

[巻頭言]

中心市街地に住宅を

坂下 昇

流通経済大学 学長

財団法人日本住宅総合センター 評議員

地方都市の中心市街地にある旧商店街の衰退は、いまや全国的現象となっている。私の勤務している大学の所在地もご多分にもれず、中心市街地は灯の消えたような寂しさである。市当局が考えている「中心市街地活性化基本計画」のなかには、空き店舗を大学生に貸し出して自主経営させるという珍企画まで登場している（『産経新聞』2001年3月13日付）。

しかしながら、いかに工夫を凝らしても空間的に制約のある中心市街地が、ample parkingを武器とする郊外のショッピング・センターと競争して生き残ることは至難のわざであると思われる。私の考えでは、このような市場動向のなかでは、中心市街地に商店を残すことは諦めて、むしろそこに住宅を集中して活性化を図ったほうがよいのではないか。当該市でも都心に住めば、バスに頼ることなく、電車だけで東京へ通勤することができる。“residential activities”と英語で言われるように、居住も立派な経済活動である。人が住みつくなれば、そこから発生する需要を対象として新しい商業活動も可能になるであろう。

それでは、都心に住みつく人口はどこからもってくればよいのか。当該市の外延部には、旧住宅・都市整備公団（現都市基盤整備公団）が開発したニュータウンがある。決して便利な住環境とは思えないこのニュータウンから、とくに年長の住民に都心へ引っ越してもらえばよいのである。そんなことになれば公団が困ると言われるかもしれないが、すべてが競争的になる今後の経済社会では、公団といえども生き残りをかけて民間部門と競い合わなければならぬ。中心市街地の住宅化は、そのためのよい機会となるであろう。

目次●2001年夏季号 No.41

[巻頭言] 中心市街地に住宅を 坂下 昇——1

[特別論文] 居住福祉の近景と遠景、遠望される暗雲 島田良一——2

[研究論文] 定期借家権制度と家賃 大竹文雄・山鹿久木——10

[研究論文] 都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果

八田達夫・唐渡広志——20

[研究論文] ドイツの公的金融システムと住宅政策

吉野直行/F. ロバシク——28

[海外論文紹介] 地域特性の企業活動への影響 鈴木純——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

居住福祉の近景と遠景、 遠望される暗雲

市場・政治・行政、それぞれの論理

島田良一

建築関係では、近景、中景、遠景ということを用いる。建物のすぐそばで見えるのは、壁や床であったり、そのタイル仕上げであったりする。もう少し離れて見ると、建物の凹凸とか外形とか、建築の全体像が見えるようになり、タイル模様などは見えなくなる。もっと離れてみると、建物の手前の樹木や他の建物に遮ぎられて、建物の上部のシルエットだけが見える。建築を設計する時は、この近景、中景、遠景をそれぞれ別に考えなくてはいけないというのである。近景は、いねいにきめ細かく手を掛けねばならない。遠景は、建築全体を象徴するイメージとして重要である。いうまでもなく中景が一番むずかしく、機能や構造などさまざまな要素を調整するため、あれこれと思ひ悩むことになる。

居住福祉について同じ見方をすれば、近景というのは、まずは住宅に苦しんでいる世帯の新聞記事の場合などであろう。住宅問題を個別世帯のレベルで見れば、その実情は明瞭であり、何が必要かもわかりやすい。しかし、扱いにくいのは個々の世帯の経済事情が千差万別であり、居住福祉への期待も多様なことである。

一方、居住福祉を社会全体として見た時のいわば遠景は、住宅不足の解消とか、住宅規模平均値というような抽象的な概念になる。これもまたわかりやすいが、個別世帯の多様な実情は見えなくなってしまう。近景と遠景の間には大きな隔りがあり、住宅政策に関わるものは、その両方に配慮しなければならない。

ところが、居住福祉の中景ということになる

と、話は急にわかりにくくなる。日本の場合、居住福祉の政策はいわゆる住宅政策の中に包含され、その住宅政策の体系は、福祉を越えて巨大化し、複雑化している。住宅政策の体系の中から、居住福祉だけを取り出した議論がしにくい構造になっている。

この住宅政策をめぐる、市場・政治・行政の論理は、それぞれの独自性を保ちつつ、時には居住福祉を対象とし、時には居住福祉から離れた次元で、相互にプラス・マイナスの複雑な連携をとっているのである。

本稿においては、居住福祉をこうした二つの次元から概観し、われわれは何にこだわり、何を見落としているか、大局的に考えてみたい。



細川内閣の時、消費税率を引き上げようとして、「国民福祉税」と名付けようとしたことに怒りを表明している障害者、桜田淳氏がいる。福祉を税率引上げの口実に使うな、ということであろう。

桜田氏は、その著書『「福祉」の呪縛』（日本経済新聞社、1997年）の中で、「福祉政策」というものが、福祉を施す側の自己満足に終わっている場合が多いことを指摘し、『「福祉」よりも『支援』を』と訴えている。また、支援に際しては、障害者の矜持を考えてほしいというのである。福祉の近景をしっかりと見つめてほしいということであろう。

桜田氏は、また「真の福祉政策を推進するには人間の善意や温情をあまりあてにするな」と

もいう。個人的な善意や温情だけで福祉を支えることのむずかしさを指摘しているのである。くわしい話は、著書そのものに譲るとして、要するに、政策効果を希薄にしやすければまき福祉より、障害者の矜持に配慮した自助努力援助型の政策を展開してほしいということである。

翻って、「住宅政策」について、同じような視点から考えるとどうなるであろうか。

やや古い話であるが、イギリスのケースワーカー、オクタヴィア・ヒルが、貸家の管理を引き受けて、賃借人の啓蒙的教育を含め、住宅管理をきめ細かく行なった話が思い出される。戦後日本の住宅政策論において、こうしたミクロな視点は軽視されがちであった。

戦後の住宅政策制度整備が定着した昭和40年頃のことであったと思うが、公的賃貸住宅の入居者決定にくじ引きが行なわれることについて、「国民の射幸心をあおるものだ」という批判を耳にしたことがある。公的賃貸住宅の入居者決定に、住宅困窮の度合いを考慮するポイント制の導入を拡大すべきであるが、それがむずかしいというような視点であったと思う。

公的賃貸住宅入居者の中には自助努力の結果、首尾よく民間の住宅に転出していくものも多かったから、そのかぎりにおいて、住宅政策はその目的を達成したのである。しかし、これをもって自助努力援助機能を果たしたといえるであろうか。運よく入居できた世帯が、首尾よく他の住居に転出したことを、自助努力の援助と評価してよいか、なお、ためらいが残るところである。一方において、入居当初の嬉しさや感謝の気持ちを忘れてしまう収入超過の長期入居者が出てくるのである。

公営住宅法は、収入超過者の明け渡し努力義務を課しているが、努力義務の順守というのは、事実上空文化しやすい。また、この努力義務と高額所得者の強制的な明け渡しとの間にある大きな差異を、十分に周知させないと、入居者に対して無意味な不安を強いることにもなる。きめ細かさを欠く、一律の機械的な政策実行は、

(島田氏写真)

しまだ・りょういち
1936年東京都生まれ。1959年東京大学工学部建築学科卒業。
1961年東京大学大学院修士課程修了。東京都立大学工学部建築学科助教授、同大学教授を経て、2000年4月同大学名誉教授。
著書：『住宅市場と住宅政策——たどりついた視点』（東京都立大学退官記念論文集）ほか。

時に入居者の矜持に配慮せず、時に過酷な不安を与えて、その福祉効果をとかく不合理なものにしやすいのである。

自助努力援助という理屈だけを考えるなら、住宅取得援助の住宅金融公庫融資のほうが、ぴったりと収まっている。

ノーベル賞経済学者のアマルティア・センは、桜田氏のいう「矜持」の周辺を、「財とその潜在能力」という形で、抽象的、包括的に論じている（『福祉の経済学』岩波書店、1988年）。おそらく、桜田氏のいう「矜持」は、やや言葉足らずなのであり、われわれは福祉が目指すべきものの広さを、もっと見つめ直す必要があるであろう。



まず、福祉の中景について考えてみよう。

たとえば、ひとつの住宅団地やひとつの大学キャンパスにおいて、バリアー・フリーを実現しようと、階段のほかにスロープやエレベーターを作ったとしても、それが1カ所だけではその機能はあまり活かされない。団地全体やキャンパス全体をバリアー・フリーにして初めてその車椅子利用者にとってのノーマライゼーションが達成できる。バリアー・フリー化には、それ固有の体系がある。当然、車椅子利用者以外の障害者には、別な問題があり、それを追いかけるとまた別な世界が開けてくる。ひとつの問題に関わるとそこに埋没して、全体を見失いがちになるといってもよい。

公的賃貸住宅の場合にも、そのストックの増加は、入居世帯増加一世帯ごとに福祉効果を増大させるが、この場合にも費用と効果は比例関

係にない。時間の経過とともに、世帯ごとの経済条件が変わり、中には余裕が生じても転出しない世帯が増えてくる。その他の条件変化も含め、入居者の多様化が進むとともに、いわば、施策の効率が落ちてくるのである。社会全体としての居住福祉を考える場合、公的住宅がどのように管理され、どのような形で住宅市場のセーフティ・ネットとして機能しているかを考えなければならないが、その計測はやさしくない。公営住宅の適正な家賃設定のような問題になると、福祉と公的財政負担という異次元要素の調整になって、話がたちまち複雑になっていく。長期居住者の中には家賃が高くなるのは構わないという人も少なくないのである。

三宅島の噴火で、都営住宅の空き家ストックが有効活用されたケースなどを考えてみると、これは通常の予測の及ばないリスク発生であり、ここまで考え始めると、公的賃貸住宅整備をどこまで行なうべきか、その適正度を理論的に設定することなど、容易には決めにくい問題であることがわかる。

福祉の中景は、集計値では把握しきれない構造になっているのである。

また、福祉という言葉には、「弱者救済という意味での福祉」と、「社会一般の全体的な福祉」の二重の意味があり、区別せずに使われることが多い。

公営住宅法第一条において「社会福祉の増進に寄与する」という場合の福祉が、政策の基調としては庶民一般の福祉を意味し、弱者救済という意味での福祉を特定するものでないことは、併記される「国民生活の安定」という表現を見てもわかるし、その後の公営住宅政策の展開もそのような方向を歩んでいる。すでに一種公営住宅と二種公営住宅の区別もなくなってしまった。長い間には、入居者の実情の変化などを通じて、一種と二種の区別が無意味になってしまったのである。居住福祉の遠景から住宅対策という中景にフォーカスしようとする、話は急速にややこしくなっていく。



現実の住宅対策の機能は、単なる福祉対策だけでなく、景気対策としての公共投資効果や、都市不燃化、都市防災拠点、都市環境整備などの側面をあわせもっている。さらに、公団住宅の中には、住宅生産の工業化など、住宅供給技術整備による住宅事情改善を期待したものもある。特定の住宅供給にかぎってはいるが、入居者の家賃支払い能力不足を補填する家賃補助制度もできている。最近、新設された民間賃貸住宅への高齢者入居保証制度などは、高齢者援助の政策が基調になっている。住宅政策の抱きあわせ目的は数多く、今後も次々と変化していくであろう。

住宅政策が進化し巨大化したことによって、住宅政策の諸目的の中から、居住福祉にあたるものをきり分けることがむずかしくなってしまった。住宅政策の担う福祉以外の要因が絡んできて、居住福祉としての全体像が見えにくくなっているのである。

しかし、少し離れた視点から、住宅行政を遠景として見るかぎり、その政策目的としての中核にあるのは居住福祉そのものである。景気対策としての公的住宅投資の正当性も、その福祉政策としての機能にあるはずである。もし、住宅対策が福祉という基調の目的から乖離するならば、他の抱き合わせ目的がいかに正当であろうと、その説得力は弱まらざるをえない。



複雑な住宅政策の枠組みをその時々 conditions にあわせてバランスよく管理し、多様な目的を並行的に達成していくのは、決して容易でない。そのうえ、民間市場機能重視の住宅政策が求められている。行政が主役とならずに、民間の住宅市場機能を活かすよう、民間住宅市場に介入することは、それほどやさしくない。

従来 of 公的 direct 供給政策のように、市場条件から隔絶する有利な条件で公的供給を行なっていればよかった住宅政策と同じようにはいかない。住宅市場と住宅事情は常時変化しており、

住宅政策の課題も比較的短期間のうちに、急速に変わってしまうからである。

最近の民間賃貸住宅市場の需給逆転によって、家賃水準や入居条件、市場における需要者行動などが変化しており、公的賃貸住宅の供給・管理が市場適応に苦しんでいることは、全国いずこの地域においても深刻である。公的供給はそれなりのルールに縛られているから、民間の供給のように柔軟な対応がしにくい。複雑な住宅政策体系を、市場動向にあわせて、機敏に効率よく機能するよう編成していくことがむずかしいのである。



市場主義という言葉が流行し、経済一般における規制の廃止、変革が要請されている。こうした風潮を背景としてであろうが、住宅政策においても、民間市場の論理に信頼が寄せられることが多い。たとえば、供給を民間市場に任せべきだとか、公的賃貸住宅の家賃を市場家賃にならって決定するというようなことである。住宅供給は民間市場に委ねたほうが効率がよいとか、あまりに低廉な政策的家賃を改定して市場家賃に近づけ、公的賃貸住宅の家賃を適正化しようというわけである。

しかし本来、住宅市場というものは、不完全市場の性格が強く、市場メカニズムが円滑に働きにくい。経済条件の変化に応じ、地域や住宅の種類によって供給過剰になったり、不足したりする。ストック市場において取得価格や賃貸料が急激に変化しても、それにフロー市場が円滑に反応しないことが起こる。規制を緩和すれば、それで問題が解消するわけではない。フィルタリングのメカニズムがあまり期待できないこともよく知られている。市場メカニズムに任せるだけですべての階層に適切な住宅が行きわたることなど期待できないのである。

現在の住宅市場についていえば、小規模な賃貸住宅には市場メカニズムが働くが、中規模の賃貸住宅には市場が円滑に機能していない。

また、市場の論理は、それだけでは直接的に

福祉充実に寄与しない。とくに弱者の福祉には及ばないのである。市場主義は、家賃体系の改定などに見るとおり、福祉施策自体の合理化に寄与し、そのかぎりにおいて有効な場合もあるが、福祉そのものの充実とか内容の改善を主導するものでないことは肝に銘じておかねばならない。



住宅市場と住宅政策体系の複雑かつ微妙なバランスをチェックし、適切に改善していく任にあたるのは、いうまでもなく、住宅政策を担当する行政組織そのものである。

住宅政策体系の中景は複雑すぎて、部外者にはわかりにくい。研究者や、政治家などがいかに勉強しても、何をどうすべきかについての最適の処方箋を書くことはむずかしい。第三者の理解は、遠景としては妥当であっても、また、近景についての事例をいかによく知っていても、その中景の複雑さにはついていけないのが普通である。審議会等がとくに住宅政策などにおいて、その本来の機能を十分には果たしえない理由のひとつである。

研究者の責任は重いのであるが、その能力は発揮されない。住宅政策の中景に近づくほど、全体が見えにくくなり、ただのわけ知りになってしまいやすい。この陥穽にとらえられていく過程を、どこまで自覚していられるだろうか。当面、政治家や研究者に期待できるのは、遠景としての住宅政策の正当性追及までであろう。

住宅政策の対象を考える場合、持家層とか、借家層という分類程度では現状の問題点は明らかにならない。戦後のさまざまな住宅政策によって、それぞれが別な形ながら、政策の恩恵を受けてきているからである。

今までの政策体系で、しかるべき援助を受けにくかった階層としては、地域間流動層、身障者等の社会的弱者、地方から大都市に流入してくる学生などがある。建設省による住宅行政が他省の労働行政、厚生行政、文部行政などに関わり合う部分であり、縦割りの行政の論理から

落ちこぼれやすい人々である。

今回の省庁再編においては、住宅政策は国土交通省の中に編成されたので、常識的には厚生労働省や文部科学省との連携がしにくくなった。こうした階層の住宅事情改善は、従来どおり、縦割り行政の谷間の問題として取り残される可能性が高くなってしまった。

こうした階層には、市場の論理だけでは、適切な住宅が供給されにくい。行政の網の目から落ちこぼれやすい階層の住宅福祉こそ、政治の論理が主導して、市場や行政の論理を機能させるべきである。そうした政治介入こそが期待され、それ以外に有効な手掛かりのない領域なのである。



本来、政治の論理は、明快性を求める。

政治においては、多少は荒っぽい話となっても、わかりやすいことが優先される。居住福祉については、近景と遠景はわかりやすいから、この次元での政治家の発言は言語明瞭である。しかし、複雑でわかりにくい「福祉の中景」となると、その主張は焦点を失いやすい。住宅政策に関する政治家発言の委員会記録を読み、審議会の発言を聞いていると、その主張には強力な主導性を読み取れないことが多い。

省庁再編とともに内閣府が誕生し、政治家の発言力が強化されることとなったが、これが今後どのように機能発揮するか、見守りたい。

「人間の善意や温情をあまりあてにするな」との桜田淳氏の言葉は重いが、人間は誰しも組織の中に組み込まれており、組織の論理と個人の思いの矛盾に苦しんでいる。こうした中で言語明瞭な政治家にこそ、党派性を越えた政策理念の主張を期待したいのである。

しかし、政治家の住宅政策評価の軸には、住宅政策以外の政党政治的な理念が持ち込まれることが多い。公的賃貸住宅の大量供給を要求するとか、公営住宅を売却して持家層を増やせというような議論である。イギリスの例であるが、サッチャー首相による公営住宅売却政策は有名

である。日本の一部自治体で、人口定住化あるいは人口減防止のために住宅政策を拡充せよ、などというものもある。

政治家の住宅政策論は、より大きな政策の枠組みの中に、住宅政策を相対化して組み込もうとする傾向があるから、その際に、住宅政策体系内部の合理性を切り捨ててしまいやすい。

戦争による住宅大量破壊が終わってから半世紀以上を経過した今日、住宅政策の緊急性は失われ、単純に居住福祉とだけだけでは、政治的明瞭性の期待に沿いにくくなっている。現在の住宅問題は、すでに言及した取り残された階層とか、長期化した住宅政策自身の矛盾を改善することであり、行政自らは手を付けにくい問題ばかりである。こういう意味で住宅政策には閉塞感とでも呼ぶべきものが漂っている。

新設内閣府における政治の論理にこそ、行政の縦割りを打破する機能や、既存の固定化した政策を柔軟に改変していく機能を期待したい。



一般に行政の論理については、公共機関特有の非効率、縦割り行政の難点、組織としての利益の優先、新しい問題への適応の遅さなど、さまざまな問題が指摘される。行政機構に対して、こうした批判に応える誠実な政策展開が期待されることは、いうまでもない。

