

長期的、構造的な住宅政策を

稲葉秀三

財団法人産業研究所理事長
(財団法人日本住宅総合センター理事)

私は、住宅問題あるいはその対策の専門家ではありませんが、ここ10年強の間、東京都の財政再建や住宅対策を含めた長期計画のとりまとめに関係し、また最近では「東京の集中化」についての討論に参加しています。このようなこともあり、素人らしい問題提示をさせていただきたいと思うのです。

東京では住宅への都民の関心はますます高まりつつあります。「住宅をどのように増やしていくか」、「特に勤労者の住宅をどうしていくか」、また「住宅の質をどう良くしていくか」などのさまざまな問題について、東京都の知事さんの要請もあり、多くの専門家の方たちと一緒に長年論じてきました。そして、「都や日本の大都市の住宅は、もっと増やしていかなければならない」ということを私は知らされました。

しかし、私見としましては、「当面のことばかりやっていると、東京や日本の大都市の住宅問題はもっと難しくなるのではなかろうか」、こう感じているのです。つまり今の対策では、「住宅の量をいかに増やすか」が最優先に考えられているのですが、最近アパートやマンションがどんどん建てられているのを見まして私を感じますことは、「おそらく4～5年たつと、東京や大都市の住宅は余ってくるのではなかろうか」ということです。

本当に住宅対策をやろうというのであれば、もっと掘り下げて多面的に吟味し、土地、住宅、道路、交通などを総合的にとらえ、政府なり、東京都なりの主体的な見方、考え方を実行すべきではないかと思うのです。

目次●1992年冬季号 No.3

長期的、構造的な住宅政策を	稲葉秀三	1
地価上昇と地域所得の変動	坂下昇	2
住居費負担の統計的一考察	高木新太郎	11
地価の国際マクロ経済分析	工藤和久	18
[時事展望]「地価バブル」の実証は可能か?	金本良嗣	26
[連載講座]住宅経済入門③「住宅供給の実証分析」	森泉陽子	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

地価上昇と地域所得の変動*

坂下 昇

1980年代後半に起こったわが国の地価高騰は、都道府県所得の動向にいかなるインパクトを与えたであろうか。5カ年平均の地価上昇率と県民所得等の成長率の組合せでみると、東京、大阪を含む地価高騰グループ（8—10県）とその他グループの間で異なるパターンが観察される。地域経済のマクロ・モデルを組み立てて、地価上昇および所得変動についての共通の外生的要因が何であるかによって、上述の2つのパターンの発生を説明できるか否かが検討される。ただし、最終的な結論を得るためには、より厳密な計量モデルによる分析が必要である。

1980年代に起こった、わが国の首都圏を中心とする大都市圏においての地価高騰は、個人間資産格差拡大などの種々の問題を惹起した。その中の1つに、地域間所得格差の再拡大という問題がある。今回の地価高騰が、1970年代の列島改造ブームの折のような全国一律型ではなく、中央から地方への波及型であったために、その地域間格差拡大への影響はより大きかったと推測される。

しかしながら、地価あるいはより一般的に資産価格上昇と地域所得変動の間の関係は相互依存的なものであって、前者が後者を決定するといった因果系列的なものではない。したがって、両者の関連についての分析は、きわめて注意深く行われなければならない。そのために、本稿の第2節以降では、地域経済の総体的なマクロ・モデルを組み立てて分析を行うが、その前

に次節では、1984年から1988年に至る、都道府県別の土地資産額の変動とそれに対応した生産所得等の動きをみることから議論を始めよう。

土地資産額と地域所得の変動

表1は、都道府県別に土地資産額の対前年増加率を1984年—88年の期間について計算し、かつ5カ年（算術）平均の増加率を求めたものである。ここで、土地資産とは宅地、耕地、およびその他の民有地の合計であり、資産額はそれの名目価値額である。今回の地価上昇は主として宅地について起こったのであるから、資産額増加率の計算も宅地に限定するという事も考えられるが、耕地から宅地への転用が随時行われることを考えれば、そのようにしたのでは平均地価と資産額との比例性が失われるので、あえて非森林民有地合計を対象とした¹⁾。

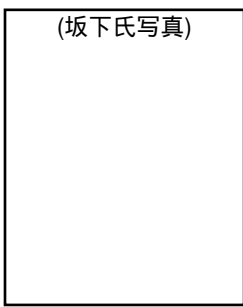
表1でみると、1985—87年のところでの東京はじめ首都圏4都県の、1987—88年のところでは京都、大阪、兵庫の近畿圏3府県（奈良を含めれば4府県）の突出ぶりが著しい。5カ年平均で見ると、東京、神奈川、千葉、大阪、埼玉、京都、兵庫、奈良、愛知、静岡の10都府県が、この順で10%以上の増加率を示している。

他方、同じ期間においての各都道府県の県内純生産、県民所得、および1人当たり県民所得（いずれも名目）の対前年増加率（成長率）を求め、5カ年（算術）平均をとったものが、表2に示されている。表2には、土地資産額の5カ年平均増加率も再掲され、かつ都道府県（以

下すべて県と称す)はこの増加率の順に並べられている。

おおむねの傾向としては、土地資産額の平均増加率が高い県ほど諸所得の平均成長率も高いのであるが、3種の所得成長率相互間の大小関係は県によってまちまちであり、それらと地価上昇率の間の対応関係が一樣ではないことを示唆している。

この点をより明確にとらえるために、土地資産額平均増加率を横軸にとり、各種所得の平均成長率を縦軸にとって、一種の散布図を描いたのが図1～図3である。各図の中の散布個所に記された番号は、表1において用いられた、経



さかした・のぼる
1933年全羅南道生まれ。1955年
東京大学経済学部卒業。東京大
学経済学博士。大阪大学社会経
済研究所教授等を経て、1979年
より筑波大学教授。
著書：『計量経済学』（東洋経済
新報社）、「都市成長分析」（経済
企画庁）ほか

済企画庁『県民経済計算年報』による県番号である。

これらの3図に共通して、埼玉、千葉、東京、神奈川、京都、大阪、兵庫、奈良の8県は、土地資産額増加率の高さということでも、またそ

表1-土地資産額の増加率

県番号	県名	1984年	1985年	1986年	1987年	1988年	5カ年平均
1	北海道	0.73	1.85	0.43	2.03	11.72	3.35
2	青森	2.20	0.20	-0.50	-0.70	0.46	0.33
3	岩手	3.26	2.83	2.84	3.33	4.90	3.43
4	宮城	3.38	3.28	3.63	10.67	12.24	6.64
5	秋田	5.25	1.02	-0.24	-1.14	1.11	1.20
6	山形	4.51	0.89	0.10	0.72	0.78	1.40
7	福島	7.57	5.80	2.65	-0.06	6.34	4.46
8	新潟	3.10	1.55	1.85	2.74	7.87	3.42
9	茨城	5.85	4.81	6.91	13.10	16.74	9.48
10	栃木	6.20	6.27	3.87	6.47	13.57	7.27
11	群馬	3.33	2.57	3.57	9.15	13.64	6.45
12	埼玉	3.34	1.99	11.70	60.02	11.03	17.62
13	千葉	2.57	3.78	18.51	66.22	13.49	20.91
14	東京都	6.21	25.07	86.01	45.86	-1.61	32.31
15	神奈川県	0.71	5.76	28.05	77.62	2.33	22.89
16	山梨	7.53	5.37	5.60	9.06	8.49	7.21
17	長野	9.00	4.08	3.39	7.89	5.75	6.02
18	静岡県	7.92	5.40	3.87	11.25	23.02	10.29
19	富山	3.79	3.51	4.23	3.39	8.04	4.59
20	石川	4.13	2.47	1.98	3.00	8.28	3.97
21	岐阜	6.58	7.52	7.24	9.49	12.08	8.58
22	愛知	3.81	3.87	4.59	16.71	23.93	10.58
23	三重	2.25	6.50	3.38	5.54	10.52	5.64
24	福井	2.52	3.42	1.93	4.48	8.35	4.14
25	滋賀	5.00	5.68	4.69	7.45	21.02	8.77
26	京都	3.42	4.65	4.94	20.37	45.71	15.82
27	大阪	3.71	5.80	6.80	29.79	47.76	18.77
28	兵庫県	3.52	2.46	5.99	31.72	33.91	15.52
29	奈良	4.11	3.61	3.86	13.49	43.78	13.77
30	和歌山	15.62	4.25	6.13	-2.96	5.38	5.68
31	鳥取	-6.47	2.98	2.17	-0.44	7.68	1.18
32	島根	3.85	1.46	1.84	2.37	2.54	2.41
33	岡山	3.99	4.23	4.43	5.37	11.32	5.87
34	広島	7.32	9.45	5.57	7.91	18.78	9.81
35	山口	2.67	3.62	2.49	3.13	4.32	3.24
36	徳島	7.74	3.55	1.10	2.64	4.10	3.83
37	香川	2.56	3.55	2.39	2.51	9.56	4.11
38	愛媛	6.91	3.30	1.17	8.26	5.91	5.11
39	高知	2.89	-0.72	0.70	0.57	3.10	1.31
40	福岡	3.44	2.69	2.24	9.39	10.05	5.56
41	佐賀	5.43	5.09	2.41	3.92	2.14	3.80
42	長崎	3.15	3.46	0.70	-0.42	6.22	2.62
43	熊本	8.66	2.95	2.51	16.01	7.59	7.54
44	大分	3.35	3.35	2.00	4.19	3.52	3.28
45	宮崎	2.81	1.79	-0.58	1.53	1.06	1.32
46	鹿児島	2.79	1.80	0.77	2.22	2.14	1.94
47	沖縄	3.57	9.21	7.68	7.32	8.62	7.28
48	全国	4.29	8.24	25.84	33.76	10.09	16.44

注：土地資産額のデータは各暦年末のものである。
出所：経済企画庁『国民経済計算年報』（平成3年版）

表2-土地資産額の増加率および各種所得の成長率5カ年平均〔1984-1988年〕

単位：%

順位*	県番号	県名	土地資産額	県内純生産	県民所得	1人当たり県民所得
1	14	東京	32.31	6.78	6.52	6.18
2	15	神奈川	22.89	5.64	7.08	5.56
3	13	千葉	20.91	7.30	7.86	6.32
4	27	大阪	18.77	4.82	5.12	4.76
5	12	埼玉	17.62	7.14	7.38	5.62
6	26	京都	15.82	5.02	4.82	4.52
7	28	兵庫	15.52	4.90	4.88	4.42
8	29	奈良	13.77	5.22	6.36	5.06
9	22	愛知	10.58	5.98	6.24	5.46
10	18	静岡	10.29	5.88	6.52	5.88
11	34	広島	9.81	5.32	5.16	4.78
12	9	茨城	9.48	6.76	7.10	6.14
13	25	滋賀	8.77	8.00	8.04	6.84
14	21	岐阜	8.58	5.56	5.90	5.36
15	43	熊本	7.54	5.18	5.20	4.90
16	47	沖縄	7.28	5.34	5.58	4.38
17	10	栃木	7.27	6.38	6.16	5.38
18	16	山梨	7.21	6.38	6.68	6.00
19	4	宮城	6.64	4.98	5.30	4.58
20	11	群馬	6.45	6.62	6.20	5.58
21	17	長野	6.02	4.64	5.14	4.74
22	33	岡山	5.87	5.66	5.62	5.32
23	30	和歌山	5.68	2.88	4.06	4.22
24	23	三重	5.64	4.62	6.10	5.58
25	40	福岡	5.56	5.26	5.44	4.98
26	38	愛媛	5.11	4.08	4.62	4.54
27	19	富山	4.59	4.54	4.92	4.82
28	7	福島	4.46	5.70	5.74	5.40
29	24	福井	4.14	3.92	4.46	4.10
30	37	香川	4.11	5.20	6.08	5.80
31	20	石川	3.97	5.58	5.60	5.30
32	36	徳島	3.83	5.36	5.66	5.54
33	41	佐賀	3.80	4.30	4.46	4.36
34	3	岩手	3.43	4.78	4.94	5.06
35	8	新潟	3.42	4.70	4.86	4.76
36	1	北海道	3.35	4.70	5.20	5.12
37	44	大分	3.28	4.96	5.04	5.00
38	35	山口	3.24	4.16	4.78	4.86
39	42	長崎	2.62	3.48	4.22	4.38
40	32	島根	2.41	5.18	5.52	5.50
41	46	鹿児島	1.94	4.26	4.56	4.48
42	6	山形	1.40	4.48	4.74	4.68
43	45	宮崎	1.32	4.70	4.58	4.44
44	39	高知	1.31	3.48	3.30	3.36
45	5	秋田	1.20	4.42	4.76	5.08
46	31	鳥取	1.18	4.96	4.92	4.72
47	2	青森	0.33	4.18	4.98	5.24

注：所得データは年度ベースの名目値である。

* 順位は土地資産額の平均増加率による。

出所：所得データについては、経済企画庁『県民経済計算年報』（平成3年版）

れと各種所得成長率との関連においても、その他の県と異なる切り離されたグループを形成しているようにみえる。すなわち、8県グループにおいて土地資産額増加率と各種所得成長率は、もちろん正の相応関係を示しているのであるが、その相応程度の勾配はその他県グループのそれよりは緩やかであるようにみえる。

このような、土地資産額増加と所得変動の関連のしかたの差異は、後に県ごとの時系列データを用いてもう一度検討される。

地域経済のマクロ・モデルⅠ(実質体系)

本節および次節では現実のデータからいった

ん離れ、地域経済に関する1つのマクロ・モデルを構築し、地価上昇と所得成長の関連性を検討する²⁾。

1 地域経済を考え、そこではまず主として地域内の要素賦存状態に依存して実質所得水準が決定されるとする。そのあとで(ただし分析上の順序として)、域際を含む財・サービスの流れの需給均衡、および域内の土地サービスに関する需給均衡に依存して、物価水準、名目所得水準、および地価(正確には地代)が決定される。以上のプロセスにおいて、地価の水準が他の諸変数値と絡み合うことになる。開放的な地域経済においては、他地域との相対関係におい

図1—土地資産額および県内純生産の増加率

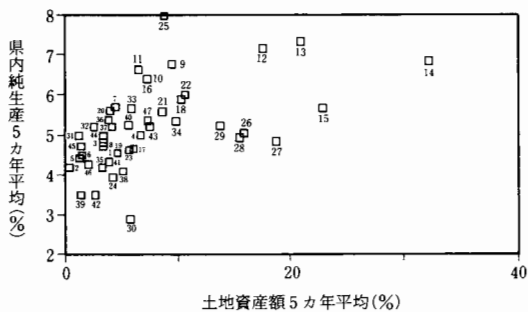


図2—土地資産額および県民所得の増加率

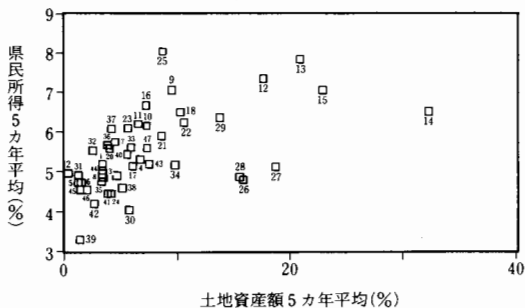
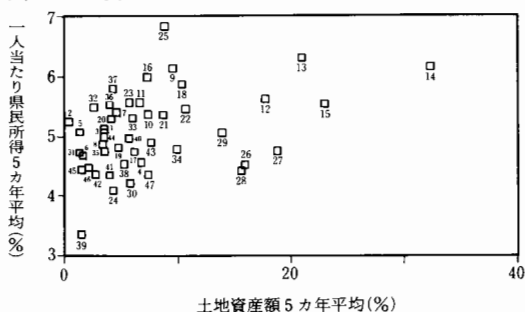


