

[巻頭言]

地震大国日本の課題

高木 茂

三菱地所株式会社相談役

東日本大震災からはや4年半あまりになるが、いまだに大地震の発生が危惧されている。そんななか、国においては1995年の阪神淡路大震災を機に設置された地震調査研究推進本部が2014年12月に最新の地震動予測を公表した。これは、今後30年間に震度6弱以上の揺れに見舞われる確率を地域ごとに示したものである。

一方、民間においても何人もの研究者により今までにない方法による予測が試みられている。最近注目されているのは、GPSを使った予測である。測量工学者のM氏が開発中のもので、国土地理院が公開している全国1300カ所の電子基準点のデータを使って、地球の重心を原点にした各基準点の3次元の動きを観測し、地表の動きや歪みの量的変化を捉え、地震発生の地域や震度などを予測するものである。

このような新しい試みは、従来の地震学の立場からはあまり受け入れられていないようであるが、地震の前兆をさまざまな方法で捉え、近い将来の地震発生を予測するこれらの試みは、防災の見地からはきわめて有用と思われる。いまだ開発途上とはいえ、その成果を統合することにより「ある程度の期間内に、どの辺りで、このくらいの規模の地震が起きる可能性がある」という予測の段階から「いつ何日に、どこでどれくらいの規模の地震が起きる」という予知の段階へと進化してくれることを期待している。

次の大地震に見舞われた時、住宅やオフィスなど土地に固着した建造物はさておき、人的被害を大幅に減少させることができるよう、スピード感のある対応が課題と思われる。

目次●2015年秋季号 No.98

[巻頭言] 地震大国日本の課題 高木 茂 ——1

[特別論文] 土地・住宅の特性からもたらされる課税の複雑さ 中里 実 ——2

[論文] 生前贈与と住宅取得間の戦略的相互作用

行武憲史・岩田真一郎・井出多加子 ——10

[論文] 子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について

田中隆一・中嶋 亮 ——20

[論文] コンパクトシティが都市財政に与える影響 沓澤隆司 ——28

[海外論文紹介] 住宅取引におけるプリンシパル・エージェント問題 原野 啓 ——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

土地・住宅の特性からもたらされる課税の複雑さ

中里 実

はじめに

日本を含まない国においても、土地や住宅の課税上の扱いについては、土地や住宅のきわだった社会的・経済的特殊性を反映すると思われるさまざまな課税上の措置——租税特別措置も含めて——が採用されている。のみならず、そのような特殊性を考慮した結果としての現実のさまざまな理論的問題点が存在するのが実情である。ここでは、そのような特殊性から生ずる種々の問題の理論的背景について、主として法的観点から多少の検討を行なうこととしたい。

以下においては、理論的な観点から見た場合の土地の特殊性と住宅の特殊性（1、2節）、土地・住宅に対する代表的な課税である固定資産税の抱える問題点について検討し（3節）、日本の民法における土地・住宅の扱いの他国と比較した場合の特異性について述べ（4節）たう。土地・住宅政策を課税との関係についてふれる（5節）こととする。

最も重要な個人資産であり、身近で生活に必要な土地・住宅について、課税理論のみの観点から議論するのでは十分ではなく、むしろ、課税の対象である土地・住宅や、それに関する経済取引の私法的特性等を明らかにし、それに関する課税の在り方を考えるべきなのではないかというのが、本稿における分析の方針である。

とはいっても、依頼されたテーマが一般的なものであったために、本稿も、やや焦点の定まらない幅広い問題を扱うものとなってしまっている点についてお断りしておきたい。また、以

下においては、住宅地と建物を一体として「住宅」と呼ぶことにする点に留意されたい。

1 課税物件としての土地一般

土地を媒介とする人間の関係が社会の基本であった中世封建制下のヨーロッパにおける課税は、当然のことであるが、基本的に土地との関連性の密接なものであった。領邦領主は、その保有する土地との関連で領主権（土地を媒介とする領域内の支配権）を有しており、その一内容として領有権（droits domaniaux（仏）＝課税権等）が認められていたからである。

そして、その後、近代に入ってから経済学が土地を理論的分析の対象としはじめて以降も、土地については、以下のように、もっぱらその特殊性が議論されてきたといつてよからう。

①本源的生産要素としての土地

経済学において、生産要素は、土地等の天然資源、資本財、労働と、大きく三つに分類されるが、このうち、土地等の天然資源と労働は、（資本財のように）人間が作り出したものではないという意味で、本源的生産要素（original means of production）と呼ばれる。かつて経済学は、生産要素のうち、主として土地（および、そのもたらす地代）について詳しく論じてきた。これは、農業が主たる産業であり、土地がもっとも重要な生産要素であったことの反映なのではないかと思われる。特に、地代に関してはさまざまな論者によりさまざまな議論が行なわれた。スミス、マルサス、リカード、マルクス等

が地代について大いに論じたのは、決して偶然ではない¹⁾ということであろう。

②追加的供給の限られた資産としての土地

経済学においては、土地について、特に、追加的供給が限られている（=あたりに生産することが困難である）という特質が強調されてきた。その結果として、ある土地の所有者は、当該土地を独占しているとされることになる²⁾。レントという土地と関連する言葉が、理論上、一般的に、純利潤の意味（すなわち、市場リターンを超える利潤という意味）で用いられるのはそのためである³⁾。その点に着目した、19世紀アメリカにおける、ヘンリー・ジョージの土地単一課税論は、最適課税論における中立性の観点からきわめて有名である⁴⁾。

③財政物資との関係

経済学においては、土地の課税に関しても、必需品である塩等と並んで、種々なかたちで論じられている。また、實際上、塩、酒・たばこ、ガソリン等、自動車等の財政物資的な性格を有する物と並んで、土地は、財政物資とはされていないものの、課税されることの多い品目としてあげられるのが常である。その結果であろうか、ほとんどの国に、固定資産税が存在する。

2 課税物件としての住宅

住宅も、土地や、塩、酒・たばこ、ガソリン等、自動車等と並んで、課税されることの多い物である。しかし、個人の生活との密接さを考慮してか、それについては課税軽減措置がとられることが多い等の特殊性がみられる。その他にも、住宅に関する租税制度の特殊性としては、以下のような点をあげることができよう。

①課税の多様性

住宅に関しては、土地と同様に、譲渡所得税、相続・贈与税、固定資産税、消費税、各種の流通税等、実にさまざまな租税が関連してくるの

著者写真

なかざと・みのる
1954年埼玉県生まれ。東京大学法学部卒。一橋大学助教授、東京大学助教授等を経て、現在、東京大学大学院法学政治学研究科教授。2004年から2005年にハーバード・ロー・スクール(HLS)客員教授。著書：『国際取引と課税』（有斐閣）、『金融取引と課税』（有斐閣）など。

みならず、そこにおける特別措置も多種多様であり、かつきわめて複雑である。これらを、土地・住宅の特殊性という観点のみから理論的に整理できるか否かは、必ずしも明確ではなく、それ故に、これらすべてを、土地・住宅に対する課税という観点から体系的かつ総合的に扱うことは理論的に見てきわめて困難なことであるといわざるを得ない。

②自己保有住宅の帰属所得

住宅との関連で、所得税の課税に関して、特に複雑な問題を生み出すのは、持家の扱いではないかと思われる。特に、それに関しては、帰属所得の扱いと、住宅ローンの支払利子の扱いが重要である（後者については、次の③で述べる）。さまざまな個人の保有する資産のうち、自己保有の住宅のもたらす家賃相当額（すなわち、持家のもたらす帰属所得）が課税されていないという点についてどのように説明すべきかは、所得課税における理論的難問の一つである。もちろん、固定資産税は、家賃相当額に対する課税の代替であるという位置づけもありうるのかもしれない。しかし、仮にそうであるならば、住宅（のうちの建物部分）についての消費税の課税は、（将来の各年における消費額の割引現在価値の合計額である取得時の価額、に対する1回限りの課税ということ）で家賃相当額に対する将来の何回もの課税の取得時への1回の前倒しであり、固定資産税との二重課税をもたらすものということになってしまうであろう。

③住宅ローンの支払利子の扱い

よく知られていることであるが、アメリカにおいては、住宅を担保とするローンの支払利子が所得控除されている。これに対して、日本においては、一定の住宅取得者に対する税額控除が認められているだけであるという大きな差異がある。この問題も理論的には一筋縄ではいかないものであるが、住宅の課税を考える際に避けては通れないものであるといえよう。

④持家と借家の扱い

持家居住者と借家居住者の課税上の扱いの水平的な公平性の確保という問題は、帰属所得の扱いや支払利子の扱いとも密接に関連する、課税理論的に複雑なものである。

また、この問題は、一般的には、垂直的公平性を保つための再分配の問題と密接に関連する場合も多いものといえよう。しかし、垂直的公平性の問題を、個人の所得額・資産額との関係ではなく、居住形態との関係で理論的に語ることは困難な場合も少なくないといえよう。

⑤事業用資産と非事業用資産

建物は、事業用建物と非事業用建物（居住用建物は多くの場合に後者に該当する）に分けられる。同じ建物といっても、この両者の間には、減価償却の有無等、課税上、根本的な差異が存在する。当然といえば当然なことであるが、事業用であれ、非事業用であれ、建物は建物である。したがって、ここでの問題として、このような区分を維持することが、果して今後ともどの範囲で理論的に妥当なのかという点について検討する必要があるかもしれない。建物用地についても同様である。

3 固定資産税

土地・住宅の課税上の特異な地位は、何よりも、ほとんどの国において古くから固定資産税が現実に課税されてきているという、まさにその点に濃厚に表れているのではなかろうか。事

実、戦前の日本においても、地租と家屋税は、税収においてきわめて重要な位置を占めていた。また、フランス革命後の租税制度においてさえも、不動産は外形的にその存在を把握できるので、それに対する課税は恣意性が低いということで、その課税が行なわれた⁵⁾。

ところで、理論的に考えた場合においても、実際的にも、資産税の最大の問題点は、課税される資産の評価の困難さにあるといっても過言ではない。この点において、固定資産税ほど執行上の問題を抱えた租税も少ないのではないかという点は強調しておかなければならない。日本においては、必ずしも課税の専門家とはいえない場合もある市町村の職員が固定資産の実際の評価を行なう。それ故に、現実に困難な問題が生ずることがある程度不可避であることを考えれば、固定資産税における評価の問題は構造的なものであるとさえいえるのではなかろうか。この点は、固定資産税の評価をめぐる訴訟が少なくないという点にも如実に表れている。

固定資産の評価との関連で、最近、特に注目しているのが、過去に評価の誤りがあった場合に、後にその是正を認めることができるか否が争われた裁判事例である⁶⁾。この問題に関して、建物建築当初の評価の誤りについて後で蒸し返すことは認められないとして、後の時点における評価の是正を否定する東京都固定資産評価審査委員会の判断は、常識的に考えて、とうてい理解できるものではないといえよう。自治体が行なった課税処分の際の評価の誤りは、当然のことながら、将来にわたって継続的に（永続的に）過大課税を引き起こす原因となるのであるから、それにもかかわらず、それについて誤った評価に基づく課税を継続せよというのは、妥当な態度とは思われない。それは、時効制度による法的安定性の確保とは本質的に異なる問題といえよう。このようなメンタリティで固定資産税の課税が行なわれ続けるならば、地方分権の道ははるかかなたに遠のくのではなかろうかと危惧の念さえいだく。

なお、そのような困難な評価の問題に、経済政策の観点からの特別措置の問題が関連する等、現実には、さらに混乱に拍車をかけているが、この点については、5節で扱う。

4 民法との関係における日本の住宅の特殊性

民法における土地・住宅をめぐる取扱いの特殊性も、土地・住宅に関する課税における複雑さの一因となっているように思われる。

①土地と建物の一体的扱い——不動産概念

ドイツにおいては、民法94条が、住宅について、土地と建物が一体で一つの不動産であると規定している⁷⁾。フランス民法には、ドイツ民法94条のような明示的な定めはないが、土地と建物は、日本と異なり、一体の不動産として扱われており、その結果として、不動産税は、建物付きの土地に対するものと、建物なしの土地に対するものに分かれている。

これに対して、日本においては、民法上、両者が別個の不動産とされている点に特に留意しなければならない。この点は、日本の物権法のきわだった特色であり、それが課税にも想像以上の複雑な影響を及ぼしていると推測される。例えば、相続税における高層マンションの評価等については、建物と土地が別個に評されているという、この問題が背景にあるのではないかと推測される。

②土地所有権の分離が困難

同様に、日本の民法においては、ヨーロッパと異なり、所有権そのものの、使用・果実収受権と残存権への分離 (démembrement〔仏]) が基本的に認められていないという特色がある。

すなわち、日本の民法においては、地上権や永小作権等の用益物権は認められているものの、諸外国と比べると所有権の分離という観念が弱く、諸外国におけるような独立した使用・果実収受権 (usus fructus〔羅〕、usufrucht〔英〕、

usufruit〔仏〕、Nießbrauch〔独]) という一般的な権利が認められてはおらず (所有権の、使用・果実収受権と残存権への分離が認められておらず)、財産権のあり方として柔軟性を欠くのではないかと思われる点があるように感じられる。その結果、例えばフランスにおけるように、相続に際して、父親から住宅を相続した子が残存権を取得する一方で、当該父親の後妻が使用・果実収受権を生存中のみ有するというような形態が認められていない。

これに対して、ファイナンス理論的に考えれば、元本 (元物) の価値とは、本来、将来果実の割引現在価値 (の合計額) である。したがって、残存権は、所有権から、現在設定されている期間内の使用・果実収受権の現在価値を除いたものである。これを別のいい方をすれば、所有権の価値は、設定期間内の使用・果実収受権の価値と、元物に関する残存権の価値とに分解することができる。このうち、経済的に見た場合の所有権の本質は、使用・果実収受権の期限を無限と考えれば、そのようなフローを受益する権利にあるものと思われる。残存権は、所有権から、そのようなフローの割引現在価値としての元本 (元物) を取り除いた後の形動的な権利であるにすぎないといえよう。

したがって、そのような使用・果実収受権が独立の権利として認められていない日本の民法の下においては、例えば信託の課税関係について立法を行なう際に、さまざまな問題が生ずることになる⁸⁾のである。

③相続制度と登記制度

それに加えて、民法における相続制度や登記制度のあり方も、課税問題と密接な関連を有していると思われる⁹⁾。したがって、租税制度の専門家は、必然的に、相続制度や登記制度についても、一定程度の専門知識を保有しておく必要がある。このように、課税実務の租税専門家が、課税実務の観点のみから土地・住宅の課税について考えることが不可能であるが故に、専

門家は困難な地位に立たされるといえよう。

④土地利用の厳格さ

次に、これは民法の問題ではなく、行政法の問題ということになるのであろうが、日本においては、土地に関する利用規制において、宅地と農地の完全なる分離という状況が存在するという点がきわめて重要である。さらにいうならば、同じ土地といっても、農地と宅地とは、そもそも、まったく別種類の財産として観念されているといっても過言ではないほどである。そして、そのことを反映して、租税制度も、特に租税特別措置に関して、土地の種類ごとにかなり異なる複雑なものとなっているのである。

5 土地・住宅政策と課税——不動産の有効利用

以上のような日本の特殊性のもとに、租税制度を用いた土地・住宅政策が語られなければならないところに、日本における土地・住宅をめぐる租税制度に関連する問題の困難さの根幹が存在するのかもしれない。しかし、問題はこれにとどまらず、加えて、土地・住宅政策のための租税制度それ自体のなかにも、以下のように、深刻な問題が内包されている。

①各種の課税の相互作用

土地・住宅に関しては、前述のように、譲渡所得税、相続・贈与税、固定資産税、消費税、各種の流通税等の実にさまざまな租税が関連してくるから、個々の租税の及ぼす効果のみならず、それらの間の相互作用や総体としての効果を見極めたうえでないと、土地・住宅政策の手法として個々の租税を用いることの意味を正確に把握することができないのではないかと思われる。しかし、一見して明らかなように、それは、きわめて困難なことである。

②懲罰的な課税について

次に、最近話題となっている、空き家や耕作

放棄地について、一種の懲罰的な意味合いで固定資産税の課税軽減措置を取りやめるという政策について考えてみよう。確かに、そのようなインセンティブ構造を固定資産税の中に組み込むことは、一定の地域においては有効なのかもしれない。しかし、例えば、過疎地で放置されている空き家の建設されている土地や、農業従事者がそもそも近傍に存在しなくなったような地域の耕作放棄地について、そのような固定資産税の課税に関する措置を導入しても、インセンティブにならないことは明白なのではなかろうか。そこで行なわれるのは、単に、担税力のない者に対する課税に他ならないかもしれない。誰も耕作する人のいない地域で農地の保有コストを高めても、誰かがその耕作を開始するわけではなく、結局、何も変わらないのである。

そもそも課税は罰則ではないのであるから、慎重に政策の効果を検討した場合でなければ、懲罰的な課税を導入すべきか否か判断できないといえるのではなかろうか。一口に地方再生といっても、土地・住宅に関する政策の統合性が確保されていなければ、有効な地域振興のための対策はとれないかもしれないのである。

③住宅政策と租税制度

個人の生活や資産において占める住宅の経済的重要性を反映して、住宅に関しては、日本において課税上のさまざまな優遇措置が認められている。これは、多くの国においてもまったく同様である。本来ならば、このような点に関する包括的な比較法研究が必要かもしれない。

また、住宅政策を語るうえで、地域差の問題は極めて重要である。都市部と過疎地域では、土地の経済的価値が大きく異なるが故に、住宅政策の目的そのものが根本的に異なるものとなることも少なくない。それ故に、課税を通じた住宅政策というかたちで単純に一括りにすることはできないといえよう。

