

[巻頭言]

経済学は役に立つか？

金本良嗣

東京大学 大学院経済学研究科・経済学部 教授
空間情報科学研究センター 教授
財団法人 日本住宅総合センター 理事

日本の大学では工学系の活力がめざましい。アメリカの都市計画は工学部にあることはほとんどなく、都市計画が工学の一部であるという認識はないといってよい。アメリカの都市計画学科にいる人々は、社会学、地理学、経済学等の社会科学分野の出身者が多い。これに対して、日本の都市計画はほとんどが工学系であり、きちんとした社会科学の訓練を受けた人はまれである。

アメリカや国際機関では、組織のトップレベルの役職としてチーフ・エコノミストと呼ばれるものがあることが多い。会計検査院のような役所にも存在するし、州レベルの交通局などにさえ存在している。すべての政策問題は経済的側面をもっており、経済学的な分析を行うことが合理的な政策決定に欠かせないからである。

日本では、経済学は現実の政策形成に役に立たないと思っている人が多いようである。これは理論に偏重することが多かった日本の経済学者の責任でもある。しかし、最近では、日本の経済学者たちも実証的基礎をもつきちんとした政策分析を行うようになってきている。これらの研究の一端は本誌に掲載されてきた論文からもうかがえるであろう。また、主要大学が大学院重点化を行い、経済学の専門的教育を受けた人々が行政機関や民間企業で働くことが多くなるので、経済学を現実の場で活かすことが可能になりつつある。

今後の課題としては、①実務の場で専門家をうまく使っていく人事の仕組みを作ることと、②実証分析の品質を上げるために、さまざまなデータの利用可能性を高めることがある。後者については、住宅土地経済の分野では詳細な空間情報データベースがとくに必要である。東京大学空間情報科学研究センターで取り組みを始めているが、一層の努力が必要である。

目次●1999年夏季号 No.33

[巻頭言] 経済学は役に立つか？ 金本良嗣——1
[特別論文] 2025年の日本経済と地価 香西 泰・伊藤由樹子・定本周子——2
[研究論文] 都心のオフィス賃料と集積の利益 八田達夫・唐渡広志——10
[研究論文] アメリカ連邦政府と州レベルの住宅政策 五嶋陽子——18
[研究論文] 公的住宅金融機関の存在意義の検討 藤田康範——28
[海外論文紹介] 住宅および抵当市場の空間解析におけるGISの利用 山本直英——36
エディトリアルノート——8
資料紹介「定期借地権事例調査[III]」——35
センターだより——40 編集後記——40

2025年の日本経済と地価

香西 泰・伊藤由樹子・定本周子

1990年代に入って日本の経済成長率は、歴史的にも OECD 平均と比べてみても著しく低く（1992年以降実質で年平均1%）、地価も1992年から下落し続けている。

こうした低成長の背景には、日本経済が大きな環境変化に直面しており、これに十分対応できていないことがある。日本経済は、現在の閉塞状況と成長条件の変化を乗り越えて、新たな均衡成長への道へ進むことができるだろうか。ここでは、2025年にいたる日本経済の転換の姿と地価の動向を考えてみよう¹⁾。

1 変化する成長条件と 新しい均衡成長経路

日本経済をとりまく成長条件の変化として、次の3点あげられる。

第1は、高度成長の終焉である。高度成長は1970年代には終わっていた。しかし、高度成長の下での意識、制度・慣行、行動様式は生き残っている。すでにキャッチ・アップを終えた日本経済は、これからは「普通の先進国経済」として歩むことになる。

第2は、経済活動のグローバル化である。情報技術革新を伴うグローバル化は、従来とは違った深度と密度と速度で、日本経済に影響を与える。世界のどこに工場を建てるか、また、どの市場を国際金融センターとするかの立地競争は、国内コスト、税制、インフラ、人材等をめぐる競争となる。そこでは国内財と貿易財との区別は薄れてくる。地価も国際比較の対象にな

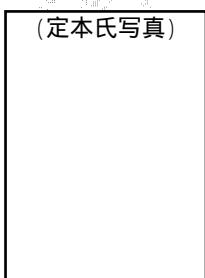
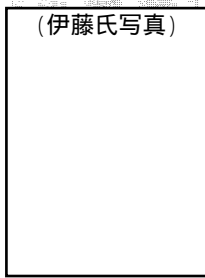
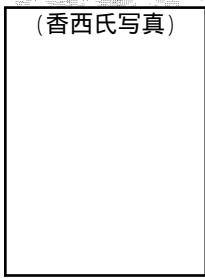
る。

第3は、高齢化・少子化・人口の減少だ。人口減少は資産価格にも影響する。また、人口増加を前提に設計された諸制度への影響は大きく、とくに財政・社会保障の危機を招く。

新たな成長条件の下での成長は、市場経済の論理により忠実なものとなると考えられる。その場合、次のような想定をおくことが許されよう。

- (1)競争の活発化を反映して国内財部門の生産性が向上し、為替レートはGDPベースの購買力平価に近づく。
- (2)投資比率、資本係数、株価収益率、地価比率等が日本だけ極端な独歩高を続けることはない。
- (3)企業は収益率を重視し、国際的な資本コストを勘案して投資を決める。
- (4)過大な資本は切り捨てられる。
- (5)地価、株価は収益還元価格に落ち着く。
- (6)就業形態の多様化が進む。
- (7)基礎年金および介護費用（一部自己負担を除く）は税で賄うこととし、これに応じて消費税率を引き上げる。
- (8)財政破局回避のため、政府支出を大幅に削減する。

この想定のもとでマクロ経済を予測すると、労働力投入は、女性労働力率が上昇するものの、その多くが短時間雇用へ向かうことと生産年齢人口自体が減少することから、予測期間中（1995～2025年）年平均0.6%の減少となる。資



こうさい・ゆたか (左)

1933年兵庫県生まれ。1958年東京大学経済学部卒業後、経済企画庁入庁。東京工業大学教授などを経て、現在、(社)日本経済研究センター会長。

いとう・ゆきこ (中央)

1964年東京都生まれ。1986年津田塾大学学芸学部卒業後、(社)日本経済研究センター入社、現在、同研究員。

さだもと・しゅうこ (右)

1966年岡山県生まれ。1989年一橋大学卒業後、日本経済新聞社入社。1997年(社)日本経済研究センター出向。現在、コロンビア大学東アジア研究所。

本投入は、企業の収益率改善のために、2000年代初頭に非効率資本ストックが切り捨てられるが、その後は投資収益率に見合うだけの投資がなされ、年平均1.3%で増加する。技術進歩率は、1974～1996年の速度を今後も維持するとした。以上から、実質 GDP 成長率は、年平均1.3%とみた。時期別には、不況の後始末と過大資本ストックの調整の時期である2005年までは1.1%、第1次ベビーブーマーの引退期にあたる2015年までは1.3%、最後の10年は財政再建にも目処が立ち1.8%を回復することになる。

2 地価へのインパクト

日本の土地資産額は、価格上昇期待とそれを支えた税制、土地担保融資などを背景に、長い間、過大評価されてきた。とくに1980年代半ばからは、東京が国際金融センターになるという期待がオフィスビル需要を高め、地価の急騰を招いた。

しかし、日本経済をとりまく成長条件の変化を背景に、地価についても価格調整はすでに顕在化している。

まず、高度成長の終焉を背景に、将来の期待成長が減退している。

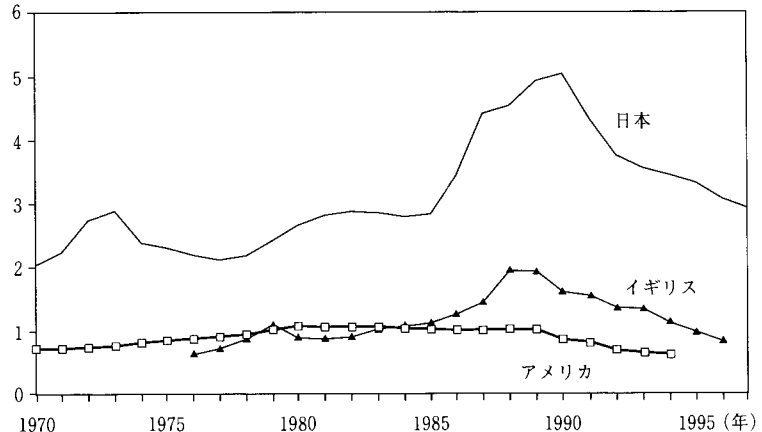
次に、経済活動のグローバル化や国際資本移動の活発化が進むと、土地

についても国境を越えた価格裁定が働きやすくなる。その際、日本だけ極端に高い地価を維持することはできなくなる。米の輸入が増えれば休耕田が増える。生産拠点の海外移転が進めば、工業用地が空き、国内の土地の供給を増加させる。グローバルな競争の下では、要素価格均等化定理がよりあてはまりやすくなる。

人口構造の変化は、やはり土地供給を増やす方向へ働く。一般に、高齢層は資産の供給者であり、若年層は資産の需要者である。高齢化・人口減少は、土地の需給を緩和させる。

その結果、均衡値からも割高であった日本の地価は、今後は土地資産の収益性に見合った収益還元価格に落ち着くことになる。収益還元価格への回帰に加え、足元では収益自体の落ち込みが重なっているため、2000年代初めにかけて

図1-日本・アメリカ・イギリスの地価比率 (倍)



注1) 地価比率=土地資産額/名目GDP。

2) 土地資産額は民間部門の暦年末の値。

資料) 経済企画庁『国民経済計算年報』、国土庁『土地白書』。Board of the Federal Reserve System, "Balance Sheets for the U. S. Economy 1945-94," Central Statistical Office, "United Kingdom National Accounts."

地価は強い調整圧力にさらされる。地価がファンダメンタルズに見合う水準にまで値下がりしてはじめて、土地の流動化は促進される。それが企業に投資機会の拡大を、家計に住宅スペースの確保を、公共投資に資金の節約を可能にし、日本経済再生のきっかけのひとつとなろう。

3 地価水準の検討

地価比率（土地資産額・名目 GDP 比率）は、欧米諸国では産業革命以降低下する傾向がみられ、経済が一定の発展段階を迎えるとおおむね 1 倍程度へ収束している²⁾。これに対し、日本は、バブル崩壊後地価比率は低下しているが、1997年でなお 3 倍と国際的な水準を大きく上回っている（図 1）。

地価比率は、

$$\frac{\text{土地資産総額}}{\text{GDP}} = \frac{\text{地価（土地単価）} \times \text{面積}}{\text{GDP}}$$

$$= \frac{\text{地価}}{\text{GDP/面積}} = \frac{\text{地価}}{\text{土地生産性}}$$

と表すことができる。地価比率が趨勢的に上昇していることは、地価が土地生産性（単位面積当たりの土地が生み出す付加価値）以上に上昇し続けてきたことを意味する。

地価比率の格差は、国内にも存在する。大都市圏の都道府県では地価比率は高い。なお、比較的地価比率が低い県でも、国際的にみればやはり高い水準である。

都道府県別のパネル・データを用いて、地価比率の変動にどのような要因が関係しているのか、分析してみよう。次の推計式は、人口密度（人/可住地面積 km^2 ）、期待成長率、第 1～3 次産業比率、大都市圏ダミー、タイムトレンドを説明変数として最小二乗法で回帰した結果である。期待成長率の代理変数としては、その年を含む過去 5 年平均の実質経済成長率のほか、人口増加率を用いた。大都市圏ダミーは、三大都市圏に属する東京・千葉・埼玉・神奈川・愛知・三重・京都・大阪・兵庫の 9 都府県を対象としている。

（推計式）³⁾

$$\begin{aligned} \text{地価比率} = & -29.9 + 0.00013 \times \text{人口密度} \\ & (7.43) \quad (4.08) \\ & + 0.12 \times \text{実質経済成長率} \\ & (4.70) \\ & + 1.07 \times \text{人口増加率} \\ & (13.04) \\ & + 0.32 \times \text{第 1 次産業比率} \\ & (7.07) \\ & + 0.28 \times \text{第 2 次産業比率} \\ & (7.12) \\ & + 0.30 \times \text{第 3 次産業比率} \\ & (7.75) \\ & + 0.89 \times \text{大都市圏ダミー} \\ & (7.90) \\ & + 0.087 \times \text{タイムトレンド} \\ & (10.08) \end{aligned}$$

この推計式に基づくかぎり、人口密度は地価比率の押し上げ要因になっているものの、それほど大きな影響を及ぼしていない。また、産業構成の影響を見ると、第 2 次産業の係数が相対的にやや低いものの、産業間で大きな違いはみられないという結果になった。比較的説明力が高いのは、期待成長率の代理変数として用いた人口増加率と実質経済成長率である。集積の外部効果や立地条件を考慮した大都市圏ダミーは、こうした成長期待が大都市圏を中心に高まったことを表していると考えられる。

収益還元地価は、一般に、

$$P = \frac{R}{i + \delta + \tau - g} \quad (1)$$

と定式化される。ただし、P は地価、R は土地から得られる収益、i は安全資産の期待利子率、 δ はリスク・プレミアム、 τ は土地保有税率、g は収益の期待上昇率である。

ここで、土地を労働、資本と同様に生産要素として考え、GDP の一定割合 (α) が土地の収益 (R) として配分されるものとする ($\alpha = R/\text{GDP}$) と、マクロでみた土地資産額の理論値 (LV) は、

表1—生産関数の推計結果

係 数	全 国 1975～1995年	全国・前半 1975～1985年	全国・後半 1986～1995年	大都市圏 1975～1995年	地方圏 1975～1995年
定数値	-1.80 (13.19)	-1.51 (9.27)	-2.79 (12.34)	-5.45 (7.99)	-0.69 (5.08)
α	0.15 (11.18)	0.12 (7.91)	0.18 (8.01)	0.29 (3.58)	0.16 (17.63)
β	0.048 (12.65)	0.047 (9.25)	0.045 (8.80)	0.037 (3.60)	0.040 (9.97)
γ	0.06 (7.85)	0.06 (6.12)	0.05 (5.01)	0.11 (3.24)	0.04 (7.04)
ω	0.01 (7.73)	0.005 (2.88)	0.004 (1.77)	-0.006 (1.03)	0.011 (14.07)
a_1	0.018 (12.36)	0.015 (9.10)	0.029 (11.11)	0.037 (4.04)	0.010 (8.36)
a_2	0.025 (17.20)	0.022 (12.72)	0.035 (15.31)	0.055 (5.73)	0.013 (10.16)
修正済決定係数	0.81	0.70	0.73	0.74	0.90

注1) () 内はt値。

2) 大都市圏は、東京・千葉・埼玉・神奈川・愛知・三重・京都・大阪・兵庫の9都府県とし、その他を地方圏とした。

$$LV = \frac{R}{i + \delta + \tau - g} = \frac{\alpha \times GDP}{i + \delta + \tau - g} \quad (2)$$

となる。したがって、地価比率は、

$$\frac{LV}{GDP} = \frac{\alpha}{i + \delta + \tau - g} \quad (3)$$

と表せる。

α に関しては、先進国間で産業構造に極端な違いはないこと、また、都道府県別にみて産業構造の違いは地価比率にあまり影響していないことから、少なくとも近年の地価比率に決定的な差異をもたらす要因であるとは考えにくい。金利と土地収益率の関係をみると、地価比率の上昇は、金利低下のスピードより速い。そこで、地価比率の上昇をもたらした要因として残るのは、期待成長率が高かったか、またはリスク・プレミアムや土地税率が低かったということになる。日本の土地保有税の負担は、課税の算定にあたって土地の評価額が時価よりも低く見積もられるうえ、各種の緩和措置がとられているため、本来課税対象となる土地資産額に比べるとかなり軽減され、実効税率は国際的にも低い水準にとどまっている。

4 均衡地価比率と今後の地価見通し

ファンダメンタルズからみて、均衡地価比率の水準はどうなるか。ここでは井出 (1997) に基づいて、理論的な地価比率の長期均衡値を求める。

まず、生産関数を次のように定式化する。

$$\begin{aligned} \ln(Y/N)_{it} = & \alpha \ln(K/N)_{it} + \beta \ln(\bar{Z}M/N)_{it} \\ & + \gamma \ln(S)_{it} + \omega T_{it} + a_1 \text{SHARE1}_{it} \\ & + a_2 \text{SHARE2}_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$i=1 \cdots 47, t=1975-1995$$

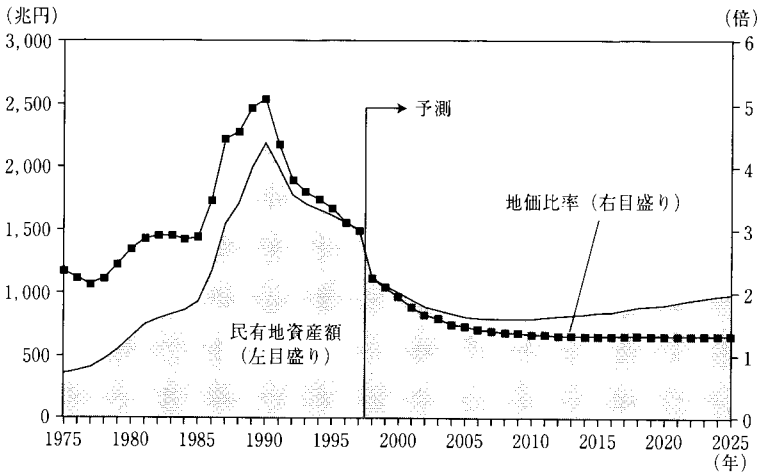
ここで、Yは実質GDP、Nは人口、Kは民間資本ストック、 $\bar{Z}M$ は基準化した土地面積、Sは社会資本ストック、Tはタイムトレンド、SHARE1、SHARE2はそれぞれ、第2次産業、第3次産業のシェアである。土地面積 $\bar{Z}M$ は、経済の中心地からの集積のスピル・オーバー効果を考慮するため、東京からの距離で割り引くことによって指標化した。 α 、 β 、 γ はそれぞれの生産要素の生産性、 ω は技術進歩率、 i と t は都道府県と年を示す。