図3—土地資産額および1人当たり県民所得



て名目所得および名目物価の水準が重要であり、それらに与える地価の影響が問題になる。

まず、地域においての集計の生産関数が、資本 k 、労働 l および土地 h^F を投入とし、実質所得 y を産出として、次のように与えられる。

$$y = f(k, l, h^F) \quad (1)$$

次に、この生産関数と企業の利潤最大化行動によって、労働に対する需要関数が次式のように導出される。

$$l^d = l^d(w, k, h^F) \quad (2)$$

ここで w は実質賃金（率）を表す。

地域内の人口 n は労働力として同質であり、また地域内の土地 h のすべては、家計としての

同人口によって所有されている。この土地についての（一律の）実質地代を r とするならば、労働の供給関数は、 w 、 rh および n の関数として、

$$l^s = \pi\left(w, \frac{rh}{n}\right) \cdot n \quad (3)$$

と表されると仮定する（資本は地域内人口によっては所有されていないこと、すなわち不在資本家の存在が暗黙に仮定されている）。

一方、企業による資本（サービス）への需要は、資本の限界生産力と地域にとって外生的に与えられる資本の実質レンタル ρ が等しくなるところで決定される。したがってそれは、

$$k^d = k^d(\rho, l, h^F) \quad (4)$$

と表される。さらに、企業による土地への需要は、同様な方式で、地代 r 、労働 l および資本 k の関数として、

$$h^{Fd} = h^{Fd}(r, l, k) \quad (5)$$

のように決定される。ただし、地代 r は ρ とは違って、地域全体にとっては内生変数である。

以上の諸方程式を、諸変数の需給一致条件を考慮しつつ再掲すれば、次のようになる。

$$y = f(k, l, h^F) \quad (1)'$$

$$l = l^d(w, k, h^F) \quad (2)'$$

$$l = \pi\left(w, \frac{rh}{n}\right) \cdot n \quad (3)'$$

$$k = k^d(\rho, l, h^F) \quad (4)'$$

$$h^F = h^{Fd}(r, l, k) \quad (5)'$$

この体系において、 ρ 、 h および n は外生的に所与であり、さらに r をとりあえず所与とすれば、これらの諸変数の関数として、(2)'—(5)'式より l 、 k 、 w および h^F が決定され、それらを(1)'に代入すれば y が決定される。

以上の実質タームによる体系に関して最も重要な問題は、地代 r が実質所得 y に及ぼす最終的な影響である。これを完全にあとづけることはかなり煩雑になるが、とりあえず k および h^F が固定されているとして、超短期的な効果をみるならば、次のようになる。

このとき、(2)'(3)'式より、

$$\frac{dl}{dr} = l_w^d \cdot \frac{dw}{dr}, \quad \left(l_w^d = \frac{\partial l^d}{\partial w} \right) \quad (6)$$

$$\frac{dl}{dr} = \left(\pi_w \frac{dw}{dr} + \pi_2 \frac{h}{n} \right) n, \quad (7)$$

$$\left(\pi_w = \frac{\partial \pi}{\partial w}, \quad \pi_2 = \frac{\partial \pi}{\partial \left(\frac{rh}{n} \right)} \right)$$

の両式が得られ、これを解いて、

$$\frac{dw}{dr} = \pi_2 h / (l_w^d - \pi_w n) \quad (8)$$

$$\frac{dl}{dr} = l_w^d \pi_2 h / (l_w^d - \pi_w n) \quad (9)$$

という形になる。 $l_w^d < 0$ 、 $\pi_w > 0$ 、 $\pi_2 < 0$ であると想定されるから、 $dw/dr > 0$ 、 $dl/dr < 0$ となる。これは、 r の上昇に伴って $(1-w)$ 平面に描かれた労働の供給曲線が左にシフトする結果、実質賃金が上昇し、労働需給均衡量が減少することを意味している。

さらに、当面固定した h^F は r 上昇の直接効果および l 減少の間接効果によって減少し、同じく k も r 、 w の上昇による代替効果を上回る l 減少の間接効果によって減少すると考えられるから、結局、地代上昇の実質所得 y に及ぼす効果は、人口 n が固定されている短期においては負の方向になると思われる。

以上われわれが取り扱っている実質ターム・モデルは、本質において新古典派的なものであるが、通常のそれとは相違して実質体系は名目体系から独立ではなく、前者は実質地代 r を通じて後者から影響を受ける形になる。

地域経済のマクロ・モデルII (名目体系)

われわれの構想する名目モデルは以下のようなものである。まず、実質消費 c などを説明する変数として実質分配所得 z を、

$$z = w(r) \cdot l(r) + rh \quad (10)$$

によって定義する。 $w(r)$ 、 $l(r)$ は、それが実質体系において r の関数として決定されることを意味している。

次に、実質消費 c あるいは実質投資 i のうち、地域外よりの移入と競合して地域内生産の占め

るシェアを、それぞれ $\phi^c(P, P_m)$ 、 $\phi^i(P, P_m)$ と表す。ここで、 P は地域の物価水準、 P_m は地域外の物価水準である。実質消費および実質投資そのものは、それぞれ $c(z, rh/R)$ 、 $i(z, R, \rho)$ のように表すことができる。前者の第2説明変数は消費に対するピグー的実質資産効果を表している。ここで、 R は市場利子率である。さらに、この地域の生産物に対する移出需要を $e(P, P_m, q)$ として表すとする。ここで、 q は地域外経済の動向を表すシフト・パラメータである。

以上の規定を総合して、地域内実質所得(純生産)の需給バランス式が、

$$y(r) = \phi^c(P, P_m) \cdot c\left(z, \frac{rh}{R}\right) + \phi^i(P, P_m) \cdot i(z, R, \rho) + e(P, P_m, q) \quad (11)$$

として得られる。

最後に、地域に存在し、家計によって所有されている土地サービスについての需給バランスを考える。需要側としては、企業によるもの $h^F(r)$ 、家計によるもの $h^H(z, r)$ 、および地域外経済主体による需要 $h^N(r, P, q)$ の3種が考えられる。 h^N の第2説明変数になる q は、移出需要の場合と同様のシフト・パラメータである。土地サービスの供給水準は h において固定されているから、需給バランスは、

$$h = h^F(r) + h^H(z, r) + h^N(r, P, q) \quad (12)$$

のように表される。

(10)–(12)式の体系において、 h 、 P_m 、 R 、 ρ および q が当該地域にとって外生的に所与であるとすれば、これら3方程式は、 r 、 z および P の3つの内生変数を決定するのに十分である。われわれの当面の目標は、外生的シフト・パラメータ q の変化が、地域内物価水準 P および地代 r に与える影響をみることであるが、これを完全に一般的に分析するのは相当に面倒である。しかしながら、以下のような概括的分析が可能である。

まず(8)(9)式を参考にすれば、労働への需要の対賃金弾力性が十分に小さいときには確実に、

(10)式より、

$$z_r \equiv \frac{dz}{dr} > 0 \quad (13)$$

と想定することができる。次に、前節の実質体系の分析より、

$$y_r \equiv \frac{dy}{dr} < 0 \quad (14)$$

と考えてよい。さらに、家計のミクロ的行動の分析より類推すれば、

$$h^H \equiv \frac{dh^H}{dr} = h_z^H \frac{dz}{dr} + h_r^H < 0 \quad (15)$$

であると考えられる³⁾。

以上の条件の下で、(11)(12)式を q について全微分すれば、

$$-(\phi_s^c \cdot c + \phi_p^i \cdot i + e_p) \frac{dP}{dq} + \{y_r - \phi^c(c_{zr} + c_2) - \phi_i i_{zr}\} \frac{dr}{dq} = e_q \quad (16)$$

$$c_2 = \frac{\partial c}{\partial \left(\frac{rh}{R}\right)} \left(\frac{h}{R}\right) > 0$$

$$-h_{rp}^N r \frac{dP}{dq} - (h_r^F + h^H + h_{rp}^N P) \frac{dr}{dP} = h_q^N \quad (17)$$

という形になる。(16)(17)式において、 dP/dq 、 dr/dq の各係数の符号は確定しており、 a_i 、 b_i ($i=1,2$) がすべて正の値であるとすれば、

$$a_1 \frac{dP}{dq} - b_1 \frac{dr}{dq} = e_q \quad (16')$$

$$a_2 \frac{dP}{dq} + b_2 \frac{dr}{dq} = h_q^N \quad (17')$$

と整理される。これを解けば、

$$\frac{dP}{dq} = \frac{1}{\Delta} (b_1 h_q^N + b_2 e_q) \quad (18)$$

$$\frac{dr}{dq} = \frac{1}{\Delta} (a_1 h_q^N - a_2 e_q) \quad (19)$$

$$\Delta = a_1 b_2 + a_2 b_1 > 0$$

という結果が得られる。 $e_q \geq 0$ 、 $h_q^N \geq 0$ であるから、(18)より明らかに $dP/dq \geq 0$ である。他方、 dr/dq の符号は確定できないが、 e_q あるいは h_q^N のいずれか一方がゼロである場合には、その符号が確定する。

表3—名目変数の動き

定 性	状 況	
	フロー・インパクトのみ	ストック・インパクトのみ
名目生産所得の変化 $\left(\frac{d(Py)}{dq}\right)$	+	?
名目分配所得の変化 $\left(\frac{d(Pz)}{dq}\right)$?	+
名目地代の変化 $\left(\frac{d(Pr)}{dq}\right)$?	+

すなわち、 $[e_q > 0, h_q^N = 0]$ という組合せ(これを、フロー・インパクトと呼ぶ)のときには、 $dr/dq < 0$ となり、 $[e_q = 0, h_q^N > 0]$ という組合せ(これを、ストック・インパクトと呼ぶ)のときには、 $dr/dq > 0$ となる。これは、(12)式の設定にみられるように、土地サービスに対する地域内需要は実質地代 r に依存するが、地域外からの需要は名目地代に依存するという状況によるものである。

以上の分析に基づけば、シフト・パラメータ q が名目生産所得 (Py)、名目分配所得 (Pz)、および名目地代 (Pr) に及ぼす最終的影響が、いくつかの場合について明らかになる。それを総括したものが、表3である。

われわれが分析しようとしている名目地代の上昇という現象が、ストック・インパクトの結果であるとすれば、それは名目分配所得の増大を必ず伴うが、名目生産所得(純生産)との相応はそれほど明確ではないはずである。また、フロー・インパクトのみが起こった場合には、名目地代の上昇は顕著となるかどうか不明であるが、名目生産所得の上昇は必ず観察されることになる。

地価上昇と所得変動

以上2節の理論的分析をふまえたうえで、改めて1984—88年の期間においての、各県の地価上昇と各種所得の変動のパターンを観察してみよう。

表4は、上記期間においての土地資産額と各

表4-県別単相関係数

土地資産額(X) v.s. 県内純生産(Y)、県民所得(Z)、1人当たり県民所得(W)

県番号	県名	県内純生産 R(Y, X)	県民所得 R(Z, X)	1人当たり県民所得 R(W, X)
1	北海道	0.870	0.866	0.869
2	青森	0.324	0.303	0.290
3	岩手	0.999	0.996	0.998
4	宮城	0.962	0.956	0.955
5	秋田	0.613	0.615	0.604
6	山形	0.871	0.874	0.870
7	福島	0.978	0.970	0.969
8	茨城	0.969	0.960	0.961
9	栃木	0.980	0.975	0.976
10	群馬	0.984	0.990	0.992
11	埼玉	0.965	0.970	0.974
12	千葉	0.936	0.927	0.919
13	東京都	0.923	0.951	0.952
14	神奈川県	0.941	0.938	0.935
15	山梨県	0.954	0.935	0.934
16	長野県	0.964	0.983	0.982
17	静岡県	0.969	0.990	0.986
18	静岡県	0.962	0.964	0.967
19	富山県	0.990	0.992	0.992
20	石川県	0.987	0.984	0.985
21	岐阜県	0.995	0.995	0.995
22	愛知県	0.939	0.936	0.938
23	三重県	0.971	0.993	0.993
24	滋賀県	0.955	0.963	0.967
25	京都府	0.976	0.966	0.968
26	大阪府	0.870	0.892	0.896
27	兵庫県	0.909	0.906	0.911
28	奈良県	0.930	0.908	0.908
29	和歌山県	0.912	0.884	0.884
30	和歌山県	0.935	0.849	0.850
31	鳥取県	0.625	0.626	0.633
32	島根県	0.985	0.999	0.999
33	岡山県	0.981	0.978	0.979
34	広島県	0.995	0.990	0.992
35	山口県	0.973	0.993	0.992
36	徳島県	0.952	0.947	0.944
37	香川県	0.984	0.983	0.984
38	愛媛県	0.993	0.993	0.993
39	高知県	0.882	0.887	0.888
40	福岡県	0.964	0.963	0.965
41	佐賀県	0.980	0.966	0.963
42	長崎県	0.924	0.960	0.958
43	熊本県	0.964	0.953	0.955
44	大分県	0.987	0.997	0.996
45	宮崎県	0.938	0.937	0.933
46	鹿児島県	0.998	0.998	0.997
47	沖縄県	0.990	0.991	0.991

種名目所得の間の時系列単相関係を県別に計算したものである。表2に掲げられた、5カ年平均地価上昇率の上位10県について、土地資産額と県民所得の相関係数 $R(Z, X)$ の平均をとってみると、0.924となつてかなり高い。他方、表2の下位7県（地価上昇率が2%以下）について、同じく $R(Z, X)$ の平均を計算すると、0.749であつてずっと低い。これは、前者のグループについては表3でいうストック・インパクトが存在していたが、後者のグループではそうではなかつたと推察することができる。

もっとも、これらの諸県では、 $R(Z, X)$ と土地資産額と純生産の相関係数 $R(Y, X)$ の間に

大きな差はない⁴⁾。後者の上位グループでの平均は0.928、下位グループでの平均は0.750である。したがつて、少なくとも上位グループでは、ストック・インパクトと同時にフロー・インパクトも起こつていたと考えるべきであろう。

また下位グループの県でも、長崎、宮崎、鹿児島などでは、 $R(Z, X)$ と $R(Y, X)$ のいずれもかなり高い値となつており、これはいわば外生的インパクトの乏しい低位均衡が実現していることを示しているとも考えられる。

われわれのモデルの1つの問題点は、生産所得の規定について属地主義ではなく属人主義的接近がなされていることである。すなわち、域外主体が必要した h^N を用いて「生産」したものは、この地域の生産所得には算入されない。しかしながら、わが国の県民経済計算体系においては属地主義の原理が貫かれているので、そのようなデータを用いてわれわれのモデルについての検証を試みることは不適切であるのかも知れない。あくまで県民経済計算のデータを用いつつ、地価上昇と生産所得、および地価上昇と分配所得の相応のしかたの相違を追究しようというのであれば、モデルの組み立てを変える必要があると思われる。

最後に、再び図1-図3に立ち戻つて、改めて地価上昇率と所得成長率のクロスセクショナル相応のしかたを観察してみると、上位10県グループとその他県グループのおのおののグループ内では、両者間に正の相応があることは明らかである。しかし、両グループの間では、相応のしかた（相応の勾配）にかなりの違いがあるように見える。ちなみに、表2に基づき各変数成長率間のクロスセクション相関係数を計算してみると、表5のようになる。

上位10県グループではこの相関係数は低く、地価上昇率の高いわりに所得成長率は加速されていない。したがつて、やはりそこではストック・インパクトが主流となつていたように見える。その他県グループでは、地価上昇率は中庸であるが、所得成長率はそれほど低位ではない。

表5-成長率間のクロスセクション相関係数

	上位10県	上位10県以外	全県
R(Gy, Gx)	0.385	0.604	0.532
R(Gz, Gx)	0.251	0.635	0.563
R(Gw, Gx)	0.400	0.420	0.395

注：上位10県：東京、神奈川、千葉、大阪、埼玉、京都、兵庫、奈良、愛知、静岡
 R (G, G)：相関係数
 Gx：土地資産額
 Gy：県内純生産
 Gz：県民所得
 Gw：1人当たり県民所得
 } 成長率(1984-1988年5カ年平均)

