

セミパブリックな空間

立石 真

財団法人日本建築センター 理事長
財団法人日本住宅総合センター 理事

屋上緑化が大きな関心をもたれるようになってきている。高層ビルの増加につれて、高所から街並みを見下ろす機会が増えたのもその一因だろう。市街地のビルの屋上には、機械が設置されただけで、ゴミが散らかった乱雑な景観を呈しているものが少なくない。美しい街づくりを希求する声が、ますます大きくなっている。散策しながら味わう街の雰囲気、高所からの眺めを、もっと美しく、もっと楽しめるようにしたいものだ。

市街地の空間は、道路などの公共空間と、区画された敷地内の私的空間から成っている。私的空間は、都市計画的な規制はあるが、ほとんど建築自由な空間と考えられており、高い塀で囲うのも、珍妙なデザインとするのも、荒れたままにしておくのも自由との考え方が蔓延している。まして屋上空間は人目につきにくいいため、荒れた空間のまま放置されている場合が多い。

私は、公共空間と私的空間の中間に、セミパブリックな空間という考え方を確立し、その理念のもとに街づくりを進めることを提案したい。公共空間は公共投資により、私的空間は私的投資により建設される。これに対して、セミパブリックな空間は、「私」の権利の行使によるが、街並みを重視した行政的な計画や地域的な合意に基づき一定の規制がなされるとともに、公的助成や支援を受けられるようにしてはどうか。

現在でも、総合設計制度による公開空地などの仕組みが存在するが、セミパブリックな空間という考え方を基盤にすることにより、地域の特色を生かした街並みづくりを推進しやすくなるのではないか。欧米の街並みには、セミパブリックな空間利用が顕著に示されている好例が多い。

目次●2003年秋季号 No.50

- [巻頭言] セミパブリックな空間 立石 真——1
[特別論文] 少子化・高齢化と土地価格 岩田一政・服部哲也——2
[研究論文] 定期借地権付き住宅を考慮した家計の居住形態選択行動
瀬古美喜——10
[研究論文] 容積率緩和の便益 唐渡広志・八田達夫——18
[研究論文] オフィスビル総合収益率の決定要因 吉野直行・富井正浩——26
[海外論文紹介] 金融資産と住宅資産の関係 行武憲史——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

少子化・高齢化と土地価格

岩田一政・服部哲也

はじめに

日本の地価は、バブル崩壊後10年以上経過した後も下落を続けている。公示地価で見た商業地、住宅地のいずれの地価も1992年以来下落し始め、最近時点も下落を続けている。下落幅は、住宅地よりも商業地のほうが大きい。また、東京圏と地方圏を比較すると、住宅地、商業地のいずれについても、最近時点では前者の下げ幅に縮小傾向が見られる。他方、地方圏では、商業地、住宅地ともにバブル崩壊直後よりも1998年以降下げ幅が拡大している。

土地（民有地）総額と付加価値（名目GDP）の比率を見ると、先進国では1程度であるのが普通である（井出 1997）。しかし、日本の場合には、バブル末期には5に達した後、2000年には3弱程度まで低下しており、1980年代前半の水準に戻っている。

井出（1997）や香西・伊藤・定本（1999）では、日本の地価が下げ止まるのは、土地総額・付加価値比率が1倍近傍にまで低下する時であり、なおしばらくの時間を要すると論じている。とりわけ、香西・伊藤・定本（1999）では、地価がモデルの理論値である1.3に達して下げ止まるのは2008年であり、その時の土地総額は788兆円と1997年の半分程度になると予測している。

本稿では、これまでの先行研究とは視点を変え、日本経済における少子化・高齢化の進展によって土地価格の下落傾向にどのような変化が

生じるのか検討することにした。少子化・高齢化の進展は、定常均衡における土地価格、ならびに土地総額・付加価値比率を押し下げるように作用すると考えられる。

1 サックス・ブーン・モデルの含意

バブルの最盛期に、サックスとブーンは、アメリカと比較した場合、日本の土地価格の高さの主要な要因は、アメリカと比較した日本の家計部門の時間選好率の低さにあると論じたことがある（Boone and Sachs 1989）。この結論は、生産要素としての土地を考慮した以下に述べる閉鎖経済の成長モデルから得られたものである。

本稿においては、消費者の効用関数は、サックスとブーンの想定する対数線形とは異なり、等弾力性の関数を想定する。政府は、異時点にわたる予算制約の下で1人当たり消費（ C_t ）の効用の通時的な最大化を図るとする。

$$\text{MAX} \int_0^{\infty} \{ (C_t^{1-\theta} - 1) / (1-\theta) \} e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

$$\text{s.t. } (dW_t/dt) = Y_t - C_t N_t + (dP_t/dt) Z_t \quad (2)$$

$$W_t = K_t + P_t Z_t \quad (3)$$

生産関数は、資本（ K ）、土地（ Z ）、労働（ N ）の3生産要素からなるとし、コブ＝ダグラス型（一次同次関数）を想定する。

$$Y_t = F(A_t, K_t, Z_t, N_t) = A_t K_t^\alpha Z_t^\beta N_t^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

いま、経済で生産される付加価値総額で割った変数を小文字で表し、 $k=K/Y$ 、 $c=CN/Y$ 、 $v=PZ/Y$ 、 $x=(dY/dt)/Y - \{ \alpha / (1-\alpha) \} (dk/dt)/k$ （ x は、定常均衡の下では実質成長率

(岩田氏写真)

いわた・かずまさ
1946年東京都生まれ。1970年東京大学教養学科卒業。経済企画庁経済研究所主任研究官、東京大学大学院総合文化研究科教授、内閣府政策統括官などを経て、現在、日本銀行副総裁。
著書：『国際経済学』（新世社）、『現代金融論』（日本評論社）ほか。

(服部氏写真)

はっとり・てつや
1967年大阪府生まれ。1996年東京大学経済学部卒業。1998年東京大学大学院総合文化研究科国際社会科学修士課程修了。現在、同博士課程。
論文：『競争法の経済分析』（修士論文）ほか。

に等しい)と定義すると、土地保有による収益(土地価格上昇率と土地の限界生産性=地代の和)と実物資本を保有することによる収益(資本の限界生産性 F_k)は裁定により等しくなるので、土地価格を P とすると

$$(dP/dt)/P + \beta/v = F_k \quad (5)$$

n を労働投入の増加率とすると、通時的な効用最大化のための一階の条件から、

$$(dc_t/dt)/c_t = (F_k - \rho)/\theta + n - x \quad (6)$$

c 、 v 、 k の変化率がゼロとなる定常均衡の下では、(2)式、(3)式、(4)式からただちに、

$$k^*x = 1 - c^* = s^* \quad (7)$$

が得られる。すなわち、新たに蓄積される資本は、貯蓄率に等しい。同様にして、

$$k^* = \alpha / \{\rho + \theta(x - n)\} \quad (8)$$

$$v^* = \beta / (F_k - x) = k^*\beta / (\alpha - k^*x) \quad (9)$$

$$c^* = 1 - \alpha x / \{\rho + \theta(x - n)\} \quad (10)$$

が得られる。(9)式から k と v の間には正の関係があることが見て取れる。(8)式を(9)式に代入すると

$$v^* = \beta / \{\rho + \theta(x - n) - x\} \quad (9')$$

が得られる。この式から、時間選好率が低いほど、また、 θ が小さいほど、定常均衡における土地総額・付加価値比率は高くなることがわかる。

ここで、 θ は、瞬時的な消費の異時点間の代替弾力性の逆数であり、消費から得られる限界効用の弾力性に等しい。消費が、確率的な変動を示すモデルでは、 θ は相対的なリスク回避度を示している。

$$\theta = -U''(C)C/U'(C)$$

①瞬時的な消費の異時点間代替弾力性の逆数

が1に等しいとすると、効用関数はサックスとブーンが取り上げた対数線形 ($U = \log C$) となる。その時、土地総額・付加価値比率は、(9)'式で $\theta = 1$ とすることにより、

$$v^* = \beta / (\rho - n) \quad (11)$$

を得る。定常状態における土地総額・付加価値比率が、1になるという事態は、 $\beta = \rho - n$ となることを意味しているが、これは特殊な場合であろう。後でみるように、土地の生産弾力性は、0.05から0.08程度であり、時間選好率はこれより低い値と考えられるからである。

少子化は、労働力人口を減少させ(マイナスの n)、高齢化は、日本の家計の時間選好率を高めるように作用すると考えられる。(9)式の分母は、いずれの要因によっても大きくなるために定常状態における土地総額・付加価値比率は一層低下することになる。

仮にアメリカの家計の時間選好率が日本よりも高いとしても、出生率が日本よりも高く、移民が毎年50~100万人程度流入する結果、労働力人口が、毎年1~1.5%程度増加すると仮定するのであれば、定常均衡における日本の土地総額・付加価値比率はアメリカと等しいか、またはアメリカのほうが高くなるという事態になってもおかしくないことになる。バブル期の日本の土地総額・付加価値比率(土地投入係数)は、アメリカの6.4倍あった。現在は、日本の労働力人口の伸びがマイナスになっており、高齢化が急速に進展していることによって、定常均衡における土地総額・付加価値比率の日米逆転すら排除しえないことを示唆している。

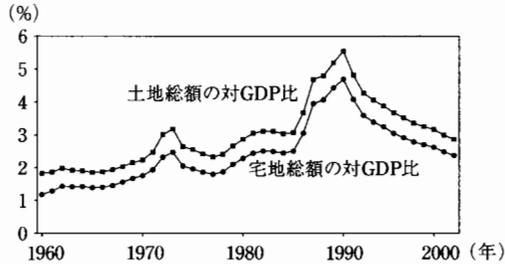
②他方で、瞬時的な消費の異時点間代替弾力

表1—時間選好率と土地総額・付加価値比率 ($\beta=0.05$)

	n=-0.01	n=-0.005	n=0	n=0.01	x=0.01	x=0.02
$\rho=0$	5.00	10.00	*	*	*	*
$\rho=0.01$	2.50	3.33	5.00	*	*	*
$\rho=0.02$	1.67	2.00	2.50	5.00	5.00	*
$\rho=0.03$	1.25	1.42	1.67	2.50	2.50	5.00

注) *は、マイナスないし発散する値を示す。

図1—土地総額および宅地総額の対GDP比



出所) 内閣府『国民経済計算年報』

性の逆数が、無限大であるとすれば、土地総額・付加価値比率はゼロ ($v^*=0$) となる。もちろん、この仮定の下では、定常状態における土地総額・付加価値比率が1になることはありえない。

③さらに、瞬時的な消費の異時点間の代替弾力性の逆数が、ゼロであるとした場合、

$$v^* = \beta / (\rho - x)$$

となる。土地総額・付加価値比率が1となる事態では、 $\beta = (\rho - x)$ が成立しているはずである。時間選好率と実質成長率の差が土地の生産弾力性ないしは宅地総額・付加価値比率に等しいという関係も、特殊な場合しか成立しないであろう。

2 少子化・高齢化が与える効果

ここで簡単な数値例を用いて、①、③の場合について、定常状態における土地総額・付加価値比率がどのような範囲の値をとるのか確かめておこう。

まず、土地の生産弾力性(β)の値については、いずれの先行研究も都道府県のクロスセクションのデータを用いて計測を行なっている。井出(1997)では0.046から0.071、香西・伊藤・定

本(1999)の推定では0.048、藤原・新家(2003)では商業地と非製造業の付加価値を用いて0.088との数値を得ている。また、商業地と工業地を比べると、後者の土地の生産弾力性は、前者の半分程度である。

以上の計測結果をふまえ、全国平均の土地の生産弾力性については、0.05を仮定することにする。時間選好率(ρ)については、0%、1%、2%、3%を仮定する。さらに労働人口の伸び(n)は、-1%、-0.5%、0%、1%、実質成長率(x)については1%、2%を想定することにする(表1)。

①のケースでは、定常状態の土地総額・付加価値比率は、無限大になる場合を除くと1.25から10の間の値をとる。③のケースでは、マイナスとなる場合や無限大になる場合を除くと2.5ないし5の値をとる。

以上の考察から、時間選好率が低い経済では、土地総額・付加価値比率が厳密に1に近い値に収束するという事態は、むしろ例外的であり、1を上回る可能性が強いと言ってよいであろう。現実の土地総額・付加価値比率は、3をやや下回っている(図1)。1970年代初頭の列島改造ブームによる土地バブルの時期、ならびに1980年代前半には、土地総額・付加価値比率は3程度であった。土地総額・付加価値比率は、足元ではバブル期以前の状態に戻っている。

現在、日本において、すでに労働人口の伸びがマイナスであることに着目すると、なお土地価格は低下する可能性が強い。労働人口の伸びが-1%程度であり、しかも時間選好率が1%から3%の間にあるとすれば、定常状態における土地総額・付加価値比率は1.25から2.5の間ということになる。したがって、人口減少に直面する日本経済が、定常状態に収束する過程では、なお土地価格は低下する可能性が強いと言ってよい。さらに注目されるのは、時間選好率が1%から3%へ上昇することにより、土地総額・付加価値比率は2.50から1.25へと半減することである。

時間選好率が、高齢化の進展によって上昇しているかどうか確証はない。しかし、高齢層の平均消費性向が、若年層、壮年層の平均消費性向をかなり上回っており、高齢層の消費が1998年以降の名目所得の減少にもかかわらず個人消費を下支えしているという事実は、高齢者の時間選好率がほかの層の人々よりも高いことを示唆しているように見える。

時間選好率は、サックスとブーンモデルが前提とするように時間を通じて一定ではなく、消費から得られる効用の水準の増加関数とされることがある（宇沢仮説）。現実の日本の家計が、(1)式で示される王朝家計ではなく、ライフサイクル家計を想定すると、時間選好率は年齢の関数、あるいは期待死亡率（ d ）の関数になっている可能性がある。もちろん、期待死亡率は、高齢者になるほど高くなる。

$$\rho = \rho(\text{Age}), \rho' > 0 \quad (12)$$

$$\rho = \rho_0 + d \quad (12')$$

仮にこの仮説が正しいとすると、高齢化が急速に進展するなかで、日本の家計全体としての時間選好率は上昇している可能性が強い。

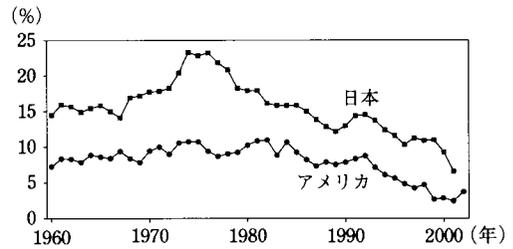
ここで傍証としてあげられるのは、日本の家計貯蓄率が、1970年代半ばの20%を上回る水準から傾向的に低下していることである。アメリカにおいても歴史的な水準である8%程度から傾向的に低下しているが、近年は、個人所得減税の効果もあって、4%近くまで回復している（図2）。2001年には、日本の家計貯蓄率は6%程度まで低下しており、近い将来に家計貯蓄率の日米逆転が生ずる可能性すらある。

ここで理論モデルに戻ると、定常均衡における家計貯蓄率は、

$$s^* = k^*z = \alpha x / \{\rho + \theta(x-n)\} \quad (13)$$

に等しい。 v^* と同様に、時間選好率や θ の上昇は、定常状態における家計貯蓄率を引き下げようように作用する。資本分配率を0.25、 θ を1と仮定した場合の均衡家計貯蓄率についての数値例を表1と同様の方法で計算した結果が、表2に示されている。労働力人口がマイナスとな

図2 - 日本とアメリカの家計貯蓄率



出所) 内閣府【国民経済計算年報】
Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce.

り、時間選好率が1~3%の領域では、均衡家計貯蓄率は、5%から14.3%の間に分布している。この数値例が正しいとすれば、日本の家計貯蓄率は、均衡値に十分接近しているということになる。

さらに定常均衡における土地総額・付加価値比率を家計貯蓄率で表すと、

$$v^* = s^* \beta / x (\alpha - s^*) \quad (14)$$

となる。高齢化の進展によって均衡家計貯蓄率が低下しているとすれば、均衡土地総額・付加価値比率も低下することになる。1980年代前半の水準まで土地総額・付加価値比率が低下したとしても、少子化・高齢化の進展によってなお均衡土地総額・付加価値比率はより低い水準に収束する可能性のほうが高い。

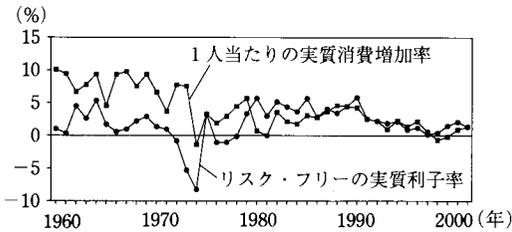
3 留意すべきいくつかの論点

開放経済の場合

以上の考察は、閉鎖経済を前提としたものである。井出(1997)では、地域間の資本移動に焦点を当て、資本が移動するケースを分析している。この場合も、定常均衡の下での k^* や v^* の値は変化せず、均衡に到る動学的な性質も変化しない。ただし、資本移動は、家計貯蓄率や定常均衡への収束速度には影響を与えており、バブルのない正常な状態では、均衡への収束期間を短縮化する効果がある。

もうひとつ重要なことは、開放小国ケースでは、資本の収益率が海外で決定されることである。この場合には、少子化のみが、定常均衡の土地総額・付加価値比率に影響を与えることに

図3 リスク・フリーの実質利子率と1人当たりの実質消費増加率



出所) 日本銀行「金融経済統計月報」、内閣府「国民経済計算年報」に基づく。
注) リスク・フリーの実質利子率=コール・レート-個人消費デフレーター

なる。仮に労働力人口が1%増加する場合と1%減少するケースを比べると、均衡土地総額・付加価値比率は、ほぼ半減する(表1)。この時、女性や高齢者の労働参加率を高めることに加えて、移民かまたは労働生産性の大幅な増加によってしか、均衡土地総額・付加価値比率を高める方法はない。なお、重複世代モデルで考えた場合、消費者の効用を最大化する「黄金律の成長経路」を実現するためには、効率単位で測った最適な労働投入の伸び(最適な人口増加率)は、4%以上の高い水準に維持する必要がある(岩田 2001)。

確率的な成長モデルの場合

本稿では、資本の限界生産性は、リスク・フリーな利子率と同様に事前に確定しているものとして扱ってきた。しかし、全要素生産性に確率的なショックが加わり、消費も確率変動をする場合には、資本の限界生産性も、確率変数となる。定常均衡の下では、(1)式から1人当たり消費増加率は、資本の限界生産性と時間選好率の差に等しく、また確率変動をする資本の限界生産性は、リスク・フリーの実質利子率(r_F)とリスク・プレミアム(RP)の和に等しい。

$$\begin{aligned} (dC_t/dt)/C_t &= (F_K - \rho) / \theta \\ &= (r_F + RP - \rho) / \theta \end{aligned} \quad (15)$$

図3に示されているようにリスク・フリーの実質利子率と1人当たり消費増加率は、1970年代のインフレ期を除くとほぼ等しい値をとっている。理論上の均衡資本収益率(自然利子率)

表2 一定常均衡における家計貯蓄率($\theta=1, \alpha=0.25$)

		$n=-0.01$	$n=-0.005$	$n=0$	$n=0.01$
$\rho=0$	$x=0.01$	0.125	0.167	0.250	*
	$x=0.02$	0.167	0.200	0.250	0.500
$\rho=0.01$	$x=0.01$	0.067	0.100	0.125	0.250
	$x=0.02$	0.125	0.143	0.167	0.250
$\rho=0.02$	$x=0.01$	0.063	0.071	0.083	0.125
	$x=0.02$	0.100	0.112	0.126	0.167
$\rho=0.03$	$x=0.01$	0.050	0.056	0.063	0.083
	$x=0.02$	0.084	0.090	0.100	0.126

注) *は、発散することを示す。

は、人々の相対的なリスク回避度が1であれば、トレンドとしての1人当たり消費増加率に時間選好率を加えたものに等しいはずである。仮に $\theta=1$ の下で時間選好率が1人当たり消費増加率と同様に、1%程度であるとすれば、自然利子率2%の下で均衡土地総額・付加価値比率は2.5となり、土地価格の底入れは近いということになる。しかし、高齢化で時間選好率が上昇しているとすれば、底入れにはなおしばらく時を要することになる。

