

Title	日本の住宅市場の経済分析
Author	瀬古, 美喜(Seko, Miki)
Publisher	慶應義塾経済学会
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics=Mita journal of economics). Vol.105, No.4 (2013. 1) p.523(1)- 571(49)
Abstract	<p>本論文では, 日本の住宅市場を, 不動産価格の変動とマクロ経済への影響, 住宅の居住形態と経済厚生との関係, 地震リスクと不動産市場の経済分析の3つの観点より, 分析している。それぞれの研究結果に基づき, 不動産価格と景気循環, 住宅市場における融資制度の設計の問題, 借家市場の整備, 耐震政策などの防災政策に関する現行制度の問題点を指摘し, 今後の政策的な方向性を示唆している。</p> <p>This study analyzes the Japanese housing market from three perspectives: variation in real estate prices and their influence on the macroeconomy; the form of housing residence and its relationship with economic welfare; and earthquake risks and economic analysis of the real estate market.</p> <p>Based on research results from these perspectives, this study indicates issues concerning real estate prices and the business cycle, problems in the design of financial systems in the housing market, maintenance of the rental housing market, and problems with the current system of disaster prevention policies such as earthquake-resistance policy and suggests future policy directions.</p>
Genre	Journal Article
URL	http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20130101-0001

日本の住宅市場の経済分析

An Economic Analysis of Housing Markets in Japan

瀬古 美喜(Miki Seko)

本論文では、日本の住宅市場を、不動産価格の変動とマクロ経済への影響、住宅の居住形態と経済厚生との関係、地震リスクと不動産市場の経済分析の3つの観点より、分析している。それぞれの研究結果に基づき、不動産価格と景気循環、住宅市場における融資制度の設計の問題、借家市場の整備、耐震政策などの防災政策に関する現行制度の問題点を指摘し、今後の政策的な方向性を示唆している。

Abstract

This study analyzes the Japanese housing market from three perspectives: variation in real estate prices and their influence on the macroeconomy; the form of housing residence and its relationship with economic welfare; and earthquake risks and economic analysis of the real estate market. Based on research results from these perspectives, this study indicates issues concerning real estate prices and the business cycle, problems in the design of financial systems in the housing market, maintenance of the rental housing market, and problems with the current system of disaster prevention policies such as earthquake-resistance policy and suggests future policy directions.

日本の住宅市場の経済分析

瀬 古 美 喜

要 旨

本論文では、日本の住宅市場を、不動産価格の変動とマクロ経済への影響、住宅の居住形態と経済厚生との関係、地震リスクと不動産市場の経済分析の3つの観点より、分析している。それぞれの研究結果に基づき、不動産価格と景気循環、住宅市場における融資制度の設計の問題、借家市場の整備、耐震政策などの防災政策に関する現行制度の問題点を指摘し、今後の政策的な方向性を示唆している。

キーワード

住宅市場、不動産価格、住宅金融制度、定期借家、地震リスク、防災政策

序章

本論文では、日本の住宅市場を、以下の3つの観点より、経済学的に分析する。

まず第1部では、日本の住宅市場とマクロ経済の分析を行う。具体的には、不動産価格の変動とマクロ経済への影響を、転居阻害要因と住宅価格変動の観点から論じる。分析結果より、日本の住宅金融の遡及型融資制度が転居阻害要因になり、住宅価格の変動を小さくしていることが示されている。

次に第2部では、住宅の居住形態の選択と経済厚生の変化の分析を行う。具体的には、借地借家法改正後の、持家、一般借家、定期借家間の家計の居住形態と経済厚生の変化を論じる。分析結果より、年齢の若い・低所得の家計が、定期借家の導入により、多くの恩恵を受けていることが明らかになっている。

最後に第3部では、地震リスクと不動産市場の経済分析を行う。具体的には、まず第3章で、地震発生リスクと生活の質に関して論じる。分析結果より、地震発生リスクが家計にとって負の周辺環境要因として認識されており、都道府県別の生活の質の規定要因として、地震発生リスクが相対的に大きな比重を占めていることが、確認されている。次に第4章で、近隣地域における地震発生

