

高齢化時代の住宅政策のあり方

豊蔵 一

セントラル野球連盟 会長
財団法人日本住宅総合センター 理事

わが国においては、今後高齢化が急速に進行することが見込まれている。国土交通省の推計によれば、現在33%である高齢者のいる世帯が2015年には41%になるとともに、高齢者のみの単身・夫婦世帯が22%に達するとされている。

このような状況のなかで、施策としてハード面においては住宅のバリアフリー化を推進してきた。とくに公営住宅においては、その性格上民間の住宅に比べて格段に進んでいる。高齢者一般の所得状況からみると、今後も公営住宅へのニーズは、ますます高まるであろうから、さらに整備を進める必要がある。しかし、高齢者世帯数の急速な増加を考えると、当然ながら民間住宅にその大半を委ねざるを得ない。残念ながら現在の状況では、民間の賃貸住宅でバリアフリー化されているのはわずか0.3%に過ぎない。要するに、民間賃貸住宅市場は、高齢者を念頭においていなかったのである。

そこで、今後の方向としては、質・量ともに高齢者にふさわしい民間賃貸住宅を供給することが重要となってくる。幸い、さきの通常国会において、いわゆる「高齢者居住法」が成立したので、その施行によりソフト面からの政策効果が期待される場所である。その際、とくに留意すべきことは、住宅行政と福祉施策の連携である。一部の公共住宅では、高齢者向けの住宅とライフサポートアドバイザーの配置をすることも試みられている。このような努力を積み重ねることによって、縦割行政から総合行政に脱皮することができるのではなかろうか。

目次●2001年秋季号 No.42

[巻頭言] 高齢化時代の住宅政策のあり方 豊蔵 一	1
[特別論文] 家族・世帯の変容 西岡八郎	2
[研究論文] 税金が土地開発オプションに与える効果 足立基浩	18
[研究論文] 税制の変遷と持家および貸家の資本コストの長期的推移	
	石川達哉 28
[海外論文紹介] 借家市場の価格調整と自然空家率に関する実証分析	
	黒川 太 44
エディトリアルノート	16
センターだより	48
編集後記	48

家族・世帯の変容

家族・世帯形成の可塑性と多様性

西岡八郎

家族・世帯の変動要因はなにか。長期的には過去から現在にいたる人口動態要因、その結果としての高齢化などの人口学的要因があげられる。また、親との同居慣行、パラサイトシングル化などにみられる文化・制度、価値観などの家族・世帯形成行動要因が考えられる。

過去数十年の間、わが国ではきわめて重大な人口学的変化が生じ、現在も進行中である。死亡率は低下し平均寿命は延びているが、1970年代以降すでに四半世紀続いた出生率の低下によって人口の再生産率は置換水準以下に落ち込み、間もなく長期的人口減少の時代が到来する。急激な高齢化は今後も続き、いわゆる団塊の世代が65歳に達する2010年代にはいっそう加速し、21世紀の半ばには超高齢社会になると予想される。また、男女関係の変化に伴い、晩婚化・未婚化が進み、離婚率も上昇を続けている。これらの変化は、家族・世帯の規模と構成、形成過程と解体過程に大きな影響を与えていると考えられる。増加する高齢者人口の家族関係と世帯構成の変化、ひとり親と子からなる世帯の増加、未婚のまま親と同居を続ける若・中年層の増加などは、学問的にも行政的にも重大な関心事である。

日本の「家族のゆらぎ」についてはいろいろな形で論じられているが、本稿の前半では人口動態要因、家族・世帯形成の行動要因について近年の動向を人口統計論的に検討する。後半では、家族・世帯変動要因の影響を加味して推計

した21世紀初頭の世帯構成の趨勢と高齢者の居住予測を中心に述べる。

1 結婚行動・出生行動の変化

結婚行動の変化

家族発達論的には家族形成のスタートは結婚を起点とするが、長期的な視点で見れば結婚のあり様にも影響を及ぼす人口動態要因として出生行動の変化があげられる。出生率の指標としては合計特殊出生率（Total Fertility Rate：1人の女子が一生の間に産む子どもの数）が最近ではよく利用される。この期間出生率指標の1930年以降の年次推移を見たのが図1である。1989年に1966年「ひのえうま」年の1.58を下回る1.57を記録し、マスコミは「1.57ショック」と喧伝した。これを契機に、少子化問題が政府レベルで真剣に議論されるようになる（少子化とは、人口置換水準を大幅に下回る出生率の低下を意味する）。しかし、2000年には1.35にまで低下している。これは欧米諸国と比較しても一段と低く、南ヨーロッパのイタリア、スペインなどと同程度で、世界でもっとも低い水準である。

図2は、この出生率の変動を時期ごとの変動に対して有配偶率（女性が結婚している割合）と有配偶出生率（結婚している女性の出生率）の効果の程度を観察したものである。1970年以降ほとんどの期間において出生率は低下しているが、その内容は75年以降では有配偶率の低下

による割合が、有配偶出生率の変化による部分を上回っている。1975年以降であれば、むしろ有配偶出生率の変化は出生率を高める方向に作用している。20世紀最後の四半世紀の出生率低下の主たる要因は、夫婦出生力の低下ではなく、未婚率の急増による有配偶率の低下がもたらしたものである。

そこで、年齢別に未婚率の年次推移、未婚者割合の5年間の増加率から結婚行動の変化を見たのが図3、図4である。有配偶率を低下させるのは、未婚率や離死別者の増加であるが、とくに20代後半の女子（25～29歳）では1970年の18.1%から2000年には54.0%へと、この30年間に未婚率は3倍にも達し、この世代の女子の

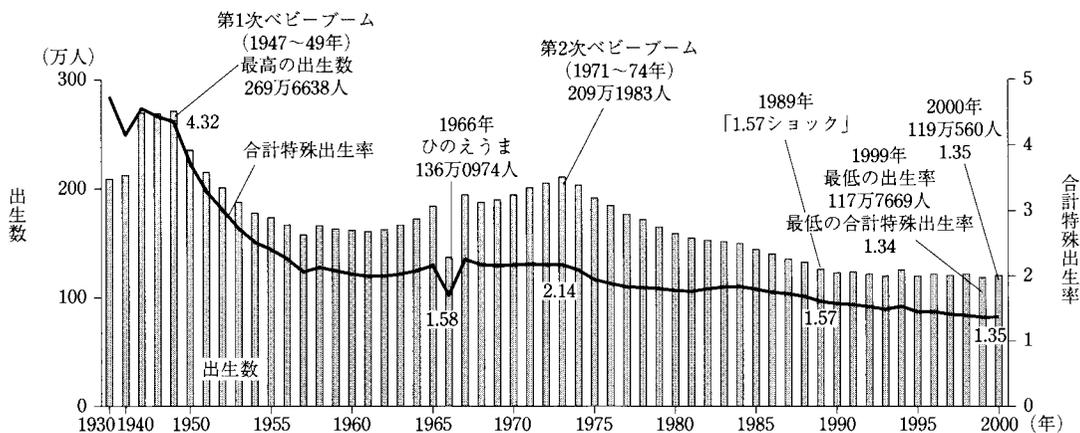
(西岡氏写真)

にしおか・はちろう
1950年滋賀県生まれ。1978年早稲田大学大学院文学研究科修了（社会学）。厚生省人口問題研究所家庭動向研究室長を経て、現在、国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部長。
著書：『少子化と家族・労働政策』（共編著、東京大学出版会、近刊）ほか。

過半数を超えてしまった（男子では25～29歳のほぼ7割が未婚である）。30代前半の未婚率も同じ期間に7.2%から26.4%へと拡大している（図3）。

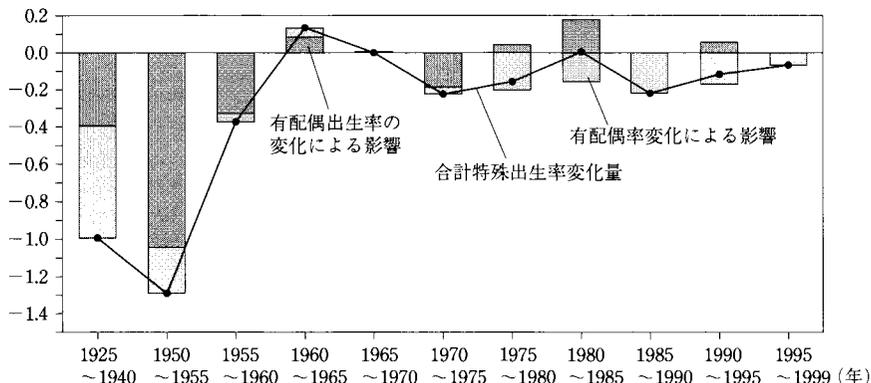
女子の場合を年齢別の増加率で見ると、若年世代から高年齢に向かって未婚者割合の増加率

図1 出生数および合計特殊出生率の年次推移（1930～2000年）



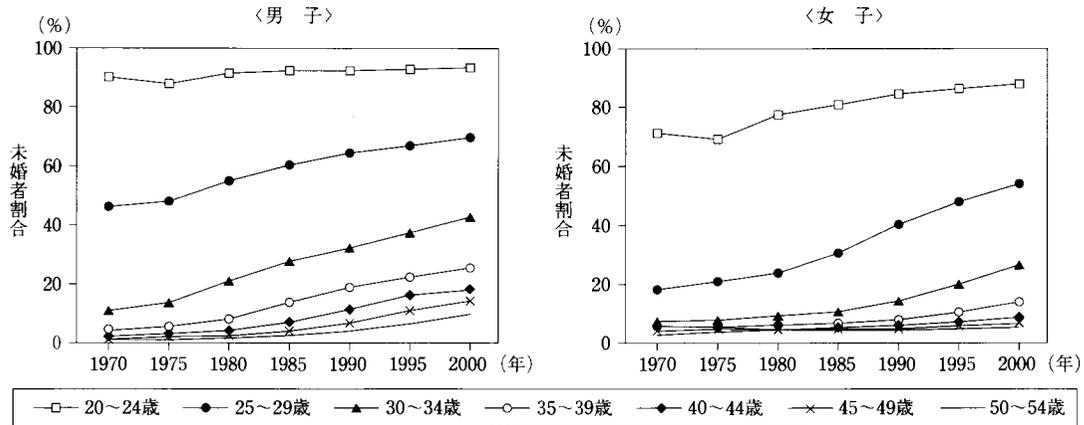
出所) 厚生省統計情報部『人口動態統計』、2000年。

図2 有配偶率および有配偶出生率が合計特殊出生率の及ぼした影響（1925～1999年）



出所) 国立社会保障・人口問題研究所の算出による。

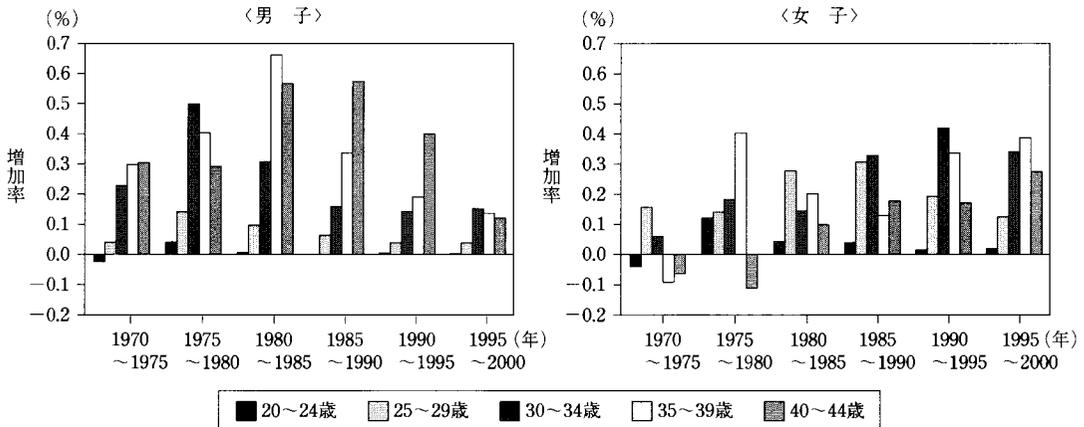
図3 一年齢別未婚率の年次推移



〈男子〉 (単位: %)								〈女子〉 (単位: %)							
年齢	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	年齢	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年
20~24	90.1	88.0	91.5	92.1	92.2	92.6	93.0	20~24	71.7	69.2	77.7	81.4	85.0	86.4	88.1
25~29	46.5	48.3	55.1	60.4	64.4	66.9	69.5	25~29	18.1	20.9	24.0	30.6	40.2	48.0	54.0
30~34	11.6	14.3	21.5	28.1	32.6	37.3	42.9	30~34	7.2	7.7	9.1	10.4	13.9	19.7	26.4
35~39	4.7	6.1	8.5	14.2	19.0	22.6	25.7	35~39	5.8	5.3	5.5	6.6	7.5	10.0	13.9
40~44	2.8	3.7	4.7	7.4	11.7	16.4	18.4	40~44	5.3	5.0	4.4	4.9	5.8	6.7	8.6
45~49	1.9	2.5	3.1	4.7	6.7	11.2	14.5	45~49	4.0	4.9	4.4	4.3	4.6	5.6	6.3
50~54	1.5	1.8	2.1	3.1	4.3	6.7	10.0	50~54	7.7	3.8	4.4	4.4	4.1	4.5	5.2

出所) 総務庁統計局「国勢調査報告」により算出。
2000年の数値については国勢調査1%抽出集計結果による。

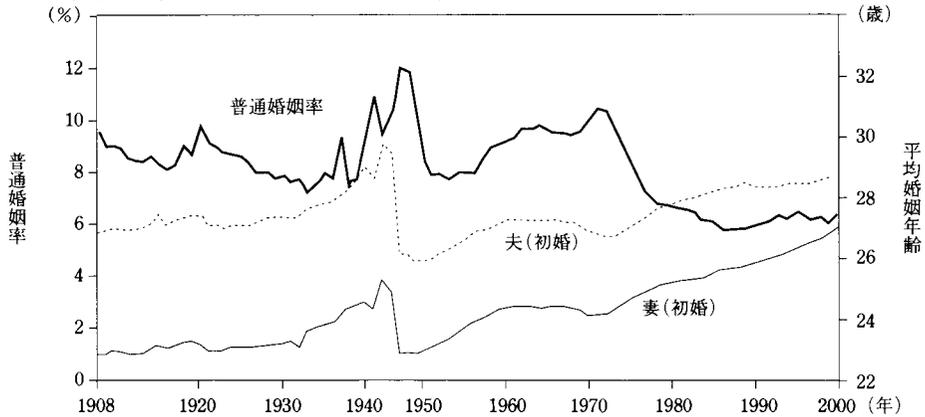
図4 未婚者割合の平均増加率 (5年間)



〈男子〉 (単位: %)							〈女子〉 (単位: %)						
年齢	1970~1975年	1975~1980年	1980~1985年	1985~1990年	1990~1995年	1995~2000年	年齢	1970~1975年	1975~1980年	1980~1985年	1985~1990年	1990~1995年	1995~2000年
20~24	-0.023	0.039	0.007	0.001	0.005	0.004	20~24	-0.034	0.122	0.048	0.044	0.016	0.020
25~29	0.039	0.141	0.096	0.066	0.039	0.039	25~29	0.158	0.145	0.277	0.313	0.195	0.124
30~34	0.230	0.502	0.309	0.159	0.142	0.151	30~34	0.067	0.185	0.147	0.329	0.421	0.341
35~39	0.299	0.406	0.663	0.339	0.191	0.137	35~39	-0.089	0.042	0.204	0.131	0.337	0.385
40~44	0.304	0.294	0.568	0.577	0.401	0.121	40~44	-0.060	-0.110	0.101	0.177	0.170	0.275

出所) 総務庁統計局「国勢調査報告」により算出。
2000年の数値については国勢調査1%抽出集計結果による。

図5—普通婚姻率および初婚の平均婚姻年齢（1908～2000年）



出所) 厚生省統計情報部「人口動態統計」、各年版。

が上昇していく傾向が読みとれる(図4)。1970年代後半を起点に25～29歳層の増加率が伸び、ついで80年代前半から30～34歳層の増加率上昇が顕著になり、85～90年には35～39歳層で上昇率の伸びが始まり、1990年代前半から40～44歳層の未婚者割合の増加率が増え始める様子がうかがえる。

このトレンドから、若い世代の結婚年齢の上昇である晩婚化と同時に、今後生涯結婚をしない非婚化のいっそうの進行が予想される(高度経済成長に伴い専業主婦化が進んだ1960～70年代前半には、晩婚化に一時的な歯止めがかかった。しかし、1970年代後半以降は男女とも晩婚化が進んでおり、1970年から2000年では、平均初婚年齢は夫26.9歳→28.8歳で、妻は24.2歳→27.0歳と、夫が1.9歳、妻が2.8歳も上昇している(図5)。生涯未婚率は1970年から2000年の間に男子で1.7%→12.3%へ、女子では3.3%→5.8%へと未婚化が進行している)。

出生行動の変化

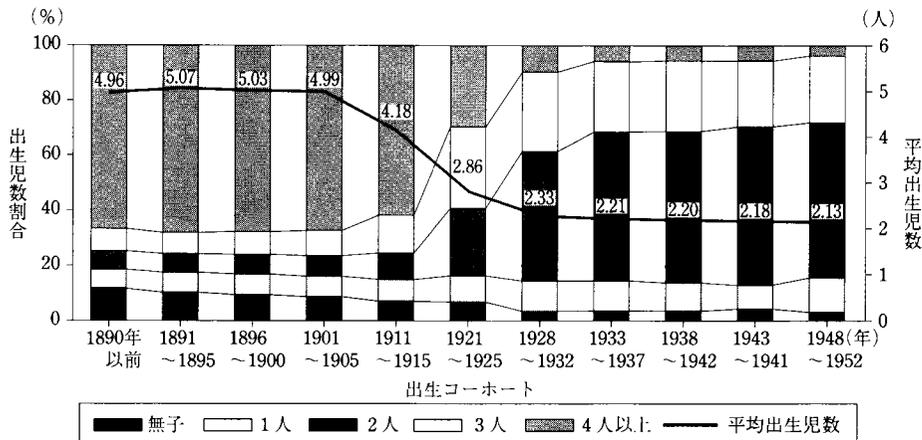
結婚行動と同時に出生行動にも長期的には大きな変化が見られる。とくに高度経済成長期以降の「2人っ子規範」、「長男長女」世代の出現であり、その後の家族・世帯形成行動にも影響を与えることになる出生力転換の過程でもある。

妻の出生コーホート別にみた出生児数割合と平均出生児数を図6に示した。これは、各出生コーホートの妻の45～49歳時点での子ども数の分布と平均出生児数を示しているが、妻の年齢から平均完結出生児数と考えてよいであろう。

この図で示す平均出生児数の変化過程は、1905年以前の出生世代から1928～32年出生世代以降は「多産多死」世代から「多産少死(平均きょうだい数4人以上)」世代を経て、60年代以降に結婚し、少なく出生(子どものきょうだい数が少ない)する「少産少死」世代へと移行する人口転換の過程でもある。周知のように、わが国のように短期間に人口転換を成し遂げた地域、国は例がない。著しい出生力転換過程の速度は、結果として急激に高齢化社会を招来することになり、出生行動の変化は、同時に家族・世帯形成の大きな変動要因に結びつくことになった。

結婚年齢の遅れである晩婚化の影響は、子どもの産み方にも影響を与えている。1975年から2000年の間の出産年齢割合の推移を見ると、25～29歳では53.4%→39.5%と減少しているものの、30～34歳では16.8%→33.3%と倍増しており、20代後半と30代前半の出生割合が均衡傾向にある。従来、最近の結婚コーホートでは婚姻出生についてはほぼ変化がないとされてきた

図6 出生コホート別妻の出生児数割合および平均出生児数（1980年以前から1952年生まれ）



出所) 1970年以前は総務庁統計局「国勢調査報告」、1977年以降は国立社会保障・人口問題研究所「出産力調査」および「出生動向基本調査」による。

が、晩婚化に伴う晩産化がこれ以上進行すると、子ども2人規範の実現は困難になる可能性がある。また、子ども数のいっそうの減少は平均生存親族数を小さくし、親族ネットワークの規模はさらに縮小する。

2 家族・世帯形成の行動要因

21世紀の日本の家族のゆくえはどうなるのか。この命題に対しては、必ずといっていいほど取束 (Conversion) か、多様化 (Diversification) かといった議論がなされる。言い換えれば、家族の普遍性と地域性 (文化的多様性) の問題である。ここでは近年の若者の家族・世帯形成に関する行動要因について検討したい。

若者の家族形成の遅延化：パラサイトと非婚非同居型パートナーシップ

(a) 未婚者の居住状態

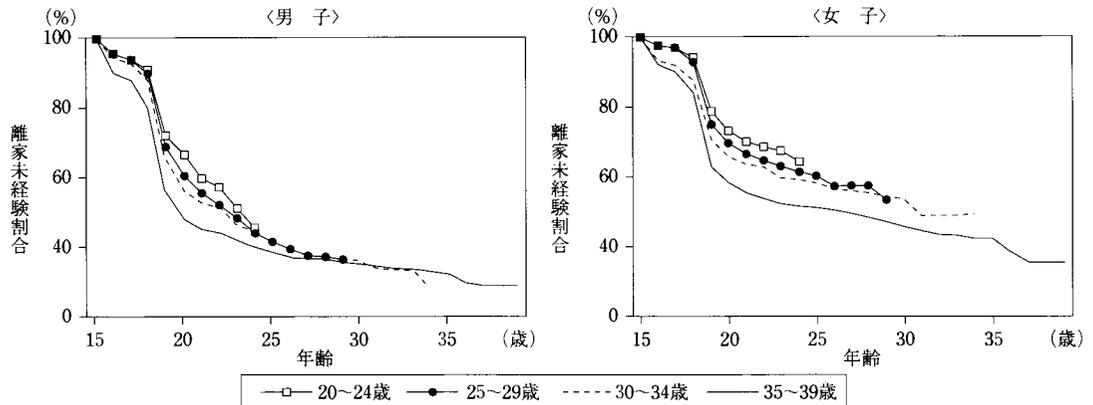
近年の若者の結婚の遅れについては、脱青年期の中期親子関係の長期化と結びつけて論じられることが多い。結婚をせずに親元にとどまる若者らを「パラサイトシングル」と称し、研究者以外からも関心がもたれている。宮本らは、成人した未婚の子どもとその親との中期親子関係に焦点をあて、「経済的依存の長期化が親と

の同居という居住形態と密接に結びついていること。また、右肩上がりの経済成長と、親の意識が相まって、親への依存を許容する社会が形成され、長い未婚期を享受するヤングアダルトが生まれた」ことを明らかにした (宮本 2000)。実際に、最近のコホートでは親世帯からの離家が遅くなる傾向が観察されている (図7)。

このパラサイトシングル説は、若者の経済的依存の長期化と同時に、成人後も結婚せずに親元にとどまる若者の増加を強調してきた。親と同居する成人未婚子数や成人未婚子に占める親と同居する者の割合の推移について示したのが表1である (20~39歳の男女5歳階級別の居住状態)。

先述のように、近年、青年人口の婚姻率は大幅に低下したが、「親と同居する未婚者」ばかりでなく、親と同居せず「単独世帯」に居住する未婚者数も増加している。20年間の推移をみると、同時代を形成する人口のうち結婚した者の数が大きく低下した分 (有配偶者数の減少分)、未婚の同居子、別居子両方の拡大に結びついたものであり、未婚子のなかでの親との同居者、単独世帯居住者の割合は、1975年から95年の20年間にそれほど変化していない (たとえば25~29歳層)。すなわち、同世代を形成する

図7—結婚前の離家



出所) 国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計」。

表1—年齢別未婚者の居住状態

〈女子〉

(単位：1000人、%)

