

不動産証券化と住宅政策

森泉陽子

神奈川大学経済学部 教授
財団法人日本住宅総合センター 評議員

近年、住宅政策と同様、土地政策も新しい局面を迎えた。市場重視型土地政策へと軸足を移す中で、とりわけ不動産の証券化を取り上げたことは注目に値する。

従来土地政策は土地そのものに焦点がおかれ、資産としての不動産という視点が欠けていた。新しい政策は不動産証券化による不動産投資市場を活性化することによって、不動産市場の透明性を高め、ひいては土地市場の流動化・活性化も図るというものである。さらには、不動産証券化を利用し都市再生、美しいまちづくりを期待するものである。

不動産証券化は、最近では住宅の割合が増加し、全体の約20%を占めるまでになっている。賃貸住宅を証券化するにあたっては、投資家への説明責任として空室率、耐震性をはじめさまざまな情報を開示し、市場透明性を高めなくてはならない。このことは、長期的には賃貸住宅の質を高めることになり、良好な住宅ストック形成に資する。一方、地方における中心市街地空洞化対策への活用を推進しているが、成果を得るのは困難である。空洞化現象は地方の産業、人口構造の変化に起因し、その根は深く単純ではない。

住宅政策の一翼を不動産証券化が担うとすると、その市場の安定性とある程度の規模拡大が必要である。現在は25兆円程度であり、金融市場全体のごく一部である。多様な投資家の登場が必要となるゆえんである。

さらに、不動産投資市場は金利等、金融的要因の影響を強く受ける。実際、最近の金利上昇により J-REIT のイールドギャップはかなり縮小し、市場規模の拡大に影響を与えそうである。不動産投資市場発達の促進には金融市場を強く意識しなくてはならない。

目次●2006年秋季号 No.62

- [巻頭言] 不動産証券化と住宅政策 森泉陽子——1
[特別論文] 豊かな住生活の実現に向けて 榊 正剛——2
[研究論文] 東京は過大か 金本良嗣——12
[研究論文] 中心市街地の活性化政策の評価分析 栗田卓也・中川雅之——21
[研究論文] 県別データによる地価の動向
才田友美・橋 永久・永幡 崇・関根敏隆——30
[海外論文紹介] 世代間移転と貯蓄行動 白石憲一——38
エディトリアルノート——10
センターだより——42 編集後記——42

豊かな住生活の実現に向けて

住生活基本法について

榊 正剛

はじめに

今般、国民の豊かな住生活の実現を図ることを目的とし、今後の住宅政策の基本となる法律として、住生活基本法が制定された。

わが国の戦後の住宅政策は、終戦直後の深刻な住宅難に対する対策を中心に展開された。戦災で失われた住宅は210万戸、また戦前に大陸などから引き揚げてきた世帯が67万世帯あった。さらに、戦時中に市街地が空襲で大規模な火災になるのを防ぐため建築疎開すなわち建築を壊して空間をつくった戸が55万戸あったといわれる。これらに、戦争中の供給不足等を合わせて、4200万戸の住宅不足が発生していたと推定される。多くの国民が、倉庫、仮小屋、防空壕等に住む「非住宅居住」、狭小で過密な状況で同居する「多世帯住宅」、不良・老朽な住宅への居住を強いられ、まさに未曾有の住宅難の時代であったといえる。

昭和25年頃までは、政府は、このような状況に対処して応急的対策を行なった。すなわち、応急簡易な住宅を供給したり、既存建物の住宅への転用を促進するなどの応急措置を行なったのである。また、都市における新たな住宅需要の増大を抑制するため、人口10万人以上の都市への転入制限を実施するとともに、「臨時建築制限令」の公布により不要不急の建築を制限して住宅資材の確保も図られた。そのほか、罹災地の権利関係の調整のために「罹災都市借地借家臨時処理法」、地代家賃の高騰を防止するた

めに「地代家賃統制令」の公布が行なわれた。こうした一連の施策は終戦直後の空前の混乱状態に対する応急措置であるが、民間の復興意欲に支えられ、昭和21年から23年にかけて住宅建設は順調に伸びた。ちなみに、この間、昭和23年には内務省が解体されて建設省が発足、翌年には同省に住宅局が設置され、住宅政策の企画立案を行なう体制も整っている。

このような終戦後の約5年間の応急対策期を経て、昭和25年頃から、住宅政策の政策手法の柱となる制度が確立していった。

まず、昭和25年には住宅金融専門機関として住宅金融公庫が設立された。住宅金融公庫は、政府出資金、政府からの借入金等を資金源として、個人及び賃貸住宅を建設しようとする国民に対して長期低利の資金を供給する特殊法人である。これにより、民間の自力建設を推進しようとするものである。

しかしながら、昭和25年当時、個人で資金を借り入れ住宅を建設できる人は限られており、勤労者階層をはじめとするほとんどの国民は住宅に困っている状態にあった。そこで、昭和26年には、公営住宅法が制定され、国の補助を受けて地方公共団体が低所得者向けの低家賃の賃貸住宅として公営住宅を建設、管理する制度が設立された。

その後、昭和30年代に入って、わが国経済が戦前レベルまで復興し、昭和31年の『経済白書』では「もはや『戦後』ではない」といわれるまでになった。衣食住のうち衣食については

戦前レベルに達し、その後は経済成長を目指すというターニングポイントとなったのである。こうした経済復興の動きに合わせて、東京、大阪をはじめとする大都市圏への人口集中に対応する必要が生じる。このため、行政区域を越える広域圏にわたる開発事業を行なう主体として、昭和30年に日本住宅公団が設立され、大規模宅地開発が行なわれることとなったのである。

さらに、著しい人口の都市集中や世帯の細分化等により増大する一途であった住宅需要に対応するため、昭和41年には、これら公的資金による住宅に民間建設を含めたすべての住宅建設を総合的かつ計画的に実施するための住宅建設計画法が制定されたのである。以後、平成17年度末までの40年間、同法に基づき8次にわたる五箇年計画が策定された。第2期計画中の昭和48年には、全国の都道府県で世帯数を住宅数が上回る「一帯一住宅」が実現し、住宅の絶対的不足は解消されたといえる。また、昭和50年代に入って、第3期の住宅建設計画では、「住宅の量の確保」に加えて、「住宅の質の充実」の方向を打ち出している。その結果として、平成15年において全国で半数以上の世帯が誘導居住水準を達成するなど、一定の成果をあげてきたといえる。このように住宅建設五箇年計画のもと、住宅の新規供給を通じて、住宅不足の解消や居住水準の向上等に一定の役割を果たしてきたところである。

一方、最近における少子高齢化の急速な進展や人口・世帯減少社会の到来など社会経済情勢の著しい変化の中、従前のような右肩上がりの住宅需要を前提とした政策手法は見直しを迫られ、公庫、公団については、民間事業をバックアップする独立行政法人化を推進するとともに、公営住宅制度については三位一体改革の一環として地域における多様な住宅需要に対応する地域住宅交付金制度を創設したところである。

このような中、住宅政策の制度的枠組みについても、「住宅の量の確保」から「住環境を含めた住宅の質の向上」への本格的な政策転換を

(榊氏写真)

ささき・せいこう

1951年兵庫県生まれ。東京大学法学部卒業後、建設省入省。建設省道路局路政課長補佐、同道路総務課長、道路局長次長、国土交通省大臣官房総括審議官、内閣府政策統括官（防災担当）などを経て、2006年7月より国土交通省住宅局長。

図るとともに、「市場重視」「ストック重視」の政策を展開する観点から、成熟国家にふさわしい豊かな住生活の実現を図るための新たな政策体系を確立する必要が生じたのである。

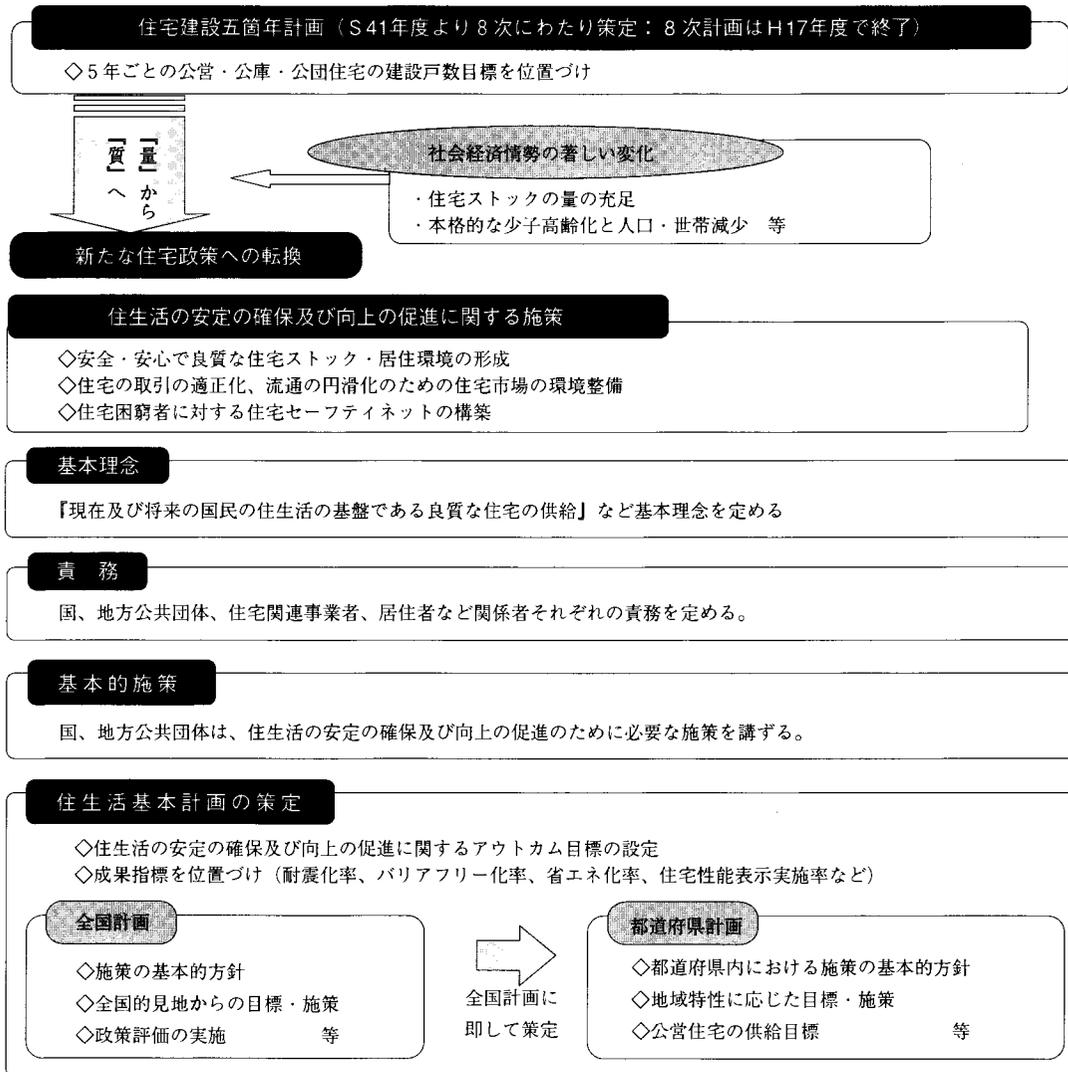
住生活基本法は、このような観点から、住生活の安定の確保及び向上の促進に関する施策を推進する基本となる法律として、本年6月8日に公布・施行された。その主な内容について、以下に概説する。

1 法律の名称

住宅政策に関する基本法を制定すべきとの議論は、昭和41年の住宅建設計画法を制定した当時からあり、法律名としては「住宅基本法」とされることが多かった。一方、本法は、住宅の「量」の確保を図る政策の本格的な転換を行ない、国民の住生活の「質」の向上を図る政策の基本となる法律である。国民の豊かな住生活の実現を図る観点から、住宅単体のみならず、住宅市街地における居住環境を含めた良質な住宅ストックの形成など住生活における幅広い分野を施策の対象とすることが必要である。また、施策の推進にあたって、住宅関連事業者、居住者のほか、保健医療サービスまたは福祉サービスの提供者等住生活に関連するすべての者を施策の担い手に位置づける必要がある。

このようなことから、本法は、「住宅」単体よりも広い概念を施策対象に、国民の豊かな住生活の実現を図ることを目的とし、それを端的に表す名称として、「住生活」基本法としたのである。

図1 住生活基本法の概要



2 基本理念

基本理念は、次の4つの柱で構成されている。

- ①少子高齢化の進展等社会経済情勢の変化に的確に対応して、現在及び将来における国民の住生活の基盤となる良質な住宅の供給等が図られること（第3条）
- ②自然、歴史、文化等の地域特性に応じて、環境との調和に配慮しつつ、住民が誇りと愛着をもつことのできる良好な居住環境の形成が図られること（第4条）
- ③民間事業者の能力の活用及び既存住宅の有効

利用を図りつつ、住宅購入者等の利益の擁護及び増進が図られること（第5条）

- ④住宅が国民の健康で文化的な生活にとって不可欠であることにかんがみ、低額所得者、高齢者、子供を育成する家庭等の居住の安定の確保が図られること（第6条）

①は、住宅そのもの、住宅単体についての「質の向上」を図り、良質な住宅ストックの形成を目指すべきことを規定するものである。

②は、国民の豊かな住生活を実現するためには、住宅単体のみならず、その周りを含めた地域の居住環境の「質の向上」を図るべきことを

規定するものである。

③は、①②により供給・管理されている良質な住宅及び良好な居住環境を前提として、これを購入しようとする人たちがそれぞれのニーズに合った適切な住宅が選択可能となるよう住宅市場の環境整備を通じて、その利益の擁護・増進を図るべきことを規定している。

④は、住宅の確保が③により整備された住宅市場を通じて自力調達で行なわれることを基本としつつも、低額所得であること、高齢者や障害者であることなどさまざまな理由で自力調達が困難である者に対しては、公的賃貸住宅などの住宅セーフティネットの構築により居住の安定の確保を図るべきことを規定している。

したがって、これらの基本理念についてまとめていうと、①②が良好な居住環境を備えた良質な住宅というモノの「質」の向上を図り、③でそのモノを流通させる市場環境の整備を図り、④でその市場を補完する住宅セーフティネットの構築を図るという構成になっている。これら4つの基本理念の柱は、それぞれ独立に存在しているのではなく、相互に関連しあって、国民の豊かな住生活の実現を目指すものとなっている。

3 責務等

(1) 国及び地方公共団体の責務（第7条）

住宅は、道路等の公共物と異なり、それぞれの個人の所有であったり、個人の使用に供せられる私有財産であるが、街並みや都市の構成要素でもあり、社会的性格を併せもつものである。したがって、良質な住宅ストックや居住環境の形成・活用を促進したり、住宅市場の環境整備や住宅市場で自力調達できない者への居住の安定の確保を図ることなど国民の住生活の安定の確保及び向上の促進については、国・地方公共団体が責務を有している。このことから、本法では国・地方公共団体の責務として次のように規定している。

①国及び地方公共団体は、住生活の安定の確保

及び向上の促進に関する施策を策定し、及び実施する責務を有する。

②国は、住宅の品質・性能の維持向上に資する技術研究開発の促進及び住宅建設における木材使用の伝統的技術の継承等を図るための情報提供等の措置を講ずるものとする。

③国及び地方公共団体は、教育・広報活動等を通じて、住生活の安定の確保及び向上の促進に関し、国民の理解を深め、その協力を得るよう努めるものとする。

①については、これは、人口・世帯減少社会、超高齢社会の到来など社会経済情勢が大きく変化する中で、長期的な視点に立って国民の豊かな住生活の実現を図る必要があることから、適切な施策を策定し、実施することが国及び地方公共団体の責務である旨を明らかにするものである。

②については、住宅の「量の確保」から「質の確保」への政策転換のため、国に対して、住宅の品質または性能の維持向上に必要な技術に関する情報の収集、整理、提供を行なうほか、研究開発を促進するために必要な措置を講ずる義務を課すものである。また、わが国の伝統構法である木造軸組構法など住宅建設における木材を使用した伝統的技術は、日本の気候風土に適した住宅を建設する技術であるとともに、地域固有の意匠や景観の形成に資するほか、森林の保全管理を通じた地球環境対策の観点からも重要である。このため、これらの技術の継承及び向上を図るための情報の収集及び提供その他の必要な措置を講ずることについても、国に対して同様に義務づけるものである。

③については、豊かな住生活の実現を図るためには、国民自ら努めるとともに、地域の居住環境の維持及び向上に積極的に参画することが要請される。そのため、本規定は、国民の住生活の安定の確保及び向上の促進に関する国民の理解及びその実施に関する協力を求めることにつき、国及び地方公共団体に住教育などの教育活動や情報提供の努力義務を課すものである。

(2) 住宅関連事業者の責務 (第8条)

豊かな住生活の実現を図るためには、住宅という商品を生産し、流通させ、管理するなど商品そのものを直接取り扱う住宅関連事業者の取組が不可欠である。具体的には、住宅関連事業者は、自らが住宅の安全性その他の品質・性能の確保について最も重要な責任を有していることを自覚し、住宅の設計、建設、販売及び管理の各段階において必要な措置を適切に講ずる責務を有する旨規定している。これは、まず、住宅の安全性等の品質または性能の確保について住宅関連事業者が事業活動に伴って有することとなる第一義的な責任への自覚を促す趣旨である。そうした上で、さらに、住宅の設計、建設、販売及び管理の各段階における住宅関連事業者がそれぞれの立場から必要となる適切な措置を講ずる責務がある旨を規定している。住宅関連事業者は、本規定の趣旨を踏まえ、宅地建物取引業法、建設業法、建築基準法等により講ずべき措置を遵守することはもちろん、住宅の品質・性能の維持向上に関する技術の研究開発、消費者からの相談に対する適切な対応など国民が自らのニーズに合った適切な住宅を安心して選択できるよう幅広い取組が行なわれることを期待するものである。

(3) 関係者相互の連携及び協力 (第9条)

豊かな住生活の実現は、少子高齢化対策、防犯対策、防災対策、まちづくり、環境問題への対応、消費者保護といった、住生活に関連する多くの分野にまたがっている。このため、これらの関係者の総合的な対応が必要不可欠であり、第9条において、国、地方公共団体、公営住宅等の供給等を行なう者、住宅関連事業者、居住者、保健医療・福祉サービスの提供者等関係者が相互に連携し、協力することについて各主体に努力義務を課している。

(4) 法制上の措置等 (第10条)

第7条に規定による、住生活の安定の確保及

び向上の促進に関する施策を実施する国の責務を受け、施策の実施のために必要な法制上、財政上または金融上の措置その他の措置を講ずることを政府に義務づけている。

この規定の「法制上の措置」等には、租税特別措置法の改正等による税制上の措置が含まれている。今後は、住生活基本法を踏まえ、住宅関連税制の充実を図っていききたい。

4 基本的施策

第3条から第6条の基本理念及び第7条の国及び地方公共団体の責務規定を受けて、行政が実施すべき住生活の安定の確保及び向上の促進に関する施策の基本的な方向性を、次のように具体的に明示している。

