

まちづくり三法と地域再生

高松丸亀町商店街の事例紹介も加えて

小林重敬

地方都市をはじめとする中心市街地の活性化の必要性が認識されてから、かなりの年月が経過している。その間、平成10年および12年に「まちづくり三法（「大規模小売店舗立地法」、「中心市街地における市街地の整備改善及び商業等の活性化の一体的推進に関する法律」、「改正都市計画法」）」が制定され、中心市街地活性化のための一定の努力がなされてきた。しかし、その後も地方中小都市の中心部衰退に歯止めはかからず、改めて中心市街地再生の必要性が国の審議会（国土交通省、経済産業省）で議論され、平成18年5月24日に中心市街地再生を目的とした都市計画法および建築基準法の改正が国会で成立し、1年半後の施行が決まった。また経済産業省関係では、これまでの「中心市街地における市街地の整備改善及び商業等の活性化の一体的推進に関する法律」の内容を改め、「中心市街地の活性化に関する法律」と名称変更した。

このような国の法改正等に対して、民間、地方公共団体などでさまざまな動きが出ている。

民間の動きとしては、大規模集客施設の中心である大型店舗事業者の動きが顕著である。既存店の活用、近隣型SCの開発、小型SC向けの新型店舗の開発等である。

また、福島県を代表として、地方公共団体は国の規制の網をさらに狭めようとしている。条例による上乘せ規制や独自の指針を作る動きが見られることである。

しかし、多くの論者も述べているように、大

規模集客施設の規制のみでは、今日の地方都市中心市街地問題に対応できない。上記の国土交通省審議会を部会長として答申をまとめた立場から述べれば、今回の都市計画法、建築基準法改正、中心市街地の活性化に関する法律は、中心商店街再生をメインテーマとするのではなく、より広い視点から中心市街地再生を目指して制度づくりを行なった。そこで、その基本的考え方を3つの大項目、9つの小項目として以下に紹介し、さらにその地域再生の先駆的事例として高松丸亀町商店街の実践を紹介する。

1 まちづくり三法改正の意図

(1) 都市構造改革を行ない中心市街地再生を目指すこと

① 都市構造改革を行なうこと

20世紀型の人口増大による都市（市街地）の拡大を整理する都市づくりは、ニュータウンをはじめとする計画的な都市づくりを進めてきたが、都市全体を見ると無秩序拡散型都市構造となっているとの批判は否めない。そこで都市づくりの方向を転換し、21世紀型の人口減少等をも見据えた集約型都市づくりを目指す都市構造改革が必要である。

しかし現実の市街地は、これまでの拡散傾向から居住地が拡大しており、郊外居住者の日常生活に必要な都市機能を全面的に規制することは適切ではない。いまわが国の全土で起きている問題は広域的都市機能の立地が、市街地環境および公共投資計画、さらに都市構造に影響を

与えていることである。今回の法改正に資料として提供された図1に見る富山市、青森市の資料がその点を明らかにしている。

そこで、望ましい都市構造を実現するために、こうした広域的な影響を与える恐れのある広域的都市機能の郊外立地を抑制し、集約型都市づくりのために各種の誘導手法を活用して段階を追って都市構造改革を実現する必要がある。

② 中心市街地の再生を目指すこと

これまでのように商業関係者を中心とする「中心商店街の再生」を主な目的とするのではなく、中心市街地全体を対象としての「中心市街地の再生」を目的とする必要がある。中心市街地における商業機能の役割が大きいことは確かであるが、もともとは中心市街地は商業機能と並んで住機能、交流機能（公共施設など）、事務所機能など多様な機能で構成されていた。これからは、それらの多様な機能の集約により賑わいを実現し、中心市街地を再生する必要がある。

③ 超高齢社会への移行に対応し、持続可能性の高い都市づくりを目指すこと

超高齢社会では高齢者が生活するうえで利便が高い都市づくりが課題である。また地球環境問題に対応する地域づくりが今日大きな課題と

(小林氏写真)

こばやし・しげのり

1942年生まれ。1966年東京大学工学部都市工学科卒業。1971年東京大学大学院工学研究科博士課程都市工学専攻修了。横浜国立大学工学部助教授を経て、現在、同大学大学院工学研究院教授。工学博士（東京大学）。著書：『エリアマネジメント』（学芸出版社）ほか。

なっている。そのよう課題に対応するには、できるだけ車に依存しないで、公共交通機関や徒歩による生活ができる都市づくり、さらに既存ストックを活用した都市づくりを実現する必要がある。

これまでの都市づくりは新規の「開発」(Development)を中心としたものであったが、これからは既存ストックである従来の中心市街地を活用して、それを有効に「運営」(Management)することが必要である。

(2) 都市構造改革のために新たな制度枠組みを作ること

① 中心部から郊外に向かって開発規制が厳しくなることを目指すこと

わが国の都市づくり、地域づくりの規制制度は、中心部から外に行くほど規制が実質的にゆ

図1 青森市・富山市における都市機能の拡散に伴う都市経営コストの試算

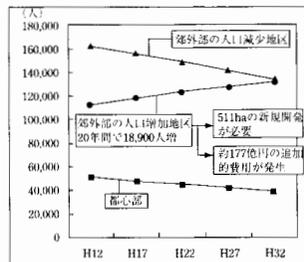
青森市では、過去30年間における中心部から郊外への人口流出のために、約350億円の行政コストを投資してきたと試算しており、仮に市街地の拡大がなければ、不必要な経費であったとしている。

富山市では、市街地の拡散を放置すると、今後20年間で郊外部の人口は18,900人増（総人口122,100人減）となり、市街地の拡散に伴い、新たに511haの新規開発、約177億円の追加的費用が発生するとしている。

青森市における郊外への人口流出による投資的経費の増加

2000年/1970年 ＜投資的経費＞	
道路	83.7億円
小中学校	67.4億円
上水道	40.6億円
下水道	156.8億円
合計	348.5億円

富山市における平成12年から20年後の人口推計と新規開発規模



注) 追加的費用とは、市街地の拡散に伴い新たに発生する都市施設の維持・更新費用。維持費用には、注1)の費用のほか、ごみ収集に要する費用も含む。更新費用は、道路、街区公園、下水道管架の施設更新。

出所) 国土交通省社会資本整備審議会資料

るくなっている傾向があった。都市から見て一番外側にあたる都市計画区域外の規制がもっともゆるく、順次、計画白地地域、市街化調整区域、市街化区域などの順で厳しくなる。また広域都市機能のように適切な制限ができない例や、多様な例外扱い（公共公益施設など）が存在し、計画的な都市づくりを阻害していた。

近年の都市計画法改正は規制緩和を志向する傾向が強かったが、今回の改正は規制強化の内容を多く含んでいる改正である。その中心的内容は、図2の「ポイント1」に見るゾーニング強化による大規模集客施設の立地の適正化と、図2の「ポイント4」に見る開発許可制度の見直しである。これまで6種のゾーニングで立地が可能であった大規模集客施設（1万㎡以上の床面積）の立地を、改正後は3種のゾーニングに限定したことである。またこれまで立地が許されていた非線引き白地地域では、改正後には大規模集客施設は原則として立地できなくなった。さらに図2の「ポイント5」に見るように、準都市計画区域制度についても改正が行なわれ、これまで対象区域に含めることができなかった農地について、改正後はこれを含めることができることとなった。

開発許可の見直しでは、図2の「ポイント4」にあるように、これまで開発許可不要であった医療施設、社会福祉施設、学校、庁舎、官舎などの建築を目的とする開発行為も開発許可が必要となった。

② 広域調整により広域都市機能の立地を適正化することを目指すこと

これまでの都市計画制度は、地方分権一括法に基づく2000年の都市計画法に代表されるように、地方分権を追求してきたが、今回の改正は広域調整の制度枠組みが明確に組み入れられている。広域調整に関わる事項も図2の「ポイント3」～「ポイント5」に関係する。「ポイント3」では、市町村が用途変更などの都市計画決定を行なう場合に必要となる都道府県知事による協議同意の際に、関係市町村の意見を求める

ことができることである。そのほか「ポイント4」では、市街化調整区域内での大規模開発に関して地区計画をかけることを通して都道府県知事による広域的配慮を必要とし、また「ポイント5」では、準都市計画区域の指定権者をこれまでの市町村から都道府県に変更したことである。

③ 事前明示性のある社会ルールで、かつ公正・透明の参加手続きにより判断される都市づくりを目指すこと

都市づくりの基本は的確に判断できる地域主体と適切に広域調整が可能な主体が、十分な情報を元に、公正・透明な手続きの中で慎重に判断して決めることである。そのために図2の「ポイント1-2）」準工業地域における大規模集客施設の立地には特別用途地区の活用が必要となることとし、また図2の「ポイント4-1）」の市街化調整区域での大規模な計画的開発は例外扱いがなされてきたが、計画開発は住民参加と都道府県による広域的判断を要する地区計画に基づくものに一本化されるなど、地域の判断に都市計画の判断を必要とすることとした。

多くの関係者が考えてもいないところに、たまたま大規模な土地利用が可能な土地があるからといって、「よく判断される」ことなく、広域都市機能が立地することがないようにすることが必要であるとした。

(3) 中心市街地再生の実現性を高めることを目指す

① 「選択と集中」による再生を目指すこと

一方「中心市街地の活性化に関する法律」への名称変更による誘導的施策も今回の特徴的な内容である。国に中心市街地活性化本部が置かれ、基本方針を閣議決定する。法に基づく市町村の基本計画は内閣総理大臣の認定が必要となった。

これまでの「まちづくり三法」の成果が乏しい大きな理由は、制度ができたから、とくに補助制度ができたからそれに乗り遅れるなどという立場で基本計画を作り、十分な体制も整わず中

図2—まちづくり三法（都市計画法など）の見直しのポイント

POINT

1

大規模集客施設の適正立地（ゾーニング強化）

現行の用途地域は、本来目的としている用途以外の様々な用途を容認しており、制限が緩やか。また、白地地域においては用途の制限はない。このため、広域的に都市構造に影響を与える大規模集客施設の立地に関しては、広く住民等が参画する公平・透明な都市計画の手続を通じて、地域のイニシアティブで判断することができるようにする。その手法はゾーニングを基本とすることとし、いったんゾーニング規制の網をかけて、地域の選択でそれを解除する（スモールゾーニング）という方向で制度を見直す。

<市街化区域、用途地域>

- 1) 大規模集客施設については、商業地域、近隣商業地域及び準工業地域において立地可能とする（現行の6地域から3地域へ限定）。
- 2) ただし、準工業地域においては、必要に応じ、特別用途地区を活用し大規模集客施設の立地を抑制。特に地方都市では、これを中心市街地活性化法の基本計画認定の条件とする。

<非線引き白地地域>

非線引き都市計画区域の用途地域以外の地域（白地地域）においては、大規模集客施設は原則として立地できないこととする。

※上記の大規模集客施設とは、店舗、飲食店、劇場、映画館、観覧場（スタジアム）、アミューズメント施設、展示場（メッセ等）の用途の床面積合計が10,000㎡を超える施設とする。

POINT

2

都市計画手続等の円滑化（地域の判断を適切に反映させる仕組み）

このことは、大規模集客施設を、まちの中心部以外から一切締め出すという「マイナス志向」を意味するものではない。どこに立地することが適当であるかを、まちづくりの中で決めていこうとするもの。また、大型商業施設の立地に関して商業調整と異なる制度とする必要がある。

- 1) 用途地域変更等の都市計画手続によるほか、用途緩和型の新しい地区計画制度も活用できることとする。
- 2) 民間事業者のイニシアティブを認めるため、都市計画提案が認められる者の範囲を一定の開発事業者にまで拡大する。
- 3) 提案の適否を原則として1年以内に判断するよう徹底する。
- 4) 都市計画審議会において消費者の視点が反映されるよう徹底する。

POINT

3

広域調整の強化

都道府県から市町村への都市計画に関する権限委譲を進めた結果、一市町村の範囲を越えて広域的な都市構造に影響を与える施設の立地の判断も、市町村の担う部分が增大。広域的な観点から適正立地を調整する視点が必要。

広域調整の強化のため、市町村が用途地域変更、用途緩和型地区計画等の都市計画決行を行う場合に必要となる都道府県知事による協議同意の際、関係市町村の意見を求めることができることとする。

POINT

4

開発許可制度の見直し

拡散型都市構造を防ぐ観点から、市街化調整区域内の大規模開発を例外扱いする措置を見直す必要がある。また、学校・病院等の公共施設も、都市の重要な構成要素。人口が減少する時代において、これらが適正に立地し、多くの人にとっての暮らしやすさが実現することを目指す必要がある。

- 1) 市街化調整区域において、大規模計画開発を例外的に開発許可可能とする規定を廃止し、計画的開発は住民参加と都道府県による広域判断を要する地区計画に基づくものに一本化する。
- 2) 開発許可が不要であった医療施設、社会福祉施設、学校、庁舎、官舎等の建築を目的とする開発行為は、開発許可等を要することとする。

POINT

5

準都市計画区域制度の見直し

農地については、農業振興地域の整備に関する法律等によって土地利用規制を行い、都市計画区域外の農地については、準都市計画区域の指定がなされず、この結果、農地転用された場合には、どこの省の土地利用規制も及ばない「ポテンヒット」の状態となり、大型店の無秩序な立地を誘発。このため、都市計画区域外の農地に都市計画規制が及ばないという現行制度の改善を図ることが必要。

- 1) 準都市計画区域を、農地を含め土地利用の整序が必要な区域等に広く指定できることとする。
- 2) 広域的観点から指定できるよう、指定権者を都道府県とする。
- 3) 準都市計画区域の用途地域及びそれ以外の地域（白地地域）における大規模集客施設の立地制限は、非線引き都市計画区域と同様とする。

出所）「Communion」2006 Summer、Vol.144。

心市街地活性化に取り組んできたことにある。これからは、すでにさまざまな形で熱心に中心市街地再生に取り組みながら、まだ十分成果を出し切れていない地域に「選択と集中」で対応し、さまざまなタイプの成功事例を作り出すことが必要である。

② 多くの関係主体の参加により、また人材を募り育成して再生を目指すこと

行政と商業者（あるいは商工会、商業会議所）のみによって中心市街地再生を図るのではなく、地元金融機関、交通事業者、工業関係者などの事業者、さらに地元住民、NPO など多くの関係主体によって再生を図る必要がある。そのためこれまで任意の制度であった中心市街地活性化協議会を制度化し、民間の多様な主体が参画する仕組みをとることとなった。

③ 中心市街地再生を実のあるものとするため成果指標を基本計画に明示すること

これまでの中心市街地再生のための取り組みでも、基本計画が立案されてきた。しかし、その計画が何を具体的に目標としているのか、どこまでの成果を期待しているのかを明確に示している計画は稀であった。そのため中心市街地再生のためのTMO(Town Management Organization)が活動する目標が明確でなかった。

今回の法改正は基本計画の成果目標を明確にすること要請している。それに対応するものとして、次節で高松丸亀町商店街の事例をしめすこととする。

2 高松丸亀町商店街実践的タウンマネージメント

わが国の地方都市中心市街地の再生にとって必要なことは、地域に残されているさまざまな資源を地域力として体系化し、成功事例を明確なシステムとして作り上げること、さらにその成功を一時のものではない継続的なものとすることである。これから述べるような内容を持った高松丸亀町商店街のタウンマネージメントは

そのための手段として有効なものであると考える。

タウンマネージメントの内容を述べれば、具体的なプログラムを用意し、そのプログラムに沿ってまちづくりを進めることによって、街は常に動いているという状況をつくりだすことが必要である。さらにその動きを確実にするためマネージメント体制のもとに、まちづくりをコントロールして、魅力的なまちを発展的に維持することが重要である。

(1) 丸亀町商店街のタウンマネージメントプログラム

丸亀町商店街のタウンマネージメントプログラムは基本的目標・方針を示した上で、大別して3つのプログラムを用意している。3つのプログラムとはデザインコード、事業プログラム、MD戦略であり、それぞれ部会を設けて検討したうえで委員会の場で全体調整をして取りまとめたものである。その全体の内容は図3に示す。

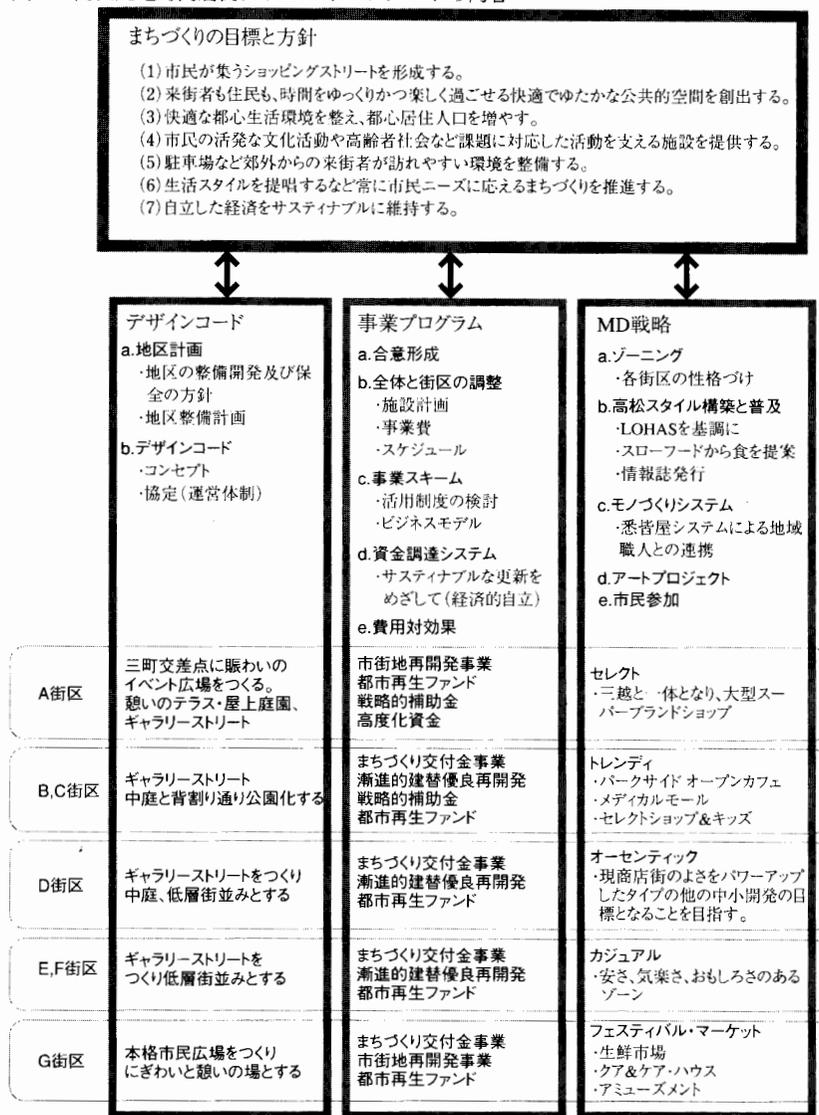
① デザインコードプログラム

中心市街地のまちづくりではさまざまな建設工事が行なわれる。それらを、街全体として美しい街並みに誘導し、快適な公共的空間の形成を導くシステムを構築する。具体的なツールとしては地区計画が使われるが、地区計画で対応することが適切でない要素については、運営体制を確保した上で、自主的な協定である「デザインコード」(高松丸亀町まちづくり規範)を適用する。

② 事業プログラム

土地の利用と経営を分離するという、丸亀町まちづくりの基本的システムを導入することにより、合理的な土地利用とその経営を図ることを関係者が合意し、そのもとで事業スキーム、資金計画、スケジュールを明確にするプログラムである。まず丸亀町商店街全体と街区の調整の仕組みがあり、この中にも施設計画、事業費、スケジュールが組み込まれる。また資金計画として資金調達システムを構築し、持続可能な事

