

借地借家法改正後の居住形態 選択と経済厚生の変化

条件付きロジット・モデルによる分析

瀬古美喜・隅田和人

はじめに

2000年3月に借地借家法が改正された。この改正により、定期借家権が導入され、新たな契約形態の借家が誕生した。この定期借家権は日本の賃貸住宅市場に影響する問題を解決するために導入された。日本の賃貸住宅は、その狭さで有名である。1968年と2003年の間に、持ち家の平均床面積は42.5%増加しているが、借家の場合には28.3%に過ぎない。

借地借家法により借家の大きさが小さくなっていると指摘している研究もある。その理由として、借手が信頼に足るかを知ることが難しいこと、極端な状況以外では借手を追い出すことが難しいことがあげられる。このように家主が借家の賃貸にリスクを感じているため結果として、家主は小規模な住宅を高い回転率の期待される独身者や小家族に貸し出すようになったのである。さらに、家主の借家への影響を制限するような借手の法的保護のために、家主は、借家の供給・保守点検をしたがらなくなったとも考えられる。

次に、この定期借家導入の経緯の概要をまとめておく。戦時中の1939年に、借家人を保護する目的で地代家賃統制令が作られ、新規家賃と契約更新時の家賃である継続家賃を同じ水準に統制した。しかし借家契約の更新を拒否する家主が増加したために、賃貸契約更新拒否の増加への対応として、1941年に借地借家法が改正され、正当事由のある場合のみ更新拒否をできる

正当事由条項が設けられたのである。この条項により借家人は、借家更新の権利と据え置かれる継続家賃のために強い法的保護を受けてきた。その結果として、家主が借家人を退去させること、現在の借家人に対する新規契約家賃（以後、新規家賃）を超える家賃の値上げは許されなくなったのである。

この正当事由により、新規家賃は借家市場で自由に決定されるが、その後の家賃の値上げは、借家人が了承しない場合には、法的に争わなければならないようになったのである。法廷で認められる契約更新家賃は、通常、市場家賃よりも低い。市場家賃が上昇していた1980年代後半のバブル期には、このことが特に該当する。家主は、借家人との契約が終了したとき、法廷に認めさせるような正当事由の存在を証明せずには、家賃契約を更新する権利を所持していないのである。

さらに家主は、正当事由を証明せずには現在の借家人を退去させることはできない。そして、法廷が正当事由を認め、家主に有利な判決を下すことは稀なので、借家人は実際には、同じ借家に無制限に住み続けることが可能なのである。

このようにして借地借家法は、1941年以降、借家人に家主の意思による立ち退き要求に対する強力な法的保護を与え、法の下での家賃統制を作り出した。第2次世界大戦直後の極度な住宅不足と貧困の拡大していた時期には、この法律は、社会の安定と調和を作り出す役割を果たしていたが、現在の状況は大きく変化している。借地借家法の意図せざる帰結、そして望ましか



せこ・みき
1948年神奈川県生まれ。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。現在、慶應義塾大学経済学部教授。著書：『金融危機とマクロ経済——資産市場の変動と金融政策・規制』（共編著、東京大学出版会、近刊）ほか。



すみた・かずと
1973年神奈川県生まれ。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程単位取得退学。博士（経済学）。現在、金沢星稜大学准教授。論文：『住宅価格変動の計量経済分析——バブル後の住宅価格変動と住宅政策』（博士論文）

らざる帰結の一つは、狭い小さな借家の普及なのである。

この問題に答えるために、2000年3月に借地借家法が改正された。この改正により、日本の住宅市場に第3の選択肢となる定期借家が導入されることになった。

一般借家と定期借家の本質的な差は、賃貸契約におけるリスク構造の違いを反映している。一般借家契約は家賃が固定されているので、家賃収入のリスクはない。しかし、上述のように、家主には好ましからざる借家人に居座られるリスクがある。このような借家人がとどまり続けると、マンションのような複数の借家からなる建物の場合、他の借家人に対する魅力を低下させ、建物全体としての資産価値を低下させることになる。

一方、定期借家契約は、これらのリスクを家主の計算に含めることができる。この法律の改正により、家主は、市場の状態に合わせ家賃を上げることができるようになった。そして長期の契約を結ぶことも可能になった。さらに家主は、望ましからざる借家人に居座られるというリスクから解放されている。しかし、家主にとっての定期借家契約の欠点は、借家人による契約の解除をいつでも認めていることである。

また、この借地借家法の改正には、政策立案者による、質の高い大型の賃貸住宅の供給を増加させるという意図が反映されている。彼らは、家主が、もし法廷による家賃統制が存在しなければ、新たな大型の借家を供給するだろうと推測したのである。

本稿の目的は、この借地借家法の改正の影響

を検討することにある。家計が3種類の居住形態、すなわち持ち家、一般借家、定期借家の中から、どのようにして居住形態を選択しているのかを分析し、この分析を基に、定期借家の導入が3居住形態別の家計の経済厚生に与えた影響についても検討する。

本研究は三つの特徴を持っている。第1に、日本のデータを基に、定期借家を選択肢に含めた初めての居住形態選択分析であることである。そしてサンプル・セレクションの問題に対しても注意深く対応し、分析結果から定期借家を導入した場合の補償変分も求めている点である。

一般借家と定期借家の違いは、契約期間の長さや家賃の水準に反映される。第2の特徴はこのような違いを反映させた価格変数を作成し、居住選択モデルを推定し、期待される符号を持つ有意な推定結果を得たことである。この結果は、3居住形態の中での、異なる住宅属性の重要性を反映していると考えられる。

第3に、この研究は、慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey: KHPS）を利用していることである。KHPSは、家計と住宅属性に関して豊富な情報を有している。このデータには、特に定期借家に関する質問項目が記載されているため、KHPSの利用により3選択肢間の居住形態選択を分析できるようになったのである。

