

# 不動産情報開示システムの構築を

八田達夫

政策研究大学院大学 学長  
財団法人日本住宅総合センター 理事

地価が上昇に転じた昨今、バブルの再燃を警戒する声がある。どのような政策によって、バブルとその後の不況の再発を防止すべきだろうか。

1980年代後半に狂乱地価を発生させた原因は、金融の異常な緩和である。一方、「失われた10年」の主な原因は、地価の異常な上昇に対して、不動産融資の総量規制によって対処したことである。政府の市場介入こそが、バブルとその後の弊害を生み出したといえる。

しかし、バブルの弊害を招いた政府の失敗は、これだけではない。そもそもバブル当時、企業が不動産のリスクを合理的に判断するためのデータが公的に整備されておらず、その結果、企業が合理的に判断する体制やノウハウを持てなかった。そのために、多くの企業が不動産購入に狂奔した。

政府が不動産のデータコードを統一し、業種・業界の枠を越えて、不動産情報をやり取りできる仕組みが実現すれば、不動産情報を自社内で共有できるだけでなく、グループ内や不動産業務のアウトソーシング先とも効率的にデータのやり取りを行なえるようになる。さらに、政府が主導して、賃料や取引価格など、不動産取引市場におけるデータの収集および情報の開示をすれば、企業自身が不動産のリスク評価を行なえるようになる。

不動産情報の公開を整備すれば、個々の企業が合理的な不動産投資が行なわれることになるだけでなく、全体にとっても効率的な資源配分が行なわれるようになるだろう。さらに、不動産情報の整備は、地価狂乱をもたらした要因のひとつを消却することにもなる。

---

## 目次●2007年秋季号 No.66

---

- [巻頭言] 不動産情報開示システムの構築を 八田達夫——1  
[特別論文] マンション建替えの現状と課題 井上俊之——2  
[研究論文] 犯罪と地価・家賃 沓澤隆司・水谷徳子・山鹿久木・大竹文雄——12  
[研究論文] 都市の容積率と交通需要 浅田義久——22  
[研究論文] 親からの住宅資金援助と子の住宅取得行動 周 燕飛——29  
[海外論文紹介] 土地利用規制が住宅・土地価格に与える影響 田中麻理——38  
エディトリアルノート——10  
センターだより——42 編集後記——42

# マンション建替えの現状と課題

## 法的課題を中心に

### 井上俊之

#### はじめに

14年ほど前に「マンション建替えに関する市街地再開発事業等の活用と制度的制約」と題する拙文を書いたことがある（『住宅』1993年10月号）。本稿の依頼を受けて改めて読み返してみた。「マンション建替えの円滑化等に関する法律」（以下「円滑化法」という）の制定前であった当時、市街地再開発事業の活用可能性と限界の検討とマンション建替えを広範に進めるための新たな制度整備の必要性について述べたものである。その中で建替えのための制度面の検討課題として指摘した①事業施行主体の位置づけ、②合意形成に関する措置、③権利調整に関する措置、④登記手続きの整備の4点については、円滑化法の制定および「建物の区分所有等に関する法律」（以下「区分所有法」という）の改正により解決されたかに見える。しかしながら、円滑化法施行後5年近くたった今日、マンション建替えの現場からは現行法制の使い勝手の悪さや限界について指摘する声が少なからず聞こえてくることも事実である。

本稿においては、マンション建替えに係る法整備の経緯とマンション建替えの現状を概観するとともに、今後、より円滑かつ広範にマンション建替えを推進していくために検討が必要な法的な課題について述べることにしたい。

なお、意見に係る部分については私見であることをあらかじめお断りしておく。

#### 1 マンション建替えに係る法整備の経緯等

最初にマンション建替えに係る法整備の経緯について振り返って整理しておく。

##### (1) 区分所有法の制定（昭和37年4月4日法律第69号、昭和38年4月1日施行）

分譲マンションをはじめとする区分所有建物について、民法の特別法として法的規準を示しトラブルを未然に防ぐことを目的として区分所有法が制定された。制定時は区分所有建物の建替えについての定めはなく、民法の原則どおり全員同意が必要であった。

##### (2) 区分所有法の改正（昭和58年5月21日法律第51号、昭和59年1月1日施行）

新たに建替え決議が導入され、4/5以上の特別決議で多数決により建替えを決する道が開かれた。しかしながら、多数決の導入に際し、いわゆる費用過分性要件（老朽等により建物がその効力を維持し、または回復するのに建替えよりも過分の費用を要すること）、同一敷地・同一用途要件等の厳しい要件を課した。特に費用過分性要件はどのような場合にこの要件が満たされるか明確でなく、解釈をめぐり訴訟リスクを抱えることになる。このため、建替え決議は実際には適用事例が少なく、千里桜ヶ丘住宅（大阪府豊中市）、江戸川アパートメント（東京

都新宿区) など数件にとどまってきた。

(3) 円滑化法の制定および区分所有法の改正 (円滑化法平成14年6月19日法律第78号、平成14年12月18日施行、改正区分所有法・円滑化法平成14年12月11日法律第140号、平成15年6月1日施行)

昭和50年代から始まるマンション建替えの多くは敷地の容積率に余裕があって新たなマンションの床への還元率が高く区分所有者の負担がないか、または少ないものであった。バブル経済の崩壊以降の地価の下落に伴い、こうした容積率の活用効果も薄れ、マンション建替えの事業環境は悪化することとなる。

また、膨大な老朽マンションの建替えを視野においた時、余剰容積どころか指定容積を超過した既存不適格マンションの建替えもいずれ避けられなくなってくることは明らかである。阪神・淡路大震災の被災マンションの建替えの経験はその先取りとも言えるものであった。余剰容積がない、または現に容積を超過しているマンションにおける権利調整等の実務は、合意形成の困難性等において容積活用型の事業とは次元の異なるものであり、関係者から事業の法制化が必要との指摘がなされてきた。

こうした状況の下、建替え要件の緩和および明確化、建替事業を円滑に進めるための新たな法的枠組みの必要性が各方面で議論されてきた。

国土交通省では平成13年5月に住宅局内に「マンション建替え円滑化方策検討委員会」(委員長:小林重敬横浜国立大学教授)を設置し検討を重ねた。

また、当時の総合規制改革会議においても議論され、「現行の区分所有法の問題点を整理し、見直しについての検討を進めるとともに、必要に応じて住宅政策の見地からも、マンションの建替えが円滑に実行できるための方策について検討する」とされた(規制改革推進3か年計画、

(井上氏写真)

いのうえ・としゆき

1955年生まれ。京都大学大学院工学研究科建築学専攻修士課程修了。1981年建設省入省。前国土交通省住宅局市街地建築課長。2007年7月より住宅局住宅総合整備課長。

平成13年3月30日閣議決定)。

これらの検討を受けて、まず円滑化法が制定され、その後区分所有法の改正およびそれと合わせた円滑化法の改正が行われた。

①円滑化法の制定

円滑化法の概要は以下のとおりである。

- 区分所有者が一定の条件の下に法人格のあるマンション建替組合(以下「組合」という)を設立できることとし、マンション建替えの事業主体を確立した(ほかに個人施行者制度がある)。
- 権利変換計画を策定することにより、権利変換期日において区分所有権、抵当権等の関係権利が再建マンションに一括して移行することとした。
- 再建マンションに係る土地、建物の登記を一括して申請可能とした。

これらについては、都市再開発法に基づく市街地再開発事業に準じたものであるということができ、後述するように権利変換の考え方の基本的な組立ては異なるものである。

そのほか、国土交通大臣がマンション建替え円滑化等に関する基本方針を定めること、保安上危険等の有害な状況にあるマンションについて市町村長が建替え勧告できること、それを受けたマンション建替えに係る支援等について定めている。

②区分所有法の改正

円滑化法公布後の臨時国会において、区分所有法の改正およびそれと合わせた円滑化法の改

正が成立した。区分所有法改正の中心は建替え決議要件の抜本改正である。費用過分性要件を撤廃し単純に4/5以上の賛成で足ることとした。併せて同一敷地・同一用途用件も廃止した。これにより、隣接敷地の買取り等による建替えも進められることとなった。また、団地内の建物の建替え承認決議（一部建替えのための措置）、団地の一括建替え決議の制度が新たに設けられた。

### ③円滑化法の改正

円滑化法改正の要点は以下のとおりである。

- ・敷地の同一性要件の緩和に伴い隣接敷地を取り込んだ建替えを可能とした。
- ・団地一括建替え決議に基づく団地の組合の設立を可能とした。
- ・団地内の建物の建替え承認決議を行った場合、権利変換の同意対象を当該建物に係る区分所有者に限定することとした。

### (4) 支援制度の整備

円滑化法の制定に合わせ補助制度、税制等において必要な支援措置を講じた。その概要は以下のとおりである。

- ・補助制度：優良建築物等整備事業（マンション建替えタイプ）について地区面積要件を緩和するとともに、建替え決議前の段階での助成内容を拡充した。
- ・債務保証制度：民間再開発促進基金（（社）全国市街地再開発協会が実施）の対象に円滑化法に基づくマンション建替えを追加した。
- ・税制：円滑化法に基づくマンション建替えについて、権利の変換や転出に伴う権利の譲渡等に係る所得課税、流通課税等の特例措置を講じた。

## 2 マンション建替えの現状

### (1) マンションストックの概要

建替えの現状にふれる前にマンションストッ

クの現状を概観しておく。わが国のマンションストックは約505万戸（平成18年末現在）、毎年約20万戸のペースで増加している。現在築年数30年以上のマンションは約56万戸であるが、5年後には約106万戸、10年後には約162万戸と急増する。

### (2) これまでの建替えの状況

円滑化法によらないマンション建替えについては昭和50年竣工の渋谷ホームズ（東京都渋谷区、旧名称宇田川住宅）を最初の事例として、平成18年度末までに107件が報告されている（表参照。阪神・淡路大震災の被災マンション105件を除く）。このうち、第一種市街地再開発事業による建替えが9件、任意の手法が98件である。第一種市街地再開発事業によるものは、2件を除き同潤会住宅に係るものである。市街地再開発事業については耐火建築物に係る要件があり、築後年数が経っていない耐火建築物には原則として適用できないため、戦前に建築された同潤会住宅への適用が多くなったものと考えられる。

建替えの平均像は表にあるとおり、築後年数40年、従前90戸、従後152戸、戸数倍率1.7倍である。このうち市街地再開発事業によるもの9件について見ると、同潤会の団地形式のものが多くことを反映して規模は大きい建替え倍率は全体の平均と変わらない。建替え倍率1.7倍ということは、従後の住戸規模が従前よりも大きいであろうことを合わせ考えると従前に比べて相当の高度利用が図られていると推定される。容積率の消化度合いが少ない従前マンションを高度利用することにより新しい床への高い還元率を実現させ、自己負担なしでまたは少ない自己負担で建替えを行っているものが多いと考えられる。従前マンションの供給主体を見ると、旧日本住宅公団、地方住宅供給公社、同潤会といった公的主体のものが大半を占める。初期の

表一マンション建替事業の平均像

(国土交通省調べ、平成18年度末時点)

	円滑化法によらない建替え（第一種市街地再開発事業を含む）	円滑化法によらない建替えのうち第一種市街地再開発事業	円滑化法によらない建替えのうち円滑化法施行後のもの	円滑化法による建替え	
件数	107件	9件	18件	26件	
平均築年数	40年	70年	44年	40年	
平均従前戸数（A）	90	241	114	83	
平均従後戸数（B）	152	403	205	124	
倍率（B/A）	約1.7倍	約1.7倍	約1.8倍	約1.5倍	
従前マンションの供給主体	公団	34 (32%)	1 (11%)	5 (28%)	5 (19%)
	公社	41 (38%)	0 (0%)	4 (22%)	10 (38%)
	同潤会	10 (9%)	7 (78%)	1 (6%)	0 (0%)
	民間	15 (14%)	0 (0%)	7 (39%)	10 (38%)
	不明・その他	7 (7%)	1 (11%)	1 (6%)	1 (4%)

- 注1) 阪神・淡路大震災の被災マンション、構造計算書偽装問題に係る分譲マンションの建替えは含まない。  
 2) 「円滑化法によらない建替えのうち円滑化法施行後のもの」は、円滑化法施行後に建替え決議あるいは全員合意が行われたもの。  
 3) 地区数には、竣工済みのものおよび建替え決議あるいは全員合意済みのものを含む。  
 4) 平均築年は、当初供給時点から建替え完成（予定を含む）までの年数。

公団・公社の分譲マンションは容積率の消化割合が低いものが多く、先に述べた事業の傾向とも符合する。

### (3) 円滑化法施行後の建替えの状況

円滑化法施行（平成14年末）後の建替事業の状況を見てみよう。円滑化法による建替えの年度別の組合設立認可（または事業認可）件数は平成15年度4件、16年度5件、17年度8件、18年度9件（ほかに構造計算書偽装マンション関係5件）と少しずつではあるが増加傾向にある。しかし、老朽マンションの膨大なストックを考えると、建替事業のペースはまだまだ低水準に留まっていると言わざるを得ない。

円滑化法施行後も円滑化法を活用しない任意手法による建替えも選択されている。円滑化法施行後に建替え決議または全員同意を行ない、任意手法を選択した事業は18件である（先述の107件の内数）。円滑化法による組合設立認可等済み26件と円滑化法によらない建替事業18件とを比較すると、円滑化法によらないほうが事業規模が大きく、戸数倍率が高い。高度利用が実現でき還元率が高くなれば合意形成を図る上で有利となる。建替え倍率の高い公的主体による

大規模団地において任意手法が選択された結果である。円滑化法の意義は建替え決議後の事業の安定運営の確保にあるわけだが、一方で、円滑化法の活用により事業手続きが複雑化する、その割に借家人の同意が必要である等仕組みが万全ではない等の指摘があり、任意手法の選択につながっていると見ることもできる。

### (4) 特徴的な建替え事例

なかなか使われなかった旧区分所有法の建替え決議による建替え事例、円滑化法・区分所有法改正をふまえた建替え事例の中から特徴的な事例をいくつか紹介しておこう。

①新千里桜ヶ丘住宅（大阪府豊中市、昭和42年大阪府住宅供給公社分譲、12棟272戸→7棟524戸）

旧区分所有法による建替え決議を行い、その有効性を最高裁まで争って認められた事例である。平成8年4月建替え決議が成立。12月に反対者3名が建替え決議無効を求めて提訴。平成13年6月最高裁判決により決議の有効性が認められる。平成17年12月事業完了。

②江戸川アパートメント（東京都新宿区、昭和9年同潤会供給（当初は賃貸）、2棟258戸→

3棟232戸)

平成14年3月旧区分所有法に基づく建替え決議。不参加者が売渡請求に係る時価の算定方法を主たる争点とした訴訟を提起。平成16年11月最高裁判決で建替え参加者側の主張をほぼ認め、時価の算定方法を明確に示した。平成17年5月事業完了。

③諏訪町住宅（東京都新宿区、昭和46年東京都住宅供給公社分譲、3棟60戸→1棟96戸）

円滑化法に基づく建替え組合設立の最初の事例である。平成15年5月に全員同意で旧区分所有法の建替え決議を行い、9月に円滑化法を適用し組合設立認可を受けた。17年7月事業完了。

④萩中住宅（東京都大田区、昭和43年東京都住宅供給公社分譲、8棟368戸→2棟534戸）

改正区分所有法による団地一括建替え決議に基づく最初の事業。従前戸数では市街地再開発事業によるものを除き最大規模。平成14年に旧区分所有法に基づく建替え決議が不成立。改正区分所有法を受けて平成15年8月に団地一括建替え決議。11月組合設立認可、平成18年3月事業完了。

⑤六本木7丁目（東京都港区、天城六本木マンション：昭和46年民間事業者分譲、ホームマットガーネット：昭和55年民間事業者分譲、1棟30戸+1棟9戸→1棟90戸）

別の2棟のマンションを1棟に建替えた事例。あわせて改正区分所有法等を活用し、隣接地を取り込んで建替え。規模は中規模だが市街地再開発事業に準ずる共同化を成功させている。平成18年7月建替え決議、10月組合設立認可、現在事業中（平成22年6月完成予定）。

### 3 マンション建替えに係る法的課題

「はじめに」でも述べたように、実際にマンション建替えにかかわる実務者から円滑化法等について実務を進める上での疑問点や使い勝手の悪さについての指摘がなされている。ここで

は実務者、有識者等から指摘を受けている問題を中心に、現時点での主な法的課題について述べる。

#### (1) 権利変換に係る課題

権利変換に係る課題として区分所有者以外の関係権利者の同意の問題がある。円滑化法の権利変換の流れは、一般的には、区分所有法の建替え決議（4/5以上の賛成で成立）→組合設立（建替え合意者の3/4以上の賛成、都道府県知事の認可）→権利変換計画決定（関係権利者の同意、組合員の4/5以上の賛成、審査委員の過半数の同意、都道府県知事の認可）となる。問題となるのは、権利変換計画に係る関係権利者、すなわち借家権者、抵当権者等の同意である。このうち抵当権者等について同意が得られない場合には、同意を得られない理由および同意を得られない者の権利に関し損害を与えないようにするための措置を記載した書面を添えて権利変換計画の認可を申請することができることとされている。措置の内容については法施行時の通知により例示しているが、実務的にはさらに具体的な例示が求められている。

より大きな問題は借家権者の取り扱いである。借家人が権利変換計画に同意せず、かつ、施行再建マンションの住戸に借家権を取得することを希望しない旨の申し出をしないときには、事実上の拒否権を有することになる。こうしたことが「所有権より強い借家権」との指摘につながっている。円滑化法の組合施行の仕組みは一見して市街地再開発事業の組合施行と近似しているように見えるが、多数決による強制的な権利の移行の仕組みという観点から見ると組立てをまったく異にする。

市街地再開発事業は都市計画で高度利用地区（ないしはそれに準ずる地区計画等）がかけられた区域内にあることが要件となっている。この区域内では土地の合理的かつ健全な高度利用

と都市機能の更新とを図るため、敷地面積の最低限度、容積率の最低限度等が定められることとなっており、通常に比べ強い権利制限がかかっている。その上で組合施行事業（反対者がいても権利変換が可能）については、都市計画により施行区域を定め都市計画事業として施行することが求められている。こうしたことの見返りの措置として多数決原理による強制力を持った権利変換が認められる仕組みとなっている。この場合、借家権者については同意は必要なく、元の家主に変換される新しい床に借家権が与えられることとなっている。ちなみに借家権者を含む関係権利者全員同意を前提とする個人施行事業についても都市計画事業であることは求めないものの、高度利用地区等内を要件としている。これらのことは建物に関する権利変換の仕組みを有する住宅街区整備事業、防災街区整備事業、土地区画整理事業の立体換地に共通している。

一方、円滑化法の権利変換のもととなるのは区分所有法の建替え決議である。これは法整備の経緯で述べたように本来全員同意を要する民法の共有物の処分（法令上は共有物の変更）の例外的な変形である。この決議の拘束を受けるのはあくまでも区分所有者である。したがって、借家権者、抵当権者等はこの拘束を受けない。いわば区分所有者の共同体にもともと属していない立場であり、それが権利変換に係る規定の前提となっているのである。その結果として、区分所有者は多数決に従わざるを得ないが借家権者には拒否権があるという一見矛盾した規定となっている。

