

住宅大国への道

師岡健四郎

社団法人全国住宅供給公社等連合会会長
(財団法人日本住宅総合センター監事)

最近、政府の総合経済対策や生活大国五カ年計画などで、住宅問題が新しい局面を迎えようとしています。戦後の住宅政策は、戦災都市の応急住宅建設から始められましたが、もちろん数の上の仕事で、飢えと寒さが最大の敵でした。政策らしい形ができたのは、やはり昭和25年の住宅金融公庫創設からのことでしょう。当時は「土地はあれども金はなし」という時世でしたので、公庫融資は財政面からもきわめて効果的で、国民もやっと自分たちの住宅について、夢と希望がもてるようになりました。続いて鳩山内閣の住宅重点の政策で、昭和30年の日本住宅公団の開設となって、ここに現在に至る住宅政策の基本的な骨組みができあがったのでした。

住宅金融公庫法第1条に「健康で文化的な生活を営むに足る住宅」という文言があります。これは言葉としては何の変哲もない平凡なものですが、現在でも住宅政策の効果の物差しのような味がします。元来、住宅には文化と伝統に育まれた保守的な面もありますが、政策としては機能的な近代性が求められます。戦後半世紀にしてかつての敗戦国は世界の経済大国に成長し、住宅も量、質ともに非常に改善されてきていますが、住生活の水準はまだまだ欧米のそれに及びません。したがって日本人の生活面において豊かさの実感が乏しいといわれています。遠距離通勤や過重な住宅ローンに苦しむ人たちの住生活が健康で文化的だとはいえないでしょう。変転きわまりない内外の社会情勢のなかで、住宅大国への道は決して平坦ではありません。住宅問題に対する不断の研鑽と、強力な政策の実行が望まれるゆえんです。

目次●1993年冬季号 No.7

住宅大国への道 師岡健四郎——1
土地利用規制と不完全競争 小西秀樹——2
東京圏における通勤時間の経済分析 大河原透・鈴木勉——10
キャピタル・ゲインと家計消費・貯蓄 チャールズ・ユウジ・ホリオカ——17
[時事展望] 東京一極集中の是正策 高木新太郎——26
[海外論文紹介] 住宅補助政策(II) 白井誠人——28
エディトリアル・ノート——24
センターだより——32
編集後記——32

土地利用規制と不完全競争

小西秀樹

【要旨】 本稿では、商業地に小規模な企業が乱立する現象を生産物市場の不完全競争から派生するものとみて、産業間土地利用規制の導入が経済厚生に与える効果を2財2要素の一般均衡モデルによって分析する。政府が不完全競争産業内の企業数を直接規制できる場合には、商業地を広げる土地政策が経済厚生を改善する。しかし、企業数の制限ができない場合には、産業間の相対的な土地集約度に応じて望ましい土地利用規制のあり方は異なる。特に、不完全競争企業の限界費用部分における土地集約度が小さい場合、商業地を縮小する土地政策が経済厚生を改善しうる。

はじめに

市場が完全競争的であり、公害やその他の外部効果が作用しないとき、税や借地借家法などの制度による資源配分に対する歪みが存在しないかぎり、産業間で土地利用を用途別に制限するゾーニングの導入は資源配分の効率性、土地の有効利用について望ましい効果をもたらさない。しかしながら、生産物の市場が不完全競争的であり、そこで生じる資源配分の歪みを政府が直接修正できない場合、生産要素である土地の産業間配分を規制する政策が、効率的な資源配分にとって望ましい可能性がある。

企業の生産活動において一定の固定費が必要であり、そのために市場に参入する企業数が十分には大きくない場合、産業内の個々の企業は

生産物に対する価格支配力をもち、生産の限界費用を上回る価格設定を行うことができる。このような状況で企業の参入が自由であるとき、個々の企業の生産量は平均費用曲線が右下がりの状態、規模の経済性を十分には生かしきれていない状態で決まってくる。いいかえれば、参入する企業数が資源配分の点から過大になってしまい、個別企業の生産活動が縮小することになる。これは Suzumura and Kiyono(1987) および Mankiw and Whinston (1986) によって検討された「過剰参入定理」(The excess entry theorem) と呼ばれる命題である。

同質的な生産物を販売する小規模な企業が、地域の商業地に多数乱立している状況をしばしば目にすることがあるが、これは地域的な市場における企業の過剰参入の例とみることができる。資源配分の効率性の点からいえば、企業数を減らし、個々の企業の販売量を拡大するほうが土地、建物などの固定的な生産要素に関する重複投資を避けることができ、より有効な土地利用、資源配分の効率性の改善を実現することができるはずである。しかしながら、そのような参入制限を政府が実行することは、行政上の費用や営業の自由を認める法律の制約などの点で困難であるかもしれない¹⁾。

本稿では2財2要素の一般均衡モデルを用いて、土地の用途別規制の導入(具体的には商業地と住宅地の区画規制の導入)がより効率的な資源配分を達成できるかどうか、できるとすればどのような条件が満たされていなければならない

ないかについて、特に産業間の土地集約度の差に着目しながら、理論的な検討を試みる。

論文の構成は以下のとおりである。まず、本稿の基本モデルを説明し、次に、土地用途規制の導入が資源配分の効率性を改善するための必要十分条件を明らかにする。そして、一般均衡モデルに関する比較静学分析によって、政府が企業の参入を直接規制できる場合とできない場合について、土地利用規制導入の経済厚生効果を明らかにする。

モデル

ある経済はX財、Y財の2財を生産しており、それらの生産には2種類の生産要素、土地(L)および労働(N)が用いられる。それぞれの供給量は一定である。X財産業はクールノー・タイプの数量競争によって特徴づけることのできる不完全競争産業であり、一方、Y財産業は収穫一定の生産技術をもつ企業によって構成された完全競争産業である。X財産業では企業の参入時に固定的な生産要素の投入が必要であるものとする。

(1) 消費者

代表的消費者は、一定の予算制約のもとで効用を最大化するように各財に対する需要量を決定する。ここでは、簡単化のために消費者の効用関数を、 $U(X, Y) = \phi(X) + Y$ 、 $\phi(X) \equiv \phi'(X) > 0$ 、 $\phi''(X) \equiv \phi''(X) < 0$ と特定化する。X、YはそれぞれX財およびY財の消費量である。X財およびY財の価格をそれぞれp、qとすると、所得Iのもとでの代表的消費者の効用最大化問題は間接効用関数 $V(p, q, I)$ を用いて、 $V(p, q, I) \equiv \max_{X, Y} \{U(X, Y) | pX + qY \leq I\}$ と表すことができる。このとき、それぞれの財に対する需要関数はロアの恒等式により $X = -V_p/V_1$ 、 $Y = -V_q/V_1$ となる²⁾。特に、ここで前提とした効用関数のもとでは、X財の逆需要関数は $p = q\phi(X)$ となる。以下、計算を容易にするために需要の価格弾力性 $\epsilon \equiv -\phi(X)/(\phi'(X))$ を一定

(小西氏写真)

こにし・ひでき
1962年兵庫県生まれ。1986年東京大学経済学部卒業。1990年より、成蹊大学経済学部専任講師。論文：“Final and Intermediate Goods Taxation in an Oligopolistic Economy with Free Entry,” *Journal of Public Economics* ほか

と仮定する。

(2) Y財産業

Y財は、収穫一定の生産関数をもつ企業によって完全競争的に供給される。いま、産業間を自由に移動できる労働の単位当たり賃金をw、土地利用規制のもとでY財産業に利用可能な土地の単位当たり地代を r_Y としよう。収穫一定の生産技術のもとでは、Y財の生産における限界費用(=平均費用)はこれら2つの要素価格の関数として $g(w, r_Y)$ と表現できる。Y財の市場は完全競争的であるから、市場均衡価格は必ず、 $q = g(w, r_Y)$ を満たす水準に決定される。

(3) X財産業

X財に対する逆需要曲線は、Y財の均衡価格を用いて $p = g(w, r_Y)\phi(X)$ と書ける。X財産業の各企業はこの逆需要関数においてw、および r_Y は一定であるものと見なして生産量を決定するものと仮定しよう。

土地利用規制のもとでX財産業の利用できる土地の地代を r_X とする。X産業内の代表的企業が、土地および労働を用いてX財をx単位生産するとき最低限負担しなければならない費用を費用関数 $C(w, r_X, x)$ とし、以下ではそれが可変費用部分と限界費用部分について、次のように分けられるものと仮定する。

$$C(w, r_X, x) = c(w, r_X)x + f(w, r_X)$$

いうまでもなく、右辺第1項は可変費用、第2項は固定費用であり、ここでは限界費用 $c(w, r_X)$ が生産量xから独立であることを前提している。

寡占企業の利潤は先の逆需要関数と費用関数を用いて、

$g(w, r_Y) \phi(x + X_{-i})x - c(w, r_X) - f(w, r_X)$ と表すことができる。ここで、各寡占企業はクールノー・タイプの想定のもとで利潤を最大にする生産量を選択すると仮定する。また、産業内のすべての企業は同一の生産技術によって生産できるから、寡占企業の競争均衡は対称的であるとする。すなわち、産業内の企業数を n とすると、均衡では、 $X = nx$ が成り立つ。対称的なクールノー均衡のもとでは、各企業の利潤最大化の一階条件として、

$$g(w, r_Y) \phi(nx) \left(1 - \frac{1}{n\varepsilon}\right) = c(w, r_X) \quad (1)$$

が成立する。

X財産業に対する企業の参入退出は自由であるならば、産業内の企業数が一定になる状態では寡占企業の獲得する超過利潤はゼロになる。このとき、政府が産業内の企業数を直接規制できない場合の市場均衡では、

$$g(w, r_Y) \phi(nx)x - c(w, r_X) - f(w, r_X) = 0 \quad (2)$$

が成り立つ。

(4) 生産要素市場

まずはじめに、労働市場の均衡を検討する。各企業の労働需要はシェパードの補題より、企業の費用関数を賃金で偏微分した値に一致する。X財産業に属する1企業の労働需要は $C_w(w, r_X, x)$ であり、またY財1単位当たりに必要な労働投入量は $g_w(w, r_Y)$ である。したがって、労働市場の需給均衡条件は、

$$n\{C_w(w, r_X)x + f_w(w, r_X)\} + Yg_w(w, r_Y) = N \quad (3)$$

となる。

次に土地市場を考察する。各産業の利用できる土地の総量を L_X 、 L_Y とする。経済全体の土地の総量は一定であり、 $L_X + L_Y = L$ により与えられているから、労働市場と同様にして、各産業ごとの土地市場で需要と供給が一致するための条件は、

$$n\{C_r(w, r_X)x + f_r(w, r_X)\} = L_X \quad (4)$$

$$Yg_r(w, r_Y) = L_Y \quad (5)$$

である。産業間での土地の利用規制がなければ L_X 、 L_Y も内生変数であり、 $L_X + L_Y = L$ となるように地代 $r (= r_X = r_Y)$ が決定される。

(5) 一般均衡

代表的消費者の所得 I をニューメレールにとる。所得の源泉は賃金、地代および不完全競争産業において生ずる超過利潤の合計に等しい。したがって、一般均衡のもとで決まってくる内生変数はニューメレールを通じて、

$$n\{g(w, r_Y) \phi(nx)x - c(w, r_X) - f(w, r_X)\} + nW + r_X L_X + r_Y L_Y = 1 \quad (6)$$

という関係を必ず満足することになる。

土地利用規制および参入規制が実施される以前の経済の一般均衡は、以上(1)から(6)までの6つの方程式体系によって記述される。未知数は x, n, Y, w, r_X, r_Y の6つであるから、一般にこれらの均衡値を解くことができる。政府がX財産業内の企業数を直接規制できない場合、土地利用規制の導入は(4)式および(5)式の左辺を dL_X 、 $dL_Y (= -dL_X)$ だけ変化させることを意味する。この場合、土地利用規制の導入は上述の6つの方程式体系を通じて経済の資源配分に影響を与える。一方、政府がX財産業への企業の参入規制を同時に実施できる場合、(2)式は政策導入後の均衡条件とはならない。参入規制と土地利用規制が同時に行われる場合、(1)および(3)から(6)までの5つの方程式体系が、政策導入後の均衡条件となることに注意が必要である。

経済厚生の変化

以下では、政府が不完全競争産業の土地利用量を $dL_X (= -dL_Y)$ だけ変化させたときの経済厚生の変化について分析する。まずはじめに、上述の一般均衡体系において土地利用規制が経済厚生を改善するための十分条件を明らかにしておこう。

代表的消費者の享受する効用水準の変化は、不完全競争産業における個別企業の生産量の変

化(dx)と、そこでの土地利用量の変化(dL_x)に基づいて、以下のように書き表すことができる³⁾。

$$\frac{dV}{V_1} = -Xg(w, r_Y)\phi'(X)dx + (r_X - r_Y)dL_X$$

右辺の第1項は規模の経済を通じた経済厚生の変化を示している。 $\phi' < 0$ であるから、不完全競争産業における企業の個別生産量 x の増加は、規模の経済性の活用を通じて経済厚生を改善する。第2項は、土地の産業間への配分の歪みを表している。他の事情を一定とするかぎり、 $r_X > r_Y$ であれば土地はより効率的に利用できる産業Xのほうに配分するべきであり、また逆のときは逆である。注意すべき点は、上の経済厚生の変化に関する条件は、政府が不完全競争産業の企業数を直接規制できる場合、規制できない場合のいずれにも当てはまるということである。

本稿では、政府がはじめて産業間での土地利用規制（および可能な場合には、不完全競争産業における企業の参入規制）を限界的に導入するケースを考察の対象とする。この場合、政策が導入される以前の一般均衡では $r_X = r_Y$ が成立しているから、上の第2項による経済厚生の変化は無視することができる。したがって、土地利用規制の限界的な導入が経済厚生を改善するための条件とは、 $dx > 0$ 、すなわちX財産業の1企業当たり生産量が増加することである。

一般均衡の比較静学

土地利用規制および参入規制の導入が経済の一般均衡にどのような影響を与えるかを明らかにするために、前節までで導いた一般均衡体系に関する比較静学分析を行う。各変数について、その変化率をhat-calculusによって表現しよう。すなわち、ある変数 z に関して、 $\hat{z} \equiv dz/z$ である。

(1)式より、X財産業の企業当たり生産量、企業数、産業間の相対的な限界費用の間に、

$$-\frac{1}{\epsilon}\hat{x} - \frac{(n-1)\epsilon-1}{\epsilon(n\epsilon-1)}\hat{n} = \hat{c} - \hat{g}$$