都道府県別パネル・データを用いて最小二乗法で推計した結果が表1である。1975～1995年

表2—地価比率の実績値と理論値

年	実績			理論値				
	全国	大都市圏	地方圏	全国 1975～1995年	全国・前半 1975～1985年	全国・後半 1986～1995年	大都市圏 1975～1995年	地方圏 1975～1995年
1980	2.68	3.15	2.13	2.46	2.01		1.19	2.29
1981	2.85	3.34	2.32	1.95	1.65		1.03	1.75
1982	2.90	3.42	2.40	1.28	1.14		0.78	1.10
1983	2.90	3.36	2.40	1.31	1.16		0.79	1.13
1984	2.83	3.26	2.35	1.54	1.35		0.86	1.34
1985	2.87	3.23	2.31	1.95	1.65		1.03	1.68
1986	3.46	3.74	2.29	1.86		1.45	1.01	1.57
1987	4.43	5.05	2.30	1.86		1.45	1.07	1.54
1988	4.56	5.41	2.37	2.09		1.60	1.15	1.74
1989	4.95	6.21	2.59	2.14		1.63	1.11	1.83
1990	5.09	6.40	2.74	2.34		1.75	1.17	2.03
1991	4.37	5.28	2.68	2.10		1.61	1.08	1.84
1992	3.79	4.52	2.62	2.37		1.77	1.17	2.12
1993	3.59	4.25	2.57	1.99		1.54	1.03	1.82
1994	3.47	4.12	2.56	1.78		1.40	0.89	1.66
1995	3.35	3.91	2.53	1.61		1.29	0.83	1.50

図2—地価比率と土地資産額



資料) 経済企画庁【国民経済計算年報】。

と表される。ここで、 r は実質利子率、 τ は土地にかかる実効税率、 n は人口増加率、 g は社会資本ストック蓄積率とする。表1の推計によって得られたパラメータから地価比率の理論値を得ることができる(表2)。

これをみると、均衡地価比率(理論値)は、すでに1980年代初めから、バブル期を除いて1倍台に低下していたことになる。

の全都道府県のプールデータによる推計のほか、期間をバブル期前後で分けた場合と、都道府県を大都市圏と地方圏に分けた場合の推計結果も示した。

短期的なショックが解消されると、地価比率は一定の値に収束し、その値 V^* は、

$$V^* = \frac{\beta}{r + \tau - \frac{1}{1-\alpha}[\omega + (1-\alpha-\beta)n + \gamma g]} \quad (5)$$

また、実績値との乖離幅は、地方圏よりも大都市圏のほうが大きい。

近年、バブル期以前の水準まで地価比率は低下した後も、なお調整が続いている。これは、均衡地価比率が基調として低下し続けているのに対し、現実の地価比率は1990年まで上昇しており、すでにバブル期以前に乖離が広がっていたためとみることができよう。

バブル期以降の期間(1986～1995年)を推定

した生産関数のパラメータを用いると、均衡地価比率は1995年で1.3倍と、欧米先進国に近い水準となる。地価が今後、本来の利用価値に基づいて決まるようになるとすれば、日本の地価比率も方向として1倍に近づいていく公算が大きい。

予測においては、地価比率は1.3倍へ収束していくとした。均衡地価比率へ収束するスピードは、均衡値への収束が每期 λ の割合で起こるとすると、均衡点の近傍では、均衡地価比率を v^* として、

$$\ln(v) - \ln(v_{-T}) = (1 - e^{-\lambda T}) [\ln(v^*) - \ln(v_{-T})] \quad (6)$$

という関係が成り立つ。短期的な変動の影響を除くため、ここでは $T=4$ として4期の移動平均をとる。土地資産総額 LV は、

$$LV = [v^* - (v^* - v_{-T})e^{-\lambda T}] \text{GDP} \quad (7)$$

として求められる。最小二乗法によって推計すると、収束速度は年18.6%となる。この場合、足元の地価の下方への調整圧力は強く、土地資産額（民有地）は2008年の788兆円と、1997年の1509兆円からほぼ半減した水準で底入れすることとなる。その後は、GDPの増加につれて緩やかに回復するが、2025年に982兆円と、ピーク（1990年の2190兆円）からみればなお半分以下の水準にとどまる（図2）。

5 経済への影響

日本企業は、戦後、収益よりも売り上げや企業規模の拡大を重視してきた。これは、成長期待が大きい場合には、長期的に企業収益の拡大につながる合理的な行動であった。しかも、成長期待が地価・株価に織り込まれ、投資家はキャピタル・ゲインの形で報酬を受け取ることができた。キャピタル・ゲインは課税を免れやすく投資家にとって有利であると同時に、企業や金融機関も株式相互持ち合いや土地担保融資という仕組みを利用した。

しかし、これからは、高い成長期待が普通の

成長期待となり、地価も収益性に応じた価格に収束すると予想される。また、投資機会や資金調達のグローバル化の進行により、国際的な利益率の競争となる。企業が生き残るためには、収益率の向上がより重要となってくる。

金融システムは、信用創造の根幹を土地に依存してきたが、地価がさらに下落するとき、その衝撃に耐えられるだろうか。すでに金融システムの改革と整理は始まっているが、さらに資本構成を高めるための努力が必要であろう。

地価の調整が終了して、収益性に見合った水準へ落ち着くと、プラス面が現れてこよう。第1に、これまでは値上がり期待を背景に、土地を低度利用にとどめる面があった。収益還元価格に落ち着いて、高度利用が進めば、労働と資本の生産性も上昇することになる。

第2は、社会資本整備の充実である。地価が高騰している間は、用地費に予算の多くを費やさねばならなかった。現在、所得面では豊かになったものの、高い生活水準を実感できていないことの原因のひとつに生活関連社会資本の整備の遅れがある。地価の下落は、社会資本整備のチャンスである。

注

- 1) 詳しくは日本経済研究センター（1999）の長期経済予測（1999年1月28日発表）参照。
- 2) 日本経済研究センター（1999）、表7-1。
- 3) 最小二乗法、推計期間：1976～1995年。自由度修正済み決定係数：0.58。ダービン＝ワトソン比：0.34。（ ）内は t 値。

参考文献

- 井出多加子（1997）「地価バブルと地域間資本移動」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会、219-247頁。
- 日本経済研究センター（1999）『日本経済の再出発——均衡成長への道』。
- 野口悠紀雄（1989）『土地の経済学』日本経済新聞社。

オフィスの賃料や地価はどう決まっているのだろうか。基本的な論理は簡単である。便利なところは高く、不便なところは安い。周辺に取引先企業や関係官庁が多く、それらとの行き来のための時間ロスが小さいことが都心地区の利便性の大きな部分である。しかし、なぜ大手町が3.8万円で、渋谷が1.9万円なのかをきちんと説明することは難しい。

八田達夫・唐渡広志論文（「都心のオフィス賃料と集積の利益」）では、従業者数密度が高いと賃料が高くなるというパターンに着目している。東京圏の各地点の賃料をその地点の従業者数密度で回帰すると、予想通りの結果が得られる。この結果を使って、都心近くに移転することにより、どれだけ労働生産性の上昇が見られるかを計測するというのが八田・唐渡論文の主たる内容である。

いくつかの仮定をおいて、他の業務地区と比較して大手町の労働生産性がどれだけ高いかを推定している。その結果によると、大手町は渋谷より約9%労働生産性が高い。赤坂との差は約10%で、品

川・天王洲との差は約12%と推定されている。

次に、以上の結果を、「都心近く（大手町）に移動することによって節約できる労働時間」に置き換えることによって、石澤卓志氏による試算との関係を検討している。

石澤氏は丸の内地区と他の地区との従業員1人当たりの賃料格差を計算し、1時間当たり人件費を用いてそれを1日当たりの節約時間に換算している。この計算は、地域間の賃料格差を前提にし、その賃料格差を埋め合わせるためにはどの程度の労働時間の節約が必要（ないしは十分）であるかを求めたものである。八田・唐渡論文ではこれを「十分節約時間」と呼んでいるが、後ほど見るように、もともとの石澤氏の計算方法では「必要節約時間」と呼んだほうがよいかもしれない。

石澤氏の節約時間は、賃料格差を埋め合わせるために必要な時間節約を計算している。これに対して、八田・唐渡論文では、地域間の生産性格差の推定値をもとに、都心に移転することによる生産性上昇がどの程度の節約時間に等しいかを計算している。これは「損益分岐節約時間」と呼ばれているが、「生産性格差による節約時間」と解釈できる。

最後に、八田・唐渡論文では、石澤氏の「十分節約時間」が「損益分岐節約時間」より常に大きくなることを示し、各業務地区についてこの二つを比較している。た

例えば、渋谷と大手町を比較すると「損益分岐節約時間」は39.9分の差であるのに対し、「十分節約時間」は67分でかなり大きな違いがある。

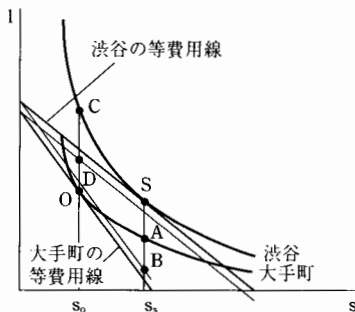
図1は八田・唐渡論文と石澤氏の節約時間の相違を図解している。渋谷のほうが大手町より不便であるので労働生産性が低い。このことによって渋谷の等生産量曲線（同じ生産量を生み出すのに必要な労働とオフィス・スペースの投入量）は、大手町のものよりも上になっている。八田・唐渡論文では地点間の生産性格差は労働時間の生産性を比例的に変化させると仮定しているの、これらの等生産量曲線は縦方向に比例的に上下させたものになっている。

渋谷はオフィス賃料が低いので、大手町より等費用線（費用 $Rs + Wl$ が等しくなる労働時間とオフィス面積の組み合わせ）の傾きが緩やかである。図1では渋谷ではS点が選択され、大手町ではO点が選択される。

八田・唐渡論文の「損益分岐節約時間」は、同じ生産量を上げるために必要な両地域の労働時間の差を、渋谷のオフィス・スペースを前提に計算したものである。したがって、図1では線分SAの距離が「損益分岐節約時間」になる。

これに対して、「十分節約時間」は渋谷のオフィス面積と同じ面積を大手町でも使うと仮定し、賃料格差を埋め合わせるために必要な労働時間を計算している。これは図1では線分SBの距離になる。

図1 節約時間の図解



図から明らかなように、SBのほうがSAより大きい。これが八田・唐渡論文で得られた結論である。

同様な節約時間を大手町のオフィス面積を前提に計算することができる。その場合には、八田・唐渡論文の節約時間は線分OCになり、石澤氏の節約時間は線分ODになる。したがって、石澤氏の節約時間のほうが短い。石澤氏のオリジナルな計算は、丸の内を基準として節約時間を計算しているので、このケースのほうが当てはまると思われる。

今後の研究課題としては、各地域の従業者密度を一般化し、近接地域の従業者密度を含めたポテンシャル関数を導入することや同時方程式バイアスを検討することなどがあげられる。

●

五嶋陽子論文（「アメリカ連邦政府と州レベルの住宅政策」）は、カリフォルニア州を例にとってアメリカの住宅税制を検討している。アメリカの住宅税制については連邦政府レベルのものは広く紹介されているが、州の税制を含んだ形のものほとんど存在しない。最近では、州が所得税を課税することが多くなっているため、州の所得税を考慮に入れる必要があり、この論文は貴重な貢献である。

この論文では、モーゲージ支払利子控除と固定資産税（論文では財産税と呼んでいる）および帰属家賃非課税を主に取り上げ、これらによる「隠れた補助金」を計算

している。また、資本コストへの影響も計算している。

ここで注意が必要なのは、これらの税制上の優遇措置がもたらしている歪みをきちんと把握することである。そのためには、何と何の間の選択の歪みをもたらしているかを明確にする必要がある。たとえば、持ち家と賃貸の間の選択の歪みを考えるならば、賃貸ではモーゲージ支払い利子は控除されているが、家賃は課税対象になっている。これと持ち家を比較すると、アメリカでは、前者は持ち家と同じであり、後者が異なるだけである。つまり、持ち家の帰属家賃は所得税の課税対象にはなっていないが、借家の家賃収入は課税対象になっている。

こういったことをふまえて、アメリカの税制を整理すると、住宅政策の評価により明確に結びつくと思われる。

●

藤田康範論文（「公的住宅金融機関の存在意義の検討」）は、公的住宅金融機関と民間銀行による住宅ローンの双方を明示的に組み込んだモデルを作り、公的住宅金融機関の存在意義を検討したものである。

主要な結論は、(1)公的住宅金融機関の貸出限度額が大きい場合などには、公的住宅金融機関への補助金を増加させることによって、民間銀行の利潤が増加したり、経済厚生が増加したりする、(2)民間銀行と公的金融機関との代替性が強い場合には、日本のような仕組

み（公的金融機関に補助金を与えて、収支均衡下で貸出限度付きの低利貸出を行わせるというもの）が市場均衡の安定化機能を果たす、といったものであり、きわめて興味深い。

ただし、この論文のモデルは現実の日本の住宅金融市場とはかなり異なっているし、経済厚生に関する分析については理論的な整合性に疑問がある。したがって、この論文の結論を鵜呑みにするのは危険である。

第1に、この論文では民間金融機関がひとつで公的金融機関がひとつのモデルを考え、これら2者間の複占ゲームを分析している。しかし、実際には、多数の民間金融機関が存在しており、それらに加えて少数の公的金融機関があるという構造となっている。

第2に、住宅ローンの需要者は限度額まで公的金融機関から借入れを行い、残りを民間金融機関から借りるという行動をとることが多い。このような構造がうまくモデル化できているかどうかには疑問がある。

第3に、経済厚生分析の際に民間金融機関と公的金融機関それぞれに対する需要関数から消費者余剰を導いているが、このプロセスが理論的に整合的かどうか疑問がある。線形需要システムについては Angus Deaton などによる数多くの研究がなされている。それらの研究を参考にして、理論的に整合的な枠組みを作ることが将来の課題であろう。 (K)

都心のオフィス賃料と集積の利益

八田達夫・唐渡広志

はじめに

企業が数多く立地している都心では、フェイス・トゥ・フェイス・コンタクトが容易になるため、集積の経済と呼ばれる便益が発生し、多くの企業が立地を求める。その結果、競争的なオフィス市場では、立地点の集積の利益が賃料に反映されるので、そのような地点のオフィス賃料水準は相対的に高くなる。図1に示される各地点の賃料は、このことを反映している。このことを利用して、集積の利益の指標を定義し推定することが本稿の目的である。

はじめに、集積の利益を反映するオフィス賃料関数の推定を行う。ついで、都心の各地点間を移動することによって節約できる時間の指標を示す。最後に、本稿の分析方法と石澤(1991)の先駆的業績と比較する。

1 オフィス賃料関数

生産関数とオフィス賃料関数

個々の企業の生産性が、各地点の面積当たり従業者数である「従業者数密度」によって決まるような企業の生産活動を考える。つまり、労働者が密集した地点では企業間の取引が容易になり、生産性が上昇するような状況を想定するのである。

各立地点での従業者数密度 n が生産活動に正の外部経済をもたらすと仮定して、これを関数 $v(n)$ で表すことにしよう。企業は、オフィス・スペース（床面積） S と労働時間 N をイ

ンプットとする次のような生産関数をもっているとする。

$$Y = F(S, v(n_j)N) \quad (1)$$

ここで、生産技術は微分可能な凹関数である。また、 n_j は立地点 j での従業者数密度であり、仮定より $dv(n_j)/dn_j > 0$ である。この企業がオフィス賃料 R および賃金率 W に直面しているとき、与えられた生産関数に対応した単位費用関数を $c(R, W, n_j)$ と書くことができる。すなわち、関数 c は次の費用最小化問題の値関数である。

$$\begin{aligned} \min_{S, N} RS + WN \\ \text{s.t. } F(S, v(n_j)N) = 1 \end{aligned} \quad (2)$$

都心に立地するすべての企業は上記のような同質的な生産技術をもっており、市場は競争的であるとしよう。企業はもっとも利潤の高くなる地点に立地するので、自由参入の結果達成される最終的な利潤はどの地点でもゼロである。したがって、財価格を1とすると j 地点における賃料 R は

$$1 = c(R, W, n_j) \quad (3)$$

を満たさなければならない。(3)式を R について解くと、

$$R = \tilde{R}(W, n_j) \quad (4)$$

である。なお、以下の分析では賃金率 W を固定するので、 $R(n_j) \equiv \tilde{R}(W, n_j)$ と書くことにする。(4)式は、ゼロ利潤のもとで企業が支払うオフィス賃料が市場賃料に等しいことを示している。

(八田氏写真)

はった・たつお
1943年東京都生まれ。1966年国際基督教大学教養学部卒業。ジョンズ・ホプキンス大学 Ph.D。ジョンズ・ホプキンス大学教授などを経て、現在、大阪大学社会経済研究所教授。
著書：『東京問題の経済学』（共編、東京大学出版会）ほか。

(唐渡氏写真)

からと・こうじ
1971年東京都生まれ。1996年青山学院大学経済学部卒業。現在、大阪大学大学院博士後期課程在学中。

オフィス賃料関数の推定

次に、生産関数の関数形を特定化してオフィス賃料関数(4)式の推定を行うことにする。対象とする地点は、東京23区内の50カ所、都下および首都圏6カ所の56地点である¹⁾。

まず、企業の生産関数を

$$Y = S^\alpha \{v(n_j)N\}^{1-\alpha} \tag{5}$$

に特定化しよう。ただし、

$$v(n_j) \equiv \exp\left[\frac{\kappa + \lambda n_j}{1-\alpha}\right]$$

であり、 $(\alpha, \kappa, \lambda)$ はこの関数のパラメータである。従業者数密度 n_j は、56地点の従業者数を総務庁「事業所・企業統計調査」(1996年)より求め、該当するゾーンの面積で割ることによって得られる²⁾。

(2)式、(3)式、(4)式の手順にしたがって、次の

オフィス賃料関数が得られる。

$$R(n_j) = \alpha \left\{ \frac{1-\alpha}{W} \right\}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \exp\left[\frac{\kappa + \lambda n_j}{\alpha} \right]$$

この式の両辺の対数をとれば、

$$\ln R(n_j) = \gamma + \frac{\lambda}{\alpha} n_j \tag{6}$$

となる。ただし、

$$\gamma = \ln \left[\alpha \left(\frac{1-\alpha}{W} \right)^{1-\alpha/\alpha} \right] + \frac{\kappa}{\alpha}$$

である。

賃料関数(6)式を推定すると次の結果が得られた。

$$\ln R(n_j) = 9.4374 + (4.73 \times 10^{-5}) \cdot n_j \tag{7}$$

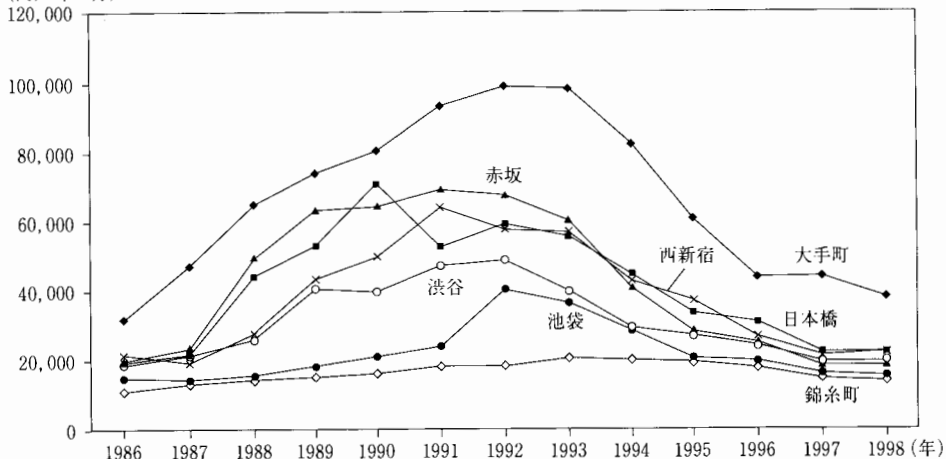
(261.57) (7.7)

