

わが国の住替えに関する制度・政策の影響

譲渡損失繰越控除制度と借地借家法

瀬古美喜・隅田和人

はじめに

住替え率は、国際間で大きく異なるが¹⁾、日本は国際的にみても、住替え率の低い国として知られている。米国では1995年から2000年にかけての住替え率は50.4%であり²⁾、カナダでは、1996年から2001年にかけて41.9%であった³⁾。それに対して日本の場合は、1998年から2003年間の住替え率は24.1%であり、米国の2分の1以下の値となっている。また、日本における住替え率は最近ではさらに低下してきている。年平均住替え率は次の通りである⁴⁾。1968-1973年8.1%、1973-1978年7.5%、1978-1982年6.8%、1982-1988年6.2%、1988-1993年6.1%、1993-1998年5.8%、1998-2003年5.1%である。

市場経済における住宅市場が円滑に機能していれば、家計はライフサイクルの各段階で異なるタイプの住宅を必要とするので、そのつど、もっとも適した住宅に住替えられればよいことになる。しかし、実際には、住替えを妨げる制度的な要因などがある場合、円滑に住替えることができない可能性がある。特に、わが国では、持家住宅市場においても、借家市場においても、制度的、政策的な要因が、日本の住替え率を低くしている可能性がある。

わが国における住替えの研究として、移動費用に着目した瀬古(1995)があるが、本稿では、以上のような問題意識を背景として持ち家所有者と借家人に関連する制度・政策に焦点を当て、これらの政府による2つの政策の住替え率への

影響を調べる。

まず2004年に導入された持家所有者に対する住替え関連優遇税制である譲渡損失繰越控除制度に注目する。この所得税控除制度は、資産インフレから資産デフレに転換した日本経済の構造変化の下で、過剰住宅ローンを抱えた持ち家世帯の住替えを促進する目的で、創設された優遇税制である。周知のごとく、1980年代後半から日本では、世界でも類を見ないほどの住宅価格上昇と下降とを経験し、特に1990年代の住宅価格の低下により、多くの持ち家世帯は、住宅資産価値の低下を経験することになった。このような世帯は、バブル時に住宅を購入し、その後、購入した住宅価格が下落することにより、住替えようとしても、売却価格が購入価格を下回るといって住宅資産制約があるために、円滑に住替えることができないと考えられる。この優遇税制は、そのような家計の住替えを促進するために導入された税制度である。

次に注目する制度・政策は、借家市場における借地借家法である。この法律は、第2次世界大戦中に借家人を保護するために作られた法律であるが、賃貸借家人に契約更新権と家賃の面で、強力な法的保護を与えているという特徴がある。この法律の存在により、家主が市場の状態に合うような家賃の値上げをすることは困難となっている。結果として、市場では家賃が上昇している状況でも、借家人は、同じ借家に継続的に住み続ければ、新たな借家に住替えた場合に支払う新規家賃よりも安い家賃を支払え

(瀬古氏写真)

せこ・みき

1948年神奈川県生まれ。1978年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。日本大学経済学部教授を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。

著書：「土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析」(創文社)ほか。

(隅田氏写真)

すみた・かずと

1973年神奈川県生まれ。1997年慶應義塾大学総合政策学部卒業、2002年同大学大学院経済学研究科博士課程単位取得退学。経済学博士。現在、金沢星稜大学経済学部准教授。

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)ほか。

ばよいことになるため、借家人の住替えを阻害することになっていると考えられる。

以上のわが国特有の制度・政策の住替えに与える影響を、日本全国をカバーする「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」の個票データを使い、ハザード・モデルを用いて分析した。

本稿の構成は次のようになっている。1節では、簡潔に日本経済の特徴と、住宅市場に関連する2つの政策についてまとめる。2節では、計量分析で用いられるモデルを議論する。3節は、分析に用いたデータについて議論する。4節では、持ち家サンプルに基づき、住替えに対する政策効果の分析結果を議論する。5節では、借家サンプルの場合に、借地借家法が住替えに及ぼした原因を議論する⁵⁾。

1 日本経済、住宅市場、そして住宅関連税制の概観

資産価格デフレーションの持ち家住宅市場への影響

1986年から、日本は世界に類を見ない地価や住宅価格の急激な上昇と下降とを経験した。この価格上昇期に住宅を購入した多くの家計は、その後の下落のために、資産価値の下落を経験することになった。バブルの頃に住宅を購入した多くの家計は多額の住宅ローンを抱えることになったのである。なかには、住宅価格の下落のために、ローン残高が住宅価格を上回ることになった世帯も存在する。例えば、2005年には、注文住宅を新規に購入した家計の64.4%がローンを借りている。また、直前の住宅が持ち家であり、かつ売却した人についてみると、75.0%

の家計が、以前の住宅を売却したときに、キャピタル・ロスを被っている⁶⁾。日本では、住宅金融はリコース (recourse) ローンにもとづいているために、資産価格の下落期には、借手は不動産における担保価値の下落から生じるリスクをすべて引き受けなければならない。そして借入額 (元金と利子の合計) を完全に返済しない限り、住替えをすることは困難である。これらの借り手の問題に対して、彼らの住替え (借家への住替えを含む) を容易にするために、政府は2004年に「譲渡損失繰越控除制度」を設けた。

