

転換期にある住宅政策

金本良嗣

東京大学公共政策大学院・大学院経済学研究科 教授
財団法人日本住宅総合センター 理事

ここ数年の間に、品確法（住宅品質確保促進法）の制定、住宅金融公庫の廃止といった住宅政策の大きな転換が行なわれた。これらの政策が成功するかどうかはまだ必ずしも明らかでないが、住宅市場に対する公的関与のあり方が大きく変わりつつあることは間違いない。

「日本の劣悪な住宅事情を改善するために、住宅建設を促進しなければならない」といった類の単純な政策論は無意味であるというのが経済学者の多くが主張してきたところである。経済学者の主張は、「市場の失敗がどこに発生しているかを把握し、それを修正するための政策を考えなければならない」というものである。さらに、政策介入のもたらす弊害の可能性を十分に考慮に入れて、それを上回る便益があるかどうかを分析・評価する必要もある。住宅事情が悪いといった表面的な現象から政策を組み立てていくことは、無駄の多い政策や場合によっては有害な政策をもたらしてしまう。

実際には、経済学者の処方箋はなかなか受け入れられなかった。年間5000億円近い持家建設補助が住宅金融公庫融資の形で行なわれていたのは、その一例である。

少子化・高齢化にともなう人口減少によって、住宅ストックは少なくとも量的には過剰感さえ出てくるであろう。このような状況では、市場の失敗に対する対策という視点から住宅政策を再点検することが急務である。とくに重要なのは、住宅困窮者（ホームレスを含む）の問題である。福祉や平等の問題は市場が解決できる課題ではない。これらに関する政策を整合的に組み立てなければならない。

目次●2004年夏季号 No.53

- [巻頭言] 転換期にある住宅政策 金本良嗣——1
- [特別論文] 住宅セーフティネットの再構築 岩田正美——2
- [研究論文] 家計の住宅購入タイミングの決定 森泉陽子——10
- [研究論文] 東京大都市圏における住宅建設の空間的クラスタリング
吉田あつし・七條達弘——18
- [研究論文] 公営住宅入居世帯の便益と消費選択の変化
森田 学・中村良平——26
- [海外論文紹介] 都心への近接性の重要度の増加 笠島洋一——36
- エディトリアルノート——8 総目次(No.44~No.52)——35
- センターだより——40 編集後記——40

住宅セーフティネットの再構築

岩田正美

1 生活における「住宅」の意味

住宅は人々の生活の基盤である。この基盤にはいくつかの意味がある。そのひとつは、個人や家族の私生活の安全な「器」という意味である。睡眠、食事、家族生活などの基本的事柄はこの「器」の中で「器」に守られて遂行される。ここでは「器」の耐久性や安全性、広さや間取り、デザインなどの要素や「器」のおかれた周辺環境（採光や風向など）が重視されよう。

第2に、自立的に営まれる社会生活の拠点という意味がある。人々の生活はさまざまな社会活動によって成立している。労働はそのもっとも重要なものだが、それ以外にも学習、購買・消費、趣味・娯楽、交際などの一般に行なわれている活動や、政治や社会目的のための種々の活動がある。それらの一部は器のなかでも供給されるが、多くは「器」の外の社会的施設を利用し、また家族とは異なった集団のなかで行なわれる。普通これらの活動を、人々は住宅を始点・終点とする循環活動として、自立的に行なっている。人々の1日は住宅から出かけて帰ってくる循環であり、長期の出張や旅行に出かけて、また帰ってくる場所が住宅である。中川(1993)はこれを「そこを出てゆき、帰ってくる場所、働きに出ていった大人たちがやがて戻ってくる場所、外で遊びに興じていた子供たちも、夕方になるとそれぞれに帰ってくる。日々の生活行動の繰り返しのなかで、無意識に戻り、帰ってゆくことが予定されてしまってい

る場所」(66-67頁)と形容しているが、種々の社会活動やそれを取り巻く社会関係はこのような場所を拠点としてのみ、継続的なものとして維持されることが可能になっているとってよからう。この拠点という意味では、近隣の環境、職場との近さ、交通の利便性、周辺施設の整備状況などが関連してくる。

第3は、地域社会の住民としての帰属証明の基盤という意味である。これは「器」のおかれた地域が、その「器」を通じて地域への個人や家族の帰属を確認することになる。「その地に住んでいる」ということが「その地の構成員だ」ということである。もっとも、住民をもっとも広く解釈できないわけではなく、たとえば「その地に働きに来ている人」、「そこに現にいる人」までを含む場合もある。日本では、住民資格は主に住民登録制度が証明する仕組みになっているが、その基礎にあるのは、現にその地に住んでいるという事実である。むろん、仮に住民登録がなくとも、住宅があつてそこに住んでいることが証明されれば、当該地域の住民として取り扱われる場合も少なくない。また、郵便の届く「住所」も地域への帰属によって与えられる。したがって、住宅は人々の地域への帰属証明の基礎となり、これを基礎に地域住民としての種々の権利義務が行使されることになる。先の拠点としての住宅の意味から交通や買い物の利便性が関連してくるのはやや異なって、当該自治体の住民サービスや税金・保険料の高さなどがこれと関連してくる。

住宅には、これ以外に資産という重大な意味があるが、生活ということに限定してみれば、以上の3つの意味で、生活を基本的に支えていることがわかる。ところで、通常人々が住宅として関心を持つのは第1の「器」としての意味であろう。住宅のイメージは、間取りや広さで代表される。あとはせいぜい交通や周辺環境であろう。戦後住宅政策の重点もこの「器」の量と質におかれてきた。だが、もし「住宅を失う」という経験をしてみると、住宅は「器」だけではないことに気が付かされるであろう。

第2、第3のもつ意味は、住宅が人々を社会関係の網の中につなぎ止め、地域社会の正式なメンバーとして認知する役割を果たしているということである。だから「住宅を失う」ということは、この社会関係のなかでの位置が危うくなることであり、場合によっては、社会構成員としての資格を失うことを意味する。住宅のセーフティネットがきわめて重要なのは、この点である。福祉国家のセーフティネットが、多様な構成員の多様な社会活動を支えていく前提として、人々の権利義務の行使の最低条件を、市民という同じ地平で整備するということだとすれば、住宅のセーフティネットの有り様は人々を市民として社会につなぎ止めておくための要の位置にあるといえないだろうか。

以下では、すでに「住宅を失った人々」=ホ

(岩田氏写真)

いわた・まさみ

日本女子大学人間社会学部社会福祉学科教授。厚生労働省社会保障審議会福祉部会会長を務める。

著書：「ホームレス／現代社会／福祉国家」など。

ームレスの過去の住宅状況をひとつの手がかりに、このような住宅セーフティネットのあり方を考えてみたい。

2「住宅を失った人々」と住宅

表1は、筆者らが2000年に東京都内で行なったホームレス調査（路上レベルでの面接調査。都市生活研究会 2000）の結果から、最長職に就いていた時点と、路上に寝泊まりするようになる直前の2時点の住宅種類を示したものである。同様に表2はやはり最長職時と直前時における従業上の地位を示している。これを見ると、彼らの過去の住宅について次のようなことがわかる。

まず第1に、両時点とも住宅種類における「社宅・寮・住み込み等」の割合がきわめて高い。最長職時では42%、直前時でも37.6%がこのような住宅に住んでいる。この「社宅・寮・住み込み等」の「器」としての質はピンからキ

表1 - ホームレスの過去の住宅の種類

単位：%

	最長職時	直前時
住宅種類		
持家	16.2	8.5
民間賃貸住宅	29.3	23.4
公営賃貸住宅	2.4	1.0
社宅・寮・住み込み等	42.0	37.6
簡易宿所（ドヤ）	6.6	15.5
旅館、カプセル、サウナ	1.4	7.3
その他	1.8	5.7
不明	0.3	1.1
住宅2区分		
一般の住宅	47.9	32.9
その他	51.8	66.1

出所)【平成11年度路上生活者実態調査】

注) 路上レベルケースのうち各項目とも回答したケースのみ。

表2 - ホームレスの過去の従業上の地位

単位：%

	最長職時	直前時
従業上の地位		
経営者・管理職	1.7	1.1
自営業者	5.5	3.5
自由業	0.8	0.8
常用雇用者	55.9	28.1
臨時・パート	11.8	16.2
日雇	21.3	44.2
その他	0.7	0.9
不明	2.3	5.2
従業上の地位2区分		
安定	63.9	33.5
不安定	33.1	60.4

出所)【平成11年度路上生活者実態調査】

注) 路上レベルケースのうち各項目とも回答したケースのみ。

表3－最長職時の職業の安定度と住宅

単位：人、()内は%

	一般の住宅		それ以外		合 計	
					うち労働型	
職業安定	273	(60.4)	179	(39.6)	170	(37.6)
職業不安定	60	(25.1)	179	(74.9)	118	(49.4)
合 計	333	(48.2)	358	(51.8)	288	(41.7)

出所)「平成11年度路上生活者実態調査」

注)路上レベルケースのうち各項目とも回答したケースのみ。

表4－直前時の職業の安定度と住宅

単位：人、()内は%

	一般の住宅		それ以外		合 計	
					うち労働型	
職業安定	133	(61.3)	84	(38.7)	69	(31.8)
職業不安定	77	(19.4)	320	(80.6)	280	(71.1)
無 職	12	(21.4)	44	(78.6)	—	—
合 計	222	(33.1)	448	(66.9)	349	(52.1)

出所)「平成11年度路上生活者実態調査」

注)路上レベルケースのうち各項目とも回答したケースのみ。

りまでの幅があるし、雇用主がその家賃をどの程度負担しているかもさまざまであろうが、共通しているのは雇用と結びついた「労働型住宅」だということである。この場合、生活基盤としての住宅は雇用の従属物となり、雇用の終了とともに失われる。また私生活の独立性を基本とする近代社会にあって、その私生活の「器」が、労働コミュニティのなかに置かれ、そこでの社会関係に強く規定されるという特異性を持っている。日本では、大企業の福利厚生としての社宅や独身寮のほか、炭坑や建設などの労働現場に付属する寮や宿舍、サービス業や飲食店の寮や住み込みなど、多様な形態の住宅が提供されてきたが、最近ではその割合は低下しているといわれている。ちなみに、やや異なった分類ではあるが、国勢調査の給与住宅に住む人は2000年調査で約437万人、世帯数レベルで見ると一般世帯全体の3.8%にすぎない。また、ここに住宅以外に住む一般世帯2.3%を加えたとしても6%程度である。

なお、職業の状態を従業上の地位で見ると、最長職では55.9%が常用雇用者で、経営者、自営業者を加えると、一応安定した職にあった人が6割を超える。職は安定していても、住宅は

労働型住宅だった人がかなり存在していることになる。今これを大まかに、職業安定と不安定、持ち家と賃貸住宅を合わせた一般住宅とそれ以外の住宅(労働型住宅を含む)に分けて、それぞれの関係を見ると、最長職時では職業安定の約4割が一般の住宅以外に住んでおり、うち労働型住宅は37.6%であった(表3)。職業不安定層では、7割以上が一般の住宅以外に住んでおり、うち労働型は5割弱である。さらに路上に来る直前を見ると、職業不安定の労働型住宅に居る人の割合が増えていることがわかる(表4)。これらの人々の場合、「住宅を失った」のは明らかに、雇用を失ったからであり、またこれに対抗する他の資産や社会関係を持たなかったからであろう。

第2に、持ち家や賃貸住宅に住んでいた人も最長職時には45%、直前時でも31%はいる。直前に無職になっても、一般の住宅にいた人もあり、一般住宅では失業したからといってすぐにホームレスになるわけではないことがうかがえる。したがって、直前でも住宅を拠点とする社会関係や帰属性も失われていない。「住宅を失う」のは、失業だけではなく、収入が低下して家賃を滞納したり、建て替えによる追い立て、

多重債務問題、疾病やアルコール依存などの問題、DV（ドメスティック・バイオレンス）などのいくつかの問題が重なった場合であろう。直前でも職業安定で一般の住宅に住んでいた人々は、たいていはこれらの問題を複数で抱えて、それらがどうにもならなくなった時に家を出たり、出されたりするのである。

第3に、労働住宅以外では簡易宿泊所や旅館、サウナなど通常は住宅とは見なされない「宿泊所」や、その他のなかに含まれる病院や施設などを生活の「器」とせざるを得ない場合がある。とくに路上に来る直前では約3割がこれらの場所を生活の「器」にしている。この調査対象はほとんどが男性であったが、必ずしも路上に現れない女性が「住宅を失う」場合は、友人・知人の家なども少なくない。これらの場所は一時的な生活の「器」にすぎず、その「器」としての機能もきわめて脆弱なものであろう。また、すでにこのときは社会関係や帰属から切り離されているのが普通である。たいていの場合は旅館代が支払えなくなった時や、友人・知人に気兼ねをして、ついにその最後の屋根の下から出てくるということになる。

なお、ホームレス化のプロセス（岩田 2000、都市生活研究会 2000）でいうと、①直前まで一般の住宅に住んでいて、いくつかの問題が生じることによって、いきなり路上に現れるパターン、②一般の住宅からいったん労働住宅へ移動して、そこを失業して路上に出てくるパターン、③一般の住宅から旅館等を転々として、手持ち現金がなくなって路上に出てくるパターン、④労働型住宅から失業で路上へ出てくるパターン、⑤労働型住宅から旅館等を転々として、手持ち現金が尽きて路上に現れるパターンなどがある。

3 「住宅ではない住宅」について

「住宅を失う」ということは、先に述べた3つの基盤としての意味をもつ住宅を持っていた人が、それをすべて失う、と考えられやすい。

たしかに、今見たパターンで最初の①はそのようなものだといってよかろう。しかし、「住宅を失う」パターンのなかにむしろ多かった労働住宅や旅館などは、すでに生活基盤としての意味を十分発揮できないものだったことに、ここではとくに注目したい。また、①と比べると、これらの「住宅」を失う理由は、失業や手持ち現金がなくなる、など単純なものである。逆にいうと、それらの住宅が3つの基盤としての意味を十分に持っていなかったために、それは失いやすかったのだ、とも考えられる。つまり、文字通りのホームレスになってから、生活基盤が失われたのではなく、その前から部分的に、あるいは相当失われていた人が、文字通りのホームレスになったのだということもできる。

ここで思い出すのが、震災などによって「住宅を失う」ケースについての多くの調査結果である。これまで述べたいわゆるホームレスとは違って、自然災害や戦争などは社会そのものを破壊していくから、その被害は一様であるように思われがちだが、多くの研究は、そのようななかでも失いやすい住宅（壊れやすい住宅）や再建できない住宅があったと指摘している。たとえば神戸では老朽住宅、木質住宅、長屋住宅などの低い質の「器」が主に被害を受け、また零細な工場や事務所も同様であったというから、これらと関連した労働型住宅もまた壊れやすかったであろう。さらに、こうした質の悪い「器」は再建プランでは否定されるから、人々は「避難所から仮設住宅へ、仮設住宅から公営住宅へ、市街地から縁辺部へと移住を繰り返し」、被災者の社会関係は断ち切られた、と平山（2003）は指摘している（77頁）。

そうであれば、考えなくてはいけないのは、「器」の質であるとともに、人々を社会関係の網の目のなかにつなぎ止め、帰属性を保障するには十分でない住宅が、明瞭にホームレスになる前から存在しているし、それがホームレスを生み出す場になっている、ということなのである。先の調査でいえば、雇用とのみ結びついて、

独立の私生活の基盤とは十分なり得ない労働型住宅や、またすでに住宅とはいえない旅館、一時避難所、仮設住宅、病院、福祉施設などが生活の場にならざるをえない、ということであろう。ここでは十分述べるゆとりはないが、これらの住宅は、経済的な問題だけではなく、同時に家族と別れて単身で暮らす、という生活形態とかなり関連を持っていることが明らかになっている。先のホームレス調査の半数は未婚であり、あとの半数は離死別を経験している。

だが、このような「住宅とはいえない住宅」に、単身で、あるいは夫婦や母子というような、従来の家族形態とは異なった形態で暮らす人々は、必ずしも例外的な存在ではなくなっている、とも考えられる。高齢化はそのひとつの原因である。高齢期の生活の「器」は、病院や多様なケア施設から最近注目されているグループホームまで、実にさまざまなものがある。それらは、実質的には高齢者の生活の「器」であるにもかかわらず、むしろ住宅とは見なされにくいものであり、多くの場合、社会関係の拠点にはなりにくい。ちなみに、2000年国勢調査の施設等世帯のうち、病院など入院は約78万人、社会施設入所者は70万人と数えられている。

結婚しない人々の増大や離婚も、現代の傾向である。戦後日本の平均的雇用者家族において、アパート→公団住宅→持ち家というような単線型のライフコースが意味を持った時代は終わり、持ち家より賃貸住宅を選択したり、離婚時に持ち家を売却したりする傾向が増えていくかもしれない。また、就業構造の変化が終身雇用型ではなく、よりフレキシブルな雇用を促していくとすれば、ホームレスのひとつのタイプのように、職住一体型の雇用やマンスリー・ホテルを転々とするというような志向が拡大しないとも限らない。今のところ、日本は親との同居＝パラサイト・シングル傾向によって、こうした変化が顕著には出ていないが、新しい時代の生活の基盤となる住宅がどのように求められているか、の答えは必ずしも明確ではないのである。

