ故、立地点xにおける付け値曲線の勾配は、

$$\begin{split} \frac{\partial r_b^i(x)}{\partial x} &= -\alpha \frac{\alpha}{\beta} y^{i\frac{1}{\beta}} (\gamma_0 + \gamma_1 y^i) (c(x)^{\gamma_0 + \lambda_1 y^i} + U^i)^{-\frac{\beta + 1}{\beta}} \\ &c(x)^{\gamma_0 + \gamma_1 y^i - 1} \frac{\partial c(x)}{\partial x} \end{split} \tag{9}$$

ここで、 $\frac{\partial c(x)}{\partial x} \ge 0$  であるから、 $\frac{\partial r_b^i(x)}{\partial x} \le 0$  は明らかである。

均衡において、ある立地点はそこに対して他 のグループよりも高い付け値を提示したグルー プが占める。この都市に両所得グループのすべ ての住民N人が居住しなければならないので、 2つの所得グループの付け値曲線は都市区域内 で必ず交差する。基本的アロンゾ型モデルでは 距離当たり交通費用はすべての住民にとって同 一なので、(住宅地の広さが下級財でない限り) 2つの所得グループの付け値曲線の交点におい ては、低所得グループの付け値曲線の勾配が高 所得グループのそれよりも必然的により急であ る。したがって、基本的アロンゾ型モデルでは 2つの所得グループの付け値曲線が2回以上交 差することはない。他方、本稿のモデルでは、 (9)式が示すように、2つの所得グループ間の付 け値曲線の勾配の比較は複雑な形で立地点に依 存し、均衡で2つの付け値曲線が複数回交差す ることがあり得る。このシステムは複雑で、均 衡方程式を解析的に解くことは困難なので、数 値シミュレーションの方法によって分析を行な う。しかし、本システムの均衡立地パターンは 一意的ではないので、数値シミュレーションに よっても可能な均衡をすべて見つけることは難 しい。したがって、以下のような逐次的方法に 拠った。

まず2つの所得グループの付け値曲線の交点が一つである均衡の叙述から始める。最初に、 高所得グループが都市中心部に立地し、低所得 グループが郊外部に立地すると想定する。この 場合の均衡条件は次の4つの方程式によって表 現される。

$$2\pi \int_{q_h(x)}^{\bar{x}} dx = N_h \tag{10.1}$$

$$2\pi\!\!\int\limits_{\pi}^{b}\!\!\frac{x}{q_{1}\!\left(x\right)}\!dx\!=\!N_{1} \tag{10.2}$$

$$r_b^h(\bar{\mathbf{x}}) = r_b^l(\bar{\mathbf{x}}) \tag{10.3}$$

$$r_b^l(\bar{\bar{x}}) = \bar{r} \tag{10.4}$$

ここで、 $\bar{x}$  は 2 つの付け値曲線が交差する立地点、 $\bar{x}$  は都市境界で、 $\bar{r}$  は農業地代を表す。 (10.1) 式と (10.2) 式はそれぞれのグループの人口が過不足なく都市内に居住する条件である。 (10.3) 式は 2 つのグループの付け値は交差する立地点で等しいことを意味する。 (10.4) 式は都市境界において付け値は農業地代に等しいことを表している。 4 本の方程式が  $U^h$ ,  $U^l$ ,  $\bar{x}$  および $\bar{x}$  について解かれる。

次にそれらの解が "高所得グループが都市中 心部に立地する" という前提と整合的であるか どうかを、(11)式の不等式が成立するかどうかに よって吟味する。

$$\left| \frac{\partial r_b^h}{\partial x} \right|_{\bar{x}} \ge \left| \frac{\partial r_b^l}{\partial x} \right|_{\bar{x}} \tag{11}$$

もし、(II)式が成立しないならば、想定した立地 パターンは均衡ではありえず、他のパターンの 均衡を考察することになる。

すなわち、低所得グループが都市の内側を占めると想定する。その下での均衡条件は次のようである。

$$2\pi\!\!\int\limits_{0}^{\bar{x}}\!\!\frac{x}{q_{I}(x)}dx\!=\!N_{I} \qquad \qquad (12.1)$$

$$2\pi \int_{\bar{x}}^{b} \frac{x}{q_{h}(x)} dx = N_{h}$$
 (12.2)

$$r_b^l(\bar{x})\!=\!r_b^h(\bar{x}) \tag{12.3}$$

$$r_b^h(\bar{\bar{x}}) = \bar{r} \tag{12.4}$$

前と同様に(12)式のシステムの解が次の不等式を満たすかどうかが検討される。

$$\left| \frac{\partial r_{b}^{l}}{\partial x} \right|_{\bar{x}} \ge \left| \frac{\partial r_{b}^{h}}{\partial x} \right|_{\bar{x}} \tag{13}$$

そして、もし(13)式が成立しないならば、次に2

つの付け値曲線が2回交差するケースに移る。

まず、高所得グループが都市の最も内側と最も外側の区域に居住し、低所得グループがその間に居住すると想定する。このケースの均衡条件は以下のように表現される。

$$r_b^h(\overline{x_1}) = r_b^h(\overline{x_1}) \tag{14.1}$$

$$r_b^1(\overline{x_2}) = r_b^h(\overline{x_2}) \tag{14.2}$$

$$2\pi \int_{0}^{\overline{x_{1}}} \frac{x}{q_{h}(x)} dx + 2\pi \int_{\overline{x_{2}}}^{b} \frac{x}{q_{h}(x)} dx = N_{h}$$
 (14.3)

$$2\pi \int_{\overline{x}_{1}}^{\overline{x}_{2}} \frac{x}{q_{1}(x)} dx = N_{1}$$
 (14.4)

$$r_b^h(\bar{\bar{x}}) = \bar{r}$$
 (14.5)

ここで、 $\overline{x_1}$  と $\overline{x_2}$  は 2 つの付け値曲線が交差する立地点であり、 $\overline{x_1} \le \overline{x_2}$  である。(4)式のシステムの解が実現されるためには、(15.1) と (15.2) の不等式がすべて満たされなければならない。

$$\left| \frac{\partial r_b^h}{\partial x} \right|_{\overline{x_1}} \ge \left| \frac{\partial r_b^l}{\partial x} \right|_{\overline{x_1}} \tag{15.1}$$

$$\left| \frac{\partial \mathbf{r}_{b}^{1}}{\partial \mathbf{x}} \right|_{\overline{\mathbf{x}_{0}}} \ge \left| \frac{\partial \mathbf{r}_{b}^{h}}{\partial \mathbf{x}} \right|_{\overline{\mathbf{x}_{0}}} \tag{15.2}$$

(15)式の条件が満たされなければ、別な可能なケースが考察されることになる。

すなわち、低所得グループが都市の最も内側と最も外側を占め、高所得グループがその中間を占めるケースである。その均衡条件は(16)式で示される。

$$r_b^l(\overline{x_1}) = r_b^h(\overline{x_1}) \tag{16.1}$$

$$r_b^h(\overline{x_2}) = r_b^l(\overline{x_2}) \tag{16.2}$$

$$2\pi\!\!\int\limits_{0}^{\overline{x_{1}}}\!\!\frac{x}{q_{l}(x)}dx\!+\!2\pi\!\!\int\limits_{\overline{x_{2}}}^{b}\!\!\frac{x}{q_{l}(x)}dx\!=\!N_{l} \qquad (16.3)$$

$$2\pi \int_{\overline{X}_{2}}^{\overline{x}_{2}} \frac{x}{q_{h}(x)} dx = N_{h}$$
 (16.4)

$$r_b^l(\overline{\overline{x}}) = \overline{r} \tag{16.5}$$

このケースの均衡の補完条件は次の不等式である。

$$\left| \frac{\partial r_b^l}{\partial x} \right|_{\overline{x_1}} \ge \left| \frac{\partial r_b^h}{\partial x} \right|_{\overline{x_1}} \tag{17.1}$$

$$\left| \frac{\partial r_b^h}{\partial x} \right|_{\overline{x_2}} \ge \left| \frac{\partial r_b^l}{\partial x} \right|_{\overline{x_2}} \tag{17.2}$$

もし、このケースが棄却されるならば、われわれは3つの交点を持つケースの吟味に移ることになる。そして、理論的には、"真の"均衡を見出すまで次から次へと可能なケースを調べることになる<sup>6)</sup>。

#### 2 数値シミュレーション分析

#### シミュレーションの方法

本稿での仮説は「調整済通勤時間」が均衡立地パターンを決定する上で重要な役割を演じるということである。したがって、(1)式のパラメータ γ₀ と γ₁ の変化の効果に焦点を合わせる。そのために、他のパラメータと外生変数を最初に与えた値に保ち、γ₀ と γ₁ の各々を少しずつ変化させ、上述の方法で実現する均衡立地パターンを探索する<sup>7)</sup>。

#### パラメータと外生変数の値

表1の左欄に以下のシミュレーション分析で用いられるパラメータと外生変数の値が示されている。それらの値は東京大都市圏の対応する実際の値からあまり離れないように与えられた。 β: 可処分所得に占める住宅支出の割合。

2005年の東京の平均月額家賃は8万8979円 であり、賃貸住宅に居住する家計の1月当たり平均所得は44万940円であった。したがって、 $\beta$ =0.20(=88979/440940)と推計された。

s:普通列車のスピードとして、1km/minute (=60km/hour)が採用された。

k:2006年の「東京都市圏白書」から、主な 31鉄道区間の平均混雑度を計算し、171% とした。

〒:「東京都市圏の地価:2005年」から、農業 に利用されている地価の過去10年間の平均 値に(年利子率として)0.03を乗じ、1日 当たりの地代を得るために、364で除した 値を用いた。

表1-パラメータと外生変数の値

パラメータ	東京	ニューヨーク
β	0.20	0.28
λ	1.08	1.08
σ	1.79	1.79
s (km/min)	1.0	1.0
k (%/100)	1.71	0.71
ī (円/m²)	2.4	0.16
y1 (円)	7,400	4,800
уь (円)	17,300	17,200
N: (10 万人)	630	600
Nh (10万人)	630	600

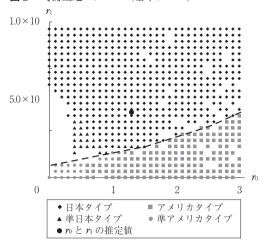
y<sup>h</sup>, y<sup>1</sup>: 半日当たりの所得水準。「東京都民の 生活水準: 2005」の上位、下位四分位の値 をそれぞれ用いた。

N<sub>h</sub>, N<sub>l</sub>: 2006年の東京都の人口は1265万8633 人であった。それを等分し、

N<sub>h</sub>=N<sub>l</sub>=6.3百万人と設定した。

図2は、他のパラメータと外生変数の値を表 1の左欄に示されたように固定し、γ₀と γ₁の 種々の組み合わせに対しての均衡立地パターン を表している。その図では、立地パターンは4 タイプに分類される。すなわち、日本タイプ (2つのグループの付け値曲線が1回だけ交差 し、高所得グループが中心部に居住する)、ア メリカタイプ(2つのグループの付け値曲線が 1 同だけ交差し、低所得グループが中心部に居 住する)、準日本タイプ(2つのグループの付 け値曲線が2回交差し、高所得グループが最も 内側と最も外側に居住する)、そして準アメリ カタイプ (2つのグループの付け値曲線が2回 交差し、低所得グループが最も内側と最も外側 に居住する)<sup>8)</sup>。図2中の点線は(準日本タイ プも含めた) 日本タイプと(準アメリカタイプ タイプも含めた)アメリカタイプを分ける境界 線である。この境界線は右上がりの傾きを持ち、 その左側が日本タイプで、その右側がアメリカ タイプである。解釈は以下のようである。与え られた  $\gamma_0$  の下  $\gamma_1$  が増加すると通勤不効用が所 得とともに大幅に増加するので、高所得グルー プが都市の内側を占めるように働く。またγι が与えられた下で γω が増加するならば、通勤

#### 図2一均衡立地パターン (基本ケース)



不効用のうち所得に依存しない共通部分が支配 的になるので、低所得グループが都市の中心部 に居住する力が働く。

以下の節では、各パラメータの値の変化によって境界線がどのようにシフトするか、すなわち、日本タイプとアメリカタイプの立地パターンそれぞれが生起しやすくなるかが説明される。

#### シミュレーション分析

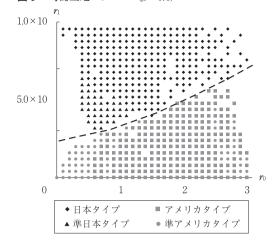
#### < β の効果>

図 2 は  $\beta$ =0.2 として描かれている。この値が 0.4 に増加すると均衡はどのように変化するか。図 3 はその下での均衡立地分布と境界線が描かれる。図 2 と図 3 の比較から、 $\beta$  が増加すると、アメリカタイプの立地均衡をもたらすっと  $\gamma_0$  と  $\gamma_1$  の組み合わせの領域が拡大することがわかる。この直感的解釈は、効用に占める住宅消費のウエイトが相対的に大きくなると、高所得の人々はより広い住宅を需要するために、地代が低い郊外部に居住するようになる。したがって、 $\beta$  が大きいときはアメリカタイプの立地均衡が生起しやすくなる。

#### < k の効果>

通勤のための交通機関の平均混雑度は都市圏間で異なる。国土交通省の報告書によると、それは東京で1.71、パリで1.52、ロンドンで1.49そしてニューヨークで0.71である。シミュレー

#### 図3─均衡立地パターン (β=0.4)



ションは k=1.0 と k=2.0 についてなされた。 図4 と図5 を比較すると、k がより大きいと境界線は下方にシフトし、それ故、日本タイプの立地均衡の領域が拡大することがわかる。これは混雑度の増加により、高所得グループの通勤時間の不効用が格段に増加するので、高所得グループは都市中心部に居住する性向をより強めるからである。

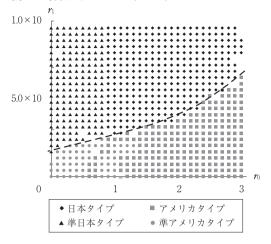
#### < rの効果>

表1が示すように、農業地代水準は東京とニューヨークの間で大きく異なる。それ故、数値シミュレーションは〒=0.5と〒=5.0についてなされた。結果はそれぞれ、図6と図7に示される。驚くべきことに、下が大きく変化しても、境界線はほとんどシフトせず、農業地代は均衡にほとんど影響しないことを示唆する<sup>9)</sup>。解釈は以下のようである。農業地代が低下すると、都市領域が拡大し、平均的通勤費用が増加し、住民の効用水準を低下させるように働く。同時に低下する地代によって住民はより広い住宅を需要でき、効用水準が増加する。これら2つの相反する効果がちょうど相殺すると考えられる。

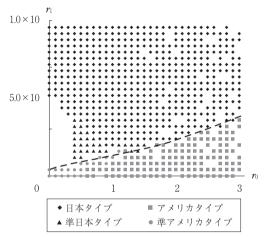
#### < y<sub>h</sub>/y<sub>l</sub>の効果>

表1が示すように、東京とニューヨークの間では、高所得グループの所得はほとんど変わらないのに、低所得グループの所得はニューヨークの水準が東京のそれよりもかなり低い。つま

#### 図4-均衡立地パターン (k=1.0)



#### 図6-均衡立地パターン (r=5.0)



り、 $y_h/y_1$ で表示される所得格差はニューヨークでは東京よりもかなり大である。所得格差が均衡パターンに及ぼす影響を検討するために、シミュレーションは $y_1=\frac{y_h}{2}$ と $y_1=\frac{y_h}{4}$ の2つのケースについてなされた。その場合、 $y_h$ は表1左欄の値に固定される。図8と図9を比較すると、所得格差が大きくなると境界線は上方にシフトし、(1節で推測したように)、低所得グループが都市内側を占めることがより起こりやすくなる。これは、たとえ高所得グループが郊外部に立地しても、格差がより大きいと、低所得グループの住宅需要が小さいので都市サイズが縮小するために、高所得グループの平均通勤費用が低下するからである。要するに、所得格差

#### 図5-均衡立地パターン (k=2.0)

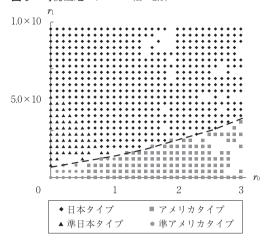
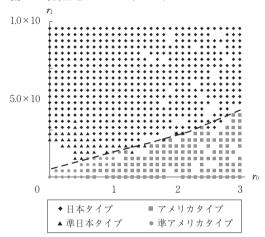


図7-均衡立地パターン (r=0.5)

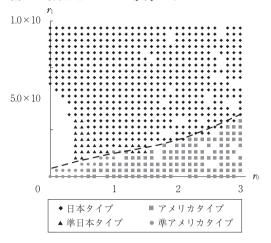


が増大するにしたがい、アメリカタイプの立地 均衡がより生起しやすい。

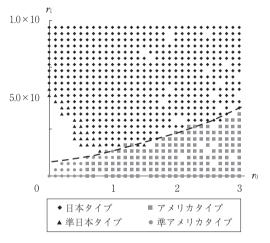
#### < N と N<sub>l</sub>/N<sub>h</sub> の効果>

Wheaton (1977) によれば、都市総人口(N) は均衡立地パターンに影響を及ぼさないパラメータである。このことを確かめるために、(基本ケースの2倍である) N=2520 についてシミュレーションが行なわれた。その結果は図10に描かれるが、基本ケースの図1と比較すると、境界線の位置はほとんど同じである。このことは、Wheaton (1977) の分析と同様に、都市総人口の増加は個々人の均衡効用水準を低下させるが、均衡立地パターンに関しては中立的であることを意味する。

#### 図8-均衡立地パターン (y<sub>h</sub>/y<sub>1</sub>=2)



#### 図10-均衡立地パターン (N=2520)



次に人口構成の変化の効果を考察するために、 総人口 N=1260 を固定して、N<sub>1</sub>=315、N<sub>h</sub>= 945 のケースについてシミュレーションを行な う。総人口が一定で、低所得グループの構成比 が低下するとき、高所得グループが郊外部に居 住するとしても、彼らはより長い距離を通勤す る必要はなくなると推論される。シミュレーシ ョン結果は図11に示されるが、そこでの境界線 の位置は基本ケースの図1のそれとよく似てい る。したがって、所得水準ごとの人口構成比も 均衡立地パターンに関して中立的であると結論 される。