本章の構成は次のようになっている。1節で、データといくつかの記述統計量について述べ、2節で居住形態選択の推計モデルを示し、3節で推定結果について議論する。4節では、借地借家法の改正による経済厚生について議論する。

5節で結論を述べる。

1 データとその記述統計量

この節では、分析に用いたデータ・セットと、3居住形態に関するいくつかの記述統計量を提示する。データは、前述のKHPSから抽出されたものである。KHPSの長所は、3居住形態に関する世帯の特徴を示す所得、世帯人員数のみでなく、住宅属性に関するデータも利用できることである。特に、2種類の借家に関する豊富な情報も利用できることが利便な点である。

このKHPSの第1波、第2波、そして第3波のデータを使用して、現居住世帯に入居したときの住宅と家計に関する次のような情報を集めた。居住形態、床面積、築年数、部屋数、世帯主年齢、所得、そして世帯人員数である。

分析対象とした標本は、2000年3月以降に現住居に入居した世帯（以降、転居世帯）に限定している。分析に必要な2000年3月以降から2002年までの情報は、KHPSの調査開始前の情報であるが、第2回KHPSにおいて、現住居に入居した時点での情報が調査されているので、それを利用する。2003年以降に現住居に入居した世帯に関する情報は、KHPSの3年分のデータから利用できる。

また、転居世帯のみを分析対象とした理由も述べておく。居住形態選択に関する研究では、居住形態選択分析には全サンプル、すなわち転居(mover)サンプルと継続居住(stayer)サンプルを使用すべきだという研究がある。なぜならば、転居世帯の中には、仕事の理由などで転居しやすい世帯が含まれるため、推定の際にサンプル・セレクションの問題が生じる可能性がある。また、これら転居世帯の転居時の家族構成などの情報は、均衡における住宅消費（例えば子供の成長時の住宅消費など）を表していないと考えられるためである。

しかし、分析に使うデータでは、2000年から2002年の継続居住世帯に関する情報を利用できない。そこでKHPSで利用可能な2000年3月

表1—2000年3月から2006年1月までの世帯転居に関する推移行列

	持ち家	一般借家	定期借家	合計
(a) 2000\2001				
持ち家	271 0.968	6 0.021	3 0.011	280 1.000
一般借家	21 0.078	244 0.910	3 0.011	268 1.000
定期借家	15 0.099	10 0.066	127 0.836	152 1.000
合計	307 0.439	260 0.371	133 0.190	700 1.000
(b) 2001\2002				
持ち家	312 0.960	8 0.025	5 0.015	325 1.000
一般借家	23 0.082	253 0.900	5 0.018	281 1.000
定期借家	8 0.056	10 0.069	126 0.875	144 1.000
合計	343 0.457	271 0.361	136 0.181	750 1.000
(c) 2002\2003				
持ち家	357 0.957	13 0.035	3 0.008	373 1.000
一般借家	18 0.062	262 0.907	9 0.031	289 1.000
定期借家	12 0.078	11 0.071	131 0.851	154 1.000
合計	387 0.474	286 0.350	143 0.175	816 1.000
(d) 2003\2004				
持ち家	407 0.967	8 0.019	6 0.014	421 1.000
一般借家	24 0.078	277 0.905	5 0.016	306 1.000
定期借家	15 0.099	6 0.040	130 0.861	151 1.000
合計	446 0.508	291 0.331	141 0.161	878 1.000
(e) 2004\2005				
持ち家	441 0.969	7 0.015	7 0.015	455 1.000
一般借家	27 0.090	271 0.903	2 0.007	300 1.000
定期借家	2 0.013	6 0.039	145 0.948	153 1.000
合計	470 0.518	284 0.313	154 0.170	908 1.000

注) 上段はカテゴリーに属す世帯数を示す。下段は各カテゴリーの全体に占める割合を表す。これらの数値は欠損値を除く前のデータに基づいている。

表2—変数定義

変数名	定義
TENURE (住宅属性)	0：持ち家, 1：一般借家, 2：定期借家
PRICE	持ち家価格（地価+建物価格） 単位：1万円、2000年実質
PRICEHAT	PRICEの予測値
GRENT	一般借家家賃 単位：1万円、2000年実質
GRENTHAT	GRENTの予測値
FRENT	定期借家家賃 単位：1万円、2000年実質
FRENTHAT	FRENTの予測値
RELAP1	相対価格 GRENTHAT/PRICEHAT
RELAP2	相対価格 FRENTHAT/PRICEHAT
HAGE	築年数
ROOMS	部屋数
NOREPAIR (世帯属性)	1：無修理, 0：それ以外
PINCOME	恒常所得 単位：1万円、2000年実質
AGE	現住居入居時の世帯主年齢
HMONTH	現住居での居住期間 単位：月
CMONTH	定期借家契約の期間 単位：月
FMEMBER	現住居入居時の世帯人員数
KID	1：子供のいる世帯, 0：それ以外
GRANDPA	1：両親（片親の場合も含む）と居住している, 0：世帯それ以外
PLAN	1：5年以内に住宅購入の予定のある世帯, 0：それ以外
NEWPLACE	1：他県からの転居, 0：それ以外
MARRIED	1：世帯主が既婚の世帯, 0：それ以外
HFEMALE	1：世帯主が女性, 0：それ以外
OFFICIAL	1：世帯主が正規雇用, 0：それ以外
MANAGE	1：世帯主が管理職, 0：それ以外
BIGFIRM	1：世帯主が従業員数1000以上の企業に勤務, 0：それ以外
COLLEGE	1：世帯主が大卒, 0：それ以外
(地域)	
HOKKAIDO	1：北海道, 0：それ以外
TOHOKU	1：東北地方, 0：それ以外
KANTO	1：関東地方, 0：それ以外
CHUBU	1：中部地方, 0：それ以外
KINKI	1：近畿地方, 0：それ以外
CHUGOKU	1：中国地方, 0：それ以外
SHIKOKU	1：四国地方, 0：それ以外
KYUSHU	1：九州地方, 0：それ以外
(転居時点)	
YRST2000－ YRST2005	1：2000年から2005年の間に転居した世帯, 0：それ以外

