

実効ある都市のマスタープランを

高橋 進

財団法人 公庫住宅融資保証協会 理事長

財団法人 建設経済研究所 理事長

財団法人 日本住宅総合センター 評議員

昨年、IFHP（国際住宅・都市計画連合）の世界会議の出席を兼ねて、リスボン、マドリッドのほか、コルドバなど南スペインの街を見てまわる機会を得た。その視点は、「都市の開発と文化財の共生」である。

どの都市も、サラセンとキリスト教時代の複雑で重層的な歴史を経ていて、その歴史的文化財をいかに現在の都市の中に保存し、組み込んでいくかということに苦心していることがうかがえた。いろいろ考えさせられた旅だったが、もっとも驚かされたことのひとつは、何かとおおらかな南ヨーロッパの印象とは違って、どの都市でも、歴史的建造物の保存のための規則がきわめて個別的、具体的だということである。しかもその規制は、各都市とも現に生活が営まれている相当広い地域を対象としているので、住民の個別利害と反する場合も少なくないはずであるが、その反対によってその保存整備の計画が頓挫するということはない。

わが国では、文化財の保存にかぎらず、よりよい街づくりを進めようとしても、総論はともかく各論は反対で進まないことが多い。彼我の都市の形成の歴史の違いと、そのことに由来する都市計画に対する市民の意識の相違があって難しい問題ではあるが、魅力のある街づくりを実現するためには、その意識を変え、エゴの自己抑制を図るシステムを確立する必要がある。

そのためにどうしたらいいか。見てまわったどの都市でも対象地域とその規制策は、市全体の都市計画に関するマスタープランの中にきちんと位置づけられている。わが国でも、積極的かつ建設的な住民参加の下に、判断基準として実効性のある都市のマスタープランの作成に努める必要がある。

目次●1999年秋季号 No.34

[巻頭言] 実効ある都市のマスタープランを 高橋 進——1

[研究論文] 鉄道の混雑から発生する社会的費用の計測と最適運賃

山崎福寿・浅田義久——4

[研究論文] 宅地造成費用と宅地供給 井出多加子——12

[研究論文] 集積の経済、混雑の不経済と地域労働市場 佐藤泰裕——20

[論点] アメリカ不動産市場10年の動き 篠原二三夫——28

[海外論文紹介] ポストンにおける経済変動の時系列分析 隅田和人——36

エディトリアルノート——2

センターだより——40

編集後記——40

依然として、東京圏での通勤ラッシュ時における鉄道混雑には厳しいものがある。このような混雑現象に対する経済学者の処方箋は、①混雑料金を課すことと、②混雑料金収入をキャパシティの拡張にあてることの二つである。

ところが、現状はこの処方箋とはまったく逆になっている。つまり、東京圏の鉄道運賃は、混雑がそれほどでない他都市よりもかなり低い。これは、日本の鉄道運賃規制が簿価ベースの原価主義に基づいているからである。東京圏の鉄道は物価が安かった時代に建設されたので、簿価による原価は、最近建設された他都市より低い。これを反映して、東京圏の鉄道運賃が低くなっている。

山崎福寿・浅田義久論文（「鉄道の混雑から発生する社会的費用の計測と最適運賃」）では、経済学者の処方箋どおり混雑料金を徴収すれば、乗客はどれだけのコストを負担しなければならないかを推定している。彼らの推定によると、混雑料金はきわめて高く、JR中央線では通常運賃の3～5倍程度となっている。小田急線と西武新宿線ではこれより低いですが、それでも3倍以上になっている区間が存在する。

各路線のなかでは、都心近くでは倍率が小さく、中間部分で大きくなり、外縁部に行くとまた小さくなるという傾向が見られる。

山崎・浅田論文でも触れられているように、八田達夫氏のグループと家田仁氏のグループもそれぞ

れ異なった手法を用いて鉄道の混雑費用を計測している。これらの研究での計測結果との比較が必要である。

たとえば、家田氏のグループの計測結果によると、10分間乗車した場合の乗客1人当たりの混雑不効用は約85円である（三谷邦章・家田仁・畠中秀人 1987「乗車位置選択行動モデルを用いた混雑費用の定量的評価法」『土木計画学研究・論文集』No.5、139-146頁）。山崎・浅田論文の混雑料金は10分間当たり数百円であるので、家田氏たちによる計測結果に比べてかなり高い。

この理由のひとつは、家田氏たちの研究は混雑費用（混雑不効用の貨幣換算価値）を計測しており、混雑料金を計算しているわけではないことである。混雑費用が混雑率の1次式で表される場合にはこれらの二つは等しいが、たとえば、混雑費用が混雑率の2次関数になっていると、混雑料金は混雑費用の2倍になる。山崎・浅田論文の推定結果によると、混雑費用は混雑率の3次関数から4次関数の間になっている。したがって、混雑料金が混雑費用の3倍から4倍になっていてもおかしくない。

以上からわかるのは、混雑費用関数の関数形が混雑料金の水準に対して大きな影響をもたらすことである。山崎・浅田論文では、表2の λ が混雑関数の次数を表している。この係数の標準誤差が出ていないので、推定された次数の統計的有意性はわからない。

道路交通における混雑関数については、関数形の推定が非常に難しいことが知られている。この理由から、道路交通においては最適混雑料金の計算はほとんど不可能であるとされている。鉄道についても、混雑費用関数の関数形を正確に推定することは容易でないことが予想される。今後の研究が必要である。



井出多加子論文（「宅地造成費用と宅地供給」）は、日本の宅地造成費についての（財）日本住宅総合センター調査を基礎にして、宅地供給モデルの推定を行い、資材輸入の促進が宅地供給に与える効果を計測している。

日本の住宅価格はアメリカに比べてきわめて高い。地価が高いことの影響を除いたとしても、2倍程度にまで達している。そのひとつの理由は、建物部分の価格が高いことであるが、もうひとつの理由は宅地の造成費用が高いことである。

アメリカの地価は都市郊外においては1㎡当たり5000円に満たない水準である。当然のことながら、この数字は宅地造成コストを含んでいる。井出論文の基礎となった（財）日本住宅総合センターの調査によると、日本の宅地造成費用は1㎡当たり1万5000円を超える数字になっており、アメリカよりはるかに高いことがわかる。したがって、日本の住宅コストを引き下げするためには、建物部分のコストだけでなく、宅地造成コストを下

げることが重要な課題となる。

上記の調査によると、日本の宅地造成費はとくに資材面において縮減できる余地が大きい。公共工事の比率が高いほど資材費が割高になっており、その理由には資材メーカーの組合の影響力が関係しているといわれている。このことの当否は別にせよ、日本の宅地造成コストについてもっと注意が向けられるべきであろう。

さて、井出論文の主たる部分は宅地供給モデルの推定である。このモデルは、農家による農地留保需要関数、宅地需要者である消費者によって決定される宅地需要関数、デベロッパーの独占力を想定して導出した農地価格決定関数によって構成され、これらの3本の方程式を過去のデータを用いて推定している。鍵となる変数である宅地造成費用は、農地価格決定関数のなかに入っている。

一般に、宅地供給モデルの推定は難しく、井出論文においても理論的に予想される符号条件が満たされていないケースが存在する。しかし、過去の推定例に比較して、見劣りするものでないことは確かである。

推定された宅地供給モデルのシミュレーションによると、資材価格の低下は、農地価格を上昇させ、宅地価格を下落させる。宅地価格の下落は、大都市圏で相対的に小さく地方圏で大きい。また、宅地面積の増加（農地面積の減少）は大都市圏で小さいが、地方圏ではかなり大きい。これらの結果は、

大都市圏では農地留保需要関数、宅地需要関数双方の価格弾力性がきわめて小さいことによっている。これらの結論は興味深く、政策的な含意も大きい。しかし、データの制約から、宅地供給モデルの推定は困難であり、この結論がどの程度信頼できるかは定かでない。より詳細なデータに基づく研究が行われることを期待したい。

●

日本でも最近は無業率が増加してきており、ついにアメリカの失業率を上回るにいたった。失業率に関する重要な研究課題は、地域間（あるいは都市間）の失業率の相違に関するものである。佐藤泰裕論文（「集積の経済、混雑の不経済と地域労働市場」）は、住宅・土地市場の存在を考慮に入れて、地域間の失業率と賃金の関係を分析している。

伝統的には、失業率が高い地域では、それを相殺するように賃金が高くなければならないというハリス＝トドロ・モデルが主流であった。ところが、アメリカやイギリスでは、失業率が高い地域で賃金が低くなる傾向があるという逆の実証結果が得られている。佐藤論文での推定によれば、日本でも失業率が高い地域で賃金が低いという傾向がある。

佐藤論文では、都市集積の経済と不経済が存在する場合には、失業率と賃金は正の相関をもつこともあれば、負の相関をもつこともあることを示している。そのメカニズムの詳細は論文を参照してい

ただきたいが、概略は以下のよう
なものである。

第1に、都市人口が増加するとさまざまなタイプの労働者が集まるので、企業は自分たちにとって最適なタイプの労働者を捜しやすくなる。このことが企業の生産性を高め、それがさらに企業の参入を促す。多数の企業が参入すれば、労働者にとっても自分にあった職を探ることが容易になり、そのことが失業率を減少させる。

第2に、都市人口の増加は土地価格の上昇をもたらす、企業の生産コストを増加させる。そうすると参入してくる企業数が減少し、上と逆の現象が発生する。

第3に、大都市では住宅・土地価格が高いので、それを相殺するためには、同じ失業率であれば、賃金が高くなければならない。

これら三つをまとめると、第1の要因が相対的に大きい場合には賃金が高い大都市で失業率が低くなり、第2の要因が相対的に大きい場合には賃金が高い大都市で失業率が高くなるという結論が得られる。

佐藤論文は精緻な数学的分析を行っており、おもしろい結論を導き出している。しかし、用いたモデルは高度に抽象的なものであり、実際の世界とのつながりをつけるのが容易でない。よりシンプルでわかりやすいモデルや、実証的な分析につながるモデルをつくらうといった方向での発展を望みたい。

(K)

鉄道の混雑から発生する 社会的費用の計測と最適運賃

山崎福寿・浅田義久

はじめに

首都圏における鉄道の混雑率は、新線建設や複々線化といったハード面の整備による輸送力の増強や、オフピーク通勤の浸透などによって、次第に減少してきている。首都圏主要31路線の最混雑区間の平均値は、1990年から1996年まで、6年連続して低下している（図1参照）。しかし、1996年においても、主要31路線の混雑時の平均混雑率は依然189%と高く、主要31路線中10路線が200%を超えており、一層の鉄道混雑解消策が必要となっている。

鉄道混雑の解消には、いま述べたようなハードの整備も必要である。実際、図1のように輸送力自体もかなり増強してきている。しかし、鉄道の混雑現象が経済学における外部効果である点を考慮すると、混雑料金を利用者に負担させることによって、混雑による外部性を内部化する必要がある。さらに、それによって得た混雑税収入を用いて、能力増大のための投資に当てることが望ましい。

一般に外部性が存在すると、市場は失敗し効率的な資源配分を実現することができない。なぜなら、個々の経済主体が、他の経済主体に及ぼす被害や便益を考慮せずに行動する結果、生産量や消費量が最適水準と比較して、過大あるいは過小な水準になってしまうからである。これを修正して最適な資源配分を実現するためには、外部効果の発生者に税金を課したり補助金を供与することが望ましい。

いま、直接の取引相手ではない第三者に対して被害を及ぼすような負の外部性を考えてみよう。たとえば、工場の排水や自動車の排気ガスなどによって周辺の住民が被害を被る場合を考えてみよう。そのとき、工場や自動車の運転者に対して課金することによって、工場の生産量を減少させたり、自動車の走行を減らすことが望ましい。

このような課徴金によって、外部効果の発生者に負担を求めることは、資源配分の効率性という観点からだけでなく、分配の観点からも望ましいように思われる。これとは逆に、負の外部効果の発生者、上記の例でいえば、工場や自動車の運転者に対して補助金を供与して、工場の生産量や自動車走行を減らして、排水や排ガスを減少させることも解決方法として考えられる¹⁾。

いま述べた一般的な原理を、鉄道の混雑現象という問題に応用してみよう。交通容量を一定と考えると、鉄道のように利用者の数が増えるにつれて混雑という現象が生じてくる。利用者の追加的な増加によって、同じサービスを必要している人々に対して、肉体的苦痛や精神的不快感といった負の外部効果が及ぶ。

一人一人の乗客が混雑している鉄道に乗るという経済活動が、他の乗客に対してお互いに被害を及ぼし合うという意味で、混雑は公共的な性格をもった負の外部効果である。したがって、このような外部性が存在する場合には、他の利用者に及ぼす限界的な被害額を算定して、それ

(山崎氏写真)

やまざき・ふくじゅ
1954年埼玉県生まれ。1983年東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。上智大学経済学部講師、助教授を経て、現在、同教授。
著書：『土地税制の理論と実証』（共著、東洋経済新報社）。

(浅田氏写真)

あさだ・よしひさ
1958年石川県生まれ。1985年上智大学大学院経済学研究科修士課程修了後、(株)三菱総合研究所入社。(財)横浜・神奈川総合情報センター勤務を経て、1997年より文理情報短期大学専任講師。
著書：『新たな産業の萌芽が息吹く神奈川経済』（財)横浜・神奈川総合情報センター）ほか。

を混雑料金という形で利用者に負担させる必要がある。各利用者に混雑料金を負担させることによって、資源配分の効率性は改善する²⁾。しかし、そのためには、追加的な利用者がどのような被害額を発生させているかを計算しなければならない。そうしなければ、そもそも混雑料金を賦課することはできない。

本稿の目的は、混雑についての計量経済モデルを構築したうえで、首都圏の鉄道を対象にして混雑料金を推定することにある。

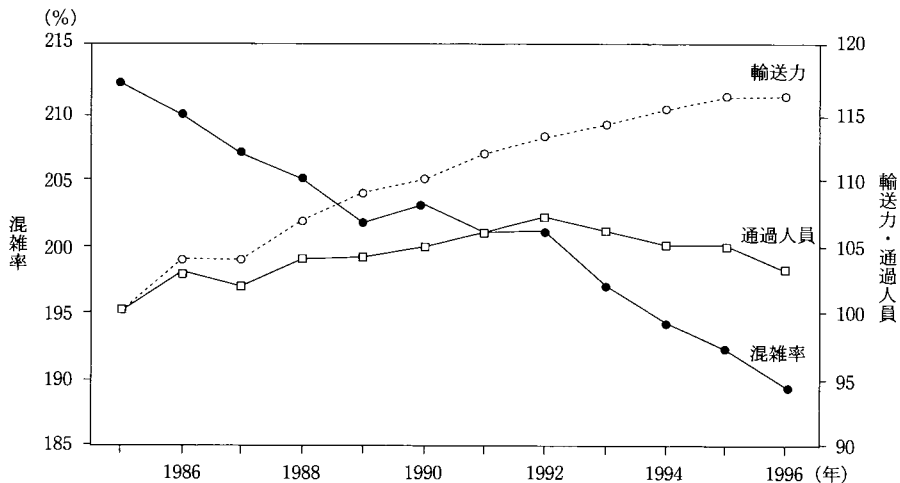
1 混雑費用の計量モデル

混雑費用の推計についての先行研究は、鉄道に関しては、家田・志田・古川・赤松（1989）や八田（1995）、八田・山鹿（1999）がある。道路混雑については林山・坂下（1993）や山内

（1995）がある。道路混雑の外部不経済は主に渋滞発生による時間費用で換算されているが、さきに述べたように、鉄道混雑の外部不経済は肉体的苦痛や精神的不快感であり、時間費用のように直接金銭に換算することは困難である。そこで、家田・志田・古川・赤松（1989）は鉄道利用者が混雑回避のためにどの程度の時間を消費しているかを推計している。八田（1995）では、効用関数を特定化したうえで、通勤によって生じる疲労をいやすのに時間が必要であると仮定して、非金銭的通勤費用を推計している。

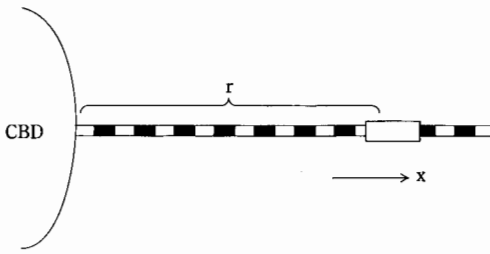
本稿では、肉体的苦痛や精神的不快感といった外部不経済を時間費用などに換算するといった間接的な方法をとるのではなく、また、特定の効用関数を用いずに外部不経済が地代に反映する点に注意を払って、直接これらの外部不経

図1—最混雑時の平均混雑等の推移



注) 輸送力、通過人員は1985年を100とした伸び。混雑率=通過人員/輸送力(%)。
主要31路線の最混雑区間の平均値。
出所) 国土庁『平成10年版首都圏白書』。

図2—鉄道モデル



済を推計する。

まず、簡単な前提の下で導かれる混雑費用と家賃の関係を明らかにしてみよう。図2にあるように、都心から郊外に向けて放射状に伸びる鉄道を前提にして考えてみよう。個人は移転費用を必要とせずに自由に住居を変えることができるものとする。また、すべての個人は、同質的であると仮定したうえで、代表的な個人は、消費財 z と住宅面積 s から効用を得るものとする。

このような仮定の下では、効用関数は

$$u = u(z, s) \quad (1)$$

と書くことができる。この個人は効用を次の制約条件の下で最大化する。

$$Y = z + Rs + T(r) \quad (2)$$

ここで Y は所得、 R は家賃、 T は通勤混雑による不快感を含めた通勤費用である。この通勤費は都心からの通勤距離に依存するものとする。これらの価格は消費財を価値基準財として測られている。通勤距離が長くなるほど通勤費用は高くなる。また、通勤費用 $T(r)$ は、次のような単位距離当たりの費用 c を通勤距離で積分したものと定義できる。

$$T(r) = \int_0^r c\left(\frac{N(x)}{K}, x\right) dx \quad (3)$$

記号の定義

r : CBDからの時間距離 (分)

R : 家賃

s : 住宅面積

T : 交通費

$N(x)$: x より郊外から通勤する乗客数(合計)

K : 輸送能力

$L(r)$: r の駅近郊の住宅総床面積

$n(r)$: r の駅の利用者数

単位距離当たりの通勤費 c は混雑率 $N(x)/K$ と都心からの距離 x に依存するものとする。ここで、 $N(x)$ は電車が x 地点を通過するときの、電車の乗客数 (x 地点より郊外から通勤する乗客数)、 K は x 地点を通過する電車の輸送力である。また、単位距離当たりの費用 c は x に依存すると考えられる。 x が大きくなるにつれて、より遠くから通勤する人にとっての単位費用が増加するかどうかは一般に確定しない。同じ一駅の通勤費でも、より長距離から通勤している消費者のほうが心理的負担は大きいと考えることもできるし、距離が長くなるときに、一種の規模の経済が働く結果、単位費用が低下すると考えることもできる。

