

[巻頭言]

「所有から利用へ」の25年

稲本洋之助

東京大学名誉教授・弁護士
財団法人日本住宅総合センター 理事

「四半世紀」という言葉ははまだ死語ではないがあまり聞くことがなくなつた。「……の10年」で時代を括ればそれで過去を語つたということになるからのようだ。あえて25年前に遡ろう。1982年に国土庁土地局長小笠原正男氏の私的諮問機関として設けられた「土地問題懇談会」は1年をかけて『明日の土地を考える』と題した文書をまとめ、その中で初めて「所有から利用へ」という考え方を示した。今日では誰もが当然のように語るこのことばもようやく「四半世紀」なのである。

しかし、この25年の変化は、地価バブルとその崩壊の災厄を引き起こしたとはいえ、まことに大きいものがあつた。都市的土地利用研究会が昨年春2度目の解散をするにあたって公開した研究集会では、これを「区分所有」「定期借地」「都市再生」「不動産証券化」の4点から論じ、いずれも「四半世紀」前には知らなかつたことがらが今日では都市的土地利用に欠くことができない要素となっていることを論証した。

この業際の研究団体については、創設（1985年）以来私が代表を務めていたこともあつて本欄でその活動を取り上げることを控えてきたが、今回はその縛りがなくなった。5月末に第3期10年の新組織として発足し、私は代表を辞した。（財）日本住宅総合センターともあらたな交流がはじまることを望みながら、この研究会が今後の土地利用に何ほどかの寄与をすることができればと考えている。

目次●2007年夏季号 No.65

[巻頭言] 「所有から利用へ」の25年 稲本洋之助	1
[特別論文] 賃貸住宅と不動産証券化 巻島一郎	2
[研究論文] リポートセールス法による品質調整済住宅価格指数の推計 原野 啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之	12
[研究論文] 都市圏分類による社会資本ストックの生産力効果 朝日ちさと	20
[研究論文] オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係 三浦千加	29
[海外論文紹介] 英国データによる住宅ローン需要理論モデルの検証 行武憲史	38
エディトリアルノート	10
編集後記	42

賃貸住宅と不動産証券化

巻島一郎

1 優良な賃貸住宅ニーズの高まり

住宅の性能は、我々の生活の質を決定する重要な要因である。特に、住宅の広さ、気密性、遮音性、設備等、物理的な性能は居住環境を大きく左右する。したがって、本来、優良な品質の住宅が強く望まれるはずである。現に、快適な居住環境の確保のために、数十年にわたり多くの技術革新の努力が払われてきた。

しかしながら、住宅の性能向上技術は、どちらかといえば分譲住宅や注文住宅について活用されてきたというのが実情であり、賃貸住宅については、その性能品質が重視されてきたとはいえない。これは、日本においては、いち早く賃貸住宅から抜け出し、住宅を保有することが最終的な目的とされ、賃貸住宅は住宅を取得するまでの一時的な住まいに過ぎないと認識されてきたことによると考えられる。図1は、持家率（持ち家世帯率）の推移を示したものである。持家率はバブル経済崩壊後に若干の低下が見られたが、1990年代後半以降再び上昇に転じ、概ね60%前後で推移していることが読み取れる。

一方、分譲住宅についても、住宅の性能品質が常に最重視されてきたわけではない。これは、例えば、バブル期には、通勤・通学先から遠く離れた住宅、あるいは、快適な生活を送るために必要なスペース（床面積）が備わっていない狭小な住宅であっても、とりあえず割高な価格で購入されていたことはめずらしくなかった事情を踏まえれば明らかであろう。住宅を、居住

環境から得られる快適性によって評価するべきものとするれば、このような動きを合理的に説明することは困難だからである。

日本において、住宅の品質が必ずしも最重視されてこなかった背景には、戦後の高度経済成長期からバブル経済崩壊まで長期にわたって地価が上昇し続けた事情がある。その結果、長い経験によってほとんどの人々に、地価は上昇し続けるという意識が根強く定着していたのである。そのような状況下では、キャピタルゲインをもたらさない賃貸住宅の魅力は相対的に低くならざるを得ない。住宅の取得によってのみしか、キャピタルゲインの獲得は期待できないからである。結果として、賃貸住宅は住宅を取得するまでの一時的な住まいだと考えられ、賃貸住宅に対しては高い品質よりも低いコスト（家賃が安いこと）が優先された。それゆえ、賃貸住宅の性能や品質に対する関心が高まらなかったものと考えられる。

また、分譲住宅についていえば、住宅の購入を先延ばしにすると、値上がりによって将来の取得がより一層困難になるとの認識があったため、品質よりも購入のタイミングが優先されたのではないだろうか。

このように考えると、多くの人々が将来の値上がりによる期待利益に着目して、必ずしも快適ではない狭く遠い住宅を割高な価格で購入していた状況について、理解できないわけではない。住宅の性能や品質を重要視してこなかった我々の価値観は、土地神話によってもたらされ

たと考えられる。

しかし、バブル経済崩壊から15年以上が経過し、継続的に地価が下落してきた状況において、不動産が本来持っていた価格変動リスクが顕在化した。この長期にわたる地価下落は、「土地神話」はすでに過去の遺物であり、もはや住宅の保有によってキャピタルゲインの獲得を期待することはできないという意識の転換をもたらすのに十分なインパクトを与えたはずである。そればかりか、平成に入って青年期を迎えた世代には、住宅の保有は不動産の価格変動リスクを抱えた危険なものであるという意識、つまり、過去の世代が持っていた意識とは逆の意識が定着している可能性が高い。ここ数年間に社会人となり、これから結婚し、家庭を持つ人々にとっては、住宅を取得し、保有することが、必ずしも自ら望む最善の選択肢になるとは限らない。すなわち、賃貸住宅に入居し、そのまま賃貸住宅への居住を継続し、不動産の価格変動リスクを負担しないことも一般的な選択肢になりうると考えられる。

もしそうであれば、これからは賃貸住宅はもはや一時的な住まいとはいえ、その性能や品質の向上に対して厳しい目が注がれるようになるはずである。

今後は、優良な賃貸住宅に対するニーズが高まっていくことになるといえよう。

2 不動産証券化の普及は、賃貸住宅の品質向上に貢献しうるか

このように今後は優良な賃貸住宅に対する需要が高まっていくことが想定されるが、その需要を満たすに十分な供給量が保障されているわけではないことも事実である。

なぜなら、賃貸住宅の事業者が多額のコストをかけて優良な賃貸住宅を建設し、さらに長期間その賃貸住宅を保有し続けることは、不動産保有リスクがすでに顕在化している現状において、必ずしも合理的な選択ではないからである。皮肉なことに、不動産保有リスクは分譲住宅の

(巻島氏写真)

まきじま・いちろう

1950年生まれ。東京大学教養学部卒業後、三井不動産株式会社入社。住宅分譲、再開発事業などに従事した後、不動産シンジケート協議会に出向、2003年より社団法人不動産証券化協会専務理事。訳書：「不動産ファイナンス大全」(共訳、日本経済新聞社)ほか。

需要サイドばかりでなく、優良な賃貸住宅の供給サイドにとっても障害のひとつになっているのである。

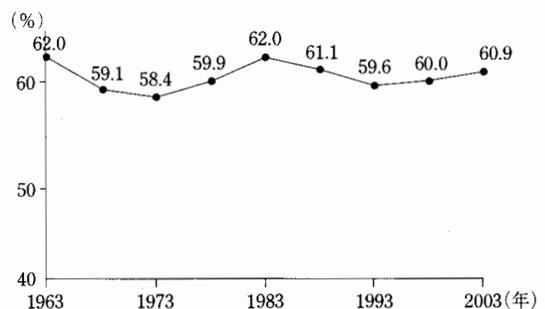
仮に、優良な賃貸住宅が十分に供給されない場合、超過需要が生じ、今までの質の低い賃貸住宅の賃料が高止まりすることもあり得る。このような状況になった場合、賃貸住宅の事業者は、優良な住宅を供給しなくとも高い収益が得られることになるため、賃貸住宅の品質向上に向けた努力が抑制される懸念も生じかねない。

このような隘路あるいは悪循環が懸念される中で、それを解決する手段のひとつとして不動産の証券化が役に立つのではないかというのが筆者の主張したい考えである。

証券化はリスクを移転するという機能を有している。それゆえ、図2に示すような証券化の仕組みが有効に活用された場合、このような悪循環が解消される可能性は高いのではないだろうか。

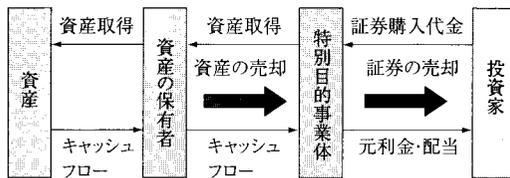
もともと証券化とは、資産の原保有者（オリジネータ）が、特定の資産の保有を目的とする

図1 一持家率（持家世帯率）の推移（全国）



注) 総務省「住宅・土地統計調査」より作成。普通世帯総数に占める持家に居住している主世帯数の割合。

図2—証券化の概念図



出所) 大橋和彦『証券化の知識』(日経文庫)。

別の主体(図2では特別目的事業体)を設立して、そこに資産を移転し、さらにその資産が将来生み出すキャッシュフローを原資とした配当などの支払いを行なう証券を発行し、それを売却する手法である。

証券化の第1の機能は、証券の売却代金が特別目的事業体を通して、資産の売却代金として最終的に原保有者の手に渡るという「資金調達」の機能である。また、第2の機能は、資産が生み出すキャッシュフローの受け取り手が、資産の原保有者から証券の購入者である投資家になるとともに、キャッシュフローの不確実性や変動リスクも投資家に移転するという「リスク移転」の機能である。そして第3の機能が、「リスクのコントロール」機能である。リスクのコントロールには、証券化によって原保有者の倒産リスクから隔離され(倒産隔離)、投資家がより投資しやすくなること、さらに優先劣後構造、つまり支払い順位の異なる複数の証券を発行すること(ストラクチャリング)で、投資家が望むさまざまなリスクとリターンに対応した証券に変換し、より投資しやすくすること、これらの2つのことが含まれている。

この「資金調達」、「リスク移転」、「リスクのコントロール」という3つの機能が証券化の基本的な機能である。これらの機能によって、市場全体としては資金調達が円滑化され、リスク分担の効率性が向上し、投資の促進が図られ、その結果その資産のリアルな市場も活性化されることになる。

このような文脈で考え、証券化手法を賃貸住宅という資産に活用して、賃貸住宅市場におけ

る投資の促進と供給拡大を実現させることが期待できるのではないだろうか。

証券化の仕組みは単純である。それゆえ、キャッシュフローを生むさまざまな資産に広く応用することができる。

証券化によって、賃貸住宅の直接の保有者は特別目的事業体となる一方で、多数の投資家が、不動産リスクの實質的な負担者となる。不動産のリスクが多くの投資家によってシェアされることになり、不動産リスクの適切な分散が実現する。また、各投資家は、リターンを得るために自発的にリスクを取るのであるから、投資にあたっては投資適格性を確保できるかどうかを判断のポイントとする。

投資適格性を確保するためには、スキームの安定性が最低限求められるのはもちろんだが、それ以外に、証券化の対象となる不動産のキャッシュフロー創出能力、物理的な性能と品質、管理・運営体制の整備も求められることになる。したがって、不動産証券化を活用して賃貸住宅が供給されれば、その過程において賃貸住宅の性能と品質を向上させる誘因が働くことになる。

また、不動産証券化を活用した優良な賃貸住宅の供給が増加すれば、既存の賃貸住宅との競争により市場機能が働くことが想定され、その結果、賃料もそれぞれの住宅の品質に応じた水準に近づいていくことが期待される。そうなれば、賃貸住宅から十分な収益を得るためには、品質の高い賃貸住宅の供給が不可欠であるとの認識が生まれ、市場全般で、賃貸住宅の品質向上に向けた動きが生じるのではないだろうか。

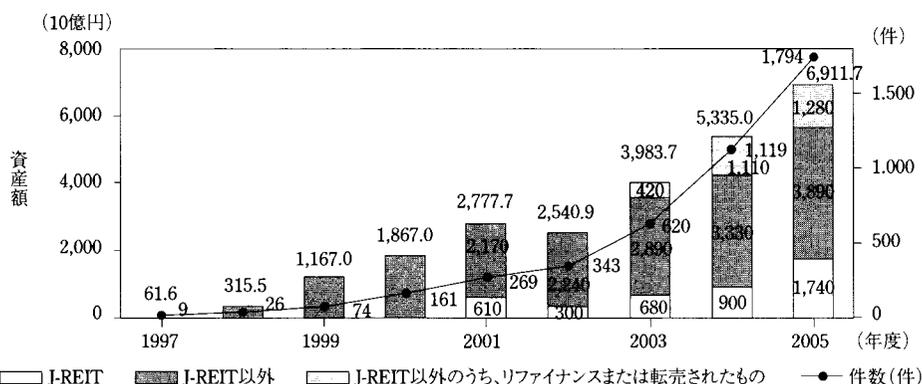
以上の点を踏まえれば、不動産証券化の普及が賃貸住宅の品質向上に貢献する可能性は十分にあるといえよう。

3 賃貸住宅を対象とする不動産証券化の動向

不動産証券化市場の実績

1990年代後半から、不動産証券化の実績は大きく拡大している(図3)。そのうち、賃貸住

図3 不動産証券化の対象となった不動産額の実績推移



出所) 国土交通省「不動産の証券化実態調査」。

注1) ここでは、不動産流動化の全体的なボリュームを把握する観点から、証券を発行したもの(狭義の証券化)に限定せず、借入れ等により資金調達を行なったもの(広義の証券化)も対象としている。

2) 「J-REIT以外のうち、リファイナンスまたは転売されたもの」。J-REIT以外での信託受益権の証券化のうち、リファイナンスまたは転売との報告等があった物件の資産額である。そのため、実際の額はこれより大きい可能性がある。なお、2002年度以前についてはこの項目は調査していない。

3) J-REITについては、投資法人を1件としている。

4) 内訳については四捨五入をしているため総額とは一致しない。

5) 2005年度分の値は速報値。

宅の占める割合は、多少の変動がありながらも増加傾向にあり、概ね20%程度で推移している(図4)。

特に、賃貸住宅の証券化について見てみると、その実績は着実に増えており、なかでも、J-REITによる証券化実績の割合が高まっているのが特徴である(図5)。

不動産証券化の対象となっている賃貸住宅は、基本的に、投資適格性を満たしていると考えられる。また管理についても、投資家の信認を得た運用者が説明責任を果たせるだけのノウハウを持った専門業者に委託することから、維持管理の水準は高いことが一般的である。したがって、賃貸住宅の証券化が普及していることで、すでに品質の高くかつ管理の行き届いた賃貸住宅の供給が拡大し、ある程度は快適な居住環境が提供されつつあるということができよう。

米国のREIT市場に目を転じてみると、住宅REITの時価総額は約650億ドル(1ドル120円で換算すると、7.8兆円に相当する)にも達しており、住宅REITだけでわが国のREIT市場全体の市場規模を上回る規模に達している。日本においても将来、米国と同様、住宅REITが市場にさらに根付くことが期待さ

れる(ちなみに、米国のREIT市場の物件タイプ別時価総額をみると、オフィスが約18%、リテール(商業施設)が約25%、賃貸住宅が約16%となっており、賃貸住宅は3つの主要なサブセクターのひとつとなっている)。

投資商品としてみた場合の住宅の商品特性

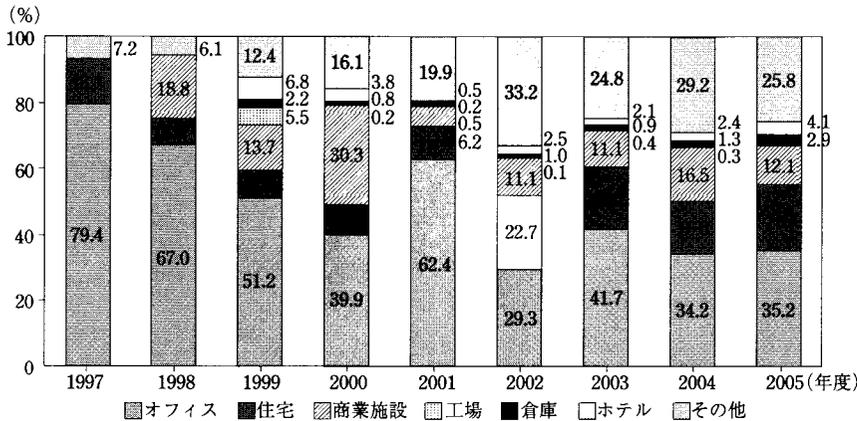
賃貸住宅が証券化される場合、投資家から見ればその商品特性はどのようなものであるかが問題となる。

では、投資商品としてみた場合、賃貸住宅にはどのような特性が見込まれるのだろうか。J-REIT市場を実例にして見てみたい。

賃貸住宅の中でも不動産証券化の対象となるのは主として集合住宅であることから、ひとつの物件に多数のテナント(居住者)が入居するのが特徴である。図6は、J-REITのプロパティタイプ別テナント数の推移を、図7はJ-REITのプロパティタイプ別1物件当たりテナント数の推移を示している。これらから賃貸住宅のテナント数は、他のプロパティタイプと比較して多いことを読み取れる。

さらに、J-REITなどのようにファンドの形態で運用する場合には、投資家の信認を得るた

図4—プロパティタイプ別証券化実績の推移



出所) 国土交通省「不動産の証券化実態調査」。

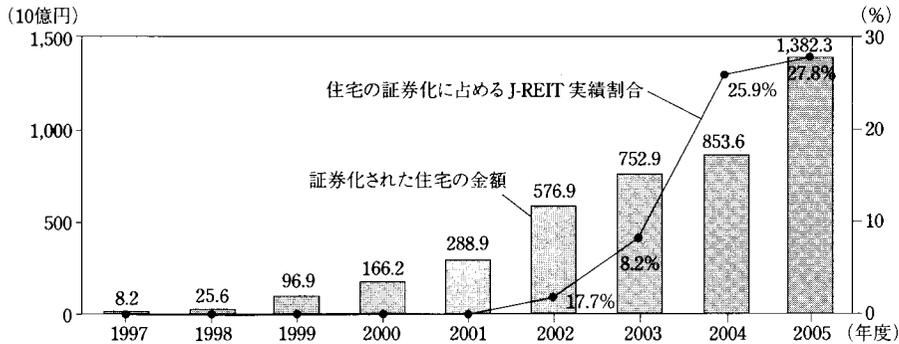
注1) 「その他」に含まれるものは、以下のとおり。

・オフィス、住宅、商業施設、工業、倉庫、ホテル以外の用途のもの(駐車場、研修所等)。
 ・対象となる不動産が複数の用途に使用されているもの。

2) 2001年度以降は、SPC法に基づく実物不動産証券化について、内訳が不明のため除いてある。

3) 2005年度の割合は、速報値。

図5—証券化された住宅の金額と住宅の証券化に占める J-REIT 実績割合の推移



注) 国土交通省の公表データおよび(社)投資信託協会の公表データを元にARES(不動産証券化協会)が推計。

めに、一定規模以上の総資産額を維持しなければならない。このため、1物件当たりの規模が小さい賃貸住宅もファンドに組み入れざるを得ず、物件数は他の物件タイプに比べて比較的多くなっている。図8に示すとおり、J-REITに組み込まれている物件数は他のプロパティタイプの物件数と比較して多い。特に、現在のように賃貸住宅ファンド市場がスタートして間もない時期においてはこの傾向が顕著で、今後優良な大型の賃貸住宅が証券化を前提として開発されていけば事情は変わってくるかもしれない。

