

[巻頭言]

これからの住宅政策

宮繁 護

財団法人 日本住宅総合センター理事長

わが国の経済は依然として低迷を続けているが、戦後50年を経て数字の上では世界第2の経済大国となった。国民生活は、衣と食については、ぜいたくといわれるほど豊かになり、住宅についてもすでに昭和48年にその数は世帯数を上回り、住宅の規模も、質の面でもかなりの改善が進んできた。それにもかかわらず、住については今なお、多くの国民が強い不満を感じている。

今後、経済成長の鈍化と産業構造の変化といった「国民経済の成熟化」と、少子高齢化社会の急速な到来、国民の価値観の多様化と高度化、自立社会の構築など「社会構造の変革」が進むなかで展開される住宅政策は、市場機能の活用と公的政策——それも官の直接建設供給策より金融、財政、税制措置へ比重を移すとともに、必要な社会的規制も最小限とし、必ず国民の協力を得て順守してもらう——の協調が肝要であろう。

質の面でいえば、一般的な居水準の向上、とくに借家対策を進める必要が大である。また、住宅をとりまく環境の整備を促進するとともに、家族同居、二世帯住宅、高齢者向け住宅施策や居住者の健康、とくに病人、障害者へ配慮した住宅の建設など一層きめの細かい対策が必要となる。新しい課題としては、産業構造の転換等により、在宅勤務が増加すると考えられるので、新しいタイプの住宅についても官民共同で調査研究する必要がある。

目次●1998年夏季号 No.29

- [巻頭言] これからの住宅政策 宮繁 護——1
[特別論文] ストック型ハウジングへの転換 松村秀一——2
[研究論文] 東京は過大か 金本良嗣・齊藤裕志——9
[研究論文] 都市集積による多様性の経済と混雑の不経済 田淵隆俊——18
[研究論文] 少子化現象と住宅事情 浅見泰司・瀬川祥子——26
[海外論文紹介] 長期間賃借された不動産と再開発のオプション 作道真理——36
エディトリアルノート——34
センターだより——40 編集後記——40

ストック型ハウジングへの転換

松村秀一

1 日本の住宅の寿命とストック構成

欧米の住宅と比較した時の日本の住宅の特異さとしてしばしば指摘されるのがその寿命の短さである。加藤裕久・小松幸夫等の研究（『住宅の寿命分布に関する調査研究(2)』『住宅総合研究財団研究年報』18号、1991年）によると、木造戸建て住宅で約33年、また鉄筋コンクリート造共同住宅の場合でも約45年で、半数の住宅が取り壊されていることがわかる。ただ、残念ながら、このデータと直接比較できる海外の資料はない。

そこで、かなり精度は落ちるが、各国の住宅についてストック総数を年間のフロー数で除した値を代用値として比較してみる。もちろん、年間のフローの量（新設住宅戸数）は年によって変動するので、この除した値も多少の変動幅をもつし、そもそもフローのすべてが既存ストックの建て替えではないので、この値をもってそのまま住宅の寿命（年数）と見なすのは適当ではない。ただ、寿命を直接比較できるデータがないなかで、各国間のおよその傾向の違いはつかむことができる。

図1の上段にアメリカ、イギリス、フランス、ドイツ、日本の5カ国について、1990年前後のデータに基づいて計算した値を示したが、日本の30年に対して欧米5カ国はいずれも2倍以上の値、イギリスに至っては4倍以上の値となっていることがわかる。この数値の開きは日本の新築住宅市場の比類なき活性度を示す一方で、

日本の住宅がいかに短い期間で建て替えられてきたかを端的に物語っている。しかし、これから先もこうした短い周期で建て替えが続いていくのだろうか。

この問いに対する私自身の答えは「否」である。その理由としては、居住者の高齢化による建て替え意欲の減退、地価の安定あるいは下落による上物（建物）価値の相対的な浮上、多量の廃棄物を生ずる不用意なスクラップ・アンド・ビルドを許容しない環境意識の高まりなど種々考えられるが、私がかもっとも注目しているのは、現在のストックの建設年代別の構成である（図1）。

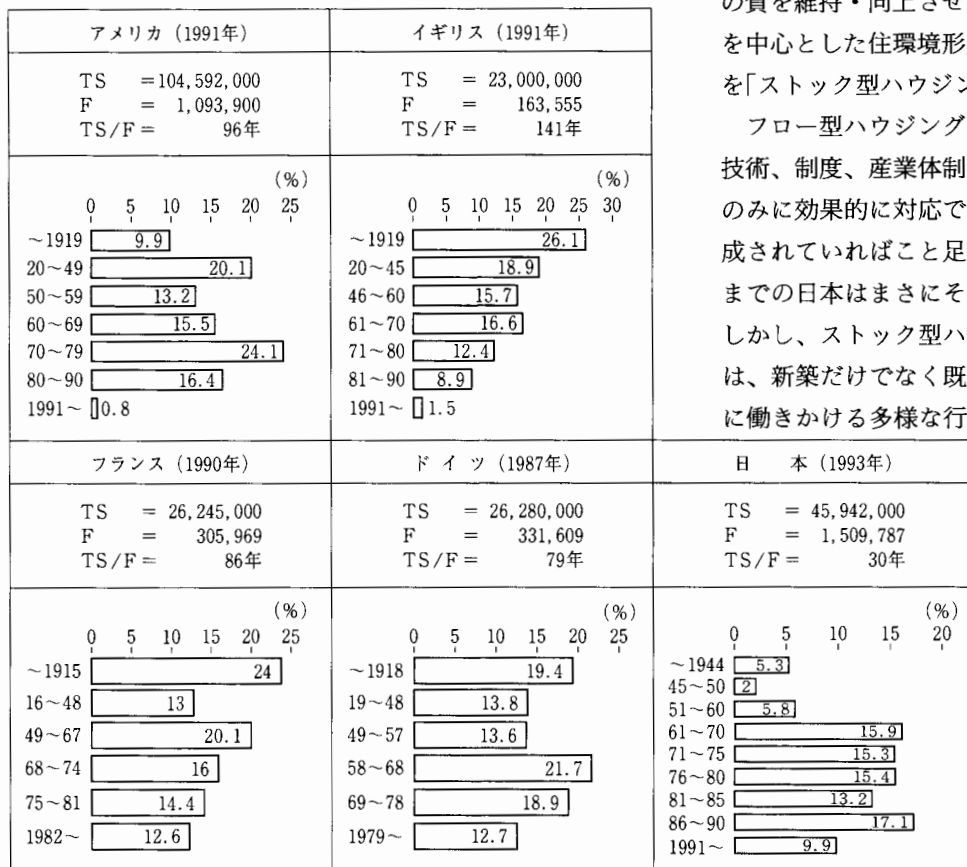
1993年の住宅統計調査（総務庁）時点で日本の住宅総数は世帯数をはるかに上回る4594万戸。そのうち半数以上が1976年以降に建設されたものである。確かに、1950年代後半からオイルショックの73年まで続く高度経済成長期には、国民の所得水準の急速な上昇に対応する形で、新築される住宅の質的な水準も変化の幅が大きかった。たとえば、現代の目で1960年代に建設された平均的な住宅を見れば、その規模にせよ、内外装の仕上げにせよ、設備の水準にせよ、「ああ、昔はこうだったのか」と感ずる人が多いに違いない。この変化の幅の大きさ、ひいては現代の水準との格差が、築後たかだか20～30年という短期での建て替えの多さにつながっている。

しかし、1970年代後半以降は経済も低成長期に入り、国民の所得水準同様、新築住宅の質的

な水準もかつてのような勢いで変化することはなくなった。つまり、高度経済成長期に建設された住宅を建て替えに導いたような水準の格差が同じ年数の経過では生じないということである。勢いストックの過半を占めている1976年以降建設の既存住宅を建て替えるまでの年数は従来よりも延びるだろう。そして、このことはとりもなおさず日本の住宅の寿命がその程度の大小は別として確実に延びることを意味する。

仮に、世帯数をはるかに上回る現在の住宅ストック数が十分なものだととして、住宅の寿命が延びるのだとすれば、建て替え需要を中心とする新築需要は当然縮小することになる。そして、その一方で住宅の経年劣化への対応など、既存ストックに手を入れたいという需要はこれまでより増加する。

図1-住宅ストックに関する国際比較



注) TS：既存住宅総戸数、F：年間新設住宅戸数
出所)「海外住宅DATA-NOW」(1995.3)資料

(松村氏写真)

まつむら・しゅういち
1957年兵庫県生まれ。
東京大学大学院工学系研究科建築学専攻博士課程修了、工学博士。ローマ大学客員教授、トレント大学客員教授を経て、現在、東京大学建築学専攻助教授。
著書：『平成建築生産事典』(彰国社)、「近未来住宅の技術がわかる本」(PHP出版)ほか

2 既存の住環境の再生

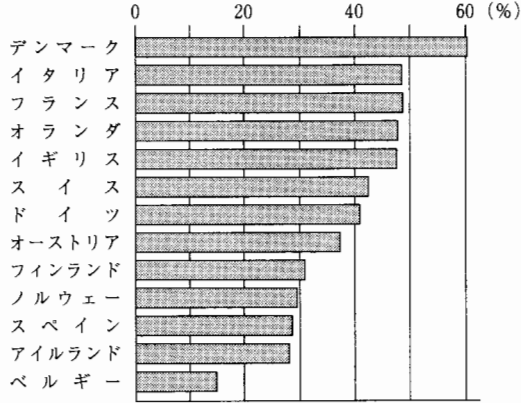
建設後わずかな年数しか経っていない住宅でも、現在の住要求に合わなくなれば、躊躇なく取り壊し、新たな住宅を建設することで住要求を満たそうとしたこれまでの住環境形成のあり方は、まさに「フロー型ハウジング」と呼ぶに相応しい。これに対し、取り壊しまでの年数が延

びた住宅に順次手を加えながらその質を維持・向上させていく行為を中心とした住環境形成のあり方を「ストック型ハウジング」と呼ぶ。

フロー型ハウジングにおいては、技術、制度、産業体制ともに新築のみに効果的に対応できるよう編成されていればこと足りる。今日までの日本はまさにそうだった。しかし、ストック型ハウジングでは、新築だけでなく既存の住環境に働きかける多様な行為を支える

技術、制度、産業体制のあり方が求められ、それは自ずとフロー型のそれとは異なってくる。ただ、残念ながらこの点で日本の経験と知識は乏しく、既存の住環境への多様な働きかけのあ

図2-欧州諸国建築工事高に占めるリノベーションの割合



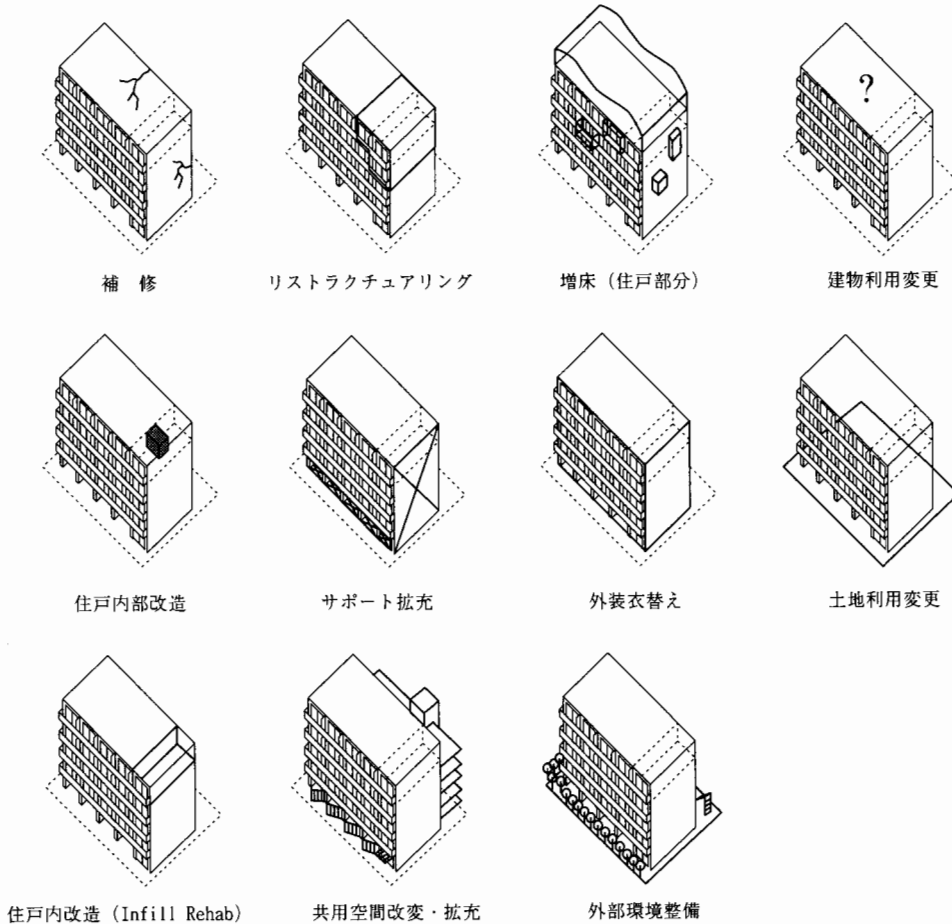
資料) Euroconstruct

り様を想像することすら困難といった状況だ。

そこで、私たちの研究室では、すでに新築工事への投資とそうした多様な再生工事への投資が拮抗している欧米の国々(図2)を対象に、住宅、ことに戦後大量に建設された集合住宅の再生工事の内容・費用や組織・プロセスに関する調査研究を過去4年間にわたり継続してきた。図3は、そのなかで採集できた多様な再生行為を整理したものである。この図では、日本でも日常的に見られる「補修」(図の左上)と「土地利用変更」(建て替えの意、図の右下)を両極に置き、採集できた再生行為を両者の間におおむね工事規模の順に並べる形をとった。

フロー型ハウジングにおいては、あくまでもその活動の中心は新築であり、維持保全や修繕といった行為は新築に代表される「建設」とは

図3-さまざまな再生行為と連続市場



別の産業分野、すなわち「管理」分野と位置づけられてきた。しかし、ストック型ハウジングにおいては、この図でも明らかなように、この両分野の間に「再生」という形でさまざまな住環境形成行為が現れてくる。なかには、従来の「管理」にごく近い小規模な再生工事であれば、「建設」に匹敵する規模の大掛かりな再生工事もある。このように、すでにストック型ハウジングの時代に移行している地域では、「建設」と「管理」という明解な二分法は成立せず、「管理」から「建設」まで切れ目のない連続市場が出現し、これに対応した技術、産業の編成が進展している。

もちろん、制度面での充実も見逃せない。そもそも戦後大量に建設された公共集合住宅を再生工事の中心的な対象としている欧米の国々では、老朽化・陳腐化した住棟や団地における空き家の増加やコミュニティの荒廃が大きな社会問題となりはじめており、集合住宅の再生工事自体、こうした社会問題への対応という性格を強く帯びるケースが多い。そのため、賃貸住宅の場合であれ、「テナント・デモクラシー」(居住者参加)は徹底されているし、再生工事に対する補助金交付制度や低利融資制度等公的資金投入の制度も整備されている。この点は、住環境形成への公的資金投入が今もなお建て替えを含む新築分野を中心に行われている私たちの国との大きな違いである。とくに、集合住宅の場合、共用部分や共有部分の再生行為については住民の合意形成が大前提であり、経済的な自己負担に対する住民間の意識の差が合意形成にとっての最大の障害であることを考えると、部分的であれ公的資金投入は、国民の住環境を向上させるうえで十分効果的なものになりえる。

もちろん、欧米の集合住宅の再生事業がすべて円滑に進んでいるわけではない。この点に関しては、今回の調査研究をとおして以下の三つの教訓を得ることができた。

(1)再生行為は繰り返す

当面問題を抱えはじめた住宅を再生させるこ

とについては良しとして、より長期的な視点に立ってストック型ハウジングの持続を論ずる場合、大掛かりな再生行為は築後20~30年時点での1度の決断だけですむものではなく、その後も繰り返されるということを念頭に置かなければならない。実際、欧米の再生事例のなかには、築後20~30年の第1回目の大掛かりな再生資金投入の後、わずか10~15年で再び大規模な再生工事が必要となり思わぬ支出が問題となったケースもある。

ここで重要性を再認識すべきは、再生行為の繰り返しに備える経済的な仕組みづくりであり、住環境の継続的な向上を支える住民組織やそのサポート機関の活動の持続性である。

(2)いつかは必ず取り壊す

築後ただか20~30年目の再生事業ではそう意識されないことだが、再生工事の有無や回数にかかわらず建物はいつか必ず取り壊すものである。取り壊さない限り、既存建物に手をかける再生工事は繰り返されていく。しかし、これはいわば病んできた身体に薬を投与するのと同じで、下手をすると、寿命を全うせんとしているところに無駄な薬を何度も投与することになりかねない。したがって、いずれ建て替えるをえない時期がきたときに、取り壊す論理とそうした合意形成を進める説得力が必要になる。

ストック型ハウジングの構想には、フロー型ハウジングでは自然な経済行為として問われることなく遂行されてきた取り壊し行為について、持続可能な居住地運営、あるいは継続的な住環境形成という視点に立った論理と合意形成の仕組みを盛り込む必要がある。

(3)民間に払い下げられる

欧米において戦後大量に建設された集合住宅のうち、大規模な再生工事が実施されたものの多くは公的な賃貸住宅である。そして、このなかには大規模な再生工事に公的資金が投入された後、住民や民間ディベロッパーに払い下げられるケースが少なからず見られる。このことは管理・運営面での住民の自主性を重視した結果

であり、またハウジングに対する公的セクターの役割についての考え方の変化の結果でもある。しかし、再生工事は1度ではすまない。確かに、1度目の再生工事は無事すんだ。公共住宅であるがゆえに相当な公的資金が投入されたからである。が、民間に払い下げられてからは効果的な住環境改善としての再生工事を継続できるだろうか。

建設主体としての公共団体の役割が縮小しているのはいずれの国も同じである。しかし、長期的な視点でストック型ハウジングをとらえた時、必ずしも民間所有の集合住宅だからその運営はすべて自己責任で、ということにはならないはずだし、それが最善策とは考えにくい。人を住まわせる環境を維持することに対して、公共団体がどこまで、どのような責を負うかは新たな議論の対象である。

3 長期耐用型ビルディング・システム

さて、ストック型ハウジングは、フロー型ハウジングのように新築一辺倒のハウジングではないが、かといって既存建物の維持保全や有効利用といった行為だけで支えられるものでもない。ある物に対しては維持保全を含む再生の働きかけをなし、ある物に対しては建て替えを行う。もちろん未利用地への新築も必要である。そのような行為が継続的に繰り返されるなかで、地域の住環境が総体として豊かに形成されていくような状態が目指されるべきであろう。

では、建て替えを含む新築についてはフロー型ハウジング時代と同じ考え方で進めておけばそれでよいのだろうか。もちろん、よいわけではない。長期にわたる住環境形成の過程、とりわけこれまで述べてきたような再生行為がより容易により円滑に行えるよう考慮したものであるべきだ。