ともあれ、「住宅とはいえない住宅」まで視野に入れながら、住宅の3つの生活基盤としての意味でセーフティネットを考える必要があることは確かではなからうか。

4 変化する時代の多様な「生活拠点」の確保に必要な政策

これまでの日本のセーフティネットの提供に大きな力を持ったのは、企業と家族である。ここで問題視した労働型住宅も企業福利の一形態であり、これまでは羨みこそすれ、問題視するようなものではなかったであろう。住宅という現物ではなく、住宅手当や住宅ローンの企業による提供は生活の安定にとってもっと大きな力となったかもしれない。だが、これらも労働型住宅と同様、雇用の継続を前提にのみ意味をもったものであるし、労働コミュニティとは相対的に自立した生活基盤を形成する上では、むしろ阻害要因としても働く。ライフコースのなかで転職が当たり前となるような今日の状況は、企業の福祉に頼ることは、もはやできないといわざるを得ないだろう。

家族の住宅確保における自助努力もまた、大きな役割を果たしてきた。現在でも、欧米と異なって若年者のホームレスが路上には現れにくいのは、家族が子どもの生活をとくに住宅機能において引き受けるからであろう。だが、すでに示唆したような家族の変化や、高齢期のケアの「場」の模索などを考え合わせると、家族の役割はむしろ縮小していくと見なければならぬであろう。

そこで、住宅のセーフティネットを張り巡らしていく役割として、国家や自治体の政策への期待が大きくなる。しかしそれは、これまでのような持ち家の援助や社会住宅提供というような形態では済まないであろう。大きく変動する社会において、人々を市民として社会につなぎ止めることに、その政策の眼目がなければならぬからである。ここでは、その戦略として2つの方向を提示してみたい。

ひとつは、逆説的ではあるが、ホームレスを生み出す母体ともなった労働型住宅や「住宅でない住宅」としての病院、福祉施設、住宅代わりのホテル等がこれまで不十分ながら果たしてきた住宅としての役割を、再評価しつつ、これに人々の自由な社会関係の拠点となるような機能を積極的に付与していくという戦略である。変動する時代の変動する労働や家族を前提にすると、従来の住宅像を固定的にもつ必要は必ずしもないことに気付く。このような住宅群が存在しているのは、それなりの理由があつてのことであり、単にこれらを廃棄することでセーフティネットが確立すると考えるのは、震災後の復興計画を見てもわかるとおり、現実を知らないというほかはない。実際、人々の多様なライフコースの一時期に、それにフィットしたカジュアルな住宅を利用するというは必ずしも悪いことではない。特定の雇用とだけ結びついた寮や簡易宿泊所を地域型の自由な勤労者住宅とすることや、地域から孤立した福祉施設や病院等を、生活の「器」と社会関係の観点から変えていくということができれば、これらの住宅に不足していた生活基盤としての役割が、ある程度は発揮できると考えられる。事実、そうした住まいづくりは、ささやかな形であれ、すでに地域で模索されようとしているのである。

だが、むろんこのようなカジュアルな住宅を含めて、住宅の選択やその移動をスムーズにし、市民としての権利義務の行使を保障していくためには、住宅費用の保障が欠かせない。日本において住宅費用の保障は、企業がその多くを代替し、他方、公営住宅の家賃政策や生活保護制度の貧困救済のなかに埋め込まれてきた。また、さまざまな福祉施設や病院は福祉サービスや医療サービスのなかにその「ホテルコスト」を事実上吸収し、結果的に、衣食など日常生活費と住宅、医療や福祉サービスの仕分けを保障項目として明瞭にしてこなかった。このため、たとえば年金受給で在宅でケアを受けている人と、施設や病院でケアを受ける人の不公平などが取

りざたされてきたわけである。

だが、たとえば生活保護の中の住宅扶助を単給化し、これをベースに地域ごとに低所得層への包括的な家賃補助が実現すれば、賃貸住宅だけでなく、「ホテルコスト」と呼ばれる福祉施設や病院の費用の支払い、労働型住宅から一般住宅への移動等に、平等で実質的な裏付けがついていくことになるし、選択した住宅による不公平感が緩和される。さらに、このような住宅費用保障は、たとえば非営利セクターに先に述べたような新しいタイプの寮や施設、グループホーム等の供給の経済的基盤を与え、結果的に多様な生活拠点の供給が拡大すれば、その効果はかなり大きなものとなるだろう。

むろん、すでに住宅手当を持っている国でもホームレス問題はあつた、という反論があろう。だが、この裏付けを持っている場合は、少なくとも「器」のなかに入る可能性は大きい。問題は「器」が第2、第3の生活基盤の意味を付与されているかどうかである。また、ホームレス問題はパターン①のように多問題型としても出現するので、別な問題としては、住宅手当やカジュアルな住宅とセットになった社会サービスの不足ということになる。この点は、もはや住宅のセーフティネットワークの域を越えた課題であろう。

参考文献

- 岩田正美 (2000) 『ホームレス/現代社会/福祉国家』 明石書店。
- 都市生活研究会 (2000) 『平成11年度路上生活者実態調査』。
- 中川清 (1993) 『生活単位の経済論』 中川清・松村編著 『生活経済論』 光生館。
- 平山洋介 (2003) 『不完全都市——神戸・ニューヨーク・ベルリン』 学芸出版社。

本号の3論文は、すべて理論モデルに基づいた住宅に関する実証分析である。分析の焦点、利用したデータ、対象地域や時点が異なるが、いずれも実証分析のもととなる理論モデルが明確で、計量分析の手法も厳格に使用しており、最近の学問的動向や、近年の重要な住宅問題を知るうえで、大きな貢献をしている。

●

森泉陽子論文（「家計の住宅購入タイミングの決定」）は、資産額と住宅資産価格の変動という将来の不確実性を考慮して、家計がいつ住宅を購入するかという住宅購入タイミングを、ordered probit modelで推計した実証分析である。現在の日本のように、構造変化が進み、将来が容易には見渡せない時代には、とくに、一生借家に住み続けるか、あるいは人生の途中で持ち家居住へと移行するかは、個人にとっても、政策当局にとっても、重大な関心事である。したがって、本論文のように、住宅購入の最適な時期（タイミング）が、どのような経済的要因やライフサイクル要因に依存しているかを分析することには、重要な意義があるといえる。

森泉論文は、1992年の住宅金融公庫の『住宅需要動向調査』というクロスセクションの個表データには住宅の購入計画の有無に関するカテゴリ化された移行時期の情報があることに着目して、本来は、動学的な住宅購入タイミングの決

定要因分析を、ordered probit modelを用いることによって、分析している。なお、実証分析の背後にある住宅購入タイミングの理論モデルでは、家計が借家居住から出発し、その間住宅購入を目的とした貯蓄をして初めて住宅を購入することを想定している。

実証分析上の特徴は、住宅資産価格変動と資産額に関する不確実性を、近年著しい進展の見られるリアル・オプション・アプローチの手法を取り入れて、住宅資産価格と金融資産収益率のドリフトとボラティリティという概念を導入して、分析しているところにある。実証分析結果を見ると、住宅資産価格のボラティリティが、住宅購入タイミングへ与える効果が有意となっている。より具体的には、住宅資産価格の不確実性が増すと、家計は住宅購入時期を遅らせることが明らかになっている。また、それによって、購入しない家計の割合も増加することが示されている。さらに、蓄積された金融資産や所得が増加すると、家計は購入時期を早め、購入しない予定であった家計も住宅を購入することが示されている。さらに、購入予定時期として、ほぼ5年から10年を境に、家計の行動が変化することも明らかにされている。

本論文は、クロスセクション・データしか利用できないにもかかわらず、本来動学的な問題を実証して、きわめて興味のある結果を得てはいるが、ここで利用されて

いる住宅の移行時期の情報は、あくまで、各家計の将来の購入計画に関する情報である。本論文でも指摘されていることだが、本来であれば、住宅購入タイミングのような動学的な問題を、理論と整合的な形で、実証的に分析するためには、パネルデータを用いて、実際に住宅居住に関して移行した時期に関する情報を用いるべきであろう。また、住宅購入タイミングには、住宅取得促進税制など、住宅税制やその他の制度的な要因も影響を与えている可能性が大きいと考えられるが、これらの要因も分析に取り込めれば、より興味深い結果が得られるであろう。しかしながら、住宅購入タイミングに関する実証分析は、これまでほぼ皆無であり、本論文は、きわめて重要な貢献をなしているといえる。

●

吉田あつし・七條達弘論文（「東京大都市圏における住宅建設の空間的クラスタリング」）は、住宅建設の空間的な不均一性の要因分析を行なうことと、空間的な不均一性に影響を与える観測不可能な要因がどのようなクラスターを形成しているかを検証可能な計量経済モデルを提案するという2つの目的を持って分析された実証研究論文である。具体的には、東京駅から60分の時間距離内にある1996～1998年の88市区のパネルデータを用いて、住宅建設の要因分析を行なっている。被説明変数として、市区ごとの世帯当たり住宅

着工戸数の対数を用いて、誘導形で住宅建設関数を推計している。住宅建設の空間的不均一性の需要サイドの要因としては、地域の社会経済的要因（経済的属性、住宅ストック、アメニティ）を、説明変数として用いている。供給サイドの要因としては、住宅開発に対する規制や公的社会基盤の溢れ出し効果のようなものを考え、規制の厳しさの市区間の差異も、住宅建設の空間的不均一性に影響を及ぼしていると想定している。

吉田・七條論文では、地域効果のある計量モデルとして、Spatially Clustered Fixed-Effects Model (SCFEM) と、Spatially Correlated Random-Effects Model (SCREM) の2つのモデルを提案し、これらのモデルを用いて、東京大都市圏における3年分の市区の住宅建設関数の誘導形を推計している。また、観測不可能な要因の効果の大きさだけではなく、隣接したどの市区が空間的クラスターを作っているかという点にも焦点をあてている。

SCFEMは、空間的クラスター構造を持つ固定効果モデルで、どの地域がどのクラスターに属しているのかを判断する統計的な手法（FS法とBS法）を提案している。なお、SCFEMでは、住宅建設の不均一性の供給サイドの効果は、固定効果（クラスター効果）として捉えられている。一方、SCREMは、空間的に相関する変数効果モデルである。このモデル

では、隣接した地域の地域効果の空間的相関がモデル化されている。SCREMでは、供給サイドの要因は、空間相関のある変数効果として捉えられている。推定結果を見ると、SCFEMのほうが、よりよくデータにフィットしており、住宅建設を抑制する要因は、東京23区内や23区の東、西、北側のほうが、南側と比べると小さいことが、明らかになっている。さらに、公共交通ネットワークが、クラスターを形成する要因のひとつと考えられている。

元来、住宅供給サイドの厳密な実証分析は、需要サイドの分析と比べて数が少なく、その意味でも、本論文は非常に価値のある貢献をしている。ただし、東京大都市圏も、近年は都心回帰現象が顕著であり、現在は、本論文の対象時期とは異なるクラスターを形成している可能性もある。また、市区をひとつの地域と捉えることの是非も検証できれば、おもしろいのではないだろうか。



森田学・中村良平論文（「公営住宅入居世帯の便益と消費選択の変化」）は、岡山市営住宅を対象としたクロスセクション・データを使用しながら、公営住宅入居者の、公営住宅への入居前に居住していた民間住宅の家賃情報があるという点に着目して、その情報を利用して、パネルデータ的に、公営住宅入居前と入居後の1対1対応による直接比較を行なって、便

益を測定している。

具体的には、便益を評価するために、ヒックスの等価変分を用いている。すなわち、便益の金銭的評価を、民間住宅に居住したときに、公営住宅への入居によって得られる効用水準と同じ効用水準を維持するのに必要な貨幣額と定義し、コブ=ダグラス型の効用関数を用いて、住宅サービスにヘドニック・アプローチを適用して、便益を推計している。

分析結果から、公営住宅への住み替えによって、世帯は、平均で3万8925円（平均所得の約28.7%）の利益を享受していることが明らかになっている。また、家賃相当額と便益比の平均が0.87で、1を下回っていることより、住宅の直接供給による公共住宅政策が効率性を損ねていることが示されている。

このように、森田・中村論文は、公営住宅入居前と入居後の情報を巧みに利用することによって、公営住宅入居世帯の便益を推計しており、高く評価できる研究である。ただし、民間住宅家賃関数の推計に使われている『週刊住宅情報』のデータが、公営住宅入居者の従前の民間住宅の情報をどの程度正しく反映しているかによって、便益の計測結果は、変わってくるだろう。また、著者も指摘しているように、どのような効用関数を選択するかにも、測定結果は、大きく依存するものと思われる。

(SM)

家計の住宅購入タイミングの決定

森泉陽子

はじめに

近年、日本においては、若年家計の持家率が減少してきている。このことは、家計がはじめて住宅を購入する時期が遅くなっていることを示唆している。借家居住から持家居住へと居住形態を移行（テニユア転換）しようとしている家計が、住宅購入の最適タイミング（時期）を決定するときには、さまざまな経済要因およびライフサイクル要因が関連する。なかでも、とりわけ重要視されるのが家計の保有する資産額である。どの程度の住宅を購入するかということは、どれほど資産を蓄積できるかに大きく依存する。

持家への居住形態の移行の分析は、Artle and Varaiya (1978) に始まり、Plaut (1984, 1987)、Brueckner (1986)、Jones (1995)、Deutsch and Schoepp (1993) がある。これらのモデルは、Artle and Varaiya (1978) のモデルを発展させ、資本の不完全性のもとで、家計が直面する流動性制約（頭金制約）を導入し、居住移行時期を明示的に分析することなく、流動性制約のために家計が資産蓄積を行ない、このことが消費を抑制している点に分析の主眼が置かれている。

居住移行時期そのものに焦点をあてた分析には、Plaut (1984, 1987)、Grossman and Laroque (1990) がある。これらのモデルは、移行時期を資産蓄積との関連で分析し、家計の住宅購入は安全資産で頭金の目標額を蓄積できたと

きのみが最適な時期であると帰結している。居住移行モデルでは、家計は十分な頭金が蓄積された時期に住宅を購入するので、蓄積された資産が購入タイミングにとってもっとも重要な変数となっている。一方、蓄積された資産は、購入するまでの時間に依存する。よって、どれほどの期間、住宅購入のための資産蓄積を行なうことと、いつ住宅購入をするかという住宅購入タイミングは相互に関連をもつ。

これらの分析は確実性の世界のモデルであり、家計が直面する不確実性を考慮していない。かつ、住宅購入モデルではあるが、購入タイミングを明示的に分析したものではない。例外は Plaut (1987) のモデルである。Plaut (1987) は消費財としての住宅のほかに、資産としての住宅に焦点をあて、その資産価格の不確実性が住宅購入タイミングに及ぼす効果を分析した。ここでは、住宅購入タイミングを明示的に扱っている。このモデルでは、家計は借家に住んでいるときに頭金を金融資産で蓄積し、十分な金融資産が蓄積されたときにローンを組み住宅を購入するモデルである。家計は生涯にわたる家計の効用最大化をはかるように、最適な住宅購入時期を決定するが、その際には、さまざまな不確実性に直面する。住宅購入のタイミングに関連する不確実性には、所得、住宅資産価格、住宅ローン金利、金融資産の収益率等に関するものが存在するが、これらの不確実性のうち、Plaut (1987) は住宅資産価格の変動と金融資産の収益率の不確実性に焦点をあてている。住

宅資産価格変動の不確実性をヘッジするために、家計は金融資産を蓄積し、ヘッジできるほど金融資産が蓄積されたときに住宅購入の最適タイミングである。しかしながら、Plaut モデルは理論モデルであり、実証分析は行っていない。現在のところ、住宅購入タイミングを推定した分析はほとんどない。本稿では住宅価格の変化の不確実性を考慮した住宅購入タイミングの実証モデルを提示し、推定結果を示す。

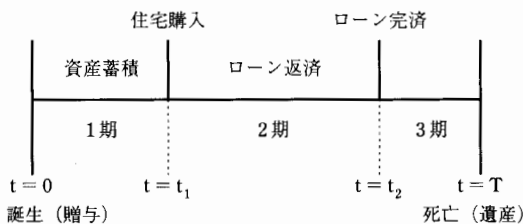
本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、主として Plaut モデルに基づく実証モデルと推定方法を記述する。第2節では用いられたデータの特性を明らかにし、第3節で推定結果を示し、最後に結論を述べる。

1 実証モデルと推定方法

以下の図1に家計の住宅購入行動のライフサイクルが描かれている。

代表的家計は $t=0$ (t は時間) に誕生し、 T 期に死亡し、その間に住宅を購入し、 T 期には住宅は売却され、遺産(資産)が残る。家計はまず、借家住まいからスタートすると仮定する。生涯のどこかの時点で住宅を購入することを計画している。家計は住宅購入のために借入れをするが、資本市場が完全ではないために、十分な資金を借り入れることはできない。したがって、借家住まいの間に住宅購入のために十分な資産蓄積を行わなくてはならない。この個人の生涯は図1のように3つの時期に区分される。各期に対応して、それぞれ制約式がある。所与の所得制約と各期の制約および借入制約の

図1 家計の住宅購入のライフサイクル



出所) Plaut (1987) より作成。

(森泉氏写真)

もりいずみ・ようこ
1944年兵庫県生まれ。1973年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。杏林大学講師を経て、現在、神奈川大学経済学部教授。
論文：「日本における住宅需要の所得弾力性について」(『季刊理論経済学』) ほか。

もとで、家計は全期間(生涯)の効用と死亡時(T 期)における遺産あるいは資産を最大にするよう、最適な購入時期を決定するものとする。借入制約については暗黙裡に仮定し、借入制約が存在するために、流動性資産を蓄積する。各期の家計の行動を記述すると、以下のようになる。