経済的には、都市部の住宅の扱いが特に重要である¹⁰⁾が、この問題は、課税の問題という

よりも、住宅政策そのものの問題といえよう。住宅政策の困難を租税制度で糊塗しようとしても、そううまくいくものではない。

④高齢化と人口減少

現代の日本の直面する最大の問題は、急速な高齢化と人口減少である。この問題は、住宅政策においても重大な課題となる。この問題について、租税制度がどの程度貢献できるかという点については、理論的に十分な検討の必要があるが、ごく単純に考えて、それほど簡単な対応策があるようには思えないのが実情であろう。

特に、土地は、その所有権を放棄することが困難であるという特色を有している。換言すれば、土地は捨てられないのである。したがって、空き家の建つ土地や耕作放棄地のように、所有者にとって経済的価値がまったくなくなった後においても、固定資産税の課税は継続するということになる。そして、この問題は、高齢化と人口減少の進行とともに、より深刻になっていくであろうことが予想される。

まとめ

以上、思いつくままにあれこれとさまざまな点について論じてきたが、正直のところ、研究の限界を感じずにはいられない。自らの力不足について、真摯にお詫びしたい。

結局、現状においては、いくら土地・住宅と租税制度について法的に論ずるといっても、両者の間をつなぐところの太い理論的なバックボーンが必ずしも見いだせない結果として、現実には、本稿におけるように、単なる問題点の羅列に終わってしまうことが残念でならない。本来ならば、金融取引の課税について総合的に論ずる¹¹⁾ことが可能であったのとまったく同じように、不動産取引の課税についても、一定の理論的枠組みのもとに総合的検討を行なうことが可能ははずなのであろうが、いまだその全体を貫く基本となる理論的バックボーンを特定しかねているのが現状である。

しかし、問題点の所在を正確に認識せずに租税制度の改革をかたるわけにはいかないことを考えれば、少なくとも現在のところは、本稿におけるような単なる問題点の指摘にも、まったく意味がないわけではなかろうということ満足せざるをえないのかもしれない。

注

- 1) 経済学では、土地のリターンである地代、人的資産のリターンである賃金、そして金融資産のリターンである利子について分析がなされてきた。なお、John Maynard Keynesが1936年に発表した『一般理論』のタイトルは、“The General Theory of Employment, Interest and Money”となっており、表題に地代は入っていないが、これは、彼が地代について論じなかったということではない。
- 2) すなわち、たとえば、銀座四丁目の土地の追加的供給は行われないから、その所有者は当該土地について独占的地位に立つことになる。
- 3) 独占利潤もレントと呼ばれる。
- 4) Henry George, *Progress and Poverty*, 1879.
- 5) フランス革命においては、恣意的な課税を排除するために、不動産税、有価証券税、事業税、戸窓税の、いわゆる四古税 (les quatre vieilles contributions directes) が採用された。
- 6) 東京高等裁判所平成25年4月16日判決。『日本経済新聞』2013年6月24日付朝刊「ビル課税訴訟、最高裁へ——三菱地所と都、評価額が争点」参照。
- 7) “§ 94 Wesentliche Bestandteile eines Grundstücks oder Gebäudes
(1) Zu den wesentlichen Bestandteilen eines Grundstücks gehören die mit dem Grund und Boden fest verbundenen Sachen, insbesondere Gebäude, sowie die Erzeugnisse des Grundstücks, solange sie mit dem Boden zusammenhängen. 2 Samen wird mit dem Aussäen, eine Pflanze wird mit dem Einpflanzen wesentlicher Bestandteil des Grundstücks.
(2) Zu den wesentlichen Bestandteilen eines Gebäudes gehören die zur Herstellung des Gebäudes eingefügten Sachen.”
- 8) 中里実「はじめに」(講演記録)『信託法研究』37号、27-32頁、シンポジウム「質疑応答」『信託法研究』37号、93-16頁、2012年12月、参照。
- 9) この点は、フランスにおいて、相続税が、登記名義の変更の際に登録税というかたちで支払われる点に象徴的に表れている。
- 10) Cf. Urban land: Space and the city, Poor land use in the world's greatest cities carries a huge cost, The Economist, Apr 4th 2015, <http://www.economist.com/node/21647614/print>.
- 11) 金融取引の課税について総合的に論ずる際の基本的な考え方については、中里実『金融取引と課税』(有斐閣、1998年)参照。

少子高齢化が進む日本では、いかにして高齢者の貯蓄を有効活用するか、いかにして少子化を緩やかなものにするか、それらに耐える都市構造を作り上げるかが、きわめて重要である。今回はそれを扱った3本の論文を掲載した。

◎

行武・岩田・井出論文（「生前贈与と住宅取得間の戦略的相互作用」）は、親からの住宅取得に関する生前贈与の効果を、理論的、実証的に検証したものである。

政府は、高齢者の貯蓄を有効活用するため、税制等を用いて、親からの生前贈与の優遇を行なっている。既存研究においても、これが子供の住宅取得額を増やすことが報告されてきた。しかし、親からの生前贈与が、住宅取得額を確実に増やすのは、それが利他的な動機に基づく場合であることが指摘される。

行武・岩田・井出論文の重要なアイデアは、親の老後の私的介護との交換を期待した交換動機に基づく生前贈与は、必ずしも子供世代の住宅取得を増加させるものではない、とする点である。提供されている理論モデルでは、住宅消費への予算制約を通じた贈与の正の影響が、子供の介護サービスに対する効用を通じた負の効果によって弱められることが示され、親の生前贈与が子供の住宅取得額に与える方向性は、事前には確定できないと主張される。つまり、子供は家庭内負担が重くなるので、親の贈与を使ってより高い住宅を

購入することを躊躇する可能性がある。

このアイデアを、2万7018世帯のマイクロデータと、内生性を考慮した緻密な手法を用いて検証している。その結果、単純なOLSを用いた場合には、既存研究と同様に、生前贈与の有無または生前贈与の額は、住宅取得額に正の有意な影響を与えていた。しかし、交換動機を明確に考慮した、操作変数法を用いると、その正の有意な影響は消え去るという結果が報告される。

また、年齢別のサブサンプルを用いた分析では、35歳未満においては、生前贈与の正の効果が観察されるものの、35歳以上になるとそれが消え去ることが報告され、若年世代に対する親の行動が、必ずしも交換動機に基づいていないという解釈が示される。

行武・岩田・井出論文の指摘は、政策的にも重要な意味を持つ。前述のとおり、政府は高齢世代の貯蓄の活用方策として、生前贈与を優遇する政策を展開している。これは、住宅のみならず教育に関する生前贈与にも適用されている。しかし、これが交換動機に基づくものである場合は、生前贈与は親世代の貯蓄の減少と子供世代の貯蓄増加を交換するだけの効果しかもたないことになる。

最後に、年齢別のサブサンプルを用いた実証分析結果に関連して、あえて異なる解釈の可能性を指摘したい。

35歳以上の世帯が、親からの生

前贈与によって住宅取得額を増やしていないということは、それをローン借入額の減少に使用しているということの意味する。35歳以上で、借入れ制約が緩和され、ある程度以上の面積の住宅取得が可能となった世帯は、「これ以上のクオリティの住宅消費」と「借入額減少による将来消費額の増加」との選択を迫られることになるだろう。その場合、住宅という財から得られる限界効用が逡減していることを、この実証分析結果が意味しているという可能性はないだろうか。

◎

田中・中嶋論文（「子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について」）は、地方自治体が行なう子育て支援政策が、出生率に及ぼす影響を検証したものである。

少子高齢化の本格的な進展に対して、中央政府はさまざまな政策を講じているが、地方政府も自地域の若い住民を確保するという観点から、独自に子育て支援政策を展開している。しかし、このような移動可能な資源に対する地方政府の分権的な関与は、地方政府同士が若い住民を奪い合うことになって、全体的な効果は相当に減殺されるというのが、理論が予想するところであろう。

このため、田中・中嶋論文においては、自治体間の子育て支援政策の違いが、家計の居住地選択行動に与える影響を考慮して、出生への影響を子育て支援政策の「正

味の」効果と、居住地選択による「奪い合い」効果に分解した分析を展開している。具体的にはOLSに基づいて出生確率を推定するとともに、居住地選択確率の推定を通じて、妻の就業の内生性と居住地選択バイアスを取り除いた推定を行なっている。

その結果、子育て支援政策の効果は、既存の子供の有無や家計所得に依存して異なりうること、つまり、既存の子供がいる低所得の家計ほど、地域子供・子育て支援政策が有効に作用するものの、既存の子供がいない高所得の家計ほど、母子保健が有効に作用することが明らかになった。また、田中・中嶋論文の最も重要なファインディングとして、居住地選択を明示的に考慮することで、地方政府が行なう子育て支援策の正味の効果が、大幅に低下することがわかった。このことは、今後の子育て支援政策に、重要な示唆をもたらす。

今後のさらに発展した研究を行なう際には、政策の実態をより忠実に反映した実証分析を求めたい。通常、最も重要な子育て支援策として指摘されることが多いのは、保育サービスであろう。しかし、田中・中嶋論文では一人当たりの行政支出が、説明変数として採用されている。このため、需給関係のアンバランスが反映できない実証分析となっているように思われる。有意なものとして推定されている地域子供・子育て支援政策は、情報提供、相談、一時預かりなど

の補完的なものであるため、政策手段の実態にあった計測手法の改善が行なわれることを期待したい。

●

沓澤論文（「コンパクトシティが都市財政に与える影響」）は、都市構造のコンパクト化が、都市財政の効率性に与える影響を、実証的に分析したものである。

人口減少、少子高齢化を受けて、地方自治体の財政は、将来的に大きく悪化することが予想されている。そもそも地方自治体が行なう行政サービスには、資本集約的なサービスと労働集約的なサービスが存在するが、前者には規模の経済が働き、後者については集積の経済が働くと考えられる。将来の地方自治体の財政を持続可能なものとするために、規模の経済と集積の経済を活かすという観点から、コンパクトシティは大きな注目を集めている。

沓澤論文では、「市町村別決算状況調」（総務省）のデータを用いて、都市構造が一人当たり歳出額に及ぼしている影響を検証している。その際、市町村同士のスピルオーバー効果を考慮するために、空間的自己相関モデルによる推定を行なっている。

その結果、中心市街地への人口集中は、教育費、衛生費、消防費、老人・児童福祉費などを中心に、一人当たりの歳出額を抑制する効果があることを実証している。また、近隣の地方自治体の財政支出も、土木費、商工労働日、民生費を中心に、影響を与えているとい

うことも判明した。

効果のマグニチュードとしても、DID 地区の面積が不変として、同地区の人口が自治体全体の人口に占める割合が1割上昇した場合、一人当たり歳出額が1.7%程度削減できるという結果を得ている。これらの結果は、地方都市において、かなり明確な政策的な方向性を示唆するものと考えられよう。ただし、沓澤論文はコンパクトシティ化のコストも含めて慎重な政策的議論を促している。

なお、沓澤論文ではコンパクト化の効果を、DID 地区の人口割合から、面積割合を除いたものによって計測している。このような相対的な集中度合が、行政サービスの効率性に影響を与えていることは間違いがないが、人口密度の絶対的なレベルも効率性に影響を与えていると考えられる。また、近隣自治体からのスピルオーバーを、人口および直線距離によってウェイトづけされた変数によってコントロールしている。

しかし、近隣自治体との関係は、同じ都市圏に属している中心都市、郊外都市関係を考慮に入れた、都市圏ごとのデータセットに集計しなおすことによって、より機能的な関係を考慮することが可能になるのではないだろうか。政策的に非常に重要なテーマであり、より研究が進化することを期待したい。

(M・N)

生前贈与と住宅取得間の戦略的相互作用

行武憲史・岩田真一郎・井出多加子

はじめに

住宅ローンには購入金額の20%程度の頭金が必要とされ、住宅購入者は相応の貯蓄を行なう必要があった。近年、100%の住宅ローンが増加してきているものの、頭金の額に応じて金利が優遇されるケースがあることや、将来のリスクヘッジのため、ある程度の頭金を貯蓄してから住宅を購入する世帯が多い。こうした頭金のための貯蓄は、最適な住宅消費を歪める可能性があることが指摘されている (Artle and Varaiya 1978)。

さらに、わが国では、経済の停滞による若年層の雇用状況の悪化などにより、若年層における持家率は減少傾向にある。このようななか、生前贈与を含む親からの資産移転は、住宅を購入しようとしている子供世帯にとって頭金制約を緩和するため大きな役割があるとされる。実際、わが国では1980年代中ごろから、景気対策としてたびたび住宅取得時の贈与に対する特例措置が実施されており、贈与を通じた住宅取得の促進が期待されてきた。

生前贈与を含む親からの資産移転と住宅需要の関係についての議論では、親の贈与に対する動機が重要な役割を果たす。親が何も見返りを求めずに贈与を行なう、すなわち利他的選好を持つときは、親からの贈与の増加は、住宅購入において所得が増加したのと同様の影響を持つ。問題は、現在のわが国のような高齢化社会において、親は無償で子供に贈与を行なうかどうか

である。高齢化社会では、親はより戦略的な交換動機に基づき、子供からの介護・ケアと引き換えに贈与を行なっているかもしれない。この場合、生前贈与の住宅消費に与える影響はより複雑なものになる。

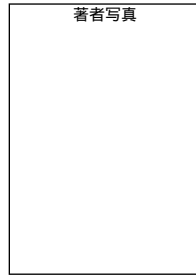
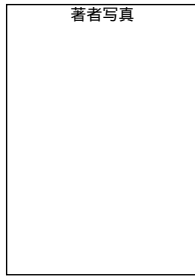
Yukutake Iwata and Idee (2015) は、生前贈与と住宅購入額の戦略的な相互作用について、子供からの介護サービスを導入した理論モデルにより、生前贈与が必ずしも住宅購入額を増加させないことを確認したのち、実証分析によってこの仮説を検証している。本稿は、Yukutake Iwata and Idee (2015) を翻訳・改訂しつつ、実証分析を中心に紹介するものである。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、まず生前贈与と交換動機、生前贈与と住宅需要についての先行研究を整理する。第2節で簡単に理論モデルを紹介した後、第3節ではそれに基づく実証研究を行なう。最終節は結語である。

1 先行研究

親世代からの資産移転と住宅需要について、多くの実証研究では、親からの生前贈与が子供の住宅需要に正の影響を与えることが示されている (Engelhardt and Mayer 1998, Guiso and Jappelli 2002, Spilerman and Wolff 2012)。ただし、これらの研究では、資産移転における親の動機は考慮されてこなかった。

利他的モデルによれば、親は子供の幸せを気にしており、相対的に所得水準の低い子供により資産を残す傾向にある (Becker 1974)。この



ゆくたけ・のりふみ (写真・左)
 1975年神奈川県生まれ。2012年一橋大学大学院経済学研究科より博士号(経済学)取得。現在、公益財団法人日本住宅総合センター主任研究員。
 いわた・しんいちろう (写真・中)
 1971年東京都生まれ。2002年大阪大学大学院経済学研究科より博士号(経済学)取得。現在、富山大学経済学部教授。
 いで・たかこ (写真・右)
 1957年東京都生まれ。1993年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士(経済学)。現在、成蹊大学経済学部教授。

場合、親からの贈与が、単純に子供の幸せのために使われているため、子供はより価値の高い住宅を購入することになる。

一方で、Bernheim et al. (1985) や Cox (1987) は、親からの資産移転は子供からのサービスの量と引き換えに行なわれること(交換動機)を示した。実際に、Izuhara (2004) は、日本の親世代が老後の生活に備えて十分な金融資産を蓄積しており、これら子供からの介護への報酬として使っていることを指摘している。

住宅取得と親の移転動機に着目した論文としては、Cirman (2008) がある。そこでは、住宅取得のための親からの移転が、住宅価格や金利が上昇した時に増加し、市場状況の悪化に対するクッションの役割を果たしていることが示されている。これは、親が利他的であることを意味する。

また、周 (2007) は、親への訪問回数が贈与額に正の影響を与えていることを明らかにし交換動機の存在を示したうえで、贈与額が頭金と住宅消費を増加させることを示した。

Yukutake Iwata and Idee (2015) では、さらに交換動機を伴う贈与と住宅取得の関係を検証しており、子供からの介護をモデルに導入している。高齢化社会を迎えるにあたり、介護の見返りの水準が高くなっていると考えられるが、生前贈与と子供からの介護の問題とそれに関連する住宅消費についてはそれほど多くの研究がなされていない。これは、生前贈与と住宅消費のデータを得ることができたとしても、親子間の介護サービスに関するデータを入手できない

ためである。Yukutake Iwata and Idee (2015) も、同様の問題に直面しているが、親子間の私的介護を代替する変数として、家族以外から提供される外部の介護サービスを導入している。急速な高齢化が進むなか、家族内での介護の過度の負担を軽減するため、長期介護社会保険制度が整備された (Izuhara 2004, Abe 2009)。親は、生前贈与について意思決定する際、家族内の私的介護を代替する外部の介護を考慮すると考えられる。次節では、こうした点を考慮した理論モデルを簡単に紹介する。

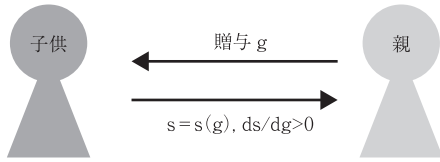
2 モデル

この節では、本稿における実証研究で観測できる特性を考慮した理論モデルを直観的に紹介する¹⁾。モデルには、贈与者(親)と受贈者(子供)が存在する。親は、不完全な利他主義であると仮定する。つまり、子供の効用を親は常に気にしている一方で、子供からの介護についても気にする交換動機も持つ。他方、子供は、非利他主義を仮定している。また、ここでのモデルは、親からの贈与額 g (以下、贈与と表す) と子供の購入する住宅価値額 h (以下、住宅消費と表す) の戦略的相互関係を検証するためシュタケルベルク均衡による非協力的ゲーム理論の2段階フレームワークを採用している。つまり、まず親が子供に非負の贈与 g をいくら与えるか決定する。その後、親からももらった贈与を所与として、子供が購入する住宅消費 h を決定する。