リスク・プレミアムの大きさについては、事後的に危険資産の収益率とリスク・フリー利子率の差をとるという方法とリスク・プレミアムをゼロとおいた危険資産の収益還元価格と現実の土地価格の差をリスク・プレミアムで説明するという方法の2つがある。資本の収益率として株式の収益率をとり、収益還元法を用いたUBSの計測によると日本における株式のリスク・プレミアムは、1990年代を通じて上昇傾向にあり、7~8%に達しているが、最近時点では不確実性の後退もあり、横ばいになっている。

一方、本稿の理論モデルでは、均衡資本収益率は α/k に等しい。時間選好率が1~3%であり、労働力人口の伸びがマイナスであるとすると、均衡資本収益率は2.5~6%となる(表2から計算)。労働力人口の伸びがプラス1%であると、均衡資本収益率は1~4%となる。現実に観察される株式のリスク・プレミアムの大きさは、確率的な成長モデルや消費に基づく資産価格形成モデルで説明することが困難であ

り、パズルであるとされている。パズルは、個人の嗜好の異質性、消費の習慣性によって消費変動が小さくなっていることなどによって説明が行なわれている。しかし、日本のようにデフレ期待が浸透している状況の下では、収益還元法により計測されたリスク・プレミアムには、デフレによる名目収益削減効果が含まれていることに注意する必要がある¹⁾。

本稿の理論枠組みでは、貨幣は存在しないが、貨幣を導入しても「超中立性」が成立していれば、均衡土地総額・付加価値比率は変化しない。しかし、一般物価水準の変動は、土地価格に影響を与える。モデルでは暗黙のうちに1と仮定されていた一般物価水準 (P_D) が変動することを考慮すると、土地価格は

$$P = \beta P_D Y / (r_F + RP - x) \quad (16)$$

となる。GDPデフレーターで測ったデフレ率が2~3%程度あれば、デフレ克服によって、5%程度の土地価格の下落率は半分程度に縮小する。

不良債権処理の加速

バブル崩壊後の不良債権の存在は、不動産の効率的な利用を阻害するばかりでなく、不動産市場における不確実性や投資家のリスク回避度を高めることを通じて、不動産価格に悪影響を与えている。しかし、2000年以降、東京を中心とする競売不動産価格の下落幅が縮小している(才田 2003)。不良債権の処理に関する市場が機能するようになれば、効率的な土地の利用が可能になり、担保として用いられている不動産が、塩漬けになっている場合に比べて価格が回復に向かうことも考えられる。

他方、金融政策は、金融システムの安定性を確保することにより人々のリスク回避度を低めたり、デフレ克服により実質債務の軽減を通じる新規不良債権の発生抑制や企業や金融機関のリスク・テイク余力を回復させることを通じて、土地価格の行き過ぎた低下を防ぐことが期待される。

4 結論

少子化と高齢化は、労働力人口の減少と時間選好率の上昇を通じてマクロ経済的にみた日本の長期的な土地総額・付加価値比率を引き下げるように作用している。女性や高齢者の労働参加率の上昇のみならず労働生産性の向上や移民は、土地総額・付加価値比率の低下を阻止する作用がある。また、不良債権処理が順調に進展し、デフレ克服が成功すれば、投資家のリスク回避度の低下や企業の実質債務の減少を通じて、土地価格の過度の低下を阻止することができよう。

注

- 1) 藤原・新家(2001)も、後者の収益還元方法を取り、商業地のリスク・プレミアムは1990年を底として上昇傾向にあり、6~7%に達していると論じている。ただし、この計測方法では、収益のなかにデフレ期待の分が含まれる結果、リスク・プレミアムは、1980年代初めの4~5%程度に近い可能性がある¹⁾と論じている。日本における土地の収益率は、1970年から2000年の期間をとるとリスク・フリーの利率を4.4%上回っており、リスク回避度は、40以上となる。仮にリスク回避度が2程度であるとリスク・プレミアムは1%程度にしかならない(岩田1991)。

参考文献

- Boone, P. and J. Sachs (1989) "Is Tokyo Worth Four Trillion Dollars? An Explanation for High Japanese Land Prices," *mimeo*.
- 井出多加子(1997)「地価バブルと地域間資本移動」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』第7章、219-247頁、東京大学出版会。
- 岩田一政(1991)「土地パズルと税制」『季刊 住宅土地経済』No.2、10-19頁。
- 岩田一政(2001)「少子化・高齢化と最適な人口成長率」『わが国の国際収支における中長期的な分析』47-63頁、財政経済協会。
- 香西泰・伊藤由樹子・定本周子(1999)「2025年の日本経済と地価」『季刊 住宅土地経済』No.33、2-7頁。
- 才田友美(2003)「競売不動産からみた首都圏地価の動向」日本銀行調査統計局、Working Paper、2003年6月。
- 藤原裕行・新家義貴(2003)「土地収益率と地価下落要因の分析」内閣府政策統括官(経済財政-景気判断・政策分析担当)景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー、2003年2月。

本号の3論文は、過去の政策の検証（平成4年の定期借地権創設の影響：瀬古論文）、現在の政策シミュレーション（容積率の緩和が都市の生産性に及ぼす影響：唐渡・八田論文）、将来の政策課題に対する基礎的情報の提供（不動産投資インデックスのパネル・データ化と決定要因分析：吉野・富井論文）と三分されている。偶然の一致とはいえ、住宅土地経済分析の幅の広がりを見せている。ともに、マクロ集計量を扱うのではなく、個別家計あるいは地域からなるミクロやセミ・ミクロデータを分析の対象としているところに近年の研究方向が出ている。

●

政治的、学問的に多くの議論が交錯した定期借地権であるが、平成4年8月の誕生以来10年余を経過した。こうした長期に影響を及ぼす制度変更は、効果が表れるのに時間がかかる。また、個別家計の行動まで遡って分析を加えないと、他要因と分離して制度変更の真の影響をとらえることはむずかしい。このことは、個別家計住宅選択行動についての詳細データ分析が必要であることを示唆している。施行後6年を経過した時期の家計レベルの調査である「平成10年住宅需要実態調査」の個票を用いた瀬古美喜論文（「定期借地権付き住宅を考慮した家計の居住形態選択行動」）はまさに時宜に合った分析である。

周到な計量分析の結果をみると、

定期借地上の持ち家は、自己所有上の持ち家、一般借地上の持ち家の双方と比較して選択要因が異なっている。このことは、従来研究のように単に持ち家と借地の間の選択を分析するだけでは、家計の住宅選択行動をとらえるのには不十分であり、敷地の所有形態も正面にとらえて分析する必要があることを強く示唆している。

しかし著者も指摘するように、当該調査で実際に定期借地上の持ち家を選択したサンプル数が31と、自己所有地上の持ち家を選択したサンプル数3232、一般借地上の持ち家を選択したサンプル201と比べて著しく少ない。そのため結果が当該サンプルのモデルでは定式化されていない特殊性に依存してしまっている可能性がある。たとえば著者が説明抜きで示している、定期借地権制度を利用した持ち家を選択するのは「比較的裕福な高齢男性世帯家計である」という特徴は、今後定期借地の利用が進みサンプルが増加したときに生き残るかどうかまだ判定はできないと言ったほうが正確であろう。その意味で定期借地権の影響分析、事後政策評価は端緒についたばかりであり、瀬古論文はその嚆矢としての役割を果たしたと言える。

●

都市再生が最重要の政策課題となって久しい。そして都市再生のひとつの重要なステップが都市の「生産性」を上げることであるということには多くの人が賛同する

であろう。そして、その方策のひとつとして、容積率の緩和が提唱されてきた。しかしながら、容積率の緩和がどれほど都市の「生産性」によい影響を及ぼすのか（あるいは悪い影響を及ぼすのか）その定量的な分析は少なく、賛成論も反対論も印象批評的で、数字の裏付けの希薄なものが多かった。

こうしたなかで、容積率緩和の影響の定量的な把握という重要な課題に正面に取り組み、目覚ましい成果を上げているのが、八田氏と唐渡氏である。両氏はすでに本誌第41号において、容積率緩和の労働生産性向上効果について分析を行なっているが、本号の唐渡広志・八田達夫論文（「容積率緩和の便益」）ではそれを一般均衡分析に拡大、便益の金銭的評価も与え分析を深化させている。

容積率緩和のような政策は複雑な影響を都市経済にもたらす。それは企業の立地選択を変化させ、地域の労働生産性に影響を及ぼし、さらには賃金率が変化し、それに応じて労働者も移動する。最終的に変化の行きつく先は、当初に起こった影響とは相当異なってくる可能性がある。そのため相互依存をモデルのなかにとり入れて依存関係の行きつく先、一般均衡の状態を考える必要がある。

唐渡・八田論文では都市外部からの労働者流入のない閉鎖都市として東京を一次近似し、一般均衡分析を適用している。均衡を2つの線形回帰モデルに特定化し、そ

れを東京のデータを用いて推計、その結果を用いて容積率緩和の効果を定量的に把握する。

完成度が高くとくに集積の便益を計測する手法は応用の可能性も広い唐渡・八田論文であるが、著者もその限界を指摘しているように、閉鎖的都市経済、つまり容積率を緩和しても外部からの労働力流入がないという仮定は強すぎるのかもしれない。問題は、東京のオフィス市場が埼玉・千葉・神奈川など首都圏のオフィス市場とは独立に考えることが一次近似としてよいかという点であり、より大きく見れば、「オフィス市場」は空間的広がりとしてどの大きさをとればいわば閉鎖的都市経済として考えてかまわないかという巨大な実証分析上の問題である。この分野の先端を走る著者の今後の研究成果が待たれるところである。

●

「不動産投資インデックス」という言葉を最近耳にする機会が多い。RIET（不動産投資信託）など、不動産商品が耳目を集めるようになり、そのベンチマークとしての不動産投資インデックスに世上の関心が集まりつつある。

吉野直行・富井正浩論文（「オフィスビル総合収益率の決定要因」）は、現在日本で作成され提供されている不動産投資インデックスの仕組を説明し、その基本的な手法に従って、全国のインデックスのみならず東京都心3区エリア別インデックスのパネル・デー

タを作成して分析している。その手法は、簡単に言えば、地価公示の標準地に仮想的なビルを想定し、そのビルの賃料や費用を推計し、それを全体で集計することで地域あるいは全国のインデックスを構成するというやり方である。この手法によって、1970年から2001年までのインカム収益率とキャピタル収益率を構成し、その決定要因を分析している。

吉野・富井論文の貢献は、全国の分析もさることながら、東京都心3区（千代田・中央・港）パネル・データの構成とその分析であろう。詳細な地点設定により千代田区のビジネス街のなかでの二極分化が生じていることを示していることは興味深い。「丸の内・大手町・有楽町」近辺を一極とし「内神田・神田須田町」近辺を他極とする二極分化はすでに多くの実務家、研究者がさまざまな情報に基づいて報告していることではあるが、地価公示に基づいた不動産インデックスにおいても明確に表れているのである。また、1980年代までの丸の内地区のインカム収益率としての優位性がその後縮減していることや、総合収益率の大半の動きがキャピタル収益率で説明されることも実務の「実感」に符合する。

吉野・富井論文の不動産インデックスパネル・データの構成、分析は周到であるが、実は大きな問題を含んでいる。それはこのインデックスのもとになった収益率は

地価公示価格に依拠して作られた仮想ビルの収益率推計から作られたものであり、実際の稼働しているビルの収益率とは異なっている点である（この点は、単に吉野・富井論文にとどまらず、現在の日本に存在する同種のインデックスすべてにあてはまる問題である）。

よく知られているように、地価公示はその時点での実際の取引価格ではなく、それ以外にさまざまな情報に依拠して構成される鑑定価格であり、必ずしも市場価格を忠実に反映しているとはいえない。また、建物価格もとくに最近のデフレ期においては公式統計と実勢の間にはかなりのずれが生じていることが指摘されている。さらに賃料は個別性が非常に大きいこともよく知られている。

したがって、ここで扱われている不動産投資インデックスは、実際の取引から計算される有価証券のさまざまな投資インデックスとは似て非なるものであることに注意が必要である。さらに、たとえばヨーロッパでIPD（Investment Property Data Bank）が提供する、実際の投資物件の収益率に依拠して作られている不動産投資インデックスとも異なる。吉野・富井論文が構成した不動産投資インデックスは、疑いなく現在存在する同種のなかではもっとも信頼性の高いひとつであるが、その利用そして結果の解釈には慎重さが必要である。

(KN)

定期借地権付き住宅を考慮した家計の居住形態選択行動

瀬古美喜

はじめに

わが国では、定期借地権が、平成4年8月に施行された「借地借家法」により誕生し、その後、定期借地権付き住宅の供給実績も順調に増加している。しかし、この制度が施行されてから、定期借地権付き住宅の存在も考慮した形での、持ち家を選択するか、借家を選択するかという居住形態選択行動を分析した研究はまだ存在しない。この制度が有効に機能しているかどうかを判断するには、従来のような、持ち家と借家の間の単純な居住形態選択行動の分析にとどまらず、定期借地権付き住宅も選択肢として含んだ居住形態選択行動分析を行なう必要がある。

そこで、本稿では、『平成10年住宅需要実態調査』の全国のマイクロデータを用いて、定期借地権付き住宅を考慮した形での、持ち家を選択するか、借家を選択するかという居住形態選択行動を、多項ロジットモデルを用いて、計量経済学的に分析する。

具体的には、①自己所有地上の持ち家、②一般借地上の持ち家、③定期借地上の持ち家、④借家という4選択肢間の居住形態の選択が、どのような要因によってなされているかを分析する。

以下、第1節で、まず各居住形態の特徴をデータを見ることによってとらえる。次に、第2節で、モデルと変数の定義と、それに基づいた推定結果を示す。最後に、第3節でまとめをす

る。

1 データの特徴

表1の記述統計を見ると、定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも年齢が高く、所得も高いことがわかる。また、現在の床面積も従前の住宅の床面積ももっとも広い。前住居の居住形態ダミーを見ると、前住居が持ち家である割合ももっとも高い。世帯主が女性である割合はもっとも低い。また、持ち家の購入資金に占める前住宅・宅地の売却による自己資金の額も、定期借地上の持ち家を選択した家計がもっとも多い。世帯主の就業先までの片道の通勤時間も、定期借地上の持ち家を選択した家計がもっとも長い。

持ち家の購入資金中の土地取得費の額は、当然のことながら、3つの持ち家形態のなかでは、自己所有地上の持ち家を選択した家計がもっとも高い。持ち家の購入資金に占める預貯金による自己資金の額も、自己所有地上の持ち家を選択した家計がもっとも多い。購入資金中の借入金の額も、自己所有地上の持ち家を選択した家計がもっとも多い。

借家を選択した家計が、世帯主年齢がもっとも若く、世帯人員がもっとも少なく、現在の床面積も従前の床面積ももっとも狭い。また、所得ももっとも低い。世帯主の就業先までの片道の通勤時間は、借家の場合がもっとも短い。

また、一般借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも世帯人員が多い。持ち家の購入資金中

の土地取得費の額は、3持ち家形態のなかでは、一般借地上の持ち家を選択した家計がもっとも低い。購入資金中の借入金の額は、一般借地上の持ち家を選択した家計がもっとも低い。持ち家の購入額は、一般借地上の持ち家を選択した家計がもっとも低い。

次に、図1で、都道府県別の4居住形態比率を見てみよう。定期借地上の持ち家比率は、東京圏、大阪圏、中京圏など大都市圏で高い。それに対して、一般借地持ち家率のほうが、全国にわたっている。借家率は、大都市圏のほうが高い。

図2は、所得階層別の4居住形態比率を表している。定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも高所得階層であることがわかる。借家世帯がもっとも低所得階層であり、その次に、一般借地上の持ち家を選択した家計がくる。自己所有地上の持ち家を選択した家計は、定期借

(瀬古氏写真)

せこ・みき

1948年神奈川県生まれ。1978年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。日本大学経済学部教授を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。

著書：『土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析』（創文社）ほか。

地上の持ち家を選択した家計の次に、高所得階層である。

図3は、通勤時間別の4居住形態比率を表している。定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも通勤時間が長い。借家世帯が、もっとも通勤時間が短い。一般借地上の持ち家を選択した家計が、次に通勤時間が短い。自己所有地上の持ち家を選択した家計は、定期借地上の持ち家を選択した家計の次に、通勤時間が長い。

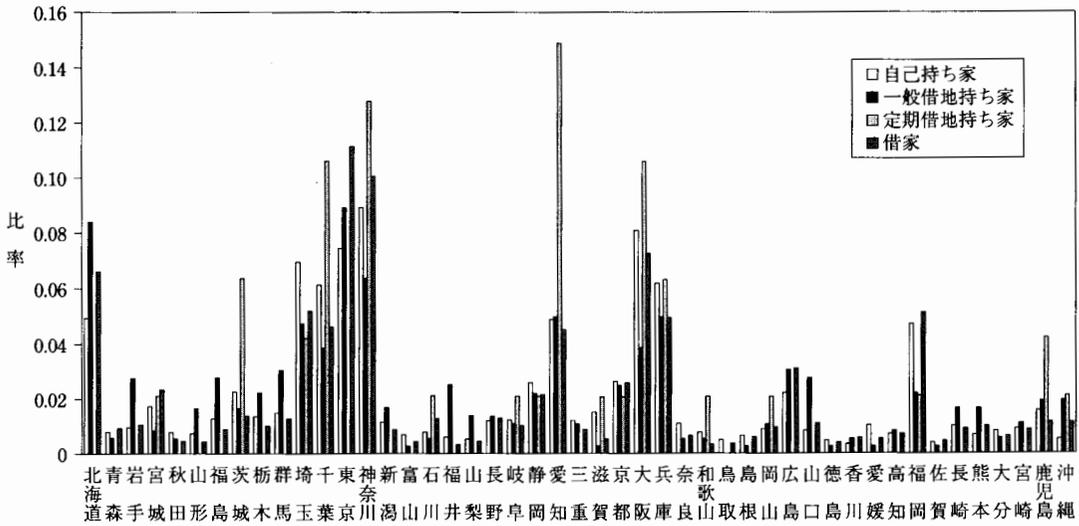
図4は、老後の住まい方別の4居住形態比率

表1—記述統計

	自己所有地上の持ち家	一般借地上の持ち家	定期借地上の持ち家	借家
relap 1	1.35(0.12)	1.36(0.12)	1.34(0.11)	1.43(0.20)
relap 2	1.24(0.17)	1.26(0.16)	1.23(0.16)	1.32(0.31)
relap 3	1.31(0.31)	1.37(0.42)	1.30(0.15)	1.76(0.56)
世帯主性別	1.06(0.24)	1.05(0.23)	1.03(0.16)	1.14(0.34)
世帯主年齢(歳)	44.35(11.81)	43.14(11.44)	46.71(11.85)	41.05(13.95)
世帯人数	3.55(1.56)	3.92(3.78)	3.43(1.14)	2.82(1.95)
世帯の型	2.73(1.94)	2.61(1.89)	2.37(1.81)	4.03(2.85)
従前の床面積(m ²)	79.94(56.86)	76.48(53.00)	95.00(57.52)	67.35(58.29)
現在の床面積(m ²)	115.9(54.1)	123.1(51.1)	135.8(103.5)	50.3(32.1)
所得	5.10(1.68)	4.69(1.68)	5.71(1.34)	3.48(1.85)
前住居の居住形態ダミー	0.21(0.41)	0.14(0.35)	0.23(0.43)	0.11(0.31)
子どもダミー	0.54(0.50)	0.52(0.50)	0.45(0.50)	0.34(0.47)
持ち家の購入額(購入資金額)(10万円)	368.57(259.16)	249.43(148.67)	325.00(104.03)	—
借家家賃(1000円)	—	—	—	52.75(39.97)
購入資金中の土地取得費(10万円)	78.7(142.6)	11.7(55.2)	13.7(42.3)	—
購入資金中の自己資金の内訳(前住宅・宅地の売却による資金)(10万円)	34.7(111.9)	13.2(62.9)	37.3(88.1)	—
購入資金中の自己資金の内訳(預貯金)(10万円)	85.4(131.7)	59.9(76.9)	62.9(72.9)	—
購入資金中の自己資金の内訳(親族からの贈与)(10万円)	10.2(36.6)	11.2(32.0)	3.0(8.5)	—
購入資金中の自己資金の内訳(その他)(10万円)	14.5(67.1)	6.3(29.4)	36.1(90.5)	—
購入資金中の借入金(10万円)	218.9(154.2)	154.8(106.7)	191.9(118.1)	—
住居費負担(毎月の管理費か共益費)(1000円)	8.63(12.5)	7.5(14.6)	16.0(24.4)	5.9(11.6)
世帯主の就業先までの通勤時間(片道)	3.95(1.9)	3.78(1.9)	4.21(2.2)	3.48(1.6)
サンプル数	6,579	358	47	14,148