年齢	年次	総数	未婚	未婚				有配偶	生涯未婚率
				親と同居	単独世帯	親と非同居	施設世帯		
全体	1975	18,707	4,807 (25.7)	3,279 (68.2)	1,005 (20.9)	389 (8.1)	134 (2.8)	13,507 (72.2)	4.32
	1995	17,079	7,453 (43.6)	5,444 (73.0)	1,518 (20.4)	400 (5.4)	91 (1.2)	9,110 (53.3)	5.08
20~24	1975	4,508	3,114 (69.1)	2,185 (70.2)	608 (19.5)	238 (7.6)	83 (2.7)	1,368 (30.3)	—
	1995	4,854	4,192 (86.4)	3,156 (75.3)	767 (18.3)	212 (5.1)	57 (1.4)	611 (12.6)	—
25~29	1975	5,368	1,120 (20.9)	787 (70.3)	219 (19.6)	93 (8.3)	21 (1.9)	4,176 (77.8)	—
	1995	4,336	2,082 (48.0)	1,527 (73.3)	424 (20.3)	119 (5.7)	12 (0.6)	2,152 (49.6)	—
30~34	1975	4,621	352 (7.6)	199 (56.5)	104 (29.4)	34 (9.7)	16 (4.4)	4,148 (89.8)	—
	1995	4,013	790 (19.7)	527 (66.7)	207 (26.2)	45 (5.7)	11 (1.4)	3,064 (76.4)	—
35~39	1975	4,210	220 (5.2)	108 (48.9)	75 (33.8)	24 (11.0)	14 (6.2)	3,815 (90.6)	—
	1995	3,876	389 (10.0)	234 (60.0)	121 (31.0)	24 (6.1)	11 (2.9)	3,284 (84.7)	—

〈男子〉

(単位：1000人、%)

年齢	年次	総数	未婚	未婚				有配偶	生涯未婚率
				親と同居	単独世帯	親と非同居	施設世帯		
全体	1975	18,827	7,541 (40.1)	4,241 (56.2)	2,546 (33.8)	410 (5.4)	343 (4.6)	11,120 (59.1)	2.12
	1995	17,553	10,071 (57.4)	6,197 (61.5)	3,272 (32.5)	383 (3.8)	219 (2.2)	7,149 (40.7)	8.92
20~24	1975	4,564	4,008 (87.8)	2,263 (56.4)	1,344 (33.5)	211 (5.3)	191 (4.8)	538 (11.8)	—
	1995	5,041	4,670 (92.6)	3,018 (64.6)	1,360 (29.1)	176 (3.8)	116 (2.5)	327 (6.5)	—
25~29	1975	5,426	2,615 (48.2)	1,525 (58.3)	865 (33.1)	142 (5.4)	83 (3.2)	2,776 (51.2)	—
	1995	4,452	2,977 (66.9)	1,778 (59.7)	1,033 (34.7)	116 (3.9)	49 (1.6)	1,408 (31.6)	—
30~34	1975	4,625	665 (14.4)	343 (51.6)	243 (36.6)	40 (6.0)	38 (5.7)	3,913 (84.6)	—
	1995	4,114	1,533 (37.3)	891 (58.2)	555 (36.2)	57 (3.7)	29 (1.9)	2,483 (60.4)	—
35~39	1975	4,213	253 (6.0)	111 (43.8)	93 (36.9)	17 (6.8)	32 (12.5)	3,892 (92.4)	—
	1995	3,946	892 (22.6)	510 (57.1)	324 (36.3)	35 (3.9)	24 (2.7)	2,931 (74.3)	—

出所) 総務庁統計局「国勢調査」。

人口のうちで親と同居する未婚子数は増加したが、同様に単独世帯で生活する未婚子数も増加しているのであり、未婚子に占めるそれぞれの比については20年間にそれほど変化がないことも確認しておく必要がある。

以上のように「離家の遅れ」である離家経験割合の変化は未婚化がもっとも寄与しているが、最近の出生コーホートほど初婚前の離家確率が低下傾向にあることも事実である(鈴木1997)。

欧米社会の多くでは、成人した子どもは独立するのが普通である。それに反するように見える日本のパラサイトシングル現象は今後どうなるのか。経済的に豊かな現在の親世代は、老後についても後続世代に比べると比較的安定しており、成人子の親への依存も可能であった。しかし、低成長時代の親世代は資金的なゆとりや老後はそれほどたしかではない。むしろ不安定な時代といえる。たとえ余剰資金が見込まれても、自分の老後、自己のための資金に費やされる可能性が高く、いずれ親への依存を可能にする時代は先細りになるように思われる。

(b)非婚非同居型パートナー関係

つぎに、若者世代のパートナー関係についてふれておきたい。わが国では同棲の割合が欧米諸国に比較すると極端に少ない。欧米では1980年代以降、従来の結婚制度がゆらぎ始め、同棲と婚外出生が増加した。これは第2次出生力転換といわれる超低出生率の出現、急激な離婚率の上昇、単身者の増加などとならぶ一連の家族変動の重要な要因だが、日本では同棲・婚外出生はほとんど出現していない。このうち婚外出生については『人口動態統計』で確認でき、全出生数に対し婚外出生割合（非嫡出子割合）は、1970年から10年ごとに0.93%→0.80%→1.07%→1.55%（1999年）と、ゆっくりと増加しているが、依然として婚姻出生規範は継続している。

同棲については、標本調査以外に統計データはないが、18～34歳の未婚者で現在同棲中は、男女とも1.7%とされる（国立社会保障・人口問題研究所「第11回出生動向基本調査」[1997年]による）。欧米諸国と比較すると同棲が非常に少ない状況に変わりはない。

それでは、日本の若者ではどのようなパートナー関係が進行しているのか。岩澤（2001）によれば、「パートナーがいるか、パートナーと同居しているか、結婚しているか」という3つの

基準から判断すると、非婚非同居型カップルの割合が増加している。未婚化の支配的要因はパートナーシップの絶対量が減ったことではなく、パートナーがありながら結婚する人が減ったことであり、結婚という法的な関係に移行せず、同居さえしない緩やかな関係にとどまっている」状況だという。これは、欧米で見られる、「平日や日常は夫婦それぞれ別の住居に住み、時々週末などに一緒に暮らすLAT型家族（Living Apart Together）に形態的には似ているように見える。

日本の場合も、核家族形態を標準型とする家族形態から多様な形態の家族・世帯が出現し、家族の個人化、原子化が進行する欧米社会に追隨していくという議論がある。わが国における非婚非同居型の若者のパートナー関係は、むしろ婚外子に対する抵抗感（婚姻出生規範）、同棲の少なさ（法的婚姻規範）にみられる規範的拘束性の延長線上にある「状況適合型パートナーシップ」であり、標準型からの逸脱行動というより従来の家族形成規範受け入れ修正型の行動にみえる。

家族形成の規範的拘束性

少子化と家族形成行動規範について、今日的な直系家族的規範的拘束性の一例をあげてみよう。図8は、「婚姻したときに、夫の姓を名乗ったか、妻の姓を名乗ったか」という夫婦組数の割合の推移である。1980年代半ば以降から婚姻時に妻の姓を名乗る割合が増えている。全国値に与える東京の影響が大きいと思われるが、これは少子化の影響で女子だけのきょうだいが増えたことに関連すると推測できる。沖縄県の場合はまた別の解釈が必要かもしれないが、男系氏族の系譜を重要視し過去には位牌は男子しか継承できないという慣行・習俗があり、女性の姓を名乗る割合は他の都道府県に比べ極端に低かった。しかし、1980年代後半に入るとこの傾向に変化が見られた。これも姓を継ぐことが

図8—結婚時に妻の姓を名乗った夫婦組数の割合の推移（1973～1999年）

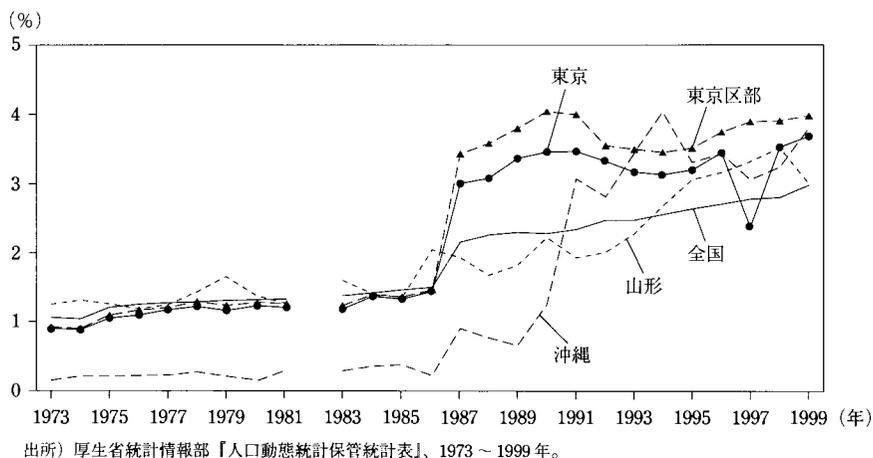
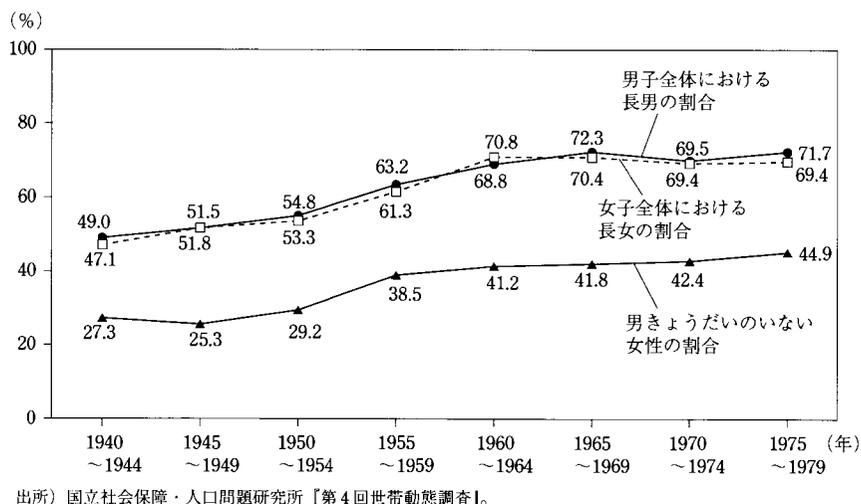


図9—出生年次別親との続柄別割合



優先された結果であろう。3世代同居率ももっとも高い山形県でも、1990年代に入ると他県の後を追う形で増加し始めている。

これは、出生年次別にみた親との続柄別の割合とあわせて考えると理解しやすい(図9)。長男長女世代といわれる1960年代以降の出生コホートでは、それ以前のコホートに比べて、明らかに長男や長女である割合が高くなっている。婚姻時に妻の姓を名乗る割合が増加する時期と、1960年代以降に出生した世代が結婚し始める80年代半ば以降とが符合する。ここでは例示しなかったが、夫婦別姓に関する議論でも、

自分や自分の子が女子だけの有配偶の女性においては、夫婦別姓に肯定的意見が増加するという報告もある(西岡 2000)。家名を継承したいという伝統的な家族観、家意識が夫婦別姓肯定に反映されていると解釈できる。結婚時の世帯形成パターンとしては、長男は結婚後も離家せず親と同居して直系家族世帯を形成するのが伝統的だった。こうした伝統的なパターンは、1950年代以降の核家族化により減少を続けているが、直系家族世帯が消滅したわけではない。3世代同居家族の比率が減少している一方で、伝統的な家族観、規範的拘束性の根強さがうかがえる。

表2 家族類型別一般世帯数および割合

(単位:1000世帯、%)

年次	一般世帯							平均世帯 人員(人)
	総数	単独	核家族世帯				その他	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
1960	22,231	3,579 (16.1)	11,788 (53.0)	1,630 (7.3)	8,489 (38.2)	1,669 (7.5)	6,864 (30.9)	4.14
1970	30,298	6,137 (20.3)	17,187 (56.7)	2,972 (9.8)	12,471 (41.2)	1,744 (5.8)	6,974 (23.0)	3.41
1975	33,596	6,561 (19.5)	19,980 (59.5)	3,880 (11.5)	14,290 (42.5)	1,810 (5.4)	7,055 (21.0)	3.28
1980	35,823	7,105 (19.8)	21,594 (60.3)	4,460 (12.5)	15,081 (42.1)	2,053 (5.7)	7,124 (19.9)	3.22
1985	37,980	7,895 (20.8)	22,804 (60.0)	5,212 (13.7)	15,189 (40.0)	2,403 (6.3)	7,282 (19.2)	3.14
1990	40,670	9,390 (23.1)	24,218 (59.5)	6,294 (15.5)	15,172 (37.3)	2,753 (6.8)	7,063 (17.4)	2.99
1995	43,900	11,239 (25.6)	25,760 (58.7)	7,619 (17.4)	15,032 (34.2)	3,108 (7.1)	6,901 (15.7)	2.82
2000	46,407	12,341 (26.6)	27,349 (58.9)	8,920 (19.2)	14,852 (32.0)	3,577 (7.7)	6,718 (14.5)	2.70
2005	48,227	13,171 (27.3)	28,540 (59.2)	9,932 (20.6)	14,627 (30.3)	3,981 (8.3)	6,516 (13.5)	2.61
2010	49,142	13,734 (27.9)	29,079 (59.2)	10,541 (21.4)	14,252 (29.0)	4,286 (8.7)	6,329 (12.9)	2.55
2015	49,273	14,159 (28.7)	28,967 (58.8)	10,753 (21.8)	13,706 (27.8)	4,507 (9.1)	6,147 (12.5)	2.52
2020	48,853	14,531 (29.7)	28,357 (58.0)	10,694 (21.9)	13,043 (26.7)	4,620 (9.5)	5,966 (12.2)	2.49

出所) 1960～1995年:総務庁統計局「国勢調査報告」、各年次。

2000～2020年:国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計」、2000年。

3 家族・世帯構造の変化と将来予測

この節では、過去の家族・世帯構成の変化の軌跡と将来予測について述べる。

家族・世帯構造の変化

表2に1960年以降の家族類型別世帯数および割合の推移と将来予測を示した。まず、1960年以降今日にいたる世帯・家族の形態的推移についてふれる。

日本の家族は、第2次世界大戦までの家制度から戦後の民法の改正によって成員関係の平等化の基礎が築かれ、家族形態の単純化、世帯規模の縮小などが進み核家族化をもたらした。また、制度的な変革に高度経済成長に基づく産業化、雇用労働力化、都市化の進展、高学歴化など社会経済的な状況が家族構造や社会的に付与されてきた機能の変化をいっそう押し進めたといつてよい。この高度経済成長期以降に、わが国では世帯規模や構成に大きな変化が生じた。

日本全体の総人口の増加が鈍化しているのに対し、世帯数が大きく伸張したのは世帯構成が小規模化、単純化し世帯の平均人員が縮小しているため、1960～95年の間に4.14人から2.82人まで低下した。世帯構成の変化については、

1960～95年の間に総世帯数は2倍近くに増加している。これに対し、3世代の直系家族を含む「その他の親族世帯」の総世帯数に占める割合は、30.9%から15.7%へとほぼ半分まで低下した。

しかし、これを高度経済成長期以前以後と比較すると、以降では変化が減速している。夫婦のみ、あるいは親と子からなる核家族世帯に、「単独世帯」を加えた核家族的世帯は69.1%→84.3%に上昇している。しかし、核家族の典型とされる「夫婦と子の世帯」は、1960年から80年にかけて850万世帯→1510万世帯と増加するが、80年以降は95年までほとんど変化なく、逆に1985年以降実数で減少している。総世帯に占める割合も1975年42.5%を示し最大の家族類型であったが、その後漸減し1995年には34.2%まで低下している。

1960～70年代の世帯変動は、「核家族化(夫婦家族の比率の高まりを核家族化と呼ぶ)」と表現される。高度経済成長期の世帯変動が「夫婦と子世帯」の増加であったのに対し、1980年代以降今日にいたる変動は、単独世帯と核家族世帯のなかでも「夫婦のみ」「ひとり親と子」世帯の増加が特徴である。

日本で「夫婦と子世帯」の割合が止まったの

表3 一家族類型別65歳以上の親族のいる一般世帯数および割合

(単位：1000世帯、%)

年次	総数	ひとり暮らし	夫婦のみ	子と同居			その他の親族と同居	非親族と同居
					子ども夫婦と同居	配偶者のいない子と同居		
1980	10,729	910 (8.5)	2,100 (19.6)	7,398 (69.0)	5,628 (52.5)	1,770 (16.5)	300 (2.8)	21 (0.2)
1985	12,111	1,131 (9.3)	2,791 (23.0)	7,820 (64.6)	5,800 (47.9)	2,019 (16.7)	343 (2.8)	26 (0.2)
1990	14,453	1,613 (11.2)	3,714 (25.7)	8,631 (59.7)	6,063 (41.9)	2,568 (17.8)	473 (3.3)	22 (0.2)
1995	17,449	2,199 (12.6)	5,125 (29.4)	9,483 (54.3)	6,192 (35.5)	3,291 (18.9)	611 (3.5)	31 (0.2)
2000	21,827	3,079 (14.1)	7,216 (33.1)	10,718 (49.1)	6,408 (29.4)	4,310 (19.7)	770 (3.5)	43 (0.2)

注) 四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

出所) 厚生省統計情報部『国民生活基礎調査』、各年次。

は、「核家族志向」の高まりとは逆行現象にみえるが、戦後のきょうだい数の少ない「少産少死」世代では、子世代からみた親との同居率、親世代からみた子との同居率も変化し、きょうだい数が少ないほど、子どもが親と同居できる確率は高まるが、親と同居しないで家族を形成する人口の減少によって核家族世帯は減ることになる。

戦後の世帯形態の変化のなかで、もうひとつの大きな特徴は、人口高齢化に伴う65歳以上の高齢者がいる世帯の増加である(表3)。これは、短期間のうちに起きた多産少死から少産少死へのいわゆる人口転換による必然の帰結である。既婚の成人子と親との世帯分離が進み、とくに高齢の独居や夫婦のみで暮らす世帯が大幅に増加した。高齢者の側から子との居住関係をみると成人未既婚子との同居率は、1980年の69.0%から2000年は49.1%にまで低下している。

親子関係については、ある面長寿化により多世代同居の可能性が高まっているのに対し、老親世代の子世代との同居率は大きく低下する傾向にあり、親と子の同居形態に大きな変化が見られる。欧米では配偶者の死別後も成人した子どもと同居することはまれである。日本の場合、低下したとはいえ現在でも65歳以上のほぼ半数は既未婚の成人子と同居している。

家族・世帯構成の将来予測

今後21世紀初頭の世帯・家族はどのように変

化していくのか。表2に2000年以降の推計結果を示してある。この推計方法は今まで見てきた人口動態要因や家族・世帯形成行動要因の変化を考慮し、世帯の1人に生じた人口事象の結果世帯構造が変化し、この変化が他の世帯員に波及し各人の世帯属性が変化する世帯変動のメカニズムを取り入れている。

(a)人口と世帯数の趨勢

国立社会保障・人口問題研究所の将来推計人口の中位推計によると、日本の総人口は2007年をピークとして以後減少に転じると予想している。これに対し、一般世帯数は2014年まで増加を続ける。すなわち、総人口より7年遅れて減少に転じる。このように、人口減少局面に入っても世帯数が増加を続けることは世帯規模の縮小が続くことを意味している。一般世帯の平均世帯人員は1995年の2.82人から2020年の2.49人まで減少を続ける。ただし、変化の速度は次第に緩やかになると予想される。この数字は1990年時点の欧米諸国の平均的な水準で、イギリスとほぼ等しく、世帯の縮小は続くものの25年経った時点でも現在の北欧やドイツの平均世帯人員ほどには小さくならない。

(b)家族類型別一般世帯数および割合

今後増加するのは「単独世帯」「夫婦のみ世帯」「ひとり親と子世帯」であり、減少するのは「夫婦と子世帯」「その他の一般世帯」であ

表4 一世帯主の年齢分布

(単位：1000世帯、%)

年次	総数	世帯主の年齢			
		15～29歳	30～49歳	50～64歳	65歳～
1995	43,900	6,000 (13.7)	15,923 (36.3)	13,308 (30.3)	8,668 (19.7)
2000	46,407	5,781 (12.5)	15,149 (32.6)	14,521 (31.3)	10,956 (23.6)
2005	48,227	5,033 (10.4)	15,652 (32.5)	14,650 (30.4)	12,892 (26.7)
2010	49,142	4,426 (9.0)	16,183 (32.9)	13,865 (28.2)	14,668 (29.8)
2015	49,273	3,996 (8.1)	16,002 (32.5)	12,687 (25.7)	16,587 (33.7)
2020	48,853	3,852 (7.9)	14,999 (30.7)	12,822 (26.2)	17,180 (35.2)

注) 四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

出所) 1960～1995年：総務庁統計局「国勢調査報告」、各年次。

2000～2020年：国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計」、2000年。

る。より単純で小人数の世帯が増加することが平均世帯人員の縮小に対応している。

「単独世帯」は、一般世帯総数が減少に転じる2015年以降も増加は止まらず、2020年に29.7%になると予想される。この水準は、現在の北欧やドイツほどには高くない水準である。2000年時点では「夫婦と子世帯」がもっとも多いが、2013年以降は「単独世帯」が最大の家族類型になると予想される。

今後の人口規模と男女・年齢別構造の変化は、本来なら2020年に向かって「単独世帯」の数を減少させる方向に作用する。これは過去20年ほど続いている出生数減少のため、単独世帯主が多い20歳代の人口が減少するため、推計結果における「単独世帯」の増加はもっぱら晩婚化、未婚化、離婚の増加、老親と子の同居率低下といった結婚・世帯形成行動の変化によってもたらされる。

「夫婦のみ世帯」も増加を続けるが「単独世帯」ほど急速ではなく、また2015年以降は一般世帯総数と同様減少に転じる。世帯類型別割合は1995年の17.4%から4.5ポイント上昇して、2020年には21.9%となる。

「ひとり親と子世帯」は今後も増加を続け、「単独世帯」と同じく2015年以降も増加は止まらず、1995年の7.1%から2020年には9.5%と2.4ポイント上昇する。

「夫婦と子世帯」は、1985年をピークにすでに減少局面に入っているが、今後それが加速し、

1995年の34.2%から2020年にはさらに26.7%まで低下すると予想される。

「その他の一般世帯」の大部分は核家族世帯に直系尊属か直系卑属が加わったいわゆる直系家族世帯である。この類型は「夫婦と子世帯」同様、1980年代後半には減少に転じているが、この減少傾向は今後も続き、一般世帯全体に占める割合は1995年の15.7%から2020年には12.2%まで低下する。この類型の今後の減少は、親子同居率の変化をはじめとする世帯形成行動のいっそうの変化によって生じるものである。

(c)世帯主の年齢構成と高齢者世帯の趨勢

①世帯主の年齢構成

表4は世帯主の年齢を4区分し、その構成の変化を示したもので、人口の高齢化に伴い、一般世帯において30歳未満の世帯主が占める割合は低下し、65歳以上の割合が上昇する。戦後ベビーブーム・コーホート(1947～49年生まれ)は2000年に50歳を超え、2015年には65歳を超える。このため、2000年には30～49歳世帯主の割合が、2015年には50～64歳世帯主の割合が大きく低下する。表2でみた推計部分の世帯構成の変化は、こうした年齢構成の変化と結婚・離婚・離家・親子同居のような結婚・世帯形成行動の変化が同時に作用した結果といえる。

②世帯主が65歳以上または75歳以上の一般世帯総数の見通し

表4および表5に示すように、世帯主年齢が

表5 一世帯主65歳以上と75歳以上の世帯の家族類型別世帯数、割合（1995～2020年）

（単位：1000世帯、％）

年次	一般世帯						
	総数	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
世帯主65歳以上							
1995	8,668	2,202 (25.4)	4,536 (52.3)	2,936 (33.9)	1,052 (12.1)	548 (6.3)	1,930 (22.3)
2000	10,956	2,965 (27.1)	5,867 (53.6)	3,779 (34.5)	1,389 (12.7)	699 (6.4)	2,124 (19.4)
2005	12,892	3,657 (28.4)	6,992 (54.2)	4,483 (34.8)	1,663 (12.9)	846 (6.6)	2,243 (17.4)
2010	14,668	4,304 (29.3)	7,972 (54.4)	5,092 (34.7)	1,890 (12.9)	990 (6.8)	2,391 (16.3)
2015	16,587	4,969 (30.0)	8,982 (54.2)	5,721 (34.5)	2,119 (12.8)	1,142 (6.9)	2,636 (15.9)
2020	17,180	5,365 (31.2)	9,150 (53.3)	5,845 (34.0)	2,090 (12.2)	1,215 (7.1)	2,665 (15.5)
世帯主75歳以上							
1995	2,846	917 (32.2)	1,289 (45.3)	845 (29.7)	220 (7.7)	225 (7.9)	640 (22.5)
2000	3,856	1,392 (36.1)	1,736 (45.0)	1,123 (29.1)	326 (8.4)	288 (7.5)	728 (18.9)
2005	5,246	1,929 (36.8)	2,428 (46.3)	1,587 (30.3)	474 (9.0)	367 (7.0)	888 (16.9)
2010	6,530	2,400 (36.8)	3,112 (47.7)	2,018 (30.9)	625 (9.6)	469 (7.2)	1,018 (15.6)
2015	7,452	2,750 (36.9)	3,603 (48.3)	2,301 (30.9)	741 (9.9)	561 (7.5)	1,099 (14.7)
2020	8,270	3,064 (37.0)	4,018 (48.6)	2,546 (30.8)	833 (10.1)	639 (7.7)	1,189 (14.4)