交換動機のもとでは、子供は贈与 g と引き

図1—交換動機に基づく贈与と住宅消費の決定の理論的フレームワーク

• 交換動機



• 2段階フレームワーク

- 第1段階：親が贈与 g を決定する。
- 第2段階：子供が住宅消費 h を決定する。

換えに親に介護サービス s を提供する。しかし、われわれが用いるデータでは家族介護は観察できないため、親は直接生前贈与 g を使って家族介護 s をコントロールすると仮定している。つまり、子供が非負の g を受け取るとすると、子供は正の介護 s を提供しなければいけない。

子供の効用は、住宅消費 h 、家族介護 s 、その他複合財 x に依存すると考えられる。これを、贈与を含む予算制約式のもと、最大化すると下記のような住宅消費関数が導かれる。

$$h = h(g, y_c, p) \quad (1)$$

ここで、 y_c は子供の所得、 p は複合材の価格を表す。

住宅消費関数を、生前贈与で微分した $\partial h / \partial g$ の符号は、利他的動機のみに基づく贈与が行なわれた場合、子供の所得増と同じ効果を持つため、住宅サービスが正常財であれば、必ず正になる。しかし、交換動機を含む場合、不本意な介護負担の増加は、住宅の消費から得られる限界効用を低下させる可能性がある。この仮定は、家での快適な生活が親の介護によって妨げられるようなケースで、このとき生前贈与は住宅消費を必ずしも増加させず、贈与の住宅消費に対する符号条件は確定しない。

次に、親の行動を考える。親は贈与をすることで子供からの介護サービスを受けられると同時に、家族以外の外部から介護サービス（以下、外部介護と表す）を購入することもできる²⁾。したがって、親の効用関数は家族の介護 s と外部介護サービス m に依存する。また、親の

効用は不完全な利他主義の仮定から、子供の効用の関数にも依存する。贈与の非負制約、親の予算制約、子供の予算制約、子供の住宅消費関数、ならびに、子供の贈与受け取り条件を満たすように、親の行動を最大化すると、以下の贈与関数が導かれる。

$$g = g(y_c, p, q) \quad (2)$$

ここで、 q は、外部介護サービス価格である。親の効用関数は疑似線形を仮定しており、外部介護 (m) は家族介護 (s) と代替関係にあるので、外部介護の価格の上昇は必ず贈与を上昇させる： $\partial g / \partial q > 0$ 。この結果は、親は介護サービス市場が限定的である時に、家族介護に依存しなければいけないことを意味している。

3 実証分析

3.1 実証モデル

本稿で用いるデータは、子供世代 i に対する調査をベースとしている。まず、ベンチマークとして、住宅消費関数から次のような線形モデルを OLS によって推定する。

$$h_i = \gamma_c g_i + X\beta_c + \varepsilon_{c_i} \quad (3)$$

ここで、 h_i は観測された住宅購入、 g_i は観測された生前贈与の金額、 X は説明変数のベクトル、 γ_c と β_c は係数、 ε_{c_i} は誤差項を示す。また、連続変数である贈与額 g_i の代わりに、贈与を受けたかどうかを示すダミー変数 G_i を考慮したモデルについても分析を行なう。

多くの先行研究では、 γ_c の符号は正であることが示されているが、理論モデルに示したように交換動機の下では符号は確定しない。

その他の説明変数には、理論モデルで示した世帯収入 (y_{ci}) と消費者物価価格指数 (p_i) のほか、その他の世帯属性（世帯主の年齢、土地所有ダミー）、地域固定効果（地域ダミー）、時間特定効果（年次ダミー）が含まれる。また、利用するデータには住宅を購入しない世帯 ($h_i = 0$) が含まれていないので、住宅購入額が正の世帯 ($h_i > 0$) だけが分析対象であることには注意が必要である。

(3)式で推定された γ_c の係数は、オミットされた変数の存在により生前贈与との内生性バイアスを持つ可能性があると考えられる。例えば、子供の流動性制約は、一般的に住宅消費に負の影響を持つ。子供が所有する資産額は流動性制約の代理変数として適当であるが、われわれのデータセットでは利用することができない。この時、流動性制約下にある子供がより贈与を受けやすいという正の相関があれば、 γ_c の OLS 推定量は上方バイアスを持つ。このような内生性を考慮して、本研究では操作変数法を導入する。理論モデルは、家族以外からの外部介護サービスの価格 q が識別変数として有効であることを示している。すなわち、外部介護は子供の介護に代替するため、 q は贈与額に影響する一方で、子供の住宅消費には直接に影響を及ぼさない。

また、贈与関数については、コーナー解の存在、すなわち贈与を受けない子供世帯 ($g_i=0$) の存在に注意が必要である。この検閲された標本の問題に対処するため、本稿では先行研究にならない、贈与関数について Probit および Tobit モデルによる推定を行なっている。実際、贈与額関数は、以下のような線形モデルを仮定する。

$$g_i^\# = \delta_p q_i + X_i \beta_p + \varepsilon_{p_i} \quad (4)$$

ここで、 $g_i^\#$ は観測されない潜在変数の贈与額を表す。 δ_p と β_p は係数で、 ε_{p_i} は誤差項を表す。Probit モデルでは、潜在変数は以下のようなダミー変数 G_i で表される。

$$G_i = 1, \text{ if } g_i^\# > 0 \\ = 0, \text{ otherwise} \quad (5)$$

他方、Tobit モデルでは、非負の値 g_i を以下のように定義する。

$$g_i = g_i^\#, \text{ if } g_i^\# > 0 \\ = 0, \text{ otherwise} \quad (6)$$

本稿の分析では、第1段階として(5)式の Probit モデルおよび、(6)式の Tobit モデルの推定を行なう。第2段階では、第1段階から得られた理論値を(3)式における g_i の操作変数として用いる。この推定方法では、理論モデル同様、

操作される側の贈与変数が非負であることを容認する。

3.2 データ

データは、一般社団法人住宅生産団体連合(住団連)が調査した顧客データを利用している。住団連はハウスメーカーから構成されており、同調査は3大都市圏および札幌市、仙台市、広島市、福岡市で新築注文住宅を購入した世帯を対象としている。東京圏には、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、名古屋圏には、岐阜県、愛知県、三重県、大阪圏には、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県が含まれている。利用できるのは上記地域に限定されるが、国土交通省の住宅着工統計に(2001~2009年)によれば、全国の新築戸建て住宅のうち同エリアで51.0%程度をカバーしている。住団連は、毎年3000世帯についてこの調査を行なっており、本調査ではそのうち2001~2009年までのデータを利用する。各年のデータ数は、2001年3131世帯、2002年3000世帯、2003年3047世帯、2004年2794世帯、2005年3634世帯、2006年3540世帯、2007年3241世帯、2008年3206世帯、2009年3750世帯となっている。説明変数等が完全に利用可能なデータについてスクリーニングしたところ、標本サイズは全標本サイズの92.1%にあたる2万7018世帯となった。

表1は、内生変数、説明変数、識別変数の定義を示している。

子供世帯の所得については子供世帯全構成員の税引き前年間収入を用いている。住宅購入は一般的に年間収入よりも恒常所得に依存する傾向がある。しかし、恒常所得は観察できないため年間収入で代理している。複合財の価格(p)については、総務省統計局のデータより得られる全国の消費者物価指数(CPI)と消費者物価地域差指数を乗じたものを地域CPIとして用いている。

外部介護サービスの価格 q は、住宅消費関数を識別する上で重要な役割を果たすが、2つ

表1—変数の定義

変数	定義
内生変数	
住宅消費	住宅購入額(100万円)
贈与ダミー	贈与ダミー(贈与を受けた場合に1、それ以外0)
贈与	贈与額(100万円)
説明変数	
子供世帯の年取	世帯年取(100万円)
価格指数	地域CPI(2005年基準のCPI×消費者物価地域差指数：%)
識別変数	
介護施設定員数	地域ごとの高齢者介護施設の定員数(高齢者10万人当たりベッド数：1000床)
訪問介護員数	地域ごとの訪問介護員数(高齢者10万人当たりヘルパー数：1000人)
他のコントロール変数	
世帯主年齢	世帯主年齢(歳)
土地取得ダミー	土地取得ダミー。購入前3年間に土地を取得したかどうか。
東京圏ダミー	東京圏ダミー(基準)
名古屋圏ダミー	名古屋圏ダミー
大阪圏ダミー	大阪圏ダミー
その他地域ダミー	その他地域ダミー(札幌市、仙台市、広島市、福岡市)

の問題が存在する。まず、外部の介護サービスは居住地で受ける傾向が高いが、本稿で用いるデータからは親の居住地が観測できない。そこで、本研究では親と子供世帯は同地域に居住すると仮定している³⁾。次に、本稿では家族介護を市場で代替するサービスとして介護保険を用いて利用される外部サービスを考慮するが、公開されている介護保険料等は規制されているため、市場価格を反映していない。そこで、サービスに対するアクセシビリティを市場における介護費用と考え、施設のキャパシティを用いる。具体的には、厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査」から都道府県ごとの介護施設の定員数を用いる。Izuhara(2006)が指摘するように、介護施設は地方によって偏在しているので都道府県ごとに十分なバリエーションを持つ。

表1の定義にあるように、分子(介護施設のベッド数)は市場における介護サービスの供給を反映している一方で、分母(高齢人口)は、需要サイドを反映していると考えられる。介護施設のキャパシティは、外部介護のアクセシビリティの代理変数となっているため、外部介護の価格 q の予測される符号条件とは反対に、LTCキャパシティの符号条件は負になる。

さらに、2つ目の代理変数として、「介護サービス施設・事業所調査」から都道府県ごとの高齢人口10万人当たり訪問介護員数を考える。在宅介護は、自宅での家族介護の補完的な役割として機能すると考えている。

オミットされた変数によるバイアスをコントロールするため、説明変

数に世帯主の年齢とその2乗項を含めている。また、住宅購入費には土地取得コストが含まれるので、土地をあらかじめ取得していた世帯については、これを住宅購入費において考慮する必要がある。そこで、土地取得ダミーを用いる。さらに、地域ダミーとして、東京圏ダミー(基準)、名古屋圏ダミー、大阪圏ダミー、その他地方ダミー(札幌市、仙台市、広島市、福岡市)を、地域特性をコントロールするために導入している。最後に、贈与額と住宅購入に影響する他の要因をコントロールするために、購入年次ダミーを用いる。わが国における住宅取得時の贈与税特例や住宅ローン減税制度は頻繁に変更されており、住宅購入額に大きな影響を与えていると考えられる。しかし、本稿で用いるデータでは、贈与税額もローン控除額についても観察できないため、これらの要因を年次ダミーでコントロールする。

表2は記述統計についてまとめている。平均住宅購入額は4255万円であり、国土交通省「住宅市場動向調査」の2001-2009年までの平均値より82万円ほど小さい。また、分析対象のうち、19.0%の世帯が贈与を受けており、平均贈与額は196万円と、住宅市場動向調査の全国平均

(80万円) に比べて大きい。子供世帯の平均所得は873万円であり、市場動向調査の154万円に比べるとかなり大きくなっている。世帯主の平均年齢は42.97歳で、市場動向調査よりも0.73歳若くなっている。

表3は、贈与の有無別各変数の平均値を示している。子供世帯の所得は、贈与がない場合に比べて157万円ほど高くなっている。贈与を受けた子供世帯は、平均で1000万円ほど受け取っているが、実際の住宅購入額は62万円ほどしか変わらない。これは、親の贈与が住宅購入額を必ずしも大きくしないことを示している。もちろん、これらの数は単純な平均であり、他の贈与や内生性に十分注意して取り扱うべきである。

図2は、贈与の有無別住宅購入額のカーネル密度を示している。実線は贈与を受けた世帯、破線が贈与を受けていない世帯を表している。なお、比較をわかりやすくするため、標準偏差の3倍を超える標本については表示していない。一般に贈与を受けた世帯は住宅消費が上昇し分布は右側にシフトすると考えられ、図2においてもその傾向は観察される。しかし、同時に分布の左側でも贈与を受けた世帯が受けてない世帯を上回り、分布のピークは贈与を受けた世帯で低くなっている。図2からは、贈与額が住宅消費に与える明確な影響は確認できない。

3.3 推定結果

表4のモデル[1]と[2]は、OLS推定の結果を示している。モデル[1]は、贈与の有無について、モデル[2]は、贈与額について考慮したモデルである。いずれのモデルにおいても、贈与額は住宅購入額に正の影響を与えていることが示されており、これは先行研究と一致する結果となっている(Engelhardt and Mayer 1998,

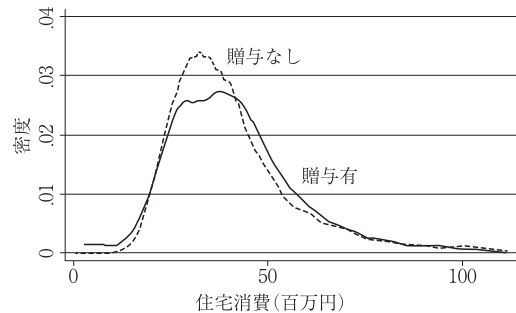
表2—記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
住宅消費(百万円)	42.55	23.29	0.25	524.00
贈与ダミー	0.19	0.39	0.00	1.00
贈与(百万円)	1.96	6.44	0.00	310.00
子供世帯の年収(百万円)	8.73	6.17	0.00	210.00
価格指数(%)	105.27	3.55	99.09	112.61
世帯主年齢(歳)	42.97	11.67	20.00	92.00
土地取得ダミー	0.44	0.50	0.00	1.00
介護施設定員数(1,000床/100,000人)	2.33	0.34	1.60	3.26
訪問介護員数(1,000人/100,000人)	1.54	0.42	0.71	2.67
標本サイズ	27018			

表3—贈与の有無別平均

変数	全世帯	贈与有	贈与なし
住宅消費(百万円)	42.55	42.04	42.66
贈与ダミー(ダミー)	0.19	1.00	0.00
贈与(百万円)	1.96	10.49	0.00
子供世帯の年収(百万円)	8.73	7.45	9.02
標本サイズ	27018	5058	21960

図2—住宅消費のカーネル密度



Guiso and Jappelli 2002, 周 2007, Luea 2008, Spilerman and Wolff 2012)。モデル[2]は、贈与額が100万円増加すると、およそ49.4万円住宅購入額が増加することを示しており、住宅購入額の増加分は贈与額の増加分より小さい。これは、Guiso and Jappelli (2002) および、Luea (2008) と同様の結論となっている。子供の年収については、有意に正の符号を示している。ここから、住宅消費は正常財であることが確認できる。価格指数は、係数が有意に正であるため、代替効果を所得効果が上回っていることを示している。したがって、子供は住宅に関連する諸条件がよいときに、より高い住宅を

表4—推定結果

変数	OLS		IV	
	[1]	[2]	[3]	[4]
住宅消費関数 (2 nd stage)				
贈与ダミー	1.909*** (0.272)	-	-4.791 (7.820)	-
贈与	-	0.494*** (0.047)	-	0.139 (0.870)
子供世帯の年収	1.562*** (0.108)	1.569*** (0.106)	1.535*** (0.112)	1.559*** (0.111)
価格指数	1.020*** (0.046)	0.985*** (0.045)	1.02*** (0.046)	1.010*** (0.079)
世帯主年齢	0.532*** (0.111)	0.540*** (0.110)	0.448*** (0.147)	0.517*** (0.123)
世帯主年齢の2乗	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)
土地取得ダミー	20.437*** (0.296)	20.008*** (0.300)	20.502*** (0.313)	20.329*** (0.866)
定数項	-107.973*** (5.600)	-104.826*** (5.573)	-103.238*** (7.801)	-106.118*** (6.567)
R ²	0.421	0.438	0.430	0.429
贈与関数 (1 st stage)				
子供世帯の年収			-0.029*** (0.005)	-0.455*** (0.138)
価格指数			-0.012*** (0.005)	-0.112 (0.090)
世帯主年齢			0.016* (0.009)	0.515*** (0.198)
世帯主年齢の2乗			-0.001*** (0.000)	-0.012*** (0.002)
土地取得ダミー			0.052*** (0.020)	2.419*** (0.395)
介護施設定員数			-0.203*** (0.039)	-3.081*** (0.747)
訪問介護員数			0.173*** (0.044)	3.633*** (0.837)
定数項			1.376*** (0.525)	0.939 (10.340)
Log likelihood			-12033.16	-29378.49

注) 標本サイズ: 27,018, 括弧内は頑健標準誤差, すべてのモデルは地域ダミーと年次ダミーでコントロールされている。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で、有意であることを示す。

購入する傾向がある。年齢とその2乗項については、より世帯主年齢の高い世帯ほど住宅消費は大きくなるが、その影響は年齢とともに逡減しており、若年世帯はより安価の住宅を購入していることがわかる。土地ダミーの係数は正で

有意に推定されている。

表4における、モデル[3]と[4]は、操作変数法の結果である。2段階目の贈与ダミーの係数は、モデル[3]では有意ではない。モデル[4]では、贈与100万円の増加は、およそ13.9万円住宅購入額を増加させる。この効果は、モデル[2]に比べて小さく、統計的に有意ではない。贈与ダミーと贈与額のいずれの係数についても、統計的に有意ではない。この一つの要因としては、操作変数の説明力が低い、いわゆる weak IV の問題が考えられる。そこで、介護施設定員数と訪問介護員数が操作変数として十分機能しているかどうか、すなわち両変数が Weak IV である可能性について確認する。まず、1段階目の推定結果を見るといずれの変数もモデル[3]と[4]の両方で有意である。さらに、介護施設定員数と訪問介護員数の F-統計量についても、モデル[3]で32.48、モデル[4]で13.42となっている。これは、Staiger and Stock (1997) が目安とする基準を上回っており、両変数とも贈与額に対して十分な説明力を有していると考えられる。