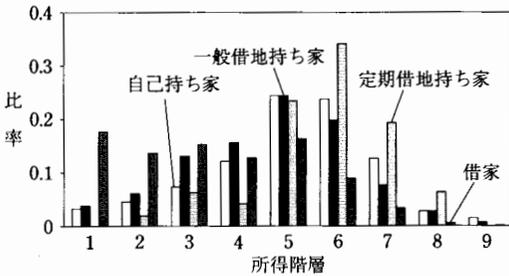
注) カッコ内は、標準偏差。所得階層と通勤時間区分の詳細に関しては、図2、図3を参照のこと。

図1 一都道府県別比率



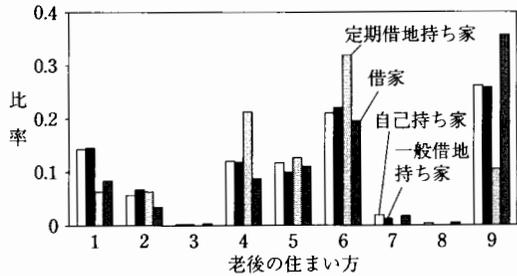
注) 各居住形態の比率は、各形態の総数に対する割合である。

図2 所得階層別比率



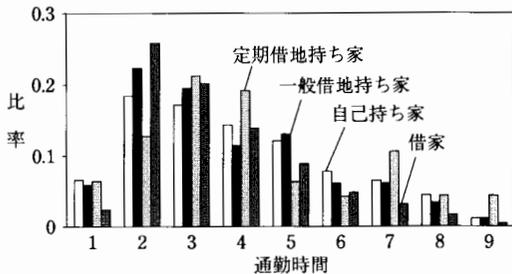
注1) 各居住形態の比率は、各形態の総数に対する割合である。
 2) 1: 200万円未満、2: 200～300万円未満、3: 300～400万円未満、4: 400～500万円未満、5: 500～700万円未満、6: 700～1000万円未満、7: 1000～1500万円未満、8: 1500～2000万円未満、9: 2000万円以上

図4 老後の住まい方別比率



注1) 各居住形態の比率は、各形態の総数に対する割合である。
 2) 1: 子どもと同居、2: 子どもと同一敷地内、3: 子どもと同一住棟、4: 子どものすぐ近く、5: 子どもと同一市町村、6: 子どもとは関係なく住む、7: ケア付住宅に住む、8: グループホームに住む、9: わからない

図3 通勤時間別比率



注1) 各居住形態の比率は、各形態の総数に対する割合である。
 2) 1: 住み込み・自宅、2: 15分未満、3: 15～30分未満、4: 30～45分未満、5: 45分～1時間未満、6: 1～1時間15分未満、7: 1時間15分～1時間30分未満、8: 1時間30分～2時間未満、9: 2時間以上

を表している。老後の住まい方として、定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも「子どもとは関係なく住む」と答えた割合が多い。また、借家を選択した家計は、老後の住まい方に関して、「わからない」と答えた割合がもっとも多い。子どもと二世帯住宅で同居を希望する割合は、定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも低い。老後の住まい方に関して、「わからない」と答えた割合も、定期借地上の持ち家を選択した家計が、もっとも低い。

なお、データを詳細に分析した結果、定期借地上の持ち家を選択した家計は、すべて民間か

ら購入した世帯であり、公団・公社などから購入した家計は存在しなかった。したがって、定期借地上の持ち家を購入して、後にその土地を買い取るというオプション付きの住宅は、分析の対象となった定期借地上の持ち家サンプルには、存在しないとみなすことができる。

2 推計

モデルとデータ

本稿では、第1節のデータ分析の結果、自己所有地上の持ち家、一般借地上の持ち家、定期借地上の持ち家、借家を4種類の異なる居住形態と考えるのが妥当であると想定し、以下のような2種類の多項ロジットモデルを用いて、回帰分析を行なった。

(現在の) 居住形態の選択

$$= F(\text{自己所有地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{一般借地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{定期借地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{世帯主性別、世帯主年齢、世帯人数、} \\ \text{世帯の型、従前の床面積、所得、} \\ \text{前住居の居住形態ダミー}) \quad (1)$$

(現在の) 居住形態の選択

$$= F(\text{自己所有地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{一般借地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{定期借地上の持ち家価格/借家価格、} \\ \text{世帯主性別、世帯主年齢、世帯人数、} \\ \text{子どもダミー、従前の床面積、所得、} \\ \text{前住居の居住形態ダミー}) \quad (2)$$

ここで、

居住形態の選択ダミー

- = 1 : 自己所有地上の持ち家、
- 2 : 一般借地上の持ち家、
- 3 : 定期借地上の持ち家、
- 4 : 借家

居住形態間の相対価格

$$= \text{自己所有地上の持ち家価格} \\ \text{/借家価格 (relap 1)、} \\ \text{一般借地上の持ち家価格} \\ \text{/借家価格 (relap 2)、}$$

定期借地上の持ち家価格

/借家価格 (relap 3)

世帯主性別 = 1 : 男、2 : 女

世帯の型 = 1 : 夫婦のみ、

2 : 夫婦と子どものみ、

3 : 男親または女親と子どものみ

4 : 夫婦と子どものみ、

5 : 夫婦と子どもと親のみ、

6 : 兄弟姉妹のみ、

7 : 他の親族がいる世帯、

8 : 1人の世帯、

9 : その他の世帯

前住居の居住形態ダミー = 1 : 従前が持ち家、
(tdummy) 0 : それ以外

子どもダミー = 1 : 子どもあり

(child) (世帯の型が2、3、5の場合)、

0 : それ以外

である。

本稿で使用したデータは、『平成10年住宅需要実態調査』の全国のマイクロデータである。『住宅需要実態調査』は、すべての家計に関して次のような変数を含む。現在住んでいる場所へ移動した日時、現在の住宅の形態（すなわち持ち家か借家）、世帯人員数、現在の住宅の畳数、現在の所得、現在の住宅の場所、通勤時間、世帯主の年齢や職業などである。

すべての家計に関して得られる現在の住宅に関する変数に加えて、この調査は最近の移動者（調査年から5年以内に居住状況が変化した世帯）に関する以下のような従前の住宅についての追加的情報を含む。従前の住宅の形態、従前の住宅の床面積、従前の住宅での世帯員の状況、持ち家の購入価格などである。調査した家計の大部分に対して従前の住宅に関するこのようなデータが利用可能であるということが、消費者の居住形態決定の本質的に動学的局面の考察を可能にしている。

居住形態の選択は、この決定がなされるときに利用可能な最善の情報を考慮して決められる。厳密には、家計が居住形態の選択を決定する時

表2—居住形態選択の多項ロジットモデル

従属変数	説明変数	(1) 式						(2) 式						
		Coef.	Std. Err.	z	P>z	95% Conf. Interval	Coef.	Std. Err.	z	P>z	95% Conf. Interval			
1	relap 1	4.133	0.716	5.780	0.000	2.731	5.536	4.083	0.714	5.720	0.000	2.683	5.483	
	relap 2	-2.515	0.439	-5.730	0.000	-3.376	-1.654	-2.495	0.439	-5.690	0.000	-3.354	-1.635	
	relap 3	-3.482	0.175	-19.840	0.000	-3.826	-3.138	-3.487	0.175	-19.880	0.000	-3.831	-3.144	
	世帯主性別	0.151	0.194	0.780	0.436	-0.229	0.532	-0.068	0.182	-0.380	0.707	-0.424	0.288	
	世帯主年齢	0.020	0.004	4.940	0.000	0.012	0.028	0.021	0.004	5.180	0.000	0.013	0.029	
	世帯人数	0.084	0.033	2.510	0.012	0.018	0.149	0.043	0.037	1.160	0.244	-0.029	0.114	
	世帯の型	-0.068	0.023	-2.940	0.003	-0.113	-0.023							
	child							0.217	0.118	1.840	0.065	-0.014	0.447	
	従前の床面積	-2.8E-05	0.001	-0.030	0.973	-0.002	0.002	0.000	0.001	-0.290	0.774	-0.002	0.001	
	所得	0.297	0.028	10.780	0.000	0.243	0.351	0.297	0.028	10.750	0.000	0.243	0.352	
	tdummy	0.551	0.124	4.460	0.000	0.309	0.793	0.556	0.124	4.490	0.000	0.313	0.799	
_cons	1.088	0.595	1.830	0.067	-0.078	2.254	1.142	0.592	1.930	0.054	-0.019	2.303		
2	relap 1	3.886	1.309	2.970	0.003	1.321	6.451	3.791	1.303	2.910	0.004	1.236	6.345	
	relap 2	-1.640	0.832	-1.970	0.049	-3.271	-0.009	-1.606	0.826	-1.940	0.052	-3.225	0.014	
	relap 3	-2.959	0.341	-8.670	0.000	-3.628	-2.290	-2.964	0.341	-8.700	0.000	-3.632	-2.297	
	世帯主性別	-0.024	0.419	-0.060	0.955	-0.846	0.798	-0.383	0.401	-0.950	0.340	-1.169	0.403	
	世帯主年齢	0.007	0.008	0.920	0.355	-0.008	0.022	0.008	0.008	1.050	0.296	-0.007	0.022	
	世帯人数	0.149	0.044	3.390	0.001	0.063	0.235	0.103	0.046	2.260	0.024	0.014	0.193	
	世帯の型	-0.126	0.050	-2.500	0.012	-0.224	-0.027							
	child							0.232	0.209	1.110	0.268	-0.178	0.642	
	従前の床面積	-5.5E-05	0.002	-0.030	0.972	-0.003	0.003	-0.001	0.002	-0.410	0.680	-0.004	0.002	
	所得	0.119	0.051	2.340	0.019	0.019	0.219	0.122	0.051	2.380	0.017	0.022	0.223	
	tdummy	0.114	0.230	0.500	0.620	-0.337	0.566	0.118	0.230	0.510	0.607	-0.333	0.569	
_cons	-1.459	1.081	-1.350	0.177	-3.579	0.660	-1.342	1.083	-1.240	0.215	-3.465	0.781		
3	relap 1	-2.359	4.662	-0.510	0.613	-11.496	6.779	-2.323	4.615	-0.500	0.615	-11.368	6.723	
	relap 2	0.043	2.524	0.020	0.987	-4.905	4.990	0.035	2.519	0.010	0.989	-4.903	4.973	
	relap 3	-2.722	0.994	-2.740	0.006	-4.670	-0.775	-2.751	0.992	-2.770	0.006	-4.695	-0.807	
	世帯主性別	-17.517	3.822	-4.580	0.000	-25.008	-10.026	-18.539	3.810	-4.870	0.000	-26.006	-11.072	
	世帯主年齢	0.029	0.021	1.380	0.167	-0.012	0.070	0.031	0.021	1.470	0.141	-0.010	0.072	
	世帯人数	0.101	0.135	0.750	0.456	-0.164	0.365	-0.121	0.210	-0.580	0.564	-0.532	0.290	
	世帯の型	-0.360	0.215	-1.680	0.093	-0.781	0.061							
	child							0.637	0.662	0.960	0.336	-0.661	1.935	
	従前の床面積	0.001	0.003	0.340	0.731	-0.005	0.008	0.000	0.003	0.140	0.891	-0.006	0.007	
	所得	0.587	0.145	4.040	0.000	0.302	0.871	0.586	0.148	3.950	0.000	0.295	0.876	
	tdummy	0.801	0.480	1.670	0.095	-0.140	1.742	0.777	0.478	1.630	0.104	-0.160	1.714	
_cons	16.848						17.339							

(1)式：Number of obs=4039, LR chi 2 (30)=1237.61, Prb>chi 2 =0.000, Pseudo R²=0.205, Log likelihood=-2389.929

(2)式：Number of obs=4039, LR chi 2 (30)=1227.61, Prb>chi 2 =0.000, Pseudo R²=0.204, Log likelihood=-2389.931

注) 従属変数：1=logit (自己所有地上の持ち家/借家)

2=logit (一般借地上の持ち家/借家)

3=logit (定期借地上の持ち家/借家)

期についての情報が必要であり、それを、現在の住宅へ移動した日であると仮定する。また従前の住宅に関する情報が居住形態の選択を決定するときの情報であると仮定する。

以上のような想定により、変数の作成と回帰分析において従前の住宅における情報が必要であり、また、定期借地権の誕生が平成4年であるため、具体的には、前住居の情報のある『平成10年住宅需要実態調査』の平成6年1月以降に現在の住居に入居した世帯(全国)のサン

ルを用いた。

変数の定義

推計式(1)式、(2)式の相対価格変数を以下のように定義した。

まず、各サンプルに対する3種類の持ち家と、借家の価格を、以下のように求めた。すなわち、まずヘッドニック回帰で、付録の表①、表②、表③、表④のように、最小二乗法を用いて、推定パラメータを各居住形態別に求め、次にその推

定パラメータで加重した各サンプルの属性を代入して求めた4種類の居住形態の予測値を計算し、最後にそれらを借家価格で割り、3種類の相対価格を求めた。このようにして、各サンプルに対して、実際に選択した居住形態と、選択しなかった居住形態の価格を、マッチングさせた。なお持ち家に関しては、平成6年1月以降に移動した世帯に関しては、購入価格のデータがあるので、それをヘドニック回帰の従属変数として用いた。借家に関しては、毎月の家賃をヘドニック回帰の従属変数として用いた。

推定結果

表2は(1)式、(2)式の推定結果を表している。

まず、相対価格に関しては、一般借地上の持ち家価格が借家価格に比べて相対的に高くなるほど、一般借地上の持ち家を選択する確率は減少している。また、定期借地上の持ち家価格が借家価格に比べて相対的に高くなるほど、定期借地上の持ち家を選択する確率も減少している。定期借地上の持ち家選択確率は、一般借地上の持ち家価格が相対的に高くなるほど、増加している。すなわち、一般借地上の持ち家と、定期借地上の持ち家は、代替的な側面があると言える。しかしながら、自己所有地上の持ち家価格が相対的に高くなると、定期借地上の持ち家選択確率は減少し、一般借地上の持ち家選択確率は上昇している。いずれの選択確率においても、自己所有地上の持ち家の相対価格と、一般借地上の持ち家の相対価格は、符号が逆になっており、この2所有形態が、代替的であることがわかる。

また、世帯主が女性であるほど、定期借地上の持ち家を選択する確率は減少し、自己所有地上の持ち家を選択する確率は増加している。そして、従前の床面積が広いほど、定期借地上の持ち家を選択する確率が上昇している。

3 結論

本稿では、『平成10年住宅需要実態調査』の、

全国のマクロデータを用いて、多項ロジット・モデルにより、定期借地権付き住宅を考慮した居住形態選択行動の、計量経済学的な分析を行った。

分析結果より、自己所有地上の持ち家、一般借地上の持ち家、定期借地上の持ち家は、同じ持ち家でも選択要因が異なっており、居住形態の選択を分析する場合には、単に持ち家と借家間の選択だけでなく、持ち家でも、敷地の所有形態の相違を考慮する必要があることが明らかになった。

今回使用したデータでは、まだ定期借地権制度が施行されてから日が浅いため、十分なサンプル数がなかったが、このような住宅を選択した世帯は、比較的裕福な高齢男性世帯主家計であるということは、注目に値する。また、自己所有地上の持ち家と一般借地上の持ち家は、代替的な側面が強いが、自己所有地上の持ち家と定期借地上の持ち家は、むしろ補完的な面もうかがえることは興味深い。

今後の住宅政策においては、定期借地権付き住宅や、定期借家権付き住宅の供給増加が望まれるが、本稿の分析結果が、それに対して、何らかの指針を与えられることを希望する。

*住宅土地経済研究会での発表の際に、各メンバーから有益なコメントをいただいた。慶應義塾大学大学院経済学研究科の三好向洋氏には、データの加工と推計プログラムの作成を手伝っていただいた。

参考文献

- Börsch-Supan, A., F. Heiss and M. Seko (2001) "Housing Demand in Germany and Japan: Paper in Memoriam of Stephen Mayo," *Journal of Housing Economics*, Vol.10, No.3, pp.229-252.
- 岩田真一郎 (2002) 「借地借家法の正当事由条項が借家人の付け根家賃に与える影響」『季刊 住宅土地経済』No.45、20-27頁。
- 三好向洋 (2003) 「住宅需要分析における計量経済学的手法の新潮流」『季刊 住宅土地経済』No.47、36-39頁。
- 大竹文雄・山鹿久木 (2001) 「定期借家制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42、1-20頁。
- 瀬古美喜 (2003) 「日本の住宅と土地——政策と市場」『応用地域学研究』第8巻1号、1-17頁。
- 総務庁統計局『平成10年住宅需要実態調査』。

付録 表①—自己所有地上の持ち家のヘドニック回帰

Source	SS	df	MS
Model	362.042	53	6.831
Residual	863.978	3178	0.272
Total	1226.019	3231	0.379

Number of obs=3,232
 F(53, 3178)=25.13
 Prob>F=0.000
 R²=0.295
 Adj R²=0.284
 Root MSE=0.521

price	Coef.	Std. Err.	t	P>t	95% Conf.	Interval
room	0.433	0.040	10.92	0.000	0.355	0.511
age	0.685	0.036	18.86	0.000	0.614	0.757
land	0.026	0.016	1.65	0.100	-0.005	0.058
_lvl_2	-0.013	0.101	-0.12	0.901	-0.210	0.185
_lvl_3	0.156	0.095	1.65	0.098	-0.029	0.342
_lvl_4	0.149	0.083	1.78	0.075	-0.015	0.312
_lvl_5	0.126	0.096	1.32	0.189	-0.062	0.313
_lvl_6	0.066	0.101	0.66	0.512	-0.131	0.263
_lvl_7	0.244	0.084	2.91	0.004	0.080	0.408
_lvl_8	0.222	0.066	3.35	0.001	0.092	0.351
_lvl_9	0.131	0.078	1.69	0.091	-0.021	0.284
_lvl_10	0.122	0.077	1.59	0.113	-0.029	0.274
_lvl_11	0.435	0.054	8.13	0.000	0.330	0.540
_lvl_12	0.482	0.055	8.77	0.000	0.374	0.590
_lvl_13	0.871	0.059	14.81	0.000	0.756	0.987
_lvl_14	0.773	0.054	14.19	0.000	0.666	0.880
_lvl_15	0.117	0.093	1.27	0.205	-0.064	0.299
_lvl_16	0.333	0.101	3.31	0.001	0.135	0.530
_lvl_17	0.229	0.097	2.36	0.018	0.039	0.419
_lvl_18	0.325	0.102	3.19	0.001	0.125	0.525
_lvl_19	0.332	0.114	2.91	0.004	0.109	0.556
_lvl_20	0.313	0.082	3.82	0.000	0.152	0.473
_lvl_21	0.177	0.086	2.07	0.039	0.009	0.344
_lvl_22	0.334	0.066	5.06	0.000	0.204	0.463
_lvl_23	0.411	0.060	6.84	0.000	0.293	0.529
_lvl_24	0.179	0.090	2.00	0.045	0.004	0.355
_lvl_25	0.383	0.091	4.22	0.000	0.205	0.561
_lvl_26	0.518	0.073	7.08	0.000	0.375	0.662
_lvl_27	0.552	0.055	10.12	0.000	0.445	0.659
_lvl_28	0.575	0.058	10.00	0.000	0.462	0.688
_lvl_29	0.436	0.096	4.54	0.000	0.248	0.624
_lvl_30	0.100	0.103	0.97	0.332	-0.102	0.301
_lvl_31	0.202	0.116	1.75	0.081	-0.025	0.429
_lvl_32	0.071	0.110	0.65	0.518	-0.145	0.287
_lvl_33	0.354	0.098	3.60	0.000	0.161	0.547
_lvl_34	0.258	0.073	3.51	0.000	0.114	0.402
_lvl_35	0.087	0.102	0.85	0.396	-0.114	0.287
_lvl_36	0.261	0.110	2.37	0.018	0.045	0.477
_lvl_37	0.142	0.156	0.91	0.363	-0.164	0.449
_lvl_38	0.075	0.087	0.86	0.390	-0.096	0.245
_lvl_39	-0.001	0.101	-0.01	0.989	-0.199	0.197
_lvl_40	0.289	0.061	4.75	0.000	0.170	0.409
_lvl_41	-0.112	0.127	-0.89	0.375	-0.360	0.136
_lvl_42	0.152	0.101	1.51	0.132	-0.046	0.350
_lvl_43	0.066	0.101	0.65	0.513	-0.131	0.263
_lvl_44	0.012	0.098	0.13	0.900	-0.181	0.205
_lvl_45	-0.149	0.099	-1.50	0.134	-0.344	0.046
_lvl_46	-0.212	0.073	-2.89	0.004	-0.355	-0.068
_lvl_47	0.239	0.164	1.46	0.144	-0.082	0.560
kitchen	0.134	0.037	3.60	0.000	0.061	0.207
structure	0.086	0.028	3.03	0.002	0.030	0.141
roukyu	-0.161	0.092	-1.76	0.079	-0.341	0.019
fukuin	0.131	0.029	4.50	0.000	0.074	0.188
cons	2.830	0.119	23.76	0.000	2.597	3.064