以降に現住居に入居した転居サンプルのみを利用して分析を行なうことにしたのである。ただし、転居サンプルを用いて分析する際の注意点として、次の情報を利用している。すなわち恒常所得、賃貸と比較した持ち家の相対的費用、同一都市圏内での転居か否かなどの情報を分析に用いている。

表1は、2000年3月から2006年1月までに現住居に転居した世帯の推移行列である。表側が

t年の、表頭がt+1年の居住形態を示している。t+1年の3居住形態の全体に占める割合を見ると（表側、合計欄）、どの年も約50%の世帯が持ち家に居住していることがわかる。一般借家を選択している世帯の割合は、毎年0.31から0.37の間を推移している。そして定期借家を選択している世帯の割合は0.16から0.19の間を推移している。

世帯の居住形態選択行動を説明するために、

表3 一各変数の平均値

変数	持ち家	一般借家	定期借家	平均値の差の検定：帰無仮説		
	μ_0	μ_1	μ_2	$\mu_0 = \mu_1$	$\mu_0 = \mu_2$	$\mu_1 = \mu_2$
(住宅属性)						
PRICE ^{a)}	3016.12					
GRENT ^{b)}		7.24				
FRENT			6.13			
PRICEHAT	2894.17	2225.07	2123.84	**	**	n
GRENT ^{b)} HAT	12.40	6.93	6.37	**	**	*
FRENT ^{b)} HAT	6.48	6.14	6.13	**	*	n
RELAP1	0.004	0.003	0.003	***	***	n
RELAP2	0.002	0.003	0.003	***	***	n
HAGE	6.9	12.4	14.5	***	***	n
ROOMS	5.2	3.4	2.9	***	***	**
NOREPAIR	0.85	0.72	0.65	***	**	n
(世帯属性)						
PINCOME	653.89	547.50	521.94	***	***	n
AGE	38.9	34.4	32.5	***	***	n
FMEMBER	3.7	2.7	2.3	***	***	*
MARRIED	0.93	0.82	0.53	***	*	***
KID	0.74	0.46	0.35	***	***	n
GRANDPA	0.15	0.00	0.03	***	***	***
HMONTH	32.5	31.2	29.1	n	*	n
CMONTH			36.8			
PLAN	0.01	0.02	0.06	n	n	n
NEWPLACE	0.004	0.020	0.042	n	n	n
(地域ダミー変数)						
HOKKAIDO	0.05	0.07	0.07	n	n	n
TOHOKU	0.05	0.05	0.03	n	n	n
KANTO	0.38	0.32	0.49	n	n	**
CHUBU	0.14	0.11	0.11	n	n	n
KINKI	0.22	0.23	0.08	n	n	***
CHUGOKU	0.05	0.03	0.03	n	n	n
SHIKOKU	0.05	0.04	0.03	n	n	n
KYUSHU	0.06	0.16	0.17	***	**	n
(時点ダミー変数)						
YRST2000	0.20	0.13	0.14	*	n	n
YRST2001	0.19	0.21	0.19	n	n	n
YRST2002	0.19	0.26	0.18	n	n	n
YRST2003	0.25	0.29	0.28	n	n	n
YRST2004	0.11	0.07	0.10	n	n	n
YRST2005	0.06	0.04	0.11	n	n	*
N	271	149	72			

注) 観測値の数 N は欠損値を削除後の値。a) 観測値の数 220。b) 観測値の数 145。平均値の差の検定は、分散の差を考慮した場合の Welch の検定である。有意水準：***: 1%, **: 5%, *: 10%, n: 有意でない場合。

複数の説明変数が用いられている。これらの変数とその定義は表2にまとめられており、記述統計量は表3にある。これらの変数は大きく二つに分類できる。すなわち、住宅属性を示す変数と世帯属性を示す変数である。

住宅属性に関する変数の記述統計量は、表3の上部にまとめられている。

表3から、持ち家の平均住宅価格 (PRICE) は3016万1200円であり、一般借家の平均家賃は月額7万2400円であり、定期借家の平均家賃は月額6万1300円だった。一般借家家賃は、定期借家家賃よりも高い。

住宅の規模を示す変数として、部屋数 (ROOMS) を用いている。持ち家の平均部屋

数は5.2部屋であり、一般借家は3.4部屋、定期借家は2.9部屋であった。これらの平均の差は有意である。特に持ち家は2種類の借家よりも大きいことがわかる。定期借家を見てみると、より広い借家の供給を増やそうとする目的は達成されていないように見える。しかし法改正後、まだ間もないので住宅供給の影響について述べるには、早急に過ぎるのであろう。

二つの借家の平均築年数（HAGE）の差は有意ではなかったが、一般借家の築年数が12.4年であるのに対して、定期借家は14.5年だった。これに対して、持ち家は6.9年と比較的新しかった。このような二つの借家の築年数の比較から、定期借家の供給は、一般借家の転換により行なわれたことが推測される。しかし、現在では、借地借家法は、すでに契約をしている借家に関しては、一般借家から定期借家へ転換することを禁じている。このため、家主は、新たな借家を建設するのではなく、古い持ち家を定期借家として供給していると推測される。

後述の居住形態選択モデルでは、各住居属性変数を表すために、ヘドニック価格モデルの予測値を使用する。ヘドニック価格モデルは次のように表される。

$$\text{PRICE} = f(\text{HAGE}, \text{ROOMS}, \dots) \quad (1)$$

$$\text{GRENT} = g(\text{HAGE}, \text{ROOMS}, \dots) \quad (2)$$

$$\text{FRENT} = h(\text{HAGE}, \text{ROOMS}, \dots, \text{CMONTH}) \quad (3)$$

(1)式は、持ち家住宅価格のモデルであり、(2)式は一般借家家賃のモデルである。そして(3)式は定期借家家賃のモデルである。最後のモデルだけには、定期借家契約における契約期間の長さを示す変数 CMONTH が含まれている。これは、一般借家は契約期間が無限で確定していないのに対して、定期借家は契約期間が確定しているという違いを明確にするためである。長期契約が契約期間を固定することにより市場リスクを減らす場合には、CMONTH の係数は、正の符号条件を持つことが予想される。

