

正常な土地市場の形成を

坪井 東

社団法人 不動産協会 理事長
(財団法人日本住宅総合センター評議員)

このところ株価は回復傾向を示し、株式市場においては資産デフレもようやく終焉しつつあるかに見えます。しかしながら、土地については、住宅地はほぼ底入れ気配が出てきたものの、商業地は依然として不透明な状況が継続し、金融システムの安定性回復にも悪影響を与えています。

これは土地についての市場が形成されず、市場メカニズムが機能しないことであります。その最大の要因は、監視区域や地価税などかつてのバブル期において導入された過度の規制・介入策が今なお継続していることにありますが、その根底には、土地は一般の商品と異なり市場メカニズムが機能し得ないという見方があると思われまます。また、わが国においては、市場メカニズムに対する信頼性が揺らぐと、ともすれば市場に対する介入強化を求める声が強まる傾向にあることもそれに拍車をかけているでしょう。

しかし、土地は市場メカニズムが機能しないのではなく、それが正常に機能しうる市場の形成がこれまで抑制されてきたのが実態です。過去30年間の東京圏の爆発的な需要増に対し市街化区域の拡大がほとんど行われず、恒常的な需給不均衡の状態に置かれてきたことなどはその典型でしょう。

今後のわが国の土地政策の基本は、あくまでも市場メカニズムの信頼と尊重にあるべきと考えます。公的な介入は、市場メカニズムがその機能を喪失しかけたときにそれを回復させるよう、必要最小限の範囲において、タイミングを逸することなく行われれば十分であり、かつ、それが最も重要なことでありましよう。一日も早い政策の転換を望むものであります。

目次●1993年夏季号 No.9

正常な土地市場の形成を 坪井東——1
[特別論文] 固定資産税と譲渡益課税が土地市場に及ぼす影響 野口悠紀雄——2
日本・ドイツ・アメリカの住宅市場 金本良嗣——10
収束か発散か：日本の地価の場合 井出多加子・中神康博——20
低水準居住の発生要因 駒井正晶——29
[海外論文紹介] ゾーニング規制を考慮した住宅価格モデル 堀口陽子——36
エディトリアル・ノート——8
センターだより——40
編集後記——40

固定資産税と譲渡益課税が 土地市場に及ぼす影響

野口悠紀雄

日本の土地問題の基本原因は、土地の絶対量が不足していることでなく、土地が有効に利用されていないことにある。これは土地が資産として保有されているためである。

土地が資産として有利になった基本的原因は、地価上昇率が高く、キャピタルゲインという形で収益率がきわめて高かったことにあるが、それだけでなく、税制の歪みも大きな原因である。まず、相続税における評価（路線価）が時価より低い。このため、相続税対策上は、資産を土地で持つことが有利になる。さらに、固定資産税の負担率がきわめて低いため、値上がり待ちの土地保有に対する経済的なペナルティが働かない。そして、譲渡益課税が高いために土地の流動化が阻害されている。

このような意味で、税制は土地問題の最も基本的な原因の1つになっている。したがって、土地問題解決の基本方向は、こうした歪みを取り除くことに置かれなければならない。

以下では、固定資産税と譲渡益課税を取り上げ、それらが土地取引や土地価格、そして土地利用などに与える影響について考えることとしよう（すでに述べたように、相続税も重要な意味を持つが、ここでは取り上げない）。なお、ここでは、主として理論面からの検討を行い、実証的な分析は行わない。

土地に対する固定資産税

まず、土地が賃貸される場合を想定する。土地の利用者は、課税にかかわらず、同一の土

地サービスに対しては同一の賃貸料を支払おうとするだろう。したがって、縦軸に市場賃貸料をとったとき、土地サービスに対する市場需要曲線は課税によって影響を受けない。他方、全体としての土地サービスの供給量は一定である。

したがって、限界的需要者は課税によって影響を受けない。ところで、市場賃貸料は限界的需要者の支払い需要賃貸料であるから、これも課税によって影響を受けない。したがって、土地賃貸者の受け取る税引後賃貸料は、税額分だけ低下する。すなわち、土地に対する固定資産税は、土地所有権が負担することになる。

次に、土地所有権が売却される場合を考えよう。土地の購入者は、土地の価格が毎期の収益（自らの居住用の場合には、帰属地代）の割引現在価値を超えないかぎりにおいて、土地を購入しようとする。すなわち、収益の現在価値が土地購入者の需要価格である。ところで、土地に対して固定資産税が賦課されると、毎期の税引後収益は税額分だけ低下する。したがって、需要価格は税の現在価値分だけ低下する。つまり、縦軸に市場地価をとったとき、土地に対する需要曲線は下にシフトする。ところで、土地の供給量は一定であり、土地供給曲線は垂直である。したがって、限界的購入者は不変であり、市場地価は、税の現在価値分だけ低下することになる。このことは、通常「負の資本還元」と呼ばれている。この場合には、課税が決定された時点での土地所有者が、将来の税をすべて負担することとなるのである。

この結論がいくつかの仮定に依存していることは明らかであろう。第1に、土地供給が完全に非弾力的であることが仮定されている。

第2に、土地購入者の税引後収益が税額だけ低下することが仮定されている。土地を自らの居住用に用いる場合は、これは明らかに成立する。土地を賃貸する場合にも、賃貸される土地総量は一定であるから、前述のように固定資産税を賃借者に転嫁することはできない。ただし、土地を生産目的に使用する場合には、固定資産税を生産物価格に転嫁することが可能である。転嫁の可能性はさまざまな要因に依存するが、重要なのは生産物に対する需要の価格弾力性である。弾力性が低い場合には転嫁が可能であるが、高い場合には可能性は少ない。農産物の場合には転嫁が困難なため、固定資産税はほぼ完全に地価に資本還元されるだろう。これに対して、工業製品の場合には、長期にはかなりの前転が可能であろう。もし、このような転嫁がなされるなら、固定資産税の負担は消費者が負担することになる。

第3の仮定は、現在価値を算出する割引率が課税によって影響されないということである。固定資産税が土地のみに課される場合にはこれは正しいが、一般均衡論的に問題を捉えると、必ずしもそうはいえない。

さて、以上の理論が正しいとすると、土地に対する固定資産税の負担の分布を実証的に分析するのはきわめて困難な課題となる。なぜなら、固定資産税は、その税が決定された時点の土地所有者が負担しているからである。課税決定後の土地購入者は、土地を安く購入することにより税負担から免れている。したがって、現在の土地保有状況に応じて固定資産税の負担がなされていると考えるのは誤りである。現在の土地所有者が負担しているのは、土地を購入して以降になされた税率の変化分のみである。

多くの国において、固定資産税は地方財政の重要な財源となっている。ところで、一般に地方税は、応益原則を重視して課税されるべきだ

(野口氏写真)

のぐち・ゆきお
1940年東京都生まれ。1963年東京大学工学部応用物理学科卒。カリフォルニア大学ロサンゼルス校経済学M.A.。エール大学ph.D.。大蔵省、埼玉大学助教授などを経て、現在、一橋大学教授。著書：「土地の経済学」「バブルの経済学」(日本経済新聞社)ほか

といわれる。土地に対する固定資産税は、一見してこの目標に最も合致した税であるようにみえる。しかし、上記のことを考慮すると、必ずしもそうはいえない。なぜなら、新たにその地域に移住して土地を購入したものは、固定資産税の負担を免れているからである。

建物および土地の改良に対する固定資産税

一般的にいえば、これまで述べたのは再生産不可能な資本であり、これから述べるのは再生産可能な資本である。

最初に、建物が賃貸される場合を考える。建物に固定資産税が賦課されると、当初は建物所有者の税引後賃貸料は税額分だけ低下する。これは、土地が賃貸される場合と同一のメカニズムである。しかし、これは資本を建物の形に投下した場合の税引後収益率の低下を意味するので、再投資が行われるときには、資本は建物以外の対象に投資される。こうして賃貸用建物の供給量が減少し、その結果、市場賃貸料は上昇する。この課程は、税引き後の収益率がちょうど課税前の水準(代替的な投資の収益率)に戻るまで続く。したがって、縦軸に市場賃貸料をとれば、長期の供給曲線は水平であり、固定資産税の賦課により上にシフトする。税引き後の賃貸料が不変にとどまり、市場賃貸料は税率分だけ上昇するのであるから、固定資産税は建物の賃借者によって負担されることになる。

以上の分析において、建物に対する課税は、地代の低下として後転されることはない仮定されている。これは、土地は建物を建築する以外の用途(たとえば農地や青空駐車場)にも利

用可能であると仮定されているからである。したがって、建物の建設という用途に対する土地の供給は、一定の地代で無限に弾力的と考えられているわけである。仮に、土地は建物の建設以外に利用法がないとすれば、建物に対する固定資産税は地代の低下として後転し、土地保有者に帰着することとなる。

土地の代替的用途が存在するという上記の前提のもとでは、土地の改良に対する課税についても、これと同様の結論が得られる。

次に、建物（または改良された土地）の利用者がこれを購入する場合を考える。購入者は、建物の価格が毎期の収益（自らの居住用の場合には帰属家賃）の現在価値を超えないかぎりにおいて、建物を購入しようとする。すなわち、収益の現在価値が建物購入者の需要価格である。ところで、建物に対して固定資産税が課されると、毎期の税引後収益は税額だけ低下する。つまり、縦軸に建物の市場価格をとったとき、建物に対する需要曲線は下にシフトする。

ここまでは、土地の場合と全く同じである。異なるのは、供給曲線の形状である。この場合には、長期の供給曲線は平均費用において水平になっている。なぜなら、すでに述べたように、供給者は、平均費用を回収し得ないなら、資本を建物以外の対象に向けてしまうからである。したがって、建物の市場価格は不変にとどまる。これは、新しい限界需要者の需要価格が上記の平均費用に等しくなるまで、限界需要者が切り捨てられることによって達成される。こうして、固定資産税は建物の購入者（建物のサービスの利用者）により負担されることとなる。

土地の代替的な利用価値が一定という前提のもとでは、土地の改良についても同様のことがいえる。前に素地に対する固定資産税の負担の分布を実証的に知るのは困難であると述べた。しかし、実際には土地の価値のかなりの部分は、改良によるものである。この場合には、固定資産税は土地の購入者により負担されることとなる。したがって、もし土地の改良が民間のデベ

ロッパーにより行われたものであるとすれば、土地に対する固定資産税のかなりの部分は、現在の所有者により負担されていると考えてよいであろう。

ただし、土地の価値増加のかなりの部分は、鉄道、道路、下水道などの公共投資がもたらすものといえよう。このような公共投資が素地の段階で行われているなら、その効用は資本還元されて素地の価値に含まれている。すると、土地に対する固定資産税は、課税決定時の土地所有者によって負担されていることになる。これに対して、すでに宅地化がなされた後に公共投資が行われ、土地の価値がさらに高められる場合には、その上昇分に対する固定資産税の増加分は、土地利用者より負担されることになる。

このように、固定資産税の負担の分布は、複雑である。しかも、改良された土地が売却されることもある。この場合、将来の固定資産税の負担が売り手、買い手のいずれになるかは、市場の状況により異なるため、一般には確かなことがいえない。需要の価格弾力性が低い場合、あるいは供給の価格弾力性が高い場合には、負担は買い手に帰着するであろう。

土地利用を高度化させる固定資産税

以上の議論では、土地利用形態の変化を考慮していなかった。しかし、現実には土地利用は変化し、しかもその変更にはかなりの費用がかかる（建築物の除去費用などの物理的費用の他に、借地借家人の権利調整などにかかわる費用がきわめて高い）。したがって、仮に将来時点においてより有利な利用法が予想される場合には、その時点までの土地利用収益を犠牲にしても、土地を空地のまま保有するか、あるいは駐車場などの低度利用に供することが有利になる場合が生ずる。そして、こうした場合には、固定資産税は土地利用形態に影響を与えるのである。その理由を以下に述べよう。

いま、ある土地について、2つの利用法があるとしよう。第1の方法（A）は、現時点で建

物を建て、何らかの用途に用いることであるとする。他方、将来時点（例えば10年後）においてAより高収益の利用法が可能となるものと予測されるが、土地利用の転換には費用がかかるので、10年間は土地を空地で保有する必要があるとしよう。この利用法をBとよぶ。A、Bいずれの利用法が有利かは、各々の収益の割引現在価値を計算することにより判断される。いま、固定資産税がかからない状態において、この2つの利用法は無差別であったとしよう。すなわち、いずれの土地利用によっても、得られる収益の割引現在価値は等しかったとする。

ここで、固定資産税が課されるとしよう。すでに述べたように、土地の価値は、固定資産税の割引現在価値だけ低下する（負の資本還元）。たとえば、Aの場合に、価値が9割に低下するとしよう。固定資産税は土地の価値に対し一定率の課税を行うので、利用法Bについても、10年後の時点における価値は、やはり9割に低下する。しかし、ここで重要なのは、現時点での価値は、9割より低くなることである。なぜなら、現在から10年間の期間においても固定資産税が課されるため、その分だけさらに現在価値が低下するからである。このように、固定資産税の賦課あるいは強化は、開発待ちの空地保有を不利にし、現時点における土地利用を促す効果がある。

ここで、固定資産税の土地利用促進効果について、しばしばなされる説明の妥当性を検討しよう。これは、つぎのようなものである。固定資産税の負担が軽い場合、土地を高度利用せずに放置しておいても格別の問題は生じない。しかし、固定資産税の負担が高まると、土地を高度利用して収益を上げないと税を支払うことができなくなる。このため、固定資産税を高めれば土地が高度利用される、というものである。しかし、この説明は誤りである。なぜなら、土地を最も有利な用途に利用すること——それは、上でみたように、必ずしも現時点から土地を利用することを意味しない。開発待ちの空地保有

が有利である場合もある——は、固定資産税の水準いかにかわらねばならず必要とされるはずだからである。もし、固定資産税の負担が軽い場合に土地の最適利用が行われていないのであれば、それは、土地保有者が合理的に行動していないことを意味する。

譲渡益課税の凍結効果

土地の保有に対する課税が高度利用を促進する効果があるのに対して、土地の譲渡益に対する課税は、土地売却を抑制する効果（いわゆる凍結効果）を持つ。したがって、土地の利用転換や開発を抑制すると考えられる。

これをみるため、まず、仮想的なキャピタルゲイン課税を考えよう。これは、実現したキャピタルゲイン（譲渡益）のみならず、未実現のキャピタルゲインに対しても課税するものである。キャピタルゲインは土地の価値の一定率であるから、この税と固定資産税とは基本的に同一のものである。例えば、地価上昇率が10%の場合、キャピタルゲインに対する50%の課税と、土地の価値に対する5%の課税とは同じものである（この場合、未実現のキャピタルゲインに対しても課税されているから、毎年課税がなされていることに注意）。したがって、キャピタルゲイン課税は、固定資産税と同じく、開発待ちの土地保有を抑制する。

ところで、譲渡益課税は、実現したキャピタルゲインのみに課税される。これは、未実現のキャピタルゲインに対する税について、土地売却時まで延納を認めることと同等である。したがって、土地を保有し続けることが有利になる。つまり、土地売却を阻害する効果（凍結効果）をもたらすこととなる。

このようなバイアスを除去するには、延納に伴う利益を打ち消すように税率を定めればよい。つまり、長期保有の土地ほど譲渡税率が高くなるように設定すればよいのである。このように改善された譲渡益課税は、固定資産税と同じく土地利用促進効果を持ち、しかも固定資産税に

おけるような流動性上の問題をもたらさない。しかし、実際にはこれとは逆に短期譲渡所得が重課されている。この措置は、投機を抑制するためのものとされているが、はたしてそのような効果があるか否かは、疑問である。むしろ、きわめて強い凍結効果の生ずることが懸念される。とりわけ、投機的な土地取引がすでになされ、土地が投機者によってすでに保有された後に譲渡益課税が強化されると、投機を防止するには時機を逸しており、凍結効果だけが残る危険がきわめて強い。

なお、譲渡益課税の負担は、土地売却者だけにかかるのではないことに注意が必要である。なぜなら、課税は、地価を押し上げる効果を持つので、需要が完全に弾力的であるか、供給が完全に非弾力的でないかぎり、地価上昇によって税負担の少なくとも一部は土地購入者に転嫁されることとなるからである。したがって、譲渡益課税は社会的公正の観点からも、必ずしも望ましいものとはいえない。

土地課税の一般均衡効果

前々節では、固定資産税の経済効果として、土地利用の時間的推移に与える影響を取り上げた。ここでは、これとは異なる観点から、土地課税の経済効果を考える。すなわち、前々節での想定とは異なり、土地はすべて生産要素として利用されているものと想定する。そして、土地課税が地価に与える影響、土地課税の負担などについて分析する。

これまでの議論では、土地だけを取り出して分析した。しかし、土地は、生産要素としても、資産としても、資本と代替的な位置にあることを考えると、このアプローチは、十分なものではない。この代替性のため、たとえ土地の存在量が固定的で、土地サービスの供給が完全に非弾力的であったとしても、土地課税が中立的ではなく、また、その負担が他の生産要素（とりわけ、資産として土地と代替的である資本）に転嫁することがありうるのである。また、土地

課税によって生産要素の雇用比率が変化するため、他の生産要素に対する報酬も変化する。このことは、土地課税が、単に土地のみに対する課税ではなく、所得分配に大きな影響をもつことを意味しており、税体系を考える際に重要な意味をもっている。

そこで、労働、資本、および土地を生産要素として生産が行われる世界を考えよう。家計の消費・貯蓄行動を、ライフサイクル・モデルを用いて考える。すなわち、個人は若年期に労働して賃金所得を得、その一部を消費する。残りは、前の世代からの資本および土地の購入にあてるものとする。これが、彼らの資産である。

資本と土地は、生産要素でもあるから、資産の保有者は、次時点において、資本と土地を生産過程に提供し、その対価として、利子と地代を得る。また、資本と土地の所有者（の一部）は、資本と土地を若い世代に売り渡し、その対価を消費にあてる。ここで、資本は減耗しないものとするれば、人口成長のない定常均衡においては、每期同一の資本が世代から世代へ引き継がれていくことになる。