図3 高松丸亀町商店街タウンマネジメントの内容



出所)高松丸亀町商店街タウンマネジメントプログラム概要版

業として組み立てる。

③ MD戦略プログラム

高松丸亀町商店街全体の商業戦略や地域の特性を活かした高松スタイルの提案を行なう。そのため商店街をゾーニングして各街区の特性を明確にし、テナントミックスをタウンマネジメントにより積極的に行なう。

(2) タウンマネジメント体制

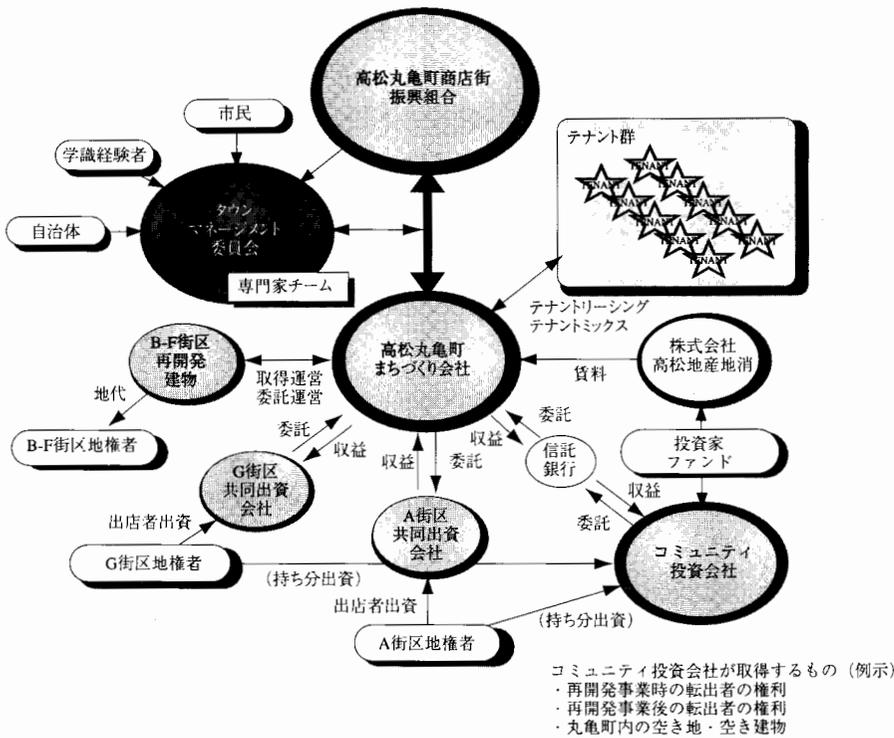
まちづくり全体をタウンマネジメントとして実践していくために、適切な組織体制を組む

こととし、旧来から丸亀町のまちづくりを担ってきた高松丸亀町商店街振興組合のほかに、高松丸亀町まちづくり会社を中心としてタウンマネジメント委員会、コミュニティ投資会社などからなる仕組みを構築することとした。その最終的な体制を図4に示す。

① 高松丸亀町まちづくり会社

開発により実現した商業床を運営する会社である。振興組合と高松市などの出資で設立されている。具体的な役割はテナントミックスおよびテナントリーシング、プロモーションおよび

図4 高松丸亀町商店街タウンマネジメントの仕組み



イベント、ファシリティマネジメント、プロパティマネジメントなどである。またこの会社が丸亀町のまちづくりの基礎システムである所有と経営の分離を実現するための仕組みとして機能している。

② タウンマネジメント委員会

大きな権限を持ち、事業全体を引っ張っていくまちづくり会社の活動を、第三者としてチェックする組織が必要なことから、自治体、学識経験者、市民、振興組合等によって構成されている組織である。この組織はタウンマネジメントプログラムを常に見直し、調整する役割、商業コンセプトや地区のゾーニングの調整を行なう役割、コミュニティ施設・医療施設・高齢者施設・住宅施設の配置を調整する役割などを担う。

③ コミュニティ投資会社

コミュニティ投資会社は2006年に設立され、図4にみるようにA街区地権者からの持分出資が核を形成する。その上で丸亀町商店街振興組

合員を中心にまちづくり債を劣後匿名組合出資として集め、このノウハウを活用して地元投資家から募る事業資金の調達も進める。さらにその資金を活用して市街地再開発事業に関連して、転出者などの権利の取得、丸亀町内の空き地空き家の取得なども進め、その資産を信託銀行への委託を通してまちづくり会社に運用してもらい収益を上げる役割を担う。

(3) タウンマネジメントの目標

タウンマネジメントを実践していく上で重要なことは具体的な目標を設定して、成果を確認しつつ取り組むことである。

そのため、「高松丸亀町商店街タウンマネジメントプログラム2006-2010」は以下に示す項目をあげ、その中の細項目については可能な限り5年間で達成する数値目標を示している。

① 市民の集うメインストリートを実現する

数値目標として、来街人口、商業床面積増、駐車場・駐輪場台数増を示している。

そのほかの目標としてテナントミックスの実現を目指す。

② 市民が愛し誇れる美しい街並み、快適な「場所」をつくる

数値目標として、ベンチ30台、ハンノキ並木30～40本を示している。

そのほかの目標として、中庭・横丁・外階段・路地などの公私をつなぐ「共」の空間の系統的整備などがある。

③ 快適な居住空間を創出する

数値目標として、夜間人口を現在の75人から400人への増加を目指す。

そのほかの目標として、高齢社会に対応する市街地型共同住宅の提供などがある。

④ 市民の公共的活動あるいは市民生活に必要な機能・場の提供と支援

数値目標はなく、イベントホール、NPOセンター、チルドレンミュージアムなどの市民活動の拠点となる施設の設置、高齢者向け施設の充実、医療施設の設置・充実などがある。

⑤ 環境と社会経済の両面でサステイナブルな町をめざす

数値目標として、地域経済を活性化し、雇用を増やすとして、小売販売額（丸亀町）120億円から250億円へ、雇用者数（丸亀町）450人から1000人への増加を目指す。

⑥ より合理的な土地利用の推進

数値目標はなく、空き地・空き店舗のコミュニティでの利用などが示されている。

⑦ 町を健全に運営していくための的確な体制づくり

数値目標はなく、タウンマネージメントプログラムを健全にマネージメントする組織体制の確立を目指す。

3 最後に

中心市街地再生を集約型都市構造の理念のもとに実現するとしても、これまで拡散して拡大した市街地を一挙に変えることは不可能である。そのことは現在郊外に生活している多くの方々

の生活の便も考え、規制対象となる大規模集客施設の規模を1万㎡とし、3000㎡や5000㎡の規模の商業施設などを規制対象としなかったことにつながる。さらに将来は中心市街地再生による都心居住と拡散郊外市街地再生による郊外居住の優れた2つのタイプの居住地を作り出し、選択性の高い都市づくりを進めることを追求する必要があると考える。

また中心市街地再生のための成果指標の整備が重要であり、それぞれの地区の特性に応じて成果指標を組み立てるための支援が何らかの形で必要と考える。アメリカのメイン・ストリート・プログラム、イギリスのタウン・センター・マネージメントが参考となる。

さらに「よく判断された」結果として、現在の中心市街地以外に都市の中心を定める選択、たとえば大規模集客施設を中心に多くの都市機能を集約させて中心拠点を創出することもありえると考え。もっとも、そのことは市場メカニズムで立地が動く大規模集客施設が、これまで心配されているような焼畑農業的行動はしないということが大前提になる。

参考文献

- 小林重敬(1999)「中心市街地再生と都市居住」『都市住宅学』No.25、2-8頁。
- 小林重敬(2006a)「高松市丸亀町商店街のタウンマネージメント」『季刊まちづくり』13号、29-32頁。
- 小林重敬(2006b)「中心市街地再生と都市計画法・建築基準法などの改正」『Communion』(株)船場 Vol.144、2-8頁。
- 小林重敬(2006c)「都市計画法・建築基準法などの改正が目指す都市づくり」『新都市』60巻8号、7-11頁。
- 高松丸亀町商店街実践的タウンマネージメントプログラム構築事業委員会資料、2006年。

住民税と固定資産税は市町村の基幹税であり、合わせると市町村税収の85%以上を占める。1980年代のバブル期には、固定資産税評価額が過小であることが地価の高騰を招いているという議論が多かった。このような議論を受けて、評価額を上げてきたことが、固定資産税の比重が上がってきた理由である。平成16年度には、固定資産税が市町村税収に占める割合は40.3%で、住民税の46.2%に迫っている。

中神康博論文（「都市税制と経済効果」）は、市町村税において、住民税と固定資産税の比率がどうあるべきかを理論的に分析し、それを日本の市町村データに適用している。

中神論文が考慮している要因の主要なものは以下の3点である。

第1に、固定資産税は土地だけではなく建物部分にも課税されるので、不動産市場に歪みをもたらす。このことによって、効率性のロス（死重損失）が発生する。これに対して、住民税は効率性を損なわないと仮定している。この要因しか存在しなければ、固定資産税をゼロにし、住民税だけにするのが最適になる。

第2に、賃貸住宅は不在地主が供給していて、不在地主の利益は最適税制の選択において考慮されないと仮定している。したがって、固定資産税を上げて、不在地主の

利益を減らすほうがよいということになる。

第3に、所得分配の公平性を考慮に入れている。住民税と比較して固定資産税が逆進的であれば、最適な固定資産税率は低くなり、逆であれば、高くなる。

実証分析においては、第1に、固定資産税の実効税率が、高齢化率が高い市町村ほど、また人口密度が低い市町村ほど高くなっているという結果を得ている。第2に、税が累進的であるか逆進的であるかについては、税収の所得弾力性が高いほど累進的であるという仮定を置いて、市町村のクロスセクション・データから住民税と固定資産税の所得弾力性を計測している。その結果、高齢化が進んでいる市町村ほど、また、人口密度が低い市町村ほど、住民税から固定資産税へのシフトがマイナスの再分配効果をもつという結論を得ている。

市町村税において住民税と固定資産税のバランスがどうあるべきかはきわめて重要で基本的な問題である。この大問題にアプローチする理論的な枠組みを構築したことは高く評価できる。もちろん、野心的な試みであるだけに、今後の課題が数多く残されている。すべてをリストアップする紙幅はないので、以下の2点だけを指摘しておく。

第1に、住民税は資源配分の歪

みをもたらさないと仮定しているが、実際には、労働供給の歪みをもたらす。アメリカでの研究では、所得課税のもたらす死重損失のほうが固定資産税のもたらす死重損失より大きいという結果を得ていることが多い。

第2に、賃貸住宅の家主の厚生が最適税制の設計において無視されるとしているが、日本においては古くからの地主が借家を供給していることが多いので、家主たちの地方政治における影響力は大きい。彼らの声が無視されるケースは少ないものと思われる。

◎

一昔前は、オフィスが住宅地に浸食してくることが問題にされ、それを阻止するための土地利用規制強化が叫ばれていた。最近では、オフィスから住宅への転換が増えていることを見ると隔世の感がある。

清水千弘・唐渡広志論文（「土地利用の非効率性の費用」）は、東京都区部の事務所市場において、その物件が住宅であったとした場合の収益を計算し、それを事務所としての収益と比較している。

社団法人全国宅地建物取引業協会連合会による事務所賃料データ、株式会社リクルートによる住宅賃料データを用いてそれぞれの用途の賃料に関するヘドニック推定を行なっている。これを土地建物利用現況調査による事務所ストック

に適用して、各サンプル地点における超過収益（事務所用途の収益－住宅用途の収益）を計算している。

1991年から2004年にかけての超過収益の動きを追うと、時間の経過とともに超過収益が下がってきていて、2004年時点では全体平均で27.58%の事務所で超過収益が負になっている。空間的には、とくに郊外部において超過収益が負になっているビルが拡大している。

土地建物利用現況調査は1991年度、1996年度、2001年度の3時点のデータが利用可能であるので、事務所から住宅に転換したビルとそうでないビルとの比較も行なっている。ここでの結果は、用途転換が行なわれたビルほど超過収益が小さいという自然なものである。

バブル崩壊後のオフィス賃料の低下によって、住宅用途のほうが事務所用途より収益率が高くなっているということはよくいわれている。これを膨大なデータを用いて客観的に検証したことは貴重な貢献である。しかしながら、ここでの分析は土地利用転換費用を考慮していないことに注意が必要である。建替えや権利関係の調整にかかる膨大な費用を考えると、住宅賃料のほうが事務所賃料より高くても、その差が十分に大きく、しかも長期にわたって継続すると予想しなければ用途転換は行なわれないし、行なうことは非効率で

ある。

この論文でいう土地利用の非効率性は土地利用転換費用を無視しているので、スタンダードな経済学における効率性の概念とは異なっている。したがって、この論文の結果から直接的に政府介入の必要性を議論するのは無理である。

●

危険な密集市街地は、東京や大阪のような大都市圏においてもまだ多く残っている。密集市街地を安全なものにするためには、避難のための道路や公園の整備や延焼阻止のための耐火建築への建替え等が必要である。こういった面的な整備には、巨額の資金と合意形成のための長い年月が必要である。

宅間文夫論文（「密集市街地の外部不経済に関する定量化の基礎研究」）は、密集市街地で発生している外部不経済の大きさを定量的に推定している。こういった研究は密集市街地整備の社会的便益を推計するための基礎として貴重なものである。

密集市街地は市町村全域に広がっているわけではないので、より細かい単位のデータが必要になる。宅間論文では、町丁目単位のデータを用いて精密な分析を行なっている。

被説明変数に公示地価を用いたヘドニック推定によって、以下のような推定結果を得ている。

①非密集市街地と比べて、重点密

集市街地においては約2.88%地価が低く、密集市街地では2.06%低い。

②町丁目における燃化率が1%改善すると、重点密集市街地においては地価が0.006%上昇し、密集市街地においては0.0036%上昇する。

③密集市街地と非密集市街地との間の地価格差は町丁目別倒壊危険度が高いと拡大する。たとえば、重点密集市街地の地価は、非密集市街地と比べて、倒壊危険度レベル2の場合には約3.25%低いが、倒壊危険度レベル4の場合には約18.9%低くなる。

④重点密集市街地における公園・教育施設面積が1%増えると、地価が約0.017%上昇する。

これらの推定結果が小さすぎるのか大きすぎるのかについては議論があるところであろう。とくに、地価公示データを用いたことから、条件の非常に悪い地点が除外されている可能性がある。密集市街地の問題は政策的にきわめて重要な問題であるので、家賃データ等の他のデータを用いた推定が行なわれて、実証分析が積み重ねられることを期待したい。

(KY)

都市税制と経済効果

固定資産税と住民税の選択

中神康博

はじめに

住民税と固定資産税は、市町村税収に占める割合が平成16年度ではそれぞれ46.2%、40.3%で、市町村財政においてきわめて重要な役割を担っている。これを時系列データでみると、「バブル」経済の崩壊以降、固定資産税の重要度が住民税に比して次第に増大していることがわかる(図1)。住民税と固定資産税の標準税率は中央集権的にコントロールされてはいるが、固定資産税の場合その評価額は自治体に裁量の余地があり、実際は固定資産税の実効税率は地域によって大きく異なるとされる。

一方、少子高齢化が進むなか、わが国の財政状況は深刻な局面にあり、財政再建はまったなしの状態である。国と地方の長期債務の合計残高は平成16年度末には730兆円を超え、その額はGDPの1.5倍近くにも及ぶ。ところで、財政赤字を減らすには歳出を減らすか歳入を増やすしかない。そのためには、国と地方の役割分担、税源割当て、政府間トランスファーなど国と地方の政府間財政関係を再検討し、納税者の受益と負担をできるだけ近づけ、無駄な支出を減らす努力が必要となる。その意味で、昨今の分権化の流れは注目し値する。小泉内閣は、税源移譲、地方交付税、国庫支出金を三位一体として改革論議の潮上にのせた。さらに、歳出削減をその大きな目的として、平成の大合併と称して市町村の吸収合併が急ピッチで進んでいる。3000あまりあった市町村の数は、平成18年4月

1日には2000を下回った。

このように少子高齢化を背景に行財政の両面から地方分権化を進めていくなかで、住民税と固定資産税を中心とする現行の市町村税制はきわめて重要な意味合いをもつ。なぜなら、住民税は所得を課税ベースとするのに対し、固定資産税は資産としての住宅を課税ベースとするからである。しかも所得分布と住宅の資産分布は必ずしも一致するものではない。したがって、地方公共サービスをファイナンスするうえで住民税と固定資産税のいずれに重心を置くかは、効率性だけでなく公平性という観点からもとても興味深い。この点を分析することが本稿の主たる目的である。

一般に住民税の場合は労働サービス需要を通して、また固定資産税の場合は住宅サービス需要を通して税の歪みを生じさせる¹⁾。税の歪みがあるときの公共財の最適供給についてはPigou (1947)による古典的な分析があり、近年ではDiamond and Mirrlees (1971a, 1971b)やAtkinson and Stern (1974)によってより綿密な分析が行なわれている。しかし、本稿は税による効率性の問題だけに注目するのではなく、税による分配効果についても注目したい。その意味で、本稿はSandmo (1998)やSlemrod and Yitzhaki (2001)にその多くを負っている。

また、固定資産税を扱うので、住宅市場を考慮する必要がある。固定資産税による地方公共サービスの最適供給については多くの分析があ

るが²⁾、固定資産税の分配効果に注目した論文としてはKim (1998)がある。その論文の第4節において、不在地主による賃貸住宅市場と持家市場が混在する場合の最適な固定資産税率について議論しているが、本稿で扱うような問題についてはふれていない。

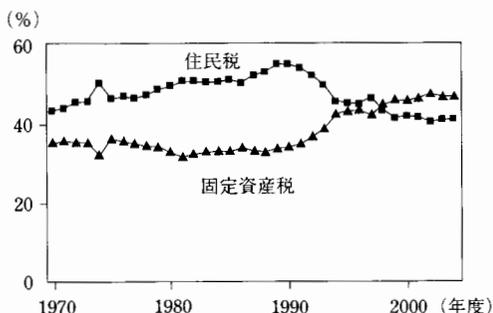
さて、本稿の構成を述べよう。次節においてモデルの説明を行なう。第2節では、ある水準の地方公共サービス供給にかかる費用を住民税と固定資産税でファイナンスするとき、最適な固定資産税率の水準について議論する。第3節で、地方公共サービス水準を一定としたまま住民税から固定資産税へシフトしたときの経済厚生の変化について分析を行なう。さらに第4節では、住民税から固定資産税へのシフトによってどのようなコミュニティが経済厚生を改善させ、あるいは悪化させるのか、2000年の都市データを用いて実証的な観点から検討を行なう。そして最後にまとめる。

1 モデル

住民の行動

あるコミュニティに n_R の賃貸世帯と n_0 の持家世帯が居住するものとする（以下の議論のために総世帯数を n とすると、 $n = n_R + n_0$ である）。彼らは現在居住するコミュニティから移動することができず、持家と賃貸の居住選択もできないものとする。すべての住民は基準財としてのその他の財 x 、住宅サービス h 、そして地方公共サービス z から効用を得ている。地方公共財サービスは、例えば教育サービスや介護

図1－税収に占める割合



(中神氏写真)

なかみ・やすひろ

1957年宮崎県生まれ。1981年慶應義塾大学経済学部卒業。1989年カリフォルニア大学サンディエゴ校Ph.D.。カナダ・サスカチュワン大学助教授などを経て、現在、成蹊大学経済学部教授。論文：“Four Essays on Housing Market Dynamics” ほか。