これらのヘドニック・モデルの推定結果を得た後に、すべての世帯に対して、3種類の予測

住宅価格を求める。持ち家価格の予測値は PRICEHAT である。これらの値は持ち家サンプルに対してのみに計算するのではなく、二つの借家サンプルに対しても計算している。借家サンプルの場合には、持ち家価格の予測値は、借家世帯が住んでいる借家を購入した場合の価格を示している。同様に、一般借家の予測家賃と、定期借家の予測家賃も計算されており、それぞれ GRENTHAT と FRENTHAT と記している。

FRENTHAT を計算するときには、契約期間 CMONTH に関する情報を利用する必要がある。この変数は、持ち家と一般借家については、契約期限が存在しないために、この情報を用いることはできない。そこで、これら二つの居住形態に関しては、現住居に転居後の居住期間 HMONTH を代わりに利用している。

このようにして求められた GRENTHAT と FRENTHAT とを PRICEHAT で割ることにより、相対価格を求めている。この相対価格は持ち家の資本コストを示していると解釈できる。RELAP1は一般借家家賃と持ち家価格との間の相対価格であり、RELAP2は定期借家家賃と持ち家価格との間の相対価格である。これらの相対価格を居住形態選択モデルの推定に利用する。

世帯属性関連の記述統計量は表3の中ほどにまとめられている。

現住居に入居時の恒常所得の年間額は、入居時点の年間所得を、世帯主の属性である年齢や職場での地位などを示す変数に回帰して求めている。この回帰式からの予測値を2000年基準の消費者物価指数で除すことにより実質化している。また入居時点の所得が欠損値の世帯についても推定結果から恒常所得の予測値を求めている。このようにして求めた予測値を入居時点における実質恒常所得 PINCOME としている。持ち家世帯の平均恒常所得は653万8900円であり、他の二つの借家世帯に比べて有意に高くなっている。一般借家世帯は547万5000円、定期

図1 一世帯主年齢別、3居住形態別ヒストグラム

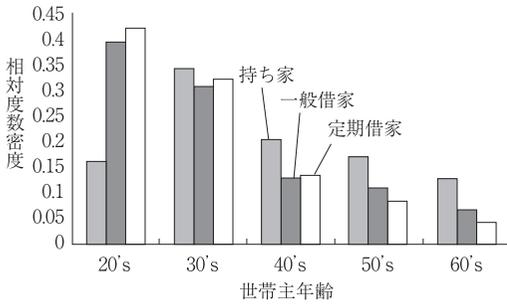
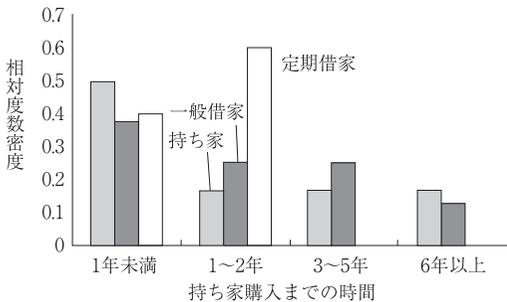


図2 持ち家購入予定年数別、3居住形態別ヒストグラム



借家世帯は521万9400円である。ただし、これら借家間の差は有意ではなかった。

持ち家に居住している世帯主の平均年齢は38.9歳であり、二つの借家世帯の世帯主平均年齢よりも有意に高くなっている。一般借家世帯の世帯主平均年齢は34.4歳であり、定期借家世帯の世帯主平均年齢は32.5歳であった。借家世帯間の世帯主平均年齢の差は有意ではなかった。世帯主年齢の3居住形態別のヒストグラムが図1にある。この図から世帯主が20代の家計は借家を選択し、世帯主が30代以降の世帯は持ち家を選択する傾向が見て取れる。

人口関連変数については、世帯人員数の多い世帯は持ち家を選択する傾向があることがわかる。持ち家世帯の平均世帯人員数は3.7人であり、3居住形態の中でもっとも多い。一般借家の場合は2.7人であり、定期借家世帯の場合は2.3人である。これらの差は有意であり、一般借家世帯の平均世帯人員数のほうが、定期借家世帯よりも多いことがわかる。また、持ち家世帯の93%が既婚であり、74%の世帯に子供がおり、15%の世帯が親と居住していた。一般借家

世帯については、82%が既婚であり、46%の世帯に子供がおり、親と同居している世帯はいなかった。定期借家世帯については、53%が既婚であり、35%が子供を持ち、3%の世帯が親との同居世帯であった。

定期借家世帯の特徴として、今後5年以内に持ち家を購入しようとしている世帯が高い割合を示していることがある。これは変数 PLAN からわかる。持ち家購入予定の6%が定期借家を選択している。対応する値について、持ち家世帯の場合は1%、借家世帯の場合は2%である。図2は、持ち家購入までの計画年数を3居住形態別にヒストグラムで表したものである。これより1年から2年以内に購入予定の世帯は、定期借家を集中して選択しており、3年以上になる場合には一般借家を選択していることがわかる。これは借家に生活している期間が短い場合には、頭金の貯蓄が不十分であるためと考えられる。