一方、このことを個々の区分所有者と借家人との関係で見ると、建替え決議をしたマンションの借家権の消滅について正当事由が成立するかという視点が浮かび上がってくる。相応の立ち退き料を払えば正当事由は認めるとというのが最近の判例の傾向という指摘がある一方、最終

的に訴訟による解決を必要とするため時間のリスク等を免れえないという問題が存する。

## (2) 建替え決議要件に係る課題

建替え決議については、区分所有者および議決権（共用部分の持分の割合）の4/5以上という割合が過大ではないかという指摘がある。

また、区分所有者数の4/5を求めることは過大で、議決権のみで足りるのではないかという指摘もある。事業化を目指して協力企業等が買取りを進めると区分所有者数の母数が減るため相対的に反対者の割合が高まることになるのは公平を欠くとの理由である。

さらに、建替えか改修かを求められる耐震強度が著しく不足するマンションの場合に、建替え（4/5以上の賛成）と改修（3/4以上の賛成）のいずれにも決することができないケースが生じうる。円滑化法に基づく勧告や建築基準法に基づく命令が出された場合においても、建替えまたは改修の最終的な出口は区分所有者の自治による決議に委ねられているわけであり、実務的には大きな課題である。また、改修のための決議が成立した場合であっても、特別の影響を受ける専有部分の区分所有者について個々に承諾を得ることが必要となり、その者が反対すれば改修ができなくなる。建替え以外は専有部分の変更について多数決の効果が及ばず改修事業の遂行上大きな障害となりうる。

## (3) 団地に係る諸課題

団地型のマンションについては、区分所有法の改正により団地一括建替え決議等の規定が整備された。しかし、団地型のマンションは、全面的な建替えだけでなく、建替え、改修、増築、減築等の組合せによる多様な再生を視野に入れる必要がある。現行の区分所有法等で対応できる範囲は限られ、多くの場合は民法の原則の全員同意に戻ってしまい現行規定はあまりにも不

備であるとの指摘を受けざるを得ない。

また、建替えの規定についても問題点が指摘されている。まず、団地一括建替え決議の限界についてである。同決議は団地建物の全部が区分所有建物であること、団地内建物の敷地が区分所有者の共有であること、団地管理規約が定められ各建物が団地管理組合の管理の対象となっていること、という条件すべてを満たす団地のみに適用される。このため、建替えを要するような古い団地によくあるケース、一部に区分所有建物以外の社宅がある場合や団地管理規約で各棟が団地管理対象となっていない場合には適用できないという問題がある。また、1棟に反対者が集中する場合もあり得るため一括建替え決議の棟別の要件（2/3以上）は厳しすぎるのではないかという指摘もある。

団地の一部の棟を建て替える建替え承認決議については次のような指摘がある。一部の棟を建て替える場合には、各棟がどれだけの容積率や高さまで建てられるかのルールをあらかじめ決めておく必要があると考えられる。しかし、ルールを担保する方法がないこと、2回目以降の承認決議が得られる保証がないことなどから実務上極めて使いにくいという指摘である。また、建替えを予定する建物が団地内の他の建物の建替えに特別の影響を及ぼすときは、影響を受ける棟の3/4の賛成を得ることが必要とされているが、「特別の影響」の範囲を明確にする必要があるとの指摘もある。

#### (4) 容積率を超過したマンションの問題

直接区分所有法と円滑化法の課題ではないが、容積率を使い切りまたは超過したマンションの建替えへの対応策も課題である。この問題への対応としては、改正区分所有法により可能となった隣接敷地の取り込みを活用すること、総合設計制度等の容積率特例制度を活用することが考えられる。隣接敷地の取り込みについては隣

接地の条件が合致するかどうかケースバイケースである。また、容積率特例制度については極端な緩和は周辺の理解を得られず、公平性の観点からも限界がある。したがって、これらはすべてのケースにおいて解決可能な手法とはならないと考えられる。

むしろ、建替えによらず最も有利な条件で財産処分を行い、自力では居住の安定確保が困難な者に対しては住宅セーフティネットに対応するという方法も現実的な選択肢ではないかという指摘もある。この場合、個々に売却することとなると、合意形成のリスクを買主が負うことになるので売却価格は低いものにならざるを得ない。区分所有者の利益を最大化するためには多数決により区分所有関係の解消を行うことができるようにする必要がある。

#### (5) その他の法的課題

その他の法的課題について列記する。

- 隣接地所有者および借地型マンションにおける底地所有者の権利変換における取り扱い。
- 売り渡し請求による権利の移転を確実にするための仕組みの創設。

## 4 今後の取組に向けて

国土交通省においては、マンション再生に係る学識経験者、公益法人等の関係団体、地方公共団体等から構成されるマンション再生協議会の協力を得てマンション建替え等法的課題検討会を設け、改修も含めた老朽マンションの円滑な再生に向けての区分所有法、円滑化法をはじめとする法制度に係る課題の抽出、対応方針の検討を行った。第3節で述べた法的課題の多くはこの検討会においても指摘をされたところである。

また、政府の規制改革会議においてもマンション建替えの問題について指摘を受けている（規制改革推進のための3か年計画（平成19年



6月22日閣議決定))。その要点は以下のとおりである。

- ①区分所有法の建替え決議要件に関し過重ではないかとの認識のもと、法務省は国土交通省との密接な連携の下に実態を調査するとともに、決議要件の緩和が老朽マンション等の建替えの促進にどの程度寄与するのか等を調査すること。
- ②建替え決議がされたマンションにおける賃借人の建物明け渡しについて、最終的に裁判等によって解決せねばならないため建替え計画が停滞してしまう場合があるという認識のもと、法務省・国土交通省において建替え決議されたマンションにおける賃借人の建物明け渡しに係る実態を調査すること。
- ③国土交通省は円滑化法の運用の適正化として、権利変換計画への抵当権者の同意が求められない場合の「損害を与えないようにするための措置」についてより具体的な例示を検討すること。
- ④国土交通省は隣接地所有者および借地型マンションにおける底地所有者について組合員全員の同意がない場合においても区分所有権の特定分譲を受けることができる旨周知徹底すること。

今後この閣議決定を踏まえ、運用の適正化を図るとともに法務省とも協力して実態調査およびそれを踏まえ必要に応じ法的対応を検討していくこととなる。

## おわりに

区分所有法や円滑化法をめぐる課題については、法施行後間もないために、運用に関するノウハウが蓄積されていない、実務経験を有する者が少数にとどまっている等運用上の問題が少なくないことは事実である。法改正を必要としない運用の徹底については早急に必要な措置を講じていく必要がある。本稿ではすべてを取

り上げなかったが、前述の法的課題検討会でも運用の徹底で解決可能な課題が多数指摘されたところである。しかしながら、第3節で述べた課題の多くは運用での対応の範囲を超えており、法的対応を必要とすると考えられる。

その際、場合によっては憲法で保証された財産権や民法の原則との関係についても整理し直していく必要があり、その道のりは容易ではない。

しかしながら、マンションが都市住宅として主流の地位を得、そのうち老朽化したストックの建替え、再生が急務であることは異論を挟む余地はない。建替え、再生に取り組む実務者から見放されるような法制度であることは許されない。議論を尽くして法的課題を乗り越え、現場が必要とする法制度に近づけていく努力が必要である。

## 参考文献

- 井上俊之 (1993) 「マンション建替えに関する市街地再開発事業等の活用と制度的制約」『住宅』10月号、18-22頁。
- 井上俊之・本間伸彦・大田知行・田村誠邦・村辻義信 (2006) 「座談会・実務から見たマンション建替えの法律上の課題と今後の展望(上)(中)(下)」『書齋の窓』10月号19-34頁、11月号19-31頁、12月号19-34頁。
- 太田知行・村辻義信・田村誠邦編 (2005) 『マンション建替えの法と実務』有斐閣。
- 鎌野邦樹 (2002) 「区分所有法の改正に関する議論」『住宅』7月号、27-31頁。
- 熊田裕之 (2001) 『マンション法の解説——区分所有法(新訂版)』一橋出版。
- 国土交通省住宅局市街地建築課 (2002) 「マンションの建替えの円滑化等に関する法律について」『住宅』7月号、8-11頁。
- 高田昇 (1995) 「マンション建替え・権利——調整の現状」『都市住宅学』第12号、13-17頁。
- 丸山英氣 (1993) 「マンション建替えの課題」『住宅』6月号、7-11頁。
- マンション建て替え円滑化法研究会 (2003) 『マンション建て替え円滑法の解説』大成出版社。
- 村辻義信 (2007) 「マンション建替えの手法と法的手続き」『マンション学』27号、102-108頁。

犯罪が多発する治安の悪い地域では住宅価格が低いだろうと予想される。最近では犯罪発生情報が公表され、ほとんどの都道府県で犯罪発生情報マップがインターネット上に公開されている。しかも、ひったくり、侵入窃盗、車上ねらい、自動車盗、粗暴犯といった分類別に、町丁目レベルの細かい単位での犯罪発生率が地図表示されていることが多く、地区別の犯罪発生率の差が一目でわかるようになってきている。

沓澤隆司・水谷徳子・山鹿久木・大竹文雄論文（「犯罪と地価・家賃」）では、東京都の町丁目単位の犯罪発生率データを用いて、犯罪が住宅地の地価や家賃に与える影響を推定している。彼らの推定結果によると、犯罪発生率は有意に地価を低下させる効果をもつ。家賃については、地価ほどは明確な結論が得られていないが、アパートの1階の物件については、犯罪発生率が有意に負の効果及ぼしている。

この論文の最大の特長は、計量経済学のテクニックを駆使して、推定値のバイアスを取り除く努力をしていることである。犯罪率が地価に及ぼす効果についてバイアスが発生するのは、データの制約から地価に影響する要因で説明変数に入っていないものが存在し、それらが犯罪率と相関をもっている可能性があるからである。

たとえば、低所得層が多い地域で犯罪発生率が高くなり、しかも、そういった地域で地価が低くなっ

ているとすると、低所得者比率が説明変数に入っていない場合には、犯罪率の係数が低所得者比率の効果を含むことになり、過大に推定されてしまう。

この種のバイアスの処理には操作変数法が用いられる。また、複数時点のデータが利用可能な場合には、パネル推定を行なうことで、この種のバイアスを軽減することができる。この論文では、これらの2つの手法を用いている。

とくに、公示地価データを用いた推定においては、操作変数法による推定とパネル推定に操作変数法を組み合わせるパネル操作変数法を用いた推定の2つを行なっている。いずれのケースにおいても、犯罪発生率は有意に地価を低下させるという結果を得ており、係数の値もそれほど大きくは異なっていない。

家賃データを用いた推定はいまだ予備的な段階にとどまっており、最終的な結論ではないが、アパートの1階については犯罪発生率が有意に推定されている。しかし、アパートの2階では負の関係が弱くなる傾向にある。また、マンションの1階については係数が負にならなかった。

犯罪率が一般人にわかりやすく公開されるようになったのは割と最近である。犯罪率が住宅価格に影響を及ぼすためには、買い手がそれを認知している必要がある。犯罪率が一般人にどの程度知られており、住宅購入の際にきちんと考慮されているかについての情報

があると、推定結果のダブルチェックができる。こういったことについても検討しておくといえよう。

推定結果がバイアスをもっていないかどうかは、用いた操作変数が適切であるかどうかにか依存する。この点についての検討は論文中でも行なわれているが、さらに綿密な検討が必要である。

第1に、操作変数のひとつとして低所得者割合が採用されている。この場合の操作変数は犯罪発生率に影響するが、地価に直接には影響しない変数でなければならない。低所得者割合が大きい地域では、犯罪発生率のいかに関わらず、地価が低くなる可能性があるのも、操作変数として適当かどうかには疑問が残る。

第2に、操作変数を用いたケースと用いなかったケースで推定値に大きな相違がなかった。このことは、操作変数があまり有効でなかったからであるとも解釈できる。

### ●

容積率規制は日本の都市計画規制の最も重要な構成要素であると言って過言ではないであろう。しかしながら、その理論的・実証的基礎についてはいまだに明確でない。経済学者の中には、容積率規制を混雑税に置き換えるべきであるという議論もある。浅田義久論文（「都市の容積率と交通需要」）は容積率規制に関する実証的基礎を探求する試みである。

容積率規制が必要な理由としてよくあげられるのは、道路容量の

制約である。容積率が高いと道路交通需要が大きくなり、交通混雑が引き起こされるというのがその論理である。浅田論文では、容積率緩和が交通混雑につながるかどうかを調べるために、容積率と総走行距離の関係を実際の自動車交通データを用いて分析している。

自動車交通データは平成11年度道路交通センサスの自動車ODを用いており、容積率データには、土地利用現況調査の事務所床面積を宅地面積で割って実効容積率としたものを用いている。

実証分析の結果によると、業務交通の総走行台 km には容積率がプラスに効いている。しかしながら、弾力性は0.2で低い。また、平均走行距離については、容積率はマイナスに有意である。したがって、容積率が高い地域で発着する交通は平均走行距離が短く、東京圏全体では混雑が緩和される傾向をもつと結論づけている。

通勤交通については、容積率は総走行台 km、平均走行距離ともに有意でないという結論を得ている。

浅田論文における推定は、容積率と道路交通需要の関係を地域間のバリエーションを基礎に行なっている。このアプローチは沓澤・水谷・山鹿・大竹論文の焦点になっている推定上のバイアスを生んでいる可能性が大きい。

現状で容積率の高い地域は都心部であり、自動車交通の混雑が激しく、自動車の利用は相対的に少ない。また、公共交通機関の整備

が進んでいるので、自動車交通に大きく依存する必要がない。こういった状況で地域間の比較を行なうと、容積率が道路交通需要に大きなプラスの効果をもたないのは自然である。しかしながら、都心部の容積率がさらに上がったときには、自動車交通需要のかなりの増加をもたらす可能性がある。本論文のような単純なクロスセクション分析では、こういった効果はとらえきれない。今後の研究の進化が望まれる。



親から子どもへの住宅資金援助は贈与税の対象になるが、住宅資金特別控除の特例等によって税負担が軽減（あるいは、免除）されている。この制度を活用して、住宅取得の際に親からの資金援助を受ける子どもが多い。周燕飛論文（「親からの住宅資金援助と子の住宅取得行動」）は、親からの資金援助が住宅取得時期を早める効果を持つか、住宅取得額および頭金額を増やす効果があるかをアンケート調査の個票データを用いて実証的に分析している。

住宅取得額、頭金額、住宅取得時期のそれぞれについて、住宅取得額関数、頭金額関数、取得時期関数を推定している。結論としては、住宅資金贈与額が1000万円増えると取得時期は3.2年短縮され、住宅取得額と頭金額は贈与額とほぼ同額増加する。

この論文の優れている点は、個表データを用いているので、集計データを用いる分析より精度の高

い推定ができることや、贈与額の内生性によるバイアスを回避するために操作変数法を用いたり、頭金と取得時期の間の強い相関を処理するために、SUR手法を用いたりという推定上の工夫がされていることである。

不満があるとすると、推定式が理論モデルから明示的に導出されおらず、各推定式の位置づけや推定式間の関係がよくわからない点である。また、政策的な含意についても、「生前贈与を促進するような制度改正は、住宅投資を刺激し、マクロ的な景気刺激策として期待できる」ということしか指摘されていない。こういった政策がもたらす資源配分の歪みなどに関する分析も期待したいところである。

最近では日本でも周論文のような個票データを用いた実証分析が増えてきていることは喜ばしい。しかしながら、研究者（あるいは、研究者グループ）が個別に研究費を使って収集したデータを用いており、他の研究者にオープンになっていないので、切磋琢磨による研究の発展が阻害されている。ドイツでは、政府の研究費によって収集したデータは他の研究者にもオープンにしなければならないという制度になっていると聞く。わが国でも、国民の税金を使って収集したデータが有効に使われるような手だてが必要であろう。

(KY)

# 犯罪と地価・家賃

沓澤隆司・水谷徳子・山鹿久木・大竹文雄

## はじめに

近年、増加してきているとされている犯罪発生件数に対して、自治体もさまざまな対策を講じ、地域住民と共同で犯罪発生の抑制に努めている。たとえば東京都では、防犯カメラ等の設置に対しての補助事業、青色回転灯を装備した自動車によるパトロール、地域安全マップの作成の促進などを行なっている。

このような取り組みを通じて、犯罪に対しての地域住民の意識は高まり、また住民が居住場所を選択する際にも、その地域の犯罪に対する安全性が重要視されることが考えられる。その結果、その地域の安全性といったものが住宅地の価格を決定する要因となることが考えられる。このことから、住宅地の価格を分析することにより、その地域の安全性についての居住者の評価や防犯対策の評価を知ることが可能となり、今後の都市の防犯対策を考える上でも非常に重要である。

そこで本稿では、まず沓澤・山鹿・水谷・大竹(2007)の研究を紹介する。そこでは犯罪発生の件数の内生性を踏まえた操作変数法を用いて2005年単年度の住宅地の地価について、その前年の犯罪発生件数を説明変数として推定している。そこでは犯罪発生が地価に負の影響を与えていることが示されている。

次に、沓澤・山鹿・水谷・大竹(2007)を拡張し、時系列による変数の変化を踏まえたパネル分析や、地域の属性を踏まえた地域の細分化

(平山氏写真)

による分析を示す。さらに、単年度の分析であるが、地価の代わりに賃貸住宅の家賃と犯罪発生件数との関係のみをみる。

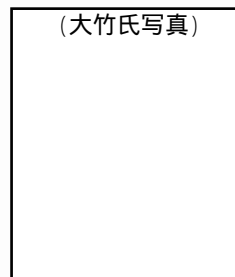
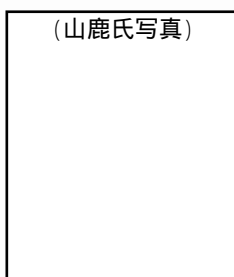
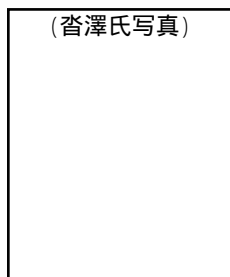
## 1 犯罪発生と地理的分布の研究

### 犯罪地図

本稿の分析では地理情報システム(GIS)を活用している。犯罪発生における地理的な分析は、19世紀初頭から行なわれている。犯罪の発生と地理的分布の関係の研究を最初に行なったのは、フランス人のゲリ(A.-M. Guerry)とベルギー人のケトレ(A. Quetelet)であるとされている。彼らは地図学派と呼ばれ、地域の教育レベルや民族・文化的差異、自殺などの地理的分布と犯罪発生地域との関係を犯罪地図(crime mapping)として表した。そして、その地理的な相関関係から法則性を見出すことにより犯罪抑制が可能となると提唱している。