注) 四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

出所) 1960～1995年：総務庁統計局『国勢調査報告』、各年次。

2000～2020年：国立社会保障・人口問題研究所『日本の世帯数の将来推計』、2000年。

65歳以上の一般世帯の総数は、1995年から2020年にはほぼ2倍に増加し、この間の総世帯数の増加（1.1倍）を大きく上回る。この傾向は世帯主年齢が75歳以上の世帯ではいっそう強く、1995年から2020年の75歳以上人口の増加が2.3倍であるのに対し、同期間の世帯数の増加は3倍近くにもなる。

世帯主が65歳以上の世帯数が総世帯数に占める割合は、1995年の19.7％から2020年の35.2％へと大幅に上昇し、世帯主が65歳以上世帯の割合は、現在の5世帯に1世帯という水準から、3世帯に1世帯の割合になる。また、世帯主が65歳以上の世帯に占める世帯主が75歳以上の世帯の割合も、1995年の32.8％から2020年には48.1％へと増大し、世帯の高齢化がいっそう進むことになる。

③世帯主が65歳以上または75歳以上の家族類型別世帯数の見直し

1995～2020年の世帯主が65歳以上世帯の変化をみると、もっとも増加するのは「単独世帯」の2.4倍で、ついで「ひとり親と子」世帯の2.2倍となっている。「夫婦のみ」世帯はほぼ2倍、「夫婦と子」世帯も同じく2倍になると予想される。また、「その他の一般世帯」は1.4倍の増

加で、5つの家族類型のなかではもっとも増加率が小さくなっている。

世帯主が75歳以上の世帯については、いずれの家族類型も世帯主が65歳以上の世帯に比して増加率が大きくなっているが、とくに「夫婦と子」世帯は3.8倍と顕著な増加をみせる。また、「単独世帯」も3.3倍、「ひとり親と子」世帯も2.8倍と大きく増加する。

「単独世帯」「夫婦のみ世帯」の1995年から2020年の増加分は、主に世帯主65歳以上の世帯で占められる。

4 21世紀の高齢者の居住予測

推計の結果から、21世紀には予想を上回る勢いで高齢の独居世帯、夫婦世帯が増加する。こうした状況をふまえて、「21世紀の高齢者の居住予測」を少し考えてみる。

高齢者の扶養・介護ニーズを充足するサービスは何か。かつては、「福祉の含み資産」といわれる同居による家族介護を典型として、もっぱら親族集団を通じて行なわれていた。近年では親族、民間、公共部門を含む複合的な経路が形成されつつある。また、昨年からは介護保険制度が始まり、家族によるサポートから公的制

表6 一世帯主の年齢階級・世帯構造別、要介護者のいる世帯数の割合(全国・東京都：1998年)

(単位：%)

世帯主の年齢 (歳)	総数 (1000世帯)	単独世帯	核家族世帯	要介護者のいる世帯			3世代世帯	その他の世帯
				夫婦のみ	夫婦と未婚の子のみ	片親と未婚の子のみ		
全 国	1,208	8.7	37.1	18.2	13.7	5.2	35.0	19.2
50～59	264	1.1	23.9	4.2	14.4	5.3	53.0	22.0
60～69	305	3.9	38.0	20.0	15.1	3.0	29.2	28.9
70～	449	19.8	47.0	32.5	8.5	6.0	18.9	14.3
65～	596	16.1	46.5	31.2	10.1	5.2	20.6	16.8
東 京 都	147	25.7	42.3	21.2	13.0	8.0	20.3	11.7
50～59	27	1.9	32.1	8.3	10.9	12.8	51.3	14.7
60～69	34	9.9	55.2	23.3	25.1	6.9	21.8	13.1
70～	75	45.6	39.7	28.4	3.9	7.4	4.3	10.5
65～	91	39.8	45.0	30.1	7.5	7.4	6.6	8.6

出所) 厚生省統計情報部「国民生活基礎調査」、1998年。

度によるサービスによって高齢者をサポートする方向へと進み出した。

しかし、家族による扶養・介護は根強く、今後も親族集団が果たす役割は大きい。ところが、高齢者の親族ネットワークは急速に縮小することが予想される。量あるいは規模では、同時に生存している親族数が非常に減少している。こうした状況が続けば、高齢者が孤立していく可能性、子と同居しない割合は非常に高くなる。

現在80歳以上の高齢者は、1950年代の出生率急低下期以前に子を産んでいるため、比較的大きな親族ネットワークを有している。しかし、1950年代以降に子を産んだ年齢層が高齢に達すると、親族ネットワークの規模は縮小する。さらに、1970年代後半からの出生率の再低下期(第2の出生転換期)に子を産んだ年齢層が高齢に達する時期には、その規模はいっそう縮小することが確実となる。また、出生率の再低下と同時に進行した未婚化(生涯未婚、非婚化)や子どもをもたない夫婦の割合(無子割合の増加)が増加する状況も看過できない。20～30年後には子をもたない高齢者が増大すると予想される。

その一方で、離婚・再婚の増加によってある程度は相殺される可能性もある。再婚によって子が3人以上の「親」に結びつけられることは、連れ子や前妻・前夫の子といった弱い紐帯なが

ら、高齢者からみれば親族ネットワークの規模が拡大することを意味している。これは親族ネットワーク減少の抑制要因として考えることができる。ただ、夫婦と子からなる家族への執着心が強い日本ではそう容易ではないと思われるが、近年の離婚・再婚の動向が、出生率低下による親族ネットワークの縮小をどの程度抑制できるかも今後の研究課題であろう。

高齢者の介護ニーズに関しては、親族ネットワークの規模以外に空間的分布が重要で、親族が同居しているか、別居でも毎日訪問できる程度の近距離にいれば、身体的ニーズが発生した場合の充足可能性は高くなる。親族ネットワークの規模の縮小自体は、親族が同居・近居する可能性の低下を意味している。しかし、高度経済成長期に典型的に見られた、親を地方に残して子が大都市圏へ移動する移動流から、今後は都市第1世代が(来住者自身が)高齢期に達する図式に転換するため、親族との近接性はかえって高まる可能性はある。また、親族との同居・近居を求めた高齢者移動の動向も注目される。

われわれの推計では、21世紀初頭には大都市圏の中心部で高齢世帯の割合が急激に増加すると予測している。高齢化は地方に比べ遅くに始まったが同時生存親族数が少なく、地域の連帯も希薄とされる大都市中心部の高齢者の問題は

より深刻である。表6に要介護者のいる世帯の類型別割合を示した。全国に比べると東京都の場合、単独世帯の割合が圧倒的に高く、逆に三世帯同居の割合は小さい。21世紀前半には大都市圏中心部だけではなく全国にこうした状況が拡大していくと予想される。

今後「非家族的生活者」として高年期を過ごす人々が多くなることが予想され、終の住処（棲家）としてのシニア住宅、グループホーム、シルバー타운、またリバース・モーゲージ等々、高齢期の多様なサービスへの利用意向が拡大していくと考えられる。

おわりに

人口の減少局面、急速な人口高齢化、同時生存親族数の縮小などの進行は不可逆的、可塑的であろう。しかし、今日でも老親と成人子との居住関係が規範的拘束性など文化的要因に制約を受けるように、欧米諸国と同質の家族変動に直線的に向かうことはないとの認識が一般的理解である。その一方で、戦後の皆婚規範が瞬く間に弛緩したように、結婚や離婚行動、同棲、婚外出生がどう変化するか、今後、家族・世帯変動がどのように展開するのか、まったく予断を許さないことも事実である。

21世紀初頭は引き続き単独世帯は増加を続け、核家族世帯の単純化はさらに進行すると予想される。世帯規模については、今後も規模の縮小が続くものと予測され、日本人口にはほとんど増加慣性が残っていないが、世帯規模が縮小し続けるため、一般世帯数は人口減少期に入っても増加を続ける。したがって、個人単位で消費される財・サービスへの需要は低下を始めても、住宅をはじめ世帯単位で消費される財・サービスへの需要は増加し続けると見られる。

また、世帯規模の縮小は、かつて圧倒的に優勢だった「夫婦と子の世帯」の減少に伴う世帯構成の多様化の進行ととらえることもできる。これからの20年あまりの間にも世帯・家族は量

的にも質的にも大きく変化していくと考えられる。こうした世帯構成の変化は、高齢の独居老人や単親家庭の増加に伴う福祉ニーズの変化、単身者向け住宅需要の増大、「夫婦と子どもふたり」のような世帯をモデルとする課税・社会保障給付計算の見直しなど、さまざまな方面へ影響を及ぼすことが考えられる。

参考文献

- 伊藤達也 (1984) 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」『人口問題研究』第172号、24-38頁。
- 岩澤美帆 (2001) 「日本の少子高齢化——柔軟な人生設計に向かって」『人口と開発』No.75、4-10頁。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『日本の将来推計人口 (平成9年1月推計)』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1998) 『第11回出生動向基本調査報告書』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2001) 『第4回世帯動態調査結果の概要』。
- 鈴木透 (1992) 「直系尊属の生存確率」『人口問題研究』第48巻1号、32-37頁。
- 鈴木透 (1997) 「世帯形成の生命表分析」『人口問題研究』第53巻2号、18-30頁。
- 鈴木透 (1999) 「高齢者の世帯動態」『人口学研究』第25号、51-54頁。
- 盛山和夫 (1993) 「核家族化の日本的意味」直井他編『日本社会の新潮流』東京大学出版会、3-28頁。
- 田淵六郎 (1998) 「老親・成人子同居の規定要因——子どもの性別構成を中心に」『人口問題研究』第54巻3号、3-19頁。
- 西岡八郎・鈴木透・山本千鶴子・小山泰代 (1998) 「日本の世帯数の将来推計(全国推計)——1995 (平成7) 年~2020 (平成32) 年」『人口問題研究』第54巻4号、85-114頁。
- 西岡八郎・小山泰代・鈴木透・山本千鶴子 (2000) 「日本の世帯数の将来推計(都道府県別推計)——1995 (平成7) 年~2020 (平成32) 年」『人口問題研究』第56巻1号、61-102頁。
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親の関係——老親と成人子の居住関係を中心に」『人口問題研究』第56巻3号、34-55頁。
- 廣嶋清志 (1984) 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号、31-42頁。
- 宮本みち子 (2000) 「晩婚・非婚世代の直面するもの——パラサイトシングルの隘路」『家計経済研究』No.47、28-35頁。

足立基浩論文（「税金が土地開発オプションに与える効果」）は、ある土地を非可逆的な他の用途に転用する場合、転用後の賃料に関する不確実性によって転用の時期がどのような影響を受けるかを論じている。

農地の転用の特徴は、その非可逆性にある。たとえば、いったん賃貸アパートを建設してしまうと、予想より賃料が低かったとしても、農地に戻すにはコストがかかりすぎる。この場合、将来の賃料が不確実であればあるほど、転用時期を先に延ばす動機が働く。

不確実性と非可逆性を考慮したうえで最適な転売時期を選んだ場合の土地の価値をオプション価値という。これは、不確実性がない場合の最適な転売時期を選んだ場合の土地の価値より大きい。何割大きいかを示す指標をオプションプレミアムという。不確実性が高ければ高いほどオプションプレミアムは高くなる。

足立論文の主要な貢献は、次のとおりである。第1に、東京・大阪・名古屋圏におけるオプションプレミアムを1980年から95年までの期間で計測した。第2に、固定資産税をオプションプレミアムの理論分析に組み込み、固定資産税と開発時期の関係を理論的に示した。第3に、固定資産税の存在が、上述の日本のデータではオプションプレミアムを12.5%引き下げたことを示した。

この論文の理論モデルでは、開

発後の土地からの賃料が幾何ブラウン運動（これは、対数をとると、成長トレンドをもつブラウン運動となるような確率過程である）に従うと仮定している。実証分析では、家賃の平均収益成長率の5年間平均値を、賃料成長率として採用している。さらにボラティリティーの指標としては、定点地区でのアパート経営の収益率の1980年から96年の期間での標準偏差を採用している。

主要な実証分析結果である図4では、オプションプレミアムは不況期に上昇し、好況期に下向する傾向があることが示された。すなわち、1980年から87年にかけてと91年から95年にかけて、オプションプレミアムが上昇している。不況期における不確実性の増大のため、開発を先延ばしにしたほうが有利であると判断されたためだと考えられよう。一方で、87年から91年にかけては、オプションプレミアムは下降傾向にある。

なお、農地転用面積とオプションプレミアムとの間には、とくにバブル期から崩壊後にかけて負の相関があることを示し、それに基づいて、土地供給政策が「開発の先延ばし価値」のために弱められてしまう可能性がある、という政策的含意を導いている。

また、アメリカにおける同様の実証研究と比較して、日本におけるオプションプレミアムはアメリカよりもかなり大きくなっていることが指摘されている。日本の不

動産市場がアメリカより不確実であることを示していると解釈ができよう。

固定資産税が開発前かけられると最適開発時期が早められ、開発後かけられると最適開発時期を遅らせられることが先行文献の完全予見のケースに関する理論モデルから知られている。足立論文は、そのようなモデルに不確実性を導入すると、開発時期がその分遅れることを示している。

固定資産税によってオプションプレミアムがどの程度変化したかが図4に示されている。固定資産税は、年にかかわらずオプションプレミアムを一定率で引き上げてきたといえよう。

足立論文では、税としては、固定資産税のみが扱われている。本号の石川達哉論文でも分析されているように、所得税の現実的な扱いや、著者などが他の論文で分析している相続税をも同時に組み込んでオプションプレミアムを計測すれば、景気の上昇局面と好局面、および利率の高い時期と低い時期で、税がリスクプレミアムに及ぼす効果が異なったものになる可能性がある。そのような状況を分析するために、本論文のモデルを基礎として発展させたモデルが役立つであろう。



石川達哉論文（「税制の変遷と持家および貸家の資本コストの長期的推移」）は、持家と貸家のユーザーコストが時系列的にどう変

化してきたかを分析している。とくに借入による場合、1970年代は貸家の資本コストのほうが持家のそれより低かったが、80年代にほぼ同水準となり、90年代は持家の資本コストのほうが低水準であることを示している。90年代に持家と貸家の関係が逆転したことは、この論文の新発見である。

住宅の資本コストとは、住宅ストックを所有することで支払わねばならないコストである。所有者は、住宅から得られる所得の収益率が資本コストを下回る場合はこの家を売却し、収益率が資本コストに等しい水準である場合のみ、家を現在のかたちで所有することがペイすることになる。

今、借入金の金利が5%であるとしよう。いっさいの住宅関連の税がないとし、貸家の減価償却が2%であるとすれば、資本コストは7%である。すなわち、家賃が投資額の7%であるとき、はじめて貸家に投資することがペイする。その際、固定資産税を払わなければならないとすると、7%以上の収益率がなければペイしなくなる。貸家の資本コストは10%より高くなり、さらにさまざまな税がかけられると資本コストは上がっていく。その一方で、税のなかに投資を促進するような控除制度があれば、資本コストは下がる。

持家の帰属家賃に対しては、所得税が課税されていない。このためインフレがなく、唯一の税が所得税である場合には、貸家の資本

コストのほうが持家の資本コストより高くなる。これを基本型と呼ぼう。

1970年代は、借入の場合、基本型の逆であったことは従来から知られていた。すなわち、借入による場合、貸家の資本コストのほうが持家のそれより低かった。これは、貸家の支払利子所得控除が名目金利に対して控除されるため、インフレ期には過大な控除があったことが大きな原因である。また、70年代は期待家賃上昇率が高かったため、実質金利は低かった。帰属家賃非課税の効果は実質金利の影響を受けるので、低い実質金利は持家の有利性を低く抑えた(図8参照)。これが基本型との逆転を生んだ理由であると考えられる。

一方、1990年代にこの関係が基本型に戻った理由は二つある。第1は、名目金利の低下によって貸家の支払利子の所得控除による費用節約効果が低下したことである。このため、貸家の資本コストが上昇した。第2は、持家の所得税額控除措置が拡大したため、持家の資本コストが低下したことである。

図8は、借入資金のケースについて、持家の資本コストと貸家の資本コストとの差の時系列的な変化を折れ線グラフで描いている。さらに税制上の優遇措置が、いつの時点でどのように貢献しているかを示している。

なお、図7の棒グラフは、自己資金の場合の、持家と貸家の資本コストの差を時系列的に示してい

る。自己資金の場合には、1970年代も基本型にそっている。これは、借入金の利子向上による逆転が起きていないためである。

ところで、インフレがなく利子率が一定で、税が所得税のみであるならば、限界所得税率の上昇とともに借入資金による貸家の資本コストは上昇するはずである。ところが、図10によれば、1994年以前は、限界所得税率の上昇とともに貸家の資本コストは下降している。これは、インフレに非中立的な税制の下では、限界税率が高いほど、利子控除の恩恵を大きく受けることができるためである。なお、95年以後に限界所得税率と資本コストの関係は正常化している。

課税がインフレに対して中立的に設計されていれば、利子水準が持家と貸家の資本コストの大小を逆転させるなどということは起き得ない。しかし、実際の税制は、インフレに対して非中立的であるために、名目の利子の変化がこのような影響を及ぼしているのである。

石川論文は、税制の物価に対する中立性を保つことの重要性を示唆した論文だともいえよう。

なお、石川論文ではとくに社会保険料を考慮した所得税や住民税の限界税率の計測が精緻化されている。先行論文と比較して、この論文のもうひとつの大きな長所であるといえよう。(八田達夫)

税金が土地開発オプションに与える効果

足立基浩

はじめに

将来の予見が完全であること (Perfect Foresight) を前提としたモデルでは、土地開発のタイミングは開発価値の増加率が無リスク資産の収益率と等しくなる時点で開発がなされる (前川・足立 1996) とされてきた。また、このとき、固定資産税の賦課は最適な土地開発時期を早める (固定資産税の賦課は土地開発を促進する) 効果があることが理論的に明らかにされている (Adachi and Patel 1999)。しかし、Sing and Patel (1999) は「不確実性を考慮しないこのようなモデルは、不確実性を考慮したモデルと比較して不動産開発モデルの説明力が低い」と指摘している。また、変動の激しい日本の土地経済において不動産市場のリスクが高まる結果、不確実性を考慮したモデルで分析を行なったほうが現実的である。不確実性を考慮に入れたモデルを用いて税の効果を検証する場合、不確実性の価値である「オプション価値」に対する税の影響を考慮に入れなければならない。この場合、主要変数の確率過程の定式化などを含めて効果の測定はさらに複雑になり、従来、オプションモデル Capozza and Li (1994)、Anderson (1993) を援用させて租税の効果を検証した研究は皆無に等しかった。

このような状況に鑑み、本稿では、まずリアルオプションモデルを用いて、固定資産税の土地開発促進効果の理論的な考察と簡単な数値シミュレーション分析を行なった。そして、3大

都市圏の市街化区域内農地の期待収益率などのデータを用いてオプションプレミアムを計測し、固定資産税がこのプレミアムをどう変化させるのか、またオプションプレミアムと農地開発との関係などについて考察を行なった。

1 税とオプションモデルの関係

固定資産税などの土地に関する税金がオプション価値に対して与える効果に関して、Anderson (1993) は最適開発時期は不確実性の存在の分だけ遅れることを理論的に示している。また、Capozza and Li (1994) は農地のオプション価値をいくつかの体系に分類し、不動産価値には「不可逆性の価値 (Irreversibility Premium)」が存在するとした。ここ数年、オプションを応用させた不動産価格分析 (=リアルオプション理論分析) の理論的な発展はめざましかったが、実証分析については乏しいのが現状である。

リアルオプション理論に関して初めて本格的な実証分析を行なったのは Quigg (1993) である¹⁾。彼女はシアトルに存在する空き地の仮想的開発価値をヘドニック法によって求め、収益率の変動率 (ボラティリティ) から土地開発のオプション価値 (Wait to Develop) を求めた。その結果、オプション価値は未開発の土地の価値の6%程度であると結論している。

Sing and Patel (1999) は土地開発のパターンをいくつかに類型化し (オフィスビル、賃貸住宅など)、イギリスのデータを用いてオプション

オプションプレミアムを計測している。彼らは、イギリスにおいてのオプション価値は開発価値の約25～30%程度と結論している。

日本において、空き地のオプションプレミアムの計量的な把握は興味深いテーマといえる。しかし、Quigg (1993) や Sing and Patel (1999) らの理論的手法を用いて日本のオプションプレミアムを計測することはできない。なぜなら、日本の場合、土地にかかる税金が開発の際に重要な論点となるからである。彼らの手法では固定資産税など土地に関する税金の効果については論じられていないので、日本の土地開発問題の分析に直接応用することはできない。また、土地の税金（固定資産税など）がオプションプレミアムに与える効果などを扱った研究はこれまでにない。本稿ではこの点を考慮して、以下、固定資産税を含むオプションモデルを用いて税の効果分析を行なう。

2 モデル

ここでは、Capozza and Li (1994) のモデルを応用して、租税を考慮したオプションモデルの定式化を行なう。日本では、固定資産税などの税金は土地開発の意思決定に重要な役割を果たしている。ここでは土地所有者の資産最大化を仮定し、また、更地（農地）が最適な時期に賃貸アパートへ転用されるケースを想定する。

仮定

開発後の土地利用からの期待収益（=賃料）は完全予見のケースとは異なり、以下の確率過程（Stochastic Process）に従うものとする。

$$dy_h = \alpha y_h dt + \sigma y_h dz \quad (1)$$

y_h = 賃料水準

ここで、土地開発者はリスク中立的であり、 α は賃料の平均成長率、 σ は賃料の変動率、また dz は幾何的ブラウン運動をするものとする。

価値モデルの定式化

ここでは、Adachi and Patel (1999) に基づ

(足立氏写真)

あだち・もとひろ

1968年東京都まれ。1992年慶應義塾大学経済学部卒業。朝日新聞記者、ロンドン大学SOAS校を経て、2001年ケンブリッジ大学Ph. D. (土地経済学)。現在、和歌山大学経済学部助教授。
論文：“Agricultural Land Conversion and Inheritance Tax Effect” (共著) ほか。

いて、土地のオプション価値を含んだ価値モデルの定式化を行なう。本分析では、Capozza and Li (1994) のモデル²⁾を発展させ、固定資産税を含んだモデルを定式化する。Capozza and Li (1994) と Anderson (1993) の手法を応用すれば、不確実性下の開発価値方程式は次のように示される。

$$V^c(t, T) = E_t \left\{ \int_t^T (y_h(s) - \tau_2 V^p(s)) e^{-r(s-t)} ds - C e^{-r(s-t)} + \int_t^T (A - \tau_1 V^c(t, T)) e^{-r(s-t)} ds \right\} \quad (2)$$

ここで、

$V^c(t, T)$ = 更地の価値

$V^p(s)$ = 開発後のプロジェクト価値

T = 開発のタイミング

t = 現在の時間

α = 開発後の成長率

τ_1 = 開発前の固定資産税率

τ_2 = 開発後の固定資産税率

r = 無リスク資産の収益率

C = 開発コスト

A = 開発前の土地利用からの収益

E_t = 期待値

(2)式はCapozza and Li (1994) や Bar-Ilan and Strange (1996) らによって紹介されたモデルと異なり、固定資産税が考慮されている。また、固定資産税の農地に対する効果についても議論できるように、開発前の価値として農地からの収益・固定資産税も考慮されている。

開発後の土地の価値

ここでは開発後の土地の価値に不確実性、固定資産税の効果などを考慮して価値方程式の定式化を行なった。土地を開発した後は収益は一定率で成長し、またアパートなどの経営は半永久的に行なわれるものと仮定する。