また、混雑率が上昇するにつれて、単位当たりの肉体的、精神的費用は増加するものと考えられる。

さらに、ほかの沿線の地域に住む場合には一定の効用水準 \bar{u} が得られるものとし、この沿線の住宅市場や住民の規模は首都圏全体のそれらに比較して十分小さいものとする (small open community の仮定)。すると、さきの効用最大化問題は、次の家賃関数の最大化問題になる。

$$R(r, \bar{u}) = \max_s \frac{Y - z(s, \bar{u}) - T(r)}{s} \quad (4)$$

すなわち、一定の効用水準の下で、家賃の付け値を最大にすることが、さきの効用最大化問題と同値になる。この家賃の付け値関数を都心からの距離 r で微分すると、包絡線の定理より次式が導かれる³⁾。

$$-R'(r) \cdot s(r) = T'(r) \quad (5)$$

この式の意味は、家賃関数の傾き (総家賃の変化) が限界的な通勤費の増加に等しいことを意味している。この経済学的な意味は明解である。個人がどの地域に住もうとも同じ効用水準を得ることができるならば、より都心から離れ

たところに居住することによって通勤費が増加する結果、均衡においては、その通勤費の増加を補償するように、家賃が下がらなければならないことを意味している。この家賃の付け値曲線とさきの通勤費用の関数(3)式を用いると次式を得ることができる。

$$-R'(r) \cdot s(r) = c\left(\frac{N(r)}{K}, r\right) \quad (6)$$

これに、住宅市場の均衡条件 $L(r) = n(r)s(r)$ を代入すると、

$$-R'(r) \frac{L(r)}{n(r)} = c\left(\frac{N(r)}{K}, r\right) \quad (7)$$

が得られる。ここで $L(r)$ は CBD から r の地点に存在する住宅の総床面積であり、 $n(r)$ は r 地点の駅から通勤する利用者数である。

通勤費のなかには、料金や電車の通勤に要する時間費用、そして混雑から発生する苦痛などが含まれる。すでに述べたように、混雑に伴って発生する苦痛や心理的な費用は観察することができない。本稿の分析の目的は、実際の通勤費のなかから、混雑から発生する部分を抽出することである。いいかえると、通勤費のなかから料金と時間費用、混雑費用を識別することが、この分析の目的である。

したがって、上の式で導かれた家賃の付け値曲線の関係を利用して、単位距離当たりの費用を計算し、そのデータを用いて混雑費用を識別することができる。家賃関数を推計し、一駅都心から離れることによって、どれだけ家賃が減少するかという家賃の傾きを推定したうえで、そのデータから家賃の減少がどのような要因によって発生しているかを計量的に分析しよう。具体的には、(7)式の左辺を右辺の混雑率に回帰させることによって、混雑費用を識別する。また、左辺のデータは家賃関数を推定することによって求める。

2 鉄道混雑現象の実証分析

家賃関数の推計

まず、リクルート (1995) のデータを用いて、

賃貸マンションの m^2 ・月当たりの単位家賃関数 (以下、家賃関数と記す) を推計した。推計対象路線を JR 中央線 (新宿駅から青梅駅)、西武新宿全線、京王線 (新宿駅から京王八王子駅)、小田急線 (新宿駅から相武台駅) として、路線別に推計を行う⁴⁾。推計に用いた賃貸住宅は、アパート、戸建てを除く賃貸住宅で、最寄り駅までバス利用以外のすべての物件を対象とした。

家賃関数を推計する際に問題となる非線形性や不均一分散を考慮し、ボックス・コックス変換を用いた。ただし、もっとも非線形性が大きいと考えられる新宿駅からの時間距離だけをボックス・コックス変換し、被説明変数、その他の説明変数は真数値を用いた。

つまり、

$$R = a_0 + a_1 \frac{r_1^\lambda - 1}{\lambda} + a_2 s + a_3 r_2 + \dots$$

として、最尤法を用いて a_1 を推計した。

R は m^2 当たりの家賃、 r_1 は新宿駅からの時間距離、 s は専有面積、 r_2 は最寄り駅からの時間距離である。

時間距離としては、1995年時点の時刻表をもとに、6時30分から9時までの形態別 (快速、特急、普通など所要時間の相違に基づく) の所要時間を形態別頻度で加重平均した値を用いている。また、運行頻度は1995年時点の時刻表を用いて、6時30分から9時までの新宿駅へ向かう電車の便数から計算した。

推計結果は表1に示すとおりである。路線によってダミー変数を用いているが、ほとんどの説明変数が有意であり、各路線とも理論的に予想される結果となっている。

都心からの距離や最寄り駅からの距離が大きくなるにつれて、単位当たりの家賃は低下する。また、運行頻度の増加は利便性の向上を意味し、家賃を上昇させる。築年数は質の低下を招く結果、家賃を低下させる。

通勤費用の推計

次に、表1から $-R'$ を算出し、国勢調査に

表1—1m²当たり家賃関数推計結果

	JR中央線		小田急線		京王線		西武新宿線	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
都心からの距離	-46.53	-21.0	-141.6	-28.8	-115.4	-26.2	-124.0	-31.6
専有面積	-9.932	-16.2	-3.785	-5.09	-12.72	-15.2	-10.53	-14.1
最寄駅からの距離	-31.78	-10.3	-36.26	-8.20	-22.97	-6.02	-26.52	-6.86
運行頻度	7.142	6.34	3.549	2.06	1.743	1.87	3.200	2.08
築年数	-31.81	-13.3	-32.88	-10.8	-26.36	-9.77	-27.48	-9.13
階数/総階数	133.4	2.51	302.9	4.31	156.5	2.67	-3.041	-0.05
ワンルームダミー	567.2	13.8	700.1	11.7	536.2	10.9	643.6	9.77
エレベーターダミー	87.09	2.92	-3.869	-0.09	48.87	1.41	50.41	2.34
吉祥寺ダミー	475.5	7.38						
国立ダミー	341.0	3.99						
代々木上原駅ダミー			458.3	4.87				
多摩区ダミー			-233.6	-3.82				
明大前ダミー					360.5	4.16		
定数項	4239.2	37.56	5230.6	48.2	4780.7	52.9	5091.2	60.42
λ	0.90		0.71		0.60		0.67	
修正済決定係数	0.805589		0.720303		0.739215		0.735601	
サンプル数	859		713		758		633	

表2—通勤費用推計結果

	JR中央線		小田急線		京王線		西武新宿線	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
g	0.702	2.73	4.962	2.52	7.632	3.86	8.359	2.31
r	95.75	3.56	90.83	2.60	336.7	4.60	10.27	2.19
Δt	-0.236	-0.29	0.997	0.34	0.212	1.15	0.643	2.71
定数項	1006	0.83	3731	2.14	-1159	-3.12	4402	1.56
λ	3.92		3.06		3.44		3.31	
修正済決定係数	0.630		0.718		0.734		0.642	
サンプル数	31		32		50		28	

よる地域別1世帯当たりの住宅面積を駅別の世帯当たりの住宅面積 $s(r)$ として(7)式に代入し、各駅間の通勤コスト c を算出する。なお、(5)式は連続型であったが、実際の推計は離散型であるため、駅間時間距離 Δr を乗じている。すなわち、

$$c = -R'(r)s(r) = -(a_1 r^{\lambda-1})s(r)\Delta r \quad (8)$$

である。ここで、 a_1 、 λ は表1の推計における変数（都心からの距離）の係数推定値とボックス・コックス変換で用いた λ である。また、 $s(r)$ は平成7年国勢調査の世帯当たりの平均住居面積を用いている。ただし、東京都に関しては特別集計によって町丁別に集計されており、駅周辺1.5kmに入る町丁の平均を用いているが、その他の県については市区の平均値を用いてい

る。

次に、(8)式で求められた各駅間の通勤費用を被説明変数として、(6)式を推計する。実際には、運輸経済研究センター（1997）の路線別の定期利用通過乗車人員 $N(r)$ とピーク時2時間の輸送能力 K から混雑率を推計し、限界的金銭的通勤費用 Δt （前駅までの1カ月定期運賃——当該駅までの1月定期運賃）、都心からの距離 r を説明変数として、次式を推計した。また、混雑費用に関しても、不均一分散を考慮し、混雑率にボックス・コックス変換を用いて路線別に推計した。

$$c = a_0 + a_1 \frac{g^{\lambda-1}}{\lambda} + a_2 r + a_3 \Delta t + \varepsilon \quad (9)$$

ここで、

表3—混雑料金推計結果（JR中央線）

（1回当たり円、分）

駅名	時間距離	混雑料金 (a)	運賃 (b)	倍率 (a)/(b)	定期料金 (c)	倍率 (a)/(c)
中野	4.8	356	150	2.37	110	3.23
荻窪	10.7	672	160	4.20	117	5.72
吉祥寺	14.7	870	210	4.14	147	5.93
三鷹	16.6	972	210	4.63	147	6.62
武蔵境	19.0	1,200	290	4.14	206	5.84
武蔵小金井	24.0	1,501	290	5.18	206	7.30
国分寺	25.3	1,608	370	4.35	264	6.09
国立	31.0	1,748	370	4.72	264	6.62
立川	32.5	1,792	440	4.07	316	5.68
八王子	41.7	1,808	450	4.02	323	5.60
西八王子	46.4	1,808	530	3.41	374	4.83
高尾	50.2	1,810	530	3.41	374	4.83

注）運賃は、片道料金で表示してある。定期運賃1カ月定期を片道当りに換算したものである。上記通常運賃と定期運賃はすべて1995年12月現在のものである。

表4—混雑料金推計結果（小田急線）

（1回当たり円、分）

駅名	時間距離	混雑料金 (a)	運賃 (b)	倍率 (a)/(b)	定期料金 (c)	倍率 (a)/(c)
代々木八幡	5.0	58	140	0.42	94	0.62
下北沢	8.1	172	160	1.07	113	1.53
経堂	14.8	432	180	2.40	138	3.14
成城学園前	17.7	581	200	2.91	169	3.44
登戸	22.9	723	230	3.15	199	3.63
向ヶ丘遊園	24.9	766	230	3.33	199	3.85
新百合ヶ丘	29.6	975	290	3.36	238	4.10
鶴川	34.1	1,043	320	3.26	258	4.04
町田	36.2	1,098	350	3.14	281	3.90
相模大野	40.6	1,123	350	3.21	290	3.87
小田急相模原	44.7	1,128	390	2.89	294	3.83
相武台前	46.7	1,131	390	2.90	298	3.79
海老名	50.6	1,136	470	2.42	310	3.67
本厚木	54.2	1,145	470	2.44	314	3.65

$$g = \frac{N(r)}{K}$$

ϵ は誤差項である。

四つの路線の結果をもとに、(9)式を推計した結果が表2である。ここで、家賃関数は各路線のものを用いている⁹⁾。

推計の結果、係数 α はともに有意であり、混雑費用が発生していることが検証された⁶⁾。

各路線とも、ボックス・コックス変換を用いているため、その弾力性は λ と g に依存するので、 α で直接比較することはできない。しかし、 λ が3から4であることから関数型はか

なり似ていることがわかる。また、距離 r の係数が正で有意であることから、遠くなることによって心理的な通勤費が高くなっていることがわかる。また、定期運賃費用の係数が西武新宿線以外では有意でない。

最後に、この実証結果から最適混雑料金を計算することができる。混雑料金は、追加的な利用者が人々の通勤費用 c をどれだけ増加させるかという値に等しい。したがって、これがすべての乗客に及ぶ結果、ある追加的な利用者の増加が、他の乗客に及ぼす影響をすべて計算すればよい。これは次式で計算することができる。

表5—混雑料金推計結果（京王線）

（1回当たり円、分）

駅名	時間距離	混雑料金 (a)	運賃 (b)	倍率 (a)/(b)	定期料金 (c)	倍率 (a)/(c)
明大前	7.5	324	140	2.31	119	2.72
千歳鳥山	16.0	661	200	3.31	168	3.93
仙川	20.0	703	200	3.51	168	4.18
つつじヶ丘	19.1	741	220	3.37	184	4.03
調布	23.6	874	250	3.50	214	4.09
府中	30.9	1,231	300	4.10	257	4.80
分倍河原	31.5	1,257	300	4.19	257	4.90
聖蹟桜ヶ丘	35.9	1,330	340	3.91	285	4.67
京王永山	40.0	1,356	360	3.77	302	4.49
京王多摩センター	41.2	1,388	360	3.85	302	4.59
南大沢	47.2	1,429	430	3.32	359	3.98
京王八王子	43.3	1,447	390	3.71	317	4.57
橋本	52.4	1,450	470	3.08	385	3.77

表6—混雑料金推計結果（西武新宿線）

（1回当たり円、分）

駅名	時間距離	混雑料金 (a)	運賃 (b)	倍率 (a)/(b)	定期料金 (c)	倍率 (a)/(c)
下落合	5.0	94	120	0.78	97	0.96
新井薬師前	10.0	254	140	1.81	126	2.02
沼袋	11.0	324	140	2.31	126	2.58
鷺ノ宮	14.7	500	170	2.94	153	3.27
下井草	20.0	546	170	3.21	153	3.57
上井草	24.0	623	170	3.67	153	4.07
上石神井	20.8	657	200	3.28	180	3.64
田無	26.7	767	220	3.49	203	3.78
小平	31.1	803	250	3.21	225	3.56
東村山	36.6	836	280	2.99	248	3.37
所沢	39.7	856	310	2.76	268	3.19
狭山市	50.0	953	360	2.65	308	3.09
本川越	58.3	967	420	2.30	332	2.92

$$\begin{aligned} \text{混雑料金} &= \frac{\partial c}{\partial N} N \\ &= \frac{\partial c}{\partial g} \times \frac{dg}{dN} \times N = \frac{\partial c}{\partial g} g \end{aligned} \quad (10)$$

(9)式より混雑料金は

$$\text{混雑料金} = \alpha_1 g^{\lambda-1} \times g = \alpha_1 g^\lambda \quad (11)$$

となる。

表2の推計結果を用いて混雑料金を試算したものが、表3、表4、表5、表6である。

表3はJR中央線の新宿駅からの料金と混雑料金を示している。混雑料金は、各区間の混雑率から計算した各駅間の混雑料金を新宿駅まで積み上げたものである。料金と混雑料金の比をみると、通常運賃の3～5倍程度であり、利用者数が多い区間では、混雑料金も当然高くなり、

輸送力の大きくなる区間では混雑率が低下し、混雑料金も低下する。

その他の路線では、とりわけ西武新宿線の混雑料金が低くなっている。これは、混雑率が低いことによると考えられる。しかし、推計の基礎になる輸送能力(K)の定義が各鉄道会社で異なっており、混雑時間における定期通勤者比率も異なっている。したがって、路線間の単純な比較は困難である。

このような混雑料金の差は、表2の α_1 の推定値の差から生じている。表2をみるとわかるように、各路線のサンプル数は決して十分な数ではない。今後は各路線のデータをプールすることによって、 α_1 と混雑料金の信頼性を高め

ていく必要があるように思われる。

結論

本稿では、首都圏の鉄道を対象として、家賃関数から得られるデータを用いて最適料金を推計した。

各通勤者が負担している混雑からの不効用は家賃に反映している点に注意を払って、家賃関数の説明変数に混雑率という変数を導入した。

その結果、混雑率は家賃に有意な影響を及ぼしていることが検証された。混雑率の係数推定値を用いて、混雑料金を計算したところ、混雑料金は平均して、通常運賃の3から6倍程度になっていることがわかった。

今後サンプル数を増やすことによって、推定の精度を高めていくことが必要である。

*本稿の基礎となる研究において、岩田規久男、金本良嗣、八田達夫、森泉陽子、井出多加子の各先生から貴重なコメントをいただいたことに感謝したい。また、本稿の基礎となる研究は、科学技術振興財団および文部省科学研究費からの研究助成を受けている。

注

- 1) これはコースの定理と呼ばれている。しかし、このような補助金を供与する場合には、所得分配に及ぼす影響は課徴金の場合とは異なったものになる。
- 2) 混雑料金やピークロードプライシングについては、岩田 (1994)、清野 (1989)、八田 (1995)、Mohring (1976)、Vickrey (1969) を参照。
- 3) これらについては、Fujita (1990) の Ch.3を参照。
- 4) 全路線をまとめて推計し、その地代関数と各路線の混雑率から混雑料金を推計する方法も考えられる。しかし、路線別の混雑以外の利便性の違いや、混雑率の取り方が鉄道会社間で異なっているという問題もあり、今回の推計では路線別に推計を行った。
- 5) なお、 $N(r)$ も c もともに r の関数である可能性があり、同時性の問題が生じることが考えられる。しかし、 $N(r)$ に関して操作変数法を用いて推計してみても、操作変数法を用いない場合と結果はそれほど変わらなかった。
- 6) Δt が有意でないのは、鉄道利用者が実質的通勤費を負担していないという Hatta and Ohkawara (1994) の結果を示唆している。
- 7) ここでは通勤混雑から発生する心理的、精神的な苦痛を金銭的に評価できるものと仮定した。しかし、この仮定は本質的なものではない。次のように効用関数に直接混雑が影響すると考えても、以下の結論

はまったく影響を受けない。このとき効用最大化問題は、

$$u = u(z, s, \frac{N}{K}) \text{ s.t. } Y = z + Rs + ar$$

となる。ここで a は単位距離当たりの金銭的費用を示している。この問題をとくと、

$$-R'(r)s(r) = a - \frac{\partial U}{\partial (\frac{N}{K})}$$

という関係が導かれる。したがって、混雑料金の推計は、左辺のデータから右辺の第2項を識別するという問題に帰着する。

参考文献

- Fujita, M. (1990) *Urban Economic Theory*, Cambridge University Press.
- Hatta, T. and T. Ohkawara (1994) "Housing and Journey to Work in the Tokyo Metropolitan Area," Y. Noguchi and J. M. Poterba (ed.) *Housing Markets in the United States and Japan*, University of Chicago Press, pp.87-131.
- Mohring, H. (1976) *Transportation Economics*, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass.
- Vickrey, W. S. (1969) "Congestion Theory and Transport Investment," *American Economic Association*, 59, pp.251-260.
- 家田仁・志田州弘・古川敦・赤松隆 (1989) 「通勤鉄道利用者の不効用関数パラメータの移転性に関する研究」『土木計画学研究・論文集』12。
- 岩田規久男 (1994) 「東京の交通公害問題」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社。
- (財)運輸経済研究センター (1997) 『平成8年版都市交通年報』。
- 清野一治 (1989) 「交通料金」奥野正寛・篠原総一・金本良嗣編『交通政策の経済学』日本経済新聞社。
- 八田達夫 (1995) 「東京の過密通勤対策」八田達夫・八代尚宏編『東京問題の経済学』東京大学出版会。
- 八田達夫・山鹿久木 (1999) 「通勤混雑と家賃関数」大阪大学社会経済研究所 Discussion Paper, No.485。
- 林山泰久・坂下昇 (1993) 「混雑料金導入による混雑緩和効果に関する研究」『高速道路と自動車』第36巻、第10号。
- 山内弘隆 (1995) 「東京の交通問題——道路混雑問題への対応」八田達夫・八代尚宏編『東京問題の経済学』東京大学出版会。
- (財)リクルート (1995) 『週刊住宅情報・首都圏版』(1995年11月)。