これまでの一般的な新築時の設計内容では、将来の円滑な再生工事の計画・遂行を阻害する要因が少なからずあることは、今日の「リフォーム」と呼ばれる工事に伴う種々の困難を見れ

ば明らかである。そのなかでも典型的な現象が「道連れ工事」と呼ばれるものとそれに伴うコスト増である。「道連れ工事」とは、既存建築物のある部分だけを改変しようとした時に、その部分だけを明確に切り出すことができず、本来関係がなく、当初まったく計算に入れていなかった周辺の部分にまで工事範囲が拡大することを意味する。竣工時の物の納まりや配置を伝える図面情報の不足・欠落と、居住開始後に変更要求が発生する部分部分が他と複雑にからまり合った関係になっている設計の内容がその主要因である。

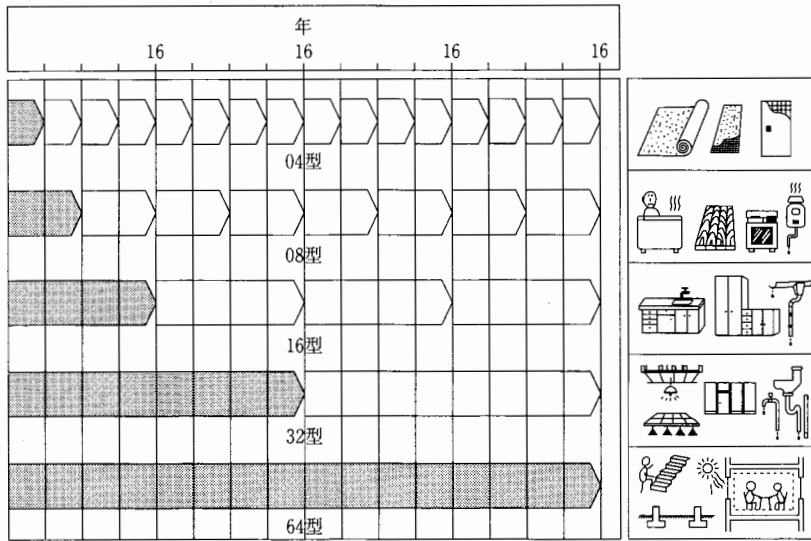
これからの新築工事においては、少なくともこの二つの「道連れ工事」の要因を取り除く必要がある。前者に関しては、竣工図のあり方や図面情報等の保管・伝達方法、さらには図面がなくとも常識として情報が伝わるような工事上のルールの整備などが検討課題となる。そして、後者の設計内容に関しては、建築物を構成する部分同士の関係の整理を含む設計思想の確立が求められる。

この設計思想については、20年程前より先見性のある考え方が提示され、実際の設計にも適用可能な形に整理されている。建設省の住機能高度化プロジェクト（1980年開始）の一環として研究開発された「CHS（センチュリー・ハウジング・システム）」がそれである。

CHSは、基本的には複数の部品とそれを取り付ける工事のまとまり（サブシステム）をあるルールに沿って複合したもの（システム）が建築であるとする従来の「部品化建築論」あるいは「システムビルディング論」を踏襲したものだったが、各サブシステム間の関係を、長期にわたる更新性や移動性の確保という観点から整理しようとした点に新しさがあつた。

具体的には、まず建築物を機能上のまとまりや生産上のまとまりに配慮しながら部分部分に分解し、そのそれぞれが何年ごとに更新・移設されるのかを検討する。そして、その結果をふまえ、更新や移設の周期の短いもの（図4の

図4 - CHSにおける部品の耐用性レベル



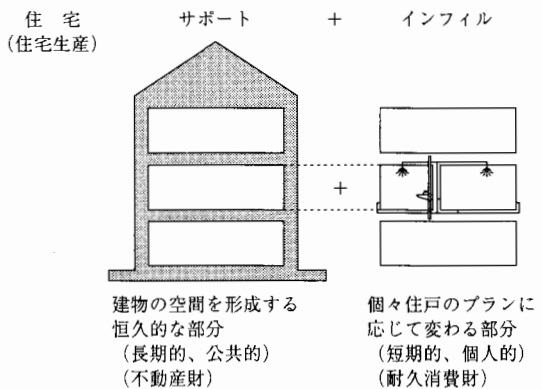
「04型」から長いもの（「64型」）までを5段階に分類する。最後に、できあがった建築物のなかで互いに取り合う部分同士の関係のすべてについて、より周期の短いグループに属する部分を更新したり、移設する際に、それと取り合う他の部分を「道連れ」にしないよう設計されているかをチェックし、もしそうになっていなければ納まりなどを変更する。こうした設計法に従えば、先述したような「道連れ工事」の発生は抑制され、居住者の要求の変化や物の劣化に対応した住環境の改革はより円滑に行える。

このCHSの考え方は、完成後15年を経て、専門家の間ではかなり広い範囲で知られるようになっており、それを適用した設計・施工例も少なくない。ただし、初期の工事段階でコストを押し上げる要素も含まれることがあるため、一層の普及には発注者や居住者の理解・認識が必要になる。

さて、将来の再生行為をより円滑にするためには、こうした設計法以外に、居住地住民の意思決定を組織化する手法と運営にかかる費用の負担方法が不可欠な検討課題になる。

住民の意思決定の組織化に関しては、1960年頃、オランダに端を発した「オープン・ビルディング」の明解な考え方が有効であると私は考

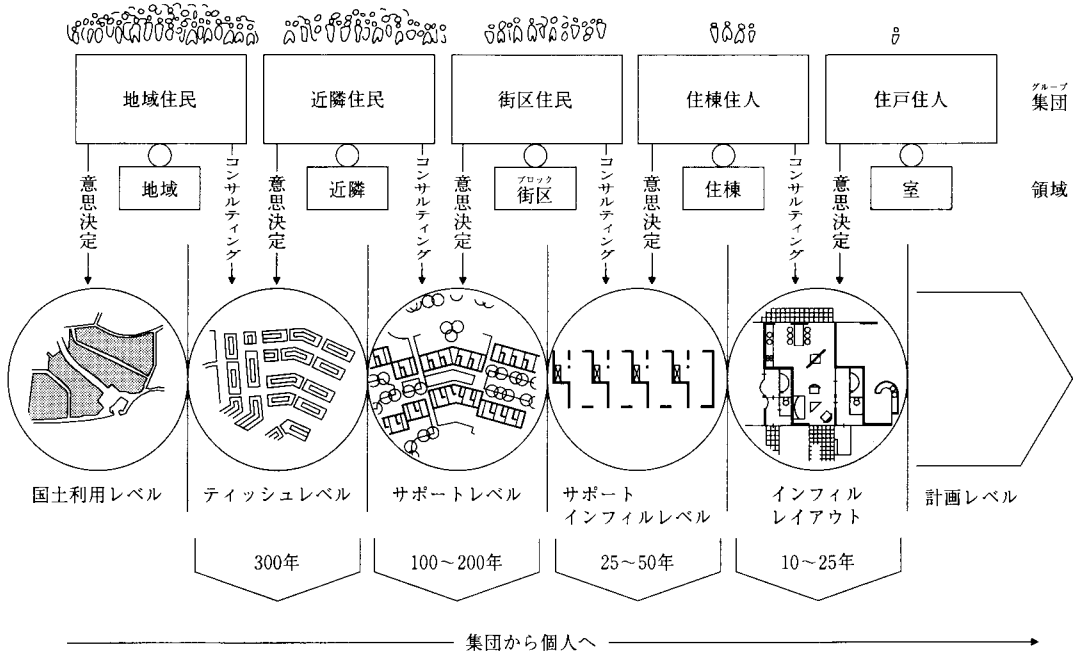
図5 - 住戸ニーズの多様化に対応しやすい住宅生産



えている。ニコラス・J. ハブラーケン (MIT 名誉教授)、アーヘ・ファン・ランデン (デルフト工科大学名誉教授) らが中心となって構築してきたこの考え方は、日本でも「サポート (スケルトン) / インフィル分離型ハウジング」(図5)として広く知られているが、日本では人工地盤の上に注文住宅が配置されるような物理的な建設イメージと同種のものとして理解される向きが多い。しかし、ここで有効なものとする「オープン・ビルディング」思想の本質は、このような物理的なイメージではなく、「意思決定のレベル分け」にこそある。

「オープン・ビルディング」では、居住地の運営に関する意思決定の場面を、そこに参加す

図6ーオープンビルディングの意思決定レベル



出所) 澤田誠二・藤澤好一監修『サステナブル社会の建築——オープンビルディング』日刊建設通信新聞社 (1998年)

べき人の種類や数との対応から、次の三つのレベルに分けてとらえることが唱えられている(図6)。

- ①ティッシュ (レベル)：複数の住棟や広場、道などから構成されるある居住地の全体構造や、それに関わる意思決定場面。
- ②サポート (レベル)：集合住宅の住棟全体の構造や共用スペース、各種サービス系統のように、個々の住戸での生活を集的に支えるものとサービスに関わる意思決定場面。
- ③インフィル (レベル)：個々の住戸内の構成や構成物など、住戸内居住者だけで自由に考えて差し支えない意思決定場面。

この三つのレベルは、それによって意思決定に参加すべき住民が異なり、それを支える専門家が異なるものとして設定されているし、継続的な住環境形成という観点に関連しては、ティッシュ=300年、サポート=100年、インフィル=10~25年といった具合に、ライフサイクルが異なるものとしても設定されている。換言すれば、継続的な居住地運営において大きな問題

となる意思決定や合意形成の複雑さやあいまいさを、レベル概念の導入によって巧妙に回避しようという考え方である。

「ティッシュ/サポート/インフィル」を私は「公/共/私」という日本語に置き換えて理解している。これは居住地における空間の区分に関する一般用語とも整合しやすいからである。しかし、持続可能な住環境の運営を考えるうえで重要な資金の区分については、一般には「公/民」の二分法で理解されており、「共」にあたる資金の扱いは不明解になりがちである。先述した再生事業への公的資金投入の必要性などとも関連して、今後十分議論を尽くすべき点である。

いずれにせよ、ストック型ハウジングへの転換を前にして、日本の国内だけでなく国際的にも議論すべき事柄は山積している。しかし、悠長な構えをとっているわけにはいかない。政策担当者、さまざまな分野の研究者や実務家などの交流のなかで、種々具体策の検討に入っても決して早すぎはしない。

東京は過大か

ヘンリー・ジョージ定理による検証

金本良嗣・齊藤裕志

はじめに

東京都圏の人口は2500万人を超え、東京一極集中の弊害が叫ばれて久しい。しかし、経済活動の東京圏への一極集中にも功罪の両面がある。東京圏の経済活動の集積は、大きな集積の経済をもたらしており、それが高い所得や企業の利益に反映されている。東京がその最適規模を超えて過大になっているかどうかを判断するためには、東京における集積の不経済がこれらの集積の経済を上回っているかどうかを実証する必要がある。

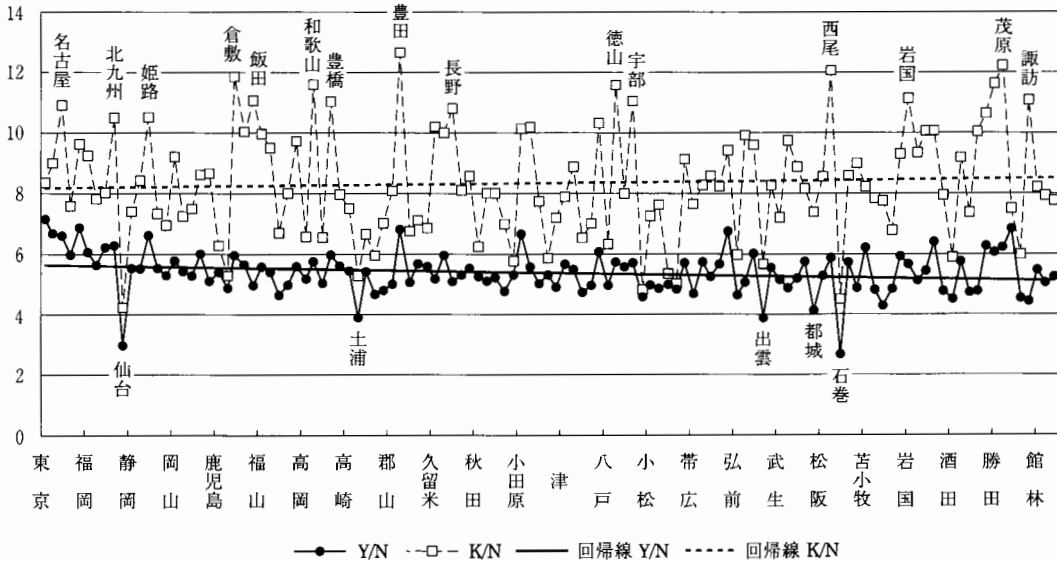
最適都市規模に関しては、ヘンリー・ジョージの名を冠した有名な定理が存在する¹⁾。ヘンリー・ジョージ定理にはさまざまな拡張版があるが、もっとも単純なバージョンは以下のようなものである。たとえば、都市人口の増加が生産面における集積の利益をもたらす、集積の不経済は通勤距離の拡大によってもたらされるとすると、集積の経済に見合う補助金を都市住民に与える必要がある（これをピグー補助金と呼ぶ）。この場合に都市規模が最適になるのは、都市で発生する差額地代（都市的土地利用の地代と農業地代の差額）の総額が集積の外部経済に対するピグー補助金の総額に等しいときである。これがヘンリー・ジョージ定理であり、集積の利益の大きさを表すピグー補助金総額が、集積の不経済を反映する差額地代総額と見合うときに、都市規模が最適になることを示している。

また、Kanemoto (1980) などによれば、均衡で最適都市規模が達成されるとはかぎらず、市場均衡での都市規模は過大になる傾向があることがわかっている。

実際の都市圏は都市規模によりヒエラルキーを形成しており、東京都圏はその頂点にあると考えられる。都市規模が過大になる傾向があるとの議論を、都市ヒエラルキーにおける各階層ごとに適用すると、各階層において均衡都市規模が最適都市規模を超える傾向が存在するとなる。ただし、最適都市規模からの乖離幅は階層によって異なりうる。都市規模が小さい階層では、その規模が小さいがゆえに、新たに同じ規模の都市を創るのは容易であり、最適規模からの乖離は相対的に小さくなるであろう。これに対して、大きな都市階層では、そこに含まれているのと同じ大きさの大都市を新たに創るのは困難であり、最適都市規模からの乖離は大きくなる。したがって、大都市ほど最適都市規模からの乖離が大きいという推測ができる。

本研究では、地価総額とピグー補助金総額の比率を日本の都市圏について計算し、東京都圏が他の都市圏と比較して大きく異なっているかどうかを検証する。他の都市圏の都市規模も過大になっている可能性があるため、この検証からただちには東京圏が過大であるか過小であるかの結論が得られるわけではない。しかし、もし他の都市圏と比較して有意に大きくなっていけば、東京圏が過大になっているのではないかという推測が可能である。

図1 一従業者一人当たりの付加価値額と民間資本ストック（全SMEA）



ヘンリー・ジョージ定理を用いて都市規模が過大かどうかを検証する試みは、Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996) (以下では、KOS と表記する) によってなされている²⁾。本稿では、以下の2点について KOS の研究とは異なる。第一に、KOS では竹内章悟氏による「統合都市地域」(IMA: Integrated Metropolitan Area) を都市圏の定義として用いたのに対して、この研究ではよりスタンダードな定義である「標準大都市雇用圏」(SMEA: Standard Metropolitan Employment Area) (山田浩之・徳岡一幸両氏による) を用いる。第二に、KOS では地価公示と都道府県地価調査を利用して独自に都市圏の地価総額を推計したのに対して、本研究では経済企画庁が『国民経済計算年報』の付録として掲載している地価総額を用いて推計する。これは KOS での地価総額の推計値の信頼性に疑問があることに対する対応である。

1 集積の経済の推定

第一の課題は、都市圏の生産関数を推定することによって、集積の経済の大きさを明らかにすることである。日本では米国における

SMSA のような都市圏は公的には定義されていないので、都市圏の設定がまず必要になる。さらに、生産関数のなかで変数として用いる都市圏ベースの経済データを作成しなければならない。これらのデータは公的統計からは得られないので、利用可能な統計資料を組み合わせ、都市圏ごとに生産額、就業者、民間資本、社会資本のデータの推計を行う必要がある。

都市圏の定義

都市圏の定義としては、山田浩之・徳岡一幸の「標準大都市雇用圏」(SMEA: Standard Metropolitan Employment Area)、川嶋辰彦の「機能的都市コア」(FUC: Functional Urban Core)、竹内章悟の「統合都市地域」(IMA: Integrated Metropolitan Area) の三つが存在する。前節でも述べたように、KOS では竹内の IMA を用いたが、この研究では、山田・徳岡の SMEA を分析に用いる。

SMEA の設定基準の詳細は山田・徳岡 (1984) に説明されているが、アメリカの SMSA をほぼ忠実に日本の都市に当てはめたものである。KOS で用いた IMA は都市圏が極めて広くなる傾向があるのに対して、

(金本氏写真)

かねもと・よしつぐ
1950年広島県生まれ。1972年東京大学経済学部卒業。1977年コーネル大学 Ph. D。カナダ・ブリティッシュコロンビア大学助教授、筑波大学助教授を経て、現在、東京大学経済学部教授。
著書：「都市経済学」(東洋経済新報社)ほか

(斎藤氏写真)

さいとう・ひろし
1972年東京都生まれ。1996年東京大学大学院経済研究科修士課程修了。現在、同大学院経済学研究科博士課程3年。
論文：「日本における都市産業の動学的外部効果」

SMEA はそれほどは広くならない。たとえば、東京都市圏の人口は1990年で3352万9313人になるがSMEAではその範囲が狭く、2718万7116人である。

都市圏データ

生産関数の推定に用いたデータは、KOS と同じ手法で推計した。分析対象年も同じ1985年である。

市町村レベルでの就業者数(従業員ベース)は国勢調査にあり、独自に推計する必要はない。これ以外のデータに関しては基本的には県レベルのデータを、合理的と思われる仮定に基づいて各 SMEA に比例配分した。その手法の詳細については KOS を参照されたい。

図1は、従業員一人当たりの付加価値額と民間資本ストックを都市規模(従業員数)の大きい順に表している。当然のことながら、民間資本ストックの大きい SMEA においては一人当たり付加価値額が大きい傾向がある。また、この図の2本の直線は各データの回帰直線であるが、これからわかるのは、都市規模が小さくなると一人当たり付加価値額は小さくなるが、一人当たり民間資本ストックは大きくなる傾向があることである。しかし、これらの傾向はそれほど大きいものではない。

図2は、民間資本ストックの代わりに社会資本ストックを表している。この図から、民間資本ストックと比較して、一人当たり社会資本ストックと一人当たり付加価値額との相関はあま

図2 - 従業員一人当たりの付加価値額と社会資本ストック (全SMEA)

