

住宅政策の基本課題

那珂 正

建設省 住宅局長

財団法人 日本住宅総合センター評議員

わが国の住宅を取り巻く最近の社会経済情勢は、少子・高齢化の進展に伴う投資余力の制約、環境問題の深刻化、高度情報化の進展等、大きな潮流の中で歴史的な転機にあります。また、住宅事情については量的充足は満たされつつあるものの、住宅、居住環境に対する国民のニーズや社会の要請は、「豊かな生活」を求めて高度・多様化しつつあり、それらに合致した良質な住宅ストックは依然として不十分な状況にあります。

建設省においては、このような課題に応えるため、居住空間の拡大、安全で快適な市街地整備に努めることはもとより、財政資金の効率的・重点的投入ができるよう、条件整備・誘導に主軸を移した新たな政策体系の構築に取り組んでいるところであります。一方、長期化する景気の低迷等に対し、内需の柱である住宅投資の促進を図るため、昨年10月以降、住宅金融公庫融資の思い切った拡充、住宅ローン控除制度の創設等、住宅投資拡大に資する施策を総合的に打ち出してきたところです。

平成11年度においては、引き続き公庫融資の拡充措置等を継続して実施するとともに、次のような政策に重点をおくこととしております。

- ・住宅市場改革のための住宅品質確保促進制度の構築
- ・住宅・建築分野の環境対策の推進
- ・高齢者が安心して生活できる住宅供給の促進
- ・安心して子育てが行えるゆとりある居住環境の整備
- ・建築基準法の改正を受けた新たな建築行政の枠組み構築

これらの政策により、住宅投資の拡大を図るとともに、国民の高度・多様化するニーズに適した良質な住宅の供給が行われるよう、より一層努力していきたいと思います。

目次●1999年春季号 No.32

[巻頭言] 住宅政策の基本課題 那珂 正 ——1

[特別論文] 市街地住宅再開発と土地市場の活性化 岩田規久男 ——2

[研究論文] 期限前償還とコール・オプション・プレミアム 岩田一政・服部哲也 ——10

[研究論文] 不動産価格の過剰反応 西村清彦・渡部敏明・岩壺健太郎 ——22

[研究ノート] 権限委譲の経済学 坂下 昇 ——30

[海外論文紹介] 合衆国都市圏における住宅価格、外部性および規制 齊藤裕志 ——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

市街地住宅再開発と 土地市場の活性化

岩田規久男

はじめに

私が毎日通勤電車から見ている、JRの大久保駅と新宿駅との間の風景は、日本の大都市を代表する風景である。鉄道線路脇には低層の老朽化した小さな木造住宅やモルタル住宅が建ち並び、その間を自動車1台通るのがやっとの狭い曲がりくねった街路が通っている。遠くなるにつれて次第に高層ビルが増え、背後には、都庁をはじめとする超高層ビルが建ち並んでいる。ぎっしりと平面を覆い尽くした住宅とビル、粗末な低層住宅と背後の超高層ビルのコントラスト。この前近代と近代のコントラストは、私には悲しいというしかない風景である。

この住宅とビルが無秩序に地面を覆い尽くした都市を、いかに快適で美しい街に変えるか。研究者になって以来、このことが私の念頭から離れたことはない。

しかし人々は、この平面的に無秩序に拡大してしまった都市で、それぞれ、日々の生活を営んでいる。そうした人々の日々の生活を変えずに、街を変えることはできない。都心のオフィスまでJRや地下鉄で20分程度の所にびっしりと建ち並ぶ低層密集住宅市街地は、片道1時間半もかけて通勤するサラリーマンから見れば、いかにももったいない土地の使い方である。しかし、そこに住む人々の中には、高齢者を中心に、道路が狭いからこそ自動車が入ってこれず、住むのに快適で、「自分たちは満足しているのだから、ほっとしてほしい」と主張する人も少

なくない。

それでは、通勤難に苦しむ人々の生活を改善するだけでなく、「自分たちは十分満足しているから、ほっといてくれ」と主張する人々にとってもまた魅力的な市街地住宅再開発はないものであろうか。

1 平面的に高密度な東京圏

東京都心3区（千代田区・中央区・港区）に新宿区を加えた都心4区の面積は、約60km²で、ニューヨークのマンハッタンとほぼ同じである。都心4区の就業人口は約300万人。マンハッタンは250万人である。他方、居住人口は都心4区の約50万人に対して、マンハッタンは150万人で3倍である。1ha当たり居住人口に換算すると、都心4区の86人に対して、マンハッタンは240人になる。

同様のことは、東京の都心8区（都心3区・新宿区・渋谷区・文京区・豊島区・台東区）とパリ市との比較でも言える。都心8区の面積は約110km²であり、パリ市（105km²）とほぼ同じである。しかし、居住人口はパリ市の215万人に対し、都心8区は128万人で、パリ市の60%にすぎない。1ha当たりの居住人口で見ると、パリ市の204人に対して、都心8区は117人に留まっている。

こうした違いは、東京都心では、人々は平面的に居住しているのに対して、マンハッタンやパリ市では垂直方向に居住しているという土地利用の違いを反映している。東京圏（その他の

日本の大都市圏もほぼ同じであるが)では、平面的な居住は都心だけでなく、周辺部まで含めて一般的な居住形態である。そのため、東京は外へ外へと大きく拡大し、都心まで2時間を超える圏内に3000万人もの人が居住している。すなわち、東京圏は平面的にきわめて高密度な都市である。

こうした平面的に広がった都市のデメリットは、第1に通勤時間が片道1時間半とか2時間というように非常に長くなり、通勤輸送能力の限界から著しい通勤混雑を招くという点である。

第2は、通勤時間が長くなるため、家庭での生活時間が短くなり、家庭内でのコミュニケーションが不足することである。また余暇時間も減少するため、文化的な生活を楽しむこともできない。

第3は、住宅開発が外へ外へと進められるため、自然環境が際限もなく破壊されることである。小河川は埋め立てられ、武蔵野の森は伐採されて、今では見る影もない。近くに親しめる水辺空間も緑地もないため、人々は長い時間と高い費用をかけて遠方に自然を求めざるを得なくなる。東京圏に居住する人々は、週日は遠距離・混雑通勤に苦しみ、週末は遠距離・混雑レジャーで疲れ切っている。これでは、週末は家でごろごろしていたいという人が増えても不思議ではない。

こうした状況を改善する有力な方法は、都市の中心部に立体的に居住することによって、周辺部への開発負荷を軽減することである。一言で言えば、コンパクト・シティを目指すということである。この観点から注目されるアイデアに、「アーバン・ニューディール——東京大改造計画」がある。

2 注目される

「アーバン・ニューディール」

従来の市街地住宅再開発は、火災予防の観点から個々の老朽住宅を耐火住宅に改良するといったものが多かった。阪神・淡路大震災以後は、

(岩田氏写真)

いわた・きくお

1942年大阪府生まれ。1973年東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。上智大学経済学部教授などを経て、1998年より学習院大学経済学部教授。

著書：「土地と住宅の経済学」(日本経済新聞社)、「土地税制の理論と実証」(共著、東洋経済新報社)ほか。

これに耐震化の目的が加わった。しかし、こうした個々の住宅を長い年月をかけて修復していくという修復型再開発は、再開発にきわめて長い時間がかかるだけでなく、住環境もそれほど向上せず、新しい住民のために住宅を供給することもできない。修復型再開発は完全に行き詰まっており、個人資産の価値を公的資金を使ってわずかに増大させるだけに留まっている。

21世紀の市街地住宅再開発は、これまでの発想を180度転換するほどのものでなければならない。この点で私が今もっとも注目しているのは、「アカデミーヒルズ・アーク都市塾」で討論されている「アーバン・ニューディール——東京大改造計画」である。

ここで検討されている再開発は、一定地域を既存の関係法規や規制から解放してフリーゾーンとし、新しいグランドデザインをつくり、それに沿って官民の投資を集中させようというものである。これにより、都市の高度利用を促進し、1人当たりの居住空間、執務空間などを飛躍的に増大させ、都市型産業の振興により産業構造の転換を助け、21世紀において豊かな経済社会を構築しようとしている。

3 「勝どき」のケース

この計画では、港区内の6プロジェクトと「勝どき」の1プロジェクトを加えた、7つのプロジェクトが提案されている。港区内の6プロジェクトでは、平均的な容積率を800%、居住面積割合を50%として、1人当たり住居面積が40㎡の住宅を建設することによって、新しく約25万人の居住人口を創出しようとしている。

これにより、港区の居住人口密度はマンハッタンよりも若干小さい、1 ha当たり206人になり、居住人口は現在（約16万人）の2.6倍になる。

次にここでは、7大プロジェクトのうち、「勝どき」のケースを紹介しておこう。

対象面積は36haであり、高さ500mのツインタワーを中心に、敷地内には魚市場、小・中学校、劇場などが配置される。敷地の用途は住宅だけでなく、業務、商業、工業、文化・公共公益などであり、多機能型の街づくりを目指している。ビルの下層階から中層階には、商業・レジャー施設やオフィスが配置され、飲食・宿泊・集宴会も可能である。上層階には住宅が配置される。劇場などの文化施設や、病院・ケアホームなどの医療・福祉施設も整備され、自己完結型のエネルギーシステムまでもが用意されている。

4 超高層ビル型大規模開発のメリット

このように開発面積を大きく取り、容積率を1000%に設定することによって創出されるメリットは、次のようなものである。

第1に、超高層化によって、多くの余剰床が生み出されるので、零細地主でも余剰床の分配にあずかることによって、建て替え費用の相当部分をまかなうことができる。これにより、小規模開発であったならば、資金調達難から再開発に反対したと思われる地主も再開発に参加しようとするであろう。

第2に、居住人口である夜間人口を、現在の4000人から7倍の2万8000人に増やすことができる。増えた2万4000人の人口は現在の中央区人口7万3000人の33%にも相当する。

第3に、居住する人々は通勤難から解放され、その分自由な時間を獲得することができる。自由になった時間を1日当たり2時間とすれば、年間で730時間の自由時間が増えることになる。これは1日の平均労働時間を10時間として、73日も有給休暇が増えたことと同じである。

第4に、再開発地にはさまざまな機能を提供

する施設が整っているから、人々はコンサートや食事を楽しんだり、病気になったときにはすぐ近くで治療を受けることもできる。日常的な買い物や郵便・宅配便サービスなども徒歩圏内で受けることが可能である。

第5に、容積率を1000%にする代わりに、建ぺい率を6%に抑えたことによって、これまでの東京では考えられもしなかったような緑の空間や、歩車道分離型の広々とした、安全な道路の整備が可能になる。

第6に、新しい建築技術を取り入れることによって、阪神・淡路大震災級の地震にも耐えられる、耐久年数が100年からそれ以上の建築物を建設することが可能になる。

第7に、床面積当たりの土地面積が大幅に減少するため、床面積当たりの住宅価格あるいは家賃を大幅に引き下げることが可能になる。試算では、都心でも100㎡程度のマンションを3000万円程度で供給することが可能とされている。ただし、これからは、ライフステージに応じた住み替えを容易にするとの観点から、計画では分譲住宅ではなく賃貸住宅が主体になっている。

5 超高層住宅居住アレルギーについて

それでは、このような超高層居住型の大規模再開発にどのような問題が存在するであろうか。「アーク都市塾」の公開討論会で出された問題点を順次検討しておこう。

第1は、人は500mというような超高層階に住めるのかという問題である。かつて、超高層階居住は人を心理的不安に陥れるという研究が発表され、ヨーロッパでは超高層住宅建設は下火になったことがある。しかし、心理的不安に陥ったのが超高層階居住のためなのか、それとも従前の住民が再開発により、不本意にも高層階に居住せざるを得なくなったためなのかなど、心理的不安に陥った要因を十分に分析しなければ、超高層階居住と心理的不安の相関関係は解明できない。

7大プロジェクトの公開討論会でも、超高層住宅居住に対し、漠然と不安を訴える声もあったが、超高層階居住でもいっそうにかまわないという人も少なくなかった。近年のマンション市場では、高層階ほど分譲価格や賃貸料が高いことからみても、人々の間に高層階居住アレルギーはなくなり、むしろ良好な眺望が評価されているのが実態ではないだろうか。

いずれにせよ、超高層階居住にアレルギーのある人は超高層居住を選択しなければよい。仮に、ほとんどの人が超高層階居住アレルギーをもつならば、超高層階の分譲価格や賃貸料が低下するだけである。この価格低下のリスクを負うのは開発者である。これまで、都市計画や建築規制などについて、そのようなリスクを負わない行政当局が何が望ましいかを決定し、民間に対してあれこれ指示することが多かった。しかし、それは無責任であり、今後はどのように土地を利用するかといったことは——外部不経済を公的にコントロールする必要はあるが——リスクを負う者の決定に委ねることを原則とするべきである。

超高層階居住との関連では、エレベーターの乗り降りがたいへんであるという意見もあった。しかし、エレベーターで3分、鉄道または地下鉄で10分、徒歩5分で職場に着けると、1時間半も満員電車で揺られて通勤するのとどちらが快適かを考えれば、前者のほうがはるかに快適といえるであろう。しかも、日常の買い物などもすべてエレベータープラス徒歩で足りるのである。

6 コミュニティはどうなるか

超高層階居住の第2の問題点は、従前のコミュニティが崩壊し、新しいコミュニティを形成することは困難ではないかというものである。しかし、すでにコミュニティは地縁的なものから、機能的なものに変化しており、この変化は今後もますます進むと予想される。スポーツや趣味を同じにする人たちが、コミュニティを形

成するのが機能別コミュニティであり、大学の同好会がその典型である。現在の日本では社会に出ると、会社ごとにコミュニティが形成されているが、今後はますます機能別コミュニティが発展するであろう。

そのような機能別コミュニティは、超高層ビルを拠点にしても形成することは可能である。アメリカの大学では、学生用の掲示板があり、そこで、「〇〇と××を交換したい」とか「〇〇の会を開催するので、参加を募る」などと、さまざまな情報が掲示されている。住宅・都市整備公団などではミーティング・ルームなどを用意してコミュニティを形成しようとしているが、それよりもこうした情報交換を支援するシステムのほうが機能別コミュニティを形成するうえでは有効であると思われる。このような掲示板があるだけで、たとえば音楽の好きな人は、「ピアノ教えます」とか「コーラスグループを作りませんか」などと掲示するだけで、音楽の好きな人同士のコミュニティが形成されていくであろう。

再開発などによって従前のコミュニティが崩壊すると、高齢者などを世話する人がいなくなるといったことを心配する声もある。しかし、女性の社会進出が進むにつれて、昼間、大人が在宅している世帯は大きく減少しており、近隣の人に高齢者の世話を期待することは難しくなっている。

この状況は低層住宅居住であろうが高層住宅居住であろうが変わらない。このような、今までは近隣の住民に期待されていた福祉的な機能は、今後はさまざまなセキュリティを担当する有料ボランティア（NPOなど）や専門の企業によって担われるようになる。したがって、超高層住宅居住に際して、そうしたセキュリティサービスを受けたい人は、有料ボランティアや企業と契約を結ばばよい。ただし、そのようなサービスを購入できない、低所得者の高齢者や身体障害者などに対しては、公的に資金を援助することが必要であろう。

7 インフラは大丈夫か

第3の問題は、当該地域の居住人口と就業人口が3倍にも4倍にもなる場合、道路や下水道などのインフラが著しく不足するのではないかということである。道路については、職住近接を可能にする都心居住によって、自動車交通量は減る側面もあるが、他方では、宅配便などの交通が増える側面もある。東京大改造計画のような大規模開発では、開発地域内に十分に道路を取ることができるので、開発地域内での自動車交通問題は生じない。しかし、開発地域に隣接する道路に関しては公的な整備が望まれる。この点では、とくに、東京都における都市計画道路の早期整備が重要である。

それに対して、エネルギーや下水道などのインフラについては、提案された開発計画ではすべて開発区域内で相当規模の供給がまかなえるようになっている。これは大規模開発だからこそ可能になる自己完結型のインフラ整備である。

8 「アーバン・ニューディール」を支援するための制度改革

次に、「アーバン・ニューディール——東京大改造計画」の実現を妨げるような制度的な要因を検討しておこう。

第1の阻害要因は、容積率規制などの建築規制である。この計画では、一定地域を既存の関係法規や規制から解放してフリーゾーンとすることが想定されているが、なかでも、容積率規制と日影規制の撤廃が重要である。

容積率規制には、①自動車交通量の抑制と②良好な住環境の維持の二つの目的があるとされている。しかし、①については、容積率と自動車交通量との関係は曖昧である。自動車交通量をコントロールする手段としては、エレクトロニック・ロードプライシングのような混雑料金制度の導入を本格的に考える時期にきている。

これは自動車に電子機器を装備させ、路上に設置されたセンサーから電波を発信して通過車

両を認識し、地域別・時間別に設定された通行料を自動車の所有者から電話の料金と同じように徴収する制度である。混雑している時間帯ほど料金を引き上げることによって、1日の交通量を平準化して、混雑を緩和することを目的としている。さらに、混雑料金収入を財源として新しく道路をつくったり、既存の道路を拡幅したりすることによって、道路混雑を解消することもできる。

このように、エレクトロニック・ロードプライシングには容積率規制とは違って、道路混雑を直接コントロールすることができるだけでなく、道路投資のための財源を、道路投資から利益を受ける自動車利用者から調達できるというメリットがある。最近の情報通信技術の発達は、エレクトロニック・ロードプライシング制度の導入をコスト的にも可能にしており、同制度の導入は夢物語ではなくなっている。

他方、容積率規制のもうひとつの目的である良好な住環境の維持や、日影規制については、東京のような巨大過密都市では、これまでの環境評価基準を見直し、日影規制などに代わる新しい環境指標を取り入れる時期にきている。日本の大都市はゆとりや潤いに欠けるが、これらの観点からは、空地率や緑被率の引き上げを図るべきである。そのためには容積率を上げて、宅地率を引き下げなければならない。東京大改造計画では、日影規制に代わる評価軸として、採光重視の観点から天空率の採用が提案されている。

第2に、耐久性に富んだ超高層建築物にとっては、建物の固定資産税は建設阻害要因になる。そもそも、建物に対する固定資産税には課税の合理的根拠はないから、撤廃すべきである。

それに対して、行政サービスの価値は地価に反映されるから、時価評価の土地の固定資産税には、行政サービスの対価を徴収するという合理性がある。したがって、土地の細分化を促す零細宅地の固定資産税優遇措置を廃止し、時価評価の固定資産税制度を確立すべきである。こ