以上の結果は、先行研究とは異なり、子供世帯が親から贈与を受け取ったとしても、必ずしも住宅購入額を増加させないことを示している。これは、おそらく予算を通じた所得増の効果が生じた子供世帯の効用を通じた負の効果によって相殺されているためである。つまり、家庭内の介護に対する責任が、子供にとって負担となり、結果と

して親の贈与が家庭内介護と住宅購入の両方に影響して子供の住宅需要を小さくした可能性を示唆する。

ここでの生前贈与は住宅購入を目的としているので、子供は住宅の価値はそのままに、頭金の増加と住宅ローンの圧縮のために贈与を使っている可能性が高い。Engelhardt and Mayer (1998) では、住宅消費は頭金制約と住宅ローン総額の和になっており、このケースでは贈与額は住宅購入額を変化させない。

表4におけるモデル[3]と[4]の第1段階目の推定では、子供は収入が低く、年齢が若いほど贈与を受け取る傾向があることを示しており、これは先行研究と一致するところである (Engelhardt and Mayer 1998、Cirman 2008)。識別変数である介護施設定員数の係数は、統計的に有意かつ負に推定されており、子供は介護施設へのアクセスが改善されると贈与を受けなくなることが示されている。親が外部の介護サービスに依存し、結果として私的介護を減らし贈与を減少させているのかもしれない。この結果は、Izuhara (2004) の示した、子供のサポートと贈与間のリンクが日本では弱くなってきているということにも一致している。一方で、訪問介護員数の係数は正で有意である。これは予想と反するが、Abe (2009) は、介護施設での介護サービスが家族の負担を減らすのに対し、自宅による専門のホームヘルパーの介護は、家族の介護を補完するものであることを示している。このことは、自宅で家族以外の外部の介護を受ける親は、同様に家族による介護も必要とするため、贈与を増やすと考えられる。

表5 一年齢別推定結果

変数	<35		35+	
	[5]	[6]	[7]	[8]
住宅消費関数 (2 nd stage)				
贈与ダミー	15.186* (8.254)	- -	-15.870 (11.044)	- -
贈与額	- -	1.297** (0.623)	- -	-1.376 (1.862)
子供世帯の年収	1.585*** (0.19)	1.531*** (0.173)	1.501*** (0.123)	1.552*** (0.132)
価格指数	0.708*** (0.073)	0.543*** (0.122)	1.051*** (0.060)	1.320*** (0.103)
世帯主年齢	-4.045** (1.608)	-3.346*** (1.261)	-0.146 (0.234)	-0.094 (0.307)
世帯主年齢の2乗	0.077*** (0.027)	0.065*** (0.021)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
土地取得ダミー	12.885*** (0.351)	11.928*** (0.682)	23.490*** (0.425)	24.594*** (1.689)
定数項	-10.201 (25.533)	1.076 (26.517)	-89.006*** (12.634)	-101.451*** (8.665)
R ²	0.350	0.348	0.364	0.241
標本サイズ	7,338	7,338	19,680	19,680

注) 括弧内は頑健標準誤差。すべてのモデルは地域ダミーと年次ダミーでコントロールされている。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で、有意であることを示す。

3.4 サブサンプル分析

この節では、いくつかの先行研究で、若年世帯の贈与行動に着目しているのにならない、標本を年齢で2つのグループ(35歳未満と35歳以上)に分割した分析を行なう。分析手法は引き続き、操作変数法による。表5では、2段階目の住宅購入額の結果のみ示している。モデル[5]における贈与ダミーの変数は、若年世代の住宅購入額に対して有意に正の効果を示しており、全サンプルを用いたモデルとは異なる結果となっている。モデル[6]は、贈与額の係数が有意に正であることを示している。100万円の贈与の増加がおよそ130万円の住宅購入額を増加させる。この結果は、贈与1ドルに対して、住宅購入額は1.34ドル増加するとしている Engelhardt and Mayer (1998) と同様、贈与額の増分以上に住宅購入額を大きくしている。こうした影響は、贈与が住宅購入の際の流動性制約

を緩和したことを反映している可能性がある。経済状況の悪化により、若年世帯ほどより厳しい流動性制約に直面している。Cirman (2008) は、そのような局面で贈与額が増加することを示している。言い換えれば、若年世帯に対する親の贈与は、相対的に弱い交換動機に基づいていると考えられる。さらに、まだ子供世帯が若い場合、親もまだ十分若く健康であり、子供世帯は将来の家庭内介護の負担はあまり考慮せずに、贈与を受け取るかもしれない。

他方、35歳以上世帯を対象とした、モデル[7]と[8]では、贈与が住宅消費に影響しないことが示されており、親の行動が交換動機に基づいている可能性が高い。

表5における子供の所得、物価指数のすべての係数は、表4におけるモデル[3]と[4]と同様である。年齢とその2乗の符号は、全標本を使った推定と異なり、年齢の2乗の係数は相対的に大きく正となっている。モデル[6]の推定結果は、住宅購入額が、およそ26歳で最小となり、その後35歳まで増加することを示している。他方、モデル[7]と[8]の年齢とその2乗項の係数は、統計的に有意ではなく、住宅購入額は35歳以上のグループでは年齢の影響を受けないことが示されている。

4 まとめ

生前贈与と住宅購入に関係する先行研究では、親と子供との間の交換動機についてはそれほど関心がなかった。本研究では、子供が提供する私的介護サービスが、贈与と交換されるという仮定のもと分析を進めてきた。理論モデルでは、生前贈与が必ずしも住宅購入額を上昇させるとは限らないことが示された。これは、生前贈与が住宅購入額を上昇させるという、利他的動機に基づく考えとは矛盾するものである。理論モデルでは、予算制約を通じた贈与の住宅消費への正の影響は、子供の介護サービスに対する効用を通じた負の効果によって弱められる。本研究では、生前贈与は住宅取得目的でのみ使用さ

れるため、この仮定はある程度有効である。つまり、子供は家庭内負担が重くなるので、親の贈与を使ってより高い住宅を購入することを躊躇する可能性がある。

この仮説を検証するため、わが国の都市部における注文住宅購入者のデータを用いて、実証研究を行なった。家族以外から提供される外部の介護サービスについての情報を用いて、生前贈与の潜在的な内生性を注意深くコントロールし、かつ贈与の検閲を考慮した分析を行なったところ、生前贈与は住宅購入額に有意な影響を与えないことが示された。この結果は、交換動機に一致するものである。さらに、実証研究では、生前贈与が外部の介護サービスに有意に影響を受けることが示された。

ここでは、子供による家庭内介護のモチベーションとして、利他性に反対する議論をするつもりはない。いくつかの国では、子供が親の面倒を見るのが社会的に期待されている。この点に関して、子供が利他的だと仮定してみよう。子供は、相対的により大きな住宅消費を行なうと同時に、多額の贈与の受け取りを拒否する一方で親に介護サービスを提供するかもしれない。そのとき、生前贈与が住宅消費に与える影響は小さくなるだろう。かわりに、親の家庭内介護が子供の世帯でかなりの負担になるような社会では、交換動機が追加的な動機となっているかもしれない。実際、日本においては、高齢世帯の介護のため子供の負担が非常に大きくなっているといわれている (Izuhara 2004)。

本稿では、理論モデルにおいても、実証モデルにおいては、直接的な政策パラメータが含まれていないが、ここで示された分析結果は政策評価に役立つであろう。例えば、親から子への所得移転を通じて国内需要を刺激するために、政府は住宅取得のための贈与について特例を導入しているが、われわれの実証研究からは贈与は子供の住宅需要にほとんど影響しないという結果が得られている。

サブサンプル分析からは、親からの贈与の背

景にある動機が子供の住宅購入のタイミングに影響されることが示された。すなわち、贈与の内生性や検閲の問題を考慮したとしても、相対的に子供の年齢が高い場合、贈与は住宅購入額に有意に影響しない。一方で、若年子供世帯には正で有意な影響が観察された。若年子供世帯に対しては、親の行動が必ずしも交換動機に基づいていないことを示している。

サブサンプル分析の結果から、セレクトイバイアスの問題は検証すべき課題である。われわれのデータは新築注文住宅購入者に限定されているので、分譲戸建てやマンション購入者は含まれていない。もし、相対的に若い住宅購入者がこういった住宅を好むとすれば、親の贈与は住宅購入額に正の影響を及ぼすかもしれない。このとき、全標本を使ったわれわれの結論が、サンプルセレクトイバイアスを持っている可能性が生じる。ただ、それでもわれわれの検証結果は、交換動機を贈与と住宅取得の関係を検証するために追加的な動機として考慮すべきことを示している。

※本稿は、公益財団法人日本住宅総合センターの自主研究の成果の一部を利用している。データをご提供いただいた一般社団法人住宅生産団体連合会には感謝申し上げます。また、本稿の一部は日本経済研究センター研究奨励金による支援を受けている。合わせて感謝する。なお、本稿は、著者らの個人的な見解に基づくものであり、それぞれの所属機関の意見を代表するものではない。

注

- 1) より詳細な理論モデルについては、Yukutake, Iwata and Idee (2015) を参照のこと。
- 2) Van Houtven and Norton (2004) によれば、子供による家族介護は介護老人福祉施設や医療施設で代替されることが示されている。
- 3) 2004年の慶應義塾家計パネル調査によれば、80%の高齢親世帯が子供世帯と同じ都道府県内に居住している。

参考文献

Abe, A.K. (2009) *The Political and Social Economy of Care: Japan Research Report 3*, United Nations Research Institute for Social Development, Geneva.
Artle, R., and P. Varaiya (1978) "Life Cycle Consumption and Homeownership," *Journal of Economic*

Theory, Vol.18(1), pp.38-58.
Becker, G.S. (1974) "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, Vol.82(6), pp.1063-1093.
Bernheim, B.D., A. Shleifer, and L.H. Summers, (1985) "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, Vol.93(6), pp.1045-1076.
Cirman, A. (2008) "Intergenerational Transfers as a Response to Changes in the Housing Market in Slovenia," *European Journal of Housing Policy*, Vol.8(3), pp.303-315.
Cox, D. (1987) "Motives for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, Vol.95(3), pp.508-546.
Engelhardt, G.V. and C.J. Mayer (1998) "Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol.44(1), pp.135-157.
Guiso, L. and T. Jappelli (2002) "Private Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Homeownership," *Journal of Money Credit Bank*, Vol.34(2), pp.315-339.
Izuhara, M. (2004) "Negotiating Family Support? The 'Generational Contract' between Long-term Care and Inheritance," *Journal of Social Policy*, Vol.33(4), pp.649-665.
Izuhara, M. (2006) "Changing Families and Policy Responses to an Ageing Japanese Society," in: M. Rebeck and A. Takenaka (eds.), *The Changing Japanese Family*, Routledge, London, pp.161-177.
Luea, H.M. (2008) "The Impact of Financial Help and Gifts on Housing Demand and Cost Burdens," *Contemporary Economic Policy*, Vol.26(3), pp.420-432.
Spilerman, S. and F.C. Wolff (2012) "Parental Wealth and Resource Transfers: How They Matter in France for Home Ownership and Living Standards," *Social Science Research*, Vol.41(2), pp.207-223.
Staiger, D. and J. H. Stock (1997) "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, Vol.65(3), pp.557-586.
Van Houtven, C.H. and E.C. Norton (2004) "Informal Care and Health Care Use of Older Adults," *Journal of Health Economics*, Vol.23(6), pp.1159-1180.
Yukutake, N., S. Iwata and T. Idee (2015) "Strategic Interaction between Inter Vivos Gifts and Housing Acquisition," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.35, pp.62-77.
周燕飛 (2007) 「親からの住宅資金援助と子の住宅取得行動」『季刊住宅土地経済』第66号, 29-37頁

子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について

田中隆一・中嶋 亮

1 少子高齢化と子育て支援政策

日本では少子高齢化が未曾有の速さで進んでいる。人口増加を前提としたこれまでの社会構造が、少子高齢化によって大きく変化することは明らかであり、年金や医療保健をはじめとする社会保障制度や、労働力が減少してゆくなかで経済活動の維持可能性に対する懸念が多く議論されている。

少子高齢化が進む原因にはさまざまなものが考えられるが、そのなかで最も重要なものが少子、つまり出生数の減少であろう。厚生労働省の「人口動態統計」によると、1947年に4.54であった合計特殊出生率（1人の女性が一生に産む子どもの平均数）は、2014年には1.42という、人口置換率2.08を大きく下回る水準まで下がっている。

少子高齢化による急激な社会変化の問題は、日本全体にとっての大きな問題ではあるが、数多くの社会保障政策実施の担い手である区市町村といった基礎自治体にとってはさらに深刻な問題である。そのため、国によって定められている子育て支援策に各自自治体が独自に上乘せして支援を行なうことで、自治体の出生率を上げる、または下がるのを食い止めようと必死になっているといえる。

基礎自治体にとって、子育て支援政策の充実により出生率を上げる方法は大きく分けて二つある。ひとつは、その自治体に住んでいる住民の出生率を上げることである。そしてもうひとつは、子どもを生みたいと思っている人々を呼び込むことである。いずれの方法にせよ、基礎自治体にとっては出生率を上げるという目的を達成できるわけであるが、国全体で見ると、後者は単に自治体間で子どもを奪い合っているということになり、日本全体の出生率に与える効果は限定的なものになるであろう。

本稿では、基礎自治体間で異なる子育て支援政策が家計の居住地選択行動と出生行動に影響を与えているのかどうかを実証的に調べた Nakajima and Tanaka (2014) の分析結果を紹介しつつ、基礎自治体における子育て支援政策の有効性について議論したい。特に、自治体間の子育て支援政策の違いが、家計の居住地選択行動に与える影響を考慮して、出生への影響を子育て支援政策の“正味の”効果と、居住地選択による“奪い合い”効果に分解した結果から、子育て支援政策が個別の家計における出生行動に与える効果はどの程度なのかを定量的に評価してみたい。

2 基礎自治体の子育て支援政策

基礎自治体による子育て支援政策は、主に国によって定められた方針に従いながら決められるが、その実施主体である基礎自治体の多くは国の定めた基準を超える子育て支援政策を展開している。例えば、金銭的な子育て支援政策のひとつである児童手当は、1971年に国によって給付が定められたが、各自自治体は国によって定められた給付額にさらに上乘せをして給付を行

著者写真

たなか・りゅういち
 1972年福岡県生まれ。東京大学経済学部卒、米国ニューヨーク大学大学院経済学研究科修了(Ph.D.in Economics)。東京工業大学准教授等を経て、現在、東京大学社会科学研究所准教授。論文：“Does the Diversity of Human Capital Increase GDP?,” (共著), *J. of Pub. Econ.*, 93, (2009)

著者写真

なかじま・りょう
 1972年千葉県生まれ。京都大学農学部卒。米ニューヨーク大学Ph.D.。横浜国立大学経済学部准教授等を経て、現在、慶應義塾大学経済学部准教授。論文：“Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation,” (共著), *Labour Economics*, 18(4), (2011)

なったり、給付のための所得制限を独自に緩和したりするなどの方法で子育て支援政策の充実を図ってきた。そのような例として、東京都江戸川区では、国の定める児童手当の支給に加えて、0歳児を養育している家庭には乳児養育手当として月額1万3000円を支給している。

基礎自治体の提供する子ども・子育て支援政策の主な内容は、児童手当および出産育児一時金、乳幼児および児童の医療費補助制度、母子保健事業に対する補助、保育所整備事業、および地域子ども・子育て支援事業がある。Nakajima and Tanaka (2014) では、平成16年度に内閣府の実施した「地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査」に収録されたこれらの子育て支援政策について、各自治体がこれらの事業の推進のために支出した費用を、その自治体における15歳以下の子ども1人当たり支出額に換算したうえで、これらの政策への支出額と家計の居住地選択行動および出生行動の関係を統計的に調べている。

3 出生行動および居住地選択の計量経済モデル

居住地選択モデル

各区市町村の子育て支援政策、およびさまざまな環境属性が家計の居住地選択行動に影響を与えるかどうかを調べるため、Nakajima and Tanaka (2014) では次の確率効用モデルの推定を行なっている。

$$V_{ij} = s_j \gamma_s + t_j \gamma_t - r_j \gamma_r + \phi_j + \varepsilon_{ij}$$

V_{ij} は家計*i*が区市町村*j*を選んだ時の効用である。この効用は子育て支援政策を表す変数 t_j 、子育て支援政策以外の区市町村の観測可能な環境を表す変数 s_j 、その区市町村の平均的な地価 r_j 、観測できない区市町村の属性 ϕ_j 、および誤差項 ε_{ij} に依存して決まっている。なお、子育て支援政策の効果は家計の所得水準や既存の子ども数に依存して異なることが考えられるので、子育て支援政策を表す変数の係数は家計属性に依存して異なることを許すモデルとなっている。

このモデルの係数パラメーターを家計レベルのデータを用いて推定することで、子育て支援政策が居住地選択確率に与える効果を評価することができる。誤差項 ε_{ij} がタイプIの極値分布に従っていると仮定する多項ロジットモデルとすることにより、これらの変数および観測できない区市町村の属性を所与として、居住地選択確率を推定することができる。