付録 表②—一般借地上の持ち家のヘドニック回帰

Source	SS	df	MS
Model	57.085	45	1.269
Residual	43.383	155	0.280
Total	100.469	200	0.502

Number of obs=201
 Prob>F=0.000
 R²=0.568
 Adj R²=0.443
 Root MSE=0.529

price	Coef.	Std. Err.	t	P>t	95% Conf.	Interval
room	0.316	0.151	2.10	0.038	0.018	0.613
age	1.268	0.126	10.08	0.000	1.020	1.517
_lvl_2	0.220	0.397	0.56	0.579	-0.563	1.004
_lvl_3	-0.053	0.241	-0.22	0.825	-0.529	0.422
_lvl_4	-0.054	0.330	-0.16	0.871	-0.706	0.599
_lvl_5	-0.610	0.566	-1.08	0.283	-1.729	0.509
_lvl_6	0.171	0.256	0.67	0.507	-0.336	0.677
_lvl_7	0.328	0.231	1.42	0.157	-0.128	0.784
_lvl_8	0.421	0.335	1.26	0.210	-0.240	1.083
_lvl_9	0.117	0.230	0.51	0.613	-0.338	0.571
_lvl_10	0.153	0.224	0.68	0.498	-0.291	0.596
_lvl_11	0.185	0.200	0.93	0.356	-0.210	0.581
_lvl_12	0.365	0.271	1.35	0.180	-0.171	0.900
_lvl_13	0.701	0.252	2.78	0.006	0.203	1.199
_lvl_14	0.764	0.216	3.53	0.001	0.336	1.191
_lvl_15	0.207	0.297	0.70	0.486	-0.379	0.794
_lvl_16	-0.072	0.546	-0.13	0.895	-1.150	1.007
_lvl_17	0.032	0.396	0.08	0.936	-0.751	0.814
_lvl_18	0.223	0.294	0.76	0.449	-0.358	0.805
_lvl_19	-0.186	0.396	-0.47	0.639	-0.967	0.595
_lvl_20	0.122	0.398	0.31	0.759	-0.664	0.909
_lvl_21	0.207	0.295	0.70	0.482	-0.375	0.790
_lvl_22	0.458	0.271	1.69	0.093	-0.078	0.994
_lvl_23	0.312	0.207	1.51	0.134	-0.097	0.721
_lvl_24	0.401	0.396	1.01	0.313	-0.382	1.184
_lvl_25	0.560	0.548	1.02	0.309	-0.523	1.643
_lvl_26	0.216	0.395	0.55	0.585	-0.565	0.997
_lvl_27	-0.631	0.281	-2.24	0.026	-1.186	-0.076
_lvl_28	0.734	0.227	3.24	0.001	0.286	1.181
_lvl_30	0.018	0.401	0.05	0.964	-0.774	0.811
_lvl_32	0.582	0.545	1.07	0.287	-0.495	1.659
_lvl_33	0.347	0.297	1.17	0.244	-0.239	0.933
_lvl_34	0.336	0.237	1.41	0.159	-0.133	0.804
_lvl_35	0.283	0.226	1.25	0.213	-0.164	0.730
_lvl_36	-0.331	0.548	-0.60	0.547	-1.413	0.752
_lvl_39	0.208	0.544	0.38	0.703	-0.867	1.282
_lvl_40	0.056	0.269	0.21	0.834	-0.475	0.588
_lvl_41	0.045	0.545	0.08	0.935	-1.032	1.122
_lvl_42	0.405	0.298	1.36	0.176	-0.183	0.994
_lvl_43	0.375	0.332	1.13	0.260	-0.280	1.030
_lvl_44	1.125	0.417	2.70	0.008	0.302	1.948
_lvl_45	-0.046	0.295	-0.16	0.875	-0.628	0.535
_lvl_46	0.108	0.250	0.43	0.665	-0.385	0.602
_lvl_47	-0.060	0.395	-0.15	0.879	-0.841	0.720
type	1.319	0.650	2.03	0.044	0.035	2.604
cons	1.541	0.383	4.03	0.000	0.785	2.297

付録 表③—定期借地上の持ち家のヘドニック回帰

Source	SS	df	MS	Number of obs=31
Model	3.300	16	0.206	F(16, 14)=12.22
Residual	0.236	14	0.017	Prob>F=0.000
Total	3.536	30	0.118	R ² =0.933
				Adj R ² =0.857
				Root MSE=0.130

price	Coef.	Std. Err.	t	P>t	95% Conf.	Interval
room	0.239	0.171	1.40	0.183	-0.127	0.606
age	-1.935	0.482	-4.02	0.001	-2.969	-0.902
land	0.738	0.105	7.00	0.000	0.512	0.964
toilet	-0.682	0.276	-2.47	0.027	-1.274	-0.089
_Iv1_8	1.146	0.220	5.22	0.000	0.675	1.617
_Iv1_11	1.446	0.233	6.21	0.000	0.947	1.946
_Iv1_12	0.925	0.238	3.88	0.002	0.414	1.437
_Iv1_14	1.591	0.249	6.38	0.000	1.057	2.126
_Iv1_21	1.198	0.264	4.54	0.000	0.632	1.764
_Iv1_22	1.392	0.290	4.80	0.000	0.770	2.015
_Iv1_23	0.944	0.205	4.61	0.000	0.505	1.383
_Iv1_27	1.260	0.231	5.46	0.000	0.765	1.755
_Iv1_28	0.969	0.253	3.84	0.002	0.428	1.511
_Iv1_30	0.738	0.262	2.82	0.014	0.176	1.300
_Iv1_46	-0.622	0.209	-2.97	0.010	-1.071	-0.173
structure	0.440	0.134	3.28	0.006	0.152	0.728
_cons	7.447	0.933	7.98	0.000	5.445	9.449

[付録] ヘドニック回帰の変数の定義

- price=log (購入価格、もしくは家賃)
- room=log (居住室の数)
- age=log (建築時期)
- land=log (敷地面積)
- kitchen=台所ダミー (2カ所以上の場合に1)
- structure=log (住宅の構造)
- roukyu=log (住宅の老朽度)
- fukuin=log (敷地に接している道路の幅員)
- type=log (住宅の建て方)
- toilet=便所・流しダミー
(いずれかまたは両方が共用の場合に1)
- Iv1...=県ダミー

付録 表④—借地のヘドニック回帰

Source	SS	df	MS	Number of obs=1423
Model	565.957	53	10.000	F(53, 1378)=23.13
Residual	636.190	1378	678.000	Prob>F=0.000
Total	1202.147	3231	0.462	R ² =0.471
				Adj R ² =0.450
				Root MSE=0.679

price	Coef.	Std. Err.	t	P>t	95% Conf.	Interval
room	0.459	0.058	7.98	0.000	0.347	0.572
age	0.526	0.040	13.10	0.000	0.447	0.604
land	-0.033	0.022	-1.47	0.140	-0.076	0.011
type	-0.372	0.069	-5.41	0.000	-0.507	-0.237
_Iv1_2	0.493	0.140	3.51	0.000	0.218	0.768
_Iv1_3	0.438	0.158	2.77	0.006	0.127	0.749
_Iv1_4	0.268	0.113	2.38	0.018	0.047	0.489
_Iv1_5	-0.064	0.179	-0.36	0.722	-0.415	0.287
_Iv1_6	0.852	0.214	3.99	0.000	0.433	1.272
_Iv1_7	-0.160	0.153	-1.05	0.295	-0.461	0.140
_Iv1_8	0.577	0.150	3.84	0.000	0.282	0.872
_Iv1_9	0.338	0.172	1.97	0.049	0.001	0.675
_Iv1_10	0.547	0.129	4.23	0.000	0.293	0.800
_Iv1_11	0.738	0.101	7.28	0.000	0.539	0.937
_Iv1_12	0.864	0.103	8.35	0.000	0.661	1.067
_Iv1_13	1.404	0.125	11.27	0.000	1.160	1.648
_Iv1_14	1.009	0.092	11.02	0.000	0.830	1.189
_Iv1_15	0.215	0.166	1.30	0.195	-0.110	0.540
_Iv1_16	0.853	0.397	2.15	0.032	0.075	1.632
_Iv1_17	0.848	0.284	2.99	0.003	0.292	1.404
_Iv1_18	0.526	0.284	1.85	0.064	-0.031	1.083
_Iv1_19	0.501	0.214	2.34	0.019	0.081	0.921
_Iv1_20	-0.096	0.162	-0.59	0.554	-0.413	0.221
_Iv1_21	0.328	0.185	1.77	0.076	-0.035	0.691
_Iv1_22	0.547	0.133	4.12	0.000	0.286	0.807
_Iv1_23	0.679	0.111	6.09	0.000	0.460	0.897
_Iv1_24	0.578	0.150	3.85	0.000	0.284	0.872
_Iv1_25	-0.601	0.283	-2.12	0.034	-1.156	-0.046
_Iv1_26	1.081	0.144	7.53	0.000	0.799	1.363
_Iv1_27	1.139	0.104	11.00	0.000	0.936	1.342
_Iv1_28	0.811	0.121	6.70	0.000	0.574	1.049
_Iv1_29	0.866	0.205	4.22	0.000	0.463	1.268
_Iv1_30	0.259	0.213	1.21	0.226	-0.160	0.677
_Iv1_31	0.490	0.159	3.08	0.002	0.178	0.801
_Iv1_32	-0.067	0.162	-0.41	0.679	-0.385	0.251
_Iv1_33	0.356	0.153	2.33	0.020	0.056	0.656
_Iv1_34	0.565	0.119	4.75	0.000	0.332	0.798
_Iv1_35	0.203	0.143	1.42	0.156	-0.077	0.483
_Iv1_36	0.220	0.194	1.14	0.255	-0.159	0.600
_Iv1_37	0.294	0.214	1.37	0.170	-0.126	0.715
_Iv1_38	0.274	0.175	1.57	0.117	-0.069	0.617
_Iv1_39	-0.485	0.156	-3.10	0.002	-0.792	-0.179
_Iv1_40	0.508	0.105	4.83	0.000	0.302	0.714
_Iv1_41	-0.018	0.163	-0.11	0.914	-0.338	0.303
_Iv1_42	0.420	0.132	3.17	0.002	0.160	0.680
_Iv1_43	-0.070	0.139	-0.50	0.617	-0.342	0.203
_Iv1_44	-0.133	0.171	-0.78	0.435	-0.468	0.201
_Iv1_45	0.052	0.124	0.42	0.676	-0.192	0.296
_Iv1_46	-0.031	0.123	-0.25	0.802	-0.272	0.211
_Iv1_47	1.182	0.265	4.46	0.000	0.662	1.703
structure	-0.430	0.055	-7.77	0.000	-0.538	-0.321
roukyu	-0.166	0.075	-2.21	0.027	-0.313	-0.019
fukuin	0.113	0.048	2.37	0.018	0.019	0.207
_cons	1.753	0.145	12.12	0.000	1.470	2.037

容積率緩和の便益

一般均衡論的分析

唐渡広志・八田達夫

はじめに

企業間における取引、情報交換、サービス供給は、働く人々の対面的接触によってなされる場合が多い。このため、雇用密度の高い地区ではそれだけ生産性が高く、オフィス賃料が高いと予想される。わが国ではさまざまな土地利用規制がなされており、とくに容積率の制限は本来都心部に立地すべき事業所を締め出してきた。これが、集積の利益を著しく損なっている可能性がある。したがって、事務所用建築物の土地利用比率が高い地区での容積率緩和は、その地区においても、都市全体においても、生産性を引き上げるための有効な手段であると考えられる。

本稿は容積率緩和の生産性向上効果を測定することを目的としている。具体的には、都市外部からの労働者の流入がない閉鎖的な都市経済を考え、容積率規制の緩和が、都市の労働者の分布、賃金率およびオフィス賃料に与える効果を一般均衡論的な枠組みでシミュレーション分析し、都市全体の付加価値がどのように変化するかを定量的に把握する。

容積率規制が実効的な地区において規制が緩和されると床面積の供給ストックが増加する。これは2つの効果を持つ。第1に、その地区の労働の限界生産性が上昇し労働需要が増加する。この結果、緩和された地区の賃金率が上昇し、その他の地区の労働者が当該地区に流入する。第2に、これがもたらす各地区における労働者

数の変化は、周辺地区の労働の生産性を変え、さらに賃金率に影響を及ぼすことで労働者のさらなる地区間移動を引き起こす。最終的な均衡では、新しい賃金体系のもとで異なる労働者の分布が得られる。容積率緩和によるこのような労働力の移動と賃金率の変化を内生的に計算した上で緩和の便益である付加価値の上昇分を定量化するのが本稿の特徴である。

容積率緩和の生産性に及ぼす影響を分析した論文には、八田・唐渡（2001）がある。八田・唐渡（2001）はオフィス生産関数を計測し、労働者の分布を変化させた場合に都市全体の生産性にどのような影響があるのかを分析している。ただし八田・唐渡（2001）では、各地区の労働者数に比例して分布の変化が起こるものと想定しており、賃金率の変化については考慮されていない。また、労働の生産性の変化は捉えているものの、便益の金銭的価値が示されていない。本稿の八田・唐渡（2001）からの改善点は次のとおりである。第1に、外生的に労働者分布を変化させた同論文と異なり、競争均衡システムで決まる労働者の分布および賃金率が、オフィス床面積の供給ストックの増大によってどのように変化するかを定量的に把握している。第2に、オフィス床面積の増大がもたらす便益の増大の金銭的価値を示している。

企業の立地点ごとに業務効率が異なる場合、これを明示的に考慮した生産技術、投入要素および付加価値データを用いて推定する必要がある。しかしながら、オフィス生産の付加価値に

(唐渡氏写真)

からと・こうじ
1971年東京都生まれ。1996年青山学院大学経済学部卒業。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程単位取得満期退学。2002年4月より富山大学経済学部講師。
論文：「東京都における主要業務地区への近接性の利益と集積の経済」ほか。

(八田氏写真)

はった・たつお
1943年東京都生まれ。1966年国際基督教大学教養学部卒業。1971年ジョーンズ・ホプキンス大学Ph.D。大阪大学社会経済研究所教授などを経て、現在、東京大学空間情報科学研究センター教授。
著書：「東京問題の経済学」（共編著、東京大学出版会）ほか。

相当するデータはそもそも存在しない。このため、本稿ではまずオフィス市場における企業の立地行動とその均衡賃料を分析することによって付加価値生産関数のパラメータを間接的に推計する。その手段としてヘドニック賃料関数に対するさまざまな効率性指標の属性の効果を、個票データを用いることによって測定する。

空間的な特徴づけを行なう際に、地域メッシュ・データの第4次区画(500mメッシュ)をひとつの地区単位と定義して、付加価値や労働生産性などの分析を行なう。なお、分析では用いている個票データを171の500mメッシュの区画とマッチングさせている。

以下では、第1節において分析の枠組みとなるモデルを示し、第2節で分析方法について述べる。最後に第3節において、シミュレーション分析の結果を示す。

1 モデル

企業の立地行動

同一面積のJ個の地区に分割されたCBD(中心的業務地区)を考える。企業にとって他の企業とのフェイス・トゥ・フェイスの接触が重要であると考えれば、多数の企業が集積する地点やそのような場所へのアクセスが便利な地点に立地することで、労働者の業務効率は改善される。同じ雇用量でも集積の経済によって業務効率が異なるので、地区jにおける労働投入の効率性指標を $\nu(N_j, M_j)$ と書くと、企業が雇っている労働者数がnである場合、実効労働力を $\nu(N_j, M_j)n$ で表現できる。ただし N_j は地区jの労働者数であり、 M_j は地区j以外の

労働者数を任意の地区kまでの移動時間距離dの δ 乗で割り引いたものをすべての地区について合計したものとして定義している。すなわち、

$$M_j = \tilde{M}(N_1, N_2, \dots, N_{j-1}, N_{j+1}, \dots, N_j) = \sum_{k \neq j}^J \frac{N_k}{d_{jk}^\delta}, \quad j=1, 2, \dots, J \quad (1)$$

と定義する。 M_j はポテンシャル関数に相当する変量であるが、自地域の労働者数 N_j を含まない。本稿では地区内部の移動時間と地区間の移動時間は同列では比較できないものと考えており、 N_j と M_j をそれぞれ独立した変数として扱う。

オフィス床面積s、労働nを投入してyを生産する地区jにおける代表的企業のオフィス業務生産関数は、立地点によって業務の効率性に差異があるため $y=F^j(s, n)$ となる。具体的には、企業の実効労働力が労働者の集積度によって決まる生産技術を考えて次のように定式する。

$$y = F(s, \nu(N_j, M_j)n), \quad j=1, 2, \dots, J \quad (2)$$

生産関数Fは、生産要素(s, n)の投入に関して線形同次であると仮定する。

個々の企業は市場オフィス賃料Rと賃金率Wに直面しており、 N_j および M_j を所与として次の費用最小化行動により床面積sと雇用量nを決定するものとしよう。

$$\min_{s, n} R_s + Wn$$
$$\text{s.t. } F(s, \nu(N_j, M_j)n) = 1$$

この問題の解関数は、生産量1単位当たりの条件付要素需要関数である。これらは、 $s = s(R_j, W, N_j, M_j)$ 、 $n = n(R_j, W, N_j, M_j)$ と書くことができる。したがって、間接目標関数(値関数)

である単位費用関数は $c(R, W, N_j, M_j)$ となる。このとき、1人当たりオフィス・床面積需要は2つの関数の比

$$s_j = s(R_j, W, N_j, M_j) = \frac{s(R_j, W, N_j, M_j)}{n(R_j, W, N_j, M_j)} \quad (3)$$

として定義することができる。市場が競争的であるならば、自由参入の結果達成される利潤はどこに立地してもゼロになる。このため単位費用関数の値は、財価格に等しくなければならない。財価格を1にすると、競争の結果、

$$c(R_j, W, N_j, M_j) = 1 \quad (4)$$

となる。もし (W, N_j, M_j) が与えられたときこの等式が成り立っていないならば、この地区のオフィス床面積への需給ギャップを解消するようにオフィス賃料 R_j が調整される。たとえば、この地区の労働者数が増加すると、より安いコストで生産を行なえるようになるので、オフィス賃料が上昇しなければならない。(4)式を R_j について解くと、次の付け値賃料関数が定義できる。

$$R_j = \tilde{R}(N_j, M_j, W) \quad (5)$$

この式は、市場オフィス賃料が、ゼロ利潤をもたらす企業の付け値賃料に等しいことを示している。

市場均衡と容積率緩和

いま、ある特定地区で外生的にオフィス床面積の供給が増えた時、東京全体の生産性はどれだけ上昇するだろうか。これを考えるには、新しい均衡がどう達成されるかをみななければならない。たとえば、ある地区 k においてさまざまなビルで建て増しが行なわれ床面積が増えると、これまでの雇用量のもとでは労働の限界生産性が上昇する。したがって地区 k の労働需要は増大し、都市全体の賃金を引き上げる。それが他地区からの労働者の放出を促す。最終的には新しい賃金のもとで地区 k の労働者数が増え、他の地区の労働者数が減って均衡が達成される。ただし地区 k 以外のすべての地区における労働の生産性が必ず減少するわけではなく、地区 k