しかし、建て前としての行政の論理はいわば無謬主義であり、全体として欠点のない政策体系の維持と展開である。白書などを読んで見て、その隙のない政策体系に難点を見つけ得る人は、よほどの政策通か、初めから特定の問題意識をもっている人にかぎられるであろう。住宅政策の何が難行し、何が失敗であったかなどは絶対に書かれていないからである。



行政組織に期待されるのは、よくいわれるようにノープレス・オブリージュを基調とする優秀な行政機能の展開であるが、同時に、これからは、個人の善意に支えられる倫理的な要請と同時に、組織として事業評価、政策評価、政策

体系評価を充実するシステムが有効に機能することを期待したい。

省庁再編とともに、総務省が誕生し、従来の行政管理庁が吸収された。民間の企業や団体においても、ISOの取得や、格付け評価などが一般化する風潮を背景にして、役所内部での政策評価や、外部組織による評価が次第に実質的な意義をもつようになりはじめている。従来の日本の社会システムの中では、こうした評価はとかく形骸化する傾向が強かったが、これからは何事にも、説明責任が求められる時代になるであろう。こうした政策評価がどれほど効果を発揮するか、あるいはただの繁文縟礼で終わるかは、日本の将来を占う重要な鍵になる。

行政改革と称して、予算や人員の機械的削減ばかりが主張されるが、適切な評価抜きの機構整理は、行政の弱体化につながる恐れがある。企業におけるリストラクチャーリングにおいても、優秀な人材を失うようになり、企業の体質を弱めることになるのと同じである。これからは、政策評価を従来以上に有効に活用し、その内容を公表して、どの政策がどのように成功し、どの程度まで失敗であったかを、相対的な評価として公表していくことが期待される。

●

これからの住宅政策の課題として、優良な民間賃貸住宅の供給拡大とか、中高層分譲住宅建て替え問題が取り上げられることが多い。それぞれ大きな問題であり、解決困難な問題であるが、結局は、現行制度枠内の問題である。

また、すでにふれた、流動層や社会的弱者、学生の問題も、省庁間調整によって解決できる問題であろう。これに対して、別種の問題がすでに遠い暗雲としてあらわれている。これは今までの枠組みでは対応しきれない問題である。

最後に、遠望される住宅政策の課題として、次元が異なる二つの問題にふれておこうと思う。

まず第1は地球環境問題への対応である。

21世紀は環境の時代であるといわれる。とくに地球環境問題ということになると、あたかも

レンズの中の風景が焦点距離を越して眺めると反転するように、住宅政策の目標そのものが急に反転してしまう。エネルギー問題だけを考えても、住宅の規模は小さいほうがよいということになり、住居福祉とか居住水準そのものを原点から考え直さなければならないのである。

住宅はそのエネルギー消費だけでも、地球環境に対しても大きな関わりをもつ。地球環境問題はすでに、われわれの社会の各分野に対して抜本の変革を迫る問題として立ちあらわれているが、住宅関係は対応が遅れている。

住宅政策の現状は、この巨大な問題に取り組みかねて、仕事が手につかない呆然自失状態のように見える。早晩、何かをしなければならぬことだけがわかっているという状況のようである。省エネルギー住宅の開発など、すでにいくつかの有効な取り組みが始まっているが、いまだバラバラであり、組織化された政策体系として機能していないのである。

もうひとつ別な次元の問題として考えなければならぬのが、アジアの中での日本の役割、とくに外国人労働者の受け入れとその居住福祉への対応である。すでに多くの自治体で外国人労働者の住宅問題が発生しており、その取り組みは今後ますます一般化するであろう。少子化による労働力不足を補うため、外国人労働者を受け入れる以上、その住宅問題への対応を避けて通ることはできない。この問題のむずかしさは、次から次へと拡大する境界のあいまい性にある。

こうした話になると、その深刻さのゆえであろう、従来の政策体系や政策課題が急速に色褪せてくる観がある。

いずれの問題も、時間とともに深刻になっていく。これからの住宅政策の中心的な課題として早く手を付けるほど、将来の軋轢や国際的困難を軽減できる性質のものである。

遠望される暗雲は、実は切迫しているのである。

2000年の3月から定期借家権制度が始まった。大竹文雄・山鹿久木論文(「定期借家権制度と家賃」)は、定期借家開始以来6カ月間のデータを用いて定期借家と旧来の一般借家の差を分析している。きわめてタイムリーな研究成果である。しかし、だからといって、やっつけ仕事ではなく、注意深く周到な実証分析を行なっている。

定期借家権制度発足前の経済学者の議論は、日本の借地借家法はファミリー向け賃貸住宅の供給を阻害しているというものだった。この予想どおり、定期借家の供給は広めの借家に多く、50㎡未満の狭いものについては定期借家の供給は少ない。

定期借家反対派の人々は、定期借家が導入されると旧来の借家(一般借家と呼ぶ)の供給が激減し、いつ追い出されるかわからない不安定な状況に置かれる借家人が増えることを懸念していた。しかし、定期借家の供給は、小規模借家ではほとんどゼロであり、全体でも1%に満たない程度である。

大竹・山鹿論文の主要な部分は、定期借家と一般借家の家賃関数の推定である。この推定にはいくつかの工夫がある。

第1に、最寄り駅までの時間や床面積などに加えて、最寄り駅から東京駅までの時間を各物件ごとに調べている。

第2に、定期借家と一般借家をプールして、定期借家であるかどうかのダミー変数を用いた推定を

行なっている。また、ダミー変数と住宅特性とのクロス項も導入し、床面積が広くなるにつれて定期借家と一般借家の家賃水準の差が大きくなるかどうかといったことを調べている。

第3に、一般借家と定期借家との間で誤差項が異なっている可能性を考慮して、単純な最小2乗法ではなく、加重最小2乗法を用いている。

主要な結論は以下のとおりである。

①51㎡未満と以上にサンプルを分けて推定を行なったところ、51㎡未満では定期借家と一般借家とで有意な差がなかった。しかし、51㎡以上の場合には有意な差が見られた。

②51㎡以上の場合には、定期借家が一般借家よりも家賃が低くなる傾向をもつが、この傾向は床面積が広くなればなるほど大きい。定量的には、床面積が10%広くなると、一般借家と定期借家との間の家賃の差が4.4%大きくなる。

③借家が古くなるほど、また、東京駅までの時間距離が長くなるほど、定期借家と一般借家の差が広がる。これは、定期借家は現在の短期的な状況を反映して家賃が決まるのに対して、一般借家は将来の長いタイムスパンを見て家賃が決まるためと思われる。

家賃関数の推定結果を用いて、いくつかのケースについて定期借

家と一般借家の家賃を予測している。それによると、床面積が70㎡の場合には、定期借家の家賃のほが12.1%(2.3万円)低く、100㎡であれば、24.9%(7.6万円)低い。これからも、床面積が広くなると定期借家と一般借家の家賃の差が拡大することがわかる。

大竹・山鹿論文では、リクルートのホームページから毎月末に採取したサンプルを用いている。これは多大の時間と労力を要する作業である。個々の研究者がそれぞれの研究テーマに応じて個別にデータ収集を行なっているのはあまりにロスが大きい。

聞くとところによると、リクルート社では住宅データのデータベースを整備しているようである。このようなデータの学術利用が可能になると、研究の飛躍的發展が見込まれる。アメリカでは、データベースをもつ企業の理解が進んでおり、学術利用のためにデータを安価に提供している例が多い。日本ではこういった機運が乏しいのが残念である。

●

賃料の高い都心に企業がオフィスを構えるのは、そこが便利で、生産性が高いからである。都心立地の便利さの最大のものは、対面コミュニケーションのための移動費用(主として時間費用)が低いことである。

こういった都心立地のメリットは高い賃料に反映されている。したがって、賃料格差を見れば、集

積の利益の定量的な推定ができる。八田達夫・唐渡広志論文（「都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果」）は、このような考え方に基づいて、都心における容積率緩和の便益を推定している。

八田・唐渡論文の想定は、

①地区内（具体的には、500mメッシュ内）における従業者数が増加すれば、各従業者の労働生産性が高まる、

②地区外については、従業者数をその地区までの移動時間の2乗で割り引いたものの合計（地区外従業者ポテンシャルと呼ぶ）が増加すると、従業者の生産性が高まる、

というものである。これらの仮定のもとでオフィス賃料関数を数学的に導出し、それを東京における賃料の個表データを用いて推定している。

オフィス賃料関数の推定結果によると、地区内従業者数と地区外従業者ポテンシャルの両方が統計的に有意であり、これらが賃料を上昇させる効果をもっている。

オフィス賃料関数が推定できれば、それを用いて容積率緩和の便益の推定ができる。容積率を緩和すれば、それに比例してその地区の従業者数が増えると仮定して、二つのケースのシミュレーションを行なっている。第1は、容積率を緩和して増える従業者がすべて都市圏外から来る開放型都市のケースである。第2のケースは、ある地区で従業者が増えると他の地

区での従業者が減少する閉鎖型都市である。

第1の開放型ケースでは、丸の内地区の労働者数を10%増やすと、丸の内地区の生産性は0.68%上昇する。他地区の生産性も上昇するので、東京圏全体では1%上昇する。閉鎖型都市での生産性上昇率は開放型都市よりも低い、それでも都市全体で0.56%上昇する。

八田・唐渡論文は、容積率緩和の便益を計測しようという重要かつチャレンジングな課題に挑んだ先駆的研究である。今後の研究の精緻化が期待される。精緻化の方向としては、以下の二つがあげられる。

①容積率緩和のコスト面の計測を行ない、費用便益分析を行なう。

②賃料関数の推定において、従業者数という内生変数が説明変数のひとつに入っており、推定された係数のバイアスが懸念される。操作変数の導入などの推定手法の工夫を行なう。

●

日本ではいまだに政策金融の比重が大きい。とくに、住宅金融の分野では、住宅金融公庫が大きな地位を占めている。政策金融の比重が大きい国は欧米諸国ではまれであるが、その例外がドイツである。吉野直行/F. ロバシク論文（「ドイツの公的金融システムと住宅政策」）は、ドイツの政策金融制度を紹介し、日本の仕組みとの比較を行なっている。

ドイツの政策金融機関のなかで

大きいのは、復興金融金庫とドイツ調整銀行である。住宅金融については、住宅貯蓄金庫と実物担保信用銀行の二つが大きな役割を果たしている。

日本と比較してドイツの政策金融機関が大きく異なるのは、政策融資が民間金融機関を通してなされ、不良債権のリスクは民間金融機関のほうに負っていることである。このことから、政策金融機関には不良債権が発生しない構造になっている。もちろん、こういった仕組みでは、達成したい政策目的が必ず達成される保証はない。リスクが大きいと思えば、民間金融機関が貸出を行わないからである。

ドイツ政府は融資以外に信用保証も政策目的に活用している。ドイツの保証会社と日本の信用保証協会との決定的な相違は、日本では融資に対して100%の保証をするが、ドイツでは融資額の80%までの保証しかしないことである。日本の仕組みは銀行に審査インセンティブを与えないので、大きなモラル・ハザードを招いてしまう。

ドイツの制度自体最善のものとも言えないが、それを調べることによって日本の政策金融制度の欠陥が浮き彫りになってくる。吉野・ロバシク論文は、国際比較によって学ぶことが大きいことを如実に示している。

（金本良嗣）

定期借家権制度と家賃

大竹文雄・山鹿久木

はじめに

2000年3月に「良質な賃貸住宅等の供給の促進に関する特別措置法」が施行され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度の選択が認められた¹⁾。この法律の目的は、日本での長きにわたる従来法の極端な借家権保護制度が、賃貸住宅市場にもたらした歪みを改善することであった。本稿の目的は、定期借家権制度の導入が賃貸住宅市場における家賃決定にどのような影響を与えたかを実証的に明らかにすることである。

本稿で得られた結論をあらかじめ要約しよう。第1に、50㎡以上の物件について、定期借家の家賃は一般借家の家賃よりも統計的に有意に低い。その差は、床面積70㎡の物件では12%、100㎡の物件であれば25%近くになる。

第2に、定期借家について契約期間が家賃に与える影響を分析すると、契約期間が長くなればなるほど家賃が高くなることが有意に推定された。これは、契約期間が延びることによる家主のリスクプレミアムが反映されていると解釈することができる。つまり、ファミリー向けの借家を短期間だけ借りる賃借人は、一般借家契約では過大な家賃を支払っていることを意味する。

定期借家権制度

従来の借家制度と新しい定期借家権制度の違いがどこにあるのか、そして、この法律の施行

によりどのような歪みが改善されると期待されていたのかを述べよう。

従来の借家制度と新しい定期借家権制度の主な違いを表1にまとめた。大きく異なっているところは、表中「建物の明渡し時期」と「立退き料」である。従来の借家法のもとでは、貸主は、たとえ借家契約期間が満了したとしても「正当事由」がなければ、借主から土地・家屋の返却を求めることができなかった。この場合、賃借人は、賃借人から建物を明け渡してはもらえず、半永久的に戻ってこなくなる可能性が高かった²⁾。また、賃借人に対して立退き料という金銭給付を加えることで賃借人の正当事由が補完されるという考え方が一般的であり、このことも賃借人にとって負担となっていた³⁾。

しかし、定期借家権制度のもとでは、契約期間が満了すれば、正当事由なしに賃貸借契約が終了することになり、立退き料を支払う必要もなくなった⁴⁾。従来法のもとでは建物の明渡し時期が不明確であったのに対し、定期借家権制度のもとでは、「契約期間が満了した時期」と明確にされている。つまり、定期借家の場合は、契約期間が3年であれば、3年たった時点で契約が終了し、確実に建物の明け渡しが行なわれる。そのため、ある一定期間だけ空き家となる建物を、賃貸住宅として供給することが可能となったのである。また、契約期間満了により賃貸借契約が必ず終了するわけであるから、立退き料を支払う必要もない。

家賃に関しては、表1の「賃料の改定」で示

(大竹氏写真)

おおたけ・ふみお
1961年京都府生まれ。1983年京都大学経済学部卒業。1985年大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程修了。大阪府立大学経済学部講師を経て、現在、大阪大学社会経済研究所教授。
著書：「経済政策とマクロ経済学——改革への新しい提言」(共著、日本経済新聞社)ほか。

(山鹿氏写真)

やまが・ひさき
1973年京都府生まれ。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。同大学社会経済研究所研究生を経て、2001年6月より筑波大学社会工学系専任講師。大阪大学博士(経済学)。
論文：「通勤の疲労コストと最適混雑料金の測定」『日本経済研究』(共著)ほか。

されているように、定期借家権制度では契約の定めに従うとされており、契約で賃借人の賃料増減請求権を排除でき、契約期間中、確実に定額の収入を得ることも可能となった。

賃貸住宅市場への影響

従来法と定期借家権制度の違いが賃貸住宅市場にどのような影響を及ぼすかを検討しよう。

従来法のもとでは、第1に、賃借人に建物を明け渡してもらうのが非常に困難であったため、借り手の回転率の高いワンルームマンションに賃貸住宅の供給が偏っており、居住期間が長いと予想されるファミリー向けマンションや一戸建て借家の供給が少なかった。第2に、継続家賃に関しても、従来の借家法では、家賃増減請求権が認められており、賃借人はいつでも賃料の減額を要求でき、また継続賃料抑制主義により、更新の際の賃料は必ず新規の市場家賃(新

規賃料)より低く抑えることが慣行となっており、賃貸人からの賃料増額は非常に困難であった。

定期借家権制度のもとでは、これらの不透明な法的トラブルから賃貸人が開放され、賃貸人が抱えていたリスクがなくなるため、定期借家の新規家賃のほうが同じ条件の一般借家と比べて低く設定される可能性がある。さらに、建物の明渡し時期が明確なため、今まで広い家を持て余していた高齢者世帯や、転勤期間だけ貸したいサラリーマン世帯の持ち家などが賃貸市場に出回ることにより、ファミリー向けの良質な賃貸住宅への供給が増加する可能性がある。そして、供給増による賃貸住宅の家賃下落も予想される。さらに、このような定期借家権制度の導入は、不動産に対してより投資しやすい環境をもたらすため、不動産証券化による不動産の金融商品化が進むことも予想される⁵⁾。

表1 定期借家権と従来の借家権との比較

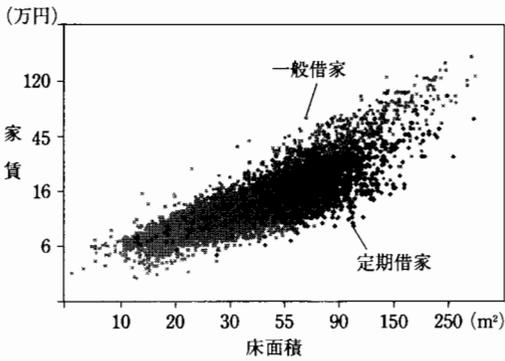
	従来の借家権	定期借家権
契約の方法	とくになし	公正証書等の書面による契約
契約の更新	賃貸人に正当事由がある場合のみ可能	更新はない。継続の場合は再契約
賃貸借期間	1年以上20年以下	制限なし
賃貸人の中途解約権	契約期間の定めがなければいつでも解約可能	原則不可*
賃料の改定	賃料増減請求権 継続賃料抑制主義	契約の定めに従う
立退き料	一般に必要	なし
建物の明渡し時期	不明確	契約期間の終了時

注) 居住用で延床面積が200㎡未満であり、転勤、療養、親族の介護等で借家人が自己の生活の本拠として使用が困難となった場合には、法律により1か月前の通知により解約が可能である。

以上のような定期借家権制度が賃貸住宅市場に与える影響について、大竹・山鹿(2001)は、東京都における民営借家の個票データを用いて、一般借家と定期借家の特徴を、計量経済学的に分析している。本稿では、最初は大竹・山鹿(2001)の分析を紹介し、定期借家の特性を計量経済学的にとらえ、次に大竹・山鹿(2001)では分析されていなかった定期借家の契約期間を考慮した分析を行なう。

以下、本稿の構成は、第1節で定期借家の記述統計による検証を行ない、第2節、第3節で、定期借家と一般借家の特性の差を、家賃関数を推定することにより明らかにし、第4節で、定期借家にかぎったサンプルで、定期借家の契約

図1 一般借家と定期借家の家賃と床面積の散布図



出所) リクルート(2000)。

注) サンプル期間は2000年3月～8月。マンションと一戸建ての両方がプロットされており、家賃、床面積ともに対数値で表示されている。また、一般借家の表示数はランダムサンプルで10%に縮小している。