2 推計モデルの定式化

世帯の居住形態選択行動を説明するために、3選択肢の条件付ロジット・モデルを用いた。 U_i^* を、第j居住形態を選択することにより得られる最大化された第i世帯の効用関数とする。このとき、第i世帯が第j居住形態を選択する確率は次のように表される。

$$P_i(j) = \text{Prob}(U_i^* > U_i^k) \text{ for } j \neq k \quad (4)$$

さらに効用関数の誤差項が独立・均一に、極値分布に従うと仮定すると、条件付ロジット・モデルと呼ばれる次式が導かれる。

$$P_i(j) = \frac{\exp(\alpha Z_j + \alpha_{1j} Y_i + \delta_j' S_i)}{\sum_{j=0}^2 \exp(\alpha Z_j + \alpha_{1j} Y_i + \delta_j' S_i)} \quad (5)$$

ここで、 Z_j は第j居住形態の相対価格を示し、 Y_i は第i世帯の実質所得を示す。 S_i は第i世帯の人口学的変数を示す。

3 推定結果

ヘドニック価格モデルの推定結果

ヘドニック価格モデルの推定結果は表4にま

表4—ヘドニック価格モデルの推定結果

従属変数	PRICE		GRENT		FRENT	
変数変換	Box-Cox ($\gamma=0.3$)		対数		Box-Cox ($\gamma=0.51$)	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
λ	-0.957	-0.51	-0.181	-1.15	0.537	1.40
HAGE	-0.306	-6.23***	-0.022	-5.40***	-0.019	-2.09**
ROOMS	0.816	1.75*	0.140	3.24***	0.232	1.66+
NOREPAIR	0.362	0.33	0.014	0.17	0.378	1.78*
YRST2000	(reference)		(reference)		(reference)	
YRST2001	-0.393	-0.40	0.162	1.20	0.969	2.12**
YRST2002	-0.627	-0.60	0.164	1.34	2.334	2.88***
YRST2003	-1.173	-1.15	0.165	1.31	2.847	2.67**
YRST2004	-0.292	-0.27	0.102	0.48	3.407	2.38**
YRST2005	-1.188	-0.70	0.199	0.90	2.891	2.81***
HOKKAIDO	-3.671	-2.45**	-0.186	-1.00	-1.174	-2.76***
TOHOKU	-4.534	-2.41**	-0.309	-2.17**	-0.484	-0.71
KANTO	(reference)		(reference)		(reference)	
CHUBU	-2.236	-2.21**	-0.213	-1.87*	-0.828	-2.91***
KINKI	-0.983	-1.29	-0.085	-0.86	-0.065	-0.16
CHUGOKU	-3.466	-1.87*	-0.653	-2.07**	-1.222	-3.26***
SHIKOKU	-1.783	-1.38	-0.344	-3.47**	-0.238	-0.33
KYUSHU	-6.395	-5.25***	-0.260	-2.48*	-0.800	-4.23***
CMONTH					0.083	3.15***
定数項	31.547	10.73***	1.446	7.18***	-1.247	-0.87
N	220		145		72	
s	4.0735		0.369		0.573	
AdjR-sq	0.3861		0.444		0.551	
定式化検定						
検定	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値
LM het.	0.564	0.453	0.766	0.381	0.462	0.50
JB	39.895	0.000	6.082	0.048	36.705	0.00
RESET	0.114	0.736	1.129	0.290	3.691	0.06
LR ^{a)}	73.9	0.000	115.507	0.000	3.967	0.046
LR ^{b)}	23.277	0.000	2.399	0.121	3.856	0.050

注) 標準誤差は不均一分散一致標準誤差 (Type 3) である。有意水準: ***; 1%, **; 5%, *; 10%, +; 15%。a) は $H_0: \gamma = 1$ (linear) vs. $H_1: \gamma \neq 1$ の尤度比検定の結果 b) は $H_0: \gamma = 0$ (log) vs. $H_1: \gamma \neq 0$ の尤度比検定の結果である。

とめられている。各居住形態に対して、3種類のモデルを推定した。すなわち、線形モデル、半対数線形モデル、そして Box-Cox モデルである。Box-Cox モデルでは、被説明変数 y_{ij} は次のように変形されている。

$$(y_{ij}^{\gamma_j} - 1) / \gamma_j \quad (i=1, \dots, N, j=0, 1, 2)$$

ここで γ_j は Box-Cox 変換パラメータを表しており、集中対数尤度関数を最大にする γ_j をグリッド・サーチにより求め、この変換パラメータを所与として、係数推定値など他のパラメータを OLS 推定している。この方法は、 γ_j と

係数推定値の同時推定で生じる真の分散共分散行列を過小推定する問題、検定結果が被説明変数 y の単位に依存する問題を回避できる簡便な方法である。

推定されたモデルの中で、最も良いモデルを定式化の検定と Box-Cox モデルを利用した(対数)線形性の尤度比検定 (LR) から判断している。定式化のチェックのために、3種類の定式化検定を行なっている。まず、均一分散の仮説については、LM 検定統計量 (LM het.) を計算している。正規性の仮定については、検

表5 一構造型条件付ロジット・モデルの推定結果

	パラメータ	推定値	標準誤差	z 値
RELAP (一般借家)	a	-3.121	0.534	-5.85***
PINCOME	a_{11}	-0.002	0.001	-3.60***
FMEMBER	δ_{11}	-0.657	0.108	-6.11***
MARRIED	δ_{12}	-0.154	0.354	-0.44
NEWPLACE	δ_{13}	2.631	0.911	2.89***
PLAN	δ_{14}	0.129	0.676	0.19
HMONTH (定期借家)	δ_{15}	-0.007	0.008	-0.90
PINCOME	a_{12}	-0.002	0.001	-2.59**
FMEMBER	δ_{21}	-0.682	0.138	-4.94***
MARRIED	δ_{23}	-1.534	0.364	-4.21***
NEWPLACE	δ_{22}	3.930	0.959	4.10***
PLAN	δ_{24}	1.040	0.660	1.58+
HMONTH	δ_{25}	-0.004	0.010	-0.38
N		492		
Log L		-400.545		