この制度は、1998年に創設された持ち家から持ち家へ買換えた世帯を対象とした「居住用財産の買換えの場合の譲渡損失繰越控除制度」を拡張した制度である。1998年の制度では、1998年1月1日から2006年12月31日までに住宅を売却し、新たな住宅と買換え、かつ譲渡資産の住宅ローン残高が存在することが適用の条件であった。住宅ローン残高の存在は2004年に問われなくなったが、この制度では適応外であった借家に転居をした世帯をも適応対象としたものが、2004年に創設された「譲渡損失繰越控除制度」である。

この「譲渡損失繰越控除制度」は次のようなものである。2004年1月1日から2006年12月末までに5年以上居住した持ち家を売却する時、ローン残高が売却価格より大きい場合、この差額をAとする。あるいは、売却した住宅の購入価格が前住居の売却価格より大きい場合、この差額をBとする。これらのAとBの小さいほうの金額を住宅購入後の3年間、所得税から控除できる制度である。ここでは、この譲渡損失繰

越控除制度の持ち家からの住替えへの影響を調べる。以下の分析の結果によれば、この税制は、住宅ローンに対する住宅価格の比率（以下、これを、LTV ; Loan to Value Ratio と呼ぶ）が大きな世帯に対して、特に有効であったことがわかった。

資産制約が住替えに与える影響についてのいくつかの実証研究は存在する（Henley 1998, Chan 1996 ; 2001, Lee and Ong 2005）が、これらの研究は、住宅資産制約の住替えへの影響を分析しているのみである。本稿は、資産制約を緩和するためにとられた政策が住替えに及ぼす影響を初めて分析したものである。

借地借家法の借家市場への影響

借地借家法は、わが国の借家市場に大きな影響を与えている。借地借家法は、家主による一方的な退去要求から、借家人を守る法的根拠を与え、裁判所による（暗黙の）家賃統制システムを作り出しているといえる。第2次世界大戦直後の極端な住宅不足と拡大した貧困の時代には、借地借家法は社会の安定と強調を保つ役割を果たしたが、現在は状況が大きく異なっている⁷⁾。

借地借家法の下では、現在の借家人の継続家賃は、同じ物件の新規契約家賃を越えることはできない。最初に借家人が借家に入居する時の新規契約家賃を、借家市場で決定される家賃（市場家賃）の水準に決定することは可能だが、続く契約更新時の継続家賃の値上げをする場合には、借家人が家賃の値上げを認めない場合、裁判所の判断を仰がなければならない。市場家賃が上昇している時期には、裁判所で認められる継続家賃は、市場家賃よりも低くなる⁸⁾。

さらに家主は、正当事由を証明することなしには、現在の借家人を追い出すことはできない。したがって家主は、裁判所に正当事由の存在を証明できなければ、契約終了時に契約更新を拒否できる権利を有していないのである。このために借家人は、同じ家賃で同じ借家に無制限で

住み続けることが可能なのである。

このような状況を踏まえて、借地借家法による家賃統制システムの借家人の住替えへの影響を分析するために、本稿では、まず家賃統制の恩恵を享受している借家人と、継続家賃よりも高い家賃を支払っている借家人とを識別している。そのうえで、借地借家法により結果として生じている暗黙の補助金額を求め、借家人の住替えに対する借地借家法の影響を分析した

類似する既存研究として、住替えまでの居住期間と家賃統制の関係を検討した研究（Gyourko and Linneman 1989, Rapaport 1992 Simmons-Mosley and Malpezzi 2006, Munch and Svarer 2002）がある。これらは特定の地域を指定して家賃水準を直接統制するような明示的な家賃統制に関する研究である。

しかし、日本では前述のように借地借家法を通して、新規契約家賃は借家市場での市場家賃として決定されるが、契約継続時の継続家賃の上昇が認められない結果、市場家賃と継続家賃との間に差が生じ、この差が補助金の役割を果たしていると考えられる⁹⁾。そこで5節では、日本特有の暗黙の家賃統制の住替えへの影響を、暗黙の家賃補助尺度を求め分析を行なっている。

2 ハザード・モデルの定式化

本稿では、各世帯の入居時点から2006年までの持ち家世帯と借家世帯の住替えまでの時間の決定要因をハザード・モデルにより分析する。

まず、各世帯は生涯を通じての効用最大化に基づいて、居住期間や住替えのタイミングを決定すると仮定する。そして住替えの発生を、住替えハザード率によりとらえる。住替えハザード率 $h(t)$ は、 t 時点まで居住していた住居を次の瞬間に住替えする確率を表す。T を居住時間を表す確率変数とすると、ハザード率 $h(t)$ は次式で表される。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

t 時点における第 i 家計のハザード率は、第 j

説明変数 x_{ijt} を条件とすると ($j=1, \dots, k$)、次のように定式化される。

$$h(t|x_{ijt}) = h_0(t) \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{ikt}) \quad (1)$$