れによる増税分は、住民税の減税によって相殺することができる。土地の固定資産税は、街路を整備すれば、その周辺の地価が開発利益を反映して上昇することからみて、街路整備の財源としても合理性をもっている。

第3に、ライフステージに応じた住み替えを容易にするためには、賃貸住宅の供給を阻害している借地借家法を改正し、契約期間が終了した場合には、正当事由の有無にかかわらず解約ができる、定期借家権制度を導入すべきである。新しい借家契約については、定期借家権契約を可能にする法案が近い将来国会に提出されようとしているが、「アーバン・ニューディール」政策を実現するためには、既存の借家契約に対しても定期借家権制度が適用できるようにする必要がある。

しかし、定期借家権制度を何らの補償もなく、契約更新時に、過去の借家契約にも適用することには、公正の観点から問題がある。補償の方法としては、従来の家賃と借家人が周辺に移転した場合の家賃の差額の、たとえば、5年分程度を家主が立ち退き料として支払うといったルールを確立することが考えられる。立ち退き料を地価の20%程度に設定するといった判例があるが、既存の借家人が受ける利益は新規家賃と継続家賃との差額であるから、地価に連動した立ち退き料の設定は合理的ではない。

9 土地市場に及ぼす影響

最後に、以上のような市街地住宅再開発が土地市場に及ぼす影響について触れておこう。1990年代に入って始まった地価の下落は、依然として収束の気配を見せておらず、金融機関の不良債権を増大させる原因にもなっている。また、東京や大阪などの大都市の中心部には地上げ途中の土地があちこちに放置され、有効に利用されていない。これに対しては、さまざまな土地流動化対策が提案されているが、当該の土地を利用して定期預金などの金融資産を上回る利益が得られるような見通しが立たないかぎり、

当該の土地の価格は下げ止まらないし、流動化もしない。

地上げ途中の土地を抱えている不動産業者などは、公的主体による土地の買い上げを求めており、住宅・都市整備公団や民間都市開発機構などが売却希望に一部応じている。しかし、公的主体が将来の利用が見込まれないような土地を購入すれば、不良不動産の所有が民間から公的主体に移っただけで、結局は地価低下の損失を税金で穴埋めしなければならなくなる。民間はバブルのツケを公的主体に押しつけるのではなく、自己責任で処理すべきである。不整形な土地を集約して整形化するといったことについても、民間には住宅・都市整備公団などの公的主体に依存しようとする姿勢がみられるが、それは民間自身がやるべきことである。

ここで紹介したアーバン・ニューディール政策は、土地を有効に利用することによって、その流動化を促し、地価の安定化にも貢献するであろう。もちろん地価がこれによって下げ止まっても、高層化、さらに超高層化によって床面積供給は増えるから、床面積当たりの地価は大幅に低下し、それにより、住宅床と業務床の単位当たりコストは大幅に軽減される。

住宅サービスや商業ビルサービスの利用者にとって重要なのは、地価ではなく、床面積当たりのコストである。したがって、「容積率を引き上げると、地価が上昇する」という理由で、容積率規制の緩和に対して反対することには合理性はない。

東京大改造計画の実現によって東京の地価は全体として安定化すると予想されるが、利用価値が高まる土地の価格は上昇するであろう。それによって不良資産が優良資産化し、建築需要だけでなく、さまざまな民間投資が誘発されて、短期的な景気対策のみならず、長期的な経済活性化にも貢献するであろう。

岩田一政・服部哲也論文（「期限前償還とコール・オプション・プレミアム」）は、住宅金融公庫融資の期限前償還リスクについて、オプション理論を用いて分析を行っている。1994年7月に金融機関の金利が自由化されたため、民間金融機関による新しい住宅ローンの開発が進んだ。近年の短期金利の低下によって、民間住宅ローン金利が住宅金融公庫の固定金利を下回るようになり、住宅金融公庫の借入を満期前に返済（期限前返済）し、民間金融機関の変動金利住宅ローンに乗り換える現象が発生した。

オプション理論から見ると、住宅ローンは、毎月一定額を返済し、将来のあらかじめ定められた返済日（満期日）にローンを返済する先物契約である。また、住宅ローンの借り手は、満期日の前に、将来債務返済の義務と引換えに、いつでも住宅ローンを買戻す（期限前償還する）権利をもっている。よって、住宅ローンはコールオプション付きの債権であり、住宅ローン市場における期限前償還のオプションプレミアムは、コール条項付きスワップのプレミアムとして解釈することができる。また、借り手が住宅ローンの返済ができずに債務不履行に陥った場合には、残存する住宅ローン元本で、購入した住宅（時価評価）を銀行に売却することができるプットオプション付きの債権でもある。

本論文の目的は、住宅ローンのデフォルト（債務不履行）と期限

前償還という選択（オプション）を考慮すると、住宅ローンのオプション調整後の価値がどのようになるかを求めることである。ただし、デフォルトによって金利や元本支払いが停止された場合でも、政府保証があれば期限前償還の場合と同様の扱いをすることができる。さらに、借り手が転居や転職などの理由から、住宅ローンの返済期限以前に返済を完了する場合も扱っており、住宅ローン価値が返済期限前に消失するケースも導出している。この場合には、期限前に住宅ローンが償還されるリスクがどの程度の確率で発生するかを仮定する必要がある。①ポワソン過程に従うと仮定する場合と、②条件付期限前償還率を計測する場合の二つについて分析している。

住宅金融公庫の「任意繰上償還額」は1995年度には9.9兆円にも達している。住宅金融公庫など公的な融資については、より金利の低い公的融資への借換えが認められていないが、民間住宅ローンでも、より低い金利の住宅ローンへと借換えが発生している。また、住宅金融公庫では、1982年10月に導入された段階金利制度（11年目以降にはより高い金利が適用される制度）があり、財政負担を抑制することにはなるが、借り手の期限前償還を促進する仕組みともなっている。

導出されたコール・オプション・プレミアムは、①初期の金利水準が高く、満期までの期間が長いほどプレミアムは大きい、②初

期の金利水準が低い場合には、オプション・プレミアムはほとんどゼロとなっている。

財投改革によって、住宅金融公庫は従来のように郵便貯金・簡易保険・年金に原資を頼らず、2001年からは、市場からの資金調達（財投機関債・政府保証債・財投債のいずれか）に向かおうとしている。今後の公的住宅金融の金利設定にあたっては、本論文で試算されたオプション・プレミアムを上乗せした金利の設定が必要であると思われる。



西村清彦・渡部敏明・岩壺健太郎論文（「不動産価格の過剰反応——日本の場合」）は、1980年代後半に経験した不動産価格の高騰を実証的に分析している。「合理的バブル」の議論では、地価高騰の予想が自己実現的にバブルを引き起こすことは説明できるが、なぜバブルが1980年代後半に発生したかは説明できない。西村清彦氏の一連の研究では、非ワルラス型資産市場では、市場で取引する人々の予想のバラツキが大きいために、資産価格が「収益の割引現在価値」から乖離して過剰に反応する可能性が指摘されている。土地市場では、それぞれの土地は立地も異なり、周囲の環境や利便性も異なっているため、同じ品質の商品のようにワルラス的な市場形成が難しく、売り手と買い手の間で、相対で取引されるケースが多い。

本論文の理論分析では、①予想

の分布が「ポアソン分布」の場合には、分布の散らばりが大きいほど、予想しない価格の変化に対する感応性は上昇する。さらに、(2)予想が「正規分布」に従う場合には、価格の値上がり期待できる「強気」のとき、分布の散らばりが大きいほど、予想しない価格変化に対する感応度は大きくなるが、「弱気」（値下がり期待）のときには、感応度はあまり変化しないという結論が導かれている。

実証分析では、不動産価格の予想されない変化が、地価にどのような影響を与えるかを分析している。ここでは、不動産価格の予期されない変化（イノベーション）を、不動産収益率からOLSで推計したファンダメンタル値の残差から求めている。実証分析の結果では、住宅地の収益率に関しては、投資家の予想の散らばりが大きいほど、ファンダメンタルズの変化に対する感応度が上昇するという結果となっており、理論的帰結を支持する形となっている。

また、商業地に関しても、ある程度理論分析と整合的な結果が得られており、興味深い研究結果である。ただし、金融変数であるマネーサプライが、商業地の収益率に対して統計的に有意な影響を与えていない点や、2変量自己回帰モデルを用い、ラグの次数を2としている点など、今後さらに実証分析を深める余地は残されていると思われる。



坂下昇論文（「権限委譲の経済

学」）は、スコットランドのアバディーン大学のNewlandsによる研究をもとに、地方分権化の経済的帰結はいかなるものかを論じている。

政府の機能には、(1)経済の安定化機能、(2)資源配分機能、(3)所得再分配機能、(4)成長機能があり、中央政府と地方政府の二つの主体によってこの機能が担われている。再分配政策を地方政府に委ねると、異なる再分配政策の間での衝突、矛盾を引き起こす恐れがあり、中央政府によって統一的になされることが要請される。しかし、その実施にあたっては、地方政府によって担当されるほうがより効率的である。

これに対して、資源配分機能としての公共財の供給機能は、地方政府によって担われたほうが好ましい。というのは、個々の住民の選好に関する情報は、地方政府のほうが得やすい立場にあるからである。この立場に立てば、中央政府から地方政府に与えられる地方交付税（grants）は、中央政府が徴収した税を地方政府の活動に回し、より住民の選好に合った支出を行うとともに、地域間の格差を均等化させる機能を果たす。

しかし、「中央政府」と「地方政府」の中間におかれる「地域政府」が行ったほうがよいと思われる公共サービスも存在する。たとえば、(1)高等教育のように、ある程度の規模の経済が働くサービスがある。また、(2)地域間のほうが、特定の地方よりも人口移動が少な

く、(3)外部性を内部化しやすく、(4)地域間のほうが、地方間よりも格差が少ない、などの理由もあげられる。

さらに、経済成長機能も地域間政府のほうが効率的なケース、たとえば、工業用地、交通通信施設などのインフラストラクチャー、地域の技術振興・研究開発などで見られる。ただし、地域の成長機能を果たす主体としては、政府よりも、エージェンシー（Agency）によって運営されるほうが好ましい場合もある。その理由としては、(1)官僚の非効率性を回避できる、(2)民間専門人の熟達した技能を採り入れられる、(3)政治的な影響を最小限に抑えることができるなどの長所をもっているからである。

わが国では、近年の景気低迷に対して、多額の公共投資がなされているが、その効率性・所得再分配機能についての見直しが迫られている。中央政府・地方政府・地域政府・エージェンシーなど、どの主体が政策を立案し、実施することが好ましいのか。イギリスでは、1990年代に入って、PFI（Private Financial Initiative）による民間資金を利用したエージェンシー的発想による公共サービスの提供が始められている。わが国でも、坂下論文で紹介された理論的整理を参考に、この分野での実証分析をさらに推し進めることが必要ではないかと考える。（Y）

期限前償還と コール・オプション・プレミアム

岩田一政・服部哲也

はじめに

本稿では、日本における住宅ローン債権証券化の観点から住宅ローンの期限前償還の決定要因、資産価格決定モデルを概観し、住宅金融公庫融資の期限前償還リスクの評価を行った。住宅ローンは、期限前償還というコール・オプション条項付きであるばかりでなく、デフォルトというプット・オプション条項付き債権である。住宅金融公庫融資において借換えは認められていないが、仮に借換えが認められる場合には、公庫融資金利は、そのリスクを調整するためにコール・オプション・プレミアム分（0.1～1%程度）だけ金利を高めることが必要になる。現在の財政投融资制度を前提とした場合、潜在的な借換えに対して必要とされる一般会計の補助金は、最大2152億円程度に上ると推定される。公庫が保有する住宅ローンを証券化する場合には、このプレミアムは国民の税負担とはならず、市場の投資家が負担することになる。

1 住宅ローンとオプション

オプション理論による解釈

オプション理論の観点から解釈すると、住宅ローンはいくつかのオプションが組み込まれた金融派生商品であると解釈することができる。

まず第1に、住宅ローンを借りた家計は、毎月一定額を返済するが、これは将来の定められた返済日に、あらかじめ定められた返済額でローン借入れを支払う先物契約を、貸し手である

金融機関と結んでいると解釈することができる。

第2に、住宅ローンの借り手である家計は、期限前償還を行うことにより、残存住宅ローン元本と将来の返済義務を交換できる。期限前償還は、借り手が「将来債務返済義務と引換えにいつでも債権（住宅ローン）を買い戻す」権利をもっているという意味で、住宅ローンはコール・オプション付きの債権である。逆に、郵便局の定額貯金は、その保有者が「債権放棄と引換えにいつでも債権を売却できる」権利をもっているという意味で、プット・オプション付き債権である。

このコール・オプションについては、既存の契約住宅ローン金利 (i^c) が、現在の住宅ローン金利 (i) を上回る場合に行使し、下回る場合には行使しないことが最適な政策である。

$i < i^c$ コール・オプションを行使する。

$i > i^c$ コール・オプションを行使しない。

日本の住宅金融公庫の融資の場合には、コール・オプションの行使に制約がある。公庫融資については、契約中の融資を解約し低利の公庫融資へ借換えることが認められていない。そこでこのオプションは、民間金融機関の固定金利型住宅ローンの金利が公庫ローン金利を下回る場合のみ行使される。民間金融機関の住宅ローンにはそうした制約がなく、手数料を支払うことによって低利の融資へ借換えを行うことができる。

ここで注意すべきことは、仮に現行住宅ローン金利が既存契約住宅ローン金利を上回る場合

(岩田氏写真)

いわた・かずまさ
1946年東京都生まれ。1970年東京大学教養学科卒業。経済企画庁経済研究所主任研究官、OECD経済統計局財政金融政策課を経て、現在、東京大学大学院総合文化研究科教授。
著書：「現代金融論」（日本評論社）、「経済制度の国際的調整」（日本経済新聞社）ほか。

(服部氏写真)

はっとり・てつや
1967年大阪府生まれ。1996年東京大学経済学部卒業。1998年東京大学大学院総合文化研究科国際社会科学修士課程修了。現在、同博士課程在学中。
論文：「競争法の経済分析」（修士論文）。

にも期限前償還が行われることである。これは、転居や住宅ローンの債務承継 (Assumption) が住宅資産購入者によって行われないなどの理由によって、期限前償還が発生するからである。日本の場合、退職金が入った時点で一括期限前償還を行うことがある。これらの期限前償還は、最適なコール・オプション政策と比べて「サブ・オプティマル」な政策であるといえる。

第3に、住宅ローンの借り手である家計は、その保有する住宅を手放し、住宅ローン債務と交換するという債務不履行 (デフォルト) を選択することも可能である。デフォルトは、借り手に「デフォルト時点で残存住宅ローン元本で貸し手に住宅 (時価評価) を売却することができる」権利があることを意味しているので、住宅ローンはプット・オプション付きの債権であるということになる。

住宅資産市場価格 (MVH) と残存住宅ローン元本 (F) との差は、エクイティまたは正味資産と呼ばれている。ここで正味資産は以下の式で定義される。

$$\text{正味資産} = \text{住宅資産市場価値 (MVH)} - \text{残存住宅ローン元本 (F)}$$

この正味資産が、ゼロまたはマイナスになると、プット・オプション (デフォルト) はイン・ザ・マネーになる。他方、正味資産 (エクイティ) がプラスになると、コール・オプション (期限前償還) がイン・ザ・マネーになる。すなわち、

$$\text{正味資産} = \text{MVH} - \text{F} > 0 \quad \text{プット・オプションがイン・ザ・マネー}$$

<0 コール・オプションがイン・ザ・マネー

ここでアメリカの場合には、住宅資産を売却する時に、住宅ローンを住宅資産の購入者に債務引受けさせることが可能である。住宅ローン債務は、承継によって移転されることになる。日本の場合には、民間金融機関の住宅ローンでは正味資産が負であると「担保割れ」となり抵当権が外れないために、この不足額を抹消しないと売却は不可能になる。最近では買換えの場合、この抹消分をローンの一部に組み込む商品が登場しているが、不足額を抹消し一度債務を決済しなければならない。住宅金融公庫融資では、一定の条件が満たされる場合には、住宅資産購入者に債務を引受けさせることを認めている。いずれにしても日本の場合は、アメリカと比べてデフォルトというプット・オプションを行使するうえで制約が存在している。

なお、アメリカの商業モーゲージ・ローンは、期限前償還ができないので、デフォルト・リスクのみ存在するノン・リコース・ローンである。したがって、プット・オプション条項のみを備えた債権であるということになる。

第4に、1995年以降、民間金融機関が提供するようになった一定期間固定金利選択型住宅ローンは、円-円での金利スワップの活用によって可能になった。

さらに興味深いことに、第2の住宅ローン市場における期限前償還のオプション・プレミアムは、金利オプション市場におけるコール条項付きスワップのプレミアム (スワップションのプレミアム) として解釈することが可能である

(高橋1998)²⁾。また、変動金利型住宅ローンの金利に上限値、下限値を事前に決定している場合には、これもオプションとして定式化することが可能である。

オプション理論に基づく住宅ローンの価値決定

以上述べた住宅ローンとオプションの理論の関係のうち、デフォルトと期限前償還に関係するオプションを考慮した場合に、住宅ローンの(オプション調整後の)価値がどのように決定されるか、「状態依存型債権モデル」に基づいて考えることにしよう。「状態依存型債権モデル」では、すべての債権が自由に資本市場で取引されることが前提されている。そこで以下では、住宅金融公庫が自ら保有する住宅ローンを証券化し、公庫パススルー債券(プールしたローンを信託機関に信託して発行される受益権証券)や公庫住宅ペイスルー債券(ローンの所有権は投資家に移転しないが、元利支払いは原債権にリンクした債券)を発行したとして議論を進めることにしたい。

単純化のために資本市場は完全であり、取引費用はゼロであると仮定する。リスク中立的な借り手は、期限前償還、債務不履行という二つのオプションを行使することによって、富の最大化を図ると仮定する。このオプションを行使するかどうかは、リスク・フリーな市場利子率と住宅価格の動向に依存して決定される。