このように、賃貸住宅を対象とする不動産証

券化商品は、収益の源泉が多くの物件と多くのテナントに分散されており、その結果として、リスクが比較的低い商品特性を有するものと考えられる。また、賃料収入は、長期的な人口動態の影響を受ける一方で、短期的な景気変動の影響を受けにくく、比較的将来変動を予想しやすい性格のものである。

以上の特性を踏まえてのことだろうか、賃貸住宅のREITは市場からもローリスク(したがってローリターン)の商品であると評価されているようだ。

この点を、現実のデータによって確認したい。

図6—J-REIT プロパティタイプ別テナント数の推移

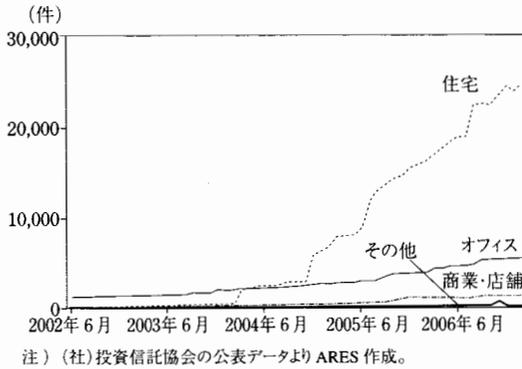


図8—J-REIT プロパティタイプ別保有物件数の推移

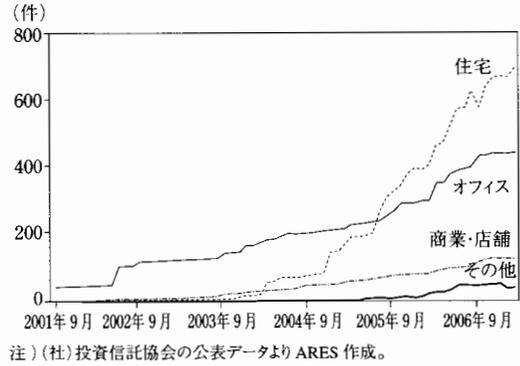


図7—J-REIT 保有物件プロパティタイプ別
1物件当たりテナント数の推移

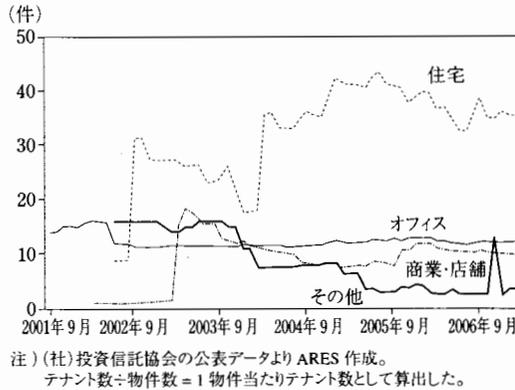
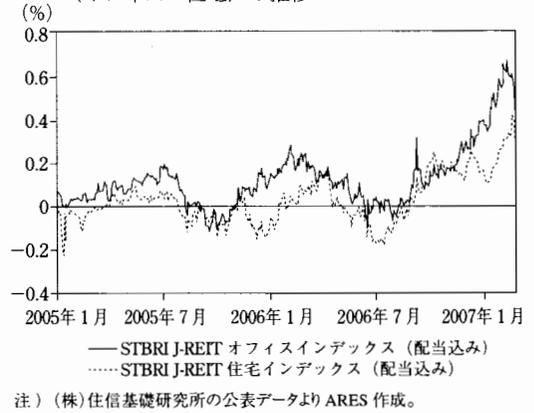


図9—J-REIT 証券日次リターン
(オフィス・住宅)の推移

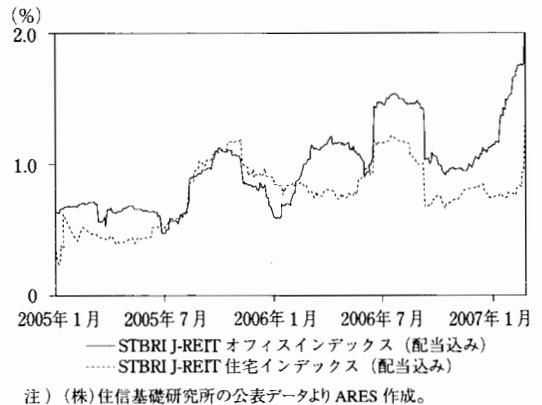


まず、住宅特化型 J-REIT およびオフィス特化型 J-REIT のそれぞれについて、各銘柄の証券リターンの平均値として計算されたインデックスリターンの推移を示すと、図9のようになる。住宅特化型 J-REIT は、オフィス特化型 J-REIT と比較して、ほぼすべての期間において低いリターンになっていることがわかる。

このように、住宅 REIT のローリスク・ローリターンという性格は、賃貸住宅のもつ本来の特性から見込まれる特性そのもののだといえる。

注意すべき点は、リターンが低いことは、必ずしも投資商品として魅力がないことを意味するわけではないということである。なぜなら、金融商品のリターンは、リスクを取る見返りと

図10—J-REIT 証券日次リターン (オフィス・住宅)
の60営業日標準偏差の推移



して得られるものであり、仮にリターンが低いとしてもその分リスクも低いのであれば安定性が高く、投資商品としての魅力は薄れないから

である。

実際、住宅特化型 J-REIT およびオフィス特化型 J-REIT のそれぞれについて、リスク指標を示すために、各銘柄の証券リターン標準偏差の推移を示すと、図10のようになる。

多くの期間において、住宅特化型 J-REIT リターンの標準偏差が、オフィス特化型 J-REIT リターンの標準偏差を下回っていることがわかる。賃貸住宅は、図9のようにオフィスよりも低いリターンを示しているものの、図10のようにボラティリティ（すなわちリスク）もまた低いのである。

また、このことは、住宅特化型 J-REIT はローリスク・ローリターンという特性を持ち、オフィス特化型 REIT とは異なった特性を持つ商品であるといえることを意味する。住宅 REIT は後発の REIT 商品であり、まだ銘柄数も少ないが、このような新たな特性の商品が今後ますます登場することは、投資の選択肢が広がるという意味で、投資家にとって望ましいことだといえる。

4 不動産証券化によってもたらされる市場メカニズム

バブル経済崩壊によって不動産リスクが顕在化する状況下で、不動産証券化の持つ、不動産のリスクを適切にシェアさせる機能が社会に求められ、それが不動産証券化市場が急拡大したひとつの要因であったことは間違いない。そして、不動産の新たな買い手が創出され、不動産市場および金融市場の双方が活性化されてきたのは、まさにこの機能によるものと考えられる。

しかし、不動産証券化がもたらすメリットは、リスクをシェアする仕組みを創出することだけではない。

不動産証券化には、そのほかに、リアルな市場のメカニズムを機能しやすくするメリットもある。このメリットは、不動産証券化のスキームにおいて、分業化が進展し、各プレーヤーが自分の得意とする専門分野に特化することによ

ってもたらされる。分業体制においては、仮に適切に機能しない業務が発生した場合、その部分のみ他のプレーヤーに変更することも可能である以上、各プレーヤーは競争にさらされざるを得ない状況となるからである。

例えば、住宅を証券化した場合、物件の管理は専門ノウハウを持つプロパティマネージャーに委託されることになろうが、仮に、管理に問題が生じた場合には委託先を他のプロパティマネージャーに変更されてしまいかねない。そのことをあらかじめ見越したプロパティマネージャーは、最善を尽くすはずであり、結果として良好な物件管理が実現することが期待される。また、アセットマネージャーについていえば、投資適格性のある物件への投資を実施し、かつ、賃料や費用を適正な水準に保つことで投資家の望むリターンを提供しなければならない。さもなくば投資家の信認が得られないことになる。したがって、アセットマネージャーもまた、最善を尽くさざるを得ず、結果として望ましい資産運用が行なわれることが期待されるのである。

また、市場メカニズムは、望ましい競争を生じさせるばかりではなく、時の経過とともに変化する市場環境の変化に適合した望ましい変更を生じさせる機能、すなわち、動学的に最適な調整をもたらす機能も持っている。賃貸住宅についていえば、不動産のリスクが顕在化した状況が継続することは変わらないとしても、人口動態の変化などによって、社会から望まれるサービスの内容は、時間の経過とともに変化し得る。このような変化に対して、住宅の証券化による分業化の進展は、競争下におかれた各プレーヤーが最善を尽くし、結果として社会から望まれるサービスの提供に向けた変化が実現することが期待されるのである。

時代の変化に応じた住宅の質やサービスの適切な変化は、高齢社会の到来によって、すでに我々に突きつけられた大きな課題になっている。ここ数年、有料老人ホームなど、高齢者の住宅サービス分野において、実際のニーズや費用負

担能力を反映した変革や品質の向上という要請が高まっている。この領域においても、不動産証券化が浸透して市場メカニズムが望ましい形で機能すれば、いかにして望ましい施設が供給されるか、そして、いかにして良質のサービスが適正な価格で提供されるかという課題が、証券化による市場メカニズムによって、ある程度解決されるだろう。結果として時代が求める優良な施設の供給や良質のサービスの提供がなされることが期待される。

例えば、現在、比較的高い水準に設定されている入居金（有料老人ホームに入居する際に支払わなければならない一時金）についても、仮に現在の金額が適正な水準を上回っているのであれば、競争を通じて適正な水準に引き下げられることが期待される。

また、近年、経済のグローバル化の進展に伴い、日本に中長期間滞在する外国人向けのホテルサービス付きサービスアパートメントが登場しつつある。競争原理の導入によって、日本に居住する外国人向けのサービスが提供されやすい環境が実現するものと期待される。

5 市場メカニズムの限界と求められる施策

不動産証券化が不動産のリスクを適正にシェアさせる機能を有し、また、各プレーヤー間の競争を促進させることで、望ましい居住環境の整備に貢献しうることは、前述のとおりである。だが、市場メカニズムは、必ずしも万能に機能するわけではない。

仮に純粋に市場メカニズムに従った場合には、ある場所に優良な賃貸住宅を供給することが望ましいとしても、用途地域や容積率規制によってそれを実現できない場合もある。

もっとも、既存の諸規制はそれぞれ制度趣旨を有し、制度の制定時には保護法益が明確に認識されていたはずであるから、それを改変すべきとは一概にはいえない。しかし、制定時に意義があったはずの諸規制が、時間の経過とともに

に時代に合わなくなることもある。これは、市場メカニズムは諸規制には働かず、時代の変化に応じた諸規制の望ましい変更が自律的には実現しないことによる。時代に合わなくなった諸規制が自然淘汰されることはなく、生き残り続けるということが懸念されるのである。用途地域規制・容積率規制などについては、都心に優良な賃貸住宅を供給しやすい形で、随時政策的に改変することが望ましいといえよう。

さらに、市場メカニズムのみでは解決できない問題もある。例えば、今後、賃貸住宅に居住し続けるという生活スタイルがより一般的になったとしても、賃貸人は、例えば老人を入居させることを躊躇する可能性がある。市場メカニズムが万能であるという立場からは、老人は、高い賃料を払いさえすればどこかの賃貸住宅を見つけることができるはずだということになるが、それでは資力のない老人が、住宅を見つけることのできない状況が生じてしまいかねない。すべての国民が、最低限度の生活を保障される社会権を有しているとすれば、このような問題に対しては単に市場メカニズムに任せるだけでなく、老人向け公共賃貸住宅を供給するなど、行政による何らかの社会政策も必要となる。

おわりに

バブル経済崩壊によって、不動産のリスクが顕在化し、住宅の保有に関する見方も大きく変わらざるを得なくなった。また、高齢社会を迎えるなど、人口動態の変化によって求められる住宅の質や内容も大きく変貌している。

こうした状況のなか、不動産証券化が有効に活用され、我々にとって望ましい居住環境を確保できるようになることが、理想的な将来像ではないかと考える。

ただし、住宅のうち、すでに証券化されている物件の比率はまだ高くはない。望ましい将来を創造するために、住宅の証券化をますます促進させる施策が、ぜひ必要であろうと考える。

日本においても住宅価格指数の推計が行われるようになってきている。原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之論文（「リポートセールス法による品質調整済住宅価格指数の推計」）は、リポートセールス法による住宅価格指数の推計を検討している。

海外においては、リポートセールス法はヘドニック法と並んで広く用いられているが、日本ではいまだ用いられていない。中古住宅取引データが蓄積されつつあるので、リポートセールス法の検討を始めることは時宜を得ている。

用いたリポートセールス法は、最も古典的なBMN型指数、誤差項の不均一分散に対する対策を行なったCS型指数、建築後年数の影響を考慮したAge adjust型指数の3つであり、これらをヘドニック指数と比較している。

この論文は、東京都区部のマンションデータを用いて、これらの指数を推計している。データの制約から、1度目の取引が新築で、2度目が中古取引のものに限定されており、残念ながら3度目以上の取引が行なわれた物件は含まれていない。

主要な結論は以下の3つである。第1に、BMN型指数はヘドニック型とかなり乖離する傾向があり、推計期間が長くなると大幅に低くなる。第2に、CS型指数による修正はBMN型指数をわずかに上昇させるだけで、ほとんど変化をもたらさない。第3に、建築後年数を入れたAge adjust型は、

推計期間後半部を大幅に上昇させ、ヘドニック型を若干上回るようになる。

また、電車や地下鉄の新規開業や複々線化によって交通利便性が向上した地域を除いたサンプルでの推定も行ない、Age adjust型が低下することを示している。しかしながら、低下はほんのわずかであり、依然としてヘドニック指数より高くなっている。

この論文では、これらの結果から日本では建築後年数を考慮したAge adjust型指数を用いることが望ましいとしている。この結論自体は妥当なものであろうと思われるが、どの手法が望ましいかの判断基準が提示されておらず、ヘドニック指数と近いことでAge adjust型が望ましいと主張しているように見える。推計された指数を比較するだけでなく、指数の計算に用いた推定式の統計学的な妥当性を検討することが必要である。

●

社会資本が経済活動にどの程度貢献しているかの推定は数多く試みられており、本誌にも頻繁に掲載されている。朝日ちさと論文（「都市圏分類による社会資本ストックの生産力効果」）では、都市圏ベースの推定を行なうために、社会資本ストックデータを改善するという地道な作業を行なうとともに、パネル推定や操作変数法を用いて推定手法上の工夫もこらしている。

都市圏ベースの推定の必要性に

ついては、都道府県が経済集積の実態とは乖離していることから明らかであろう。東京圏では都道府県を超えた経済活動を無視できないし、地方圏では県単位では大きすぎるが多い。

都市圏ベースの推定を行なうときの最大の問題は、多くのデータが都道府県単位になっていることである。都道府県単位でしか得られないデータは、通常は、産業別従業者数等の密接に関係すると思われる市町村データを用いて市町村に按分する。朝日論文では、社会資本ストックデータについて、道路延長等の物的施設データを用いてこの按分をより精緻にしている。

推定手法については、1974年から1998年までのパネルデータを用いて、モデル選択を行なった結果、2方向固定効果モデルを選択し、これにさらに操作変数法を適用している。

操作変数を用いた推定においては、社会資本ストックが生産にプラスの効果をもつという結果が得られている。大都市雇用圏では、社会資本全体の生産力効果を弾力性で表すと0.047である。分野別の推定も行なっており、生活基盤の弾力性が0.062で最も大きい。

大都市雇用圏と小都市雇用圏を比較すると、弾力性は小都市雇用圏のほうが大きいですが、資本ストックが域内総生産に比較して大きいので、限界生産性は小都市雇用圏のほうが小さくなっている。

論文中でも指摘されているが、

都市集積のパラメータがマイナスになっている。これまでの研究においては、都市集積のパラメータがプラスで、社会資本のパラメータがマイナスになることが多かった。この論文でも、操作変数を用いない推定では、大都市圏における都市集積のパラメータがすべてプラスになっており、社会資本のパラメータについてはマイナスになっているケースが多い。操作変数の選択が適切かどうかといった点について、これからの検討が必要である。

●

東京ミッドタウンが今年の3月末にオープンして、たいへんな賑わいをみせている。三浦千加論文(「オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係」)は、この東京ミッドタウン開発(六本木防衛庁跡地再開発)を対象に、都心再開発が通勤混雑に与える影響を分析している。その際のひとつの焦点は、オフィスの集中によって悪化する通勤混雑を開発地域内の住宅供給によって緩和させる方策がどの程度有効であるかの検証である。

都心再開発が通勤混雑に与える影響を見る際に、まず考えなければならないのは、それが都市全体の労働人口を増加させるかどうかである。東京圏の人口が全体として増加しないという閉鎖都市を仮定すると、都心再開発は他地区の就業者数を減少させ、それらの地区では混雑緩和がもたらされるので、全体として通勤混雑が緩和す

ることも考えられる。

これに対して、労働人口の増加が東京圏外からの人口流入によってもたらされる開放都市の場合には、他地区における混雑緩和は見込めない。

開放都市モデルにおける推計結果では、混雑率の増加が大きいのは、六本木周辺3駅の降車者が多く通過する東横線祐天寺～中目黒、山手線(内回り)代々木～原宿などの区間である。これらの2区間では、開発によって従業者が16.3万人増加すると、混雑率が10%以上上昇する。しかしながら、全体の平均では混雑率増加は小さく、3.2%にとどまっている。

また、六本木周辺の日比谷線、大江戸線、千代田線の3路線では混雑率は大きく上昇するが、もとの混雑率が低いので、ピーク時混雑率は平均で110%にとどまる。

東京圏全体の人口が変化しないとすると閉鎖都市のケースでは、混雑率が低下する区間がかなり見られる。現状の混雑率が非常に高い山手線山野～御徒町、東海道本線川崎～品川などで混雑率が低下している。混雑率が上昇するのは、開放都市モデルで混雑率上昇が大きかった祐天寺～中目黒、代々木～原宿などである。混雑率が低下する区間のほうが上昇する区間よりも混雑が激しいので、東京圏全体で見ると混雑が緩和されると見ることができる。

この点は、六本木での開発を大手町での開発と比較するとより明

確になる。再混雑区間の混雑率が10%以上増加する路線は、六本木開発の場合には2路線であるが、大手町開発の場合には8路線となっている。また、最混雑区間における混雑率の増加幅も大手町のほうが大きくなっている。