これらの県では、上位グループにおいてのストック・インパクトの余波としてのフロー・インパクトが存在したとも考えられる。

いずれにせよ、地価上昇と地域所得成長の関連をより明確に定量化するためには、計量経済モデルを構築したうえでの分析が不可欠であろう。

〔付録〕 土地資産をもつ家計の需要行動³⁾

ある期間において、期首土地資産 w_0 （実質量）と非資産所得 y （合成消費財のタームによる実質額、すなわち合成消費財は価値尺度財）をもつ1家計（消費者）を考える。この家計は、合成消費財の消費量 x と土地サービスの自己消費量 w に依存する効用 $u(x, w)$ を最大化すべく行動する。したがって、 $(w_0 - w)$ はこの家計が市場へ供給する土地サービスの純量であり、地代を r とすれば、この家計にとっての土地資産所得の額は $r(w_0 - w)$ となる。ただし、もちろん $r(w_0 - w)$ は負の値をとるかも知れない。

以上より、この家計にとっての予算制約式は、

$$x + rw = y + rw_0 \quad (A1)$$

と表される。(A1)の制約の下で家計が効用 $u(x, w)$ を最大化するならば、次の限界効用に関する条件式が導かれる。

$$u_w = ru_x, \left(u_x = \frac{\partial u}{\partial x}, u_w = \frac{\partial u}{\partial w} \right) \quad (A2)$$

こゝまでは、通常の消費者行動の場合と同じであるが、(A1) (A2)の両式より合成消費財および自己消費土地サービスに対する需要関数を導く

と、次のような形になる。

$$x = x(z_1, z_2), w = w(z_1, z_2) \quad (A3)$$

$$z_1 = r, z_2 = y + rw_0 \quad (A4)$$

(A3) (A4)式の需要関数においては、価格変数と所得変数の独立性が失われている。すなわち、両関数において地代 r が変化すれば、家計の総所得 $(y + rw_0)$ も変化せざるを得ない。そして、われわれにとって関心があるのは、 r の変化による x および w に対する需要の総変化および効用水準の変化である。

(A1) (A2)式の体系に比較静学的手法を適用するならば、次の2式が得られる。

$$\frac{\partial x}{\partial r} = \{ (w_0 - w)(ru_{xw} - u_{ww}) + ru_x \} / Q \quad (A5)$$

$$\frac{\partial w}{\partial r} = \{ -u_x - (w_0 - w)(ru_{xx} - u_{xw}) \} / Q \quad (A6)$$

$$u_{xx} = \frac{\partial^2 u}{\partial x^2}, u_{ww} = \frac{\partial^2 u}{\partial w^2}, u_{xw} = \frac{\partial^2 u}{\partial w \partial x}$$

$$Q = -(r^2 u_{xx} - 2ru_{xw} + u_{ww})$$

ここで Q は、効用関数が厳密に凹という条件の下では正の値をとる。したがって、地代の変化前において、家計による土地サービスの純供給がゼロ、すなわち $w = w_0$ であるならば、(A5)式は必ず正、(A6)式は必ず負となる。純供給が厳密にゼロでなくても、ゼロに近い水準であればこのような定性は維持されよう。

需要関数(A3)式を家計の効用関数に代入するならば、間接効用関数 v が、

$$v = u\{x(z_1, z_2), w(z_1, z_2)\} = v(z_1, z_2) \quad (A7)$$

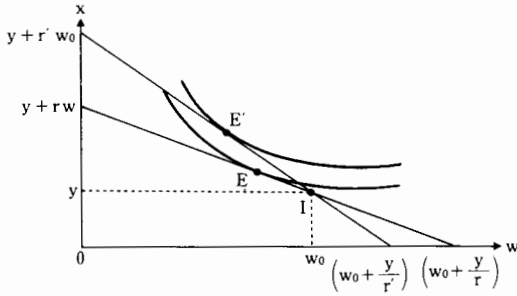
として得られる。 v を(A4)式を考慮しつつ r について偏微分すれば、

$$\frac{\partial v}{\partial r} = u_x(w_0 - w) \quad (A8)$$

という結果が得られる⁶⁾。すなわち、地代上昇は土地サービスの純供給者と純需要者では、まったく逆の影響を及ぼし、前者の効用は向上し後者のそれは低下する。以上の状況を純供給者の場合について図示したのが図4である。

最後に、すべての家計が同一パラメータの対数線形効用関数をもつというきわめて極端な仮定の

図4—地代の上昇が需要および効用に及ぼす効果
(純供給者の場合)



下で、集計的需要関数を導出することを試みよう。
すなわち、

$$u(x,w) \equiv \alpha \log x + (1-\alpha) \log w, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (\text{A9})$$

と仮定する。このとき、(A3)式は、

$$x = \alpha(y + rw_0) \quad (\text{A10})$$

$$w = (1-\alpha)(y + rw_0)/r \quad (\text{A11})$$

となり、この家計による土地サービス純供給関数は、

$$w_0 - w = \alpha w_0 - (1-\alpha)y/r \quad (\text{A12})$$

のような右上がりの曲線となる。

このような家計が多数存在し、その集計非資産所得をY、集計土地資産をW₀とすれば、集計土地サービス需要Wは、

$$W = (1-\alpha)(Y + rW_0)/r \quad (\text{A13})$$

と表される。ここで、家計以外の主体による資産サービス需要W_Fを導入し、生産水準に関する集計指標をVとして、

$$W_F = \frac{\beta V}{r}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (\text{A14})$$

と表す。

加えて、土地資産はすべて家計によって所有されていると仮定すれば、均衡地代は、W₀ = W + W_Fより、

$$\bar{r} = \frac{(1-\alpha)Y + \beta V}{\alpha W_0} \quad (\text{A15})$$

の水準に決定される。

(A10)式では、均衡地代は結局、土地資産の存在量と、非資産所得および生産指標の加重和との間の相対関係によって決定されることが示されている。(A10)を(Y+rW₀)という集計家計総

所得に代入するならば、その大きさはY+rW₀ = {(Y+βV)/α}と示される。これは、家計の総所得が、結局、Vという家計にとって外生的な要因に依存して決定されることを意味している。さらに、非資産所得Yの大きさにはかなりの程度Vが影響しているかも知れない。したがって、地価(地代)高騰と地域所得の増大は、ともにVという外生的要因に帰せられることになる。

* 本稿は、坂下(1991)を改訂し、若干の実証分析を加えたものである。なお、本稿の中の実証研究については、筑波大学社会工学研究科の矢沢則彦氏にご助力いただいた。記して感謝の意を表したい。

注

- 1) もっともこのようにしても、林地から宅地あるいは耕地への、また官有地と民有地の間での転換によって、「比例性」はある程度失われることになる。
- 2) 本節のモデルは、M.R.Darby(1979)の中のマクロ・モデルを改訂したものである。ここでは静学的なモデルのみを扱うが、モデルの動学化については、坂下(1991)を参照していただきたい。
- 3) 本稿の付録参照。
- 4) ただし、R(Y,X)とR(Z,X)がごく近い値をとるのは、表4でみるようにほとんどすべての県で見られる現象であり、これは県民所得統計の作成方法に根ざしているのかも知れない。
- 5) ここでの分析は、宮尾尊弘(1985)の第4章を参考にしている。
- 6) (A7)式をrについて偏微分すれば、

$$\begin{aligned} \frac{\partial v}{\partial r} &= u_x \left(\frac{\partial x}{\partial z_1} + \frac{\partial x}{\partial z_2} w_0 \right) + u_w \left(\frac{\partial w}{\partial z_1} + \frac{\partial w}{\partial z_2} w_0 \right) \\ &= u_x \left(\frac{\partial x}{\partial z_1} + \frac{u_w}{u_x} \frac{\partial w}{\partial z_1} \right) + u_x w_0 \left(\frac{\partial x}{\partial z_2} + \frac{u_w}{u_x} \frac{\partial w}{\partial z_2} \right) \end{aligned}$$

となる。ここで、(A1)式より、

$$\frac{\partial x}{\partial z_1} + w + r \frac{\partial w}{\partial z_1} = 0, \quad \frac{\partial x}{\partial z_2} + r \frac{\partial w}{\partial z_2} = 1$$

であること、および(A2)式を用いれば、

$$\frac{\partial v}{\partial r} = u_x(-w) + u_x w_0 = u_x(w_0 - w)$$

が導かれる。

参考文献

- Darby, Michael R. (1979), *Intermediate Macroeconomics*, McGraw-Hill (邦訳: 増井幸雄・成田淳司訳、マグロウヒル好学社、1981)
- 宮尾尊弘(1985)『現代都市経済学』日本評論社
- 坂下昇(1991)「資産価格上昇の地域所得に与える影響の分析」『季刊国民経済計算』No.91 経済企画庁経済研究所国民所得部

住居費負担の統計的一考察

高木新太郎

SNA（国民経済計算）でみると、わが国は低い住居費比率ではあるが、漸増している。購買力平価でも、家賃・光熱の物価水準はイギリスに次いで低い。したがって、マクロ統計でみるかぎり、低いという結果になる（ただし物理的には狭い）。他方、家計調査を用いた日米間の比較によれば、ここでも日本はアメリカより住居費比率は低い。特に借家の比率が低いのが特徴的である。また日英比較では、粗住居費比率でほぼ類似の水準といえるだろう。したがって、わが国の住居費の比率は低いと結論づけられる。ただし、これは金額ベース・全国ベースの帰結である。物理的な居住水準、地域別状況を加味すれば、別の結論が出るかもしれないし、本当の意味でのわが国の住居費負担の低い理由もわかるだろう。

はじめに

住居費は、日常的な「住む」（居住）という活動に伴う費用と考えられる。この居住活動には、住宅という財を伴う。住宅には、毎日居住するための財という性質と、それが耐久財であるがゆえに資産という性質をもつ。すなわち、前者が消費の議論であり、住宅からのサービス・フローによって消費者の効用が満たされる。他方、後者は住宅を金融資産などと同様にみなすわけであるから、そこでは消費者の効用関数に直接的な形で導入されるわけではない。

住宅のこの性質は、住宅の所有形態への解釈にも影響を与える。住宅の所有関係は、大きく

借家と持ち家に分かれる。このとき、借家人と持ち家居住者での計画視野にも依存するが（例えば文献〔2〕を参照されたい）、基本的に借家人の場合は住宅からのサービス・フローに重点がある。他方、持ち家の場合は、借家同様に住宅からの居住サービスを受けるとともに、その売却（資産処分）も可能となる。こうした借家と持ち家の活動における非対称は重要だが、ともに住宅が居住サービスを与える点では一致している。そこで、ここでもこの基本的視点に立って、住宅からのサービス負担を第1のポイントに置く。

ときどきわが国は、住宅に関してはストック価格（土地を含む）は高く、サービス価格は低いといわれる。その結果、最初は安い賃貸住宅に住み、貯蓄に励んで（日本の高貯蓄率の一因）住宅を購入する、という図式がある。これは、低いサービス価格、高い貯蓄率、高い住宅価格を前提にした議論である。他方で、住宅のような生活の基礎サービスは、低所得ほど消費に占める住宅サービスの割合、つまり住居費負担が高いという議論がある。この種の議論のためにも、住居費負担を検討したい。

なお、住宅価格については興味深い事実もある。各国の住宅価格の年収倍率である。文献〔4〕によれば、アメリカ3.4倍、日本とイギリスが4.4倍、旧西ドイツが4.6倍である。ただし、全国平均である点に注意がいる。

第2に、本稿での守備範囲である。ここでは計量的モデル分析は行わず、国際比較のファク

ト・ファインディングスの段階にとどまっている。ただし、SNA（国民経済計算）のような国際機関の統計とともに、一次統計の結果も利用した。具体的にはアメリカの日米比較の研究例と日英比較である。一次統計による国際比較は、SNAのようなマクロの比較の補完的側面とともに、各国による概念的差異が反映する。こうした概念のすり合わせは困難を伴うが、1つの予備的試みが文献〔1〕である。ここでは、そこでの結果もふまえて一次統計による比較も行った。

国際機関の統計による比較

家計が住宅サービスを他の消費財と同様に需要するものとしよう。このとき、家計は(2)式の予算制約のもとで、(1)式の効用を最大にするものと仮定する。ただし、 u は効用（指標）、 q_i は第*i*財の消費量（購入量）、 y は予算（所得）、 p_i は第*i*財の価格とする。

$$u = u(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (1)$$

$$y = p_1 q_1 + p_2 q_2 + \dots + p_n q_n \quad (2)$$

その結果、第*i*財の需要関数 q_i は、

$$q_i = f(y; p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (3)$$

として求められる。

(3)式の需要関数は、(1)式の効用関数に依存する。比較的好く用いられる効用関数は、ストーン＝ギアリー型の効用関数で、

$$u = (q_1 - \alpha_1)^{\beta_1} (q_2 - \alpha_2)^{\beta_2} \dots (q_n - \alpha_n)^{\beta_n} \quad (4)$$

$$\text{ただし、} q_i - \alpha_i > 0, 0 < \beta_i < 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 1$$

この時、第*i*財の需要関数は、

$$p_i q_i = \alpha_i p_i + \beta_i \left(y - \sum_{j=1}^n \alpha_j p_j \right) \quad (5)$$

となる。(5)式は所得と価格に関して線型となるので、線型支出体系と呼ばれる。この体系は、同次性や代替項の対称性など需要関数に要請される性質を備えているが、一般に補完財は容認されず、劣等財も不可能となる。例えば、第1財を住宅サービス、第2財をそれ以外の消費財とすれば、(5)式は(6)式となる。

$$p_1 q_1 = \beta_1 y + \alpha_1 \beta_2 p_1 - \alpha_2 \beta_1 p_2 \quad (6)$$

いま総消費支出 (y) に占める住居費 ($p_1 q_1$) の割合を住居費負担と定義しよう。表1は、OECD 国民経済計算年報（文献〔3〕）より算出したものである。日本の負担率は、1975年（15.5%）から81年（18.5%）まで上昇するが、それ以後はほぼフラットに推移する（18.4～18.8%）。こうした負担率の変動は各国によって異なるものの、概して70年代後半から80年代初めに負担率が上昇する（イギリスは変則的）。第2に、その結果として各国とも80年代に負担率のピークを迎える。さらにピークとボトムの変動幅をみると、日本とフランスが類似している。アメリカは比較的安定し、イギリスは80年前後に断層が感じられる。第3は、負担率そのものの水準であるが、わが国はフランスと並んで低い。

こうして、わが国の負担率の水準と動向はフランスと類似している。他方、各国の1人当たり床面積（ m^2 ）は、アメリカ61.8（87年）、旧西ドイツ37.2（87年）、イギリス35.2（88年）、

表1—家賃・水道料等の比率

項 目	国 名	1975	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87
総家賃・水道料・光熱	日 本	15.5	16.0	16.6	17.0	17.0	17.9	18.5	18.4	18.6	18.8	18.8	18.6	18.7
	アメリカ	18.6	18.5	18.7	18.8	19.0	19.6	20.0	20.3	20.1	19.8	19.8	19.6	19.5
	フランス	15.8	15.9	16.1	16.2	16.4	17.5	17.6	17.4	18.0	18.6	19.1	18.8	18.9
	旧西ドイツ	17.4	17.6	17.4	17.8	18.6	18.8	19.5	20.2	20.5	21.2	21.9	21.1	20.6
	イギリス	18.3	18.6	18.7	18.2	18.1	18.8	20.4	21.3	20.8	20.5	20.7	20.4	
総家賃・水道料	アメリカ	15.0	14.7	14.8	14.9	15.0	15.3	15.6	15.9	15.7	15.5	15.7	15.9	16.0
	フランス	11.6	11.8	11.9	11.9	11.9	12.3	12.5	12.3	12.7	13.1	13.5	13.9	14.4
	旧西ドイツ	13.0	13.1	13.1	13.3	13.3	13.5	13.8	14.3	14.8	15.2	15.6	15.8	15.8
	イギリス	13.7	13.8	13.7	13.5	13.5	14.1	15.2	15.9	15.5	15.5	15.5	15.4	

注：家計最終消費支出に対する割合で、単位は%。

出所：文献〔3〕より算出

フランス30.7 (84年)、日本25.0 (88年) の順である (文献〔4〕92頁)。この物理的居住水準をみると、フランスや日本の負担率が低い点もなずける (価格の問題はあるが)。