サービスなどを想定している。住宅サービスは、基準財としてのその他の財と土地から収穫一定の技術によって生産される。ただし、賃貸住宅サービスを供給する土地は不在地主によって所有されているものとする。

また、コミュニティ政府はその他の財を購入し、地方公共サービスを供給する。地方公共サービス1単位当たりの価格を c とする。地方公共サービスを供給するために、コミュニティ政府は住民税と固定資産税によってファイナンスする。住民税と固定資産税率をそれぞれ t と τ とする。住民税と固定資産税の課税ベースは、それぞれ所得と住宅サービスに対する消費額である。固定資産税の課税ベースは、実際は住宅の資産価格であるが、議論を簡単にするためにフローとして取り扱っている。

y^i は住民 i の所得で、外生的に与えられている。したがって、住民税による労働サービスの供給への影響は無視する。住民の効用関数は、 $u(x, h, z) = U(x, h) + G(z)$ の形状をしており、問題を解くうえでの望ましい性質を備えているものと仮定する。住宅サービスの消費者価格と税引き後の価格をそれぞれ q, p とする。すなわち、 $q = (1 + \tau)p$ なる関係がある。賃貸住宅世帯 i は、 $x + qh = (1 - t)y^i$ なる予算制約のもとで効用を最大にするように、その他の財と住宅サービスに対する消費量を決定する。この最大化問題を解くことにより、住宅サービスに対する需要関数 $h(q, (1 - t)y^i)$ 、また間接効用関数 $v(q, (1 - t)y^i, z)$ が導かれる。住民の効用関数の形状から、地方公共財サービスは住宅サービスに対す需要に影響を及ぼさない。

持家世帯も基本的に賃貸住宅世帯と同じよう
に行動する。ただし、持家世帯*i*の予算制約は、
賃貸世帯とは異なり、 $x+qh=(1-t)y^i+g^i$
(τ)である。ここで、 $g^i(\tau)$ は住宅のキャピタル・
ゲインを示す。 h^i を既存の住宅サービス
に対する需要、 p^* をその価格とすれば、 $g^i(\tau)$
= $(p-p^*)h^i$ が成り立つ。なぜなら、住宅サ
ービス価格について完全予見が成立している限り、
既存の住宅サービスに対する需要は新規の
望ましい需要に一致するからである。したがっ
て、持家世帯の住宅サービスに対する需要関数
は $h(q, (1-t)y^i+g^i(\tau))$ 、また間接効用関数は
 $v(q, ((1-t)y^i+g^i(\tau), z))$ となる。議論を簡単
にするために、キャピタル・ゲインには課税さ
れないものとする³⁾。

さて、住宅サービス市場における均衡条件は、
$$\sum_{i \in R} h(q, (1-t)y^i) + \sum_{i \in O} h(q, (1-t)y^i + g^i(\tau)) = H(p) \quad (1)$$

である。 $H(p)$ は住宅サービスの供給関数であ
る。住宅サービスの生産関数は一次同次関数を
仮定しているので、住宅サービス市場が完全競
争的であれば、住宅サービス供給関数は税引き
後の住宅サービス価格 p に依存する。左辺は
コミュニティ全体の住宅サービスに対する需要
量であるから、住宅サービス市場における均衡
の条件は市場全体の住宅サービスに対する需要
量と供給量が等しいというものである。この均
衡条件から住宅サービスの均衡価格を住民税と
固定資産税の税率の関数、すなわち $p(\tau, t)$
として解くことができる。また、そのとき消費
者価格は $q(\tau, t) = (1+\tau)p(\tau, t)$ となる。

次節以降の分析のために、比較静学を行なっ
ておこう。住宅サービスの均衡価格 $p(\tau, t)$
を(1)式に代入してそれぞれの税率で偏微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial p}{\partial \tau} &= p \frac{\bar{h}\epsilon_d}{\Delta} \\ \frac{\partial q}{\partial \tau} &= p \frac{(1+\tau)\bar{h}\epsilon_s - \theta^n \bar{\alpha}\epsilon_y \bar{h}_0}{\Delta} \\ \frac{\partial p}{\partial t} &= -\frac{\bar{\alpha}\epsilon_y \bar{Y}}{\Delta} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\frac{\partial q}{\partial t} = -\frac{(1+\tau)\bar{\alpha}\epsilon_y \bar{Y}}{\Delta}$$

を得る⁴⁾。ここで、 $\Delta = (1+\tau)(\bar{h}\epsilon_s - \bar{h}\epsilon_d) - \theta^n \bar{\alpha}\epsilon_y \bar{h}_0$ である。なお、 ϵ_d 、 ϵ_y 、 ϵ_s は、それぞ
れ住宅サービスに対する需要の価格弾力性、同
じく所得弾力性、住宅サービス供給の価格弾力
性である。また、 α は住宅サービス支出の所得
に占める割合、 θ^n は持家世帯数の総世帯数に
占める割合、すなわち n_0/n である。以下、変
数の上のバーは平均を意味し、また変数に下付
き文字OもしくはRがある場合はそれぞれ持
家世帯、賃貸住宅世帯のものであることを示す。

政府の行動

コミュニティ政府は、住宅サービス市場が均
衡していることを考慮に入れつつ、政府の予算
制約のもとで住民の社会的厚生関数を最大にす
るように政策変数を決定する。これが正当化さ
れるためには、政府はコミュニティに居住する
すべての住民の選好を知っていると仮定する必
要がある。この前提とは異なり、Kim (1996)
は中位投票者が政策変数を決定するモデルを展
開している。日本においても後者の可能性につ
いて実証研究が進んでいるが、ここでは前者の
立場をとった⁵⁾。

コミュニティ政府の歳入は、住民税と固定資
産税を主とする税収だけではない。実際には、
地方交付税や国庫支出金、そして地方債などの
発行などによって歳入が埋められている。しか
し、これらの歳入は中央政府によってコントロ
ールされているので、ここでは、コミュニティ
政府を外生的な変数として取り扱うものとしよ
う⁶⁾。また、理論分析を簡単にするために、こ
こではこれらの歳入はゼロであると仮定する。
すなわち、コミュニティ政府の予算制約は、

$$\tau p H(p) + t Y = n c z \quad (3)$$

とする。ここで、 $Y = \sum_{i \in R} y^i + \sum_{i \in O} y^i$ である。
左辺第1項は固定資産税による税収、第2項は
住民税による税収である。地方公共財サービ
スを1単位供給するのに c だけ費用がかかるので、

右辺はコミュニティ全体の地方公共財サービスに対する支出である。

コミュニティ政府は、コミュニティの社会的厚生関数を最大化するにあたって持家世帯と賃貸世帯を区別することはせず、平等に扱うものとする。社会的厚生関数は、

$$W = W(v_1^R, \dots, v_1^R, \dots, v_{nr}^R, v_1^O, \dots, v_1^O, \dots, v_{no}^O) \quad (4)$$

とする。 v_1^R 、 v_1^O はそれぞれ賃貸住宅世帯と持家世帯の間接効用関数である。 W はすべての間接効用の増加関数を仮定する。コミュニティ政府は、政策変数の変更が住宅サービス市場の均衡を通して住宅サービスの消費者価格や生産者価格へ影響することを念頭に入れつつ、政府の予算制約である(3)式のもとでコミュニティの社会的厚生関数(4)式を最大にするように政策変数を決定する。

2 最適な固定資産税率

コミュニティ政府は、政策変数として地方公共サービス、住民税率、固定資産税率の3つをもつ⁷⁾。しかし、本稿では、地方公共サービス水準を一定として、その費用を住民税と固定資産税でファイナンスするとき、住民税と固定資産税率の最適な水準はどのように決まるのかという点について分析を行なう⁸⁾。 λ をコミュニティ政府の予算制約式に対するラグランジュ乗数(地方公共サービス支出のシャドー価格、あるいはコミュニティの所得の限界効用と解釈することができる)としてラグランジュアン関数を L とすれば、最適化のための必要条件は以下になる⁹⁾。

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \tau} &= -H\Pi^h \frac{\partial q}{\partial \tau} + H\Pi^o \frac{\partial p}{\partial \tau} \\ &+ \lambda \left[pH + \tau H(1 + \varepsilon_s) \frac{\partial p}{\partial \tau} \right] = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial t} &= -H\Pi^h \frac{\partial q}{\partial t} + H\Pi^o \frac{\partial p}{\partial t} \\ &- Y\Pi^y + \lambda \left[\tau H(1 + \varepsilon_s) \frac{\partial p}{\partial t} + Y \right] = 0 \quad (5) \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} &= -[\tau p H + t Y - n c z] = 0 \end{aligned}$$

ここで Π^h と Π^y は、それぞれ住宅サービス消費の分配特性と所得の分配特性を表す¹⁰⁾。例えば住宅サービス消費の分配特性とは、各住民の所得の限界効用の社会的評価をその住民の住宅サービス消費が全体に占める割合によって加重平均したものである。本稿のように、持家世帯と賃貸住宅世帯を区別して取り扱う場合は、持家世帯と賃貸住宅世帯のそれぞれの分配特性にウェイトをつけて足したものとして定義することも可能である。ただし、そのときのウェイトは、住宅サービス消費の分配特性であれば、持家世帯、賃貸住宅世帯それぞれの住宅サービス消費が住宅サービス全体に占める割合で、持家世帯であれば $\theta^h (= H_o/H)$ 、賃貸住宅世帯であれば $1 - \theta^h$ である。同様に、所得の分配特性であれば、持家世帯のウェイトは $\theta^y (= Y_o/Y)$ 、賃貸住宅世帯のウェイトは $1 - \theta^y$ である。

所得の限界効用の社会的評価は所得の上昇とともに通減すると仮定するならば、必需品に対する分配特性のほうが贅沢品よりも大きな値をとる。なぜなら、必需品の場合、所得の限界効用の社会的評価が大きい世帯ほど、全体に占める割合も大きくなるからである。この分配特性の概念を用いることにより、固定資産税による税負担の帰着が説明できる。すなわち、住宅サービス消費の分配特性の値が大きいほど、住宅サービスに対する固定資産税はより逆進的となり、所得の少ない世帯ほど固定資産税の負担が大きくなる。同様に、所得の分配特性は、各住民の所得の限界効用の社会的評価をその住民の所得が全体の所得に占める割合によって加重平均したものである。本稿では所得は外生的に与えられており、住民税が労働供給を通して所得に影響することはないと仮定しているので、所得の分配特性もまた外生的に与えられたものとして扱う。

住民税率と固定資産税率がコミュニティ政府によって最適に決定されるとすれば、それぞれの税率の変化がもたらすラグランジュ乗数は一

致しなければならない。この条件を、(2)式の比較静学の結果を用いて τ について解くと、

$$\tau = \frac{1}{\varepsilon_s} \frac{(\varepsilon_s \bar{h} \bar{y} + \overline{a\varepsilon_y} \bar{h} - \theta^h \overline{a\varepsilon_y} \bar{h}_0 \bar{y}) (\Pi^h - \Pi^y) + (\overline{h\varepsilon_d} \bar{y} + \overline{a\varepsilon_y} \bar{h} (\Pi^y - \Pi^b))}{(\overline{a\varepsilon_y} - \bar{y}) \bar{h} (\Pi^h - \Pi^y) + (\overline{h\varepsilon_d} \bar{y} + \overline{a\varepsilon_y} \bar{h}) \Pi^y}$$

を得る¹¹⁾。もし、住宅サービス消費の分配特性が所得の分配特性と一致するならば、最適な固定資産税率は $(1/\varepsilon_s) (\Pi^h_R / \Pi^h)$ となって、コミュニティの状況に応じて 0 と $1/\varepsilon_s$ の間の値をとる。つまり、最適な固定資産税率は、コミュニティが持家世帯のみのときは 0、逆に賃貸住宅世帯のみのときは $1/\varepsilon_s$ となる。さらに、住宅サービス消費の分配特性が賃貸住宅世帯と持家世帯との間で一致するようであれば、 $1/\varepsilon_s$ に賃貸住宅世帯にとっての住宅サービス消費が住宅サービス全体に占める割合 $(1 - \theta^h)$ を乗じた値となる。

コミュニティが持家世帯と賃貸住宅世帯いずれかのみによって構成されている場合の最適な固定資産税率を考察することによって議論はより簡単となる。そこで、まずコミュニティが賃貸住宅世帯のみから構成されるケースについてみよう。 h と ε_d 、 $a\varepsilon_y$ と y 、 $a\varepsilon_y$ と h がそれぞれ相関していないという仮定のもとでは、上で求めた最適な固定資産税率は

$$\tau^R = \frac{1}{\varepsilon_s} \frac{(\varepsilon_s + \overline{a\varepsilon_y}) (\Pi^R - \Pi^y) + \overline{\varepsilon_d^c} \Pi^y}{(\overline{a\varepsilon_y} - 1) (\Pi^R - \Pi^y) + \overline{\varepsilon_d^c} \Pi^y}$$

となる。 $\overline{\varepsilon_d^c}$ は住宅サービスに対する補償需要の価格弾力性で正の値をとることはない。補償需要の価格弾力性が 0 でない限り、住宅サービス消費の分配特性が所得の分配特性と一致するならば、最適な固定資産税率は $1/\varepsilon_s$ である。その理由は、Kim (1998) が指摘したように、住宅は不在地主によって供給されているので、賃貸住宅世帯による租税輸出効果を反映したものと解釈できる。もちろん、一般には住宅サービス消費と所得の分配特性は一致しない。住宅サービス消費の分配特性が大きいほど、すなわち固定資産税がより逆進的であればあるほど、

最適な固定資産税率は低くなることが確認できる^{12),13)}。

コミュニティが持家世帯のみから構成されている場合の最適な固定資産税率は、

$$\tau^o = \frac{1}{\varepsilon_s} \frac{(\varepsilon_s - \overline{\varepsilon_d^c}) (\Pi^b - \Pi^y)}{(\overline{a\varepsilon_y} - 1) (\Pi^b - \Pi^y) + \overline{\varepsilon_d^c} \Pi^y}$$

となる。住宅サービス消費の分配特性が所得の分配特性と一致するならば、最適な固定資産税率は 0 となって、地方公共サービス支出はすべて住民税によってファイナンスされることになる。その理由は、固定資産税を課税することによって生ずる歪みの効果を反映して、持家世帯にとっては固定資産税よりも住民税のほうが望ましいからである。賃貸住宅世帯のみの場合と同様に、住宅サービス消費の分配特性が大きいほど、最適な固定資産税率は低くなることが確認できる。

3 経済厚生の変化

前節では、地方公共サービスの水準を一定にしたとき、その費用を住民税と固定資産税によってファイナンスするときの最適税制についてみた。しかし、実際には住民税と固定資産税、いずれの税率も最適化されているわけではない。地方公共サービスの水準を一定にしたまま、住民税から固定資産税へのシフトによるコミュニティの経済厚生の変化は、社会的厚生関数をそれらの変数で全微分することによって求めることができる。結果は以下のとおりである。

$$dW = \left[-H\Pi^h \frac{\partial q}{\partial \tau} + H\Pi^b \frac{\partial q}{\partial \tau} \right] d\tau + \left[-H\Pi^h \frac{\partial q}{\partial t} + H\Pi^b \frac{\partial q}{\partial t} - Y\Pi^y \right] dt \quad (6)$$

また、政策変数の変更は、コミュニティ政府の予算制約を満たすように行なわれる。したがって、(3)式を政策変数で全微分すると、以下の結果を得る。

$$\left[pH + \tau H (1 + \epsilon_s) \frac{\partial p}{\partial \tau} \right] d\tau + \left[\tau H (1 + \epsilon_s) \frac{\partial p}{\partial \tau} + Y \right] dt = 0 \quad (7)$$

地方公共サービスの水準を一定としたまま、(7)式を満たすように住民税から固定資産税にシフトが行なわれたときのコミュニティの経済厚生への影響は、(7)式の関係をもとに(6)式に代入し、さらに(2)式の比較静学の結果を代入することによって、

$$\frac{dW}{d\tau} = \frac{nph}{(1+\tau)(\bar{h}\epsilon_s - \bar{h}\epsilon_d)\bar{y} - \theta^0 \bar{a}\epsilon_y \bar{h}_0 \bar{y} - \tau(1+\epsilon_s)\bar{a}\epsilon_y \bar{h}} \quad (8)$$

$$\left[(-\epsilon_s(1+\tau)\bar{h}\bar{y} + (\tau\epsilon_s - 1)\bar{a}\epsilon_y \bar{h} + \theta^0 \bar{a}\epsilon_y \bar{h}_0 \bar{y}) (\Pi^h - \Pi^y) + (\bar{h}\epsilon_d \bar{y} + \bar{a}\epsilon_y \bar{h}) (\Pi^b - \Pi^k) + \tau\epsilon_s (\bar{a}\epsilon_y \bar{h} + \bar{h}\epsilon_d \bar{y}) \Pi^b + (\tau\epsilon_s - 1) (\bar{a}\epsilon_y \bar{h} + \bar{h}\epsilon_d \bar{y}) \Pi^k \right]$$

を得る。右辺大括弧の中は、4つの項から構成されている。第1項は、住民税から固定資産税へのシフトにともなうコミュニティ全体の再分配効果である。そのシフトによる経済厚生への影響は、住宅サービス消費と所得のそれぞれの分配特性の大小関係に依存する。第2項は、住民税から固定資産税へのシフトにともなう住宅サービス価格の変化にともなう持家世帯にとってのキャピタル・ゲイン効果で、その符号は持家世帯の住宅サービス消費と所得の分配特性のギャップに依存する。第3項は、持家世帯に固定資産税が課税されていることによる歪みの効果で、固定資産税率がプラスである限り、住民税から固定資産税へのシフトは経済厚生を悪化させる傾向にある。第4項は、賃貸世帯に固定資産税が課税されていることによる租税輸出効果で、経済厚生への影響は固定資産税率が最適税率よりも小さいかどうかによって依存する。

コミュニティが持家世帯と賃貸住宅世帯いずれかのみによって構成されている場合の経済厚生への変化をみると、議論はより簡潔となる。まず、コミュニティが賃貸住宅世帯のみのケースについてみよう。先と同様に、 h と ϵ_d 、 $a\epsilon_y$ と y 、 $a\epsilon_y$ と h がそれぞれ相関していないとい

う仮定のもとで、コミュニティの経済厚生の変化は

$$\frac{dW^R}{d\tau} = -nph \left[\frac{(-\epsilon_s(1+\tau) + (\tau\epsilon_s - 1)\bar{a}\epsilon_y)}{(1+\tau)(\epsilon_d^c - \epsilon_s) + (\tau\epsilon_s - 1)a\epsilon_y} (\Pi_R^h - \Pi_R^k) + \frac{(\tau\epsilon_s - 1)\epsilon_d^c}{(1+\tau)(\epsilon_d^c - \epsilon_s) + (\tau\epsilon_s - 1)a\epsilon_y} \Pi_R^k \right]$$

となる。右辺大括弧の中の第1項は住民税から固定資産税へシフトにともなう再分配効果で、住宅サービス消費と所得の分配特性のギャップの係数は、その他の財が正常財である限り、正の値をとる。したがって、住宅サービス消費の分配特性が所得の分配特性よりも大きい限り、換言すれば、固定資産税が課税されることによって賃貸住宅世帯の住宅サービス消費の逆進性(累進性)が強いほど、住民税から固定資産税へのシフトにともなう経済厚生は再分配効果を通じて悪化(改善)する。一方、第2項は固定資産税の租税輸出効果であるが、固定資産税率が最適税率よりも低い水準に設定されている限り、経済厚生は改善される。