の周辺では集積の増大による外部効果があるために生産性は上昇することになる。

まず、ある地区の床面積の増大が、共通の賃金水準 W および各地区の労働者数にどのような影響を与えるかをみるために、労働市場および床面積市場の需給均衡を考える。ここで次のような経済環境を想定する。

第1に、他の都市からの労働人口の流入がなく、CBD内部で利用可能な雇用量が \bar{N} で一定である。

第2に、CBD内部の各地区におけるオフィス床面積供給量 $Q = (Q_1, Q_2, \dots, Q_j)$ は固定されている。

企業がゼロ利潤で需要する1人当たり床面積は(5)式を(3)式に代入することによって得られる。これを

$$\begin{aligned} s_j &= s(\tilde{R}(N_j, M_j, W), N_j, M_j, W) \\ &= s(N_j, \tilde{M}(N_1, N_2, \dots, N_{j-1}, N_{j+1}, \dots, N_j), W) \\ &= s(N_1, N_2, \dots, N_j, W) \end{aligned} \quad (6)$$

と表そう。個々の地区における床面積市場の需給方程式は次のとおりである。地区 j の床面積の需給方程式は $N_j s(N_1, N_2, \dots, N_j, W) = Q_j$ となる。ここで Q_j は各地区で供給されているオフィス床面積のストックである。 $(N_1, N_2, \dots, N_j, W)$ は内生変数であり、各地区の床面積需給の均衡条件式と労働市場の均衡条件式 $\sum_j N_j = \bar{N}$ によって求められる解である。これを次の $J+1$ 本の方程式で表すと以下ようになる。

$$\begin{cases} N_1 s(N_1, N_2, \dots, N_j, \dots, N_j, W) = Q_1 \\ N_2 s(N_1, N_2, \dots, N_j, \dots, N_j, W) = Q_2 \\ \vdots \\ N_k s(N_1, N_2, \dots, N_j, \dots, N_j, W) = Q_k \\ \vdots \\ N_j s(N_1, N_2, \dots, N_j, \dots, N_j, W) = Q_j \\ \sum_{j=1}^J N_j = \bar{N} \end{cases} \quad (7)$$

これを解くと

$$N_j = \tilde{N}_j(Q, \bar{N}), \quad j=1, 2, \dots, J$$

$$W = \tilde{W}(Q, \bar{N})$$

が得られる。

任意の地区 k における床面積増床が各地区の労働者数と賃金率にどのような効果を与えるか

を調べるために、(7)式の各式を全微分して、次の連立方程式を考える。

$$B \begin{pmatrix} dN_1 \\ dN_2 \\ \vdots \\ dN_j \\ dW \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} dQ_1 \\ dQ_2 \\ \vdots \\ dQ_j \\ dN \end{pmatrix} \quad (8)$$

ただし、行列Bは(7)式に対する $J+1 \times J+1$ のヤコビ行列である。これを用いて、地区kにおける床面積のストック増加によってもたらされる共通の賃金率および地区jの労働者数への影響は次のように示される。

$$\frac{\partial N_j(Q, \bar{N})}{\partial Q_k}, \quad j, k, = 1, 2, \dots, J \quad (9)$$

$$\frac{\partial W(Q, \bar{N})}{\partial Q_k}, \quad k=1, 2, \dots, J \quad (10)$$

さらに、均衡における市場オフィス賃料は

$$R_j = \hat{R}(N_j(Q, \bar{N}), M_j(Q, \bar{N}), W(Q, \bar{N})) \quad (11)$$

であるから、オフィス賃料に与える効果は(9)式、(10)式を用いて次式で求めることができる。

$$\frac{\partial R_j}{\partial Q_k} = \sum_{i=1}^J \frac{\partial R_j}{\partial N_i} \cdot \frac{\partial N_i}{\partial Q_k} + \frac{\partial R_j}{\partial W} \cdot \frac{\partial W}{\partial Q_k} \quad (12)$$

(12)式より、供給ストックが増加すると、オフィス賃料の変化は次の2つの効果に分解されることを示している。第1に労働者の分布が変わり集積度が生産性に与える効果と、第2に労働の限界生産性が上昇して賃金率が高まる効果である。

2 シミュレーション分析の手順

容積率規制の緩和が労働者の分布、賃金率、オフィス賃料および付加価値に与える効果をシミュレーション分析するために次のように生産関数を特定化した。

$$y_{iN} = a s_i^{\alpha} \{ \nu(N_j, M_j, Z_i) n_i \}^{1-\alpha}, \quad (13)$$

$$i=1, 2, \dots, 1541. \quad j=1, 2, \dots, 171$$

ここで、 a, α は生産技術パラメータであり、 j は地区番号を表す添え字、 i は当該地区におけるオフィス番号を表す添え字である。したがって、 y_{iN} は地区jに立地するオフィスiの生産量を表している。ただし、効率性指標関数は

$$\nu(N_j, M_j, Z_i) = \exp(\gamma_N N_j + \gamma_M M_j + \gamma_Z Z_i) \quad (14)$$

と定義した。ここで、 $\gamma_N, \gamma_M, \gamma_Z$ は効率性指標関数のパラメータであり、 Z は個々のオフィスの特性ベクトルである。(13)式の生産関数を用いると、(5)式のオフィス賃料関数、(6)式の1人当たり床面積需要関数は、次の線形回帰モデルに特定化できる。

$$\log R_{iN} = C_R + \beta_N N_j + \beta_M M_j + \beta_Z Z_i + u_i \quad (15)$$

$$\log \hat{s}_{iN} = C_S - \beta_N N_j - \beta_M M_j - \beta_Z Z_i + v_i \quad (16)$$

ただし、

$$C_R = \log \left[\alpha a^{1/\alpha} \left(\frac{1-\alpha}{W} \right)^{1-\alpha/\alpha} \right]$$

$$C_S = \log \left[a^{-1/\alpha} \left(\frac{1-\alpha}{W} \right)^{-1/\alpha} \right]$$

$$\beta = \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot \gamma.$$

である。(15)式、(16)式を同時推定し、パラメータ($a, \alpha, \gamma_N, \gamma_M, \gamma_Z$)を決定する。詳細な推定方法は付論に示した。

用いるデータは、『オフィスマーケット』（株式会社三幸エステート）に掲載された賃貸物件の募集賃料とビルの属性（総床面積、最寄り駅までの徒歩時間、築年数、所在階など）である。推定ではビルの属性の効果をコントロールしている。労働者数のデータは「事業所企業統計」（平成8年）の地域メッシュ・データにより特定化し、第4次区画（500mメッシュ）をひとつの地区として定義した。

次にこの推定値を用いて(8)式における $(dN_1, dN_2, \dots, dN_j, dW)$ を求め、供給ストックQの増加が労働者の分布と賃金率に与える効果を計算する。この値から(12)式のオフィス賃料に与える効果を計算できる。(12)式の効果を計算するために、

①(15)式、(16)式の同時推定

②容積率緩和が労働者の分布(9)式と賃金率(10)式に与える効果の測定、

③オフィス賃料に与える効果の測定、

をそれぞれ行なう必要がある¹⁾。最後に、②の結果を用いて、容積率緩和の便益である都市全体の付加価値の上昇額を示す。

表1—オフィス生産関数パラメータの推定値

	推定値	標準偏差
a	42.53229	10.0034***
α	0.17952	0.0034***
γ_N	0.01322	0.0012***
γ_M	0.00166	0.0004***

注) 表中の***は1%水準で有意であることを示している。

3 分析結果

パラメータの推定結果

はじめに、(15)式、(16)式の同時推定の結果を報告する(詳細な推定結果は付論Bおよび表4を参照)。推定された生産関数は次のとおりである。

$$y = 45.5323s^{0.1795} \times \{ \exp(0.0132N_j + 0.0012M_j + \gamma_i Z) \}^{0.8205}$$

これを表形式で示したものは表1に示される。推定結果を用いると集積度が高まった場合の生産性上昇率を計測することができる。八田・唐渡(2001)と同様に変化前の効率性指標を v 、変化後のそれを v' とすると、上昇率は $(v' - v)/v$ と定義できる。たとえば、メッシュコード36903(虎ノ門1丁目等)の労働者数は9万322人であり、この地区で労働者数が2倍になると実効労働力で測った当該地区の生産性は12.5%上昇する。その他の地区の労働者がこの地区に放出されているため、労働者数が減少した地区のほとんどは生産性が低下しているが、近隣の地区では集積効果のスピルオーバーがあるために生産性が上昇する場合もある。

ただし、これらの結果は、第1に、供給ストックの増加を考慮しておらず、第2に、都市が開放であると考えた場合の値である。もし、都市の外部からの人口流入により、すべての地区の労働者数が2倍になったと仮定すると、平均的な労働者数(2.1万人)の地区では、当該地区の集積度が高まることによって実効単位で測った労働の生産性は2.8%(標準偏差は0.0026)上昇し、スピルオーバー効果によってさらに7.05%(標準偏差は0.0224)上昇する。つまり、平均的な労働者数の地区の生産性は合計で9.89

表2—供給ストックの増加による賃金と都市全体の付加価値上昇額(指定容積率の上限を現況の2倍に設定)

メッシュコード	主な町(丁)	$\frac{\partial W}{\partial Q} \frac{Q}{W}$	ΔY (単位: 億円/年)
36704	芝 2	0.0022	416.5
36903	虎ノ門1	0.0058	1115.1
45264	新宿3	0.0019	363.7
45293	九段北4	0.0012	221.0
46013	丸の内3	0.0029	555.0
46023	八丁堀1	0.0022	414.6
46114	大手町2	0.0035	665.2
46121	日本橋2	0.0033	626.2

%上昇することになる。

労働者分布と賃金率の変化がオフィス賃料に与える効果

次に第1節第2項の枠組みに基づいて、閉鎖都市経済における容積率緩和の一般均衡論的分析の結果を示す。②の効果については次のような結果が得られた。

供給ストックが増加すると、増やされた地区ではほぼそれと同率で労働者数が増加する。供給ストックの増加が賃金率 W に及ぼす効果を表2に示した。たとえば、メッシュコード36903(虎ノ門1丁目等)で床面積を2倍に増床すると都市で一意に決まっている賃金率の水準を0.58%押し上げる効果がある²⁾。床面積が増床された地区では労働者が他の地区から流入してくるので生産性が高まり、地区全体の付加価値が上昇する。

地区 k の指定容積率を現況の2倍に設定した場合の都市全体の付加価値上昇額は次式から求めることができる。

$$\Delta Y_k = \frac{y}{n} \bar{N} \frac{\partial W(Q, \bar{N})}{\partial Q_k} \cdot \frac{Q_k}{W} \times 100$$

ところで、(13)式の実効労働力が線形同次なコブ=ダグラス型であることから $Wn/y = 1 - \alpha$ である。したがって、1人当たり付加価値は次の式で表される。

$$\frac{y}{n} = \frac{W}{1 - \alpha}$$

表3—供給ストックの増加によるオフィス賃料の変化（弾性値）

		容積率緩和を実行する地区							
		36704	36903	45264	45293	46013	46023	46114	46121
		芝 2	虎ノ門 1	新宿 3	九段北 4	丸の内 3	八丁堀 1	大手町 2	日本橋 2
36704	芝 2	0.196	-0.051	-0.012	-0.006	-0.016	-0.013	-0.022	-0.022
36903	虎ノ門 1	-0.010	0.514	-0.009	-0.005	-0.014	-0.010	-0.018	-0.017
45264	新 宿 3	-0.012	-0.047	0.171	-0.005	-0.017	-0.014	-0.021	-0.021
45293	九段北 4	-0.012	-0.047	-0.009	0.104	-0.016	-0.014	-0.020	-0.021
46013	丸の内 3	-0.009	-0.050	-0.010	-0.004	0.258	-0.010	-0.017	-0.018
46023	八丁堀 1	-0.011	-0.043	-0.011	-0.006	-0.016	0.193	-0.019	-0.017
46114	大手町 2	-0.011	-0.050	-0.010	-0.005	-0.013	-0.011	0.308	-0.015
46121	日本橋 2	-0.012	-0.047	-0.011	-0.006	-0.016	-0.009	-0.019	0.289

また、本稿の分析対象となっている地区では $\bar{N}=285.627$ (万人) である。さらに、賃金率 W と α の推定値から y/n を求め、上式に代入すると、表2の右端の列の結果が得られる。

容積率緩和によるオフィス賃料の変化

利用可能な床面積が増大すると、その地区ではより集積度が高まるが賃金率の上昇によりオフィス賃料を低下させる効果ももつ。オフィス生産関数のパラメータを用いると、

$$\frac{\partial R_j}{\partial W} \frac{W}{R_j} = -4.57041$$

(0.55481)

であるから、わずかな賃金の変化でもオフィス賃料は大きく動く（カッコ内は標準偏差）。(12)式に基づいて労働者分布の変化と賃金率の変化がオフィス賃料に与える効果の弾性値を計測すると表3の結果が得られる。

表3は列項目の地区で床面積を増床した場合に各地区のオフィス賃料をどの程度変化させるのかを計算している。対角線上の値は床面積を増床した当該地区の変化を表しており、集積度上昇による賃料の上昇効果は賃金上昇による賃料の下落効果を相殺するほど大きいことがわかる。その他の地区は労働者を放出するため、賃金の上昇と相まってオフィス賃料は確実に低下する。たとえばメッシュコード46013（丸の内3丁目等）において指定容積率を現況の2倍に設定し、上限まで供給された場合には当該地区

のオフィス賃料は現在よりも25.8%高まる。この地区への労働者の集中によって、その他の地区は集積度が低下するため、また賃金率が上昇するため、オフィス賃料は軒並み低下する。メッシュコード46114（大手町2丁目等）はこの緩和政策によって、オフィス賃料は1.3%下落するという結果が得られる。

まとめ

本稿は、都市の外部からの労働力流入のない閉鎖的都市経済を考へて、容積率規制の緩和が都市の労働者分布、賃金率およびオフィス賃料に与える効果をシミュレーション分析し、オフィスの生産性と賃料および都市全体の付加価値がどのように変化するかを定量化した。

一般に供給床面積が増大すると市場オフィス賃料は低下すると考えられている。本稿の結果でも容積率を緩和した地区以外でのオフィス賃料は軒並み低下する傾向を示している。しかしながら、容積率規制が実効的な地区における緩和は、労働市場を通じて賃金率および都市全体での付加価値を増大させる。これは、労働者が再配分されることで効率性が高まり、1人当たり床面積の増加がオフィス業務の混雑を緩和するからである。以上のことが、床面積市場と労働市場における同時均衡の枠組みで示されるシミュレーション結果である。

本稿の展望として以下の点が指摘できる。

第1に、本稿は規制緩和の正の便益のみに着

表4-1(15)式、(16)式の同時推定結果

変数	推定値	標準偏差
労働者数(自地域) β_n	0.0604	0.0053***
労働者数(他地域) β_m	0.0053	0.0017***
ビル総床面積	0.0903	0.0229***
最寄り駅への徒歩時間	-0.0124	0.0033***
1階ダミー	0.0716	0.0282**
築年数	-0.0040	0.0010***
中央区ダミー	-0.2380	0.0261***
港区ダミー	-0.0039	0.0290
新宿区ダミー	0.0030	0.0390
文京区ダミー	-0.1912	0.0403***
台東区ダミー	-0.3089	0.0345***
墨田区ダミー	-0.3247	0.0594***
江東区ダミー	-0.3206	0.0367***
品川区ダミー	-0.1339	0.0444***
目黒区ダミー	-0.0965	0.0540*
渋谷区ダミー	0.1920	0.0756**
豊島区ダミー	-0.1894	0.0349***
1998年第4期ダミー	-0.0532	0.0349
1999年第1期ダミー	-0.0620	0.0302**
1999年第2期ダミー	-0.0427	0.0361
1999年第3期ダミー	-0.0957	0.0327***
1999年第4期ダミー	-0.0337	0.0374
2000年第1期ダミー	-0.0796	0.0356**
2000年第2期ダミー	-0.0541	0.0307*
2000年第3期ダミー	-0.0690	0.0366*
$C_9(16)$ 式定数項	4.5805	0.5168***
$C_{10}(15)$ 式定数項	2.1907	0.2433***

注) 表中の***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを示している。

目した分析を行っており、緩和によって発生する交通機関や社会資本における混雑の増大による不経済を考慮していない。経済厚生が改善されるか否かを判断するためには、このような不経済も考慮に入れた費用便益分析が必要となる。

第2に、都市全体で賃金率が上昇すると、都市周辺部との間で決まる労働配分も現状を維持できなくなるので、都市間の人口移動も考慮に入れた枠組みも必要である³⁾。

第3に、ビル開発業者の行動を明示的に取り扱っておらず、どのような地区での容積率緩和が開発を促すのかを明らかにする必要がある。この点はより詳細なデータを用いて今後分析する必要がある。

[付論]

A データ

①オフィス賃料データ

オフィス賃料およびビルの属性について、『オフィスマーケット』(株式会社三幸エステート)から得られる東京都区部の1542のオフィス物件の個票データ(部屋ごとのデータ)を用いる。物件の住所は、千代田区、中央区、港区、新宿区、文京区、台東区、墨田区、江東区、品川区、目黒区、渋谷区、豊島区に属している。

同誌は1998年9月よりほぼ隔月で刊行されており、本稿では1998年9月から2000年9月までに募集された物件を調査対象とした。ただし、時期的なショックをコントロールするために募集時期を4半期ごとに分割してダミー変数でこれを処理した。このときの基準時点は1998年第3期とした。オフィス賃料は月額・面積(坪)当たりの額に敷金や保証金などの預託金の運用額(年2.1595%＝長期国債：10年物)を加えたものとした。オフィスビルの属性変数は、当該物件の仕様だけでなく、物件が属しているビル自体に関する変数(最寄り駅への徒歩時間、築年数、ビル総床面積)も用いている。

②労働者数データ

労働者数は『平成8年事業所企業統計』(総務省)の地域メッシュ・データを用いて特定化する。上記の1541の物件住所から緯度・経度を取得して500mメッシュ地図上のコードを特定すると171のメッシュが得られる。本稿では500mメッシュの区画をひとつの地区として定義し、メッシュ・データの従業者数を労働者数に特定化する。ただし、分析対象地区を網羅するメッシュ地図は1次-2次区画コード5339-35(東京西南部)、5339-36(東京南部)、5339-45(東京西部)、5339-46(東京主部)が用いられる。Mは物件が属する地区以外の集積の利益を表している。ただし、労働者の移動に要する時間費用は十分に高いと考えられるので、171メッシュ間の移動時間距離を計測し、目的地の労働者数を割り引いている。

なお、それぞれの地区においてどのような土地利用がなされているか、オフィス街としての歴史が古いかどうかなど、上記の変数では説明できな

い地理的な効果が存在する。この影響を吸収するために物件が属する住所から区ごとにグループ化し、それぞれのダミー変数を用いることにする。ただし、千代田区を基準としてダミー変数を作成した。

B オフィス生産関数の推定

パラメータ ($a, \alpha, \gamma_N, \gamma_M, \gamma_Z$) を推定するために、オフィス賃料および1人当たり床面積需要の二変量同時推定を行なった。ただし、要素需要は価格比から内生的に決定されている。個々の企業が投入する雇用量 n もモデルのなかで決定される変数であるから、地区労働者数 N は、床面積市場の需給バランスの影響も受けると考えられる。つまり、競争均衡における各地区の床面積市場での縛りは、

$$N_i \delta(N_1, N_2, \dots, N_i, W) = Q_i$$

であり、1人当たり床面積需要関数は地区労働者数の関数であることを考慮すると、供給ストックに依存する。言い換えれば、オフィス賃料関数の確率誤差項に対して上記の床面積市場の均衡条件を制約として課しているものとみなすことができる。このことから、労働者数 N を内生変数と考えて操作変数を用いた推定を行なう必要がある。当該期のある地区にどれだけの供給ストックがあるか否かは、当該期以前の労働者数に応じて容量が決定されると考えられる。ここで、操作変数を用いて推定を行なうために、二変量同時回帰モデルから排除されている先決変数として、当該期以前の労働者数を用いて三段階最小二乗法によりパラメータ推定を行なった。