期間が家賃にどのような影響を与えているのかをみる。最後にまとめと今後の課題を述べる。

1 記述統計による検証

データ

本節では、データの記述統計、ならびに散布図から一般借家と定期借家の特徴を明らかにする。賃貸物件の家賃のマイクロデータは、リクルート(2000)より2000年の3月から8月の毎月末に採取したものをを用いる⁹⁾。このデータは、インターネットのホームページに掲載されているものであり、随時データ情報が更新されている。賃貸物件の情報としては、物件の最寄駅までの徒歩あるいはバスの所要時間、家賃(管理費込み)、床面積、築年数が得られる。本研究の対象物件は、東京都の民営の賃貸住宅(マンションと一戸建て)の物件である。サンプル数は、3月から8月の延べの物件数で、14万3210件である⁷⁾。ただし、分析対象から、法人限定(希望)や期限付き借家の物件は除いた⁸⁾。各物件の最寄駅から東京駅までの所要時間(乗車時間と乗換え時間の合計)を(株)ヴァル研究所のソフト『駅すばあと(2000)』で推定し時間距離とした。

家賃と床面積

まず、家賃と床面積の散布図を図1に示した。この散布図はマンションと一戸建ての両方がプロットされている。縦軸は家賃、横軸は床面積である⁹⁾。これをみると、定期借家として供給されている物件の床面積の分布は、50m²前後から急激に多くなっていることがわかる。また、一般借家の分布と定期借家の分布は、50m²以上の床面積で差が現れているようにみえる。50m²以上の床面積の物件においては、定期借家のほうが一般借家の家賃よりも低くなっている。一方、50m²未満の床面積の狭い物件では、定期借家の供給は少ないうえに、家賃には一般借家との差はほとんどない。

次に、一般借家と定期借家の各種データの平均値を比較したものが表2である。表2では一般借家と定期借家の、単位家賃、床面積、築年数、都心までの時間距離の平均値、ならびにサンプル数を示した¹⁰⁾。単位家賃は、家賃を床面積で割ったものと定義され、1m²当たりの家賃のことである。単位家賃の平均値は、一般借家に比べて定期借家のほうが低い。マンションの単位家賃の平均値を比べると、定期借家のほうが一般借家より平均で約17%低くなっている。また、一戸建てに関しても定期借家のほうが約18%低い値となっている。ただし、図1でみたように、50m²未満の床面積の狭い一般借家は多くの物件があるのに対して、定期借家はほとんどない¹¹⁾。そこで、床面積が51m²以上の物件にかぎって比較したのもも示した¹²⁾。この区間でも定期借家のほうが単位家賃の平均値で12%低いことがわかる。

次に、床面積の平均値は、マンションに関しては、一般借家が45m²前後であるのに対して、定期借家は65～70m²と比較的広い物件が定期借家になっているのがわかる。つまり、定期借家として新規に供給されている物件は、いわゆるファミリー向け物件が多い。一方、一戸建てについては床面積に関しての差は平均値では認められない。これは、もともと一戸建てがファミ

表2 一般借家と定期借家のサンプルの平均値の比較

		単世家賃 (円)	床面積 (㎡)	築年数 (年)	東京駅までの時間(分)	サンプル数 (件)
マンション	一般借家	3,256.15 (3,009.20)	45.08	10.88	29.54	137,177 (49,211)
	定期借家	2,708.59 (2,628.71)	66.76	11.46	31.80	1,228 (1,072)
一戸建て	一般借家	2,653.74	98.24	15.26	35.02	4,147
	定期借家	2,163.96	99.26	13.27	38.76	747

出所) リクルート (2000)。

注1) 各値は3月から8月の各月の平均値を、各月のサンプル数をウェイトにして平均化したものである。

2) () 内は専有面積が51㎡以上のマンション。

リー向けとして十分な床面積の物件が多いことを反映している。そこで、図2に床面積の分布を箱ひげ図によって検討する。

図2によると、マンションでは、一般借家の75%点の床面積が57.54㎡であり、これは定期借家の25%点 (57.34㎡) とほぼ同じである。定期借家のほうが、広い床面積を中心に分布していることがわかる。一方、一戸建てには、そのような特徴はみられない。定期借家のほうが一般借家より床面積のばらつきが小さい。

築年数に関しては、表2の平均値をみるだけではそれほどの差はみられない。また、東京までの時間距離は、定期借家のほうが長い。

2 一般借家と定期借家の家賃関数の推定

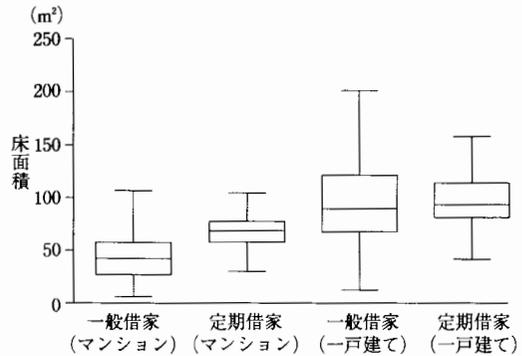
前節で定期借家と一般借家との違いをデータの記述統計や散布図をみることによって比較したが、本節では、家賃関数を推定することにより、さらにくわしい分析を行なう。

一般的に家賃は、物件属性の関数 (ヘドニック価格関数) として、

$$P_i = h(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi}) \quad (1)$$

で示すことができる。P_iは、第i物件の家賃であり、X_{1i}, X_{2i}, ..., X_{mi}はその物件の属性をあらわす変数である。これらの変数を用いて定期借家物件と一般借家との家賃の差を明らかにする。そのために、第i物件が定期借家なら1を、そうでないなら0をとる定期借家 (以下、定借) ダミー変数 D_i を、定数項ダミーとして加え、さらにこの定借ダミー変数とその他のすべての説明変数とのクロス項を新たに説明変数として加える。一般借家と定期借家の家賃特性の

図2 一箱ひげ図による各種物件の床面積の分布



各%点の床面積値

(単位: ㎡)

		25%点	50%点	75%点
マンション	一般借家	25.20	41.86	57.54
	定期借家	57.34	67.83	76.55
一戸建て	一般借家	66.10	88.95	120.75
	定期借家	79.08	90.87	111.87

出所) リクルート (2000)。

注) 箱の上辺は75%点で下辺が25%点、箱中の線は50%点 (中央値) である。

差がダミー変数とそのクロス項の係数で示される。実際の推定には、(1)式を対数線形で特定化したものを用いて、

$$\ln P_i = \alpha + \ln X_i \beta + D_i \gamma + D_i \cdot \ln X_i \delta + \varepsilon_i \quad (2)$$

とする。X_iは家賃に影響を与える属性のベクトル、D_iは定借ダミー、D_i・lnX_iは定借ダミーと説明変数 lnX_iとのクロス項、ε_iは誤差項である。推定するパラメータはα、β、γ、δである¹³⁾。

ここで、(2)式のような一般借家と定期借家のデータをプールした家賃関数をOLS推定すると、誤差項が一般借家と定期借家の物件グループ間で等しいという制約のもと、推定を行なうことになる。しかし、実際には一般借家と定期

表3 一家賃関数の推定結果 (従属変数: 対数家賃)

独立変数 (対数値)	WLS推定		
	i 全体	ii 51㎡未満	iii 51㎡以上
定数項	9.667*** (0.0067)	10.066*** (0.0077)	7.994*** (0.0193)
バス	-0.159*** (0.0017)	-0.143*** (0.0020)	-0.15*** (0.002)
徒歩	-0.054*** (0.0009)	-0.044*** (0.0009)	-0.071*** (0.0016)
時間距離	-0.253*** (0.0015)	-0.175*** (0.0015)	-0.337*** (0.0025)
床面積	0.849*** (0.0012)	0.646*** (0.0017)	1.326*** (0.0038)
築年数	-0.064*** (0.0006)	-0.061*** (0.0006)	-0.077*** (0.0011)
定数項ダミー	0.572*** (0.0798)	0.356 (0.2208)	2.004*** (0.0772)
D・バス	0.012 (0.0126)	-0.082* (0.0482)	0.007 (0.0095)
D・徒歩	-0.022** (0.0088)	-0.024 (0.0231)	-0.004 (0.0068)
D・時間距離	-0.131*** (0.0148)	-0.001 (0.0439)	-0.062*** (0.0112)
D・床面積	-0.030* (0.0162)	-0.052 (0.0421)	-0.440*** (0.0162)
D・築年数	-0.030*** (0.0061)	-0.019 (0.0182)	-0.019*** (0.0046)
AdjR ²	0.800	0.665	0.754
サンプル数	143210	88560	54650
F 値	27302.7	8356.5	7977.8

注) サンプル期間は2000年3月～8月。Dは定期借家ダミー変数である。説明変数には、月次ダミー変数および定期借家と月次ダミーの交差項も含まれている。その際の基本月は3月である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。また、()内は標準偏差である。

借家の誤差項が等しいという保証はなく、むしろ異なっていると予想される。そこで、グループごとの推定により得られた誤差分散をウェイトにとり最小2乗法で推定するという加重最小2乗法(WLS)での推定を行なう¹⁴⁾。

家賃に影響を与える説明変数として、サンプルから最寄駅までの徒歩時間(分)、あるいはバスの乗車時間(分)、最寄駅から東京駅までの時間距離(分)、物件の床面積(㎡)、築年数(年)を採用した。また、月次ダミー変数も加えた。これらの説明変数を用いて、(2)式の推定モデルをWLS推定した結果を表3に示す¹⁵⁾。

推定結果

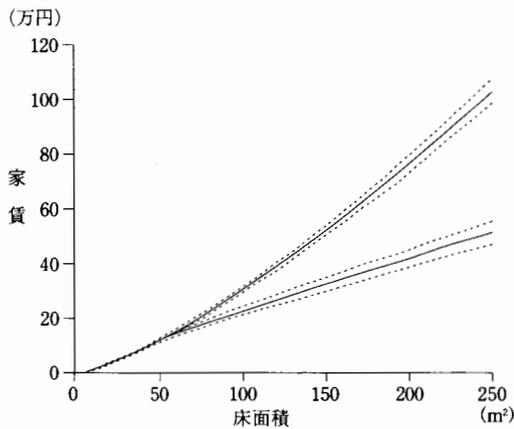
表3の第i列は、すべての床面積に対する家

賃関数の推定結果である。注目すべき係数は、定借ダミーとそのクロス項の係数である(表中Dの表記が定借ダミーである)。これらの係数が有意に推定されるということは、その説明変数の係数が一般借家と定期借家で差があるということである。まず、定数項に関しては、月次ダミーの係数値を考慮しても、どの月も一般借家より定期借家のほうが高い値をとっている。つまり、定数項以外の係数の差異も考慮に入れた結果、定期借家のほうが高く推定されている。定数項を水回りやペランダ、冷暖房などの設備投資と解釈できるのなら、定期借家のほうが設備投資を多く行なっていると推定されたことになる。

次に、床面積の係数を検討する。この係数は、第i列のすべての床面積の物件を対象にした推定では、符号はマイナスであるが、10%水準でしか有意ではない(t値=-1.83)。この原因としては、前節の図1で説明したように、50㎡前後より狭い床面積では定期借家がほとんど供給されておらず、また供給されていたとしても一般借家との差がそれほどないようにみられること、さらに、50㎡前後で一般借家の分布が屈折しており、50㎡より広い床面積帯から家賃の上がり方が変化していることの影響が考えられる。

そこで、一般借家に関して構造変化の検定を行なったところ、51㎡を境に一般借家の構造変化が検出された¹⁶⁾。したがって、家賃関数の推定区間を51㎡未満と51㎡以上に区切ってWLS推定を行なった。この推定結果は、表3の第ii列と第iii列である。第ii列の51㎡未満での推定結果をみると、床面積と定借ダミーとのクロス項はもちろんのこと、バスを除くその他のクロス項の係数すべてが有意ではない。そこで、定借ダミーとクロス項の係数がすべて0、つまり一般借家と定期借家の間で係数が同じであるという帰無仮説のもと、F検定を行なった。すると、F値の確率値は0.091であり、この帰無仮説を5%水準で棄却できない。したがって、

図3 一定期借家と一般借家の予測家賃の比較



注1) 最寄駅までの徒歩時間7.5分、東京駅までの時間距離29.8分、築年数11年の3月時点の予測家賃である。
 2) 点線は、床面積の係数推定値の95%信頼限界を示している。

51m²未満の床面積のサンプルでは、一般借家と定期借家との家賃関数の係数に差がないことになる。

一方、51m²以上では、床面積の係数は、1%水準で有意に、定期借家のほうが床面積弾力性で44%ポイント低いと推定された¹⁷⁾。床面積が狭い借家では、一般借家であっても予想居住年数が短く、長く居座られるリスクが低い。そのため、リスクプレミアムが小さくなり、このようなリスクのない定借物件との差があらわれなかったと考えられる。しかし、床面積が広がると、対象がファミリー向けになり、長期定住の可能性が高くなる。一般借家ではこのリスクを考慮していたため、新規家賃を高く設定してきた。しかし、後述するように2~3年の契約期間のものが多く定期借家では、このリスクプレミアムを考慮する必要がないため、床面積が広がっても家賃が一般借家に比べてそれほど上昇しない。

次に築年数と定借ダミーのクロス項の係数は、第i列、第iii列ともに符号はマイナスで推定され、1%水準で有意である。借家が古くなればなるほど、一般借家の家賃のほうが下がりにくいということを示している。これは、一般借家であれば、賃借人の予想居住期間が長いため、

表4 一予測値による一般借家と定期借家の家賃差

	床面積 (m ²)	下限推定値	推定値	上限推定値
家賃差 (万円)	60	-0.5	0.9	2.3
	70	0.6	2.3	3.9
	80	1.9	3.9	5.9
	90	3.4	5.7	7.9
	100	4.9	7.6	10.2
	150	14.9	19.4	23.7
	200	27.8	34.2	40.5
家賃差の比率 (%)	250	42.7	51.2	59.7
	60	-3.3	5.8	14.4
	70	3.3	12.1	19.9
	80	8.6	17.2	25.1
	90	13.2	21.5	28.8
	100	16.6	24.9	32.3
	150	29.6	37.1	43.8
200	37.8	44.7	50.9	
250	43.8	49.8	55.7	

注1) 上段の家賃差は、定期借家が一般借家に比べて家賃がいくら低いかを表している。また、下段は定期借家の家賃が何%低いかを表している。

2) 下限は、図3の点線で表されている5%の信頼限界の最小の差で、上限はそれらの最大の差の値である。推定値は平均値における予測値である。

現在の築年数が現在家賃水準にあまり反映されていないためと考えられる。それに対して、定期借家であれば、賃借人の予想居住期間は、一般借家よりも短いか、家賃の改定が一般借家より簡単のため、現在の市場をより強く反映している。同様のことが、東京駅までの時間距離の係数についてもあてはまる。これも定期借家のほうが、より郊外に行けば行くほど、家賃が下がりやすいという結果が示されている。つまり、一般借家であれば、将来の交通状況をも考慮して家賃を決定している可能性が高く、その不確実性が家賃を現在の市場の状況を敏感に反応させていない。定期借家では、2年や3年といった短期間での契約であるため、将来の状況よりも現在の交通状況で決定されている部分が多く、より現在の市場を反映しているといえる¹⁸⁾。また賃借人側からしても、定期借家で2年や3年という短期で借りようとしている場合は、将来のことより現在の状況が家賃に反映されているかが問題となるであろう。

表5 一定期借家の契約期間

契約期間	物件数	割合(%)
3カ月	2	0.10
6カ月	15	0.78
10カ月	1	0.05
1年	41	2.13
1年6カ月	5	0.26
1年10カ月	7	0.36
2年	555	28.80
2年6カ月	10	0.52
3年	647	33.58
3年6カ月	1	0.05
4年	352	18.27
4年6カ月	2	0.10
4年10カ月	1	0.05
5年	180	9.34
6年	71	3.68
8年	18	0.94
10年	19	0.99
合計	1,927	

注) サンプル期間は2000年3月～8月、各件数は3月から8月の延べの件数である。また、マンションと一戸建ての両方を含む。

3 定期借家と一般借家の予測家賃の比較

第2節で、WLS推定による家賃関数の推定結果を用いて、床面積ごとに一般借家と定期借家の予測家賃を計測する。それを図に示したのが図3である。また、表4の上段は、床面積ごとに定期借家の家賃がいくら低いかを示し、下段は差の割合(%)を示した。計算に際して、床面積以外の説明変数の値は、データの平均値を採用した。したがって、表4で示されている家賃は、最寄駅から徒歩で7.5分、都心まで鉄道で29.8分、築年数11年の物件の3月時の物件のものとなる。

表4の推定結果についてみると、ほとんどのケースで、定期借家の家賃のほうが低い。たとえば、床面積が70㎡では、一般借家と定期借家の家賃は、12.1%(2.3万円)定期借家が低い。100㎡の床面積であれば、24.9%(7.6万円)の差がある。そして、床面積が広くなるにつれて、この差が非常に大きくなっていくことがわかる。例外は、60㎡の推定値の下限における推定結果である。これは図3からも明らかなように、も

表6 一契約期間を考慮した定期借家の家賃関数の推定結果(被説明変数:対数家賃)

対数値	OLS	
	係数	標準誤差
定数項	9.989***	(0.1075)
バス	-0.143***	(0.0129)
徒歩	-0.076***	(0.0094)
時間距離	-0.400***	(0.0154)
床面積	0.873***	(0.0226)
築年数	-0.099***	(0.0064)
契約期間	0.068***	(0.0141)
R ²	0.580	
F値	222.8	
サンプル数	1,770	

注) サンプルは床面積が51㎡以上の物件である。変数に月次ダミーが含まれている。また、***は1%水準で係数が有意なことを示す。()内は標準偏差である。

とも一般借家と定期借家の差が小さい床面積区間であるために生じた現象である¹⁹⁾。

4 契約期間が家賃に与える影響

契約期間の分布

表5には、今回分析をした定期借家の契約期間別の物件数を示した。これによると、契約期間は2年から5年というものが多く供給されており、全体の80%以上がこの期間で提供されている。表5で示されたように、定期借家であってもさまざまな契約期間のものが存在する。前節までの家賃分析では、定期借家の契約期間が、家賃に与える影響を考慮していない。しかし、表5でわかるように、本研究の定期借家のサンプルの約8割が2年から5年の契約期間のものである。したがって、前節までの分析結果は、この2年から5年の定期借家の特性が強くと出ていると考えられる。