- ①はじめは借家に住んで家賃を支払い、住宅購入のための資産蓄積を行なう。住宅は資産でもあり、住宅資産価格は不確実性に晒されていて、確率変動をする。家計はこの不確実性をヘッジするために十分な金融資産を蓄積する。よって、住宅購入タイミングは資産蓄積(率)に大きく影響を受ける。また、同時に住宅資産価格の確率過程の特性にも依存する。制約はこの期間の異時点間にわたる所得制約(初期時点の資産も含む)と、流動性制約($W_t > 0$ 、 W は金融資産)である。
- ②十分な資産が蓄積された時(t_1)に、住宅を購入する。1期で蓄積された資産の一部あるいは全部と住宅ローンで購入をする。ここで最適住宅購入額と借入れローン額を決定する。住宅ローンは定期的に返済され、決められた満期時(t_2)に完済される。この期でも流動性制約がある。
- ③住宅ローンを完済した後、死亡時(T)には遺産が残る。遺産には住宅も含まれる。死亡時期はわかっているものとする。
家計の最適な住宅購入タイミングは、図1の各期間における制約のもとで、生涯の効用と T 期における資産(遺産)を最大化するように決定される。ここで住宅資産価格は不確実に

変動し、ウィーナー (Weiner) 過程 (ブラウン運動) に従う。家計は住宅資産価格の過去の変動から、そのドリフトとボラティリティを知っているものとする。住宅資産価格は確率過程に従うので、この不確実性をヘッジするために金融資産を蓄積し、十分蓄積された時に住宅購入をする。また、各期 t において家計は流動性制約に直面すると仮定する。

一般的に住宅購入の計画をもっている家計は、計画をもっていない家計よりも貯蓄をする。住宅購入のための目的貯蓄 (頭金貯蓄) をするからである。Moriizumi (2003) によれば、日本においてはそれがとくに顕著であり、住宅購入の目的貯蓄が大きな貯蓄動機となっていることは依然として事実である。かつ住宅貯蓄は貯蓄動機では第1位ではないが、その目標貯蓄額ももっとも大きい。

Jones (1995) によれば、住宅購入の際の決定的要因は流動性資産の額である。したがって、1期にどれほど資産蓄積ができたかが、住宅の大きさ、住宅ローン額を決める。蓄積された資産と借入れで住宅購入ができない場合には、購入タイミングは遅れることになる。Plaut モデルでは、資産蓄積額、住宅ローン額、住宅購入額は内生変数であり、各期の制約のもとで最適購入タイミング t_1 が決定される。モデルは複雑であり、最適タイミングは明示的にとくことはできていない。以下の実証モデルでは、Plaut モデルからの比較静学を中心に、Artle and Varaiya (1978)、Brueckner (1986)、Jones (1995) のモデルの帰結を取入れている。

Artle and Varaiya (1978)、Brueckner (1986)、Jones (1995) などの住宅購入あるいは持家への移行モデルでは、移行を説明する主な変数は金融資産 W 、家計の所得 y 、住宅資産価格、モーゲージ金利である。さらに、Plaut モデルは、借家居住の間も含めるモデルであるので、家賃 R も説明変数になる。以上の変数が持家購入 (移行) 最適タイミングを決定する説明変数である。さらに、Plaut モデル

のように住宅資産価格、流動性資産収益率の不確実性を考慮した場合には、住宅資産価格と金融資産収益率のドリフトとボラティリティに依存する。家計のスタート当初 ($t=0$) に贈与を受けていれば、それも説明変数となる。

これらのモデルでは、住宅購入のトリガー要因は流動性資産の蓄積額である。住宅購入にはある額以上のまとまった頭金が必要である。外生的に決定される借入れ制約もその理由であるが、住宅資産価格が不確実に変動している場合には、外生的に決められる資産額 (必要な頭金) 以上に、不確実性をヘッジするための資産蓄積額が必要となる。これが外生的かつ内生的に決定される流動性制約である。

以上より、最適住宅購入時期は蓄積された資産額に左右されるといえる。よって、 T^* を持ち家に移行する真の連続的時期とすると、第 i 家計の最適購入時期は

$$T_i^* = T(W_i, X_{ii}, \varepsilon_i) \quad (1)$$

と表される。ここで、 X_{ii} は移行時期を決める外生変数のベクトルで所得、家賃、住宅資産価格と金融資産の収益率のボラティリティ、ドリフト、その他家計のデモグラフィック要因を含む。 ε_i は誤差項である。一次取得者の住宅購入時期は、ライフサイクル上の時点に大きく依存するので、デモグラフィック要因として、世帯主年齢 (AGE) を入れた。しかしながら、金融資産価格の平均およびボラティリティの適当なデータがないことから、実証モデルではこの変数を除外した。また、推定に用いたデータはクロス・セクションであることから、住宅ローン金利は地域間で同一とした。

住宅購入モデルでは、家計の資産蓄積は内生的に決まるので、バイアスを避けるために Jones (1995) と同様に操作変数を用いることとする。説明変数は所得、職業、性別、年齢などのデモグラフィック要因である。

モデルを線形に特定化し (以下では混乱のないかぎり添字 i は省略する)、 W については、先の操作変数を用いると、

$$T^* = \gamma W + \beta' X_1 + \varepsilon \quad (2)$$

となる。ここで、 γ は推定パラメタ、 β は推定パラメタベクトルである。

ところで、 T^* は各家計について観察することはできない。観察できるのはカテゴリ化された移行時期 T である。 T は次の6つに区分されている。①2年以内、②3年以内、③5年以内、④5年以上10年以内、⑤10年以上、⑥購入しない¹⁾。

T と T^* の関係は以下である²⁾。

$$\begin{aligned} T=0 & \text{ if } T^* \leq 0, \\ T=1 & \text{ if } 0 < T^* \leq \mu_1, \\ T=2 & \text{ if } \mu_1 < T^* \leq \mu_2, \\ T=3 & \text{ if } \mu_2 < T^* \leq \mu_3, \\ T=4 & \text{ if } \mu_3 < T^* \leq \mu_4, \\ T=5 & \text{ if } \mu_4 \leq T^*, \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $\mu_j, j=1, \dots, 4$ は推定されるパラメタである。 T は(3)式から、 $\mu_{j-1} < T^* < \mu_j$ のとき j 番目のカテゴリに入る。 T は順序変数であるので、 $\text{Var}(\varepsilon) = 1$ とノーマライズする。 $\varepsilon \sim N(0, 1)$ である。

よって、推定モデルは以下ようになる。

$$\begin{aligned} T^* & = \gamma W + \beta' X_1 + \varepsilon \\ T=0 & \text{ if } T^* \leq 0, \\ T=1 & \text{ if } 0 < T^* \leq \mu_1, \\ T=2 & \text{ if } \mu_1 < T^* \leq \mu_2, \\ T=3 & \text{ if } \mu_2 < T^* \leq \mu_3, \\ T=4 & \text{ if } \mu_3 < T^* \leq \mu_4, \\ T=5 & \text{ if } \mu_4 \leq T^* \end{aligned} \quad (4)$$

ε は正規分布するので、 Φ を確率分布関数とすると、各カテゴリの確率は以下ようになる。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(T=0) & = \Phi(-\beta' X), \\ \text{Prob}(T=1) & = \Phi(\mu_1 - \beta' X) - \Phi(-\beta' X), \\ \text{Prob}(T=2) & = \Phi(\mu_2 - \beta' X) - \Phi(\mu_1 - \beta' X), \\ \text{Prob}(T=3) & = \Phi(\mu_3 - \beta' X) - \Phi(\mu_2 - \beta' X), \\ \text{Prob}(T=4) & = \Phi(\mu_4 - \beta' X) - \Phi(\mu_3 - \beta' X), \\ \text{Prob}(T=5) & = 1 - \Phi(\mu_4 - \beta' X) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 X は、 W, X_1 を含む。すべての確率が正の値をとるためには $0 < \mu_1 < \dots < \mu_4$ でなくてはならない。各変数の確率への(限界)効果は、

$\phi(\cdot)$ を確率密度関数とすると次のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Prob}[T=0]}{\partial x} & = -\phi(\beta' X)\beta, \\ \frac{\partial \text{Prob}[T=j]}{\partial x} & = [\phi(\mu_{j-1} - \beta' x) - \phi(\mu_j - \beta' x)]\beta, j=1, \dots, 4 \\ \frac{\partial \text{Prob}[T=5]}{\partial x} & = \phi(\mu_4 - \beta' X)\beta \end{aligned} \quad (6)$$

確率密度関数は正であるから、 $T=0$ の確率の変化は係数 β と必ず反対の符号であり、 $T=5$ 確率変化は必ず β の符号と同じ方向となる。それ以外の区分の確率の変化は $\phi(\cdot)$ の大きさに依存する³⁾。以下では住宅購入タイミングの推定を、ordered probit を用いて行なう。

2 データと変数

用いられるデータは、『住宅需要動向調査』(住宅金融公庫、1992年度)である。このデータは全国の単身世帯を除く全世帯を対象に、持家居住世帯、賃貸住宅居住世帯を含み、所得、金融資産、住宅購入予定時期、購入予定住宅価額、その他家計のデモグラフィック特性について調査している。標本数は3857であるが、本稿では借家から持家居住への住居形態転換が分析の焦点であることから、はじめて住宅を購入する一次取得者にサンプルを限定した。さらに、購入計画の有無について回答のあったものは(計画なしも含む)は766サンプルである。

金融資産のデータは世帯全体のものであり、有価証券、貯蓄額の合計であるが、保険は除かれている。所得も世帯全体の所得である。いずれもこれらの2変数は実数ではなく階級に区分されたものであるので、各階級のメディアンを用いた。

家計は過去の住宅資産価格変動から、ドリフトとボラティリティの情報を得るものとする。推定では、過去の期間を1973~1993年とする。住宅資産は建物と土地から構成されるので、その価格も建物価格と地価からなる。推定はクロス・セクションデータを用いるので、建物価格

表1 - 変数の定義と記述統計

変数名	定義	平均					
		2 ^{-*}	3 ⁻	5 ⁻	5 ⁺	10 ⁺	購入しない
W ^{**} (千円)	金融資産	7,411	6,575	6,727	5,808	4,390	4,542
y (千円)	年間所得 (税込み)	6,892	7,307	6,480	6,453	5,661	5,346
R (円)	月額家賃	51,728	65,054	43,690	44,582	38,227	37,227
AGE	世帯主年齢	39.00	40.70	40.50	39.16	37.28	45.74
volatility	地価のボラティリティ	4.452	5.724	5.486	5.431	5.442	6.388
sample size	766	78	56	100	102	153	277

注) 金融資産、所得、家賃は地域格差指数でデフレートしてある。

* 購入時期：-は年以内、+は年以上。

** 保険は除いてある。

表2 - Ordered Probit の推定結果

	Estimates	t 値
constant	0.8696	4.237
volatility	0.06971	6.332
y	-0.1317	-7.219
W	-0.1043	-2.144
R	-0.0045	-3.916
AGE	0.0414	5.874
μ ₁	0.3686	7.937
μ ₂	0.8361	14.165
μ ₃	1.2257	18.858
μ ₄	1.8063	24.991
sample size	766	

と地価の地域別・時系列別の平均と分散が必要となる。地価に関しては、地域別・時系列データ(公示地価)は利用できるが、建物価格の地域別・時系列のデータが現在のところ利用できるものがない。よって、ドリフトに関しては、住宅資産価格のドリフトを推定モデルに入れることはできなかった。一方、住宅資産価格のボラティリティは、建物価格と地価のボラティリティに依存するが、建物価格には地域性が少なく地域間変動は小さいのに対して、地価の地域間変動は大きいことから、都道府県別公示地価(国土交通省)の1973~1993年のボラティリティを住宅資産価格のボラティリティの代理変数とした。

データには住宅取得予定地(都道府県別)も含まれているが、記入のないものについては、現在の地域(都道府県)とした⁴⁾。さらに上記のデータのほかに、『全国物価調査』(総務庁統計局、1992年)から消費者物価地域格差指数を

用いて、所得、金融資産、家賃をデフレートした。

分析に用いた変数とデータの記述統計は表1である。

3 推定結果

推定結果は表2に示してある。すべての変数の係数は1%水準で有意である。

第1節でも述べたように、ordered probitのモデルでは、これらの推定パラメタの符号からただちに各説明変数の確率に与える効果を知ることにはできないので、(6)式によって計算をする必要がある。(6)式でもわかるように、確率の変化の方向(正負)は各セルに対して必ずしも対称ではなく、つまり、正負がある一定のセルで反転するというものでもない。「2年以内に購入」(T=0)の場合の効果は推定パラメタの符号と逆の方向で、「購入しない場合」(T=5)では同一方向であるが、その中間の場合では、密度関数の値に依存する。

購入タイミングへの効果は表3に示した。各変数の購入時期の確率に及ぼす効果である。

この表より、各変数の確率へ及ぼす効果は、購入時期によって異なる。相対的に早く購入する場合⁵⁾と遅く購入あるいは購入しない場合とで効果は反対になり、かつ大きさは非線形である。「5年以上10年以内」に購入の場合は、各変数の確率に及ぼす効果が反転するが、ほとんど変化がないと考えてもよい。このような限界効果の変化の傾向は、すべての変数に共通であ

表3 変数の購入タイミング確率に与える効果

変数名	タイミ ング					
	2 ⁻	3 ⁻	5 ⁻	5 ⁺ ~10 ⁻	10 ⁺	購入しない
volatility	-0.0100	-0.0058	-0.0075	-0.0039	0.0013	0.0259
y	0.0189	0.0110	0.0141	0.0074	-0.0025	-0.0490
W	0.0150	0.0087	0.0112	0.0059	-0.0020	-0.0388
R	0.0006	0.0004	0.0005	0.0003	-0.0001	-0.0017
AGE	-0.0059	-0.0035	-0.0044	-0.0023	0.0008	0.0154

る。つまり、変数の確率へ及ぼす効果は、一律ではなく各セルによって大きさのみならず、変化の方向も異なる。これが ordered probit モデルの特徴である。

さて、各変数の購入タイミング確率へ及ぼす効果を見てみよう。ボラティリティが高まると、相対的に早く購入する確率は減少し、購入を先に延ばすことがわかる。あるいは購入時期を無限大に延ばし、購入しなくなる確率ももっとも大きく増大する⁶⁾。このようなボラティリティの負の効果は、購入時期が先に行くにつれ、減衰し、あるところで（この場合は購入時期が10年以降）、効果は反転し購入確率は増加する。「5年以上から10年以内」に購入する確率はほとんど変化しない。言い換えると、不確実性が増し住宅資産価格の変動が大きくなると、住宅をすぐ購入しようとしている家計は購入を先に延ばし、住宅資産価格が低下するのを待つ。あるいは、一時的に購入を中止し、頭金を蓄積する。1年、2年と購入を先に延ばすので、遠い将来に購入しようとしている家計と購入しない家計の割合が増加してくる。早く購入しようとしている家計が減少し、その家計は購入時期を延ばし、はじめから遅く購入しようとしている家計も購入を延期し、なかには購入を中止する家計もでてくる。「購入しない」家計の割合の増加がもっとも多くなる。

家計の現在の所得が増大すると、借入れ（返済）能力が高まり⁷⁾、多く借入れができるので、早く住宅を購入する確率は増加し、遅く購入する確率は減少する。換言すると、所得が増加すると、早く住宅を購入する家計が増える。しか

表4 資産関数の推定結果

	Estimates	t 値
constant	-6.828	-2.34
AGE	0.4730	3.67
AGE ²	-0.004	-2.81
Life	0.097	0.1445
Worker	0.0717	0.17
Manager	2.519	2.72
Bigfirm	1.797	2.55
Female	-1.467	-1.407
NM	-0.124	-0.54
R ²	0.08	

し、この効果は購入時期が遅くなるにつれて、徐々に薄れていくが、「10年以上先に購入する」確率は減少し、より早い時期に購入しようとする。よって、購入しない家計の割合はおおよそ0.05減少する。家計の資産が増加すると、借入制約が緩和され、かつ、頭金が早く貯まるので早期に住宅を購入する確率は増加し、遅く購入する確率は減少する。つまり、各時期に購入計画を持っている家計が早くその計画を実行しようとするので、早期購入の各セルの家計の割合が増加する。それによって、相対的に遅く購入する家計が減少する。

現行の家賃が上昇すると、早く購入しようとするインセンティブが増加するので、購入確率は増加し、遅い時期に購入しようとしている家計の割合が減少する。賃貸住宅にずっと住み続け、持家を購入しないという家計の割合も減少する。しかし、家賃の上昇は家計にとって負担増となり、貯蓄ができなくなるので、早く購入することは困難になる。結果として、購入確率はほとんど変化しない。年齢の効果に関しては、

計画時点における世帯主年齢にも依存するが、家計の年齢が高まると、購入を先延ばしにする。約0.01程度購入しない家計の割合を増加させる。

データには単身者は含まれていないので、各購入時期の年齢は30歳台後半である。よって、年齢が高まると、家計のライフステージが上がり、住宅購入へ支出することが難しくなるのかもしれない。

以上から、住宅資産価格の不確実性が増加すると、家計は住宅購入を先に延ばし、しかし、所得、資産が増加すると、購入を早めることが示された。これらの変数の購入確率に及ぼす効果は、「5年以内に購入」しようとしている場合と「10年以上先に購入」しようとしている場合、および「購入しない」場合に及ぼす効果は反対であり、また、「5年以上10年以内」の購入確率に及ぼす効果はほとんどないことが示された。

最後に、資産関数の推定結果を表4に掲げた。現在の所得を説明変数に導入したが、係数は負となり、かつ有意ではなかったため、除外した。年齢AGEとその2乗AGE²を説明変数に入れた結果、年齢の効果が有意である。年齢が上昇すると、資産が増加するが、その増加率は減少していき、2次の効果が働くことがわかる。家計のライフサイクルの効果では、夫婦と子供の世帯のダミー変数(Life)を導入したが有意ではなかった。職業ダミーとして、雇用者(Worker)と管理職(会社・団体の役員: Manager)を分けて導入しその効果を見た。管理職は他の職業の家計より多く資産蓄積を行っている。雇用者の係数は有意ではなかった。また、大企業(Bigfirm)に勤務している家計も資産蓄積が多いことも示された。世帯主が女性の場合の効果については、係数は予想されるようにマイナスではあったが、有意ではなかった。世帯の資産であるので、世帯人員を導入したが、世帯人数の効果はマイナスであったが、有意ではなかった。決定係数R²はたいへん低い。このようなミクロの資産関数の推定は、