このような仮定の下で、T時点以降の土地の価値 ($V^p(y^*_h)$) は次のように表現される。

$$V^p(y^*_h) = E_t \left(\int_t^{\infty} (y_h(s) - \tau_2 V^p(s)) e^{-r(s-t)} - P^a \right) \quad (3)$$

for $t > T \dots$

ただし、

$$P^a = \int_t^{\infty} A e^{-(r+\tau_1)(s-t)} ds = \frac{A}{(r+\tau_1)}$$

本稿では、開発前の土地利用を農地と仮定する。農地はCだけ開発コストを支払って開発が実行されるものとする。つまり、農地を開発するにあたっては、農地からの収益（機会費用）と開発コストを犠牲にして開発行為がなされることになる。(3)式は開発後の価値から機会費用の価値を差し引いた値を示しており、われわれの目的は(3)式を最大化するようなTを選択することである。ここで $W(y^*_h)$ を

$$W(y^*_h) = \text{Max}_T [V^p(y^*_h(T))]$$

$y^*_h = 'T'$ 時点で開発が行なわれた場合の賃料水準

と定義し、これをオプション価値とする。

T時点以前の土地の価値

ところで、T時点以前での更地（もしくは農地）の価値(2)式を変形して、(4)式で表現される。

$$V^c(t, T) = W(y^*_h) + P^a \quad (4)$$

(4)式の右辺の第1項が開発権の価値を表しており、第2項は機会費用を示している。(4)式は税の効果を含んでいるが、課税の結果、割引率が上昇する点に注意しなければならない。不確実性下で課税によってもたらされる効果がどのようなものになるのかは、この時点では一義的に定まらないが、課税による割引率の上昇についてはSkouras (1978) などによって指摘されて

いる（ただし、同モデルでは、完全予見モデルが仮定されている）。本稿では(3)式を最大化させることを仮定して、 $W(y^*_h) = \text{Max}_T [V^p(y^*_h(T))]$ を解く。

オプション価値の算出

さて、 $W(y^*_h)$ がどのような形をしているのか調べてみよう。 $W(y^*_h)$ は、以下の伊藤の命題を満たしていることが知られている。

$$dW(y_h) = W'(y_h) dy_h + \frac{1}{2} \sigma^2 y_h^2 W''(y_h) dt \quad (5)$$

ここで、無裁定条件により農地の期待収益率は無リスク資産の収益率に等しいので、(6)式が成立する。

$$(r + \tau_1) W(y_h) dt = E(dW(y_h)) \quad (6)$$

(5)式の両辺の期待値に(6)式、(1)式を代入すると、2階の偏微分方程式(7)式が導出される。

$$\begin{aligned} ((r + \tau_1) W(y_h)) dt = & (\alpha y_h W'(y_h) \\ & + \frac{1}{2} \sigma^2 y_h^2 W''(y_h)) dt \quad (7) \end{aligned}$$

$t < T$

ここで、

$W(y_h)$ = 不動産の価値

W' = W の y_h に対する1階の偏微分値

W'' = W の y_h に対する2階の偏微分値

である。

(7)式の右辺は開発地からのキャピタルゲインを示しており、固定資産税を考慮に入れた場合の要求収益を表している。この方程式は2階の偏微分方程式の形をとっている。したがって、その一般解は

$$W(y_h) = K_1 y_h^{\beta_1} + K_2 y_h^{\beta_2} \quad (8)$$

で与えられる。ただし K_1 と K_2 は定数であり、 β_1 と β_2 は特性方程式(9)式の解である。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \xi (\xi - 1) + \alpha \xi - (r + \tau_1) = 0 \quad (9)$$

なお、農地としての利用価値は以下で与えられる。

$$= \int_t^{\infty} A e^{-(r+\tau_1)(t-T)} dt = \frac{A}{(r+\tau_1)}$$

したがって、(9)式を解くことにより

$$\beta_1 = \frac{-m + \sqrt{m^2 + 8\sigma^2(r + \tau_1)}}{2\sigma^2} \quad (10a)$$

$$\beta_2 = \frac{-m - \sqrt{m^2 + 8\sigma^2(r + \tau_1)}}{2\sigma^2} \quad (10b)$$

が得られる。

ただし、 $m = 2r - a - \sigma^2$ とする。

ここで、(5)式を満たす特性根のうち、ひとつは1より大、もうひとつは負値である。次に、(8)式が満たすべく境界条件を特定化することにより、 K_1 と K_2 を求めよう。ここで、 $W(y_h)$ は以下の初期条件を満たしている。

$$W(0) = 0 \quad (11a)$$

$$W(y_h^*) = V(y_h^*) - C \quad (11b)$$

$$W_{y_h}(y_h^*) = V_{y_h}(y_h^*) \quad (11c)$$

まず、 y_h がきわめて小さいとき、限られた時間内に転換が行なわれる確率はきわめて低い。よって、転換の価値はゼロになる。これが(11a)式で示されている。このとき、 $\beta_2 < 0$ より、 K_2 はゼロとなり、その結果、オプション価値は $W(y_h) = K_1 y_h^{\beta_1}$ と表現される³⁾。なお、開発後の価値は、

$$\frac{y_h^*}{(r + \tau_2)} - C$$

として表現される。

以上をまとめると、開発前と後でオプション価値は以下の式によって示される。

$$W(y_h) = \begin{cases} K_1 y_h^{\beta_1} + \frac{A}{(r + \tau_1)} & (t < T) \quad (12a) \\ \frac{y_h}{(r + \tau_2)} - C & (t > T) \quad (12b) \end{cases}$$

ここで注目すべきは、農地の開発者が最適なタイミングで開発を行なう条件は、状態変数である y_h に依存しているという点である。この最適な開発タイミング T では、次の条件が成立している。

$$K_1 y_h^* + \frac{A}{(r + \tau_1)} = \frac{y_h^*}{(r + \tau_2)} - C \quad (13)$$

この(13)式の条件式は、価値一致条件 (Value Matching Condition) と呼ばれ、転換時点において不動産の活用状態に関係なく、価値が一

致していることを示している。また、この値はこれが最適になっていなければならない。この条件は円滑接着条件 (Smooth Pasting Condition) と呼ばれ、この条件を用いれば、若干の計算の後、最適開発時期での賃料水準 y_h^* は(14)式のように求められる。

$$y_h^* = \left(\frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} \right) ((r + \tau_2)(C + P)) \quad (14)$$

なおここで、

$$P = \frac{A}{(r + \tau_1)}$$

とする。

$t < T$ で、オプション価値は次のように求められる。

$$W(y_h) = \left(\frac{y_h^*}{(r + \tau_2)} - (C + P) \right) y_h^{* - \beta_1} y_h^{\beta_1} \quad (15)$$

また、 $T = t$ においては

$$W(y_h^*) = \frac{y_h^*}{(r + \tau_2)} - C \quad (16)$$

なお、オプションプレミアムはボラティリティーをゼロとした場合の価値を $F(y_h)$ として、次式で与えられる。

$$\text{オプションプレミアム} = \frac{(V(y_h^*) - F(y_h))}{V(y_h^*)} \quad (17)$$

ただし、

$V(y_h)$ = 不確実性を含んだ土地の価値

$F(y_h)$ = 不確実性を含まない土地の価値

(Intrinsic Value of Land)

上記(14)式より、固定資産税の賦課がオプションプレミアムに影響を与えることが確認できる。また、(17)式よりオプションプレミアムが計算される。McDonald and Siegel (1986) は税を考慮に入れないモデルを用いて、オプション価値が開発コストの2倍を超えた段階で開発が行なわれるという実証結果を発表している。本モデルは税の効果を考慮に入れているが、税が(17)式に対してどのような影響を与えるのかについては、以上の分析からは一義的には定まらない。したがって、以下では実際のデータに基づいた数値シミュレーションを行なって固定資産税が

表1 数値例の前提条件

変数	データ
ボラティリティー (変動率)	定点地区 (アパート経営の収益率の標準偏差1980~96年): 住宅新報社の「アパート・マンション家賃調査 (1980~96年)」を使用。
成長率	家賃の平均収益成長率 (平均値の5年を用いた) (1980~99年)
市場利子率	長期プライムレート (1980~96年)
税率1	0.003~0.103%
税率2	0.215~0.625%
開発費用	「民間住宅建設資金実態調査 (1980~99年)」(建設省住宅局)/3.3m ²
農地からの収益	農林水産省統計表 (1980~99年) より一部推定/3.3m ²

注) 固定資産税のデータに関しては岩田・山崎・花崎・川上 (1993) を参照。また、最近の固定資産税率に関しては足立 (2000) を参照。

最適開発時期での賃料 (=y*_n、トリガー賃料とも呼ばれている) に与える効果を考察してみよう。

3 数値シミュレーション

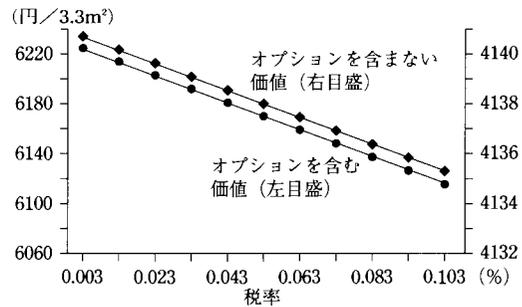
オプションを含んだ価値モデルに対する固定資産税の効果を確認するために数値シミュレーションを行なった。シミュレーションに用いた数値は、実際の東京・大阪・名古屋地区で用いられている地価やコストに関するデータを用いた。ボラティリティーに関しては各地区の賃料 (東京・大阪地区それぞれ20地点、名古屋地区10地点、合計15年×2期=30期分) の変動率を用いた (表1)⁴⁾。

シミュレーション1: 開発前の土地に対する課税を上昇させた場合

まず最初に、従前の土地利用 (この場合は農地利用) に課税 (=τ₁) がなされた場合、開発が行なわれるであろう時点での価値 (=トリガー賃料、y*_n) における不動産価格の変化について考察を行なった (図1参照)。

図1より明らかなように、トリガー賃料は税金の上昇に合わせて下落している。これは、固定資産税が資産化 (capitalize) され、負の価値が発生しているからである。この結果、開発

図1 一固定資産税 (農地に対する) の賦課と最適開発時期におけるトリガー賃料 (オプションモデル)



注) ここで、トリガー賃料とは最適開発時期における土地の期待収益のことである。

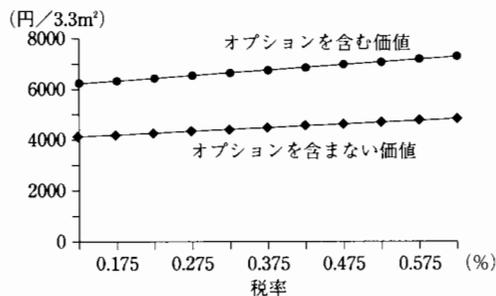
を引き起こす価値 (=トリガー賃料、y*_n) の下落によって最適開発時期は早まることがわかる⁵⁾。この点についてはBentick (1972) やAnderson (1993) などによってすでに主張された「固定資産税は土地の最適開発時期を早める」という理論的帰結と合致している。彼らのモデルは完全予見を前提としている (図1ではオプションを含まない価値) が、本モデルによって不確実性下においても同様の結論を得ることが確認された。

シミュレーション2: 開発後の土地に対する固定資産税を上昇させた場合のトリガー賃料

次に、開発後の土地の価値に固定資産税 (=τ₂) を賦課した場合を考察してみよう。ここで重要なのは、固定資産税が賦課された場合、その効果は①オプション価値を導出した際に求めた「無裁定条件」に与える効果と、②開発後の価値に対して与える効果の2種類からなっている点である。課税によって、キャピタルゲインは無リスク資産の収益率に税率を加えた値と等しくなっていなければならない、これが①の条件を意味する。また、②のケースでは課税の結果、最適のタイミングではトリガー賃料が変化する点を示している。

従来、完全予見のモデルではこの後者の効果しか論じられることはなかったが、本モデルを用いれば不確実性下における課税の効果 (開発価値が変化するか否か) を吟味することが可能

図2—固定資産税（開発後の土地に対する）の賦課と最適開発時期における土地の収益（オプションモデル）



注) ここで、トリガー賃料とは最適開発時期における収益水準のことである。

となる。図2より明らかなように、課税によってトリガー賃料は上昇している。つまり、開発後の土地の価値に対する課税は、土地の最適開発時期を遅らせる効果があることが確認できる。

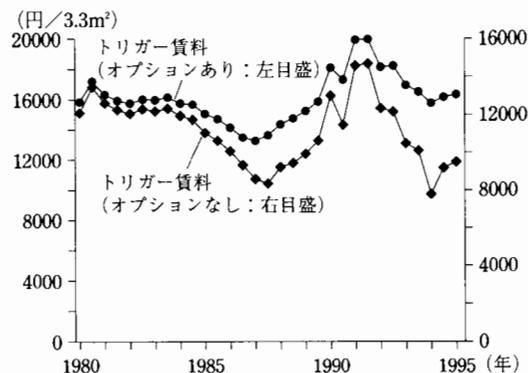
この直感的な理解としては、開発後の価値に対する課税によって開発自体の魅力が薄れてハードルが高くなった点があげられる。つまり、開発後の割引率が上昇した分だけトリガー賃料も上昇せざるをえなくなったのである。この点は完全予見を仮定したモデルにおいて、前川・足立（1996）によって指摘されている。前川・足立（1996）では、開発後の価値の下落によって相対的に従前の土地利用の魅力が増し、開発時期が遅れることが示されているが、不確実下においても同様の結論を得ることができた。

いずれのケース（開発前・開発後）でも固定資産税が最適開発時期に対してどのように影響するのかについては、完全予見を仮定したモデルと同じ結論が得られた。不確実性の存在を考慮した本モデルでは、そのタイミングは従来のモデルで求められたタイミングよりもさらに大きく変化することが予想される⁶⁾。

4 3大都市圏における市街化区域内農地のトリガー賃料の計測（1980～95年）

次に、表1に示された前提条件のデータと(16)式を用いて、日本の1980年、90年代のトリガー賃料（最適開発時期における賃料）の推移を見よう。ここでは農地に賃貸アパートを建設

図3—日本の1980年代のトリガー賃料の推移



することを想定して、地価と建設工事費を開発費用として計算を行なった。また、データについては表1の前提条件の時系列データ（東京・大阪地区各20地点、名古屋地区10地点）を用いた。ボラティリティーは地域ごと（東京地区、大阪地区、名古屋地区など）の賃貸住宅投資の収益率の分散項の移動平均（5年）を用いた。

図3より、1980年代後半のバブル崩壊期に、オプションを含むトリガー賃料が大きく上昇している点が読みとれる。これは80年代後半から90年代前半にかけて、不確実性がオプションを含まない場合と比較して大きく上昇したためであろう。とくに80年代半ば頃と90年代前半においてトリガー賃料が大きく上昇している。オプションを含まない賃料の推移も図に示されているが、オプションを含む賃料よりも大きく下回っている。これは不確実性が価値形成に大きく影響していることを示している。つまり、トリガー賃料はボラティリティーに敏感に反応している。

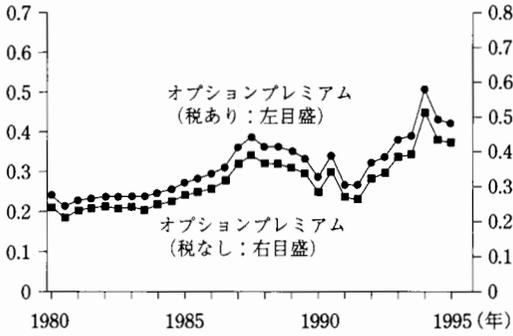
5 オプションプレミアムの時間的分析

次に東京・大阪・名古屋圏におけるオプションプレミアムを(17)式をもとに算出し、オプションプレミアムの時系列的な変化（1980～96年）について解説を行なう。

まずは、図4を参照されたい。図4より、以下の点が指摘される。

まず第1に、税とオプションプレミアムとの

図4—3大都市圏におけるオプションプレミアムと農地に対する固定資産税の効果



関係であるが、いずれのケースでも、課税が行なわれたケースに比べて、課税が行なわれなかったケースでは、オプションプレミアムが高い値となっている。また、固定資産税の存在によるオプションプレミアムの下落率は平均約12.5%となっている。

第2に、オプションプレミアムは1980~85年の間で約25%であったが、バブル期(1986~90年)には約35%(平均値)となっている。バブル期の地価上昇、それに伴う急激な家賃の上昇などにより、開発価値が開発費用を上回る状態であり、「今」開発を行なうよりも「将来」に開発を伸ばしたほうが収益面で有利と判断した土地所有者が多かったのではないだろうか。91年以降、家賃の変動はやや落ち着きを取り戻し、とくに91年から92年にかけては「開発を先に伸ばす」プレミアムは下落した。その後、93年から95年にかけては、再びオプションプレミアムが急上昇している(94年には約50%)。これはバブルが崩壊し、不確実性の度合いが上昇した結果、いわゆる「ボラティリティー」が上昇したためであろう。

第3に、シアトルのデータを用いて実証分析を行なったQuigg(1993)の分析結果(5%程度)よりも、われわれの結果のほうが十分に大きい値となっている点を指摘したい。これは、アメリカに比較して日本の不動産市場の不確実性がより高いことを示している。日本の大都市圏の農地の開発オプションプレミアムは、バブ

ル崩壊後も依然高い水準を示している。

1994年以降はオプションプレミアムが再び大きく上昇しているが、これはなぜだろうか。この時期よりデフレ経済期に突入し、地価は大幅に下落したが、家賃・賃料収入など不動産収益の変動率はそれほど大きく変化はしていない。つまり、不動産価格と賃料収入との相対関係である不動産投資の内部収益率のボラティリティーは増大している。この結果、オプションプレミアムは高くなったのであろう。

ところで、土地開発オプションのプレミアムの変化は、土地開発などの経済活動にどのような影響を及ぼすのであろうか。一般に不確実性が高い場合、オプションプレミアムは高くなり、時間をおいてから土地開発の意思決定を行なう層が増える。この結果、土地開発のタイミングが遅くなるといわれている。この点を確認するために3大都市圏の市街化区域内農地の開発とオプションプレミアムとの関係について簡単な実証分析を行なった。

6 農地の開発とオプションプレミアム：生産緑地法の改正(1991年)

日本では、1991年に生産緑地法が改正され、3大都市圏の特定市の市街化区域内農地の「宅地化農地」において、固定資産税の増税(いわゆる宅地並み課税政策)が行なわれるようになった。宅地並み課税政策の効果については岩田・山崎・花崎・川上(1993)、前川・足立(1996)などの先行研究があるが、これらはすべて完全予見モデルを前提として議論を行なっている。

ところで、オプション理論からは「待つオプションプレミアムが大きくなれば大きくなるほど、現在の不動産開発の意思決定は遅れる」という仮説が導き出される(Sing and Patel 1999参照)。これは、不確実性から導き出されるオプション価値が将来の開発価値を上昇させるためであるが、仮にこの効果が大きい場合、宅地並み課税の転用促進効果は弱められてしまう可

能性がある。本節ではこの仮説を検討することだけを目的に、単純な自己回帰モデルを用いて農地の開発とオプションプレミアムとの関係を考察する。なお、詳細な実証研究は紙幅の制限上ここでは扱わず、今後の課題とする。

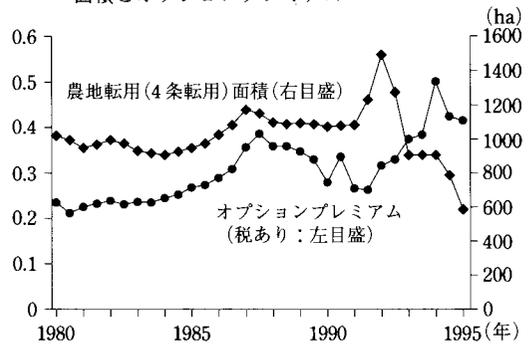
(17)式を用いてオプションプレミアムを計測し、オプションプレミアムと農地転用（自己転用）との相関関係について分析を行なった。データは、オプションプレミアムに関してはこれまでの3大都市圏の計測結果を用い、農地のアパートなどへの最終的土地利用への転用（賃貸住宅）に関しては「農地の移動と転用」（農林水産省構造改善局農政課、1980～97年）のうち、東京・大阪・名古屋圏の自己転用である4条転用の総面積を用いた。そして、結果を考察したのが図5である。図5から以下の点を読み取れる。

まず1980年から85年にかけて、また87年から95年にかけて、開発とプレミアムの間にかなりきれいなインバース（逆）関係が見出されている。たとえば、90年、91年に3大都市圏ともにオプションプレミアムは大きく下落しているが、この年に農地開発は大きく増加している。また、92年に関してもほぼ同様な動きを示している。

次に、1993年以降の3年間、オプションプレミアムは十分に高い値を示しており、この間は農地転用が促進されていない。これは、多くの農家が改正生産緑地法が実施された92年度、つまり初年度に開発を行なっており、このため、供給過剰によってもたらされる空室率の増加を次年度以降は懸念した結果であろう。むしろ、農地転用には金利水準や経済状況、また農家の属性などさまざまなマクロ的・ミクロ的要因が影響するために、オプションプレミアムのみを抽出してその因果関係を検討することは十分ではない。しかし、少なくとも上記分析の範囲（とくに1987～95年）においては、オプションプレミアムと農地転用の負の相関関係（相関係数は -0.39 ）が確認された⁷⁾。

また、オプションプレミアムと農地転用との

図5—過去10年間の3大都市圏農地転用（4条転用）面積とオプションプレミアム



間に、上記インバース関係が存在する場合、その効果を議論することは政策論にとってはたいへん重要である。なぜなら、不確実性が高い状況下では「開発待ちオプション価値」が増大する結果、土地開発行為が減退するからである。この点はSing and Patel (1999)も同様な指摘を行なっている。すなわち、不確実性が高い環境下では、積極的な土地供給促進政策を行なっても、その効果がある程度は弱められてしまう可能性がある。

まとめ

以上、リアルオプションモデルと3大都市圏のデータを用いて、不確実性下における課税の効果について考察を行なった。従来、宅地並み課税など固定資産税が土地の開発に対して与える効果に関しては、完全予見を前提として論じられるケースが多かったが、本稿ではこの仮定を緩めて不確実性下における固定資産税の効果について分析を行なった。結論は以下に要約される。

東京・大阪・名古屋地区における市街化区域内農地の開発のオプションプレミアムを導出した結果、①オプションを組み込んだモデルにおいても完全予見モデルと同様に、開発前の土地に対する固定資産税の賦課は開発を促進する、②同様に同モデルにおいては、開発後の土地に対する固定資産税の賦課は開発を遅らせる、③固定資産税による開発促進効果は、不確実性の

存在によって弱まる、④都市の農地価格の場合、不確実性のプレミアムであるオプションプレミアムは約20%程度であった、⑤課税の結果、オプションプレミアムは下落するが、3大都市圏における市街化区域内のオプションプレミアムの下落率は約12.5%であった、⑥オプションプレミアムと農地転用との間に、インバース関係が存在した（補論2参照）、などの諸点が明らかになった。

不確実性を考慮しないモデルでは、土地からの収益率などの劇的な変化を地価に盛り込むことは困難であったが、オプションモデルを用いることによって、これが可能となった。リアルオプションモデルを用いれば、1990年代の不動産不況は不確実性増大の結果、「開発を待つ」オプション価値が増大する点が確認された。その結果、固定資産税の土地開発促進効果がある程度弱められてしまう点（可能性）を指摘したい。本稿では十分な実証研究ができなかったが、この結論（仮説）の是非は今後の研究課題としたい。

*本稿執筆過程ではKanak Patel教授（ケンブリッジ大学）、Richard Arnott教授（ボストン大学）、前川俊一教授（明海大学）、森泉陽子教授（神奈川大学）、西村清彦教授（東京大学）、金本良嗣教授（東京大学）、岩田一政教授（東京大学）、杉浦章介教授（慶應義塾大学）、日本住宅総合センター、ケンブリッジ大学不動産研究所との議論から多くの示唆を得た。記して感謝したい。

補論1：不確実性下における最適開発時期に対する固定資産税の効果

不確実性下の固定資産税の賦課が開発のタイミングに対してどのような効果を持つのかを確認してみよう。まず、不確実性が存在しない場合の価値方程式の定式化を行なってみよう。土地に固定資産税が課された場合、完全予見モデルでは以下のように開発価値が定式化される。ただし、ここではタイミングTで開発がなされるものとする。

$$V(t, T) = \int_0^T f(u) e^{-r(r+\tau_1)u} du$$

$$+ e^{-(r+\tau_1)T} \int_T^\infty h(u, T) e^{-(r+\tau_2)(u-T)} du \quad (18)$$

$$- C e^{-(r+\tau_1)T}$$

右辺第1項は従前の土地利用（たとえば農地）からの収益の現在価値、第2項は開発後の土地の現在価値である。最適開発時期は上記(18)式の両辺をTで偏微分し、いわゆる1階の条件式によって求められる。その結果、

$$\frac{\partial W(T)}{\partial T} + f(T) + (r+\tau_1)C = (r+\tau_1)W(T) \quad (19)$$