契約期間を考慮した家賃関数

定期借家にはさまざまな契約期間の物件が存在することは事実であり、当然この契約期間が家賃に与える影響を考慮する必要がある。そこで、この節ではサンプルを定期借家だけに絞り、説明変数に契約期間の項を加えて家賃関数の推定を行なった²⁰⁾。推定式は、

$$\ln P_i = a + \ln X_i b + \epsilon_i \quad (3)$$

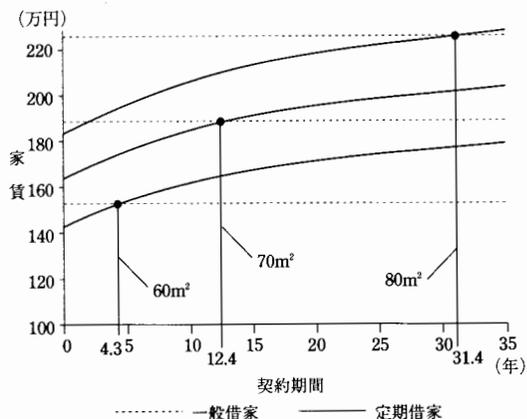
で、対数線形である。ただし、(3)式においては、属性を表す対数の説明変数ベクトル $\ln X_i$ に契約期間の対数値が含まれている。サンプルを定期借家にかぎって(3)式をOLS推定した結果が表6である。

表6のOLS推定結果によれば、契約期間の係数は有意に正であり、契約期間が長くなるにつれて、家賃が高くなっていくことが推定された。また、契約期間が延びた時の家賃の上昇率、すなわち家賃の契約期間弾性値は6.8%であることがわかった。このことは、契約期間が長くなれば、家賃が上昇していくことを示している。契約期間が長くなればなるほど、家賃に影響を与える予測不可能な事態が起こる可能性が高くなる。家主からすれば、この予測不可能なことが起こるというリスクが増加することになる。そのリスクプレミアムが家賃の上昇に表れていると解釈できる。

一般借家における暗黙的契約期間

定期借家の家賃関数を用いると、一般借家における暗黙的に想定された契約期間を求めることができる。立地条件や築年数等の借家の特性が同じであれば、その借家の一般借家での家賃は、何年契約の定期借家と同じ家賃であるかを計算するのである。図4には、表6の契約期間を説明変数に加えた定期借家の家賃関数と、表3の第iii列の一般借家の家賃関数（定借ダミー $D=0$ の時の推定家賃）をプロットした。縦軸は予測家賃で、横軸は契約期間である。契約期間と床面積以外の変数は、すべてデータの平均値をとっている。一般借家は契約期間にかかわらず一定の家賃をとるため、水平線である。一方、定期借家は契約期間が長くなればなるほど、家賃が高くなるため、右上がりになる。図4によれば、床面積が60㎡の一般借家であれば、契約期間が4.3年の定期借家と同じ家賃になっている。同様に70㎡の一般借家は、定期借家の12.4年の家賃と等しい値である。また、床面積が80㎡になると、計算上は契約期間が31.4年の

図4 定期借家と一般借家の家賃が等しくなる定期借家の契約年数



定期借家の家賃と等しいことになる²¹⁾。

本稿の推定結果が60㎡や70㎡の場合には妥当であると考えれば、図4の交点より短い期間で住宅を借りることを考えている者は、一般借家に居住すると、借家の規模が大きくなればなるほど、定期借家契約が可能な場合よりも高い家賃を支払うことになる。一方、この交点以上の期間を、対応する敷地規模で居住する予定であれば、定期借家より一般借家のほうが低い家賃になる。

むすび

定期借家権制度が導入され、定期借家権付きの物件が賃貸市場に供給されはじめた。これらの物件について本稿では、定期借家として供給されている物件がどのような属性をもっているかを、記述統計と家賃関数の推定係数を比較することにより詳細に分析した。

本稿の冒頭で要約したように、定期借家権制度の導入は、比較的短期間のファミリー向けの広い住宅に関する市場を拡大し、家賃を低下させることが統計的に安定的に示された。しかも、この結果は、定期借家権制度が導入された初年度のデータを用いた結果である。新しい制度導入にしたがって、市場が短期間で適切に機能していることの証でもある。

定期借家権制度の導入によって、不動産証券

化による不動産の金融商品化が進むことも予想されている。家主にとっては立退き料など予測困難なりリスク要素が減少すること、長期の確実な家賃の安定収入を求める投資家にとっては、法律上20年以上もの長期契約も可能であるので、不動産に対しより投資しやすい環境となるのがその理由である。

また、長期の確実な家賃の安定収入が約束されるということは、賃貸不動産のキャッシュフローの計算が可能になり、不動産の証券化スキームが組めるようになる。投資における不動産の適正価格は、投資期間中に得られるキャッシュフローを、還元利回りで現在価値に割り戻して得られる価格となる。

これまで、日本では機関投資家による不動産投資はオフィスビルが中心であったが、定期借家権制度導入により賃貸マンションも対象となる可能性がでてきた。アメリカでは Real Estate Investment Trust (REIT) の市場が拡大しており、そのうち2割弱が住宅への投資といわれている。日本でも、日本版REIT市場が動き出そうとしている。このような、不動産の証券化に関する分析には、本稿で分析されたように定期借家の契約期間と家賃との関係をより明確にしていくことが重要である。

補論

本稿の推定は、3月から8月の毎月のデータをプールして分析を行なっている。定期借家のサンプル数を十分確保するというのがその理由であるが、一方で同じ物件が重複して現れるという問題が排除できていない。そこで、物件が重複する問題を排除するために、月別の家賃関数も推定した。推定式は月次ダミーがないことを除いて(2)式と同様である。推定結果の詳細は割愛するが、定借ダミーDと対数床面積の交差項の係数値は、どの月もマイナスで1%水準で有意であり、値もプールして推定した結果と大きく異ならなかった。

*本稿作成にあたり、住宅経済研究会参加者、ならびに小川一夫(大阪大学)、土井正幸(筑波大学)、常木淳(大阪大学)の各氏から貴重な意見を頂戴した。ここに感謝の意を表したい。また本稿は、同研究会で発表した大竹・山鹿(2001)を改善し、定期借家の契約期間に関する分析を加えたものである。本研究は、文

部科学省科学研究費(特定領域研究(B)(課題番号12124207)、基盤研究(C)(課題番号1160094))から資金援助を受けている。

注

- 1) 従来の借地借家法の是非をめぐっては、経済学者、法学者、工学者の間で多くの論争が繰り広げられた。経済学的立場からこの論争をまとめたものとして、岩田・八田(1997)、山崎(1999)がある。また、従来の借家法の影響を比較的受けないとされている法人限定の借家に着目した実証研究として、岩田(1997)、山崎(1995)がある。
- 2) 1944年の大審院判例より、賃貸人の自己使用の必要性だけでは正当事由と認められず、賃貸人と賃借人の利害得失を比較し、賃貸人にかなりの相当性がある場合のみ正当事由が認められるという考え方が引き継がれてきた。このため裁判では、容易に賃貸人の正当事由は認められなかった。
- 3) たとえば、2DKのマンションに20年以上居住していた場合、その立退き料は平均で200万円以上、また一戸建てで居住年数が30年を超えている場合は、500万円以上が支払われている(住宅生産団体連合会)。
- 4) 賃借人が継続を希望する場合には再契約を行なう。
- 5) 不動産の金融商品化への促進は、第5節で少し述べる。
- 6) 伊藤・廣野(1992)によって指摘されているとおり、このデータの家賃は成約家賃ではない。つまり、あくまでも家主側が希望している希望家賃であるという点に注意が必要である。今回のような希望家賃での推定結果と、成約家賃を用いた分析の結果がどの程度異なるかは検証する必要がある。しかし、現段階で成約家賃のデータを得ることができていないため、今回の分析は希望家賃のデータで行なった。
- 7) 14万3210件のうち、マンションが14万1235件、一戸建てが1975件である。
- 8) 平成4年8月に期限付借家制度が施行されている。これは改正借地借家法において設けられたものである。これは、転勤、療養、親族の介護などのために一定期間不在にする場合や、一定期間後に建物を取り壊すことが明らかな場合、正当事由がなくても一定期間経過後に貸し手が借家契約を終了させることができる制度である。この期限付借家の特性の分析を行なったものに外館(1997)がある。
- 9) ただし、一般借家は、3月から8月の全サンプルを10%の割合でランダムサンプリングして掲載している。定期借家は3月から8月のすべての物件がプロットされている。これはグラフを表示するために使用したソフトウェアの技術的制限のために行なった。全サンプルを表示しても形状に変化はない。
- 10) 表2と図2は、より定期借家の特徴を明らかにするため、マンションと一戸建てを分けて示した。
- 11) 単位家賃は、水回りなどの固定費の影響で、床面積が狭い物件のほうが高いことがわかっている。それは、単位家賃と床面積の関係は、単位家賃を縦軸

- にとり、床面積を横軸にとった散布図を描いた場合、U字型になるためである。くわしくは、八田・赤井(1996)を参照。定期借家と一般借家の床面積の分布が異なるために、定期借家と一般借家の単位家賃の平均値の差が過大に出ている可能性がある。
- 12) 51㎡という区切りの値は、マンションの一般借家の家賃分布に構造変化が起こっている境界値である。どのような基準でこの値を採用したかは後の節でくわしく述べる。
 - 13) 定期借家か一般借家かのいずれで家を貸すかという家主の決定を考慮すると、家賃関数の係数にバイアスが生じる可能性がある。この点については大竹・山鹿(2001)で検証している。彼らによれば、(2)式の推定は、一般借家と定期借家の家賃関数を別々にOLS推定していることと本質的には同じであり、この場合、定期借家にするメリットが高い借家だけが定期借家としてサンプリングされ、誤差項に問題を発生させているというサンプルセレクションバイアスの問題が起こる可能性を考慮し、検証を行っている。結論として、サンプルセレクションバイアスの存在を棄却することはできなかったが、その影響は非常に小さく、結論を大きく変えるほどのものではないことが示されている。したがって、サンプルセレクションバイアスを考慮していない本稿の結論も大きく変わるものではない。
 - 14) OLSとWLSとでは推定される係数値は同じであるが、標準誤差が異なる。したがって、検定統計量や信頼区間に影響を与えることになる。
 - 15) この分析は定期借家の物件のサンプル数を十分得るため、3月から8月のデータをすべてプールして分析を行なった。その際、3月に現れていた物件が4月にも現れているケースを排除できていない。そこで、月ごとに家賃関数を3月から8月の6本推定することにより、サンプルの重複を避けて推定を行なった。その結果、各月ごとに得られた係数推定値の平均値と3月から8月のデータをすべてプールして分析を行なった本稿の推定結果とほぼ同じ値を得ることができた。したがって、サンプルが重複することによる影響は無視できると判断した。
 - 16) この構造変化の検定は、Chow検定により行なった。1㎡ずつ床面積を変化させて逐次検定を行なった結果、構造変化は50㎡前後で連続的に検出されたが、区切りの床面積を51㎡にとった時のF値がもっとも大きかった。よって、今回の推定では、51㎡を区切りの床面積として採用した。
 - 17) 床面積が51㎡以上のサンプルでも、定借ダミーの係数とクロス項の係数が0という帰無仮説のもと、F検定を行なった。すると、 $F(11, 50191) = 139.3$ であり、この帰無仮説を十分棄却できた。すなわち、51㎡以上のサンプルでは、係数の差に十分意味があることが証明された。
 - 18) 岩田(1997)では、築年数の係数を借家の維持管理のためのメンテナンス費用と解釈している。つまり築年数の係数が小さいということは、維持管理が

- 行き届いていて、年数が経っても借家の質が落ちないため家賃が下がらないということである。この解釈をすれば、定期借家のほうが維持管理が行き届いていないということになるが、それよりも本文で述べたように、契約期間が明らかである定期借家は、不確実性が一般借家比べて非常に少なく、より現在の築年数に応じた家賃をつけていると考えるほうが妥当と思われる。また定期借家の場合、居住年数が明らかであるため、家主も維持管理費を予想しやすく、契約時の敷金(保証金)といったもので徴収している可能性がある。この点を考慮した敷金(保証金)や礼金の分析は今後の課題である。
- 19) 定期借家の予測家賃の上限と一般借家の予測家賃の下限が逆転していることによる。
 - 20) 注12で述べたように、このような定期借家だけのサンプルを用いて分析が可能なのは、サンプルセレクションバイアスの問題がクリアされている必要がある。
 - 21) 本研究に用いたサンプルでは、たかだか10年までの契約期間のサンプルしか含まれていなかったため、30年以上の契約期間についての予測を行なうことは慎重になるべきである。したがって、80㎡以上の値に関しては信用できる値とは考えにくい。しかし本文中に述べたように、60㎡から70㎡の物件での議論はある程度信用できると考える。

参考文献

- 伊藤隆敏・廣野桂子(1992)「住宅市場の効率性——マイクロデータによる計測」『金融研究』第11巻、no.3、17-50頁。
- 岩田規久男・八田達夫編(1997)『住宅の経済学』日本経済新聞社。
- 岩田真一郎(1997)「マイクロデータによる借地借家法の計量分析——一般借家と法人限定の家賃の比較」『都市住宅学』19、45-50頁。
- 大竹文雄・山鹿久木(2001)「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』42、1-20頁。
- 外館光則(1997)「期限付借家契約と契約更新権のオプションバリュー」『日本経済研究』35、45-68頁。
- 八田達夫・赤井伸郎(1996)「借地借家法は、賃貸住宅供給を抑制していないのか?——固定費を考慮したケース」『住宅問題研究』12、61-66頁。
- 山崎福寿(1995)「土地・住宅賃貸借市場の不完全性について」『都市住宅学』10、113-122頁。
- 山崎福寿(1999)『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。
- リクルート(2000) ISIZE住宅情報ホームページ(<http://www.isize.com>)。

都心における容積率緩和の 労働生産性上昇効果

八田達夫・唐渡広志

はじめに

企業間における取引・情報交換・サービス供給などは、労働者間の対面的接触によってなされる場合が多い。したがって、与えられた企業の立地点周辺にその顧客企業が多数集まることは、この企業の労働者の対面的接触に費やす移動時間費用を節約し、業務効率を改善する。オフィスが立地する地区や周辺地区の雇用密度が高まると、このオフィスの生産性が上昇する。

したがって、ある地区のオフィス・ビルに対する容積規制は、当該地区の雇用密度を引き下げるから、その分その地区や周辺地区の企業の生産性を引き下げる。とくに、丸の内や大手町地区のように指定容積率が限度いっぱい使われている地区での容積率規制はその効果が強い。

本稿の目的は二つある。第1は、先行論文の分析方法を改善して、東京都心の各地区におけるオフィスの生産関数をより正確に計測することである。第2は、その結果を用いて、都心・副都心の特定地区におけるオフィス・ビルの容積率緩和の結果、その地区や周辺地区の企業の生産性がどれだけ上昇するかを分析することである。具体的には、効率性単位で測った労働者増加による生産性上昇率を計測する。その結果、たとえば丸の内地区の容積率を50%引き上げたことによって、雇用が東京内の他地区から丸の内に一定比率シフトした場合には、東京全体の実効労働者数を丸の内の労働者数に比して上昇させることが示される。この結果は都市全体で

労働人口が一定であるような閉鎖型経済においても、雇用分布がシフトすることで都市の生産性が上昇することを示している。

都心の容積率を緩和する際には、緩和の便益と、緩和の結果発生する外部不経済費の両方を勘案して、その是非を決められなければならない。従来は、便益の分析も費用の分析も、経済学的な分析のフレームワークで行なわれることはなかった。本分析は、緩和の便益の計測を経済的分析のフレームワークで行なうものである。

多数の企業と接触できる利益性の高い地区では、多数の企業が立地しようとする。このような地区ではオフィス・スペースの市場が逼迫しオフィス賃料が上昇する。すなわち、競争的な市場では利便性を反映して市場オフィス賃料が決定される。八田・唐渡(1999)、唐渡(2000)は、企業のこのような立地行動からヘドニック賃料を導出し、東京都心の各地区ごとの企業レベルの生産性を測定した。先行論文と本稿の違いは次の3点である。

第1に、上記の先行研究では集計データを用いた分析を行っていたが、本稿では個表データを用いる。

第2に、先行研究ではある地区における企業集積の増大によって、都市レベルでの外部経済の測定は行なわれていない。本稿では、都市のCBDをいくつかの地区に分割して、それぞれの地区における代表的企業の生産性上昇効果を測定するだけでなく、企業間の相互依存的な外部経済を考慮して都市レベルでの生産性上昇効

(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。

(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。現在、電力中央研究所経済社会研究所勤務。
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。

果も測定する。

第3に、企業間の相互依存的な外部経済を考慮して、ある地区の生産性は、その地区の従業者密度だけでなく、他の地域の従業者密度によっても影響を受けることをモデル化する。

以下、第1節でオフィス賃料関数の理論的背景を述べ、第2節で推定モデルについて説明する。第3節で推定に用いるデータを述べ、第4節でその結果が示される。最後に、第5節において都市内部の雇用分布を変化させた場合に得られる生産性上昇の指標を企業・都市レベルについて提示する。

1 企業の立地行動とオフィス賃料関数

同一面積の J 個 ($1, \dots, j, \dots, J$) の地区に分割されたCBD (中心的業務地区) を考える。雇用量が n である企業が、地区 j に立地した場合の実効労働力は

$$L_j(n) \equiv v_j n \tag{1}$$

で与えられる。ただし、 v_j は地区 j にオフィスを立地する各企業の労働の効率性の指標である。企業間の取引、情報交換およびサービス供給などは労働者の対面的接触によって実現する。企業の集積はこれら対面的接触に費やす移動時間の節約を可能にする。したがって、指標 v_j が次の関数で決められるものとしよう。

$$v_j = v(N_j, M_j)$$

ここで N_j は企業が立地した当該地区の労働者数である。 M_j は $M_j = \sum_{k \neq j} (N_k / X_{jk}^2)$ と定義される。すなわち、当該地区 j 以外の地区 $k \in \{1, \dots, j-1, j+1, \dots, J\}$ の労働者数 N_k を地区 j から地区 k までの移動時間距離 X_{jk} の二乗によ

って割り引いて集計したものである。 M_j は基本的には通常ポテンシャルと呼ばれている数量であるが N_j は除かれている。その代わりに、本稿では N_j を独立した変数として扱っている。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するためである。

企業の生産活動への投入物はオフィス・スペース s と労働力 n のみである。上述のように企業の生産性は立地点ごとに異なる。このとき地区 j の企業の生産関数を次のように書く。

$$y = f(s, L_j(n)) \tag{2}$$

ここで、 y はこの企業の生産量である。ただし、生産関数は各投入について微分可能な凹関数であり、生産技術の同質性を仮定する。

個々の企業にとって v_j は外部的な規模の経済を表すパラメータである。(1)式、(2)式から

$$y = f(s, v_j n)$$

が得られる。

地区 j の企業は市場オフィス賃料 R_j と賃金率 W に直面しており、集積の利益を所与として次の費用最小化行動により s, n を決定するものとしよう。

$$\begin{aligned} \min_{s, n} R_j s + W n \\ \text{s.t. } f(s, v_j n) = 1 \end{aligned} \tag{3}$$

この問題の値関数 (関接目標関数) を $c(R_j, W, v_j)$ とし、単位費用関数と呼ぶ。これは、 R_j, W, v_j に直面している企業が1単位生産するのに必要な最小の費用を示しており、この問題の背後で s と n は最適に選択されている。