- ①国及び地方公共団体は、住宅の耐震改修、省エネ化等住宅の品質・性能の維持向上及び住宅の管理の合理化・適正化のために必要な施策を講ずるものとする (第11条)
- ②国及び地方公共団体は、住民の福祉・利便施設の整備、住宅市街地の良好な景観の形成等居住環境の維持向上のために必要な施策を講ずるものとする (第12条)
- ③国及び地方公共団体は、住宅関連事業者による正確かつ適切な情報提供、住宅性能表示制度の普及等住宅市場の環境整備のために必要な施策を講ずるものとする (第13条)
- ④国及び地方公共団体は、公営住宅、災害復興住宅、高齢者向け賃貸住宅等の供給等居住の安定の確保のために必要な施策を講ずるものとする (第14条)

5 住生活基本計画

住生活の安定の確保及び向上の促進に関する施策の総合的かつ計画的な推進を図るため、政府は「全国計画」を、都道府県は全国計画に即して「都道府県計画」を定めるものとしている。全国計画と都道府県計画をあわせて「住生活基本計画」という。

(1) 全国計画（第15条、第16条）

全国計画は、計画期間を10年とし、住生活の「質の向上」に係る成果指標をできる限り導入しつつ、アウトカム目標を定めることとし、5年ごとに政策評価を行ない、計画の見直しを図っていくこととしている。

最初の全国計画は、本年秋頃に策定予定であるが、現段階における計画骨子と成果指標（※印）の案については、以下のとおりである。

(a) 住宅の品質・性能の維持・向上

住宅の単体の基本的機能（設備等）、基本的性能（安全性、耐久性、快適性、省エネ性等）、その他の性能（デザイン、環境配慮等）について、住宅性能水準に掲げる品質・性能に関する各項目の水準向上を目指す。

※新耐震基準が求める耐震性を有する住宅ストックの比率

※一定の省エネルギー対策（二重サッシ使用率等）を講じた住宅ストックの比率

※共同住宅のうち、道路から各戸の玄関まで車椅子・ベビーカーで通行可能な住宅ストック率等

(b) 住宅の管理の合理化・適正化

既存住宅の有効活用を図るため、戸建て、共同、持ち家、借家の別を問わず、所有者等が維持管理の重要性を認識し、適正な維持管理とリフォーム等が行なわれることを目指す。とくに、分譲マンションについては、計画的な修繕の実施など管理の適正化、円滑な建て替え等を進める。

※リフォーム実施戸数の住宅ストック戸数に対する割合

※25年以上の長期修繕計画に基づく修繕積立金額を設定している分譲マンション管理組合の割合

(c) 良好な居住環境の形成

地域における居住環境の維持向上を図るため、安全性・利便性・快適性・持続性等「住環境水準」の各項目の向上を目指す。とくに、密集市

街地の整備改善、水害等の自然災害に対する安全性の向上を目指す。

※地震時等において大規模な火災の可能性があり、重点的に解消すべき密集市街地のうち最低限の安全性が確保される市街地の割合

※地震時において滑動崩落による重大な被害の可能性のある大規模盛土造成地

※利便性、快適性等の成果指標は都道府県で目標設定

(d) 住宅市場の環境整備

良質な住宅の供給等、良好な居住環境の形成、ニーズに応じた適切な住宅の選択等を市場機能を通じて実現するため、適正な取引と住宅の円滑な流通が可能な市場環境の整備を目指す。とくに、住宅取引における正確・適切な情報の提供、既存住宅の売買や賃貸、リフォームを促進する。

※新築住宅における住宅性能表示の実施率

※既存住宅の流通シェア

※住宅の利活用期間（滅失住宅の平均築後年数等）

※子育て世帯における誘導居住面積水準の達成率

(e) 居住の安定の確保

低額所得者、被災者、高齢者、子育て世帯、障害者、DV被害者等の居住の安定の確保を図るため、住宅セーフティネット機能の向上を目指す。とくに、「最低居住面積水準」未達世帯の解消、「誘導居住面積水準」達成世帯の増加、高齢者の居住する住宅のバリアフリー化、民間賃貸住宅における不合理な入居者限定の抑制等を図る。

※最低居住面積水準未達率

※高齢者の居住する住宅のバリアフリー化率

全国計画の策定にあたっての手続きとして、国土交通大臣は、国民の意見を反映させるための措置としてパブリックコメントを実施するとともに、社会資本整備審議会及び都道府県の意

見を聴いて、閣議決定をして公表することとなる。

(2) 都道府県計画 (第17条)

都道府県計画は、全国計画に即して、①計画期間、②基本的な方針、③目標、④目標を達成するための基本的な施策に関する事項、⑤計画期間における公営住宅の供給の目標量等について定めるものとされている。全国計画で定めるアウトカム目標に即して、それぞれの地域特性に応じて、アウトカム目標を設定していくこととなる。この際の具体的な目標設定をどのようにするかについては、都道府県の裁量に任せられているが、⑤の公営住宅の供給の目標量については、国土交通大臣に協議し、その同意を得るものとしている。この趣旨としては、

- ・公営住宅の供給が憲法第25条の趣旨にのっとるものであり、住宅に困窮する低額所得者に対する住宅セーフティネット機能が十分に確保されているかどうか、全国的見地からチェックする必要があること
- ・公営住宅法において、都道府県計画に基づく公営住宅等の整備に対し、国は財政上の援助をすることとされており、この仕組みを担保する必要があること

等にかんがみたまものである。なお、国土交通大臣は、同意するときは、厚生労働大臣に協議するものとしている。

都道府県の策定にあたっての手続きとして、都道府県は、住民の意見を反映させるためのパブリックコメントを実施するとともに、当該都道府県の区域内の市町村に協議することとしている。

(3) 住生活基本計画の実施 (第18条)

これら住生活基本計画を実施するため、国及び地方公共団体等が構すべき措置について、次のように定めている。

- ・国及び地方公共団体は、公営住宅等の供給等に関する事業の実施のために必要な措置を講

ずるよう努めるものとする。

- ・国は、住宅関連事業者、NPO、自治会その他の者が住生活基本計画に即して行なう活動を支援するため、情報の提供、住宅の供給等について講ずべき措置の指針の策定その他必要な措置を講ずるよう努めるものとする。
- ・住宅金融公庫、独立行政法人都市再生機構等は、事業を実施するにあたっては、住生活基本計画に定められた目標の達成に資するよう努めるものとする。

6 その他

住生活基本法では、前述までの主な規定のほか、次の事項を定めている。

- ・関係行政機関は、全国計画に即した施策の実施に関連する公共施設の整備等に関し、相互に協力するものとする (第19条)
- ・国土交通大臣は、全国計画に即した施策の実施のため、関係行政機関の長に対し、必要な資料の提出を求め、または意見を述べることができる (第20条)
- ・国土交通大臣は、毎年度、関係行政機関による住生活の安定の確保及び向上の促進に関する施策の実施状況を取りまとめ、その概要を公表するものとする (第21条)
- ・住宅建設計画法を廃止する。

おわりに

今後は、この住生活基本法を住宅政策推進の基本となる法律として位置づけ、国、地方公共団体、事業者、居住者等住生活に関わるすべての関係者が共通の理念・目的の達成のためにそれぞれの努力を積み重ねることが期待される。これにより、国民が誇りをもち、後世に残すに値する、魅力ある住宅ストックや住環境の形成を図り、現在のみならず、将来にわたる国民の豊かな住生活の実現に向けて積極的に取り組んでいくこととしている。

住生活基本計画(全国計画・案)の概要

参考資料

はじめに

- 住生活基本法に基づき、住生活安定向上施策を総合的かつ計画的に推進するため策定
- 計画期間は平成18年度から平成27年度の10年間

基本的な方針

- 住宅の位置づけと住生活安定向上施策の意義
- 施策についての横断的視点

(横断的視点)

ストック重視

市場重視

福祉、まちづくり
等関連する施策
分野との連携

地域の実情を
踏まえたきめ細
かな対応

目標・成果指標・基本的な施策

目標設定の前提として「住宅性能水準」「住環境水準」「居住面積水準(最低・誘導)」を設定
※第8期住宅建設五箇年計画の各水準を基本としつつ、内容・表現を再検証・充実

| 目標 | 目標の達成状況を示す成果指標 | 基本的な施策 |
|-------------------------------|---|--|
| 良質な住宅ストックの形成及び将来世代への承継 | ①新耐震基準適合率 ②共同住宅共用部分のユニバーサルデザイン化率 ③省エネルギー対策率 ④リフォームの実施率 ⑤適正な修繕積立金を設定しているマンションの割合 | ・耐震診断・耐震改修等の促進、建築規制の的確な運用 ・ユニバーサルデザイン化の促進 ・省エネルギー性能など住宅の環境性能の向上 ・長寿命住宅の普及促進、適切な維持管理、リフォームの促進 ・マンションの計画的修繕の促進、老朽化したマンションの再生促進 |
| 良好な居住環境の形成 | ⑥重点密集市街地の整備率 ⑦地震時に危険な大規模盛土造成地の箇所数 | ・基盤整備と規制緩和の一体的推進による密集市街地の整備 ・宅地耐震化対策、浸水対策、土砂災害対策等の推進 ・建築協定の活用等による良好な街並み・景観・緑の維持・形成 ・都心住居・街なか居住の促進、ニュータウン再生の支援 |
| 国民の多様な居住ニーズが適切に実現される住宅市場の環境整備 | ⑧住宅性能表示の実施率(新築) ⑨既存住宅の流通シェア ⑩住宅の利活用期間 ⑪子育て世帯の誘導居住面積水準達成率 | ・住宅性能表示制度の普及・充実、紛争処理の仕組みの普及・充実、既存住宅の合理的な価格査定等の促進など市場環境の整備 ・長期固定型ローン等が安定的に供給される住宅金融市場の整備 ・税制上の措置等による無理のない負担での住宅取得の支援 ・持家の賃貸化の促進、二地域居住の情報提供、子育て支援等 ・技術開発等の推進、地域材を活用した木造住宅生産体制の整備 |
| 住宅の確保に特に配慮を要する者の居住の安定の確保 | ⑫最低居住面積水準未満率 ⑬高齢者のいる住宅のバリアフリー化率 | ・低額所得者等への公平かつ確かな公営住宅の供給 ・各種公的賃貸住宅の一体的運用や柔軟な利活用等の推進 ・高齢者、障害者等への民間賃貸住宅に関する情報の提供 ・高齢者向け賃貸住宅の供給、公的住宅と福祉施設の一体的整備 |

大都市圏における住宅・住宅地の供給等

・地域属性に応じた
施策の推進 等

施策の推進

・関係者の連携・協力
・統計調査の充実
・政策評価の実施とおおむね5年後の計画見直し

金本良嗣論文（「東京は過大か——パネルデータによる再推定」）は、ヘンリー・ジョージ定理を応用して、東京という大都市が過大であるかどうかに関するこれまでの一連の実証研究を紹介したうえで、あらたに興味深い実証結果を示している。集積の経済に対するシャドー・プライス（ピグー補助金）の総額と都市全体の地代総額を比較すると、都市の規模が過大かどうかを検証することができる。

ここでは、2つの問題が議論されており、都市の数を一定と考えると、東京は過少になる傾向があるのに対して、都市の数を増やすことを考えると、東京は過大になる傾向があるという理論的な結論が紹介されている。都市の数を自由に増やすのはきわめて困難なことである。筑波学園都市のように、実際にひとつの都市を形成するには、かなりの長い年月がかかる。

こうした理由から、都市の数が最適でない点を前提にして、都市規模が過大であるか否かを分析することが重要な作業になってくる。

しかし、土地の貸借取引は実質的に行なわれていないことから、地代のデータを把握することは難しい。こうした地代のデータについての不十分性を考えると、地価をそのまま用いて、地価と集積の経済の推定値であるピグー補助金額を比較することが考えられる。

他方、集積の経済を推定する際に、都市の生産関数を推定しなければならないが、そのとき問題なのは、第1に都市圏をどのように

定義するかという点である。第2は、都市に存在する社会資本を考慮したときに、その社会資本が人々にとって純粋な公共財になるのか、あるいは料金支払いを伴ったものであるのかを区別しなければならないという点である。

こうしたさまざまな困難な問題を少しずつ克服したうえで、興味深い結論が得られているのが、この論文の特徴である。ピグー補助金と地価の比を見てみると、東京と大阪が他の都市に比べて過大である可能性の高いことが指摘されている。

ところで、こうしたヘンリー・ジョージ定理を用いるという巧妙な方法によって、東京が過大であるとする結論に対して、他方では、東京に対する集積をもっと高めるべきであるとする経済学者たちも存在する。彼らは、容積率等の規制によって、都心の高度利用が実現しないために東京が外延的に拡大していると主張している。

容積率規制等が緩和されて高度利用が実現したときに、通勤費用の低下が生じるだろう。こうした通勤費用は、集積の不経済をもたらす要因のひとつである。容積率規制の緩和によって高度利用が実現すれば、通勤費用の低下が生じ、それによって集積の不経済の要因が取り除かれる。それは、「東京は過大である」という結論を修正する可能性があるかもしれない。

もちろん都市を高度利用する際の追加的な費用や混雑費用が発生する点は、考慮に入れなければい

けない。たとえば、高度利用によって発生する都市内の交通混雑だけでなく、高度利用に伴ってエレベータなどの混雑が生じる。そうした混雑も高度利用に伴う集積の不経済の要素として考慮しなければならない。



栗田卓也・中川雅之論文（「中心市街地の活性化政策の評価分析」）は、経済学および法学両方のアプローチを相対化したうえで、中心市街地の衰退の原因とそれに対する望ましい対策について考察した論文である。

中心市街地内のいわゆる「シャッター通り」と呼ばれる地域は、地方だけでなく都市圏においても駅周辺に多数存在している。これに対しては、郊外に出店しようとする大店舗に対する立地規制によって、中心市街地が再生できるとする考え方が存在する。こうした安易な考え方を含めて、その原因はどこにあるのか、望ましい対策は何かという点を検討している。これまでの法学的なアプローチの問題点を経済学的な観点から批判的に分析したという意味で、興味深い論文になっている。

中心市街地衰退の大きな原因のひとつは、モータリゼーションの進展である。そうしたモータリゼーションに、中心市街地が迅速に対応できなかった原因としては、土地利用転換コストがあげられる。

実証分析では、中心都市の都市圏全体に対する人口比によって郊外化を測定するという手法を用い

て、この人口比のインデックスが、モータリゼーションや所得水準さらには中心市街地に存在する人々の高齢化によって、どのような影響を受けるかが検証されている。

実証分析では、高齢化によって郊外化が進展すること、またモータリゼーションの程度を示す1人当たり乗用車保有台数の増加が、郊外化を促進しているという結果が得られている。

こうしたことは、自動車に乗って買い物をする際に中心市街地の混雑を引きおこす結果、中心市街地が敬遠され、より交通の便利な郊外が選択されるという結果を反映している。また、そうした需要を受けて郊外に大規模な駐車場を整備した大型小売店が立地することが合理的な選択の結果として示される。

こうした議論にもうひとつ付け加えておかねばならないのは、税制の役割である。中心市街地の土地利用転換がきわめて遅いのは、土地税制に関係しているように思われる。従来は商店街を担ってきた地主である商店主が高齢化を理由に引退を決意して、その所有している土地や店舗を売却すると、無視できない額の土地譲渡所得税が課税される。さらには、それを金融資産で相続した場合には、相続税の負担もかなりの額になる。

こうした点を考えると、土地所有者たちは土地を売却せずに相続まで持ち越すことが合理的である。それらを前提にすると、従来の中心市街地での土地利用転換が進ま

ないことは合理的に説明することができる。したがって、土地の転売を促進するような中立的な土地税制に改正する必要がある。

●

才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆論文（「県別データによる地価の動向」）では、第1に、これまでの地価データについての偏りを修正するという目的から、新たに各地域の土地価額をウェイトにした「加重平均公示地価」を用いることを提案している。第2に、地価データに関する県別のクロスセクションデータと時系列データを組み合わせたパネル推計の応用例を示すことによって、こうした分析の応用性を例示している。

これまでも地価公示の問題点についてはたびたび指摘されてきた。その原因の第1は、地価公示そのもののバイアスで、地価公示が連続した調査地点をとっていないことから生じている。第2は、こうした地価公示を平均化する段階で生じるもので、全国一律に同じウェイトで単純に平均化したためにバイアスが生じる。例えば東京のように集積度の高い地域の地価上昇率と、集積度の低い地方の地価上昇率を同じウェイトで足し合わせるの、もともと無理がある。このバイアスを取り除くために、これまでも県別の地価データを得るためには、県別の土地総資産額をその宅地面積あるいは都市計画区域の面積で割ることによって、平均的な地価を求めていたという事情がある。

著者たちが提案している土地価額をウェイトにした加重平均の地価を用いると、単純平均の公示地価に比べて下落幅が大きくなり、より実勢に近づいたデータであることが確認されている。

第2の目的は、パネルデータを用いたエラーコレクションモデルによって、各都市圏の地価関数を推計する点にある。しかし、エラーコレクションモデルというのは、もともと基本的には投資関数や貨幣需要関数について考えられたものである。何らかの摩擦が存在するために、望ましい需要と実際の需要との間の差を調整するように貨幣需要や資産需要が求められるというのが、エラーコレクションモデルの基本的な考え方である。これに対して、地価の動きをエラーコレクションモデルを用いて、均衡地価との乖離で資産価格を考えようとする想定には違和感を覚える。

推計ではファンダメンタルな変数を用いて推計している。この際に、県と県との間の物流量を用いて、各県の代替性の度合いを測っている点は興味深い。また、都市圏においては、地価と「均衡地価」要因との相関が大きいものに対して、地方圏ではそれがあまり小さくなく、むしろ不良債権要因が地方の地価の足かせになっているという。この指摘は、不良債権が、何らかのメカニズムを通じて、その地域の将来の生産性を反映していると言えるのかもしれない。（YF）

東京は過大か

パネルデータによる再推定

金本良嗣

はじめに

大都市雇用圏 (MEA) によって都市圏を定義すると、東京都市圏の人口は3000万人を超えている。世界に共通の都市圏定義は存在しないが、世界で最大の都市圏であると言って間違いないであろう。このような巨大都市は最適規模を超えているのではないかという議論が多い。しかし、東京は非常に便利な都市であることも事実であり、集積のメリットも大きい。これらの2つの要因を考慮に入れたときに、東京が過大かどうかという問いに解答を出すのは簡単ではない。

筆者たちは、最適都市規模に関するヘンリー・ジョージ定理を応用して、東京が過大であるかどうかに関する実証研究を行ってきた。ヘンリー・ジョージ定理は最適都市規模の条件を導いたものであり、集積の経済に対するシャドウプライス (ピグー補助金等) を都市全体で集計したものが都市地代総額に等しくなるというのがその条件である。したがって、集積の経済に対するシャドウプライス総額と都市地代総額を比較すれば、都市規模が過大になっているかどうか分かる。

残念ながら、地代データが得られないので、ヘンリー・ジョージ定理の直接的な適用は困難である。日本では地価のデータが豊富であるので、これを用いることができるが、地価から地代への変換が難しい。これまでの日本では地価地代比率が極めて高いうえに、大きく変動して