が得られる。

ここで、

$$W(T) = \int_T^\infty h(u, T) e^{-(r+\tau_2)(u-T)} du$$

$$\frac{\partial W(T)}{\partial T} = -h(T, T)$$

$$+ (r+\tau_2) \int_T^\infty h(u, T) e^{-(r+\tau_2)(u-T)} du$$

$$+ \int_T^\infty \left(\frac{\partial h(u, T)}{\partial T} \right) e^{-(r+\tau_2)(u-T)} du$$

$$\frac{f(T)}{W(T)} = \text{従前の利用からの期待収益率}$$

r = 無リスク資産の利子率

τ_1 = 開発前の固定資産税率

τ_2 = 開発後の固定資産税率

f(u) = 従前の土地利用からの収益

h(u, T) = 開発後の土地利用からの収益

(19)式の両辺を(r+ τ_1)で割って

$$\frac{\partial W(T)/\partial T}{(r+\tau_1)} + \frac{f(T)}{(r+\tau_1)} + C = W(T) \quad (20)$$

が得られる。

(20)式は、土地の価値はキャピタルゲインとインカムゲインを割引率で割った値と開発コストの合計に等しくなっていることを示している（Bentick 1972, Arnott 1999）。ここで不確実性を導入してみよう。まず、(13)式と(20)式を比較しよう。

$$K_1 y^* h + \frac{A}{(r+\tau_1)} + C = \frac{y^* h}{(r+\tau_2)} \quad (13)$$

(13)式は、不確実性を考慮した場合の最適開発時期の条件式を表している。不確実性を入れたモデル(13)式では不確実性のプレミアム（オプション価値）の分だけ、この式の左辺が上昇していることがわかる。このオプション価値を α とした場合、最適開発時期では以下の条件式が成立している。

$$\frac{\partial W(T)/\partial T}{W(T)} + \frac{p(T)}{W(T)} + \alpha = r + \tau_2 \quad (21)$$

完全予見モデルにおいては(21)式左辺の α はないが、

不確実性を考慮したモデルには α が存在する。開発価値の変化率が時間に対して右下がりであることを仮定すると、(2)式より不確実性の存在の分だけ最適開発時期は遅れることになる。

補論2：オプションプレミアムと農地転用

農地転用とオプションプレミアムの関係を見るために、表1と図5のデータと3大都市圏の市街化区域内農地転用データ（「農地の移動と転用（1980～95年）」）を用いて、簡単な回帰分析を行った。農地転用面積を被説明変数とし、説明変数には①ラグ付きオプションプレミアム(t)、(t-1)、②ダミー変数（生産緑地法改正 [1992年] の効果を測定するため）、③1期前の農地転用面積などを用いた。その結果が付表に示されている。モデルはオプションプレミアムの1期ラグを含む場合と含まない場合に分けられている（前者がモデル1、後者がモデル2）。

付表より、オプションプレミアムの係数は負であり、またt値は10%水準で有意である。よって、オプションプレミアムの上昇は、農地転用率を下落させる効果があるといえる。しかし、モデル1にはわずかながら系列相関が発生しており、この結論は示唆的なものにとどまっている。

注

- 1) Quigg (1993) を参照。なお、このモデルでは賃料だけでなく、コストも確率過程に従っている。
- 2) Capozza and Li (1994) のモデルでは、算術的 (Arithmetic) ブラウン運動を前提としているが、本モデルでは幾何的ブラウン運動を前提としている。
- 3) ここで、(11b) 式の $V(y^*_t)$ には C が計上されていないものと仮定する。
- 4) 調査対象地点は以下のとおり。東京地区20地点：立川、国分寺、吉祥寺、荻窪、中野、菊名、武蔵小杉、自由が丘、笹塚、渋谷、勝田台、西千葉、津田沼、市川、亀戸、川越、成増、上板橋、大山、池袋。大阪地区20地点：長居、堺、三国ヶ丘、和泉府中、泉大津、平野、八尾、柏原、高安、奈良、吹田、茨木、高槻、長岡天神、大津、庄内、西宮、宝塚、箕面、明石。名古屋地区10地点：四日市、桑名、柴田、須ヶ口、名古屋駅東、西暮、尾張一宮、大曾根、藤が丘、豊田。
- 5) この点については、前川・足立 (1996) を参照。
- 6) 補論1参照。
- 7) 4条の農地転用面積を被説明変数に、また、オプションプレミアムを説明変数として回帰分析を行った結果については補論2を参照。

付表一回帰分析結果

変数名	モデル1	モデル2
定数項	0.18 (0.45)	-0.12(-0.27)
転用(-1)	0.91*(6.57)	0.96*(6.27)
オプションプレミアム(t)	-0.13(-1.86)*	-0.17(-1.65)
オプションプレミアム(t-1)		-0.31(-1.78)*
ダミー変数	0.03 (0.82)	0.001 (0.038)
修正済み決定係数	0.72	0.737
ダービンワトソン値	1.59	1.71

注) () 内はt値。*は10%水準で有意。

参考文献

- Adachi, M. and K. Patel (1999) "Agricultural Land Conversion and Inheritance Tax Effect," *Review of Urban and Regional Development Studies*, vol.11, no.2, pp.127-140.
- Anderson, J. E. (1993) "Land Development, Externalities, and Pigouvian Taxes," *Journal of Land Economics*, 33, pp.1-9.
- Arnott, R. (1999) "Neutral Property Taxation," *Proceedings of AREUES Conference at Maui, U.S. A.*
- Bar-Ilan, A and W. Strange (1996) "Urban Development with Lags," *Journal of Urban Economics*, vol. 39, pp.87-112.
- Bentick, B. (1972) "Improving Allocation of Land between Speculator and Users : Taxation and Paper Land," *The Economic Record*, vol.48, pp.18-41.
- Capozza, D. R. and Y. Li (1994) "The Intensity and Timing of Investment : The Case of Land," *American Economic Review*, vol.84, no.4, pp.889-904.
- McDonald, R. and D. Siegel (1986) "The Value of Waiting to Invest," *Quarterly Journal of Economics*, vol.101, no.4, pp.111-144.
- Quigg, L. (1993) "Empirical Testing of Real Option Pricing Models," *The Journal of Finance*, vol.68, no.2, pp.621-639.
- Sing, T. F. and K. Patel (1999) "Empirical Evaluation of the Value of Waiting to Invest," *The AREUEA International Conference Proceeding*, pp. 1-16.
- Skouras, A. (1978) "Non-neutrality of Land Taxation," *Public Finance*, vol.XXXIII, no.1-2, pp.113-134.
- 足立基浩 (2000) 「和歌山市の農業経営および農地利用に関する一考察」『地域研究シリーズ』第20号、1-28頁。
- 岩田規久男・山崎福寿・花崎正晴・川上康 (1993) 『土地税制の理論と実証』東洋経済新報社。
- 前川俊一・足立基浩 (1996) 「最適開発時期に対する固定資産税の効果」『明海大学不動産学部論集』、29-43頁。

税制の変遷と持家および貸家の資本コストの長期的推移

石川達哉

はじめに

本稿の目的は、所得・住民税制と住宅関連税制が持家と貸家の資本コストにどのような影響を与えてきたのかを実証的に分析し、あわせて現行税制の問題点を検討することである。具体的には、岩田・鈴木・吉田（1987）の枠組みを1970年以降の各年の税制に適用する形で拡張し、持家と貸家の資本コストを時系列的に計測する。そして、両者の水準の差違をもたらしした要因や個別の税制効果が、時点によってどのように異なっているかを定量的に分析する。

主要な結論を先に述べると、岩田・鈴木・吉田（1987）が1986年税制の下で計測した「持家の資本コストと貸家の資本コストの差はほとんどない」という結果は、借入資金に関して、80年代全般についておおむね妥当する。しかし、70年代においては、貸家の資本コストのほうが持家の資本コストよりも低水準であった。逆に、90年代においては、持家の資本コストのほうが貸家の資本コストよりも低水準であり、99年には乖離幅がとくに大きくなっている。また、94年までは限界所得・住民税率が高くなるほど、すなわち、所得水準が高くなるほど借入による貸家の資本コストが低下する構造であったが、95年以降はその関係が逆転している。各種の税制効果の相対的な強さは金利水準によって異なり、期待インフレ率と名目金利の低下に伴って借入利子の所得控除の効果が弱まるなかで家賃課税の効果が強く現れたからである。

本稿の構成は次のとおりである。

まず、第1節では、分析の枠組みと各年の税制に応じた具体的な定式化について説明する。第2節では、持家および貸家の資本コストの計測結果をそれぞれの構成要因について詳述する。第3節では、税制の効果に関する分析結果を報告する。最後に総括を行なう。

1 分析の枠組み

岩田・鈴木・吉田（1987）の枠組みと主たる計測結果

岩田・鈴木・吉田（1987）が分析対象とした税制は、1986年における所得税・住民税・固定資産税・不動産取得税である。このうち、持家にも認められている優遇措置は、帰属家賃の非課税と所得税の税額控除である。貸家にも適用されるのは、借入利子と固定資産税支払いの所得控除、減価償却制度である。

各種の効果を現在価値に割引く際の実効金利に関しては、住宅取得資金が自己資金か借入資金かに分け、持家と貸家に対する税制上の取扱いの違いも考慮されている。

持家については、自己資金の場合、住宅投資を行わなければ手元に残ったはずの金融資産から生ずる利子収入が減り、それに伴って利子課税も減少する。よって、 $(1 - \text{限界利子所得税率}) \times \text{金利}$ が実効金利である。借入の場合は、利子支払が所得控除されないため、実効金利は金利そのものである。

貸家に関しても、自己資金の場合は持家と同

じである。借入の場合は、負債から生ずる利子支払額が所得控除されるので、 $(1 - \text{限界所得} \cdot \text{住民税率}) \times \text{金利}$ を実効金利と考える。所得税・住民税ともに累進税制となっているから、限界税率は年収に依存する。

貸家入居者の情報にかかわるエージェンシーコストや持家取得にかかわる税以外の取引費用を考察の対象外とすれば、資本コストは金利・住宅減耗率と税のパラメータによってのみ記述される。当然ながら、税制と減耗が存在しなければ、実質資本コストは実質金利に等しい。

岩田・鈴木・吉田（1987）による実質概念での計測では、1986年における資本コストに関して、総合的にみた持家と貸家の差はきわめて小さいことが明らかにされた。資金別には、自己資金の場合には持家のほうが低いが、借入資金の場合には貸家のほうが低いということであった。また、高所得になるほど貸家の資本コストの低下度合いが大きいことも示された。

税制の推移と本稿における分析の拡張

本稿の関心は、持家取得促進税制が創設された1972年以前にさかのぼって、税制の変遷とともに新設の持家と貸家の資本コストが時系列的にどのような推移をたどってきたか、個々の税制の効果が時点によってどのように異なっているかを明らかにすることにある。すなわち、1970年から99年までの期間について、各年の税制を反映した実質資本コストを定式化し、当該年のデータに基づいて計測する。分析の基本対象とする家計は各年の平均的な所得階層である。また、将来の税制に対して静学的期待を仮定し、時限的な特別減税が実施された年においては、当該年の平年ベースの税制に基づいて定式化と計測を行なう。

分析の枠組み、計測方法は基本的に岩田・鈴木・吉田（1987）に準ずるが、税制の効果を時系列的に解明することに焦点を当てるため、以下の点に留意した。

第1は、限界所得・住民税率の計測方法の精

(石川氏写真)

いしかわ・たつや

1958年静岡県生まれ。1982年東京大学経済学部卒業。同年、日本生命保険相互会社入社。経済企画庁（出向）を経て、現在、㈱ニッセイ基礎研究所経済調査部門主任研究員。

著書：『日本経済21世紀への展望』（共著、有斐閣）ほか。

緻化である。税率、税制だけでなく、所得水準や所得控除の対象となる社会保険料が年々変化するために、限界税率は毎年異なっている。正確に限界税率を算出するため、1970年から99年までの各年の税制・社会保険制度に当該年の平均年収をあてはめ、限界税率を求めた。

第2は、限界利子所得税率の取扱いである。1989年の税制改正によって利子所得は原則的に一律分離の20%課税となったが、それ以前は平均的な家計が保有する金融資産は非課税枠内におさまっていた。つまり、88年までの利子所得に対する税率はゼロであり、89年以降は限界税率ではなく20%が適用されるというのが基本的な考え方である。代替的な取扱いとして、すべての年について非課税枠を少しでも上回る貯蓄残高があると仮定した場合の限界税率も算出した。その場合の利子所得の限界税率は、給与所得・事業所得の限界税率より高くなる。

第3は、公的金融機関からの借入れに関する優遇金利の取扱いである。これは一定水準以上の所得ではまったく適用されないため、適用される階層とされない階層の境で大きな段差が生じる。つまり、資本コストの構成要因のうち、金利部分で所得階層によって不連続な差異が生じる。それを前提にすると、資本コストにおける税制の効果が識別しにくくなるため、優遇金利は取り扱わないこととした。

第4は、法定減価償却の効果を計測する際の対象である。減価償却は建物の種類ごとに定められた法定耐用年数に応じて行なわれるものであり、岩田・鈴木・吉田（1987）は木造24年、非木造60年として計測を行なった。本稿ではこ

れを簡素化して非木造の耐用年数を用いた。

第5は、資本コストの定義式における住宅減耗率の取扱いである。岩田・鈴木・吉田(1987)の分析対象は「減耗率を控除したnet資本コスト」であったが、本稿での対象は「減耗率控除前のgross資本コスト」概念である。もちろん、これは本質的な差異ではない。

このうち、とくに力点を置いたのは限界所得・住民税率の計測の精緻化である。給与所得控除や社会保険料控除のように、年収に比例する所得控除が存在するために、「課税対象所得を算出した後に適用する表定の税率」と「限界税率」とは一致しない。しかも、各種の所得控除と税率だけでなく、厚生年金保険・健康保険・雇用保険の社会保険料率が頻繁に変更されている。サーベイデータから限界税率を直接観察することはできないので、制度に即して税額を計算したうえで追加収入に対する限界税率を算出した。

具体的には、夫婦2人と子ども2人(うち、1人は16歳以上23歳未満、もう1人は16歳未満の被扶養者)からなる片稼ぎの給与所得世帯(ないし、青色申告する事業所得世帯)を想定した。適用される課税控除は、基礎控除・配偶者控除・配偶者特別控除・扶養控除・特定扶養控除・給与所得控除・社会保険料控除である。所得税と住民税では、基礎控除・配偶者控除・配偶者特別控除・扶養控除・特定扶養控除の額が異なっている。これらの所得控除を年収に対して適用し、課税対象所得を算出した後に、所得区分に応じた累進的な税率を乗じ、所得税と住民税(標準税率)の税額を確定する。

社会保険料に関しては、ボーナス分徴収に対応する料率と月例給与から徴収する分の適用料率が異なるので、総年収に占めるボーナスの割合も考慮に入れた。

税制の変遷と費用制約効果の定義式

資本コストに関係する各種税制の変遷のうち、定義式そのものを年次によって修正しなければ

ならないのは、持家に対する所得税額控除の割引現在価値および貸家に適用される法定償却の割引現在価値である。

(a)持家固有の所得税の税額控除制度

持家取得に対する所得税の税額控除制度が他の多くの措置と異なるのは、第1に課税対象所得からの控除ではなく、税額そのものを直接減額する点である。第2に住民税には適用されない点である。

ところで、税額控除制度を適用した後の所得税額もゼロを下回することはできない。この制度に基づいて算出した控除額より当初の所得税額が低ければ、現実に控除されるのは後者の額であり、税額控除枠に使い残しが生じる。年収がその税額に対応する水準を下回る所得階層に関しては、年収が低くなるほど投資費用の節約効果は低下する。しかし、臨界水準以上の年収ならば、年収にかかわらず¹⁾税額控除制度枠を100%利用できるため、投資費用の節約効果は年収や所得税の限界税率には依存しない。

この制度は、1972年の創設以来、きわめて頻繁に改正されてきた。各年の費用節約効果の割引現在価値に関する定義式は付論1に記し、ここでは制度の変遷について述べる。

まず、持家取得促進税制として制度創設された1972年から77年までは、所得税の税額控除額は実態的に床面積3.3㎡当たり1000円を3年間というものであった。つまり、自己資金の場合にも、借入資金の場合にも適用された。次の78~79年における税額控除は、床面積に比例する従来の算式部分に加え、借入返済額の5%相当が認められた。後者は自己資金の場合には適用されない部分である。

1980~85年の期間は、床面積比例に相当する部分が80年に定額に変わり、82年には借入返済比例部分の乗率が7%に引き上げられた。さらに、83年には定額部分もなくなり、借入返済比例部分の乗率が18%に引き上げられた。つまり、83年以降の税額控除措置は借入資金による持家

取得に適用されるものであり、自己資金の場合の効果はゼロである。

現行制度と同様に、借入残高の一定割合が税額控除される方式が適用されるのは1986年以降である。当初は乗率1%、適用期間3年間であったが、翌87年に5年間、90年には6年間に拡大された。

さらに、1991年以降は借入残高の金額に応じて適用される乗率も細分化された。2000万円以下の場合には1%、2000万円超3000万円以下の場合はその0.5%と10万円の和、3000万円超の場合は25万円となった。

1993年の変更では、前半の2年間と後半の4年間で異なる乗率が適用されることとなった。借入残高が1000万円以下の場合には、前半1.5%、後半1%となった。1000万円超2000万円以下の場合には、前半が残高の1%と5万円の和、後半が残高の1%。2000万円超3000万円以下の場合には、前半が残高の0.5%と15万円の和、後半が残高の0.5%と10万円の和。3000万円超の場合には、前半30万円、後半25万円が税額控除されることになった。

1997年改正では、適用乗率とその適用期間が変更された。借入残高が1000万円以下の場合には、前半の3年間が残高の2%、後半の3年間が1%。1000万円超2000万円以下の場合には、前半が残高の1%と10万円の和、後半が1%。2000万円超3000万円以下の場合には、前半が残高の0.5%と20万円の和、後半が0.5%と10万円の和。3000万円超の場合には、前半35万円、後半25万円というものである。

そして、1999年改正で税額控除枠は大幅に拡大された。まず、適用期間が持家取得後15年間に大幅延長された。従来は住宅に関する借入残高のみに適用されたが、土地も含む借入残高に対象が拡大された。借入残高5000万円以下の部分に対して、最初の6年間が残高の1%、7年目から11年目が0.75%、12年目から15年目が0.5%。上限額はそれぞれ、50万円、37.5万円、25万円である。費用節約効果の割引現在価値効

果 TAXD を99年税制についてのみ例示すると、次のとおりである。

$B+B2 \leq 5000$ のとき、

$$\begin{aligned} \text{TAXD} &= B/H \times \left\{ 0.01 \times \int_0^6 e^{-is} ds \right. \\ &\quad + 0.0075 \times \int_6^{11} e^{-is} ds \\ &\quad \left. + 0.005 \times \int_{11}^{15} e^{-is} ds \right\} \\ &= B/H \times (1/i) \times \{ 0.01(1 - e^{-6i}) \\ &\quad + 0.0075(e^{-6i} - e^{-11i}) \\ &\quad + 0.005(e^{-11i} - e^{-15i}) \} \end{aligned}$$

$B+B2 > 5000$ のとき、

$$\begin{aligned} \text{TAXD} &= 1/H \times (1/i) \times \{ 50(1 - e^{-6i}) \\ &\quad + 37.5(e^{-6i} - e^{-11i}) \\ &\quad + 25(e^{-11i} - e^{-15i}) \} \times B/(B+B2) \end{aligned}$$

ただし、 i : 長期金利、 B : 住宅(家屋)に関する借入残高、 $B2$: 土地に関する借入残高、 H : 住宅(家屋)投資額。

なお、本稿が分析対象とするのは、住宅家屋の資本コストである。税額控除制度は土地部分の借入に対しても適用されるように改正されたが、その変更に関しては土地の資本コスト²⁾を軽減させるものであり、家屋の資本コストには関係しない。家屋の資本コストへの効果は、あくまで家屋部分の借入と家屋の投資額の対比でとらえる。

(b) 貸家固有の減価償却制度

貸家の場合、建物の種類ごとに定められた法定耐用年数に応じて減価償却を行なうことができ、減価償却費は所得税と住民税の課税対象所得から控除される。したがって、法定償制度による税負担の節約効果は「償却の割引現在価値と限界所得・住民税率の積」である。

制度の変遷で重要なのは、第1に、当初の5年間は割増償却を認める特別償却制度が1995年に廃止されたことである。割増償却の下では耐用年数が短縮され、前倒しで費用計上できる効果がある。割増率(倍率)は、70~75年3.00、76~79年1.75、80~82年0.75、83~84年0.70、

85～86年0.65、87～88年0.55、89～90年0.50、91年0.40、92～93年0.34、94年0.30と縮小し、95年に廃止（特定優良賃貸住宅の割増償却制度が別途創設）された。

第2に、減価償却の方法は定率法と定額法が選択可能であったが、1998年4月より定額法に一本化されたことである。

第3は、鉄筋コンクリート住宅の法定耐用年数は長らく60年であったが、1998年に47年に短縮されたことである。

定率法と定額法、割増償却の適用可否に応じて4種類の定式化を行なったうえで、効果ももっとも大きい償却方法を家計が選択する仮定すれば、1970～94年における割増償却と定率法の組み合わせDEPR、95～97年の定率法による普通償却Dr、98年以降の定額法による普通償却Dfは以下のとおり定義される。

$$\begin{aligned} \text{DEPR} &= \int_0^5 k \times a \times e^{-(ka)t} \times e^{-rt} dt \\ &+ \int_5^S a \times e^{-(5ka-5a)} \times e^{-at} \times e^{-rt} dt \\ &= k \times a / (k \times a + r) \times \{1 - e^{-5(ka+r)}\} \\ &- 0.1a / (a+r) \times \{e^{-5r} - e^{-5(a+r)} \times e^{5a}\} \\ \text{Dr} &= a / (a+r) (1 - 0.1 \times e^{-rL}) \\ \text{Df} &= 0.9/L \times (1/r) \times (1 - e^{-rL}) \end{aligned}$$

なお、割増償却によって短縮された後の総償却年数S、法定耐用年数L、普通償却率a、割増後の普通償却率にかかる倍率k、割増率（普通償却率に対する倍率）k'の関係は次のとおりである。

$$\begin{aligned} e^{-aL} &= 0.1 \\ S &= -1/a \times \ln(0.1) + 5 - 5k \\ k &= k' + 1 \end{aligned}$$

また、結果的には採用しなかったが、DEPRとの比較対象として計測した定額法に基づく割増償却DEPFの定義式は、次のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{DEPF} &= \int_0^5 0.9k/L \times e^{-rt} dt \\ &+ \int_5^S 0.9/L \times e^{-rt} dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= 0.9k/L \times (1/r) \times (1 - e^{-5r}) \\ &+ 0.9/L \times (1/r) \times (e^{-5r} - e^{-rS}) \end{aligned}$$

$$S = L - 5k + 5$$

自己資金・借入資金と貸家・持家の資本コスト

本稿で採用する持家の資本コストucoと貸家の資本コストucrの定義式は以下のとおりである。居住用住宅の場合の登録免許税と印紙税はきわめて小さいことから考察対象外とし、消費税を含めた定式化は付論2で検討する。

$$\begin{aligned} \text{uco}_t &= (r_t + \delta_t - \pi_t^e) (1 - A_{0t}) + \tau_t \\ \text{ucr}_t &= \{(r_t + \delta_t - \pi_t^e) (1 - A_{rt})\} / (1 - m_t) + \tau_t \end{aligned}$$

ただし、 r_t ：割引率、 δ_t ：住宅減耗率、 π_t^e ：期待インフレ率、 τ_t ：実効固定資産税率、 m_t ：給与・事業所得の限界所得・住民税率。

なお、持家投資に対する費用節約効果の割引現在価値A₀と貸家投資に対する費用節約効果の割引現在価値A_rの内訳は次のとおりである。

$$\begin{aligned} A_{0t} &= \text{TAXD}_t + \text{PTD}_t - \text{AT}_t \\ A_{rt} &= m_t \times \text{DEP}_t + \text{PTD}_t - \text{AT}_t \\ \text{PTD}_t &= 0.5 \times \tau_t \times (1/r_t) \times (1 - e^{-5r}) \\ \text{TAXD} &: \text{持家取得に対する所得税の税額控除の割引現在価値} \\ \text{PTD} &: \text{住宅の固定資産税に対する軽減措置の割引現在価値} \\ \text{AT} &: \text{不動産取得税の実効税率} \\ \text{DEP} &: \text{減価償却効果の割引現在価値} \end{aligned}$$