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 $c(\cdot)$ 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
き、

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

である。(4)式は、 W と v_j が与えられたとき等式を維持するために R_j が調整されなければならないことを示している。 $r(\cdot)$ を変数 R_j に関する $c(\cdot)$ 関数の逆関数とすれば、 $R_j=r(W, v_j)$ が成り立つ。この式は、地区 j の市場オフィス賃料がゼロ利潤のもとで企業が支払うオフィス賃料に等しいことを示している。

この式の v_j に関数 v を代入し、さらに分析を通じて固定する賃金率 W を陽的に書かないことにすると、次の関数 R が定義できる。

$$R(N_j, M_j)=r(W, v(N_j, M_j))$$

この関数を用いると、 N_j 、 M_j が与えられている j 地区の賃料 R_j は次をみす。

$$R_j=R(N_j, M_j) \quad (5)$$

実証分析において(5)式を特定化して推定する。その際関数 v を特定化して、関数 v のパラメータ値を計算する。(5)式は k 地区の労働者が増えれば j 地区の賃料に影響を与えることも考慮している。

2 推定モデル

地区 j における代表的企業の生産関数 f を次のように特定化する。

$$f(s, v, n)=as^\alpha\{v_j \cdot n\}^{1-\alpha} \quad (6)$$

ただし、 a 、 α は生産技術パラメータであり、コブ=ダグラス型を仮定する。 v_j は地区 j の効率性指標である。生産関数が(6)式のとき地区 j の代表的企業が直面するオフィス賃料関数は

$$\ln R_j=\text{const}+\frac{1-\alpha}{\alpha}\ln v_j$$

となる。ただし、両辺を対数化しており、 $\text{const}=\ln[\alpha a^{1/\alpha}(1-\alpha/W)^{1-\alpha/\alpha}]$ である。

次節で詳細に説明するように、物件の個表データ数は $i=1, 2, \dots, 2810$ であり、物件住所より定義された $j=1, 2, \dots, 251$ のどの地区に所属するかが決定される。各物件の特性をコントロールするために特性変数ベクトル Z_i を用いる

と、効率性の指標関数は $v(N_{j|i}, M_{j|i}, Z_i)$ と特徴づけることができる。ただし、物件 i が地区 j に所属していることを示すために、サブ・スクリプトを $j|i$ と書く。ひとつの地区に複数の物件があれば、効率性を規定する地区労働者数や地区間の移動時間距離は同一である。

効率性の指標関数 $v(N_{j|i}, M_{j|i}, Z_i)$ は、さまざまに特定化される。たとえば、

$$v(\cdot)\equiv\exp[\gamma_N N_{j|i}+\gamma_M M_{j|i}+\gamma_Z Z_i] \quad (7)$$

と特定すれば、オフィス賃料関数は

$$\ln R^i=\text{const}+\beta_N N_{j|i}+\beta_M M_{j|i}+\beta_Z Z_i$$

であり、半対数形になる。また、

$$v(\cdot)\equiv N_{j|i}^\alpha M_{j|i}^\alpha \exp[\gamma_Z Z_i] \quad (8)$$

と特定すれば、オフィス賃料関数は

$$\ln R^i=\text{const}+\beta_N \ln N_{j|i}+\beta_M \ln M_{j|i}+\beta_Z Z_i$$

であり、 $(N_{j|i}, M_{j|i})$ の項について両対数形になる。ただし、(7)式、(8)式の関数 v の係数ベクトル $\gamma=(\gamma_N, \gamma_M, \gamma_Z)$ と、オフィス賃料関数の係数ベクトル $\beta=(\beta_N, \beta_M, \beta_Z)$ の関係は $\gamma=(\alpha/1-\alpha)\beta$ である。

われわれは、関数形に柔軟性をもたせるために

$$v(\cdot)\equiv\exp[\gamma_N N_{j|i}^{(\lambda)}+\gamma_M M_{j|i}^{(\lambda)}+\gamma_Z Z_i] \quad (9)$$

と特定する。ただし、 $N^{(\lambda)}=N^\lambda-1/\lambda$ 、 $M^{(\lambda)}=M^\lambda-1/\lambda$ である。このBox-Cox変換では、 $\lambda=1$ のとき(9)式は(7)式に等しくなり、 $\lambda=0$ のとき(8)式に等しくなる。最終的には(9)式に対応するオフィス賃料関数は

$$\ln R_i=\beta_0+\beta_N N_{j|i}^{(\lambda)}+\beta_M M_{j|i}^{(\lambda)}+\beta_Z Z_i+\varepsilon_i \quad (10)$$

$$i=1, \dots, 2810, j=1, \dots, 251$$

となる。以下においては、(10)式を推定することにしよう。ここで $(\beta_0, \beta_N, \beta_M, \beta_Z, \lambda)$ はこの推定モデルの未知パラメータ、 ε_i は均一分散、空間的自己相関なしの仮定を満たす誤差項であるとす

3 データ

(10)式を推定するために、1999年の東京都区部オフィス物件の個表データ(サンプル数2810)を用いる。分析対象地区となるCBDは、千代

田区とその周辺区である中央区、港区、新宿区、文京区、台東区、およびそのさらに外周区のうち品川区、目黒区、渋谷区、豊島区、墨田区、江東区の計12区とし、この領域内の賃貸オフィスの個表データを用いる。データとして採用した変数は表1のとおりである¹⁾。

オフィス賃料はASD不動産による募集物件広告のデータを利用する。同データは主に首都圏の事業用不動産物件を扱っているが、本稿では上記のように研究対象を東京都の12区に絞り、該当する地域のデータだけを利用している。

1999年4月時点のリストされた募集賃料を(10)式の非説明変数とした。1室ごとに面積当たりの募集賃料が設定されており、本稿ではこれら個々の部屋をひとつの物件とみなして計量分析を行なう。

同データをコントロールするための物件*i*に関するオフィス・ビルの属性ベクトルは

$$Z_i = (WALK_i, D1F_i, DBF_i, DOA_i, DEL_i, DPK_i)$$

に特定化する。これらの変数の説明は表1に、記述統計は表2に示されている。WALK（最寄駅までの徒歩時間(分)）以外はすべてダミー変数である。徒歩時間が少なければ外出の際に労働時間節約になると考えられるので、WALKの期待される符合は負である。同一ビルの物件では、フロアごとに賃貸面積が異なっても単位面積当たりの賃料はほぼ同じである場合が多い。しかしながら、ビルの1階である場合には、物件の利用形態は事務所にとどまらず、店舗や飲食店などの利用と競合するので、通常より高い募集賃料でも市場に見合う可能性がある。また、地下にフロアがある場合は、日照などの点で敬遠されると思われる。よってD1Fの期待される符合は正、DBFは負である。DEL、DPKはビル全体の仕様に関するものであり、ビルにエレベーターがついているかどうか、駐車スペースに空きがあるかどうかなどは企業がビルを選択する際の基準の一部と考えられる。DOAはフロアが二重床（フリー・アクセス・フロア、3ウェイ・フロアダクト仕様）である

表1—変数の説明

変数	変数の説明	データ
R	非説明変数 月額募集賃料 (円/坪) + 預託金の運用額 (円/坪)	A
WALK	最寄駅までの徒歩時間 (分)	A
D1F	ダミー変数：募集物件が1階にある場合=1	A
DBF	ダミー変数：募集物件が地階にある場合=1	A
DOA	ダミー変数：フロアが二重床の場合=1	A
DEL	ダミー変数：エレベーターがある場合=1	A
DPK	ダミー変数：駐車場の空きがある場合=1	A
N	農・林・漁・鉱業を除く従業者数(万人)	B
M	時間距離 (分) の2乗で割り引いた当該地区以外の集計従業者数 (万人) $M_j = \sum_{k \neq j} N_k / X_{jk}^2$	B, C, D

注) データの出所はそれぞれ、A：ASD不動産、B：『平成8年事業所・企業統計(地域メッシュデータ)』総務庁、C：『えきすばあと』(1999)ヴァル研究所、D：『プロアトラス』(2000)アルプス社。なお、ASD不動産の募集物件データ (<http://www.asd.co.jp/>) は、1999年4月募集時賃料のものである。

表2—記述統計 (サンプル数2810)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
In R	9.5691	0.3246	8.6298	10.8337
WALK	4.9541	2.5233	1	19
D1F	0.0698	0.2548	0	1
DBF	0.0050	0.0704	0	1
DOA	0.1117	0.3151	0	1
DEL	0.9904	0.0976	0	1
DPK	0.3039	0.4600	0	1
N	2.2985	1.5649	0.0871	9.0322
M	1.5980	0.5022	0.5859	2.9680

かどうかを示すダミー変数である。近年のオフィスの高度なOA化に伴う配線・回線の増大とこれを格納する床仕様に対する需要を考慮して、より多く賃料を支払ってもよいと考えることから、正の効果が予想される。

次に各オフィスが立地する地区を地域メッシュ統計(総務庁)の区画により決定する。このとき労働者数を『平成8年事業所・企業統計調査(地域メッシュ統計)』を用いて近似する。各賃貸物件の住所より500mメッシュのコードを決定し、これを各物件の属する地区*j*として定義する。必要なメッシュの区画は251である。ただし、分析対象地区を網羅するメッシュ統計は1次-2次区画コード5339-35、5339-36、5339-45、5339-46を用いている。これにより、理論モデルにおける各企業が立地する地区の労

表3 一関数形テスト

帰無仮説	検定統計量	カイ2乗分布自由度	確率値
$\lambda = 0$	93.36	1	0.000
$\lambda = 1$	64.36	1	0.000

表4 (10)式の推定結果

	推定値	t 値	確率値
定数項	9.2924	172.446	0.000
WALK	-0.0171	-8.016	0.000
D1F	0.1352	6.627	0.000
DBF	-0.2131	-2.922	0.003
DOA	0.2407	14.603	0.000
DEL	0.1823	3.460	0.001
DPK	0.0861	7.620	0.000
N	0.0539	6.178	0.000
M	0.0420	3.675	0.000
λ	1.2963	11.220	0.000
自由度修正済決定係数 0.2989			

働者数が、メッシュ内の従業者数によって与えられる。同データから労働者数Nを農林業、漁業、鉱業を除く産業（総務庁における日本標準産業分類の大分類：建設、製造、電気・ガス等、運輸・通信、卸売・小売、飲食店、金融・保険、不動産、サービス、公務）の従業者数で特定化する。Mを定義する時間距離については、鉄道を利用した場合の地区間移動時間と徒歩時間より定義する。以上のデータについての記述統計は表2にまとめられている。

4 推定結果

(10)式のオフィス賃料関数を推定するにあたって、 $\lambda=0$ および $\lambda=1$ を帰無仮説とするラグランジュ乗数検定をそれぞれ行なったところ、表3のように両方とも棄却された。したがって、N、MをBox-Cox変換した(10)式を非線形最小二乗法によって推定することにする。

推定する係数は $(\beta_0, \beta_N, \beta_M, \beta_Z, \lambda)$ である。この結果は表4のとおりである。この結果は予想の符号と一致しており、係数のt検定統計量の確率値は十分に小さく有意である。

推定値を解釈しよう。WALKは物件iの最寄駅までの徒歩時間(分)を示している。非説明変数は対数であるので、この係数の値は最寄

駅から1分遠ざかるにつれて賃料が1.7%ずつ下落していくことを示している。D1F、DBF、DOA、DEL、DPKは、ビルの属性を表すダミー変数であり、係数はこれらの属性が付与されているときの賃料の上昇率と解釈することができる。賃貸フロアが1階にある場合(D1F)、賃料は通常よりも13.5%ほど上昇し、地下の場合(DBF)には賃料は通常よりも21.3%ほど下落する。また、床が二重床(DOA)であれば24%上昇する。NおよびMの係数は、集積度がオフィス賃料に与える効果を示している。推定結果は有意に正であり、生産活動の立地上の便益が当該地区のオフィス賃料に反映されていることを示している²⁾。

5 雇用分布の再配分による生産性の変化

この節では前節の推定結果を用いて、ある地区jで容積率が緩和された結果その地区内の労働者数が増加する場合の、生産性 v_j の上昇率を計測する。はじめに、当該地区での労働者の増加が都市の外部から新規流入する開放型の都市についての分析を行ない、その場合の企業・都市レベルの生産性上昇効果を示す。次いで、都市全体の労働者数が一定であるという条件のもとで、都市内部の他地区からの雇用の流入によって当該地区の雇用が増加する閉鎖型の都市についての分析を行なう。

なお、この分析には三つの留意点がある。

第1に、容積率を緩和した地区では、これに比例して労働者数も増えると想定する。賃金一定の開放型経済の場合には、もし当該地区のオフィス賃料が一定ならば、一次同次の生産関数の下では、オフィス・スペースの倍増は従業者数の倍増をもたらす。しかし、われわれのモデルでは、従業者数の倍増は労働の生産性を高めるのでオフィス賃料を引き上げる。この結果、労働が相対的に安くなり、倍増以上の増加率で労働者が雇用される。これは、さらなる労働の生産性の向上をもたらすという二次効果を発揮する。われわれの分析ではこの二次効果を無視

表5 一雇用分布の再配分による生産性上昇率

町名	メッシュ・コード	労働者数 (人)	開放型		閉鎖型		
			(11)式	(12)式	(14)式	(15)式	(16)式
			当該地区 生産性上昇率	都市レベル 生産性上昇率	当該地区 生産性上昇率	都市レベル 生産性上昇率	
丸の内	46113	52,968	0.03409	0.050	0.03394	0.028	0.090
新宿	45261	39,312	0.02304	0.032	0.02299	0.008	0.022
渋谷	35864	31,553	0.01727	0.026	0.01723	0.002	0.012
池袋	45771	36,915	0.02121	0.029	0.02117	0.005	0.022
上野	46522	12,287	0.00506	0.013	0.00504	-0.012	-0.024

注) 表中の生産性上昇率は、町名に該当する地区の労働者を50%増加させた場合に得られる値である。(11)式の値は、丸の内ならば同地区の企業レベル生産性上昇率を示している。ただし、(11)式、(12)式の値は開放型、(14)式、(15)式、(16)式は都市人口一定の閉鎖型のもとでの計測値である。

しているから、推定結果は現実に起きる生産性上昇効果の下限を示している。

第2に、本稿の分析はあくまで効率性単位で測った実効労働者数の増加でみた生産性の上昇を分析している。生産そのものの上昇ではない。生産上昇の分析のためには、各地区の床面積のデータおよび従業者数のデータを、測定した生産関数に代入し、その上で生産の上昇を考慮することになる。本稿ではこれを行わず、生産性の上昇率のみを測っている。

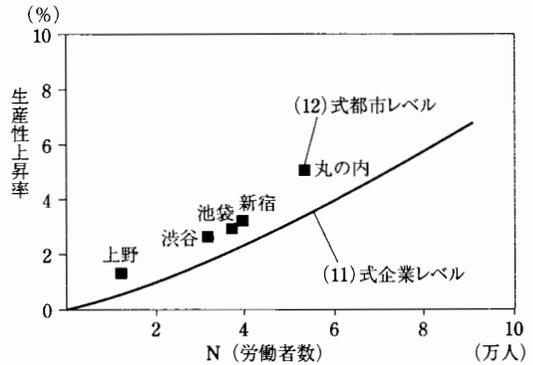
第3に、指定容積率の緩和が労働者数の増加をもたらすとした理由は、各地区の床面積はオフィス・ビルの存在量によって規定されていると想定しているからである。また、オフィス・ビルの存在量（実際の容積率）は、(5)式で決まる賃料に対する土地代を含む建築費に依存する。さらに、容積率を緩和する地区においては、指定容積率が床面積の対役になっていると想定して分析を行なう。

開放型の都市のケース

(a) 代表的企業の生産性上昇率

はじめに、都市の外部から新たに労働者が流入するケースを考えよう。その他の変数は一定であるとして、地区jの労働者が ΔN_j だけ増加するとき、当該地区の代表的企業の効率性の指標 $v_j = v(N_j, \bar{M}_j, \bar{Z})$ は $v'_j = v(N_j + \Delta N_j, \bar{M}_j, \bar{Z})$ に変化する。したがって、地区jで雇用が ΔN_j 増えたときの当該地区の企業の生産性上昇

図1 都市レベルの生産性上昇率
(開放型都市、 $\Delta N = 0.5N$ のとき)



率 G_j^{open} は

$$G_j^{open} \equiv \frac{v'_j - v_j}{v_j} \quad (11)$$

を用いて計測できる³⁾。それぞれの地区で労働者数を50%増加させた場合の生産性上昇率を計測したものが表5の第4列と、図1の実線で示されている。たとえば、丸の内地区（メッシュ・コード：46113⁴⁾、労働者数5万2968人）で50%労働者数を増加させたとき、生産性は3.4%上昇する⁵⁾。

(b) 都市全体の生産性上昇率

地区aの労働者が ΔN_a だけ増加するとき、地区jへの効率性の指標vに与える効果は、 $v'_{j(a)} = v(N_j, M_j + \Delta M_{j(a)}, Z)$ $j \neq a$
 $v'_{a(a)} = v(N_a + \Delta N_a, M_a, Z)$ ($= v'_a$)
より求められる⁶⁾。ただし、 $\Delta M_{j(a)} = \Delta N_a / X_{ja}^2$ である。

地区aの労働者が ΔN_a 増えたときの都市全

体の生産性上昇率は、

$$G_{\Sigma(a)}^{\text{open}} = \frac{\sum_j v_j v_{j(a)} N_j - \sum_j v_j N_j}{v_a N_a} \quad (12)$$

で計測できる。分子は、地区 a の労働者の増加 ΔN_a がもたらす各地区の生産性の伸びが引き起こす都市全体の実効労働者数の増加である。この式は、(11)式の一般化である。すなわち、この式の分子で $j=a$ の項のみを残すと、(12)式は(11)式になる。

当該地区の労働者数を50%増加した場合についてこれを計算したものが、表5の第5列と、図1の四角点で示されている。丸の内地区で50%（2万6484人）労働者数を増加させると、その生産性上昇効果は周辺地区にも漏出するので、都市全体で集計した(12)式の値（×100%）は5.0%となる。同じように、新宿地区で労働者数を50%（1万9656人）増加させると、当該地区の代表的企業の生産性は2.3%上昇し、都市全体の実効労働者数を3.2%上昇させる。池袋、渋谷、上野などの業務地区について計測した結果も同図に示される。

閉鎖型の都市のケース

次に、都市全体の労働者数が一定であるような閉鎖型経済を想定しよう。このときある地区の労働者数を増加させるために、その他の地区の労働者数を減少させなければならない。ここでは、その他の地区の雇用者数に比例して減少させるものとしよう。

