

地方分権の経済効果

坂下 昇

流通経済大学教授（流通情報学部長）
財団法人 日本住宅総合センター評議員

わが国において、地方分権に関する議論はますますさかんになりつつある。しかしながら、それは「地域のことは地域で決定する」という政治理念あるいは社会制度の問題として論じられることが多く、地方分権が国民経済および地域経済にいかなる影響を及ぼすかという「経済効果」についての議論は意外に乏しいように思われる。

元来、地域政策がかなり中央集権的に行なわれており、最近にいたって急速にかつ根本的（ラジカル）に地方分権への動きが強くなってきた（昨年秋の住民投票によるスコットランドおよびウェルズ地域政府の成立など）イギリスは、いろいろな意味でわが国にとってのよき先例になると思われる。そのイギリスでは1980年代から「権限委譲の経済学（Economics of Devolution）」の研究が盛んである（一例として、H.Armstrong & J.Taylor, *Regional Economics and Policy*, 1st ed.1985, 2nd ed.1993, 第13章、なお同書の邦訳は流通経済大学出版社より近刊予定）。たとえば政府の果たすべき市場経済への補完諸政策、すなわち安定化、資源配分、所得再分配、および成長政策のうち、地域政府はどれをとりわけ担当すべきかという問題がある。

ひとつの解答は、地方公共財の供給主体である地域政府は、住民の選好についての情報を得やすいという立場から私的財対公共財の資源配分にもっとも深くかかわるべきである、というものである。しかし、地域経済の内生的発展を促すためには、やはり地域の特性に詳しい地域政府自らが、より arm's length の距離を保った準公的機関による成長政策を行なうべきであるという議論もある（前掲書第11章）。

われわれも地方分権の経済効果についての理論的・実証的研究を精力的に始めなければならないと思う次第である。

目次●1998年春季号 No.28

〔巻頭言〕 地方分権の経済効果 坂下 昇——1	
〔研究論文〕 家計資産と民間住宅ローン需要 森泉陽子——4	
〔研究論文〕 ニューラルネットワークによる住宅選択行動の解析 伊藤史子——12	
〔研究論文〕 日本の地価変動要因 西村清彦・吉川英機・上坂卓郎——20	
〔論点〕 最近のイギリスにおける不動産保有税制改革 佐藤和男——29	
〔海外論文紹介〕 内生的成長モデルによるインフラ投資の動学的分析 藤丸麻紀——36	
エディトリアルノート——2	
センターだより——40	編集後記——40

本号は、いずれの論文もさまざまな統計学、計量経済学的手法を駆使して住宅購行動や地価変動を分析した力作である。森泉論文では、同時トービット推定という正統的な計量分析手法を用いて民間住宅ローン需要を分析しているが、伊藤論文、西村・吉川・上坂論文はいずれもモデルの構造を特定することなくデータをして構造を語らしめる試み（ニューラルネットワーク・モデルと主成分分析）を行なっており注目に値する。



森泉陽子論文（「家計資産と民間住宅ローン需要」）は、住宅（購入）需要と住宅ローン需要を区別したうえで最適な民間住宅ローン需要が家計の保有する資産水準や利率の変化によってどのような影響を受けているか分析している。日本の場合、住宅を購入しようとする家計が用意する頭金比率は40%程度であり、アメリカの家計と比べて住宅購入を行なう場合の頭金比率が倍程度高い。これは日本の（土地を含む）住宅価格が高いために借入れ額、したがって元本利返済額が年収と比べて過大になってしまうからである。この結果、日本の家計は住宅購入に際して、アメリカの家計よりも借入れに依存する割合が小さなものとなっている。

家計の資産水準が上昇すると住宅購入需要は増加するが、借入れ必要額は減少するために住宅ロー

ン需要は減少する。そこで資産の変化が住宅ローン需要に与える効果を分析するためには、住宅購入を所与としたうえで条件付住宅ローン需要期待値の資産水準の変化に対する変化をみる必要がある。換言すると、資産水準は住宅ローン借入れ確率と借入れ額の双方に影響を与えることになる。なお住宅ローン借入れにはリスク回避度が重要な役割を演ずると考えられるが、リスク回避度は資産水準によって変化することに留意する必要がある。

日本では民間金融よりも有利な条件で住宅ローン提供を行なう公的金融機関が存在しており、しかも公的金融には信用割当てが存在している。すなわち日本の家計は、公的金融からの借入れが十分でない場合に限り民間住宅ローンが必要するのが普通である。住宅購入と住宅ローン需要との同時性、民間金融機関からの借入れに依存しない家計の存在することを考慮して、本論文では同時トービット推定方法を用いて民間住宅ローン需要関数を推定している。

完全情報最尤法を用いた推定結果によると、資産水準の上昇は民間住宅ローン需要を減少させる。民間住宅ローン借入れ確率の条件付資産弾力性は -0.5 とあまり大きなものではないが、条件付利率弾力性（ -0.18 ）をはるかに上回っている。また、民間住宅ローン需要額の条件付資産弾力性は $-$

0.53 である。この弾力性の値は、民間金融機関からの借入れ確率と借入れ額の双方が変化する場合の効果を示している。民間金融機関からの借入れ確率を一定とした場合には条件付資産弾力性は -0.15 となる。換言すると、資産水準の変化は、借入れを行なう家計の数を大きく変化させるが、民間住宅ローンの額を減少させる効果は比較的小さいことがわかる。資産水準の変化に対して住宅市場参加者の変化が大きいことは、家計は住宅ローン取り入れについてかなりリスク回避的な行動をとっていることを示唆している。民間住宅ローン需要の条件付利率弾力性も大きなものではないので、民間住宅ローン需要が大きく増加するためには公的金融による住宅ローン利率との格差が大幅に縮小する必要がある。

日本とアメリカでは家計の住宅購入に関する税制がかなり異なっている。とりわけ住宅ローンの利率費用所得控除制度はアメリカの家計における借入れを促進している可能性が強い。しかし、本論の結論によれば、民間住宅ローン需要の利率弾力性は小さいので、税制がローン需要に与える効果も限定的であることを示唆している。



伊藤史子論文（「ニューラルネットワークによる住宅選行動の解析——応募者属性と選択住宅の規模・価格」）は、ニューラルネ

ネットワーク・モデルを用いて入居応募者の属性と住宅選択の関係を分析している。選択対象となる住宅を5つの価格規模、3つの価格帯によって5つに分類し、これを出力変数とし、7つの応募者特性(旧住宅間取り、旧住宅面積、通勤時間差、希望面積、頭金、世帯人員、世帯年収)を入力変数としたうえでニューラルネットワーク・モデルを用いて入力変数が出力変数に与える効果を検討している。このモデルでは、入力変数の前進的処理と実際の住宅選択結果(教師信号)に照らして誤差修正を行なう後進型処理を中間ニューロン(変換変数)を媒介として繰り返す。これを学習と呼び、教師信号に一致するまで学習を繰り返す(本論文では5000回)。

モデルの統計的安定性(汎化性)を調べるためにモデルの推定に用いなかったデータを用いて正解率をみると、中間ニューロン数が出力変数(5)に等しい場合に平均誤差率をもっとも小さくなることがわかる。さらに赤池の基準を用いて学習の効果が、価格規模5グループ、価格帯3グループのいずれについて顕著であったかを調べると、価格帯の推定力がより優れており、価格に関する学習効果はかなりあったことが明らかとなる。最後に中間ニューロンを経由する入力変数が出力変数のどの程度の影響を与えたか因果性尺度を用いて調べることができる。旧住宅の

間取りが小さい入居者場合にはステップアップしてより大きな規模の住宅グループを選択する傾向があり、低価格住宅を選択する入居者ほど通勤時間が短いことを好むこと、頭金を多く予定している入居者は価格帯の高い住宅グループを選択する傾向があることなどの結論が得られている。



西村清彦・吉川英機・上坂卓郎論文(「日本の地価変動要因——主成分分析」)は、1970年以降の日本の地価の動向を主成分分析を用いてその構造変化を検討したものである。主成分分析とは、特定のモデルを前提とすることなくデータのもつ情報をできるだけ失わずに単純な構造の規定要因を抽出する方法である。サンプルのもつ特性値を互いに無相関な複数の総合特性値に要約することによって構造変化を調べることが可能となる。

具体的には、特性値間の相関係数を求めたうえで、特性値についての合成変数(加重平均)としての総合特性値(主成分)を求め、その総合特性値を算出するにあたって総合特性値の分散が最大になるように加重平均の係数(固有ベクトル)を決定する(これに対して、「正準相関分析」では合成変数間の相関を最大化するように変数変換する)。得られた主成分の分散の大きな順に第1主成分、第2主成分などと呼ぶ。これまで地

価変動を主成分分析という手法を用いて分析した例はないので興味深い試みである。

本論文における第1主成分は、トレンドとしての長期的な地価変動要因、第2主成分は短期的な地価変動要因を示すものと解釈できる。この主成分分析を用いることによって、(1)バブルの時期は、バブル前と比べて大きな構造変化があり、それまでの構造を前提とした予測は、実績値を大きく下回ること、(2)バブル崩壊直後では過去の構造を前提とした予測はまったく当てはまらないこと、(3)最近バブル以前の構造への回帰傾向が見られる、と論じている。日本の地価がいつ下げ止まるかは不良債権問題の解決、景気回復によってきわめて重要であるが、1994年以降の地価の変動はバブル以前の安定した構造への復帰傾向がみられることは、マクロ経済的な条件を整えば下げ止まりが生ずることを示唆するものであると解釈することが可能であり、興味深いファクト・ファインディングである。

主成分分析は、残念なことに構造変化がどのような要因によって引き起こされたのかを示すことはできない。現実の資産価格の変動は単一の安定的な均衡径路上にあるとは考えられず複数の均衡径路のなかで発散する径路上にある可能性もある。どのような条件の下で安定的な均衡径路に戻るのか理論的な解明が必要である。(1)

家計資産と民間住宅ローン需要

森泉陽子

はじめに

日本の貯蓄率は先進国のなかでもとりわけ高く、家計は多くの資産を蓄積しているが、この多額の資産と借入れとの関係はあまり明らかにされていない。最近の各国の分析例でも、この関係について明確な結論が得られていない¹⁾。この関係を明らかにすることは、資産市場と住宅資金の借入市場との関係を把握するためにも、まだ十分に発展していない日本の住宅ローン市場について理解するためにも、欠かせないことである。

近年では、住宅を購入する際には住宅ローンを含むことが多く、住宅ローン融資額は変動を繰り返しながらも趨勢的に増大している。通常、住宅ローンを組む際には、購入額に対し一定割合（通常0.1~0.2）以上の頭金を必要とする。したがって住宅を購入しようとするときには、少なくとも最低限の頭金の分だけは貯蓄しなくてはならない。ところが、日本の家計は最低限以上の頭金を蓄積していて、頭金が住宅購入額に占める比率（頭金比率）は高い。

アメリカの住宅購入家計の頭金比率は約20%程度といわれる。アメリカの住宅の平均価額は新築で15万4,500ドル（約1,854万円）、中古住宅では13万6,400ドル（約1,640万円）である。アメリカの家計がどの程度頭金を蓄積しているかデータからは詳細にわからないが、一戸当り新規貸出額は13万800ドル（約1,570万円）である²⁾。これらのデータからアメリカの家計が住

宅購入のためにずいぶん借入れをしていることが推測できる。一方、日本では、新築住宅の価額は約4,525万円であり、住宅ローンは新築住宅で2,631万円である（分譲住宅では住宅価額は約4,533万円で、うちローンは2,866万円である³⁾。アメリカでは住宅購入のかかなりの部分を住宅ローンで賄い頭金は少ないのに比べ、日本ではローン比率は60%前後であり、そのぶん頭金の割合が大きい。

頭金比率が高いということは、日本の家計がアメリカの家計のように多く借らないということの意味する。このこと理由は税制の違いも大きいですが、それ以上に住宅の価額が年収に比べ高いことによる。住宅価額の年収比は、アメリカでは3.5倍であるのに比べ、日本では6.7倍である⁴⁾。日本では住宅ローン借入限度額には年収に対する返済割合の上限を設定していることが多いので、日本の家計がアメリカの家計並みに80%以上も借りると、年収に占めるローン返済額の比率が借入制約の限度を越えてしまう。よって、頭金を多く蓄積し借入額を少なくする。しかし、家計にとっては住宅購入以外の目的のためにも貯蓄をしているのであるから、借入額を最低限にするために、蓄積した資産をすべて住宅購入に投入することもできない。

家計にとってどれほど借りることが最適であるかということは、生涯所得制約と借入制約をも考慮し、購入する住宅の大きさおよび将来消費も含めた生涯にわたる最適化行動により決定されるものである。さらに、家計の借入行動は

リスクに対する態度に関連し、これは資産の大きさと直接かかわる。住宅購入のための借入行動は購入住宅を担保にした資金調達行動であるので、家計がどれほど資産を保有し頭金へ回せるかが重要となる。特に、融資条件が緩やかである公的住宅金融から住宅購入資金を十分調達できない場合には、家計がどれほど資産を保有しているかということが借入需要を決める主要因である。以下では、民間住宅ローンを取り上げ、借り入れと家計資産との関係を明らかにする。

資産が借入需要に与える効果は2通りある。住宅購入の資金調達を考えれば、購入住宅の大きさを所与とすると、資産が増えれば家計は、通常、住宅ローン需要を減少させる。一方、家計の資産の増加は住宅需要（購入する住宅の大きさ）を増大させ、このことが住宅ローン需要を増加させる。これは家計の住宅消費への嗜好にも関連する。前者は家計のリスクに対する態度に関連し、住宅資金の借入行動で重要である。したがって、住宅ローン需要と資産の関係を分析するためには、前者の効果と後者の効果を分ける必要がある。

日本において、住宅ローン需要は住宅購入から派生すると考えられるが、最適ローン需要は住宅需要（購入）と同時に決定されるものである。つまり住宅ローン需要は住宅需要（購入）を内生変数とし、これを所与とした条件付き需要である。ところが、単一方程式で住宅ローン需要関数を推定すると、前述の2つの効果はミックスされ相殺されてしまうので、推定された資産係数の解釈は曖昧になる。したがって、住宅資金借入れに及ぼす資産の効果を把握するためには、これらの効果を分離して推定することが必要である。このための推定は住宅購入と住宅ローン需要の同時推定が望ましい。さらに、家計の中には住宅ローンがある家計とない家計とがあるので、トービット推定が必要である。よって、同時トービット推定が適当である。以下では、家計資産の住宅ローン需要に与える効

(森泉氏写真)

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

果を実証的にみるために、単一方程式（誘導形）による推定では不十分であることを示し、同時方程式推定を用いた資産効果の推定の必要性を示す。

本稿の構成は次のとおりである。第1節では住宅ローン需要モデルの概略と推定方法を記述し、条件付き分布および期待値の導出を示す。第2節では使用したデータの説明を行ない、第3節では推定された結果を考察する。最後に結論を述べる。

1 住宅ローン需要の実証モデルと推定方法

モデル

家計の住宅ローン需要モデルは、①どこから借りるか、②返済はどれほどにするか、③返済期間は何年にするか、④変動金利にするか固定金利にするか、⑤いくら借りるか、を借入制約も考慮したうえで同時に決定するモデルである。しかし、本稿ではこれらすべてを考慮に入れることはできないし、また、利用できるデータからの制約もあるので、主として⑤の最適住宅ローン額決定を中心に分析を進める。

日本では、住宅購入のための借入には住宅を抵当にすることが一般的である。また、住宅を抵当にローンを組むのは、住宅購入のためだけであり、住宅を抵当にして株を買ったり、消費財を購入することはないものとする⁹⁾。以上の仮定のもとで、日本においては、住宅ローン需要は家計の住宅購入行動から導出されると仮定することができる。この場合には、住宅ローン額は購入する住宅の大きさ（額）と同時に決定される。さらに、家計の効用関数を住宅財と住

宅以外の消費財の分離型とすると、家計はまず、購入する住宅の大きさを決めたいうえで、住宅ローン額を決定すると仮定することができる⁶⁾。よって、民間住宅ローン需要量(額)は住宅購入量(額)と家計資産およびその他の外生変数の関数であり、一方、内生変数である住宅購入量(額)は外生変数のみで決定される。

ところで、日本においては、民間住宅ローン需要の推定に際しては、公的住宅金融との関係が特に重要である。日本では、住宅金融に関して大きく分けると、公的金融と民間金融の2通りがありローンの条件は前者が有利になっている。ところが、公的住宅金融には借入制約が存在するので、家計は望むだけ借入はできない。そこで、家計はまず第一に公的金融機関から借り、それでも資金が不足した場合に民間金融機関から借りる。公的金融の制約は購入する住宅価額の一定割合(頭金・価額比率、通常は0.2以上⁷⁾)ないしは年収に占める返済額割合が0.2~0.25で表される。これ以外にもいくつかの制約条件が課される。たとえば、主要な公的住宅金融である住宅金融公庫の場合では、延面積による制約がある。よって、公的住宅金融の借入制約は現在所得 y 、延面積、家計の属性、住宅の構造等によって表される。

一方、民間金融機関についても借入制約は存在するが、それについてデータから直接利用できる情報はないので考慮に入れないこととする。分析対象時期は1988~89年であり、金融市場では資金が潤沢であったので、多くの家計は借入制約に直面していなかったと想定してもよいと思われる。

本モデルでは、公的金融から借入れができない、あるいは十分な借入れができない場合に民間金融機関から借入れを行なうと仮定した。多額の資産を持っているか、あるいは公的機関から十分借入れができた場合には、民間金融機関から借入れをしないので、データには借入額0の家計も含む(このようなデータをセンサー・データと呼ぶ)。このような状況で

は単純な最小二乗法を適用すると推定値にバイアスを生じる。このため、このようなセレクション・バイアスを避けるためにトービット推定を行なう。

以上で述べた同時性とセンサー・データであることを考慮に入れて、本分析では以下の同時トービット推定方式を用いる。0および0でないという2通りの値を持つ民間住宅ローン需要量(額) m_2 は住宅購入量(額) H と家計資産 w およびその他の外生変数 x_1 の関数であり、それには住宅ローン金利のほかに、公的金融借入制約 \bar{m}_1 も含む。一方、内生変数である住宅購入量(額)は外生変数 x_3 のみで決定されると仮定する。ただし誤差項はたがいに相関を持つと仮定する。

$$m_{2i} = \begin{cases} m_{2i}^* = m_2(\bar{m}_{1i}, w_i, H_i, x_{1i}) + u_i & \text{iff } m_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{他の場合} \end{cases}$$

$$\bar{m}_{1i} = \bar{m}_1(x_{2i}) + u'_i$$

$$H_i = H(w_i, x_{3i}) + u_{2i} \quad (1)$$

ここで、 i は i 番目の観察値を示し、 x_1, x_2, x_3 はそれぞれ $m_2(m^*)$, \bar{m}_1 と H に関連した外生変数である。