注) 有意水準: ***: 1%, **: 5%, *: 10%, +: 15%

定統計量 (Jarque and Bera, JB) を求めている。最後に一般的な定式化検定として、検定統計量 (RESET) を計算している。

表4には、これらの定式化検定の結果と、(対数) 線形の尤度比検定の結果より選択されたモデルの推定結果がまとめられている。持ち家価格については Box-Cox モデルが、一般借家に関しては半対数モデルが、そして定期借家に関しては Box-Cox モデルが選択されている。

全体として、モデルの当てはまりは良好である。定期借家家賃モデルに関しては、予想された符号条件を持ち、有意となっている。契約期間 (CMONTH) の係数は正で有意となっている。つまり契約期間が延びると家賃は上昇する傾向が見られる。さらに、時点ダミー変数の推定結果からは、定期借家家賃は、2000年時点よりも家賃が上昇していることがわかる。これに対して、一般借家家賃は変化していないことがわかる。この違いは、前者が市場家賃を反映しやすいのに対して、後者は、借地借家法存在のために、家賃が上がりにくいことを反映しているためと考えられる。

条件付ロジット・モデルの推定結果

構造型条件付ロジット・モデルの推定結果は

表6 一居住形態選択確率への弾力性推定結果

変数	持ち家	一般借家	定期借家
PRICE	-1.402***	1.719***	1.719***
GRENT	0.036***	-0.083***	0.036***
FRENT	0.012***	0.012***	-0.073***
PINCOME	0.578***	-0.744***	-0.633*
FMEMBER	0.949***	-1.138***	-1.217***
MARRIED	0.225*	0.096	-1.060***
NEWPLACE	-0.019***	0.018**	0.036***
PLAN	-0.004	-0.001	0.019+
HMONTH	0.817	-0.866	-0.159

注) これらの値は平均値で評価されている。有意水準: ***: 1%, **: 5%, *: 10%, +: 15%

表7 一無関係な選択肢からの独立性 (IIA) の検定

Hausman 統計量	0.87
カイ2乗分布の臨界点 (d.f.= 7, 5% level)	14.07

注) この値は、定期借家世帯を除いた標本により計算した。

表5にまとめられている。この推定結果に対応する各係数から計算される弾力性は表6にある。これらの弾力性は第j居住形態の第k変数が1%変化したときに第j居住形態を選択する確率の変化を測っている。

このモデルの推定では、次の変数が使用されている。相対価格 (RELAP)、実質恒常所得 (PINCOME)、世帯人員数 (FMEMBER)、世帯主の結婚の状態 (MARRIED)、他の都道府県からの転入 (NEWPLACE)、5年以内に持ち家を所有する計画のある世帯 (PLAN)、現住居での居住期間 (HMONTH) である。ただし、ここでは既存研究で重要な変数として使用されている世帯主年齢 (AGE) は使用されていない。これは世帯主年齢が実質恒常所得を求める回帰式ですでに高度に有意となる重要な変数として使用されており、実質恒常所得と世帯主年齢との高い相関から生じる多重共線性の問題を回避するためである。

条件付ロジット・モデルには、無関係な選択肢からの独立性 (Independence of Irrelevant Alternatives: IIA) を満たすという条件がある。この条件が満たされているか否かを Hausman and McFadden の方法により検定した。この検定では、定期借家を選択した標本を除いたモデ

ルを推定し、得られた一般借家に関連するパラメータ推定値が、定期借家を含んだ場合の一般借家に関連するパラメータ推定値と比較したときに、差があるか否かを検定する。この検定の結果は表7にあり、得られた統計量の値は0.87であり、IIAの仮定を棄却することはできないので、IIAの仮定は満たされており、定期借家は独立した第3の居住形態と市場で見なされていると判断できる。

次に居住形態選択モデルの推定結果を議論する。相対価格(RELAP)の係数は、予想どおり負で有意である。表6にある選択確率の価格弾力性は、自己弾力性は負、交差弾力性は正で、すべて1%水準で有意となっている。これより3つの居住形態は互いに代替財であることがわかる。また持ち家の自己弾力性は-1.402であり、Börsch-Supan, Heiss and Seko (2001) (以後BHS)の結果-0.41から0 (Table VIII, Japan/Own case)よりも弾力的である。また、持ち家選択のための一般借家家賃弾力性は0.036であり、持ち家選択のための定期借家家賃弾力性は0.05から0.59であった。BHSの持ち家選択の家賃弾力性は0.05から0.59であった (Table VII, Japan/Own case)。

ここで持ち家の選択確率への価格弾力性がBHSよりも大きな理由を考察する。一つの理由としてBHSの分析は既婚世帯に限られていることをあげることができる。既婚世帯が求める家族向けの広い住宅は持ち家に多いので、BHSの持ち家価格弾力性は低くなると考えられる。これに対して、ここでの分析には、既婚世帯のみならず、単身世帯も含まれているので、結果として、持ち家選択の弾力性は高くなっていると考えられる。また、定期借家が新たな選択肢として加わったために、持ち家需要が価格弾力的になった可能性もある。これらの点については、持ち家住宅サービス需要関数の推定を行なうなど、さらなる検討が必要である。

次に、実質恒常所得の係数についてである。一般借家・定期借家に関するこれらの係数は、

共に予想されるとおり負の符号を持ち、一般借家では1%水準で、定期借家では5%水準で有意である。持ち家選択の所得弾力性は0.578であり、この値は、BHSの結果0.27から0.51 (Table VI, Japan / Own case)、よりも大きくなっている。一般借家選択確率の所得弾力性は-0.744であり、定期借家選択確率の所得弾力性は-0.633であった。

世帯人員数(FMEMBER)の係数は、二つの借家の場合で、有意に負であった。これより世帯人数が増加すると、持ち家を選択する傾向が見られることがわかる。また既婚世帯を示すダミー変数(MARRIED)の係数は、二つの借家とともに負であるが、定期借家のみで有意であった。これは既婚世帯が定期借家を選べる傾向があることを示している。既婚世帯は、退去のリスクが少なく、家賃の安定した一般借家に住むことを好むためと考えられる。

