

〔巻頭言〕

デフレ克服のために

岩田一政

日本経済研究センター理事長

アメリカの連邦準備制度理事会は、2008年末から2010年11月にかけて2回大規模資産購入プログラムを実施した。1回目は1.7兆ドル、2回目は0.9兆ドルの合計2.6兆ドル（約200兆円）である。2回目が長期国債のみを購入対象とした「量的緩和」であるのに対して、1回目は、MBS（1.25兆ドル）が中心で、「信用緩和」の色彩が強かった。

量的緩和政策の有効性について、日本では懐疑的な見方が強い。サンフランシスコ連銀は、大規模なプログラム実施は、長期金利低下、株価上昇、ドル・レート低下を通じ、実質GDP3%引き上げ、失業率1.5%低下、インフレ率1%上昇をもたらすと分析した。人々のセンチメントに与えた影響は劇的であり、量的緩和第2弾発表以降、景気の2番底リスクといった言葉が市場から姿を消した。

中央銀行が、デフレ・リスクに対してどこまでも果敢に戦いを挑むというメッセージが市場に与えた効果は、モデル分析の枠を超えるものがある。日本銀行も5兆円規模の長期国債・社債・REIT・ETFの買入れを実施している。少ない額でも、株価は上昇し、REIT市場が息を吹き返した。

国債格下げに見られるように、税・社会保障改革を通じる財政健全化を、市場が催促している。1%のデフレであっても、政府債務実質残高は毎年8.3兆円も増加する。財政健全化に向けての努力が、「シジフォスの神話」に終わらぬよう、量的緩和を含む拡大的な金融政策や成長戦略を大胆に展開し、財政健全化が本格化する前（2年以内）にデフレを克服することが求められる。

目次●2011年春季号 No.80

〔巻頭言〕 デフレ克服のために 岩田一政 ——1

〔特別論文〕 相続税の複雑性 中里 実 ——2

〔論文〕 家計の負債構造と消費 小川一夫・万 軍民 ——12

〔論文〕 市町村合併に着目した土地利用規制競争モデル 大澤義明 ——23

〔論文〕 J-REIT税制改正の政策評価分析 菅谷いつみ ——30

〔海外論文紹介〕 社会的相互作用とスプロール 森岡拓郎 ——37

エディトリアルノート ——10 新刊書紹介 ——9

センターだより ——40 編集後記 ——40

相続税の複雑性

中里 実

はじめに

相続税は、かなり特殊な租税であるということが出来る。相続税は、所得税や付加価値税のように一定の経済合理性に裏付けられた近代的な租税とは若干趣を異にする点を少なくとも二つ有している。第一に、それは、民法財産法の規律する経済取引とは多少異質な親族法・相続法における法律関係に基礎をおくやや特殊な租税であり、通常の経済理論にしたがった課税の根拠に関する議論を行なうことを困難にするような側面を有しているといつてよい。しかも、第二に、その歴史的な由来が、ヨーロッパ中世における登録税であった点¹⁾からも明らかなように、現代において課されている各種の租税の中でも、それは、きわだって歴史の古い特殊なものである。

このような特殊な租税について議論する際には、所得税や付加価値税について論ずるのとまったく同じ態度で臨むわけにはいかず、本来ならば、課税の歴史や民法との関連等について相当深く検討を加えることが前提として要求されるはずである。しかしながら、専門分野が細分化された現代において、租税制度の研究者にとって、それはきわめて困難なことである。ただ一ついえるのは、このような特殊な古い歴史を有する租税について、経済理論のみから適正な課税のあり方を考えたり、あるいは、財政上の必要のみから課税水準を考えたりすることはあまり望ましいことではないのではないかという

点であろうが、現実には、そのような点が無視されることも少なくない。

本稿は、以上のような視点から、特に、日本における相続税に関して、不動産との関係にもふれながら、その問題点を、外国との比較をまじえて概観しようとするものである。

詳しいことは、海外住宅・不動産税制研究会編著（2010）『相続・贈与税制再編の新たな潮流——イギリス、アメリカ、ドイツ、フランス、スイス、カナダ、オーストラリア、日本』（財団法人日本住宅総合センター刊）をお読みいただきたい。この書物は、世界の各国の相続・贈与税制度について包括的に検討を加えたもので、日本における相続・贈与税制度について考える際の基本的な資料となるものと思われる。なお、読者の皆様には、本稿の叙述が、そこに述べたことと重複する部分が少なくないことをご了解いただきたい。

1 相続と相続税

相続税が相続に関連して課されるものである以上、相続税の根拠と限界について租税法の観点から論ずる際には、本来ならば、民法における相続という制度の本質について踏まえたいうえで議論すべきであろう。にもかかわらず、実際には、民法上の相続制度との関係をあまり考慮せずに、平等の観点、あるいは、課税の経済的効果の観点のみからの議論が行なわれることが多い²⁾。しかし、このような視点の研究には、若干の問題が含まれている点を否定することが

できない。相続という制度そのものが財産権の本質に関わるものであることは否めず、日本国憲法の下、相続制度に本質的な存在根拠が仮にあるとすれば、それに関する課税も、単に租税法や租税政策の観点から自由に行なうことが許されるということには必ずしもならないであろう。

相続税について議論する際には、平等の確保とか、富の再分配ということがしばしば語られるが、その背後に存在する相続制度そのものとの関連における理論的基盤は必ずしも明らかではない。一般に、云々すべきという主張を唱える際には、そのもととなる何らかの規範的命題の存在を明らかにしなくてはならないが、富の再分配のために相続税を利用すべきであるという主張に関しては、そのような規範的命題がどのようなものであり、どこからくるのかが必要しも明確ではないのではなかろうか。一定の論者が経済政策の観点から見て望ましいと考えることが、すべて、憲法における財産権保障との関連で許容されるとは限らない。戦後の家族法改革の流れのなかで、今となってみれば社会主義的とも見える議論が活発に行なわれたが、そのような議論が現在においてどの程度妥当するかという点については、さらなる理論的検討が必要なのではなかろうか。

また、仮に、なんらかの規範的命題にしたがって富の再分配を行なうことが望ましいということになったとしても、どの程度の再分配が望ましいか、あるいは、それを相続税制度を用いて行なうのがいいのかどうかという点については、そう簡単に結論がだせるものではない。この点についての議論も、あまり活発に行なわれているとはいえないのが現状である³⁾。

従来の議論が、相続に関連する財産権の本質にふみこまないものに終始してきたという事情を反映してか、相続税についての経済分析も、現実には、その課税の根拠に関するものよりは、課税の経済的効果に関するものがほとんどであるといつてよかろう。すなわち、富の再分配を

(中里実氏 写真)

なかざと・みのる

1954年埼玉県生まれ。東京大学法学部卒。東京大学法学部助手、一橋大学法学部助教授などを経て、現在、東京大学大学院法学政治学研究科教授。この間、2004年8月から2005年3月まで、Harvard Law School 客員教授。著書：『デフレ下の法人課税改革』（有斐閣）ほか。

行なうべきことが所与の前提としてあって、そのうえで、その手段としての相続税の利用について議論する研究が多い⁴⁾のである。

ところで、経済学的なあるいは政策論的な視点から、相続税の制度について本格的に検討した比較的最近の注目すべき成果として、アメリカ連邦議会の報告書（Jim Saxton and Mac Thornberry, United States Congress, Joint Economic Committee, *The Economics of the Estate Tax*, 1998）が存在する。これは、相続税制度の歴史、現状と問題点、改革の方向性などについて包括的に検討したもので、水準の高いものとして参照に値する。日本においても、相続税について基本的な改革を考えるのであれば、財産権の本質に踏み込まないとしても、せめて、このような基本的な研究を行なう必要があるといえよう。

2 相続税の理論

上で述べたように、相続税は、それ自体を独立に議論するだけでは、その本質に迫ることが不十分であるという特性を強く有している。その検討のためには、特に、所得税との関係、および、民法との関係を整理しておく必要がある。

相続法との関係

相続が民法において定められた制度である以上、当然のことではあるが、相続税は、民法と密接な関係を有している。具体的には、それは、民法上の夫婦財産制・夫婦財産契約や相続制度と一体に議論すべき対象であって、相続税の課税のみを取り出して独立に論ずべきではない。

しかも、民法上のそのような制度の背後には、経済的の一体としての家族という視点が存在するものと思われる。たとえば、一定の親族間においてのみ相続が認められているのは、それらの者どうしが相互に潜在的財産権を持ち合っているという認識が存在する結果であるとすれば、そのような潜在的財産権が顕在化したからといって、即、重く課税すべきであるということには必ずしもならないであろう。

所得税との関係

シャープ勧告以来、日本の現行所得税制度の基盤をなしていると思われる包括的所得概念の理論に基づいて考える場合、相続・贈与による財産の取得も純資産を増加させるものとして、当然に所得に含まれることになる。したがって、このように考える場合、取得型の相続税・贈与税は、そのように本来は所得税が課されるべきであるところの相続・贈与による財産の取得に対して、所得税に代わる特別な課税を行なおうとする制度として位置づけられることにならざるを得ない。

所得税法9条1項が、「次に掲げる所得については、所得税を課さない」として、その16号に、「相続、遺贈又は個人からの贈与により取得するもの」を列挙しているのは、本来ならば所得税の課税対象となるものを特に非課税とする趣旨であると考えられる⁵⁾。

経済的効果

租税政策的にも、相続に対して課税すべきか否かという点について理論的に考えた場合において、きわめて深刻な問題につきあたる。すなわち、相続は単なる移転であり生産活動と無関係なのであるから、そもそもそれに対して課税する必要はあるのかという問題が生ずるからである。また、フローに対して所得税を課税し、かつまたストックに対して相続税を課税することは、経済的には二重課税を惹起する可能性がある。さらに、現実の問題として、相続税の負

担は、都市部の土地所有者等に集中する傾向があり、結果として狙い撃ちになることが少なくない。その効果として、富裕層が海外移住等を行なえば、深刻な問題ともなりうる。

相続税について論ずるということは、このような問題について包括的に検討を加えるということであり、容易に望ましい課税方式が提示されるわけではない。

3 世界的な流れ

ここでは、何よりも、日本の場合とは異なり、世界における相続税・遺産税改革の大きな方向性は、その廃止ないし適用範囲の制限であるという点是否定しようのない事実であるという点を指摘しておかなければならない。この点は、日本においてあまり紹介されていないのかもしれないが、先進国の多くにみられる共通点であると思われるので、その概要を要約すると、ほぼ以下ようになる。なお、この点について詳しくは、海外住宅・不動産税制研究会編著『相続・贈与税制再編の新たな潮流——イギリス、アメリカ、ドイツ、フランス、スイス、カナダ、オーストラリア、日本』に掲載の諸国についての論文も参照していただきたい⁶⁾。

アメリカ：アメリカにおいては、Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act of 2001により、2010年に連邦遺産税がいったん廃止され、それにともない、相続の際の資産の取得価額の切り上げを定めた内国歳入法典1014条が改正され、日本の場合と同様に、相続の際の取得価額の引継ぎが行なわれるようになることとされた⁷⁾。

カナダ：カナダにおいては、1971年に遺産税が廃止され、その際に、相続財産の含み益に対するみなし譲渡所得課税が導入された⁸⁾。

オーストラリア：オーストラリアは、1979年の7月に遺産税を廃止した⁹⁾。

ニュージーランド：ニュージーランドは、1992年以降に死亡した者について、遺産税を廃止した¹⁰⁾。

スイス：スイスにおいては、相続税・贈与税はカントンの租税であるが、たとえば、ベルンは、2006年1月1日以降、相続税・贈与税を廃止した¹¹⁾。

スウェーデン：スウェーデンにおいては、2005年1月1日から相続税（Arvsskatt）が廃止されており、そのかわりに、20万ユーロを超える資産に対して1.5%の富裕税を課している¹²⁾。

イタリア：イタリアにおいては、2001年に相続税（Tassa di successions）が廃止されるとともに、贈与税も大幅に軽減された¹³⁾。

フランスにおける相続税改革：フランスにおいては、相続税自体は存続しているが、2007年8月22日以降、夫婦間、および、同居の兄弟間の相続税が非課税とされた。

この他にも、相続税を廃止した国も少なくないという事実は、日本における税制改革を考える上で無視することのできない点であると思われる。すなわち、経済格差が拡大したから単純に相続税を増税するというような発想がはたしてどこまで正当化されるのかという点については、少なくとも、より真剣な検討が必要であるといえるのではなかろうか。

もちろん、次節で述べるように、相続税や遺産税が廃止されたからといって、相続の際の課税がすべてなくなるわけではなく、かわりに所得税その他の課税が問題となりうるという点はきわめて重要であるが、少なくとも、独立の相続税や遺産税それ自体にどれだけの存在理由があるのかという点については、相続というより本質的な問題にまでさかのぼって、理論的に再考してみる必要があるといえよう¹⁴⁾。

4 相続税が廃止されとした場合の相続の扱い

相続税・贈与税は、孤立して存在する租税ではなく、所得税ときわめて密接な関係を有している。相続税と贈与税の関係について考える際にも、両者の所得税との関係を念頭において考

えると、理解がしやすいであろう。すなわち、包括的所得概念を採用して、相続や贈与により取得した財産を所得と考えれば、相続も贈与も、所得を生み出す原因として並列的に位置づけることが可能となるからである。所得税との関係を見捨て、相続税と贈与税の統合について遺産税の観点からのみ考えたとしても、不十分であるとしきれないようがないのではなかろうか。

そして、相続税・贈与税を廃止した場合に、相続・贈与についていかなる課税上の扱いをすべきかという点について考える際にも、相続・贈与と所得税との関係にさかのぼる必要がある。

このように所得税との関係に立脚して相続税・贈与税について考える場合、日本の租税制度・租税理論の下において、様々な外国におけるように仮に相続税が廃止されたとして、相続の際に課税は本当に行なわれなくなるかという点、決してそうではないという点に留意が必要である。

被相続人段階の含み益の扱いと、相続人段階の取得財産の扱いを総合的に考えて、日本で仮に相続税が廃止されたとした場合に採用可能な制度としては、以下のように整理することができよう。

- ①何の措置も講じないで相続税を廃止し、取得価額は引き継ぎとする（アメリカの2010年改正直後の方式）。
- ②相続税は廃止するが、みなし譲渡課税と取得価額の切り上げを行う（カナダ方式）。
- ③相続税を廃止し、取得財産について、相続所得として所得税を課税する。

その際に、特別控除を1000万円とかに減額すれば、実質的増税を図ることも可能であるし、逆に、相続所得を一時所得とすることにより減税を行なうことも可能である。また、相続所得の分離課税も考えられる。なお、この場合、取得価額を切り上げるか否かは、理論上は、一応別問題と考えられるが、その要素を組み入れると、この方式はさらに次の3つに分かれる。

③-1 相続税を廃止し、「相続所得」に対する所得課税を行なう。みなし譲渡課税も、取得価額の引継ぎも行なわない。

③-2 相続税を廃止し、「相続所得」に対する所得課税を行なう。みなし譲渡課税を行なう。

これは、相続人による相続財産の取得と、被相続人段階の含み益の扱いは無関係と考えるためである。ただし、みなし譲渡課税の結果として、取得価額切り上げが必要となる。

③-3 相続税を廃止し、「相続所得」に対する所得課税を行なう。みなし譲渡課税は行わず、取得価額の引継ぎを行なう。

④相続税を廃止し、財産税（保有税）を課税する（スウェーデンの方式）。みなし譲渡課税や取得価額の引継ぎは行なわない。

かつて平成21年度税制改正において議論された改革案における取得税方式への移行は、諸外国における相続税・遺産税の廃止の動向を踏まえ、仮に相続税が日本において廃止されるようなことがあったとしても、それを少なくとも所得税の一部として存続させるための布石であると考えるのは、考えすぎであろうか。その場合、③の方式のいずれかがありうる選択肢ということになる。そのうち、理論的に首尾一貫しているのは、③-2、ないし、③-3ということになる。それは、以下の理由による。

まず、被相続人の資産保有期間における含み益に対する課税は、みなし譲渡課税ないし取得価額の引継ぎというかたちで行なうべきであるというのが、シャウプ勧告以来の租税理論の通常の帰結であろう。

また、相続による財産の取得に対して仮に相続税が課税されないとしても、包括的所得税の下においては、相続による財産の取得も所得をもたらすことには変わりはないから、通常感覚でいえば、相続税が廃止されると、（前述の、所得税法9条1項16号の非課税規定も廃止され）相続人に対して所得税が課税されるように

なるということになるのではなかろうか。もちろん、その場合に、近親者からの相続・贈与を非課税とすることも可能かもしれないが、それはあくまでも例外的な措置にとどまるであろう。

5 住宅の特殊性

最後に、相続税と住宅とのかかわりについて、若干述べておこう。相続税は、その全体としての税収は比較的小さいが、一部の納税者に対して集中的に課されるものであるが故に、納税者にとってみれば、その影響は深刻である。特に、個人の保有資産に占める不動産の比率が一般的に高いために、不動産との関連について明確に理解しておくことが必要となる。その場合において問題となるのは、主に、住宅に関する政策税制の可否であろう。

租税制度について議論する際には、常に正論で語るしかなく、特定の利益を擁護するような議論は賛同を得ることが困難な場合が多い。なぜならば、国とは納税者の集合体であり、ある納税者にとって有利なことは、他の納税者にとって不利だからである。そして、不動産税制においては、一定数の特別措置が存在するが、一般的に、特別措置を弁護することはなかなか困難である。特に住宅だけをなぜ特別視するかという点の正当化は、困難な場合が多い。したがって、住宅税制を考える際にも、住宅の保護という観点よりは、公平性・中立性の観点に立って議論することが重要であろう。