次に住居費 q そのものの動向を、線型支出体系に準じてみておく。(6)式を変形すれば、

$$q_1 = \alpha_1 \beta_2 + \beta_1 \left(\frac{y}{p_1} \right) - \alpha_2 \beta_1 \left(\frac{p_2}{p_1} \right) \quad (7)$$

となる。(7)式で、 q_1 は固定価格表示の家賃等、 p_1 は同デフレータ、 y は消費支出、 p_2 は同デフレータで代用してみる。また α の符号条件が問題となるが、2財の静学モデルであり (というより部分均衡)、 p_1 の価格上昇が q_1 を減少させるものとする。(7)式の変数を、1975年=100として整理したのが表2である。

まず、 q_1 (表2のA) の動向である。これによれば、住宅サービス (家賃等) q_1 は日本が最大の伸びであり、次いでフランス、旧西ドイツ、アメリカ、イギリスの順となる。特に日本は1975~82年に高い成長を示し、フランスはここ数年5カ国中最大の伸びを示す。

他方、説明変数に当たる相対価格 (p_2/p_1) と実質消費支出 (y/p_1) はどうか。相対価格は各国とも100より小さく、それだけ家賃等のデ

(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。成蹊大学経済学部専任講師、同助教授を経て、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

フレータが消費支出デフレータより上昇していることを示す。さらに、家賃等デフレータの上昇順位はフランス (イギリスもほぼ同じ) が高く、次いでアメリカ、旧西ドイツ、日本の順だが、相対価格では順位が異なる。すなわち、 p_2 に比べて p_1 はアメリカとイギリスが高く、フランスと旧西ドイツが低く、日本はその中間になる。

実質消費支出は、日本は着実に増加しており最も伸びが大きい。逆にイギリスは100以下の年もあり最も低い。旧西ドイツも最近では成長が鈍化している。この数年アメリカの伸びが大きくフランスとほぼ同じとなっている。最終的には日本、フランス (アメリカ)、旧西ドイツ、イギリスの順となる。

こうしてみると、わが国の q_1 の成長は、相

表2-1 固定価格表示の家賃等の推移

	1975	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87
A 日本	100.0	105.9	112.0	118.8	124.4	131.7	136.5	139.8	143.7	148.3	152.4	154.2	159.8
アメリカ	100.0	103.3	105.5	110.1	113.3	115.3	116.3	117.1	118.7	121.4	125.0	127.5	130.9
フランス	100.0	104.6	108.5	114.9	118.0	121.5	122.4	124.5	129.6	134.9	140.6	145.4	150.5
旧西ドイツ	100.0	104.5	108.6	115.0	119.8	121.3	123.7	125.6	129.5	134.2	138.6	141.8	144.4
イギリス	100.0	100.5	102.3	104.3	107.7	108.1	109.0	109.8	111.7	113.3	116.9	119.6	
B 日本	100.0	99.2	97.0	95.4	93.9	92.9	92.2	91.0	89.9	89.5	89.3	88.7	87.9
アメリカ	100.0	98.5	95.5	95.3	94.8	93.6	91.4	89.4	87.5	86.5	85.2	84.0	84.5
フランス	100.0	98.8	98.8	100.0	98.5	94.2	92.4	92.0	91.7	91.1	90.6	92.1	92.3
旧西ドイツ	100.0	99.4	99.9	100.1	95.9	95.1	94.2	93.4	93.2	92.0	91.0	93.3	94.0
イギリス	100.0	98.5	99.9	99.0	99.0	95.6	89.1	85.4	85.6	86.3	85.2	83.8	
C 日本	100.0	102.8	104.6	108.4	113.4	113.9	114.2	117.6	119.9	122.6	125.6	128.6	132.9
アメリカ	100.0	103.8	105.3	109.2	111.1	109.4	108.4	107.3	110.3	114.3	117.9	121.2	125.2
フランス	100.0	103.6	106.5	111.7	113.2	109.7	109.9	113.1	113.7	114.4	116.3	122.2	125.6
旧西ドイツ	100.0	103.1	108.1	112.6	111.8	112.1	110.5	108.1	109.7	109.9	110.1	116.7	121.6
イギリス	100.0	98.7	99.7	104.4	108.8	105.0	97.8	94.3	98.1	100.9	103.2	107.3	

注：A=80年固定価格表示の「家賃・水道・光熱」、B=最終消費デフレータ/家賃・水道・光熱デフレータ、C=家賃・水道・光熱デフレータで評価した最終消費支出
1975年=100とした数値

出所：文献〔3〕より算出

対価格より実質消費のほうが貢献しているようだ。アメリカは相対価格が q_1 の伸びを下げ、イギリスは実質消費支出も相対価格も伸び悩んだ結果といえる。フランスと旧西ドイツは微妙だが、フランスのほうが実質消費支出の伸びが大きい分だけ、 q_1 の成長も大きいようである。ただし、こうした推論は(7)式を前提にしており、本来はもっと精緻化が必要なことはいうまでもない。

わが国は住宅サービスの伸びが高いにもかかわらず、住居費負担は低いという結果である。これは大変望ましい形だが、はたしてそのまま受け入れてよいのだろうか。消費支出の伸びが貢献しているように思うが、住宅の物理的水準は高くなかった。このことは、住宅サービスの支出額と物理的水準との関係を問うものであり、価格に反映されるはずである。この方面の1つの研究が購買力平価である。そこでは、国際間の比較が可能なように類似商品の把握が1つのポイントとなっているからである。

まず、購買力平価とは各国通貨の対内購買力の比率のことを指す。例えば、ある文房具一式が日本で1,300円であり、それをアメリカで購入すれば5ドルであるとする。このとき、その文房具一式は1ドル=260円という購買力平価となる。さらに為替レートが1ドル=130円であれば、物価水準(文献〔6〕での定義)は2倍であるという。すなわち、日本国内で単価260円の文房具一式をアメリカで購入すれば、130円になるからである。一般に、

物価水準 = 購買力平価 ÷ 為替レート
の関係式が成立する。

購買力平価の1つの代表的な研究が、文献〔5〕である。最新の調査は1985年であるが、表3はそれからの引用である。この物価水準の比較から次のようなことがいえよう。第1は、日本の消費支出は91(アメリカと比べて安い)であるが、他の3カ国のいずれよりも高い。第2は、家賃・光熱である。日本は66であり、イギリスに次いで低い。さらに家賃・水道と光熱に

表3—家賃・光熱の物価水準

	日 本	フランス	旧ドイツ	イギリス
民間最終消費支出	91	84	87	76
家賃・光熱	66	72	82	52
家賃・水道	56	59	80	44
光熱	134	133	113	89
家具・家計雑費	103	97	88	88

注：アメリカを100として表示している。
出所：文献〔5〕

分解すると、家賃・水道はイギリス44、日本56、フランス59、旧西ドイツ80であり、かなり低いといえる(アメリカの半分強)。

こうして横断面の物価水準でも、前述のデフレータの動向でも、日本の家賃は高くないようである。しかし、これはマクロ指標に関することで、都市別には異なる結果も報告されている。文献〔6〕では東京、ニューヨーク、ハンブルクについて生計費に関する同様の調査・推計を行っている。それによれば、89年の物価水準(東京=100)は、消費支出がニューヨーク87、ハンブルク83であり、家賃にいたってはニューヨーク64、ハンブルク62である。少なくとも、日米間と東京・ニューヨーク間ではまったく逆の結果となる。このことは、マクロ・データだけの判断は危険で、マイクロ・データのフォローも必要なことを示している。

一次統計による若干の結果

住居費または家賃を一次統計から把握する場合、一般に2種類の統計がある。第1は家計調査であり、第2は住宅調査である。どちらを採用するかによって、住居費の範囲に差が生じる。文献〔1〕の結果によれば、家計調査のほうが項目の範囲が広く、家賃関連項目や消費支出等の経済指標が把握しやすい。他方、住宅調査は制度的側面も関係するようである。

また国際比較では、持ち家の帰属家賃の推計が問題となる。一般に耐久財の帰属計算にはいろいろな方法があるが(例えば文献〔7〕)、持ち家の帰属計算もその例外ではない。帰属の趣旨は、「もし持ち家の代わりに借家にしたなら

表 4—住居費負担の日米比較

A 持ち家		(単位：%)		
		アメリカ	日	本
概念調整	(1)	15.7	11.0	
ローン返済額	(2)	9.0	7.3	
住宅・土地返済+光熱・水道	(3)	15.8	10.6	
住宅・土地返済+設備修繕+光熱・水道	(4)	18.0	11.8	
帰属家賃+設備修繕+光熱・水道	(5)	19.3	11.7	

注：1 概念調整は、(アメリカの住居費)-(固定資産税)-(保険)。
 2 所得に対する割合である。
 3 アメリカはConsumer Expenditure Survey(1987)。日本は家計調査。ただし帰属家賃は1984年。
 出所：文献〔1〕

B 借家		(単位：%)			
		アメリカ		日 本	
		持ち家	借家	持ち家	借家
消費支出	(1)	100.0	100.0	100.0	100.0
家賃+地代+設備修繕	(2)	3.8	20.2	2.7	8.9
光熱・水道	(3)	8.0	4.3	6.0	5.5
(2)+(3)	(4)	11.8	24.5	8.7	14.4

注：アメリカはCES、日本は家計調査。対象は1983年。
 出所：文献〔8〕

支払ったであろう家賃」となるから、機会費用、使用者費用、市場家賃等各種の指標がある。ただ現実の統計を前提にすると、SNA であれ一次統計であれ、日本以外この推計方法の把握は難しい。

まず日米比較から考えてみよう。表4がそれである。日本は家計調査が中心で、アメリカは消費支出調査 (CES) である。まず持ち家に関する森泉陽子氏の試算結果をみておく (表4 A)。CES には帰属家賃はあるが、家計調査には存在しない。そこで土地・住宅借入金返済額でもってこれを代用した。こうした「家賃相当額+光熱・水道」の所得比率をみると、アメリカ15.8%、日本10.6%であり、日本のほうが低い。さらに、これに設備修繕を加えるとアメリカ18.0%、日本11.8%とあっという間に開く。これを、日本も帰属家賃 (全国消費実態調査) を用いれば、アメリカ19.3%、日本11.7%と7.6%の差が生じる。こうして持ち家に関しては日本のほうが負担率が低い、借家についても類似した結果が報告されている (文献〔1〕80~81頁)。

もう1つの例は、島久代氏ほかによる研究である。ここでは家計調査の項目を軸とし、それに対応する項目を CES から選択する方法をとっている (文献〔8〕15頁)。表4のBは、文献〔8〕における伊藤彰彦氏の分析結果である。

表 5—公営借家と持ち家の純住居費

公営借家の純住居費支出合計		
家賃・レイト・水道料等へのグロスの支出	25.81	
住宅給付・リベート・受取手当 (マイナス)	10.62	
ネットの家賃・レイト・水道料等	15.20	
修理・維持・装飾等	1.16	
純住居費支出合計	16.36	

持ち家 (ローン支払中) 純住居費支出合計		
グロスの帰属家賃	24.10	
レイト・水道料・建物保険へのグロスの支出	13.80	
住宅給付・リベート・受取手当 (マイナス)	0.02	
ネットのレイト・水道料等への支払い (帰属家賃を含む)	37.87	
修理・維持・装飾等	8.88	
純住居費支出合計	46.75	

出所：文献〔10〕第5表

なお、負担率の分母は消費支出である。「家賃・地代+設備修繕」は、持ち家がアメリカで3.8%、日本で2.7%、借家がアメリカで20.2%、日本で8.9%といずれも日本のほうが低い。特に借家における日米間の格差は大きい。さらに、これに光熱・水道を加えると、持ち家はアメリカで11.8%、日本で8.7%、借家はアメリカで24.5%、日本で14.4%となっている。地代・家賃等に比べて、光熱・水道の日米間の差は、持ち家で大きく借家で少ないという結果になる。いずれにしろ、マクロ・データ同様、ミクロ・データからも、わが国の住居費負担率はアメリカより低い、表1のマクロ指標より差がありそうだ。

次にイギリスとの比較に移ろう。イギリスの家計支出調査 (FES) では、住居費にグロスとネットの2つの概念がある (文献〔10〕)。表5は公営借家と持ち家について示したものである。グロス (粗) 家賃は、実際の支払 (借家) か帰属家賃 (持ち家) となる。すなわち、FES では持ち家と家賃無料の借家については、帰属計算が行われている。次に、イギリス特有の制度で住宅給付・リベート (払い戻し) 等が存在する。この種の手当類を差し引き、修理等を加算して、最終的にネット (純) 住居費支出が算出される。消費支出にカウントされるのは、粗支出でなく純支出となっている。さらに重要な点は、この差し引き額が、持ち家より借家ではるかに大きい点である。文献〔9〕をみると、

表6—イギリスの住居形態別負担率等の特徴（1988年）

項 目	借			家		持 ち 家		全 家 計
	家具無し借家			家具付 き借家	家 賃 無 料	ローン 支払中	ローン 完 了	
	地 方 政 府	住 宅 協 会	そ 他					
a 世 帯 数 (世帯)	1,806	145	250	207	127	2,999	1,731	7,265
b 世 帯 人 員 (人)	2,365	1,993	1,948	1,841	2,402	3,021	2,014	2,516
c 世 帯 主 年 齢 (歳)	54	55	58	32	52	40	65	51
d 住 居 費 (粗) (ポンド/週)	26.97	30.21	32.60	43.89	28.60	46.77	40.33	39.10
e 住 居 費 (純) (ポンド/週)	16.36	18.85	26.17	37.44	28.57	46.75	40.30	35.81
f 支 出 総 額 (ポンド/週)	119.10	118.37	146.33	186.01	201.55	273.89	191.04	204.41
g 負担率A (d/f) (%)	22.6	25.5	22.3	23.6	14.2	17.1	21.1	19.1
h 負担率B (e/f) (%)	13.7	15.9	17.9	20.1	14.2	17.1	21.1	17.5
i 光 熱 (ポンド/週)	9.40	9.26	9.72	7.35	9.47	11.55	10.38	10.48
j d + i (ポンド/週)	36.37	39.47	42.32	51.24	38.07	58.32	50.71	49.58
k e + i (ポンド/週)	25.76	28.11	35.89	44.79	38.04	58.30	50.68	46.29
l 広義負担率A (j/f) (%)	30.5	33.3	28.9	27.5	18.9	21.3	26.5	24.3
m 広義負担率B (k/f) (%)	21.6	23.7	24.5	24.1	18.9	21.3	26.5	22.6

出所：文献〔10〕第14表より算出

この点の調整は家計調査では困難のように思える。

表6は、イギリスの住居形態別負担率等の特徴を示したものである。まず集計世帯数は7,000強であり、わが国の家計調査8,000弱とあまり変わらない（調査期間等の内容は差がある）。世帯人員が2.5人（88年家計調査は全世界で3.6人）、世帯主年齢51歳（同全世界で48.3歳）と家計の特性は異なる。前述のように、住居費の粗と純は借家で大きな差が生じている。同じ借家でも、負担率A（粗が対象）とB（純が対象）で差が生じる。借家で最大の集計世帯数である公営（地方政府）借家では、AとBに8.9%の差がある。他方、帰属家賃で算出されているテニユア（家賃無料借家と持ち家）は、AとBにほとんど差がない。その結果、光熱を含めた広義の負担率（lとm）も、類似の傾向を示す。興味深い点は、持ち家の動きである。ローン支払中の持ち家のほうが、住居費負担率も広義の負担率も、ローン完了世帯より低い点である（特にネットで）。これは制度的要因より、所得の差からきている。

次に、わが国の場合はどうか。持ち家の帰属家賃の問題があるので、ここでは全国消費実態調査（1989年）を使用した。表7がそれである。

FES に合わせて、住民税（イギリスのレイトの代用）と帰属家賃を調整したものである。ただし、イギリスの住宅給付・リベート等は得られないから、この点は未調整である。その意味でFESのグロス概念に近いといえる。