彼らの研究の流れで、海外においては犯罪地図として犯罪発生と地域環境の空間的な分析が盛んに行なわれている<sup>1)</sup>。近年日本においてもGISの発達にともない、これらの分析が行なわれるようになってきた。特に科学警察研究所の研究グループにおける空間統計分析は、犯罪発生の要因分析を、GISを効果的に活用することにより、空間と時間の双方から行なっている<sup>2)</sup>。

本稿でもいくつかの空間データは、GISを用いることにより作成している。これらの大量の空間データの作成もGISの発達により実現



①くつざわ・りゅうじ 1986年東京大学法学部卒業。ロンドン大学政治経済学院(LSE)修了(都市・地域計画修士)。国土交通省住宅局を経て、大阪大学社会経済研究所准教授。②みずたに・のりこ 1980年生まれ。2003年名古屋大学経済学部卒業。現在、大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程。

③やまが・ひさき 2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。同大学社会経済研究所研究生を経て、現在、筑波大学大学院システム情報工学研究科専任講師。④おおたけ・ふみお 1983年京都大学経済学部卒業、1985年大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程修了。大阪大学社会経済研究所助教授などを経て、現在、同教授。

されており、都市や地域といった空間を扱う場合は非常に有用なシステムである。

### 先行研究

海外においては、Thaler (1978) が、この犯罪と不動産に関する分野の嚆矢である。Thaler (1978) は、住宅価格を、土地利用形態、公共施設からの近接性や部屋数に加えて、人口当たりの財産犯の数で説明するモデルを推定し、財産犯の数が住宅価格に対し有意に負の影響を与えることを示している。

犯罪発生率が住宅価格に与える影響に加えて、どのような地域で犯罪が発生するのかを分析したものとしては、Bowes and Ihlanfeldt (2001) がある。彼らは、1エーカー当たりの犯罪数が、住宅の価格に対して有意に負の影響をもたらすこと、そして犯罪発生率が、所得水準の低い者の割合の高さ、駅からの近接性、商業、工業の雇用の割合の大きさなどと正の相関をもっていることを示した。

また Gibbons (2004) は、ロンドンの住宅価格関数の説明変数として、住宅の仕様を示す指標(部屋数、床面積、階数、建築年数)、地域の属性を示す指標(建物密度、世帯数密度、人口密度、都市の中心部(Soho地区)までの距離、最寄りの地下鉄駅までの距離、区役所までの距離、最寄りの緑地までの距離、最寄りの警察署までの距離)のほか、100メートル四方当

りの住宅への犯罪被害を採用し、推定を行なうとともに、犯罪被害について犯罪発生率と酒場からの距離を操作変数として用いた操作変数法による分析を行なっている<sup>3)</sup>。

このように犯罪が住宅・不動産に与える影響についての研究は、海外においては多くみられるが、日本においては非常に少ない<sup>4)</sup>。

## 2 分析の枠組み

本稿では、警視庁から提供を受けた犯罪発生率のデータを用いて、ヘドニック・アプローチによる分析を基本として行なうものである。本節では、住宅地の地価関数、家賃関数の推定の共通の前提になる枠組みを解説する。

### 犯罪発生率

犯罪発生件数に関しては、警視庁が東京都全域に対して、各町丁目、犯罪の種別ごとに犯罪発生件数を把握しており、同庁のホームページで、その犯罪発生率の頻度の状況を色分けにし、地図で公開することによって、防犯対策に活用している。把握されている犯罪の種別は、凶悪犯、侵入窃盗(空き巣、忍び込み、居空きなど住宅の内部で起きる窃盗)、非侵入窃盗などがあるが、住宅地に対する影響の計測を行なうために本稿では2002年と2004年における住宅向けの侵入窃盗に限定して抽出した。さらに、これらのデータは町丁目別であり、町丁目ごと

表1 住宅地の地価関数で使用するデータの説明

変数	内容	
住宅地の地価	公示地価 (円/㎡、対数値)	
説明変数	前面道路の幅員	住宅地に面する道路の幅員 (m、対数値)
	駅からの距離	住宅地から最寄りの鉄道駅までの距離 (m、対数値)
	東京駅からの時間距離	東京駅までの鉄道による所要時間 (分)
	容積率	建物の延床面積の敷地に対する割合 (%)
	用途地域 (ダミー)	低層住居専用地域、中高層住居専用地域に当たれば1、しなければ0
	路線 (ダミー)	最寄駅が属する路線に該当すれば1、しなければ0
	建築面積割合	建築面積の敷地面積に対する割合
	木造共同住宅割合	木造共同住宅床面積の住宅床面積に対する割合
	犯罪発生率 (件数/ha、件数/百世帯)	警視庁が認知した町丁目ごとの犯罪発生件数/haまたは犯罪発生件数/百世帯
	年次ダミー	2005年データは1、2003年データは0
操作変数	交番存否	交番が存在すれば1、なければ0
	交番距離	最も近接する交番からの距離 (m、対数値)
	低所得者割合	年収300万円未満の世帯の割合
	道路面積割合	道路面積の町丁目面積に対する割合
	世帯密度	世帯数/住宅敷地面積 (世帯/ha)

の面積や世帯数の大小による数字の不均衡を是正するため、面積当たり、世帯数当たりの数値を犯罪発生率として算出し、上記の被説明変数、説明変数のデータとのマッチングを行なった<sup>5)</sup>。

### ヘドニック・アプローチ

本稿で推定する住宅地の地価関数や家賃関数は、その土地や住宅に係る属性情報や地域での犯罪件数をもとに、一般的には以下のようなヘドニック価格関数として表すことができる。

$$P_i = h(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}, \text{crime}_i) \quad (1)$$

$P_i$  は、 $i$  地点の住宅地価格、 $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}$  はその土地や住宅における  $n$  種類の属性情報、 $\text{crime}_i$  はその地点での犯罪発生率 (1 ha 当たりの犯罪件数または世帯当たりの犯罪件数) を表す。

以下の第3節、第4節では、(1)式を具体的に特定化した住宅地の地価関数、家賃関数とその

推定結果を分析していく。

## 3 犯罪が住宅地の地価に与える影響の分析

犯罪が住宅地の地価に与える影響に関して、沓澤・山鹿・水谷・大竹 (2007) は、犯罪発生率の内生性を踏まえて操作変数法を用い、単年度の住宅地の地価について、犯罪発生件数を説明変数とした推定を行なったが、時系列による変数の変化を踏まえたパネル分析は行なわれておらず、また、地域の特性を踏まえて地域を分類し、それぞれの細分化された特性空間ごとに住宅地の地価と犯罪との関係について分析を行なっていなかった。本節では、2003年と2005年の地価公示のデータとそれぞれの前年の住宅に対する窃盗犯罪のデータを使用し、部分情報最尤法とパネル操作変数法により、地価と犯罪との関係を分析する。

### 推定モデルの特定化

(a) 部分情報最尤法 (LIML) による推定

本稿では、住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率とその他の説明変数を特定することで住宅地の地価関数を推定し、犯罪発生率が地価に与える影響を分析する。そこでまず、(1)式を(2)式のように特定化する。

$$\ln P_i = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k x_{ki} + \gamma \text{crime}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$\varepsilon_i$  は誤差項、 $\alpha$  は定数項、 $\beta_k$ 、 $\gamma$  はパラメータである。 $i$  点を含む地域での犯罪発生率が住宅地の価格を下落させれば、 $\gamma$  は負となる。

被説明変数のデータには、国土交通省が公表した2003年と2005年の1月1日現在の地価公示を用い、東京23区内のデータのうち、住宅地に係るものを対象とした。説明変数は、表1に掲げる住宅地の属性に関するデータを使用した。

ここで問題が生ずるのが、地点に係る情報は完全には観察されず、観察されない情報は、すべて誤差項に入り、それぞれの地域の犯罪発生率と相関する可能性があるという点である。す

なわち、犯罪が多いからその地域の住宅地の価格が低いのか、もともとその地域の属性のために住宅地の価格が低いのかを識別できない。

この問題を解決する手段として操作変数を用いることが考えられる。この場合、地域における犯罪発生率を説明し、住宅地の価格を説明する推定式 ((2)式) の誤差項  $\varepsilon_t$  とは相関しない適切な操作変数を見つけ出すことが必要となる。

$$\text{crime}_{it} = \lambda + \sum_{j=1}^1 \pi_j z_{jit} + \sum_{k=1}^n \mu_k X_{kit} + v_{it} \quad (3)$$

$$\text{Cov}(z, \varepsilon) = 0$$

(3)式の  $z_{jit}$  が操作変数である。犯罪発生率に影響を及ぼしうる操作変数としては、①町丁目単位での交番の存否 (交番存否)、②最も近接する交番からの距離 (交番距離、①の変数と選択的に利用)、③町丁目単位での年収300万円未満の世帯の割合 (低所得者割合)、④道路面積の占める割合 (道路面積割合)、⑤住宅敷地面積 1 ha 当たりの世帯数 (世帯密度) を採用した<sup>9)</sup>。このうち、道路面積の各町丁目に占める割合は GIS ソフトウェアである ArcGIS を用いて計測し、交番存否や交番距離は、東京都の公報から交番の位置を特定し、距離は ArcGIS を用いて地図上の座標の差から交番と町丁目の中心点との距離を計測した。交番存否や交番距離は犯罪への監視能力を、低所得者割合は防犯対策への支払能力を、道路面積割合は幹線道路から一步内側に入った住宅地内の犯罪の可能性を、世帯密度は住戸の密集を通じた死角の増大による犯罪発生の可能性を示し、犯罪発生率に対し、交番存否は負の係数を、その他の変数は正の係数を示すと予想される。

説明変数の内生性への対処方法としては操作変数法 (2SLS)、部分情報最尤法 (LIML) などが考えられる。本稿では、操作変数の弱相関性によるバイアスが小さいと考えられる部分情報最尤法を採用し、最小 2 乗法 (OLS) や操作変数法との比較を行なった。

(b) パネル操作変数法による推定

住宅地の地価に関しては2003年と2005年1月1日のデータ、窃盗犯罪に関しては、それぞれの前年における発生件数のデータが存在することから、それぞれ時点間の変数の変化に対応した、パネル操作変数法による分析を行なうことにより、より精密な分析が可能となる。この場合、モデルの特定化については、パネル分析を前提にすれば(2)式や(3)式のとおりに変換した上で推定を行なう必要がある。

$$\ln P_{it} = \alpha_t + \sum_{k=1}^n \beta_{kt} X_{kit} + \gamma \text{crime}_{it} + \mu_t + v_{it} \quad (2')$$

$$\text{crime}_{it} = \lambda_t + \sum_{j=1}^1 \pi_{jt} z_{jit} + \sum_{k=1}^n \mu_{kt} X_{kit} + \eta_t + \gamma_{it} \quad (3')$$

本稿においては、hausman 検定の結果、ランダム効果推定を棄却しなかったことから、Baltagi and Chang (2000) によるランダム効果推定を実施した<sup>7)</sup>。

(c) 特性によって細分化された地域 (特性空間) ごとの分析

犯罪と住宅地の地価の分析は東京都区部全域を対象としたものであるが、住宅に対する需要者の属性や選好が異なる地域では、犯罪の発生が地価へ与える影響も異なることが想定される。

アメリカの住宅市場における分析の中で、Goodman and Thibodeau (2003) が、住宅市場のエリアの細分化を行なうことは、住宅市場の価格予測の精度を向上させることにつながる、とする結果を出している。この点、アメリカでは住宅について類似した選好を有する者が特定の地域に集中する傾向が強く、空間的地域によって住宅市場を細分化したほうが妥当な分析が行なえる可能性が高い。しかし、日本では、アメリカほどには地域による住み分けが進んでいない<sup>8)</sup>。そこで、①駅からの距離、②最寄り駅から東京駅までの所要時間、③用途規制、④容積率、⑤低所得者割合の基準から町丁目ごとの特性空間に分け、それぞれの特性空間について、地価関数を推定した。さらに、東京都区部全域の推定と比較し、より精密な土地価格の推定となるかどうかを分析した。具体的には、市場細

表2 一部分情報最尤法(LIML)による推定結果  
(面積当たり犯罪発生率による推定)

	住宅地価格の推定	犯罪発生率推定
前面道路幅員	0.2001*** (0.0219)	0.0244 (0.0480)
駅からの距離	-0.2810*** (0.0143)	-0.1433*** (0.0278)
東京駅からの時間	-0.0119*** (0.0011)	0.0003 (0.0024)
容積率	0.1369*** (0.0156)	0.0343 (0.0342)
低層住専ダミー	0.3314*** (0.0267)	0.0360 (0.0585)
中層住専ダミー	0.1668*** (0.0184)	0.0801** (0.0402)
建築面積割合	0.9733*** (0.0992)	0.0805 (0.2154)
木造共同住宅割合	-1.0659*** (0.1564)	1.5941*** (0.3151)
年次ダミー	-0.0487*** (0.0134)	-0.1389*** (0.0271)
定数項	14.3418*** (0.1401)	0.5712082 (0.2984)
犯罪発生率	-0.2495*** (0.0382)	-
交番存否	-	-0.0156 (0.0326)
(交番距離)	-	0.0171 (0.0306)
低所得者割合	-	0.4401** (0.1803)
道路面積割合	-	2.5825*** (0.3322)
世帯密度	-	0.0017*** (0.0003)

(世帯当たり犯罪発生率による推定)

	住宅地価格の推定	犯罪発生率の推定
前面道路幅員	0.3050*** (0.0508)	0.0925*** (0.0267)
駅からの距離	-0.3200*** (0.0319)	-0.0641*** (0.0153)
東京駅からの時間	-0.0132*** (0.0019)	-0.0010 (0.0013)
容積率	0.0866*** (0.0263)	-0.0199 (0.0183)
低層住専ダミー	0.4739*** (0.0550)	0.1187*** (0.0321)
中層住専ダミー	0.2251*** (0.0352)	0.0598*** (0.0223)
建築面積割合	0.6212*** (0.1847)	-0.2907** (0.1200)
木造共同住宅割合	-0.7089** (0.3206)	0.6107*** (0.1758)
年次ダミー	-0.1240*** (0.0367)	-0.0913*** (0.0151)
定数項	14.9754*** (0.3554)	0.6506*** (0.1638)
犯罪発生率	-1.1784*** (0.3288)	-
交番存否	-	-0.0103 (0.0181)
(交番距離)	-	0.0088 (0.0170)
低所得者割合	-	0.2682*** (0.1006)
道路面積割合	-	0.6429*** (0.1759)

注) \*\*\*, \*\* はそれぞれ有意水準1%、5%を示す。( )内は標準偏差。交番距離は選択的に操作変数に位置付けた際の係数。

分化の有意性を検証するため以下のF検定を行なった。F統計量は以下の式で与えられる。

$$F_{n-p, \Sigma(n_i - v_i)} = \frac{SSE_w / n - p}{SSE_s / \Sigma(n_i - v_i)} \quad (4)$$

SSE<sub>w</sub>は細分化をしない場合の誤差平方和、nは都区部全域のサンプル数、pは説明変数の数、SSE<sub>s</sub>は細分化した推定モデルの誤差平方和、n<sub>i</sub>は細分化された地域のサンプル数、v<sub>i</sub>は細分化された地域の推定式の説明変数の数とする。

### 推定結果とその解釈

#### (a) 一部分情報最尤法による分析

操作変数を交番存否、交番距離、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度として、1ha当た

りの犯罪件数を推定するとの前提の下で部分情報最尤法による分析を行なった。推定の結果は表2のとおりである。その際、内生性と過剰識別性のテストを行なうとともに、Murray (2006) が指摘する操作変数の弱相関性について Stock and Yogo (2005) によるテストを行なった<sup>9)</sup>。

まず、犯罪発生件数を被説明変数とした第1段階の推定結果については、犯罪の種類が侵入窃盗である場合、交番存否が負の係数で、交番距離が正の係数で推定され、交番が犯罪抑止に有効であることを示している。次に、低所得者割合については正の係数を有意に示し、世帯年収が相対的に低い層が多い地域は犯罪発生率が高いことが示された。道路面積割合に関する推



表3 パネル操作変数法による推定

(面積当たり犯罪発生率による推定-交番存否を使用)

	住宅地価格の推定	犯罪発生率推定
前面道路幅員	0.2001*** (0.0253)	0.0121 (0.0377)
駅からの距離	-0.2787*** (0.0164)	-0.0756*** (0.0218)
東京駅からの時間	-0.0119*** (0.0013)	0.0001 (0.0019)
容積率	0.1355*** (0.0180)	0.0198 (0.0268)
低層住専ダミー	0.3329*** (0.0308)	0.0174 (0.0458)
中層住専ダミー	0.1673*** (0.0212)	0.0409 (0.0315)
建築面積割合	0.9713*** (0.1147)	0.0418 (0.1688)
木造共同住宅割合	-1.0853*** (0.1790)	0.8436*** (0.2473)
定数項	14.2973*** (0.1601)	-1.0602 (3.4533)
犯罪発生率	-0.2379*** (0.0430)	-
交番存否 (within)	-	-0.0026 (0.6444)
交番存否 (between)	-	-0.0072 (0.0256)
年収300万円未満 割合	-	0.2302 (0.1413)
道路面積割合	-	1.3639*** (0.2606)
世帯密度 (within)	-	0.0015 (0.0017)
世帯密度 (between)	-	0.0008*** (0.0002)

注) \*\*\*, \*\* はそれぞれ有意水準1%, 5%を示す。( )内は標準偏差。

(面積当たり犯罪発生率による推定-交番距離を使用)

	住宅地価格の推定	犯罪発生率推定
前面道路幅員	0.1975*** (0.0501)	0.0029 (0.0328)
駅からの距離	-0.2627*** (0.0302)	-0.0169 (0.0193)
東京駅からの時間	-0.0121*** (0.0025)	0.00001 (0.0016)
容積率	0.1307*** (0.0349)	0.0042 (0.0233)
低層住専ダミー	0.3474*** (0.0614)	0.0037 (0.0400)
中層住専ダミー	0.1721*** (0.0424)	0.0087 (0.0275)
建築面積割合	0.9479*** (0.2285)	0.0136 (0.1475)
木造共同住宅割合	-1.1525*** (0.3097)	0.1904 (0.2162)
定数項	14.1604*** (0.3059)	-
犯罪発生率	-0.1623*** (0.0536)	-
交番距離 (within)	-	1.1843** (0.5998)
交番距離 (between)	-	0.0018 (0.0210)
年収300万円未満 割合	-	0.0506 (0.1228)
道路面積割合	-	0.3076 (0.2272)
世帯密度 (within)	-	0.0016 (0.0015)
世帯密度 (between)	-	0.0002 (0.0002)

定では、犯罪の発生に関して、正の係数で有意となっており、面積の広い幹線道路に面した地域で犯罪発生率が高くなることを裏付けている。世帯密度を使用して犯罪発生率に与える影響を推定した結果、有意に正を示しており、見通しが悪く死角が多いと考えられる住宅密集市街地では犯罪が多く発生していることが示された。木造共同住宅の割合との関係でも、その割合が高い地域は有意に犯罪発生率が高い結果となっている。