おり、適切な値がどれかを決めるのは困難だからである。

そこで、われわれは以下のような仮説を考えた。Kanemoto (1980) などによれば、均衡で最適都市規模が達成されるとは限らず、市場均衡での都市規模は過大になる傾向があることがわかっている。この過大になる傾向は都市規模によって異なると考えられる。実際の都市圏は都市規模によりヒエラルキーを形成しており、東京都市圏はその頂点にあると考えられる。都市規模が過大になる傾向があるという議論を、都市ヒエラルキーにおける各階層に適用すると、各階層において均衡都市規模が最適都市規模を超える傾向が存在することになる。ただし、最適都市規模からの乖離幅は階層によって異なりうる。都市規模が小さい階層では、新たに同じ規模の都市をつくるのは容易であり、最適規模からの乖離は相対的に小さくなる。これに対して、大きな都市階層では、そこに含まれているのと同じ大きさの大都市を新たにつくるのは困難であり、最適都市規模からの乖離は大きくなる。したがって、大都市ほど最適都市規模からの乖離が大きいという仮説が提示できる。

われわれの一連の研究では、地価総額とピグー補助金総額の比率を日本の都市圏について計算し、東京都市圏が他の都市圏と比較して大きく異なっているかどうかを検証した。

最初の研究の Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996) は、竹内章悟氏による「統合都市地域」(Integrated Metropolitan Area :

IMA) を都市圏の定義として用いて、集積の経済を都市圏地価総額の推定を行なった。地価総額については、地価公示と都道府県地価調査を利用して独自に都市圏の地価総額を推計した。地価総額と集積の経済に対するピグー補助金総額の比を都市圏間で比較すると、東京圏の値が平均値を下回っており、東京が過大である傾向は見られなかった。

金本・齊藤 (1998) は、データの取り方を改善して、再推定を行なった。主たる変更点は、第1に、都市圏定義と地価総額を「統合都市地域」から、よりスタンダードな定義である「標準大都市雇用圏」(Standard Metropolitan Employment Area : SMEA) (山田浩之・徳岡一幸両氏による) に変更したことである。第2に、都市圏地価総額の推計を、国民経済計算年報の付録に掲載されている都道府県地価総額を用いて行なった。その結果、地価総額・ピグー補助金総額比率の20都市圏の平均は40.9であったのに対して、東京都市圏ではこれを大きく上回って68.9となった。この推計によれば、東京の都市規模は過大傾向にあるといえる。

Kanemoto, Kitagawa, Saito and Shoji (2005) では、これらの研究のさらなる精緻化を行なった。第1に、都市圏定義について、最近の都市構造の複雑化を考慮に入れて作られた新しい都市圏定義である大都市雇用圏 (MEA: Metropolitan Employment Area) を用いた¹⁾。第2に、Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996) と金本・齊藤 (1998) が1985年のクロスセクションデータを用いて都市集積の経済を推定していたのに対して、1980年から1995年までのパネルデータを用いた。第3に、同時方程式バイアスを避けるために、パネルデータの統計手法や操作変数法を採用した。

1 集積の経済と都市圏生産関数

Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996)、金本・齊藤 (1998) と同様に、都市圏レベルの生産関数を用いて集積の経済を推定する。都市

(金本氏写真)

かねもと・よしつぐ
1950年広島県生まれ。1972年東京大学経済学部卒業。1977年コーネル Ph.D.。筑波大学助教授などを経て、現在、東京大学大学院経済学研究科教授。
著書：『都市経済学』（東洋経済新報社）ほか。

圏生産関数を $Y = F(N, K, G)$ と書く。ここで、 N, K, G, Y はそれぞれ就業者数、民間資本ストック、社会資本ストック、総生産である。以下のようなコブ = ダグラス型生産関数を仮定する。

$$Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma \quad (1)$$

推定式は、対数線形の

$$\ln(Y/N) = A_0 + a_1 \ln(K/N) + a_2 \ln N + a_3 \ln(G/N) \quad (2)$$

である。推定式のパラメータと生産関数のパラメータの関係は、 $\alpha = a_1$, $\beta = a_2 + 1 - a_1 - a_3$, $\gamma = a_3$ である。

この都市圏生産関数は、マーシャル外部性モデルから導くこともできるし、新経済地理学 (New Economic Geography : NEG) モデルから導くこともできる²⁾。また、非単一中心モデルを再解釈した Kanemoto (1990) から導くことができる。マーシャル外部性モデルは、単純に都市圏内の各企業は都市規模から外部経済を受けると仮定する。これに対して、NEG モデルや非単一中心モデルは、個別企業の生産における規模の経済性と製品差別化を仮定する。この仮定の下では、マーシャルの外部性と同様な働きをする都市集積の経済が生まれることが示されている。いずれのモデルにおいても、集積の経済は外部経済として機能し、市場の失敗をもたらすので、以下では、より単純なマーシャル外部性モデルを用いて解説する。

まず、当面は社会資本を無視して、すべての企業が同じ生産関数 $f(n, k, N)$ を持っているとする。ここで、 n と k は労働と資本の投入物であり、集積の外部経済は都市圏就業者数 N で測られるとする。企業数を m とすると、都市

表1 全 MEA のクロスセクション推定

| パラメータ | 1980年 | 1985年 | 1990年 | 1995年 |
|-----------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| A_0 | 0.422** (0.153) | 0.440** (0.18) | 0.632*** (0.201) | 0.718*** (0.182) |
| a_1 | 0.404*** (0.031) | 0.469*** (0.039) | 0.528*** (0.043) | 0.449*** (0.037) |
| a_2 | 0.031*** (0.009) | 0.026*** (0.009) | 0.021** (0.009) | 0.020** (0.007) |
| a_3 | 0.015 (0.045) | -0.031 (0.041) | -0.124*** (0.040) | -0.086** (0.032) |
| \bar{R} | 0.608 | 0.568 | 0.644 | 0.653 |

注：() の中は標準誤差。***は1%水準で有意、**は5%水準で有意。

圏総生産は $Y = mf(N/m, K/m, N)$ である。

プライステイカーの仮定と自由参入の仮定を置くと、市場均衡では企業の生産関数 $f(n, k, N)$ は n と k について一次同次になり、集積の外部経済の限界便益は $mf_N(n, k, N)$ となる。この限界便益に等しいpiggy補助金が都市就業者に与えられるとすると、都市圏全体での補助金額は $PS = mf_N N$ となる。コブ=ダグラス生産関数 $Y = AK^\alpha N^\beta$ のケースでは、このpiggy補助金総額は

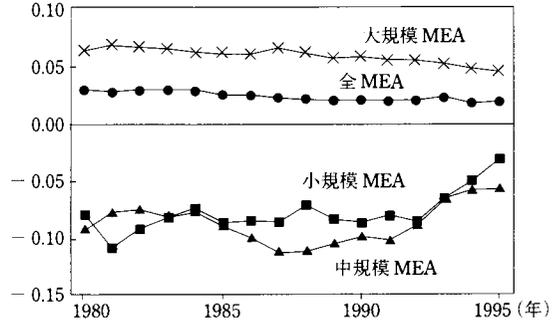
$$TPS = (\alpha + \beta - 1)Y$$

となる。

ヘンリー・ジョージ定理によると、都市規模が最適なときには、piggy補助金総額が都市地代の総額に等しくなる³⁾。さらに、最適化の2階の条件から、都市規模が過大なときには都市地代総額がpiggy補助金総額より大きくなる⁴⁾。

次に、社会資本を導入する。社会資本については2つの問題が存在する。第1は、社会資本の公共財的性質の程度である。純粹地方公共財であれば、都市圏内のすべての住民が等しく便益を享受でき、混雑現象が発生しない。しかしながら、実際には、社会資本のほとんどにおいて混雑現象が発生するので、純粹地方公共財と解釈するのは無理がある。もし純粹地方公共財であるとみなせるならば、都市規模が最適なときには、都市地代総額がpiggy補助金総額と社会資本コストの和に等しくならなければならない (Kanemoto 1980などを参照)。社会資本が

図1 都市規模グループ別の集積の経済パラメータ a_2 の推移



純粹地方公共財でない場合には、集積の便益サイドには社会資本コストの一部しか入らない。

第2の問題は、社会資本サービスに対して対価の支払いがなされているかどうかである。水道、下水、交通等については、料金支払いがなされている。極端なケースとして、社会資本サービスの価格が限界便益に等しく設定されているときには、自由参入によるゼロ利潤の条件から、企業の生産関数 $f(n, k, G, N)$ が社会資本を含めた3つの投入物 (n, k, G) について一次同次になる。

これらの2つの問題を組み合わせて、以下では2つの両極端のケースを考える。第1は、社会資本が私的財であって、しかも料金の支払いをしているケース (私的財ケース) である。このケースにおけるpiggy補助金総額は $TPS = (\alpha + \beta + \gamma - 1)Y = a_2 Y$ であり、ヘンリー・ジョージ定理は $TDR = TPS$ となる。ここで、 TDR は都市圏都市地代総額である。もうひとつの極端は、社会資本が純粹公共財であって、しかも企業は費用負担をしていないケース (公共財ケース) である。このケースにおけるpiggy補助金総額は $TPS = (\alpha + \beta - 1)Y = (a_2 - \alpha_3)Y$ で、ヘンリー・ジョージ定理は $TDR = TPS + C(G)$ となる。ここで、 $C(G)$ は社会資本の供給コストである。社会資本の公共性の程度に関する厳密な実証研究は行なわれていないが、純粹公共財よりは純粹私的財に近いであろうと予想される。

表2-パネル推定

| | 全 MEA | | 小規模 MEA | | 中規模 MEA | | 大規模 MEA | |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| a_1 | 0.279*** (0.015) | 0.310*** (0.014) | 0.354*** (0.030) | 0.376*** (0.027) | 0.281*** (0.021) | 0.325*** (0.020) | 0.170*** (0.029) | 0.194*** (0.026) |
| a_2 | 0.101*** (0.023) | 0.031*** (0.007) | -0.016 (0.037) | -0.044 (0.030) | 0.416*** (0.040) | 0.096*** (0.026) | -0.044 (0.058) | 0.059*** (0.010) |
| a_3 | -0.084*** (0.020) | -0.108*** (0.017) | -0.147*** (0.034) | -0.132*** (0.029) | 0.145*** (0.040) | -0.061* (0.031) | -0.151*** (0.030) | -0.113*** (0.026) |
| \bar{R}^2 | 0.623 | 0.770 | 0.741 | 0.761 | 0.311 | 0.721 | 0.502 | 0.862 |
| Hausman | 39.6 | | 11.3 | | 132.5 | | 21.3 | |
| chi(5%) | 28.9 | | 28.9 | | 28.9 | | 28.9 | |
| Sample size | 1888 | | 528 | | 896 | | 464 | |

注：() の中は標準誤差。***は1%水準で有意、**は5%水準で有意。

2 都市圏生産関数の推定結果

都市圏生産関数(2)を、118の大都市雇用圏(MEA)について、1980年から1995年までの16年間の年次データを用いて推定する。パネル推定法を適用する前に、各年のクロスセクション推定をまず行なう。表1は5年ごとの推定値を報告している。係数 a_1 の推定値は有意であり、時系列での変動も大きくない。係数 a_2 も有意であるが、時間とともに小さくなる傾向がある。この係数は都市集積の外部経済 $a_2 = \alpha + \beta + \gamma - 1$ を表しているの、われわれがもっとも注目している係数である。

社会資本の係数 a_3 は負であるか、正であっても有意でないかである。多くの研究者によって指摘されているように、これは同時方程式バイアスによるものと思われる。日本における社会資本投資は低所得地域に重点的に配分されてきたので、生産性の低い地域の社会資本ストックが相対的に大きくなっている。これを単純に最小2乗法で回帰すると、負の係数が出てくる。この同時方程式バイアスに対処するために、以下では、パネル推定法と操作変数法を用いる。

集積の経済の大きさは都市規模によって異なる可能性があるため、都市規模グループ別の推定も行なった。図1に示しているように、集積の経済の係数 a_2 は大規模な都市圏では正で大きい、中小規模の都市圏では負になっている。

次に、パネル推定法による推定を行なう。表

2は、固定効果モデルとランダム効果モデルの推定結果を表している。Hausmanテストでは、全MEAと中規模MEAについて、ランダム効果モデルの仮定が満たされていないが、ランダム効果モデルの推定結果のほうが固定効果モデルよりも良好である⁵⁾。

ランダム効果モデルにおける a_2 の推定値は大規模都市圏グループにおいて6%程度であり、中規模グループにおいて10%程度であるが、小規模グループにおいてはマイナスになっている。社会資本の係数はすべてのケースにおいて有意に負になっている。

表2のパネル推定法は同時方程式バイアスを除去できていないと考えられる。これは誤差項と社会資本の間の相関が社会資本の係数の推定値を下方にバイアスさせているためであろう。この問題に対処するために、操作変数を導入して、2段階GMM(Generalized Method of Moments)法を適用する⁶⁾。この手法はWooldridge(2002, Ch.8, pp.194-198)の3段階最小2乗推定値をもたらす。

時系列的に変動する操作変数として、時点ダミー、 k, n, n^2 を用い、変動しない操作変数として、1971年から2000年までの30年間平均降雪日数とその2乗、1980年における末就学者数と大学卒業生数の対数を用いた。推定結果は表3に示されている。社会資本の係数は正になったが、有意でない。社会資本に関する同時方程式バイアスは完全には除去されていないものと思

表3 - GMM 3SLS 推定

| | 全 MEA | 小規模 MEA | 中規模 MEA | 大規模 MEA |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| a_1 | 0.518*** (0.030) | 0.601*** (0.066) | 0.479*** (0.047) | 0.344*** (0.048) |
| a_2 | 0.044*** (0.005) | 0.027 (0.018) | 0.053*** (0.013) | 0.068*** (0.007) |
| a_3 | 0.047 (0.033) | 0.077 (0.081) | 0.023 (0.069) | 0.056 (0.045) |
| J-statistics (D.F.) | 16.28 (4) | 5.73 (4) | 24.57 (4) | 3.78 (4) |
| chi (5%) | 9.49 | 9.49 | 9.49 | 9.49 |
| 1st stage F-statistics | 216.85 | 81.10 | 105.19 | 91.73 |
| Sample size | 1888 | 528 | 896 | 464 |

われる。Sargan の J 統計量と F 統計量は、操作変数の直交条件と操作変数とコントロールすべき内生変数の間の相関の強さをテストしている。すべての規模グループについて F 統計量は有意である。この結果は、われわれの操作変数が最初の回帰において内生変数の値をうまく推定できていることを表している。しかし、J 統計量は全 MEA と中規模 MEA について有意に高い。したがって、これらの2つのケースにおいては、われわれが用いた操作変数では同時方程式バイアスを除去できていない。

集積の経済のパラメータは小規模 MEA について最も小さく、都市規模が大きくなると大きくなる。単純最小 2 乗法推定とランダム効果推定との違いは、この係数の符号が小規模 MEA についても正になっていることである。

われわれの GMM 3SLS 推定値は完璧とは言えないが、これまでの他の推定よりも妥当な推定値を与えている。以下では、この推定値を用いてヘンリー・ジョージ定理の検証を行なう。

3 都市規模の経済理論

都市の規模は集積の経済と集積の不経済とがバランスするところで決まる。集積の経済にはさまざまなものがある。とくに重要なのは、都市の中心部に集積している企業間のインタラクションである。取引相手とのやりとりに便利だからということで、地価の高い都市の中心に立地するということになる。そのほかにも、都市

のアメニティや美術館、博物館といった公共サービスも都市集積の要因になる。

集積の不経済については、もっとも定量的に重要だと思われるのが、都市内の交通費用である。その中でも大きいのが通勤コストである。大都市は空間的に広がらざるを得ないので、都市圏全体での通勤コストが大きくなる。大都市圏における高い住宅価格や地価は、これを反映している。大都市では都市圏が広がるので、都市の外縁部にいる人の通勤コストは非常に高い。その反映として都市の中心部の住宅価格が高くなる。

集積の不経済のもうひとつは、交通渋滞等の混雑外部性である。

こういった集積の経済と不経済のバランスで都市の規模が決まるが、ここで重要なのは、都市の規模はひとつだけに決まるものではなく、大小さまざまな規模の都市圏が存在する。これについては、それぞれの都市が異なった機能を果たしていると考えることができる。各都市は異なったプロダクトミックスを提供しており、それぞれのプロダクトミックスに対応して、都市規模が決まることになる。

次に問題になるのは、集積の経済と不経済に関係して市場の失敗があるかどうかという点である。第1節でも触れたように、都市の集積の経済についての理論的分析が都市経済学および新経済地理学 (New Economic Geography) で進展している。それらの研究成果によると、

企業の生産活動における規模の経済性と製品差別化が存在すると、都市集積の経済が出てくる。そして、この場合の集積の経済は通常の技術的外部経済ではないにもかかわらず、技術的外部経済と同じような働きをして、同様な市場の失敗をもたらす。

集積の経済以外にも、都市においては、交通混雑等の混雑外部性が存在するし、公共財も市場の失敗を招く要因である。

集積の経済はもうひとつの市場の失敗を発生させる。都市のメリットは多くの企業や人間が集まっていることによって発生している。このことの裏側は、小さい集積には十分な集積の経済がないということである。したがって、新しい都市集積を作るのは非常に難しい。小さい都市を大きくしようと思っても、大きな集積がないことは都市としての魅力がないということであるので、小さい都市は生き残ることさえ困難であるということになる。これがもうひとつの市場の失敗となる。本稿はこのタイプの市場の失敗に焦点を当てている。

最適都市規模については、どの変数について最適化するかでまったく違った答えが出る。最適解を求める際には、ほんの少し増加させるとどうなるかという限界的な計算を行なう。その際に、何についての限界（マージン）を考えたかが重要である。

都市規模についての最初のマージンは、1都市の人口を増やすことである。東京の人口を3000万人からあと1万人増やすとどうなるかということを考えることで、最適な都市規模の計算ができる。これについては、人口を増やすことの社会的な限界便益と社会的な限界費用が等しくなるところが最適だということになる。都市規模に関して外部性が存在すると、社会的な便益と個人にとっての私的な便益が乖離することになり、都市規模が最適でなくなる。

都市規模に関する外部性については、上述のように、集積の経済側には、①企業間取引の利便性、②消費の多様性による都市アメニティ、

③公共財などがある。集積の不経済をもたらす要因には、①通勤費用、②混雑外部性等がある。これらのうちで、通勤費用自体については、外部性ではないことが重要である。集積の不経済の重要な構成要素である通勤費用が外部不経済ではないということは、集積の経済側の外部不経済が集積の不経済側のそれより大きくなる傾向をもたらす。このことから、市場に任せておくと、都市が過小になる傾向が発生する。

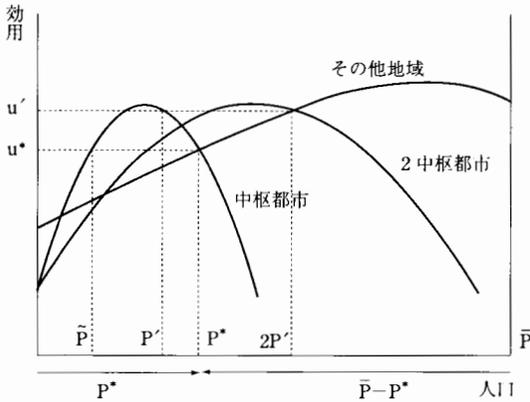
もうひとつのマージンは、都市の数を増やすことである。東京は日本全体の中枢管理機能を果たしている都市圏であり、現状では、そのような都市圏は東京ひとつである。ここで、東京と同様な機能を果たす都市圏をもうひとつつくるというのが、ここで考える都市数の増加である。たとえば、大阪を日本全体のもうひとつのセンターにするといったことである。