混雑率上昇を防ぐひとつの手段は、オフィス開発と住宅開発を組み合わせることである。オフィス開発によって増加する混雑をすべて解消するためには、オフィスの床面積の9割の住宅床面積が必要になることが示されている。混雑率180%以上の最混雑区間における混雑率上昇だけを解消すればよいとすると、必要な住宅床面積はオフィス床面積の4割になる。東京ミッドタウン開発においては、住宅床面積3割であるので、混雑が完全に解消されるわけではないが、かなりの効果が見込める。

同じ計算を大手町における開発について行なうと、10割と7割になり、大手町ではより多くの住宅供給が必要であることがわかる。

通勤混雑の悪化は都心再開発による外部不経済の主要なものであり、これについての実証的な研究は今後の政策展開にとって重要な貢献になるであろう。論文の最後でも触れられているように、費用便益分析に発展させて、外部不経済に対する課金や住宅付置義務等の政策分析がなされることが期待される。

(KY)

リピートセールス法による 品質調整済住宅価格指数の推計

東京都区部住宅市場への適用可能性

原野 啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之

はじめに

経済の景気動向を観察する上で内外を問わず住宅価格は極めて重要な経済指標である。そのため、日本においても住宅価格指数の推計は重要になってきている。

住宅は一般の市場財と異なり、同質の財が存在しないという特殊性と技術進歩による品質の変化が早いという特殊性もあわせ持つ。このような特性に対応するためには、住宅価格は品質調整済価格指数として推計しなければならない。品質調整済価格指数の推計方法には大きく2種類あり、ひとつはヘドニック法、もう一方はリピートセールス法である。海外においては、両手法とも標準的な推計手法であり、多くの研究蓄積がある。また、実務にも使用されている。

しかしながら、日本ではヘドニック法を使用した価格指数の推計だけが行なわれており、リピートセールス法を用いた価格指数の推計はまったく行なわれていない。学術的な研究でも、唯一の研究として中村（1998）があるだけである¹⁾。この原因は、リピートセールス法を実施する際に必要なデータセットが入手困難であることが考えられる。リピートセールス法では、取引が複数回行なわれた同一の住宅をサンプルデータとして使用しなくてはならないが、日本の中古住宅流通市場は海外と比較して市場規模が極端に薄いという特徴を持っている²⁾。また、たとえ中古住宅として取引されていたとしても、分析の際には同一物件のパネルデータが必要と

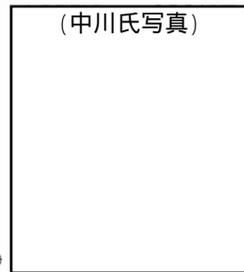
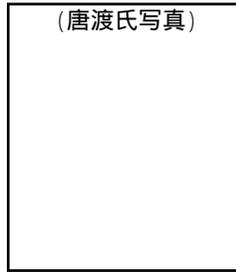
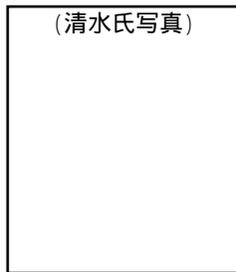
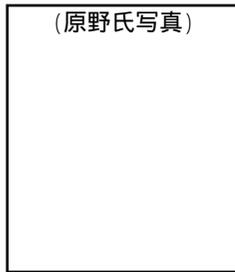
なり、そのようなデータを整備することは現状では非常に困難である。

そこで、本稿ではリピートセールス法を適用できるデータベースの構築および日本の住宅市場の特性にあわせてリピートセールス価格指数の推計を行なった。

以下、第1節では先行研究のサーベイを行ない、日本においてリピートセールス法による住宅価格指数を推計する際の課題を抽出する。第2節では、サーベイより明らかになった複数の分析モデルおよび分析対象となるデータについて解説する。第3節では、各モデルによる推計結果をヘドニック法による価格指数と比較する。さらに、サンプルの一部を除去することで、価格指数がどのように変化するか分析する。最後に結論を示す。

1 先行研究

リピートセールス法は、Bailey, Muth and Nourse (1963) によって初めて開発された推定法であり、複数回取引された住宅をサンプルとして、住宅価格指数を推計する手法である。ヘドニック法では、品質の異なる住宅を用いているために、品質調整を行なわなければならないが、リピートセールス法では、同一住宅の価格を比較することで暗黙的に品質調整を行なっているのである。その結果、2度の取引における価格の違いは、マクロ的な要因によってのみ生じていると想定することができるのである。ただし、同一物件であっても、取引期間中に増



①はらの・けい 2003年上智大学大学院経済学研究科入学(博士後期課程在学中)。2006年9月より勸日本住宅総合センター研究部研究員。

②しみず・ちひろ 1994年東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。(勸日本不動産研究所研究員、㈱リクルート住宅総合研究所を経て、麗澤大学国際経済学部准教授。

③からと・こうじ 1996年青山学院大学経済学部卒業。2003年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。富山大学経済学部講師などを経て、現在、同准教授。

④なかがわ・まさゆき 1984年京都大学経済学部卒業。建設省住宅局住宅政策課建設専門官、大阪大学社会経済研究所助教などを経て、現在、日本大学経済学部教授。

改築などによる属性の変化が起きたならば、品質に違いが生じるため、取引期間中には住宅属性に変化がないという仮定を満たすようなサンプルを使用しなければならない。このように、品質調整を行なう必要がなくなる点がリポートセールス法の最大の特徴である。

リポートセールス法はこれまでに、数多くの研究がなされ、改良されたモデルが提案されている。Case and Shiller (1987) は誤差項の不均一分散を修正する方法として3段階のGLS推定を行なうモデルを開発した。この修正モデルは、古典的なリポートセールス法を修正する方法としては代表的なものである。本稿においても価格指数を修正するモデルとして採用し、他のモデルとの比較を試みることにする。

リポートセールス法にはさまざまな問題点が含まれていることが、これまでの研究から指摘されている。それらを大きく分けると、①サンプル・セレクション・バイアスに関する問題、②アグリゲーション・バイアスに関する問題、③インデックスの安定性に関する問題に分けられる。

まず、①サンプル・セレクション・バイアスに関する問題では、リポートセールスされている住宅と市場全体で取引されている住宅が異なっている点や、短期間で取引される住宅は住居としてではなく、投資目的で取引されている可能性が高いとする点が指摘されている。

次に、②アグリゲーション・バイアスに関する問題である。アグリゲーション・バイアスとは、リポートセールス法が取引期間中に属性とそのパラメータに変化はないとする仮定によって生じるバイアスのことである。この種類の問題点としては、「品質の変化に関する問題」と「市場構造の変化に関する問題」がある。

「品質の変化に対する問題」としては、増改築やリフォームが行なわれる点や、建築後年数の経過による物理的損失に関する点があげられる。なかでも、建築後年数は取引が繰り返される間に必ず変化するものであり、取引期間中に変化がないとする仮定はこの点を満たさない。しかし、一般的にはその影響が指数に及ぼす影響は小さいと考えられており無視されてきた。近年では、Chau, Wong and Yiu (2005) でこの影響を修正する手法が開発されている。「市場構造の変化に対する問題」への対応としては、パラメータを非制約型にしたモデルを用いて推計を行なっている。

最後に、③インデックスの安定性に関する問題では、分析期間が長くなるとすべての住宅データを用いた価格指数とリポートセールス法による価格指数の違いが小さくなる点などが指摘されている。

2 モデル

先行研究のサーベイから、以下の標準的な2

種類のモデルを出発点とし、日本の住宅市場の特殊性に応じたリピートセールス指数の改善を行なう。

第1に、Bailey, Muth and Nourse (1963)によって提案された最も古典的なりピートセールス価格指数（以下、BMN型指数とする）を推計する。第2に、Case and Shiller (1987)で提案されたGLS型のリピートセールス価格指数（以下、CS型指数とする）を推計する。この2つのモデルが最も典型的なりピートセールス指数である。

さらに、第3のモデルとして、建築年数を考慮したりピートセールス価格指数（以下、Age adjust型指数とする）を推計する。標準的なりピートセールス指数では、建築年数を考慮した推計は行なわれていないが、これは厚い市場が形成されているアメリカなどの中古住宅市場では、管理の状態が適切に価格に反映されるため、住宅の建築年数が住宅価格に与える影響は無視しうるほど小さいと考えられているという要因をあげることができる。また、モデルの構造上、建築年数を除去することは困難だと考えられていたことも要因のひとつとしてあげられる。しかし、日本の中古住宅市場では建築後経過年数が価格へ及ぼす影響は非常に大きいことが知られている。この影響を無視してリピートセールス価格指数を推計すると、推計結果に偏りを生じる可能性が考えられる。また、近年では建築年数の影響を取り除く手法がChau, Wong and Yiu (2005)によって開発されている。これらのことから、建築年数を考慮したモデルを採用することが、日本の住宅市場の特徴に適切だと考えられる。

また、各リピートセールス法との比較を行なうために、ヘドニック法を使用した価格指数も同時に推計する。

本節で説明する3種類のリピートセールス指数およびヘドニック指数では、説明変数としてタイムダミーを使用する。このタイムダミーの推計パラメータを時系列に並べたものが指数と

なる。この点は、本稿で紹介する各モデルにおいて共通である。

BMN型指数

BMN型指数は、Bailey, Muth and Nourse (1963)によって初めて開発された住宅価格指数であり、ヘドニック法を応用することで表すことができる。まず、住宅*i*の*t*期における価格を以下のように表現する。

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

P_{it} = 住宅*i*の*t*期における価格

β_k = 住宅属性*k*のパラメータ

X_{kit} = 住宅*i*の*t*期における属性*k*

δ_t = *t*期におけるタイムダミーのパラメータ

D_t = 住宅*i*が*t*期に販売されたときに1をとるタイムダミー

ε_{it} = 攪乱項

次に、同一の住宅*i*が推定期間内に2回目の取引がなされたとすると、2回目の取引においても上記と同様に表現することができる。ここで、同一の住宅において*t*₁期に1回目の取引があり、*t*₂期において2回目の取引があったとすると、両者の差分は

$$\begin{aligned} \ln P_{it_2} - \ln P_{it_1} = & \left(\sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit_2} - \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit_1} \right) \\ & + \left(\sum_{t=1}^T \delta_t D_{t_2} - \sum_{t=1}^T \delta_t D_{t_1} \right) \\ & + (\varepsilon_{it_2} - \varepsilon_{it_1}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで2度の取引期間中に住宅属性とそのパラメータに変化がない ($\sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit_2} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit_1}$) と仮定すると、(2)式は以下のように書き換えられる。

$$\ln \left(\frac{P_{it_2}}{P_{it_1}} \right) = \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \mu_i \quad (3)$$

$$\mu_i = \varepsilon_{it_2} - \varepsilon_{it_1}$$

このとき、 D_t は2回目の取引時 ($t=t_2$) に1をとり、1回目の取引時 ($t=t_1$) に-1をとり、それ以外では0をとることになる。また、推計された各タイムダミーのパラメータ δ_t が*t*期の価格指数を表すことになる。

この(3)式が、古典的なりピートセールスモデ

ルである。(3)式からわかるように、リピートセールス法は同一住宅において複数回取引されたものであれば、分析に必要なデータは価格と取引日時のみであり、ヘドニック法のように各住宅の属性をコントロールする必要がない。つまりリピートセールス法とは、同一住宅の価格比を扱うことで属性の相違による価格差を相殺し、価格の変化は年次効果によってのみ説明されると想定していることになるのである。

しかし、取引期間中に属性に変化がないとする仮定は非常に強いものである。実際は、リフォームや建築年数の経過により住宅価値はさまざまな変化をする。特に日本では中古住宅市場が未発達であり、建築後年数が経過すると住宅価格が著しく下落することが知られている。この事実から、同一住宅の価格比を年次効果のみで説明する標準的なモデルでは、日本の住宅市場の分析は困難だと思われる。

CS 型指数

CS 型指数は Case and Shiller (1987) で開発された。CS 型モデルでは、インデックスを推定する際に、誤差項に不均一分散が起きることから GLS 推定を行なう。まず、住宅 i の t 期における対数価格を P_{it} と仮定すると、

$$P_{it} = I_t + H_{it} + N_{it}$$

ここで、 I_t は t 期における対数の価格レベルであり、 H_{it} は以下のようなランダムウォークとする。

$$E(H_{it_2} - N_{it_1}) = 0$$

$$E(H_{it_2} - N_{it_1})^2 = (t_2 - t_1)\sigma_H^2$$

また、 N_{it} は以下のようなホワイトノイズとする。

$$E(N_{it}) = 0$$

$$E(N_{it})^2 = \sigma_N^2$$

なお、このモデルでは系列相関はないものと仮定する。

次に、 $V_{it} = P_{it} + Q_{it}$ を住宅 i の t 期における対数の販売価格とする。ただし、 Q_{it} は品質指標とする。ここで、ある住宅が t_1 期と t_2 期

($1 < t_1 < t_2 < T$) に取引され、 Q_{it} が取引期間中に不変であるなら、住宅価格指数は 3 段階で計算される。第 1 段階において(4)式を OLS 推定し、その誤差項 μ_{it} を次の第 2 段階に使用する。

$$V_{it_2} - V_{it_1} = \sum_{t=t_1}^{t_2} \delta_t D_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

ただし、 $1 \leq t \leq T$

ここで、 D_{it} は 2 回目の取引時 ($t=t_2$) に 1 をとり、1 回目の取引時 ($t=t_1$) に -1 をとり、それ以外では 0 をとる。

第 2 段階で、誤差項 μ_{it} の二乗を定数項と取引期間 ($t_2 - t_1$) で回帰をすると、 σ_H^2 と σ_N^2 の推定値が得られる。第 3 段階では、ウェイトを $\sqrt{2\sigma_N^2 + (t_2 - t_1)\sigma_H^2}$ として(4)式を GLS 推定する。

Age adjust 型指数

建築後年数を考慮することの必要性はリピートセールス法が開発された当初から議論されている (Bailey, Muth and Nourse, 1963)。これは建築後年数の経過によって住宅価値の低下が生じるために、リピートセールス法の仮定が満たされないためである。しかし、取引時点の変化と建築後年数の変化は常に同じであるため、分析の際に多重共線性がおこり、その分離は技術的に難しいとされてきた³⁾。また、先行研究の多くでは、建築後年数の経過による住宅価格への影響は無視されている。

しかし、上述したように日本の中古住宅市場に関して、この要因を無視することはできないものと考えられる。よって、ここでは Chau, Wong and Yiu (2005) にならって建築後年数の価格への影響を非線形と仮定し、建築後年数 Age_{it} を Box-Cox 変換して、価格指数の推計を行なう。

(1)式から建築後年数を分離すると、

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit}^* + \gamma Age_{it}^{(\lambda)} + \sum_{t=t_1}^{t_2} \delta_t D_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

X_{kit}^* : 住宅 i の t 期における建築後年数以外の属性 k ($1 \leq k \leq K$)

Age_{it} : 住宅 i の t 期における建築後年数

ただし、

$$Age_{it}^{(a)} = \frac{Age_{it}^{(a)} - 1}{\lambda}$$

とする。

ここで同一物件において、2度の取引期間中に建築後年数以外の各属性 X_{kit} とそのパラメータ β_k に変化がないと仮定し、上記の式をリピートセールス法に適用すると、

$$\ln\left(\frac{P_{it_s}}{P_{it_t}}\right) = \sum_{t=1}^T \delta_t D_{it} + \gamma(Age_{it_s}^{(a)} - Age_{it_t}^{(a)}) + \mu_{it} \quad (6)$$

この(6)式が建築後年数を考慮したリピートセールスモデルである。

ヘドニック指数

上記の各価格指数と比較するために、ヘドニック法による価格指数も合わせて推計する。推計モデルは構造制約型で、両対数型とする。これを最小二乗法により推計する。

説明変数としては、専有面積、建築後年数、最寄駅までの時間距離、都心までの近接性、市場滞留時間⁴⁾、南向きダミー、徒歩圏ダミー、行政地区ダミー、沿線ダミーを使用する。

3 データ

リピートセールス法に使用するデータ

本稿では、分析対象を東京都区部のマンションとし、分析期間を1993年1月から2006年9月までとしている。また、使用するすべてのサンプルは、1度目は新築として、2度目は中古として繰返し取引されたものである。3度以上取引されている物件は含まれていない。これは、日本の中古住宅市場が極端に薄いために、複数回の取引が行なわれているサンプルのほとんどすべてが、新築から中古への取引となっており、複数回の取引が行なわれている物件を探すためには新築データと中古データを用いるしか方法がないためである。

このようなデータセットは存在しないため、本稿では以下のようなデータベースを構築した。まず、新築マンションデータは、MRC社の「新築マンション価格表」データを、中古マン

ションデータは、株式会社リクルートの『週刊住宅情報』『住宅情報タウンズ』に掲載された中古マンションの価格情報を用いた。

MRC社の新築マンション価格情報は、マンション開発・販売時において発行されるパンフレット情報をもとに収集・整備がなされている。

一方、中古マンション価格情報は、『週刊住宅情報』『住宅情報タウンズ』を通じて品質情報・募集価格に関する情報が週単位で市場に提供された情報である。

モデルの被説明変数となる価格として、『週刊住宅情報』に掲載された情報のうち、成約事情等によって情報誌から抹消された時点の価格情報を用いることにした。その結果、本稿で使用するサンプル数は1万1198ペアとなっている。

ヘドニック法に使用するデータ

比較のため、分析対象、分析期間はリピートセールス法と同様とする。ただし、使用するデータはすべて中古住宅マンションである。

サンプル数は19万3838であり、リピートセールス法よりもかなり多くなっている。

4 推計結果

推定結果1

第2節で示した各モデルをもとに推計を行ない、価格指数の比較を行なう。分析の際には、タイムダミーを四半期レベルまで分割して価格指数を推計している。各モデルによる価格指数の推計結果を表1および図1に示す⁵⁾。

まず、自由度調整済決定係数は、0.78から0.86と全体的に高く推計されている。また、指数を表すことになるタイムダミーの係数は、Age adjust 型指数の後半部分において t 値が低くなっているが、それ以外ではすべて1%有意となっている。

次に、各指数をそれぞれ比較する。まず、古典的なBMN型指数とヘドニック指数とを比較すると、これらの指数は1996年前後までは近似しているが、それ以降は徐々に乖離しており、