(1)式の同時トービット推定では、各推定式は同じ標本数でなくてはならない。したがって、公的住宅金融の制約関数 \bar{m}_1 は制約にかかっている家計とそうでない家計の両方を含む。ところが、森泉(1996)、Moriizumi(1996)によると、借入制約にかかっていない家計のデータを用いて \bar{m}_1 関数を推定することはできない。したがって、 m_1 関数を直接推定することは断念し、 m_2 関数に代入して推定することにする。

$$m_{2i} = \begin{cases} m_{2i}^* = m_2(x_{1i}, w_i, H_i) + u_{1i} & \text{iff } m_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

$$H_i = h(w_i, x_{3i}) + u_{2i}$$

$$\text{Corr}(u_1, u_2) = \rho, \quad (2)$$

ここで、 x_{1i} は(1)式から(2)式の変更を考慮して再定義されたものであり、 u_{1i} は新しい誤差項であり、 ρ は相関係数である。 u_1 と u_2 は2変量正規分布(平均0、共分散行列 Σ)をすると仮定する。

モデルは連続変数Hと変化する領域が制約される従属変数（制約された従属変数） m_2 が1個ずつある同時トービットモデルである。さらに、各推定式を線形に特定化すると、

$$m_{2i} = \begin{cases} m_{2i}^* = \alpha'x_{1i} + \beta w_i + \gamma H_i + v_{1i} & \text{iff RHS} > 0 \\ 0 & \text{その他} \end{cases} \quad (3-1)$$

$$H_i = \pi w_i + \theta'x_{2i} + v_{2i} \quad (3-2)$$

$$\text{Cov}(v_1, v_2) = \rho. \quad (3-3)$$

となる。ここで、 α, θ は推定される未知パラメターのベクトルであり、 v_1, v_2 は誤差項である。また、

$$\text{Var}(v_1) = \sigma_{11},$$

$$\text{Cov}(v_1, v_2) = \sigma_{12},$$

$$\text{Var}(v_2) = \sigma_{22}$$

である。(3)式の同時トービットモデルは完全情報最尤法を用いて推定される。

条件付分布による推論

前節のモデルを使って、2種類の推論を行なうことができる。ひとつは住宅購入額Hを所与として、住宅需要の条件付期待値の外生変数に対する変化をみる（条件付分布を用いる）ものである。他は住宅購入額Hの水準いかんにかかわらず、住宅ローン需要の期待値と外生変数の変化をみる（周辺分布を用いる）ものである。前節でみたように、住宅購入の資金調達に関しては、前者の条件付期待値による推論が重要であることから、以下では条件付分布を用いて、資産の民間住宅ローン需要に及ぼす効果をみる。購入する住宅額を所与とした民間住宅ローン需要の条件付分布は、

$$m_2^*|H = \alpha'x_1 + \beta w + \gamma H + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2}(H - \pi w - \theta'x_2) + \varepsilon \quad (4)$$

ここで、 ε は正規分布をする誤差項であり、その分散は

$$\text{Var}(\varepsilon) = \sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}}$$

である。

さらに、条件付期待値を用いて、2種類の推論を行なうことができる。1つは民間住宅ローンを借り入れている家計も借り入れていない家計もすべて含む観察値を用いた推論である（全家計） $E(m_2|H)$ 。もう一方は、借り入れた家計のみを用いた推論である $E(m_2|H, m_2 > 0)$ 。全家計を用いた場合の条件付期待値は、

$$E(m_2|H) = \Phi(\cdot)z\mathbf{x} + \sigma_\varepsilon\phi(\cdot)$$

$$z\mathbf{x} = \alpha'x_1 + \beta w + \gamma H + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}(H - \pi w - \theta'x_2) \quad (5)$$

ここで、 Φ, ϕ は、それぞれ標準正規分布の分布関数と密度関数であり、

$$\Phi(\cdot) = \Phi\left(\frac{z\mathbf{x}}{\sigma_\varepsilon}\right), \phi(\cdot) = \phi\left(\frac{z\mathbf{x}}{\sigma_\varepsilon}\right)$$

ただし、 σ_ε は ε の標準偏差である。

次に、借入家計だけの観察値を用いると、条件付き期待値は、

$$E(m_2|H, m_2 > 0) = z\mathbf{x} + \sigma_\varepsilon \frac{\phi}{\Phi} \quad (6)$$

となる。

さて、家計資産の変化は借入確率と借入額の双方に影響を与える。そこで、第3節では、まず第一に借入確率に及ぼす効果を検討し、次に、借入額への効果をみる。資産効果は弾力性 η でみることにする。借入確率の資産弾力性は

$$\eta_w^* = \frac{\beta w}{\sigma_\varepsilon} \frac{\phi}{\Phi}$$

で表すことができる。次に、住宅ローン需要の資産弾力性は、全観察値については、 $\eta_x^{E(m_2|H)}$ 、借入家計のみの場合は、 $\eta_x^{E(m_2|H, m_2 > 0)}$ で表現し、それぞれ、

$$\frac{\partial E(m_2|H)}{\partial w} = \Phi\beta,$$

$$\frac{\partial E(m_2|H, m_2 > 0)}{\partial w} = \beta\left(1 - \frac{z\mathbf{x}}{\sigma_\varepsilon} \frac{\phi}{\Phi} - \frac{\phi^2}{\Phi^2}\right)$$

を用いる。

さて、(4)式の条件付分布から導き出された条件付期待値は、 $\phi\left(\frac{z\mathbf{x}}{\sigma_\varepsilon}\right)$ 、 $\Phi\left(\frac{z\mathbf{x}}{\sigma_\varepsilon}\right)$ と $z\mathbf{x}$ に依存する。これらはすべて(4)式の条件付分布と関連する。もし、(3-1)式を操作変数法で単独に推定し資産効果を求めても、(3-1)式と(3-2)式の誤

差項が独立でないかぎり、条件付分布 $m_2|H$ と同一にならないので、バイアスを持つことがわかる⁸⁾。つまり、条件付き分布の分散は

$$\text{Var}(\varepsilon) = \sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}}$$

であるので、 $\sigma_{12}=0$ あるいは $\rho=0$ でないかぎり、資産効果はバイアスを持つ。したがって、 $\rho=0$ の仮説検定を行なうことが必要であり、これはHの弱外生性のテストを意味する。

2 使用したデータ

推定に用いたデータは『東京圏マンション入居者動向調査』（(財)アーバンハウジング）の1988～89年のデータであり、標本数は1333である。このデータには東京圏でマンションを購入した世帯（1次取得者と買替え家計を含む）の属性、購入時期、手持ち金、購入した住宅の属性、資金調達などについての情報が含まれている⁹⁾。推定に用いるデータは必要に応じて消費者物価指数を用いてデフレートしてある。単位当たり住宅価格に関しては、 P_k を $1m^2$ 当たり建築費（『建築統計年報』）、 P_l を $1m^2$ 当たり地価（『地価公示』）として、以下の式より推計した。

$$P_H = P_k^{\theta} P_l^{(1-\theta)}$$

ただし、 $\theta=0.3$ とする¹⁰⁾。

使用したデータには頭金のデータはあるが、家計の資産額のデータはないので Manchester = Poterba (1989) の方法で推計した¹¹⁾。結果は、

$$\begin{aligned} \hat{w} = & 544.7 + 0.0013 \text{IncAge} - 0.07 \text{Age2} \\ & (-6.7) \quad (6.9) \quad (-1.0) \\ & -199.7 \text{Dlife1} + 26.8 \text{Dlife3} \\ & (-0.5) \quad (0.2) \\ & +502.5 \text{Dlife4} - 102.0 \text{Dum2} \\ & (1.7) \quad (-0.8) \end{aligned}$$

ここで、Age は世帯主年齢、Age2 = Age²、Inc Age = Income * Age、Dlife1、Dlife3、Dlife4 はそれぞれ、若年単身世帯、成人した子供を持つ世帯、60歳以上の高齢世帯のダミー変数である。Income は年収である。Dum2は世帯主職

表1—同時トービットの推定結果

(s.s=1333)

変数	推定値	変数	推定値
constant	-557.23 (-1.13)	Constant	842.96 (3.97)
w	-0.384 (-3.67)	w	0.573 (38.95)
rate21	-185.36 (-2.10)	\hat{y}_p	0.781 (3.79)
Dfirm	-1454.0 (-7.70)	P_H	45.925 (16.99)
Dlife 4	-294.62 (-0.49)	Dumkid	201.09 (2.40)
Drepeat	425.42 (1.91)	$\frac{\hat{\sigma}_{12}}{\hat{\sigma}_{22}}$	0.290 (2.08)
Duml	-1072.9 (-4.73)	STD(ε)	1823.9 (24.22)
Income	-0.587 (-2.78)	likelihood	-12438.5
Dspace 1	397.42 (1.11)		
Dspace 2	-64.75 (-0.04)		
H	0.437 (3.46)		

注1) () 内は t 値。

2) 左側の係数は m_2 関数。

3) $\sqrt{\sigma_{11}}=1855.4$ 、 $\sqrt{\sigma_{22}}=1173.2$ 、 $\rho=0.183$ とする。

業が個人営業であるダミー変数である。上記推計値に贈与および従前住宅売却額を含めて資産とした再定義した。ライフサイクル所得 y_p の推定式は Goodman = Kawai (1982) に依拠し、以下である。

$$\begin{aligned} \hat{y}_p = & -353.7 + 43.5 \text{Age} - 0.341 \text{Age}^2 \\ & (-2.2) \quad (6.0) \quad (-4.1) \\ & +43.9 \text{Dum1} - 20.3 \text{Dlife2} \\ & (1.2) \quad (-0.5) \\ & +200.3 \text{Dlife3} \\ & (5.4) \end{aligned}$$

ここで、Dum1、Dlife2はそれぞれ勤労者世帯、夫婦のみ世帯のダミー変数である。ともに、() 内は t 値であり、決定係数はそれぞれ $R^2=0.06$ 、 $R^2=0.19$ である。

3 推定結果

推定値の評価

完全情報最尤法による推定値は表1に掲げている。民間住宅ローン需要に与える資産の効果は有意にマイナスである。資産以外の説明変数として、住宅ローン金利およびデモグラフィック要因がある。住宅ローン金利として、民間住

表2—民間住宅ローンの条件付弾力性

変数	D ₁	条件付弾力性 $\eta_{k}^{E(m,H)}$	
		all obs.	non zero obs.
w	-0.505	-0.535	-0.152
r ₂₁	-0.176	-0.230	-0.058
H	2.317	2.404	0.784
標本数		1333	331

注) 弾力値はそれぞれ平均で計算される。

宅金融金利 r_2 と公的住宅金融金利 r_1 の格差 rate₂₁ を用いる。Brueckner (1994)、Jones (1993) によれば、最適住宅ローン額の決定には、貯蓄金利水準 r_s との差が重要な要因であるので、説明変数として、 $\frac{r_2}{r_s} - \frac{r_1}{r_s}$ (rate21) を用いる。ここで、 r_s は貯蓄金利（3年以上定期郵便貯金）である。格差が大きくなれば、民間住宅金融から借りる量は減少するので、期待される符号はマイナスであり、推定結果は有意にマイナスである。

また、民間住宅ローン需要関数は公的住宅ローンの制約条件に関する変数も含んでいるため、現在所得 y も説明変数として含む。推定結果が有意にマイナスであるということは、公的住宅金融では所得に占める返済割合の制約が強いということを示唆する。その他に、公的住宅ローンに関する説明変数として、制度的要因である延面積を含む。たとえば、住宅金融公庫およびその合わせ融資では、延面積の小さい住宅 Dspace1 (50m² 以下のダミー変数)、および大きい住宅の場合には借りることはできない。したがって、中規模50-125m² (Dspace2ダミー変数) の住宅への融資が有利である。t 値は悪いが、結果の符号は期待どおりである。

さらに60歳以上の高齢家計では住宅ローンを組むことが少ないであろうから、この効果は高齢家計ダミー Dlife4で導入した。結果は有意ではないが符号は期待されたものである。1次取得者は住宅金融公庫の融資で割増融資が受けられるので、民間から多く借りる必要はない。この効果をダミー変数 Drepeat (買替え=1, 1次取得=0) で表したが、係数は5%水準で有意

ではないが、符号は期待通りである。勤務先から借り入れができる場合には、民間からの借り入れは少なくなるので、この効果はダミー変数 Dfirm で表した。推定結果は有意にマイナスである。

一方、住宅需要（購入）関数Hは説明変数として、家計資産と将来所得 y_p を含む。資産効果は期待通り有意にプラスである。将来所得としてはその代理変数として、推計されたライフサイクル所得 \hat{y}_p を用いるが、その係数も有意にプラスである。単位当たり住宅価格 P_H が上昇すれば、住宅購入額は増加するので係数はプラスである。その他、子供がいる場合はより大きな住宅を需要する。この効果としてダミー変数 Dumkid を導入した。結果は有意にプラスである。また、表1の $-\frac{\hat{\sigma}_{12}}{\sigma_{22}}$ は $\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}$ の推定値であり、STD(ϵ)は ϵ の標準偏差の推定値である。

最後に住宅購入額Hの弱外生性のテストは、 $\frac{\hat{\sigma}_{12}}{\sigma_{22}}=0$ の仮説検定である。これは表1の $\frac{\hat{\sigma}_{12}}{\sigma_{22}}$ を用いて行なうことができる。 $-\frac{\hat{\sigma}_{12}}{\sigma_{22}}$ のt-値は2.08であるので、「同時性なし」の仮説は5%有意水準で棄却される。このことは $\rho \neq 0$ を意味するので、同時推定を行わないときには推定値にバイアスが生じることを示している。よって、資産効果の計測には同時推定を行ない、条件付分布を用いることが必要である。

弾力性による比較

前述したように、住宅ローンに与える資産効果には、借入確率への効果とローン需要額への効果の2通りがある。まず、民間住宅ローンの借入確率の資産の弾力性は金利、住宅額の弾力値とともに表2の第2列目に掲げている。

借入確率の条件付資産弾力性（以下混乱がないかぎり、条件付を省略する）はあまり大きくない。住宅額を所与とすると、資産が増加すると家計が民間金融機関から借りる確率は減少する。いいかえると、平均資産が1%増加すると、

借り入れを行なう家計の数は0.5%減少する。金利の官民格差に対しては、さらに非弾力的である。金利格差が拡大しても縮小しても民間から借りる人の数はほとんど変化しない。民間住宅ローン金利が低下しても、依然として金利の官民格差は大きいので、借り入れる家計の数はほとんど変化しない。一方、住宅購入額が増加すると、民間金融機関から借り入れをする家計数は急増する。

民間住宅ローン需要額の資産弾力性は表2の3列目と4列目に記載されている。3列目は全家計の民間ローン需要の弾力性 $\eta_x^{E(m_2|H)}$ であり、4列目は借り入れを行なった家計（借入家計数は一定）の弾力性 $\eta_x^{E(m_2|H, m_2 > 0)}$ である。後者は民間機関からの借入確率を一定にした場合の弾力性であり、前者はそれをも変化した場合の弾力性である。前者はさらに、

$$\eta_x^{E(m_2|H)} = k\Phi\left(\eta_x^{E(m_2|H, m_2 > 0)} + \eta_x^{\Phi}\right) \quad (7)$$

ここで、 $k = \frac{E(m_2|H, m_2 > 0)}{E(m_2|H)}$ である。(7)式の右辺の第1項は民間からの借入確率を一定にしたときの弾力性であり、第2項は借入確率の弾力性である。この式から、全体の民間住宅ローン額の弾力性は借りている家計のローン額弾力性と借りる家計数の弾力性からなることがわかる。表2をみると、資産が増加しても借り入れている家計のローン額はあまり減少せず、むしろ、借りる家計数の減少のほうが大きい。金利の官民格差に対しては非弾力的である。この弾力性も資産弾力性と同様に、借入額よりも借り入れる家計数の変化のほうが大きい。いずれにしても資産、金利の官民格差に対して全家計は弾力的にローン需要を変化させない。一方、全家計の民間ローン需要は住宅価額に対して非常に弾力的に反応する。しかし、購入する住宅価額が増加すると、借入をしている家計のローン額はそれほど増加せず、むしろ新たに借入をする家計が増加することによって、平均借入額も大幅に増加するといえる。

以上から、家計資産の変動が民間住宅ローン

市場に与える影響は必ずしも大きくはないが、その影響は主として、ローン市場への参加者を変化させることによるものである。一方、住宅市場の動向は民間住宅ローン市場に大きな影響を与えるといえる。

おわりに

日本の家計の高い貯蓄率の主要な原因は、住宅価額が年収に比して高いので、住宅購入のためにできるだけ多く資産蓄積を行なう必要があるためである。しかし、蓄積された資産だけでは住宅購入の資金としては不十分であるので、多くの家計は住宅ローンを組む。政府も国民の住宅購入を支援するために、住宅金融公庫で代表されるような、公的住宅金融制度を充実させている。しかし、公的住宅金融のみでは十分資金調達を行なうことができず、購入する住宅を担保に民間住宅金融機関から借り入れを行なう。

家計の借入行動はリスクに対する態度を反映するので、家計がどれほど資産を蓄積してきたかということが、非常に重要である。本稿では主として家計の資産と民間住宅ローン需要との関係に焦点を当てて分析を行なった。おもな結論は以下である。

住宅ローン需要の推定は住宅購入関数と同時推定を行なわないとバイアスを生じることが示され、住宅ローン需要への資産効果は住宅購入を所与とする条件付き分布を用いて推定することが必要である。

民間住宅ローン需要の資産弾力性はあまり高くはないが利子弾力性より高い。家計資産が増加しても住宅ローン需要はそれほど減少しないし、逆に減少しても民間ローン需要はそれほど増加しない。家計はかなりの割合を頭金に回しているため、資産の増加分は消費あるいは貯蓄に回すためであろう。資産の変化に対応して、借り入れている家計の借入額の変化は小さく、むしろ借り入れる家計の数のほうがより大きく変化する。これらのことは、住宅購入の資金調達では、家計はかなりリスク回避的な借入行動

をとっていることを示唆している。

資産弾性値は約-0.5であり、それほど大きくはないが、家計の資産のなかには贈与も含まれているので、資産額の変化が大きい場合には、その効果は決して小さくない。本稿の分析を将来へ敷衍することが許されるならば、今後の少子化社会において、親からの相続、贈与が多額になるとすれば、公的住宅金融のシステムが現行のままであるならば、民間住宅ローン需要への影響は大きいと予想される。