ここで $h_0(t)$ はベースライン・ハザード関数とよばれる。この関数を明示的に定式化しないノンパラメトリック・モデルであるCoxの比例ハザード・モデルと、 $h_0(t)$ を確率密度関数を利用して明示的に定式化するパラメトリック・モデルがある。後述のようなハザード率のシミュレーションを行なうためには、ベースライン・ハザード関数をパラメトリックに定式化するモデルのほうが便利なので、今回は後者のモデルを採用することにした。

パラメトリック・モデルとして、いくつかの候補を考えることができる¹⁰⁾。本稿では、持ち家サンプルと借家サンプルともに、ワイブル分布を採用している。ワイブル分布の場合、次のように定式化される。

$$h(t|x_{ijt}) = pt^{p-1} \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{ikt}) \quad (2)$$

ここで p は推定されるべきパラメータを示している。

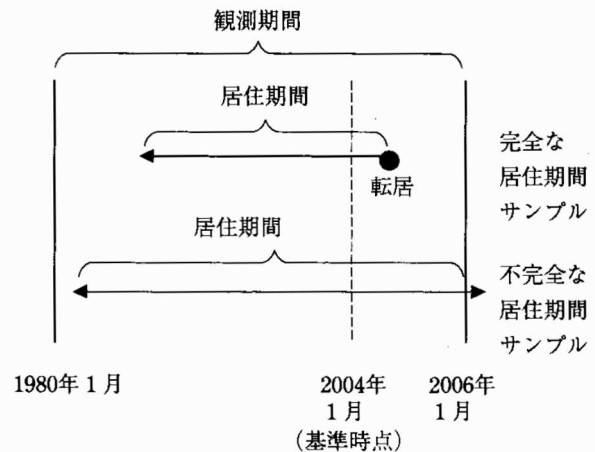
(2)式の説明変数の係数 β_j ($j=1, \dots, k$) は、説明変数のハザード率に与える影響を示す。正ならばハザード率を増加させ、負ならば逆である。説明変数には、住宅の種類や属性を示す変数、世帯主や地域を示す変数などが含まれる、多くの変数が時間に依存する変数となっている。

3 データ

KHPS データと居住期間の説明

住替えと結果として得られる居住期間は、家計の動学的最適化行動の結果として得られる。そこで、このような家計の行動を分析するためには、住替えが生じた時点のデータだけではなく、過去のデータも必要となる。本研究では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) が、パネル調査開始前に各世帯が現住居に入居した時の情報や、それ以前の住居に関する情報を使用す

図1 一居住期間の説明



ることができるという利点を用いて、回顧パネル・データを作成し、分析用データ・セットとして使用している。

ここで分析に用いる KHPS について簡単に述べておく¹¹⁾。KHPS は慶應義塾大学経商連携21世紀プログラムにより収集されている。第1波の調査が2004年1月に実行されている。第2波は2005年1月、第3波は2006年1月に調査が行なわれた。第4波は2007年1月に調査が行なわれており、新たに1000世帯の標本が追加されている。

観測期間、居住期間、そして住替えイベントの定義の説明を図1で示した。観測期間は1980年1月から2006年1月までである。パネル調査の開始時点である2004年1月を基準時点として、それ以前に前住居、または現住居に入居した世帯を分析の対象としている。基準時点以降から2006年1月までに住替えた世帯を住替えイベントの生じた「完全な居住期間サンプル」(complete residential spell samples) としている。それに対して、住替えをせずに住み続けている世帯を「不完全な居住期間サンプル」(incomplete residential spell samples) とする¹²⁾。2004年1月から2006年1月までは、毎年パネル調査が実施されているので、各世帯の情報を得るのは容易であるが、2004年以前については、第2回調査で調べられている情報をもとにして遡っている。このようにすることにより3年分のパネル・データしか存在しなくとも、各時点

表1 変数定義

変数名	定義
event	1: 2004-2006年の間に転居, 0: それ以外
spell	居住期間
世帯属性	
incomp	現住居での入居時点における実質所得 (10,000円, 2000年基準)
age	世帯主年齢 (年)
age 2	世帯主年齢の2乗
fsize	世帯人員数
住宅属性	
hp	実質持ち家一戸建て価格 (10,000円, 2000年基準)
hprsc3	実質持ち家一戸建て価格分布ラグ ((3)式, m=3)
rent	家賃指数 (2000年=100)
rentgrsc3	家賃指数分布ラグ ((3)式, m=3)
hage	築年数 (年)
rooms	部屋数
tenurep	前住居の所有形態, 1: 持ち家, 0: 借家
世帯主の労働市場関連変数	
reg	1: 正規雇用, 0: その他
self	1: 自営業, 0: その他
fam	1: 家族従業者, 0: その他
change	1: 転職をした場合, 0: otherwise
住宅ローン関連変数 (持ち家サンプルのみ)	
LTV	ローン/住宅資産価格比率 (Loan to value ratio) (4式)
LTVD0	1: 0 < LTV ≤ 1, 0: その他
LTVD1	1: LTV > 1, 0: その他
住宅税制関連変数 (持ち家サンプルのみ)	
taxdedc	1: 譲渡損失繰越控除制度の適応可能世帯, 0: その他
借地借家法関連変数 (借家サンプルのみ)	
dirc	借地借家法による暗黙の補助率 ((5)式). この比が負の値をとる場合には0.
地域ダミー変数	北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州の各地域に該当する場合は1、それ以外はゼロ。