#### 図9-均衡立地パターン (yh/yl=4)

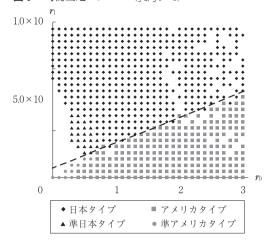
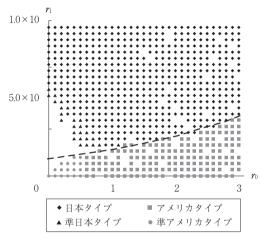
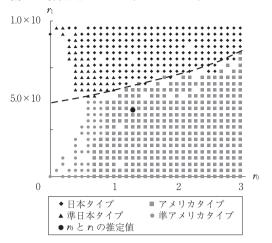


図11—均衡立地パターン (N<sub>1</sub>=315、N<sub>b</sub>=945)



#### 東京とニューヨークの比較

すでに述べたように、東京とニューヨークの 間では、住民の選好と社会経済環境のいくつか の側面で大きな差異がある。特に、所得に占め る住宅費支出の割合、βはニューヨークでより 高い。混雑度、kと農業地代、rは東京でより 高い。また低所得グループの所得水準はニュー ヨークでより低く、それ故、所得格差はより大 きい。表1右欄はこれらの差異を考慮に入れた、 ニューヨークの基本ケースであり、その下で γ₀とγ₁の種々の組み合わせに関して立地均衡 が求められた。その結果は図12に示されるが、 図2と比較するならば、2つのタイプを分割す る境界線の位置が明らかに上方にあり、それ故、 図12-均衡立地パターン (ニューヨーク)



アメリカタイプの均衡をもたらす領域が有意に拡大している。すなわち表 1 右欄に示される環境の下では低所得グループが都市中心部に居住し、高所得グループが郊外部に居住する均衡がより実現しそうである。

どのタイプの均衡が実現するかは、パラメータや外生変数が表 1 左欄で与えられるのか、それとも表 1 右欄で与えられるのかとともに、 $\gamma_0$  と  $\gamma_1$  の値に依存する。山鹿・八田(2000)の方法に従い、(8)式の  $\gamma_0$  と  $\gamma_1$  が  $\beta$ =0.20, s=1.0, y= $\frac{y_1+y_h}{2}$ =12,300の外部情報を利用して推定された。地代のデータは「東京の標準地価:2006」、各地点の東京駅からの距離は列車時刻表から計算された。各駅の混雑度に関するデータは山鹿・八田(2000)から借用した。推定結果は以下の通りである。

$$r(x) = 46.00 - \frac{1}{\beta} \log \left\{ \left( 1.076 k^{1.788} \frac{x}{s} \right)^{1.300;4.264 \times 10^{-5} y} + 1400 \right\} (18)$$

 $R^2 = 0.9755$ 

すなわち推定値として、 $\lambda$ =1.08,  $\sigma$ =1.79,  $\gamma_0$ =1.30,  $\gamma_1$ =4.26×10<sup>-5</sup> を得る。(18)式の説明力は非常に高い。

ニューヨーク市についても地代曲線が推定される必要があるが、データの入手が困難なので、図 2 と図12両方に $\gamma_0$ =1.30 と $\gamma_1$ = $4.26 \times 10^{-5}$  の値の組み合わせを適用した。その結果、図 2 ではその組み合わせは境界線の左上にあり、図12

ではその同じ組み合わせが境界線の右下に位置している。すなわち、日本の都市の住民の選好構造や社会経済環境の下では、当然のことながら、日本タイプの均衡が実現し、高所得グループが中心部に、低所得グループが郊外部に居住する。一方、図12の観察から、通勤の不効用に関する選好構造がたとえ東京とニューヨークで同一であるとしても、他の構造や社会経済環境がアメリカの都市のものであるならば、アメリカタイプの均衡が実現し、高所得グループは郊外に、低所得グループは中心部に居住する。これらは受け入れやすい結果であるといえる。

#### 3 結論

現実には世界の大都市で2つの異なる所得 - 立地パターンが観察されてきた。アメリカでは低所得の人々がCBD近くに住み、富裕な人々が郊外部に住む。一方、日本の都市では逆である。所得 - 立地パターンは均衡における交点での付け値曲線の相対的勾配によって決定される。その勾配は個人の選好構造だけでなく、所得格差や交通条件を含む社会経済環境にも依存する。その場合、2つの所得グループの付け値曲線は複数回交差する可能性があることに注意すべきである。

本稿は個人の属性と社会経済環境の両方を考慮した総合的方法によって、アメリカタイプと日本タイプという所得 - 立地パターンの違いを説明することを意図している。数値シミュレーション分析によって、効用における住宅消費の相対的ウエイトが大きくなると、アメリカタイプの均衡立地が生じる確率が高い。一方、通勤混雑度が増加すると、日本タイプの均衡立地が生起する確率が高くなる。他の興味深い結果として、2つのグループ間の所得格差が増大するとアメリカタイプの立地均衡が生じる確率が高くなる。また、農業地代の水準は所得 - 立地均衡パターンに影響を与えない。

要するに、与えられた社会経済環境の下では 所得水準が均衡立地パターンを決定するが、均 衡に与えるその"所得効果"は社会経済環境と ともに変化する。

\*本稿のアイディアはもともと東北大学工学部学生の 森下正人君の卒業論文の指導の中で生まれた(その発 展として Morishita and Sasaki (2007) を参照)。本稿 の構想は、北京での応用地域学会主催の日中合同セミ ナー、台北での都市・地域科学セミナー、筑波大学で のセミナーなどで発表された。森下君には計算と作図 で助けを得たことに感謝する。

#### 注

- 1) ラテンアメリカに関して、例えば、Ingram and Carroll (1981) の分析がある。ブラジル、メキシコ、 アルゼンチンの8都市の1950-70年のデータによる と、高所得階層に属すると思われる職業人の居住の 都市中心部のシェアは非常に高い。例えば、1950年 時で、メキシコシテイで81%、ガダラジャラ、モン テリーで90%を越える。しかし、メキシコシテイな どではこのシェアは1970年で50%に低下し、アメリ カのパターンに近づいている。なぜ高所得グループ が都市中心に立地するかについて、Ingram and Carroll (1981) は中心部での公共施設や公共サービスへのア クセスが高いことによるとしている。これは後述す る Brueckner et al. (1999) のパリ中心部の歴史的ア メニティの性格と同様である。
- 2) Brueckner et al. (1999) はその付録において、効 用関数が CES タイプであれば、アメニティの限界評 価値が所得とともに増加することを示し、この仮定 はより一般的であるとしている。
- 3) この傾向は、吉田・遠藤(1999) の統計的分析で も報告されている。ニューヨークにおける所得-立 地関係を調べるために、2006年の US Census Bureau のデータを用い、ニューヨークの中心部と郊外部の 家計の平均所得を計算した。その結果、ニューヨー ク中心部の平均年間所得は4万3573ドルであるのに 対し、郊外部 9 つの county の平均は 5 万3840ドルで あった。すなわち、郊外部の平均所得は中心部より 1万ドルほど高い。
- 4) 山鹿・八田 (2000) の図1のごとく、混雑度があ る水準以下ならば、m(k) は一定であると想定するこ とがより自然であろう。
- 5) 例えば Wheaton (1977) は選好や効用関数のパラ メータは当該個人の所得水準に依存することを示唆 している。時間の限界評価値が個人所得に依存する こととは別に、"幸福"に関するいくつかの研究成 果は個人の効用あるいは幸福度はその人の(相対的) 所得水準に依存すると主張している。したがって、 "直接"効用関数にその個人の所得水準を導入する ことは奇異ではない。例えば、Clark and Oswald
- (1996) を参照。
- 6) 以下の分析では、2 交点のケースまでのみ数値シ ミュレーションがなされた。それはわずかの例外を

- 除き、ほとんどのケースで"真の"均衡が2交点の ステージまでに発見されたからである。
- 7) もし $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ ならば、効用関数は $z \ge q$ に関して 一次同次になるので、それぞれの付け値曲線は水平 であり、どの地点でもrb=rbが成立する。したがっ て、2つの所得グループのどのような混在も均衡と なる。このケースは本稿の分析から除かれる。また 同様の視点から、コブ = ダグラス型の効用関数は本 稿の分析目的には不都合であることが示される (Morishita and Sasaki (2007) Appendix 参照)。
- 8) 図2にはいくつかブランクの領域があるが、その 領域のプとプの組み合わせについては、2つの交差点 の段階まででは"真の"均衡立地パターンが見つけ られなかったからである。そのような組み合わせに ついては、3 交差点以上のケースを検討する必要が ある。あるいはそのような組み合わせについては均 衡が存在しないかもしれない。
- 9) この結果は、土地の機会費用の変化が相対的立地 パターンに影響を与えないという Wheaton (1977) のシミュレーション分析結果と一致する。

#### 参考文献

- Alonso, W. (1964) Location and Land Use, Harvard University Press, Cambridge.
- Brueckner, J.K., J-F. Thisee, and Y. Zenou (1999) "Why is Central Paris Rich and Downtown Detroit Poor? An Amenity Based Theory," European Economic Review, Vol.43, pp.91-107.
- Clark, A.E., and A. J. Oswald (1996) "Satisfaction and Comparison Income, " Journal of Public Economics, Vol.61, pp.359-381.
- Ingram, G.K., and A. Carroll (1981) "The Spatial Structure of Latin American Cities," Journal of Urban Economics, Vol.9, pp.257-273.
- Morishita, M. and K. Sasaki (2007) "Who Live in the Center and Who Reside in the Suburbs of a City? Revisited," Discussion Paper No. 28, GSIS Tohoku University.
- Wheaton, W. (1977) "Income and Urban Residence: An Analysis of Consumer Demand for Location," American Economic Review, Vol.67, pp. 620-631.
- Yonemoto, K. (2007) "Endogenous Determination of Historical Amenities and the Residential Location Choice," The Annals of Regional Science, Vol.41, pp. 967-993.
- 山鹿久木・八田達夫 (2000) 「通勤の疲労コストと最適 混雑料金の測定」『日本経済研究』No.41, 110-131頁。
- 吉田あつし・遠藤秀紀 (1999) 「東京大都市圏の職業と 所得の分布」『応用地域学研究』No.4, 15-25頁。

#### エディトリアルノート

本号に掲載された3篇の論文は、して誰が鑑定を行なっているのかいずれも実務的な観点からもとて という鑑定要因、これら4つの要も興味深いように思われる。 因によってどの程度説明できるの

鈴木陽祐・吉田あつし論文 (「J-REIT におけるリスク評価 **の合理性**」)は、J-REIT のキャ ップレート(収益還元利回り)に 含まれるリスクプレミアムの変動 要因について分析したものである。 資産市場バブルを経験し、不動産 市場においても収益還元という考 え方が重要視されるようになり、 その流れを受けて2001年には I-REIT がスタート、また2003年の 不動産鑑定評価基準の大幅改正で は DCF 法が初めて盛り込まれた。 鈴木・吉田論文で取り上げている キャップレートとは、不動産から 得られる今期の収益から対象とな る不動産の価格を直接求める率の ことをいい、将来時点の収益を現 在価値に割り引くときに用いられ る割引率と区別されている。J-REIT の場合、不動産の元本価値 が重要な情報となるだけに、キャ ップレートがどのように決定され るかは実務家にとっても興味深い テーマであろう。

鈴木・吉田論文では有価証券報告書で報告された賃貸純収益(いわゆる NOI)を不動産評価額で除することによって事後的なキャップレートを求め、安全資産の収益(ここでは10年物国債利回りが用いられている)との差にあたる部分をリスクプレミアムと定義したうえで、そのリスクプレミアムが市場に関わる要因、物件固有の要因、投資家の心理的な要因、そ

という鑑定要因、これら4つの要 因によってどの程度説明できるの か、なかでもどの要因がリスクプ レミアムの変動に強く影響してい るのかという点について検証を行 なっている。実証結果によれば、 ①物件の地理的な要因がもっとも リスクプレミアムに影響を与えて いる、②建物固有の属性の効果を 除くと投資法人および鑑定会社そ れぞれ固有の要因がリスクプレミ アムにもっとも大きく影響を及ぼ している、としている。とくに、 大規模ではない不動産デベロッパ ーや投資会社のほうがリスクプレ ミアムの値が小さく、また大手で はない鑑定会社のほうがリスクプ レミアムの値を小さく評価してい るという推定結果はとても興味深 い。

ただひとつ気になるのは、キャ ップレートと安全資産との差にあ たる部分をリスクプレミアムと定 義している点である。賃貸純収益 を不動産評価額で除することによ って得られるキャップレートには、 収益に対する将来の期待も含まれ ているはずである。実際にリスク プレミアムを測るのは非常に難し いとされており、その意味でも、 リスクプレミアムというよりはむ しろキャップレートそのものをダ イレクトに説明するとしたほうが よかったのではないかと思われる。 また、かえってそのほうが実務家 の立場からはわかりやすいものに なっていたのではないだろうか。

中村悦広・倉橋透論文(「官と 民の事務所が単価について」)は、 官と民で建築㎡単価に違いはある のかという、これまでマスコミ等 でもしばしば取り上げられながら 客観的な事実が与えられないまま 今日まで放置されてきた問題を扱 っている。官と民の建築㎡単価を 比較したとき、官が民よりも高い と感じている人は多いと思われる が、「その証拠は?」と聞かれて も答えに窮してしまうのではない か。中村・倉橋論文は、こうした 疑問に答えるために、国交省が公 表している『建築着工統計』の基 礎データをもとに、官と民それぞ れで事務所として利用されている 建物の㎡単価を1984年度から2007 年度にわたって都道府県ごとに求 め、両者の比較検討を行なってい る。

もちろん、これまで公表されて きた『建築着工統計』に、建築㎡ 単価のデータがなかったわけでは ない。しかし、中村・倉橋論文で は以下の点で工夫が施されている。 従来公表されてきた建築㎡単価 (加重平均単価) は工事費総予定 額を総床面積で除したもので、こ の方法を用いると床面積でウェイ トをつけた加重平均のかたちにな ってしまい、床面積の広い建物が あるとそれに引っ張られてしまう おそれがある。そこで、中村・倉 橋論文では個々の物件の建築mi単 価を単純に平均することによって 都道府県別の単純平均単価を算出 している。さらに、加重・単純そ れぞれの建築㎡単価の算出に際し

て、官と民という建築主の区別だ けではなく、構造(鉄骨造と鉄筋 コンクリート造) についても区別 を行なっている。

このようにして求められた都道 府県別の事務所の建築㎡単価を被 説明変数としたうえで、1棟当た りの床面積をコントロールしても なお官と民に差異があるかという 点について回帰分析による検証を 行なった。そして推計結果を用い て建物㎡単価を官と民で比較した ところ、①官は民と比較して建物 規模の違いによる単価の違いが小 さいこと、②小規模の事務所で官 の建物㎡単価が民よりも高くなる 傾向がみられるが、実際の規模に 官と民のあいだで建物が単価に大 きな差異はうかがえない、という 興味深い結果を得ている。

中村・倉橋論文ではデータの分 類にしたがい使途を"事務所"に 限定したうえで、官と民のあいだ で事務所は代替的な存在であるこ とを前提に分析が行なわれている。 しかし、建築主が官であるか民で あるかによって建物に対する要求 はかなり異なると予想され、互い に代替的な存在であるとみなすに は無理があるのではないか。もち ろん厳しいデータ制約のなかで分 析にも限界があるとすればそれは 致し方のないことではあるが、今 後のさらなる研究の発展を期待し たい。

本誌でもしばしば登場するヘド ニック分析は、消費者の消費行動

の結果として不動産市場で観察さ れたデータにもとづく分析である。 環境の分野で環境評価に際し顕示 選好法と表明選好法というふたつ の手法があるとされるが、ヘドニ ック分析は前者の範疇に属するも のである。それに対して星野匡郎 論文(「制約付き多層潜在セグメ ントモデルの定式化とその住居選 択分析への応用」)で用いられて いる分析手法は、表明選好法とい う範疇に属するものでコンジョイ ント分析とよばれている。これは アンケートの回答者に複数の選択 肢を提示したうえで、その選択肢 に対して回答者がどのような評価 を与えるかを観察することにより 対する単価の分布を考慮した場合、選好の特徴について相対的な重要 性を明らかにしようとするもので ある。不動産市場におけるヘドニ ック分析では消費者の選好は不動 産物件の属性に対する評価として 表明されるのであるが、コンジョ イント分析では消費者の選好は効 用関数のパラメータを通して直接 表明される。

> その代表的な例としてしばしば 用いられてきたのが条件付きロジ ットモデルであるが、大きく2つ の問題点があるとされる。ひとつ は任意の選択肢の選択確率の比に 他の選択肢が影響を及ぼすことは ないという点、もうひとつは回答 者すべてに同質の選好を課してい るという点である。こうした問題 点を克服するための手法のひとつ が潜在クラスモデルとよばれるも のである。潜在クラスモデルは、 消費者をいくつかの同質なグルー

プに分類するパラメータとその各 グループの選好に対するパラメー タを同時に推定しようとするモデ ルである。とくに前者のパラメー タを把握することで選好の多様性 がどこから生じているのか、その 要因について説明を与えることが できる。

星野論文の貢献は、この潜在ク ラスモデルをさらに発展させて選 好の多様性についての多層的な構 造を明らかにした点である。つま り、消費者は不動産物件をサーチ するとき場所と住宅のタイプを同 時に決定するのではなく、はじめ から例えば住環境よりも利便性を 重視するグループと、利便性より は住環境を重視するグループとに 分けられるということを前提に、 グループに分けるためのパラメー タと各グループの選好に対するパ ラメータを同時に推計しようとす

もちろん問題がないわけではな い。潜在クラスモデルを多層的に すればするほどパラメータの数が 増えてしまい、それを回避するた めに制約を設けるなどの工夫が必 要になるが、それが理論的に妥当 なものであるかの判断はどのよう にしてなされるべきなのだろうか。 また、星野論文では住宅選好の多 様性について整合的な結果が得ら れたとしているが、この潜在クラ スモデルを使って次のステップと して何ができるのか、残念ながら 示されていない。この分野への興 味は尽きず、今後の研究が大いに 期待されよう。  $(\mathbf{Y} \cdot \mathbf{N})$ 