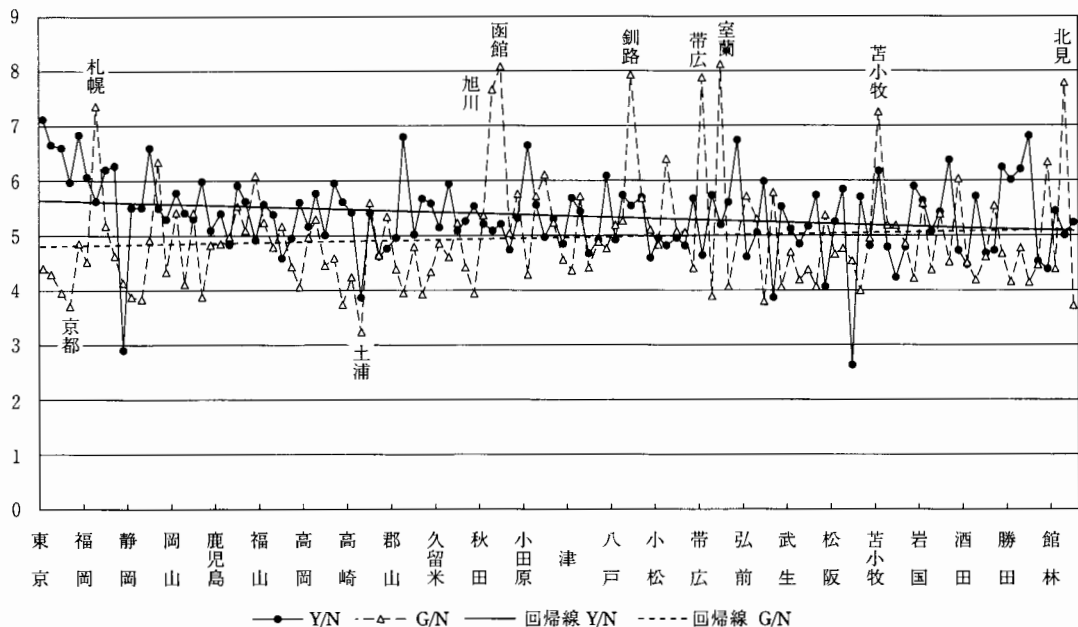
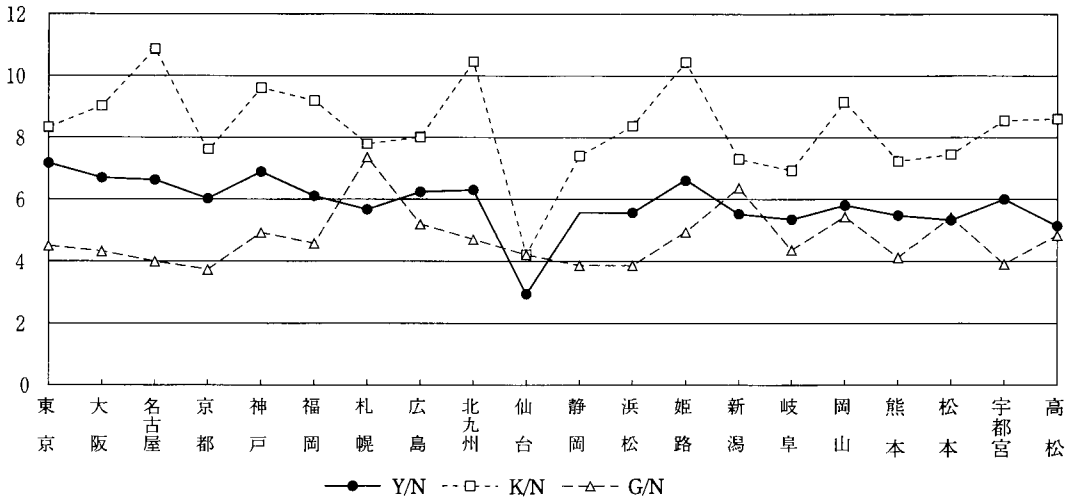


図3-従業員一人当たりの付加価値額、民間資本ストックおよび社会資本ストック（上位20SMEA）



り高くないことが読みとれる。また、都市規模が小さくなると一人当たり社会資本ストックが大きくなる傾向が存在している。のちほど議論するように、これらの事実を反映して、社会資本の生産性をクロスセクションのデータで推定すると、生産性がマイナスになってしまうことになる。もうひとつこの図から読みとれることは、社会資本ストックが例外的に大きい都市圏のほとんどは北海道にあることである。これは、北海道に傾斜的な社会資本投資が行われてきたことを反映している。

図3は、上位20都市圏について、一人当たり付加価値額、民間資本ストックおよび社会資本ストックの三つの変数を示している。この図で特徴的なのは、仙台の付加価値額が際だって小さいことであるが、これは民間資本ストックが小さいことによるものであろう。

集積の経済を導入した生産関数

推定する都市圏生産関数 $Y=F(N,K,G)$ は、都市圏の総生産額 Y を就業者 N 、民間資本 K 、社会資本 G の関数で表したものである。この生産関数は個々の企業の生産関数から以下のようにして求められる。

各企業は都市の集積の経済を享受しており、都市の就業者総数の増加が生産性の上昇をもた

らすとする。また、社会資本も企業の生産性の増加をもたらす。したがって、企業の生産関数は、この企業が雇用する就業者数を n 、民間資本を k とすれば、 $f(n,k,N,G)$ となる。便宜的にすべての企業を同質とし、 m を都市に存在する企業の総数とすれば、都市で集計した総生産関数は

$$Y=mf(N/m,K/m,N,G)$$

となる。

個々の企業の自由な参入退出により、企業の生産関数 $f(n,k,N,G)$ は n と k に関して収穫一定になる。この関係から、企業数は $m=m^*(N,K,G)$ と表現できるので、都市全体の総生産関数は

$$F(N,K,G)=m^*(N,K,G) \times f\left(\frac{N}{m^*(N,K,G)}, \frac{K}{m^*(N,K,G)}, N, G\right) \quad (1)$$

となる。これを N で偏微分すると

$$\begin{aligned} F_N(N,K,G) &= m \left[\frac{1}{m} f_n + f_N \right] + m_N^* [f - n f_n - k f_k] \\ &= f_n(n,k,N,G) + m f_N(n,k,N,G) \end{aligned} \quad (2)$$

となる。ここで、企業レベルの生産関数は規模について収穫一定であるので、(2)式の第1式第2項がゼロとなることを用いている。なお、最後の項 $m f_N$ は集積の経済による限界便益を示し

ている。

集積の経済が存在しないときには、都市圏生産関数は就業者と民間資本について一次同次（収穫一定）であるとし、集積の経済は推定された総生産関数の規模の経済性により計測できると考える。

都市圏生産関数としてはさまざまな関数型を想定することができるが、はじめに単純なコブ＝ダグラス型を取り上げる。

$$Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma \quad (3)$$

集積の経済の大きさはこの生産関数の規模の経済性 $\alpha + \beta - 1$ で測ることができる。

また、集積の経済が都市規模と非線形な関係をもっている可能性があるため、都市規模に関する2次の項を考慮に入れた生産関数も推定する。この生産関数は

$$Y = AK^\alpha N^{1-\alpha+\ln N} \quad (4)$$

となる。

企業間の技術的な外部性により都市の集積が出現するとの仮定は、分析を行うには簡単で便利である。しかし、Kanemoto (1990) が議論しているように、この仮定は現代の大都市を説明するものとしては現実性に乏しい。したがって、Kanemoto (1990) などでは最終生産物や中間投入物の異質性によって都市経済の集積を説明している。これらのモデルでもヘンリー・ジョージ定理が成立し、次節で解説する最適都市規模の理論が適用できる。

推定結果

(3)式の推定にあたっては、以下の(5)式を用いた。なお(3)式のパラメータとの対応は $\alpha = a_1$ 、 $\beta = a_2 + 1 - a_1 - a_3$ 、 $\gamma = a_3$ である。

$$\ln(Y/N) = A_0 + a_1 \ln(K/N) + a_2 \ln N + a_3 \ln(G/N) \quad (5)$$

表1は全SMEA(118都市圏)のデータを用いた推定結果を表している。この結果によると、社会資本の係数は有意に負である。社会資本のパラメータが負となる理由のひとつには、地域間の所得再配分効果をねらって、公共投資を所

表1—社会資本を導入したコブ＝ダグラス型生産関数の推定結果

係数	推定値 (t値)
A ₀	0.44 (2.40)
a ₁	0.41 (9.76)
a ₂	0.043 (4.10)
a ₃	-0.086 (-1.62)
R ²	0.49

表2—社会資本を導入しないコブ＝ダグラス型生産関数の推定結果

係数	推定値 (t値)
A ₀	0.27 (1.79)
a ₁	0.41 (9.68)
a ₂	0.045 (4.36)
R ²	0.49

得の低い圏域により重点的に配分してきたことがある。この結果として、クロスセクション・データを用いた推定では、社会資本の係数は負となりがちである。これは、社会資本の供給サイドと需要（あるいは生産性）サイドが混合されたことによる同時方程式バイアスの例とみることもできる。このバイアスを取り除くために、操作変数法を使った推定も試みたが、これまでのところ良好な推定結果は得られていない。

また、都市規模別に推定すると、人口規模が20万人未満の都市圏では、社会資本の推定パラメータは負であり、しかも統計的に有意であるが、20万人以上の都市圏では統計的には有意でないという結果が得られた。

(5)式で社会資本の係数が負になるので、社会資本を説明変数から除外した生産関数の推定を行った。その結果は表2に示されている。この定式化では都市における集積の経済は $a_2 = \alpha + \beta - 1$ となる。

表2によれば、都市規模を2倍にしたときの、集積の経済による生産の増加は約4.5%である。

集積の経済が都市規模に関して非線形になっている可能性がある。この仮説をテストするために、都市規模に関して2次の項を導入した以下の生産関数を推定してみた。

$$\ln(Y/N) = A_0 + a_1 \ln(K/N) + a_2 \ln N + a_3 (\ln N)^2 \quad (6)$$

である。推定結果は表3にあるが、2次の項は有意でなく、自由度調整済みの決定係数も表2とほとんど変わらない。したがって、以下では表2の生産関数を用いる。

2 最適都市規模の検討

ここでは、前節で導いた集積の経済の推計値に基づき、日本の大都市とりわけ東京都市圏が過大であるかどうかを検討する。

ヘンリー・ジョージ定理と最適都市規模

ヘンリー・ジョージ定理は、都市の最適規模に関する条件を与えるものであり、1970年代に何人かの都市経済学者によって導かれた。都市における集積の経済の源泉とこれを相殺する集積の不経済の源泉を何に求めるかによって、ヘンリー・ジョージ定理は異なる形をとる。しかし、集積の経済と不経済を何に求めようとも、定理の基本は同じであり、集積の経済による社会的便益が都市内の差額地代（都市的土地利用の地代と農業地代の差額）の総額に等しいときに最適都市規模が達成される。

はじめに、社会資本の存在を仮定しない表2で示された総生産関数に基づき、ヘンリー・ジョージ定理を解説する。このとき、個々の企業の生産関数は

$$f(k, n, N) = Ak^\alpha n^{1-\alpha} N^{\alpha+\beta-1} \quad (7)$$

となる。企業の就業者数は n 、資本は k であり、 N は集積の経済の源泉となる都市全体の総就業者数である。就業者一人当たりのピグー補助金は $m \partial f / \partial N$ であり、ピグー補助金の総額は以下のようになる。

表3—2次項を考慮に入れたコブ=ダグラス型生産関数の推定結果

係数	推定値 (t値)
A_0	0.17 (1.23)
a_1	0.41 (9.51)
a_2	-0.096 (-0.65)
a_3	0.006 (0.95)
R^2	0.49

$$PS = Nm \partial f / \partial N = (\alpha + \beta - 1) Y \quad (8)$$

ここで、都市の企業数 m は $m = N/n$ を満たす。また、 Y は都市全体の総生産額で、 $Y = AK^\alpha N^\beta$ である。

ヘンリー・ジョージ定理によると、都市規模が最適になっているときには、ピグー補助金の総額が都市内の差額地代の総額に等しくなる。さらに、最適性に関する2階の条件から、都市が最適規模を超えているならば、ピグー補助金総額は差額地代総額よりも小さくなっている。つまり、「差額地代総額がピグー補助金総額を上回っているときには、都市は過大である」。

都市ヒエラルキーと最適都市規模の検証

地代のデータは存在しないので、地価のデータを用いるが、地価から地代への変換では、次のような調整が必要となる。ヘンリー・ジョージ定理で用いられる差額地代は、土地を都市的に利用したときの地代から土地を農地として利用したときの農業地代を差し引いたものである。土地を都市的に利用に供するためには、造成費用等の開発費用がかかることが一般的であり、現実の地価から土地の開発費用を除き、土地固有の価値に相当する地価を求める必要がある。こうして求めた地価に適切な割引率を乗じれば、都市的に利用された用地の地代を計算することができる。これから農業地代を差し引いたのが差額地代である。現実には、この計算で用いる

表4—地価総額関数の推定結果

係数	推定値 (t値)
B ₀	-4.40 (-4.51)
b ₁	1.11 (15.78)
R ²	0.94

土地の開発費用、地価から地代への割引率、農業地代のいずれも適切な推計値を得るのは容易でない。たとえば、割引率をとっても、これまでの日本では地価地代比率がきわめて高いうえに、大きく変動しており、適切な値を設定するのは困難である。

地価から地代への変換が困難であるので、ここでは、ヘンリー・ジョージ定理を直接当てはめるのではなく、地価総額とピグー補助金の総額の比率を各都市ごとに計算し、都市間でこの比率に有意な差があるかを検証する。

金本（1997）の第7章でも解説しているように、集積の経済が存在するときには、均衡都市規模は最適な規模を超えて過大になる傾向がある。つまり、安定的な市場均衡は複数存在し、そのなかには最適都市規模も含まれるが、最適規模を超えたものも含まれることが知られている。

現実の経済では、異なった産業構造をもち、異なった機能をもつ多数の都市が存在しているが、同じ機能をもった都市を集めてグループを構成すると、ヒエラルキーをもった都市階層を作ることができる。このとき、都市規模に関するこれまでの議論を、都市ヒエラルキーのなかの各階層に適用することができる。

複数均衡が存在する場合には、現実の都市規模と最適な都市規模との乖離幅は、各都市の歴史に左右されるが、乖離の上限は新しく作ることができる都市の大きさに依存している。ヒエラルキー構造のなかでは、ある階層に新たに属することになる都市は、その階層よりもひとつ

下の階層にある都市が成長し、生じると考えられる。このとき、都市規模の小さい階層では、小さいがゆえに、同程度の規模の都市を追加するのは容易である。だが、ヒエラルキーの上位では、新しい都市を追加するのは困難である。東京都市圏の人口は約2600万人であるが、大阪都市圏は約1100万人であり、大阪都市圏をひとつ上のヒエラルキーに引き上げるためには、新たに1500万人もの人口を増やさなくてはならない。したがって、大都市では、現実の都市規模と最適規模との乖離幅が大きくなる傾向にあると推測される。

以下では、大都市ほど最適規模からの乖離が大きくなる傾向にあるという仮説を検証する。とくに、最大の都市圏である東京都市圏が他の都市圏と有意に異なっているかが最大の関心である。

主要都市圏の地価総額データの推計

KOS では地価公示と都道府県地価調査を利用して都市圏の地価総額を独自に推計している。本研究では、経済企画庁が『国民経済計算年報』の付録として掲載している地価総額を用いる。ただし、このデータは県レベルでしか公表されていないので、以下のような二通りの方法で都市圏地価総額を推計する。

ひとつは、県の地価総額を従業者数で都市圏に比例配分する方法である。この方法は都市圏の地価総額が従業者数に比例すると仮定している。しかし、実際には、都市規模と地価総額は非線形の関係をもっている。もうひとつの方法は、この非線形の関係を KOS が作成した17都市圏における IMA ベースの地価総額を用いて推定し、それによって県の地価総額を都市圏に配分するものである。関数型としては以下のような対数線形を使用した。

$$\ln LP = B_0 + b_1 \ln N \quad (9)$$

推定結果は表4に示されているが、これからわかるように都市圏の従業者数が増加すると地価総額はそれ以上に増加する。

次に、表4の推定結果を用いて県の地価総額を各都市圏に配分する必要がある。このためにはまず、各都市圏を含む県の地価総額を合計する。たとえば、東京都市圏の場合には東京、神奈川、千葉、埼玉、茨城、栃木の5県にまたがっているため、これらの5県の地価総額を合計し、これをLP_{Total}とする。次に、この5県内に存在するSMEAをリストアップする。該当するSMEAは東京、水戸、小田原などの15である。これらの15のSMEAの従業者数E_iを上で推定した(9)式に当てはめて、第一ステップの地価総額推定値LP_iが得られる。

SMEA都市圏以外の部分LP_{Other}については以下のような方式を用いた。

まず、全国のSMEA都市圏データ(118都市圏)でランク・サイズの推定を行い、その推定値を用いてランク119以降の都市規模(就業者数)を求めた。そして、SMEA以外の雇用総数(TN_{Other}=1535万1321人)をランク119以降の都市に順次当てはめた。こうやって作成した仮想的な都市圏の就業者数を(9)式に代入してそれらを合計することによって、SMEA都市圏以外の地価総額TLP_{Other}を求めた。これをTN_{Other}で割って、就業者一人当たりの地価総額を算出する。これを該当地域のSMEA以外の部分の就業者数に掛け合わせることでSMEA以外の部分の地価総額LP_{Other}が求められる。

こうして求めた第一ステップの地価総額推計値を合計すると県ベースのものを大幅に上回る。そこで、県ベースのものとの比を

$$LP_{Total} = \lambda \left[\sum_i LP_i + LP_{Other} \right] \quad (10)$$

のλとして求める。最終的な東京都市圏の地価総額は第一ステップの推計値にこの係数λをかけたものになる。

地価総額とピグー補助金総額の比率

スペースの関係上、上位20都市圏のみに関しての地価総額とピグー補助金総額を掲載する。

表5—地価総額とピグー補助金総額
：コブ=ダグラス生産関数・比例配分方式

SMEA	地価総額 (10億円) (A)	ピグー 補助金 (10億円) (B)	(A) (B)	人口 (1985)
東京	285,158	4,139	68.9	25,916,955
大阪	82,530	1,605	51.4	11,506,844
名古屋	26,833	700	38.3	4,619,861
京都	16,183	308	52.5	2,445,330
神戸	14,896	274	54.4	2,043,845
札幌	8,565	238	36.0	1,936,593
福岡	5,199	219	23.7	1,913,066
北九州	6,061	192	31.5	1,413,271
広島	6,113	175	34.9	1,404,020
仙台	5,415	80	67.8	1,269,706
静岡	5,270	119	44.2	478,228
浜松	4,899	110	44.4	444,581
姫路	6,173	109	56.5	367,793
新潟	3,225	89	36.1	359,728
岐阜	2,861	86	33.4	356,673
岡山	2,397	90	26.5	346,488
熊本	1,926	84	23.0	341,146
熊本	2,814	80	35.4	332,799
宇都宮	2,444	88	27.8	326,901
高松	2,056	67	30.7	290,046
平均			40.9	