表1 一価格指数推計結果

変数	ヘドニック指数		BMN型指数		CS型指数		Age adjust型指数		Age adjust型指数 (サンプル除去)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
γ	—	—	—	—	—	—	-0.002**	0.0011	-0.002**	0.0011
λ	—	—	—	—	—	—	1.069***	0.0456	1.075***	0.0494
1993q2	-0.019***	0.0037	-0.020	0.0133	-0.010	0.0139	-0.012	0.0137	-0.009	0.0139
1993q3	-0.029***	0.0038	-0.076***	0.0126	-0.058***	0.0128	-0.057***	0.0142	-0.058***	0.0142
1993q4	-0.056***	0.0038	-0.111***	0.0119	-0.102***	0.0120	-0.085***	0.0152	-0.086***	0.0153
1994q1	-0.084***	0.0035	-0.153***	0.0114	-0.140***	0.0114	-0.115***	0.0174	-0.117***	0.0176
1994q2	-0.107***	0.0037	-0.213***	0.0112	-0.191***	0.0114	-0.167***	0.0195	-0.168***	0.0197
1994q3	-0.140***	0.0037	-0.206***	0.0110	-0.187***	0.0111	-0.149***	0.0221	-0.152***	0.0224
1994q4	-0.182***	0.0036	-0.246***	0.0109	-0.222***	0.0110	-0.182***	0.0245	-0.186***	0.0248
1995q1	-0.243***	0.0036	-0.284***	0.0115	-0.260***	0.0116	-0.209***	0.0283	-0.211***	0.0287
1995q2	-0.311***	0.0036	-0.332***	0.0115	-0.306***	0.0115	-0.247***	0.0310	-0.249***	0.0314
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2004q3	-0.633***	0.0044	-0.792***	0.0119	-0.767***	0.0119	-0.372**	0.1463	-0.394***	0.1485
2004q4	-0.615***	0.0042	-0.793***	0.0116	-0.762***	0.0117	-0.362**	0.1494	-0.384**	0.1517
2005q1	-0.611***	0.0040	-0.792***	0.0111	-0.765***	0.0113	-0.352**	0.1525	-0.376**	0.1548
2005q2	-0.617***	0.0041	-0.792***	0.0112	-0.765***	0.0114	-0.342**	0.1557	-0.367**	0.1580
2005q3	-0.602***	0.0041	-0.793***	0.0113	-0.766***	0.0115	-0.334**	0.1588	-0.360**	0.1612
2005q4	-0.588***	0.0041	-0.800***	0.0114	-0.775***	0.0116	-0.333**	0.1619	-0.358**	0.1643
2006q1	-0.587***	0.0041	-0.796***	0.0113	-0.770***	0.0115	-0.318*	0.1653	-0.343**	0.1678
2006q2	-0.574***	0.0040	-0.776***	0.0113	-0.755***	0.0116	-0.289*	0.1682	-0.312*	0.1707
2006q3	-0.536***	0.0040	-0.748***	0.0116	-0.727***	0.0119	-0.251	0.1714	-0.278	0.1739
修正済み 決定係数	0.789		0.867		0.842		0.860		0.866	
サンプル数	193,838		11,198		11,198		11,198		10,842	

注) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%有意水準を表す。

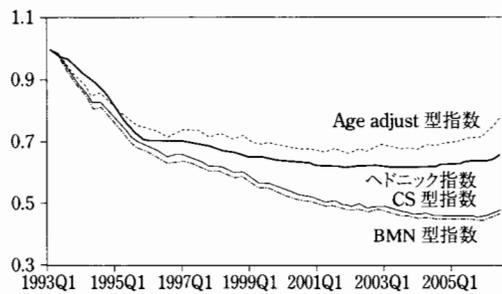
その幅は時間経過とともに拡大している様子が見て取れる。

そこで、BMN型指数を修正する手法として一般的なCS型指数とヘドニック指数とを比較してみる。CS型指数の推計結果は、BMN型指数をわずかに上昇させ下落率を緩やかにしているものの、BMN型指数と同様に、1996年前後からヘドニック指数との乖離が生じ、その差が拡大している。

この原因として、以下の点が考えられる。価格比を被説明変数とするリピートセールス法では、説明変数としてマクロの影響を想定しており、このマクロの影響が価格指数となっている。言い換えると、これらの価格指数では建築年数をまったくコントロールせずに価格比を推計している。しかし、日本の中古住宅市場においては、建築年数が価格に大きく影響している。このような住宅市場においては、マクロの影響だけで価格比を説明することができないためにこのような乖離が生じたと考えられる。

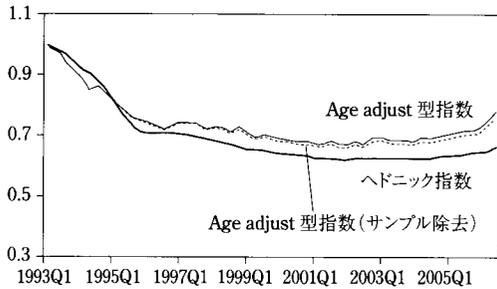
そこで、建築年数をコントロールしたAge adjust型指数を推計し、BMN型指数と比較す

図1 一価格指数の比較 (1993Q1=1)



る。図1を見ると、Age adjust型指数は、BMN型指数の推定期間後半部を大幅に上方修正していることがわかる。この結果は、建築後年数が価格に与える影響がマイナスであることを考慮すると、BMN型指数では建築後年数による価格への影響を含んでいるため、建築後年数の高いデータを多く含む後半期において、マイナスのバイアスを持って推計されていると考えられる。そして、Age adjust型指数ではこの影響をコントロールすることで価格指数が上方にシフトしたと考えられる。さらに、Age adjust型指数とヘドニック指数とを比較すると、2つの指数が近似していることがわかる。ただし、両指数が一致しているとはいえない。

図2 一価格指数の比較 (1993Q1=1)



このように、日本の住宅市場においてリピートセールス指数を推計するには、標準的なモデルでは不十分であり、建築年数をコントロールする Age adjust 型指数を用いることが重要であることが示された。しかしながら、Age adjust 型指数とヘドニック指数が一致しているわけではないので、さらなる改善の必要があると思われる。この原因としてはアグリゲーション・バイアスが考えられる。つまり、上記の分析ではデータ上の制約から属性の変化しているサンプル（リフォームを行なった物件など）を使用している可能性がある。仮に、中古住宅として販売された物件がリフォームされて取引されたとすれば、その価格下落は他の物件よりも緩やかになると考えられる。こういったサンプルを使用した場合、リピートセールス指数は真の指数よりも上方に推計されることになる。本稿では、この種のバイアスが価格指数を必要以上に上方に引き上げている可能性が考えられる。

こういった属性の変化はリフォームによってのみ生じるわけではなく、都市構造の変化によっても起きると考えられる。そこで、次節では都市構造の変化として、新規路線の開業や路線の拡幅を取り上げ、これらの影響を受けたと思われるサンプルを除去した上で Age adjust 型指数を推計する。

推定結果 2

本項では、都市構造の変化により住宅属性が変化したと思われるサンプルの除去を行ない、

Age adjust 型指数を推計する。本稿では都市構造の変化として、電車や地下鉄の新規開業や大規模な拡幅を取り上げる。分析期間中に新規開業した路線としては、都営地下鉄南北線・都営地下鉄大江戸線・新交通ゆりかもめ（東京臨海新交通臨海線）・りんかい線（東京臨海高速鉄道）がある。また、新規開業ではないものの、小田急線が複々線化となり利便性が大幅に拡充している。

よって、前節で使用したサンプルにおいて、上記の各路線沿線の物件のうち、1度目の取引時点が開業もしくは拡幅以前であり、2度目の取引時点が開業後であった物件を取り除くこととする。取り除かれたサンプル数は356ペアであり、その結果使用するサンプル数は1万842ペアとなった。

分析結果を表1および図2に記す。図を見ると、サンプルを除去する前に比べ指数全体が下方にシフトしていることがわかる。電車の新規開業や拡幅により交通利便性が上昇した物件では中古物件の価格下落が他の物件よりも緩やかになっていったと考えられる。このようなサンプルを除去したことで指数が下方にシフトしたということは、他の物件よりも価格の下落が緩やかな物件を含んだままリピートセールス指数を推計した場合、リピートセールス指数は上方に推計されることを示している。

以上のことから、住宅価格を上昇させるような変化が生じたサンプルを除去することで、価格指数は下方へシフトすることが明らかになった。これは、ヘドニック指数との乖離を縮小するものであり、リピートセールス指数をより正確に推計する方法だと考えられる。本稿ではデータ制約からサンプルの除去が行なえないものの、リフォームや改築が行なわれた住宅をサンプルから除去することができたならば、価格指数がさらに下方シフトすることが考えられる。また、それ以外にも都心部での再開発事業・大規模商業施設の建設なども住宅価値を上昇させる要因と考えられ、そういった影響を受けたサ

ンプルを除去することができたならば、さらに正確な価格指数を推計することが可能になると考えられる。

結論

分析の結果、次のことが明らかになった。

- BMN 型指数とヘドニック指数は異なる軌跡を描き、推定期間が長くなるほどその乖離は大きくなる。
- リピートセールス法を修正する手法として一般的に用いられる CS 型指数もヘドニック指数とは異なる軌跡を描き、修正としては不十分である。
- この原因は、日本の住宅市場の特殊性にあるものと考えられる。特に、日本のように建築後年数が価格形成に大きな影響を及ぼしていると考えられる市場では、建築後年数による価格変動の影響を分離することがきわめて重要であると考えられる。そこで、建築後年数を考慮した Age adjust 型指数を推計した。
- 建築後年数を考慮した指数を推定した結果、BMN 型指数の後半部分を大幅に上方修正することが示された。
- ヘドニック指数との比較では、近似した指数を描いている。この結果は、日本においては、建築後年数を考慮した Age adjust 型指数を推定することが必要であることを示唆するものである。さらに、「取引期間中に属性の変化がない」という仮定を満たすべく使用するサンプルを除去したうえで、Age adjust 型指数を推定した。
- 仮定を満たさないサンプルを除去すると、Age adjust 型指数は下方シフトすることが明らかになった。
- その結果、ヘドニック指数との差は縮小されることが示された。

このように、分析に使用するサンプルを注意深く選別することで、より正確な価格指数を推計することが可能になることが示された。

今後、より正確な指数を推計するためには、

「取引期間中に属性の変化がない」という仮定が満たされるサンプルのみを用いて指数を推計する必要がある。そのためには、リフォームや改築が行なわれたかどうか、都市再開発の影響を受けているかどうか、といったことが識別可能なデータベースを整備することが重要だと考えられる。

*本稿作成にあたり、住宅経済研究会において浅見泰司先生をはじめ、多くの先生方から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

注

- 1) 分析対象は分譲マンション、推定期間としては1975年1月から1995年3月まで、サンプル数は3193件となっている。
- 2) 『平成17年度版国土交通白書』によると、全住宅取引量に占める中古住宅の割合は、日本12.8%、アメリカ76.7%、イギリス89.4%、フランス68.9%となっている。
- 3) 建築後年数とタイムダミーの多重共線性については、「リピートセールス価格指数における非線形な築年数効果の調整」(『季刊 住宅土地経済』No.64、38-41頁「海外論文紹介」)を参考。
- 4) 各物件の市場性を静学的に捉えると価格となるが、時間の要素を入れると紙上に登場してから成約するまでの時間という要素も含まれる。これを情報誌に登場してから成約等によって抹消されるまでの時間として「市場滞留時間」とした。
- 5) 推計結果は紙幅の都合で一部割愛している。

参考文献

- Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse (1963) "A Regression Model for Real Estate Price Index Construction," *Journal of American Statistical Association*, 58, pp.933-942.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (1987) "Prices of Single Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities," *New England Economic Review*, (Sept./Oct.), pp.45-56.
- Chau, K.W., S. K. Wong and C. U. Yiu (2005) "Adjusting for Non-Linear Age Effects in the Repeat Sales Index," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31(2), pp.137-153.
- 中村良平 (1998) 「マンション価格指数と収益性」『季刊 住宅土地経済』No.27、16-25頁。

都市圏分類による 社会資本ストックの生産力効果

朝日ちさと

はじめに

人口減少による社会経済構造の変化等を背景として、今後、長期にわたる深刻な財政制約が予想されるわが国にとって、公的部門の資源配分の効率性は、ますます重要な論点となってきた。公共投資による社会資本整備についても、今後の整備方針として、地域特性や社会資本の分野ごとにどれだけ資源を配分するのかについて、効率性の観点から重点化を迫られるものと考えられる。そのような選択的な投資を行なうためには、ストックとしての社会資本が域内の生産力に及ぼす経済効果を検証することが不可欠である。

社会資本ストックの生産力効果については Aschauer (1989) 以来、研究が蓄積されており、時系列データおよびクロスセクション・データを用いた分析が数多く行なわれてきた。さらに、パネル・データを用いた分析として、岩本・大内・竹下・別所 (1996)、三井・林 (2001) などがある。これらの分析の空間的な単位をみると、多くは主に社会資本ストックに関するデータの制約から、全国あるいは都道府県、またはスピルオーバーを勘案した都道府県の組み合わせを空間的な単位として分析されている (浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 1994、岩本・大内・竹下・別所 1996、三井・林 2001など)。

しかしながら、域内の投資、付加価値、消費者の選択行動等を行政界でとらえる理由は、あ

くまでデータ制約の問題であり、経済主体の意思決定や経済活動の実態と整合的な妥当性があるわけではない。総生産関数の背後にある個々の企業の経済活動や消費者の選択行動を考えた場合、それらが対象とする空間的な範囲を対象とした分析が適していると考えられる。

このような空間的な経済活動の範囲を考慮した都市圏の概念を反映した研究としては、金本・大河原 (1996) や Kanemoto, Kitagawa, Saito and Shoji (2006) がある。本稿は、地域特性による効果の検証を目的のひとつとすることから、これらの既往研究と同様に、空間的単位として都市雇用圏を用いることとした。さらに、社会資本ストックの分野別の効果を検証することを目的とするため、社会資本ストックについては、唐木・奥原・渡真利・朝日・西畑 (2006) で分野および市町村単位・都市雇用圏単位への按分方法の検討を新たに行なったうえで作成されたデータを用いた。

以下では、オイルショック以降の高度経済成長期を経た1990年代までの期間と都市雇用圏の空間単位を対象としたパネル・データにより、社会資本ストックが都市雇用圏にもたらす生産力効果を推定する。

1 モデル

都市雇用圏の総生産関数を推定する。

$$Y=F(K, N, G) \quad (1)$$

ここで、K は民間資本ストック、N は就業者数、G は社会資本ストックを表す。いずれも

都市雇用圏の集計変数である。都市雇用圏内の個々の企業は、都市雇用圏の総就業者数と民間資本および社会資本をインプットとして生産を行なうと仮定される。都市雇用圏は就業による集積に着目した地域特性を表すことから、都市雇用圏の総生産関数には規模の経済性が存在すると仮定する¹⁾。

関数型はコブ＝ダグラス型を仮定する（Aは全要素生産性を表す）。生産関数および推定式は次のとおりである。

$$Y = AK^{\alpha}N^{\beta}\gamma \quad (2)$$

$$\ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} = a_0 + a_1 \ln \frac{K_{it}}{N_{it}} + a_2 \ln N_{it} + a_3 \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} + u_{it}$$

$$u_{it} = c_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

i は各都市雇用圏、t は時点を示すインデックスであり、d_t は時間効果、c_i は個別（地域）効果、u_{it}、ε_{it} は誤差項を表す。

社会資本ストックの総生産に関する弾力性 γ は a₃、総生産関数の規模の経済性（集積の経済）は a₂ で表される。

資本ストックの賦存量を加味した限界生産性は、民間資本ストックおよび社会資本ストックについて、それぞれ次のように表される。

$$MP_C = a_3 \times \frac{Y}{G} \quad (4)$$

$$MP_K = a_1 \times \frac{Y}{K} \quad (5)$$

2 データ

対象期間は1974年から1998年である。

社会資本ストックのデータとして、唐木・奥原・渡真利・朝日・西畑（2006）で作成された都市雇用圏の社会資本ストックのデータを用い

表1 社会資本ストックの分野別構成

	産業基盤	生活基盤	国土保全	農林水産業
	道路(国・都道府県道)・道路(高速自動車国道)・港湾・航空・工業用水道	道路(市町村道)・下水道・廃棄物・都市公園・水道・公共賃貸住宅・文教	治水・治山・海岸	農業・漁業
大都市雇用圏	223,426	1,230,102	182,076	157,617
小都市雇用圏	25,596	130,534	41,995	50,872

注1) 経済企画庁総合計画局社会資本研究会(1987)『社会資本整備の新たな展開——21世紀のシナリオ』の分類軸をもとに、内閣府政策統括官編『日本の社会資本』(2002)の主要20部門の社会資本を分類した。

2) 国鉄、鉄建公団、電電公社については、民営化等によりデータに欠損があるため、分析対象から除いた。

3) 地下鉄、林業、郵便、国有林については、使用データである『日本の社会資本』(2002)において都道府県別推計がなされていないため、分析対象から除いた。

(朝日氏写真)

あさひ・ちさと

1995年東京大学経済学部卒業。
2003年東京都立大学都市科学研究科修了(博士)。国土交通省国土交通政策研究所研究官を経て、2007年4月より首都大学東京都市教養学部准教授。
論文：「環境に由来する飲料水質汚染リスクの事後的マネジメント」ほか。

た。社会資本ストックについては直接利用することが可能な市町村データは限られるため、都道府県社会資本ストックデータを公共施設状況調等の関連する市町村データで按分して市町村データを作成し、都市雇用圏ごとに集計するという方法で作成されたデータである。市町村単位への按分を、投資額ではなく道路延長等の施設に関連するデータで行なっていることにより、地域に配分されているストックに整備状況の情報が反映されているとみなすことができる。詳細は本稿末の表10に、その他の変数のデータ作成方法については表9に示した。

市町村データを都市雇用圏単位で集計するには、都市雇用圏が基準年²⁾で異なることや対象期間に市町村合併が行なわれていることにより、アンバランスなパネル・データとなる。

社会資本ストックの分野別の分類は表1のように設定した。生活基盤のストックが最も大きい。市町村道が分類されていることが大きく寄与している。

3 推定

推定結果の概要

パネル分析においては、データのクロスセク

表2 社会資本全体の推定結果

	大都市雇用圏				小都市雇用圏			
	最小二乗法	個別固定効果	個別ランダム効果	2方向固定効果	最小二乗法	個別固定効果	個別ランダム効果	2方向固定効果
LOG(1人当たり民間資本)	0.393 (72.20)	0.225 (27.85)	0.245 (32.50)	0.239 (23.31)	0.465 (73.25)	0.322 (46.08)	0.339 (50.54)	0.210 (20.74)
LOG(就業者数)	0.041 (21.86)	0.060 (5.67)	0.053 (8.66)	0.032 (4.22)	-0.007 (-2.19)	-0.041 (-6.72)	-0.027 (-5.01)	-0.019 (-4.12)
LOG(社会資本ストック)	0.042 (9.10)	0.182 (28.31)	0.167 (27.46)	0.013 (1.78)	-0.010 (-2.17)	0.122 (23.20)	0.107 (21.58)	-0.035 (-6.50)
定数項	0.378 (15.95)	0.305 (2.48)	0.363 (5.03)	0.868 (9.37)	0.800 (25.05)	1.222 (19.39)	1.073 (19.34)	1.491 (30.16)
Adj. R ²	0.831	0.966	0.947	0.983	0.753	0.959	0.938	0.978
サンプル数	2,767	2,767	2,767	2,767	4,705	4,705	4,705	4,705
F検定	96.721	127.871	—	—	129.657	205.829	—	—
Hausman検定(χ^2)	—	—	56.864	—	—	—	79.782	—