決定係数=0.5247

なお、カッコ内の数値はt値である。この回帰

図1 - オフィス賃料の推移

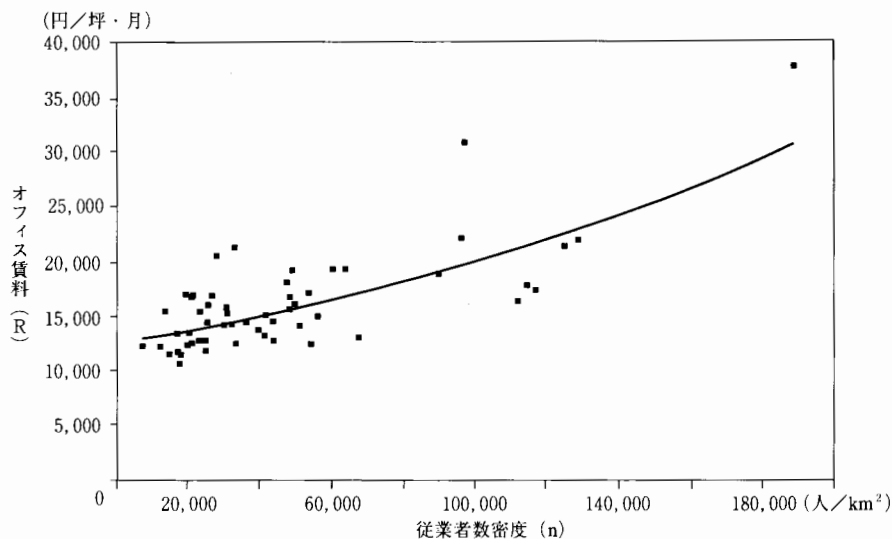
(円/坪・月)



データ出所) (株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』(1986~1998年)。

注) 各年のデータは、調査時期が1986、1987年が9月、1988~1996年が8月、1997、1998年が9月のものであり、いずれも当該期の新規募集賃料である。ここでの各年次のオフィス賃料は、預託金の運用額を加えた値である。

図2 オフィス賃料と従業者数密度



データ出所) (株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』(1998年9月)、総務庁「事業所・企業統計」(1996年)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

式は図2に示されるとおりである。

パラメーター α と W の値は、データから直接得ることができる³⁾。その結果を用いて(6)式、(7)式を比較すると、 κ, λ の値を計算できるので⁴⁾、定義式から

$$v(n_j) = \exp[9.58 + (6.85 \times 10^{-7}) \cdot n_j]$$

を得る。

2 オフィス移転による時間節約

生産関数(1)式について、「実効労働時間」 L を

$$L \equiv v(n_j)N \quad (8)$$

と定義しよう。このとき、立地点 a から立地点 b にオフィス移転することによって、労働者の実効労働時間は $v(n_b)/v(n_a)$ 倍に増加する。この場合の生産性の上昇率は

$$\frac{v(n_b) - v(n_a)}{v(n_a)}$$

である。

大手町の従業者数密度を n_0 とすると、 j 地点から大手町に移転する場合の生産性の上昇率は、 n_j の関数として描くことができる。

$$g(n_j) = \frac{v(n_0) - v(n_j)}{v(n_j)}$$

図3の実線は、この関数のグラフである。すなわち、大手町へ移転することによる生産性の上昇率を百分率で表したものと、従業者数密度との関係を示したものである。たとえば、渋谷から大手町へオフィス移転する場合には、生産性が約9%上昇することが図の実線からわかる。なお、 $n_0 = 188,452$ (人/ km^2) である。

2 地点間における労働者の実効労働時間 L のほうを一定とするならば、移転によって、1日当たりでの各労働者の労働時間はどれだけ節約できるだろうか。地点 j において8.1時間(東京都における平均的な1日当たりの労働時間)⁵⁾働くことと実効労働時間が等しくなる大手町での労働時間を x とすると、

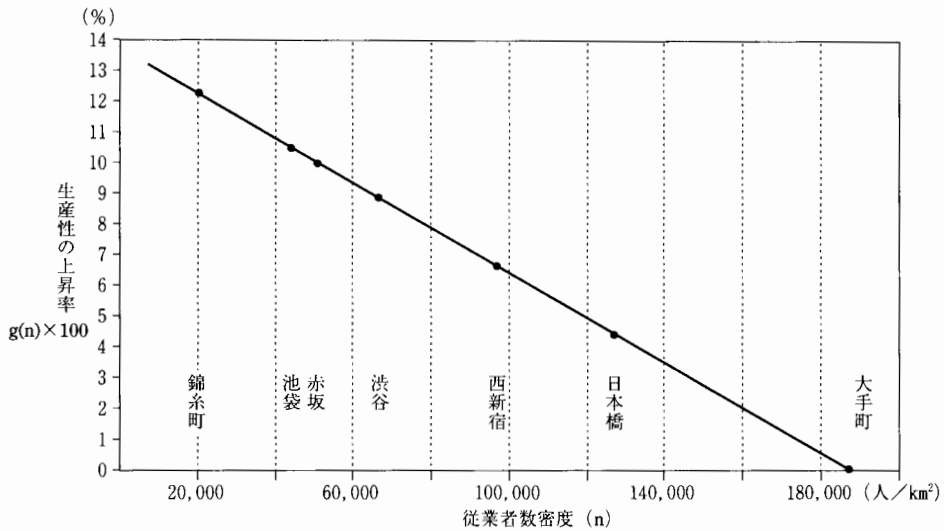
$$v(n_j) \cdot 8.1 = v(n_0) \cdot x \quad (9)$$

が成り立つ。この x の解を n_j の関数として、 $x = x(n_j)$ のように表せば、 j 地点から大手町に移転することによって得られる節約時間 $\sigma(n_j)$ は

$$\sigma(n_j) = 8.1 - x(n_j) \quad (10)$$

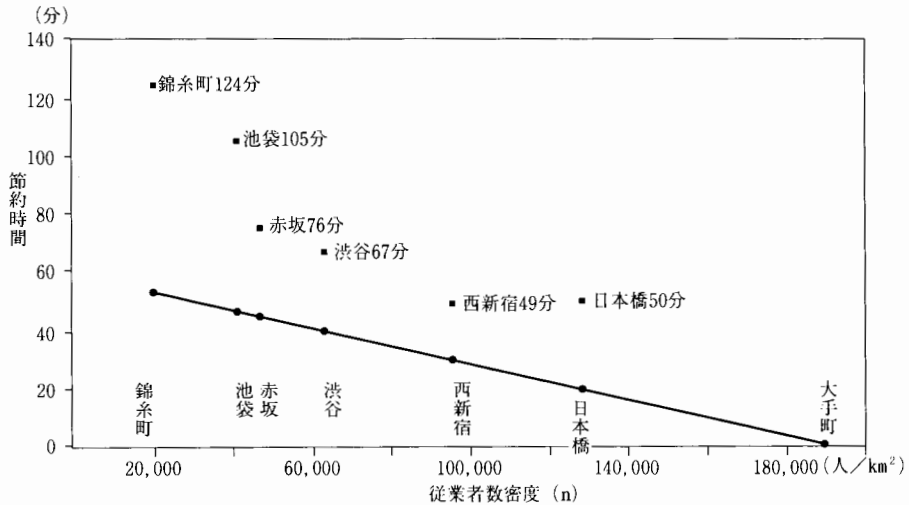
と定義できる。したがって、節約時間自体が n_j の関数であることがわかる。図4の実線はこの式のグラフである⁶⁾。この図によると、たとえば渋谷から大手町へのオフィス移転によっ

図3 生産性の上昇率



データ出所) ㈱生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』(1998年9月)、総務庁「事業所・企業統計」(1996年)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

図4 大手町にオフィス移転するときの節約時間



データ出所) ㈱生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』(1998年9月)、総務庁「事業所・企業統計」(1996年)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

注) 実線の損益分岐節約時間 $\sigma(n)$ は、 $8.1 \times \{1 - \exp(6.85 \times 10^{-7} \times (n - 18542))\}$ より得られる。

て、約40分の時間節約ができることがわかる⁷⁾。

ここで求めた節約時間は、移転によって何分時間節約できれば、ちょうどもとをとれるかという値である。これを「損益分岐節約時間」と呼ぼう。表1は、主な業務地区からの移転による生産性の上昇率と損益分岐節約時間の数値を具体的に示している。

3 石澤 (1991) の方法論

石澤 (1991) は、生産関数の概念を用いずに、オフィス賃料のデータから各立地点の時間的価値を示した。具体的には、1人当たりのオフィス賃料支出額を労働時間に換算し、それを各地点で比較してオフィス移転の時間価値を算出している。

表1—主要業務地区から大手町へオフィス移転するときの節約時間

	従業者数密度 (人/km ²)	生産性の上昇率 (%)	損益分岐節約時間 (分)	十分節約時間 (分)
日本橋・八重洲・京橋	128,275	4.2	19.6	50.0
西新宿	95,630	6.6	30.0	49.0
虎ノ門	89,570	7.0	31.9	69.5
渋谷	63,508	8.9	39.9	67.0
赤坂	47,120	10.2	44.9	75.5
本郷・湯島	43,347	10.5	46.0	136.9
西池袋・池袋	41,056	10.6	46.7	104.9
台東・上野・東上野	39,111	10.8	47.3	122.1
品川・天王洲	24,011	11.9	51.8	136.2
錦糸町	19,910	12.2	53.0	123.8
蒲田	12,077	12.8	55.4	147.0

データ出所) ㈱生駒データサービスシステム「オフィス・マーケット・レポート」(1998年9月)、総務庁「事業所・企業統計」(1996年)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

石澤(1991)は次の例をあげている。「たとえば、年収800万円の人物を想定し、福利・厚生費用(給与の3倍かかることもある)が年収と同額かかると仮定する。〈中略〉1時間当たりの人的コストは、7692円となる。一方、丸の内地区のオフィスの実質賃料は、平成2年9月時で坪当たり月額約8万円である。同地区でオフィスワーカーが占有している床面積は、契約面積ベースで1人当たり約14m²なので、1人分の賃料コストは年間約407万円となる。したがって、丸の内地区のオフィス賃料を人的コストに換算すると、〈中略〉1日約2時間に相当する。仮に、丸の内地区の半額の賃料のオフィスに移転しても、1日1時間以上の時間ロスが生じた場合には、かえってコスト高になるわけだ」。

本稿と同じデータを用いて、石澤(1991)の方法論による時間価値を再計算すると、1998年のデータでは、渋谷(R=1.9万円)から大手町(R=3.8万円)へ1人当たりオフィス・スペースを維持しながら移転する場合、節約時間は約1時間7分である。言い換えると、1時間7分以上の労働時間が節約できるのなら、この移転が十分にペイすることになる。

図4の各点は、日本橋・赤坂・西新宿・渋谷・池袋・錦糸町などの各地点から大手町へオフィス移転するときの従業者数密度に対応した節約時間を1998年のデータを用いて求めたものである。また、図5は各年次について節約時間を計算したものである。なお、1人当たりオフィス・スペースは移転前の立地点での値である⁸⁾。

この石澤(1991)の節約時間は、オフィスを地点間で移転するとき、何分節約できれば賃料増加のものが十分にとれるかという十分条件を示す値である。これを「十分節約時間」と呼ぼう。

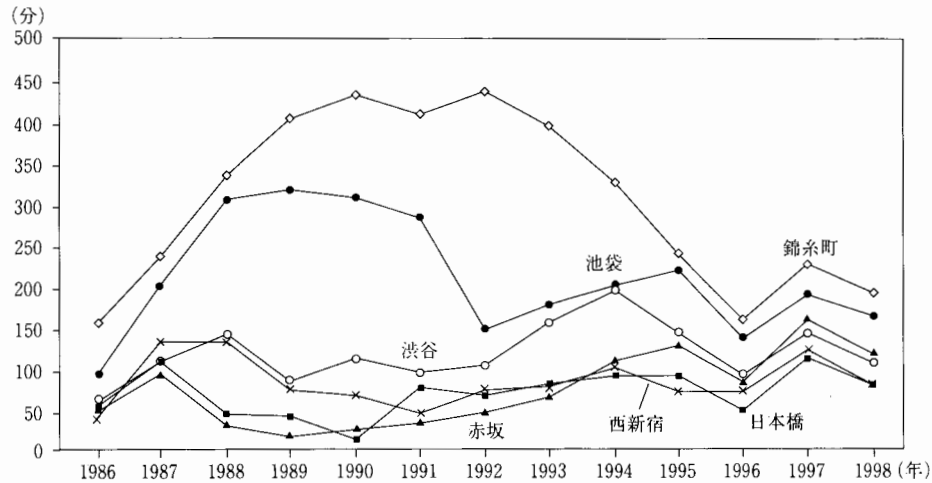
4 二つの節約時間の比較

二つの節約時間の概念を式を用いて比較してみよう。従業者数密度について $n_a < n_b$ であるような2地点(a,b)を考える。まず、生産関数(1)式の(S,N)を労働者数で割り、(4)式を用いて定義した賃料 $R_j \equiv R(n_j)$ 、賃金 W に直面する企業の費用最小化問題を

$$\begin{aligned} \min_{s,l} R_j s + W l \\ \text{s.t. } F(s, v(n_j)l) = z \end{aligned} \quad (11)$$

と書く。ただし、sは労働者1人当たりの占有するオフィス・スペース、lは労働者1人分の労働時間、zは1人当たり生産量である。(11)式の解を (s_j, l_j) とすると、制約条件から

図5 大手町へ移転するときの十分節約時間



データ出所) (株)生駒データサービスシステム「オフィス・マーケット・レポート」(1986年~1998年9月)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

$$F(s_a, v(n_a)l_a) = F(s_b, v(n_b)l_b) \quad (12)$$

が成り立つ。さらに、 R_j の定義より、

$$R_a s_a + W l_a = R_b s_b + W l_b \quad (13)$$

が成り立つ。

この記号を用いると、

$$R_a s_a + W l_a = R_b s_a + W y \quad (14)$$

を満たすような労働時間 y を l_a から引いたものが、第3節で示した石澤 (1991) の十分節約時間である。

一方、(9)式で示されたように、

$$F(s_a, v(n_a)l_a) = F(s_a, v(n_b)x) \quad (15)$$

となるような労働時間 x を l_a から引いたものが、第2節で示した損益分岐節約時間である。

(12)式と(15)式から、

$$F(s_b, v(n_b)l_b) = F(s_a, v(n_b)x)$$

が導かれる。したがって、 (s_b, l_b) の定義より、

$$R_b s_b + W l_b < R_b s_a + W x$$

である。これと(13)式を用いれば、

$$R_a s_a + W l_a < R_b s_a + W x$$

となる。さらに、この式と(14)式より

$$y < x$$

という関係が成立する。したがって、

$$l_a - y > l_a - x$$

となり、十分節約時間 $l_a - y$ のほうが損益分岐節約時間 $l_a - x$ より高い値を示していることが

わかる。

これら二つの節約時間を比較している図4および表1は、このことを如実に表している。

まとめ

本稿では、各地点の従業者数密度に依存するオフィス賃料関数を導いて、集積の利益に基づく各地点の時間的な価値を計測し、それをもとにオフィス移転が発生させる損益分岐節約時間を算出した。石澤氏が求めた移転の十分節約時間は、オフィスを移転することによって、どれだけの時間が節約できれば、賃料増加のものが十分とれるという十分条件を示した値であると解釈できる。

[付論]

オフィス賃料時間の導出

ここでは、石澤 (1991) で示された手法を詳細に述べる。本文で説明した十分節約時間は、以下で示すようなオフィス賃料時間という概念を用いて計算することができる。

A. 1人当たり賃料

ある地点で、労働者1人分のオフィス・スペースを追加的に増やしたときに、1日どれだけのオフィス賃料がかかるかを、「1人当たり賃料 (p)」と呼ぶ。これを、その地点の「1坪1月賃料 (R)」

表2—十分節約時間

(単位：分)

移転前の地点 \ 移転後の地点	大手町	日本橋	赤坂	西新宿	渋谷	池袋	錦糸町
大手町	0	-29.2	-36.4	-28.9	-34.3	-42.1	-44.9
日本橋	50.0	0	-12.3	0.6	-8.7	-22.0	-26.8
赤坂	75.5	14.9	0	15.7	4.4	-11.8	-17.5
西新宿	49.0	-0.6	-12.8	0	-9.2	-22.5	-27.1
渋谷	67.0	10.0	-4.1	10.6	0	-15.2	-20.6
池袋	104.9	32.1	14.2	33.0	19.4	0	-6.9
錦糸町	123.8	43.2	23.3	44.2	29.1	7.6	0

データ出所) ㈱生駒データサービスシステム「オフィス・マーケット・レポート」(1998年9月)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

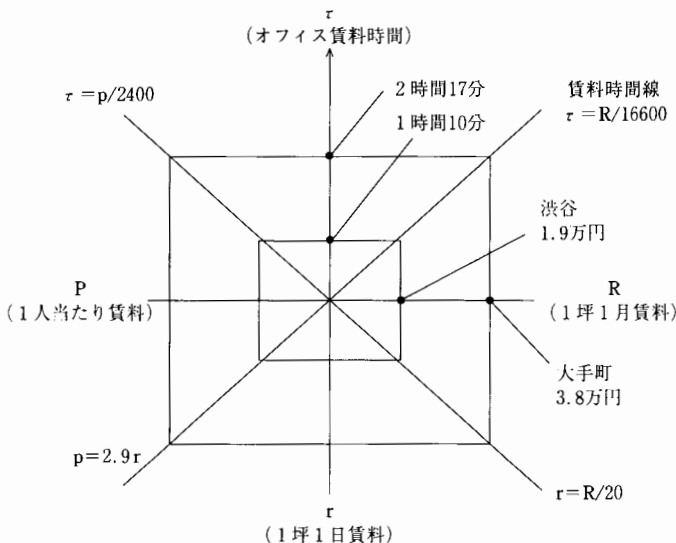
表3—損益分岐節約時間

(単位：分)