の関係があることを導き出せる。ここで、生産量を戦略変数とするクールノー競争において、それが戦略的代替関係 (strategic substitutes) を満たすものと仮定する。戦略的代替関係とは個々の寡占企業の利潤最大化生産量が競争相手の企業の生産量の増加によって縮小することを意味する。これは(1)式右辺で表される寡占企業の限界収入が企業数 n の増加に対して低下することと同値であり、ここでの定式化したかえれば、 $n > 1 + 1/\epsilon$ が戦略的代替関係を保証する。上で \hat{n} の係数を $\mu \equiv [(n-1)\epsilon-1]/[\epsilon(n\epsilon-1)]$ とすると、戦略的代替関係のもとでは $\mu > 0$ が成り立つ。さらに、産業間の相対的な限界費用の変化率はそれぞれの直面する要素価格比率($\omega_X = w/r_X$, $\omega_Y = w/r_Y$)の変化率、 $\hat{\omega}_X \equiv \hat{w} - \hat{r}_X$ および $\hat{\omega}_Y \equiv \hat{w} - \hat{r}_Y$ を用いて、

$$\hat{c} - \hat{g} \equiv -\theta_X^M \hat{\omega}_X + \theta_Y^Y \hat{\omega}_Y$$

と表すことができる。ただし、 θ_i , $i=M, Y$ はそれぞれX財産業およびY財産業に属する企業の限界費用に占める地代コストの比率、 $\theta_X^M \equiv r_X C_r / c$, $\theta_Y^Y \equiv r_Y g_r / g$ である。これらを用いて、(1)式から導かれる内生変数間の関係は、

$$-\frac{1}{\epsilon}\hat{x} - \mu\hat{n} + \theta_X^M \hat{\omega}_X - \theta_Y^Y \hat{\omega}_Y = 0 \quad (7)$$

となる。企業数の増加やX財産業の直面する相対的な限界費用の上昇は、他の事情を一定として、寡占企業の均衡生産量を減少させる。

次に、(2)式より政府がX財産業の企業数を直接規制できない場合、企業の参入退出を通じた内生変数間の関係は、

$$\frac{n-1}{n\epsilon}\hat{x} - \frac{1}{\epsilon}\hat{n} + \theta_X^A \hat{\omega}_X - \theta_Y^Y \hat{\omega}_Y = 0 \quad (8)$$

として得られる。ただし、 θ_X^A はX財産業の企業の総費用に占める地代コストのシェアを表し、 $\theta_X^A \equiv r_X C_r / C$ である。(8)式から、他の事情を一定とするかぎり、寡占企業の生産量や相対的な平均費用の上昇は、X財産業の均衡企業数を減

少させるといえる。

生産要素市場の均衡条件についても同様である。まず、X財産業に関する土地市場の均衡条件(4)について検討する。経済全体の土地総量のうちでX財産業に利用される土地のシェア、X財産業の限界費用部分に用いられる土地のシェア、X財産業の固定費用部分に用いられる土地のシェアを、 $\lambda_{XL}^M \equiv L_X/L (\equiv nC_r/L)$ 、 $\lambda_{XL}^M \equiv nxC_r/L$ 、 $\lambda_{XL}^F \equiv nf_r/L$ と定義しよう。また、 σ^M, σ^F を、寡占企業の限界費用部分および固定費用部分における労働と土地の代替の弾力性とする。これらを用いると、(4)式から、寡占企業の生産量、産業内企業数、要素価格比率の間に以下の関係が導かれる。

$$-\lambda_{XL}^M \hat{x} - \lambda_{XL}^F \hat{n} - \delta_{XL} \hat{\omega}_X = -\frac{dL_X}{L} \quad (9)$$

ただし、 $\delta_{XL} \equiv \lambda_{XL}^M \theta^M \sigma^M + \lambda_{XL}^F \theta^F \sigma^F (>0)$ である。仮に $dL_X < 0$ とすると、(9)式は、X財産業への土地利用制限が企業の個別生産量の減少、企業数の減少、賃金地代比率の低下のいずれかを生じさせることを示している。

完全競争産業に関する土地市場の均衡条件についても(5)式から、

$$-\lambda_{YL} \hat{Y} - \lambda_{YL} \theta^Y \sigma^Y \hat{\omega}_Y = \frac{dL_X}{L} \quad (10)$$

を導くことができる。ただし、 $\lambda_{YL} \equiv L_Y/L (\equiv Yg_r/L)$ であり、経済全体の土地総量にY財産業用の土地の占めるシェアを表す。また、 $\sigma^Y (>0)$ はY財の生産における労働と土地の代替の弾力性である。 $dL_X < 0$ とすると、Y財産業の利用できる土地の増加は、Y財生産量の増加もしくはY財産業が直面する要素価格比率 ω_Y の上昇のいずれかを生じさせることが明らかである。

労働市場についても、各産業で用いられる労働のシェアを不完全競争産業での限界費用部分、固定費用部分の区別を明確にしながら、 $\lambda_{LN}^M \equiv N_X/N (\equiv nC_w/N)$ 、 $\lambda_{LN}^M \equiv nxC_w/N$ 、 $\lambda_{LN}^F \equiv nf_w/N$ 、 $\lambda_{YN} \equiv N_Y/N (\equiv Yg_w/N)$ と定義しよう。このとき、労働市場の均衡条件(3)から、

$$\lambda_{LN}^M \hat{x} + \lambda_{LN}^F \hat{n} - \delta_{LN} \hat{\omega}_X + \lambda_{YN} \hat{Y} - \lambda_{YN} \theta^Y \sigma^Y \hat{\omega}_Y = 0 \quad (11)$$

が成立する。ただし、 $\delta_{LN} \equiv \lambda_{LN}^M \theta^M \sigma^M + \lambda_{LN}^F \theta^F \sigma^F$ である。 $\theta^Y + \theta^N = 1$ が定義により成り立つことに注意しながら、(10)と(11)から \hat{Y} を消去すると、

$$\lambda_{YL} \lambda_{LN}^M \hat{x} + \lambda_{YL} \lambda_{LN}^F \hat{n} - \lambda_{YL} \delta_{LN} \hat{\omega}_X - \lambda_{YL} \lambda_{YN} \theta^Y \hat{\omega}_Y = \lambda_{YN} \frac{dL_X}{L} \quad (12)$$

が得られる。X財産業の土地利用を制限したとき、労働市場の均衡を通じて寡占企業の個別生産量の減少、企業数の減少、あるいは各産業が直面する要素価格比率の上昇のいずれかが生じる。

土地利用規制の経済効果

(1) 参入規制が可能な場合

不完全競争産業への企業の参入規制と土地利用規制を同時に実施できる場合、政策導入の効果をみるためには上の(7)、(9)、(12)によって構成される方程式群を連立して解けばよい。行列の形でこれらを再掲すると、次のように書き表すことができる⁴⁾。

$$H \cdot \begin{bmatrix} \hat{x} \\ \hat{\omega}_X \\ \hat{\omega}_Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ \lambda_{XL}^M \\ -\lambda_{YL} \lambda_{LN}^M \end{bmatrix} \hat{n} + \begin{bmatrix} 0 \\ -1 \\ \lambda_{YN} \end{bmatrix} \frac{dL_X}{L} \quad (13)$$

ここで、不完全競争産業内の企業数が一定であるときの一般均衡が局所的に安定であるための十分条件として、 $|H| < 0$ を仮定する⁵⁾。(13)から \hat{x} を解くと、次のようになる。

$$|H| \cdot \hat{x} = A \hat{n} - B \frac{dL_X}{L} \quad (14)$$

ただし、 $A \equiv \lambda_{YL} \lambda_{YN} \sigma^Y (\mu \delta_{XL} + \lambda_{XL}^M \theta^M) + \lambda_{YL} \theta^Y (\lambda_{XL}^M \delta_{LN} + \lambda_{LN}^M \delta_{XL})$ 、 $B \equiv (\lambda_{YL} \delta_{LN} + \lambda_{YN} \delta_{XL}) \theta^Y + \lambda_{YN} \lambda_{YL} \sigma^Y \theta^M$ である。このとき各パラメータの定義より、 $A, B > 0$ であるから、以下の命題が成り立つ。

(命題1) 政府が不完全競争産業への企業の参入規制と土地利用規制を同時に実行できる場合、①不完全競争産業の土地利用量を減らす

ことなく企業の参入を制限するならば、あるいは②企業数を増やすことなく不完全競争産業の土地利用量を増加させるならば、経済厚生は改善する。

この命題から、政府が不完全競争産業の企業数を直接規制できるケースにおいては、市場均衡のもとで決まってくる産業間の土地配分は、不完全競争産業に対して（限界的な意味で）過小になっていることがわかる。いいかえれば、寡占的な企業の立地する商業地を拡大することによって規模の経済性をより活用しようとする場合、新たな企業の参入をなるべく促進しないように参入規制を行うことが、資源配分の効率性を改善するための十分条件であるといえる。

(2) 参入規制が不可能な場合

政府が不完全競争産業への企業の参入を規制できない場合、不完全競争産業の土地利用量の拡大は新たな企業の参入を誘発して、当該産業での「過当競争」をいっそう強める要因になりかねない。その意味では、参入規制が不可能な場合、逆に、商業地を縮小し住宅地を拡大することを資源配分の効率性の観点から正当化できる可能性がある。

政府が不完全競争産業の企業数を直接規制できない場合、土地利用規制導入の効果は上の(7)、(8)、(9)、(12)によって構成される方程式群を連立して解くことで得られる⁶⁾。

$$J \cdot \begin{bmatrix} \hat{x} \\ \hat{n} \\ \hat{w}_x \\ \hat{w}_y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ -1 \\ \lambda_{yN} \end{bmatrix} \frac{dL_x}{L} \quad (15)$$

企業数が可変的な場合の一般均衡が局所的に安定であるための十分条件として、この行列の行列式の値が正値であること、すなわち、 $|J| > 0$ を仮定する⁷⁾。(15)式から \hat{x} を解いた結果は以下のようなになる。

$$|J| \cdot \hat{x} = [(1/\varepsilon - \mu)B + (\theta^M - \theta^A)D + \theta^y(\lambda_{yL}\lambda_{xN}^A - \lambda_{yN}\lambda_{xL}^A)](\theta^M - \theta^A) \frac{dL_x}{L} \quad (16)$$

ただし、 $D \equiv \mu\lambda_{yN}\lambda_{yL}\sigma^y > 0$ である。これより、参入規制が実施できない場合に、土地利用規制の導入が不完全競争産業の企業の個別生産量に与える影響は、(14)式右辺に現れた3つの効果に分類できることになる。

①限界費用効果：(16)式右辺第1項は、土地利用規制の導入による地代の変化が、両産業の相対的な限界費用($c(w,rx)/g(w,ry)$)の変化を通じて不完全競争産業の企業の均衡生産量に影響を与える効果を表している。不完全競争産業の土地利用量を拡大した場合、それは寡占企業の直面する要素価格比率(ω_x)を低下させる一方、完全競争企業の要素価格比率(ω_y)を上昇させる効果をもつ。これによって寡占企業の相対的な限界費用は低下するから、寡占企業の生産量は拡大することになる。

しかし、相対的な限界費用の低下は、同時に不完全競争産業への企業の新規参入をも容易にする。企業数の増加は戦略的代替の仮定より、個別企業の均衡生産量を縮小させる効果をもつ。(16)式の第1項はこの両方の効果を相殺した結果得られるものであり、 $1/\varepsilon > \mu$ であるから、限界費用効果は一般に個別企業の均衡生産量を拡大する。

②平均費用効果：(16)式右辺第2項は、土地利用規制が寡占企業の限界費用と平均費用の相対的な大きさに影響を与えることを通じて、個別企業の生産量を変化させる効果である。いま、個々の寡占企業が利用する土地と労働の比率を、限界費用部分と平均費用部分に分けて、

$$l^M \equiv \frac{c_r}{c_w} \\ l^A \equiv \frac{c_r X + f_r}{c_w X + f_w}$$

と書くことにしよう。 $\theta^M > (\text{resp.}, <)\theta^A$ は $l^M > (\text{resp.}, <)l^A$ と同値である⁸⁾。したがって、平均費用効果は不完全競争産業の個別生産量に対して、限界費用が平均費用に比べて土地集約的であればプラスに、逆に平均費用のほうが限界費用よりも土地集約的であればマイナスに作

用する。この直観的な意味は、例えば限界費用の構成が平均費用のそれよりも土地集約的であれば、寡占企業の直面する要素価格比率(ω_x)の上昇は平均費用に比べて限界費用をより低下させる結果、不完全競争産業における企業数を減少させる効果をもつからである。

③リブチンスキー効果：(16)式右辺第3項は国際貿易理論でよく知られたリブチンスキー効果(Rybczynski effect)であり、要素価格比率を一定として不完全競争産業で相対的に土地をより多く利用できるようになった場合、生産要素の需給均衡を通じて寡占企業の均衡生産量がどのように影響されるかを明らかにしている。いま、完全競争産業の土地労働比率を I^Y としよう。 $\lambda_{YL}\lambda_{KN} > (\text{resp. } =, <) \lambda_{YN}\lambda_{KL}$ と $I^Y > (\text{resp. } =, <) I^A$ は同値であるから⁹⁾、したがって、不完全競争産業の土地利用量が増えたときにリブチンスキー効果が寡占企業の均衡生産量を増加させるための条件は、 I^Y と I^M がともに I^A よりも大きいか、もしくはともに小さい場合となる。

リブチンスキー効果については次のような直観的説明を与えることができる。経済全体の土地および労働が完全雇用される場合、全体の労働土地比率 N/L は各産業の平均労働土地比率 $1/I^A$, $1/I^Y$ の加重平均として

$$\frac{L_x}{L} \cdot \frac{1}{I^A} + (1 - \frac{L_x}{L}) \frac{1}{I^Y} = \frac{N}{L}$$

と表すことができる。したがって、 $I^Y > I^A$ のとき、 L_x の増加によって I^A は上昇しなければならない。また、 $I^Y < I^A$ のときは逆である。一方、不完全競争産業の平均的な土地労働比率 I^A は $I^M > I^A$ ならば生産量 x の増加とともに上昇するし、逆であれば低下する。結局、要素価格比率が一定のもとで L_x の増加が寡占企業の生産量 x を増やすのは $\min(I^Y, I^M) > I^A$ あるいは $\max(I^M, I^Y) < I^A$ のケースである。これら以外の場合、リブチンスキー効果を通じて L_x の増加は寡占企業の均衡生産量にマイナスの効果を与える。

これら3つの効果の方向と大きさが明らかに

なれば、(16)式と先に求めた経済厚生改善の十分条件によって望ましい土地利用規制のあり方を導くことができる。

(命題2) 政府が不完全競争産業内の企業数を直接規制できない場合、 $I^M > I^A$ かつ $I^Y > I^A$ であれば、不完全競争産業への土地利用制限は経済厚生を悪化させる。

ここでもう一度、限界費用効果の大きさを検討しよう。前述のように、この効果は要素価格比率の上昇による限界費用の相対的な変化が寡占企業の個別生産量に与える影響をとらえたものであるが、それは同時に企業の参入にも影響を与えるため、寡占企業の個別生産量を増加させる効果はあまり大きくないかもしれない。事実、限界費用効果の大きさは $1/\varepsilon - \mu$ の大きさに依存しており、 ε および μ の定義から明らかなように、不完全競争産業内の企業数が多ければ多いほど $1/\varepsilon - \mu$ の値はゼロに近づく。