民間住宅ローンの利子弾力性は利子率の官民格差で測ったが、その値は非常に小さいものであった。利子率の官民格差は大きいので、よほどそのギャップが縮まらないかぎり、民間住宅ローン需要は変化しない。

民間住宅ローン需要が住宅需要（購入）に関して非常に弾力的であるということは、民間住宅ローン市場と住宅市場とは強くリンクして変動することを意味している。住宅市場を活性化すると、一戸当たり借入額を増加させるよりは、新たな借入者を大幅に増加させて、民間住宅ローン市場を活性化する。

以上の分析は、資産効果に重点を置いたものであるが、家計資産の推計には問題を残している。実際、日本では利用できる家計資産のデータはほとんどないのが現状であり、推計に頼らざるをえない。その意味で、今後の分析は手持ち資産の多くを頭金に投入する一次取得者に限る必要があると思われる。今後の課題としたい。

注

- 1) Moriizumi (1998)。
- 2) いずれも1994年の数値（住宅金融公庫『海外住宅DATA NOW』）。円換算は1994年平均為替レートによる。
- 3) 建設省『民間資金需要実態調査』（1994）。
- 4) いずれも1990年の数値（住宅産業新聞社『住宅経済データ集』）。
- 5) 住宅購入費用より多く借りて株を購入したり、家具を買うということは通常しないであろう。
- 6) Brueckner (1994) 参照。
- 7) 住宅金融公庫の頭金に関する条件（頭金0）は年によって異なる。

- 8) 元来は v_1 と v_2 が相関を持つ場合には、Hを操作変数として用いることはできない。
- 9) データの詳細は森泉（1996）参照。
- 10) Horioka (1988) 参照。
- 11) 各国の分析例でも苦勞するのは、家計の資産がデータにないことであり、多くの分析は推計値を用いている。

参考文献

- 森泉陽子（1994）「日本の公的住宅金融における信用割当とローン需要」『季刊 住宅土地経済』No14、21-31頁。
- 森泉陽子（1996）「民間住宅ローン需要におよぼす公的住宅金融の効果」『季刊 住宅土地経済』No22、20-28頁。
- Brueckner, J.K. (1994) "The Demand for Mortgage Debt; Some Basic Results," *Journal of Housing Economics*, 3, pp.251-262.
- Goodman, A.C., and M.Kawai (1982) "Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing: New Evidence," *Journal of Urban Economics*, 12, pp.214-237.
- Horioka, C.Y. (1988) "Tenure Choice and Demand for Housing in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.289-309.
- Jones, L.D. (1993) "The demand for Home Mortgage Debt," *Journal of Urban Economics*, 33, pp.10-28.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Manchester, J.M., and J.M. Poterba (1989) "Second Mortgage and Household Saving," *Regional Science and Urban Economics*, 19, pp.325-346.
- Moriizumi, Y. (1996) "Credit Rationing and Public Housing Load in Japan," *Journal of Housing Economics*, 5, pp.227-246.
- Moriizumi, Y. (1998) "Current Wealth, Housing Purchase and Private Housing Loan Demand in Japan," KEO Discussion Paper, sangyo kenkyujo Keio University, 50 .

ニューラルネットワークによる 住宅選択行動の解析

応募者属性と選択住宅の規模・価格

伊藤史子

はじめに

ある住宅団地の入居者募集があったら、そのなかから応募する住宅を選ぶときにどのような要因を考えるだろうか。おそらくその要因は一つだけではなく、まわりの環境に関するもの、応募する本人や家族に関するものなど、さまざまであろう。通常、応募者は無意識にこれらのいくつかを複合的に考え合わせて住宅を選んでいると考えられる。本稿は、これらの複合的な要因を解き明かすことを目的としている。

人々が諸要因をどう考慮して住宅を選んでいるかという研究は、これまでもいろいろな方法で行われてきている。これらの研究は、「主観直接法」(応募者などの主観的評価を扱うもの)と「客観間接法」(市場価格や居住地選択行動などから客観的指標としての価値を間接的に評価するもの)と大きく分けられよう。主観直接法についてみると、満足度評価の経年変化(佐伯・岡村、1991)や評価回答の安定性(久野・岡垣、1984)についての問題点が指摘されている。また、居住者の主観的評価は住宅市場価格から乖離している(Goodman = Ittner, 1992)という報告もあり、間接的になるとはいえ、客観間接法の市場価格や居住地選択行動などの客観的指標の助けを借りたほうがより現実に忠実な分析を行ないやすい。

資産価値(地価や住宅市場価格)の分析では、多変量回帰(清水ほか、1988)やヘドニック・アプローチ(Knight = Hill = Sirman, 1993)な

どによって住環境の諸要因を評価している。また、居住地選択行動分析では、ローリー・モデル(宮城・中嶋・加藤、1986)やロジット・モデル(青木・大佛、1993、Borgers = Timmermans, 1993、Timmermans = Borgers = Van Dijk = Oppewal, 1992)等の手法が試みられている。しかし、これらの例では、複合的な選択行動の構造を多変量回帰モデル、ロジットモデルなどによってはじめから規定してしまうという点で限界があった。この限界を乗り越える一つの方法は、モデルの構造を大幅に柔軟なものとし、構造自体をデータから推定する方法であろう。このような柔軟な構造を持つモデルとして、ニューラルネットワーク・モデルがあげられる。

ニューラルネットワーク(以下、NN)の研究は1980年代から盛んになってきている。NNモデルは人間の神経系による情報処理を模して、計算機上に人工的な神経系を構築してさまざまな情報を処理しようとする試みである。都市計画分野での既存研究としては、用途地域(清水ほか、1990)、ゾーニング(清水ほか、1991)、地域分類(青木・永井・大佛、1993)などにホップフィールド・モデル(NNモデルの一例)を適用したものや、土地利用推定(枝村・河合、1992、Civco, 1993)に誤差逆伝搬学習モデル(NNモデルの一例)を適用したものなど、ここ数年でその応用成果が増えつつあるところである。

本稿では、このNNの誤差逆伝搬学習モデル

を新たに居住地選択行動に適用することを試みている。具体的には、応募という住宅選択に関わる各要因の重要度を推しはかるため、NNを適用して次のような分析を行なっている。まず応募者の属性値およびその応募者がどの住宅を選択したかの調査からデータを得る。次に、どのような属性値群をとるときにどの住宅を選択するかという因果関係を、多様な構造を許すNNモデルとして構築する。用意したデータをこのモデルに与え、データにもっとも合うような構造になるまで何度も「学習」させる。学習がすんだところで、その構造を取り出し、住宅選択の際の要因の重み付けを解明する。

この流れに沿い、本稿は以下の構成となっている。第1節でモデル概要と入力データについて述べ、第2節でNNモデルに学習を行ない、得られたモデルについて第3節で検証を行なった。第4節では因果性尺度という指標を導入し、今回のNNモデルの内部構造を分析することにより、住宅選択の際の応募者の属性値と住宅の要因との関係を調べ、おわりにまとめを行なっている。

1 住宅選択行動のNNモデルの概要

本稿では、実際に行なわれたある入居者募集での応募者の属性値を入力して、応募住宅を出力する図1のようなNNモデルを構築する。

(伊藤氏写真)

いとう・ふみこ

1964年東京都生まれ。1997年東京大学大学院工学系研究科博士課程修了。工学博士。1997年4月より東京理科大学理工学部建築学科助手。

論文：「当選確率を考慮した住宅地選択行動に関する一考察」
「日本建築学会計画系論文集」

NNモデルは入力層・中間層・出力層（図1の3層の□）からなり、各層にはいくつかのニューロン（図1の○）がある。入力層にある7つの入力ニューロンは、各応募者の、旧住宅の間取り、旧住宅の延べ床面積、新旧住宅での通勤時間差、新住宅に対する住宅決定以前の希望延べ床面積、応募時点での頭金予定額、新住宅へ入居予定の世帯人数、世帯年収、の7つを示している。なおここで、旧住宅は応募時点で住んでいる住宅を、新住宅は当選後に入居する住宅（すなわち応募住宅）を意味している。出力層の出力ニューロンは、入居者募集された住宅（図2の■）を、その価格帯（6500万円未満、6500万円～7500万円、7500万円以上の3価格帯）と規模の大小で分類した5つの住宅グループ（図2の○）である。なお、7500万円以上については住宅規模の大きいものしかないので1グループとしたため、全体で5つの住宅グループとなっている。中間層の数はここでは1層と

図1－住宅選択行動のニューラルネットワーク概念図

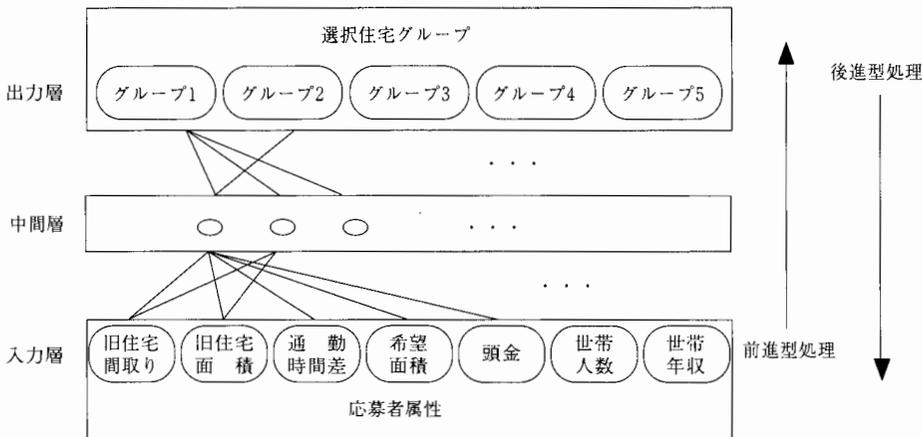
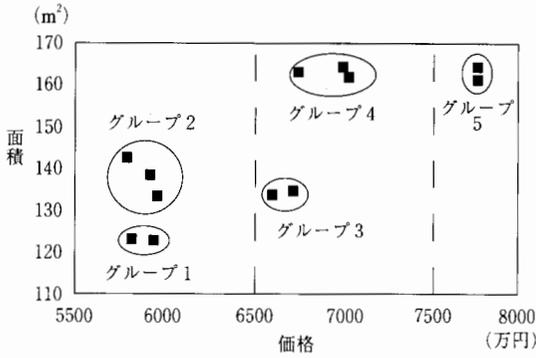


図2-対象住宅の価格・規模



し、中間ニューロン数は3~6の4通りを試した。

NNモデルの入力、中間、出力の各層のニューロンのひとつひとつは隣の層のすべてのニューロンと結びついている。それぞれの結合には可変の荷重が設定されており、前のニューロンから伝わってきた信号をその荷重によって変化させて次のニューロンへ送り出す(前進型処理)。最後の出力層で、出力パターン(予測住宅グループ)を教師信号(実際の選択住宅グループ)

表1-住宅グループ別の応募者データ概要

住宅グループ		旧住宅間取 ¹⁾	旧住宅面積 ²⁾	通勤時間差(分)	希望面積 ³⁾	頭金(10万円)	世帯人数(人)	世帯年収(万円)
グループ1	平均	2.94	3.69	3.34	3.26	32	3.54	783
	分散	1.06	2.46	164.35	1.31	173	0.90	28,456
	最大	5	7	35	5	65	5	1,200
	最小	1	1	-20	1	10	2	450
グループ2	平均	2.94	3.82	-1.76	4.00	32	3.88	857
	分散	1.43	3.28	84.19	2.63	168	1.11	90,071
	最大	5	7	20	7	50	6	1,300
	最小	1	1	-20	1	10	2	350
グループ3	平均	3.68	4.96	2.32	4.46	34	3.54	935
	分散	2.08	3.74	147.19	1.22	375	1.00	84,137
	最大	7	8	30	7	70	5	1,690
	最小	1	1	-20	2	10	2	450
グループ4	平均	3.87	5.03	-2.11	6.66	39	4.29	971
	分散	2.66	4.30	154.91	3.20	298	0.97	83,423
	最大	7	9	20	10	70	6	1,640
	最小	1	1	-30	2	10	2	500
グループ5	平均	3.81	4.88	2.12	6.04	45	4.35	992
	分散	4.32	7.39	298.83	3.72	370	1.36	128,854
	最大	9	12	40	10	80	7	1,800
	最小	1	1	-30	3	10	2	390

注1) 階級値、数が大きいほど部屋数が多い。

2) 階級値、数が大きいほど広い。

3) 2)と同様。

ープ) と比べ、異なっていればその誤差修正のための信号を順に前の層に戻しながら、ネットワーク内の全荷重を少しずつ変更していく(後進型処理)。この2つの処理を交互に行ないながら、出力パターンが教師信号と一致するまで学習を繰り返す。これがNNの誤差逆伝搬学習則である。

NNモデルに入力したデータは、東京都内西部で1990年代前半に行なわれた入居者募集時に、応募者に対して行なわれたアンケート(応募者総数約1200名のうち回答総数413票)を用いている。住宅・都市整備公団の分譲中層集合住宅で、全20住宅のうち出力条件に合わせた12住宅への応募者票を抽出し(178票)、欠損値や異常値を除去して、残ったいわゆる平均的なデータ144票をNNモデルの学習用、想起用の各住宅別応募者データとした。次に、5つの住宅グループごとに住宅別データを合わせた後、学習に使用する教師データとモデルの適用性を調べる他想起データをランダムに分けた。この際、各

図3 - 平均誤差の途中経過

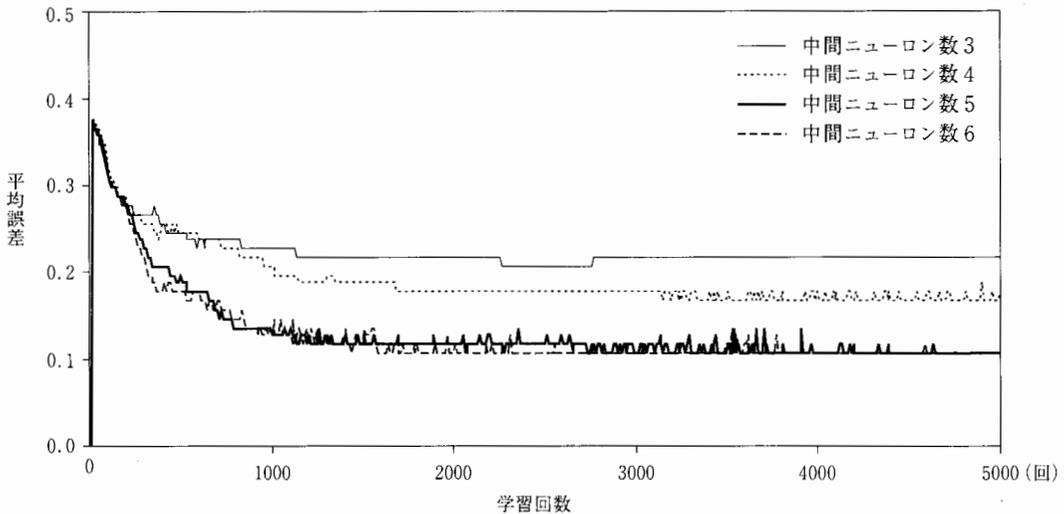
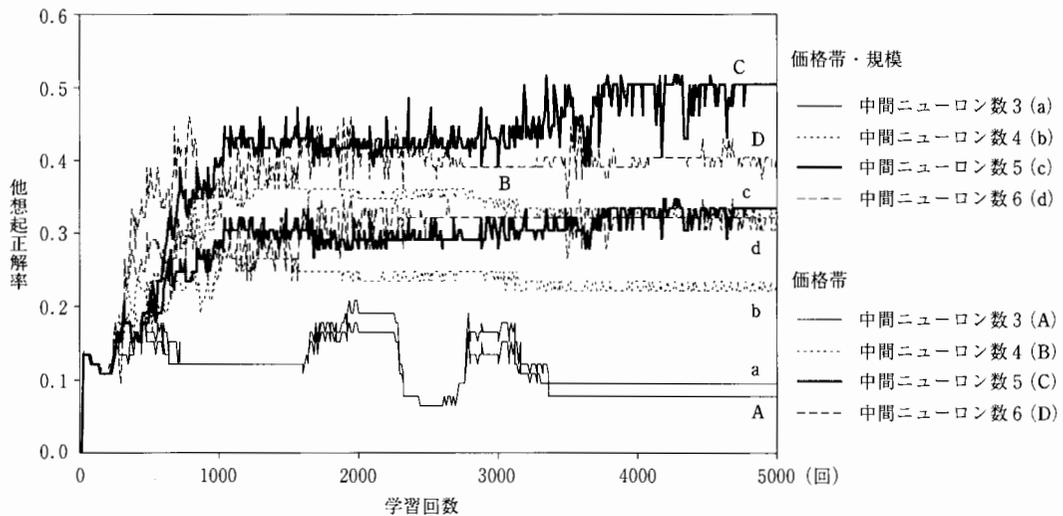


図4 - 他想起正解率の途中経過



グループの教師用データの数はおおむね15前後になるよう調整した。グループ別のデータ概要を表1に示す。

2 学習の実行

前節で作成した教師データセットを用いて、中間ニューロン数が3～6である4種類のNNモデルについてそれぞれ5000回ずつ学習を行なった。通常、中間ニューロン数は出力ニューロン数と同数程度もしくはそれ以下にすることが多い。ここでは、出力ニューロン数が5なので中間ニューロン数は3～6の4通りのモデルを

試み、そのなかで最良のものを選ぶことにした。

各モデルの学習の進み具合を示す自想起の平均誤差の途中経過を図3に示す。平均誤差は、出力値の教師値に対する誤差を5つの住宅グループについて平均したものであり、誤差が小さいほどモデルはより正しく出力していると考えられる。前節で述べた誤差逆伝搬学習則により学習を繰り返していくと、学習回数が増えるにつれて平均誤差は小さくなり、学習が進んでいることがわかる。ある回数以上になると平均誤差は一定の値に収束するか、もしくは振動するようになるので、これをもってNNモデルの完

成とし、学習を終了する。図3より学習回数3000回以降は、中間ニューロン数にかかわらず平均誤差の減少は見られなくなるので、ここでは5000回で学習を終了させている。また、同図における中間ニューロン数の違いによる平均誤差の違いに目を向けてみると、自想起ではニューロン数が多いほど平均誤差が小さい。