# J-REITにおけるリスク評価の 合理性

## 鈴木陽祐・吉田あつし

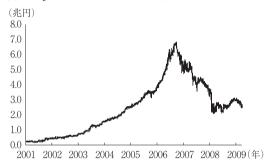
#### はじめに

本稿では、事務所用不動産を投資対象とする J-REIT オフィス投資会社の2001年から2008年 までの財務データおよび REIT を構成する個別 不動産に関するパネルデータを用いて、キャッ プレートのリスクプレミアム変動の要因を明ら かにする。

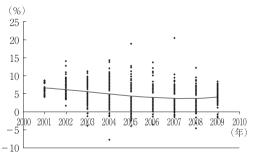
図1aには J-REIT オフィス時価総額(投資口価格×投資口数)の経年変化が示されている。2001年に導入された J-REIT の時価総額は2006年まで順調に伸びていき、2007年に急上昇した後急下落して現在にいたっている。この変化の要因の多くは投資口価格の変動に帰することができる。 J-REIT は、景気の影響をあまり受けにくい不動産賃料収入がベースであるので、ミドルリスク・ミドルリターンの証券だと考えられていたが、現実の投資口価格の変動はTOPIXと相関が高く、ハイリスク・ハイリターン証券と変わらなかった。

投資口価格が上昇した理由の一つに、REIT を構成する不動産の評価額が上昇した結果、投資口当たりの資産額が大きくなったことがあげられる。この間、安全資産の収益率も賃料収入も大きく変動していないので、資産額が大きくなったとすればキャップレート(収益還元利回り)のリスクプレミアムが小さくなったと考えられる。図1bには、J-REIT オフィスを構成する物件ごとのリスクプレミアムが示されている。ばらつきは大きいものの、平均的にみて

#### 図 1a-J-REIT オフィスの時価総額



#### 図 1b-リスクプレミアムの分布



注) 図中の曲線はデータを3次関数で近似したもの。

2007年に向かって小さくなっている。2001年に比べると7%弱から4%強へと、2ポイントほど小さくなっている。その後は、わずかながら大きくなっている。

何故このようにリスクプレミアムが変動してきたのであろうか? 不動産市場を含む資産市場間での裁定取引を考えると、株式市場や国債市場でのリスクの変動が J-REIT のリスクプレミアムにも影響することは考えられる(市場要因)。また、REIT 会社の規模や借入比率、親会社などの企業特有の要因、さらには REIT に組み入れられている個別物件の特徴も影響する

(鈴木陽祐 氏 写真)

すずき・ようすけ 1985年埼玉県生まれ。筑波大学 第三学群社会工学類卒。筑波大 学大学院システム情報工学研究 科博士前期課程修了後、ヒュー リック株式会社に入社。修士 (社会工学)。

(吉田あつし 氏 写真)

よしだ・あつし 1959年茨城県生まれ。京都大学 経済学部卒。大阪大学大学院経 済学研究科博士後期課程中退。 大阪府庁、経済企画庁(現・内 閣府)経済研究所、などを経て、 現在、筑波大学大学院システム 情報工学研究科教授。博士(経 済学)。著書: 『日本の医療の何 が問題か』など。

だろう (個別要因)。さらには、将来の経済状 況に対する投資家心理 (sentiment) が影響す るかもしれない (心理要因)。

他方、J-REIT に特有な個別要因の一つとし て、市場実勢からかけ離れた不動産価格を導出 するために、投資会社からの要請を受けて鑑定 会社がリスクプレミアムを意図的に操作してい る可能性が指摘されている。久恒(2009)は、 「REIT で不可解なのは、同一エリア、同一利 用タイプ、同クラスの不動産の鑑定評価に採用 されている割引率に REIT 間や鑑定会社間でさ まざまに異なった値が見られることだ」とし、 「割引率を操作して価格合わせをしているので はないかという疑いすら生じさせる」と述べて いる。すなわちキャップレートを意図的に操作 しているのではないかと指摘している(鑑定要 因)。

本稿では、キャップレートのリスクプレミア ムがこれらの4つの要因でどの程度説明される のか、どの要因がリスクプレミアムの変動によ り強く影響するのか、特に、鑑定要因の影響の 大きさはどの程度かを検証する。

以下、1節では J-REIT の既存研究について 解説する。2節では、推定に用いられたデータ と推定結果について報告する。 3 節では本稿の 推定結果をまとめ、今後の政策的課題について 言及する。

#### 1 J-REIT に関する既存研究

日本における REIT の研究では、株価の変動 と同じように、投資口価格の変動に主な関心が 払われてきた。大橋・永井・八並(2005)は、

2001年9月から2004年10月までの週次および月 次データを用い、J-REIT と株式市場、債券市 場の超過収益率の関係を VAR モデルで分析し た結果、株式・債券に対して J-REIT が独立し て変動する傾向が強いことを明らかにした。住 信基礎研究所(2007)も、独自に作成した住信 基礎研究所(STBRI) J-REIT 総合インデック スの月次データ (2001年10月から2007年2月) を用いて同様の結論を導いている。

実際、東証 REIT 指数は、2007年に急上昇し その後急落する間、TOPIX と連動した動きを 示していた。しかし、その一時期を除けば、 J-REIT の投資口価格は株式や債券とは異なる 独自の要因で変動している可能性を両研究は示 している。

他方キャップレートの要因分解に関して、清 水・川村(2009)は、本稿と同様に有価証券報 告書のデータを用いて、オフィス物件または住 宅物件を組み込んだ I-REIT のキャップレート 自体を、築後年数や最寄り駅までの距離といっ た不動産の属性に回帰し、それらによりキャッ プレートの変動の37%が説明できるとしている。 しかしキャップレートは、不動産という資産へ の投資を決定する時の指標の一つであるから、 安全資産との間のスプレッドであるリスクプレ ミアムが重要である。清水・川村(2009)は、 リスクプレミアムを構成する賃貸収益リスクを 間接的に説明しているかもしれないが、リスク プレミアムに影響を与える他の要因を無視して いる。

海外では、キャップレートあるいは不動産収 益率がどのようなリスク要因で変動するかにつ

いて、従来はファンダメンタルズや他の資産市 場との裁定を重視してきたが (例えば、Chan, Hendeshott and Sanders 1990), Lee, Schleifer and Thailer (1991) 以降、投資家心理に着目す る研究が増えてきている。最近では、Clayton, Ling and Naranjaro (2009) は独自の心理指標 を用いて、長期均衡においても投資家心理が不 動産キャップレートに影響を与えることを示し た。その理由として、不動産がひとつひとつ異 質なものであり、かつ不動産市場における情報 の非対称性が無視できないため、取引コストが 大きくなりがちであること、また空売りなどの 裁定取引が実際には困難であることから、合理 的な投資家が異常な価格付けを是正できないこ とをあげている。また、Yan-Lin, Rahman and Yung (2009) は株式投資信託の割引率の変動 を投資家の心理指標として設定し、REIT 収益 とこの心理指標との間の有意な関係を発見して いる。

本稿では、投資口価格ではなくキャップレートのリスクプレミアムに焦点をあて、心理的要因も含めたリスク構成要因全体の構造を考え、どの要因が重要かを明らかにする。特に、投資法人固有の効果や鑑定会社固有の効果に着目し、リスク評価が意図的にゆがめられている可能性を検証する点に特徴がある。

#### 2 データと推定結果

#### キャップレートのリスクプレミアム

キャップレートとは、将来の賃貸収益の期待値を割り引いて不動産価格を求めるときの還元利回り(将来の不動産賃料の割引率)であり、それは安全資産に投資した時の収益率に投資家のリスクプレミアムを加えたものである。しかし、決算期ごとの不動産評価額を有価証券報告書に報告する義務はあるが、キャップレートを報告する義務はないので、鑑定会社がどのようなキャップレートを用いて評価を行なったのかは観測できない。そこで、有価証券報告書で報告された賃貸収益を不動産評価額で除すること

で、事後的なキャップレートを求める。報告された不動産評価額は必ずしもキャップレートを 用いた直接還元法で求められたものではない場合があるが、真のキャップレートと大きくずれたり、一方向にバイアスがかかるとは考えられない。

キャップレートを推計する際の賃貸収益として、賃貸純収益(NOI:Net Operating Income)を用いる。NOI は賃貸収入から不動産を管理するための費用を引いたものである。したがって経常的な修繕費はこの費用の中に含まれるが、減価償却費や借入に対する利払いは含まれない。事後的なキャップレート $R_t$ は、不動産評価額を $P_t$ とすると、 $R_t$ = $NOI_t/P_t$ として求められる。

この事後的なキャップレートと安全資産の収益率との差分(超過収益率)をとることで、リスクプレミアムが求められる。このリスクプレミアムの変動が、どのような要因に依存しているのかを検証する。安全資産の収益率(RF)として、10年物国債の利回りを用いた。リスクプレミアム(RP)は、RPt=Rt-RFtとなる。

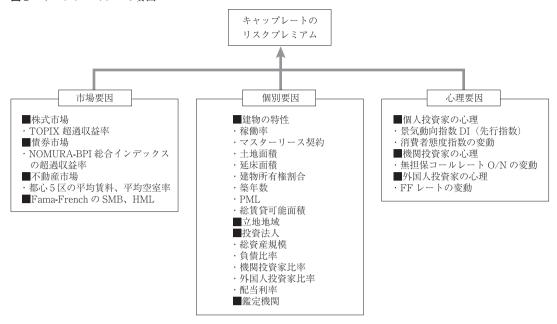
#### データと推定モデル

推定すべきモデルは、

 $RP_{it} = \alpha + \mathbf{X}_{it}\beta + \mathbf{Z}_{it}\delta + \mathbf{W}_{it}\gamma + \varepsilon_{it}$ 

である。分析単位は J-REIT を構成する個々の物件である。添字 i は特定の物件に、添字 t は決算月に対応している。リスクプレミアムを構成するリスク要因として、市場要因 (X)、個別要因 (Z)、投資家心理要因 (W) を考える。これらの説明変数は、図 2 にまとめられている。

市場要因として、TOPIX 超過収益率(株式市場のリスクプレミアム)、NOMURA - BPI総合インデックスの超過収益率(債券市場のリスクプレミアム)、都心 5 区の平均賃料、平均空率率(不動産市場のリスク要因)、Fama-French(1993)の SMB指標(小型株の収益率から大型株の収益率を引いたもので規模のプレミアムを表わす)および HML 指標(簿



価に比べて時価が高いバリュー株の超過収益 率) を用いた<sup>1)</sup>。

個別要因は、3つのカテゴリーに分けること ができる。第1のカテゴリーは、投資法人の財 務内容に関するもので、総資産規模、負債比率、 機関投資家比率(発行された投資口数の保有比 率)、外国人投資家比率、投資口価格に対する 予想配当利回りがこれに当たる。総資産規模が 大きいほど、負債比率が小さいほど、機関投資 家比率が高いほど、外国人投資家比率が低いほ ど、予想配当利回りが相対的に低いほど、リス クプレミアムは小さいと考えられる。その理由 は、総資産が大きいと、よりリスクを分散した ポートフォリオを組むことができ、負債比率が 低ければ銀行の貸出停止などの金融リスクが小 さくなり、機関投資家比率が高ければ、また、 外国人投資家比率が低ければ、安定的な投資口 保有により、投資口価格の変動リスクが小さく なり、予想配当利回りが相対的に低ければ、銀 行借入れや投資法人債の発行によるレバレッジ が小さいと予想されるからである。

また、財務内容や物件の立地場所以外の投資 法人固有の要因をコントロールするために、投

資法人ダミーを用いた。J-REIT に上場してい る投資法人は2009年時点で41法人であるが、本 稿ではオフィスビルを主たる投資対象とする20 法人を分析対象とした (表1参照)。

第2のカテゴリーは、個別建物の属性である。 具体的には、投資法人の有価証券報告書および 資産運用報告書から入手可能な、個別物件に関 する、稼働率、マスターリース契約ダミー、土 地面積、延床面積、建物所有権割合、築年数、 PML(想定される最大規模の地震に対して生 じうる最大の物的損失額の、現物件の再建築価 格に対する比率)、総賃貸可能面積、および立 地地域ダミーである。これらの変数は、賃貸物 件としての建物の魅力を代理するものであり、 賃料収入を安定させる要因である。

不動産の立地地域要因を説明するための地域 ダミーとして東京23区内の5つの区、6つの政 令市およびこれら主要地域以外の地域(主に東 京周辺地域)のダミー変数を作った。

第3のカテゴリーは鑑定会社要因であり、こ の効果をとらえるために鑑定会社ダミーを用い る。 J-REIT が発足した当初の有価証券報告書 には、鑑定会社が記載されていない場合があっ

表1-J-REIT 投資法人の詳細

名称	上場年月日	資産規模 (百万円)	保有物件数1)	運用会社の主要株主
日本ビルファンド	2001.9.10	783,793	61 棟	三井不動産、住友生命保険、中央三井信託銀行
ジャパンリアルエステイト	2001.9.10	564.528	55 棟	三菱地所、第一生命保険、三井物産
オリックス不動産	2002.6.12	287,727	49 棟	オリックス
日本プライムリアルティ	2002.6.14	329,163	51 棟	東京建物、明治安田生命保険、大成建設
プレミア	2003.9.10	147,430	45 棟	ケン・コーポレーション、総合地所、中央三井アセットマネジメント
東急リアル・エステート	2003.9.10	217,200	23 棟	東京急行電鉄、東急不動産
グローバル・ワン不動産	2003.9.25	136,261	7 棟	明治安田生命保険、近畿日本鉄道、キャップマークジャパン
野村不動産オフィスファンド	2003.12.4	409,353	50 棟	野村不動産ホールディングス
ユナイテッド・アーバン	2003.12.22	231.234	49 棟	丸紅、クレディ・スイス・プリンシパル・インベストメンツ・リミテッド東京支店
森トラスト総合リート	2004.2.13	208,884	13 棟	森トラスト、パルコ、損害保険ジャパン
クレッシェンド	2005.3.8	111,233	48 棟	平和不動産
ケネディクス不動産	2005.7.21	238,745	67 棟	ケネディクス、伊藤忠商事
ラサールジャパン	2005.9.7	129.510	21 棟	ラサールインベストメントマネージメント
DA オフィス	2005.10.19	275,769	30 棟	大和証券グループ本社
トップリート	2006.3.1	172,850	14 棟	住友信託銀行、新日鉄都市開発、王子不動産
ジャパン・オフィス	2006.3.15	130,326	57 棟	いちごアセットトラスト
ジャパンエクセレント	2006.6.27	195,145	18 棟	興和不動産、第一生命保険、積水ハウス
MID リート	2006.8.29	178,396	12 棟	MID 都市開発
日本コマーシャル	2006.9.26	277,614	38 棟	パシフィックホールディングス
森ヒルズリート	2006.11.30	212,860	10 棟	森ビル

注) 1) 2009年10月現在。

たが、それらは本研究で用いた有価証券報告書の2%にすぎず、残りの98%では記載されている。そのうち、最も多く鑑定しているのは、谷澤総合鑑定所であり、全体の26%を占める。他には、大和不動産鑑定が23%、日本不動産研究所が21%で、この3社で全鑑定の7割を担っている。それ以外の鑑定会社は、すべて10%未満である。これら3社以外の鑑定会社は、中央不動産鑑定所(7%)、日本土地建物(3%)、森井総合鑑定(4%)、インリックス・コマーシャルアプレイザル(2%)、全国不動産鑑定士ネットワーク(2%)、立地評価研究所(5%)、その他1%以下の鑑定会社8社である。

投資家心理要因として、景気動向指数 DI (先行指数)、消費者態度指数の変動、無担保コールレート (O/N: Over Night) の変動、FF レート変動を用いた。DI が高くなれば、消費者態度指数の変動がプラスに大きくなれば、将来の景気が良くなると予想され、投資家心理が改善される。また、無担保コールレートの変動がプラスに大きくなれば、金融引締め傾向が強まっていることを意味し、機関投資家の借り入れに制約がかかるからリスクプレミアムは大きくなると考えられる。FF レートの変動は海外

表2一変数の選択と自由度修正済み決定係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
市場リスク要因	0	0	0	0	0	0	0
個別リスク要因 建物の属性		0	0	0	0	0	0
立地地域			0	0	0	0	0
投資法人ダミー				0	0	0	0
投資法人の財務状況					0	0	0
鑑定機関ダミー						0	0
心理リスク要因							0
自由度修正済み決定係数	0.12	0.16	0.32	0.37	0.40	0.41	0.41

の投資家の資金繰りに影響を与えると考えられ る

データについていくつか注意が必要である。本件のデータは厳密にはパネルデータの構造をしていない。その第1の理由は、物件の入れ替えが行なわれるからである。途中からデータセットに加わる物件もあれば、落ちてしまう物件もある。第2の理由は、投資法人によって決算期が異なるからである。多くの投資法人は、4月と10月の年2回の決算であるが、それ以外の決算の法人もかなりある。つまり添字tは実は法人に依存し、t(i)と書くほうが適切である。そこで、TOPIX 超過収益率など、時間に依存する変数は、それぞれの投資会社の決算時期に合わせている。推定においては、個々の物件を