同様に、コミュニティが持家世帯のみのケースについてみてみよう。このとき、 h と ϵ_d 、 $a\epsilon_y$ と y 、 $a\epsilon_y$ と h がそれぞれ相関していないという仮定のもとで、コミュニティの経済厚生の変化は

$$\frac{dW^o}{d\tau} = -nph \left[\frac{(-\epsilon_s(1+\tau) + \epsilon_d^c + \tau\epsilon_s \bar{a}\epsilon_y)}{(1+\tau)(\epsilon_d^c - \epsilon_s) + \tau\epsilon_s a\epsilon_y} (\Pi^b - \Pi^k) + \frac{\tau\epsilon_s \epsilon_d^c}{(1+\tau)(\epsilon_d^c - \epsilon_s) + \tau\epsilon_s a\epsilon_y} \Pi^k \right]$$

となる。住宅サービス消費と所得の分配特性のギャップの係数は、その他の財が正常財である限り、正の値をとる。したがって、先と同様に、固定資産税が課税されることによって持家世帯の住宅サービス消費の逆進性(累進性)が強いほど、固定資産税へのシフトにともなう経済厚生は再分配効果を通じて悪化(改善)する。一

図2 実効固定資産税率と高齢化率との関係

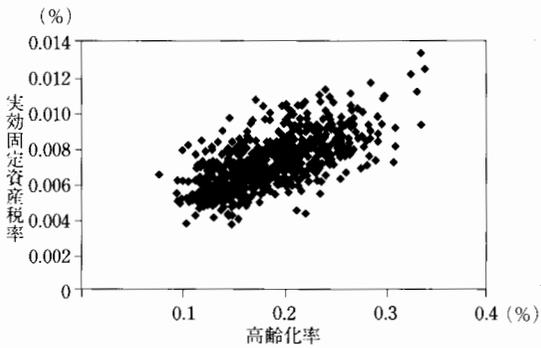
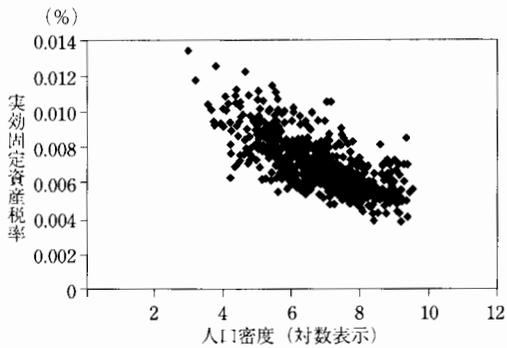


図3 実効固定資産税率と人口密度との関係



方、第2項の固定資産税の租税輸出効果をみると、固定資産税率が正の値をとる限り、コミュニティの経済厚生は悪化する。

4 実証分析

冒頭で述べたように、住民税と固定資産税はわが国の地方税収にとって重要な税源となっている。とくに固定資産税は、理論的にみても優れた税源であるといわれる。しかし、少子高齢化が加速するなか、国税における所得税から消費税への移行は避けられず、地方税においてもその影響は必至である。前節では住民税と固定資産税によって地方公共財サービスがファイナンスされている場合、住民税から固定資産税への変更が経済厚生に及ぼす影響について分析を行なった。その結果、固定資産税率の水準と住宅サービスと所得に対するそれぞれの分配特性のギャップが経済厚生の変化に対して重要な役割を担うことをみた。そこで、2000年のデータをもとに、固定資産税の実効税率と所得と住宅サービスの分配特性のギャップを示す指標を計算し、住民税から固定資産税への変更によっていかなる属性をもつコミュニティが経済厚生が悪化する招くことになるのか検討しよう。

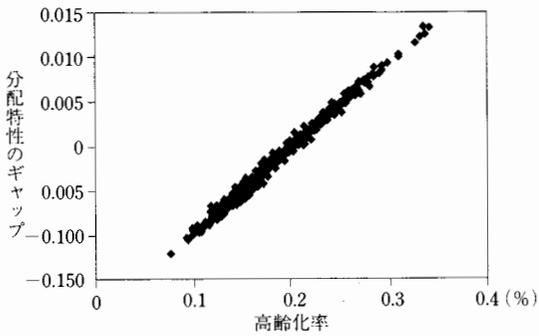
まず、固定資産の実効税率について計算しよう。本稿では、モデルを単純化するために、固定資産税の税源は、住宅サービスに対する支出額、すなわちフローとしての固定資産課税となっているが、実際に固定資産税は資産価格を課税標準にしており、資産課税の範疇に分類され

ている。したがって、本稿で議論されたように、賃貸住宅市場において、最適固定資産税率が住宅サービス供給に対する価格弾力性の逆数というとき、資産価格を課税標準とする固定資産税率はこの値よりもかなり小さくなることに注意を要する¹⁴⁾。

ところで、固定資産税率を定義することはそれほど簡単なことではない。わが国の住宅に対する固定資産税は、一括して住宅に課税されるのではなく、土地とうわもの別々に課税され、一般にうわものの実効税率は土地のそれに比べて低いとされる。固定資産税の標準税率は1.4%であるが、ここでは固定資産税の実効税率として、固定資産税収を評価額で除した値を用いる。本来、固定資産の実効税率は、固定資産税額を不動産の市場価格で除した値であるべきだが、都市の不動産の市場価値データが存在しないため、断念せざるを得ない。ただし、課税標準は市場価格よりも低く設定されるため、ここで計算される実効税率は実際よりも過大に評価される。

このようにして求められた実効税率は、最大値1.33%、最小値0.37%で、平均0.71%である。これは、予想されたように、標準税率の1.4%よりもかなり低い水準となっている。これらの値は、第2節で理論上得られた最適水準よりもかなり低いことがわかる。実効税率と高齢者率との関係を見よう。図2に、縦軸に各都市の固定資産の実効税率、横軸にその都市の高齢化率をとって散布図が描かれている。このグラフか

図4 一分配特性のギャップと高齢化率との関係



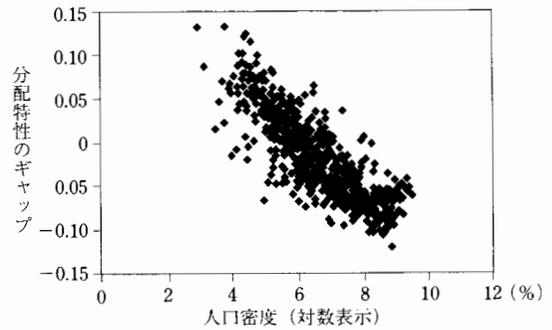
ら、高齢化率が高い都市ほど、実効税率が高くなっていることがわかる。また、図3の実効税率と人口密度との関係を見ると、人口密度が高い都市ほど、実効税率が低くなっている。

次に、住宅サービス消費と所得の分配特性のギャップについてみよう。第3節においてそれぞれの分配特性について説明したが、実際に計算することは容易なことではない。そもそも個々の効用関数だけでなく社会的効用関数を知る必要があるが、それは困難である。第3節で、住宅サービス消費と所得の分配特性の値は、住民税と固定資産税の累進性あるいは逆進性を測る指標となることをみた。

ところで、税が逆進的であるか累進的であるかどうかを判断することは難しい¹⁵⁾。本稿では、税収の所得弾力性が高いほど、より累進的であるとしよう。この考え方に立てば、所得と住宅サービスの分配特性をそれぞれ住民税収と固定資産税収の所得弾力性として定義し、その所得弾力性の差をもって所得と住宅サービスの分配特性のギャップとすることができる。

住民税収と固定資産税収の所得弾力性を都市別に推計することは、データの不足からできない。いずれも市町村税として重要な税源ではあるが、その税率は地方税法によってコントロールされている。したがって、各都市の住民税収と固定資産税収の所得弾力性は、各都市の高齢化や都市化の状況など都市の属性をコントロールすれば一定になるという仮定のもとで、都市データを用いて推計することができる。そこで2000年のクロスセクション・データを用いて、

図5 一分配特性のギャップと人口密度との関係



住民税収と固定資産税収に対する所得弾力性を推計した。都市サンプル数は、データが入手できなかった18都市を除き、合計652である¹⁶⁾。住民税収と固定資産税収の所得弾力性の推計を行なう際に、説明変数として課税所得以外に、課税所得と人口密度の交叉項、そして課税所得と高齢者率の交叉項を加えた。高齢化と都市化の進み具合が、住民税収と固定資産税収の所得弾力性に大きく影響していると考えられるからである。

住民税収の所得弾力性の推計結果は、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \log(\widehat{IT}) = & -3.45 + 1.01 * \log(INC) - 3.50 * AGE \\ & (-18.51) (56.94) \quad (-3.65) \\ & + 0.0050 * \log(DEN) * \log(INC) \\ & (1.11) \\ & + 0.31 * AGE * \log(INC) \\ & (3.49) \\ \bar{R}^2 = & 0.99 \end{aligned}$$

さらに、固定資産税収の所得弾力性の推計結果は、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \log(\widehat{PT}) = & -1.41 + 0.87 * \log(INC) - 12.45 * AGE \\ & (-3.00) (19.43) \quad (-5.16) \\ & - 0.0045 * \log(DEN) * \log(INC) \\ & (-3.97) \\ & + 1.17 * AGE * \log(INC) \\ & (5.26) \\ \bar{R}^2 = & 0.94 \end{aligned}$$

ここで、ITは住民税収(円)、PTは固定資産税収(円)、INCは課税対象所得額¹⁷⁾(円)、AGEは65歳以上の占める割合(%)、DENは

人口密度 (人/km²) である。また、カッコ内の数値は t 値を示す。

各都市の住民税と固定資産税それぞれの税金に対する所得弾力性を I_{it} と I_{pt} とすれば、推計結果から、

$$I_{it} = 1.01 + 0.0050 \cdot \log(\text{DEN}) + 0.31 \cdot \text{AGE}$$

$$I_{pt} = 0.87 - 0.0045 \cdot \log(\text{DEN}) + 1.17 \cdot \text{AGE}$$

を得る。最後に、住宅サービスと所得の分配特性のギャップ I を $I = I_{pt} - I_{it}$ として定義する。図4と図5に、分配特性のギャップと高齢化率との関係、ならびに分配特性のギャップと人口密度との関係がそれぞれ描かれている。これらの図から、高齢化が進んでいる都市ほど、また人口密度が小さい都市ほど、分配特性のギャップは正の値をとる傾向にあることがわかる。

これらの結果をもとに、第3節で展開した、地方公共サービスの水準を一定にしたまま住民税から固定資産税へのシフトによる経済厚生への影響を解釈すると、以下のようなになる。まず、住民税から固定資産税へのシフトは、持家世帯の住宅サービス消費に対する分配特性が所得の分配特性を上回る限り、住宅価格の低下によるキャピタル・ロスを引き、経済厚生は悪化する傾向にある。つまり、高齢化率が高い地域ほど、また人口密度が小さい地域ほど、キャピタル・ロスの効果によって経済厚生の悪化を招く傾向にある。

また、実際の固定資産税率は、最適税率よりはかなり小さい値をとる。したがって、賃貸住宅世帯の場合は、租税輸出効果によって経済厚生は改善され、その程度は高齢化率が高いコミュニティほど、また人口密度が小さいコミュニティほど小さくなる。なぜなら、これらのコミュニティでは固定資産税率が高くなる傾向にあるからである。持家世帯の場合は、固定資産税にシフトすることによって生ずる歪みが経済厚生を悪化させ、その程度は固定資産税率が高くなる傾向にある高齢化率が高く、人口密度が小さい地域ほど大きい¹⁹⁾。

最後に、再分配効果についてみよう。第3節

でみたように、住宅サービス消費の分配特性が所得の分配特性よりも大きな値をとれば、住民税から固定資産税へのシフトは経済厚生を悪化させる。つまり、高齢化率が高い地域ほど、また人口密度が小さい地域ほど、住宅サービス消費と所得の分配特性のギャップは大きく、再分配効果による経済厚生は悪化するのである。

このように、地方公共サービスを一定にしたまま住民税から固定資産税へのシフトが経済厚生を改善させるかどうかは、再分配効果、キャピタル・ゲイン (ロス) 効果、持家に対する歪み効果 (マイナス効果)、租税輸出効果 (プラス効果) という4つの効果の大小関係によって決まる。それら4つの効果には、持家世帯と賃貸住宅世帯の比率だけでなく、高齢化率や人口密度などコミュニティの属性が反映されるのである。

おわりに

本稿は、地方公共サービスの水準を一定として、その費用を住民税と固定資産税でファイナンスするとき、最適税率とはどのような水準に決まるのか、効率性と分配面から分析を試みた。さらに、税率が最適な水準に決まっていない状態で、住民税から固定資産税へのシフトが図られたとき、コミュニティの経済厚生にどのような影響が及ぶかについて理論的な分析を試みた。そして、2000年における都市データを用いて、どのようなコミュニティが住民税から固定資産税へのシフトによって経済厚生が改善、あるいは悪化するのかをみた。本稿で用いた理論モデルは、強い仮定のもとで展開されており、必ずしも現実をうまく反映しているものではない。しかし、少子高齢化が進み、地方分権が叫ばれるなかで、地方税制のあり方はコミュニティの経済厚生に大きな影響を及ぼすことが示された。地方税制に関する規範的かつ実証的な分析を蓄積していくことが今後ますます重要となろう。

*本稿は、成蹊大学アジア太平洋研究センターの研究

助成による『日韓教育プロジェクト』に向けて用意された論文 Nakagami (2006) をベースに書かれたものである。これまで、住宅経済研究会や韓国 KDI School of Public Policy and Management で開催されたコンファレンスにおいて発表を行ない、多くの方々から貴重なコメントをいただいた。とりわけ、Korea Institute of Public Finance の Junghun Kim 教授からは、コンファレンスの討論者としていぬいなコメントをいただいた。もし、初期の論文から改善がみられたとすれば、氏のコメントに拠るところが大きい。また、本稿を書くプロセスにおいて成蹊大学経済学部の井上智夫教授と吉田由寛教授とのディスカッションから多くのヒントを得た。もちろん、本稿に誤りがあるとなれば、それは著者の責任である。最後に、本稿は「大平正芳記念財団」から研究助成を受けた著者自身のプロジェクトの一環として生まれたものである。財団に対し、記して謝意を表したい。

注

- 1) 本稿では所得は外生的に与えられるものとし、住民税による労働サービス需要への歪みは生じないものと仮定する。
- 2) 代表的な文献として Epple and Zelenitz (1981) と Henderson (1985) がある。
- 3) しばしば、持家世帯がこのようにモデル化されることがある。代表的な論文として、Epple and Romer (1991) がある。
- 4) 導出方法については Nakagami (2006) を参照されたい。
- 5) 例えば、その先駆的なものとして Doi (1999) がある。
- 6) 実際には、中央からのトランスファーが外生的なものではなく、内生的に決まるという側面もある。本稿ではその点については考慮しない。
- 7) 現行の地方税制では、住民税は地方税法等によって中央集権的にコントロールされている。
- 8) Nakagami (2006) は、税率だけではなく地方公共サービスも同時に最適化されるケース、さらに地方公共サービスを1単位増加させるのに必要な費用を住民税と固定資産税それぞれでファイナンスするケースについても分析を行なっている。
- 9) 導出方法については Nakagami (2006) を参照されたい。
- 10) 分配特性の詳細な説明は、Boadway and Bruce (1984) を参照されたい。
- 11) この結果は、Kim (1998) の(20)式、あるいは(40)式に対応している。
- 12) その他の財が正常財である限り、 $\overline{ae}_y - 1 < 0$ が成り立つ。
- 13) その詳細については、Nakagami (2006) を参照されたい。
- 14) 資産価格(ストック)を課税標準とする場合の固定資産税率、住宅サービス支出額(フロー)を課税標準とする場合の固定資産税率をそれぞれ τ_s 、 τ_f と

すれば、 $\tau_s = \tau_f \cdot r / (1 - \tau_f)$ なる関係がある。

- 15) この点については Rosen (1999) を参照されたい。
- 16) データならびに実証分析の詳細については、Nakagami (2006) を参照されたい。
- 17) この課税対象所得額は、給与所得であれば給与所得控除額のみを差し引いた額、それ以外の所得であれば必要経費のみの差し引いた額である。
- 18) ただし、(8)式から明らかなように、いずれの効果も所得の分配特性の大きさにも依存する。実証結果によれば、高齢化率が高く、人口密度が低い地域ほど所得の分配特性も大きくなることが示される。

参考文献

- Atkinson, A. B. and N. H. Stern (1974) "Pigou, Taxation, and Public Goods," *Review of Economic Studies*, 41(1), pp. 119-128.
- Boadway, R. W. and N. Bruce (1984) *Welfare Economics*, Basil Blackman.
- Diamond, P. A. and J. A. Mirrlees (1971a) "Optimal Taxation and Public Production I," *American Economic Review*, 61(1), pp. 8-27.
- Diamond, P. A. and J. A. Mirrlees (1971b) "Optimal Taxation and Public Production II," *American Economic Review*, 61(3), pp. 261-278.
- Doi, T. (1999) "Empirics of the Median Voter Hypothesis in Japan," Boadway, R. and B. Raj (eds.) *Advances in Public Economics*, A Springer-Verlag Company.
- Epple, D. and T. Romer (1991) "Mobility and Redistribution," *Journal of Political Economy*, 99(4), pp. 828-858.
- Epple, D. and A. Zelenitz (1981) "The Implications of Competition among Jurisdictions: Does Tiebout Need Politics?," *Journal of Political Economy*, 89(6), pp. 1197-1217.
- Henderson, J. V. (1985) "The Tiebout Model: Bring Back the Entrepreneurs," *Journal of Political Economy*, 93, pp. 248-264.
- Kim, J. (1998) "Local Property Taxation with External Land Ownership," *Journal of Public Economics*, 68, pp. 113-135.
- Nakagami, Y. (2006) "Tax Decisions, Local Expenditures, and Economic Welfare," mimeo.
- Pigou, A. C. (1947) *A Study in Public Finance*, 3rd ed., Macmillan.
- Rosen, H. S. (1999) *Public Finance*, 5th ed., McGraw-Hill.
- Sandmo, A. (1998) "Redistribution and the Marginal Cost of Public Funds," *Journal of Public Economics*, 70, pp. 365-382.
- Slemrod, J. and S. Yitzhaki (2001) "Integrating Expenditure and Tax Decisions: the Marginal Cost of Funds and Marginal Benefit of Projects," *National Tax Journal*, 54(2), pp. 189-201.