次に、第2段階の推定として、犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響を推定したところ、侵入窃盗の犯罪件数は、負の係数で有意となった。すなわち、侵入窃盗が多い住宅地においては、住宅地の地価を押し下げる効果があること

になる。推定結果によれば、平均的な地域で侵入窃盗が10%増えるごとに住宅地の地価が1.7%程度下落することが示されている<sup>10)</sup>。OLSによる推定では、犯罪と住宅地の地価との間で有意な関係は認められない。2SLSによる推計では、LIMLによる推計と同様に犯罪は住宅地の地価に有意で負の影響を与えている<sup>11)</sup>。

#### (b) パネル操作変数法による分析

次に、時系列の変化の中での犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響と犯罪発生率に与える要因を検証するため、パネル操作変数法による分析を行なった。結果は表3のとおりである。

まず犯罪発生率の住宅地の地価に対する影響に関しては、負の影響があることは、部分情報

表4 -市場を細分化した場合の犯罪発生率が地価に及ぼす影響の変化

全 体	駅からの距離	東京駅からの所要時間	用途地域	容積率	低所得者割合
-0.2495*** n=1851	~500m	~30分	低層住居専用地域	~100%	~18%
	-0.1906*** n=527	-0.2822*** n=595	-0.4356*** n=778	-0.2691 n=106	-0.5343*** n=258
	500~800m	30~40分	中層住居専用地域	100~200%	18~32%
-0.2295*** n=598	-0.0942 n=706	-0.2122*** n=568	-0.2502*** n=1318	-0.2783*** n=824	
800m~	40分~	住居地域	200%~	32%~	
-0.2663*** n=726	-0.1144* n=550	-0.2182*** n=505	-0.1581*** n=427	-0.1188** n=769	
F 値	1.1626	1.1707	0.9785	1.1657	1.0742
有 意	0.0006	0.0003	0.6804	0.0005	0.0617
内生性	○	○ (中段以外)	○	○ (上段以外)	○
過剰識別性	○ (上下段以外)	○ (中下段以外)	○ (上段以外)	×	○ (中段以外)
弱相関性	棄却	棄却	棄却	棄却	棄却

注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。内生性、過剰識別性、弱相関性のテストの詳細は注9のとおり。

最尤法による推定と変わりがない。犯罪発生率に影響を与えると考えられる操作変数の交番存否の変数に関しては、負の変数を示したが有意な結果とはならなかった。負の係数が示されていること自体は、その地域で交番が設置されることが犯罪発生率を抑制する効果があるということの意味するが、有意とならなかった理由として、分析期間中に交番の改廃が頻繁に行なわれているわけではないことが考えられる。低所得者割合、道路面積割合、世帯密度に関しては操作変数法とほぼ同様の結果を示した。一方で、交番距離の変数に関しては、距離の数値の変化の程度はさまざまであるため、有意で正の変数を示し、交番の位置によって距離が遠くなるほど、犯罪発生率が抑制されることが示されている。以上の分析から、交番の存在は、犯罪の発生を抑制する効果があることがわかる。

#### (c) 特性空間ごとの分析

細分化された特性空間ごとの影響をみると、結果の詳細は表4のとおりであり、駅から遠い住宅街や低層住居専用地域や容積率が低く戸建住宅が多いと考えられる地域などでは、犯罪への懸念が強く、犯罪の価格への負の影響が強い

結果となった。また、平均年収300万円未満の者の割合が少なく、所得水準が比較的高い者が多いと考えられる地域でも犯罪による影響は大きく、安全な居住に対する選好の強さがうかがわれる。このほかに、都心、城南、城北、城東というように東京都区部を地理的に区分してそれぞれの地域での犯罪の影響の分析を行なったが、地理的に区分された区域の中で地価と犯罪との関係について十分有意な結果を出すことはできなかった。地理的に区分してもその中の地域の属性や住宅需要者の選好が多様であることから有意な結果とならなかったと推察される。

#### 4 家賃への影響の検証

本稿では、住宅向けの侵入窃盗に限定して分析を行っており、前節ではそれらの犯罪発生率と地価との関係をみた。本節では、賃貸住宅の家賃との関係を簡単にみている。(2)式の被説明変数が、賃貸物件の家賃のマイクロデータになる。この個票データは、リクルート(2005)より2005年に採取したものをを用いている。対象物件は、東京都に立地している民営の賃貸住宅で、アパートとして掲載されている物件である<sup>12)</sup>。

家賃に影響を与えると考えられる属性変数の

表5 アパート1階による家賃関数の推定結果

	家賃関数の推定		犯罪発生率関数の推定		
犯罪発生率	-0.0100**	(0.0048)	-	-	
床面積	0.1739***	(0.0012)	0.0625**	(0.0290)	
建築年度	0.0514***	(0.0012)	0.0393	(0.0304)	
建物階数	0.0447	(0.0306)	-0.0908	(0.7836)	
都心までの時間距離	-0.0505***	(0.0032)	-0.0854	(0.0826)	
最寄り駅までの時間距離	-0.0321***	(0.0031)	-0.2087***	(0.0754)	
建物構造	軽量鉄骨	-0.1103***	(0.0268)	1.0558	(0.6721)
	鉄筋コンクリート	0.3484*	(0.1812)	4.3704	(4.6110)
	鉄骨	-0.0582	(0.0565)	-4.6292***	(1.3214)
	鉄骨鉄筋	-0.0098	(0.2261)	2.3694	(5.7698)
所得階層別世帯数	300万未満円	0.0002**	(0.0001)	0.0019	(0.0022)
	300-500万円	0.0004***	(0.0002)	0.0172***	(0.0035)
	500-700万円	-0.0014***	(0.0003)	-0.0578***	(0.0053)
	700-1000万円	-0.0001	(0.0002)	0.0009	(0.0056)
	1000-1500万円	0.0003	(0.0004)	-0.0043	(0.0102)
1500万円超	-0.0003	(0.0005)	-0.0189	(0.0134)	
公園面積	0.0034**	(0.0015)	0.1726***	(0.0310)	
交番数	-	-	-1.0350*	(0.6105)	
道路面積割合	-	-	37.6656***	(4.6647)	
駅の数	-	-	0.4876	(0.7880)	
定数項	-94.5483***	(4.3613)	456.9085***	(95.0141)	
サンプル数	9040		9040		

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。( )内は標準偏差。

データとして、リクルート(2005)から物件の最寄り駅までの徒歩の所要時間、月額家賃(管理費込み)、床面積、築年数、物件の階数、建物構造のデータを得た。これらに加えて都市計画基本データより、各町丁目ごとの建物種類の割合、公園面積の割合、物件が立地している自治体、最寄り沿線などのデータをマッチングさせ、コントロール変数として採用している。推定モデルは(2)式と(3)式による部分情報最尤法を用いた。操作変数としては、町丁目内の交番の数ならびに駅の数、道路面積割合を用いている。推定の結果を表5で示している。

表5で報告している推定結果は、アパートの1階の物件についてである。これによると、家賃と犯罪発生率との負の関係が有意であることがわかった。しかし、同様の推定モデルでマンションの1階について分析を行なうと負の関係を得られなかった。さらにアパートの2階での分析を行なうと負の関係が弱くなる傾向にある。

操作変数の係数値から、犯罪発生率との関係は、交番数は負、道路面積割合は正、駅の数も正であることがわかった。

さらにアパートの1階については、分析を平均所得階層別、都心までの距離による分類、最寄り駅からの距離による分類にわけて推定を行っている。詳しい結果は報告していないが係数値は犯罪発生率と家賃の負の関係を示している。ただ、有意でない分類区分もあり、今後は地価の分類と整合性を保つようデータを整備し、より詳細に分析していく必要がある。

### おわりに

本稿では、犯罪発生率と地価や家賃といった関係について、ヘドニック・アプローチを用いて検証を行なった。その結果、地価に対しては、犯罪発生率は、有意に負の影響を与えており、交番の設置やその交番までの距離が近接することが犯罪の発生を抑制する効果があることが示された。さらに低所得者割合が高い地域、住戸が密集した市街地の環境が良くない地域は、犯罪の発生率が高い傾向があり、このことから、低所得者など「防犯弱者」への配慮、地域単位での監視体制の強化や市街地環境の改善は犯罪の抑制に有効であることがわかる。

また、住宅地の特性空間ごとの分析では、異なる住宅の需要者が異なる住宅への選好を示していることが明らかとなった。例えば、犯罪に対する安全性に関して、戸建住宅が多いと考えられる地域の居住者や高所得者が比較的敏感に反応していることなどがわかり、こうした特性空間に対応した犯罪予防対策を講ずることが重要である。

家賃の分析では、まだ変数の選択などにさらなる考察が必要であるが、マンションよりアパートの賃料のほうが、犯罪発生率が高いことの負の影響を受けやすいこと、さらにアパートでは2階より1階の物件のほうが負の影響を受けやすいことなどがわかった。

最後に、今後さらに検討すべき課題について以下で述べよう。

第1に、データの制約である。警視庁が提供している犯罪情報は町丁目ごとの犯罪件数であり、地点ごとの情報である公示地価やその地点の属性情報といったデータの集計単位が、完全に対応していない。交番の距離に関しても、それぞれの町丁目の中心点から交番までの距離を計測して変数にしたものであり、住宅地の価格や家賃のサンプル地点からの距離を測ったものではない。これは、犯罪発生率の集計単位が町丁目全体であったため、それを説明するための説明変数として集計単位をそろえた結果であったが、そのことがかえって厳密な推定を行なうことを難しくしてしまったと考えられ、データの精緻化が課題である。

第2には、操作変数による推定の結果である。識別変数に関して、交番の数や距離を取り上げたが、犯罪の発生率に対して弱い有意性に止まっていることが多くなっている。犯罪の抑止は、交番からの監視だけでなく、防犯カメラの設置状況や地域単位で講じられている予防対策が大きく作用している可能性が高く、こうした取り組みを表わすデータも操作変数に組み込むことが必要とも考えられるが、そうしたデータを把握することが困難であったため、そうした変数

を操作変数の候補として盛り込むことができなかった。このほかにも犯罪の発生の背景には多様なものがあり、多様な社会経済的指標をさらに検討していくことが必要である。

最後に、本稿では、地域の特性により細分化された地域ごとの分析や時系列による犯罪情勢の変化を踏まえた犯罪の地価・家賃への影響の分析を試みたが、犯罪に関する情報が公開されるようになってからまだ日が浅く、データの蓄積も十分とは言えないことなどの困難も存在した。今後年度ごとの情報を蓄積していくことにより、地域間の相違や時点間の変化を踏まえたより精密な分析も可能となると考える。

\*本稿作成にあたり、金本良嗣教授（東京大学）、山崎福寿教授（上智大学）、吉田あつし教授（筑波大学）をはじめ、住宅経済研究会に参加された方々から有益なコメントをいただきました。また、応用地域学会、政策研究大学院大学での研究会に参加された方々からも多くのコメントをいただきました。これらの方々に厚く御礼申し上げます。また山鹿は、文部科学省科学研究費から若手研究（B）（課題番号17730143）の助成を受けている。

#### 注

- 1) Chainey and Ratcliffe (2005) は、犯罪地図について、GIS や空間統計学の側面から非常に詳細にわかりやすく解説している。
- 2) たとえば島田・鈴木・原田 (2002) は、犯罪発生データの空間的自己相関についての分析を行なっている。
- 3) そのほか Hellman and Naroff (1979)、Lynch and Rasmussen (2001)、Bowes and Ihlanfeldt (2001) などの分析があるが、これらは犯罪そのものがどのような地域環境のもとで起きているのかといった分析や、それと犯罪と住宅価格との関係の同時推定は行なわれていない。
- 4) 平岡 (2004) は、大阪府における犯罪が地価に与える影響についてのヘドニック・アプローチによる分析を最小2乗法 (OLS) を用いて試みており、その結果犯罪の発生は地価に有意な影響を与えないことを示している。
- 5) 住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率を計測する際には、住宅地における犯罪の危険性を示すため、侵入窃盗に関しては住宅に対する窃盗だけを取り出し、住居敷地面積当たりの犯罪件数を算出した。
- 6) 低所得者割合は、国勢調査、住宅・土地統計調査をもとに統計解析を行なうことでUDS社が算出した年収階級別世帯数の資料を利用した。町丁目全体の

面積、住宅敷地面積、建築面積割合、木造共同住宅割合は東京都都市整備局の資料およびその集計による。世帯密度は面積当たりの犯罪発生率の推計の場合のみ推計に使用した。

- 7) パネル分析については、固定効果推定ではなく、ランダム効果推定を採用した関係でLIMLによる推定は行っていない。
- 8) 田中・浅見(2005)は、日本においては空間的な地域による住み分けがアメリカほどには進んでいないとの認識の下、物件規模などの物件が有する特性に着目した市場の細分化を試みている。
- 9) 内生性のテスト：具体的には、操作変数で犯罪発生率を説明する第1段階の推定を行ない、第1段階で推定された犯罪発生率と第1段階の推定式の残差項を説明変数に含めて住宅地の地価を説明する回帰分析を行ない、第1段階の残差項係数が有意に0と異なるかをt検定で検証する。結果としては、面積当たりの推定、世帯当たりの推定いずれについても、内生性が採択され、OLSの推定値が一致推定量ではないことを示している。

過剰識別性のテスト：操作変数による推定(第2段階の推定)により生じた誤差項と操作変数とに相関があるか否かにより過剰識別の検定を行なった。交番存否を操作変数とする推定ではSarganのテストが棄却されていないが、交番距離を操作変数とする推定では棄却されており操作変数の設定に課題を残している。

弱相関性のテスト：Stock and Yogo(2005)が提示する方法で、F検定量が有意に弱相関性の仮説を棄却できるかどうかを検定した。いずれの場合も弱相関性を棄却している。

特性空間に対する分析を行なった際の内生性のテスト、過剰識別性のテスト、弱相関性のテストの結果は表4を参照。内生性と過剰識別性のテストの手法はWooldridge(2005)を、弱相関性のテストはStock and Yogo(2005)を参照されたい。

- 10) 2005年の侵入窃盗の住居面積(ha)当たりの件数が約0.7であるので、表2の面積当たりの犯罪発生率の推計の場合： $1 - \exp(-0.2495 \times 0.7 \times 0.1) \approx 0.017$ となる。
- 11) 2SLSの推計では侵入窃盗の犯罪発生率の住宅地の地価への影響が $-0.2420^{***}$ となっている。
- 12) リクルート(2005)では、マンションを「耐火構造でできた共同住宅」、アパートを「準耐火構造でできた共同住宅」と定めている。

#### 参考文献

- Baltagi, B. H. and Y. Chang (2000) "Simultaneous Equations with Incomplete Panels," *Econometric Theory*, 16, pp. 269-279.
- Bowes, D. R and Ihlanfeldt (2001) "Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values," *Journal of Urban Economics*, 50, pp. 1-25.

- Chainey, S. and J. Ratcliffe (2005) *GIS and Crime Mapping*, John Wiley & Sons Ltd.
- Gibbons, S. (2004) "The Costs of Urban Property Crime," *The Economic Journal*, 114, pp. 441-463.
- Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (2003) "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy," *Journal of Housing Economics*, 12, pp. 181-201.
- Hellman, D. A. and J. L. Naroff (1979) "The Impact of Crime on Urban Residential Property Values," *Urban Studies*, 16, pp. 105-112.
- Linden, L. and J. E. Rockoff (2006) "There Goes the Neighborhood? Estimates of the Impact of Crime Risk on Property Values from Megan's Laws," Working Paper, Columbia Business School.
- Lynch, A. K. and D. W. Rasmussen (2001) "Measuring the Impact of Crime on House Prices," *Applied Economics*, 33, pp. 1981-1989.
- Murray, M. P. (2006) "Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments," *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), pp. 111-132.
- Stock, J. H., and M. Yogo (2005) "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," Stock, J. H. and D. W. K. Andrews (eds.) *Identification and Inference for Economic Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, pp. 80-108.
- Thaler, R. (1978) "A Note on the Value of Crime Control: Evidence from the Property Market," *Journal of Urban Economics*, 5, pp. 137-145.
- Wooldridge, J. M. (2005) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western Pub.
- 沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪発生率の地域的要因と地価の影響に関する分析」『日本経済研究』No. 56、70-91頁。
- 島田貴仁・鈴木護・原田豊(2002)「Moran's I統計量による犯罪分布パターンの分析」『GIS——理論と応用』Vol. 10、No. 2、49-58頁。
- 田中麻理・浅見泰司(2005)「不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築」『季刊住宅土地経済』No. 56、12-19頁。
- 東京都都市計画局(2002)『東京の土地利用(平成13年東京都区部)』。
- 平岡透(2004)「犯罪発生に関する経済的評価の試み——ヘドニック・アプローチによる分析の可能性」『同志社政策科学研究』第6巻、139-153頁。
- リクルート(2005)『ISIZE住宅情報』(<http://www.isize.com/house/>)。

# 都市の容積率と交通需要

容積率緩和は交通混雑を引き起こすか

浅田義久

## はじめに

図1のように、高速道路では、東京都区部の交通混雑が顕著であるが、一般道路では、東京圏、大都市圏、地方都市とも同程度の平均速度となっており、一般道路の交通混雑は都市部で共通の問題となっている。

高速道路の渋滞に対しては、理論的には外部混雑費用を混雑料金として課金すること（ピークロードプライシング）が資源配分上最適であり、首都高ではETCを活用すればピークロードプライシングが可能である<sup>1)</sup>。ところが、一般道路の場合は、ネットワークも複雑で、速度関数や需要関数を推計することは難しく、混雑料金の推計は困難である<sup>2)</sup>。また、後述するロンドンのような課金システムのインフラも整備されていないため、交通混雑解消のために混雑料金を課金することも難しい。そのため、発生交通量自体を制限するために容積率規制が必要という意見も見られる。例えば、大方（1997）は「東京の丸の内のような商業業務地で容積率を撤廃すれば、……一層の通勤混雑、都心部の交通混雑その他の不利益をも引き起こすことになり、……」としている。しかし、浅見（1994）が「現在の研究レベルでは『容積率が高いほど道路使用需要が高い可能性が大きいいため、容積率と敷地周辺の道路ネットワークとの関連で規制があることについてそれなりの合理性がある』ということしか説明できないのである」と指摘しているように、発生交通量と容積

率の関係を分析したものはみられない。

東京都区部の指定容積率と概算容積率の推移を見たものが図2である。1970年に導入された容積率規制の下で、それ以後、東京都区部の指定容積率はほとんど変化していない。概算容積率は、都心3区では1981年の256%から2005年には436%と、1.7倍になったが、これは2003年以降の急増が寄与している。その間に、東京都の実質都内総生産は1.9倍となっている。

容積率と交通需要や生産性に関する論文としては、唐渡（2006）や八田・唐渡（2006）があり、これらでは、指定容積率を用いて交通需要を推計している。しかし、表2で示すように指定容積率と概算容積率ではかなり乖離がある。また、唐渡（2006）、八田・唐渡（2006）両論文ではトリップ数を交通需要としているが、交通混雑はトリップ数ではなく自動車の総走行距離（トリップ数×各自動車の走行距離）によって引き起こされるものである。短い距離の交通需要は局地的には交通混雑を招くが地域全体に波及するものではなく、むしろ効率的交通といえる。