における住替え行動を捉えることが可能となる。

$$\sum_{i=0}^m \frac{m+1-i}{(m+1)(m+2)/2} y_{t-i} \quad (3)$$

住替えの決定要因

住替えの決定要因として使用した変数を表1にまとめた。主な変数はKHPSの調査結果から直接利用したが、以下では、KHPSの調査結果を加工して作成した変数について述べる。

住宅価格の期待変化率は、次のように作成している。家計は過去の住宅価格変化率をもとにして、将来の住宅価格の動きを予想すると考え、後ろ向きの期待形成を仮定した。そこで、Fisherの簡便法(Dhrymes 1971、蓑谷 1997)に基づく次のような分布ラグで表されると仮定した。

ここで y_t は t 期における住宅価格変化率である。ラグの長さは、利用不能となるデータ数を最小限に抑えるために $m=3$ としている。この分布ラグの特徴は、過去の価格変化率の影響が線形で減少することである。

住宅資産制約の住替えに及ぼす影響を分析するために、次の変数を作成している。ローン残高と住宅資産価値の比を示すLTV (Loan to Value Ratio) である。

$$LTV = \frac{\text{住宅ローン残高}}{\text{住宅価格}} \quad (4)$$

ここで分母の「住宅価格」は居住開始時点における購入価格に基づいている。土地と建物の

両方を購入している場合には、これらの合計としている。この住宅価格の変化率が、先に言及した各都道府県の平均住宅価格変化率に等しいと仮定して、この変化率を利用して居住開始後の毎年の住宅価格を計算している。

分子の「住宅ローン残高」はKHPSの第3回(2006年1月)で調べられているローン残高と返済額の情報をもとにして、元利均等返済を仮定して毎年の返済額が2006年の金額に等しいと仮定して計算されている。日本では元利均等返済が最も一般的な返済方法であることに加えて、返済期間が25から35年と長期にわたる。そのため1980年以降ローンで住宅を購入している多くの家計は、2006年でもローンを保有している可能性が高い。以上のような想定に基づき、毎年の「住宅ローン残高」を「2006年1月住宅ローン残高+2006年1月のローン返済額×各年の居住年数」のように計算している。ただし、ローンのない世帯についてはLTV=0としている。

またハザード率とLTVの間の非線形関係を捉えるために、LTVダミー変数も作成した。ローンのない世帯を基準としたカテゴリカル・ダミー変数である。LTVD0はLTVが1以下の世帯は1、それ以外は0をとる。LTVD1はLTVが1より大きい世帯、つまり負の資産価値を持つ世帯を示している。これらのダミー変数は、住替えハザード率に対して負の影響を持つと考えられる。これらの係数は、ローンがない世帯との差を表している。

2004年1月に創設された譲渡損失繰越控除制度の対象となる世帯を示すダミー変数(taxdedc)は次のようにして作成している。この所得控除制度を受けることができる条件は、住宅を売却した年の年間所得が3000万円未満であること、売却した住宅に5年以上居住していたこと、である。taxdedcは、2004年1月以降にこれらの条件を満たす持ち家世帯の場合に1をとるダミー変数である。この変数は、正の符号条件を持つことが予想される。

次に、借家から借家への住替えの場合にサンプルを絞り、借地借家法が借家世帯の住替えを抑制していたかどうかを調べる。借地借家法により生じた暗黙の補助金額の影響を調べるために、次の変数dircを作成した。この変数は、暗黙の補助額の継続家賃に対する比として定義される。

$$\begin{aligned} \text{dirc} &= \frac{\text{借地借家法による暗黙の補助額}}{\text{継続家賃}} \\ &= \frac{\hat{r}_{\text{mit}} - \hat{r}_{\text{cit}}}{\hat{r}_{\text{cit}}} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで分母の継続家賃 \hat{r}_{cit} は、現住居に入居した時点から継続して支払っている家賃と定義している。t年の継続家賃を求めるために、t-1年に借家に入居した世帯のサンプルを集めた。これらの借家世帯のt年の継続家賃はt-1年の入居時における新規家賃に等しいと仮定している。t-1年の対数変換した家賃を、部屋数、築年数、地域ダミー変数、t-1年を示すダミー変数に回帰している¹³⁾。

推定されたモデルを基礎にして、t年の継続家賃の予測値 \hat{r}_{cit} が推定されている¹⁴⁾。これらの値は、一般的な借家契約期間が2年間であることを反映して2年間同じ値となるように変換されている。

(5)式の分子で使われている市場家賃 \hat{r}_{mit} は、次のように計算されている。借家世帯を入居年別に次のように5グループ(1980-1984年、1985-1989年、1990-1994年、1995-1999年、2000-2005年)に分類した¹⁵⁾。各グループごとに家賃を、部屋数、築年数、地域ダミー変数、入居時点ダミー変数に回帰している¹⁶⁾。これらの推定結果を用いて入居年ごとの市場家賃が予測されている。これらを用いて、借地借家法による暗黙の家賃補助率(dirc)を計算している。補助率に焦点をあてているため、負になる場合は0としている。