また、限界費用効果の第2項Bは企業の生産技術を規定する変数、すなわち、代替の弾力性 $\sigma^M, \sigma^F, \sigma^Y$ および各生産要素の投入量の相対的な大きさ(λ_{KL}, θ^A など)に依存しており、例えば、寡占企業が限界費用部分では土地を利用することがなく、固定費用部分が土地だけから構成されているケース($\theta^M = \theta^F = 0$)や、土地と労働の代替の弾力性がすべての産業においてゼロのケース($\sigma^M = \sigma^F = \sigma^Y = 0$)では、 $B = 0$ となって限界費用効果は作用しない¹⁰⁾。

(16)式から、一般に、限界費用効果が無視できるほど小さい場合、平均費用効果とリブチンスキー効果によって不完全競争産業への土地利用制限が経済厚生を改善するための十分条件は、 $I^Y > I^A > I^M$ である。完全競争産業を住宅サービス産業、不完全競争産業を商業と見なすならば、土地集約度に関するこの条件は、ある程度現実 に即した条件になっているとみてよいであろう。したがって、限界費用効果が小さいとすれば、不完全競争産業による土地利用の制限(商業地の抑制)は、効率的な資源配分を目的とする改善の土地政策として正当化できることになる。

(命題3) 政府が不完全競争産業内の企業数を直接規制できず、かつ限界費用効果が無視できるほど小さい場合、 $I^Y > I^M > I^L$ であれば、不完全競争産業への土地利用制限は経済厚生を改善する。

おわりに

本稿では簡単な2財2要素一般均衡モデルを用いて、不完全競争下の土地利用規制が経済厚生に与える影響について、不完全競争産業への参入規制が可能な場合とそうでない場合に分けて分析した。モデルの単純化のためいくつかの技術的な仮定を設けている点は、結果の解釈にとって重要である。

第1に、本稿のモデルでは土地と労働だけが生産要素として扱われている。しかしながら、土地利用規制の導入は不完全競争産業において土地と建物などの資本の間の代替をもたらすことが考えられる。この場合、平均費用効果とリブンスキー効果について多数要素間の相対的な集約度が問題になる。

第2に、本稿のモデルをある地域経済のモデルとみた場合、ここでの分析は地域経済を他の地域から独立したものとして扱っており、特に地域間の人口移動を捨象していることになる。商業地と住宅地の用地規制はそれぞれの地代の変化を通じて、長期的には地域の人口、地域の市場需要の大きさに影響するから、人口の変化が規模の経済に与える効果を考える必要がある。

第3に、本稿の分析は、不完全競争に基づく企業の過剰参入が商業地の有効利用を妨げているという視点に立っている。しかし、地域の商業地の開発が進まない理由として、それ以外にも固定資産税や借地借家法などの制度的要因を考慮することができる。これらの制度的な要素を前提としたときの産業間での土地利用のあり方については今後の研究課題としたい。

注

1) 過剰参入定理の一般均衡分析への拡張については

Konishi, Okuno-Fujiwara and Suzumura (1990)を参照。

- 2) 本稿では下つき文字のついた関数記号はその変数による当該関数の偏微係数を表すものとする。
- 3) この式の導出に関する詳細は省略するが、間接効用関数の定義、要素市場の均衡条件(3)、(4)、(5)、およびニューメレールの定義を全微分して諸変数を整理することで得られる。

$$4) \quad H \equiv \begin{bmatrix} -1/\varepsilon & \theta^M & -\theta^Y \\ -\lambda_{XL}^M & -\delta_{XL} & 0 \\ \lambda_{YL}\lambda_{XN}^M & -\lambda_{YL}\delta_{XN} & -\lambda_{YL}\lambda_{YN}\sigma^Y \end{bmatrix}$$

- 5) 局所的安定性の十分条件についてはKonishi (1992)を参照。

$$6) \quad J \equiv \begin{bmatrix} -1/\varepsilon & -\mu & \theta^M & -\theta^Y \\ -(n-1)/(\varepsilon n) & -1/\varepsilon & \theta^A & -\theta^Y \\ -\lambda_{XL}^M & -\lambda_{XL}^L & -\delta_{XL} & 0 \\ \lambda_{YL}\lambda_{XN}^M & \lambda_{YL}\lambda_{XN}^L & -\lambda_{YL}\delta_{XN} & -\lambda_{YL}\lambda_{YN}\sigma^Y \end{bmatrix}$$

- 7) Konishi (1992)を参照せよ。
- 8) 費用関数の一次同次性より、

$$\theta^M - \theta^A = \frac{r_X W C_w C_w}{c C} (I^M - I^A)$$

が成立する。

- 9) 各産業の要素投入量の要素賦存量に対するシェアの定義を用いると、

$$\lambda_{YL}\lambda_{XN}^M - \lambda_{YN}\lambda_{XL}^M = \frac{n Y g_w C_w}{LN} (I^Y - I^A)$$

が成り立つ。

- 10) 代替の弾力性がゼロのケースでは、平均費用効果も作用しない。

参考文献

- Konishi, H. (1992), "A Welfare Analysis of Entry Regulation and Factor-Use Restriction under Imperfect Competition," mimeo.
- Konishi, H., M., Okuno-Fujiwara and K. Suzumura (1990), "Oligopolistic Competition and Economic Welfare: A General Equilibrium Analysis of Entry Regulation and Tax-Subsidy Schemes," *Journal of Public Economics* 42, 67-88.
- Mankiw, N. G. and M. D. Whinston (1986), "Free Entry and Social Inefficiency," *Rand Journal of Economics* 17, 48-58.
- Suzumura, K. and K. Kiyono (1987), "Entry Barriers and Economic Welfare," *Review of Economic Studies* 54, 157-167.

東京圏における 通勤時間の経済分析

大河原透・鈴木 勉

【要旨】 東京圏における住宅問題は、単にアフォーダブルな住宅の供給ではなく、通勤時間が適正な範囲に収まる住宅の供給問題である。これを議論するためには、都市経済の空間的構造にまで踏み込んだ調査・分析が必要になる。職場と住宅の空間分布、あるいはそれがもたらす通勤流動パターンなどを詳細に調査することが、都市の住宅問題に関する分析の出発点になる。

ここでは、東京圏の211の市区町村を対象に、その相互間の通勤時間・通勤流動を1985年の国勢調査などの統計から調査し、東京大都市圏の通勤時間が都心からの業務分散施策によりどの程度削減できるかを実証的に評価する。ここでの計測結果によれば、業務分散は長期的には通勤時間の削減に寄与するが、これを実現させるためには、住宅取引の円滑化を妨げている諸規制や慣行を見直すなど、住宅市場の歪みは正が不可欠である。

また、都市経済学の分野で、都市圏における職住の空間的配置の最適化により通勤時間あるいは通勤距離がどれだけ削減できるかを扱った「ウェイストフル・コミューティング」論争に参加し、東京圏でのウェイストフル・コミューティングの割合は、平均通勤時間50分に対し、15%であることを提示した。

はじめに

長時間混雑通勤は典型的な都市問題として解決が求められて久しいが、通勤時間はむしろ増

大する傾向にある。混雑を発生させている供給のボトルネックを取り除くか、需要を減少させるかが単純な解決策となる。

供給側の抜本的な対応策としては、新線建設や複々線化など輸送力の増強を行い、混雑を緩和することが考えられる。一方、需要側の対応策としては、車両登録番号の割当により需要を直接管理し、交通量を削減することが、メキシコ市などの自動車交通ですでに実施されている。また、都市そのものの大きさを直接規制することで交通量を削減することも提案されている。

需要・供給を変化させずに混雑通勤を解消させることも可能である。混雑は時間に依存し発生する現象であるから、ピーク時の需要をオフピーク時に移し、需要を時間的に平準化することで混雑を解消できる。このためには、時差通勤の呼びかけばかりでなく、ピークロードプライシングの導入が必要であろう。

通勤混雑解消のために、都市計画的手法も寄与するであろう。職場や住宅の空間配置を適切に組み合わせ、職住近接型の都市構造を実現できれば交通量は減少する。職場や住宅の空間配置を誘導する施策は、例えば多摩や千葉のニュータウン開発や筑波研究学園都市の建設などにみられるように、これまで都市計画の代表的な手法であった。また、都市圏全体としての就業や居住の都市空間構造を不変に保ったままでも、職場や住宅の交換が可能であるならば、都市全体の総通勤時間を削減できる。

都市の経済活動の分析や都市計画の評価を行

(大河原氏写真)

おおかわら・とおる
1953年神奈川県生まれ。1982年筑波大学大学院社会学研究科博士課程修了。現在、(財)電力中央研究所経営調査室主任研究員。
論文：“Urban Residential Land Rent Function : An Alternative Muth-Mills Model,” *Journal of Urban Economics* ほか

(鈴木氏写真)

すずき・つとむ
1964年千葉県生まれ。1989年東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修士課程修了。現在、(財)電力中央研究所経済研究所担当研究員。
論文：“Sequential Location-allocation of Public Facilities in One- and Two-dimensional Space,” *Mathematical Programming B.* ほか

うためには、都市構造の空間的な分析が必要である。これまで、都市圏の空間構造の実証分析は、主として都市計画学の分野の研究者により行われてきた。例えば、牛田（1988）は業務開発や交通基盤整備の評価をシミュレーション分析により試みている。だが、評価の対象は集積の変化が中心で、通勤時間への影響はなされていない。南部・大江（1990）は業務分散による通勤時間短縮の評価を試みているが、分散の対象となる就業者のみ常住地に最も近いところから配分しているなど、部分的な影響評価にとどまっている。

このように、都市工学からは都心からの業務分散化政策に対する評価を行った例はいくつかあるが、都市経済学からは都市構造と通勤時間に関する Hatta and Ohkawara (forthcoming) の研究を除けば、日本では実証研究の蓄積はほとんどない。また、政策当局も例えば業務分散政策が、都市の空間構造と密接に関連する通勤時間の削減にどの程度寄与するかを試算していない。

本研究の目的は、東京都心からおよそ60km以内の211市区町村（東京大都市圏、Tokyo Metropolitan Area: TMA）を対象に、通勤流動と通勤時間の実態を明らかにし、TMAにおける総通勤時間の削減に対して、職や住の再配置という都市計画的手法の有効性を検討することにある。

この検討に先立ち、都市構造を変えずとも職住の入れ替えにより総通勤時間をどれだけ削減する余地があるかを明らかにする。これを、職場と住宅の空間分布を現状に固定し、通勤時間

の総和を最小化する職住の割当を求める線形計画問題（最適職住割当問題：Optimal Commuting Assignment Problem）として定式化する。これは主として米国の都市を対象に都市経済学者が「無駄な通勤（Wasteful Commuting：WC）」論争として議論¹⁾してきたものであり、都市住民が住宅または職場のどちらか一方を他方より近くに変えることで減少する通勤時間をTMAで計測し、WC論争に新たな実証研究の成果を提示することもあわせてねらう。

さらに、職住条件、とりわけ就業分布の変更が通勤時間に及ぼす影響を分析することにより、業務分散政策などの有効性の評価を試みる。なお、この評価には「一般均衡」アプローチと「部分均衡」アプローチの2つを併用する。「一般均衡」アプローチは、職場の移転が都市の通勤構造を玉突き的に変化させていくとの考えに立つもので、形式的には最適職住割当問題のもとで定式化できる。これに対し、「部分均衡」アプローチでは、職場の移転が当事者のみに影響し、これを調整期間の長短により成立する長期均衡・短期均衡で評価する。

東京大都市圏の通勤の実態

(1) 東京大都市圏の設定

はじめに、本研究で取り上げるTMAの範囲を明確にしよう。本分析では都市を閉鎖系と考え、都市外からの通勤や都市外への通勤はないとしている。このため、域内で通勤が閉じる圏域を対象に選定し、職場と住宅の自己閉鎖性が98%となる自治体でTMAを構成する自治体を定義した。それは、東京、千葉、埼玉、神奈川、

茨城の1都4県の211市区町村であり、都心(東京駅)から半径60kmの円内に属する233市区町村から、大都市交通センサスにおいて通勤者数が少なく通勤時間データが十分得られない22市区町村を除外したものである。

なお、政令指定都市の区も1つの自治体として数え、分析対象とした1985年時点の市区町村区分に従う。異時点間で都市圏の比較を行うときには、市町村合併や分区などにより、物理的に同一の都市圏をとっても構成する自治体数は一般的に異なる。

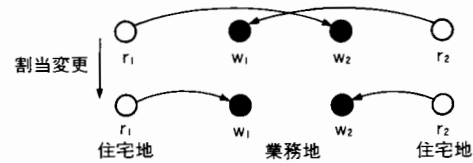
(2) 通勤流動・所要時間データと通勤実態

市区町村間の通勤流動は、昭和60年国勢調査の「通勤通学編」に基づく。TMA内相互の通勤者数は1,397万6,571人で、これが本研究のTMAの通勤者総数となる。これはTMAの従業地ベース総就業者数の97.7%、常住地ベース総就業者数の98.9%を占める。各市区町村の内部の通勤者数は全体の46.5%で、残りが市区町村間の通勤となるが、都心方向への通勤が圧倒的に多い。

市区町村間の所要通勤時間は、昭和60年大都市交通センサスからデータをとった。ただし、センサスで明らかにされている通勤時間は、鉄道を利用する通勤者10人以上の存在するOD(出発地・到着地)に関するものである。これは1万1,671ペアを数え、TMA全通勤者の9割以上を網羅するが、TMAの全ODペア4万4,521(211×211)の26.2%にすぎない。すべての市区町村間の時間距離を推計するために、自治体の役場所在地の最寄り鉄道駅(鉄道がない場合はバス停留所)を選定し、市販ソフトウェア『駅すばあと』から得た駅間の時間距離を大都市交通センサスの通勤時間に回帰させる作業を行った。この回帰分析では単純最小自乗法でなく、ODごとに誤差分布が異なるとの仮定を導入しており、この回帰式から自地域内時間距離をも求めることができる²⁾。

両者のデータを用いて、現在の平均通勤時間

図1—WCと職住割当の変更



を計算すると、約50分となる。通勤時間帯ごとの通勤者数の分布をみると、30分未満はわずか13%に過ぎず、1時間以上は27%も存在する。

最適職住割当問題

(1) 無駄な通勤

業務地と住宅地との空間的な分離がWCを発生させている基本的な要因である。WCの典型的な例を図1に示す。

業務地 w_1 、 w_2 と住宅地 r_1 、 r_2 が直線上に図のように位置しており、2人の就業者がそれぞれ $r_1 \rightarrow w_2$ 、 $r_2 \rightarrow w_1$ の通勤を行っているとする。この場合、職場あるいは住宅を交換し $r_1 \rightarrow w_1$ 、 $r_2 \rightarrow w_2$ という割当に入れ換えることで、全体の通勤距離を減らすことができる。この減少分がWCとなる。