なお、変数の非線形性を考慮して労働者数を Box-Cox 変換し、そのパラメータが1もしくは0であるという帰無仮説を評価関数により検定している。準尤度比検定により、Box-Cox 変換パラメータが1であるという仮説が棄却できないため、(16)式における関数形を採用している。

推定結果を表4に示した。オフィスビルの属性についての結果をみると、いくつかの募集時期ダミーを除いて期待された符号で有意に推定されている。推定結果より、ビル延べ床面積が2倍に上昇すると平均的な規模のビルのオフィス賃料は10.32%だけ上昇する(標準偏差は0.013511)ことがわかる。また、最寄り駅から1分遠ざかるにつ

れてオフィス賃料は1.24%ずつ低下していき、築年数の推定値から、毎年0.40%ずつビルの価値が減価していることが推測できる。四半期の期間ダミーは募集時期1998年第3期を基準に作成されており、ビルの構造やその他の立地要因をコントロールしたうえでの賃料指数の動きを示していると考えられる。たとえば1999年第1期は、1998年第3期に比べ、指数は約6.20%下落しており、1999年第3期にはそこからさらに3.37%下落する。2000年に入ってから賃料は低い水準に留まり、2000年第3期は基準期に比べ6.90%だけ賃料水準が低下していることがわかる。

*本稿は2001年日本経済学会(一橋大学)、2001年応用地域学会(札幌学院大学)における発表論文を加筆・修正したものである。また、住宅経済研究会に参加された方々から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。

注

- 1) ただし、指定容積率が実効的でない地区は、再開発のインセンティブがまったくないので供給ストックは増加しない。そのような地区では、指定容積率とは無関係に望ましい資本、土地を用いて床面積を生産できるので、指定容積率の水準が地価に対してまったく影響を与えていないと期待できる。指定容積率の水準に応じてサンプルを分割し、OLSによって東京都心の商業地の地価関数の誘導形を推定したところ、指定容積率が700%未満(もしくは600%未満)に設定されている所在地の地価は指定容積率の影響を有意に受けていないという結果が得られた。したがって、得られるシミュレーション結果は、労働者分布や賃金を変化させるような緩和が700%から1000%までの所在地を含む地区で実施されるものと想定したときの値である。
- 2) 弾力性が0.0058であるから、床面積を100%増やした場合には賃金水準が0.58%上昇する。
- 3) 開放都市ならば、供給ストックの増大がすぐさま人口移動を生じさせるので、その他の都市・地域の賃金レベルも同時に調整される。閉鎖都市経済の枠組みの本稿シミュレーションでは、都市全体での総雇用者数の上限が2倍になると、賃金率は約17.6%低下するという結果が得られた。

参考文献

- 八田達夫・唐渡広志(2001)「都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果」『季刊 住宅土地経済』No.41、20-27頁。

オフィスビル総合収益率の決定要因

パネルデータによる実証分析

吉野直行・富井正浩

はじめに

本稿の第1の目的は、1970年から2001年までの日本の地域別のインカム収益率（＝純収益/期首資産価格）・キャピタル収益率の変化とその特徴を見ることである。第2の目的は、インカム収益率とキャピタル収益率の変動要因をパネルデータを用いて調べることである。この計量分析で得られる主な結論は、①丸の内地区のインカム収益率は、他の地域と比べて80年代前半までは高い水準であったが、その後、他地域との差はなくなってきていること、②72地点のデータのパネル分析によると、総合収益率の大半の動きはキャピタル収益率によって説明されること、③総合収益率とキャピタル収益率の動きは、パネルデータ分析では、金利要因・オフィス需要要因・景気要因によって説明されることが実証的に明らかとなる。

1 不動産投資インデックス

不動産投資インデックス

「不動産投資インデックス」とは、「ある特定の地域で、一定の条件に当てはまるビルに投資した場合に得られると予想される期待収益率を指標化したもの」と定義される。

不動産投資インデックスは、預貯金・国債・株式などのさまざまな金融資産と比較して、不動産に投資した場合にどの程度の収益が予想されるかを示す指標であり、今後、ますます増大が予想される不動産の証券化商品の予想収益率

を示す指標として利用されることが期待されている。そのためには、不動産投資インデックスが、より正確に、他の金融資産の収益率と比較できる指標となっていることが望まれる。さまざまな機関によって、不動産投資インデックスが公表され始めているが、その精度をさらに高めるためには、本稿で示されるような分析をより深めていくことが必要と思われる。

不動産投資インデックスを利用する対象としては、不動産のプロの投資家、年金基金等不動産のプロでない機関投資家、海外投資家、個人など、幅広い需要層が想定される。

また、不動産投資インデックスの利用方法としては大きく分けて以下の3つがあげられる。

- ①（不動産を投資対象とする投資家に対して）
不動産マーケット全体の市況変動を示す指標
 - ②不動産投資のパフォーマンスを評価するベンチマーク
 - ③不動産投資インデックスをもとにした投資信託やデリバティブの運用対象商品の作成
- なお、本稿では、主として①の利用方法を念頭に置いて分析を進める。

不動産投資インデックスの種類

現在、民間数社が不動産投資インデックスを作成し提供している。民間各社のインデックスにはそれぞれ特徴があるが、提供されている指標の定義はほぼ同じである。ここでは、三菱信託銀行・生駒データサービスシステムによるMTB-IKOMA 不動産投資インデックスの定義

(吉野氏写真)

よしの・なおゆき
1950年東京都生まれ。1973年東北大学経済学部卒業。ジョンズ・ホプキンス大学Ph.D。ニューヨーク州立大学助教授などを経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。
著書：『Postal Savings and Fiscal Investment (Oxford University Press)』ほか。

(富井氏写真)

とみい・まさひろ
1976年神奈川県生まれ。2000年慶應義塾大学経済学部卒業。同年三菱信託銀行入社。不動産評価・研究業務、不動産カスタディ業務に従事。
著書：『図解 不動産金融商品』（共著、東洋経済新報社）、『不動産コンサルティングポケットブック』（共著、近代セールス社）。

に従って基本的な4つの指標を示す¹⁾。

(a)総合収益率

「総合収益率」とは、単年度における「インカム収益率」と「キャピタル収益率」の合計、すなわち、「総合収益率=インカム収益率+キャピタル収益率」である。

(b)単年度インカム収益率

(単年度)インカム収益率とは、「単年度における賃料などの収益から運用経費を控除した純収益の期首資産価格に対する比率(=単年度純収益/期首資産価格)」である。このインカム収益率は不動産投資事業のキャッシュフロー指標として、近年とくに重視されている指標である。すなわち、「インカム収益率=純収益/期首資産価格」。

(c)単年度キャピタル収益率

(単年度)キャピタル収益率とは、「期末の資産価格から期首の資産価格および期末の建物価格を基準として算出した1期分の減価償却費を控除した価格の期首資産価格に対する比率」である。不動産の1年間のキャピタル・ゲイン(ロス)を表す。高度成長期からバブル終焉の時期までは、不動産価格変動に大きな影響を与えていた指標である。すなわち、「キャピタル収益率=(期末資産価格-期首資産価格)/期首資産価格」。

ここで、総合収益率、インカム収益率、キャピタル収益率を求める際の、純収益、期首資産価格、期末資産価格(1年後の資産価格)は以

下のように定義される。

$$\begin{aligned} \text{純収益} &= (\text{実質成約賃料 [月坪]} \times \text{延べ床面積} \\ &\quad \times \text{有効率} \times (1 - \text{空室率})) - \text{経費} \\ &\quad (\text{実質制約賃料を求めるために約2万件の} \\ &\quad \text{データを利用}) \\ \text{期首資産価格} &= \text{期首土地時価} + \text{期首建物時価} \\ \text{期末資産価格} &= \text{期末土地時価} + \text{期末建物時価} \\ &\quad - \text{減価償却費相当額} \end{aligned}$$

(d)不動産投資指数

不動産投資指数とは、基準年を100とし、総合収益率をもって毎年継続的に再投資したと仮定した場合の資産価値を、時系列的に表した指標である。

$$\begin{aligned} \text{不動産投資指数} &= \text{前期不動産投資指数} \\ &\quad \times (1 + \text{当期総合収益率}) \end{aligned}$$

以下では、MTB-IKOMA 不動産投資インデックスの、インカム収益率、キャピタル収益率、総合収益率を使用して分析を行なう。

2 不動産投資インデックスのデータ分析

まず、不動産投資インデックスの総合収益率を用いて、不動産の資産特性を株式・債券の収益率と比較する。次に、不動産について、インカム収益率、キャピタル収益率、総合収益率を用いて、全国、都心部、都心3区、地方、それぞれの地域ごとにデータの動きを比較する。

不動産の総合収益率の推移

図1は、不動産の総合収益率の動きを見たものである。第1次石油危機直後の1974年に一時的な下落が見られたが、90年までは上昇傾向を

図1—不動産の総合収益率

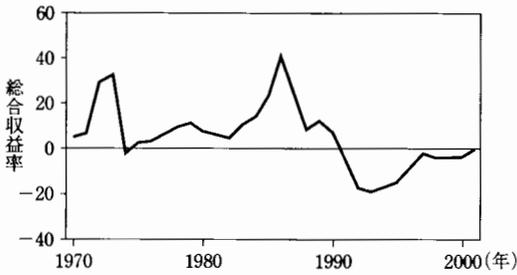
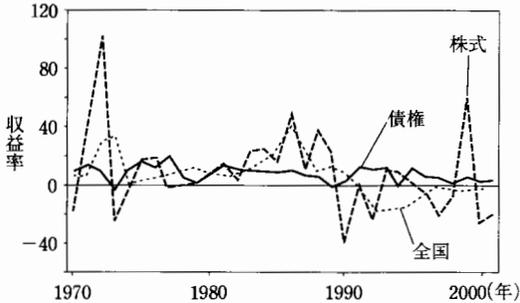


図2—株式・債券・不動産の総合収益率



示し、総合収益率はプラスに推移している。91年以降は逆にマイナスとなっており、総合収益率の減少を表している。ただし、93年以降の下落率は縮小傾向にあり、2001年には収益率がプラスに転じている。また、72年、73年、86年がそれぞれ大きな山、93年が大きな谷になっている。不動産は、上昇・下降のトレンドが、株式と比較してより長期間にわたって続く傾向がある。これは、不動産に関しては、キャピタル・ゲインの予想が一定方向に続く傾向があるからと考えられる。

図2は、株式・債券・不動産の総合収益率を見たものである。株式は1972年、86年、88年、99年が大きな山で、74年、90年、97年が大きな谷であり、変動が3資産のなかでもっとも大きい。債券は、不動産・株式と比較して、総合収益率の変化は小さく、収益率の山・谷も小さい。バブル期最後の90年に株価がマイナスに転落、続いて1年後の91年から不動産がマイナスとなっている。不動産は、86年をピークに下落率が低下している（下がり方が減少している）が、株価に関しては、89年に一度上昇率が上がり、

表1—リスク・リターン比較（1970～2001年）

	平均収益率	標準偏差
株式	8.84	28.03
債券	7.43	5.35
不動産(全国)	5.36	14.08

表2—株式・債券・不動産の相関係数（1971～1990年）

	株式	債券	不動産(全国)
株式	1.00	0.27	0.54
債券		1.00	0.29
不動産(全国)			1.00

表3—株式・債券・不動産の相関係数（1991～2001年）

	株式	債券	不動産(全国)
株式	1.00	0.08	-0.04
債券		1.00	-0.52
不動産(全国)			1.00

90年から再び上昇率は低下している。

次に、3資産（株式・債券・不動産）の特性をリスク・リターンから見たのが表1である。

3資産を比較すると、1970～2001年の期間、①株式がハイリスク・ハイリターン、②債券がローリスク・ミドルリターン、③不動産がミドルリスク・ローリターン、と大まかに分類できる。

不動産のリターン（平均収益率）が、債券のリターンを下回っているのは、不動産の総合収益率がバブル崩壊後、大きなマイナスとなっていることが原因である。

1971～90年、1991～2001年までの2期間に分けて3資産の相関係数を見たのが表2および表3である。不動産には1年間のラグを用いる。1971～90年までは、株式と不動産は強いプラスの相関（0.54）を示しているが、バブル崩壊後の1991～2001年では、株式と不動産の相関は-0.04と小さく、不動産と債券との間にマイナスの相関（-0.52）が見られるようになっている。

不動産収益率の全国・都心・地方の比較分析

MTB-IKOMA 不動産投資インデックスの総合収益率、インカム収益率、キャピタル収益率について、都心3区、東京都区部、東京圏、東京圏以外、大都市圏、地方都市、全国の指標を

用いて、比較検討する。

(a)総合収益率

図3をみると、不動産の総合収益率は、1970～85年は、都心ほど高く、逆に地方は低い。86年のピークにおいては、東京都区部・東京圏がもっとも高く、87～96年の10年間は、逆に都心ほど総合収益率が低くなっている。とくに、92～96年は、都心3区が他と比較しても大きなマイナスの総合収益率を示している。97年以降は、再び、都心ほど総合収益率が高い傾向となっている。

(b)単年度インカム収益率

図4をみると、1970～83年の期間、都心3区のインカム収益率がもっとも高い。逆にインカム収益率が低いのは、70～73年は東京区部および東京圏、74年以降80年代前半までは地方都市となっている。80年代中頃から89年までは、インカム収益率は都心ほど低く、地方ほど高い。90～92年は、逆に、都心ほど収益率が高く、地方ほど低い。93年以降は、再び都心ほどインカム収益率が高く、地方ほど低い傾向となっている。

(c)単年度キャピタル収益率

キャピタル収益率(図5)は、総合収益率と同様の動きを示している。言い換えると、総合収益率は、インカム収益率とキャピタル収益率の和であるが、その大部分がキャピタル収益率で説明されているということである。

東京都心3区のエリア別分析

東京都心3区(千代田区・中央区・港区)について、さらに地域を細分化して、総合収益率、インカム収益率、キャピタル収益率、空室率の動きを分析する。

(a)千代田区

千代田区を以下の8エリアに分けて分析する。

図3—不動産の総合収益率(全国・都心・地方)

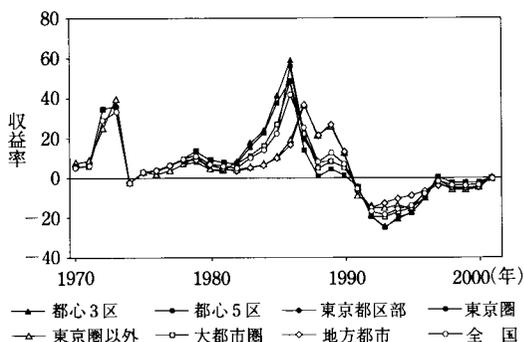


図4—インカム収益率(全国・都心・地方)

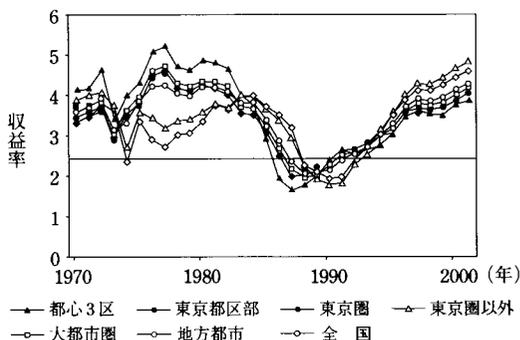
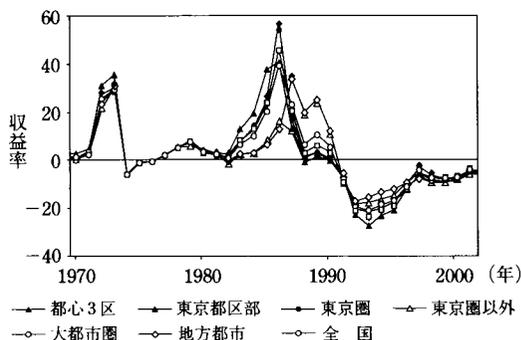


図5—キャピタル収益率(全国・都心・地方)



1. 丸の内・大手町・有楽町エリア
2. 内幸町・霞が関・永田町エリア
3. 麴町・平河町・紀尾井町エリア
4. 番町エリア
5. 飯田橋・富士見・九段エリア
6. 神田神保町・神田小川町エリア
7. 内神田・神田須田町エリア
8. 岩本町・東神田・外神田エリア

(i)千代田区の総合収益率

「丸の内・大手町・有楽町」「内幸町・霞が

図6 総合収益率（千代田区）

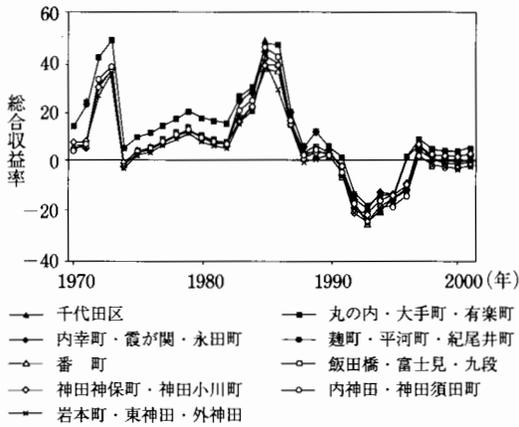


図8 キャピタル収益率（千代田区）

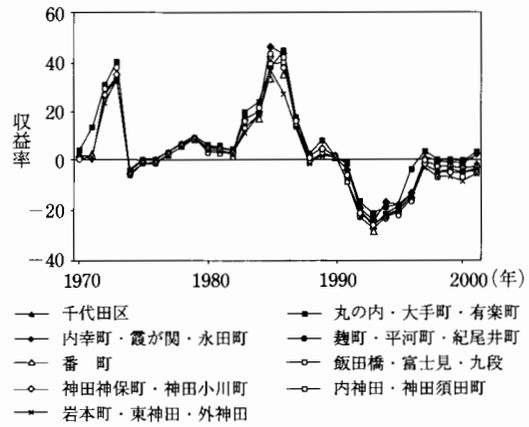


図7 インカム収益率（千代田区）

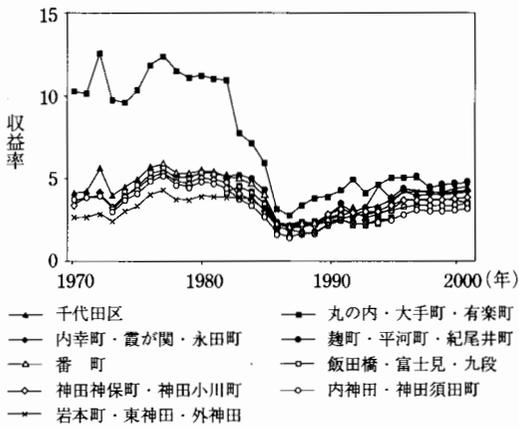
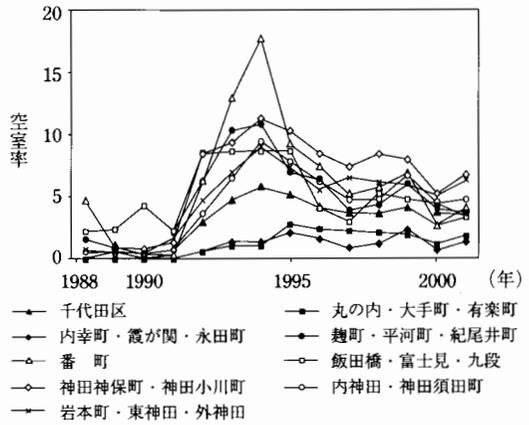


図9 空室率（千代田区）



関・永田町」が、全期間を通して他地域より高水準で推移している。とくに1990年代後半以降は、他地域がマイナスの推移を続ける一方で、「丸の内・大手町・有楽町」「内幸町・霞が関・永田町」はプラスへと転じている（図6参照）。90年代後半以降、「丸の内・大手町・有楽町」と「内幸町・霞が関・永田町」の2エリアと、その他のエリアへと二極分化しつつある。総合収益率・キャピタル収益率がプラスに転じているのは「丸の内・大手町・有楽町」と「内幸町・霞が関・永田町」。これら地域は、業務高度商業地域（主として行政機関、企業、金融機関等の事務所が高度に集積している地域）であり、大規模なインテリジェントビルの多い地域である。他方、総合収益率がとくに低迷してい