最後に、地域差を考慮するために、8地域の地域ダミー変数(北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)を利用している。

表2 持ち家からの転居ハザード関数推定結果

変数	係数	z	ハザード率
age	-0.277	-2.21 **	0.758
age2	0.003	2.88 ***	1.003
age×incomp	0.000	-0.27	1.000
age×fsize	-0.004	-0.29	0.996
age×hage	-0.001	-1.63 +	0.999
fsize	0.283	0.5	1.327
hp	0.000	-0.5	1.000
hpgrsc3	-16.834	-2.46 **	0.000
rent	0.042	0.6	1.043
rentgrsc3	-30.000	-1.21	0.000
rooms	-0.240	-0.68	0.787
reg	0.330	0.61	1.391
self	-4.346	-3.46 ***	0.013
change	1.920	2.45 **	6.823
LTVD0	-5.944	-5.08 ***	0.003
LTVD1	-21.522	-34.57 ***	0.000
tenurep	1.390	1.8 *	4.014
taxdedc	0.759	1.11	2.136
LTVD1×taxdedc	17.332	13.06 ***	3.4E+07
定数項	-2.276	-0.24	
p	2.415	4.15 ***	
世帯数		429	
転居世帯数		16	
観測値数		3768	
対数尤度		-20.9	

注) 有意水準: ***は1%, **は5%, *は10%, +は15%。

地域ダミー変数の推定結果は省略されている。

出所) Seko and Sumita (2007a), Table 4.

次に主な変数の特徴について述べておく。持家サンプルについて、ローンのない世帯 (LTV = 0) は全体の1.3%に過ぎず、 $0 < LTV \leq 1$ の世帯は82.8%であり、 $LTV > 1$ の世帯は15.8%存在する。LTV別の住替え世帯の割合を見ると、LTVの低い世帯ほど住替えする傾向が見られる。LTVがゼロより大きく1以下の世帯のLTV平均は0.51である。そして譲渡損失繰越控除制度に該当する世帯の割合は18.8%であった。LTVが1を超える世帯のLTV平均は8.44である。このうち譲渡損失繰越控除制度に該当する世帯の割合は8.38%であった。

次に、借家サンプルについてである。暗黙の補助額を受けている世帯 ($dirc > 0$) の割合は、($0 < dirc < 0.5$) のサンプルの占める割合58.8%、($dirc \geq 0.5$) のサンプルの占める割合5%

なので、全体で63.8%にも達する。 $dirc$ の大きなグループのサンプル ($dirc \geq 0.5$) は、3つのグループの中でも他の借家への住替えが最も少なく(1.18%)、居住期間は最も長く(12.8年)、世帯主年齢も高く(46.9歳)、築年数も最も古い(30.7年)。これらの大きな $dirc$ を示している世帯は、近畿地方(36.5%)と九州地方(37.6%)に集中している。以上より借地借家法の恩恵を受けている世帯は長く、同じ借家に留まる傾向が見られることがわかる。

4 譲渡損失繰越控除制度の持ち家世帯住替えへの影響

持ち家からの住替えのハザード関数の推定結果

持ち家からの住替え(持ち家から持ち家、持ち家から借家を含む)のワイブル・ハザード関数の推定結果が表2にまとめられている。

この結果から、持ち家住宅価格上昇期待を示す変数 ($hpgrsc3$) の係数は負であり、5%水準で有意である。しかし、持ち家住宅価格の係数は有意ではない。これは持ち家世帯が住宅価格上昇を期待している場合には、住替えをしない傾向を示していると解釈できる。この傾向は欧米の研究(Chan 2001, Henley 1998)では観察されない結果であり、日本の持ち家住宅市場の特徴を示していると考えられる。

LTV関連の変数として、LTVダミー変数LTVD0とLTVD1を分析に用いている。これらのダミー変数はハザード率とLTVとの間の非線形関係を捉えるために使われている。これらの変数の係数は住宅ローンのない世帯との差を示している。LTVD0とLTVD1はともに負で1%水準で有意である。これより住宅ローンが存在する場合には、住替えハザード率は低下することがわかる。

労働市場関連の変数は、転職を示すダミー変数(change)が正で有意であった。これより、転職は住替えを促す傾向があることがわかる。一方、世帯主が自営業の場合には、負で有意であることから、持ち家に留まる傾向があること

がわかる。

次に、どの世帯がこの控除制度の恩恵を得ているかを調べるために、LTV ダミー変数と譲渡損失繰越控除制度の適応世帯を示すダミー変数との交差項を含むモデルを推定した。この交差項は1%水準で有意であった。係数の大きさより、控除制度の適応されるLTVの大きな世帯

のLTVD1の係数は $-4.19(=-21.522+17.332)$ 、控除制度の適応されない場合のLTVD1の係数は -21.522 であるので、この控除制度はLTVが1を超えるような負の住宅資産をもつ世帯の住替えに有効であることを示している。

