

住宅セーフティネットと財政制度改革

八田達夫

国際基督教大学教養学部 教授
財団法人日本住宅総合センター 評議員

喫緊の課題である住宅セーフティネット構築は2つの財政制度問題に直面している。

第1は、公園や公民館の建設と違って、住宅セーフティネットサービスの供給は、完全な地方自治になじまないことである。このサービスの供給を自治体に任せると、自治体は、低所得者が移住してこないように、このサービスへの出費を削ってしまう。したがって、このサービスへの支出に対しては、自治体ごとに受給者の数に応じて国が資金を100%供給すべきである。具体的には、国が、公営住宅と家賃補助のいずれにもつかえる「ブロック交付金」を自治体に与え、それを低所得者の住宅にあてる限りにおいて、自治体が最も適切と考える割合で使う自由を与えるべきであろう。

第2は、国による住宅補助の制度がないことである。家賃補助は、公営住宅に比べていくつものメリットを持っている。まず、民間の中古住宅を活用することができるため、財政負担が大幅に軽減できる。次に、公営住宅と対照的に、低所得者を分散して居住させることができる。さらに、居住者が自分のニーズにあった場所に借家を見つけることができる。

ところが、現在では、公営住宅の建設は建設国債で賄われており、その金を家賃補助に流用することができない。すなわち、「ブロック交付金」は作りようがない。

しかし、実質的にその機能を果たす制度をつくることはできる。例えば建設国債を財源にした「公営住宅交付金」と、一般財源に基づいた「住宅補助交付金」とを別々に用意し、自治体が公営住宅を建てない場合には、その分に相当する額だけ「住宅補助交付金」を余分に交付するといった運用ができるようなシステムである。

目次●2005年春季号 No.56

[巻頭言] 住宅セーフティネットと財政制度改革 八田達夫	1
[特別論文] 今後の住宅金融のあり方 大垣尚司	2
[研究論文] 不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築 田中麻理・浅見泰司	12
[研究論文] 地域別にみた分野別社会資本の生産性 村田 治・森澤龍也	20
[研究論文] 国際資本移動下の土地賦存と地価 工藤和久	29
[海外論文紹介] 空間計量経済学におけるモデル選択 唐渡広志	36
エディトリアルノート	10
センターだより	40
編集後記	40

今後の住宅金融のあり方

本格的な証券化支援制度を展望して

大垣尚司

はじめに

独立行政法人住宅金融支援機構法案（以下「法案」）が国会に提出され、平成19年度から住宅金融公庫（以下「公庫」）に代わって、証券化支援を主要業務とする独立行政法人住宅金融支援機構（以下「機構」）が公的住宅金融を担うことになった。

本稿では、法案下での新しい公的住宅金融の役割を確認し、公庫が先行実施しているMBS（mortgage-backed securities）の発行や証券化支援制度をより本格的な制度に改善するための方策について検討してみることにしたい。

新制度での公的住宅金融の役割

証券市場へのアクセス

企業は短期の運転資金は商業銀行を通じ預貯金市場から、設備投資等の長期資金は銀行のほか、社債や株式を発行して証券市場から調達する。

このようにファイナンスの性格により、預貯金市場と証券市場とを使い分けるニーズは家計にもある。家計における長期借入の典型例が住宅ローンである。とはいっても個人が直接証券市場で起債はできないから、誰かがとりまとめて「社債発行代行」機能を果たす必要がある。

この場合、①いわゆる発券銀行制度のように、特定の間接金融機関が債券調達を行ない長期固定金利型住宅ローンを貸し付ける方法と、②住宅ローンの貸し出しそのものは幅広く民間金融

機関に委ねた上で、中立的な公的機関（証券化支援機関）がこれを買上げ、証券投資に適する規模にまとめあげて投資家に有価証券の形態で販売する方法が考えられる。

①の場合に、公的発券銀行が債券の発行と貸し出しの両方を行なえば民間と直接競合する。一方、これを民間に委ねると、金利環境により借入人の固定金利型ローンへの選好が著しく変化するので経営の安定を図ることが難しい。②の証券化支援制度によれば、民間金融機関は顧客接点を確保したまま、顧客の選好に従い証券市場への資金アクセスを図ることができる。また、証券化のために標準化が必要な条件以外は貸し手が自由に商品設計できるようにすれば、競争を通じて消費者の利便性向上が図られる。たとえば、現在の公庫が行なっている証券化支援制度の貸付金利は、開始から1年余りたった現在もオリジネーターにより1%前後の金利差が開いており、競争の効果が見て取れる。

もちろん証券化支援機能自体を民間で担うこともできるが、現実にはお互い競合する民間金融機関が特定の民間機関に証券化を依存することは考えにくい。一方、信用力が十分でない民間金融機関が個別に証券化しようとする格付け取得のために多くの引き当てを要求される上、発行額が小さいので規模の経済が働かず、高い流通性を獲得できないうらみがある。このため米国でも証券化支援機能は政府系金融機関が担っている。

パススルー型 MBS による金利リスクの市場転嫁

上記①の場合、発券銀行が資産負債の吻合管理（ALM：asset liability management）において意図的にミスマッチ・ポジションを作り出し、リスクをとって収益増大を図ることは、事業体の経営戦略として許されてよい。ただし、超長期で期限前弁済の発生予測が困難な固定金利型住宅ローンを保有して ALM 管理を万全に行なうことは非常に難しい。最近米国の公的証券化支援機関であるファニーメイ（Fannie Mae）とフレディーマック（Freddie Mac）の両者が相次いで不適切な会計処理を指摘され、巨額の損失計上を迫られるという事件が起こった。実は、両者は①、②の両方の機能を許されており、90年代から①の分野で ALM リスクをとることにより巨額の収益をあげてきた。今回の不正は、まさにこの部分におけるリスクの過小評価が問題となったものである。両社には、BIS の新規制よりある意味で進んだ自己資本比率規制が課せられていたことを考えると、近時の高度・複雑なデリバティブ商品を用いた ALM の適正さを、そうした規制だけで検証することの難しさが、改めて浮き彫りになったといえるだろう。

こうしてみると、公的機関である機構は②の機能にできる限り特化し、期限前弁済を含む住宅ローンからの元本返済をそのまま投資家に支払うパススルー型の MBS によって ALM リスクを市場に転嫁することが望ましい。

なお、機構は新制度への移行にあたり、50兆円を超える公庫の既存融資（以下「既往債権」）を受け継ぐことになっている。既往債権の大半は10年目に金利が上がる2段階金利なので金利上昇時に借り換えによる期限前弁済が起りやすいが、これに見合う財投借入は原則として返済できないので機構に再運用リスクが生じる。ところで、今回の移行に際しては、特例として既往債権を証券化して財投借入を返済することが認められた。そこで既往債権をこの際少して

(大垣氏写真)

おおがき・ひさし
1959年生まれ。1982年東京大学法学部卒業。1985年コロンビア大学法学修士。㈱日本興業銀行、アクサ生命保険㈱専務執行役員などを経て、2003年より立命館大学法学部教授、日本住宅ローン㈱代表執行役社長を兼務。
著書：「金融アンバンドリング戦略」（日本経済新聞社）ほか。

も多くパススルー債化してリスクを市場転嫁し、財投借入を返済しておくことが、追加的な国民負担を避ける点から重要である。

こうした期限前弁済リスクの市場転嫁には次の4点から合理性が認められる。①借り換えをさせて利益を得るのは民間だからそのツケも民間（市場）に負担させるべきである、②住宅ローンをパススルー債化して市場で価格評価できればその中に期限前弁済リスクが織り込まれ、リスクに対する適正な評価がなされる、③パススルー債は住宅ローンに比べて高い流動性を有するので投資家はローンを期限まで保有する場合に比べてリスクを限定することができる、④パススルー市場が成熟すればデリバティブ等を通じてリスク管理をより効率的に行なうことができる。

人的無選別の実現

公庫は従来借入困難者へのセーフティネット機能を果たしてきたといわれる。しかし、そのことは貸し倒れを覚悟でリスクの高い人に貸せということまでは意味しない。機構が今後も人的無選別を実現するには、物件審査を厳格に実施し（物的選別）、担保住宅の流動化機能を積極的に担って担保物件の換価を効率的に行なえるようにする必要がある。

一方、物的選別による与信リスク負担を可能ならしめるためには、担保物件について十分なリスク分散を実現する必要がある。この点で営業エリアが限られた民間金融機関から機構がローンを買い上げて物的リスク分散を図ることに一定の合理性が認められる。

表1-新制度における官民の機能分担①

選別 資金	人的選別	物的選別
預貯金	民間金融機関	△民間ノンリコースローン
		公的融資保険
証券市場	民間証券化	△民間ノンリコースローン証券化
	リコース付証券化支援	買い切り型証券化支援

新制度における官民の機能分担②

	民間ローン	公的ローン
オリジネーション	民間金融機関	民間 (>民間金融機関)
与信リスク負担	民間 公的融資保険	民間 公的融資保険 (機構)
金利リスク負担	民間	証券化支援 (投資家)
調達リスク負担	民間	証券化支援 (機構)

整理

以上まとめれば、新しい公的住宅金融の役割は証券化機能（個人住宅資金の証券化市場へのアクセス確保、期限前弁済リスクの市場転嫁）と物的選別と担保流動化機能による人的無選別の実現にある（表1）。

以下これらの理想を実現する上で現行制度の課題と考えられる点について検討する。

MBSの仕組み改善

現行MBSの仕組み

現在、公庫は以下のような仕組みでMBSを発行している。

銀行が住宅ローンを担保にMBSを発行すると、投資家は会社更生法上更正担保権者として銀行の倒産手続きに巻き込まれてしまうので、MBSの格付けが銀行自身の格付けに影響されてしまう。これを避けるためにはSPV (special purpose vehicle) を用いて厳格な倒産隔離の仕組みを採用せねばならない。これに対し、公庫・機構のような公的主体には、会社更生法の適用がない。そこで、公庫自身がMBSを発行すると同時に、住宅ローンを信託銀行に譲渡

し、MBSの投資家を受益者とする、担保のための信託契約を締結する。この信託財産をMBSの額面より多めにすること（超過担保）でMBSに高い格付けを取得する。MBSの返済は信託財産の元本返済の動き（期限前償還も含む）に連動させてパススルー債化する。万が一、公庫の信用力に問題が生じた場合は、受益者を個別に確定した上で受託者が直接回収を行なって回収元本をすべて受益者である投資家に支払って早期に完済させることになっている。

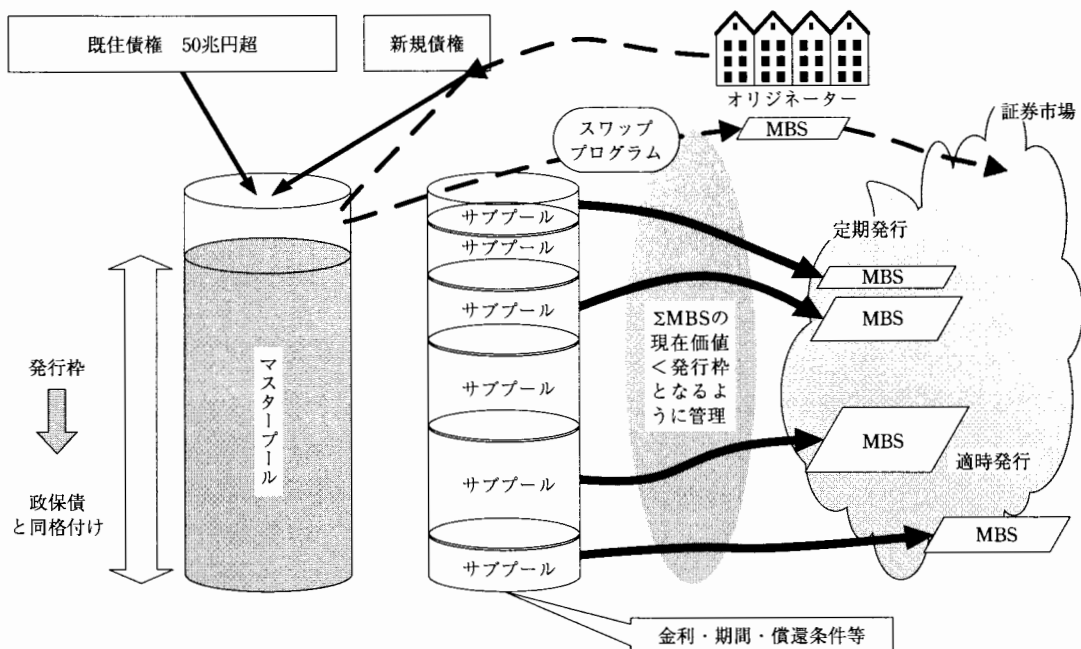
現行MBSの問題点

現行のMBSは日本のほか、米国の格付け会社からトリプルA格付けを取得している。ところで、同じ米系格付会社の国債格付けは現在ダブルAである。国の政策を担う独立行政法人である機構が国以上の格付けを取得して資金調達を行なう必要があるのだろうか。公庫MBSのこれまでの発行条件をみてもトリプルA取得による条件改善の効果は限定的である。むしろ、仕組みが複雑になり投資家のリスク判断が難しくなることに加え、MBSのキャッシュフローが特定の担保プールの性向に左右されるので価格分析が難しくなり、流通性向上に欠かせない商品の標準性が害されるという問題がある。

また、担保のとりまとめと審査に時間がかかるため、ローンの買取金利決定時から実際のMBS発行までの金利リスクを公庫・機構が負担せねばならない。そこで法案25条では金利変動準備基金を設けることとしており、平成17年度予算案で産業投資特別会計出資金として450億円の予算が計上されている。しかし、安易な引当金に頼る前に、そもそも現在の仕組みを変更してリスクを回避する方法がないかについて議論を尽くす必要がある。

さらに、発行ごとに行なわれる個別プールの開示だけでは、50兆円以上ある既往債権が内包するリスク全体を分析することは難しい。むしろ、市場調達に不可欠な情報開示や格付けを通じて機構が負担しているリスクに市場監視を及

図1－新方式の仕組み



ばすべきである。現在処理が進められている住宅保証協会の貸し倒れは、経済対策のために過大なリスクを負担したところによるものが大きいといわれる。しかし、上述のような開示のメカニズムが存在していれば、市場を通じて適切な歯止めが効いたのではなかろうか。

新方式の提言

こうしてみると、新しいMBSの仕組みは、今より単純な仕組みで、かつ、機構の資産の大部分を占める既往債権と新規の証券化支援業務で買い取った住宅ローン全体のリスクを表章するものとすべきである。

具体的には、以下のような仕組みが考えられる（以下、「新方式」）。

①機構が発足後に発行するすべてのMBSの引き当て資産として、既往債権と証券化支援で取得する住宅ローン（以下、「新規債権」）からなる大きな債権プール（マスタープール）を構築し、プール全体に関する詳細な支払条件、過去の延滞率・貸倒率、期限前弁済率等の情報を常時開示する。

②マスタープール内にキャッシュフロー特性の類似した債権を集めたサブプールを作り、サブプールごとにその元本返済率に応じて元本償還を行なうパススルー型の仮想MBSを対応させる。機構は仮想MBSを市場環境を眺みつつ、最善と思われる条件・金額だけ現実に売出发行する。

マスタープールとサブプールの設定には現在のように信託を利用してもよいが（マスタートラスト方式）、機構の公的性格を考えれば、機構法を改正し、既往債権勘定と新規債権勘定を見合いに発行され、適正に分別管理がなされているMBSについては同勘定の資産に特定先取特権を有する旨定めれば、格付評価上は同一の目的を達成することができる（先取特権方式）。すでに一般機構債には一般先取特権が認められており（法案19条5項）、全体の構成からすれば先取特権方式のほうが素直だし、受託者に対する無駄なコストを省けるメリットがある。

③マスタープール全体と新規ローン買収の審査基準等に基づいて与信リスクを検討し、格付けを取得する。格付けのターゲットは政府保証

債と同程度とすべきであり、トリプルA取得にこだわる必要はない。そして、この格付けを維持するためには、マスタープール全体のローン金額（実際には現在価値で比較することになる）の何%までパスルー債を発行してよいか（発行枠）を格付会社と協議して決定し、枠内でMBSが発行される限り取り決めた格付けが自動的に付与される、プログラム型の格付けとする。過去のMBS（トリプルA）の信用補完率が7.7~11.8%であることを考えると、9割前後の発行枠比率が期待できるのではないかと。発行枠は半年~1年ごとに見直す。

④以上により、発行の都度担保債権を特定して格付けを取得する必要がなくなり、毎月買取締切（現在25日）と同時にMBSを発行することが可能となる。また、市場環境を見極めながら適宜発行を行なうことも可能となる（図1）。

⑤MBSに関する情報開示は、とくに価格分析と信用リスク分析の前提となる情報を中心に、マスタープールとサブプール単位で実施する。現在の公庫MBSの価格分析は実際に発行された個別の担保プールを前提としているが、新方式ではサブプール単位となるので標準性が増し、民間の価格モデルの精度も向上する。

機構への緊急融資枠の供与

預金市場は lender of last resort として中央銀行が控える流動性の最後の砦である。これに対し証券市場にはそのような手当がないから、有事の際には安定的な資金調達を実施できない可能性が残る。このため、米国のファニーメイ等には連邦銀行から有事に備えた資金供与枠が提供されている。機構にも証券市場の機能不全などの場合に備えて日本銀行や財政投融資勘定等から数カ月分の新規証券化支援金額に見合う程度の緊急融資枠を供与すべきである。

定期発行と適時発行の組み合わせ

既往債権も証券化するとすれば、相当量のMBSを比較的短期間に発行せねばならないこ

とになる。中長期的にみれば市場規模が増して流動性が大幅に改善することは疑いないが、当面の資金調達を円滑に実施するためには、新規買取債権見合いで行なう定時発行以外に、市場環境を睨んで既往債権見合いで行なう適時発行を導入すべきである。新方式は発行枠の範囲内で随時MBSが発行できるので、こうした複線的な発行方式にも柔軟に対応できる。

見込み発行による申込時金利の実現

新方式では発行枠の枠内であれば、オリジネーターから買取申込を受け付けた月にMBSを発行して一定の金利で運用しておき、あらかじめ定めた融資実行月に取り扱までのMBSの経過金利と運用金利との差額相当（以下「清算金額」）を控除した価格で証券化対象住宅ローンを買受けるという、見込み発行が可能となる。信用力のないオリジネーターについては清算金額相当を見込み発行申込時に預託させればよい。また、何らかの理由でローンが成立しない場合はこの分だけ期限前弁済すればよい。

機構において、清算金額をローン期間にわたって金利に上乗せして収受すれば、わずかな上乗せ率で消費者の要望が大きい申込時金利が実現できる。

別のやり方としては、引渡時でない融資実行を認めないという現行の買取ローンの条件を緩和し、金利リスクのヘッジのために顧客が希望する場合、請負契約締結時ないし着工時における融資実行を認め、機構が即時買取の上MBSを発行する一方、債権保全のため融資代り金は引渡時まで機構や民間信託会社に預託することを義務づけるという方法も考えられる。