表6—地価総額とピグー補助金総額
：コブ=ダグラス生産関数・非線形配分方式

SMEA	地価総額 (10億円) (A)	ピグー 補助金 (10億円) (B)	(A) (B)
東京	288,748	4,139	69.8
大阪	88,820	1,605	55.4
名古屋	28,686	700	41.0
京都	17,302	308	56.1
神戸	17,651	274	64.5
札幌	8,287	238	34.8
福岡	6,362	219	29.0
北九州	6,750	192	35.1
広島	6,396	175	36.5
仙台	6,142	80	76.9
静岡	5,859	119	49.2
浜松	5,405	110	48.9
姫路	6,666	109	61.0
新潟	3,865	89	43.2
岐阜	3,342	86	39.1
岡山	2,636	90	29.2
熊本	2,266	84	27.1
熊本	3,089	80	38.8
宇都宮	2,804	88	31.9
高松	2,257	67	33.8
平均			45.1

表5は生産関数が表2で与えられる場合に、地価総額を比例配分方式で推計したときの結果を示している。当然のことであるが、すべての都

市圏で地価総額はピグー補助金総額を大きく上回り、地価総額・ピグー補助金総額比率の20都市圏の平均値は40.9である。東京都市圏の地価総額・ピグー補助金総額比率は20都市圏平均を大きく上回って68.9となっている。したがって、東京の都市規模は過大傾向にあるといえる。

東京に近い値を示しているのは仙台であるが、それ以外の都市圏は東京よりかなり低い値である。なお、仙台が高い値を示しているのは、地価総額が大きいからではなく、ピグー補助金の額が他の都市圏に比較して極端に低いからである。仙台では民間資本ストックが非常に小さく、一人当たりの生産額が小さい。このことによって、集積の経済の推定値も小さくなってしまっている。

表6は(9)式の推定結果を用いて地価総額を非線形に配分したケースを表している。表5とそれほど大きな相違はないが、仙台の値が東京を上回っているのが目立っている。

おわりに

本研究では、全国のSMEAを対象に都市圏生産関数の推計を行い、都市圏で集積の経済がどの程度出現しているかを明らかにし、これをもとに東京都市圏が過大であるかを検討した。以下では主要な結論を要約する。

都市圏生産関数に社会資本を導入し、それを単純なコブ=ダグラス型で特定化し推定すると、社会資本のパラメータの推定値はマイナスとなる。したがって、社会資本を除外した推定を行った。この生産関数の推計結果によれば、集積の経済は約4.5%である。つまり、都市規模が2倍になると、生産性は4.5%増加する。

さらに、集積の経済が非線形に働いている可能性を考慮し、2次項を入れた生産関数も推定した。しかし、このケースでは集積の経済のパラメータは有意にならず、決定係数も改善されなかったため、本研究では単純なコブ=ダグラス型を採用した。

集積の経済の推定値をもとに、20大都市圏に

ついて地価総額とピグー補助金総額を比較した。単純なコブ=ダグラス型の生産関数のケースでは、東京都市圏の地価総額・ピグー補助金総額比率が20都市圏の平均をかなりの程度上回っている。Kanemoto, Ohkawara and Suzuki (1996)の推定結果では、東京圏の値が平均値を下回っており、東京が過大である傾向は見られなかったが、本研究では逆に東京が過大であるという結論が得られた。

このような大きな相違が得られた理由は地価総額の計算法の違いにある。本研究で用いた経済企画庁による地価総額の推計値は県レベルのデータしか公表されておらず、それを基礎にした都市圏地価総額の推計には恣意性がつきまとう。より精密な研究のためには、都市圏単位(あるいは市町村単位)での地価総額データの公表が望まれる。

注

- 1)ヘンリー・ジョージは土地に対する100%課税を提唱したことで有名である。ヘンリー・ジョージ定理は、一定の仮定の下では、彼の主張する土地単一税で地方財政の負担をまかなったときに、財政収支が均衡することを示している。この定理の解説については、金本(1997)を参照。
- 2)この研究の日本語での解説については、金本・大河原(1996)を参照。

参考文献

- Kanemoto, Y. (1980) *Theories of Urban Externalities*, North-Holland.
- Kanemoto, Y. (1990) "Optimal Cities with Indivisibility in Production and Interactions between Firms," *Journal of Urban Economics*, 27, pp.46-59.
- Kanemoto, Y., T. Ohkawara, and T. Suzuki (1996) "Agglomeration Economies and a Test for Optimal City Sizes in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 10, pp.379-398.
- 金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社。
- 金本良嗣・大河原透(1996)「東京は過大か——集積の経済と都市規模の経済分析」『電力経済研究』財団法人電力中央研究所経済社会研究所、No.37。
- 山田浩之・徳岡一幸(1984)「戦後の日本における都市化の分析——標準大都市雇用圏によるアプローチ」『地域学研究』第14号、199-217頁。

都市集積による 多様性の経済と混雑の不経済

田淵隆俊

はじめに

都市が存在するのは、都市レベルにおいて集積の経済があるからである。もし集積の経済がなければ、人口は分散し、都市そのものが成立しなくなる。しかし一方で、大都市には過密の弊害による集積の不経済があることも確かである。

都市の人口規模は、企業の生産性に影響を与えるであろうし、家計の効用水準にもしかりである。大都市における過密の弊害は、地価が高騰して狭小過密住宅や長距離通勤を余儀なくされたりして、労働者にしわ寄せがくる。ところが企業に対しては、集積による生産性の向上という恩恵が与えられていることも事実である。労働者は、その恩恵の一部を高賃金という形で享受しているはずである。

また、大都市には「多様性」のメリットがある。消費者は、たくさん種類の差別化された財やサービスのなかから自分の嗜好に合ったものを選ぶことができるし、Kelley (1977) が実証したように、大規模な繁華街から“city lights effects”と呼ばれるメリットを享受することもできるだろう。これは消費における集積の経済といえる。ジョブサーチに関しても、集積の経済性が働く。大都市には多様な職種があるし、多種多様な才能・技術をもった労働者がいるので、マッチングがしやすくなると考えられる。

それでは、大都市において、集積の経済と集

積の不経済のいずれが支配的なのだろうか。もし集積の不経済が支配的ならば、大都市の人口は過密過大であり、集中を抑制しなければならない。逆に、集積の経済が支配的ならば、大都市人口は過小であって、さらなる集中が促されなければならない¹⁾。本稿では、このような問題意識のもとに、わが国の都市データによる実証分析を行いたい。

1 都市間の価格差

新古典派理論によると、生産要素と生産物が都市間を自由に移動できるならば、都市のあいだで価格差が生じる余地はない。また、ヘクシャー・オリー定理によると、生産要素は移動できなくても、生産物さえ自由に移動できるならば、都市のあいだで価格の差は生じない。

しかしながら第4節でみるように、所得、家賃、物価などの価格水準は都市によって異なっているのが現実である。一般には、都市規模が拡大するにしたがって、これらの価格水準は高くなる傾向にある。大都市の名目所得は高いが、それ以上に物価や家賃が高ければ、実質所得は低いことになる。また、大都市の混雑がひどかったり、多様な財・サービス・情報へのアクセスが容易であると、大都市に住むことの真の効用水準は高いか低いかわからない。

都市規模の拡大は、企業の空間的な集中を通じて集積の経済という外部効果を生みさせる。それは生産性の向上を促すので²⁾、労働需要が増大し賃金水準を押し上げるし、土地需要が増

大し賃借料も上昇するであろう。いわゆる金銭的外部効果が働くのである。一方、都市規模の拡大によって、過密になって混雑が増すので、家計の効用水準は市場を介さないで直接下がるであろう。すなわち、技術的外部効果が働き、市場の失敗が生じる。負の外部効果が大きければ都市規模は過大であり、正の外部効果が大きければ都市規模は過小である。

2 Roback モデル

そこで、Roback (1982) のモデルを足掛かりにして、都市人口が過大か否かについて実証分析を行うことにしよう。Roback は、都市間の土地市場と労働市場に着目した一般均衡モデルを案出した。

CBD と呼ばれる都市の中心部には、たくさんのおフィス企業があつて収穫一定のもとで生産を行っている。生産には、同質の土地と労働が用いられる。企業の都市間移動は自由であり、参入退出も自由であるとする³⁾。

土地の賃借料と賃金はモデルのなかで内生的に決定され、都市によって異なる。企業は、各都市の土地の賃借料と賃金およびアメニティを所与として、ニューメレールである合成財の生産を行い、利潤最大化をはかる。合成財とは、ここでは住宅サービス以外の財の総称である。1階の最適化条件を解くことによって、次のような1単位の生産に要する費用関数が求められる。

$$C(w_r, r_i; z) = 1 \quad (1)$$

ここで、 w_r は労働賃金であり、 r_i は単位面積当たりのオフィス賃借料であり、 z はアメニティ・ベクトルである。とくに断らないかぎり、すべての価格はフローで測る。変数の値は都市によって異なるが、単位費用関数の値は、企業の参入退出と都市間移動の結果、各都市共通で1となる。

次に、家計の行動について考えよう。各家計はCBDの外に居住し、都心にあるオフィス企業で働き、賃金収入と家賃収入を得る。家計の数は十分多く、すべて同質であるとする。同質

(田淵氏写真)

たぶち・たかとし
1954年京都府生まれ。1977年東京大学工学部都市工学科卒業。
1983年ハーバード大学大学院Ph.D.。京都大学助教授などを経て、1996年から東京大学経済学部助教授。
著書：「都市と地域の経済学」(共著、有斐閣)、「都市と土地の経済学」(共編、日本評論社)

であるというのは、オフィス企業に提供する労働の質が均一であり、効用関数の形も同じであるという意味においてである。

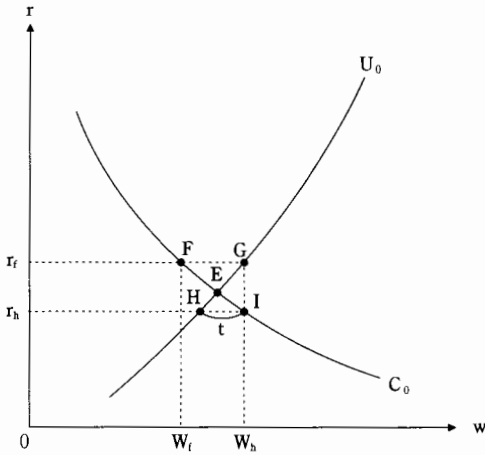
家計は、所得と単位面積当たりの家賃を所与として、住宅サービスと合成財を消費する。企業と同じく、家計の都市間人口移動には費用がかからないものとする。家計が最適な財・サービスを選択すると、次のような間接効用関数が導かれる。

$$U(w_h, r_h; z) = U_0 \quad (2)$$

ここで w_h は一人当たり所得であり、賃金収入と家賃収入からなる。 r_h は単位面積当たりの住宅サービスの対価、すなわち家賃である。 r_i や w_i と同様に、 r_h や w_h の値は都市間で異なり内生的に決まる。 U_0 は、都市システム全体によって決まる一定の均衡効用水準である。家計は、所得格差だけでなく、家賃や物価、混雑、環境の質などの格差をインプリシットに考えて都市を選択する。その帰結として、効用水準が都市間で等しくなるのである。

アメニティ・ベクトル z は、生産関数にも効用関数にも影響し、費用関数と間接効用関数をそれぞれシフトさせる。生産に影響を与える都市アメニティとしては、企業の集積度や社会的共通資本の整備水準などが考えられる。これらは都市規模と相関しており、個々の企業にとって外生的であるとする。一方、効用水準に影響を与える都市アメニティとしては、交通混雑や財の多様性などがあるが、これらについても都市規模と相関していると考えられる。そこで以下では、都市規模がアメニティを構成する主要な代理指標だとみなして分析を進めることにし

図1—労働賃金、オフィス賃借料および住宅家賃の関係



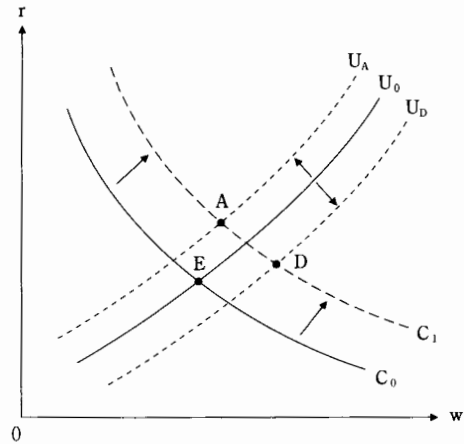
よう。

(1)式の費用関数は、要素価格フロンティアとも呼ばれる。いま、労働賃金 w_1 を横軸、オフィス賃借料 r_1 を縦軸にとって、それを図1に図示してみよう。通常の生産関数を仮定すると、この費用関数は右下がりの曲線 C_0 のように描くことができる。

同じ図1に、(2)式の間接効用関数も描くことができる。横軸は一人当たり所得 w_h だから、縦軸を住宅家賃 r_h にすると、間接効用関数は右上がりの曲線 U_0 のようになる。 U_0 は、賃金と住宅家賃のトレードオフ関係を表しており、無差別曲線のように効用が一定である点の軌跡と考えることができる。

この都市の均衡賃金と均衡家賃は、 C_0 と U_0 の交点Eによって決まるはずである。しかしながら、実際にはそのようなデータは得られないのである。 r_1 は都心の家賃だから、 C_0 上の企業は、点Fにおいて都心の家賃 r_1 と労働賃金 w_1 を支払う。また、 U_0 上の世帯は、点Gにおいて都心の家賃 r_1 を一人当たり所得 w_h のなかから支払う。定義により、 w_h と w_1 の差は一人当たりの家賃収入である。都心から平均的な距離だけ離れたところに居住している世帯は、点Hで表される。なぜなら、家賃が r_h に下がり、(混雑などを含む一般化された) 通勤費用 t が

図2—アメニティ（都市規模）の変化が労働賃金、オフィス賃借料および住宅家賃に与える影響



余分にかかるからである。ここで、点Gと点Hは同じ U_0 上にあり、効用水準は等しい。最後に点Iであるが、これは都市の平均家賃 r_h と一人当たり所得 w_h を表す点なので、実際に得られるデータに他ならない。このように、均衡点はEなのだが、実際のデータを表す点はIなので、実証分析においてバイアスが生じることになる。詳しくは、第6節で論じる。

3 アメニティとしての都市規模

図1は、あるひとつの都市における均衡を表したものであった。次に、人口規模が異なる都市の均衡について考えてみよう。都市規模が大きくなると、第2節で述べたようにアメニティ水準が変化する。それが生産に与える影響は、ネットでみてプラスであると考えられる。大都市において、正の外部性である集積の経済が生産効率を高めるからである。企業の都市間移動は自由だから、大都市では高い生産性で高い費用になり、小都市では低い生産性で低い費用になって、都市のあいだで均衡するはずである。すなわち、大都市では図1の費用関数 C_0 が右上にシフトすることになる。それが、図2の C_1 である。

都市規模が拡大してアメニティが変化すると、費用関数だけでなく効用関数にも影響を与える。

長時間通勤によって混雑費用が増加したり、商店やレストランの数が増えて選択の幅が広がったりするからである。もし通勤費用などの混雑費用が十分大きいならば、図2の間接効用関数 U_0 は U_D のように右下にシフトするであろう。ところが、もし選択の多様性など都市集積のメリットのほうが大きいならば、 U_A のように左上にシフトすると考えられる。

いずれの方向にシフトするかは、家計にとって都市集積によって生ずる便益と費用の大小関係によって決まる。家計が都市規模をアメニティと感じている場合には、 U_0 は U_A にシフトし均衡点はEからAに移動するが、都市規模をディスアメニティと感じている場合には、 U_0 は U_D にシフトし均衡点はEからDに移動する。都市規模の技術的外部効果、すなわち、都市規模が効用関数に影響を与える直接効果を測ることによって、ネットのアメニティかディスアメニティかを判断しようというわけである。

4 使用データの變動係数

ここでは、人口10万人以上の都市圏（標準大都市雇用圏）を対象にする。使用したデータは、表1のとおりである。上から6番目の都市圏人口だけは都市圏のデータを用いたが、その他の指標は都市単位のデータを用いた。都市圏は全部で118あるが、データが一部そろわないものを除いたため、観測数は101になっている。なお、一人当たり所得 w の代わりに製造業平均賃金を用いても以下とほぼ同じ結果が得られたが、紙幅の都合上省略する。

最初の五つは価格を表す内生変数であり、下の九つは都市環境などを表す外生変数 z である。第1節で述べたように、都市間の移動に費用がかからなければ、最初の五つの価格差は生じないから、變動係数はゼロになるはずである。ところが、現実にはこのような価格差が存在しているということは、空間的隔たりによって不完全な都市間労働市場・住宅市場・消費財市場が形成されていることがうかがえる。

表1—使用したデータの記述統計量

変数	年	平均	標準偏差	變動係数
消費者物価指数(p)	1992	101.3	2.28	0.023
一人当たり所得(w)	1990	915	160	0.174
平均家賃(r)	1993	742	194	0.261
平均住宅地価(r')	1992	135,430	171,399	1.266
最高住宅地価(r'')	1992	375,742	1,127,768	3.001
都市圏人口(N)	1990	872,575	2,921,558	3.348
1 酸化窒素	1991*	11.5	5.66	0.493
2 酸化窒素	1991*	16.5	5.29	0.320
2 酸化硫黄	1991*	5.92	1.58	0.267
浮遊粒子状物質	1991*	34.8	9.69	0.279
暖房デグリーデー	1961-90	1,251	588	0.470
冷房デグリーデー	1961-90	121	83.7	0.694
下水道普及率	1991*	45.6	23.8	0.523
東京までの時間	1995	5.13	3.65	0.712
平均年齢	1990	37.6	1.46	0.039

注) *は年度データである。

五つの価格変数のなかで、消費者物価指数の變動係数は極めて低い。消費財は輸送費用が非常に小さく、都市間での裁定が容易だからである。一人当たり所得の變動係数が次に低いが、これは労働移動が不完全であっても、交易財市場を通じてある程度所得が均等化されるからであろう。一方、家賃の變動係数が高いのは、住宅という財が非交易財だからである。しかしそれだけではない。Tabuchi (1997) で示したように、消費者が住宅と交易財に対して通常の嗜好をもっていれば、家賃の變動係数は所得の變動係数を必ず上回り、所得の變動係数は交易財の變動係数を必ず上回るのである。

家賃の變動係数が所得の變動係数を上回るとは、次のように説明できる。いま大都市と小都市があって、物価はほとんど同じだが家賃に2倍の格差があるとしよう。これらの都市のあいだで効用水準が等しいとき、一人当たり所得の格差はどのくらい開くであろうか。実は、所得格差は2倍より小さくなるのである。もし2倍だったならば、大都市の消費者は高家賃の住宅消費を節約し、交易財を余分に購入することによって、小都市よりも高い効用水準を達成できることになってしまう。それゆえ、所得格差