と不動産市場におけるリスク評価の問題を論じる。具体的には、日本全国を対象とした家計パネルデータを用いて、周辺地域における地震発生前後での、家計の地震災害リスクに対する限界支払意思額の変化を検証した。分析結果より、大地震の発生前には、消費者が、地震災害リスクを過小評価していることが、明らかとなった。

第1部 日本の住宅市場とマクロ経済

第1章 不動産価格の変動とマクロ経済への影響——転居阻害要因と住宅価格変動の分析

1. はじめに

不動産価格の変動は、家計や企業の消費・投資行動の変化を通じて、マクロ経済に多大な影響を与える。金融市場の不完全性を前提とすれば、不動産価格の上昇は、担保価値の上昇によって家計や企業の流動性制約を緩和させる。したがって、これらの家計や企業の消費や投資が増加して、経済全体の商品やサービスに対する需要が増加し、経済全体の GDP も増加すると考えられることになるのである⁽¹⁾。

そこで、本章では、以上のような経路の1つとして、わが国の住宅金融制度を前提とした家計の転居行動と、それが住宅価格変動に及ぼす影響に関して、ミクロとマクロの両面から実証分析を行う。

わが国の住宅ローン融資制度は、債務不履行時には担保住宅以外の資産に対しても請求権が及ぶ遡及型融資（recourse loan, リコース・ローン）制度である。一方、アメリカをはじめとする諸外国の融資制度は、事実上、非遡及型融資（non-recourse loan, ノンリコース・ローン）制度に近いとされる。非遡及型融資制度のもとでは、住宅価格の下落に伴い担保住宅の価値が住宅ローン残高を下回った場合、家計は意図的にデフォルトを選択するインセンティブを持つ。こうした行動は、住宅価格下落時には、競売市場を通じて住宅供給を増加させるため、住宅価格のさらなる下落をもたらす要因となりうる。一方で、遡及型融資制度のもとでは、このようなインセンティブは存在しない。遡及型融資制度のもとでは、担保価値が住宅ローン残高を下回るような家計は、新規の住宅ローン借入に際して深刻な流動性制約に直面するため、転居が極端に阻害され、その結果として住宅価格の下落が限定的になる可能性がある。

以下では、第2節で、わが国の全国世帯を調査対象としたミクロ個票データを用いて、遡及型融資制度の特徴を明示的に考慮して、住宅資金に関する流動性制約を介した転居に対するロックイン効果を検証する。次に、第3節で、住宅資産制約（流動性制約）が住宅資産価格に与える影響を、やはり、遡及型融資制度の特徴を明示的に考慮して、都道府県レベルのパネルデータを用いて分析し、さらに、非遡及型融資制度をとるアメリカと、住宅価格に与える影響がどのように異なるのかを比

(1) 清滝（2010）は、企業・家計の多様性と信用制約の相互作用が景気循環の分析にとって重要だということを指摘している。

較検討する。最後に、第4節で、本章の分析結果に基づいて、政策提言を行う。

2. 転居阻害要因のミクロ経済学的分析

2-1 転居率と住宅価格変動

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、市場経済における住宅市場が円滑に機能していれば、その都度最も適した住宅に転居すればよいことになる。しかしながら、実際には制度・政策的な要因によって、円滑な転居が妨げられている可能性がある。以下では、家計パネルデータを用いた分析に先立って、わが国の転居率および住宅価格変動の実態を概観する。

転居率は国によって大きく異なるが、日本は、国際的に見ても転居率の低い国として知られている。また、日本における転居率は最近ではさらに低下してきている。

このような転居率の低下と同時に、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。首都圏におけるマンションの平均価格は1986年からバブル期のピークである1990年にかけて、約2.2倍に上昇し、その後継続的に下落している。同様の傾向は地価についても観察され、六大都市の市街地価格指数は1986年から1990年にかけて、約2.6倍に上昇している。