区市町村特有の固定効果 ϕ_j は直接観測することができないので、推定する必要がある。この区市町村固定効果は地価を被説明変数とする次のヘドニック関数を推定することで推定する。

$$r_j = s_j \phi_s + t_j \phi_t + z_j \phi_z + v_j$$

ここで r_j は区市町村の平均的な住宅地価であり、この住宅地価を観測できる区市町村の属性 s_j および子育て支援政策 t_j 、さらには、隣接する区市町村のこれらの変数の平均値 z_j に回帰する重回帰モデルを推定し、その推定残差 \hat{v}_j の多項式を観測できない属性 ϕ_j の推定値として多項ロジットモデルの説明変数として含めている。

隣接する区市町村における観測できる属性の平均値 z_j を説明変数として含めるヘドニック関数の推定を行ない、その推定残差の多項式を居住地選択モデルの説明変数として含める方法は、隣接する区市町村における観測できる属性の平均値 z_j を操作変数として、住宅地価の内生性に制御関数法によって対処しているともいえる。ここで、近隣区市町村の観測できる属性の平均値が操作変数として妥当だと考えられる理由は、近隣区市町村の属性は居住地選択を通じて地価に影響を与えるが、その区市町村に居住することから直接得られる効用には影響を与えないと考えられるためである。

出生確率モデル

家計の出生行動に関する回帰モデルは次のものである。

$$y_{ij} = x_i\beta_x + s_j\beta_s + t_j\beta_t + \omega_{ij}$$

y_{ij} は家計 i が区市町村 j で子どもを産んでいれば1、そうでなければ0となるダミー変数である。右辺の変数の内、 x_i は家計所得や既存の子ども数、さらには妻の就業状態に関する変数を含んでいる。また、出生行動は子育て支援政策を表す t_j 、子育て支援政策以外の区市町村の観測可能な環境を表す変数 s_j 、および誤差項 ω_{ij} に依存して決まっているとされている。なお、子育て支援政策が出生行動に与える影響は家計の属性に依存して異なることを考慮するために、家計属性と子育て支援政策の交差項を含むモデルを推定することとなる。

この回帰モデルの推定には、各自治体を選択した後の家計のデータを使う。そのため、もし仮に子育て支援政策の係数が正で有意となったとしても、それは子育て支援政策が出生行動を促進した結果であるかもしれないし、そもそも子どもを産むことを決めている家計が、子育て支援政策の手厚い区市町村を選んで移住してきた効果かもしれない。前者は子育て支援政策が因果効果として出生行動を促しているの

で子育て支援政策の正味の効果と考えることができ、後者は移住によって引き起こされた推定上のバイアスと見ることができる。

正味の効果と移住バイアスをそれぞれ別々に識別するためには、移住によって引き起こされたバイアスを取り除いた推定値と、バイアスを取り除いていない推定値とを比較すればよい。そのような居住地選択によるバイアスを取り除く方法として、Dahl (2002) がある。具体的には、推定した居住地選択確率の多項式をバイアスの修正項として出生確率モデルに共変量として追加し、子育て支援政策の効果を推定することになる。

4 データおよび変数の定義

出生行動の決定式および居住地選択の決定式を推定するために用いたデータのうち、家計の出生行動および家計属性に関するデータは総務省統計局の実施した「平成16年全国消費実態調査」から得ている。この調査の対象となっている全国から無作為抽出された約9000の2人以上世帯のうち、16歳から49歳までの妻のいる世帯で、かつ関東、中京、京阪神、北九州・福岡の4大都市圏（総務省統計局による）に調査時点で3年以上居住している家計のみを分析の対象としている。16歳から49歳までの妻のいる世帯に対象を絞った理由は、出生行動を分析するためである。また、4大都市圏に居住している世帯に対象を絞った理由は、これらの都市圏の居住者は平均的に出生率が低い傾向があり、子育て支援政策の有効性を調べることに特に政策的な含意を強く持つこと、および隣接する基礎自治体が比較的狭い地理的範囲に密集しているため、居住地選択の問題が大きく関わってくるものが予想されるためである。

現居住地に3年以上居住している家計に分析対象を絞る理由は、出生変数の定義と密接に関わっている。全国消費実態調査は1時点におけるクロスセクション・データであるために、家計の出生行動は、過去の一定期間に子どもが生

まれたかどうかから判断せざるを得ない。そこで、3歳以下の子どもがいる家計、つまり過去3年以内に子どもが生まれた家計を出生のあった家計として数えることとしている。さらに、出生を見越したうえで事前に居住地選択を行なっているとの仮定のもとで、現在の居住地選択が3年以上前に行なわれている家計を分析の対象として含めている。

区市町村の子育て支援策についてのデータは、内閣府が実施した「平成16年度地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査報告書」より得ている。この調査では各基礎自治体における独自の子育て支援政策について聞かれており、本調査で分析対象とする9市町村のうち73パーセントの基礎自治体が調査に回答している。この調査の対象となった子育て支援政策のうち、(1)児童手当および出産育児手当、(2)乳幼児医療費助成制度、(3)母子保健事業、(4)保育事業、(5)地域子ども・子育て支援事業の5つに焦点を絞っている。なお、これらの子育て支援策がどの程度実施されているのかを測るため、15歳以下の子ども1人当たりの事業費支出を政策強度の変数として用いている。ここでの事業費支出の算出には、基礎自治体の独自財源からの支出のみを含め、国からの移転財源は含めていない。

その他の基礎自治体の属性に関する情報は、複数の情報源から集めている。犯罪率（1人当たり犯罪認知件数）は警視庁「犯罪統計」、失業率（労働人口に占める完全失業者数）は総務省統計局の「労働力調査年報」、借家率（借家の全家屋に対する割合）は総務省統計局の「住宅・土地統計調査」、財政力指数（基準財政収入額を基準財政需要額で割ったものの過去3年分の平均値）は総務省「地方財政統計年報」、1人当たりスーパーマーケット数は総務省統計局「事業所・企業統計調査」からそれぞれ得ている。この他にも、推定の際には1人当たり医師数および大卒者数も用いている。

表1は本分析で用いた家計属性および子育て支援政策に関する変数の平均値および標準偏差

がまとめられている。分析に用いた家計数は5697であり、子育て支援政策の情報が利用可能な4大都市圏の区市町村数は277であった。

表1のパネルAを見ると、本データセットに含まれる家計の属性のうち、妻年齢の平均値は39歳であり、17.2パーセントの家計が過去3年以内に子どもを産んでいたことがわかる。また、これら妻のうち、46.3パーセントが就業していた。さらに夫の年齢および年収の平均値は42歳、640万円であった。

表1のパネルBから、5つの子育て支援政策の15歳以下子ども1人当たりの事業費額がわかる。これらの支援政策のうち、最も平均的な支出額の大きな政策は保育事業（約9万7000円）であり、次に乳幼児医療費補助事業（約1万1000円）、続いて母子保健事業（約3000円）となっている。また、これらの子育て支援政策に関しては、本分析で用いるデータセットに含まれている区市町村間だけでも、それぞれの自治体によって大きなばらつきが見られ、そのばらつきは隣接する区市町村においても大きく異なる支援策を実施していたことがうかがえる。

5 居住地選択モデルの推定結果

居住地選択行動の決定式の推定結果について見てみよう。表2は居住地選択モデルの係数パラメーターの推定値をまとめたものである。これによると、各大都市圏における主要都市や借家率の高い区市町村は選択される確率が高いことや、犯罪率および失業率が高い区市町村は敬遠される傾向があることがわかる。

自治体独自の子育て支援政策が居住地選択に与える影響についてはどうだろうか。自治体独自の子育て支援政策が家計の居住地選択行動に与える影響は、家計所得や既存の子ども数に依存して異なることが予想されるので、推定式には5つの子育て支援政策に加えて、これら変数と夫の年収との交差項、および3歳以上の子どもの有無を表すダミー変数との交差項が加えられている。その結果、母子保健事業および地域

表1—記述統計表

	平均	標準偏差	最小値	最大値
パネルA：家計属性（標本サイズ5697）				
出生ダミー	0.172	0.378	0	1
妻年齢	39.149	6.088	21	49
夫年齢	41.961	7.204	20	67
夫年収（百万円）	6.399	2.661	0.05	35.37
3歳以上の子1人ダミー	0.239	0.426	0	1
3歳以上の子2人ダミー	0.463	0.496	0	1
3歳以上の子3人以上ダミー	0.144	0.351	0	1
妻就業ダミー	0.463	0.499	0	1
パネルB：子育て支援政策（標本サイズ277、単位1万円）				
児童手当	0.091	0.612	0	7.448
乳幼児・子ども医療費助成	1.093	0.981	0	13.473
母子保健	0.271	0.271	0	2.649
保育サービス	9.736	6.674	0	32.462
地域子ども・子育て支援	0.101	0.333	0	5.35

表2—居住地選択モデルの推定結果

自治体属性			
	係数(標準誤差)		係数(標準誤差)
東京23区ダミー	-1.476*** (0.4227)	財政力指数	0.1300 (0.1306)
主要都市ダミー	1.8502*** (0.0512)	一人当たりマーカー ケット数	-0.3754 (0.3896)
犯罪率	-12.3455*** (3.8359)	一人当たり医師数	-0.1311 (10.2904)
失業率	-15.1219*** (1.7545)	一人当たり大卒者 数	-4.7373*** (1.4905)
借家率	2.3863*** (0.2884)	住宅価格	0.0152 (0.0163)
子育て支援政策			
	レベル 係数(標準誤差)	夫年収との交差項 係数(標準誤差)	3歳以上子ありダ ミーとの交差項係 数(標準誤差)
児童手当	0.0324 (0.0818)	0.0021 (0.0099)	0.0230 (0.0706)
乳幼児・子ども医療 費助成	-0.0961 (0.0669)	-0.0059 (0.0082)	-0.0324 (0.0546)
母子保健	0.2875* (0.1731)	-0.0116 (0.0212)	-0.1697 (0.1364)
保育サービス	0.0026 (0.0081)	0.0003 (0.0009)	-0.0021 (0.0065)
地域子ども・子育て 支援	-0.6916 (0.4413)	-0.0485 (0.0369)	0.7774* (0.4009)

注) *** 1%, ** 5%, * 10%有意。ヘドニック関数残差の3次多項式を含めての推定結果である。現在居住区市町村から半径30キロ以内の区市町村を選択肢として含めている。

子育て支援事業が居住地選択行動と関係していることが明らかになった。特に、すでに子ども

のいる家計は、地域子育て支援事業の充実している区市町村を好んで選択していたことがわかった。このことは、出生を促すことを目的とする子育て支援政策の正味の効果を分析する際には、居住地選択を明示的に考慮することが重要となる可能性を示唆している。

6 出生確率モデルの推定結果

次に、出生確率の決定式について見てみよう。出生確率の回帰モデルにおける説明変数には、妻と夫の年齢、夫の年収、子ども数に加えて妻が就業していれば1、そうでなければ0となるダミー変数が含まれている。妻の就業選択は出生行動との同時決定が疑われるため、回帰モデルの説明変数として妻の就業ダミー変数を含める際にはその内生性を考慮する必要がある。

妻の就業選択の内生性を考慮するために、夫の所得が483万円より上であれば1となるダミー変数、および1131万円より上であれば1となるダミー変数を操作変数として用いている。これらの変数が操作変数として機能する理由は、所得税における配偶者控除および所得税率の非連続的な累進性による。所得税は夫の所得と妻の所得の合計額にかかると、例えば夫の年収が483万円未満の時には妻が配偶者控除の限度額以上に働いた時

表3—出生確率モデルの推定結果

家計属性		自治体属性	
	係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)
妻年齢	-0.0155*** (0.0031)	東京23区ダミー	-0.0213 (0.0384)
夫年齢	-0.0082*** (0.0013)	主要都市ダミー	-0.0096 (0.0206)
夫年収(百万円)	0.0025 (0.0044)	犯罪率	-0.5640 (0.9712)
3歳以上の子1人 ダミー	-0.0509 (0.0412)	失業率	0.2253 (0.4919)
3歳以上の子2人 ダミー	-0.2235*** (0.0375)	借家率	0.0813 (0.0734)
3歳以上の子3人 以上ダミー	-0.2320*** (0.0382)	財政力指数	0.0235 (0.0303)
妻就業ダミー	-0.1455 (0.1729)	1人当たりマー ケット数	-0.0258 (0.1118)
		1人当たり医師数	-4.0644 (4.5193)
		1人当たり大卒者 数	-0.1792 (0.2065)
子育て支援政策 レベル		制御関数	
	係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)
児童手当	0.0422 (0.0397)	残差	0.1966 (0.1940)
乳幼児・子ども医 療費助成	-0.0008 (0.0266)	残差2乗	-1.0593*** (0.1604)
母子保健	0.1195 (0.0811)	残差3乗	-0.5169*** (0.1617)
保育サービス	-0.0044 (0.0033)	残差4乗	1.4307*** (0.2904)
地域子ども・子育 て支援	0.2119 (0.1742)	残差5乗	-0.8046 (0.5433)
夫年収との交差項 児童手当	-0.0062 (0.0043)	選択確率	7.4184* (4.1305)
乳幼児・子ども医 療費助成	-0.0016 (0.0028)	選択確率2乗	-20.2470* (10.5729)
母子保健	0.0023 (0.0088)	選択確率3乗	16.4722* (8.5780)
保育サービス	0.0002 (0.0003)	選択確率4乗	0.0546 (0.0848)
地域子ども・子育 て支援	-0.0161* (0.0088)		
3歳以上子ありダ ミーとの交差項 児童手当	-0.0099 (0.0244)		
乳幼児・子ども医 療費助成	0.0075 (0.0240)		
母子保健	-0.1145* (0.0643)		
保育サービス	0.0036 (0.0029)		
地域子ども・子育 て支援	-0.1154 (0.1611)		
定数項	1.4670*** (0.0762)		

注) *** 1%, ** 5%, * 10% 有意。

とそうでない時の年間課税額の差は4万円、483万円を超えると限界税率が高くなるためにその差は8万円程度と2倍になる。このように配偶者控除の上限額以上に働くことで限界税率が非連続的に変化する年収の閾値は483万円および1131万円であり、夫の年収が高くなるほど、限界税率が高くなるため、この閾値より高い年収を夫が持っている時には、妻は働くインセンティブが弱くなっていると考えられる。

実際に、妻の就業ダミー変数を被説明変数とし、夫の年収に加えてこの夫年収の非連続性についてのダミー変数を加えた式を推定したところ、夫の年収に関する多項式を入れたうえでこれらの操作変数の係数は負の値になっており、特に1131万円の閾値に関しては(10パーセントで)統計的に有意な結果となっている。妻の就業ダミー変数を被説明変数とする誘導型の回帰モデルを推定したのちに、その残差(の多項式)を出生確率の決定式に含めることによって、妻の就業の内生性を制御したうえで、出生確率の決定式を推定することができる。ことがわかる。

出生確率の決定式を推定する際には妻の就業決定式から得られた推定残差のみならず、居住地選択確率の多項式も制御関数として含めることで、妻の就業の内生性と居住地選択によるバイアスの両方を同時に考慮した推定が可能となる。制御関数はこの妻就業式の推定残差と居住地選択確率の推定値の両方からなる(交差項を含む)

表4—子育て支援政策の限界効果

パネルA 3歳以上子どもあり家計	夫年収(百万円)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
児童手当	0.103	0.088	0.041	0.021	0.008	-0.006	-0.024	-0.052	-0.082	-0.124
乳幼児・子ども医療費助成	0.376	0.306	0.133	0.058	0.003	-0.058	-0.132	-0.258	-0.386	-0.566
母子保健	0.043	0.077	0.070	0.074	0.093	0.119	0.148	0.216	0.270	0.346
保育サービス	-0.459	-0.401	-0.196	-0.113	-0.062	-0.008	0.059	0.161	0.275	0.435
地域子ども・子育て支援	0.294*	0.262*	0.132*	0.080	0.050	0.020	-0.019	-0.075	-0.139	-0.231
パネルB 3歳以上子どもなし家計	夫年収(百万円)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
児童手当	0.050	0.042	0.032	0.021	0.016	0.009	0.001	-0.008	-0.019	-0.031
乳幼児・子ども医療費助成	-0.061	-0.094	-0.116	-0.128	-0.169	-0.200	-0.254	-0.317	-0.410	-0.470
母子保健	0.597	0.608	0.577	0.501*	0.560*	0.570*	0.637**	0.712**	0.841*	0.878*
保育サービス	-0.823	-0.794	-0.715	-0.584	-0.615	-0.588	-0.613	-0.640	-0.706	-0.678
地域子ども・子育て支援	0.258	0.240	0.208	0.161	0.161	0.145	0.139	0.132	0.130	0.106

柔軟な多項式を考えた上で、クロス・バリデーションによって多項式の次元を選択している。これにより、妻就業式の推定残差は5次の項まで、居住地選択確率に関しては4次までを含む定式化が選択されている。

表3は推定結果をまとめたものである。まず家計属性の影響を見てみると、妻、夫ともに年齢が高くなると出生確率は低くなっていることが確認できる。さらに既存の子ども数が多いほど、出生確率が低くなっていることも同時に確認できる。また、妻の就業の内生性を考慮しない最小二乗法による推定結果では、妻の就業は負で統計的に有意な係数となっているが、内生性を考慮すると統計的な有意性はなくなっている。このことは妻の就業それ自体が出生確率を引き下げているわけではないことを示唆している。

子育て支援政策の効果に関しては、既存の子どもの有無や夫の所得との交差項を含むモデルのため、推定値そのものから効果の有無を判断するのが少々やっかいである。そのため、それぞれの支援策を10パーセント増やした時の“限界”効果から子育て支援政策の効果の有無を判断してみたい。