まず第1は家計属性であるが、表7は勤労者を対象にしている（FESはほぼすべての家計が対象）。イギリスと比べて世帯人員は1.33人多く、世帯主年齢は7.5歳若い。

第2は住居費負担率（表6・gと表7・p）である。家計全体では19.1%（イギリス）と21.2%（日本）であり、わが国のほうが若干高い。テニユア別で1つの要点は、持ち家の負担率である。わが国ではローン支払世帯（23.4%）のほうがローンなし世帯（21.7%）より負担率が大きく、イギリスの場合と逆である。わが国でもローン支払世帯のほうが実収入は高いが、それ以上にローンの圧力がある。さらに、イギリスでは家賃無料の世帯を除くと、借家の負担率（22.3～25.5%）は家計全体の負担率より高かった。一般に、住居費のような基礎的財サービスは、所得の上昇とともに消費支出に占めるそれらの財への支出割合は減少する。イギリスでは借家の所得は持ち家より低いから、所得要因も1つ考えられる。

表7—日本の住居形態別負担率等

(1989年勤労者世帯)

	借		家		持 ち 家			全 家 計 平 均	
	民営借家 (設備専 用)	民営借家 (設備共 用)・借間	公営借家	公団・公 社等借家	給与住宅	持ち家全 体	持ち家で ローン世 帯		持ち家で ローンな し世帯
a 集 計 世 帯 数 (世帯)	4,399	157	2,131	972	2,439	24,172	12,248	10,875	34,270
b 世 帯 人 員 (人)	3.37	3.37	3.51	3.48	3.60	4.02	4.02	4.03	3.85
c 世 帯 主 年 齢 (歳)	37.1	38.9	40.2	39.8	38.4	45.9	44.6	47.3	43.5
d 公 表 消 費 支 出 (円/月)	275,448	257,044	244,968	294,072	302,784	332,161	336,631	328,782	314,940
e 公 表 地 代 ・ 家 賃 (円/月)	42,468	38,175	21,291	35,906	11,757	639	448	871	9,786
f 公 表 帰 属 家 賃 (円/月)	—	—	—	—	—	63,778	67,466	58,962	43,788
g 公 表 水 道 料 (円/月)	2,922	2,787	3,205	3,651	3,195	3,603	3,761	3,370	3,452
h 公 表 住 民 税 (円/月)	9,477	7,617	6,360	12,190	18,474	18,823	20,911	16,348	16,446
i 公 表 光 熱 ・ 水 道 (円/月)	12,932	12,422	12,654	13,202	12,944	16,149	16,403	15,777	15,129
j 公 表 設 備 ・ 修 繕 等 (円/月)	1,201	1,302	1,737	1,384	1,369	7,845	7,193	8,794	5,818
k 地 代 ・ 家 賃, 帰 属 家 賃 (推) (円/月)	42,468	38,175	21,291	35,906	11,757	63,778	67,466	58,962	53,790
l 租 住 居 費 = g + h + j + k (円/月)	56,068	49,881	32,593	53,131	34,795	94,049	99,331	87,474	79,506
m 広 義 住 居 費 = h + i + j + k (円/月)	66,078	59,516	42,042	62,682	44,544	106,595	111,973	99,881	91,183
n 調 整 消 費 = d - e + h + k (円/月)	284,925	264,661	215,328	306,262	321,258	414,123	424,560	403,221	375,390
o 広 義 住 居 費 負 担 率 = m/n (%)	23.2	22.5	19.5	20.5	13.9	25.7	26.4	24.8	24.3
p 住 居 費 負 担 率 = l/n (%)	19.7	18.8	15.1	17.3	10.8	22.7	23.4	21.7	21.2

注：kの全家計の家賃は、各借家と持ち家全体の世帯数で加重平均して求めた。

出所：文献〔11〕第22表

他方、わが国では借家の負担率（10.8～19.7%）は平均以下となっており（持ち家の負担率より低い）、イギリスと逆である。わが国でも持ち家の実収入は借家よりも高いから、所得要因では説明できない。1つの鍵は住居の質にある。わが国の床面積をみると、全平均が99.3㎡、借家が46.6～59.5㎡、持ち家が114.2㎡（ローンあり）と126.9㎡（ローンなし）となっている。持ち家は借家の倍以上の床面積を有しており、これが帰属家賃の増加となり、持ち家の負担率が高くなった。持ち家のほうが世帯人員も多く、世帯主年齢も高いから、持ち家がより広い床面積を求める動機も経済力も存在する。

こうして粗負担率は日英間でかなりの差異がある。イギリスの純負担率は、借家にかんがいの給付・手当があるから、前述のように借家のタイプによっては持ち家よりも低くなる（表6・h）。またイギリスの場合、家具なし借家の年齢層が高く（54～58歳）、持ち家を持つなら若いうちにローンを組む点（ローン支払中の持ち家で40歳）、日本と異なる。

以上の粗負担率の動向は、光熱費を含む広義の粗負担率に波及する（表6・1、表7・0）。それは光熱費の比重が相対的に小さいからであ

る。ここでは家計全体についてみておこう。全体ではイギリスも日本も24.3%でまったく同じである。このことは光熱費（水道を除く）の割合が、イギリスで5.2%、日本で3.1%であったことを示す。なお、イギリスの広義の純負担率は22.6%であった。

参考文献

- 〔1〕日本住宅総合センター『住居費の国際比較に関する基礎的調査報告書』（近刊）
- 〔2〕Y. Nakagami and A. M. Pereira (1991), "Housing Appreciation, Mortgage Interest Rates, and Homeowner Mobility," *Journal of Urban Economics*, 30, pp. 271-292.
- 〔3〕OECD (1989), *National Accounts : 1975-1987* vol. 2.
- 〔4〕建設省住宅局住宅政策課監修『1990年度版住宅経済データ集』住宅産業新聞社
- 〔5〕OECD (1987), *Purchasing Power Parities and Real Expenditures*.
- 〔6〕経済企画庁物価局編『物価レポート'90』経済企画協会
- 〔7〕A. J. Katz (1983), "Valuing the Services of Consumer Durables," *R. I. W.*, Series 29, No. 4, Dec.
- 〔8〕『家計構造の国際比較：I 日米比較』家計経済研究所、昭和63年
- 〔9〕『家計構造の国際比較：II 日英比較』家計経済研究所、平成元年
- 〔10〕CSO (1990), *Family, Expenditure Survey : Report for 1988 Giving the Results for the United Kingdom*, HMSO.
- 〔11〕総務庁統計局編『平成元年全国消費実態調査報告：第1巻家計収支編』日本統計協会、1991

地価の国際マクロ経済分析

工藤和久

地価の決定を簡単な、一般均衡的国際マクロ・モデルの枠組を用いて分析する。土地は消費財であり、産出は外生的とする。国際間の資本移動は自由であるが、土地の所有権の国際的売買はないとする。このとき、土地面積だけが異なる2国を比べると、地価の総額は土地面積の狭い国のほうが大きくなる。また、そのような国は（土地からのサービス以外の）財サービスの消費がより大きくなければならないので、より大きな対外資産をもたねばならない。それゆえ、より多くの貯蓄をしなければならず、また経常収支黒字も長期化する。国民純資産に占める土地総額の比率は効用関数のパラメータのみに依存し、土地賦存量からは独立である。

日米の地価総額の「異常な」格差

1985年前後以降、日本の地価は急激に上昇したが、その後の地価水準はいろいろの意味で正当化できない、あるいは「異常に」高い水準にあると論ぜられてきた。特に、エコノミストや経済学者によってしばしば指摘されるのは、国際比較した場合の日本の地価の「異常さ」である。

第1に、日本の土地の単価と地価総額とが国際的にみて「異常に」高いこと、すなわち、前者については、妥当な土地単価の目安と考えられるものに比べて、また後者については、日本よりはるかに国土面積の大きい国の地価総額に比べて、「異常に」高いことが指摘できる。

第2に、国民資産の構成をみると欧米に比べ

て、日本の資産構成において土地資産の占める割合がきわだって高いことが指摘される。

これらの点に関して、簡単にデータをみておこう。表1は、日本と米国との比較である。この表によれば、米国の国土面積は日本の約25倍である。人口は約2倍だから、1人当たりの土地面積は12.5倍である。または、その逆数である人口密度は、日本が米国の12.5倍である。日本の土地の評価額は1988年末で1,842兆円、これを同年の平均円ドル為替レート、1ドル=128.2円でドル換算すると、14.37兆ドルとなる。他方、米国のそれは1986年末現在で3.18兆ドルである。日本の地価総額が米国の4.5倍になっている（米国のデータは1986年のものであるが、あまり大きく変動していないと考えられる）。ただ、1988年の為替レート、1ドル=128.2円は、この年が特に円高だったこと（1987年1ドル=144.52円、1989年138.12円、1990年144.88

表1-日米土地関連データ比較

	日 本	アメリカ
面積 (万km ²)	37.8	937.3
人口 (100万人)	121.5	241.6
100人当たり面積 (km ²)	0.311	3.88
人口密度 (人/km ²)	321	26
土地評価額 (兆ドル)	14.37 ¹⁾	3.18 ²⁾
名目GNP (億ドル)	29,563 ³⁾	48,740
km ² 当たり 名目GNP (万ドル)	782	52
km ² 当たり 土地評価額 (万ドル)	3,800	34

1) 1988年末。1ドル=128.2円で換算。

2) 1986年末。

3) 1988年末。円に換算すると約379兆円。

円)に注意を要する。

km²当たりの評価額は日本が3,800万ドル、米
国が34万ドルで、日本のそれが米国の112倍に
なっている。この数字はいかにも異常であるけ
れども、土地の単価が日本のほうが高いこと自
体は当然と考えられている。

その理由としては、土地面積当たりの GNP
が日本のほうがはるかに高いことがあげられる。
表 1 によると、1988年で、日本の km²当たり
GNP は782万ドル、米国のそれは52万ドルで、
日本が米国の15倍になっている。土地は消費財
でもあるが、そのようなものとしての土地の利
用度を仮に人口密度で測ると、日本の人口密度
は米国の12倍である。これらのいずれの指標を
用いても、土地の単価が日本のほうが高いのは
当然といえる。

しかし、それでも、これだけでは土地単価の
100倍以上の差を説明できないし、また地価総
額が日本のほうが大きくなることを正当化しな
いようである。むしろ常識的には、土地の単価
は国土の狭い国のほうが大きくなって、地価
総額は国土の狭い国のほうが小さくなるのが自
然と考えられているといつてよいであろう。

次に、表 2 に、土地資産の総資産および純資
産に占める比率の推移を表すデータを示す。こ
の表からまず、日本の場合、土地評価額に占め
る宅地の割合が非常に高いことがわかる。1988
年末で85%になっている。次に、国民資産に占
める土地の比率が高いことがわかる。1988年末
で、土地は国民純資産の約64%をも占めている。

表 2—土地資産の総資産および純資産に占める比率の推移
(兆円)

	1982年	83	84	85	86	87	88
土地(A)	862	895	941	1,016	1,264	1,678	1,842
宅地(B)	691	721	755	824	1,050	1,417	1,562
総資産(C)	3,125	3,355	3,622	3,938	4,534	5,350	5,993
純資産(D)	1,599	1,660	1,753	1,877	2,166	2,636	2,863
B/A	0.80	0.81	0.80	0.81	0.83	0.84	0.85
A/C	0.28	0.27	0.26	0.26	0.28	0.31	0.31
A/D	0.54	0.54	0.54	0.54	0.58	0.64	0.64
B/D	0.43	0.43	0.43	0.44	0.48	0.54	0.55

出所：国民経済計算年報

(工藤氏写真)

くどう・かずひさ

1941年東京都生まれ。1966年東
京大学経済学部修士課程修了。
米国シカゴ大学博士課程中退。
東京大学経済学博士。1990年よ
り筑波大学教授。
著書：「金融理論」(有斐閣)ほ
か

この比率は1982年には54%であり、この6年間
に約10ポイント上昇した。米国の場合、この比
率は約25%でだいたい安定していて大きく変動
しない。この比率の日米間の大きな差は何に起
因するのか。そもそもこのような資産構成は長
期的には何によって決まるのだろうか。

以上のような高地価は、いろいろの意味で好
ましくないものとされるが、いわゆる「日米構
造協議」では次のような主張がなされた。すな
わち、米側は、日本の高地価が高貯蓄率をもた
らし、さらにそれが日本の過大な経常収支黒字
の原因でもあると主張した。しかも日本の高地
価は、土地利用規制とか土地税制、農業保護等
によって人為的にもたらされたものであるから、
それらが撤廃されて、地価が市場諸力の自然な
相互作用によって決まるようになれば、適正な
水準まで下がり、それにつれて貯蓄率も低下し、
経常収支黒字も減少すると論ぜられた。このよ
うな主張は理論的根拠をもつのだろうか。

以上であげてきたような問題を分析するため
に、財と資本の国際取引が自由であるような開
放経済のマクロ・モデルに消費財としての土地
を導入し、地価、貯蓄、経常収支等の決定がど
のようにその国の土地賦存量と関係するかを検
討する。

モデル——小国の場合

この節では小国の場合について分析し、次節
で2国モデルを分析する。また、簡単のため、
定常状態均衡のみを扱う。そこに至る動学的プ
ロセスについては触れない¹⁾。また、表 2 にも
あるように、日本の場合、地価総額の 8 割以上

が宅地であること、また地価と貯蓄、経常収支の関係が分析の主要な関心の対象であることから、消費財としての土地のみを考慮する（生産財としての土地も考慮されているとみなすこともできる。すなわち、財の生産に土地が固定係数で必要とされると考えるのである）。

人口は一定で1とする（したがって、経済全体にとっての総量と1人当たりの量とは同じである）。財は1種類で、その生産は外生的で所与とし、生産水準を f で表す。土地の賦存量は \bar{k} で一定である。資本と財の国際取引はまったく自由で、利子率 i は所与である。しかし、土地の売買は自国民の間だけに限られるとする。すなわち、自国民が住むために外国の土地を買うことはなく、外国民が同様の目的で自国の土地を買うこともないとする。人々は財の消費と保有する土地サービスの消費とから効用を得るものとする。

以下の分析で最も基本的役割を果たすのは、消費者による財の消費と土地サービスの消費との間の選択と、総消費支出（財消費プラス土地サービスの消費支出）、ないし貯蓄に関する行動とである。総消費や貯蓄の行動を決定するには消費者の動学的最適化行動を定式化する必要がある。

従来一般には消費者の選好関数として、すべての将来効用の一定の割引率での割引和（連続時間での定式化の場合、積分）が用いられてきたが、この選好関数には定常状態均衡がユニークに決まらないなどのいくつかの問題がある（Obstfeld, 1990）。そこで、ここでは最近しばしば用いられる可変的割引率の選好関数を仮定する。割引率が一定ではなく、過去の消費水準に依存すると考えるのである。以下でまず、財だけが消費される場合についてこの選好関数を簡単に説明し、次いで、ここで用いる選好関数を導入する。

まず（計画期間が）2期の場合であるが、1期消費を c_1 、2期消費を c_2 、総効用を $V(c_1, c_2)$ とする。 $V(c_1, c_2)$ は、

$$V(c_1, c_2) = u(c_1) + u(c_2) \exp[-\theta(c_1)]$$

のごとく与えられる。 $u(c)$ は各期の効用関数である。いわゆる割引率を $\delta(c_1)$ とすると、

$$\frac{1}{1 + \delta(c_1)} = \exp[-\theta(c_1)]$$

であるから、割引率 $\delta(c_1)$ は、

$$\delta(c_1) = \exp[\theta(c_1)] - 1$$

で与えられる。 $\theta(c_1) = \theta$ （定数）なら、 $\delta(c_1) = \delta$ （定数）となって従来型の選好関数になる。 c_1 および c_2 の限界効用はそれぞれ、

$$V_1(c_1, c_2) = u'(c_1) - \theta'(c_1)u(c_2) \exp[-\theta(c_1)]$$

$$V_2(c_1, c_2) = u'(c_2) \exp[-\theta(c_1)]$$

であり、いずれも他の期の消費に依存する（ $\theta(c_1) = \theta$ なら $V_1 = u'(c_1)$ 、 $V_2 = u'(c_2)e^{-\theta}$ となる）。また、

$$V_{1,2}(c_1, c_2) = -\theta'(c_1)u'(c_2) \exp[-\theta(c_1)]$$

であって、 $\theta'(c_1) > 0$ なら、これは負となる（ $\theta' > 0$ は無限期間の総効用が収束するのに必要である。以下ではこれを仮定する）。すなわち、現在消費と将来消費はエッジワース代替財である。現在消費が多くなれば将来消費の限界効用は低下する（割引率が一定なら $V_{1,2} = 0$ である）。