海外の分析例でもあてはまりがよくないことが多い。説明力を上昇させることは、内外の研究の目指すところである。

おわりに

家計がいつ住宅を購入するかということは、ダイナミックなテニユア・チョイスの問題でもある。このことには、多くの要因が影響を与えるが、本稿では、主として資産額と住宅資産価格変動の不確実性を導入した。

本稿における住宅購入タイミングモデルは、家計が借家居住からスタートし、その間住宅購入を目的とした貯蓄をして初めて住宅を購入するモデルである。タイミングに強く影響を与えるものは家計の蓄積された資産であるという先行研究の理論的帰結を再確認したと同時に、資産蓄積は住宅資産価格の不確実な変動をヘッジするためであるというPlaut(1987)、Jones(1995)の結論をサポートした。このことはordered probitモデルの推定から、住宅資産価格のボラティリティがタイミングへ与える効果が有意に検証されたことから明らかである。

本稿の特徴はordered probitモデルを用いたことによって、購入時期によって各説明変数の効果にかなり差があることを明らかにできたことである。説明変数の購入タイミングへ与える効果は、早く購入する場合と遅く購入する(購入しないも含む)とは逆になる。

得られた結論は、住宅資産価格の不確実性が増すと、家計は住宅購入時期を遅らせることが明らかになったことである。かつ、購入しない家計の割合が増加することも示された。また、蓄積された金融資産や所得が増加すると、家計は購入時期を早め、購入しない予定であった家計も住宅を購入することがわかった。これらの結果は従来の研究の結果と一致する。また、実証分析の結果から、購入予定時期、ほぼ「5年から10年」を境に、家計の行動は変化することも明らかとなった。

以上の分析より、住宅資産価格の不確実性は、

家計の住宅購入タイミングに有意な影響を及ぼすことから、家計の住宅購入を刺激するためには、住宅資産価格の変動を少なくすることが重要であることが示された。これらの実証結果は、持家政策を検討するとき、あるいは政策の効果を考えるときに、購入時期をも考慮に入れることの重要性を示唆するものと思われる。

しかしながら、依然として残された課題がある。まず、推定には導入することができなかった金融資産収益率の地域別・時系列別データの整備が必要である。これは金融資産と住宅資産の代替性などを分析するためにも、不可欠である。さらに重要な点は、住宅ローン金利変動の不確実性が住宅購入タイミングへ与える影響を組み入れたモデルの構築と推定を行なうことである。これらの課題に対処するためにも、パネルデータの整備が待たれるところである。

*地価ボラティリティのデータをご提供いただいた清水千弘氏（リクルート）に感謝いたします。

注

- 1) 住宅購入時期が無限大である場合を購入しないとする。
- 2) ordered probit モデルについては、Maddala (1983)、Green (2000) を参照。
- 3) このように ordered probit の推定係数と限界効果に対応せず、密度関数の計算をしなくては明らかにならない点が、ordered probit モデルの特徴である。
- 4) 国勢調査によると、人口移動は同一都道府県が多い。
- 5) 以下では「5年以内(2⁻, 3⁻, 5⁻)」に購入する場合を早い時期、「10年以降(10⁺)」に購入する場合を遅い時期と呼ぶこととする。
- 6) 確率の変化であるので、表3の各変数の限界効果の合計は、丸めの誤差を別として、ゼロである。
- 7) 日本の場合、所得一返済額比率による借入れ制約が強い。典型的な例は住宅金融公庫による融資である。

参考文献

- Artle, R. and P. Varaiya (1978) "Life Cycle Consumption and Homeownership," *Journal of Economic Theory*, 18, pp.35-58.
- Brueckner, J. (1986) "The Downpayment Constraint and Housing Tenure Choice," *Regional Science and Urban Economics*, 16, pp.519-525.

- Deutsch, E. and W. Schoepp (1993) "Homeownership Access, Saving Period and Credit-Constraint," mimeo.
- Green, W. (2000) *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice Hall International, Inc..
- Grossman, J. and G. Laroque (1990) "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods," *Econometrica*, 58, pp.25-51.
- Jones, L. D. (1995) "Testing the Central Prediction of Housing Tenure Transition Models," *Journal of Urban Economics*, 38, pp.50-73.
- Maddala, G. (1983), *Limited Dependent Variable and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Moriizumi, Y. (2003) "Targeted Saving by Renters for Housing Purchase in Japan," *Journal of Urban Economics*, 53, pp.494-509.
- Plaut, S. E. (1984) "Encogenous Mortgage Interest and the Consumption of Housing," *Journal of Urban Economics*, 16, pp.31-45.
- Plaut, S. E. (1987) "The Timing of Housing Tenure Transition," *Regional Science and Urban Economics*, 21, pp.312-322.

東京大都市圏における 住宅建設の空間的クラスタリング

吉田あつし・七條達弘

はじめに

本稿では、市区ベースのパネルデータを用いて東京大都市圏（以下TMAとする）における住宅建設の要因分析を行なうと同時に、それに関連した計量経済学上の問題を考察する。

住宅建設の空間的不均一

住宅建設は都市経済学のなかでも重要なテーマのひとつであり、近年でも、Topel and Rosen (1988)やDiPasquale and Wheaton (1994)、Mayer and Somerville (2000)のように多くの研究がなされてきた。これらの研究のほとんどは国全体の住宅建設を研究対象としており、都市圏内の住宅建設の空間的不均一性を対象とはしてこなかった。1990年代、日本経済は深刻な不況を経験してきたが、その中盤以降TMAの住宅建設は劇的に増加してきた。このマクロレベルの増加は、低金利政策や住宅促進税制の導入から説明することが可能である。しかし、その増加がTMA内で必ずしも空間的に一様であったわけではないことを説明することはできない。

本稿の目的は、第1に、住宅建設の空間的な不均一性の要因分析を行なうことである。TMAを構成する市区は、生活水準やアメニティーに密接に関連する公共支出を決定したり、地域の経済活動に対する規制を行なうことができる。例えば、市区は高齢者介護や乳幼児の医療費への財政的な支援を行なうことにより、地

域の健康サービスの質と量に強い影響を及ぼすことができる。また、都市計画による土地利用規制は、土地の用途を変更したり未利用地を住宅用地として開発しようとするときに、その開発に大きな影響を与える。

需要サイドの要因

健康サービスの質や公的教育施設に関心のある人たちは、住宅を購入する際にはどこに住んだらいいのかを真剣に考えるであろう。Tiebout モデルが予想するように、人々が異質の選好を持つとすると、同じ選好を持つ人たちは同じ地域に住むようになるであろう。このような需要サイドの要因からTMAにおける住宅建設の不均一性を説明できるかもしれない。

供給サイドの要因

他方、土地利用に対する規制は大規模な住宅開発を費用のかさむものにし、困難にするかもしれない。一般に、TMAで供給される住宅の多くはマンションのような大規模開発によるものであり、規模の経済により開発業者の開発コストを相対的に小さくする。他方、市区にとってみると、増加した住民に対する教育、福祉などの行政サービス負担が増え、行政費用を増加させることになる。マンションの高さ規制や開発面積に対する一定の割合を公共用地として提供させるような厳しい規制は、開発コストを増加させる。このような規制の厳しさの市区間の差異は、供給サイドの要因として住宅建設の空

(吉田氏写真)

よしだ・あつし
1958年生まれ。1991年大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程中退。1995年大阪大学博士(経済学)。筑波大学大学院システム情報工学研究科教授。
論文：“Separating Urban Agglomeration Economies in Consumption and Production” ほか。

(七條氏写真)

しちじょう・たつひろ
1970年生まれ。1998年京都大学大学院人間・環境学研究科単位取得中退。大阪府立大学経済学部助教授。2001年京都大学博士(人間・環境学)。
論文：“Properties of Learning Models in Collective Action: A Rationality of Backward-looking Players” ほか。

間的不均一性に影響を及ぼすであろう。

観測不可能な要因の空間的クラスター

住宅建設とその空間的な不均一性に影響を与える要因は観測不可能か、数値的に評価するのが難しいので、計量経済モデルの説明変数として取り込むことは難しい。例えば、開発業者がマンションを建設しようとするとき近隣住民との合意が必要という規制がある場合には、その規制の厳しさを数値的に評価するのは難しい。したがって、これらの規制は観測不可能な要因として取り扱わなければならない。さらには住宅建設に関する規制はしばしば開発要綱や行政指導という形をとって行なわれるが、それらは必ずしも公開されているわけではない。また、これらの規制は隣接している自治体で似ている場合が多い。というのも隣接自治体は似たような問題に直面しているからである。以上の理由から、規制は観測不可能で空間的にクラスターを作っている可能性がある。

さらに、地方公共財の質や量がどの程度住宅建設に影響を及ぼしているのか評価することは難しいので、これらの要因も観測不可能である。魅力ある施設があると、その施設がある市区のみならずその周辺の市区の住宅建設をも増加させるかもしれない。このような「溢れ出し効果」は、鉄道や地下鉄、道路などの交通ネットワークの社会基盤によって増幅させられる。「溢れ出し効果」は、観測不可能な要因が空間的クラスターを作る原因のひとつである。

空間的構造を考慮したパネルモデル

本稿の目的の第2は、これらの観測不可能な要因がどのようなクラスターを作っているかを検証可能な計量経済モデルを提案することである。これらの要因の効果の大きさがどの程度なのかのみならず、隣接したどの市区が空間的クラスターを作っているのかに関心がある。これらの効果は、パネルデータモデルでは地域効果として扱われる。仮にこれらの効果のクラスター構造よりも観測可能な要因の効果の大きさに関心があるならば、個々の市区に固定効果パラメータを与える通常の固定効果モデルを用いればよい。しかしながら、ここではクラスター構造に関心があるので、この構造を捉えることができるモデルが必要である。本稿では、2つのタイプのモデルを提案する。ひとつは、空間的クラスター構造を持つ固定効果モデル (spatially clustered fixed-effects model: SCFEM) であり、もうひとつは空間的に相関する変量効果モデル (spatially correlated random-effects model: SCREM) である。

本稿の構成

第1節では、SCFEMとSCREMとを簡単に説明する。SCFEMに関連して、どの地域がどのクラスターに属しているのかを判断する統計的な方法を提案する。統計学的な観点からは、この問題はモデル選択の問題のひとつと考えられる。ここではリサンプリング法のひとつである leave-one-out cross-validation を用いる。その方法は誤差項の分布に関して頑健であり、その計算も線形モデルの場合には簡単に実行す

ることが可能である。モデル選択の2つの手順である forward-stepwise (FS) 法と backward-stepwise (BS) 法も次節で紹介される。

SCREM では隣接した地域の地域効果の空間的相関がモデル化される。経済主体の行動の空間的相互作用を議論する際に、空間的相関モデルが用いられる。Netz and Taylor (2002) は、ロサンゼルスにおけるガソリンスタンドの位置データと提供されるサービスの種類のデータを用いて、立地理論から導かれる含意について実証的に分析している。彼らは従属変数が空間的に相関する Anselin (1988) の提案したモデルを用いた。本稿では地域効果の空間的相関を、条件付正規分布を用いて表現する。Cresie (1993) は Anselin のモデルのような同時決定モデルと条件付分布モデルの違いについて議論している。パネルデータモデルの場合、Anselin のモデルを用いると、説明変数のひとつである隣接地域の従属変数と地域効果との間の相関を考慮しなければならない。これは、ラグつき従属変数が説明変数に含まれるパネルデータモデルの場合と同じように、推定を複雑かつ困難にする。

第2節では、SCFEM と SCREM とを用いて TMA を構成する3年分の市区の住宅建設関数の誘導形を推定する。

1 地域効果のある計量モデル

Spatially Clustered Fixed-Effects Model

最初に SCFEM を定式化しよう。考慮している地域数を m とし、 $q (q < m)$ クラスターが存在すると仮定しよう。クラスターを観測することはできないので、クラスターの数 q とクラスターの構造を統計的に見つけなければならない。すなわち、地域効果 u_i , $i=1, \dots, m$ は u_1, \dots, u_q という q 個のクラスター (クラスター効果と呼ぶ) に分類されなければならない。SCFEM は次のように表現される。

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_q + v_{it},$$

$$i=1, \dots, m; t=1, \dots, T; \text{ if } i \in q\text{th cluster} \quad (1)$$

(1)式をベクトル形式で表現すると

$$y_t = X_t\beta + D_0u_0 + v_t, t=1, \dots, T \quad (2)$$

となる。ここで、 D_0 はどの地域がどのクラスターに属するかを表す $m \times q$ のダミー行列である。例えば、 s 番目の地域と l 番目の地域が同じ c 番目のクラスターに属していれば、 D_0 の s 番目と l 番目の行ベクトルの c 番目の要素は1であり、それらの行ベクトルのその他の要素は0である。この行列をクラスターダミー行列と呼ぼう。

(2)式に基づいて、どのようにして統計的に D_0 のランク (q) と構造を決定し、さらに u_0 と β を推定するかを考察しよう。統計学的な観点からは、 D_0 のランクと構造を見つけることは統計的モデル選択問題のひとつである。パラメータの数のもっとも多い最大モデルは u_1, \dots, u_m が異なった値をとる場合である。この場合は地域効果が標準的な固定効果モデルの固定効果になっている。他方、最小のモデルは u_1, \dots, u_m が同一の値をとる場合であり、この場合は pooled model になる。この最大と最小モデルの間に無数のクラスター分類の可能性が存在する。ここでは、累積予測誤差 (aggregate prediction error: APE) をモデル選択の基準として用い、それを leave-one-out cross-validation で推定することにする。モデル選択問題では、説明変数のすべての組み合わせをすべて試してみることは不可能であるから、一般には、forward-stepwise (FS) 法か backward-stepwise (BS) 法が用いられる。本稿でもこれら両方の方法を用いた。FS 法は最小モデルから出発してクラスターを分割したり、近隣の地域・クラスターを結合して APE を最小にする組み合わせを見つける。他方、BS 法は最大モデルから出発して FS 法と同じことを行なう。

変数選択問題の特徴

ここで問題になっている変数選択問題は通常のそれとは以下の2つの点で異なる。第1に、

新しい説明変数はクラスターダミー行列の列ベクトルを分割することによって作られる。また、説明変数の削除はその行列の列ベクトルを他の列ベクトルに統合することによって行なわれる。例えば、s番目と1番目の隣接する地域から作られるc番目のクラスターが分割されるときには、c番目の列ベクトルが2つの列ベクトルに分割される。h番目の地域がs番目のクラスターに結合される場合はh番目の地域に対応する列ベクトルが削除されてh番目の行ベクトルのs番目の要素の値が0から1になる。第2に、結合のプロセスは隣接条件に制約される。隣接していない地域・クラスターを結合することはできない。クラスターダミー行列で表現されるクラスターの構造が最適化のプロセスの過程で変化すると、地域・クラスターの隣接状態も異なってくる。したがって、最適化のプロセスで常に隣接性に関する情報を持っていなければならない。この隣接情報を隣接行列で表現することにする。

$A(m)$ を最大モデルの隣接行列としよう。すると $A(m)$ は $m \times m$ の対称行列で、どの地域とどの地域が隣接しているかを示している。例えば、(i, j) 番目の要素が1であれば、i番目の地域とj番目の地域は隣接していることになる。対角要素は定義によりすべて1である。隣接行列の引き数 m は地域・クラスターの数を表しており、隣接行列の次元と呼ぶことにしよう。次元という言葉はクラスターダミー行列でも用いられ、それはその行列のランクに等しい。次元は、最大モデルでは m であり、最小モデルでは1である。

モデル選択プロシジャー：FS法とBS法

最初にFS法を説明しよう。初期状態では、 $D(1)=1_m$ かつ $A(1)=\{1\}$ と設定される。説明のために y_j および x_j を $y=(y_1, \dots, y_1)'$ および $X=(X_1, \dots, X_1)'$ のj番目の要素およびj番目の行ベクトルと定義しよう。すると $APE(k)$ は

$$APE(k) = \frac{1}{mT} \sum_{j=1}^{mT} (y_j - x_j \hat{\beta}_j - d_j(k) \hat{\alpha}_j)^2 \quad (3)$$

と計算される。ここで、 $d_j(k)$ は $1_T \otimes D(k)$ のj番目の行ベクトルであり、 $\hat{\beta}_j$ と $\hat{\alpha}_j$ は y_j 、 $d_j(k)$ および x_j をのぞいたデータにより推定されたパラメータである。

APEを最小にするクラスターダミー行列を探すために、stepwise法では分割ステップと結合ステップの2つのステップが必要になる。

(a) 分割ステップ

全体からひとつの市区を選び、それに他とは異なる地域効果のパラメータを与える。すべての可能な選択に対してAPEを計算し、APEを最小にする分割を選択する。このことにより、 $D(\cdot)$ と $A(\cdot)$ の次元は大きくなる。

(b) 統合ステップ

2つの隣接した地域・クラスターを選択し、それらを結合させる。すなわち、それらに同じ地域効果のパラメータを与える。すべての可能な組み合わせについてAPEを計算し、APEを最小にする組み合わせを選択する。このことにより $D(\cdot)$ と $A(\cdot)$ の次元は小さくなる。