もちろん、政策税制を正当化できる例外的な場合が存在することも否定できない。たとえば、特別措置であっても、一般化した政策であれば正当化は可能である。なぜならば、住宅ローン減税や生命保険料控除のように、多くの人が利用していれば、不公平性自体はあまり問題とならないかもしれない。また、以下のような点も、一応は妥当するといえよう。

・長く続いている政策には、それなりの根拠がある。

・多くの国で採用している政策には、それなり

の根拠がある。

・経済的效果の実証された政策には、それなりの根拠がある。

このような例外を除けば、一般的に、住宅の特殊性を強調して一定の政策税制を正当化することは困難な場合が多い。政策税制の正当化のためには、その措置により促進される政策が、国民生活にとって重要で、国民経済全体にとって有益であり、受益者も多く存在することを示したうえで、政策の効果を実証するしかないが、それは相当高いハードルである。

しかしながら、住宅がかなり特殊な資産であることは容易に理解できる。経済学的に見ても、住宅には相当の特殊性を見出すことができる¹⁵⁾ので、相続税に関しても、そのような点を十分に考慮して検討を行なうことが必要である。

まとめ：格差是正措置としての相続税の限界

課税というものは、本来、経済活動を対象としてなされるものである。これに対して、相続税は、必ずしも純粋な経済活動を対象として課されるものではないという点に、本質的な問題がひそんでいる。相続税について議論する際の留意点は、以下の2つである。

第一に、中世における登録税課税以来の伝統を引く古い租税である相続税を、近代的な所得税と同一に論ずるわけには必ずしもいかないという点である。中世ヨーロッパにおける領邦領主の領主権の発動としての金銭賦課を求める権利(仏 *droits*, 英 *charges*) から発展した登録税の近代的な形態としての相続税は、本来的には、領主権の発動としての金銭賦課を求める権利の流れをくむものであり、それとは別系統の一方的な課税権に基づいて課される租税(*impôts*, *taxes*) とは、その本質を異にするものである。

第二に、相続制度の根拠を正面に据えたうえでなければ、相続税に関する議論を行なうべきではないという点である。所得税においても、

私法上の取引関係を前提としなければ課税関係を考えることは不可能であるが、相続税においては、その程度が著しいのである。

繰り返しになるが、以上のような本質的な点を無視して、各国の相続税制度の表層における技術的差異のみをいくら比較しても、それは比較法研究ではなく、単なる制度の比較にすぎないものである。相続税に関する議論は、経済学的なものは富の再分配に関するものが多く、また、実務的なものは評価に関するものが多い。これらが重要なことは論をまたないが、純粋に法的観点から相続税について議論することも時には必要である。今後、そのように相続制度の正確な理解に基づいた相続税に関する比較法研究が活発に行なわれるようになることを期待したい。

注

- 1) この点は、海外住宅・不動産税制研究会編著「欧米4か国における住宅・不動産関連流通税制の現状と評価」において議論した。課税権は、中世領邦領主の領有権から派生したものであるが、その領有権の一種としての裁判権から生ずる登録権の手数料が相続税へと変化した。
- 2) この問題については、経済学その他、社会学や政治学においても議論されている。そのような分野における研究は、相続税の経済的效果、特に平等性との関係に着目したものが多く、法律学における研究を行なう際にも大いに参考になる。Cf. Jens Beckert (2008) "Why Is the Estate Tax so Controversial?" *Society*, Vol.45, No.6. <http://edoc.mpg.de/377573>; J. D. Trout and Shahid Buttar (2000) "Resurrecting 'Death Taxes': Inheritance, Redistribution, and the Science of Happiness," *Journal of Law & Politics*, Vol. 16, p.765.
- 3) ただ、個人の住宅と、同族会社の持分については、ヨーロッパでもかなりの特別措置を導入しているのは、政治的な理由によるものなのであろうか。
- 4) この点については、私が昔執筆した中里実「相続税の理論的問題点——研究ノート」(海外住宅・不動産税制研究会編著「相続・贈与税制の新たな潮流」(2010)所収、309-331頁。初出1986年)を参照されたい。
- 5) 生保年金に関する最高裁判平成22年7月6日判決については、『ジュリスト』2010年11月1日号特集「生保年金二重課税最判のインパクト」を参照。
- 6) また、<http://ezinearticles.com/?Inheritance-Tax-and-How-to-Avoid-it&id=163297>、および、Stephen

- Byers, "Inheritance Tax Does Not Reduce Inequality," <http://www.guardian.co.uk/commentisfree/2006/sep/01/comment> 参照。
- 7) Joseph M. Dodge (2001) "A Deemed Realization Approach Is Superior to Carryover Basis (and Avoid Most of the Problems of the Estate and Gift Tax)," *Tax Law Review*, Vol.54, pp.421, 423-424. このように、これまで相続財産については被相続人に対する所得課税なしに取得価額が相続時の時価に切り上がるとされていたのが改められ、被相続人の取得価額が引き継がれる(その結果、資産が値上がりしている場合、相続した財産を将来譲渡した際の譲渡所得税が増える)こととされるために、連邦政府の税収は基本的には減少しないものと思われる。
- 8) <http://www.cohenlaw.com/news-articles-71.html> は、次のように述べる。"Canada abolished its estate tax system in 1971. Under Canada's income tax laws, however, Canadian residents are deemed to have disposed of all of their assets just before death, and their estates are subject to Canadian income tax on the gains inherent in such assets at death."
- 9) <http://www.taxfoundation.org/blog/show/1678.html>. Cf. Joshua S. Gans and Andrew Leigh, "Toying with Death and Taxes: Some Lessons from Down Under," http://people.anu.edu.au/andrew.leigh/pdf/DeathAndTaxes_EV.pdf.
- 10) William G. Gale and Joel B. Slemrod, "Rethinking the Estate and Gift Tax: Overview," <http://www.bus.umich.edu/OTPR/WP2001-5paper.pdf>
- 11) <http://www.taxation.ch/index.cfm/fuseaction/show/temp/default/path/1-532.htm>
- 12) <http://ezinearticles.com/?Inheritance-Tax,-and-How-to-Avoid-it&id=163297> また、John Miller, "Taxing Wealth Swedish Style, An Annual Levy That is More Efficient than the Estate Tax," <http://www.dollarsandsense.org/archives/2005/0905miller.html> 参照。
- 13) <http://www.iht.com/articles/2002/11/23/ritaled3.php>. Cf. <http://www.time.com/time/magazine/article/0,9171,1376184,00.html>, http://www.businessonline.it/news/3244/Tassa_di_successione_ritorna_con_l_attuazione_della_Finanziaria_Ecco_i_dettagli.html, http://www.ilsole24ore.com/art/SoleOnLine4/Speciali/2006/finanziaria2007/finanziaria2007_decreto_fiscale241106busani.shtml?uuid=34a076f6-7b8d-11db-9a68-00000e25108c, http://www.imisonnotaries.com/news_03.php.
- 14) なお、相続税を維持している国においても、日本とは状況がかなり異なるように思われる。たとえば、フランスにおいては、夫婦間の相続の非課税が採用されたし、子や孫が相続する場合の負担は低く抑えられており、遠い関係の者については、負担が重い。日本においても、夫婦間の相続における軽課や、親等により税率を変える等を考えてもよいかもしれない。
- 15) 住宅の特殊性については、Mirrlees Report 中の、"Housing and associated market imperfections"と題する、Orazio P. Attanasio and Matthew Wakefield 執筆の部分(特に、同報告書715頁)が参考になる。また、以下の論文も参考になる。Robert Chote, Carl Emmerson and Zoë Oldfield eds. (2004) "The IFS Green Budget" (IFS Commentaries) at <http://www.ifs.org.uk/budgets/gb2004/04chap5.pdf>; Marion Steele (2006) "Government Assistance to Housing through the Tax System: Analysis of Three Examples," at <http://www.mah.gov.on.ca/AssetFactory.aspx?did=1042>; James M. Poterba (1992) "Taxation and Housing: Old Questions, New Answers," *American Economic Review* Vol.82, No.2, pp.237-242; Firouz Gahvari (1985) "Taxation of Housing, Capital Accumulation, and Welfare: A Study in Dynamic Tax Reform," *Public Finance Review* Vol.13, pp.132-160; Helmuth Cremer and Firouz Gahvari (1998) "On Optimal Taxation of Housing," *Journal of Urban Economics*, Vol.43, No.3, pp.315-335.

海外住宅・不動産税制研究会編著

相続・贈与税制再編の新たな潮流

——イギリス・アメリカ・ドイツ・フランス・スイス・カナダ・オーストラリア・日本

財団法人日本住宅総合センター刊、2010年6月、5250円

わが国の相続・贈与税制は、贈与税については、世代間のタイムリーな資産移転を促すため、近年、特に住宅・不動産取得に関して、生前贈与の非課税枠の拡大により減税メリットが高まっている。一方で、「平成23年度税制改正大綱」において相続税については、基礎控除額の大幅減額とともに、最高税率の50%から55%への引き上げなど、課税強化の方向が打ち出されている。

本書は、わが国の相続・贈与税を取り巻くこのような状況のもとで、東京大学大学院法学政治学研究科・中里実教授を座長とする海外住宅・不動産税制研究会（財団法人日本住宅総合センター主催）が取り組んだ研究プロジェクトの成果であり、廃止や軽減のトレンドも認められる主要先進国の相続・贈与税制度を検討対象としたものである。2008年の譲渡所得税、2009年の流通税の書籍に続く、海外住宅・不動産税制研究会編著の各国比較研究シリーズの第3弾である。

本書では、イギリス、アメリカ、ドイツ、フランスの欧米4カ国はもとより、スイス、カナダ、オーストラリア、日本をも調査対象に組み入れ、グローバルな視点で、国別に相続・贈与税制成立の背景と理念、沿革、存廃状況、現行制度の基本的枠組み、住宅・不動産関連の規定、現行制度をめぐる論議等の検討・考察を行なっている。各章では、相続・贈与税制再編・改編の最新動向を、その経緯を含めて国別に詳細に把握している。

いずれの国においても、相続ならびに相続税の制度は極めて古い歴史を有するものであり、両々相俟って相互に密接不可分な構造を呈していること、相続税の前提となる各国の相続制度自体が、夫婦財産制度をはじめ、それぞれの国の歴史や文化を反映していること、相続税制度そのものも、いわゆる遺産課税方式と遺産取得課税方式とでは、その基本理念が異なることなど、相続・贈与税研究において対峙しなければならないテーマは多岐にわたり広範に存在する。

本書では、このような問題の地平に立ち、相続

財産における住宅・不動産の重要な位置づけと、所得税、流通税、資産税等の他の課税との関係にも留意しつつ、各国の相続税制度の追究を試みている。終章では、各章における国別の分析結果を横断的に踏まえて、世界的な潮流を総括的に俯瞰するとともに、本研究成果の評価と今後の課題を提示している。

座長として全体統括に当たられた中里実・東京大学教授、ならびに研究会にご参加いただき執筆にご尽力賜った研究者各位に謝意を表するとともに、本書が、研究者、行政担当者、実務家等を含め、幅広い分野の方々に活用されることを期待するものである。

「海外住宅・不動産税制研究会」における本テーマの研究・執筆体制は下記のとおりである。

座長：中里実・東京大学大学院法学政治学研究科教授／総括・フランス担当

委員：浅妻章如・立教大学法学部准教授／スイス担当

岩崎政明・横浜国立大学大学院国際社会科学研究所教授

神山弘行・岡山大学大学院社会文化科学研究科准教授／アメリカ担当

佐藤和男・前三井不動産株式会社顧問／日本担当

谷口勢津夫・大阪大学大学院高等司法研究科教授

渕圭吾・学習院大学法科大学院教授／オーストラリア担当

吉村政徳・横浜国立大学大学院国際社会科学研究所准教授／イギリス・カナダ担当

協力委員：高頭秀雄・社団法人不動産協会事務局長代理

（以上、敬称略）

研究会事務局

大柿晏己・財団法人日本住宅総合センター専務理事／統括責任者

山田ちづ子・財団法人日本住宅総合センター研究部／調査研究責任者・ドイツ担当

行武憲史・財団法人日本住宅総合センター研究部

本号の3論文は、家計の負債構造と消費に関する理論モデルを提示してマイクロ・データで実証した研究、市町村合併に着目した土地利用規制のゲーム論による競争モデル分析、J-REIT 制度に係わる税制改正の政策評価分析と多岐にわたっている。いずれも、丁寧に分析された貴重な研究であり、きわめて興味深い。

●

小川・万論文（「家計の負債構造と消費——わが国のマイクロ・データによる実証分析」）は、債務者である家計に焦点を当てて、1990年代における家計の債務保有の状況はどの程度だったのか、また債務残高は家計の消費行動にどのような影響を及ぼしたのかを、マイクロ・データに基づいて定量的に分析したものである。分析に用いられているデータは、総務省の『全国消費実態調査』から抽出された1989年、94年、99年の3年分のリサンプリング・データである。これら3カ年のデータを用いて分析することによって、資産価格が高騰したバブル期と資産価格が暴落したバブル崩壊期というまったく異なった時期における、家計の負債が消費行動に与えるインパクトを分析することが可能となっている。

また、債務と消費の関連に関しては、消費支出全体にとどまらず、消費支出を「耐久財」「半耐久財」「非耐久財」「サービス」といった形態別消費に分類して、費目ベースで過剰債務が消費構造に与える影響も分析している。

小川・万論文では、まず、家計の保有する債務が消費行動に対してどのような影響を及ぼすのかを、ライフサイクル・恒常所得仮説に基づいた2期間モデルを提示することによって、例示している。結果として、家計の保有する負債は実物資産、金融資産・負債、人的資産を含めた純資産を通じて消費に影響を及ぼすが、家計が借入制約に直面している場合には、負債残高は通常の資産効果に加えて独立した消費抑制効果を持つことが理論的に示されている。

次に、理論分析で得られた結果を、マイクロ・データによる実証分析で検討している。特に、負債が消費に与える効果をとらえるために、負債比率は消費の決定において外生的と仮定して、負債比率を独立した説明変数として用いて分析を行なっている。総消費支出関数の計測結果として、負債比率は、資産変数をコントロールしたうえでも、消費に対して有意な負の効果を持つことが示されている。

さらに、形態別消費支出関数の計測結果では、負債比率は、「半耐久財」「非耐久財」に対して消費抑制効果があることが示されている。

以上のように、小川・万論文の結果は、1990年代における家計部門の過剰債務が支出削減効果を有していたことを示している。すなわち、小川・万論文で示されたような需要削減が90年代以降のわが国における景気低迷を深刻化する一因となったと考えられる。

分析対象となったデータは1990

年代のものであるが、最近の金融危機以降の家計の負債構造と消費行動に関してもデータを拡張して分析し、90年代の行動と比較することが可能であれば、より一層興味深い研究となると思われる。

●

大澤論文（「市町村合併に着目した土地利用規制競争モデル」）は、市町村合併と土地利用規制の問題に焦点を当てて、空間要素を明示的に取り込み、旧行政区域の土地利用規制に関する地域間競争を理論的に取り扱ったものである。プレイヤーを旧行政区域、戦略を土地利用規制、利得を規制緩和による環境悪化損失分と人口増加との和として、非協力ゲームのモデルを構築し、2行政区域が利得最大化行動に従うとしたとき、どのような土地利用規制の組み合わせが実現するのかをナッシュ均衡の枠組みで考察している。すなわち、合併自治体における旧行政区域の行動に着目し、旧行政区域の便益最大化行動を想定している。

まず2地域間競争を静的モデルとして2人非対称ゲームで表現し、支配戦略を用いて、ナッシュ均衡を求めている。次に、市町村合併等地域間の連携便益が、土地利用規制の選択に与える影響を見ている。最後に、日本の自治体という集団の中で、土地利用の指定が広まったり消滅したりする現象を進化ゲームで定式化している。連携便益が大きいと均衡が複数存在するが、社会的に最適な均衡を実現するための方策についても検討している。既存研究で提示されたモ

デルを拡張し、合意形成の収束プロセスまで考察している。

まず、最も単純なモデルとして、2行政区域が土地利用指定に関して競争する基本モデルを考えている。2区域は開発抑制地域の面積が異なり、環境悪化損失がその面積に比例すると仮定する。各行政区域は土地利用規制に関して、「強化」か「緩和」のどちらかを指定する。両行政区域の規制が異なれば、住民の一定割合が「強化」行政区域から「緩和」行政区域へ移動するが、両区域の規制が同じであれば、住民は移動しない。結果として、一意のナッシュ均衡が達成されるが、土地利用分権化は小規模行政区域を有利にすることがわかる。

この結論は、市町村合併と土地利用規制緩和促進が必ずしも整合しないことを意味する。また、移動住民が増加するにつれて、社会的厚生が下がることも示されている。つまり、行政区域間移住に関するモビリティの向上は競争を煽り、結果として、両行政区域とも「緩和」を指定したとしても、結果として社会全体の厚生が最低レベルとなる。地域主権の流れにより、土地利用規制を各地域の判断で柔軟に変更できるようになると、結果として、財政健全化に逆行してしまうのである。

集団モデル型進化ゲームの動学モデルの考察からは、土地利用規制の義務付けや環境保全意義の啓蒙が、社会的厚生を高めるのに有効であることが示されている。



菅谷論文（「J-REIT 税制改正の政策評価分析」）は、J-REIT 制度に係わる平成21年度の税制改正のアナウンスメント効果を定量的に示し、その政策評価を、実際に合併が成立したケースも考慮して、イベントスタディの分析手法を用いて行なったものである。

平成21年度の税制改正が行なわれるまでは、90%超配当要件の判定式の問題と、合併税制の未整備の問題があった。それに対して、平成21年度税制改正大綱により、90%超配当要件に内在する税会不一致に伴う利益全体に対する法人税課税の懸念が払拭され、さらに、合併税制が整備されることで再編・成長の手段が増え、市場にダイナミズムが与えられ、また柔軟性を示すことで、J-REIT 市場の信頼性が向上することが期待されることとなった。