他県からの転居を示すダミー変数(NEW-PLACE)の係数も、二つの借家とともに正で有意である。特に定期借家に関する係数と弾力性は大きな値を示している。他県からの転居者は転居先の住宅情報に詳しくないので、転居先での最初の居住期間を、仕事に慣れ、住環境の情報を得るための準備期間と考えているために、これらの世帯は、借家、特に定期借家を選択する傾向が強いと考えられる。

他の変数として、持ち家購入計画あり世帯を示すPLANと居住年数HMONTHは定期借家の特徴を捉えるために使用されている。PLANについて推定結果から定期借家に関する係数は15%水準ではあるが、有意であり、5年以内に持ち家を購入する計画のある世帯は定期借家を選択する傾向が見られる。また、HMONTHは長くなるほど借家を選択しなくなると考えられるので、負の符号を示してはいるが、有意ではなかった。

以上の結果をまとめると、三つの居住形態の価格から作成された相対価格は有意であることから、居住形態の違いが反映された価格情報が、

居住形態を選択する際に重要な役割を果たしていることがわかる。恒常所得変数も負で有意であり、高所得世帯ほど持ち家を選択し、一般借家・定期借家への選択確率は低下する傾向が見られた。定期借家を選択する世帯は、世帯人員数が少ない世帯、他県からの転居世帯、結婚をしていない世帯主による世帯、5年以内に持ち家購入予定世帯であった。

4 借地借家法の改正による経済厚生の変化

この節では、借地借家法の経済厚生の変化を分析するために、広く使われている経済厚生の尺度である補償変分を求めている。計算に必要な費用変数のパラメータとして相対価格の係数 α を用い、定期借家の導入に伴う補償変分を計算する。補償変分の期待値は次式ようになる。

$$E(CV) = \frac{1}{-\alpha} [\log(\sum_{j=0}^2 \exp(\alpha Z_j + \alpha_{1j} Y_1 + \alpha'_{2j} S_j)) - \log(\sum_{j=0}^1 \exp(\alpha Z_j + \alpha_{1j} Y_1 + \alpha'_{2j} S_j))] \quad (6)$$

ここで α は価格が1単位増加したときの限界効用を示す。マイナスの符号は、 α を正にするためである。 $1/(-\alpha)$ は、限界効用1単位当たりの金額となっている。

そして $\alpha Z_j + \alpha_{1j} Y_1 + \alpha'_{2j} S_j$ は第j選択肢の効用水準を示している。したがって、[]内の第1項は定期借家を含む期待消費者余剰の金額を示し、第2項は定期借家が存在しない場合の期待消費者余剰の金額を表す。この $E(CV)$ の平均値は表8にまとめられている。この表では、月当たり/1世帯当たりの平均補償変分が3居住形態ごとに6グループにまとめられている。(i)全標本、(ii)所得水準、(iii)世帯主年齢、(iv)世帯人員数、(v)子供がいる場合といない場合の既婚世帯、(vi)築年数である。居住形態毎の平均の差の検定結果も表8にまとめている。

(i)の全標本の場合、定期借家導入により、持ち家世帯は311円上昇、一般借家世帯は682円上昇、定期借家世帯は1205円上昇していた。これらの差はいずれも1%水準で有意であり、定

期借家世帯が最も多くの便益を得ていた。

次に、定期借家の導入により、どのような世帯が最も便益を受けていたのかを調べる。(ii)の所得水準別では、定期借家に居住する低所得世帯が1444円と最も高い便益を受けていた。これは平均家賃の2.36%に当たる。

(iii)の世帯主年齢別には、35歳未満の世帯が1337円の便益を受けていた。これは平均家賃の2.18%に当たる。(iv)の世帯人数別では、定期借家に住む単身世帯は1933円の便益を受けていた。

(v)既婚世帯で子供がいる世帯といない世帯の比較である。子供のいる定期借家世帯は484円、それに対して子供がなくて定期借家に居住する既婚世帯は2013円を得ていた。

最後に(vi)の住宅の築年数別に見ると、2年以上16年未満の定期借家に居住する世帯が1412円の便益を得ていた。

以上より定期借家導入による便益の金額は限られてはいるが、若く、低所得、家族数が少なく、比較的古い定期借家に居住する世帯で拡大した傾向が見られた。定期借家の低い家賃により、流動性制約を克服しやすくなり、より多くの貯蓄を可能とすることにより、持ち家を購入しやすくなっているのだろう。貯蓄や、支出の形で、定期借家はこれらの世帯の経済厚生を拡大しているといえよう。

2000年における借地借家法の改正による供給の反応を評価するには、少し早いかもしれないが、家主に対して新たな誘引を与えることにより、家族向けの大型賃貸住宅の供給が増えるかもしれない。借地借家法の改正により、家主は定期借家契約により、望ましくない借家人が居住し続ける危険から解放されている。さらに、古い家を売らずに、定期借家契約で貸すことにより、新たな持ち家を購入することもできるようになるだろう。一度、この傾向が広まれば、持ち家の価格は低下し、持ち家率も低下するだろう。なぜなら、家族向けの質の高い借家が利用できるようになり、質の高い住宅に住むため

表8 一定期借家が導入された場合の平均補償変分

(単位:円)