FS法は最初に分割ステップのみを繰り返し、APEを最小にするクラスターダミー行列を見つける。例えば、初期状態からj番目の地域が最初のステップで選択されたなら、 $D(2)$ は2つのベクトルから作られる $m \times 2$ 行列になる。ひとつは、j番目の要素のみ0で、残りはすべて1をとるベクトルで、もうひとつは、j番目の要素のみ1で、残りはすべて0をとるベクトルである。 $A(2)$ はすべての要素が1である 2×2 行列である。このプロセスを繰り返すことによって、分割ステップで一時的に最適化されたクラスターダミー行列と隣接行列が得られる。

次に、前段階で最適化された状態から、分割と統合を繰り返すstepwise法によってAPEを最小にする組み合わせを見つける。このプロ

セスでAPEのさらに小さな組み合わせを見つけることができなくなったところで、プロセスを終了させる。

BS法では、 $D(m)=I_m$ と $A(m)$ からはじめる。最初に統合ステップのみを行ない、APEを最小にするクラスターダミー行列を見つける。それから、FS法と同じようにstepwise法を繰り返して最適な組み合わせを求める。

Spatially Correlated Random-Effects Model

SCREMでは、 i 番目の地域変量効果 u_i の条件付分布が以下のように定式化される。

$$f(u_i|\{u_{j,j \in N_i}\}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_u^2} \left(u_i - \sum_{j=1}^m \lambda c_{ij} u_j\right)^2\right]$$

ここで、 N_i は i 地域に隣接している地域の地域番号の集合である。 c_{ij} は隣接ダミーであり、 $c_{ij}=c_{ji}$ 、 $c_{ii}=0$ を満たし、かつ i 地域と j 地域が隣接していれば $c_{ij}=1$ 、そうでなければ $c_{ij}=0$ である。パラメータ λ は隣接地域の影響の大きさを表現している。この大きさは、隣接する市区の方向や隣接長には影響を受けないことに注意が必要である。このことは空間相関を表現する上で、かなり制約的である。

このとき、地域変量効果の同時分布は、

$$\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}_m, \sigma_u^2 \Sigma), \quad \Sigma = (I - \lambda C)^{-1}$$

となる。ここで、 C は $m \times m$ の行列で、その i, j 要素は c_{ij} であり、 $C=A(m)$ である。ただし、 $I - \lambda C$ は非特異でなければならないから、 λ の取れる範囲は制約される。今、 $e_1 \leq e_2 \leq \dots \leq e_m$ を C の固有値であるとする。 λ の取れる範囲について3ケースが考えられる。第1に、 $0 < e_1$ であれば、 $\lambda < e_m^{-1}$ である。第2に、 $e_1 < 0 < e_m$ であれば、 $e_1^{-1} < \lambda < e_m^{-1}$ である。最後に $e_m < 0$ であれば、 $e_1^{-1} < \lambda$ である（より詳しくはCressie 1993、第6章参照）。この同時分布から最尤法を用いてパラメータを推定することができる（詳しくはYoshida and Shichijo 2003を参照）。

2 実証分析

この節では、住宅建設関数を推定し、住宅建設に影響を与える要因とその影響の大きさを検証する。東京駅から60分の時間距離内にある1996年から1998年の88市区データを用いた。横浜市や川崎市の区は独立して統治権限を持たないが、それぞれ18区と7区を分析対象市区に含めた。というのも、それらの区の人口は平均的な市と同じくらい大きく、また、他の地域とは異なる社会経済的特徴を持っており、それらに関するデータが集計されているからである。東京23区は、制限はあるが一定の統治権限を持っている。公共支出計画を決定することができ、都市計画や住宅開発に対する規制を設けることができるが、地方税に関連した政策を決めることはできない。

主な説明変数

本稿では、市区ごとの世帯当たり住宅着工戸数の対数を被説明変数として用いた。本稿で推定するのは住宅建設関数の誘導形であるから、需要サイド、供給サイド双方の変数が含まれてくる。第1に、住宅需要に影響を及ぼすような地域の社会経済的要因である。これは住宅建設の主たる要因である。仮に、これらの要因がすべての地域で等しければ、住宅需要は世帯数によってのみ決定されることになり、世帯当たりの住宅建設はすべての地域で等しくなる。実際には、社会経済的特徴は地域によって大きく異なる。本稿では、社会経済的特徴を、「経済的屬性」「住宅ストック」「アメニティー」という3つのカテゴリーに分解した。「経済的屬性」は、世帯所得、東京駅までの時間距離から構成され、「住宅ストック」は世帯当たり住宅数と住宅ストックの平均年齢から構成される。さらに「アメニティー」は、人口密度、世帯当たりの教育関連公共支出、大学進学率、1000世帯当たり病院数・診療所数で構成される。これらすべての変数は対数を取っている。

表1 推定結果

	空間クラスター効果モデル(SCFEM)		空間相関量 モデル(SCREM)	線形回帰 モデル(LR)	within モデル
	FS 法	BS 法			
定数項			-2.088 (1.086)	-2.580(0.691)	
経済的屬性					
世帯所得	1.008 (0.137)	0.904 (0.176)	0.586 (0.317)	0.181 (0.209)	0.335 (0.745)
東京駅までの時間距離	-0.008 (0.003)	-0.196 (0.013)	-0.001 (0.008)	0.001 (0.005)	
住宅ストック					
世帯当たり住宅数	0.564 (0.255)	-0.927 (0.291)	0.687 (0.522)	0.600 (0.335)	
住宅年齢	-0.343 (0.186)	-2.615 (0.284)	-0.227 (0.438)	-0.435 (0.281)	
アメニティー					
人口密度	-0.245 (0.040)	-0.950 (0.064)	-0.220 (0.087)	-0.193 (0.052)	-2.909 (0.888)
教育への公共支出 (世帯当たり)	0.208 (0.025)	0.274 (0.054)	-0.136 (0.044)	-0.071 (0.029)	0.263 (0.077)
大学進学率	-0.175 (0.029)	-0.128 (0.046)	-0.038 (0.063)	0.089 (0.045)	-0.135 (0.090)
病院数 (1000世帯当たり)	0.047 (0.021)	-0.065 (0.032)	0.085 (0.053)	0.019 (0.037)	-0.117 (0.092)
診療所数 (1000世帯当たり)	0.184 (0.038)	-0.451 (0.061)	0.145 (0.089)	0.250 (0.051)	-0.120 (0.369)
世帯当たり公園数	-0.877 (0.038)	-0.896 (0.039)	-0.190 (0.033)	-0.076 (0.023)	-0.895 (0.049)
λ			0.168 (61.432)		
クラスター数	50	69		1	88
修正 R ²	0.842	0.873	-0.015	0.249	0.869
累積予測誤差 (APE)	0.012	0.015		0.067	0.017

注) () 内は推定値の標準誤差。

第2に、住宅開発に対する規制や公的社会基盤の溢れ出し効果のような供給サイドの効果も考慮している。これらの影響はSCFEMでは固定効果(クラスター効果)として捉えられており、SCREMでは空間相関のある変数効果として捉えられている。

推定結果によるモデル選択

表1にはSCFEM(FS法とBS法)、SCREM、線形回帰(LR)法およびwithin法による推定結果が示されている。最初に、LR推定値とwithin推定値とを比較してみよう。

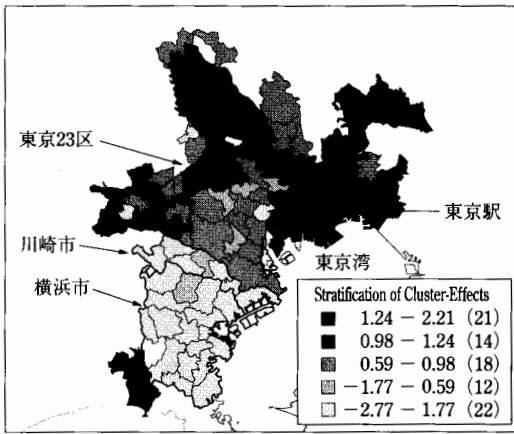
within推定値はすべての地域に地域固定効果のあるwithinモデルに対応しており、SCFEMかSCREMのいずれが正しいモデルであっても、効率的ではないが推定バイアスはない。他方、LR推定値は地域固定効果がないpooled modelに対応し、SCREMが正しいモデルのときはバイアスがないが、SCFEMが正しいモデルのときにはバイアスを持つ。世帯所得や人口密度のような重要な説明変数のLR推定値の符号はwithin推定値と等しい。世帯所得はいずれの方法でも有意ではないが、人口密度はいずれの方法でも負で有意である。人口密度の効果は、within推定値のほうがLR推定

値よりも大きい。修正R²と累積予測誤差のいずれのモデル選択の指標で見ても、withinモデルはLRモデルよりも優れている。したがって、地域効果を考慮しないLRモデルは考慮の対象からははずすことにする。

第2に、残りの3つのモデルのうちSCREMに着目しよう。3つのモデルともに、世帯所得の推定値は正で有意であり、人口密度の推定値は有意に負である。これらの変数についてはSCFEMの推定値の符号や大きさはSCREMと非常によく似ている。他方、住宅ストックを構成する要因は有意ではないし、世帯当たりの教育への公共支出は有意に負である。この結果はSCFEMの推定結果やwithin推定値とは異なる。さらに、SCREMの修正R²は他のモデルよりもかなり小さくなっている。したがって、SCREMは他のモデルと比較してこの用いられたデータに対してはあまり当てはまらぬモデルといえ、捨てることにする。

第3に、withinモデルとSCFEMとを比較してみよう。withinモデルは東京駅までの時間距離や住宅ストックに関係した変数など、時变的でない説明変数を用いることができない。それらは、他の地域効果と同じ固定効果として

図1-推定されたクラスター効果の空間的分布



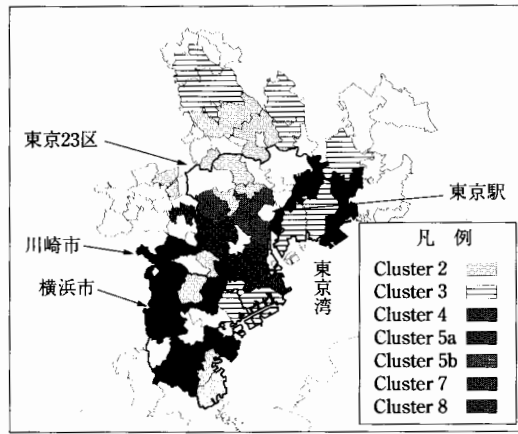
捉えられてしまうからである。このような変数の効果について議論できない点が within モデルの欠点のひとつである。within 推定値の符号や大きさは、人口密度を除いてほとんど SCFEM と同じである。しかしながら、世帯所得は SCFEM 推定値とは異なり有意ではない。さらに、累積予測誤差は SCFEM よりも大きい。したがって、SCFEM のほうが within モデルよりも望ましい。

最後に、SCFEM の推定法のうち、FS 法と BS 法ではいずれが望ましいのかを議論する。推定値の符号は、世帯当たりの住宅数、病院数および診療所数で異なっている。それらは BS 法では負であるが、FS 法では正である。クラスターの数は、BS 法では69であるが、FS 法では50である。クラスターの数が多くなると、推定値はより非効率的になる。とくに、クラスターの構造を議論するときには推定値の効率性は重要である。修正 R^2 は BS 法のほうが FS 法よりも高くなっている。しかしながら、FS 法の累積誤差は BS 法より小さい。修正 R^2 が説明変数の多いモデルを採用しがちな点を考慮に入れると、FS 法を用いて SCFEM を推定した結果がこれらのモデルの中ではもっともよいモデルと考えられる。

推定結果の解釈

FS 法を用いた SCFEM の推定結果について

図2-クラスターの空間的分布



詳しく見ていこう。「経済的属性」変数に関しては、世帯所得は有意に正である一方、東京駅までの時間距離は有意に負であることから、東京駅に近く所得の高い市区では世帯当たりの住宅建設が多いことがわかる。「住宅ストック関連」変数では、世帯当たりの住宅数の符号は正で有意であるが、住宅年齢は負で有意である。これらの結果は、早い時期に住宅開発がなされた地域における住宅建設が困難であることを反映している。これらの地域では、無数の個人が小さい土地を所有している。多くの土地所有者は老人の年金生活者で、土地に深い愛着を持っているので、家を売ったり建て替えたりするインセンティブはない。したがって、大規模住宅開発は非常にコスト高になり、住宅建設は抑制される。

「アメニティー」を構成する変数の推定値は1000世帯当たりの病院数を除いて有意である。人口密度、大学進学率、公園数は負の影響を持つ。対照的に、世帯当たりの教育関連公共支出や1000人当たりの診療所数は正の効果を持つ。これらの推定結果は、大学進学率と公園数をのぞいて合理的な結果である。一般に、大学進学率の高い高校は市区をまたがる広い地域の中心に位置している。高校生は郊外から中心地に立地する高校に通学する。ところで、それらの中心地は早くから開発されてきているので住宅開発に規制がある場合が多い。したがって、大学

進学率はある地域の教育環境のよい代理指標であるとはいえない。都市公園が負で有意なのは、住宅開発が容易な郊外では自然環境が多く残っているために中心部ほど公園が必要ではないからである。

図1は、クラスター効果の推定値の空間的分布のコロプレス図であり、図2は、クラスターの空間的分布のコロプレス図である。クラスター効果の推定値が大きいくほど、観測できない要因が住宅建設により大きな正の影響を与えていることになる。図1から、住宅建設を抑制する要因は、東京23区内や23区の東、西、北側で、その南側と比較して小さいことがわかる。

説明変数には、住宅の建築コストに影響するような要因は含まれていない。一般に、TMAで建築される住宅のほとんどはマンションである。大規模住宅開発は、規模の経済により建設コストを小さくし、また消費者をひきつけるが、開発に関する規制も多い。ゾーニングや地区計画による規制によって開発者が追加的に負担することになるコストは市区によって異なる。これらの規制はモデルの地域効果で表現されている。推定結果から、住宅建設を抑制する要因は、東京23区内および23区から見て東、西、北側に比べて南側で大きいことがわかる。

図2から、8つの区から構成される最大のクラスターが横浜市にあることがわかる。18の区のうち8つの区から構成される。次に大きなクラスターは横浜市と川崎市を横断している。5つの市区からなる2つのクラスターが23区内と23区の西側の境界上に存在する。何がクラスターを形成させているのかを明確にすることは難しいが、大きなクラスターが23区内や横浜市、川崎市に存在することから、発達した公共交通ネットワークがクラスターを形成する要因のひとつであると想像できる。横浜市や川崎市の場合には、区が独立した統治権限を持っていないことも要因のひとつと考えられる。小さいクラスターは主たる鉄道に沿って存在している。

3 結論

本稿では、空間的クラスター構造を持つ固定効果モデル(SCFEM)と空間的に相関する変量効果モデル(SCREM)を用いて東京大都市圏における住宅建設の要因分析を行なった。これらのモデルでは、住宅開発に対する規制や公的インフラストラクチャーの溢れ出し効果がクラスター効果や変量効果として表現されている。

SCFEMとSCREMを用いて住宅建設関数を推定したところ、SCFEMがよりよくデータにフィットしていることがわかり、住宅建設を抑制する要因は、東京23区内や23区の東、西、北側で、その南側と比較して小さいことがわかった。また、クラスターの構造から、公共交通ネットワークがクラスターを形成する要因のひとつであると想像できる。

*この研究は、文部科学省科学研究費補助金(課題番号15200021)および全国銀行協会学術研究振興財団からの補助を受けている。

参考文献

- Anselin, Luc (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht).
- Cressie, N. A. C. (1993) *Statistics for Spatial Data*, John Wiley and Sons.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, pp.1-27.
- Mayer, C. J. and C. T. Somerville (2000) "Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply," *Journal of Urban Economics*, 48, pp.85-109.
- Netz, J. S. and B. A. Taylor (2002) "Maximum or Minimum Differentiation? Location Patterns of Retail Outlets," *The Review of Economics and Statistics*, 84, pp.162-175.
- Topel, R. and S. Rosen (1988) "Housing Investment in the United States," *Journal of Political Economy*, 96, pp.718-740.
- Yoshida, A. and T. Shichijo (2003) "Spatial Clustering of Housing Construction in the Tokyo Metropolitan Area: an Application of Spatially Clustered Fixed-effects and Spatially Correlated Random-effects Models," 『社会工学系』DP1067, University of Tsukuba.