市場利子率は、以下のような平均値回帰型の平方根利子率ディフュージョン過程(定常的なマルコフ過程)、住宅価格は対数正規ディフュージョン過程(幾何ブラウン運動)に従うと仮定する(前者についてはCox, Ingersoll and Ross 1981を参照)。

$$dr = b(r)dt + s(r)dz \quad (1)$$

$$dH = (r_H - d)Hdt + s(H)Hdz_H \quad (2)$$

$$dzdz_H = \rho(r, H, \tau)dt \quad (3)$$

$$b(r) = k(m - r) \quad (4)$$

$$s(r) = sr^{0.5} \quad (5)$$

ここで $b(r)$ は瞬時的な利子率の期待された変化を示しており、 k は平均値への収束速度、

m は利子率の定常的な平均値を表している。この仮定の下では、利子率はゼロや負になることはない。また、 $s(r)$ 、 $s(H)$ は利子率、住宅価格の瞬時的な標準偏差、 r_H は住宅資産の期待収益率、 d は(帰属)家賃、 dz 、 dz_H は標準的なヴィーナー過程に従う。

$$E[dz] = 0, E[dz_H] = 0 \quad (6)$$

$$E[dz^2] = dt, E[dz_H^2] = dt$$

ρ は金利と住宅価格に対する攪乱の瞬時的な相関係数を示している。(2)式において家賃収入が期待住宅資産収益率から差し引かれているのは、帰属家賃収入は住宅ローン債券保有者には手に入らない収入だからである。また、幾何ブラウン運動をしているので、 H は負になることはなく、一度ゼロになればゼロで止まることになる(ゼロでのアプソーピング・バリアー)。

(i) 期限前償還リスク

まず最初に、デフォルト・リスクの存在を無視し、期限前償還のオプションのみを考慮することにしよう。たとえば、ジニーメイ(政府全国モーゲージ協会; GNMA) の場合には、政府保証のついたモーゲージ・ローンを買上げているので、デフォルト・リスクはゼロである。さらに、この買上げたモーゲージ・ローンを証券化したジニーメイ・パス・スルー債もデフォルト・リスクはゼロである。換言すると、デフォルトによって支払いが停止される場合も政府保証があれば、期限前償還の場合と同様の扱いを行うことができる。

この場合、住宅ローンの価値 V は、利子率と時間の関数で表される ($V = V(r, \tau)$)。利子率がディフュージョン過程に従うので、コール条項付き固定利子債権である住宅ローン債券の価値も、以下のようなディフュージョン過程に従うことになる。

$$dV = [a(r, \tau)V - C(\tau)]dt + h(r, \tau)Vdz \quad (7)$$

$$a(r, \tau) = r + R(r)h(r, \tau) \quad (8)$$

ここで C は毎月の住宅ローン返済額、 $h(r, \tau)$ は住宅ローン収益率の瞬時的な標準偏差を示し、 dz は標準的なヴィーナー過程に従う。また、

Rは金利リスクの価格を示している。仮に「局所的期待仮説」(Cox, Ingersoll and Ross 1985)が成立しているとするれば、リスク・フリーなディスカウント債の瞬時的な期待収益率は r に等しく、したがって利率の期間構造に関するリスクを無視することが可能である。

なお、毎月の住宅ローン返済額(C)は、元利均等償還方式を仮定すると毎月返済額が一定(C)であり、 n 年満期の住宅ローン契約時点の元本($F(0)$)、契約固定金利の間には τ 時点において、以下のような関係が成立している。

$$C(\tau) = i^c F(0) (1/1 - e^{-i^c n}) \quad (9)$$

$$F(\tau) = [C(\tau)/i^c] [1 - e^{-i^c n}] \quad (10)$$

したがって、 τ 時点における毎月返済額・残存住宅ローン元本比率は、

$$C(\tau)/F(\tau) = i^c / (1 - e^{-i^c (n-\tau)}) \quad (11)$$

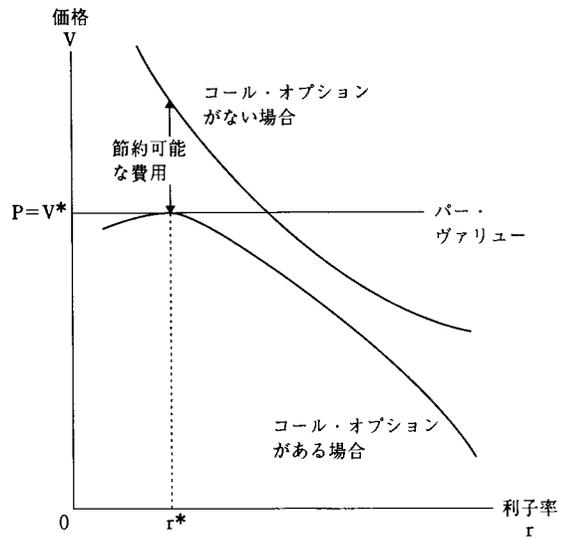
ここで投資家は、リスク・フリーな債券と住宅ローン債券の二つの資産を組み合わせて、リスク・フリーなポートフォリオを組成することが可能であり、資本市場では無裁定の条件が成立しているとするれば、 V に関して伊藤のレンマを適用し、(7)式を考慮すると以下の確率偏微分方程式を得ることができる。

$$(1/2)s(r)^2 V_{rr} + [k(m-r) - R(r)s(r)] V_r - V_\tau + C(\tau) - rV = 0 \quad (12)$$

$$h(r, \tau) = s(r) V_r / V \quad (13)$$

この方程式を満たす解を V^* とすると、この V^* に対応する最適な利率 r^* を求めることができる。図1には、最適なコール・オプション政策を採る場合の V^* と r^* の決定が示されている。コール・オプションが付かない場合には固定金利型債券の価格は、利率が上昇すると下落する。図ではこの関係を下に凸の傾きをもった曲線として描いている。これを正のコンベクシティという。一方、コール・オプション付き債券の場合にも、利率が上昇すれば価格は下落するが、上に凸の傾きをもった曲線として表されている。これを負のコンベクシティという³⁾。コール条項付き債券の価格は、水平なパー・ヴァリュース直線(額面価格)と接すると

図1—最適なコール・オプション政策



ここで最大となる。この接点における価格が V^* であり、それに対応する利率が r^* である。したがって、市場利率が最適な利率 r^* まで低下すれば期限前償還を実行する。コール条項が付かない残存住宅ローン元本(F)とパー・ヴァリュース($V(0)$)の差(= $(F - V(0))/V(0)$)、あるいは契約住宅ローン金利と現行の住宅ローン金利との差は、最適な期限前償還を行うためのコール・オプションがイン・ザ・マネーとなる範囲を定めることになる。金利差が大きいくほど、また満期までの期間が長いほど、 $[(F - V(0))/V(0)]$ 比率は大きくなる。この比率は、繰上償還・借換えによって住宅ローンの借り手が節約できる費用の大きさを示している。もとより、この節約可能な費用が最大となるのは V^* である。

(ii) サブ・オプティマルな期限前償還リスク

さらに、借り手が転居や転職といった理由でサブ・オプティマルな期限前返済を行う場合には、住宅ローンの価値は残存する元金へと突然ジャンプし、住宅ローンそのものが消失する。このようなサブ・オプティマルな期限前償還リスクを分析するうえでは二つの方法がある。第1の方法は、サブ・オプティマルな期限前償還が以下のようなポワソン過程に従って発生する

と考える。

$$E(dy) = \lambda(\tau)dt$$

dy=0 サブ・オプティマルな返済が
発生しない場合

dy=1 サブ・オプティマルな返済が
発生する場合 (14)

ここで住宅ローンの価値は、以下のようなディ
フュージョン過程に従う。

$$dV = [a(r, \tau)V - C(\tau) - \lambda(\tau)(F(\tau) - V)]dt + h(r, \tau)Vdz + (F(\tau) - V)dy \quad (15)$$

この式と $V(r, y, \tau)$ に伊藤のレンマを適用する
ことにより、ジャンプ・プロセスを加味した住
宅ローンの価値を決定する確率偏微分方程式を
導くことができる (Merton 1976, Dunn and
McConnell 1981)。この場合には、(12)式はジャン
プ・プロセスを取り入れることにより(12)式
になる。

$$(1/2)s(r)^2V_{rr} + [k(m-r) - R(r)s(r)]V_r - V_r + C(\tau) + [F(\tau) - V]\lambda(\tau) - rV = 0 \quad (12')$$

左辺の最後から2番目の項がサブ・オプティマ
ルな返済の効果を示している。仮に、 $k, m,$
 $s(r)$ の値に加えてサブ・オプティマルな返済を
行う確率 λ が知られており、金利のリスク・プ
レミアムが比例的であるとの仮定 ($R(r)s(r) =$
 pr)をおく場合には、この方程式の数値解を求
めることができる。

この式において、仮に経済に不確実性が存在
しない場合には、 $s(r) = 0$ となり、加えて利子
率の期間構造がフラットである場合には、 $m =$
 r となるために第1項、第2項ともゼロとなる。
さらに期限前償還も一定率で行われる (Con
stant Prepayment Rate) と仮定すると、第5
項もゼロとなる。したがって、住宅ローン債券
の価値は、以下の一階の微分方程式に帰着する
ことになる。

$$V_r + rV - C(\tau) = 0 \quad (16)$$

その解は、

$$V(t) = [V(0) - C(\tau)/r]e^{-rt} + C(\tau)/r \quad (17)$$

となる。初期の住宅ローン債券の価値 $V(0)$ が
 t 期の残存住宅ローン元本の価値に等しければ、

$$V(t) = C(\tau)/r \quad (18)$$

となり、住宅ローン債券の価値は、毎月返済額
を市場利子率で割引いた現在価値に等しいこと
がわかる。仮に離散時間モデルを採用し、返済
期間は有限であることを考慮すると、この式で
示される住宅ローン債券の価値は、均一の期限
前償還率を想定した場合の住宅ローン債券の価
値に等しい。

第2の方法は、サブ・オプティマルな期限前
償還を条件付き期限前償還率 (Conditional
Prepayment Rate) を計測することによって、
そのリスクを評価する方法である。期限前償還
率は、繰上償還額を残存住宅ローン残高で割っ
た値である。

$CPR = h =$ 繰上償還額/残存住宅ローン残高
期限前償還率が、プールされた住宅ローンに
おいて期限前償還がなかったと仮定した場合の
ローン残高に占める現実の残存住宅ローン元本
の比率 (y)

$y(t) =$ 残存住宅ローン元本/期限前償還がな
かったとした場合の残存住宅ローン元本
のみに依存して決定されると仮定しよう。する
と条件付き期限前償還率 h は、以下の式で示さ
れる。

$$h = h(y, \tau) \quad (19)$$

さらに y の変化率は条件付き償還率に加えて、
契約住宅ローン金利、毎月元利支払い額・残存
ローン元本比率

$$(C(\tau)/F(\tau) = (1 - e^{ic(\tau-n)})/i^c)$$

といった要因によって決定されると仮定する。

$$dy/y = -(h, i^c)dt \quad (20)$$

すると住宅ローンの価値は、二つの状態変数 $r,$
 y によって影響を受けることになる ($V(r, y,$
 τ)。そこで伊藤のレンマを適用することによ
って、以下のような確率偏微分方程式を得るこ
とができる。

$$(1/2)s(r)^2V_{rr} + [k(m-r) - R(r)s(r)]V_r - V_r + C(\tau) - y(h, C(\tau)/F(\tau), i^c)V_y + hF(\tau) - (r+h)V = 0 \quad (13)''$$

期限前償還があるために、そのリスクは住宅ロ

ローンの価値を減少させる（左辺第6項）が、元本に期限前償還率を掛けた分だけキャッシュ・フロー、したがって収益率が增加する（左辺第7項、第8項）ことになる。

ここでは条件付き期限前償還率は、単純な V のみの関数によって決定されると想定したが、現実の

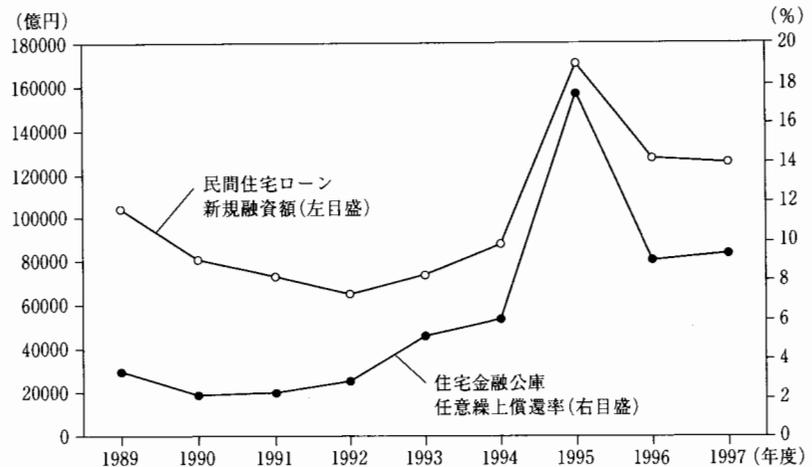
価格付けにあたっては、過去の利子率径路など複雑な要因を考慮した「比例的ハザード関数」を計測することによって住宅ローンの価値を評価している。

(iii) 期限前償還リスクとデフォルト・リスク

期限前償還に加えて債務不履行（デフォルト）も考慮する場合には、状態確率変数が二つであるために $(V(r, H, \tau))$ より複雑であるが、基本的には以前と同様に伊藤のレンマを適用することにより、住宅ローンの価値を求めることが可能である。たとえば、フレディマック（連邦住宅貸付モーゲージ公社；FHLMC）は、政府保証の付かないコンベンショナル・モーゲージ・ローンを買上げているのでデフォルト・リスクも考慮する必要がある。

投資家がリスク・フリーな債券、住宅ローン、住宅資産の三つの資産を組み合わせることによってリスク・フリーなポートフォリオを組成することが可能であり、住宅ローンの金利リスクは、デフォルト・フリーな債券の売持ち、住宅資産の価格変化は住宅資産の売持ちによってリスク・ヘッジできると仮定する。さらに、資本市場において無裁定の条件が成立しているとなれば、リスク・フリーな債券の収益率とリスク・フリーなポートフォリオの収益率は等しくなっているはずである。この場合には同様の方

図2－民間住宅ローン新規融資額と住宅金融公庫任意繰上償還率



資料)【経済統計月報】、「住宅金融年報」

法によって、デフォルト・リスクも考慮した形で住宅ローンの価値を定式化することが可能である。

$$dV = [f(r, H, \tau)V - C(\tau)]dt + g(r, H, \tau)Vdz \quad (21)$$

伊藤のレンマを用いると、

$$\begin{aligned} & (1/2)s(r)^2V_{rr} + \rho s(r)s(H)V_{rH} \\ & + (1/2)H^2s(H)^2V_{HH} \\ & + [k(m-r) - s(r)R(r, H)]V_r \\ & + (r-d)HV_H - V_\tau + C(\tau) - rV = 0 \end{aligned} \quad (22)$$

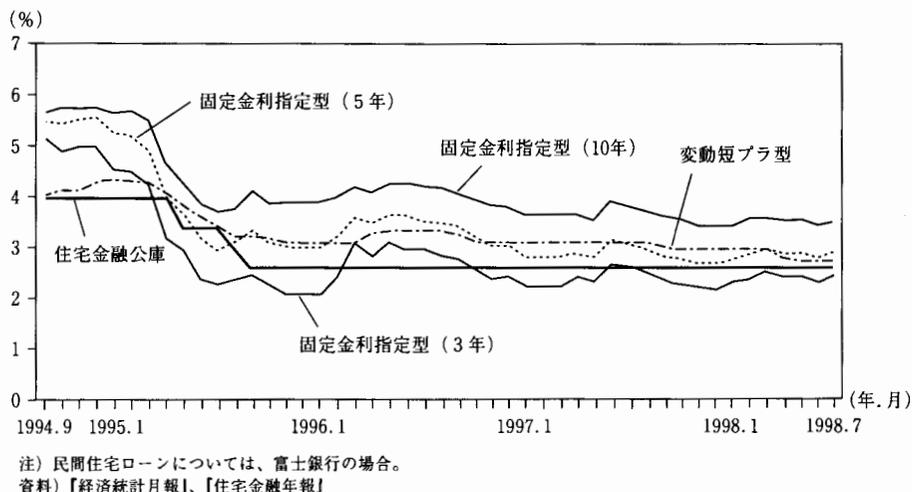
2 期限前償還の決定因

住宅金融公庫における期限前償還

図2は、住宅金融公庫の「任意繰上償還率」と「民間住宅ローン新規融資額」の関係を示したものである。なお、繰上償還額は、「任意繰上償還額」と「繰上請求償還額」の和である。後者は、延滞債権について住宅金融公庫が繰上償還を要請し償還させた額である。このうち金利動向によって繰上償還されるのは、「任意繰上償還額」であり、その増加は、公庫の回収元金を増加させる。この「任意繰上償還額」は、全額償還される場合と元金が一部返済される場合（Curtailment）を含んだ額である。

1995年度には、この「任意繰上償還額」が9.8兆円にも達した。なお、住宅金融公庫など

図3－民間住宅ローン金利と住宅金融公庫（個人住宅）金利



公的な融資については、より金利の低い公的融資への借換えが認められていないので、借換えはもっぱら公的融資から民間融資への借換の形でされる（民間住宅ローンから民間住宅ローンへの借換えは、手数料を支払えばいつでも行うことができる）。なお、住宅金融公庫において返済期間の短縮や延期も一定の範囲内で認められている。返済期間の短縮は、元本の早期返済（「内入れ」と呼ばれている）による金利返済分圧縮を目的として行われることが多い。

1993年度以降、民間住宅ローンの新規融資額は、住宅金融公庫の「任意繰上償還率」の急増とともに大きく増加している。

民間住宅ローンの多様化

住宅金融公庫融資の金利と民間住宅ローン金利の動向を見ると、固定金利型民間住宅ローンの金利は、住宅金融公庫の金利を大きく上回っている（図3）。ただし、主に長期プライムレートを基準に決定される変動型民間住宅ローンの金利は、1994年9月以降、住宅金融公庫の金利を下回るようになった。長期プライムレートは、利付金融債のクーポンレートを毎月その流通利回りから0.2%以上乖離した場合に、0.1%刻みで改訂し、それに0.9%上乗せした水準に設定されている。1994年7月に長期プライムレートとの連動を指導する銀行局長通達が廃止さ