このcross commutingは、実際の都市においても頻繁に生じている。TMAを例にとれば、千葉から横浜に通勤する人と、横浜から千葉に通勤する人の勤務地あるいは住宅地が交換できれば、お互いの通勤時間を減らすことができる。

職と住がすべての場所に等量存在すれば、理論的には通勤をなくすこともできるが、業務地は集積の経済性を理由に都心に集中し、必ずしもすべての通勤者が住宅の近くの業務地に勤務したり、あるいは業務地の近くに居住することはできない。こうした職と住の分離により、通勤が発生する。したがって、業務地や住宅地の空間分布を現状に固定すれば、割当の変更により減少できる通勤時間・通勤距離には限界がある。この限界を計測し、現状と比較することを、本論ではWCの計測問題と位置づけ、それを通

勤時間で測る。

業務地の分散により、勤務地が居住地に近くなる人もいれば、遠くなる人もおり、cross commutingは増加、減少の両方の可能性がある。腰塚（1991）は、業務地一様分布の仮定のもとで、すべての就業者がそれぞれの住宅から近い業務地に通勤する場合には業務地の分散は通勤距離を減少させるが、遠くの業務地にも一様に通勤する場合には通勤距離は増加することを指摘している。この結論は当然のものであり、職と住の割当に依存して通勤時間は増減する。ただし、業務地の一様分布の仮定は非現実的であり、都市政策を論じるためには業務が集中した実際の都市を取り上げ、業務地の分散が通勤にどう影響するかを明らかにする必要がある。

(2) 最適職住割当問題の定式化

TMAにおける業務の分散化政策が通勤時間に及ぼす影響を評価するためのベースラインとなるのが、現状の都市構造下における通勤時間とその都市構造のもとでの最適通勤時間である。ここではWCを最小化させることを最適化と呼び、職と住の最適割当を求める問題を考えよう。

都市は n 個のゾーンから構成され、ゾーン i から j への所要時間、通勤者数をそれぞれ t_{ij} 、 r_{ij} とする。各ゾーンの就業・居住の構造は固定され、 $r_{i\cdot}$ 、 $r_{\cdot j}$ は定数である。このとき職場あるいは住宅を入れ替え、総通勤時間 T を最小にする問題は、線形計画の輸送問題として定式化される。

$$\begin{aligned} \text{minimize } T &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n t_{ij} r_{ij} \\ \{r_{ij}\} \\ \text{subject to } \sum_{j=1}^n r_{ij} &= r_{i\cdot} \quad (i = 1, \dots, n) \\ \sum_{i=1}^n r_{ij} &= r_{\cdot j} \quad (j = 1, \dots, n) \\ r_{ij} &\geq 0 \end{aligned}$$

最小化された通勤時間と、現状の通勤時間の差がWCとなる。現状の業務地・居住地分布のもとで、WCの計測は、業務地の分布の変更など

都市構造の変化が通勤時間に及ぼす影響の計測に1つの基準値を与えるものとなる。

(3) 東京大都市圏における最適職住割当

次に、TMAにおいて最適職住割当問題を解いた結果を示す。

表1は、都心から半径10kmごとに6つのリング（都心部がリング1）に分け、リング間の通勤者数と平均通勤時間を、現状と対比させたものである。都心から郊外へ向けての通勤はほとんどなくなり、またリング6→リング1等の遠距離通勤者の数は著しく減少する。平均通勤時間は約42分へと約7分（15%）減少させることができる。常住地ベースでは最も外側のリングの通勤時間が大きく減少する。

通勤時間による累積通勤者比率をみると、30分未満の通勤者の割合はおよそ20%に増加し、また1時間以上の長時間通勤者は16%まで減少させることができる（図2）。

図3は、市区町村別の平均通勤時間を、現状と最適割当時とで常住地ベースで比較したものである。現状では、郊外へ行くほど通勤時間が増加する傾向が明確に読み取れるが、最適割当のもとでは、現状と比較して増加するゾーンがあるものの、総じて減少する。郊外での通勤時間の減少は、多くの就業者が自ゾーン内あるいは近隣のゾーンに割り当てられるためである。

この割当変更で、職場あるいは住宅を変更する必要のある就業者の割合は、全体の約54%である。平均時間を7分減少させるためには、職場・住宅の大量の入れ替えが必要である。

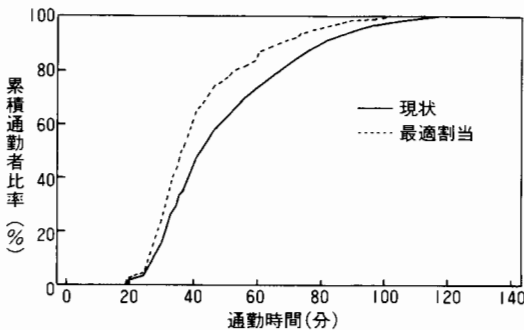
(4) 集計バイアス

Hamilton（1982）は、米国のいくつかの都市の就業地と居住地の空間分布関数の計測のもとに、WCが87%も存在すると報告した。これに対して、White（1988）は最適職住割当問題に基づきWCを計測し、WCは平均で11%に過ぎないと報告した。WC論争の始まりである。Hamilton（1989）は、Whiteの定式化では、

表1-距離帯別通勤流動と平均通勤時間

通勤者数		(人)						
(職)		リング1	2	3	4	5	6	計
(住)								
現状	リング1	1,748,895	174,196	36,437	14,914	5,498	2,899	1,982,839
	2	1,500,351	2,306,536	174,128	53,986	19,084	7,594	4,061,679
	3	774,922	367,413	1,388,889	143,429	36,036	10,887	2,721,576
	4	502,556	205,932	347,762	1,456,152	148,776	33,653	2,694,831
	5	194,418	70,480	102,199	170,057	947,437	66,460	1,551,051
	6	55,708	23,258	42,811	53,282	75,281	714,255	964,595
	計	4,776,850	3,147,815	2,092,226	1,891,820	1,232,112	835,748	13,976,571
最適	1	1,982,839	0	0	0	0	0	1,982,839
	2	1,548,235	2,513,444	0	0	0	0	4,061,679
	3	677,505	385,591	1,658,480	0	0	0	2,721,576
	4	384,882	167,479	311,050	1,831,336	84	0	2,694,831
	5	180,576	51,609	115,164	43,369	1,145,008	15,325	1,551,051
	6	2,813	29,692	7,532	17,115	87,020	820,423	964,595
	計	4,776,850	3,147,815	2,092,226	1,891,820	1,232,112	835,748	13,976,571
平均通勤時間		(人)						
現状	リング1	37.04	52.04	70.88	85.73	96.74	114.07	39.62
	2	56.25	40.28	62.10	78.18	89.82	108.10	47.98
	3	76.32	64.01	40.20	59.11	70.37	85.74	55.28
	4	90.00	79.36	58.37	38.64	57.60	68.89	55.30
	5	100.63	91.40	70.34	58.40	36.83	53.48	52.59
	6	111.14	101.52	79.82	69.08	54.76	31.35	43.71
	計	58.47	47.86	47.86	44.33	42.50	36.32	49.84
最適	1	32.06	—	—	—	—	—	32.06
	2	52.89	35.45	—	—	—	—	42.10
	3	72.90	59.59	37.15	—	—	—	49.23
	4	80.37	71.36	49.98	35.00	42.89	—	45.47
	5	94.53	82.36	58.65	47.17	34.27	34.42	45.06
	6	118.28	93.85	69.53	40.46	46.36	29.45	33.72
	計	50.91	41.64	40.36	35.33	35.13	29.54	42.46

図2-通勤時間による累積通勤者比率



同一地区内の通勤はすでに最適であり、域内通勤の削減可能性が存在すると指摘した。このバイアスを取り除くためには、集計単位を細分化し、同一地区内域内通勤の割合を減少させる必

要がある。本研究では、Whiteの十数ほどというきわめて粗い地区分割に対し、都市圏を211に分割したが、それでもWCの割合はWhiteの結果と同等であった。

集計によりWCがどのように変化するかを確認するために、表2のように集計単位を大きくとることで、集計バイアスの影響を検討した。地域分割数211で42.46分、16で44.04分で、集計単位を大きくとるほど通勤時間は増大するが、WC比率では大差はない。逆に、市町村をさらに細かくゾーン分けをしても、通勤に必要な固定時間が存在するため、平均通勤時間は40分くらいまでしか減少できないであろう。したがって、TMAにおけるWCの割合は20%までには

図3— 常住地による平均通勤時間の変化

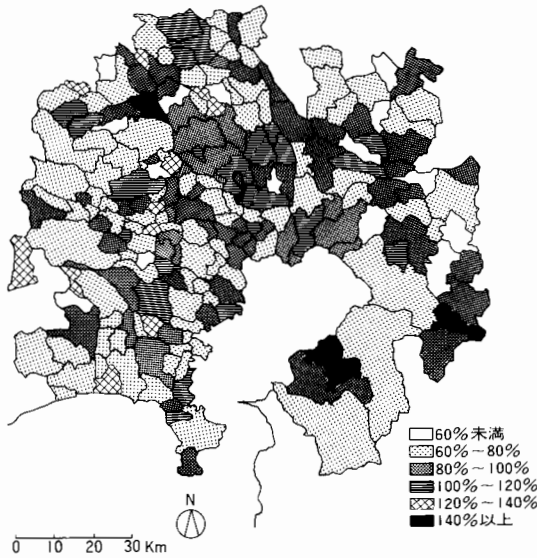


表2— 集計単位数とWC

地域分割数	平均通勤時間(分)	WC比率
16	44.04	0.117
30	43.15	0.124
68	43.09	0.135
211	42.46	0.148

ならないと考えられる。

都市構造転換の効果分析

(1) 業務分散シナリオ

業務地の分散や都心居住の促進は、東京都や国土庁などから提案されてはいるものの、その効果を数値に基づき定量的に評価してはいない。以下では、一般均衡による最適割当問題と部分的割当問題から、都心就業人口の分散が通勤時間に及ぼす効果を検討し、都市構造の転換策を定量的に評価する。ここで検討したシナリオは以下の2つである。

- A 都庁移転：千代田区からその従業者の10% (約8万2,000人) を新宿区に移動。
- B 業務核都市分散：都心3区 (千代田、中央、港) からその従業者の10% (約21万5,000人) を均等に郊外の大宮市、千葉市、八王子市に移動。

表3— 都市構造転換と通勤時間 (一般均衡)

ケース (最適割当での評価)	平均通勤 時間(分)	WC比率	移動する就 業者の割合
現状分布	42.46	0.148	0.537
都庁移転	42.44	0.148	0.533
業務核都市分散	41.72	0.163	0.532

(2) 一般均衡アプローチ

職住割当問題の、 r_1, r_2 をそれぞれA、Bのように変更し、最適割当を求めてみた (表3)。当然予期されるように、業務核都市への分散は、都庁移転より通勤時間削減効果は大きい。より多くの通勤パターンの変化が生じており、これが通勤時間の削減に寄与している。だが、都心就業人口の1割程度の分散では都市圏全体での通勤時間の大きな削減効果はない。

(3) 部分均衡アプローチ

次に、就業地の移転が当事者のみに影響を与えるものとし、居住地の選択について2つの異なる仮定のもとで、シナリオA、Bで通勤時間がどのように変化するかを検討する。

就業地が変化しても居住地を変えることはできないとしよう。これは、持ち家の居住者にとっては家を売却するのも賃貸するのも容易でなく、また貸家居住の者でも、住み替えには多大な費用がかかることを反映させた仮定である。この仮定を短期の対応と呼ぶ。

これに対し、就業地の移転に伴い移転先で成立している就業者の居住地分布と同一の居住パターンに従い居住することを長期の対応と呼ぶ。

表4は、動かした人数当たりの通勤時間を示したものである。これをみると、短期の対応では、当然の帰結として、cross commutingが増大する。都心からの事務所移転は都心を通過する通勤者を増大させ、都市内の総通勤時間も増大させる。長期の対応で実現する通勤時間の削減のためには、円滑な住み換えを阻んでいる住宅市場の歪みを取り除く必要がある。住宅をより容易に貸せるような方向への条件整備、住

表4—都市構造転換と通勤時間（部分均衡）

ケース	通勤時間の変化（分）	
	短期	長期
都庁移転	3.26	- 5.71
業務核都市分散	+35.56	-17.12

宅の売却購入時に発生する取引費用の低減などを行わなくては、業務機能を都心から追い出したとしても、通勤時間の削減は実現しないであろう。

おわりに

現状の職住分布のもとで、職住割当の変更によって削減できる通勤時間は最大で7分程度であり、東京では無駄な通勤の割合は必ずしも大きくない。また、業務地の分散が生じ、その影響がすべての就業者に及ぶとの仮定のもとで、通勤削減効果を計測した。これによれば、業務機能を都心から移転しても通勤時間はわずかしかな削減できない。さらに、業務機能の移転が当事者のみに及ぶとのより現実的な仮定をおき、都心からの業務移転の効果を分析した。千代田区から新宿区へ8万2,000人の就業者を移すとすれば、長期的には平均6分の通勤時間が削減できるが、短期的に住み替えができない状況のもとでは、通勤時間は逆に3分増加する。これにより、住み替えを容易に行えるような住宅市場での条件整備が行われない限り、都市計画的な手法により通勤時間を減少させるには限界があるとの政策的インプリケーションを得た。

注

- 1) Cropper and Gordon (1991), Hamilton (1982, 1989), Small and Song (1992), Suh (1990), White (1988) を参照。
- 2) Judge et al. (1985), pp. 530-533の手法を用いた。詳しくは、Merriman, Ohkawara and Suzuki (1992) を参照。

参考文献

牛田清(1988)「首都圏の分散政策シミュレーション——多極分散型都市構造をめざして」『都市計画論文集』23号、79-84頁。

運輸省・運輸経済研究センター(1987)『昭和60年大都市交通センサス首都圏』

腰塚武志(1991)「一極集中問題をめぐって」『日本オペレーションズ・リサーチ学会春季研究発表会アブストラクト集』142-143頁。

総務庁統計局(1987)『昭和60年国勢調査報告』第6巻

東京都(1991)『東京都市白書'91』

南部世紀夫・大江守之(1990)「首都圏における都市機能の核都市への分散が通勤構造に及ぼす影響」『日本建築学会大会学術講演梗概集』269-270頁。

ヴァル研究所『駅すばあと'90年版』1991年。

Cropper, M. L. and P. Gordon (1991), "Wasteful Commuting: A Re-examination," *Journal of Urban Economics*, 29(1), 2-13.

Hamilton, B. W. (1982), "Wasteful Commuting," *Journal of Political Economy*, 90(5), 1035-1053.

Hamilton, B. W. (1989), "Wasteful Commuting Again," *Journal of Political Economy*, 97(6), 1497-1504.

Hatta, T. and T. Ohkawara (forthcoming), "Commuting and Land Prices in the Tokyo Metropolitan Area," in Noguchi, Y. and J. Poterba eds., *Economics of Housing in Japan and the United States*, University of Chicago Press.