表3一推定結果

	単位	平均值	推定值	t 値		平均值	推定值	t 値
市場リスク要因					立地要因ダミー			
TOPIX の超過収益率	%	-10.44	-0.008	-3.35 ***	千代田区	0.10	-1.250	-16.52 ***
NOMURA-BPI の超過収益率	%	-0.38	-0.011	-3.63 ***	港区	0.16	-1.174	-17.85 ***
都心5区の平均賃料	千円/坪	20.18	-0.054	-1.67 *	中央区	0.10	-1.206	-15.96 ***
都心5区の平均空室率	%	4.53	0.123	3.79 ***	新宿区	0.04	-1.175	-10.91 ***
Fama-French の SMB	%	-0.09	0.090	1.60	渋谷区	0.07	-1.124	-12.66 ***
Fama-French の HML	%	0.72	-0.066	-1.24	大阪市	0.07	-0.060	-0.64
建物の属性					名古屋市	0.03	-0.291	-2.38 **
マスターリース契約ダミー		0.19	0.050	0.66	福岡市	0.03	0.176	1.38
稼働率	%	96.12	0.036	13.86 ***	札幌市	0.01	0.260	1.34
土地面積	1 +m²	2.63	0.022	2.99 ***	仙台市	0.02	0.420	2.80 ***
商業地域ダミー		0.92	0.094	0.99	広島市	0.01	0.903	5.00 ***
延床面積	万㎡	1.74	-0.076	-6.13 ***	鑑定機関ダミー			
建物所有権割合	%	92.32	0.000	0.03	中央不動産鑑定所	0.07	0.151	1.44
築年数	年	19.22	0.020	6.83 ***	大和不動産鑑定	0.23	-0.404	-5.05 ***
PML	%	9.31	0.018	2.88 ***	日本不動産研究所	0.21	-0.259	-3.04 ***
総賃貸可能面積	万㎡	2.89	-0.011	-6.27 ***	日本土地建物	0.03	-0.319	-2.22 **
投資法人財務状況					シービーリチャードエリス	0.01	-0.486	-1.89 *
総資産	百万円	2833	0.000	11.68 ***	鑑定法人エイ・スクエア	0.01	-1.505	-7.29 ***
負債比率	%	48.83	-0.011	-2.72 ***	森井総合鑑定	0.04	-0.338	-2.44 **
外国人投資家比率	%	24.96	0.004	0.96	エル・シー・アール国土利用研究所	0.00	-1.140	-2.49 **
機関投資家比率	%	48.84	0.002	0.51	ヒロ&リーエスネットワーク	0.01	-0.488	-2.58 ***
予想配当利回り	%	5.62	-0.012	-1.58	インリックス・コマーシャルアプレイザル	0.02	-0.362	-1.79 *
投資法人ダミー					三友システムアプレイザル	0.00	1.043	2.57 **
ジャパンリアルエステイト		0.14	-0.172	-1.39	全国不動産鑑定士ネットワーク	0.02	-0.346	-1.88 *
オリックス不動産		0.11	-2.099	-14.07 ***	不動産投資研究所	0.00	-0.449	-1.28
日本プライムリアルティ		0.11	-0.769	-5.37 ***	立地評価研究所	0.05	-0.092	-0.58
プレミア		0.03	-2.321	-8.31 ***	みずほ信託銀行	0.00	-0.013	-0.02
東急リアル・エステート		0.02		-3.64 ***	UFJ 信託銀行	0.00	-1.021	-2.68 ***
グローバル・ワン不動産		0.01	-2.417	-9.19 ***	鑑定会社不明	0.02	-0.085	-0.46
野村不動産オフィスファンド		0.07	-1.138	-7.56 ***	心理リスク要因	0.02	0.000	0.10
ユナイテッド・アーバン		0.02		-5.60 ***	景気動向指数 DI(先行指数)	40.76	0.004	2.12 **
森トラスト総合リート		0.01	-1.155	-3.94 ***	消費者態度指数の変動	-0.53	-0.009	-0.46
クレッシェンド		0.03		-9.17 ***	無担保コールレートO/Nの変動	0.00	-1.176	-1.61
ケネディクス不動産		0.06		-7.44 ***	FFレートの変動	-0.08	0.004	0.03
ラサールジャパン		0.02	-1.112	-3.95 ***	-11.1.200	0.00	0.001	0.00
DA オフィス		0.05		-9.46 ***				
トップリート		0.03	-1.187	-4.18 ***				
ジャパン・オフィス		0.01	-1.985	-7.54 ***				
ジャパンエクセレント		0.07		-7.80 ***				
MID U-F		0.02	-2.183	-8.52 ***				
日本コマーシャル		0.01	-2.200	-9.12 ***				
森ヒルズリート		0.03	-2.476	-7.36 ***				
AND CASE OF THE PROPERTY OF TH		0.01	2.410	1.00	I			

注) \*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を表わしている。

分析単位としてそれらをプールし最小二乗法を 適用した。

#### 推定結果

表 2 には、リスクプレミアムを説明する変数 を追加的に増やしていったときの自由度修正済 み決定係数が示されている。市場要因のみが説 明変数の場合の決定係数は0.12であるが、すべ ての要因を用いた場合には、0.41となり、リス クプレミアムの変動の41%をこのモデルで説明 できていることになる。

決定係数の改善に大きなジャンプが見られる のは、立地地域ダミーを加えたとき(ケース (3)) であり、市場要因+建物属性を説明変数 とするケース(2)と比べると、0.16から0.32へ と大きく増加している。立地地域がリスクプレ ミアムにとって重要であることがわかる。

三原(2004)は、鑑定実務において、国土交通省が示している不動産鑑定評価基準に準じながら、キャップレートをどのように求めているかを論じている。それによると、取引利回り比較法と積上法があり、前者は周辺の類似した事例の利回りを用いる方法であり、後者は最もリスクの小さいと考えられる東京の中心エリアに立地する不動産のキャップレート(例えば5%)をベースにして、個々の物件のリスクを積み上げていく方法である。本稿の推定結果から、オフィス立地地域が不動産リスク評価に大きな影響を与えていることが示され、積上法においては立地地域が最も重要な要因であることがわかった。

表3には、表2のケース(7)の結果が記載されている。この表に従い、以下では個々の推定 結果を解説していこう。

#### 市場要因

株式市場のリスクプレミアムを表す TOPIX 超過収益率、債券市場のリスクプレミアムを表す NOMURA - BPI 超過収益率ともに負で有意ではあったが、それらがキャップレートのリスクプレミアムに与える影響は小さい。影響が小さい点に関しては、大橋・永井・八並(2005)や住信基礎研究所(2007)と同様の結果であったが、符合は反対である。この違いの理由は、これらの研究が投資口価格を分析対象としている一方で、本研究がキャップレートを対象としているからと考えられる。実物資産は金融資産と代替的な資産であり、金融市場でリスクが高まっているときには、不動産への需要が高まるからであろう。

株式市場でのリスクを表す、Fama-French の SMB 指標や HML 指標は有意ではなかった。 他方、不動産市場のリスクに対応する都心 5 区平均賃料の係数は負で有意であり、都心 5 区 平均空室率の係数は正で有意であった。特に平 均空室率の影響は大きく、空室率が 1 % 上昇す るとリスクプレミアムが0.12%程度上昇する。

#### 個別要因

第1のカテゴリーである投資法人の財務状況 に関する変数の推定結果であるが、総資産が正 で有意、負債比率が負で有意であった。総資産 が10億円増えるとリスクプレミアムは0.4%低 下し、負債比率が10%ポイント増えると0.1% 低下する。外国人投資家割合、機関投資家割合、 予想配当利回りは有意ではなかった。前2者は、 投資法人の投資家構成がリスクプレミアムに無 関係であることを示している。意外なことであ るが、負債比率の符号は予想に反して負である。 総資産規模の小さいリートが、不動産価格上昇 期に高額物件を投機的に購入するために銀行借 入れをしている場合、物件の取得価格を合理化 するためにリスクプレミアムを小さく見積もる ように鑑定会社に圧力をかけた結果であるかも しれない。

第2のカテゴリーである個別建物の属性についての変数の推定結果は、稼働率、土地面積、 築年数、PMLが正で有意となり、延床面積、 総賃貸可能面積は負で有意となった。その他、 マスターリース契約ダミー、商業地域ダミー、 建物所有権割合は有意ではなかった。稼働率の 符号は負であることが期待されたが、逆の符号 になったのは、ビルを全部単一の賃借人が出てい くリスクが大きく見積もられている。土地面積 の符号が正であるのは、延床面積、総賃貸可能 面積が負であることから、土地が有効に使われ ていないことの指標に土地面積がなっているか らだと思われる。

立地地域要因を説明するための地域ダミーでは、主要地域以外の地域をベースケースとした。都心3区+新宿区、渋谷区では、有意に負の係数となっており、ベースケースと比べて1.2%前後リスクプレミアムが小さいことがわかる。特に千代田区では、1.25%小さくなっている。他方、名古屋市は0.3%ほど小さくなっている

が、大阪市、福岡市、札幌市ではベースケース とは有意に異ならず、仙台市では0.4%、広島 市では0.9%高くなっている。積上法によれば、 23区以外の物件のキャップレートは1%から2 %程度高く評価されることになる。

投資法人の財務状況では把握できない投資法 人固有のリスクをとらえるために、投資法人ダ ミーを用いた。ベースケースは最大手の日本ビ ルファンドである。推定結果は、すべての投資 法人で負の係数を示している。そのほとんどで 1%以上リスクプレミアムが低くなっている。 特に、オリックス、プレミア、グローバル・ワ ン、クレッシェンド、DA オフィス、MID リ ート、日本コマーシャル、森ヒルズリートでは 2%以上低くなっている。他方、ジャパンリア ルエステイト、日本プライムリアルティ、東急 リアル・エステートの3法人では、日本ビルフ ァンドとの差は1%未満である。前者は、スポ ンサーが中堅不動産会社か他業種である。他方 後者は、大手の不動産デベロッパーである。本 来であるならば、優良物件に関する情報が多く、 それらを取得しやすい大手デベロッパーほど、 リスクプレミアムが低く評価されるはずである が、この推定結果は逆に大手不動産デベロッパ ーでないほうがリスクプレミアムが低い(取得 不動産を高く評価する)傾向があることがわか る。

#### 鑑定要因

ここではベースケースを最大手の谷澤総合鑑 定所とした。推定結果をみると、ほとんどの鑑 定法人の係数がマイナスになっており、谷澤総 合鑑定所よりも低いリスクプレミアムになって いることがわかる。正の係数になっているのは、 三友システムアプレイザルと中央不動産鑑定所 であるが、前者は標本全体の0.2%しか鑑定し ていないため特殊な事情が考えられ、後者は全 体の7%の鑑定を行なっているが係数は有意で はない。鑑定大手 3 社のうち残りの大和不動産 鑑定と日本不動産研究所は、それぞれ、0.41%、 0.26%、谷澤総合鑑定所よりも低くなっている。

谷澤鑑定所がリスクの高い物件のみを評価し ているとは考えにくいので、鑑定法人によって リスク評価に差が出ていると考えられる。 0.3%のリスクプレミアムの差はそれなりに大 きい。NOIが5億円で谷澤鑑定所のキャップ レートが5%であったときの鑑定額は100億円 であるが、4.7%のキャップレートを用いた場 合には106億円となり、評価額に6%の差が出 てくる。投資法人ダミーの係数と併せて考える と、大手不動産デベロッパーではない投資法人 の物件の評価を、谷澤総合鑑定以外の鑑定所が 行なった場合には、2%程度キャップレートが 低くなることになる。実際、谷澤総合鑑定所は、 日本ビルファンドの所有する物件の鑑定を多く 手がけている一方で、大手ではない鑑定会社は、 大手不動産デベロッパーではない投資法人の物 件の鑑定を行なう傾向にある。

#### 心理要因

景気動向指数 DI を除いては、消費者態度指 数の変動、無担保コールレート O/N の変動 および FF レートの変動は有意とはならなかっ た。外国人投資家は直接日本で円で借りて日本 の不動産に投資していたと考えると、FF レー トの変動が有意にならなかったことは首肯でき る。無担保コールレートの変動の係数は負であ り、予想とは反対になった。総じて金利を通し た景気変動のシグナルは、リスクプレミアムに ほとんど影響を与えなかった。

消費者態度指数の係数の符号は予想通り負で あったが、DIの係数は正であり、予想とは異 なった。しかし、いずれにしてもそのリスクプ レミアムへの影響はそれほど大きくはない。

以上から、心理要因はリスクプレミアムに影 響を与えていなかったことがわかる。

#### 3 結論と考察

本稿では、キャップレートのリスクプレミア ムを、市場要因、個別要因および心理要因に分 解し、個別要因の中のどのような要素がリスクプレミアムの源泉になっているのかを検証した。その結果、個別要因の中の、立地地域がもっともリスクプレミアムに影響を与えていることがわかった。また、建物の属性の効果を除いても、投資法人固有および鑑定会社固有のリスクプレミアム効果が大きいことがわかった。中規模の不動産デベロッパーやその他の業態からの参入者が作る投資会社のほうがリスクプレミアムが小さくなり、最大手の鑑定会社以外が鑑定するほうがリスクを小さく評価するという推定結果は、リスク評価において何らかの意図的な操作(manipulation)が行なわれているのではないかという、合理的な疑いを抱かせる。

久恒(2009)は、現在は公表が義務づけられていない鑑定評価書の開示が必要であると主張している。鑑定評価書が開示されれば、鑑定会社がどのような要因を考慮してキャップレートを決めたのかが明らかになり、意図的な操作が行なわれにくくなるはずである。透明なJ-REIT 市場の形成のためには、評価の具体的な根拠を投資家に明らかにすべきだと考える。

\*吉田は、文部科学省科学研究費補助金(課題番号基盤研究(A)課題番号19200020「時空間現象データに対する統計科学モデルの構築および解析に関する組織的研究」(代表者・矢島美寛)からの補助を受けている。

#### 注

 これらの指標は、日経メディアマーケティングの データベースより取得した。

#### 参考文献

- Chan, K.C., P. Hendershott and A. Sanders (1990) "Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs," *Real Estate Economics*, Vol. 18, pp. 431–452.
- Clayton, J., D.C. Ling and A. Naranjaro (2009) "Commercial Real Estate Valuation: Fundamentals versus Investor Sentiment," Journal of Real Estate Financial Economics, Vol.38, pp. 5–37.
- Fama, E., and K. R. French (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal* of Financial Economics, Vol. 33, pp.3–56.

- Lee, C.M.C., A. Shleifer and R.H. Thailer (1991) "Investors Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle," *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 75–109.
- Ling D.C., and A. Naranjaro (1997) "Economic Risk Factors and Commercial Real Estate Returns," Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol.15, pp. 283–307.
- Yan-Lin, C., H. Rahman and K. Yung (2009) "Investor Sentiment and REIT Returns," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 39, pp. 450-471.
- 大橋和彦・永井輝一・八並純子 (2005) 「J-REIT リターンの時系列分析――2001年9月から2004年10月までの週次および月次データによる分析」『国土交通政策研究』第53号、1-42頁。
- 清水千弘・川村康人 (2009)「不動産特性とキャップ・レート――不動産投資キャップ・レートへの計量経済学的接近」日本不動産学会 (豊橋技術科学大学)報告論文 (http://www.cs.reitaku-u.ac.jp/sm/shimi-zu/Lecture/Lecture/091004Capitalization.pdf)
- 住信基礎研究所 (2007) 「J-REIT のリスク要因に関する実証的研究」財団法人トラスト60 委託研究報告書 (http://www.trust60.or.jp/J-REIT.pdf)
- 久恒新(2009)「信頼揺らぐ日本版 REIT の再生――鑑 定評価の全面開示を」『日本経済新聞』(経済教室) 4月29日付。
- 三原大介(2004)「昨今の不動産評価におけるキャップレートのあり方について」社団法人日本不動産鑑定協会研究論文(http://www.fudousan-kanteishi.or.jp/japanese/material\_j/ppc21/7..pdf)

# 官と民の事務所㎡単価について

## 中村悦広・倉橋 透

#### はじめに

本稿の主要な目的は、官と民における事務所 ㎡単価の価格差の存在を検証することである。 『建築着工統計』の建築物使途別分類より、事 務所に関して、都道府県別、構造別、建築主別 に1984年度から2007年度のデータを使用した実 証分析を行なう。具体的には、官と民の事務所 の㎡当たり単価の価格差を、従前の㎡当たり工 事費(以下、加重平均単価)と、新たに『建築 着工統計(特別集計)』で集計し算出した㎡当 たり工事費(以下、単純平均単価)<sup>1)</sup>の両方の ㎡単価を用いて検証する<sup>2)</sup>。

『朝日新聞』(2005年7月12日付朝刊)は、 「建築工事の官民単価を比較した結果、公共事 業は高コスト構造である」と指摘した。一方、 国土交通省社会資本整備審議会,交通政策審議 会計画部会第2回基本問題小委員会資料(「建 設コスト構造の分析」2005年11月。以下「国土 交通省資料」)では、「諸条件によって大きなバ ラツキを持つ建築単価を全数平均し、用途や構 造の違いを考慮せず、建築単価の官民比較をす ることは不合理である」としている。確かに、 建築物は、使途や用途の違いおよび構造の違い によって、また基本的には公共建築と民間建築 の違いで価格差があることは当然ともいえる。 また、米山(1997)は、建築物の単価の官民価 格差の検証を行ない、「官の高コスト構造の是 正には、公共工事の積算の枠組みの見直しが必 要である」ことを指摘している。

このような背景を踏まえて、本稿では、官民ともに存在する事務所という使途に限定し、構造の違いや時期や都道府県の違いを考慮したうえで、官と民の㎡単価と事務所の規模(事務所当たり床面積)との関係を評価する。本稿の構成は以下の通りである。まず1節で、加重平均単価と単純平均単価の違いを解説し、それらを記述統計により評価する。2節では、本稿の使用データおよび推計式を説明し、加重平均単価モデルと単純平均単価モデルにより、時期や地域や構造の違いを考慮して、事務所㎡単価の官民価格差の検証を行なう。最後に、3節で結論と今後の課題を述べる。

#### 1 単純平均と加重平均および記述統計

本節では、本稿の推計で対象となる単純平均 単価と加重平均単価の違いについて解説し、次 に、記述統計に基づいて、事務所の単純平均単 価と加重平均単価の違いおよび構造の違いでど の程度の単価差が生じているのかをみる。

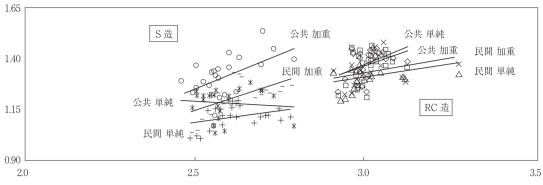
#### 単純平均単価と加重平均単価

ここでは、単純平均単価と加重平均単価の違いを示す。ある都道府県に 2 つの事務所が着工されたとする。ここで、工事費予定額をそれぞれ  $C_1$ 、 $C_2$  とし、また、床面積をそれぞれ  $Q_1$ 、 $Q_2$  とすると、従来、建築物の評価の際に用いられた平均単価は以下のように定義される。

$$(C_1 + C_2)/(Q_1 + Q_2)$$

$$= (Q_1/Q_1 + Q_2)(C_1/Q_1) + (Q_2/Q_1 + Q_2)(C_2/Q_2)$$
(1)

対数事務所㎡単価



対数事務所当たり床面積(床面積合計/建物数)

つまり、床面積でウェイトをつけた加重平均 した単価(加重平均単価)となっている。

一方、新たに『建築着工統計(特別集計)』 で集計し算出した平均単価は以下のように定義 される。

$$(1/2)(C_1/Q_1)+(1/2)(C_2/Q_2)$$
 (2) つまり、個々の物件を単純に平均した単価となっており、単純平均単価と呼ぶことができる。