れ、1994年後半と1996年には長期プライムレートすら下回る場合も観察されるようになった。

また、変動金利民間住宅ローンの金利変動リスクにより、金利上昇期に「未収利息問題」が発生したことから、1994年2月から民間銀行によって、短期プライムレート連動型の民間住宅ローンや固定金利期間指定型民間住宅ローン（2～10年後に短期プライムレートに連動する）が導入されている。短期プライムレートは、オープン市場からの市場性調達平均金利に経費率を上乗せする形で決定されている。短期プライムレート連動型住宅ローンはその導入以降、後者の3年固定金利期間指定型金利は1995年3月以降、住宅金融公庫の金利を下回って推移している。

以上述べた金利の動きと期限前償還額の動きを比べて見ると、異常な低金利持続を背景に公庫融資金利と民間住宅ローン金利の逆転を主因として、住宅金融公庫融資から民間住宅ローンへの大規模な借換えが生じたといえよう。同様に、民間住宅ローンにおいても、より金利の低い住宅ローンへの借換えが発生している（住宅金融公庫1995）。

期限前償還が、かつてない規模で発生した主要な理由は、1994年7月に民間住宅ローン金利を規制する大蔵省銀行局長通達が廃止され、民

間金融機関による新商品の開発が進んだことにある。たとえば、1995年9月には従来の長期プライムレート連動型の住宅ローンに加えて、短期プライムレートに連動する変動金利型住宅ローンや一定期間（2～10年）金利が固定となる固定金利期間指定（選択）型住宅ローンが出現した。

3 期限前償還コール・オプション・プレミアムの計測方法

住宅金融公庫融資借換えの場合

住宅金融公庫は、長期固定金利での住宅ローンを提供している。期限前償還は認められているが、借換えは認められていない。したがって、住宅金融公庫融資の借換えは、民間金融機関の固定金利型住宅ローンか変動金利型住宅ローン（短期プライムレート、長期プライムレート連動型）、または一定期間固定金利選択型住宅ローンを用いて行われる。しかし、通常民間の固定金利型住宅ローンの金利は、住宅金融公庫の金利を上回っているため、固定金利型住宅ローンへの借換えは発生せず、変動金利型住宅ローンへの借換えが発生すると考えてよい。これに対して、民間金融機関融資の場合には、低利の固定金利型住宅ローンや変動金利型住宅ローン、一定期間固定金利選択型住宅ローンへの借換えを行うことができる。固定金利と変動金利の選択についての実証分析は、三井（1998）を参照されたい。

仮に住宅金融公庫の融資についても、より低利での公庫借換えが認められた場合、コール・オプション・プレミアムがいくらになるか計算することにしよう。この場合、第1節の(12)式ないし(12)式の確率偏微分方程式の数値解を求めることにより、オプション・プレミアムを求めることが可能である。また、利率の期間構造を考慮して、金利水準をモンテカルロ法など適当な方法を用いて予測したうえで、国債と住宅ローンとの「国債スプレッド」から「スポット利回り曲線の形状効果」、「フォワード・レート

効果」、「オプション調整スプレッド」を差し引いた値として求めることが可能である（Davidson and Herskowitz 1993）。

本稿では、住宅ローンの繰上償還には定額預金の預け替えと同じメカニズムが働いていることに着目し、鎌田（1993）と同じ手法でオプション・プレミアムを計算することにした。

定額貯金の場合には、3年以内については段階的に金利が引き上げられるようになっていることが、プット・プロテクションの役割を果たしている。住宅金融公庫の場合には、2段階金利制度が1982年10月より導入されており、11年以降にはより高い金利（平成10年5月時点で4%）が適用される。これは期限前償還による財政支出を抑制することをねらいのひとつとしているが、実際には借り手のコール・オプション行使を促進する仕組みであるといえる。

とりわけ「ゆとり返済」の場合には、当初5年間は75年返済で返済額を計算するために6年目以降、返済額が増加するが、以下の分析では無視することにする。

計測にあたっての仮定

コール・オプション・プレミアムの計測にあたっての仮定は以下のとおりである。

- (1) 借り手はリスク中立的である。
- (2) 返済期間は10年、20年、30年とする。
- (3) 住宅ローン金利は1階のマルコフ過程に従う。

また、11年目に段階金利が適用される。

- (4) 金利は3%から5.5%まで0.5%刻みで金利水準を固定し、その推移確率は、1984年から1998年までの過去の公庫優遇融資金利の実績

図4 一期限前償還・継続のツリー

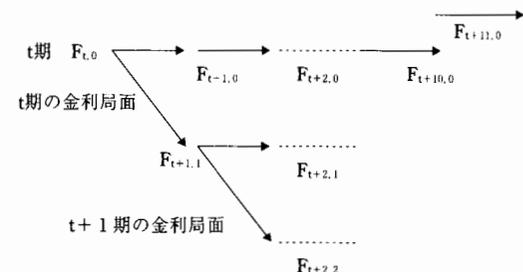


表1—住宅金融公庫固定金利(年利)の推移頻度

(1983年5月～1998年7月)

(単位：回)

		t + 1 期の金利 (%)					
		3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5
t 期の金利 (%)	3.0	16	1	0	0	0	0
	3.5	2	11	1	0	0	0
	4.0	0	2	20	3	0	0
	4.5	0	0	4	38	0	1
	5.0	0	0	0	2	8	0
	5.5	0	0	0	0	2	61

表2(a)—返済期間10年の住宅金融公庫融資の実質価値

初期金利 (%)	
3.0	1.0
3.5	0.9841533
4.0	1.0
4.5	0.9816712
5.0	0.9371144
5.5	0.9102812

資料)【経済統計月報】

表2(b)—返済期間20年の住宅金融公庫融資の実質価値

初期金利 (%)	段階金利を考慮しない場合	段階金利を考慮する場合
3.0	1.0	1.0
3.5	0.967933	0.97439
4.0	1.0	0.972064
4.5	0.962303	0.917487
5.0	0.873996	0.840433
5.5	0.807741	0.7032

資料)【経済統計月報】、【住宅金融公庫年報】

表2(c)—返済期間30年の住宅金融公庫融資の実質価値

初期金利 (%)	段階金利を考慮しない場合	段階金利を考慮する場合
3.0	1.0	1.0
3.5	0.951979	0.964723
4.0	1.0	0.935927
4.5	0.943317	0.857498
5.0	0.815128	0.753726
5.5	0.716752	0.543228

資料)【経済統計月報】、【住宅金融公庫年報】

に基づく推移頻度表から作成する。

ここでは住宅ローン金利が、1階のマルコフ過程に従うという仮定をおいているが、より一般的な確率過程を想定することが望ましいであろう。また、ここでは借換え手数料などの取引費用を無視している。民間金融機関の住宅ローンについて、1万円程度の借換え手数料がかかること、また3、5年単位でしか借換えを認めないことが多いこと、固定金利から変動金利への借換えは認めても逆は認めないことが多く、認めた場合でも一定期間固定金利選択型に限定していることが多い。住宅金融公庫が、変動金利住宅ローンを開始する場合には、固定金利住宅ローンと変動金利住宅ローンとの間の借換えが発生することになる。さらに、民間金融機関の住宅ローンをプールして証券化を行う場合には、固定金利住宅ローン、変動金利住宅ローンとの間の借換えも考慮して期限前償還リスクを評価することが必要になる。

住宅ローンの借り手は自らの保有する富を最大化するよう行動すると仮定する。この仮定の下では、借り手は将来にわたる返済額(B)を最小化するよう行動することになる。将来にわたる返済額は、借入残高と時間の関数として表すことができる。

$$\text{MIN } B(F, t)$$

ここで借入残高(F)は、低利のローンへの借換えによって変化することになる。借り手は最適なコール・オプション政策を採用するとすれば、以下の関数で定義することができる。

$$F_{t+1} = (1+i^c)F_t \quad i^c < i \text{ の場合}$$

$$(1+i)F_t \quad i^c > i \text{ の場合}$$

この借り手にとっての選択肢は、図4に示されている。金利低下局面においては、借り手は低い金利を継続して選択していくことになる。金利上昇局面では、当初の固定金利を選択することになる。

表1は、1984年1月から1998年7月にかけての公庫融資金利の推移頻度表を示している。公庫融資金利は政策金利であるので、推移頻度は

かなり歪んだ分布をしている。この推移頻度表から、1階のマルコフ過程にしたがうと想定された翌期の住宅ローン金利の条件付き期待値 $(P(i_{t+1}/i_t))$ を求めることができる。この表では、3%、5.5%が事実上の下限値、上限値（アプソーピング・バリア）となっている。

最適なコール・オプション政策を採用した場合の住宅ローン毎月支払い額と、固定金利で借り続けた場合の毎月支払い額の比率が表2(a)、(b)、(c)に示されている。これはコール・オプションの行使によって借り手が節約できる費用を示している。この表から以下のような結論を得ることができる。

第1に、この比率は、初期の金利水準が高いほど、また満期までの期間が長いほど小さなものとなっている。初期の金利水準が高い場合には、金利は低下局面に入る確率が高まり期限前償還が発生しやすくなるので、比率はより小さなものとなる。例外は初期の金利が4%である場合である。

この原因は、推移頻度表から見て取れるように、4%から出発した場合には4%近傍に止まり続けることになるからである。

第2に、11年目から段階金利が適用されるこ

図5(a)―返済期間10年の住宅金融公庫融資のオプション・プレミアム

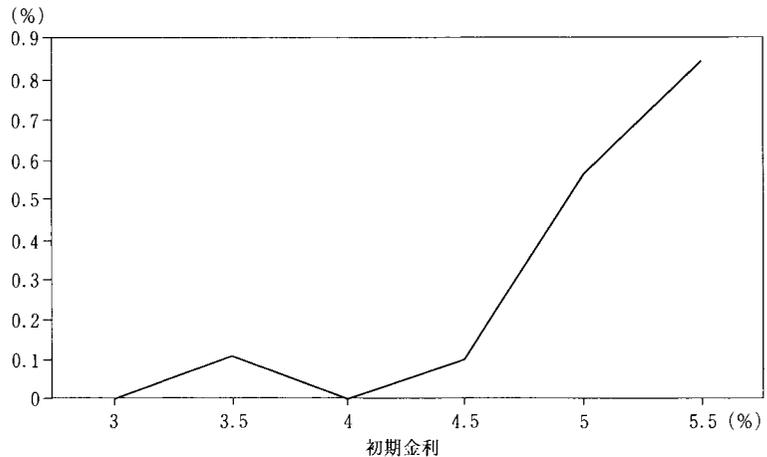


図5(b)―返済期間20年の住宅金融公庫融資のオプション・プレミアム

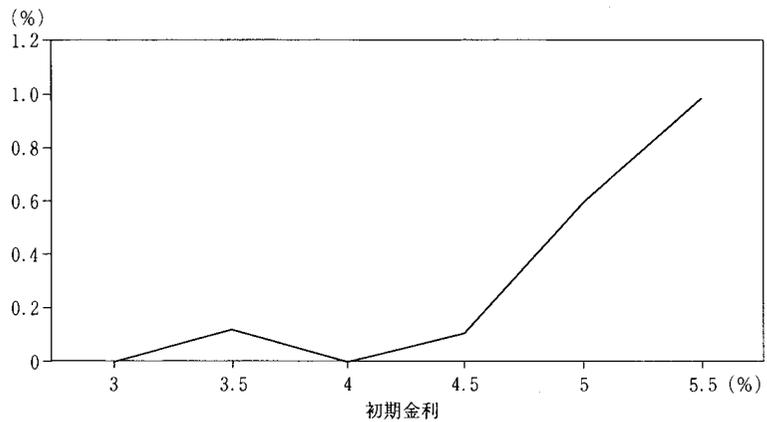
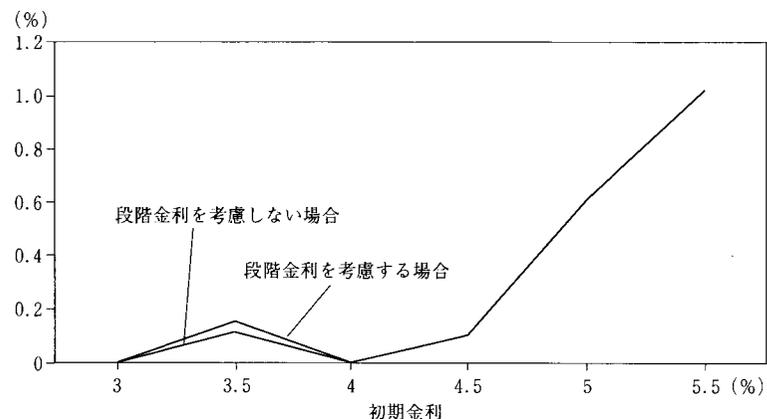


図5(c)―返済期間30年の住宅金融公庫融資のオプション・プレミアム



とによってこの比率は小さなものになっている。2段階金利はコール・オプション行使を促進する効果がある。注目すべきことは、満期が30年である場合に、その比率が0.54程度になってお

表3—住宅金融公庫融資のオプション・プレミアム収入

(億円)

年度	公庫融資残高	繰上償還額	プレミアム収入 融資残高	プレミアム収入 繰上償還額
1992	485,361	12,066	2,912	72
1993	553,121	24,772	3,319	148
1994	644,936	33,994	3,870	203
1995	647,362	98,716	3,884	592
1996	701,063	55,560	4,206	333
1997	644,303	60,445	3,865	302
合計		285,553	22,056	1,710

り、コール・オプションの行使による費用節約効果がきわめて大きいことを示している。

以上の結果を金利スプレッドに置き換えることによって、コール・オプション・プレミアムを計算することが可能である。その大きさは図5(a)、(b)、(c)に示されている。

ここからまず第1に、初期の金利水準が高いほど、満期までの期間が長いほどプレミアムは大きくなることが見てとれる。その大きさは、0～1%程度である。例外は初期の金利水準が4%である場合である。公庫金利が市場連動型となる場合には、こうした異常な動きは観察されにくくなると予想される。満期が長く、初期時点の金利水準が高い場合には、このオプション・プレミアムは、融資期間、民間金利水準との差を考慮した政策的な利子補助率が30～35%程度であることと比べて見ると、その水準を若干下回るもののかかなり大きな値である⁴⁾。

仮に住宅金融公庫が期限前償還リスクを住宅ローン金利に反映させていたとする。平均融資期間が20年、融資残高の平均金利が5%であったとすると、コール・オプション・プレミアムは0.6%ということになる。1992年から期限前償還率は大きな高まりを示している。現実に期限前償還された住宅ローンからオプション・プレミアムを徴収した場合には、6年間で累計

1710億円ということになる(表3)。

第2に、初期の金利水準が低い場合には、オプション・プレミアムはほとんどゼロに近い。現在のような超低金利の場合には、新規の住宅ローンについてコール・オプションを行使するインセンティブは低く、期限前償還のリスクは低いであろう。他方、過去の高金利時代に借入れたローンについては、コール・オプションは当然イン・ザ・マネーにあり、借換えによる費用節約は相当大きなものになるであろう。

1984年から1995年まで公庫融資優遇金利は4～5.5%で推移していたので、借換えによる費用節約は20年満期の場合でも1～3割程度に達するであろう。この費用節約インセンティブ効果によって、1995年度の9.9兆円もの期限前償還が行われたと推測される。

仮に公庫融資において借換えを認める場合には、公庫ローンの借り手にとっては大きな負担軽減となるが、かなり大きな国庫補助が必要になると推測される。1996年度補正予算では住宅金融公庫に対して約1000億円の補給金が支給された。この補給金額は、1992年度から1995年度にかけての(公庫が得べかりし)累計オプション・プレミアム収入にほぼ相当するものであったと言えよう。すでに民間住宅ローンへの借換えを済ませてしまった公庫融資額は、この6年間で28.5兆円に上っている。現在の融資残高からこれを差し引くと、35.9兆円が潜在的な借換え額ということになる。この潜在的な借換え額に対するオプション・プレミアムは2152億円に達する。公庫融資についても借換えを認める場合には、過大な一般会計からの補助金供与を回避するために、オプション・プレミアムを公庫融資金利に上乗せすることが必要になるであろう。

注

1) アメリカの商業モーゲージは、モーゲージ残高の20%を占めている。期限前償還ができないモーゲージを「弾丸モーゲージ」と呼んでいる。富田(1997)によれば、中小金融公庫や国民金融公庫において繰上償還は認められていないが、民間金融機関の代理貸を通じる貸付について事実上借換えが進められている。割高となった両公庫からの借入れについて、中小企業の返済負担を軽減するために、1995年度に724億円の補給金が一般会計から支給されている。またローンの延滞は、部分的なデフォルトであると解釈することが可能である。一般的には融資・住宅資産市場価値比率が低ければ延滞率は低下する。興味深いことに、住宅金融公庫融資の場合、建物の構造などによって決定される最長返済期間内であれば、返済期間を延長することが可能である。さらに、「ゆとり返済」の場合、最初の5年間は75年ないし50年融資期間の返済額を支払えばよいが、6年目には通常の返済額に戻るために6年目以降の返済が困難になる借り手が出てきた。この困難を緩和するために、6年目以降の返済額増加を抑える救済措置が採られている。

2) 一定期間後にあらかじめ決められた条件の下で金利スワップに入る権利を「スワップション」(金利スワップを取引対象とするオプション)と呼んでいる。解約権つきスワップは、通常のスワップと一定期間後にスワップを開始するスワップションに分解することができる。このスワップション・プレミアムは、スワップの相手側が解約権を行使する場合のスワップのキャッシュ・フローの割引現在価値と、行使しない場合のスワップのキャッシュ・フローの割引現在価値の差に等しい。

スワップション・プレミアム = PV (オプションを行使しない場合のキャッシュ・フロー) - PV (オプションを行使する場合のキャッシュ・フロー)

3) コンベクシティは、デュレーションとともに利子率変動が債券の価格にどのような影響を与えるかを示す指標である。債券価格の利子率反応性をテイラー近似した場合に、第1項がデュレーション、第2項がコンベクシティに対応している(それ以上高次の項は無視できる大きさである)。債券にオプション条項が付いている場合には、「実効デュレーション」、「オプション調整コンベクシティ」をリスクを計測する尺度として用いている。近似式としては以下の式を用いることが多い。P_{nc}、P_c、Yをそれぞれオプションが付かない債券の価格、コール・オプションの付いた債券の価格、利回りとする、

$$\begin{aligned} \text{実効デュレーション} &= \text{Dur}_{nc}(P_{nc}/P_c)(1-\text{Delta}) \\ &\approx (1/P_c)[(P_{c+\Delta Y}-P_{c-\Delta Y})/\Delta Y] \\ \text{調整コンベクシティ} &= (P_{nc}/P_c)[\text{Con}_{nc}(1-\text{Delta}) \\ &\quad - P_{nc}(\text{Gamma})(\text{Dur}_{nc})^2] \\ &\approx (1/P_c)[P_{c+\Delta Y}-P_{c-\Delta Y}-2P_c]/(\Delta Y)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Dur}_{nc} &= (dP_{nc}/dY)(1/P_{nc}) \\ \text{Con}_{nc} &= (1/2)(d^2P_{nc}/dY^2)(1/P_{nc})\Delta(Y)^2 \\ \text{Delta} &= dP_c/dP_{nc} \\ \text{Gamma} &= (d^2P_c/dP_{nc}^2) \end{aligned}$$

(詳しくはFabozzi 1985, 1988参照。)

4) 民間住宅ローンの平均融資期間は13年、住宅金融公庫融資の平均融資期間は22年である。さらに利子補助率は所得階層により差があるが30~35%程度であることについては、岩田・鈴木・吉田(1987)参照。

参考文献

Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr. and S. A. Ross (1985) "A Theory of Term Structure of Interest Rate," *Econometrica*, 53(2), pp.385-407.

Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr. and S. A. Ross (1981) "A Reexamination of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 41, pp.769-799.

Davidson, A. S. and M. Herskowitz (1993) *Mortgage Backed Securities*, Irwin.

Dunn, K. B. and J. J. McConnell (1981) "A Comparison of Alternative Models for Pricing GNMA Mortgage-Backed Securities," *Journal of Finance*, Vol.36, No.2, pp.471-486.

Fabozzi, F. J. (1985, 1988) *The Handbook of Mortgage-Backed Securities*, Probus Publishing.

Merton, R. C. (1976) "Option Pricing When Underlying Stock Returns Are Discontinuous," *Journal of Financial Economics*, 3, pp.125-144.

岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし (1987) 「住宅投資の資本コストと税制」『経済分析』第107号、経済企画庁経済研究所。

鎌田康一郎 (1993) 「定額郵便貯金の実質価値について」『金融研究』第12巻、第2号、1-35頁。

住宅金融公庫 (1995) 「平成6年度民間住宅ローンに関する調査」。

高橋洋一 (1998) 「財政投融資の改革の方向」岩田一政・深尾光洋編『財政投融資の経済分析』日本経済新聞社。

富田俊基 (1997) 『財投解体論批判』東洋経済新報社。

三井栄 (1998) 「最適な住宅ローン選択——固定金利と変動金利の比較」森棟公夫・刈屋武昭編『リスク管理と金融・証券投資戦略』東洋経済新報社。

不動産価格の過剰反応

日本の場合

西村清彦・渡部敏明・岩壺健太郎

はじめに

20世紀の最後の10年は、日本経済の歴史のなかでも特筆すべき地位を占める時期になりつつある。1990年前後の、いわゆる「バブル」の崩壊をきっかけとして、日本経済は第二次大戦後初めての深刻な停滞、まさに「大停滞」とでも言えるような状況に陥っている。

この大停滞を引き起こしたもののひとつが、1980年代後半に不動産市場で起こった劇的な不動産価格の上昇と、1990年代を通じてのこれまた劇的な不動産価格の崩落であったことは、ほぼ定説になっているといってよい。しかしながら、この時期になぜ不動産価格がこのような動きをしたのか、という点については依然として定説がないのが現状である¹⁾。

たとえば、伝統的な資産価格決定理論（いわゆる Present Value モデル）でこの動きを説明しようとする、それは投資家の長期的な期待が1980年代に劇的に上昇し、1990年代にこれまた劇的に下落したということになるが、これは価格変化を、観測できない長期期待の変化に単に読み替えているにすぎない。また、「合理的バブル」の議論では、不動産価格高騰の期待が自己実現的にバブル的価格変化を起こすことは説明できるが、なぜ1980年代後半という時期に不動産価格の高騰が実際に起こったかは説明できない。

「過剰流動性」の議論では、金融の緩和が過去そうであったように、フローとしての財に向

かってインフレーションを起こさずに、なぜ資産とくに不動産へ向かったかを説明できない。さらに以上の説明では、日本の不動産のもうひとつの大高騰期、すなわち1950年代から1960年代初頭の時期を説明することができない。

これに対して筆者の一人は、一連の研究で（西村1995a、1995b、Nishimura 1995）、非ワルラス型資産市場では、市場参加者の期待のばらつきが大きいと、資産価格がその資産の根源的価値（資産の使用から得られる収益の割引現在価値）の変化に対して過剰に反応する可能性を示唆してきた。ここで非ワルラス市場というのは、需要と供給を一致させるように価格をつけるワルラスの auctioneer がおらず（あるいは一次近似として想定することもできず）、売り手、買い手が atomistic に価格をつける市場である。

この市場では、取引相手が売り手や買い手のオファーを承諾すれば取引が成立する。その際に、その価格で市場全体の需要と供給が一致している保証はない。こうした市場で、市場参加者に強気の者が中庸の期待をもつ者に比べて相対的に増加したとしよう。すると市場参加者の期待の平均は変化しなくても、強気の者が増えているわけだから、高い価格をつけても売れる確率が上昇する。そこで売り手は強気になり、価格は上昇する。

このように市場参加者の期待分布の形状は、不動産価格形成に大きな影響を与えている可能性がある。Nishimura (1999) は、資産市場参

(西村氏写真)

(渡部氏写真)

(岩壺氏写真)

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。

わたなべ・としあき (中央)

1963年広島県生まれ。1986年東京大学経済学部卒業。1993年イェール大学 Ph. D。現在、東京都立大学経済学部助教授。

いわつぼ・けんたろう (右)

1969年兵庫県生まれ。1997年東京大学経済学研究科修士課程修了。現在、UCLA 博士課程在学中。

加者が合理的な期待形成を行う場合でも、市場参加者に意見の相違があり、その分布の形状によっては、資産価格がその資産の根元的価値に大きく過剰反応する可能性があることを証明している。

本稿では、上述の非ワルラス資産市場での資産価格形成モデルが、日本の不動産価格データと整合的であるかどうかを見る。第1節で、非ワルラス資産市場の理論を簡単に説明し、第2節でその含意を統計的にテストする方法を述べ、実際に1970年から1996年までの不動産価格の動きを用いて検証する。得られた結果は、日本の不動産市場では、非ワルラス型資産市場モデルが含意するような過剰反応が起こっていた可能性が高いことを示唆している。

1 投資家期待のばらつきと不動産価格決定

本節では、Nishimura (1999) の非ワルラス資産市場の理論を簡単に説明し、その実証可能な含意を導出する。

不動産市場には、一般に証券取引所のような集中して取引する場所がないうえ、不動産はそれぞれ異質であり、それぞれの不動産について需要と供給を一致させるように価格をつけるワルラスの auctioneer がいない。したがって、売り手、買い手ともに取引相手を捜さなければならない。

簡単化のため、特定の不動産には買い手が一人現れるとする。売り手は価格を提示し、買い手はその価格で買うかどうかを決定する。売り手も買い手もリスクに関しては中立的で、したがって期待利得の最大化を行う。

この不動産(それを下付の i で表す)の根元的価値、すなわち不動産の所有から得られる将来収益の割引現在価値の、一般には予想できない変化を x_i とする(売り手も買い手も共通に予想できる変化は、すでに価格に反映されているはずであるので、ここでは予想できない変化だけを考えればよい)。ここで x_i は、この不動産の持ち主、つまり売り手だけが知っている情報であるとする。この情報の偏在が以下で重要になる。

買い手(それを上付きの j で表す)は x_i について主観的な期待をもっており、それを $E^j(x_i)$ と表す。売り手は当該買い手の主観的な期待 $E^j(x_i)$ は知らないが、主観的な期待が買い手全体にどのように分布しているか、その分布関数

$$\Pr(E^j(x_i) < y) = F(y) \tag{1}$$

を知っていると(たとえば、投資家に対するサーベイが行われ、その結果が公表されていると考えればよい)。売り手はこの情報を用いて x_i に対応する価格変化 p_i を決める。

買い手 j はリスク中立的だから、価格変化 p_i が自分の根元的価値変化予想 x_i と同じか、下回れば、言い換えれば、 $p_i \leq x_i$ ならば、その不動産を購入する。

したがって、買い手が購入する確率 $\phi(p_i)$ は p_i の関数で

$$\phi(p_i) = 1 - F(p_i) \tag{2}$$

となる。

このことを念頭に置いて、リスク中立的な売り手は価格変化 p_i を、自分の期待利潤が最大になるようにつける。

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_i} \text{ Expected Profit} \\ = \phi(p_i)(p_i) + (1 - \phi(p_i))(x_i) \end{aligned} \quad (3)$$

最適価格変化は(3)式より、ただちに以下の式を満たすとわかる。取引が成立すれば、この売り手のオファー価格が市場価格となるのは言うまでもない。

$$p_i = \left(1 + \frac{\phi(p_i)}{\phi'(p_i)p_i}\right)^{-1} x_i = \frac{1}{1 - (1/\eta_\phi)} x_i \quad (4)$$

ここで

$$\eta_\phi = \frac{p_i}{\phi} \phi'(p_i) \quad (5)$$

である。

(4)式は、売り手の提示する価格変化 p_i が、根元的価値のあらかじめ皆に予想されていない変化 x_i のマークアップになっていることを示している。さらに、そのマークアップ率は、土地が売れる確率 $\phi(p_i)$ の価格弾力性 η_ϕ に依存している。この弾力性が小さいほど、価格変動は大きくなる。そして η_ϕ が正で1より大きいならば、 x_i の係数(4)式は常に1より大きくなる。この場合、価格は予期されない変化に対し、過剰に反応することになる。

ここで $\phi(p_i) = 1 - F(p_i)$ であり、 F は買い手の予想の分布であることを想起しよう。したがって、(4)式は、根元的価値の変化が市場価格に及ぼす影響は、買い手の予想の分布の形状に依存していることを示している。その影響を考えるため、いま、 $p > 0$ とし、 p と ϕ を固定して $\phi'(p_i)$ の変化を考えよう。するとただちに $\phi'(p_i)$ の絶対値が小さいほど η_ϕ が小さくなり、価格は過剰反応することがわかる。ここで $\phi'(p_i) = -F'(p_i) = -f(p_i)$ (ただし f は確率密度関数) だから、 f が小さいほど、つまり最適解の周りで、予想がより分散しているほど、価格変動が大きいことを意味する。したがって本節の結果は、(最適解の周りの局所的な) 予想の分散が大きいほど、価格は買い手に予想されない根元的価値の正の変化に対して大きく反応することを示唆している。

実際に、Nishimura (1999) では予想の分布

に二つの分布 (対称 Power-Law 分布、および正規分布) を仮定し、具体的に感応度を導出している。その結果によれば、対称 Power-Law 分布の場合は、予想しない変化に対する価格の感応性は分布によって決まる定数となり、分布がより散らばるほどその定数は大きくなり、したがって感応性は高まる。それに対し、正規分布の場合は、予想分布が「強気」か (つまり予想の平均が高いか) あるいは「弱気」か (平均が低い) で感応性が異なる。強気の予想分布の際は予想の散らばりの上昇は価格の感応度を大きく高める可能性が高いが、弱気の予想分布の場合は、分布の散らばりは価格の感応度にあまり影響を与えない。

2 日本の不動産価格は過剰反応か

分析手法

前節で議論したわれわれのモデルによれば、投資家の予想の散らばりと、不動産価格のファンダメンタルズの予想されない変化に対する反応が密接に関連している。とくに対称 Power-Law 分布や、正規分布で投資家が強気の場合には、投資家の予想の散らばりが大きくなると、不動産価格のファンダメンタルズの変化に対する反応がより大きくなる。本節では、この非ワルラス資産市場モデルが、日本の不動産市場のデータと整合的かどうか検証する。

そのためには、まず、不動産価格のファンダメンタルズを表すような変数を選択する必要がある。ここでは、地価に影響を及ぼしていると考えられるいくつかの変数のなかから、不動産価格ともっとも相関が高い変数を選んだ。

ただし、ここで分析するのは、ファンダメンタルズの予想されない変化に対する不動産価格の反応なので、ファンダメンタルズの予想されない変化、すなわち、イノベーションだけを抽出する必要がある。また、こうした資産価格の計量分析では、通常、資産価格そのものではなく、価格変化率または収益率を用いる。ここでは、単なる価格の変化率ではなく、不動産から

の賃貸料収入を考慮に入れた収益率を用いて分析を行う。

市場が効率的であるなら、収益率は過去から予測不可能なはずであるが、実際の市場では、さまざまな摩擦が存在するため、収益率に予測可能な変動が存在する可能性がある。そこで、収益率についても、そうした変動を除去し、イノベーションだけを抽出した上で分析を行いたい。そのために、ここでは不動産収益率とファンダメンタルズの候補である変数の変動が、2変量自己回帰モデルによって記述されるものと仮定し、そのパラメーターを OLS によって推定する。その結果得られた残差をそれぞれの変数のイノベーションと考えることにする。このようにして計算されたファンダメンタルズ候補のすべての変数のイノベーションについて、不動産収益率のイノベーションとの相関係数を計算し、もっとも相関の高い変数をファンダメンタルズ変数として選択する。

次に、以上のようにして得られた不動産収益率のイノベーション R_t とファンダメンタルズ変数のイノベーション F_t を用いて次の回帰分析を行う。

$$R_t = \text{const} + f(\alpha_t)F_t + u_t, \quad f(\alpha_t) = g_0 + g_1\alpha_t \quad (6)$$

ただし、 $f(\alpha_t)$ は、不動産収益率のファンダメンタルズの変化に対する感応度を表し、ここでは、それが投資家の予想の散らばり具合を表す変数 α_t (具体的に、 α_t にどのようなデータを用いたかについては、以下で説明する) の線形関数であると仮定する。 g_0, g_1 はデータから推定されるパラメーターであり、 g_1 が 0 でなければ、感応度が投資家の予想の散らばり具合に依存することになる。

データ

本分析で用いた不動産価格のデータは、西村・佐々木 (1995) の方法により推計された 3 月と 9 月の 6 カ月ごとの「典型的住宅地不動産」価格および「典型的商業地不動産」価格である。

ここで「典型的商業地不動産」とは、大手四

不動産会社 (三井不動産・三菱地所・東京建物・東急不動産) が 1975 年に保有していた商業ビルの平均を仮想的な「モデルビル」として表したものである。具体的には、東京都区部商業地に位置する 11.5 階建ての商業ビルがこのモデルビルである。

また「典型的住宅地不動産」は、同じく 1975 年の六大都市の 2 階建て住宅の平均を仮想的な「モデル賃貸住宅」として考えている。その不動産の価格と賃貸料の導出の詳しい説明は、西村・佐々木 (1995) を参照されたい。ただし西村・佐々木 (1995) は 1993 年までしか推定していないが、それを同じ方法で 1996 年までアップデートしたデータを用いる。

投資家の予想の散らばり具合を計る変数としては、『日銀短観』のなかの貸出金利予想サーベイ・データを用いている。具体的には、このサーベイ・データから Carlson = Parkin 法により標準偏差を計算し、それを α_t として用いている。計算方法についての説明は補論 B を参照されたい。

不動産価格のデータが 3 月、9 月の半年ごとであるのに対して、サーベイ・データは 3 月、6 月、9 月、12 月のそれぞれの時期に存在する。そこで以下では直近のケース (すなわち 3 月価格には 3 月サーベイ・データに基づく標準偏差を用い、9 月価格には 9 月サーベイ・データに基づく標準偏差を用いる) と、3 カ月ずらしたケース (すなわち 3 月価格には 6 月サーベイ・データに基づく標準偏差を用い、9 月価格には 12 月サーベイ・データに基づく標準偏差を用いる) を考え、前者を「3・9 月ケース」、後者を「6・12 月ケース」として区別している。

ファンダメンタルズ候補として用いたデータは表 1 に示されている。また、これらのデータの詳細については補論 A を参照されたい。標本期間は、1970 年前期から 1996 年後期までである。

以下の分析では、これらの変数をすべて実質化した後、対数変換して分析を行っている。Augmented Dicky = Fuller (ADF) テストに

表1—VARモデルによる収益率残差と各変数の残差の相関係数

相関順位	変数	相関係数
住宅地	1 土地取引件数	0.389
	2 株価（不動産会社）	-0.361
	3 名目GDP	0.348
	4 マネーサプライ	0.306
	5 実質固定資本形成	0.285
	6 手形交換高	0.167
	7 新設住宅着工戸数	-0.150
	8 全銀約定平均金利	0.120
	9 マーシャルのK	0.108
	10 家賃指数	-0.106
	11 不動産新規貸出（株価）日経平均	-0.093
	12	-0.052
商業地	1 マネーサプライ	0.223
	2 オフィス新規実質賃料	0.201
	3 マーシャルのK	-0.180
	4（株価）日経平均	-0.158
	5 オフィス空室率	-0.120
	6 手形交換高	0.080
	7 実質固定資本形成	-0.071
	8 土地取引件数	-0.059
	9 全銀約定平均金利	-0.057
	10 株価（不動産会社）	-0.028
	11 事務所着工床面積	0.027
	12 名目GDP	-0.018
	13 不動産新規貸出	0.014

より単位根検定を行った結果、マネーサプライ、マーシャルのk以外はすべて単位根の存在を棄却できなかったため、以下階差をとって分析を行っている。マネーサプライとマーシャルのkについてはトレンドを除去したうえで分析を行っている。

こうした変換の後、これらの変数ひとつひとつを土地収益率との2変量自己回帰モデルで定式化し、OLSによってパラメーターの推定を行った。ただし、モデルのラグ次数は2とした。次に、この推定により得られた残差を使って、収益率のイノベーションとファンダメンタルズ候補である変数のイノベーションとの相関係数を

を計算した。結果は表1にまとめている。住宅地の収益率のイノベーションともっとも相関が高いのは、土地取引件数のイノベーションであり、商業地の収益率のイノベーションともっとも相関が高いのは、マネーサプライのイノベーションである。そこで、これらをファンダメンタルズ変数と考え、(6)式の推定を行った。

貸出金利予想データが利用可能なのが1974年後期からであるので、(6)式の推定では1974年後期から1996年前期までの標本を用いている。ただし、1985年以降のバブル期およびバブル崩壊後の地価の変動は、それまでの時期とは異なっている可能性があるため、1984年後期までのサブ・サンプルを使った分析も行った。