本稿では、容積率緩和が交通混雑につながるかに焦点を当てるため、実際の容積率を用いて、交通混雑に直接つながる総走行距離との関係を分析した。

## 1 使用データ

本稿は、容積率と交通量の関係に焦点を当てているため、実効容積率が詳細にわかる東京特

別区のCゾーン別のデータを推計に用いている。

(a) 自動車交通データ

自動車交通データは平成11年度道路交通センサスの自動車OD(Cゾーン)を用いている。Cゾーンは東京特別区を160分割しているが、そのうち2ゾーンは自動車交通の発生集中がないため、分析対象は158ゾーンとなる。一般的には唐渡(2006) 八田・唐渡(2006)、八田・久米・唐渡(2005)のように、「平成11年度道路交通センサス」(国土交通省)を利用し、集計されたトリップ数を用いるが、距離や所要時間、発生地か目的地かを判断するため出発地や目的地で積んだ重量が必要となるため、個票からデータを集計した。その際は、拡大係数を用

(浅田氏写真)

あさだ・よしひさ  
1958年石川県生まれ。1985年上智大学大学院経済学研究科修了後、㈱三菱総合研究所、(財)横浜・神奈川総合情報センター、西武文理大学、明海大学を経て、2006年より日本大学経済学部助教授、2007年より同教授。  
著書：「都市経済学」(共著、日本評論社)ほか。

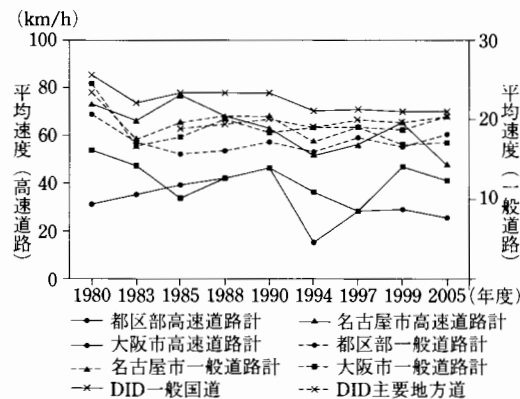
いている。ただし、トリップ数は東京特別区を発地か着地とする全サンプル(9万9375サンプル)で回答があるが、距離を回答しているのは9万3506となる。また、道路交通センサスでは、目的を表1のように19分類しているが、以下では表にあるように、業務、通勤、その他の3分類にして分析した。

(b) 土地利用データ

「平成13年度土地利用現況調査」(東京都)の町丁目データを、道路交通センサスのCゾーンに合わせて集計したデータを用いた。

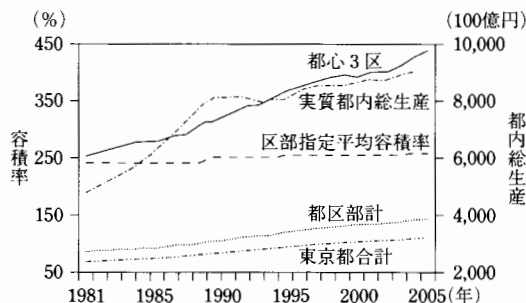
本稿では、事業所の密度と道路交通需要の関係の分析を目的としているので、「土地利用現況調査」の事務所床面積を宅地面積で除して計算した数値を実効容積率として用いた。よって、

図1 一般道路、高速道路の平均速度



出所)「道路交通センサス」(国土交通省)  
注) 1980~1990年度の旅行速度はピーク時に調査、1994年度以降は混雑時に調査したものである。交通不能区間を含む。高速道路計には一般国道の自動車専用道路を含まない。

図2 東京都区部の容積率



出所)「東京の土地」(東京都)各年版より計算。

表1 道路交通センサスの目的分類

道路交通センサスの分類	新分類
出勤	通勤
登校	その他
家事・買物	その他
社交・娯楽(日常生活圏内)	その他
観光・行楽・レジャー(日常生活圏外)	その他
名所・旧跡や催し物などをみる	その他
保養(温泉、家族・知人との交流など)	その他
スポーツ	その他
遊園地・潮干狩り・写真・写生・飲食ドライブなどの体験	その他
その他のレジャー	その他
送迎	業務
荷物/貨物の運搬を伴う業務	業務
貨物は運んだが、下ろさなかった	業務
貨物を下ろした	業務
貨物を下ろしたほかに、他の付帯業務を行なった	業務
荷物/貨物の運搬を伴わない業務	業務
帰社	業務
帰宅	通勤
不明	その他

表2 - 土地利用現況調査と課税資料による概算容積率、指定平均容積率

	実効容積率 (a)	概算容積率 (b)	指定平均容積率	(b)/(a)
千代田区	374.0	563.9	537.7	1.508
中央区	393.4	480.2	569.4	1.221
港区	277.1	302.3	406.8	1.091
新宿区	226.3	230.8	386.4	1.020
文京区	208.4	187.3	337.7	0.899
台東区	241.5	273.6	484.8	1.133
墨田区	201.5	169.7	324.6	0.842
江東区	175.7	151.0	289.2	0.859
品川区	183.0	154.5	276.1	0.844
目黒区	145.2	130.9	206.7	0.901
大田区	133.4	122.4	216.5	0.918
世田谷区	112.8	92.1	168.2	0.817
渋谷区	204.4	217.3	327.4	1.063
中野区	138.9	118.5	214.9	0.853
杉並区	111.0	93.8	155.0	0.845
豊島区	188.9	178.4	351.8	0.944
北区	152.4	131.1	250.6	0.860
荒川区	171.0	142.5	325.9	0.833
板橋区	140.6	111.7	234.9	0.794
練馬区	107.6	83.8	160.8	0.779
足立区	117.1	84.2	234.0	0.719
葛飾区	116.9	92.7	211.9	0.793
江戸川区	143.5	97.8	226.8	0.682
特別区	156.5	136.1	254.4	0.870

注1) 概算容積率、指定容積率は「東京の土地」に掲載されたもので、平成14年1月1日の課税資料より計算されている。  
 2) 実効容積率と概算容積率、実効容積率と指定平均容積率の相関係数はおのおの0.976、0.957、概算容積率と指定平均容積率の相関係数は0.918。

図3 - 区別実効容積率



表3 - 主要データ記述統計

	平均	標準偏差	最小	最大
発生台・km	350,105	346,965	5,606	1,441,998
集中台・km	346,138	342,316	13,299	1,318,779
総台・km	696,243	687,303	21,767	2,760,777
総台数	66,868	70,023	2,329	288,948
km/総台数	12.5	6.7	3.8	37.5
総台数/総面積	260	216	28	1,403
事業所数	3,647	4,074	1	19,583
労働者数	39,665	56,397	25	336,063
夜間人口	49,637	64,636	0	237,195
総面積	390.70	460.76	12.67	1,945.40
宅地面積	223.30	270.60	4.01	1,044.24
道路面積	83.22	112.77	2.70	1,043.35
床面積	349.39	354.93	0.37	1,269.51
実効容積率	210	118	9	765

注) 総台数はトリップ数と同じになる。

「東京の土地」(東京都)での指定容積率や概算容積率とは異なった数値となっている。

表2は本稿で用いる実効容積率と概算容積率、指定平均容積率の区別平均を見たものである。総じて、都心では実効容積率が概算容積率より小さくなり、周辺部では実効容積率のほうが大きくなっている。

次節で地図を用いて交通需要を概観するので、図3で23区の実効容積率を図示しておく。

(c) 事業所数・労働者データ

「平成11年事業所・企業統計調査」(総務省)の町丁目別データをCゾーンに集約して用いている。

(d) 夜間人口データ

「住民基本台帳」(平成11年1月1日、東京都)の町丁目別人口をCゾーンに集約して用いている。

これら推計に用いたデータの、158ゾーンの記述統計が表3である。

2 道路交通需要の現状

道路交通需要を区別の図表で概観してみよう。表4(区別の総交通需要)見ると、交通需要が多いのは大田区、江東区、江戸川区、足立区、世田谷区など比較的周辺部であることがわかる。目的別に見ると、都心部は業務目的が45%を超え、周辺部は通勤目的が30%を超えている。

なお、発生交通量と集中交通量は業務、通勤、



表4 - 目的別発生・集中交通量

	合計 (千台・km)	業務 (%)	通勤 (%)	その他 (%)
千代田区	4,774	46.0	17.3	36.7
中央区	5,799	45.4	19.4	35.1
港区	6,443	46.0	19.7	34.3
新宿区	4,911	47.3	22.1	30.5
文京区	2,096	51.7	27.7	20.6
台東区	3,033	55.0	20.7	24.2
墨田区	3,056	50.9	25.4	23.7
江東区	8,336	36.0	19.0	45.0
品川区	4,966	45.3	20.9	33.8
目黒区	2,558	51.8	26.9	21.3
大田区	10,238	41.4	27.2	31.5
世田谷区	7,518	41.1	34.5	24.3
渋谷区	3,329	50.8	24.5	24.7
中野区	2,211	43.3	30.9	25.8
杉並区	4,195	39.0	35.2	25.7
豊島区	2,623	47.1	29.3	23.6
北区	2,707	40.4	28.0	31.5
荒川区	1,593	47.9	24.9	27.2
板橋区	5,559	39.1	30.0	30.9
練馬区	5,542	39.3	37.1	23.6
足立区	8,131	38.7	32.8	28.4
葛飾区	4,027	44.2	34.3	21.5
江戸川区	7,056	41.5	29.4	29.2
特別区	110,703	43.3	26.9	29.9

その他においても同じ傾向にあるので、発生交通量と集中交通量を分割せず、加えたものを交通需要として分析した。

都心部は面積が小さいため交通量は少なくなっているが、宅地面積当たりになると図4のように中央区、千代田区といった都心の交通需要が多くなる。これら宅地面積当たりの交通需要が多い地域は容積率も高いことから、容積率を抑えると交通需要が低下するという考え方の根拠となっているようである。なお、以下では都心部で最も需要が多い業務目的のみ扱っている。通勤目的、その他目的は都心の需要においては相対的に少なく、この結果だけでも都心の交通混雑には寄与していないと考えられるからである。

ところが、これを床面積当たりや従業員当たりで見ると興味深いことがわかる。

図5は床面積㎡当たりの業務交通需要を見たものである。都心部では中央区での交通需要が多くなっているが、中央区は晴海や築地など運輸・通信業の集積が高い地域である。後述の推計では運輸・通信業を説明変数に用いてこれら

図4 - 宅地㎡当たり業務交通需要

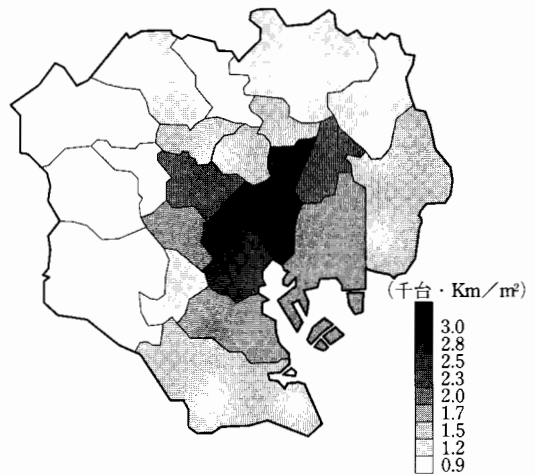
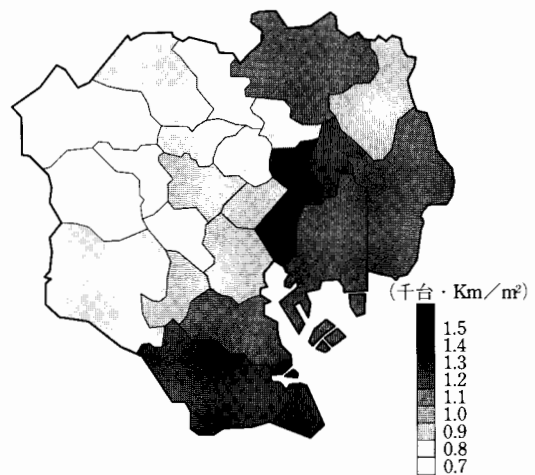


図5 - 床面積㎡当たり業務交通需要



をコントロールしている。中央区以外の都心部は周辺部とそれほど差がない。

従業員1人当たりの業務交通需要(図6)を見ると都心部では従業員1人当たりの業務交通需要は少なく、周辺部で業務交通需要が多いことがわかる。都心部は交通非集約的な産業が集積していることになる。

交通混雑は発生集中量とともに、1トリップ当たりの走行距離によっても影響を受ける。発生・集中地区別にはトリップ数(交通需要)が少なくても走行距離が長いと通過地区の混雑を招くからである。1トリップ当たりの平均走行距離(発地から目的地までの距離)を見ると品

図6－従業員1人当たり業務交通需要

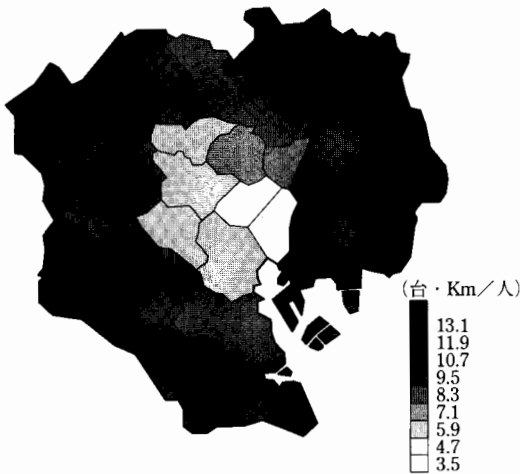
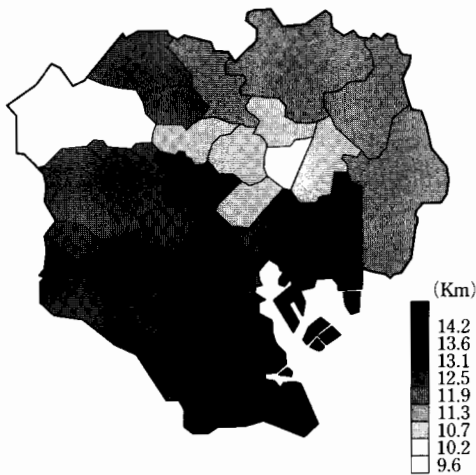


図7－業務1トリップ当たりの走行距離



川、目黒、江東、大田区などで距離が長くなっているが、容積率と平均距離は無関係に見える(図7)。

最後に、道路交通需要と容積率に関して最も重要な関係にあると思われる、床面積当たりの業務交通量と実効容積率の関係と、地域別の産業特性に関して重要だと思われる労働者1人当たりの業務交通量と実効容積率の関係を、第3節で検討するゾーン別に見ておこう(図8、図9参照)。両図とも右下がりの関係にあり、実効容積率が高い地域では床面積当たりの業務交通量や労働者1人当たりの業務交通量が少なくなっていることがうかがえる。

図8－ゾーン別床面積当たり業務交通と実効容積率

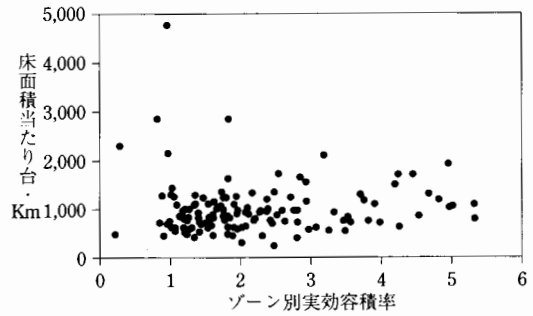
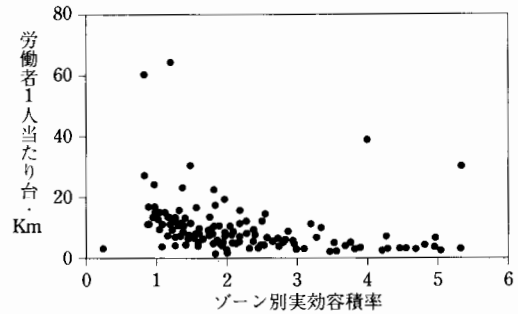


図9－ゾーン別労働者1人当たり業務交通と実効容積率



### 3 道路交通需要と実効容積率に関する実証分析

#### 推計モデル

本来、道路交通需要と実効容積率の関係を検討するには立地モデルを構築し、道路交通需要の多い企業と少ない企業の立地の違いを考察すべきであるが、データの制約等もあり本稿はゾーン別交通需要を誘導型として推計している<sup>3)</sup>。

まず、被説明変数となる交通需要を業務と通勤、その他に3分割した。これは第2節で見たように、発生交通量と集中交通量はほぼ同じ傾向にあるため、実証分析でも発生と集中を合計したものを交通需要として分析している。交通需要は、1台当たりの走行km(以下、平均走行距離と記す)と、宅地面積当たりで、当該地域を発地・着地とする自動車の総走行台・km(以下、総走行台・kmと記す)とした。道路交通混雑は後者によって起きると考えられるが、交通需要特性を検討するために、平均走行距離も被説明変数とした。

表5 - 自動車交通需要関数 (両辺対数; 業務)

変数名	1台当たり走行km		総走行台・km/面積	
	推定値	t値	推定値	t値
定数項	3.914194	17.52	9.816105	29.88
単位宅地面積当たり従業者数	-0.16646	-4.18	-0.04279	-0.73
運輸・通信業従業者比率	0.060747	2.86	-0.04963	-1.59
総宅地面積	-0.0903	-3.89	-0.13391	-3.92
単位宅地面積当たり道路面積比率	-0.02101	-0.21	0.60695	4.18
当該地域容積率	-0.17283	-2.80	0.219834	1.56
サンプルサイズ	158		158	
Adj. R <sup>2</sup>	0.48220		0.48365	

表6 - 自動車交通需要関数 (両辺対数; 通勤)

変数名	1台当たり走行km		総走行台・km/面積	
	推定値	t値	推定値	t値
定数項	3.026927	11.64	1.535169	3.84
単位宅地面積当たり従業者数	-0.01465	-0.32	0.3056	4.33
運輸・通信業従業者比率	-0.00354	-0.14	-0.10984	-2.88
総宅地面積	-0.00286	-0.11	0.007738	0.19
単位宅地面積当たり道路面積比率	0.143479	1.25	-0.12575	-0.72
当該地域容積率	-0.10637	-0.95	-0.00466	-0.03
サンプルサイズ	158		158	
Adj. R <sup>2</sup>	0.05468		0.33668	

説明変数は実効容積率に加え、従業者数、総宅地面積、運輸・通信業従業者数、夜間人口などで多重共線性を考慮して、面積比や従業者比率を用いている。

推計結果は、表5と表6に示したとおりである。

業務交通をみると、総走行台・kmは当該地域の容積率がプラスに有意に効いている。この結果からは容積率が高い地域では交通需要が多くなることになるが、弾力性は0.2となっており、容積率が10%増加すると、交通需要が2%増化することになる。しかし、都区内の従業者数を一定とすると、都心の容積率を引き上げ、従業者を移転させると交通需要は減少する可能性がある。