さて、資本と土地との間では、収益率に関する裁定が成立しなければならない。人口成長がない定常状態では、地価は一定で、キャピタルゲインはないので、収益に関する不確実性がないとすれば、裁定は、土地収益率（土地収益の地価に対する比率）と利子率とが等しくなることである。

ここで、土地に対して課税がなされたものとしよう。すると、資産を資本で保有することが相対的に有利になる。したがって、生産に用いられる資本が増大する。このため、その限界生産性、すなわち利子率は低下し、半面で、賃金と税引前の地代は上昇する。利子率の低下と税引前地代の上昇は、裁定式における課税による土地の不利度を緩和させる効果をもつ。

古典的な論議では、土地課税により、地価は税の現在値だけ低下するとされている。（第1節で述べた「負の資本化」）。これは、地代や利

子率が不変であることを前提にしたものである。右で述べたような、要素価格の変動が生じると、資本化は不完全になる。

土地に対する課税によって利子率が低下することは、土地課税の負担は土地だけに帰着するのではなく、これと競合的な資産である資本にも一部転嫁されることを示している。税の資本化が不完全になるのはこのためである。この意味で、土地課税は、資産一般に対する課税の側面をも持っている。労働と土地の存在量は固定されていることを考えれば、資本-労働比率の上昇は、土地あたりの資本量の増加を意味することがわかる。この意味で、土地課税は、土地の高度利用を促進する。

法人と個人の差が問題か？

しばしば、「法人は土地保有に関して、個人より税制上優遇されている」といわれる。具体的には、

- (1)法人には相続税がかからないから有利。
- (2)法人は、借入で土地を購入した場合、利子を損金算入できるから有利。
- (3)法人は、採算のあわない投資でも、他の利益と相殺できるから有利。

というものである。しかし、ここには、税理論上の深刻な誤解が含まれている。

まず重要な点は、「法人」という生き物がいるわけではなく、どの法人も、株式の保有などを通じて、必ず個人に保有されていることである。したがって、「法人と個人とどちらが有利か」という設問は、そもそも意味をなさない。意味があるのは、「個人が直接に不動産を保有するのと、法人を通じて保有するのと、どちらが有利か」という問題である。

この観点からみると、上記(1)は誤っている。なぜなら、株式に相続税が課されるからである。したがって、株式が土地の価値を正しく評価しているなら、個人が直接に土地を保有していても、法人を通じて保有していても、相続税上は差異がない。法人に相続税的な課税をすれば、

二重課税となるだろう。事実、どの国の税制も、法人に相続税は課していない。

もちろん、現実にはそれほど簡単ではない。中小法人の場合、事業承継制によって土地はきわめて低く評価される。したがって、そのバイアスが取り除かれねばならない。重要なのはこの点なのであって、「法人に相続税が掛からない」ことではないのである。

(2)、(3)についていうと、個人であっても、事業用の土地の購入なら同じ措置がなされる。しかも、(3)の効果は、基本的には、納税の延期によって、累進課税を回避できることと、インカムゲインをキャピタルゲインに転換することのメリットである。このメリットは個人の場合のほうがむしろ大きい。したがって、法人を通じる土地保有が格別に有利ということはない。

以上の点について、日本の税制は正常で標準的なものであり、諸外国と税制と比較して大きく異なっていることはない。したがって、これらが土地問題の原因とは考えられない。

法人重課論の第2の問題は、仮に法人課税を高めても、土地政策としてはさして有効でないことである。まず、法人を通じる土地保有が税制上不利になれば、個人が所有する土地を法人が借りる形態をとるだろう。したがって、法人のみの重課では、何ら問題の解決にはならない。

また、再評価税は、分配上は重要だが、過去に生じたことに対する課税なので、1回限りの課税なら、今後の土地利用に影響を与えることはない。つまり、土地政策としては、これは全く効果がないのである（毎年課税するなら、保有税と同じものである）。

第3の問題は、その安易さである。法人に対する課税は、負担の帰着先が分かりにくいいため、誰もが直接に自分の負担とは感じない。したがって、政治的には通りやすい。そこで、「とにかく何かをやった」というアリバイ作りのためには、確かに、最適なものであろう。しかし、こうした論理だけで税制が動かされるのは、きわめて危険である。

本号に掲載された3つの論文は、いずれも日本の住宅土地問題に鋭い分析のメスを入れた読みごたえのある内容となっている。金本論文では、国際比較の視点から日本の住宅市場の特徴を明らかにしており、駒井論文では低水準の居住水準にある住宅の需要、供給要因を検討している。また、井出・中神論文では、日本の土地価格が定常状態への収束過程にあったかどうか、収束過程にあったとしてもその速度はどのようなものであったかを分析している。日本におけるバブルの発生について金融面から接近するのが通常であるが、ここでは経済成長モデルの観点から土地価格の発散があったかどうかを調べようとする点で注目される試みである。

金本論文「日本・ドイツ・アメリカの住宅市場」は、3国の住宅市場と住宅政策の国際比較を通じて、各国における住宅価格や土地価格の差異を探ろうとする狙いをもって書かれたものである。論文は、3つの部分から構成されている。まず最初に3国のマクロ経済変数の比較を行い、ついで住宅価格や1戸当たり面積など住宅市場の特徴を明らかにしたうえで、最後に各国の住宅市場の主要な相違点を浮き彫りにしている。

国際比較を厳密に行うことは、一見するよりもはるかに手間と暇のかかる労働集約的な作業を伴う。とりわけ西ドイツに関するデータ

は、日本では収集が困難であり、これまで十分な比較が行われていなかった。本論文は、徒来からの研究のギャップを埋め、住宅問題に関する国際比較研究のベースを提供するものといえる。

マクロ経済については、何よりも西ドイツにおける移民の数の多さに驚く。1950年代の移民流入は、西ドイツの戦後の経済奇跡をもたらす1つの要因であったが、現在の大規模な流入が同様の効果をもたらすかどうか今の段階でははっきりしたことはいえない。短期的にはむしろマイナスの効果を与えているようにみえる。

いずれにしても戦後において東側からの移民が大規模に発生したことは、西ドイツの住宅政策に大きな影響を与えたように思われる。西ドイツにおいて集合住宅比率(47.7%)や賃貸住宅比率(60.1%)が高く、日本、アメリカの賃貸住宅比率とちょうど反対であること、また家賃に対する所得補助政策が発達していることも移民の流入が大規模であったことによるところが大きい。

アメリカの住宅市場においては、転居率が高く、中古市場が発達していて流動性も高い。同時に、空き家率も最も高い。これと対照的に西ドイツでは空き家率はきわめて低く、空き家率の高いフランスと対照的である。日本においても、空き家率は従来上限と考えられていた9%を越える水準に達し、アメリカの水準(11.5%)に接近し

ている。今後日本においてもフランスと同じく、セカンド・ハウスの保有比率が上昇すると予測されるが、傾向的に空き家率が上昇し続けるかどうか注目される。

土地価格は、3国のうちで日本がはるかに高いが、意外なことに新築住宅価格・所得比率は西ドイツのほうがやや高くなっている。これはドイツ人の住宅に対する独特の愛着の強さが、質に反映しているものと考えられる。

本論文は、さしあたり3国間の住宅市場の現状を概観したものであるが、今後は住宅政策の国際比較や住宅価格の分析へと議論が深まることを期待したい。

井出・中神論文「収束か発散か：日本の地価の場合」では、日本の地価が長期的に収束するのか、または発散するのかという興味深い問題が取り上げられている。1950年代のソローの成長モデルでは、所得などの経済変数は長期的な定常値に収束する。この時、土地や資本の限界生産力も定常値に収束する。土地価格は、地代の割引現在価値であり、割引率は資本の限界生産力によって決定されるので、当然一定値に収束するはずである。また、収束のスピードは、初期の所得と長期的な定常値とのギャップの大きさに比例すると考えられる。

本論文は、サックス＝ブーンにならってソロー・モデルに土地を導入し、収束か発散かの問題を調

べようとするものである。先行研究としては、バロー＝サライマーティンの論文があるが、本論文では日本における土地価格の収束問題を主要な検討課題としている点に新しさがある。

本論文で注目すべきことは、1人当たり所得、1人当たり土地価格がともに1980年代後半に明らかに発散傾向を示していることである。このことは、この時期に日本経済が、定常均衡に向かう傾向を示さなかったことを意味している。さらに土地価格については、所得と異なり観察期間全体（1970～89年）を通じて発散傾向にある。

土地が他の生産要素と異なるのは、それが単に生産要素として生産活動に用いられるばかりでなくポートフォリオ資産として人々に保有されることである。このため貨幣的な攪乱をより受けやすく、また磨滅することもない資産としての土地にバブルが発生する可能性が強いとも考えられる。

資産としての土地の価格の収束問題を考える場合には、モデルに土地に代替する金融資産を取り入れる必要があるだろう。貨幣的成長モデルでは、発散解が存在することは当然予想されるところである。また、生産関数をコブ＝ダグラス型に特定しているが、生産関数に規模の経済が存在する場合には、長期的な定常値は当然発散することになる。さらに、株式市場における株価の発散と土地価格の発散の比較も興味深い問題である。

そうした問題の検討はチャレンジングな将来の課題であろう。

駒井論文「低水準居住の発生要因」では、低水準居住にある世帯の分析を行っている。日本ではこの種の緊急な公共政策に関する実証研究が乏しいので貴重な試みであるといえる。日本における「低水準居住状態」は、2つの定義がある。第一の定義は、規模が過密であること（狭義）をさし、第二の定義では規模、設備、腐朽、破損の3基準のうち少なくとも1つを満たさないこと（広義）をいう。

民間借家のみならず、公営住宅、公団・公社住宅でも狭義、広義の低水準居住住宅が2割から4割存在すること、民営借家（木造・設備共用）に至っては、広義の低水準居住住宅比率が10割であることは、経済大国としての名にあまりにもそぐわない現実であるといえる。現在の日本において、資産再分配の観点から公共政策の果たす役割が最も期待される分野の1つである。

本論文では、低水準居住住宅に対する需要関数を都道府県別のクロスセクション・データ（1983年、1988年）を用いて分析している。ただし、需要関数・供給関数を同時に推定するという手法はとらずに、供給要因は外生的に与えられるものと想定している。需要関数の推定結果によれば、狭義の低水準居住住宅の需要は家賃の変化から（プラスの）影響を大きく受け、

広義の低水準居住住宅の需要は所得水準の変化から（マイナスの）影響を大きく受けるとされている。

また、新規住宅の増加が、波及効果を通じて（フィルタリング効果）低水準居住住宅需要を減少させるかどうかという点も検討されている。民間借家には、フィルタリング効果が観察されるが、持家建設や公的借家建設にはそうした効果がないようである。何故こうした違いが発生するのか検討することは、将来の興味深い課題であろう。

最後に、低水準居住住宅に対する需要は、高齢化と国際化によって増大する可能性がある。持家でも広義の低水準居住住宅が1割程度存在しているが、これは主として所得水準の低い高齢者が居住しているケースが多いと考えられる。こうした高齢者を適切な居住水準を備えた借家へと誘導する政策が必要であろう。

また、低水準居住住宅に対する需要は、大都市圏への外国人の流入によって加速することになるだろう。その場合には、「低水準居住状態」の問題は国際的な都市問題ともなるであろう。すでに東京や大阪などの大都市では、かなりの数の外国人が劣悪な居住水準の下におかれている。ヨーロッパのいくつかの国では、都市郊外に外国人専住バラック住宅が蔓延している。日本において、こうしたスラム化の発生を阻止することは重要な課題であろう。 (K. I.)

日本・ドイツ・アメリカの住宅市場

金本良嗣

はじめに

住宅問題は政治の場に取り上げられやすく、どの国でも住宅市場に対する政府の介入は多い。また、これらの政府介入は多様であり、公共住宅の供給、住宅補助の支給、譲渡所得税や固定資産税等の税制、土地利用規制、借地借家権の保護など多岐にわたっている。各国の住宅政策を細かくみていくと、採用されている政策の組み合わせは国によってかなり異なっていて、それが住宅価格や住宅事情に大きな影響を及ぼしていることがわかる。

マンハイム大学（ドイツ）の Konrad Stahl, Axel Börsh-Supan 両教授と筆者は、日本、ドイツ、アメリカの3国の住宅市場と住宅政策を比較し、これらの国における住宅価格や土地価格の大きな差がどのような要因によって決定されているかを探ろうとする研究を行っている。本稿はこの研究の出発点として、日本、ドイツ、アメリカの3国の住宅市場の現状を統一的な形で整理したものである。各国の住宅政策の解説とその効果の分析は次回以降に行われる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、住宅市場に大きな影響を与えるマクロ経済的な動きが3国間でどう違うのかを、各種の統計を用いて検討する。第3節では、住宅価格、住宅の広さ、住宅供給などの統計データを用いて、各国の住宅市場の特徴を明らかにする。最後に、第4節で3国の住宅市場の主要な相違点を整理する。

マクロ経済

人口や所得などのマクロ経済の動きが住宅市場に大きな影響を与えることは周知のとおりである。住宅市場の比較を行う前に、マクロ経済変数の簡単な比較を行う。

人口

第1に、人口の増加は住宅需要を増加させる大きな要因になる。表1は、日米独三国の1950年から1990年までの人口の増加と2030年の予測人口を表わしている。1950年からの40年間に、日本の人口は約1.5倍になっており、アメリカの人口は約1.6倍になっている。これに対して、西ドイツの人口増加はそれほどではなく、約1.2倍になっているにすぎない。1990年からの40年間には、日本の人口はほとんど変化しないが、アメリカの人口は2割程度増加し、西ドイツの人口は2割程度減少すると予測されている。

この人口予測だけからみると、アメリカの住宅需要は今後かなりの増加を示すが、日本の住宅需要は安定的に推移し、西ドイツの住宅需要は減少すると予想される。しかし、西ドイツの

表1-人口

単位：百万人

	1950年	1990年	2030年
日本	83.7	122.8	122.1
アメリカ	152.3	248.5	302.2
西ドイツ	50.0	62.1	48.7

出典：OECD, 1988.

表2-移民数

単位：千人

	1970年	1980年	1989年
日本	—	—	—
アメリカ	373	531	1,091
西ドイツ	1,043	752	1,522

出典：Statistical Abstract of the United States, Statistical Yearbook of the Federal Republic of Germany.

場合には、移民の増加が新しい住宅需要を作り出す可能性がある。

表2からわかるように、1989年の西ドイツへの移民は150万人を超えており、これは総人口の2.4%程度に達している。ドイツは民族的にドイツ系である人々の移民をほぼ自動的に受け入れているので、今後とも東欧諸国からの移民は多いと予測されており、今後暫くの間は年間100万人程度の移民が見込まれている。移民の増加による新たな住宅需要に対応するために、ドイツ政府は住宅供給の増加策を打ち出している。

アメリカへの移民数は1989年には100万人を超えているが、総人口が多いのでドイツほどの大きな影響は及ぼしていない。日本については、アメリカと西ドイツのデータに対応する移民データは存在しないので、表2には含まれていない。しかし、外国人登録者数の増加は、1980年から1990年の間の平均が1年当たり2万3000人にすぎないので、アメリカとドイツに比較すればほとんど無視できるぐらいであるといえる。ここ数年の間に日本で働いている外国人の不法滞在者数が大きく増加しているが、それを考慮に入れても、現在のところの外国人労働者数は住宅市場に目立った影響を与えるほどにはなっていないと思われる。

人口の増減がそのまま住宅戸数の変化に反映されるわけではないことは、表3を見れば歴然としている。各国ともに、戦後一貫して1世帯の人数は減少している。また、国によって世帯規模にかなりの相違が見られ、日本の世帯規模はドイツの世帯規模の1.5倍近くになっている。

(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年コーネル大学 Ph. D.。加ブリティッシュコロンビア大学助教授、筑波大学助教授を経て、現在東京大学教授。

著書：Theories of Urban Externalities (North Holland) ほか

表3-世帯規模

単位：人/世帯

	1970年	1980年	1990年
日本	3.90	3.40	3.28
アメリカ	3.11	2.75	2.63
西ドイツ	3.74	2.48	2.22

注：住宅統計調査のデータは5年おきにしか存在せず、1970、1980、1990の各年のものは存在しない。この表の日本の数字は、1968年から1988年までの住宅統計調査のデータから補完推計したものである。

出典：「住宅統計調査」：Statistical Abstract of the United States ; Statistical Yearbook of the Federal Republic of Germany.

表4-高齢者人口：65歳以上の割合

単位：%

	1950年	1990年	2030年
日本	5.2	11.4	20.0
アメリカ	8.1	12.2	19.5
西ドイツ	9.4	15.5	25.8

出典：OECD, 1988.