われわれのモデルはバブルを想定していないので、すべての標本を用いた場合には g_1 が有意でないが、バブル前の標本だけ用いた場合には g_1 が有意になるという可能性も考えられる。また、すでに述べたように、投資家が強気の場合のみ、投資家の予想の散らばりが大きくなると、不動産価格のファンダメンタルズの変化に対する反応がより大きくなることがNishimura (1999)によって示されている。もしそうであれば、投資家が強気の場合だけ、 g_1 が有意になるはずである。投資家が強気か弱気かを表すデータはないので、ここでは、収益率が正であれば強気であると考え、収益率が正の標本だけを使った分析も行っている（収益率が負の標本だけを使った分析は、標本数が極端に少ないので行っていない）。

推定結果

(6)式の推定結果は、表2にまとめた。まず最初に、(a)の住宅地の結果から見てみると、全区間では、金利予想に3・9月予想から計算された α_t を用いた場合で、 g_1 が有意になっている。すべての収益率では有意水準1%で、正の収益率だけを用いた場合には有意水準5%で、それぞれ有意になっている。また、バブル前では、 α_t の計算に3・9月予想を用いた場合、6・12月予想を用いた場合、いずれも、収益率が正

表2一回帰分析

(a) 住宅地

$$R_t = \text{const} + f(\sigma_t)F_t + u_t$$

$$f(\sigma_t) = g_0 + g_1\sigma_t$$

$$f(\sigma^{\min}) = g_0 + g_1(\sigma^{\min})$$

$$f(\sigma^{\max}) = g_0 + g_1(\sigma^{\max})$$

F_t : 土地取引件数

金利予想	3・9月		6・12月	
収益率	すべて	正	すべて	正

全区間 (1974年2月~1996年2月)

標本数	44	36	44	36
g_0	-0.23 (-1.12)	-0.32 (-1.60)	-0.12 (-0.62)	-0.18 (-0.82)
g_1	1.28* (1.90)	1.61** (2.40)	0.63 (1.41)	0.80 (1.48)
F	7.82***	7.37***	6.80***	5.19***
$f(\sigma^{\min})$	0.04 (0.54)	0.02 (0.33)	0.05 (0.58)	0.03 (0.36)
$f(\sigma^{\max})$	0.51*** (2.62)	0.61*** (3.04)	0.44** (2.09)	0.53** (1.99)
R^2	0.28	0.31	0.25	0.24

バブル前 (1974年2月~1984年2月)

標本数	21	19	21	19
g_0	-0.34 (-1.32)	-0.35 (-1.47)	-0.43 (-1.23)	-0.55* (-1.76)
g_1	1.10 (1.43)	1.30* (1.86)	0.99 (1.29)	1.41** (2.04)
F	1.03	2.06	0.83	2.41
$f(\sigma^{\min})$	-0.11 (-0.93)	-0.07 (-0.67)	-0.16 (-1.03)	-0.17 (-1.20)
$f(\sigma^{\max})$	0.29 (1.35)	0.40** (2.03)	0.46 (1.27)	0.71** (2.17)
R^2	0.10	0.21	0.08	0.23

注) σ^{\min} 、 σ^{\max} は、それぞれ予想の散らばり具合を計る変数 σ の最小値、最大値を表す。()内の数値はt値を表す。***、**、*は、それぞれ有意水準1、5、10%で有意であることを意味する。ただし、 $f(\sigma^{\min})$ 、 $f(\sigma^{\max})$ では片側検定、それ以外では両側検定を行っている。Fは、帰無仮説 $H_0: g_0 = g_1 = 0$ を検定するためのF統計量である。また、 R^2 は、決定係数を表している。

の標本だけを用いた場合のみ、 g_1 が有意になっている。前者は有意水準10%で、後者は有意水準5%で有意になっている。このバブル前の標本での結果は、投資家が強気の場合だけ、投資家の予想の散らばりが大きくなると、不動産価格のファンダメンタルズの変化に対する反応がより大きくなるという Nishimura (1999) の結果と整合的である。

より詳しく見てみると、以上のケースでは、 g_1 は統計的に有意な正の値を示しており、こ

(b) 商業地

$$R_t = \text{const} + f(\sigma)F_t + u_t$$

$$f(\sigma_t) = g_0 + g_1\sigma_t$$

$$f(\sigma^{\min}) = g_0 + g_1(\sigma^{\min})$$

$$f(\sigma^{\max}) = g_0 + g_1(\sigma^{\max})$$

F_t : マネーサプライ (M_2)

金利予想	3・9月		6・12月	
収益率	すべて	正	すべて	正

全区間 (1974年2月~1996年2月)

標本数	44	32	44	32
g_0	-1.07 (-0.25)	-0.05 (-0.01)	-4.25 (-0.89)	-2.88 (-0.64)
g_1	5.36 (0.45)	2.58 (0.23)	10.44 (1.09)	7.68 (0.87)
F	0.32	0.30	0.82	0.66
$f(\sigma^{\min})$	0.05 (0.03)	0.49 (0.24)	-1.43 (-0.61)	-0.80 (-0.36)
$f(\sigma^{\max})$	2.00 (0.68)	1.43 (0.52)	5.07 (1.24)	3.97 (1.06)
R^2	0.02	0.02	0.04	0.04

バブル前 (1974年2月~1984年2月)

標本数	21	18	21	18
g_0	-7.35 (-0.90)	-6.87 (-1.09)	-9.53 (-1.15)	-8.37 (-1.32)
g_1	28.46 (1.09)	28.29 (1.40)	25.61 (1.34)	23.90* (1.64)
F	0.660	1.219	0.974	1.581
$f(\sigma^{\min})$	-1.37 (-0.40)	-0.93 (-0.34)	-2.61 (-0.69)	-1.92 (-0.65)
$f(\sigma^{\max})$	8.99 (1.15)	9.37* (1.56)	13.31* (1.40)	12.94* (1.77)
R^2	0.07	0.14	0.10	0.17

のことから投資家の予想の散らばり具合を表す σ_t が上昇すると、ファンダメンタルズ(この場合、土地取引件数)の変化に対する住宅地の収益率の感応度 $g_0 + g_1\sigma_t$ が上昇することがわかる。

しかし、この結果だけから、データがわれわれの理論と整合的であるとは必ずしもいえない。表2にはファンダメンタルズ感応度の最小値、最大値が示されている。これらは、 g_0 、 g_1 にその OLS 推定値を、また、 σ_t にその最小値 σ^{\min}

または最大値 σ^{\max} を代入して計算したものである。それによると、感応度は、最小値 $f(\sigma^{\min})$ が負の値を示しているのに対して、最大値 $f(\sigma^{\max})$ は正になっており、このことから感応度は、 σ_i が小さい時には負の値をとり、 σ_i が上昇すると正の値に符号が反転しているという可能性も考えられる。もしそうであれば、データはわれわれの理論とは整合的でないことになる。

そこで、次に、こうした符号の反転が統計的に有意かどうか検定を行ってみた。すべてのケースで、ファンダメンタルズに対する感応度の最小値の t 値は小さく、帰無仮説、対立仮説をそれぞれ感応度の最小値が 0 である、負であるとして片側検定を行うと、帰無仮説は棄却されない。それに対して、 σ_i が有意になっているケースではすべて、感応度の最大値の t 値は十分大きく、帰無仮説は有意水準 5% で棄却される。すなわち、感応度の符号の反転は統計的に有意ではないことがわかる。

こうした結果から判断すると、住宅地の収益率のファンダメンタルズの変化に対する感応度は、 σ_i が小さいときにはほぼゼロであり、 σ_i が上昇すると感応度も上昇すると考えたほうが妥当であろう。そうすると、住宅地の収益率に関しては、投資家の予想の散らばりが大きくなると、ファンダメンタルズの変化に対する感応度が上昇することになり、われわれの理論は支持される。

次に、(b)の商業地の結果を見てみよう。残念ながら、この場合のファンダメンタルズ変数であるマネーサプライは、商業地の収益率にそれほど有意な影響を与えていない。すべてのケースで、 $g_0 = g_1 = 0$ という帰無仮説は、有意水準 10% でも棄却されない。ところが、 g_1 だけを見てみると、バブル前の標本で、6・12月予想から計算された σ_i および正の収益率だけを用いた場合には、有意水準 10% ではあるが、統計的に有意になっている。ここでも、 g_1 が有意になっているのは、収益率が正の場合だけであ

り、投資家が強気の場合だけ、 g_1 が有意になるという Nishimura (1999) の結果と整合的である。また、感応度の符号の反転はここでも有意ではない。商業地に関しても、住宅地の結果に比べてそれほど強いものではないが、われわれの理論を支持する結果が得られたとってよいであろう²⁾。

*本研究は一部、トラスト60からの研究費援助を受けている。記して感謝したい。さらに住宅経済研究会のメンバーの貴重なコメントに感謝する。第2節は、当初は主成分分析を用いてファンダメンタルズを推計する形をとっていたが、メンバーのコメントを取り入れて現在の形に直した。

補論A：データ出所

商業地・住宅地不動産価格および賃貸料：導出は西村・佐々木 (1995) による。データの出所は、大手四不動産会社 (三井不動産・三菱地所・東京建物・東急不動産) の有価証券報告書、『継続地代の実態調べ』(日税不動産鑑定士会)、『市街地地価指数』(日本不動産研究所)、『建設統計月報』(建設省)、『全国木造建築費指数』(日本不動産研究所)、『小売物価指数』(総務庁)。

事務所着工床面積：『建設統計月報』(建設省)。

オフィス賃料：東京ビルディング協会。

不動産株価・手形交換高・対不動産業貸付・マネーサプライ・銀行約定金利：『日銀経済統計月報』(日本銀行)。

GDP・実質固定資本形成：国民経済統計。

金利予想：『短観』(日本銀行)。

補論B：Carlson = Parkin法に基づいた金利予想の分布の導出

Carlson = Parkin 法とは、ある変数の予想に関する質的サーベイ・データを、特定の分布を仮定することで量的データに変換する方法である。Carlson = Parkin (1975) は、1期先のインフレ率の予想に関するサーベイ・データをもとにその数量化を試みた。前期に比べて今期のインフレ率が「上がる」と予想した人の割合を $A_i\%$ 、「下がる」と予想した人の割合を $B_i\%$ 、「変わらない」と予想した人の割合を $C_i\%$ ($A_i + B_i + C_i = 100$) とする。数量化にあたっては「上がる」と「下がる」に閾値を設けて、人々はインフレ率が $\delta_i\%$ 以上高くなるであろうと予想したときに「上がる」と答え、逆に、 $-\delta_i\%$ 低下すると予想した時に「下がる」と答えたと仮定する。

仮定から、

$$A_i = \Pr(m_i \geq \delta_i) \quad (A.1)$$

$$B_i = \Pr(m_i \leq -\delta_i) \quad (A.2)$$

$$C_i = \Pr(-\delta_i < m_i < \delta_i) \quad (A.3)$$

と表すことができる。 m_t は前期に予想した今期のインフレ上昇率である。

単純化のために、 $y_t = (m_t - E(p_t)) / \sigma_t$ と標準化すると、
 $A_t = \Pr(y_t \geq a_t)$ (A.4)

$B_t = \Pr(y_t \leq b_t)$ (A.5)

と書き換えられる。ここで、 $E(p_t)$ は予想インフレ率の投資家間分布の平均値、 σ_t は予想インフレ率の投資家間分布の標準偏差であり、 $a_t = (\delta_t - E(p_t)) / \sigma_t$ かつ $b_t = (-\delta_t - E(p_t)) / \sigma_t$ と定義される。

上の二つの式からただちに、

$E(p_t) = -\delta_t(a_t + b_t) / (a_t - b_t)$ (A.6)

$\sigma_t = 2\delta_t / (a_t - b_t)$ (A.7)

と予想インフレ率分布の平均値と標準偏差を求めることができる。ここで、予想インフレ率が正規分布に従っていると仮定し、 a_t, b_t をデータから求める。

さらに、 δ_t が求まれば $E(p_t), \sigma_t$ も求まることになる。ここで (A.6) より、 δ_t は $E(p_t)$ のスケール (言い換えればレベル) を求める変数であることが明らかである。ここでは予想インフレ率のレベルはサンプル期間で変化しない (つまりインフレ率が加速するとは予想していない) と考える。

したがって、 δ_t がサンプル期間を通じて一定の値をとると考えると、

$\delta = \sum(p_t) / \sum((a_t + b_t) / (a_t - b_t))$ (A.8)

となる。以上 (A.6) (A.7) (A.8) を用いて、予想インフレ率の平均値と標準偏差を求めることができる。

本稿では、Carlson = Parkin 法を、日本銀行の『短観』にある、貸出金利予想のサーベイ・データに応用し、金利予想分布の標準偏差を導出した。この『短観』では、今期の当該企業に対する貸出金利をもとに、3カ月前の当該企業に対する貸出金利がそれと比べて上がるか下がるかを答えている。ここでは、今期の貸出金利をすべての企業に対して共通と仮定し、代理変数として銀行約定金利を用いている。

しかしながら、Carlson = Parkin 法を貸出金利予想に応用する際に、次のような問題が生じた。それは「上がる」「下がる」が0%の時、正規分布の仮定からは a_t, b_t 。したがって、予想金利分布の平均値、標準偏差も求まらない ((A.4) 式、(A.5) 式を参照されたい)。そこで、0%を1%と考えて、「変わらない」を1%減らすことでその問題を回避した。なお、「上がる」「下がる」がともに0%で「変わらない」が100%のケースはなかった。

注

- 1) たとえば、西村 (1995b)、Ito (1992) Chapter 14、Cargill, Hutchison and Ito (1997) を参照されたい。
- 2) 本研究で用いた最小二乗法では、実はファンダメンタルズとして取り出した変数と、不動産価格との間に同時性の問題がある。この問題を解決することは本研究の範囲を超えるが、Nishimura, Yamazaki, Idee, and Watanabe (1998) では、この問題を解決するために同時決定モデルを考え、それを最尤法を用いて推計し、本稿と定性的にまったく同じ結果を

得ていることを指摘しておく。

参考文献

- Cargill, T., M. Hutchison, and T. Ito (1997) *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, MIT Press.
- Carlson, J. A., and M. Parkin (1975) "Inflation Expectations," *Economica*, 42, pp.123-138.
- Ito, T. (1992) *The Japanese Economy*, Cambridge: MIT Press.
- Nishimura, K. G. (1995) "Uninformed Buyers, Market Information and Excessive Volatility of Prices: A Theory of Asset Markets with High Transaction Costs," Discussion Paper, University of Tokyo.
- Nishimura, K. G. (1999) "Expectation Heterogeneity and Excessive Price Sensitivity in the Land Market," *Japanese Economic Review*, forthcoming.
- Nishimura, K. G., F. Yamazaki, T. Idee, and T. Watanabe (1998) "The Myth of Land in the Land of Many Myths: What Brought Japanese Land Prices Up So High in the 1980's and Made Them Nose-dive in the 1990s?" paper presented at the NBER-TCER Japan Project Conference, October 29-30, Tokyo.
- 西村清彦 (1995a) 「情報の不十分性と地価——商業地市場の地価形成」『季刊 住宅土地経済』第15号、8-17頁。
- 西村清彦 (1995b) 『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——商業地・住宅地・農地」『経済学論集』61、124-135頁。

権限委譲の経済学

坂下 昇

はじめに

1997年9月に相次いで行われた住民投票の結果、連合王国のスコットランド、ウェールズ両地域は、1999年5月予定の選挙により独自の地域議会をもつこととなった。同時に両地域には行政府（内閣）が誕生し、教育、住宅、文化などの地域性の強い政策については、国から独立した独自の立法・行政権が地域に与えられる。とくに、スコットランドの場合、地域議会は、3%を限度として連合王国政府の定めた所得税率を変更する権限を与えられる（タータン税）。

このような、かなり根源的な地方分権化の経済的帰結はいかなるものであろうか。本稿では、スコットランドの研究者によって最近発表された研究を紹介しつつ、この問題を論じてみたい。そこでは、経済理論一般から導かれる考察のほか、マクロ経済効果の具体的な推定などが含まれるであろう。

同時に、今後の地域政策の中核となるであろう「地域の内生的発展 (indigenous development)」に果たすべき地域政府の役割についての議論も重要である (Armstrong and Taylor 1993, Chapter 11)。

1 経済理論と権限委譲

本節では、アバディーン大学の Newlands の議論をとりあげる。経済理論（とりわけ新古典派理論）においては、政府の経済機能として三つの側面を識別する。Musgrave (1959) の

古典的分類によれば、それらは、(1)安定化機能、(2)資源配分機能、および(3)所得再分配機能である。Newlands (1997) は、これらに(4)成長機能をつけ加える。政府間構造は、中央および地方の2段階しかない単純な形のもの（いわゆる two-tier system）であるとするならば、上記の4機能は2段階の政府によって、どのように分担されるべきであろうか。

安定化機能および再分配機能については、これを中央政府の役割とすべきであるという形での広範な合意があるように思われる。政府のマクロ経済政策の有効性については、種々の議論がありうるが、少なくとも地方政府がその有効な担い手ではないことは、地方経済の開放性という点だけで考えても明らかである。むしろ国民経済の開放化が進む現状では、マクロ経済政策は少なくともヨーロッパ圏においては、もう一段上のヨーロッパ連合へと委譲されるべきかもしれない。

再分配政策を下位政府単位に委ねるならば、異なる再分配政策の間での衝突、矛盾をひき起こすこととなるので、単一の中央政府が統一的に政策決定を行うことが要請される。

しかしながら、再分配政策の方針は中央政府で決定されとしても、その実施段階は下位政府によって担当されるほうがより効率的であるかもしれない（たとえば失業保険の給付を受ける勤労者の認定など）。

結局、地方政府が担うべき主要な機能は、資源配分機能であるということになる。これは、

より具体的には公共財の供給機能にほかならない。公共財の供給が地方政府に委ねられるべきとする理由は、個人の選好についての情報は、下位政府のほうがそれを得やすい立場にあり、また情報を処理し、選好の変化に対応するうえでも、地方政府のほうがより有利だからであると考えられる。そもそも大部分の公共財は、いわゆる地方公共財 (local public good) なのであり、地方公共財の便益距離逓減 (distance decay of benefit) のパターンに関しても、地方政府はより正確な情報をもっているであろう。

ここまでの議論により、中央政府より地方政府へ与えられるべき交付金 (grants) の役割についての考え方が導かれる。第1に、税の徴収に関しては、中央政府がこれをすべて代行し、得られた収入を地方政府の活動のための交付金として支給する方式が行政費用の節約のために望ましいということである。