は家賃格差よりも小さくあらねばならないのである。

また、土地市場と金融市場のあいだで裁定が行われていて、利子率に都市間格差がなければ、理論的には地価は家賃（地代）に比例するはずである。ところが地価の変動係数は、家賃のそれを大きく上回っている。その理由は、都心部の土地は稀少であるのに対して、住宅は資本投入によって高層化できるのでさほど稀少でないからである。またストックには、投機や遺産などの動機があることも変動を助長する要因になっている。

最後に、平均住宅地価よりも最高住宅地価のほうが分散は大きい、その理由は明白であろう。

5 回帰分析

以上の議論をふまえると、(1)式と(2)式の関数形を特定し、同時方程式体系として推定することになる。しかしながら、費用関数をシフトさせる外生変数 z が少ないことや、異なる産業を集計したデータであることなどの理由により、符号条件を満たすような推定結果は得られなかった。同様の問題は、Voith (1991) などの米国の研究においても生じている。

そこで、同時方程式ではなく、(2)式の単一方程式を推定することにする。その際、内生変数が誤差項と相関をもたないようにする工夫が必要である。まず、直接効用関数を Cobb-Douglas 型に特定すると、(2)式で表される間接効用関数は対数線形になる。そこで、内生変数をすべて左辺に移動させることによって、(3)式が得られる。

$$\log \frac{w_i}{r_i^{\beta_1} p_i^{1-\beta_1}} = -\beta_2 \log N_i - \sum_{j=3}^J \beta_j \log z_{ij} + \beta_0 \quad (3)$$

ここで、添え字 i は都市を表す番号であり、 p_i は都市 i の消費者物価指数、 N_i は都市 i の都市圏人口、ギリシャ文字 β_j は推定すべきパ

表2—実質賃金を従属変数とした重回帰分析 ($\beta_1=0.18$)

	平均家賃	最高地価	平均地価	平均地価
都市圏人口 ($-\beta_2$)	-0.0096 (-0.65)	-0.0823 (-5.26)	-0.0419 (-3.22)	-0.0355 (-3.17)
1 酸化窒素	-0.0469 (-1.00)	-0.0271 (-0.54)	-0.0543 (-1.31)	
2 酸化窒素	0.1923 (2.32)	0.1109 (1.26)	0.1432 (1.87)	0.0592 (1.96)
2 酸化硫黄	-0.0065 (-0.13)	-0.0757 (-1.44)	-0.0415 (-0.95)	
浮遊粒子物質	-0.0027 (-0.05)	0.0546 (0.96)	0.0166 (0.35)	
暖房デグリーデー	0.0182 (4.41)	0.0217 (4.95)	0.0211 (5.80)	0.0187 (5.95)
冷房デグリーデー	0.0045 (2.56)	-0.0003 (-0.15)	-0.0002 (-0.22)	
下水道普及率	0.0241 (1.34)	0.0180 (0.95)	0.0185 (1.17)	
東京までの時間	-0.0174 (-3.51)	-0.0089 (-1.68)	-0.0111 (-2.28)	-0.0108 (-2.54)
平均年齢	-1.4049 (-5.02)	-1.1601 (-3.90)	-1.3360 (-5.41)	-1.3018 (-5.62)
定 教	4.5622 (4.14)	3.6867 (3.15)	3.9804 (4.09)	3.9500 (4.45)
自由度調整済決定係数	0.493	0.375	0.385	0.391

注) 変数はすべて対数変換したものである。() のなかは t 値を表す。

ラメータである。左辺は、名目賃金 (w_i) を家賃 (r_i) と物価 (p_i) で除している、「実質賃金」を表している。

ただし、実質賃金を計算する際に、 r_i は帰属家賃を含む平均家賃にしなければならないが、データがないので、代わりに平均家賃 (r)、最高地価 (r^*)、平均地価 (r') の3種類のデータを用いた。

(3)式左辺の β_1 は、家計の住居支出比であるから、おおよそ0.1~0.2であると考えられる。そこで、 β_1 の値を0から1まで0.01きざみで変化させ、それぞれ最小二乗法による重回帰分析を行った。使用した変数は、表2のとおりである。その結果、対数尤度関数を最大にする β_1 の値は、平均家賃のときは0.38、最高地価のときは0.09、平均地価のときは0.18になることが判明した。

ところで、1989年全国消費実態調査報告によると、1カ月の消費支出と土地家屋借金返済の合計額のうちで、住居費と土地家屋借金返済の合計額が占める割合は0.099である。ただし、全世帯の6割を占める持ち家については、帰属家賃や固定資産税などを考慮する必要がある。

1993年の新築住宅平均価格は平均世帯年収の6.7倍であり、平均勤務年数を35年とすれば、生涯住居支出比はおよそ0.19となる。一方、渡辺（1996）の推計によれば、住居費負担限度率は0.156から0.205である。以上のことを総合すると、平均地価のときの推定値、 $\beta_1=0.18$ は妥当であると考えられる。

表2の第1、2、3列は、 β_1 の値を0.18に固定し、 r_1 を平均家賃、最高地価、平均地価にしたときの重回帰分析の結果である。第4列は、第3列の結果から有意でない独立変数を落として推定し直したものである。いずれの場合においても、回帰係数の符号はおよそ一致していることがわかる。

回帰係数の符号が正である変数は、環境の質を下げるものであるから、高い実質賃金で補償されていると解釈できる。たとえば、2酸化窒素の濃度が高い都市では、大気汚染を補うような高い実質賃金になっているはずである。また、暑さ寒さの厳しい都市では、暖房や冷房に要する費用を補償するような実質賃金になっているはずである。

その他で回帰係数が有意な変数は、東京までの時間と平均年齢である。文字通り解釈すれば、東京と離れていて高齢者の多い都市ほど実質賃金が低く、そこでは環境の質が良いことになる。ちなみに、平均年齢の高い都市は、大牟田、飯田、鶴岡、呉、下関、酒田、高岡、舞鶴の順である。平均年齢や東京までの時間そのものが効用関数に直接影響しているのではなく、環境質や東京ダミーの何らかの代理変数として間接的に影響しているのであろう。

最後は、都市圏人口の回帰係数(β_2)についてである⁴⁾。これこそが本研究で検定したいものである。すべての場合で回帰係数の符号は負であり、地価を使った場合にはいずれも1%水準で有意である。なお、都市圏人口と他の独立変数との単相関は最大でも0.466であり、都市圏人口と他のすべての独立変数との重相関は最大でも0.552である⁵⁾。さらに表2の結果は、サ

ンプルの選び方に対してロバストである。たとえば、東京と大阪をはずしたり、人口100万人以上の都市をはずしたり、逆に人口50万人以下の都市をはずしても、回帰係数やt値はあまり変化しない。それゆえ、 β_2 の推定において、多重共線性などの問題はないと判断できよう。

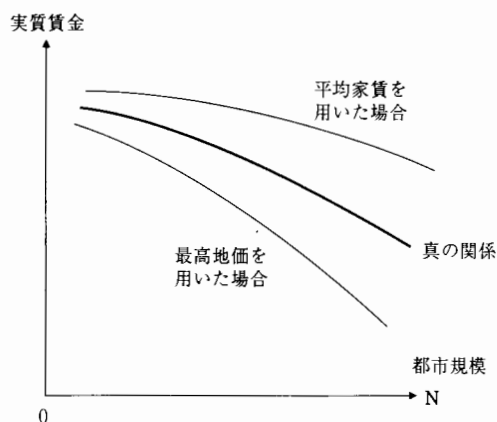
都市圏人口の回帰係数の符号が負であるということは、大都市になるほど実質賃金が低いことを意味する。具体的には、都市規模が2倍になると「実質賃金」が平均で1.0%から8.2%下がることを示している。これは、都市規模の増大がネットで集積の経済を発生させているので、家計はその分低い賃金でもよしと感じていると解釈できる。換言すれば、大都市の規模が大きくなればなるほど、家計にとって、混雑による集積の不経済（費用）よりも財の多様性による集積の経済（便益）のほうが大きくなるのである。

6 推定バイアス

最後に、上記の回帰係数の推定バイアスについて述べておく。表2の第1列の平均家賃を用いた場合には、先の図1の点Eではなく、点I上のデータを用いていることになる。点Iでは、 r_1 の値が過小であり w_1 の値が過大であるので、実質賃金 $w_1/r_1^{\beta_1}p_1^{1-\beta_1}$ は過大になる傾向にある。平均通勤費 t の大きい大都市ほど、このバイアスが増幅されるので、都市圏人口の回帰係数は過大推定されてしまうことになる。

それを避けるには、通勤費のかからない都心の家賃データを使用すればよい。しかしながら、そのようなデータはないので、最高住宅地価で代替することにした。それが、表2の第2列である。最高住宅地価の問題点は、ひとつのサンプルで1都市の土地の価格を代表させているため、測定誤差が大きくなることである。また、第4節の最後に述べたように、地価は家賃よりも都市間格差が広がることも問題である。これらのことから、大都市ほど家賃は過大になって、実質賃金は過小になる傾向がある。最高住宅地

図3—実質賃金と都市規模の関係バイアス



価を用いると、平均家賃とは逆のバイアス、すなわち都市圏人口の回帰係数が過小推定となるのである。

測定誤差の少ないデータとしては、大都市でのサンプル数が多い平均住宅地価が考えられる。その場合の回帰結果が、表2の第3列である。

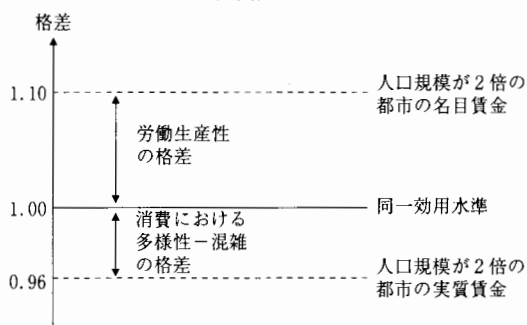
以上のことから、都市圏人口と実質賃金の関係は、おおよそ図3のようになっていると考えられる。平均家賃の場合の -1.0% は過大推定、最高地価の -8.2% は過小推定、平均地価は -4% 程度で、これらの間になっているから、上述の考察と整合的である。それゆえ、都市規模が2倍になれば、ネットで集積の経済が発生し、実質賃金を 4% 押し下げると結論づけられよう。

一方、都市規模が2倍になれば、生産性が向上して、名目賃金を 9.9% 押し上げる。 $+9.9\%$ という値は、一人当たり所得 w_1 で定義された名目賃金の対数を、都市圏人口の対数で単回帰したときに得られる回帰係数の推定値である。これは、都市規模が2倍になれば、製造業の労働生産性が数パーセント上昇するという実証結果(注2参照)とほぼ一致している。

おわりに

本稿では、90年代前半の都市圏データを用いて、都市規模がもたらす外部性のアメニティやディスアメニティの計量分析を行った。回帰分

図4—名目賃金格差と実質賃金格差



析の結果、都市圏人口の規模が2倍になると、名目賃金を 10% 押し上げるけれども、実質賃金は 4% 程度押し下げることが明らかになった。名目賃金の 10% アップは、集積の経済による企業の生産性向上に起因する。それに対して、実質賃金の 4% ダウンは、消費における多様性の便益が混雑費用を上回ることへの補償分と考えられる。家計にとって、大都市の多様性による集積の経済は、混雑による集積の不経済を上回っているのである。

図4は、以上の結論を模式的に描いたものである。生産サイドの格差 10% は名目賃金格差に反映し、消費サイドの格差 4% は実質賃金格差に反映している。このように、生産サイドと消費サイドの格差が分離できるのである。

ただし、これらの結論には留保が必要である。なぜなら、ここでは都市の階層構造を考慮していないからである。大都市と中小都市では、生産する財やサービスが異なるし、統轄・管理する地域の範囲も異なるであろう。また、近年急増している都市間の垂直的分業についても考慮外である。原材料から最終生産物に至るまでには、多段階の製造工程がある。それらを複数の都市で分業している場合には、1都市内部の集積の経済だけにとどまらないであろう。

* 有意義なコメントをいただいた赤井伸郎氏、および住宅経済研究会の参加者に感謝いたします。また、1990年都市圏人口のデータを提供してくださった徳岡一幸先生に感謝いたします。

〈データ出所〉

消費者物価指数 (p)：家賃を除いた消費者物価地域差指数、「全国物価統計調査報告」(1992)、総務庁統計局。

一人当たり所得 (w)：全国平均を1000とした課税対象所得額、「市町村税課税状況等の調」(1990)、自治省税務局。

平均家賃 (r)：1㎡当たり月額家賃、「住宅統計調査報告」(1993)、総務庁統計局。

平均地価 (r')：1㎡当たり住宅地平均価格、「地価公示」(1992)、国土庁。

最高地価 (r'')：1㎡当たり住宅地最高価格、「地価公示」(1992)、国土庁。

都市圏人口 (N)：標準大都市雇用圏人口、「国勢調査報告」(1990)から徳岡(1991)の定義によって計算。

1 酸化窒素 (z_1)：0.001ppm、「日本の大気汚染状況」(1991年度)、環境庁、ぎょうせい。

2 酸化窒素 (z_2)：0.001ppm、「日本の大気汚染状況」(1991年度)、環境庁、ぎょうせい。

2 酸化硫黄 (z_3)：0.001ppm、「日本の大気汚染状況」(1991年度)、環境庁、ぎょうせい。

浮遊粒子状物質 (z_4)：0.001mg/m³、「日本の大気汚染状況」(1991年度)、環境庁、ぎょうせい。

暖房デグリーデー (z_5)：暖房に要する熱量を見積もるための指数、「理科年表」1961～1990年平均。

冷房デグリーデー (z_6)：冷房に要するエネルギーを見積もるための指数、「理科年表」1961～1990年平均。

下水道普及率 (z_7)：公共下水道普及率、「地域経済総覧」(1991)、東洋経済新報社。

東京までの時間 (z_8)：東京駅までの鉄道所要時間、「駅すばあと全国版」(1995)、ヴァル研究所。

平均年齢 (z_9)：「国勢調査報告」(1990)、総務庁統計局。

注

1) このような都市規模の経済理論を最初に展開したのは、Alonso (1971) である。さまざまな経済諸変数があるかの形で都市規模の関数であると仮定して、都市全体の便益と費用を都市規模の関数で表し、均衡都市規模と最適都市規模を導出し、それらが乖離することを明らかにしたのである。

2) わが国では、工業統計表市町村編を用いた Nakamura (1985) や Tabuchi (1986) の実証分析によって、近年その存在が確認されている。産業によって幾分違いはあるが、他の条件が変わらずに都市規模が2倍になると、個々の企業の労働生産性は数パーセント上昇する。この値は、アメリカやスウェーデンなどの実証分析の結果と一致する。詳細は、たとえば Kim (1997) を参照のこと。

3) ここでは都市間の均衡を仮定している。それは、高度成長期の頃は農村部から都市部へ大量の人口が移動したが、近年はかなり減少し定常状態に達したとみなせるからである。現に、戦後の首都圏への人口純流入は、年間数万人から数十万人を記録し続け

たが、1990年代に入って激減している。

4) Roback (1982) をもとにしたわが国の研究としては、加藤 (1990) と赤井・大竹 (1995) があげられる。これらは、賃金や地価の回帰分析の際に、卸売業商店数、飲食業商店数、小売業商店数など、都市人口と相関の高い独立変数を使用している。アメニティの都市ランキングを求めることが主目的なので正当化されるであろうが、本稿のように回帰係数 (β_2) の符号に焦点を当てた分析とは、直接比較できない。

5) もちろんこれらは、対数をとった変数間の相関係数の値である。

参考文献

- Alonso, W. (1971) "The Economics of Urban Size," *Papers of The Regional Science Association*, 26, pp.67-83.
- Kelley, K.C. (1977) "Urban Disamenities and The Measure of Economic Welfare," *Journal of Urban Economics*, 4, pp.379-388.
- Kim, S.-J. (1997) *Productivity of Cities*, Ashgate, Aldershot.
- Nakamura, R. (1985) "Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities," *Journal of Urban Economics*, 17, pp.108-124.
- Roback, J. (1982) "Wages, Rents and The Quality of Life," *Journal of Political Economy*, 90, pp.1257-1278.
- Tabuchi, T. (1986) "Urban Agglomeration Economies, Capital Augmenting Technology, and Labor Market Equilibrium," *Journal of Urban Economics*, 20, pp.211-228.
- Tabuchi, T. (1997) "Why Interregional Price Differentials Differ," CCES Discussion Paper No.A-11, Institute of Economic Research, Kyoto University.
- Voith, R. (1991) "Capitalization of Local and Regional Attributes into Wages and Rents: Differences Across Residential, Commercial and Mixed-use Communities," *Journal of Regional Science*, 31, pp.127-145.
- 赤井伸郎・大竹文雄 (1995) 「地域間環境格差の実証分析」『日本経済研究』No.30、94-137頁。
- 加藤尚史 (1990) 「都市生活の質の指標化」『一橋論叢』103巻、690-714頁。
- 徳岡一幸 (1991) 「日本の大都市圏——1985年におけるSMEAの設定と都市化の動向」『香川大学経済学部研究年報』第30巻、139-210頁。
- 渡辺直行 (1996) 「住居費負担率の考察」『季刊住宅土地経済』20号、21-33頁。

少子化現象と住宅事情

浅見泰司・瀬川祥子

はじめに

わが国において近年急速に少子化が進行している。合計特殊出生率は、1957～74年には2.0～2.2の水準で推移してきたが、1975年には2.0を割りこんで1.91となって以来、低下し続け、1989年には「1.57ショック」がおきた。その後も1.5程度にとどまり、単純再生産に満たない水準となっている。このような少子化の進展による人口構成の変化は、高齢化や人口減少に拍車をかけ、社会的に大きな関心事になっている。出産という現象は、本来きわめて個人的な判断によって選択されるべき事項であり、公共政策が関与すべき問題ではない。しかし、出産を希望しつつも社会的制約が要因となり出産が阻害されている現状があるとすると、その解決は社会的にも重要である。

既存の人口学的研究によれば、少子化の大きな要因は女性の社会進出であり、それによって非婚化、晩婚化、無産化（夫婦が子を産まない）、少産化（夫婦が子供を少ししか産まない）の現象が起きている（阿藤1997、浅見ほか1998）。とくに非婚化、晩婚化が大きな要因であり、とりわけ20代、30代における未婚率の増加によるといわれる（高橋ほか1996）。事実、出生動向基本調査でも、完結出生児数平均2.2人弱には大きな変化がなく、無産化、少産化の影響は少ない。