Judge, G. W., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lutkepohl, and T. C. Lee (1985), *The Theory and Practice of Econometrics* (2nd ed.), New York, John Wiley and Sons.

Merriman, D., T. Ohkawara, and T. Suzuki (1992), "An Economic Analysis of Wasteful Commuting in the Tokyo Metropolitan Area," presented at the 32nd European Congress, Regional Science Association, August 1992.

Small, K. A. and S. Song (1992), "'Wasteful' Commuting: A Resolution," *Journal of Political Economy*, 100(4): 888-898.

Suh, H. S. (1990), "Wasteful Commuting: An Alternative Approach," *Journal of Urban Economics*, 28(3), 277-286.

White, M. J. (1988), "Urban Commuting Journeys are not 'Wasteful'," *Journal of Political Economy*, 96(5), 1097-1110.

キャピタル・ゲインと 家計消費・貯蓄

チャールズ・ユウジ・ホリオカ

[要旨] 本稿は、戦後日本（1955～90年の期間）における家計資産に対する純キャピタル・ゲイン（インフレの影響を取り除いた後のキャピタル・ゲイン）を正確に推定し、その経済効果——特に家計消費および家計貯蓄に与える影響——を吟味している。分析結果によれば、家計資産に対する純キャピタル・ゲインは莫大なものであるが、変動も激しい。家計貯蓄率に純キャピタル・ゲインを反映させることによって家計貯蓄率はほとんどの年において高くなるが、同時に変動も激しくなる。

計量分析の結果によれば、純キャピタル・ゲインは長期的には家計消費、家計貯蓄に大きく影響する。純キャピタル・ゲインからの限界消費性向はそれ以外の所得からの限界消費性向とほぼ同じであり、日本の家計は長期的には純キャピタル・ゲインをそれ以外の所得と同じように見なしているようである。しかも、純キャピタル・ゲインからの限界消費性向はほぼ1であり、日本の家計は長期的には純キャピタル・ゲインを恒常所得と見なし、そのほとんどを消費に回しているようである。換言すれば、長期的には純キャピタル・ゲインと家計貯蓄との間には、ほぼ1対1の代替関係が存在する。

はじめに

各国において土地、土地以外の資産に対するキャピタル・ゲイン（売買差益）は莫大なものであるが、日本では特に大きい。例えば、バブ

ル経済の真最中の1987年には、家計の保有する土地に対するキャピタル・ゲインは、インフレの影響を取り除いた後でもその年の家計可処分所得の114.0%にも上り、家計資産全体に対するキャピタル・ゲインは同125.0%にも上った。

一方、莫大なキャピタル・ロス（売買差損）が発生することもある。例えば、第1次石油危機の真最中の1974年には、家計の保有する土地、土地以外の家計資産に対するキャピタル・ロスは、インフレの影響を取り除いた後はそれぞれその年の家計可処分所得の52.1%、35.5%にも上り、家計資産全体に対するキャピタル・ロスはその年の家計可処分所得の87.6%にも上った。しかも、1990年には土地に対してはキャピタル・ゲインが発生したものの、土地以外の家計資産に対してはキャピタル・ロスが発生し、その規模はその年の家計可処分所得の38.2%と、1974年の時よりもさらに大きかった（この大規模なキャピタル・ロスはいうまでもなく、主に株価の暴落によるものであった）。

本稿の目的は、戦後日本（1955～90年の期間）における家計資産に対するキャピタル・ゲインを正確に推定し、その経済効果——特に家計消費および家計貯蓄に与える影響——を吟味することにある。

高木(1984)、Takagi(1988)、Hayashi(1986)などは日本におけるキャピタル・ゲインの推定を行っており、武藤(1989)、Dekle(1991)、経済企画庁(1992)、小川(1992)などはキャピタル・ゲインの家計消費に与える影響に

ついて吟味しているが、本稿はいくつかの点においてこれらの分析に改良を加えている。

キャピタル・ゲインの推定

本節では、広義の家計部門の正味資産（以下家計資産と略す）に対するキャピタル・ゲインを推定する。広義の家計部門には家計、個人企業および対家計民間非営利団体が含まれている。本稿を通して、インフレの影響を取り除いた後に残る純キャピタル・ゲインに焦点を当てる。

(1) 推定方法

Eisner(1980)に従って、 t 年における家計資産に対する純キャピタル・ゲイン(KG_t)を以下のように算出した。

$$KG_t = W_t - \left(\frac{P_{t,end}}{P_{t-1,end}} \right) W_{t-1} - \left(\frac{P_{t,end}}{P_t} \right) S_t \quad (1)$$

ただし、

W_t : t 年末における家計部門の正味資産

$P_{t,end}$: t 年末における消費者物価の水準

P_t : t 年における消費者物価の平均水準

S_t : t 年における家計貯蓄(t 年の平均価格で評価)

つまり、純キャピタル・ゲインは、家計資産の実質変化から家計貯蓄を差し引くことによつて得られ、年末の価格で評価されている。

同様に、家計の保有する土地に対するキャピタル・ゲイン(KGL_t)は以下のように算出した。

$$KGL_t = WL_t - \left(\frac{P_{t,end}}{P_{t-1,end}} \right) WL_{t-1} - \left(\frac{P_{t,end}}{P_t} \right) SL_t \quad (2)$$

ただし、

WL_t : t 年末における家計の保有する土地の価値

SL_t : t 年における家計の土地の純購入(t 年の平均価格で評価)

また、土地以外の家計資産に対するキャピタル・ゲイン(KGO_t)は以下のように算出した。

$$KGO_t = KG_t - KGL_t \quad (3)$$

最後に、キャピタル・ゲインの相対的規模を把握するために、 t 年における家計可処分所得 $YD_{t,end}$ (t 年末の価格で評価)に占める割合を算出した。そして、 $YD_{t,end}$ は以下のように算出した。

$$YD_{t,end} = \left(\frac{P_{t,end}}{P_t} \right) YD_t \quad (4)$$

ただし、

YD_t : t 年における家計可処分所得(t 年の平均価格で評価)

(2) データの出所

価格に関するデータ以外のデータは、経済企画庁の「国民経済計算」の1985年基準改訂後の暦年ベースの広義の家計部門に関するデータからとった。ただし、これらのデータに以下の2つの調整を加えた。

第1に、国民経済計算では家計貯蓄および家計可処分所得は、取得時価格ベースの減価償却(固定資本減耗)に基づいており、資本移転が含まれていないが、ここでは再調達価格ベースの減価償却に基づき、資本移転を含んだ家計貯蓄と家計可処分所得の概念を用いた。再調達価格ベースの減価償却の推定に関しては、Haya-shi(1986)に従った。

第2に、国民経済計算では W の一部である家計の保有する株式は、1968年までは額面価格(簿価)で評価されており、1969年以降は時価で評価されているが、ここではすべての年次について時価で評価されている値を用いた(1954~68年の期間における時価ベースのデータに関しては、神戸大学の小川一夫助教授のデータを用いた)。

消費者物価の水準の尺度としては総務庁統計局の消費者物価指数のデータを用いた。 $P_{t,end}$ に関しては12月の平均指数を用い、 P_t に関しては暦年の平均指数を用いた。1955~70年の期間に関しては(持ち家の帰属家賃を除く)総合指数を用い、1971~90年の期間に関しては(持ち家の帰属家賃を含む)総合指数を用いた。

1955～63年の期間に関しては全都市の値を用い、1964～90年の期間に関しては全国の値を用いた。

(3) 推定結果

家計資産に対する純キャピタル・ゲインの家計可処分所得に占める割合は、表1の(1)に示されているが、このコラムからわかるように、家計資産に対する純キャピタル・ゲインは1955～90年の期間を通して重要であり、平均して家計可処分所得の26.1%にも上った。しかし、同時に変動が激しく、-87.6～125.0%の間で推移した。36年中30年において正であり、6年において負であった。

表1の(4)に家計貯蓄率が示されているが、(1)と(4)を比較すればわかるように、36年中23年において純キャピタル・ゲインが家計貯蓄を上回った。しかも、純キャピタル・ゲインは平均して家計貯蓄の2.17倍にも上った。

純キャピタル・ゲインの内訳に関してみると、表1の(2)、(3)からわかるように、1955～90年の期間においては土地に対する純キャピタル・ゲインは平均して家計可処分所得の27.4%にも上り、-52.1～114.0%の間で推移した。それに対し、土地以外の資産に対する純キャピタル・ゲインは平均して家計可処分所得の-1.3%に過ぎず、-38.2～30.5%の間で推移した。しかも、土地に対する純キャピタル・ゲインは36年中35年におい

(ホリオカ氏写真)

1956年米ボストン市生まれ。
1977年ハーバード大学経済学部卒業。1985年同大学 Ph. D.。京都大学経済学部助教授、スタンフォード大学経済学部客員助教授などを経て、現在、大阪大学社会経済研究所助教授。
論文：“Tenure Choice and Housing Demand in Japan,” *Journal of Urban Economics* ほか

て土地以外の資産に対する純キャピタル・ゲインを上回った。したがって、土地に対する純キャピタル・ゲインは家計資産に対する純キャピタル・ゲインの中では圧倒的なウェイトを占めた。

表1—純キャピタル・ゲインと家計貯蓄 単位：%

年次 (暦年)	家計可処分所得に占める割合				
	(1) 家計資産全体 に対する純キャピ タル・ゲイン	(2) 家計の保有する土 地に対する純キャ ピタル・ゲイン	(3) 土地以外の家計資 産に対する純キャ ピタル・ゲイン	(4) 調整前 の家計 貯蓄率	(5) 調整後 の家計 貯蓄率
1955	35.7	26.1	9.6	8.1	32.3
1956	28.6	21.4	7.2	10.0	30.0
1957	16.7	19.6	-2.9	8.0	21.1
1958	30.4	25.0	5.4	8.6	29.9
1959	35.7	23.8	11.9	10.8	34.3
1960	49.1	38.9	10.2	9.8	39.5
1961	12.6	19.0	-6.4	14.8	24.3
1962	22.8	26.3	-3.6	12.0	28.3
1963	-6.5	2.6	-9.1	13.0	7.0
1964	12.7	21.0	-8.3	13.2	22.9
1965	1.3	6.3	-5.0	12.6	13.6
1966	24.0	21.9	-2.1	12.1	29.1
1967	24.7	27.0	-2.3	11.4	29.0
1968	41.0	37.2	3.9	13.2	38.5
1969	44.6	41.1	3.5	14.0	40.5
1970	21.2	31.9	-10.8	16.3	30.9
1971	38.2	41.3	-3.1	16.4	39.5
1972	116.4	85.9	30.5	16.7	61.5
1973	11.3	28.1	-16.8	18.3	26.6
1974	-87.6	-52.1	-35.5	20.5	-540.8
1975	-16.8	-1.7	-15.1	20.9	4.9
1976	-15.2	-6.7	-8.5	21.2	7.1
1977	-0.1	7.4	-7.5	19.6	19.5
1978	24.7	21.7	3.0	18.8	34.9
1979	34.9	32.0	2.8	15.7	37.5
1980	16.4	29.1	-12.7	15.0	27.0
1981	20.9	29.6	-8.7	15.8	30.4
1982	13.2	16.8	-3.6	14.1	24.1
1983	7.7	7.7	0.1	13.5	19.7
1984	5.7	7.1	-1.4	13.3	18.0
1985	17.8	19.2	-1.4	13.1	26.2
1986	89.0	77.1	11.8	13.8	54.4
1987	125.0	114.0	11.1	12.2	61.0
1988	56.9	40.7	16.1	11.9	43.9
1989	93.8	67.9	25.9	12.3	54.7
1990	-7.8	30.4	-38.2	11.9	4.5
1955-90	26.1	27.4	-1.3	14.0	14.0
最小値	-87.6	-52.1	-38.2	8.0	-540.8
最大値	125.0	114.0	30.5	21.2	61.5

注：広義の家計部門（家計、個人企業、対家計民間非営利団体）に関する数字である。

算出方法、データの出所などについては、本文参照。

(4)と(5)は再調達価格ベースの減価償却（固定資本減耗）に基づき、資本移転を含んだ純家計貯蓄率を示す。(4)は家計可処分所得に占める家計貯蓄の割合を示し、(5)は(4)の分子にも分母にも家計資産に対する純キャピタル・ゲインを加えることによって算出した。

また、実質収益率によっても純キャピタル・ゲインの重要度を計ることができる。実質収益率は前年末の資産に対する純キャピタル・ゲインの割合として算出したが、表2からわかるように、1955～90年の期間においては家計資産、家計の保有する土地、土地以外の家計資産に対する実質収益率はそれぞれ平均して6.2、12.4、-0.8%であり、変動幅はそれぞれ-21.1～31.4、-21.3～39.7、-20.8～19.7%であった。これらの数字からも土地と土地以外の資産との間の対比が見受けられる。土地に対する収益率はインフレの影響を取り除いた後でも2ケタ台に乗っていたのに対し、土地以外の資産に対する実質収益率はわずかながら負であった。

表2-家計資産に対する実質収益率 単位：%

年次 (暦年)	(1) 家計資産全 体に対する 実質収益率	(2) 家計の保有す る土地に対す る実質収益率	(3) 土地以外の家 計資産に対す る実質収益率
1955	11.4	18.7	5.6
1956	9.4	15.1	4.4
1957	5.1	12.8	-1.7
1958	9.3	15.6	3.2
1959	11.3	15.0	7.5
1960	15.1	24.1	6.2
1961	4.1	12.0	-4.3
1962	6.9	15.2	-2.2
1963	-2.0	1.5	-6.0
1964	4.2	13.1	-5.7
1965	0.4	3.8	-3.5
1966	8.0	13.9	1.5
1967	8.2	17.1	-1.6
1968	13.3	22.3	2.7
1969	13.9	23.4	2.4
1970	6.3	16.9	-7.2
1971	10.6	19.9	-2.0
1972	31.4	39.7	19.7
1973	2.8	12.1	-10.1
1974	-21.1	-21.3	-20.8
1975	-4.3	-0.8	-8.7
1976	-4.1	-3.4	-5.0
1977	-0.0	3.8	-3.9
1978	6.3	11.0	1.5
1979	8.4	15.4	1.4
1980	3.6	12.4	-5.7
1981	4.3	11.4	-3.8
1982	2.5	5.9	-1.5
1983	1.4	2.6	0.0
1984	1.1	2.5	-0.6
1985	3.3	6.7	-0.5
1986	15.8	25.9	4.5
1987	19.4	31.6	3.9
1988	7.6	9.1	5.4
1989	12.2	14.8	8.3
1990	-0.9	6.1	-11.3
1955-90	6.2	12.4	-0.8
最小値	-21.1	-21.3	-20.8
最大値	31.4	39.7	19.7

注：広義の家計部門（家計、個人企業、対家計民間非営利団体）の正味資産全体に対する実質収益率は、前年末の家計資産に占める当年における資産に対する純キャピタル・ゲインの割合として算出し、土地、土地以外の資産に対する実質収益率も同様の方法によって算出した。
純キャピタル・ゲインの算出方法については、本文参照。