次に3期の場合、総効用は、

$$V(c_1, c_2, c_3) = u(c_1) + u(c_2) \exp[-\theta(c_1)] + u(c_3) \exp[-\{\theta(c_1) + \theta(c_2)\}]$$

で与えられる。3期目の効用 $u(c_3)$ に適用される割引率は、

$$\delta_2 = \exp\left[\frac{1}{2}\{\theta(c_1) + \theta(c_2)\}\right]$$

である。各期の消費は、やはりお互いにエッジワース代替財である。無限期間の場合には、総効用は、

$$V = \sum_{s=1}^{\infty} u(c_s) \cdot \exp\left[-\sum_{s=1}^{t-1} \theta(c_s)\right] \quad (1)$$

となる。 n 期目の効用に適用される割引率 δ_n は、

$$\delta_n = \exp\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta(c_i)\right] - 1$$

となり、 n 期以前のすべての期の消費に依存する。(1)式の表現の連続時間表現は、

$$V = \int_0^{\infty} u(c_t) \exp\left[-\int_0^t \theta(c_s) ds\right] dt \quad (2)$$

となる。これが、ここで用いられる選好関数の基礎となるものである。また、(2)式において、 $\theta(c_s)$ 関数はしばしば、

$$\theta(c_s) = \delta(u(c_s)) \quad \delta' > 0$$

という形が仮定されるが²⁾、ここでも同様の仮定を設ける。このような効用関数の下での消費ないし貯蓄の行動は、次のようなものである。すなわち、所与の利率に対して、ある消費水準を維持できるまで富を貯蓄し続けるのである。この富の水準を達成したら貯蓄はゼロになる。そのような消費水準を \bar{c} とすると、 \bar{c} は利率 i と割引率 δ とが等しくなるように決まる。

ここでは、各時点の効用は財の消費と土地サービスの消費の両方に依存する。したがって、各時点の効用は、 t 時点の土地保有を k_t とすると、 $u(c_t, k_t)$ となる。ここではさらに簡単のため、 u はコブ = ダグラス型とする。すなわち、

$$u(c_t, k_t) = \frac{1}{\gamma} (c_t^\alpha k_t^{1-\alpha})^\gamma \quad 0 < \gamma < 1, 0 < \alpha < 1$$

である。したがって総効用関数は、

$$V = \int_0^{\infty} \left(\frac{1}{\gamma}\right) (c_t^\alpha k_t^{1-\alpha})^\gamma \cdot \exp\left[-\int_0^t \delta(u(c_s, k_s)) ds\right] dt \quad (3)$$

で与えられる。

消費者は、選好関数(3)を予算制約の下で最大化するように財の消費と土地保有の大きさを決める。そこで次に、予算制約式を求める。時点 t の資産を a_t とすると、これは外生的産出 f の現在価値 f/i 、海外資産 b_t および保有する土地の価値 $q_t k_t$ の和である (q_t は財で測った土地価格である)。

$$a_t = f/i + b_t + q_t k_t \quad (4)$$

また、各時点での所得は産出 f 、海外利子受取り ib_t および土地のキャピタル・ゲインとから成る。今、土地価格の(予想)上昇率を ϕ_t とすると、キャピタル・ゲインは $\phi_t q_t k_t$ となる。したがって、所得は $f + ib_t + \phi_t q_t k_t$ である。資産の増加 \dot{a}_t は、この所得から消費 c_t を引いた

ものに等しいはずである。

$$\dot{a}_t = f + ib_t + \phi_t q_t k_t - c_t \quad (5)$$

消費者は(4)、(5)の予算制約の下で総効用(3)を最大化するように、財の消費 c_t と土地保有 k_t の大きさを決める。このとき、 c_t と k_t との間には各時点において、

$$\frac{c_t}{(i - \phi_t) q_t k_t} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \quad (6)$$

という関係が成り立たねばならない。

このモデルにおける市場均衡の条件はただ1つであって、それは土地の需要が所与の賦存量 \bar{k} に等しくなければならないというものである。

$$k_t = \bar{k} \quad (7)$$

対外資産 b_t の動きは経常収支の残高に等しく、後者は貿易収支黒字 $f - c_t$ と利子受取り ib_t の和だから、

$$\dot{b}_t = f + ib_t - c_t \quad (8)$$

となる。また、 z_t を1人当たり富とし、次のように定義する。

$$z_t = f/i + b_t + q_t \bar{k} \quad (9)$$

z_t の時間的変動 \dot{z}_t は、

$$\dot{z}_t = \dot{b}_t + \dot{q}_t \bar{k} = iz_t - \frac{1}{\alpha} c_t \quad (10)$$

で与えられる。

以下では、このような経済の定常状態均衡の決定とその性質を検討する。定常状態の消費、土地価格、対外資産を \bar{c} 、 \bar{q} 、 \bar{b} とする。定常状態においては、貯蓄がゼロで、経常収支は均衡し、さらに、土地価格は一定にとどまる。貯蓄ゼロの条件は、利率 i と割引率 δ とが等しくなることである。すなわち、

$$i = \delta \left[\frac{1}{\gamma} (\bar{c}^\alpha (\bar{k})^{1-\alpha})^\gamma \right] \quad (11)$$

が成り立つことである。土地価格は一定だから $\phi_t = 0$ であり、これと(6)とから、定常状態においては、

$$\frac{\bar{c}}{i \bar{q} \bar{k}} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \quad (12)$$

が成り立たねばならない。さらに、経常収支均衡の条件 $\dot{b}_t = 0$ から、

$$f + i \bar{b} - \bar{c} = 0 \quad (13)$$

を得る。(11)、(12)、(13)の3条件が \bar{c} 、 \bar{q} 、 \bar{b} を決め

るのであるが、まず、定常状態消費は(11)の条件のみから決まる。この c を(12)式に代入すると \hat{q} が決まり、また c を(13)式に代入すると \hat{b} が決まる。

(11)によれば、利率が与えられたとき、土地保有 \bar{k} が大きいほど財の消費 c は小さくなる。逆に、土地保有 \bar{k} が小さいほど土地サービス以外の財の消費はより大きくなければならない。

ところで、(12)から財の消費 c と土地サービスの消費($i\hat{q}\bar{k}$ で表される)との比率は、一定値 $\alpha/(1-\alpha)$ に等しい。利率 i は所与だから c と $\hat{q}\bar{k}$ との間の比率も一定である。ところが c は、土地保有 \bar{k} が大きいほど小さいのだから、地価総額 $\hat{q}\bar{k}$ もまた \bar{k} が大きいほど小さくなる。すなわち、土地賦存量 \bar{k} と地価総額との間には、 $d(\hat{q}\bar{k})/d\bar{k} < 0$ という関係がある。この意味は、土地面積だけが異なる二つの小国を比べると、土地面積の小さい国の地価総額のほうが大きいということである。このモデルの世界においては、国土の狭い国の地価総額のほうが大きくなるのが自然なのである。

土地の狭い国の消費者は、土地の広い国の消費者と同じ効用水準に到達するには、よりたくさん財を消費しなければならない。国内生産 f はいずれの国も同じ大きさとしているから、このためには国土の狭い国の消費者は、対外資産 \hat{b} をより大きくすることによって、海外からの利子受取り $i\hat{b}$ を増やさなければならない。それゆえ、定常状態においては国土の狭い国のほうがより大きな対外資産をもつことになる。

このことはまた、生産プラス海外利子受取りの意味での所得が両国で等しく、その水準が国土の広い国にとっては定常状態消費をちょうど賄うものであり、したがって、もはや貯蓄をしないととしても、国土の狭い国の定常状態(財)消費はより大きいから、その国は依然として貯蓄を続けなければならない、それゆえ經常収支黒字をもち続けなければならないことを意味する。

次に定常状態の資産構成比であるが、定常状態では $\dot{z}_t = 0$ であるから、(10)式より、

$$\dot{z} = \frac{1}{\alpha} \frac{c}{i}$$

を得る。ところで、消費 c は(12)式を満たすから、これらから、 $\hat{q}\bar{k}/\dot{z} = 1 - \alpha$ が求められる。すなわち、産出高の現在価値を含めた意味での資産 z に対する土地資産の比率は、 $(1 - \alpha)$ に等しい。この比率は土地の賦存量 \bar{k} には依存しない。

このモデルによれば、定常状態における $\hat{q}\bar{k}/\dot{z}$ の意味での資産構成は、効用関数のパラメータのみに依存し、これが2つの国で等しければ、土地の賦存量にかかわらず資産構成比は両国で等しくなる。この結論は、土地の広い国ほど、総資産に占める土地の割合も高いであろうという常識的予想をくつがえすものではあるが、土地の狭い国ほど地価総額は大きくなるという結果から予想されるような、土地の狭い国ほど資産に占める土地の比率も高いであろう、という推測を満たしてくれるものではない。

2国モデルへの拡張

以上では、小国経済のモデルを検討してきた。この節では、世界が2国からなる2国経済のモデルでも同様の結果が得られるかどうかをみよう。2国を自国および外国とし、外国の変数は*印をつけて表す。両国は土地の賦存量以外はまったく同じとする。外国の土地賦存量 \bar{k}^* のほうが \bar{k} より大きいとする。また前節と同様、定常状態のみを論ずる。

利率は両国で共通であり、定常状態においては、自国の割引率と外国のそれも利率に等しいから、

$$\begin{aligned} \hat{i} &= \delta[(1/\gamma)\{c^a(\bar{k})^{(1-\alpha)}\}^\gamma] \\ &= \delta[(1/\gamma)\{c^{*a}(\bar{k}^*)^{(1-\alpha)}\}^\gamma] \end{aligned} \quad (14)$$

が成り立つ。これからただちに、

$$c^a(\bar{k})^{(1-\alpha)} = c^{*a}(\bar{k}^*)^{(1-\alpha)} \quad (15)$$

を得る。また、各時点での最適の財消費と土地保有の比率を決める条件として、自国については(12)と同じ条件、外国については、

$$\frac{c^*}{i\hat{q}^*\bar{k}^*} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (16)$$

が満たされねばならない。定常状態における経常収支均衡の条件は、自国については(13)と同じもの、外国については、 $f+i\hat{b}^*-\hat{c}^*=0$ であるが、 $\hat{b}=-\hat{b}^*$ だから、この式は、

$$f-i\hat{b}-\hat{c}^*=0 \quad (17)$$

となる。(13)式と(17)式とから、 \hat{c} 、 \hat{c}^* が、

$$\left. \begin{aligned} \hat{c} &= f+i\hat{b} \\ \hat{c}^* &= f-i\hat{b} \end{aligned} \right\} (18)$$

として求めることができるが、これらを(15)式に代入し、 \hat{b} について解くと、

$$\hat{b} = -\frac{\{1-(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}\}f}{i\{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}\}} \quad (19)$$

を得る。 $\bar{k}^* > \bar{k}$ だから $(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} > 1$ であり、 $\hat{b} > 0$ がわかる。すなわち、自国の対外純資産は正、したがって、外国の対外純資産は負である。(19)式で与えられる \hat{b} を(18)式に代入して両国の定常状態消費水準を求めると、

$$\hat{c} = \frac{(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} 2f \quad (20)$$

$$\hat{c}^* = \frac{1}{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} 2f \quad (21)$$

を得る。 $2f$ は世界 GNP である。

外国のほうが国土が大きいから ($\bar{k}^* > \bar{k}$)、

$$\frac{(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} > \frac{1}{2}$$

であり、自国は定常状態で世界 GNP の半分より多くを消費し、外国は半分より少ない量を消費している。両国の地価総額は、

$$\hat{q}\bar{k} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot \frac{\hat{c}}{i} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot \frac{1}{i} \cdot \frac{(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} \cdot 2f$$

$$\hat{q}^*\bar{k}^* = \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot \frac{1}{i} \cdot \frac{1}{1+(\bar{k}^*/\bar{k})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} \cdot 2f$$

で与えられるが、これらから、

$$\hat{q}\bar{k}/\hat{q}^*\bar{k}^* = \left(\frac{\bar{k}^*}{\bar{k}}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} > 1$$

を得る。すなわち、定常状態において国土の狭い自国の地価総額のほうが大きい。なお、これらの表現における利子率 \hat{i} は(20)式あるいは(21)式で与えられる定常状態の消費を(14)式に代入すれば求めることができる。

最後に、資産構成比についての結果も、

$$\frac{\hat{q}\bar{k}}{2} = \frac{\hat{q}^*\bar{k}^*}{2} = 1-\alpha$$

となり、小国の場合と変わらない。

地価をめぐる論議が盛んであったころには、日本の地価総額が米国のそれより大きいことが日本の地価の異常さの明らかな証拠であるとはしばしば指摘された。しかし、上の分析によると(他の条件が等しければ)、地価総額は土地の狭い国のほうが大きくなる(もちろん、この結果自体は現状の日米地価総額較差を正当化するものではないが)。また、土地の狭い国はより多く貯蓄し、より大きな経常収支黒字をもつ。これは土地に対する人為的規制や税制の影響がなくてもそうである。しかし、上のモデルでは資産構成に占める土地の比率が日本で特に高いことは説明できない。

本稿では土地は消費財とし、生産はまったく外生的と仮定した。特に、後者の仮定は完全予見の下での、長期均衡への動学的経路の分析にとって便利である。しかし、これでは生産の条件が単純化されすぎているのは明らかであり、資本、労働、土地を生産要素とするより一般的な生産関数を取り入れたモデルで分析する必要がある。このような拡張は今後の課題である。

注

- 1) 完全予見の場合の動学経路の分析は、Kudoh (1991) で行われている。
- 2) 宇沢 (1968) の用いた仮定である。

参考文献

- Kudoh, K. (1990), "International Capital Movements, Land and the Current Account," (「21世紀財団」研究プロジェクト報告書)
- Kudoh, K. (1991), "International Capital Movements, Land and the Current Account; A Small Country Case," mimeo.
- Obstfeld, M. (1990), "Intertemporal Dependence, Impatience and Dynamics," *Journal of Monetary Economics*, 26.
- Uzawa, H. (1968), "Time Preference, the Consumption Function, and Optimum Asset Holdings," in J. J. Wolfe, ed., *Value, Capital and Growth: Papers in Honor of Sir John Hicks* (Chicago, Aldine).