表4のパネルAは3歳以上の子どもがすでにいる家計について、夫の年収ごとに計算した効果をまとめたものである。また、パネルB

は3歳以上の子どもがいない家計について同様に夫の年収ごとに、それぞれの子育て支援政策を10パーセント増やした時の効果がレポートされている。これによると、3歳以上の子どもがいて、かつ夫の年収が400万円未満の家計においては、地域子ども・子育て支援事業が出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかり、その効果は夫の年収が低いほど強くなっている。また、3歳以上の子どもがおらず、かつ夫の収入が400万円以上の家計においては、母子保健事業を充実させることは出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかる。これらの結果から、出生率の引き上げに対して有効な子育て支援政策は、既存の子どもの有無や所得といった家計の属性に応じて異なることが確認できる。

7 居住地選択によるバイアス

最後に、居住地選択行動を明示的に考えた場合とそうでない場合とを比べることで、子育て支援政策の係数パラメータおよびその効果がどの程度バイアスを持って推定されているのかを確認してみよう。

表3では、妻の就業の内生性と居住地選択によるバイアスを考慮するために追加した制御関数が統計的にも有意な影響を持つことが確認できる。つまり、これらの要因を考慮することは

図1 a—地域子ども・子育て支援政策(3歳以上子どもなし家計)

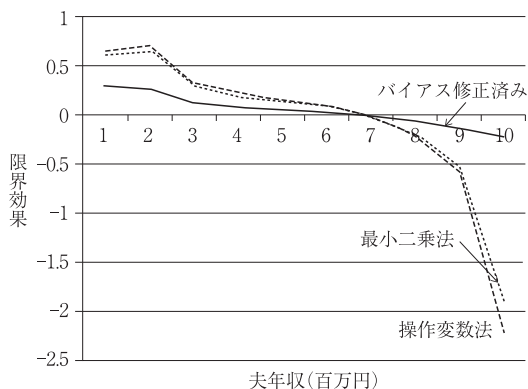
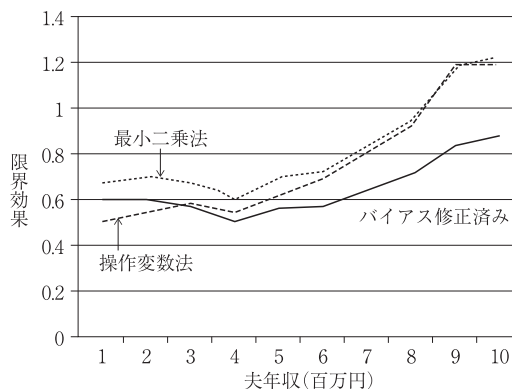


図1 b—母子保健 (3歳以上子どもあり家計)



統計的に意味があるといえる。

図1は表4で確認した子育て支援政策の効果のうち、3歳以上の子どもがいない家計に対する母子保健事業の効果と、3歳以上の子どもがいる家計に対する地域子ども・子育て支援政策について、最小二乗法の推定値に基づいた効果、妻の就業の内生性のみを考慮した操作変数法による推定値に基づいた効果、妻の就業の内生性と居住地選択バイアス取り除いた推定値に基づいた効果がそれぞれ描かれている。これらの図を見ると、統計的に有意な効果が見られた夫の所得の範囲に関しては、居住地選択を明示的に考慮することによってその効果は小さくなっていることがわかる。例えば、地域子ども・子育て支援事業費を現状の平均値から10パーセント充実する政策が、3歳以上の子どもがいて、かつ夫の所得が200万円以上300万円未満の家計の出生率に与える効果は、居住地選択を考慮しなければ0.5を上回る水準であるが、居住地選択バイアスを考慮すると0.262(表4より)となり、およそ半分の効果となっている。このことから、この政策に関しては最小二乗法および操作変数法により計測された支援策の効果の約半分は政策の正味の効果であり、残りの半分は移住による効果であったことがわかる。

おわりに

本稿では、Nakajima and Tanaka (2014) の内容を紹介することにより、子育て支援策の実

施主体である基礎自治体の独自の子育て支援政策が家計の居住地選択行動および出生行動に与える効果について考察した。子育て支援政策には多様な形態があるが、本稿では、子育て支援政策は家計の居住地選択行動と出生行動に影響を与えうること、有効な支援策は既存の子どもの有無や家計所得に依存して異なりうること、さらには支援策が居住地選択行動に与える影響を考慮しないと、これらの支援策が出生行動に与える政策を過大に推定する恐れがあることが確認できた。

2015年から新たな子ども・子育て支援新制度が施行され、支援制度の実施主体としての基礎自治体は、国の動向および他の自治体の動向をにらみながら、独自の子育て支援政策を展開している。今後、人口減少により財政基盤の維持が困難になることが予想される基礎自治体も少なからず存在すると指摘されており、少子化対策としての子育て支援制度の重要性はさらに増している。各自治体の支援策の有効性を詳細に把握するためにも、直近のデータによるさらなる研究が待たれると言えよう。

参考文献

- Dahl, Gordon (2002) "Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets," *Econometrica*, Vol.70(6), pp.2367-2420.
- Nakajima, Ryo and Ryuichi Tanaka (2014) "Estimating the Effects of Pronatal Policies on Residential Choice and Fertility," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 31, pp.179-200.

コンパクトシティが都市財政に与える影響

沓澤隆司

はじめに

都市の財政状況は、大きな変革期を迎えつつある。すなわち、急激な少子化のために就労可能な人口は減少し、限られた就労人口のもとで生産活動を行なうことにより税収は伸び悩むことになる。また、高度経済成長期に大量に整備された公共施設の老朽化が進行し、その維持・更新に巨額な負担が強いられることが想定される。一方で、高齢化の進行は介護費用などの社会福祉関係の行政費用の増加を招くことになる。

こうした事情に加えて、都市構造のあり方が財政状況にさらなる影響を与えると考えられる。高度経済成長期の日本の都市は、郊外に向けて拡大してきた経緯があり、郊外部に多くの住宅市街地が展開している。また、郊外部の大規模店舗が多く立地した結果、都市の中心部の商業活動は空洞化が進行している。こうした都市構造のもとでは、行政サービスを周辺部まで行き渡らせるために多額のコストをもたらす可能性が高い。例えば、広範な地域に市街地が分散した場合、広範な地域により多くの図書館、公民館、教育施設などの公共施設を立地させ、改修や維持管理を行なう必要があり、コスト増大の要因となる。また、介護などの行政サービスを行なうには、多くの移動コストを要する。

こうした都市構造の問題に対応するため、従来の周辺地域に分散した市街地を中心部に集約し、経済活力を強化するとともに、公民館、図書館等の公共施設の統合等によって行政コスト

の縮減を図るコンパクトシティへの都市構造の再編を行なうことが方策として提案されている。

経済財政諮問会議のもとに置かれた「選択する未来委員会」においても、昨年11月に取りまとめられた最終とりまとめでは、「地域の再生に向けて、行政サービス等を市街地中心部に多機能集約化することにより、生活の利便性を高めながら経済活動の活性化を図る『集約・活性化』が求められる」とされ、コンパクトシティの取組等の方策が掲げられている。

市街地中心部への人口や諸機能の集約や公民館、図書館、教育施設等の公共施設の統合等は、公共施設のストックの総量を抑制し、維持・更新等に要する費用を縮減する。また、市街地全体がコンパクト化した場合には、行政サービスの提供に必要となる移動等のコストを抑えられるので、行政コストの縮減に資することになる。一方で、大都市圏の市町村や地方の拠点的な都市などでは、中心部に大きな規模の都市が存在し、市街地が連坦し、相互に近接した位置に周辺市町村が集中しているケースも考えられる。さらには、近隣の自治体の行政サービスとの横並び・模倣や行政サービスの競争により支出される費用が増大する可能性もありうるので、近接する複数の都市の影響を考慮する必要がある。

こうした都市の人口の集中や近隣の都市がもたらす地方自治体の歳出額への影響がどの程度で、どのような目的の歳出額（たとえば、公共事業、教育、社会福祉など）について効果的であるかについての実証的分析はこれまで十分に

れているとはいえなかった。市街地の人口の集中の状況を見る指標としては、国勢調査に示されている人口集中地区のデータがあり、この地区の人口の集中度を元に地方自治体の歳出額への影響を分析することが可能である。また、地方自治体と周辺自治体との距離をウェイト付けた周辺自治体の財政支出額が与える影響を計測することで、近隣の都市が相互にもたらす財政への効果を把握できる。

本稿では、「市町村別決算状況調」をもとに把握された市町村の歳出状況に与える影響を、近隣の市町村の歳出が与える影響も含めてパネルデータ分析を通じて分析した。

本稿の構成は次のとおりである。第1節は、地方自治体の歳出額に与える影響を分析した先行研究を詳述し、第2節では使用するデータと地方自治体の1人当たり歳出額の関数モデルを提示する。第3節は、分析結果を示し、第4節では結論と今後の課題を述べる。

1 先行研究

地方自治体の歳出構造を分析した研究としては Bruckner (2003) が定式化したスピルオーバーのモデルがある。このモデルは、周辺自治体の歳出とその自治体自身の属性が財政の歳出に影響するとの考え方による。その要因としては地方自治体相互の行政サービスをめぐる競争や模倣、相互の補完などが考えられる。

こうしたモデルに基づき、複数の実証分析が行なわれている。アメリカの州レベルの分析では Case et al. (1993) の例があり、Ladd (1992, 1994)、Solle-Olle (2006)、Carruthers and Ulfarsson (2006, 2008) により、地方政府単位の分析が行なわれている。特に、Carruthers and Ulfarson (2008) では、①市街地の環境（市街地の人口密度、市街地の人口割合、資産価値）、②行政単位の構造、③成長と人口構造（人口の変化、1人当たり所得など）、④歳入源（1人当たり連邦政府の歳入、1人当たり州政府の歳入）、⑤カウンティの規模や位置

著者写真

くつざわ・りゅうじ

1963年、東京都生まれ。東京大学法学部卒。国土交通省入省後、内閣府政策統括官付参事官（社会基盤）などを経て、現在、政策研究大学院大学教授。著書：『住宅・不動産金融市場の経済分析』（日本評論社）。

づけ（カウンティの面積、雇用率、政府の平均賃金、大都市かどうかなど）を説明変数とし、スプロール現象による1人当たりの地方政府の歳出額の与える影響を分析した。

日本においても、90年代以降の地方財政の急速な悪化に対応して、財政支出の要因を分析する研究例が見られる。土居（2000）は、地方公共団体の公共財への財政支出が近隣の地方公共団体の便益を高めるスピルオーバー効果や地方財政において国の補助金により地方公共団体の財政支出を助長するフライペーパー効果を明らかにした。都道府県相互や単独の県内の町村間の歳出決定への影響の研究例としては、菅原・國崎（2005）や斎藤（2013）の研究例がある。

また、林（2002）は、人口規模が大きな自治体が1人当たりの財政規模の削減に寄与するのではないかとの観点から、混雑度を加味しつつ、人口規模を説明変数として地方財政関数の推計を行なった。この推計に関しては国内にも多くの研究例が見られ、いずれも人口規模の増大に向けて、1人当たりの歳出規模がU字型の軌跡を描く帰結が示されている。すなわち、人口規模の増大が市町村にとって「スケールメリット」が生じ、1人当たりの財政規模を削減できるとの帰結も予想され、現実には2000年代には地方公共団体の合併が大規模に行なわれた。

ただし、人口規模に止まらない都市構造や隣接する市町村の影響についてまで踏み込んだ分析は、あまり多いとは言えない。特に、都市の中心部に人口が集中してコンパクトな都市構造となることで、どの程度それぞれの都市の歳出額に影響を与えるかについての分析を行なった

研究例はない。内閣府（2012）も、人口規模に止まらず、人口密度と1人当たり財政規模との関係を分析しているが、人口密度は人口を都市の面積全体で割ったものであり、コンパクトな都市構造を実現できているかどうかの分析とはなっていない。

本分析では、都市構造が地方自治体の財政支出に与える影響を分析するため、人口集中地区（DID：Densely Inhabited District）の面積割合を踏まえた人口の集中度や隣接自治体の財政からの影響を元にした地方財政の関数形を推計し、都市構造が1人当たり財政支出に与える影響を分析するものとする。

2 分析モデル

本節では、都市の構造に関係が深い人口集中地区（DID地区）への人口集中度を示す指標として、DID地区への人口の割合から同地区の面積割合を除いた数値を「DID地区の人口集中度」として、1人当たり歳出総額に影響を与える説明変数に採用するほか、それぞれの自治体固有の属性を説明変数として位置付けた。さらに、周辺の地方自治体からの行政サービスのための財政支出による便益が生ずることも考慮し、地方自治体間の距離をもとにウェイト付けたモデルを採用している。

2-1 データ

(1) 1人当たり歳出額

被説明変数である1人当たり歳出総額のデータは、総務省が毎年度取りまとめている「市町村別決算状況調」の中の歳出総額、目的別・性質別の歳出額を対象とする。今回の分析では、1996年度、2001年度、2006年度、2011年度についてパネルデータを作成している。ここで注意を要するのは、1996年以降日本の地方公共団体では、市町村合併が相次いでいる点である。そこで合併前と合併後の財政状況を正しく分析するため、合併前の地方自治体の歳出額を合算して合併後の状況に置きなおしている。また、東

京23区と政令指定都市は、他の自治体と制度上の取り扱いや権限の範囲が異なることから分析の対象から除外するほか、大都市圏の市街地に連たんし、DID地区の面積が可住地面積の9割を超える都市は都市の集中の密度が財政支出に与える影響を分析する本稿の趣旨にそぐわないためサンプルから除外した。

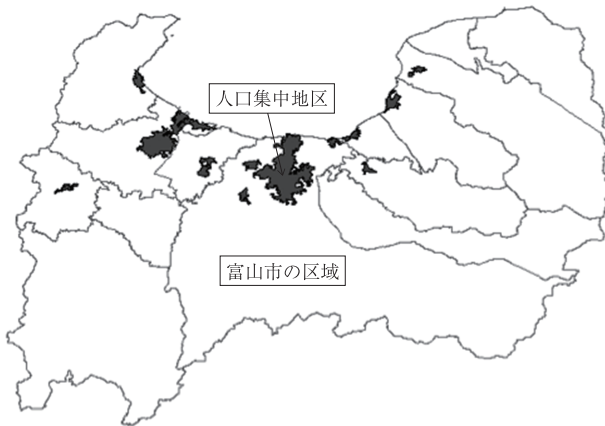
歳出額については、それぞれの市町村がそれぞれの年度で行政サービスを提供するために必要とする金額を元に算出する。したがって、公債費は除かれる。また、本分析では、「市町村別決算状況調」に示された①総務・議会費、②民生費（社会福祉費、老人福祉費を含む）、③衛生費、④商工・労働費、⑤農林水産費、⑥土木費（道路費、下水道費、住宅費を含む）、⑦教育費、⑧消防費から構成される目的別歳出額や性質別歳出額を構成する建設事業費の数値を用いて、それぞれの行政分野ごとの支出額に与える影響も分析する。

(2) 人口集中地区への人口の集中度

人口集中地区（DID地区）は、国勢調査で位置付けられた概念であり、市区町村の区域内で人口密度が4000人/km²以上の基本単位区¹⁾が互いに隣接して人口が5000人以上となる地区あるいは、空港、港湾、工業地帯、公園など都市的傾向の強い基本単位区に設定される。

DID地区の例として、図1に富山市の地図を掲げているが、DID地区は面積の面では全体の約4.5%をカバーしているに過ぎないのに対し、人口の面では、全体の約52.9%をカバーしている。本研究は、こうした地域での居住の集中の状況が財政支出額に与える実質的な影響を分析するために、都市の中で従来から人口が集積しているこうした地域にいかに関係が集中し、コンパクトな空間を形成しているかの指標として、DID地区内の人口割合、面積割合を算出し、人口割合から面積割合を除いた数値を「DID地区の集中度」と位置づけ、説明変数の一つとした。

図1—人口集中地区(DID地区)の例：富山市



注) 富山市の人口は42万1953人。人口集中地区内の人口は22万3250人(全人口の52.9%)、人口集中地区内の面積は55.56km²(全面積の4.5%、可住地面積の11.7%)。

(3) 「DID地区の集中度」以外の説明変数

この他には、説明変数には、大きく2つの要素を入れている。1つには、地方公共団体の財政支出が、行政サービスの模倣、競争等により近隣の地方公共団体の財政支出を助長したり、近隣地方公共団体への便益から財政支出を抑制したりする可能性から、近隣地方公共団体の歳出に影響することが考えられる。そこで地方自治体相互の直線距離を元にウェイト付けを行ない、それぞれの隣接する自治体との位置関係がその自治体の歳出額に与える影響を計測する。地方自治体相互間の直線距離は、それぞれの市町の役所、役場間の距離を緯度、経度の差異をもとにGISを用いて計測した。

もう1つは、それぞれの地方自治体の人口規模のほか、それぞれの都市が有する属性が1人当たり歳出額に与える影響を明らかにするため、国勢調査において示されている人口、年齢層別人口の人口全体に占める割合(15歳未満の年齢層、65歳以上の年齢層)、第2次産業、第3次産業の就業者の全就業者に占める割合、昼夜間人口比率²⁾、財政力指数、住民1人当たりの公債費の割合を説明変数としている。

これらの被説明変数、説明変数の記述統計を

表1で報告している。

2-2 モデル

本研究では、市町村のDID地区の集中度、人口規模その他の市町村独自の属性のほか、周辺地方自治体の財政支出の影響を市町村間の距離でウェイト付け、1人当たり地方自治体の歳出額を推計する。こうした周辺自治体の影響によるスピルオーバー効果を考慮した空間モデルは、Anselin(1988)が提示しているように、以下の式で示されている。

$$e_i = R(e_j, X_i) \quad (1)$$

ここで地区*i*の1人当たりの歳出額を e_i とすれば、この額は、周辺近隣の自治体*j*の1人当たり歳出額 e_j とそれぞれの自治体の属性 X による影響を受けることになる。ここで、数式に特定すれば以下のとおりとなる。

$$e_i = \beta \sum_{j \neq i} \omega_j e_j + X_i \Gamma + u_i \quad (2)$$

ω_{ij} はその自治体*i*における1人当たり歳出額に影響を与える近隣の地方自治体の影響のウェイト、 β は近隣自治体の1人当たり歳出額が影響を与えるパラメータ、 Γ は、その地方自治体の属性に係るパラメータとなる。