世帯主年齢と建物の築年数の交差項($age \times hage$)の係数は負で、15%ではあるが有意である。このことは世帯主が年齢をとり、建物も古くなるに連れて、所有者の住替え率は低下することを意味している。

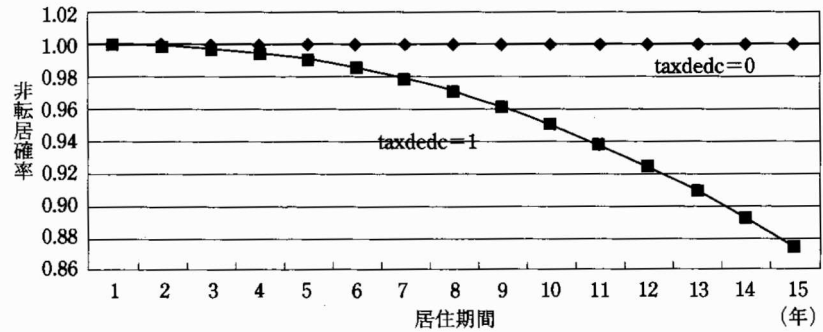
以上の結果を要約する。LTVが正の世帯は住替えをしない傾向が見られたが、LTVが1を超える世帯で、譲渡損失繰越控除制度の適応条件に該当する世帯はこの優遇税制によって住替えが容易になっていることが明らかとなった。

譲渡損失繰越控除制度の持ち家世帯住替えへの効果

推定結果を用いてシミュレーションを行なった。このシミュレーションでは、次のケースを想定している。世帯主年齢は40歳、入居時点の実質所得は700万円、世帯主は正規雇用として勤務、世帯人員数は5人、築年数は8年、部屋数は5部屋、そして住宅は関東地方に位置している。実質住宅価格、実質住宅価格期待変化率、実質家賃、実質家賃期待変化率はすべて持ち家住宅価格の全標本の平均値に等しいと仮定している。

図2には、 $LTV > 1$ ($LTVD1 = 1$) の場合の税控除の効果を示されている。税控除が適応さ

図2—LTV>1の場合の譲渡損失繰越控除制度の持ち家からの非転居確率への影響



出所) Seko and Sumita (2007a), Figure 5.

れる場合 ($taxdedc=1$) とそうでない場合 ($taxdedc=0$) とを比較している。税控除が適応されないと、非転居確率はほとんど1のままだが、税控除が適応される場合には、非転居確率は毎年低下していくことが分かる。このことから譲渡損失繰越控除制度はLTVの大きな世帯の住替えを容易にしていることがわかる。

5 借地借家法の借家世帯の住替えへの影響

借家世帯住替えハザード関数の推定結果

この節では、借地借家法が借家世帯の住替えに影響を及ぼしているか否かを検討する。借家の契約更新時の継続家賃と市場家賃とを明確に区別し、借地借家法の効果を前述の $dirc$ により計測している。

表3は $dirc$ を用いた借家から借家への住替えに関するワイブル・ハザード関数の推定結果である。借家から持ち家のケースを除いているのは、住替え先が持ち家の場合には、住替え後の $dirc$ を用いることができないためである。

借地借家法の暗黙の補助率 $dirc$ の係数は負で10%水準で有意である。これより、借地借家法による暗黙の補助が借家世帯の住替えを抑制していることが示唆される。また実質住宅価格指数の係数は有意ではないが、実質家賃指数の係数は正であり1%水準で有意である。また実質家賃上昇率の期待値の係数は負であり1%水準で有意となっている。これは家賃水準が高いときにはハザード率は高まるが、将来の家賃上

表3 一借家世帯から借家世帯へのワイブ・ルハザード関数の推定結果

変数	係数	z	ハザード率
age	-0.238	-1.84 *	0.79
age2	0.003	2.00 **	1.00
fsize	0.106	0.26	1.11
age×incomp	0.000	1.25	1.00
age×fsize	-0.006	-0.62	0.99
age×hage	-0.001	-1.37	1.00
hp	0.001	1.19	1.00
hpgrsc3	5.583	1.54 +	265.88
rent	0.138	2.70 ***	1.15
rentgrsc3	-57.332	-3.03 ***	0.00
dirc	-3.370	-1.95 *	0.03
rooms	0.818	6.76 ***	2.27
reg	1.225	2.06 **	3.41
self	0.447	1.07	1.56
fam	-0.049	-0.06	0.95
change	1.424	2.62 ***	4.16
定数項	-20.061	-2.86 ***	
p	2.231	7.46 ***	
世帯数		231	
転居世帯数		50	
観測値数		1714	
対数尤度		-85.4	

注) 有意水準: ***は1%, **は5%, *は10%, +は15%。

地域ダミー変数の推定結果は省略されている。

出所) Seko and Sumita (2007a), Table 5.