注) ()内はt値。

ションの情報と時系列の情報がパラメータにどのように反映されるかが、モデルにおける定数項および誤差項の設定によって異なることが知られている。したがって、社会資本ストックの全体と分野別のそれぞれについて、最小二乗法(pooling OLS)、個別固定効果(one way Fixed)、個別ランダム効果(one way Random)、2方向固定効果(two way Fixed)の各モデルを推定し、それぞれのパラメータを比較するとともに、係数についての検定によりモデルを選択することとする。

表2に大都市雇用圏および小都市雇用圏の社会資本全体の推定結果を示した。大都市雇用圏については、いずれのモデルにおいてもパラメータは有意に推定されている。変数を比較すると、民間資本ストックの弾力性が最も大きくt値も大きい。就業者数および社会資本ストックについては弾力性がそれほどなく、有意性も低くなる。特に、社会資本ストックについては、モデルによりパラメータの大きさおよび有意性の差が大きい。なお、表には示していないが、分野ごとの推定結果でも同様の傾向が見られ、特に国土保全基盤および農林水産基盤については、最小二乗モデルおよび2方向固定効果モデルにおいて、社会資本ストックのパラメータが負となり符号条件を満たさなかった。

小都市雇用圏を見ると、民間資本ストックのパラメータおよび有意性については安定的であるが、就業者数についてはいずれのモデルにお

いても符号条件を満たさなかった。社会資本ストックについては、大都市雇用圏と同様に、最小二乗モデルおよび2方向固定効果モデルにおいてパラメータが負となるとともに有意性も低い。分野別では、生活基盤では最小二乗モデルのみにおいて就業者数のパラメータが正となっているが有意ではない。社会資本ストックのパラメータについても生活基盤の場合のみ、最小二乗モデルでパラメータの符号条件と有意性が改善されているが、その他の分野についてはほぼ全体と同様の傾向が示された。

モデルの比較

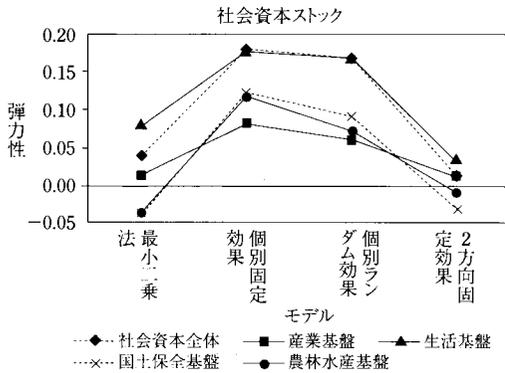
モデルにより社会資本ストックのパラメータの大きさおよび有意性の相違に一定の傾向がみられることから、各モデルの仮定から導かれるパラメータの含意を検討する。

最小二乗モデルはすべての都市雇用圏について同一の定数項を仮定するのに対し、個別固定効果モデルおよび個別ランダム効果モデルでは都市圏ごとに異なる個別効果が、2方向固定効果モデルではそれに加えて時系列方向の時間効果がコントロールされる。したがって、モデルのパラメータはそれぞれ異なる期間を仮定した効果として解釈できる(Kennedy, 2003)。固定効果モデルの推定量はどの都市圏でも共通に見られる時系列方向の効果(within推定量)、すなわち短期の効果を表している。一方、ランダム効果モデルおよび最小二乗モデルの推定量

表3 係数の比較：大都市雇用圏

	最小二乗法	個別固定効果	個別ランダム効果	2方向固定効果
社会資本全体	0.042	0.182	0.167	0.013
産業基盤	0.014	0.082	0.063	0.015
生活基盤	0.081	0.178	0.169	0.033
国土保全基盤	-0.038	0.121	0.091	-0.031
農林水産基盤	-0.035	0.117	0.073	-0.008

図1 係数の比較：大都市雇用圏



は、各都市雇用圏内の時系列方向の効果と都市雇用圏間関係 (between 推定量) の両方の情報が表れていることから、短期と長期の効果が表れる。2方向固定効果モデルは、都市圏共通の短期効果から、さらに各時点に特有の効果がコントロールされた時点共通の効果を表す。

表3および図1、表4および図2は、大都市雇用圏と小都市雇用圏のそれぞれについて、社会資本ストックのパラメータをモデルごとに比較したものである。

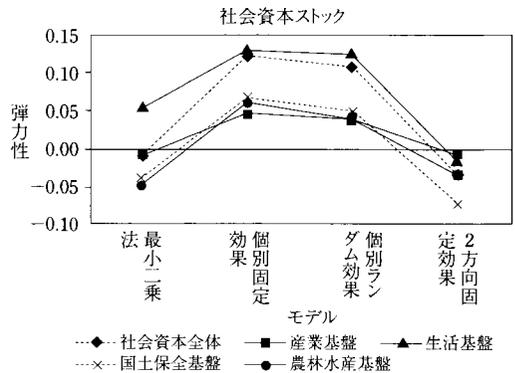
大都市雇用圏と小都市雇用圏のすべての分野において、固定効果モデルのパラメータが最も大きく、都市雇用圏間の情報が入るランダム効果モデルおよび最小二乗モデルになるとパラメータの値が小さくなる。これは、社会資本ストックと都市雇用圏固有の要素である定数項が相関していることを表す。すなわち、最小二乗推定量は、一定の定数項を仮定していることにより、都市雇用圏内の正の効果と、都市雇用圏ごとの域内総生産と社会資本ストックとの潜在的な関係との両方を含み、後者の負の相関により下方にバイアスがあると考えられる。

また、固定効果モデルと2方向固定効果モ

表4 係数の比較：小都市雇用圏

	最小二乗法	個別固定効果	個別ランダム効果	2方向固定効果
社会資本全体	-0.010	0.122	0.107	-0.035
産業基盤	-0.006	0.046	0.036	-0.007
生活基盤	0.054	0.129	0.122	-0.016
国土保全基盤	-0.039	0.066	0.048	-0.072
農林水産基盤	-0.046	0.061	0.039	-0.034

図2 係数の比較：小都市雇用圏



ルのパラメータを比較すると、後者の推定量が小さくなっていることから、固定効果モデルの推定量は、社会資本ストックと時点固有の要素との正の相関による上方バイアスが疑われる。時点固有の要素として、被説明変数である域内総生産のラグ値による内生性が考えられることから、域内総生産の1期ラグを説明変数とし2期ラグを操作変数とする階差モデル (Anderson and Hsiao, 1981) を推定したが、良好な結果を得られなかった。

モデルの選択

各モデルのパラメータの比較を踏まえ、モデル選択のため、個別固定効果モデルと最小二乗モデル、個別固定効果モデルと個別ランダム効果モデルおよび個別固定効果モデルと2方向固定効果モデルについて、それぞれF検定、Hausman検定およびF検定を行なった。

社会資本ストック全体の推定についての検定統計量を表2に示した。定数項がすべての都市雇用圏について等しいこと、ランダム効果推定量が固定効果推定量よりも効率的であること、および時間効果が等しいことの各帰無仮説が棄

表5 操作変数法：大都市雇用圏

	社会資本全体		産業基盤		生活基盤		国土保全基盤		農林水産基盤	
	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法
LOG(1人当たり民間資本)	0.239 (0.010)	0.235 (0.014)	0.237 (0.010)	0.231 (0.015)	0.237 (0.010)	0.234 (0.014)	0.239 (0.010)	0.243 (0.013)	0.242 (0.010)	0.235 (0.014)
LOG(就業者数)	0.032 (0.007)	-0.018 (0.008)	0.030 (0.007)	-0.019 (0.008)	0.035 (0.007)	-0.016 (0.008)	0.030 (0.007)	-0.023 (0.008)	0.029 (0.007)	-0.020 (0.008)
LOG(社会資本ストック)	0.013 (0.007)	0.047 (0.019)	0.015 (0.004)	0.043 (0.019)	0.033 (0.007)	0.062 (0.026)	-0.031 (0.006)	0.031 (0.013)	-0.008 (0.005)	0.027 (0.011)
定数項	0.868 (0.093)	1.462 (0.108)	0.923 (0.091)	1.586 (0.104)	0.824 (0.092)	1.443 (0.109)	0.882 (0.091)	1.592 (0.103)	0.906 (0.091)	1.571 (0.101)
Adj. R ²	0.983	0.982	0.983	0.981	0.983	0.982	0.983	0.981	0.983	0.982
サンプル数	2,767	2,035	2,767	2,035	2,767	2,035	2,767	2,035	2,767	2,035
Sargan's 検定(p値)		0.99994		0.99998		0.99997		0.99997		0.99997
操作変数法		LOG(KAJU-CHI) LOG(KAJU-CHI ²)		LOG(KAJU-CHI) LOG(KAJU-CHI ²)		LOG(KAJU-CHI) LOG(KAJU-CHI ²)		LOG(KAJU-CHI) LOG(KAJU-CHI ²)		LOG(KAJU-CHI) LOG(KAJU-CHI ²)

注) ()内は標準誤差。

表6 操作変数法：小都市雇用圏

	社会資本全体		産業基盤		生活基盤		国土保全基盤		農林水産基盤	
	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法	2方向固定効果	操作変数法
LOG(1人当たり民間資本)	0.210 (0.010)	0.237 (0.015)	0.212 (0.010)	0.226 (0.019)	0.209 (0.010)	0.231 (0.018)	0.200 (0.010)	0.246 (0.013)	0.209 (0.010)	0.237 (0.015)
LOG(就業者数)	-0.019 (0.005)	-0.063 (0.012)	-0.022 (0.005)	-0.067 (0.007)	-0.022 (0.005)	-0.065 (0.007)	-0.013 (0.004)	-0.072 (0.022)	-0.017 (0.005)	-0.065 (0.014)
LOG(社会資本ストック)	-0.035 (0.005)	0.064 (0.065)	-0.007 (0.003)	0.040 (0.024)	-0.016 (0.005)	0.043 (0.024)	-0.072 (0.004)	0.074 (0.077)	-0.034 (0.003)	0.045 (0.046)
定数項	1.491 (0.049)	1.755 (0.052)	1.454 (0.050)	1.994 (0.092)	1.485 (0.050)	1.884 (0.072)	1.392 (0.047)	1.941 (0.210)	1.417 (0.049)	1.882 (0.147)
Adj. R ²	0.978	0.978	0.978	0.977	0.978	0.978	0.981	0.977	0.979	0.979
サンプル数	4,705	3,106	4,705	2,380	4,705	2,380	4,705	3,106	4,705	3,104
Sargan's 検定(p値)		0.99999		0.000		0.000		0.99998		0.99997
操作変数法		LOG(SAIGAI) LOG(SAIGAI ²)		LOG(TOSHIKEI-KAKU) LOG(ROUHU _i)		LOG(TOSHIKEI-KAKU) LOG(ROUHU _i)		LOG(SAIGAI) LOG(SAIGAI ²)		LOG(SAIGAI) LOG(SAIGAI ²)

注) ()内は標準誤差。

却され、都市雇用圏と時点をダミー変数とした2方向固定効果モデルが採択された。表掲していないが、両都市雇用圏のすべての分野について、同様の結果が得られた。

操作変数法

2方向固定効果モデルのパラメータは、大都市雇用圏の国土保全基盤および農林水産基盤、小都市雇用圏の全分野の社会資本ストックについて、符号条件が満たされていない。

総生産関数の推定における社会資本のパラメータは、公共投資が乗数効果等を目的とした地域への所得分配の役割を担ってきたことによる同時性バイアスが存在することが知られている。または、個別ダミーおよび時点ダミーでコントロールされなかった変数と社会資本ストックの変数との相関の可能性が考えられる。

したがって、符号条件を満たさない推定について操作変数法による推定を行なった。操作変数として、大都市雇用圏については可住地面積、小都市雇用圏については災害復旧費、都市計画区域面積、地方交付税交付金額を用いた。

推定結果は表5および表6のとおりである。大都市雇用圏については、社会資本ストックの符号は改善されたが、規模の経済性を表す就業者数のパラメータの符号が負となった。過剰識別制約の検定を行なったところ、すべての分野について操作変数が外生であるという帰無仮説は棄却されなかった。小都市雇用圏についても、社会資本ストックの符号は改善されたが、就業者数パラメータの符号は改善されなかった。また、過剰識別制約テストの結果、産業基盤および生活基盤において操作変数の内生性が疑われる結果となった。係数の有意性については、い

表7—社会資本の効果

社会資本の分類	弾力性： 社会資本ストック a ₃	弾力性： 民間資本ストック a ₁	限界生産性： 社会資本ストック MP _G	限界生産性： 民間資本ストック MP _K	限界代替率 MRS _{GK}
全体：大都市	0.047	0.235	0.075	0.165	2.200
産業基盤	0.043	0.231	0.560	0.162	0.290
生活基盤	0.062	0.234	0.146	0.164	1.125
国土保全基盤	0.031	0.243	0.484	0.171	0.353
農林水産基盤	0.027	0.235	0.490	0.165	0.337
全体：小都市	0.064	0.237	0.053	0.148	2.794

ずれの都市雇用圏、分野ともに、操作変数法の標準誤差が増加する傾向が見られる。

4 社会資本の効果

モデルの特定化の信頼性にに基づき、大都市雇用圏全分野および小都市雇用圏の社会資本全体の操作変数法の推定値について社会資本の効果を見る³⁾。社会資本ストックの弾力性および限界生産性、民間資本ストックとの限界代替率を算出したところ、表7の結果が得られた。

社会資本の弾力性

大都市雇用圏の社会資本全体の弾力性は0.047となっている。分野別では、生活基盤の弾力性が0.062で最も大きく、産業基盤、国土保全基盤、農林水産基盤と続く。生活基盤の域内総生産への寄与度が大きい理由として、市町村道が生活基盤に分類されていることが考えられる。市町村道は高速自動車国道や国・都道府県道と比較した場合に、より生活道路に近い特徴を持つと考えられるが、経済活動全般の基盤としての役割も当然ながら大きい。そのことが生産力効果として表れていると推察される。

民間資本ストックの弾力性は、社会資本全体で0.235、分野別では0.231-0.243である。社会資本ストックの弾力性と比較すると、総じて民間資本ストックの効果のほうが大きい⁴⁾。

社会資本の限界生産性

社会資本全体の限界生産性は0.075であり、民間資本ストックの限界生産性の半分以下である。分野別で見ると、相対的にストックが小さい農林水産基盤、国土保全基盤および産業基盤

表8—限界代替率の要因

	ストック額 (百万円)	弾力性比 a ₁ /a ₃	ストック比 G/K
大都市雇用圏：域内総生産	2,879,321		
民間資本ストック	4,105,051		
社会資本全体	1,793,222	5.036	0.437
産業基盤	223,426	5.326	0.054
生活基盤	1,230,102	3.753	0.300
国土保全基盤	182,076	7.948	0.044
農林水産基盤	157,617	8.764	0.038
小都市雇用圏：域内総生産	206,307		
民間資本ストック	329,180		
社会資本全体	248,997	3.693	0.756

の限界生産性が高い一方、ストックの大きい生活基盤については限界生産性が低い。前者3分野の中では、産業基盤のストックが最も大きいですが、弾力性の大きさにより総合的に限界生産性が高い。

民間資本ストックとの比較で見ると、ストックが小さい産業基盤、国土保全基盤および農林水産基盤で民間資本ストックの限界生産性を超えている一方、生活基盤の限界生産性はストックが大きいために民間資本ストックを下回っている。

限界代替率

限界代替率は、民間資本ストックが限界的に減少したときに生産水準を維持するためには社会資本ストックがどの程度必要かを示す指標であり、民間資本ストックと社会資本ストックの弾力性比と、既存の賦存量の相対比であるストック比とに分解することができる。

$$MRS_{GK} = \frac{\partial G}{\partial K} = \frac{a_1}{a_3} \times \frac{G}{K} \quad (6)$$

社会資本全体の場合の限界代替率は2.200となっている。分野別に見ると、産業基盤、国土保全基盤、および農林水産基盤については1未

満であるのに対し、生活基盤の代替率は1.125と大きくなっている。

要因を分解すると、産業基盤、国土保全基盤、および農林水産基盤については、民間資本ストックの効果のほうが大きいことにより弾力性比が大きい、社会資本ストックが相対的に小さいことによりストック比が小さいことから、限界代替率が抑えられている。他方、生活基盤については、弾力性比は前3分野より小さいが、社会資本ストックの民間資本ストック比が大きいために限界代替率を押し上げている。

大都市雇用圏と小都市雇用圏の比較

小都市雇用圏の社会資本全体の弾力性は0.064であり大都市雇用圏より大きい、限界生産性は0.053で大都市雇用圏より小さい。小都市雇用圏の社会資本ストック増加の域内総生産への寄与度は、大都市雇用圏より潜在的には大きいものの、相対的にすでにストックが大きいため、限界的な効果は大都市雇用圏より小さくなっていると考えられる。民間資本ストックの弾力性は0.237で大都市雇用圏より若干大きい、限界生産性は0.148と小さくなっている。

民間資本ストックとの限界代替率は2.794であり、大都市雇用圏より大きくなっている。要因別にみると、弾力性比は小さいもののストック比が大きいことが効いており、民間資本ストックに比べて相対的に社会資本ストックが大きいために代替率が大きくなっている。

おわりに

本稿では都市雇用圏の社会資本ストックのパネル・データを用いて、社会資本ストックの生産力効果を分野別に推定し、社会資本ストックが都市圏の域内総生産に及ぼす影響を検証した。

パネル分析のモデル選択の結果、2方向固定効果モデルが選択されたが、社会資本ストックの符号条件が満たされなかったため、さらに操作変数法を適用した。

モデル選択の過程で、社会資本ストックは都

市雇用圏内では短期的な正の生産力効果が確認されるが、都市雇用圏ごとの潜在的な域内総生産と社会資本ストックとの間には負の相関があること、すなわち、域内総生産が低い都市雇用圏で社会資本ストックが大きいことが示唆された。これは、公共投資が所得分配の役割を担ってきたとの既往研究の指摘と整合的である。この傾向は、最小二乗推定のパラメータが負となった大都市雇用圏の国土保全基盤および農林水産基盤、また小都市雇用圏の全般に該当すると考えられる。

社会資本の効果については、大都市雇用圏の分野別では生活基盤の弾力性が最も大きい、本稿の推定ではストックの大きい市町村道を生活基盤に分類しているが、その域内総生産への寄与が表れていると考えられる。既存のストックを考慮した限界生産性でみると、産業基盤の増加が域内総生産を最も増加させるとの結果が得られた。

民間資本ストックとの完全代替性を仮定した限界代替率で社会資本ストックの効率性を比較すると、大都市雇用圏の分野別では、生活基盤が1を超えており効率性が最も低い。他の分野に比べて弾力性は大きいものの、ストックが大きいことが効いている。他の3分野についてはストックが小さいことにより代替率は低い。大都市雇用圏と小都市雇用圏の比較では、小都市雇用圏の効率性が低い、その要因は弾力性ではなくストックの大きさである。