次に、純キャピタル・ゲインを考慮した家計貯蓄率を算出した。具体的には、家計資産に対する純キャピタル・ゲインを家計貯蓄率の分子（家計貯蓄）にも分母（家計可処分所得）にも加えた。調整前と調整後の家計貯蓄率はそれぞれ表1の(4)と(5)に示されているが、これらのコラムを比較すればわかるように、1955～90年の期間においてはいずれも平均値が14.0%であった。つまり、純キャピタル・ゲインを考慮しても家計貯蓄率はまったく変化しない。この結果は、純キャピタル・ゲインが平均して家計貯蓄の2.17倍にも上ったという上述の結果と矛盾するかのように見えるが、この矛盾は1974年における調整後の家計貯蓄率が異常（-540.8%）であったことによる¹⁾。この年を除けば調整後の家計貯蓄率の平均値は14.0%から29.9%にまで上昇し、後者は1974年を除く1955～90年の期間の調整前の家計貯蓄率の平均値（13.8%）のちょうど2.17倍になる。しかも、調整後の家計貯蓄率は36年中30年において調整前の家計貯蓄率を上回った。

しかし、同時に調整後の家計貯蓄率は調整前のそれよりも変動がはるかに激しかった。前者は-540.8～61.5%（1974年を除けば4.5～61.5%）の間で推移したのに対し、後者は8.0～21.2%の間で推移した。

したがって、純キャピタル・ゲインを考慮した家計貯蓄率は調整前のそれよりもはるかに高く、変動がはるかに激しい。純キャピタル・ゲイン——特に土地に対するそれ——の規模と変動の激しさを考慮すれば、これは驚くべき結果ではない。そして、Hayashi(1986)とDekle and Summers (1991)が指摘しているとおり、純キャピタル・ゲインが日本において他国よりもはるかに大きいため、純キャピタル・ゲインを貯蓄に加えることによって日本と他国との間の貯蓄率格差はさらに拡大する。

最後に、時間的趨勢についてみることにした。表1からわかるように、調整前の家計貯蓄率ははっきりした山型を形成しており、

1974～76年にピークを迎えた。それに対し、純キャピタル・ゲインも純キャピタル・ゲインを考慮した家計貯蓄率もはっきりした傾向は示しておらず、1974～76年には特に低かった（前者は負であった）。したがって、調整前と調整後の家計貯蓄率との間の相関が負（-0.345）であることは驚くべきことではない。純キャピタル・ゲインと家計貯蓄との間の関係については次節でより詳しく吟味する。

キャピタル・ゲインの消費・貯蓄に与える影響

本節では、純キャピタル・ゲインの家計消費および家計貯蓄に与える影響について吟味する。

(1) 推定モデル

推定モデルは以下のとおりである²⁾。

$$RC_t = a_0 + a_1 RYD_t + a_2 RW_{t-1} + a_3 RKG_t + e \quad (5)$$

ただし、

RC_t : t年における実質1人当たり家計最終消費支出

RYD_t : t年における実質1人当たり家計可処分所得

RW_{t-1} : t-1年末における実質1人当たり家計正味資産

RKG_t : t年における家計資産に対する実質1人当たり純キャピタル・ゲイン

また、純キャピタル・ゲインを家計の保有する土地に対するもの（RKGL）と土地以外の家計資産に対するもの（RKGO）に分解したケースも試みた。

すべての変数を、7月1日現在の人口で除することによって1人当たりの値に変換し、民間最終消費支出のデフレーター（暦年平均）で除することによって1985年の平均価格に変換した。ただし、資産はまず $P_t/P_{t-1, \text{end}}$ で乗じることによってt-1年末の価格からt年の平均価格に変換した。また、キャピタル・ゲインはまず $P_t/P_{t, \text{end}}$ で乗じることによってt年末の価格からt年の平均価格に変換した。すべての変数の

単位は千円（1985年の平均価格で評価）である。

(2) データの出所

人口に関するデータ以外のデータは、経済企画庁の「国民経済計算」の1985年基準改訂後の暦年ベースの広義の家計部門に関するデータからとった。ただし、前節で述べた2つの調整をここでも行った。

人口に関するデータは総務庁統計局の「人口推計資料」からとった。ただし、線型補間法によって10月1日現在のものから7月1日現在のものに変換した。

(3) 推定結果

モデルの推定に先立って各変数の時系列的性質を調べたが、ほとんどの変数がI(1) (integrated of order one) である（つまり、変数そのものは単位根を有するが、階差は単位根を有せず、定常的である）ということがわかった（検定結果については Horioka, 1992参照）。

そして、ほとんどの変数がI(1)である以上は共和分関係の検定を行う必要がある。したがって、Engle and Granger (1987)の2段階推定法とJohansen(1988)の最尤推定法に基づく検定方法を用いてこの検定を行った。Engle=Grangerの検定方法は、共和分関係が成立していないという帰無仮説を棄却することができないという結果をもたらすが、Johansenの検定方法は共和分関係が成立しており、共和分ベクトル (cointegrating vector) が1個存在するという結果をもたらす（検定結果については Horioka, 1992参照）。したがって、2つの検定方法は異なった結果をもたらすが、Johansenの検定方法のほうがパワーが大きいようであるため、暫定的には共和分関係が成立していると考えても差し支えないと思われる。

通常の最小2乗法および最尤推定法によって共和分ベクトルを推定し、推定結果を表3に示した。この表からわかるように、推定方法によって結果が大きく異なる。RW(-1)の係数は

推定方法によってそれほど異ならないが、RYDとRKGの場合は、最尤推定法による係数の推定値は通常の最小2乗法による係数の推定値を大きく上回る（RYDの場合は0.914対0.723、RKGの場合は0.978対0.024）。

より信頼性の高い最尤推定法に基づく結果を詳しくみると、RYDとRW(-1)の係数はそれぞれ0.914と0.0114であり、その規模は適切であるのみならず、統計的に有意でもある。RKGの係数(0.978)はきわめて有意であり、RYDの係数とほぼ等しい。すなわち、純キャピタル・ゲインからの限界消費性向はそれ以外の所得からの限界消費性向にほぼ等しく、家計は純キャピタル・ゲインをそれ以外の所得と同じように見なしているようである。しかも、RKGの係数がほぼ1であるということは、家計は純キャピタル・ゲインを恒常所得と見なし、そのほとんどを消費に回しているということを意味する。換言すれば、純キャピタル・ゲインと貯蓄との間にはほぼ1対1の代替関係が存在する。

純キャピタル・ゲインを分解した場合の推定結果は示されていないが、純キャピタル・ゲ

表3-共和分ベクトル (cointegrating vector) の推定結果

変数		通常の最小2乗法	最尤推定法
RYD	係数	0.72283**	0.91414**
	標準誤差	0.020085	0.21458
	t値	35.9894	4.2602
RW(-1)	係数	0.015046**	0.011376*
	標準誤差	0.0025461	0.0061162
	t値	5.9094	1.8600
RKG	係数	0.024047**	0.97795**
	標準誤差	0.0072778	0.073867
	t値	3.3042	13.2394
	R ²	0.99728	
	R ²	0.99702	
	DW	0.47371	

注：被説明変数はRCである。
推定期間は通常の最小2乗法の場合は1955～90年、最尤推定法の場合は1956～90年である。
共和分関係が成立しているため、通常の最小2乗法の場合の標準誤差、t値は信頼性がない。
DWはダービン・ワトソン比 (Durbin-Watson ratio) を示す。最尤推定法の場合は、①ベクトル自己回帰 (VAR) モデルにおける最大のラグ数が1であり、②共和分ベクトルに含まれている変数においても背後にあるデータ生成プロセス (data generation process) においても線型の決定論的なトレンド (linear deterministic trends) が存在し、③共和分ベクトルが1個存在すると仮定した。
変数の定義、データの出所については、本文参照。
最尤推定法の詳しい説明についてはJohansen(1988)、Johansen and Juselius(1990)参照。
* 90%の有意水準で有意。
** 99%の有意水準で有意。

ンを分解しない場合とほとんど同じである。例えば、土地、土地以外の資産に対する純キャピタル・ゲインの係数はいずれもほぼ1であり、双方の間には統計的に有意な差はない。

以上の結果は、日本の家計が純キャピタル・ゲインを恒常所得と見なしているということを示唆している。純キャピタル・ゲインは変動が激しく、短期的に恒常所得と見なされているとは考えにくい。共和分ベクトルは各変数の間の長期的均衡関係を示すものであり、推定結果は必ずしも常識に反するものではない。

結論

本稿では、以下のことがわかった。

①家計資産に対する純キャピタル・ゲイン (インフレの影響を取り除いた後のキャピタル・ゲイン) は、1955～90年の期間を通して莫大なものであり、平均して家計可処分所得の26.1%、家計貯蓄の2.17倍にも上った。したがって、家計貯蓄率に純キャピタル・ゲインを反映させることによって家計貯蓄率はほとんどの年において大幅に上昇する。

②純キャピタル・ゲインの変動はきわめて激しく、家計可処分所得の-87.6～125.0%の間で推移した。したがって、家計貯蓄率に純キャピタル・ゲインを反映させることによって家計貯蓄率の変動も激しくなる。

③土地に対する純キャピタル・ゲインは、家計資産に対する純キャピタル・ゲインの中では圧倒的なウェイトを占めており、土地以外の家計資産に対する純キャピタル・ゲインは平均してわずかながら負であった。

④家計消費、家計可処分所得、家計資産、家計資産に対する純キャピタル・ゲインの間には共和分関係が成立しており、純キャピタル・ゲインは長期的には家計消費、家計貯蓄に大きく影響する。純キャピタル・ゲインからの限界消費性向は、それ以外の所得からの限界消費性向とほぼ同じであり、日本の家計は長期的には純キャピタル・ゲインをそれ以外の所得と同じよ

うに見なしているようである。しかも、純キャピタル・ゲインからの限界消費性向はほぼ1であり、日本の家計は長期的には純キャピタル・ゲインを恒常所得と見なし、そのほとんどを消費に回しているようである。換言すれば、長期的には純キャピタル・ゲインと家計貯蓄との間にはほぼ1対1の代替関係が存在する。

* 本稿は部分的には Horioka(1992)に依存する。本稿の作成にあたり、八田達夫、Colin McKenzie、大竹文雄の各氏から有益なコメントをいただき、小川一夫氏から貴重なデータをいただいた。記して感謝を表したい。

注

- 1) 1974年における異常な調整後の貯蓄率は土地、土地以外の資産に対する膨大な純キャピタル・ロスによるものである。冒頭で述べたとおり、1974年には純キャピタル・ロスは家計可処分所得の87.6%にも上ったため、キャピタル・ゲイン(ロス)を含んだ家計貯蓄は大幅にマイナスになり、キャピタル・ゲイン(ロス)を含んだ家計可処分所得は調整前のその12.4%にとどまった。そして、前者を後者で除することによって得られる調整後の家計貯蓄率は大幅にマイナスになった。
- 2) この特定化は資産調整モデル(wealth adjustment model)から導出できる(例えば、Arena, 1963; Peek, 1983; Hendershott and Peek, 1985 参照)。

参考文献

- 小川一夫(1992)「わが国における家計行動の計量分析」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所。
- 経済企画庁(1992)『経済白書』(平成4年版)大蔵省印刷局。
- 高木新太郎(1984)「資本利得(キャピタル・ゲイン)の推計と国際比較」『日本経済研究』第13号(3月)、日本経済研究センター、49-63頁。
- ホリオカ・チャールズ・ユウジ、井原一麿、越智田邦史、南部一雄(1992)「日本の貯蓄率の水準と決定要因について」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所。
- 武藤博道(1989)「資産価格変動と家計消費」『日本経済研究』第18号(3月)、日本経済研究センター、60-78頁。
- Arena, John J. (1963), "The Wealth Effect and Consumption: A Statistical Inquiry," *Yale Economic Essays*, Vol. 3, No. 2, 251-303.
- Dekle, Robert (1991), "Alternative Estimates of Japanese Saving and Comparisons with the U. S. :

- Can the Capital Gains to Land Be Included in "Saving?," mimeo., Boston University.
- Dekle, Robert, and Lawrence Summers (1991), "Japan's High Saving Rate Reaffirmed," *Monetary and Economic Studies* (Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan), Vol. 9, No. 2, 63-78.
- Eisner, Robert (1980), "Capital Gains and Income: Real Changes in the Value of Capital in the United States, 1946-77," in Dan Usher, ed., *The Measurement of Capital*, Chicago, The University of Chicago Press, 175-342.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 251-276.
- Hayashi, Fumio (1986), "Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High?" in Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 147-210.
- Hendershott, Patric H., and Joe Peek (1985a), "Household Saving: An Econometric Investigation," in Patric H. Hendershott, ed., *The Level and Composition of Household Saving*, Cambridge, Massachusetts, Ballinger Publishing Co., 63-100.
- Horioka, Charles Yuji (1992), "The Impact of Capital Gains on Household Consumption and Saving in Japan: A Cointegration Analysis," Discussion Paper No. 276, Institute of Social and Economic Research, Osaka University, Ibaraki, Osaka, Japan (September).
- Johansen, Søren (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, 231-254.
- Johansen, Søren, and Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, 169-210.
- Peek, Joe (1983), "Capital Gains and Personal Saving Behavior," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 15, No. 1, 1-23.
- Takagi, Shintarō (1988), "Trends of Saving and Assets and the Future Tasks of National Accounts," presented at the International Symposium on the "Global Role of the Japanese Economy with Affluent Savings and Accumulated Wealth," held at the Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Tokyo, Japan, on October 13-14.