公営住宅入居世帯の便益と消費選択の変化

森田 学・中村良平

はじめに

公営住宅は、公営住宅法の目的にも述べられているように、民間借家では適切な条件の住宅を見つけることが困難な世帯を対象としている。これは、住宅が生活を営む上で必要不可欠な基盤であり必需財の面も持ち合わせているのに対し、住宅市場において最低限必要な住宅サービスを受けられない低所得層世帯が存在するためである。

実際、公営住宅は、民間部門によって供給される同一条件の住宅よりも低廉な家賃で提供されており、公営住宅入居世帯は、住宅サービス水準の向上や家賃負担の軽減等による利益を享受している。

しかし、公共部門が提供する住宅は、そこに住む世帯が望ましいと思うものとは乖離する傾向も否定できず、そのため世帯の消費選択に歪みをもたらし、資源配分の効率性を損なうことがある。つまり、所得補助の場合と比べて、住宅の提供は非効率となる傾向が強いのである。他方、近年の厳しい財政事情のなかで、住宅市場のセーフティネットとしての役割に対しても厳しい目が向けられている。したがって、公営住宅への入居によってどの程度の便益が発生しているのか定量的に評価することは、公営住宅制度を考える上で重要な意義を持つ。

中村・森田(2000)では、公営住宅居住世帯のデータを用いて、居住者便益を評価し、所得補助との比較を通してその効率性について検証

を加えたが、本稿では、公営住宅入居前・入居後の1対1対応のデータを利用し、入居による世帯の消費選択の変化を明らかにするとともに、世帯にどの程度の便益が発生しているのか定量的に示す。

なお、便益評価にあたっては、Hicksの「等価変分(Equivalent Variation)」を用いるが、その測定のためには効用水準を表す無差別曲線が推定される必要がある。つまり、効用関数もしくはHicks型の(補償)需要関数が特定化されねばならない。

従来の研究では、効用関数として、DeSalvo(1971, 1975)とWong and Liu(1988)ではCobb-Douglas型関数が、Olsen and Barton(1983)ではStone-Geary型関数が、Murray(1975, 1980)では一般化CES型関数が、それぞれ用いられている。また、これらの研究では住宅サービスは同質であり、単一の指標で比較可能であると仮定している¹⁾。

しかしながら、住宅サービスを同質財としてとらえると、本来異なる住宅特性を価格に反映できず、計測値に偏りをもたらす可能性がある。そこで、Quigley(1982)やDeBorger(1985, 1986, 1987)は、住宅サービスにヘドニック・アプローチを適用しているが、ヘドニック関数が通常非線形であることから、予算制約式も非線形となっている。

Quigleyは、ヘドニック関数の非線形性による非線形予算制約式に対して、効用最大化の1階の条件を用いることによって、左辺を各特性

(森田氏写真)

もりた・まなぶ
1972年兵庫県生まれ。2003年岡山大学大学院文化科学研究科修了。博士(経済学)。現在、労働価値総合研究所戦略調査事業部研究員。
論文:「アフォーダビリティの観点からの住宅困窮世帯の識別」ほか。

(中村氏写真)

なかもら・りょうへい
1953年香川県生まれ。1977年京都大学工学部卒業、1984年筑波大学大学院社会工学研究科修了(学術博士)。近畿大学商経学部助教などを経て、現在、岡山大学経済学部教授。
著書:「都市と地域の経済学」(共著、有斐閣)ほか。

のヘドニック限界価格とした連立方程式体系を構築し、効用関数パラメータを間接的に推定することを可能としている²⁾。

一方、DeBorger (1986) は、特性のインプリシット価格を定義することによって予算制約式を線形近似している。また、DeBorger (1987) では、住宅サービスを特性ベクトルの束ではなく、同質財として捉えた場合、便益(等価変分)が過大評価されることを理論的に明らかにしている。ただし、入居者が欲する住宅特性群と提供される住宅特性群が一致した場合には、両者の計測値が一致することも示されている。

上記の関連研究の主たる分析結果は次のとおりである。Murray (1980) は、Murray (1975) と同様の推計方法を用いて、家賃補助プログラムと公営住宅プログラムによる厚生変化をそれぞれ推計、比較し、それぞれの供給コストの推計も行なっている。Murray (1975) では、供給コストはユニット当たりの市場価値を17%超えるとの前提を置いて分析を行っており、適切な動機付けを与えられれば民間部門は低所得層世帯向け住宅を供給することが可能であるとの結論を得ている。

Wong and Liu (1988) では、公営住宅家賃と公営住宅市場価値額との比から住宅サービス1単位当たりの暗黙の補助金額を導出し、等価変分を計測している。その際、観測不能であった家計の住宅サービスへの支出割合を、世帯特性を用いて推定している。公営住宅の市場価値額を計測するためにヘドニック・アプローチを用いているが、評価モデルの効用関数は住宅サ

ービスとその他の財からなる2財モデルで、住宅サービスは同質財と見なされている。さらに便益の世帯特性への帰着について、公営住宅部門家賃と民家住宅部門家賃との比率を特性のひとつとして取り込んで分析している。結果、香港においては、公営住宅と民間住宅の家賃格差を縮めることが効率と公正の面から正しいと思われると指摘している。

本稿では、効用関数をCobb-Douglas型に特定化し、住宅サービスの表現についてはヘドニック・アプローチを適用する。

次の第1節では、分析における理論的フレームワークについて述べる。そこでは、一般的な便益評価の概念と、Cobb-Douglas型に関数型を特定化した具体的なヘドニック・モデルによる便益尺度に関して説明する。第2節では、実証分析に用いたデータの解説を行なう。第3節では、第1節のモデルに基づいた実証モデルを設定し、第2節で解説したデータを用いて実証分析を行なう。そこでは、公営住宅居住者の入居前の家賃支出データを用いて便益を計測し、その結果について考察する。最後に、実証分析から得られた結果と今後の課題について述べる。

1 分析のフレームワーク

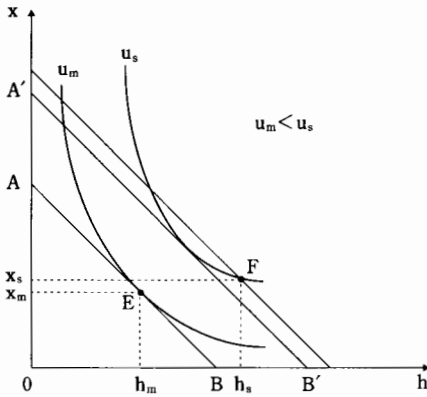
居住者便益

公営住宅への入居によって、世帯が享受する便益を測定するための概念を述べる。

世帯の効用は、2財(住宅サービス:h、その他の財:x)の消費水準からなり、その効用関数を

$$u = u(h, x) \quad (1)$$

図1 公営住宅における居住者便益



とする³⁾。

世帯の所得を y 、 h と x の価格をそれぞれ r と p_x とすると、予算制約式は

$$y = rh + p_x x \quad (2)$$

となる⁴⁾。

世帯が、(2)式によって表現される予算制約の下で h と x について効用最大化行動をとるとき、達成される消費水準は図1の無差別曲線 u_m 上の点 $E(h_m, x_m)$ で示される。

いま、この世帯が、住宅サービスが h_s である公営住宅に居住し、他の財の消費量が x_s である場合に享受する効用 u_s を、

$$u_s = u(h_s, x_s) \quad (3)$$

と表す。

公営住宅では、政策的見地から一般的に家賃が民間住宅と比べて低く抑えられている。そこで、公営住宅の家賃を R_s とし、同じサービス水準の民間住宅の家賃を R_w とすると、 $R_w > R_s$ が成立することになる。これは、その他の財の消費水準が高まることを意味している⁵⁾。逆に、同じ家賃水準の民間住宅と比べるとサービス水準が高くなる。それは、たとえば、図1における $h_s > h_m$ 、 $x_s > x_m$ なる点 F において、所得一定の下で

$$u(h_s, x_s) = u_s > u_m = u(h_m, x_m)$$

が成立することである。図1では、無差別曲線 u_s 上の点 F で公営住宅入居時の消費水準が示されている。

このとき生じる便益の金銭的評価は、民間住宅に居住したときに公営住宅への入居によって得られる効用水準 u_s と同じ効用水準を維持するのに必要な貨幣額として定義される。これは、Hicks の等価変分 (EV) として知られており、支出関数を用いてこの概念を表現すると、

$$EV = y(r, p_x; u_s) - y \quad (4)$$

となる⁶⁾。図1でみると、 $\overline{AA'}$ がその他の財の価格 (p_x) で評価した場合の EV に相当する。

ここまでは、住宅サービスを同質財として扱ってきたが、本来、住宅は立地条件、建築構造、床面積等がそれぞれ異なっており、ひとつとして同じものはない。しかも、住宅サービスを構成する特性が取引される市場が存在していない。こうした住宅サービスの特殊性に対処する方法として、それを多数の特性ベクトルの束として表現・把握しようとするヘドニック・アプローチがある。

このアプローチでは、住宅サービスを特性の束で表現し、その集合的な概念 h は、それを構成する特性からなるベクトルとして $h = [h_1, \dots, h_n]$ で表現される。ここで、 $h_i, i = 1, \dots, n$ は n 種の住宅特性を表している。

したがって、住宅サービスはおのおのの特性ベクトル h を有しており、それに対して家賃がつけられているとすると、民間住宅サービスの家賃関数は

$$R = R(h_1, \dots, h_n) \quad (5)$$

と示すことが可能である。

このとき、(2)式は、 $y = R(h_1, \dots, h_n) + p_x x$ のような非線形制約式になるが、観測値 (h_i) 近傍で線形近似 (2次以降の項を無視) することによって、

$$y \cong \left. \frac{\partial R}{\partial h_1} \right|_{h_1} h_1' + \dots + \left. \frac{\partial R}{\partial h_n} \right|_{h_n} h_n' + p_x x \\ = r_1 h_1 + \dots + r_n h_n + p_x x \quad (2')$$

と書き改められる⁷⁾。ただし、 r_i は住宅特性 h_i のインプリシット価格である。

世帯がこの予算制約の下で h と x について効用最大化行動をとるとき、最大化された効用

表1 公営住宅入居世帯データの概要 (標本数208)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	度数	%
所得 (円)	83,417	95,263	0	640,645	—	—
世帯主年齢 (歳)	48.33	17.94	20	89	—	—
世帯構成員数 (人)	2.11	1.06	1	6	—	—
世帯主性別 (男性)	—	—	—	—	97	46.6
(女性)	—	—	—	—	111	53.4
世帯主婚姻状況 (配偶者あり)	—	—	—	—	68	32.7
(配偶者なし)	—	—	—	—	140	67.3

表2 住宅データの概要 (標本数208)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	度数	%	
入居前	家賃 (円)	44,408	14,102	10,000	75,000	—	—
	専有面積 (m ²)	29.87	7.18	17.39	49.69	—	—
	都心(JR岡山駅)までの距離 (km)	4.16	2.66	0.41	15.19	—	—
入居後	家賃 (円)	20,200	10,539	0	55,400	—	—
	専有面積 (m ²)	52.78	12.63	31.20	76.30	—	—
	建築年 (西暦年)	1980.6	13.2	1949	1995	—	—
	都心(JR岡山駅)までの距離 (km)	4.64	2.71	1.59	15.19	—	—
	構造 (木造)	—	—	—	—	10	4.8
(軽量鉄骨)	—	—	—	—	29	13.9	
(鉄筋コンクリート)	—	—	—	—	169	81.3	

注) 専有面積 (入居前) = 1.82 × 0.91 × (畳数 + 6)

水準は間接効用関数

$$v = v(r_1, \dots, r_n, p_x; y)$$

によって表現される。また、間接効用関数に効用水準 $v = u^*$ を与え y について解くと、支出関数

$$y = y(r_1, \dots, r_n, p_x; u^*)$$

が得られる。

したがって、(4)式の等価変分は、

$$EV = y(r_1, \dots, r_n, p_x; u_s) - y \quad (4')$$

と書き換えられる。

Cobb-Douglas 型効用関数の場合

ここでは効用関数を Cobb-Douglas 型に特定化し、住宅サービスについてはその異質性を考慮し、ヘドニック・モデルを用いた便益計測モデルを構築する。

まず、世帯の効用関数は、

$$u = \left[\prod_{i=1}^n h_i^{\alpha_i} \right] x^\beta \quad (6)$$

で示される。ただし、 $\sum_{i=1}^n \alpha_i + \beta = 1$ とする。

世帯が h_i と x について効用最大化行動をとるとき、(6)式と(2)式より、住宅特性 h_i に対す

る需要関数は $h_i = \alpha_i y / r_i, i = 1, \dots, n$ となる。

いま、この世帯が、住宅サービスが $h_s = [h_{s1}, \dots, h_{sn}]$ で家賃が R_s の公営住宅に居住しているとすると、その効用水準は

$$u_s = \left[\prod_{i=1}^n h_{si}^{\alpha_i} \right] x_s^\beta \quad (7)$$

となる。この効用水準と同じ水準を民間住宅で得るために必要とされる貨幣額については

$$y_s = \left[\prod_{i=1}^n \alpha_i^{-\alpha_i} \right] \beta^{-\beta} \left[\prod_{i=1}^n r_i^{\alpha_i} \right] p_x^\beta u_s$$

と表される。したがって、公営住宅居住の便益尺度である等価変分は、

$$\begin{aligned} EV &= y_s - y \\ &= \left[\prod_{i=1}^n \left(\frac{r_i h_{si}}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} \right] \left[\frac{p_x x_s}{\beta} \right]^\beta - y \\ &= \left[\prod_{i=1}^n \left(\frac{r_i h_{si}}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} \right] \left[\frac{y - R_s}{\beta} \right]^\beta - y \end{aligned} \quad (8)$$

となる。

2 データ

実証分析で用いるデータは、岡山市住宅管理課から提供されたもので、平成9年度、もしくは

図2 入居による家賃の変化

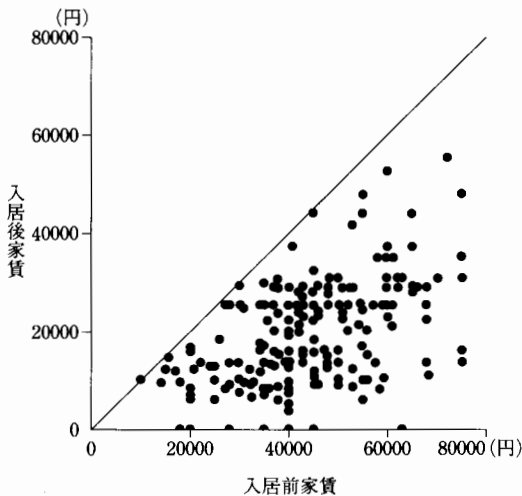
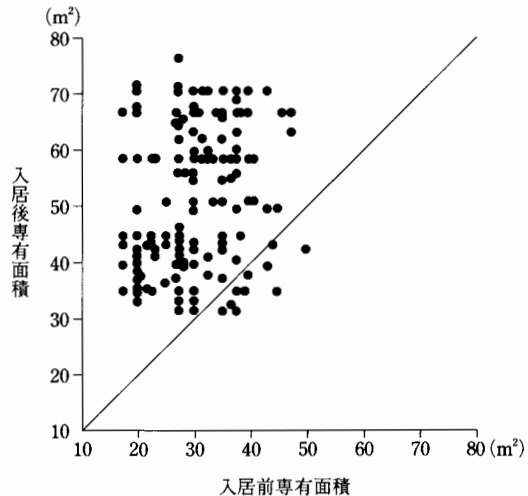


図3 入居による専有面積の変化



は平成10年度の公営住宅の入居者募集に応募し、平成11年3月31日時点において公営住宅に居住する世帯に関するものである。新規入居世帯は318世帯あるが、このうち公営住宅入居前に居住していた民間住宅の家賃が明らかな208世帯を分析対象とする。これによって、パネルデータ的に入居前と入居後の1対1対応の直接比較が可能となる。

データには、世帯特性に関するものとして、所得、世帯主年齢、性別、婚姻状況、世帯構成員の年齢、性別および世帯主との関係などが含まれている。また、住宅特性に関するものとして、家賃、専有面積（畳数）、建築年、建築構造、間取り、所在地などが含まれている。

表1は、公営住宅入居世帯に関する基本統計量を示している。ここで、所得は平成11年度の年間総所得を12で除したものである。平均値は8万3417円となっているが、このうち所得がゼロとなっているサンプルは80世帯あり、これを除いた平均値は13万5553円となっている。208世帯のうち、母子家庭は54世帯、高齢者世帯は60世帯ある⁸⁾。

表2は、公営住宅入居前と入居後の住宅に関する基本統計量を示している。入居前の家賃の平均は4万4408円、入居後の家賃の平均は2万200円となっており、その差は平均で2万4208

円ある。しかしながら、公営住宅では共益費を徴収しておらず、入居前の家賃に共益費が含まれていないことを考慮すると、公営住宅への入居による住宅費の節約額は家賃差額よりもさらに大きいといえる。所得がゼロとなっているサンプルを除いた家賃負担比率の平均値は入居前で40.1%、入居後で18.2%となっており、入居により家賃負担が軽減されていることがわかる。

専有面積については、世帯平均で入居前と後で22.91m²の差があり、公営住宅への入居によって住宅から享受するサービスの水準が高くなっていることがうかがえる。都心までの距離は、JR岡山駅を都心の中心地と定義して住居の所在する町内の地理的中心地から都心までの直線距離を計測したものであるが、公営住宅への入居により入居前と比較して平均約0.5km都心から遠ざかっている。しかしながら、入居前と入居後の住居間の直線距離は平均で3.9kmほどあり、入居に際して、JR岡山駅を中心とする同心円上の地域を選択している可能性がうかがわれる。なお、鉄筋コンクリート構造のサンプルが入居住宅に占める割合が81.3%と高いが、これは公営住宅の多くが4階建て以上の集合住宅であるためである。

公営住宅入居による住宅サービス水準の向上および家賃負担の軽減には世帯間で大きなバラ

表3－民間住宅データの概要（標本数540）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	度数	%
家賃(円)	64,748	15,529	35,000	140,000	—	—
専有面積(m ²)	51.93	11.48	21.14	111	—	—
建築年(西暦年)	1991.5	5.8	1973	2000	—	—
都心(JR岡山駅)までの距離(km)	4.8	3.0	0.4	17.5	—	—
構造(木造)	—	—	—	—	6	1.1
(軽量鉄骨)	—	—	—	—	297	55.0
(鉄筋コンクリート)	—	—	—	—	237	43.9

ツキがある可能性がある。このことを詳しくみるために示したものが、図2、図3である。

図2は、入居による家賃の変化を示したものである。これをみると、入居前の家賃が高いほど、入居後の家賃が高くなる傾向がうかがえる。所得が高いほど支払える家賃も高いものとする、公営住宅の家賃が所得スライド制を取って設定されていることが関係しているものと考えられる。なお、入居前の家賃と入居後の家賃の差は、住宅サービス以外の財・サービスに費やすことのできる可処分所得の増分として捉えられるが、わずかにプラスといった程度の世帯も、なかには見受けられる。すなわち、(原点から引いた)45度線近傍にポイントがある世帯もある。