このことを検証するため、平均走行距離をみてみよう。当該地域容積率はマイナスに有意に効いており、容積率が高い地域で発生、集中する交通需要は平均走行距離が短く、東京圏全体で見ると混雑を生じさせないようなトリップといえる。平均走行距離では単位面積当たり従業者

数がマイナスに有意に効いており、従業者数密度が高い地域は走行距離が短くなることになる。これは、容積率緩和によって従業者数が高まると、平均走行距離が一層短縮されることを意味している。容積率が高い地域に集まってくる事業所で発生する交通は平均走行距離が短いのである。

通勤交通では、当該地域容積率は平均走行距離、総走行台・kmともに有意ではない。特に、平均走行距離は、道路面積以外は有意な変数はなく、通勤需要は業務需要と異なる要因で決定されていることがわかる。本稿は都心部の交通混雑に焦点を当てているため、通勤需要に関してはこれ以上の分析を行なわないが、今後、鉄道やバスといった公共交通との代替性や居住人口などを説明変数として検討を行ないたい。

### おわりに

「はじめに」で記したように、交通混雑に対しては、外部混雑費用を混雑料金として課金すべきであり、インフラを整備すれば、ロンドン

のように導入は可能である。ロンドンでは、2003年2月から一般道路に混雑料金が課金された。セントラルロンドン(21km<sup>2</sup>)と呼ばれる中心街に9時から18時30分までに通過する車に対して1日5ポンドを課金し、2005年7月には8ポンドに値上げされ、課金によって交通混雑はかなり緩和された<sup>4)</sup>。

しかし、日本では前述のように、課金システムのインフラが整備されていないこともあり、一般道路の混雑料金課金の導入より、容積率規制によって交通混雑を抑制しようという考え方がある<sup>5)</sup>。

そこで、本稿では、容積率と交通需要の関係を実際のデータを用いて推計した。その結果、容積率が高い地域の事業所が発着地になっている自動車交通は、平均走行距離が短く、従業者の容積率弾力性によっては容積率を高めたほうが総走行台・kmも短くなることがわかった。容積率を規制すると、平均総距離が長い交通需要が多く発生し、むしろ混雑を増加させる可能性がある。

今後の課題としては、生産関数の中の投入要素として交通を入れた立地モデルを構築して、容積率緩和によって企業の立地の変化を通じて、交通需要がどのように変化するかを分析することである<sup>6)</sup>。それによって、従業者数が内生化され、内生性の問題は解決される。また、その際には空間的自己相関も解決したい。現状ではデータ上の制約から立地モデル構築は困難である。

また、本稿では扱えなかった交通混雑による外部不経済は、地代に反映するというモデルを構築すれば推計が可能である。しかし、この場合は交通需要曲線を導出できないため、混雑料金課金や容積率規制による効果を推計することができない<sup>7)</sup>。しかし、外部不経済の推計のためにはこのようなモデルで行ないたい。

\*東京都のご厚意により「土地利用現況調査」のデータを利用している。本稿作成にあたり、住宅経済研究

会において金本良嗣先生、山崎福寿先生をはじめ参加者の先生方から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

#### 注

- 1) 混雑料金に関する経済学的分析は山崎・浅田(2003)を参照されたい。
- 2) 文(2005)では、高速道路と一般道路の次善の料金制度を検討しているが、交通需要は地域別人口を外生的に与え、重力モデルで交通需要を求めている。
- 3) また、空間的自己相関や内生性の問題もあるが、これらも今後の課題とした。
- 4) 導入1年後には交通量が18%、交通遅延が30%減少し、バスへの利用転換が多いことが報告されている。
- 5) 東京都では2000年に『TDM 東京行動プラン』を発表し、混雑料金の導入も検討していたようであるが、その後検討されていない。
- 6) 唐渡・八田(2003)、唐渡(2006)などを参照されたい。
- 7) 山崎・浅田(2003)の鉄道混雑による外部不経済の推計を参照されたい。

#### 参考文献

- 浅見泰司(1994)「土地利用規制」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』第4章、日本経済新聞社。
- 大方潤一郎(1997)「容積率規制の概念と展開の方向性」『都市住宅学』No.17、14-22頁。
- 唐渡広志・八田達夫(2003)「容積率緩和の便益——一般均衡論的分析」『季刊 住宅土地経済』No.50、18-25頁。
- 唐渡広志(2006)「容積率規制改革の便益と費用」『日本経済研究』No.53、42-71頁。
- 交通工学研究会「平成11年度道路交通センサス」。
- 東京都(2000)『TDM 東京行動プラン』。
- 八田達夫・唐渡広志(2001)「都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果」『季刊 住宅土地経済』No.41、20-27頁。
- 八田達夫・唐渡広志(2006)「都心オフィスビルの容積率緩和による交通量増大効果の測定」『運輸政策研究』No.31、56-58頁。
- 八田達夫・久米良昭・唐渡広志(2005)「都心の容積率緩和の費用便益——ITSによる混雑料金を考慮に入れた分析」RIETI Discussion Paper Series、05J-016。
- 文世一(2005)『交通混雑の理論と政策——時間・都市空間・ネットワーク』東洋経済新報社。
- 山崎福寿・浅田義久(2003)「混雑料金の経済分析」山崎福寿・浅田義久編『都市再生の経済分析』第5章、東洋経済新報社。

# 親からの住宅資金援助と 子の住宅取得行動

周 燕飛

## はじめに

理論的には、持家より一生賃貸暮らしのほうが経済的に合理的となることもありうるが、日本では、家族向けの良質な賃貸住宅の供給自体が少ないことや賃貸保証人制度の慣行があり、高齢期になると保証人を立てられないリスクが高いことなどから、最終的に持家を取得する世帯が多い。「平成15年住宅・土地統計調査」(総務省)によると、6割以上(61.3%)の世帯が持家に住んでおり、2人以上の世帯に限ってみると、持家率が74.7%にも達している。しかしながら、自力で持家を購入する場合、通常、住宅総額の21%(マンションの場合)から24%(一戸建ての場合)程度の頭金を用意する必要がある(「公庫融資利用者調査報告2002」住宅金融公庫)。実際、Horioka(1988)によると、住宅取得のための頭金貯蓄は、日本の家計貯蓄全体の12.8~34.5%を占めており、家計は明らかに頭金制約を受けていると思われる。なお、流動性制約に直面した場合、家計は最適な床面積よりも狭い物件を取得せざるをえないため、効用レベルが低下することになる(井出2004b)。

こうした頭金による流動性制約があるなか、親からの経済援助がある場合とない場合とでは、子ども世帯の住宅取得行動がどう変わるのかという点が学問的にも政策的にも興味深い。一般的に、親から住宅・土地を相続したことや親から住宅取得資金を援助してもらうことによって、

子ども世帯の流動性制約が緩和されたり生涯可処分所得が増えたりする。それに対して、子ども世帯は①住宅を取得する時期を早める、②本来の予定よりも価格の高い物件を取得する、③住宅取得時の自己資金を増やし、ローン負担を軽くする、④贈与により余裕が生まれる分、貯蓄もしくは他の一般消費財に転用するという4つの行動パターンが考えられる。もし、①と②の行動が確認されれば、親から子への土地贈与や住宅資金援助は住宅投資の増加につながるということが言える。その場合、生前贈与を促進するような制度改革<sup>1)</sup>は、マクロ的に家計消費を刺激するような効果が期待できる。また、現在、少子化により住宅需要が急速に減少することが懸念されているが、少子化は子ども1人当たりの親からの住宅資金援助を増加させることから、住宅需要減少には一定の歯止め効果があることが予想される。

そこで本稿は、平成16年2月に行なわれた「親子世帯間の援助の実態と意識に関する調査」(国立社会保障・人口問題研究所、以下「支援調査」と略称)の個票データを用いて、親からの住宅資金援助が子ども世帯の住宅取得行動にどのような影響を及ぼすのかという点を分析した。該当調査データには、住宅の種類、住宅取得時期および方法、親から頭金援助の有無とその金額、親世帯と子ども世帯両方の所得などの諸質問が存在しているために、本稿の研究テーマに適しているといえる<sup>2)</sup>。

## 1 先行研究

大多数の先行研究では、遺産は、子どもの所得にかかわらず平等に分配されるが、生前贈与に関しては経済的に恵まれない子どもほど受け取る確率が高いことがわかっている。例えば、McGarry (1999) によると、親の贈与を受け取る確率が子どもの現在収入と負の相関関係にあり、流動性制約に直面している子どもは、よりたくさんの贈与を受けている。また、Mayer and Engelhardt (1996) は住宅ローン世帯に対する実証分析を行なった結果、金融機関から融資を受けにくい、学歴が高い、正味資産が低いなどの特徴を持つ子どもは親から贈与を受け取る確率が比較的高いことを明らかにした。

一方、親からの贈与が子ども世帯の住宅取得行動に与える影響について、Guiso and Jappelli (2002) は1991年のイタリアの家計データを用いて推計した結果、同一年齢世帯の中で平均的な贈与金額 (8.7万ユーロ) を受けた世帯の住宅取得確率は、受けていない世帯に比べて20%も高いことを明らかにしている。また、他の条件が一定であれば、平均的な贈与を受けた世帯の住宅価格は、受けていない世帯より4万ユーロ高いことも示している。Engelhardt and Mayer (1998) は、アメリカの住宅購入者アンケートに基づいて分析した結果、親からの経済援助<sup>3)</sup>は頭金貯蓄の年数を9~20%短縮する効果を持つことを明らかにしている。また、贈与1ドルに対して、29~40セントが消費に回され、残りの60~71セントが頭金に使われていることを報告している。

日本では、住宅の取得行動について多数の研究が行なわれてきたが、世代間援助の視点から見たものは非常に少ない。こうした数少ない先行研究の中で、本稿との関係から特筆すべきは下野 (1993) と井出 (2004a, 2004b) である。下野 (1993) は相続による住宅取得世帯に焦点を当て、私的移転と日本人世帯の資産形成との関係を探っている。一方、世代間援助が住宅取

得行動に与える影響について分析した井出 (2004a) は、東京圏に住む家計を対象に推計した結果、親からの贈与が子ども世帯の住宅ローン借入額の減少につながるという結果を報告している。さらに、井出 (2004b) は2003年から実施された住宅贈与非課税枠の引き上げの影響に注目し、贈与が家計の住宅投資にもたらす影響を推計した結果、①非課税枠付近に贈与額が集中する、②贈与額が住宅取得額に与える影響は極めて強く、贈与額の1%ポイント上昇が住宅取得額を0.3%ポイント高めるという結論を得ている。

上記の先行研究に比べ、本稿の分析の新しさは、第1に、住宅取得額のほか、住宅取得のタイミングや頭金額にも注目し、生前贈与と住宅取得行動の関係を全般的に考察している点である。第2に、既存研究の大多数は、贈与の総額を用いて、住宅目的の贈与について大雑把な議論を行なっているが、本稿は、目的別の贈与額がわかるため、住宅取得支援目的の贈与に絞った議論が可能である。第3に、先行研究では親世代の情報が欠如しているというデータ上の制約を受けているが、本稿では親世帯の情報を考慮した推計がデータ上可能なため、モデルで重要な説明変数が欠如するという問題も回避している。

## 2 モデルと推計方法

仮に子ども世帯がまったく流動性制約を受けていないのであれば、理想的な住宅取得額 ( $h^*$ ) は、世帯の持つ純金融資産  $W$ 、恒常所得  $Y^p$  および親のトランスファー  $T$  から一般消費財  $c$  を引いた金額となるはずである (井出2004a)。

$$h^* = PF^* = W + Y^p + (b+i)T - c$$
$$\text{with } b+i=1 \quad (1)$$

$P$  は単位床面積当たり住宅価格、 $F^*$  は理想的な床面積、 $i$  は生前贈与の割合、 $b$  は遺産の割合である。しかしながら、世帯の恒常所得  $Y^p$  は正確に把握できるものではないので、学

歴、職業、勤続年数などから推測する。また、住宅取得を決める時点では現在所得が恒常所得を下回ることが多い。さらに、住宅取得の時点では親世帯はまだ生存しているため、いくら遺産をもらえるのかも定かではないはずである。そのため、実際の住宅取得額  $h$  は、純金融資産  $W$ 、現在所得  $Y$ 、親からの生前贈与  $iT$ 、住宅ローン  $M$  から一般消費財  $c$  を引いた金額となるはずである。

$$h = PF = W + Y + M + iT - c \quad (2)$$

そのうち、現在収入  $Y$  は恒常収入  $Y^P$  と変動収入  $Y^T$  の2つの部分によって構成されており、住宅ローンの上限額  $M$  は通常現在の収入水準にリンクされている<sup>4)</sup>ため、結局、世帯の住宅取得額は主に下記の変数より説明できると思われる。

$$h = a_0 + a_1W + a_2Y^P + a_3Y^T + a_4(iT) + a_5c + X\beta + u \quad (3)$$

〈住宅取得額関数〉

$X$  は世帯主の職業、子どもの数、共働きゲームなど一連の外生変数、 $a_1 \sim a_5$ 、 $\beta$  は係数パラメーター、 $u$  は期待値ゼロ、分散一定の誤差項である。 $Y^P$  は直接観察されないため、通常行なわれているように、年齢、年齢の2乗、学歴、職業ゲーム等で回帰した恒常所得の予測値を用いる。また、McGarry (1999) によると、生前贈与額  $iT$  は、子ども世帯の流動性制約の程度と正の相関関係を持っており、内生的に決まる変数である。

生前贈与額のこうした内生性を考慮して、本稿は操作変数法で(3)式の住宅取得額関数を推計することにする。なお、操作変数は、生前贈与額に影響を与えるが住宅の取得額に影響しない要因として、親の持家の有無や親と電話やメール連絡する頻度を用いる<sup>5)</sup>。

一方、頭金額  $D$  は、(2)式を変形することで得られる。

$$D = h - M = W + Y + iT - c \quad (4)$$

よって、頭金額関数は下記のような形をとると考えられる。

(周氏写真)

しゅう・えんぴ

1975年中国湖南省生まれ。2001年大阪大学大学院国際公共政策研究科博士課程終了(国際公共政策博士)。国立社会保障・人口問題研究所客員研究員を経て、現在(独)労働政策研究・研修機構研究員。

論文:「保育士の労働市場からみた保育待機児問題」ほか。

$$D = b_0 + b_1W + b_2Y^P + b_3Y^T + b_4(iT) + b_5c + X\beta + v \quad (5)$$

〈頭金額関数〉

取得時期関数も基本的に頭金額関数と同様な構造を持つと考えられるが、ライフ・サイクル的な要因や時期的な要因( $F$ )も重要だと考えられる。例えば、結婚年齢の若い人ほど、子どもの出産年齢の早い人ほど、より早いライフ・ステージで住宅を取得している可能性が高い。また、住宅価格が下落している時期においては、家計は住宅の取得を遅らせる可能性がある。住宅取得時の世帯主の年齢または頭金貯蓄年数を被説明変数  $A$  とすれば、取得時期関数は以下のような形となると思われる。

$$A = c_0 + c_1W + c_2Y^P + c_3Y^T + c_4(iT) + c_5c + X\beta + F\delta + e \quad (6)$$

〈取得時期関数〉

なお、頭金額は取得時期との間に、強い相関関係があると考えられる。つまり、取得時世帯主の年齢が若ければ若いほど、頭金額が低いとの調査結果はあるほか、支援調査データにおいても両者の相関係数が高い。したがって、(5)式と(6)式を推定する際には、残差項の相関 ( $\text{Cov}(v, e) \neq 0$ ) を考慮して、Seemingly Unrelated Regression 法を用いて同時推計を行なうことが適当である。

### 3 データ

上記の実証モデルを推計する際に用いるデータは、「親子世帯間の援助に関する研究会」(国立社会保障・人口問題研究所)が平成16年2月に実施した「親子世帯間の援助の実態と意識に

表1—住居取得状況の内訳（N=1,466）

住居の種類		世帯数	割合(%)	
非持家	借家世帯	488	33.3	40.2
	親や親族の持家に同居する世帯	102	7.0	
持家	A-1) 資金援助および土地贈与を受けた持家	13	0.9	26.3
	A-2) 土地贈与のみの持家	56	3.8	
	B) 資金援助のみの持家	316	21.6	27.3
	C) 経済援助なしの持家	400	27.3	
その他または不明		91	6.2	6.2
合計		1,466	100.0	100.0

関する調査」の個票である。支援調査は首都圏（東京、神奈川、千葉、埼玉）と阪神圏（京都、大阪、兵庫）に住む未就学の子どもの持つ子育て世帯（子ども世帯）および未就学の孫を持つ高齢者世帯（親世帯）を対象に2回にわたって行なわれた調査である。本稿は、主にその子ども世帯を分析対象としている。具体的に、(株)日本統計調査が保有する独自のアクセスパネル<sup>9)</sup>から無作為抽出された1625の子育て世帯に対し調査票を郵送した結果、1466の世帯から有効な返答が得られた（有効回収率90.2%）。

このように、「支援調査」の対象者は、大都市部に住む未就学児童のいる世帯であり、単身世帯や夫婦のみの世帯、子どもがすでに大きくなっている世帯などが除外されている。したがって、本稿の分析より導かれた結論が必ずしも普遍的な意味を持っているものではないことを留意されたい。ただし、大都市部に住む未就学児童のいる世帯のサンプルとしては、「支援調査」は高い代表性をもつものだと考えられる。たとえば、「支援調査」のサンプル属性を「国民生活基礎調査」（2003）の児童のいる世帯と比べてみると、子どもの数（前者1.95人、後者1.73人）、母親の無業率（前者67.9%、後者61.2%<sup>10)</sup>）などでは非常に近い分布になっていることがわかる。

なお、表1は「支援調査」における1466世帯の住居取得状況の内訳である。持家世帯が全体の53.5%、借家世帯が33.3%、親や親族の持家に同居する世帯が7%、その他または不明が6.2%である。なお、持家世帯（N=785）のう

ち、およそ半分の世帯は親からほとんど経済援助を受けていないが、残りの5割の世帯は親からの土地贈与または住宅資金援助を受け取っている。

住宅資金贈与の内訳をみると、5分5乗方式<sup>8)</sup>の非課税額の上限である550万円以下の援助が全体の85.6%を占めており、贈与額平均は298万円で、中位値は130万円であることから、ほとんどの世帯が非課税限度内の額を受け取っているものと考えられる。一方、非課税限度額を超えた贈与も7人に1人くらいの割合で存在しており、そのうち1000万円の贈与を受けた世帯は17世帯（3.8%）、600万円の贈与を受けた世帯は14世帯（3.2%）となっている。

#### 4 実証分析の結果

##### 住宅資金援助の決定要因

住宅取得行動の分析に先立ち、まず、どのような子どもが親からの住宅関連の経済援助を受ける確率が高いのかをみてみよう。親によるトランスファーは、親世帯の収入と正の相関を持ち、子ども世帯の現在所得と負の相関関係を持つことが McGarry (1999) の研究によって示されている。また、親への訪問および電話の回数が多ければ多いほど、親の手伝いをしている人ほど、生前贈与を受ける確率が高いとの実証結果もある (Cox and Rank, 1992)。