(1970～94年はDEPR、95～97年はDr、98年以降はDf)

割引率 r_t に関しては、利子所得の限界税率を x_t とすれば、持家および貸家の自己資金は $r_t = (1 - x_t)i_t$ 、持家の借入資金は $r_t = i_t$ 、貸家の借入資金は $r_t = (1 - m_t)i_t$ である。

なお、自己資金割合は $1 - B_t/H_t$ 、借入資金割合は B_t/H_t である。国土交通省「民間住宅建設資金実態調査」によると、調査開始の1971年から99年までの借入資金割合の平均は49%である。

自己資金と借入資金による違いがもたらす資本コストへの影響は、貸家に関しては、 r_t の違

いのみである。総合的な貸家の資本コストは、自己資金100%と借入資金100%という仮想的なケースを計算した後に、資金割合をウェイトとして加重平均すればよい。

しかし、持家に関しては、自己資金と借入資金の資本コストへの影響は適用する実効金利 r_t の違いのみではない。所得税の税額控除は1978年以降に借入資金を優遇するよう改正され、83年以降は借入資金にのみ適用されるようになったからである。つまり、自己資金の場合、83年以降の持家の資本コストは $B_t/H_t = TAXD_t = 0$ の下で $r_t = (1-x_t)i_t$ として計算した u_{0t} である。借入資金の場合は、 $B_t/H_t = 1$ の下で $r_t = i_t$ として計算した $TAXD_t$ を反映した u_{0t} である。これらの加重平均値が持家の実効的な資本コストとなる³⁾。

2 計測結果の概要

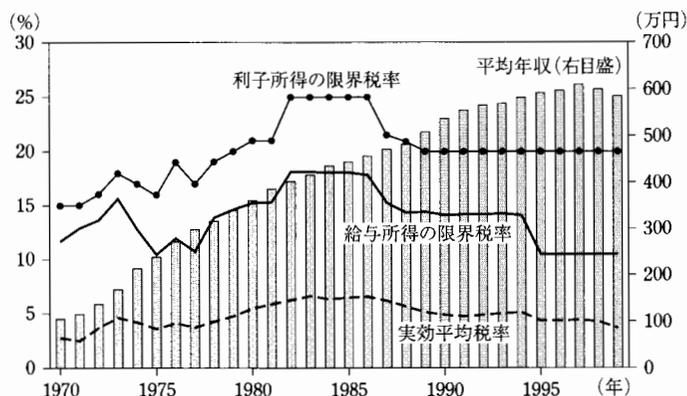
税制以外の要因

税制が存在しなければ、資本コストは実質金利と減耗率の和に等しい。この数値と持家および貸家の資本コストとの差が、それぞれに關係する税制の総合効果を表す。

期待インフレ率 π^e には、総務省『物価統計月報』の帰属家賃の対前年上昇率を代理変数として用いた⁴⁾。その値は1978年までは9%程度であったが、以後低下し、95年以降は多くの年で1%台以下にとどまっている。

住宅減耗率 δ は名目住宅ストック額を分母、再調達価格ベースの住宅の固定資本減耗額を分子として計算した。後者は内閣府『国民経済計算年報』の「国民資産負債残高表における再調達価格反映後の純資本取引」と「固定資本減耗控除前の名目住宅投資」の差として計算できる。計測値は6%前後で時系列的に安定している。

図1 一年収と限界税率の推移



注) 利子所得の限界税率は1988年以前は非課税貯蓄枠を超えるケース、89年以降は一律分離税率を表示。

資料) 年収は厚生労働省『毎月勤労統計調査』。限界税率は夫婦2人と子ども2人(1人は16歳以上23才未満)からなる片稼ぎ世帯を想定し、毎年の税制・社会保険料率に基づいて所得税・住民税を試算。

名目長期金利 i は1980年代半ばまで8%前後で推移していたが、その後小幅低下し、さらに90年以降は大きく低下している。その結果、80年以降の実質金利と住宅減耗率の和は、おおむね8~11%のレンジで推移している。

各種の実効税率

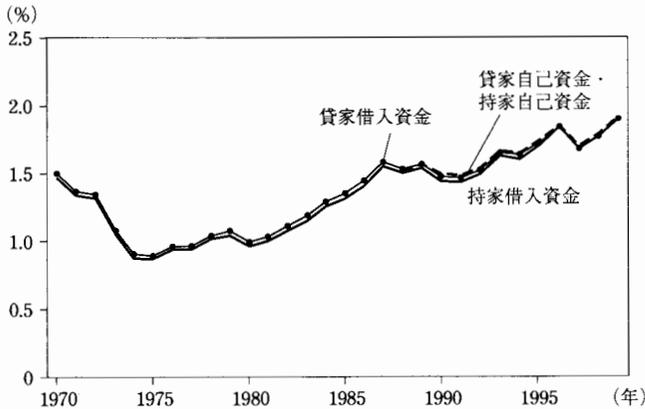
(a) 所得税・住民税

所得税と住民税の制度改正に関しては、人的控除と給与所得控除に関する改正は1970年代の頻度が高く、税率に關連する変更は80年代後半と90年代を中心に行なわれた。70年代後半から80年代半ばの期間は、相対的に改正が控えられた時期である。これは累進税制下での所得水準上昇を意味するから、実効的な限界税率と平均税率を上昇させる効果がある。

他方、厚生年金保険料率が長期的に上昇を続けているため、所得税と住民税に対する社会保険料控除の効果は、全期間を通じて引き下げ要因として働いている。

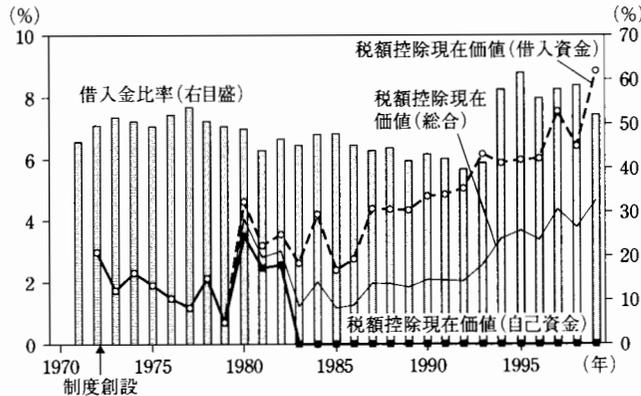
年収に厚生労働省『毎月勤労統計調査』の男子現金給与総額を用いて所得税・住民税の限界税率 m を計測した結果は、図1に示すとおり、1980年代半ばをピークとする山型の推移となっている。名目賃金が増加するなかで税制改正が

図2—固定資産税軽減措置の割引現在価値の推移



資料) 地方財務協会『地方財政統計年報』、内閣府『国民経済計算年報』、総務省『固定資産の価格等の概要調書(家屋)』。

図3—持家取得に対する税額控除の現在価値の推移



注) 住宅価額を1とした場合の費用節約効果。

資料) 内閣府『国民経済計算年報』、総務省『貯蓄動向調査』、国土交通省『民間住宅建設資金実態調査』。

控えられた第1次石油危機後から80年代半ばまでの期間の限界税率は高水準であるが、それ以後は累進構造の緩和で限界税率が低下し、99年時点で10.4%である。

(b)固定資産税

固定資産税の標準税率は1955年に1.4%に改正されて以来不変である。しかし、家屋の評価替えなどに伴って「市場価格に対する課税標準の割合」が実態的に引き上げられたため、実効税率は緩やかに上昇を続け、99年時点で0.8%である。

なお、実効固定資産税率 τ は、地方財務協

会『地方財政統計年報』における家屋分固定資産税額を内閣府『国民経済計算年報』における名目住宅ストック額で除した後、総務省『固定資産の価格等の概要調書(家屋)』における「家屋の課税標準」に占める「住宅」の割合を乗ずることによって求めた。固定資産税法上の「家屋」には商業用ビルも含まれるため、木造の「専用住宅」「共用住宅」「併用住宅」「農家住宅」「養蚕住宅」「漁業者住宅」と非木造の「住宅・アパート」の和を「住宅」とした。

(c)不動産取得税

1954年の制度創設時の不動産取得税率は土地も住宅も3%であったが、土地に関しては、81年に4%に引き上げられた。住宅に関しては、特例的に3%を適用する法律が年々延長される形をとっている。その課税控除は、70~72年150万円、73~75年230万円、76年1月~81年6月350万円の後、81年7月に420万円、85年7月に450万円、89年4月に1000万円に引き上げられ、さらに、97年4月以降は1200万円となった。

実効不動産取得税率 AT は、地方財務協会『地方税』(決算特集号)における家屋分不動産取得税額を内閣府『国民経済計算年報』の名目住宅投資額で除すことによって求められる。1990年代初頭までは、税制改正による課税控除枠の拡大のテンポを取得住宅価額の上昇が上回ったため、計測値は上昇を続けた。その後はやや下落し、99年は1.5%である。

また、「家屋分不動産取得税額÷住宅着工戸数÷0.03+課税控除」で1戸当たり平均の住宅価額も求められる。

税制による費用節約効果の割引現在価値

(a) 固定資産税の軽減措置

住宅の取得後5年間は税額が2分の1に軽減されるという固定資産税の軽減措置に関しては、1980年以降の実効税率上昇と金利低下を背景に効果の割引現在価値PTDは上昇している。自己資金か借入資金かという資金の種別、持家と貸家の別による実効金利の違いに由来する差異は小さい(図2)。

(b) 持家取得に対する所得税の税額控除の効果

税額控除枠に見合う十分な水準の所得税があるという前提で計算すると、持家取得に伴う税額控除の割引現在価値TAXDは、1990年代半ば以降の適用範囲の拡大によって大幅に上昇している(図3)。とくに、99年税制下では住宅投資額の9%程度を節約する絶大な効果がある。これは資本コスト0.8%ポイントに相当する。借入資金にのみ適用される制度だから、自己資金の場合の効果はゼロである。もっとも、住宅取得資金に占める実際の借入割合は50%であり、総合的な効果は拡大している。

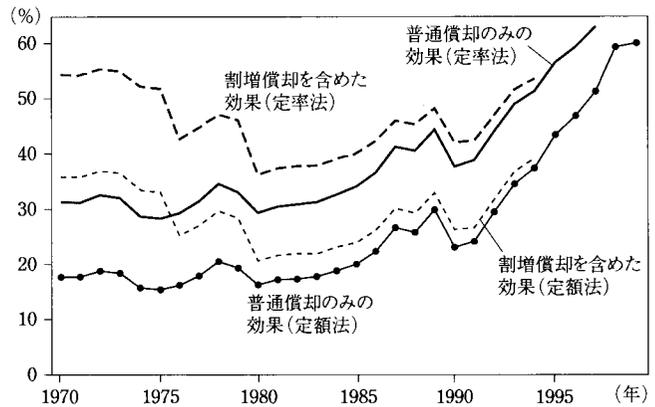
次に、各年における平均的な年収、平均的な住宅投資額の家計について、借入額から算出される税額控除額を全額利用できるだけの所得税を負担しているかどうかの検証を行なった。ほとんどの年で控除可能額の使い残しは生じないが、1990年代後半の控除枠拡大もあり、95年、97年、98年に関しては、文字どおりの平均年収の家計では控除枠が制度適用前の所得税額を上回ってしまい、使い残しが生じている。これらの年における平均年収は、それぞれ、592万円、

609万円、599万円である。税額控除枠を使いきる臨界値の年収を試算すると、614万円、700万円、706万円であり、所得階層としては中堅の範囲にとどまっている。

したがって、「平均的な家計」を文字どおりの平均年収を得ている家計ではなく、中堅層としてとらえるならば、税額控除枠を使い切れるとみなしてよいであろう。もちろん、年収階層別の詳細分析を行なう場合は「制度適用前の所得税額を控除額が上回らない」という条件を加味した定義式に基づいて計測を行なえばよい⁵⁾。

(c) 減価償却による効果の割引現在価値

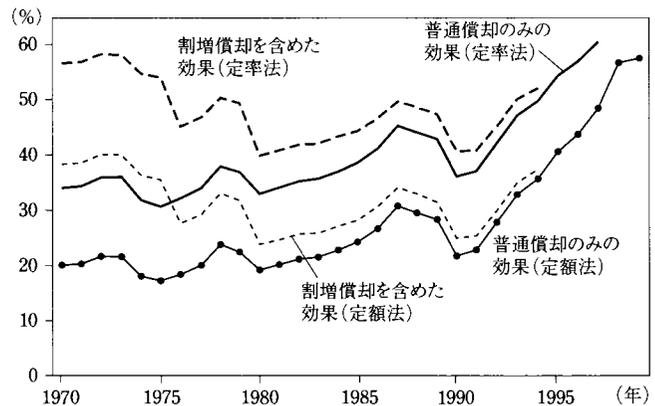
図4—貸家の法定償却効果(自己資金)



注1) 法定耐用年数、残存価額(0.1)、割増倍率、割引率から償却効果の現在価値を算出。

2) 割増償却制度は1995年廃止、償却方法は98年に定額法に一本化。

図5—貸家の法定償却効果(借入資金)



注1) 法定耐用年数、残存価額(0.1)、割増倍率、割引率から償却効果の現在価値を算出。

2) 割増償却制度は1995年廃止、償却方法は98年に定額法に一本化。

図6—資金別資本コストの推移

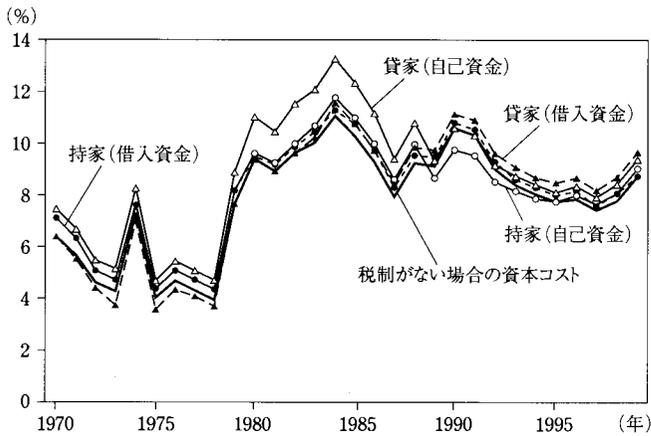
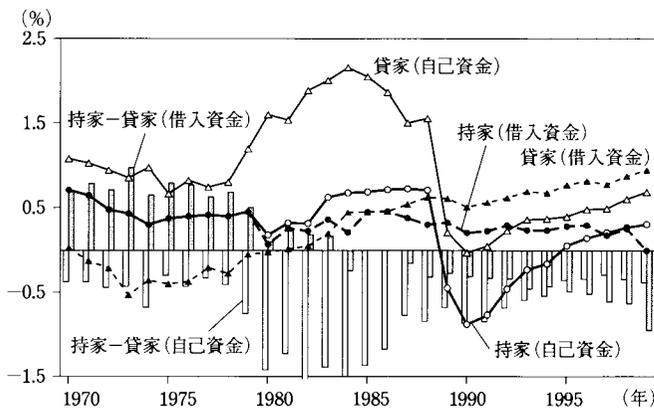


図7—資金別資本コストと税制のない場合との差



注) 折れ線グラフは各種資本コストと税制のない場合との差、棒グラフは持家と貸家の差。

法定償却による効果の割引現在価値 DEP は、割増償却倍率引き下げの歴史を反映して、1980年代初頭までは低下傾向を続けた。その後も改正のたびに引き下げられ、95年に割増償却制度が廃止、98年には定率法も廃止となったが、90年以降は効果が拡大している。これは長期金利の大幅かつ継続的低下によるものである(図4、図5)。

持家および貸家の資本コストと両者の差違

以上を反映した持家の資本コスト u_{co} と貸家の資本コスト u_{cr} を、資金別に計測した結果は次のとおりである(図6参照)。詳細表は付表として巻末に付した。

4種類の資本コストのなかで、借入資金によ

る貸家の資本コストが1980年代前半までは一番低水準であり、自己資金による貸家の資本コストが80年代半ばまで一番高水準であった。これは88年以前の限界利子所得税率 x をゼロとしていることの影響を受けている。80年以降に関しては、持家の資本コストは、自己資金の場合も、借入資金の場合も、おおむね8~11%の範囲で推移している。90年代後半には、借入資金による持家の資本コストが4種類の資本コストのなかで一番低水準になっている。

税制がない場合と比較すると、1970年代の借入による貸家と90年代前半の自己資金による持家を除くと、ほとんどのケースで、税制がない場合より資本コストの水準は高くなっている。なお、89年に自己資金による資本コストが相対的に低下するのは、マル優制度廃止に伴い利子所得が税率20%で一律分離課税されるようになり、実効金利が低下したからである。

限界利子所得税率の想定の影響を受けない借入資金について、持家と貸家の資本コストの関係を見ると、税制上の取扱いが大きく異なるにもかかわらず、1980年代は両者の差違は小さかった。これは86年税制下で岩田・鈴木・吉田(1987)が計測した結果と整合的である。しかし、70年代に関しては貸家の資本コストのほうが持家の資本コストよりも低かった。逆に、90年代は持家のほうが貸家よりも低くなった。その差は拡大し、99年には1.0%ポイントに達している(図7)。

借入資金による持家の資本コストと貸家の資本コストの差は、持家に適用される「帰属家賃非課税」「所得税の税額控除」と貸家に適用される「償却の費用計上」「借入利子と固定資産

税支払いの所得控除」の相対的な大小関係で決まる。これは次節で分析する。

3 税制効果の分析

個別の税制効果

おのおのの措置や税制の個別の効果に関しては、それが存在しなかった場合の資本コストを再定義して同じデータをあてはめ、現実の制度に基づく資本コストの計測値との差によって定量的な大きさを表すことができる。具体的には、以下のとおりである。

①持家の帰属家賃の非課税措置

現実の持家の資本コストを uco_t 、帰属家賃も課税された場合を $uco2_t$ とすると、

$$uco2_t = uco_t \div (1 - m_t)$$

$$uco_t - uco2_t = -m_t uco_t / (1 - m_t)$$

ただし、 m_t ：給与所得の限界所得・住民税率。

②所得税の税額控除制度

税額控除制度がない場合を $uco3_t$ とすると、 uco_t の構成要素である Ao_t から $TAXD_t$ を控除したものが $uco3_t$ である。すなわち、

$$uco3_t = (r_t + \delta_t - \pi_t^e) (1 - Ao_t + TAXD_t) + \tau_t$$

$$uco_t - uco3_t = -TAXD_t (r_t + \delta_t - \pi_t^e)$$

③法定償却制度

現実の賃貸住宅の資本コストを ucr_t 、法定償却制度がない場合を $ucr2_t$ とすると、 ucr_t の構成要素である Ar_t から $m_t DEP_t$ を控除したものが $ucr2_t$ である。すなわち、

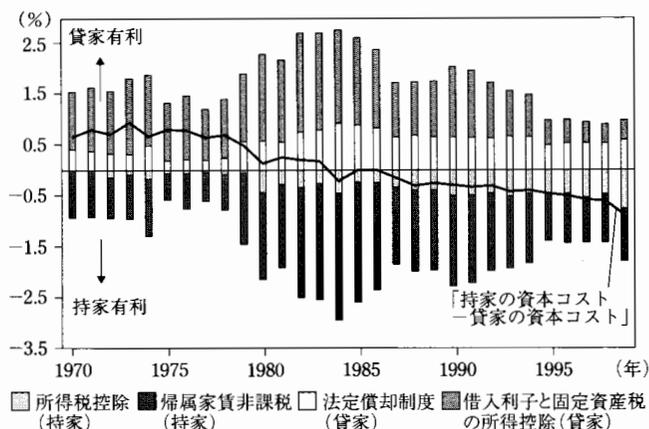
$$ucr2_t = \{r_t + \delta_t - \pi_t^e\} (1 - Ar_t + m_t DEP_t) / (1 - m_t) + \tau_t$$

$$ucr_t - ucr2_t = -m_t DEP_t (r_t + \delta_t - \pi_t^e) / (1 - m_t)$$

④所得・住民税課税時の固定資産税の所得控除
固定資産税支払分を所得控除する措置がない場合を $ucr3_t$ とすると、

$$ucr3_t = ucr_t + m_t / (1 - m_t) \tau_t$$

図8 資本コストに対する各種税制効果(借入資金のケース)



$$ucr_t - ucr3_t = -m_t / (1 - m_t) \tau_t$$

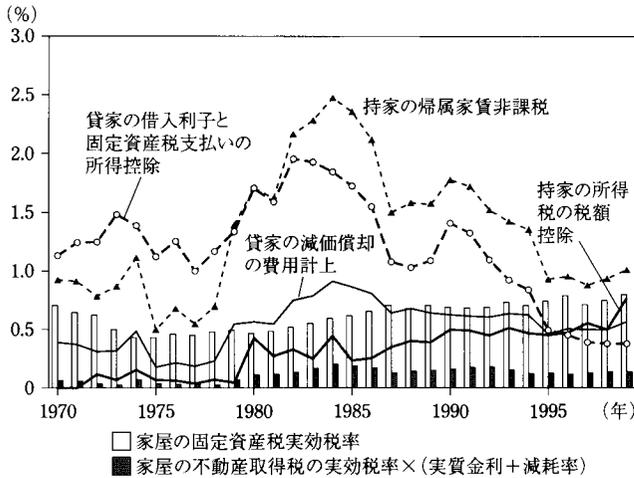
⑤所得・住民税課税時の借入利子の所得控除

借入利子を所得控除する措置がない場合 $ucr4_t$ については、借入資金による持家の資本コストの場合と同様に $r_t = i_t$ として、 ucr_t の各構成要素を算出することに相当する。影響を受けるのは PTD_t 、 DEP_t である。

算式からも明らかのように、効果の大きさが金利や資本コストの水準に影響されないのは、④の固定資産税の所得控除措置のみであり、その符号は常に負である。他の効果については何らかの形で $(r_t + \delta_t - \pi_t^e)$ の項を含むため、通常は符号は負であるが、実質金利のマイナス幅が減耗率を上回る状況では正になってしまう。

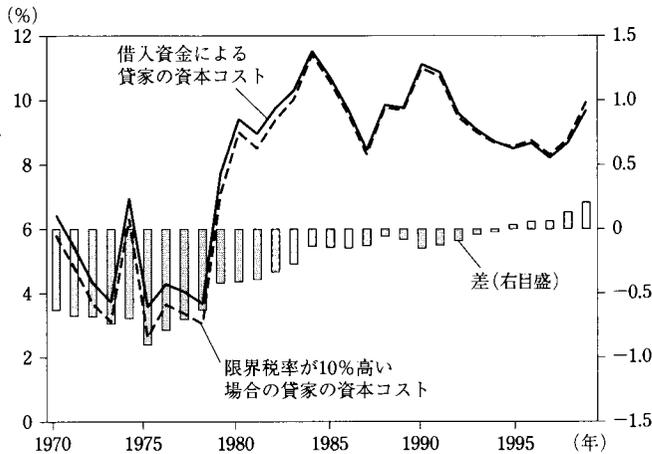
図8は、個別効果の計測結果を借入資金のケースについてまとめたものである。1990年代に関して、持家の資本コストが貸家の資本コストより低いのは、持家に適用される「帰属家賃非課税」「所得税の税額控除」の効果が大きく、貸家に適用される「減価償却の費用計上」「借入利子と固定資産税支払いの所得控除」が相対的に小さいからである。80年代においては「帰属家賃非課税」「借入利子と固定資産税支払いの所得控除」の効果がとくに大きかったが、持家固有の効果と貸家固有の効果を集計するとほぼ同水準であったために、持家の資本コストと貸家の資本コストが拮抗していた。70年代に関しては、「所得税の税額控除」が小さく、持家

図9 優遇税制の効果と家屋取得・保有税制の関係（借入資金）



注) 優遇税制による費用節約効果は、すべてプラス表示に変換。

図10 借入による貸家の資本コストに対する限界所得・住民税率の効果



の資本コストのほうが貸家の資本コストより高かった。

ところで、こうして抽出した個別税制の費用節約効果がある一方、不動産取得税・固定資産税など住宅の取得・保有にかかわる税制は投資費用を増大させている（図9参照）。多くの年で税制がない場合の資本コストより現実の資本コストのほうが高くなっているのは、これらに貸家の家賃課税の効果が加わっているためである。持家の帰属家賃非課税も貸家と比べての優遇であって、投資費用が直接軽減されるのではない。