そこで、菅谷論文では、以上のような税制改正によるこれまで問題とされていた法人税の課税リスク軽減の期待が、市場ではどのように評価されたかについて分析している。株式市場が効率的であることを前提として、イベントスタディの手法を用いて、イベントがなかった場合の株価を推計し、当該推定値と株価の実績値の差異をもってイベントの効果を測定している。換言すると、ある出来事（イベント）が生じなかった場合のリターン（ノーマル・リターン）を推定し、実際のリターンとの差異（アブノーマル・リターン）をイベントの効果が持続するであろう期間（イベント・ウイン

ドゥ）において累積したものをもってそのイベントが株式市場でどう評価されたかを計算している。

具体的には、投資口価格（株価）は理論上配当割引モデルで決定されるので、本来法人税課税が予定されていない J-REIT に対する法人税課税は投資家への配当を直接減少させることになるので、投資家が法人税課税のリスクを織り込んでいれば REIT の株価は、下落することになる。課税リスクが原因で株価が低迷していたとすれば、それが軽減される政策が公表された場合、株価は本来の価格への上昇が期待されるので、この上昇分をアブノーマル・リターンとして推計し、その累積値をもって市場における税制改正の評価としている。サンプルとしては、J-REIT 投資口価格として、上場投資法人41銘柄のものをを用いている。

分析結果より、投資口価格の低迷の背景として、法人税の課税リスクの上昇が織り込まれていたと解釈できることが示されている。

次に、各 REIT の累積アブノーマル・リターン（CAR）の違いはいかなる要因によるものかを、回帰分析を用いて分析している。要因分析結果からは、減損リスクのみでは税制改正の評価を説明できず、スポンサーの規模による影響も評価のポイントとなっていることが示されている。

今後、J-REIT 市場が、合併後、どのようなパフォーマンスを取るのか、さらにデータを累積して分析されることを期待する。

(M・S)

家計の負債構造と消費

わが国のミクロ・データによる実証分析

小川一夫・万 軍民

はじめに

日本経済は1990年代から世紀を超えて低迷を続けてきた。このような長期にわたる低迷は戦後の先進諸国では前例がなく、その原因とメカニズムの解明に多くの関心が寄せられてきた。しかしながら、主たる原因をめぐる論争は未だに決着をみるに至っていない¹⁾。

長期低迷の原因をめぐるこれまでの議論を整理すると、需要側、供給側、そして金融システムの機能不全を強調する立場に大別される。長期低迷が需要側に起因すると主張する立場では、しばしば慢性的な需要不足をもたらした原因として1990年代における金融政策の対応の遅れが指摘されている。これに対して供給側の要因を強調する立場は、企業の生産性が低下し、それが企業の活力の喪失につながり、潜在的な生産水準の低下を引き起こしたと主張する。金融機関の機能不全を強調する立場は、金融機関における不良債権の累増が金融仲介機能を麻痺させて、それが債務者の過剰債務と相俟って実物経済に対して悪影響を及ぼしたと主張する。

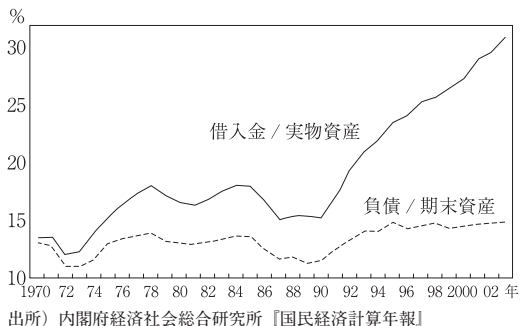
金融システムの機能不全に着目する立場では、1980年代における銀行の過剰融資が90年代における地価の暴落によって不良債権化し、債権者、債務者の経済活動に大きな影響を及ぼした点が強調されるが、これまでの分析は債権者側である銀行行動と債務者である企業行動にもっぱら焦点が当てられてきた²⁾。しかしながら、バブル期に融資が大幅に伸びたのは企業部門だけで

はない。家計に対しても貸し出しは急増し、家計の債務残高は累増していったのである³⁾。

図1には内閣府経済社会総合研究所『国民経済計算年報』所収の家計部門の期末貸借対照表から作成された2種類の負債比率の推移が描かれている。家計の負債残高を期末資産で除した比率は、1980年代後半にかけて緩やかに低下し、89年に底を打った後、90年代前半に上昇し中頃以降は14～15%で推移している。これに対して借入金残高を土地・住宅資産で除した負債比率は80年代後半に低下した後、90年代には一方的に上昇を続けている。負債比率は1987年に最小値15.2%を記録するが、2003年には30%を超え、ほぼ2倍の水準にまで上昇している。このように家計の債務状況も決して楽観視できる状況にはなかった。

本研究では、債務者である家計に焦点を当てて、1990年代における家計の債務保有の状況はどの程度だったのか、また債務残高は家計の消費行動にどのような影響を及ぼしたのかを、総

図1 一家計の負債保有の推移



(小川一夫氏写真)

おがわ・かずお
1954年兵庫県生まれ。神戸大学
経済学部卒。ペンシルヴァニア
大学経済学博士課程修了 (Ph.
D.)。神戸大学経済学部講師、
助教授、神戸大学大学院国際協
力研究科助教授を経て、現在、
大阪大学社会経済研究所教授。
著書：『失われた10年』の真
実』（東洋経済新報社）ほか。

(万軍民氏写真)

まん・ぐんみん (WAN, Junmin)
1970年中国江西省南昌市生まれ。
大阪大学大学院経済学研究科修
了（経済学博士）。中国江西省
医療設備センター職員、大阪大
学大学院国際公共政策研究科助
手などを経て、現在、福岡大学
経済学部准教授。論文：“The
Incentive to Declare Taxes and
Tax Revenue: The Lottery Re-
ceipt Experiment in China”ほか。

務省『全国消費実態調査』から抽出されたりサンプリング・データに基づいて定量的な分析を試みる。『全国消費実態調査』は5年ごとに実施されているが、本研究で用いる個票データは1989年、94年、99年の3年分である。これら3カ年のデータを用いる利点は、資産価格が高騰したバブル期、資産価格が暴落したバブル崩壊期というまったく異なった2つの時期をカバーしている点にある。たとえ家計が同じ額の債務を負っていても、両期間においてその意味合いが異なれば、消費行動に与えるインパクトも当然違ってくるであろう。この点について留意しながら分析が進められる。

さらに、債務と消費の関連については消費支出全体にとどまらず、消費支出を「耐久財」、「半耐久財」、「非耐久財」、「サービス」といった形態別消費に分類し、費目ベースで過剰債務が消費構造に与えた影響についても検討を加える。

得られた主要な結果を要約しておこう。まず、家計の債務保有状況が、2種類の負債比率によって定義された。第1に、負債残高を総資産で除した比率、第2に住宅・土地取得に関連した負債残高を時価ベースの住宅・土地資産で除した比率である。それぞれの変数を伝統的な所得と資産残高を説明変数とする消費関数に加えて計測を行なったところ、とりわけ後者の負債比率が消費行動に対して有意な負の影響を及ぼした。また、形態別消費についても後者の負債比率が「半耐久財」、「非耐久財」に対して有意な負の効果を与えた。このように家計の抱える債

務残高はバブル崩壊後の消費行動に対して抑制的に働いたことがわかった。

本稿の構成は以下の通りである。1節では2期間モデルを用いて負債が消費行動に与える効果を理論的に考察する。2節では負債比率を説明変数に含む消費関数の特定化を行なう。3節は使用するデータおよび変数の作成方法についての解説である。4節では計測結果を報告し、その解釈を行なう。最終節は本稿の結びである。

1 過剰債務と消費行動

家計の保有する債務が消費行動に対してどのような影響を及ぼすのか、2期間モデルに基づいて例示してみよう。家計は今期の期首に資産 A_0 を保有しているとしよう。 A_0 が負の場合には負債を有していることを意味する。今期の労働所得を Y_0 、消費を C_0 、期末の資産残高を A_1 とすると今期の収支均等式は次式で与えられる⁴⁾。

$$A_0 + Y_0 = C_0 + A_1 \quad (1)$$

次期には繰り越された資産残高から利子収入 $A_1 R$ が得られ、それに労働所得 Y_1 を加えた額が消費に向けられる⁵⁾。次期の収支均等式は(2)式によって表される。

$$A_1(1+R) + Y_1 = C_1 \quad (2)$$

家計は今期と次期の消費から得られる効用が最大になるように今期と次期の消費計画を立てる。家計の効用関数を以下のように定義する。

$$U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (3)$$

ただし、 $U'(\cdot) > 0$, $U''(\cdot) < 0$

β : 割引ファクター ($= \frac{1}{1+\mu}$ μ : 時間選

好率)

家計はいくらでも負債を増加させることはできず、負債残高には下限があると仮定する。その限度額を $\bar{A}$ で表すと次式が成立する。

$$A_1 \geq \bar{A} \quad (4)$$

家計は(1)、(2)、(4)式の制約の下で(3)式が最大となるように、 C_0, C_1 を選択する。一階の条件は、

$$-U'(C_0) + \beta(1+R)U'(C_1) + \lambda = 0 \quad (5)$$

(5)式において λ は(4)式に対応する非負のラグランジェ乗数であり、 $\lambda(A_1 - \bar{A}) = 0$ が成立する。家計が借入制約に陥っていない場合には、 $\lambda = 0$ が成立し、通常のオイラー方程式

$$-U'(C_0) + \beta(1+R)U'(C_1) = 0 \quad (6)$$

が成立する。ここで以下のような相対的危険回避度一定の効用関数を仮定する。

$$U(C) = \frac{1}{1-\gamma} C^{1-\gamma} \quad (7)$$

ただし、 γ ：相対的危険回避度
今期の最適な消費水準は次式で与えられる。

$$C_0 = \phi \left(A_0 + Y_0 + \frac{Y_1}{(1+R)} \right) \quad (8)$$

$$\text{ただし、} \phi = \left(1 + \beta^{\frac{1}{1-\gamma}} (1+R)^{\frac{1}{1-\gamma}} \right)^{-1}$$

(8)式は今期の消費が家計の保有する総資産に依存して決定されることを示している。総資産とは、今期期首に保有される資産に労働所得の割引現在価値で定義される「人的資産」を加えたものである。家計が負債を保有している場合には、それは総資産を通じて今期の消費に負の影響を及ぼすことになる。(8)式は消費者が今期のみならず、将来にわたる効用を極大化するように消費計画を立案し実行するという「ライフサイクル・恒常所得仮説」の基本式に他ならない。

家計が借入制約に直面している場合には、 $\lambda > 0$ が成立し

$$A_1 = \bar{A} \quad (9)$$

が得られる。(9)式に(1)式を代入して今期の消費について解くと次式が得られる。

$$C_0 = A_0 + Y_0 - \bar{A} \quad (10)$$

借入制約に直面している家計の消費水準は総資産に依存せず、今期に利用可能な資源($A_0 + Y_0$)と借入限度額($\bar{A}$)によって決定される。もし、期首の A_0 が借入残高に対応しており、その値が大きければそれだけ期末の借入限度額が小さくなるとすれば、期首の借入残高は今期に利用可能な資源を経る以上の効果を消費に対して及ぼすことになる。

具体的には、借入制約を以下のように特定化すれば

$$\bar{A} = f(A_0) \quad (11)$$

$$f' < 0$$

期首の借入残高が今期の消費へ与える効果は以下になる。

$$\frac{\partial C_0}{\partial A_0} = 1 - f'(A_0) > 1$$

換言すれば、借入制約に直面している家計の消費水準に対して、負債残高は今期の A_0 を経る以上の効果を与えるのである。

このモデルを1990年代のわが国の家計がおかれていた状況に当てはめてみよう。80年代後半における地価の高騰を背景に、家計が保有する実物資産の価値は大きくふくらみ、家計は借入を増加させた。『国民経済計算年報』所収の家計の貸借対照表によれば、家計が保有する土地資産は1984年から1990年にかけて年平均15.5%で伸び、借入金もそれに歩調を合わせて年率11.4%で増加した。しかしながら90年代に入り地価が急落すると実物資産の価値は減少する一方、借入残高を減らすことができず、その結果、家計の純資産は大きく減少した。ちなみに1990年から2003年にかけて土地資産は年率4.4%で減少したにもかかわらず、借入金は年率1.9%で増加したのである。これは上述のモデルに即していえば、 A_0 の大幅な低下に対応する。純資産の減少は資産効果を経て消費の減少につながるが、それに加えて家計が直面する借入制約をさらに厳しくし、さらなる消費の減少をもたらしたと考えられる⁶⁾⁷⁾。

2 消費関数の特定化

前節では家計の保有する負債が消費に対して与える効果について理論的考察を加えたが、この節では負債が消費に与える効果を定量的に把握するために必要な消費関数の特定化を行なう。前節で示したように、消費水準を決定する基本的な要因は、家計の実物資産、金融資産それに人的資産である。人的資産は「可処分所得」によって代表されている⁸⁾。

また、負債が消費に与える効果をとらえるために、負債比率が独立した説明変数として用いられている。消費の決定において負債比率は外生変数と仮定されている。通常、負債は土地や住宅の購入と同時に決定される。しかし、巨額の取引コストのために土地や住宅の調整は頻繁に行なわれることはない。したがって、将来に稼得される所得流列の変更に応じて頻繁に変更が行なわれる消費計画とは対照的に、いったん借入によって土地や住宅を購入してしまえば、負債残高の調整は頻繁に行なわれることはない。この点を考慮すれば、負債比率は実物資産の購入時点において同時に決定されるものの、その他の時点においては外生的であると考えられる。

「ソシオエコノミック変数」を説明変数に加えた総消費支出関数は以下のように特定化される⁹⁾。また、家計の消費行動に対する負債の影響を包括的に分析するために、同じ特定化による形態別消費支出関数も計測する。

$$\frac{C_i}{YD_i} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^M \alpha_j X_{ji} + \beta \frac{ASSET_i}{YD_i} + \gamma \frac{DEBT_i}{YD_i} + \delta \frac{1}{YD_i} + u_i \quad (12)$$

ただし C_i ：実質総消費あるいは形態別実質消費

YD_i ：実質可処分所得

X_{ji} ：j 番目のソシオエコノミック変数 ($j=1, 2, \dots, M$)

$ASSET_i$ ：資産変数

$DEBT_i$ ：負債比率変数

u_i ：誤差項

分散不均一性を考慮するために消費支出は可処分所得で除されている。それに対応して資産変数も可処分所得に対する比率の形で表されている。

3 使用データと変数の作成方法

本稿において使用するデータは1989年、94年、99年の総務省『全国消費実態調査報告』からリサンプリングされた個票データである。リサンプリングは原データから確率比例抽出によって行なわれており、標本の大きさが原データ世帯数の5分の1になるように設計されている¹⁰⁾。リサンプリングによる標本数は1989年、94年、99年それぞれ1万138世帯、1万250世帯、9858世帯である。われわれが使用するデータは世帯人員2人以上の一般世帯（1989年は普通世帯）のものである。

負債残高と消費行動：記述統計量からみた特徴

負債の保有状況と消費行動の関連をみるために、負債残高によって家計を6つの階級に区分し、それぞれの階級に属する家計の特徴を明らかにした。6つの階級は負債残高の大きさによって、(1)ゼロ、(2)1000万円未満、(3)1000万円以上2000万円未満、(4)2000万円以上3000万円未満、(5)3000万円以上5000万円未満、(6)5000万円以上に区分されている。表1には負債残高階級ごとにその階級に属する家計の「世帯人員」、「世帯主年齢」、「年間収入」、「貯蓄現在高」、「消費支出」の平均値が示されている。また、貯蓄現在高、消費支出をそれぞれ年間収入で除した比率も合わせて掲載されている。

世帯主の平均年齢については、負債がゼロの家計、5000万円以上保有している家計の世帯主平均年齢がその他の階級の世帯主年齢を若干上回っている。世帯主の年間収入は、いずれの年についても負債額につれて増加していくことがわかる。貯蓄現在高については、1989年、94年において負債を保有していない家計の平均貯蓄残高が、負債残高3000万円未満の家計の平均貯

表1—主要変数の記述統計量（平均値）

	負債残高（100万円）						
	総計	0	0～10	10～20	20～30	30～50	50以上
1989年全国消費実態調査							
世帯人員	3.8	3.5	3.9	4.1	4.1	3.9	3.7
世帯主の年齢	47.8	50.5	46.0	44.3	45.2	47.8	48.2
年間収入（万円）	719.6	646.9	723.2	875.7	1172.9	1211.6	1565.3
貯蓄現在高（万円）	1089.2	1273.1	876.7	998.5	1192.7	1902.4	4293.3
消費支出（円、月）	353770	326595	361975	395542	498203	503545	479574
貯蓄現在高／年間収入	1.51	1.97	1.21	1.14	1.02	1.57	2.74
消費支出／年間収入	0.59	0.61	0.60	0.54	0.51	0.50	0.37
標本数	10138	4388	4558	875	189	79	49
1994年全国消費実態調査							
世帯人員	3.6	3.3	3.8	4.0	4.0	4.0	3.9
世帯主の年齢	49.4	52.4	47.5	45.7	44.6	45.8	54.5
年間収入（万円）	877.4	780.1	877.0	1027.0	1109.4	1446.4	2143.6
貯蓄現在高（万円）	1434.7	1739.3	1137.3	1092.1	1115.3	1845.9	3622.2
消費支出（円、月）	416270	385314	423249	460611	491796	535662	637020
貯蓄現在高／年間収入	1.64	2.23	1.30	1.06	1.01	1.28	1.69
消費支出／年間収入	0.57	0.59	0.58	0.54	0.53	0.44	0.36
標本数	10250	4632	3901	1041	415	187	74
1999年全国消費実態調査							
世帯人員	3.4	3.1	3.6	3.8	4.0	3.9	3.8
世帯主の年齢	51.0	54.7	49.2	46.0	43.2	44.9	51.1
年間収入（万円）	841.4	760.8	836.9	966.6	1011.7	1161.1	1865.7
貯蓄現在高（万円）	1588.8	1942.1	1288.5	1116.1	1145.3	1161.3	2949.3
消費支出（円、月）	401006	380208	409812	425800	441015	461252	473668
貯蓄現在高／年間収入	1.89	2.55	1.54	1.15	1.13	1.00	1.58
消費支出／年間収入	0.57	0.60	0.59	0.53	0.52	0.48	0.30
標本数	9856	4786	3093	988	629	283	77