都市数が連続的に変化すると考えると、最適な都市数は新しい都市をつくることの社会的な限界便益がゼロになる時である⁷⁾。この条件を計算すると、都市の地代総額と外部経済、不経済に対するピグー補助金の総額とがバランスしなければならないという上述のヘンリー・ジョージ定理が出てくる。

ここで重要なのは、都市のヒエラルキーの各レベルに対応して、最適規模がそれぞれ決まるということである。日本全体の中枢都市である東京にとっての最適規模は、福岡や札幌のようなブロック中枢都市にとっての最適規模とは違うということになる。

都市数に関する最適性を考えると、都市規模が過大になるという傾向が出てくる。たとえば、国全体のセンターが東京だけというケースを考えよう。東京の人口が増加しすぎると、集積の不経済が大きくなって、住民の効用水準が低下してくる。以下の図2のような状況を考えてみよう。この図では、中枢都市（東京）の人口が P^* でその他地域の人口が $\bar{P}-P^*$ の点で均衡している。しかし、この点は中枢都市の最大効用の右側に位置しており、東京の人口を減少させ

図2 過少都市数と過大都市規模



たほうが効用が高まる。

ここで、中枢都市をもうひとつつくることを考える。そうすると、中枢都市の効用曲線がもうひとつできて、2つを足したものが2 中枢都市を合わせた人口になる。均衡点は $2P'$ に移って、効用水準が u^* から u' に上昇する。したがって、新しい中枢都市をつくるのが望ましい。

ところが、新しい都市をつくるのは非常に難しい。新しい都市の都市規模が \bar{P} を超えなければ、この都市は既存の中枢都市に太刀打ちできず、人口を集めることができない。したがって、都市数に関するマージンを考えると、都市数が過少になって、都市規模が過大になる傾向が存在する。

以上をまとめると、日本全体の中枢都市が東京ひとつであって、これが変わらないとすると、東京は過小になる傾向があり、中枢都市をもうひとつ増やすことを考えると、東京が過大になる傾向がある。本稿では、後者の側面を考え、東京が過大であるという仮説をテストする。

4 最適都市規模の検証

次に、前節で導いた集積の経済の推計値に基づき、東京都市圏が過大であるかどうかを検証する。この検証は基本的に Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996) および 金本・齊藤 (1998) と同じである。

第1節でも述べたように、社会資本について

2つの極端なケースを考える。第1は、社会資本が私的財であって、企業がそれについて料金を支払っているケースである。このケースにおけるピグー補助金総額は $TPS = a_2 Y$ であり、ヘンリー・ジョージ定理は $TDR = TPS$ となる。ここで、TDR は都市差額地代総額である。もうひとつのケースは、社会資本が純粋公共財であるとし、企業はその費用を払わないとする。このケースのピグー補助金総額は $TPS = (a_2 - a_3) Y$ であり、ヘンリー・ジョージ定理は $TDR - C(G) = TPS$ となる。ここで、 $C(G)$ は社会資本の供給費用である。

すでに触れたように、地価のデータはあるが、地代のデータがないので、ヘンリー・ジョージ定理の直接的な検証は困難である。日本では地価・地代比率が非常に高く、しかも大きく変動しているため、地価を地代に変換するのは難しい。

以下では、ヘンリー・ジョージ定理を直接的にテストすることはせず、地価・ピグー補助金比率を都市圏ごとに計算して、都市ヒエラルキーの位置によってそれが大きく違うかどうかを見る。

小規模な都市圏については新しい都市圏をつくるのが容易であり、都市規模が過大になる傾向は大きくないであろうと思われる。これに対して、人口3000万の都市圏をもうひとつつくるのは非常に難しい。したがって、東京は他のヒエラルキーの都市圏に比較して過大になりやすいという推測ができる。本稿では、他の都市圏と比較して、東京の地価・ピグー補助金比率が有意に大きいかどうかを検証する。

都市圏地価総額の推計は以下のようにして行なった。国民経済計算年報の付録に掲載されている都道府県地価総額を常住地就業者数を用いて按分した。第1ラウンドの推計値は単純な比例配分で求めた。この比例配分推計値の問題は、規模の大きな都市圏ほど平均地価が高いことを考慮していないことである。この問題を回避するために、第1ラウンドの都市圏地価総額を都

表4-都市圏地価総額とピグー補助金

| MEA | 人口 (人) | 地価 (a) (10億円) | ピグー補助 金1 (b) (10億円) | (a) (b) | 社会資本(c) (10億円) | ピグー補助 金2 (d) (10億円) | (a)-(c) (d) |
|-----|------------|------------------|---------------------------|------------|-------------------|---------------------------|----------------|
| 東京 | 30,938,445 | 518,810 | 9,493 | 55 | 133,310 | 1,613 | 239 |
| 大阪 | 12,007,663 | 176,168 | 3,216 | 55 | 53,654 | 546 | 224 |
| 名古屋 | 5,213,519 | 62,517 | 1,594 | 39 | 20,774 | 271 | 154 |
| 京都 | 2,539,639 | 27,851 | 637 | 44 | 10,075 | 108 | 164 |
| 神戸 | 2,218,986 | 21,913 | 575 | 38 | 12,345 | 98 | 98 |
| 福岡 | 2,208,245 | 19,810 | 532 | 37 | 8,890 | 90 | 121 |
| 札幌 | 2,162,000 | 12,645 | 508 | 25 | 14,670 | 86 | -23 |
| 広島 | 1,562,695 | 14,708 | 421 | 35 | 8,481 | 72 | 87 |
| 仙台 | 1,492,610 | 12,529 | 377 | 33 | 7,604 | 64 | 77 |
| 北九州 | 1,428,266 | 11,059 | 311 | 36 | 6,719 | 53 | 82 |
| 静岡 | 1,002,032 | 12,740 | 258 | 49 | 3,715 | 44 | 206 |
| 熊本 | 982,326 | 6,505 | 206 | 32 | 4,892 | 35 | 46 |
| 岡山 | 940,208 | 7,637 | 230 | 33 | 5,370 | 39 | 58 |
| 新潟 | 936,750 | 7,519 | 231 | 33 | 5,698 | 39 | 46 |
| 浜松 | 912,642 | 11,489 | 242 | 47 | 3,707 | 41 | 189 |
| 宇都宮 | 859,178 | 8,021 | 223 | 36 | 3,551 | 38 | 118 |
| 岐阜 | 818,302 | 6,709 | 187 | 36 | 3,800 | 32 | 92 |
| 姫路 | 741,089 | 6,143 | 205 | 30 | 4,640 | 35 | 43 |
| 福山 | 729,472 | 5,367 | 174 | 31 | 4,433 | 29 | 32 |
| 金沢 | 723,866 | 7,412 | 182 | 41 | 3,957 | 31 | 112 |
| 平均 | | 47,878 | 990 | 38 | 16,014 | 168 | 108 |

市規模で回帰した。回帰式は

$$\ln(V_i) = a \ln(N_i) + b$$

である。ここで、 V_i は第1ラウンドの都市圏地価総額推計値、 N_i は都市圏就業者数、 a と b は推定するパラメータである。この推定において、サンプルの選択に注意が必要である。大規模な都市圏は数少なく、小規模な都市圏が多いので、すべてのMEAを用いて推定すると、小規模都市圏の影響が大きくなりすぎてしまう。したがって、ここでは上位19都市圏だけを用いて推定を行なった。20番目の都市圏を除いたのは、これが姫路であり、規模の大きい神戸と同じ県にあるので、第1ラウンドの推定値がバイアスをもっていると考えられるからである。係数 a の推定値は1.20であり、 t 値は21.45であった。この推定値を用いて、都市圏地価総額を

$$V_i = \frac{\bar{V}}{\sum N_i^a} N_i^a$$

で計算した。

表4は、上位20の都市圏について都市圏地価総額、ピグー補助金総額、社会資本ストック総額を掲載している。ピグー補助金の計算に用いた生産関数のパラメータは表3の大規模MEA

のGMM推定値である。ピグー補助金1の列は $TPS = a_2Y$ であり、ピグー補助金2の列は $TPS = (a_2 - a_3)Y$ である。

両方のケースにおいて、東京と大阪が他の都市圏より高い地価・ピグー補助金比率を示している。この結果は、東京が過大であるという仮説を支持するものであるが、東京が過大であれば、大阪も同時に過大になっている。他の年についても地価・ピグー補助金比率を計算しているが、ほぼ同じ傾向である。

Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996)では、東京の地価・ピグー補助金比率が上位17都市圏の平均を若干下回っているという結果を得ている。われわれがこれと異なる結果を得た大きな理由は、地価総額の推計値が異なる点である。東京と大阪の地価総額推計値が他都市圏に比較して大きいことが、東京と大阪が過大になった理由であろう。

おわりに

大都市雇用圏に関する集積の経済の推定値を用いて、東京が過大であるという仮説の検証を行なった。都市圏生産関数を単純なクロスセク

ション回帰で推定すると、社会資本の係数が負であるか、正であっても統計的に有意でなかった。この主たる原因は、社会資本が低所得地域に傾斜的に配分されていることによる同時方程式バイアスであると思われる。このバイアスを除去するためにパネル推定を用いた。しかし、単純な固定効果モデルとランダム効果モデルでは依然として社会資本の係数が負になる傾向が残った。そこで、操作変数を導入して、GMM 3段階推定法をパネルデータに対して適用した。

GMM 3段階推定法による推定値を使って、東京が過大であるかどうかの検証を行なった。その結果、東京と大阪が他の都市圏より高い地価・ピグー補助金比率をもっているという結果を得た。この結果は、東京と大阪が過大であるということを示唆している。しかしながら、この結論は、大胆な仮定と不十分なデータに基づいているものであり、政策的な結論を得るためには今後の精緻化が必要である。

注

- 1) MEAについては、金本・徳岡(2002)、Kanemoto and Kurima(2005)を参照されたい。
- 2) マーシャル外部性モデルについてはDuranton and Puga(2004)、NEGモデルについてはOttaviano and Thisse(2004)を参照。
- 3) より正確には、都市地代から農業地代等の非都市的土地利用の地代を引いた都市差額地代を用いなければならない。
- 4) NEGモデルにおいても、ピグー補助金が実際に支払われていれば、ヘンリー・ジョージ定理が成立する。実際には、ピグー補助金が支払われていないので、ヘンリー・ジョージ定理は一般的には成立しない。しかしながら、Abdel-Rahman and Fujita(1990)の単純なモデルにおいては、ピグー補助金が支払われていないセカンド・ベストのケースにおいてもヘンリー・ジョージ定理が成立する。
- 5) HausmanテストについてはWooldridge(2002, Chapter 10)を参照されたい。
- 6) GMM法の解説については、Wooldridge(2002, Chap.8, 188-199)を参照。
- 7) 実際には都市数は整数でなければならないので、都市数をこれ以上増加させると社会的限界便益が負になる時に都市数が最適である。

参考文献

Abdel-Rahman, H. and M. Fujita (1990) "Product

- Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes," *Journal of Regional Science*, 30, pp.165-183.
- Arnott, R. (2004) "Does the Henry George Theorem Provide a Practical Guide to Optimal City Size?" *The American Journal of Economics and Sociology*, 63-5, pp.1057-1090.
- Duranton, G. and D. Puga (2004) "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies," Henderson, J. V. and J.-F. Thisse (eds.) *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol.4, North-Holland, pp.2063-2117.
- Kanemoto, Y. (1980) *Theories of Urban Externalities*, North-Holland.
- Kanemoto, Y. (1990) "Optimal Cities with Indivisibility in Production and Interactions between Firms," *Journal of Urban Economics*, 27, pp.46-59.
- Kanemoto, Y., T. Ohkawara and T. Suzuki (1996) "Agglomeration Economies and a Test for Optimal City Sizes in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 10, pp.379-398.
- Kanemoto, Y. and R. Kurima (2005) "Urban Employment Areas: Defining Japanese Metropolitan Areas and Constructing the Statistical Database for Them," Okabe, A., (ed.) *GIS-Based Studies in the Humanities and Social Sciences*, Taylor & Francis, Boca Raton, pp.85-97.
- Kanemoto, Y., T. Kitagawa, H. Saito and E. Shioji (2005) "Estimating Urban Agglomeration Economies for Japanese Metropolitan Areas: Is Tokyo Too Large?" Okabe, A. (ed.) *GIS-Based Studies in the Humanities and Social Sciences*, Taylor & Francis, Boca Raton, pp.229-241.
- Ottaviano, G. and J.-F. Thisse (2004) "Agglomeration and Economic Geography," Henderson, J. V. and J.-F. Thisse (eds.) *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol.4, North-Holland, pp.2564-2608.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- 金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社。
- 金本良嗣・大河原透(1996)「東京は過大か——集積の経済と都市規模の経済分析」『電力経済研究』No.37。
- 金本良嗣・齊藤裕志(1998)「東京は過大か——ヘンリー・ジョージ定理による検証」『季刊 住宅土地経済』No.29, 9-17頁。
- 金本良嗣・徳岡一幸(2002)「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』No.7, 1-15頁。

中心市街地の活性化政策の 評価分析

栗田卓也・中川雅之

はじめに

1998年に「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」（以下、中心市街地活性化法という）の制定等が行なわれているが、中心市街地の活性化は依然として大きな政策課題であり、都市計画法、中心市街地活性化法などの制度改正が先の国会で成立したところである。

しかし、この問題に対するアカデミズムの考え方は一様ではない。都市工学をはじめとする工学の側からは、例えば中心部への来街者の減少、空き店舗の発生等を理由として、政策的介入が支持されることが多い。経済学は、市場を通じた調整の結果として上記のような事象が生じたとしても、それ自体をただちに問題視すべきでないという立場に立つ。

本稿は、上記のようにアカデミズムにおいて十分な意見の一致をみていない政策課題について、政策決定プロセスを検証し、有効な政策の立案を進めるために、行政の現場、アカデミズムに何が求められるかを検討する。その上で、対象事象の理論的背景が明らかでない場合、実証的な分析に基づくシナリオ選択が政策の立案の出発点になることを示す。

まず第1節において、中心市街地活性化政策の描写、分析を行なう。第2節においては、経済学、工学双方の立場からの中心市街地問題への視座の整理を、全体の経済厚生をの観点を中心に行なう。第3節においては、郊外化というフ

レームワークを用いて中心市街地問題の要因を実証的に検証する。最後に第4節において、経済学、工学双方の立場を踏まえ、中心市街地活性化政策の概括的評価を行ない、政策インプリケーションを議論している。

1 現行政策の企画立案プロセス

1995年のWTO「サービスの貿易に関する一般協定」の発効を受けて、大規模小売店舗の郊外立地に関連する政策の再検討が行なわれたが、制度創設時の審議会資料等から、政策立案者による中心市街地問題の最大公約数的な理解は、概ね以下のように解される。

- これまでの市街地整備のうち、大規模商業施設に着目すると、1990年以後、大店法の規制緩和などにより、郊外部への進出が活発化し交通渋滞等の環境問題が引き起こされた¹⁾。
- とくに地方都市では、郊外部の開発等は既成中心市街地の商業集積の低下、居住人口や来街者の減少、空き店舗の発生を引き起こした。
- これらの傾向は、モータリゼーションの進展と郊外部でのバイパス整備、中心市街地での駐車場不足、消費者需要の変化への中心市街地側の対応に立ち遅れにより加速された。

政策の企画立案過程においては、主として中心市街地の中小小売業者にとつての「政治的に認識しやすい問題」を矛盾なく説明しようというシナリオが選択され、政策として、「郊外部等での大規模商業施設等の立地の抑制」、「中心市街地への政策資源の投入」という政策が採用

されている。前者は、都市計画法による市街化区域と市街化調整区域の線引き、開発許可、用途地域の指定等である。後者として、中心市街地活性化法に基づき、インフラ整備、アーケード等の施設整備への支援、アドバイザー派遣などが行なわれている。

このような個別問題への直接的な対処を優先するアプローチは、政治的に認識しやすい問題の解決には非常に有効である反面、他の消費者の便益に与える総合的な影響や個々の事象間の相互作用に関しては、あまり関心が払われない可能性がある。

さらに今般国会で成立した都市計画法、中心市街地活性化法の制度改正は、大規模商業施設の規制を強化することにより、1998年の制度創設によっても解決できなかった個別問題への対応を強化している。そのアプローチのスタイルには、コンパクトシティを目指すという政策ミッションを念頭においた郊外化の抑制の方向性が見いだされる。

2 工学、経済学からのアプローチの対比

工学の見地からの中心市街地問題の捉え方

工学の見地からは、

- ①人口、商業、公益施設の郊外化、消費者の行動空間の拡大、駐車場不足など中心市街地へのアクセス条件の不十分さ等を要因として、
- ②中心市街地の商業機能、居住機能等の空洞化が生じ、
- ③その結果、都市の顔、アイデンティティの喪失、複合的な都市空間の喪失、過度な車依存社会、インフラ等の既存ストックの活用度の低下、高齢者等の生活環境悪化などの問題が発生している、

という指摘が行なわれることが多い。①～③の事象を、病理的で政策対応を要すると認識することの背景には、特に近年の、コンパクトシティという稠密に人口、諸機能が集積した都市が、望ましいとの考え方への広範な支持と関係があるように思われる。ただし、大西（1998）のよ

うに「中心商店街の活性化は市街地全体の活性化のひとつの手段であるが、消費者の利便性を下げてまで、政策的に推進する正当性があるわけではない」とする指摘もある。対応策として、都市のマスタープランの策定、これを通じた地域の合意形成、中心市街地への人口・諸機能の誘導、郊外部の大規模商業施設・公益施設の立地抑制策等が主張される。

経済学の見地からの中心市街地問題の捉え方

経済学の見地からは、均衡状態にある都市構造は資源配分の観点から効率性が確保されており、分配上の問題を抱えるケース、外部性が発生しているケース以外は、原則的に公的なセクターは関与すべきでないという立場に立つ。中心市街地問題を郊外化のひとつのプロセスと捉えれば、単心型都市モデル、ティブーモデル、エッジシティモデルの3つの仮説による説明を行なうことが可能である。

単心型都市モデルは、交通コストの低下に伴い郊外化が進展することを予想する。所得上昇の影響は住宅需要の所得弾力性と通勤に伴う機会費用との相対関係によって決定されるが、実証的には郊外化をもたらすとされることが多い。ティブーモデルは、中心部の治安、行政サービス水準などが郊外に比して劣悪な場合、郊外化が進展することを予想する。Henderson and Mitra(1999)によって示されたエッジシティモデルは、戦略的に郊外部に業務地区、商業地区を形成するデベロッパーの行動が、都市構造を大きく変えることを示している。張・佐々木(1999)は、このエッジシティモデルを用いてわが国の中心市街地の空洞化に経済学的な説明を与えている。

デベロッパーが戦略的に既存都市の郊外部で開発を行ない、新しい業務地区を形成した場合、エッジシティへの通勤のほうが交通費用を節約できる家計と、それらの者に合成財を供給する商業者により、エッジシティの住宅地と商業地が形成される。このためCBDに通う家計の付

(栗田氏写真)