(1)式の加重平均単価は、個々の建築物の床面積の違いが反映されない。一方、(2)式の単純平均単価は、それらが反映される。したがって、個々の床面積に差があるほど、加重平均単価と単純平均単価の差は拡大する。そこで、本稿の目的である建築物の官民価格差の検証においても加重平均単価と単純平均単価の違いを考慮した推計を試みる必要がある。

#### 記述統計

ここでは、国土交通省資料の記述を踏まえて 用途や構造、さらに建築主の違いによる単価差 をみる。図1は、縦軸に事務所㎡単価(対数 値)、横軸に1事務所当たりの床面積(対数値) をとった散布図である。図1には、㎡単価と床 面積の関係を構造別(事務所の構造としては、 S造(鉄骨造)とRC造(鉄筋コンクリート 造)のみを考慮した。事務所数の構造別割合は 表2を参照されたい)、建築主別(官の建物と 民の建物の違い³))、単純平均単価と加重平均 単価別に示した。データは、全国合計の1984年 度から2007年度データである。

図1より明らかに、S造の事務所は、横軸の対数(事務所当り床面積)でみて、2.4から2.9の間に分布しており、一方、RC造の事務所は、2.8から3.4の間に分布していることがわかる。つまり、比較的小規模事務所にはS造、大規模事務所にはRC造が使用されていることがわかる。また、公共と民間および加重平均と単純平均の違いにより、㎡単価の分布に差があることがうかがえる。ここでの議論を考慮して、2節では、回帰分析により詳細に㎡単価の官民価格差の検証を行なう。

#### 2 事務所㎡単価の官民価格差の検証

2節では、各都道府県について1985年度から 2005年度の期間でプールしたデータを用いた回 帰分析により、S造およびRC造の事務所が単 価の官民価格差の検証を行なう。また、推計で は、従来の加重平均と新たな単純平均の両方の 単価を用いる。

#### 推計式

本稿の推計は、事務所の㎡単価を規定する要因として、規模(床面積)、都道府県および年度を考慮し、また、推計のケースを分けることで、加重平均単価と単純平均単価およびS造とRC造の違いを考慮する。本稿の推計式は、以

(中村悦広氏写真)

なかむら・よしひろ 1978年東京都生まれ。滋賀大学 大学院経済学研究科修士課程修 了。兵庫県立大学大学院経済学 研究科博士課程後期単位取得退 学。現在、建設物価調査会総合 研究所研究員。論文:「国立大 学法人化によるガバナンスと財 務運営」(共著) など。

(倉橋透 氏 写真)

くらはし・とおる 1959年東京都生まれ。東京大学 経済学部卒。建設省入省後、ケ ンブリッジ大学大学院土地経済 研究科修士課程修了。東京大学 博士 (工学)。建設省住宅局、 経済企画庁等を経て、現在、獨 協大学経済学部教授。著書: 『サブプライム問題の正しい考 え方』(共著)など。

下のように示される。

log 事務所㎡単価;

 $=\beta_1 \cdot \log$  事務所の規模×官ダミー $_i$ 

 $+\beta_2 \cdot \log$  事務所の規模×民ダミー<sub>i</sub>

 $+\beta_3$ ・官ダミー。

 $+\beta_4$ ・民ダミーi

 $+\delta_{m}$ ・都道府県ダミー $_{mi}$ 

+γ+・年度ダミー#

+誤差項:

ここで被説明変数には、事務所の平均単価の対数変換した値を用いた。具体的には、対数変換した事務所の「S造、加重平均単価」、「RC造、加重平均単価」、「S造、単純平均単価」、「RC造、単純平均単価」、を用いる。

一方、説明変数には、官と民の事務所の規模 として、床面積の合計(m)/総建物数(棟)の 対数値と官ダミー、床面積の合計(㎡)/総建物 数(棟)の対数値と民ダミーとの交差項を用い た4)。官の事務所は、公共の用途に供するとい う点で、民間の事務所とは㎡単価が異なる要因 があると考えられる。例えば、震災時に地域の セキュリティを確保する意味から民間以上に厳 しい事務所の耐震性の規準が与えられていると いったことも考えられる。そこで、説明変数に は、そのような官と民の建築物の違いを捉える ための変数も加えている。ここで、官ダミーと は、公共用の事務所を1、その他の事務所を0 としたダミー変数である。また、推計において は、事務所当たり床面積の3次の項までを考慮 する推計を行なう。また、民ダミーとは、民間 の事務所を1、その他の事務所を0としたダミ 一変数である。両方のダミー変数は、官と民の

表1一官と民の事務所サンプル数の構造別割合

	W 造	SRC 造	RC 造	S造	CB 造
官足	890 (17%) 3,208 (34%)		1,912 (36%) 2,135 (22%)		
20	3,206 (3470)	091 (770)	2,130 (2270)	3,374 (3370)	100 (270)

注) 上の数値は建物数 (RC 造および S 造は標本数)。( ) 内の数 値は割合。

事務所で切片が異なることを考慮し、その要因をコントロールするための変数として用いる。その際、㎡単価に与える都道府県の要因をコントロールするために、47都道府県のうちある都道府県を1、その他の都道府県を0とする定数項ダミーを用いる(ここで、推計式の m は、1…46で、46の都道府県を意味する)。また、年度の要因を捉えるために、1984年度から2007年度のある年度を1、その他の年度を0とする定数項ダミーを用いる(ここで、推計式の t は、1…23で、23の年度を意味する) $^{51}$ 。i は、推計に使用した平均単価、建築主、構造の異なる事務所のサンプル数、また誤差項は通常の仮定を満たすものとする $^{61}$ 。推計するパラメーターは、 $^{61}$  から $^{62}$  から $^{63}$  が、 $^{64}$  、 $^{6m}$  、 $^{61}$  である。

#### 使用データと基本統計量

ここでは、本稿の推計に使用したデータの詳細を説明する。官民別の構造別割合は表1に、使用データの官民別、構造別、都道府県別サンプル数および年度サンプル数は表2に、使用データの基本等計量は表3に示す。使用データは、建設物価調査会『建築着工統計(特別集計)』の使途別、建築主別、構造別データより、使途を事務所に限定して、S造とRC造事務所(表1より、S造とRC造で官の約80%、民の約57%の事務所を占めていることがわかる)70の

表2一官民、構造、都道府県、年度別サンプル数

	1	Ī	I	乏		1	3	F	Ę
	S 造	RC 造	S 造	RC 造		S造	RC 造	S造	RC 造
北海道	64	69	72	68	滋賀	59	34	72	27
青森	31	33	70	24	京都	63	37	72	56
岩手	34	38	72	24	大阪	71	41	72	69
宮城	58	37	72	44	兵庫	68	66	72	65
秋田	29	29	68	23	奈良	52	28	72	40
山形	35	35	72	29	和歌山	44	21	72	26
福島	52	40	72	42	鳥取	24	17	71	19
茨城	56	51	72	54	島根	42	28	72	23
栃木	57	48	72	41	岡山	49	39	72	44
群馬	59	42	72	45	広島	61	49	72	61
埼玉	71	60	72	70	山口	51	35	71	48
千葉	71	60	72	66	徳島	37	24	72	24
東京	72	69	72	72	香川	32	23	72	32
神奈川	62	52	72	71	愛媛	35	27	72	45
新潟	58	54	72	44	高知	37	25	72	31
富山	41	26	72	33	福岡	64	64	72	70
石川	30	30	72	32	佐賀	45	25	72	29
福井	22	19	72	34	長崎	53	54	71	56
山梨	33	27	71	24	熊本	57	36	72	54
長野	58	47	72	42	大分	49	38	72	51
岐阜	48	37	72	42	宮崎	36	31	72	42
静岡	60	54	72	55	鹿児島	51	59	72	62
愛知	67	60	72	68	沖縄	43	60	72	70
三重	55	34	72	44					

年度	ĺ	3	E	5
十八人	S 造	RC 造	S造	RC 造
1984	93	106	141	127
1985	101	97	141	125
1986	97	93	141	120
1987	93	101	141	116
1988	100	101	140	117
1989	105	98	141	119
1990	105	100	141	114
1991	106	105	141	111
1992	106	102	141	105
1993	112	100	141	100
1994	109	89	141	95
1995	105	84	141	95
1996	110	86	141	89
1997	109	83	141	84
1998	96	83	141	89
1999	104	74	141	72
2000	101	63	141	69
2001	102	68	140	64
2002	91	62	141	51
2003	96	60	140	55
2004	88	46	141	52
2005	77	42	139	58
2006	74	41	141	59
2007	66	28	136	49

表3一基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大	標本数
(対数) 単純平均:S	1.111	0.154	0.123	1.646	5720
(対数) 単純平均:RC 	1.321	0.129	0.798	1.748	4047
(対数) 加重平均:S	1.134	0.175	-0.002	1.791	5720
(対数) 加重平均: RC 	1.313	0.150	0.053	1.881	4047
(対数) 床面積 / 建物数:S	2.426	0.282	1.255		5720
(対数) 床面積 / 建物数: RC	2.866	0.323	1.230	4.044	4047
官ダミー:RC	0.472	0.499	0	1	4047
官ダミー:S 	0.410	0.492	0	1	5720
民ダミー:RC	0.528	0.499	0	1	4047
民ダミー:S	0.590	0.492	0	1	5720

1984年度から2005年度までの47都道府県別データを用いる。ここで、『建築着工統計(特別集計)』では、建築主別には、国、都道府県、市町村、会社、会社以外の団体、個人にデータが区分される。推計における官とは、国と都道府県と市町村の総計、また民とは、会社と会社以外の団体と個人の総計したものである。

#### 推計結果と結果の評価

表4には、S造およびRC造の事務所を対象として推計した結果を示した。情報量規準のSBICとHQCによって、単純平均単価モデルおよび加重平均単価モデルにおいて、S造およびRC造の事務所に関して、ともにモデル1(説明変数に交差項の2次の項を含むモデル)が適切と判断されたことから、モデル1によって、推計結果の評価を行なう。

[S造事務所:加重・単純単価モデル]

まず、単純平均単価モデルの推計結果より、 対数床面積と官ダミーとの交差項は、1%の水 準で有意に正の効果が得られ、その2次の項は、 5%の水準で有意に負の効果を得た。また、対 数床面積と民ダミーとの交差項は、1%の水準 で有意に正の効果が得られ、その2次の項は、 1%の水準で有意に負の効果を得た。さらに、 官ダミーおよび民ダミーは、それぞれ1%の水

表4一事務所単価の官民価格差の推計結果

			S造の事務所	<b>非務所</b>					RC 造の事務所	事務所		
	掛	単純平均単価モデル	1.	加	加重平均単価モデル	2	掛	単純平均単価モデル	7.	加	加重平均単価モデル	_
	1)	2)	3)	1)	2)	3)	1	3)	3)	1)	2)	3)
公共ダミー	0.651 ***	0.470 **	0.711 ***	1.017 ***	0.391 *	0.495 **	1.261 ***	1.459 ***	1.549 ***	1.072 ***	1.406 ***	1.385 ***
	(0.000)	(0.015)	(0.002)	(00000)	(0.071)	(0.049)	(00000)	(00000)	(00000)	(00000)	(00000)	(00000)
公共グミー "LOG 床面積	0.206**	0.401 **	0.124	-0.084	0.518 ***	0.427 *	-0.007	-0.191 *	-0.310 **	0.137	-0.173	-0.204
	(0.015)	(0.024)	(909:0)	(0.394)	(600.0)	(0.085)	(0.927)	(980:0)	(0.033)	(0.176)	(0.217)	(0.243)
公共グミー "LOG 床面積 2 乗	-0.028*	- 0.078 *	- 0.007	0.038 **	-0.105 **	-0.084	-0.002	0.038	0.068 **	-0.029	0.037	0:020
	(0.091)	(0.053)	(0.912)	(0.048)	(0.020)	(0.170)	(0.901)	(0.092)	(0.034)	(0.113)	(0.199)	(0.186)
民間ダミー	-0.841 ***	-1.093 ***	-0.818 **	-0.135	** 699.0	-0.751 *	0.397 **	0.641 ***	0.622 ***	0.288	0.717 ***	0.632 ***
	(0.000)	(00000)	(0:030)	(0.462)	(0.033)	(660.0)	(0.014)	(0.001)	(0.004)	(0.131)	(0.001)	(800.0)
民間グミー "LOG 床面積	1.214***	1.465 ***	1.166 ***	0.678 ***	1.176 ***	1.240 ***	0.460 ***	0.244	0.208	0.562 ***	0.185	0.202
	(0000)	(00000)	(0000)	(00000)	(00000)	(0.002)	(00000)	(0.107)	(0.246)	(00000)	(0.272)	(0.307)
民間ダミー "LOG 床面積 2 乗	-0.201 ***	-0.263 ***	- 0.188 **	*** 680'0	-0.204 ***	-0.216 **	0.067 ***	-0.022	-0.007	-0.088 ***	-0.010	900:0-
	(0.000)	(0.000)	(0.019)	(0.001)	(00000)	(0.018)	(00000)	(0.441)	(0.844)	(00000)	(0.763)	(0.888)
R2 乗値	0.388	0.402	0.416	0.357	0.376	0.394	0.466	0.484	0.500	0.336	0.367	0.390
補正 R2 乗値	0.380	0.387	0.394	0.348	0.360	0.370	0.456	0.465	0.472	0.324	0.343	0.356
D-W stat	1.489	1.510	1.525	1.683	1.685	1.691	1.620	1.651	1.666	1.769	1.808	1.812
AIC	-1.370 ★	-1.370	- 1.369	-1.059	-1.066	-1.070 ★	-1.843	-1.844 ★	-1.841	-1.334	-1.346	-1.350 ★
SBIC	-1.283 ★	-1.202	-1.121	-0.972 ★	668.0 -	-0.823	-1.726 ★	-1.619	-1.509	-1.217 ★	-1.122	-1.018
НФС	-1.340 ★	-1.312	-1.283	-1.029 ★	-1.008	-0.984	-1.801 ★	-1.764	-1.723	-1.292 ★	-1.267	-1.233
都道府県および年度グミー	include	include	include	include	include	include	include	include	include	include	include	include
都道府県および年度グミー *LOG 床面積		include	include		include	include		include	include		include	include
都道府県および年度グミー *LOG 床面積 2 乗			include			include			include			include
サンプル数	5720	5720	5720	5720	5720	5720	4047	4047	4047	4047	4047	4047

1)( )内の値はp値。係数樹の\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%でゼロと統計的に有意に異なることを表す。 炟

2)本稿では、事務所当たり床面積の3次の項と官および民ダミーとの交差項、事務所当たり床面積の3次の項と都道府県および年度ダミーとの交差項を用いた推計も各ケースで行なったが、情報量規準に基づ くモデル選択より、また推計結果の比較が可能であるか、さらに紙数の制約もあって掲載していない。

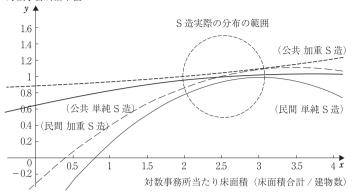
3) すべての推計において、多重共線性を防ぐため都道府県ダミーおよび時期ダミーを導入しているが、その係数推定値は報告していない。

すべての推計において、Breusch-Pagan 検定を行なったところ分散不均一性の問題がり、またダーピン=ワトソン比より系列相関の問題があることから、p 値の推計において、それらを考慮してすべての推 計において Newey-West の推計方法を採用した。 4

AICは、Akaike's Information Criterion、SBICはSchwarz Bayes Information Criterion、HQCは、Hannan-Quinn Criterion、また D-W stat は、ダービン=ワトソン比を意味する。★はそれぞれのモデルにお いて、規準が最も小さい値であること意味する。そこで、AIC は、変数の多いモデルを選択する傾向があることから、結果を評価するモデルの選択には、SBIC あるいは HQC を用いる。 2

#### 図2-S造事務所に関する㎡単価と規模の関係

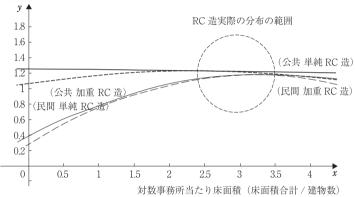
対数事務所㎡単価



注)図は SBIC(Schwarz Bayes Information Criterion) および HQC(Hannan-Quinn Criterion)により、モデル1の推計結果に基づいて作成した。

#### 図3-RC 造事務所に関する㎡単価と規模の関係

対数事務所mi単価



注)図は SBIC (Schwarz Bayes Information Criterion) および HQC (Hannan-Quinn Criterion) により、モデル1の推計結果に基づいて作成した。

準で有意に正および負の効果を得た。一方、加重平均単価モデルの推計結果では、対数床面積と官ダミーとの交差項は、有意な効果は得られない。また、その2次の項は5%の水準で有意に正の効果を得た。対数床面積と民ダミーとの交差項は1%の水準で有意に正の効果が得られ、その2次の項は1%の水準で有意に負の効果を得た。さらに、官ダミーは1%の水準で有意であり、民ダミーは有意な効果は得られなかった。

図2は、S造の事務所の回帰分析から得られた官と民に関する係数の値を用いて、それらの事務所の規模に対する㎡単価の推移を示したものである。図2では、一見すると、官と民の事務所の㎡単価に差があるようにみえる。その差

は、小規模なS造事務所ほど大きく、規模が大きくなるほど縮小する。実際には、サンプルの多くは対数床面積2から3に分布しており、官と民の㎡単価には大きな差はうかがえない。 [RC 造事務所:加重・単純単

価モデル〕

単純平均単価モデルの推計結 果より、対数床面積と官ダミー との交差項および2次の項は、 有意な効果を得られなかった。 また、対数床面積と民ダミーと の交差項は、1%の水準で有意 に正の効果が得られ、その2次 の項は1%の水準で有意に負の 効果を得た。さらに、官ダミー および民ダミーは、1%の水準 で有意に正の効果を得た。一方、 加重平均単価モデルの推計結果 では、公共部門の変数はすべて 有意な効果を得られなかった。 また、民間部門の変数は、対数 床面積と民ダミーとの交差項は、 1%の水準で有意に正の効果が 得られ、その2次の項は1%の