出所）総務省『全国消費実態調査』

蓄残高を上回っている。1999年については負債を保有していない家計の平均貯蓄残高は負債残高5000万円以上の家計を除いたすべての階級の平均貯蓄残高を上回っている。負債を保有していない家計の中には、すでに負債を完済して正の貯蓄を行なっている家計、今後土地・住宅を購入する予定で金融貯蓄を蓄積している家計が含まれており、これらの家計が貯蓄残高の平均値を引き上げていると考えられる。

貯蓄現在高を年間収入で除した比率についてみると、1989年、94年については負債残高が増加するにつれて、その比率は低下していき、負債残高が2000万円以上3000万円未満の家計において最小値（1989年1.02、1994年1.01）をとっている。その階級を超えると貯蓄・年間収入比率は再び上昇に転じ、1989年では負債が5000万

円以上の家計において最大となっている（1989年2.74、1994年1.69）。1999年については、負債残高が増加するにつれて貯蓄・年間収入比率が低下していく傾向は変わらないが、負債残高が3000万円以上5000万円未満の家計において最小値（1.00）をとっている。負債が5000万円以上の家計において貯蓄・年間収入比率は再び上昇するが、その値（1.58）は負債を保有していない家計（2.55）よりもかなり低い。また、3年間を時系列的に比較すると、負債を保有していない家計、負債残高1000万円未満の家計においては、貯蓄・年間収入比率は年々、上昇していくが、負債残高が3000万円以上5000万円未満の家計、5000万円以上保有している高負債家計では逆に低下していくことが観察される。後者の家計では多額の負債を返済するために、金融資

産を食いつぶしたり、貯蓄を行なう余裕がなく、それが貯蓄・年間収入比率を低下させる一因となっているのかもしれない。

消費支出についても、年間収入同様に負債残高にあわせて増加していくことがわかる。消費支出は月次ベースなので12倍して年間収入で除した比率（平均消費性向）を計算すると、概して負債が増大していくにつれて平均消費性向は低下していくことがわかる¹¹⁾。

回帰分析に用いる変数の作成方法

(12)式を計測する際に必要となる変数の作成方法について解説しよう。まず、消費支出変数は「消費支出」に「持ち家の帰属家賃」を加えた変数である。形態別消費支出は、「耐久財」、「半耐久財」、「非耐久財」、「サービス」の4項目から構成されている。

「可処分所得」は、消費支出と整合性を保つために「年間収入」を12で除して月次ベースに直し、それに「持ち家の帰属家賃」を加え、「非消費支出」を差し引いて求められた。

資産変数としては3種類の変数（「流動資産 (ASSET1)」、「総資産 (ASSET2)」、「純資産 (ASSET3)」）が作成された。「流動資産」は、「貯蓄現在高」から「生命保険・損害保険・簡易保険」、「年金制度が組まれている貯蓄」を差し引いたものである。流動資産は家計が流動性制約下にある場合に、消費水準に影響を及ぼすと考えられる変数である¹²⁾。

「総資産」は時価ベースの「土地・住宅資産」に「貯蓄現在高」を加えたものである。時価表示の「土地資産」価値は、家計の保有している土地（現住居およびそれ以外も含む）の敷地面積に敷地の所在地域（北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄の6地域）の単位宅地価格を乗じて求められた。「住宅資産」の価値は、住宅の延べ床面積に住宅の構造別（防火木造、木造、ブロック造、鉄筋コンクリート造、その他）の建築単価を乗じて求められた。その際に建築時期の情報が利用

可能なので、その情報に基づき住居の形態別減耗率を用いた残価率の調整が施されている¹³⁾。「総資産」変数は、負債の効果については別途、負債比率変数によって計測されることから、負債以外の資産効果を計測するために導入されている。

「純資産」は「総資産」から「借入金残高」を差し引いて求められる。この資産変数は前節で展開されたライフサイクル・恒常所得仮説に対応した最も包括的な資産概念である。

負債比率についても2種類の指標を作成した。それらは、負債残高を総資産で除した比率 (DEBT1) と住宅・土地購入関連負債を住宅・土地資産で除した比率 (DEBT2) である。負債比率を代表してDEBT2の1989年、1994年、1999年の平均値を求めると、それぞれ0.1319、0.1602、0.2306であり、90年代に入り負債比率の上昇が観察されている。また、DEBT2の標準偏差についても各年の値は0.27、0.30、0.44であり、負債比率の分布のバラツキも90年代には拡大していることがわかる。

ソシオエコノミック変数としては、「世帯人員数」、「就業人員数」、「世帯主年齢」、「世帯主の就業・非就業の別」、「勤務形態（普通、パート）」、「世帯主が勤務している産業区分（農業・林業・漁業、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・通信業、卸売・小売業・飲食店、金融・保険業、不動産業、サービス業、公務）」、「世帯主が勤務している企業の規模（1～4人、5～29人、30～499人、500～999人、1000人以上）」、「世帯主の職業形態（常用労務作業、臨時および日々雇労務作業、民間職員、官公職員1（国家公務員）、官公職員2（地方公務員）、商人および職人、個人経営者、農林漁業従事者、法人経営者、自由業者、その他）」、「持ち家の有無」、「世帯主の居住地域ダミー（北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄）」が選択されている。

表2—総消費支出関数の計測結果

	資産変数					
	流動資産 (t 値)		総資産 (t 値)		純資産 (t 値)	
負債比率 ：負債残高／総資産						
定数項	-0.18022 ***	(-6.22)	-0.16945 ***	(-5.85)	-0.16708 ***	(-5.77)
世帯人員	0.01708 ***	(10.54)	0.01382 ***	(8.53)	0.01389 ***	(8.57)
就業人員	-0.01196 ***	(-4.74)	-0.01542 ***	(-6.14)	-0.01554 ***	(-6.18)
世帯主の年齢	0.02002 ***	(18.55)	0.02085 ***	(19.37)	0.02074 ***	(19.27)
世帯主の年齢 (二乗)	-0.02040 ***	(-19.19)	-0.02068 ***	(-19.52)	0.03578 ***	(3.01)
就業の有無	0.00476	(0.40)	0.03594 ***	(3.03)	-0.02064 ***	(-19.47)
勤務形態	-0.00067	(-0.05)	0.01505	(1.01)	0.01479	(1.00)
負債比率	0.00017	(0.06)	-0.00168	(-0.59)	0.00084	(0.29)
資産変数 (ASSET1)	0.00217 ***	(23.84)				
資産変数 (ASSET2)			0.00033 ***	(20.59)		
資産変数 (ASSET3)					0.00032 ***	(20.28)
持ち家の有無	0.05798 ***	(11.85)	0.03232 ***	(6.40)	0.03586 ***	(7.15)
可処分所得の逆数	0.14086 ***	(103.36)	0.13674 ***	(99.32)	0.13683 ***	(99.36)
自由度修正済み決定係数	0.32284		0.31755		0.31720	
観察数	30031		30096		30085	
負債比率 ：住宅・土地関連負債／ 住宅・土地資産						
定数項	-0.37692 ***	(-9.70)	-0.34604 ***	(-8.91)	-0.34187 ***	(-8.79)
世帯人員	0.01931 ***	(10.84)	0.01579 ***	(8.86)	0.01588 ***	(8.90)
就業人員	-0.00802 ***	(-2.95)	-0.01278 ***	(-4.72)	-0.01271 ***	(-4.69)
世帯主の年齢	0.02450 ***	(18.33)	0.02486 ***	(18.66)	0.02469 ***	(18.52)
世帯主の年齢 (二乗)	-0.02436 ***	(-19.23)	-0.02416 ***	(-19.14)	-0.02402 ***	(-19.02)
就業の有無	0.01972	(1.54)	0.05015 ***	(3.95)	0.04993 ***	(3.93)
勤務形態	0.02838 *	(1.70)	0.04390 ***	(2.63)	0.04409 ***	(2.64)
負債比率	-0.01923 ***	(-3.10)	-0.02202 ***	(-3.54)	-0.01560 **	(-2.47)
資産変数 (ASSET1)	0.00202 ***	(21.14)				
資産変数 (ASSET2)			0.00025 ***	(15.46)		
資産変数 (ASSET3)					0.00024 ***	(15.06)
持ち家の有無	0.03505 ***	(3.54)	0.02458 **	(2.48)	0.02549 **	(2.57)
可処分所得の逆数	0.17397 ***	(84.50)	0.16384 ***	(77.08)	0.16415 ***	(77.24)
自由度修正済み決定係数	0.29912		0.28462		0.28410	
観察数	23487		23544		23533	

注)「就業の有無」就業している場合は1、その他は0。「勤務形態」パートの場合は1、その他は0。「持ち家の有無」持ち家の場合は1、その他は0。世帯主が働いている産業区分、企業規模、職業区分、地域ダミー、年ダミーの係数値は省略されている。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意。

4 消費関数の計測結果とその解釈

負債や資産の時系列的な変動を推定において十分に利用するために1989年、1994年、1999年の3時点におけるクロスセクション・データをプールして計測を行なった¹⁴⁾。異常値が存在している場合、消費関数の計測結果はその値によって大きく左右される場合がある。この点を回避するために、消費・可処分所得比率、資

産・可処分所得比率、負債比率の平均値を求め、平均値からそれぞれの標準偏差の4倍以上離れた観察値は除かれた。

総消費支出関数の計測結果

まず、総消費支出を被説明変数にした消費関数の計測結果から見ていこう。3種類の資産変数と2種類の負債比率の組み合わせによって計6通りの回帰分析を行なった。計測方法は

表3—形態別消費支出関数の計測結果

	耐久財 (t 値)	半耐久財 (t 値)	非耐久財 (t 値)	サービス (t 値)
DEBT2 の係数値				
資産変数 (ASSET1)	0.00058 (0.38)	-0.00294 *** (-2.72)	-0.00646 *** (-4.42)	0.00408 (1.31)
資産変数 (ASSET2)	-0.00015 (-0.10)	-0.00377 *** (-3.48)	-0.00595 *** (-4.07)	0.00341 (1.08)
資産変数 (ASSET3)	0.00033 (0.21)	-0.00306 *** (-2.79)	-0.00473 *** (-3.19)	0.00548 * (1.72)
資産変数の係数値				
資産変数 (ASSET1)	0.00019 *** (8.01)	0.00026 *** (15.68)	0.00025 *** (11.21)	0.00079 *** (16.32)
資産変数 (ASSET2)	0.00002 *** (4.48)	0.00003 *** (9.20)	0.00005 *** (12.24)	0.00009 *** (11.40)
資産変数 (ASSET3)	0.00002 *** (4.43)	0.00003 *** (9.12)	0.00005 *** (11.98)	0.00009 *** (10.60)

注) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意。

OLSである。計測結果が表2に示されている。負債比率としてDEBT1を用いた場合には、どの資産変数と組み合わせられても有意な係数値は得られていないが、DEBT2を用いた場合には資産変数の選択にかかわらず有意な負の効果が観察されている。

資産効果については、いずれの資産変数を用いても有意な正の効果が得られている。その大きさは年ベースでみて「流動資産」を用いた場合には0.024前後、「純資産」、「総資産」を用いた場合は0.003である¹⁵⁾¹⁶⁾。以上の計測結果から、実物資産の取得関連負債を時価ベースの実物資産価値で除した負債比率は資産効果を経る以外に独立した消費抑制効果を有していることがわかる。

最後に、過剰債務が消費支出に与える効果を定量的に評価しておこう。DEBT2が10%ポイント上昇した場合、平均消費性向は0.16-0.22%ポイント程度低下する。ASSET3を用いた場合には、これらの効果に加えて、純資産を経る効果が加わるから、負債の消費抑制効果はさらに大きくなる。

形態別消費支出関数の計測結果

消費支出を「耐久財」、「半耐久財」、「非耐久財」、「サービス」に分類して消費支出関数を計測した結果が表3に示されている。総消費支出関数の計測結果を受けて、表3では負債比率としてDEBT2を用いた場合の計測結果が報告さ

れている。説明変数として3つの資産変数を用いたそれぞれのケースについて負債比率の係数値と資産変数の係数値が表3には示されている¹⁷⁾。

まず、負債比率が形態別消費に与える効果を見ていこう。負債比率は「半耐久財」と「非耐久財」支出に対して有意な負の影響を及ぼしていることがわかる。資産効果については、いずれの資産変数を用いた場合についても有意な正の係数値が得られている。資産効果の大きさについては、「サービス」が最も大きく、「耐久財」が最も小さい。「非耐久財」と「半耐久財」はその中間に位置する¹⁸⁾。

最後に、負債比率が形態別消費支出に与える効果を定量的に評価しておこう。DEBT2が10%ポイント上昇した場合、半耐久財への平均消費性向は0.03%ポイント程度低下する。また非耐久財への平均消費性向は0.05-0.06%ポイント低下する¹⁹⁾。

むすびにかえて

本稿では総務省『全国消費実態調査』からリサンプリングされた個票データに基づいて家計の保有する負債が消費構造に対してどのような影響を及ぼすのか、総消費支出関数に加えて形態別消費支出関数を計測することによって計量的に検討を加えた。ライフサイクル・恒常所得仮説の下では、家計の保有する負債は実物資産、金融資産・負債、人的資産を含めた純資産を通

じて消費に影響を及ぼすが、家計が借入制約に直面しているもとでは、負債残高は通常の資産効果に加えて独立した消費抑制効果をもつことが理論的に示される。実証結果はこの点を支持している。すなわち、負債比率は、資産変数をコントロールしたうえでも消費に対して有意な負の効果を持つのである。また、負債比率は「半耐久財」と「非耐久財」に対して抑制効果をもつことがわかった。

企業部門の過剰債務は1990年代を通じて、設備投資、研究開発投資そして雇用に対して抑制効果を有してきた²⁰⁾。本稿では、同様の債務による支出抑制効果が家計部門においても進行していたことが示された。このような需要削減が90年代以降のわが国における景気低迷を深刻化させる一因となったのである。

(付録) 時価ベースの住宅・土地資産の作成方法

以下では、家計の保有する住宅資産、土地資産を時価ベースで推定する方法について解説する。

住宅資産の推定方法

総務省『全国消費実態調査』に収録されている「住宅の延べ床面積」に住宅の構造別（防火木造、木造、ブロック造、鉄筋コンクリート造、その他）の建築単価を乗じて再取得価値が求められている。『全国消費実態調査』には「住宅の建築時期」が明示されているので、その情報に基づきそれぞれの住居の形態別減耗率を用いて残価率を計算し、その残価率を住宅価値に乘じている。

住居の形態別減耗率は、経済企画庁『昭和45年国富調査第6巻・家計資産調査報告』に収録されている建築耐用年数から計算されている。建築耐用年数をTとして、残価率が10%になるまで償却を行なうと仮定すれば、減価率dは以下の式から求められる。

$$(1-d)^T=0.1$$

なお、形態別の建築耐用年数は、防火木造22年、木造24年、ブロック造45年、鉄筋コンクリート造60年、その他（煉瓦造、石造）45年である。対応する減耗率は、防火木造0.099、木造0.091、プロ

ック造0.050、鉄筋コンクリート造0.038、その他（煉瓦造、石造）0.050と求められる。

求められた減価率を用いると残価率REMは以下のように求められる。

$$REM=(1-d)^t$$

ただし t：建築時期から求められた築年数

建築単価は、建設物価調査会『建築統計年報』所収の「工事費予定額」を「床面積合計」で除して構造別に求められた。

住宅資産価値は現在居住している住宅、およびそれ以外の住宅について別途求められ、足し合わされている。

土地資産の推定方法

時価表示の土地資産は、家計の保有している土地（現住居およびそれ以外も含む）の「敷地面積」に敷地の所在地域（北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄の6地域）の単位宅地価格を乗じて求めた。単位宅地価格は、住宅金融公庫『ポケット住宅データ』所収の「都道府県別住宅地平均価格」を使用した。このようにして求められた時価ベースの土地資産は家計の居住地についての詳細情報が利用できないために、バイアスを持つ可能性がある。この点を修正するために、上記のように求められた時価ベースの土地資産額を地域ごとに集計し平均値を計算し、『全国消費実態調査』所収の平均値と比較し、後者を前者で除した比率を調整比率とした。この調整比率を個々の家計の土地資産額に乘じたものが最終的に採用される時価表示の土地資産額である。

以下に、われわれが計算した修正前の地域別家計保有土地資産額の平均値、『全国消費実態調査』所収の平均値ならびに調整比率の値を記しておく。

付表1—1989年の調整比率

	推計平均値 (単位：万円)	報告書平均値 (単位：万円)	調整比率 (報告書平均／推計値)
北海道・東北	1217.12	1405.46	1.16
関東	6088.44	6580.00	1.08
北陸・東海	2475.27	3017.66	1.22
近畿	3235.94	4815.00	1.49
中国・四国	1455.01	1794.57	1.23
九州・沖縄	1071.86	1371.81	1.28