住宅需要を考えるうえで注意しなければならないのは、世帯規模は住宅事情によって影響される内生変数であることである。住宅供給が豊富になり住宅価格が低下すると、それまで同居していた家族が独立し、新しい世帯を形成することになるからである。

ドイツの世帯規模が近年非常に小さくなっているのは、人口の高齢化が進んでおり、しかもさまざまな要因で高齢者（特に、高齢単身者）が独立した世帯を形成する傾向が強いことによる。表4は過去40年間とこれからの40年間の高齢化の動向を示しているが、高齢化の水準と変化のスピードの双方についてドイツが突出していることがわかる。日本では、これからの高齢化のスピードは非常に速いが、その水準自体は

表5 一家計所得

単位：米ドル

	1人当たり GDP(1989年)	純家計所得 (1987年)
日 本	14,211	34,432
アメリカ	18,910	41,085
西ドイツ	13,746	34,481

注：ドイツと日本のGDPと純家計所得は、各国の消費者物価指数を用いて1985年評価にし、それを1985年のOECD購買力平価を用いてドルに換算し、さらにアメリカの消費者物価指数を用いて1990年評価にしている。

出典：『国民所得統計年報』：Statistical Abstract of the United States, 1991。：Statistical Yearbook of the Federal Republic of Germany, 1988。

ドイツほどではない。アメリカでは高齢化のスピードも緩やかであるし、水準も2030年には日本よりも低くなる。

所得

住宅需要の決定要因として人口に優るとも劣らず重要なのが所得である。表5は、国民所得計算ベースの所得をOECDの購買力平価(PPP)を用いて米ドルに換算したものである。1人当たり国内総生産(GDP)はアメリカが高く、日本とドイツには大きな差がない。平均世帯人員が異なるのと、GDPと家計所得は一致しないので、1世帯当たりの家計所得は1人当たりGDPとは異なった動きを示しうる。しかし、表5によると、1世帯当たり純家計所得についても、アメリカで高く、日本とドイツであまり差がないという結果になっている。

また、国によって労働時間が異なっているので、所得と生活水準とは一致していない。1990年のドイツの労働者の労働時間は年1506時間であるのに対して、アメリカの労働時間は年1847時間と2割程度長くなっている。日本の労働時間はアメリカよりさらに長く、年2052時間であ

る。

住宅需要と住宅政策を考えるうえで、所得分配も非常に重要である。表6からわかるように、日本とドイツに比較してアメリカの所得分配は際立って不平等である。アメリカでは、所得分布の下位20%の人々の所得は全体の所得の4.7%を得ているにすぎないが、ドイツでは6.8%、日本では8.7%になっている。したがって、大雑把に言えば、日本の下位20%の人々はアメリカの同じ層よりも平均して2倍近く豊かであるといえる。また、アメリカでは上位10%の人々が全所得の25%を得ているのに対して、日本では22.4%、ドイツでは23.4%にすぎない。

経済成長率・金利・貯蓄率

次に、住宅需要に大きな影響を与えるいくつかのマクロ経済変数を見てみよう。表7は、各国の実質GNP成長率を表わしている。日本の成長率は他の国に比較して際立って高く、特に60年代には10%に達している。70年代以降は日本の成長率は4%台に落ちているが、アメリカとドイツの成長率が2%台であるのに比較すれば有意に高いといえる。

日本の高い成長率は、20%前後に達する高い貯蓄率によって維持されてきた(表8を参照)。しかし、90年代に入ってから日本の貯蓄率は下がってきており、ドイツと同程度の水準に低下してきている。90年代以降の日本の経済成長率は3%台かあるいは2%台に低下することは避けられないと思われるが、成長率の低下は住宅市場にも大きな影響を与えるであろう。

住宅購入者のほとんどは自己資金だけで購入資金を賄うわけではなく、金融機関からの住宅

表6 所得分配：各所得階層が総所得に占める割合

単位：%

	20%以下	20-40%	40-60%	60-80%	80-90%	90%以上
日 本	8.7	13.2	17.5	23.1	15.1	22.4
アメリカ	4.7	11.0	17.4	25.0	16.9	25.0
西ドイツ	6.8	12.7	17.8	24.1	15.3	23.4

出典：World Bank, World Development Record, Table 30.

表7-実質GNP成長率 単位：%

	1961-70年	1971-80年	1981-90年
日本	10.5	4.6	4.3
アメリカ	3.9	2.9	2.9
西ドイツ	4.4	2.8	2.1

出典：OECD, *National Accounts*.

表8-貯蓄率 単位：%

	1970年	1980年	1990年
日本	27.0	18.3	20.3
アメリカ	7.8	5.8	2.2
西ドイツ	18.1	9.8	12.6

出典：OECD, *National Accounts*.

ローンを利用している。したがって、金利の動向が住宅需要に大きな影響を与える。表9は各国の実質金利を示しているが、60年代はどの国でも実質金利が実質経済成長率よりも低くなっている。特に日本では、低金利政策によって、実質金利は経済成長率よりもはるかに低い水準に維持されていた。しかし、この時期には、どの国でも金融機関は厳格な規制下にあり、かなりの程度の資金割当が行われていたものと思われる。したがって、住宅購入者が直面していた実効金利は統計データに表われた金利よりも高くなっていたであろう。

70年代にはドイツの金利は経済成長率を上回ったが、日本とアメリカでは依然として経済成長率より低い水準にあった。ところが、金融自由化が進み始めた80年代には実質金利が上昇し、すべての国で実質金利が経済成長率を上回るようになった。

住宅市場

この節では、住宅の広さや価格、所得形態、移動率などに関するデータを整理し、3国の住宅市場の特徴を明らかにしたい。

住宅価格

まず、住宅価格をみてみよう。住宅には、毎年受け取る住宅サービスのフローとしての側面

表9-実質金利 単位：%

	1961-70年	1971-80年	1981-90年
日本	1.8	-1.3	4.5
アメリカ	1.7	-1.2	6.0
西ドイツ	3.8	2.9	5.3

注：名目金利はその年から翌年にかけての消費者物価上昇率を用いて実質化している。日本は全国銀行約定貸出金利、アメリカは10年超の国債 (Government Composite Bond) の利回り、西ドイツは7-15年の公共債の利回りをを用いている。

出典：日本銀行調査統計局「経済統計年報」；OECD, *Main Economic Indicators*.

表10-住宅支出と住宅価格の所得比

	住宅支出 ÷総消費	新築住宅価格 ÷所得
日本	18.6	4.4 ('89)
東京	—	7.4 ('89)
アメリカ	19.6	3.4 ('87)
西ドイツ	21.1	4.6 ('86)

注：住宅支出÷総消費は1986年のもの。住宅支出は租家賃、水道、エネルギーコストを含んでいる。持家については帰属家賃を計算している。

出典：住宅総合センター「住宅費の国際比較」1992年、「住宅経済データ集」1990年、22頁。

と資産としての住宅ストックの側面とがあり、それぞれに価格が存在する。サービスに対する価格は家賃（持家の場合には帰属家賃）であり、ストックに対する価格が住宅の購入価格である。

最初に、1年当たりの住居費をみてフローの住宅費用を比較する。表10の第2列は、1986年の国民所得勘定を使って、国民総支出に占める住居費の割合（家賃、上下水道費、光熱費を含む）を計算したものである。この表が示すように、フローの次元の住居費は日本と他の国々で際立った差があるわけではない。しかし、持家住宅の帰属家賃はそれと比較しうる賃貸住宅の家賃から計算されているので、このデータは信頼できるものではないかもしれない。日本の賃貸住宅は、住宅市場の中で、規模が小さくて質の低い部分に集中しているため、住宅費用が低く推定されやすいからである。

表10の第3列は新築住宅価格と平均年間所得の比を表わしており、ストック価格に関するものである。この比は日本では4.4であり、4.6であるドイツより若干低い。アメリカではこれら

表11—地価：可住地1㎥当たりの地価と1人当たりGNPの比率

	1970年	1975年	1980年	1985年	1988年
日本	49.5	56.2	65.2	69.7	110.1
アメリカ	0.3	0.3	0.5	0.4	0.4
西ドイツ	5.7	6.3	5.6	5.1	5.5

の2国よりはるかに低く、3.4である。

日本の住宅価格・所得比がドイツより低いというのは意外かもしれないが、この数字は全国平均であり、東京では7.4でドイツよりもはるかに高い。東京のような大都市圏では日本の住宅価格はきわめて高くなっている。

住宅価格に関してもう一つ注意しなければならないのは、住宅の広さや質が違うことである。ドイツの住宅は半永久的に使うという意識で建てられており、日本におけるように20年程度で立て替えるのが普通である住宅とは品質が異なっている。また、アメリカの住宅は床面積が非常に広く、それを考慮すると日本やドイツの住宅のほぼ半分の価格になる。さらに、住宅の敷地面積の平均はアメリカで1578平方メートル、ドイツで922平方メートルであり、わが国の平均255平方メートル（1988年住宅統計調査）よりもはるかに広いことに注意が必要である。

住宅価格を左右する大きな要因になっているのは地価の水準である。土地は立地点によってまったく異なった性質を持っており、地価も著しく異なる。したがって、地価水準の国際比較には大きな困難がつきまとう。表11はこの問題を捨象し、可住地面積1平方キロメートル当たりの平均地価を計算して、それを1人当たりGNPで割ったものである。これを見ると、アメリカとドイツの間でも地価の水準には大きな差があり、ドイツがアメリカの10倍以上になっている。日本はさらに高く、ドイツの10倍から20倍になっている。

この表でもう一つわかるのは、ドイツとアメリカの地価が70年以降安定的に推移しているのに対してわが国の地価は大きく上昇したことで

表12—新築住宅の平均床面積 単位：㎡

	1人当たり 床面積	1戸当たり床面積		
		合計	持家	賃貸
日本	25.0	89.3	116.8	44.3
アメリカ	61.8	153.6	160.3	115.9
西ドイツ	37.2	85.6	—	—

出典：『住宅経済データ集』1990年、p.92。

ある。

住宅価格を左右するのは、道路や上下水道などが整備されていて住宅地として利用可能な土地の価格であり、農地や林地を含んだ可住地全体の平均地価ではない。例えば、表11で日本の地価はアメリカの200倍にもなっているが、それでも1000平方メートル当たりの地価は1人当たりGNPの10分の1に過ぎない。日本の住宅地の地価水準は1000平方メートル当たりでは1人当たりGNPの数十倍にも達していると思われる。

わが国の可住地面積が非常に小さいことは可住地の平均地価が高いことの説明にはなっても、住宅地の地価が高いことの説明にはなりにくい。住宅地は可住地全体のごくわずかの割合しか占めていないからである。なぜ日本で住宅地の地価が高いのかは解明されているとはいえず、今後に残された重要な研究課題である。

住宅の広さと持家率

住宅の質や広さには、国内的にも国際的にも大きな相違がある。例えば、住宅の広さについても3国間で大きな差がある。新築住宅の床面積はアメリカでは150平方メートルを超えているのに対して、日本とドイツでは90平方メートル未満である。表12で面白いのは、住宅の1戸当たり床面積は日本のほうがドイツよりも若干大きいことである。しかし、ドイツの世帯規模はわが国の3分の2程度なので、1人当たり床面積はドイツのほうがかなり大きい。また、居住スペースの定義が国によって若干違うので、床面積のデータを額面どおり受け取ることはできない。

表13—住宅ストックのタイプと部屋数

日本 (1988年)			
	賃貸	持家	合計
戸建て	6.9	53.9	60.8
集合住宅	31.0	8.1	39.1
1-4室	35.1	14.5	49.6
5室以上	2.8	47.6	50.4
合計	37.9	62.1	100.0

アメリカ (1987年)			
	賃貸	持家	合計
戸建て	11.9	55.7	67.5
集合住宅	24.1	8.3	32.5
1-4室	22.4	8.7	31.1
5室以上	13.6	55.3	68.9
合計	36.0	64.0	100.0

西ドイツ (1987年)			
	賃貸	持家	合計
戸建て	15.0	33.0	48.0
集合住宅	45.7	6.3	52.0
1-4室	47.7	10.9	58.6
5室以上	13.0	28.4	41.4
合計	60.7	39.3	100.0

出典：「住宅統計調査」1988年：American Housing Survey, 1987；Gebäude- und Wohnungszählung (West German Housing Census) 1987。

第1に、日本の居住スペースは壁の中央から測られるが、他の国では内寸で測られ、壁の厚みの部分は居住スペースに入れないのが普通である。

第2に、ドイツの居住スペースの定義には屋根裏部屋、キッチン、地下室などが含まれていない。屋根裏部屋や地下室などに寝室や子供部屋を設けることはごく普通であるので、2～3割程度はドイツの居住スペースのほうが広いのではないと思われる。

また、表12のアメリカのデータは集合住宅を含んでいないので、居住スペースが大きめに出ている可能性が大きい。しかし、表13からわかるように、アメリカでは一戸建ての住宅のシェアが大きいので、このバイアスはそう大きくないであろう。

表12でもう一つ顕著なのは、日本の賃貸住宅の1戸当たり床面積が44.3平方メートルと極めて小さいことである。わが国ではファミリー向けの賃貸住宅の供給はほぼ皆無であるといつてよい。

表14—持家率

単位：%

	持家率
日本	61.3
アメリカ	64.0
西ドイツ	39.3

出典：「住宅統計調査」1988年：American Housing Survey, 1987；Gebäude- und Wohnungszählung (West German Housing Census) 1987。

表12は新築住宅の平均床面積を表わしていたが、表13は既存住宅ストックの広さとタイプを表わしている。この表からいくつかの顕著な傾向が見てとれる。

第1に、日本とアメリカでは一戸建ての住宅の比率がそれぞれ60.8%と67.5%と高いのに対して、ドイツでは48.2%とかなり低くなっている。ドイツで集合住宅の比率が高いのは、賃貸住宅の比率が高いことを反映している。持家だけを見れば、各国とも一戸建ての住宅の比率が非常に高い。(日本とアメリカで約87%、ドイツで84%が持家の中での一戸建て住宅の比率である。)

第2に、どの国でも賃貸住宅の方が持家よりも狭くなる傾向がある。この傾向はわが国において最も顕著であり、5室以上の賃貸住宅は2.8%にすぎない。また、どの国でも賃貸住宅の大半は集合住宅であり、賃貸住宅の中での一戸建て住宅の比率は日本で18%、アメリカで33%、ドイツで25%となっている。

住宅の広さに加えて、持家率にも大きな差があり、日本とアメリカで60%を超えているのに対して、ドイツでは39.3%である(表14)。このような大きな差がどうして発生しているのかは興味ある研究課題である。

転居率

住宅消費の変化は、住宅の新築、中古住宅の購入、新しい借家への移動などを通して起きるが、それらの多くは引っ越しを伴っている。したがって、どの程度頻繁に転居をしているかという転居率は、住宅市場の動きと密接に関連し

表15-転居率

単位：%

	日 本	アメリカ	西ドイツ
20-24歳	20.1	35.2	42.9
25-29歳	19.0	31.8	21.5
30-44歳	9.3	17.9	9.2
45-54歳	4.9	10.2	3.5
55-64歳	3.8	7.1	3.5
65-74歳	3.9	4.9	1.7
75歳以上	4.5	4.7	2.0
賃 賃	15.5*	37.5	9.0
持 家	2.8*	8.5	3.4
合 計	9.6 (7.5*)	17.6	6.6

注：12カ月以内に引っ越した家計の割合。日本のデータで*のついているものは『住宅統計調査』からの推計値で、それ以外『人口統計資料集』による。

出典：厚生省『人口統計資料集』1980年；『住宅統計調査』1988年；*American Housing Survey*, 1987；*Sozio-Ökonomisches Panel (Socio-Economic Panel)* 1987。

ている。例えば、新築住宅の供給が豊富な時期には転居率が高くなるし、住宅の取引費用が高い場合には転居率が低くなる。

表15からわかるのは、アメリカの転居率が群を抜いて高いことである。合計でみると、アメリカでは過去1年間に引っ越しをした人の割合が17.6%にもなっているのに対して、ドイツでは6.6%でしかない。日本のデータは1980年のもので若干古いのが、9.6%を占め、アメリカとドイツの間でドイツのほうに近いといった感じになっている。

ドイツの転居率は20歳台については高く、特に20-24歳では42.9%とアメリカの35.2%を上回っている。しかし、30歳台になると急激に低下し、30-44歳では9.2%になっている。壮年層ではさらに転居率が低下し、45歳から64歳までは3.5%という非常に低い数字になっている。

また、ドイツの特徴は高齢層の転居率が非常に低いことである。アメリカでは高齢者が老人ホームなどに入るケースが多く、日本では子供と同居するケースが多いが、ドイツでは高齢者がそれまで居住していた住宅に住み続けながら、在宅ケアを受けることが多い。このことが、ドイツで高齢者の転居率が低いことの一因にな

っていると思われる。

わが国の転居率データは『人口統計資料集』によるものであるが、これは国勢調査に基づいており、賃貸・持家別の転居率は含まれていない。『住宅統計調査』には住宅タイプ別の転居率が存在するが、1年以内の転居率は報告されておらず、過去2年9カ月以内に転居した人の割合しかわからない。表15の賃貸・持家別の転居率は、1988年の『住宅統計調査』の2年9カ月以内に転居した人の割合に12÷33をかけることによって1年当たりに変換したものである。

しかし、この変換は転居率を過小評価する傾向を持っており、合計での平均転居率が7.5%と『人口統計資料集』によるものより低く出てしまう。合計が『人口統計資料集』の数字に合うように変換すると、賃貸住宅の転居率が約20%となり、持家の転居率が約3.6%となる。したがって、持家の転居率はドイツとほぼ同じで、アメリカの半分以下である。賃貸の転居率は、ドイツの倍程度でアメリカの半分を若干上回る程度である。

各国の転居率が大きく異なっている理由は現時点では解明されているとはいえないが、以下のような点が影響していると思われる。

第1に、労働市場における流動性と地域間の流動性が各国において異なっている。例えば、転職は他の2国よりアメリカにおいて、より頻繁である。また、ドイツでは地域間の移動が非常に少ない。

第2に、ドイツでは借家権が保護されていることが賃貸での転居率を低くしているかもしれない。わが国でも借家権は手厚く保護されているが、非常に狭い賃貸住宅しか供給されていないので転居率に対する影響は大きくないものと思われる。

第3に、各国間で住宅に対する慣習や規制が異なっている。例えば、アメリカでは賃貸住宅には調理用レンジや冷蔵庫を家主側で付けることになっているが、ドイツや日本ではそうではない。特に、ドイツではキッチンの設備一式を

表16—住宅サービスの供給主体 単位：%

	日 本	アメリカ	西ドイツ
持 家	62.1	64.0	39.3
民間賃貸	26.2 (69.0)	34.6 (96.1)	51.4 (84.7)
公 共 (非営利)	7.6 (20.0)	1.4 (3.9)	9.3 (15.3)
社 宅	4.2 (11.1)	—	—

注：括弧内は賃貸住宅内での割合
 出典：『住宅統計調査』1988年；Statistical Abstract of the United States, 1988；Statistisches Bundesamt, Fachserie 5.1 1989。

表17—住宅建設戸数 単位：%

	1971—80年	1981—90年	最大年	最小年
日 本	1,519	1,395	1,906(73年)	1,136(83年)
アメリカ	1,753	1,483	2,357(72年)	1,062(82年)
西ドイツ	489	294	714(73年)	208(88年)

出典：OECD, Main Economic Indicators.