TBA取引の導入

見込み発行をもう一歩進めれば、米国の公的MBSで普及しているTBA(to-be-announced; 先渡)取引に行き着く。たとえば、発行月(引渡月)の1~4カ月前にMBSの値決めを行ない、決済は引渡月とするものである。住宅ロー

ンは申込みを受けてから、契約、資金実行、証券化まで数カ月を要するので、この間に金利が変動したら誰かがリスクを負担せねばならない。これをパイプラインリスク (pipeline risk) という。現行制度では前半のパイプラインリスクは消費者、後半はオリジネーターと公庫が負担している。TBA が導入されればこのリスクを市場に転嫁することができる。このようにリスクを市場で吸収する工夫を怠りながら、金利変動準備基金のみを導入してこと足れりとするは許されないであろう。ただ、TBA の導入も現行の MBS の仕組みでは実現が難しい。この点からも新方式への変更が望ましい。

なお、TBA 価格には先物価格が内包されている。TBA の導入に伴い先物市場が形成されれば MBS 投資家のリスク管理能力が高まり、MBS の消化や価格形成にも好影響を及ぼすであろう。

ダラーロール市場の構築

MBS の流通市場の厚みを増すには、長期保有目的の投資家に加えて短期保有のさや取り目的等の投資家を呼び込むことが欠かせない。このために有効な方法のひとつがレポ取引である。レポ (Repo-Repurchase Agreement) とは、有価証券と資金を一定の期間交換することにより、一方の当事者に資金運用、もう一方の当事者に資金調達をさせる取引のことをいう (なお、日本では、とくに現金担保付債券貸借取引を意味することがある)。

MBS は期間中に元本が減少するため、通常のレポ取引のように期限に同一の有価証券を提供することが難しいので、厳密な意味でレポを仕組むことができない。そこで MBS のレポは、ダラーロール (dollar roll) と呼ばれる。

ダラーロールが認められると、自己調達コストの高い証券会社や投資家でも、購入した MBS そのものを担保に、有利な資金調達を行なうことができるから、投資家の裾野を広げる上で大きな効果がある。

さて、一般にイールドカーブが右上がりであれば、債券の現物価格は先渡 (TBA) 価格より高くなる。そこで現物を売って先渡 (TBA) 価格で買い戻せば差額分 (“drop” という) だけ儲かる。これがダラーロールの仕組みだが、この儲けは、本来なら現物を保有して別途資金調達を行なった場合の利ざやと同じはずなので、前者が後者より大きければ、裁定利益が得られる。このように、ダラーロールは TBA 取引や先物市場の価格形成と表裏一体の関係にある。

スワッププログラムの導入

もうひとつ米国の制度に倣ってぜひ導入すべき制度がスワッププログラムである。

これは、証券化支援において住宅ローンを買取にあたり、買取代金を支払う代わりに同一額面の新発 MBS を発行し割り当てるというものである。代金決定にあたっては、MBS の市場引受に必要な手数料の全部または一部を代金に上乗せしてオリジネーターに還元する。これにより機構は MBS 発行までの金利リスクを回避し発行市場を介さずに MBS を安定発行できる。一方、オリジネーターは手数料相当の利益に加え、金利動向を睨みながら MBS を一定期間保有したり、CMO 化を狙う証券会社に売却することで追加的な収益機会を獲得できる。先渡・先物市場やダラーロール市場が充実すれば、中小金融機関やノンバンクでも十分にリスク管理が可能となる。

公庫は現在証券化支援のために買い取った住宅ローンを約 2 カ月後に MBS 化して資金を得てから買取代金を決済している。この間の売掛金に対して公庫が支払う金利は、銀行間金利 + 20bp 程度ときわめて薄利ざやであり、借入コストの高いノンバンクや中小金融機関にとって経営の圧迫要因となっている。スワッププログラムやダラーロール市場が提供されればこうした不合理な慣行を廃止することも可能になる。

CMO 発行目的の MBS 大口入札

パススルー型 MBS は期間 1 カ月～最長 35 年 (420 カ月) のコーラブル・ゼロクーポン債の集合体とみることができるが、その価格決定は全体の平均残存期間やデュレーションに基づいて行なわれるので、イールドカーブの形状により、これをいくつかのゼロクーポン債の集合に分解して別々の債券として仕組み直すことによって裁定利益を得ることができる。これを CMO (collateralized mortgage obligation) という (大垣 1997、227-229 頁参照)。CMO の組成が一般的になれば、裁定取引を通じて MBS の価格形成がより効率的になされるようになる。また、金利・返済条件等の異なる多様な派生 MBS が作り出されるので、投資家層が広がる効果も大きい。80 年代後半には、米国で固定金利 MBS から変動金利型の CMO が組成されたことが邦銀が米国 CMO 投資に積極的に関わることのきっかけとなった。CMO はこうした投資家層の拡大努力を市場メカニズムを通じて促す効果がある。

とくに既往債権の証券化にあたっては、単純にパススルー債の流通残高だけが膨らんで市場に荷もたれ感を与えないよう、機構は適時発行制度を活用して CMO 発行のための MBS の大口入札を実行してはどうか。

融資保険勘定を通じた物的選別機能の強化

証券化支援において機構が与信リスクを負担することは必須の要件ではない。そこで、与信リスク負担機能は融資保険制度として独立させ、証券化支援とは別個の勘定を設けて独立して運用・リスク監視を行なうべきである。融資保険は、顧客の人的信用リスクではなく、担保不動産の換価価値が想定を下回ったために被る損失を補填する保険と位置づけ、保険数理により収支相等になるよう運営する。物件審査にあたっては公庫における適合審査制度を住宅性能表示

制度と融合させ、民間の性能保証会社に審査機能を外部化していくべきである。

なお、現行融資保険制度はモラルハザードを理由に一部の制度を除いて損失の 9 割までしか填補されないためほとんど利用されていない。新制度では 10 割補填を原則とし、損失発生に関しオリジネーターに責任が認められる場合は補填額の削減を行なえばよいのではないかと。

なお、現在の公庫は、担保として所有権と借地権しか認めていない。しかし、今後は、定期借地権の保証金や保留地はもちろん、高齢者向けの終身居住権やスケルトン・インフィル住宅等新しい居住形態に対応したファイナンスの中で既存金融機関が対応できないものに積極的に取り組み、新しい住宅金融の展開をリードするパイロット機能を果たすべきである。

担保流動化機能の強化

物的選別を可能にするには評価額どおりに担保を換価する能力が不可欠である。住宅保証協会の不良債権処理のためにも、機構は担保住宅の流動化機能を強化すべきである。具体的には、まず、中古住宅ローンの証券化支援制度を通じて担保住宅の購入者向けの住宅金融を円滑化せねばならない。ただ、現在の中古住宅市場の価格形成を前提にすると、処分型より収益執行型の換価が効率的である。そこで、機構が直接、あるいは住宅保証協会 (またはこれを改組) を通じて担保住宅を保有し、民間業者を通じて改良・賃貸を行なう一方、賃貸住宅に投資する不動産投資信託を組成して、証券化していくことを真剣に検討すべきである。

なお、法案では高齢者向け住宅金融が機構の重要な役割として位置づけられている (法案第 13 条 1 項 8 号、9 号)。この中で継続居住型、住替型リバースモーゲージの提供はかねてからの懸案である。リバースモーゲージを提供するには、死亡時 (継続居住型) や契約時 (住替型) に発生する住宅の換価・運用を効率的に行なう枠組みが欠かせない。上述の担保流動化機

能の強化はこの点からも重要である。

借り換え住宅ローンの証券化支援

金融機関の金利リスク、流動性リスク支援という制度目的に照らせば、証券化支援の対象とすべき住宅ローンが新規か借り換えかを問うべきではない。一方、現在は、公庫が証券化支援対象ローンの与信リスクを負担しているが、これは証券化制度本来の要件ではない。

そこで、オリジネーターが買戻条件を付すなどの方法で与信リスクを負担し、より多くの収入を手元に残すリコース付売却を導入する一方、借り換え目的のローンについても証券化支援を認めるべきである。今後景気回復に伴い金利が上昇すると変動金利型や短期固定型を中心に貸し倒れが増大することが懸念される（Fahey 2004は、米国においてすでに同様の問題が発生していることを指摘している）。低金利環境が継続している間に借入金利を固定する途を国民に与えることは、景気回復に水を差さないためにも重要である。リコース付であれば民間金融機関側にもとくに不利益はないはずである。

変動金利住宅ローンの買取

中小金融機関やファイナンス会社が、20年を超える超長期住宅ローンを提供する場合、金利が固定金利でなくても、これに見合う長期の資金調達が行えない、あるいは、短・中期資金を長期間回転させることができなくなるという流動性リスク（availability risk）が大きい。そこで、こうした先については、機構が一定期間以上の住宅ローンを固定金利・変動金利の別にかかわらず買い上げて証券化する制度を導入し、民間住宅ローンについて一層の競争促進を図るべきである。

ブローカー、レンダー業界の育成

オリジネーションにおける民間の競争を促進するため、住宅供給業者やフィナンシャルプランナー、税理士等による住宅ローン貸出の斡旋

を促進し、間口を広げる一方、住宅ローンアドバイザー制度等を通じ消費者保護の意識を高める必要がある。また、こうしたブローカーを集約する数社のレンダー（モーゲージバンク、オリジネーション特化型預金金融機関）を育成し、安定的なオリジネーション・チャンネルを確保せねばならない。この場合、新規参入者の重複したシステム開発コストを押さえてより一層の競争を促進するため、インターネット経由で申込受付を代行するサービスを機構が既存業者と提携するなどの工夫も必要ではないか。

おわりに

以上のように機構設立までの2年間に本格的な証券化支援制度導入のためになすべきことは多い。新法の成立は新しい住宅金融制度構築の入り口にしかすぎないことを改めて強調したい。

参考文献

- Fahey (2004) *The Pluses and Minuses of Adjustable Rate Mortgages*, Fannie Mae Papers, Volume III, Issue 4.
- Fabozzi, F. J. and F. Modigliani (1992) *Mortgage and Mortgage-Backed Securities Markets*, Harvard Business School Press.
- Hu, J. (1997) *Basics of Mortgage-Backed Securities*, Frank J. Fabozzi Associates.
- Lederman, J. (1993) *The Handbook of Mortgage Banking*, Probus Publishing Co..
- Office of Compliance, Office of Federal Housing Enterprise Oversight (2004) *Report of findings to Date-Special Examination of Fannie Mae*, September 17.
- Bartlett, W. W. (1989) *Mortgage-Backed Securities-Products, Analysis, Trading*, Prentice Hall.
- 大垣尚司 (2004) 『金融アンバンドリング戦略』日本経済新聞社。
- 大垣尚司 (1997) 『ストラクチャードファイナンス入門』日本経済新聞社。
- 債券市場研究会 (2003) 『グローバル債券投資の理論と実務』金融財政事情研究会。
- 三宅義夫 (1976) 『金融論』有斐閣。

本号の3論文は、住宅市場細分化に関する実証的な研究、地域別分野別社会資本に関する実証的な研究、小国経済における土地賦存と地価総額に関する理論的研究と多岐にわたっている。いずれも先行研究にはない新しい視点でいねいに分析された貴重な研究であり、きわめて興味深い。

●

田中麻理・浅見泰司論文（「不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築」）は、これまで問題とされていた鑑定評価法における取引事例比較法の比較対照物件の選択に理論的な根拠を与えようという問題意識で分析された論文である。取引事例比較法では、比較対照物件の選択が、この方法による価格推定の精度を高めるために重要であるにもかかわらず、従来は不動産鑑定士の経験や勘に大きく依存していたことに問題があるという点に注目して、適切な市場細分化モデルの構築を取り上げている。

住宅市場細分化に関する既存文献の多いアメリカでは、地域による住み分けが比較的進んでいるため、空間的な地域による細分化によって市場構造をより正確にとらえることができるが、日本の場合は、住宅の別な諸特性に関する選択に、それが表れている可能性が高いと考え、不動産の特性空間における特性類似度をもとに住宅市場の細分化分析を行なっている。

具体的には、1996年10月～1997

年9月に『週刊住宅情報』に掲載され、取引された世田谷区の戸建住宅のデータ674件を用いて、不動産物件の特性に基づいて市場細分化を行なっている。すなわち、価格と単価を被説明変数として用いた2種類のヘドニック回帰分析の結果を特性によって細分化している。その結果、住宅市場を細分化するには不動産物件の住宅専有面積、土地面積、前面道路幅員、最寄り駅までの所要時間、地域に着目する必要があるが、物件の立地する用途地域、新築・中古、道路付については、それほど細分化の必要性がないことが明らかになっている。

さらに、不動産物件の特性に着目した細分化方法は、従来用いられてきた地域分割による細分化方法よりも高い精度あるいは同等の精度の価格予測を可能にすること、さらに市場細分化を行なうことで、細分化を行わない場合よりも誤差の分散が有意に小さくなるということも検証されている。

このように、田中・浅見論文は、日本の実態に基づいて不動産物件の特性に着目した住宅市場細分化方法を提示しており、この分野ではわが国においては学術的な先行研究が皆無に近い中で、きわめて貴重な研究といえる。今後は、より一般性を高めるために、異なるデータや時期、地域、特性などに関しても分析を行ない、同様の結果が得られるかどうか検証してみたらよいのではないだろうか。

●

村田治・森澤龍也論文（「地域別にみた分野別社会資本の生産性」）は、都道府県別データによるコブ=ダグラス型生産関数のパネル推計を行ない、分野別社会資本の生産性効果を分析している。社会資本の分類は、4分野（農林水産基盤、産業基盤、運輸・通信基盤、生活基盤）と、9分野（農林水産施設、道路、港湾・空港、運輸・通信業（旧電電公社・国鉄）、運輸・通信業（その他）、道路（市町村道）、都市公園・自然公園・下水道・上水道、社会保険・社会福祉施設・学校・病院、治山・治水施設）に分けている。

なお、「都市公園・自然公園・下水道・上水道」の社会資本は居住環境と密接に関連しているので、住宅関連社会資本と捉えることができるため、9分類の結果から、住宅関連の社会資本はプラスの生産性効果を有していると解釈することが可能であると述べている。

さらに、全国の都道府県を10地域に分割した地域ダミーを用いた推計を行ない、どの地域のどの分野の社会資本が生産に対して効率的であるかも検証している。

その結果、社会資本の限界生産性は、首都圏、関西地方で高く、分野別では、農林漁業、港湾・空港、市町村道での限界生産性が高いことが明らかになっている。また、東北地方での社会資本の限界生産性ももっとも低く、とくに、東北、中国、四国、九州地方の運

輸・通信関連社会資本の限界生産性はマイナスという結果が得られている。なお、推計方法としては、パネルデータを用いていることから、最小二乗法 (OLS) による推定結果と、固定効果モデル・変量 (ランダム) 効果モデルのうち、ハウスマン検定によって選択されたモデルの推定結果を掲載している。

本論文の結果を総合すると、今後、社会資本の整備を進めるにあたっては、首都圏や関西地方などの国県道・有料道路、市町村道、農林漁業施設、治山・治水を優先的に進め、東北、九州、中国、四国地方などでの運輸・通信関連の社会資本整備は再検討すべきである。また、住宅関連社会資本と考えられる「都市公園・自然公園・下水道・上水道」の社会資本については、首都圏、四国、関西、中部などの地域で整備を進めていくことが有効である。すなわち、地域別、分野別に公共事業の精査を行なっていく必要があると述べている。

このように、村田・森澤論文は、1975～1998年までの都道府県別パネルデータを用いて、ていねいに分野別地域別に社会資本の生産性を分析した初めての研究といえよう。その意味で、非常に貴重な研究である。

今後は、日本経済が1999年以降も、かなり大幅な構造変化を経験していると考えられることから、最近まで期間を延ばしたデータで

同様の結論が得られるか検証してみたらおもしろいのではないだろうか。また、データの制約が大きいとは思われるが、都道府県以外の地域単位 (たとえば、大都市雇用圏: MEA) のデータを用いた分析を行ない、同様の結論が得られるかをみることも可能であろう。さらに、生産関数をコブ=ダグラス型と特定化していることが、分析結果にどの程度影響しているかの検証も必要であろう。



工藤和久論文 (「国際資本移動下の土地賦存と地価」) は、国際資本移動が自由である小国経済において、長期均衡では一国の地価総額が、その土地賦存量のU字型のグラフを持つ関数となりうることを示した、理論的な研究である。

具体的には、土地が生産要素でもあり消費財でもある可変的割引率の重複世代モデルを用いて、分析を行なっている。

まず、コブ=ダグラス型生産関数を仮定して、地価総額は土地賦存量が小さい水準では賦存量の増加とともに減少するが、ある土地賦存量水準で反転し、それ以上の土地賦存量では賦存量とともに地価総額が増加することを示している。この結果は、一国の地価がパブル水準にあるかどうかの判断をする際のひとつの視点を与えていると考えられる点で興味深い。

本論文で想定されている貯蓄モデルでは、この結論は、以下のような理由によると考えられる。長

期的には土地賦存の小さい国の消費者もそれがより大きい国の消費者と同じだけ豊かになることができるが、そのためには、土地賦存の小さい国の国民は貯蓄をして海外投資をし、土地以外の富を蓄積し、所得を増やして土地以外の財・サービスを多く消費しなければならない。そのとき同時に土地にも多くの支出がされるであろう。それによって土地の狭い国の土地価格は大きく上昇し、地価総額が大きくなるのである。

また、均衡における遺産額も土地賦存量に依存しており、土地賦存量が大きいほど遺産額が小さくなるということが明らかにされている。これは、土地賦存量に依存しない一定の効用水準を実現するには、土地賦存量の小さい国の住民はより多くの財の消費をしなければならないが、それはより多くの遺産を受け取り、その利子所得を消費することによって可能になるからである。

さらに、均衡における対外純資産額は、土地賦存が大きいほど小さいということも、示されている。土地賦存が大きいほど自国生産は大きく、均衡における財消費は小さくてよいからである。

このように、工藤論文は、土地賦存量と地価というきわめて重要なマクロ的な関係を、厳密に理論的に分析した貴重な研究である。今後は、ここで得られた結論の実証的な裏付けが得られるとおもしろいのではないだろうか。(SM)

不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築

田中麻理・浅見泰司

はじめに

不動産物件の評価は、不動産物件の売買、担保評価、事業シミュレーション、不動産証券化など不動産に関連するさまざまな局面で重要である。不動産物件を専門的に評価する方法としては、個別物件を評価していく鑑定評価法やヘドニック分析などを用いて統計的に評価するシステム評価法がある。鑑定評価法には原価法、収益還元法、取引事例比較法の3種類があり、この中で頻繁に使われる方法は後者の2つである。収益還元法とは「対象不動産が将来生み出すであろうと期待される純収益の現価を求めるものであり、純収益を還元利回りで還元し試算価格（収益価格）を求める手法」である。また、取引事例比較法は「多数の取引事例を収集して適切な事例の選択を行ない、これらに係る取引価格に応じて事情補正および時点修正を行ない、地域要因の比較および個別的要因の比較を行なって求められた価格群を比較考量して対象不動産の試算価格（基準価格）を求める手法」である（日本不動産学会2002）。