くりた・たくや

1961年大阪府生まれ。1984年京都大学法学部卒業。1988年ケンブリッジ大学修士課程修了(土地経済学)。建設省入省後、宮崎県企画調整課長、都市局都市計画課課長補佐、国土交通大臣秘書官、国土交通省大臣官房参事官などを経て、現在、国土計画局大都市圏計画課長。

(中川氏写真)

なかがわ・まさゆき

1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒業。建設省住宅局住宅政策課建設専門官、大阪大学社会経済研究所助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。
著書：「都市住宅政策の経済分析」(日本評論社)。

け値曲線およびCBDの商業セクターの付け値曲線は、家計、商業機能が一部エッジシティに奪われることを通じて下方にシフトし、都心の一部の商業地では住宅地への土地利用転換が必要になる。

一般に商業用途から住宅用途へ転換する場合には、従前商業建築物の撤去、新規居住用建築物の新設、建築物の使用変更などのハード面でのコストが発生するものと考えられる。また、従前の商業地としての地代から居住地としての地代への下方修正を、地主が受け入れるための時間コストなども想定される(以下、土地利用転換コストという)。その場合、住宅地の付け値曲線はそのコスト分だけさらに下方にシフトし、農業地代を下回って負の値を示すケースも想定される。このようなケースにおいては、一部の中心部の商業地域では、住宅地への転換が進まず未利用のまま放置されることとなる。

中心市街地問題への工学、経済学アプローチの対比

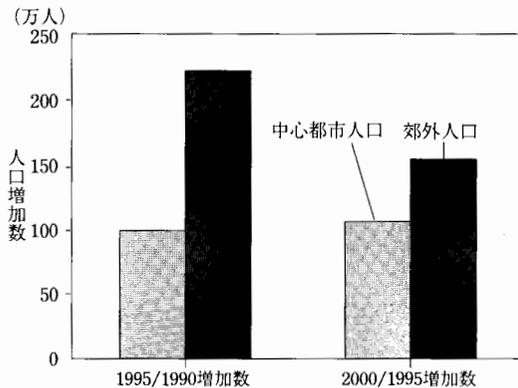
(a) 総体的なアプローチの比較

浅見(1997)が指摘するように、工学のアプローチは、市民的価値観、専門家間の議論などから、あるべき都市像に照らして、対象事象を問題視すべきか否かを決定する。そして、「問題がある限り」病理的事象を解消、緩和することが必要とされ、現場で受容可能な対応策が検討される。この学問的特徴を反映して、分析手法としては、個別の地区の実態に着目して、即地的な要因、対応策等を検討していくアプローチをとっているものが多い。

一方、経済学のアプローチは、社会全体の経済厚生を最大化することに関心が振り向けられ、ある事象が特定のグループの経済厚生を引き下げても、全体の経済厚生が上がっている場合、個別問題に対処して、全体の厚生水準を下げることは避けるべきと考える。

このように採用しているアプローチが異なるにもかかわらず、工学上の中心市街地問題の解釈と経済学のエッジシティモデルは似たシナリオに基づいている。しかし、その政策的なインプリケーションは大きく異なる。工学は、都心部での商業機能の低下、居住者の減少という現象に対して政策的な関与を行なうことに比較的寛容だが、経済学は慎重である場合が多い。それは、工学的アプローチの、「コンパクトシティなどのあるべき都市像に比較して問題を抽出しよう」とする側面については、経済学が①そもそも、消費者の選好や企業の収益構造について不完全な情報しかない公共部門は、「不確実な」望ましい都市構造しか示せないという立場に立っていること、加えて工学的アプローチの「個別の都市問題を解決しようとする側面」についても、②都市構造は多数の参加者の非常に複雑な相互作用により形成されているため、郊外化の要因の特定には慎重が必要との立場に立っていること、③郊外化の原因が特定されたとしても、個別問題を解決するために、外部性や分配上の問題が明確な場合以外の強い介入は、全体の経済厚生が低下する可能性があるとする立場に立っていること、に起因している。このため、経済学的なアプローチに立脚して政策の企画立案を行なうためには、②に関する実証的

図1—中心都市・郊外の人口増加数



注) 国勢調査(総務省統計局)より作成。

な検証を経た後に、外部性や分配上の問題を特定した必要最小限での確な介入を行なうことが求められる。

都市全体の経済厚生に関する解釈の対比

人口、商業、公益施設の外延化として整理されている事象が都市全体の経済厚生にもたらす影響を評価しようとする試みは、工学の見地からはあまり明示的には取り上げられず、むしろ、都市計画決定手続きやマスタープラン策定手続きなどの合意プロセスを経ることを重視する。しかし、これらの行政上のプロセスは、「参加者が限定されていること」、「十分に科学的な資料が提供されているか」など、都市住民の選好を問う仕組みとしては問題を抱えているとの指摘も行なわれる。

経済学の見地からは、都市住民の選好を問う仕組みとして都市計画などのプロセスよりは、市場を通じて表明された結果のほうが、信頼がおけるという立場に立つ。このため、人口、商業の外延化・郊外立地は、交通技術の進展などの新しい環境下で、家計や企業が新たな最適化を行ない、土地市場等での調整を経て新しい均衡が実現したものであり、それ自体がただちに問題視されることはない。エッジシティの建設に伴って中心部から業務機能、商業機能が奪われることになっても、張・佐々木(1999)のシミュレーションにおいて、社会厚生は、広い範

囲の想定に対してプラスであるとの結論を得ている。ただし、土地利用転換コストを理由とする遊休地の発生、分配上の問題が生じている場合などについては、政策的な介入が支持されることがある。例えば前者については、公的セクターが介入することで、不完全情報や協調の失敗などを是正することができる場合が想定される。後者については、中心部に低所得者などが取り残され郊外の就業機会にアクセスできない問題が米国で指摘されている。

なお、郊外部の大規模商業施設の立地に伴う、周辺の道路の交通渋滞、騒音の発生などの問題も都市全体の厚生水準を左右する要素である。工学の見地からは、住民の周辺環境を良好に維持、改善するために、事業者側の負担による措置、公共主体による基盤整備、事業活動の規制等が必要とされる。大規模小売店舗立地法では、大規模商業施設の立地に際して、周辺環境への影響評価と商業施設立地者による対応の義務づけが行なわれた。経済学の見地からは、外部性への対応のために求められる政策的対応も、この点については工学側からの提案と大きな相違はない。

とくに都市構造に関する直接的な介入を行なおうとする場合、個別問題が存在するから政策的介入が支持されるというロジックは短絡的である。経済学の見地からは、都市構造への介入を何らかの理由で手段として採用せざるを得ないとしても、それが支持されるのは、郊外化がもたらしている各種のデメリットが消費者の利便性の向上などを凌駕している場合に限られる。このような判断には、郊外開発がもたらしている外部性や分配問題などの問題の特定化と量的な評価、それが都市全体の厚生水準にもたらしている影響の評価という慎重なプロセスが求められる。その場合の政策の選択肢としても、それをもたらしているモータリゼーションや個別の開発行為に関する外部性の内部化(開発に起因する交通処理に要するインフラ整備の開発者負担等)などの手法との対比が検討されるべきと考える。

表1 変数の内容と予想される符号

| 変数名 | 変数の内容 | (3)式に関して予想される符号 |
|--------------|---|-----------------|
| Pop (人口比) | 中心都市の人口/都市圏の人口 (国勢調査 [総務省]) | |
| Area (面積比) | 2000年の中心都市の面積/2000年の都市圏の面積 (都道府県市町村別面積調 [国土交通省]) | |
| 高齢者比率 | 中心都市の65歳以上人口/都市圏の65歳以上人口 (住民基本台帳人口要覧 [総務省]) | > 0 |
| 若年者比率 | 中心都市の24歳以下人口/都市圏の24歳以下人口 (住民基本台帳人口要覧 [総務省]) | < 0 |
| 中心都市所得水準 | 中心都市の1人当たり課税対象所得額/都市圏の1人当たり課税所得額 (市町村課税状況等調 [総務省]) | > 0 |
| 中心都市乗用車保有台数 | 中心都市の1人当たり乗用車保有台数/都市圏の1人当たり乗用車保有台数 (車種別自動車保有車両数月報 [国土交通省]) | > 0 |
| 都市圏乗用車保有台数 | 都市圏の1人当たり乗用車保有台数 (車種別自動車保有車両数月報 [国土交通省]) | > 0 |
| 小売業総商店数 | 中心都市の小売業総商店数 (商業統計表 [経済産業省]) | |
| 中心都市財政力指数 | 中心都市の財政力指数 (民力2004 [朝日新聞社]) | < 0 |
| 刑法犯認知件数 | 中心都市の1人当たり刑法犯認知件数 (統計でみる市区町村の姿 [総務省]) | > 0 |
| 郊外大規模小売店舗床面積 | ln (郊外都市における大規模小売店舗床面積) (国土交通省) | > 0 |

3 中心市街地問題をもたらす要因についての実証研究

中心都市からの郊外化に関する実証分析

(a) データ

都市の中心部と郊外の相対的な人口配分を議論する場合、行政界としての都市ではなく、経済的に一体性を有する複数の市町村の都市圏の概念が必要になるが、本稿では中心都市の定義による結果の変動を避けるため、すでに提唱されている都市圏概念のうちもっとも緩やかな日経産業消費研究所のものを採用している。これは、中心都市に明確な定義を与えず、通勤・通学者の10%以上を吸収しているという、市町村間の結びつきのみに着目して都市圏を定義したものである。全国で762の都市圏を認識することができるが、本稿ではそのうち都市圏人口が15万人以上の187の都市圏を採用している。

この都市圏をもとに、1990~2000年の人口、課税所得額、地方公共団体の財政力指数、乗用車保有台数などについては『民力2001』(朝日新聞社)、刑法犯認知件数などについては「統

計でみる市区町村の姿」(総務省統計局)の市町村別データを、都市圏の中心都市と郊外に再分類することでデータを作成している。図1にあるように、米国と同様郊外部での人口増加数が多く、わが国においても都市圏レベルでの郊外化が進展していることがわかる。

(b) 実証モデル

実証モデルはGrubb(1982)のモデルを基本的に採用している。中心都市の都市圏全体に対する人口比によって郊外化を測定するが、この場合中心都市の地理的な規模をコントロールすることが必要になる。このため、

$$\frac{pop_{cc}}{pop_{tc}} = \left(\frac{area_{cc}}{area_{tc}} \right)^\beta \quad (1)$$

という関数を前提として郊外化を測定することとする。(1)式でpopは人口、areaは面積であり、ccやtcはそれぞれ中心都市、都市圏全体を表している。 β は郊外化のインデックスであり、中心都市が面積比よりも大きな人口比を持つ通常の都市圏においては、 $\beta < 1$ である。このパラメータが増加して1に近づいた場合郊外

表2 都市圏郊外化の推定：被説明変数 ln(Pop)/ln(Area)

| | 1995年 | | 2000年 | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| 高齢者比率 (-1期) | 1.0892* (0.5925) | 0.9520 (0.6477) | 1.1586** (0.5383) | 1.2165** (0.5433) |
| 若年者比率 (-1期) | -0.7843** (0.3873) | -0.6717 (0.4181) | -0.5602 (0.3767) | -0.5162 (0.3808) |
| 中心都市所得水準 (-1期) | -1.0055** (0.4496) | -1.1927** (0.4993) | -1.1069** (0.5000) | -1.1341** (0.5016) |
| 都市圏乗用車保有台数 (-1期) | 0.9040** (0.4198) | 0.8941* (0.4572) | 0.6208** (0.3086) | 0.6656** (0.3136) |
| 小売業総商店数 (-1期) | -1.9355*** (0.4396) | -1.9004*** (0.4801) | -2.1974*** (0.4300) | -2.3069*** (0.4500) |
| 中心都市財政力指数 (-1期) | -0.0707 (0.0660) | -0.0783 (0.0733) | 0.0056 (0.0712) | -0.0095 (0.0735) |
| 刑法犯認知件数 (-1期) | | -2.7854 (4.1544) | | 2.7250 (3.2618) |
| 郊外大規模小売店舗床面積 (-1期) | -0.0017 (0.0106) | -0.0017 (0.0118) | -0.0048 (0.0097) | -0.0075 (0.0102) |
| 土地比率の逆数 | -0.2686*** (0.0238) | -0.2633*** (0.0118) | -0.2658*** (0.0219) | -0.2659*** (0.0220) |
| 定数項 | 2.1759*** (0.5386) | 2.4203*** (0.5848) | 2.2450*** (0.5675) | 2.2262*** (0.5687) |
| 修正済決定係数 | 0.7012 | 0.6844 | 0.7215 | 0.7208 |
| F値 | 37.96 | 28.71 | 47.95 | 42.60 |
| サンプル数 | 127 | 116 | 146 | 146 |

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。

化を、減少した場合中心都市への集中を示すこととなる。ここでPopを中心都市の人口比、Areaを面積比とし、βをいくつかの独立変数の関数とした場合、(1)式は

$$\text{Pop} = k * \text{Area}^{\beta_0 + \sum \beta_i X_i + \epsilon} \quad (2)$$

のように変形することができる。さらに両辺の対数をとって面積比の対数値で除することによって本稿で用いる推定式を得ることができる。

$$\frac{\ln \text{Pop}}{\ln \text{Area}} = \frac{\ln k}{\ln \text{Area}} + \beta_0 + \sum \beta_i X_i + \epsilon \quad (3)$$

本節では、全国の187都市圏を対象に、中心都市と周辺都市間の郊外化について、1995年、2000年のデータを用いた実証分析を行なっている。なお同時性を回避するために説明変数は1期前のものを用いている。

用いた変数の諸元は、表1に記述している。高齢者人口比率、若年人口比率は自然増減をコントロールするために用いている。単心型都市モデルに関連する変数として、中心都市所得水準、中心都市および都市圏乗用車保有台数、ティプーモデルについては、小売業総商店数、中

心都市財政力指数、刑法犯認知件数、エッジシティモデルについては郊外大規模小売店舗床面積を採用している。

(c) 推定結果

推定結果が表2に整理されている。中心都市の地域環境を、総小売商店数と財政力指数でコントロールしたものをモデル1、これに刑法犯認知件数を加えたものをモデル2として示している。

高齢者比率については、概ね予想と整合的で有意な推定結果が得られている。通常郊外化の要因として取り上げられることの多い、所得水準および交通コストのうち、所得水準についてはすべての推定結果について、負で有意な係数が得られている。この結果は、小松・中川(2006)などと同様に、所得水準の上昇が機会費用を増加させる効果が大きく、むしろ郊外化を推進することを示している。しかし、これは大きな集積を有する中心都市ほど生産性が高く所得が高いという、逆の因果関係に基づくもの

表3－中心市街地人口の推定：被説明変数 $\ln(\text{Pop})/\ln(\text{Area})$

| | 1995年 | | 2000年 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| 高齢者比率（－1期） | 0.1137 (0.3171) | 0.1532 (0.3270) | 0.3414 (0.2895) | 0.4145 (0.3008) |
| 若年者比率（－1期） | 0.2249 (0.2689) | 0.1554 (0.2621) | 0.1842 (0.2626) | 0.0999 (0.2549) |
| 中心都市所得水準（－1期） | 0.1374 (0.0898) | 0.1314 (0.0963) | 0.0659 (0.0766) | 0.0594 (0.0803) |
| 中心都市乗用車保有台数（－1期） | | 0.3650 (0.3085) | | 0.4274* (0.2416) |
| 都市圏乗用車保有台数（－1期） | 0.4428 (0.3379) | | 0.5216* (0.2786) | |
| 小売業総商店数（－1期） | -0.3270 (0.3108) | -0.2989 (0.3080) | -0.4986 (0.3142) | -0.4905 (0.3162) |
| 郊外大規模小売店舗床面積（－1期） | 0.0025 (0.0022) | 0.0026 (0.0022) | 0.0054** (0.0027) | 0.0057** (0.0027) |
| 土地比率の逆数 | -1.5536*** (0.4370) | -1.5564*** (0.4442) | -1.5488*** (0.4229) | -1.5476*** (0.4261) |
| 定数項 | -0.1239 (0.1892) | -0.0956 (0.1847) | -0.1454 (0.1904) | -0.1005 (0.1843) |
| 修正済決定係数 | 0.4155 | 0.4104 | 0.4597 | 0.4543 |
| F値 | 5.26 | 5.18 | 6.10 | 6.00 |
| サンプル数 | 43 | 43 | 43 | 43 |

注) *、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。

である可能性もある。一方、モータリゼーションの進展を示す1人当たり乗用車保有台数に関しては、すべてのケースにおいて有意な正の係数を得ている。この結果は、理論の予想および米国での推定結果と整合的である。

コミュニティの選好に関連するものとして、小売業総商店数について有意な負の係数が得られている。このことは商業機能が高いほど居住者も集中していることを示唆している。しかし、将来の行政負担を代理する財政力指数については、有意な係数が得られていない。刑法犯認知件数などネガティブな地域環境も有意な係数が得られていない。

大規模商業施設に関しては、有意な係数が得られていない。データからは大規模商業施設の立地が、中心都市、郊外というレベルに関する都市構造には、有意な影響を与えていないことが示されている。

中心市街地の衰退に関する実証分析

この小節においては、いわゆる中心市街地問題として認識される、中心都市の中心部での人

口減少に関する分析を加える。ここで中心部の人口として、中心市街地活性化地区を含む3km四方の人口を用いている。データは三大都市圏以外、政令指定都市以外の人口20万人以上都市について、中心部人口を整理した国土交通省資料を使用している。モータリゼーションの進展度合いについて、表2と同様に都市圏の1人当たり乗用車保有台数を用いたものをモデル1、中心都市の1人当たり乗用車保有台数の都市圏全体の数値に対する比率を用いたものをモデル2として推定を行なった。前小節の推定との相違点は、このほか、①中心部の地域環境をコントロールする財政力指数、刑法犯認知件数については、中心市街地のデータが得られなかったため、使用していないこと、②高齢者人口比率、若年者人口比率および小売業総商店数については、ここでは、土地利用転換費用を代理するものとして用いていること、があげられる。

表3に報告されている1995年の推定結果では、ほとんどの変数が有意でない中、唯一有意で整合的な係数が推定されているのは、中心市街地の面積比率の逆数である。

これに対して、2000年の推定結果は、モータリゼーションの進展を代理する変数である乗用車保有台数が、モデル1においてもモデル2においても、10%水準ではあるものの、有意に推定されている。また、郊外に立地した大規模小売店舗の床面積については、正で有意な係数が推定されている。エッジシティモデルが予想するように、交通コストの低下と郊外におけるビジネス・商業集積の形成が中心市街地の人口減少を招いているという仮説がデータによって支持されている。その他の変数については有意な結果は得られていない。

4 現行政策の概括的評価と政策の立案・運用へのインプリケーション

第3節の実証分析では、

- ・広域的な郊外化に、交通コストの低下など、単一都心モデルが予想するプロセスが作用していること、高齢化の進展などの人口要因、商業機能の集積が影響していることが示唆されたものの、大規模商業施設の立地はこのレベルの郊外化に影響を与えていない。
- ・一方、中心市街地という、より狭い地域を対象とした郊外化に関しては、大規模商業施設の郊外立地がその都市圏のモータリゼーションの進展とともに、1990年代後半から影響を与えるようになった。