次に、モデルの汎用性（一般のデータへの適用力）についてみてみよう。上述の自想起は、学習に用いた応募者データに関してどれだけ正しく出力するかを調べるものであり、他の応募者データへの適用力を示すものではない。そこで、他のデータを用いた想起（他想起）を行なうことにした。他想起とは、学習に用いられていない応募者データ（前節で分けておいた他想起用データ）を入力して、正しい選択住宅グループが想起されれば正解とするもので、モデルの統計的安定性（汎化性）が高ければ他想起の正解率は高くなる。この途中経過を図4に示す。図は価格帯規模で分けた5グループに関する正解率と、3価格帯に関する正解率をまとめて表している。各モデルの学習の最終時点（5000回）での自想起、他想起の結果である、グループ（価格帯規模別）正解率および価格帯正解率は表2にまとめた。図4、表2より、中間ニューロン数が5のときがもっとも正解率が高く、次いで6、4、3の順になっている。中間ニューロン数5のモデル（以下、モデル5）の想起結果がもっともよいので、これをくわしくみていくことにする。

3 モデルの汎化性の検討

モデル5では、他想起の結果、応募者データ数71のうち、価格帯・規模が正解（住宅グループを正しく選んだもの）の数が24、価格帯が正解（3価格帯のうちから正しく選んだもの）の数が36であった。これらの結果より、学習の効果を検証する。

一般に、正解数 n_1 は正答確率 p 、データ数 n の2項分布に従う。ここで、データ数 $n=71$ と充

表2—5000回学習後の正解率

(単位：%)

中間 ニューロン数	自想起正解率		他想起正解率	
	価格帯・規模	価格帯	価格帯・規模	価格帯
3	0.288	0.288	0.085	0.099
4	0.507	0.534	0.225	0.324
5	0.726	0.740	0.338	0.507
6	0.658	0.658	0.324	0.408

分大きいので正規分布と近似してよく、有意水準1%の棄却域境界値は $K_{0.01}=2.58$ である。まず、価格帯・規模正解率について、学習の効果がなくランダムに出力されると仮定すると、正答確率は $p=p_0=1/5$ となるはずである。ところが得られたNNモデルによる実際の正解数は $n_1=24$ なので、

$$\frac{|n_1 - np_0|}{\sqrt{np_0(1-p_0)}} = 2.91 > K_{0.01}$$

となり、ランダム出力仮説は棄却された。すなわち、価格帯・規模で分けた5グループについての学習の効果はあったといえる。

同様に価格帯正解率について、ランダムな出力を仮定すると正答確率 $p=p_0=1/3$ となるはずだが、モデルによる実際の正解数 $n_1=36$ であるので、

$$\frac{|n_1 - np_0|}{\sqrt{np_0(1-p_0)}} = 3.10 > K_{0.01}$$

となる。よって、ランダム出力仮説は棄却され、3価格帯の出力についても学習の効果があったといえる。以上より、価格帯・規模正解率と価格帯正解率ともに学習の効果があり、モデルとして有効であるといえよう。

ここではさらに、このモデルの価格帯・規模の推定力と価格帯の推定力を比べるため、以下の3つの仮定のうちのどれにもっとも該当するモデルであるかを、赤池情報量基準（以下AIC）により検証する。

<仮定a>

このモデルにおいて、学習の効果はなく、モデルに応募者属性値を与えたとき、その応募者が選択するであろう住宅グループをラン

ダムに出力（想起）する。すなわち、それぞれグループの想起確率 p は等確率 $p=p_0=1/5$ である。

〈仮定b〉

このモデルは応募者の選ぶであろう住宅グループについて、価格帯・規模の正しいグループを出力する推定力がある。すなわち、正解グループ i^* の想起確率 $p_{i^*}=\theta_1$ はその他のグループ $i \neq i^*$ の想起確率 $p_i=\theta_2$ より大きい（ただし、全出現確率の総和は1となることより、 $\theta_1+4\theta_2=1$ ）。

〈仮定c〉

このモデルは応募者が選ぶであろう住宅の3つの価格帯に関して正しく出力する推定力がある。すなわち、正しい価格帯 j^* の想起確率 $p_{j^*}=\theta_3$ はその他の価格帯 $j \neq j^*$ の想起確率 $p_j=\theta_4$ より大きい（仮定bと同様に $\theta_3+2\theta_4=1$ ）。

AICは評価基準として、情報量（平均対数尤度）が大きいほどよいとする。平均対数尤度の不偏推定量は、そのモデルにおける、

（最大対数尤度）－（自由パラメータ数）

と近似されるので、これを（-2）倍した指標であるAICが評価基準となり、その値が小さいほどモデルとしてふさわしく、差が1以上のとき有意である（坂本・石黒・北川、1983）。

当NNモデルについて、各グループに対する想起度数 n_1, \dots, n_5 を得る確率 P は多項分布に従い、

$$P(n_1, \dots, n_5 | p_1, \dots, p_5) = \frac{n!}{n_1! \dots n_5!} p_1^{n_1} \dots p_5^{n_5}$$

と表される。したがって、対数尤度 $l(p_1, \dots, p_5)$ は、

$$l(p_1, \dots, p_5) = k + \sum_i n_i \log p_i,$$

$$k = \log \left\{ \frac{n!}{n_1! \dots n_5!} \right\}$$

となる。仮定bでは $\partial l / \partial \theta_1 = 0$, $\partial l / \partial \theta_2 = 0$ を解くことにより、

最尤推定量 $\hat{\theta}_1 = n_{i^*} / n$, $\hat{\theta}_2 = (n - n_{i^*}) / 4n$ を得る。同様に仮定cで、

$$\text{最尤推定量 } \hat{\theta}_3 = n_{j^*} / n, \hat{\theta}_4 = (n - n_{j^*}) / 2n$$

を得る。仮定a、b、cの自由パラメータ数はそれぞれ0、1、1であるので、各仮定のAICは以下ようになる（定数項 k は省略している）。

$$\begin{aligned} \text{AIC}(a) &= -2 \left\{ \sum_i n_i \log \frac{1}{5} \right\} + 2.0 \\ &= 228.54 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{AIC}(b) &= -2 \left\{ n_{i^*} \log \frac{n_{i^*}}{n} \right. \\ &\quad \left. + (n - n_{i^*}) \log \frac{(n - n_{i^*})}{4n} \right\} + 2 \cdot 1 \\ &= 223.15 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{AIC}(c) &= -2 \left\{ n_{j^*} \log \frac{n_{j^*}}{n} \right. \\ &\quad \left. + (n - n_{j^*}) \log \frac{(n - n_{j^*})}{2n} \right\} + 2 \cdot 1 \\ &= 199.4 \end{aligned}$$

以上の結果より、

$$\text{AIC}(c) \ll \text{AIC}(b) \ll \text{AIC}(a)$$

であり、仮定cがもっともよく、次いでb、aの順となる。よって当NNモデルは出力である選択住宅の価格帯・規模5グループ、3価格帯の双方とも推定力は有意にあり、両者のうち価格帯の推定力のほうが価格帯・規模の推定力より有意に高いモデルであるといえる。

4 応募者属性と選択住宅の価格帯・規模の関係（因果性尺度）

学習の効果が検証されたので、モデル5について、ネットワークの内部構造に着目し、入力された応募者の各属性値と、出力された各住宅グループの価格帯・規模の関係を調べることにした。ここでは、出力因子に及ぼす入力因子の影響度を示す「因果性尺度」という指標を導入する。因果性尺度とは、学習によって得られたニューラルネットワークから、入力・出力因子間の関係を定量化する指標である。入力値が $x = x_a$ であることと出力値が $y = y_b$ であることとの関係は入力 x_a から中間層の全ニューロンを通して出力 y_b へ至る各経路の影響の総和と考えられる。中間ニューロン j を通る経路の影響は、

$$\left[\frac{\partial y_b}{\partial x_a} \right]_j = f'(u_b) w_{b,j} f'(u_j) w_{j,a}$$

(f: 変換関数、u: 積和値、w: 重み係数)

と表されるので、因果性尺度Cを全中間ニューロンを経る影響の総和として

$$C(y,b;x,a) = \sum_j \left[\frac{\partial y_b}{\partial x_a} \right] = \sum_j f'(u_b) w_{b,j} f'(u_j) w_{j,a}$$

と定義する (Enbutsu = Baba = Yoda = Hara, 1991)。このように定義された因果性尺度は、以下のような性質を示す。

C > 0 のとき「 x_a ならば y_b 」、

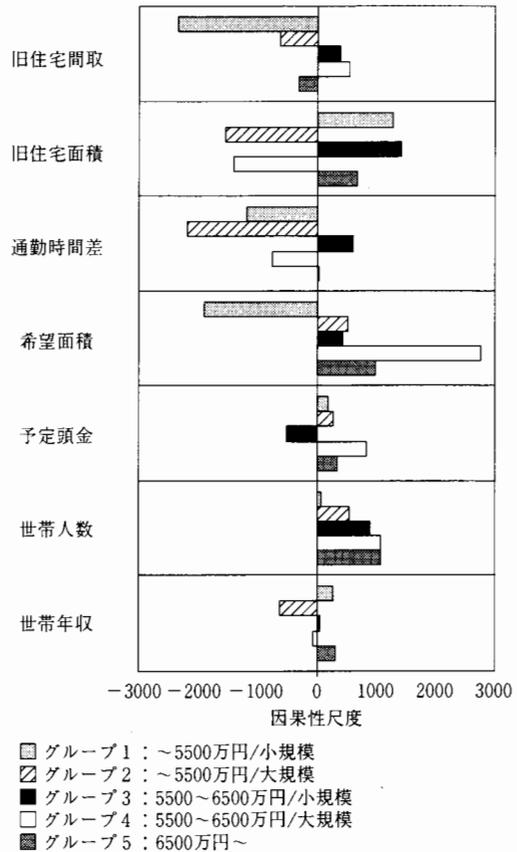
C < 0 のとき「 x_a でなければ y_b 」

となる影響があることを意味しており、絶対値|C|が大きいかほどその影響は大きい。各住宅グループへの出力に対して応募者の各属性値がどれだけ影響しているかを示す因果性尺度の計算結果をまとめて図5に示す。

図5より各要因について考察する。

まず間取りについて、住宅グループ1の因果性尺度が負で、その絶対値が大きい。これは、このグループを選んだ応募者は旧住宅の間取りがより小さい傾向が強いことを示している。同様に、グループ2および5でも因果性尺度は負で、グループ3および4では正である。つまりグループ1、2、5の応募者は、より間取りの大きい住宅へとステップアップする傾向があるといえよう。旧住宅の面積については、住宅グループ1、3、5で因果性尺度が正、住宅グループ2および4で負である。大規模住宅グループ2および4ではももとの面積が狭かったため広い住宅を求める傾向が強くなると思われる。通勤時間差はグループ1および2で因果性尺度の絶対値が大きく、グループ3、4、5の順に絶対値が小さくなっている。低価格帯のグループほど通勤時間の増減が大きく影響しているが、高価格帯グループになるとその影響は小さいということであろう。希望面積の因果性尺度はグループ1から5へと大きくなる傾向にあり、また、入居予定世帯人数の因果性尺度はグループ1から5へ大きくなっている。

図5 - 応募者特性と選択した住宅グループの関係



これらより、入居人数による必要性に応じて規模の大きさが影響をうけていると考えられる。頭金については高額を予定しているほど価格帯の高いグループを選択する傾向がある。世帯年収が多いと小規模住宅、少ないと大規模住宅を選ぶ傾向があるが、その影響は小さい。全体として、入力項目のうち旧住宅の広さに関する要因で因果性尺度の絶対値が大きく、出力項目の選択住宅グループへの影響度が高いようである。今回の分析では、応募者の選択住宅について規模・価格による5グループを出力するモデルを扱ったが、これに規模別出力モデルを加えるとさらに精度の高い分析が可能であると思われる。

おわりに

本稿では、住宅選択行動における応募者特性と選択された住宅の特性との関係を分析するNNモデルを構築した。NNモデルの構築に際

しては、中間ニューロン数を出力ニューロン数と同数に設定すると汎化性の高いモデルとなり、このモデルに他の応募者データを応用すると精度の比較的高い予測結果が得られた。NNモデルの内部構造を解析した結果、入力応募者特性のうち、元の住宅の広さに関する要因項目について、出力選択住宅との間の因果性尺度が大きいなどの結果が得られた。

ここで適用可能性を示したNNモデルは、前述の多変量回帰モデル、ロジットモデルなどと比較して、以下の2点で優れている。

まず、ある応募者の特性データセットを入力することによりその応募者が選択するであろう住宅（グループ）が推定される、個人データを最大限活かしたモデルである。次に、既存のモデルが構造を規定され、要因間の相関などによって制限を受けるのに対して、当モデルは十分な量の適当な入出力データが与えられれば自らモデルを構造化する柔軟性をもっており、応用範囲が広い。これらの特徴を活かして、仮想の応募者層を想定すると供給すべき住宅とその量が細かく推定されるという、さらに精度の高いモデルへの発展も可能である。本稿では入力要因、出力要因を設定したうえで、NNモデルを構築して検討したが、入力要因、出力要因のそれぞれの項目内容およびニューロン数を検討することにより、このようなNNモデルが可能になると思われる。

* 本稿は、1997年10月の住宅経済研究会で発表した内容をまとめたものである。発表の機会を与えてくださった諸氏と、その際に今後の研究への貴重な示唆を与えてくださった諸氏に深く感謝いたします。

参考文献

- Borgers, A., and H. Timmermans (1993) "Transport Facilities and Residential Choice Behavior: A Model of Multi-Person Choice Processes," *The Journal of the RSAI*, Vol.72: 1, pp.45-61.
- Civco, D. L. (1993) "Artificial Neural Networks for Land-cover Classification and Mapping," *IJGIS*, Vol.7: 2, pp.173-186.
- Enbutsu, I., Baba, K. Yoda, M. and N. Hara (1990) "Extraction of Explicit Knowledge From An Artificial Neural Network," *IEEE Tokyo Section*, Vol. 30, pp.101-104.
- Goodman, J. L. Jr., and J. B. Ittner, (1992) "The Accuracy of Home Owners' Estimates of House Value," *Journal of Housing Economics*, Vol.2, pp. 339-357.
- Knight, J. R., Hill, R. C. and C. F. Sirman (1993) "Estimation of Hedonic Housing Price Models Using Nonsample Information: A Monte Carlo Study," *Journal of Urban Economics*, Vol.34, pp.319-346.
- Timmermans, H., Borgers, A., Van Dijk, J. and H. Oppewal (1992) "Residential Choice Behavior of Dual Earner Households: A Decompositional Joint Choice Model," *Environment and Planning A*, Vol. 24, pp.517-533.
- 青木義次・大佛俊泰 (1993) 「ロジットモデルと空間影響モデルを連動した居住地選択行動モデル——カテゴリー変量を説明変量とする空間影響モデル」『日本建築学会計画系論文報告集』Vol.444、97-103頁。
- 青木義次・永井昭子・大佛俊泰 (1993) 「ニューラルネットワークによる地域分類法」『GIS——理論と応用』Vol. 1、11-21頁。
- 伊藤史子 (1996) 「住宅選択行動における応募者特性と住宅特性——ニューラルネットワークモデルによる解析」『日本不動産学会誌』Vol.42、37-45頁。
- 枝村俊郎・河合隆司 (1992) 「ニューラルネットワークによるマイクロ土地利用モデルの開発」『日本都市計画学会学術研究論文集』Vol.27、175-180頁。
- 佐伯克志・岡村勝 (1991) 「住環境の経年変容に伴う評価意識の変化傾向に関する研究」『日本都市計画学会学術研究論文集』Vol.26、181-186頁。
- 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎 (1983) 『情報科学講座——情報量統計学』共立出版、42-64頁。
- 清水教行・肥田野登・内山久雄・岩倉成志 (1988) 「資産価値分析による中高層住宅の住環境の評価手法に関する研究」『日本都市計画学会学術研究論文集』Vol.23、253-258頁。
- 清水英範ほか (1990) 「土地分級結果に基づく用途地域の配置問題」『土木計画学研究講演集』Vol.13、425-430頁。
- 清水英範ほか (1991) 「分級結果に基づく最適ゾーニング問題」『土木計画学研究講演集』Vol.14、441-446頁。
- 久野覚・岡垣晃 (1984) 「居住環境に対する住民の評価回答の安定性に関する研究」『日本建築学会論文報告集』Vol.336、84-91頁。
- 宮城俊彦・中嶋良樹・加藤晃 (1986) 「余剰最大化問題による居住地選択モデル」『日本都市計画学会学術研究論文集』Vol.21、301-306頁。

日本の地価変動要因 主成分分析

西村清彦・吉川英機・上坂卓郎

はじめに

平成にはいつて都市圏の地価、特に商業地の地価は暴落と呼べるほどの下落を示した。それに対するマスコミ等の論調は、「必ず値上がりする」という土地「神話」は事実上崩壊したとするものが大勢を占めた。しかし当初は本音のレベルでは、多くの人はこの下落を一過性のものであり、長期的には再び上昇のトレンドに戻るものと期待していたように見える。市場でこの種の「神話」崩壊の際に必ず起こる全般的な投げ売り（liquidation）の現象が土地市場ではなかなか顕在化しなかった。

しかしながら、こうした「神話」も、ようやく現実の下落の激しさのまえに変化し、今度は逆に、土地は日本全体で、あるいは少なくとも大都市圏では、これからも下がり続けるという「逆神話」のようなものも生まれてきつつある。このような「神話」が生まれること自体土地の価格形成を非合理的なものとする風潮があることを示している。

本稿の目的は、こうした地価変動を、新しい見地から跡づけようとするものである。従来、経済学の分析では、地価の変動が経済理論からみた地価形成と整合的かどうかを検証するという手法が主流であった。その方法は、主として資産市場均衡条件から導出された理論地価の動きを、さまざまなレベルで現実の地価の動きと比べるという方法を採用している。

しかしながら、日本の土地市場は、経済学が

想定しているフリクションの少ない資産市場とは大きく異なっている。さらには、借地借家法にみられるように、裁判所や法的慣行といった経済外の主体による経済取引に対する介入が色濃く存在する。そこで、資産市場理論からの借り物のモデルでは、現実の姿をゆがんで把握する可能性がありえる。

そこで本稿では、できるだけ特定の理論とは独立に、現実の地価の動きとその構造変化をとらえようとしている。そのため、特定のモデルとは独立に分析が可能な主成分分析の手法を用いることにする。

1 予備的分析——変化する単相関関係

本節では、主成分分析に入る予備的段階として、地価変動要因がいわゆるバブル期以前と以後で、どのように変化したかを単相関をもとに見てみよう。もちろん地価は単一要因で決まっているのではないので、単相関は単に suggestive であるにとどまるが、主成分分析のための経済指標選択の観点からみることにする。