本号の3つの論文は、いずれも最近話題になっている問題を理論的あるいは実証的に説明している。坂下論文では、大都市圏を中心とした地価の高騰が地域間所得格差にどのような影響を及ぼしたのかを分析している。高木論文では、住宅のフロー・サービス価格（家賃など）の国際比較から、都市別データでは住居費用は日本が低い、マクロ・データからは逆の関係を見出している。最後に工藤論文では、国土の狭い日本の地価が高く、対外資産を増やしている理由を理論的に導出する。

本号でとりあげられているトピックは、いずれもジャーナリストに報道され、きちんとした理論的・実証的分析がなされずに印象論で意見が述べられるために、誤った理解を与えることが多い。地価上昇により地域間で土地資産額に大きな隔たりが生じてきており、土地資産額と県民所得との関係は理論的・実証的にどのようなになっているかは重要な問題である。坂下論文はこの点を分析する。日本では、地価の上昇にもかかわらず、借地借家法によって家賃にはすぐには反映しないシステムになっている。諸外国と比較して、日本の家賃・地代は割安なのかを実証的に比較するのが高木論文である。工藤論文は、日本の高い貯蓄率や対外資産の蓄積は、国土が狭いことに依存しているかどうかを理論モデルで説明する。

どの論文も理論的な仮定やデータ制約のもとでの分析ではあるが、

きちんとした論理展開がなされており、いずれもじっくり読んでいただきたい論文である。

*

坂下論文の目的は、1980年代半ばから引き起こされた大都市圏を中心とする地価高騰が、地域間所得格差にどのような影響を及ぼしたのかを、理論モデルと実証分析（1984年から1988年データ）によって調べることである。

まず、地域経済のマクロ理論モデルを構築する。ここでは、企業が資本・労働・土地を投入要素として生産を行うと仮定し、企業の利潤極大化行動から、資本・労働・土地の需要関数を導く。この理論モデルから、地代の上昇が起これば、（土地所有者である）家計には地代収入が余分に入り、労働供給を減らすため、実質賃金は上昇し、需給均衡労働量は減少することが示される。

次に、名目体系のマクロ・モデル理論を展開し、①実質可処分所得が賃金と地代収入の合計で表され、②地域の実質財サービスに対する需要を、実質消費・実質投資・移出からなるものとし、実質総供給との均衡から地域の物価水準が決定されるとする。③土地は地域の家計によって所有され、土地需要は企業・家計・地域外経済主体によってなされるとし、地代はこの需給均衡から導かれる。

以上の理論モデルから、「フロー・インパクト」（地域外経済活動の活発化が移出を増大させる効果）と「ストック・インパクト」

（地域外経済活動の活発化が地域への県外からの土地需要を増やす効果）を区別し、(1)特定地域の名目地代の上昇が、ストック・インパクトであるとすれば、名目分配所得は増大するが、名目生産所得への効果は明らかではなく、(2)フロー・インパクトが発生した場合には、名目地代は上昇するかどうか一概にはいえないが、名目生産所得は必ず増加することが示される。

実証分析では、(1)各県の土地資産額と県内純生産・県民所得・1人当たり県民所得との単相関係を1984—88年のデータで検証している。地価上昇率が高い10県（東京など）では、土地資産額と県民所得、さらに土地資産額と純生産との相関係数は高く、他方下位7県では（土地資産額と県民所得とは）低い相関係数となっている。これより、地価上昇率の高い10県で、ストック・インパクトとフロー・インパクトが働いていると推察される。

(2)地価上昇率の高い上位10県では、地価上昇率の高いわりには所得成長率が加速されていないため、ストック・インパクトが主に起きているようにみえる。これに対して、その他の県グループでは所得成長率はそれほど低位ではなく、フロー・インパクトの影響が存在しているとも考えられる。

坂下論文で展開されている精緻な理論モデルは、地域分野の研究を進める読者にとってはとても参考となる分析であり、実証分析面

でもこの研究を押し進めて、理論モデルで展開されているマクロ・モデルを実証分析することによって、地価と地域所得・分配所得の関係を導くことが今後必要であると思われる。

*

住宅の特徴としては、住宅が耐久財であることによる資産という性質と、住宅から得られるサービス・フローの2つの側面があるが、**高木論文**は、住宅のフロー住居費データの国別の比較を行っている。

日本の住宅のストック価格は高く、住宅サービス価格(家賃・地代)は低いために、借家に住みながら貯蓄をして高い住宅を購入するといわれている。日本の住宅サービス価格が各国と比較して低いかどうかを調べるのが高木論文の目的である。

まず、総消費支出に占める住居費の割合をみると、日本では15.5% (75年) から18.5% (81年) となっており、フランスのそれと類似の動きを示している。また、マクロ・データによる家賃・水道費の各国比較では、日本の費用はアメリカの半分強となっている。持ち家の帰属家賃も考慮して「家賃相当額・光熱水道費・設備修繕費」を比較した森泉陽子や伊藤彰彦の研究によると、日本の費用はアメリカのそれを下回ると報告されており、日本の住居費負担率が低いことを示している。しかし、都市別の家賃比較によると、東京(=100)の家賃は、ニューヨーク(=64)、ハンブルク(=62)より

もかなり高い水準となっている。住宅の質を1人当たり床面積で見ると、アメリカ・旧西ドイツ・イギリス・フランス・日本の順で、日本はやはり小さい。

土地のフロー・サービス価格を各国で比較するためには、今後ヘッドニック・アプローチなどを用いた住宅の質も考慮して、国全体の比較ではなくて都市別などの細かい比較をもっと深める必要があると思われる。

*

工藤論文は、小国モデルと2国モデルを用いて、国土の小さな国と大きな国を比較して、経常収支・貯蓄・地価がどのように異なるかを動学モデルで分析する。

近年、米国によって「日本の高い地価水準は高い貯蓄率をもたらし、さらにそれが日本の過大な経常収支黒字の原因である。日本の高地価は、土地利用規制・土地税制・農業保護などによって人為的にもたらされたものであるから、それらが撤廃されれば、地価は適正な水準まで下落し、それにつれて貯蓄率も下がり、経常収支黒字も削減される」と主張された。工藤論文の目的は、このような考え方が理論的に正しいかどうかを調べることである。

消費者は所得と資産を決める式を制約条件式として、財の消費と土地サービス消費から得られる多期間の効用を最大化するように、財の消費量と土地サービスの需要量を定める。土地の供給量は一定であると仮定する。消費者の所得

は、生産によって得られる所得と利子所得と土地のキャピタル・ゲインの合計で表され、さらに消費者の資産は、所得の割引現在価値で表される。また、経常収支は貿易収支黒字(生産マイナス消費)と利子受取りの和で表され、対外資産の動きは経常収支残高と等しいとする。

このモデル(小国モデルと2国モデル)から、貯蓄がゼロで経常収支が均衡し、土地価格が一定にとどまる定常均衡における消費・地価・対外資産残高が求められ、次のような結論が得られる。(1)利子率が一定の場合には、土地保有が大きいほど財の消費量は小さくなる。(2)国土面積が小さい国のほうが地価総額が大きくなり、資産に占める土地の比率も高くなる。(3)土地の狭い国の消費者は、たくさん消費をすることによって国土の広い国の消費者と同じ効用水準を保つことができる。そこで、両国の生産高が同じであるとすれば、国土の狭い国の消費者は対外資産残高をより大きくすることによって、海外からより多くの利子所得を得なければならない。

国土の狭い日本の地価総額がアメリカよりも大きく、日本の対外資産残高が高い理由が、この工藤論文モデルから明らかにされたことになる。読者は、工藤論文モデルの仮定を緩めることによって、どの程度まで同じ結論が得られるかの応用問題を解いてみると、この論文がさらに深く理解できると思われる。(N. Y.)

「地価バブル」の実証は可能か?

金本良嗣

資産価格とバブル

バブルは現実の地価とファンダメンタルズ（収益還元価値）の差であると定義される。ここで、ファンダメンタルズとは土地から得られる純収益の割引現在価値である。つまり、現時点以降に得られる収益を何らかの割引率を用いて現時点の価値に換算し、それらを足し合わせたものである。

最近では経済学においても実験が行われるようになってきて、実験経済学分野が確立しつつある。実験経済学で得られている1つのおもしろい結果は、資産価格に関してはバブルが発生しやすいことである。通常フローの財・サービスについては、理論的に計算した市場均衡に近い結果が得られるのが常である。ところが、ストックに関する資産市場については、被験者がフローの収益を知っているファンダメンタルズを容易に計算できるにもかかわらず、ファンダメンタルズ価値から乖離した価格が成立してしまうことが多い。

なぜこういう結果が生じるかについては明確なことはわからないが、以下のような憶測が可能である。例えば、たまたまファンダメンタルズから乖離して、それより高い径路に入ったときに、その時点ですぐに売却してしまうかどうかを考えてみよう。この場合に、ファンダメンタルズを知っており、

いずれは価格が暴落することがわかっているにもかかわらず、もうしばらく高い価格が続くと考えればすぐに売却する必要はない。むしろ、もっと高くなってから売却した方が有利である可能性が大きい。もちろん、バブルが破裂する可能性は無視できないが、その前に売り抜けることができればよいわけである。

このような場合には、どの時点で売るのがベストであるのかの計算は簡単でなく、誤りが起きやすい。また、いつバブルが破裂するかは他の市場参加者がどう考えるかに依存しており、互いの思惑を読み合うということにならざるを得ない。このような状態では、バブルが発生してもそう不思議ではないであろう。

バブルの「実証」

実験経済学の結果からみれば、土地市場においてバブルが発生していてもおかしくはないが、実際にバブルが発生していることを検証することは予想以上に困難である。バブル説をとっている人たちの「実証」には大きく分けて2つのアプローチがある。

第一は、個別地点の賃貸料データから各地点のファンダメンタルズを計算することである。野口悠紀雄氏も指摘しているように、この手法の問題点は、ファンダメンタルズの計算が割引率の水準と将

来の収益予想に大きく依存することである。したがって、④の計算では大手町について理論地価が現実の地価と等しくなる割引率(4.11%)を求め、それを用いて他の地域の理論地価を計算している。その結果によれば、東京の大手町以外の地域では現実の地価が理論地価の2倍程度であり、地方都市では3倍以上である。

この結果から野口氏はバブルの存在を主張しているが、この主張を額面通り受け入れることは困難である。その理由の第一は、大手町とその他の地域の間関係は地価が高騰した87年に大きく変化したわけではないことである。④の表1からもわかるように、前年と比較してすべての地域で大きく地価が上昇しており、地域間の相対的な関係はそう大きくは変化していない。

第二に、たとえ相対的な関係が変化していたとしても、それをバブルの証拠であるとは主張できない。地価は将来の地代収益の予想によって決定されるので、予想が変化すれば地価と現時点の賃貸料との関係は大きく変化するからである。85年前後は、事務所需要の増加によって大手町を中心とする都心ビジネス街が外へ広がっていた時期であるので、外延部の賃貸料の予想が変化した可能性は高い。

(金本氏写真)

かねもと・よしつぐ
1950年広島県生まれ。1972年東京大学経済学部卒業。1977年コーネル大学Ph. D.。加ブリティッシュコロンビア大学助教授などを経て、現在東京大学助教授。
著書：Theories of Urban Externalities (North Holland) ほか

【経済白書】での実証分析

バブルの実証の第二のアプローチは、地価、賃貸料、利子率の時系列的関係を用いるものであり、『経済白書』などで採用されている。例えば、㉔では、83年に理論地価と現実の地価が一致していたと想定し、それ以降の賃貸料と金利の推移から計算した理論地価が、現実の地価とどれだけ乖離しているかを計算している。

この種の計算の問題点は、結果が賃貸料の上昇率と金利の水準に大きく依存することである。例えば、㉕は以下のように論じている。「85年から87年までの間に利子率の逆数は1.3倍になり、東京の賃貸料は1.4倍になった。したがって、地価は $1.3 \times 1.4 = 1.8$ 倍になるはずであるが、実際の地価は2.26倍に上昇した。したがって、実際の地価は23%ほど高すぎたことになる」。

この計算の前提は、理論地価は「現時点の賃貸料÷利子率」に等しいということであり、そのためには賃貸料が将来も現時点のままであり上昇しないという予想をもっていなければならない。もし賃貸料が一定率で上昇すると予想していれば、理論地価は「現時点の賃貸料÷(利子率-賃貸料上昇率)」で与えられる。賃貸料の上昇率はGDP増加率と同程度にはなると考えられるので、3%程度

を想定しても過大評価ではないであろう。野口氏の計算例では利子率が6.46%から4.93%に低下したとしているので、もし賃貸料上昇率の予想が3%であれば、利子率-賃貸料上昇率は3.46%から1.93%に低下したことになる。そうすると、その逆数は約1.8倍になったことになるので、地価は $1.8 \times 1.4 = 2.52$ 倍になってもおかしくはない。この場合には、実際の地価は約11.5%ほど低すぎたことになる。

この種の計算でもう1つ難しいのは、割引率として何をとるべきかという問題である。一般原則からいえば、市場価格は最高の地価を提示する人の付け値によって決まるので、採用すべき利子率はその人が直面している利子率である。例えば、80年代後半のように、余裕資金を抱える企業や投資家が多数存在するときには、投資家の運用利回りが地価を決める利子率になることが考えられる。これに対して、最近のように余裕資金が少なくなってくると借入れ利子率を用いなければならないであろう。また、金融市場では一定の金利でいくらでも借入れができるわけではなく、資金割当が行われていたり、歩積み両建てが行われていることが多い。このような場合には、統計データ上の金利は実質的な金利水準を反映していな

いので注意が必要である。

割引率についてももう1つ重要なのは、物価上昇率およびその予想である。例えば、20年ローンで住宅を購入する人にとっての実質的な負担は将来インフレが起きるかどうかで大きく異なる。80年代後半には名目金利は非常に低くなり、住宅ローン金利は6.12%まで低下したが、この時期には物価上昇率も非常に低く実質金利は低くはなかった。しかし、固定金利の長期ローンについてはその時点の物価上昇率ではなく、将来の物価上昇率の期待が問題になる。物価上昇率が低い時期には将来は高くなるという期待をもつのが一般的であるので、その時期の実質金利を用いることは大きなバイアスを生む恐れがある。

さて、このようにバブルの存在を実証することは容易でないが、そのような企てには意味がないと主張するつもりはない。野口氏や『経済白書』の試みは、これからのより綿密な実証分析の出発点として大きな価値があるといえる。

- ㉔野口悠紀雄「バブルで膨らんだ地価」『週刊東洋経済』臨時増刊近代経済学シリーズ1987年11月26日号
- ㉕野口悠紀雄「地価バブル論の是非を論ずる」『週刊東洋経済』1991年5月18日号
- ㉖『経済白書』平成3年度版

住宅供給の実証分析

森泉陽子

1 はじめに

住宅政策の効果を把握するためには、住宅需要の所得および価格弾力性の値を具体的に知ることが重要であることを前回述べた。しかし、住宅政策の効果を正確に知るためには、住宅需要の弾性値のほかに、住宅供給が価格に対して弾力的かどうかを確かめなくてはならない。

先進国でよく行われる家賃補助、住宅手当、税の優遇による持ち家取得援助などは住宅需要側への補助であり、これは住宅市場において、住宅需要関数を上方へシフトさせる。このとき、住宅価格あるいは家賃をどの程度上昇させるかは、政策的に重要な問題である。家賃が大幅に上昇するかどうかは、住宅供給が価格に対して弾力的であるか否かに依存する。住宅供給が非常に弾力的であれば、住宅需要関数が上方にシフトしたときに、住宅価格あるいは家賃をあまり上昇させずに供給を増加させることができる。一方、非弾力的な場合には、いたずらに価格を上昇させてしまう。

しかしながら、住宅需要の実証分析は数多くあるが、供給の実証分析は大変少なく、あまり精緻な分析はないのが現状である。その理由は住宅生産者（供給者）のデータを入手することが非常に困難なことによる。以下では、限られた実証分析の範囲で供給の価格弾力性についてみてみよう。

2 住宅生産関数

住宅の分析は住宅財の特殊性を考慮に入れなくてはならないが、それらのすべてを導入することは、

需要の分析と同様やはり困難であるので、以下では、耐久性と立地性を導入する。後者は立地（地域）による住宅価格の相違を導入するにとどまる。

さて、耐久性を供給分析に導入するということは、住宅ストックの維持、改築も考慮に入れなくてはならないということである。つまり、建設と補修、改築の住宅生産のプロセスを区別しなくてはならない。このことは、同時に長期と短期の住宅供給を区別することを意味する。住宅供給の実証分析では、長期とは新しく住宅を建設することによるストックの増加を意味し、短期とは現存の住宅の維持、補修によるストックの変化を意味する。短期、長期の生産プロセスに応じて生産技術が相違する。

推定可能な生産関数の形状はコブ=ダグラス、CES、VES、トランスログなど限られている。短期の生産関数は維持補修などに要する原材料、労働などを生産要素とするものであり、CES 生産関数に特定化した分析例がある。固定的生産要素として土地も含めて、3生産要素とすることもある。推定は各生産要素投入量の比の生産要素価格比への回帰をとる方法であるが、その際に、ダミー変数として建物の築齡などを入れることもある。CES 生産関数を用いた場合は、代替の弾力性が一定（3生産要素では各生産要素間で同一）であるので、実際にはかなり厳しい仮定である。用いられたデータは時系列クロスセクションの両方ある。しかし、データのカバレッジが低くサンプル数が少ないことが、測定誤差を生む原因になっている。また、分析の中心は要素間の代替の弾力性であり、かつ、分析例が非常に少なく供給の価格弾力性値について語るまでに至っていないのが現状である。