持って新しい住宅に引っ越すことが通常であるので、転居の費用は大きい。また、ドイツでも日本でも、洋服たんすなどは借家人側が持ってくるが、アメリカではウォーク・イン・クローゼットなどの形で洋服の収納スペースが設けられていることが普通であり、収納家具の必要性は大きくない。

第4に、持家では買い替えに関する税制上の措置が転居率を左右する。わが国では、不動産取得税、登録免許税などの取引税が住宅価格の2%程度にも及んでいる。また、住宅の買い替えの際には譲渡所得税の課税を繰り延べるという買い替え特例をほとんどの国で採用しているが、現在のところ、わが国では非常に制限された形でしか採用されていない。このような政策も転居率に影響を与えていると思われる。

住宅供給

住宅の供給サイドを考える際には、新しく建設される住宅は住宅ストックのうちのごくわずかの部分であることに注意が必要である。また、住宅の供給者が誰であるのかについても、一般に住宅サービスの供給者は住宅の建設者とは違

表18—住宅市場特性

	空き家率 (%)	売買戸数 (千戸)	千世帯当 たり戸数
日 本(1988年)	9.4	152	4.1
アメリカ(1987年)	11.5	3,530	39.4
西ドイツ(1987年)	2.7	69	2.7

出典：『住宅経済データ集』1990年；American Housing Survey 1987；Statistical Abstract of the United States, 1991；Statistical Yearbook of the Federal Republic of Germany, 1988。

うことに注意しなければならない。

表16は住宅サービスについての供給主体別シェアを示している。持家比率の相違についてはすでに触れたが、賃貸住宅の供給者の構成比についても国によって大きな差がある。アメリカでは公共賃貸住宅は全住宅ストックの1.4%ときわめて少ないのに対して、ドイツでは9.3%に昇っている。ただし、後でより詳しく議論するように、ドイツの公共住宅 (social housing) は国や地方政府などの純粋な公共部門が直接に供給しているわけではなく、民間非営利団体によるものがほとんどである。

日本の公共住宅の比率はドイツよりも低く7.6%であるが、賃貸住宅の中での比率は20%とかなり大きな比重を占めている。また、日本では社宅の比率が4.2%にのぼっているのが、他の国には見られない特徴である。

表17は、新築住宅の戸数を示している。最初の2列はそれぞれ70年代と80年代の年平均建設戸数を表わしており、後の2列は建設戸数が最大になった年と最少になった年の建設戸数を表わしている。

人口は、日本が西ドイツのほぼ倍であり、アメリカが日本のほぼ倍であるので、人口当たりの住宅建設戸数は日本がずば抜けて多いことがわかる。1981-90年の平均では、日本の住宅建設戸数は人口1000人当たり約11戸であるのに対して、アメリカは約6戸、ドイツは約5戸である。

住宅建設戸数は景気循環のプロセスで大きく変動することが常である。建設戸数の変動はドイツとアメリカでは非常に大きいのが、日本では

これらの国に比較すればそう大きくない。

住宅市場特性

ドイツの空き家率は2.7%と、日本の9.4%、アメリカの11.5%と比較してきわめて低い(表18)。ただし、空き家率にはセカンド・ハウスや居住の不可能な廃屋も含まれており、このデータがどの程度、住宅市場のタイトさを表わしているかは疑問である。

例えば、1988年の住宅統計調査によれば、日本の空き家のうちで実際に賃貸および売買市場に出ているものは59.3%にすぎない。また、1985年の建設省による空き家実態調査によれば、空き家の43.4%は居住不可能であり、市場に出ているのは28.7%程度にすぎない。ドイツの空き家率が低い一つの理由は、ドイツでは伝統的に住宅の管理が厳格で、居住不可能な住宅が非常に少ないことである。

表18の第3列は1年間の中古住宅の売買戸数を表しており、第4列はそれを1000世帯当たりにしたものである。この表からわかるように、中古住宅市場の厚みには大きな差があり、アメリカの売買件数は世帯当たりで日本の約10倍になっている。ドイツの世帯当たり売買件数は日本よりさらに小さく、日本の3分の2程度である。

しかし、ドイツの持ち家比率が日本の約3分の2程度であることを考慮すると、持家1戸当たりの売買戸数は日本とほぼ同程度である。また、住宅新築戸数と比較すると、日本では中古取引は新築戸数の約10分の1程度であるのに対して、ドイツでは約5分の1程度となっている。したがって、中古市場と新築住宅市場の比率は日本のほうがはるかに小さいといえる。

おわりに

住宅支出は、日本、アメリカ、ドイツの3国ともに総消費のほぼ20%程度であり、驚くほど近い数字になっている。しかし、新築住宅価格はアメリカで世帯年収の3.4倍であるのに対し、

日本では4.4倍、ドイツでは4.6倍となっており、アメリカの住宅価格の低さが際立っている。また、ドイツの住宅価格が日本より高いという意外な結果になっている。これは、日本の住宅問題は大都市圏だけの問題であり、全国レベルでは大きな問題ではないことを物語っている。ちなみに、東京圏だけをとると、新築住宅価格は世帯年収の7.4倍である。

地価はドイツがアメリカの10倍強で、日本がドイツのさらに10~20倍になっている。

新築住宅の床面積についても、アメリカが極端に広く、日本とドイツは90平方メートル程度でほぼ同じである。しかし、ドイツでは1世帯当たりの平均人数が2.22人なのに対して、日本では3.28人であるので、1人当たり床面積はドイツのほうがかなり広い。また、居住スペースの定義が違うので、ドイツの床面積は20~30%程度過小推定になっているものと思われる。

住宅の広さについても一つ顕著な特徴は、日本の賃貸住宅が極端に狭いことである。なぜ日本だけでファミリー向けの賃貸住宅市場が成立していないのかは興味ある問題である。

持家率はアメリカと日本が60%台でほぼ同じであり、ドイツだけが40%未満という低い数字になっている。この事実の説明も興味ある検討課題である。

住宅市場の流動性の高さを表わす転居率はアメリカが群を抜いて高い。過去1年間に転居した人の割合は、アメリカで17.6%であるのに対して、ドイツでは6.6%、日本では9.6%である。日本とドイツの比較では、日本のほうが転居率が高いが、これは賃貸住宅居住者の転居率の差によるものであり、持家だけについてみるとほぼ同じである。

住宅サービスの供給サイドについては、ドイツで賃貸住宅の比率が高いことが際立っているが、そのうちの85%程度は民間主体によって供給されている。残りの15%は、ドイツに特有な非営利の民間団体によるものである。アメリカでは公共および非営利の主体による賃貸住宅の

供給が極端に少なく、住宅総数の1.4%にすぎない。これに比べれば、わが国の公共賃貸住宅は7.6%とかなりの比重を占めているといえる。

住宅建設戸数は日本がずば抜けて多く、80年代の平均では、日本は人口1000人当たり約11戸であるのに対して、アメリカは約6戸、ドイツは約5戸である。また、景気循環に伴う住宅建設の変動はドイツとアメリカでは非常に大きい、日本ではそう大きくない。

住宅の空家率はドイツで非常に低く、2.7%であるのに対して、日本とアメリカでは10%程度になっている。しかし、空き家に分類されているもののうちで居住不可能な廃屋は日本とアメリカで多く、ドイツではほとんどないと思われる。

最後に、中古住宅の売買件数はアメリカで非常に多く、日本とドイツでは少ない。日本とドイツを比較すると、世帯当たりの取引件数は日本のほうが多い。しかし、新築戸数との比率では、日本では中古取引が約10分の1であるのに対して、ドイツでは約5分の1になっている。したがって、中古市場と新築市場との比率は日本のほうがはるかに小さいといえる。

以上のように、日米独の住宅市場には多くの相違点があり、しかもそれらの方向はさまざまである。例えば、持家率については、日本とアメリカがほとんど同じでドイツと大きな差があり、住宅価格と所得の比率については、日本とドイツがほとんど同じでアメリカが非常に違っている。これらの相違がどういう要因によって発生しているのかを説明することは今後に残された興味深い課題である。

注

この論文はKonrad Stahl, Axel Börsch-Supan両教授との共同研究を基礎にしている。また、論文中の表の多くはBörsch-Supan (1993) から Börsch-Supan教授の許可を得て再録している。データの収集と整理については東京大学大学院経済学研究科の白井誠人氏の助力を受けた。日本経済研究奨励財団、野村基金の研究助成に感謝の意を表したい。

参考文献

- 日本住宅総合センター (1992) 『住宅費の国際比較』 (住宅総合センター調査研究レポートNo.89203)
- Börsch-Supan, A., (1993) "Housing Market Regulations and Housing Market Performance in the United States, West Germany and Japan," mimeo.
- Organization for Economic Cooperation and Development, (1988) *Aging Populations: Social Policy Implications*, Paris: OECD.
- Organization for Economic Cooperation and Development, (1992) *Purchasing Power Parities and Real Expenditures*, Paris: OECD.

統計資料

【日本】

- 『国民所得統計年報』 経済企画庁
- 『経済統計年報』 日本銀行調査統計局
- 『住宅統計調査』 総理府統計局、1988年
- 『住宅経済データ集』 1990年
- 『人口統計資料集』 厚生省、1980年

【アメリカ】

- American Housing Survey*, 1987
- Statistical Abstract of the United States*

【ドイツ】

- Gebäude- und Wohnungszählung* (West German Housing Census)
- Sozio-Ökonomisches Panel* (Socio-Economic Panel)
- Statistical Yearbook of the Federal Republic of Germany*
- Statistisches Bundesamt*, Fachserie 5.1

【その他】

- Main Economic Indicators*, OECD
- National Accounts*, OECD
- World Development Record*, World Bank



収束か発散か： 日本の地価の場合

井出多加子・中神康博

はじめに

1980年代後半の首都圏や大都市を中心とする地価の高騰を契機として、地価がどのように形成されるのかについて改めて関心が高まっている。従来、地価形成メカニズムという、地価水準（レベル）そのものよりはむしろ地価上昇率というレベル差が問題とされる場合が多く、その意味では短期的な側面からの議論が多いといえよう。

本稿では、短期的な地価の動きではなく長期的な地価水準の推移に注目しながら、はたして地価は収束するのか、それとも発散するのかという問題について考える。これは、地価が将来にわたる地代の現在価値とするファンダメンタリスト・モデルで現実の地価の動きを説明することが可能かどうかという問題と見なすことができる。

この問題提起のきっかけとなったのは、Barro and Sala-i-Martin の“convergence”に関する一連の論文である〔代表的な論文として（1992 a）を挙げておく〕。Solow の土地を含まない経済成長モデルによれば、1人当たりの所得は、外生的に与えられた貯蓄率と人口成長率によって決まる水準に長期的に収束する。1人当たりの所得がこの定常状態に収束する過程で、初期の所得水準と定常状態における水準とのギャップが大きければ大きいほど、成長のスピードは速くなる、と彼らは考えた。これが、彼らのいう“convergence”すなわち“収束”

の概念である。彼らは、国別データあるいは州別データを用いて、この概念の存在を実証的に確かめた。

Barro and Sala-i-Martin（1992 b）は、日本の47都道府県のデータを用いて同様のことを試みている。それによると、1930年における1人当たり県民所得と1930年から1987年までの1人当たり県民所得の平均成長率は、みごとなまでの負の相関関係を示しており、日本においても1人当たり県民所得が収束していることが確認されている。もしそうだとすれば、地価も定常状態に収束するのではないだろうか。これが私たちの問いである。教科書に書かれているように、地価は、長期的にレントと利子率によって決定される。ところで、土地のレントは土地の限界生産力で、そして利子率は資本の限界生産力で決まるのだから、資本ストックが定常状態に収束するかぎり、地価も定常状態に収束するはずだからである。

この問題を考えるにあたって、土地を含んだSolow タイプの経済成長モデルを発展したBoone and Sachs（1989）は、きわめて重要である¹⁾。彼らは、土地の総価値と所得の比率が安定的に推移することに着目し、この比率が長期的には生産関数における土地のコスト・シェアと個人の主観的割引率に依存して決まることを示した。しかしながら、彼らの論文は、定常状態における分析に限られており、定常状態に収束する過程の分析には触れていない。

この論文の構成について述べておこう。次節

(井出氏写真)

いで・たかこ
 1957年東京都生まれ。1993年慶
 応義塾大学経済学研究科博士課
 程単位取得退学。92年より、成
 蹊大学経済学部経済学科専任講
 師。
 論文：“Land and Rational Bubbles
 in a Small Open Economy,”
Economic Studies Quarterly,
 (forthcoming)

(中神氏写真)

ながみ・やすひろ
 1957年宮崎県生まれ。1981年慶
 応義塾大学経済学部卒業。1989
 年カリフォルニア大学サンディ
 エゴ校 Ph. D.。加サスカチュワ
 ン大学助教授等を経て、現在、
 成蹊大学経済学部助教授。
 論文：“Four Essays on Housing
 Market Dynamics”.

において、Boone and Sachs (1989) をもとに、
 1人当たりの県民所得および土地の総価値と所
 得の比率が定常状態に収束する過程の分析を行
 う。第3節では、47都道府県のデータを用いて、
 1人当たりの県民所得および県の土地総価値と
 県民所得の比率が長期的に収束するのか、それ
 とも発散するのか実証分析を行い、その結果に
 ついて検討する。そして最後の節で、まとめと
 今後の展望について述べる。

モデル

Boone and Sachs のモデルをもとに、土地
 を含んだ経済成長モデルを考えてみよう。ただ
 し、個人の貯蓄率が、intertemporal な効用関
 数を最大にするように内生的に決定される
 Boone and Sachs のモデルとは違って、貯蓄
 率は外生的に与えられるものとする。生産は、
 資本、土地、労働の3要素を用いて行われる。
 生産関数は、標準的なコブ=ダグラス型である。
 すなわち、

$$Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta N_t^{1-\alpha-\beta}$$

ここで、 Y_t , K_t , L_t , N_t は、それぞれ生産量、資
 本、土地、労働である。 α , β は、それぞれ資本
 と土地のコスト・シェアである。Boone and
 Sachs と同様に、人口は n の率で外生的に増加
 するものとし、土地は一定であると仮定しよ
 う²⁾。

生産の s の割合で投資が行われるものとする
 と、資本の動学式は次のようになる。

$$\dot{K}_t = sY_t$$

ここでは、簡単化のために資本の減価償却は考
 えなことにしよう。この式は、投資と貯蓄が

等しくなることを示している。さらに、土地の
 総価値を V_t 、土地のレントを ρ_t とすれば、土地
 と資本の裁定条件から

$$\dot{V}_t = r_t V_t - \rho_t L_t$$

が成立しなければならない。すなわち、土地を
 所有することによる収益率、ここではレントと
 キャピタル=ゲインの和を V で割ったものが、
 その代替資産であるところの資本の収益率の利
 子率に等しくなることを意味する。土地が一定
 であるので、 K_t が与えられれば、 V_t は資産市
 場が均衡するように決定されるのである。

さて、この動学モデルは、資本と労働の初期
 値が与えられれば解くことが可能である。ここ
 で、定常状態への収束過程をみるために、
 Boone and Sachs にならって、所得1単位当
 たりの資本と土地の価値を、それぞれ k , v と
 定義しよう。すなわち、

$$k = \frac{K}{Y}, \quad v = \frac{V}{Y}$$

定常状態において、この k と v はある水準に収
 束する。それをみるために、 k と v の動学式を
 求めると、次のようになる。

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = \frac{(1-\alpha)s}{k_t} - (1-\alpha-\beta)n$$

$$\frac{\dot{v}_t}{v_t} = \frac{\alpha(1-s)}{k_t} - \frac{\beta}{v_t} - (1-\alpha-\beta)n$$

このふたつの動学式から、定常状態における k
 と v は、

$$k^* = \frac{(1-\alpha)s}{(1-\alpha-\beta)n}$$

$$v^* = \frac{(1-\alpha)\beta s}{(1-\alpha-\beta)(\alpha-s)n}$$

に収束する。定常状態における k と v は、人口成長率と貯蓄率に依存して決まり、人口成長率が大きければ大きいほど、 k^*, v^* とともに小さくなり、さらに貯蓄率が大きければ大きいほど、 k^*, v^* とともに大きくなる。

さて、定常状態への収束過程を考えてみよう。これは、定常状態の近傍において、 k と v の動学式を対数にしたうえで線型化することによって求めることができる。数学的な導出方法は省略するとして、ここでは結論だけを述べよう（詳しくは、Idée and Nakagami (1993) を参照のこと）。

まず、 k と v は、 $\alpha > s$ でかつ発散しないかぎり、同速度で定常状態に収束することが数学的にいえる。ところで α と s は、それぞれ資本のコスト・シェアと貯蓄率で、一般にこの条件は満たされている。この条件のもとで、 k と v の定常状態への収束過程は、次のように書くことができる。

$$\log k_t = \log k^* + e^{-\lambda t} (\log k_0 - \log k^*)$$

$$\log v_t = \log v^* + e^{-\lambda t} (\log v_0 - \log v^*)$$

ここで、 $\lambda = (1 - \alpha - \beta)n (> 0)$ で、 k_0 と v_0 は、 k と v の初期値である。 λ は、定常状態への収束過程のスピードを示すパラメーターで、人口成長率が大きければ大きいほど、このスピードは速くなる。つまり、 $\log k_t$ と $\log v_t$ は、初期においては ($t=0$)、右辺の e が 1 となるからそれぞれ $\log k_0, \log v_0$ で、 t が無限大になると、右辺の第 2 項は 0 に収束するからそれぞれ $\log k^*, \log v^*$ に収束する。その間、定常状態とのギャップを調整するようなかたちで収束していくのである。