この価格上昇期に住宅を購入した家計の多くは、住宅価格の絶対的水準の高さゆえに、多額の住宅ローンを抱えることになった。同時に、その後の住宅価格の継続的な下落は、こうした家計の保有する住宅資産価値の目減りにつながった。たとえば、2005年には、直前の住宅が持家であり、かつ売却した家計の75.0%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。結果として、住宅価格および地価の急騰と、その後の継続的な下落によって、バブル期に住宅を購入した多くの家計が、担保物件の価値が住宅ローン残高を下回る、負の純住宅資産の状態に陥っているだろうということは想像に難くない。

2-2 流動性制約と転居行動

本節では、遡及型融資制度の特徴を明示的に考慮することで、ロックイン効果の識別を試みる。

住宅資金に関する流動性制約を介したロックイン効果の理論的説明は、通常以下のようなになされる。いま、現住居のローンが残存している持家世帯の転居（買い替え）行動を考えると、保有する非住宅資産と純住宅資産（現住居の売却価額－住宅ローン残高）を原資として、新たな住宅を購入することになる。住宅価格の下落は、家計の純住宅資産の減少を意味するため、住宅資金に関する流動性制約（頭金制約）⁽²⁾を介して、転居を阻害することになる。

遡及型融資制度下では、上記のような標準的な議論に加え、いくつかの興味深い理論的な仮説が得られる。まず、家計の保有する総資産（住宅資産＋金融資産）が住宅ローン残高を上回る正の純資産（positive equity）を持つ家計に関しては、現住居の資産価値の下落は、新規に購入する住宅への頭金の減少を意味するため、上記と同様のロジックから、転居確率は減少すると考えられる。それ

に対して、総資産が住宅ローン残高を下回る負の純資産 (negative equity) を持つ家計は、買い替え時の流動性制約に直面するため、転居することはできない。したがって、住宅ローン残高対住宅資産価値比率 (Loan-to-Value Ratio, 以下 *LTV*) の限界的な変化は転居への効果を持たないと考えられる。この後者の予想される結果は、非適及型融資が支配的な国の結果とは、大きく異なると言える。なぜならば、非適及型融資の場合には、債務不履行時に担保住宅以外の資産に対しては請求権が及ばないため、住宅価格の下落に伴い、担保住宅の価値が住宅ローン残高を下回った場合、家計は意図的にデフォルトを選択するインセンティブを持つからである。このような *LTV* の非対称な影響は、流動性制約に起因するロックイン効果に特有のものであり、わが国における適及型融資制度は、ロックイン効果の識別のための重要な機会を与えている。以下では、*LTV* の非対称的な影響について、マイクロデータを用いた検証を行う。

2-3 データと推計モデル

データとしては、慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS) を用いた。KHPS は慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE プログラムおよび慶應/京都連携グローバル COE プログラムの一環として、2004 年から継続して実施されている家計パネルデータであり、初年度の標本は無作為に抽出された全国の 20 歳から 69 歳までの男女 4,005 名からなる。調査は、毎年 1 月末日を期日として実施されている。2007 年調査では、1,400 名を新規サンプルとして追加した。本研究では、第 6 波 (2009 年 1 月実施) までのデータセットを利用して分析を行った。転居に関する情報としては、各年 1 月の調査において、「昨年 1 年間の転居」に関する質問をしており、これを利用した。本研究は、持家世帯の買い替えを分析対象としているため、サンプルは基準年度で持家の世帯に限定した。分析の被説明変数は、過去 1 年間に転居を経験し、かつ転居後の住宅の所有形態が持家である場合に 1 をとるようなダミー変数として定義される。

転居の規定要因としては、世帯員数や子供の有無などの世帯属性、居住室数や居住年数などの変数、転居前の居住地属性 (地域および市群規模ダミー) および『公庫融資利用者調査報告』(旧・住宅