付表2—1994年の調整比率

	推計平均値 (単位：万円)	報告書平均値 (単位：万円)	調整比率 (報告書平均／推計値)
北海道・東北	1340.22	1688.94	1.26
関東	4314.53	5061.30	1.17
北陸・東海	3039.88	3691.61	1.21
近畿	2880.36	3899.40	1.35
中国・四国	1689.88	2344.18	1.39
九州・沖縄	1358.93	2444.78	1.80

付表3—1999年の調整比率

	推計平均値 (単位：万円)	報告書平均値 (単位：万円)	調整比率 (報告書平均／推計値)
北海道・東北	1258.75	1612.12	1.28
関東	3383.62	3499.30	1.03
北陸・東海	2258.74	2700.46	1.20
近畿	2411.12	2645.30	1.10
中国・四国	1471.81	2258.58	1.54
九州・沖縄	1255.13	1825.21	1.45

* 本稿は林科研ブックコンファランス、大阪大学大学院経済学研究科ランチ・セミナー、日本経済学会2005年度春季大会、北京大学中国経済研究センター、中国江西财经大学大学院経済学研究科、中国社会科学院経済研究所ランチ・セミナーにおいて報告された。本稿を作成する上で、有賀健、林文夫、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、Shi Li、牧厚志、大竹文雄、Shunli Yao、Yaohui Zhaoの各氏、匿名のレフェリーおよびセミナー参加者より多くの有益なコメントをいただいた。ここに謝意を表したい。

また、本研究において使用した「全国消費実態調査」のマイクロ・データは、独立行政法人日本学術振興会の平成15年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費）の交付を受けて、マイクロ統計データ活用研究会（代表：井出満大阪産業大学経済学部客員教授）が作成された「マイクロ統計データベース」のデータ（全国消費実態調査のリサンプリング・データ）である。本研究遂行のため、マイクロ統計データベースの使用に当たっては、総務省の「全国消費実態調査」の目的外使用申請による調査票の使用許可を受けている。総務省統計局および独立行政法人統計センターの関係各位ならびにマイクロ統計データ活用研究会事務局の方々には多大なお世話をいただいた。記して謝意を表する。本研究の一部は科学研究費補助金（特定領域研究(B)(2) 課題番号 12124207）から研究助成を受けている。ここに感謝の意を表したい。なお、残された誤りはすべて筆者に帰するものである。

注

- 1) 1990年代における景気低迷をめぐる議論については、原田・岩田（2002）、小川（2003）、岩田・宮川

（2003）、浜田・堀内（2004）、浜田・原田（2004）が参考になる。

- 2) 1990年代における景気低迷の原因を消費との関連から検討した研究として Horioka（2004）がある。
- 3) 1990年代における家計への貸出状況の特徴については、小川（2003）第6章参照のこと。
- 4) 以下では物価の変動はないものとする。
- 5) 家計は遺産を残さないものとする。
- 6) Campbell and Cocco（2007）は、実物資産の価格下落が消費に及ぼす効果を考える際には、いくつかの経路を区別する必要があると論じている。通常の資産効果に加えて、資産価格が借入制約を通じて消費に影響を及ぼす経路と、資産価格と消費が共通の観察されないマクロショックによって影響を受ける経路である。われわれのモデルでは、資産効果に加えてかれらが強調する借入制約経路を加味していることになる。
- 7) 実物資産の価値が大きく低下した場合には、実物資産価値が借入残高を下回る状況が発生することがある。このような状況は negative equity といわれるが、1990年代初頭において住宅価格が大きく低下した英国では negative equity が家計行動にどのような影響を及ぼしたのか実証研究が進んでいる。例えば、Gentle et al.（1994）、Henley（1998）、Disney et al.（2003）を参照のこと。また、アメリカのケースについては、Bostic et al.（2009）を参照のこと。
- 8) 借入制約に直面していない家計の消費は、現在のみならず将来の予想労働所得にも依存する。他方、借入制約下にある家計にとっては労働所得に財産所得を加え、利子支払いを控除した可処分所得が消費に影響を及ぼす。説明変数として労働所得と可処分所得をともに使用することが望ましいが、多重共線性によってそれぞれの効果を安定的に計測するには困難を伴う。したがって、ここでは所得変数として可処分所得のみを使用することにした。
- 9) 添字の i は家計を表す。
- 10) リサンプリングの作業は「マイクロ統計データ活用研究会」において行なわれた。
- 11) この動きは負債の大きさよりは年間収入の大きさを反映しているのかもしれない。
- 12) Ogawa et al.（1996）は、家計の消費行動に対してどの資産が有意な影響を及ぼしているのか、内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算』、総務省『全国消費実態調査』の都道府県別データに基づいて検証を行なっているが、流動資産が有意な正の効果を与えているという実証結果を報告している。
- 13) 時価ベースの土地・住宅資産を作成する方法の詳細については付録を参照のこと。
- 14) 各年の効果をとらえるために年ダミー変数が説明変数に加えられている。
- 15) 消費関数の計測において消費支出は月次ベースになっているので、年ベースの資産効果を求めるには係数値を12倍しなければならない。
- 16) Maki（2006）においても『全国消費実態調査』の個票データを用いて1984年、1989年、1994年、1999

- 年それぞれの年について消費関数を計測することによって資産効果の大きさを推定している。彼の研究では90年代における資産効果はそれ以前よりも小さく計測されている。彼のモデルとわれわれのモデルでは消費関数の特定化が異なるうえに、彼の消費関数ではソシオエコノミック要因は考慮されていない。
- 17) すべての変数の係数値を記した計測結果は筆者から利用可能である。
- 18) 「サービス」支出への流動資産効果は0.0095、純資産、総資産効果は0.0011である。これに対して「耐久財」支出への流動資産効果は0.0023、純資産、総資産効果は0.0002である。
- 19) 負債比率が半耐久財と非耐久財へ与える効果を加えても総消費に対する効果には満たない。その理由は、形態別消費支出には「その他」項目への支出が含まれておらず、負債比率が「その他」項目に対して有意な負の効果を与えているからである。
- 20) 小川 (2007a,b)、Ogawa (2007) を参照のこと。

参考文献

- Bostic R., S. Gabriel, and G. Painter (2009) "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.39(1), pp.79-89.
- Campbell,J.Y. and J. F. Cocco (2007) "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol.54(3), pp. 591-621.
- Disney, R., A. Henley, and D. Jevons (2003) "House Price Shocks, Negative Equity and Household Consumption in the UK in the 1990s," mimeographed.
- Gentle,C., D. Dorling, and J. Cornford. (1994) "Negative Equity and British Housing in the 1990s: Cause and Effect," *Urban Studies*, Vol.31(2), pp.181-199.
- Henley,A. (1998) "Residential Mobility, Housing Equity and the Labour Market," *Economic Journal*, Vol. 108, pp.414-427.
- Horioka, C. Y. (2004) "The Stagnation of Household Consumption in Japan," ISER Discussion Paper No. 599, Osaka University.
- Maki,A. (2006) "Changes in Japanese Household Consumption and Saving Behavior before, during and after the Bubble Era: Empirical Analysis Using NSFIE Micro-Data Sets," *Japan and the World Economy*, Vol.18, pp.2-21.
- Ogawa,K. (2007) "Debt, R&D Investment and Technological Progress: A Panel Study of Japanese Manufacturing Firms in the '90s," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, pp. 403-423.
- Ogawa,K., S. Kitasaka, H. Yamaoka, and Y. Iwata (1996) "An Empirical Re-evaluation of Wealth Effect in Japanese Household Behavior," *Japan and the World Economy*, Vol.8, pp.423-442.

Ogawa,K. and J. Wan (2007) "Household Debt and Consumption: A Quantitative Analysis Based on Household Micro Data for Japan," *Journal of Housing Economics*, Vol.16, pp.127-142.

- 岩田規久男・宮川努編 (2003) 『失われた10年の真因は何か』 東洋経済新報社。
- 小川一夫 (2003) 『大不況の経済分析』 日本経済新聞社。
- 小川一夫 (2007a) 「金融危機と雇用調整：——90年代における日本の経験」 林文夫編『金融の機能不全』（経済制度の実証分析と設計・第2巻）勁草書房、125-149頁。
- 小川一夫 (2007b) 「金融危機と設備投資：——90年代における日本の経験」 林文夫編『金融の機能不全』（経済制度の実証分析と設計・第2巻）勁草書房、35-63頁。
- 浜田宏一・原田泰編 (2004) 『長期不況の理論と実証』 東洋経済新報社。
- 浜田宏一・堀内昭義編 (2004) 『論争・日本の経済危機』 日本経済新聞社。
- 原田泰・岩田規久男編 (2002) 『デフレ不況の実証分析』 東洋経済新報社。

市町村合併に着目した土地利用規制競争モデル

大澤義明

はじめに

市町村合併と土地利用規制

地域主権の時代を迎え、土地利用規制などの都市計画制度の運用が市町村レベルで実質的に可能となった。その結果、限られた日本全体の人口を獲得するためにあるいは産業を誘致するために、土地利用規制を緩和する政策の導入が検討されている。一方で、地球温暖化対策、財政逼迫への対応、中心市街地活性化、良好な都市景観の形成という観点から、集約型都市形成へ向けて土地利用規制をより強化すべきだという主張も説得力を増しつつある。

ゾーニングと呼ばれる土地利用規制では、連続的に広がる土地が区分され建築物に係わる条件が面的に課される。そのため、土地利用規制の境界では制度の食い違いにより突然土地利用の性格が一変する。つまり、規制の切り替わる境界線両側では規制が異なり、連続的な空間上において土地利用に関する制約が非連続に変化するのである。その結果、市街化調整区域に隣接する非線引き地域では、地価の逆転現象が生じるなどの課題が指摘されている（藤井・小山・大澤 2009、今野・松川・中出・樋口 2009、石村・鶴心 2010）。

平成の市町村合併により、同一市町村内において線引き、非線引きが併存することとなった。各自治体で地域性を活かし独自の土地利用規制を課すことについては理解を得やすい。しかし、同一市町村内で異なる制度を保持すれば、都市

計画税も含め公平性の問題が発生する。そもそも、土地利用の不整合は、都市計画に関して一体としての意思表示が難しい。一方で、市町村合併は地域再生に向けた制度設計改革の千載一遇の機会でもある。合併時の条件との調整、旧行政区域のしがらみなどの課題もあるが、地盤沈下が進む社会情勢を受けた段階で、旧来の制度を見直さない現状追認は、先送りそのものとみなせるであろう。実際、市町村合併と都市計画区域再編、土地利用コントロールとの関係については、都市計画分野で多くの整理や検証などの考察が行なわれている（鈴木・内海 2008、岩本・松川・中出 2008、田中・中出・松川・樋口 2010）。また、2007年度に実施したアンケート調査では、線引き地区と非線引き地区とが共存する自治体の多くが土地利用計画や規制に関して統一を探っていることが確認された（岩本・松川・中出 2008）。

東京からの影響が逡減するということもあり、マクロ的に観察すると、茨城県南部において都市的土地利用から農村的土地利用に切り替わる。実際、県南が首都圏近郊整備地域ということもあり、線引きから非線引きへと指定が変化するのである。その結果、平成の大合併に伴い、石岡市、常総市、稲敷市において、線引きと非線引きが共存し土地利用規制に関して1国2制度となっている。これら地域では、土地利用誘導を一体に行なうため、都市計画区域の再編が検討されている。ただし、線引きへの統一については、市街化調整区域に組み込まれ規制強化を

被る住民からの反発が予想される。逆に非線引きへの統一は、乱開発が予想されこれに対応するための後追い型のインフラ整備は高コストで将来の財政状況の厳しさを考えると現実的に困難といえる。このように、不整合解消はハードルの高い問題である。

常総市の土地利用規制

常総市は茨城県南西部、都心から約55kmに位置し、2006年1月に水海道市が石下町を編入合併して誕生した。水海道地区は首都圏近郊整備地域に属し1970年7月に区域区分を設定しているが、石下地区では現在でも区域区分を設定していない。水海道地区の市街化区域面積は490ヘクタール、人口は1万7300人、市街化調整区域面積は7478ヘクタール、人口は2万3800人である。一方、石下地区の面積は4384ヘクタール、人口は2万4500人であり（都市計画協会2009）、非線引き都市である下妻市と隣接している。

常総市の主力産業の一つは農業であるが、農業後継者不足もあり石下地区の非線引き地域での土地供給量は豊富である。農地整備により整形な区画も多く、このことが郊外部での沿道型大型店舗出店や住宅開発を後押ししている。筑波研究学園都市にも近接しており、写真1のように農業振興地域内に宅地分譲地が忽然と現れる様子が多くの場所で観察できる。また、2005年8月開業のつくばエクスプレスにより、関東鉄道常総線南石下駅付近では開発圧力が高まり多くの住宅が建設された。しかし、写真2のように、鉄道遮断機未設置や住宅建設放棄地も見られ、住環境としては望ましくない。写真3は、水海道地区と石下地区との境界部分である。左側の水海道地区では農業振興地域に指定され土地利用が厳しく制限されているが、右側の石下地区では同じ農地でも規制が甘く戸建てが建設されている。旧境界沿いに不公平な土地利用が読み取れるのである。

このように同一自治体でありながら都市計画コントロールがバラバラであること、さらには

写真1—農業振興地域



写真2—南石下駅付近



写真3—水海道地区と石下地区の境界



首都圏中央連絡自動車道の開通により開発圧力が高まることから、石下地区では特定用途制限地域の導入も議論されている（常総市2010）。

石岡市の土地利用規制

石岡市は茨城県中央部に位置し、2005年10月に石岡市と八郷町が対等合併して誕生した。か

つて常陸の国府が置かれ、現代では JR 常磐線、国道6号線、常磐自動車道が通る旧石岡地区には1971年1月に区域区分が導入された。一方で、都市化圧力の弱い八郷地区には区域区分が設定されていない。旧石岡地区の市街化区域面積は1410ヘクタール、人口は3万8600人、市街化調整区域面積が4921ヘクタール、人口は1万5200人である。一方、八郷地区の面積は1万3552ヘクタール、人口は2万7200人である（都市計画協会 2009）。非線引きである小美玉市や笠間市と北東方向で隣接している。なお、石岡市は改正中心市街地活性化基本法に基づいた政府の認定を茨城県は初めて2009年に受けた。

石岡市都市計画マスタープラン（石岡市 2009a）の課題の一つは、市町村合併によって顕在化した線引き地域（旧石岡市）と非線引き地域（旧八郷町）という都市計画の不整合の解消である。旧石岡には市街化調整区域の一部で区域指定が導入され、土地利用規制が緩和される。旧八郷には一定の建築制限を課する特定用途制限地域の指定が盛り込まれた。また、現在、常磐道石岡小美玉インターチェンジや、土浦市との間に全長1800メートルの朝日トンネルが建設中である。筑波山麓であり自然の宝庫で歴史遺産が散在する八郷地区では開発規制が弱く、インターチェンジ設置やトンネル開通などアクセス向上による乱開発が危惧される。そのため、八郷地区の一部を重点エリアに指定する景観基本計画が策定された（石岡市 2009b）。

本研究の目的

日本全体では人口減少が進み、独自のまちづくりの仕組みにより人口獲得に向けて各地域が互いに競い合うこととなる。そして環境の時代を迎え、地域文化、地域資源、景観など環境保全を自治体の政策目標に取り入れてきた。ところが、前述の常総市や石岡市からわかるように、合併自治体の旧行政区域には規模や位置という地理的条件が具備されている。このような地域差のため、旧行政区域ごとに人口増や環境保全

(大澤義明氏 写真)

おおさわ・よしあき

1959年青森県生まれ。筑波大学第三学群社会学類卒。筑波大学大学院社会学研究科修了（学術博士）。熊本大学工学部助手、筑波大学社会学系講師、助教授などを経て、現在、筑波大学大学院システム情報工学研究科教授。論文：A Spatial Tax Harmonization Model など。

に基づく土地利用規制へのスタンスが異なるのである。そして、地域主権を受け地域の社会厚生向上をより一層重視することとなる。しかし、空間要素を明示的に取り込み土地利用規制に関する地域間競争を理論的に取り扱った研究はかなり限定される。

本研究では、プレイヤーを旧行政区域、戦略を土地利用規制、利得を規制緩和による環境悪化損失分と人口増との和とし、非協力ゲームを構築する。両行政区域が利得最大化行動に従うとしたとき、どのような土地利用規制の組み合わせが実現するのかをナッシュ均衡の枠組みで考察する。合併自治体における旧行政区域の行動に着目し、旧行政区域の便益最大化行動を想定する。

最初に、既存研究（大澤・今・山倉・小林 2010）に従い2地域間競争を静的モデルとして2人非対称ゲームで表現し、ナッシュ均衡を求める。次に、市町村合併など地域間での連携便益が、土地利用規制選択に与える影響を見る。最後に、日本の自治体という集団の中で、土地利用指定が広まったり消滅したりする現象を進化ゲーム（生天目 2004、大浦 2008）で定式化する。連携便益が大きいと均衡が複数存在するが、社会的最適な均衡を実現させるための方策についても検討するのである。このように、既存研究（大澤・今・山倉・小林 2010）で提示されたモデルを拡張し、合意形成の収束プロセスまで考察する。

2 モデル

基本モデル

2 行政区域が土地利用指定に関して競争する基本モデル（大澤・今・山倉・小林 2010）を考える。これらの区域では開発抑制地域の面積は異なり環境悪化損失がその面積に比例するとする。小規模行政区域および大規模行政区域における開発抑制地域の面積をそれぞれ S_S 、 S_B とする。 S_S および S_B の単位は [ha]（ヘクタール）であり、大規模行政区域ほどその損失は大きくなるので、 $0 < S_S < S_B$ と仮定する。通常の都市モデルでは行政区域規模の大小を人口で区別するが、ここでは面積により規模を定義する。各行政区域は土地利用規制に関して「強化」もしくは「緩和」のどちらかを指定する。両行政区域が異なる規制であれば、「強化」行政区域から「緩和」行政区域へ住民が一定 $\rho > 0$ だけ移動すると仮定する。単位は [千人] など人数である。一方で、両行政区域ともに同じ規制であれば住民は移動しない。