近年は収益還元法が頻繁に用いられる傾向がある。しかし、収益還元法を利用する際、将来の賃料、空室率、割引率の設定は必ずしも正確ではなく、将来の収益推定に多くの不確定要素が含まれている。すなわち、収益還元法を用いて推定された価値は不安定であるといえる。一方、取引事例比較法は、すでに経済的分析手法のひとつとして確立されているヘドニック価格

法と対比ができ、理論的に発展させることが可能である（Wang and Wolverton 2002）。そこで本稿では、Tanaka and Asami (2004)をもとに、取引事例比較法の精度をいかに向上できるかについて報告する。

1 取引事例比較法の精度向上

緒方 (2000) は、適切な類似地（比較対照物件）を選定すれば、取引事例比較法を用いて通常のヘドニックアプローチより高い精度で土地単価が推定できることを明らかにしている。このように比較対照物件の選択が取引事例比較法による価格推定の精度を向上させるための重要な点となるにもかかわらず、従来は比較対照物件の選択が不動産鑑定士の経験や勘に大きく依存していたことが取引事例比較法の理論的なひとつの問題点としてあげられる。

取引事例比較法の精度向上に貢献するアプローチのひとつに、適切な市場細分化モデルを構築する方法がある。つまり、市場細分化により類似度の高い物件同士でひとつのサブマーケットを構成し、比較対照物件を同一サブマーケット内から選択すれば価格推定の精度が向上するのである。不動産物件評価の分野においては、住宅や近隣環境の類型による市場の分割が持つ重要性が明らかになってきており、住宅サブマーケットの認識や特徴づけが非常に重要な意味を持つようになってきている。

既存研究においても、適切な住宅市場細分化によってヘドニック価格予測の精度が向上する

(田中氏写真)

たなか・まり
1980年兵庫県生まれ。2003年東
京大学工学部都市工学科卒業。
現在、同大学大学院工学系研究
科都市工学専攻博士課程在籍中。

(浅見氏写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。1982年東
京大学工学部都市工学科卒業。
1987年ペンシルヴァニア大学地
域科学科博士課程了、Ph.D.。
現在、東京大学空間情報科学研
究センター教授。
著書：「住環境——評価方法と
理論」(東京大学出版会、編著)
ほか。

という知見が得られている (Bourassa, Hoesli and Peng 2003, Goodman and Thibodeau 1998, Goodman and Thibodeau 2003, Thibodeau 2003)。ただ、住宅市場細分化に関する問題は主として、サブマーケットをいかに区切るべきかを、地区割りを変えて適切な空間単位を見いだすことに研究の主力が向けられ、従来は物件の立地する地域によって市場細分化が行なわれていた。既存文献の多いアメリカにおいては、地域による住み分けが比較的進んでおり、このため、住宅の価格を決定づける諸要素に対して似た考え方を持つ世帯が地域的に集まる傾向を持っているといえる。そのため、空間的な地域による細分化によって、市場構造をより正確にとらえることができる可能性が高い。ところが、日本の住宅市場においては、地域に

よる住み分けがアメリカほどは進んでおらず、むしろ、住宅の別な諸特性についての選択に、それが表れている可能性が高い。

そこで、このアイデアを不動産の特性空間にまで拡張し、特性空間においても他物件との特性類似度をもとに「地区」分類し、これによって日本の大都市の一部における住宅市場の精緻な市場細分化分析を行なう。具体的には、物件規模、最寄り駅までの所要時間、前面道路幅員などの物件が有する種々の特性に着目し、その特性により物件を分類、すなわち市場細分化を行なうことにする。

2 データ

分析で利用するデータは1996年10月～1997年9月に『週刊住宅情報』(株式会社リクルート

表1 - データの基本統計量

	平均	標準偏差	最大値	最小値
土地面積 (m ²)	108.9	66.3	617.9	33.4
建物専有面積 (m ²)	111.2	52.8	522.9	35.1
駅徒歩分数 (分)	9.8	4.6	26.0	1.0
築年数 (年)	7.3	8.2	38.0	1.0
建ぺい率 (%)	53.3	8.2	80.0	40.0
容積率 (%)	135.8	49.0	300.0	80.0
前面道路幅員 (m)	4.8	1.9	25.0	1.6
日影時間 (時間/日)	0.4	1.4	10.0	0.0
街区建ぺい率 (%)	43.6	16.9	90.0	3.0
取引価格 (万円)	8956.2	5017.0	45000.0	2200.0

表2 - 完全関連の例

	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	計
A ₁	f ₁₁	0	0	0	n ₁
A ₂	0	f ₂₂	f ₂₃	0	n ₂
A ₃	0	0	0	f ₃₄	n ₃
計	n _{·1}	n _{·2}	n _{·3}	n _{·4}	n

図1 - GIS上で表示したデータ

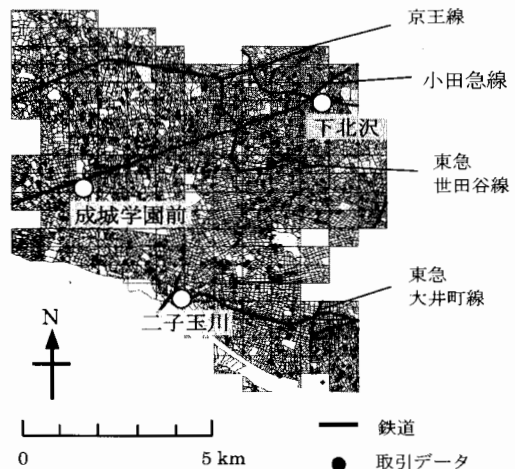


表3－各細分化方法間の属性相関係数

	住宅専有面積	土地面積	駅徒歩	用途地域	新築・中古	道路幅	道路付	築年数	地域
住宅専有面積	1	0.5148	0.0941	0.0587	0.4574	0.2646	0.0672	0.3416	0.0722
土地面積			0.1487	0.158	0.4232	0.1874	0.1046	0.3471	0.1565
駅徒歩			1	0.1728	0.0469	0.1712	0.08	0.068	0.1919
用途地域				1	0.0636	0.1553	0.0827	0.0886	0.1771
新築・中古					1	0.0723	0.0554	0.9146	0.1105
道路幅						1	0.127	0.0984	0.1854
道路付							1	0.0551	0.1338
築年数								1	0.1066
地域									1

発行)に掲載され、取引された世田谷区の戸建住宅のデータ計674件である。このデータに含まれている項目は、取引年月、物件所在地、取引価格、土地面積、住宅専有面積、最寄り駅までの所要時間(徒歩)、最寄り駅名、沿線名、築年数、用途地域、建蔽率、容積率、構造、前面道路幅員、道路付、私道の有無、敷地延長の有無、車庫スペースの有無、セットバックの必要性、建築条件の有無などである。これらの項目は個々の物件に関する指標のみであるため、戸外の住環境に関する指標として、春分・秋分の日1日の日影時間、街区建ぺい率を独自に追加した(浅見2001、紀谷・関根・入江・宿谷1988)。

データの基本統計量は表1のとおりである。また、図1はGISを用いてデータを地図上にプロットしたものである。

3 市場細分化

分析では以下の8つの不動産物件の特性に基づいて市場細分化を行なった。カッコ内は細分化の基準である。

- ①住宅専有面積(70㎡未満、70㎡以上100㎡未満、100㎡以上150㎡未満、150㎡以上)
- ②土地面積(70㎡未満、70㎡以上130㎡未満、130㎡以上)
- ③最寄り駅までの所要時間(徒歩5分以内、6分以上10分以内、11分以上15分以内、16分以上。以下、駅徒歩と呼ぶ)
- ④用途地域(低層住居系地域、中高層住居系地域、非住居系地域)

⑤新築・未使用、中古(物件が新築・未入居か、中古か)

⑥前面道路幅員(4m未満、4m以上6m未満、6m以上。以下、道路幅と呼ぶ)

⑦道路付(北東・東、南東・南、南西・西、北西・北)

⑧築年数(5年以下、6年以上10年以下、11年以上15年以下、16年以上)

また、従来の方法との比較のため、

⑨地域(世田谷地域、北沢地域、烏山地域、砧地域、玉川地域)

による細分化も行なった。

ここで、細分化方法同士がどの程度関連しているかを知るために、クラマーの属性相関係数を求める。各属性をs個、t個のカテゴリーに分類するとし、各横行、各縦列においてそれぞれ度数が0でないセルがひとつしかない場合、それらの属性同士は完全関連であるという(表2参照)。クラマーの属性相関係数Crは以下のように定義され、完全関連のとき1、無関連のとき0の値を取る(安田・海野1977)。

$$Cr = \sqrt{\frac{\sum_i \sum_j \frac{f_{ij}^2}{n_i \cdot n_j} - 1}{t - 1}}, s \geq t$$

ただし、i(i=1, 2, ..., s)、j(j=1, 2, ..., t)は各属性のカテゴリー番号、 f_{ij} はカテゴリーi、jの条件を同時に満たすデータの頻度、 n_i はカテゴリーiに属するデータ数、 n_j はカテゴリーjに属するデータ数である。つまり2つの細分化方法間の属性相関係数が1に近い場合は、その2つの細分化方法が類似の細分化方

表4 各細分化方法およびモデルにおける相対誤差の平方の面積

順位	細分化基準	モデル	(相対誤差) ² の平均
相-1	土地面積	単価	0.0198
相-2	築年数	単価	0.0209
相-3	住宅専有面積	単価	0.0210
相-4	住宅専有面積	価格	0.0213
相-5	地	単価	0.0218
相-6	土地面積	価格	0.0220
相-7	築年数	価格	0.0242
相-8	駅徒歩	単価	0.0243
相-9	新築・中古	単価	0.0243
相-10	地	価格	0.0243
相-11	道路付	単価	0.0244
相-12	駅徒歩	価格	0.0245
相-13	道路幅	単価	0.0251
相-14	用途地域	単価	0.0261
相-15	用途地域	価格	0.0264
相-16	道路幅	価格	0.0273
相-17	道路付	価格	0.0306
相-18	新築・中古	価格	0.0315
細分化なし (世田谷区全体)		価格 単価	0.0440 0.0307

表5 各細分化方法およびモデルにおける絶対誤差の絶対値の平均

順位	細分化基準	モデル	絶対誤差 の平均
絶-1	地	単価	972.9
絶-2	土地面積	単価	990.8
絶-3	地	価格	994.3
絶-4	住宅専有面積	価格	996.5
絶-5	住宅専有面積	単価	997.4
絶-6	土地面積	価格	1023.9
絶-7	駅徒歩	価格	1038.7
絶-8	築年数	単価	1051.1
絶-9	築年数	価格	1068.7
絶-10	駅徒歩	単価	1073.6
絶-11	道路幅	価格	1075.9
絶-12	道路幅	単価	1078.5
絶-13	道路付	単価	1096.5
絶-14	用途地域	価格	1099.6
絶-15	新築・中古	単価	1121.9
絶-16	用途地域	単価	1143.0
絶-17	道路付	価格	1147.3
絶-18	新築・中古	価格	1168.3
細分化なし (世田谷区全体)		価格 単価	1436.7 1253.3

法であることを示している。類似の細分化方法を数多く検討しても新しく得られる知見は少ないと考えられる。表3に属性相関係数を求めた結果を示す。

物件が新築・未入居か、中古かによる細分化と築年数による細分化は当然のことながら、0.9146という高い属性相関係数を取る。ただし、築6年以上10年以下でも未入居の物件があるため、これら2つの属性による細分化は完全には一致しない。この組み合わせを除けば、ここで検討している細分化方法間の属性相関係数は0.0469~0.5148で、いずれも他の細分化方法と強い相関を持つものではない。しかし、この中で0.5148は比較的大きな値である。すなわち住宅専有面積に基づいて細分化すれば、土地面積による細分化がある程度反映されることになる。したがって、以下の分析を解釈する際には両者の関連を考慮する必要がある。

4 ヘドニック回帰分析

今回検討した線形回帰モデルは、被説明変数として①価格、②単価を用いた2通りである

表6 各細分化方法およびモデルにおける自由度調整済み決定係数

順位	細分化基準	モデル	自由度調整済み決定係数
決-1	地	価格	0.9068
決-2	駅徒歩	価格	0.9028
決-3	住宅専有面積	価格	0.9021
決-4	土地面積	単価	0.8976
決-5	築年数	価格	0.8970
決-6	道路幅	価格	0.8941
決-7	土地面積	価格	0.8897
決-8	用途地域	価格	0.8859
決-9	地	単価	0.8858
決-10	住宅専有面積	単価	0.8819
決-11	道路付	単価	0.8816
決-12	道路付	価格	0.8802
決-13	新築・中古	価格	0.8759
決-14	道路幅	単価	0.8758
決-15	築年数	単価	0.8738
決-16	駅徒歩	単価	0.8737
決-17	新築・中古	単価	0.8531
決-18	用途地域	単価	0.8442
細分化なし (世田谷区全体)		価格 単価	0.8648 0.7856

(以下、それぞれを価格モデル、単価モデルと呼ぶ)。また、本稿の回帰分析では5%有意の説明変数を採用するステップワイズ法を用いている。

表4に各細分化方法およびモデルにおける相

表7-各市場細分化方法のF統計量

		細分化基準								
		住宅専有面積	土地面積	駅徒歩	用途地域	新築・中古	道路幅	道路付	築年数	地域
モデル	価格	1.6537	1.5334	1.7404	1.4823	1.3631	1.5978	1.4161	1.6426	1.4004
	単価	1.8158	2.0857	1.6840	1.3777	1.4610	1.7257	1.6882	1.7101	1.9084

対誤差の平方の平均を昇順で、表5に各細分化方法およびモデルにおける絶対誤差の絶対値の平均を昇順で、表6に各細分化方法およびモデルにおける推定値と実績値の自由度調整済み決定係数を降順で示す。ただし、相対誤差は(推定誤差)/(実績値)で算出し、単価モデルでは予測単価に面積をかけ、予測価格に変換した後に相対誤差、絶対誤差と決定係数を算出している。またここで、相対誤差、絶対誤差が小さい順に相-1、相-2、…、絶-1、絶-2、…、決定係数が高い順に決-1、決-2、…、と順位をつける。

同じモデルで比較すると、市場細分化は細分化をしない場合の価格推定よりも小さい相対誤差、絶対誤差および高い決定係数を実現することがわかる。不動産鑑定において重要な相対誤差について見ると、単価モデル、価格モデルの両モデルにおいて土地面積、築年数、住宅専有面積に基づく細分化により、従来の地域分割による細分化よりも精度の高い価格推定が可能となる。

また、相対誤差と絶対誤差の関係について考察すると、駅徒歩による細分化の価格モデル、道路幅による細分化の価格モデルでは絶対誤差の順位は高いが相対誤差の順位は低い。すなわち、実績値が小さいサンプルで絶対誤差が大きくなっている。反対に、築年数による細分化の単価モデル、新築・中古による細分化の単価モデル、用途地域による細分化の単価モデルでは絶対誤差の順位は低い相対誤差の順位は高い。すなわち、実績値が大きいサンプルで絶対誤差が大きくなっている。このケースに該当するのは上記のとおり単価モデルのみである。これは、予測単価に面積をかけ、予測価格に変換した後

に誤差を算出しているため、単価予測の際に同程度の誤差が生じている場合には面積が大きくなるほど誤差も増幅されることに起因していると推測される。

5 市場細分化の有意性を検証するF検定

市場細分化の有意性について検討するためのF検定を行なう。F統計量は以下の式で与えられる。

$$F_{n-p, \sum(n_i-v_i)} = \frac{\frac{SSE_w}{n-p}}{\frac{SSE_s}{\sum(n_i-v_i)}}$$

ただし、SSE_wは細分化をしない推定モデルの誤差平方和、nは全体の取引件数、pは細分化をしない推定モデルのパラメータ数、SSE_sは細分化をした推定モデルの誤差平方和、n_iはサブマーケットi内の取引件数、v_iはサブマーケットiの価格推定式のパラメータ数である。

表7に各市場細分化方法のF統計量を示す。これらはすべて0.1%水準で有意である。したがって、市場細分化を行なった場合、市場細分化を行なわない場合よりも誤差の分散が有意に小さくなるということが検証された。

6 市場細分化方法による価格予測精度の差異の検証

次に、市場細分化方法による価格予測精度の差異を検証するために、以下の式を考える。

$$Y_i = \left(1 - \sum_{j \neq k} \alpha_j\right) \hat{Y}_{i,k} + \sum_{j \neq k} \alpha_j \hat{Y}_{i,j} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\Leftrightarrow (Y_i - \hat{Y}_{i,k}) = \sum_{j \neq k} \alpha_j (\hat{Y}_{i,j} - \hat{Y}_{i,k}) + \varepsilon$$

ただし、Y_iは物件iの取引価格、 $\hat{Y}_{i,j}$ は細分化方法jを用いて推定した物件iの価格である。

表 8 - 市場細分化方法比較のための回帰分析結果

(a) 価格モデル

基準細分化方法	住宅専有面積	土地面積	駅徒歩	用途地域	新築・中古	道路幅	道路付	築年数	地域
自由度調整済み決定係数	0.193	0.286	0.189	0.960	0.959	0.251	0.333	0.238	0.137
細分化方法 j	細分化方法 j による推定価格の係数 (α_j)								
住宅専有面積	—	0.281	0.278	0.281	0.278	0.278	0.294	0.249	0.278
土地面積	—	—	—	—	—	—	—	—	—
駅徒歩	0.224	0.226	—	0.224	0.226	0.224	0.240	0.190	0.224
用途地域	—	—	—	—	—	—	—	—	—
新築・中古	—	—	—	—	—	—	—	—	—
道路幅	0.167	0.169	0.167	0.176	0.174	—	0.190	0.140	0.167
道路付	—	—	—	—	—	—	—	—	—
築年数	—	—	—	—	—	—	—	—	—
地域	0.330	0.331	0.330	0.331	0.335	0.330	0.339	0.318	—
$\Sigma \alpha_j (j \neq k)$	0.721	1.007	0.775	1.012	1.013	0.832	1.063	0.897	0.669

(b) 単価モデル

基準細分化方法	住宅専有面積	土地面積	駅徒歩	用途地域	新築・中古	道路幅	道路付	築年数	地域
自由度調整済み決定係数	0.331	0.232	0.382	0.498	0.414	0.364	0.321	0.371	0.282
細分化方法 j	細分化方法 j による推定価格の係数 (α_j)								
住宅専有面積	—	—	—	—	—	—	—	—	—
土地面積	0.389	—	0.425	0.452	0.519	0.527	0.535	0.485	0.425
駅徒歩	0.287	0.226	—	0.337	—	0.226	—	0.215	0.302
用途地域	—	—	—	—	—	—	—	—	—
新築・中古	—	—	—	—	—	—	—	—	—
道路幅	—	0.248	—	—	—	—	0.363	0.230	—
道路付	—	—	—	—	—	—	—	—	—
築年数	—	—	—	—	—	—	—	—	—
地域	0.267	—	0.273	0.270	0.452	—	—	—	—
$\Sigma \alpha_j (j \neq k)$	0.943	0.474	0.698	1.059	0.971	0.753	0.898	0.930	0.727