宅地造成費用と宅地供給

井出多加子

はじめに

日米の宅地価格差について、これまでさまざまな面から調査研究が実施されてきた。それらの研究では、(1)価格差が存在するかどうか、(2)存在するとすれば、どのような要因によるものか、などが検討されてきた。

造成工事費用は各事業に固有の属性に大きく左右され、日本国内であっても標準的な費用が存在しない。たとえば1988年の調査では、工事費が宅地価格に占める割合は、24～43%となっていて、ばらつきが大きい(図1)¹⁾。そのため比較にあたっては、固有の属性の影響を排除する必要がある。

これまで、費用格差をもたらす要因として、生産性の違いや地形などの自然条件・事業規模があげられてきた(建設省1995など)。たとえば金本(1996)では、土地利用規制のため、林地や湿地などのように造成費用の割高になる土地で宅地開発が行われているとして、規制と自然条件の影響を指摘している。

しかしながら、造成費用の格差は、自然条件や事業規模以外の要素にも影響される。(財)日本住宅総合センター(1999)では、宅地の工事原価の格差を主に単価要因から分析している。それによると、日本の宅地造成費はとくに資材面において縮減できる余地が残されているという。たとえば、主要資材である砂や骨材を輸入した場合、19～28%価格が下落することが指摘されている²⁾。資材市場には、完全競争を妨げ

る規制や組合などの要因が存在している。

資材の輸入などによって造成費用単価が下落する場合、最終的に宅地価格や宅地供給にどのような影響が及ぶだろうか。

本稿では、(財)日本住宅総合センター(1999)で調査した神奈川県のある民間宅地造成事業をもとに、個別の事業属性の違いを取り除いた「標準造成費用」を加工する。それをもとに、建設資材輸入による土地造成費用の下落が、宅地価格や農地価格、そして農地の宅地への転用に与える影響をシミュレーションによって明らかにする。さらに、直接工事のうち、資材価格と公的部門の関連を検討する。

次節において、山崎・井出(1997)で提案されたモデルに基づいて、農地を宅地に転用する開発業者の合理的な行動をとらえ、宅地の市場と農地の市場の関連を分析する³⁾。これらの市場が競争的でなければ、造成費用の下落が宅地価格の下落につながるとはかぎらないためである。

第2節では、1973～1993年の都道府県における標準造成費用のデータを加工し、地域価格差の分析から造成費用のうち労務費と資材費に見られる問題点を指摘する。分析を1993年までにとどめたのは、これ以後造成事業に構造変化が生じたためである。

第3節では、この標準造成費用をもとに宅地供給モデルを推定し、その結果から、造成費用の35%近くを占める資材価格が輸入によって25%下落した場合、どのような宅地価格が成立し、

どの程度宅地供給が増大するかをシミュレーションによって明らかにする。

第4節に今後の課題を示す。

1 宅地転用モデル

農地・宅地の価格差と転用

農地から宅地への転用状況を観察する。1974～1992年の期間に、転用面積は大都市圏で、1県当たり平均して毎年250～350ha、地方圏においても1県当たりおよそ100ha前後で推移していて、変動はそれほど大きくない⁴⁾。

農地と宅地の価格差は、大都市圏において1980年代前半におよそ10万円/m²であったものが、その後の宅地価格の急上昇を受けて2倍から3倍程度に上昇している。一方、地方圏の価格差はそれほど大きな変化はなく、1992年ごろには8万円/m²程度になっている。

この農地と宅地の価格差は、宅地市場と農地市場がともに競争的であれば、宅地造成の限界費用を一部反映していると考えられる。そこで、宅地への転用モデルを用いて、ディベロッパーが直面する造成費用の変化の影響を総合的に検

(井出氏写真)

いで・たかこ

1957年東京都生まれ。1993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。現在、成蹊大学経済学部助教授。論文：「地価バブルと地域間資本移動」「現代マクロ経済学」(共編著、東京大学出版会)。

討する。

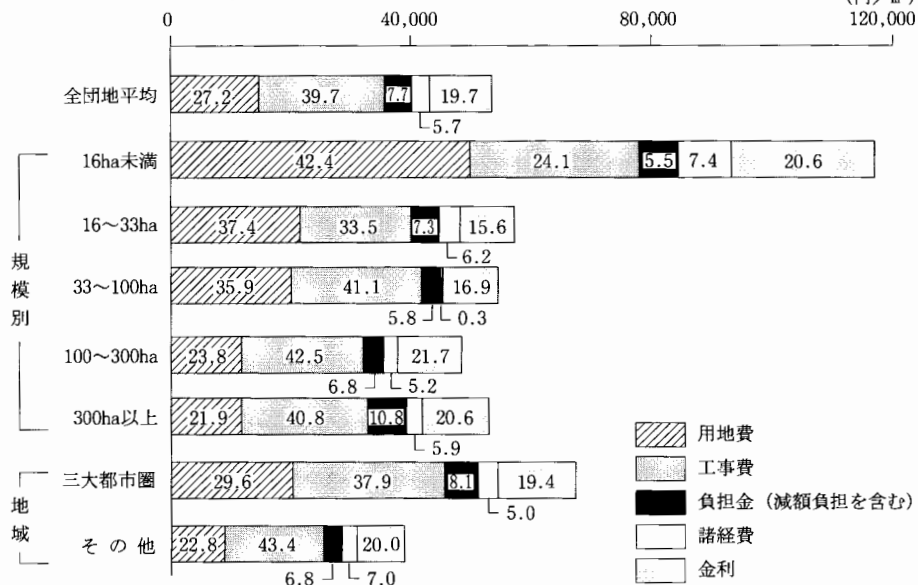
宅地転用モデル

理論モデルは、図2のように、農地市場と宅地市場で構成される(詳細は山崎・井出1997、Yamazaki and Idee 1997参照)。

取引主体は、①農地を保有する農家、②農地を購入して宅地に開発するディベロッパー、③宅地を最終的に購入する一般消費者の3通りで構成される。

ディベロッパーは、農地市場で農地を購入して造成事業を行い、次期に購入された農地の一定の割合を宅地市場で宅地として販売する。農地から宅地への転換には1期間必要と仮定し、

図1 一宅地原価の用地費・工事費等別構成

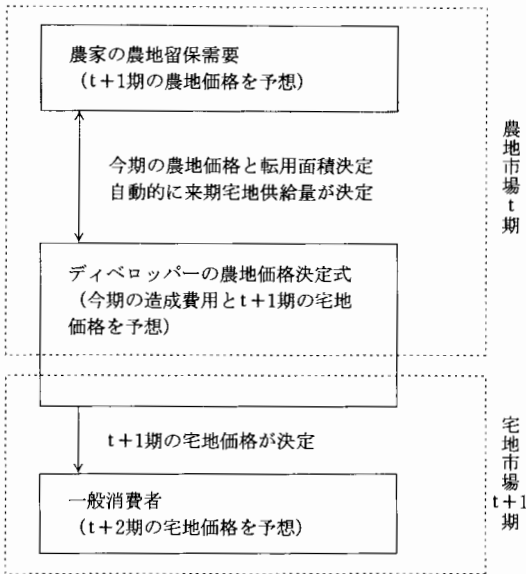


注) 図中の数字は構成比(%)。

出所) (財)日本住宅総合センター (1990)、9頁。

備考) 1988年に(財)日本住宅総合センターなどが、全国266団地を対象に行ったアンケート調査の結果をまとめたもの。

図2 宅地の転用の流れ



注) 宅地から農地への転用には1期間必要で、ディベロッパーが購入した農地は1期後に宅地に転換されると仮定。

在庫はもたない。すべての農地が宅地にならないのは、開発指導要綱などによって、開発業者は開発面積の一定割合を道路や公園などの公共用地として提供しなければならないためである。

ディベロッパーは開発計画の初期時点で、将来の売却価格を予想して行動する。ディベロッパーの利潤は、将来の予想宅地価格から購入する農地価格と造成費用を差し引いたものになる⁵⁾。ここでは、山崎・井出(1997)で明らかになった農地市場におけるディベロッパーの独占的地位を考慮する。ディベロッパーは各地の農地市場で独占的な影響力をもつため、その農地購入量によって農地価格が変化する。期待利潤が最大になるように、農地の購入量と農地価格を決定する。そのため農地価格は、将来の予想宅地価格(の一定割合)の増加関数、造成費用の減少関数になる。

一方、農家は今期と次期のどちらの期に売却することが有利か比較し、今期の売却が有利であれば、開発業者への売却が実現する。したがって、農家の農地に対する留保需要は、将来予想農地価格の増加関数、今期の農地価格の減少

関数である。

宅地の最終需要者である一般消費者は、今期と次期のどちらの期に購入することが有利であるか比較して行動する。宅地需要は、将来予想宅地価格の増加関数で、今期の宅地価格の減少関数になる。

このように、モデルには、 t 時点で農家が予想する $t+1$ 期の予想農地価格、 t 時点でディベロッパーが予想する $t+1$ 期の予想宅地価格、 $t+1$ 時点で消費者が予想する $t+2$ 期の予想宅地価格という、三つの予想変数が含まれている。

2 民間宅地造成費用データ

民間宅地造成費の加工

造成工事は「受注生産」といわれるように、地形や事業規模などによって費用が大幅に異なり、全国统一された値は公表されていない。同一開発面積であっても、どれだけ「土」を移動させたかという整地工事量で全体の費用が大きく異なるから、造成費用は地形に大きく依存する。また、事業規模が大きいと、大型重機を利用して効率よく作業を行うことができるので、開発面積当たりの費用が低くなる。しかし、(財)日本住宅総合センター(1999)では、このような地形や事業規模の違い以外に、造成費が高くなるような要因があるか調査している。

そのため、神奈川県で1995年に行われたある民間造成事業を「標準造成工事」と位置づけ、同一内容の開発事業を異なる地域や期間に実施する事態を想定し、開発面積当たりの平均費用を加工した。造成費用は、労務費、資材費、機械損料、経費の四つに大別されている(加工方法の概略は付録参照、具体的数値はすべて(財)日本住宅総合センター1999、第5章に掲載)。

図3は、加工した造成費用(経費を含む)の推移を、いくつかの都道府県で観察したものである。各都道府県とも、時間を通じて造成費用は上昇傾向にある。全国平均では、1973年に1㎡当たり7204円であったものが、1981年には1万5610円と倍増した。このような1973~1981年

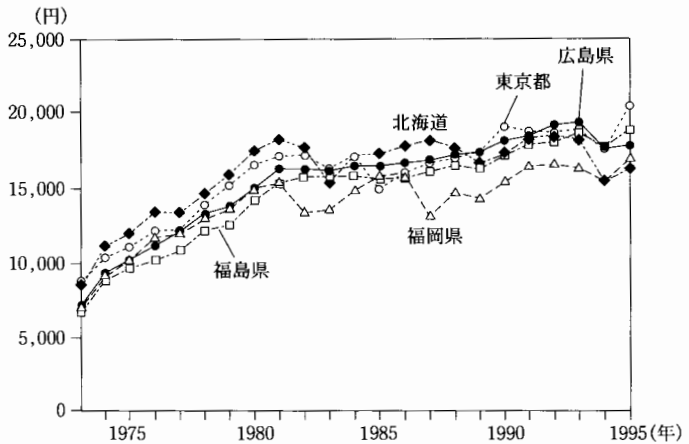
にかけての急増から一転して、それ以後は比較的穏やかな上昇に変わっている。1986年には1万5766円、1993年では1万8128円である。金本（1996）では、都市開発協会によるシミュレーションにおいて、宅地開発の土木工事費用が1986年で1㎡当たり1万8500円と紹介されている。これと比較すると、首都圏だけでなく地方圏を含む平均としては加工した標準費用は適切な値といえるのではないだろうか。

費用をさらに項目別に観察しよう。造成費のうち経費は、労務費、資材費、機械損料というの3項目の合計である直接工事費の一定割合（通常15%）となっているから、図3に見られるような時間を通じた造成費の趨勢には影響しない⁶⁾。

しかし、労務費と材料費は対称的な動きを示している。労務費は全体として上昇傾向にあって、むしろバブル以降、とくに大都市圏で急騰している。それにたいして材料費は、1981年以後ほとんど増加せず、福島県と広島県ではほぼ横ばいとなり、東京都と北海道ではむしろ下落している。また、トラックやブルドーザーなどの機械損料は、1981年まで上昇していたものが、それ以後わずかな増加にとどまっている（(財)日本住宅総合センター1999、第5章、付録表参照）。

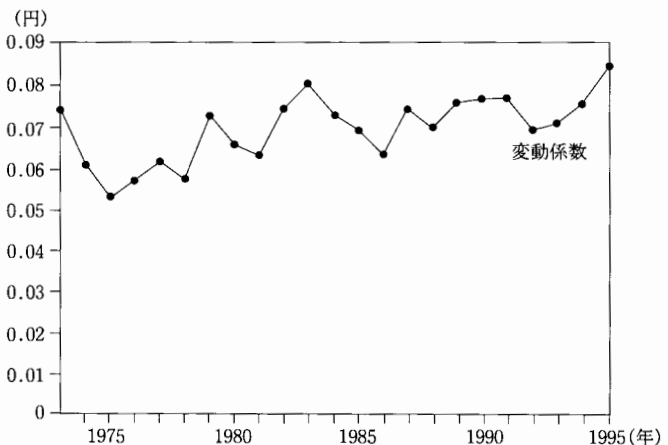
図4は、標準造成費用の地域格差を、変動係数であらわしたものである。同一の工事内容を想定しているから、競争を妨げる要因がなければ、地域格差はクロスセクションでは輸送費で決まり、その時系列的変動は技術要因によりもたらされるはずである。図4をみると若干の上下動はあるが、1975年からバブル崩壊が始まる1991年まで、変動係数が増加して地域格差

図3—モデル工事単価の推移



出所) (財)日本住宅総合センター (1999) 第5章、図5-2。

図4—モデル工事地域格差の推移

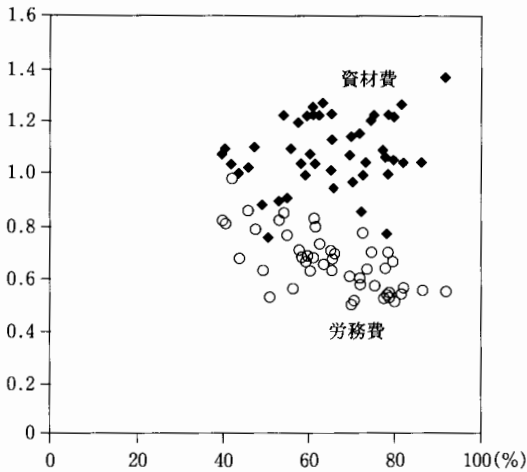


が拡大したことがわかる。この間輸送の費用低下や技術革新が進んでいることを考えると、むしろ地域格差は縮小するはずではなかっただろうか。

造成費用と公共部門の影響

土地造成を含む土木工事について、日本では「民は上もの、官は土木」といわれる。1995年時点で土木工事の80%（名目値）は官需であり、官需比率は46.4%という民間主導の建設投資と対称的である（(財)日本住宅総合センター1999、第4章、表4-1参照）。民間土木工事であっても、基本的には公共工事の積算方法を利用しているので、公共部門の影響は費用面にも及んで

図5 土木工事における公共部門シェアと工事費用
(1990年都道府県別データ)



出所) (財)日本住宅総合センター (1999) 第4章、図4-9。

備考) 縦軸は、労務・資材のデフレータ (神奈川県1993年=1)、横軸は建設業総合事業所の元請け完成工事に占める公共工事のシェア。

いると考えられる。

図5は、標準造成事業の労務費・建設資材費デフレータと公共工事のシェアとの相関を1990年の都道府県別データで観察したものである。

労務費と公共工事比率は右下がりの関係が観察され、公共工事のシェアが高い地域ほど労務費が割安になっていることがうかがえる。これは、労務費の割安な地域は過疎が進行していて、公共事業が地域経済を支えていることを反映していると考えられる。近年、公共工事が雇用対策の性質をもっていると指摘されていることと整合的になっている。

一方、建設資材と公共工事比率は右上がりの関係がみられ、公共工事のシェアが高い地域ほど建設資材費が割高になっている。このことは、雇用対策の観点からは説明できない。建設資材業者やゼネコンへのヒアリング調査からは、建設資材の生産者組合が価格に影響をもっていることが判明した。そして、組合の組織力が高い地域は公共部門の比率も高まっていることが明らかになっているから、生産者組合と公共工事の関連に問題があると考えられよう ((財)日本住宅総合センター1999、第4章)。

3 建設資材価格下落のシミュレーション

推定

第1節で紹介した宅地転用モデルをもとに、各都道府県における市街化区域内の農地と宅地を実証的に分析する。

沖縄を除く県別の1974~1992年のパネルデータを用いて、固定効果モデルを2段階最小自乗法で推定した。推定期間をこのように設定したのは、住宅地平均価格が1973年以降しか利用できないためである。さらに上記の注で述べたように、1993年以後の造成費用が実際より高めている可能性が高いからである。

第1節の理論モデルは上記のように、ディベロッパー、農家、一般消費者の行動を記述する3本の構造方程式と2本の定義式で構成されている。この3本の構造方程式の推定結果を、表1に示す。表1(a)農地留保需要関数と(c)宅地需要関数を比較すると、農地のほうが三大都市圏・地方圏ともに価格弾力的で、地方圏のほうがその度合いは大きい。地域別に比較すると、大都市圏では、農地と宅地の価格弾力性はいずれも大幅に小さくなっており、価格変化にきわめて非感応的である。

農地留保需要の将来価格弾力性は、地方圏が理論的に予想される符号条件を満たしているのに対して、大都市圏は満たされていない。

造成工事の平均費用ACは、表1(b)の農地価格決定式において、有意な説明変数中もっとも大きな影響を農地価格に与えている。推定期間中の弾力性の平均値を計算すると0.515となり⁷⁾、造成費が1%下落すると農地価格が0.515%上昇することが示されている。