土地利用の非効率性の費用

東京都区部・事務所市場の非効率性の計測

清水千弘・唐渡広志

1 本稿のねらい：土地利用の非効率

都市再生や中心市街地の活性化が政策目標に掲げられて久しい。これは、経済学的には、都市内部において、土地に関する資源配分が適切になされておらず、非効率性が存在していることを意味する。

このように、土地利用に非効率性が存在する場合においては、土地利用転換や再開発を通じてより高い収益性を確保できる土地利用へと転換していくことが予想される。しかしながら、依然として、未稼働資産が多く見受けられるのは、どのような制度上の歪みが市場に存在しているのだろうか。このような疑問に答えるためには、現在の土地市場における非効率性の状態を正確に捕捉することが求められる。

そこで、本稿においては、2つの実証分析を実施する。第1に、東京都区部の事務所市場に着目し、土地利用の非効率性の程度を計測する。第2に、土地利用の非効率性を解消するための土地利用転換の様子を観察する。

2 土地利用の非効率性と収益格差

企業・家計の立地と土地利用収益

土地市場においては、基本的には供給量が一定であるために、希少な資源をどのように配分していくのかといった問題は、他の生産要素市場との比較においても、より重要な経済問題となる。

しかし、土地は、同質の財が存在しないとい

う特殊性を持つがゆえに、個々の土地ごとにおいて最適な土地利用が異なるといった特殊性を持ち、さらに土地利用には外部性を伴うことから、この問題を複雑にしている。

ここでは、土地市場が効率的であるならば、それぞれの合理的な土地所有者は、もっとも高い収益を獲得することができるような土地利用を選択するものと想定する。さらに、本稿では、土地利用強度の強い都市部を対象とし、問題を単純化するために、事務所・住宅の2つの用途に限定し、モデルを設定する¹⁾。

また、2つの土地利用を比較し、第1期において収益率に格差が存在している場合には、将来収益と転用コスト（撤去費用を含む）を加味したうえで、より高い収益が得られるのであれば、第2期にむけて用途転換が実施されるものと仮定する。現実的には、それぞれの土地所有者が、それぞれの土地利用により獲得できる収益に関する情報を持っていなかったり（情報の不完全性）、高い転用費用が存在したりするだけでなく、土地建物利用規制や外部性が存在するために、利用転換にはさまざまな要素が相互に関連している。

しかし、土地の再開発に関する研究である Brueckner (1980) と Wheaton (1982) では、一定の仮定のもとで最適な再開発が行なわれる条件を次のように表現している。

$$V^R - V^C \geq 0 \quad (1)$$

ここで、 V^R は再開発された不動産から得られる収入の割引現在価値、 V^C は現在の用途か

(清水氏写真)

しみず・ちひろ

1967年生まれ。1994年東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。(財)日本不動産研究所、(株)リクルート住宅総合研究所を経て、現在、麗澤大学国際経済学部助教授。

論文：“Pricing Structure in Tokyo Metropolitan Land Markets and Its Structural Changes” ほか。

(唐渡氏写真)

からと・こうじ

1971年生まれ。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。2002年4月より富山大学経済学部助教授。

論文：「ヘドニック・アプローチによる集積の外部経済の計測」ほか。

ら生まれる不動産収入の割引現在価値である。

Munneke(1996)と McGrath(2000)は(1)式の左辺で示された差分の値によって、再開発の確率がどの程度高まるのかをプロビット・モデルを利用して推定している(データはどちらもシカゴ市の不動産)。結果は、どちらの研究も(1)式の仮説を支持するものであった。

一方、バブル崩壊後の東京都心部では空室の増大による事務所賃料の低下や、地価下落による都心回帰の傾向によって、事務所より住宅の賃料のほうが高くなる逆転現象(いわゆる「レントギャップ」)が観察された。土地市場が効率的であるならば、合理的な土地所有者はより高い付け値地代が支払われる用途を選択するはずであるから、こうした状況の長期化は事務所から住宅への用途転換のインセンティブを与える。

そこで本稿では、事務所・住宅の2つの用途に限定した場合の土地利用選択を考え、事務所および住宅家賃関数の推定を通じて東京都心部の土地利用の非効率性の費用を観察することによって、土地利用の用途変更パターンとどのような関連性があるのかを分析する。

収益格差の推計モデル

本稿では、土地利用の非効率性の費用を測るために、現在の土地利用のもとで発生している収益と他の土地利用に転換した際に獲得できる収益を比較して、後者が超過しているときの超過収益分を「機会損失」であると定義する。

はじめに、東京都区部における事務所市場の

非効率性を住宅市場との対比において測定する。そのため、まず、比較のベースとなる東京都区部の事務所用途に対する付け値関数を推定することからはじめる。事務所賃料は、需要者である企業の立地行動の帰結として決定されるものであり、ビジネスコミュニケーションの利便性や従業員の通勤のしやすさ、広さ等の職場環境などによって決定される(Shimizu and Nishimura 2006, Shimizu and Nishimura, forthcoming)。

そこで、事務所賃料関数は、(2)式のように設定する。

$$\log RO/FS = a_0 + \sum_n a_{1n} \log X_n + \sum_l a_{2l} \log Z_l + \sum_j a_{3j} \cdot LD_j + \sum_k a_{4k} \cdot RD_k + \sum_l a_{5l} \cdot TD_l + \epsilon \tag{2}$$

RO_{it} : オフィス賃料

RC_{it} : マンション賃料

X_n : 主要変数

FS : 専有面積

WK : 最寄り駅までの時間

BY : 建築後年数

ACC : 都心までの時間

Z_l : その他の変数

TA : 総床面積

BS : バルコニー面積

NU : 総戸数

RT : 市場滞留時間

BC : その他の建物特性

LD_j : 区ダミー (j = 0, ..., J)

RD_k : 沿線ダミー (k = 0, ..., K)

TD_l : 時間ダミー (l = 0, ..., L)

また、本モデルでは、事務所市場とともに住

表1—事務所賃料データの統計分布

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
賃料 (円/m ²)	1,815.00	13,310.00	4,851.48	1,925.12
契約面積 (m ²)	5.00	6,174.00	264.02	309.87
都心距離 (分)	1.00	50.00	12.46	6.25
築後年数 (年)	0.00	55.00	16.19	10.29
駅までの距離 (分)	0.00	33.00	4.13	2.91
延床面積 (m ²)	38.00	49,786.00	3,426.36	4,520.41

有効数=13,147

表2—住宅賃料データの統計分布

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
賃料 (円/m ²)	1,600.00	13,300.00	3,248.26	824.90
専有面積 (m ²)	14.01	119.97	41.03	20.63
都心距離 (分)	0.00	115.00	10.53	7.17
築後年数 (年)	0.00	29.00	9.26	7.28
駅までの距離 (分)	0.00	28.00	6.76	3.89

有効数=488,348

宅市場との比較を行なう2用途モデルを想定している。そこで、住宅に対する付け値関数を推定する。住宅においては、就業地への通勤のしやすさといった都心までの接近性 (ACC) や最寄り駅までの距離 (WK)、築後年数 (BY) とともに、構造などの建物特性や開口部の向きなどによって決定されるものと設定した。

さらに、住宅においては、単身者が中心に立地するワンルーム系の集合住宅賃料と DINKS 等の小規模世帯が立地するコンパクトタイプの住宅賃料、大規模世帯が立地するファミリータイプ系の住宅賃料では、価格構造がそれぞれ異なることが知られている。つまり、単身者・DINKS 等の小規模世帯、子供と同居している大規模世帯では立地選好が異なり、それぞれ異なる付け値を持つ。そこで、Shimizu, Nishimura and Asami (2004) に基づき、これらの立地特性を識別することができる次のようなモデル(3)式により推定する。

$$Dm_{1R} : \text{if } FS \leq 30 \text{ and Type} = 1R, 1K \\ \text{then } 1, \text{ others } 0$$

$$Dm_{Fa} : \text{if } 60 \leq FS \text{ and Type} = 2LDK, 3K,$$

3LDK, 4K, 4LDK then 1, others 0

$$\begin{aligned} \log RC/FS = & a_0 + \sum_h a_{1h} \log X_h + \sum_l a_{2l} \log Z_l \\ & + \sum_j a_{3j} \cdot LD_j + \sum_k a_{4k} \cdot RD_k + \sum_l a_{5l} \cdot TD_l \\ & + \sum_{h,m} a_{6hm} (\log X_h) (Dm_{1R,m}) \\ & + \sum_{h,n} a_{6hn} (\log X_h) (Dm_{Fa,n}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

このように推定された付け値関数に基づき、推定された関数による理論値を利用して各建物単位における収益格差を測定する。事務所ストックは、「土地建物利用現況調査」(東京都)のデータを用いた。

事務所市場の非効率性のコストを事務所建物利用のときの住宅建物利用の収益に対する超過収益に着目し測定する ((4)式)。

$$\text{Excess Return (ER)}_{it} = \sum_i (RO_{it} - RC_{it}) \quad (4)$$

ER_{it} : t 時点 i 地点の超過収益

一般的には、事務所賃料と住宅賃料を比較した際には、住宅賃料よりも事務所賃料のほうが高いという傾向にある。これを土地利用の選択に伴う超過収益と考える。そのように定義すると、ER ≤ 0 になると、住宅賃料が事務所賃料を上回ったこととなり、非効率性が存在するものと考えられる。

3 土地利用の非効率性の測定

データベースの構築

前節で設定したモデルを推定するために、事務所賃料・住宅賃料および事務所ストックに関する3つのデータベースを構築する。

まず、事務所賃料データについては、社団法人全国宅地建物取引業協会連合会によって調査された1991年1月から2004年12月までの賃料データを用いることとした。同データは、当該期間における成約賃料で1万3147件のデータが存在した。

一方、住宅賃料データ²⁾については、『週刊住宅情報・賃貸版』(株式会社リクルート)に掲載された情報を用いた。1991年から2004年12

表3 賃料関数推定結果

事務所賃料関数

	係数	t 値
定数	8.374	181.483
FS: 契約面積	0.190	59.102
BY: 築後年数	-0.093	-24.174
WK: 最寄駅までの時間距離	-0.219	-46.556
ACC: 都心までの時間距離	-0.112	-25.362
TA: 延べ床面積	0.051	16.932
SRC: SRC 造ダミー	0.199	34.020
区ダミー RD _i (i = 0, ..., I)		Yes
沿線ダミー LD _j (j = 0, ..., J)		Yes
時間ダミー TD _k (k = 0, ..., K)		Yes

Adj. R² = 0.608

有効数 = 13,147

住宅賃料関数

	係数	t 値
定数	0.253	-24.999
FS: 専有面積	-0.197	-141.297
BY: 築後年数	-0.070	-259.324
WK: 最寄駅までの時間距離	-0.034	-70.827
ACC: 都心までの時間距離	-0.066	-117.539
SRC: SRC 造ダミー	0.013	29.494
D1F: 1階ダミー	-0.042	-76.386
DR1: ワンルームダミー	0.706	94.008
DRF: ファミリータイプダミー	-1.581	-125.536
DR1×FS	-0.263	-123.852
DR1×WK	-0.011	-14.917
DR1×BY	0.025	63.409
DR1×ACC	-0.040	-74.509
DRF×FS	0.403	137.089
DRF×WK	0.004	4.966
DRF×BY	-0.002	-3.705
DRF×ACC	-0.035	-46.599
区ダミー RD _i (i = 0, ..., I)		Yes
沿線ダミー RD _j (j = 0, ..., J)		Yes
時間ダミー TD _k (k = 0, ..., K)		Yes

Adj. R² = 0.758

有効数 = 488,348

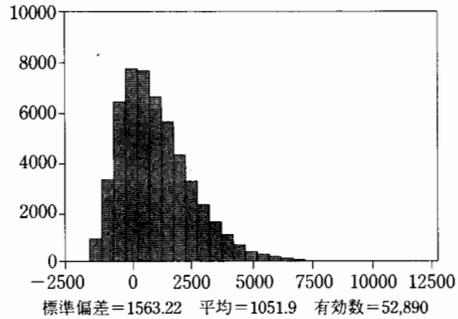
月までに48万8348件のデータが存在した。

事務所賃料、住宅賃料それぞれの要約統計量を表1、表2に示す。

最後に、事務所ストックについては、1991年度・1996年度・2001年度の3時点における「土地建物利用現況調査」(東京都都市計画局)を利用した。同データは、建物単位で土地建物用途が調査されており、GISにより座標位置がわかるだけでなく、土地建物利用状況・建物形状も捕捉できる。2001年度調査によると、東京特別区内に、約167万棟の建物が存在している。ここでは、店舗系や住宅併用系の事務所を除き、

図1 超過収益の分布2004年/東京23区

(円/㎡: 月)



事務所および銀行証券等の店舗に限定して分析を行なった(同データの詳細は、清水2004参照)。

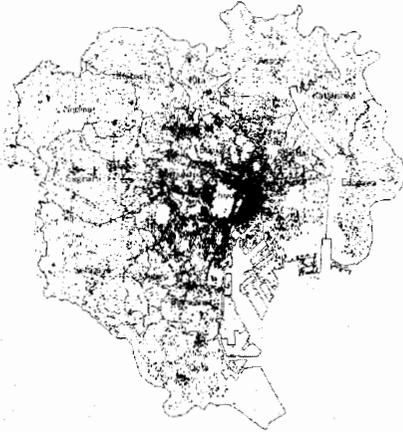
賃料関数の推定

事務所賃料関数(2)式において、建物延床面積(TA)、床面積(FS)、近接性(ACC)では賃料に対して非線形な効果を持つことが予想されるため、まず、TA、FS、ACCをBox-Cox変換したモデルとの比較を行なうために、3つの変数を同一のパラメータλで変換(TA^λ-1/λ)したモデルを非線形最小二乗法で推定し、λ=1またはλ=0の制約を仮説とする尤度比検定を行なった。λ=1の帰無仮説に対する検定統計量は2023.061で、カイ二乗分布における確率値はきわめて0に近く仮説は棄却される。一方、λ=0の帰無仮説に対する検定統計量は1.750で確率値は0.18588と高い値であり仮説を棄却できない。よって、λ=0の制約をおき、変数を対数変換したモデルを選択することにする。なお、非線形推定におけるλの推定値は0.0152(標準誤差は0.0081)であった。

続いて、住宅賃料関数(3)式においては、床面積(FS)、近接性(ACC)をBox-Cox変換したモデルとの比較を事務所賃料関数と同様に行なう。2つの変数を同一のパラメータμで変換したモデルを非線形最小二乗法で推定し、μ=1またはμ=0の制約を仮説とする尤度比検定を行なった。μ=1の帰無仮説に対する

図2 - 住宅賃料超過事務所の空間分布

A-1.事務所の空間分布



A-2.住宅賃料超過事務所の空間分布 (1995年)



A-3.住宅賃料超過事務所の空間分布 (2000年)



A-4.住宅賃料超過事務所の空間分布 (2004年)



検定統計量は128.550で、カイ二乗分布における確率値はきわめて0に近く仮説は棄却される。一方、 $\mu = 0$ の帰無仮説に対する検定統計量は0.996で確率値は0.318と高い値であり仮説を棄却できない。そこで、 $\mu = 0$ の制約をおき、変数を対数変換したモデルを選択することにする。なお、非線形推定における μ の推定値は0.00852(標準誤差は0.00628)であった。

以上の結果に基づいて、最小二乗法により住宅賃料関数を推定した(表3)。

非効率性の推定

推計された事務所賃料関数および住宅賃料関数を用いて、東京23区における事務所市場の非効率性を測定する。ここでは、1991年時点の事務所建物のストックに着目する。つまり、1991

年度を出発点として、超過収益で見た非効率性の変化を1991年から2004年について追時的に分析を行なうこととした。1991年時点では、東京23区において5万2890棟の非木造の事務所建物が存在している。

図1は、2004年時点における超過収益の分布を見たものである。全体平均で27.58%に該当する事務所で超過収益が負となっていることがわかる。

機会損失の規模に着目すると、2004年時点における機会損失の金額は賃料換算で359億8100万円となり、資産市場での非効率性は、将来時点に至るまで影響を及ぼすことから、割引率5%で現在価値に換算すると、7196億3300万円の損失が発生していることがわかった。

続いて、超過収益が負となっている事務所の

表4—土地利用パターンの空間分布：1991～1994年 (%)

変化パターン	地域区分	1995年	2000年	2004年	事務所数
O-O-O	地域1	0.11	6.25	13.08	15,094
	地域2	1.13	13.03	20.69	9,504
	地域3	4.38	28.85	41.77	14,376
	小計	1.93	16.24	25.52	38,974
O-O-S	地域1	0.00	7.54	16.12	769
	地域2	0.59	7.78	13.22	681
	地域3	5.67	35.22	46.80	829
	小計	2.24	17.68	26.42	2,279
O-O-R	地域1	0.00	14.59	26.49	185
	地域2	2.72	19.07	29.18	257
	地域3	4.78	31.59	45.15	649
	小計	3.48	25.76	38.22	1,091
O-R-R	地域1	0.30	12.24	21.49	335
	地域2	3.17	23.86	36.55	788
	地域3	6.94	37.09	50.50	1,685
	小計	5.09	30.41	43.13	2,808
O-S-S	地域1	0.12	10.83	19.72	2,409
	地域2	1.09	12.45	19.44	1,919
	地域3	6.36	32.14	45.57	3,410
	小計	3.11	20.63	31.04	7,738
合計		2.33	17.89	27.58	98,042

注) 1991年時点の事務所数を基準とした割合。

空間分布をGISにより観察すると、1991年から2004年にかけて、とくに郊外部において追時的に超過収益が負のビルが拡大していく過程がわかる(図2)。

4 土地利用転換と転換コスト

超過収益と土地利用転換

続いて、超過収益の変化と土地利用の変化の様子を分析した。機会損失が発生すれば、現状の土地利用を転換して、より収益の高い土地利用を選択していることが予想される。このことは、Munneke (1996) と McGrath (2000) らの一連の再開発の研究によって実証的に示されている。そこで、都区部の事務所市場での土地利用の変化を調べるために、3時点5年ごとに(1991年・1996年・2001年)建物単位の土地利用転換の様子を調べた。ここで、建物用途を、

O：事務所

R：共同住宅

S：事務所・共同住宅以外の用途

の3つに分類し、1991年時点で事務所用建物であったものがどのように転換されていったかを

表5—土地利用パターン別・超過収益流列の統計量

変化パターン	1996～2000年	2001～2004年	1996～2004年	事務所数
O-O-O	3,242.95 (2,242.11)	1,524.57 (1,697.21)	2,467.79 (1,994.12)	38,974
O-O-R	2,343.56 (1,855.89)	869.53 (1,415.26)	1,678.77 (1,654.88)	1,091
O-R-R	2,184.87 (1,886.19)	765.62 (1,431.63)	1,544.81 (1,679.02)	2,808

注) ()内は標準偏差。

観察する。例えば、1991年に事務所(O)で、1996年時点でも事務所(O)であったが、2001年時点で共同住宅(S)に用途換えされていた場合、この変化パターンをO-O-Sと記すことにする。本稿では、O-O-O、O-O-S、O-O-R、O-R-R、O-S-Sの5パターンに注目して、機会損失の発生割合との比較を行なった。さらに、特別区を以下の3つの地域に分類した。

地域1：千代田区、中央区、港区

地域2：新宿区、文京区、台東区、品川区、渋谷区

地域3：上記以外の15区

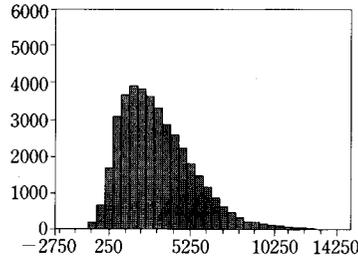
このような土地利用の変化を地域別に見たものが表4である。具体的には、1991年時点で事務所用建物であった23区内の全建物(5万2890棟)のうち、機会損失が発生している建物の割合を建物の変化パターンごとに集計した。

全建物(5万2890棟)のうち、1991年・1996年・2001年の3時点にわたって事務所として利用されている建物(O-O-O)の数は3万8974棟であり、全体の74%になる。また、途中から共同住宅(R)に切り替えられた建物はO-O-Rが1091棟(全体の2%)、O-R-Rが2808棟(全体の5%)である。

1995年時点でO-O-Oパターンの建物のうち機会損失を発生させている割合は1.93%であったが、その後この割合は増加し、2004年時点では25.52%にもなっている。O-O-Oパターンの推移とO-O-Rパターンの推移を地域全体と比較すると、概してO-O-Rパターンでは高い機会損失の発生割合が観察されている(2004年時点で38.22%)。また、O-R-Rパターンとの比

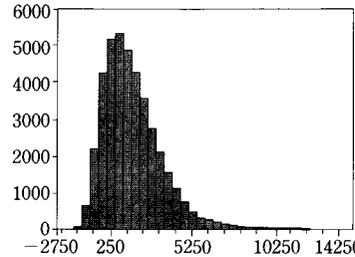
図3 一超過収益流列の統計分布

B1.超過収益流列の統計分布：O-O-O(1996-2000年)