図3は、入居による専有面積の変化を示したものである。これをみると、入居前の専有面積によって入居後の専有面積に相違があるとは言えない。逆の見方をすれば、入居前の専有面積が狭いほど、入居による床面積の増分が大きいといえる。ただし、なかには、床面積の増分がマイナスとなっている世帯も見受けられ、公営住宅への入居により住宅サービス水準が低下している世帯もある。

3 実証分析

家賃関数の推定

民間住宅家賃関数を推定する。民間住宅家賃関数を推定するために用いるデータは、平成12年4月時点の『週刊住宅情報』(KG出版)に掲載されたアパート・マンションの賃貸情報で、専有面積、建築年が記載されている岡山市内の

表4－ヘドニック家賃関数で用いた変数

変数	変数名
R	民間住宅家賃(円/月)
h ₁	専有面積(m ²)
h ₂	築後経過年数(年)
h ₃	建築構造(鉄筋コンクリート構造の場合は1のダミー変数)
h ₄	都心(JR岡山駅)までの距離(km)

ものである⁹⁾。したがって、データは貸主あるいは仲介業者の依頼により掲載されたものであり、当該時点において空室のものである。

表3に、民間住宅に関する基本統計量を示している。ここで、都心までの距離は、JR岡山駅を都心の中心地と定義してサンプルの所在する町内の地理的中心地からJR岡山駅までの直線距離を計測したものである。都心までの距離は平均4.8kmとなっており、先に述べた入居前の住宅の平均値と大きな差異はない。また、平均専有面積は51.93m²となっており、入居した公営住宅の平均値とほぼ同じである。

(5)式の推定を行なう際に選択した変数については、表4に示している。専有面積は住戸の規模を、築後経過年数および建築構造は建物の性能を表す特性である。また、都心(JR岡山駅)までの距離は利便性を表す特性であると考えられる。

関数形は、対数線形を交えた形の

$$\ln R = a_0 + a_1 \ln h_1 + a_2 \ln h_2 + a_3 h_3 + a_4 \ln h_4$$

と定式化した。これは、市場家賃関数を意味している。また、a₀からa₄まではパラメータで、期待される符号条件は、専有面積、建築構造についてはプラス、築後経過年数、都心までの距

表5 家賃関数の推定結果

変数記号	推定値	t-値
定数項	8.492	(89.17)
lnh ₁	0.711	(30.50)
lnh ₂	-0.062	(- 8.84)
h ₃	0.066	(5.91)
lnh ₄	-0.096	(-11.70)
R ²	0.778	
R ²	0.776	

離についてはマイナスである。

推定結果は表5に示したとおりである。自由度修正済み決定係数の値は0.776となっている。また、すべての説明変数に関してパラメータの符号条件は満たされており、1%水準で統計的にも有意である。

家賃の専有面積に対する弾性値は0.711となっており、築後経過年数に対する家賃の弾性値は-0.062となっている。都心からの距離については、家賃の弾性値が-0.096となっている。建築構造に関しては、鉄筋コンクリート構造住宅であることによって家賃が約6.6%高くなっている。

便益計測

等価変分の計測にあたっては、効用関数のパラメータの特定化が必要となる。Cobb-Douglas型の効用関数の場合、各財の指数(パラメータ)がそれぞれの財への支出割合を示すことになる。したがって、それぞれの世帯の家賃と所得を用いることで効用関数のパラメータが推計できる¹⁰⁾。このとき、公営住宅入居後の家賃支出の割合を用いると、入居前と比べて住宅サービスに関する効用のウェイトが小さくなる。これは、公営住宅への入居によって住宅サービスに関するウェイトが小さくなることを意味するが、入居前と入居後で各財に対するウェイトは同じであり、公営住宅への入居によって結果的に家賃支出のシェアが低下していると考えるのが妥当である。

したがって、ここでは公営住宅入居前の家賃

表6 便益計測結果

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
EV	38,925	12,311	7,985	83,819
ΔR _s	44,117	9,967	12,652	84,572
efficiency (EV/ΔR _s)	0.87	0.16	0.23	0.99

注) 月額所得がゼロとなっている世帯と5万円を下回っている世帯については、年金や生活補助費を考慮し、月額所得に一律5万円を上乗せしている。

支出シェアをそのパラメータに採用し、

$$\alpha_{*j} = \frac{R_{mj}}{Y_j} = \frac{R_j(h_{m1}, \dots, h_{m4})}{Y_j} \quad (9)$$

によって、住宅サービスに対する効用関数のパラメータを推計する。ここで、 $\alpha_{*j} = \sum_{i=0}^4 \alpha_{ij}$ であり、添字のjは各世帯を意味する。また、ヘドニック価格関数における第i特性のインプリシット・プライス r_i は、

$$r_i|_{h_i=h_i} = \frac{\partial R}{\partial h_i} \Big|_{h_i=h_i} \quad (10)$$

によって求められることから、特性観測値の近傍で線形近似することによって各特性のウェイト α_{ij} は、

$$\alpha_{ij} = \left[\frac{\partial R_{mj}}{\partial h_i} \Big|_{h_i=h_{mij}} \times h_{mij} \right] \frac{1}{Y_j} \quad (11)$$

として与えられることになる^{11),12)}。

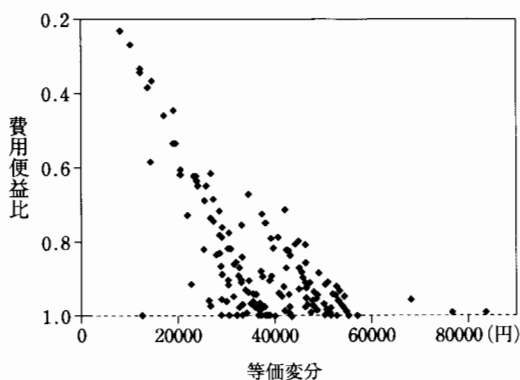
以上から、表5の家賃関数の推計結果と(9)式—(11)式にデータを適応することによって(8)式の等価変分が計測される。

表6は、計測された等価変分(EV)と、家賃補助相当額(ΔR_s=R_w-R_s)に関する基本統計量を示したものである。

計測結果によれば、公営住宅への住み替えにより、世帯平均で3万8925円の利益を享受しているといえる。また、平均便益の平均所得(13万5553円)に対する比率は約28.7%となっている。ただし、便益が7985円となっている世帯も存在し、公営住宅入居による便益にはある程度のバラツキも存在している。

等価変分の家賃補助相当額に対する比(これを efficiency とする)をみると、世帯平均値が

図4 一等価変分と費用便益比



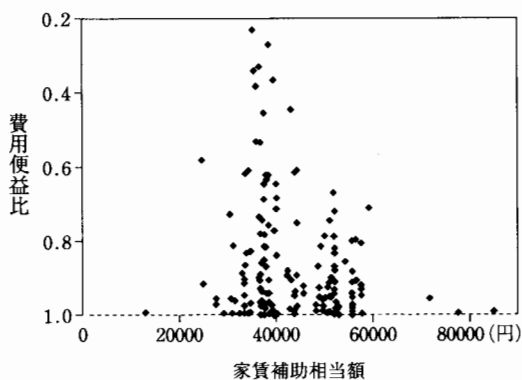
0.87となっており、1.0を下回っている。このことは、家賃補助相当額を一般補助金として世帯に支給するほうが、費用便益の観点からは効率的であるという理論を実証的に検証していることを意味する。ただし、費用便益比 (efficiency) が0.99となっている世帯も存在し、また、最大値と最小値で0.76の差が出ていることから、公営住宅供給の効率性についても世帯間で無視できない差異が存在していると考えられる。

このことを詳しくみるために示したものが、図4、図5である。

図4は、等価変分と費用便益比の関係を示したものである。これをみると、等価変分が高いほど、費用便益比も高い傾向がうかがえる。見方を変えると、公営住宅への入居によって得られる満足度が低い場合、補助の効率性は低いということになる。

図5は、家賃補助相当額と費用便益比の関係を示したものである。これをみると、家賃補助相当額が同じであっても、費用便益比が相当程度異なる世帯が存在することがわかる。このことは、公営住宅の供給にあたっては、住宅困窮世帯の消費動向を把握し、より効率的な制度に調整していく配慮が欠かせないことを意味している。

図5 家賃補助相当額と費用便益比



おわりに

本稿では、公営住宅入居前・入居後の1対1対応のデータを用いて、公営住宅への入居による世帯の消費選択の変化を明らかにするとともに、世帯に発生する便益を推計した。

実証モデルの構築にあたっては、効用関数をCobb-Douglas型に特定化し、住宅サービスについてはヘドニック・アプローチを用いている。中村・森田(2000)では、データの利用可能性から、民間住宅家賃関数で評価した公営住宅の市場評価家賃を用いた家賃支出シェアをパラメータとして採用したが、ここでは、入居前の家賃支出シェアをパラメータとして用いて分析を行なっている。

分析の結果、公営住宅への住み替えにより、世帯は平均で3万8925円(平均所得の約28.7%)の利益を享受していることが示された。便益は住宅サービス水準の向上や家賃負担の軽減等によって生じているが、専有面積の増加分が平均22.61㎡、そして家賃負担軽減額が平均2万4208円であることが示されている。便益の家賃補助相当額に対する比は平均0.87となっており、低額所得層世帯への所得再分配を住宅の直接供給によって行なうことで、効率性が損なわれていることが実証された。

以上のことから、同質の民間住宅よりも低廉な家賃で提供される公営住宅への入居によって、

世帯の消費が変化し、便益が発生していることが明らかとなった。このことは、公営住宅が住宅市場のセーフティネットとしての役割をそれなりに果たしていることを表している。しかしながら、公営住宅供給の効果は世帯により大きなバラツキがあり、住宅困窮世帯の消費動向を把握しながらより効率的な制度に調整していくことが必要であろう。

今後の課題としては、効用関数の選択の相違が推定に与える影響の検証があげられる。また、今回は岡山市営住宅を分析の対象としたが、地域によっては公営住宅供給の効果が異なることも考えられ、公営住宅制度を包括的に評価するには、地域間の比較を行なう必要性があるといえる。

*本稿は、第115回住宅経済研究会で報告したものを、出席者各位からの意見を参考にして加筆修正したものである。貴重なコメントをいただいたことに感謝いたします。

注

- 1) Murray (1975, 1980) では、住宅サービス（もしくは住宅財）の定義として、米国労働統計局の調査における住宅サービス量を1とした場合の比率を用いている。
- 2) 効用最大化の1階の条件を用いた推定は、すでにMurray (1975) が、住宅サービスとその他の財からなる2財モデルにおいて実施している。
- 3) 住宅サービスは同一市場家賃の下では無差別であるとする。
- 4) 公営住宅は r 、 p_x に影響を与えないものとする。
- 5) 公営住宅へ入居したときのその他の財の消費水準は $x_s = (y - R_s) / p_x$ で与えられる。
- 6) 直接供給による住宅補助の場合、居住者便益の推定にあたっては間接効用値よりも直接効用値を用いるほうが望ましいことがDeSalvo(1971)において示されている。
- 7) 他の条件が不変の下での特性 h_i の変化に対応した価格の変化額、すなわち、特性の限界評価額を r_i とする。
- 8) 高齢者世帯とは、60歳以上の者のみで構成される世帯である。
- 9) 間取りがワンルーム形式の物件はサンプルから除去している。
- 10) これは、入居世帯の所得水準によって効用関数の形状（パラメータの大きさ）が異なることを意味している。

11) 推計にあたっては、公営住宅入居前の住宅の築後経過年数と建築構造が不明であることから、

$$\alpha_{ij} = \left[\frac{\partial \hat{R}_{wj}}{\partial h_i} \Big|_{h_i = h_{sij}} \times h_{sij} \right] \frac{1}{\hat{R}_{wj}} \frac{R_{mj}}{y_j}$$

としてパラメータを求めている。ここで、 $\hat{\cdot}$ （ハット）は推定値であることを示している。なお、

$$\alpha_{0j} = \alpha_{*j} - \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \text{ とする。}$$

12) Cobb-Douglas 型効用関数のパラメータは財の支出割合を示すものであるが、ここではデータの制約上から所得額を支出額の代用とし、 $\beta = (y - R_m) / y$ とする。

参考文献

- DeBorger, B. (1985) "Benefits and Consumption Effects of Public Housing Programs in Belgium: Some Aggregate Results," *Urban Studies*, Vol.22, pp.409-419.
- DeBorger, B. (1986) "Estimating the Benefits of Public-Housing Programs," *Journal of Regional Science*, Vol.26, No.4, pp.761-773.
- DeBorger, B. (1987) "Alternative Housing Concepts and the Benefits of Public-Housing Programs," *Journal of Urban Economics*, Vol.22, pp.73-89.
- DeSalvo, J. S. (1971) "A Methodology for Evaluating Housing Programs," *Journal of Regional Science*, Vol.11, No.2, pp.173-185.
- DeSalvo, J. S. (1975) "The Benefit and Costs of New York's Middle Income Housing Program," *Journal of Political Economy*, Vol.83, pp.791-806.
- Murray, M. P. (1975) "The Distribution of Tenant Benefits in Public Housing," *Econometrica*, Vol.43, No.4, pp.771-788.
- Murray, M. P. (1980) "Tenant Benefit in Alternative Federal Housing Programmes," *Urban Studies*, Vol.17, pp.25-34.
- Olsen, E. O. and Barton, D. M. (1983) "The Benefits and Cost of Public-Housing in New York City," *Journal of Public Economics*, Vol.20, pp.299-332.
- Quigley, J. M. (1982) "Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing," *Journal of Urban Economics*, Vol.12, pp.177-201.
- Wong, Y. C. and Liu, P. W. (1988) "The Distribution of Benefit among Public Housing Tenants in Hong Kong and Related Policy Issues," *Journal of Urban Economics*, Vol.23, pp.1-20.
- 中村良平・森田学 (2000) 「公営住宅供給における便益と効率性の分析」『日本不動産学会誌』第14号、No. 3、72-84頁。

『季刊 住宅土地経済』総目次
No.44 (2002年春季号)～No.52 (2004年春季号)

- No. 44 2002年春季号
 巻頭言 中国の変化は早い／高橋進
 特別論文 住宅土地経済の研究を支援する「空間データ基盤システム」／岡部篤行
 研究論文 戸建住宅の価格形成に関する空間影響の探索／高曉路・浅見泰司
 研究論文 不良債権処理と不動産競売市場の課題／田口輝幸・井出多加子
 研究論文 アメリカの家賃調整関数の再推定／隅田和人
 海外論文紹介 環境変数と不動産価格／崔廷敏
- No. 45 2002年夏季号
 巻頭言 構造改革の行方／金本良嗣
 特別論文 ホームレスの人々への居住支援／中島明子
 研究論文 都市住宅市場と固定資産税の経済効果／中神康博
 研究論文 借地借家法の正当事由条項が借家人の付け値家賃に与える影響／岩田真一郎
 研究論文 地価とマーケット・ファンダメンタルズ／吉岡孝昭
 海外論文紹介 容積率規制による開発制約の実証分析／寺崎友芳
- No. 46 2002年秋季号
 巻頭言 都市と国家戦略／安藝哲郎
 特別インタビュー 住宅と住宅政策の大転換／島田晴雄
 研究論文 定期借地借家契約の最適性／瀬下博之
 研究論文 公的住宅金融の現状と住宅ローン債権証券化の課題／吉野直行・中田真佐男
 研究論文 東京圏マンション流通価格指数／大守隆
 海外論文紹介 セミパラメトリックモデルとパネルデータをを用いた住宅支出の分析／行武憲史
- No. 47 2003年冬季号
 巻頭言 失われたものは何か／宮繁護
 座談会 住宅金融システムの再構築に向けて／吉野直行・八田達夫・原田泰・山本茂
 研究論文 住宅消費税が住宅着工に及ぼす影響について／山崎福寿・浅田義久
 研究論文 新規マンションの供給価格変化における期待の効果／中村良平・森田学
 海外論文紹介 住宅需要分析における計量経済学的手法の新潮流／三好向洋
- No. 48 2003年春季号
 巻頭言 「ラセット・システム」／稻本洋之助
 特別論文 住宅性能と資産価値の維持／真鍋恒博
 研究論文 高齢者はなぜ差別されるか／中川雅之
- 研究論文 商業用不動産の資産需要と供給の決定要因／吉田二郎
 海外論文紹介 都市と戦争／磯野生茂
- No. 49 2003年夏季号
 巻頭言 “いま人気のまち”と私／星野進保
 特別論文 抵当権法改正と不動産市場／丸山英氣
 研究論文 構造変化を考慮したヘドニック型住宅価格指数の推定／小野宏哉・高辻秀興・清水千弘
 研究論文 市場メカニズムを通じた防災対策について／山鹿久木・中川雅之・齊藤誠
 研究論文 情報の不完全性と住宅保有の格差／廣野桂子
 海外論文紹介 住宅市場細分化の把握／崔廷敏
- No. 50 2003年秋季号
 巻頭言 セミパブリックな空間／立石真
 特別論文 少子化・高齢化と土地価格／岩田一政・服部哲也
 研究論文 定期借地権付き住宅を考慮した家計の居住形態選択行動／瀬古美喜
 研究論文 容積率緩和の便益／唐渡広志・八田達夫
 研究論文 オフィスビル総合収益率の決定要因／吉野直行・富井正浩
 海外論文紹介 金融資産と住宅資産の関係／行武憲史
- No. 51 2004年冬季号
 巻頭言 恒久的な住宅政策を／高城申一郎
 座談会 新たな住宅政策を考える／浅見泰司・八田達夫・平山洋介・森泉陽子
 研究論文 住宅ビルとオフィスの住み分けに関する実証的考察／笠島洋一
 調査報告 不動産流通システムのコスト構造／清水千弘・西村清彦・浅見泰司
 追悼・坂下昇先生を悼む
 坂下昇先生の学問と業績／金本良嗣
- No. 52 2004年春季号
 巻頭言 住宅余剰時代の安全網／森正臣
 特別論文 グローバルエイジの住宅／平山洋介
 研究論文 家計の住宅投資と世代間所得移転／井出多加子
 研究論文 リッジ回帰推定量の理論とその応用／丸山祐造
 研究論文 非線形回帰モデルによるヘドニック・アプローチ／松田安昌
 海外論文紹介 住宅市場細分化がヘドニック価格予測精度に与える影響／田中麻理

都心への近接性の重要度の増加

リピート・セールスデータの使用

McMillen, D. P. (2003) "The Return of Centralization to Chicago: Using Repeat Sales to Identify Changes in House Price Distance Gradients," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.33, pp.287-304.