上のふたつの式は、次のようにも書くことができる。

$$\log k_t - \log k_0 = (1 - e^{-\lambda t}) [\log k^* - \log k_0]$$

$$\log v_t - \log v_0 = (1 - e^{-\lambda t}) [\log v^* - \log v_0]$$

右辺は、 k と v の成長を示しており、したがってその成長は、 λ が大きければ大きいほど、初期値と定常状態とのギャップに大きく反応することになる。

ところで先にみたように、定常状態における k と v の値は、貯蓄率と人口成長率に依存して決まるから、それぞれの経済によって異なる値を持つかもしれない。しかし、この k^* と v^* が所与のもとでは、 k と v の初期値が小さければ小さいほど、成長率は速くなるであろう。これを Barro and Sala-i-Martin は、“conditional convergence” と呼んで、“convergence” と区別している。

このモデルからまずいえることを、次の [性質 1] としてまとめておこう。

[性質 1] k と v は、人口成長率と貯蓄率に依存して決まる定常状態 k^* と v^* にそれぞれ収束する。もし、 k^* と v^* が所与であれば、 k_0 と v_0 が小さければ小さいほど、その成長率は速くなる。

次に、1 人当たりの県民所得 y の定常状態について考えてみよう。 $y_t = Y_t / N_t$ であるから、

$$\frac{\dot{y}_t}{y_t} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \frac{\dot{k}_t}{k_t} - \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right) n$$

となる。これは、もし人口が増加（減少）していれば、定常状態における 1 人当たり県民所得は、減少（増加）することを示している。

それでは、 y の定常状態への収束過程はどうなるのであろうか。簡単な計算を施すことによって、

$$\log y_t = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \log k_t + \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right) \log l_0 - \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right) n t$$

となる。ここで l_0 は、初期における 1 人当たり土地面積である。先に求めた $\log k_t$ を代入すると、 k^* と v^* が所与のもとでは、

$$\log y_t - \log y_0 = -(1 - e^{-\lambda t}) [\log y_0$$

$$- \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \log k^*$$

$$- \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right) \log l_0]$$

$$-\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)nt$$

と書くことができる。1人当たり県民所得はトレンドを持つ可能性があるものの、 y の初期値が小さければ小さいほど、その成長率は速くなるであろう。1人当たり県民所得に関して、次の〔性質2〕でまとめておこう。

〔性質2〕定常状態における1人当たり県民所得は、人口成長率によってトレンドが決まるものの、定常状態への収束過程では、 k^* と l_0 が所与であれば、その値が小さければ小さいほど、その成長率は速くなる。

実証研究

Barro and Sala-i-Martin (1992 b) の用いた方法にならい、1970年から1989年までの都道府県データを用いて、前節で得られた理論的な結果を実証的に検証してみよう。

分析の手法

前節でみたように、定常状態における k と v の値や、その定常状態への収束速度は、貯蓄率と人口成長率によって地域で異なる可能性がある。しかし本稿では、そのことを明示的には考慮せず推定を行う。したがってこの場合、観察されない定常状態は、定数として扱われることになる。基本となる推定式は、

$$\frac{(\log y_{iT} - \log y_{i0})}{T} = \text{const.} + \frac{(1 - e^{-rT}) \log y_{i0}}{T} + e_i, \quad i=1, \dots, 46$$

$$\frac{(\log v_{iT} - \log v_{i0})}{T} = \text{const.} + \frac{(1 - e^{-\lambda T}) \log v_{i0}}{T} + u_i, \quad i=1, \dots, 46$$

で、これをモデル1としよう。推定期間の年平均成長率を初期値と定数で非線形回帰し、 y と v のそれぞれの収束速度 γ と λ を求める。

モデル1における誤差項に地域固有のものを含む場合、推定されるパラメーターにバイアスが生ずる。そこで次のふたつのモデルでは、モデル1にそれぞれ異なる地域ダミー変数を加えることによって、そのバイアスを排除しようとした。

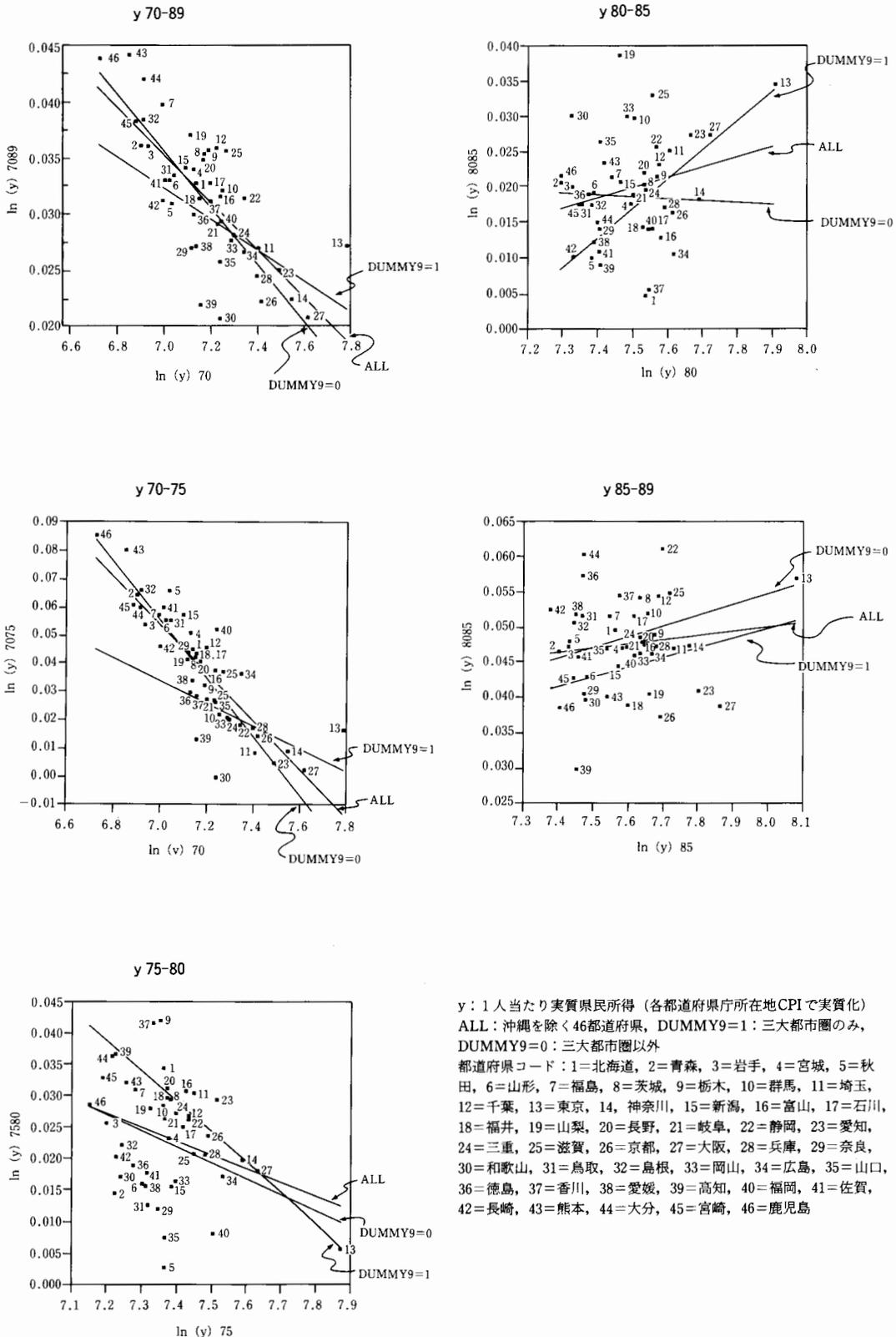
まずモデル2は、近年の地価高騰が特に大都市に集中したといわれているので、三大都市圏ダミー DUMMY9を加えた。ここでいう三大都市圏とは、東京、千葉、神奈川、埼玉、愛知、三重、大阪、京都、兵庫の9都府県とする。さらにモデル3は、Barro and Sala-i-Martinと同様に、経済企画庁に従って全国を7つの地域に区分し、地域ダミーを加える。その地域区分とは、北海道東北、関東甲信越、東海北陸、近畿、中国、四国、九州である。

データと分析結果

1971年以前の沖縄県の1人当たり県民所得データが利用できないので、それ以外の46都道府県データを利用する。 v は、各県の土地の総価値を県民所得で除したもので、 y は、1人当たり県民所得を各都道府県庁所在地のCPIで実質化したものを用いる。そこで、土地の総価値は「国民経済計算年報」(経済企画庁)、県民所得と1人当たり県民所得は、「県民経済計算年報」(同庁)、各都道府県庁所在地CPIは「消費者物価指数」(総務庁)から得られたデータを用いる。推定期間は、すべてのデータが利用可能であった1970年から1989年までである。推定は、全期間に加えて、1970-75年、1975-80年、1980-85年、1985-89年のほぼ5年刻みに4分割して行い、それらの推定結果を比較検討した。

実証結果は、図1、図2と表1にまとめられている。図1、図2には、 y と v の収束過程を視覚的に捉えるために、それぞれ y と v の年平均成長率と初期値が、46都道府県別にプロットしてある。さらに、その相関関係をみるために、最小二乗法によって ALL、DUMMY9=1、

図1—yの収束



y : 1人当たり実質県民所得 (各都道府県庁所在地CPIで実質化)
 ALL : 沖縄を除く46都道府県, DUMMY9=1 : 三大都市圏のみ,
 DUMMY9=0 : 三大都市圏以外
 都道府県コード : 1=北海道, 2=青森, 3=岩手, 4=宮城, 5=秋田,
 6=山形, 7=福島, 8=茨城, 9=栃木, 10=群馬, 11=埼玉,
 12=千葉, 13=東京, 14=神奈川, 15=新潟, 16=富山, 17=石川,
 18=福井, 19=山梨, 20=長野, 21=岐阜, 22=静岡, 23=愛知,
 24=三重, 25=滋賀, 26=京都, 27=大阪, 28=兵庫, 29=奈良,
 30=和歌山, 31=鳥取, 32=島根, 33=岡山, 34=広島, 35=山口,
 36=徳島, 37=香川, 38=愛媛, 39=高知, 40=福岡, 41=佐賀,
 42=長崎, 43=熊本, 44=大分, 45=宮崎, 46=鹿児島

DUMMY9=0の3本の回帰線が描かれている。この回帰線は、それぞれ沖縄県を除く46都道府県、三大都市圏のみ、三大都市圏以外の地域のものである。回帰線の傾きが負であるとき、収束の可能性を示唆している。また表1に、モデル1、2、3の非線形回帰による収束速度の推定結果が示されている。 γ と λ は、 y と v それぞれの収束速度で、正の値をとるときは収束を、負の値をとるときは発散を意味する。

yの収束について

まず、図1を見てみよう。全期間(1970-89年)の46都道府県の回帰線の傾きが負であることから、この期間において、 y は定常状態への収束過程にあったと考えられる。しかし、サブ期間別にみると、必ずしもそう単純ではない。1970年代、すなわちサブ期間1970-75年、1975-80年をみると、いずれも3本の回帰線が負の傾きを示し、 y は収束過程にあった。しかし1980年代に入ると、まず三大都市圏において発散が始まり、1980年後半には、三大都市圏以外の地域もこれに追随した格好になっている。

このことは、表1によっても確かめることができる。全期間(1970-89年)の y の収束速度 γ は、モデル1、2、3いずれも有意な正の値である。ところがサブ期間で見ると、1970年代の収束速度 γ は統計的に有意な正の値をとるものの、1970年前半から後半にかけてその速度は鈍化し始め、1980年代に入ると、一転して負の値をとる傾向にあったことが見てとれる。

ここで得られた結果と Barro and Sala-i-Martin のそれとを比較してみよう。まず、 γ については、彼らの値の方が若干大きい。それは、データの実質化の際に、私たちが各都道府県庁所在地のCPIを用いたのに対し、彼らが全国のCPIを用いたためと考えられる。さらに、1980年代、 y に発散の傾向があったことは、彼らの分析からもうかがい知ることができる。

vの収束について

さて次に、図2を見てみよう。全期間(1970-89年)で v の収束過程をみると、三大都市圏以外の地域では、この期間においては収束の可能性はあるものの、三大都市圏では発散する傾向にある。さらに、サブ期間別で見ると、1970年から1980年前半にかけては、地域によってかなりの違いがあるものの、総じて v は定常状態への収束過程にあった可能性があったといってよい。しかし、1980年代後半には、三大都市圏であるかどうかにかかわらず、発散の傾向にある。

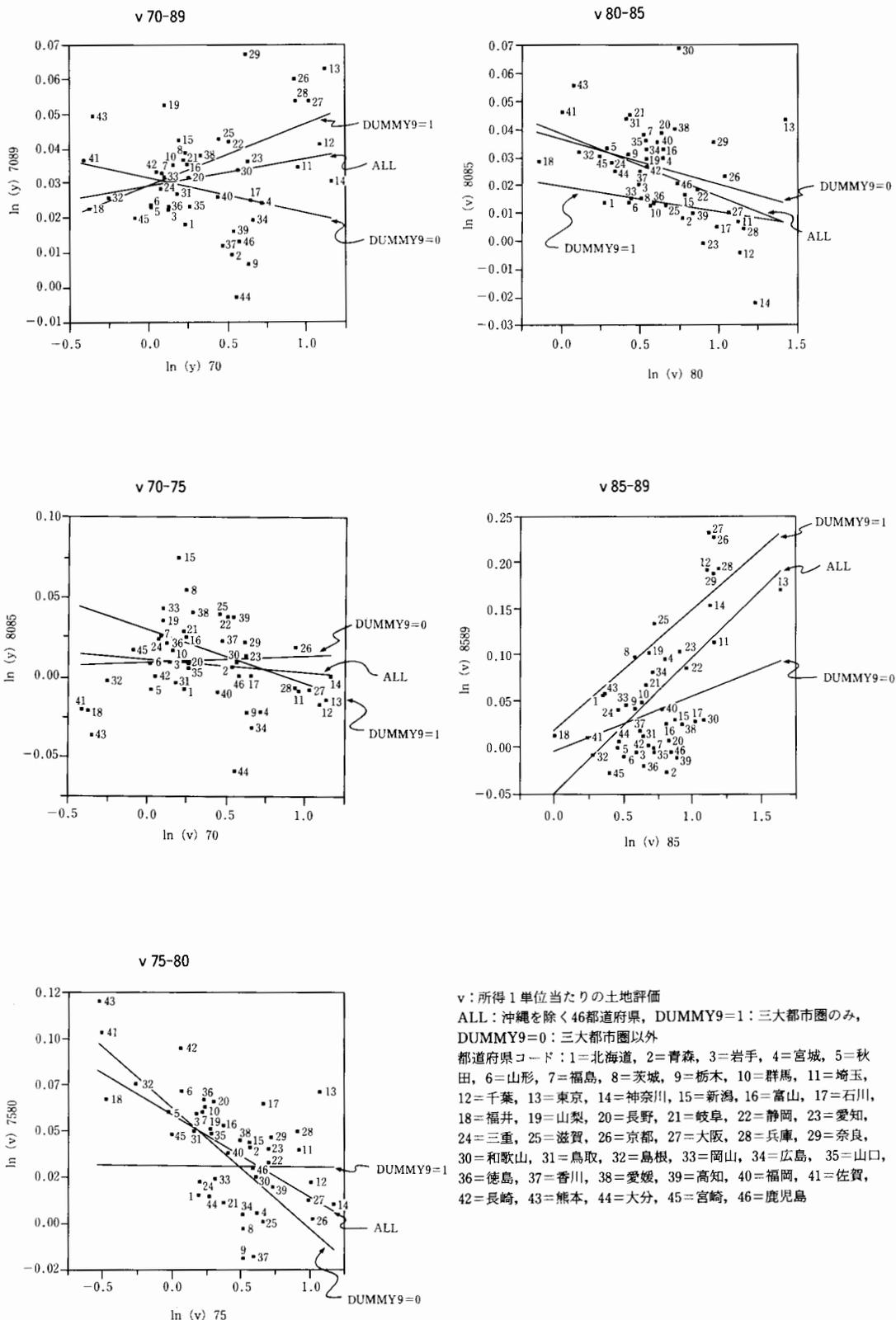
このことは、表1によってさらに明らかになる。全期間(1970-89年)の v の収束速度 λ は、地域ダミーを入れないモデル1では負の値をとるものの、地域性を考慮したモデル2、3では、統計的に有意ではないものの正の値となり、収束の可能性を示唆している。

v の収束過程をサブ期間別に見ると、さらに興味深い。サブ期間1970-75年、1975-80年、1980-85年において、いずれのモデルも λ は正の値であるが、7つの地域に区分したモデル3を見ると、 λ はいずれも統計的にもかなり有意な正の値をとっており、 v は定常状態への収束過程にあったと考えられる。しかし、それぞれのサブ期間で λ の値はかなり異なっている。1970-75年、1975-80年はそれぞれ λ の値は0.02、0.051で収束速度は速まる傾向にあったが、1980-85年には0.025と鈍化の方向にある。1985年後半に入ると、 λ は一転して統計的にも有意な負の値をとり、 v は定常状態から離れて発散の傾向にあったといつてよい。

ここで、若干のまとめをしておこう。

1970年代に y は定常状態への収束過程にあったが、1980年代に入って y は発散の傾向にある。一方、 v は、1970年から1985年にかけて定常状態への収束過程にあったが、1985年に入ってから発散の傾向にある。この結果は、1980年代前半までは、ファンダメンタリスト・モデルで地価の動きを説明できるものの、1980年代後半は、

図2-vの収束



v: 所得1単位当たりの土地評価
 ALL: 沖縄を除く46都道府県, DUMMY9=1: 三大都市圏のみ,
 DUMMY9=0: 三大都市圏以外
 都道府県コード: 1=北海道, 2=青森, 3=岩手, 4=宮城, 5=秋田, 6=山形, 7=福島, 8=茨城, 9=栃木, 10=群馬, 11=埼玉, 12=千葉, 13=東京, 14=神奈川, 15=新潟, 16=富山, 17=石川, 18=福井, 19=山梨, 20=長野, 21=岐阜, 22=静岡, 23=愛知, 24=三重, 25=滋賀, 26=京都, 27=大阪, 28=兵庫, 29=奈良, 30=和歌山, 31=鳥取, 32=島根, 33=岡山, 34=広島, 35=山口, 36=徳島, 37=香川, 38=愛媛, 39=高知, 40=福岡, 41=佐賀, 42=長崎, 43=熊本, 44=大分, 45=宮崎, 46=鹿児島