地価を表す指標としては日本不動産研究所の『市街地価格指数』を採用し、地価関連指標については、代表的な経済・不動産関連データを50系列あまりをリストアップし、それらを不動産関連、金融関連、経済関連、その他の4分野に区別して検討した。

なお、地価および地価関連指標は半期データ（月次データは半期換算）を使用し、年次データのみ公表の指標もそのままの値を半期データ

(西村氏写真)

(吉川氏写真)

(上坂氏写真)

にしむら・きよひこ (左)

1953年東京都生まれ。1975年東京大学経済学部卒業。1982年イェール大学Ph.D。現在、東京大学経済学部教授。

よしかわ・ひでき (中央)

1942年北海道生まれ。1966年一橋大学経済学部卒業。日債銀総合研究所常務取締役。

かみさか・たくろう (右)

1954年東京都生まれ。1977年東北大学経済学部卒業。日債銀総合研究所調査部副部長。

として代用している。

分析は1970年から95年までの六大都市の商業地および住宅地の市街地価格指数の対前年同期比と個々の地価関連指標の対前年同期比（金利関係の指標は原数値）の推移や相関関係をみた。ただし、地価指標が6大都市に関するものであるのに対して地価関連指標は東京圏や東京都などに関するものであるといったデータ上の制約について留意する必要がある。またここでは、スペースの関係から商業地価と経済指標の相関のみを掲げてある。

表1では商業地の地価を過去の動きから「上昇期」、「安定期」、「下落期」に区切り、各期間の地価と地価関連指標との統計的な相関関係をみている。各期間の位置付けとして、1970年上期から74年上期までは列島改造による、1984年上期から90年上期まではいわゆる「バブル」によるそれぞれ「上昇期」とし、90年下期から95年下期までは「バブル」崩壊による「下落期」とした。そして1974年下期から83年下期までは「安定期」とした。

さらに表1では相関が高いかどうかの目安を係数が0.9前後とし、0.9を超えた高い相関度を示した指標に網掛けを行なっている。

2 地価関連経済指標の主成分分析

地価関連経済指標の個別指標と地価の関連については、単相関では長期的にはっきりと安定的な関係にあるものは少なかった。しかもその関連は時期によって大きく異なることがわかる。したがって、地価関連経済指標を総合的に統合し、しかも時期による構造の変化も取り入れる

ことのできる手法が必要になる。そのうえ、理論モデルの現実との整合性が必ずしも明確でないことから、特定の理論モデルとは独立した手法が必要である。

そこで本稿では新たな手法として、特定のモデルを想定しない主成分分析を試みる。主成分分析に固有な、データの固まりがもつ共通の特性を抽出するという手法を地価関連指標に適用する。

この統計的手法は、経済の状況が不透明でわかりにくい状況においても、理論やモデルを前提にしていないことから、経済データのセットから構造がわかるツールとして有用なものであり、実験計画法やマーケティングその他で広く使われている。この「主成分分析」は地価分析に関してこれまで試みられたことはない。

主成分分析のロジック

主成分分析とは、端的にいえば複数の変数の特徴を同時に読み取るために、変数間に共通して存在する特徴のエッセンスを抽出する統計手法である。ここで簡単にそのロジックを説明する。

いま n 個の経済指標 x_i があったとする。その複数の経済指標に含まれる情報を統合した一つの指標を作ることを考えよう。その際に指標として次のような1次式の形の指標を考えることにする。

$$z = a_1x_1 + \dots + a_nx_n; a_i > 0$$

一般に、変動が大きいほどその変動から大きな「情報」が得られる。ここで「情報」とは、他の変数の変化との関連、というような漠然と

表1—商業地価と指標との相関係数

				全期間	商業地			
				全期間	上昇期	安定期	上昇期	下落期
					70:1-74:1	74:2-83:2	84:1-90:1	90:2-95:2
1	事務所着工	床面積(m ²)	(東京都)	0.623	0.292	0.570	0.594	0.940
2 (CA)	事務所床面積	ストック(千m ²)	(東京23区)				0.989	0.968
3	サービス業用着工	床面積(m ²)	(東京都)	0.491	-0.461	0.471	0.075	0.800
4	建設工事受注	(百万円)	(東京都)					0.884
5	新設住宅着工戸数	(件)	(東京圏)					
6		持家	(東京都)					
7		貸家	(東京圏)					
8		分譲	(東京圏)					
9	木造建築着工	予定額(百万円)	(東京都)					
	木造建築費	(予定額/面積)	(万円/m ²)					
10	非木造建築着工	予定額(百万円)	(東京都)	0.965	0.754	0.845	0.973	0.965
	非木造建築費	(予定額/面積)	(万円/m ²)	0.871	0.899	0.951	0.982	0.939
11 (CS) (FS)	土地取引件数(件)	売買による所有権移転	(東京圏)	-0.475	0.094	0.023	-0.414	-0.429
			(東京都)	-0.542	0.070	0.180	-0.808	-0.726
12 (CS)	新築マンション	契約率(%)	(東京圏)					
13 (CS)	新築マンション	平均価格(万円)						
14 (CS)	新築マンション	供給戸数(戸)						
15 (CS)	新築マンション	在庫戸数(戸)						
16	中古マンション	登録戸数(戸)	(東京圏)					
17	中古マンション	成約戸数(戸)						
18	中古マンション	平均成約価格(万円)						
19 (FA)	オフィス	新規実質賃料(万円/m ²)	(東京)	0.877	0.674	0.939	0.987	0.704
20 (FA)	オフィス	空室率(%)		-0.234	0.623	-0.770	-0.369	0.911
21 (CS)	オフィス	新規実質賃料(万円/m ²)	(東京23区)					0.959
22 (CS)	オフィス	空室率(%)						0.954
23	事務所賃料		(東京)					0.640
24	家賃指数		(東京都)					
25 (CA)	宅建登録者		(全国)				0.989	0.633
26	民間住宅ローン金利							
27	短期金利	短プラ		-0.134	0.547	-0.053	0.120	0.989
28	銀行約定金利			-0.348	0.355	-0.292	-0.369	0.994
29	5年利金債			-0.427	0.325	-0.129	-0.284	0.964
30	上場国債利回り					0.060	-0.157	0.955
31	株価			0.919	0.921	0.968	0.959	0.710
32	対不動産業新規貸付	(億円)		0.902	0.591	0.929	0.960	-0.324
	新規貸付の不動産業比率			0.792	0.365	0.797	0.686	-0.420
	対不動産業貸出残高			0.809	0.979	0.971	0.978	0.971
	貸出残高の不動産業比率			0.859	0.914	0.058	0.893	-0.418
33	不動産資金繰り判断DI					0.541	0.139	-0.012
34	全国銀行預金	(億円)		0.834	0.976	0.951	0.997	0.038
35	マネーサプライ	(M2+CD)	(億円)	0.811	0.988	0.972	0.997	0.909
36	マーシャルのK	(マネーサプライ/名目GDP)		0.633	0.687	0.972	0.992	-0.193
		変動率(%)		-0.141	-0.593	0.345	0.422	-0.688
37	マーシャルのK	トレンドとの乖離		-0.470	-0.364	0.316	-0.985	-0.850
38	手形交換高	(億円)	(全国)	0.916	0.969	0.993	0.936	0.959
			(東京)	0.924	0.965	0.996	0.925	0.950
39	名目GDP	(10億円)	(全国)	0.764	0.967	0.946	0.956	-0.559
		(東京都)	年度値/2				0.988	0.796
40	実質設備投資	(10億円)	(全国)	0.779	0.785	0.886	0.949	0.719
		(東京都)	年度値/2				0.984	0.851
41	実質住宅投資	(10億円)	(全国)					
		(東京都)	年度値/2					
42	実質固定資本形成	(10億円)	(全国)	0.776	0.741	0.725	0.935	0.138
		(東京都)	年度値/2				0.985	0.843
43	鉱工業生産指数	(全国)		0.439	0.892	0.976	0.968	-0.833
44	消費者物価指数	(東京都)		0.639	0.927	0.930	0.954	0.920
45	百貨店販売指数		(全国)	0.799	0.947	0.901	0.873	0.625
46	可処分所得							
47 (CS)	家計貯蓄額	(千円/世帯)	(京浜圏)					
48	農家貯蓄額	(千円/世帯)	(東京都)					
49	就業者数	(万人)	(全国)	0.429	0.642	0.875	0.906	-0.494
50	常用雇用			0.773	0.979	0.897	0.974	0.688
51 (CS)	生産年齢人口	(東京都)		0.889	0.111	0.726	0.934	0.843
52	不動産株(三井・三菱・住友・東急)			0.821	0.444	0.877	0.752	0.601
53	不動産株/日経平均			-0.187	0.972	-0.580	-0.044	-0.102

したイメージで考えてよい。変動が重要なのは、もしある変数あるいは変数から作られた指標がなにも変動しなければ、その変数や指標がその他の変化する変数とどんな関係にあるかを知ることができない、ということを考えれば一目瞭然であろう。そして変動が大きいほど、その変数や指標と、他の変数との関係を、より正確に知ることが可能になる。

そこで、ここで考える n 個の指標の組み合わせからも、できるだけ情報を得ようと考え、 z の分散を最大にするような定数 a_i を考えればよい。ただ、単純に分散を最大にすると無限大になってしまうから、

$$a_1^2 + \dots + a_n^2 = 1$$

という正規化条件の下に最大化することにする。

この最大化問題は、実は解が満足しなければならない n 次方程式をもたらし、この n 次方程式の解は一般に n 個あるが、もちろん最大化を達成するのはそのうちの一つである。こうして得られる最大の分散をもたらし a_1 に対応する z が、第 1 主成分と呼ばれる。

ここで重要な点は、実はこの n 次方程式のその他の解も意味を持っているという点である。それぞれの解に対応する z を次のように並べて分散の大きいほうから第 1 主成分、第 2 主成分、等々と名付けることにする。

$$\text{Var}(z_1) > \text{Var}(z_2) > \dots > \text{Var}(z_n)$$

そうすると第 1 主成分から第 n 主成分までの分散の和は、 x_1, \dots, x_n の分散の和に等しく、さらに主成分同士はそれぞれ無相関になっている。つまり、 x_1, \dots, x_n の変動の情報がすべてこの主成分のなかに取り込まれており、しかもそれぞれの主成分は無相関であるから、いわば x_1, \dots, x_n の変動のなかに相互に絡みあっていた変動の要素を単純にばらした形になっているのである。しかも通常の場合は、変動そのものは第 1、第 2 主成分でほぼ説明されるので、 x_1, \dots, x_n の情報をこの二つに集約できるのである。

実は、主成分分析の実際の応用の場合、問題は第 1、第 2 主成分がどのように経済学的

に意味を持ったものとなっているかである。通常は主成分の意味を取り出すことが難しい場合も少なくないが、地価の場合は後にみるように、きわめて自然な解釈が可能になっている。この点を明らかにしたのが、この研究の重要な成果となっている。

主成分分析を行なう指標の選択

主成分分析では、先験的に重要と思われる経済変数をあらかじめ選択することが重要となる。そこで第 1 節の単相関関係等の分析で得た結果を参考に、変数の選択を行なうことにする。具体的には単相関関係での当てはまりが良いものを中心に採用した。

指標の選択については、まず試行的に①データが 1970 年から 96 年上期まであり、②住宅地関連と商業地関連の指標をバランスよく採用する、③不動産関係指標だけでなく、金融や経済関係指標等も入れるという基準で指標をピックアップした。

以上により、選ばれたものは事務所着工床面積・新設住宅着工戸数・非木造建築費・土地取引件数・オフィス新規実質賃料・家賃指数・全銀約定平均金利・株価（日経平均）・不動産新規貸出・マネーサプライ・手形交換高・名目 GDP・実質固定資本形成・消費者物価指数・生産年齢人口の 15 指標であった。この 15 指標を用いて具体的な主成分分析の作業を行なうこととし、この 15 指標の組合せを便宜上「基本 15 系列」と呼ぶ。

主成分分析の具体的手順

次に主成分分析の具体的手順を説明する。

①データの標準化

単位や桁がまちまちなデータを用いるため、各データ列の平均が 0 で標準偏差が 1 となるように変換を行なう。

②相関行列の作成

標準化データより各データ同士の相関係数を成分とする行列を求める。

③相関行列の固有値と固有ベクトルの計算

今回の15指標データ列からは15組の固有値と固有ベクトルが得られ、これより主成分係数および寄与率がわかる。

主成分係数の値は、一般の相関係数の場合と同じく、(a)係数の正負は、データの増減と主成分の増減の関係を、(b)係数の絶対値は大きいほど主成分と関係の深いデータであることを表している。寄与率は、ある一つの主成分が、データ全体がもつ情報のうちでどの程度のウェイトを占めているかを表している。

④第1主成分、第2主成分を求める(表2)

固有値のなかで値がいちばん大きいものの λ_1 と2番目に大きいものの λ_2 、そしてそれぞれに対応する固有ベクトル e_1 、 e_2 を用いる。

固有ベクトル e_1 の各成分が第1主成分の係数となり、 $\lambda_1 \div (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_{15})$ が第1主成分の寄与率となる(基本15系列では73.6%)。

固有ベクトル e_2 の各成分が第2主成分の係数となり、 $\lambda_2 \div (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_{15})$ が第2主成分の寄与率となる(基本15系列では12.8%)。

このようにして第3主成分から第15主成分まで求められるが、通常第3主成分あたりから寄与率は急激に小さくなる(基本15系列の第3主成分では6.2%)。また、主成分分析を行なう目的が、「複数の指標を同時に見るのが難しいため横断的に存在する特徴を抽出し、構造を見つけ出すこと」にあるので、分析結果からもっとも説明力の高い上位2~3個の主成分を取り出し分析してることが有効である。今回の研究では、第1主成分と第2主成分のみに着目した。これは、一般に寄与率の合計が80%を超えればそれ以下の主成分は無視できることから、今回の第1主成分と第2主成分の寄与率の合計が86.4%に達しているため、この二つの主成分に地価関連の15の経済指標の情報がほとんど集約されているとみられる。図1はそれを第1主

表2—1970年上期～96年上期までの主成分分析アウトプット

データ名	第1主成分係数 =固有ベクトル e_1	第2主成分係数 =固有ベクトル e_2
・(不動産関係)		
事務所着工床面積	0.111	0.572
新設住宅着工戸数	0.077	0.627
非木造建築費	0.289	-0.057
土地取引件数	-0.222	0.197
オフィス新規実質賃料	0.291	-0.022
家賃指数	0.279	-0.209
・(金融関係)		
全銀約定平均金利	-0.210	0.036
株価	0.278	0.178
不動産新規貸出	0.286	0.117
マネーサプライ	0.295	-0.103
手形交換高	0.269	0.177
・(経済関係)		
名目GDP	0.292	-0.153
実質固定資本形成	0.288	-0.052
消費者物価指数	0.271	-0.234
・(その他)		
生産年齢人口	0.286	0.153
	固有値 $\lambda_1=11.0$	固有値 $\lambda_2=1.9$
	固有値 $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_{15}=15$ より、	
	$11.0 \div 15=0.736$ ∴寄与率73.6%	$1.9 \div 15=0.128$ ∴寄与率12.8%

成分を横軸に第2主成分を縦軸にとり半期ごとの推移を描いている。

主成分の解釈

次に、主成分がどのような意味を持っているかを解釈してみよう。

まず、第1主成分についてみる(表3)。

- イ) 全体としての大きな流れは、1989年下期まで増加の傾向にあった。
- ロ) 1973年下期に減少傾向が見られた(第一次オイルショック)。
- ハ) 1978年下期～80年上期に足踏みをした(第二次オイルショック)。
- ニ) 1985年上期～89年下期に大きく増加した(「バブル」発生期)。
- ホ) 1990年上期～92年下期に再び足踏みをした(「バブル」崩壊直後)。
- ヘ) 1993年上期から減少が始まり、95年下期にはいったん持ち直したものの96年上期はまた減少に転じた。

図1 - 基本15系列による分析

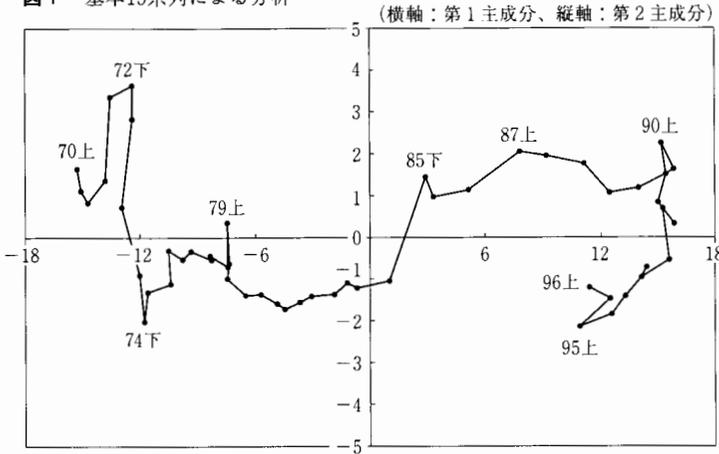


図2 - 第1主成分と名目GDP

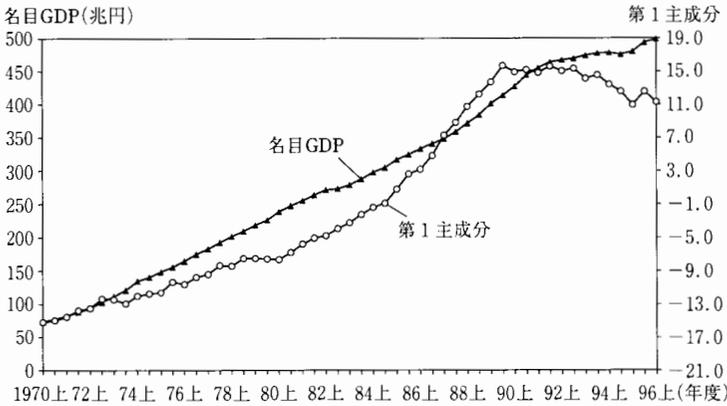


図3 - 第2主成分と地価変動率

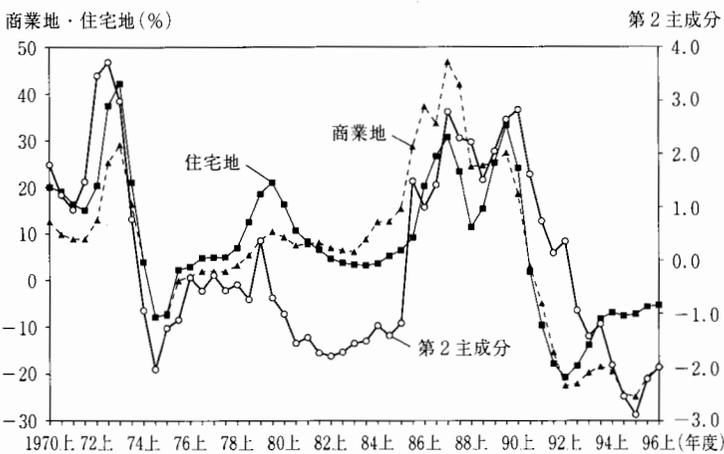


表3 - 第1主成分の推移

期間(年)	1973	78~80	85~89	90~92	93~95	95	96
傾向	↘	→	↗	→	↘	↗	↘

表4 - 第2主成分の推移

期間(年)	1971~72	72~74	75~79	80~85	85~90	95~
傾向	↗	↘	↗	→	↗	↗

この傾向から、第1主成分は不動産市場の長期的変動要因を表していると考えられる。実際、図2より、第1主成分と名目GDPの変化をみると強い相関が見られる。基本15系列において第1主成分と名目GDPの相関係数は0.97である。