るのは、「内神田・神田須田町」「岩本町・東神田・外神田」で、中小規模ビルも多い地域である。

(ii)千代田区の単年度インカム収益率

図7には、インカム収益率の推移が示されている。「丸の内・大手町・有楽町」が、1970年以降、とくに高い収益率（10%超）を示したが、85年以降は徐々に下落し、90年代後半には他のエリアと同水準となっている。「内幸町・霞が関・永田町」「麹町・平河町・紀尾井町」も、全期間を通し、高い収益率水準となっている。逆に、80年代前半までは、「岩本町・東神田・外神田」が、それ以降は、「内神田・神田須田町」がもっとも低い水準で推移している。「丸の内・大手町・有楽町」が70年代から80年代前

半まで10%超の高い水準となった理由としては、①看板効果などの本来不動産に化体されない要因が賃料などに上乘せされていること、②同グループ間の賃貸借等の特殊な要因があったこと、などが考えられる。そのような特殊性は、徐々に是正され、「丸の内・大手町・有楽町」のインカム収益率は、現在、千代田区平均並みの水準となっている。

(iii)千代田区の単年度キャピタル収益率

図8に見られるように、全エリアがほぼ同傾向で推移しているが、とくに、「丸の内・大手町・有楽町」が高水準となっている。バブル期には、「番町」「岩本町・東神田・外神田」の収益率が他地域より低くなっている。1990年代に入ると二極化傾向を示すようになってきている。97年以降、プラスに転じたのは「丸の内・大手町・有楽町」、逆に「内幸町・霞が関・永田町」はマイナスに推移し二極化している。

(iv)千代田区の空室率

図9は空室率の推移を見たものである。1990年代以降、低空室率で推移しているのは、「丸の内・大手町・有楽町」「内幸町・霞が関・永田町」であり、高空室率で推移する他の地域と二極化が見られる。90年代前半に「番町」が非常に高い空室率を示し、また、「神田神保町・神田小川町」が90年代以降、高空室率で推移している。「丸の内・大手町・有楽町」「内幸町・霞が関・永田町」に関しては、かつては空室率がほぼゼロであったが、90年代に入り多少の空室率が出ている。

(b)中央区

中央区を以下の8エリアに分けて分析する(紙幅の関係で図は割愛)。

- 1.堀留町・東日本橋エリア
- 2.室町・本町エリア
- 3.人形町エリア
- 4.日本橋・八重洲・京橋エリア
- 5.茅場町・八丁堀・新川エリア
- 6.銀座エリア

7.新富町・明石町・築地エリア

8.月島・勝どき・晴海エリア

(i)中央区の総合収益率

1972年から73年にかけて、全エリアとも高い収益率の伸びを示しているが、とくに「室町・本町」の伸びが大きい。80年代は、「新富町・明石町・築地」「月島・勝どき・晴海」の収益率が低迷している。97年には、「日本橋・八重洲・京橋」「銀座」「月島・勝どき・晴海」「室町・本町」で収益率がプラスになっている。また、「銀座」は2000年以降プラスに転じている。「日本橋・八重洲・京橋」「月島・勝どき・晴海」なども収益率が再びプラスに転じつつある。「堀留町・東日本橋」の収益率は90年代以降低迷している。原因としては、中小規模ビルが多いこと、繊維関連業種が多いことなどがあげられる。近年、同エリアでは、中小マンションの建設が多くなっている。

(ii)中央区の単年度インカム収益率

1970年代から80年代前半にかけては、「新富町・明石町・築地」、ついで「茅場町・八丁堀・新川」「室町・本町」「日本橋・八重洲・京橋」が高い収益率となっている。80年代後半から90年代前半においては、「室町・本町」がもっとも高い収益率となっている。逆に、「堀留町・東日本橋」が、70年代から90年代前半まで低水準で推移している。90年代以降、「日本橋・八重洲・京橋」「銀座」、90年代後半以降「銀座」が低い収益率を示している。「月島・勝どき・晴海」は、90年代に入って高い収益率の伸びを示していたが、97年から98年にかけて一度急落している。インカム収益率から言えることは、大規模ビル開発が進んだ「月島・勝どき・晴海」の収益率が90年代に急上昇したこと、「銀座」「日本橋・八重洲・京橋」など旧来から名声のあるオフィスエリアが、90年代以降、比較的 low水準で推移していることなどである。

(iii)中央区の単年度キャピタル収益率

総合収益率とほぼ同傾向の推移を示しているが、千代田区と異なり、現時点でプラスに転じ

ているエリアは存在しない。

(iv)中央区の空室率

「堀留町・東日本橋」は、1990年前後まで低空室率であったが、90年代以降空室率が急上昇、高水準で推移している。「室町・本町」も同様に90年前後まで空室率がほぼゼロであったが、90年代以降空室率が急上昇している（ただし、中央区内では、もっとも低水準）。「月島・勝どき・晴海」は、2000年から2001年にかけて、空室率が急上昇している。

(c)港区

港区を以下の9エリアに分けて分析する（紙幅の関係で図は割愛）。

1. 新橋エリア
2. 虎ノ門エリア
3. 浜松町・芝公園エリア
4. 港南エリア
5. 芝・三田エリア
6. 六本木エリア
7. 赤坂エリア
8. 青山エリア
9. 西麻布エリア

(i)港区の総合収益率

1972年から73年にかけて、全エリアで収益率が大きく上昇しているが、72年は「赤坂」、73年は「青山」の上昇がとくに大きい。86年においても全エリアで50%前後の大きな上昇をしているが、「六本木」「青山」の上昇が大きい。91～96年は、全エリアの総合収益率がマイナスで推移している。97年以降は、「港南」がプラスとなり、2000年に「青山」がプラスとなった後、2000年から2001年にかけてかなりのエリアでプラスに転じている。また、90年代以降、「西麻布」の収益率が低水準で推移している。

(ii)港区の単年度インカム収益率

1990年代以降、「港南」が非常に高い収益率を示している。また、「青山」も、90年代半ば以降高い伸びを示している。「六本木」「西麻布」エリアは、比較的低い水準で推移している。

(iii)港区の単年度キャピタル収益率

総合収益率とほぼ同傾向の推移をしている。「港南」が相対的に高く、2000年から2001年にかけてプラスに転じている。

(iv)港区の空室率

最近においては、「港南」「青山」「赤坂」の空室率が低くなっている。一方、「虎ノ門」「新橋」「六本木」が比較的高空室率となっている。「西麻布」「六本木」は、90年代半ばにおいては、20%前後の空室率を示していたが縮小傾向にある。

3 不動産投資インデックス指標の変動要因に関するパネルデータ分析

以下、時系列データ（1970～2001年）に加え、地域間のクロスセクション・データ（78地域）も加えたパネルデータ分析により、インデックス指標の変動要因を分析する。

総合収益率の変動要因に関するパネルデータ分析

まず、総合収益率の説明要因を分析する。総合収益率を被説明変数、金利、GDP変化率、空室率、1期前総合収益率を説明変数としてパネルデータ分析を行なう。なお、金利に関しては、コールレートと長期プライムレートの2指標を用いる。全国78エリアに関して分析を行なったのが以下の結果である。ここでは、Random Effect ModelとFixed Effect Modelを比較し、Hausmann検定の結果、Random Effect Modelを採用した。

(a)全国78エリア（コールレート）

$$\begin{aligned} \text{TOTAL} = & -0.89 \text{RCALL} + 1.22 \text{GGDP} \\ & (-8.50) \quad (7.63) \\ & + 1.22 \text{GGDPDUM} - 2.73 \text{RCALLDUM} \\ & (4.00) \quad (-13.66) \\ & - 3.85 \text{EMP} + 0.41 \text{TOTAL}_{t-1} + 11.69 \\ & (-10.69) \quad (19.55) \quad (8.37) \\ R^2 = & 0.62, R^2(\text{補正後}) = 0.62, \text{DW比} = 1.84 \end{aligned}$$

(b)全国78エリア（長期プライムレート）

$$\begin{aligned} \text{TOTAL} &= -0.92 \text{ RLONG} + 1.57 \text{ GGDP} \\ &\quad (-5.36) \quad (9.18) \\ &+ 1.17 \text{ GGDPDUM} - 2.56 \text{ RLONGDUM} \\ &\quad (3.17) \quad (-10.52) \\ &- 2.17 \text{ EMP} + 0.43 \text{ TOTAL}_{t+1} + 9.86 \\ &\quad (-5.99) \quad (19.77) \quad (5.13) \\ R^2 &= 0.60, R^2(\text{補正後}) = 0.60, \text{DW 比} = 1.83 \end{aligned}$$

以上の2つの結果をまとめると以下のようになる。

①総合収益率は、金利、GDP変化率、空室率、1期前総合収益率の4つの要因により約6割が説明できる。GDP変化率は国内景気動向を表し、空室率はオフィスの需給動向を表している。

②総合収益率の説明変数として、1期前総合収益率が有意であることは、総合収益率が、前期の収益率に強く影響を受けていることを示している。

③金利要因として、長期プライムレートよりコールレートのほうが強い説明力を示している。このことは、総合収益率は、金融市場動向より、金融政策の動きにより敏感に反応することを示している。

④GDP変化率、金利のダミー変数が有意であり、1990年以前と以降でGDP変化率、金利の感応度がより強くなっている。このことは、グラフからも読み取ることができる。

東京地域と地方を分けたパネルデータ分析

次に、東京のエリアと地方（東京以外の地域で、大阪、神奈川など）のエリアに分けてパネルデータ分析を行なうと以下の結果が得られる。

(a)東京

$$\begin{aligned} \text{TOTAL} &= -0.73 \text{ RCALL} + 0.97 \text{ GGDP} \\ &\quad (-5.43) \quad (4.65) \\ &+ 1.55 \text{ GGDPDUM} - 3.01 \text{ RCALLDUM} \\ &\quad (3.93) \quad (-11.31) \\ &- 4.06 \text{ EMP} + 0.38 \text{ TOTAL}_{t-1} + 12.28 \\ &\quad (-8.55) \quad (14.51) \quad (6.64) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.59, R^2(\text{補正後}) = 0.58, \text{DW 比} = 1.82$$

(b)地方

$$\begin{aligned} \text{TOTAL} &= -1.35 \text{ RCALL} + 1.75 \text{ GGDP} \\ &\quad (-9.47) \quad (8.45) \\ &+ 0.37 \text{ GGDPDUM} - 2.13 \text{ RCALLDUM} \\ &\quad (5.69) \quad (-8.52) \\ &- 3.51 \text{ EMP} + 0.46 \text{ TOTAL}_{t-1} + 11.13 \\ &\quad (-7.58) \quad (15.02) \quad (6.29) \\ R^2 &= 0.77, R^2(\text{補正後}) = 0.76, \text{DW 比} = 2.05 \end{aligned}$$

地方のほうが東京よりも決定係数が高く、モデルの説明力が高い。各説明変数の係数のt値も地方エリアのほうが大きい。したがって、東京より地方において、総合収益率は、金利、景気変動、オフィス需給動向、1期前総合収益率の4つの要因により敏感に反応していると言える。以上の東京と地方の結果は、利子率にコールレートを用いた場合であるが、長期プライムレートの場合もほぼ同様の結果であるため、ここには示さない。

キャピタル収益率の変動要因に関するパネルデータ分析

次に、キャピタル収益率の説明要因を分析する。キャピタル収益率が被説明変数、金利、GDP変化率、空室率、1期前キャピタル収益率を説明変数として、パネルデータ分析を行なう。金利としては、コールレートと長期プライムレートの2変数を用いた比較も行なった。全国75エリアに関して分析を行なった結果は以下のとおりである。

(a)全国75地域（コールレート）

$$\begin{aligned} \text{CAPITAL} &= -1.03 \text{ RCALL} + 1.17 \text{ GGDP} \\ &\quad (-9.80) \quad (7.37) \\ &+ 1.34 \text{ GGDPDUM} - 2.72 \text{ RCALLDUM} \\ &\quad (4.44) \quad (-13.82) \\ &- 4.31 \text{ EMP} + 0.40 \text{ CAPITAL}_{t-1} + 11.12 \\ &\quad (-11.92) \quad (19.28) \quad (8.14) \\ R^2 &= 0.63, R^2(\text{補正後}) = 0.63, \text{DW 比} = 1.86 \end{aligned}$$

(b)全国75地域（長期プライムレート）

$$\begin{aligned} \text{CAPITAL} = & -1.16 \text{ RLONG} + 1.57 \text{ GGDP} \\ & (-6.77) \quad (9.18) \\ & +1.33 \text{ GGDPDUM} - 2.62 \text{ RLONGDUM} \\ & (3.60) \quad (-10.82) \\ & -2.72 \text{ EMP} + 0.41 \text{ CAPITAL1} + 10.29 \\ & (-7.42) \quad (19.27) \quad (5.41) \\ R^2 = & 0.60, R^2(\text{補正後}) = 0.60, \text{DW 比} = 1.83 \end{aligned}$$

以上の2つの計測結果から、次のようなことが言える。

まず、キャピタル収益率は、金利、GDP 変化率、空室率、1期前キャピタル収益率の4つの要因により約6割が説明できる。GDP 変化率は、国内経済の景気動向を表し、空室率はオフィスの需給動向を表す。キャピタル収益率の説明変数として、1期前キャピタル収益率が有意であることは、キャピタル収益率が、1期前期の収益率を反映し、非合理的に形成される部分があるということを示している。また、金利要因として、長期プライムレートよりコールレートのほうが強い説明力を示している。このことは、キャピタル収益率は、金融市場動向よりも、金融政策の動きにより敏感に反応することを示している。さらに、1991年以降、GDP 変化率、金利の感応度が強くなっており、バブル崩壊後にオフィスビルの価格形成要因に構造変化が起こったことを裏付けている。以上の結論は概ね総合収益率の結論と同じである。

東京と地方を分けた計量分析

次に、東京のエリアと地方のエリアを分けてパネルデータ分析を行なう。

(a)東京

$$\begin{aligned} \text{CAPITAL} = & -0.90 \text{ RCALL} + 0.89 \text{ GGDP} \\ & (-6.68) \quad (4.28) \\ & +1.72 \text{ GGDPDUM} - 3.06 \text{ RCALL} \\ & (4.36) \quad (-11.64) \\ & -4.66 \text{ EMP} + 0.37 \text{ CAPITAL1} + 12.20 \\ & (-9.74) \quad (13.95) \quad (6.74) \\ R^2 = & 0.59, R^2(\text{補正後}) = 0.59, \text{DW 比} = 1.83 \end{aligned}$$

(b)地方

$$\begin{aligned} \text{CAPITAL} = & -1.41 \text{ RCALL} + 1.75 \text{ GGDP} \\ & (-9.95) \quad (8.50) \\ & +0.41 \text{ GGDPDUM} - 2.03 \text{ RCALLDUM} \\ & (1.02) \quad (-8.28) \\ & -3.70 \text{ EMP} + 0.47 \text{ CAPITAL1} + 9.70 \\ & (-8.01) \quad (15.54) \quad (5.61) \\ R^2 = & 0.77, R^2(\text{補正後}) = 0.77, \text{DW 比} = 2.07 \end{aligned}$$

以上2つの計測結果から、東京エリアより地方エリアのほうが決定係数が高く、モデルの説明力が高い。また、各説明変数の係数のt値も地方エリアのほうが大きい。したがって、東京より地方において、総合収益率は、金利、景気変動、オフィス需給動向、1期前総合収益率の4つの要因により敏感に反応していることになる。また、金利として長期プライムレートを用いた場合も、ほぼ同様の結論である。

インカム収益率の変動要因に関するパネルデータ分析

インカム収益率の説明要因を分析していく。インカム収益率を被説明要因、金利、GDP 変化率、空室率、1期前総合収益率を説明変数としてパネルデータ分析を行なう。

(a)全国75エリアのパネルデータ分析

$$\begin{aligned} \text{INCOME} = & -0.93E-02 \text{ TIME} + 0.06 \text{ RCALL} \\ & (-3.16) \quad (8.66) \\ & -0.02 \text{ GGDP} + -0.23 \text{ EMP} \\ & (-2.19) \quad (-19.26) \\ & +0.79 \text{ INCOME } t-1 \\ & (63.90) \\ R^2 = & 0.87, R^2(\text{補正後}) = 0.86, \text{DW 比} = 1.78 \end{aligned}$$

この結果から、インカム収益率は、金利、GDP 変化率、空室率、1期前インカム収益率により、約90%が説明できる。インカム収益率は、総合収益率、キャピタル収益率と同様、金利要因、景気要因、オフィス需給要因により決定されるが、他方で、総合収益率、キャピタル収益率に比べ、1期前インカム収益率の係数とt値が高く、より前期のインカム収益率による

履歴効果があることがわかる。

また、金利、GDP 変化率、空室率の係数の符号が、総合収益率、キャピタル収益率と逆になっている。このことは、賃料には遅効性・保守性があることから、空室率や景気要因は、インカム収益率にはラグを伴って効いている可能性がある。

さらに、インカム収益率の分析において、説明変数として、GDP 変化率、金利のダミー変数を加えたが有意な結果が得られなかった。ここでのダミー変数は、バブル以前と以後で、係数の大きさに統計的に有意な差があるかどうかを見たものである。これは、インカム収益率は、バブル前後で説明要因に変化が起きていないことを示している。インカム収益率は構造変化を起きにくく、安定的な収入として得られていることがわかる。投資家が、インカム収益率から安定的な収益獲得を目指す、昨今の投資行動の合理性が裏付けられる。

次に、東京エリアと地方エリアに分けてパネルデータ分析を行なうと次の結果が得られる。

(b)東京エリア

$$\begin{aligned} \text{INCOME} = & -0.93\text{E}-02 \text{ TIME} + 0.06 \text{ RCALL} \\ & (-3.16) \quad (8.66) \\ & -0.02 \text{ GGDP} + -0.23 \text{ EMP} \\ & (-2.19) \quad (19.26) \\ & +0.79 \text{ INCOME } t-1 \\ & (63.90) \\ R^2 = & 0.87, R^2(\text{補正後}) = 0.86, \text{DW 比} = 1.78 \end{aligned}$$

(c)地方エリア

$$\begin{aligned} \text{INCOME} = & -0.025 \text{ TIME} - 0.99\text{E}-02 \text{ RCALL} \\ & (-4.97) \quad (-0.81) \\ & -0.06 \text{ GGDP} - 0.19 \text{ EMP} \\ & (-4.85) \quad (9.03) \\ & +0.74 \text{ INCOME } t-1 \\ & (32.04) \\ R^2 = & 0.84, R^2(\text{補正後}) = 0.83, \text{DW 比} = 1.79 \end{aligned}$$

以上の結果から、地方は東京に比べ、金利要因のインカム収益率に与える影響が小さいこと

が t 値の比較からわかる。これは、地方において、インカム収益率の決定（賃料や賃貸費用の設定）において、金融政策や金融市場動向があまり反映されていないこと示している。また、1 期前インカム収益率が当年のインカム収益率に及ぼす影響は、東京のほうが地方より大きい。

*本稿の作成段階において、金本良嗣教授ほか、「住宅経済研究会」メンバーの方々からさまざまなコメントをいただいた。心から感謝を申し上げたい。計量分析に GMM を用いる点などは、今後の課題として別の機会に展開したい。

注

1) MTB-IKOMA 不動産投資インデックスのデータ作成方法

地価公示の標準地上に容積率限度いっぱいの建物を想定し、当該想定土地・建物の収益率を算出し、地域、物件規模ごとに集計、平均することによって、地域ごと、物件ごとの資産価格（＝インデックス）を算出。インデックス指標導出の際に使用する各指数は以下のものを用いる。

実質成約賃料：ゾーン別募集賃料、延べ床面積、最寄駅からの徒歩距離、築年数を説明変数、対象物件の成約賃料を被説明変数として重回帰分析にて推定。成約賃料は、生駒データサービスの 1 万 5000 件の実際の成約賃料を使用。

経費：公租公課、修繕費、損害保険料、建物取り壊し準備の合計。公租公課は固定資産概要調書のデータを参照。その他は、日本不動産鑑定協会の数字を使用。

土地価格：公示価格（標準値）を採用。

建物価格：日本不動産鑑定協会刊「地価公示における収益還元法適用上の運用指針等」を使用。東京基準 SRC2600m²中級を基準として、同想定建物の建築費査定表に基づいて規模別、区分別に補正した数値を採用。

補遺

推定期間：1970年～2001年（年次データ）

TOTAL：総合収益率

RCALL：コールレート

GGDP：GDP 変化率

GGDPDUM：1970～1990年までが 0、1991～2000年までが 1 であるダミー変数を GGDP に掛けた変数

EMP：空室率

TOTAL t-1：1 期前総合収益率

RLONG：長期プライムレート

CAPITAL1：1 期前キャピタル収益率

TIME：年（タイムトレンド）

INCOME t-1：1 期前インカム収益率

金融資産と住宅資産の関係 オランダ家計データによる分析

Hochguertel, S. and A. van Soest (2001) "The Relation between Finance and Housing Wealth: Evidence from Dutch Households," *Journal of Urban Economics*, 49, pp.374-403.