表1 γ と v の収束速度の推定

推定期間		γ	\bar{R}^2	λ	\bar{R}^2
1970-89	モデル1	0.027 (5.768)	0.554	-0.007 (-1.552)	0.024
	モデル2	0.029 (4.311)	0.546	0.004 (0.570)	0.156
	モデル3	0.028 (4.899)	0.678	0.006 (1.008)	0.317
1970-75	モデル1	0.111 (7.966)	0.714	0.008 (0.828)	-0.006
	モデル2	0.117 (5.847)	0.709	0.004 (0.307)	-0.023
	モデル3	0.081 (5.448)	0.782	0.002 (1.896)	0.173
1975-80	モデル1	0.023 (2.078)	0.079	0.051 (4.310)	0.339
	モデル2	0.037 (2.372)	0.100	0.067 (4.355)	0.373
	モデル3	0.038 (2.933)	0.298	0.051 (3.175)	0.269
1980-85	モデル1	-0.014 (-1.708)	0.037	0.024 (3.163)	0.186
	モデル2	-0.008 (-0.724)	0.028	0.0145 (1.646)	0.209
	モデル3	0.006 (0.585)	0.221	0.025 (2.621)	0.148
1985-89	モデル1	-0.006 (-0.892)	-0.005	-0.115 (-6.687)	0.381
	モデル2	-0.014 (-1.665)	0.019	-0.068 (-3.184)	0.558
	モデル3	-0.007 (-0.719)	-0.050	-0.065 (-3.077)	0.604

注：モデル1は年平均変化率を初期値で回帰，モデル2および3はそれぞれ三大都市圏ダミーと地域ダミーを加えた。 γ と λ はそれぞれ一人当たり県民所得 γ と所得一単位当たりの土地評価額 v の収束速度である。また()内はt値。

何らかの非効率的な要因が地価に反映されるとする西村(1990)の主張を支持するものである。

1970年代の γ と v の定常状態への収束過程の動きを見るかぎり、第2節で展開された成長モデルは、現実をかなり説明しているといつてよい。それでは、なぜ γ と v が収束過程にあったのだろうか。Barro and Sala-i-Martinは、それを人口移動に求めているが、うまく成功していない。さらに今後、検討する余地がある。一方、1980年代に入って、なぜ γ と v が発散する傾向にあったかを理論的に説明するためには、第2節の成長モデルの理論的枠組みをもう一度見直せねばなるまい。それと同時に、なぜ γ と v が発散したのか検討する必要があるだろう。

また、 γ と v の関係にも注目したい。 γ と v の収束速度を比較してみると、 v が γ に追いつ

ているようにもみえる。その意味で、 γ が v に何らかのかたちで影響を及ぼしている可能性がある。また、私たちが地価高騰を経験したサブ期間1970-75年と1985-89年(周知のようにこの時期バブルがあったといわれている)の時期に、 v の収束速度が鈍化あるいは発散したことを考え合わせると、地価高騰と v の発散に密接な関係があるのかもしれない。 γ の攪乱が v に直接的に影響を及ぼすのか、 γ の攪乱が地価高騰に火をつけ、それが間接的に v に影響を及ぼすのか、あるいは γ とは独立に地価高騰が直接 v に影響を及ぼすのかなど、 γ と v の関係を解明するためには、長期的な視野にとどまらず、短期的な視野に立った分析も今後必要だろう。

まとめと今後の課題

本稿では、まず、Boone and Sachsの成長

モデルに基づいて、1人当たりの県民所得 y と土地の総価値と所得の比率 v の定常状態への収束過程を理論的に導出した。そして、Barro and Sala-i-Martin の手法を用いて、日本経済で y と v が定常状態に収束するかどうか、都道府県別データをもとに分析を試みた。それによると、 y は、1970年代は収束過程にあったが、1980年代に入ると発散に転じている。一方、 v も、1985年以前は収束の傾向にあったものの、1985年以降は発散の傾向を示している。このことから、1980年前半までは、地価が将来にわたる地代の現在価値とするファンダメンタリスト・モデルで地価の動きを説明出来るものの、1980年後半は、ファンダメンタリスト・モデルでは説明できない何らかの非効率的な要因が地価に反映されていたと推測できる。

しかし、いくつかの課題が残されている。まず第1に、 y と v の定常状態が人口成長率と貯蓄率によって地域で異なる可能性があることが理論的に示されたが、実証分析では、そのことが明示的には考慮されなかった³⁾。第2に、推定は、クロスセクション・データで行われたが、サンプル数が大きくないので、統計的にさらに有意な結果を得るためにパネルデータの利用が考えられよう。第3に、前節でも述べたように、 y と v はなぜ収束・発散するのか、そして v と y との間に関係はあるのか、地価高騰と v の発散との間に関係はあるのか等、今後 y と v の動きを長期的な視野ばかりでなく、短期的な視野からも分析してみる必要がある。この方向でさらなる研究が進んでいることを最後に記しておこう。

*本稿作成にあたり、編集委員の方から貴重なコメントを戴いた。記して謝意を表す。なお、含まれる誤謬の一切が著者にあることはいうまでもない。

注

- 1) Solow タイプの経済成長モデルについては、Solow (1956) を参照。
- 2) ここでは床面積ではなく、物理的な土地利用面積を問題にしているので、この仮定はそれほど非現実

的なものではない。

- 3) Mankiw, Romer, and Weil (1992) を参照。

参考文献

- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1992a) "Convergence," *Journal of Political Economy* 100, 223-251.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1992b) "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison," *Journal of the Japanese and International Economies* 6, 312-346.
- Boone, P. and J. Sachs (1989) "Is Tokyo Worth Four Trillion Dollars? An Explanation for High Japanese Land Prices," mimeo.
- Idée, T and Y. Nakagami (1993) "Are Japanese Land Prices Convergent?," mimeo.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* CVII, 407-437.
- 西村清彦「日本の地価決定メカニズム」三輪芳朗=西村清彦編「日本の株価・地価」東京大学出版会、1990年。
- Solow, R. (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70, 65-94.



低水準居住の発生要因

駒井正晶

はじめに

わが国の住宅政策の課題が量の問題から質の問題に移行したといわれてから既に相当の年月が経過した。この間に、我が国の居住水準の低さが主として欧米先進諸国との比較の上で指摘されてきた。一方、住宅サービスの消費量という視点からみると、質的に問題の多いとされる借家に関しても、現在の水準はともかく、かなりのテンポで居住水準の改善が進んできたといえる（駒井1991）。

この結果、「第3期住宅建設五か年計画」（1976-80年度）で設定された2種類の居住水準目標のうち、1985年までにおおむね半数の世帯が満たすべきとされた平均居住水準についてはほぼ目標を達成し、第5期計画（1986-90年度）から新たな誘導居住水準が設定された。しかし、同じく1985年までにすべての世帯が満たすべきとされた最低居住水準については依然未達成であるとして、現行の第6期計画（1991-95年度）においても従来の目標が継続して掲げられている。すなわち、アフォーダビリティの問題を別にすれば、平均的な居住水準が比較的順調に向上する中で、必ずしも少数とはいえない世帯が低水準の居住状態に置かれているのが現状であるといえよう。

本稿ではこのような「低水準居住状態」を対象とし、それがどのような社会経済的要因で発生し、また変化するのかを統計的に分析することを目的とする。従来、居住水準に関する研究

は、住宅の質の問題として、主として建築学などのハードな側面からのアプローチが中心であり、実態調査的なものを除いては、社会経済的要因についてはあまり十分な検討が行われてこなかったように見受けられる¹⁾。しかし、低水準居住状態についてもそれを需要する消費者が存在し、また需要に対応した供給が行われているという当たり前の前提から出発し、それらに影響を与える要因を検討することが必要である。ただし、ここでの分析は需要者と供給者の経済行動を厳密に定式化した経済モデルに基づくものではなく、需要、供給の双方の要因を考慮に入れた集計データによる統計的分析にとどまるものである。

低水準居住の実態

低水準居住の指標

本稿では、『住宅統計調査』から得られる2つの指標によって低水準居住を定義する。

1つは従来から「最低居住水準を満たさない世帯が何万世帯あるいは全世帯の何%存在する」という指摘が行われる場合に用いられてきた「規模要因からみた最低居住水準」である。これは世帯人員別に最低限必要な住宅の規模を規定したものであるが、この指標による低水準居住状態は必ずしも住宅の質そのものが劣悪であることを意味するものではなく、居住世帯の規模との関係で過密であるという状態である（もちろん、この指標によって低水準居住と分類された世帯には、以下に述べる第2の指標に

含まれる設備水準や腐朽・破損の程度からみても低水準居住に該当する世帯が多く含まれている)。以下では、これを「狭義の低水準居住」と呼ぶ。

第2は、狭義の低水準居住の状態にある世帯に、狭義の低水準居住には該当しないが、設備(専用便所、浴室等)が不十分な住宅および腐朽・破損が著しい住宅(『住宅統計調査』で「設備等の条件を満たしている」あるいは「修理を要しない又は小修理を要する」に該当しない住宅)に居住する世帯を加えたものである。これは『昭和58年住宅統計調査』以降、簡単な計算により算出可能になったものであり、規模、設備、腐朽・破損の3基準のうち少なくとも一つを満たさない居住状態にある世帯の合計である。以下ではこれを「広義の低水準居住」と呼ぶことにする。

これらの2つの指標には住宅および周辺的环境条件や立地条件等、居住水準を左右し、したがって人々の住宅選択行動に影響する重要な要因が含まれていない。この意味では、広義の低水準居住も十分に「広義」なものであるとはいえないかもしれない。ここでこれらの指標を採用したのは、今まで政策上の意思決定の参考にされてきたものであり、データの入手も容易であるという単純な理由による²⁾。

1988年における低水準居住の実態

表1は2つの指標に基づく低水準居住の発生率(対象となる世帯に占める割合)をさまざまなカテゴリー別に示したもので、図1は都道府県別の発生率を示したものである。全国における発生率は、狭義の低水準居住が9.5%、広義の低水準居住が22.0%であるが、地域や住宅のタイプなどによって、大きな偏りがある。これらにみられる特徴は以下のように要約できよう。

①低水準居住は大都市圏、特に京浜、京阪神の二大都市圏に多く発生しているが、狭義の低水準居住においてその傾向が著しい。一方、広義の低水準居住は地方部にも相当程度存在する。

表1—低水準居住の発生率(1988年) 単位: %

カテゴリー	狭義の低水準居住	広義の低水準居住
地域		
全国	9.5	22.0
三大都市圏	12.8	25.7
京浜大都市圏	13.8	25.9
中京大都市圏	7.5	17.8
京阪神大都市圏	13.2	28.7
地方圏(三大都市圏以外)	6.3	18.5
住宅の所有関係		
持家	2.7	11.9
借家	20.9	39.4
公営住宅	28.3	43.2
公団・公社住宅	25.2	32.7
民営借家(木造・設備専用)	23.3	46.3
民営借家(木造・設備共用)	42.5	100.0
世帯規模		
1人世帯	8.7	35.2
2人世帯	6.2	19.3
3人世帯	8.1	16.6
4人世帯	12.3	18.3
5人世帯	14.7	25.9
6人以上世帯	7.6	17.5

出所: 総務庁統計局「住宅統計調査」より作成。

注: 住宅の所有関係には、ここで示したものの以外のカテゴリーもある。

都道府県別には、大都市圏のほか、沖縄県において低水準世帯の割合が高くなっている。

②低水準居住は借家居住者において著しく高い。しかし、広義の低水準居住に関しては、持家居住者でも10%以上に達する。公共的な借家においても低水準居住の割合が高いことは今までしばしば注目されてきたことであるが、住宅ストックの大きさに大きな差異があることから、絶対数の上では大部分の低水準居住は民営借家居住世帯に発生していることには注意を要する。

③狭義の低水準居住は4～5人世帯で特に多く発生している。これは4～5人規模の世帯のための賃貸住宅が不足していることによるものである。一方、広義の低水準居住は1人世帯で著しく高い。これは、設備共用の民営借家居住者(定義上、すべてが広義の低水準居住に含まれる)の多くが1人世帯であることによるものであろう。

低水準居住の改善状況

図2は1983年—1988年の5年間における低水準居住の改善状況(改善率=83年の発生率-88年の発生率)を都道府県別に示したものである。

わが国全体での改善率は狭義の低水準居住で1.9% (11.4%→9.5%)、広義の低水準居住で6.9% (28.9%→22.0%) であるが、地域別にはかなりのばらつきが認められる。しかし、発生率の図(図1)に示されたような、大都市圏、地方圏などの地域別の明瞭な特徴はみられない。

低水準居住の需要と供給

住宅サービスに対する需要量を H_d 、価格を P 、家計所得を Y とすると、家計の住宅サービ

(駒井氏写真)

こまい・まさあき
1948年兵庫県生まれ。1972年慶応義塾大学経済学研究所修士課程修了。野村総合研究所、郵政省郵政研究所を経て、現在、慶応義塾大学総合政策学部助教授。
著書：「日本の経済指標入門」(共編著、東洋経済新報社)ほか

スに対する需要関数は(1)式のような形で表される。ここで住宅サービスとは、住宅の規模、設

図1—都道府県別低水準居住発生率

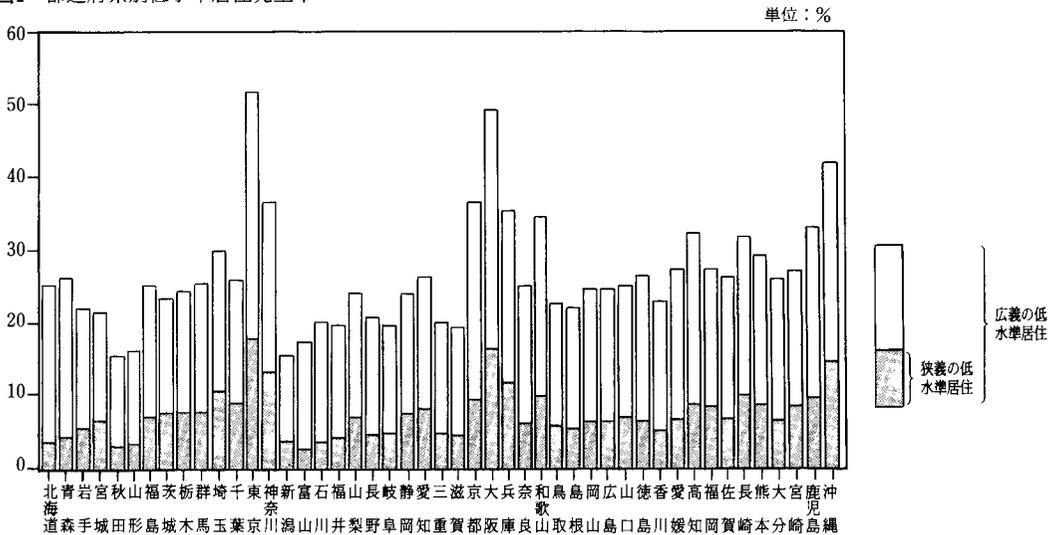
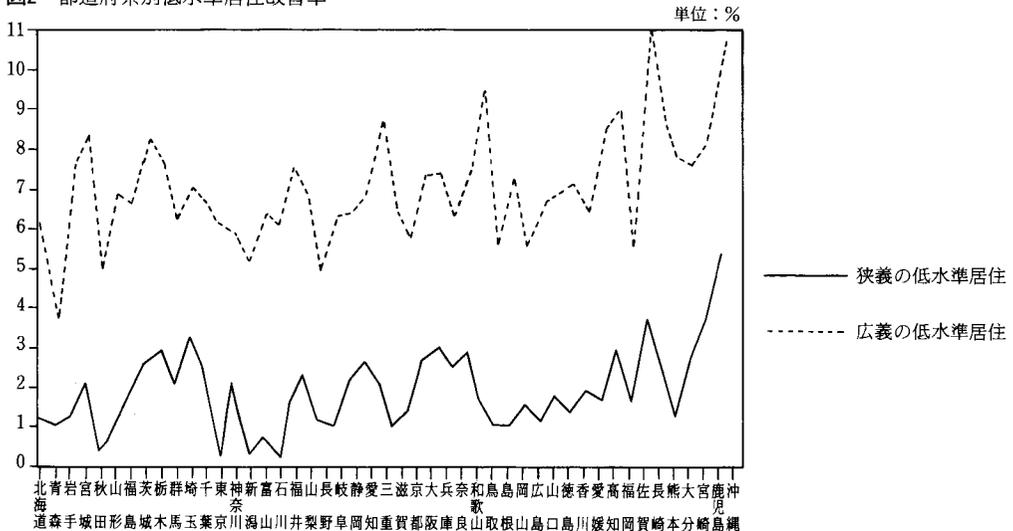


図2—都道府県別低水準居住改善率



備、維持・修繕のレベル、周辺環境、立地等を含む複合的な概念である。

$$H_d = H_d(Y, P) \quad (1)$$

一般には H_d は所得 Y に対して正、価格 P に対して負の関係にある。すなわち、他の条件が一定の時、所得が低い場合、価格が高い場合、あるいはその両方である場合に住宅サービスの需要量は小さくなる。厳密には低水準居住とは住宅サービスの需要量が小さい状態と考えることができる。この意味では、先述の低水準居住の指標はこのうちの一部を表現したものに過ぎない。

したがって、低水準居住状態に対する需要量(H_{d1})は、(1)式と同じく、

$$H_{d1} = H_{d1}(Y, P) \quad (2)$$

で表されるが、(1)式とは異なり、 H_{d1} は所得 Y に対して負、価格 P に対して正の関係にある。すなわち、低水準居住に対する需要は、所得が上昇すれば減少し(劣等財の性格を持つ)、住宅価格または家賃(正確には住宅のユーザー・コスト)が上昇すれば増加することが予想される。