はじめに

日本において「都心回帰」と呼ばれる現象が叫ばれて久しい。近年、多くの人々が都心に住宅を求めて移り住んできている。2004年の公示地価においても、都心の住宅地では上昇地点が現れる一方で、地方では多くの地点で下落が続いている。もちろん、これにはいくつかの理由が考えられるが、ひとつには、近年、都心への近接性の重要度が高まってきていることが考えられる。

本稿で紹介する McMillen 論文 "The Return of Centralization to Chicago" は、アメリカのシカゴ市の住宅市場において、都心 (CBD: Central Business District) への近接性の重要度がどのように変化してきているかを実証的に分析した論文である。分析の結果、1980年代半ばにおいては、CBDからの距離は、シカゴ市の住宅価格に有意に影響を与えていなかったが、1990年代に入ると、状況は一変し、CBDからの距離が住宅価格に影響を与えるようになったことが示される。そして、1990年代の終わりまでには、CBDから1マイル離れるごとに、住宅価格が8%以上も下がるようになったことが示される。

推定には、ヘドニック法に加え、リピート・セールス法、さらには、フリーエ展開法が用いられる。リピート・セールス法は、Bailey, Muth and Nourse (1963) によって提案された手法で、2度以上取引が行なわれた住宅のデータ (リピート・セールスデータ) を用いて、住宅の価格指数を推定する方法である¹⁾。また、フリーエ展開法とは、三角関数の級数で表現されるフリーエ展開を利用した手法で、これにより、スムーズな推定値を得ることが可能になる。そして、それぞれに関して、CBDから1マイル離れるごとに住宅の価値が何%変化するかを示

す CBD グラディエントを推定する。

以下では、第1節で、これら3つの推定モデルを説明し、第2節では、使用されるデータを解説する。第3節では推定された CBD グラディエントの指数を示し、第4節では、その結果の解釈を行なうことにする。

1 3つの推定モデル

①ヘドニック法

t 時点における、住宅 i の価値 (V_{it}) が以下の式で表されるとする。

$$\log V_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}u_i + \delta_2 \log B_i + \delta_3 S_i + \delta_4 A_{it} + \beta' X_i + \alpha \log L_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、u は CBD からの距離、B は建築面積、S は 2 階建て以上ダミー (その建物が 2 階建て以上ならば 1)、A は築年数、X は観察されない変数、L は敷地面積をさす。

(1)式は、標準的なヘドニック関数である。ただし、係数の δ_{0t} と δ_{1t} は、時間とともに変化することが考慮されている。ここで、 $\delta_{0t} = 0$ と基準化すれば、時間ダミー変数の係数である $\delta_{02} \dots \delta_{0T}$ は、「質調整済み (quality-adjusted)」の価格指数を表すことになる。同様に、CBD からの距離 u と時間ダミー変数の交差項の係数である $\delta_{12} \dots \delta_{1T}$ は、CBD グラディエントの指数を表す。

②リピート・セールス法

上記のヘドニック法では、住宅の属性を示す変数に欠落があった場合、推定された価格指数や CBD グラディエントの指数はバイアスをもつ。このようなバイアスを取り除くために、リピート・セールス法を用いる。McMillen 論文における、リピート・セールスのモデルは、(1)式を書き直すことにより、以下のようなになる。

$$Y_{it} - Y_{is} = \delta_{0t} - \delta_{0s} + (\delta_{1t} - \delta_{1s})u_i + \delta_d(A_{it} - A_{is}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{is} \quad (2)$$

ただし、 Y_{is} はs期 ($s < t$) に売却された、住宅iの価値の自然対数を表している。

(2)式は、最小二乗法によって推定することができ、欠落している住宅属性の変数があっても、不偏推定量を得ることができる。標準的なりピート・セールスモデルとの違いは、ここでのモデルでは、CBDまでの距離と時間ダミー変数との交差項である、T-1個の説明変数を含んでいることである。 $\delta_{11}=0$ とおけば、 $\delta_{12} \cdots \delta_{1T}$ は、CBDグラディエントの指数を表すことになる。また、 $\delta_{02} \cdots \delta_{0T}$ は価格指数を表す。なお、このような拡張は、住宅価格の係数が時間とともに変化するいかなるものにも適用できる。

③フーリエ展開法

ここでは、Gallant (1981, 1982) および McMillen and Dombrow (2001) に従い、フーリエ展開法を用いてスムーズな指数を作ることを試みる。具体的には、時間を連続変数として扱うことによって、リピート・セールスモデルである(2)式を改良する。使用するデータは同じとし、Tを1 (1983年1月1日) から5844 (1998年12月31日) の連続変数として定義する。McMillen and Dombrow (2001) では住宅価格における時間トレンドを表す $g(T)$ という連続関数を用いられているが、CBDからの距離に対する係数についても同様の関数を用いることにする。

T_1 と T_1^* を、それぞれ住宅iの売却日と、以前の売却日とし、 $z_1 = 2\pi T_1 / \max(T)$ 、 $z_1^* = 2\pi T_1^* / \max(T)$ と定義する。すると、フーリエ展開法による推定式は以下ようになる。

$$Y_{it} - Y_{is} = \alpha_1(z_1 - z_1^*) + \alpha_2(z_1^2 - z_1^{*2}) + \sum_{q=1}^Q [\lambda_q(\sin(qz_1) - \sin(qz_1^*)) + \gamma_q(\cos(qz_1) - \cos(qz_1^*))] + \alpha_{1d}(z_1 - z_1^*)u_i + \alpha_{2d}(z_1^2 - z_1^{*2})u_i + \sum_{q=1}^Q [\lambda_{qd}(\sin(qz_1) - \sin(qz_1^*))u_i$$

$$+ \gamma_{qd}(\cos(qz_1) - \cos(qz_1^*))u_i] + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{is} \quad (3)$$

価格指数は、

$$\alpha_1 z + \alpha_2 z^2 + \sum_{q=1}^Q (\lambda_q \sin(qz) + \gamma_q (\cos(qz) - 1))$$

CBDグラディエントの指数は、

$$\alpha_{1d} z + \alpha_{2d} z^2 + \sum_{q=1}^Q (\lambda_{qd} \sin(qz) + \gamma_{qd} (\cos(qz) - 1))$$

となる。詳細は、McMillen and Dombrow (2001) を参照されたい。

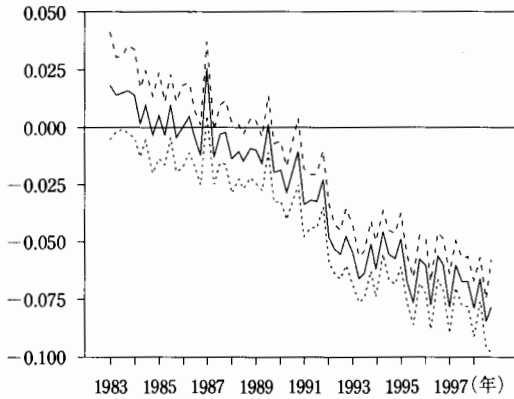
2 データ

1983年1月1日から1998年12月31日において、シカゴ市で行なわれた単一世帯用住居の、すべての取引を含むデータセットを用いる。このデータは、税の記録から得られるものであり、実際の取引価格を示している。ここから、住所や販売日が抜けているものや、ビル大きさ、階数、敷地面積がこの期間で変化しているものを除くと最終的に、この期間内で2回以上の取引をしている5万2972のサンプルが得られる。

3 推定結果

まず、CBDグラディエントが四半期ごとに変化するとして、(1)式を基本とするヘドニック回帰分析を行なう。説明変数は全部で132個 (定数項、CBDからの距離、建築面積、階数、築年数、敷地面積、63個の四半期ダミー、63個のCBDからの距離と四半期ダミーの交差項) となる。決定係数は0.360、F値は75.93となり、CBDグラディエントが時間を通じて一定であるという帰無仮説は棄却された。図1は、CBDグラディエントの95%信頼区間を表している。観測期間の初期では、CBDグラディエントは正もしくは、ゼロと有意な差はなかった。この期間、シカゴ市の住宅市場ではCBDへの近接性の影響は失われていた。しかし、1990年代に入り、CBDグラディエントは有意に負の値をとるようになる。とくに、1991~1992年の不況時に急激な下落

図1 ヘドニック回帰によるCBDグラディエント
(95%信頼区間)



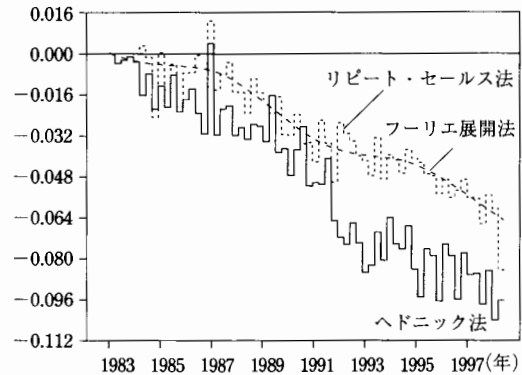
が起きた。そして観測期間の最後では、CBDから1マイル遠ざかるにつれ、8%以上住宅の価値が下がるようになった。

図2は、ヘドニック法、レポート・セールス法、フーリエ展開法²⁾によって推定されたCBDグラディエントの指数を表している。ヘドニックによるCBDグラディエントの指数は、CBDの係数から δ_{11} を差し引くことによって作成されている。図から明らかなように、ヘドニック法では、1990年代前半でCBDグラディエントの指数の急激な下落が推定されている。これは、CBDからの距離の変数と相関関係にある、欠落した変数の存在によるものと考えられる。この種のバイアスを排除しているレポート・セールス法による推定結果と、フーリエ展開法による推定結果は、緩やかなCBDグラディエントの下落を示しているが、なお有意に変化をしていることがわかる。

4 考察

長い期間にわたり、CBDからの距離が住宅の価値に大きな影響を与えてこなかったにもかかわらず、近年になり、なぜCBDへの近接性の重要度はシカゴ市において増加したのだろうか（なぜシカゴ市の中心地における住宅の価値は大きく上昇したのだろうか）。その原因として以下の2つが考えられる。

図2 -CBDグラディエントの指数



第1に、CBDでの雇用が増加し、新たに雇用された労働者がより職場に近い住宅を求めたことがあげられる。1983~1990年の間にCBDの雇用は11.8%増加した。一方、市内のそれ以外のところでは雇用は3.3%しか増加していない。1992~1997年においては、CBDの雇用が4.1%増加したのに対し、市内のそれ以外のところでは0.5%のみの増加であった。そしてこのCBDでの雇用増加は、その付近での居住人口を大幅に増加させた。1990~2000年の間に、シカゴ近隣の“Loop”、“Near South Side”、“Near North Side”の人口は、それぞれ37.1%、39.3%、15.9%も増加した。一方、市全体では1990年代を通じて人口はわずか4.0%の増加であった。

第2に、CBDにおいて、高額な賃金を支払うサービス部門の仕事が集中するようになり、そのことがCBD近隣での住宅の需要を増加させたことがあげられる。先に説明したCBDにおける雇用の増加は、高額なサービス部門の雇用増加に偏っていた。実際、1982年から1997年にかけて、製造業・卸売業がCBDの雇用に占める割合は、22.5%から10.7%に下落したのに対し、サービス部門の占める割合は30.9%から44.6%に上昇した。この高額なサービス部門は、子どもがいないような若い専門家を雇う傾向があるが、このような若い人々は1人で住む、もしくは仕事をしている他人と一緒に住む傾向がある。

そして、まさにこのような世帯が職場の近くにに住むことに特別のプレミアムを払っているため、CBDへの近接性の重要度が増加するようになったと考えられる。

おわりに

本稿では、シカゴ市において都心への近接性の重要度が増加してきていることを実証的に明らかにした McMillen 論文を紹介した。もちろん、著者も指摘するように、この傾向が今後も続くかどうかの判断をするのは早すぎる。シカゴの大部分の雇用は今でも郊外に残っており、都心では多くの社会問題を抱えている。しかし、都心が再生に向かっていることは強く感じられる。

日本の都市において、同様な傾向が存在するのを実証的に分析することも興味深い。ただし、シカゴ市において都心への近接性の重要度が増加した背景には、都心部のスラムの環境が改善され、そこに一般の人々が住み、働けるようになったことが大きく影響していると思われる。日本の都市を考える場合は、このような違いに十分考慮をして分析をする必要があるであろう。

注

- 1) 日本におけるリピート・セールス法の応用例は、中村 (1998) などを参照。
- 2) McMillen and Dombrow (2001) の時と同様に、 $Q > 2$ の場合でも指数は大きく変化しなかったため、 $Q = 2$ として推定をしている。

参考文献

- Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse (1963) "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.58, pp.933-942.
- Gallant, A. R. (1981) "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: the Fourier Flexible Form," *Journal of Econometrics*, Vol.15, pp.211-245.
- Gallant, A. R. (1982) "Unbiased Determination of Production Technologies," *Journal of Econometrics*, Vol.20, pp.285-323.
- McMillen, D. P. and J. Dombrow (2001) "A Flexible Fourier Approach to Repeat Sales Price Indexes," *Real Estate Economics*, Vol.29, pp.207-226.
- 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。

(笠島洋一／東京大学大学院経済学研究科博士課程)

投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な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、FD (MS Wordまたはテキストファイル) を送付すること。また、原稿・FD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5-7 秀和紀尾井町 TBRビル1107号
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

●近刊のご案内

『戸建住宅の防犯性向上に関する調査』

近年の国際化の進展に伴い、わが国の都市型犯罪の発生件数が増加するなか、住宅における犯罪発生（窃盗、強盗など）も急増している。

従来、日本家屋は今日のような犯罪多発社会を想定していないため、今後は防犯設備機器の活用に限らず、建築の企画・設計の段階から「犯罪に強い」住宅づくりを考える必要がある。

共同住宅については平成13年3月に国土交通省より「防犯に配慮した共同住宅に係る設計指針」が示され、その普及・啓発が図られているが、戸建住宅については指針がない。本調査はこの点をふまえ、戸建住宅における防犯設計の指針につながるよう、第1章「住

宅に係る犯罪発生と防犯施策の動向」、第2章「戸建住宅の防犯対策に係る基本的な考え方」、第3章「戸建住宅における防犯設計のポイント」の3章からなっている。

とくに、第3章では企画・設計の基本原則として監視性の確保、被害対象の強化・回避、接近の制御、領域の強化を掲げ、防犯設計のポイントとして「玄関等」「インターホン」「居室等の窓」「バルコニー」「塀、柵または垣根」「屋外付帯設備等」「屋外照明」「防犯センサ」の各空間・防犯設備機器ごとのポイントを基本事項・推奨事項別にまとめ具体的な設計に反映できる内容とした。

なお、巻末資料として、平成14年末から15年初頭にかけて、セゾン総合研究所のアンケート協力会員2693世帯に対して行なった「防犯に対する意識調査」の調査結果を添付した。

●お知らせ

平成16年5月27日、(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15年度事業報告および収支決算」の承認、「平成16年度事業計画および収支予算」の決定、役員および評議員の選任がなされました。

平成16年6月1日現在の役員および評議員は以下のとおり。

- 理事長 宮繁護
常務理事 大柿晏己
理事 稲本洋之助、金本良嗣
佐藤和男、立石 真、宮本武彦
監事 森 正臣、川添和夫
評議員 安藝哲郎、伊藤 滋
岩瀬義郎、救仁郷斉、河野正三
高木丈太郎、高城申一郎
高橋 進、田中順一郎、豊蔵 一
八田達夫、藤原良一、星野進保
山口信夫、渡邊 尚（五十音順）

編集後記

例年より早く梅雨入りした日の翌朝は思ったより明るい曇り空で、雨に濡れた木の葉は緑に輝き、地面には小さな水溜りができました。

葉桜の並木に沿って咲く紫陽花に惹かれて少しかだけ遠回りして職場に向かいました。

オフィス街に次々開店するコンビニエンス・ストア。そこで売っている外国製の雨傘の値段にも驚かなくなるほどの月日が経つ間に、街の景色も並木をめぐる風物も少し新しくなっていました。



この夏は、5年ごとに行なわれる「住宅・土地統計調査」と「住宅需要実態調査」の調査結果が発表されます。調査対象はそれぞれ400万世帯と10万世帯という大標本調査で、間もなく最新の居住状況が明らかになります。そこに含まれる豊富な情報が十分に汲み上げられ、斬新な計量技術を駆使した現状分析が可能となるよう、個人情報の保護に慎重な配慮をしながらマイクロ・データが提供されることを期待します。（M）

編集委員

- 委員長——瀬古美喜
委員——浅見泰司
中神康博
八田達夫

季刊 住宅土地経済

- 2004年夏季号（通巻第53号）
2004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)日本住宅総合センター
東京都千代田区麹町5—7
紀尾井町TBR1107 〒102-0083
電話：03—3264—5901
http://www.hrf.or.jp
編集協力—堀岡編集事務所
印刷———精文堂印刷㈱