次に、第2主成分についてみる(表4)。

イ) 1971年下期~72年下期に大きく増加した(列島改造)。

ロ) 1973年上期~74年下期に大きく減少した(第一次オイルショック)。

ハ) 1975年上期~79年上期に回復傾向を見せていたが79年下期に大きく減少し、85年上期まで低迷した(第二次オイルショック)。

ニ) 1985年下期~90年下期は高水準を維持した(「バブル」発生期)。

ホ) 1992年下期より減少が始まった(「バブル」崩壊期)が、95年下期からは持ち直している。

こうした傾向から、第2主成分は地価の短期変動要因を表していると考えられる。実際、図3をみると第2主成分と地価変動率ではかなり強い相関が見られる。基本15系列において第2主成分と地価変動率の相関係数は、商業地価で0.61、住宅地価で0.65である。

表5—主成分分析に用いたデータ系列および主成分係数

データ名	基本15系列		パターン1		パターン2	
	第1主成分	第2主成分	第1主成分	第2主成分	第1主成分	第2主成分
・(不動産関係)						
事務所着工床面積	0.111	0.572	—	—	0.122	0.512
新設住宅着工戸数	0.077	0.627	—	—	0.100	0.433
木造建築費	—	—	0.276	-0.178	—	—
非木造建築費	0.289	-0.057	0.279	0.024	—	—
土地取引件数	-0.222	0.197	-0.213	0.125	-0.221	0.158
オフィス新規実質賃料	0.291	-0.022	0.281	0.012	—	—
オフィス空室率	—	—	0.033	-0.761	0.032	-0.519
家賃指数	0.279	-0.209	0.271	-0.156	0.291	-0.184
・(金融関係)						
全銀約定平均金利	-0.210	0.036	-0.207	0.322	-0.232	0.154
株価(日経平均)	0.278	0.178	0.275	0.186	0.300	0.134
株価(不動産会社)	—	—	0.239	0.290	0.266	0.230
不動産新規貸出	0.286	0.117	0.282	0.041	0.307	0.050
マネーサプライ	0.295	-0.103	—	—	0.309	-0.124
手形交換高	0.269	0.177	0.263	0.316	0.286	-0.151
マーシャルのK	—	—	0.288	-0.029	—	—
・(経済関係)						
名目GDP	0.292	-0.153	—	—	0.304	-0.151
実質固定資本形成	0.288	-0.052	0.280	-0.116	0.301	-0.088
消費者物価指数	0.271	-0.234	—	—	0.282	-0.187
鉱工業生産	—	—	0.287	-0.009	—	—
・(その他)						
生産年齢人口	0.286	0.153	0.279	0.100	0.304	0.096
寄与率(%)	73.6	12.8	77.3	10.5	66.1	17.6

3 主成分分析の頑健性(ロバストネス)

以上の分析から、主成分分析の有効性が立証されたが、そこで採用された系列が必ずしももっとも望ましいものとは限らない。そこで地価との関係を知るのにより適当な組合せを見つけるために、違うパターンを検討する。

組合せの変更の方法は、パフォーマンス比較の観点より15という指標数や各項目(不動産・金融・経済等)に含まれるデータ数を変えないように2通りの入れ替えを行なっている。それらを「パターン1」、「パターン2」と呼ぶ。結果は、表5にまとめられ、このうち「パターン2」の図は4、5になっている。

この結果、パターン2においては第2主成分の寄与率が17.6%まで上昇した(基本15系列では12.8%、パターン1では10.5%)。

パターン2と基本15系列の比較で、図4のグラフを見ると基本15系列に近い形状となってい

る。第二次石油ショックのあたりの形状が明確ではないが「バブル」後の落ち込みについては大きく出ている。第1主成分と名目GDPのグラフはほぼ同じであり、図5の第2主成分と地価変動率のグラフでは、1990年については同様に遅行しているもののトータルで見るといっばんよくフィットしていると考えられる。

これらの結果から、以下の主成分分析の検討ではパフォーマンスのよかったパターン2の組合せを採用することが適当と考えられる(パターン2の第1主成分と名目GDPの相関係数は0.96、第2主成分と地価変動率の相関係数は、商業地価で0.74、住宅地価で0.64)。

4 主成分の構造変化と「バブル」発生と崩壊

次に、主成分分析で得られた「構造」が、いわゆる「バブル」の発生期と崩壊期に説明力があつたかをみてみよう。

図4 - パターン2による分析

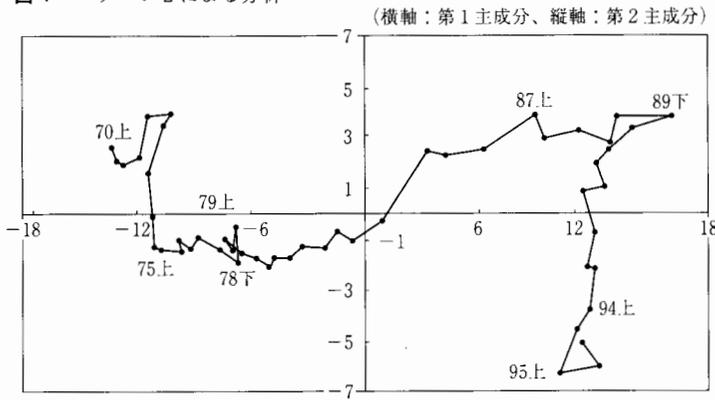


図5 - パターン2による第2主成分と地価変動率

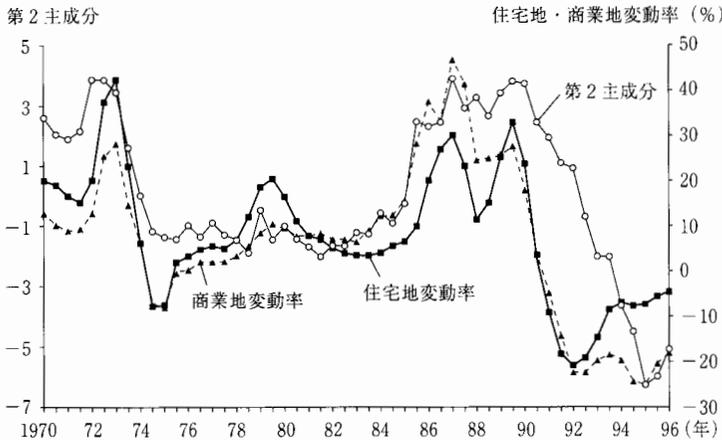
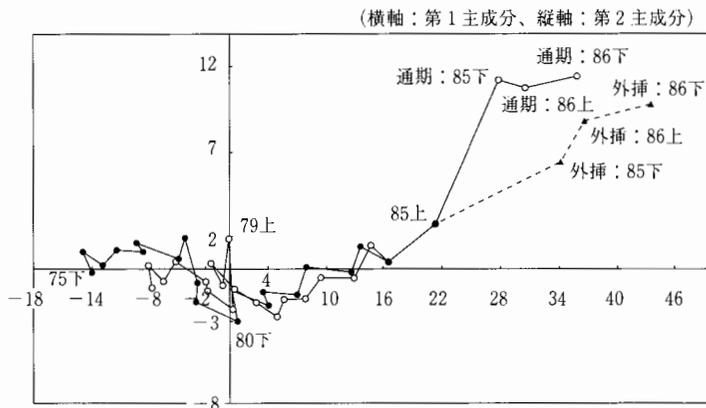


図6 - 1975年下期～85年上期(実績)と1985年下期～86年下期(外挿)



このために、単純な外挿による予測と実績(その意味は後述)を比較することにする。

まず、予測は検討する時期からみて過去10年間の主成分分析から得られた係数を用いて、3期先までの単純な外挿を行なう。この場合その

主成分係数は固定されている(また個々の経済変数は実績値である)。この結果計算された第1主成分、第2主成分を点線で描いたのが図6で「外挿」としたものである。

これに対して、「実績」はすでに説明した、1970年上期から96年上期までのすべての情報を取り入れて主成分分析を行なった主成分係数に対応する主成分を出したものが「通期」としたシリーズで、いわば「実績」の目安となっているものである。図はこの実績の該当期間部分と、上述の10年分析のデータの最終年で接続している。すなわち、主成分分析の期間の違いにより主成分係数の絶対値が違うことから、図6で説明すると1984年下期と85年上期のスケールにあうように、通期実績のグラフを拡大して描いている。

本来であれば、予測値を出す場合、各経済変数の実績値を使うのではなく、予測時点で見られる情報を用いた適切な予測値(たとえば過去1年の平均値を次期の予測値とするなど)を用いるべきであろうが、ここでは一次接近として経済変数の完全な予見を前提にしている。

このテストでは、第1主成分・第2主成分を、前節の議論をふまえて、それぞれ不動産市場の長期的変動要因・地価の短期的変動要因を近似するものとして扱う。そして「実績」で得られる実際の長期変動要因・短期要因の動きを、単

純な第1主成分および第2主成分の外挿により、どの程度把握できているかをチェックした。

期間をA「バブル」発生期（1985年）、B「バブル」崩壊直後（1991年）、C直近（1994年）の3期間に分けて実施してみた。

ここでは紙面の都合でAの結果のみを図6に示してある。この期間は「バブル」発生期であるが、方向性は合っているものの、第2主成分、つまり短期的変動要因を大きく過小に見積もっている。このことは、「バブル」以前の構造の延長線上に「バブル」期がスタートしたのだが、過去に比べてはるかに大きな変動をもたらしたことを意味する。つまり短期変動の sensitivity が著しく上昇したのである。

次に「バブル」崩壊直後をみると、過去のデータに基づく主成分ではまったくといっていいほど説明力がなくなり、明らかに過去の構造からの乖離、つまり構造変化がみられる。

最後に直近の状況を見ると、再び過去のデータにのみ依存する主成分の説明力が高まり、再び比較的安定した構造への回帰がみられるのである。

おわりに

本稿では、できるだけ特定の理論モデルに拘束されない形で、日本の1970年から95年に至る日本の地価変動の構造とその変化を分析した。その分析手法は主として主成分分析である。

まず、準備として、個々の地価変動要因と考えられる経済変数と地価の単相関の変化を跡付けた。その結果、地価と長期的に安定的な関係にある変数は実は非常に少ないことが判明した。これは時間を通じて、そして特にいわゆる「バブル」前と後で、構造が大きく変化したことを示唆している。

この準備のもとに、経済変数を絞り込みながら、主成分分析を行なった。その分析の結果は、いわゆる第1主成分が地価の長期変動要因を表していると解釈でき、第2主成分が地価の短期変動要因を体現していると解釈できることを示

している。

さらに、いわゆる「バブル」発生期は、「方向性」の分析から、基本的にそれ以前の構造の延長線上にあったといえることがわかる。しかし「バブル」発生期の特徴は、それ以前の時期よりも、地価の変動に対する反応はるかに大きかったということであったことが明らかにされた。これに対し、「バブル」の崩壊期は、過去の構造（それ以前のデータに基づく主成分）では説明できず、何らかの大きな構造的変化が起こったことを示している。

参考文献

- Garber, P. M. (1989) "Tulipmania," *Journal of Political Economy*, 97, pp.535-560.
- 伊藤隆敏・広野桂子 (1992) 「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」『金融研究』11巻第3号。
- 伊藤隆敏 (1992) 「住宅市場の効率性」『季刊 住宅土地経済』No.8。
- 経済企画庁 (1991) 『地価の変動等を早期かつ的確に把握する手法に関する調査報告書』。
- 国土庁 (1991) 『地価動向指標開発研究に関する調査報告書』。
- 西村清彦 (1990) 「日本の地価決定メカニズム」西村清彦・三輪芳朗編『日本の株価地価』東京大学出版会。
- 西村清彦 (1991) 「日本の土地市場は効率的か」『季刊 住宅土地経済』No.2。
- 西村清彦 (1993) 「土地利用の動学的効率性と地価」『季刊 住宅土地経済』No.10。
- 西村清彦 (1995) 『日本の地価の決まり方』筑摩書房。
- 西村清彦・佐々木真哉 (1995) 「日本の土地の超過収益率：農地・住宅地・商業地」『経済学論集』60巻。
- 西村清彦 (1996) 「情報の不十分性と地価」『季刊 住宅土地経済』No.15。
- 西村清彦・前川俊一・村瀬英彰 (1997) 「商業地不動産投資の意思決定過程Ⅰ：投資決定の変化」『季刊 住宅土地経済』No.24。

最近のイギリスにおける 不動産保有税制改革

佐藤和男

はじめに

イギリスにおける不動産保有に関する税は、レイト (Rates) として伝統的に定着し、非住宅レイトと住宅レイトとして課税されてきたが、1986年のサッチャー政権による「地方財政に関するグリーン・ペーパー (Paying for Local Government)」をきっかけに、税制改革の嵐がまきおこり、特に住宅レイトを Community Charge に代替することについては人頭税騒動 (the “Poll Tax”) が起こり、サッチャー首相退任のきっかけを作ったことは有名である。

この税制改革は、結果的に、非居住レイトについては、1990年にスタートした Non Domestic Rate (Business Rate) として、住宅レイトについては Community Charge を改めて93年にスタートした Council Tax として定められ、ほぼ決着したと見られる。

ここでは、1995年 (評価期日は1993年4月1日) という「不動産市場における前例のない混乱の時期」に実施後最初の再評価を迎えた Business Rate を中心に、イギリスにおける不動産保有税制の課税の実態とその抱えている課題を報告したい。

1 レイトの発生と変遷

レイトの発生は、13世紀にさかのぼるとされるが、一般的にはレイト課税の根拠は二つの原則にあるとされている。

第一の原則は、増加利益課税 (Betterment

or Beneficial Taxation) で、各人の利益に共通する施設のコストまたは利益に見合うように、納税者間で費用を負担するものである。初期の例として、The Sewers Act (1427年) があり、それは海岸防護費用を土地所有者間で所有地面積の割合に応じて分担するというものであった。

第二の原則は、再配分課税 (Redistributive Taxation) で、社会のより貧しい人々に恩恵サービスを与えるための費用を捻出するための課税であった (貧困者救済法 Poor Relief Act, 1601)。17世紀からの救貧税の流れのなかで、教区民生委員 (overseers of the poor) に、困窮者を保護する責任と、そのための金銭を各住宅や土地所有者から税金 (poor rate) として集める権限を与えた。再配分レイトは、その基盤を土地の価値においたが、そのことは、当時の大規模農業 (土地) 経済下において、支払能力を計る合理的な尺度であり、投票権と結びついたものと考えられた。その後、近代産業社会の成立に伴って、各種のレイトが発生したが、基本的にはこの原則に基礎を置くものであり、近代では、再配分課税原則が増加利益課税原則に対し、優位性を持つようになるとともに選挙により成立した公共団体が課する単純な財産税 (property rate) として確立した¹⁾。

1986年にサッチャー政権が「地方財政に関するグリーン・ペーパー」で提案した地方税制の基本的枠組は、次のようなものであった。

(1)非住宅レイト (Non Domestic Rate) は国税とし、その収益は地方当局に対しその地域

の成人数に比例してすべてを配分する。

(2)住宅レイト (Domestic Rate) は、Community Charge に代替することとし、地域在住のすべての成人によって支払われる。

このうち、Non Domestic Rate は1990年に実施に移されたが、Community Charge は、人頭税騒動の結果、廃止に追い込まれ、メジャー政権になった1993年4月に Council Tax として実施に移された。

2 イギリスの地方財政と税

地方団体の財政システム

イギリスにおける地方団体の財政システムは三つの柱から成り立っている。

- ① 国税としての事業所税 (Non Domestic Rate) の還付金
- ② 地方税としての地方住宅税 (Council Tax)
- ③ 政府補助金

このうち①の事業所税の税収は国庫に納められ、地方団体へは、その成人人口比の割合で配分される結果、比較的企業が少ない地域や一般的に不動産価格が低い地域の不利益が解消される。そして、その最大の財源は依然として中央政府からの補助金であり、後述のように、新システム移行後はその割合が増加傾向にある。

新税制下の地方財政の推移

表1は、1989年以降の地方財政の推移を示しているが、新税制システム導入後、政府補助金が明らかに増加していることがわかる。1992/93年次以降は、毎年50%を越えており、旧制度下に比して地方財政における自己財源は低下している。さらに、実質的な地方財源である事業

表1—地方財政の推移

(単位：10億ポンド)

税制システム (年次)	総額	政府補助金	非住宅 レイト収入	地方税収入	
レイト 1989/90	33,282	13,481(41)	9,595(29)	9,713(29)	
人頭税	90/91	35,851	12,927(36)	10,429(29)	12,251(34)
	91/92	39,472	18,620(47)	12,408(32)	8,533(22)
	92/93	42,021	20,698(50)	12,306(29)	9,521(23)
地方住宅税	93/94	41,506	21,685(52)	11,559(28)	8,912(21)
	94/95	44,536	23,617(53)	10,685(24)	9,239(21)
	95/96	45,595	23,302(51)	11,354(25)	9,777(21)
	96/97	44,821	22,878(51)	12,736(28)	9,201(21)
	97/98	48,200	24,890(52)	12,034(25)	10,230(23)

注) 政府補助金、非住宅レイト、地方税収入の各欄の()内は%を示す。

所税と地方住宅税の比率をみると、やや前者に比重がかかっていることが、企業サイドに重税感をもたせる原因となっているように思われる。

3 事業所税について

事業所税の導入

Non Domestic Rate (一般には、Business Rate と呼ばれるが、ここでは「事業所税」と訳す) は、前述の「グリーン・ペーパー」によって、国税とされ、その税収の全額が地方団体の成人数の比で再配分されるものとして、1990年改革でスタートし、Community Charge とは異なり、その枠組みを残したまま現在に至っている。