各行政区域は二択に直面するので、4つの組み合わせが生じ、利得行列は表1のように表現できる。行政区域に地理的差異として、 S_S と S_B とに違いがあるため非対称ゲームとなる。

表1で示した利得行列から読み取れるように、小規模行政区域では、 $0 < \rho < S_S$ では「強化」が、 $S_S < \rho$ では「緩和」が支配戦略となる。同様に、大規模行政区域でも $0 < \rho < S_B$ では「強化」が、 $S_B < \rho$ では「緩和」が支配戦略となる。したがって、これら支配戦略の組み合わせが一意のナッシュ均衡となる。ナッシュ均衡で達成される小規模と大規模行政区域の戦略の組を順に括弧で示し、その時に獲得する利得を ϕ_S^* 、 ϕ_B^* で定義する。社会的厚生は $\phi_S^* + \phi_B^*$ となり、次のように整理できる：

[場合 A1] $0 < \rho < S_S$ ：（強化、強化）の組がナッシュ均衡であり、移動住民が発生せず $\phi_S^* = \phi_B^* = 0$ となる。移動する住民が少ないと、環境

表1—基本モデルの利得行列

		大規模行政区域	
		強化	緩和
小規模行政区域	強化	(0,0)	$(-\rho, -\rho)$
	緩和	$(S_S + \rho, -S_B + \rho)$	$(-S_S, -S_S)$

悪化と比較して期待できる移動住民によるメリットが少なく両行政区域とも「強化」を指定することになる。

[場合 A2] $S_S < \rho < S_B$ ：（緩和、強化）の組がナッシュ均衡で、大規模行政区域から小規模行政区域へ住民が移動し、 $\phi_S^* = S_S + \rho$ 、 $\phi_B^* = -\rho$ となり、 $\phi_S^* > \phi_B^*$ 、社会的厚生は $-S_S$ となる。適度な移動住民では、小規模行政区域が環境悪化より移動住民のメリットが大きいため「緩和」採用のインセンティブを持つ。一方で、大規模行政区域では、小規模行政区域と比較して環境悪化を防ぐことによる利得が大きいため「強化」を採用することになる。

[場合 A3] $S_B < \rho$ ：（緩和、緩和）の組が均衡で2地域間に移動住民は発生せず $\phi_S^* = -S_S$ 、 $\phi_B^* = -S_B$ となる。移動住民が多いと、両行政区域とも緩やかな規制を指定し、社会的厚生も最低の水準となる。

これらから、第一に、場合分けとは無関係に土地利用分権化は小規模行政区域を有利にする。特に、規模差が大きいと、異なる土地利用指定となり大規模行政区域は不利益を被る。規模が大きい分、環境保全と比較して住民移動の効果が相対的に小さいからである。また、市町村合併促進と土地利用規制緩和推進とが必ずしも整合しないことを意味する。欧州においては付加価値税（VAT）に関して租税競争が欧州経済統合へ向けて大きな課題として指摘されている。特に、越境購買を目当てに小国は税率を下げて1人当たり税収を他国より多く上げることが理論的に証明されている（Ohsawa 1999, Ohsawa 2003, Ohsawa and Koshizuka 2003）。ここ

での土地利用競争の結果はこれらの理論的結果と整合している。

第二に、移動住民が増加するにつれて、社会的厚生は下がる。特に、移動住民が多いと、囚人のジレンマの状態（金本 1997）となる。行政区域間移住に関するモビリティの向上は競争を煽り、両行政区域ともに合理的判断で「緩和」を採用したとしても、結果として社会全体の厚生が最低レベルとなるのである。このように、地域主権の流れにより、土地利用規制を各地域の判断で柔軟に変更できるようになると、結果として、財政健全化に逆行してしまうのである。

なお、2 地域から多地域へ拡張した、さらには土地利用規制が一部固定化された状況での土地利用指定競争モデルも開発されている（大澤・今・山倉・小林 2010）。

連携モデル

市町村が連携して土地利用規制をコントロールする状況へモデルを拡張する。そこで、土地利用規制の一貫性による連携便益を $\mu(>0)$ とし、利得表に組み込む。 μ は一体的な都市計画の運用による便益であり、規制の程度が異なることに起因する不公平感の解消などを含む。

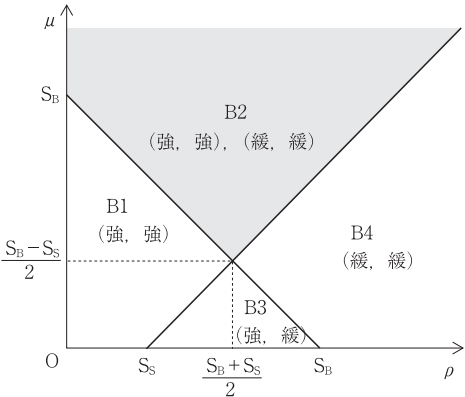
利得行列の対角成分が協調行動に対応するので、この部分の各要素に連携便益 μ が加わる。表 2 から読み取れる支配戦略の組み合わせから、ナッシュ均衡における土地利用規制の組み合わせは、次のように整理できる：

- [場合 B1] $\mu < S_B - \rho, \mu < \rho - S_S$: (強化, 強化) の組がナッシュ均衡となる。
- [場合 B2] $S_B - \rho \leq \mu, \rho - S_S \leq \mu$: (強化, 強化) と (緩和, 緩和) の 2 組がナッシュ均衡となる。
- [場合 B3] $\mu < \rho - S_S, \mu < S_B - \rho$: (緩和, 強化) の組が一意にナッシュ均衡となる。
- [場合 B4] $S_B - \rho \leq \mu, \mu < \rho - S_S$: (緩和, 緩和) の組が一意にナッシュ均衡となる。

表 2—連携モデルの利得行列

		大規模行政区域	
		強化	緩和
小規模行政区域	強化	(μ, μ)	$(-\rho, -\rho)$
	緩和	$(S_S + \rho, -S_B + \rho)$	$(-S_S + \mu, -S_S + \mu)$

図 1—連携モデルの均衡パターン



以上の結果を図化すると、図 1 のようになる。横軸に移動住民 ρ 、縦軸に連携便益 μ をとり、複数均衡も含めナッシュ均衡の状況を場合 B1 から場合 B4 まで 4 区分して表記する。この図から、両行政区域の規模差 $S_B - S_S$ が大きいほど、場合 B3 である非対称な均衡が生じる様子が読み取れる。また、図 1 で陰影を施した場合 B2 では、複数均衡が生じる。

図 1 から視覚的にも理解できるように、連携便益 μ が小さい時には、小規模行政区域が有利となる。しかし、連携便益 μ が増加するにつれて行政区域の規模の影響は相対的に失われる。連携便益 μ が大きい時には、同一規制という協調行動のみが選択される。ただし、移動住民 ρ が少なければ(強化, 強化)の組となり、多ければ(緩和, 緩和)の組となる。そして連携便益 μ が大きいと、これら 2 つの組がともにナッシュ均衡となる。しかし、社会的厚生は(強化, 強化)の組の状態では $\phi_S^* + \phi_B^* = 2\mu$ 、(緩和, 緩和)の組では $\phi_S^* + \phi_B^* = -S_S - S_B + 2\mu$ となり、前者の組での値が高い。

線引き導入には、一般に地元住民からの反発も多い。以上の結果は、制度統一を強行すると社会的厚生の上昇に反して合意形成の容易な「緩和」統一へ議論が流れる可能性をも示唆している。

動学モデル

複数均衡が発生する場合 B2 で、(強化、強化) という社会的に望ましい戦略の組を実現するためにどうすべきかを進化ゲーム理論 (生天目 2004、大浦 2008) の枠組みで動的に考察する。本研究では、集団モデルを考え各行政区域は自らの期待利得が大きいほうを指定するという最適反応ダイナミクス (大浦 2008) を用いる。日本全体の行政区域を集団と想定し、全国土地利用指定状況のシェア変化を微分方程式で記述するのである。

このような集団モデル型進化ゲームで定式化する理由として、以下の3点が挙げられる。第一に、政策導入検討過程にて他の行政区域の行動を相互参照するのが一般的である (伊藤 2006、矢萩・小山・大澤・小林 2009)。したがって、予想される相手の戦略として全国行政区域の指定状況の情報を活用することが考えられる。第二に、全国市町村の指定動向を時間軸で表現し直近の情報を受けて戦略を選択するという動的側面を表現することができる。最後に、日本での行政区域数は多く、指定状況に関するシェアについての連続近似にも無理がない。

全国行政区域の規模を同一 S と単純化する。「強化」を採用している行政区域の割合を x とすると、「緩和」採用行政区域の割合は $1-x$ となる。競合行政区域が前例主義に従い、この戦略分布割合で政策導入すると想定する。連携モデルの利得行列である表 2 から、「強化」選択の期待利得は

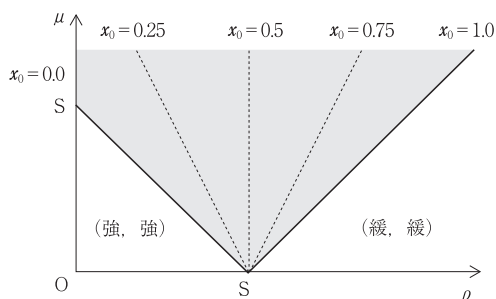
$$x(S+\mu)+(1-x)(S-\rho) \quad (1)$$

となる。一方、「緩和」すると期待利得は

$$x\rho+(1-x)\mu \quad (2)$$

となる。したがって、「強化」の期待利得(1)が

図 2—動学モデルの均衡パターン



「緩和」の期待利得(2)を上回る条件は、

$$x(S+\mu)+(1-x)(S-\rho)>x\rho+(1-x)\mu$$

となる。これを整理すると、

$$x>1/2-(S-\rho)/2\mu(\equiv x_0) \quad (3)$$

が得られる。

(3)式の右辺で定義した閾値 x_0 の等高線を ρ と μ の関数で図 2 に示す。図 2 は図 1 において $S_S=S_B$ が満たされる状況であり、両図の陰影を施した部分は対応している。図 2 から、等高線の値が地点 $(S, 0)$ を中心に値が増加するとともに時計回りに回転して位置することがわかる。この結果、閾値 x_0 は均衡が複数存在する領域 (場合 B2) で連続的に変化する様子が視覚的に確認できる。

(3)式から、「強化」採用行政区域の割合 x が、連携便益と移動住民の状況から算出される閾値 x_0 より大きければ、当該行政区域は「強化」を採択することとなる。その結果、日本全体で「強化」を採用する行政区域がわずかではあるが増加し、 x が大きくなるのである。このため、「強化」選択の期待利得(1)が増加する一方で「緩和」選択の期待利得(2)が減少する。これを受けて、次の行政区域も同様な手続きを追従し「強化」を採用することとなる。

このようなプロセスを延々と繰り返し、最終的にすべての行政区域が「強化」を採用する安定状態が得られる (生天目 2004、大浦 2008)。つまり、淘汰の帰結として対象とする 2 行政区域においても (強化、強化) の組という安定な状態が達成されるのである。逆に、不等式(3)の不等号の向きが逆であれば、「緩和」が少しず

つ増えて最終的には日本全体に「緩和」が浸透する。分析対象の2行政区域でも（緩和、緩和）の組が淘汰の結果として導かれる。

以上の分析から、複数均衡のうち社会的厚生の高い均衡へ向けて正のスパイラルを実現するためには、第一に、「強化」行政区域の十分な数の確保が必要である。政令指定都市、近郊整備地帯などで線引き指定を義務づけることは、当該地域のみにて意味があるだけではなく、日本全体を良い方向へ向かわせる効果があることが理解できる。

第二に、環境保全メリット S が大きければ、閾値 x_0 の値が小さくなり、正のスパイラルへ向かう x の範囲が拡大する。つまり、初期時点で「強化」を採用している行政区域割合が多少小さくても、良い方向に向かうのである。 S を増加させるために環境保全意義の理解や啓蒙が効果的であることがわかる。

3 結論

本研究では、茨城県常総市や石岡市において都市計画の不整合に起因する問題点や課題を紹介した。地理的条件などからそれぞれ旧行政区域において土地利用規制の緩和・強化に関する便益は異なるのである。一方で、地域主権により地域が主体的に行動できるようになり、土地利用指定に関して地域間で戦略的思考が働く。これらを踏まえ、人口増加と環境保全も自治体の便益とし、土地利用規制を柔軟に見直すプロセスを単純な非協力ゲームとして定式化した。

結果、土地利用規制の運用に関して地域の自立性を高めると、各地域が合理的判断を下したとしても人口獲得に互いに競い合い社会全体の厚生が低下することを明らかにした。さらに、集団モデル型進化ゲームの考察から、土地利用規制の義務付けや環境保全意義の啓蒙が、社会的厚生を高めることに有効であることを示した。

参考文献

石岡市（2009a）『石岡市都市計画マスタープラン』

石岡市（2009b）『石岡市景観基本計画』

石村壽浩・嶋心治（2010）「線引き制度廃止都市の人口流動特性と郊外部の土地利用誘導方策に関する研究」『建築学会計画系論文集』第647号、157-164頁。

伊藤修一郎（2006）『自治体政策過程の動態——政策イノベーションと波及』慶應義塾大学出版会。

岩本陽介・松川寿也・中出文平（2008）「市町村合併による都市計画区域再編の実態と課題に関する研究」『都市計画論文集』第43号、295-300頁。

大浦宏邦（2008）『社会科学者のための進化ゲーム理論』勁草書房。

大澤義明・今佐和子・山倉克俊・小林隆史（2010）「地方分権時代の自治体間土地利用競争モデル——地理条件や市町村合併に着目して」『応用地域学研究』第15号、47-56頁。

金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社。

今野宏樹・松川寿也・中出文平・樋口透（2009）「線引き導入による開発の実態とその問題点に関する研究」『都市計画論文集』第44号、637-642頁。

常総市（2010）『常総市都市計画マスタープラン』

鈴木潔・内海麻理（2008）「市町村合併の土地利用規制への影響とその対応に関する研究」『都市計画論文集』第43号、301-306頁。

田中佐和・中出文平・松川寿也・樋口秀（2010）「市町村合併を契機とした都市計画区域の再編に関する研究」『都市計画論文集』第45号、745-750頁。

都市計画協会（2009）『平成21年都市計画年報』

生天目章（2004）『ゲーム理論と進化ダイナミクス』森北出版。

藤井さやか・小山雄資・大澤義明（2009）「全国の指定実態分析から見た特定用途制限地域の類型化に関する研究」『都市計画論文集』第44号、265-270頁。

矢萩雅広・小山雄資・大澤義明・小林隆史（2009）「市町村補助金制度の見直しに関する実態調査」『日本計画行政学会』第32号、45-54頁。

Ohsawa, Y. (1999) "Cross-Border Shopping and Commodity Tax Competition among Governments, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, pp. 33-51.

Ohsawa, Y. (2003) "A Spatial Tax Harmonization Model, *European Economic Review*, Vol.47, pp.443-459.

Ohsawa, Y. and T. Koshizuka (2003) "Two-Dimensional Fiscal Competition, *Journal of Economic Geography*, Vol.3, pp.275-287.