シミュレーション

(財)日本住宅総合センター (1999) の第4章、第7節「海外建設資材の活用」の表4-16によると、建設資材を輸入することで資材価格は大きく低下する。主要な骨材である砂(荒目)を100m³以上購入する場合、東京都調布市の現場

着なら19%、東京都都区内の現場着なら28%価格は下落する。

この調査結果をもとに、造成費用の32.5%を占める資材価格が25%下落する事態を想定した。これにより造成費は全体として12.2%下落する。

資材価格の変化は、上記のように、短期と長期で異なる影響を農地市場と宅地市場に与える。ここで短期とは、ディベロッパーが予想する次期宅地価格、農家が予想する次々期農地価格、そして宅地の最終需要者が予想する次々期宅地価格という、三つの将来価格がすべて変化しない場合と定義する。表2は、資材価格下落が農地・宅地価格や転用面積に与える短期的変化を示している。

農地価格は、大都市圏と地方圏でそれぞれ平均4.57%と6.9%上昇する。また宅地価格は、大都市圏で平均4.71%下落し、地方圏では10.91%下落する⁸⁾。したがって、大都市圏では農地の価格上昇の程度が宅地価格の下落の程度にほぼ等しいものの、地方圏では宅地価格の低下の割合が農地価格の上昇割合を上回っている。また、造成費用が12.2%下落することで、地方圏でほぼ同程度に宅地価格は下落するものの、大都市圏では宅地価格の下落幅は造成費の下落幅の3分の1強にとどまる。

農地面積は両地域でともに減少する。大都市圏では0.4%の減少と軽微であるが、地方圏では3.38%減少して宅地への転用が促進される。このように、大都市圏での農地価格と宅地価格への影響が小さいのは、同地域で農地・宅地需要の価格弾力性がそれぞれきわめて小さく、ほとんどゼロに近いためである。したがって、造成費用の下落は、転用面積の拡大よりも宅地価格下落に大きく影響する。

しかし、資材価格下落が農地・宅地価格を変化させると、長期的には人々の予想も影響を受ける。仮に今期の宅地価格が持続的に下落するなら、ディベロッパーは将来の宅地価格も下落すると予想するであろう。次期価格と今期価格が同方向に変化するなら、異時点間の価格差は

表1一宅地造成モデルの推定結果

(a) 農地留保需要関数

従属変数 $\log(L_A(t))$: 農地面積 (対数)

説明変数	推定係数	t 値
$\log(P_A(t)) + r(t)$	-0.493	-7.694
$(\log(P_A(t)) + r(t)) \times \text{URBAN}$	0.409	5.236
$\log(P_A(t+1) *)$	0.153	2.364
$\log(P_A(t+1) *) \times \text{URBAN}$	-0.309	-3.982
$\log(Y(t))$	-0.203	-11.330
$\log(R_A(t))$	0.144	9.629
DUM(t)	-0.014	-3.216
決定係数	0.996	

注) Yは1人当たり賃金所得、 R_A は1m²当たりの実勢農業地代。
*は次期の予想変数を示し、合理的期待仮説のもとで、将来の実現値をモデル全体に含まれる外生変数の今期および前期の値で帰した推定値を利用。URBANは大都市圏ダミーで、大都市圏所在の都道府県は1、それ以外は0。DUMは市街化区域線引き変更ダミーで、市街化区域面積が前年より増加した場合1、それ以外は0を取る。rは利率。

(b) 農地価格決定式

従属変数 $P_A(t)$: 農地価格

説明変数	推定係数	t 値
h(t)	-0.001	-3.957
$P_H(t+1) * / (1+r(t))$	0.499	48.616
$P_H(t+1) * / (1+r(t)) \times \text{D86}(t)$	-0.096	-14.515
AC(t)	-1.025	-4.619
DUM(t)	-1041.430	-1.199
決定係数	0.947	

注) hは転用面積、ACは標準工事の平均費用、D86はバブルダミー(1986~1990年が1)。

(c) 宅地需要関数

従属変数 $\log(L_H(t+1))$: 宅地面積 (対数)

説明変数	推定係数	t 値
$\log(P_H(t)) + r(t+1) + \tau(t+1)$	-0.071	-2.730
$(\log(P_H(t)) + r(t+1) + \tau(t+1)) \times \text{URBAN}$	0.045	4.286
$\log(P_H(t+2) *)$	0.064	2.478
$\log(\text{DENSE}(t+1))$	-0.810	-22.426
$\log(\text{AMENITY}(t+1))$	0.212	8.741
DUM(t+1)	0.034	6.963
決定係数	0.996	

注) τ は固定資産税実効税率。DENSEとAMENITYは、それぞれ市街化区域内人口密度と県別生活関連社会資本ストック。
出所) (財)日本住宅総合センター(1999) 第5章、表5-1、5-2、5-3。

表2—資材価格下落の影響

(単位：%)

年	大都市圏			地方圏		
	農地面積変化	農地価格変化	宅地価格変化	農地面積変化	農地価格変化	宅地価格変化
1976	-0.59	3.52	-11.83	-2.09	4.96	-10.64
1977	-0.48	5.64	-6.47	-3.25	6.59	-14.51
1978	-0.53	6.27	-7.30	-3.84	7.78	-16.57
1979	-0.70	8.27	-9.67	-4.24	8.59	-17.54
1980	-0.68	8.06	-8.54	-4.28	8.68	-16.07
1981	-0.74	8.77	-8.51	-4.62	9.37	-16.18
1982	-0.50	5.90	-5.17	-4.24	8.59	-13.47
1983	-0.37	4.40	-3.58	-3.62	7.34	-10.60
1984	-0.33	3.85	-3.04	-3.18	6.44	-8.85
1985	-0.31	3.60	-2.73	-3.09	6.26	-8.26
1986	-0.29	3.41	-2.54	-3.06	6.21	-7.91
1987	-0.33	3.86	-2.84	-3.34	6.77	-9.24
1988	-0.28	3.26	-2.29	-3.33	6.75	-9.00
1989	-0.21	2.47	-1.75	-3.32	6.72	-8.79
1990	-0.20	2.32	-1.47	-3.01	6.10	-7.32
1991	-0.18	2.12	-1.25	-2.72	5.51	-6.12
1992	-0.16	1.93	-1.08	-2.28	4.62	-4.41
平均	-0.40	4.57	-4.71	-3.38	6.90	-10.91

出所) (財)日本住宅総合センター(1999) 第5章、表5-4。

短期の場合ほど変化しないので、長期効果のほうが短期効果より小さいと考えられる。

まとめ

本稿では、1995年に神奈川県で実施された民間宅地造成事業をもとに、標準的造成費用データを加工し、分析した。同一内容の事業を想定し、労務費、建設資材費、機械損料について代表的工種のデータからデフレータを作成したところ、労務費と資材費に時間を通じて対称的な動きを示し、土木工事の公共工事の比率が高い地域ほど労務費は割安に、資材費は割高になっていることが観察された。ヒアリング調査によると、資材メーカーの組合の影響力が関係しているという。

山崎・井出(1997)で定式化した農地を宅地に開発する宅地造成モデルを用いて、造成費用と農地価格や宅地価格の関係を実証的に検討した。その結果、材料費が25%下落し、それによって土地造成の平均単価が12.2%低下した場合、地方圏では農地価格が平均して6.9%上昇し、宅地価格は平均して10.91%下落する。すなわ

ち地方圏では、造成費の下落と同程度に宅地価格が下落する。しかし、資材価格の変化によって宅地価格や農地価格が変化すると、人々のこれらの価格に対する予想も変化するため、長期的にはこれらの影響の程度は弱まる。

このシミュレーションは、全国一律に材料費が下落することを想定している。公共工事の比率が高く、資材費縮減の余地が高い地方圏では、競争を妨げる諸要因が改善されないと、たとえ資材輸入の道が開かれても、価格下落は進まない事態も予想される。1993年以後の造成費の大幅な変化は、これら諸要因の変化によるものと考えるので、さらに検討を重ねたい。

*本稿は、(財)日本住宅総合センターの『日米の宅地開発コストに関する調査研究』のうち、第4章の一部と第5章に基づいている。同プロジェクトの主査である山崎福寿氏(上智大学)ならびに、宅地造成費用の加工を指導していただいた竹内宏氏(三井不動産)に深謝の意を表するとともに、調査にご尽力いただいた(財)日本住宅総合センター研究員山川氏のご冥福を心からお祈りする。

付録：都道府県別造成費標準費用データの加工方法
(概略)

1 モデル工事の平均費用

神奈川県のある民間造成事業の施工面積は81.4ha(切土36.67ha、盛土35.49ha)、一般管理費などの経費を含む総工事費は146億7397.8万円で、開発面積1㎡当たりの単価が1万8959円(1993年評価)である。

2 工事費の分類と推移

上記モデル工事の造成費用を4種類に大別して集計したところ、以下のとおりとなった。

(1)各費用項目のデフレータの整備

1993年の神奈川県を1とするデフレータを、労務費、資材費、機械損料について以下の手順で加工し、付録表のウェイトと価格で1974～1995年までの都道府県別造成費用を作成。

(2)労務費

土木工事における主要5職種である、土工、大工、配管工、鉄筋工、世話役の1日当たり平均現金給与(「屋外労働者職種別賃金調査報告」労働省)の県別パネルデータを収集。各都道府県の各年におけるこれら5職種の単純平均を計算し、1993年の神奈川県を1とした場合の指数を加工。

(3)資材費

主要材料費である鉄筋、生コンクリート、アスファルト、ヒューム管、骨材の5種類の材料について地域別データを収集、その加重平均を求め、労務費と同様にデフレータに加工。

(4)機械損料

主要土木工事機械である、ブルドーザー(11t)、ブルドーザー(21t)、ダンプトラック(11t)、機械式クレーン(油圧式20t)の年次データを収集、「建設機械損料算定表」日本機械化協会)、労務費と同様に単純平均でデフレータを加工。

付録表一直接工事費の分類

労務費	資材費	機械損料
6,779円 (41.0%) (35.8%)	6,163円 (37.0%) (32.5%)	3,544円 (21.0%) (18.7%)
直接工事費計	経費	総計
16,486円 (100.0%)	2,473円 (13.1%)	18,959円 (100.0%)

出所) (財)日本住宅総合センター(1999)第5章、付録図5-1。
注) 3行目の%は、労務費と材料費と機械損料の合計である直接工事費に占める比率を、4行目の%は工事費用合計に占める比率を示す。

注

- 1) 1993年の同調査では、工事費のばらつきが著しく縮小し、35%程度となった。
- 2) (財)日本住宅総合センター(1999)第4章、第7節「海外建設資材の活用」参照。

- 3) 同研究では、推定において公表されたデータから宅地造成平均費用を導出し、分析が行われた。そのため、地形など事業に固有の属性による費用の違いが含まれている。
- 4) これらの値は都道府県別の平均値であるから、大都市圏の値を14倍すると大都市圏全体の値が得られ、地方圏の値を33倍すると地方圏全体の値が得られる。
- 5) 厳密には、購入した農地をすべて売却できず、一定割合を公共用地に提供するので、宅地価格に有効宅地率をかけたものが売上げとなる。
- 6) ここでは経費の比率を15%としたが、ゼネコンへのヒアリング調査によると、1993年ごろからこの比率が縮小してきているという。したがって、1993年以後の標準造成費は、実際より高めの値になっている可能性が高い。
- 7) 推定結果によると、平均費用が1単位増加すると農地価格は1.025単位下落する。したがって、平均費用に関する農地価格弾力性は、 $(\Delta P_A / \Delta AC) / (AC / P_A) = 1.025 \times (AC / P_A)$ 。平均費用の農地価格比は平均して0.5であるから、0.515の値が得られる。
- 8) 変化の程度が時間を通じて縮小しているのは、次の理由による。造成費の下落は農地や宅地価格に一定額の変化をもたらす。変化の程度を従来価格に対する比率で表すと、分母の従来価格が時間を通じて上昇するため、全体として比率が時間を通じて小さくなる。

参考文献

- Yamazaki, F. and T. Idee (1997) "An Estimation of the Lock-In Effect of Capital Gains Taxation," *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, pp.82-104.
- 金本良嗣(1996)「日本・ドイツ・アメリカの土地市場」『季刊 住宅土地経済』No.21、2-10頁。
- 建設省(1995)『内外価格差調査研究会報告書』。
- 建設省(1994)『不動産業総合調査に関する結果報告(住宅、宅地編)』。
- (財)日本住宅総合センター(1999)『日米の宅地開発コストに関する調査研究』。
- (財)日本住宅総合センター(1990)『関連公共公益施設の実態調査および促進事業の効果分析』。
- 山崎福寿・井出多加子(1999)『日米の宅地開発コストに関する調査研究』第5章、(財)日本住宅総合センター。
- 山崎福寿・井出多加子(1997)「宅地の供給と価格支配力」『日本経済研究』No.35、111-130頁。

集積の経済、混雑の不経済と 地域労働市場

佐藤泰裕

はじめに

通常、一国のなかには複数の地域労働市場が併存すると考えられる。そこではいかなる賃金と失業率のパターンが観察されるのであろうか。また、そのパターンはなぜ成立するのであろうか。こうした問いに対し、多数の研究が蓄積されてきた。

伝統的な地域経済学では、地域労働市場における賃金と失業率との間に正の相関が存在すると考えられてきた。この考え方は、Harris and Todaro (1970) (HT) によって定式化され、さまざまな実証研究によって支持された¹⁾。HTモデルの考え方は、「複数の地域労働市場が併存する状況下での均衡は、すべての地域で労働者の期待利得が均等化し、地域間で労働者の移動がなくなる時に達成される。したがって、恒常的に高い失業率の地域では賃金が高くなっていなければならない」というものである。

ところが、近年HTモデルと矛盾する実証結果が得られている。もっとも代表的なのは、Blanchflower and Oswald (1994) (BO) であり、このなかにはアメリカ、イギリスほか、さまざまな国について、地域賃金が地域失業率と負の相関をもつという実証結果がまとめられている²⁾。これらの結果について、Blanchflower and Oswald (1994) は、暗黙の契約理論、効率賃金モデルなどにおいて、地域ごとに異なるアメニティ、異なる生産技術、異なる失業時所得を考えることで説明を行っている。

HTモデルは都市部と農村部を対比させ、農村から都市への人口移動に注目している。また、BOモデルはアメニティや技術、失業時所得の違いが重要な世界を想定している。しかし、実際にこうした実証結果が得られているのは、都市部に経済活動が集中し、人口移動が都市間で発生している地域である。こうした地域の労働市場を考える時、地域の中心をなす都市の特徴を考慮する必要があると考えられる。ここで、複数の都市を比較した時に観察できる相違点として、まずあげられるもののひとつが人口(労働者数)の違いであろう。人口が経済に及ぼす影響を捉えた概念が集積の経済であり、混雑の不経済である。現代の都市における経済活動を分析する際に、こうした概念は欠くことのできない要素であろう。そこで、本稿ではこうした集積の経済や混雑の不経済という観点から地域労働市場の状態を分析する。

ここでは、集積の経済の原因として企業と労働者に多様性が存在する状況を考える。この時、多様な企業と多様な労働者が地域労働市場に存在するため、労働者数が増加すると企業は自分の性質により適合した相手を雇えるようになり、生産量が上昇する。これが本稿における集積の経済である。

また、混雑による損失を表現するため、企業数や労働者数の増加に伴い総資本費用や住宅地代、通勤費用が増加する状況を考える。

1 日本における地域労働市場の状態

簡単な推計によって、日本における地域賃金水準と地域失業率との関係を見てみよう。地域の単位として標準大都市雇用圏 (SMEA) をとり、1985年、1990年、1995年のパネルデータを用いる。賃金水準として人口1人当たり課税対象所得を考え、各地域の1人当たり所得をその地域の完全失業率に回帰する。地域ごとに物価水準が異なることを考慮し、説明変数に消費者物価地域差指数 (総合の地域差指数、全国平均=100) を加える³⁾。SMEA は、1985年、1990年については1985年の、1995年については1995年の「国勢調査」から設定されたものを用いる⁴⁾。サンプルは1985年、1995年両時点で作

(佐藤氏写真)

さとう・やすひろ

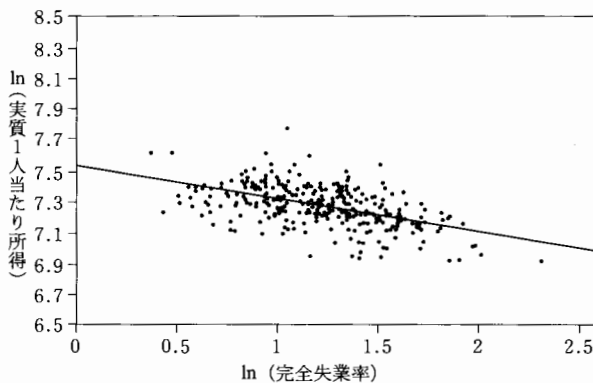
1973年大分県生まれ。1996年東京大学経済学部卒業、1998年東京大学大学院経済学研究科修士課程修了。現在、同博士課程2年。日本学術振興会特別研究員。論文:「労働力の多様性、集積の経済と地域労働市場」「国民経済」。

表1-推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
u	-0.051 (-10.66)	-0.019 (-4.55)	-0.029 (-7.73)			
ln(u)				-0.18 (-9.82)	-0.066 (-4.25)	-0.101 (-7.24)
ln(CPI)	3.394 (13.77)	0.287 (1.14)	1.256 (5.79)	3.395 (13.47)	0.313 (1.23)	1.265 (5.77)
r	0.257 (35.38)	0.239 (87.61)	0.245 (92.75)	0.258 (34.68)	0.24 (84.36)	0.246 (89.83)
固定効果	No	Yes	No	No	Yes	No
変量効果	No	No	Yes	No	No	Yes
N	297	297	297	297	297	297
R ²	0.83	0.99	0.98	0.82	0.99	0.98

注) 被説明変数はwの対数値である。地域の単位としてSMEAを考える。
() 内はt値である。

図1-所得水準と完全失業率



注) 図中の直線は推計式(4)式において、消費者物価地域差指数を全国平均(100)に、タイムトレンドを1985年水準にした時のものである。図中の点は実際の値を(4)式を用いて物価水準を全国平均に、タイムトレンドを1985年水準に調整したものである。

在するSMEAで、データのそろった99の都市圏である。推定するモデルは通常回帰モデル、固定効果モデルおよび変量効果モデルである。

完全失業率をuで、1人当たり所得をwで、消費者物価地域差指数をCPIで表す。τはタイムトレンドを表す。推定結果は表1および図1にまとめてある。なお、図1の直線は推計式(4)