水準で有意に負の効果を得た。さらに、民ダミーは、1%の水準で有意に正の効果を得た。

また、図3はRC造の事務所の回帰分析から得られた官と民に関する係数の値を用いて、㎡単価差を示したものである<sup>8)</sup>。一見したところS造の場合と同様に、官と民の事務所の㎡単価には差がある。また、その差は、対数床面積(規模)が大きくなるほど縮小している。しかし、実際にはサンプルの多くは対数床面積2.4から3.4の範囲に分布しており、官と民の㎡単価には大きな差はうかがえない。

したがって、本稿の推計結果によれば、S造とRC造の事務所において、官と民の事務所に は、わずかではあるが単価差が存在することが 示された。また、官の事務所と比較して、民間の事務所は規模の増加に応じて㎡単価がより高まるが、一定規模に達するとその後は減少に転じる傾向がある。一方、官の事務所は、そのような規模による単価の増減が民間と比較して小さいこともうかがえる。この結果からは、官の事務所は民に比べて規模に応じて、単価が固定的であるともいえよう。

#### 3 結論と今後の課題

本稿の推計より、第1に、単純平均単価と加重平均単価による推計結果の違いは、異なる推計において、係数の大きさや符号の違いとしてあらわれることが明らかとなった。第2に、推計からは、官は、民と比較して規模の違いによる単価の違いが小さい。第3に、推計上は小規模の事務所で事務所が単価の官民価格差がありうる(官が高い)。しかしながら、実際のS造およびRC造の事務所の規模に対する単価の分布を考えれば、官民の単価には大きな差はうかがえないといえよう。

推計上の今後の課題としては、本稿の推計は 誘導型を仮定した推計であるが、需要供給を考 慮した構造型による推計を行なうことがあげら れる。また、自由度修正済決定係数の値が高い とはいえないことから、その他の考慮すべき要 因をコントロールできていない可能性も指摘さ れるであろう。さらに、本稿の推計は、事務所 のS造とRC造に限定した分析であり、他の使 途別あるいは用途別の建築物についても検証を 試みる必要があろう。

\*「住宅経済研究会」(2009年9月19日) および建設物 価調査会「公共投資の将来規模に関する研究会」 (2009年6月24日) において、出席された先生方から 多くの貴重なコメントをいただいた。ここに記して 感謝の意を表したい。

#### 注

1) 従前の㎡当たり工事費とは、各建築物の工事費予 定額と床面積の合計値から計算したものであるが、 今回の財団法人建設物価調査会が実施した「特別集 計」では、各建築物の1建物当たりの工事費予定額

- と1建物当たりの床面積で除して計算した㎡当たり 工事費を対象として、従来の建築着工統計と同じ各 集計区分における㎡当たり工事費の平均価格、最頻 度価格、標準偏差、度数分布等を求めたものである。
- 2) 本来であれば、官と民の建築物の個票データを使用して分析することが望ましいが、個票データは公開されていない。また、これまでは、加重平均した建築物の単価や床面積などのデータを用いた評価が一般的である。したがって、本稿は、新たな視点である建築物の単純平均単価を提示するものである。
- 3) ここで、官の建築物とは、国、都道府県、市町村 の合計である。また、民の建築物とは、会社、会社 以外の団体、個人の合計である。
- 4) 対数値による推計の他に、平均単価と事務所当たり床面積のレベル変数を用いた推計も行なったが、決定係数や推計式のあてはまりのよさを考慮して、基本となるモデルには、より適切なモデルである対数モデルを採用した。
- 5) 本稿のプーリング・データを用いた推計では、7 の都道府県ダミーおよび1984年度から2007年度まで の時期ダミーを個別にすべて使用した場合、それら の定数項ダミーと官および民ダミーとの間で多重共 線性の問題が生じ推計できない。そこで、実際の推 計では、北海道ダミーと1984年度ダミーを除いた、 その他、すべてのダミー変数を用いた。
- 6) 本稿の推計は、『建築着工統計(特別集計)』の使途別、建築主別、構造別データより、使途が事務所で、建築主別、構造別の都道府県および年度別データを推計に使用している。つまり、都道府県および年度別に、建築主と構造の異なる事務所の㎡単価を、ある1つの事務所単価と捉えて、推計しているともいえる。データの詳細に関しては、建設物価調査会『建築着工統計(特別集計)』を参照されたい。
- 7) SRC 造や CB 造の全事務所に対する着工数の割合 は小さいことから、また、民間部門では、木造事務 所の割合は高いが、構造において木造は特殊である とも考えられることから、本稿の推計においてそれ らの構造データは使用しなかった。
- 8) 目的は、官と民の単価差の傾向を捉えることであ り、係数の値が有意でない場合も図を描くために使 用した。

#### 参考文献

- 財団法人建設物価調査会総合研究所(2009)『総研リポート特別号』「『建築着工統計』工事費予定額の分析, 昭和59年度~平成19年度の個票分析」資料編、付属 CD-ROM。
- 米山秀隆(1997)「公共工事の高コスト構造に関する試 論」富士通総研『Economic Review』 Vol. 1 、 No.2、 82-89頁。

# 制約付き多層潜在セグメントモデルの定式化とその住居選択分析への応用

## 星野匡郎

#### はじめに

消費者の住宅選好の性質を明らかにすること は、効果的かつ効率的な住宅政策実施のうえで 重要である。これまでにも多くの住宅選好に関 する研究が行なわれてきたが、それらの大半は 選好の多様性を考慮してこなかった。本稿の目 的は、多層的に拡張した潜在セグメントモデル を用いて住宅選好の多様性の性質を調べること である。潜在セグメントモデルとは、選択に対 する態度や動機といった心理的な変数や所得や 性別といった社会経済変数を選択行動に統合す ることで、個人をいくつかのグループに分類し、 選好の多様性を説明しようという手法である (栗山・庄子 2005)。マーケティングリサーチ や、近年では環境評価の文脈での適用例が多く 報告されている(たとえば、Boxall and Adamowicz 2002)<sup>1)</sup>

住宅選好の分析例としては Walker and Li (2007) が挙げられる。住宅選好の多様性は住宅やその周辺環境への個人的嗜好や、個人の社会経済状況などによって説明されると考えられる。しかし、通常の潜在セグメントモデルでは、選好の多様性を説明するさまざまなタイプの変数をすべて同列に扱い、単層的であるため、グループの解釈が困難になりがちである。そこで、変数のタイプに応じて潜在セグメントを多層化する多層潜在セグメントモデルの適用が考えられる。多層潜在セグメントモデルの疾点としては、その極めてフレキシブルなモデル構造と推

定パラメータの多さから、通常の最尤法による推定が非常に不安定になることが挙げられる。 そのため、実際に多層セグメントモデルを実施 した研究事例はほとんどなく、実施されても極 めてサンプルサイズが大きい場合に限られる。 (Bijmolt, Paas and Vermunt 2004)。

本稿では、このような問題点を克服し多層潜在セグメントモデルの適用可能性を高めるため、適当な制約をモデルに課し、また通常の最尤法の代わりに EM アルゴリズム (Dempster, Laird and Rubin 1977) を用いて推定する手法を提案する。

住宅選好の実証的な分析について、実際の市 場での消費者行動に基づいた顕示選好データと、 仮想的なシナリオに対する消費者の同答に基づ いた表明選好データの2種類が使用可能であ る<sup>2)</sup>。顕示選好データを用いる場合、まず直面 する大きな問題として選択肢集合の特定化が挙 げられる。仮に何らかの方法で各消費者の選択 肢集合を調べることが可能であったとしても、 選択された住居とその他の選択肢集合内の選択 されなかった住居の間の属性値の高い相関は避 けられないであろう。そのような属性値の相関 は住居選択基準の識別を困難にする。前述の通 り、本稿の目的は、具体的な住宅市場の分析で はなく、消費者の住宅選好の性質そのものであ るため、以上の理由から顕示選好データの使用 は適当でない。したがって本稿では、選択肢集 合の設定および選択肢間の相関を分析者がコン トロール可能な表明選好法、そのなかでも特に

選択型コンジョイント分析を用いる。

本稿の構成は次の通りである。まず1節では 潜在セグメントモデルの基本的な構造を説明する。2節では制約付き多層潜在セグメントモデル(RMLSM: Restricted Multi-level Latent Segment Model)を定式化し、その EM アルゴリズムによる推定方法を述べる。3節では実際のモデルの適用例として、住居選択に関する選択型コンジョイント分析の結果を報告する。4節では結語として簡単な全体総括を行なう。

#### 1 潜在セグメントモデル

まずは通常の潜在セグメントモデルの解説を 行なう。ある個人 n が選択肢集合 {1, ... J} から 1 つを選択する行為を T 回繰り返すとする。 J は T 回すべてにおいて同一である。このとき、 ランダム効用理論に基づき、選択者が t≤T 回 目に選択肢 j∈{1, ... J} を選んだ時の効用を

$$U_{\text{nit}} = \beta_{\text{c}}' x_{\text{nit}} + \varepsilon_{\text{nit}} \tag{1}$$

とする。ただし、 $x_{njt}$  は選択肢 j に関する観察される説明変数ベクトルで、 $\beta_c$  は潜在セグメント c  $\in$   $\{1, ..., C\}$  によって異なる値を有する係数ベクトル、 $\varepsilon_{njt}$  は  $x_{njt}$  と c と独立で第一種極値分布に従う確率変数ベクトルと仮定する。 さらに、個人 n が t 回目に選んだ選択肢を  $y_{nt}$  とし、その 1 回目から T 回目までをまとめて $y_n = \{y_{nl}, ..., y_{nT}\}$  と書くことにする。すると、ある  $\beta_c$  が与えられたときの  $y_n$  の選択確率は単純なロジットの積和で表される:

$$P(y_n|\beta_c) = \prod_{i=1}^{T} \left[ exp(\beta_c^{'} x_{ny_{nt}t}) / \sum_{i=1}^{J} exp(\beta_c^{'} x_{njt}) \right] (2)$$

(2)式に潜在セグメントを組み入れる方法として、通常以下の2つの方法がある。1つは、心理的変数や社会経済変数を用いてあるセグメントに属する条件付き確率をパラメトリックに定式化する方法であり(メンバーシップ関数と呼ばれ、多項ロジットを用いて表すことが多い)、もう一つはそういった変数を用いずに、セグメントに属する確率を直接推定する方法である。ここでは後者の方法だけ説明するが、後述の通

(星野匡 氏 写真)

ほしの・ただお 1984年、群馬県前橋市生まれ。 ロンドン大学 LSE 修士課程卒。 現在、東京工業大学博士後期課程。学術振興会特別研究員。論 文:"Measuring the Benefits of Neighborhood Park Amenities: Application and Comparison of Spatial Hedonic Approaches" (共著)

り、本稿では2つの方法をそれぞれ異なった階層の潜在セグメントに使い分ける。

個人 n の所属するセグメントを表す潜在変数とあるセグメント c に所属する個人の割合をそれぞれ、 $Z_n$  と  $Z_c$  とする(すなわち、 $P(Z_n=c)=Z_c$  となる)。したがって、 $y_n$  が選択される確率は、(2)式の条件付き確率をすべての潜在セグメントについて和をとり、

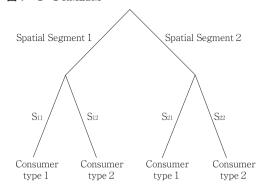
$$P(y_n|\beta_c, Z_c) = \sum_{c=1}^{C} [Z_c P(y_n|\beta_c, Z_n = c)]$$
 (3)

で与えられる。(3)式に基づき対数尤度を各個人について求め、その和を最大化するように  $\beta$ c が選ばれる。このとき各  $Z_c$  は  $\Sigma_{c=1}^c$   $Z_c$ =1 が成立するように推定される。

#### 2 制約付き多層潜在セグメントモデル (RMLSM)

(3)式の方法は単純に個人をいくつかのグループに割り振っているだけで、選好の多様性が何に起因しているのかはわからない。したがって、推定結果の考察は使用したデータセットに限定され、一般的な結論を導くことができない。この問題は、メンバーシップ関数を導入することで解決される。しかし、メンバーシップ関数に含める変数の特定化は容易でないうえ、さまざまなタイプの変数をメンバーシップ関数に含めるとモデルの解釈が困難になる。また、推定すべきパラメータ数がセグメント数の増加とともに急速に増えてしまい計算上の深刻な問題も生じる。そこで、このような問題点を考慮して、本研究は以上の2つの方法を層的に組み合わせる方法を用いる。

#### **図 1** −2×2 RMLSM



住宅選好の多様性は住宅やその周辺環境への 個人的嗜好や個人の社会経済状況などによって 説明されるであろう。このような要因は各個人 の現在の居住している地域の特性と強く相関し ていると考えられる。そこで本稿では、地域特 性に基づいてメンバーシップ関数を定義しそれ を上層潜在セグメントとし、その他のすべての 要因をまとめて下層潜在セグメントを構成し、 多層的に選好の多様性を分析する。便宜的に前 者を地域セグメント、後者を個人セグメントと 呼ぶことにする。個人セグメントの推定にはメ ンバーシップ関数は用いずに、各セグメントの 割合を直接推定する。さらに、計算上および解 釈上の単純化のため、地域セグメント間で個人 セグメントの数と各選好タイプの形状は同一と いう制約を導入する(すなわち、各選好タイプ の割合のみが地域セグメント間で異なる)。こ のモデルを制約付き多層潜在セグメントモデル (Restricted Multi-level Latent Segment Model, 以下 RMLSM) と呼ぶことにする。

図1は地域セグメントが2つ、個人セグメントが2つのケースを例示している。ここで S<sub>11</sub> は地域セグメント1に属し、住宅選好タイプが1となる人々の割合を示している。

#### RMLSM の定式化

各個人はある地域セグメント  $d \in \{1, ..., D\}$  に属する。 $S_n$  を個人 n が属する地域セグメントとし、 $S_n$  が d である確率は、ある地域セグメント固有の係数ベクトル  $\gamma_a$  が与えられたとき、

多項ロジットモデルを用いて、

$$P(S_n = d|\gamma_d) = \exp(\gamma_d' m_n) / \sum_{d=1}^{D} \exp(\gamma_d' m_n) \quad (4)$$

で与えられる。ただし mn は個人 n が実際に居住している地域の特性を表す観察される説明変数ベクトルである。

次に、ある地域セグメント d が与えられたときの個人セグメント c に属する個人の割合を $Z_{c,d}$  で表す(すなわち、 $P(Z_n=c|S_n=d)=Z_{c,d}$  となる)。仮定により、 $\beta_{c|S_n=d}=\beta_c$  が成立していることに注意されたい。このとき  $y_n$  が選択される確率は(5)式で表せる。

$$\begin{split} P(y_n|\theta) &= \sum_{d=1}^{D} [P(S_n \! = \! d|\gamma_d) \\ &\times \sum_{c=1}^{C} \left[ Z_{c,d} P(y_n|\beta_c, S_n \! = \! d, Z_n \! = \! c) \right]] \end{split} \tag{5}$$

ただし、 $\theta = (\gamma_d, Z_{c,d}, \beta_c)'$ である。このときすべての d について、 $\sum_{c=1}^c Z_{c,d} = 1$  が成立している。(5)式の右辺は3つの条件付き確率から構成されていることがわかる。①個人 n がある地域セグメント d に属する確率、②地域セグメント d が与えられたときに個人 n が個人セグメント c に属する確率、③地域セグメント d と個人セグメント d が d を選択する確率である。各パラメータはd (5)式に基づいた対数尤度の和を最大化するように推定される。

#### RMLSM の推定: EM アルゴリズム

潜在セグメントモデルは推定するパラメータの数が多く、また尤度関数も複雑な形状をしているため、通常の最尤法による推定は失敗することが多い。そこで近年、この潜在セグメントモデルの推定困難性に対して EM アルゴリズムの使用が提唱されている(Train 2008)。 EM アルゴリズムとは、複雑な尤度関数の最大化を直接行なわず、欠損データを何らかの観測可能なデータと置き換えることで推定プロセスを単純化し、その推定プロセスを繰り返すことで最尤推定値を得る方法である。各推定プロセスは E (Expectation) ステップと M (Maximiza-

tion)ステップに分けられる。RMLSM に関する各ステップは以下の通りである。

#### [Expectation]

Eステップでは、3つの条件付き確率を観測されているデータ $x_{nit}$ 、 $m_n$ 、 $y_n$ とi番目の推定パラメータ $\theta^{(i)}$ を用いて計算する。i=0のときのパラメータの値、すなわち初期値はどのように定めてもよいが、大域的最適解を得るためには複数の初期値を試みる必要がある。

 $S_n=d$  の  $v_n$  と  $\theta^{(i)}$  に関する条件付き確率は

$$\begin{split} P(S_{n} = d|y_{n}, \theta^{(i)}) = & P^{-1}(y_{n}|\theta^{(i)})P(S_{n} = d|\gamma_{d}^{(i)}) \\ \times & \sum_{c=1}^{C} \left[ Z_{c,d}^{(i)}P(y_{n}|\beta_{c}^{(i)}, S_{n} = d, Z_{n} = c) \right] \end{split} \tag{6}$$

で与えられる。 $S_n=d$  かつ  $Z_n=c$  の  $y_n$  と  $\theta^{(i)}$  に関する条件付き確率は

$$P(S_n=d, Z_n=c|y_n, \theta^{(i)})=P^{-1}(y_n|\theta^{(i)})$$
 $\times P(S_n=d|\gamma_d^{(i)})Z_{c,d}^{(i)}P(y_n|\beta_c^{(i)}, S_n=d, Z_n=c)^{(7)}$ 
で与えられる。個人  $n$  が係数ベクトル  $\beta_c$  を有する確率を  $P(\beta_n=\beta_c)$  と書くとき、その  $y_n$  と $\theta^{(i)}$  に関する条件付き確率は

$$\begin{split} &P(\beta_{n} \! = \! \beta_{c}|y_{n}\!, \, \boldsymbol{\theta}^{(j)}) \! = \! P^{-1}(y_{n}|\boldsymbol{\theta}^{(j)}) \! \sum_{d=1}^{D} \left[ P(S_{n} \! = \! d|\boldsymbol{\gamma}_{d}^{(j)}) \right. \\ & \times Z_{c,d}^{(j)} P(y_{n}|\beta_{c}^{(j)}, S_{n} \! = \! d, Z_{n} \! = \! c) \right] \end{split} \tag{8}$$