ただし、この推計式では、以下のような誤差項間の空間的な相関が予想される。

$$u_i = \rho \sum_{j \neq i} \omega_j u_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

誤差項が空間的な相関を有するため、仮に(3)式で β が有意な係数を示したとしても見かけ上の相関でしかない空間的自己相関が生ずる。

また、本分析の説明変数である e_j は内生変数であり、OLSによる推計では不偏性も一致性も持たない。こうした同時性の問題や多重共線性の課題を考慮し、パネルデータ分析を実施することとし、(3)式を以下のように変形した。

表1—記述統計

	標本数	平均	標準偏差	最小	最大
1人当たり財政支出額(千円)	3040	345.123	101.849	106.674	1212.837
1人当たり建設事業支出額(千円)	3040	73.168	48.839	2.302	402.497
目的別財政支出額					
1人当たり総務・議会費(千円)	2168	54.443	24.218	23.368	500.989
1人当たり民生費(千円)	2168	96.232	35.574	12.973	635.734
1人当たり社会福祉費(千円)	2168	24.278	7.803	7.892	81.739
1人当たり老人福祉費(千円)	2168	22.167	7.865	8.23	73.654
1人当たり衛生費(千円)	2168	36.116	14.463	1.455	150.911
1人当たり商工費(千円)	2151	12.7293	11.6594	0.0553	92.8816
1人当たり労働費(千円)	2151	7.8611	13.1124	0	111.5464
1人当たり農林水産費(千円)	2168	15.82	16.728	0.046	174.326
1人当たり土木費(千円)	2168	62.326	30.908	9.645	379.889
1人当たり道路橋梁費(千円)	2168	16.969	10.904	1.536	86.557
1人当たり下水道費(千円)	2168	13.492	6.966	0	58.075
1人当たり住宅費(千円)	2168	5.016	8.647	0	174.92
1人当たり教育費(千円)	2168	45.063	15.98	18.026	167.914
1人当たり消費費(千円)	2168	14.522	4.581	0.057	54.353
地方自治体全域の面積(km ²)	3040	234.727	278.184	4.96	2177.67
可住地面積(km ²)	3040	89.406	83.994	3.24	473.87
DID地区の面積(km ²)	3040	10.838	13.338	0.6	92.78
人口総数(人)	3040	96360	98744	6285	609040
DID地区内の人口(人)	3040	59047	82396	5006	583009
DID地区の人口割合 (A)	3040	0.524	0.247	0.069	0.999
DID地区の面積割合(対可住地) (B)	3040	0.198	0.209	0.006	0.893
DID地区の集中度 (A-B)	3040	0.326	0.137	0.034	0.821
15歳未満人口比率	3040	0.146	0.024	0.068	0.257
65歳以上人口比率	3040	0.21	0.055	0.065	0.386
第2次産業就業者比率	3040	0.307	0.082	0.11	0.634
第3次産業就業者比率	3040	0.613	0.087	0.343	0.849
昼夜間人口比率	3040	0.949	0.101	0.601	1.748
財政力指数	3040	0.663	0.251	0.14	2.07
1人当たりの公債費	3040	41.827	21.3	2.422	184.167

$$e_{it} = \beta \sum_{j=1}^K \omega_{ij} e_{jt} + \sum_{k=1}^K \Gamma_k X_{it,k} + u_{it} \quad (4)$$

ここで、 e_{it} は i 自治体の歳出額であり、 e_{jt} は i 自治体の周辺の j 自治体の歳出額である。 j 自治体の歳出は、後述の地域ウェイトを用いて変換される。 X_{it} は t 期の i 自治体の属性を示す説明変数 (DID 地区の集中度や i 自治体の人口規模など) である。 u は誤差項である。

地域ウェイトは、隣接する地方自治体からの直線距離の逆数を元に算出した。直線距離が近接するほど、その隣接地方自治体の行政サービスの影響を受けやすいと考えられるためである。本分析では、Kelejian and Prucha (1998) が提示した GS2SLS (一般化空間的二段階最小二乗

法) によって、(4) 式を推計する。

3 分析結果

分析結果は、表2、表3のとおりである。

DID 地区の集中度でみると負の係数を示し、その割合の増加につれて1人当たりの歳出額が低減し続ける傾向を示している。こうした傾向への説明として、人口集中地区への人口の集約やそれに伴う行政の施設やサービスの集約が進むことで、限定された地域に効率的に行政サービスが提供されることによると考えられる。

また、隣接する地方自治体の1人当たり歳出額が与える影響について、距離の逆数を加重平均してその影響を推計したところ正の係数を示

表2—DID地区の集中度等が1人当たり財政支出額に与える影響の推計結果

	1人当たり財政支出額 (空間的自己相関モデル)		1人当たり財政支出額 (パネル変量効果モデル)	
	係数	t値	係数	t値
近隣自治体の歳出額*	0.442***	7.77		
DID地区の集中度	-0.167***	-4.34	-0.112***	-2.91
人口*	-0.330***	-2.68	-0.373***	-3.01
人口*の2乗	0.009*	1.65	0.010*	1.79
15歳未満比率	-0.614***	-3.56	-0.447**	-2.39
65歳以上比率	0.800***	6.13	0.904***	6.54
第2次産業就業者比率	-0.460***	-2.68	-0.410***	-3.64
第3次産業就業者比率	-0.142	-1.42	0.017	0.15
昼夜間人口比率	0.476***	9.10	0.592***	11.40
可住地面積*	0.109***	10.77	0.140***	15.39
財政力指数	0.111***	4.25	0.035	1.37
1人当たり公債費	-0.284	-1.52	0.141	0.71
96年ダミー	0.114***	8.25	0.118***	8.17
01年ダミー	0.021***	3.13	0.023***	3.14
06年ダミー	-0.019**	-2.27	-0.055***	-7.33
定数	4.976***	6.31	7.579***	10.63
R2 Adj.		82.82		55.05

注1) *は対数値

2) Moran's I 検定の P 値は 0. LM Error. LM Error (Robust). LM Lag. LM Lag (Robust) の P 値はいずれも 0. LM Error (Robust) の検定統計量が大きいことから空間エラーモデルを選択。

3) Bresh-Pegan 検定とハウスマン検定の P 値は 0. よって変量効果モデルを選択。

表3—DID地区の集中度、近隣の歳出額が1人当たり性質別、目的別の財政支出額に与える影響

	近隣の歳出額	DID地区の集中度
財政支出額	0.442*** (7.77)	-0.167*** (-4.34)
建設事業費	0.385*** (5.57)	-0.163** (-1.97)
総務・議会費	0.323*** (3.30)	-0.300*** (-5.02)
民生費	0.712*** (13.90)	-0.112** (-2.39)
社会福祉費	0.882*** (13.23)	-0.165*** (-3.02)
老人福祉費	0.326*** (7.71)	-0.191*** (-4.28)
衛生費	0.425*** (2.93)	-0.312*** (-3.76)
商工・労働費	0.614*** (12.86)	-0.031 (-0.23)
農林水産費	0.114*** (2.86)	-0.417*** (-3.49)
土木費	0.732*** (7.49)	-0.039 (-0.45)
道路橋梁費	0.346*** (4.75)	-0.118 (-1.08)
下水道整備費	0.842*** (5.12)	-0.142 (-0.86)
住宅整備費	0.708*** (7.11)	-0.105 (-0.53)
教育費	0.126 (0.41)	-0.219*** (-3.06)
消防費	0.320*** (2.94)	-0.279*** (-4.44)

注) 枠内の数値はGS2SLS推計の係数、()内はt値。

している。この数値は、土木費、民生費、商工・労働費で高い係数を示し、こうした分野では、隣接地方自治体の行政サービスに対する行政支出・投資の行動が周辺の自治体に影響を与

え、行政サービスの競争(competition)や模倣(emulation)の結果、自身の行政サービスを増加させた結果ではないかと推察される。

さらに、第2次産業従事者の割合が高いことは、第3次産業の割合と異なり、行政コストの低減要因として有意に作用している。15歳未満人口は行政コストの低減要因、65歳以上人口の比率は行政コストの増加要因となっているが、これは高齢者向けの医療・福祉関係の行政需要の増加に影響するものと考えられる。

このほか、可住地面積、昼夜間人口比率や地方自治体の財政力指数が正の係数を示している。可住地面積が大きいことは行政

がカバーすべき領域の拡大、昼夜間人口の上昇は人口移動に伴う行政コストの上昇を示していると推察される。

性質別、目的別歳出額ごとの結果でも、DID地区の集中度は、一部を除き、1人当たり財政支出額を抑制する傾向が認められる。

性質別歳出額の中では、建設事業費が負の係数を示しているが、ここでいう建設事業は、道路、港湾などの土木施設だけでなく、福祉施設や教育施設も対象となり、こうした施設の集積が行政コストの圧縮に有効であることを示している。

目的別支出額については、おおむね例外なくDID地区の集中度に関して負の係数となり、財政支出を削減する効果があることを示している。特に、総務・議会費、衛生費、教育費、消防費はその数値の幅が大きい。これに対し、土木費や商工・労働費については、有意とはならなかった。

このうち、教育費に関しては、学校が郊外部

に分散して立地すれば、地方自治体は、施設の整備、維持更新だけでなく、職員の配置などに費用を支払うことを余儀なくされることになる事情によると考えられる。消防費や衛生費についても同様の効果が認められる。

土木費については、有意の数値を示していない。この背景として、例えば都市計画事業は、市街地を中心に行なわれるものであり、その地域への人口の集積度が大きくなった場合、むしろインフラ整備の必要性が増大し、行政コストの増加要因になる可能性もある。また、河川費や港湾費、空港整備費も地域的要因が大きく、市街地に人口が集約されたからといってただちに行政コストの抑制に資するものではないことも考えられる。

民生費全体の支出額は、DID 地区の集中度は有意に負の係数を示しているが、その係数は大きなものではない。民生費の中で、社会福祉や老人福祉の費用は行政サービスやサービスが提供される施設が、市街地が分散しているより、集中しているほうが行政サービスを効率的に提供できると考えられることから、DID 地区の集中度は有意に負の係数を示しているが、生活保護費は、人口が集中する大都市においてより額が多くなる傾向にあることなどから、全体としては係数が低く算出されている可能性が考えられる。

商工・労働費は、DID 地区の集中度は係数も小さく、有意ではない。DID 地区への集中は商工業の集積と発展を意味し、そのことが行政需要の拡大をもたらす可能性がある。また、農林水産費が DID 地区の集中度に関して負の係数を示していることは、DID 地区への人口集中が農林水産業への行政需要の減少をもたらしていることによるものであり、コンパクトシティ施策との関連は薄いものと考えられる。

4 おわりに

本分析では、現行の国勢調査で示された DID 地区をそれぞれの地方自治体における人

口が集積した地域と位置づけ、その地域への人口の集積や市町村全体の人口の中での集中の状況、近隣の地方自治体との接近状況が行政コストに与える影響を分析し、中心市街地への人口集中は、教育費、衛生費、消防費、老人・児童福祉費などを中心に 1 人当たりの歳出額を抑制する効果があることを明らかにした。また、近隣の地方自治体の財政支出も、土木費、商工・労働費、民生費を中心に周辺の自治体へも影響を与えていることがわかった。

本分析から得られた係数をもとにすれば、DID 地区の面積が不変として、同地区の人口が自治体全体の人口に占める割合が 1 割上昇した場合、1 人当たりの歳出額は 1.7% 程度削減できることになる³⁾。こうした施策は、人口規模が平均的な都市（今回の分析対象となった地方自治体の人口総数の平均は約 9.6 万人）において 5.5 億円程度の歳出削減の効果を生むようにも思われる⁴⁾。しかし、その場合でも、DID 地区に人口を集中させる施策を講ずるときのコストが大きく膨らむ可能性も考慮する必要がある。今回の分析で言えば、上記のようなコンパクト化の効果を挙げるためには、DID 地区の人口割合を 1 割引き上げることになり、10 万人の都市で言えば、約 1 万人の住民を周辺部から DID 地区に移さねばならないことを意味し、引越し費用だけでも居住者には大きな負担となる。

一方で、日本の各都市の少子・高齢化は長期的に進行することが予想され、65 歳以上の人口の占める割合は、人口問題研究所の中位推計によれば、2010 年の 23.0% から 31.6% に上昇する。各都市の人口構成がこの予測通りに移行し、65 歳以上の割合が 8% 上昇すれば、各都市の歳出額は約 7% 程度上昇する⁵⁾。こうした歳出増はコンパクト化による歳出削減だけでは容易に対応できるものではない。

こうした点から見れば、都市のコンパクト化は、コストに見合った便益をもたらすようにその手法を十分検討する必要があることになろう。

また、本分析は人口集中地区の枠組みの中で、各都市の人口や諸機能の集中の状況を推定した。この地域に人口が集中していることは事実であるが、人口集中地区が仮に市街地の中心部から離れた地域にも分散して存在する場合、その地域への人口集中が必ずしも行政コストの低減に作用する保証はない。こうした課題に対処するためには、都市の中で人口や諸機能が集積した中心点から人口や住戸（世帯）が距離的にどの程度離れているかを示す分散値を集計して都市のコンパクト化を計測する方法も考えられる。

こうした課題のなかでも、コンパクトシティ化などの都市構造の形成が地方自治体の歳出に与える影響が大きいことは今般の分析でも明らかであり、今後の人口減少、高齢化のなかでも、歳出を抑制し、住民の過度な負担を抑制できる最適の都市構造の実現を図っていくことが求められる。また、当然のことながら、コンパクトシティの推進を検討する際には、それぞれの都市における財政への影響は一つの側面にすぎず、都市の経済の活性化や環境負荷の低減あるいは今後増大する高齢者の暮らしやすさにどのように結びついていくかという観点も含めて議論されるべき課題であると言える。

注

- 1) 基本単位区は、学校区、町丁・字など、市区町村を細分した地域についての結果を利用できるようにするために、平成2年国勢調査の際に導入された地域単位。基本単位区の区画は、街区方式による住居表示を実施している地域では、原則として一つの街区としており、それ以外の地域では、街区方式の場合に準じ、道路、河川、鉄道、水路など地理的に明瞭で恒久的な施設等によっているとされている。
- 2) これらの指標については説明変数と被説明変数の同時性を考慮し、1995年度、2000年度、2005年度、2010年度の数値を使用した。
- 3) 歳出額削減は次の式で試算できる。

$$1 - e^{-0.167 \times 0.1} \approx 0.01656$$
- 4) 都市の歳出削減効果は次の式で試算できる。

$$34.512(\text{万円/人}) \times 0.01656 \times 96360 \approx 5.5\text{億円}$$
- 5) 想定される歳出額の増大は次の式で示される。

$$e^{0.7999 \times 0.08} - 1 \approx 0.0661$$

参考文献

- 斎藤英明（2013）「地方公共団体単独事業費支出と他地域へのスピルオーバー効果——神奈川県下の町村を対象として」『政経研究』第49巻第3号、841-865頁。
- 菅原宏太・國崎稔（2005）「都道府県の歳出決定における相互連関の検証」第62回日本財政学会報告論文。
- 総務省（1996, 2001, 2006, 2011）『市町村別決算状況調べ』
- 土居丈朗（2000）『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社。
- 内閣府（2012）『地域の経済2012』
- 林正義（2002）「地方自治体の最小効率規模：地方公共サービスの供給における規模の経済と混雑効果」『ファイナンシャル・レビュー』第61号、59-89頁。
- Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Springer Science & Business Media.
- Bruckner, J. (2003) "Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies," *International Regional Science Review*, Vol. 26, pp.175-88.
- Case, A., R. Harvey, and H. James (1993) "Budget Spillover and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States," *Journal of Public Economics*, Vol. 52, pp.285-307.
- Carruthers J. I. and G. F. Ulfarsson (2006) "The Cycle of Fragmentation and Sprawl: A Conceptual Framework and Empirical Model," *Environment and Planning B33*, pp.767-788.
- Carruthers J. I. and G. F. Ulfarsson (2008) "Does 'Smart Growth' Matter to Public Finance," *Urban Studies*, Vol. 45, pp.1791-1823.
- Kelejian, H.H. and I.R. Prucha (1998) "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbance," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.17, pp.99-121.
- Ladd H. F. (1992) "Population Growth, Density and the Costs of Providing Public Services," *Urban Studies*, Vol. 29, pp.293-295.
- Ladd H. F. (1994) "Fiscal Impacts of Local Population Growth: A Conceptual and Empirical Analysis," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.24, pp. 661-686.
- Sole-Olle, A. (2006) "Expenditure Spillovers and Fiscal Interactions: Empirical Evidence from Local Governments in Spain," *Journal of Urban Economics*, Vol. 59-1, pp.32-53.

住宅取引におけるプリンシパル・エージェント問題

Levitt, Steven D. and Chad Syverson (2008) "Market Distortions When Agents are Better Informed: The Value of Information in Real Estate Transactions," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.90, No.4, pp.599-611.