土地利用の用途規制を正当化する論理として一般的なのは、外部経済・不経済に基づくものである。例えば、工場は騒音や大気汚染などを発生させるので、住宅地に工場が立地すると住民に迷惑を及ぼすことが多い。このような時には、工場を住宅地の中に入れていないという排他的土地利用規制が有益な役割を果たす可能性がある。

外部性の議論での用途規制の主たる役割は、迷惑をかける用途と迷惑を受ける用途の混在を防ぐというものである。しかし、土地利用規制を用いると各用途に割り当てられる土地面積をもコントロールできるので、迷惑をかける用途の拡大を抑えるという量的コントロールの役割も果たすことができる。

例えば、工場が大気汚染公害を発生させている時には、工場の生産量を抑えて大気汚染の発生量を減少させることが望ましい。そのための最善（ファースト・ベスト）の手段は、大気汚染の発生量に応じて公害税（ピグー税と呼ばれる）をかけることである。

しかし、技術的な理由などでそれが不可能なときには、土地利用規制が次善（セカンド・ベスト）の手段の1つになりうる。つまり、用途規制をかける際に、工業地域を狭くする（極端な場合には、工業の立地をすべて不許可にしまう）ことによって工場を減少させ公害の発生を抑制できる。

* * *

小西論文は、以上のような外部性の議論によらない新しい視点から土地利用規制の分析を行っている。この論文が基礎をおいているのは、鈴木興太郎・清野一治の両氏による「過剰参入定理」である。過剰参入定理は専門の経済学者以外にはあまり知られていないと思われるので、少し詳しく説明しておきたい。

過剰参入定理は、企業の生産にある程度の規模の経済性が存在していて、多数の企業による（完全）競争は成立しないが、1社だけの独占になるほどには規模の経済性が大きくない中間的なケースを扱っている。このような場合には複数企業による寡占的競争の状態になるが、寡占的競争のもとでは完全競争のケースと違って資源配分の効率性は確保されない。これは、各企業がある程度の価格支配力をもつ（水平ではなく右下がりの需要曲線に直面する）ので、生産量を抑制し価格を上げようとするからである。

寡占的競争による非効率性の一つの側面が、企業数が過大になるという「過剰参入定理」である。つまり、企業の参入が自由で（超過）利潤がゼロになるまで新規参入が続く場合には、企業数が過大になり、生産における規模の経済性を十分に生かしきれない状態になる。

小西論文では、都市における小

規模の小売業の乱立がこの種の過剰参入の状態に相当するとの前提のもとで、どのような土地利用規制が資源配分の効率性を改善するかを分析している。

最初に、もし商業における企業数を政府が直接的に規制することができれば、商業地を広げ、住宅地を狭めるという土地利用規制が経済厚生を改善することが示される。これは不完全競争産業では企業が生産量を抑制し価格を上げようとするので、総生産量が過小になる傾向をもつことによる。土地利用規制によって商業地を拡大すれば、商業サービスの生産が増加し、過小生産の傾向を抑制することになるからである。

実際には、企業数を政府が規制することは困難であることが多い。この場合にどのような土地利用規制が望ましいかはさまざまな要因に依存し、分析は非常に複雑である。小西論文では、商業地を広げたほうが望ましいケースも存在するが、逆に商業地を狭める規制を行うのが望ましいケースも存在することが示されている。

小西論文は土地利用規制の分析に新しい視点を提供しているが、この分析を実際の土地利用規制に適用するには数多くの課題が残されている。それらの例として以下の2点をあげておきたい。

第1に、過剰参入定理の非効率性がどの程度定量的に重要であり、硬直的になりがちな規制の弊害を上回る便益が存在するかどうかの

分析が必要である。

第2に、小売業においては空間的配置の問題が重要であり、どの地点に立地するかで空間的差別化が行われている。このような場合には、小売サービスは同質的なサービスではないので、小西モデルの分析は直接には適用できない。空間的差別化が行われている場合には、企業規模が過小ではなく過大になることもあることが知られており、過剰参入定理も修正が必要になる。

* * *

大河原・鈴木論文は、東京圏の通勤パターンに関する綿密な実証研究である。この研究は、経済学畑の研究者と都市工学畑の研究者の共同研究であるので、これまでの経済学の研究にはみられない詳細かつ大規模なデータ解析が行われている。

大河原・鈴木論文の分析の焦点は交差通勤 (cross commuting) である。交差通勤の例は、常磐線の取手の住民が新宿に通勤し、小田急線の町田の住民が上野に通勤しているような場合である。この場合には、これらの2人の住居を入れ換えると2人の通勤時間を大幅に短縮することができる。

税制や教育システムなどの影響で、わが国では住宅の住み替えの費用が非常に高くなっており、アメリカでは平均して5年に1回は転居しているのに対して、わが国での転居はまれである。所有して

いる住宅を売却して新しい住宅を購入すると、不動産業者に支払う手数料 (売却と購入のそれぞれについて価額の3%) に加えて、不動産取得税、登録免許税などの取引税だけで購入住宅価格のほぼ2%程度のコストがかかり、さらに売却した住宅の売却益の3,000万円を超える部分には譲渡所得税が課税される。取引税や譲渡所得税を軽減して住み替えの費用を低くと、通勤に便利な地域への転居が進み、東京圏全体の平均通勤時間は短縮されるはずである。

大河原・鈴木論文では、このような転居が完全に行われ、交差通勤がまったく排除できた場合には、どれだけの通勤時間の短縮が達成できるかを計算している。その結果によれば、東京圏の平均通勤時間は49.84分から42.46分へ約7分(15%)も減少させることができる。また、60分以上の長距離通勤者の比率を25%程度から16%程度に減少させることができる。さらに、都庁移転と業務核都市分散の効果も計算されており、これらが首都圏の平均通勤時間に及ぼす効果は小さく、1分以下であることも示されている。

* * *

最後に、ホリオカ論文では土地や土地以外の資産のキャピタル・ゲインが家計の消費と貯蓄にどのような効果をもっているかを分析している。80年代後半のいわゆるバブル期には莫大なキャピタル・

ゲインが発生し、その後のバブルの破裂の際には莫大なキャピタル・ロスが発生した。このようなキャピタル・ゲインとキャピタル・ロスの大部分は含み益、含み損にとどまっており、ごく一部しか実現されていない。家計が含み益を実現された所得増加と同じように見なして消費を増加させているのかどうかは、興味あるテーマである。

キャピタル・ゲインの変動はきわめて大きいので、キャピタル・ゲインが家計消費に与える短期的な効果と長期的な効果は大きく異なる可能性がある。ホリオカ論文では、自系列分析の手法を用いて、キャピタル・ゲインの長期的な効果を分析している。その結果によれば、キャピタル・ゲインは長期的には家計消費に大きく影響し、しかも純キャピタル・ゲインからの限界消費性向はほぼ1である。つまり、キャピタル・ゲインが1万円増加するとその増加分すべてが消費に回され、家計消費が1万円増加する。いいかえれば、キャピタル・ゲインの部分は貯蓄の増加には回されない。

通常の所得からの限界消費性向が1より小さいことを考えると、含み益からの限界消費性向が1であるという推定結果は驚くべきものであり、研究者の間で議論を呼ぶものと思われる。

(Y. K.)

東京一極集中の是正策

高木新太郎

1990年11月に国会で「国会等の移転に関する決議」があり、それ以後、東京一極集中問題や首都機能移転の議論が盛んである。東京都では一足先に、1991年4月都庁舎が丸ノ内から西新宿に移転した。東京府庁舎の丸ノ内着工が1889年、竣工が1894年、東京市役所の同所への開庁が1898年であるから、約100年ぶりの移転である。さらに、東京都では都心（千代田・中央・港の3区）中心型から、多心型（新宿・渋谷・浅草・錦糸町ほかの副都心建設等）都市構造への転換を進めている。

他方、国土庁長官の私的諮問機関である「首都機能移転問題に関する懇談会」は、1992年に東京一極集中問題は正のため、東京60キロ圏外に新首都の建設を提案した（後掲文献④参照）。すなわち、東京のもつ政治・行政機能と経済機能を分離し、前者の機能を新首都に移すという遷都論である。同懇談会の提案も一極集中現象の分散という目的があるから、都庁の西新宿移転と相通じるところがある。

それでは、東京都が首都機能移転に賛成かということ、これが真つ向から反対である。両者の東京一極集中に対する認識と対策の異同について考えてみよう。

国土庁と東京都の認識

国土庁の懇談会では、首都機能

移転の必要性和目的について以下の3点をあげる（文献④）。第1は、望ましい国土構造の実現であり、具体的には東京一極集中傾向の是正と多極分散型国土の形成である。第2は、住宅問題、長距離通勤・通学等の大都市過密問題解決への対応である。第3は、地震等災害に対する脆弱性への対応である。このうち第1の点は、一国全体の土地の有効利用（地方における活力を含めて）の問題であり、第2の点は大都市圏、特に東京圏の個別地域の問題となる。したがって、現状のまま放置しておけば、東京（圏）の問題が解決されないばかりか、地方の活性化等全国的な側面からも望ましくなく、この解決のためには新首都の建設がよいという認識のように思われる。

一方、東京都では東京集中問題調査委員会を通じて、2つの報告書を公表した（文献⑥と⑦）。中間報告書⑥では、「東京集中問題」の整理から出発し、東京都区部を主要な分析対象としながら、適宜東京圏や都心部についても言及している。同委員会では、東京集中の問題として次の3種類があることを指摘する。すなわち、①東京と地方の格差等、②東京の過密等、③日本の社会・経済システムの安全性等の問題である。これら3点については、国土庁の懇談会の認識と差がない。なお、文献⑥は②

に着目した東京の都市キャパシティの調査を行っている。

委員会の最終報告書⑦では、前記①と③の観点からも、東京集中の是正は焦眉の課題であり、早急な対応が迫られていると認識する。そして東京都が採用すべき集中対応化政策は、次の2つの視点から選択されるべきであるとする。すなわち、「東京の生活の質と都市の魅力の向上を図る」、「東京と全国の共生を図る」の2点である。この2点も、一見すると国土庁の懇談会の目的と一致している。しかし、東京都の委員会が強調するのは、目的達成には全国一律の都市計画ではなく、東京独自の都市計画があって当然だということである。すなわち、現在要求されているのは「都市づくりにおける各地方の独自のイニシアティブであり、都市計画における地方自治なのである」（文献⑦、83頁）。

鈴木知事は都議会で首都機能移転の質問に対して、「地方分権の実現が不可欠であり、いわゆる展都が現実的で実効的な方策であると考えている」（文献⑧、5頁）と答弁している。展都論は、首都機能の一部を首都圏内に移転するというものである。国の行政機関等の移転推進状況（文献④、71頁）によれば、そのほとんどが多摩地区、大宮地区、神奈川県といった首都圏内への移転計画である。

(高木氏写真)

たかぎ・しんたろう
1941年東京都生まれ。1972年慶
応義塾大学経済学研究科博士課
程修了。成蹊大学経済学部助教
授を経て、1981年より同教授。
論文：「日本の地価、住宅価格
は高すぎる？」(日本経済研究)
ほか

遷都論と展都論

国土庁の懇談会の提言のポイントは60キロ圏外、換言すれば首都圏外への新首都建設にあるから、東京都の展都論と対立する。東京集中是正の必要性という点では両者は一致するが、方策がまったく異なるわけである。

ところで、展都は東京集中現象を緩和することになるのだろうか。現在進行中の国の行政機関の移転計画のように、国会・中央官庁・裁判所等の首都機能の一部を23区外に移転すれば、東京区部の集中緩和には大いに有効と思われる。しかし、“東京圏”としてみたとき、それは依然として集中促進を進めることになり、東京圏外の道府県からみればあまり変わらない。

東京圏外への新首都建設はどうか。従来の中央集権機能が存在すれば、地方は新首都と東京との連絡に二重のコストをかけることになり、これもあまり良策とは思えない。経済機能と政治・行政機能が完全に分離可能ならば、そうした二重のコストは緩和される。両者の関係が見えてこない点に、この問題の判断の難しさがある。地方分権と規制緩和の促進が是非とも必要である。

さらに、国は一方では展都論的な行政機関等の東京圏内への移転を進め、他方では同圏外への新首都建設、という一見相対立するよ

うな提案である。両者の関連もはっきりしない。また、現実には新首都建設となれば、その立地の位置、9,000ヘクタールの用地確保、その財源等はどうするかといった生々しい問題も控えている。

11月14日に総理府が発表した「首都機能移転に関する世論調査」(1992年7月～8月に実施)の結果は、こうした集中問題に対する現状をよく反映している。まず首都機能移転については賛成(「どちらかといえば賛成」を含む)派が58.1%、反対(「どちらかといえば反対」を含む)派は15.2%である。特に移転の影響の強い東京圏でも、賛成が54.8%、反対が22.8%と賛成が過半数を占める。東京集中による過密問題の是正を東京圏の住民は強く求めている。

一極集中問題解決の対策としては、(イ)「行政、経済、文化などの機能の、東京周辺の都市や地域への移転」が44.7%と最高で、(ロ)「国会や中央省庁などの首都機能の、東京から離れた地域への移転」が43.1%と続く。展都に近い(イ)と遷都の(ロ)が拮抗している点に、国民の戸惑いと正直な反応がある。

双方とも正念場

東京一極集中と首都機能移転は、現在のところセットの問題として把握されてきた。私見では、展都は東京を東京圏まで拡大した集中

を生むし、遷都には地方分権が不可欠である。集中は集積の利益の結果であり、東京一極集中は日本経済の成長の結果とも見なせる(集中化が日本経済の成長に寄与した面もあるが)。日本経済が今後大きくなればなるほど、国際都市として東京の役割は大きくなる。国際都市の機能を東京だけが担うのかどうかも1つの要点である。

いずれにしても、首都機能移転の問題は不明確な点もあり、今後いろいろな観点から議論されるだろう。特に対東京との関係が1つの重要な点である。他方、東京の新宿への都庁移転が、都心3区(むしろ新首都案が東京圏外であるから、新宿と反対側の都心隣接区)の活性化維持と集中緩和に有効かどうかは、1つの試金石である。都自身もその成否について正念場に立っている。

- ④国土庁大都市圏整備局監修・首都機能研究会編『首都機能移転の新しい展開』ぎょうせい、1992年。
- ⑤東京都都市計画局総合計画部編『東京集中問題調査報告書』1990年。
- ⑥東京都都市計画局総合計画部都市整備室編『東京集中問題調査委員会報告』1991年。
- ⑦東京都議会議会局広報課編『都議会リポート』(1992年8月号)。

住宅補助政策——II

Harvey S. Rosen, *Housing Subsidies*, in Alan J. Auerbach, et al., ed., *Handbook of Public Economics* (ch. 7).