式において、消費者物価地域差指数を全国平均(100)に、タイムトレンドを1985年水準にした時の直線であり、点は実際の値を(4)式を用いて、消費者物価地域差指数とタイムトレンドに関して調整したものである。推計結果をみると、地域賃金水準と地域失業率とは負の相関をもつと考えられる。Blanchflower and Oswald (1994) では、(4)式と同様の推定を行っており、完全失業率の係数は、1963~1990年のデータを使用したアメリカに関しては-0.1程度、1981~1990年のデータを使用したイギリスに関しては-0.093である。Montgomery (1994) では、(1)式と同様の推定を行っており、完全失業率の係数は、1970~1990年のデータを使用したアメリカに関しては-0.01程度、1970~1985年のデータを使用した日本に関しては-0.062である。この結果は本稿の推定結果と整合的である。

2 モデル

企業と労働者に多様性が存在するなかで、雇用相手を選択する労働市場を定式化しよう。モデルの設定は次のとおりで

ある。各企業はその仕事に異質性をもち、各労働者も異質な能力をもつ。企業は自由に参入、退出が可能であるとする。労働者は生活に必要な敷地を入手しCBDに行き求人を探す。企業はCBDで生産に必要な資本を入手し労働者を探す。各企業は能力の相違がもっとも小さい労働者を選んで雇う。雇用契約が成立すると生産を行う。生産した財は決まった価格でいくらでも売ることができるとする。売り上げを企業と労働者とがNash交渉で分け合う。雇用されなかった労働者は余暇の効用、または失業時の所得を手に入れる。

以上の設定の下で分析を行うのであるが、まず、この節では地域はひとつしか存在しない場合のモデルを構築する。そして後の節において、地域が二つ存在する場合について考察する。

労働者（企業）は異質な技能（仕事）をもち、それを円周の長さ1の円上のアドレス $x(z)$ で表現する。円周上の点は仕事の性質を表しており、労働者のアドレスはその人にもっとも合った仕事を示している。労働者（企業）は企業数（労働者数）は知っているが、各企業（各労働者）の仕事（能力）の性質は知らない。また、自分の能力（仕事）の性質や労働者数（企業数）は知っているとする。事前において、労働者（企業）は、ある企業（労働者）の仕事（能力）の性質についてはどの値も同様に確からしいと考えるとする。

また、各主体は、労働者の異質性、企業の異質性がそれぞれ円周上に均等に分布していると考えとする。

生産量や賃金は確率変数であるから、以下ではその期待値を考えることで議論を進める。

期待生産量と期待賃金を求めよう。生産関数は、Kim (1990) や Helsley and Strange (1990) で考えられているタイプのものを用いる。x の能力をもった労働者と、z の仕事をもった企業とが出会った時の生産量は、両者の性質が乖離するほど減少するとして、

$$y = A - B|x - z|, \quad A > 0, B > 0, \quad (1)$$

と定義する。 $|x - z|$ は企業と労働者との乖離の程度を表す。企業と労働者が異質である時、調整費用が必要であり、労働者の能力と企業の仕事の性質とが完全に一致する時、調整費用はゼロになる。

企業数を v 、労働者数を n とおく。議論を簡単にするために、以下では $n \geq v$ の場合に絞って議論する。また、企業は自分の仕事の性質にもっとも近い能力をもった者を雇用するとする。この時、雇用契約が成立すると考えられるのは、 $|x - z| < 1/2n$ となる時である。

この雇用契約が成立する条件と、各労働者（各企業）がある企業（ある労働者）の性質についてどの値も同様に確からしいと考えることから、雇用契約が成立するという条件付きの $|x - z|$ の期待値は、

$$E\{|x - z| \mid |x - z| < 1/2n\} = \frac{1}{4n} \quad (2)$$

となる。したがって、期待生産量は

$$y_e = A - \frac{B}{4n}, \quad (3)$$

となる。労働者数が増加すると、企業はよりよい労働者を見つけられるようになるため期待生産量は増加する。この効果を以下では「集積の経済」と呼ぶ。しかし、この限界的な効果は労働者の増加に伴って逡減する。これは、期待調整コストの労働者数に反比例した減少が期待生産量増大の原因であるためである。

売り上げを企業と労働者とがNash交渉を行い分けあうとすると、賃金は(4)式を満たすように決まる。なお、 α を企業の交渉力、 β を労働者の交渉力とし、 $\alpha + \beta = 1$ と仮定する。

$$\max_{(w)} (y - w)^\alpha (w - b)^\beta, \quad \alpha + \beta = 1, \alpha > 0, \beta > 0. \quad (4)$$

b は余暇の価値や失業保険などの失業時の所得である。ここで、生産量の上限 A は失業時の所得 b よりも大きいと仮定する。賃金水準は $w = \alpha b + \beta y$ となるため、期待賃金は

$$w_e = \alpha b + \beta y_e = \beta \left(A - \frac{B}{4n} - b \right) + b, \quad (5)$$

となる。したがって、労働者数が増加すると期待賃金も増加する。ただし、その増加分は通減的である。

ここでは一定規模のCBDをもった一次元の単一中心都市を考える。したがって、CBDは一定の長さの線分となる。また、CBD内の移動には費用がかからないと仮定する。企業はCBD内のみで立地し、労働者はCBDの外に立地するとし、労働者はCBDに通勤する必要があるとする。すると、労働者はCBDにできるだけ近く立地しようとし、住宅地はCBDの両側に広がることになる。各労働者は生活に必要な住宅の敷地規模を一定量消費する。生活に必要な敷地規模を長さ h の線分で表す。この時、地域内の労働者数が増加するに従い住宅地の長さは増加し、CBDの端から住宅地の端までの長さは $nh/2$ となる。

労働者はCBDに行って求人を探す。すると、労働者が負担するのはCBDの端までの通勤費用と住宅地代となる。また、敷地内のあらゆる点とCBDの端との距離の平均値でその敷地の立地点を表現する。そこに住む人の通勤距離としてはこの平均値を用いることにする。CBDの端からの距離が e の地点の単位規模当たり地代を $R(e)$ 、単位距離当たり通勤費用を t とし、簡単化のため農業地代は 0 であるとする、均衡の条件と h がどんな水準でも整合的であるという条件の下で、 e に立地した労働者の負担するコストは、

$$\int_{e-h/2}^{e+h/2} R(\delta) d\delta + te = \frac{tnh}{2}, \quad (6)$$

となる。これより、均衡で労働者のコストは地域の労働者数に比例して増加する。この効果を以下では「消費面の混雑の不経済」と呼ぶ。

企業はCBDに集中し、資本を入手したうえで労働者を雇い生産を行う。この時、企業の資本が機械や建物などの設備と土地投入量により構成されるとし、企業が生産を行うのに必要な資本の量を K で表す。ここでは資本は設備投入量と土地投入量との積で表されるとする。設備

の価格は p で一定であるとし、設備投入量を C で表す。また、CBDの地代を r 、土地投入量を H で表す。企業は総資本費用 $pC+rH$ を最小にするように各投入量を決定し、資本 K を調達する。この時、CBDの規模、すなわちCBD内の土地の総量を \bar{H} すると、企業の費用最小化条件とCBD内の土地の需給均衡条件から総資本費用は $pC+rH=kv$ 、 $k \equiv 2pK/\bar{H}$ となり、企業数と比例的に増加する。この効果を以下では「生産面の混雑の不経済」と呼ぶ。

1人の労働者が出会える企業数は v であり、企業に出会った時に雇用契約が成立する確率は $1/n$ であるから、労働者にとって雇用契約の成立する確率は v/n である。また、土地は不在地主に所有されているとする。したがって、労働者の期待利得 Π_w は、

$$\Pi_w = \frac{v}{n} w_e + \left(1 - \frac{v}{n}\right) b - \frac{tnh}{2}, \quad (7)$$

となる。

各企業は1人の労働者を雇って生産を行う。この時、企業の期待利得 Π_r は

$$\Pi_r = y_e - w_e - kv, \quad (8)$$

となる。

3 期待利得と企業数

この節では、労働者数と地域労働市場の状態との関係を分析する。

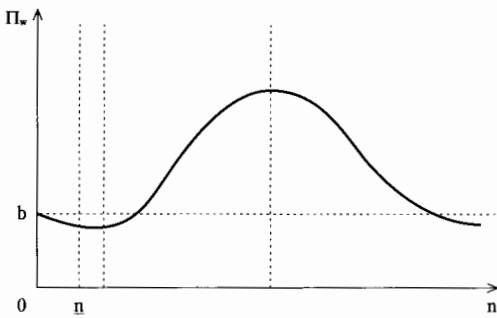
企業数が十分大きく、自由参入によってゼロ利潤条件が成立しているとする。この時、(3)式と(5)式、(8)式および $\Pi_r=0$ より、参入する企業数 v が労働者数の関数として

$$v = \frac{\alpha}{k} \left(A - \frac{B}{4n} - b \right), \quad (9)$$

と表される。したがって、 $\underline{n} \equiv B/4(A-b)$ とおくと、 $v > 0$ となるためには $n > \underline{n}$ でなければならない。

さらに、ここでは $n \geq v$ の場合に絞って分析を行っているため、パラメータは $kn \geq \alpha(A - B/4n - b)$ を満たすものでなければならない。以下では、この不等式が成り立っていると仮定

図2—労働者数 n と期待利得 Π_w との関係



する。この不等式は企業の総資本費用がある程度必要であることを要求するものである。

事前において、労働者にとって雇用契約が成立する確率は v/n であるので、失業率 u は

$$u \equiv 1 - \frac{v}{n} = 1 - \frac{\alpha}{kn} \left(A - \frac{B}{4n} - b \right), \quad (10)$$

と定義される。ここで $n \geq \underline{n}$ の範囲で n を実数と考えて失業率を労働者数で微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{du}{dn} &= \frac{\alpha}{kn^2} \left(A - \frac{B}{2n} - b \right) \geq 0 \\ \Leftrightarrow n &\geq \frac{B}{2(A-b)} = 2\underline{n}, \end{aligned} \quad (11)$$

を得る。

したがって、労働者数が $\underline{n} \leq n \leq 2\underline{n}$ である時、労働者数の増加に伴って失業率は低下する。しかし、労働者数が多く、 $n > 2\underline{n}$ の時には、労働者数の増加に伴って失業率は上昇する。

前者の場合、労働者数増大に伴い期待生産量が大きく増加するため、総資本費用の増加にもかかわらず、労働者の増加率より高い率で企業が参入する。この時には労働者数増加に伴い失業率は低下する。しかし、後者の場合、労働者数増加に伴う期待生産量の増加分は逡減する一方で、総資本費用は企業数に比例的に増加するため、労働者数の増加に比した新規企業の参入は減少する。こうして、労働者数の増加に伴って失業率が上昇するのである。また、 $n < \underline{n}$ の時には企業が参入しないため、失業率は労働者数にかかわらず1となる。

期待利得は、期待賃金と失業率とによって決

定される。期待賃金が高いほど期待利得は高く、失業率が高いほど期待利得は低くなる。期待利得(7式)は労働者数の関数として、

$$\Pi_w = \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{kn} \left(A - \frac{B}{4n} - b \right)^2 + b - \frac{\text{tnh}}{2} & (n \geq \underline{n}), \\ b - \frac{\text{tnh}}{2} & (n < \underline{n}) \end{cases} \quad (12)$$

と表せる。この時、 $\hat{n} \equiv B(3-\sqrt{3})/4(A-b)$ とおき、 $d\Pi_w/dn|_{n=\hat{n}} > 0$ と仮定すると、 Π_w は図2のような形になる⁵⁾。

労働者数増加に伴い、集積の経済と混雑の不経済とが発生する。集積の効果が強く作用する範囲内では、期待賃金増加に加え、企業の新規参入が生じ失業率が低下するため、労働者の期待利得は増加する。しかし、集積の効果は逡減するため、労働者数が増加していくと生産面の混雑の効果が効き始める。このために参入企業数が少なくなると失業率は上昇する。さらに、消費面の混雑の効果が労働者数に比例的に増大するため、次第に労働者の期待利得が減少するのである。

次に、労働者数を所与とした時に総余剰を最大化する企業数を効率的な企業数として、自由参入で決定される企業数と効率的な企業数とを比較しよう。 n を所与と考えて総余剰を企業数 v で最大化すると、一階条件は

$$0 = \frac{\partial(n\Pi_w + v\Pi_f)}{\partial v} = A - \frac{B}{4n} - b - 2kv, \quad (13)$$

となる。したがって、総余剰を最大にする企業数 v^* は

$$v^* = \frac{1}{2k} \left(A - \frac{B}{4n} - b \right), \quad (14)$$

となる。

ここで、自由参入の下での企業数 v と効率的な企業数 v^* との差を求めると

$$v - v^* = \left(A - \frac{B}{4n} - b \right) \frac{1}{k} \left(\alpha - \frac{1}{2} \right), \quad (15)$$

となる。したがって、自由参入下の企業数は、企業の交渉力 α が大きく $1/2$ 以上であれば過多になる。また、 α が $1/2$ より小さければ過少に

なる。1/2になる時しか効率的にならない。

したがって、一般的には自由参入下の企業数は非効率的であるといえる。

4 地域労働市場における賃金水準と失業率

この節では、二つの地域を考えた時に、各地域労働市場がどのような状態になるのかを考察する。まず、各地域の労働者数を固定して、総労働者数や各地域の労働者数の相対的な多さにより、地域労働市場がどう違ってくるのかを考察する。最後に、そうした地域労働市場の状態が、各地域の労働者数を固定せず、労働者が2地域の間を移動できるとした時に、どのような形で均衡として達成されるかを議論する。その際、期待利得が2地域で等しくなり均衡が達成されるには、地域労働市場のあり方に応じて住宅地の拡大に起因する混雑の不経済を考える必要があることを示す。

地域は二つ（1、2）存在し、労働者数以外に外生的違いは存在しないとす。ここでは、労働者数の多い地域を地域1、少ない地域を地域2と呼ぶことにする。労働者数は2地域を合わせて \hat{n} であるとすると、各地域の労働者数は

$$n_1 + n_2 = \hat{n}, 0 < n_2 < \hat{n}/2 < n_1 < \hat{n} \quad (16)$$

を満たす。

本稿のモデルにおいて、2地域の労働市場の違いは、次の二つの要因が労働者数の多い地域1により強く作用するために生じる。まず、〈集積〉「より良い雇用相手に出会い、高い生産量を期待できるようになるという集積の経済」、次に、〈生産面の混雑〉「生産のための資本調達費用が上昇するという生産面の混雑の不経済」である。〈集積〉は期待生産量を増加させ、賃金水準を引き上げる。また、期待生産量の増加は参入する企業数を増やし、雇用量を増加させることで失業率を引き下げる。〈生産面の混雑〉は参入する企業数を減らし、雇用量を減少させることで失業率を引き上げる。

この時、失業率を決定する要因としての〈集積〉と〈生産面の混雑〉の相対的な大きさが、二つの地域労働市場の違いを左右することになる。

まず、失業率を決定する要因として前者よりも後者のほうが決定的である時を考えよう。この場合、〈集積〉の失業率引き下げ効果を〈生産面の混雑〉の失業率引き上げ効果が上回り、地域1では高い期待賃金と高い失業率、地域2では低い賃金と低い失業率という組み合わせが成立する。期待賃金と失業率がHall (1972)のように正の相関をもつのである。

次に、失業率を決定する要因として〈生産面の混雑〉よりも〈集積〉のほうが決定的である時を考えよう。この場合、地域1では高い期待賃金と低い失業率、地域2では低い期待賃金と高い失業率という組み合わせが成立する。期待賃金と失業率がBlanchflower and Oswald (1994)のように負の相関をもつのである。

ここで、地域1の失業率 u_1 と地域2の失業率 u_2 のいずれが高いか、つまり、〈集積〉と〈生産面の混雑〉のいずれが失業率決定要因として決定的であるかを労働者数との関係でみてみよう。

地域1と地域2の失業率の差は

$$u_1 - u_2 = D \left(n_1 - \frac{\hat{n}}{2} \right) (n_1^2 - \hat{n}n_1 + \underline{n}\hat{n}), \quad (17)$$

$$D = - \frac{2\alpha(A-b)}{kn_1^2(\hat{n}-n_1)^2} < 0,$$

となる。 $n_1 - \hat{n}/2 > 0$ であるため、 $u_1 - u_2$ の符号は $n_1^2 - \hat{n}n_1 + \underline{n}\hat{n}$ の符号と逆になる。この符号は総労働者数の大きさにより以下の二つの場合に分けて考えられる。

(a) $\hat{n} \leq 4\underline{n}$ (総労働者数が少ない) の場合

$n_1^2 - \hat{n}n_1 + \underline{n}\hat{n} = (n_1 - \hat{n}/2)^2 + (\hat{n}/4)(4\underline{n} - \hat{n}) \geq 0$ であることから、 $u_1 \leq u_2$ となり、労働者数の多い地域1で失業率が低くなる、つまり、この場合、〈集積〉が失業率決定要因として決定的となっている。本稿のモデルでは、〈集積〉の限界的な効果が労働者数に関して逓減的で、二つ

の混雑の不経済の限界的な効果が比例的になっている。総労働者数が少ない場合、両地域で〈集積〉の限界的な効果が逡減していないため、労働者数の差に伴う〈集積〉の差が非常に大きく、〈生産面の混雑〉がそれを打ち消すことができないのである。期待賃金は労働者数の多い地域1で高いため、この場合、期待賃金と失業率とは負の相関をもつ。

(b) $\hat{n} > 4n$ (総労働者数が多い) の場合

$n_1^2 - \hat{n}n_1 + \underline{n}\hat{n} = [n_1 - (1/2)(\hat{n} - (\hat{n}^2 - 4n\hat{n})^{1/2})][n_1 - (1/2)(\hat{n} + (\hat{n}^2 - 4n\hat{n})^{1/2})]$ と変形できるため、地域1と2の労働者数の差に応じて、さらに二つの場合に分けて考える。

① 地域1の労働者数が $\hat{n}/2 < n_1 < (\hat{n} + (\hat{n}^2 - 4n\hat{n})^{1/2})/2$ の範囲にある時、つまり、総労働者数は多いものの、地域間で労働者数の差が小さい場合に、 $u_1 > u_2$ となる。この時、〈生産面の混雑〉が決定的となっている。労働者数が多く、地域間で労働者数の差が小さいと、〈集積〉による差が小さいため、〈生産面の混雑〉がそれを十分打ち消せるのである。この時、期待賃金と失業率とは正の相関をもつ。