丸の内地区（これを地区 a とする）の労働者数が N_a のとき、同地区の労働者数を ΔN_a だけ増加させるために、

$$\Delta N_k \equiv (N_k / \sum_{k \neq a} N_k) \cdot \Delta N_a \quad (13)$$

となるように減少させるものとしよう。

(a) 代表的企業の生産性上昇率

純粋な生産性上昇率を計測するためには、丸の内地区における労働者数増加による代表的企業の生産性上昇と、その他250地区の労働者数減少の生産性低下を同時に考慮する必要がある。

閉鎖型経済の地区 j で雇用が ΔN_j 増加する

と、(13)式によって他の地区で労働者数が減少し、ポテンシャルが ΔM_j だけ変化する。このときの任意の地区 j における企業の生産性上昇率 G_j^{closed} は次のようになる。

$$G_j^{\text{closed}} \equiv \frac{v(N_j + \Delta N_j, M_j + \Delta M_j, Z)}{v(N_j, M_j, Z)} - 1 \quad (14)$$

これは(11)式の閉鎖経済版である。ここで、 ΔM_j は j 以外の地区での雇用変化を反映している。丸の内の労働者数が50%増加するとしよう。それがもたらす丸の内地区以外の250地区における生産性の変化を計測すると、多くの地区では雇用者の減少のため生産性は低下しているが、いくつかの地区では雇用者数が減少しているにも関わらず、生産性は上昇している。たとえば、八重洲・京橋（コード：46114）、大手町・日本橋本石町（コード：46212）などは(14)式の値が正である。このような地区は、労働者数が増加した丸の内地区の近隣であるために、生産性上昇の漏出効果のほうが高い地区である。

丸の内地区における企業レベルの生産性上昇率は(11)式の計算では3.409%（開放型）であったが、(13)式の定義に従ってその他の地区の労働者減少を考慮した(14)式の計算では表5が示すように3.394%（閉鎖型）となる。

(b) 都市全体の生産性上昇率

次に、丸の内地区 a で雇用を50%増やして、他の地区で(13)式に従って減らした場合に、都市全体の実効労働者数がどれだけ上昇するかを調べよう。(14)式のように効率性の指標が変化すると、都市全体の生産性上昇率は、

$$G_{\Sigma(a)}^{\text{closed}} = \frac{\sum_j v_j N_j - \sum_j v_j N_j}{v_a N_a} \quad (15)$$

で計測できる。この式の分子は、各地区の生産性の伸びによって引き起こされた都市全体の実効労働者数増加である。この上昇率は、2.8%と計測できる。(15)式は(12)式に対応しており、雇用分布変化前の労働者数で生産性上昇率を計測している。

各地区の生産性上昇を雇用分布変化後の労働者数 N_j' で評価すると、(15)式は

$$\frac{\sum_j v_j N_j - \sum_j v_j N_j}{v_a N_a} \quad (16)$$

と書きかえられる。表5の最後の列は、地区aとして丸の内地区を選ぶと、(16)式の計測値は9.0%となることを示している。すなわち、都市の総労働者数を増やすことなく、労働者の都市内再配分によって丸の内の労働者数を5割増やすことが、都市の実効労働者数を丸の内の労働者数に比して9.0%上昇させる。

丸の内では、(16)式の計測値が(15)式の計測値よりも高い理由は、もともと生産性が高い丸の内地区の労働者数の増加を生産性が低い地区の労働者減でまかなう効果が、生産性自体の上昇効果に加わっているためである。表5によると、上野では(16)式の計測値は、(15)式の計測値よりさらに低い。これは、もともと生産性が低い上野地区の労働者数の増加を生産性が高い地区の労働者減でまかなう効果が加わったためである。

おわりに

本稿はヘドニック・アプローチを用いることで集積の経済を定量化し、都市内部の雇用分布を変化させた場合に得られる生産性上昇率を企業・都市レベルについて提示した。都心・副都心に雇用分布を再配分するとき、労働人口が一定であるような閉鎖型経済においても、(15)式の計測結果で示されるように、都市全体では正の生産性の上昇が計測された。容積率規制が十分に効いている地区における緩和によって、都市全体の余剰が増加することが期待できよう。

*本稿は、東京大学空間情報科学研究センターの「都市空間解析のための空間情報データ基盤整備」共同研究プロジェクトの成果であり、データの提供・加工について空間情報科学研究センターの支援をいただいた。さらに本稿は、科学技術振興事業団から研究助成を受けている。ここに記して感謝したい。

注

- 1) オフィス賃料についてのヘドニック・アプローチは、Clapp (1980)、Nagai, Kondo and Ohta (2000)、Sivitanidou (1996)などで行なわれている。いずれの分析でも都心部への近接性を重視した説明変数が

用いられている。

- 2) なお、この推定値と変換パラメータ λ を用いると、労働者増加に対するオフィス賃料の弾性値 $d \ln R/d \ln N_j = \beta_N N^{\lambda}$ は、労働者数 N の平均値(2.2985 [万人])で評価して0.1585 (標準偏差0.0127)となる。言い換えれば、平均的な労働者数の地区で労働者数が2倍になれば、オフィス賃料は約15%上昇することを示している。

- 3) (6)式、(9)式、(10)式より(11)式は以下ようになる。

$$G_j^{pen} = \exp[(\alpha\beta_N/\lambda) \cdot \{(N_j + \Delta N_j)^{\lambda} - N_j^{\lambda}\}] - 1$$

このとき支出シェアである α を直接推定していないので、1人当たりオフィス・スペース、賃金率および本稿のデータで用いたオフィス賃料と労働者数より、 $\alpha = 0.1343$ として概算値を求めた。ただし、次の資料を用いて計算をしている。『OFFICE SPACE REPORT 空間分類と1人当たり面積の実態』(岡村製作所、1996年)によると、都心部の79物件(336フロア)について、オフィス面積を在籍者数で割った「1人当たりオフィス面積」は13.2 m^2 (3.99坪)という調査結果が出されている。本稿ではこの値を「1人当たりオフィス・スペース」= s/n とした。また、『賃金センサス』(労働省、1998年)より東京都の賃金の平均値 W (賞与を含まない)は、月額38万6728円である。本稿のデータで使用したオフィス賃料 R を用いて $\alpha = R(s/n) [R(s/n) + W]$ を計算し、その平均値0.1343を分析に利用している。

- 4) 本稿において500mメッシュ・コードを表示する場合には、第2次区画(2桁)、第3次区画(2桁)、第4次区画(1桁)を合わせた5桁の番号を用いる。

- 5) なお、労働者数を10%増加させた場合には生産性は0.6%上昇し、100%増加させた場合には生産性が7.3%増加する。

- 6) 推定値を用いて

$$G_j^{pen} = \exp[(\alpha\beta_M/\lambda) \cdot \{(M_j + \Delta M_{j(a)})^{\lambda} - M_j^{\lambda}\}] - 1$$

より計測することができる。

参考文献

- Clapp, J. M. (1980) "The Intrametropolitan Location of Office Activities," *Journal of Regional Science*, vol.20, pp.387-399.
- Nagai, K., Y. Kondo and M. Ohta (2000) "An Hedonic Analysis of the Rental Office Market in the Tokyo Central Business District : 1985-1994 Fiscal Years," *The Japanese Economic Review*, vol. 51, pp.130-154.
- Sivitanidou, R. (1996) "Do Office-Commercial Firms Value Access to Service Employment Centers? A Hedonic Value Analysis within Polycentric Los Angeles," *Journal of Urban Economics*, vol.40, pp. 125-149.
- 唐渡広志 (2000) 「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」『応用地域学研究』no.5、41-52頁。
- 八田達夫・唐渡広志 (1999) 「都心のオフィス賃料と集積の利益」『季刊 住宅土地経済』no.33、10-17頁。

ドイツの公的金融システムと 住宅政策 日本との比較

吉野直行/F. ロバシク

はじめに

ドイツや日本で政府の金融における活動が注目を集めている。ドイツに関しては、州立銀行に対する政府の保証がEU委員会から強く批判されたことがある。日本では財政投融资制度の抜本的な改革が2001年4月から実行され、小泉首相の主張でもある郵便貯金の民営化議論が活発となり、公的金融の見直しが検討されている。

本稿では、財政改革前と改革後の日本の公的金融システムとの比較をまじえながら、ドイツの政策金融システムを紹介する。ドイツの復興金融金庫や中央政府の政策金融機関の融資は、民間金融機関を通じて行なわれるのが特徴であるのに対して、日本の政府関係機関の場合は企業や家計に直接融資することが多い。もちろん、住宅金融公庫や国民生活金融公庫のように、日本でも民間金融機関に代理貸しを委ねる方法もある。また本稿では、政策融資を補完する信用保証制度についても分析し、さらに、公的金融機関の政策投融资以外の活動にもふれ、個人貯蓄の大きなシェアを占めるドイツの貯蓄金庫と州立銀行も紹介する。

日本では、2001年4月からの財政投融资制度改革により、郵便貯金・簡易保険・公的年金は、4月以降新たに受け入れる資金を全額自主運用する。ただし、従来から資金運用部に預託されていた資金については、満期がくるまでは、これまでと同様に資金運用部からの貸出が続けられるため、従来から行なわれていた運用部預託

は徐々に減少することになる。これにより、郵貯・簡保・年金資金は、国債を購入する場合でも市場からの調達となり、マーケットメカニズムによって価格も変動し、市場からの監視も強められる可能性がある。このような日本の財投改革はドイツの政策金融制度に類似する面もあることから、以下ではドイツの公的金融制度、住宅制度を紹介したい。

1 ドイツの政策金融

ドイツの政策金融機関のなかで一番大きいのは連邦政府と州特殊機能銀行であり、なかでも復興金融金庫とドイツ調整銀行が大きい。州によって政策金融機関は、州立銀行の内部組織として公法上の不動産信用銀行の形態をとったりする。

ドイツの政策金融機関は、中小企業、輸出、住宅、環境保護、地域開発、教育などのために融資を行なっている。連邦政府の政策金融機関が国内経済振興のために融資を行なう際の原資は、主に債券発行と、ERP特別財産（ERP特別会計）¹⁾からの借入によって調達される。このERP特別財産（ERP特別会計）自体も債券発行によって一部資金を調達している。

まず、復興金融金庫について説明する。復興金融公庫には2種類のプログラムがある。ひとつは連邦政府と州政府の委託プログラムであり、もうひとつは、いわゆる「自己プログラム」である。自己プログラムの資金調達は市場での債券発行によってまかなわれ、復興金融金庫発行

(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：「現代日本のマクロ分析」
(東京大学出版会)、「公共投資
の経済効果」(日本評論社)ほか。

(ロバシク氏写真)

Frank Robaschik
1970年東ドイツ生まれ。1995年
モスクワ国際関係大学卒業。経
済学修士。1997～98年慶應義塾
大学大学院研究生。1999年より
チュースブルグ大学経済学部研
究助手。
論文：“A Comparative Analysis
of the Japanese and German
Public Banking Systems” (共著)

債券の格付けはAAA格となっており、低金利で融資を提供することを可能としている。復興金融公庫の場合には、連邦予算からの直接補助金は受けていないが、低利による融資の利差(民間金利との差)は補助金として見なすことも可能である。

日本でドイツの政策金融機関にあたるのは政府系銀行と公庫である²⁾。融資分野もドイツの場合と似ており、住宅、中小企業、輸出、地方や地方公営企業などである。日本では住宅金融が大きなシェアを占めており、1950年代には民間金融では対処できなかった個人向け住宅に対する融資のために政府の住宅金融公庫が設立され、低利融資が住宅政策のひとつの大きな柱となっている。しかし、ドイツでは住宅建設のために一般市民に固定・低金利住宅貸出を行なう住宅貯蓄金庫と、抵当債発行権をもつ実物担保信用銀行の二つが大きな役割を果たしている。

日本の政策金融機関は、独自の審査・モニタリングによって融資先の企業を調査し、自己のリスクで貸出を行なっているのに対し、ドイツでは、中小企業・住宅融資(公共部門への直接融資を除く)は、民間金融機関を通じて行なわれ、貸倒れリスクは民間がとる制度となっている。さらに、各プログラムの融資は、投資プロジェクトの規模・外部借入額の大きさ・会社の総資産規模の一定比率以上を貸し出してはならないことになっている。

日本では、近年の民間銀行の不良債権問題・貸出の減少(Credit Crunch)が発生するまで、民間銀行の側から、日本政策投資銀行(前・日本開発銀行)に対する貸出の競合批判が強くな

されていた。しかし、ドイツでは政策融資は、政策金融機関が直接行なわずに、民間金融機関経由でなされることから、このような競合批判はあまり聞かれない。逆に政策金融の融資を取り扱う民間銀行にとっては、資金量も増え手数料収入も入るため、追加的なビジネスチャンスとも見られており、民間金融機関の審査・リスクなどのコストをカバーするマージンが確保できる形となっている。

2 ドイツの政策金融の特徴

ドイツの政策金融の長所は、以下のようにまとめることができる。

- ①貸出先が不良債権に陥った場合、(政府金融の融資と合わせて)貸付を行なう民間金融機関にリスクが被るため、民間金融機関は借り手の審査を慎重に行なうインセンティブが与えられている。
- ②政策金融機関には不良債権はまったくない。
- ③貸倒れリスクがあまりにも大きいと予想される融資を民間金融機関が扱わないことになり、将来の貸倒れリスクの可能性が低下する。

これまでの公表データによると、日本の政策金融機関の不良債権比率は低く、審査能力が高いとされているので(Horiuchi and Sui 1993)、以上の3点はそれほど重要ではないかもしれない。しかし、発展途上国に政策金融などを導入する際には、ドイツの制度は、融資の審査過程などでのワイロ・接待・汚職等を防ぎ、政策金融の不良債権比率を低く抑えるためのひとつの方法であるように思う。

- ④融資を受ける借手は、貸付を行なう民間金融

機関を選択することができ、小さい銀行でも政策融資を扱うことができるので、銀行間の競争が促進される。

⑤政策金融機関は民間金融機関を通じて融資を行なうため、独自の店舗網をもつ必要がなく、コスト節約にもなる。

しかし、短所も存在する。

①融資額の規模が増えると、審査コストの限界費用が減少するため、銀行は大規模な融資を扱うことが有利となってしまう、小規模な政策融資を扱いたがらない銀行が増えてしまう傾向がある。これに対処するため、復興金融公庫は手数料マージンを融資額によって段階化することを近年始めている。

②民間金融機関がすべて審査を行なうため、政策金融機関は直接貸付先を決められない。政策誘導を行なうためには、間接的に貸出内容・政策融資の条件の変更によって民間銀行の貸出先に影響を与える方法をとっている。

③政策融資を取り扱った金融機関に、貸倒れリスクがすべてかぶってくるため、達成したい政策目的に届かない場合が出てくる。このため、例外としていくつかの政策融資プログラムでは民間金融機関のリスクを軽減することが可能である。ただし、これは政策融資を取り扱う民間金融機関の審査過程でのモラルハザードを発生させる可能性も含んでいるし、いくらリスクが軽減されたからといっても、リスクの高い貸出に対しては民間金融機関は高い利子率を要求するため、政策目的が達成されない可能性も残る。

④政策融資関連の貸出から発生する不良債権のリスクは、すべて貸付を行なう民間金融機関にかぶってくるため、BIS規制（自己資本規制）を満たす“自己資本”を保有していなければならない民間金融機関（とくに大手銀行）にとっては、リスクを伴う政策融資を扱いたくなくなっている。このため、政策融資扱機関のなかの大銀行のシェアが1990年代には低下し、逆に、中小の貯蓄金庫や信用組合のシェアが上昇している。しかし、中小金融機関も政策融資による

自己資本を保有（大手は8%、中小は4%）しておかなければならないため、政策融資の低下が発生している。このため復興金融公庫では、金融機関から貸出されなかった政策融資を債券化して市場に売却することを検討している。しかし、復興金融公庫が日本のように自ら直接的に中小企業に融資をして、民間銀行や信用組合と競争する計画はまったくない(Gries and von Gaertingen 2000)。

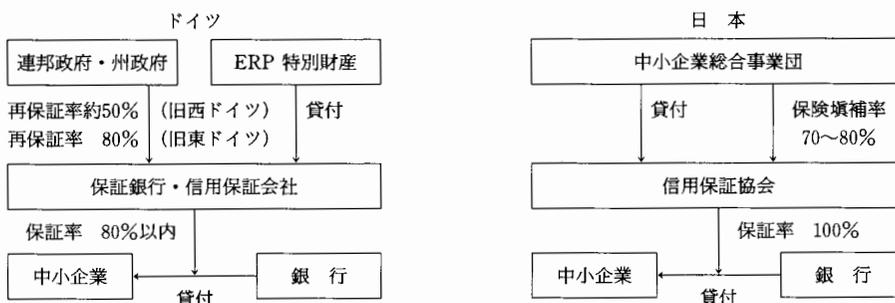
3 政府の保証業務

ドイツ政府は融資以外に信用保証も積極的に与えている。一方、日本では政策金融に占める信用保証の比率は低い。ドイツの信用保証については連邦政府の役割が大きく、州政府と市町村の信用保証シェアが近年上昇傾向にある。

連邦政府の保証業務を具体的にみると、約半分を占めるのが輸出信用保証である。輸出信用保証の保証料率は原則として85~90%である。1999年にドイツの輸出総額の2.7%に連邦政府の保証がかけられていた。

連邦政府の国内経済への信用保証では、商工業促進と住宅促進が一番大きなシェアを占めている。商工業促進保証はドイツ調整銀行の中小企業設立者向けのERP自己資本援助プログラム、大規模保証や保証銀行への再保証などが含まれている。保証銀行・保証会社とは、商工業会議所等経済団体、民間銀行、保険会社等が出資している会社であり、中小企業促進を目的に設立されたものである。業務としては150万ドイツマルクまでの信用保証を与えることができる。信用保証はモラルハザードを防ぐため融資額の80%以内である。その保証を連邦政府と州政府が再保証している。そのうえ、ERP特別財産（ERP特別会計）から復興金融公庫経由で保証銀行への融資が行なわれている。もっと大きな信用保証は、州や連邦政府が担当しているが、そのほかに信用保証を与える重要な機関としては、ドイツ調整銀行やバイエルン州復興金融公庫もある。