	持ち家		一般借家		定期借家		平均値の差の検定: 帰無仮説		
	nob	μ_0	nob	μ_1	nob	μ_2	$\mu_0 = \mu_1$	$\mu_0 = \mu_2$	$\mu_1 = \mu_2$
(i) 全標本	271	311	149	682	72	1205	***	***	***
(ii) 恒常所得									
低所得世帯 PINCOME<400	18	710	32	950	19	1444	n	***	**
中所得世帯 400≤PINCOME<700	161	337	85	635	40	1151	***	***	***
高所得世帯 PINCOME≥700	92	188	32	536	13	1020	***	n	n
(iii) 世帯主年齢									
若年世帯 AGE<35	109	375	92	777	49	1337	***	***	***
中年世帯 35≤AGE<60	150	264	53	537	21	972	***	n	**
高齢世帯 AGE≥60	12	312	4	403	2	410	n	n	n
(iv) 世帯人員数									
独居 FMEMBER=1	6	849	22	1745	25	1933	***	***	n
2人 FMEMBER=2	43	635	56	633	20	1086	n	**	**
3人 FMEMBER=3	72	327	34	563	14	793	**	n	n
4人以上 FMEMBER≥4	150	189	37	233	13	432	n	n	n
(v) 世帯主既婚世帯、子供有無別									
子供あり世帯 MARRIED=1&KID=1	198	208	68	353	21	484	***	n	n
子供なし世帯 MARRIED=1&KID=0	16	1106	26	1859	30	2013	***	***	n
(vi) 築年数									
新築 HAGE≤1	158	250	20	583	8	1383	***	n	**
2年以上16年未満 2≤HAGE<16	66	371	84	743	31	1412	***	***	***
16年以上 HAGE≥16	47	433	45	611	33	967	n	n	**

注) nobは観測値数、は1世帯当り1月平均の値である。平均値の差の検定は、分散の異なる場合を考慮した検定結果(Welch)である。有意水準***:1%, **:5%, *:10%, n:有意でない場合

には、必ずしも持ち家を購入する必要はなくなるからである。

さらに、日本の住宅市場における転居を促進し、中年あるいは高齢者世帯の経済厚生を高めることになるだろう。なぜなら、居住形態の選択肢が増えたことにより、頭金のために多くの貯蓄をすることや、彼らの消費を持ち家購入のために制限する必要もなくなるだろうからであ

る。さらに人生のライフサイクルのなかで、高齢段階の世帯は、利便性、高齢による体力低下に対する配慮から、転居をする際の選択肢が増えることになるのである。

最近の研究によれば、定期借家契約は、家主にとって魅力的ではないという指摘がある。考えられる理由の一つは、借地借家法が引き続き、全体の家賃水準を低く抑えていることである。

このことは市場で流通する定期借家が一般借家よりも多くないことを説明するのに役立つ。市場家賃は、借地借家法による暗黙の家賃統制のために、低く抑えられており、家主が新規の住宅を投資する意欲を減じていると考えられるからである。

新規の大型の家族向け借家の供給を刺激するためには、借地借家法を、既存の一般借家契約を定期借家契約に転換させるような法改正が必要であろう。さらに現行の借地借家法では、借家人の罰則を伴わずに、自由に現在の契約を打ち切ることが可能である。この結果、家主は短期契約を望み、定期借家市場には、小さな借家のみしか供給されないこともあり得る。したがって、定期借家契約の早期解除には、借家人に罰則を課すようにし、その定期借家をすぐに他の借家人に渡すことを許すようにさらに改正すべきである。これらの法改正が実施されれば、すべての借家人の経済厚生を増加させ、家主は家族向けの定期借家を長期契約で供給するようになるだろう。長期の定期借家契約が広まれば、新規の定期借家供給も増加し、持ち家の代替財となり、高い経済厚生を達成することが可能となるだろう。

5 結論

本稿では、2000年3月に借地借家法の改正により導入された定期借家を含む居住形態選択関数を推定した結果、次のことが明らかとなった。(1)価格項の推定値から、3つの居住形態はいずれも代替財である。(2)一般借家世帯も定期借家世帯も恒常所得が増加すると、これらの選択確率は減少するが、前者のほうが後者よりも大きく反応していた。(3)世帯人員数の少ない世帯、県外からの転居世帯、世帯主が既婚でない世帯、将来持ち家を購入する予定のある世帯に、定期借家を選択する傾向が見られた。

この法改正の影響と有効性を検討するために、定期借家を導入した場合の補償変分の計算を行った。定期借家の導入により、若年層、低所

得、世帯人員数の少ない世帯、少し古い住宅の定期借家世帯での経済厚生拡大が見られた。

しかし、家族向けの定期借家の数は多いとはいえない。質の高い家族向け定期借家を増やすためには、一般借家契約から定期借家契約への転換を容易にすること、借家人からの一方的な借家契約解除に罰則を課すことなど、さらなる見直しが必要となると思われる。これらの見直しにより、持ち家の代替財となる質の高い家族向け借家を増加させることになり、持ち家需要をより価格弾力的にして、持ち家価格の変動を小さくすることができるであろう。この結果、住宅市場における流動性が高まり、持ち家率が低下し、すべての家計の経済厚生は増加するであろう。

今後の課題として、表1のような推移行列が安定的であるならば、将来の3居住形態の割合を予測するなどの分析も可能であろう。また転居と居住形態選択、あるいは、居住期間と居住形態選択は同時になされているはずである。そこで、より多くのデータが収集された時点で、これらの同時決定分析を行なうことが考えられる。今回使用した条件付ロジット・モデルよりも一般的なモデルである、IIAの仮定が満たされない場合にも使用できる、可変パラメータ・ロジット・モデルの使用を考えることもできよう。

*本稿は、Seko and Sumita (2007)、隅田 (2008) に基づいている。

参考文献

- Börsch-Supan, A., F. Heiss, and M. Seko (2001) "Housing Demand in Germany and Japan: Paper in Memoriam of Stephen Mayo," *Journal of Housing Economics*, Vol.10 (3), pp.229-252.
- Seko, Miki and Kazuto Sumita (2007) "Japanese Housing Tenure Choice and Welfare Implications After the Revision of the Tenant Protection Law," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35 (3), pp. 357-383.
- 隅田和人 (2008) 「住宅価格変動の計量経済分析：バブル後の住宅価格変動と住宅政策」博士学位論文 (慶應義塾大学)