という結果が得られた。

つまり、大規模商業施設の郊外立地は、①中心都市・周辺都市関係に影響を与えていないが、②中心都市の中で特定の地域に影響を与えている。このような事象に対して、コンパクトシティといった都市構造への転換政策を発動することの是非については、多角的に検討する必要がある。張・佐々木(1999)のエッジシティの形成が中心市街地問題を引き起こすプロセスは、①多くの場合都市圏全体の厚生水準の上昇を伴っている可能性が高いこと、②エッジシティの建設そのものが中心市街地の衰退をもたらすのではなく、土地利用転換を妨げる土地利用転換

コストの存在が原因となっていたこと、に特徴があった。このような結果をもとに以下では、これまで議論の対象となってきた政策的な方向性について議論を加える。

(a) 中心市街地の活性化を目的とした商業振興施策

現在、中心市街地の商業振興を図るために、アーケード補助などのハード施策、アドバイザー派遣・人材育成などのソフト施策が実施されている。この政策は、工学の見地に限らず対症療法的に支持される場合が多いが、経済学の見地からは、生産性の低い地域をそのまま残す可能性が大きいため、商業機能の収縮時に求められる激変緩和措置に限定するなどの対応が適切であるとされる。

(b) 中心市街地の活性化を目的とした住宅等への支援

工学の見地からは、中心市街地の活性化に商業機能が大きな役割を果たすとしても、商業機能は中心市街地機能の一部にすぎず、居住をはじめとしたさまざまな機能を複合的に抱え込む空間を評価する立場が多い(大西1998、佐藤1998)。

経済学的にも、中心市街地の土地利用転換について、公的セクターの介入によって協調の失敗などを緩和することにつながり、土地利用転換コストを軽減できるのであれば、政策介入に一定の支持を与えることができる。また、中心市街地に高齢者が取り残され、分配上問題とされる側面があるならば、高齢者に配慮した街づくりを中心部で展開することは、都市の郊外化に伴う衝撃を緩和する意味でも有効であろう。

一方で、中心市街地の高い地代期待が土地利用転換を妨げている場合があるが、この期待は、過去の再開発事業などによる中心市街地への政策資源の投入によって醸成されている可能性があり、これ以上の政策資源の投入は行なわないなどの公的セクターのコミットメントの限界を

明らかにすることで、期待地代の引き下げを誘導することが有効である。

(c) 郊外部への大規模商業施設の立地抑制

工学の見地からは、郊外開発抑制の方向性は、商業施設に限らず是認されることが多い。とくに人口減少時代への突入、都市への人口集中の減速といった環境変化の下で、川上(1999)のように「中心市街地の活性化のためには、(中略)郊外開発や街路整備の抑制やコントロールと組み合わせる必要がある」とする主張が強い。

経済学の見地からは、大規模商業施設の立地により、社会厚生が増大するのかどうかという点に着目することとなる。実際に社会厚生を測定することはかなり困難であるものの、張・佐々木(1999)はシミュレーションにより、多くの場合エッジシティの形成に伴い都市住民の社会厚生は増大することを示している。また、Anas, Arnott and Small(1998)は、中心市街地の活性化を図るために開発を中心部に限定すると、新規のビジネスや居住者から、中心部の従前からの地主に対する再分配が生じてしまう可能性を指摘している。郊外での開発を規制によって制限する場合には、商業者間の競争のような市場で解決される問題に介入するべきではない。さらに、一般的にあるべき都市構造のような規範的な議論を持ち込むのではなく、その開発がもたらす開発者が負担しないコストを勘案した場合に、その開発が是認されるべきかというシンプルな問題に開発の是非は帰着されるべきであろうとされる。

このように具体的な政策手段については、先の国会で成立した都市計画法等の改正の評価が両者で異なるものの、個々の都市の成立経緯、現状等を勘案して、個々の主体にとっての厚生、全体の厚生などの観点も極力取り込んだ十分に科学的な資料の提示と十分な関係者間の協議を経て、都市ごとの将来像を合意するプロセスが盛り込まれようとするものの意義は、経済学、

工学双方から一定の評価が与えられるものと考えられる。

*本稿の作成にあたって、住宅経済研究会に参加された方から貴重なコメントをいただきました。厚く御礼申し上げます。なお、筆者のうち中川は環境省地球環境研究総合推進費の助成を受けている。

注

1) 大店法届出件数ベースで1990～1999年の10年間の平均は1769.4件であるのに対し、1982～1989年の8年間の平均は537.3件。

参考文献

- Anas, A., R. Arnott and K. A. Small (1998) "Urban Spatial Structure," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVI, pp.1426-1463.
- Grubb, W. N. (1982) "The Flight to the Suburbs of Population and Employment, 1960-1970," *Journal of Urban Economics*, 11, pp.348-369.
- Henderson, J. V. and A. Mitra (1999) "The New Urban Landscape: Developers and Edge Cities," *Regional Science and Urban Economics*, 34:2, pp. 207-229.
- Nechva, T. J. and R. P. Walsh (2004) "Urban Sprawl," *Journal of Economic Perspective*, 18:4, pp.177-200.
- 浅見泰司(1997)「住宅政策における市場と計画」岩田規久男・八田達夫編『住宅の経済学』日本経済新聞社。
- 石原武政(1998)「出店調整政策の転換と地域商業の今後」『都市問題』第89巻第10号。
- 大西隆(1998)「中心市街地問題の構造と活性化の課題」『都市問題』第89巻第10号、3-15頁。
- 大西隆(1999)「都市構造と中心市街地の活性化」『都市問題研究』第51巻第5号、3-15頁。
- 川上光彦(1999)「中心市街地の再生は本当に必要か?可能か?」『都市計画』220号、9-12頁。
- 小松拓磨・中川雅之(2006)「マイクロデータを用いた居住選択モデルによる郊外居住の実証分析」(未発表論文)。
- 佐藤滋(1998)「生活空間としての中心街——商店街を核とした新しいまちづくり」『都市問題』第89巻第10号。
- 張陽・佐々木公明(1999)「エッジシティの形成と都市の空洞化」『応用地域学研究』No.4、89-101頁。
- 仲条仁・樋口秀(2002)「地方都市中心部における低未利用地化のメカニズムと有効利用方策の評価に関する研究——長岡市におけるケーススタディ」『都市計画別冊』。

県別データによる地価の動向

才田友美・橘 永久・永幡 崇・関根敏隆

はじめに

「日本全体でみた場合、地価はどのように変動しているのか」、「各都道府県の内訳はどうなっており、地域間の格差はどの程度広がっているのか」。地価動向については、その一国もしくはは地域経済に与える影響の大きさからして、常に高い関心を呼んでいる。その一方で、公示地価をはじめとした既存の地価統計が、どの程度正確に実態を反映しているのかについては、さまざまな意見がある。

本稿では、ひとつの試みとして、従来の単純平均に替えて、個別調査地点の資産額（価額）を考慮に入れた加重平均によって各都道府県の公示地価を集計し、地域間格差を再評価する。加えて、長期均衡関係を取り込んだ地価関数を推計し、地価の地域間格差発生メカニズムについて考察する。

本稿が意図するところは、先行研究であまり取り上げられてこなかった「地価統計における集計問題」について、今後の議論を喚起することにある。物価指数にまつわる計測誤差の議論では、指数算式の選択といった集計問題がひとつの焦点となってきた。これに対し、地価統計で集計問題について論じられる機会はほとんどない。本稿では、単純平均にするか加重平均にするかで、集計された地価動向にかなりの差異があることを示し、今後、地価統計においても集計問題の議論が深まることを期待したい。

加えて、パネル共和分検定をはじめとしたパ

ネル推計の最新手法が、不動産価格の分析に応用可能であるかを探ることも、本稿の目的のひとつである。不動産統計のように時系列方向のサンプル数が少ない統計では、クロスセクション方向のばらつきを加えたパネル推計が本来有効であるはずだが、世界的にみても、パネル推計の応用例は少ない。本稿では、地価の分析におけるパネル推計の応用例を示すことによって、今後こうした手法のいっそうの活用を促したい。

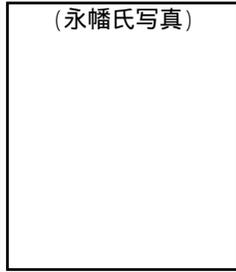
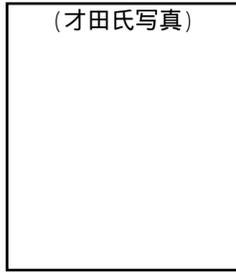
1 加重平均公示地価

本稿では、都道府県別の地価動向をみるにあたって、公示地価をベースに「加重平均公示地価」を計算した。加重平均公示地価とは、各調査地点¹⁾の地価変化率を、それぞれの調査地点の価額でウェイト付けしたものである。価額ウェイトは、調査地点の入れ替えが年々かなりの数にのぼるため、1年ごとに計算しなおした（連鎖指数ウェイト）。指数算式は、以下の式による。

$$\Delta p_{it} = \frac{\sum_{j \in I} V_{j,t-1}}{\sum_{j \in I} V_{j,t-1}} \Delta p_{jt}$$

ただし、 P_{jt} は*i*県に属する調査地点*j*の価格、 V_{jt} は同地点の価額（1㎡当たりの価格 P_{jt} に面積をかけたもの）。小文字は対数変換値、 Δ は階差オペレーターである。

消費者物価指数でも地価指数でも、何らかの価格指数を計算するときには、①個別品目の価格情報の正確性をどのように確保するのか（価格調査のカバレッジ、品質調整等）、②個別品



①さいた・ゆみ 1977年神奈川県生まれ。2000年慶應義塾大学総合政策学部卒業。同年より日本銀行調査統計局勤務、現在に至る。
 ②たちばな・とわ 1965年東京都生まれ。1988年東京大学経済学部卒業。1996年イェール大学Ph.D. (経済学)。現在、神戸大学大学院国際協力研究科助教授。

③ながはた・たかし 1975年大阪府生まれ。1998年東京大学経済学部卒業。同年より日本銀行調査統計局勤務。2004年ロンドン大学経済学修士号取得。現在、日本銀行企画局勤務。
 ④せきね・としたか 1963年北海道生まれ。1987年東京大学経済学部卒業。2001年オックスフォード大学Ph.D.。日本銀行調査統計局を経て、国際決済銀行シニア・エコノミスト。

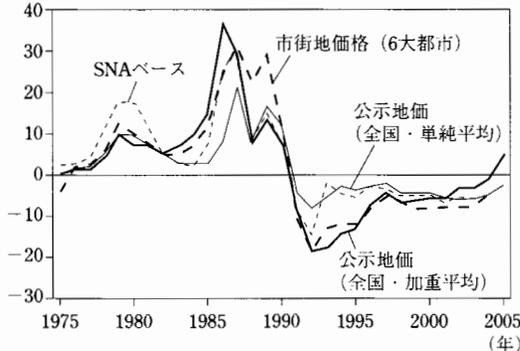
目の価格情報をどのように集計するのか、が鍵となる。

このうち、公示地価については、主に上記①の観点から問題点が指摘されてきた。例えば、西村・清水 (2002) は、公示地価が鑑定価格をベースにするために、実売価格との間で乖離が生じていることを示した。鑑定価格は、実売価格に比べて振れが小さく、遅行する傾向があるというのである。

これに対して、加重平均公示地価は、上記②の問題をとりあげたものである。公表された公示地価は、各調査地点の地価変化率の「単純平均」を用いて、各県ごと、ひいては全国の地価変化率を計算している。これは、都会の一等地も地方の山林も同じウェイトを用いていることになる。

単純平均のように価額情報を捨象すると、価格指数と価額との間で整合性を欠くことになる。

図1—加重平均公示地価 (前年比：%)



これを、バブル期を例にとって確認してみよう。国民経済計算によると、日本国全体の土地資産額は、1985年末の1060兆円から1990年末の2452兆円へ、2.3倍増加している。この間、単純平均で計算した全国の公示地価は1.4倍上昇している。土地資産額 (価額) を公示地価 (価格指数) で割り戻して土地の実質資産額を計算すると、5年間で1.6倍増加したことになる。たしかに、バブル期の開発に伴い、土地の造成が進み、山林から住宅地、商業地といった付加価値の高い土地の面積が増加したということはある。しかし、5年間で日本の国土が実質値で半分以上も増えたというのは、そもそも国土の面積自身は変化していないことを考えると、あまりに実感からかけ離れている。単純平均では、価額の増加に比して価格の上昇を過小評価しているとみるのが自然であろう²⁾。

加重平均公示地価は価額との整合性という点では、より優れている。上記の算式に従って、加重平均公示地価を計算すると、個別地点の価格情報は同じでも、東京や大阪といった価格上昇の顕著な都市部の物件により大きなウェイトを付すため、対応する期間で2.2倍上昇している。これで土地資産額をデフレートすると、土地の実質資産額は7%増えただけということになる。これは、ほぼこの間の宅地面積 (『固定資産の価格等の概要調査』総務省) の増加率に匹敵している。

表1 一都道府県別・用途別地価（2006年1月1日時点）

（前年比：％）

| | 住宅地 | | 商業地 | | | 住宅地 | | 商業地 | |
|-----|------|------|-------|-------|-------|------|------|------|------|
| | 単純平均 | 加重平均 | 単純平均 | 加重平均 | | 単純平均 | 加重平均 | 単純平均 | 加重平均 |
| 全 国 | -2.7 | -0.5 | -2.7 | 8.7 | 三 重 | -4.7 | -4.6 | -6.2 | -6.1 |
| 北海道 | -3.1 | -1.3 | -3.3 | 0.1 | 滋 賀 | -1.9 | -1.8 | -2.4 | -0.8 |
| 青 森 | -4.4 | -4.7 | -10.0 | -10.9 | 京 都 | -1.8 | -0.2 | 1.7 | 5.2 |
| 岩 手 | -3.8 | -4.6 | -8.0 | -8.5 | 大 阪 | -1.9 | -1.3 | 1.2 | 10.9 |
| 宮 城 | -5.2 | -4.3 | -5.1 | -1.1 | 兵 庫 | -2.0 | -0.3 | -2.8 | -0.8 |
| 秋 田 | -5.2 | -6.3 | -10.1 | -14.9 | 奈 良 | -2.8 | -2.4 | -3.5 | -2.9 |
| 山 形 | -5.2 | -5.9 | -7.5 | -7.5 | 和歌山 | -5.5 | -5.5 | -7.1 | -6.4 |
| 福 島 | -4.2 | -4.3 | -5.7 | -5.7 | 取 手 | -4.9 | -5.7 | -6.5 | -6.4 |
| 茨 城 | -5.7 | -5.2 | -7.3 | -5.7 | 鳥 根 | -1.4 | -1.9 | -5.2 | -7.8 |
| 栃 木 | -4.9 | -4.7 | -7.3 | -7.4 | 岡 山 | -3.5 | -3.2 | -2.8 | -0.5 |
| 群 馬 | -3.5 | -3.6 | -5.8 | -6.6 | 広 島 | -4.4 | -4.4 | -4.6 | -2.6 |
| 埼 玉 | -1.7 | -1.0 | -1.8 | 0.0 | 山 口 | -4.7 | -5.0 | -6.3 | -6.9 |
| 千 葉 | -1.5 | -0.1 | -0.8 | 2.1 | 徳 島 | -6.6 | -6.4 | -8.2 | -9.1 |
| 東 京 | 0.8 | 3.7 | 2.9 | 9.9 | 香 川 | -6.6 | -6.7 | -8.3 | -9.2 |
| 神奈川 | -1.9 | -1.5 | -1.9 | -0.7 | 愛 媛 | -3.1 | -3.0 | -3.7 | -2.9 |
| 新 潟 | -4.3 | -4.1 | -6.5 | -5.4 | 高 知 | -2.4 | -2.2 | -7.5 | -7.7 |
| 富 山 | -4.4 | -4.4 | -6.3 | -6.9 | 福 岡 | -4.2 | -3.0 | -5.7 | 3.7 |
| 石 川 | -4.4 | -4.6 | -5.5 | -4.5 | 佐 賀 | -2.4 | -2.6 | -4.9 | -5.8 |
| 福 井 | -5.3 | -5.5 | -7.7 | -8.1 | 長 崎 | -5.3 | -6.1 | -7.3 | -7.0 |
| 山 梨 | -6.5 | -6.5 | -7.7 | -8.0 | 熊 本 | -5.8 | -5.9 | -7.4 | -6.6 |
| 長 野 | -5.4 | -5.6 | -6.5 | -6.5 | 大 分 | -4.8 | -5.1 | -5.5 | -5.4 |
| 岐 阜 | -5.7 | -5.5 | -6.9 | -7.0 | 宮 崎 | -1.4 | -1.5 | -3.9 | -7.2 |
| 静 岡 | -2.9 | -2.6 | -3.0 | -2.0 | 鹿 児 島 | -1.7 | -1.6 | -3.7 | -3.3 |
| 愛 知 | -1.1 | -0.1 | 0.9 | 19.5 | 沖 縄 | -4.0 | -3.9 | -4.1 | -3.0 |

加重平均公示地価が都市部の物件により大きなウェイトを付していることは、同指数が6大都市平均の市街地価格指数とよく似た動きを示していることから確認できる（図1）³⁾。また、国民所得統計の全国土地資産額を宅地面積で割り戻した価格指数と比較しても、上記のバブル期の例でみたとおり、やはり似た動きとなっている⁴⁾。

単純平均と加重平均で、各県の地価ほどの程度異なるのだろうか。表1は、2006年1月1日時点での、公表された公示地価と加重平均公示地価を、住宅地、商業地別に比較したものである。東京、大阪、愛知といった大都市を含む都府県の商業地では、公表された公示地価が1～3%の上昇となっているのに対して、加重平均公示地価では1～2割の大幅上昇となっている⁵⁾。また、住宅地をみると、東京では加重平均公示地価の上昇率が公表された公示地価の上昇率を3%ポイントほど上回っているほか、大阪、愛知では下落率が小さくなっている。これは、これらの地域では、価額の高い物件がより大きな価格上昇を示したためである。一方、秋

田、鳥根といった地方圏をみると、商業地を中心に、加重平均公示地価は公表された公示地価に比べて、地価下落がより大きく出ている。地方では、駅前の一等地がシャッター街となっており、なお激しい地価下落が続いている。こうした物件は、地方の県の中でみれば相対的に価額が高いため、加重平均公示地価ではより大きなウェイトを付すことになり、加重平均公示地価は、単純平均の公示地価に比べて下落幅が大きくなる。このように、加重平均公示地価でみると、公表された公示地価でみる以上に、都市圏と地方圏の格差が広がっていることがわかる。

地価が地域ごとでかなり異なる動きを示すのは何も今にはじまった話ではない。図2、図3、図4は、加重平均公示地価を「東京」、「都市圏（東京を除く）」、「地方圏」に分けて、その推移をみたものである⁶⁾。東京は、1985～1986年頃より価格が高騰した後、1990年代に入ってバブルが崩壊すると、一時期は前年比-25%程度まで下落した。その後徐々に下落幅を縮小し、2003年より上昇に転じている。また、東京を除く都市圏は、東京に若干遅れて価格高騰局面を

迎えた後、1990年代前半には、20%を超える下落率を示した。最近では、不動産投資信託(REIT)を中心に、東京以外の都市部の不動産を積極的に取得する動きがみられたこともあり、直近時点では下げ止まっている。一方、地方圏では、東京を除く都市圏にさらに遅れて1989年頃から地価が顕著に上昇した。バブル期の上昇、バブル崩壊直後の下落とも規模は小さかったものの、最近に至っても、なお下落を続けている。