第2に、中央政府からの交付金は、特定地方政府の支出に対して、中央政府あるいは他地方の住民がもつ正当な関心を意味するということである。たとえば、教育のための支出は、地方的選好の結果であるとともに、政策への国民的優先順位を反映していなければならない。

第3に、交付金は個人および企業の財政的に誘導された地域間移動を抑制するための手段となりうるということである。適切な非移動的租税基盤 (固定資産税のような) が不足している場合にはとくにそうである。

第4に、かつもっとも重要なことであるが、交付金はニーズと賦存資源の地域間格差を均等化するためのメカニズムとして働く。

以上を要するに、課税はより集権的に、他方、支出はより分権的に行われるべきであるという結論になる。

経済理論の立場からすれば、下位政府の担うべき機能は、安定化および所得再分配機能よりも資源配分機能であるべきという結論になるのであるが、それでは中央、地方の中間に置かれる地域政府の役割は何であろうか。それがあ

(坂下氏写真)

さかした・のぼる

1933年全羅南道生まれ。1955年東京大学経済学部卒業。同大学院修了。経済学博士。筑波大学社会学系教授などを経て、1996年より流通経済大学流通情報学部教授、学部長。

著書：“Optimum and Equilibrium for Regional Economies,” Springer-Verlag, 1996ほか。

種の公共サービスについて、地方政府よりも適切なレベルにあることには、次の三つの理由が考えられる。

第1に、ある種のサービスについては、地域が行政における規模の経済を享受し、かつ複雑な外部性を回避する一方で、地方的選好に関する情報を得やすいという利点を維持するという点で、有利な位置にあると思われる。ひとつの好例は、成人および高等教育の提供という役割である。

第2に、地域は地方共同体よりも人口移動の影響を受けることが少ない。たとえば、有名なティブー・モデルは、地方共同体間の人口移動に関してのものと考えられる。なぜならば、地域間では移動費用は必ずしも無視可能な大きさではないからである。したがって、租税基盤は地域間ではより安定している。

第3に、人々の選好の時間的変化は均一化の方向であり、それに目立つほどの多様性があるのは、地方間というよりも地域間であると思われる。

地域は、(1)徴税における規模の経済を享受できるほど大きく、(2)外部性を内部化しやすく、(3)財政的に誘導される人口移動が少なく、(4)地方間格差より少ない格差をもつ、などの理由により、中央政府からの交付金に依存する程度がより少なくなるであろう。

地域政府の担うべき第4の機能は、経済発展政策あるいは成長機能である。これはそれ自体公共財であり、所与の資源の動学的により効率的な配分を実現するためのサービス提供を意味する。具体的に言えば、分権的に決定された産

業政策は、地域的情報の利用可能性という点で、中央政府によるそれよりも優れているであろう。その内容は工業用地、交通通信設備などのインフラストラクチャーの整備が土地利用計画、環境計画などの手段によって行われることである。また、技術振興も重要な地域政策であり、それに関連する研究開発、高等教育政策もまた地域政府にとっての課題である。

しかし、地域政府の成長機能は、中央政府による所得再分配政策によって強い制約を受ける。後者が認識しやすく、公的介入による短期的効果が目につきやすいのに反して、前者は長期間にわたる資源配分を必要として、その効果が見えにくいものであるから、強力な地域政府の存在は、国民的な成長目標のための資源を確保するためにも必要な制度的装置であるといえる。一般的に言って、地域政府の成長機能は、地域間競争の中核的内容となるものであるから、自己資金調達 (self-financing) の形でなされなければならない。

経済理論の立場からすれば、政府機能の分権化はいくつもの理由で是であるとされるのであるが、それが地域政府でなされるべきか、中央政府の行政の分権化でなされるべきかはまた別の問題である。しかし少なくとも、民主政治的過程が地方的選好を顕示する手段——どんなに不完全なものであっても——であると考えられるならば、行政構造の分権化よりも選挙に基づく地域政府のほうが、地域政策の主体として適当であると思われる。

しかし他方において、とりわけ地域の成長機能を果たす主体としては、政府そのものよりも、より arm's length を保った agencies のほうが適切であるという考え方が普及している。それは、もうまく運営されるならば、(1)官僚的非効率性を回避し、(2)民間専門人の熟達した技能を注入し、(3)政治的影響を最小化する、といった長所をもつと思われる。そのような機関は市場原理に従いつつも、基金設定、理事会の構成、補助職員などの手段によって公的利益を代弁する

とともに、究極的には一般市民への説明責任をよりよく果たしうると考えられている。

Newlands (1997) は、最後にスコットランド議会の財政的・経済的帰結を論じる。権限委譲後のスコットランド議会の活動への資金調達については、いくつもの選択肢がある。それらはすべて、徴税権力における分権化は、支出における分権化よりもずっと少ない形になる。既述のとおり、これはひとつの効率的な方式であるといえる。もっとも極端な主張は、スコットランド議会はスコットランドにおける徴税をすべて統制し、防衛費のような連合王国の国家的支出のスコットランド分を中央政府へ送達するという形である。

Heald (1990) の提案は、スコットランド内所得税の50%と、人口ベースで計算してスコットランドに帰着するVAT収入の75%をスコットランド議会に与えるというものである。これに加えて、「均等化」要素を含んだ一括交付金を連合王国大蔵省がスコットランド大蔵省へ支払い、かつスコットランド議会は3%を限度として所得税率を変化させる権限 (タータン税) をもつという方式が提案されている。

上記のような方法は、スコットランド議会の資金調達に対して安定性を与えるように見える。とりわけ、それらの方式が、ロンドンとエジンバラの間の政治的交渉 (裁量) への依存程度を少なくするものであるからである。しかしながら、ドイツのような地域政府の役割についての憲法的保障のない連合王国においては、スコットランド議会が受け取る税収は、むしろ不安定性を増すことになると思われ。

上記提案に代わる資金調達の方法は、連合王国政府よりスコットランドへの一括交付金であろう。これは1970年代の労働党政府の提案であり、また1995年のスコットランド憲法会議 (SCC) で良しとされた方式である。しかし、毎年交付金規模決定のための両政府間の交渉が政治的対決となるのを避けるためには、ある種の indexation の導入が必要であろう。

最近まではBarnett方式というやり方によって、イングランドにおいての公共支出が85ポンド増加すると、スコットランドのそれは10ポンド（ウェールズでは5ポンド）増える仕組みになっている。これは1976年の人口比例であった。現在では、スコットランドの公共支出は厳密に人口比例となり、1976年の9.57%から9.14%に低下している。所得比例ではなく人口比例であるということは、連合王国内のより富める地域からスコットランドへの所得再分配を意味している。

1993年、1994年において、スコットランドの認識可能な1人当たり公共支出は、イングランドにおいてのその121%であった¹⁾。さらに、スコットランドにおいての財政不足は、同じ時期において80億ポンド（204億ポンドの税収に対して284億ポンドの総支出）であった。短期的には、この構造的赤字を埋める方法が「権限委譲」と「独立」の差を決定する。権限を委譲された議会の下では、この赤字は連合王国のより豊かな地域からの移転によって埋められる。スコットランド独立国であれば、スコットランド人自身がそれを負担しなければならない。

さらに論じられなければならない次のような諸問題がある。

(1)スコットランドにおいての不比例的な公共支出を是とする根拠は何か。

(2)スコットランド議会による所得税率変更権限の行使は、いかなる結果をもたらすか。税率を引下げたとしても、所得税を負担していない低所得層には影響がないので、社会政策的な効果は小さい。一方、3%の税率引上げでは、年間4億5000万ポンドの税収増加となるが、その効果は正負いずれの方向についても、大きいとは思われない。結局スコットランド議会としては、権限委譲の有効性が明らかになるまで、当分の間、税率変更権限を行使することはないであろうと予想される。

(3)スコットランド議会の果たすべきもっとも大きな役割は、需要サイドよりも供給サイドに

あり、種々の方策（開発政策、技術および職業訓練政策、企業創出、産業公有など）によって、重要なインパクトをスコットランド経済に与えることができる。現在までに濫立しているスコットランド関連の諸機関——Highlands and Islands Development Board (HIDB)、Scottish Development Agency (SDA)。これらは1991年にHighlands and Islands Enterprise (HIE) および Scottish Enterprise (SE) へと改組、開発機能と職業訓練機能はさらに分権化されて Local Enterprise Companies (LEC) 群となっている——の活動を調整する役割をスコットランド議会は果たさなければならない。

(4)外部からの投資 (inward investment) は、現在までスコットランド経済の発展にとって重要な要因であったが、スコットランド産業の外部資本による所有には、種々の好ましからざる効果もあった。スコットランド議会は、少なくともスコットランドへの産業立地の種類と方向について関与すべきである。さらに、スコットランド企業の内生的発展を促すための基金 (White Knight's fund) の創立に関して、金融機関と協同すべきである。しかし、公的機関による成長機能がすでにスコットランドのなかに多数確立されていることを考えれば、新しいスコットランド議会による追加的効果が非常に大きいとは思われない。

もうひとつ残された問題は、今回、連合王国内に創設される地域議会および政府は一部の地域にかぎられ、全体的な3-tierシステムが実現されるのではないことである。スコットランド議会の成功、とりわけ成長機能の達成においての成功は、連合王国全体に完全な3-tierシステム、および組織的な権限委譲が実現するための試金石となるであろう。

2 スコットランド権限委譲の マクロ経済効果

権限委譲のマクロ経済効果を予測するために

は、対象となる地域経済をどのようなパラダイムで捉えるかが出発点となる。ストラスクライド大学の研究者たちがとる立場は (McGregor, Stevens, Swales and Yin 1997)、新古典派的市場観に立ちつつも、労働市場においての不完全競争と非自発的失業の存在を認めるものである。また、国レベルでは不完全競争的商品市場の存在を容認しつつ、地域的には完全競争の商品市場を仮定する。また、スコットランド経済はsmall open (GDPにおいて連合王国の9%) であって、多くの価格は外生的に決定されていると考えられる²⁾。

地域財政支出の再配分効果

スコットランド議会が自由に制御できるassigned budgetは、年145億ポンドを超えると予想されるから、その再配分はとくに経済成長に対して一定の効果をもたらす(教育訓練への重点投資等を通じて)。

開発機構の制御

スコットランド議会によるSEやHIEの制御が、それらのより効率的な運営を結果するか否かは予測しがたい。とくに、スコットランドの開発機構が連合王国内の他の開発機構と競争するような環境の下では一層そうなのである。

権限委譲後の地域公的部門赤字

(Public Sector Deficit:PSD)

現在のところ、スコットランド地域のPSDは、マーストリヒト規準であるGDPの3%を十分超える大きさである³⁾。スコットランドの連合王国からの分離が権限委譲に止まるかぎり、これは大きな問題ではない。スコットランドは、中央政府から引続き財政移転を得ることができるからである。このような状態が維持されるためには、「重要でないことの重要性」と「目立たぬことの重要性」の二つの条件が続かなければならない。前者は地域の赤字が国全体の赤字と比べて小さいこと、後者は地域間移転の大きさがあまり顕在化しないような仕組みのことである。権限委譲後、後者は地域勘定の明確化などによって、顕在化されるかもしれない。

いずれにせよ、権限委譲と独立ではPSDの意味は大きく異なる。前者の場合には地域のPSDの大きさよりも、財政支出の地域間シェアのほうが財政支出削減の契機としてより重要であり続けるであろう。

タータン税のマクロ経済効果

スコットランド議会による所得税率引上げは、需要側には「均衡予算の乗数効果」を、供給側には租税の転嫁効果を与え、その最終結果を知るには、全体的モデル分析が必要である。著者たちのモデル分析は、二つの異なる仮定の下に行われる。

第1に、賃金交渉がスコットランド特定に行われ、増税分がすべて賃金に転嫁されるならば、GDPおよび雇用はおのおの1.23%、1.3%低下する。地域間人口移動のため、失業率に変化はない。

第2に、賃金交渉が全国的になされるのであれば、GDPと雇用はおのおの0.45%、0.42%増加し、失業率は0.72%低下する。

仮定の緩和

(a)タータン税(tartan tax)収入は、“assigned budget”に対して完全に追加的であるという仮定。連合王国大蔵省が相殺的に割当て予算を削減するならば、同税の効果は収縮的となる。しかし、これは中央政府の政治的状況に強く依存する。

(b)スコットランド住民の同質性の仮定。とりわけ賃金交渉のパターンにいろいろな差がある。これは、第1シミュレーションのような「最悪の場合」の可能性を小さくする。

結論

(1)スコットランド経済は、過去の長い期間「構造的」PSDを有してきたと思われる。権限委譲の経済効果は、このような前提の下で考察されなければならない。

(2)スコットランド経済が今後も「割当て予算」の下で運営されるとしても、財政連邦主義(fiscal federalism)が主張するような、地域

政府のサービス提供における効率性などはそれほど信用できない。諸開発機構の運営についても同様である。

(3)「割当て予算」の将来についていえば、長期的趨勢は1人当たり支出の地域間均等化であるから、これは連合王国公共支出のなかでのスコットランドのシェア低下を意味する。独立の方向への動きは、スコットランドPSDの目標化を促し、独立化が民間部門の活性化を生み出さないかぎり、スコットランド経済への圧力となるであろう。

(4)タータン税が必然的に産出、雇用および人口の減少をもたらすとはいえない。賃金の補償的上昇を人々が要求しなければ、同税は良い効果を生ぜしめるであろう。

総括して、権限委譲の効果は正負いずれにせよ無視できない大きさとなり、それがきわめてunfavourableなものになるとは思われない。しかし、その最終結果は、スコットランド議会が採用する諸政策およびそれらに対するスコットランド住民の反応に強く依存するであろう。

おわりに

1997年9月の住民投票から1年半が経過して、地域議会選挙まで3カ月となった現在(1999年2月)、スコットランドを取り巻く状況はどのようになっているであろうか。*The Economist*誌(1999年1月16日号)は、“It’s England’s oil too.”という興味深い記事を掲げている(同号55-56頁)。スコットランドの住民ベースによる財政赤字は、現在約71億ポンドで、スコットランドGDPの11%に達する(注3参照)。

しかし、これに対するスコットランド国民党(SNP)の反応は、「独立スコットランドは、北海石油・ガスへの課税による財政収入の90%を受受する権利があり、これは上述の赤字を十分以上に埋め、さらには独立スコットランドをして、欧州共同通貨加盟のためのマーストリヒト規準を満たさせ得るであろう」という楽観的なものである。

しかしながら、楽観的に見れば、上述のスコットランドの取り分は、北海上での領海の設定方法、原油価格等に依存して、45~98%の間で不確定であり、現在はSNPによる予想よりもはるかに厳しいと*The Economist*誌は論じている。独立への熱望は、たちまち経済の現実突き当たるのである。

注

1)連合王国全体の人口を P_{UK} 、スコットランドのそれを P_S 、連合王国全体の公共支出を G_{UK} 、スコットランドのそれを G_S とすれば、イングランドのシェアの大きさから考えて、近似的には

$$\frac{G_S}{P_S} / \frac{G_{UK}}{P_{UK}} = 1.21$$

としてよい。後述のMcGregor, Stevens, Swales and Yin(1997)によれば、 (G_S/G_{UK}) は、ほぼ1995年で0.105ということであるから、 (P_S/G_{UK}) は0.0847となり、1995年のスコットランド人口は $P_{UK}=5,900$ 万とすれば $P_S \cong 500$ 万と推定される。

2)1996年の連合王国GDPは、1兆1515億ドルであるから、スコットランドのそれは1036億ドル、1人当たりでは2万720ドル、すなわち約250万円ということになる。

3)PSDは約81億ポンド、GDPは約651億ポンドであるから、その比率は12%以上になる。

参考文献

- Armstrong, H. and J. Taylor(1993) *Regional Economics and Policy*, Prentice Hall (2nd ed.), Harvester Wheatsaheaf. 坂下昇訳(1998)『地域経済学と地域政策』流通経済大学出版会。
- Danson, M. ed.(1997) *Regional Governance and Economic Development*, European Research in Regional Science, Vol.7, Pion Ltd., London.
- Hald, D.(1990) *Financing a Scottish Parliament : Options for Debate*, The Scottish Foundation for Economic Research, Glasgow.
- McGregor, P.G., J. Stevens, J.K. Swales, and Y.P. Yin (1997) “Some Simple Macroeconomics of Scottish Devolution,” in Danson, pp.187-209.
- Musgrave, R.(1959) *The Theory of Public Finance*, McGraw-Hill, New York.
- Newlands, D.(1997) “The Economic Powers and Potential of a Devolved Scottish Parliament: Lessons from Economic Theory and European Experiences,” in Danson, pp.109-127.

合衆国都市圏における 住宅価格、外部性および規制

Malpezzi, S., *Housing Prices, Externalities, and Regulation in U.S. Metropolitan Areas*, *Journal of Housing Research* (1996) Vol.7, Issue2.