J-REIT 税制改正の政策評価分析

菅谷いつみ

はじめに

2010年は J-REIT 市場において 7 件の合併が成立し、再編が加速した 1 年であった（表 1）。合併の主なメリットは、規模の拡大、ポートフォリオの分散、リファイナンスリスクへの対応、負ののれんを活用した配当の安定化等とされる。2007年 5 月の時価総額 7 兆円をピークに、一転、低迷期に突入した J-REIT 市場では合併のニーズが存在していたが、2010年まで合併事例は見

受けられなかった。この 1 年で合併が相次いで成立した背景には平成 21 年度税制改正により REIT に関する合併税制が整備されたことがあげられる。本稿は、平成 21 年度税制改正のアナウンスメント効果を定量的に示し、政策評価分析を行なった菅谷・東出（2009）に実際に合併が成立したケースを踏まえて考察を加えたものである。

本稿の構成は、まず平成 21 年度税制改正の概要に触れ、イベントスタディと要因分析の手法

表 1—合併事例

合併効力 発生日	合併方式	存続投資法人 (種別、資産規模)	消滅投資法人 (種別、資産規模)	合併発表日	資産規模 (H22 年末)	負ののれん 発生益
H22.2.1	吸収	東京グロースリート (8963) TGR (総合型、430 億円)	エルシービー (8980) LCP (総合型、875 億円)	H21.11.17	705 億円	11,811 百万円
H22.3.1	新設	アドバンス・レジデンス (8978) ADR (住宅特化型、861 億円)	日本レジデンシャル (8962) NRI (住宅特化型、3,027 億円)	H21.8.6	3,434 億円	43,281 百万円
H22.3.1	吸収	日本リテールファンド (8953) JRF (商業特化型、5,711 億円)	ラサールジャパン (8974) LJR (総合型、1,199 億円)	H21.10.29	6,243 億円	7,202 百万円
H22.4.1	吸収	ビ・ライフ (8984) BLI (住宅・商業、511 億円)	ニューシティ・レジデンス (8965) NCR (住宅特化型、1,841 億円)	H21.9.18	1,915 億円	19,009 百万円
H22.7.1	吸収	日本賃貸住宅 (8986) RRI (住宅特化型、1,054 億円)	プロスペクト・リート (8969) PRI (住宅特化型、680 億円)	H22.2.26	1,531 億円	12,341 百万円
H22.10.1	吸収	クレッシェンド (8966) CIC (オフィス・住宅、969 億円)	ジャパン・シングルレジデンス (8970) JSR (住宅・ホテル、566 億円)	H22.6.21	1,437 億円	10,027 百万円
H22.12.1	吸収	ユナイテッド・アーバン (8960) UUR (総合型、2,199 億円)	日本コマース (3229) NCI (オフィス・商業、2,418 億円)	H22.4.22	3,904 億円	約 160 億円

出所) 不動産証券化協会「ARES J-REIT REPORT vol.14 January 2011」Ⅱをもとに作成。

と結果を示し、最後に考察とまとめを述べる。

1 平成21年度税制改正

(1)改正の背景

J-REITにはペイ・スルーという税制優遇措置が設けられている。すなわち、REITは導管性要件を満たす限り、配当等の額を損金に算入することが認められ、実質的に法人税の課税が回避される。しかし、後述①、②の問題のために、法人税課税のリスクが高まっていた。

①90%超配当要件の判定式の問題

導管性要件のうち、90%超配当要件（利益の90%超を配当すること）については、従来から判定式の問題が指摘されていた。改正前の判定式では、税務上の所得金額の90%超を配当する必要があった。しかし、会計と税務では収益費用と益金損金の範囲が異なる（一般に「税会不一致」とよばれる）。例えば、減損損失等が発生した場合には会計上は費用として計上されるが、税務上は損金算入が認められず、税務上の所得が会計上の利益を上回る。従来の判定式では、90%超配当要件を満たすためには、会計上の利益を超えた配当が必要となるが、REITは利益のほぼすべてを配当に回すため内部留保が薄く、導管性要件を満たすだけの配当ができず、法人税課税のリスクが上昇する。すなわち、不動産市況の悪化や高額での不動産の取得により減損損失発生リスクが上昇した場合、配当金が損金不算入となり、当期所得（配当前の課税所得。以下同様）の全体に法人税が課税される可能性が高くなる¹⁾。

②合併税制の未整備

市場低迷に伴い、J-REIT同士の合併のニーズは存在した。しかし、消滅法人の合併直前の期間にかかる配当見合いの合併交付金について、損金算入が可能かどうか不明瞭であった。

また、投資口価格が一口当たり純資産を下回る状況での合併では負ののれんの発生が見込ま

(菅谷いつみ氏写真)

すがや・いつみ

1984年神奈川県生まれ、東京大学経済学部卒。東京大学公共政策大学院経済政策コース修了。論文：「J-REIT 税制改正の政策評価と政策提言」ほか。

れるが、負ののれんは会計上、発生した期に一括して利益計上される。①の問題を解消するために判定式を会計上の利益の90%超と改正した場合は、判定式に負ののれんが含まれることとなるが、負ののれんは資金的裏付けがないため、配当することができない。よって、①の問題を解消しつつ、判定式の会計上の利益から負ののれんを排除しなければ、導管性要件が満たされず法人税が課税される。

(2)改正の内容

このような問題を解消するため、90%超配当要件について、判定式における90%の基準となる金額は下記のように改正された。

(旧) 配当可能所得の額

(新) 配当可能利益の額

＝税引前当期純利益金額
－前期繰越損失の額
－負ののれん発生益
－減損損失の90%相当額
＋控除済負ののれん発生益の当期加算額

この改正により、(1)①と②の負ののれんに関する問題が解消される。

また、②の合併交付金については損金算入可能であることが明文化された。

なお、適格合併判定の要件が不明瞭であったことも合併税制未整備の一項目であるが、2008年12月公表の税制改正大綱にはこの問題を解消する内容が含まれていない。この点については後述の要因分析とその解釈において触れることとする。

2 イベントスタディ

以上のように、税制改正によってこれまで問題として指摘されていた法人税の課税リスク軽減が期待される。ここでは、実際に税制改正が市場ではどのように評価されたかについて、イベントスタディの手法を用いて分析する。

なお、J-REIT に関するイベントスタディを行なった先行研究としては、大橋・澤田(2004)があげられる。これは新規物件取得のアナウンスメント効果を測定したものである。J-REIT は制度創設から10年と歴史が浅く、J-REIT に関する政策評価分析はわが国ではほとんどない。したがって、これを定量的に分析する点に本稿の意義がある。

(1)分析の概要

本稿ではイベントスタディの手法を用いて、政策分析を行なった。イベントスタディとは、ある出来事(イベント)が生じなかった場合のリターン(ノーマル・リターン)を推定し、実際のリターンとの差異(アブノーマル・リターン)をイベントの効果が持続するであろう期間(イベント・ウィンドウ)において累積したものをもちってそのイベントが株式市場でどう評価されたかを計算する手法である。この手法は株式市場が効率的であることを前提としており、本分析における前提は以下のようなものとなる。すなわち、投資口価格(株価に相当)は理論上、配当割引モデルで決まることから、本来法人税課税が予定されていない J-REIT に対する法人税課税は投資家への配当を直接減少させることにつながる。よって、投資家が法人税課税のリスクを織り込んでいれば REIT の投資口価格は下落する。

課税リスクが原因で投資口価格が低迷していたとすれば、それが軽減される政策が公表された場合、投資口価格は本来の価格へ上昇することが期待される。この上昇分をアブノーマル・リターンとして推計し、その累積値をもつて市

場における税制改正の評価とした。

なお、税制改正大綱は国会で可決される可能性が高いため、税制改正大綱の公表日2008年12月12日をもってイベント発生日とし、イベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの累積値をもつてイベントの効果とする。

また、税制改正大綱発表の2日前に REIT に対する政策融資の発表があった。この影響を排除するためイベント・ウィンドウを、イベント発生日の1日前から1日後と設定した。

(2)データとサンプル

本稿では次のようなサンプルおよびデータを用いて分析を行なった。

サンプルは、イベントスタディを行なうために必要となる期間、すなわちエスティメーション・ペリオド(2007年11月16日から2008年11月14日)およびイベント・ウィンドウ(2008年11月28日から2008年12月29日)の株価が入手可能な上場投資法人41銘柄(2008年11月14日上場廃止となったニューシティ・レジデンス投資法人を除いたもの)とした。

イベントスタディに用いたデータの詳細は以下の通りである。

・ J-REIT 投資口価格

Yahoo finance (<http://quote.yahoo.co.jp/>) より入手した投資口価格の日次データ(終値)を用いた。終値が入手できず、気配値となっている場合には、東証の制限値幅の規定に従い投資口価格の調整を行なった。

・ 東証株価指数(TOPIX)

上記、投資口価格と同様の期間について東京証券取引所ホームページ(<http://www.tse.or.jp/>)より入手した。

・ リスクフリーレート

通常10年物国債金利が用いられるが、本稿では簡便的にリスクフリーレートをゼロと仮定して分析を行なった。

(3)推定式

① CAPM によるノーマル・リターンの推計

ノーマル・リターンとは、そのイベントがなかったならば実現したであろうリターンをいう。この推計によく用いられる方法として、CAPM (Capital Asset Pricing Model) があげられる。CAPM は個別証券のリターンと市場ポートフォリオのリターンの関係を次のような式²⁾で表そうとするものである。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$R_{i,t}$: 一時点 t における REIT_i の投資収益率(週次データを使用)³⁾

$R_{m,t}$: 一時点 t における市場ポートフォリオの投資収益率 (週次データを使用)

α_i : 個別 REIT に特有の要因を示す指標

β_i : 個別 REIT のリターンと市場ポートフォリオのリターンとの連動性を示す指標

上記の式について、OLS で推定した $\hat{\alpha}_i$ および $\hat{\beta}_i$ をエスティメーション・ピリオドにおける推定量とし、ノーマル・リターンは下記のように推計する。

$$\hat{R}_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}$$

② CAR の算出

アブノーマル・リターン (AR : Abnormal Return) は実績リターンとノーマル・リターンの差であるから次の式で求められる。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{R}_{i,t}$$

累積アブノーマル・リターン (CAR : Cumulative Abnormal Return) は各イベント・ウィンドウにおける AR の累計であるから、次のように算出される。

$$CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T AR_{i,t}$$

これを REIT_i に対するイベントの効果とする。

表 2 一個別 REIT の CAR

コード	略 称	CAR	t 値	コード	略 称	CAR	t 値
8951	NBF	-5.2%	-0.37	8973	JOR	49.4%	2.62 (*)
8952	JRE	-5.3%	-0.29	8974	LJR	33.0%	4.80 (**)
8953	JRF	-0.7%	-0.12	8975	FCR	11.4%	0.75
8954	OJR	-6.6%	-0.83	8976	DAO	32.2%	1.39
8955	JPR	16.0%	0.76	8977	HRI	-3.8%	-0.33
8956	PIC	13.2%	0.81	8978	ADR	-11.2%	-0.85
8957	TRE	-3.8%	-0.43	8979	SPI	42.5%	2.79 (*)
8958	GOR	-2.6%	-0.27	8980	LCP	35.3%	4.10 (**)
8959	NOF	-2.8%	-0.17	8981	JHR	12.4%	0.38
8960	UUR	-4.2%	-0.73	8982	TPR	-9.2%	-1.00
8961	MTR	-0.3%	-0.02	8983	COI	39.8%	3.12 (*)
8962	NRI	33.4%	2.86 (*)	8984	BLI	15.3%	0.83
8963	TGR	26.0%	5.92 (***)	8985	NHF	25.3%	1.20
8964	FRI	-5.7%	-0.34	8986	RRI	18.4%	0.49
8965	NCR	-	-	8987	JEI	0.2%	0.01
8966	CIC	31.1%	1.11	3226	NAF	-12.6%	-1.49
8967	JLF	-13.3%	-1.10	3227	MID	18.6%	0.81
8968	FRC	-5.9%	-0.36	3229	NCI	30.6%	3.60 (**)
8969	PRI	20.4%	1.40	3234	MHR	-9.2%	-0.53
8970	JSR	23.0%	1.53	3240	NRF	-6.3%	-0.23
8972	KRI	46.4%	6.80 (***)	3249	IIF	-14.6%	-0.70

注) ***, **, * はそれぞれ 1 %, 5 %, 10 % 水準で有意であることを示している (両側 t 検定)。

③ 正規性の検定

②で算出された AR のイベント・ウィンドウにおける平均アブノーマル・リターン (AAR : Average Abnormal Return) を導出し、CAR が統計的に有意に 0 でないかどうかを調べる。この時、AR の T 統計量は、漸近的には平均 0、分散 1 の標準正規分布に従うことが知られている。つまり、

$$t(AAR_{i,t}) = \frac{AAR_{i,t}}{se(AAR_{i,t})} \sim N(0,1)$$

となる。これによりイベント・ウィンドウにおける CAR が統計的に有意であるか検定する。

(4)分析結果

税制改正について各 REIT の株主がどのように評価しているかを見るために、個別 REIT ごとの CAR を示す。分析結果は表 2 のとおりで

あり、9サンプルについて1%、5%、10%水準で有意なプラスのCARが得られた。

これらのCARの値は40%前後であり、実効税率が約40%であることを考慮すれば、投資口価格の低迷の背景として法人税の課税リスク上昇が織り込まれていたとの解釈ができる。

3 要因分析

税制改正大綱では、複数の項目について改正が予定されている。REITに関して言えば、90%超配当要件の変更による減損リスクへの対応および合併税制の整備による法人税課税リスクの解消の影響がCARに反映されるものと定性的には考えられる。ここでは前節で算出されたCARがいかなる要因によって形成されているのかを回帰分析によって検証する。

(1)回帰モデル

要因分析を行なうため、CARを被説明変数とする次のようなモデルを設定した。

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 IMP_i + \beta_2 SPONCER_i + \beta_3 RESIDENCE_i + \beta_4 NONDIS_i + u_i$$

各変数として用いたデータの出所ならびにその設定の根拠は以下の通りである。

[被説明変数]

・CAR_i :

前章で求めたCARの値。

[説明変数]

・IMP_i :

ARES個別Property Databaseより入手した2008年6月から2008年11月までの各REIT直近決算期データに基づく個別不動産の含み損の簿価に対する割合の最大値。

(設定の根拠) 鑑定価格(時価)が簿価を著しく下回ると減損の可能性が高まることから、含み損の比率が高い物件を保有している場合に当期利益の全額に対して法人税が課されるリスクが上昇する。実際には、1物件でも減損処理がなされると90%超配当要件を満たせなくなる

可能性が高まることから各REITが保有する物件のうち最も高い含み損比率を変数として採用した。税制改正で税会不一致、特に減損による課税リスクが緩和されることから、現状で含み損比率が高かったREITが税制改正を高く評価していると予想できる。

・SPONCER_i :

資産運用会社への出資が20%以上のスポンサーの資本金が500億円を超える場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数。

(設定の根拠) 平成21年度税制改正大綱では、合併税制の整備として合併交付金が損金算入可能であることが明確化され、消滅法人側の法人税課税リスクはほとんど解消された。一方で、負ののれんは判定式から排除できることになったが、適格合併についてはREITが適用対象となりうるのか不明瞭なままであり、存続法人側の課税リスクは解消されない部分が多い。以上より、消滅法人となる可能性の高いスポンサーが小規模なREITのほうが税制改正について評価が高いと考えられる。よって、スポンサーの規模によりCARに差があるかどうかをみるためにダミー変数を用いた。

・RESIDENCE_i :

住宅への投資が6割を超えるREITを1、そうでないREITを0とするダミー変数。

(設定の根拠) 住宅系REITの不振が大きく取りざたされていたことから、取得価額ベースで住宅への投資が6割を超えるREITと、そうでないREITで差があるかどうかをみるために、このダミー変数を採用した。

・NONDIS_i :

含み損データを開示していないREITを1とするダミー変数。

(設定の根拠) 個別不動産の期末簿価を開示していないREITでは、物件ごとの含み損のデータを入手することができなかった。投資家が物件の開示情報を重視している場合、開示されない情報についての判断は保守的になると考えられる。つまり、含み損データが開示されてい

表3 一要因分析 回帰結果

説明変数	β	Std.Err.	t
_cons	0.117	0.035	3.34 (***)
IMP	0.655	0.147	4.44 (***)
SPONCER	-0.247	0.034	-7.37 (***)
NONDIS	0.144	0.059	2.43 (**)
RESIDENCE	0.036	0.037	0.98
OBS	41		
R-squared	0.743	Adj R-squared	0.715

注) ***, **はそれぞれ1%, 5%で統計有意。

い場合には、「含み損があるもの」と扱うだろう。これを検証するために、データが開示されていない REIT と含み益のみの REIT で CAR に差があるかどうかをみるダミー変数を採用した。この係数が大きければ J-REIT 市場では開示情報を重視した価格形成が行なわれているといえる。

(2)分析結果

回帰分析の結果は表3の通りである。

あてはまりの良さを示す R-squared および Adj R-squared は0.7を超える高い値をとっており、モデルは比較的説明力が高い。IMP・SPONCER・Constant（定数項）の係数は1%で統計的に有意となった。また、NONDIS については5%で統計有意となった。RESIDENCE については、係数も小さく、統計的にも有意とならなかった。

分析の結果、CAR は以下のような要因から形成されていることがわかった。まず、90%超配当要件の判定式変更により、減損発生による税金不一致に伴う当期所得全体への法人税課税リスクが解消された。税制改正前には減損リスク1%の上昇が0.65%リターンを押し下げていたが、これが解消されて0.65%×減損リスクの分だけリターンが上昇する形で CAR に反映されている。

次に、スポンサーの規模が小さい REIT は大きい REIT よりも24.7% CAR が高かった。これは平成21年度税制改正においては特に消滅法人側の合併税制が整備されたことから、消滅法人となる可能性が高いスポンサーが小規模の

REIT が税制改正を高く評価したものと解釈できる。このような評価は、合併のニーズが高まっていたことを示しており、合併税制の整備は投資家の合併への期待に応える第一歩として評価に値する。

追加的には、特に住宅系 REIT のみが再編を考えているとはいきえず、市場全体として再編の機運があること、減損リスクについても住宅ばかりが高いとはいえないことがわかった。また、情報開示の差が有意に出ていることから、市場の透明性が評価されていることも明らかとなった。

4 考察・今後の展望

(1)分析結果の考察

以上の分析結果より、減損リスクの上昇による法人税課税を市場が警戒していたことがわかった。これを放置すれば、含み損の割合が上昇し、減損のリスクが高まるごとに投資口価格がより低迷していただろう。さらに、実際減損処理が生じ、次々と法人税の課税がなされれば、J-REIT の魅力は失われ制度は崩壊していたであろう。平成21年度税制改正は、90%超配当要件の判定式変更によって税金不一致、特に減損リスク上昇による法人税課税の発生を防いだ点に意義があった。

また、要因分析結果からわかるとおり、減損リスクのみでは税制改正の評価を説明できず、スポンサーの規模による影響も評価のポイントとなっていた。この点、スポンサーが小規模の REIT がより高い評価をしていた。これは消滅法人となる可能性が高いスポンサーが小規模の REIT において、スポンサー交代を伴う合併への期待が高まっており、特に消滅法人側の合併税制の整備が進められた平成21年度税制改正大綱を高く評価したものと考えることができる。

(2)合併事例を踏まえた考察

CAR が統計有意となった9サンプルのうち、5つの REIT については、実際に合併当事者と

表4—統計有意の9サンプル

合併	コード	略 称	CAR	t 値
○	8962	NRI	33.4%	2.86 (*)
○	8963	TGR	26.0%	5.92 (***)
	8972	KRI	46.4%	6.80 (***)
	8973	JOR	49.4%	2.62 (*)
○	8974	LJR	33.0%	4.80 (**)
	8979	SPI	42.5%	2.79 (*)
○	8980	LCP	35.3%	4.10 (**)
	8983	COI	39.8%	3.12 (*)
○	3229	NCI	30.6%	3.60 (**)

注) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している(両側t検定)。合併欄に○があるものは、2010年12月までに合併が成立したREITである。