はじめに

わが国の中古住宅市場は、欧米に比べて取引量が少ないことが指摘されており、その原因として情報の非対称性が挙げられている。中古住宅の取引では、情報の非対称性は品質だけではなく、売買を委託する仲介業者との間にも生じる。いわゆるプリンシパル・エージェント問題である。ここで紹介する Levitt & Syverson (2008) は、住宅取引においてプリンシパル・エージェント問題が生じているか否かを検証した論文である。

日本では、中古住宅の取引において仲介業者を介して住宅の売買を行なうことが一般的だが、売主と買主の仲介業者が同一人物（もしくは、同一企業）になることが可能である。俗にいう「両手取引」のことだが、この媒介契約はプリンシパル・エージェント問題を生じさせる可能性があるため、日本の住宅取引の問題点の1つとして指摘されている。

以下、Levitt & Syverson (2008) において、住宅取引におけるプリンシパル・エージェント問題をどのように研究しているか紹介する。

1 データについて

分析に利用しているデータは、イリノイ州クック郡郊外のおよそ10万件の取引データであり、データソースは、イリノイ州北部をカバーしている Multiple Listing Service に掲載された住宅である (Multiple Listing Service とは、仲介業者が売買希望住宅の情報を登録し、その登録情報を業者間で共有するシステムのことである。日本の不動産物件登録システムであるレインズに該当する)。このデータの利点は、住宅の属性データ、売り出し価格と売却価格、売り出し開始から売却までの期間等の情報が掲載されている点である。また、この研究でもっとも

重要な掲載された住宅の持ち主が、不動産仲介業者 (the real estate agent。以下、仲介業者) であるか否かが識別できる点である。

ただし、持主自身による売買 (すなわち仲介業者を通さない取引) は MLS に記載されない。また、登録情報は、仲介業者が入力するため、データの正確性に課題があり、未入力項目などもあるため、必ずしも完全な情報ではない点に注意が必要である。

Levitt & Syverson (2008) では、1992年から2002年までにクック郡の物件として登録された新築・中古の戸建て住宅を分析対象としている。また、分析に利用するデータについてはいくつかの処理を行なっている。そのうえで、最終的に利用するデータ数は約9万8000件となっており、そのなかで持ち主が仲介業者であった物件は約3.4% (3330件) となっている。

表1は、利用するデータの記述統計を表している。1列目・2列目はフルサンプルの値であり、3列目から5列目はデータを取引年と所在地で分割しそれらを比較したもの、6列目から8列目はデータを街区ごとに分割しそれらを比較したものとなっている。表から明らかなように、売却価格 (真数および対数) は仲介業者の所有する住宅のほうが高くなっており、売却までの期間についても仲介業者の所有する住宅のほうが長くなっている。この傾向は、街区別の数値で見た場合も同様である。

ただし、仲介業者が所有する住宅の属性や立地が、それ以外の住宅とシステムチックに異なっている可能性がある。例えば、仲介業者の住宅は、同一市かつ同一街区の住宅と比較しても大きく、豪華な作りであるかもしれない。こうしたシステムチックな違いが取引価格に反映されている可能性があるため、回帰分析ではこの点をコントロールすることになる。

表1—記述統計

変数	フルサンプル		年および市で分類			街区で分類		
	平均	標準偏差	標準偏差	△(業者保有住宅の 平均値-それ以外 の住宅の平均値)	P値(平均値の 差の検定)	標準偏差	△(業者保有住宅の 平均値-それ以外 の住宅の平均値)	P値(平均値の 差の検定)
被説明変数								
売却価格 ※売却物件のみ	271.405	216.797	151.330	57.591	<0.01	108.960	48.445	<0.01
売却価格(対数値) ※売却物件のみ	12.33	0.577	0.335	0.128	<0.01	0.246	0.117	<0.01
売却までの期間 ※売却物件のみ	93.62	118.6	113.3	24.18	<0.01	97.18	14.83	<0.01
売却されたか否か	0.78	0.42	0.41	-0.07	<0.01	0.36	-0.04	<0.01
基礎的な住宅属性								
寝室の数	3.315	0.84	0.788	0.168	<0.01	0.587	0.11	<0.01
浴室の数	1.818	1.295	1.242	0.196	<0.01	1.108	0.14	<0.01
その他の部屋数	4.041	1.166	1.082	0.246	<0.01	0.832	0.181	<0.01
駐車可能台数	1.69	0.655	0.601	0.065	<0.01	0.504	0.075	<0.01

2 実証分析 1

実証分析のモデルは下記のとおりである。ここで、h、t、cおよびbは、それぞれ住宅 (house)、年 (year)、市 (city)、および街区 (city block) を示している。被説明変数は、対数の売却価格または売却までの期間 (日数) となっている。説明変数は、部屋の種類ごとの部屋数、車の収容可能台数、任意のアメニティの有無、家のスタイルに関する指標 (21種類)、住宅の外装に関する指標 (5種類)、さらに販売時の宣伝広告におけるキーワードの有無 (およそ100種類)、および住宅が立地する街区のダミー変数などとなっている。

$$y_{htc} = \beta * AGENT_OWNED_{ht} + X_{ht}\gamma + k_{ct} + \lambda_b + \varepsilon_{ht}$$

表2は推計結果であり、モデル(i)から(iv)にかけて説明変数を徐々に増加させたものを表している。また、表の上段は被説明変数を売却価格 (対数値) として推計したものであり、下段は被説明変数を売却期間として推計したものである。なお、表中では説明変数 AGENT_OWNED の推計結果のみを掲載している。

モデル(i)から、被説明変数を対数の売却価格とした場合、仲介業者が所有する住宅はその他の住宅に比べて4.8%の価格上昇が見られた。また、被説明変数を売却期間とした場合、仲介業者が所有する住宅はその他の住宅に比べておよそ17日間長くなることが示されている。

表2—分析結果の一部 (説明変数「AGENT_OWNED」の係数)

パラメータ (標準誤差)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
	被説明変数：ln(売却価格)			
R ²	0.048 (0.004)	0.042 (0.004)	0.038 (0.003)	0.037 (0.003)
被説明変数：売却期間				
R ²	16.89 (2.42)	11.03 (2.40)	10.25 (2.39)	9.47 (2.25)
その他の説明変数				
市×年の交差項	Yes	Yes	Yes	Yes
基本的な住宅属性	Yes	Yes	Yes	Yes
住宅品質に関する変数	No	Yes	Yes	Yes
キーワードに関する変数	No	No	Yes	Yes
街区に関するダミー変数	No	No	No	Yes
Excess return of agent assuming a 20% annual discount rate	0.039	0.036	0.032	0.032

仲介業者の所有する住宅がその他の住宅に比べて高価であるという結果は、内生性の影響が考えられる (例えば、彼らの所有する住宅が、他の住宅よりも、魅力的であったり、メンテナンスが充実したりしている可能性がある)。そこで、それらの影響を考慮するために、説明変数を追加して推計した結果がモデル(ii)から(iv)となっている。モデル(ii)およびモデル(iii)では、価格と売却期間のパラメータが小さくなっているものの、有意な結果が得られている。モデル(iv)では、価格のパラメータの有意性が失われて

いるが、決定係数は大幅に上昇していることが確認できる。これは、モデル(iv)で追加した街区ダミーは、その地域の学校の質、犯罪、交通の利便性や公共インフラといった要素の代理変数であり、取引においてそうした要素が同一市内であっても重要であることを示している。

このように、多様な説明変数を追加し、内生性の影響を小さくしたとしても基本的に分析結果は同様であった。モデル(iv)の結果を用いて評価すると、売買価格が3.7%異なるということは、このデータのその他の住宅の中央値で評価すると、およそ7600ドル高くなることを意味しており、売却期間はおよそ10%長くなっていることになる。

3 実証分析 2

上記のような分析結果が得られた理由として、情報の非対称性や仲介業者の手抜きといった要素以外では、以下の3点が考えられる。第1に、内生性が残されている可能性である。第2に、仲介業者の一部に割引率が低い個人が含まれている可能性である。第3に、仲介業者の一部に危険回避的ではない個人が含まれている可能性である。

しかし Levitt & Syverson (2008) では、上記の説明では分析結果を十分には説明できないことが示され、仲介業者の裁量によって取引に歪みが生じている可能性を検討している。仲介業者の裁量としては、仲介業者の手抜きの可能性と情報に関するアドバンテージの可能性が考えられるが、データを分析することで手抜きというより、情報の非対称性による影響だと考えられるいくつかの根拠が挙げられている。

第1に、仲介業者が手を抜いた場合、理論上は、仲介業者以外が所有している住宅の売却期間が早まることは考えにくい点である。

第2に、仲介業者が手抜きをする際に重要となるのは、売主が仲介業者の努力水準を観察（または検証）できないことである。しかし、多くの場合、売主は広告の内容やオープンハウス・内覧の頻度などから、仲介業者の努力水準を観察できる。

第3に、仲介業者の情報に関するアドバンテージが、仲介業者の所有する家とそれ以外の家との間で

システマチックに変化する点である。この点について Levitt & Syverson (2008) では3種類の分析を行なっている。分析結果は表3に示している。

一つ目の分析は、仲介業者の所有する住宅とその他の住宅が立地する街区のその他の住宅との差が大きいほど、仲介業者のアドバンテージが大きくなる可能性について検証したものである。つまり、相対的に似通った住宅がある地域では、売主は周辺の売却事例を通して売却可能なおおよその価格について学習することができる。他方で、その地域におけるその他の住宅との異質性が高ければ、周辺の売却事例は参考にならない。したがって、差が大きいほど、仲介業者のアドバンテージが高くなり、結果的に取引を有利に進めることができる可能性がある。そこで、MLSに分類されている住宅様式(21種類)の情報を利用して、異質性を表す指標を作成し、異質性の程度と仲介業者が所有する住宅価格(および売却期間)との相関について分析を行なっている。

分析の結果(表3-A)、異質性が高い地域ほど、仲介業者が所有する住宅の取引価格の差が大きくなり(4.3%)、異質性が低くなるほど取引価格の差が小さくなる(2.3%)ことが示された。売却期間の差に関する分析でも、同様の結果が得られている。仲介業者は、異質性の高い街区において、他の住宅よりも本人が所有する住宅の売却期間を長くしている。また、異質性の最も低い街区での分析は有意な結果が得られていない。

二つ目の分析は、インターネットの普及と仲介業者のアドバンテージとの関係について検証したものである。インターネットは、買手にさまざまな取引情報を提供することになり、売手との情報格差を急速に縮めている。つまり、インターネットの普及は、仲介業者のアドバンテージを弱めている可能性がある。そこで、分析データを3期間のサブサンプル(1992年—1995年、1996年—1999年、2000年—2002年)に分割して、第2節のモデル(iv)の定式化に基づいて推計している。分析結果は、表3-Bに示されている。

表から、仲介業者の所有する住宅価格とそれ以外の住宅の価格の差が最も大きいのは、いちばん古い時期であることが確認できる(4.9%)。価格差は、

表3 一仲介業者の所有する住宅と取引の関係

A.同一街区における異質性	仲介業者の情報に関するアドバンテージ (予想)	被説明変数 LN (売却価格)	被説明変数 売却期間
高	大	0.043 (0.005)	9.45 (3.68)
中	中	0.039 (0.005)	11.92 (3.82)
低	小	0.023 (0.005)	5.09 (4.24)

B. 売却時期

1992年 - 1995年	大	0.049 (0.007)	15.20 (6.11)
1996年 - 1999年	中	0.032 (0.005)	7.99 (4.14)
2000年 - 2002年	小	0.029 (0.006)	2.47 (3.98)

C. 買手の代理人の有無

代理人(無) × 仲介業者の所有住宅	大	0.052 (0.007)	N/A
代理人(有) × 仲介業者の所有住宅	小	0.033 (0.003)	N/A

インターネットが広く利用されるようになった1996年—1999年の時期になると、3.2%に下落している。2000年以降では、価格差は2.9%であり、下落率は小さくなっている。また、売却期間の差についても、同様の動きを見せている。1995年以前は、売却期間に2週間以上の差があったものの、1996年から1999年ではおよそ1週間の差となり、2000年以降はおよそ2.5日の差となっている。ただし、この推計結果は有意ではない。

三つ目の分析は、買手に代理人がいるかどうかという事実と仲介業者のアドバンテージとの関係について検証したものである。ほとんどの取引では、売手と買手は異なる仲介業者を利用しているが、場合によっては売主だけが仲介業者を利用していたり、売主と買主の仲介業者が同じだったりするケースもある。こうしたケースでは、買手の立場を代理する業者がないことで、売手の仲介業者における情報に関するアドバンテージが強くなると考えられる。また、買手が仲介業者を利用していない場合、売手の仲介業者は2倍の手数料を受け取ることができる

(買手の仲介業者と手数料を折半する必要がないため)。したがって、売手の仲介業者は、仲介業者を利用していない買手に売却する強いインセンティブを持つことになる。この点を分析するために買手に仲介業者がいるかどうかのダミー変数を追加して、AGENT_OWENEDのダミー変数との交差項を用いて推計を行なっている。

推計結果は表3-Cに示されている。分析結果は、理論上予想される結果と適合しており、仲介業者が自身の持家を売却する時には、買手に仲介業者がないことが取引価格を1.9%上昇させることが確認できる。この結果は、仲介業者をもたない買手は取引に関する情報を十分に持っていないために、高値掴みをさせられやすいという解釈ができる。

まとめ

これまで見てきたように、米国の住宅取引においてもプリンシパル・エージェント問題は存在し、情報に関するアドバンテージをもつ仲介業者は自身の所有する住宅を、同質な他の住宅よりも長期間に渡って市場に公開し、高い取引価格で売却していることが明らかになった。

米国の住宅取引制度は、日本よりもさまざまな点で充実している。MLSにしても、全米を広く、細かくカバーしており、売却依頼を受けた仲介業者が、自分の手元にその情報を留め置くことはできない仕組みとなっている。

制度が整えられているアメリカであっても取引価格等に差が出るということは、日本でも同様の問題が生じる可能性がある。いわんや、日本の住宅取引制度は米国に比べて未整備な状態であり、仲介業者の恣意的な行動によって情報の非対称性が取引に影響する余地は大きいと考えられる。日本国内ではデータの制約があり、同様の分析をすることは難しいが、日本の中古住宅取引においてこうした情報の問題の影響を検証することが必要だと思われる。

原野 啓

公益財団法人日本住宅総合センター主任研究員

●新刊書のご案内

『定期借家を活用した新たな居住形態等に関する調査——定期借家制度及び活用事例としてのシェアハウスの分析』

「調査研究レポート」No.13311
平成27年3月刊
定価：定価1093円+税

定期借家制度は、「良質な賃貸住宅等の供給の促進に関する特別処置法」（平成12年3月施行）に基づいて創設された制度であり、施行以来14年が経過している。定期借家によって、民間の市場で良質な賃貸住宅等が供給され、多様な賃貸住宅の選択肢が増えることが期待されたが、その普及率は3%程度（「平成24年度住宅市場動向調査報告書」）にとどまる。定期借家の普及促進を図る視点で本書はまとめられている。

本書は、2部構成となっており、第1部「定期借家制度普及の分析」（吉田修平弁護士担当）の主

な内容は次のとおり。

①定期借家制度創設の背景と経緯、創設後の変遷を詳述

②定期借家制度の普及低迷の原因とも考えられる「事前説明義務」「法定中途解約」「（普通借家からの）切り替えの禁止」「賃料改定特約」「再契約」の各論点について判例紹介もしつつ実務上の問題点を分析し、見直しの方向性を提示

③定借借家の活用に資するため、好立地な空き家への活用などの活用例を提案

第2部「定期借家制度の活用事例の分析」では、一般賃貸住宅で定期借家の普及が進まないなか、定期借家契約が標準となっているシェアハウスについて取り上げており、主な内容は次のとおり。

①シェアハウスについて

- ・定義
- ・普及の背景
- ・シェアハウス市場（認知度の推移、市場規模等）

②シェアハウスの事例分析

- ・主な運営事業者
- ・物件事例

③シェアハウスの事業特性

- ・入居者特性（男女比、年齢層、就業形態、入居動機）
- ・契約の形態および内容
- ・賃料その他の費用
- ・運営（募集方法、入居審査、管理、トラブル対処、退去手続など）

④シェアハウスに見る定期借家制度の課題と可能性

- ・シェアハウスに定期借家契約が利用される要因
- ・定期借家制度の課題と普及可能性

なお、巻末に違法なシェアハウスに対する行政（国・東京都）の対応に関する資料を掲載している。

本書は、定期借家の普及の一助となり、また、シェアハウス事業に携わる方々の参考となることが期待される。

編集後記

息子に「カブト虫とクワガタが欲しい」とせがまれた。ペットショップで入手することもできるが、買ってくるのは癪なので、自分で捕まえることにした。しかし、カブトムシを探るのは子供の頃以来なので情報がまったくない…。ネットでいろいろと調べてみると、わずかだが近所での捕獲に関する情報が記載されている。それらの情報と、自分の経験を頼りに捜したところ、日中にもかかわらず雄と雌のカブト虫を一匹ずつ捕まえることができた。息子はとても喜んでくれ、父親株は急上昇である。

息子への対応としてはこれで十分だったが、今回の捕獲が偶然の可能性もあるので、明け方に再度調べてみたところ、やはりカブト虫を見つけたことができた。ざっと見たのだが、6匹はいたので周辺の雑木林で繁殖しているものと思われる。何十年ぶりの挑戦だったが、子供時代の記憶が蘇り、自分にとっても楽しい時間だった。捕まえた場所は新宿からさほど離れていないため、居るはずがないと思い込んでいたが、身近な所にも知らないこと、見落としていることがたくさんあるのだと再確認させられた。（K・H）

編集委員

- 委員長——中川雅之
- 委員——瀬下博之
直井道生
山崎福寿

季刊 住宅土地経済

2015年秋季号（第98号）

2015年10月1日 発行

定価 [本体価格715円+税] 送料別

年間購読料 [本体価格2860円+税] 送料込

編集・発行 一公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

http://www.hrf.or.jp

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷株式会社

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。