それ以前の非住宅レイトは地方団体が税率・税額を決定するものであったが、課税評価額は1973年時点の賃貸市場価格で長期間据え置かれたため、税率が平均で258%と非常に高く、バラツキが大きいという非難が強かった。そこで、1990年の評価方法の改革によって統一事業所税の導入を図ることとし、全非居住資産の再評価が行なわれ、これに基づいて税額の変更が行なわれた。

この税の根拠について、政府文書は、応益税的な説明を行なっている。すなわち、すべての企業は地方団体が提供する各種サービスの受益者である。たとえば道路、警察、消防は企業にとっては直接的な利益であり、教育や住宅等も直接的ではないが企業の利益につながるものである。したがって、このような各種サービスのための費用をまかなう手段として、事業所税が根拠づけられるというわけである。

事業所税の課税システム

事業所税の納税義務者は、通常、非居住不動産の占有者 (occupier) であり、一般的には不動産の自家占有者 (owner occupier) か賃借人 (Leaseholder) であるが、空家、空室の場合には、所有者が軽減税率 (1/2) で支払うこととなる。また、この非居住不動産は店舗、オフィス、倉庫、工場等の商業、業務用不動産が対象となり、住宅地方税の対象となる住宅と不動産を二分する形となっている。

課税価格 (Rateable Value) は、1990年評価においては88年4月1日の、95年再評価にあつては93年4月1日時点における公開市場 (open market) において貸付け可能な年間賃料を表すものとされ、その評価作業は国の評価庁 (Valuation Office Agency) において実施された。この課税価格は、納税者通知書によって知ることができるが、課税価格表 (Rating list) を、地方団体や地方評価庁で受け取ることもできる。

課税額の決定は、地方団体が課税評価額に統一税率を乗じて決定するが、この数値は中央政府が決定することとされており、1995/96年次のイングランド (ロンドンを除く) は43.2%とされていた。したがって、評価額 (年間賃料) が1万ポンドの場合は、4,300ポンドとなるが、多くの場合、この数値は納税額の上限であり、経過措置や軽減措置によりこれ以下となる。なお、実際の賃料との対比では、年間賃料に対し、20%から30%程度の負担とみられるがこのことについては後述する。軽減措置で一般的なもの、空家特例である。空家不動産を所有する場合は、空家になって3カ月は全額、その後は本来納税額の50%を支払うのが通則で、工場・倉庫等については、空家の間は免税となる。

実施後の経過措置と混乱

1990年の新税導入に当たって行なわれた全国統一評価は、88年の賃貸市場価格によるものとして行なわれたが、それ以前が73年の賃貸市場価格であったため、評価額の上昇は物件ごと、

(佐藤氏写真)

さとう・かずお

1933年愛知県生まれ。1956年東京大学法学部卒業。建設省、住宅・都市整備公団を経て、現在、三井不動産株式会社代表取締役専務取締役。

著書：「土地法制と土地税制」(共著、鹿島出版会)

論文：「戦後土地税制史素描」など。

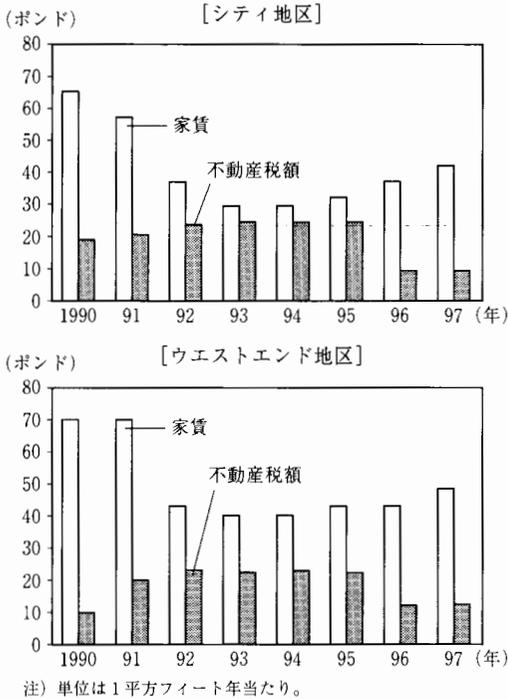
地域ごとにかかなりの差があり、平均では8倍となった。

一方、税率は旧レートにおいては、地域ごとに大きく異なっており、また平均258%と高率であったものを、統一税率体系としたため、税率はおおむね1989~90年の平均1/8程度とした。この統一税率と再評価の上昇程度の違いからする負担額の急激な上昇を避けるための経過措置として、年間上昇率を20% (中小規模不動産については15%) を上限とする措置を採用したが、これはきわめて不人気で、1992年からさまざまな経過措置の修正を行ない、実質的には上昇凍結に近いところまで追い込まれた。

ついで、1995年再評価においては93年4月1日賃貸価格を基礎として行なわれたため、「不動産市場における前例のない混乱の時期」にさしかかることとなった。このため、シティのオフィスで平均51%の減額となり、1㎡当たり670ポンドの評価が165ポンドに下落する例もみられ、結果的に課税負担がロンドンから他地域に移行することとなった。1995年再評価に伴う経過措置も当初、大規模不動産10%、中規模不動産7.5%、小規模不動産5%を上限とすることとしたが、実際は上昇限度額は縮小され、1997/98年次はすべての中小規模不動産について上昇を凍結することとされた。

一方、1995年評価で評価が下落した不動産については、税負担減額の最大幅限度が定められ、1995/96年次および1996/97年次で大規模不動産で5%、小規模不動産10%を上限とすることとなった。しかし、その後この減額をスピードアップすることとなり、1997/98年次で15% (小

図1 純家賃とテナントの税負担



規模20%)を上限、次の2年については、年率30% (小規模35%)を上限として減額することとされている

このような経過措置の相次ぐ修正の背景には、本税の評価方法、課税方法に対する不満がある。具体的には、本税に関する不服審査申立件数は70万3,102件に達し、うち解決27万8,785件、未解決42万4,317件でわずかに39.65%が解決したにすぎないと報告されている(1997年4月末現在)。

1990年以降のシティーを中心とするオフィス賃料の変動は、まさに「不動産市場における前例のない混乱」で、先進国主要都市でも発生したことであるが、これに巻き込まれてしまったことは、スタートしたばかりの事業所税にとってきわめて不幸なことだったといえよう。

なお、1990年以降の賃料下落と税負担増加、その後における賃料再上昇と税負担軽減という賃料変化とテナントの税負担の関係はリチャード・エリス社の資料から明らかに読み取れる。(図1)。

事業所税がもたらす事業上の影響等について

1990年導入された事業所税が企業経営にもたらした影響について、環境省委託による調査レポートは、

- ①負担額は、92~93年において、主要企業(税負担企業)の売上の2%以下であった。
- ②影響の大きかったのは売上高10万ポンド以下の中小企業で、企業規模が小さければ小さきに比例して負担が増加している

とし、一般的に企業に過度の負担をもたらすものでなかったことと負担調整措置は順調に行なわれているとしている。

しかしながら、企業に対する税負担について、売上高10万ポンド以下の企業については売上の7.7~1.8%のパラツキはあるものきわめて重く、10万ポンドを越える企業については、1.3~0.7%と相対的に軽くなっておるもの一般的には旧レイトに比し負担が増加しており、また前述のように負担調整措置は順調とは言いがたく、別のアンケートでもほとんどの企業は本税の支払義務は否定しないものの、「支払能力を考慮しない税として不公平だ」と感じており評価の適正化(定期的な再評価)が必要と考えているとしている。また、本報告書は、売上高以外の基準として経費の6%、利益の19%の平均値が見出せるが売上高以外は信用性が低いとしている²⁾。

本税の導入が商業用賃貸借に及ぼす影響については、別に財政研究所の調査が行なわれている。それによると、旧レイト負担の平均は1987/88年次では平方フィート当たり3.27ポンドであったに対し、1992/93年次では5.1ポンドと税負担が増加したが、これは、商業用賃貸借において、本来は賃料を下げる効果を有するものであるがイギリスでは契約の見直しが5年ごとであることや賃料改訂は増額しか認めないという現状の契約内容から、賃料調整にどの程度の期間を要するかは測定できないとしている。結果として、レイトの増額は、長期的には賃料減額の形で不動産所有者に、中短期的には賃借

人に負担増が生ずるとしている。

このような調査結果から、環境省担当者も本税の統一税率等についての見直しの可能性を示唆しており、今後評価方法および統一税率について活発な議論が予想される。

4 地方住宅税について

Council Tax（仮に「地方住宅税」と訳す）は上述のような騒動の末、1993年4月1日に導入された新税で、定義的には、住宅の価値に基づき課税を行なう財産税（Property Tax）であるが、居住成人者の数を考慮に入れ、納税義務者は住宅の所有者でなく、居住者である点に特色を有する³⁾。

評価帯（bandage）

課税単位は1住戸ごとであるが、住戸の評価は、8段階の評価帯に分類され、後述するように各段階ごとに課税額が決定される基本システムであり、各戸ごとの個別評価額を決定するものではない。この評価帯は表2のように、各戸が1991年4月1日時点の公開市場において正当に売却された場合に決まる価格に基づいて、AからHの8段階の価格帯の一つに分類される。税額は、D帯を基準として、法が定めた倍率によって決定されることとなり、表2の①欄のように、もっとも高いH帯住宅への課税は、D帯の住宅の2倍、A帯の住宅の3倍であって、この倍率に対しては地方団体には裁量権が認められていない。

実際の納税額は、各年の税の総額がその地域の公共団体の歳出額と政府補助金および事業所税還付金との差額として決定され、上述のバランスによって各戸（各人）の課税額が決定される。

納税義務者

地方住宅税の納税義務者は、住宅の所有者でなく居住者とされ、住宅の多くは居住者と所有者が同一であるが、たとえば、空家のように特定の占有者が決定できない場合は、例外的に所

表2—価格帯および平均課税額

①評価帯 (ポンド)	②住宅シェア (%)	③D帯に対する倍率	1993年における住宅ごとの平均課税額(ポンド)
A : 40,000まで	26.2	6/9	342
B : 52,000まで	19.1	7/9	399
C : 68,000まで	21.9	8/9	456(平均的住宅)
D : 88,000まで	14.5	9/9	513
E : 120,000まで	9.1	11/9	627
F : 160,000まで	4.9	13/9	741
G : 320,000まで	3.7	15/9	855
H : 320,000超	0.6	18/9	1,026

有者が義務者となる。

減額措置

納税額は、1個の住宅に2人の成人がいることを前提にしているため、1人の場合は25%、空家では50%、それぞれ減額される（2人以上の場合も増減額されない）。

負担水準

地方財政上は唯一の自己財源である地方住宅税の各個人にとっての負担額は、最近（1997年3月20日）の発表によると、1997/98年次のD評価帯の平均的負担額は689ポンド（前年比6.6%上昇）、大都市圏では779ポンド（前年比7.6%上昇）、ロンドンでは651ポンド（前年比5.8%上昇）である。

このように地方団体の収入上、約1/4を占める地方住宅税の税負担は、イギリスの住宅価格が最近上昇傾向にあるもののいまだ1991年よりやや低いこともあって、負担感は強くないといわれる。このため、本税制については、新政権下においても評価帯とその比率を多少変更することはあるとしても（高級住宅への負担増の可能性）変更の可能性はないということであった。

おわりに

欧米各国の土地・住宅税制とわが国のそれとの比較は、地価税論議の際に高まりをみせて以来、いまだ結論を得ていないように見える。そこで、これまで述べてきたイギリスの不動産保有二税とわが国不動産保有税とを比較して、若干の感想を述べてみたい。

[参考] 日英不動産保有税制 (概要) の比較

税目	課税対象	納税義務者	課税標準	税率 (課税額の決定)	税収	
イギリス 事業所税 (Non Domestic Rate) (Business Rate)	非居住用不動産で店舗、オフィス、倉庫、工場等の商業、業務用不動産。	不動産の占有者、一般的には自家所有者または賃借人。ただし空家、空室の場合は所有者。	①課税価格は、公開市場において貸付け可能な年間賃料。 ②5年ごとの評価替えを行なう。 1990年評価 (88年4月1日時点) 1995年評価 (93年4月1日時点)	①各年の統一税率は、中央政府が決定し地方団体が課税評価額にこれを乗じて税額を決定する。 ②1995/96のロンドンを除くイングランドの統一税率は43.2%とされた。 ③空家、空室の場合1/2とする。	国の税収とし、地方団体の成人数比で全額を再配分する。	
ス 地方住宅税 (Council Tax)	居住用不動産で一戸建、フラット、メゾネット、移動用住宅等を含み、自己居住用も賃貸居住も同一に扱う。	住宅の居住者、一般的には居住者と所有者が同一であるが、空室の場合は所有者。	①各住戸の市場価格——Capital Value——公開市場で売却されたら付されるであろう価格に基づき、AからHの8段階の価格帯に分類される。 ②基準帯(D帯)を基準として各帯の倍率を定める。	①各公共団体の歳出額と政府補助金および事業所税還付金の差が各年の税の総額となり、これを課税標準のバランスによって各戸の課税額を決定する。 ②空家、空室の場合1/2とする。	地方団体の税収 (地方団体の唯一の税収)。	
日本 地 方 税	固定資産税 (土地、家屋分のみ)	固定資産の所有者。	①適正な時価 (地価公示価格の7割程度)。 ②住宅用地の評価額の特例 (一般1/3、小規模1/6)。 ③3年ごとに評価替えを行なう1997年評価は96年1月1日、さらに7月1日までの変動率を反映したものとされた。	①課税標準額に税率を乗じて税額を決定する。 ②標準税率1.4% 制限税率2.1% ③地価公示価格の7割の80%を課税標準の上限とする措置等がある (平成9年度評価)。	市町村の税収 (東京特別区内は東京都が課税する)。	
	都市計画税	市街化区域および市街化調整区域のうち条例で定める区域内の土地および家屋。	①土地または家屋に係る固定資産税の課税標準となるべき価格。 ②住宅用地の評価額の特例 (一般2/3、小規模1/3)	①課税標準額に税率を乗じて税額を決定する。 ②制限税率0.3%。	同上	
	特別土地保有税 (保有分のみ)	昭和44(1969)年1月1日以後に取得した土地の保有 (ただし保有期間10年を超える土地は課税対象外)。	土地の所有者。	土地の取得価格。	①課税標準額に税率を乗じ、固定資産税相当額を控除して決定する。 ②税率1.4%	同上
	事業所税 (事業に係わる資産割分のみ)	東京特別区や指定都市等内において、事業所等において法人もしくは個人が行なう事業。	当該事業を行なう者。	課税標準の算定期間の末日現在における事業所等の床面積。	事業所等の床面積1㎡につき600円を乗じて決定する。	同上
国 税	個人または法人が有する土地および借地権等 (以下「土地等」という) (1,000㎡までの居住用土地は非課税)	国内にある土地等を有する個人および法人。	土地等の価格は課税時期 (毎年1月1日)の時価 (相続税評価額)。	①課税価格から基礎控除の額を控除した額に税率を乗じて決定する。 ②税率0.15%。 ③平成10年より当分の間課税を停止。	国の税収。	

第一に、地方財政との関係では、住宅の居住者や、事務所などの企業の税負担は、地方住宅税または事業所税のみであり、わが国の地方税である住民税、地方法人税などに当たる諸税は賦課されないことに留意する必要がある。すなわち、固定資産税・地価税の個人・企業の負担を考える場合に、地方団体サービスに対する税負担として、わが国では住民税等の諸税を含めて考えるべきであり、これに対してイギリスの場合は不動産保有二税（二重課税は存しない）の負担に限られることを考慮すれば、単純な不動産保有税比較は避けられなければならないことがわかる。

第二に、上述のことと関係があるが、イギリスの場合は両税とも法律上、納税義務者が占有者であって、所有者が例外的に義務者になるのに対して、わが国における地価税、固定資産税は所有者課税を原則として税システムを構成している。それはすなわち、法律上も経済上もその意味を異にし、いずれのシステムがより妥当性を有するかは不動産法則との関係もあって、決められるものではないということである。ただし、二税とも占有者不在の場合の税率を1/2としていることをもって、この部分を所有者の潜在的な負担と考えることもできる。もし、それが許されるとすれば、地方住宅税についてはわが国に比し低額であり、事業所税については、ほぼ同程度ということができるとも考えられる。

第三に、事業所税については、制度の定着にほど遠い状況にあると思われるが、今回紹介したイギリス政府リポートにみるように、企業の恒常的負担である税については、売上、経費、利益等の多面的な負担感から、制度改革の方向を検討する必要があることがわかる。この場合、市場賃料を課税標準とするシステムは、業務系不動産についてはきわめて合理性をもつものと思われるが、それでも統一税率についてこのような不服があることを考えれば、業務系不動産に対して、収益を離れて資産価値が存在すると、これを課税標準とする地価税制度に問題

があることがわかる。さらに、保有税の負担水準のあり方についてのコンセンサスの形成がいかに困難であるかを示唆するものと思われる。

最後に、[参考]として前頁に、両国の不動産保有税制の比較をまとめたが、制度上の特徴としてわが国のそれが複雑・多岐であることが、一目で明らかである。各税目について、それぞれ創設時には根拠を有したものであろうが、できるだけ単純化——固定資産税に統一する等——への方向づけが行なわれることが是非とも望まれる。

* 本報告は、1995年および97年における英国環境省担当者からの資料提供によるもので、その斡旋の労をとられた、在英日本大使館の鳥巢一等書記官（1995年当時）および神山一等書記官（1997年当時）に謝意を表したい。

注

- 1) 以上は、英国環境省資料：“Local Taxation”による。なお、The Sewers Act は定訳が見当たらなかった。
- 2) 仮に売上げに対する税負担が一般的な税負担のあり方の基準として信頼度が高いとすれば、わが国鉄鋼業の土地保有課税負担が、売上高に対し1.03%に達し、諸外国との比較で著しく高いとされていることは、本税が売上高10億ポンド以上の大企業で0.7%平均にとどまるとしてのことからも、妥当な意見といえよう。
- 3) (財) 日本住宅総合センター『イギリスの住宅税制』（1996）で詳しく紹介されている。

参考文献

- IFF Research Limited “The Impact of Rates on Businesses, : An analysis of the impact of non-domestic rates costs on different types of businesses,” Department of the Environment.
- The Institute for Fiscal Studies “The Relationship Between Rates and Rents : An analysis of the relationship between non-domestic rates and commercial rents,” Department of the Environment.
- (財) 日本住宅総合センター（1996）『イギリスの住宅税制』。
- (財) 土地総合研究所（1997）『国際土地保有税制に関する調査報告書』。

内生的成長モデルによる インフラ投資の動学的分析

Futagami, K., Y Morita, and A. Shibata, *Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital*, *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), pp.607-625, 1993.