- (2) Stein (1995) は、このようなロジックに基づいて、住宅金融市場における流動性制約 (頭金制約) と住宅価格変動の関連を理論的に分析している。買い替えに際しての頭金制約を前提とすると、所与の住宅価格のもとで、家計は保有する純住宅資産額に応じて、3 つのグループに分類される。第 1 は、頭金制約の影響を受けずに買い替え可能なグループであり、「制約を受けない転居世帯」(unconstrained movers) と呼ばれる。第 2 は、頭金制約のもとで最大限選択可能な住宅に住み替えるのが最適となるグループであり、「制約付き転居世帯」(constrained movers) と呼ばれる。第 3 は、頭金制約の存在によって、転居しないことが最適となるグループである。このような想定のもとで、ファンダメンタルズの微小な変化による住宅価格の下落は、「制約付き転居世帯」の買い替え需要の減少を通じて、乗数効果 (multiplier effects) を持ちうるということが明らかにされている。すなわち、当初の住宅価格の微小な下落によって、制約付き転居世帯の買い替え需要が減少し、それがさらなる住宅価格の下落を招くことになる。

金融支援機構)に基づく都道府県別平均住宅価格などを利用した。前述のとおり、KHPSでは過去1年間の転居について質問しているため、説明変数を被説明変数と同一年度の調査結果から作成すると、(転居を経験した家計については)転居後の属性を計測してしまうことになる。そのため、説明変数については、前年調査の情報を利用している。

本研究の焦点である住宅資産制約に関連する変数としては、**拡張された住宅ローン残高対住宅資産価値比率** (Extended Loan-to-Value Ratio, 以下 *ELTV*) という変数を作成して分析に用いた。これは、現住居のローン残高から非住宅資産(預貯金・有価証券)を減じたものを、建物価格と敷地価格を合計した住宅資産価値で除した変数として、

$$ELTV = \frac{\text{住宅ローン残高} - \text{預貯金} - \text{有価証券}}{\text{住宅資産価値}} \quad (1)$$

で表される。(1)式の分子にある住宅ローン残高、預貯金額、有価証券額に関しては、いずれもKHPSから得られる各年の回答を用いている。また、分母の住宅資産価値としては、回答者による自己評価額の値を用いた。(1)式の値が1を上回る場合には、当該家計の住宅ローン残高が総資産(住宅資産+預貯金・有価証券)を上回っている(純資産が負)ことになる。以降の分析では、(1)式で定義される *ELTV* の指標に加えて、先行研究に倣い、家計が負の純資産に直面していることを示すダミー変数 ($ELTV \geq 1$) を作成し、併せて説明変数として利用している。なお、分子が、単に住宅ローン残高だけでなく、そこから預貯金および有価証券保有額を差し引いているのは、日本の住宅金融制度が遡及型融資制度であることと対応している。すなわち、日本では、住宅資産価値のみではなく、他の資産(貯蓄や株・証券)も、住宅ローンの借り入れに対する担保となるためである。この点が、非遡及型融資が支配的なアメリカとは大きく異なる部分である。アメリカの場合には、転居に関する住宅資産制約は、

$$LTV = \frac{\text{住宅ローン残高}}{\text{住宅資産価値}} \quad (2)$$

となるのである。

所得変動の影響を捉えた指標としては、**拡張された返済・所得比率** (Extended Debt-to-Income Ratio, 以下 *EDTI*) を用いた。

$$EDTI = \frac{\text{年間住宅ローン返済額} + \text{その他のローン支払い額}}{\text{世帯年収}} \quad (3)$$

である。これは、住宅ローンを含めた家計の全ての借入に対する年間返済額を世帯所得で除したものと定義される。このような定義を用いているのは、遡及型融資の場合、借り手の全ローンの返済能力が問題となるためである。

本推計の被説明変数は、持家世帯の買い替えを表す二値変数であるため、固定効果ロジットモデルによる分析を行った。いま、第*i*世帯の*t*年における持家の買い替えに関する潜在変数を S_{it}^* で表すことにすれば、推計のためのモデルは以下のように示される。