前回（本誌No.5）、米国の経済学者Rosenの展望論文“Housing Subsidies”より、住宅補助政策の正当性に関する経済学者の議論、および米・英国の所得税法が住宅補助の意味合いをもつことなどを紹介した。米・英国の所得税法は暗黙に中高所得層に対して補助を行っているとは推定され、低所得層への補助政策は、公営住宅を市場家賃以下の水準で提供するという、より明確な形で行われている。

日本においても公営住宅の供給が行われているが、全住宅ストックに占める割合は5.3%台で推移しており、こうした数字を評価するためにも海外での研究成果を概観することは有用である。特に米国は貧富の差が大きく、人種問題や犯罪率の高さを背景に低所得層への補助は重要な社会問題であり、公営住宅政策についても数多くの研究成果がある。

以下では、まず米国の法制度を展望した後、公営住宅政策の効率性、分配面からの評価と改革案の可能性について紹介したい。

1 法制度の展望

米国では、1937年に貧困層への住宅補助がなされ始めたが、ごく最近までその大部分は公営住宅によるものであった。この公営住宅は、地方自治体などが運営している担当当局によって開発・管理が行われていた。

1969年まで連邦政府は、公営住宅の資本コストについてのみ補助支出を行い、住宅家賃などの運営管理費については補助を行っていなかったが、69年以降、運営管理費の一部補助を開始した。こうした改革を経て、1978年度末までに米国には117万3,000戸の公営住宅が存在している。

米国での制度の変遷

1968年に制定された住宅条例第235項は、新築や改築した家に住む低所得層の住宅ローン利子への

補助政策であったが、1981年度に実質的に廃案となった。1969年、政府は政策転換を行い、利子に対する補助とともに所得に応じた補助を行い始めた。具体的には、所得が公営住宅の家賃を含めた運営管理費以下である貧困層については、家賃を所得の25%に制限することであった。そしてその結果、1976年までに運営管理費の40%は補助によって賄われるようになったのである（Weicher, 1979, p.474）。

また、より多くのディベロッパーの参加を許容して建設費を下げるために、完成品受渡し制度（the turnkey program）が1960年代に導入された。これは、地方自治体が民間新築住宅を購入することを可能にした制度である。さらに、自治体が建築に直接携わることを少なくさせる別の試みとして、1968年の住宅リース制度である住宅条例第23項がある。この条例により、民間既存住宅所有者とのリース契約が可能となり、また連邦政府も新築住宅について行っていた補助を既存住宅にも実施することができるようになった。

1974年の住宅条例第8項では、補助を受けている家庭が民間市場で住宅を探すことができるようになった。その際の補助形式は、住宅の質と家賃が十分妥当であると思われる場合、住宅の所有者に直接補助金が支払われる形式で、家計の支払う家賃は1986年度に所得の30%に決められていた。この8項に基づく補助のために、1982年度に約19億ドルの支出がなされ、1978年度末までに66万6,603戸の住宅に補助金が支給されている。

欧州との比較

欧州の主要各国と米国とでは、制度の内容には大差はないが、量的な違いが見受けられる。表1は1970年代半ばの米国、欧州主要国の住宅および地域開発への公共支出を対GNP比率で示したものである。表2は、民間セクターにより建設された住宅の

表1 一住宅および地域開発への公共支出とGNPの比率
(1970年代水準)

英 国	4.1%
オランダ	2.5%
スウェーデン	2.3%
旧西ドイツ	1.9%
米 国	0.5%

(原文Table 4.1に相当)

表2 民間住宅のストック比率 (1979年水準)

オーストリア	45.9%
デンマーク	81.5%
フランス	50.4%
スウェーデン	66.2%
スイス	88.8%
英 国	54.0%
米 国	99.9%

(原文 Table 4.2に相当)

割合を示している。どちらの表からも米国は欧州各国よりも民間市場に大きく依存していることが読み取れる。米国における公共支出総額は相対的に小さいとはいえ、1982年には100億ドル近い金額が各種の低所得層への住宅補助制度に支出されたと推定されている。

2 効率性と公平性

前節で示した各種の制度については、数多くの経済分析がなされている。以下では、公営住宅の生産面での効率性、消費面の効率性、分配上の問題点についての、それぞれの研究成果を紹介する。

生産の効率性

前節でみたように、米国政府はこれまで家賃などの運営管理費でなく、公営住宅の資本コストについてのみ補助を行っていた。こうした補助についての効率性からの分析にはMuth (1973) がある。Muthは、① real estate input (建築物を建てるのに必要

な土地などの生産要素)、② current input (建物の保全に使われる生産要素) の2つを生産要素にもつ一次同次のCES関数によって住宅サービスが生産されていると仮定し、公営住宅サービスの費用を推定した。

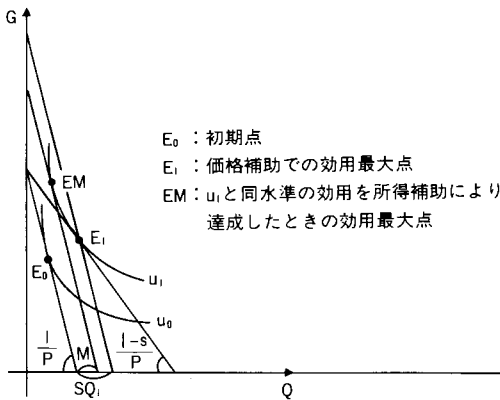
費用最小化のためには生産要素の限界代替率が、それぞれの社会的限界費用の比率に等しくなることが必要だが、資本コストが米国政府により補助されているため、地方自治体は実際には社会的限界費用以下の資本価格に直面している。このため real estate をより多く使用するようになり、例えば相対的に維持費がより必要な安価の木製羽目板より、耐久性のあるアルミ製の羽目板を使うことになるのである。Muthはこの補助による生産要素比率の歪みをもたらす非効率性に焦点をあてた。パラメータには、既存の研究成果により適切と推定される数値を代入し、それぞれの生産要素価格は、使用される資源の市場価格を民間セクターにおいて1になるように基準化して用いている。

その結果、資本コストに補助が実施されている公営住宅の場合と、民間セクターの場合とでは1単位住宅サービスを生産するのに必要な費用の比率は1:0.82であった。これは同じ資源を用いて、資本コスト補助の場合では4戸、民間セクターでは家賃補助を前提とすれば5戸の公営住宅が建設可能であることを示唆しており、非効率が発生していると推定される。また、同様な結果がMuth以外の研究でも得られている (Weicher, 1979, p.497)。

消費の効率性

公営住宅を供給する主な目的の1つは、所得再分配であると思われる。経済理論上、所得再分配を実施するとき、所得補助に比べ価格補助は非効率であるが、公営住宅の場合、それはどの程度であろうか。

Aaron and von Furstenberg (1971) では、住宅



サービスの消費量 Q とそれ以外の財 G からなる代表的個人の効用関数 $U(Q, G)$ を仮定し、非効率の割合を推定した。 G の価格を P 、 Q の価格を基準化して1とし、補助を行う以前の効用水準を U_0 、均衡点を $E_0(Q_0, G_0)$ 、 S だけの価格補助を行い、 Q の価格が $1-S$ となった場合の効用水準を U_1 、その均衡点を $E_1(Q_1, G_1)$ としよう(図参照)。

価格補助を行うためには SQ_1 だけの補助金が必要だが、 U_1 と同水準の効用は、 M だけ所得補助を行えば達成できる。 $(SQ_1 - M) / SQ_1$ を推定することにより価格補助金の何%を削減できるかがわかる。CES関数を仮定し、住宅サービス需要の価格弾力性が -1 、所得弾力性が1になるようにパラメータの値を決定すると、住宅サービスの価格補助率が50%(つまり $S=0.5$)のとき、 $(SQ_1 - M) / SQ_1 = 0.1$ であった。これは、価格補助金の90%を所得補助に用いれば同様の効用水準を確保できることを示しており、補助金の10%は非効率な部分と推定される。

Aaron and von Furstenbergでは、パラメータの値は全住民の住宅行動の研究成果から決定された値であったが、低所得層の住宅行動は、中高所得層のそれとは異なっているかも知れない。さらに代表的個人を仮定することが、補助による便益をどのように分布させているのか明らかではない。Murray

(1980)はこうした問題点をふまえ、1971年、公営住宅に居住を許可された約1,400人を対象に推定を実施した結果、平均して補助がない場合と比べて住宅サービスの消費量が約95%増加していた(Murray, 1980, p.33)。さらに、補助の効率性について推定を行ったところ、所得補助に移行することで34%まで費用を削減できることが示唆されている。また、他の研究においても同様の結論が得られている(Weicher, 1979, p.497)。

分配上の含意

公営住宅の分配上の含意はどのようなものだろうか。Murrayなどの研究によれば、公営住宅居住者は相対的に大きな便益を公営住宅から得ていると推定されているが、現実にはそれを享受している人はほんの一部である。具体的には、米国には約200万戸の公営住宅が存在しているが、1981年の時点で、所得が最低年収基準以下である人々は3,200万人に上る。公営住宅に居住を希望する人々のほうが、収容可能数よりもはるかに多いのである。そしてこうした状況においては、居住を許可された人々の所得は、所得分布上、最低部に属しているが、大部分の許可者は公営住宅に居住することで、むしろ居住できなかった人よりも生活水準が向上してしまうことになるのである。

居住を許可された家族が受ける便益の分布はどのようなものであろうか。Murray(1980, p.31)では、家族についての人口統計上の特性を一定とし、年間所得と便益についての回帰分析を行った。その結果、所得と便益には負の相関があり、所得が増大すれば、公営住宅から受ける便益も小さくなることが示されている。しかし、回帰直線のあてはまりのよさを示す決定係数が0.7のため、所得以外の要因が便益の分布に影響を与えている可能性がある。

3 改革の可能性

前節で紹介した研究をみる限り、公営住宅は非効率に生産され、公営住宅居住者の住宅サービス消費量を必要以上に増加させ、しかも適切な分配が行われているとはいえない。それゆえ数多くのエコノミストたちは長年、この制度に反対してきた。例えば、Muth (1973, p.43) は、「所得補助を増加させられないため、政治上この制度が採用されていると考えることが、公営住宅制度を正当化する唯一の可能性である」と述べている。もし補助を存続させるなら、住宅の公的供給は避けるべきである。補助が民間セクターの住宅に適用可能となれば、公共セクターが住宅の建設と運営に携わる必要はなくなる。さらに、補助が適用される人々が公営住宅のために一地域に集中することも、居住を許可するために公的に選抜を行う必要もなくなるのである。

住宅条例の第8項では、民間セクターの住宅を賃借している低所得層に対する補助が行われてはいるが、1978年の段階で、この第8項が適用されている住宅は、公共の補助が行われている住宅のうちのわずか1.3%にすぎない。

低所得層がより質の高い住宅サービスを需要することができるように補助を行う制度で注目を集めているのが「住宅手当 (housing allowances)」である。これは、適格と認められた個人に、市場で決定される家賃に見合っ設定された住宅居住費用と個人所得の一定割合との差が、政府から支給される制度である。近年、この住宅手当が人々の行動にどのような影響を与えているのかについての調査 (the Experimental Housing Allowance Program) が米国の各都市で行われた。収集されたデータ分析の結果、住宅サービス需要の所得弾力性は0.5以下と、住宅手当が与える影響は穏やかなものであることが示された。興味深いのは、調査が行われた地域では、

住宅手当によって生じた需要増加により、住宅価格に大きな変化は生じなかったことである。これはおそらく住宅サービスの供給が十分弾力的であることと、住宅手当に対する反応は徐々に生じることが原因であろう。

Muth (1973) は、公営住宅でも民間の住宅でも、住宅の質や市場の需給関係と照らし合わせて、その家賃が適切であると考えられる場合、低所得層が支払う額を家賃以下にするため、食糧切符 (food stamp) と同様な家賃証明書 (rent certificates) の導入を提案している。こうした提案は、何の制約もない所得移転に近いと考えられる。しかし一方には、政治的背景や温情主義などの理由により、低所得層への所得補助が不正に使用されることなく、いかに本当に低所得層の住宅サービス消費と密接に結びついているかを追究しようとする利益集団も存在しているのである。Muthの提案が、政治的に認知されるほど住宅と関連しているか否かは、判断が困難な問題である。

(白井誠人/東京大学大学院)

関連論文

- Aaron, Henry J. and George M. von Furstenberg (1971), "The Inefficiency of Transfers in Kind: The Case of Housing Assistance," *Western Economic Journal*, 184-191.
- Murray, Michael P. (1980), "Tenant Benefits in Alternative Federal Housing Programs," *Urban Studies* 17, 25-34.
- Muth, Richard F. (1973), *Public Housing: An Economic Evaluation*, American Enterprise Institute, Washington, DC.
- Weicher, John C. (1979), "Urban Housing Policy," in Peter Mieszkowski and Mahlon Straszheim, eds., *Current Issues in Urban Economics*, Johns Hopkins University Press.

●新刊リポートのご案内

『首都圏における借上げ社宅の実態調査』定価2,000円(税込)

各企業の福利厚生担当者に対するアンケート調査と、業種別・従業員規模別に抽出した代表的な企業のヒアリング調査の結果から、借上げ社宅の実態を把握したものです。

社宅には、業務社宅(転勤等の業務上の理由を入居条件とする社宅)と福利厚生社宅(広く従業員に開放している社宅)があり、それぞれの社宅における自社保有社宅と借上げ社宅の構成比をみると、借上げ社宅の比率は、業務社宅が60.4%、福利厚生社宅が24.2%と、業務社宅のほうが高い比率を占めています。借上げ条件や入居資格等について興味深い結果が得られています。また、今後5年間の社宅の供給計画では、借上げ社宅を

中心に供給を図る企業が108社(46.6%)と最も多く、借上げ社宅に依存する企業が今後とも多くなると思われます。

『人口変動からみる都市の成長と衰退』定価3,000円(税込)

1920年から1950年までの30年間にわたる都市の成長と衰退を、国勢調査に基づく人口の増加・減少により実証分析したものです。加えて、佐貫利雄帝京大学教授が行った戦後における経済の成長期(1950~90年)の分析とあわせて、70年間の実証研究になっています。また、東京駅からの距離帯別の人口の推移から、東京の住宅地の外延化の進行過程を分析しています。

成長が著しい都市の特徴を時期ごとにみると、1920~30年は「地方資源型産業都市」成長期、30~35年は「地方資源型産業都市」衰退期、35~40年は「軍需産業都市」成長期、40~47年は「大都市

周辺都市」成長期(人口疎開期)、47~50年は「食料供給型都市」成長期(混乱期)、50~55年は復興期といえるようです。また、人口集中地域が、1960~65年の高度成長期には東京から20~30km圏だったのが、80年代には40km圏以遠になるなど、人口の郊外化が進展しているのがわかります。

『土地開発契約の研究』

定価3,500円(税込)

土地の有効利用を目的とする「事業受託」「等価交換」「土地信託」といった土地開発契約の諸方式について、特に法律学の観点から契約約款等の具体的内容を検討し、当事者双方の権利義務の定め方や履行方法について適正妥当な標準方式を探究しています。執筆者は、稲本洋之助(東京大学)、下森定(法政大学)、好美清光(中央大学)、鶴野和夫(不動産鑑定士)、篠原みち子(弁護士)。

編集後記

1992年は、住宅土地問題の研究体制が大きな前進を遂げた年になりました。わが国初めての不動産学部開設、(財)土地総合研究所の設立、マンション学会および都市住宅学会の創設など、めざましい動きが見られました。また、住宅土地問題に取り組む新進気鋭の研究者が各分野で登場してまいりました。

こうした潮流のなかで、住宅土地経済の研究誌として号を重ねてきた本誌にも、ようやく反響らしきものが感じられるようになりました。こ

の分野にも新しい波が生まれつつあるのかも知れません。これらが住宅土地問題についての思考を改善し、良い社会的対応を導くことに寄与するものとなれば幸いです。

1992年はまた、厳しい現実のなかで、エネルギーが蓄えられ、将来への希望が培われた年でもありました。住宅市場についてもそうであったと思います。これが新しい1993年に芽吹き、成長することを期待いたします。(M)

編集委員

委員長—金本良嗣

委員—高木新太郎・岩田一政
吉野直行

住宅土地経済 1993年冬季号(通巻第7号)

1993年1月1日 発行

定価500円(本体価格485円・送料175円)

年間購読料2,000円(税・送料共)

編集発行人—森 正臣

発行所—(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
電話:03-3264-5901

編集協力—堀岡編集事務所

デザイン—鈴木堯(タウハウス)

印刷—精文堂印刷(株)