はじめに

インフラストラクチャー（社会資本）への投資は、乗数効果を通じる需要拡大によって短期的な経済効果をもたらすのみならず、民間部門の生産力の向上による経済成長促進という供給サイドの長期的な経済効果も持つ。

インフラ投資が経済の生産性を向上させる効果を持つことを示した論文 Aschauer (1989) の以来、インフラ投資が経済成長に及ぼす効果に関して、さまざまな研究が発表されてきた。実際の政策においても、米国ではクリントン経済プランで、政府支出削減の一方で、インフラ投資により経済成長を促進することが財政赤字削減プログラムの重要な柱とされてきた。日本でも現在、行財政改革によって財政赤字削減を目指す一方で、長引く不況への対策が望まれており、インフラ投資の経済効果に対する研究の重要性が高まっている。わが国では一方で、公共投資の乗数効果に関する疑問が投げかけられており、どのようなインフラ投資がどのような経済波及効果をもたらすのかに関する実証的な研究を深め、政策に結びつけることが期待されている。

米国でなされている最近の研究の多くは実証分析によるものであり、インフラ投資が実際にどの程度の経済効果を持つかを計測することが目的である。実証分析については、Sturm = Kuper = Haan (1996) が、①生産関数分析、②ミクロ的基礎に基づく分析 (Behavioral Approach)、③VAR 分析、④クロスセクション分析、⑤構造方程式モデル、の5つに分類してサーベイを行なっている。Sturm = Kuper = Haan では、数多くの研究でインフラ投資の効果の測定結果はばらばらであり、計測上に問題のある研究もあるため、「インフラ投資は経済成長に正の効果を持つと思われるが、その規模は明らかではない」と結論づけられており、VAR 分析などの新しい手法による研究が期待されている。日本の

計測例では社会資本の経済効果は、おおむね正の効果が生じているものの、データのタイプや計測方法によりばらつきが大きく、議論の余地が残っている (太田、1995)。

一方、理論分析については、Barro (1990) が内生的成長モデルにインフラ投資を含めた分析を行ない、先駆的な研究となった。Barro の結論は、次の3点である。①厚生を最大化は経済成長率を最大化させることと同じ意味を持つ。②理論から導かれる最適な所得税率は、「社会資本/国民総生産」比率と等しい。③政府消費を考慮に入れた場合も、②の結論は変わらない。

Barro モデルではインフラ投資をフローとして生産関数に含めているが、今回紹介する Futagami = Morita = Shibata 論文では、インフラ投資を投資の蓄積である社会資本ストックに変更し、現実的な設定に近づけている。また、Barro は均衡成長経路 (balanced growth path) を前提としていたが、Futagami = Morita = Shibata では一つの均衡成長経路から新たな均衡成長経路への動学的な推移 (transitional dynamics) も扱っている。

Futagami = Morita = Shibata では、この改良されたモデルを用いて、(1)定常成長均衡解が存在することを証明し、(2)均衡解の動学的推移性の安定性を分析し、(3)所得税率の変化が経済成長や厚生に与える動学的効果も明らかにしている。このような分析過程で、Barro の①、②の結論がどのように変わるかを分析し、②の結論は成立するが、①は成り立たなくなっていることを証明している。

1 モデル

モデルでは、現在から将来にわたる厚生、すなわち家計の効用の最大化が目的関数となっている。ここで、人口は1に基準化されている。

$$\int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

c : 1人当たり消費、 ρ : 主観的割引率

効用関数は、次式のように示される。

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \text{ for } \sigma > 0, \sigma \neq 1$$

$$= \ln c, \text{ for } \sigma = 1$$

σ : 異時点間代替弾力性

生産関数は、民間資本と社会資本を含め、一次同次と規模に関する収穫不変を仮定し、(2)式のように定式化される。

$$q = f(k, g) = k\phi(g/k), \phi' > 0, \phi'' < 0 \quad (2)$$

q : 生産、 k : 民間資本ストック、 g : 社会資本ストック

ここで、社会資本ストックの財源は所得税である。以下の(3)式の左辺が g そのものでなく g の増分になっている点、すなわち g がフローでなくストック概念となっている点が、Barro モデルと異なるこのモデルの大きな特徴である。

$$\dot{g} = T = \tau q = \tau k\phi(x), x \equiv g/k \quad (3)$$

T : 政府収入、 τ : 税率

また、家計(生産者)の予算制約条件は(4)式のとおりである。

$$\dot{k} = (1-\tau)f(k, g) - c \quad (4)$$

すなわち、民間投資は税引後所得から消費を引いた貯蓄によってまかなわれていることを示しており、いわゆる I-S バランス式となっている。

以上のモデル設定で、(3)、(4)式の制約条件のもとで(1)式を最大化する最大化問題を解くと、(5)式が得られる。

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}[(1-\tau)f_k - \rho] = \frac{1}{\sigma}[(1-\tau)\phi(g/k)(1-\eta) - \rho] \quad (5)$$

$$\eta \equiv x\phi'/\phi \quad (0 < \eta < 1)$$

さらに、 $x \equiv g/k$ 、 $y \equiv c/k$ とまとめることによって、(6)、(7)式の動学式が得られる。

$$\frac{\dot{x}}{x} \equiv \frac{\dot{g}}{g} - \frac{\dot{k}}{k} = \tau \frac{\phi}{x} - (1-\tau)\phi + y \quad (6)$$

$$\frac{\dot{y}}{y} \equiv \frac{\dot{c}}{c} - \frac{\dot{k}}{k} = \frac{1}{\sigma}[(1-\tau)(1-\eta)\phi - \rho] - (1-\tau)\phi + y \quad (7)$$

2 定常成長均衡——steady-growth equilibrium

定常成長均衡解が唯一存在することの証明

上述のモデルで得られた(6)、(7)の動学式において、 $\dot{x} = \dot{y} = 0$ を満たす解が定常状態、すなわち定常成長均衡解である。定常成長均衡とは、1人当たりの消費、民間資本ストック、社会資本ストック、生産の成長率がすべて γ で等しくなっている状態である。ここで、定常成長均衡状態にある x^* は、

$$\phi^* \equiv \phi(x^*) \text{ とおく}$$

$$\Gamma(x^*) \equiv [\tau/x^* - (1-\tau)(1-\eta^*)/\sigma]\phi^* + \rho/\sigma = 0$$

を満たすという条件が得られる。これを x^* で微分すると負であり、また $0 < 1-\eta^* < 1$ 、 $0 < \tau/x^* < \infty$ であるため、定常成長均衡解 x^* は唯一の正の解を持つことがわかる。さらに、 y^* も正の解を持つために、次の命題1が導かれる。

[命題1]

$$\bar{\eta} \equiv \eta(\tau/(1-\tau)), \bar{\phi} \equiv \phi(\tau/(1-\tau)) \text{ とおく}$$

$$[(1-\tau)(\sigma + \bar{\eta} - 1)]\bar{\phi}/\sigma + \rho/\sigma$$

が正であるとき、唯一の定常成長均衡解が存在する。

動学的推移性の安定性の分析

(6)、(7)式を書き換え、定常成長均衡解の周りで線形化すると、次の式が得られる。

$$\begin{bmatrix} \dot{x} \\ \dot{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} [-(1-\tau)\phi^* + \tau(\phi^*x^* - \phi^*)/x^{*2}]x^* & x^* \\ [-(1-\tau)(\phi^* + \phi^{**}x^*/\sigma)]y^* & y^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x - x^* \\ y - y^* \end{bmatrix}$$

この係数行列の行列式を計算すると負となり、また固有値は正と負になるため、定常成長均衡は鞍点解であることがわかる。すなわち、 $x = g/k$ の初期値に対して唯一の初期値 $y = c/k$ を選ぶことによって、安定的な局面が得られる。

[命題2]

唯一の定常成長均衡が存在するとき、定常成長均衡に収束するただ一つの安定的経路が存在する。この動学システムの位相図(フェーズ・ダイアグラム

△) を描いてみると、(i) $\sigma + \eta^* > 1$ および、(ii) $\sigma + \eta^* < 1$ で場合分けされるが、いずれの場合も均衡に収束する動学経路が描ける。

3 所得税率変化の長期経済成長への影響

所得税率変化の経済成長率への影響

税率 τ の変化が経済成長率に対して与える影響には、次のような2つの相反する効果がある。

- ① τ の増加が、民間の可処分所得を減らし、民間投資を減らすというマイナスの効果 ((4)式より)
- ② τ の増加が、 g/k 比率を増加させ、民間資本の限界生産性 f_k を上昇させるというプラスの効果 ((5)式より)

しかし、生産 q の社会資本 g に対する弾力性 η を一定と仮定すると、明快な結論が得られる。すなわち、定常成長均衡の成長率 γ^* を τ で微分すると、

$$\frac{d\gamma^*}{d\tau} \cong 0 \leftrightarrow \tau \cong \eta$$

となる。そこで、次の命題が得られる。

[命題3]

η が一定と仮定すると、定常成長均衡の成長率は、 $\tau = \eta$ で最大となる。

この結論は、Barro の結論②と基本的に同じである。

所得税率変化の動学経路への影響

時点0では定常成長均衡状態にあるとして、税率 τ を変更した比較動学の変化を分析すると、次の命題が得られる。

[命題4]

η を一定と仮定すると、 $\eta \leq \tau$ のとき、次のような比較動学結果が得られる。

$$\frac{\partial y(0, \tau)}{\partial \tau} \cong 0 \leftrightarrow \sigma + \eta \cong 1$$

$y(0, \tau)$ は0期時点における税率 τ の下での y を示す。

τ が変化したときの新たな均衡への収束経路を求めると、

- ① $\sigma + \eta > 1$ の場合は、 y ははじめに下方へジャン

プしてその後増加し、 x は徐々に増加する。

- ② $\sigma + \eta < 1$ の場合は、 y ははじめに上方へジャンプしてその後減少し、 x は徐々に増加する。

また、 τ の変化が初期時点の社会資本 g の伸び率に与える影響は正、消費 c および民間資本 k の伸び率に与える影響は負であることが計算される。その後、 g の伸び率が徐々に減少する一方で c 、 k の伸び率が徐々に増加して、新たな均衡へ収束する。

4 税率変化の社会的厚生への影響

この節では、Barro の結論①「厚生を最大化は経済成長率を最大化させることと同じ意味を持つ」が、このモデルでも成り立っているかどうかを確かめる。

$\sigma = 1$ として、効用関数を対数線形に簡略化し、最大化から得られた(5)式の消費の伸び率を効用関数に代入すると、次式の間接効用関数が得られる。

$$U = \int_0^{\infty} [\ln c(0, \tau)] e^{-\rho t} dt + \int_0^{\infty} \int_0^1 [(1-\tau)(1-\eta)\phi(x(s, \tau)) - \rho] ds \cdot e^{-\rho t} dt$$

この効用を税率 τ で微分すると、税率変化の厚生への影響が分析できる。

その結果、動学的推移を取り入れたモデルでは、経済成長率を最大にする税率よりも税率を引き下げたほうが家計の生涯効用を最大化できるという結論が得られ、Barro の結論とは異なる。

[命題5]

η を一定、および $\sigma = 1$ と仮定すると、最適税率は経済成長を最大化する税率よりも低い。

5 今後の展望

Futagami = Morita = Shibata 論文では、社会資本ストックを含めた内生的成長モデルを構築・分析し、以下の3点の結論が得られている。

- (1) 唯一の定常成長均衡解が存在し、その解に収束する唯一の動学的均衡経路が存在することが証明される。
- (2) 生産の社会資本に対する弾力性が一定の場合、こ

の弾力性と等しい所得税率が均衡の長期的経済成長率を最大化する。

(3)経済成長率を最大化する税率は、社会的厚生を最大化する税率と等しくない。対数線形の効用関数の下では、社会的厚生を最大化する税率のほうが経済成長率を最大化する税率よりも低くなる。

この研究の応用の一つとしては、理論分析の結果得られた結論を実際のデータで検証し、より現実的な政策的意味を見いだすことがあげられる。そのような応用例として、Aschauer (1997) を紹介したい。Aschauer 論文では、前半で Futagami = Morita = Shibata 論文と同様に、インフラ投資を含む内生的成長モデルを構築し、経済成長率を最大にする「社会資本/民間資本」比率を理論的に導出している。そして後半で、1970年代、80年代の米国48州のパネルデータを用いて実証分析を行なっている。Aschauer 論文では、政府支出を①コアインフラ投資(道路、上下水道等)、②その他インフラ投資、③政府消費、の3種類に分類する。理論的に経済成長率を最大にする、①「コアインフラ投資/民間投資」比率、②「その他インフラ投資/民間投資」比率、③「政府消費/民間投資」比率を求めると、それぞれ0.444、0.313、0.043となる。これに対して、実際のデータによる平均値では①0.267、②0.179、③0.139になっており、コアインフラ投資とその他インフラ投資は過小であり、政府消費は過大であることがわかる。

このように、理論分析と実証分析を結びつけることによって、インフラ投資の経済効果に関する研究の意義がますます高まると思われる。

また、実証分析面でわが国に関する最近の研究をみると、最適都市規模を扱った Kenemoto = Ohkawara = Suzuki (1996) では、社会資本を含むコブ = ダグラス型生産関数をクロスセクションデータで実証している。しかし、社会資本の生産に対する係数はマイナスとなる場合も多く、これはクロスセクションデータを用いているためと想像される。なぜなら、わが国の社会資本の配分は、生産高の低

い地域に対して、所得再配分のために多く分配されてきたからである。これに対して、浅子・坂本 (1993)、吉野・中野 (1994)、三井・竹澤・河内 (1995) などによる実証分析では、タイムシリーズとクロスセクションを合わせたプーリングデータを用いて、社会資本の生産に及ぼす効果がプラスとなることを導いている。

わが国の景気低迷は、アジアからの輸入を減少させ、アジアの景気回復を遅らせる一因ともなっている。理論的・実証的な研究によって、社会資本の生産効果をいかに高めるかに関する研究のさらなる蓄積が望まれている。

参考文献

- Aschauer, D.A. (1989) "Is Public Expenditure Productive?," *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 177-200.
- Aschauer, D.A. (1997) "Do States Optimize? Public Capital and Economic Growth," Working Paper No.189 (*ewp-mac/9711007*).
- Barro, R.J. (1990) "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, pp.103-125.
- 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.
- Sturm, J.E., G.H. Kuper, and J. de Haan (1996) "Modelling Government Investment and Economic Growth on a Macro Level: A Review," *CCSO Series*, No.29.
- 浅子和美・坂本和典 (1993) 「生産資本の生産力効果」大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』2月。
- 太田清 (1995) 「社会資本の生産力効果の経済分析」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。
- 三井清・竹澤康子・河内繁 (1995) 「社会資本の地域間配分」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。
- 吉野直行・中野英夫 (1994) 「首都圏への公共投資政策」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社。

(藤丸麻紀/慶應義塾大学経済学部研究助手)

●近刊のご案内

『市街化区域内農地における良質な賃貸住宅供給』

定価3,200円(税込み)

本調査は、大都市地域における市街化区域内農地を活用して、良質な賃貸住宅を供給していくことが住宅政策上有効であるとの観点から、首都圏の市街化区域内農地における賃貸住宅の状況を調査し、今後の展開を提示したものである。

最初に、既存の資料を用い、首都圏の賃貸住宅市場動向、市街化区域の宅地化農地(生産緑地以外の農地)の状況および人口動態を把握し、調査対象として賃貸住宅供給数、家賃相場の動向別に5地区を選定した。そのうえで当該地区における地元不動産業者および賃貸住宅居住者へのアンケート調査により賃貸住宅の市場動向、入居者に関する実態を調査し、居住

者ニーズ、賃貸住宅供給にかかる問題点・課題を分析・整理した。

つぎに、農地を活用した賃貸住宅の良好な物件(8例)について事例調査を実施し、今後の賃貸住宅供給についての参考指標を提示した。また、地方公共団体、JAへのヒアリング(3例)により、賃貸住宅供給の際の効果的な体制のあり方を検討した。

『地区計画制度の実績評価と運用方策Ⅱ』 定価2,400円(税込み)

既存文献により、これまでの地区計画の活用実態を概観するとともに、地区の整備・開発の方針、地区整備計画の内容、地区施設の決定状況などを整理している。

さらに、スプロール市街地における整序型の地区計画策定の効果を把握するため、スプロール市街地の形成を防止するタイプの地区計画(134地区)のうち、地区計

画策定後3年以上が経過し、地区施設道路が実現している14地区の事例を抽出して当該市区町の担当者に対するヒアリング調査および現地観察を行ない、地区施設の実現の状況、敷地および建築物に関する計画内容などについて詳細な分析を行なっている。また、地区計画に係わる届出・勧告制度の運用と問題点、条例に関する問題点を整理するとともに、ドイツにおけるBプランの策定事例としてハノーバ市およびシュトゥットガルト市のBプランをとりあげ、図面をもとに計画内容などを分析している。今後の地区計画の活用方策として、①地区計画の方針内容を充実するとともに地区計画方針付図を活用する、②地区整備計画の規制内容の質を維持するためのガイドラインを示す必要がある、などの提言を行なっている。

編集後記

例年に比べ雪の多い東京の冬でした。その幾度かの降雪に磨かれた落葉樹が天に向かって枝を差し伸べている様子は見ていて飽きることがありません。裸になったナラとクヌギの林、青空を背に描かれるケヤキの枝の繊細なシルエット、腰を据えた古いエノキが無数の枝を広げています。近郊の丘はいま早春の舞台になっています。

春はまた職場を去る人、新たに加わる人があわただしく行き交う季節ですが、当センターにとって今年はいっつの節目になりそうです。

当センターの設立20周年に当たった去年は、江戸議長、山本理事長の逝去という悲しい出来事が重なりました。また依然として低金利の状況が続いており、運用収入が上向く見通しは立ちませんが、まもなく決まる新しい執行体制の下にセンターの設立目的達成に向かって調査研究活動を推進したいと存じます。本誌もその重要な柱として継続してゆくつもりです。これまで本誌を支えてくださった研究者の方々および読者の皆様にご心から感謝し、これから一層のご協力をお願いします。(M)

編集委員

委員長——岩田一政
委員——坂下 昇
西村清彦
吉野直行

住宅土地経済

1998年春季号(通巻第28号)

1998年4月1日発行

定価(本体価格715円+税)送料270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
東京都千代田区麴町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)