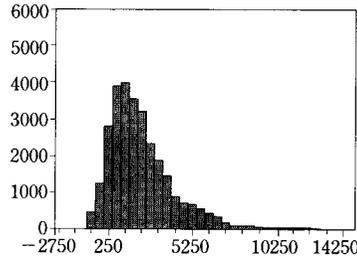
標準偏差=2242.11 平均=3242.9 有効数=39,259

C1.超過収益流列の統計分布：O-O-O(2001-2004年)



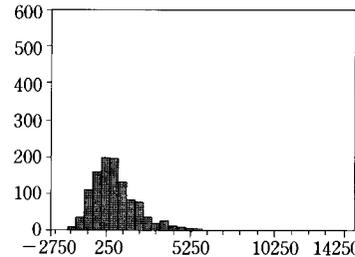
標準偏差=1697.22 平均=1524.6 有効数=39,259

B2.超過収益流列の統計分布：O-R-R(1996-2000年)



標準偏差=1886.20 平均=2184.9 有効数=2,827

C1.超過収益流列の統計分布：O-O(R2001-2004年)



標準偏差=1415.26 平均=869.5 有効数=1,091

較でも顕著である(2004年時点で43.13%)。機会損失の発生割合が高いということは、住宅用建物として利用したほうが高い収益が期待できることを意味しているから、O-O-R、O-R-Rパターンの建物でこのような傾向が観察されるのは期待どおりの結果である。

地域別の傾向を見てみる。地域1はもっとも都心に位置する3区、地域2はその周辺区、地域3はそのさらに外周区である。すべてのパターンにおいて共通しているのは、地域1、地域2、地域3の順で機会損失の発生割合が高まっている点である。また、O-O-RパターンとO-R-Rパターンを比較すると、地域1ではO-O-Rパターンのほうが、また、地域2、地域3ではO-R-Rパターンのほうが機会損失の発生割合が高いことが観察できる。

利用転換のコスト

上記の分析を通じて、土地利用の非効率性の程度を計測し、非効率性を解消するために実施された土地利用転換のパターンが明らかになった。ここでは、非効率性の程度と土地利用転換

の関係に焦点を当てる。

土地利用転換は、過去の収益流列から将来の収益流列を予測した上で、将来の割引現在価値と転換コストを比較のなかで事業実施の判断が行なわれるものと考えられる。ここでは、1991年から1996年にかけて事務用途から住宅用途に転換されたO-R-R、1996年から2001年にかけて転換されたO-O-Rと、3期間ともに事務用途として継続されたO-O-Oの3つの土地利用転換パターンを持つ事務所ビル群に着目した。

まずは、1996年から2000年にかけての5年間の超過収益流列の統計量、1996年から2004年にかけての9年間の超過収益流列の統計量、および2001年から2004年にかけての4年間の収益流列の統計量を計算した(表5)。これは、土地利用の転換には、将来の収益流列を予測して実施するものと考えられるため、転換後、5年間(または10年間)の収益流列がどのような統計分布であったのかを確認することを目的としている。

まず、もっとも長い期間の収益流列を見た

1996年から2004年にかけての平均値は、O-O-Oにおいては2467円/m²に対して、O-O-Rで1678円/m²、O-R-Rで1544円/m²と小さくなっていくことがわかる。O-R-Rについては、1996年時点ですでに住宅用途に転換されていたが、1996年から2000年にかけての5年間の収益流列の平均は2184円と、O-O-Oよりも1058円/m²程度低くなっていたことがわかる。O-O-Rについては、2001年時点で住宅用途に転換されたが、その後の4年間（2001年から2004年）の収益流列の平均が869円となっており、O-O-Oと比較して759円/m²低くなっている。

続いて、期間別の超過収益の統計分布を見た（図3）。

1996年時点に、土地利用転換を行なったO-R-R（図3-B2）、2001年時点に土地利用転換を行なったO-O-R（図3-C2）ともに、O-O-O（図3-B1、C1）と比較すると、土地利用転換を実行したビル群で超過収益が小さくなっていることがわかる。

このことは、Munneke（1996）とMcGrath（2000）らの一連の再開発を支持する結果となった。

5 残された課題

以上の一連の分析を通じて、東京都区部における事務用途の土地利用において、非効率性が存在していることがわかった。

さらには、その非効率性を解消すべく土地利用転換が進められている様子も合わせて理解された。

その一方で、もっとも土地利用強度の強い東京23区における事務所市場においても、土地利用の非効率性は依然として残っており、現在、その調整過程にある。このような問題の解決には、強い政策的な介入が必要とされよう。

この政策的な問題については、今後の課題としたい。

注

- 1) 現実の土地市場では、それぞれの土地利用の外部性を制御するために、土地利用規制が存在する。しかし、工場や都市農地に対しては、強い制限が存在しているが、事務所・住宅間の用途転換は、建築基準に関する制限は存在するものの、土地利用制限は弱い。そのため、ここでの仮定は、現実的であると考える。
- 2) 賃貸住宅ストックの多くは、依然としてS造等のアパートが中心である。ここでは、事務所建物と対比することを目的としていることから、分析データをRC造、SRC造の建物だけに限定した。

参考文献

- Brueckner, J. K. (1980) "A Vintage Model of Urban Growth," *Journal of Urban Economics*, Vol. 8, pp. 389-402.
- Munneke, H. J. (1996) "Redevelopment Decisions for Commercial and Industrial Properties," *Journal of Urban Economics*, Vol. 39, pp. 229-253.
- McGrath, D. T. (2000) "Urban Industrial Land Redevelopment and Contamination Risk," *Journal of Urban Economics*, Vol. 47, pp. 414-442.
- Shimizu, C. and K. G. Nishimura (2006) "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol. 26, No. 2, pp. 150-175.
- Shimizu, C. and K. G. Nishimura (forthcoming) "Pricing Structure in Tokyo Metropolitan Land Markets and its Structural Changes: Pre-bubble, Bubble, and Post-bubble Periods," *Journal of Real Estate Finance and Economics*.
- Shimizu, C., K. G. Nishimura and Y. Asami (2004) "Search and Vacancy Costs in the Tokyo Housing Market: An Attempt to Measure Social Costs of Imperfect Information," *Regional and Urban Development Studies*, Vol. 16, No. 3, pp. 210-230.
- Wheaton, W. C. (1982) "Urban Spatial Development with Durable but Replaceable Capital," *Journal of Urban Economics*, Vol. 12, pp. 53-67.
- 清水千弘 (2004) 『不動産市場分析』住宅新報社。
- 清水千弘・唐渡広志 (2007) 「土地利用の非効率性——東京都区部・事務所市場の非効率性の計測」麗澤大学経済社会総合研究センターワーキングペーパー No. 21。

密集市街地の外部不経済に関する定量化の基礎研究

宅間文夫

はじめに

国土交通省は、重点的に整備すべき密集市街地が全国に約8000ha、東京都と大阪府にそれぞれ約2300ha存在すると公表している¹⁾。

密集市街地は、一般に、狭い敷地に老朽化した建築物が建っており、居住環境が劣悪であるといわれている。この点だけであれば、良質の住宅に建て替えることで解決できる可能性がある²⁾。しかしながら、道路幅員が狭く、狭小敷地が密集し、公園等のまとまった土地が少ない密集市街地には、一敷地の建替えて解決することができない外部不経済が存在する。例えば、大規模な火災などのための広域避難場所の確保や避難路の安全性の問題、延焼を阻止するための耐火建築への建替えや区画道路・公園等の整備が進まないことによる防災上の問題、および狭い道路幅員や敷地の接道不良による防災・防犯活動を妨げる問題などである。これらの複合的に発生する外部不経済の解決には、一敷地の点的な建て替えでは対応できず、密集市街地の面的な整備が必要となる。

平成15年度住宅需要実態調査（国土交通省）によると、居住者が住宅に対する不満としてあげたものには、「地震・台風時の住宅の安全性」（49.6%）、「火災時の避難の安全性」（42.2%）と住宅の防災面への不満が大きいだけでなく、「まわりの道路の歩行時の安全」（42.4%）、「火災・地震・水害などに対する安全」（39.2%）等、住環境に関する防災上の不満も高い水準に

達しており、近年、防災や避難路に対する安全性は居住環境の重要な要因として強く意識されている。すなわち、居住地の選択にあったって、防災上安全な地域であるかどうか重要な選択要因のひとつであると考えられる。したがって、居住者の立地選択行動が土地需要を通して、防災や避難路に対する安全性等の居住環境が地価に影響を及ぼしていると考えられる。この密集市街地の外部不経済と地価の関係を定量的に明らかにすることは、密集市街地において、外部不経済を抑制するさまざまな施策を評価する際に重要であると考えられる。

近年、住環境価値の定量化に関する経済学的アプローチによる先行研究が多数ある（例えば、金本・中村・矢澤1989、浅見・高2002、山鹿・中川・齋藤2002、齋藤2005）が、密集市街地に関する先行研究は工学的アプローチが多数を占めている。工学的アプローチの先行研究は、①密集市街地の特性把握、②密集市街地の空間分布の把握、③密集市街地の防災対策、その支援システム構築、④阪神・淡路大震災後の密集市街地の復興検証、等々の研究に大きく分けられる。これらの研究は密集市街地の把握や将来の望ましい姿を議論するには有益であるが、どのような施策で密集市街地を再整備していけば良いのかという議論にはあまり寄与しない。施策選定の評価に際しては、密集市街地の住環境に関する価値、あるいは外部性の定量的な把握が不可欠である。浅見・高（2002）は、密集市街地を想定して敷地細分化や道路拡幅の効果をへ

ドニック・アプローチで分析しており、経済学理論に基づいた数少ない先行研究のひとつである。本稿の特徴および目的は、国土交通省の密集市街地定義から密集市街地の町丁目を独自に抽出し、密集市街地で発生している外部不経済の大きさを定量的に明らかにすることである。

以下、第1節では国土交通省の密集市街地定義から密集市街地の実態を把握し、第2節で実証モデルの構築と推定を行なう。

1 密集市街地の実態

密集市街地の整備方針と定義

国土交通省は密集市街地³⁾の整備に関して以下のように取り組んでいる。

「第八期住宅建設五箇年計画」(平成13年3月13日閣議決定)において、「緊急に改善すべき密集住宅市街地」(以下、密集地と略記する)の定義(表1)を公表し、「地震等の災害等に対する安全性を高めるとともに、居住の快適性の向上を図る観点に立った住宅及び住宅市街地の整備」を促進するために密集市街地の整備を強力に進めている。

さらに、平成13年12月の都市再生プロジェクト第3次決定では、地震時等において大規模な火災の可能性の高い危険な密集市街地(全国約

表1—緊急に改善すべき密集住宅市街地の定義

緊急に改善すべき密集住宅市街地は、(1)の住宅市街地の密集度の基準に該当するものうち、(2)の倒壊危険性または(3)の延焼危険性等の基準に該当するもの(これらと同等の水準を規定すると認められる基準に該当するものを含む)とする。	
基準(1) 住宅市街地の密集度	80戸/ha以上の住宅が密集する一団の市街地であること(市街地の街区の特性を勘案して1戸当たりの敷地面積が著しく狭小な住宅(3階建て以上の共同住宅を除く)が大半(2/3以上)を占める街区を含むものに限る)
基準(2) 倒壊危険性	大規模地震による倒壊危険性の高い住宅が過半を占めていること
基準(3) 延焼危険性および避難、消火等の困難性	耐火に関する性能が低い住宅が大半(2/3以上)を占めており、かつ、幅員4m以上の道路に適切に接していない敷地に建つ住宅が過半を占めていること

出所) 国土交通省資料をもとに作成。

(宅間氏写真)

たくま・ふみお
1971年生まれ。1993年熊本大学工学部土木環境工学科卒業、1999年東北大学大学院情報科学研究科人間社会情報科学専攻博士課程後期修了。株式会社三菱総合研究所、明海大学不動産学部講師を経て、2006年4月より同大学不動産学部助教授。

8000ha)を、今後10年間で重点的に整備することにより、市街地の大規模延焼を防止し、最低限の安全性を確保することを課題としている。

これを受けて、国土交通省では「地震時等において大規模な火災の可能性があり重点的に改善すべき密集市街地」(以下、重点密集地と略記する)を把握し、平成15年7月にとりまとめ結果の公表を行なっている。なお、重点密集地は表2の定義に従って把握されており、東京都は町丁目単位で公表⁴⁾されている。

表2—地震時等において大規模な火災の可能性があり重点的に改善すべき密集市街地の定義

緊急に改善すべき密集住宅市街地のうち、今後10年以内に最低限の安全性(不燃領域率40%以上または木防率2/3未満)を確保することが見込めない、一定の規模要件(1ha以上)を満たす市街地。ただし、地域の実情をふまえるため以下を考慮する。 〈追加〉前述の不燃領域率等による抽出基準を満たさないものの、道路条件が不良、権利関係が複雑等によりこれ以上の建物の更新が見込めないもの等、最低限の安全性を確保するため重点整備が必要なもの 〈除外〉前述の不燃領域率等による抽出基準を満たしている区域のうち、幅員6m以上の道路、水路、鉄道、軌道等により区画されており、かつ、延焼危険性が低いもの等、除外して支障がないもの	
(1) 不燃領域率	不燃領域率は、市街地の燃えにくさを表す指標であり、次の方法により算出した。 $F = k + \left(1 - \frac{k}{100}\right) \times r, k = \frac{M_s + L_s}{T} \times 100 (\%),$ $r = \frac{R_s}{A_s} \times 100 (\%)$ ここで、F:不燃領域率、k:空地率、r:不燃化率、M _s :短辺または直径が40m以上で、かつ面積が1500m ² 以上の水面・公園、運動場・学校・一団の施設等の面積、L _s :幅員6m以上の道路面積、T:各町丁目面積、または250mメッシュ面積、R _s :耐火造建物建築面積、A _s :全建物建築面積である。
(2) 木防率	木防率は、全棟数に占める裸木造および防火木造の棟数の割合をいう。

出所) 国土交通省資料をもとに作成。

表3—重点密集地と密集地(推計)の町丁目数

	重点 密集地	密集地	改善なし 密集地	改善された 密集地	新たな 密集地
平成13年	157 (5.0)	386 (12.3)	331 (10.6)	39 (1.2)	55 (1.8)
平成8年	157 (5.0)	370 (11.8)	—	—	—

注) ()内の数字は23区的全町丁目数に占める割合(%)である。

表4—改善された密集地(推計)および新たな密集地(推計)の変動要因

	基準(1)	基準(3)	
	住宅市街地の 密集度 (戸/ha)	耐火性能が 低い住宅比 率(%)	道路率 (%)
改善された 密集地	94.08	78.78	15.82
	96.21	85.92	15.13
新たな 密集地	95.04	81.42	13.85
	88.50	85.79	14.82

注) 表中の上段は平成13年、下段は平成8年の実績値平均である。

また、平成13年10月に閣議決定された「社会資本整備重点計画」においては、都市再生プロジェクト第3次決定をふまえ、今後平成19年度までに全国約8000haある重点密集地のうち約3割について最低限の安全性を確保することを重点目標として掲げて、密集市街地の改善施策を推進している⁵⁾。

本稿では、前述の重点密集地および密集地(以下、重点密集地と密集地をあわせて、密集市街地と略する)に基づいた分析を行なう。

密集市街地の現況

東京都の重点密集地は町丁目単位で公表されているが、密集地の町丁目は公表されていない。このため、本稿では以下の手順で表1の定義に相当する町丁目を独自に抽出した。

基準(1)を満たす町丁目は、住宅市街地の密集度の定義である「80戸/ha以上の住宅が密集する“一団の市街地”であること」から、“80戸/ha以上の住宅が密集”としては『東京の土地利用』(東京都)(以下、資料Aと略記する)にある「独立住宅⁶⁾の建物棟数密度(戸/ha)」を、“一団の市街地”としては町丁目別の「独立住宅地の面積」(資料A)が1ha以上を採用

して抽出した。

基準(2)を満たす町丁目は、倒壊危険性の定義から、『第5回地域危険度』(東京都)(以下、資料Bと略記する)で5段階にランク分けされている「建物倒壊危険度」のうちレベル4、レベル5の町丁目が基準(2)「倒壊危険性の高い住宅が過半数を占めている」を満たしていると仮定して抽出した。

基準(3)「延焼危険性及び避難、消火等の困難性」は、その定義から、以下の要件を満たすものと仮定した。資料Aにある「独立住宅」の建物構造分類において「防火造」「木造」を耐火に関する性能が低い住宅とし、「耐火造」「準耐火造」は耐火に関する性能が高い住宅と想定し、町丁目別に建築面積ベースで耐火性能が低い住宅の比率を算出した。また、資料Aにある町丁目別の道路率を前面道路幅員の代理指標とし、町丁目別道路率が15%未満である場合を前面道路幅員が4m未満であると仮定した。したがって、基準(3)を満たす町丁目は、前述の耐火性能が低い住宅比率が2/3以上であり、かつ、道路率15%未満である場合として抽出される。

表3は、以上の考え方で、表1の定義を満たしている密集地の町丁目を、平成8年と平成13年の資料Aおよび資料Bを利用して抽出した結果である。

重点密集地⁷⁾は全町丁目数(3134)の5%に相当する157町丁目であり、密集地は全町丁目数の12.3%に相当する386町丁目である。平成8年と平成13年で比較すると、この386町丁目のうち、331町丁目(10.6%)は平成8年から改善されずに残っている密集地であり、39町丁目(1.2%)は非密集市街地へ改善されている。55町丁目(1.8%)は、平成13年から新たに密集地として抽出されている。密集地の定義には、建築年数等が勘案されていないため、戦後まもなく形成された密集市街地だけでなく、近年の敷地細分化等によるミニ宅地開発に起因した高い住宅密集度から生じた密集市街地も抽出されていると考えられる。

表4は、改善された密集地と新たな密集地において、抽出に利用した「住宅市街地の密集度」「耐火性能が低い住宅比率」「道路率」がどのように変動しているかをまとめたものである。改善された密集地では、平成8年から平成13年にかけて、密集度が2.13(戸/ha)、耐火性能が低い住宅比率が7.14(%)、道路率が0.69(%)、それぞれ改善している。このことから、改善された密集地は、戸建て住宅から耐火性能が高い集合住宅へ建替えが進んだものと推測される。一方、新たな密集地では、平成8年から平成13年にかけて、耐火性能が低い住宅比率は4.37(%)改善しているが、密集度が6.54(戸/ha)、道路率が0.97(%)、それぞれ悪化している。このことから、新たな密集地では、敷地細分化による戸建て住宅への建替えが進んだものと推測される⁹⁾。

図1は、平成13年の重点密集地と密集地を图示したものである。重点密集地は、環七と環六のあいだ付近に都心から同心円状に分布しており、密集地は主に足立区や葛飾区を中心とした23区北東部や重点密集地の周辺に分布している。また、改善された密集地および新たな密集地の町丁目の空間分布図は割愛するが、両者とも既存の密集市街地周辺に分布し、とくに偏っていない。

2 実証分析

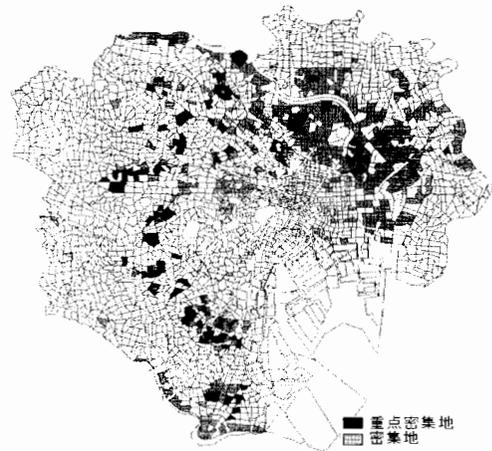
基本モデルとデータ

本稿では密集市街地の外部性が地価に与える影響を、ヘドニック・アプローチを利用して推計する。地価関数は次式のように特定化する⁹⁾。

$$\ln(P_i) = a + \sum_{j=1}^2 \beta_{0j} \cdot \frac{(X_{ij})^{\lambda} - 1}{\lambda} + \sum_{j=3}^J \beta_{1j} \cdot \ln(X_{ij}) + \sum_{k=1}^K \beta_{2k} \cdot LD_i + \sum_{j=1}^L \beta_{3j} \cdot RD_i + \sum_{m=1}^2 \theta_{0,m} \cdot MD_{im} + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 P_i は標準地*i*の地価、 X_{ij} は標準地*i*に関する土地属性あるいはマッチングした町丁目属性の*j*番目を表している。とくに、 $j = 1$,