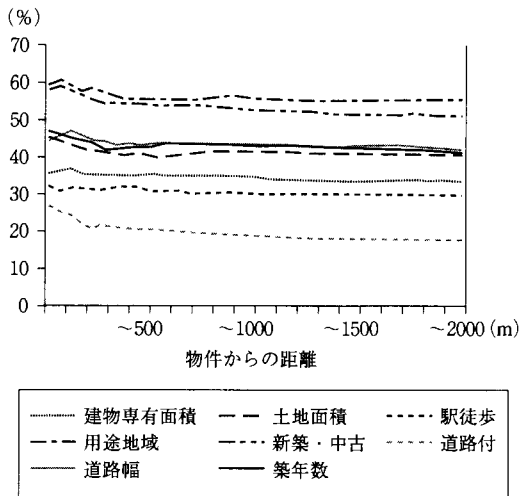
以下、細分化方法 k を基準細分化方法と呼ぶ。上式において $\alpha_j=0 (j \neq k)$ ならば、基準細分化方法を用いて推定した価格は実際の取引価格と有意に等しいといえる。一方、ある j について $\alpha_j \neq 0$ ならば、その細分化方法 j は基準細分化方法による推定価格の改善に寄与すると考えられる。したがって、(1)式 of 回帰分析を行えば、各細分化方法の重要度を知ることができる。なお、この方法論の妥当性および詳細については Davidson and MacKinnon (1981)、Goodman and Dubin (1990) を参照されたい。

表 8 に各細分化方法を基準とした場合 of 回帰式(1) of 自由度調整済み決定係数、および α_j の値を示す。 α_k は 5% 有意のもののみを示して

いる。

$\Sigma \alpha_j (j \neq k)$ がほぼ 1 となる場合は、そのときの基準細分化方法 of ウェイトがほぼゼロ、つまりその細分化は精度向上に寄与しない、また、決定係数が低い場合は他の細分化方法を用いた推定価格を考慮しても改善は見られず、その基準細分化方法 of 精度が十分に高いといえる。すなわちこの結果から見ると、価格モデルにおいては住宅専有面積、駅徒歩、道路幅、地域による細分化が予測精度 of 向上に重要、単価モデルにおいては土地面積、駅徒歩、道路幅、地域による細分化が重要であると言える。土地面積による細分化は単価モデルでもっとも重要であると言える。また、ここで多重共線性 of 問題があ

図2—同一サブマーケットに該当する類似物件の割合



るのは価格モデルにおいて基準細分化方法を用用途地域、新築・中古としたときである。したがって、本研究で検討した9種類の市場細分化のうち、住宅専有面積、土地面積、駅徒歩、道路幅、地域による細分化方法が、用途地域、新築・中古、道路付、築年数による細分化方法よりも、予測価格精度の向上に与える影響は大きいということがわかった。また住宅専有面積、土地面積、駅徒歩、道路幅、地域による細分化方法は、第4節で行なったヘドニック回帰分析においても比較的小さい絶対誤差と高い決定係数を実現している(表5、表6)。

以上の結果より、住宅市場を細分化する際には不動産物件の住宅専有面積、土地面積、前面道路幅員、最寄り駅までの所要時間、地域に着目する必要があると言える。これは、不動産の価格は駅徒歩に大きく影響されるという実務上の認識とも一致している。反対に、不動産物件の立地する用途地域や、物件が新築・未入居か中古か、道路付、築年数についてはそれほど細分化の必要性がないということがわかった。

また、細分化されて同じサブマーケットに入る物件については取引事例比較法を用いて価格を推定すれば、精度の高い価格推定が可能となる。複数の特性に基づいて細分化を行ない、仮にまったく同じサブマーケット内に比較対象と

する物件が存在しない場合は、不動産物件の立地する用途地域や物件が新築・未入居か中古か、道路付が一致するかどうか、築年数の条件から緩めて比較対照物件を選択すればよいと言える。

7 距離帯別に見た類似物件割合の変化

評価対象物件からの距離に応じて類似物件の割合がどのように変化するかを分析する。この分析により、距離の近い物件から比較対照物件を選択するという従来の方法は、実質的にどの特性による細分化を行なっているのかを知ることができる。

674件について、各物件から50m刻みの距離帯内に存在する物件のうち、各特性について同じサブマーケットに該当する物件の割合を求めた。ここで用いるサブマーケットは住宅専有面積、土地面積、駅徒歩、用途地域、新築・中古、道路幅、道路付、築年数の8つの特性に基づいて細分化したものである。各特性について同じサブマーケットに該当する物件の割合を算出した結果を図2に示す。

この結果からは、物件からの距離が約250mまでは類似物件の割合が減少し、250m以上離れると類似物件の割合はほぼ一定となることがわかる。8つの特性のうち、土地面積や用途地域、新築・中古、築年数、道路付は物件からの距離による類似物件割合減少の程度が大きい。したがって、従来の地域割りによる市場細分化は実質的にこれらの特性による細分化を加味していると推測できる。また、土地面積による細分化は、狭小な宅地が多いか、あるいはゆったりとした敷地をもつ物件が多いかという地域の特色もある程度反映していると考えられる。

駅徒歩については1分違ってても違う距離帯に入ることがある、あるいは徒歩5分は約400mに相当し、多少離れても同じ距離帯に入るため、本分析の結果では距離が近くても類似物件の割合はそれほど高くないと結論づけられる。しかし、本来は物件間の距離が短ければ駅徒歩分数の値も類似しているはずであり、従来の地域割

りによる細分化は駅徒歩分数による市場細分化も行なっていると推測できる。

おわりに

本稿では、不動産物件の特性に着目した住宅市場細分化方法について検討した。その結果、不動産物件の特性に着目した細分化方法は、従来用いられてきた地域分割による細分化方法よりも高い精度あるいは同等の精度の価格予測を可能にすることがわかった。また、市場細分化を行なうことで、細分化を行わない場合よりも誤差の分散が有意に小さくなるということも検証された。さらに今回の分析では、住宅専有面積、土地面積、最寄り駅までの所要時間、前面道路幅員、地域による細分化方法が他の細分化方法に比べて重要であることがわかった。とくに消費者の違い、すなわち市場構造の違いを反映できるような特性に着目すると良い推定結果が得られる。また、物件からの距離と類似物件割合の分析により、従来の地域割りによる市場細分化は実質的に、土地面積、最寄り駅までの所要時間、用途地域、新築・中古、築年数、道路付による細分化を加味していると推測できる。今後は細分化の基準をいかに最適化するか、また、消費者の性質の違いを反映するためには、本稿で検討した特性以外にどのような特性に基づいて細分化を行なえばよいかといった課題に取り組む余地があると考えられる。

*本研究を進めるにあたって、岡部篤行、金本良嗣、貞広幸雄、清水千弘、高橋明子、中川雅之、星野俊樹、森泉陽子、山崎福寿の諸氏および住宅経済研究会のメンバーより有益なコメントを受けた。また、本研究は文部科学省科学研究費補助金の助成を受けた。ここに記して謝意を表す。

本研究は、東京大学空間情報科学研究センターの研究用空間データ利用を伴う共同研究（研究番号53）による成果であり、ゼンリン提供のZmapのデータを利用した。

参考文献

Bourassa, S. C., M. Hoesli and V. S. Peng (2003) "Do Housing Submarket Really Matter?" *Journal of*

Housing Economics, 12, pp.12-28.

Davidson, R. and J. G. MacKinnon (1981) "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses," *Econometrica*, 49(3), pp. 781-793.

Goodman, A. C. and R. A. Dubin (1990) "Sample Stratification with Non-nested Alternatives: Theory and Hedonic Example," *Review of Economics and Statistics*, 72(1), pp.168-173.

Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (1998) "Housing Market Segmentation," *Journal of Housing Economics*, 7, pp.121-143.

Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (2003) "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy," *Journal of Housing Economics*, 12, pp. 181-201.

Tanaka, M. and Y. Asami (2004) "Subdivision of Housing Markets Based on the Characteristics of Real Estate," Discussion Paper No.96, Department of Urban Engineering, University of Tokyo.

Thibodeau, T. G. (2003) "Marking Single-Family Property Values to Market," *Real Estate Economics*, 31(1), pp.1-22

Wang, K. and M. L. Wolverton (2002) *Real Estate Valuation Theory*, Kluwer Academic Pub.

浅見泰司編 (2001)『住環境——評価方法と理論』東京大学出版会。

緒方政照 (2000)「住宅画地の地価評価における類似地選定の意義とその手法に関する研究」東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修士論文。

紀谷文樹・関根孝・入江建久・宿谷昌則編 (1988)『建築環境設備学』彰国社。

日本不動産学会編 (2002)『不動産学事典』住宅新報社。
安田三郎・海野道郎 (1977)『社会統計学』改訂2版、丸善。

地域別にみた分野別社会資本の生産性

村田 治・森澤龍也

はじめに

近年、アメリカにおける社会資本の生産性効果についての Aschauer (1989) などの実証研究に刺激されて¹⁾、わが国の社会資本の生産性効果についても数多くの実証研究が精力的に行なわれてきた。その研究対象は、日本経済全体の社会資本ストックの生産性効果を推計する初期のものから、地域別社会資本の生産性効果を分析するものなどさまざまな観点から研究されている。とくに、クロスセクション・データを用いた地域別社会資本の生産性効果の実証研究においては、公共投資の所得再分配効果や生産性効果のスピルオーバーなどの問題にも焦点が当てられ、精力的な研究が数多くなされてきている。しかしながら、分野別社会資本の生産性効果の実証研究に関しては、竹中・石川 (1991)、三井・井上・竹澤 (1995)、吉野・中東 (1999)、村田 (2001)、村田・森澤 (2003) などのいくつかの研究成果があるにとどまる²⁾。

本稿では、これらの先行研究の成果をふまえ、都道府県別データによるコブ=ダグラス型生産関数のパネル推計を行ない、分野別社会資本の生産性効果を考察する。また、社会資本の分類に関しては4分野に分けた場合と9分野に分けた場合を分析し、どのような分野の社会資本が生産性に有効であるかを検証していきたい。さらに、全国の都道府県(沖縄県を除く)を10地域に分割した地域ダミーを用いた推計を行ない、どの地域のどの分野の社会資本が生産に対して

効率的であるかを吟味し政策提言を行ないたい³⁾。

1 コブ=ダグラス型生産関数の推計

推計式とデータ

本節では、コブ=ダグラス型生産関数

$$Y = AL^{\beta_1} K^{\beta_2} G^{\beta_3} \quad (1)$$

$$Y = AL^{\beta_1} K^{\beta_2} \prod_k G_k^{\beta_{2+k}} \quad (2)$$

$$Y = AL^{\beta_1} K^{\beta_2} G_k^{\beta_3} \quad (3)$$

を対数線形化した次式を推計しよう。

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(L_{i,t}) + \beta_2 \ln(K_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{i,t}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(L_{i,t}) + \beta_2 \ln(K_{i,t}) + \sum_k \beta_{2+k} \ln(G_{k,i,t}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(L_{i,t}) + \beta_2 \ln(K_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{k,i,t}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

ただし、 Y_i ：第 i 都道府県の県内総生産、 L_i ：第 i 都道府県の労働(マン・アワー)、 K_i ：第 i 都道府県の民間資本ストック、 G_i ：第 i 都道府県の社会資本(合計)、 $G_{k,i}$ ：第 i 都道府県の第 k 分野社会資本ストック、 ε_t ：誤差項、 $\ln(\cdot)$ ：自然対数。

分野別社会資本の分類に関しては、以下のような4分類と9分類の2種類の方法で推計している。まず、9分類に関しては、

G_1 ：農林漁業施設

G_2 ：道路(国県道・有料道路)

G_3 ：港湾・空港

G_4 ：運輸・通信業(旧電電公社・国鉄)

G_5 ：運輸・通信業(その他)

(村田氏写真)

むらた・おさむ
1955年東京都生まれ。1980年関西学院大学経済学部卒業。1985年同大学大学院経済学研究科博士課程後期課程単位取得。1998年博士学位授与。関西学院大学経済学部専任講師、助教授などを経て、1996年より同教授。
著書：「公債と財政赤字のマクロ理論」(有斐閣)ほか。

(森澤氏写真)

もりさわ・たつや
1976年兵庫県生まれ。1999年関西学院大学経済学部卒業。2000年同大学大学院経済学研究科博士課程後期課程単位取得。2005年より流通科学大学商学部講師。
論文：「土地資産を考慮した消費に基づく資産価格モデルの推計」ほか。

G₆: 道路 (市町村道)

G₇: 都市公園・自然公園・下水道・上水道

G₈: 社会保険・社会福祉施設・学校・病院

G₉: 治山・治水施設

となっており、また、4分類に関しては、

G₁: 農林水産基盤 [=農林漁業施設]

G₂: 産業基盤 [=道路(国県道・有料道路)
+港湾・空港]

G₃: 運輸・通信基盤 [=運輸・通信業(旧
電電公社・国鉄・その他)]

G₄: 生活基盤 [=道路(市町村道)+都市公園・自然公園・下水道・上水道+社会
保険・社会福祉施設・学校・病院]

となっている。ここで、4分類別社会資本ストックのカッコの中は、対応する9分類別社会資本ストックを示している。

推計結果

表1はコブ=ダグラス型生産関数の推計結果である。推計期間は1975~1998年度で、沖縄県を除く46都道府県のパネルデータを用いている。表中のadj.R²は自由度修正済み決定係数、P値はハウスマン検定統計量の右側確率(有意水準)を表す。分野別社会資本の分類に関しては、4分類と9分類の2種類の方法で推計している。

表1には、最小二乗法(OLS)による推定結果と、固定効果モデル、変量[ランダム]効果モデルのうちハウスマン検定によって選択されたモデルの推定結果を掲載している。ハウスマン検定によると、5%有意水準のもとで、特定化の誤りがないという帰無仮説が棄却される。したがって、今回の推定では固定効果モデルが

採択された。

まず、4分野別社会資本に関する推計結果をみてみよう⁴⁾。4分野別社会資本すべてを含めた推計結果では、「産業基盤」および「生活基盤」型社会資本がOLS推計と固定効果推計において有意な正の生産性効果を有する一方で、「運輸通信基盤」型社会資本などが負の生産性効果をもつ。各分野の社会資本を説明変数とした推計においては、「農林漁業基盤」「産業基盤」および「生活基盤」型社会資本は生産に有意の効果を持つが、「運輸通信基盤」型社会資本に関しては、固定効果モデルにおいて、弾力性が有意に負との結果となっている。

次に、9分野別社会資本に関する推計結果をみる。9分野の社会資本すべてを含めた推計結果においては、固定効果推計で有意な正の生産性効果を有するのは、「道路(国県道・有料道路)」「空港・港湾」および「道路(市町村道)」である。逆に、「運輸・通信」関連の社会資本は生産に対して有意にマイナスとの結果が出ている。「社会保険・社会福祉施設・学校・病院」および「治山・治水施設」関連の社会資本も正の生産性効果を有するが、必ずしも有意ではない⁵⁾。ただし、各分野の社会資本を説明変数とした推計では、固定効果モデルにおける「運輸・通信」を除いて、いずれの分野も有意な正の生産性効果をもつ結果となっている。弾力性の大きさでは、「治山・治水」の0.349がもっとも大きく、次いで、「社会保険・社会福祉施設・学校・病院」の0.281、「道路(市町村道)」の0.222、「道路(国県道・有料道)」の0.210、「農林漁業施設」の0.198、「都市公園・

表1 コブ=ダグラス型生産関数の推計結果

被説明変数 = ln(Y)

(a) 社会資本合計

		ln(L)	ln(K)	ln(G)	adj.R ²	p 値
OLS	係数	0.607	0.233	0.336	0.980	
	t 値	56.702	35.421	30.545		
固定効果	係数	0.554	0.307	0.323	0.997	0.000
	t 値	17.529	23.881	22.548		

(b) 4 分野別社会資本

		ln(L)	ln(K)	ln(G ₁) 農林水産基盤	ln(G ₂) 産業基盤	ln(G ₃) 運輸通信基盤	ln(G ₄) 生活基盤	adj.R ²	p 値
OLS	係数	0.568	0.171	-0.080	0.028	-0.006	0.391	0.988	
	t 値	39.708	30.325	-14.358	2.225	-0.567	32.499		
固定効果	係数	0.696	0.283	0.046	0.118	-0.104	0.145	0.998	0.000
	t 値	19.813	22.391	2.675	6.213	-8.247	7.106		
OLS	係数	0.802	0.322	0.017				0.963	
	t 値	67.179	40.027	2.351					
固定効果	係数	0.610	0.416	0.198				0.997	0.000
	t 値	17.620	38.814	16.889					
OLS	係数	0.724	0.266		0.190			0.972	
	t 値	66.296	35.334		19.186				
固定効果	係数	0.673	0.349		0.237			0.997	0.000
	t 値	21.025	32.536		23.305				
OLS	係数	0.718	0.328			0.067		0.963	
	t 値	30.507	41.700			3.882			
固定効果	係数	0.538	0.586			-0.036		0.996	0.000
	t 値	13.218	128.669			-2.418			
OLS	係数	0.612	0.178				0.352	0.985	
	t 値	70.119	28.848				40.906		
固定効果	係数	0.480	0.292				0.279	0.997	0.001
	t 値	15.288	22.076				22.905		

自然公園・下水道・上水道」の0.187の順に大きい⁶⁾。OLS、固定効果モデルの両方で安定的な弾力性が得られているのは、「道路（国県道・有料道路）」、「道路（市町村道）」および「治山・治水」である。ここで、「都市公園・自然公園・下水道・上水道」の社会資本は居住環境と密接に関連しているので、住宅関連社会資本と捉えることもできよう。その意味で、住宅関連の社会資本はプラスの生産性効果を有していると解釈することも可能である。

2 地域係数ダミーによる生産関数の推計

前節の推計結果から、生産に対する分野別社会資本の弾力性を得ることはできるが、どの分野の社会資本がどの地域において不足あるいは過剰であるのかといった考察はできない。この問題を考察するために、以下では、地域係数ダミーを考慮してコブ=ダグラス型生産関数の推計を行なう。

推計式とデータ

$$\begin{aligned}
 \ln(Y_{i,t}) = & \alpha_i + \beta_1 \ln(L_{i,t}) + \beta_2 \ln(K_{i,t}) \\
 & + \beta_{30} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（北海道）} \\
 & + \beta_{31} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（東北）} \\
 & + \beta_{32} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（北関東）} \\
 & + \beta_{33} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（首都圏）} \\
 & + \beta_{34} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（中部）} \\
 & + \beta_{35} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（北陸）} \\
 & + \beta_{36} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（関西）} \\
 & + \beta_{37} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（中国）} \\
 & + \beta_{38} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（四国）} \\
 & + \beta_{39} \ln(G_{ki,t}) \times \text{地域ダミー（九州）} \\
 & + \varepsilon_t \tag{7}
 \end{aligned}$$

ただし、 α_i ：第 i 都道府県の個別効果、 Y_i ：第 i 都道府県の県内総生産、 L_i ：第 i 都道府県の労働（マン・アワー）、 K_i ：第 i 都道府県の民間資本ストック、 G_{ki} ：第 i 都道府県の第 k 分野社会資本ストック、 ε_t ：誤差項、 $\ln(\cdot)$ ：自然対数である。また、第 j 地域の地域ダミーを「第 i 都道府県が第 j 地域に属する場合は 1 を