図1 ドイツと日本の中小企業信用保証制度の比較



出所) Verband der Bürgschaftsbanken (1998) 9頁、中小企業総合事業団 (2001)。

注) 破綻金融機関等関連特別保険の事業団の填補率は90%であり、指定支援機関の社債引付けの事業団による研究開発等促進保険の填補率は50%である。

表1 個人貯蓄構造の日本とドイツの比較

日本の個人貯蓄構造	(兆円)	(%)	ドイツの個人貯蓄構造	(10億マルク)	(%)
現金・流動性預金	152.0	10.9	現金・流動性預金	338.1	9.4
定期性預金	592.6	42.6	定期性預金	241.8	6.7
うち郵便貯金定期性預金	228.2	16.4	貯蓄預金 ¹⁾	685.9	19.1
うち定額預金	212.4	15.3	うち貯蓄金庫での貯蓄預金	363.7	10.2
保険・年金準備金	383.6	27.6	保険・年金準備金	948.1	26.4
信託受益権	31.9	2.3	信託受益権	377.1	10.5
債権・債権流動化関連商品	60.5	4.4	債権	361.0	10.0
株式・出資金	116.8	8.4	株式・出資金	602.5	16.8
その他	49.1	3.5	その他	42.3	1.2
合計	1,389.8	100.0	合計	3,577.9	100.0

出所) 日本銀行【金融経済統計月報】、Deutsche Bundesbank : Monatsbericht, Bankenstatistik。

注1) 799億マルクの貯蓄証券 (Sparbriefe) を含む。

2) 日本のデータは2000年3月末現在、ドイツのデータは1999年末現在である。

ドイツの保証銀行・信用保証会社と日本の信用保証協会の一番大きな相違点は、日本では中小企業への融資が100%保証提供で行なわれることである(図1)。言い換えると、民間金融機関が中小企業に融資を行ない、それが貸倒れとなった場合には、100%信用保証協会が民間金融機関に保証をすることになる。このように融資額の全額(100%)を保証する制度は銀行に審査インセンティブを与えず、モラルハザードを招いている。その結果、信用保証協会では中小企業融資の貸倒れ損失が増大しており、景気対策として進められている中小企業向け信用保証は、将来さらなる不良債権処理を保証協会に被らせてしまう可能性が高いので、ドイツの制度を参考し、早急な改善が必要と思われる。

住宅分野での連邦政府の保証は、ドイツでは主に州への保証・再保証、ベルリン州が住宅建設融資のため発行している債権の保証と民間金

融機関の住宅融資に対するリファイナンスのための保証がある。

4 ドイツの貯蓄金庫と郵便銀行

日本の郵便貯金制度は、1875年にイギリスの制度を手本に、前島密が郵便制度を導入する際に貯金制度も導入した。銀行の店舗が都市に集中しているのに対して、郵便局は全国に張り巡らされ、2万4700の郵便局を店舗網をもつため、郵便貯金は家計貯蓄のかなり大きなシェアを集めている(2000年には20%程度、家計貯蓄の構造に関しては表1を参照)。それだけではなく、10年満期で半年後からいつでも引き出し可能な定額貯金は郵便貯金の82%程度に達しており、家計貯蓄の15%程度を占めている。

ドイツでも一番多くの貯蓄預金³⁾を集めている機関は郵便銀行であるが、全体の5%程度にすぎない。それに対して機関の規模は小さいが

各地方にある貯蓄金庫⁴⁾が貯蓄預金の約半分を集めている。貯蓄金庫全体ではドイツの個人貯蓄全体の約10%にあたる。その理由として考えられるのは二つである。

ひとつは歴史的な理由である。郵便貯金制度がドイツでできたのは1939年のオーストリアの併合後、オーストリアの郵便貯金制度をドイツに拡大した結果である⁵⁾。それに対して貯蓄金庫は18世紀の後半に一般市民に安全で金利が付くような貯金チャンスを与えるために作られた制度であるため、非常に古い歴史をもっている。その後、貯蓄金庫のユニバーサル銀行化（伝統的な銀行業務以外にも証券業務・保険業務ができる制度）が進んだが、今でも国民の貯蓄を集めることがその主な業務となっている。個人貯蓄の伸びに伴って貯蓄金庫は産業貸付も開始したが、その業務は貯蓄金庫が活躍している地域にかぎられている。その代わりに、ひとつの地域（市町村または郡）ではひとつの貯蓄金庫しか活躍できないことになっている。貯蓄金庫は店舗が多いばかりでなく、各地域とのつながりが強く、しかも地方公共団体がその貯金を保証するため⁶⁾、地方の貯金を多く集めているのではないと思われる。

もうひとつの理由として考えられるのは、店舗の“質”が貯蓄金庫のほうが優勢であるということである。つまり、貯蓄金庫の店舗は普通の銀行店舗とまったく同じで、ユニバーサル銀行であるのに対して、郵便貯金のほうは1990年まで貯金と振替サービスしかできなかった。このため、人々は郵便局よりも貯蓄金庫のほうに魅力を感じていたと思われる。

ドイツでは、当初は公営企業であった郵政三事業（郵便、テレコム、郵便貯金）の分割が1990年に決まり、郵便貯金が郵便銀行になって以来、さまざまな新しいサービス業務を行なうことになり、ユニバーサル銀行化が進んでいる。1995年に経営形態が株式会社に変えられ、1999年に同じく株式会社になった郵便事業の100%子会社となった。2000年には郵便株式会社が上

場された。

歴史的動きと個人の貯蓄に占める比率の大きさを見ると、ドイツにおいて日本の郵便貯金制度と類似しているのは（郵便銀行ではなく）貯蓄金庫の制度である。日本の郵貯は、資金運用の面では独自融資が従来は少なかったため、他金融機関の融資以外の融資をほとんどしないドイツの郵便銀行に似ている。しかし、ドイツの郵便銀行は他の業務に進出しつつあり、日本の郵便貯金も財投改革の結果、運用で直接融資が残るのは地方公共団体向けのみである。郵便貯金の2001年4月からの全額自主運用では、約80%が安全な国債を中心とした国内債券、残りの20%が外国債券・国内株式・外国株式・短期運用に向けられる。

日本の郵便貯金もドイツの貯蓄金庫も歴史的には国民の貯蓄促進と貯蓄商品サービス提供で重要な役割を果たしてきた。しかし、現在では民間金融機関が大きな店舗ネットワークを維持していて、インターネット・バンキングが普及しつつある時代に、公的店舗ネットワークがまだ必要であるかどうかという疑問が出されている。ドイツでも貯蓄金庫の競争促進のために政府保証を付けることの必要性は正当化することができない。

5 ドイツの州立銀行・中央振替銀行

ドイツには、さらに州立銀行が存在する。中央振替銀行・州立銀行を見ると、次の4つの主な役割があげられる。①貯蓄金庫の中央振替銀行、②州の銀行、③ユニバーサル銀行、④住宅貯蓄金庫の役割である。もちろん、一部の州立銀行にはない役割もある。合併により州立銀行の数が減少し、ひとつの州以上をカバーする機関もでき、なかには西ドイツ州立銀行のようなかなり大きいものもある。

貯蓄金庫に対する中央振替銀行の役目は、貯蓄金庫の資金過不足調整、振替振興やひとつの貯蓄金庫の融資力を越える貸付（とくに長期的融資）の資金調整、証券業務などである。また、

長期資金調達のひとつの重要な手段として債券発行（抵当債発行、自治体債券等）を行なっている。

多くの州では、このような政策金融の役割は州立銀行の外の機関によって行なわれる。また、ユニバーサル銀行の役割はさらに大きくなっており、現在では州立銀行の主な業務となっている。利潤追求はその目的として述べられていないが、事実上は民間の銀行と行動の差は見られない。さらに、州立銀行のドイツ国内での役割ばかりでなく国境を越える業務も増え、民間銀行との競争が激化している。このため、州による州立銀行に対する維

持運営責任（Anstaltslast）と無限の債務保証（Gewährträgerhaftung）や州委託業務の資金の政策金融以外への運用などでは、競争の不正ではないかという民間金融機関側からの批判が出されている。1999年7月にEU委員会は1991年の合併による西ドイツ州立銀行への住宅建設振興機関の資産譲渡の件は違法な補助金であったとし、委員会の論証では合併の結果、西ドイツ州立銀行が追加的な自己資本を取得したが、そのうちの25億ドイツマルクが住宅建設振興機関外の業務にも使われたことに対して違法であると述べている。

さらに各種調査によれば、州政府保証がなければ、州立銀行の市場格付は著しく下がり、資本市場での資金調達コストに大きな影響を与え

表2 ドイツにおける連邦政府の主な住宅関連補助金・利子補給等（2000年予算）

（単位：100万ドイツマルク）

住宅政策目的	政策手段	連邦補助金等全額（うち融資）	参考：同プログラムにおける州等の補助金等全額
主な規制	土地建設関連規制	—	—
	質貸借関連規制（うち質貸解約保護）	—	—
	金融規制	—	—
社会的保護	住宅手当	1,849 ²⁾	1997年：約3,000
	社会的住宅建設	2,050 (400)	1997年：約8,250 ⁴⁾
	公務員住宅建設	203 (85)	n. a.
個人住宅所有促進	住宅関連貯蓄促進： ³⁾ 住宅建設報奨金	1,000 (—)	—
	自家加棒： 基本的促進	5,840 ³⁾	7,933 ^{3),5)}
	子供追加的促進	2,333 ³⁾	3,498 ³⁾
	環境追加的促進	23 ³⁾	5)
旧東ドイツ住宅建設・近代化促進	賃貸住宅近代化・保存関連投資促進	259 ³⁾	301 ³⁾
	都心における賃貸住宅新設関連投資促進	70 ³⁾	80 ³⁾
	個人住宅保存関連投資促進	72 ³⁾	98 ³⁾
	KFW住宅近代化プログラムにおける利子補給	1,350	—
その他	KFW住宅プログラム（存在している建物の中で新賃貸住宅供給促進）	165	—
	KFWの二酸化炭素揮発引下げプログラム（旧西ドイツ）	16	—

出所) Bundesministerium der Finanzen (1999)、Bundesministerium der Finanzen (2000)、1997年のデータはKelle (1999) による。

- 注1) 住宅建設報奨金（Wohnungsbauprämie）以外にも連邦政府は貯蓄促進政策で税制上従業員貯蓄加棒（Arbeitnehmersparzulage）を与えている。その結果の税収減は連邦で2.8億ドイツマルク、州で3.8億ドイツマルクである。従業員貯蓄加棒によって支援されるの貯蓄対象は住宅貯蓄であるので、この政策も貯蓄金庫を支援されていて住宅金融に影響を与えている。
- 2) 2000年の住宅手当の予算額は例外的に低い（1999年予算：38億1100万ドイツマルク、2001年の政府予算案：40億ドイツマルク）。
- 3) 税制上措置であるので、数字は制度による税収減を示している。
- 4) 連邦の社会的住宅建設促進関連歳出・融資は、1997年から2000年まで3割ぐら下がったので、州の社会的住宅建設促進関連歳出・融資も下がっただろう。
- 5) 州の基本的促進のデータは環境追加的促進を含めている。

ることが示されている。その結果、州政府による州立銀行の保証は、一種の（金銭的）補助金であると批判されている。州立銀行への州政府の保証が、政策金融以外の金融業務にも使われることになると競争政策上の問題となる。ただし、州政府などによる公的金融機関への保証の（金銭的）補助金額を推計するのは困難である。他方、民間の大規模金融機関も「too big to fail」という恩典があり、さらに公的資金による支援を受ける可能性もある。

問題の解決として考えられるのは、西ドイツ州立銀行が2000年11月に検討した、二つの銀行（「保証を受ける政策金融機関」と「保証を受けない市場業務を担当する金融機関」）への分割である。その具体的な形は、いまだEU委員会

の賛成を得られていないが、2001年3月末にバイエルン州もバイエルン州立銀行を公法上の機関として残すものの、維持運営責任と無限の債務保証を廃止する方針を示した。

政策金融の役割をもつ住宅建設振興機関（住宅貯蓄金庫として）の役割は、住宅建設希望者からの貯金を積立て住宅建設希望金額の一定割合に達した場合に、その残額を融資するシステムであり、政府の貯蓄促進政策（主に住宅建設報奨金と従業員貯蓄加棒。表2参照）として優遇されている。ただし、住宅資金の提供は州立銀行だけにあてはまるものではなく、民間の住宅金庫も重要な役割を果たしてきた。

6 公的金融と政策金融の規模の比較

ドイツの公的金融機関（公法上金融機関と私法上の州政府政策金融機関）は、1999年末ドイツの非保険金融機関の総資産額の約40%を占めていた。貯蓄金庫と州立銀行の行動は民間金融機関の行動に類似してきているので、純粋な政策金融機関として残るのは連邦政府の「復興金融公庫」と「ドイツ調整銀行」と「州政府の政策金融機関」である。この純粋な政策金融機関の資産の合計に部分的政策金融の政策金融部分の資産を加えると、政策金融は非保険金融機関の総資産額の約5%以上を占めている。政策金融機関は民間金融機関を経由する融資を提供していることは上で説明したが、この数字はドイツの政策金融には含まれていないため、政策金融の規模を小さく見せることになる。

日本の場合、政策金融機関は2000年3月末で、非保険金融機関（保険を含まない金融機関）の総資産額の約38.7%を占めている。しかし、郵便貯金が資金運用部に預け入れて、政府関係金融機関が資金運用部から借り入れているので、その資産重複を除くと、公的金融の非保険金融機関の総資産額に占める割合は約25%になる。

7 政策金融機関・保証以外の住宅政策

最後に政策金融機関・保証以外のドイツの住

宅政策について述べる。

ドイツの地方公共団体の住宅関連歳出を見ると、連邦よりも州のウェイトが高い。ドイツでは、連邦政府の住宅所有促進支出よりも、税制による住宅取得優遇措置が重要である。また、住宅投資の償却制度によっても優遇されている。

ドイツの住宅政策は、伝統的な個人住宅所有促進と社会的な保護が主な目的である。さらに近年、住宅における近代化・エネルギー政策とドイツの統一の結果、旧東ドイツにおける住宅建設・近代化促進も住宅政策の重要な役割となった。州の住宅政策は各州によって運営されるため相違点はあるが、連邦と同じように社会的保護、住宅所有促進と近代化・エネルギー政策が住宅政策の主な目的である。

社会的住宅建設（公営住宅建設）制度とは、州・国の融資や補助金を受けて住宅を建設して、それを所得の低い家計に比較的に安い家賃で提供する制度である。しかし、家計の所得が上昇しているため、多くの公営住宅に住んでいる家計は、所得制限を超えている（1995年に約40%）。他方、低い所得層で公営住宅に住んでもよい多くの個人や家計は、公営住宅が少なくてこうした住宅に引っ越せないのが実情である。政府は、ある一定水準の所得レベルを越えて公営住宅に住み続ける者に対して追加使用料制度を導入したが、使用料の金額は事実上の家賃の差額を反映せず、低めに設定されているとの批判がある。こうした問題を考えると公営住宅の提供には、ドイツでもさまざまな問題がある。

旧東ドイツでは、東西ドイツ統一の時点で、長年の低家賃・低修理投資政策の結果、住宅不足と中古住宅の修理・近代化が必要であった。統一後、家賃を市場レベルに近づけるように調整すると同時に、個人住宅促進政策が全国的に展開された。それだけではなく、多くの旧東ドイツ地域を対象とした特殊プログラムがとられた。その結果、非常に短い期間で住宅不足は解消し、さらに中古住宅の修繕・近代化により住宅の品質も向上した。

しかし、政府の住宅政策では、とくに個人住宅建設を支援したため、都市から郊外に引っ越し、都市内の住宅が空家となる傾向が出てきた。さらに旧東ドイツ地域では失業率が高く、東ドイツから西ドイツへと移動する住民が増え、結果として旧東ドイツでは100万戸以上の都市の中の住宅が空室となっており、この数字はさらに上昇すると予想されている。この傾向が続けば、都市の賃貸住宅供給者も打撃を被るため、ある程度のレベル以下の賃貸住宅を取り壊すプログラムが実施されている。これにより、税金で住宅の新設を行ない、同時に税金によって中古住宅の取り壊しを行なうという結果を招いている。しかし、この結果、旧東ドイツにおける住宅事情が改善されたことは事実である。

住宅所有促進政策については、すでに賃貸住宅に住んでいる者が所得制限を超える所得となっても住み続けてしまうことの問題点を指摘した。住宅所有政策は補助金を与えるのではなく、住宅購入または建設希望者が十分な所得があるのであれば、信用保証等によって借入れを可能にすべきであり、補助金がいらぬ政策とすることが望ましいという意見がドイツでは出されている。

注

- 1) ERP (European Recovery Program) 特別財産は発足の上で日本の産業特別会計に似ていて、第二次世界大戦後アメリカ合衆国から西ドイツへの経済援助の国内売上金を積み立てた基金である。
- 2) 中央政府の銀行と公庫以外にも政府に近い融資を行なう機関がある。例として都市開発資金融通特別会計、日本育英会、石油公団の一般会計などがあげられる。ドイツでも銀行統計に含まれていないドイツ投資・開発会社(発展途上国での投資振興が目的である)や中央政府のいくつかの特別財産のような機関が存在する。
- 3) 貯蓄預金「Spareinlagen」はドイツの個人の預貯金の3分の2以上を占めている。その基本になるのは法的解約予告期間を持つ貯蓄預金「Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist」である。歴史上の目的は個人の貯蓄を集めることであるので、金融業法21-22条ではできるだけ振替用の資金を貯蓄貯金として預けられないような規定がある。つまり、①企業は例外としてしか貯蓄預金が認められていない。②

貯蓄預金から振替はできない、または小切手によって現金化することもできない。③予告なしでは30日以内では2000マルク(約13万円)までしか引出しできない。それ以上の引出しは3ヵ月前に解約予告が必要となる。より高い利子を確保したい場合はもっと長い解約予告期間(最低6ヵ月)にしなければならない。

- 4) 1999年末の各銀行グループの店舗数は次のとおりである。貯蓄金庫1万8245、信用協同組合1万7828、郵便銀行1万4014、四大銀行3118、地銀等3681、住宅貯蓄金庫3218、その他のグループの合計1141。
- 5) ただし、郵便局はその前にも1872年からキャッシュ・サービスと1909年から振替サービスを行ってきた。
- 6) ほとんどの貯蓄金庫は公法上のものであるが、私法上の自由貯蓄金庫も6行が存在している。大きなものはドイツにとって大都市であるハンブルグ、フランクフルトとブレメンの自由貯蓄銀行である。公法上の貯蓄金庫との相違点は市町村によって設立されず、保証を受けないことにある。

参考文献

- Bundesministerium der Finanzen (1999) Bericht über die Entwicklung der *Finanzhilfen* des Bundes und der Steuervergünstigungen für die Jahre 1997 bis 2000 (Siebzehnter Subventionsbericht), Bonn.
- Bundesministerium der Finanzen (2000) Finanzbericht 2001, Berlin.
- Gries, L. and C. H. von Gaertingen (2000) "Im Stich Gelassen, Großbanken Vergeben Immer Weniger Kredite an den Mittelstand - KfW - Chef Reich Steuert Dagegen," *Wirtschaftswoche*, Nr. 16.
- Horiuchi, A. and Quing-Yui, Sui (1993) "Influence of the Japan Development Bank Loans on Corporate Investment Behaviour," *Journal of the Japanese and International Economies*, 7, pp.441-465.
- Johnson, C. (1978) *Japan's Public Policy Companies*, American Enterprise Institute.
- Kelle, M. (1999) "Was Wohnungspolitik tun Kann - wirtschaftstheoretische und Wirtschafts-politische Aspekte," Kelle, M., H. M. Bölting and U. van Suntum (ed.) *Wohnungspolitik für Morgen*, Münster, pp.1-67
- Statistisches Bundesamt (2000) Finanzen und Steuern, Fachserie 14, Reihe 5, Schulden der Öffentlichen Haushalte 1999, Stuttgart, Metzler-Poeschel.
- Verband der Bürgschaftsbanken (1998) *Die Deutschen Bürgschaftsbanken 1997/1998*, Bonn.
- 中小企業総合事業団 (2001) 「制度のしくみ」 <http://www.cig.jasmec.go.jp/3-3.html>, 19.3.01.
- 吉野直行 (1998) 「求められる民間の補完としての財投」『日本経済研究センター会報』792号、14-17頁。
- 吉野直行 (1999) 「財投機関コスト分析急げ」『日本経済新聞』1999年10月14日付。

地域特性の企業活動への影響

Maurel, F. and B. Sédillot (1999) "A Measure of the Geographic Concentration in French Manufacturing Industries," *Regional Science and Urban Economics*, 29, pp.575-604.