移転前の地点 \ 移転後の地点	大手町	日本橋	赤坂	西新宿	渋谷	池袋	錦糸町
大手町	0	-20.5	-49.5	-31.9	-43.5	-51.7	-59.5
日本橋	19.6	0	-27.8	-11.0	-22.1	-30.0	-37.5
赤坂	44.9	26.3	0	15.9	5.4	-2.0	-9.2
西新宿	30.0	10.8	-16.4	0	-10.8	-18.5	-25.9
渋谷	39.9	21.1	-5.5	10.6	0	-7.5	-14.7
池袋	46.7	28.2	2.0	17.9	7.4	0	-7.1
錦糸町	53.0	34.8	9.0	24.6	14.3	7.0	0

データ出所) ㈱生駒データサービスシステム「オフィス・マーケット・レポート」(1998年9月)、総務庁「事業所・企業統計」(1996年)、労働省「勤労統計調査」、労働省政策調査部「賃金センサス」。

図6—オフィス賃料時間の導出



から計測しよう。

まず、与えられたRを月の勤労日数である20日で割って「1坪1日賃料(r)」を算出する⁹⁾。すなわち、

$$r=R/20 \quad (a.1)$$

である。労働者1人当たりのオフィス・スペースは、本文の理論値を用いることにしよう。たとえば、渋谷では、1人当たりオフィス・スペースが2.9坪であるから、1人当たり賃料は、

$$p=2.9r \quad (a.2)$$

で得られる。

上の2式から

$$p=R/6.9 \quad (a.3)$$

であることがわかる。

図1をみると、1998年の渋谷の賃料は1坪当たり1月1.9万円であるから、上の式を用いて $r=950$ 円、 $p=2750$ 円であることがわかる。

B. オフィス賃料時間

上記の1人当たり賃料が、平均的労働者の何時間分の賃金に匹敵するかを示すものが、「オフィス賃料時間(τ)」である。したがって、これは次のように書くことができる。

$$\tau = \text{1人あたり賃料} / \text{1時間賃金} \quad (a.4)$$

1998年に、企業が労働者を雇うのに必要な時間当たりの賃金は、およそ2400円であった¹⁰⁾。したがって(4)式は

$$\tau = p/2400 \quad (a.5)$$

となる。

1人当たり賃料が2750円である渋谷では、「オフィス賃料時間」は約1時間10分である。

(a.3)式、(a.5)式から1坪1月賃料Rがある地点で与えられると、その地点のオフィス賃料時間は、

$$\tau = R/16600 \quad (a.6)$$

という式によって得られる。この式を用いても渋谷のオフィス賃料時間の1時間10分を確認できる。ちなみに1998

年の大手町地区は、1坪1月賃料が渋谷の2倍の3.8万円であるから、オフィス賃料時間は2時間17分である。したがって、節約時間は1時間7分と計算することができる。

主要業務地区間のオフィス移転によって得られる節約時間は、表2のようにまとめられる。第1列目は移転前の、第1行目は移転後の立地点を示している。たとえば、錦糸町から大手町へオフィス移転する場合には、少なくとも約124分の労働時間が節約できなければならないことを示している。負の値は、オフィス移転によって発生する時間損失の上限である。

なお、表3は生産性で比較した損益分岐節約時間を主要業務地区間の移転について計算したものである。

C. 賃料時間線

(a.6)式の関係が図6の第1象限に示されている。このグラフをオフィスの「賃料時間線」と呼ぶ。同図の下向きの縦軸は、1坪1日賃料 r を示しているので、第4象限は、月割り賃料を日割り賃料に変換している。一方、左向きの横軸は p を示しているので、第3象限は、坪当たり賃料を1人当たり賃料に変換している。さらに、これを賃料時間に変換しているのが、第2象限である。第1象限の賃料時間線は、その他の象限での3本の線の帰結として得られたと考えることができる。

*謝辞

本稿作成の段階で、金本良嗣・西村清彦・山崎福寿教授から有益なコメントをいただいたことにお礼を申し上げます。

注

- 1) オフィス賃料のデータおよび対象となる地区は、(株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』による。
- 2) メッシュ統計を用いている。ただし、(株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』(1996年)の調査結果の対象地区地図およびゾーン面積を参照して密度を計算した。
- 3) パラメータ α は回帰分析において定数として扱う。ただし、次の定義式より求めた。

$$\alpha = \sum_j \omega_j \frac{R_j S_j}{R_j S_j + W N_j}$$

ここで、 S は(株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』の賃付総面積、 N

は総務庁「事業所・企業統計」の従業者数に、労働省「勤労統計調査」の1カ月勤務時間を乗じた労働時間、 ω は各地点の従業者数のウェイトである。オフィス面積は賃貸の場合の値であるから、従業者数に対して、自社ビルと賃貸ビルの平均的な割合(0.75)を乗じて、支出割合を調整した。なお、1時間当たり賃金率 $W=2382$ (円)は、労働省「賃金センサス」より求めた東京都の額である。これらのデータから $\alpha=0.1265$ が得られるので、推定で求めたい事実上の未知数は x, λ の二つである。

- 4) (6)式、(7)式との比較から

$\gamma=9.4374, \lambda/\alpha=4.73 \times 10^{-7}$ が得られる。注3で述べたように、 $\alpha=0.1265, W=2382$ (円)である。これらと γ の定義を用いて、 $x=8.3654$ 、さらに $\lambda=5.99 \times 10^{-7}$ を得る。

- 5) 労働省「賃金センサス」、「勤労統計調査」による。
6) この実線は

$$\sigma(n_i) = g(n_i) \cdot \frac{v(n_i)}{v(n_0)} \cdot 8.1$$

から得られた。なお、この式は図3と図4の二つの実線が、どのような関係にあるかを表している。

- 7) (9)式より $x=(v(n_i)/v(n_0)) \times 8.1$ (時間)であるから、渋谷と大手町の従業者数密度から、 $x=7.44$ (時間)と計算することができる。したがって、節約時間は $\sigma=8.1-7.44=0.66$ (時間)、約40分と計算できる。

- 8) 1人当たりオフィス・スペースは、(株)生駒データサービスシステム『オフィス・マーケット・レポート』による。生産性の比較から節約時間を求める本稿の方法と矛盾なく対比させるために、ここでは理論値としての1人当たりオフィス・スペースを用いた。推定式と同じ定義の α を用いて、(2)式の1階の条件

$$\frac{S}{N} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{W}{R_i}$$

より、オフィス賃料 R に対応した1人当たりオフィス・スペースを各地点 j について求めた。

- 9) 勤務日数は労働省「勤労統計調査」による。
10) 労働省「賃金センサス」より求めた東京都の1時間当たり賃金である。

データ出所

『オフィス・マーケット・レポート』(1986年～1998年9月)(株)生駒データサービスシステム。
「事業所・企業統計調査(地域メッシュ統計)」(1996年)総務庁。
「勤労統計調査」労働省。
「賃金センサス」労働省政策調査部。

参考文献

石澤卓志(1991)「最近のオフィスビルの現況と将来展望」『不動産研究月報』第154号。

アメリカ連邦政府と州レベルの住宅政策

カリフォルニア州を中心に

五嶋陽子

はじめに

アメリカの住宅市場は競争的である、といわれている。しかし実際には、住宅サービスの需給は完全に市場機構に委ねられているわけではない。連邦政府 (Federal Government)、州政府 (State Government)、地方政府 (Local Government) といったおのおのの政府レベルで、多様な政策手段を用いて住宅市場への介入ないし干渉がなされている。

20世紀初めには住宅政策というと、それは州・地方政府の仕事であると認識され、連邦政府が携わることはなかったといわれる¹⁾。しかしその後、1937年住宅法が成立し、失業対策ならびに低所得層向け住宅供給のために、連邦政府が住宅政策に乗り出すことになった。おのおのの政府レベルが住宅政策を行うということは、連邦政府の住宅政策が州・地方政府のそれを規定したり、連邦政府の住宅政策を州・地方政府のそれが補完あるいは促進したり、あるいは阻んだり、さまざまな局面がありうることを意味する。

そこで本稿では、異なる政府レベルがそれぞれに持ち家住宅支援政策を採ることによって何が生じているのか、とりわけ持ち家家計にどのような影響を最終的に及ぼすことになるのか、ということについてカリフォルニア州を例にとって考察したい。

1 持ち家家計に対する租税減免措置制度

持ち家家計に対する連邦政府の支援は主として租税減免措置制度の中で行われ、本来は連邦政府に帰属する税収を、税制を通じて補助金として出している。こうした補助金は通常の予算から配分される補助金とは区別して、「隠れた補助金」と呼ばれる。実際、持ち家家計は住宅を購入し保有することに対して、帰属家賃非課税、自宅売却時実現キャピタル・ゲインの課税猶予や非課税、免税抵当債券、モーゲージ支払利子控除、財産税控除によって、連邦政府から「隠れた補助金」を受け取る。

また、カリフォルニア州政府 (以下、州政府とする) は州個人所得税を賦課しており、同じく持ち家家計に対する租税減免措置制度を設置している。具体的には、カリフォルニア州個人所得税 (以下、州個人所得税とする) の課税ベースが連邦個人所得税制における調整総所得 (Adjusted Gross Income)²⁾を基礎とするので、州の個人所得税制においても帰属家賃は非課税である。さらに、調整総所得から州レベルの所得控除を差し引くと、州個人所得税の課税ベースとなるが、その所得控除の中に連邦個人所得税制でも採用されていた財産税ないし不動産税 (Real Property Tax) の所得控除と、モーゲージ支払利子の所得控除が含まれている³⁾。しかし、州個人所得税制ではキャピタル・ゲインがすべて課税対象となっており、この点は連邦個人所得税制と異なる⁴⁾。

このように、カリフォルニア州の持ち家家計は、税制を通じ連邦政府のみならず州政府からも「隠れた補助金」を得る。次節ではモーゲージ支払利子控除と財産税控除の実態について考察しよう。

2 モーゲージ支払利子控除と 財産税控除の実態

表1はカリフォルニア州民のモーゲージ支払利子控除、ならびに財産税控除を所得階層別に表している。項目別控除の申告者は1994年時点で約1200万人いるのに対して、モーゲージ支払利子控除を申告した者は申告者全体の34.3%となっている。さらに、所得階層別にモーゲージ支払利子控除の申告数の総申告数に占める割合(以下、申告比率とする)を見てみると、9万ドル以上10万ドル未満まで申告比率は上昇する傾向にある。しかし、それ以上の上位の所得階層になると、むしろモーゲージ支払利子控除の申告比率は低下する。これは高所得者がモーゲ-

(五嶋氏写真)

ごとう・ようこ

1958年東京都生まれ。1999年慶應義塾大学大学院経済学研究科後期博士課程単位取得退学。現在、立正大学非常勤講師。

論文：「サンフランシスコにおけるアフォーダブル住宅」(日本地方自治学会編『戦後地方自治の歩みと課題』)ほか。

ジ貸付に頼らなくとも住宅購入資金の調達に不自由していないことを示すものである。しかし、1申告当たりのモーゲージ支払利子控除額の規模は、たとえば500万ドル以上の所得階層にいたっては約5万ドル強の支払利子を負うのに対して、5000ドル以上1万ドル未満所得階層では6290ドル足らずであり、高所得者は相対的にモーゲージによる資金調達への依存度は低いが、一度依存するとなると、その金額が極端に大きくなるといえる。

一方、財産税控除の申告比率は下位の所得階層ほど低く、反対に上位の所得階層ほど高くな

表1-所得階層別モーゲージ支払利子控除と財産税控除 (1994年)

調整総所得階級 (ドル)	総申告数 [1]	支払利子控除				財産税控除			
		申告数 [2]	申告比率 (%) [3]=[2]/[1]	控除額 (百万ドル) [4]	平均控除額 (ドル) [5]=[4]/[2]	申告数 [6]	申告比率 (%) [7]=[6]/[1]	控除額 (百万ドル) [8]	平均控除額 (ドル) [9]=[8]/[6]
5,000未満	1,263,578	107,981	8.5	1,092	10,113	124,879	9.9	280	2,242
5,000～ 9,999	1,378,087	96,031	7.0	604	6,290	109,275	7.9	150	1,373
10,000～ 14,999	1,341,672	137,645	10.3	874	6,350	163,221	12.2	235	1,440
15,000～ 19,999	1,144,218	181,996	15.9	1,295	7,116	199,408	17.4	274	1,374
20,000～ 24,999	960,459	206,615	21.5	1,464	7,086	221,132	23.0	327	1,479
25,000～ 29,999	846,348	230,009	27.2	1,610	7,000	244,568	28.9	362	1,480
30,000～ 34,999	669,988	229,003	34.2	1,728	7,546	242,206	36.2	373	1,540
35,000～ 39,999	617,884	271,165	43.9	2,115	7,800	287,390	46.5	440	1,531
40,000～ 49,999	1,016,706	548,847	54.0	4,462	8,130	568,099	55.9	890	1,567
50,000～ 59,999	701,379	461,149	65.7	4,051	8,785	473,973	67.6	798	1,684
60,000～ 69,999	528,313	399,188	75.6	3,883	9,727	408,447	77.3	759	1,858
70,000～ 79,999	406,983	337,284	82.9	3,587	10,635	348,009	85.5	748	2,149
80,000～ 89,999	256,058	210,300	82.1	2,390	11,365	222,318	86.8	481	2,164
90,000～ 99,999	199,707	177,804	89.0	2,224	12,508	181,480	90.9	461	2,540
100,000～ 199,999	453,975	387,636	85.4	5,922	15,277	413,431	91.1	1,336	3,231
200,000～ 499,999	115,042	94,541	82.2	2,279	24,106	106,911	92.9	593	5,547
500,000～ 999,999	17,839	13,563	76.0	447	32,957	16,703	93.6	152	9,100
1,000,000～1,999,999	5,704	4,098	71.8	153	37,335	5,377	94.3	68	12,646
2,000,000～2,999,999	1,377	936	68.0	37	39,530	1,329	96.5	22	16,554
3,000,000～3,999,999	575	384	66.8	18	46,875	561	97.6	12	21,390
4,000,000～4,999,999	291	178	61.2	8	44,944	278	95.5	7	25,180
5,000,000以上	804	492	61.2	25	50,813	782	97.3	29	37,084
計	11,926,987	4,096,845	34.3	40,268	9,829	4,339,777	36.4	8,797	2,027

資料) California Franchise Tax Board (1995) Annual Report ; Personal Income Taxより作成。

表2—モーゲージ支払利子控除と財産税控除による平均補助金

(単位：ドル)

調整総所得階級	連邦政府			カリフォルニア州政府		
	支払利子控除による補助金	財産税控除による補助金	計	支払利子控除による補助金	財産税控除による補助金	計
5,000未満	1,518	337	1,855	101	22	124
5,000～ 9,999	944	206	1,150	125	27	152
10,000～ 14,999	952	216	1,168	251	57	308
15,000～ 19,999	1,088	210	1,298	360	70	430
20,000～ 24,999	1,630	340	1,970	371	77	448
25,000～ 29,999	1,509	319	1,828	424	90	514
30,000～ 34,999	1,695	346	2,041	498	102	599
35,000～ 39,999	2,184	429	2,613	587	115	702
40,000～ 49,999	2,325	448	2,773	585	113	698
50,000～ 59,999	2,523	484	3,007	623	119	743
60,000～ 69,999	2,764	528	3,292	804	154	958
70,000～ 79,999	3,021	611	3,632	961	194	1,156
80,000～ 89,999	3,264	621	3,886	1,126	214	1,341
90,000～ 99,999	3,884	789	4,673	1,243	252	1,495
100,000～ 199,999	4,875	1,031	5,907	1,522	322	1,844
200,000～ 499,999	9,536	2,194	11,731	2,445	563	3,007
500,000～ 999,999	13,051	3,604	16,655	3,544	978	4,522
1,000,000～1,999,999	14,785	5,008	19,793	4,107	1,391	5,498
2,000,000～2,999,999	15,670	6,562	22,231	4,353	1,823	6,175
3,000,000～3,999,999	18,525	8,454	26,979	5,146	2,348	7,494
4,000,000～4,999,999	17,744	9,941	27,686	4,929	2,761	7,690
5,000,000以上	20,142	14,700	34,842	5,595	4,083	9,678

る。平均控除額はおおむね上位の所得階層ほど増えていることから、高所得者ほど重い財産税負担を負い、そのことが高所得者の項目別申告に対するインセンティブを強めていると考えられる。

それでは、これらの所得控除から派生する「隠れた補助金」は、連邦政府および州政府から持ち家計に対してどの程度出ているのだろうか。「隠れた補助金」の規模は、もし仮にモーゲージ支払利子あるいは財産税を所得税の課税ベース（調整総所得）から差し引かないとすれば当然あげられるであろう税収の規模⁹⁾、逆にいえば、現在の税収損失（Revenue Loss）となる。しかし、税収損失に関する資料は、たとえば大統領予算教書において機能別予算の中で租税支出（Tax Expenditure）という形で数量化されているが、所得階層別の税収損失を表すデータや、まして州ごとの税収損失に関連するデータは現時点では公にされていない。それゆえ何らかの推計を試みるしか、ほかに手だては

ないと思われる。現在控除されているモーゲージ支払利子や財産税を追加的に課税ベースに組み入れることによって得られる追加的税収が税収損失であると考えれば、それは各所得階層の平均控除額にその所得階層の限界税率を乗じたものということになる。

ところで、連邦個人所得税のみならず州個人所得税の課税に際して、限界税率は同一所得階層内において単一ではなく、申告の形態によって、すなわち納税者が単身者、夫婦合算、夫婦別算、あるいは世帯主として申告をするかどうかによって、適用される限界税率が異なる。各所得階層ごとの限界税率を算出するためには、それぞれの申告形態に対応する限界税率を、申告形態ごとの申告比率でウェイトづけしなければならない。表2はウェイトづけした限界税率を用いて、各所得階層ごとにモーゲージ支払利子控除と財産税控除による「隠れた補助金」を、連邦政府と州政府に分けて推計したものである。表2を見るかぎり、「隠れた補助金」は上位所

得階層ほどその額が大きい。これは高所得階層ほど控除額が大きく、高い限界税率が適用されるからである。また、連邦政府からの「隠れた補助金」のほうが州政府からのそれよりも規模の上で大きい、それは連邦個人所得税制のほうが州個人所得税制に比べてより累進的な税率構造をもつからである⁶⁾。

3 帰属家賃非課税の実態

さて、租税論の中で包括的所得税に即して考えるならば、モーゲージ支払利子を所得控除するということはモーゲージ支払利子を家賃収入獲得のための経費として捉えるからであり、だとすれば、家賃収入すなわち帰属家賃⁷⁾には所得税を課税しなければならない。しかし、実際、帰属家賃は連邦個人所得税制ならびに州個人所得税制においても非課税扱いとなっている。帰属家賃非課税による「隠れた補助金」を把握するために、帰属家賃をどのように数値の上で捉えるか、ということを検討する必要がある。