② $(\hat{n} + (\hat{n}^2 - 4n\hat{n})^{1/2})/2 \leq n_1$ の範囲にある時、つまり、総労働者数が多く地域間で労働者数の差が大きい場合に、 $u_1 \leq u_2$ となる。この時、〈集積〉が決定的となっている。2地域で労働者数の差が大きいため〈集積〉による差が非常に大きく、〈生産面の混雑〉がそれを打ち消すことができないのである。この時、期待賃金と失業率とは負の相関をもつ。

こうして、これまでまったく異なる枠組みで議論されてきた地域賃金水準と地域失業率との相関について、同じ枠組みによる解釈が可能になるのである。

最後に、以上の議論における地域労働市場の状態が、労働者が2地域の間を移動できるとした時に、どのような形で均衡として達成されるかを議論しよう。労働者は労働市場に入り企業の求人を探す前に地域選択を行うとする。その際、労働者は各地域の労働市場に参加すること

の期待利得を比較し、その高い地域を選ぶ。なお、労働市場に入る前には労働者の地域間移動コストはゼロであるが、いったん労働市場に参入すると移動コストは非常に高くなり、職探しおよび就業は、ひとつの地域でしか行えないとする。

こうした設定の下での均衡は、2地域で期待利得が均等化し、労働者が移動する誘引がなくなる時に達成される。期待利得に影響を及ぼすのは、先ほどの〈集積〉、〈生産面の混雑〉と〈消費面の混雑〉「住宅地がCBDの周囲に広がり、通勤費や住宅地代が上昇するという消費面の混雑の不経済」である。〈集積〉は賃金水準を引き上げ、失業率を引き下げることで労働者が地域労働市場に参加することの期待利得を増加させる。〈生産面の混雑〉は失業率を引き上げ、期待利得を減少させる。〈消費面の混雑〉は労働市場以外の要因であるが、期待利得を減少させる。これら三つがバランスして期待利得が2地域で等しくなる必要があるのである。

ここでも、労働者数の多い地域を地域1と呼ぶと、〈集積〉は地域1の期待利得を相対的に高くするように作用する。それに対して二つの混雑の不経済は、地域1の期待利得を相対的に低くするように作用する。これらがバランスすることが均衡達成の条件となる。失業率決定要因として〈集積〉よりも〈生産面の混雑〉のほうが決定的である時、均衡においては、〈生産面の混雑〉による失業率引き上げ効果と〈消費面の混雑〉の効果が〈集積〉の賃金引き上げ効果を打ち消し、地域1と2の期待利得を均等化させる必要がある。次に、失業率決定要因として〈生産面の混雑〉よりも〈集積〉のほうが決定的である時、均衡においては、〈集積〉による差を〈消費面の混雑〉による差のみが打ち消して期待利得を均等化させる必要があるのである。

まとめ

本稿においては、都市における集積の経済と

混雑の不経済とを考慮すると、地域労働市場の構造をどのように解釈できるのかを考察した。得られた結果は以下のとおりである。

まず、企業の交渉力が大きければ各地域における自由参入時の企業数は過多になり、交渉力が小さければ過少になる。交渉力が1/2のときだけしか効率的にならない。したがって、一般的には自由参入の下での企業数は非効率になると考えられる。

そして、これまで異なる観点から考えられてきた地域失業率と地域賃金との正の相関と負の相関とを統一的に説明できることを示した。失業率に対して、生産面の混雑の不経済の影響が強い場合に正の相関は成立する。そして、集積の経済の影響が強い場合に負の相関は成立するのである。

*本稿の作成にあたり、東京大学の田淵隆俊先生に全面的にご指導をいただきました。東京大学の金本良嗣先生、住宅経済研究会メンバーの諸先生方からは貴重なご助言をいただきました。ここに御礼申し上げます。しかし、もちろん本文中の誤りはすべて著者が責任を負います。

また、この論文の作成にあたり、同志社大学の徳岡一幸先生よりSMEAの従業地就業者数のデータをご提供いただきました。ここに御礼申し上げます。

注

- 1) アメリカについて、たとえばHall (1972) は、この考え方を支持する実証結果を得ている。
- 2) ほかに、たとえばMontgomery (1994) は、日本およびアメリカについて、太田・大日 (1996) は日本について、これを支持する結果を得ている。
- 3) 人口1人当たり課税対象所得は、自治省税務局の「市町村税課税状況等の調」のものを用いる。このデータは、日本マーケティング教育センター編集発行の「個人所得指標」に利用しやすい形で収録されている。本稿では、課税対象所得としてこの「個人所得指標」に整理、収録されている数値を用いている。完全失業率は、総務庁統計局の「国勢調査」における完全失業者数と従業地就業者数から算出した。1人当たり所得と完全失業者数、および従業地就業者数は1985年、1990年、1995年の数値を用いる。消費者物価地域差指数は、総務庁統計局の「全国物価統計調査報告」における消費者物価地域差指数(総合の地域差指数、全国平均=100)の1987年、1992年の数値をもとに、総務庁統計局の「消費者物価指数年報」における帰属家賃を除いた消費者物価指数を用

いて、1985年、1990年、1995年の値を推定した。なお、1人当たり所得と消費者物価地域差指数は、データの制約上、都市圏の中心都市の数値を用いる。消費者物価指数は、都市圏の中心都市を含む都道府県の県庁所在地の値を用いた。消費者物価地域差指数の推定式は次のとおりである。

消費者物価地域差指数をCPIで、消費者物価指数をPで、都市iの数値は右下にiをつけて、年は右下の数字で表し、全国平均の数値は上にバーをつけて表す。この時、都市iの消費者物価地域差指数の推定値 \hat{CPI}_{it} は次のようになる。

$$\hat{CPI}_{185} = CPI_{187}(\bar{P}_{87}/P_{187})(P_{185}/\bar{P}_{85}),$$

$$\hat{CPI}_{190} = CPI_{192}(\bar{P}_{92}/P_{192})(P_{190}/\bar{P}_{90}),$$

$$\hat{CPI}_{195} = CPI_{192}(\bar{P}_{92}/P_{192})(P_{195}/\bar{P}_{95}).$$

- 4) SMEAの定義については、徳岡 (1991) を参照されたい。
- 5) この仮定が成立していない時、集積の経済の効果を通勤費用および住宅地代の増大がすべて打ち消してしまい、 Π_w が労働者数nの単調減少関数となってしまう。ここでは、そこまで費用負担が大きくはないと考え、上述の条件を仮定する。

参考文献

- Blanchflower, D.G. and A.J.Oswald (1994) *The Wage Curve*, MIT press.
- Hall, R.E. (1972) "Turnover in the Labor Force," *Brooking Papers on Economic Activity*, 3, pp.709-756.
- Harris, J.R. and M.Todaro (1970) "Migration, Unemployment and Development; A two-Sector Analysis," *The American Economic Review*, 60, pp.126-142.
- Helsley, R.W. and W.C. Strange (1990) "Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities," *Regional Science and Urban Economics*, 20, pp.189-212.
- Kim, S. (1990) "Labor Heterogeneity, Wage Bargaining, and Agglomeration Economies," *Journal of Urban Economics*, 28, pp.160-177.
- Montgomery, E.B. (1994) "Patterns in Regional Labor Market Adjustment; The United States versus Japan," *In Social Protection Versus Economic Flexibility Is There a Trade-off?* Blank, R. (ed.) University of Chicago, pp.95-118.
- 太田聡一・大日康史 (1996) 「地域間労働移動の研究」『経済学雑誌』46-59頁。
- 徳岡一幸 (1991) 「日本の大都市圏——1985年におけるSMEAの設定と都市化の動向」『香川大学経済学部研究年報』No.30、139-210頁。

アメリカ不動産市場10年の動き

実物不動産と不動産証券価格の相互関係

篠原二三夫

はじめに

現在ほど情報化が進んでいなかったことに加え、強力な制度的要因¹⁾が存在したため、アメリカの不動産市場では1983年頃から供給過剰が発生した。1986年には税制改革を通じた抑制策がとられたが、すでに需給ギャップは拡大し、不況下にあった市場はさらに低迷を続けることになった。未曾有の不況からアメリカ不動産市場が回復し始めたのは、それから数年以上経過した1993年頃からである。

その調整期に生まれた新たな動きが、不動産の証券化を通じた不動産市場と金融・証券市場のつながりである。金融・証券市場を通じた投資資金の流入によって、不動産市場は徐々に回復に向かった。不動産投資事業信託 (REIT: Real Estate Investment Trust)²⁾が不動産証券化の主演として急成長し、REIT株価は高騰した³⁾。その後、REIT株価はREIT関連税制⁴⁾の改正、1998年半ば以降のアジア・ロシア金融危機などを背景に下落に転じたが、99年になって再び上昇の兆しを見せている。

ただ、REIT株価の下落にかかわらず、実物不動産市場は総じて好調である。このため、不動産実物市場と金融・証券市場の一角を成すようになった不動産証券市場の相互関係が問われるようになった。

REIT株のような不動産証券価格の上昇に対しては、情報関連産業などの株価高騰とあわせて、バブルという見方が多いようである。この

ため、日本に不動産の証券化市場を育成することは、地価の上昇を促すことにつながるのではないかという指摘がある⁵⁾。

この指摘に答えるためには、1990年代におけるアメリカ不動産実物市場と不動産証券市場の動向に着目した分析が有効である。不動産証券化市場の存在が実物不動産市場にどのような影響を与えたのか、不動産価格とその証券価格の推移にはどのような関係が見られるのか等々に対し、何らかの答えを得ることが本稿の課題である。

最初に、GDPと対比しながらアメリカ経済と戦後の不動産市場の動向について概観する。

次に、不動産の供給過剰を生み、結果的に不動産の証券化を促進したレーガン政権による税制改正・改革を振り返る。

さらに、この10年間 (1990年代) に急成長したREITをはじめとする不動産証券化市場の動きに着目し、実物不動産と不動産証券の動向を分析し、双方の資産価格や収益性を比べてみよう。

最後に、アメリカの実物不動産と証券化市場の相互関係、日本に不動産証券市場を育成する条件などについて、筆者なりの考えを整理し結びとする。

1 不動産市場の規模と全般的動向

アメリカ不動産市場の規模を把握できる公的統計としては⁶⁾、Federal Reserve System (FRS) が作成する資金循環表 (Flow of

Funds Accounts of the United States) 中のマクロ・レベルのバランス・シートがある。

このバランス・シートには1994年まで土地資産額が掲載されていた。しかし、元となる Bureau of Economic Analysis (BEA) による再生産可能有形固定資産データの大幅な改定が行われたため、1995年以降、土地資産額は姿を消した⁷⁾。同時に Flow of Funds Account へのバランス・シート掲載も中断されたが、1997年の第4四半期分から再び掲載されている。ただし、土地は「不動産」(Real Estate)として一体化された。

不動産のデータは、Households and Non-profit Organization (居住世帯・非営利団体用不動産、以下「居住用」⁸⁾不動産) および Non-farm Nonfinancial Corporation Business (非農業・非金融事業用不動産、以下「事業用」不動産) の二つに分けて公表されている。農業・政府部門などを含まないため、この二つの合計は必ずしもアメリカ全体の不動産価格を表していない。ただ、民間不動産市場という観点からみれば、これらを含まないデータでも利用可能である。

居住用の資産額は名目ベースで1997年8.6兆ドル、1998年9.2兆ドルである。同様に事業用は3.8兆ドル、4.2兆ドルとなっている。いずれも市場価格で表示され、時系列データがあるため、これらを用いてアメリカにおける不動産価格の推移を見ることができる。

Urban Land Institute (ULI) は、1997年発行の *America's Real Estate* において FRS や BEA ほかのデータをベースに、1994年時点の不動産市場時価総額を推定している⁹⁾。これに

表1—アメリカの不動産市場規模

	市場価格 (兆ドル)	土地分 (%)	構成率 (%)
民間住宅	10.6774	34.5	51.6
民間非住宅	5.5169	20.4	26.6
政府資産	4.5039	25.3	21.8
計	20.6982	28.7	100.0

出所) ULI, *America's Real Estate* から作成。

(篠原氏写真)

しのはら・ふみお

1952年東京都生まれ。1975年上智大学文学部教育学科(心理学専攻)卒業。同年丸紅㈱入社。1990年㈱ニッセイ基礎研究所入社、現在、同社会研究部門主任研究員。

著者：「不動産証券化入門」(共著、シグマベイスキャピタル)ほか。

よると、アメリカ不動産市場の規模は土地を含めて20.7兆ドル、民間住宅が約52%を占め、約3割弱が土地の資産額ということになる(表1)。

ULI の試算によると、アメリカの不動産時価総額は1989年時点でピークの21兆ドルに達し、その後1992年には主に民間非住宅資産の下落によって約20兆ドルまで下落している。

居住用不動産価格を水準と変動の二つの推移から見ると(図1および図2、実質ベース)、まず1973~74年、1979~80年の石油危機の影響が目に入る。とくに第1次石油危機の際は事業用とは異なり、居住用不動産の価格が下落している。

居住用不動産価格の推移は1980年代以降、GDP のカーブを上回っている。アメリカでは持ち家取得にあたっては、新築・中古を問わずにモーゲージ融資制度が整備され、住宅ローンの利子控除制度もあることから、持ち家取得のインセンティブは高い。住み替え時のキャピタル・ゲイン課税も事実上ないと考えてよい¹⁰⁾。

このような手厚い持ち家政策によって住宅のアフォードビリティーが上昇し、居住用資産には需要超過による制度的なバブルが含まれている可能性がある。1996~98年の住宅価格上昇率も10%水準と高い。ただ、新築より安価な中古住宅の市場規模¹¹⁾が大きいため、住宅価格や家賃の上昇によって、もっとも打撃を受ける低所得世帯に対するさまざまな住宅補助政策が講じられていることから、大きな問題には至っていない。

居住用も下落しているが、事業用不動産価格は、1989~93年までの間に30%も下落しており、

図1—経済成長と居住・事業用不動産価額の推移（実質、水準）

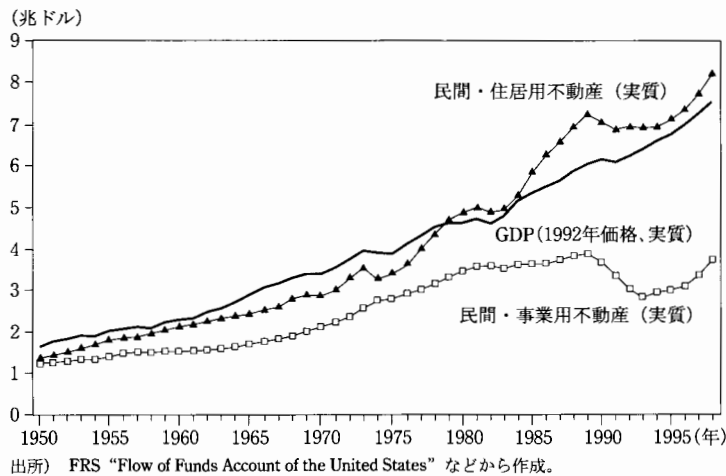
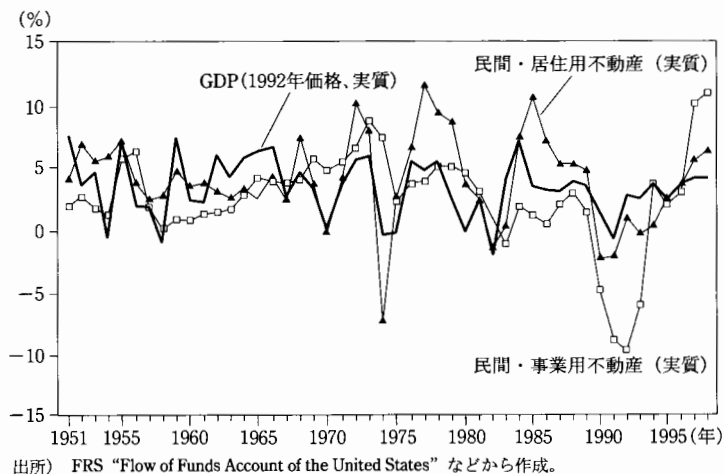


図2—経済成長と居住・事業用不動産価額の推移（実質、変動）



市場低迷は戦後最大規模であることが一目で把握できる。しかし、その後、価格は急速に回復・上昇している。

総じてみた場合、事業用不動産価格の水準カーブは、1990年代後半まではGDPのカーブを下回っており、経済成長並みの価格上昇を適正と見るならば、この時点まではマクロレベルにおける事業用不動産の価格高騰あるいはバブルが問題となる状況は認められない¹²⁾。

以下、もう少し詳しく不動産市場の変化を見ていこう。

2 レーガン税制改革と1980年代の盛衰

日本のバブル発生・崩壊と同じように重要な

出来事が、1981年、1986年のレーガン政権による税制改正・改革である。

1981年の経済再建税法

1981年の経済再建税法 (Economic Recovery Tax Act: ERTA) によって、通常所得と長期キャピタル・ゲイン課税の最高税率は、おのおの70%から50%、25%から20%に下がった。まず、この軽課が不動産の市場放出を促し取引を促進した。

さらに、大きなインセンティブをもつ加速度減価償却制度 (Accelerated Cost Recovery System: ACRS) が導入され、放出された不動産の再開発や新規開発が促進された。耐用年数が25年以上の償却資産は、15年で175%の定率法か定額法により償却可能となった¹³⁾。

このACRSのもとで生じる損金 (減価償却費) は、従来どおり、累進法人税制の下

で最大課税率の適用を避け一段下の課税率の適用を受け節税しようとする Limited Partnership (LPs)¹⁴⁾などの投資家に売却することができた。この節税メリットが過大であったため、一定の条件下では、ビルや賃貸住宅を建てさえすれば事業が成立するという事態が生まれた。Case (1993) の試算では、ACRS を利用することによって、低所得者用賃貸住宅事業投資に100万ドルを投資した場合、約15万ドルの利益を税効果によって得ることができる¹⁵⁾。低迷していた不動産建設市場は一変し、オフィスビルや新設住宅投資が1983年から急増することとなった。

当時の都心部のオフィス床ストックは2万4

000haあったが、1980年代を通じて1万3000haもの床面積が追加されている。

1986年税制改革法

しかし、大幅な税制緩和で経済の再生を図り、税収拡大効果で財政赤字を削減しようという試みは失敗し、政府財政は悪化の一途をたどる。このため第2期レーガン政権は、1986年に81年改正とは相反する税制改革法施行に踏み切った。

従来11～50%まで14段階あった税率は15%と28%の2段階にフラット化されたため、ACRSを用いた節税目的の不動産投資が抑制され、税制の中立化が進められた。

キャピタル・ゲイン課税ではさまざまな控除項目が撤廃され、通常所得の限界税率は引き下げられた。1987年まで最高税率は20%であったが、それ以降、分離課税はなくなり、限界税率は通常所得の最高税率と同一の28%となった。