表2の左側は、親から土地または資金贈与などの経済援助を受ける確率を推計したものである。なお、住宅関連の経済援助の有無は、住宅取得している世帯のみ観察される変数なので、



表2 一親から住宅関連の経済援助を受ける確率および資金援助額（T）の決定要因

	経済援助の有無（1 = 土地または資金贈与あり、0 = なし） （HeckProbitモデル）		資金贈与額 （Tobitモデル）	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
預貯金額（万円）	-0.00024	0.00024	-0.17088	0.09091 *
夫の恒常所得（予測値）	-0.00012	0.00191	1.047	0.314 ***
夫の一時所得（現在所得－恒常所得）	-0.00061	0.00036 *	-0.066	0.139
妻の現在所得（万円）	-0.00020	0.00090	0.256	0.399
月当たり生活費（万円）	0.01439	0.00938	0.411	0.412
夫の職業：公務員（基準値：民間企業の正規職員）	0.18485	0.33255	-113.44410	125.11410
夫の職業：自営業など	-0.03478	0.34645	238.58660	123.74770 **
夫の職業：その他	0.31543	0.72018	173.66270	314.05970
子どもの数	0.14886	0.16111	69.66083	43.84109
共働きダミー	0.01014	0.12062	56.37608	41.50724
夫側両親と連絡する頻度：週3～4回以上 （基準値：ほとんど連絡しない）	1.13100	0.43297 ***	250.53450	159.48800
夫側両親と連絡する頻度：週1～2回	0.48238	0.33054	395.27220	142.33830 ***
夫側両親と連絡する頻度：月1～2回	0.23502	0.31124	305.42890	139.12490 **
夫側両親と連絡する頻度：年に数回	0.40392	0.32006	350.62840	141.58970 ***
妻側父親の学歴－大卒ダミー	0.19902	0.20104	-31.58786	80.06611
妻側親の住居－持家（一戸建て）（基準値：非持家）	0.05258	0.16888	-2.56697	71.09510
妻側親の住居－持家（集合住宅）	-0.07008	0.32787	-97.00981	142.09370
夫側父親の学歴－大卒ダミー	-0.18032	0.21615	-78.42080	85.03103
夫側親の住居－持家（一戸建て）	0.36509	0.18888 **	172.47860	74.80078 **
夫側親の住居－持家（集合住宅）	0.04387	0.25877	182.71810	114.08640
定数項	-0.95739	2.43816	-1237.83600	249.11430 ***
サンプル数（uncensored obs./総数）	304/786		177/348	
対数尤度	-677.30		-1458.79	
Rho（誤差項の相関係数）	-0.2640	0.9627		

注1) 「経済援助」とは、土地贈与または住宅関連の資金援助のいずれかを受けた場合を指す。

2) 「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。住居の基準値は、「非持家世帯」である。

3) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で係数が有意であることを示す。

その推計にあたっては、標本選択誤差を考慮した Probit Model with Selection<sup>9)</sup>を用いることにする (Van de Ven and Van Pragg, 1981)。その結果、まず、夫の現在所得と恒常所得の間のギャップが小さい世帯、つまり流動性制約の低い世帯ほど、親から経済援助を受ける確率が低いことがわかる。これは、McGarry (1999)の結果と整合的である。また、両親とほとんど連絡を取っていない世帯に比べると、頻繁に連絡を取っている世帯のほうは、経済援助を受ける確率が有意に高いが、これも Cox and Rank (1992)の実証結果と一致している。また、先行研究では取り入れていない親世帯の情報を説明変数として取り入れてみると、夫側の親が一戸建ての持家を持っている場合には、子世帯が

経済援助を受ける確率が有意に高いこともわかった。一戸建ての持家の有無は、親世帯の所得<sup>10)</sup>と高い相関を持っているため、この結果からは、裕福な親を持つ世帯ほど、経済援助を受ける確率が高いと解釈できるであろう。しかしながら、経済援助の確率関数と標本選択関数の誤差項の相関を表す Rho 値は、統計的に有意な値ではないため、標本選択誤差はそれほど顕著ではないようである。

表2の右側は、持家世帯における親の資金贈与額の決定要因を Tobit モデルで推計した結果である。ここでもやはり、流動性制約仮説と整合的に、預貯金の少ない世帯、恒常所得の高い世帯ほど、より高額な資金贈与を受けていることがわかった。また、一般の会社員に比べ、

表3 一住宅関連の贈与の有無別住宅取得行動の違い

変数名	全持家世帯	A) 土地贈与あり	B) 資金贈与のみ	C) 経済援助なし	B), C) 間差の検定
頭金額 (万円)	765.0	628.2	946.6	654.4	***
住宅取得額 (万円)	3409.0	2993.6	3313.5	3540.9	*
住宅取得時の平均年齢-A	33.0	32.9	32.7	33.2	
頭金貯蓄年数 (A-学校卒業時の年齢)	12.8	12.5	12.2	13.2	**
住宅ローン額 (住宅取得額-頭金額)	2748.1	2235.4	2694.5	2851.5	

注1) 学校卒業時の年齢は、現在の年齢と学歴から逆算されたものである。

2) 「差の検定」とは、対象となる2つのグループの間に、属性の平均値に差があるかどうかの検定 (両側検定) である。

3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で差が検出されている場合を指す。

夫が自営業の場合に親からの資金贈与額が有意に高いことも社会的な通念と概ね一致している。そのほか、親とほとんど連絡しない世帯に比べ、頻繁に連絡を取っている世帯ほど資金贈与額が高いことや、夫側親は一戸建ての持家を持つ場合に資金贈与額が有意に高いことなども前述の経済援助確率関数の推計結果と一致している。

なお、上記の推計結果によって得られた経済援助の確率および資金贈与額の予測値は、内生性を考慮するために、後段の住宅取得額関数、住宅取得年齢関数および頭金額関数の推計に説明変数として使われる。

#### 単純集計結果

では、親より住宅関連の経済援助を受けることで、子ども世帯の住宅取得行動はどう変わるのであろうか。本節では、モデル推計に先立って単純集計の結果を中心に見てみよう。

まず、住宅取得時期についてみると (表3)、住宅取得時の世帯主の平均年齢は、親から土地贈与または資金援助を受けているグループと経済援助なしのグループのいずれもが、32~33歳前後となっており、はっきりとした差が見られない。また、住宅取得年齢のQuantile分布 (図省略) でより詳しく調べてもみても、やはりその差は小さい。これらの結果から、一見、親による住宅関連の贈与は、子ども世帯の住宅取得時期に影響していないように思われる。しかしながら、最終学校卒業年を頭金貯蓄の開始年とすれば、頭金貯蓄年数には有意な差がみられる。具体的には、親の住宅資金贈与を受けた世帯の平均頭金貯蓄年数は、経済援助なし世帯

より1年ほど短い。

次に、住宅取得額についてみると、経済援助なしの世帯の平均取得額は、資金贈与のみを受けた世帯と比べると200万円ほど、土地贈与を受けた世帯よりも550万円ほど高くなっており、資金贈与が住宅取得額を高めるという事前の予想と反対の結果のようにも思われる。ただし、住宅取得額のQuantile分布 (図省略) でより詳しく調べてみると、経済援助なしのグループの住宅取得額は、土地贈与ありのグループより若干高いものの、資金贈与のみを受けているグループとの間の差はそれほど顕著ではないようである。

一方、最もはっきりとした差が観察されるのは、頭金額である。経済援助なしのグループの平均頭金額は654万円で、資金贈与のみを受けているグループより292万円も低い。また、頭金額Quantile分布 (図省略) をみても、やはり資金援助を受けている世帯の頭金額は援助を受けていない世帯より明らかに高い。

#### 推計結果

第4節第2項の単純集計結果を踏まえて、本節では実証モデルに基づき、その他の変数のコントロールや住宅資金贈与変数の内生性問題を考慮した計量分析を行なう。

表4は住宅取得額関数の推計結果であり、ケース1とケース2はそれぞれ経済援助の確率 (予測値) と住宅資金贈与額 (予測値) を用いたモデルである。なお、親より土地贈与を受けた場合に、その土地の市場価値がわからないため、土地と建物を含んだ住宅取得総額が算出で

表4 一住宅取得額の決定要因

	ケース1		ケース2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
経済援助確率(予測値)	-13.578	504.113	—	—
資金贈与額(予測値)	—	—	0.951	0.578 *
預貯金額(万円)	0.058	0.148	0.075	0.154
夫の恒常所得(予測値)	3.861	0.512 ***	3.196	0.607 ***
夫の一時所得	2.255	0.371 ***	2.378	0.363 ***
妻の現在所得(万円)	1.130	1.223	0.980	1.199
月当たり生活費(万円/月)	0.179	0.428	-0.236	0.357
夫の職業:公務員	-476.383	187.575 ***	-353.748	197.433 *
夫の職業:自営業など	690.167	279.148 ***	654.055	271.596 **
夫の職業:その他	377.484	543.278	326.353	471.088
子どもの数	32.299	82.772	-8.398	83.643
共働きダミー	-76.861	78.126	-131.467	85.304
定数項	1020.969	425.495 **	1588.416	416.639 ***
R <sup>2</sup>	0.3215	—	0.3269	—

注1) サンプル数374世帯。標準偏差は、頑健な数値である。

2) 職業の基準値は、「民間の正規職員」である。「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。

3) \*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で係数が有意であることを指す。

きない。また、土地贈与を受けたサンプルはそれほど多くないこともあり、推計するにはこれらのサンプルを除外することになっている。

表4を見てみると、ケース1の経済援助確率の係数は統計的に有意ではないが、ケース2の住宅資金贈与額の係数は正で統計的に有意である。具体的には、住宅資金贈与が1万円増えることに、住宅取得額が9510円増えることとなる<sup>11)</sup>。したがって、親からの住宅購入のための資金援助は、子ども世帯の住宅取得額にプラスな影響を与えており、ほぼ贈与額と同程度の住宅需要増を生み出していることがわかる。そのほか、①夫の恒常所得または一時所得の高い世帯ほど、住宅取得額が高いことや、②民間のサラリーマン世帯に比べて、公務員世帯の住宅取得額が有意に低いが、自営業世帯の住宅取得額が有意に高いことも明らかになった。

一方、表5は(5)式の頭金額関数と(6)式の住宅取得時期関数を Seemingly Unrelated Regression 法で同時推計した結果である。ケースAは、住宅取得時期の代理変数を住宅取得時の夫の年齢としているが、ケースBでは頭金貯蓄年数としている。なお、ここでも親より土地贈与を受けている世帯は推計対象から除外されている。

表5からわかるように、親の住宅資金贈与は、

頭金額にプラスで有意な影響を与えている。住宅資金贈与変数の係数は1に近いので、親による住宅資金贈与は、予想通りほぼ全額頭金として使われている。

一方、住宅取得時期について、住宅資金贈与額は、頭金貯蓄期間を短縮させる効果が顕著であるが、住宅取得時の世帯主の年齢との関連性は薄いようである<sup>12)</sup>。具体的には、住宅資金贈与額が1000万円増えることに、頭金貯蓄年数は3.2年短縮される。したがって、親による住宅資金贈与が、子ども世帯の住宅取得時期を早めた効果は表5から確認できる。

そのほか、平成不況前(1991年以前)に住宅を取得していた世帯に比べ、平成不況後に住宅を取得していた世帯の取得時年齢が、有意に高いことも表5の推計結果からわかる。しかも、取得時期が最近になるとなるほど、取得時年齢が高くなっており、2002年から2003年に住宅を取得した世帯主の年齢は、1991年以前に取得した世帯主よりも7.9歳も高くなっている。頭金貯蓄年数についても同様な傾向が見られ、住宅取得時期の新しい世帯ほど頭金貯蓄年数が長い。これは、バブル崩壊後、世帯収入が伸び悩んでいることや、地価の長期下落でキャピタル・ロスを避けるためにマイホームの取得をなるべく先延ばしする世帯が増えていることなどが主な

表5 一頭金額と住宅取得時期の同時推定 (Seemingly Unrelated Regression)

	ケースA				ケースB			
	頭金額		住宅取得時年齢		頭金額		頭金貯蓄年数	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
資金贈与額 (予測値)	1.0406	0.3382 ***	-0.0017	0.0011	1.0406	0.3382 ***	-0.0032	0.0016 **
預貯金額 (万円)	0.4888	0.0850 ***	-0.0006	0.0003 **	0.4888	0.0850 ***	-0.0009	0.0004 **
夫の恒常所得 (予測値)	1.3579	0.4077 ***	0.0229	0.0016 ***	1.3579	0.4077 ***	0.0069	0.0023 ***
夫の一時所得	0.3278	0.1522 **	0.0010	0.0005 *	0.3278	0.1522 **	0.0012	0.0007 *
妻の現在所得 (万円)	0.0384	0.4471	0.0018	0.0015	0.0384	0.4471	0.0017	0.0020
月当たり生活費 (万円)	0.0708	0.5902	0.0002	0.0019	0.0708	0.5902	0.0007	0.0027
夫の職業: 公務員	-265.4703	147.8862 *	-1.4291	0.4823 ***	-265.4703	147.8862 *	-0.3662	0.6769
夫の職業: 自営業など	250.7422	127.8609 **	1.8519	0.4266 ***	250.7422	127.8609 **	1.3768	0.5987 **
夫の職業: その他	-86.6297	664.5070	4.6623	2.1661 **	-86.6297	664.5070	2.7520	3.0398
子どもの数	-58.4982	51.4004	0.7435	0.1744 ***	-58.4982	51.4004	1.0545	0.2447 ***
共働きダミー	-93.2659	47.2009 **	0.5956	0.1558 ***	-93.2659	47.2009 **	0.8429	0.2187 ***
夫の結婚年齢	-	-	0.4670	0.0389 ***	-	-	0.6223	0.0545 ***
第一子出産時夫の年齢	-	-	0.1557	0.0286 ***	-	-	0.1910	0.0401 ***
住宅取得時期: 92~97年	-	-	2.9557	0.6808 ***	-	-	1.8159	0.9550 **
住宅取得時期: 98~99年	-	-	4.9501	0.6944 ***	-	-	3.4226	0.9742 ***
住宅取得時期: 00~01年	-	-	6.1521	0.7025 ***	-	-	4.1696	0.9855 ***
住宅取得時期: 02~03年	-	-	7.9042	0.7109 ***	-	-	5.8211	0.9972 ***
定数項	7.2097	297.4788	-6.1643	1.3226 ***	7.2097	297.4788	-21.0515	1.8558 ***
R <sup>2</sup>	0.2427	-	0.8131	-	0.2427	-	0.6257	-

注1) サンプル数 385 世帯。

2) 世帯主の職業の基準値は、「民間の正規職員」である。「その他の職業」はパート、アルバイト、派遣・非常勤、無職、家事、学生などを含む。

3) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%、5%、10%の有意水準で係数が有意であることを示す。

原因だと推測される。さらに、民間のサラリーマンに比べ、公務員の住宅取得年齢が有意に低いことも興味深い結果である<sup>13)</sup>。

## 5 まとめ

本稿は、7歳未満の子どもを持つファミリー世帯を対象に、彼らの住宅取得行動における親世帯の経済援助の影響に焦点を当てた分析を行った。具体的には、流動性制約(頭金制約)がある中で、親からの住宅資金援助が、子ども世帯の住宅取得時期、頭金額および取得額にどのような変化をもたらしているのかを分析した。

その結果、親からの住宅資金援助は、子ども世帯の住宅取得時期を早め、住宅取得額および頭金額を増やす効果があることがわかった。具体的には、①住宅資金贈与額が1000万円増えるごとに、頭金貯蓄年数は3.2年短縮される、②住宅資金贈与が1万円増えるごとに、住宅取得額が9510円増えることなどがわかった。

現在、少子化の進行により、住宅需要が急速に減少すると予想されているが、少子化は子ども1人当たりの親からの住宅資金援助を増加させることから、住宅需要減少には一定の歯止め

がかかるものと思われる。また、生前贈与を促進するような制度改正は、住宅投資を刺激し、マクロ的な景気刺激策として期待することができる。つまり、親世帯が本来預金していたはずの貯蓄やただ持っているだけの土地資産を子ども世帯にトランスファーすることによって、住宅市場に新たな需要が生まれ、有効需要が増えると考えられるのである。

\*本稿は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障における少子化対策の位置づけに関する研究」(主任研究者:勝又幸子)の研究成果であり、同補助金より研究支援を得た。また、「住宅経済研究会」(2006年12月20日)の参加者の方々、勝又幸子氏および同補助金プロジェクトの各メンバーからは貴重なコメントをいただいた。感謝を申し上げたい。

## 注

1) これまでは贈与税の基礎控除額が少なく、資産の移転は遺産相続時に集中していた。2003年1月から、住宅のための贈与に最大3500万円の控除が認められるようになり、生前贈与が行ないやすくなった。

2) ただし、該当調査の対象者は、未就学の子どもを持つ世帯のみに限られている。これらのファミリー世帯は、ちょうど子どもの出生と成長を経験していて、より広く快適な家を求めるためにマイホームを取得するニーズが高まる時期にいる。また、彼らの

- 親世帯のほとんどがちょうど退職期前後の年齢層であって、経済的にゆとりのある時期を迎えているため、子育て中の子ども世帯に支援を行なう経済力を持っていると考えられる。
- 3) ただし、ここでの経済援助は、子ども世帯の住宅取得を支援する目的のものかどうかは不明である。
  - 4) 例えば、住宅金融支援機構の場合には、年取に占める年間返済額の割合が20%以下の住宅ローンしか組めない。
  - 5) ほかに、兄弟姉妹の数、親の住居との距離、親の学歴、親の住居が持家かどうかなどの変数を操作変数として用いることが考えられるが、これらの変数はいずれも生前贈与額との相関関係が統計的に有意ではなかった。
  - 6) このアクセスパネルは住民基本台帳をベースに作成しており、首都圏と阪神圏を合わせて約18万世帯が登録されていることから、一定程度の代表性を確保していると思われる。
  - 7) 末子の年齢別（0～5歳、1歳刻み）母親の無業率の単純平均値である。
  - 8) 「5分5乗方式」とは贈与を受けた金額を5分の1にして税額を計算し、その税額を5倍して納税額を算出する方式であり、最大550万円までの住宅取得資金等の贈与には贈与税かからない。夫婦がそれぞれの両親から贈与を受ける場合、最大1100万円が非課税となる。なお、この制度（5分5乗方式）は、2003年12までの適用となっている。
  - 9) 第1段階の標本選択関数（住宅取得関数）の推計を行なう際には、世帯主の恒常所得、月当たり生活費、夫の職業、子どもの数、共働きダミーを説明変数としている。
  - 10) 親世帯の所得変数もあったものの、欠損値が多いため、その代理変数として、学歴や持家の有無ダミーを用いることにした。
  - 11) 表4の推計結果と単純集計の結果がなぜ食い違っているのだろうか。ひとつの可能性としては、単純集計の結果では、ほかの変数の影響をコントロールしていないため、住宅資金贈与の効果が他の変数の効果に相殺されてしまい、差が出てこないことが考えられる。もうひとつの可能性としては、住宅資金贈与変数の内生性問題を考慮したことが結果に差異をもたらしたことも考えられる。
  - 12) 推計結果が省略されているが、資金援助の確率（予測値）は住宅取得時の年齢に有意な影響を与えている。経済援助を受ける確率（予測値）が高い世帯ほど、住宅取得時世帯主の年齢が若いことがわかる。具体的には、100%贈与を受けるだろうと予測される世帯と、絶対に受けられないだろうと予測される世帯との間に、住宅取得時において5.5歳の年齢差が生じている。
  - 13) 公務員は収入や雇用の面で極めて安定している職業であるため、金融機関から住宅ローン融資を受けやすいことが、彼らの住宅取得時期を早めているのではないかと考えられる。

## 参考文献

- Cox, D. and M. Rank (1992) "Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange," *Review of Economics and Statistics*, 74(2), pp.305-314.
- Engelhardt, G. and C. Mayer (1998) "Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, 44(1), pp.135-157.
- Guiso, L. and T. Jappelli (2002) "Private Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Homeownership," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), pp.315-339.
- Horioka, C. Y. (1988) "Saving for Housing Purchase in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.2(3), pp.351-384.
- Mayer C. and G. Engelhardt (1996) "Gifts, Down Payments, and Housing Affordability," *Journal of Housing Research*, 7, pp.59-77.
- McGarry, K. (1999) "Inter Vivos Transfers and Intended Bequests," *Journal of Public Economics*, 73(3), pp.321-351.
- Van de Ven, W. P. M. M. and B.M.S. Van Pragg (1981). "The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit model with Sample Selection," *Journal of Econometrics*, 7, pp.229-252.
- 井出多加子 (2004a) 「贈与と住宅資金——東京圏のマイクロデータから」『都市住宅学』No.44、136-147頁。
- 井出多加子 (2004b) 「家計の住宅投資と世代間所得移転」『季刊 住宅土地経済』No.52、10-19頁。
- 下野恵子 (1993) 「資産としての住宅の需要と供給——相続と住宅需要」『住宅問題研究』Vol.9(2)、22-35頁。

# 土地利用規制が 住宅・土地価格に与える影響

Ihlanfeldt, K. R. (2007) "The Effect of Land Use Regulation on Housing and Land Prices," *Journal of Urban Economics*, No. 61, pp. 420-435.