女性の社会進出に関連した教育・就労条件の改善、出産休暇・育児休暇などの出産支援体制

の不備、託児施設の不備、子供一人当たりの教育費の増大、家庭内におけるジェンダーの役割の問題、核家族化による家族規範意識の変化、ストレスや環境汚染による医学的な問題が少子化の要因として議論されているなかで、住宅問題もしばしば取り上げられる。たとえば、家賃が高いと出生率が低くなるという関係（経済企画庁1992）や、高い家賃が20代後半と30代前半の女性の出生行動を抑制する働きをもつこと（小椋・ディクル1992）が指摘されている。平成4年の出生動向基本調査でも、予定子供数が理想子供数を下回る理由において、大都市では「家が狭いから」の割合がとくに高い。さらに、廣嶋（1994）は東京都下の分析から、厳しい住宅事情のもとで一定の住宅条件を確保するために女性が就業し、そのために女性の結婚年齢が上昇し、結果として有配偶女性一人当たりの出生児数が少なくなると考察している。ただ、大谷（1993）によれば、結婚時の部屋数は予定子供数、結婚21カ月目の累積子供数との間には正相関があるが、完結出生力との関係は希薄で、住居費の高さが出産を遅らせる効果はあっても、最終的な子供数は減らないと分析している。ただし、完結出生力の算出は、現在の中高年代の結果をもとにしており、若い世代も同じ選択をするかはわからない。

一人当たり平均居住面積自体は歴史的に増大してきており、また住宅統計上、設備水準も向上してきているにもかかわらず、少子化が進んでいるという事実は、住宅事情が少子化の原因

(浅見氏写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。1982年東京大学工学部都市工学科卒業。1987年ペンシルヴァニア大学地域科学学科博士課程修了、Ph.D。現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻助教授。
著書：「住宅の経済学」（日本経済新聞社、分担執筆）ほか

(瀬川氏写真)

せがわ・さちこ
1967年東京都生まれ。1990年大阪大学人間科学部人間科学科卒業後、㈱三和総合研究所入社。1996年東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修了。現在、㈱三和総合研究所研究員。
論文：「GISを利用した保育施設計画立案支援システムの開発」（共著）ほか

であるという仮説とは矛盾するようにも思える。にもかかわらず、出産意識データにおける住居費負担意識が根強く存在し、統計的分析による相関関係がある事実を、どのように解釈すべきなのだろうか。そこで、本稿では1994年において都道府県別で最低の合計特殊出生率1.14を示した東京都について焦点を当て、出産による住居費負担増加を、子供数が増えることによる居住形態の変化という観点から考察することにする。

1 結婚・出産と住宅事情

1990年時点での、東京都の25～49歳の女性は、271万7399人である¹⁾。その結婚の状況をみると、25～29歳で48.1%と既婚者は半数未満であるが、30～34歳で76.7%、35～39歳で85.9%、40～44歳で89.4%となり、30～34歳頃で急速に既婚者が増える。

居住形態と結婚、出産という女性のライフステージとの関係をみるため、データを25～29歳、

30～34歳、35～39歳の三つの年齢階級に分け、結婚の有無と出産の有無について分析した。住宅事情として、建て方（戸建て、低層、中高層）、所有関係（持ち家、賃貸、給与）、規模（一人当たりの部屋数）、立地（通勤時間0～30分、30～60分、60～90分、90分以上）のデータを用いた。また、世帯状況として、職の有無、親との同居の有無を分析データとした。建て方、所有関係、立地、職の有無、親との同居はダミー変数を用い、基準は戸建て、持ち家、通勤時間0～30分、有職、同居なしとした。

「結婚あり」に対してロジット分析を行った結果が表1である。すべての年齢階層に共通してもっとも影響が大きいのは親との同居であり、パラメータは負である。これは結婚によって親とは別の住宅をもつ傾向が表れたものと考えられる。また、住宅規模の一人当たりの部屋数も負に大きく影響しており、結婚によって一人当たりの部屋数は減少する傾向がある。立地では、0～30分の既婚確率が高く、結婚後も有職の既婚女性は職場に近接した住居、もしくは住居に近接した職場を選択しているといえる。

「出産あり」に対してロジット分析を行った結果が表2である。すべての年齢階層に共通してもっとも影響が大きいのは、住宅規模の一人当たり部屋数である。パラメータは負となっており、子供をもつことによって、一人当たり部屋数が少なくなり、居住環境が悪化している現状がうかがえる。建て方では、戸建てでもっとも出産確率が高く、とくに年齢階級があがるにつれ、戸建て以外での出産確率は低くなる。所有状況では、持ち家で出産確率が高いが、年齢

表1—結婚と住宅事情

		25～29歳	30～34歳	35～39歳
建て方	低層	-1.241	-1.496	-1.735
	中高層	-0.432	-0.425	-0.540
所有	賃貸	-1.261	-1.621	-1.720
	給与	-0.049	0.138	0.265
立地	30～60分	-0.965	-1.202	-1.294
	60～90分	-0.749	-1.049	-1.256
	90分以上	-0.647	-0.967	-1.195
規模	一人部屋数	-1.196	-1.886	-2.257
	世帯状況			
	無職	1.510	1.198	0.778
	親同居	-4.231	-3.707	-3.300

(係数については、斜字体以外は1%有意)

表2—出産と住宅事情

		25～29歳	30～34歳	35～39歳
建て方	低層	-1.486	-1.974	-2.052
	中高層	-1.018	-1.298	-1.324
所有	賃貸	-1.388	-1.569	-1.542
	給与	-0.891	-0.756	-0.371
立地	30～60分	-1.278	-1.045	-0.841
	60～90分	-1.341	-1.056	-0.860
	90分以上	-1.310	-1.124	-0.997
規模	一人部屋数	-4.155	-4.436	-4.269
世帯状況	無職	0.857	0.561	0.095
	親同居	-0.953	-1.168	-1.099

(係数はすべて1%有意)

階級があがるにつれ、給与住宅との差は小さくなる。反対に賃貸住宅では出産確率は低下する傾向にある。また、立地の近接性は、大きな正の要素となっているが、年齢階級があがるにつれ、影響は小さくなっている。職の有無や職場への近接性は、出産の有無に影響を与えており、とくに若年齢層で出産への影響が強い。

2 核家族世帯における子供数と住宅事情

出産と住宅事情との関係をより詳しく調べるために、東京都の世帯のなかから、夫婦のみまたは夫婦と子供（3人以内）からなり、妻の年齢が25～39歳の世帯を抽出して分析した。住宅のデータを詳細にするために、住宅の建て方が「間借り」「その他」、ならびに住居の種類が「会社等の独身寮・寄宿舎」「その他」のデータは削除した。抽出されたデータは、66万9177世帯である。

まず、子供数と住宅事情との関係をみる。住宅事情を表すデータとして、建て方（持ち家、長屋、1・2階、3～5階、6～10階、11階以上）、所有関係（持ち家、都・市区町村の賃貸住宅、住都公団・公社の賃貸住宅、民営賃貸住宅、給与住宅）、規模（一人当たりの面積、一人当たりの部屋数）、立地（妻、夫それぞれについて、通勤時間0～30分、30～60分、60～90分、90～120分、120分以上）を用い、また、世帯状況を表すデータとして、職業（無職、専門

表3—子供数と住宅事情・世帯状況

		25～29歳	30～34歳	35～39歳	
建て方	長屋	-0.777	-0.836	-0.697	
	1・2階	-1.670	-1.786	-1.725	
	3～5階	-1.383	-1.350	-1.222	
	6～10階	-1.107	-1.189	-1.270	
	11階以上	-0.830	-1.035	-1.107	
所有	都・市区賃貸	0.738	0.392	0.109	
	住都公団賃貸	-0.876	-0.858	-0.965	
	民営賃貸	-1.641	-1.568	-1.562	
	給与住宅	-0.935	-0.493	-0.105	
規模	一人面積	-0.048	-0.018	-0.001	
	一人部屋数	-4.056	-4.439	-4.394	
立地	妻	30～60分	-1.417	-1.024	-0.648
		60～90分	-1.482	-1.165	-0.757
		90～120分	-1.568	-1.216	-0.838
		120分以上	-1.456	-1.250	-1.161
	夫	0～30分	0.265	0.067	-0.039
		60～90分	0.123	0.179	0.190
		90～120分	0.308	0.371	0.374
		120分以上	0.466	0.356	0.349
世帯状況	無職	0.682	0.252	0.072	
	専門・管理職	0.068	0.116	0.142	

(係数については、斜字体以外は1%有意)

的・管理的職業従事者、その他の職業従事者)を用いて、「子供数3人、2人、1人、なし」の順のオーダードロジット分析を行った。建て方、所有関係、立地、職業はダミー変数を用い、基準は戸建て、持ち家、妻通勤0～30分、夫通勤30～60分、その他の職業従事者とした(表3)。

表3から、一人当たりの部屋数がかつとも大きな影響をもっているといえる。パラメータが負であり、子供数が増えるほど、一人当たりの部屋数は減少する。つまり、子供を多くもつことにより、住宅規模は悪化している。建て方では戸建てで、所有では持ち家で子供数が多く、民営賃貸や住都公団・公社の賃貸住宅で少ない。立地は妻の通勤時間が0～30分でもっとも子供数が多い確率が高く、通勤時間30分以上との間には格差がある。一方、夫の通勤時間はあまり影響していない。世帯の状況では、女性が無職や専門的・管理的職業の場合に子供数が多い傾向にあるが、影響はさほど強くない。

表4—転居と出産

		25～29歳	30～34歳	35～39歳	
建て方	長屋	0.227	0.228	0.226	
	1・2階	0.361	0.135	0.081	
	3～5階	0.660	0.448	0.497	
	6～10階	0.682	0.464	0.528	
	11階以上	0.745	0.516	0.571	
所有	都・市区賃貸	0.037	0.115	-0.172	
	住都公団賃貸	-0.022	-0.011	-0.178	
	民営賃貸	0.611	0.840	1.087	
	給与住宅	0.969	0.886	1.068	
規模	一人面積	0.014	0.025	0.034	
	一人部屋数	0.516	0.454	0.320	
立地	妻	30～60分	0.232	0.209	0.207
		60～90分	0.430	0.328	0.330
		90～120分	0.632	0.430	0.555
		120分以上	0.327	0.126	0.407
	夫	0～30分	-0.019	-0.004	-0.021
		60～90分	0.141	0.138	0.153
		90～120分	0.171	0.195	0.195
		120分以上	0.040	0.039	0.090
世帯状況	無職	0.346	0.378	0.311	
	専門・管理職	0.319	0.227	0.119	
	5歳未満子供あり	0.172	0.213	0.340	
	子供数	-0.570	-0.265	-0.038	

(係数については、斜字体以外は1%有意)

表5—5歳未満子供あり世帯の転居と住宅事情

		25～29歳	30～34歳	35～39歳	
建て方	長屋	0.114	0.232	0.285	
	1・2階	-0.047	0.076	-0.005	
	3～5階	0.523	0.510	0.531	
	6～10階	0.477	0.624	0.731	
	11階以上	0.779	0.646	0.685	
所有	都・市区賃貸	0.344	0.334	0.165	
	住都公団賃貸	0.174	0.068	0.058	
	民営賃貸	1.160	1.044	1.118	
	給与住宅	0.906	1.062	1.164	
規模	一人面積	0.031	0.039	0.044	
	一人部屋数	1.548	1.423	1.123	
立地	妻	30～60分	0.262	0.266	0.245
		60～90分	0.367	0.321	0.200
		90～120	-0.345	0.762	0.816
		120分以上	17.142	1.269	0.245
	夫	0～30分	0.054	0.041	-0.079
		60～90分	0.069	0.154	0.260
		90～120分	0.201	0.272	0.136
		120分以上	0.242	0.156	0.283
世帯状況	無職	0.007	0.209	0.184	
	専門・管理職	0.201	0.076	0.010	

(係数については、斜字体以外は1%有意)

子供数と住居の形態には特徴的な関係がみられたが、この結果からは住居が出産行動を規定しているのか、出産に合わせて住居を変更しているのかはわからない。そこで、転居の有無に着目し、5年以内の転居の有無と出産との関係を見る。分析には、出産の転居への影響をみるために上と同じデータを用い、さらに、世帯の状況として、出産の有無（5歳未満子供の有無）と子供の数（0人、1人、2人、3人）を加えた。追加したデータはダミーデータで、基準は5歳未満子供なし、子供数0人とした。これらのデータを用いて、「5年以内に転居あり」に対するロジット分析を行った結果が表4である。5歳未満の子供のパラメータは正であり、出産は転居のきっかけのひとつであるということが出来る。しかし、パラメータ値は小さくなく、転居の要因としては、他の住宅事情や世帯状況の影響のほうが強い。

以上の分析から、子供数の増加に応じて住宅規模が悪化することが明らかになった。また、5歳未満の子供がいることが転居の理由のひとつになっていることがわかった。そこで、転居により、出産で悪化した住宅事情が変化しているかを分析する。そのために、5歳未満の子供がいる世帯のみを抽出し、上で説明したデータを用いて「5年以内に転居あり」に対するロジット分析を行った。抽出されたデータは、4万2262世帯である。表5より、転居には、一人当たりの部屋数が大きく影響している。つまり、転居により一人当たりの部屋数は改善するといえる。しかし、面積については、パラメータが正であり、広くなるとはいえ、大きな影響はみられない。

3 核家族世帯の出産に関わる擬似的居住コストの分析

前節より、子供数の増加が住居に影響を与えていることが明らかになった。そこで本節では、核家族において子供を1人増加させることによる居住コストについて考察する。本来は、出産

による居住コストとは、①出産によって当面必要となる住宅規模や設備など質向上にかかる平均的な住居費の増加分、②子供が成長するにつれて将来必要となる住宅規模や設備など質向上にかかる平均的な住居費の増加分の現在価値を合計したものととなる。上記①としては、ベビーベッドのスペースや乳児の服などの保管スペース、保育に必要な諸機具のスペースなどのスペース要求による増築や転居、家賃増加費用のほか、場合によって隣近所に迷惑をかけない防音性能の優れた住戸への移転など性能向上要求による費用が含まれる。また、②としては、将来の子供部屋の確保などのための住居費増加が含まれる。ただ、本論文で用いている国勢調査の集計データには所得や家賃に関わるデータはない。そこで、居住コストを擬似的に表す代理指標を求めて分析した。

東京都の区・市部における核家族のなかで、子供数が0～3人の世帯について、妻年齢が20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳、

表6—東京都核家族世帯の住戸面積

妻年齢 (歳)	子供数 (人)	妻有職			妻無職		
		平均面積 (㎡)	世帯数	移転率 (%)	平均面積 (㎡)	世帯数	移転率 (%)
20～24	0	35.7	13,077	96.3	37.4	10,018	93.4
	1	37.1	2,644	91.6	37.4	11,900	93.1
	2	38.3	873	81.4	39.6	2,823	86.1
	3	39.0	73	79.5	43.3	219	70.8
25～29	0	41.4	47,024	93.0	43.4	30,223	91.4
	1	44.3	13,437	83.3	45.2	48,331	88.9
	2	46.5	8,491	65.1	48.2	26,198	72.1
	3	50.1	1,281	59.8	49.9	3,457	60.2
30～34	0	45.3	28,125	73.6	45.9	19,487	75.4
	1	50.2	18,775	63.6	50.9	45,100	71.5
	2	54.5	28,501	46.1	56.4	71,227	53.9
	3	57.9	6,673	41.0	59.6	16,272	48.2
35～39	0	48.4	17,996	49.3	48.0	13,100	52.7
	1	53.9	19,376	38.8	55.8	27,620	46.6
	2	60.6	58,525	28.9	63.5	77,721	36.6
	3	65.7	17,067	28.6	67.9	25,170	36.5
40～44	0	51.2	18,896	35.1	50.7	13,501	39.1
	1	58.9	29,296	24.0	61.1	28,980	29.9
	2	66.9	97,261	19.6	71.1	80,930	24.7
	3	75.2	24,962	19.3	78.7	21,634	25.0

40～44歳の世帯について居住面積および妻について5年前の住宅が同じかどうかを妻の有無別に集計したものが表6である。表6の平均面積を見てみると、子供数が増加するごとに、また年齢層があがるにつれて、平均居住面積は上昇する。妻の有無別では、無職の方が若干平均面積が大きいことが多い。

同世代でも子供数が多いほど平均居住面積は増加傾向にある。このことから、子供数が多いほど、当面に必要な居住面積量も多いことが推察される。本来は所得など別な要因をコントロールして比較すべきではあるが、それらを捨象して、以下のような指標値を算出した。

子供数 n から $(n+1)$ への擬似的居住コスト指標 1: 「面積増」= 「同年齢層の子供数 $(n+1)$ の平均居住面積」- 「子供数 n の平均居住面積」

この指標値を求めたのが表7である。

表7では、子供数が n 人の核家族世帯と $(n+1)$ 人の核家族世帯の居住面積に差があるかどうかを検定するための t 値を合わせて示している。妻20代前半では、有職で子供数 $2 \rightarrow 3$ 人、無職で子供数 $0 \rightarrow 1$ 人の時の擬似的居住コスト指標は0と有意差がない。つまり、居住コストがあるとはいえない。しかし、他ではすべて居住コストが増大するという結果になっている。20代前半では無職の場合に子供数 $2 \rightarrow 3$ 人でやや高く、20代後半では有職の場合に子供数 $2 \rightarrow 3$ 人でやや高い。30代以上ではどれも高いが、年齢層があがるにつれて面積増分が多くなっている。このことは、とくに上の年齢層では子供が成長して学齢期を迎えた世帯が多く、子供部屋の必要性が具体化している世帯が多いためと推察される。そのため、出産による居住コストという意味では、出産直後の居住面積増よりも将来の居住面積増加負担が大きいことになる。金銭

表7—擬似的居住コスト1：面積増

妻年齢 (歳)	子供数 (人)	妻有職		妻無職	
		面積率 (㎡)	t 値	面積率 (㎡)	t 値
20～24	0→1	1.4	10.08	0.0	-0.24
	1→2	1.2	2.14	2.2	13.73
	2→3	0.7	0.11	3.8	1.83
25～29	0→1	2.9	68.35	1.8	65.35
	1→2	2.2	19.35	3.0	92.04
	2→3	3.6	6.11	1.7	8.17
30～34	0→1	5.0	92.04	5.0	102.13
	1→2	4.3	63.55	5.5	201.44
	2→3	3.4	22.21	3.2	52.11
35～39	0→1	5.5	71.37	7.8	82.84
	1→2	6.7	112.90	7.8	163.37
	2→3	5.1	70.48	4.4	79.54
40～44	0→1	7.7	95.74	10.4	91.14
	1→2	8.0	165.15	10.0	169.58
	2→3	8.4	138.51	7.6	92.11

(t 値については、斜字体以外は5%有意)

表8—擬似的居住コスト2：移転率差

妻年齢 (歳)	子供数 (人)	妻有職		妻無職	
		移転率差 (%)	z 値	移転率差 (%)	z 値
20～24	0→1	-4.7	-10.73	-0.3	-0.91
	1→2	-10.1	-8.31	-7.0	-12.12
	2→3	-2.0	-0.42	-15.3	-6.13
25～29	0→1	-9.7	-34.21	-2.5	-11.48
	1→2	-18.3	-30.96	-16.7	-58.07
	2→3	-5.3	-3.67	-12.0	-14.54
30～34	0→1	-10.0	-23.13	-3.9	-10.19
	1→2	-17.4	-37.17	-17.5	-59.63
	2→3	-5.1	-7.58	-5.8	-13.35
35～39	0→1	-10.5	-20.52	-6.2	-11.62
	1→2	-9.9	-25.81	-10.0	-29.15
	2→3	-0.3	-0.68	-0.1	-0.34
40～44	0→1	-11.1	-26.33	-9.2	-18.88
	1→2	-4.4	-16.35	-5.2	-17.29
	2→3	-0.3	-1.03	0.3	1.00