不動産取得税の効果は $AT_t=0$ と読み替えた

場合と現実の資本コストの差、すなわち、 $AT_t(r_t + \delta_t - \pi_t^e)$ である。預貯金には取引税は存在しないし、有価証券取引税もすでに廃止されているから、取引コストの面でこの分だけ住宅は金融資産と比べて不利な扱いを受けている。

固定資産税の効果は $\tau_t=0$ とした場合と現実の資本コストとの差である。持家の場合、所得税額控除による効果は1999年の資本コストを0.8%ポイント低下させているが、固定資産税による効果でちょうど相殺されている。金融資産の場合、保有に伴う税的費用は利子課税であり、利率率 $\times 20\%$ が資産額に対する実効税率に相当する。税の種類も課税根拠も異なるが、保有に伴う税的費用の面では、名目金利が4%以下の場合、住宅は金融資産と比べて不利といえる。

所得階層の違いによる効果

前述のとおり、借入資金による持家の資本コストの場合、所得階層による差が生じる可能性があるのは所得税額控除の効果であるが、

控除枠を使い切る臨界値以上の年収ならば、年収による効果の差は生じない。そして、その臨界値は、おおむね中堅層以下に位置した。

他方、借入資金による貸家の資本コストの場合、年収の違いは所得税・住民税の限界税率の違いを通じた影響を及ぼすから、所得階層が違えば確実に資本コストに差をもたらす。その影響のルートは、ひとつは実効金利を通じた効果であり、もうひとつは、家賃収入に対して直接的に所得税と住民税の負担を増加させる効果である。期待インフレ率と名目金利水準が高い時は支払利子の課税控除による実効金利の引き下げ幅が大きいため、限界税率が高いほど資本コ

ストは低くなる。しかし、所得税と住民税の限界的な税負担を増やす効果もあるから、限界税率が高いほど資本コストが常に低くなるかどうかは、一概にはいえない。

そこで、借入資金による貸家の資本コストに関する各年の計測結果をもとに、当該年の限界所得・住民税率のみを10%ポイント変化させて、効果を見ることにした。

図10のとおり、1994年までは限界所得・住民税率が上昇すれば、借入資金による貸家の資本コストは低下する関係だったが、95年以降はその関係が逆転している。つまり、94年までは高所得層にとってはコスト面で貸家投資を行なう誘因が低所得層と比べて大きかったが、95年以降はむしろ高所得層の誘因は相対的に小さくなったということである。一般に、貸家投資・貸家経営を行なう主体は高所得層と考えられるから、こうした効果が90年代後半における貸家投資の相対的不振の一因になっている可能性がある⁶⁾。

総括

以上の分析結果をふまえ、税制と持家および貸家の資本コストについて、総括したい。

まず、持家・貸家のいずれについても、大半のケースで税制がない場合と比べて資本コストは高くなっている。持家と貸家の関係については、借入による場合、1970年代は貸家の資本コストのほうが低かったが、80年代にほぼ同水準となり、90年代は持家の資本コストのほうが低水準となっている。それは持家に適用される諸制度の総合効果と貸家に適用される諸制度の総合効果の相対的な大きさが反映された結果である。制度変更がない場合でも、諸効果が金利変化の影響を受け、それが持家と貸家に対して中立的ではないため、相対関係は変化する。

1990年代に持家の資本コストが貸家の資本コストよりも低水準になった理由は、第1に、持家の所得税額控除措置の拡大である。99年の場合、所得税額控除制度が借入資金による持家の

資本コストを0.8%ポイント低下させている。第2は、名目金利低下によって、貸家の支払利子の所得控除による費用節約効果が低下していることである。第3には、持家の帰属家賃非課税の効果が低金利下でもそれほど縮小していないことが指摘できる。

所得階層の違いによる効果は、借入資金による貸家の資本コストに顕著に現れる。しかも、年収増加、すなわち、限界所得・住民税率の上昇が資本コストに与える効果が、1994年以前と95年以降で非対称になっている。限界所得・住民税率が上がれば、前者の期間では貸家の資本コストが低下し、後者の期間では上昇する。この違いをもたらしたのは、期待インフレ率と名目金利の低下である。支払利子の所得控除による費用節約効果が相対的に小さくなり、家賃課税の効果が相対的に大きくなったからである。

税制による住宅投資の促進効果の面では、各種の優遇措置が持家の資本コストと貸家の資本コストを引き下げているが、取得および保有税制が引き上げている。たとえば、固定資産税には、持家の所得税額控除による費用節約効果と同程度の費用増大効果がある。優遇措置を拡大するかわりに取得・保有に関する税率を下げれば、持家と貸家に対して同程度の資本コスト引き下げ効果をもつうえ、金融資産とも税的費用面での格差解消につながる。

1990年代後半の住宅関連税制の改正は、景気対策としての役割を担っていたとはいえ、こうした視座は欠いている。持家と貸家の関係に限定すれば、新設の持家に偏重していたといえる。住宅サービスに対する家計の需要はライフステージによって変わるものであり、持家の新築、中古持家の取得・売却、貸家への入居が円滑に行なえることが望ましい。その意味では、優遇措置が新設の持家だけに偏ることは好ましくない。また、現行制度では各種措置の効果が金利に影響される度合いも異なるため、中立性を保つのはむずかしい。今後は、持家と貸家に対して適用する制度そのものを同一にする方向へ改

めることが望まれる。

*本稿の執筆に際して、編集委員ならびに住宅経済研究会のメンバーの方々から貴重なコメントをいただいたことに対して謝意を表したい。しかし、残りうべき過誤は筆者の責に帰するものである。

付論1：持家の所得税額控除による費用節約効果

1972年以降97年までの制度に対応する効果は、以下のとおりである。

• 1972～73年

$$\text{TAXD}_t = \text{@min}(F_t/3.3, 20) \times 0.1/H_t \times (1/r_t) \times (1-e^{-3r})$$

r_t ：割引率（自己資金・借入資金）、 F_t ：床面積（ m^2 ）、 H_t ：住宅投資額（1世帯当たり、万円）

• 1974～77年

$$\text{TAXD}_t = \text{@min}(F_t/3.3, 30) \times 0.1/H_t \times (1/r_t) \times (1-e^{-3r})$$

• 1978～79年

$$\text{TAXD}_t = [(\text{@min}(F_t/3.3, 30) \times 0.1/H_t + \text{@min}\{0.05 \times (R_t - 30), 3\}/H_t)] \times (1/r_t) \times (1-e^{-3r})$$

R_t ：住宅ローン年間返済金額（万円）

• 1980～81年

$$\text{TAXD}_t = [1.7/H_t + \text{@min}\{0.05 \times (R_t - 30), 3\}/H_t] \times (1/r_t) \times (1-e^{-3r})$$

• 1982年

$$\text{TAXD}_t = [1.7/H_t + \text{@min}\{0.07 \times (R_t - 30), 5\}/H_t] \times (1/r_t) \times (1-e^{-3r})$$

• 1983～85年

$$\text{TAXD}_t = \text{@min}\{0.18 \times (R_t - 30), 15\}/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-3i})$$

i_t ：長期金利（借入資金）

• 1986年

$$\text{TAXD}_t = 0.01 \times \text{@min}(B_t, 2000)/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-3i})$$

B_t ：金融機関からの借入残高（万円）

• 1987～89年

$$\text{TAXD}_t = 0.01 \times \text{@min}(B_t, 2000)/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-5i})$$

• 1990年

$$\text{TAXD}_t = 0.01 \times \text{@min}(B_t, 2000)/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-6i})$$

• 1991～92年

$B_t \leq 2000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 0.01 \times B_t/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-6i})$$

$2000 < B_t \leq 3000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = (10 + 0.005 \times B_t)/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-6i})$$

$3000 > B_t$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 25/H_t \times (1/i_t) \times (1-e^{-6i})$$

• 1993～96年

$B_t \leq 1000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = B_t/H_t \times (1/i_t) \times \{0.015 \times (1-e^{-2i}) + 0.01 \times (e^{-2i} - e^{-6i})\}$$

$1000 < B_t \leq 2000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{5 \times (1-e^{-2i}) + 0.01 \times B_t \times (1-e^{-6i})\}$$

$2000 < B_t \leq 3000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{15 \times (1-e^{-2i}) + 10 \times (e^{-2i} - e^{-6i}) + 0.005 \times B_t \times (1-e^{-6i})\}$$

$B_t > 3000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{30 \times (1-e^{-2i}) + 25 \times (e^{-2i} - e^{-6i})\}$$

• 1997～98年

$B_t \leq 1000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = B_t/H_t \times (1/i_t) \times \{0.02 \times (1-e^{-3i}) + 0.01 \times (e^{-3i} - e^{-6i})\}$$

$1000 < B_t \leq 2000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{10 \times (1-e^{-3i}) + 0.01 \times B_t \times (1-e^{-6i})\}$$

$2000 < B_t \leq 3000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{20 \times (1-e^{-3i}) + 10 \times (e^{-3i} - e^{-6i}) + 0.005 \times B_t \times (1-e^{-6i})\}$$

$B_t > 3000$ のとき、

$$\text{TAXD}_t = 1/H_t \times (1/i_t) \times \{35 \times (1-e^{-3i}) + 25 \times (e^{-3i} - e^{-6i})\}$$

なお、借入割合100%という仮想ケースでは、 $B=H$ 、 $R=H \times i$ とみなせばよい。

付論2：消費税を含めた持家の資本コストの導出

消費税に関しては、非課税品目は帰属家賃のみで他の財・サービスや取得時の家屋には税率 $ctax_t$ で課税されるという想定をすれば、持家の資本コ

ストは次のように定義される。

$$uc_{0t} = (r_t + \delta_t - \pi_t^e) (1 - A_{0t}) + \tau_t / (1 + ctax_t)$$

これは中神 (1992) の枠組みを消費税の存在するケースに拡張することによって、家計の生涯効用の最大化行動から以下のように導出できる。

$$\int e^{-\rho t} U(C_t, K_t) dt \dots\dots\dots ①$$

$$\begin{aligned} \Delta F_t &= (1 - \theta) y_t + (i - \pi c^e) F_t \\ &\quad - ph_t I_t (1 - A_0) (1 + ctax) \\ &\quad - ph_t \tau K_t - C_t (1 + ctax) \dots\dots\dots ② \end{aligned}$$

$$\Delta K_t = I_t - \delta K_{t-1} \dots\dots\dots ③$$

ただし、 $U(\cdot)$ ：効用関数、 C_t ：住宅サービス以外の財・サービスの消費、 K_t ：実質住宅ストック、 ρ ：割引率、 F_t ：実質金融資産、 πc^e ：一般物価の期待上昇率、 θ ：実効平均所得・住民税率、 y_t ：実質所得、 I_t ：実質住宅投資、 ph_t ：住宅サービス以外の財・サービスをニュメレールにした場合の住宅価格。

ここで、 K_t, F_t を状態変数、 C_t, I_t を制御変数として、ハミルトン関数 H を以下のおく。

$$\begin{aligned} H &= e^{-\rho t} U(C_t, K_t) + \lambda_1 \{ (1 - \theta) y_t + (i - \pi c^e) F_t \\ &\quad - ph_t I_t (1 - A_0) (1 + ctax) \\ &\quad - ph_t \tau K_t - C_t (1 + ctax) \} \\ &\quad + \lambda_2 \{ I_t - \delta K_{t-1} \} \dots\dots\dots ④ \end{aligned}$$

最適化のための条件は、

$$\partial H / \partial C = e^{-\rho t} \partial U / \partial C - \lambda_1 (1 + ctax) = 0 \dots\dots\dots ⑤$$

$$\partial H / \partial I = -\lambda_1 ph_t (1 - A_0) (1 + ctax) + \lambda_2 = 0 \dots\dots\dots ⑥$$

$$\Delta \lambda_1 = -\partial H / \partial F = -\lambda_1 (i - \pi c^e) \dots\dots\dots ⑦$$

$$\begin{aligned} \Delta \lambda_2 &= -\partial H / \partial K \\ &= -\{ e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \lambda_1 ph_t \tau - \lambda_2 \delta \} \dots\dots\dots ⑧ \end{aligned}$$

⑥を全微分して、

$$\Delta \lambda_2 = (\Delta \lambda_1 ph_t + \Delta ph_t \lambda_1) (1 - A_0) (1 + ctax) \dots\dots\dots ⑨$$

⑨を⑧に代入して、

$$\begin{aligned} (1 - A_0) (1 + ctax) (\Delta \lambda_1 ph_t + \Delta ph_t \lambda_1) \\ = -\{ e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \lambda_1 ph_t \tau - \lambda_2 \delta \} \dots\dots\dots ⑩ \end{aligned}$$

⑥、⑦を⑩に代入して、

$$\begin{aligned} (1 - A_0) (1 + ctax) \{ -\lambda_1 (i - \pi c^e) ph_t + \Delta ph_t \lambda_1 \} \\ = -\{ e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \lambda_1 ph_t \tau \\ - \lambda_1 ph_t (1 - A_0) (1 + ctax) \delta \} e^{-\rho t} \end{aligned}$$

よって、

$$\begin{aligned} \partial U / \partial K = \lambda_1 ph_t \{ (i - \pi c^e) + \delta \\ - \Delta ph_t / ph_t \} (1 - A_0) (1 + ctax) + \tau \dots\dots\dots ⑪ \end{aligned}$$

⑤、⑪より、

$$\begin{aligned} (\partial U / \partial K) / (\partial U / \partial C) = ph_t \{ (i + \delta - \Delta ph_t / ph_t \\ - \pi c^e) (1 - A_0) + \tau / (1 + ctax) \} \dots\dots\dots ⑫ \end{aligned}$$

これを ph で除したものが本稿における資本コスト概念に対応する。消費税が存在しない場合と比較すると、固定資産税の実効税率部分が $1 / (1 + ctax)$ 倍されている。消費税は不動産取得税と異なって一般の財・サービスにも課税されるため、限界効用比でみると、相対的な効果は小さいものの、わずかながら実質資本コストを低下させる。

なお、 ph は住宅サービス以外の財をニュメレールとした場合の表示だから、 $\Delta ph_t / ph_t$ と πc^e の和が通常の住宅価格上昇率 π^e に相当する。

注

1) 制度適用の所得要件は、1999年の場合、3000万円以下である。この要件が満たされる範囲を対象とする。

2) 土地の資本コスト uc_{0t} の定義式は次に示すとおり、減耗率がないこと、期待インフレ率が地価に関するものである点が家屋の資本コストと異なる。税のパラメータも異なる。

$$uc_{0t} = (r - \Delta P_t / P_t) (1 - A_{0t} + B_t) + \tau_t$$

ただし、 P_t ：土地の価格 (1 単位当たり)、 A_{0t} ：新設持家の土地部分に対する税額控除の割引現在価値 (1998年税制までは $A_{0t} = 0$)、 B_t ：土地の実効不動産取得税率、 τ_t ：土地の実効固定資産税率。

家屋と土地を合わせた住宅全体の資本コスト ucc は、家屋部分の資本コストと土地部分の資本コストの加重和として記述できる。たとえば、住宅サービスの量 Q が住宅ストック K と土地 L からなるコブ=ダグラス型生産関数として表現される構造をもつならば、住宅の資本コスト ucc は双対な費用関数によって家屋の資本コスト $ucho$ と土地の資本コスト $uclo$ によって与えられる。 $Q = AK^{\alpha} L^{1-\alpha}$ ならば、 $ucc = A^{-1} \alpha^{-\alpha} (1 - \alpha)^{\alpha-1} ucho^{\alpha} uclo^{1-\alpha}$

3) 1991年以降に関しては、1 家計レベルでの実効的な持家の資本コストはこの加重平均値とは異なる。適用される乗率が借入残高によって異なるため、総借入資金100%という仮想ケースに対応する税額控除の効果に借入割合を乗じた値と、住宅投資額と借入割合の積に対応する税額控除の効果の値は違うからである。住宅投資3000万円、借入割合60%のケースならば、借入資金100%による1800万円の投資と自己資金100%による1200万円の投資に分解し、前者のみに税額控除を反映したうえで、資本コストの加重平均を行えば、1 家計レベルでの実効値が得られる。

4) 付論2に示すとおり、期待価格上昇率は住宅ストックに関するものであり、本来は、住宅ストックデフレーター上昇率の期待値を使うべきである。しかし、『国民経済計算年報』における「住宅」のストックデフレーター上昇率は、1972年と73年に20%を上回るなど変動が激しく、長期の期待上昇率として使うことは適切ではないと判断した。

5) 税額控除枠を使い残す場合に関して、1999年税制

の場合、たとえば、所得税額 Z が割引率と同率で年々上昇（現在価値ベースでは毎年不変）という予想の下では、15年間の節税効果 TAXD を次のように表現できる。

$$Z \leq 0.005B \text{ の場合: } TAXD = 15\alpha Z/H = 15Z/V$$

$$0.005B < Z \leq 0.0075B \text{ の場合:}$$

$$TAXD = \alpha (11Z + 0.005 \times 4B)/H \\ = (11Z + 0.02B)/V$$

$$0.0075B < Z \leq 0.01B \text{ の場合:}$$

$$TAXD = \alpha \{6Z + (0.0075 \times 5 + 0.005 \times 4)B\}/H \\ = (6Z + 0.0575B)/V$$

ただし、V：家屋と土地の合計額、 α ：Vに占める家屋のシェア（ $H = \alpha V$ ）、B：借入総額。

6) 住宅金融公庫が1977～91年に2年ごとに実施した「民間賃貸住宅調査報告」から貸家オーナーの月収を確認できる。91年実績は勤労者男子平均の1.5倍である。90年代後半における平均層の限界税率10.5%に対し、1.5倍層の限界税率は24%である。

参考文献

Hendershott, P. H. and J. Slemrod (1983) "Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing," NBER Working Paper, no. W0929.

King, M. and A. D. Fullerton (1984) *The Taxation of Income from Capital*, The University of Chicago Press.

Poterba, J. M. (1984) "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 99, pp.729-752.

岩田一政 (1997) 「持ち家・借家選択に与える税制・借家法の効果」岩田規久男・八田達夫編『住宅の経済学』日本経済新聞社。

岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし (1987) 「住宅投資の資本コストと税制」『経済分析』第107号。

中神康博 (1992) 「持家の資本コストと住宅価格」『季刊住宅土地経済』no.6、10-16頁。

日本住宅総合センター (1997) 『賃貸住宅市場の実証分析』。

本間正明・跡田直澄・福岡潔・浅田利春 (1987) 「住宅の資本コストと持家住宅需要」『フィナンシャル・レビュー』第6号、59-71頁。

山崎福寿 (1999) 「持家・借家選択と住宅の規模」『土地と住宅市場の経済分析』第1章、東京大学出版会。

付表1—持家および貸家の資本コストに共通の構成要因と割引率

(%)

暦年	共通					貸家 m 給与所得の 限界税率	割引率		
	π 期待インフ レ率	δ 減耗率	τ 家屋の固定 資産税実効 税率	AT 家屋の不動 産取得税の 実効税率	x 利子所得の 限界税率		$i \times (1-m)$ 貸家の借入 資金	$i \times (1-x)$ 貸家・持家 の自己資金	i 持家の借入 資金
1970	9.2	7.2	0.7	1.1	0.0	11.6	7.4	8.4	8.4
1971	9.4	6.7	0.7	1.2	0.0	12.8	7.3	8.4	8.4
1972	10.2	6.9	0.6	1.0	0.0	13.6	6.8	7.9	7.9
1973	9.9	6.0	0.5	0.8	0.0	15.8	6.8	8.1	8.1
1974	7.7	5.5	0.4	1.1	0.0	12.8	8.3	9.5	9.5
1975	11.3	5.6	0.4	1.1	0.0	10.5	8.7	9.7	9.7
1976	10.4	5.8	0.5	0.8	0.0	12.0	8.1	9.2	9.2
1977	9.6	5.6	0.5	1.0	0.0	10.7	7.4	8.3	8.3
1978	8.9	5.7	0.5	0.9	0.0	13.8	6.2	7.2	7.2
1979	5.5	5.6	0.5	1.0	0.0	14.6	6.6	7.7	7.7
1980	4.8	5.0	0.5	1.2	0.0	15.3	7.8	9.2	9.2
1981	4.7	4.9	0.5	1.4	0.0	15.1	7.4	8.7	8.7
1982	3.9	5.0	0.5	1.4	0.0	18.0	7.1	8.6	8.6
1983	3.3	5.0	0.6	1.7	0.0	18.0	6.9	8.4	8.4
1984	2.0	5.2	0.6	1.8	0.0	18.0	6.5	7.9	7.9
1985	2.4	5.3	0.6	1.9	0.0	18.0	6.1	7.4	7.4
1986	2.7	5.4	0.7	1.9	0.0	17.9	5.4	6.6	6.6
1987	3.1	5.7	0.7	1.6	0.0	15.4	4.6	5.4	5.4
1988	2.1	5.7	0.7	1.6	0.0	14.3	4.8	5.6	5.6
1989	2.6	5.9	0.7	1.7	20.0	14.3	5.1	4.7	5.9
1990	3.0	5.7	0.7	1.5	20.0	14.1	6.8	6.3	7.9
1991	2.9	5.8	0.7	1.7	20.0	14.1	6.4	6.0	7.5
1992	2.7	5.7	0.7	2.0	20.0	14.2	5.2	4.8	6.0
1993	2.3	5.9	0.7	1.8	20.0	14.2	4.2	3.9	4.9
1994	2.3	6.0	0.7	1.6	20.0	14.2	3.8	3.5	4.4
1995	1.8	6.1	0.7	1.7	20.0	10.5	3.1	2.8	3.5
1996	1.5	6.3	0.8	1.5	20.0	10.5	2.8	2.5	3.1
1997	1.5	6.3	0.7	1.7	20.0	10.4	2.3	2.1	2.6
1998	0.9	6.3	0.7	1.7	20.0	10.4	2.1	1.9	2.4
1999	0.1	6.5	0.8	1.5	20.0	10.4	2.1	1.9	2.3

付表2 借入資金および自己資金による持家の資本コスト (UCO)

(%)

暦年	借入資金による持家の資本コスト				自己資金による持家の資本コスト			
	UCO	AO= TAXD +PTD-AT	PTD 固定資産税軽 減措置の割引 現在価値	TAXD 税額控除現在 価値	UCO	AO= TAXD +PTD-AT	PTD 固定資産税軽 減措置の割引 現在価値	TAXD 税額控除現在 価値
1970	7.1	0.3	1.5	0.0	7.1	0.3	1.5	0.0
1971	6.3	0.1	1.3	0.0	6.3	0.1	1.3	0.0
1972	5.1	3.3	1.3	3.0	5.1	3.3	1.3	3.0
1973	4.7	2.0	1.1	1.7	4.7	2.0	1.1	1.7
1974	7.6	2.1	0.9	2.3	7.6	2.1	0.9	2.3
1975	4.4	1.7	0.9	1.9	4.4	1.7	0.9	1.9
1976	5.1	1.6	0.9	1.5	5.1	1.6	0.9	1.5
1977	4.7	1.1	0.9	1.2	4.7	1.1	0.9	1.2
1978	4.3	2.2	1.0	2.1	4.3	2.2	1.0	2.1
1979	8.2	0.7	1.0	0.7	8.2	0.7	1.0	0.7
1980	9.5	4.4	1.0	4.6	9.6	3.2	1.0	3.5
1981	9.2	2.8	1.0	3.2	9.2	2.1	1.0	2.4
1982	9.9	3.2	1.1	3.5	10.0	2.2	1.1	2.6
1983	10.4	2.0	1.1	2.6	10.7	-0.6	1.1	0.0
1984	11.3	3.6	1.2	4.2	11.8	-0.6	1.2	0.0
1985	10.8	1.8	1.3	2.4	11.0	-0.6	1.3	0.0
1986	9.7	2.2	1.4	2.7	10.0	-0.5	1.4	0.0
1987	8.3	4.3	1.6	4.4	8.6	-0.1	1.6	0.0
1988	9.6	4.3	1.5	4.4	10.0	-0.1	1.5	0.0
1989	9.5	4.1	1.5	4.3	8.7	-0.1	1.6	0.0
1990	10.8	4.7	1.4	4.8	9.7	0.0	1.5	0.0
1991	10.6	4.6	1.4	4.8	9.5	-0.2	1.5	0.0
1992	9.3	4.5	1.5	5.0	8.5	-0.5	1.5	0.0
1993	8.6	6.0	1.6	6.2	8.2	-0.2	1.7	0.0
1994	8.3	5.9	1.6	5.9	7.9	0.1	1.6	0.0
1995	8.0	6.0	1.7	6.0	7.8	0.1	1.7	0.0
1996	8.2	6.4	1.8	6.0	8.0	0.4	1.9	0.0
1997	7.6	7.5	1.7	7.5	7.6	0.0	1.7	0.0
1998	8.1	6.4	1.8	6.4	8.1	0.0	1.8	0.0
1999	8.8	9.2	1.9	8.8	9.1	0.4	1.9	0.0