表 1-1 変数と記述統計

変数	全サンプル		転居サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
持家の買い替えダミー	0.03	0.16	0.23	0.42
住宅ローン保有ダミー (あり = 1)	0.34	0.47 [#]	0.37	0.48
負の純資産ダミー ($ELTV \geq 1$)	0.10	0.29	0.11	0.32
Extended Loan-to-Value Ratio: $ELTV$	-0.32	3.02	0.06	0.91
Extended Debt-to-Income Ratio: $EDTI$	0.10	0.25	0.11	0.37
世帯員数	3.59	1.45	3.48	1.33
子供ダミー	0.65	0.48	0.68	0.47
居室数	5.97	2.04	4.46	1.56
居住年数 (年)	19.62	13.45	9.48	9.94
実質住宅価格	33.34	5.30	34.64	5.34
観測値数	9,095		992	

注:「転居サンプル」はサンプル期間中に持家の買い替えを経験した家計のサンプル。観測値数は # = 9,090。

$$S_{it}^* = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、実際に観察される買い替えについてのダミー変数 S_{it} は、 $S_{it}^* > 0$ のとき 1、そうでなければ 0 をとるものと仮定される。 x_{it} は前述の説明変数、 α_i は家計 i の観察できない異質性 (固定効果)、 ε_{it} はロジスティック分布に従う誤差項、 β は推計されるパラメータである。以下の分析では、条件付き最尤法によって (4) 式を推計している。

2-2 節で議論したとおり、遡及型融資制度を前提とすれば、住宅価格の変動を通じた $ELTV$ の水準の変化は、家計が保有する総資産 (住宅資産 + 金融資産) が住宅ローン残高を上回るか否かによって、買い替えに対して非対称な影響を持つことになる。そこで、以下の分析では、 $ELTV$ の非対称な影響を捉えるために、正の純資産を持つ家計と、負の純資産を持つ家計について、それぞれ $ELTV$ の係数が異なることを許容する定式化を行った。具体的には、純資産の正負に関するダミー変数と、 $ELTV$ の交叉項を導入することで、上記の仮説の検証を行っている。

上述の各変数についての記述統計が、表 1-1 に示されている。よく知られているように、固定効果ロジットモデルによるパラメータの識別は、期間中に少なくとも 1 回は買い替えを経験しているサンプルのみに依存する。表 1-1 では、期間中に買い替えを経験した、実際の分析に用いられるサンプルを「転居サンプル」と呼んでいる。一方、期間中に買い替えを経験しなかった家計を含むサンプル全体については、「全サンプル」として記述統計を示している。

2-4 分析結果

(4) 式に基づくモデルの推計結果が、表 1-2 に示されている。住宅資金の流動性制約に関して理

表 1-2 流動性制約と持家世帯の転居行動

被説明変数=持家の買い替えダミー

説明変数	係数	t 値	限界効果
負の純資産ダミー ($ELTV \geq 1$)	-4.592	-1.42	-1.63
正の純資産ダミー $\times ELTV$	-0.611	-3.10***	-0.59
負の純資産ダミー $\times ELTV$	1.183	0.49	1.15
正の純資産ダミー $\times EDTI$	-2.386	-2.06**	-2.31
負の純資産ダミー $\times EDTI$	0.348	0.29	0.34
世帯員数	1.077	1.95*	1.04
世帯員数 ²	-0.090	-1.54	-0.09
子供ダミー	1.388	2.52*	1.14
居住室数	-1.720	-4.40***	-1.67
居住室数 ²	0.097	3.06***	0.09
居住年数 (年)	0.170	4.66***	0.17
実質住宅価格 (万円)	-0.037	-0.91	-0.04
地域ダミー		Yes	
市群規模ダミー		Yes	
対数尤度		-236.66	
観測値数		992	
家計数		227	