こうした地価変動の地域間の相違は、いかなる要因によるのだろうか。以下の分析では、長期均衡関係を取り込んだ地価関数を推計することにより、都市部と地方の地価変動の違いがどのようなメカニズムによって生じているのかを解明したい。

2 県別地価関数の推計

長期均衡関係

本稿では、Meese and Wallace (1994)、Clayton (1997) といった先行研究にならい、統計学的にみて、Present Value Relation (PVR) が長期均衡関係として成立しているか否かを、共和分検定により検証する。その際、県別データという特性をいかして、パネル共和分検定という手法を用いたところに、本稿の工夫がある。

PVR は次式による。

$$p_{it} = \alpha p_{i,t+1} + \beta y_{it} + \gamma r_{it} + d_t + \eta_i + v_{it} \quad (1)$$

ただし、 $p_{i,t+1}$ は i 県の翌年 ($t+1$) の予想地価 (対数変換値)、 y_{it} は名目レント (対数変換値)、 r_{it} は名目金利と不動産投資にかかる実効税率から計算した資金コストである。また、 d_t は時間効果、 η_i は個別効果、 v_{it} は誤差項 (idiosyncratic shock) にあたる。翌年の予想地価については、Nishimura, Yamazaki, Idee and Watanabe (1999) にならい、自己回帰モデル (いくつかのトライの結果、ARIMA (2, 1, 0) を選択) の予測値を用いた。各県のレントは県別の名目所得 (『国民経済計算』内閣府)

図2 一加重平均公示地価 (東京)

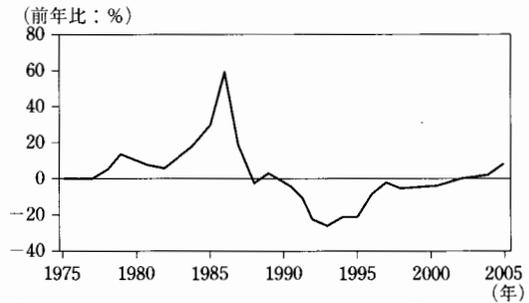


図3 一加重平均公示地価 (東京以外の都市圏)

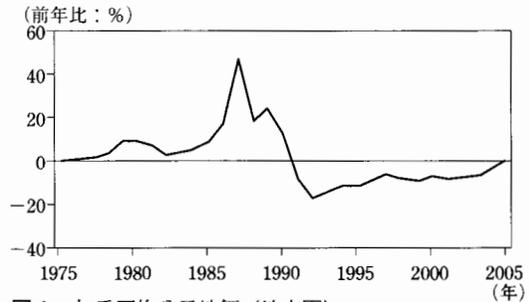
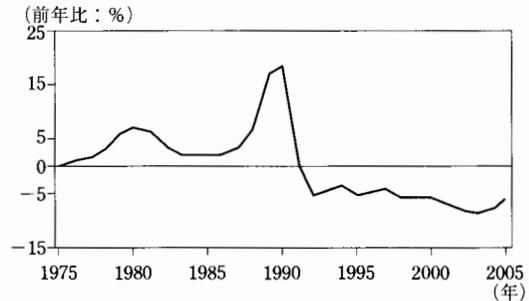


図4 一加重平均公示地価 (地方圏)



を代理変数として用いた。名目金利には貸出約定平均金利 (総合) を用い、実効税率は土地取得税、登録免許税、固定資産税、都市計画税、地価税から算出した。詳細は才田・橘・永幡・関根 (2004) のデータ補論を参照されたい。

PVR が成立するためには、効率的な不動産市場の存在が前提とされている。不動産のように情報収集コストの高い資産では、短期的にみて、このような関係が成立していることを想定するのは難しい。しかし、ある程度長い目でみれば、こうした情報収集コストの影響は小さくなり、PVR が成立しているかもしれない。

共和分の手法を適用する際の基本的な考え方は、「実際に観察される地価は、長い目でみて均衡地価に収束していくため、両者はつかず離

表2 一パネル単位根検定

| | レベル | 1階差 |
|-------|--------------|--------------|
| 予想地価 | 11.21 (0.00) | 0.97 (0.17) |
| 名目レント | 21.06 (0.00) | 1.18 (0.12) |
| 資金コスト | 9.63 (0.00) | -2.03 (0.98) |

注) () 内はp値。kernel 推計に用いるラグには2期を選択。

表3 一パネル共和分推計

| | Group-Mean FMOLS | Group-Mean DOLS |
|-------|------------------|-----------------|
| 予想地価 | 0.88 (88.90) | 0.82 (118) |
| 名目レント | 0.15 (3.53) | 0.32 (8.82) |
| 資金コスト | -0.58 (1.35) | -2.58 (7.68) |

注) () 内の数値はt値。Pedroni (1999) のパネル共和分検定は以下のとおり。

panel rho (-0.72, accept), panel pp (-3.27, reject), panel ADF (-7.48, reject), panel nu (3.95, reject), group rho (1.80, reject), group pp (-2.13, reject), group ADF (-8.61, reject)

れずの関係にあるはず」というものである。しかし、地価については、年次もしくは半年次でしかデータが利用可能でないため、共和分という時系列テクニックを活用するためには、十分な自由度が確保できないという悩みがある。近年発展をみたパネル共和分という手法を使うのは、県別のパネルデータという形でクロスセクション方向での自由度を増やすことによって、この問題を克服しようというものである。

実際に(1)式を推計する前に、各変数の定常性をパネル単位根検定 (Hadri, 2000) で確認すると、各変数とも I(1)との結果が得られた(表2)。すなわち、「当該変数がすべての県で定常である」という帰無仮説は、レベルのケースでは棄却される一方、1階差のケースでは棄却できない。

次に、1976~2001年の計測期間で、(1)式を推計した(表3)。パラメータの推定にあたっては、Pedroni (2001) が開発した Group-Mean Fully Modified OLS、Group-Mean Dynamic OLS という手法を用いた。両手法とも、パラメータが各県ごとで確率的に異なる可能性を考慮して推定やその有意性検定を行なうことができるという特徴をもち、サンプル間のばらつきの大きなパネルデータの取り扱いに秀でている。

推計結果をみると、資金コストにかかるパラメータに若干開きがあることを除いて、両手法とも概ね同様な推計結果となった。各変数とも符号条件は予想されたとおりとなっているうえに、Group-Mean Fully Modified OLS における資金コストのパラメータを除き、統計的な有意性も確保されている。共和分検定の結果をみると、7つの統計量のうち、(1)式が「共和分関係にない」という帰無仮説を棄却できないのはひとつのみであり、同式が共和分関係にあることを示唆している。

以下では、Group-Mean Fully Modified OLS で得られたパラメータと名目レント y_{it} 、資金コスト r_{it} の実績値を(1)式に入れて計算した値を均衡地価 p^* とみなし、実際の地価と均衡地価の乖離がどのように修正されていくのかを分析する。

ECM 型地価関数

上記の共和分関係を用いて、以下のような誤差修正モデル (Error Correction Model: ECM) をパネル推計する。

$$\Delta p_{it} = -\theta(p-p^*)_{i,t-1} + \lambda \Delta z_{it} + \varepsilon_{it}$$

標準的な ECM で想定されるように、当年の地価前年比を、前年における長期均衡解からの乖離 $(p-p^*)_{i,t-1}$ と、その他の短期動学要因 Δz_{it} で説明しようというものである (ε_{it} は誤差項)。

Δz_{it} には、共和分関係の推計に用いた資金コスト、名目所得の前年差 (それぞれ Δr_{it} 、 Δy_{it}) に加えて、以下の4変数を考えた。

①人口成長率

人口動態の影響をみるために加えた (『住民基本台帳』総務省)。

②他県の前年の地価前年比

他県の地価動向が自県に及ぼす影響をみるために加えた。図2、図3、図4でみたように、バブル期では東京の地価上昇がその他の都市圏に波及し、その後、地方に広がっていった。こうした空間的な地価変化の波及をみるために、

自県と経済的なつながりが強い
 県の地価変化率を以下のように
 計算し、変数に加えた。

$$\Delta p_{it}^s = \sum_h w_{ht} \Delta p_{ht}$$

ただし、 w_{ht} は i 県と h 県間の
 運送量（『全国貨物純流動調査』
 国土交通省）から求めた h 県の
 ウェイトである。

③前年の貸出残高前年比

不動産バブルの生成、崩壊に
 は、土地担保に基づく銀行貸出
 が重要な役割を果たしたことが
 広く指摘されており、こうした
 影響をみるために加えた（『都
 道府県別預金』日本銀行）。

④前年の不良債権比率

不良債権比率が高まれば、これまでの議論で
 捨象していたリスク・プレミアムの上昇による
 地価下落が生じていた可能性がある。この可能
 性を検証するため、当該県に本店をもつ地銀、
 地銀IIのリスク管理債権を貸出残高で除した、
 県別の不良債権比率を加えた（『全国銀行財務
 諸表分析』全国銀行協会連合会）。

都銀を含めていないため、都銀の貸出シェア
 が高い東京や大阪では、必ずしも正確に不良債
 権の動向を表しているとは限らない。しかし、
 多くの県では、地銀、地銀IIの貸出シェアが高
 く、これらの業態の不良債権比率を使うことの
 問題は少ないと考えた。

各銀行がリスク管理債権の残高を公表したの
 は1992年からであるため、それ以前の不良債権
 比率はゼロとしている。ただし、1992年以前に
 は、護送船団方式といわれる保護のもと、不良
 債権問題が注目されることはほぼなかったこと
 を考えると、それまでの期間をゼロとすること
 に、さほど問題は無いと考えられる。

推定結果

推定にあたっては、県ごとでパラメータが確
 率的に異なりうることを考慮に入れて、

表4 - ECM 型地価関数

| | (1) | (2) |
|----------------|------------------|------------------|
| 均衡地価からの乖離（1期前） | -0.64 (0.10) *** | -0.65 (0.10) *** |
| 資金コスト前年差 | -0.41 (0.27) | -0.41 (0.26) |
| 県民所得前年比 | 0.34 (0.09) *** | |
| 名目GDP前年比 | | 0.42 (0.11) *** |
| 人口成長率 | 2.87 (1.11) *** | 2.04 (1.08) * |
| 他県の地価前年比（1期前） | 0.18 (0.06) *** | 0.15 (0.05) *** |
| 貸出残高前年比（1期前） | 0.22 (0.06) *** | 0.22 (0.05) *** |
| 不良債権比率（1期前） | -0.65 (0.20) *** | -0.65 (0.18) *** |
| 定数項 | -0.08 (0.01) *** | -0.09 (0.01) *** |
| サンプル期間 | 1977～2001年度 | 1977～2002年度 |
| 標準誤差 | 0.058 | 0.056 |
| 都道府県数 | 47 | 47 |
| サンプル数 | 1,175 | 1,222 |
| H_0 | 1154.7 [0.00] | 1125.3 [0.00] |

注1) Random Coefficients Model による推定 (Swamy, 1970)。

2) () 内の数値は標準誤差。***、* はそれぞれ1%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

3) H_0 はパラメータの同一性に関する検定。「パラメータは各県で同一である」という帰無仮説のもと、自由度 $K(n-1)$ のカイ二乗分布に従う (K は説明変数の数、 n は都道府県数)。[] 内の数値は p 値。

Swamy (1970) による Random Coefficient Model を用いることにした。推定結果をみると (表4、(1)列目)、資金コストの前年差を除き、どの変数も統計的に有意になっており、符号条件も予想されたとおりとなっている。なお、県民所得の前年比は、県ごとのばらつきが比較的小さいため、県民所得 Δy_{it} の代わりに全国の名目所得 Δy_t を使った推定も行なってみた。全国の名目所得は、県別の名目所得に比べて、データ公表までのラグが短いため、サンプル期間を1年延ばすことができる (当プロジェクトを開始したときには2002年までのデータが利用可能であった)。推定結果をみると、県民所得を使ったケースに比べて、パラメータの大きさや有意性にほとんど変わりはない (表4、(2)列目)。

先にみた地価変動の地域間格差はいったい
 かなる要因によるのだろうか。図5、図6、図
 7では、表4の(2)列目の推定結果を用い、「東
 京」、「都市圏 (東京を除く)」、「地方圏」の地
 価前年比に対する各説明変数の寄与度を計算し
 た。期間は、不良債権比率が得られる1993年以
 降である。これらの図から、「均衡地価」要因
 と表示した $(p-p^*)_{i,t-1}$ の寄与度が、地域間格
 差の鍵となっていることがわかる。すなわち、

図5 地価前年比の寄与度分解 (東京)

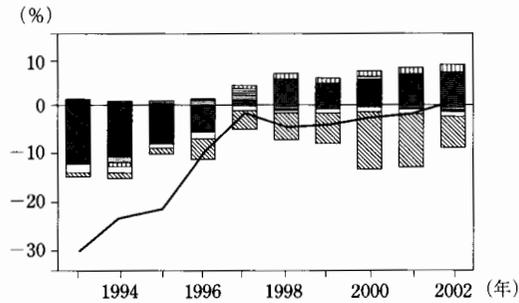


図6 地価前年比の寄与度分解 (東京以外の都市圏)

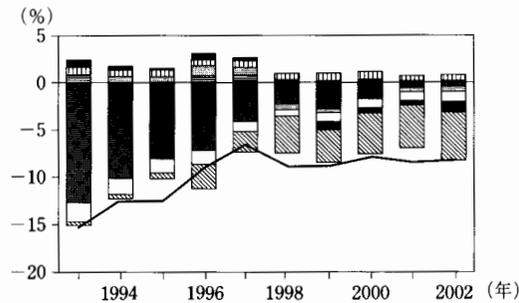
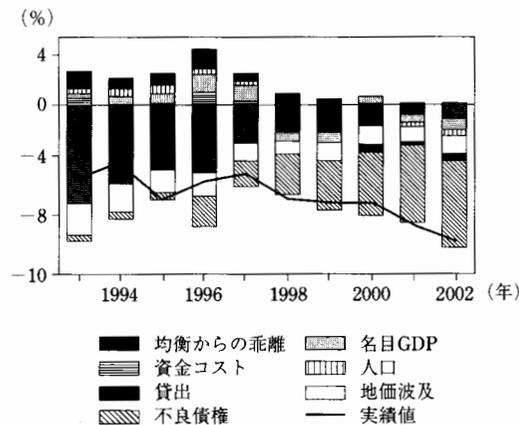


図7 地価前年比の寄与度分解 (地方圏)



均衡地価要因は、東京では地価が十分に下落した1990年代末からすでに押し上げに寄与している。東京を除く都市圏では、2002年まででは東京のように反転するまでには至っていないが、均衡地価要因の押し下げ寄与度幅はかなり小さくなっている。一方、地方圏では、1990年代の前半に比べれば改善しているものの、「均衡地価」要因の押し下げ寄与度の縮小は「東京」はもとより、「都市圏（東京を除く）」に比べてもさらに小さい。このほか、不良債権要因が都市部では徐々に縮小に向かっていった一方で、地方

圏では、逆に年々押し下げ幅を拡大していたことも、地価動向の地域間格差を生む要因としては大きいものがある。

おわりに

本稿では、単純平均の代わりに価額ウェイトの加重平均を用いて県別地価を計算し、地価の地域間格差が、単純平均でみる以上に開いていることを確認した。そのうえで、PVRを長期間均衡関係として取り込んだ県別地価関数を推計し、こうした地域間の格差には、均衡価格からの乖離が大きな要因を占めていることを示した。すなわち、東京では、バブル崩壊後の地価下落が急であった分、バブル期の過大な地価から均衡地価への収束が早く進み、最近では、実績値が均衡地価を下回っていること、この結果、均衡地価との見合いでは地価上昇圧力が働いていることがわかった。一方、地方圏では、地価は均衡地価との対比でみてなお割高な水準にあるため、地価下落圧力が消えないでいる。

本稿は、単純平均を用いるよりも、加重平均を用いたほうが、価額との整合性という点で優れているという立場をとった。しかし、実際のところ、地価指数なり不動産価格指数で個別価格をどのように集計すべきかという問題は、経済理論的な裏づけはもとより、ILOなどの国際機関が取りまとめた消費者物価指数マニュアルのような国際的な基準といったものもなく、統計作成者やユーザーといった実務家の間ですらコンセンサスがあるとは言いがたい。例えば、住宅価格指数をみても、どのように価格調査や品質調整をするのか、また加重平均を行なうのか否かは、国ごとでかなりのばらつきがある⁷⁾。不動産価格をはじめとした資産価格の変動が経済に与える影響の大きさを考えれば、より正確にその動向が把握できるよう、いっそうの統計整備が待たれるところである。

*本稿は、住宅経済研究会、国際決済銀行でのセミナーにおけるコメントをふまえ、才田・橘・永幡・関根

(2004) を加筆修正したものである。ただし、本稿で示された内容や意見は、日本銀行、国際決済銀行の公式見解を示すものではない。

注

- 1) 公示地価では「標準地」と呼ばれる。2006年1月1日調査では、全国で3万1230地点が存在する。
- 2) これは、単純平均指数は要素還元性をもたないことを、やや別の角度から示したに過ぎない。要素還元性とは、価格指数と数量指数を掛け合わせると、価額の変化に比例することをいい、望ましい指数が満たすべき要件のひとつとされている(森田1989)。
- 3) なお、以下の図表では、とくに断りのない場合、1月1日時点の鑑定価格である公示価格を、前年の年末値として取り扱っている。
- 4) ただし、バブル崩壊後、90年代半ばにかけては、国民所得統計ベースのほうが、下落率がやや小さくなっている。これには、同統計では1995年まで、商業地の資産額の推計に固定資産税の評価額を用いていたことが影響している可能性が高い(内閣府2000、140頁)。固定資産税の課税標準が見直された90年代半ばまで、固定資産税の評価額は割高な水準に据え置かれており、その分、地価は高めに推計されることになる。

同様の問題は、同統計の県別土地資産額についてもあてはまる。このためもあって、県別の土地資産額を宅地面積で割り戻して、県別の地価指数を計算すると、概ねどの県でも、バブル崩壊後の下落率は加重平均公示地価に比べて小さくなっているのみならず、90年代半ばにかけて大幅な地価上昇が続いた県も、青森、島根、徳島など、かなりの数にのぼる。しかし、これらの県では、公表された公示地価ですら下落していることからすると、90年代の地価上昇はかなり奇異な動きと思われる。

- 5) なかでも、愛知県の上昇が突出している。これにはJR名古屋駅前の「名古屋近鉄ビル」(前年比38%の上昇)をはじめとして、全国の商業地価上昇率の上位10地点のうち、8地点を名古屋市中心部が占めるなど、名古屋で大幅な地価上昇がみられたことに対応している。これらの地点は、愛知県内でみて相対的に地価が高いのみならず、「名古屋三越」(前年比22%の上昇)といった地積の大きな物件も含むため、加重平均公示地価では大きなウェイトを付すことになる。例えば、名古屋三越だけで、愛知県内の商業地では3割近いウェイトとなっている。

もっとも、ひとつの地点にこれだけ大きなウェイトを付すことに関しては、公示地価のサンプリングが、資産額のみでみた場合にどの程度代表性を確保しているのかといった観点から、やや疑問が残るところではある。こうした事情もあって、日本銀行(2006)では、調査地点の価額ではなく、単位面積当たりの価格水準によって加重平均した公示地価を計算している。

- 6) 本稿で都市圏とは、東京都および政令指定都市のある都道府県を指す。地方圏とは残りのすべての県を指す。
- 7) 例えば、米国センサス局の新設住宅価格指数や英国のHalifax指数は取引件数を元にウェイト付けをしているのに対し、同じ英国のOffice of the Deputy Prime Ministerが新たに作成した住宅価格指数では取引額を元にウェイト付けをしている。また、European Central Bankが計算しているユーロ圏の住宅価格指数では、適当なウェイトが見当たらないという消極的な理由ながら、各国の地価を名目GDPでウェイト付けして、集計している。

参考文献

- Calyton, J. (1997) "Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(3), pp.341-363.
- Hadri, K. (2000) "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometrics Journal*, 3(2), pp.148-161.
- Meese, R. and N. Wallace (1994) "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?" *Journal of Urban Economics*, 35(3), pp.245-266.
- Nishimura, K. G., F. Yamazaki, T. Idee and T. Watanabe (1999) "Discretionary Taxation, Excessive Price Sensitivity, and Japanese Land Prices," NBER Working Paper, No.7254.
- Pedroni, P. (1999) "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), pp.653-670, Special Issue.
- Pedroni, P. (2001) "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panel," *Review of Economics and Statistics*, 83(4), pp.727-731.
- Swamy, P. A. V. B. (1970) "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model," *Econometrica*, 38(2), pp.311-323.
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2004) 「都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の分析：パネル共和分の応用」日本銀行ワーキングペーパー、No. 04-J-7。
- 内閣府 (2000) 「93SNA 統計手法解説書 (暫定版)」
<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/kouhyo.html>。
- 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『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社、19-66頁。
- 日本銀行 (2006) 「経済・物価情勢の展望」2006年4月28日。
- 森田優三 (1989) 『物価指数理論の展開』東洋経済新報社。

世代間移転と貯蓄行動

Engelhardt, G. V. and C. J. Mayer (1998) "Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol.44, pp.135-157.