(z 値については、斜字体以外は5%有意)

単位で居住コストを概算するには、将来にわたる居住費用の増加分の現在価値を求める必要があるため、たとえば末子を1人増やす出産には、全年代での面積増分に単位面積当たりの市場家賃（または、帰属家賃）を乗じて現在価値に割り戻す必要がある。この方法によって得られる

居住コストにはグループの選択バイアスなどがあるため、必ずしも正確な居住コストとはならないものの、概略的な居住費用としての目安にはなるだろう。

別の擬似的居住コスト指標として、間接的ながら移転率が指標に使える可能性がある。移転したということは、それまでの住宅に対する不満度が高くそれを解消するための行為であると考えられる。そこで、以下のような指標値を算出した。

子供数 n から $(n+1)$ への擬似的居住コスト指標 2：「移転率差」=「同年齢層の子供数 $(n+1)$ の世帯の移転率」-「子供数 n の世帯の移転率」

ただし、移転率は過去5年間で住宅が移転した率である。移転率差を比較したのが表8である。

表8のz値は、比率の差の検定において有意性の判断のための指標値である²⁾。実際の移転に際しては、既存住宅の不満によるというよりも、結婚による世帯分離、転勤による世帯分離、相続による居所移転などがあり、年齢層によっても要因の偏りはある。この点に配慮しながら、表8を見てみると、移転率差はほとんど負となっており、子供数が多いほど移転率は小さい。この結果には、子供数が少ないほど過去5年以内に結婚して新居をかまえた夫婦が多いこと、子供数が多くなると早めに持ち家を取得する傾向があること、子供が学齢期を迎えると学区の変更などで転居に対する抵抗感が大きくなることなどが影響していると思われる。そのため、子供数が増えることによる住宅の不満よりも、別の要因が移転率を大きく支配している可能性が高い。移転率差が有意差でないのはわずかであるが、そのなかでは子供数2→3人の移転率差が若干小さい傾向がある。このことは、移転に関しては子供数2人の世帯と3人の世帯での条件の差異があまり変わらないことを示唆している。ただ、残念ながら出産の居住コストという面では、移転率差はあまりよい指標ではない。

第三の擬似的な居住コスト指標として分布の違いについて考えてみる。もしも子供 n 人と子供 $(n+1)$ 人で、住宅に関わる世帯への負担があまり変わらないならば、二つの世帯層の住宅の所有関係や規模に関する分布があまり変わらないと考えてもよい。よって、分布が異なる方が居住コストが大きいと考えられる。

子供数 n から $(n+1)$ への擬似的居住コスト指標 3: 「分布差」= 「同年齢層の子供数 $(n+1)$ と子供数 n の世帯の住宅形態分布の差 (χ^2 値)」

この指標値を求めたのが表 9 である³⁾。表 9 では、住宅を建て方 (3 種: 戸建て、長屋・低層共同、中高層共同)、所有関係 (6 種: 持ち家、公営住宅、公団公社住宅、民営賃貸住宅、給与住宅、間借り・寮など)、居住室数 (7 種: 1、2、……6 室、7 室以上) で分類した 126 (= 3 × 6 × 7) 種類とその他の建て方ひとつを合わせた合計 127 種類に分類した度数分布の違いに関して χ^2 値を求め、それを指標とした。

表 9 を見てみると、妻年齢 20 代前半の子供数 2 人と 3 人で有意差がない以外は、すべて有意差がある。 χ^2 値で判断すると、20 代後半以降では、子供 1 人と 2 人の間でもっとも分布差があり、次いで子供 0 人と 1 人の間で分布差があり、子供 2 人と 3 人の間の分布差が少ない。すなわち、子供が 1 人までと 2 人以上では居住する住宅形態にかなり差があり、子供 2 人と 3 人ではさほどの差はないことになる。この結果からは、子供 2 人めを産むという決断に関して住宅事情による制約が大きく、次いで子供 1 人めを産む決断に関して影響する可能性があることがわかる。

核家族の子供数によって住宅事情が平均的にどの程度変わるかを知るため、表 10 に 127 種の分類のなかで度数が最大のものの住宅形態を示す。20 代前半ではすべての家族形態で低層民賃

表 9—擬似的居住コスト 3: 分布差

子供数 (人)	妻 有 職			妻 無 職		
	0 → 1	1 → 2	2 → 3	0 → 1	1 → 2	2 → 3
20~24歳	569.4	162.8	81.9	588.4	393.1	114.3
25~29歳	1679.3	778.9	187.1	1930.3	2008.9	324.9
30~34歳	1698.9	1798.6	457.0	2375.2	4569.8	953.5
35~39歳	1557.8	3095.4	1111.6	2185.4	4299.4	1381.1
40~44歳	3314.9	4614.8	2179.4	3159.2	4779.6	1616.4

(斜字体以外が 5% 有意)

表 10—核家族世帯の標準的住宅形態

妻年齢 (歳)	子供数 (人)	妻有職			妻無職		
		建て方	所有	室数	建て方	所有	室数
20~24	0	低層	民賃	2	低層	民賃	2
	1	低層	民賃	2	低層	民賃	2
	2	低層	民賃	2	低層	民賃	2
	3	低層	民賃	2	低層	民賃	2
25~29	0	中高層	民賃	3	中高層	民賃	3
	1	中高層	民賃	3	中高層	民賃	3
	2	低層	民賃	2	低層	民賃	2
	3	低層	民賃	2	低層	民賃	2
30~34	0	中高層	民賃	3	中高層	民賃	3
	1	中高層	民賃	3	中高層	民賃	3
	2	中高層	持ち家	4	中高層	持ち家	4
	3	戸建て	持ち家	5	中高層	給与	4
35~39	0	中高層	民賃	3	中高層	民賃	3
	1	中高層	持ち家	4	中高層	持ち家	4
	2	中高層	持ち家	4	中高層	持ち家	4
	3	戸建て	持ち家	5	戸建て	持ち家	5
40~44	0	中高層	持ち家	4	低層	民賃	2
	1	中高層	持ち家	4	中高層	持ち家	4
	2	戸建て	持ち家	5	戸建て	持ち家	5
	3	戸建て	持ち家	5	戸建て	持ち家	5

2 室が標準的である。20 代後半では子供数が 1 以下のほうが中高層民賃 3 室となり、室数も多くなっている。しかし、30 代後半では子供数が 2 以上で 4 室の持ち家に移っている。より後の年代では次第に持ち家取得が増加するが、子供数が少ないほうが持ち家化が進まない。子供数が多いことが規模の大きい持ち家取得ニーズを高めているかもしれないが、他方で、子供数が家族の経済状態の反映となっている可能性もある。

総じていえば、妻年齢が 30 代において、子供 1 人と 2 人の間でやや居住規模にギャップが見

られることから、少子化現象に住宅問題が影響を与えているとすれば、子供1人から2人へ移行するときに生じる住宅水準の上昇に伴う居住コストの高さが少子化現象を助長している可能性がある。

おわりに

本稿では女性の結婚、出産というライフステージにおける住宅事情から、住宅事情の少子化への影響や居住コストの程度に関して分析した。結婚、出産により一人当たり部屋数は減少すること、出産が転居の契機になり、それによって部屋数不足が改善されること、子供数1人から2人への移行過程で住居費負担が影響する可能性があること、住宅事情は出産直後よりもむしろ子供が成長する段階で負担感が大きくなることなどが明らかになった。

本分析はクロスセクション・データを用いており、必ずしも因果関係を実証することはできていないが、結婚や出産に伴う住宅事情の変化による居住コストの把握が可能であることを示すことができた。今後の少子化の動向を論じるためには、年齢階層があがった時の変化が重要となる。本分析の年齢階層が異なるデータの比較については、擬似コーホートとして解釈しがちであるが、現実には異なる世代を対象にしているため、その解釈が正しいとは限らない。むしろ、近年の女性の意識変化により、出産に関連する判断についても大きく変化する可能性が高い。今後、住宅事情を改善することによる少子化への影響を検討するためには、時系列データによる分析を行うことで、世代の違いによる行動の差を解明することが重要と思われる。

注

- 1) 分析に用いたデータは、アーバンハウジング(1996)の1990年国勢調査を特別に集計した結果である。東京都について、以下の条件を満たす1990年の女性数を求めた。(1)本人が世帯主・世帯主の配偶者・世帯主の子供または世帯主の子供の配偶者のいずれか；(2)本人から見て、世帯に親が2人以内、夫が1人以内、子供が3人以内、その他の同居人が3

人以内；(3)本人の年齢が25歳以上50歳未満。また、子供数は以下のように推定した。(1)本人が世帯主またはその配偶者の場合は世帯主の子供数；(2)本人が世帯主の子供で未婚の場合は子供数0；(3)本人が世帯主の子供で配偶者ありの場合は孫数/既婚子供数の切上値；(4)本人が世帯主の子供の配偶者で配偶者ありの場合は孫数/既婚子供数の切上値；(5)本人が世帯主の子供で離別・死別の場合は孫数/既婚子供数の切下値；(6)本人が世帯主の子供の配偶者で離別・死別の場合は孫数/既婚子供数の切下値。(2)の場合はやや過小推計、(3)~(6)の場合は実際よりも平均化された値となる。また、通勤時間については、自宅就業は、通勤時間0~29分に含めた。

- 2) 二つのグループの比率を p_1 、サイズを n_1 とすると、比率が同じであるという帰無仮説のもとでは、母比率の推定値 $p=(n_1p_1+n_2p_2)/(n_1+n_2)$ となる。このとき、 $z=(p_1-p_2)[p(1-p)(1/n_1+1/n_2)]^{-1/2}$ は漸近的に正規分布に従う。
- 3) 二つのグループの度数表の分類ごとの度数を $x_{ij}(i=1,2;j=1\sim k)$ とする。ただし、 i がグループの添え字、 j が分類の添え字、 k が分類数とする。各グループの度数の総和を n_i 、 $p_{ij}=x_{ij}/n_i$ 、 $q_j=(x_{1j}+x_{2j})/(n_1+n_2)$ とすると、二つのグループの分類ごとの母比率が違つかどうかの検定は、 $\chi^2=n_1n_2/(n_1+n_2)\sum_j[(p_{1j}-p_2j)^2/q_j]$ は漸近的に自由度 $(k-1)$ の χ^2 分布に従う(竹内、1963)。

参考文献

- 浅見泰司・石坂公一・大江守之・小山泰代・瀬川祥子(1998)「少子化現象と居住コスト」『人口問題研究』、forthcoming。
- 阿藤誠(1997)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』53(1)、3-20頁。
- アーバンハウジング(1996)「中高年単身世帯の居住実態調査報告書」。
- 大谷憲司(1993)『現代日本出生力分析』関西大学出版部。
- 小椋正立・ロバート・ディクル(1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因——県別、年齢階層別データからのアプローチ」『日本経済研究』22、46-76頁。
- 経済企画庁(1992)『平成4年度国民生活白書』
- 厚生省人口問題研究所(1993)「平成4年第10回出生動向基本調査第1報告書・日本人の結婚と出産」。
- 厚生省人口問題研究所(1994)「平成4年第10回出生動向基本調査第2報告書・独身青年層の結婚観と子供観」。
- 高橋重郷ほか(1996)「将来人口推計の評価と見直しについて」『人口問題研究』52(3/4)、32-47頁。
- 竹内啓(1963)『数理統計学』東洋経済新報社。
- 廣嶋清志(1981)「現代日本の育児環境と出生力」『人口問題研究』158、1-45頁。
- 廣嶋清志(1994)「大都市地域の住宅事情が出生率に及ぼす影響：東京都区市1985年、1990年の観察」『都市住宅学』6、10-17頁。

今後の住宅・土地政策を考える際に、都市の規模をどう考えるか、そして少子化にどう対応するかは重要な問題である。本号は、それぞれの問題について、分析のための視点を与え、現状を示す注目すべき3論文を掲載している。金本・齊藤論文は、最適都市規模に関するヘンリー・ジョージ定理を手がかりに、生産関数の推計を土台として、東京圏が過大であるかを検証している。田淵論文は、都市間の企業と家計の移動を考慮した一般均衡モデルに立脚し、都市規模が名目所得、価格、家賃に及ぼす影響を推計し、それを用いてアメニティが家計の効用に与える影響を考察している。浅見・瀬川論文は、少子化現象が、住宅事情とどのように相関しているかについての貴重なデータを提供している。

●

金本良嗣・齊藤裕志論文（「東京は過大か——ヘンリー・ジョージ定理による検証」）は、その題名の示すように、東京圏が過大であるかどうかを正面から分析した意欲的な論文である。

よく知られているように、大都市にはさまざまな外部効果が働いている。そもそも都市が成立するためには集積の効果が働いているのであり、それがなければ都市は成立せず、農村や漁村が広がっているだけになる。しかし、都市には集積の利益だけではなく、集積

の不利益も、混雑現象や大気汚染といった過密の弊害として現れている。この集積の利益と不利益を比較衡量すると、最適な都市規模というものがあることが出来る。

いわゆるヘンリー・ジョージ定理は、この都市の最適規模を定量的に測る手段を提供している。すなわち、集積の経済による社会便益が、ちょうど都市内での都市的土地利用による地代と農業地代の差額総額に等しいときに、最適都市規模が達成されることになる。したがって、まず各都市（圏）においてピグー補助金額を推計し、次に差額地代総額を推計し、両者を比較すれば都市の最適規模が達成されているかを検証することができる。

本研究では、日本の都市圏を118の「標準大都市雇用圏」に分け、まず集積の利益をとり入れた形の生産関数を推計し、それによってピグー補助金の額を推計している。次に差額地代のデータを求めなければならないが、日本では農業地代と都市的利用地代のデータを得ることができず、さらに地価から地代を推計するために必要な土地の開発費用、そして割引率の適切な推計値を得ることが著しく困難である。そこで、直接にヘンリー・ジョージ定理からの含意を検証するのではなく、地価総額とピグー補助金総額の比が各都市圏で有意に異なっているかを検証

するという方法をとっている。

1985年のデータを用いた結果は、仙台圏を例外として、東京圏が図抜けて高い地価総額・ピグー補助金総額比を示している。直接に差額地代総額とピグー補助金総額を比較しているのではないので断定的に結論することは難しいが、得られた事実は東京圏が過大である傾向を示しているといえる。

しかしながら、著者も最後に述べているように、この結論は、地価総額の推計方法に大きく依存している。実際、同じ問題を違った方法で検証した著者の他の研究は、本研究と逆の結論を導いている。したがって、本研究からただちに東京圏が過大である、という結論を出すのは危険であるが、いずれにせよ本研究は、この重要なトピックの、今後の研究の指針を示したという点で重要な役割を果たしているといえよう。

●

田淵隆俊論文（「都市集積による多様性の経済と混雑の不経済」）は金本・齊藤論文と同じ「都市への集積の利益・不利益」という問題を別の観点から扱った興味深い計量分析である。

著者はまず、都市への集積が企業の生産性に影響を与えるとともに、家計の効用水準にも直接影響を与えることを指摘する。つまり都市への集積は、金本・齊藤論文が追究した生産関数への影響ばかりでなく、効用関数への直接の影

響がある。田淵論文はこの効用への影響を計測しようとする野心的な論文である。

家計の効用は、家計が最適な財貨・サービスの組合せを選んでいるならば、所得、物価、家賃、そして居住する都市のアメニティの関数になるはずである。さらに長期的に見れば、家計は効用水準の高い都市へと移動する。したがって十分長い期間をとって考えれば、家計の効用水準は都市間で同一になるはずである。この関係を用いて、観測される所得、物価、家賃のデータから、観測できない都市のアメニティの水準を逆算してみようというのがこの論文の基本的なアイデアである。

田淵論文では、時期は異なるが金本・齊藤論文と同じ人口10万人以上の都市圏（標準大都市雇用圏）を使用する。得られた結果によれば、都市圏の人口が増大すると、名目賃金（所得）は10%押し上げられるが、物価と家賃がそれ以上に上昇し、実質賃金（所得）は逆に4%下落する。名目賃金の上昇は都市人口集積の経済による企業の生産性の上昇に起因すると考えられる。これに対して実質賃金が4%低下するのは、都市のアメニティが大都市部で高いので実質賃金はその分だけ下がることで都市間の均衡が達成されているため、と解釈される。このように、都市には生産性を高める集積の外部効果があると同時に、家計の効

用を直接高める集積の効果が存在しているのである。このことは、今後都市の規模について議論する場合に、単に集積の生産能力への効果だけでなく、集積の消費者効用への影響を視野に入れる必要を強く示唆している。

◎

浅見泰司・瀬川祥子論文（「少子化現象と住宅事情」）は、少子化現象と住宅事情の相関をはじめて正面からデータ分析をした貴重な研究である。

日本における少子化の急速な進展は、近年、多方面の関心を集めている。とくに少子化の進展に伴う高齢化と労働力人口の減少は、日本経済の将来を左右するものとして重要な問題と考えられるに至っている。本論文の著者も述べているように、出産を希望しつつも、何らかの社会的制約があるために出産が阻害され、それが少子化の原因となっているのであれば、その解決は社会的にも重要な課題であろう。

出産を阻害する要因として、しばしば指摘されているのが、日本の住宅事情の劣悪さである。家賃が高くなると出生率が低くなるという関係はつとに指摘されているし、子供の数が理想の数より少ない原因は「家が狭いから」という調査結果もある。そこで本論文では1994年の東京都に焦点を当て、出産による住居費負担増加の影響を分析している。

分析から、出産による子供数の増加が転居のきっかけのひとつになっていることがわかる。子供数の増加に応じて住宅規模が悪化するためである。こうして転居によって部屋数は改善する。さらに、妻年齢30代において子供数が1人から2人に移行するところで居住環境にギャップが見られ、住宅水準の上昇に伴う居住コストの上昇がうかがえる。著者はこの部分での居住コストの高さが、少子化現象を助長している可能性を示唆している。

ただし著者も述べているように、転居を規定している要因としては、出産の影響は他の住宅事情や世帯状況の影響に比べてはあまり大きくない。さらに転居によって一人当たりの部屋数は改善するが、面積についてはあまり大きな影響はみられない。このようにデータから見られる少子化現象と住宅事情の関係はあくまで示唆的にすぎず、明確なものとはいえないのが現状である。さらに、1時点のクロスセクションのデータということから、世代間の差が捕らえられていない。これらの点で、本研究の分析には限界があるが、少子化と住宅事情という、皆が考えつくが、しかしなかなか客観的な、数量的な分析のない分野でのパイオニア的業績は高く評価できる。今後は時系列データの整備を通じてより深い分析がまたれる分野である。

(N)

長期間賃借された不動産と再開発のオプション

R.C. Dennis and G.A.Sick, *Valuing Long-Term Leases; The Option to Redevelop*, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4(1991), pp.209-223.