住宅市場に関しては多くの実証分析が存在するが、それらのほとんどは、需要側のみに焦点を当てた分析だった¹⁾。この需要側に影響を与える要因としては、①所得水準、②人口構成、③税制、④住宅金融などがあげられる。しかし、価格（および数量）の決定には、需要面ばかりでなく供給面も同時に考慮する必要がある。供給側からの影響として、①要素価格、②建設業の組合組織や生産性成長などが考えられるだろう。

さらに重要な要因として、住宅市場における“規制”があげられる。都市における急激かつ制限のない開発は、その地域の厚生水準に多大な影響をもたらす可能性がある。また、現実の市場にはさまざまな外部性が存在し、需要・供給双方において私的限界費用（便益）と社会的限界費用（便益）が乖離していることが予想される。当局がこのような状況を正確に把握しているならば、社会厚生を高めるための規制は正当化されるだろう。一般的に規制によって価格水準は高まる。これは“規制の費用”といえる。ただしこの価格上昇には、土地利用規制などの“量”的制限に由来するものもある一方、環境改善等による都市のアメニティの向上による部分も含まれる。

規制を扱った従来の実証研究の多くは、規制の費用のみ（量的制限による価格上昇のみを念頭に置いた）を分析したものだ²⁾のに対し、今回紹介する Malpezzi 論文は、規制によってもたらされる“便益”的側面（規制によってもたらされる都市のアメニティの向上など）をも明示的に考慮することによって、規制の“ネット”の効果を分析している。Malpezzi 論文のさらなる特徴としては、①部分均衡モデルに立脚していて、②従来の規制分析と異なり都市圏（MSA；Metropolitan Statistical Areas）を標本単位とし、③都市圏ごとの規制変数を指数化して住宅市場における規制の“便益”と“費用”の有無を検証している点などがあげられる。

1 推定モデル

推定式は単純な需給モデルで表される。賃貸・持ち家双方に関する需要関数・供給関数を

$$Q_{hr}^D = f(P_{hr}, I, D), Q_{ho}^D = f(P_{ho}, I, D) \quad (1)$$

$$Q_{hr}^S = f(P_{hr}, G, R), Q_{ho}^S = f(P_{ho}, G, R) \quad (2)$$

とする。ここで P は賃貸価格と持ち家価格を、 I は所得水準、 D は人口構成的要因、 G は地理的要因、そして R は規制指数を意味している。規制の費用をとらえるために、市場の均衡を前提としたうえで価格を被説明変数とした誘導型の推定式は

$$P_{hr} = f_1(I, D, G, R, \epsilon_1) \quad (3)$$

$$P_{ho} = f_2(I, D, G, R, \epsilon_2)$$

と表すことができる。

また、規制が量的側面にどういった効果を及ぼすのかをも合わせて検討するために、住宅サービスを規制指数をはじめとする諸変数に回帰した式

$$HP = f_3(P_{hr}, P_{ho}, I, D, R, \epsilon_3) \quad (4)$$

もあわせて推定している。

次に規制がもつ便益面をとらえるため、“便益”と想定される変数、すなわち、持ち家比率 T ²⁾、平均通勤時間 C 、人種構成 S 、近隣構成 N を規制変数をはじめとする諸変数に直接回帰した式

$$T = f_4(P_{hr}, P_{ho}, I, D, R, \epsilon_4)$$

$$C = f_5(P_{hr}, P_{ho}, T, I, D, R, S, \epsilon_5) \quad (5)$$

$$S = f_6(P_{hr}, P_{ho}, T, I, D, R, \epsilon_6)$$

$$N = f_7(P_{hr}, P_{ho}, T, I, D, R, S, \epsilon_7)$$

を推定する。

推定式はダミー変数以外はすべて自然対数で変換したものを最小二乗法によって推定している³⁾。

2 データ

計量分析を行うときに、分析にとって理想的なデータを入手することは容易でない。したがって妥協できる点は妥協するが、その一方で分析にとって“核”となる要素については簡単に放棄すべきでない

い。Malpezzi 論文の場合、①観測単位を都市圏としている、②クロスセクション分析であるため自由度の減少を最小限に留める、という観点に立ってデータの選択をしている。以下、変数の説明が必要と思われるものについて少し触れておくことにする。

まず、賃貸価格および持ち家価格の場合、国勢調査の中央値 (Median) を用いている。この国勢調査データは時系列の長さは短い、広範な都市圏を扱っている点で採用されている。

所得は都市圏1人当たりで測られている。また、住宅サービスは都市圏における建築許可数で、人種的分離変数は“近隣に少なくとも90%の黒人が居住している地域に住む黒人の割合”で表される。

Malpezzi 論文でもっとも重要な貢献は、規制に関する変数を構築している点である。規制といっても家賃規制や土地利用規制、ゾーニング、インフラ整備など多岐にわたっている。これらすべてを網羅することは、自由度を減少させる点から望ましいものでない。したがって、なんらかの形で“集計”する必要がでてくる。集計には2つの方法がある。ひとつは規制変数にウェイトを付けて総和をとる方法であり、もうひとつは因子分析 (factor analysis) を用いて変数の数を減少させる方法である。Malpezzi 論文は、この2つの“規制指数”がたいへん強く相関していることから、“ウェイト付け総和法”を採用している。

規制変数は“都市圏レベル”と“州レベル”の2つを作成している。規制といっても、地域ごとに異なるものから広域にわたって適用される性質のものも存在することを考えれば、これは必要な作業と言える。都市圏レベルについては、Wharton Research Project によって収集された規制変数にウェイトを付けて総和をとったものをあてている。州レベルについては、American Institute Planners が収集した規制情報を8つのダミー変数の形にして総和をとっている。

図1と図2は、都市圏規制指数と持ち家価格および賃貸価格の関係を表した散布図である。これを見るかぎり、規制と住宅価格には正の、しかも非線形的関係が存在することがわかる。

図1 - 都市圏規制指数と持ち家価格

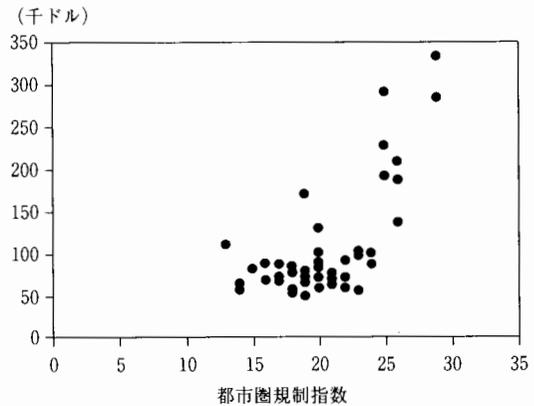
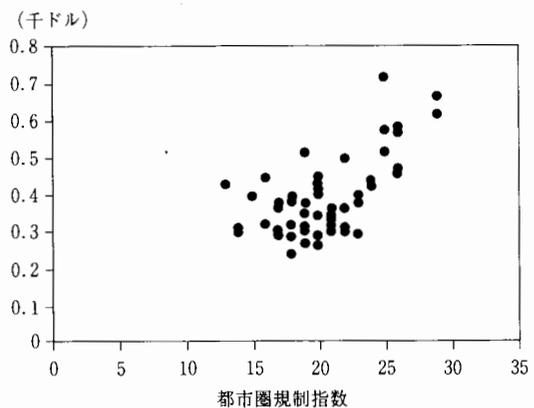


図2 - 都市圏規制指数と賃貸価格



さらに以上とは別に、家賃規制の存在をダミー変数にして処理している。

3 推定結果

表1は推定結果を掲載したものである。クロスセクション分析にしては決定係数は高く、諸変数の符号も理論から予想されるものと一応一致している。

賃貸価格決定式では以下の事実が判明した。すなわち、①人口変化率と所得が決定因として有意に働いている、②アメニティ変数は賃貸価格を上昇させるが統計的に有意でない、③規制変数については州レベルのみ正で有意に効いている、④また、すべての規制変数に関する joint-test では規制の効果がないという帰無仮説を棄却した (もっともこれは州レベルの規制変数に引きずられた結果とも受け取れ

表1—推定結果

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
切片	0.1182 (0.07)	9.5002 (3.51)	-17.401 (-3.32)	1.5935 (1.82)	310.19 (0.74)	0.5573 (0.49)	-95.450 (-1.81)
都市圏人口 (対数値)1990年	0.0386 (1.46)	0.0419 (1.00)	-0.0604 (-0.74)	-0.0439 (-4.03)	4.4130 (1.11)	-0.0383 (-0.28)	5.3041 (5.76)
同成長率年平均 1980～1990年	5.4909 (3.19)	3.3618 (1.23)	28.6948 (5.33)	-2.4418 (-3.08)	-546.7 (-2.03)	0.2373 (0.22)	16.0571 (0.26)
都市圏1人当たり 所得(対数値)	0.5395 (3.64)	0.2746 (1.17)	1.0130 (2.23)	0.0022 (0.03)	2.5327 (0.06)	-0.0347 (-0.28)	15.215 (3.04)
同成長率年平均 1979～1987年	2.3288 (1.74)	5.8866 (2.78)	-0.0774 (-0.02)	1.3234 (2.26)	344.75 (1.30)	0.0435 (0.06)	
公園・軍事施設・保 養地への近接性	0.1001 (1.59)	0.2374 (2.38)	-0.0571 (-0.29)	0.0598 (2.22)	-7.5687 (-0.85)	-0.0061 (-0.22)	-1.8974 (-1.11)
海岸・湖への近接性	0.0371 (1.03)	0.0805 (1.42)	-0.2139 (-1.93)	-0.0086 (-0.58)	2.8307 (0.53)	-0.0058 (-0.32)	0.9895 (0.95)
州規制	0.0292 (2.35)	0.0392 (1.99)	0.0632 (1.65)	0.0028 (0.53)	-2.7301 (-1.39)	-0.0020 (-0.32)	-0.8434 (-2.19)
家賃規制ダミー	0.0109 (0.17)	0.2348 (2.35)	-0.5963 (-3.06)	-0.0456 (-1.61)	9.5733 (0.85)	0.0348 (1.18)	-0.4063 (-0.19)
都市圏規制	-0.0324 (-0.64)	-0.2124 (-2.66)	0.0632 (1.65)	0.0180 (0.79)	-12.351 (-1.46)	-0.0067 (-0.28)	-1.0407 (-0.63)
同二乗	0.0012 (0.98)	0.0062 (3.16)	-0.0070 (-1.83)	-0.0005 (-0.91)	0.2877 (1.32)	0.0001 (0.08)	0.0296 (0.71)
持ち家価格中央値 (対数値)1990年				-1.629 (-2.76)	-33.811 (-1.28)	0.0160 (0.49)	3.4531 (0.80)
賃貸価格中央値 (対数値)1990年				0.2282 (2.44)	23.704 (0.56)	0.0790 (0.058)	-14.062 (-1.88)
都市圏黒人人口比率					106.80 (3.45)		
持ち家比率 1990年						0.2754 (1.65)	-36.074 (-3.22)
自由度修正済み 決定係数	0.81	0.86	0.66	0.65	0.74	0.43	0.72
自由度	48	48	46	48	31	35	54

注1) 被説明変数は、それぞれ(1)持ち家価格中央値(対数値)1990年、(2)賃貸価格中央値(対数値)1990年、(3)平均建築許可数(対数値)1989～1991年、(4)持ち家比率1990年、(5)都市圏黒人人口比率1990年、(6)所得・住宅価格・人種構成を含めた人口統計要因などの関数である近隣の質、(7)平均通勤時間1990年。

注2) 推定値の下の()内の値は、推定値がゼロという帰無仮説に対するt値を表している。

る)。

持ち家価格については、①所得上昇率以外の所得——人口統計的要因は効いていない一方、②都市圏レベルの規制は有意で、しかも散布図に見られるように二次的に働いており、③規制変数全体の joint-test でも規制の効果の存在が確認された。

次に規制の“量的”効果を見るために、規制変数のうちダミー変数については0から1へ、それ以外

については変数を四分位分割し、第一分割から第三分割へ増大させることで、価格水準が果たして何%高まるかを算出したところ、賃貸価格は17%、持ち家価格については51%上昇する結果となった。この“規制強化”はかなり強いと思われるが、価格水準に与える規制効果の激しさを示しているといえる。以上から規制のコストの存在が明らかにされた。

Malpezzi 論文では住宅サービス水準に与える規

制の影響も計測している。推定結果③がそれに相当するが、先程と同様の計算から規制強化によって住宅サービス水準は低下することが判明した。

次に規制の便益面の推定結果を見てみよう。ここで注意せねばならないことは、規制がその便益面に対して“直接的”にばかりでなく、賃貸・持ち家価格を通じて“間接的”にも影響を与えているという点である。実際、州レベル規制変数が平均通勤時間を短縮させるという便益効果以外に、統計的に有意な直接効果は見出せなかった。そこで、間接的効果をも考慮に入れた“impact multiplier”

$$\frac{dT}{dR} = \frac{\partial T}{\partial R} + \frac{\partial T}{\partial P_{nr}} \times \frac{dP_{nr}}{dR} + \frac{\partial T}{\partial P_{ho}} \times \frac{dP_{ho}}{dR} \quad (6)$$

を先の推定結果と合わせて利用して求めると、持ち家比率の場合、持ち家価格上昇による持ち家比率の低下の大きさ（(6)式右辺第2項の偏微分）を反映してマイナスとなり、先ほどと同様の“規制強化”によって持ち家比率は10%低下することが判明した。人種的分離変数の場合も、規制強化によって近隣に90%以上の黒人が居住している地域の黒人人口は15%低下すること、そして推定式(6)近隣構成にいたっては規制変数は有意でなく“impact multiplier”もほぼゼロという結果になった。

この一方、平均通勤時間に関しては、州レベルの規制変数以外は直接効果は確認できなかったが、“impact multiplier”は賃貸価格上昇による平均通勤時間の低下を強く反映してマイナスとなり、規制強化によって平均通勤時間は3分減少することが判明した。

おわりに

Malpezzi 論文は、都市圏を標本単位として規制変数を作成し、これを用いて住宅市場における規制のコストとベネフィットを計測することを意図したものである。その結果、規制によって持ち家・賃貸価格ともに上昇することがわかったが、これは規制のコストが明らかに存在していることを示している。これに対し、持ち家比率や人種構成・通勤時間等が規制によってどう影響を受けるかを測った結果、規制の効果は統計的に確認できなかった。したがって、

住宅市場における規制によって住宅価格は上昇するが、それに付随する便益はそれほど期待できないことがわかった。

Malpezzi 論文の最後には、著者自身が今後の分析の拡張や方向を述べているので、興味ある読者は原論文に当たっていただきたい。ここでは著者が指摘した以外の点、とくに推定法に関してひとつ触れておくことにする。都市・地域分野における実証分析の最近の動向として、“空間的自己相関 (Spatial Autocorrelation)”を考慮に入れた空間計量分析が多いことがあげられる。本分析でも近隣効果を表す変数が登場してくるが、それらが真の意味での近隣効果を体現しているとはかぎらない。したがって、推定式の攪乱項にあらかじめ空間的な自己相関を設定しておくことで、より不偏性を持った推定値を得ることが可能となるだろう。その意味で、住宅市場の規制に関する実証分析には、さらなる分析の余地があるといえる。

注

- 1) 例外としては Segal and Srinivasan (1985) がある。この研究は、土地利用規制をも考慮した分析を行っている。
- 2) “Tenure Choice”は本来、異時点間の意思決定という性質を持っており、その意味でクロスセクション・データよりもパネル・データ（もしクロスセクション・データの特質を生かすのであれば）による分析が望ましいと考えられる。
- 3) Malpezzi は2SLS や3SLS によっても推定を行っているそうだが、これらの推定法は多くの自由度を失うという理由から、OLS の結果のみを掲載している。

参考文献

- Dipasquale, D. and W.C. Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall.
- Muth, R.F. and A.C. Goodman (1989) *The Economics of Housing Markets*, Harwood Academic Publishers.
- Segal, D. and P. Srinivasan (1985) “The Impact of Suburban Growth Restrictions on U.S. Housing Price Inflation, 1975-78”, *Urban Geography*, 6(1), pp.14-26.
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。

(齊藤裕志 / 東京大学大学院経済学研究科博士課程)

◎近刊のご案内

『アメリカの住宅税制』

定価2,300円(税込み)

わが国の住宅に対する満足度は依然低く、21世紀に向けて居住水準の向上を図らなければならない。したがって、住宅税制のいっそうの充実が、今後とも必要であると思われる。本書はこのような問題意識から、既刊の諸外国の住宅税制研究シリーズ『ドイツの住宅税制』『フランスの住宅税制』『イギリスの住宅税制』に続く第4弾として、アメリカの住宅税制を調査したものである。

アメリカの住宅政策・住宅事情・税制について概観するとともに、アメリカの住宅税制を連邦税・州・地方団体税に分けてまとめている。連邦税に関する住宅税制については、居住用住宅の譲渡益に対する特別控除制度、住宅ローン

利子の所得控除制度、住宅の相続等に関する税制(連邦遺産税・贈与税・世代飛び越し移転税)を、州・地方団体税に関する住宅税制では、住宅の譲渡に関する所得税、住宅の取引に関する消費・流通税、州遺産税・相続税・贈与税・世代飛び越し移転税、住宅に関する資産税などをとりあげ、それぞれ詳しく解説している。

執筆者：石村耕治(朝日大学)、中村芳明(青山学院大学)、山田ちづ子(住信基礎研究所)。

『定期借地権事例調査 [Ⅲ]』

定価2,500円(税込み)

平成10年10月までに全国で発売された定期借地権付き住宅事例データ集の第3弾。収集したデータは、戸建て住宅2,170件、1万370区画、マンション160件、4,736戸であった。

戸建て住宅は平成6年には262

件、1,288区画が発売され、早くも第一次分譲ブームが訪れたと考えられ、続く平成7年・8年にはそれぞれ500事例以上、2,400~2,600区画の供給が集計されている。しかし、その後9年には480件、2,221区画、10年は10月までの集計で313件、1,729区画と減少傾向にある。

都道府県別に比較してみると、第1位は埼玉県の356件(16.4%)、第2位は千葉県315件(14.5%)、第3位は愛知県296件(13.6%)である。

マンションは、平成5年に3件、110戸、6年に8件、189戸、7年に32件、1,185戸と増加し、8年に64件、1,778戸に及んでいる。しかしこの年をピークとして、9年には30件、811戸と大幅に減少しており、10年には10月までの集計だが23件、663戸と、こちらも減少傾向にある。

編集後記

《立春》を過ぎても乾いた寒い日が続き、通勤する人の群にも白いマスク姿が目立ちました。2月下旬になって二十四節気のひとつ《雨水》が来ると、数日後に冷たい雨が降り、なるほどよく名づけたものだと感じさせられました。雨上がりの朝は少し空気が和んで、木々の枝も心なしか精気が満ちてきたようです。

この朝、通勤電車が鉄橋を渡ると視界が開け、晴れた空の下、斑に雪をかぶった山々が遥かに眺められ、その後ろには真白い雪の富士山が見

えました。頂上の辺りが吹雪いているかのように乱れた雲に隠されて、それは変わった光景の富士でした。

季節は間もなく《啓蟄》です。あちこちで梅の花が目立ち、やがて《春分》から《清明》へと春も耐へと向かいます。

人の世でも住宅市場が活況を呈するなど明るい動きも見られるようですが、それとともに昨年来の景気論議に隠れていた改革の潮流が再び強まり、構造調整を前進させる時節になるでしょう。(M)

編集委員

委員長——西村清彦
委員——吉野直行
森泉陽子
山崎福寿

住宅土地経済

1999年春季号(通巻第32号)

1999年4月1日発行

定価(本体価格715円+税)送料200円
年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——(財)日本住宅総合センター
東京都千代田区麹町5-7
紀尾井町TBR1107 〒102-0083
電話：03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷(株)