以上の結果により、社会資本ストックの増加は域内総生産に一定の効果を持つが、その効率性は既存のストックの多寡によるため、すでにストックの大きい社会資本については域内総生産を増加させる効果は小さいことが示唆される。したがって、大都市雇用圏の分野別比較では産業基盤の、大都市と小都市の比較では大都市雇用圏のストックの増加が域内総生産に寄与すると考えられる。すなわち、大都市雇用圏の産業基盤のストックは一定の弾力性に加えてストックの大きさが相対的に小さいこと、また大都市

表9 変数リスト

変数		データ		集計単位	年度
被説明変数	域内総生産	Y	産業別県内総生産(1995暦年価格)を、市町村別産業分類別就業者数により按分し、産業別市町村内総生産(1995暦年価格)を算出。各産業について合計したものを、市町村内総生産(1995暦年価格)とし、都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974~1998
説明変数	民間資本ストック	K	都道府県別産業別民間資本ストック額を、市町村別産業分類別就業者数により按分し、市町村別産業別民間資本ストック額(1995暦年価格)を算出。各産業について合計したものを市町村別民間資本ストック額(1995暦年価格)とし、都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974~1998
	就業者数	N	1975、1980、1985、1990、1995年度については、国勢調査(総務省)に基づく市町村別の「産業分類別就業者数」により、第1次産業から第3次産業の合計を使用。上記以外の年度については、国勢調査実施年度間における就業者数の年平均増加率を用いて市町村の就業者数を算出し、都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974~1998
	社会資本ストック	G	『日本の社会資本』(内閣府)の都道府県別主要部門別社会資本ストック額を按分したものを都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974~1998

雇用圏は弾力性については小都市雇用圏に劣るもののストックが相対的に小さいことにより、これらの分野や地域への投資が効率性を高めることが示された。また、すでにストックの大きい分野については、単なるストックの増加は効率性の改善をもたらさないことから、有効活用やネットワークの形成等によって稼働率を上げることが有効であると考えられる。

分析上の今後の課題として次の2点があげられる。第1に都市規模の効果を考慮した推定結果の改善である。本稿では、社会資本ストックの同時性バイアスを解消することはできたものの、都市規模の効果を表す就業者数のパラメータの符号が負であり、期待される結果とならなかった。社会資本は共同消費等の地域公共財としての側面から都市規模を決定する一要因であるが(金本 1997)、都市規模と都市雇用圏のさまざまな要因との関係は先見的に明らかではないことから、適切な操作変数の適用や一般化積率法によって観察されない変数の影響を除去し、有意なパラメータを得ることが課題である。

第2に、本稿の分析では、社会資本ストックを他の要因と代替的であるとみなすコブ=ダグラス型生産関数の推定を適用したが、社会資本ストックの機能は、環境創出型・不払い要素型の区別で知られるように他の生産要素との補完性も想定される。そのような社会資本の機能をより特定した上での生産性や効率性の分析が望まれる。

*本稿作成にあたり、金本良嗣先生、八田達夫先生をはじめとする住宅経済研究会の参加者より多くの有益なコメントをいただいた。記して感謝いたします。

注

- 1) 総生産関数の規模の経済性のパラメータは、個々の企業が民間資本と就業者数に関して一次同次であるときに、一定の条件のもとで、都市雇用圏における集積の経済を表すとみなすことができる(金本・大河原1996)。
- 2) 1980年、1990年、1995年、2000年基準の都市雇用圏の設定を用いた。
- 3) 都市規模の効果(就業者数のパラメータ)については期待される符号を得られていないが、関心のある社会資本ストックのパラメータの符号が有意に改善されたことおよび民間資本ストックの係数の安定性を鑑み、都市規模以外の推定結果を採用することとする。
- 4) ただし、民間資本ストックのデータには、過剰設備が指摘されていた1990年代のデータも含まれるが、本分析では民間資本ストックの稼働率を考慮していないことに留意する必要がある。

参考文献

Anderson, T. W. and C. Hsiao (1981) "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, No. 375, pp.598-606.

Aschauer, D. A.(1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, pp. 77-200.

Kanemoto, Y., T. Kitagawa, H. Saito and E. Shioji (2006) "Estimating Urban Agglomeration Economies for Japanese Metropolitan Areas: Is Tokyo too Large?" Okabe, A. (ed.) *GIS-Based Studies in the Humanities and Social Sciences*, pp.229-241.

Kennedy, P.(2003) *A Guide to Econometrics*, The MIT Press.

浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉

表10—市町村データ¹⁾

社会資本の分野 ²⁾	市町村への按分手法	市町村への按分に用いたデータ
①道路	以下の方法により、高速自動車国道、国・都道府県道、市町村道データを作成。 ①各年度の全国データを、『道路統計年報』による高速自動車国道およびその他の道路(国・都道府県道、市町村道)の実延長により按分し、高速自動車国道ストック額(全国ベース)を算出。これを、都道府県別インターチェンジ数(道路局調べ)により按分し、都道府県別高速自動車国道ストック額を算出。 ②「日本の社会資本」による都道府県別道路ストック額から①で求めた都道府県別高速自動車国道ストック額を除いた残りの部分について、国・都道府県道、市町村道の都道府県別実延長により按分し、国・都道府県道ストック額および市町村道ストック額を算出。 高速自動車国道については、インターチェンジ数、国・都道府県道および市町村道については、市町村道実延長により按分。	インターチェンジ数：国土交通省道路局調べ 市町村道実延長：『公共施設状況調』(総務省)
②港湾	港湾出入貨物量により港湾別に按分し、港湾所在市町村に配分。	港湾出入貨物量：『港湾統計(年報)』 ³⁾ (国土交通省港湾局)
③航空	滑走路の長さにより空港別に按分し、空港所在市町村に配分。	滑走路の長さ：国土交通省航空局ホームページ等 ⁴⁾
④公共賃貸住宅	市町村が設置した公営住宅等 ⁵⁾ の戸数により按分。	公営住宅等戸数：『公共施設状況調』(総務省)
⑤下水道	下水道の排水区域面積により按分。	排水区域面積：『下水道統計』(財団法人下水道協会)
⑥廃棄物処理	処理人口(し尿処理施設+ごみ処理施設)により按分。	し尿処理施設およびごみ処理施設処理人口：『公共施設状況調』(総務省)
⑦水道	上水道等 ⁶⁾ の給水人口により按分。	給水人口：『公共施設状況調』(総務省)
⑧都市公園	都市公園等面積(市町村立+市町村立以外)により按分。	都市公園等面積：『公共施設状況調』(総務省)
⑨文教施設	小学校数(市町村立+一部事務組合立)により按分。	小学校数：『公共施設状況調』(総務省)
⑩治水	可住地面積 ⁷⁾ (=総面積-主要湖沼面積-林野面積)により按分。	総面積：『国勢調査』(総務省)、全国都道府県市区町村別面積調(国土地理院) 主要湖沼面積：『全国都道府県市区町村別面積調』(国土地理院) 林野面積：『世界農業センサス林業地域調査報告書』(農林水産省)
⑪治山	森林面積により按分。	森林面積 ⁸⁾ ：『世界農業センサス林業地域調査報告書』(農林水産省)
⑫海岸	要保全海岸延長により按分し、要保全海岸所在市町村に配分。	要保全海岸延長 ⁹⁾ ：国土交通省河川局調べ
⑬農業	耕地面積により按分。	耕地面積：『公共施設状況調』(総務省)
⑭漁業	漁港数により按分し、漁港所在市町村に配分。	漁港数：水産庁ホームページ ¹⁰⁾
⑮工業用水道	計画給水量により施設別に按分し、所在市町村に配分。	計画給水量：『工業用水道施設総覧』(財団法人工業用水協会ホームページ ¹¹⁾)

注1) 唐木・奥原・渡真利・朝日・西畑(2006)より抜粋。
 2) 対象とした社会資本ストックは、「日本の社会資本」で都道府県データが推計されているもの(15分野)。
 3) 『港湾統計(年報)』においては、港湾別データ(港湾出入貨物量)が掲載されており、各港湾の所在市町村(国土交通省港湾局調べ)に積み上げを行なった。
 4) 当該ホームページにおいて、空港別データ(所在市町村、滑走路の長さおよび供用開始・滑走路延長年月)を掲載。また、移転があった空港の旧データについては、各都道府県庁ホームページ等による。
 5) 公営住宅・改良住宅・単独住宅をいう。
 6) 上水道・簡易水道・専用水道・飲料水供給施設をいう。
 7) 当該データは1974～1980年度については得られなかったため、当該年度については1981年度のデータを使用した。
 8) 10年おきに行なわれる調査であるため、1974～1989年度については1980年調査、1990～1998年度については1990年調査のデータを用いた。
 9) 当該データは平成16年9月現在のものであり、昭和49年度まで遡って使用した。また、合併・編入があった市町村のデータについては、合併・編入前の市町村の海岸線延長(『海岸統計』(国土交通省河川局))により按分した上で使用した。
 10) 当該ホームページにおいては、漁港別データ(所在市町村および漁港漁場整備法による指定年月日等)が掲載されており、指定年月日が属する年度以降に積み上げを行なった。
 11) 当該ホームページにおいては、施設別データ(計画給水量)が掲載されており、各都道府県庁ホームページ等により所在市町村を確認した上で、積み上げを行なった。

浦正典(1994)「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』第135号、1-31頁。
 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正(1996)「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』第41号、27-52頁。
 唐木芳博・奥原崇・渡真利論・朝日ちさと・西畑知明(2006)「社会資本ストックの経済効果に関する研究——都市圏分類による生産力効果と厚生効果」『国土

交通政策研究』第68号、1-134頁。
 金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社。
 金本良嗣・大河原透(1996)「東京は過大か——集積の経済と都市規模の経済分析」『電力経済研究』No.37、29-42頁。
 三井清・林正義(2001)「社会資本の地域間・分野別配分」『社会科学研究』第52巻第4号、3-29頁。

オフィスと住宅の床面積の 組み合わせと通勤混雑の関係

六本木防衛庁跡地再開発における考察

三浦千加

はじめに

都心における再開発が進展し、都心へのオフィス集中が進むと、フェイス・トゥ・フェイス・コンタクトが容易になるため、効率的な業務活動が実現し、都市の生産性が高まる。その反面、都心への通勤交通が増加することにより通勤混雑も増加する。一方、都心において新たな住宅が整備され、郊外から都心に居住地を変更する人が多数存在するようになると、都心への通勤交通が減少することにより通勤混雑も減少（緩和）する。以上より、通勤混雑への影響という観点からは、都心におけるオフィスの集中と住宅の整備は互いに相殺する関係にある。

よって、都心再開発が通勤混雑に与える影響を考える際には、オフィスの集中による混雑の増加と、住宅の立地による混雑の緩和の効果が同時に発生することに注意する必要がある。そして、互いの効果を考慮したオフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係についての知見が求められている。

上記のような背景のもと、本稿では下記の2点を目的としている。①オフィスの集中により増加する通勤混雑を、同地区内での住宅供給によって減少させる場合のオフィスと住宅の床面積の組み合わせ（比率）について検討する方法論を示すこと、②都心で行なわれている特定の再開発を対象として、オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係を推計し、今後都心再開発を行なう際の参考指標とすることで

ある。

なお、本稿の対象とする通勤混雑は、首都圏鉄道ネットワークにおけるピーク1時間の通勤混雑とする。

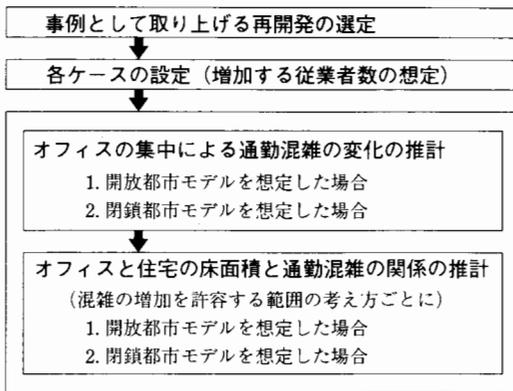
1 既存研究の整理と本稿の特徴

寺崎（2002）は、丸の内・大手町（以下、「大手町」という）へのオフィス集中による通勤混雑の変化に関する研究を行なっている。しかしこれは、住宅立地による通勤混雑の緩和効果を考慮したものではない。また、八田・久米・唐渡（2005）は、大手町、内幸町、丸の内におけるオフィス用の容積率と居住用の容積率を同時に緩和した場合を想定し、費用便益分析を行なっている。この研究では、オフィスの容積率緩和による通勤混雑増加を完全に相殺するような住宅の容積率緩和を想定している。

本稿では、八田・久米・唐渡（2005）と同様の考え方により住宅の容積率緩和を想定するケースのほか、比較的交通容量に余裕のある箇所では通勤混雑の増加を許容し、それ以外の混雑の著しい箇所においてのみ通勤混雑を解消する場合について数ケース想定することとしている。

本稿の特徴は以下の通りである。①住宅立地による通勤混雑の緩和効果を考慮し、オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係について検討を行なうこと、②従業者が増加することによる通勤混雑の増加を推計する際、都市全体で労働人口が増加するような開放都市モデルを想定した推計と、労働人口が一定である

図1—検討の手順



ような閉鎖都市モデルを想定した推計を行なう¹⁾こととし、前者は寺崎 (2002) による手法を用い、後者は運政審モデルを用いること、③大手町以外の地区での従業者増加による通勤混雑の変化を推計し、寺崎 (2002) が示した大手町における従業者増加による通勤混雑の変化と比較し、当該地区における再開発による通勤混雑への影響の特性を把握することである。

2 検討の手順

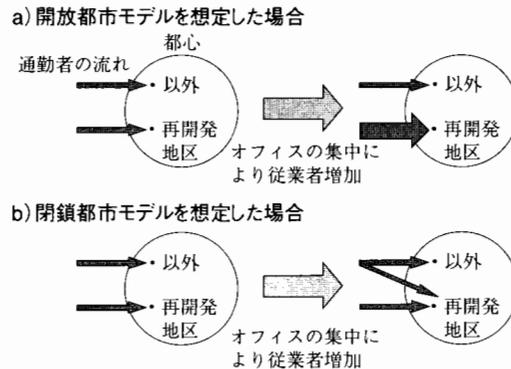
まずは、事例として取り上げる再開発の選定を行なう。次に、その再開発により増加する従業者数を想定する。そして、各ケースにおける通勤混雑の変化を推計し、増加する通勤混雑について、同地区内での住宅供給によって解消する場合に、オフィスの床面積に対して住宅の床面積はどの程度必要となるか、オフィスと住宅の床面積の組み合わせについて検討する。図1は、検討の手順を示したフローである。

なお、推計にあたっては、図2の通り、開放都市モデルを想定した場合と、閉鎖都市モデルを想定した場合の2通りの推計を行なうものとする。

3 検討の対象とする再開発

検討対象事例として取り上げる再開発は、六本木 (住所は赤坂) の防衛庁跡地 (以下、「六本木防衛庁跡地」という) における再開発事業

図2—2通りの推計



とする。この事業を選定した理由は以下の通りである。

①オフィスと住宅を同時に整備する再開発であり本稿の対象として適していること、②都内でも特に規模の大きい再開発事業であり周囲の交通に与える影響が大きいと考えられること、③周辺を通る鉄道は、日比谷線、大江戸線、千代田線の3路線だけであり、鉄道ネットワークがあまり密ではないことから通勤混雑が問題となる可能性があることである。

六本木防衛庁跡地再開発は、2000年5月に六本木から市ヶ谷に移転した防衛庁の跡地 (敷地約7.8万㎡) で進められている。総事業費は3700~3800億円台とされ、地上54階建ての超高層ビルには、2007年春より、オフィス、商業施設、高級賃貸マンション等が入居している。

4 各ケースの設定

ここで、六本木防衛庁跡地の再開発で増加が見込まれる従業者数を想定し、各ケースを設定する。従業者数の想定にあたっては、すでにオープンしている「六本木ヒルズ」を参考にする。六本木ヒルズの就業者人口は約2万人とされており、六本木防衛庁跡地におけるオフィス床面積は六本木ヒルズとほぼ同程度の35万㎡前後であることから、六本木防衛庁跡地においても2万人の従業者が発生すると想定する。そこで、ケース0を六本木防衛庁跡地で従業者が増加し

ない状態、ケース1を従業者が2万人増加する状態とする。また、ケース2は従業者が5万人増加する状態とし、計画されているよりも多くの従業者数が発生した場合について検討する。さらに、ケース3は従業者が16.3万人増加する状態であるが、これについては、大手町で従業者が16.3万人増加した場合の通勤混雑の変化を示した既往研究との比較のため設定した。

5 検討の方法

オフィスの集中による通勤混雑の変化

(a)開放都市モデルを想定した推計

六本木で従業者が増加した後の通勤混雑の変化を推計するにあたって、次のような仮定をおく。すなわち、①六本木の従業者増加後も、従業者の居住分布と通勤経路は不変、②通勤時に鉄道を利用する人の割合、鉄道のピーク集中度は不変というものである。

はじめに、六本木防衛庁跡地へ鉄道で通勤する人がどの駅を利用するかを考える。六本木防衛庁跡地は、日比谷線六本木駅、大江戸線六本木駅、千代田線乃木坂駅の3駅（以下、「六本木周辺3駅」という）のポロノイ領域に含まれるため、防衛庁跡地で新たに発生する従業者の中の鉄道利用者は、上記3駅のいずれかを利用するものとする。

次に、六本木周辺3駅で降車する通勤者の初乗り駅の分布と通勤経路を把握する。初乗り駅の分布は、『平成12年大都市交通センサス』（財団法人運輸政策研究機構）を用いるが、大江戸線については、調査当時はまだ開通していなかった²⁾ため、現在のところODデータが存在しない³⁾。よって、後で述べる手法により、独自に予測を行なっている。通勤経路については、各人が最短経路で通勤するものと仮定し、『駅すばあと』（2005年、ヴァル研究所）によって経路を決定する。

それから、ピーク時の駅間断面交通量および混雑率を把握する。主要路線においては、『平成16年都市交通年報』（財団法人運輸政策研究

(三浦氏写真)

みうら・ちか
1981年滋賀県生まれ。2006年政策研究大学院大学修了。現在、国土交通省港湾局振興係長。

機構)にピーク時の最混雑区間の断面交通量および混雑率、ピーク集中度、輸送能力等が記載されているため、これを利用する。それ以外の区間では、各駅間における1日平均断面交通量が明らかになっているためピーク集中度、輸送能力をそれぞれの路線における最混雑区間におけるものと同じであると仮定し、以下のように算出する。

$$\begin{aligned} & \text{最混雑区間以外のピーク時駅間断面交通量} \\ & = (\text{最混雑区間以外の1日平均駅間断面交通} \\ & \quad \text{量} / \text{最混雑区間の1日平均断面交通量}) \\ & \quad \times \text{最混雑区間のピーク時駅間断面交通量} \end{aligned}$$