っており、再編を期待するだけの要因があったものと考えられる(表4)。いずれもスポンサーの規模が小さいREITであり、規模の拡大、リファイナンスリスクの軽減等が図られたものと考えられる。

一方、本稿の分析では存続法人となる可能性が高いスポンサーの規模が大きいREITについては税制改正についての反応が小さかった。これは税制改正大綱のアナウンスメント時には適格合併の判定に関する要件が明確となっていなかったことが原因であると考えられる。税務上、適格合併に該当する場合には、被合併法人より簿価で資産負債を受け入れることができ、課税が繰り延べられるため、合併の検討に際し適格性の判定が大変重要となる。この点、「投資法人が共同で事業を営むための合併を行う場合の適格判定について」として国税庁が照会事例を公表したのは2009年3月であり、これをもって、存続法人側についても合併税制の整備がなされたが、本稿の分析にはこの影響が反映されていない。スポンサーの規模の大きいREITにおいても規模の拡大、ポートフォリオの分散、負ののれんの活用等合併によるメリットはあるため、実際はスポンサーの規模の大きいREITが小さいREITを吸収合併するという事例が生じている。

(3)まとめと展望

本稿が分析対象とした平成21年度税制改正により、合併が現実的な再編の手段として用いられることとなった。今後、求められるのは合併によるメリットを活かした良好なパフォーマンスであり、合併後の各REITの努力が不可欠となる。

大きな制度改正により新たな局面を迎えたJ-REIT市場であるが、スポンサーとの利益相反の問題やガバナンス、資金調達手段の制約等未だ解消すべき問題も多い。このような問題をひとつひとつ克服し、市場の信頼性の向上に努めることが、J-REIT市場のさらなる発展の礎となるであろう。

注

- 1) 2008年10月に破綻したニューシティ・レジデンスは、減損損失を計上したことにより、導管性要件が満たされず、法人税が課税されている。詳細は第7期有価証券報告書参照。ただし、税会の不一致が直接の原因で同投資法人が破綻したわけではないことには注意されたい。
- 2) CAPMでは通常、安全資産の収益率であるリスクフリーレート $R_{f,t}$ も含めた式 $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$ を用いるが、本稿ではリスクフリーレートをゼロと仮定して分析を進める。
- 3) 週次の投資収益率は $(P_{i,t} - P_{i,t-7}) / P_{i,t-7}$ で、日次の投資収益率は $(P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$ で算出している。

参考文献

- Chan, Suhan, John Erickson, Ko Wang (2003) *Real Estate Investment Trusts*, Oxford University Press.
- 井上光太郎・加藤英明(2006)『M&Aと株価』東洋経済新報社。
- 大橋和彦・澤田考士(2004)「J-REITリターンのイベント・スタディー——新規物件取得の発表に対するJ-REITのリターンの反応」『国土交通政策研究』第35号(客員研究監論文)。
- 新日本有限責任監査法人(2009)『不動産サービス・アップデート J-REITの再編の動向と合併の会計・税務』
- 菅谷いつみ・東出一三(2009)「J-REIT税制改正の政策評価と政策提言」『GraSPPポリシーリサーチペーパー』
- 不動産証券化協会(2007)『不動産証券化ハンドブック 2007-2008』
- 不動産証券化協会ホームページ: 個別不動産検索システム <http://www.ares-jreit.jp/J-REITView/>

社会的相互作用とスプロール

Brueckner, Jan K. and Ann G. Largey (2008) "Social Interaction and Urban Sprawl," *Journal of Urban Economics*, Vol.64, pp.18-34.

概要

人が他の人々と多く関わるようになるのは人口密集地域か、それとも低密度地域かをこの研究はアメリカのデータを用いて分析したものである。具体的には人と関わる度合いを「友達の数」や「近所の人と話をする回数」、「人を自宅に招く回数」などで測り、これらの変数が居住地周辺の人口密度によってどれだけ説明されるかを推計している。結果は人口密度の高い地域に住むと社会との関わりが減るというものであった。直感的には、人口密度が高くなると互いの距離が近づくので他人との関わりが増えるはずだと考えられるので、推計結果は直感に反しており興味深い。

Brueckner and Largey (2008) で特筆すべきは、単に相関関係を見ているのではなく、因果関係を捉えている点である。相関関係しか見ない場合、仮に人との関わりを表す変数と人口密度に正の相関があったとしても（実際の推計結果では負の相関が観察されたが）、その要因には2つの可能性が考えられてしまう。すなわち(1)人口密度が高いから人との関わりが増えた可能性と、(2)人と関わることを好む人が人口密度の高い所に住むことを選んだ可能性、の2つである。Brueckner and Largey (2008) は操作変数法を用いることで(1)の要因の影響を定量化している。

1 研究の目的

Brueckner and Largey (2008) のそもそもの目的は、スプロール（都市の空間的拡大）が社会的相互作用にどのような影響をもたらすかを調べることであった。スプロールは批判の対象となることが多い。批判される理由としてあげられるのは、スプロールが通勤距離を延ばし過剰な混雑をもたらすこと、都

市住民に憩いを与える農場をつぶしてしまうことなどがよくあげられてきた（例えば Brueckner 2001, Glaeser and Kahn 2004 などに詳しい）。Brueckner and Largey (2008) では、スプロールの問題点としてあまり取り上げられてこなかった問題として、都市のスプロールにより人口密度が希釈され人々の居住地間の空間的な距離が広がってしまいその結果人々が他の人と関わりを持たなくなってしまうのではないかという仮説（Putnam 2000 などが主張）を検証している。

人口密度が低くなると社会的相互作用が減るという仮説が成立する場合には、人々が広い土地に住むことに課税をし、狭い土地に住むようにインセンティブを付加してやるとよいという政策的インプリケーションが導かれる。Brueckner and Largey (2008) では数式展開によりこの政策的インプリケーションを導いているが、直感的には次のように考えればよい。まず人口密度というものは1人当たりが占有する土地の面積の逆数である。したがって、ある人が土地の面積を増やすということは人口密度を減らすことに等しい。人口密度の減少は自分のみならず周辺居住者全員の社会的相互作用を減らしてしまうので（外部不経済）、広い土地に住むことに課税をしなくてはならないということになる。

したがって、実際に人口密度の低下が人との関わりを少なくするのかを調べることで、社会的相互作用という見地からスプロールを抑制すべきなのか結論を出すことができる。

都市構造が人々の社会への関わり方を分析した研究としては、他に Glaeser and Gottlieb (2006) が都心部と郊外で政治参加の度合いや市民活動への参加にどのような差が見られるかを分析している。一方、Brueckner and Largey (2008) では、特に居住地周辺の人口密度が高いと人との関わりが増すのか、そ

れとも減るのかに焦点をあてている点でユニークである。

2 データ

推計の被説明変数は、人が他の人々との程度関わっているかである。データは Social Capital Benchmark Survey から得ている。この調査は2000年にアメリカで行なわれたもので、2万9000人以上の回答者に対して社会関係資本（人間関係など）について数百個の質問をしている。ただし、Brueckner and Largey (2008) では農村部は研究の対象外としており、1万4823のサンプルを用いている。

質問の中には「友達の数」や「近所の人と話をする回数」、「人を自宅に招く回数」、「なんらかのクラブに参加しているか」、「何個のクラブに参加しているか」など社会的相互作用の度合いを測る質問が複数あるので推計では被説明変数を数種類用いて比較している。また、説明変数として用いることになる個人属性については年齢、性別、結婚しているか、子供の有無、所得などを聞いている。さらに重要なことは、回答者の居住地を census tract まで特定できるようになっていることである。Census tract とはアメリカの国勢調査における最も小さな集計単位である。このデータと国勢調査の census tract の人口密度を結合することで最も重要な説明変数である周辺の人口密度のデータを得ている。

3 内生性と操作変数

注意すべき点は、社会的な人ほど人口密度の高い所に居住する可能性があるので、人口密度は内生変数であるということである。この問題を解決するために、Brueckner and Largey (2008) では census tract の人口密度の操作変数として、その census tract を含む UA (Urbanized Area) の人口密度と、その census tract を含む MSA (Metropolitan Statistical Area) の人口密度、および census tract が含まれる都市の起伏の度合いという3つの操作変数を用いている。UA は census tract より大きな集計単位であり、MSA は UA より大きな集計単位である。

最初の2つの操作変数が妥当であるためには人々が居住地を選択するときにとどの UA に住むかは外生的要因で決まっている必要があり、なおかつ UA の人口密度と census tract の人口密度に相関がある必要がある。最後の都市の起伏については、起伏が多い都市ほど人口密度が少なくなる場合に操作変数として妥当である。Brueckner and Largey (2008) では二段階最小二乗法の一段階目の結果が報告されており、3つの操作変数と census tract の人口密度には強い関係があることが報告されている。

4 推定結果

二段階最小二乗法により推定した結果は表1のとおりである。紙幅の関係から説明変数については重要なもののみを掲載した。他に所得階級、雇用されているか、5年以上居住しているか、人種、学歴、アメリカを9つの地域に分けたときどこに属すかのダミー変数、定数項が入っていた。また被説明変数についても、他に「1週間に最低でも1回は近所の人と交流するか」や「信頼できる人間は何人いるか」、などを用いての推計が報告されていた。

社会的相互作用を表す変数として、どのような変数をとっても人口密度は有意に負の影響を与えた。これは人口密度の上昇が他の人との関係を強めるという仮説と矛盾する結果である。

なぜ人口密度が高くなると社会的相互作用が弱くなるのかについて、著者らはいくつかの要因を挙げている。

まず、人口密度が高まるほどプライバシーへの欲求が強まり、その結果社会と関わりあう回数が減るのではないかと述べている。また、人口密度の低い所は家に庭や畑がある場合が多く、野外で作業を行なう時間が長くなるので、同じようにガーデニングなどを趣味としている人などと外でゆっくり話す時間があるからではないかと推測している。逆に、人口密度の高い所は、アパートなどの居住形態となり、野外で作業をするということはあまり多くないはずである。さらに、都会にはたくさんのエンターテインメントがあるので、退屈をしてもわざわざ人と付き合う必要がないためではないかという可能性もある。

表1

説明変数\被説明変数	A) 近所の人と会話を行なう回数		B) 友達の数		C) 1年間に人を自宅に招いた回数		D) なんらかのクラブに所属しているか		E) クラブへの出席回数		F) 所属クラブ数	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
人口密度	-0.124	-3.15	-0.028	-2.08	-0.363	-1.11	-0.068	-3.23	-0.571	-2.37	-0.092	-1.92
男ダミー	0.054	1.61	0.061	3.27	0.116	0.38	0.136	5.34	-0.631	-2.94	0.034	0.65
年齢	0.024	3.29	-0.023	-6.38	-1.234	-20.64	0.009	2.53	-0.219	-6.47	0.025	2.72
年齢 ²	0	-1.1	0	6.51	0.009	13.51	0	-2.24	0.002	5.68	0	-0.45
結婚ダミー	0.091	2.5	-0.044	-2.6	-1.933	-5.1	-0.084	-3.85	-0.897	-4.67	-0.062	-1.48
6歳以下の子供ダミー	0.127	5.65	-0.055	-3.46	-0.941	-4.47	-0.083	-4.34	-0.49	-4.02	-0.031	-1.37
6歳から17歳の子供ダミー	0.074	3.53	-0.048	-4.8	-0.255	-0.95	-0.021	-1.3	0.539	3.88	0.301	11.97
サンプル数	14,751		14,806		14,798		14,809		14,790		14,823	

注) 被説明変数によってサンプル数が異なるのは回答に欠落があるためである。またDのみは2SLSではなくIVを用いたプロビット推計の結果である。

げている。

一方、他の説明変数については、被説明変数によって影響が変わった。Aの近所の人と会話をする回数が結婚をしていれば増えるのはパートナーがいることで交流の範囲が広がるからと考えられる。同様に子供、特に小さな子供がいると会話が増えるのも、親どうしの会話が増えるからと考えられる。しかし、BとCからは逆に、結婚や子供の存在が親しい友達の数減らしていることが見て取れる。

著者らは、この理由として、結婚や子供がいることは表面的な付き合いは増やすが、家庭に目を向ける時間が増えるために外の社会と強い関係を築くのは阻害するからであると説明している。D、E、Fはクラブへの参加度合いを被説明変数にしているが、B、Cと同様に結婚していて子供がいると社会との関わりが減るという結果になっている。唯一の例外はEのクラブへの参加回数で、6歳から17歳の子供がいると増えるという結果であるがこれはボーイスカウトの影響であろうと著者らは予測している。

その他、男性のほうが社会との関係が強いという傾向が見られる。年齢については被説明変数によって効果が変わる結果となった。

5 日本への応用

著者らは、人口密度が高いと社会的相互作用が減るというのは予想に反した結果であると述べている。しかし日本の場合は、都市部で特に近所づきあい

少なくなってきたと言われているので、同じような結果が出たとしても驚く結果ではない。むしろ日本の場合には、より顕著にこの関係が表れるのではないかと考えられる。都市の構造が居住者の人づきあいにどのように影響を与えているのかを、日本でも調べる必要があると思う。

参考文献

- Brueckner, J.K. (2001) "Urban Sprawl: Lessons from Urban Economics," in Gale, W.G. and J.R. Pack, eds, *Brookings-Whartono Papers on Urban Affairs*, Brookings institution, Washington, DC, pp. 65-89.
- Glaeser, E.L., and M.E.Kahn (2004) "Sprawl and Urban Growth," in Henderson, J.V., and F. Thisse eds., *Handbook of Urban Economics*, Vol.IV. Elsevier, Amsterdam, pp. 2481-2527
- Glaeser, E.L., and J.D. Gottlieb (2006) "Urban Resurgence and the Consumer City," *Urban Studies*, Vol.43, pp.1275-1299.
- Putnam, R.D. (2000) *Bowling Alone*, Simon and Schuster, New York.

森岡拓郎

東京大学大学院経済学研究科研究員

●新刊リポートのご案内

『木造軸組構法住宅の構法の変遷に関する研究』

「調査研究リポート」No.05298

平成22年3月刊

定価：3500円（税込）

木造軸組構法は、特に近代以降は、急速な社会変化に適応しながら、大きな変貌を遂げてきた。現在の木造軸組構法は、そうした構法変遷のプロセスを辿りつつ、新しい構法が絶えず現れ普及するという展開を繰り返している。

そうした構法の変遷や地域差に関しては、現在までに大都市における差異および時代の変遷に関する調査が行なわれ、その典型的構法を示したものがすでに存在している。しかしながら、地方と都市とでは構法の普及状況の違いが著しいため、特定の都市のみを対象とした調査では、構法の全国的な変遷過程を示すには不十分である。

本リポートはこのような研究状況の認識と課題意識を踏まえて、

木造軸組構法の変化と発展の全体像を全国ベースで捉えることを目的に、今まで研究対象とならなかった地方についても、その構法の変容に関する調査を実施したものである。すなわち、構法の変化の過程を、本研究独自のアンケート結果、インタビュー結果をはじめ、その他各種先行研究の成果を援用しつつ、時系列推移という時間軸と、都市対地方、あるいは都市間・地域間という空間軸で、丹念に検証している。

このように、地方も都市も同等に検討の俎上に乗せることにより、都市部と地方部を総合的に俯瞰しつつ木造軸組構法住宅の変遷過程を分析している。特に、各部の構法として、基礎、床組、壁組、接合部、架構・軸組、屋根、モジュール、および材料のそれぞれについて、アンケートやインタビュー、既往研究成果等をもとに、その移り変わりの実相を重層的に跡づける第3章は、本リポートの中でも白眉であると言えよう。加えて、これからの木造軸組構法の方

を見出すために、新構法の普及状況についても考察し、木造軸組構法の現状を網羅的に把握することを試みている。

もとより、「一般的」とされる住宅においてすら、そのロケーションや気候風土、生産者の属性等により、構法が異なっているため、多様な構法の変遷史を一律にトレースし論じつくすことは至難の業である。戦後の動向に照準を合わせた本研究は、住宅構法の変遷を精緻に分析しようとする試みの第一歩であり、木造軸組構法の戦後史の全貌をくまなく究明するとともに、戦前の歴史に遡及した研究を行なうことは今後に残された課題とも言える。

温暖化ガス削減が国際公約となり、そのために有用な木材利用の推進に資する在来木造住宅生産への注目度と再評価の機運が今後ますます高まることが予想される中で、本リポートが、テーマに関心を抱かれる各方面の方々に活用されることを期待するものである。

編集後記

2007年に出版された『ヤバい経済学』では、シカゴ大学のスティーブン・レビット教授によって相撲における八百長の可能性が指摘されていた。統計学を利用して勝敗の確率を計算すると、統計学的にはあり得ない勝率が一部の取り組みでは見られるというものであり、こうした結果は八百長の可能性を示唆するものであるということであった。

相撲における八百長の可能性は昔から指摘されているので、それ自体は珍しくない。統計的に八百長の可能性を分析し、実証した点こそがこの論文の評価される所以であろう。

十両力士の携帯電話に八百長をほ

のめかすメールが残されていたことが明らかとなり、相撲協会がその対応に追われているニュースが毎日のように流れている。相撲はプロレスと同じ Show Business であると思えば、別段驚くことでもないと思うが、伝統・格式・品格が重んじられる神事であるとの建前を重視するなら、見過ごすことはできない重大な問題なのだろう。

経済学に携わる人間としては、八百長の有無について議論するよりも、レビット教授の研究の正しさが明らかになったという点をもっとフォーカスしてほしいと思うのだが…。

(K.H.)

編集委員

委員長——瀬古美喜

委員——浅田義久

金本良嗣

中川雅之

季刊 住宅土地経済

2011年春季号（第80号）

2011年4月1日 発行

定価750円（内消費税35円）送料180円

年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行——財日本住宅総合センター

東京都千代田区麹町4-2

麹町4丁目共同ビル10階

〒102-0083

電話：03-3264-5901

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

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。