昇が予測されるときには、住替えハザード率は低くなることを示している。これより、dircの結果と併せて考慮すると、家賃を低く抑えている借地借家法は、借家世帯の住替え率を低くしている原因となっていると考えられる。

労働市場関連の変数については、転職ダミー変数 (change) の係数は正で有意である。これにより、持ち家世帯の場合と同様に、借家世帯の場合も転職は、住替えに影響を及ぼす重要な要因であることがわかる。また正規雇用であれば、住替えハザード率は高まることもわかる。

世帯主年齢の2乗の項は、持ち家世帯の場合と同様に、正で有意であり、年齢が高くなるにつれて、住替えハザード率が上昇する傾向がある。

借地借家法の借家世帯の住替えへの影響

次に異なる dirc の値別に、同じ借家に留ま

る非転居確率を求めるシミュレーションを行なう。これらのシミュレーションは、次の仮定の下で行なわれている。世帯主年齢は35歳、世帯主は正規雇用として勤務し、現住居に居住しはじめた時の実質所得は4000万円、世帯人員数は4人、住居の築年数は8年であり、関東地方に立地している。実質住宅価格、実質住宅価格変化率の期待値、実質家賃、実質家賃変化率の期待値は、全借家居住世帯の平均値に等しいと仮定している。

シミュレーションは dirc を補助額がゼロから、補助額が継続家賃と等しい1まで、0.1きざみで増やすことにより行なわれている。この結果が図3に示されている。dircの増加とともに非転居確率は1に近づくことがわかる。借地借家法による暗黙の補助額が増えるに従い、住替えの機会費用が増加することになり、住替え確率が低下することが示唆される。

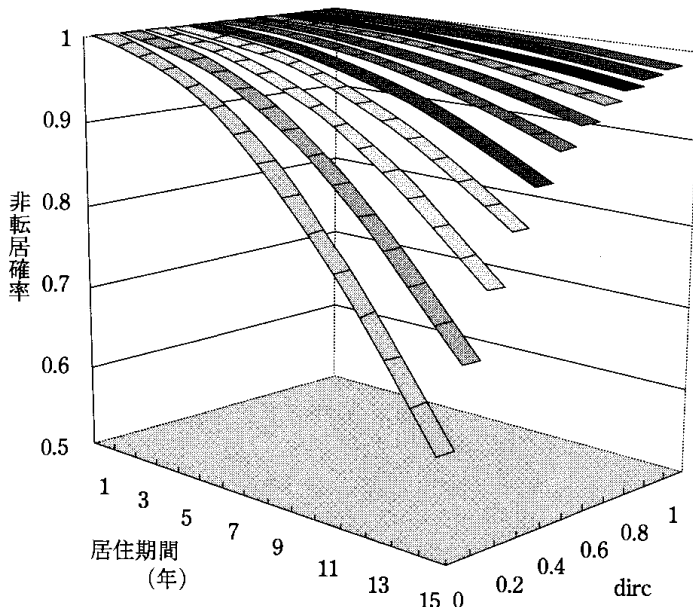
おわりに

日本は住替え率の低い国として知られている。最近の日本経済の深刻な資産価格低下の影響と、借地借家法を通じた家賃統制の影響により、住替え率は以前よりも低下している。本稿では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) を用いて、住替えハザード関数を推定し、持ち家世帯を対象とする譲渡損失繰越控除制度と借家世帯への借地借家法の影響を調べた。その結果、これらの2つの制度は住替えに対して、それぞれ有意な影響を与えていることが明らかになった。

持ち家からの住替えについては、譲渡損失繰越控除制度は持ち家所有者の資産制約を緩和し、とくにLTVが1を上回るような負の住宅資産をもつ世帯の住替えを容易にしていることがわかった。しかし、この税制の適応条件、例えば5年間居住しているという要件を緩めると、優遇税制の適応条件を満たす世帯がさらに増えると考えられる。

また借家からの住替えについては、現行借地借家法による継続家賃への抑制は、借家世帯に

図3—暗黙の家賃補助の借家からの非転居確率への影響
[dirc(0(0.1)1)]



出所：Seko and Sumita (2007a), Fig. 6

補助額を支給する役割を果たし、これにより借家からの住替えの機会費用を高めることにより、借家世帯の現在の借家居住期間を長引かせ、住替え率を低下させていたと考えられる。

借家市場には、2000年3月に新たな居住形態として「定期借家権付き借家」(定期借家)が導入されている¹⁷⁾。この定期借家での契約では、賃貸契約の更新が家主と借家人の相互の合意に基づいて行なわれ、家主が市場状況に合わせた家賃を提示できる。継続家賃の裁判所による暗黙の家賃統制の影響を受けないこの定期借家の導入により、将来の住替え率の拡大を促進することができると考えられる。

住替え率を高めることにより、住宅市場での調整として、価格調整だけではなく、数量調整が働くような環境を整えることにより、住宅価格の変動を抑えることが可能となるのではなからうか。

注

1) Long (1991) は先進国間の住替え率の違いを分析している。Strassmann (1991) は住宅市場における規制と住替えの国際比較をしている。Angel (2000) の Table A. 25 (p. 372) は、1990年における53カ国

の主要都市の住替え率を示している。Harsman and Quigley (1991) の Table 1-5 はヨーロッパとアメリカの年間住替え率を示している。

2) U.S. Census 2000 Analyzed by the Social Science Data Analysis Network (http://www.censusscope.org/us/s48/chart_migration.html)

3) Statistics Canada Releases 2001 Census Mobility Data.