付表3 借入資金および自己資金による貸家の資本コスト (UCR)

(%)

暦年	借入資金による貸家の資本コスト				自己資金による貸家の資本コスト			
	UCR	AR= m×DEP +PTD-AT	PTD 固定資産税軽 減措置の割引 現在価値	DEP 法定償却の 効果	UCR	AR= m×DEP +PTD-AT	PTD 固定資産税軽 減措置の割引 現在価値	DEP 法定償却の 効果
1970	6.4	6.9	1.5	56.6	7.5	6.6	1.5	54.4
1971	5.5	7.4	1.4	56.8	6.7	7.1	1.3	54.4
1972	4.4	8.3	1.3	58.1	5.5	7.9	1.3	55.5
1973	3.8	9.4	1.1	58.1	5.2	8.9	1.1	55.1
1974	7.0	6.8	0.9	54.7	8.3	6.5	0.9	52.2
1975	3.6	5.4	0.9	53.8	4.7	5.2	0.9	51.8
1976	4.3	5.5	1.0	45.1	5.5	5.2	0.9	42.6
1977	4.1	5.0	1.0	46.8	5.0	4.7	0.9	44.6
1978	3.7	7.1	1.0	50.4	4.8	6.6	1.0	47.4
1979	7.7	7.2	1.1	49.2	8.9	6.8	1.0	46.1
1980	9.4	5.8	1.0	39.8	11.0	5.3	1.0	36.4
1981	8.9	5.8	1.0	40.9	10.5	5.3	1.0	37.5
1982	9.7	7.2	1.1	41.9	11.6	6.4	1.1	37.8
1983	10.3	7.0	1.2	42.0	12.1	6.2	1.1	37.8
1984	11.5	7.2	1.3	43.3	13.3	6.4	1.2	39.1
1985	10.8	7.5	1.3	44.3	12.4	6.7	1.3	40.0
1986	9.8	7.9	1.4	46.8	11.2	7.1	1.4	42.5
1987	8.5	7.6	1.6	49.8	9.4	7.0	1.6	46.1
1988	9.9	6.9	1.5	48.7	10.8	6.4	1.5	45.3
1989	9.8	6.6	1.6	47.1	9.4	6.8	1.6	48.7
1990	11.1	5.7	1.5	40.6	10.6	5.9	1.5	42.2
1991	10.9	5.5	1.5	40.9	10.4	5.8	1.5	42.5
1992	9.6	5.9	1.5	45.4	9.2	6.1	1.5	47.0
1993	9.1	6.9	1.7	50.0	8.8	7.2	1.7	51.6
1994	8.7	7.5	1.6	52.2	8.4	7.7	1.6	53.7
1995	8.5	5.8	1.7	54.2	8.1	6.0	1.7	56.7
1996	8.7	6.4	1.8	56.9	8.4	6.6	1.9	59.4
1997	8.2	6.3	1.7	60.7	7.9	6.5	1.7	63.0
1998	8.7	5.9	1.8	56.6	8.4	6.2	1.8	59.3
1999	9.7	6.3	1.9	57.4	9.5	6.6	1.9	60.0

借家市場の価格調整と自然空家率に関する実証分析

Gabriel, S. A. and F. E. Nothaft (2001) "Rental Housing Markets, the Incidence and Duration of Vacancy, and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Urban Economics*, 49, pp.121-149.

はじめに

借家市場における経済分析の主要なテーマとして、従来から価格調整メカニズムにおける空家率の役割がしばしば分析されてきた。空家を住宅ストックの在庫、失業とみなせば、空家率は市場からの需給のシグナルになるという考えである。たとえば、Smith (1974) ではカナダの大都市を対象に、家賃変化率を空家率、賃貸建物の運転経費などの変数に回帰し、Blank and Winnick (1953) が指摘するように家賃変化に空家率が重要な役割を果たしていることが示されている¹⁾。ただし、これらの初期の研究では空家率の水準自体を扱ってきたが、その後の研究では均衡における自然空家率からの実際に観察される空家率の乖離の程度のほうがより重要であると認識されるようになり、たとえば Rosen and Smith (1983) では、このような自然空家率からの空家率の乖離を明示的に扱った分析を行なっている。アメリカの17都市を対象にした彼らの分析によれば、家賃の変化に関して空家率の乖離は重要な役割を果たしており、また推計された自然空家率は各都市間で大きく異なっているという結果が報告されている。

わが国においては持家信仰などという言葉があるように、海外と比較して賃貸住宅については関心が低いというのが現状であるが、商業テナントなど幅広い意味での賃貸建物を考慮すれば、空家率を通じた価格調整メカニズムの分析は日本においても非常に重要であると思われる。日本では空家率を把握する詳細なデータが十分に整備されておらず、実際にはそれほど多くの関心が向けられていないのが現状であるが、最近の研究では駒井 (1999) が日本の11大都市のデータを用いて自然空家率を考慮した分析を行なっており、日本においても空家率が家賃変化率に重要な役割を果たしているとの結果が報告されている。

本稿で紹介する Gabriel and Nothaft 論文では、

基本的なフレームワークは従来の研究を踏襲しているが、これまでの実証分析で用いられてきた空家率をさらに空家発生率 (the incidence of vacancy) と空家期間 (the duration of vacancy) とに分解するという手法を用い、これまでの研究よりも詳細な分析を可能としている点が特徴である。アメリカの多数の主要大都市地域を対象に、アメリカ労働統計局 (BLS) の消費者物価指数 (CPI) 調査のサンプルデータを新たに利用して、空家率の分解を行なっている。このデータは比較的短期の詳細な住宅ストックに関する調査から構成され、空家率を分解するのに適切なデータであると考えられる。

以下では、第1節で空家率の分解について解説し、第2節では家賃変化式とその実証結果、そして最後にまとめを行なうことにする。

1 空家率の分解

ある年の市場空家率は

$$\frac{\sum_i M_i}{12 \cdot \bar{H}} \quad (1)$$

と定義される。ここで M_i は貸家 i が1年間に空家状態であった月数、 \bar{H} は月平均貸家ストックである。また、空家発生率は貸家 i が1年間に空家になった回数を S_i とすれば、

$$\frac{\sum_i S_i}{\bar{H}} \quad (2)$$

となり、一方、平均空家期間は年間割合で表せば

$$\frac{\sum_i M_i}{12 \cdot \sum_i S_i} \quad (3)$$

となる。(1)式、(2)式、(3)式を用いれば、次のように市場空家率は空家発生率と平均空家期間との積で表現することができる。

$$\frac{\sum_i M_i}{12 \cdot \bar{H}} = \frac{\sum_i S_i}{\bar{H}} \times \frac{\sum_i M_i}{12 \cdot \sum_i S_i} \quad (4)$$

ここで、(4)式のように空家率を分解するには M_i や S_i のデータが必要となるが、そのために Ga-

briel and Nothaft (2001) では、BLS が賃貸家賃、帰属家賃の CPI 調査に用いる約 4 万件の賃貸建物と約 2 万件の所有建物から構成されるサンプルデータを用いている。各サンプルは 6 つのパネルに分けられ、それぞれ半年ごとに所有形態、空家状況、使用期間、家賃など詳細に調査されており、時系列、クロスセクションのデータが利用可能である。実際に分析に用いられたのは 1987 年から 1996 年までの 29 都市地域のデータである。そして、実際に BLS データから推計された空家率の動きをみてみると、時期、各都市間でともに大きく変化しており、また分解後の空家発生率、空家期間もそれぞれ時期、各都市間で大きく異なっていることが観察されている²⁾。

Gabriel and Nothaft (2001) では、後述する家賃変化関数に加え、これらのデータを用いて、均衡における空家発生率、空家期間の決定要因分析のために、それぞれ要因となる変数に対して回帰を行なっている。たとえば、人口動態が活発ならば空家発生率は高まるであろうし、潜在的新規入居者のサーチコストと空家期間には重要な関係があるであろう。具体的な説明変数として、空家発生率に関しては高齢者比率、新規者比率、貧困者比率、低家賃建物比率、公共住宅比率、人口増加率、また空家期間に関しては新築建物比率、4 寝室以上の建物比率、7 階以上の建物比率、平均住宅コスト、黒人・ヒスパニック比率、大都市圏内の建物比率が用いられ、さらにそれぞれ都市、年次ダミーを加え推計している³⁾。

その結果、空家発生率の上昇要因としては高齢者比率、逆に低下要因としては人口増加率、公共住宅比率が有意であった。これらは入居者の入れ替わりの程度を顕著に反映する変数である。また、空家期間の増加要因としては新築建物比率、7 階建て以上の建物比率が有意であった。これらは住宅ストックの不均一性を表すものだと考えられ、不均一性が高まるほど潜在的借り手のサーチ期間が増大するなどの要因となるからだと考えられる⁴⁾。逆に空家期間の減少要因としては平均住宅コスト、黒人・ヒスパニック比率があり、黒人・ヒスパニック比率については借り手のサーチ範囲が限定されることにより空家期間が短縮される影響が考えられる。

2 家賃変化関数

次に、空家率を通じて借家市場の価格調整メカニズムがどのように働いているかを分析する。借家市場において超過需要、供給が存在せず、家賃も変動しないという均衡状態のもとでの空家率を自然空家率と定義すれば、一般的には借家市場における家賃 R_t の変化は空家率の自然空家率からの乖離の関数であると考えることができる⁵⁾。前節で述べたように、観察される空家率は空家発生率と空家期間に分解可能であるから、自然空家率に対応する均衡空家発生率、均衡空家期間が存在するとすれば、家賃変化は空家発生率、空家期間それぞれの均衡からの乖離の関数として表すことができる。ここで、均衡空家発生率、均衡空家期間を期間を通じては一定、各都市間においては異なるかと仮定すれば、家賃変化式は次式のように表現できる⁶⁾。

$$\Delta R_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{N-1} \beta_j C_j - k V_{it} - (h-k) I_{it} + e_{it} \quad (5)$$

ここで、 $\Delta R_{it} = R_t - R_{t-1}$ 、 V_{it} と I_{it} は空家率、空家発生率の対数値、 C_j は都市ダミー、 h と k はそれぞれ空家発生率と空家期間の空家率に対する影響力を表すパラメータである。もし、 $h=K$ ならば空家率を空家発生率と空家期間に分解する必要はなく、家賃変化に関して空家率のみを用いる従来のモデルと同じものとなる。また、家賃の調整メカニズムに関して部分調整モデルを導入し、次式で表される家賃変化関数についても推計を行なっている⁷⁾。

$$\Delta R_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_j C_j + \mu \gamma_b V_{it} + \mu (\gamma_l - \gamma_b) I_{it} + \mu \gamma_A A_{it} - \mu R_{i,t-1} + v_{it} \quad (6)$$

μ は家賃の調整スピードを表すパラメータ、 A_{it} はテナント流入量の指標である。ここで注意すべきは、(5)式とは違い、部分調整モデルを導入した(6)式には前期の家賃水準とテナント流入量が説明変数に含まれているということである。(5)式と(6)式に関していくつかのバリエーションで 1987~1996 年の 29 都市のパネルデータを用いて推計した結果が表 1 である。以下では主要な結果について述べることにする。

まず、すべての回帰式で空家率の係数は有意であり、符号条件も満たされている。つまり、高い空家率は家賃の増加を抑える方向に働き、これは家賃変

表1 一家賃変化関数の推計結果

説明変数	回帰式(1)	回帰式(2)	回帰式(3)	回帰式(4)	回帰式(5)	回帰式(6)	回帰式(7)
定数項	-0.103*	-0.117*	0.941*	0.907*	0.932*	0.905*	0.946*
アンカレジ	0.010	0.016	-0.074*	-0.071*	-0.068*	-0.066*	-0.070*
アトランタ	0.034*	0.037*	0.018*	0.018*	0.022*	0.022*	0.021*
ボルティモア	0.017**	0.016**	0.009	0.008	0.007	0.007	0.006
バッファロー	0.012	0.015**	0.016*	0.017*	0.020*	0.020*	0.019*
シカゴ	0.023*	0.021*	0.021*	0.022*	0.020*	0.021*	0.020*
シンシナティ	0.018*	0.017**	0.009	0.010	0.008	0.008	0.007
クリーブランド	0.026*	0.025*	0.010	0.012	0.008	0.010	0.008
ダラス	0.017**	0.023*	-0.031*	-0.029*	-0.025*	-0.024*	-0.026*
デンバー	0.014	0.020*	-0.033*	-0.032*	-0.027*	-0.027*	-0.028*
ヒューストン	0.043*	0.048*	-0.016	-0.013	-0.012	-0.009	-0.012
カンザスシティ	0.017**	0.022*	-0.005	-0.004	-0.001	0.000	-0.001
マイアミ	0.016**	0.016**	-0.026*	-0.024*	-0.026*	-0.025*	-0.028*
ミネアポリス	-0.016**	-0.017*	-0.039*	-0.038*	-0.041*	-0.040*	-0.041*
ニューオーリンズ	0.026*	0.029*	-0.033*	-0.029*	-0.031*	-0.027*	-0.030*
フィラデルフィア	0.027*	0.027*	0.029*	0.029*	0.029*	0.029*	0.028*
ピッツバーグ	0.017**	0.017**	-0.004	-0.002	-0.004	-0.002	-0.004
シアトル	0.012	0.016**	0.004	0.003	0.007	0.006	0.006
タンパ	0.036*	0.041*	0.002	0.004	0.007	0.008	0.006
ワシントン	0.014	0.016**	0.013	0.012	0.014	0.014**	0.014**
空家率	-0.031* (8.32)	-0.027* (6.21)	-0.030* (8.59)	-0.030* (9.02)	-0.026* (6.41)	-0.026* (6.65)	-0.025* (6.55)
空家発生率	—	-0.019** (1.83)	—	—	-0.020* (2.23)	-0.019* (2.10)	-0.021* (2.25)
前期家賃 (t-1)	—	—	-0.220* (8.65)	-0.212* (8.14)	-0.222* (8.76)	-0.215* (8.28)	-0.224* (8.95)
テナント流入量 (グロス)	—	—	-0.003 (0.67)	—	-0.003 (0.63)	—	—
テナント流入量 (ネット)	—	—	—	0.065 (1.49)	—	0.055 (1.25)	—
自由度修正済みR ²	0.233	0.240	0.408	0.412	0.417	0.420	0.419

出所) Gabriel and Nothaft (2001), Table 6.

注1) () 内はt-値の絶対値。

2) サンプル数は288。*、**はそれぞれ5%水準、10%水準で有意を示す。

3) 紙面の都合上、ダミーの係数がすべての推計式で有意でなかったボストン、デトロイト、ヒューストン、ロサンゼルス、ミルウォーキー、ポートランド、セントルイス、サンディエゴ、サンフランシスコについては省略。

化に対する空家率の重要性を指摘してきた従来の研究と整合的な結果である。また、空家発生率の係数も各回帰式で有意となっており、これまでの空家率のみを考慮してきた従来の研究に対して、空家率を空家発生率と空家期間とに分解することの重要性を示唆するものである。そして空家発生率の係数の符号は負であり、このことは家賃が空家期間よりも空家発生率により強く反応することを示している。これは家賃決定者の選好を表す重要な結果である。

次に(5)式(表中の回帰式(1)、(2))と(6)式(表中の回帰式(3)~(7))の推計結果の比較であるが、前期の家賃水準の係数はすべての回帰式で有意となっている一方、テナント流入量の係数はすべて統計的に有

意ではないとの結果がでていいる。しかし、基本モデルである(5)式と比較して(6)式の推計モデルでは説明力が大きく上昇し、空家率分解による空家発生率の係数に関しても頑健性が高まっていることがみてとれる。これは家賃の変化に関して家賃の部分調整モデル導入の重要性を示すものだと考えられる。

また、都市ダミーによる各都市の違いをみると、ニューヨークと比較してアトランタ、バッファロー、シカゴ、フィラデルフィアにおいて家賃が高くなる傾向があり、逆にミネアポリスではニューヨークと比較してとくに家賃が低くなる傾向があることがわかる。家賃決定に関して地域的要因もやはり大きく影響していることが示されている。

そしてさらに、表1の回帰式(7)の推計結果を用いて自然空家率自体の推計も行なっているが、各都市の自然空家率は家賃の調整速度を表すパラメータ μ が一定の場合で3.9~4.3%、 μ が可変だと仮定した場合で1.4~4.5%となっている⁸⁾。

おわりに

以上、これまでみてきたように、Gabriel and Nothaft (2001) では借家市場の価格調整メカニズム分析のために、これまでの研究で通常用いる空家率をBLSの有用なデータを利用し、空家発生率と空家期間とに分解することで、さらに詳細な分析を行なっている。彼らの分析では空家発生率、空家期間にはそれぞれ個別の決定要因が存在し、それらが組み合わさって借家市場における家賃調整が行なわれていることがわかった。なかでもとくに、家賃決定に関して空家期間が長期化することよりも空家が新たに発生する確率を家賃決定者が重視する可能性があるとする分析結果は非常に興味深いものである。

彼らはこの説明として、新たなテナント誘致のためのリフォームや広告、テナント選択のための費用、新規のテナントの「質」に関するリスクなどのコストが、現在のテナントを留まらせるためのコストを上回り、その結果としてオーナーは空家期間よりも空家発生率を抑えるべく家賃を決定しているのではないかと述べている。このようなオーナーの選好はもちろん各国の制度、文化などで異なるはずであり、わが国の借家市場においてもこのような関係が成立しているのかどうかの検証は非常に興味深いトピックであると思われる。しかし、そのためには空家率を分解するための空家に関する詳細なデータが必要であり、日本におけるデータの整備が望まれるところである。

注

- 1) ただし、de Leeuw and Ekanem (1971) のように家賃と空家率の関係に懐疑的なものや、また Eubank and Sirmans (1979) などアメリカのデータを用いて、空家率よりもむしろ借家の運転経費などコストプッシュ要因のほうが重要であると指摘している研究もある。

- 2) Gabriel and Nothaft (2001) の Table 3を参照。
- 3) 推計結果については Gabriel and Nothaft (2001) の Table 4, Table 5を参照。
- 4) もし住宅ストックが均一ならば、借り手はサーチ期間を長引かせずに、最初に見つけた物件を選択するほうがサーチコストを抑えることができるので、空家期間は短くなると考えられる。
- 5) さまざまな要因から、借家市場はマーケットメカニズムによって速やかに自然空家率を達成できない可能性が十分に考えられる。この借家市場における構造的摩擦については de Leeuw and Ekanem (1971) を参照。
- 6) 推計式の導出については Gabriel and Nothaft (2001)、または Gabriel and Nothaft (1988) を参照。
- 7) 具体的には家賃の調整が $R_t - R_{t-1} = \mu(R^* - R_{t-1})$ 、 R^* は均衡家賃、とした場合である。詳細は Wheaton and Torto (1994) を参照。
- 8) Gabriel and Nothaft (2001) の Table 7を参照。調整速度が一定のケースでは、都市間においてほとんど自然空家率は同じ水準である。

参考文献

- Blank, D. M. and L. Winnick (1953) "The Structure of the Housing Market," *Quarterly Journal of Economics*, 67, pp.181-208.
- de Leeuw, F. and N. F. Ekanem (1971) "The Supply of Rental Housing," *American Economic Review*, 72, pp.806-817.
- Eubank, A. A. and C. F. Sirmans (1979) "The Price Adjustment Mechanism for Rental Housing in the United States," *Quarterly Journal of Economics*, 93, pp.163-183.
- Gabriel, S. and F. Nothaft (1988) "Rental Housing Markets and the Natural Vacancy Rate," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 16, pp.419-429.
- Rosen, K. and L. Smith (1983) "The Price Adjustment Process and the Natural Vacancy Rate," *American Economic Review*, 73, pp.779-786.
- Smith, L. (1974) "A Note on the Price Adjustment Mechanism for Rental Housing," *American Economic Review*, 64, pp.478-481.
- Wheaton, W. and R. Torto (1994) "Office Rent Indices and Their Behavior Over Time," *Journal of Urban Economics*, 35, pp.121-139.
- 駒井正晶 (1999) 「日本の大都市における借家市場の価格調整と自然空家率」『日本不動産学会誌』第13巻第2号、72-81頁。

(黒川 太/東京大学大学院経済学研究科博士課程)

『大都市圏住宅需給実態調査VI』

本研究は、建築計画概要書の閲覧によってデータを収集し、行政区別・時系列データとしてストックしているものである。平成7年度を初年度として首都圏で継続していたが、平成11年度からは近畿圏のデータも収集している。今回集計の対象としたものは、平成12年4月1日より平成13年3月31日の間に建築確認申請が行なわれた、居住用部分を含むすべての建築物である。

今年度集計されたデータは、首都圏が15万8245件（埼玉県3万6119件、千葉県2万9745件、東京都4万8899件、神奈川県4万3482件）、近畿圏が5万4858件（京都府1万682件、大阪府3万1896件、兵庫県7169件、奈良県5111件）の合計21万3103件である。件数だけみると、首都圏で前年度より3372件減少しているのに反し、近畿圏

では2705件の増加となっており、地域により住宅の建築動向が異なっている。

主な調査項目は、①行政区別の建築棟数と総延べ床面積、②個人持ち家の建替え、住み替え状況、③戸建て住宅における企業別施工実績である。

首都圏においては、新築住宅の棟数が減少したうち、戸建て住宅が2567棟減と一番大きいのが、このうち千葉県1515棟、埼玉県181棟、神奈川県1029棟それぞれ減っているのに反し、東京都だけは逆に158棟増えている。

個人が建築主の専用户建て住宅が全体の戸建て住宅に占める持ち家比率は、昨年の64.3%から減少し59.6%となっている。都県別に見ても、それぞれ対前年比2.5～7%程度下がっている。

戸建て住宅の施工者の市場占拠率をみると、施工者の数は昨年よ

り15%以上増加して1万3346社となっており、「未定ほか」を除いた最上位10社のシェアは26.8%から24.5%に低下している。

近畿圏においては新築住宅棟数が2705棟増加しているが、前年実績との対比でみると、大阪府の4863棟増加に対し、兵庫県では2469棟の減少と、きわめて大きな格差がみられた。

戸建て住宅の持ち家比率をみると、前年度の65.7%から60.8%へと減少しており、首都圏と同じような傾向を示している。

施工者の市場占拠率は、最上位10社のシェア23.5%、上位1000社のシェア73.0%と首都圏とあまり変わりがないが、年間1棟建築の実績しかない企業が54.7%を占めており、このグループでの市場シェアは9.6%にしかっていない。

編集後記

今年の夏は猛暑のためか、蟬の鳴声も途絶えがちで、晩夏に鳴くあのつくつく法師の声も聞かれずじまいでした。もう、線路脇の空き地には穂を垂れたネコジャラシの群れが風に揺られ、よく晴れた秋空の彼方には富士山を眺められる季節がやってきました。その姿はいつもと変わりありませんでしたが、今年はその少し形が崩れ、噴煙をたなびかせる富士山を想像してしまいます。

昨秋、富士山で深部低周波地震の頻発が観測され、今年6月には初の

火山総合防災訓練が地元山梨で行なわれたことを知らされてからは、そこに今までと違う活火山を感じ、緑豊かなこの日本列島の地中深くに潜む巨大な力を思わずにいられないのです。休火山や死火山という言葉はもう大分前から使われていないようですが、富士山は活火山であって、しかも若い火山だといわれてみると、長い歴史の中で形づくられてきた富士山の印象が改革されるような気がします。《聖域なき改革》の流れの中でこの秋もやがて酣です。(M)

編集委員

委員長——八田達夫
委員——金本良嗣
瀬古美喜
吉野直行

季刊 住宅土地経済

2001年秋季号（通巻第42号）

2001年10月1日 発行

定価（本体価格715円＋税）送料180円

年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行—（財）日本住宅総合センター

東京都千代田区麹町5-7

紀尾井町TBR1107 〒102-0083

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)