経済活動の地域集中が発生するメカニズムの解明は、近年進展が著しい新経済地理分野¹⁾ (new economic geography) の主要な研究テーマである。東京一極集中に代表される問題を考えるうえでも、これらの研究は政策的に重要な意義をもっている。

経済活動の地域集中の存在は、地域集中が経済活動になんらかの便益をもたらすことを示唆している。この便益は集積の経済 (agglomeration economy) と呼ばれ、経済活動の地域集中が、地域内企業の技術水準や産出・投入価格の変化を通じて企業の生産性に与える影響ととらえられる。集積の経済は、ある産業の地域集中がその産業内の企業に影響を及ぼすものと、産業全体の地域集中がすべての企業に影響を及ぼすものに分類される。

本稿で取り上げる Maurel and Sédillot (1999) は、地域特性が各産業内の企業活動へ与える影響の大きさを、企業の立地データの分析から明らかにした新経済地理の分野の実証研究である。Ellison and Glaeser (1994, 1997) によると、経済活動の地域集中の要因は、①集積によるスピルオーバー、②自然特性の二つに分類される。集積は、輸送コスト、情報の伝達コスト、労働市場における職探しのコストの低下を通じて、地域内の企業の生産性に影響を与える。自然特性は、気候や天然資源へのアクセス、地理的条件などを通じて、地域内の企業の生産性に影響を与える。

地域特性の生産性への影響は、二つのアプローチによって実証分析が行われてきた。第1のアプローチは、生産関数やその誘導形に地域特性を表す変数を説明変数として導入することによって、生産性への影響を直接推定する方法である。代表的な研究として Nakamura (1985)、Glaeser, Kallal, Scheinkman and Shleifer (1992) がある。第2のアプローチは、各産業の立地分布が、製造業全体の立地分布と比較してどの程度偏っているのかを各産業の地域集中度から計測し、間接的にその生産性へ

の影響を推定する方法である。Ellison and Glaeser (1994, 1997) は、第2のアプローチをとった代表的な研究である。両アプローチの大きな違いは、立地条件のとらえ方である。第1のアプローチでは、企業は立地地域の環境は所与として、利潤最大化行動を行なっているととらえている。これに対し、第2のアプローチでは、企業の立地選択そのものを地域特性による影響を考慮に入れた利潤最大化行動の結果であるととらえている。

Maurel and Sédillot (1999) は、この第2のアプローチを採用している。具体的には、Ellison and Glaeser (1994, 1997) によって開発された地域集中度指数に改良を加え、フランス製造業の実証分析を行なっている。

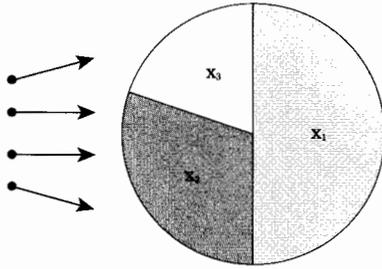
本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、地域特性が産業の地域集中をもたらすメカニズムを、ダーツボード・モデルを用いて説明する。第2節では、各産業の地域集中度を表す指数を本モデルから導出し、Ellison and Glaeser (1994) によって開発された地域集中度の指標との比較を行なう。第3節では実証分析の概要を示し、推定結果を整理する。最終節では、Maurel and Sédillot (1999) の主要な結論をまとめ、分析上の問題点、今後の分析の方向性についてコメントを加える。

1 ダーツボード・モデル

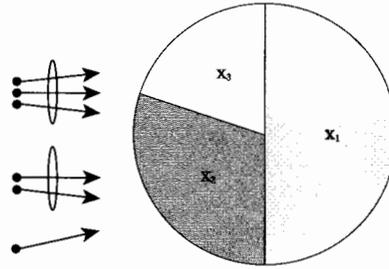
地域特性が産業の地域集中をもたらす理論的メカニズムは、Ellison and Glaeser (1994, 1997) のダーツボード・モデルによって説明される。ダーツボード・モデルは、各企業をダーツの矢、国全体を地域ごとに色分けされたダーツの的とみなすことによって、各産業の地域分布を説明するモデルである。企業の立地選択をダーツの的への無作為な投擲と考え、矢の刺さった地域がその企業の立地点となる。各地域への立地確率は、的における各地域の面積に比例する。

図1 ダーツボード・モデルのイメージ図

(a) 地域特性による影響が存在しない場合

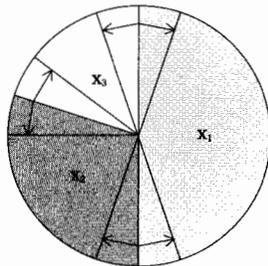


(b) 集積によるスピルオーバーが存在する場合

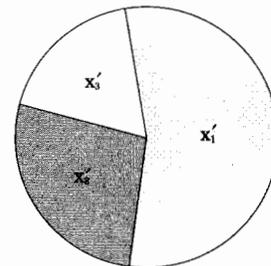


(c) 自然特性による影響が存在しない場合

自然特性の配分前



自然特性の配分後



地域特性が生産性に影響を与えない場合、的に占める地域 i の面積の割合は、地域 i の産業全体におけるシェア、 x_i によって決定される。これは産業全体の集積が地域内の全企業に及ぼす地域特性の影響を所与とみなすことを意味する。図1(a)は、地域特性による影響が存在しない場合のダーツボード・モデルのイメージ図である。単純化のため、国全体は三つの地域から構成されると仮定している。矢印は各企業を表すダーツの矢であり、円はダーツの的である。

ある産業内の一部の企業間で集積によるスピルオーバーが存在する場合、スピルオーバーがある各企業グループは必ず同じ地域に立地すると仮定される。これをモデルでは、スピルオーバーが存在する企業ごとに矢を結びつけ、その後に投擲を行なうと考える (図1(b))。この場合、その産業における各地域の立地割合の期待値は x_i となるが、その分散はスピルオーバーが存在する割合が高ければ高いほど大

きくなる。

地域の自然特性が生産性に影響を与える場合、自然特性の地域配分は確率的に決まると仮定される。これをモデルでは、自然特性の地域配分が的に占める各地域の割合を x_i から x'_i に変化させ、その後に投擲が行なわれると考える (図1(c))。各地域の的に占める割合の期待値は、自然特性の配分前は x_i であるが、自然特性の散らばりが大きくなるにつれその分散は大きくなる。

2 地域集中指数の推定

地域特性が各産業に与える影響は、その産業内から無作為に選ばれた二つの企業が同じ地域に立地する確率 P から間接的に推定される。 P の推定量は、企業間のスピルオーバーが存在する場合のダーツボード・モデルに基づいて導出される。Maurel and Sédillot (1999) は、 P の推定量として(1)式を開発した。

表1 一地域集中の程度が高い産業

産業分類 (米国基準 4 桁分類相当)	地域集中度 $\hat{\gamma}_{MS}$
粘板岩採石業	0.88
鉄鉱業	0.88
オーダーメイド服製造業	0.80
化学工業・肥料原料用鉱物鉱業	0.76
鋼管製造業	0.69
石炭鉱業	0.53
毛紡績業 (combed)	0.44
馬車等製造業	0.42
整毛業	0.42
雑誌出版業	0.40
時計製造業	0.38
板ガラス製造業	0.37
ねじ切り盤製造業	0.36
庭用品製造業	0.36
毛織物業	0.34
精油製造業	0.32
本出版業	0.30
ウランウム鉱業	0.29
刃物製造業	0.28
毛紡績業 (carded)	0.25
小火器製造業	0.25
軍艦製造業	0.24
録音業	0.24
綿紡績業	0.24

出典) Maurel and Sédillot (1999) より表を一部引用。

$$\hat{p} = \frac{\sum_i \sum_{j,k \in i} z_j z_k}{\sum_i \sum_{j,k} z_j z_k} \quad (1)$$

ここで、 z_j は企業 j の雇用者数の当該産業内シェア、 i は地域 i を表す。また、 $j, k \in i$ は地域 i に企業 j と企業 k が立地することを意味する。すべての企業がひとつの地域に集中している場合 \hat{p} は 1 になり、それぞれ異なる地域に立地している場合 \hat{p} は 0 になる。同一産業内におけるスピルオーバーの強さ、 γ は(2)式で表される。

$$\gamma = \text{Corr}(u_{ji}, u_{ki}) \text{ for } j \neq k \quad (2)$$

ただし、 u_{ji} は第 j 企業が第 i 地域に立地するとき 1 を、それ以外のときは 0 をとるベルヌーイ分布に従う確率変数であり、その期待値は x_i である。以上の条件からある産業内から無作為に選ばれた二つの企業が同一地域に立地する確率 p は、(3)式で表さ

れる。

$$p = \gamma(1 - \sum_i x_i^2) + \sum_i x_i^2 \quad (3)$$

p の推定量として(1)式を代入し、 γ について解くと、 γ の推定量は(4)式で表される。

$$\hat{\gamma}_{MS} = \frac{\hat{p} - \sum_i x_i^2}{1 - \sum_i x_i^2} = \frac{\hat{G}_{MS} - H}{1 - H} \quad (4)$$

ただし、

$$\hat{G}_{MS} = \frac{\sum_i s_i^2 - \sum_i x_i^2}{1 - \sum_i x_i^2}, \quad H = \sum_j z_j^2, \quad s_i = \sum_j z_j u_{ji}$$

である²⁾。

先行研究であるEllison and Glaeser (1994) は、ダーツボード・モデルから導出された諸条件を満足する γ の推定量として、(5)式を開発した。

$$\hat{\gamma}_{EG} = \frac{\hat{G}_{EG} - H}{1 - H} \quad (5)$$

ただし、

$$\hat{G}_{EG} = \frac{\sum_i (s_i - x_i)^2}{1 - \sum_i x_i^2}$$

である。

両推定量は① γ に対する不偏性、②ダーツボード・モデルから導かれる諸条件の満足、③産業内の企業規模分布からの独立、④集積によるスピルオーバーと自然特性の双方の影響の表現、という点で共通の性質をもつ。しかし、Maurel and Sédillot (1999) による(4)式は、ダーツボード・モデルから直接導出された推定量であり、モデルとの適合度の観点からは、より望ましい性質をもっていると考えられる。

3 フランス製造業における地域特性の影響

Maurel and Sédillot (1999) は、(4)式で導出された γ の推定量を用いて、フランス製造業の実証分析を行なっている。実証分析は、①地域特性の影響の産業間比較、②地域特性の業種間の影響範囲、地理的な影響範囲、③指数や分析対象の選択による分析結果の相違の程度、の三つに焦点をあてている。

γ の推定にはAnnual Business Surveyに収録されている各事業所の雇用者数、産業分類(米国基準の産業 2 桁分類相当、4 桁分類相当の 2 段階)、立地

地域（地域：region、県：departmentの2段階）のデータを用いている。

地域特性の影響の産業間比較は、 γ の産業別推定によって行なわれる。推定の結果、鉱業など、自然特性による影響が大きいとみられる産業において、もっとも大きな値が観察されている。また、いくつかのハイテク産業、伝統的産業においても地域集中の存在がうかがわれる。表1はとくに高い γ の値をもたらした産業（米国基準4桁分類相当）とその推定値を示している。

地域特性の影響が及ぶ産業範囲、地理的範囲の解明は、異なるレベルの産業分類・地域分類を基準にした γ の推定によって可能となる。産業範囲の分析からは、自然特性による影響が大きいと考えられる鉄鋼業や造船業では産業間の影響が小さいのに対し、ハイテク産業では産業間の影響が大きいことが明らかになった。地理的範囲の分析からは、地域特性の影響は県内にとどまらず、その県が属する地域内の県間にまで及んでいることが明らかになった。

地域集中度や分析対象地域の選択による推定結果の相違の程度は、現実の地域分布に対してこのモデルがもつ説明力を示す。 γ の不偏推定量である $\hat{\gamma}_{MS}$ と $\hat{\gamma}_{EG}$ 指数は、ほぼ同様の推定結果を示すことが明らかになった。また、フランス・アメリカ両国の各産業における地域集中度の相関係数は0.6となった。

おわりに

Maurel and Sédillot (1999) は、ダートボード・モデルから直接的に導出可能な地域集中度を開発し、フランス製造業の実証分析を行なった。鉱業や造船業、ハイテク産業では高レベルの地域集中が観察され、それぞれ自然特性、集積によるスピルオーバーの影響を強く示唆する結果となった。

今後に残された課題として、著者は異なる産業間での集積によるスピルオーバーの存在の検証、動学的外部効果 (Dynamic Externality) の導入をあげている。当論文では言及されていないが、自然特性と集積スピルオーバーの識別も重要な課題であり、

Ellison and Glaeser (1999) などですでに取り組みがはじまっている。

ダートボード・モデルによる実証分析は、企業の立地選択行動の結果から地域集中の要因を探るというアプローチを採用することによって、とかく恣意性が入りやすい地域環境の数値化の回避に成功している。しかしながら、このモデルには大胆な仮定がおかれており、とくにスピルオーバーの性質に一般性が欠けている。また立地選択行動からの、地域特性の生産性への影響の推測はあくまで間接的なものにすぎず、生産関数アプローチとの併用が望ましい。今後は生産関数・立地選択の両アプローチを組み合わせた分析方法の確立が必要になってくるであろう。

注

- 1) 近年の新経済地理の成果は、Fujita, Krugman and Venables (1999) を参照されたい。
- 2) Ellison and Glaeser (1994, 1997) が開発した指数との相違を明確にするため、原論文とは異なる添字を用いている。

参考文献

- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1994) "Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach," Working Paper, no.4840, NBER.
- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1997) "Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach," *Journal of Political Economy*, 105(5), pp.889-927.
- Ellison, G. and E. L. Glaeser (1999) "The Geographic Concentration of Industry: Does Natural Advantage Explain Agglomeration?" *American Economic Review*, 89(2), pp.311-327.
- Fujita, M., P. Krugman and A. J. Venables (1999) *The Spatial Economy*, The MIT Press. (邦訳:『空間経済学』東洋経済新報社、2000年)
- Glaeser, E. L., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman and A. Shleifer (1992) "Growth in Cities," *Journal of Political Economy*, 100(6), pp.1126-1152.
- Nakamura, R. (1985) "Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities," *Journal of Urban Economics*, 17, pp.108-124.

(鈴木純一／慶應義塾大学経済学部研究助手)

●近刊のご案内

『分譲マンション相談体制の役割分担検討調査』

定価2,300円(税込み)

わが国における分譲マンションのストック数は平成11年末には約370万戸と推計される規模となり、これらのマンションストックを適正に管理し、ストックの有効利用を図ることが重要な課題となっている。また、平成12年12月には「マンションの管理の適正化の推進に関する法律」が成立し、行政を含めた新たな管理への取組みがスタートしようとしている。

本書はこのような状況のなかで、官と民が連携した相談体制のあり方および役割分担を検討したものである。

第1章ではマンション管理問題の背景とトラブルの現状、行政への希望とトラブルの特質について

まとめ、第2章ではこれまでの行政のマンション施策を振り返るとともに、都道府県および政令指定都市に対して行なったアンケート調査をまとめ、マンション管理に対する行政の相談体制の現状を整理している。

第3章では財団法人マンション管理センターでの相談事例とともに、マンション相談にかかわる公的機関12機関に対するヒアリング調査をまとめており、第4章では管理組合が母体となって組織されている管理組合団体の概要とヒアリング調査の結果、各種の民間団体・研究会の活動状況をまとめている。

最後に、第5章で建設省(当時)が主催するマンションフォーラムを通じて寄せられた意見をもとに、マンション管理の役割分担と支援体制づくりについて検討し、マンション管理法を基礎とした今

後の相談体制のあり方について整理している。

なお、巻末に地方公共団体の相談窓口の一覧を付した。

●お知らせ

平成13年5月14日午前11時より、(財)日本住宅総合センターの評議員会および理事会が開催され、平成12年度事業報告および収支の決算が承認され、平成13年度事業計画および収支予算が決定されました。また、役員選任の件では宮繁護氏が理事長に再任されました。

- 理事長 宮繁 護
- 専務理事 森 正臣
- 理事 豊蔵 一
- 同 上 稲本洋之助
- 同 上 金本良嗣
- 同 上 宮本武彦(新任)
- 同 上 大柿晏己(新任)
- 監 事 川添和夫

(平成13年6月1日現在)

編集後記

今年も雨季になりました。セゾンブリュヴィアル、樹木の緑が鮮やかです。カシやツバキの葉はつややかに光り、クヌギ、ナラ、ケヤキ、サクラ、プラタナスなどの落葉樹も盛んに葉を繁らせ、それぞれに黄緑から暗緑へと豊かに深い陰影を作り出しているのは驚きです。

この溢れるばかりの緑の中に夾竹桃と紫陽花が咲き、栗の木が地味な花をたくさん付けるのを見ると、確かな季節の回帰を感じます。



本誌が創刊されてから満10年になりました。市場、政府、市民意識が複雑に絡み合う住宅土地問題の分野で、可能なかぎり問題を精緻に合理的に分析し、有効な政策、制度の設計条件を明らかにすることを目指して微力を尽してきました。

本誌は超薄型・季刊の「研究発表誌」であるため一般になじみが薄いのですが、当センターのホームページにバックナンバー総目次を掲載したところ、かなりの注文をいただいで心強く思っています。(M)

編集委員

- 委員長——八田達夫
- 委員——金本良嗣
- 瀬古美喜
- 吉野直行

季刊 住宅土地経済

2001年夏季号(通巻第41号)
2001年7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——精文堂印刷株式会社