で与えられる。

たとえば図1のような2×2RMLSM の場合、 計算すべき式の本数は(6)式が2本、(7)式が4本、 そして(8)式が2本となる。

#### [Maximization]

各個人がどの潜在セグメントに属しているかは未知であるから(欠損データ)、パラメータの推定には(6)式、(7)式、(8)式に基づく対数尤度の期待値を用いる。各パラメータベクトルはそれぞれ独立した最大化問題を解くことで推定できる。サンプルサイズをNとして、

$$\begin{split} & \gamma_{1}^{(i+1)}, ..., \gamma_{D}^{(i+1)} \!\! = \! \text{arg} \max_{\gamma_{1}, ..., \gamma_{D}} \sum_{n=1}^{N} \sum_{d=1}^{D} \left[ P(S_{n} \!\! = \!\! d | y_{n}, \theta^{(i)}) \right. \\ & \times \! \ln P(S_{n} \!\! = \!\! d | \gamma_{d}) \right] \end{split} \tag{9}$$

$$\begin{split} Z_{1,d}^{(i+1)}, & \dots, Z_{C,d}^{(i+1)} \! = \! \text{arg} \max_{Z_{1,d}, \dots, Z_{C,d}} \sum_{n=1}^{N} \sum_{c=1}^{C} \left[ P(S_n \! = \! d, \\ Z_n \! = \! c | y_n, \theta^{(i)}) \times \ln Z_{c,d} \right] \end{split}$$

$$\beta_{c}^{(i+1)} = \arg \max_{\beta_{c}} \sum_{n=1}^{N} P(\beta_{n} = \beta_{c} | y_{n}, \theta^{(i)})$$

$$\times \ln P(y_{n} | \beta_{c}, S_{n} = d, Z_{n} = c)$$
(11)

各セグメントの割合の合計が1となる必要があるので、(9)式では γ[+1],..., γ[+1] を同時に推定し、また(10)式では Z[+1],...,Z[+1] を同時に推定することに注意されたい。推定されたパラメータに基づいて、再びEステップで条件付き確率を計算し尤度関数を更新し、Mステップで改めてパラメータを推定する。このプロセスは推定値が収束するまで繰り返され、最尤推定値は EM アルゴリズムの不動点となっている。なお、推定パラメータの標準偏差は、EM アルゴリズムによる推定値を用いて直接へッセ行列を計算する方法と(Ruud 1991)、ブートストラップによって計算する方法が提案されているが(Train 2008)、本稿では後者を使用した。

#### 3 使用データ

本稿では RMLSM の適用例として、住居選 択に関する選択型コンジョイント分析を実施し た。選択型コンジョイント分析とは、回答者に 対して複数の仮想的なプロファイル (選択肢) を提示し、その中から最も好ましいプロファイ ルを選択してもらうことで、プロファイルを構 成するさまざまな属性の相対的重要性を調べる 方法である。Molin. Oppewall and Timmermans (1999) が指摘しているように、しばし ば現実の住居選択は世帯単位の集合的な意思決 定によるものである。しかし本稿では個人の住 宅選好の多様性に着目しているので、回答者は 単身で転居するという仮想的なシナリオを作成 し、個人の選好が直接選択に反映するようにし た。またその際、単純化のため住居をワンルー ム住居に限定した<sup>3)</sup>。

仮想的な住宅プロファイルの属性およびその 水準は先行研究や事前調査の結果を参考に決定 した。表1は使用した属性と水準を一覧にした ものである。住居はすべて賃貸とし、戸建は除 外した。近接性に関する属性は、多くの人々が

表1一住居属性および属性の水準

属性	水準
月額家賃 (4)	60,000 円,70,000 円,75,000 円,85,000 円
居住面積(4)	5畳, 6畳, 8畳, 10畳
築年数 (4)	0 (新築), 5年, 10年, 20年
建物種別(2)	マンション,アパート
最寄り駅までの徒歩時間(4)	5分, 10分, 15分, 20分
電車通勤時間(4)	10分, 20分, 30分, 40分
土地利用(2)	住居地域, 商業地域
商店への近接性(2)	500m 圏内,500m 圏外
公園・緑地への近接性(2)	500m 圈内,500m 圈外
病院・福祉施設への近接性(2)	500m 圏内,500m 圏外

注)()内の数字は水準の数を表す。

#### 表2一地域特性

	平均	標準偏差	最小	最大
面積当たり大規模オフィス数 <sup>1)</sup> (#/km²)	11.46	18.54	0	147.83
人口密度 (#/km²)	17031.01	4506.57	2339.10	28071.40
世帯当たり平均人員	1.96	0.20	1.36	2.56
平均住居面積(mi)	65.97	10.18	41.10	105.40
総建築数当たり低層建築の割合 <sup>2)</sup>	0.20	0.07	0.02	0.33
失業率	0.02	0.00	0.01	0.04
人口当たり主婦の割合	0.14	0.02	0.07	0.19
面積当たり商店の平均年間売上(100万円/kml)	21837.48	39546.00	326.25	598169.60
面積当たり商店数 (#/km)	165.00	174.95	12.62	1721.74
字総数		g	16	

- 注) 1) 就業人員が100人を超えるオフィスを大規模オフィスと定義する。
  - 2) 階数が2階以下の建物を低層建築と定義する。

表3一地域特性に関する因子分析

	SF 1	SF 2	SF 3
面積当たり大規模オフィス数 <sup>1)</sup> (#/km)	-0.201	0.564	- 0.495
人口密度 (#/km²)	-0.692	-0.147	0
世帯当たり平均人員	0.746	-0.338	0
平均住居面積(m)	0.976	-0.132	0
総建築数当たり低層建築の割合 <sup>2)</sup>	-0.122	-0.223	0.964
失業率	-0.760	0	0.299
人口当たり主婦の割合	0.828	-0.292	0
面積当たり商店の平均年間売上(100万円/km)	0	0.968	-0.257
面積当たり商店数 (#/km)	- 0.206	0.779	-0.232
累積寄与率	0.371	0.605	0.748

- 注) 1) 就業人員が100人を超えるオフィスを大規模オフィスと定義する。
  - 2) 階数が2階以下の建物を低層建築と定義する。

徒歩で負担なくアクセスできる距離として、500mを基準とした。全体として、(1)住居自体の属性、(2)交通条件、(3)周辺環境条件、の3つのグループに大別し、合計10個の属性を使用する。各属性の水準を総当たりでプロファイルを作成すると極めて多くのプロファイルが作成さ

れ、質問表に含まれる選 択セットの数が多くなり 回答者の負担が増えてし まう。この問題について は、直交主効果デザイン を用いることで対応する。 その結果、合計32のプロ ファイルが作成された。 各選択セットはランダム に選ばれた3つのプロフ ァイルと「選択できな い」の選択肢を含めた合 計4つの選択肢から構成 され、各質問表には4つ の選択セットが含まる。 質問表は8種類作成され、 選択セットはランダムに 割り振った。

回答者は世田谷区、渋 谷区、目黒区に居住する 18歳以上の男女で、社会 調査会社 GMO リサーチ の協力により集められた。 約2000人以上の対象者が GMO リサーチに登録し ており、そのなかからラ ンダムに341人の回答を 得た。調査はインターネ ット上で2008年4月に実 施し、コンジョイント分 析に関する質問だけでな く、回答者の社会経済状 況や、現在居住している 地域も尋ねた。居住地域

に関しては、番地まで含めた詳細な情報を尋ねることは出来ないため、"字"単位で尋ねている。こうして得られた字単位の地域特性を用いて(4)式の地域セグメントに関するメンバーシップ関数を推定する。地域特性の基礎的な統計情報を表2に示す。

表4-条件付きロジットモデル

	係数	t 値		
月額家賃	- 0.349	-8.015		
居住面積	0.226	9.619		
築年数	- 0.039	- 6.957		
建物種別	0.755	9.837		
最寄り駅までの徒歩時間	- 0.087	- 12.110		
電車通勤時間	-0.012	-2.765		
土地利用	0.198	2.803		
商店への近接性	0.484	5.843		
公園・緑地への近接性	0.221	2.986		
病院・福祉施設への近接性	0.138	1.890		
対数尤度	- 1056.705			
LRI	0.198			
サンプルサイズ	330			

メンバーシップ関数において推定するパラメータ数を減らすため、地域特性に関する因子分析を用いて合成変数を作成しそれらを説明変数として用いる。因子軸の回転にはバリマックス法を用い、累積寄与率が70%を超えるように因子の抽出を行なった。因子分析の結果は表3の通りである。

分析の結果、以下の3つの因子が存在することが判明した。家族世帯が多く、良好な住環境が整備されている(SF 1)、商店や大規模オフィスが多く立地している(SF 2)、失業率が高く、土地の高度利用も進んでいない(SF 3)。

#### 4 分析結果

分析結果の報告の前に、住居属性の変数としての取り扱いについて説明する。月額家賃は1万円で除したものを使用する。建物種別は、マンションは1、アパートは0をとるダミー変数とする。同様に土地利用は、住居が住居地域に立地していれば1、商業地域であれば0をとるダミー変数とする。各施設への近接性は、500メートル圏内であれば1、圏外であれば0をとるダミー変数で表す。それ以外の属性については、水準の値をそのまま変数として用いる。

341人の全回答者のうち、すべての選択セットに回答していない回答者や、現在の居住地域に関する質問の回答に不備のある回答者は除き、最終的に330人分の回答を分析した。

#### 条件付きロジットモデル

まずベンチマークとして、通常の条件付きロジットモデルでの分析結果について報告する。 結果は表4の示す通りである。

すべての係数は有意となっており、その符号 も解釈に難くない結果となった。最寄り駅まで の徒歩時間に関する係数は電車通勤時間に関す る係数と比べ絶対値で約7倍も大きい。どちら の変数も交通の利便性に関わるものだが、住居 選択への影響の強さは大きく異なっている。土 地利用に関しては、住居地域のほうが好まれて いる。また、近接性変数については、商店への 近接性が他の2つの変数と比べ顕著に大きな影 響力を有している。日常生活における利便性を 重視した結果といえる。以上の結果は、閑静な 住居環境と買い物の利便性のトレードオフの存 在を示唆している。しかし現実的には、すべて の個人が住居地域を好むとは限らず、個人レベ ルではそのようなトレードオフを問題視してい ない可能性もある。この住宅選好の多様性は、 通常の条件付きロジットモデルを使用する限り 検証できない。

#### 潜在セグメントモデル・RMLSM

モデルの選択基準として、通常の条件付きロジットモデル、メンバーシップ関数を用いない単層潜在セグメントモデル、RMLSMの各モデルについて対数尤度、推定パラメータ数、赤池情報量基準 (AIC)、ベイズ情報量基準 (BIC) をそれぞれ表5にまとめた。

その結果、AIC では2×3RMLSM が選ばれ、BIC では予想に反し通常の条件付きロジットモデルが選ばれている。ただし、AIC は最適なモデルをやや過大に見積もる傾向があることが知られている(Boxall and Adamowicz 2002)。よって参考として、ここでは2×2RMLSM の結果を紹介することにする。結果は表6の通りである。

地域セグメント1に関して、SF2とSF3が 正に有意となっている。別の言い方をすれば、

表5一モデル選択基準

個人セグメント数	地域セグメント数 = 1						
個人でクメント級	モデル	対数尤度	パラメータ数	AIC	BIC		
1	条件付口ジット	-1056.705	10 21	2133.410	2171.401		
2 3	単層潜在セグメントモデル 単層潜在セグメントモデル	- 1030.718 - 1017.299	32	2103.435 2098.598	2183.216 2220.169		
個人セグメント数	地域セグメント数 = 2						
	モデル	対数尤度	パラメータ数	AIC	BIC		
2 3	RMLSM RMLSM	- 1019.454 - 1005.943	26 38	2090.907 2087.885	2189.683 2232.250		
細まながりに主義	地域セグメント数 = 3						
個人セグメント数	モデル	対数尤度	パラメータ数	AIC	BIC		
2 3	RMLSM RMLSM	-1019.193 -1000.551	31 44	2100.385 2089.102	2218.157 2256.262		

#### 表6—2×2RMLSM

	地域セグ	メント 1	地域セグメント 2		
割合(地域セグメント)	231 (70	.00 %)	99 (30.00 %)		
	係数	t 値			
定数項	2.046	3.192			
SF 1	-0.090	- 0.450			
SF 2	2.005	3.290			
SF 3	2.365	3.753			
	個人セグメント 1	個人セグメント 2	個人セグメント 1	個人セグメント 2	
割合(個人セグメント)	230 (99.74%)	1 (0.26%)	43 (43.54%)	56 (56.46%)	
	個人セグ	メント 1	個人セグメント 2		
	係数	t 値	係数	t 値	
月額家賃	- 0.336	-2.852	-0.563	- 5.028	
居住面積	0.219	2.717	0.214	3.133	
築年数	- 0.037	-3.024	-0.120	-9.172	
建物種別	0.705	4.179	1.900	8.204	
最寄り駅までの徒歩時間	-0.103	-3.915	- 0.099	- 2.869	
電車通勤時間	- 0.005	-0.736	-0.073	- 8.395	
土地利用	- 0.369	-1.622	1.389	4.533	
商店への近接性	0.632	3.600	- 0.785	- 2.557	
公園・緑地への近接性	0.173	1.136	0.725	6.938	
病院・福祉施設への近接性	0.170	1.212	-0.177	-1.429	
対数尤度	-1019.454				
LRI	0.228				
サンプルサイズ	330				

家族世帯が多く、良好な住環境が整備されている地域が地域セグメント2を主に構成している。地域セグメント1が全体のちょうど70%を占め、地域セグメント2は30%である。地域セグメントの下層には2つの個人セグメントがある。個人セグメント1に属する個人はセグメン

ト2に属する個人と比べ、月額家賃や築年数、 通勤時間、公園・緑地への近接性をあまり重視 していない。また、有意性は低いが土地利用と しては商業地域を好む傾向があり、商店への近 接性は正に有意である。したがって、個人セグ メント1は住環境よりも利便性重視の住宅選好

を有するグループだといえる。一方、個人セグ メント2は閑静な住環境をより重視する住宅選 好を有するグループである。

したがって、地域セグメント1に属する個人 のうち、個人セグメント2に属する割合がわず か1人で、地域セグメント2に属する個人のう ち半数以上が個人セグメント2に属するという 結果は整合的である。

#### おわりに

本稿では、制約付き多層潜在セグメントモデ ル (RMLSM) を定式化し、それを住居選択に 関するコンジョイント分析に応用した。安定的 な解を得るため、通常の最尤法の代わりに EM アルゴリズムを用いてモデルを推定した。 RMLSM を適用することで、通常のロジットモ デルや潜在セグメントモデルでは検出できない 住宅選好の多様性の層的構造が明らかにされた。 本研究の成果が、より効果的かつ効率的な住宅 政策の実施に寄与することを期待したい。

#### 注

- 1)選好の多様性をモデル化する方法として、潜在セ グメントモデルの他に、ランダムパラメータモデル もしばしば用いられる。ランダムパラメータモデル は、選好パラメータの連続的な分布を仮定し、その 分布パラメータを直接推定することで選考の多様性 の有無を評価する手法である。この手法は、尤度関 数の評価にシミュレーションを用いるため計算の負 荷が大きいが、潜在セグメントモデルよりも極めて 安定的に解が得られるメリットがある。ただし、ラ ンダムパラメータの分布の特定化に関して、分析者 の恣意性が排除できない点が問題視されている。
- 2) 顕示選好データと表明選好データの違いに基づく 住宅選択・選好の分析手法のより詳しい解説につい ては Timmermans, Molin and Noortwijk (1994) を 参照されたい。
- 3) 居住室数と居住面積の組み合わせ次第で非現実的 なプロファイルが生じることを防ぐ目的もある。 Terawaki, Kuriyama and Yoshida(2003)は選択型実 験において非現実的な選択肢を除くことの重要性を 明らかにしている。

#### 参考文献

栗山浩一・庄子康(2005)『環境と観光の経済評価』勁 草書房。

- Boxall P.C. and W.L. Adamowicz (2002) "Understanding Heterogenous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach," Environmental and Resource Economics, Vol.23, pp.421-446.
- Bijmolt T.H.A., L.J. Paas and J.K. Vermunt. (2004) "Country and Consumer Segmentation: Multi-level Latent Class Analysis of Financial Product Ownership," International Journal of Research in Marketing, Vol. 21, pp.323-340.
- Demoster A., N. Laird and D. Rubin (1977) "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," Journal of the Royal Statistical Society B, Vol.39, pp.1-38.
- Molin E. J. E., H. Oppewal and H. J. P. Timmermans (1999) "Group-based versus Individual-based Conjoint Preference Models of Residential Preferences: A Comparative Test," Environment and Planning A, Vol.31, pp.1935-1947.
- Ruud P. (1991) "Extensions of Estimation Methods Using EM Algorithm," Journal of Econometrics, Vol. 49. pp.305-341.
- Terawaki T., K. Kuriyama and K. Yoshida (2003) "The Importance of Excluding Unrealistic Alternatives in Choice Experiment Designs," Discussion Paper No.03002, College of Economics, Ritsumeikan University.
- Timmermans H. J. P., E. J. E. Molin and L. Noortwijk (1994) "Housing Choice Process: Stated versus Revealed Modelling Approaches," Netherland Journal of Housing and the Built Environment, Vol.9, pp.
- Train K. (2008) "EM Algorithms for Nonparametric Estimation of Mixing Distributions," Journal of Choice Modeling, Vol.1, pp.40-69.
- Walker J. L. and A. J. Li (2007) "Latent Lifestyle Preferences and Household Location Decisions," Journal of Geographical Systems, Vol.9, pp.77-101.

# 在宅介護と高齢者の住宅・居住形態

Gary V. Engelhardt and Nadia Greenhalgh-Stanley (2010) "Home Health Care and the Housing and Living Arrangements of the Elderly," *Journal of Urban Economics*, Vol.67, pp.226-238.