住宅の資産市場において均衡が成立すると、持ち家住宅の使用者費用 (user cost) は帰属家賃に等しくなる。使用者費用とは住宅を自分で所有し、住宅サービスを自ら享受するために支払わなければならないコストのことである。したがって、持ち家住宅に対して租税減免措置がまったく設置されていないとすれば、税引き前帰属家賃 R は、

$$R = [(\beta i_1 + \tau) + (1 - \theta - \alpha)(1 - \beta)i_2 + \delta + m - (1 - \theta - \alpha)\pi e] \cdot P \quad (1)$$

となる。ただし、 β はモーゲージ貸付率、 i_1 はモーゲージ支払利率、 τ は財産価値 1 ドルに対する財産税率、 θ は連邦個人所得税の限界税率、 α は州個人所得税の限界税率、 i_2 は債券利回りないし定期預金利率、 δ は減価償却率、 m は住宅の価値に対する修繕費の占める割合、 πe は住宅価格の予想インフレ率 (予想されるキャピタル・ゲインを住宅価格で除したもの)、 P は住宅の実質価格とする。単純化のためリスク・プレミアムについては省略する。(1)式の右

辺は使用者費用を表す。

ちなみに、第 1 項はモーゲージ支払利子と財産税を表す。家計が住宅を購入する場合に頭金相当額を保有している場合も考慮に入ると、その頭金相当額を住宅購入資金にせずに債券投資あるいは定期預金にするとすれば、将来得られたであろう債券の収益あるいは定期預金の受取利子が機会費用としてかかる。第 2 項はその機会費用を表す。債券の利回り分ないし定期預金の受取利子は利子所得として捕捉され、所得税が課税される。したがって、税引き後の利子所得部分が機会費用となる。最後に $(1 - \theta - \alpha)\pi e \cdot P$ は税引き後の実現ベースのキャピタル・ゲインを示しており、持ち家住宅にかかる総費用からこの実現ベースのキャピタル・ゲインを差し引くとネットの使用者費用となる。住宅資産市場の均衡点において使用者費用は帰属家賃に等しくなることから、右辺の使用者費用が帰属家賃を表す。

ところで、現実には即して税引き前帰属家賃を定式化すると、次のようになる。

$$R' = [(1 - \theta - \alpha)(\beta i_1 + \tau) + (1 - \theta - \alpha)(1 - \beta)i_2 + \delta + m - (1 - \alpha)\pi e] \cdot P \quad (2)$$

第 1 項は連邦個人所得税制とカリフォルニア州個人所得税制のモーゲージ支払利子控除と財産税控除部分を差し引いたネットのモーゲージ支払利子負担と財産税負担を表す。また、 $(1 - \alpha)\pi e \cdot P$ はキャピタル・ゲインに対して連邦個人所得税制上は非課税と想定し、カリフォルニア州個人所得税制では課税されることを加味した、税引き後キャピタル・ゲインを表す。

(2)式で税引き前帰属家賃を定式化したので、これを使って帰属家賃を推計する。連邦個人所得税の限界税率 θ と州個人所得税の限界税率 α は、申告形態別申告比率でウェイトづけた所得階層別限界税率を使用する。次に、モーゲージ貸付率 β に関しては生データを直接入手できないため、モーゲージ貸付額と住宅価格をそれぞれ推計し、前者を後者で除した比率で表

表3—所得階層別モーゲージ貸付額

調整総所得階級 (ドル)	モーゲージ貸付額 (支払利率：11.327%)
5,000未満	89,281
5,000～ 9,999	55,528
10,000～ 14,999	56,058
15,000～ 19,999	62,819
20,000～ 24,999	62,555
25,000～ 29,999	61,797
30,000～ 34,999	66,617
35,000～ 39,999	68,859
40,000～ 49,999	71,773
50,000～ 59,999	77,554
60,000～ 69,999	85,877
70,000～ 79,999	93,890
80,000～ 89,999	100,333
90,000～ 99,999	110,428
100,000～ 199,999	134,874
200,000～ 499,999	212,818
500,000～ 999,999	290,962
1,000,000～1,999,999	329,613
2,000,000～2,999,999	348,988
3,000,000～3,999,999	413,834
4,000,000～4,999,999	396,785
5,000,000以上	448,601

注) モーゲージ貸付額＝モーゲージ支払利子/支払利率より算出。
支払利率は一戸建て住宅(中古住宅)購入の第1 抵当ローンの
契約利率の1980～1990年平均11.327%を使用。

表4—所得階層別住宅価格

調整総所得階級 (ドル)	住宅価格 (実効財産税率：0.786/100ドル)
5,000未満	233,822
5,000～ 9,999	143,149
10,000～ 14,999	150,145
15,000～ 19,999	143,293
20,000～ 24,999	154,210
25,000～ 29,999	154,357
30,000～ 34,999	160,599
35,000～ 39,999	159,661
40,000～ 49,999	163,374
50,000～ 59,999	175,577
60,000～ 69,999	193,787
70,000～ 79,999	224,145
80,000～ 89,999	225,625
90,000～ 99,999	264,905
100,000～ 199,999	336,993
200,000～ 499,999	578,429
500,000～ 999,999	949,001
1,000,000～1,999,999	1,318,823
2,000,000～2,999,999	1,726,296
3,000,000～3,999,999	2,230,674
4,000,000～4,999,999	2,625,856
5,000,000以上	3,867,309

注) 住宅価格＝財産税/実効財産税率より算出し、1987年ドル表示。
実効財産税率はロサンゼルス市の1980～1990年の平均0.788/100
ドルを使用。

すことにする。ついては、モーゲージ貸付額はモーゲージ支払利子控除額を支払利率で除して求め(表3)、一方、住宅価格のほうは財産税を実効財産税率で除して算出した(表4)。また、モーゲージ支払利率 i_1 は、一戸建て住宅(中古住宅)購入の第1 抵当ローンの契約利率の1980～1990年平均11.327%を、財産税率 τ はロサンゼルス市の1980～1990年の平均0.788/100ドルを、債券利回り(定期預金利率) i_2 はアメリカ合衆国財務省証券の10年物利回りの1980～1990年平均10.405%を用いる。減価償却率 δ と修繕費用比率 m は他の先行論文⁸⁾ で使われている数値を用いる。住宅価格の予想インフレ率 π_e は、西部の1980～1990年の中古戸建住宅中位売却価格変化率5.60%を使用する。最後に実質住宅価格 P は、1987年を基準としたインプリシット価格デフレーターでデフレートする。

表5は所得階層別帰属家賃の推計結果である。低所得階層では必ずしもあてはまらないが、3万5000ドル以上の所得階層では、概して上位の所得階層ほどより多くの帰属家賃を得ていることになる。たとえば、3万5000ドル以上4万ドル未満の所得階層で帰属家賃が9890ドルであるのに対して、最高所得階層では17万3920ドルとなっている。これは高所得者ほど価格の高い住宅を保有していることが原因と考えられる⁹⁾。

次に、帰属家賃非課税措置による「隠れた補助金」の規模をこれまでの方法を用いて推計すると(表6)、モーゲージ支払利子控除や財産税控除の場合に比較して、いかに多額の「隠れた補助金」となっているかが理解できるであろう。

4 帰属家賃非課税は租税支出か

ところで、従来から帰属家賃を課税対象から除外する理由として、持ち家住宅の保有は社会的に望ましいという判断からこれにインセンティブを与え促進させる、という見方がある。この見方に従うならば、帰属家賃非課税は租税支

表5—所得階層別帰属家賃

調整総所得階級 (ドル)	連邦個人所得税 限界税率(θ)	州個人所得税 限界税率(α)	$(1-\theta-\alpha)$	借入率 (β)	$1-\beta$	係数	帰属家賃 (ドル)
5,000未満	0.150	0.010	0.840	0.382	0.618	0.0805	18,828
5,000～ 9,999	0.150	0.020	0.830	0.388	0.612	0.0800	11,448
10,000～ 14,999	0.150	0.040	0.810	0.373	0.627	0.0787	11,813
15,000～ 19,999	0.152	0.051	0.797	0.438	0.562	0.0783	11,216
20,000～ 24,999	0.230	0.052	0.718	0.406	0.594	0.0689	10,633
25,000～ 29,999	0.215	0.061	0.724	0.400	0.600	0.0701	10,822
30,000～ 34,999	0.225	0.066	0.709	0.415	0.585	0.0688	11,041
35,000～ 39,999	0.280	0.075	0.645	0.431	0.569	0.0619	9,890
40,000～ 49,999	0.286	0.072	0.642	0.439	0.561	0.0615	10,044
50,000～ 59,999	0.287	0.071	0.642	0.442	0.558	0.0614	10,787
60,000～ 69,999	0.284	0.083	0.633	0.443	0.557	0.0611	11,835
70,000～ 79,999	0.284	0.090	0.626	0.419	0.581	0.0605	13,564
80,000～ 89,999	0.287	0.099	0.614	0.445	0.555	0.0598	13,487
90,000～ 99,999	0.310	0.099	0.591	0.417	0.583	0.0570	15,087
100,000～ 199,999	0.319	0.100	0.581	0.400	0.600	0.0558	18,792
200,000～ 499,999	0.396	0.101	0.503	0.368	0.632	0.0467	26,985
500,000～ 999,999	0.396	0.107	0.497	0.307	0.693	0.0460	43,669
1,000,000～1,999,999	0.396	0.110	0.494	0.250	0.750	0.0456	60,114
2,000,000～2,999,999	0.396	0.110	0.494	0.202	0.798	0.0454	78,312
3,000,000～3,999,999	0.395	0.110	0.495	0.186	0.814	0.0454	101,277
4,000,000～4,999,999	0.395	0.110	0.495	0.151	0.849	0.0452	118,807
5,000,000以上	0.396	0.110	0.494	0.116	0.884	0.0450	173,920

注1) 連邦個人所得税制ならびにカリフォルニア州所得税制のモーゲージ支払利子控除と財産税控除を両方とも考慮して推計している。なお、持ち家売却によるキャピタル・ゲインは、連邦所得税制においてのみ非課税扱いとしている。

2) 帰属家賃R'の算定式は、 $R' = [(1-\theta-\alpha)(\beta i_1 + r) + (1-\theta-\alpha)(1-\beta)i_2 + \delta + m - (1-\alpha)\pi e] \cdot P$ 。ここで $i_1 = 0.11327$, $r = 0.00786$, $i_2 = 0.10405$, $\delta = 0.014$, $m = 0.025$, $\pi e = 0.056$ とする。

出となる。しかし、本当に租税支出と考えてよいのだろうか。住宅という課税物件に対して地方政府が財産税を賦課することから、財産税は帰属家賃に対する所得税の代替であるという説がある。この説に則るとすれば、連邦政府に代わって地方政府が課税しただけのこととなり、帰属家賃非課税は租税支出ではなく、その調整にすぎない。そもそも財産税は帰属家賃への所得税と等価なのであろうか。

もし仮に財産税が収益課税であるとするれば、その場合、財産税は所得税の代替であると考えられる。だが、財産税が資産保有税としての特徴をもつとすれば、所得税の代わりをするとはいえない。まず財産税がどのように算定されるのか、その仕組みから見ておこう¹⁰⁾。財産税は評価率と表面税率とによって規定される¹¹⁾。評価率は資産評価額を算定する際に使われ、資産評価額が確定すると、それに表面税率を適用す

ることによって最終的な財産税負担が決まる。

カリフォルニア州では、州が実効税率の上限を1%と定めており¹²⁾、表面税率は通常、予算上の税収必要額を当該行政区域内の資産評価総額で除して決定される¹³⁾。したがって財産税の算定の仕組み、すなわち資産評価額が評価率に依存して決まるということと、表面税率が税収必要額に制約されるということとを考慮に入れるとすれば、財産税は必ずしも収益課税ではなく資産保有税の性格をもっているといえる。財産税が資産保有税であるとするれば、租税論の見地から、所得税代替型富裕税あるいは資産付加税型富裕税に分類される。前者の範疇における資産保有税は所得税そのものではなく、財源確保や所得再分配効果を高めるために所得税に連続させる税である。また、後者の分類では資産税が別にあつて、さらに付加税として資産保有税が設置されうることを示す。いずれにせよ、

表6—帰属家賃非課税による隠れた補助金

(単位:ドル)

調整総所得階級	連邦政府	カリフォルニア州政府	計
5,000未満	2,824	188	3,012
5,000～ 9,999	1,717	229	1,946
10,000～ 14,999	1,772	473	2,244
15,000～ 19,999	1,705	572	2,277
20,000～ 24,999	2,446	553	2,998
25,000～ 29,999	2,327	660	2,987
30,000～ 34,999	2,484	729	3,213
35,000～ 39,999	2,769	742	3,511
40,000～ 49,999	2,873	723	3,596
50,000～ 59,999	3,096	766	3,862
60,000～ 69,999	3,361	982	4,344
70,000～ 79,999	3,852	1,221	5,073
80,000～ 89,999	3,871	1,335	5,206
90,000～ 99,999	4,677	1,494	6,171
100,000～ 199,999	5,995	1,879	7,874
200,000～ 499,999	10,686	2,726	13,412
500,000～ 999,999	17,293	4,673	21,966
1,000,000～1,999,999	23,805	6,613	30,418
2,000,000～2,999,999	31,012	8,614	39,626
3,000,000～3,999,999	40,005	11,141	51,145
4,000,000～4,999,999	46,929	13,069	59,998
5,000,000以上	68,872	19,131	88,004

カリフォルニア州・地方政府が賦課する財産税が資産保有税であるかぎり、それは所得税とは異なる。

さらに各所得階層の財産税控除(表1)と帰属家賃非課税による「隠れた補助金」(表6)とを比較するとわかるように、すべての所得階層で財産税負担は帰属家賃に対する所得税負担を下回る。したがって、財産税は帰属家賃に対する所得税と等価であるとはいえない。

さらに消費税の視点から、帰属家賃非課税は州・地方政府が賦課する売上税の調整であるとする見方もある。住宅販売に際して売上税が課税される場合、これは住宅サービスに対する売上税の一括払いと考えられるので、帰属家賃非課税は税の累積を回避するものであり、租税支出ではないとされる。

しかし、この見方にはいくつかの問題がある。第1に、レーガン税制改革後、連邦個人所得税制の下で州・地方売上税の所得控除が認められていない。しかるになぜ住宅に対する売上税のみ調整するのか。つまり他の財貨・サービスの販売に対する売上税との整合性の問題である。第2に、カリフォルニア州の場合には、中古住宅の売却に際して売上税は課税されていない。売上税が課税されていないのであれば、帰属家賃を非課税にする道理は成り立たない。第3に、売上税は応益税的性格を有しているので、税の累積は生じない。にもかかわらず、帰属家賃が非課税扱いはされるとすれば、租税支出以外の何ものでもないだろう。

以上の考察をふまえると、帰属家賃非課税は租税支出であると考えてしかるべきである¹⁴⁾。

5 資本コストへの影響

これまで見てきたように、カリフォル

表7—住宅関連の隠れた補助金

(単位:ドル)

調整総所得階級	連邦政府	カリフォルニア州政府	計
5,000未満	4,679	312	4,991
5,000～ 9,999	2,868	381	3,249
10,000～ 14,999	2,940	781	3,721
15,000～ 19,999	3,002	1,002	4,004
20,000～ 24,999	4,416	1,001	5,417
25,000～ 29,999	4,154	1,174	5,329
30,000～ 34,999	4,525	1,328	5,853
35,000～ 39,999	5,382	1,444	6,826
40,000～ 49,999	5,646	1,421	7,067
50,000～ 59,999	6,102	1,508	7,611
60,000～ 69,999	6,653	1,940	8,593
70,000～ 79,999	7,484	2,376	9,861
80,000～ 89,999	7,756	2,676	10,432
90,000～ 99,999	9,350	2,989	12,338
100,000～ 199,999	11,901	3,724	15,625
200,000～ 499,999	22,417	5,733	28,150
500,000～ 999,999	33,948	9,195	43,142
1,000,000～1,999,999	43,598	12,111	55,709
2,000,000～2,999,999	53,243	14,790	68,033
3,000,000～3,999,999	66,984	18,635	85,618
4,000,000～4,999,999	74,614	20,759	95,374
5,000,000以上	103,715	28,810	132,524

ニア州内で持ち家を保有する家計は、各種の租税減免措置により「隠れた補助金」を得ている。表7は、連邦政府ならびにカリフォルニア州政府からの住宅関連の隠れた補助金を表している。州政府の「隠れた補助金」の規模は、決して無視できるものではない。

では、帰属家賃非課税も含めると、連邦政府に加えてカリフォルニア州政府からも持ち家住宅支援があることによって、持ち家住宅の投資環境はどのような影響を受けるのであろうか。ここで連邦政府、州政府、地方政府をひとつの政府と捉えて、その意味で政府サイドから眺めてみると（表8）、「隠れた補助金」が財産税収を超過することがわかる¹⁵⁾。つまり、持ち家住宅は政府にとって税収源である以上に歳出（ただし租税支出予算）の増加につながるといえ、連邦政府と州政府は持ち家住宅の投資環境をよくして積極的な資産政策を展開しているものと考えられる¹⁶⁾。

それでは、高所得者ほど高額な住宅を購入し保有しているが、持ち家住宅の投資環境はいずれの所得階層においても同じだろうか。表9は所得階層別に1ドル当たりの資本コストを推計したものである。所得階層間の持ち家住宅への投資環境は、高所得階層ほど資本コスト/ドルが小さい。たとえば、連邦政府租税減免措置適用後の1ドル当たりの資本コストは、最高所得階層では最低所得階層に比べて約36.9%ほど資本コストを削減できる。さらに州政府租税減免措置適用が加わると、最高所得階層では最低所得階層が直面する資本コストを約44.10%ほど削減できる。

したがって、投資環境は低所得階層よりも高所得階層におけるほうが良好である、すなわち市場価格の高い住宅であっても、高所得階層は低所得階層よりも少ないコストで購入できると考えられる。そして、連邦政府の租税減免措置の下での資本コストが、州政府の租税減免措置の適用が加わることでさらに低下する傾向は、すべての所得階層についてあてはまる。とはい

表8—財産税収と隠れた補助金 (単位：1,000ドル)

財産税収	22,543,842
州	3,176,874
地方政府	19,366,968
隠れた補助金	32,961,499
モーゲージ支払利子控除	14,428,421
財産税控除	3,165,898
帰属家賃非課税	15,367,180
財産税収－隠れた補助金	-10,417,657

え、州政府の租税減免措置による資本コストの引き下げ率は上位所得階層ほど概して大きいことから、州政府の税制を通じる持ち家住宅支援政策が所得階層間の投資環境の格差をさらに広げていると考えられる。