不動産投資事業関係では、旧ACRSの税制メリットを大幅に縮減する新ACRSが導入された。新ACRSでは、オフィスビルは31.5年、賃貸住宅は27.5年と償却期間が延長され、定額方式の減価償却だけが認められることとなった。また、LPsへの投資によって発生するキャピタル・ロス、同じカテゴリーの所得以外¹⁶⁾の収益とは通算できなくなった。

キャピタル・ゲイン課税の重課と新ACRS移行によって、節税目的を前提とした不動産や重課回避のために保有されていた不動産が一斉に市場に放出され、旧ACRSによる建設ラッシュで供給過剰気味となっていた不動産市場は最悪の状況に追い込まれた。

LPsの多くは事業目算の狂いから破綻し、商業不動産融資を拡大していた貯蓄貸付機関(S&L)などの金融機関も多額の不良債権を抱え破綻に追い込まれた。以降、RTCによる担保資産の処分が推進されることとなる。

先のCase(1993)によると、同じ条件の不動産投資において新ACRSを適用した場合の税効果は、100万ドル投資しても約1万8000ドル程度にすぎない。同じ事業を行うにしても、

新旧制度の税効果には8倍以上の開きがあったわけである。

LPsへの投資資金の流入が途絶えた不動産実物投資市場は、需給調整が一段落し、不動産の証券化による新たな投資資金の流入が始まる1990年代中頃まで大きく低迷することになる。

3 1990年代後半の資本流入と市場の急回復

REITは1960年に内国歳入法の改正によって導入された制度であり、導入目的は、大規模な不動産投資に対する一般投資家、個人投資家の参入機会を拡大することにあった。

当初は、不動産融資を投資対象とするモーゲージREITが主流であったが、現在では優良不動産に投資し、適切な経営を行うことによって収益を得るエクイティ REITに置き換わっている¹⁷⁾。1999年現在、New York Stock Exchange(NYSE)などで公開されているREITは210件ある。非公開分を加えると300以上のREITが存在する。公開REIT株式の発行済時価総額は、1992年の200億ドル弱から、1997年には1400億ドルまで急増している(図3)。

この背景には、1986年の税制改革後の市場低迷とS&L破綻に始まった間接金融の崩壊がある。

1981年の税制改正によって不動産事業の採算は著しく向上し、LPsは容易に投資資金を借りることができたため、REITによる資金調達機能は注目されなかった。

しかし、金融機関が軒並み不良債権を抱えるなか、REITは株式市場から投資家の資金を集め、市況低迷に難渋する優良物件を数多く買収し、その後の急成長の土台を築いたわけである¹⁸⁾。

その多くが事業用賃貸住宅である集合住宅着工と投資資金の関係をみると、両者には明確な相関があり、投資資金の流入が着工を推進していることがわかる(図4)。

図3—上場REIT発行済み株式総額（時価）と年別発行額の推移

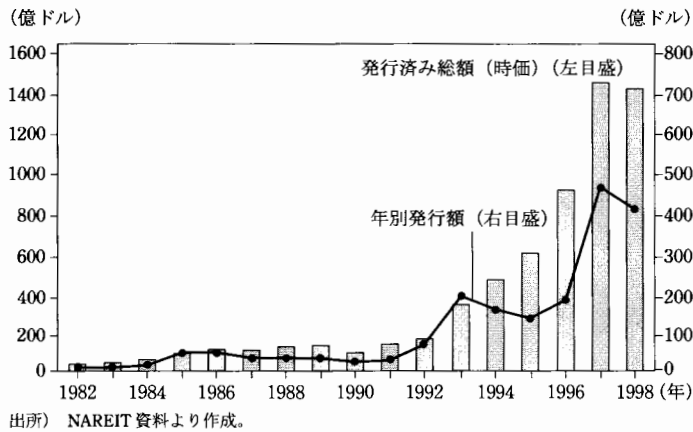
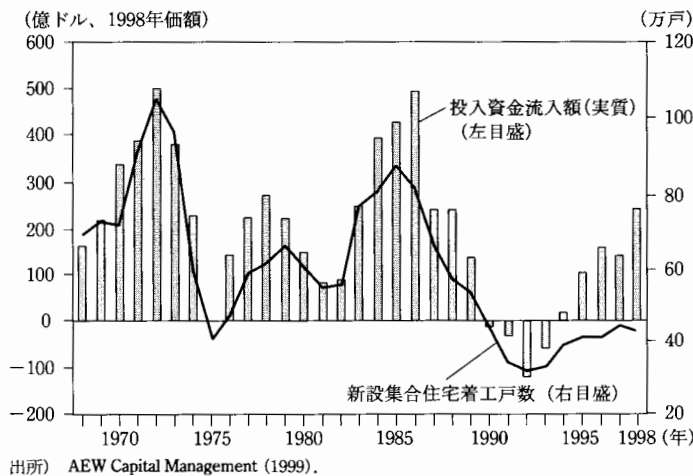


図4—集合住宅着工と投資資金の流入



とくに、1990年代後半からの投資資金流入は不動産の証券化を中心とする直接金融によるところが大きい。

FRS の Flow of Funds によると、1988年時点における集合住宅に対する貸し付け債権は、預託機関 (Saving Institution) の残高2737億ドルのうち1072億ドル (39%) を占めていたが、1998年時点では総額3329億ドルのうち566億ドル (17%) まで低下した。これに対し、モーゲージ証券 (Mortgage Backed Securities : MBS) による調達1108億ドル (33%) に達している。

4 不動産実物資産と不動産証券

1990年代後半になると、REIT や MBS、さ

らに商業不動産担保証券 (Commercial Mortgage Backed Securities : CMBS) などの不動産証券化が盛んに進められた。しかし、その市場規模はまだ不動産実物市場 (ストック) 全体の10%程度にすぎない。

ただし、1998年の6月末時点の機関投資家による不動産持ち分 (3495億ドル) に対する投資資金の約41.4% (1448億ドル) は REIT によるもので、市場における存在感は非常に強い。

ここで、REIT 株の時価総額と実物不動産価額の推移を比べてみよう。

REIT 時価総額の変動は、実物不動産価額の変動よりも大きい。株価である以上、これは当然である (図5)。部分的には異なる動きもあるが、両者にはおおむね負の関係が認められる。何もデータを加工しない状態で、1972~98年間の相関係数はマイナス0.42である¹⁹⁾。1994~96

年に REIT 時価総額の動きが先行する様子があるが、97年からはまた異なる動きを示すようになる。

景気が良く実物不動産投資が好調ならば、証券化を用いなくても、前述の LPs による小口の共同投資事業でも投資家は集まる。

一方、近年のアメリカの経緯をみると、不動産の証券化が注目されたのは、前述のように間接金融市場が崩壊し、直接金融でなければ事業資金が集まらぬ時期である。この時は、LPs に対する貸し付けも出資金による調達も困難な時期にあった。

このような関係から、REIT のような不動産証券と実物不動産価格は、おのずとこれまで相反する動きを示してきたものと考えられる。

5 不動産証券と 金融資産

ここで不動産証券が金融・証券市場においてどのように位置づけられているかを見てみよう。

REIT 投資の醍醐味は不動産実物投資のようにキャピタル・ゲインを得ることであるが²⁰⁾、ロスを被ることもある。ただ、一般の不動産よりも市場で処分しやすい流動性をもつことが金融資産としての特徴である。

金融資産と異なるのは、長期的な不動産賃料収入によって、一般企業への株式投資と比べて変動の少ない安定した高配当が得られる点である。実際に、S & P 500などと配当利回りを比べると、REIT は常に高い利回り水準を維持している(図6)。

REIT の四半期ごとの利回りインデックス(Whilshire REIT Index)を用いて、実物不動産インデックス(NCREIF Total Index)およびその他の金融資産の利回りとの相関関係をみてみよう(表2)。まず、REIT と NCREIF とは符合が逆である。ただし、相関関係があるとは言えない。また、REIT は S & P 500・Russell 2000と比較的相関しているが、10年国債との相関はほとんどない。NCREIF と S & P 500・Russell 2000は負の符号関係をもつ。

むすびにかえて

アメリカ不動産市場では、住宅モーゲージ証券である MBS に加え、近年、商業不動産の証券化形態として REIT や CMBS などが登場し、

図5-REIT時価総額と実物不動産価額の動き(名目)

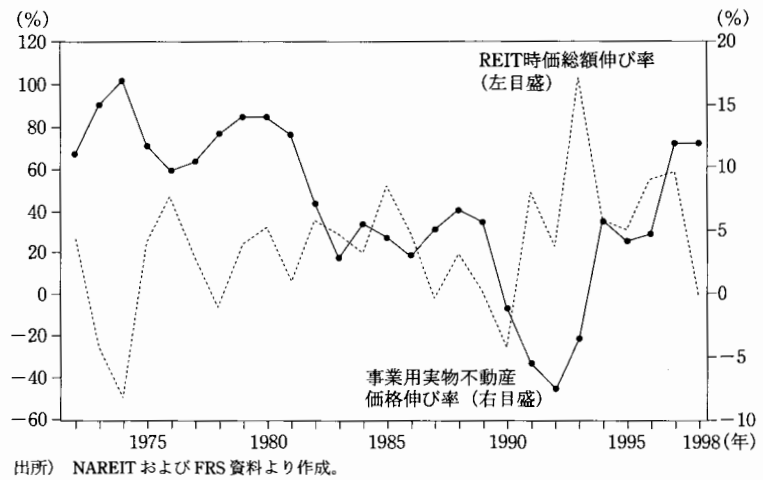
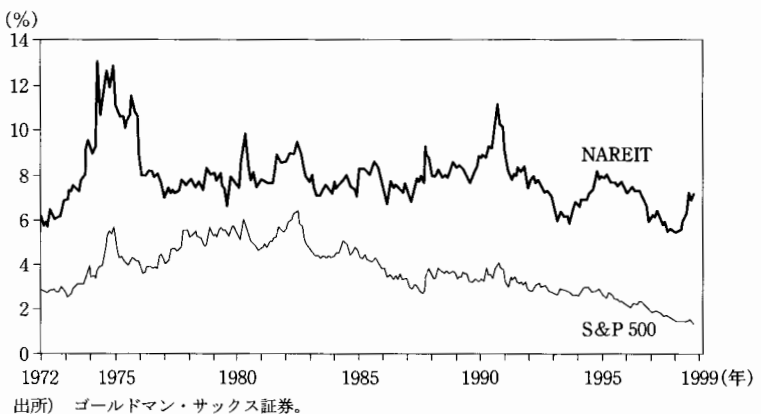


図6-REITとS&P500の年間配当利回り



機関投資家から個人まで、さまざまな投資家が不動産証券を通して不動産投資を行うようになってきた。まだ、不動産市場の総ストックに占める地位は高くないが、資金の流れをみれば、REIT はすでに不動産市場には欠かせない存在となった。

レーガン税制改革の後始末を担うことになったため、REIT は非常に高い利回りをもつハイリスク・ハイリターン投資商品というイメージが強く、その活動と値動きが、実物不動産市場に対し価格上昇などの影響を与えるという懸念がもたれた。

しかし、実際に実物不動産および REIT の価格・利回りを比較した結果、両者にはむしろ相反する関係が認められ、少なくともこれまで

表2—10年の総合利回りの相関行列（四半期、1985年第3四半期～1995年第2四半期）

	Wilshire REIT	NCREIF Total	S&P 500	Russell 2000	10Yr T-Bond
Wilshire REIT	1.000				
NCREIF Total	-0.077	1.000			
S&P 500	0.579	-0.015	1.000		
Russell 2000	0.728	-0.005	0.875	1.000	
10Yr T-Bond Index	0.342	0.036	0.298	0.200	1.000

出所) Rosen (1995).

のところ、REIT 市場は実物不動産市場とは異なる特性をもつことがわかった²¹⁾。

REIT はオフィス、大規模店舗、賃貸住宅から倉庫、ホテル、病院などに至るまで、さまざまな不動産に特化したり、複合化した経営をしたりしており、利回り特性はおのおのの商品で異なっている。

実物不動産投資を行うにあたり、アメリカのように多くの大都市圏を有する国では、それぞれの圏域の立地特性に注意を払わねばならない。しかし、多くの REIT は全米に立地する不動産に分散投資しており、地域経済の衰退あるいは地震などのリスクに対しても投資家の立場を重視した配慮が行われている。

その他の株式や債券なども異なる利回り特性をもつことから、最近の傾向として、REIT は実物不動産投資とともに、むしろ戦略的な投資ポートフォリオを構築するための多様な商品のひとつとして位置づけられている。

このような不動産証券を日本に導入し、市場を育成していくことによって、不動産価格が上昇するとは考えにくい。むしろ、不動産を扱いながら実物不動産投資とは特性が異なる多様な商品が登場し、市場の裾野が広がることによって、投機的行動やバブルなどが生じにくい状況をもたらす可能性がある。

REIT について調べ出すと、1990年代前半から、アメリカではインターネットなどを通じて金融商品とほぼ同じ扱いで、無償かつ多くの情報提供が盛んに行われていることに驚かされる。とくに、証券会社などによる各 REIT の利回り情報は実に豊富である。日本において REIT

などによる不動産証券化を定着させるためには、このような市場情報の整備がひとつの重要な条件であろう。

以上、本稿ではアメリカにおけるこれまでの実物不動産価格と不動産証券価格の関係を検討した。直近では、アメリカの機関投資家が、配当性向は高くても総合利回りの低い REIT 投資ではなく、景気に後押しされ好調な実物不動産投資を再開する傾向にあり、短期的には引き続いて両者の価格は相反する傾向が続くと思われる²²⁾。

しかし、REIT 制度の見直しが行われていること、新たな不動産証券の商品化があり得ること、経済環境や機関投資家の行動変化などの可能性から、中長期的に見て同じ傾向が続くとはかぎらない。この点は、個々の目的と諸条件に応じて別途検討されるべきことであり、とくに各位の投資行動は自己の責任と判断において行われるべきであることを最後に付け加えておきたい。

注

- 1) レーガン政権による ACRS 導入による影響が大きい。
- 2) アメリカの不動産証券化の仕組みなどについては、松村・篠原・岡 (1999) をご参照いただければ幸いである。REIT は不動産関連事業に特化した株式会社などで、その課税所得の95%以上を株主 (投資家) に配当する場合、REIT 段階の法人課税が回避できる制度である。通常の不動産事業を行う株式会社の株式に投資する場合、配当は法人税支払い後となるため二重に課税されるが、REIT の場合は配当課税のみとなる。
- 3) 一般の株価高騰にも引きずられている。
- 4) 不動産関連事業以外の事業経営の兼業は、REIT

- には認められていない。しかし、特例として4社程度のホテル REIT だけは物件所有とホテル経営という兼業が許されていた。この特例が税制改正により撤廃されたため、一定条件の下で法人課税を回避できる REIT 全般に対する改正として市場に受け取られ、REIT 株価が下落した。
- 5) 筆者らが運営した建設省・国土庁などの委員会における委員発言によるが、一般にこのような見解は多いと思われる。
 - 6) 民間ベースでは、実物不動産の利回り(収益利回りおよびキャピタル・ゲインを加えた総合利回り)、価格水準を示すインデックスとして National Council of Real Estate Investment Fiduciaries (NCREIF) インデックスがよく使われている。
 - 7) ULI, America's Real Estate による解説と筆者調べによる。
 - 8) 基本的に自己居住用の持ち家である。賃貸住宅は事業用不動産として扱われる。
 - 9) 土地については1992年の時価、構造物については BEA の1996年算定法による1992年における実質価格が用いられている。ULI の数値は全般的に FRS の推定値を上回っている。ULI の推計に詳細説明がないため理由は不明だが、もともと FRS のバランスシートはすべての不動産をカバーしていない。
 - 10) 1997年に実施された納税者救済法 (Taxpayer Relief Act) では、夫婦が現在住んでいる住宅を売却した場合、最大50万ドルまで(独身者の場合は25万ドルまで)、キャピタル・ゲインに課される連邦税の控除措置を定めている。
 - 11) 1997年新設住宅着工戸数147万戸に対し、中古住宅流通戸数は422万戸である。
 - 12) これはひとつの見方である。バブルを反映しておれば、GDP 自体が判断基準としては不適である。アメリカのバブルについては、収穫適増経済の実現という見方もある。アメリカの現状をバブルとみるかどうかについての検討は別の機会に委ねたい。
 - 13) 現在の日本における鉄筋コンクリート建ての賃貸住宅の償却期間は47年(以前は60年)である。
 - 14) この減価償却による損金を享受するために Limited Partnerships (LPs) が活用された。LPs は日本の匿名組合に類似した不動産共同事業などのための組合である。一定の不動産に投資し、その経営に対し無限責任を負う General Partner (GP) および出資分にしか責任のない Limited Partner (LP) から構成される。投資家は信頼できる GP の下、LP として出資し、事業収益・損失の配分を受ける。LPs はアメリカ不動産投資・開発事業における基本形である。
 - 15) 投資期間7年、7年目末に当該物件を初期投資額相当で売却できると仮定(減価償却によって簿価は減少するが、適切な維持管理によって物件の市場価格は維持されると仮定)。各年の減価償却費はマサチューセッツ州の事例により15%の割引率で現在価値に置き換える。低所得者用住宅の ACRS は15年200

- %と、一般事業用不動産よりもさらに加速度償却が可能。
- 16) たとえば、ほかの LPs への投資から得た利益との損益通算。
 - 17) 1998年末における時価総額の92%がエクイティ REIT。
 - 18) CMBS の発行残高も1997年には1400億ドルに達し、REIT と同じように、不動産市場への資金供給源となる。
 - 19) 両変数に1~3年のラグをみても、正相関は認められない。
 - 20) 実物不動産とは異なるタイミングで大きなキャピタル・ゲインが得られる場合がある。
 - 21) 近年では CMBS などの不動産証券市場も成長しており、精緻な分析を行うには、これらも考慮する必要があるであろう。
 - 22) バブル含みといわれる株式市場が大幅に下落した場合の不動産市場への影響は想定していない。

参考文献

- AEW Capital Management (1999) *U. S. Housing Market Overview*.
- Anderson, M. J. and K. T. Rosen (1996) "REITs and Bond Market Volatility," *AMB Rosen Real Estate Securities*.
- Anderson, R. (1994) *Atlas of the American Economy*.
- Case, E. K. (1993) "Investor, Developers, and Supply-side Subsidies; How Much is Enough?" *Housing Policy Debate*, Vol.2, Issue 2, pp.341-356.
- Hughes, J.W. and G. Sternlieb (1987) *The Dynamics of America's Housing*, Center for Urban Research, Rutgers University.
- John Hancock Real Estate Research (1998) *View from the Tower ; Real Estate Outlook ; The Party Goes On*.
- Lend Lease Real Estate Investments and Pricewaterhouse Coopers (1999) *Emerging Trends in Real Estate 1999*.
- Lend Lease Investment Research (1999) *Real Estate Flash Facts*.
- Rosen, K. T. (1995) "REITs; Stocks, Bonds, or Real Estate?" *AMB Rosen Real Estate Securities*.
- ULI, the Urban Land Institute (1997) *America's Real Estate*.
- 松村徹・篠原二三夫・岡正規 (1999) 『不動産証券化入門』シグマベイスキャピタル。

ボストンにおける経済変動の時系列分析

Coulson, N.E. and S.F. Rushen, *Sources of Fluctuations in the Boston Economy*, *Journal of Urban Economics* (1995) 38, pp.74-93.