## はじめに

これまで、土地利用規制が住宅価格に与える影響に関する研究は数多く行なわれてきたが、その影響の大きさや用いられてきた分析手法、あるいはそもそも土地利用規制が不動産価格に与える影響の有無については議論の余地がある。

例えば Quigley and Rosenthal (2005) は、この種の研究で用いられてきた手法の問題点として、規制の厳しさを測る指標（以下、R指標とする）が外生変数として扱われていること、住宅価格のデータが家主の推定によっており正確性を欠くこと、規制の実態がR指標にうまく反映されていないことの3点を指摘している。

Ihlanfeldt (2007) は上記以外にもいくつかの改善すべき点を述べている。まず、従来の研究は地域の住宅市場状況を考慮していない。例えば消費者にとって（異なる規制が適用されている周辺市も含めて）近隣に多くの選択肢があれば、建設コスト上昇につながる規制強化の、需要に対する弾力性は高まると予測され、市場環境を考慮することが重要となる。また、既存研究は主に住宅を分析対象としており、空地については研究実績が乏しい。一般に、規制に伴う建設コストの上昇のしわ寄せは開発側にもたらされ、規制によって未開発住宅地の価値は低下すると考えられている。しかし一方で、規制は開発可能な土地の供給を制限するため、地価上昇につながることも考えられる。また、規制によって良好な住環境が確保されれば地価は上昇する。住宅だけでなく空地についても分析することで、規制が地価下落・上昇のどちらの要因となり得るかが解明できる。

以上のことを考慮して、Ihlanfeldt (2007) ではR指標を内生変数として扱うこと、住宅・住宅地（空地）双方を分析対象とすること、住宅市場状況

を表す変数を導入することを新たな試みとして分析を行なっている。

## 1 推定式とデータ

用いられている住宅価格推定式は次式である。

$$\ln P = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 N + \beta_3 J + \beta_4 R + \beta_5 (R * \#cities) + \beta_6 Y + \beta_7 M + \beta_8 (M * dCBD) + \beta_9 (M * dCOAST) + \epsilon \quad (1)$$

P：取引価格

S：構造特性（建物専有面積の対数、土地面積の対数、築年数）

N：近隣変数（各国勢調査区の平均所得、アフリカ系・ヒスパニック系住民の割合、借家の割合）

J：市（jurisdiction）の特性に関する制御変数（人口変化率、政治形態、学校の状態、税率、住民1人当たり公共サービス支出額、大卒者割合）

R：各市で採用されている土地利用規制手法の数（R指標、表1参照）

#cities：郡内の市数

Y：取引年ダミー変数（参照年は2000年）

M：郡ダミー変数

dCBD：物件とCBD間の直線距離（MSA: Metropolitan Statistical Areasに属する郡内のデータについてのみ）

dCOAST：物件と海岸間の直線距離（沿岸部の郡内のデータについてのみ）

分析対象地域はフロリダ州、物件取引時期は2000～2002年で、データ出典は郡の課税台帳、国勢調査、州の金融局、都市計画調査である。推定式内生変数の政治形態とは市長制かシティ・マネージャー制（市議会がシティ・マネージャーを任命し行政を任せる制度）か、また学校の状態には、調査員が学校を訪問し混雑状況を5段階（0：混雑なし、5：

深刻な状況) で点数化したものを用いている。

## 2 住宅価格推定分析

(1)式を用いて得られた結果を表2の(A)列に示す。ここでは全データと住宅規模によって分割したデータに対する分析をそれぞれ行なっている。後者の分析では、データを小規模(建物専有面積1349平方フィート未満)、中規模(同1349以上2245平方フィート未満)、大規模(同2245平方フィート以上)の3クラスに分類している。

全データに対する分析結果より、R指標およびR指標と郡内市数の積に対する係数はそれぞれ0.156、-0.011で、ともに1%水準で有意である。これらの符号から、規制強化により住宅価格は上昇するが、上昇の大きさは市数が多い郡内において小さいことがわかる。これは消費者がより多くの選択肢を持っていれば、需要に対する弾力性が高くなることを示している。平均的な市数(7市)を有する郡を想定した場合、R指標が1単位増加すると住宅価格は7.7%上昇する。また、R指標およびR指標と郡内市数の積を外生変数として同じ回帰分析を行なうと、両変数は5%水準で有意となり、係数はそれぞれ0.022、-0.0015となる。これを平均的な郡にあてはめて考えると、R指標の1単位の増加が住宅価格を1.2%上昇させるに過ぎない。以上の結果から、R指標の住宅価格に対する影響は、内生変数として扱われる場合よりも外生変数として扱われる場合のほうが大幅に小さいといえる。

住宅の規模別で分析した場合も、全データを一括で分析した場合と同じ傾向の結果が得られている。平均的な郡で考えると、R指標の1単位の増加は小規模・中規模・大規模クラスの住宅価格をそれぞれ9.5%、6.7%、3.8%上昇させる。さらにこれを各クラスの住宅価格の平均値に適用すると、価格上昇は8144ドル、9015ドル、1万461ドルとなる。またこの結果は、規制強化に伴う住宅価格上昇が住環境の快適性向上によるものか、供給減少によるものかを考察するのに有用である。一般に、土地利用規制によって高められた快適性は正常財と考えるのが妥

表1-土地利用規制に関するデータ

土地利用規制の内容	規制を採用している市(%)
農地保護政策	5.2
開発影響費負担	55.4
最低敷地規模規制	16.0
空地確保地域	19.6
人口・建物数制限	5.5
環境保全地域	35.5
開発者による公共施設提供	33.6
特別都市サービス提供地域	17.1
年間の建築許可限度	69.4
建築の一時停止	8.9
住宅開発に対する精査	11.3
小規模開発に対する環境アセスメント	12.2
無後退住宅* 禁止	72.5
市の総数：327	
採用規制数の平均：3.6	
採用規制数が2以下の市の割合：30.4%	
採用規制数が4以下の市の割合：73.0%	

注) 建物は区画地の各境界線から中央に向け後退して建てられるのが通常であるが、隣家と建物の一方を接して建てること(無後退)によって双方が広いスペースを取れるようにされた住宅。

当であろう。したがって、もし快適性向上の効果が強ければ、小規模住宅と比較して、大規模住宅では規制強化によってより大幅に価格が上昇するはずである。しかし、ここでは住宅規模に関わらず、同程度の価格変化が起きることが明らかとなったので、価格上昇は供給減少による部分が大きいと解釈できる。

次に市の特性を表す制御変数について考察する。まず、市の政治形態は住宅価格に有意な影響を与えないことがわかり(小規模住宅のみ例外)、専門家を有する自治体がより効率的な運営を行なうという仮説が支持されなかった。また、学校の混雑が物件価値を低下させるという結果も興味深い。フロリダ州では最近、1クラス当たりの児童数を減らすべきかという議論が行なわれたが、物件価値も考慮すべき点であった可能性がある。最後に、借家人の割合が高い地区で住宅価格が高いというのは意外な結果であるが、これは立地の影響によると思われる。な

表2-各回帰分析結果

説明変数	被説明変数				地 価	建物面積	土地面積
	(A)						
	住宅価格 全体	小規模	中規模	大規模			
R指標	0.156**	0.161**	0.122**	0.112	-0.139**	61.049**	0.019*
R指標×郡内市数	-0.011**	-0.009**	-0.008**	-0.010*	N/A	N/A	N/A
ln 建物専有面積	0.974**	0.762**	0.801**	1.22**	N/A	N/A	N/A
ln 土地面積	0.040**	0.071**	0.040**	0.024	-0.627**	N/A	N/A
築年数	-0.002	-0.003**	-0.003**	-0.002*	N/A	N/A	N/A
平均所得	0.003**	0.004**	0.004**	0.001	0.025**	15.398**	-0.002
アフリカ系住民割合	-0.006**	-0.005**	-0.006**	-0.007**	-0.018**	-6.240**	-0.001
ヒスパニック系住民割合	-0.002	-0.003**	-0.002	-0.007**	-0.002	-4.210	-0.003**
借家人割合	0.001	0.000	0.001**	0.001	0.014**	2.438	-0.003**
住民1人当たり公共サービス支出額/税率	0.006	0.003**	0.004**	0.008	0.014**	3.977**	0.002
シティー・マネージャー制ダミー	-0.019	-0.203**	-0.018	0.007	-0.257	93.781	0.062
大卒者割合	0.507*	0.762**	0.390**	0.523*	2.262**	1918**	0.425
学校の混雑状況	-0.0428	-0.041**	-0.038**	-0.044*	0.056	-48.222**	0.008
データ数	68,029	17,028	33,631	17,420	75,075	19,120	19,120
R <sup>2</sup>	0.68	0.56	0.44	0.54	0.63	0.34	0.19

注1) \*: 5%有意, \*\*: 1%有意, N/A: モデルに投入されていない変数。

2) 紙幅の都合により、本稿で考察対象となっている変数を中心に掲載している。

せなら借家の多い共同住宅は利便性の高い地区に多く存在し、そのような地区は物件価格が高いからである。

### 3 地価推定分析

Ihlanfeldt (2007) では、(1)式から建物に関する項を除いた推定式を用いている。結果は表2の(B)列に示している。R指標が1単位増加すると地価は約14%下落する。これは平均地価に換算すると1エーカー当たり1万6000ドルの下落に相当する。またR指標を外生変数として扱うと、R指標の価格に対する影響力は縮小する。土地利用規制強化が住宅価格を上昇させ、地価を下落させるという結果をあわせて考えると、規制強化は開発者のコストを増大させ、また、住宅価格の上昇分は開発コストの上昇分を相殺しないことがわかる。

### 4 土地利用規制の住宅規模に対する影響分析

もし開発者が、開発コスト上昇分は経済力のある大規模住宅購入者には転嫁しやすいと考えるなら、

規制の厳しい地域では大規模な住宅が供給される可能性が高いと考えられる。そこで土地利用規制が新築住宅規模にどのような影響を与えるか分析する。建物専有面積、土地面積をそれぞれ被説明変数とし、説明変数には住宅価格推定で用いた変数に加え、世帯収入と世帯人員数を用いた。ここで分析対象とした物件は1995～2002年に新たに建設された住宅である。各世帯の収入、人員数のデータは得られないため、2000年国勢調査の調査区内平均世帯収入、人員数を代替変数として用いた。結果は表2の(C)列に示している。

この結果から、R指標が1単位増加すると建物専有面積は61平方フィート増加することがわかった。これは平均的規模の住宅で考えると約3%の面積増加である。また土地面積については、R指標が1単位増加すると0.019エーカー増加し、これは平均的規模の住宅で考えると5.7%の増加に相当する。また、ここでの分析と住宅価格推定分析で得られたR指標の係数から考察すると、R指標の1単位増加は物件価格を約3.1%増加させるといえる。



## おわりに

Ihlanfeldt (2007) により主に以下の新しい知見が得られている。

まず、土地利用規制が物件価格に有意な影響を与えていること、また、従来R指標が外生変数として扱われてきたことで、規制の価格に対する影響が過小評価されていた可能性があることがわかった。次に規制が住宅の入手しやすさに与える影響は、消費者に与えられた選択肢の数によって異なり、規制状況が異なる地域の住宅も購買の候補であれば、ある地域が規制を変更しても住宅の入手しやすさに与える影響は小さいことが明らかとなった。最後に、規制強化は住宅の供給・需要サイドのどちらに影響を与えるかという点についてである。この点に直接関係する分析は行なわれていないが、結果からいえることは、規制強化に伴う開発コスト上昇は、住宅価格上昇よりも大きいということである。したがって、需要サイドよりも供給サイドにより大きな影響を与える可能性が高いと考えられる。

以上、土地利用規制が住宅価格および地価に与える影響に関する論文を紹介した。上記のように、Ihlanfeldt (2007) によって明らかになった点は多く、また日本でも適用可能な手法であり、大いに参考になると思われる。一方で、取り組むべき課題も残されている。例えば Ihlanfeldt (2007) では規制を一律に扱い、適用されている規制の数を規制の厳しさを表す指標としているが、一概に規制といっても、その目的や効果はさまざまである。したがって、規制を類型化するなどして、規制の内容について考慮していくことも重要であろう。

## 参考文献

- Quigley J. M. and L. A. Rosenthal (2005) "The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing; What Do We Know? What Can We Learn?" *Cityscape*, 8(1), pp. 69-137.  
村田稔雄編 (1998) 『米和不動産用語辞典〔改訂版〕』住宅新報社。

(田中麻理／東京大学大学院工学系研究科博士課程)

## 投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な研究論文を募集いたします。投稿規定は下記のとおりです。

1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。
2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。  
(2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。  
(3)投稿者は、プリントアウトした原稿 (A4) 2部、データファイル (MS Word またはテキストファイル) を送付すること。なお、原稿・データファイルは返却しない。  
(4)採否については、6カ月以内に審査委員会 (学識経験者数名で構成) のレフェリー制により決定し、採否を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正を求めることがある。  
(5)投稿者の氏名・所属・連絡先 (電話番号・メールアドレス) を明記すること。
3. 原稿の送り先・問い合わせ先

財団法人 日本住宅総合センター 『季刊 住宅土地経済』編集担当  
〒102-0083 東京都千代田区麹町4-2 麹町4丁目共同ビル10階  
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

●新刊のご案内

『居住選択における男女差の検証』

1,800円(税込)

「住宅・土地統計調査」(総務省)、「住宅需要実態調査」(国土交通省)をはじめとする住宅に関する国の統計調査では、住宅事情や住環境、居住世帯の現状などが主たる調査内容となっている。居住ニーズや居住実態をめぐる男女差については、母子世帯や高齢単身世帯などに関して、福祉政策の観点から限定的に論及された例はあるものの、全体像の体系的把握はなされてこなかった。

本リポートは、近年、女性単身世帯など女性を世帯主とする世帯が増加していることに鑑み、居住実態や居住選択行動の男女比較が可能なデータについて、性別と他の要因とのクロス集計分析を中心とした調査結果を取りまとめたも

のである。「住宅需要実態調査」の個票データを活用して特別集計を行ない、さまざまな角度から住宅需要の男女差の実態を浮かび上がらせることにより、世帯構造、年齢、収入等の要因との関わりに着目して多面的に分析した。結論部では、住宅需要に男女差が生じる要因について、年齢階級別、収入階級別に総括するとともに、それを踏まえて今後の「住宅需要実態調査」への示唆として、世帯類型の概念規定を精緻化し、住宅取得にかかわる資金調達の実態や居住と就業の関係変化を明確に把握するための新規設問の必要性を、提案している。

本リポートが活用され、居住選択の実態と要因がさらに深く研究・精査されることを期待したい。

●お知らせ

平成19年5月15日、(財)日本

住宅総合センターの評議員会および理事会が開催され、「平成18年度事業報告および収支決算」の承認、「平成19年度事業計画および収支予算」の決定、役員および評議員の選任がなされました。

平成19年6月1日現在の役員および評議員は以下のとおり。

- 理事長 牧野 徹  
専務理事 大柿晏己  
理事 稻本洋之助 金本良嗣  
佐藤和男 立石 真  
八田達夫 宮本武彦  
安田 純  
監事 森 正臣  
評議員 伊藤 滋 岩瀬義郎  
植木正威 救仁郷斉  
河野正三 高木丈太郎  
高城申一郎 高橋 進  
田中順一郎 豊蔵 一  
藤原良一 星野進保  
南 敬介 森泉陽子  
山口信夫 渡邊 尚

編集後記

2008年北京オリンピック、その2年後には上海国際博覧会を控え、上海の街は、鉄道、道路やオフィスビル、ホテル、マンションなどの建設が急ピッチで進んでいた。

しかし、高層ビルの谷間には崩れかけた古いアパート群が残り、そこには一般市民の生活があった。ブランドのブティックが並ぶ大通りから一步裏に入れば、自転車で載せた野菜や魚貝が路上で売られ、また地方からの出稼ぎと思しき人が、交差点で止まった車のドライバー相手に物

を売り歩く。派手なデザインの高層建築が林立するその足元で、日常的な交通渋滞があり、インフラ整備も追いつかない。これが今夏に垣間見た居住人口1800万の上海だ。

日本はどうだろうか。依然として人の流れは地方から大都市に向かい、東京都心の再開発が脚光を浴びる一方で木造密集地域は残り、通勤ラッシュや渋滞はなかなか改善されない。中国は日本より数十年遅れているといわれるが、大都市が抱える問題は大きな差がないように思う。(I)

編集委員

- 委員長——金本良嗣  
委員——浅見泰司  
森泉陽子  
吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2007年秋季号(通巻第66号)

2007年10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  
東京都千代田区麴町4-2  
麴町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㈱