むすびにかえて

日本では長引く景気停滞期にあって住宅投資にインセンティブを与えて景気回復を図るべきだという主張がここ数年の間、声高になされている。その内容は、日本がアメリカに比べて住宅投資に対して税制上優遇措置を講じていないに等しい¹⁷⁾ため、住宅ローンの支払利子控除をアメリカの制度を見習って住宅ローンの完済まで認めるべきである、というものである。しかし、アメリカの住宅税制で優遇措置がとられているのは住宅ローン支払利子控除のみであるのか、また連邦政府のみが税制上優遇措置を設けているのかといえ、実は連邦個人所得税制上、モーゲージ支払利子控除のほかに財産税控除、持ち家売却時実現キャピタル・ゲインの事実上非課税、免税抵当債券、帰属家賃非課税などの租税減免措置制度があり、さらに連邦政府に加えて、たとえばカリフォルニア州の場合についていうと、州政府も個人所得税制上優遇措置をとっている。

各政府レベルで住宅政策を展開することによって、一方の住宅政策が他方の住宅政策の効果を制約する場合も考えられるが、本稿で考察したように、税制を通じる持ち家住宅支援政策に関するかぎり、カリフォルニア州にあっては州政府の政策が連邦政府の政策を促進するものと

表9—所得階層別資本コスト(1ドル当たり)

調整総所得階級 (ドル)	標準控除適用者の 資本コスト(ドル)	連邦政府 租税減免措置後 資本コスト(ドル)	連邦と州政府 租税減免措置後 資本コスト(ドル)	資本コスト 引下げ率 (%)
	[1]	[2]	[3]	([2]-[3])/[2]
5,000未満	0.0888	0.0811	0.0805	0.73
5,000～ 9,999	0.0889	0.0812	0.0800	1.47
10,000～ 14,999	0.0886	0.0810	0.0787	2.93
15,000～ 19,999	0.0901	0.0813	0.0783	3.76
20,000～ 24,999	0.0844	0.0721	0.0689	4.31
25,000～ 29,999	0.0852	0.0737	0.0701	4.93
30,000～ 34,999	0.0850	0.0727	0.0688	5.42
35,000～ 39,999	0.0823	0.0664	0.0619	6.76
40,000～ 49,999	0.0823	0.0658	0.0615	6.56
50,000～ 59,999	0.0823	0.0657	0.0614	6.48
60,000～ 69,999	0.0825	0.0661	0.0611	7.54
70,000～ 79,999	0.0816	0.0659	0.0605	8.16
80,000～ 89,999	0.0824	0.0657	0.0598	9.04
90,000～ 99,999	0.0799	0.0629	0.0570	9.41
100,000～ 199,999	0.0787	0.0617	0.0558	9.66
200,000～ 499,999	0.0723	0.0526	0.0467	11.38
500,000～ 999,999	0.0692	0.0523	0.0460	12.02
1,000,000～1,999,999	0.0663	0.0520	0.0456	12.32
2,000,000～2,999,999	0.0639	0.0517	0.0454	12.29
3,000,000～3,999,999	0.0631	0.0517	0.0454	12.25
4,000,000～4,999,999	0.0614	0.0515	0.0452	12.23
5,000,000以上	0.0596	0.0512	0.0450	12.23

して評価できる。とはいえ、所得階層間で促進の程度は異なり、州政府の「隠れた補助金」は所得階層間の1ドル当たり資本コストの格差拡大効果をもつ。なぜならば、連邦個人所得税制およびカリフォルニア州個人所得税制の税率構造がどちらも累進的だからである。したがって、もし仮に両政府の税率構造が正反対のものである場合には、たとえば連邦個人所得税が累進課税であるのに対して、州個人所得税は逆進課税であるとすれば、連邦政府の税制を通じる持ち家住宅支援政策がもたらすであろう、所得階層間の1ドル当たり資本コストの格差を、州政府のそれが縮減することになるであろう。

ここから日本の住宅政策に対するインプリケーションを引き出すことには慎重でなければならぬが¹⁸⁾、もしアメリカ連邦政府とカリフォルニア州政府の税制を通じる持ち家住宅支援政策から何らかの参考となる点を引き出すとすれば次のとおりである。

国税である所得税ならびに地方税である市町

村民税(所得割)の税率構造はいずれも累進的であるので、もし仮に持ち家住宅関連の租税優遇措置をそれぞれの租税制度に組み込むとすれば、国レベルと市町村レベルの持ち家住宅支援政策は、所得階層間の資本コストの格差拡大効果を伴って、相互に促進効果をもたらすということである。なお、キャピタル・ゲインの課税猶予ないし非課税、ならびに免税抵当債券については、その保有実態を示すデータが入手不可能であることから、ここでは取り上げていないことを最後に断っておきたい。

* 草稿の段階から最終稿にいたるまで、貴重なコメントを下された慶應義塾大学瀬古美喜教授に感謝申し上げます。また、1999年2月の住宅経済研究会において、諸先生方より有益なコメントを数多くいただいたことは、本稿を前進させるものであった。ここに深く感謝の意を表したい。なお、ありうべき誤謬は、すべて筆者に帰すものである。

注

1) 1913年連邦個人所得税が導入された際に、持ち家

- 取得のための住宅ローン支払利子は課税ベースから控除された。しかし、これは住宅政策の視点からではなく、単に稼得所得から利子を支払うことにより、租税支払能力 (ability to pay) が劣るようになるという連邦議会の判断が働いたからである。今日ではこの種の租税減免措置は、後述するように住宅政策の一環として捉えられる。住宅ローン支払利子控除の制度化をめぐる議会内の審議過程の詳細は、Howard (1997) を参照されたい。
- 2) 総所得から非課税部分と個人退職勘定への拠出金など所得調整部分を差し引いたもの。
 - 3) U.S. Advisory Commission on Intergovernmental Relations (1994), Table 19を参照されたい。なお、同文献は現在絶版であり、大阪学院大学前田高志教授から拝借させていただいた。改めて謝意を表したい。
 - 4) U. S. Advisory Commission on Intergovernmental Relations (1994), Table 17を参照のこと。
 - 5) この場合、モーゲージ支払利子あるいは財産税の所得控除が廃止されたとしても、その際に経済主体の行動はいっさい変化しないと仮定されている。
 - 6) ここでは単純化のために州・地方税の所得控除への跳ね返りについては省いている。州政府レベルの租税優遇措置が連邦個人所得税に及ぼす影響についてはFisher (1996), p.350を参照されたい。
 - 7) 自己所有住宅 (持ち家住宅) の場合、家賃の支払いが実際に伴わないが、賃貸住宅と同様に住宅サービスが生産され消費されるものと仮定して、その価値に相当する家賃収入が住宅保有者に帰属すると考えられる。
 - 8) Poterba (1994) ほか。
 - 9) セカンド・ハウスを保有している場合には、それも含めた住宅資産価格の総和と捉える。
 - 10) Fisher (1996), Chapter 13を参照。
 - 11) 評価率に表面税率を乗じたものが財産税の実効税率である。
 - 12) 1978年6月、カリフォルニア州選挙において、財産税制度に関する州憲法の改正 (減税) を求めた住民動議「プロポジション13」が提案され成立した。「プロポジション13」は4つの事項に集約される。これはその中のひとつである。なお、「プロポジション13」についてはKaufman and Rosen (1981) ならびに前田 (1992) を参照されたい。
 - 13) 前田 (1997)、230頁を参照されたい。
 - 14) ここでは包括的所得税体系に即して検討したが、支出税の立場からの考察も可能である。支出税では帰属家賃非課税が租税支出となる場合 (適格勘定方式) と租税支出にならない場合 (前納勘定方式) とが生ずる。
 - 15) 個人所得税制上は標準控除の範囲に止まり、申告控除を行わないために「隠れた補助金」を取得せず、財産税負担のみを負う人々がいる。ここでの財産税収は標準控除適用者が負担する財産税も当然含む。
 - 16) 飯野 (1996) ではアメリカを除く、他の主要な

OECD 諸国における住宅をめぐる課税と移転支出との関連を、マクロ経済の視点から分析している。

- 17) 日本の住宅促進税制 (平成10年度) によると、6年間を限度として借入金年末残高の一定割合の税額控除が認められている。ただし、当初2年間の最大控除額が35万円、残りの4年間のそれは25万円となっており、控除額の上限がアメリカに比べるとかなり厳しいといえる。
- 18) 住宅ローン支払利子を所得控除とする場合に、帰属家賃の取り扱いをどのようにするのか、またアメリカの財産税控除に対応して固定資産税控除を国税である所得税ならびに地方税である市町村民税 (所得割) に認める場合に、各政府レベルの機能分担をどのように想定するのかなど、租税優遇措置制度の構築にあたり検討する必要があるだろう。

参考文献

- California Franchise Tax Board (1995) *Annual Report ; Personal Income Tax*, <http://www.ftb.ca.gov/other/annrpt/1995/pitl.html>.
- Fisher, R. C. (1996) *State and Local Public Finance*, Irwin.
- Howard, C. (1997) *The Hidden Welfare State ; Tax Expenditures and Social Policy in the United States*, Princeton University Press.
- Kaufman, G. G., and K. T. Rosen (1981) *The Property Tax Revolt ; the Case of Proposition 13*, Ballinger Publishing Co.
- Poterba, J. M. (1994) "Public Policy and Housing in the United States," Noguchi, Y. and J. M. Poterba (eds.), *Housing Markets in the United States and Japan*, The University of Chicago Press.
- U.S. Advisory Commission on Intergovernmental Relations (1994) *Significant Features on Fiscal Federalism*, Vol.2.
- U.S. Dept. of the Treasury, Internal Revenue Service (1993) *Statistics of Income-Individual Income Tax Returns*.
- 赤石孝次 (1998) 「1986年税制改革法における財政連邦主義と包括的所得税論——財務省の州・地方税控除廃止論の批判的検討」『経営と経済』第77巻、第4号。
- 飯野靖四 (1996) 「ヨーロッパ諸国における住宅政策と税制」資産研究会編『資産政策と資産課税——国際的な視点から』アーバン・ハウジング。
- 五嶋陽子 (1998) 「アメリカにおける住宅政策〈1〉税制による住宅支援政策の再分配的評価」『三田学会雑誌』第90巻、第4号。
- 藤田晴 (1992) 『所得税の基礎理論』中央経済社。
- 前田高志 (1997) 「アメリカの地方財産税における多様性について」『総合税制研究』No.5。
- 前田高志 (1992) 『現代アメリカ経済と財政』東洋経済新報社。

公的住宅金融機関の 存在意義の検討

藤田康範

はじめに

公的住宅金融機関に対する評価が変容しつつある。これまでは、良質な住宅形成への貢献が高く評価されてきたが、最近では民業補完や厚生増進に寄与するかどうかという点に関する疑問が投げかけられるようになってきているのである。しかし、公的住宅金融機関への批判的意見が主張される場合、その特質についてはあまり関心が払われていないことが多い。公的住宅金融機関はさまざまな側面において民間銀行と相違しているため、その特質に着目しなければ、正鵠を得た議論を行うことは困難であろう。本稿では、民間銀行と公的住宅金融機関との相違を明示的にモデルに組み入れ、公的住宅金融機関の存在意義を検討することを試みる。

民間銀行と公的金融機関の特質の相違を明示的にモデル化した経済分析は、井手・林(1992)、吉野・藤田(1996)などを嚆矢として行われてきた。井手・林(1992)は公的金融機関について厚生を最大化するものと定式化し、吉野・藤田(1996)は補助金を与えられて収支相償の下で預金者余剰・借入需要者余剰を最大化するものと定式化している。両論文ともに、その上で民間銀行貸出と公的住宅金融機関貸出とが同質であるモデルを構築し、理論的帰結を明らかにしている。

本稿では、公的住宅金融機関の特質として、①補助金を与えられて低利貸出を行っていること、②貸出量に制限があること、③収支相償を

行動原則としていること、④その貸出が民間銀行貸出と完全には同質でないことをモデルに組み入れ、それらの先行研究とは異なる視点からの分析を試みる。

以下では、民間銀行、公的住宅金融機関、住宅資金需要者を主要な経済主体とする住宅金融市場モデルを構築し、まず、公的住宅金融機関への補助金供与の増加が民間銀行利潤を増加させるかどうかについて考え、公的住宅金融機関が民業補完に寄与しているか否かを明らかにする。あわせて、公的住宅金融機関への補助金供与の増加が厚生に与える影響についても分析を行い、公的住宅金融機関が厚生を増進するかどうかについても考える。

本稿における厚生とは、後述するように、民間銀行貸出からの余剰、公的住宅金融機関貸出からの余剰、民間銀行利潤の総和から公的住宅金融機関への補助金供与分を差し引いたものである。また、公的住宅金融機関が現状のように補助金を与えられて収支相償下で貸出限度付き低利貸出を行うことが、そうでない場合に比べてどのような点で優越しているのかについても考察する。

この分析から、公的住宅金融機関の貸出限度が多い場合などには、公的住宅金融機関への補助金供与の増加によって、民間銀行利潤および厚生が増加することが明らかとなる。また、民間銀行と公的住宅金融機関との代替性が強い場合には、公的住宅金融機関が現状のように補助金を与えられて収支相償下で貸出限度付き低利

貸出を行うことが市場均衡の安定化機能を果たすということも示される。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第1節で分析の枠組みを設定し、第2節で、公的住宅金融機関への補助金供与の増加が民間銀行利潤や厚生に与える影響について考える。第3節では、公的住宅金融機関の貸出限度付き低利貸出と市場均衡の安定性との関係を明らかにする。最後に本稿の結論を要約して展望を述べる。

1 基本モデル

民間銀行、公的住宅金融機関、住宅資金需要者を主要な経済主体とする住宅金融市場を考える。両金融機関ともに、 r の金利で資金を調達して、住宅資金需要者へ貸出を行う。この調達金利 r は固定的な正の値と仮定する。民間銀行、公的住宅金融機関ともに、資金調達・貸出行動には人件費・物件費が必要であるものとする。以下では、結論を明確化するために、民間銀行、公的住宅金融機関の資金調達・貸出1単位当たりの人件費・物件費を、それぞれ、 c^p 、 c^g という正の一定値に特定化する。

民間銀行の貸出量を $x(>0)$ 、民間銀行の貸出金利を $p(>0)$ と表記すると、民間銀行利潤 π^p は、貸出収入から調達金利支払および人件費・物件費を差し引いたものとして

$$\pi^p = (p - r - c^p)x \quad (1)$$

と表現される。民間銀行利潤が正であるものとし、 $p - r - c^p > 0$ を仮定する。

森泉（1994、1996）などにおいて述べられているように、公的住宅金融機関は、国や地方自治体の補助を受けて低利貸出を行っている。本稿では、国や地方自治体をまとめて政府と呼ぶこととし、以下では、政府が公的住宅金融機関に対して、貸出1単位当たり s 単位の補助金を供与するものとモデル化する。 s は正であるものとする。ここで、公的住宅金融機関の貸出量を $y(>0)$ 、公的住宅金融機関の貸出金利を $q(>0)$ と表記すると、公的住宅金融機関の利潤 π^g は、貸出収入から調達金利支払および人

(藤田氏写真)

ふじた・やすのり
1968年東京都生まれ。1992年慶應義塾大学経済学部卒業。1997年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。現在、慶應義塾大学経済学部専任講師。
論文：「住宅金融公庫の融資期間のあり方に関する検討」（『住宅問題研究』）ほか。

件費・物件費を差し引いたものに補助金受取分を加えたものとして、

$$\pi^g = (q - r - c^g + s)y \quad (2)$$

と表現される。吉野・藤田（1996）などと同様に、公的住宅金融機関は収支相償を行動原則とするものとし、 $q - r - c^g + s = 0$ の成立を仮定する。

各金融機関の貸出金利については、井手・林（1992）、吉野・藤田（1996）などと同様に、民間銀行と公的住宅金融機関の連関を考慮に入れ、自分の貸出量のみならず相手の貸出量にも依存するものとする。以下では、民間銀行の貸出量 x 、公的住宅金融機関の貸出量 y 、民間銀行の貸出金利 p 、公的住宅金融機関の貸出金利 q の間の関係を、

$$p = a - bx - \theta y \quad (3)$$

$$q = A - \theta x - By \quad (4)$$

と特定化する。

ここで、 a 、 A は、それぞれ、民間銀行への住宅資金需要の大きさ、公的住宅金融機関への住宅資金需要の大きさを表す正のパラメーターであり、 b 、 B は、それぞれ、民間銀行への住宅資金需要曲線の傾き、公的住宅金融機関への住宅資金需要曲線の傾きを表す正のパラメーターである。 θ は民間銀行貸出と公的住宅金融機関貸出の代替・補完性を表すパラメーターである。 θ が正（負）の場合には、両金融機関の貸出が代替的（補完的）であることが表現される。 θ の増加によって、両金融機関の貸出の代替性の増加が示される。

以下では、両金融機関の貸出が代替的、すなわち、 θ が正であるものとして議論を進めるこ

図1(a) - 民間銀行貸出からの余剰

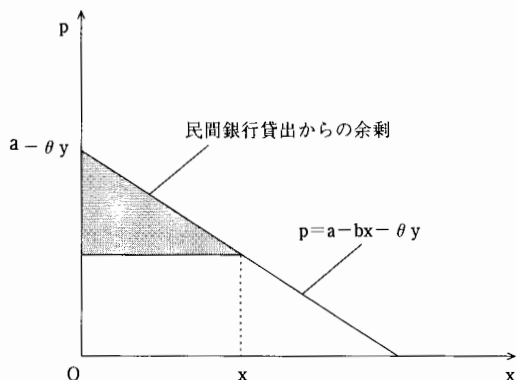
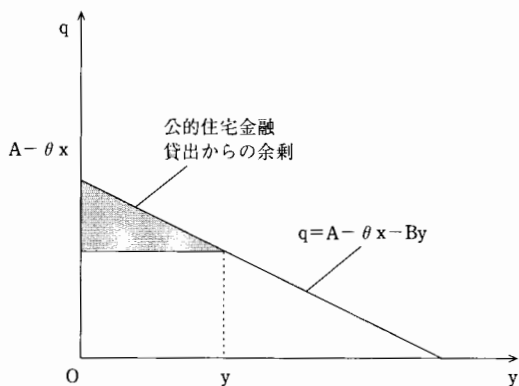


図1(b) - 公的住宅金融貸出からの余剰



とにする。民間銀行貸出と公的住宅金融機関貸出とが完全に同質ではないことをモデルに組み入れた点が、井手・林 (1992)、吉野・藤田 (1996) などと異なっている。

p 、 q 、 x 、 y の4変数がこれらの2式を同時に満たす時に、市場が均衡すると定義する。本稿では市場が均衡することを前提とする。

公的住宅金融機関の貸出量・貸出金利

公的住宅金融機関の貸出量に制限があるという現状をふまえ、以下の議論においては、公的住宅金融機関の貸出限度が y^* の水準に外生的に定められているものと仮定する。