一方、世帯にとって低水準居住状態がそれ以外の(良好な)居住状態と代替的であるという点に着目すると、これに対する需要関数は、

$$H_{d1} = H_{d1}(Y, P_1/P_n) \quad (3)$$

で表現される。ただし、 P_1 は低水準居住の価格、 P_n はそれ以外の居住状態の価格である。ここで、 H_{d1} は所得 Y 、低水準居住の相対価格 P_1/P_n に対してともに負の関係にある。すなわち、低水準居住は、所得の上昇、低水準居住の相対価格の上昇とともに減少する傾向があることが予想される。

一方、低水準居住の供給は(ここでは持家に居住する場合も、自らに対して住宅サービスの供給者になると考える)、上記の価格変数以外に低水準居住の相対的供給コストに左右されると考えられる。もちろん、長期的には相対的供給コストは相対価格に反映されるはずであるが、住宅サービスの基礎になる住宅ストックの変化

には長い時間を要するため、より短い期間には両者が異なった動きをする可能性がある。しかし、供給関数に特有の要因である相対コストについてのデータを得るのは極めて困難であるため、供給サイドの要因については次のように考えた。

低水準居住は新規に建設された住宅ではなく、主として既存の住宅ストックによって供給されると考えられる。新規に供給された住宅ストックが腐朽・破損の状態にあることはなく、また基本的な設備を欠いていることも現在では極めて少ないであろう。また、過密居住の状態も、新規建設住宅への入居時から発生することが論理的にはありえるし、現実にも一部で発生していることが予想されるとしても、通常は入居後の世帯人員の増加によるものが大部分であろう。したがって、新規の住宅供給は少なくとも短期的には低水準居住以外の居住状態の供給であり、低水準居住の減少要因であると考えられる。また、新規住宅の供給が低水準居住世帯を直接の対象としたものではなくても、それに伴う住替えの連鎖により低水準居住世帯の居住水準を向上させる可能性があることが指摘されている(フィルタリング・プロセス)³⁾。

以上の需要、供給の両側面を考慮すると、低水準居住世帯の存在量 H_1 は以下の(4)式または(5)式のように表現されよう。

$$H_1 = H_1(Y, P, HS) \quad (4)$$

$$H_1 = H_1(Y, P_1/P_n, HS) \quad (5)$$

ここで、 HS は新規住宅供給量であり、 H_1 に対して負の関係にあることが予想される。

実証分析の方法

使用データ

実証分析に使用したのは昭和58年と63年の『住宅統計調査』の都道府県別集計結果である。この統計以外のデータ・ソースからの変数についても一部検討したが、最終的に採用した説明変数はすべてこの統計から抽出した。

表2—低水準居住の需要関数推計結果

説明変数等	狭義の低水準居住		広義の低水準居住		
	1983年 (2)式	1988年 (2)式	1983年 (2)式	1988年 (2)式	1988年 (3)式
中位所得 (Y)	-0.0278 (-3.20)	-0.0169 (-3.24)	-0.0482 (-4.60)	-0.0275 (-3.51)	-0.0144 (2.20)
家賃 (P)	0.617 (4.12)	0.487 (4.87)	0.468 (2.59)	0.385 (2.56)	—
相対家賃 (P_1/P_n)	—	—	—	—	1.91 (1.05)
持家率	-0.160 (-2.80)	-0.123 (-2.79)	-0.312 (-4.51)	-0.276 (-4.17)	-0.409 (-8.55)
定数項	20.9 (3.94)	14.2 (3.84)	56.8 (8.88)	42.2 (7.60)	50.1 (10.8)
自由度修正決定係数	0.646	0.707	0.682	0.657	0.614

注：カッコ内の数字はt値

関数の定式化と説明変数

1983年および1988年における需要関数と、1988年における発生量を説明する関数を推計した。両関数とも、総世帯数に対する低水準居住世帯の割合(%)を被説明変数とした。したがって、1988年の需要関数と発生率関数は同一の被説明変数を持つことになる。

需要関数の推計に用いた説明変数は以下のとおりである。

①所得：中位所得 (Y)：『住宅統計調査』で報告されている所得分布から都道府県別の中位所得を推計した。推計は、各所得階層内での分布が均等であると仮定した(単位：万円)。『住宅統計調査』から得られる所得データは他の多くの統計と比べるとかなり低めであるが、都道府県別の格差は正確に把握しているものと考えた。

②価格 (P)：借家の1畳当たり家賃(単位：100円)⁴⁾。

③相対価格 (P_1/P_n)：適切なデータが得られないため、設備専用民営借家の1畳当たり家賃に対する設備共用民営借家の1畳当たり家賃の比率を代理指標とした。これは、低水準居住の基準のうちの設備のみに関するものであるため、広義の低水準居住に関する需要関数について採用した。しかし、広義の低水準居住に影響するであろう相対価格の一部に関連するに過ぎない。

④供給要因(最近5年間の住宅建設比率：%)：最近5年間に建設された住宅の総戸数の

ほかに、持家戸数、民間借家戸数、公的借家戸数の各々が1988年における総住宅戸数に占める割合を採用した。これは、新規住宅供給のタイプによって影響が異なるか否かを検討するためである。

⑤持家率 (%)：前節の各式には含まれないが、低水準居住が借家において著しいことから、地域別の持家率の差異をコントロールするために導入した。

低水準居住の決定要因：推計結果

低水準居住の需要関数

上述した方法によって、線形の低水準居住需要関数を推計した結果は表2のとおりである。回帰式の推計は単純最小自乗法(OLS)によっている。(2)式を基本にしたが、1988年の広義の低水準居住については(3)式もあわせて推計した。

所得、価格、持家率の各係数の推計値はいずれの場合にも99%または95%の水準で有意であり、係数の符号も前述の仮説どおりである(所得に関して+、価格に関して-、持家率に関して-)。これらの係数は、1988年の狭義の低水準居住を例にとると、低水準居住への需要は、中位所得が1万円上昇すると0.02%ポイント弱減少し、1畳当たりの家賃が100円上昇すると0.5%ポイント弱増加することを意味している。2つの低水準居住の指標を比較すると、狭義の低水準居住には家賃水準が、広義の低水準居住には所得水準が相対的に強く影響しているよう

表3—低水準居住発生率関数推計結果

説明変数等	狭義の低水準居住		広義の低水準居住	
	(1)	(2)	(3)	(4)
中位所得 (Y)	-0.0169 (-3.21)	-0.0232 (-3.96)	-0.0275 (-3.71)	-0.0241 (-2.78)
家賃 (P)	5.03 (4.78)	7.76 (8.10)	4.89 (3.30)	7.68 (5.43)
最近5年間の住宅総数建設比率	-0.0856 (-0.54)	—	-0.557 (-2.50)	—
最近5年間の持家建設比率	—	0.804 (3.13)	—	0.0930 (0.25)
最近5年間の民間借家建設比率	—	-0.999 (4.50)	—	-1.43 (-4.34)
最近5年間の公的借家建設比率	—	1.98 (2.21)	—	4.18 (3.15)
持家比率	-0.129 (-2.82)	-0.210 (-4.47)	-0.315 (-4.89)	-0.339 (-4.88)
定数項	15.5 (3.47)	2.17 (0.50)	51.0 (8.08)	42.9 (6.66)
自由度修正決定係数	0.702	0.827	0.694	0.804

注：カッコ内の数字はt値

である。また、1983年から88年にかけて、所得、価格の両要因とも係数の値は低下しているが、これはこの間に低水準居住が減少したことの結果であると考えられる。

なお、相対価格を説明変数として導入した1988年の(3)式については、t値が低く統計的に有意ではないものの、低水準居住の需要に対して正の係数が推計された。この変数は居住水準の選択を左右する重要な要因であるが、用いたデータ（設備共用民営借家1畳当たり家賃/設備専用民営借家1畳当たり家賃）が本分析で定義した低水準居住の一部としか関連していないという大きな限界がある。

低水準居住発生率関数

表3は1988年における低水準居住の発生率を説明する関数の推計結果を示したものである。推計方法は需要関数の場合と同じである。需要関数と同様、所得、価格の両変数の係数はいずれも統計的に有意である。なお、需要関数に関して良好な結果が得られなかった相対価格を説明変数に含む(5)式はここでは除外した。

新たに導入した変数のうち、最近5年間の住宅総数建設比率（表中の(1)式および(3)式）の係数はともに負であり、新規住宅供給が低水準居住を減少させることを示唆しているが、狭義の低水準居住に関しては、係数の値も小さく、統

計的にも有意ではない。したがって、新規の住宅供給はその半分強の割合（係数の推計値が-0.557）で広義の低水準居住を減少させるが、過密居住を意味する狭義の低水準居住の改善に対しては有効ではないということになる。

新規の住宅供給を3つに区分した(2)および(4)式では、新規供給のタイプによって異なる結果が得られた。すなわち、最近5年間の民間借家建設比率の係数推計値（狭義の低水準居住に関して-1、広義の低水準居住に関して-1.4）は、民間借家の新規供給が狭義および広義の低水準居住減少に大きな影響を与えることを示唆している。しかし、持家や公的借家の新規供給については、係数の推計値の多くが統計的に有意な正の値となっている。これらが低水準居住の減少に関して明確な影響を与えないことはありえるにしても、低水準居住を増大させるとは考え難い。

おわりに

本稿では、低水準居住の発生要因について、需要、供給の両側面から統計的な説明を試み、いくつかの知見を得たと考えるが、改善すべき点が多く残っている。そのうち主要なものを以下に指摘してまとめたい。

①居住水準は概念的には住宅サービスの消費量であるが、具体的には住宅ストックの利用状態

である。住宅ストックの状態の変化は長期間に徐々に進行するものであるため、世帯の社会的要因や市場の状態の変化が居住水準に十分に反映されるには長期間を要すると想像される。本稿の分析では、資料（広義の低水準居住に関するデータ）の制約から5年間の変化を取り上げたが、さらに長い期間についての変動の追跡が必要である。

②本分析では統計的に有意な結果が得られなかったが、低水準居住の相対価格は重要な変数である。ここで採用した変数に含まれる設備共用住宅の1畳当たり家賃は設備専用住宅のそれよりもかなり高い水準にあり、このことにはさまざまな要因が影響していると考えられる。しかし、この変数が本分析で定義した低水準居住の一部にしか関係しないものであることは既に述べたとおりであり、概念、データの両面からの低水準居住の相対価格についてのより詳細な分析が必要である。

③供給側面に関しては新規住宅供給量を直接に変数として用いたが、新規供給以外の原因による居住水準の改善（既存住宅間の住替え、増改築等）についても考慮する必要がある。また、フィルタリング・プロセスについての実証面からの接近という意味では、持家および公的借家の新規供給が低水準居住に及ぼす影響について、本分析では明確な結果が得られなかった。新規供給住宅の分類を工夫するなどさらに詳細な検討を加えることが必要である。この結果、民間借家の新規供給の効果の大きさについても本分析とは異なる結果が導かれる可能性も残されている。

④集計データを用いた需要分析に関しては、係数の推計値に偏りの生じ得ることが知られている（アグリゲーション・バイアスの問題）⁵⁾。個表データを利用した場合には市場要因の導入の困難さが新たな問題となるが、集計データの分析では偏りの存在する可能性は否定できない。この点についてもさらに検討する必要がある。

*本稿は（財）日本住宅総合センターの研究助成による『居住水準の経済分析』の一部である。

また、本誌の編集委員からは極めて有益なコメントを戴いた。記して謝意を表したい。なお残る多くの問題の責任が筆者のみにあることはいうまでもない。

注

- 1) 幸村（1982）は我が国における居住水準の決定要因についての数少ない経済学的研究の一つである。『住宅需要実態調査』の個表を用いた詳細な分析であるが、用いられた説明要因は住宅のタイプや世帯の属性であり、市場の状態を考慮していないという点が本稿とは異なる。
- 2) 低水準居住の変化率について分析したDavis et.al.（1974）には、指標の選択によって低水準居住の変化率に与える要因が大きく異なる可能性があることが示されている。
- 3) ただし、フィルタリングが理論的に生じ得ることは現実の住宅市場においてそれが必ず生じていることを意味するものではなく、フィルタリング・プロセスの存否は実証分析の課題である。この点については、駒井（1993）を参照。また、フィルタリング・プロセスの概念の比較的最近までの簡単なサーベイについては、同論文またはWeicher and Thibodeau（1988）を参照。
- 4) 住宅サービス価格の代理指標として地価（住宅地平均公示地価）についても検討したが、家賃の方が説明力が高かった。
- 5) アグリゲーション・バイアスについては、たとえば、Polinsky and Ellwood（1979）などに詳しいが、所得変数の係数が高めに推計されることなどが指摘されている。

参考文献

- 幸村千佳良（1982）「住宅居住水準向上のために」『季刊現代経済』第51号。
- 駒井正晶（1991）「賃貸住宅居住水準の向上：昭和43～63年——住宅サービス消費量によるアプローチ——」『日本経済政策学会年報』。
- 駒井正晶（1993）「フィルタリングと住宅政策」『日本経済政策学会年報』。
- Davis, Otto A., Charles M. Eastman and Chang-I Hua（1974）, "The Shrinkage in the Stock of Low-Quality Housing in the Central City: An Empirical Study of the U.S. Experience Over the Last Ten Years," *Urban Studies*, Vol.11.
- Polinsky, A.M. and D.V.Ellwood（1979）, "An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing," *Review of Economics and Statistics*, Vol.60.
- Weicher, John C. and Thomas G. Thibodeau（1988）, "Filtering and Housing Markets: An Empirical Analysis," *Journal of Urban Economics*, Vol.23.

ゾーニング規制を考慮した住宅価格モデル

J.M. Pogodzinski and Tim R. Sass, *Zoning and Hedonic Housing Price Models*, *Journal of Housing Economics*, vol. 1 (1991), pp.271-292.

ここで紹介するPogodzinski and Sass (1991) の論文は、ゾーニング規制が土地利用の範疇を規定するだけでなく、住宅特性への規制をも含むものであることを考慮して構成したヘドニックモデルの推定を行っている。理論モデルの展開で、効用関数や生産関数の形を具体的に与えて推定用モデルを導くという形をとらず、ゾーニング変数の取り扱いを交叉効果 (interaction effects) を考慮する (特性変数との積の形で考える) という形だけに後退させてしまっている点にはやや不満が残るものの、ゾーニング規制の特性価格への資本価値化 (capitalization) という観点は大変すぐれていると思われる。

以下ではゾーニング効果の理論モデル、ゾーニングを考慮したヘドニックモデルの推定についての議論を要約して紹介する。

1 ゾーニングのモデル

公共財を提供し、固定資産税 (property tax) を徴収するような、いくつかの行政主体からなる都市圏を考える。消費者は住宅を購入し、税金を支払い、彼の住宅が立地している行政区内で公共財を消費するものとする。また住宅はいくつかの住宅サービスを供給する特性群 (characteristics) から構成されているものとする。ゾーニングは(1)建造物の特性に対する規制と、(2)住宅特性を生み出すための投入物に対する規制の2種類の規制からなるものとする。このどちらのタイプの規制も住宅市場の需要と供給両面に影響を及ぼしうる。ここでベクトル $Z=(z_1, \dots, z_k)$ によってゾーニング規制を表わすものとする。

市場の清算

住宅への支払い (あるいは住宅価格) は住宅特性の関数である。すなわち、

$$E(c_1, \dots, c_N) \equiv \pi_1 c_1 + \dots + \pi_N c_N \quad (1)$$

π_i : i 住宅特性の潜在価格

c_i : i 住宅特性の量、 $i=1, \dots, N$

ここでは消費者と生産者はこの住宅支出関数を所与のものと考えたと仮定する。均衡住宅価格と均衡住宅特性需給量は(1)式を満たすものとする。

住宅需要とゾーニングの需要側効果の資本価値化

まず、ゾーニングのない状態における消費者の住宅の選択について考えてみる。消費者の効用は私的合成財 (x)、住宅サービス (住宅特性群 c_1, \dots, c_N からなる)、居住 j 地区における地方公共財 (y_j)、それと近隣の影響 (η) に依存すると考える。すなわち、消費者の効用関数は(2)式のように表される。

$$U(x, c_1, \dots, c_N, y_j, \eta) \quad (2)$$

もし消費者が住宅支払関数(1)を所与と考えるならば、効用関数(2)は次の制約条件のもとで最大化される。

$$x + (1 + t_j) \cdot E(c_1, \dots, c_N) = Y \quad (3)$$

Y : 消費者の収入

t_j : j 地区における固定資産税率

ゾーニングのない状態では、最適住宅特性群は消費者の収入、固定資産税率、地区 j における地方公共財の水準、近隣パラメータ η 、それと潜在価格 π_1, \dots, π_N の関数として $\bar{c}_n(\pi_1, \dots, \pi_N, t_j, y_j, Y, \eta)$ となる。

ゾーニング規制を需要者から見ると、それは住宅特性の許容レベル (admissible level) に関する規制であり、例えば

$$c_n^{\min} \leq c_n \leq c_n^{\max} \quad (4)$$

のように示される。

この規制は、第1に予算制約平面を変形させることにより、第2に消費者による近隣環境 η の評価に影響を与えることにより、消費者の特性需要関数を変化させ、その結果、特性の潜在価格 π_i に影響する。

住宅供給

住宅市場では長期的な完全競争均衡が成り立っていると仮定する。どの地域のディベロッパーも地方的なゾーニング規制を満たす範囲で、利潤最大化を目指して操業するものとする。住宅特性群は土地、

労働、資本などの投入物によって生産され、それらは競争市場において売られているものとする。

供給側からみたゾーニングは(1)住宅特性の水準に対する規制であり、かつ(2)あるレベルの住宅特性を供給するための投入物に対する制約である。例えば、最低敷地面積 (minimum lot size) は水準に対する規制であるにとらえられるのに対し、最大建ぺい率 (maximum coverage) それ自体は住宅特性に影響を与えないが、生産のための投入物の組み合わせに影響を与えるので、後者の例にあたる。