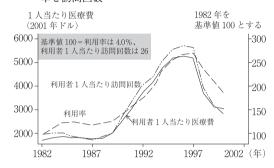
#### はじめに

人口が高齢化するなかで、多くの先進国では、高 齢者への介護サービスを、誰が、どこで、提供する のかを模索し、望ましい介護形態に誘導するための 政策が採られている。家族が介護することを前提と する場合には、子供との同居を促すような金銭的支 援がなされることになるし、高齢者が子供から自立 して介護を受ける場合には、事業者からのサービス の購入への金銭的支援がなされる。親と子の間の同 居・別居選択は、遺産と将来の介護提供、あるいは 公的介護制度の導入という観点から議論されており (例えば、Pezzin, Kemper and Reschovsky (1996), Hoerger, Picone and Sloan (1996), Brown and Finkelstein (2007, 2008), Engelhardt (2008)), 3 れまでも都市経済学の重要な分野の一つであった。 以下で紹介する Engelhardt and Greenhalgh-Stanley (2010)は、介護サービス提供の制度が変更されたと きに、同居・別居選択がどのように変化するのかを 実証的に分析しており、日本における介護保険制度 設計や住宅政策にも大きな示唆を与えるものである。

Engelhardt and Greenhalgh-Stanley (2010) が着目するのは、アメリカのメディケア(老齢者医療保険制度)である。日本では、医療保険と介護保険は別建てになっているが、アメリカでは介護サービスもメディケアで賄われる。在宅介護のための医療費は、1988年から97年の10年間で20億ドルから180億ドルに急増したため、1997年に予算均衡法が制定された。この法案によって、メディケアによる在宅介護の報酬支払方式は出来高支払方式から事前定額払方式に移行することになり、メディケアによる在宅介護の報酬額が実質的に削減され、在宅サービスも激減した(図1)。

Engelhardt and Greenhalgh-Stanley (2010) は、

図1-メディケア在宅介護の医療費、在宅サービス利用 率と訪問回数



この制度変更を導入する時期は州によって異なるという事実を利用して、制度変更が高齢者の同居・別 居選択にどのような影響を与えたかを分析している。

#### 1 データ

データは、米国の人口統計局が実施している Current Population Surveys (CPS) の1996~2001 年で施設に入っていない、メディケアの受益者であ る65歳以上の高齢者のいる家計または高齢者のみの 家計のサンプルを用いている。

分析に使われたデータは1996~2001年であるが、アンケートでは1年前の収入について調査したため、収入データは1995~2000年となる。在宅介護サービス給付が高齢者の住宅・居住形態に与える短期的変化について明らかにした。

彼らの分析では、最も重要な2つの婚姻グループである高齢者夫婦と寡婦に焦点をあてる。この2つのカテゴリーが高齢者の家族のサンプルの85%を占める。各年度のデータをプールすると、高齢者世帯のサンプル数は4万4756であり、高齢者のいる家族のサンプル数は4万8541である。

#### 2 推定方法

高齢者の同居・別居選択の推定モデルは以下のよ

うになる。

 $D_{\text{last}}^{\text{SHARED}} = \theta b_{\text{st}} + \beta y_{\text{iast}} + \delta X_{\text{last}} + u_{\text{iast}}$  (1) ここで、i,a,s,d,t がそれぞれ世帯、年齢、州、センサス調査区分と暦年を表す。  $D^{\text{SHARED}}$  は、高齢者が家族と同居している場合は 1 をとり、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。y は税引後の総収入から対数をとったもので、2001年ドルに換算したものである。X は世帯の特徴(世帯主の教育年数、人種と性別)と住宅コストを捉える外生変数ベクトルであり、u は誤差項である。

最も重要な説明変数である b は州、暦年ごとの、メディケアによる利用者 1 人当たりの在宅介護の医療費の対数をとったものである。そのため、b の係数は医療給付金の 1 %の変動が高齢者の同居する確率にどのように影響を与えるかを表している。帰無仮説としては、給付金が同居する確率に影響を与えないのに対して、対立仮説は給付金の増加が同居する確率に負の影響を与えるのである。

(1)式のパラメータは最小二乗法と操作変数法によって推定される。操作変数は次のように定義される。 Z<sub>st</sub>≡%∆Cap<sub>s</sub>×D<sub>t</sub><sup>post1997</sup> (2)

これは予算均衡法による州ごとの医療費の償還上限額の割合の変更と1997年以降1をとるダミー変数の積である。州ごとの医療費の償還上限額の割合の変更は(3)式のように求められる。

$$\% \Delta \text{Cap}_{s} = \frac{(0.75P_{s}^{1994} + 0.25P_{d}^{1994}) - P_{s}^{1994}}{P_{s}^{1994}}$$
(3)

報酬支払い方式の移行期間中、償還上限額が州の1994年の平均給付(75%)とその年のセンサス調査区分の平均給付(25%)の加重平均によって計算される。法律改正後では、1994年の給付が事前に決められたものであり、外生的であるため分析に妥当な操作変数である。

またuについて以下のように特定する。

$$u_{\text{iast}} = \omega_{\text{s}} + \gamma_{\text{t}} + \kappa_{\text{a}} + \phi_{\text{at}} + v_{\text{iast}} \tag{4}$$

(4)式の右側はそれぞれ、州効果、年効果、世帯主 の年齢の効果、生まれた年の線形トレンド、かく乱 項である。

表1-各計量モデルの推定結果(1996~2000年)

	被説明変数-高齢者同居ダミー (1:同居 O:別居)				
説明変数	(1)		(2)		
	寡婦のサンプル	標準誤差	夫婦のサンプル	標準誤差	
A. 最小二乗法					
メディケア在宅介護の医療費	-0.027	0.000	-0.031	0.000	
(利用者1人当たり) の対数	(-0.09)	0.038	(-0.20)	0.033	
B. 操作変数法					
メディケア在宅介護の医療費	-0.254	0.146	-0.073	0.100	
(利用者1人当たり) の対数	(-0.85)	0.146	(-0.44)	0.128	
税引き後の実質収入の対数	-0.073	0.005	-0.042	0.006	
回答者が高校卒ダミー	-0.022	0.012	-0.023	0.010	
回答者が大学中退ダミー	-0.056	0.015	-0.033	0.011	
回答者が大学卒ダミー	-0.032	0.022	-0.009	0.010	
女性ダミー	-0.015	0.009	0.024	0.009	
白人ダミー	-0.119	0.019	-0.158	0.014	
実質利用者コスト	25.76	16.888	20.479	4.946	
サンプル数	24,741		23,800		

注)() 内の数字は弾力性を表す。標準誤差は州によってクラスタ化されたものである。推定には、年齢ダミー、時間の効果ダミー、州の効果ダミーと生まれた年の線形トレンドがコントロールされていた。

#### 3 推定結果

推定結果は表1に示されている。括弧の数字は弾力性を表す。標準誤差は州によってクラスタ化されたものである。

コラム(1)は寡婦のサブサンプルの推定結果を表す。このグループは最も人数が多く、政策上においても最も注目されているグループである。まず、OLSの推定結果は-0.027であり、これは在宅介護の給付金が2倍に上がると、高齢者が同居する確率は2.7ポイント下がることを意味する。同居ダミー変数のサンプル平均の29.8%に対して、給付金に対する同居の確率の弾力性は-0.09であり、経済的に極めて影響が小さい。

また、操作変数法の推定結果は-0.254で有意であった。推定された弾力性は-0.85であり、在宅介護の給付金が10%上がると、同居する寡婦の高齢者が8.5%減ることを意味する。法律改正後、償還上限額が平均的に1.66%変化したため、同居する確率に1.41%の変化をもたらすことになる。

他方、コラム(2)は夫婦サンプルの推定結果を表す。このグループに注目する理由として、夫婦の片方が病気になれば、もう1人が自然的に介護者になりうるため、給付金の変化に寡婦ほど反応しないのである。また、このグループのサンプル数は寡婦グルー

表2-IV-プロビットモデルの推定結果 (1996~2000年)

	被説明変数-高齢者同居ダミー(1:同居 0:別居)				
説明変数	(1)		(2)		
	寡婦のサンプル	標準誤差	夫婦のサンプル	標準誤差	
A. 関連しているメディケア とメディケイドの医療費をコ ントロール					
メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり)の対数	-0.323 (-1.08)	0.167	-0.122 (-0.74)	0.170	
B. 住宅価格をコントロール メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり)の対数	-0.254 (-0.85)	0.146	-0.073 (-0.45)	0.128	
C. 州ごとの年齢と性別の 分布をコントロール					
メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり)の対数	-0.273 (-0.92)	0.142	0.045 (0.27)	0.123	
D. 州・時間のトレンドをコン トロール					
メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり)の対数	-0.355 (-1.19)	0.290	-0.446 (-2.72)	0.472	
サンプル数	サンプル数 24.741 23.800			800	

注)()内の数字は弾力性を表す。標準誤差は州によってクラスタ化されたもので ある。推定には、年齢ダミー、時間の効果ダミー、州の効果ダミーと生まれた年 の線形トレンドがコントロールされていた。

表3一操作変数法の推定結果 (寡婦サンプル、健康・収入グループ別)

SW HITT-Ac AN	健康グループ					
説明変数	全体	標準誤差	上位	標準誤差	下位	標準誤差
収入グループ全体 メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり)の対数	-0.254 (-0.85)	0.146	0.154 (0.54)	0.219	-0.426 (-1.34)	0.217
サンプル数	24.741		6.520		18.221	
収入グループの下位 25% メディケア在宅介護の医療費 (利用者1人当たり) の対数	0.106 (0.25)	0.339	0.275 (0.67)	0.732	0.012 (0.03)	0.381
サンプル数	5.769		929		4.840	
収入グループの上位 75% メディケア在宅介護の医療費 (利用者 1 人当たり) の対数	-0.387 (-1.47)	0.165	0.109 (0.47)	0.246	-0.613 (-2.22)	0.246
サンプル数	18.972		5.591		13.381	

注)() 内の数字は弾力性を表す。標準誤差は州によってクラスタ化されたもので ある。推定には、年齢ダミー、時間の効果ダミー、州の効果ダミーと生まれた年 の線形トレンドがコントロールされていた。

プに次いで2番目なので、よい比較対象になりうる。 健康でない寡婦グループにおける給付金の影響が最 操作変数法で推定された弾力性は-0.44であり、寡 婦と比べるとはるかに小さい。

さらに、頑健性のチェックも行なわれている。ま ず、サンプルの期間を1996~2000年から1995~99年 に変えたが、操作変数法の推定結果がほとんど変わ らなかった。また、操作変数法の推定に用いた操作 変数とともに時間・州によって変化する変数があり うるため、これらの変数をコントロールする必要が ある。例えば、在宅介護の代わりに、 熟練した看護施設に使われたメディケ イドとメディケアによる医療費、住宅 の価格、州ごとの年齢と性別の分布、 州・時間トレンドなどが挙げられる。 IV-プロビットの推定結果を表2で示 す。表1の推定結果と比べて、係数と 弾力性の絶対値が大きい。表1の結果 同様、寡婦ほど夫婦のグループは給付 金の変化に反応しないのである。

最後に、健康・収入グループによっ て影響が異なる可能性の検証も行なわ れている。低収入グループの高齢者は メディケアだけでなくメディケイドか らも長期ケアの給付金がもらえる。そ のため、低収入の寡婦は高収入の寡婦 ほどメディケアの給付金に反応しない はずである。また、もし給付金が同 居・別居の意思決定に影響を与えるな ら、健康な高齢者より健康でない高齢 者のほうが給付金の影響を受けるはず である。そして、彼らが在宅介護サー ビスを利用する可能性が高いと考えら れる。

操作変数法の推定の結果は表3で示 されている。高収入の寡婦グループに おいて、給付金の影響が最も大きかっ た。弾力性は-1.47である。また、健 康でない寡婦グループのほうがより大 きな給付金の影響を受けていた。弾力 性は-1.34である。さらに、高収入で

も大きかった。弾力性は-2.22である。

#### おわりに

アメリカの医療制度の改正を背景に、在宅介護と 高齢者の居住様態との関係を分析する研究は、 McKnight (2006) や Orsini (2007) などによって 行なわれてきたが、Engelhardt and Greenhalgh-Stanley (2010) はその最新の研究成果である。彼

らの研究は、在宅介護の保険給付が増える(減る) と、高齢者の同居が減る(増える)という結論であ った。しかし、彼らの研究には、高齢者長期ケアの 最大の資金源であるメディケイドを取り扱えなかっ た点で限界がある。メディケイドが同居・別居選択 に与える影響に関する研究は重要である(例えば、 Coe (2007), Greenhalgh-Stanley (2008)).

日本では、施設から在宅へという政策のもと、在 宅の老人介護サービスへの公的支出が拡大してきた。 しかし、日本の住宅事情では、高齢者を自宅で介護 することは容易ではない。また、大きな財政赤字を 抱えている現在、アメリカ同様に介護保険への公的 支出を拡大することは難しく、高齢者1人当たりの 保険給付は小さくならざるをえない。その時に、高 齢者が誰とどこに住み、誰の介護を受けるのかは、 重要な問題になる。日本でも、このような研究が必 要になってきているといえる。

#### 参考文献

Brown, J., and A. Finkelstein (2007) "Why is the Market for Long-term Care Insurance So Small?" Journal of Public Economics, Vol.91, pp. 1967-1991.

Brown, J., and A. Finkelstein (2008) "The Interaction of Public and Private Insurance. Medicaid and the

Long-term Care Insurance Market," American Economic Review, Vol.98, pp. 1083-1102.

Coe, N. (2007) "Financing Nursing Home Care: New Evidence on Spend-down Behavior," Tilburg University (Mimeo).

Engelhardt, G. (2008) "Social Security and Elderly Homeownership," Journal of Urban Economics, Vol. 63, pp.280-305.

Greenhalgh-Stanley, N. (2008) "The Impact of TEF-RA Liens on Housing and Asset Decisions among the Elderly," Syracuse University (Mimeo).

Hoerger, T., G., Picone, and F. Sloan, (1996) "Public Subsidies, Private Provision of Care, and the Living Arrangements of the Elderly," Review of Economics and Statistics, Vol.78, pp.428-440.

Mcknight, R. (2006) "Home Care Reimbursement, Long-term Care Utilization, and Health Outcomes," Journal of Public Economics, Vol.90, pp.293-323.

Orsini, C. (2007) "Changing the Way the Elderly Live: Evidence From the Home Health Care Market in the United States," University of Maryland (Mimeo).

Pezzin, L., P. Kemper, and J. Reschovsky (1996) "Does Public Provided Home Care Substitute for Family Care? Experimental Evidence with Endogenous Living Arrangements," Journal of Human Resources, Vol.31, pp.650-676.

冰

筑波大学システム情報工学研究科博士後期課程

#### 投稿論文募集

本誌では住宅・土地に関連する経済学的な研究論文を募集しています。 「投稿規定]

- 1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。
- 2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。
  - (2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。
  - (3)投稿者は、プリントアウトした原稿(A4) 2部、データファイル(MS Word またはテ キストファイル)を送付すること。なお、原稿・データファイルは返却しない。
  - (4)採否については、6カ月以内に審査委員会(学識経験者数名で構成)により決定し、採否 を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正 を求めることがある。
  - (5)投稿者の氏名・所属・連絡先(電話番号・メールアドレス)を明記すること。
- 3. 原稿の送り先・問い合わせ先

財団法人 日本住宅総合センター 住宅経済研究会事務局 〒102-0083 東京都千代田区麹町4-2 麹町4丁目共同ビル10階

TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

#### ●新刊リポートのご案内

『東京都区部における居住地選択要 因の経済分析』

財団法人日本住宅総合センター刊 定価1800円(税込)

住宅や居住環境は、人々の生活 の質を決定する最も本源的かつ基 本的な構成要素である。それにも かかわらず、住宅・居住環境に関 する精緻な実証分析が日本では十 分に蓄積されてこなかった。

なかでも、地方公共サービスや 地方公共財は、市場を介して取引 されない非市場財であるため、そ れらの経済価値を評価することは 容易ではない。非市場財の価値の 測定には、ヘドニック価格関数を 用いた分析が従来から行なわれて きたが、この分析は小開放地域を 想定しており、分析上の仮定が厳 しい。本調査研究では分析の仮定 が緩やかである離散選択分析を用 いて、居住選択に影響を与える非 市場財の価値を測定する。離散選 択モデルは、ミクロ経済学理論と の親和性が高い点も長所となる。

実際には、離散選択モデルの一つである条件付きロジットモデルによって、平成15年に国土交通省で実施された「住宅需要実態調査」の個票データを用い、世帯の居住地選択行動の分析を行なった。分析では1999~2003年に東京23区に住み替えた世帯を対象としており、住み替えにあたって公共財や地域環境が居住地選択にどのような影響を及ぼしたかを測定し、公共サービス・公共財の効率的な供給という視点から公共財や居住環境の価値を試算している。

その結果、人々の居住地選択において、公共サービスや居住環境が果たす役割は決して小さくないことが明らかとなった。特に、持家転居者においてその影響は大きく、これは持家の選択が長期居住

を前提しているためと考えられる。 さらに、持家転居は相対的に家族 が多いことも、地域環境の違いに 大きな価値を見出しているといえ る。その一方で、借家転居者につ いては、地域属性が居住地選択に それほど大きな影響を与えていな いことが示された。借家転居者は、 単身者も多く、地域環境の違いに それほど敏感ではなく、利便性を 追求している可能性がある。

居住地選択行動は、公共サービスや地域アメニティといった公共財に対する効用の表明行動だと考えられるため、今後の地域政策の実施において、これらの地域属性の役割を再検討していくことが求められるだろう。

本研究が、日本の「住宅」「居住環境」のあるべき姿の再考を促し、その再構築を行なうための基礎資料として活用されることになれば幸いである。

#### 編集後記

田舎の両親の住居(戸建て)を売却することになって早数カ月、経済状況の悪化も重なってなかなか買い手が見つからない。しかし、話を聞いてみると売却が難航している原因は、経済状況だけではなさそうだ。

両親の話を聞けば、最初に依頼をした仲介業者では媒介契約の説明も十分になされず、物件を囲い込んでいたようで、業者間の共通のデータベースである不動産流通標準情報システム(REINS)を活用している様子はなかった。仲介業者の対応の不誠実さとともに、売り手と買い手

をマッチングするシステムが、東京 圏と比べるとまだまだ機能していな いことを感じたが、同時に情報の非 対称性を解消するための勉強は依頼 者側も怠ってはいけないことを痛感 した。

その後、オープンハウスなどを経て、購入希望者からのアクセスはあったものの、駐車スペースが2台分欲しいという地方ならではの理由などにより、成約には至っていない。付け値を下げるか、賃貸化をも視野に入れていくか、そろそろ次の手を考える時期である。 (NY)

#### 編集委員

委員長 — 中神康博 委員 — 浅田義久 中川雅之 吉田あつし

#### 季刊 住宅土地経済

2010年夏季号(第77号) 2010年7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(財)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。