また、上述のように、本稿における公的住宅金融機関は、収支相償を行動原則のひとつとしている。すなわち、公的住宅金融機関は、利潤がゼロとなるように貸出金利 q^* を決定するの

で、公的住宅金融機関の貸出金利 q^* は、

$$q^* = r + c^G - s \quad (5)$$

の水準に定まる。

民間銀行の貸出量・貸出金利

一方、民間銀行の貸出量および貸出金利は、市場が均衡するように決定される。公的住宅金融機関の貸出量および貸出金利が定まると、(4)式より民間銀行の貸出金利が定まり、次いで(3)式より民間銀行の貸出量が決定される。よって、民間銀行の貸出量および貸出金利の均衡値 x^* 、 p^* が、

$$x^* = \frac{1}{\theta} (A - r - c^G + s - By^*) \quad (6)$$

$$p^* = \frac{1}{\theta} \{ \theta a - bA + b(r + c^G - s) + (bB - \theta^2)y^* \} \quad (7)$$

の水準に定まる。

民間銀行利潤の均衡水準

これらの(6)式および(7)式を上述の民間銀行利潤を表す(1)式に代入することにより、民間銀行利潤の均衡水準 π^{P*} が

$$\begin{aligned} \pi^{P*} = & \frac{1}{\theta^2} \{ \theta a - bA + b(r + c^G - s) \\ & + (bB - \theta^2)y^* - \theta(r + c^P) \} \\ & (A - r - c^G + s - By^*) \end{aligned} \quad (8)$$

の水準に定まり、体系が閉じる。

厚生 of 均衡水準

ここで、民間銀行貸出からの余剰、公的住宅金融機関貸出からの余剰、民間銀行利潤の総和から公的住宅金融機関への補助金供与分を差し引いた値を厚生と定義し、 W と表記すると

$$W \equiv \frac{1}{2}bx^2 + \frac{1}{2}By^2 + \pi^P - sy \quad (9)$$

が成立する。公的住宅金融機関の利潤はゼロであるので、厚生 of 勘定に入っていない。民間銀行貸出からの余剰、公的住宅金融機関貸出からの余剰とは、それぞれ、図1(a)、(b)における斜

線部の面積で表現される。

民間銀行貸出の均衡水準 (6)式、民間銀行利潤の均衡水準 (8)式 および $y=y^*$ を(9)式に代入することにより、厚生均衡水準 W^* が

$$\begin{aligned}
 W^* = & \frac{b}{2\theta^2}(A-r-c^G+s-By^*)^2 \\
 & + \frac{1}{2}By^{*2} + \frac{1}{\theta^2}(\theta a - Ba \\
 & + b(r+c^G-s) + (bB-\theta^2)y^* \\
 & - \theta(r+c^P))(A-r-c^G+s-By^*) \\
 & - sy^*
 \end{aligned} \tag{10}$$

と表現される。

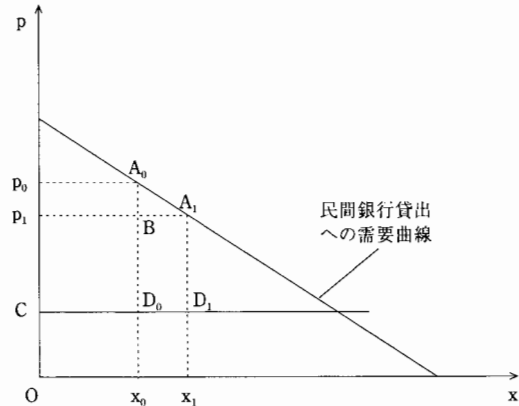
2 公的住宅金融機関への補助金供与の増加が民間銀行利潤および厚生に及ぼす影響

以上を基盤として、公的住宅金融機関への補助金供与 s が増加した場合に、民間銀行利潤および厚生がどのように変化するかについて考え、公的住宅金融機関が民業補完および厚生増進に寄与しうるのであるかを検討する。

まず、公的住宅金融機関への補助金供与の増加が民間銀行利潤へ与える影響について考える。(5)式が示すように、 s の増加に伴って公的住宅金融機関の貸出金利 q^* が低下する。 q^* の低下は、住宅資金需要の増加を誘発し、さらには、それに伴う民間銀行貸出の増加を誘発する。すなわち、(6)式が示すように、 s の増加は x の増加を促すのである。一方、民間銀行貸出 x の増加は、民間銀行の貸出金利 P の減少をもたらすので、公的住宅金融機関への補助金供与 s の増加に伴って、民間銀行の貸出量 x は増加し、貸出金利 P は低下することが理解される。

ここで、 s の増加前の民間銀行の貸出金利および貸出量をそれぞれ p_0 、 x_0 と表記し、 s の増加後のそれらの値を p_1 、 x_1 と表記すると、 s の増加前の民間銀行利潤、 s の増加後の民間銀行利潤はそれぞれ、図2の四角形 $p_0A_0D_0C$ 、 $p_1A_1D_1C$ の面積で表現される。ただし、 OC の長さは $r+c^P$ 、すなわち民間銀行の費用に等し

図2 公的住宅金融機関への補助金供与の増加に伴う民間銀行利潤の変化



くなっている。この図2からわかるように、 s の増加に伴う民間銀行利潤の増加分は、 $(BA_1D_1D_0)$ の面積 $- (p_0A_0Bp_1)$ の面積に相当する面積で表される。

すなわち、 s の増加が民間銀行利潤に与える総合効果は、

$$\begin{aligned}
 & (\text{民間銀行の貸出1単位当たり利潤}) \\
 & \times (\text{民間銀行の貸出量の増加分}) \\
 & - (\text{民間銀行の貸出金利の減少分}) \\
 & \times (\text{民間銀行の貸出量})
 \end{aligned}$$

と表現されるのである。

第1項が第2項を上回るのは、①民間銀行の1単位当たり利潤が多い場合、②民間銀行の貸出量の増加分が多い場合、③民間銀行の貸出金利の減少分が少ない場合、④民間銀行の貸出量が少ない場合である。

(6)式および(7)式からわかるように、民間銀行への住宅資金需要が相対的に多い場合や民間銀行の費用が相対的に低い場合には、民間銀行の貸出量は少なく、民間銀行の貸出金利は高くなるので、上述の①および④の条件が満足されやすい。相対的とは、公的住宅金融機関に比べてという意味である。また、(6)式および(7)式より、公的住宅金融機関の貸出限度 y^* が多い場合にも、民間銀行の貸出量は少なく、民間銀行の貸出金利は高くなるので、①および④の条件が満足されやすいことが理解される。

図3(a) - 公的住宅金融機関への補助金供与水準と民間銀行利潤

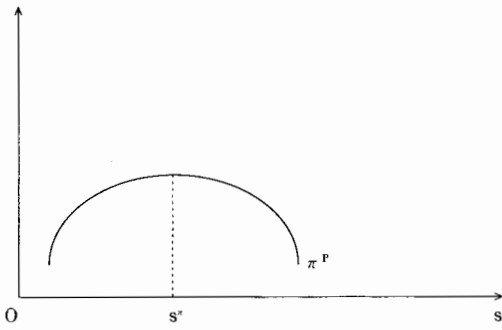
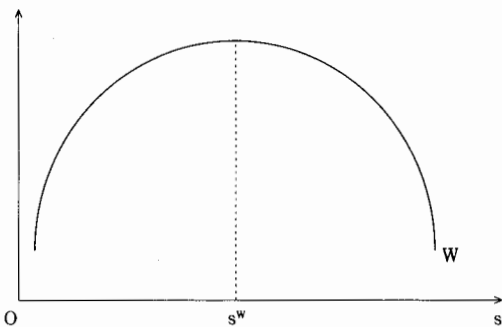


図3(b) - 公的住宅金融機関への補助金供与水準と厚生



一方、民間銀行への住宅資金需要曲線の傾きが相対的に小さい場合には、sの増加に際して民間銀行の貸出量は大きく増加する一方で、民間銀行の貸出金利はあまり減少しないので、②および③の条件が満足されやすい。

以上より、「民間銀行への住宅資金需要が相対的に多い場合、民間銀行の費用が相対的に低い場合、公的住宅金融機関の貸出限度が多い場合、民間銀行貸出への住宅資金需要曲線の傾きが相対的に小さい場合には、公的住宅金融機関への補助金供与によって民間銀行利潤が増加する」と結論づけられる。

数式では、民間銀行利潤の均衡水準 π^{P*} を s で偏微分することにより、

$$\frac{\partial \pi^{P*}}{\partial s} = \frac{1}{\theta^2} \{-2b(A-r-c^G+s-By) + \theta(a-\theta y-r-c^P)\} \quad (11)$$

が得られるので、

命題1：

$$\begin{aligned} s &< -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{2b}(a-\theta y-r-c^P) \\ \Rightarrow \frac{\partial \pi^{P*}}{\partial s} &> 0 \end{aligned}$$

とまとめられる。

(11)式より、sと π^{P*} との関係は、

$$\begin{aligned} s &= -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{2b}(a-\theta y-r-c^P) \end{aligned}$$

において最大値を迎える上に凸な曲線として、 $s-\pi^{P*}$ 平面上に図3(a)のように描かれる。

また、公的住宅金融機関への補助金供与を増加した場合、厚生がどのように変化するかを明らかにするために、厚生の均衡水準 W^* を s で偏微分すると

$$\begin{aligned} \frac{\partial W^*}{\partial s} &= \frac{1}{\theta^2} \{-b(A-r-c^G-s-By) \\ &+ \theta(a-r-c^P)\} \quad (12) \end{aligned}$$

が得られるので、

$$\begin{aligned} s &< -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{b}(a-2\theta y-r-c^P) \\ \Rightarrow \frac{\partial W^*}{\partial s} &> 0 \end{aligned}$$

が導かれる。

(12)式より、sと W^* との関係は、

$$\begin{aligned} s &= -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{b}(a-2\theta y-r-c^P) \end{aligned}$$

において最大値を迎える上に凸な曲線として、 $s-W^*$ 平面上に図3(b)のように描かれる。

ここで、

$$\begin{aligned} s^\pi &\equiv -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{2b}(a-\theta y-r-c^P) \\ s^W &\equiv -A+r+c^G+By \\ &+ \frac{\theta}{b}(a-2\theta y-r-c^P) \end{aligned}$$

と定義すると、

$$\begin{aligned} s^\pi - s^W &= \frac{\theta}{2b}(a - \theta y - r - c^P) \\ &\quad - \frac{\theta}{b}(a - 2\theta y - r - c^P) \\ &= -\frac{\theta}{2b}(a - r - c^P - \theta y) \end{aligned}$$

となる。

民間銀行の利潤が正、すなわち $p - r - c^P > 0$ という仮定における P に民間銀行貸出への需要関数 $p = a - bx - \theta y$ を代入して整理することにより、

$$a - bx - \theta y - r - c^P > 0$$

が得られ、したがって、

$$a - r - c^P - \theta y > bx$$

が導かれる。

民間銀行の貸出量 x が正であるという仮定より $a - r - c^P - \theta y > 0$ が得られ、さらに $b > 0$ 、 $\theta > 0$ の仮定を用いることにより、 $s^\pi < s^W$ が成立する。よって、公的住宅金融機関への補助金供与水準と民間銀行利潤および厚生との関係が図4のように描かれる。

したがって、 $s < s^\pi$ の部分に注目することにより、「公的住宅金融機関への補助金供与水準が一定範囲にあるならば、公的住宅金融機関が民業補完および厚生増進に貢献しうる」と結論づけられる。

数式では、

命題2：

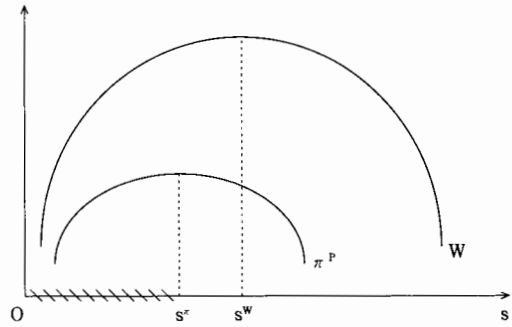
$$\begin{aligned} s &< -A + r + c^G + By \\ &\quad + \frac{\theta}{2b}(a - \theta y - r - c^P) \\ \Rightarrow \frac{\partial \pi^P}{\partial s} &> 0, \quad \frac{\partial W}{\partial s} > 0 \end{aligned}$$

とまとめられる。

3 公的住宅金融機関と市場均衡の安定性

最後に、公的住宅金融機関が現状のように補助金を与えられて収支相償下で貸出限度付き低利貸出を行っていることが、そうでない場合に

図4 公的住宅金融機関の民業補完・厚生増進条件



比べてどのように優越しているのかについて考える。この分析のために、ここでは仮に公的住宅金融機関が補助金を供与されずに利潤最大化行動をとっているものと想定する。井手・林(1992)、吉野・藤田(1996)と同様に、その際の市場の状況は寡占的であるものと考え、以下では、各金融機関が Cournot 競争に従事する場合、Bertrand 競争に従事する場合の二つの場合を想定する。

Cournot 競争に従事している場合には、各金融機関の利潤は、 x 、 y の関数として

$$\pi^P = (a - bx - \theta y - r - c^P)x$$

$$\pi^G = (A - \theta x - By - r - c^G)y$$

と表現され、利潤最大化の1階条件が、それぞれ、

$$\frac{\partial \pi^P}{\partial x} = a - 2bx - \theta y - r - c^P = 0$$

$$\frac{\partial \pi^G}{\partial y} = A - \theta x - 2By - r - c^G = 0$$

となる。

一方、Bertrand 競争に従事している場合には、各金融機関の利潤は、 P 、 Q の関数として

$$\pi^P = \frac{1}{bB - \theta^2}(p - r - c^P)(Ba - \theta A - Bp - \theta q)$$

$$\pi^G = \frac{1}{bB - \theta^2}(q - r - c^G)(-\theta a + ba + \theta p - bq)$$

と表現され、利潤最大化の1階条件は

$$\frac{\partial \pi^P}{\partial p} = \frac{1}{bB - \theta^2}(Ba - \theta A - 2Bp$$

$$\begin{aligned}
 & +\theta q + Br + Bc^p) = 0 \\
 \frac{\partial \pi^c}{\partial q} & = \frac{1}{bB - \theta^2} (-\theta a + ba + \theta p \\
 & - 2bq + br + bc^c) = 0
 \end{aligned}$$

となる。

民間銀行と公的住宅金融機関との代替性が $\theta^2 > 4Bb$ を満たす範囲にある場合には、Cournot 均衡も Bertrand 均衡もともに不安定となるが、公的住宅金融機関が収支相償下で貸出限度付き低利貸出を行っているならば、そのような場合でも市場均衡が安定であるので、「民間銀行と公的住宅金融機関との代替性が強い場合には、公的住宅金融機関の収支相償下での貸出限度付き低利貸出は市場の安定性を保つ機能を果たす」と主張できる。

おわりに

本稿では、公的住宅金融機関の特質として、補助金供与下で低利貸出を行っていること、貸出量に制限があること、収支相償を行動原則としていることをモデルに組み入れ、①公的住宅金融機関への補助金供与の増加と民間銀行利潤および厚生との関係、②公的住宅金融機関の収支相償下での貸出限度付き低利貸出の意義を明らかにすることを試みた。

得られた結論は以下のようにまとめられる。

- ①民間銀行への住宅資金需要が相対的に多い場合、民間銀行の費用が相対的に低い場合、公的住宅金融機関の貸出限度が多い場合、民間銀行貸出への住宅資金需要曲線の傾きが相対的に小さい場合には、公的住宅金融機関への補助金供与の増加によって民間銀行利潤および厚生が増加する。
- ②民間銀行と公的住宅金融機関との代替性が強い場合には、公的住宅金融機関の貸出限度付き低利貸出によって市場均衡の安定性が保たれる。

本稿では、結論を明確化するために、関数を特定化して分析を行ったが、より一般的な枠組

みにおいてもこれらの結論は維持されると推察される。そのような拡張は稿を改めて行いたいと計画している。

* 謝辞

本研究の草稿は、住宅経済研究会において発表された。参加者からの貴重なコメントは本研究を大きく前進させるものであった。記して謝意を表したい。

参考文献

- 井手一郎・林敏彦 (1992) 「金融仲介における公的部門の役割」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会。
- 森泉陽子 (1994) 「日本の公的住宅金融における信用割当とローン需要」『季刊 住宅土地経済』No14、21-31頁。
- 森泉陽子 (1996) 「民間住宅ローン需要に及ぼす公的住宅金融の効果」『季刊 住宅土地経済』No22、20-28頁。
- 吉野直行 (1996) 「住宅金融と経済厚生」『季刊 住宅土地経済』No19、22-31頁。
- 吉野直行・藤田康範 (1996) 「公的金融と民間金融が併存する金融市場における競争と経済厚生」『経済研究』47巻4号。

●資料紹介

定期借地権事例調査 [Ⅲ]

(財)日本住宅総合センター 1999年5月

定期借地権付き住宅の分譲は、新しい借地借家法が施行されたその翌年（1993年）から始まった。当センターでは、1994年から定期借地権付き住宅の事例収集を継続的に行っているが、このほど、1998年10月までに全国で発売になった定期借地権付き住宅の事例調査をとりまとめた。

定期借地権付き住宅の発売は、1993年から1998年10月までの約6年間で、戸建て住宅、マンションを合わせて2330件、1万5106区画（戸）にのぼったが、年次別にみると1995～1996年を境に減少傾向にある。これは、景気低迷の長期化に伴う消費の冷え込みにより、所有権物件を含む分譲住宅市場において在庫数が増加し、事業者が供給自体を抑制しているためと思われる。

「定期借地権付き戸建て住宅」の分譲は、1993年2月から始まり、同年には三大都市圏内で18件（88区画）が発売された。翌1994年には、262件（1288区画）が発売され、三大都市圏以外の地域における分譲事例も見うけられるようになり、早くも定期借地権付き住宅の第1次分譲ブームが到来したと考えられた。1995年はさらに増え、562件、2602区画が発売されたものの、1996年は535件、2442区画（件数で前年比4.8%減）、1997年は480件、2221区画（同10.2%減）、1998年は1～10月で313件、1729区画と、1995年をピークに減少傾向にある。

都道府県別にみると、事例件数の一番多いのは埼玉県（356件）で、第2位は千葉県（315件）、第3位は愛知県（296件）、第4位は神奈川県（230件）となっており、首都圏における供給が多いなか、愛知県が第3位に入っているのが特徴である。

区画数でみると、第1位が千葉県（1886区画）、第2位が埼玉県（1585区画）の順となり、件数での順位と逆転している。第3位は愛知県（1224区画）、第4位は神奈川県（1042区画）で、上位4県では1000区画以上が供給されていることになる。

「定期借地権付きマンション」も戸建て住宅と同様の傾向を示している。1993年は愛知県内で3件（110戸）が発売され、以後、1994年8件（189戸）、1995年32件（1185戸）と、首都圏・近畿圏を中心に増加を続けてきた。しかし、1996年の64件（1778戸）をピークに、1997年は30件（811戸）と前年の半数以下に減少し、1998年1～10月も23件（663戸）にとどまっている。

都道府県別の発売数では、愛知県がもっとも多く（47件、1375戸）、第2位の兵庫県（21件、569戸）、第3位の東京都（19件、493戸）を大きく上回っている。愛知県は、戸建て住宅の供給数も第3位に入っており、全国でもっとも定期借地権付き住宅の供給が盛んな県であるといえる。

表1一年別供給数

	戸 建 て		マ ン シ ョ ン		合 計	
	件 数	区画数	件 数	戸 数	件 数	区画・戸数
1993年	18	88	3	110	21	198
1994年	262	1,288	8	189	270	1,477
1995年	562	2,602	32	1,185	594	3,787
1996年	535	2,442	64	1,778	599	4,220
1997年	480	2,221	30	811	510	3,032
1998年1～10月	313	1,729	23	663	336	2,392
合 計	2,170	10,370	160	4,736	2,330	15,106

住宅および抵当市場の 空間解析におけるGISの利用

Can, A., GIS and Spatial Analysis of Housing and Mortgage Markets, *Journal of Housing Research* (1998)
Vol.9, Issue 1.