一方、従業者増加後のピーク時における六本木周辺3駅での降車人数の変化は次のように求められる。

$$\begin{aligned} & \Delta \text{ピーク時六本木周辺3駅降車人数} \\ & = \Delta \text{従業者数} \times \text{鉄道利用者割合} \\ & \quad \times \text{定期券利用者ピーク1時間集中度} \\ & \quad / \text{ピーク1時間定期券利用率} \end{aligned}$$

ここで、鉄道利用者割合は『平成12年国勢調査』（総務省）、ピーク1時間定期券利用率は『平成12年大都市交通センサス』、定期券利用者ピーク1時間集中度は路線ごとに『平成16年都市交通年報』よりそれぞれ算出する。

以上をもとに、各駅間における混雑率の変化を求める。図3は、各駅間の混雑率の変化を求める方法である。

図3 一各駅間の混雑率の変化を求める方法
(開放都市モデル)

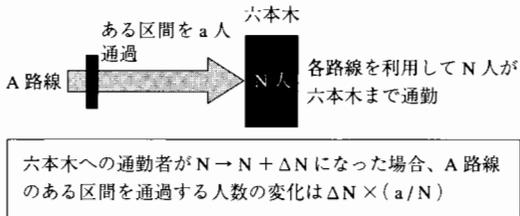


表1 増加する通勤混雑を解消する目安

(ア)	全路線全区間において平均的に増加した混雑をすべて解消する
(イ)	主要路線の最混雑区間において平均的に増加した混雑を解消する
(ウ)	主要路線の最混雑区間(混雑率150%以上)において平均的に増加した混雑を解消する
(エ)	主要路線の最混雑区間(混雑率180%以上)において平均的に増加した混雑を解消する

表2 一主要路線の最混雑区間

	路線名	最混雑区間	路線名	最混雑区間	
1	JR京浜東北線	上野→御徒町	31	京成本線	大神宮下→京成船橋
2	JR山手線(外回り)	上野→御徒町	32	西武新宿線	下落合→高田馬場
3	JR京浜東北線	大井町→品川	33	東京メトロ丸ノ内線	新大塚→茗荷谷
4	JR中央本線(快速)	中野→新宿	34	京成押上線	曳舟→押上
5	JR武蔵野線	東浦和→南浦和	35	西武池袋線	椎名町→池袋
6	JR南武線	武蔵中原→武蔵小杉	36	東急大井町線	九品仏→自由が丘
7	JR総武線(緩行)	錦糸町→两国	37	京浜急行本線	戸部→横浜
8	JR埼京線	池袋→新宿	38	横浜市営地下鉄1、3号線	阪東橋→伊勢佐木長者町
9	JR東海道本線	川崎→品川	39	京王井の頭線	神泉→渋谷
10	JR横浜線	小机→新横浜	40	東武伊勢崎線	小菅→北千住
11	JR常磐線(各停)	亀有→綾瀬	41	東武東上線	北池袋→池袋
12	JR根岸線	新杉田→磯子	42	都営大江戸線	中井→東中野
13	東急田園都市線	池尻大橋→渋谷	43	東京メトロ丸ノ内線	四ッ谷→赤坂見附
14	東京メトロ東西線	木場→門前仲町	44	東京メトロ南北線	駒込→本駒込
15	JR常磐線(快速)	松戸→北千住	45	相模鉄道本線	西横浜→平沼橋
16	JR山手線(内回り)	代々木→原宿	46	都営浅草線	押上→本所吾妻橋
17	JR京葉線	葛西臨海公園→新木場	47	東京メトロ東西線	高田馬場→早稲田
18	JR高崎線	宮原→大宮	48	都営三田線	西巣鴨→巣鴨
19	東京メトロ千代田線	町屋→西日暮里	49	東急池上線	大崎広小路→五反田
20	JR横須賀線	新川崎→品川	50	東急世田谷線	西太子堂→三軒茶屋
21	小田急小田原線	世田谷代田→下北沢	51	埼玉新都市交通	大成→大宮
22	JR総武線(快速)	新小岩→錦糸町	52	新京成線	上本郷→松戸
23	東京メトロ有楽町線	東池袋→護国寺	53	北総線	新柴又→京成高砂
24	東京メトロ半蔵門線	渋谷→表参道	54	関東鉄道常総線	西取手→取手
25	東急東横線	祐天寺→中目黒	55	東葉高速線	東海神→西船橋
26	東京メトロ日比谷線	三ノ輪→入谷	56	小田急多摩線	五月台→新百合ヶ丘
27	JR東北本線	土呂→大宮	57	西武有楽町線	新桜台→小竹向原
28	京王線	下高井戸→明大前			
29	東急目黒線	不動前→目黒			
30	京王相模原線	京王多摩川→調布			

Δi 駅断面交通量

$$= \Delta \text{ピーク時六本木周辺3駅降車人数} \\ \times i \text{ 駅での六本木周辺3駅最終降車者の通過} \\ \text{人数} / \text{六本木周辺3駅最終降車人数}$$

(b)閉鎖都市モデルを想定した推計

発生集中交通量の予測、分布交通量の予測、交通機関別分布交通量の予測、路線別交通量の予測からなる4段階推計法によって需要予測を行なう。詳細については、運政審モデルを適用している。なお、大江戸線六本木駅のODについても、『平成12年大都市交通センサス』のデータをもとに、4段階推計法によって大江戸線

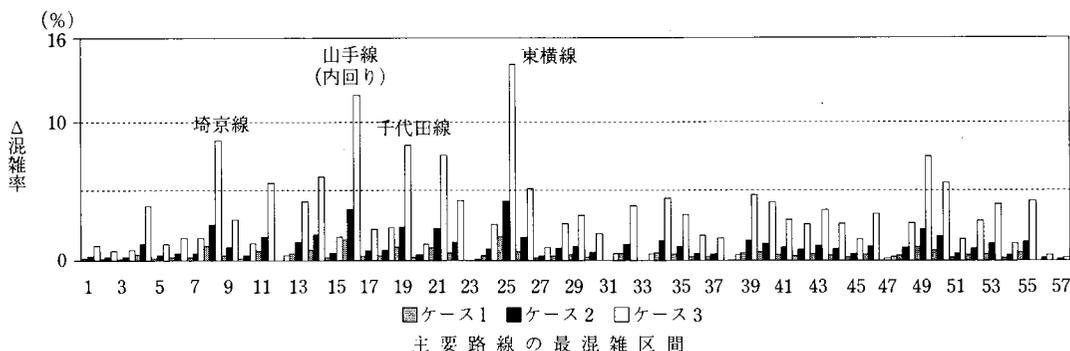
開通効果の補正を行なっている。このため、昼間人口が増加する場合と比較すると、ケース0における断面交通量や混雑率等が多少異なっている。

オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係

(a)増加する通勤混雑を解消する目安

オフィスの集中により増加する通勤混雑を住宅の供給によって完全に相殺する場合と、比較的交通容量に余裕のある箇所では混雑の増加を許容し、それ以外の混雑の著しい箇所においてのみ増加する混雑を解消する場合は、求めら

図4—主要路線最混雑区間の混雑率の変化（開放都市モデル）



注) 横軸の番号は表2に対応している。

表3—3路線の混雑の変化(開放都市モデル)

路線名	ケース0		ケース1		ケース2		ケース3	
	ピーク時輸送能力(人/時)	ピーク時混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)
日比谷線	28,224	120	12,493	2	31,234	6	103,071	18
大江戸線	12,480	86	4,158	1	10,394	2	33,884	7
千代田線	41,296	110	9,629	1	24,073	3	79,442	10
3路線合計(平均)	—	101.2	26,280	1.3	65,701	3.3	216,397	10.9

表4—最も混雑が増加する区間の変化(開放都市モデル)

路線名	区間	ケース0		ケース1		ケース2		ケース3	
		ピーク時輸送能力(人/時)	ピーク時混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)	△断面交通量(人/時)	△混雑率(%)
日比谷線	神谷町→六本木		72	1,212	4	3,030	11	9,999	35
	広尾→六本木	28,224	69	1,864	7	4,661	17	15,382	55
大江戸線	麻布十番→六本木	12,480	95	540	4	1,349	11	4,399	35
	青山一丁目→六本木		103	791	6	1,977	16	6,446	52
千代田線	赤坂→乃木坂	41,296	74	534	1	1,336	3	4,409	11
	表参道→六本木		76	1,220	3	3,050	7	10,065	24

れる住宅床面積は異なる。また、「混雑の著しい箇所」をどのように考えるかによっても異なる。そこで、増加する通勤混雑を解消する目安を表1のように設定する。

(b)増加する通勤混雑を解消するオフィスと住宅の床面積の組み合わせ

表1の(ア)については、ピーク時に増加する混雑に寄与する人数分の従業者、つまり増加する従業者のうちピーク時に鉄道で通勤する人数分の従業者が都心に居住できるスペースを確保することとする。(イ)については、最混雑区間を通過する従業者の人数分が都心に居住できるスベ

ースを確保することとする。(ウ)および(エ)に関しては、(イ)と同様の考えに基づくものとする。

これらについて、従業者がすべて世帯主であると仮定し、東京都における新設住宅の1戸当たり平均床面積⁴⁾を乗じることで必要となる住宅床面積を算出することとする。

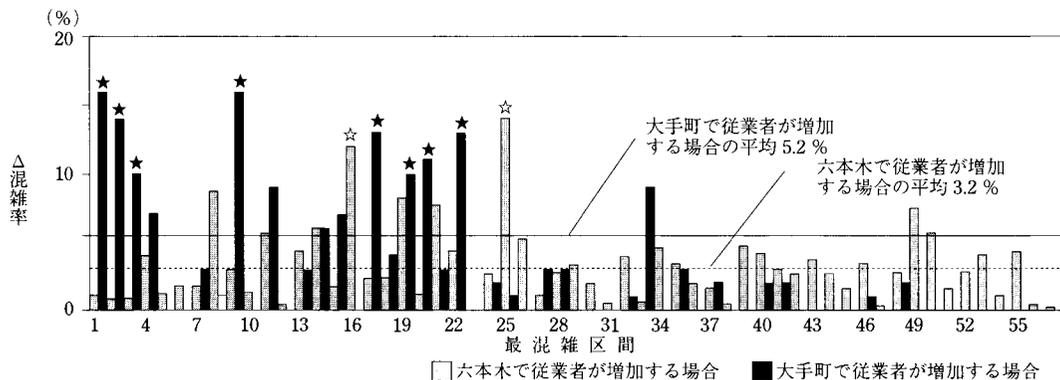
6 検討の結果

オフィスの集中による通勤混雑の変化

(a)開放都市モデルを想定した推計

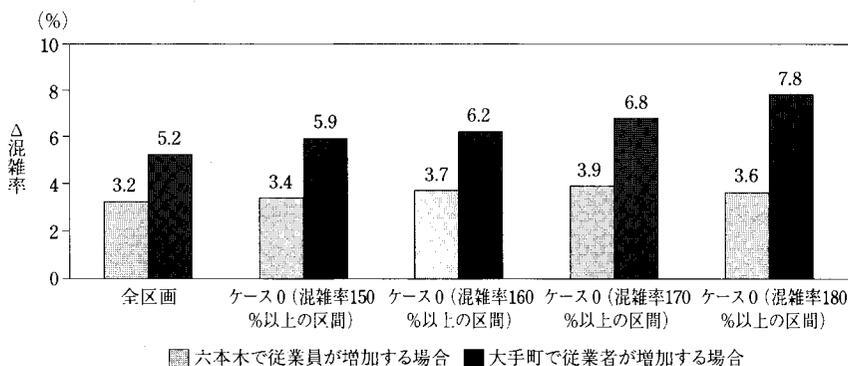
まずは、主要路線の最混雑区間における通勤混雑の変化を見る。主要路線の最混雑区間は表2の通りである。図4に六本木で従業者数が増

図6 一主要路線最混雑区間における路線ごとの混雑率の変化（六本木と大手町の比較）



注) 最混雑区間の番号は表2に対応している。
 ☆は六本木で従業員が増加する場合にΔ混雑率が10%を超える区間
 ★は大手町で従業員が増加する場合にΔ混雑率が10%を超える区間

図7 一主要路線最混雑区間における路線全体の混雑率の変化（六本木と大手町の比較）



うようになったことが考えられる。逆に、断面交通量が減少した区間について着目すると、例えばJR山手線（外回り）の上野から御徒町に向かう区間については、それまで千葉方面から上野で乗り換え、JR山手線を利用して東京へ向かっていた人が、上野から日比谷線を利用して日比谷線六本木駅へ向かうようになったために減少したことが考えられる。全体として断面交通量が減少したのは、断面交通量の増加よりも減少のほうが大きかったためであるが、それは、東京駅や新宿駅等のJRのターミナル駅へ向かっていた人が六本木へ向かうことになり、それまで集中していた主要路線の最混雑区間における利用が拡散するようになったためであると考えられる。

(c)六本木と大手町の比較

ここでは、六本木で従業員が16.3万人増加する場合と大手町で従業員が16.3万人増加する場合で、主要路線の最混雑区間に与える影響について比較する。

図6は、最混雑区間における路線ごとの混雑率の変化についての比較である。従業員増加によって主要路線最混雑区間の混雑率が10%以上増加する路線について、六本木で従業員が増加する場合は2路線であるが、大手町で従業員が増加する場合には8路線となっている。このように、混雑が大きく増加する路線の数は、六本木で従業員が増加する場合より大手町で従業員が増加する場合のほうが多くなっている。また、混雑が大きく増加する路線は、六本木で従業員が増加する場合と大手町で従業員が増加する場

表5 オフィスと住宅床面積の組み合わせ

		六本木で従業者16.3万人増 (本稿Case 3)		大手町で従業者16.3万人増 (既往研究)	
		人/世帯	床面積(m ²)	人/世帯	床面積(m ²)
オフィスの増加量		163,000人	3,260,000 (1.0)	163,000人	3,260,000 (1.0)
住宅増加量	(ア)	41,565世帯	3,017,619 (0.9)	45,151世帯	3,277,963 (1.0)
	(イ)	36,451世帯	2,646,360 (0.8)	41,678世帯	3,025,810 (0.9)
	(ウ)	29,258世帯	2,124,144 (0.7)	40,019世帯	2,905,370 (0.9)
	(エ)	18,664世帯	1,355,038 (0.4)	31,468世帯	2,284,574 (0.7)

注) ()内は、オフィス床面積の増加量を1とした場合の住宅床面積の増加割合。

合では異なっている。よって、六本木への通勤者が通過する最混雑区間と大手町への通勤者が通過する最混雑区間は別の区間であることが推察される。

図7は、最混雑区間における路線全体の混雑率の変化についての比較である。最混雑区間の混雑率の増加幅は、六本木で従業者数が増加した場合平均で3.2%であるが、大手町で従業者数が増加した場合平均で5.2%であり、その差は2.0%となっている。さらに、ケース0において最混雑区間の混雑率が180%以上の路線に限ると、最混雑区間の混雑率の増加幅は、六本木で従業者が増加した場合平均で3.6%であるが、大手町で従業者が増加した場合平均で7.8%であり、その差は4.2%となっている。このように、大手町で従業者が増加する方が、六本木で従業者が増加するよりも最混雑区間の混雑率の増加幅は大きくなっている。さらに、混雑の激しい区間ではその傾向が強まっていることがわかる。このことから、六本木では大手町に比べ、混雑の激しい区間で混雑を増加させることなく従業者数を増加させることができる。

オフィスと住宅の床面積の組み合わせと通勤混雑の関係

(a)開放都市モデルを想定した推計に基づく検討

表5は、表1で示した通勤混雑を解消する目安ごとにオフィスと住宅の床面積の組み合わせを示している。ここでは、六本木で従業者が16.3万人増加した場合(ケース3)と大手町で従業者が16.3万人増加した場合(既往研究)に

基づいて算出している。ここで、オフィスの床面積については、従業者1人当たりオフィス床面積を簡単のため20m²とすると、六本木、大手町ともにオフィス床面積は326万m²ずつ増加することになる。

表5より、六本木で従業者が16.3万人増加した場合、増加する混雑をすべて解消する(ア)では302万m²の住宅が必要となり、混雑率180%以上の最混雑区間において増加する混雑を解消する(イ)では136万m²の住宅が必要となる。このように、新たに供給されるオフィスの床面積を1とすると、必要となる住宅床面積は0.9から0.4となる。実際に六本木防衛庁跡地で予定されているのはオフィス床面積1に対して住宅床面積は0.3であるため、通勤混雑の解消という意味では過小な住宅供給となっている。

一方、大手町で従業者が16.3万人増加した場合、(ア)では328万m²の住宅が必要となり、(イ)では、228万m²の住宅が必要となる。新たに供給されるオフィスの床面積を1とすると、必要となる住宅床面積は1.0から0.7となる。

これらのことから、六本木では増加する混雑を解消する目標をどこに設定するかによって、必要となる住宅床面積は2倍以上の開きができるが、大手町では必要となる住宅床面積にそれほど差がでないことがわかった。

(b)閉鎖都市モデルを想定した推計に基づく検討

最混雑区間における混雑は、全体的にわずかながら減少した。よって、この場合、通勤混雑を解消するための新たに住宅供給は必要ないと

いえる。

おわりに

本稿の結論を以下に述べる。

①開放都市モデルの下では、六本木で従業者が増加することによる主要路線の最混雑区間における通勤混雑の増加を同地区内での住宅供給によって解消するには、オフィス床面積1に対して0.4から0.9の住宅床面積の供給が必要となる。

②閉鎖都市モデルの下では、六本木で従業者が増加すると主要路線の最混雑区間における通勤混雑は全体的に減少するため、通勤混雑の増加を解消するための新たな住宅供給は必要ない。

③六本木へ向かう場合、東京駅や新宿駅等のJRのターミナル駅へ向かう場合と異なり、主要路線の最混雑区間における利用は集中せずに拡散する。

④六本木を大手町と比較すると、混雑の激しい区間で混雑を増加させることなく従業者を増加させることができる。

⑤①と同様の検討を大手町において行なうと、0.7から1.0の住宅供給が必要となり、六本木よりも大手町のほうがむしろ多くの住宅供給が必要となる可能性が示された。

今後の課題は、通勤混雑による疲労費用の算出とあわせ、再開発による生産性上昇効果を測定し、オフィスと住宅が同時に立地する都心再開発についての費用便益分析を行なうことである。

*本稿を執筆するにあたり、政策研究大学院大学の八田達夫先生、森地茂先生には、ご懇篤なご指導とご高配を賜り、感謝の意はことばに言い尽くせません。

また、財団法人運輸政策研究所大野氏、株式会社企画開発小泉社長には、データの提供や分析等で多大なご協力をいただきました。深く感謝申し上げます。

なお、本稿はあくまでも執筆者個人の見解を述べたものであり、所属元である国土交通省の見解ではないことを申し添えます。

[参考：大江戸線六本木駅 OD の補正]

日比谷線六本木駅を降車する人について、「初乗り駅の総乗車人数に占める日比谷線六本木駅降車人数の割合」と「初乗り駅から最短経路を選択した場合の距離」の関係を見ると、初乗り駅から日比谷線六本木駅までの距離が1%離れると、初乗り駅に占める六本木駅降車者の割合は0.64%減少することがわかった。同様の関係が大江戸線六本木駅で降車する人にも適用できると仮定して、日比谷線六本木駅総降車人数と大江戸線六本木駅総降車人数の違いを考慮した上で、ある駅から大江戸線六本木駅で降車する人数を算出した。

注

- 1) 具体的には、都区部の昼間人口が増加する場合と一定である場合を想定している。
- 2) 大江戸線全線開通は2000年12月。
- 3) 2005年に実施された大都市交通センサスの結果については、本稿執筆中においては未公表。
- 4) 『建築統計年報』（東京都都市計画局）を参照。
- 5) 『平成12年大都市交通センサス』（財団法人運輸政策研究機構）より。
- 6) 六本木ヒルズにおけるオフィス床面積が38万㎡、就業者数が2万人であるから、ここでは簡単のため従業者1人当たり20㎡のオフィス床面積を想定する。

参考文献

- 寺崎友芳（2002）「東京 CBD における容積率緩和効果に関する考察——土地価値増大効果と通勤混雑による疲労費用の計測」東京大学大学院経済学研究科修士学位論文。
- 八田達夫・久米良明・唐渡広志（2005）「都市の容積率緩和の費用便益——ITSによる混雑料金を考慮に入れた分析」RIETI Discussion Paper Series 05-J-016。

英国データによる 住宅ローン需要理論モデルの検証

Leece, D. (2006) "Testing a Theoretical Model of Mortgage Demand on UK Data," *Applied Economics*, 38, pp. 2037-2051.