4) これらの数字は、「平成15年住宅・土地統計調査」に基づく。

5) 本論文は瀬古・隅田 (2006) を発展させた Seko and Sumita (2007a) の分析を加筆・修正し、要約したものである。より詳細な分析結果については、Seko and Sumita (2007a) を参照のこと。

6) 国土交通省『平成18年住宅市場動向調査』。ただし、この調査は、平成17年に、住宅を購入した世帯に関する調査であり、われわれの分析で用いたデータとは、対象が異なることに、注意すべきである。

7) Iwata (2002) p. 126.

8) 金本 (1997) 146頁、Iwata (2002) p. 126など。

9) このような家賃統制は、Turner and Malpezzi (2003) で示されている「家賃上昇率に関する規制」に似ている。しかし、ここでは家賃上昇は物価上昇などには関係していない。

10) 候補としたベースライン・ハザード関数は、指数分布、ワイブル (Weibull) 分布、ゴンペルツ (Gompertz) 分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布である。これらのモデルを最尤法で求め、得られた AIC を最小にするモデルを選択した。

11) 詳しくは樋口・慶應義塾大学経商連携21世紀 CEO (2005、2006) と樋口・瀬古・慶應義塾大学経商連携21世紀 CEO (2007、2008) を参照されたい。

12) 打ち切りサンプル (censored sample) とも呼ばれる。

13) このモデルの推定結果は、著者に請求されたい。

14) $t-1$ 年の家賃をもとにしてモデルを推定しているため、 t 年の契約更新家賃を予測する際には、築年数と入居時点ダミー変数を1年ずつずらしている。

15) 本来ならば入居年ごとのモデルを推定したいのだが、サンプル数を十分確保できない年があるので、5グループにしている。

16) これらのモデルの推定結果は、著者に請求されたい。

17) 関連する研究として Seko and Sumita (2007b) がある。

参考文献

Angel, S. (2000) *Housing Policy Matters: A Global Analysis*, Oxford University Press.
Chan, S. (1996) "Residential Mobility and Mortgages," *Regional Science and Urban Economics*, 26,

- pp. 287-311.
- Chan, S. (2001) "Spatial Lock-in: Do Falling House Prices Constrain Residential Mobility?" *Journal of Urban Economics*, 49, pp. 567-586.
- Dhrymes, P. J., (1971) *Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation*, Holden-Day.
- Gyourko, J. and Linneman, P. (1989) "Equity and Efficiency Aspects of Rent Control: An Empirical Study of New York," *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 54-74.
- Harsman, B. and Quigley, J. (1991) *Housing Markets and Housing Institutions: An International Comparison*, Kluwer Academic Publishers.
- Henley, A. (1998) "Residential Mobility, Housing Equity and the Labour Market," *The Economic Journal*, 108, pp. 414-427.
- Iwata, S. (2002) "The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length," *Journal of Housing Economics*, 11, pp. 125-151.
- Lee, N. J. and Ong, S. E. (2005) "Upward Mobility, House Price Volatility, and Housing Equity," *Journal of Housing Economics*, 14, pp. 127-146.
- Long, L. (1991) "Residential Mobility Differences among Developed Countries," *International Regional Science Review*, 14, pp. 133-147.
- Munch, J. R. and Svarer, M. (2002) "Rent Control and Tenancy Duration," *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 542-560.
- Rapaport, C. (1992) "Rent Regulation and Housing Market Dynamics," *American Economic Review*, 82, pp. 446-451.
- Simmons-Mosley, T. and Malpezzi, S. (2006) "Household Mobility in New York City's Regulated Rental Housing Market," *Journal of Housing Economics*, 15, pp. 38-62.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007a) "Effects of Government Policies on Residential Mobility in Japan: Income Tax Deduction System and the Rental Act," *Journal of Housing Economics*, 16(2), pp. 167-188.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007b) "Japanese Housing Tenure Choice and Welfare Implications after the Revision of the Tenant Protection Law," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35, pp. 357-383.
- Strassmann, W. P. (1991) "Housing Market Interventions and Mobility: An International Comparison," *Urban Studies*, 28, pp. 759-771.
- Turner, B. and S. Malpezzi (2003) "A Review of Empirical Evidence on the Costs and Benefits of Rent Control," *Swedish Economic Policy Review*, 10, pp. 11-56.
- U.S. Census Bureau (2007) *The 2007 Statistical Abstract* (<http://www.census.gov/compendia/statab/>)
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 瀬古美喜 (1995) 「移動費用を伴う住替え、居住形態、立地の同時選択」『季刊住宅土地経済』1995年春季号、10-19頁。
- 瀬古美喜・隅田和人 (2006) 「第3章：現行借地借家法・譲渡損失繰越控除制度は人々の転居を容易にしたか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムII：税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2005) 『日本の家計行動のダイナミズムI：慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2006) 『日本の家計行動のダイナミズムII：税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2007) 『日本の家計行動のダイナミズムIII：経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2008) 『日本の家計行動のダイナミズムIV：制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会。
- 養谷千鳳彦 (1997) 『計量経済学』多賀出版。