1970、1980年代のアメリカでは、西海岸の都市における高成長、北東部、中西部の都市での低成長といった地域間での不均一な経済成長が顕著となり、近年さまざまな観点から地域経済変動に関するいくつかの研究が行われている。とくに衰退地域の政策当局者にとっては、急激な地域経済成長を取り上げてその原因を探ることは意味のあることである。ここで紹介する論文は「マサチューセッツの奇跡」と呼ばれる高成長をとげた1977年から1988年のボストン経済の変動に注目し、その要因をVARモデルにより分析している。

Coulson and Rushen論文で使われているVARモデルの特徴は、地域経済分析に伝統的に用いられてきたシフトシェア・モデルが基礎となっていることである。シフトシェア・モデルとは、ある都市の第*i*産業の雇用成長率 Δe_{it} を国内雇用成長率 Δn_t 、第*i*国内産業雇用成長率 Δn_{it} からなる三つの項に分解し、その都市での産業雇用成長率の予測に用いるモデルである¹⁾。このシフトシェア・モデルを時系列分析の文脈でとらえ直す研究はBrown, Coulson and Engle (1990) でなされている。Coulson (1993) は、このモデルにおける一方向だった変数間の因果関係を、モデル内の全変数間の因果関係へと拡張させたVARモデルを定式化した。さらに、Bernanke (1986) のようにモデルの外部からの影響を反映するイノベーションを要因別に分解し、モデル内の各変数の変動原因を明らかにしている。

Coulson and Rushen論文ではCoulson (1993) のモデルを発展させている。新たな変数として「奇跡」の原因と従来指摘されている国防支出と技術進歩の2変数を加え、年次データを用いた集計レベルと、月次データを用いた産業レベルの二つのデータセットとモデルを用いた分析をしている。分析方法としては、推定結果を利用した分散分解、インパルス応答関数、歴史的分解が行われている。

これらの分析を通して得られた結論は次のように

なる。(1)1951~1991年にわたり、集計レベルのボストン経済は主に国内とボストン固有のショックによる影響を受けていた。(2)景気拡大局面の初期では技術ショックの影響が大きく、中期では国防支出の影響が見られた。景気縮小局面ではボストン固有の影響だけではなく、国内における小型コンピュータ需要の減少などの負の需要ショックによる影響が見られた。(3)産業レベルではボストン産業のショックが、地域中心産業のもっとも重要な変動要因となっていた。従来の見解と異なり、国防支出の影響を受けている産業は教育やサービス産業の二つだけであった。

以下では、集計レベルの分析と産業レベルの分析に用いられたモデルと主要な結果について述べる。

1 集計レベルでの分析

第1の分析に用いられたデータセットは、1951~1991年の年次データである。モデルはボストンにおける集計された雇用の変動の分析に焦点を絞っており、(1)式のような形をしている。

$$A(B) \begin{bmatrix} n_t \\ d_t \\ s_t \\ b_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

ここで、 $A(B)$ はラグ項をとるための行列である。実際には各変数の2次のラグ項までをとる。すべての変数は変化率であり、 n_t は国内雇用、 d_t は国防支出、 s_t はSan Jose雇用、 b_t はボストンでの雇用である。San Jose雇用は技術ショックの代理変数として使われており、コンピュータなどのハイテク産業の集中するシリコンバレーにおける雇用は、技術革新による雇用の影響を表していると仮定している。また、誤差項 $u_{it}(i=1, 2, 3, 4)$ は各変数に対応するイノベーションである。さらに、これらのイノベーションは、構造イノベーション (structural innovation) $\alpha, \beta, \delta, \zeta$ に(2)式のように分解されると仮定する。

表1—集計モデルによるGranger因果テストの結果

従属変数	F (US)	F (DEF)	F (SJ)	F (B)
国内雇用 (US)	0.38	2.07	0.51	2.34
国防支出 (DEF)	6.32*	6.41*	1.84	2.47
San Jose雇用 (SJ)	5.15*	0.59	12.54*	1.52
ボストン雇用 (B)	3.49*	0.43	0.11	8.54*

注) Coulson and Rushen (1995) p. 80, Table 1 より作成。

表2—集計モデルの分散分解の結果

結果変数	原因変数			
	国内雇用	国防支出	San Jose雇用	ボストン雇用
ボストン雇用 (B)				
1年	56.15*	0.19	5.47	38.16*
2年	36.87*	1.03	7.24	54.83*
5年	35.84*	1.81	7.31	55.06*
10年	34.86*	2.09	9.05	54.00*

注) Coulson and Rushen (1995) p. 81, Table 2 より作成。

表3—集計モデルの歴史的分解

期 間	構造イノベーション			
	国内雇用	国防支出	San Jose雇用	ボストン雇用
1975～1981年	1.15	1.01	0.87	1.26
1982～1987年	1.68	0.95	2.29	0.92
1988～1991年	0.86*	1.17	0.66*	0.73*

注) Coulson and Rushen (1995) p. 84, Table 3 より作成。この数値が1より小さいことは、特定の構造イノベーションを用いた場合の予測の向上を示している。

$$\begin{aligned}
 u_{1t} &= \alpha_t \\
 u_{2t} &= w_{21}\alpha_t + \beta_t \\
 u_{3t} &= w_{31}\alpha_t + w_{32}\beta_t + \delta_t \\
 u_{4t} &= w_{41}\alpha_t + w_{42}\beta_t + w_{43}\delta_t + \zeta_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで、 w_{ij} はパラメータを表す。 $\alpha_t, \beta_t, \delta_t, \zeta_t$ は互いに直交する構造イノベーションであり、おのおの国内ショック、国防ショック、技術ショック、ボストン・ショックを示す。これらの構造イノベーションは、VARモデルの残差の分散をコレスキー分解することにより求められる²⁾。

以上のモデルの推定結果を用い、従属変数に対して各説明変数が因果関係をもつかどうかを検定するGrangerの因果テストの結果が表1にある³⁾。(1)式第4行のボストン雇用については、国防支出と技術要因を示すSan Jose雇用の変数は有意でなく、「奇跡」の原因と従来考えられていたこれら2変数のボストン雇用との因果関係は存在せず、国内雇用やボストン雇用自身との因果関係の存在が示唆される。

表2は分散分解の結果を表しているが、ここでも推定結果と同様な結果が得られ、集計レベルのボストン雇用の変動でもっとも重要な決定要因はボストン自身のショックであり、国防ショックの影響はごくわずかでしかなかった。

次に分析期間を3期間に分け、ボストンの雇用変動に対してどの期間にどの構造イノベーションが寄与していたかを歴史的分解 (historical decompositions) により検討している。その結果が表3である。第1期の「奇跡」の初期にあたる1975～1981年では、技術ショックの影響が大きかった。第2期の「奇跡」の継続した1982～1987年では、国防ショック、ボストン・ショックの影響が大きくなっているが、これはレーガン期の国防関連の研究開発費がボストン経済へ影響を及ぼしたためであると考えられている。第3期の「奇跡」が終焉した1988～1991年では、国内ショック、ボストン・ショック、技術ショックの落ち込みの影響が大きかった。

表4—産業モデルの分散分解 (36カ月後)

結果変数	原因変数				
	国内雇用	国防支出	国内産業雇用	ボストン雇用	ボストン産業雇用
アパレル	3.31*	1.69	6.32**	6.12*	82.55**
化学	1.82	5.28	2.66	10.09*	80.15*
建設	3.12	5.18	7.06*	11.72*	72.93*
教育	4.18	11.00	1.32	9.59*	53.89*
電気機械	3.20	5.62	6.43*	3.34	81.31*
金融・保険	4.78	5.17	2.75	8.39*	79.20*
合金	7.92*	2.39*	7.18*	4.88*	78.12*
食品	3.35	1.94	5.30	3.35	86.07*
医療	6.26	2.05	9.69	8.22	73.61*
精密機械	4.32	1.75	3.82	1.61	88.51*
皮革	5.01*	3.06	11.98*	3.39	76.56*
機械	7.19	3.6	2.18	5.35*	81.67*
鋳業	1.75	6.82	6.09	3.62	81.72*
製紙	4.65*	2.69	4.60	1.46	86.59*
印刷	3.34	4.48	6.98	3.09	82.11*
ゴム	2.65	4.01	1.23	2.08	90.03*
窯業	3.25	0.07	1.35	0.78	93.66*
サービス	11.12*	19.14*	8.65	19.39*	41.68*
州政府	2.13	8.79	2.86	5.66*	80.56*
織物	4.15	4.77	2.28	3.30	85.45*
T P U	5.43*	1.74	2.98	0.91	88.94*
貿易	9.27*	2.86	5.90	3.05	78.83*
輸送機械	2.10	2.25	9.86*	2.82	82.95*

注) Coulson and Rushen (1995) p.90, Table 5 より作成。

「奇跡」終焉の原因としては、Blanchard and Kats (1992) により指摘されていた景気拡大期の賃金上昇と住宅価格の過度な上昇の影響だけではなく、ここでの分析から国内ショックと技術ショックに含まれる小型コンピュータなどのボストン製品に対する需要減少も大きな原因であると指摘している。

2 産業レベルでの分析

以上で説明してきた集計レベルの雇用の動きは、産業レベルでの相関を覆い隠す可能性があるため、産業別モデルを用いた分析をさらに行っている。このモデルは(3)式ようになる。

$$A(B) \begin{bmatrix} n_t \\ d_t \\ i_t \\ b_t \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \\ v_{5t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

ここでは、集計レベルでは用いられなかった変数として、 i_t と e_t が新しく加えられている。 i_t は国内

における特定産業の雇用を示し、技術要因の代理変数として用いられている。集計レベルのモデルでは San Joseでの雇用者数が使われていたが、産業ごとに異なる技術要因を考慮して、ここではこの変数が使われている。また、 e_t はボストンでの特定産業の雇用である。対象とするのは22の産業であり、データには月次データが用いられている。

集計レベルの時と同様に、VARモデルのイノベーションを(4)式のように構造イノベーションに分解する。

$$\begin{aligned} v_{1t} &= \alpha_t \\ v_{2t} &= w_{21}\alpha_t + \beta_t \\ v_{3t} &= w_{31}\alpha_t + w_{32}\beta_t + \gamma_t \\ v_{4t} &= w_{41}\alpha_t + w_{42}\beta_t + \delta_t \\ v_{5t} &= w_{51}\alpha_t + w_{52}\beta_t + w_{53}\gamma_t + w_{54}\delta_t + \zeta_t \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 α_t は国内ショック、 β_t は国防ショック、 γ_t は国内産業ショックである。 δ_t はボストン雇用ショック、 ζ_t は各ボストン産業自身のショックを表

す。ポストン雇用イノベーション v_{it} に対して国内産業ショックを表す γ_t が含まれていないのは、ポストンの雇用と国内産業の雇用の次元が違いすぎており、モデル化するのが困難であると考えているからである。この制約のために集計レベルのモデルで行った残差の共分散行列のコレスキー分解ができないので、共分散行列に課されている制約に従い、尤度関数を最大化させる最尤推定を行っている⁴⁾。このモデルを22の産業のデータを用いて推定しており、多くの産業で推定結果は良好であった。

表4は、産業レベルでの分析による推定結果を利用した分散分解の結果を表している。

36カ月後の分散分解の結果においては、その産業固有の効果が産業ごとの雇用の大部分を説明している(80%以上)。そうでなかった産業の多くは、建設、教育、医療、金融など地域中心の産業が多かった。有意に国防支出の影響を受けているのは教育、その他サービスの2産業のみであった。この結果から、国防関連の研究を行う大学での雇用が増えた可能性、国防関連の研究・開発を行っている企業が「その他産業」に分類されている可能性がある⁵⁾と示唆している。また、国内要因の影響は多くの産業で小さく、国内産業の影響は多くの産業で大きな役割を果たしていた。ポストン雇用の影響は、建設、教育、サービスなどの地域中心産業で大きかった。

おわりに

最後に、今後の研究の方向について、モデルの拡張と計量分析の方法論の観点より2点指摘したい。

Coulson and Rushen論文のモデルは「奇跡」の、とくに景気拡大期に大きな影響を及ぼしたと従来からいわれている国防支出と技術進歩がポストン雇用変動に、どれだけ影響を及ぼしたかを明らかにすることに主眼が置かれている。これに対して、終焉の原因については分析の余地が残されているのではないだろうか。Blanchard and Katz (1992) が終焉の原因として指摘している上昇すぎた賃金、住宅価格について、Coulson and Rushen論文ではポストン自身のショックに含まれていると考えているが、これらの2変数を含めた場合にモデルを拡張するこ

とは今後の課題である⁶⁾と考える。

また、Coulson and Rushen論文で用いられているVARモデルは一般性は高いが、経済理論的基礎の薄いモデルである。このモデルを多変数間の長期的関係を検討するJohansenの共和分検定などを援用しつつ、ポストン雇用の変動を説明する構造モデルへとモデルの特定化へと進むのも今後の分析の方向としてあげられる⁵⁾。

注

- 1) シフトシェア・モデルの解説はCoulson (1993)にある。
- 2) この方法はEnders (1995), pp.324-331に詳しい。
- 3) Granger因果テストについては山本 (1998) 第9章参照。
- 4) Coulson and Rushen (1995) p.88, n.11. 計算にはRATSが用いられている。
- 5) Harris (1995) はこのような分析方法を強調している。

参考文献

- Bernanke, B.S. (1986) "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegi-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp.49-100.
- Blanchard, O. and L.Katz (1992) "Regional Evolutions," *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, pp.1-61.
- Brown, S.J., N.E.Coulson, and R.F.Engle (1990) "Non-cointegration and Econometric Evaluation of Models of Regional Shift and Share," *NBER Working Paper*, No.3291.
- Coulson, E. (1993) "The Sources of Sectoral Fluctuations in Metropolitan Economies," *Journal of Urban Economics*, 33, pp.76-94.
- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.
- Harris, R. (1995) *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall.
- 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社。

(隅田和人／慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程)

●近刊のご案内

「空き家」所有者の意識に関する調査 定価2,000円(税込み)

本書は、当センターが実施した「二大都市における空き家実態調査IV」をもとに、購入者や入居者を募集せず「空き家」としている持ち家および民間借家の所有者に対して、新たに定期借家制度が導入された場合の空き家活用の可能性などに関する意識調査を行い、持ち家の賃貸活用や民間借家の供給促進の可能性について考察した。賃貸活用の可能性を見ると、購入者や入居者を募集せず「空き家」となっている住宅のうち、持ち家では7割、民間借家では8割の所有者が、条件を整えば他人に賃貸する可能性を有している。とくに期限や賃貸条件が約束どおり履行されれば賃貸するという所有者が、双方とも約半数を占めている。

る。
次に、「定期借家制度」の利用意向を見ると、制度が導入された際には、持ち家では7割の所有者が利用したいと考えている。また、利用希望者のうち、「建て替えるため」に「空き家」としている者が3割おり、そのうちの半数が「建て替え後、賃貸住宅経営を行う」意向をもっている。一方、民間借家では9割の所有者が利用したいと考えている。また、利用希望者の約半数は現在は募集していないが将来は「賃貸住宅経営のための建て替え」を希望しており、市場における新たな借家の契約形態として、「定期借家制度」を望んでいることがうかがえる。

●お詫びと訂正

本誌1998年夏季号(No.29)掲載の浅見泰司・瀬川祥子「少子化現象と住宅事情」に以下のような

誤りがありましたので、お詫びするとともに訂正いたします。

- ・30頁、右段23行目
(誤)：「子供数2→3人」
(正)：「子供数1→2人および子供数2→3人」
- ・31頁、表7を以下に差し替える。

表7—擬似的居住コスト1：面積増

母年齢(歳)	子供数(人)	妻有職		妻無職	
		面積増(m ²)	t値	面積増(m ²)	t値
20-24	0→1	1.4	3.80	0.0	-0.06
	1→2	1.2	1.67	2.2	5.50
	2→3	0.7	0.28	3.8	2.63
25-29	0→1	2.9	13.97	1.8	10.89
	1→2	2.2	6.56	3.0	16.68
	2→3	3.6	4.68	1.7	3.71
30-34	0→1	5.0	21.36	5.0	22.67
	1→2	4.3	16.53	5.5	33.18
	2→3	3.4	8.74	3.2	12.94
35-39	0→1	5.5	19.73	7.8	25.40
	1→2	6.7	27.53	7.8	35.61
	2→3	5.1	18.92	4.4	18.71
40-44	0→1	7.7	27.16	10.4	30.83
	1→2	8.0	36.27	10.0	41.17
	2→3	8.4	34.03	7.6	26.39

(t値については、斜字体以外は5%有意)

- ・33頁「参考文献」廣嶋(1981)
(誤)：「1-45頁」
(正)：「11-45頁」

編集後記

真夏日と熱帯夜が続き、幾度も激しい豪雨に襲われた99年の夏はようやく遠ざかりました。職場近くのビルの谷間に生い茂るケヤキ、クスノキ、エノキ、シノキの木立で威勢よく鳴いていた蟬の声もぱたりと聞こえなくなりました。
通勤の朝、都心の大通りに立ち止まって見上げると、高層ビルが秋空をくっきりと縁取りして季節の移り行きを感じさせます。突然、ビルの切り立った稜線から小型飛行機が現われ、遠く音もなく空を横切ってピ

ル陰に姿を消しました。しばらく歩みを進めればビルの谷間をシオカラトンボが風に乗ってスイと飛んでいきました。
この夏、都心ばかりでなく郊外の中心街でも超高層マンションが目立つようになりました。人工的な温度・湿度の環境が生活を包むなかで、コンクリート建築物の外断熱・内断熱が話題になりました。
白露から秋分に向かって、爽やかな開放的な秋になることを祈ります。
(M)

編集委員

- 委員長——金本良嗣
- 委員——森泉陽子
山崎福寿
浅見泰司

住宅土地経済

1999年秋季号(通巻第34号)
1999年10月1日 発行
定価(本体価格715円+税)送料200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
東京都千代田区麹町5-7
紀尾井町TBR1107 〒102-0083
電話：03-3264-5901
編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷株式会社