図1 平成13年の密集市街地の空間的分布



2の X_{ij} はCBDからの時間距離、最寄り駅からの距離を表している。 LD_i は区ダミー、 RD_i は沿線ダミー、 MD_{im} は密集市街地を表すダミー変数であり、 $m = 1$ は重点密集地を、 $m = 2$ は密集地を表す。 ε_i は誤差項を表す。

西村・清水(2002)が取引事例と鑑定価格のあいだに誤差があると指摘しているが、横断面方向で広範囲にわたり地価データが利用可能であること、また、権利関係が複雑な密集市街地は、土地取引が少ないことが予想され取引事例ベースでの分析は困難であることから、本稿では被説明変数として地価公示価格を採用した。

推定データは、①地点データである『地価公示』(2002年、1997年)の23区内の3652カ所の標準地データ、②第1節の密集市街地データおよび③標準地が属する町丁目の属性を表すデータ(資料A、資料Bおよび資料C)をマッチングして構築した(表5)。サンプル数は、マッチングしたデータから、①「商業地域」「工業地域」「工業専用地域」の用途地域を除外し¹⁰⁾、②標準地の利用状況表示において共同住宅以外の住宅に限定し、③密集市街地データや平均推定所得データ¹¹⁾と町丁目合併などでマッチングできない標準地を除外して、2059サンプルとなる。このうち、重点密集地は118サンプル(5.7%)、密集地は274サンプル(13.3%)である。

表5—説明変数

変数(単位)	変数説明
地積(m ²)	標準地の登記簿記載面積
CBD 距離(分)	最寄り駅から、東京駅および大手町駅のうち近いほうまでの時間距離。「駅すばあと2003年10月版」(株)ヴァル研究所より算出。
最寄り駅距離(m)	標準地から最寄り駅までの道路距離
指定容積率(%)	標準地における指定容積率
前面道路幅員(m)	標準地が接道している前面道路の幅員
RCダミー	RC構造ダミー。木造を基準とした。
2002年ダミー	2002年ダミー。1997年を基準とした。
土地利用区分ダミー	都市計画法における12種類の用途地域のうち商業地域、工業地域、工業専用地域を除いた用途地域に関するダミー変数。第一種低層住居専用地域を基準とした。
区ダミー	標準地が属する区別のダミー変数。千代田区を基準とした。
沿線ダミー	最寄り駅が属する路線ごとのダミー変数。JR山手線を基準とした。
重点密集地ダミー	標準地が重点密集地である場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数。出典は「国土交通省公表資料」。
密集地ダミー	「第八期住宅建設五箇年計画」資料をもとに独自に抽出。標準地が密集地である場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数。
燃化率(%)	「東京の土地利用」(東京都)(以下、資料Aと略記)の「独立住宅」の建物構造分類において「防火造」「木造」を耐火に関する性能が低い住宅とし、「耐火造」「準耐火造」は耐火に関する性能が高い住宅と考え、町丁目別に建築面積ベースで耐火性能が低い住宅の比率を算出。
倒壊危険度ダミー	「第5回地域危険度」(東京都)(以下、資料Bと略記)にある倒壊危険度を利用したダミー変数
道路率(%)	資料Aの町丁目別道路(面積)率
公園・教育施設面積(ha)	資料Aにある町丁目別の公園・運動場等面積と教育文化施設面積の和
平均推定所得(千円)	高額納税者の町丁目別平均推定所得額。出典は「ザ・長者番付」(URL:http://chouja.houmu.co.jp)(資料Cと略記)

基本モデルの推計結果

(1)式のように特定化したモデルに基づき、地価関数を推計した。CBD所要時間と最寄り駅距離はBox-Cox変換を行なった。非線形最小二乗法により推定された変換パラメータは、 $\lambda = 0.7097$ (標準誤差0.0594)となった。 $\lambda = 0$ および $\lambda = 1$ の制約を課したモデルとの比較を尤度比検定で行なったところ、確率値が十分に小さいため、制約を課したモデルは棄却され

た。したがって、2変数に関してはBox-Cox変換を行なった変数を採用している。

基本モデルの推計結果は表6のとおりであり、自由度修正済み決定係数が0.8899と比較的説明力は高い。CBD所要時間と最寄り駅距離は負の係数として、地積、指定容積率、前面道路幅員、平均推定所得などは正の係数として推定され、一般的に予想される結果と整合する。

重点密集地ダミーおよび密集地ダミーはともに負の係数として、1%有意水準で推定された。推定されたパラメータから、地価は、重点密集地においては、非密集市街地と比べて約2.88%($= 1 - \exp(-0.0292)$)下落させ、密集地においては非密集市街地と比べて約2.06%($= 1 - \exp(-0.0208)$)下落させると推計される。

続いて、密集市街地における個別の外部不経済について検討する。以下では、個別要因別に地価関数を推計する¹²⁾。

延焼危険性の外部不経済の影響

延焼危険性の外部不経済を推計するため、燃化率(nenka_i)を対数変換した単独変数と、2種類の密集地ダミーとの交差項を導入する。

$$\theta_{10} \cdot \ln(\text{nenka}_i) + \sum_{m=1}^2 \theta_{1m} \cdot \ln(\text{nenka}_i) \cdot \text{MD}_{i,m} \quad (2)$$

(1)式の右辺第6項を(2)式で置き換えたモデル(以下、モデル1と略記する)に基づき、地価関数を推計した¹³⁾。

モデル1の推計結果は表6のとおりであり、決定係数が0.8915と比較的説明力は高い。非密集市街地における燃化率、重点密集地および密集地における燃化率はすべて負の係数で、それぞれ1%、1%、5%の有意水準で推定された。推定されたパラメータから、燃化率1%の改善が、重点密集地において地価を0.006%上昇させ、密集地において地価を0.0036%上昇させると推計される。

倒壊危険性の外部不経済の影響

倒壊危険性の外部不経済を推計するため、倒

壊危険度のダミー単独変数と、2種類の密集地ダミーとの交差項を導入する。なお、倒壊危険度は5レベルに分けられ、非密集市街地における倒壊危険度レベル1をダミーの基準とした。

$$\sum_{n=2}^5 \theta_{2,0}^n \cdot \text{tokai}_i^n + \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^5 \theta_{2,m}^n \cdot \text{tokai}_i^n \cdot \text{MD}_{i,m} \quad (3)$$

ここで、 tokai_i^n は標準地 i の倒壊危険度が n レベルであることを示すダミー変数である。

(1)式の右辺第6項を(3)式で置き換えたモデル(以下、モデル2と略記する)に基づき、地価関数を推計した¹⁴⁾。

モデル2の推計結果は表6のとおりであり、決定係数が0.8914と比較的説明力は高い。非密集市街地における倒壊危険度レベル4ダミーは期待される符号とは異なる正の係数¹⁵⁾として有意に推定され、それ以外のレベルのダミーは期待どおりの符号条件で推定されている。重点密集地においてはレベル2およびレベル4のダミーが、密集地においてはレベル1、レベル2およびレベル4のダミーが、それぞれ負の係数として有意に推定された。推定されたパラメータから、重点密集地の地価は、非密集市街地と比べて、倒壊危険度レベル2の場合、約3.25% (= $1 - \exp(-0.033)$) 下落し、倒壊危険度レベル4の場合、約18.9% (= $1 - \exp(-0.2096)$) 下落すると推計される。密集地の地価は、非密集市街地と比べて倒壊危険度レベル1の場合、約8.2% (= $1 - \exp(-0.0855)$) 下落し、倒壊危険度レベル2の場合は約3% (= $1 - \exp(-0.3044)$) 下落し、倒壊危険度レベル4の場合は約17.9% (= $1 - \exp(-0.1967)$) 下落すると推計される。

避難路・避難場所安全性の外部不経済の影響

避難路および避難場所の安全性の外部不経済を推計するため、道路率 (RPS_i^1)、対数変換した公園・教育施設面積 (RPS_i^2) と、2種類の密集地ダミーとの交差項を導入する。

$$\sum_{n=1}^2 \theta_{3,0}^n \cdot \ln(\text{RPS}_i^n) + \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \theta_{3,m}^n \cdot \ln(\text{RPS}_i^n) \cdot \text{MD}_{i,m} \quad (4)$$

(1)式の右辺第6項を(4)式で置き換えたモデル(以下、モデル3と略記する)に基づき、地価関数を推計した¹⁶⁾。

モデル3の推計結果は表6のとおりであり、決定係数が0.8901と比較的説明力は高い¹⁷⁾。道路率と2種類の密集地ダミーの交差項は負の係数であるが、10%以上の有意水準で推定されている。一方、公園・教育施設面積と重点密集地ダミーの交差項は正の係数として5%有意水準で推定された。非密集市街地における公園・教育施設面積が棄却されたことから、施設までの距離を伴わない変数導入では、住環境アメニティとしては説明力がないと考えられる。したがって、重点密集地における公園・教育施設面積が有意に正の係数として推定されたのは、避難場所へのアクセス機会の増加が寄与していると考えられる。推定パラメータから、重点密集地における公園・教育施設面積が1%増加すると、地価を約0.017%上昇させると推計される。

おわりに

本稿では、国土交通省の密集市街地の定義を用いて、密集市街地で発生している外部不経済が地価へ与える影響の定量化を試みた。その結果、密集市街地において発生している外部不経済は、非密集市街地と比較して、重点密集地は約2.88%の地価下落、密集地では約2.06%の地価下落をもたらすと試算された。また、要因別の外部不経済が地価に与える影響も試算した。

この試算結果は、品質調整済みの戸建て住宅地の地価について、密集市街地と非密集市街地で比較した差額が、密集市街地において発生している外部不経済に等しいと想定して推計した。現在、進められている密集市街地整備事業の多くが戸建て住宅から防災上有利な共同住宅への建替え事業であることから、今回の試算結果は整備事業の便益計算に直接利用できない。密集市街地整備事業の費用便益を分析するためには、戸建て住宅から共同住宅へ建て替えることを評価できる地価関数の推計が必要である。また、

表6—推計結果

被説明変数: ln(地価公示価格)	基本モデル	モデル1	モデル2	モデル3
定数項	3.5917(0.16000)***	4.2849(0.22116)***	3.6269(0.16051)***	3.5148(0.16096)***
CBD所要時間(BC変換)	-0.0251(0.00147)***	-0.0237(0.00140)***	-0.0251(0.00151)***	-0.0254(0.00148)***
最寄り駅距離(BC変換)	-0.0011(0.00004)***	-0.0010(0.00004)***	-0.0011(0.00004)***	-0.0011(0.00004)***
λ	0.7097(0.05938)***	0.7194(0.06067)***	0.7096(0.05869)***	0.7070(0.06027)***
ln(地積)	0.0624(0.00660)***	0.0591(0.00659)***	0.0638(0.00653)***	0.0615(0.00658)***
ln(指定容積率)	0.0502(0.01423)***	0.0472(0.01474)***	0.0498(0.01425)***	0.0464(0.01431)***
ln(前面道路幅員)	0.1282(0.01015)***	0.1192(0.01046)***	0.1282(0.01014)***	0.1284(0.01021)***
ln(平均推定所得)	0.0495(0.01195)***	0.0495(0.01193)***	0.0466(0.01197)***	0.0532(0.01193)***
2002年ダミー	-0.2102(0.00474)***	-0.2204(0.00496)***	-0.2099(0.00472)***	-0.2103(0.00474)***
RCダミー	0.0462(0.01009)***	0.0409(0.00967)***	0.0462(0.01004)***	0.0461(0.01010)***
第二種低層住居専用地域ダミー	-0.0817(0.02132)***	-0.0786(0.02113)***	-0.0774(0.02106)***	-0.0857(0.02118)***
第一種中高層住居専用地域ダミー	-0.0364(0.01040)***	-0.0335(0.01041)***	-0.0351(0.01037)***	-0.0369(0.01038)***
第二種中高層住居専用地域ダミー	-0.0653(0.01764)***	-0.0600(0.01743)***	-0.0625(0.01762)***	-0.0669(0.01809)***
第一種住居地域ダミー	-0.0503(0.01360)***	-0.0470(0.01384)***	-0.0473(0.01360)***	-0.0506(0.01354)***
準住居地域ダミー	-0.1675(0.05106)***	-0.1542(0.05383)***	-0.1704(0.05137)***	-0.1677(0.05124)***
近隣商業地域ダミー	0.0789(0.02412)***	0.0924(0.02479)***	0.0802(0.02423)***	0.0796(0.02404)***
準工業地域ダミー	-0.0834(0.01557)***	-0.0836(0.01604)***	-0.0831(0.01547)***	-0.0834(0.01550)***
重点密集地ダミー	-0.0292(0.00988)***	—	—	—
密集地ダミー	-0.0208(0.00795)***	—	—	—
ln(燃化率)	—	-0.1689(0.02914)***	—	—
ln(燃化率)×重点密集地ダミー	—	-0.0060(0.00217)***	—	—
ln(燃化率)×密集地ダミー	—	-0.0036(0.00181)**	—	—
倒壊危険度Lv2ダミー	—	—	-0.0082(0.00667)	—
倒壊危険度Lv3ダミー	—	—	-0.0168(0.00880)*	—
倒壊危険度Lv4ダミー	—	—	0.1641(0.05064)***	—
倒壊危険度Lv5ダミー	—	—	—	—
倒壊危険度Lv1×重点密集地ダミー	—	—	—	—
倒壊危険度Lv2×重点密集地ダミー	—	—	-0.0330(0.01419)**	—
倒壊危険度Lv3×重点密集地ダミー	—	—	—	—
倒壊危険度Lv4×重点密集地ダミー	—	—	-0.2096(0.05741)***	—
倒壊危険度Lv5×重点密集地ダミー	—	—	—	—
倒壊危険度Lv1×密集地ダミー	—	—	-0.0855(0.04386)*	—
倒壊危険度Lv2×密集地ダミー	—	—	-0.0304(0.01223)**	—
倒壊危険度Lv3×密集地ダミー	—	—	—	—
倒壊危険度Lv4×密集地ダミー	—	—	-0.1967(0.05142)***	—
倒壊危険度Lv5×密集地ダミー	—	—	—	—
道路率 ²	—	—	—	-0.0001(0.00007)**
道路率	—	—	—	0.0063(0.00268)**
道路率×重点密集地ダミー	—	—	—	-0.0010(0.00060)
道路率×密集地ダミー	—	—	—	-0.0009(0.00053)*
ln(公園・教育施設面積)	—	—	—	—
ln(公園・教育施設面積)×重点密集地ダミー	—	—	—	0.0168(0.00689)**
ln(公園・教育施設面積)×密集地ダミー	—	—	—	—
Box-Cox変換の尤度比検定	統計量 確率値	統計量 確率値	統計量 確率値	統計量 確率値
λ=1	20.66 0.000	18.64 0.000	21.08 0.000	20.39 0.000
λ=0	291.61 0.000	282.37 0.000	297.05 0.000	282.23 0.000
自由度修正済み決定係数	0.8899	0.8915	0.8914	0.8901

注1) 分散不均一の可能性があるため、標準誤差はWhiteの一致性のある共分散行列から計算している。
 2) ()内の値は標準誤差を表し、***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意水準を表す。
 3) 各モデルにおいて、ハイフン記号のある変数は導入していない変数である。空欄の変数は有意水準10%で棄却されている。
 4) 紙面の都合上、区ダミー、沿線ダミーは割愛する。
 5) 非密集市街地の倒壊危険度レベル5、重点密集地の倒壊危険度レベル1のサンプル数は0である。

住宅密集度と地価の間にある内生性の問題は、今後の課題としたい。

*本稿は、東京都のご厚意により「東京の土地利用」データを利用している。本稿作成にあたり、住宅経済研究会における金本良嗣先生をはじめ参加者の先生方、SKK研究会のメンバーおよび第19回応用地域学会における山崎福寿座長、岡本亮介先生をはじめフロアの先生方、また浅田義久先生から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。また、本研究は文部科学省の科研費(14730049)の研究補助を受けている。

注

- 1) 詳細は国交省ホームページの報道記事「地震時等において大規模な火災の可能性があり重点的に改善すべき密集市街地について」(http://www.mlit.go.jp/kisha/kisha03/07/070711_.html)を参照。
- 2) 例えば、近年、地下室の容積率緩和や木造3階建ての建築が可能になり、また防火地域でも床面積100m²以下の木造住宅の建設が可能であることから、道路を4mに拡幅するためのセットバックを考慮しても、狭小敷地の老朽建築物を建て替えることで良質な住宅を獲得できる可能性がある。
- 3) 密集市街地の定義には、国土交通省と東京都の2種類の定義がある。東京都の定義は、下記の「木造住宅密集地域」を参照(<http://www.metro.tokyo>).