(c) 9分野別社会資本

		ln(L)	ln(K)	ln(G ₁) 農林漁業 施設	ln(G ₂) 道路 (国道道 有料道 路)	ln(G ₃) 港湾・ 空港	ln(G ₄) 運輸通信 (旧2公 社・政府 企業)	ln(G ₅) 運輸通信 (その他)	ln(G ₆) 道路 (市町村 道)	ln(G ₇) 都市公園 ・自然公 園・下水 道・上水 道	ln(G ₈) 社会保険 ・社会福 祉施設・ 学校・病 院	ln(G ₉) 治山・治 水施設	adj.R ²	p 値
OLS	係数	0.624	0.153	-0.056	0.050	-0.009	-0.025	-0.002	-1.26E-4	0.206	0.009	0.135	0.990	
	t 値	37.083	25.764	-7.663	2.836	-5.998	-2.555	-1.192	-0.007	11.919	0.424	5.422		
固定効果	係数	0.644	0.263	0.033	0.040	0.018	-0.125	-0.007	0.152	-0.008	0.047	0.039	0.997	0.000
	t 値	17.452	17.111	1.925	2.140	4.568	-10.070	-3.002	6.072	-0.472	1.849	1.107		
OLS	係数	0.802	0.322	0.017									0.963	
	t 値	67.179	40.027	2.351										
固定効果	係数	0.610	0.416	0.198									0.997	0.000
	t 値	17.620	38.814	16.889										
OLS	係数	0.737	0.250		0.210								0.974	
	t 値	71.306	33.286		21.471									
固定効果	係数	0.647	0.368		0.210								0.997	0.000
	t 値	20.171	36.104		22.734									
OLS	係数	0.797	0.326			4.68E-4							0.963	
	t 値	65.868	41.224			0.196								
固定効果	係数	0.505	0.561			0.022							0.996	0.000
	t 値	13.287	82.771			4.440								
OLS	係数	0.732	0.327				0.060						0.963	
	t 値	33.447	41.603				3.553							
固定効果	係数	0.541	0.587				-0.042						0.996	0.000
	t 値	13.439	128.388				-2.895							
OLS	係数	0.767	0.329					0.013					0.964	
	t 値	55.780	41.845					4.358						
固定効果	係数	0.505	0.584					-1.22E-4					0.996	0.000
	t 値	12.708	124.079					-0.039						
OLS	係数	0.725	0.239						0.200				0.975	
	t 値	71.123	31.946						23.147					
固定効果	係数	0.469	0.311						0.222				0.997	0.000
	t 値	14.879	24.766						22.736					
OLS	係数	0.647	0.148							0.294			0.988	
	t 値	85.854	25.119							47.066				
固定効果	係数	0.574	0.331							0.187			0.997	0.000
	t 値	16.740	21.393							16.926				
OLS	係数	0.572	0.202								0.404		0.982	
	t 値	54.204	30.631								34.138			
固定効果	係数	0.406	0.371								0.281		0.997	0.000
	t 値	12.205	32.254								19.566			
OLS	係数	0.597	0.220									0.355	0.982	
	t 値	59.227	34.890									34.444		
固定効果	係数	0.553	0.279									0.349	0.997	0.001
	t 値	17.219	18.897									21.418		

とり、属さない場合は0をとるダミー変数」とし、各地域ダミーにおいて1の値をとる都道府県は次のとおりである。

北海道ダミー：北海道

東北ダミー：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、新潟県

北関東ダミー：茨城県、栃木県、群馬県、山梨県

首都圏ダミー：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

中部ダミー：長野県、岐阜県、静岡県、愛知県、三重県

北陸ダミー：富山県、石川県、福井県

関西ダミー：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県

中国ダミー：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国ダミー：徳島県、香川県、愛媛県、高知県

九州ダミー：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県

このことは、全国46の都道府県を北海道地方から九州地方までの10の地域に分割することを意味する⁷⁾。

表2-地域ダミーを用いた生産関数の推定結果

(a) 社会資本全分野

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G	0.334 (12.4)	0.177 (8.64)	0.234 (9.98)	0.417 (20.3)	0.237 (10.4)	0.282 (12.1)	0.288 (16.1)	0.257 (14.5)	0.254 (14.7)	0.241 (14.0)

(b) 4分野別社会資本

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G ₁	0.272 (10.3)	0.08 (4.56)	0.135 (6.04)	0.397 (17.5)	0.15 (6.88)	0.24 (9.12)	0.199 (12.9)	0.164 (11.3)	0.188 (11.6)	0.142 (11.3)
G ₂	0.312 (12.2)	0.133 (7.89)	0.187 (9.13)	0.34 (20.2)	0.169 (9.27)	0.225 (11.1)	0.209 (15.0)	0.19 (14.6)	0.184 (14.9)	0.19 (14.1)
G ₃	0.123 (1.57)	-0.133 (-4.64)	-0.034 (-0.751)	0.208 (5.02)	0.007 (0.167)	0.036 (0.57)	0.01 (0.254)	-0.013 (-0.291)	-0.103 (-1.96)	-0.139 (-3.96)
G ₄	0.263 (12.9)	0.155 (9.73)	0.193 (10.7)	0.354 (21.6)	0.196 (11.4)	0.213 (12.9)	0.241 (17.3)	0.218 (15.5)	0.24 (15.3)	0.231 (15.2)

(c) 9分野別社会資本

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G ₁	0.272 (10.3)	0.08 (4.56)	0.135 (6.04)	0.397 (17.5)	0.15 (6.88)	0.24 (9.12)	0.199 (12.9)	0.164 (11.3)	0.188 (11.6)	0.142 (11.3)
G ₂	0.298 (12.0)	0.113 (7.60)	0.162 (9.15)	0.308 (19.9)	0.149 (9.15)	0.202 (10.7)	0.195 (15.9)	0.179 (14.7)	0.156 (15.0)	0.178 (14.4)
G ₃	0.214 (7.18)	-0.068 (-4.06)	-0.014 (-2.42)	0.244 (14.5)	-0.018 (-1.01)	0.079 (3.65)	0.035 (6.79)	0.065 (5.26)	0.092 (5.11)	0.043 (3.87)
G ₄	0.071 (0.883)	-0.14 (-4.99)	-0.0698 (-1.53)	0.204 (4.87)	0.0119 (0.278)	0.0098 (0.146)	-0.073 (-1.81)	0.0321 (0.761)	-0.067 (-1.28)	-0.088 (-2.67)
G ₅	0.249 (4.47)	0.022 (1.91)	-0.001 (-0.077)	0.102 (8.68)	-0.009 (-1.57)	0.022 (2.52)	0.023 (3.92)	-0.081 (-3.14)	-0.022 (-3.26)	-0.036 (-4.83)
G ₆	0.236 (12.5)	0.119 (8.97)	0.16 (10.4)	0.274 (21.3)	0.161 (11.1)	0.198 (12.4)	0.21 (16.8)	0.185 (15.1)	0.167 (14.8)	0.172 (14.5)
G ₇	0.198 (11.9)	0.094 (7.44)	0.109 (8.08)	0.296 (19.3)	0.126 (8.85)	0.14 (10.8)	0.189 (14.9)	0.144 (13.0)	0.17 (12.8)	0.156 (12.5)
G ₈	0.299 (11.0)	0.125 (6.31)	0.18 (7.87)	0.396 (19.3)	0.179 (8.53)	0.205 (10.2)	0.225 (14.5)	0.233 (13.0)	0.272 (13.0)	0.252 (12.4)
G ₉	0.336 (12.3)	0.178 (8.20)	0.218 (9.25)	0.395 (19.5)	0.239 (9.93)	0.264 (11.4)	0.308 (15.2)	0.278 (13.8)	0.281 (13.9)	0.237 (12.9)

推計結果

推計方法は最小二乗法 (OLS) とパネル推計 (ハウスマン検定によって固定効果モデルが採択された) を試みたが、以下では固定効果モデルの推計結果を示そう。推定結果は表2にまとめている。社会資本に関しては、これまでと同様に、全分野、4分野別、9分野別の社会資本のそれぞれについて推計を行なった。推計期間は1975~1998年度で、沖縄県を除く46都道府県のパネルデータを用いている。表中の数値は生産に対するそれぞれの分野別社会資本の弾力性を示している。また、カッコ内の数値はt値である。

生産の分野別社会資本に対する弾力性

ここで、コブ=ダグラス型生産関数、および

地域ダミーを用いた推計から得られた4分類と9分類による分野別社会資本の生産に対する弾力性を比較すると、表3のようになる⁸⁾。

まず、4分野別の社会資本については、生産関数の推計や地域ダミーを用いた推計で運輸・通信基盤社会資本が生産に対してマイナスの効果をもつことになっているのを除いて⁹⁾、分野別社会資本の推計においては生産に有意に正の効果を持つ結果となっている。また、それぞれの分野別社会資本の弾力性は、コブ=ダグラス型生産関数での推計と地域ダミーを用いた推計ではほぼ同じような値となっており、推計結果の頑健性を示していると思われる。言い換えれば、このことは地域ダミーを用いた推計結果の妥当性を意味していると考えられる。

また、9分野別の社会資本についても、港

湾・空港関連と、運輸・通信関連の社会資本を除いたほとんどの分野において生産性効果が有意となっている。とくに、4分野別社会資本について得られた結果と同様に、地域ダミーを考慮しない生産関数の推計結果では、運輸・通信分野の社会資本が生産に対して有意にマイナスの効果を持つ結果となっている。弾力性の値が大きく生産に対する効果が高い分野別社会資本としては、治山・治水、社会保険・学校施設、道路（国県道・有料道路）などがあげられる¹⁰⁾。また、4分野別の場合と同じように、それぞれの分野別社会資本の弾性値は、コブ=ダグラス型生産関数での推計と地域ダミーを用いた推計ではほぼ同じような値をとっており、これらの推計結果の頑健性が高いことを示していると思われる¹¹⁾。以下では、これらの推計結果をもとに、地域ごとの分野別社会資本の生産に対する限界生産性を考察しよう。

3 分野別社会資本の生産性効果

本節では、これまでの生産関数についての推計結果を整理し、分野別社会資本の限界生産性について考察したい。言い換えれば、社会資本の限界生産性から、どの地域のどの分野の社会資本が不足または過剰であるかを検証しよう。

地域別・分野別社会資本の限界生産性

まず、表2における地域別に計った生産の社会資本弾力性を用いて、地域別の分野別社会資本の限界生産性を計算したのが表4である。なお、社会資本の限界生産性は次式で与えられる。

$$MPK_{kj} = \beta_s \left(\frac{\bar{Y}_j}{\bar{G}_{kj}} \right) \quad (8)$$

ただし、 MPK_{kj} ：第j地域の第k分野社会資本の限界生産性、 β_s ：(7)式における生産の社会資本弾力性（ $s=30, 31, \dots, 39$ ）、 \bar{Y}_j ：第j地域の県内総生産の平均値、 \bar{G}_{kj} ：第j地域の第k分野社会資本の平均値。また、*印以外の推計値は5%水準で有意である。

表3 生産の社会資本弾力性

(a) 社会資本全分野

	コブ=ダグラス型 生産関数	地域ダミーを考 慮した生産関数
社会資本全分野	0.323	0.272

(b) 4分野別社会資本

	コブ=ダグラス型 生産関数	地域ダミーを考 慮した生産関数
農林水産基盤	0.198	0.175
産業基盤	0.237	0.221
運輸・通信基盤	-0.036	0.039*
生活基盤	0.279	0.251
分野別の平均値	0.170	0.172
社会資本全分野	0.323	0.272

(c) 9分野別社会資本

	コブ=ダグラス型 生産関数	地域ダミーを考 慮した生産関数
農林漁業施設	0.198	0.175
道路(国県道・有料道路)	0.210	0.199
港湾・空港	0.022	0.079*
運輸・通信(旧2公社等)	-0.042	0.028*
運輸・通信(その他)	-0.0001*	0.050*
道路(市町村道)	0.222	0.193
公園・水道	0.187	0.199
社会保険・学校施設	0.281	0.253
治山・治水	0.349	0.290
分野別の平均値	0.159	0.163
社会資本全分野	0.323	0.272

注) *以外は5%水準で有意。

分野別社会資本の生産性効果

表3で見たように、生産関数の推計結果と地域ダミーを用いた推計結果では、分野別社会資本の弾力性の値に関してほぼ同じような値が得られ、上でも述べたように地域ダミーを用いた推計結果の頑健性は高いと考えられる。そこで、表4の限界生産性の値から、分野別社会資本の生産効果に関して、地域による順序づけを行なうと、表5のようになる。

この表からわかるように、4分野別社会資本、9分野別社会資本のどちらにおいても、社会資本の限界生産性をもっとも高い地域は首都圏であり、次に限界生産性が高いのは運輸・通信分野で北海道、それ以外の分野で関西地方の順になっている。もっとも限界生産性が低い地域は、運輸・通信分野を除き、東北地方となっている。また、この表5から、住宅と密接な関連を持つ

表4-地域別の社会資本の限界生産性

(a) 社会資本全分野

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G	0.126	0.092	0.184	0.450	0.207	0.160	0.255	0.157	0.139	0.140

(b) 4分野別社会資本

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G ₁	0.580	0.266	1.105	21.479	1.317	0.896	4.799	1.023	0.777	0.652
G ₂	0.504	0.335	0.794	2.427	0.742	0.620	1.027	0.494	0.376	0.506
G ₃	0.224*	-0.395	-0.158*	1.639	0.033*	0.114*	0.054*	-0.038*	-0.253	-0.466
G ₄	0.392	0.285	0.422	0.987	0.523	0.404	0.586	0.448	0.499	0.472

(c) 9分野別社会資本

	北海道	東北	北関東	首都圏	中部	北陸	関西	中国	四国	九州
G ₁	0.580	0.266	1.105	21.479	1.317	0.896	4.799	1.023	0.777	0.652
G ₂	0.590	0.344	0.760	2.756	0.747	0.660	1.281	0.548	0.388	0.640
G ₃	1.879	-0.950	-0.619	8.620	-0.620*	1.381	0.676	1.107	1.045	0.449
G ₄	0.282	-0.570	-0.506*	1.430	0.111*	0.069*	-0.614*	0.160*	-0.505*	-0.538
G ₅	5.777	2.031	-0.226*	6.600	-0.498*	1.894	0.774	-7.724	-3.919	-1.847
G ₆	1.178	0.845	1.663	5.507	1.881	1.664	2.989	1.712	1.394	1.457
G ₇	0.918	0.562	0.720	1.638	0.943	0.816	1.061	0.824	1.203	0.940
G ₈	1.171	0.532	0.859	3.077	1.148	0.861	1.376	1.146	1.237	1.219
G ₉	0.560	0.412	0.681	1.565	0.787	0.595	0.942	0.702	0.586	0.516

注) *以外は5%水準で有意な弾力性を用いて計算された値。

表5-限界生産性による社会資本の地域順位

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
全分野		首都圏	関西	中部	北関東	北陸	中国	九州	四国	北海道	東北
4分野	農林水産基盤	首都圏	関西	中部	北関東	中国	北陸	四国	九州	北海道	東北
	産業基盤	首都圏	関西	北関東	中部	北陸	九州	北海道	中国	四国	東北
	運輸・通信基盤	首都圏	北海道*	北陸*	関西*	中部*	中国*	北関東*	四国	東北	九州
	生活基盤	首都圏	関西	中部	四国	九州	中国	北関東	北陸	北海道	東北
9分野	農林漁業施設	首都圏	関西	中部	北関東	中国	北陸	四国	九州	北海道	東北
	道路(国道・有料道路)	首都圏	関西	北関東	中部	北陸	九州	北海道	中国	四国	東北
	港湾・空港	首都圏	北海道	北陸	中国	四国	関西	九州	北関東	中部*	東北
	運輸・通信(旧2公社等)	首都圏	北海道	中国*	中部*	北陸*	四国*	北関東*	九州	東北	関西*
	運輸・通信(その他)	首都圏	北海道	東北	北陸	関西	北関東*	中部*	九州	四国	中国
	道路(市町村道)	首都圏	関西	中部	中国	北陸	北関東	九州	四国	北海道	東北
	公園・水道	首都圏	四国	関西	中部	九州	北海道	中国	北陸	北関東	東北
	社会保険・学校施設	首都圏	関西	四国	九州	中国	北海道	中国	北陸	北関東	東北
	治山・治水	首都圏	関西	中部	中国	北関東	北陸	四国	北海道	九州	東北

注) *以外は5%水準で有意な弾力性を用いて計算された値。

「都市公園・自然公園・下水道・上水道」の社会資本は、首都圏、四国、関西、中部などの地域で限界生産性が高いことがわかる。次に、地域別・分野別社会資本の限界生産性の値に基づいて、どの地域のどの分野別社会資本が生産に効果的であるかを見ていこう。まず、表4における4分野別社会資本の限界生産性の値からベスト3とワースト3を表にすると表6のようになる。

表6からもわかるように、首都圏や関西地方

の社会資本については生産性効果が高いが、表5の地域順位で下位に位置する九州や東北、四国の運輸・通信基盤の社会資本の生産に対して生産性効果が低いのである¹²⁾。

同様に、表4における9分野別社会資本の限界生産性の値からベスト8とワースト8を表にすると表7のようになる¹³⁾。

この表7から、首都圏や関西地方の社会資本の生産性効果は高く、中国・四国・九州・東北の運輸・通信関連社会資本については、限界生

産性がマイナスに計測されている。また、東北・北関東地方における港湾・空港関連社会資本もマイナスの限界生産性が得られていることもわかる。

おわりに

これまでの分析をまとめると、次のように言うことができよう。社会資本の限界生産性は、首都圏、関西地方で高く、分野別では、農林漁業、港湾・空港、市町村道での限界生産性が高い。一方で、東北地方での社会資本の限界生産性はもともと低く、とくに、東北、中国、四国あるいは九州地方の運輸・通信関連社会資本の限界生産性はマイナスに推計されている。

これらの結果を総合すると、次のような政策提言ができる。今後、社会資本の整備を進めるにあたって、首都圏や関西地方などの国県道・有料道路、市町村道、農林漁業施設、治山・治水を優先的に進め、東北、九州、中国、あるいは四国地方などでの運輸・通信関連の社会資本整備に関しては、再検討すべきである。また、住宅関連社会資本と考えられる「都市公園・自然公園・下水道・上水道」の社会資本については、首都圏、四国、関西、中部などの地域で整備を進めていくことが有効であると言えよう。このように、社会資本の整備に際しては、限界生産性および生産の弾力性の観点から、地域別、分野別に公共事業の精査を行なっていく必要があるだろう。

*本稿を執筆するにあたり、金本良嗣東京大学教授をはじめとする住宅経済研究会のメンバーから有益な示唆をいただいた。さらに、2004年度日本経済学会秋季大会においては、コメンテーターの浅子和美一橋大学教授からも有益なコメントをいただいた。ここに感謝の意を表したい。また、本研究における社会資本ストックならびに民間資本ストックデータは財団法人電力中央研究所から、労働データは三井情報開発株式会社から、それぞれ提供していただいた。記して感謝の意を表したい。