ここで陰関数としての住宅生産関数を次のようにおく。

$$f(c_1, \dots, c_N, L_1, \dots, L_i) = 0 \quad (5)$$

L_i : i 番目の投入物

住宅特性の水準に対する規制は(4)式で表わされ、投入物に関する規制は、

$$c_k = g_k(L_1, \dots, L_i) \quad (6)$$

で表わされる。

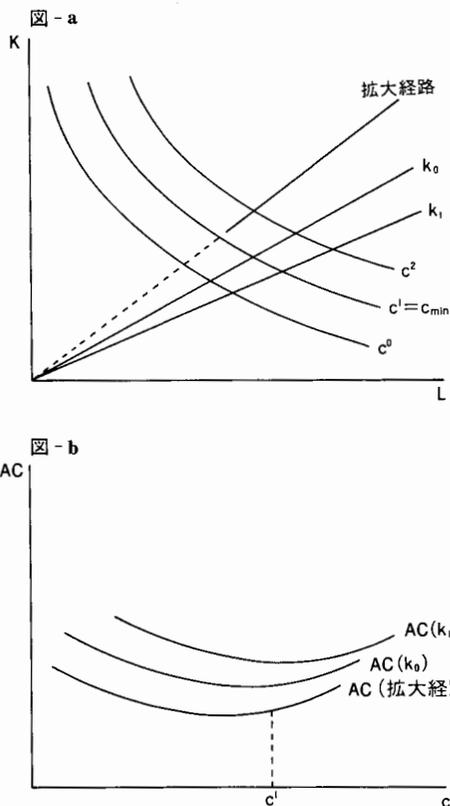
ディベロッパーの利潤最大化問題は次のラグランジュ形成のKuhn-Tucker問題 (非線形計画問題) として表現することができる。

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & E(c_1, \dots, c_N) - \sum_{i \in I} [w_i L_i] \\ & + \lambda f(c_1, \dots, c_N, L_1, \dots, L_i) \\ & + \sum_{n \in K_0^-} [\lambda_n (c_n^{\min} - c_n)] \\ & + \sum_{n \in K_0^+} [\lambda_n (c_n - c_n^{\max})] \\ & + \sum_{k \in K_1} [\lambda_k \{(g_k(L_1, \dots, L_i)) - c_k\}] \end{aligned} \quad (7)$$

ここでゾーニングの制約の指標である集合 K は K_1 (投入物に対する制約)、 K_0^+ (最大水準に関する規制)、 K_0^- (最小水準に関する制約) の3つの部分集合に分割して考える。

ゾーニング規制の供給側効果の資本価値化

長期的完全競争均衡市場における利潤最大化が行われている状況での住宅特性価格は、その特性生産のための限界費用と平均費用に等しくなることが知られている。Henderson (1985) によれば2種類のゾーニングによる供給側効果は住宅特性の典型的な



等量線で表わせる (図-a)。特性の異なる水準を c^0, c^1, c^2 と示す。ゾーニングのない状態においては生産者は拡大経路 (expansion path) に沿って動く。もし、住宅特性の生産技術が規模に対して収益一定であれば関連する (長期) 平均費用曲線は水平になり、長期均衡では $\pi = AC(c)$ であるから、特性の潜在価格は生産量から独立に一定となる。平均費用曲線がU字型であれば平均費用が最小となる水準においてのみその特性は生産されることになる。

特性の水準への制約

もしもゾーニングが住宅特性の水準のみを制約しているのであれば、先ほどの生産者が直面する切断された拡大経路は図-aのような半直線の実線部分になる。生産技術が規模に対して収益一定の場合には、観察される特性の水準は規定された最小水準以上であるが、当該特性に対する潜在価格は同一である。しかし平均費用曲線がU字型の場合には、最小

消費水準が平均費用曲線の上向部分にあるとすれば、特性の最小指定水準を生産する平均費用は最小平均費用とは異なるであろう。この時、特性の潜在価格 π はゾーニング規制に依存する。

投入物の組み合わせに関する規制

ゾーニングが、住宅特性を作り出すための投入物の組み合わせを規制する場合を考えてみる。図-a の k_0, k_1 は投入の組み合わせに関する異なったゾーニング規制を表わしている。図-b は各々の平均費用曲線を示したもので、利潤ゼロ点（最低点）がゾーニング規制の差異によって異なっていることから、生産される住宅特性の価格がゾーニング範囲によって異なることが知られる。

資本価値化の下での消費者と生産者の選択問題

需要サイドおよび供給サイドの考慮のいずれも π に資本価値化される。一般にはゾーニング規制に関する特性価格の導関数 ($\partial\pi_n/\partial z_k$) はゾーニングに対する需要側、供給側両方にとっての資本価値化の

純効果を表わす。

2 ゾーニングを考慮したヘドニックモデル

ここではヘドニックモデルにゾーニングを正しく定式化することを考察する。従来よく用いられていた方法はゾーニングを単に付加的な住宅特性として扱うもので、(8)式のような推定式によるものである。

$$E = \alpha_0 + \alpha_1 C_1 + \dots + \alpha_N C_N + \alpha_{N+1} Z_1 + \dots + \alpha_{N+K} Z_K + \alpha_{N+K+1} Y_j + \alpha_{N+K+2} t_j + \varepsilon \quad (8)$$

ここで E は住宅価格、係数 $\alpha_i (i=1, \dots, N)$ は各住宅特性の潜在価格を意味し、 c_n は観察された住宅特性、 z_k はゾーニング規制、 y_j と t_j は j 行政体における公共支出と課税、 $\alpha_j (j=N+1, \dots, N+K)$ は各ゾーニング規制のインパクトを表わすと解釈することができる。

ゾーニング変数と地方財政変数 (y, t) は、住宅特性のように選択の対象でもあり、他方、市場の需要をシフトさせるものでもある。

ここではゾーニング変数と財政変数は、実効上市

表1-最小二乗法によるヘドニック住宅価格モデルの推定結果

従属変数	係数の推定値			従属変数	係数の推定値		
	[1]	[2]	[3]		[1]	[2]	[3]
定数項	-8.4737 ^c (6.72)	-3.6009 ^a (2.41)	5.3072 (1.56)	非単世帯住宅建築許可(1,0)	-0.0745 ^a (1.80)	-0.0112 (0.21)	-0.3730 ^a (2.53)
延床面積 (sq.ft)	0.5653 ^c (14.31)	0.5703 ^c (15.07)	2.2880 ^c (4.49)	最小敷地面積(ft)	0.0117 (0.18)	0.2172 ^a (1.77)	
敷地面積 (sq.ft)	0.1665 ^c (6.13)	0.0823 ^b (2.48)	-0.4376 ^c (3.30)	最小敷地面積不適合性(1,0)	-0.0054 (0.29)	-0.0108 (0.59)	
浴室数	-0.0085 (0.29)	-0.0019 (0.07)	-0.0168 (0.59)	前庭規制(ft)	0.0540 (0.41)	-1.4898 ^a (1.70)	
暖炉数	0.0210 (1.24)	0.0343 ^b (2.09)	0.0360 ^b (2.22)	側庭規制(ft)	0.2271 ^c (3.64)	0.1312 ^a (1.74)	
プールの有無(1,0)	0.0830 ^c (3.98)	0.0735 ^c (3.68)	0.0658 ^c (3.36)	後庭規制(ft)	-0.0395 (0.77)	-0.1142 ^b (1.97)	
浴泉の有無(1,0)	0.1201 ^b (2.35)	0.1035 ^a (2.12)	0.0902 ^a (1.89)	高さ制限(ft)	-0.5048 ^c (6.39)	-2.4591 ^c (6.91)	
駐車可能台数	0.0038 (0.54)	0.0061 (0.91)	0.0055 (0.84)	最小敷地面積×延床面積			-2.1×10 ^{-6a} (2.31)
建築年数	-0.0466 ^c (3.05)	-0.0448 ^c (3.02)	-0.0474 ^c (3.25)	行政支出×延床面積			-0.0003 ^c (3.12)
階数	-0.0390 (1.27)	-0.0237 (0.80)	-0.0088 (0.30)	税率×延床面積			-1.3793 ^c (3.09)
単世帯住宅面積比(%)	0.0009 ^b (2.42)	0.0011 ^c (2.85)	-0.0027 ^b (2.28)	高さ制限×敷地面積			0.0052 ^c (5.56)
公園・オープンスペース面積比(%)	0.0070 ^c (2.96)	0.0077 ^c (3.39)	0.0063 ^c (2.84)	前庭規制×敷地面積			0.0098 ^b (2.17)
空地面積比(%)	-0.0001 (0.05)	-0.0010 (0.76)	-0.0008 (0.59)	行政支出×敷地面積			0.0002 ^c (2.63)
工業地域への所要時間(分)	-0.0825 ^c (4.47)	-0.0982 ^c (5.01)	-0.0909 ^c (4.54)	非単世帯許可×単世帯面積比			0.0073 ^c (2.80)
税率(%)	-1.4188 ^c (5.07)	-1.0841 ^c (3.86)	10.6677 ^c (2.89)	行政支出×単世帯面積比			6.3×10 ^{-6c} (3.28)
生徒1人当たり公共教育支出	0.9740 ^c (6.49)	0.8171 ^c (5.54)	0.8630 ^c (5.37)				
アチーブメントテスト得点	1.0627 ^c (13.73)	0.7489 ^c (9.04)	0.7168 ^c (8.52)	サンプル数=1011			
1人当たり行政支出	0.0272 (1.19)	0.1015 ^c (3.94)	0.1000 (1.09)	自由度調整済みR ²	0.675	0.703	0.718

注：① データはゾーニング規制やコミュニティの属性が多岐にわたっている11の異なる市で1987年6月に記録された、1世帯住宅の取引データ1711のうち、市場外取引データなど無効データを除いて使用した。すでに割合(%)の単位で表わされている近隣変数以外の非ゼロ連続変数はすべて自然対数に変換されている。

② 括弧内の数字はt値の絶対値。a有意水準0.10、b有意水準0.05、c有意水準0.01

場を分離されたサブ市場に分割し、サブ市場間で住宅特性価格を相違させると考える。この市場分割について解釈をするために住宅特性への需要は特性価格、ゾーニング規制、地方財政変数の関数であると想定する。すると、価格関数(1)は次のようになる。

$$E = \pi_1 \hat{c}_1 + \dots + \pi_N \hat{c}_N \\ + (\gamma_{11} \pi_1 + \dots + \gamma_{N1} \pi_N) z_1 + \dots \\ + (\gamma_{1K} \pi_1 + \dots + \gamma_{NK} \pi_N) z_K + (\gamma_{1Y} \pi_1 + \dots + \gamma_{NY} \pi_N) Y \\ + (\gamma_{1t} \pi_1 + \dots + \gamma_{Nt} \pi_N) t \quad (9)$$

もし潜在価格 π_n がゾーニング規制ベクトルと地方財政変数に依存しているとするならば、(9)式は次のように書き換えることができる。

$$E(z_1, \dots, z_K) = \pi_1(z_1, \dots, z_K) \cdot c_1(z_1, \dots, z_K), \dots, \\ \pi_N(z_1, \dots, z_K) \\ + \dots + \pi_N(z_1, \dots, z_K) \cdot c_N(z_1, \dots, z_K), \dots, \\ \pi_N(z_1, \dots, z_K) \\ + (\gamma_{11} \pi_1 + \dots + \gamma_{N1} \pi_N) z_1 + \dots \\ + (\gamma_{1K} \pi_1 + \dots + \gamma_{NK} \pi_N) z_K \quad (9')$$

ここで、特性の潜在価格がゾーニング変数の線形関数であると仮定すれば、ゾーニング規制の住宅特性価格に対する効果は特性変数とゾーニング変数の交叉項を含んだ形で説明することができる。結果は(10)式に示される(ただし z_K についての高次項は捨象している)。

$$E = \alpha_0 + \alpha_1 c_1 + \dots + \alpha_N c_N \\ + \alpha_{N+1} z_1 + \dots + \alpha_{N+K} z_K \\ + \beta_1 z_1 c_1 + \dots + \beta_N z_1 c_N \\ + \dots + \beta_{(K-1)N+1} z_K c_1 + \dots + \beta_{KN} z_K c_N + \epsilon \quad (10)$$

交叉項 (c_z) の係数は限界特性価格に対するゾーニング規制の効果を表わす。例えば、敷地規模と高さ制限についての交叉項に関して正の係数が推定されると、より高い建物の建築が認められるならば、追加単位面積当たりの限界価値がより高くなることが意味される。

3 推定結果と解釈

対数線形関数のヘドニック住宅価格モデルを、OLS (最小二乗法) を用いて推定した。

ここでは、従来行われていた、ゾーニングを土地

利用に関する規制のみとして扱ったもの(モデル [1])、それに加えてゾーニングの特性を示す変数を用いたもの(モデル [2])、さらにゾーニングや地方財政変数と特性価格との交叉効果をみるために住宅や近隣特性を表わす変数とゾーニングや地方財政変数とを組合わせた(変数の積で表す)交叉項を用いたモデル(モデル [3])を推定し、その結果を比較した(表1)。

特性に関するゾーニング変数を含めたモデルは、含めないものとはかなり異なった推定結果を示した。特性ゾーニング変数が考慮されないと、非単世帯住宅用地区にある住宅の価値は単世帯専用地区のものより7%低いと推定された。特性ゾーニング変数が含まれるとこのような違いはみられなかった。5つの特性ゾーニング変数のうち2つは住宅の価値にかなり影響を与えるという結果になった。

さらに、ゾーニング変数を住宅支出関数において単なるシフト・パラメータとして扱うのは不適當であることがわかった。税率や行政サービス、およびゾーニング規制の厳格さは延床面積や敷地面積や近隣環境の同質性の価格に影響を与えることもわかった。この結果は、ゾーニング規制が特性価格を相違させることによって、住宅市場をサブ市場に有効に分割していることを示唆している。

(堀口陽子/筑波大学大学院)

参考文献

- Dowall, D. E., and Landis, J. D. (1982), "Land-Use Controls and Housing Costs: An Examination of San Francisco Bay Area Communities," *AREUEA J.* 10, 67-93.
- Henderson, J. V. (1985), "The Impact of Zoning Policies Which Regulate Housing Quality," *J. Urban Econ.* 18, 302-312.
- Jud, G. D. (1980), "The Effects of Zoning on Single-Family Residential Property Values: Charlotte, North Carolina," *Land Econ.* 56, 142-154.
- Orr, L. L. (1975), *Income, Employment, and Urban Residential Location*. New York: Academic Press.
- White, J. R. (1988), "Large Lot Zoning and Subdivision Costs: A Test," *J. Urban Econ.* 23, 370-384.

◎近刊のご案内

『ドイツの民間賃貸住宅』

定価2,700円(税込み)

日本とは反対に持家より借家の割合が高いドイツ。そのドイツの民間賃貸住宅の現状、民間賃貸住宅の家賃水準の推移と入居者の現状について統計数字に基づいて分析し、さらに、ビジネスとしての民間賃貸住宅の管理の実状に迫り、法律上の管理の具体的問題点を探る。また、住宅建設への助成や住宅手当の制度など公的助成制度についても検討した。

執筆者は広渡清吾(東京大学)、水原渉(滋賀県立短期大学)、藤井俊二(山梨学院大学)、佐藤岩夫(大阪市立大学)。

『地域の災害履歴情報——住宅・住宅地開発への情報活用——』

定価5,000円(税込み)

近世・近代の歴史資料から、いくつかの地域の災害を復元的に解析することを通して、住宅地の立地に関する地勢学的予見情報を提供する。また、地域の住宅の特徴の中にみられる災害に対処する工夫などを、人口10~30万程度の全国の市がこれまでに編纂・発行している市史を検索し、災害履歴情報を抽出するなど、住宅・住宅地開発に有効な情報として活用する可能性を具体的な地域に即して検討した。

執筆者は、稲垣栄三(明治大学)、伊藤毅(東京大学)、小林英之(建設省建築研究所)、伊藤裕久(大野アトリエ)。

※当センターの出版物についてのお問い合わせは、(財)日本住宅総合センター・事業部(03-3264-5901)まで。

◎1993年度事業計画を決定

当センターは1993年5月24日、評議員会および理事会を開催して、1992年度事業報告および決算を承認し、1993年度事業計画および収支予算を決定しました。

財団法人 日本住宅総合センター

評議員会議長 江戸英雄

評議員 安藤太郎 河野一之
中田乙一 三井康壽 岡本堯生
志村清一 山田正男 高山英華
坪井 東 下河辺淳 安藝哲郎
亀井正夫 沢田光英 河野正三
丸山良仁

理事長 山本三郎

専務理事 森 正臣

常務理事 田村建二

理事 稲葉秀三 南部哲也
石原舜介 大津留温
稲本洋之助

監事 師岡健四郎
川添和夫

編集後記

『住宅土地経済』は本号から3年目に入ります。執筆者と読者のみなさまをはじめ、本誌を支えて下さった多くの方々の協力の賜物です。

この2年間は、景気過熱と地価暴騰から一転し、地価、建築費は下降を続け、資産デフレと不況が深刻化するなかで、住宅土地に関する問題意識も錯綜し、揺れ動いてきたように思います。

このような激しい変動を生み出す機構がどういうものか、住宅土地問題に即して解明すること。それに本

誌が少しでも貢献できればと願っています。

現実の変化の速さに振り回されず、しかもそれに遅れないように研究を推進し、その発表の場を提供することが住宅土地問題に対する理解を深め、それを解決することにつながるものと考えます。

厳しい経済情勢のもとではありませんが、みなさまのご支援を心からお願い申し上げます。(M)

編集委員

委員長——岩田一政

委員——高木新太郎

西村清彦

瀬古美喜

住宅土地経済

1993年夏季号(通巻第9号)

1993年7月1日 発行

定価750円(本体価格728円・送料250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

電話: 03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)