住宅の立地は居住者の住み心地に対する満足度や世帯の移動、近隣環境の変化などを決定付ける主要因であり、また、住宅の供給、マーケティング、金融に関連するビジネスにおいてもきわめて重要である。

住宅の立地の重要性は広く認識されているが、住宅および抵当市場の調査において住宅の立地が考慮に入れられている場合は少ない。これは、住宅の調査をしている研究者が近隣環境の影響を正確に測る手法が空間統計学や計量経済学分野で開発されていることに気付いていないためであり、また、ソフトウェアの不足などにより住宅や抵当市場を空間的に取り扱うことができないためである。そのようななかであって、今日の高性能なGISは、住宅および抵当市場における近隣環境の影響を調査するのに理想的な環境を提供している。

今回取り上げるCan論文では、初めに近隣環境の影響の種類とその原因について論じた後に、住宅および抵当市場の空間的な解析とモデル化に対する2段階のアプローチについて概説し、さらに空間的な解析をGISがどのようにサポートできるのかを示している。以下、順を追って見ていくことにする。

1 近隣環境の影響の種類とその原因

ここでいう近隣環境の影響とは、地域的な外部効果によるもの（たとえば、ごみ捨て場が近接した土地に負の外部効果をもたらすこと）と、アクセシビリティ、社会経済的な状況といった近隣環境の特徴のことである。

居住者に外部効果をもたらす主要因は、(1)アクセシビリティ、(2)物理的な環境、(3)社会的、経済的、人口学的状況、(4)公共サービスの提供の四つである。これら四つは、それぞれ具体的に次のような内容をもつ。

(1)アクセシビリティ

住宅の場所によって、職場や交通機関、公共施設

へのアクセスの良さが決まる。公共交通手段やショッピングモール、公園などに容易にアクセスできることは、近隣の居住者に良い影響をもたらす。

(2)物理的な環境

発展パターンの違いによって、住宅地の物理的な特徴（形式、密度、建築様式など）はさまざまに異なっている。たとえば、第二次大戦後にLevittownが建設されたころには、郊外の広大な土地に大量生産された住宅が建設され、空間的にも社会的にも際立った特質をもつに至った。また、顧客の選好（土地集約化の容易さやコスト、建設技術、経済水準など）によって住宅の形式ごとの空間的な集約化の程度が決定される。さらに、古くなるにつれて住宅ストックの品質は低下していくので、再建や修復することが重要になる。

これに加えて、火災や洪水といった自然災害に対する危険性も環境によって異なる。自然災害の危険性が高いことは負の外部性をもたらす源となり、その地域における住宅需要を減少させる。また、住宅の位置によって、空港など一般に隣接するのが望ましくないといわれている土地への近接度が決定される。通常、これらの土地に近接していることによって、近隣の環境は悪化し、住宅の魅力は減少する。

(3)社会的、経済的、人口学的状況

近隣の居住者や近隣の構造は、住み心地に対する満足感や住宅の価値に影響を与える空間的な外部効果の主要因である。第1に、近隣の居住者は子どもにとってのモデルとなり、彼らの価値観の形成や行動に良い影響も悪い影響も与える。第2に、近隣の居住者は、近隣の社会的つながりを形づくる際の基礎となるものである。近隣の社会的つながりが確立されている地域では、犯罪などの社会的な問題に直面した時に団結して行動を起こすことができる。また、そのような地域に暮らす住民は選挙の投票に積極的になるなど、より社会性が強くなることが知られている。このように、地域の社会的なつながり

がしっかりとしていることは、居住者に利益をもたらすと考えられている。第3に、住宅の手入れや改良をするかどうかは近隣の居住者の影響による。近隣の居住者が住宅の手入れを良くしていれば、周辺の世帯もそれに影響を受け、住宅の手入れをするようになる。また、良く手入れされた住宅が存在すること自体によって周辺の住宅にまでその効果が及び、住宅の価値が上昇する。

(4)公共サービスの提供

提供されている公共サービスの種類、水準は地域によって大きく異なる。なかでも公立学校の質と防犯性の高さは重要であり、公立学校の質は世帯が住宅を探し、購入し、新たに引っ越す際に重要な役割を果たす。ほかに、ごみ収集などのサービスの質は、近隣環境の質と魅力に影響する。このような公共サービスに加え、コミュニティ施設などの公共施設の質も重要である。このような公共サービスが行政区域によって異なるとすると、世帯はまず行政区域を選び、次にその区域内で住む地域を決める。

2 市場レベルでの近隣環境の影響

これまで述べてきた四つの要因は、住宅および抵当市場の市場レベルでのプロセスに次のような影響を及ぼしている。

(1)住宅および抵当の貸し付けにおける需要と

供給の空間的変動

住宅抵当に対する需要と住宅や居住地の選択の間には存在する相互関係のために、住宅需要と抵当需要の空間的な分布は類似したものとなっている。それに対し、住宅の供給はその大部分が建設コストや価格、立地などから予測される住宅需要に基づいて行われる。抵当の貸し付けを行う団体は、貸し付けが経済的な安全性に基づくものであって、近隣の人種構成や所得水準によるものではないことを確実にするために綿密な調査を行っているので、抵当の危険度を調査することで、経済的でない考慮によって生じた抵当財源の空間的な分布の偏りを測ることができる。

(2)住宅価格の空間的変動

近隣の環境が異なっても、住宅の価格はストック

の物理的な性質（住居形式、品質、密度など）によって系統的に決まっていると考えられる。近隣環境はそこに付加的な影響を与えるものであり、立地の違いや近隣の状況によって、似たような構造の住宅でもかなりの価格の違いが生じる。ここで重要なのは、構造や近隣環境の違いを考慮に入れた上で、どのような場合に実際の住宅価格が市場価格と大きく異なっているかという問題である。このような価格の不一致は市場の非効率性によってもたらされるが、それに加えて、最近の取引における住宅価格が現在の価格に及ぼす影響も考えられる。住宅の所有者や投資家は、住宅の価値を最近の取引価格を観察することで調査するので、近隣の住宅が市場価格よりも高値で取引されれば自分の住宅の価値も上昇していると考え（その逆もある）。そのため、このような価格のインフレ（あるいはデフレ）はいったん始まると近隣にすばやく広がっていく。

(3)抵当の不履行および抵当流れの空間的変動

抵当の割当てを決定する際に不可欠なのは、抵当の不履行や抵当流れの危険性を見積もることである。ここで重要なのは、抵当流れは空間的に伝染する性質をもっているということである。抵当流れによって放棄された住宅が近隣にあると、そこから生じる悪影響によって周辺の住宅に対する投資が減少し、最終的に抵当流れや住宅の放棄に至る。

(4)住宅の修理や増改築の空間的変動

老朽化に伴って住宅の価値は下がっていくので、ストックの質を維持するためには修理や改築をすることが重要である。人々は住宅を修理したことによって得られる見返りがもっとも大きくなるようにと考えるため、この見返りをどのように見積もるかが修理や増改築を行うかどうかを決定付ける主な要因となる。さらに、近所の人々が修理や増改築を行うと想定するかどうかにも影響する。囚人のジレンマと同じように、近隣の人々が住宅の増改築を行い、それによって自分の住宅に好影響がもたらされるのを待つのが一般的である。そのため、近隣環境が悪化していると考えられるとストックへの投資が減少し、近隣環境がさらに悪化してしまう。

(5)住み分け

世帯ごとに収入や人種、ライフスタイルが異なることにより、似かよった世帯が固まって居住するようになる。ある程度まで所得水準は人種によって異なっており、結果として特定の人種がかぎられた地区にしか居住できなくなっている。さらに、市場の力に加え、制度的な障壁（土地所有者による差別、土地利用規制など）によって特定の人種が近隣に居住することを阻まれ、このことで住み分けがより進められている面もある。

3 空間解析の枠組

近隣環境の影響を調査するためには、地理情報データを解析し、モデル化するための方法が必要となる。このような方法は、近接、伝染、相互作用といった空間的な配置や関係を組み入れて考えるものであり、伝統的な数学的、統計的解析手法がこれらの空間構造を排除したものであったのと同対照的である。

地理情報データにおける空間構造を調査する際には、2段階の方法を用いることが推奨されている(Haining 1990)。第1段階はESDA (exploratory spatial data analysis) と呼ばれるもので、空間構造を計量し、定量化することを目指すものである。第2段階はCDA (confirmatory data analysis) と呼ばれ、空間構造の影響をモデル化することを目指すものである。以下、ESDA と CDA のそれぞれについて詳しく見ていくことにする。

(1)ESDA

ESDA とは、正負の自己相関、ランダムパターンなどの空間構造を発見することである。これには空間的自己相関分析が用いられる。これらの統計手法は、全体の中での集約化の度合いを測ることができるだけでなく、ある値が空間の中で周辺とは異なるものであることを検出することもできる。

このようにして、ESDA によって空間的自己相関を検出することで、住宅および抵当市場の調査における地域的な影響や空間的な外部効果の性質について重要な予見を得ることができる。

(2)CDA とモデル化

CDA は、ある属性の地理的分布の中に見られる

構造的な関係を系統立てて説明するための方法である。仮説を検証し、推定し、予想をするという点で伝統的な計量経済学の枠組と似ているが、CDA は空間構造を関数関係として表現することもできるという点で異なっている。

CDA の主要な問題は、回帰残差に現れる空間的自己相関の有無を調べることである。この空間的自己相関は分布がランダムではなく、回帰分析における独立性の仮定が成立していないことを示唆する。回帰残差に空間的自己相関が現れるのは、次の二つの理由による。ひとつは、抵当の不履行や住宅の修理などによる地域的外部効果が存在することである。この場合は空間的自己回帰モデルによって取り扱うことができる。

もうひとつの理由は、省略された変数の存在である。起きている現象のすべてを説明するモデルを作るとは非常に困難であるため、いくつかの変数が省略されるが、これらが空間的自己相関の原因となる。なぜなら、大抵の場合これらは空間的にランダムではないからである。それに加えて、サンプリングやデータ収集、データ解析などの段階で生じる、計測に関係したエラーによっても、回帰残差に空間的自己相関が現れる。たとえば、統計調査官が荒廃した地区の住宅群を調査しなかったり、データを収集する際に誤った区域分けをしてしまうことなどが誤差の原因となる。

近年の研究によって、空間的自己相関を無視してモデル化を行うと誤ったモデルを構築してしまうことが示されている。これは、空間構造が伝統的な分析手法の根本にあるランダム性の仮定を崩してしまうためである。現在、地理情報データにおける空間構造を検出し、その情報を空間情報解析やモデル化に組み込む方法が考え出されている。ここではパラメトリックな手法が多く用いられているが、頑健なノンパラメトリック分析も CDA に用いることができる。

4 住宅および抵当市場の調査における GIS の利用法

GIS は、空間的な調査を行うのにもっとも適した

環境を提供する。以下、GISの利用法について見ていくことにする。

(1)地図作成および視覚化における GIS の利用

GISにはデータを視覚化する能力があり、さらにデータベースからの情報を取り込むこともできる。近年は、地理情報の視覚化においてマルチメディア技術の利用が盛んである。このように情報を視覚的に表現できることは、どのような研究においてもその第一歩として重要である。

(2)集約化、データの統合、調査の手段としての GIS の利用

調査目的によって必要とされる地理情報は大きく異なるが、主な違いはどのような範囲のデータが必要とされるかである。GISは与えられたデータベースを用いて住宅の位置をもとに情報を組織化し、データを任意のレベルで集約化することを可能にする。このように、GISはデータを地理的な位置をもとに組織化するため、形式や縮尺、解像度などが異なるデータを統合することができる。

また、GISには空間的なデータを取り込む機能があるため、GISを用いて空間的な関係に基づく変数や指数を作ることができる。このことによって、データ群の中にすでに存在している情報を調べることができる。

(3)空間解析を補助するツールとしての

GIS の利用

空間解析において重要なのは、近隣性の定義と同等である。近隣性を定義するには二つの方法があり、ひとつは空間的な近接性をその定義に用いる方法で、境界を共有することが近接性であると考えられる。もうひとつは距離を用いる方法で、これは空間相互作用理論に基づくものである。これらの情報は結合行列あるいは重みづけ行列に収められる。

大量のデータを用いる場合、そこには複雑な空間の関係が存在し、それらを同定する必要がある。このような場合には、重みづけ行列を作成するのに必要な空間の関係をわかりやすく表現できるベクトルデータ構造を用いた GIS がもっとも適している(この問題については、Can 1993,1996に詳しい)。

このように、GISは空間解析に必要な地理情報を

提供することができるが、空間解析を行うのに必要なツールを提供するものではない。そこで、近年は商用 GIS に外部ソフトウェアを組み込んだインターフェースが目ざされている(Anselin, Dodson, and Hudak 1993)。ESDA のためには、“close coupling”が典型的であり、これによってユーザーはマクロ言語を用いて GIS 上でアルゴリズムを作成することができる。CDA に対しては、逆に“loose coupling”がもっとも適していると考えられており、これによって GIS と他のソフトウェア(Gauss, SpaceStat, S-Plus など)の間でファイルをやりとりすることができるようになる。

結論

これまで述べたように、GISは住宅および抵当市場の調査にさまざまな形で貢献している。近年の研究によって、立地の影響を取り込むことで係数の推定がより正確に行えるようになり、モデルの説明力が向上したことが示されている(Can and Megbolugbe 1997など)。

参考文献

- Anselin,L.,R.Dodson, and S.Hudak (1993) “Linking GIS and Spatial Data Analysis in Practice,” *Geographical Systems*, 1, pp.3-23.
- Can,A. (1993) “TIGER/Line Files in Teaching GIS,” *International Journal of GIS*,7(6), pp.561-572.
- Can,A. (1996) “Weight Matrices and Spatial Autocorrelation Statistics Using a Topological Vector Model,” *International Journal of GIS*, 10(8), pp.1009-1017.
- Can,A. and I.Megbolugbe (1997) “Spatial Dependence and House Price Index Construction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*,14, pp. 203-222.
- Haining,R.(1990) *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge University Press.

(山本直英／東京大学大学院工学系研究科)

●近刊のご案内

『諸外国における土地・建物の
欠陥被害とその法的救済』

定価3,000円(税込み)

本研究は、諸外国における「土地・建物の欠陥による被害」という現象に着目し、各国でどのように法的に処理されているかについて、4人の研究者による現地調査を含め、研究会での検討などによりまとめたものである。研究の対象国としては、アメリカ(東京大学・能見善久教授)、ドイツ(立教大学・故栗田哲男教授)、フランス(東京大学・大村敦志助教授)、イギリス(東京大学・廣瀬久和教授)を選択した。

アメリカ編では、土地・建物の「製造」および「取引」の特徴について言及し、不動産取引の分析を行い、不動産の安全性に関する行政的規制を考察した。以上をふ

まえて不動産の欠陥についての法的責任を論じ、住宅保証制度についても述べている。

ドイツ編では、まず不動産取引、建設工事および建設産業などについて述べ、前提となる法律としてドイツ民法典や建設工事契約、建築士の瑕疵担保責任などを調べ、さらに製造物責任立法の概要、評価、状況などについて述べている。

フランス編では、まず不動産取引の実情について述べ、不動産に関する民事責任法制全般について概観し、製造物責任の問題に絞って検討を行い、民事責任を補う行政的規制や土地造成に関する問題についても述べている。

イギリス編では、まず建築契約関係を伝統的請負方式など4類型し、契約上の義務と責任について述べている。続いて不法行為責任について、契約責任との違い、判例の変遷などを述べ、住宅用家屋

取得者の保護という特例処置についてまとめている。

●お知らせ

平成10年5月17日午前10時30分より、(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、平成10年度事業報告および収支決算を承認するとともに、平成11年度事業計画および収支予算の議決を行いました。

依然として続く超低金利の状況にあつて、厳しい財産運用を余儀なくされておりますが、情報化に対応して遅ればせながらホームページを開設することが決まり、現在その準備を急いでおります。

これまでに当センターが刊行した約300件の調査研究レポートの要旨を掲載するのを手始めに、研究成果の全容にインターネットで直接アクセスできるようにすることを目指しています。

編集後記

郊外の住宅地で《ブラッシノキ》の真っ赤な花が目を射る五月の下旬、《メイ・ストーム》が日本列島を西から東へ駆け抜け、強風が街路樹のイチョウの青葉と丸い小さな実を路面に吹き落としました。1センチ足らずの青い実がころりと路上に落ちているのを見たのは初めてでした。

今年も郊外の駅舎にツバメが帰ってきて、去年と同じ巣で雛を育てています。2カ所に作られた巣のうちのひとつは、駅の利用客の頭上にツバメのフンがかかるのを嫌って、駅

員が竿で取り壊してしまいましたが、ひとつは無事に残され、そこで元気に雛が口を開けて餌を求めています。

ツバメは帰ってきましたが、このところ家の周りでスズメを見かけなくなりました。それに代ってカラスの数が増え、不気味に群をなしています。住民がゴミの管理を厳しくしてカラスに荒らされないようにしているため、スズメを餌食にしたという話も聞きました。

あらためて樹木の豊かさと偉大さを思わずにはいられません。(M)

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——森泉陽子
山崎福寿
浅見泰司

住宅土地経済

1999年夏季号(通巻第33号)
1999年7月1日 発行
定価(本体価格715円+税)送料200円
年間購読料3,000円(税・送料共)

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

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷(株)