【付録】

本稿の分析で用いられたデータは以下のとおりであ

表6—地域別の4分野別社会資本の生産性効果

	ベスト3	ワースト3
1	首都圏の農林水産基盤 (21.479)	九州の運輸・通信基盤(その他) (-0.466)
2	関西の農林水産基盤 (4.799)	東北の運輸・通信基盤(その他) (-0.395)
3	首都圏の産業基盤 (2.427)	四国の運輸・通信基盤(その他) (-0.253)

注) () 内の数値は限界生産性の値である。

表7—地域別の9分野別社会資本の生産性効果

	ベスト8	ワースト8
1	首都圏の農林漁業 (21.479)	中国の運輸・通信(その他) (-7.724)
2	首都圏の港湾・空港 (8.620)	四国の運輸・通信(その他) (-3.919)
3	首都圏の運輸・通信(その他) (6.600)	九州の運輸・通信(その他) (-1.847)
4	北海道の運輸・通信(その他) (5.777)	東北の港湾・空港 (-0.950)
5	首都圏の市町村道 (5.507)	北関東の港湾・空港 (-0.619)
6	関西の農林漁業 (4.799)	関西の運輸・通信(旧2公社等) (-0.614)
7	首都圏の社会施設・学校・病院 (3.076)	東北の運輸・通信(旧2公社等) (-0.570)
8	関西の市町村道 (2.989)	九州の運輸・通信(旧2公社等) (-0.538)

注) () 内の数値は限界生産性の値である。

る。

Y (生産額)：実質県内総生産 (『県民経済計算年報』1990年度基準)

L (労働力)：

- ①製造業：有業者数 (『就業構造基本調査』) に総実労働時間数 (『毎月勤労統計調査』) をかけたもの
- ②非製造業：有業者数 (『就業構造基本調査』) に平均就業時間数 (『労働力調査年報』) をかけたもの

K (民間資本ストック)：

- ①農林漁業以外：製造業資本ストック (電力中央研究所データ) に製造業稼働率指数 (『鉱工業指数年報』) をかけたもの
- ②農林漁業業：非製造業資本ストック (電力中央研究所データ)

G (社会資本ストック)：電力中央研究所データ

注

- 1) アメリカに関する実証研究としては、このほかに Ratner (1983)、Munnell (1990)、Lynde and Richmond (1993) などがある。
- 2) 村田・森澤 (2003) においては、1976～1998年度の時系列データを用いて、分野別社会資本の生産性効果を考察している。この実証結果によると、道路 (国県道・有料道路)、港湾・空港など産業基盤型の

- 社会資本に関しては、1976～1998年度にかけて生産性効果は有意である。
- 3) このように、どの地域のどの分野の社会資本が不足であり、また過剰であるかの分析は先行研究には存在せず、この点が本稿の特徴である。
 - 4) 表1(a)から、社会資本全体の生産に対する弾力性は0.323～0.336を得ている。これは、例えば、Asako and Wakasugi (1984)での0.301、岩本(1990)での0.316、吉野・中島(1999)での0.414などほぼ同じ値である。
 - 5) すべての分野の社会資本を説明変数とする推計結果から、労働、民間資本、それぞれの社会資本の弾力性を合計すると1.093になる。したがって、社会資本は要素不払い型である可能性が高いといえる。
 - 6) すべての社会資本を説明変数に含めた場合に比べて、個々の分野別社会資本を説明変数にした場合のほうが、有意に正となっている社会資本の生産に対する弾力性が大きくなっているのは、当該の社会資本以外の分野別社会資本の影響が反映されているためと考えることもできよう。
 - 7) このような地域ダミーではなく、都道府県別ダミーを考慮した推計も行なったが、本稿では省略している。
 - 8) 表3には、固定効果モデルの推計値を採用している。弾力性の値は個別の分野別社会資本が説明変数となっている結果を掲載している。また、地域ダミーを用いた推計においては、分野別社会資本の全国合計に占める各地域の分野別社会資本シェアをウェイトとした加重平均値を用いている。
 - 9) とくに、地域ダミーを考慮しない生産関数の推計においては、運輸・通信基盤の社会資本は生産に対して有意にマイナスの効果を持つ結果となっている。
 - 10) この結果は、どの推計方法からも得られるものであり、その意味で頑健性の高い結果と言えよう。
 - 11) このことは、4分野別の場合と同様に、地域ダミーを用いた推計結果の信頼性を意味している。
 - 12) また、表2からもわかるように、九州と東北の運輸・通信基盤社会資本は有意に生産に対してマイナスの効果を持っている。
 - 13) 表7のワースト8には、関西の運輸通信(旧電電公社・国鉄)が10%水準で有意であることを除いて、5%水準で有意な弾力性を使って計算された数値を掲載している。

参考文献

- Asako, K. and R. Wakasugi (1984) "Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation," 横浜国立経済学会『エコノミア』第80号、36-51頁。
- Aschauer, D. A. (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, No.2, pp.177-200.
- Munnell, A. H. (1990) "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Invest-

- ment," *New England Economic Review*, January/February, pp.3-22.
- Ratner, J. B. (1983) "Government Capital and Production Function for U.S. Private Output," *Economic Letters*, Vol.13, pp.213-217.
- Lynde, C. and J. Richmond (1993) "Public Capital and Total Factor Productivity," *International Economic Review*, Vol.34, No.2, pp.401-414.
- 浅子和美・坂本和典(1993)「政府資本の生産性効果」『フィナンシャル・レビュー』第26号、97-102頁。
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典(1994)「社会資本の生産性効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』第135号。
- 岩本康志(1990)「日本の公共政策の評価について」『経済研究』、No. 41、250-261頁。
- 大河原透・山野紀彦(1995)「社会資本の生産力効果——地域経済への影響分析」『電力経済研究』No. 34、45-57頁。
- 竹中平蔵・石川達哉(1991)「日本の社会資本ストックと供給サイド」『ニッセイ基礎研究所調査月報』6月号、19-35頁。
- 三井清・竹澤康子・河内繁(1995)「社会資本の地域間配分」三井清・太田清編『社会資本の生産性と公的金融』(郵政研究所研究叢書)、第5章、日本評論社。
- 三井清・井上純・竹澤康子(1995)「社会資本の部門別生産性効果」三井清・太田清編『社会資本の生産性と公的金融』(郵政研究所研究叢書)、第7章、日本評論社。
- 村田治・大野泰資(2001)「社会資本の生産性効果：実証分析のサーベイ」長峯純一・片山泰輔編『公共投資と道路政策』第8章、勁草書房。
- 村田治・森澤龍也(2003)「分野別社会資本の生産性効果」『社会資本研究会ディスカッションペーパーシリーズ』No. 8、大阪大学大学院国際公共政策研究科。
- 吉野直行・中島隆信(1999)「社会資本のマクロ生産効果の推計」吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』第2章、日本評論社。
- 吉野直行・中野英夫(1994)「地域別公共資本の生産拡大効果」『季刊 住宅土地経済』No.13、24-29頁。
- 吉野直行・中野英夫(1996)「公共投資の地域配分と生産効果」『フィナンシャル・レビュー』No. 41、16-26頁。
- 吉野直行・中東雅樹(1999)「生活関連社会資本の生産力効果」『季刊 住宅土地経済』No. 31、36-43頁

国際資本移動下の土地賦存と地価

工藤和久

はじめに

最近日本の一部の地価動向に再びバブルの様相が垣間見えると言われる。日本経済のいわゆる「バブル景気」の時期には日本の地価総額が異常に巨額化し、それに刺激されて一国の土地賦存量と地価総額との関係のあり方が種々論じられた。とくに土地賦存の小さい国の地価総額がより大きい国のそれより大きくなるのが合理的な地価決定と両立するのかが問われた。そのような場合があるとしても、通常は（他の条件が同じなら）土地賦存量が大きい国の地価総額のほうが大きくなるのが自然であろう。本稿はこの問題へのいわば再訪であり、そのひとつの答えを与える試みである。国際資本移動が自由である経済において、長期均衡では一国の地価総額はその土地賦存量のU字型のグラフを持つ関数となりうることを示す。さらに、土地賦存と遺産、対外収支の関係、土地への課税の効果も論ずる。

1 モデル

貿易や国際資本移動が自由である小国を想定する。この国にとって利子率は国際水準で所与である。土地の賦存量は一定所与である。土地は生産要素であると同時に消費財でもあるとする。消費財として利用される土地は消費者に直接効用をもたらすとする。消費財として土地は他の消費財・サービスと完全な代替財ではない。

自由な国際資本移動の下ではある国の土地の

賦存量が小さいということは、その国の国民の生活水準を向上させることに対して必ずしも障碍にならない。国際間の資本移動が自由であれば、貯蓄をしてそれを海外で投資し収益を上げ、（土地以外の）富をより多く蓄積し総所得を増やし、土地サービス以外の財・サービスの消費を増やすことができるからである。財・サービスの消費と土地サービスの消費の間のある程度の代替が可能であれば、長期的には土地賦存の小さい国の消費者もそれがより大きい国の消費者と同じ効用水準を達成できる。しかし、このとき消費財としての土地にも多くが支出され、それが地価を引き上げるであろう。他の条件が同じなら、土地の少ない国の消費者の所得と富が土地が広い国の消費者と同じ効用水準を達成するまで増加するなら、土地が狭い国の土地価格は大きく上昇し、土地の狭い国の地価総額を大きくする理由となると考えられる¹⁾。ある利子率に対して、長期的にそれに対応するある効用水準を達成しようとする貯蓄行動は Uzawa (1968)らの開発した可変的割引率²⁾と遺産動機を考慮するモデルで得られる。このような貯蓄行動は一種の目標貯蓄行動 (target saving behaviour) である。

この論文のモデルは、土地問題の分析によく用いられる「重複世代モデル」である。t年に生まれる世代をt世代とする。各世代は若年期と老年期の2期間生きるが若年期にのみ働き賃金を得る。各t世代はt-1世代から遺産を受け取るかもしれないし、t+1世代に遺産を残す

ことができる。各世代は財・サービスと土地サービスを消費する。t 世代の若年期の財（とサービス、以下、単に財と表現）の消費を c_t^y 、土地（サービス）の消費を l_t^y とする。老年期のそれらを c_t^o 、 l_t^o とする。t 世代の、財と土地サービスの消費から得る効用を $u(c_t, l_t)$ のように表す。t 世代は次世代（直接の子孫）の効用を自分の効用と同じに評価し、同じ割引率を適用するとする。このとき t 世代の総効用は

$$U_t = u(c_t^y, l_t^y) + e^{-\delta(u(c_t^y, l_t^y))} (u(c_{t+1}^o, l_{t+1}^o) + U_{t+1}), \quad (1)$$

のように与えられる³⁾。割引率が $\delta(\cdot)$ のように割引が行なわれる時点の効用に依存するのがこのモデルの特徴である⁴⁾。

t 世代の予算制約式は賃金を w_t 、帰属地代を π 、t-1 世代からの遺産受取りを m_t とすれば

$$c_t^y + \pi l_t^y + e^{-r^*} (c_{t+1}^o + \pi l_{t+1}^o + m_{t+1}) = w_t + m_t \quad (2)$$

のように与えられる。帰属地代は土地を 1 期間保有し、そのサービスを消費するときの費用である。これは逸失利子から資本利得を引いたものに等しい。この式は s_t を t 世代の貯蓄とすれば $s_t \equiv w_t + m_t - (c_t^y + \pi l_t^y)$ であるから、以下のように書き換えることができる⁵⁾。

$$c_{t+1}^o + \pi l_{t+1}^o + m_{t+1} = e^{r^*} s_t \quad (3)$$

すなわち、t 世代の老年期の総消費と遺産の和は、t 期における貯蓄の t+1 期における元利合計に等しい。各期において土地消費 l_t 、財消費 $c(t)$ は、それらの間の限界代替率が帰属地代に等しくなるように決まる⁶⁾。

本稿では長期定常状態均衡のみを取り上げる。定常状態では割引率は所与の利子率 r^* に等しくなければならない。すなわち、

$$\delta(\bar{u}(c^y)) = r^* \quad (4)$$

が成り立つ。ただしここで、 $\bar{u}(c^y) = u(c^y, \phi(\pi)c^y)$ であり、 $\phi(\pi)c^y$ は土地の消費的需要 l^y である。また、若年期と老年期の消費の間の最適化条件が満たされねばならない。その条件は

$$\bar{u}'(c^y) \{1 - \delta'(\bar{u}(c^y))\} \frac{e^{-\delta(\bar{u}(c^y))}}{1 - e^{-\delta(\bar{u}(c^y))}} (\bar{u}(c^y) + \bar{u}(c^o)) = \bar{u}'(c^o) \quad (5)$$

のように与えられる⁷⁾。 $\bar{u}(c^o) = u(c^o, \phi(\pi)c^o)$ である。プライム記号は微分を表す。(4)式は定常状態における若年世代の効用水準 $\bar{u}(c^y) \equiv \bar{u}$ を決める。それは、地価 q 、利子率 r^* に対して若年期の財消費 c^y を決める。この c^y を用いて、(5)式から定常状態における各世代の老年期財消費 c^o が求まる。ここでは、利子率 r^* が与えられるとき、(5)式はユニークに定常状態の老年期の消費 c^o を決めると仮定する⁸⁾。

土地は生産要素でもあり、生産関数は労働 1 単位当たりでは $y_t = f(k_t, l_t)$ のように与えられる。資本 k_t と土地 l_t は生産において補完的であると仮定する。 y_t は資本減耗を引いた後の純生産である。生産関数は通常の性質が仮定され、要素報酬は限界生産力条件で決まる⁹⁾。土地市場の均衡条件は労働 1 単位当たり土地賦存を \bar{l} 、土地の生産的需要を地代 π の関数として $l^p(\pi; r^*)$ のように表すと

$$\bar{l} = \phi(\pi)(c^y + c^o) + l^p(\pi; r^*)$$

で与えられる。以上の諸条件から、均衡における c^y 、 c^o 、 l^y 、 l^o 、 l^p 、 k の値が決まる。これらを予算制約式、経常収支式に代入して均衡の遺産額 m 、対外純資産額 b が決まる。以下では、このように決まる遺産額は正であると仮定する。

2 地価総額と土地賦存

この節では地価総額と土地賦存量との関係を取り上げる。両者の関係は効用関数と生産関数の形状に依存して、いろいろなものになりうる。ここでは経済学でポピュラーなコブ=ダグラス型関数に対して、地価総額およびその対 GDP 比と土地賦存量との関係を示す。より一般的な CES 型関数の場合は付論で取り上げる。土地賦存と遺産額、対外純資産の関係はより一般の場合について定まるので次節で取り上げる。

効用関数と生産関数をそれぞれ

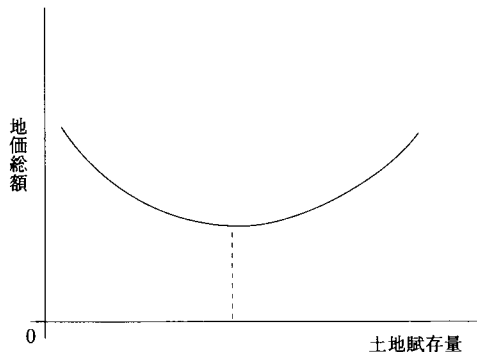
$$u(c, l^c) = \frac{(c^\alpha (l^c)^\beta)^{1-A}}{1-A}, \quad (1 < A, 0 < \alpha, \beta < 1),$$

$$y = \nu k^\theta (l^p)^\eta, \quad (\nu, \eta, \theta > 0, \eta + \theta < 1)$$

とする。ここで、 $\alpha, \beta, A, \nu, \theta, \eta$ はすべて定数である。このとき消費と生産のための土地需要と、それぞれの土地総額の陽表的表現を求めることができる。すなわち、消費に用いられる土地の地価総額は $H_1 q^\rho$ で、生産に用いられる土地の地価総額は $H_2 q^{-\frac{\eta}{1-\theta-\eta}}$ で与えられる。 H_1, H_2 は正の一定値である。地価総額 $q\bar{l}$ は $q\bar{l} = H_1 q^\rho + H_2 q^{-\frac{\eta}{1-\theta-\eta}}$ で与えられる。この場合、地価が高いほど土地の消費的使用への支出額は増加する。逆に土地賦存が大きく地価が低いと、土地の消費的使用への支出額は減少する。本稿の貯蓄モデルでは、長期的には土地賦存の小さい国の消費者もそれがより大きい国の消費者と同じだけ豊かになる——効用水準の意味で——ことができる。そのためには、土地賦存の小さい国の国民は貯蓄をして海外投資し、土地以外の富を蓄積し、所得を増やして土地以外の財・サービスを多く消費せねばならない。そのとき同時に土地にも多くが支出されるであろう。それによって土地の狭い国の土地価格は大きく上昇し、地価総額が大きくなる。

他方、土地賦存の増加とともに地価 q が下がるとき、生産に用いられる土地の地価総額 $q l^p$ は増加する。土地の単価 q は土地賦存 \bar{l} とともに必ず低下する ($dq/d\bar{l} < 0$)。したがって、地価総額 $q\bar{l}$ の表現の右辺の第 1 項は土地賦存 \bar{l}

図 1 — 土地賦存量と地価総額の関係



(工藤氏写真)

くどう・かずひさ

1941年東京都生まれ。1966年東京大学大学院経済研究科修士課程修了。東京大学経済学博士。1990年筑波大学教授。現在、中央大学法学部教授。

著書：「金融理論」(有斐閣)「マクロ経済学」(共著、東洋経済新報社)ほか。

とともに減少、右辺第 2 項は増加する。この節のモデルでは、地価総額は土地賦存量が小さい水準ではそれが増加するとともに減少するが、ある土地賦存量水準で反転し、それ以上の土地賦存量ではそれとともに地価総額は増加することを示すことができる。すなわち、縦軸に地価総額、横軸に土地賦存量を取る平面の地価総額 $q l^p$ のグラフは図 1 にあるように U 字型になる¹⁰⁾。

地価総額の対 GDP 比率は

$$\frac{q\bar{l}}{f(k, l^p)} = H_1 q^{\rho + \frac{\eta}{1-\theta-\eta}} + \frac{\eta}{r^*}$$

で与えられる。この比率は土地賦存量が大きくなると次第に低下する。生産に用いられる土地の総額の GDP 比率は一定である

$$\left(\frac{q l^p}{f(k, l^p)} = \frac{\eta}{r^*} \right)$$

が、土地賦存が小さいほど土地サービスへの消費支出額は大きくなるので、この関係は予想されるものである。

このような土地賦存量と地価総額の間関係は、ある条件の下でもっと一般的な CES 型関数の場合にも成り立つことを示すことができる。これについては付論で説明する。

3 遺産、対外純資産と土地賦存

均衡における遺産額も土地賦存量に依存する。それが大きいほど遺産額は小さくなる ($dm/d\bar{l} < 0$)。土地賦存量に依存しない一定の効用水準を実現するには、土地賦存の小さい国の住民はより多くの財の消費をしなければならないが、それはより多くの遺産を受け取り、その利子所

得を消費することによって可能となる。

均衡における対外純資産額 b は土地賦存が大きいほど小さい ($db/d\bar{l} < 0$)。土地賦存が大きいほど自国生産は大きく、均衡における財消費は小さくて良いからである¹¹⁾。