長期の生産関数の推定では、住宅ストックの生産

もりいずみ・ようこ
 1944年兵庫県生まれ。1973年慶
 応義塾大学経済学研究科博士課程修了。杏林大学講師を経て、
 現在、神奈川大学経済学部助教授。
 論文：「日本における住宅需要の所得弾力性について」(季刊理論経済学) ほか

関数の推定例が数多くある。ある地点における（よって、立地特性、すなわち住環境などは所与）住宅サービス供給者の住宅生産関数を考える。つまり、住宅サービスを生産する能力（すなわち住宅ストック）は、ストックである土地とその上の建物から生産され、住宅サービスはストックの一定割合であると仮定される。実際の生産関数の推定では、一次同次を仮定し、コブ＝ダグラス、CES、VES 生産関数を用いて要素間の代替の弾力性の値を推定する。

しかしながら、これらの一連の住宅ストックの生産関数の推定の分析は、都市の土地利用構造の分析の観点でなされたものであり、土地と建物の代替の弾力性の議論に終始し、住宅供給の価格弾力性に言及していないので、ここではこれ以上は触れないことにする。

一方、生産関数の双対である費用関数から出発する供給分析の方法もある。これについては以下の供給関数の節で述べる。

3 住宅供給関数

生産関数、費用関数のパラメータが推定されても、ただちに供給関数が得られるわけではない。供給関数を導出するためには住宅供給者の行動を加えなくてはならない。長期、短期のいずれでも、供給者は前節でみたような技術の下で利潤の最大化を図る。

短期の住宅供給はきわめて非弾力的であると、よく仮定されるが、残念ながら、この点についての確実な実証分析はない。長期の生産技術については、しばしば規模に関して収穫不変であると仮定されるが、この場合には長期平均費用曲線は水平になり、よって供給の価格弾力性を推定することは意味がなくなる。しかし、住宅の分析では、ある地域（地点）での住宅供給（生産）を考えることから、土地は固定的とみなされる。このような場合には、供給曲線は右上がりとなる。また、住宅産業全体の生産関数から出発する場合もある。この場合には規模に関する仮定を先験的に生産関数（費用関数）に置かないで、推定結果から求める。以上のような場合には、生産関数を特定化せずに供給関数、あるいはフレキシブルな費用関数から出発するほうが妥当である。

このような理由で、住宅供給分析ではほとんどの

分析は供給関数の形状を特定化し、このパラメータを推定し、供給の価格弾力性を求めるという手法をとる。

4 長期の住宅供給関数の推定

長期の住宅供給関数の実証分析は Muth (1960, 1964) の分析例から始まっているが、方法的にはその後あまり進展はなく、プリミティブなアプローチを用いている。典型的な住宅供給関数の推定例を以下で述べよう。長期の住宅の市場供給関数を、

$$H=f(P, Z) \quad (1)$$

と表そう。ここで、Hは住宅サービス供給量、Pは住宅サービス価格、Zは住宅供給に与える価格以外の諸要因、例えば、空き家率、利子率である。住宅供給のモデルにストック調整原理を導入した例もある。この場合はZに住宅ストックが入る。f関数を、例えば、lnを自然対数とし、攪乱項uを付加し、

$$\ln H = \alpha + \beta \ln P + \gamma Z + u \quad (2)$$

と特定化すると、対数線形の供給関数となる。対数線形は説明変数のパラメータがその弾力性になっているという点で便利なので、よく利用される。

しかし、需要と供給の同時推定をしなくてはならないことから生じるバイアスと、説明変数（(1)式ではPの測定が難しいことによる）の測定誤差が問題となる。よく行われてきた推定方法は、(1)式の回帰式による推定と、別に(1)式の説明変数（P）と被説明変数（H）を逆にした逆回帰式も推定し、パラメータの上限と下限を推測する方法である。別の方は需要関数のパラメータの値を先験的に与えて、需給均衡式から求めた価格と外生変数の回帰式から供給関数のパラメータを識別する。

ここで、分析の焦点となるのは、住宅供給の価格弾力性 β がどの程度に大きいかということであるが、

各分析結果によると、住宅供給の弾力性の値は非常に大きいとの帰結に至る。

しかしながら、このような方法は供給関数という誘導形を推定しているため、関数の特定化による誤差、単一方程式推定による誤差は常にある（逆回帰式の推定でも、攪乱項と説明変数Hとは統計的に独立ではない）。これらを回避するには、後者に関しては需要関数との同時推定が必要であるが、需要・供給関数を識別可能にするデータの入手が困難である。前者に関しては、生産関数を特定化し、誘導形である供給関数のパラメータと生産関数のパラメータとを対応させて推定する必要がある。しかし、これは非常に単純な形のプロダクション関数以外では必ずしもうまくいくとは限らない。そこで、厳密でかつ便利な方法として、生産関数からスタートするのではなく、その双対の費用関数からスタートする方法がある。規模に関する仮定は先験的に置かず、フレキシブルな関数を用いて産出量弾力性を推定することにより、長期供給曲線の傾きを知らうとするものである。

この方法による供給分析は最近登場してきたばかりなので、分析例は極端に少ない。例えば、Stover (1986) の分析では、以下のような住宅産業全体に対し、トランスログ型費用関数を用いている。

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_h \ln H + 1/2 \gamma_{hh} (\ln H)^2 + \sum \alpha_i \ln P_i + 1/2 \sum \sum \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum \gamma_{hi} \ln H \ln P_i \quad (3)$$

ここで、Cは総費用、P_iは要素価格である。推定はシェア関数（住宅価値額に占める各生産要素コスト）を多変量回帰で推定することになる。この際、費用関数が満たすべき制約を課して推定する。トランスログの費用関数のメリットの1つは、生産要素の数が多くても推定が困難ではない点である。

Stover は3生産要素（土地、労働、建築材料）を扱っている。推定されたアレンの偏代替の弾力性によると、労働、原材料は土地に対して代替的であり、労働と原材料は補完的である。規模に関する収穫逓減を確かめるためには、長期総費用の産出量弾力性 ξ が便利である。これは要素価格を所与として、産出量を1%増加させるとき、総費用が1%以上増加するならば規模に関して収穫逓減と定義する。 ξ から1を引いたものを長期平均費用の産出量弾力性 η とすると、この分析例では0に近い。このことより、供給の価格弾力性はかなり弾力的であるということ

ができる。

5 用いられた変数とデータの対応

供給分析の対象とされるのは借家供給のみ、持ち家のみ、あるいは持ち家、借家合わせた新築住宅の供給であり、用いられているデータは時系列データ、あるいは地域間クロスセクションである。民間住宅のみを対象とするのが通常である。短期の分析に対応する変数はかなり限られたデータであり、日本では公表されたデータはほとんどない。また、借家の分析で政府の住宅手当のデータを用いている例もあるが、日本では該当するものがない。土地関連データが希少であるのは各国同様である。

住宅建物の供給のみに限定した分析では、住宅サービス量（H）は需要の場合と同様にストックに比例するとし、時系列データでは、新築住宅建築額を新築住宅価格指数でデフレート（固定価格表示）して数量とし、地域間データでは、新築住宅建築額あるいは新築住宅取引価額を用いる。地域データでは住宅延べ面積（1戸当たり着工面積）で代用することもある。いずれのデータでも新築住宅着工件数で代用することもある。

日本では時系列では住宅着工数、住宅着工額（面積）は「建築統計年報」からとれる（表1）。地域間データは現状では入手が困難である。アメリカの分析例でもかなり特殊（部分的）なデータであり、ある地域の状況を代表するようなデータであるかどうかは疑わしい。このようなデータを用いるときには測定誤差がつきものなので、推定されたパラメータはバイアスをもつ可能性があり、注意を要する。上述の分析例でもこの点が問題であった。

住宅価格データは、時系列では新築住宅の価格指数を用いるが、これは標準的住宅を設定し、この住宅建築の時系列コストを指数化したものである。日本では「建築費モデル指数（個人住宅）」（建設物価調査会）が利用できる。原材料価格指数は住宅関連の原材料指数であり、日本では建設材料指数（「物価指数年報」）が利用できる。労働の価格指数は建設労働者の賃金率であり、「毎月勤労統計調査年報」の賃金指数を用いることができる。

以上の分析は土地価額が含まれていないので不十

分である。費用関数アプローチでは住宅総費用として、土地価額も含む（新築）住宅価額を用い、産出量としては総着工面積、または総着工件数を用いている。土地価格は近隣の公示地価で代用する。しかし、要素シェアは得ることはできない。

以上でみるように、各国でも土地価額データがないことは大きなネックである。また、より厳密な住宅供給の分析は、費用関数アプローチが望ましいが、日本では各生産要素への支出額のデータが得られないので不可能である。しかし、このデータはどこの国においても利用できるものが少ないのが現状である。現段階でのクロスセクション分析では、地域が一部に特定化されていたり、政府から融資を受けた一戸建て住宅であったり、データ自体も偏りを持ち、かつサンプルサイズが少ない。

6 結び

実証分析では、長期の住宅供給は価格に対してかなり弾力的であるという結論が得られているが、その値についてはかなり幅があるのが現状である。この原因は需要の場合と同様に、各分析で用いられたデータの種類の種類、分析対象時期、関数の特定化なども一因である。しかし、さらに大きい原因は、従来の分析があまりにも単純な住宅供給モデルによっている点が多い。長期の住宅供給者の行動は、将来価格等の経済変数についての予想によって影響される。つまり、供給者行動の動学的側面が組み入れられなくてはならない。

住宅の供給分析では、現存の住宅ストックにあまり焦点を当ててこなかった。98%以上もの住宅サー

ビスが既存の住宅ストックから生み出されていることを考えれば、その必要性は強調するまでもない。このことは、フィルタリングも含め、長期と短期の住宅供給行動を齊合的に説明でき、かつ検証に耐え得るモデルが必要であることを示唆している。

今までに述べてきた分析は欧米の研究である。日本の住宅供給の分析は、先に述べたデータ上の理由により、厳密な分析はできない。供給分析にはデータの整備も待たれるのである。

参考文献

- de Leeuw, F., and N. F. Ekanem (1971), "The supply of rental Housing", *American Economic Review*, 61, 806-817.
- Gennon, D. (1989), "Estimating the income, price, and interest elasticities of housing demand", *Journal of Urban Economics*, 25, 219-229.
- Harmon, O. R. (1988), "The income elasticity of demand for single-family owner-occupied housing: An empirical reconciliation", *Journal of Urban Economics*, 24, 178-185.
- Harrington, I. E. (1989), "An intertemporal model of housing demand: Implication for the price elasticity", *Journal of Urban Economics*, 25, 230-246.
- Henderson, J. V. and Ioannides, Y. M. (1987), "Owner Occupancy: Investment vs consumption demand", *Journal of Urban Economics*, 21, 228-241.
- Mayo, S. K. (1981), "Theory and estimation in the economics of housing demand", *Journal of Urban Economics*, 10, 95-116.
- Mcdonald, J. F. (1979), *Economic Analysis of an Urban Housing Market*, Academic Press.
- Muth, R. F. (1960), "The demand for non-farm housing" in A. C. Harberger, ed, *The demand for durable goods*, University of Chicago Press.
- Muth, R. F. (1964), "The derived demand curve for a productive factor and the industry supply curve," *Oxford Economics Papers*, vol.16, 221-234.
- Rydell, C. P. (1976), "Measuring the supply response to housing allowances", *Papers of the Regional Science Association*, 37, 31-57.
- Schwab, R. M. (1982), "Inflation expectation and the demand for housing", *American Economic Review*, 72, no. 1, 143-154.
- Smith, B. A. (1976), "The supply of urban housing", *Quarterly Journal of Economics*, 90, 389-405.
- Stover, M. E. (1986), "The price elasticity of the supply of single-family detached urban housing", *Journal of Urban Economics*, 20, 331-340.

表1—新築住宅着工と要素価格の時系列変化

年	住宅着工数(千戸)	住宅価格指数	賃金率指数	原材料価格指数
1980	1,268		81.1	105.0
81	1,151		87.0	101.1
82	1,146		90.0	100.9
83	1,137		92.7	100.2
84	1,187		96.6	101.3
85	1,236	100.0	100.0	100.0
86	1,365	90.5	104.3	97.5
87	1,674	92.8	107.1	98.7
88	1,685	100.5	112.8	100.4
89	1,663	107.7	120.9	104.9

注：指数はすべて1985=100。

●最新リポートのご案内

『市街化区域の宅地化動向』

定価2,600円(税込)

首都圏(60km圏)の市街化区域を対象に、昭和59年の土地利用状況、54～59年の土地利用変化の分析と今後の予測、および新規住宅供給可能戸数の試算を行っている。土地利用状況をみると、特に空地系(造成地・空地)の面積割合が、都市化が進展しつつある埼玉・千葉方面の市町村で10%以上と高く、これらの地域では土地利用転換が活発に行われていることがうかがえる。また、市街化区域内にある農地・山林等の約半分程度が第1種住居専用地域内にあることがわかった。一方、ストック・ベースの住宅供給可能戸数の試算では、昭和59年～平成11年の間に0～10km圏で21万戸、10～20km圏で42万戸、20～30km圏で35万戸、30～40

km圏で39万戸、40～50km圏で28万戸のストック増が見込まれる、などの結果が出ている。

『東京圏マンション中古流通量実態調査12』定価1,500円(税込)

東京圏(東京・神奈川・埼玉・千葉・茨城)におけるマンション・ストックは、昭和55年末の382,044戸から、平成2年末には835,292戸に増えた。しかし、築後11年以上の古いストックが45.8%を占め、5年以内の新しいストックは23.9%に過ぎない。一方、中古流通量は、前年比14.6%減の33,534戸と推計され、大幅な落ち込みとなった。地域別にその減少率をみると、神奈川県が最も低く(13.2%)、千葉県が最も高い(18.9%)。大幅な落ち込みの理由としては、新規マンション価格の高騰や金利の上昇、総量規制等の影響により、市場環境が大きく冷え込んだことが考えられる。

●研究プロジェクトの動き

『住宅・土地問題の研究領域に関する調査研究』

本プロジェクトは、住宅・土地問題にかかわる各専門分野の研究者からなる「研究動向調査会」を設置し、住宅・土地問題に関する近時の研究動向を探り、これらの問題に取り組む研究者や実務家に情報を提供することを目的としている。

①都市・住宅建築部門、②経済部門、③法律部門、④時論の4つの分野ごとに設けられたワーキング・グループによって、1991年上期に発表された研究報告書や雑誌論文等の文献のリストアップと解題作成を行い、最近の研究動向を分析するものである。

※お問い合わせは、財団法人住宅総合センター(☎03-3264-5901)まで。

編集後記

歴史的激動の日々は足早に遠ざかり、今年も師走。《冬》号をお届けする季節になりました。

本号も執筆陣のご協力により、読みごたえのある、充実した論文を掲載することができました。

また、おかげさまで購読者の方々も着実に増えており、住宅土地経済の研究誌として次第にご理解を得つつあるものと喜んでおります。

本誌と前後して、アカデミックプレス社から *Journal of Housing Economics* が創刊されたのも、偶

然とはいえ時代の流れを感じさせられます。

市場経済への期待が高まればいっそう、さまざまな市場のタイプとその働き方を研究し、政策、計画、規制と市場との複雑な絡み合いを丹念に解明することが必要になるでしょう。住宅土地分野においてそうした研究の触媒になることが、本誌の大事な役割の1つです。

1992年が平和で実り豊かな年になりますよう!

(M)

編集委員

委員長—坂下昇

委員—金本良嗣・森泉陽子・吉野直行

住宅土地経済 1992年冬季号(通巻第3号)

1992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

東京都千代田区麹町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)