オプションとは、「将来の決められた日、もしくは、それ以前に、資産を定めた価格で買う（または、売る）権利」を取引する契約である。オプションの買い手は、将来時点において、その権利の行使・不行使を決定できる。他方、オプションの売り手は、買い手の権利行使に対して、必ず、その資産を売らなければならない（もしくは、買わなければならない）。そして、証券などを取引するフィナンシャル・オプションの考えを、実際の投資機会が存在するケースに適用したものが、リアル・オプション理論である。

今回紹介する論文は、この応用として、不動産を改良するというオプションを想定し、借地の価値を測ろうと試みたものである。結論としては、不動産が長期間賃貸借契約されていると、程度の低い不動産改良が早期に行われ、最適な改良がなされない。そのために、賃借された不動産（借地権と建物利用権）の価格は、所有された不動産（土地と建物の所有権）の価格に比べて大幅に低くなる。したがって、社会的な土地利用の効率化のためには、不動産が賃貸借されているときの厚生損失を避けるため、公共的な政策が必要であると述べている。

この研究の背景には、次のような問題意識がある。個人、政府は、しばしば、所有地を売却するよりも長期間賃貸する。たとえば、東京都は臨海副都心の開発を借地契約の形で行おうとしている。

この賃貸の選択には、遺産所得税の回避、土地に対する影響力の維持といった理由があるのだろう。しかし、借地権付きの場合は所有権付きの場合に比べて大幅にディスカウントされることがある。たとえば、バンクーバーにある家族用住宅付きの不動産のうち、前払いで80～90年間の賃借不動産は、それと匹敵する近くの所有不動産の価格に比べて、20～40%も低い売買価格であった。

この点を単純な割引キャッシュフローの枠組みを用いて説明しようとしても、もっともらしい仮定の

下では、1%以下の割引しか説明できない。

以上のような問題意識の下で、この論文では、リアル・オプション理論を用い、割引を説明する別の要因として、不動産改良のオプションを導入する。不動産賃借人は、賃貸借契約の満了時に不動産を改良したことによる便益を失うから、不動産所有者に比べて、その不動産を改良しようとするインセンティブは低い（この点、買取請求では、すでに不動産に投資してしまった後だから、そのコストに見合う額を得るのは難しいと考えられる）。この不動産を改良するというオプションは価値があり、資産を評価する際に重要になる。不動産改良のインセンティブの違いにより、所有不動産における改良オプションの価値に比べて、賃借されている不動産の改良オプションの価値は減損してしまう。したがって、その分、賃借された不動産の取引価値は、所有不動産に比べて割引かれることになる。

この論文では、このような歪んだインセンティブによって、賃借された不動産の価値が低くなる本質的理由を説明できることを示している。さらに、この所有不動産価値に対する賃借不動産価値の割引幅が、賃料上昇額、リスク水準や改良の程度などどのような関係にあるのかを分析している。

以下では、この論文の内容をもう少し具体的に述べるため、想定されている設定を簡単に述べ、次に、導かれる結果を紹介することにする。

所有不動産と賃借不動産

所有された不動産と賃借された不動産の違いは、不動産を使用する権利が無限期間か有限期間かであるので、所有不動産を、賃借不動産の特殊ケース（賃貸借期間が無限期間）とみなすことにする。そして、賃貸借契約の満了までの期間の長短が、不動産改良というオプション価値にどのように影響するかが、長期間の賃借不動産を評価するときに重要になる。所有不動産、賃借不動産を統一的な方法で評価する

ために、各々をテナントに貸して賃料を得るとする。

不動産の改良

さらに、この論文では以下のような設定をする。第一に、不動産は、1度だけ改良することができる(まったく改良しないことも可能である)。第二に、不動産を改良すると、その不動産の空間価値は q 倍に増加する。つまり、空間1単位の年間賃料が R ならば、改良後の年間賃料は qR になる。第三に、不動産を改良するとき、土地1単位当たりに使われる資本量 k が、空間価値の上昇程度 q に影響する。ただし、資本量 k を1%増加したとき、空間価値の上昇程度 q は1%に満たない幅でしか増加しない(規模に関して収穫逓減的)。第四に、不動産を改良するとき使用する資本には費用がかかる(資本1単位当たり c の費用がかかり、土地1単位当たり ck の費用がかかる)。第五に、賃料は、年間一定額の上昇に加えて、不確実な要因によって変化する。

賃貸借契約の満了までに T 年間あるとすると、両不動産の価値にはどのような関係があるのだろうか。不動産を改良しない場合を考えると、賃借不動産の価値は、現在の所有不動産の価値から、賃貸借の満了時期 T における所有不動産の現在価値を差し引いた値と等しくなる。そして、それぞれの不動産において改良を行うと、空間価値の上昇程度に依存して、改良後の不動産価値が倍増する。

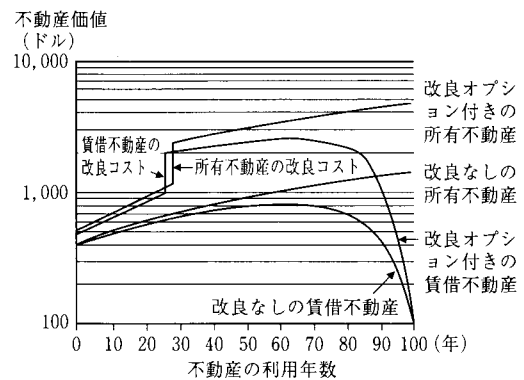
改良前の不動産価値と改良後の不動産価値の割引価値の和を最大化するように、不動産改良の時期とその改良程度が決められる。次に、それによって得られる結果を、賃料の変化に不確実性が存在しない場合と存在する場合に分けて述べることにする。

不確実性が存在しない場合の結果

賃料の変化が確実にわかる場合は不確実な場合の特殊ケースであり、その結果は不確実な場合のいくつかの結果と共通点をもっている。そこで、より簡単な設定である不確実性のないケースを考える。

図1は、賃料の変化が確実にわかるとき、不動産

図1 不動産価値の変化



価値が時間を通じてどのように変化するかを対数表示で示している(初期時点の年間賃料10ドル、賃料上昇額0.5ドル/年、利率5%/年、賃借不動産の賃貸借契約期間100年、また、不動産改良の効率(資本 k に対する改良程度 q の弾力性) $\gamma=0.5$ 、資本1単位当たり費用 $c=100$ ドルとする)。下側にある2本の曲線は、不動産を改良するオプションがない場合の不動産価値の変化を示している。最初は、賃借不動産も所有不動産もほぼ同じ値をとる。しかし、賃借不動産は、60年目の約800ドルで最大になり、その後、低下し続けて、満了時には価値0ドルになる。他方、所有不動産の価値は上昇し続ける。

上側にある2本の曲線は、不動産を一度だけ改良することができる場合の不動産価値の変化を示している。所有不動産の場合、28.3年目に改良の程度 $q=3.4$ で不動産を改良するのが最適である。それに対し、賃借不動産の場合、それよりも早い時期(26年目)に、低い程度($q=3.1$)で改良するのが最適となる。賃貸借終了後の賃料の損失があるため、改良による便益が減少し、そのため、不動産はより低い程度にしか改良されない。また、賃貸借契約が終了する前に、改良による便益をより多く得ようとするため、不動産の改良をより早期に行ってしまう。

不確実性が存在する場合の結果

賃料の変化が不確実である場合を考える(初期時点の年間賃料10ドル、賃料上昇額 $g=0.5$ ドル/年、

年間賃料の標準偏差2.00ドル、無リスク利率 $r = 5\%$ /年、改良の効率 $\gamma = 0.4$ 、資本1単位当たり費用 $c = 100$ ドルとする)。

図2は、改良効率 γ や賃貸借契約満了までの年数 T の変化と、所有不動産価格と賃借不動産価格の比率の変化との関係を示している。改良効率 γ がゼロのとき、不動産の改良はできない。このとき、契約期間が残り20年間の賃借不動産はそれに匹敵する所有不動産の45%の価値しかない。一方、残り100年間の賃借不動産は所有不動産の98%の価値がある。契約期間の残り年数が少ないほど、賃借不動産は所有不動産に比べて価値が低くなる。また、改良の効率 γ が向上するにつれて、改良オプションの価値は大きくなり、賃借不動産は所有不動産に比べて大幅な割引を強いられる。たとえば、改良が適度に効率的 ($\gamma = 0.4$) ならば、残り20年間の賃借不動産は所有不動産の40%の価値へと減少し、残り100年間の賃借不動産も所有不動産の94%の価値へと減少する。

不動産改良の効率 γ が0.6から0.8の間するとき、残り80年の賃借不動産の価格は、所有不動産に比べて20%から65%の割引になる。なお、この改良効率 γ を想定した場合、他の変数(改良の程度 q や賃料乗数など)も、もっともらしい値をとっている。

図3は、無リスク利率 r や賃貸借契約満了までの年数 T の変化と、所有不動産価格と賃借不動産価格の比率の変化との関係を示している。利率 r が低いほど、将来に対する割引が少なくなるので、将来に時間をかけて収益を回収する改良オプションの価値は高くなり、賃借不動産価値の割引は大きくなる。

図4では、賃料上昇額 g や賃貸借契約満了までの年数 T の変化と、所有不動産価格と賃借不動産価格の比率の変化との関係を示している。賃料上昇額 g が大きいほど、不動産改良によって得られる将来便益が増加し、改良オプションの価値は大きくなるので、賃借不動産価値の割引幅は大きくなる。

図5は、改良効率 γ や賃貸借契約満了までの年数 T の変化と、不動産価格の変化との関係を示して

図2 改良効率と賃借不動産の割引

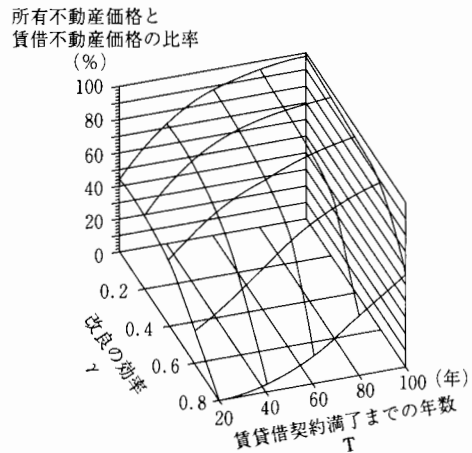
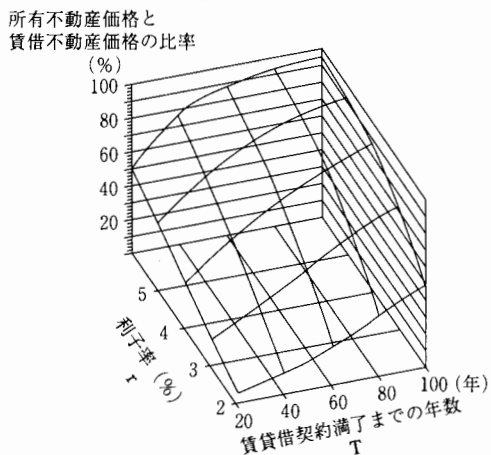


図3 利率と賃借不動産の割引



いる。契約期間が長いほど、不動産価格は高くなる。なぜならば、契約満了時期が差し迫っていなければ、改良を急がずに、より望ましい時期を選んで改良することにより、不動産改良による便益を高めることができるからである。

改良効率 γ が非常に高い、もしくは、非常に低いとき、不動産価格は高くなる。それ以外のときは、不動産価格は低くなる。改良効率 γ が非常に低いとき、改良費用を賄うために、不動産価格を高くしなければならない。逆に考えると、改良効率 γ が非常に低いとき、不動産価格が低いならば、改良費

図4-賃料上昇額と賃借不動産の割引

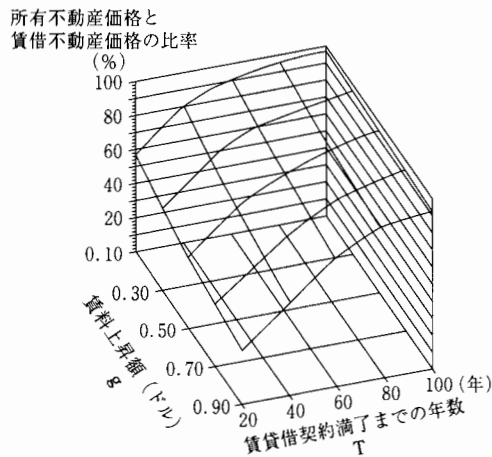
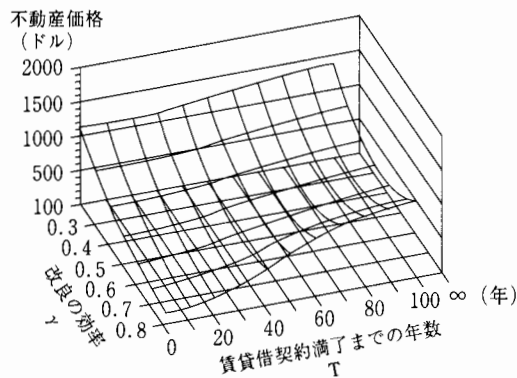


図5-不動産価格の変化



用を補填できないので、不動産は改良されない。他方、改良効率 γ が非常に高いとき、不動産価格を高く設定して、不動産を非常に大幅に改良することができる。不動産価格を高く設定し、改良による純便益の現在価値を高くしても、改良を遠い将来に延ばすと、純便益の割引現在価値は減少する。したがって、先延ばしは、改良が非常に効率的であるときにしか効果がない。よって、改良の効率 γ が比較的高いときに、不動産価格は改良効率 γ の向上につれて上昇する。

その他の可能性

以上のように、不動産改良のオプションによって、賃借不動産の価値が所有不動産に対して割引かれる

ことの大部分を説明できる。この論文の設定では、改良効率 γ が高いほど、利子率 r が低いほど、賃料上昇額 g が大きいほど、また、不確実性が大きいほど、割引が大きくなる。しかし、改良効率 γ が非常に高いわけでもなく、賃借借契約満了までの年数 T が短いわけでもないという現実に近い状況を考えると、長期間にわたる賃借不動産価格の大幅な割引をモデルだけでうまく説明することはできない。

この他にも、割引かれる理由は考えられる。第一に、賃借借契約には法的なリスクが伴う。日本でも、賃借された不動産に対して、追加的な権利や補償を求められるというリスクがある。第二に、この論文では不動産の改良は1度のみと仮定した。しかし、1回以上の改良ができる場合、賃借不動産価格に対する割引は変わってくるかもしれない。第三に、賃料の加法的な上昇や、資本に対する弾力性一定の改良技術（改良の程度 q は資本 k に対する弾力性が一定であり、規模に関して収穫逓減的）という仮定をした。他の賃料上昇プロセスや改良技術を仮定すると、もっと大きな割引が生じるかもしれない。

この論文の賃借不動産とは完全に同じ概念ではないが、日本の借地権に関しても同様のことがいえるのではないかと。すなわち、日本でも、しばしば、自用地に対して借地権はかなり割引いた価格になっている。たとえば、上野や浅草では20~40%、立川や八王子では30~40%、さらに、地方都市である名古屋では40~60%も借地権が割引かれているのである。

参考文献

- Majd, S., and R.S.Pindyck (1987) "Time to Build, Option Value and Investment Decisions", *Journal of Financial Economics*, 18, pp.7-27.
- Myers, S., D.Dill, and A.Bautista (1976) "Valuation of Financial Lease Contracts", *Journal of Finance*, 31, pp.799-819.
- Wilmot, P., S.Howison, and J.Dewynne (1995) *The Mathematics of Financial Derivatives*, Cambridge University Press.

(作道真理/東京大学大学院経済学研究科)

●近刊のご案内

『住宅・土地問題研究論文集(22)』

当センターで行った助成研究論文から20編を収録。代表研究者と研究テーマは以下のとおり。

藤田正寛「金融自由化時代の新しい住宅金融システム」/岸本幸臣「住宅の平面構成の新動向に関する研究」/児玉昌久「大都市における各種高齢者住宅（分散タイプと集中タイプ）の評価」/佐藤岩夫「住居賃貸借をめぐる契約規制と政策」/由井義通「東京都区部におけるサブマーケット別居住者特性の変化」/鎌田とし子「居住空間からみたりタイア後の中高年男性のライフスタイルの変化と適応過程に関する研究」/瀬渡章子「子どものための住戸集合形態と屋外空間の計画に関する研究」/渡辺利夫「自己表現としての理想的住環境」/赤坂裕「高温

多湿地域における高性能住宅の温熱居住環境に関する調査研究」/岡島達雄「プレキャスト部材を用いた住宅用基礎の構工法開発とその現場施工性調査」/小川裕子「ケアハウスの計画に関する研究」/松下幸司「木造住宅政策の在り方に関する研究」/布野修司「東南アジアにおける住宅生産システムに関する研究」/小谷通泰「住商混在地区における交通環境の改善方策に関する研究」/花岡利幸「農村集落にみる道路空間特性の把握と現代住宅地への応用に関する研究」/金本良嗣「日独米住宅市場の国際比較」/甲谷寿史「住宅における自然エネルギー利用に関する調査研究」/大西隆「詳細土地利用計画が地価に及ぼす影響」/柳憲一郎「開発計画段階における環境調整制度」/白藤博行「都市環境共生住宅を可能にする法システムの研究」

●お知らせ

平成10年5月25日午後2時より、(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、評議員会の議長に田中順一郎氏、理事長に宮繁護氏を選出し、平成9年度事業報告および収支決算を承認するとともに、平成10年度事業計画および収支予算の議決を行いました。

また役員を選任が行われ、次のとおり決定されました。

理事長	宮繁 護 (新)
専務理事	森 正臣
常務理事	丸山晃良
理事	稲本洋之助
理事	金本良嗣
理事	豊蔵 一 (新)
監事	川添和夫

さらに大津留温、岩瀬義郎、高橋進の三氏が新たに評議員に委嘱されることになりました。

編集後記

栗の花が咲いて、郊外の駅舎に今年もツバメが巣を作りました。昇降口の梁の上の巣には子ツバメが5羽、ホームの階段の裏側には4羽、親鳥が餌を運んで来るのを並んで待っていて、風を切って飛んで来るツバメの姿を目にするや、一斉に首を伸ばし、口を大きく開けてびいびいと鳴きます。

本誌がお手元に届く頃には、この子ツバメも遠くへと巣立っていることでしょう。

住宅も教育も軽々とこなすツバメ

を眺めながら、《まこと 空とぶ鳥に跡なきがごとし》という古詩の一節がふと心に浮びました。



当センターの理事長に選任された宮繁護（みやしげ・まもる）氏は建設省道路局次長、計画局長、国土事務次官、道路公団総裁を歴任された練達の人。

新しい理事長の下で、より質の高い調査研究事業を推進し、住宅と住環境の改善に寄与したいものと心を新たにしています。(M)

編集委員

委員長——西村清彦
委員——吉野直行
森泉陽子
山崎福寿

住宅土地経済

1998年夏季号（通巻第29号）
1998年7月1日 発行
定価（本体価格715円＋税）送料270円
年間購読料3,000円（税・送料共）

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

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷(株)