4 課税と地価

この節では土地への課税の効果を示す。ここでは簡単のため税収は廃棄される、あるいは、外国に贈与されるとする。このように仮定する理由は簡単のためと、税収が自国民に移転されると仮定しても均衡における配分には影響しないからである。 τ^c, τ^p を土地の消費的使用のための保有と生産的使用のための保有への税率とする¹²⁾。各期において、若年世代は $\tau^c q^l$ と $\tau^p q^p$ を、老年世代は $\tau^c q^l$ を支払う。土地の消費的使用の帰属地代は $\pi^c = (1 + \tau^c - e^{-r^*})q$ で、土地の生産的使用の地代は $\pi^p = ((1 + \tau^p) - e^{-r^*})q$ で与えられる¹³⁾均衡の諸条件の表現は第1節の均衡条件において π を π^c と π^p に適切に置き換えることによって得られる。

まず、もし土地の2つの用途への税率が同じなら、税率の変化は地価 q を変えるだけである。これは税率 τ が均衡諸条件に $(1 + \tau - e^{-r^*})q$ の形でのみ現れることからただちに明らかである。それは配分には影響しない¹⁴⁾。この場合、遺産 m も対外純資産残高 b も影響を受けない。第2に、 τ^c か τ^p の一方のみが変更される場合も \bar{u} も \bar{u}^* も影響されない。この性質によって課税の効果の分析が著しく単純化される。なお、以下の結果が導出される諸条件は付録に示す。土地の消費的使用への税率 τ^c の変化の効果は以下のように要約される。

$$\begin{aligned} \frac{dq}{d\tau^c} > 0, \frac{d\pi^c}{d\tau^c} > 0, \frac{d\pi^p}{d\tau^c} < 0, \frac{dc}{d\tau^c} > 0, \\ \frac{dl^c}{d\tau^c} < 0, \frac{dl^p}{d\tau^c} > 0, \frac{dw}{d\tau^c} > 0, \frac{df(k, l^p)}{d\tau^c} > 0, \\ \frac{dm}{d\tau^c} ? 0, \frac{db}{d\tau^c} ? 0 \end{aligned}$$

τ^c の引き上げは地価を下げるが、土地サービスの消費の費用 π^c を引き上げる。土地の消費

的利用は減り、それを償うために財の消費が増える。土地の生産的使用の費用 π^p は下がり、土地の生産的利用が増えるので生産量 $f(k, l^p)$ は増加する。遺産 m への効果は定まらない。賃金は増えるが、総消費も増えるからである。対外純資産残高への効果も不明である。土地の消費的使用への課税が稀少な土地を生産的に使用し、国内生産を増やし、輸入を減らして対外純資産を増やすことにあるなら、そのような目的は達成されるとは限らない。

τ^p の変化の効果は以下のように要約される。

$$\begin{aligned} \frac{dq}{d\tau^p} < 0, \frac{d\pi^p}{d\tau^p} > 0, \frac{d\pi^c}{d\tau^p} < 0, \frac{dc}{d\tau^p} < 0, \\ \frac{dl^c}{d\tau^p} > 0, \frac{dl^p}{d\tau^p} < 0, \frac{df(k, l^p)}{d\tau^p} < 0, \\ \frac{dw}{d\tau^p} > 0, \frac{dm}{d\tau^p} ? 0, \frac{db}{d\tau^p} ? 0 \end{aligned}$$

税率 τ^p が上がると、地価は下がるが土地の生産的利用の費用 π^p は上がる。土地の生産的利用は減り、1人当たり生産も減る。消費的利用の費用 π^c は下がり、土地の消費的利用が増え、財の消費が減る。対外純資産残高 b への影響は不明であるが、その符合は $db/d\tau^c$ の符号の逆である。すなわち、もし $db/d\tau^c > 0$ なら、 $db/d\tau^p < 0$ である。 τ^c の場合と同様、 τ^p の引き下げが国内生産を促進し、輸入を減らして対外純資産を増やすことにあるなら、そのような目的は達成されるとは限らない。遺産 m への効果は不定である。その符合は $dm/d\tau^c$ の逆である。もし2つの税率が同じなら、 $db/d\tau^c$ と $db/d\tau^p$ の絶対値は等しく、税率の変化は対外純資産残高 b には影響しない。 $dm/d\tau^c$ と $dm/d\tau^p$ についても同様である。

おわりに

本稿では、土地が生産要素でもあり消費財でもある可變的割引率の世代モデルを用いて、国際資本移動下の小国経済にとっての土地賦存と地価総額の関係、およびそこの土地の異なる利用への課税の効果を分析した。地価総額が土地賦存にU字型のグラフを持つ仕方で依存する

場合を示した。この結果は、一国の地価がバブル水準にあるのかの判断に際してひとつの視点を与えるであろう。また、土地の異なる利用への課税の土地利用や遺産、対外純資産への効果も示した。

* 本稿をまとめるにあたり、金本良嗣、岩田一政両先生をはじめとする「住宅経済研究会」のメンバーの方々から貴重なコメントをいただいた。お礼を申し上げたい。

【付論】

A. CES 型関数のケース

次のような効用関数

$$u(c, l^e) = \frac{1}{1-A} (ac^\rho + \beta(l^e)^\rho)^{\frac{1-A}{\rho}}$$

(ただし、 $\rho < 0, A > 1, 0 < \alpha, \beta < 1$)

と労働 1 単位当たり生産関数

$$y = (\eta_1 k^\theta + \eta_2 (l^e)^\theta + \eta_3)^{\frac{1}{\theta}}$$

(ただし、 $0 < \eta_1 < 1, 0 < \theta < 1, \theta \neq 0$)

を想定する。消費の代替の弾力性 $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ は 1 より小さく、生産の代替の弾力性は 1 より大きいとする。消費のための土地需要は

$$l^e = \{(\bar{u}(1-A))\}^{\frac{1}{1-A}} + (g'(1-A))\}^{\frac{1}{1-A}} \left(\alpha \left(\frac{\beta}{\alpha(1-e^{-r^*})q} \right)^{\frac{1}{1-\rho}} + \beta \right)^{-\frac{1}{\rho}}$$

で与えられる。 \bar{u} も g' も一定値である。生産のための土地需要は

$$l^p = \left\{ \frac{-\eta_3}{\left(\frac{\eta_1}{\eta_2} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\eta_1 - \left(\frac{\eta_1}{r^*} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \right) \left(\frac{q(1-e^{-r^*})}{r^*} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} + \eta_2} \right\}^{\frac{1}{\theta}}$$

で与えられる。分母の

$$\left(\frac{q(1-e^{-r^*})}{r^*} \right)^{\frac{1}{1-\theta}}$$

の係数は負でなければならない。この条件は $\theta > 0$ のとき $r^* > \eta_1^{\frac{1}{1-\theta}}$ のように単純化される。以下ではこれが成り立つとする。 l^p は非負であるから l^p の表現の分母は負でなければならない。したがって、 q は次の不等式

$$q > (1-e^{-r^*})r^* \eta_2^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{1}{(r^*)^{\frac{1}{1-\theta}} - \eta_1^{\frac{1}{1-\theta}}} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \equiv q^0$$

を満たさねばならない。地価が上からこの値に近

づくとき、生産のための土地需要が無限に大きくなる。

この場合、地価が上昇するにつれて、土地の消費的使用への支出額は増加する。したがって、土地賦存が大きくなり、地価が下がると、土地の消費的使用への支出額は減少する。また、土地賦存の増加とともに地価 q が下がるとき、生産に用いられる土地の地価総額 ql^p は増加する。すなわち、土地賦存 \bar{I} が少なく地価 q が高いほど、消費に用いられる土地の総額は増加し、生産に用いられる土地の総額は減少する。均衡地価が上がるにつれて、生産に用いられる地価総額は

$$\frac{d(ql^p)}{dq} = l^p \frac{(1-\theta)\eta_3 - 1}{(1-\theta)\eta_3}$$

に従って変化する。この表現は、もし $(1-\theta)\eta_3 < 1$ が成り立つなら負である。これは θ が正なら、すなわち、代替の弾力性が 1 より大きければ常に成り立つ。他方、土地賦存 \bar{I} が増加すると地価 q は下がるが、 q_0 の下限があるので、消費に使われる土地の総額は $q_0 l^e(q_0)$ に向かって減少する。 \bar{I} が増え、 q が q_0 に向けて上から接近するとき、生産に用いられる土地総額はいくらかでも大きくなる。すなわち、 $q \rightarrow q_0$ のとき、 $ql^e \rightarrow q_0 l^e(q_0)$ と $ql^p \rightarrow \infty$ が成り立つ。かくして、地価総額は、土地賦存が小さい範囲ではそれとともに減少し、ある水準の土地賦存を超えるとそれとともに増加する。土地総額と土地賦存量との間のグラフは U 字型になる。

生産に用いられる土地総額の対 GDP 比率は

$$\frac{ql^p}{y} = \left(\frac{e^{r^*} \eta_2}{r^*} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} (q)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} (q > q_0)$$

で与えられる。この比率はコブ = ダグラスケースと違って一定ではない。横軸に \bar{I} を取る平面ではこの比率は上限

$$\left(\frac{e^{r^*} \eta_2}{r^*} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} (q_0)^{-\frac{\theta}{1-\theta}}$$

を持つ。この比率は土地賦存が大きいほど高くなり、次第に上限に近づく。他方、消費に用いられる土地の地価総額の対 GDP 比において、分子は土地賦存が増加すると次第にある一定値に近づく。GDP は土地賦存とともに次第に増加する。したがって、消費に用いられる土地の地価総額の対 GDP 比は土地賦存とともに低下する。土地賦存が小さい範囲では地価総額対 GDP 比は低下する。もし、

θ がコブ = ダグラス生産関数におけるようにゼロに近ければ、土地賦存が大きくなってもこの比率は低下し続けるかもしれない。しかし、もし θ としたがって代替の弾力性が大きければ、この比率は土地賦存が大きくなるとともに低下するが、ある土地賦存量で反転しさらに土地賦存量が増加するにつれて q^p/y の上限値へ向けて下から接近する場合もあると考えられる。

B. 課税の効果

均衡条件は

$$\begin{aligned} \delta[u(c^y, \psi(q((1+r^c)-e^{-r^*}))c^y)] &= r^* \\ \bar{u}'(c^y)\{1-\delta(\bar{u}(c^y))\} \frac{e^{-\delta(\bar{u}(c^y))}}{1-e^{-\delta(\bar{u}(c^y))}}(\bar{u}(c^y)+\bar{u}(c^0)) & \\ = \bar{u}'(c^0) & \\ \psi(q((1+r^c)-e^{-r^*}))c^y + \psi(q((1+r^c)-e^{-r^*}))c^0 & \\ + I^p((1+r^p)-e^{-r^*})q = \bar{I} & \end{aligned}$$

である。 r^c の変化の b への効果は

$$\frac{db}{dr^c} = e^{-r^*} \left(\pi_c - \frac{-f_1 f_{12} + f_2 f_{11}}{f_{11}} \right) \frac{dI^p}{dr^c}$$

で与えられる。この表現の

$$\frac{-f_1 f_{12} + f_2 f_{11}}{f_{11}}$$

の項は、調整された土地の限界生産性である。なぜなら、それは生産に使われる土地が1単位増えるとき、資本ストック k が同時に $r^* = f_1(k, I^p)$ の条件を満たすように調整されるとき生産の増加であるからである。 π_c は u_2/u_1 に等しいが、それは消費に使われる土地が1単位減るとき $\delta(u^y)$ を r^* に等しく保つのに必要な財消費量である。もし、 π_c が調整された土地の限界生産性より大きければ、 b は生産の増加より大きい必要な補償を賄う所得をもたらすために大きくならねばならない。このとき db/dr^c は正である。他方、必要な補償が、調整された土地の限界生産性より小さければ、 b は減少する。 r^p の b への効果は

$$\frac{db}{dr^p} = e^{-r^*} \left(\pi_c - \frac{-f_1 f_{12} + f_2 f_{11}}{f_{11}} \right) \frac{dI^p}{dr^p}$$

である。

m への効果は

$$\begin{aligned} \frac{dm}{dr^c} &= \frac{\psi(c^y + e^{-r^*} c^0) \pi^p (1 + \pi^c \psi)^2 I^p}{A} + I^p \frac{d\pi^p}{dr^c}; \\ \frac{dm}{dr^p} &= -\frac{\psi(c^y + e^{-r^*} c^0) \pi^c (1 + \pi^c \psi)^2 I^p}{A} + I^p \frac{d\pi^p}{dr^p} \end{aligned}$$

である。ここで、

$$\begin{aligned} \frac{d\pi^p}{dr^c} &= \frac{(1 + \pi^c \psi) \psi' \pi^c (c^y + c^0)}{A}, \\ \frac{d\pi^p}{dr^p} &= -\frac{(1 + \pi^c \psi) \psi' \pi^p (c^y + c^0)}{A} \end{aligned}$$

である。ゆえに、

$$r^c \frac{dm}{dr^c} + r^p \frac{dm}{dr^p} = 0$$

であるから、 dm/dr^c と dm/dr^p の符号は逆である。税率が同じならそれらの絶対値は等しい。

注

- 1) 筆者は Kudoh (1994) で可変的割引率の新古典派モデルで土地が消費財である場合地価総額は土地賦存量に反比例することを示した。
- 2) Becker, Boyd and Sung (1989)、Bergman (1985)、Kudoh (1994)、Mendoza (1991)、Rhee (1991)、Shi (1994) などを用いられている。
- 3) 即時効用関数 $u(c, I^p)$ は、 c と I^p の限界代替率がそれらの比率にのみ依存するとする。
- 4) 割引率 $\delta(u^y)$ については、 $\delta' > 0$ と $\delta(0) < r^*$ などが仮定される。
- 5) このモデルでは、土地の「先物市場」があると想定している。 t 世代は $t-1$ 世代から $t+1$ 期に引き渡される \hat{q}_t の土地を購入する契約をする。その支払い q_t は t 期に行なわれる。これらの仮定は、老年期の世代がもし望むなら死ぬ前に彼らの資産をすべて消費できるように必要である。このとき、 t 世代が土地 (サービス) を消費するときの帰属地代 π_t は

$$q_t \left(1 - \frac{\hat{q}_t}{q_t} \right)$$

で与えられる。

- 6) それは $I_t^p = \psi(\pi_t) c^y (\psi' < 0)$ のように表現できる。これは

$$\frac{u_1(c^y, I_t^y)}{u_2(c^y, I_t^y)} = \frac{1}{\pi}$$

から求まる。

- 7) この条件は、若年期の消費の限界効用 (左辺) が、若年期の消費を1単位減らし、それを1期投資して老年期に元利合計を消費することの割引総限界効用に等しいという条件である。若年期の消費の変化は割引率を変化させるので条件がやや複雑になる。この式に利子率や割引率 δ が現れないのは、均衡においてそれらが等しいからである。
- 8) これはコブ = ダグラスや CES 型効用関数の場合正しい。くわしくは Kudoh (2003) を参照されたい。
- 9) 資本と土地の限界生産力はそれぞれ $f_k = r^*$ 、 $r^* \hat{q} = f_{I^p}(k, I^p)$ を満たす。資産間の裁定条件から

$$e^{r^*} = 1 + \frac{\pi}{\hat{q}}$$

が成り立つ。土地の先物価格は次期の地価の割引価

値に等しい、すなわち、 $\hat{q}=e^{-r^*}q$ が成り立つとする。
これらの2つの条件から、

$$\pi=q\left(1-\frac{\hat{q}}{q}\right)$$

を得る。すなわち、土地の生産的用途の費用は、その消費的用途の費用と同じである。

- 10) 地価総額 $q\bar{l}$ の表現を \bar{l} で微分したものを0とおくと、

$$\frac{d(q\bar{l})}{d\bar{l}}=\left\{H_1\beta q^{-(1-\theta)}-\frac{\eta}{1-\theta-\eta}H_2q^{-\frac{1-\theta}{1-\theta-\eta}}\right\}\frac{dq}{d\bar{l}}=0$$

を得る。これを満たす q を q^* とする。このような正の q^* は必ず存在することを示せる。 $q=q^*$ を成り立たせる土地賦存量を \bar{l}^* とする。土地賦存 \bar{l} が \bar{l}^* より小さいとき、土地価格 q は q^* より大きい。このとき、 $d(q\bar{l})/d\bar{l}$ は負である。すなわち、土地賦存 \bar{l} が \bar{l}^* より小さいとき、土地賦存量が大きくなるほど地価総額は小さくなる。土地賦存 \bar{l} が \bar{l}^* より大きいとき、土地価格 q は q^* より低い。このとき、 $d(q\bar{l})/d\bar{l}$ は正である。すなわち、土地賦存 \bar{l} が \bar{l}^* より大きいとき、土地賦存量が大きくなるほど地価総額は大きくなる。

- 11) 長期均衡における遺産額、対外純資産残高はそれぞれ、

$$m=\frac{1}{1-e^{-r^*}}\{p(c^y+e^{-r^*}c^o)-w\}\geq 0$$

$$(ただし、p=1+q(1-e^{-r^*})\psi(q(1-e^{-r^*}))),$$

$$b=\frac{1}{e^{r^*}-1}(c^y+c^o-f(k, l^p))$$

で与えられる。

- 12) 日本では、土地の消費的保有に対する税としては不動産取得税、住宅への消費税（実質的に土地への課税）、固定資産税などがあり、生産的保有に対しては、不動産取得税、固定資産税、特別土地保有税などがある。

- 13) t 世代の予算制約式は $c_t^y+e^{-r^*}c_{t+1}^y+l_t^y\pi_t^c+l_t^y e^{-r^*}\pi_{t+1}^c+e^{-r^*}m_{t+1}=w_t+m_t$ である。投資からの収益率間の裁定条件は

$$e^{r^*}=\frac{\hat{q}_t+\pi_t^p}{(1+\pi_t^p)\hat{q}_{t-1}}$$

である。 π_t^p は土地の生産的使用の地代である。この条件が予算制約式の導出に用いられている。

- 14) この結論は土地が生産要素である Eaton(1988)の結論と同じである。彼のモデルでは所与の \bar{l} に対して $r^*=f_k(k, \bar{l})$ が資本ストック k を土地への課税と無関係に決める。筆者のモデルでは、生産に用いられる土地の大きさは可変的だが税率 τ が均衡条件に $(1+\tau-e^{-r^*})q$ という形でのみ現れることによってこの結果が得られる。

参考文献

- Becker, R. A., J. H. Boyd III and B. Y. Sung (1989) "Recursive Utility and Optimal Capital Accumulation I. Existence," *Journal of Economic Theory*, 47, pp.76-100.

- Bergman, Y. A. (1985) "Time Preference and Capital Asset Pricing Models," *Journal of Financial Economics*, 14, pp.145-159.
- Eaton, J. (1988) "Foreign-Owned Land," *The American Economic Review*, 78, No.1, pp.76-88.
- Fried, J. and P. Howitt (1988) "Fiscal de cit, International Trade and Welfare," *Journal of International Economics*, 24, pp.1-22.
- Kudoh, K. (1994) "Land as a Consumer Good, Savings and the Current Account under Capital Mobility: A Small Country Case," *Journal of the Japanese and International Economics*, 8, pp.220-233.
- Kudoh, K. (2003) Land as a Production Factor and a Consumer Good, Land Taxes, Total Land Value and External Assets under Variable Time Preference and Capital Mobility, mimeo.
- Mendoza, E. (1991) "Real Business Cycles in a Small Open Economy," *American Economic Review*, 81, pp.797-818.
- Rhee, C. (1991) "Dynamic Inefficiency in an Economy with Land," *The Review of Economic Studies*, 58, pp.791-797.
- Shi, S. (1994) "Weakly Non-separable Utility and Distortionary Taxes in a Small Open Economy," *International Economic Review*, 35, 411-428.
- Uzawa, H. (1968) Time Preference, the Consumption Function, and Optimum Asset Holdings J.N. Wolfe., Capital and Growth: Papers in honor of Sir John Hicks, Aldine.