- jp/INET/KEIKAKU/2004/03/70e3i102.htm)。
- 4) 詳細は国交省ホームページの報道記事「地震時等において大規模な火災の可能性があり重点的に改善すべき密集市街地について」(<http://www.mlit.go.jp/kisha/kisha03/07/070711.html>)を参照。
 - 5) 国土交通省は平成15年12月に、重点密集地における現段階での改善施策の状況について把握を行ない、公表している。詳細は「地震時等において大規模な火災の可能性があり重点的に改善すべき密集市街地における改善施策について」(<http://www.mlit.go.jp/kisha/kisha03/07/071226.html>)を参照。
 - 6) 専用品建て住宅、住宅を主とする塾・教室・医院等の併用建物。
 - 7) 重点密集地は表2の定義から密集地の定義の中に含まれる。このため、密集地として抽出された町丁目からは、すでに公表されている重点密集地と重複する町丁目を除外している。また、重点密集地の定義から入手可能な統計データ等を利用して町丁目を推定することが困難であるため、平成15年7月に公表されている町丁目が重点密集地として平成8年および平成13年にも存在していたとした。このため、平成8年および平成13年当時に存在する重点密集地の定義に相当する町丁目数は、平成15年までに改善されている可能性があることから、157町丁目は過小評価の可能性はある。
 - 8) 近年、地下室の容積率緩和や木造3階建てが可能になったため、密集市街地において戸建て住宅の建築が可能となり、宅地細分化が進んでいるとの指摘がある(黒崎・大熊・村山・り・らいふ研究会2002)。
 - 9) 密集市街地では、外部不経済が存在するため、低質な住宅が建設され、住宅密集度をさらに高くして、外部不経済を助長させて、地価をいっそう低下させるといった悪循環が生じていると考えられる。このため、住宅密集度を内生的に扱う必要があるが、密集地を抽出する際の基準として住宅密集度を利用しているため、住宅密集度と密集市街地ダミーの間で多重共線の問題が生じ、有意に推計することができない。そのため、本稿では、内生性の問題を処理できていないという課題があるが、密集市街地の外部不経済を定量化する試みは有益であろう。
 - 10) 「近隣商業地域」は新興住宅地の商店街にも指定されているが、古くからある住宅地の商店街が多数指定されているため推定データに含めた。また、「準工業地域」は、当初の用途地域である「住宅系」「商業系」「工業系」「未指定」のうち、住宅や商店街、町工場などが密集・混在している「未指定」の地域を引き継いでいるため推定データに含めている。
 - 11) 敷地細分化に起因した高密度で新しい街区には所得階層が高い居住者の立地が予想される。このため、本稿では、高所得階層が居住している密集度の高い住宅地と、比較的所得階層が低い居住者が居住している分析対象の密集市街地との差をコントロールする目的で町丁目別の平均推定所得を導入した。
 - 12) 外部不経済の発生要因と考えられる不燃化率や倒

- 壊危険度等は第1節で密集市街地を抽出した際に利用している。このため、密集市街地ダミー変数と外部不経済の要因には多重共線性の関係が強く、複数の要因を同時には有意に推計できない。このため、要因別に地価関数を推計することで対処した。
- 13) 基本モデルと同様に、尤度比検定結果(表6参照)から、Box-Cox変換を行なったCBD所要時間と最寄り駅距離を採用している。
 - 14) 13)を参照。
 - 15) 倒壊危険度は、(建物棟数×建物・地盤特性を考慮した全壊被害率)で算定されているため、建物密集度が高いところは、倒壊危険度が高くなると考えられる。このため、倒壊危険度の高さが、集積度合い代理指標として働き、正の係数として有意に推定された可能性がある。
 - 16) 13)を参照。
 - 17) 町丁目の面積制約のため、避難路安全性の目的で道路を限りなく広くすることはできず、道路面積の最適水準が存在すると考えられる。本稿では、道路率が逆放物線の関数型として推定されたことから、地価がもっとも高くなる道路率の最適水準(放物線の極大値31.5%)が得られた。なお、公園等面積は二次関数として有意に推定されない。

参考文献

- 浅見泰司・高峯路(2002)「都市計画と不動産市場——住宅価格を左右する住環境」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社、第5章。
- 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦(1989)「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』No.2(4)、251-266頁。
- 黒崎羊二・大熊慶昌・村山浩和・り・らいふ研究会(2002)『密集市街地のまちづくり——まちの明日を編集する』学芸出版社。
- 中村良平(1992)「ヘドニック・アプローチによる実証分析の諸問題」『土木学会論文集』No.449/IV-17、57-66頁。
- 西村清彦・清水千弘(2002)「地価情報の歪み——取引事例と鑑定価格の誤差」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社、第2章。
- 福井秀夫(2001)『都市再生の法と経済学』信山社、第3章。
- 矢澤則彦・金本良嗣(1992)「ヘドニック・アプローチによる変数選択」『環境科学会誌』No.5(1)、45-56頁。
- 矢澤則彦・金本良嗣(2000)「ヘドニック・アプローチによる住環境評価——GISの活用と推定値の信頼性」『季刊住宅土地経済』No.36、10-19頁。
- 山鹿久木・中川雅之・齋藤誠(2002)「地震危険度と地価形成——東京都の事例」『応用地域学研究』No.7、51-62頁。
- 齋藤良太(2005)「首都圏における浸水危険性の地価等への影響」『季刊住宅土地経済』No.58、19-27頁。

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

Chau, K. W., S. K. Wong and C. Y. Yiu (2005) "Adjusting for Non-Linear Age Effects in the Repeat Sales Index," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31:2, pp.137-153.

はじめに

本稿で紹介する論文 Chau, Wong and Yiu (2005) "Adjusting for Non-Linear Age Effects in the Repeat Sales Index" は、リピートセールス法に関する論文である。リピートセールス法は、品質調整済み住宅価格指数を推計するモデルとしてヘドニック法と並び重要な推計方法である。この推計方法は、Bailey, Muth and Nourse (1963)によって初めて提案され、これまでに多くの研究がなされている。実際に、アメリカではリピートセールス法を用いた住宅価格指数が住宅市場の動向を調査するために使用されており、ヘドニック法よりも重要視されている。

ヘドニック法は、品質調整のために多くの属性データを収集する必要がある。しかし、品質を示すようなすべてのデータを集めることは困難であり、不十分なデータによる推定結果にはバイアスが生じる可能性が指摘されている。また、その定式化にもさまざまな方法があるため、統一的な指数が得られないという問題点も持っている。

他方、リピートセールス法では、複数回売買された住宅をサンプルとして価格指数を推定する。推計方法は、被説明変数として価格比（対数）を用い、説明変数としては取引日時のみを用いる。このようにシンプルな推計で価格指数が導けるのは、同一住宅の価格を比較することで、住宅の品質を表す属性に違いがないという仮定が成立し、結果として取引価格の違いは時間効果のみで生じると想定することができるからである。このためヘドニック法のような品質調整の必要がなくなり、推定に必要なデータは複数回売買された住宅であれば、それぞれの取引価格とその日時のみでよく、定式化の問題も生じないというメリットが生まれる。

しかし、リピートセールス法にもいくつかの問題

点が指摘されている。第1は、サンプルセレクション・バイアスである。複数回売買された物件だけをサンプルとして分析を行なうため、住宅全体を代表するランダムサンプリングではないことがその理由である。さらに、“品質が悪いレモン”ほど中古市場に出てくる可能性があるため、推計結果にバイアスが生まれる可能性がある。第2は、取引期間中に変化がないとする仮定である。取引される物件の中には、リフォームや増改築を行なったものが含まれているはずであり、このことがバイアスを生む可能性がある」と指摘されている。

これら以外にも問題点が指摘されているが、今回紹介する Chau, Wong and Yiu (2005) では、この仮定による問題点の中でも、とくに築年数の変化によるバイアスに焦点を当ててモデルを構築している。この理由は、リピートセールス法では取引期間中に変化がないという仮定を用いているが、現実には築年数によって住宅の品質は必ず変化する。そのため、築年数の増加による価格の下落を考慮していない推定結果はバイアスを含んでいると想定されるためである。実際に、築年数の変化は住宅の物理的破損やメンテナンス費用の増加を生じ、住宅の資産価値を減少させる。

こうした問題意識は、日本の住宅市場にリピートセールス法を適用する際には不可欠な視点といえる。なぜなら、日本の住宅市場のように、中古住宅になったとたんに価格が急落するような取引量の少ない市場においては、住宅価格の相違を時間効果のみで説明するのは不可能だと思われるからである。少なくとも、時間効果以外の変数によっても価格が形成されていると考えるのが当然であろう。築年数が経過するにつれて、その価格が低下することが知られている日本において、この Chau, Wong and Yiu (2005) はおおいに参考になるものと考えられる。

1 築年数と多重共線性

これまでもリポートセールス法における、築年数の影響を除去する試みは行なわれてきている。しかし、そこには時間効果と築年数効果の多重共線性の問題があり、分離は困難であると議論されてきた。

もっとも古典的なリポートセールス法では、1度目の取引 (t_1) と2度目の取引 (t_2) の間に、住宅の属性とそのインプリシットな価格には変化がないという仮定をおいて、以下のモデルが提案されている。

$$\ln\left(\frac{P_{it_2}}{P_{it_1}}\right) = \sum_{i=1}^T \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{it_1,t_2}$$

ここで、 P_{it} は t 期における住宅 i の販売価格であり、 α_i はタイムダミー D_{it} の係数である。また、 ε_{it_1,t_2} は攪乱項である。タイムダミーは $t=t_1$ で-1をとり、 $t=t_2$ で1をとり、それ以外では0をとる。

ここで属性の変化がないとする仮定を緩めて、取引期間中における属性の変化を認める形にモデルを修正すると、

$$\ln\left(\frac{P_{it_2}}{P_{it_1}}\right) = \sum_{i=1}^T \alpha_i D_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k (Q_{kit_2} - Q_{kit_1}) + \varepsilon_{it_1,t_2}$$

β_k は取引期間中に変化した属性 Q_{kit} の係数になる。しかし、この定式化は線型の築年数効果には適用できない。なぜなら2度の取引の間に増加する住宅の築年数はタイムダミーと正確に線型結合になるからである。

この共線性関係を数学的に示す。取引期間中に属性において変化があったのは築年数 (A) だけであると仮定すると、上記の式において Q は A と置ける。このとき、同一住宅における2度の取引に関して、築年数の増加分はタイムダミーによって示すことができる。つまり、

$$A_{it_2} - A_{it_1} = \sum_{i=1}^T t D_{it}$$

ここでのタイムダミーも、上記と同様に t_1 期で-1をとり、 t_2 期で1をとり、それ以外では0をとる。この関係は完全な多重共線性の問題を生み、正確な係数の推計を不可能にする。

また、築年数の影響を除去するために、築年数ダミーもしくは時間と築年数のクロス項を使用した場合でも、多重共線性の問題が生じることが明らかにされている。

2 築年数の非線型性

ここで、多重共線性を回避する手段として、築年数の増加が価格に及ぼす効果を非線型であると仮定することが考えられる。その根拠として、メンテナンスやリノベーションが価値の単調な低下を減少させること、中古住宅市場に“品質の悪いレモン”が混ざっていることなどがあげられている。

さらに、この論文の中では借地権の残存期間によっても価格が決定されるとし、築年数の増加 (= 残存利用年数の減少) が価格に非線型の影響を及ぼすと想定している点が特徴的である。

この仮定は、数学的には以下ようになる。まず、借地の権利期間が T である物件を築年数が A の時点で購入すると、購入後の利用可能期間は $T-A$ となる (ただし $T > A \geq 0$)。次に、実質純所得 R は借地期間を通じて不変であり、物理的劣化や“レモン”といったその他の価格を減少させる要因とは独立であると仮定する。さらに実質収益率を r とすると、購入する住宅の割引現在価値 (対数) V は、

$$V = \ln \int_0^{T-A} R \cdot e^{-rt} dt = \ln(R/r) + \ln[1 - e^{-r(T-A)}]$$

となる。このとき、 V を A に関して偏微分すると、減少関数であることがわかる。これは、住宅の価値を低下させるその他の要因とは独立に、借地権住宅の築年数による限界効果が現在価値 V を引き下げていることを表している。この導関数を T と A と r の関数 $g(r, A, T)$ とすると、

$$\frac{\partial V}{\partial A} = \frac{r}{1 - e^{-r(T-A)}} = g(r, A, T) < 0$$

築年数の増加による全体の限界効果は、さらに老朽化、物理的劣化、“レモン”といった要因を追加しなければならない。そこで、これらのネガティブな限界効果は築年数だけの関数であると仮定する ($h(A) < 0$)。その結果、全体の築年数による限界効

果は、

$$F(r, A, T) = g(r, A, T) + h(A) < 0$$

と書き表すことができる。

3 モデルの導出

上述の議論をもとに、実証モデルを構築する。上記の議論から、築年数増加による価格への影響は物理的破損や“品質の悪いレモン”といった要因だけでなく、借地権による貸出期限の低下によっても起こることが示された。これらの理論的な議論をもとに、実証モデルをより簡便な形へと定式化する。関数 $f(\cdot)$ の原始関数を $F(r, A, T)$ とすると、築年数に関する非線型性は Box-Cox 変換 $(y^{(\lambda)} - 1)/\lambda$ することでモデルに導入することができる。

また、実質収益率（もしくは、満期日）と築年数とのジョイント・エフェクトは、交差項として表すことができる。さらに、簡単化のために築年数に関するその他の高次の複合的限界効果は無視しうほど小さいものであり、関数 $f(\cdot)$ は加算的なものと仮定する。これにより以下のような築年数効果に関する関数を導くことができる。

$$F(r, A, T) = \beta_0 + \beta_1 A^{(\lambda_1)T^{\theta_1}} + \beta_2 A^{(\lambda_2)} + \beta_3 A^{(\lambda_3)} T^{\theta_3}$$

ここで、 θ_1 , θ_2 , β_1 は係数である。このモデルを借地権が設定されていない土地へと当てはめると、 β_1 と β_3 はゼロとなる。すなわち、

$$F(r, A, T) = \beta_0 + \beta_2 A^{(\lambda_2)}$$

となる。この関係をリピートセールス法に応用すると以下ようになる。まず、ヘドニック価格モデルに上記の関係を当てはめると、

$$\ln P_{it} = c + \sum_{j=1}^J \delta_j Q_{jit} + \sum_{t=1}^K \alpha_t D_{it} + \beta_1 A_{it}^{(\lambda_1)} r_t^{\theta_1} + \beta_2 A_{it}^{(\lambda_2)} + \beta_3 A_{it}^{(\lambda_3)} T_t^{\theta_3} + \varepsilon_{it}$$

となる。ここで、 Q_{jit} は築年数以外の住宅属性であり、 δ_j , α_t , β_1 , β_2 , β_3 , θ_1 , θ_2 , λ_1 , λ_2 , λ_3 は係数である。さらに、このモデルを借地権が設定されていない土地に当てはめると、 β_1 , β_3 がゼロになり、

$$\ln P_{it} = c + \sum_{j=1}^J \delta_j Q_{jit} + \sum_{t=1}^K \alpha_t D_{it} + \beta_2 A_{it}^{(\lambda_2)} + \varepsilon_{it}$$

が得られる。次に、リピートセールス法に上記のモデルを適用すると、それぞれのペアがリピートセールされた期間 ($t_2 - t_1$) によってモデルが決定される。その際、築年数以外の属性は取引の期間において不変であると仮定する。このような手続きにより、築年数効果と時間効果の間にあった多重共線性を解消することが可能になる。

$$\ln\left(\frac{P_{it_2}}{P_{it_1}}\right) = \sum_{t=1}^K \alpha_t D_{it} + \beta_1 (A_{it_2}^{(\lambda_1)} r_{t_2}^{\theta_1} - A_{it_1}^{(\lambda_1)} r_{t_1}^{\theta_1}) + \beta_2 [A_{it_2}^{(\lambda_2)} - A_{it_1}^{(\lambda_2)}] + \beta_3 T_1^{\theta_3} (A_{it_2}^{(\lambda_3)} - A_{it_1}^{(\lambda_3)}) + \varepsilon_{it_1, t_2}$$

$$\ln\left(\frac{P_{it_2}}{P_{it_1}}\right) = \sum_{t=1}^K \alpha_t D_{it} + \beta_2 [A_{it_2}^{(\lambda_2)} - A_{it_1}^{(\lambda_2)}] + \varepsilon_{it_1, t_2}$$

4 推定結果

Chau, Wong and Yiu (2005) では上記のモデルをもとに、香港のノース・ポイント地区の住宅価格指数を分析している。分析期間は1991年の第2四半期から、2001年の第1四半期までとなっている。サンプル数は1万1000以上であり、先行研究と比較して非常に多いものである。

推定結果では築年数を考慮したリピートセールスモデルと古典的なモデルの比較を行っており、その結果、古典的なモデルは築年数を考慮したモデルよりも断続的に低い値をとっていることが明らかになった。その値は平均して年率約0.6%ということである。これは築年数の経過による住宅価格へのネガティブな影響をコントロールすることで、価格指数が上方修正された結果といえる。

まとめ

このように、取引期間中に属性の変化がないという仮定において、時間効果だけで住宅価格の変化を表そうとするリピートセールス法は、築年数の経過による住宅価格の低下を無視してしまい、推定結果に下方バイアスをかけることが明らかにされた。これまでも同様の問題意識から、この問題に取り組んでいる先行研究はあったが、築年数を明確に排除し、それが成功したのは、Chau, Wong and Yiu (2005) が初めてである。

これまでの研究では、築年数による影響は小さいものと考えられ、無視されることが多かった。しかし、日本において築年数の影響を考えると、その影響を無視することはできないと思われる。日本のように中古住宅であるというだけでその価格が急落するような市場においては、築年数は重要な価格決定要因と考えられる。日本でリピートセールス法を適用する際に、築年数による価格への影響をコントロールすることは不可欠の要素である。

リピートセールス法による価格指数の推定には、そのほかにもさまざまなバイアスが含まれると思われる。それらがどのような要因によるものかを明らかにし、そして一つ一つを修正し、真の指数に近づけていくことが今後の重要な課題であろう。

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.

Case, K. E. and R. J. Shiller (1989) "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *The American Economic Review*, 79(1), pp.125-137.

Clapp, J. M. and C. Giaccotto (1998) "Price Indices Based on the Hedonic Repeat-Sales Method: Application to the Housing Market," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16(1), pp.5-26.

Dombrow, J., J. R. Knight and C. F. Sirmans (1997) "Aggregation Bias in Repeat-Sales Indices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, pp. 75-88.

Hill, R. C., J. R. Knight and C. F. Sirmans (1997) "Estimating Capital Asset Price Indexes," *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp.226-233.

Hoesli, M., C. Giaccotto and P. Favarger (1997) "Three New Real Estate Price Indices for Geneva, Switzerland," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15(1), pp.93-109

(原野 啓/財団法人日本住宅総合センター研究員)

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

●既刊のご案内

『定期借地権事例調査 (XI)』

定価2,800円 (税込み)

本書は、1992年に施行された定期借地権制度についての概要説明をまとめるとともに、1993年から2006年3月末までに販売された定期借地権付き住宅(戸建て住宅およびマンション)の事例を収集し、そのデータを分析したもので、同シリーズの第11弾である。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2006年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で5521事例、4万5318区画(戸)にのぼる(戸建て住宅5086事例、2万9794区画、マンション435事例、1万5524戸)。

2005年度における戸建て住宅の供給は、159事例、815区画で、前年度(181事例、1173区画)から

さらに約360区画の減少となり、2003年度以降、減少傾向が続いている。供給のピークであった2002年度(3818区画)と比較すると、2005年度は約8割減である。

都道府県別の発売数は、第1位は兵庫県137区画、第2位は愛知県84区画、第3位は神奈川県81区画である。主として三大都市圏で供給されている。

また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例が159事例中125事例あり、全体の約8割に達している。定期借地権に対するニーズが「安さ」から「広さ」に変化しているといえる。

一方、マンションの発売数は17事例、752戸、前年度の1006戸と比較すると約25%の減少である。マンションも戸建て同様、2002年度から減少傾向が続いている。供給減少の原因としては、デベロッパーが所有権物件に注力している

ことや、収益性や換金性等の問題から、土地を提供する個人・中小法人の土地所有者がきわめて少ないことなどが考えられる。

都道府県別では、2005年度は1都3県で発売されている。供給戸数第1位は東京都356戸、第2位は愛知県289戸、第3位は岐阜県102戸、第4位は兵庫県5戸である。

2005年度に発売された17事例のうち12事例が最大専有面積100㎡以上のマンションである。定期借地権付マンションは、戸建て住宅以上に所有権物件と競合するため、専有面積を広くすることで所有権物件との差別化を図っている。

平成19年1月17日、(財)日本住宅総合センター評議員の安藝哲郎氏が逝去されました。享年75歳。心よりご冥福をお祈り申し上げます。

編集後記

先日、京都駅前にある某ホテルの耐震偽装が発覚した。名物女社長と会長が平謝りする記者会見の様子が報道され、一時マスコミも大騒ぎしたが、いつの間にか報道されなくなった。京都出張の折、何度か宿泊したことがあるホテルなので、他人事ではない。ところが、京都であるタクシーの運転手に聞いたところ、返ってきた答えは、「どうってことないのぢやないですか」。

室内ガス湯沸かし器メーカー各社は多数の死者を出してなお平然とし

ていた。老舗の菓子メーカーは期限切れの材料を使い、不衛生きわまりない製品を出荷していた。かつて同じようなことをした企業は、市場からの退出を余儀なくされた。しかし、ものづくりの現場で、消費者の「安心」からほど遠いことが依然として行なわれている。一度失った信用を取り戻すのは容易でない。それは、過去の事例を見れば明らかなのに、同じような事件が跡を絶たない。失敗のケースに学ぶ機能がないのかもしれない。(h)

編集委員

- 委員長——金本良嗣
- 委員——中川雅之
山崎福寿
吉野直行

季刊 住宅土地経済

2007年春季号 (通巻第64号)
2007年4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