はじめに

平成19年4月に誕生した独立行政法人住宅金融支援機構は、前身である住宅金融公庫が行なってきた長期固定で低利の住宅資金を融資する「直接融資」を原則として廃止し、民間金融機関の住宅ローン融資を支援する「証券化支援」を主要業務としている。この直接融資の廃止は、民間金融機関による住宅ローン商品の開発を促し、また住宅ローンの証券化の進展は、公庫や銀行などが一括して行なってきた融資業務に、さまざまな主体の参入を認めるものである。このように、住宅金融をめぐる環境は大きな転換期を迎えているが、家計における住宅ローン需要や住宅ローン選択の分析は十分に行なわれてきたとはいえない。

住宅ローン需要に関する分析は海外でもそれほど多くの蓄積はないが、代表的なものに Brueckner (1994) がある。彼は、確実性あるいは不確実性下における基礎的な理論モデルと実証分析のためのインプリケーションを示した。本稿で紹介する Leece (2006) は、Brueckner の理論モデルの実証的な検証を行っており、内生的な住宅需要をコントロールした上で、英国特有のモーゲッジである養老生命保険契約付抵当権融資（以下、養老保険モーゲッジ）と、元利均等返済抵当権融資（以下、返済モーゲッジ）の2つのモーゲッジについて需要関数を推定している。その際、住宅需要と住宅ローン需要の同時性が考慮されている。

返済モーゲッジは、金利と元金の支払いを組み合わせた従来の元利均等分割返済のモーゲッジで、返済期間の変更が可能であり償却率に柔軟性が確保されている。一方、養老保険モーゲッジは、住宅取得時に定額の借入と同額かそれ以下の特殊な変額養老保険に加入し、満期までの返済は利子のみを支払い、元金は満期時に保険金で一括して返済するため、満

期保険金がモーゲッジ残高の名目値を超えることが期待される。養老保険モーゲッジは、住宅金融と金融資産の貯蓄の問題を同時に解決する。

1 Brueckner の理論モデル

Brueckner のモデルでは、家計のモーゲッジ需要関数の比較静学を、確実性の世界と金融資産の収益率の変動を考慮した不確実性のある世界の両方のケースについて示している。モデルは2期間モデルで、家計は、流動性制約、資産価値に占める最大ローン比率 (LTV 比) 制約、モーゲッジを発行できないという3つの制約の下で、効用関数を最大化するように、住宅需要、モーゲッジ需要、資産水準を同時に決定する。その結果、確実性下においては、貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回るとき、借手はモーゲッジを最大にすることが示された。また、貯蓄金利がモーゲッジ金利を下回るときは、家計の行動は、時間選好率に依存し3つのタイプに分類される。①時間選好率の高い家計は、モーゲッジを最大化するが、そのとき貯蓄はゼロになる。②モデレートな時間選好率を持つ借手は、最大より少ないローンを借り入れ、金融資産は持たない。③時間選好率が非常に小さい家計はモーゲッジを保有せず、金融資産を保有する。

確実性下における比較静学をみると、家計が LTV 比制約を受けるとき、住宅需要を除くすべての変数はモーゲッジ需要に影響を与えないが、それ以外のケースではモーゲッジ需要は、住宅需要と所得については正の関数で、初期資産と時間選好率については負の関数であることが示されている。

一方、モーゲッジ金利と貯蓄金利を確率的に扱う不確実性下でのモデルでは、貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回る場合でも、借手はもはやモーゲッジを最大化せず、借入と貯蓄の両方を行なう。このとき、各変数の符号は一意には決定しない。貯蓄金利がモ

ーゲッジ金利を下回る場合は確実性下の世界と同様の結果が示されており、比較静学も同様である。

Leece (2006) は、不確実性下で、(a)貯蓄金利がモーゲッジ金利を下回る場合に、借入を最大にする時間選好率の高い家計、(b)貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回る場合に、同時に貯蓄と借入を行なう家計、という2種類の家計について実証的な検証を行なっている。貯蓄金利がモーゲッジ金利を下回る場合の残る2つのタイプの家計のうち、モデレートな時間選好率の家計(②の家計)は、借入を最大にする家計に含め、時間選好率の低い借入のない家計(③の家計)は分析から除外している。

2 モーゲッジ選択と時間選好率

Devereux and Lanot (2003) は、確実性下でかつ税制上の優遇がない状況で、借手が返済モーゲッジと養老保険モーゲッジの2種類のモーゲッジに対して無差別であることを示した。投資の収益が不確実なときは、2つのモーゲッジの選択はそれぞれ別な均衡を反映していることが示され、このとき、よりリスク回避的な借手は返済モーゲッジを採用する。

Leece (2004) では、返済モーゲッジの返済スケジュールの柔軟性が、流動性制約下であり、時間選好率の高い家計や、資本市場の不完全性や不完全なポートフォリオに直面する家計にとっては魅力的である点を指摘している。このような家計は、流動性を評価する傾向にあり、このとき家計の不動産エクイティの機会費用はより低くなる。

一方で、養老保険モーゲッジ保有者は、金融投資の収益率がモーゲッジ金利を超えることを期待し、未払い残高を超える満期の保険額を期待する。養老保険モーゲッジは、返済スケジュールが硬直的なため、不動産エクイティの機会費用は高いが、ローンにみあった貯蓄がなされるため、時間選好率の低い借手にとって魅力的なものである。

Leece (2006) では、モーゲッジ間の代替性を検証するために、モーゲッジタイプ選択の推定をプロビットモデルで行なっている(推定結果は紙幅の関係で省略する)。モーゲッジ金利は2つのモーゲッジの代替性を表す変数であるが、その係数の推定結果からは両者の代替関係は確認されなかった。

Devereux and Lanot (2003) が示唆したように、両者の市場が別々に形成されていると考えられる。

3 モーゲッジ需要の実証モデル

実証分析では、実質モーゲッジ残高 M^* と LTV 比 lv の2つの従属変数について推定を行なう。Brueckner モデルに従い、モーゲッジ需要関数は(1)式のように表される。

$\ln(M^*) = \ln\Omega(a, A, r_m, r_p, r_s - r_m, I, H_1, p_h, V)$ (1)
ここで、 a は定数項、 A は年齢、 r_m はモーゲッジ金利、 r_p は固定金利プレミアム、 $r_s - r_m$ は貯蓄金利とモーゲッジ金利との乖離、 I は所得、 H_1 は住宅支出、 p_h は住宅価格変動のラグ値、 V はその他家計の属性を表す。

固定金利プレミアムは、固定金利と変動金利の差である。プレミアムの減少は、より低い金利での借入が可能であることを意味するため、期待される符号条件は負である。

Brueckner の理論モデルから、2つのモーゲッジ保有者の行動は、以下のようにまとめられる。

- 返済モーゲッジ保有者は、貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回るとき、時間選好率が高く、負債を最大化する世帯である。このとき、貯蓄はゼロであり、内生的な住宅需要を除いて ($\partial M^*/\partial H_1 > 0$)、モーゲッジ残高関数における他の変数の係数はゼロになる。
- 養老保険モーゲッジ保有者は、金融資産の貯蓄や危険性の高い投資を行ない、かつ貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回っていても、負債の最大化を行なわない。説明変数の符号条件については、理論モデルでは確定できない部分がある。例えば、 $\partial M^*/\partial H_1 \geq 0$ か、 $\partial M^*/\partial H_1 < 0$ かの確定はできない。
- 負債を最大化する家計の場合、住宅需要と LTV の間にはシステマティックな関係は存在しない ($\partial lv^*/\partial H_1 = 0$)。LTV は絶対的な制約であり、住宅需要の増加は、単にこの制約をクリアするため借入の絶対水準を上昇させる。
- 貯蓄金利がモーゲッジ金利を上回る局面にあり、借入を最大化しない養老保険モーゲッジ保有者にとって、住宅需要と LTV にシステマティックな

表1 モーゲッジ需要関数の推定結果とF検定の結果

変数	従属変数		返済モーゲッジ保有者		養老保険モーゲッジ保有者	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	0.373	0.128	1.849	2.752		
年齢(対数値)	0.052	0.275	-0.079	-1.179		
モーゲッジ金利(対数値)	0.279	0.71	-0.293	-2.059		
固定金利プレミアム(対数値)	0.144	1.403	-0.063	-1.609		
貯蓄金利-モーゲッジ金利(対数値)	0.304	0.707	-0.205	-1.312		
所得(対数値)	0.072	0.755	0.045	1.358		
住宅支出(対数値)	0.799	3.531	0.842	12.146		
5歳以下の子供	0.092	-0.908	0.047	0.964		
性別	-0.119	-1.399	0.016	0.533		
婚姻	-0.191	-1.489	-0.107	-3.394		
住宅価格変動率	0.015	0.635	-0.012	-1.305		
24年未満のローン	-0.518	-6.348	—	—		
標本数	167	—	508	—		
決定係数	0.32	—	0.6136	—		
F検定統計量	0.2768	—	2.4574	—		
p値	0.600	—	0.010	—		

関係が存在する可能性がある。ただし、不確実性下では、住宅支出の期待される符号は一意に決まらない ($\partial lv^*/\partial H_1 \geq 0$ あるいは $\partial lv^*/\partial H_1 < 0$)。

4 データと推定方法

モーゲッジ需要関数の推定に使用されたデータは、British Household Panel Survey (BHPS) で、まだモーゲッジ市場の選択肢が現在ほど多様でなく分析が容易な1991年から1994年のデータを利用して推定がなされている。標本はモーゲッジを保有する760世帯である。推定は、住宅需要とモーゲッジ需要の同時性を考慮し、2段階最小2乗推定を用いて分析を行なっている。

1段階目の住宅需要関数の推定結果は割愛するが、住宅所有のユーザーコストの代理変数である、名目金利と住宅価格変動率については、興味深いことに住宅需要に対する影響が確認されなかった。

5 推定結果

2段階目のモーゲッジ需要方程式の推定結果は、表1に示されている。表1の左側が返済モーゲッジ保有世帯、右側が養老保険モーゲッジ保有世帯のモーゲッジ需要の推定結果である。また、ここでは提示していないが、初期時点のLTV比率の対数値を従属変数とした推定も同時に行なっている。

返済モーゲッジ保有者の標本数がかなり小さいため、係数がゼロという検定の際には検出力の問題が生じる。そこで、ここでは住宅支出以外の変数につ

いて、F検定によってモーゲッジ需要に対する影響について同時検定を行なっている。

返済モーゲッジ保有者の推定結果をみると、多くの変数が有意でなく、負債を最大化する世帯についての理論的な予測と一致している。同様のことは、F検定でも確認できる。

返済モーゲッジ需要関数の推定に際しては、分散不均一性が存在する可能性があるが、従属変数に対数値を使うことや、期間の短い借入をする世帯に対するダミー変数(24年未満の借入期間)を導入することで対処している。24年未満の期間を表すダミー変数は、負の符号条件で有意である。この結果は、貯蓄金利がモーゲッジ金利より低い局面で、より時間選好率の低い集団(Bruecknerモデルの②の家計)の行動に一致していると考えられる。この集団の標本は非常に小さく、この集団のみを標本とする推定はできない。また、この推定結果は、借入期間の設定に非常に敏感である。

養老保険モーゲッジ家計の推定結果は、返済モーゲッジ保有家計とは対照的である。住宅支出の対数値は、5%水準で統計学的に有意である。従属変数に、LTV比を使用したときも同様の結果がもたらされている。モーゲッジ残高の住宅支出に対する弾性値は高く0.842である。LTV比の弾力性は小さく、-0.158であり、これは自己資本比率に対する制約が小さいことを表す。

LTV比を従属変数とした場合の住宅支出がモーゲッジ需要に負の影響を与えるということは、住宅

支出の増加が、家計のポートフォリオにおけるリスクプロファイルを上昇させ、リスクヘッジを促進することで、より低い自己資本比率が補償されることを表す可能性がある。

F検定では、住宅支出を除く変数の有意性が5%水準で確認された。個別の変数についての推定結果をみると、名目モーゲッジ金利と結婚状況について5%のレベルで有意に推定されている。モーゲッジ金利の係数はそれほど大きくないが負の影響がある。結婚状況については、LTV比を従属変数にした推定でも負の影響があり、結婚している世帯が高いリスク回避度をもつか、高い貯蓄性向を持つことを表している。固定金利モーゲッジのプレミアムは、負の符号を示し10%水準で有意である。

このように、2つのモーゲッジ需要関数の推定結果には明確な差が存在し、英国のモーゲッジ市場では、返済モーゲッジと養老保険モーゲッジでは異なる均衡が存在する可能性がある。

最後に、養老保険/返済モーゲッジのセレクトションバイアスの有無について、第2節で行なった選択関数の推定結果より算出した逆ミルズ比を需要関数に導入して確認している。その結果、逆ミルズ比はいずれのモーゲッジ需要方程式でも有意ではなかった。この結果はモーゲッジを2つに分類した分析を支持するものである。

6 結論

Leece (2006) では、異なる不動産の機会費用をもつ2種類のモーゲッジ需要関数の推定を行ない、Bruecknerの理論モデルの検証を行なっている。モーゲッジを最大化する家計と、モーゲッジを最大化しない需要する家計のそれぞれについて、モーゲッジ需要関数を推定した結果、住宅ローン需要行動における両者の違いが確認された。たとえ、単一の金融システムであっても、期待される行動によってモーゲッジの借手を分類することは、財政・金融政策の影響の評価や正確な住宅市場や住宅モーゲッジ市場の分析を行なうために重要である。

参考文献

- Brueckner, J. K. (1994) "The Demand for Mortgage Debt: Some Basic Results," *Journal of Housing Economics*, 3, pp.251-262.
- Devereux, M. P. and G. Lanot (2003) "Measuring Tax Incidence: an Application to Mortgage Provision in the UK," *Journal of Public Economics*, 87, pp.1747-1778.
- Leece, D. (2004) *Mortgage Market Economics: Perspectives on Household Decision Making*, Blackwell Scientific.

(行武憲史/財団法人日本住宅総合センター副主任研究員)

投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な研究論文を募集いたします。投稿規定は下記のとおりです。

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

財団法人 日本住宅総合センター 『季刊 住宅土地経済』編集担当
〒102-0083 東京都千代田区麹町4-2 麹町4丁目共同ビル10階
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

このたび、当センター理事長を退任するにあたりまして、一言ご挨拶申し上げます。

私がこの日本住宅総合センター理事長を拝命いたしましたのは、10年前のことになります。当時、わが国経済は長期不況の只中にありましたが、その後、地価下落の継続によって都心部での住宅取得も可能になりつつあり、地価抑制から土地の有効利用、良質な住宅ストック形成へと政策の重点が移行した時期でもありました。

この10年間を顧みますと、当センターは、長期にわたる低金利情勢のため財政的にはきわめて厳しい状況にありましたが、この間、住宅・土地問題について、主に経済学的視点からの数多くの調査研究を実施してまいりました。また、国土交通省の依頼を受け、住宅・宅地政策推進のための基礎的な調査、実証分析を行なうなど、住宅・宅地行政にも役立つできたのではないかと思います。

とくに、住宅経済研究会の諸先生方には、ひとかたならぬご支援、ご指導をたまわり、お蔭をもちまして、『季刊 住宅土地経済』の収録論文の学問的水準は関係方面から高い評価を受けるまでになってお

ります。誌上をお借りして厚く御礼申し上げる次第です。

ところで、昨年の「住生活基本法」の施行により、わが国の住宅政策は大きな転換期を迎えておりますが、良質かつ安全・安心な住宅ストックの形成、住宅流通市場の整備、住宅弱者のためのセイフティーネット構築など、取り組むべき課題はいまだ山積しております。

今後は、新たな住宅政策の基本理念のもとで、当センターの実施する住宅および住環境整備に関する専門的、学術的な調査研究が一層その実をあげられるよう、引き続きご指導たまわりますようお願い申し上げますとともに、諸先生ならびに読者の方々のますますのご発展をお祈り申し上げ、退任にあたってのご挨拶とさせていただきます。

長い間、まことにありがとうございました。

平成19年6月1日

財団法人 日本住宅総合センター
理事長 宮繁 護

編集後記

6月初め、京都の蓮華王院を訪れた。1001体の千手観音像や通し矢などで有名な三十三間堂は1164年の創建。その間、火災などに見舞われ、また1247年、1433年、1649年、1929年と4回の大改修が行なわれて、現在に至っている。

京都は地震が少ないといわれているが、何度かの大地震のたびに大伽藍が倒壊したという。そこで、平安の都の職人たちは、創建にあたってさまざまな工夫を凝らした。寺の記述によれば、「地盤は砂と年度を何

重にも層状に重ねて地下震動を吸収する『版築』が用いられ、構造材である柱や長押は、揺れが生じることを予測した構架になり、板壁も板木を横に用いた羽目板として、土壁面積を少なくするなど種々な工夫が施されている」。

1000年の檜で造られた建築物は1000年以上もつといわれる。同時に、耐震の工夫とメンテナンスがあって、初めて長い時間の経過に耐えうる。700年余もの昔が目前にある不思議さを改めて感じた。(h)

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——浅見泰司
森泉陽子
吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2007年夏季号（通巻第65号）
2007年7月1日 発行
定価750円（内消費税35円）送料180円
年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行——財団法人日本住宅総合センター
東京都千代田区麹町4-2
麹町4丁目共同ビル10階
〒102-0083
電話：03-3264-5901
<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷株式会社