空間計量経済学におけるモデル選択

Florax, R. J. G. M., H. Folmer and S. J. Rey (2003) "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, No. 5, pp. 557-579.

はじめに

ラグ変数を含む回帰分析でのモデル定式化や推定方法については、時系列データでの分析に成果の蓄積があり、空間データでの回帰分析においても数多く応用されている。この稿で紹介する Florax, Folmer and Rey "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology" は、空間計量経済学におけるモデル選択に関する応用を論じたものである。具体的には、古典的なモデル選択方法と Hendry (1979) によって提唱された方法を比較し、どちらが真のデータ発生プロセス (DGP) の発見に関して優れているのかをシミュレーション分析している。

1 モデル特定化の問題点

多くの計量経済分析では、事前に単純化された形から出発し、いくつかの診断テストを経てモデルを決定する (例えば Maddala 2001 の第12章、Green 2002、151-152頁)。空間計量経済分析の文脈での典型的なプロシージャは次のようになる。

- ①最初に、振る舞いのよい攪乱項をもつ空間的自己相関のないモデルを推定する。
- ②空間的自己回帰過程に関する検定を行ない、
- ③もし空間的自己相関がないという仮説が棄却されたら改善できる手順で対応する。

Hendry (1979) によれば、この古典的手法は「特殊から一般へ」のアプローチであり、次の3つの欠点をもつことが指摘されている。

- ①構造化されていない一連の検定における有意水準が明らかでない。
- ②検定のたびに任意の仮定がおかれるが、それは後の段階で検定されるべき仮定かもしれない。
- ③不十分な回帰診断結果から判断することによって真のモデルへの到達が妨げられる。

そこで、こうした欠点を回避するために Hendry は「一般から特殊へ」の方法を提唱している。つまり、過剰にラグ変数を設定し、繰り返し検定により徐々に単純化するという方法である。この場合、「特殊から一般へ」の方法で行なう繰り返し検定の場合と異なり有意水準は既知である。空間データの場合では、従属変数および攪乱項の双方について自己回帰過程を想定したモデルを出発点にし、繰り返し検定を通じて真の DGP への到達を目指すわけである。

2 古典的アプローチと Hendry アプローチ

古典的アプローチ

古典的アプローチにおける DGP は次の線型回帰モデルで表現される。

$$y = X\beta + \epsilon \quad (1)$$

ここで、 y は被説明変数、 X は非確率的な説明変数、 β は係数、 ϵ は同時独立な正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従う攪乱項であり、すべて行列表示である。

空間データにおける定式化の誤りは従属変数に関するラグを省いてしまうことや、攪乱項における自己回帰過程を無視することによって生じる。もし従属変数に空間ラグがあるのなら、その DGP は

$$y = \rho W y + X\beta + \mu \quad (2)$$

であり (「空間ラグ・モデル」、攪乱項に自己回帰過程があるならば、

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \epsilon \quad (3)$$

と表現できる (「空間エラー・モデル」)。ただし、 W は空間重み行列であり、 I は単位行列、 ρ および λ は自己回帰パラメータ (スカラー) である。(2)式および(3)式の推定には最尤法が用いられる¹⁾。

定式化の誤りの検定には ρ および λ に関するラグランジュ乗数検定が広く用いられている。仮説 $\rho = 0$ に対する検定統計量を LM_ρ 、仮説 $\lambda = 0$ に対する検定統計量を LM_λ とする。これらの統計量は自

由度1の χ^2 分布に従い、(2)式および(3)式を推定せずとも空間自己相関のない線型回帰モデルの最小二乗推定量から計算できるという特徴を持っている。

古典的アプローチによるモデル特定化方法は、次の手順でまとめられる。

- ①最小二乗法を用いて(1)式を推定。
- ②空間自己回帰パラメータが0であるという仮説を LM_ρ 、 LM_λ を用いてそれぞれ検定する。
- ③もしどちらの検定も棄却されなければ、手順①に戻り(1)式を最終的なモデルに特定化する。そうでなければ手順④に進む。
- ④どちらの検定も有意に棄却されるならば、2つの検定のうちより有意であるほうで特定化し、推定を行なう ($LM_\rho > LM_\lambda \rightarrow$ (2)式、 $LM_\rho < LM_\lambda \rightarrow$ (3)式)。そうでなければ手順⑤に進む。
- ⑤ LM_ρ は有意に棄却されるが LM_λ が棄却できない場合、(2)式の最尤推定を行なう。そうでなければ手順⑥に進む。
- ⑥(3)式的最尤推定を行なう。

このように、古典的アプローチでのモデル選択はラグランジュ乗数検定がベースになっている。論文では、より頑健な検定統計量である LM_ρ^* 、 LM_λ^* を用いて、対応する部分を置き換えた「頑健アプローチ」(プロシージャは同一)も示されている。

Hendry アプローチ

空間計量経済学の文脈でも係数制約 (common factor restriction) に関する検定を行なうことが、Hendry アプローチにおけるモデル特定化への出発点となる。過剰パラメータ設定した空間エラー・モデルは次のように表現できる。

$$y = \lambda Wy + X\beta - WX\lambda\beta + \varepsilon \quad (4)$$

common factor restriction はパラメータに関して k 個の非線形な制約をもつ

$$\lambda \times \beta = -\lambda\beta \quad (5)$$

で示される。すなわち、 y の空間ラグ係数と X の係数ベクトルの積 (左辺) が、 X の空間ラグ係数ベクトルに -1 を乗じたもの (右辺) に等しいという制約である。もし、この制約が満たされないならば、(4)式はより複雑な空間外部性の構造を持つモデルであると解釈できる。逆にこの制約が満たされるなら

ば、空間独立モデルの(1)式が特定化される。

以上のことから、Hendry アプローチによるモデル特定化の手順は次のようになる。

- ①(5)式の制約付きおよび制約なしのそれぞれのモデルで(4)式を最尤推定する。
 - ②(5)式の制約が成立するという仮説検定する。
 - ③もし、この制約が棄却できないならば、手順⑤に進み、そうでなければ手順④に進む。
 - ④空間ラグ・モデルの推定を行ない、 ρ が有意であれば、空間ラグ・モデルに特定化。そうでなければ、空間的に独立なモデルに特定化。
 - ⑤空間エラー・モデルの推定を行ない、 λ が有意であれば、空間エラー・モデルに特定化。そうでなければ、空間的に独立なモデルに特定化。
- なお、(5)式の制約に関する仮説検定は、制約付きおよび制約なしのモデルの対数尤度を利用した尤度比によって検定される。

3 統計実験のデザイン

古典的、頑健、混成および Hendry の以上4つのモデル特定化手法を比較するために、まず基本となる y の DGP を

$$y = \rho Wy + X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\mu \quad (6)$$

とする。ここで、 X は単位ベクトルと区間(0,10)の一樣分布から2つ発生させた外生変数を含むものとする。また、 $\mu \sim \text{NID}(0, 2.0)$ 、 X の係数ベクトル β の真の値はどれも1とする。さらに、(6)式にパラメータ制約を課したモデルの DGP は次のとおりである。

[空間ラグ・モデル] $\lambda = 0$ のとき:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

[空間エラー・モデル] $\rho = 0$ のとき:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\mu \quad (8)$$

[空間独立モデル] $\lambda = \rho = 0$ のとき:

$$y = X\beta + \mu \quad (9)$$

実験では、自己回帰パラメータとして区間 [0.0, 0.9] で0.1ずつ値を変えたものを用い、さらにサンプル数を $N=25, 49, 100, 196, 400$ の5通りに分けてデータ生成する。データ生成の反復回数は1000回としており、各モデルにおいて推定値を計算する。

Hendry アプローチでの繰り返し検定において、

表1 - 空間エラーパラメータごとの真の DGP 発見確率

λ	N=25			N=100		
	Hendry	Classic	Robust	Hendry	Classic	Robust
0.00	1.00	0.95	0.96	1.00	0.96	0.96
0.10	0.00	0.01	0.02	0.00	0.04	0.03
0.20	0.00	0.02	0.02	0.02	0.16	0.14
0.30	0.01	0.03	0.04	0.09	0.37	0.29
0.40	0.02	0.06	0.06	0.29	0.65	0.54
0.50	0.07	0.14	0.10	0.57	0.85	0.77
0.60	0.11	0.20	0.16	0.85	0.96	0.93
0.70	0.23	0.34	0.22	0.95	0.98	0.98
0.80	0.33	0.43	0.29	0.96	1.00	1.00
0.90	0.53	0.58	0.38	0.96	1.00	1.00

表2 - 空間ラグパラメータごとの真の DGP 発見確率

ρ	N=25			N=100		
	Hendry	Classic	Robust	Hendry	Classic	Robust
0.00	0.99	0.95	0.96	1.00	0.95	0.96
0.10	0.06	0.09	0.10	0.09	0.23	0.23
0.20	0.29	0.36	0.41	0.53	0.81	0.73
0.30	0.69	0.76	0.79	0.93	0.98	0.96
0.40	0.93	0.96	0.97	0.99	1.00	1.00
0.50	1.00	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00
0.60	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
0.70	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
0.80	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
0.90	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

注) 表1-表4は、Florax, Folmer and Rey (2003) より抜粋。
いずれも N=25, N=100のケース。

j 番目の検定の有意水準は $1 - \prod_{i=1}^j (1 - \alpha_i)$ である。ただし、 α_i は繰り返し検定での i 番目の有意水準を示している。各アプローチにおいて真のモデルを発見する確率と係数の平均平方誤差(MSE)の値に注目して、アプローチ間の比較を行なうことがこの実験の主目的になる。

4 シミュレーション結果

表1は、Florax, Folmer and Rey (2003) から抜粋した実験結果の一部 (N=25, N=100のケース) であり、 λ の値に対応した DGP の発見確率を示している。 λ が0でないという状況では、DGP の選択に関してラグランジュ乗数検定をベースにした古典的および頑健アプローチは、Hendry アプローチに優っていることがわかる。とくに古典的アプローチの検知確率がもっとも高いことがわかる。

表2は同じく N=25, N=100のケースでの ρ の値に対応した DGP の発見確率を示している。 ρ の値が小さいときには、ラグランジュ乗数検定をベー

表3 - λ の MSE

λ	N=25			N=100		
	Hendry	Classic	Robust	Hendry	Classic	Robust
0.00	0.05	1.14	0.95	0.00	0.25	0.27
0.10	0.10	1.32	1.54	1.01	1.21	1.19
0.20	4.06	4.61	4.53	4.09	3.94	3.93
0.30	9.15	9.20	9.29	8.54	6.21	6.89
0.40	15.96	15.66	15.64	11.81	6.22	7.88
0.50	23.74	22.01	22.73	11.07	4.48	6.30
0.60	32.24	29.24	30.56	5.97	2.33	3.25
0.70	37.91	32.47	38.31	3.24	1.61	1.89
0.80	43.16	36.67	45.45	3.22	0.99	0.99
0.90	38.88	34.59	50.61	3.99	0.53	0.53

表4 - ρ の MSE

ρ	N=25			N=100		
	Hendry	Classic	Robust	Hendry	Classic	Robust
0.00	0.05	0.11	0.11	0.00	0.08	0.05
0.10	1.09	1.09	1.10	1.02	0.94	0.93
0.20	3.12	2.86	2.66	2.03	0.95	1.28
0.30	3.18	2.58	2.29	0.93	0.49	0.64
0.40	1.62	1.24	1.16	0.41	0.36	0.39
0.50	0.85	0.77	0.79	0.30	0.30	0.30
0.60	0.68	0.65	0.62	0.27	0.27	0.27
0.70	0.46	0.46	0.46	0.23	0.23	0.23
0.80	0.37	0.37	0.37	0.16	0.16	0.16
0.90	0.24	0.24	0.24	0.10	0.10	0.10

スにしたアプローチが Hendry アプローチに優っており、大きな値ではどの結果も確率は1に等しく、差がないことがわかる。

また、表1、表2より、どのアプローチでも空間ラグを検知する確率は、空間エラーを検知するそれよりも高いことが指摘できる。この結果は、Anselin, Bera, Florax and Yoon (1996) などにおける実験と同様の傾向である。

次に、 ρ 、 λ 、 β の各係数の MSE についての結果を報告している。まず、 λ については (表3)、サンプル数が小さいとき違いはほとんどないが、サンプル数が大きくなると Hendry アプローチでの MSE は大きくなる (とくに $\lambda \geq 0.30$ で顕著になる)。 ρ については (表4)、目立った違いはなく、 $\rho \geq 0.70$ では MSE の値がまったく同じである。また、 λ と ρ の MSE を比較すると、 ρ のほうが小さくなる。

β の MSE は各係数のそれを平均化したもので示されている。 λ の値が小さい場合には、MSE の値

に違いはほとんどないが、サンプルが小さい場合、 $\lambda \geq 0.40$ では Hendry アプローチのほうが若干大きくなり、サンプルが大きい場合には違いはない。また、 ρ のそれぞれの値に対する β の MSE の値はサンプル数に関わらずまったく同じである。

おわりに

以上の実験結果を次のようにまとめることができる。

- ①ラグランジュ乗数検定に基づいた手法（古典的、頑健アプローチ）は、空間相互依存関係を検知することに優れている。
- ②ラグランジュ乗数検定に基づいた手法では、空間自己回帰パラメータの MSE の値は Hendry の手法によるそれに比べて小さい。
- ③説明変数ベクトルの係数の MSE に関して、アプローチ間の差異はとても小さい。
- ④サンプルサイズによっては Hendry アプローチでの推定値にはバイアスがある。

これらを見るかぎり、空間データを用いた分析では、空間独立モデルから出発して、空間自己回帰パラメータのラグランジュ乗数検定を通じてモデル選択に至る方法が推奨できるといえるだろう。

住宅および土地問題を扱う実証分析では、地理的要因を考慮した空間データを扱うことが必然的に多

くなる。空間計量経済分析を適用するときにモデル定式化は重要な問題であり、Raymond, Florax and Rey (2003)の実験結果は分析者にとってひとつの指針になるだろう。ただし、従属変数と攪乱項に対する空間重み行列が同一であるという想定で行なわれている点や、空間エラー・モデルにおける攪乱項の共分散構造の想定に関しては留意が必要であろう。

注

- 1) 推定ルーチンの詳細は Anselin (1988) 180-184頁の記述が参考になる。

参考文献

- Anselin, L. A. (1988) *Spatial Econometrics: Method and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L., A. K. Bera, R. J. G. M. Florax and M. J. Yoon (1996) "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 1, pp.77-104.
- Green, W. H. (2002) *Econometric Analysis* (5th ed.) Prentice Hall.
- Hendry, D. F. (1979) "Predictive Failure and Econometric Modeling in Macroeconomics: The Transactions Demand for Money," Ormerod, P. (ed.) *Economic Modeling*, Heinemann.
- Maddala, G. S. (2001) *Introduction to Econometrics*, Macmillan.

(唐渡広志／富山大学経済学部助教授)

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。なお、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られることがある。
(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 東京都千代田区麴町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

『ドイツの住宅・不動産税制』

(近刊予定)

住宅政策における税制の役割は近年ますます重要になってきている。当センターは、わが国における住宅税制のあり方の検討に資するため、海外税制の調査研究に注力してきた。『ドイツの住宅税制』(平成4年9月)、『フランスの住宅税制』(平成7年7月)、『イギリスの住宅税制』(平成8年5月)、『アメリカの住宅税制』(平成11年4月)としてその成果を逐次刊行し、各方面の利用に供してきた。

また、平成12年からは、既往の研究成果を抜本的に再点検するため、内外の税制や税務にくわしい専門家を交えて、最新の原文資料や文献、インターネット情報等をもとに、解説文を新たに書き下ろす作業を行なった。

本書は、このようなプロセスを経て生まれた新訂海外住宅・不動産税制シリーズの第1弾である。

日本の住宅・不動産税制に精通した関連業界の実務家、行政担当者、研究者・学識経験者を主な読者と想定し、主要な法令条文原文を典拠として、読みやすい平明な解説書とすることを心がけた。さらに、各税目の基本的な仕組みを、日本の税制のターミノロジーに極力合わせ、解釈を加えず必要かつ十分に解説するとともに、住宅・不動産に関わる税制に関しては、税目ごとに然るべきウェートを置いて網羅的に記述することに留意した。

住宅・不動産に特化した税目はもとより、それ以外の税目すべてについて、住宅・不動産関連税制の要諦を重点的に解説している点や、類書に見られない本書の最大の特徴である。テクニカルターム

等の基本用語については解説文中に原語を併記し、同時に巻末の索引に収録することで読者の利便を図った。

本書の構成は、第1章「所得税」、第2章「売上税」、第3章「不動産取得税」、第4章「不動産税」、第5章「相続・贈与税」、第6章「評価法と不動産」からなる。2004年の税法条文に基づいて解説し、必要に応じて過去の主要制度にも言及した。特に、税収に占めるウェートが高い所得税等の基幹税目については、住宅・不動産との関わりに照準を合わせて詳説した。また、住宅・不動産税制の原点とも言うべき「統一価額」(Einheitswert)に立脚する不動産評価方法の骨組みについては、税目相互間の横断的な関係を視野に入れて整理した。

海外の住宅税制に関心のある方々にとって必携の一冊となろう。

編集後記

56÷4=14。

年間4号を刊行する季刊誌である小誌は、今号で14年目を終えたことになりました。創刊以来14年間、誌面づくりに参画させていただいた編集子としては、長いようでもあり短いようでもある14年間だったと思っています。

小誌は、必ずしも一般向けの刊行物とはいえないかもしれません。「住宅・土地経済学」あるいはその周辺分野を専門としない読者にとっては、少々むずかしいかもしれませんが、この分野に興味をもつ大学生・大学院生、研究者など、さまざまな読者からは、終始、熱いご支持をいただいています。

小誌は、アカデミックな論文をできるだけわかりやすいかたちで紹介すること

を第一義的な使命だと考えています。内容的に少々むずかしいと思われる向きには、ぜひエディトリアルノートに目をとっておいただきたいと思います。それぞれの論文の意義や要旨を理解していただけるはずですが、また、「特別論文」は、住宅・土地経済に関する最新の話題について専門家に解説していただくという目的で設けられています。

小誌は、次号から15年目を迎えることとなります。そして、いよいよ60号目やってきます。人間で言えば「還暦」。それまでの1年間を、心を新たに、住宅・土地経済についての最新の理論をできるだけわかりやすく紹介していくという小誌の初心に戻って、編集していきたいと思っています。(H)

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

2005年春季号(通巻第56号)

2005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5-7

紀尾井町TBR1107 〒102-0083

電話: 03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)