はじめに

本稿で紹介する論文 (Engelhardt and Mayer, 1998 "Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market") では、相続・贈与という形での移転の受け取りが家計の貯蓄行動に及ぼす効果について実証的な分析を行なうことを目的としている。移転が家計の貯蓄行動に及ぼす効果を解明することは、さまざまな理由で非常に重要な課題である。

例えば、住宅金融市場には貸倒れリスクに関して借入者と貸出者の間で情報に非対称性が存在するといわれている。また住宅購入の頭金のための貯蓄は、頭金制約のない場合と比べて最適な消費経路に歪みを与える可能性がある。もし、良いタイミングでの移転が家計の頭金のための貯蓄額や貯蓄期間を縮小するならば、移転は金融市場の不完全性による歪みや異時点間の消費の配分における歪みを軽減することが可能である。しかし、移転が家計の頭金のための貯蓄額や貯蓄期間に影響を与えず、住宅購入金額のみに影響を与えるのなら、こうした歪みの軽減にはつながらない。また、移転が住宅購入のパターンに及ぼす効果の大きさは、貯蓄と経済成長との関係について重要なインプリケーションをもたらす。頭金制約が存在する場合の住宅購入のための貯蓄は引退後のための貯蓄と類似し、貯蓄の引き出しの前に貯蓄が発生する。経済成長のもとで貯蓄したお金の平均預入期間は貯蓄を引き出したお金の平均預入期間よりも短いため、家計間で集計した貯蓄と経済成長との間に正の相関が導かれる。もし移転が住宅購入を早める効果を持つなら、貯蓄したお金の平均預入期間が短くなり、経済成長の貯蓄への正の効果を弱めることになる。

このように移転が受取り人の行動に及ぼす効果を理解することは極めて重要であるにもかかわらず、

これまで実証的な解明があまりなされてこなかった。以下で詳しく説明するように、Engelhardt and Mayer(1998) では、移転の受け取りが家計の貯蓄期間、貯蓄残高、頭金、借入資金、モーゲージ負債に及ぼす影響について実証的な分析を行なっている。

1 先行研究

Cox(1990)、Cox and Jappelli(1990)、Guiso and Jappelli(1991)、Mayer and Engelhardt(1996)などの先行研究から、世代間移転は流動性制約の状況に置かれている家計ほど受け取る可能性が高いことを明らかにした。一方、移転が家計の貯蓄行動に及ぼす影響を明らかにした数少ない論文であるWeil(1994)では、1984年のPSIDを用いて若年世帯を対象に分析を行ない、遺産をまだ受けとっていないが将来遺産を期待している家計の消費はおおよそ5%高くなることを推計した。さらに遺産を受け取った家計は10%、一度遺産を受け取って将来別の遺産を期待している家計は4%消費水準が高くなることを推計した。

2 実証分析

1988年、1990年、1993年のChicago Title and Trust Company (CT&T) による最近の住宅購入者のサーベイデータを用いて、以下では分析を行なう。移転を受ける家計は移転を受けない家計と比べて頭金のための貯蓄期間が平均で22.6%少なく、統計的に有意な差がある。

移転と住宅購入のタイミング

頭金のための貯蓄期間が実質都市住宅価格の中央値、実質所得、世帯員数、未既婚・性別・年齢・妻の就業状況・年次・都市ダミー変数の関数であると想定して、最尤法で推計を行なった結果が表1である。ただし被説明変数の貯蓄期間は①1年以内、②

1～2年、③3～4年、④5～6年、⑤7年以上、の5つのカテゴリーに区分されている。第1列の家計が移転を受けた場合1となるダミー変数の推定値は-0.735で統計的に有意である。移転の受け取りは住宅の購入を1年の4分の3、つまり9カ月早めることを意味する。移転を受けない世帯の平均的な貯蓄期間は3.7年なので、この係数は頭金のための貯蓄期間を19.9%短縮する効果がある。第2列は移転ダミー変数ではなく、移転額を用いて推定したものである。平均移転額で評価すると、移転の受け取りは頭金のための貯蓄期間を9%短縮する効果がある。

移転と貯蓄

次に移転の受け取りはどの程度頭金のための貯蓄の代替となるか推定する。家計の頭金(D)のための資金源として以下の3つをあげることができる。貯蓄残高(S)、貸出機関からの借入資金(B)、友人や親類からの移転(T)である。そのため、

$$\frac{dS}{dT} = \frac{dD}{dT} - \frac{dB}{dT} - 1 \quad (1)$$

が成立する。

ところで、CT&Tは全資産について調査を行なっておらず、頭金に使用された貯蓄残高だけしか調査されていない。重要な問題は住宅購入時に頭金に向けられない利用可能な流動資産量(η)が大きいかわ小さいかである。1985～1990年の National Longitudinal Survey of Youth によると、平均で全流動資産の80.5%が、中央値で90.6%が第一次住宅購入時に住宅購入に向けられている。全流動資産から負債を引いた場合、それぞれ83.6%、94.4%が住宅購入に向けられている。そのため、 η はきわめて小さい。また、先行研究から移転は流動性制約の状況に置かれている家計ほど受け取る可能性が高いことから、小さな測定誤差 η は移転額と負の相関関係にある。移転額が貯蓄に及ぼすと期待される効果は負であるので、貯蓄モデルにおいて移転の推定値は0に偏った過小推定をもたらす点に注意が必要である。

表2の第1列は、移転の貯蓄に対する推定された相殺効果を表わしている。そこでは貯蓄は移転、実

表1 一移転が貯蓄期間に及ぼす効果に関する最尤推定値

| | (1) | (2) |
|------------|---------------------|----------------------|
| 移転ダミー | -0.735 (0.187) | |
| 移転額 | | -0.030 (0.014) |
| 移転額の二乗 | | 0.00024 (0.00012) |
| 実質所得 | -0.0080 (0.0028) | -0.0076 (0.0029) |
| 実質住宅価格の中央値 | 0.0058 (0.0067) | 0.0051 (0.0068) |
| 定数項 | 5.215 (1.420) | 5.267 (1.427) |

注) () 内は標準誤差。

質都市住宅価格の中央値、実質所得、住宅の大きさ、未既婚・性別・年齢・妻の就業状況・年次・都市ダミー変数の関数としている。第1列の移転変数のパラメータ推定値は統計的に有意で、家計は移転を貯蓄と代替することを示している。平均移転額1万2126ドルで評価すると、移転の1ドルの増加は40セントの貯蓄を減少させる。この推定された-0.40の値は有意に-1と異なり、移転を1対1の割合で貯蓄と代替しないことを示している。(1)式から移転が頭金額と貸出機関からの借入資金のどちらかあるいは両方に影響を与えることになる。第2列と第3列は、頭金と借入金が第1列の貯蓄と同じ説明変数の関数としてモデル化されている。OLS推定から1ドルの移転は頭金を61セント上昇させる。しかし、移転は家計が頭金のために貸出機関から借り入れる金額に影響を与えない。

移転と貯蓄の相殺は頭金貯蓄期間の減少の結果か、賃貸住宅の居住期間における消費の増加の結果である。sを家計の粗所得からの年間貯蓄率とすると、

$$\frac{dS}{dT} = \frac{ds}{dT} \tau Y + \frac{d\tau}{dT} s Y = \frac{ds}{dT} \tau Y + \frac{d\tau}{dT} \frac{S}{\tau} \quad (2)$$

(2)式の真中の式の第1項は貯蓄率の変化(貯蓄期間 τ を固定)を通じた移転の変化による貯蓄の変化、あるいは同じことであるが消費の増加である。第2項は貯蓄期間の減少(貯蓄率sを固定)を通じた移転の変化による貯蓄の変化である。(2)式の右辺は $s = (S/\tau)/Y$ を代入すると導出できる。

表1の貯蓄期間モデルのパラメータ推定値と非受

表2—移転の相殺効果の OLS 推定

| | 貯蓄残高 | 頭 金 | 借入資金 | モーゲージ負債 |
|------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 移転額 | -0.474 (0.103) | 0.537 (0.105) | 0.010 (0.028) | 0.942 (0.210) |
| 移転額の二乗 | 0.0031 (0.0009) | 0.0029 (0.0009) | -0.0002 (0.0003) | -0.0087 (0.0019) |
| 実質所得 | 0.244 (0.021) | 0.239 (0.021) | -0.004 (0.006) | 0.958 (0.042) |
| 実質住宅価格の中央値 | 0.120 (0.048) | 0.107 (0.049) | -0.013 (0.013) | 0.362 (0.098) |
| 定数項 | -6.098 (10.142) | -2.953 (10.142) | 3.166 (2.771) | -27.908 (20.678) |

注) () 内は標準誤差。

贈者の平均所得、貯蓄、貯蓄期間を(2)式に代入し ds/dT を解くと、40セントの移転と貯蓄が相殺し、28セントが増加した消費に向かい、12セントが貯蓄期間の減少に向かうことになる。

移転とモーゲージ負債

表2の推定結果から、家計は移転を頭金の増加に使用することが明らかになった。その理由は、モーゲージ負債を減らしたいか、購入する住宅価額を増やしたいかのどちらかである。頭金とモーゲージ負債量(M)の合計は購入する住宅価格(H)に等しくなければならないので、

$$H = M + D \quad (3)$$

が成立する。(3)式から

$$\frac{dD}{dT} = \frac{dH}{dT} - \frac{dM}{dT} \quad (4)$$

が成立し、さらに移転が購入する住宅価値の増加に結びつかないなら、

$$\frac{dD}{dT} = -\frac{dM}{dT} \quad (5)$$

が成立する。つまり家計は頭金の増加のすべてをモーゲージ負債の減少に使用しなければならない。(5)式の成立をテストするために、モーゲージ負債を頭金モデルと同じ説明変数の関数とした。もし移転がもたらすモーゲージ負債を減らすのに使われ、住宅価値の増加に向かわないなら、 dM/dT は -0.61 にならなければならない(表2の第2列のマイナス頭金と移転の相殺 (dD/dT))。このモーゲージ負債モデルの OLS 推定結果は表2の4列目に与えられる。推定結果から1ドルの受贈はモーゲージ負債を

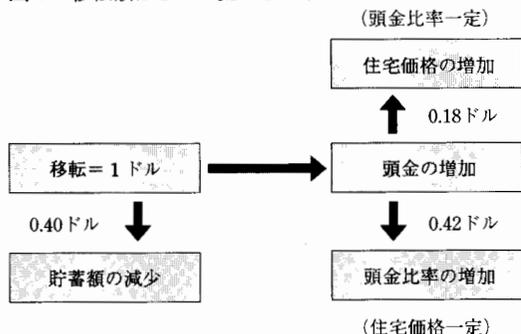
73セント増加させ、 $dM/dT=0.73$ となる。このことから移転がもたらす頭金増加の一部は、家計のより高額な住宅購入に原因がある。

次に移転がどれだけ高額の住宅購入に向けられるか明らかにする。頭金 D を $D = \gamma H$ と定式化する。ただし γ は頭金要求比率である。これは以下のように定式化できる。

$$\frac{dD}{dT} = \frac{d\gamma}{dT} H + \frac{dH}{dT} \gamma \quad (6)$$

(6)式の右辺の第1項は、家計がモーゲージ負債を買い減らすので、頭金がどの程度増加するのか測定する(Hを固定)。第2項は家計がより高額の住宅を購入するので頭金がどの程度増加するのか測定する(γ を固定)。(4)式において OLS 推定結果から $dM/dT=0.73$ 、 $dD/dT=0.61$ なので $dH/dT=1.34$ となる。つまり1ドルの移転は1.34ドルの住宅価値の上昇になる。非受贈者の標本平均でのHと γ を用いると $d\gamma/dT=0.0034$ と計算され、1ドルの移転は家計が購入価格の0.34%を頭金として増加させる。平均移転額1万2126ドルで評価すると、受贈者は4.1%を頭金として増加させる。非受贈者の13.3%の頭金比率と比べると、受贈者の頭金比率は非受贈者よりも30.8% ($4.1/13.3=0.308$)も高い。このことは、移転はモーゲージ負債をかなり買い減らすのに役立つことを意味する。さらにこれら2つの推定結果と推定された頭金と移転の相殺0.61を用いて、頭金に向けられた1ドルの移転のうちの70セントはモーゲージ負債を買い減らすのに使われ、30セントがより高額の住宅を購入するのに使われる。以上の推定結果から移転が向かうお金の流れは図1

図1—移転額はどこに流れるか？



で要約される。

おわりに

最後に Engelhardt and Mayer (1998) での分析の留意点について述べる。第1に、もし親類が貯蓄率の低い子どもに移転を多く行なう場合、移転が家計の貯蓄行動に影響を与えたことにならないので、分析結果の解釈に注意が必要となる。第2に、Engelhardt and Mayer(1998) ではサンプルを借入を行なう第一次住宅購入者に限定したため、標本選択による偏りが生じている可能性が高い。この第2の点については、Guiso and Jappelli(2002) が持家所有者と借家人のサンプルを対象に分析を行ない、移

転が貯蓄期間と住宅価額に及ぼす効果を推定している。

参考文献

- Cox, D. (1990) "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp.187-217.
- Cox, D. and T. Jappelli (1990) "Credit Rationing and Private Transfers : Evidence from Survey Data," *Review of Economics and Statistics*, 70, pp.445-454.
- Guiso, L. and T. Jappelli (1991) "Intergenerational Transfers and Capital Market Imperfections," *European Economic Review*, 35, pp.103-120.
- Guiso, L. and T. Jappelli (2002) "Private Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Homeownership," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.34, No.2, pp.315-339.
- Mayer, C. J. and G. V. Engelhardt (1996) "Gifts, Down Payments, and Housing Affordability," *Journal of Housing Research*, 7, pp.59-79.
- Weil, D. N. (1994) "The Saving of Elderly in Micro and Macro Data," *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp.55-81.

(白石憲一／慶應義塾大学総合政策学部非常勤講師)

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、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4-2 麴町4丁目共同ビル10階
 TEL : 03-3264-5901 FAX : 03-3239-8429

●近刊のご案内

『地域再生と地域運営主体』

本調査は、わが国および類似した状況にある欧米諸国において身近な地域を対象としてまちづくりの多様な分野で活動している市民・住民のさまざまなまとまり（本調査ではこれを「地域運営主体」と呼んでいる）の事例について、組織のありよう、活動の内容や成果と課題等を検討するとともに、各国において地域運営主体が制度的にどのように位置づけられているのかを明らかにすることを目的として実施したものである。

このような調査を行なう背景には、わが国では近年において地域運営主体に対する期待が大きくなってきているという事実がある。これは、1980年代頃から、戦後日本における社会経済システムの前提となってきた経済成長、人口増

加、都市の拡大といった条件が変化しはじめ、とくにバブル経済の崩壊後は、財政危機の深刻化、少子高齢化の急ピッチでの進展、地域活力の衰退・地域社会の荒廃等の動向が顕在化している。一方で、自分たちの生活の場であるマチやムラの環境を自らの手で維持・保全、改善しようとする住民の運動・活動がさまざまな分野・地域において展開され、個々に経験を蓄積するとともに、相互に情報を交換し交流することによって力量が高められてきている。それらの運動・活動は、これまでは中央・地方の行政との対立・緊張関係の中で行なわれることが少なくなかったが、近年では、財政難を背景として地方分権が進められるとともに、行政サイドからも市民・住民組織の役割に大きな期待が寄せられるようになってきたという事実によるものである。

本報告書は、3部、15章で構成されている。第1部は本報告書の導入部であり、わが国における「地域再生」をめぐる今日の課題とそれら課題への制度的対応の動向を概観したうえで、そうした状況のもとで地域再生を担うべき「地域運営」主体群の役割や連携・協働のあり方などについて論じている。第2部では、欧米諸国において、地域再生を担う地域運営主体が制度的にどのように位置づけられているか、その歴史的・思想的背景は何か、それらの事例からわが国の制度・取組みのあり方にどのような示唆が得られるかなどを論じている。第3部では、国内の事例として、京都、兵庫、大阪、東京のいくつかの地域におけるさまざまな地域運営主体の組織と活動の内容、成果と課題等を、歴史的・経済的背景・経緯とあわせて紹介している。

編集後記

2016年オリンピックの日本招致候補地が東京に決まった。今後、欧米の諸都市やブラジルのリオデジャネイロ、カタールのドーハなど、世界各地との誘致合戦を繰り返すことになり、開催地が正式に決まるのは2009年になる。

1964年東京オリンピックは日本にとって大きな出来事だった。このオリンピックをきっかけに、東京は大きく変貌し、日本経済も成長の階段を駆け上った。オリンピックは国家的行事であり、人々は諸手をあげて

招致を歓迎した。中国をよく訪れる知人の話によれば、2008年オリンピック開催地である北京は、まさにそのような状況にあるとのこと。

一方、あるインターネットニュースが8月に行なったアンケート調査によれば、6割の人が福岡支持で、しかも、福岡市民と東京都民は、オリンピック招致は迷惑だとして、互いに開催を押しつけ合っている。この40年の間に、東京も日本も大きく変貌し、国民の意識も大きく変わったということだろう。 (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

2006年秋季号（通巻第62号）
2006年10月1日 発行
定価750円（内消費税35円）送料180円
年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行——財団法人住宅総合センター
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