はじめに

多くの国々の全世代に共通して、住宅資産と金融資産は、家計のポートフォリオのなかでもっとも重要な資産項目である。

住宅を所有している世帯にとっては、住宅資産は総資産に占める割合が高く、住宅所有の決定や住宅資産の価値は、金融資産の保有水準や保有構造に大きな影響を及ぼす。一方、金融資産から住宅資産への影響も考えられ、金融資産市場の変化が、住宅資産に関する意思決定にスピルオーバーする可能性がある。金融および住宅資産は、あるひとつの意思決定プロセスから同時に影響を受けるため、同時決定を考慮したモデルを構築する必要がある。

住宅消費と住宅・金融資産需要の同時決定を明示的に取り扱った理論的なモデルとしては、Henderson and Ioannides (1983) があげられる。この研究の特徴は、住宅消費が住宅投資の下限をもたらすという制約を課したことである。また、Flavin and Yamashita (1998) は、住宅と金融資産への投資収益の同時分布を推定し、住宅の投資と消費への制約が、金融資産ポートフォリオに対し、大きな影響を与えることを示した。

Bruekner (1997) など、実証分析の多くは、金融資産の保有決定に与える住宅所有決定のインパクトに焦点を当てており、金融資産と住宅資産の同時決定を考慮した研究は多くない。ここで紹介する Hochguertel and van Soest 論文では、住宅投資需要と金融資産保有の同時決定の実証モデルを構築している。実際には、2つのセンサーされた従属変数を用いた、スイッチングを内生的に扱う同時方程式システムを、最尤法で推定する。その際、住宅の最低購入費用（固定、取引費用）を観測されない非ゼロセンサー閾値として捉え、どちらかの資産の閾値が及ぼす他の資産へのスピルオーバー効果をモデルに導入している。以下、Hochguertel and van

Soest (2001) の構成に沿い、実証モデルと推定結果について紹介する。

1 オランダの住宅市場

オランダの持ち家率は1990年で45%と、アメリカ64%、EC62%に比べるとかなり低い。借家の77%は公的に供給された住宅であり、残りの23%は民間企業や個人により供給されている。

オランダの住宅諸制度は、低所得層には、手厚い公的支援等により借家の選択を促し、逆に、高所得層には、税制上の優遇措置やモーゲージ利用のしやすさなどにより、住宅所有を促すものとなっている。

2 データ

分析で基本的に用いられたマイクロデータは、1988年にオランダ銀行によって行なわれた、家計と個人の資産の金融構造と、消費者と金融機関との関係に焦点を当てた調査であり、3704世帯によって構成される。欠損値や外れ値を除去したため、Hochguertel and van Soest 論文では、2888世帯が分析対象となる。

住宅価格指数については、オランダ不動産仲介協会の地域ごとの平均住宅販売額に基づく。

住宅資産データについては、投資総量を利用した。住宅エクイティは、住宅の価値とモーゲージ債務の差で定義され、負の場合は、欠損値として扱われている。同様に、金融エクイティは、負債を除く純金融資産として定義される。金融資産は、貯蓄残高、定期預金等、債券や株式で構成される。

3 モデル

住宅・金融資産のモデルと住宅・金融エクイティのモデルについては同じモデルを想定する。Henderson and Ioannides (1983) の理論モデルに従い、家計は予算を、金融資産、住宅資産、その他（消費など）に配分すると仮定する。この制約のない最適

配分は、潜在的 (notional) 需要と考えられる。ある財に制約が課されれば、潜在的な需要は条件付需要におきかわり、最適な配分は変化する。これは、制約を受けた財から他の財へのスピルオーバー効果を表す。Hochguertel and van Soest 論文では、固定費用等の最低限の購買条件として、正の観測されない閾値を制約として用い、住宅投資のセンサー回帰モデルを同時方程式の枠組みで推定している。

以下、実証モデルについて紹介する。

$$y_i^* = x_i \alpha_i + \varepsilon_i, \quad i=1,2 \quad (1)$$

$$T_i^* = x_i \delta_i + u_i, \quad i=1,2 \quad (2)$$

ここで、 y_i^* は住宅 ($i=1$) と金融 ($i=2$) 資産への潜在的需要を表す。 x は説明変数のベクトルで、所得や限界税率、住宅価格を含む。誤差項 ε_i と u_i は、観測できない不均一性を表す。

住宅資産の閾値が設定されれば、閾値を下回る住宅資産はゼロとなり、金融資産需要は、住宅資産がゼロという条件の下で与えられる。同様に、金融資産が閾値によって制限されれば、住宅需要は潜在的住宅需要関数に代わって、条件付需要関数で与えられる。実際には、ある種の金融資産は住宅資産よりも固定費用が小さいため、住宅の閾値は、金融資産の閾値よりも大きな役割を果たすことが予想される。

住宅と金融資産に対する条件付需要 \tilde{y}_1 、 \tilde{y}_2 は次のように定義される。

$$\tilde{y}_1 = y_1^* + \lambda_1 y_2^* \quad (3)$$

$$\tilde{y}_2 = y_2^* + \lambda_2 y_1^*$$

この時、 $\lambda_1 \neq 0$ あるいは $\lambda_2 \neq 0$ ならば、潜在的需要と条件付需要は、他の資産の潜在的需要がゼロの時に一致する。

パラメータ λ_1 と λ_2 は、ある資産に課された閾値の他の資産へのスピルオーバー効果を表している。 λ_i の正の値は、金融資産の最適水準が正であるが、閾値の制約により金融資産が保有されず、代わりに住宅資産の需要が増加することを意味する。したがって、2つの資産は代替的であるといえる。

条件付需要関数の閾値も同様にモデル化される。

$$\hat{T}_1 = T_1^* + \lambda_1 T_2^* \quad (4)$$

$$\hat{T}_2 = T_2^* + \lambda_2 T_1^*$$

金融資産あるいは住宅資産の保有の決定は、潜在

的あるいは条件付需要が対応する閾値を超えるかどうか依存する。これは、選択メカニズムとして、 $S_i^* = y_i^* - T_i^*$ と $\tilde{S}_i = \tilde{y}_i - \hat{T}_i$ ($i=1,2$) を利用して表現される。

$$S_i^* = y_i^* - T_i^* = \nu \xi_i + u_i \quad (i=1,2) \quad (5)$$

$$\tilde{S}_i = \tilde{y}_i - \hat{T}_i = S_i^* + \lambda_j S_j^* \quad (j=2,1)$$

金融資産の閾値が規定されなければ、住宅資産は $S_i^* > 0$ の時に保有され、金融資産の閾値が規定されれば、 $\tilde{S}_i > 0$ の時に住宅資産は保有される。金融資産の場合も同様である。完全な同時モデルは(1)式、(3)式、(5)式によって与えられ、次のような住宅資産・金融資産の観測される量 (y_i) を決定するレジーム分配ルールに従う。

$$(a) \quad S_1^* > 0, S_2^* > 0 : y_1 = y_1^* ; y_2 = y_2^*$$

$$(b) \quad \tilde{S}_1 > 0, S_2^* < 0 : y_1 = \tilde{y}_1 = y_1^* + \lambda_1 y_2^* ; y_2 = 0$$

$$(c) \quad S_1^* < 0, \tilde{S}_2 > 0 : y_1 = 0 ; y_2 = \tilde{y}_2 = y_2^* + \lambda_2 y_1^* \quad (6)$$

$$(d) \quad \tilde{S}_1 < 0, \tilde{S}_2 < 0 : y_1 = 0 ; y_2 = 0$$

モデルの誤差項 ε_1 , ε_2 , u_1 , u_2 については、正規分布に従い、かつ説明変数と独立であるという仮定がおかれ、また、資産選択の同時性をモデルに組み込むため、 ε_1 と ε_2 間、 u_1 と u_2 間に、相関を認め、レジームのスイッチングを内生化している。なお、この種のセンサーされた従属変数の同時推定モデルでは、論理的整合性の条件として、パラメータの推定値間に、 $\lambda_1 \lambda_2 \leq 1$ の条件が必要となる (論理的整合性の条件)。

また、データには、資産保有の有無は把握できるが、保有量までは把握できない観測値が含まれる。単純に、これらの観測値を除去すると、セレクションバイアスが生じ、一致性が損なわれる。実際には、このセレクションバイアスを修正する観測モデルを考慮し、推定を行なっている。

4 実証結果

モデルは、最尤法によって、資産とエクイティ変数それぞれについて推定されている。それぞれの資産は、(6)式の4つのレジームに対応する尤度関数により推定される。

Hochguertel and van Soest 論文では、潜在的需要方程式に除外制約を課すことによって、ノンパラ

表1 一資産・エクイティについての推定結果（一部抜粋）

説明変数	資産モデル				エクイティモデル			
	住宅資産	住宅選択式	金融資産	金融選択式	住宅 エクイティ	住宅選択式	金融 エクイティ	金融選択式
家賃補助	—	-0.024 (-2.07)	—	-0.065 (-4.23)	—	-0.023 (-1.57)	—	-0.074 (-4.24)
限界税率	0.052 (0.31)	1.547 (3.69)	1.525 (2.06)	0.194 (0.35)	-0.191 (-0.11)	1.969 (4.31)	3.127 (1.32)	-0.219 (-0.35)
年齢ダミー (35歳以下)	-0.015 (-2.01)	0.078 (6.23)	-0.001 (-0.07)	0.005 (0.46)	-0.039 (-0.69)	0.080 (6.43)	-0.030 (-0.57)	0.008 (0.58)
年齢ダミー (35歳以上45歳以下)	0.019 (3.44)	-0.020 (-1.96)	0.034 (2.31)	0.004 (0.37)	0.195 (3.95)	-0.025 (-2.48)	0.053 (1.12)	0.008 (0.59)
年齢ダミー (45歳以上)	-0.005 (-2.10)	0.017 (3.69)	0.051 (6.85)	0.001 (0.12)	0.037 (0.60)	0.017 (3.55)	0.158 (4.76)	-0.007 (-1.30)
住宅価格指数	0.510 (5.30)	-0.389 (-2.14)	0.832 (3.12)	-0.699 (-3.36)	0.112 (0.12)	-0.348 (-1.91)	-1.136 (-1.26)	-0.582 (-2.53)
λ_1		0.031 (2.73)				0.004 (0.02)		
λ_2		-0.013 (-0.48)				-0.096 (2.84)		

注) カッコ内はt値を示す。

メトリックにモデルを識別している。ここでは、統計的、経済学的理由から、両方の資産方程式から最大家賃補助を、金融資産方程式から都市化ダミーを、住宅資産方程式から所得変数を除外する。また、エクイティ方程式にも同様の制約を課している。

推定結果は表1で示している。ただし、紙幅の都合上、限界税率、最大家賃補助、年齢、住宅価格、スピルオーバー効果についてのみ示し、推定に含まれる、所得、教育水準、雇用状況、性別、婚姻状況、子どもの数、都市化ダミーの推定結果は割愛している。

以下、推定結果を詳細にみていく。まず、限界税率は、住宅所有決定の選択では、有意に正の効果を持つ。これは、オランダの住宅所有に対する税制の優遇状況を反映していると考えられる。一方、住宅資産所有量については有意ではない。同様の結果は、エクイティモデルでも得られている。

一方、金融資産では、限界税率は、保有するかどうかの決定には有意でないが、資産保有量に関しては正で有意な効果を持つ。限界税率が金融資産保有量と保有決定に正の相関を持つのは、株式や債券などのキャピタルゲインが非課税であることによると考えられる。エクイティモデルでは、保有量についての有意性が失われ、税制が資産と負債を同方向に

変化させ、その効果が相殺されることを表している。

家賃補助は、住宅所有決定では、予想どおり負の効果を持つ。すなわち、高い住宅補助を受けている世帯は借家居住を選択する。金融資産保有選択については、強い負の効果を持ち、高い住宅補助を受ける世帯は貯蓄傾向が小さく、住宅購入のための貯蓄行動はみられない。シミュレーションの結果、住宅補助が10%上昇した場合、持ち家率、金融資産保有率はともに0.3%下落することが確認されている。

住宅所有と金融資産保有についての年齢パターンを比較すると、住宅を購入する前の若年齢層が多く金融資産を保有するという証拠は得られなかった。これはオランダでは頭金制約がほとんど存在しないという事実を反映していると考えられる。

住宅価格の効果は、住宅所有選択においては負で有意である一方、住宅資産量については住宅価格の上昇とともに増加する。この結果より、家計は、住宅価格が高いときは購入を控えるが、購入後は、望ましい住宅消費水準を保つためにより多くの投資を行なうと解釈できる。シミュレーションの結果、10%の住宅価格の上昇は、2.4%の住宅所有率の低下と、4.6%の住宅資産保有量の増加をもたらす。

住宅エクイティへの住宅価格の効果については、所有選択での効果は認められるが、投資量への効果

はみられない。これは、住宅価格の上昇がより高いモーゲージを導くということを裏付けている。

住宅価格は、金融資産保有選択に有意に負の影響を持つ。借家居住者にとって、住宅価格の上昇は住宅購入のための貯蓄のインセンティブを相対的に減少させることを意味する。他方、金融資産保有量については、住宅価格の影響は正である。これは、借家居住者にとって、住宅価格の上昇がより高い貯蓄を促すことを意味する。シミュレーションの結果、10%の住宅価格の上昇は、金融資産保有率を1.8%減少させるが、金融資産保有世帯の金融資産を5.3%増加させ、全体の金融資産は3.5%上昇する。

金融エクイティ保有量では、住宅価格は、有意ではないが負の効果を示す。住宅価格の上昇は、資産同様の負債についても保有量を増加させるといえる。

閾値の影響を表すパラメータ λ_1 と λ_2 についてみる。資産方程式においては、 λ_1 は有意に正であり2つの資産の代替性を表す。すなわち、金融資産の最適水準が正であるが、閾値制約により金融資産が持てない場合、住宅需要が増加する。 λ_2 は有意でないが負の値を取り、住宅所有を望んでいても借家居住している世帯の金融資産に対する需要は低い傾向を示す。ただし、 λ_1 と λ_2 の値（とくに λ_2 ）は小さく、スピルオーバー効果の経済的意味合いは限定的である。

エクイティ方程式では、 λ_2 の推定値は有意に負で、資産の場合よりも大きい。これは、住宅から金融エクイティへのスピルオーバーが、資産量の場合よりも大きいことを意味する。これによって、少ない住宅エクイティしか得られないため、借家居住を強いられている人々は、保有する金融エクイティも小さいことがわかる。これは住宅エクイティと金融エクイティは補完的であることを示す。

また、資産とエクイティのいずれの場合も、 λ_1 と λ_2 の値はゼロに近く、論理的整合性の条件は満たされていると考えられる。

まとめ

Hochguertel and van Soest 論文では、家計のポートフォリオのなかでもっとも重要な資産項目であ

る、金融資産と住宅資産への同時需要について、実証分析を行なっている。

その結果、期待されたとおり、金融資産の閾値は、投資時における固定費用の大きさが小さいため、住宅資産の閾値よりも重要性は低い。しかし、金融資産の閾値をゼロとしたモデルは棄却されており、閾値の存在は有意に確認される。たとえば、高い住宅価格は有意に金融資産保有確率を減少させるが、住宅所有を条件とした場合、保有量は増加する。これは、住宅価格の上昇が、金融資産閾値を上昇させることを意味する。

また、2つの資産間へのスピルオーバー効果の導入により、住宅所有者と借家居住者間の金融資産の保有選択は体系的に異なる一方で、住宅資産の所有選択が金融資産の保有状況に影響されないことが確認されたことは、Hochguertel and van Soest 論文の貢献といえる。

また、オランダでは、最近のさまざまな国の研究で活発に議論されている頭金制約が働いていないことが確認されたことも、注目すべき結果であろう。

参考文献

- Bueckber, J. K. (1997) "Consumption and Investment Motives and the Portfolio Choices of Homeowners," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15, pp.159-180.
- Flavin, M. and T. Yamashita (1998) "Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio over the Life Cycle," NBER Working Paper, No.6389.
- Henderson, J. V. and Y. M. Ioannides (1983) "A Model of Housing Tenure Choice," *American Economic Review*, 73, pp.98-113.

(行武憲史/助日本住宅総合センター研究員)

●近刊のご案内

『再開発等促進のための競売関連制度の研究』

定価2,300円(税込み)

国政の最重要課題である経済の再生、金融システムの再生、都市再構築の実現のためには、担保不動産を流動化するとともに、それを活用した都市再開発事業を促進していくことが急務である。とくに低・未利用のまま放置された都市部開発適地には、不良債権化した担保不動産が多く存在し、これらの土地における開発事業は、短期賃貸借保護制度(民法第395条)をはじめとする競売法制の不備のため、権利関係整序が困難であり、円滑な事業実現がむずかしい状況となっている。再開発の促進のネックとなる短期賃貸借保護制度が見直され、物件情報が効果的に提供されるようになれば、不法占拠

者排除の実効性が確保される。また、個人を含め競売参加者が増大すれば、担保不動産の処分円滑化が図られ、不動産の流動化、既成市街地の再開発の促進に寄与する。

本研究は、上記の観点から、競売法制などに関する国内外の資料を収集・整理するとともに、不動産競売市場に関する実態調査を行ったものであり、参考資料として巻末に「不動産競売法制のあり方についての立法提案」を付した。

『マンション苦情処理に関する実態および体制整備などに関する調査』

定価2,400円(税込み)

分譲マンションは、平成12年末で約386万戸、居住者数約1000万人と推計され、大都市を中心に普及・定着してきているが、マンションの居住をめぐるトラブルも増加、複雑化する傾向にあり、早急

な対応が求められている。平成13年8月には「マンションの管理の適正化の推進に関する法律」が施行されたが、これによりマンションに関するすべての問題の解決が可能となったわけではない。

本調査はこのような背景をふまえ、とくにマンションを購入した後の居住者(区分所有者)、管理組合および管理会社間のトラブルや苦情処理の実態を把握するため、現在ある苦情相談機関に対してアンケート調査およびヒアリング調査を行ない、マンション管理に関する苦情の実態、実際の苦情処理の問題点を検討し、さらに近年になって増加、複雑化しているマンションの苦情処理について、紛争になる前の段階で問題点を整理し、有効なアドバイスが行なえる体制づくりを検討した。なお、巻末ではマンション管理に関する判例を5つの分野に分けて整理している。

編集後記

当センター評議員の坂下昇筑波大学名誉教授は闘病1年余の後、去る8月13日に逝去されました。

坂下先生は当センターが1990年に設置した住宅経済研究会の初代座長を6年余にわたって務められ、その後も研究会顧問としてご指導いただきました。また、本誌の編集委員としてもご活動されました。誰とでも分け隔てなく議論し、自ら研究発表される姿を昨日のこのように思い出します。ここに謹んでご冥福をお祈りいたします。

天を突き裂く稲妻と高層ビルを揺るがす雷鳴、滝となって落ちる雨が舗道を穿ち、しぶきを上げます。街全体が巨大な実験装置に閉じ込められたようで、ビル群に反響する放電の恐怖に立ちすくみました。約20分間に集中した9月初めの激しい雷雨の光景でしたが、この時、国会議事堂に落雷し、一部が破損したことをテレビで知りました。

四季の自然な移り行きが回復して、爽やかな秋晴れにめぐりあえるのを心待ちにしています。(M)

編集委員

委員長——西村清彦
委員——森泉陽子
山崎福寿
浅見泰司

季刊 住宅土地経済

2003年秋季号(通巻第50号)

2003年10月1日 発行

定価(本体価格715円+税) 送料180円
年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——(財)日本住宅総合センター
東京都千代田区麴町5-7
紀尾井町TBR1107 〒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㈱