注：有意水準：***：1%，**：5%，*：10%。限界効果は100倍した値。

論的に予想されたとおりの結果が得られた。すなわち、保有する総資産価値（住宅資産価値+金融資産）が住宅ローン残高よりも多い、正の純資産を持つ家計に関しては、 $ELTV$ が上昇すると、新規に購入する住宅への頭金が減少することになるので、買い替え確率は減少する。それに対して、総資産が住宅ローン残高を下回る、負の純資産を持つ家計は、買い替えようとしても、新規に購入する住宅のための頭金が不足するため、転居することができず、 $ELTV$ が変化しても、転居への効果はなかった。このように総資産が住宅ローン残高を下回る家計と、上回る家計では、非対称的なロックイン効果に関する結果が得られているが、これは、遡及型融資制度に起因する結果と考えられる点で、きわめて興味深い。非遡及型融資が支配的な国における先行研究では、このような結果は得られていない。また、 $EDTI$ に関しても、この指標が上昇すると、予想されたとおり、買い替え確率は減少することが示された。

その他の変数についての推計結果に関しては、Seko, Sumita and Naoi (2012) や、瀬古・隅田・直井 (2011) の2-4を参照のこと。

3. 住宅資産価格変動のパネルデータ分析

転居率が低い国では、住宅価格変動が大きくなる傾向があると知られている (Englund and Ioannides, 1993)。そこで本節では、わが国の遡及型融資に基づく住宅金融制度に起因する住宅資産

制約が、住宅価格変化率にどのような影響を与えているかを分析する。分析に用いたモデルは、住宅価格水準に関して共和分関係として表される長期モデルと、その長期均衡モデルへの調整過程を定式化した短期モデルである。以下では、分析の枠組みを与えるモデルと、モデルの推定に使用したデータ、そして推定結果について述べる。

3-1 長期モデル

第 i 地域、 t 年の持家の住宅価格 p_{it} は、住宅に関する資産市場と住宅サービスの取引される賃貸市場を反映させる要因 X_{it} により決まると仮定し、 p_{it} と X_{it} を次のような線型関数で定式化する。

$$\ln(p_{it}) = X_{it}\beta + \alpha_i + \mu_{it} \quad (5)$$

ここで X_{it} には、家計所得 inc_{it} 、持家の資本コスト uc_{it} 、建設費用 cc_{it} 、第 i 地域の人口 pop_{it} や、第 i 地域における住宅地の割合 $rland_{it}$ が含まれる。

住宅ローンに関連する変数も、借り手や住宅市場の将来の予想を通じて、長期均衡に影響を与える可能性がある。そのため、これらの変数を説明変数に用いた分析を行った。ローン関連変数が増えることは、それだけ住宅購入資金が潤沢になり、住宅需要が増加することにつながると考えられるので、住宅ローンの増加は住宅価格に対して、正の効果を持つと予想される。また、 α_i は第 i 地域の観測されない異質性であり、ここでは固定効果としてダミー変数により定式化している。 μ_{it} は定常過程に従う確率的に変動する誤差項である。

3-2 データ

以下の分析で用いられる主なデータは、旧・住宅金融公庫の『公庫融資利用者調査報告——建売住宅購入融資編』（1980-2004年）である。この報告書には、旧・住宅金融公庫からの住宅ローンにより建売住宅を購入した世帯の、購入価格、所得、ローン残高などの都道府県ごとの平均のデータが掲載されている。これをもとにして都道府県単位のパネルデータを作成し、分析に用いている。

住宅ローン残高は『公庫融資利用者調査報告』にある、1世帯当たりの平均額である「公庫からの借入金」と「公庫以外からの借入金」を合計した金額であり、物価指数を用いて実質化している。貯蓄額には、全国銀行協会『月刊金融』にある都道府県別貯蓄残高を『住民基本台帳』の世帯数で割り、世帯当たり貯蓄残高を求め、これを実質化している。また、名目の住宅ローン残高から、世帯当たりの名目貯蓄残高を引き、純住宅ローン残高を求め、さらに『公庫融資利用者調査報告』にある名目住宅価額で割り、購入当初の $ELTV$ とした。

後述の短期モデルの推定に使われているが、購入当初の $ELTV$ に基づくダミー変数 $HIGHELTV$ がある。これは $ELTV$ が 0.6 以上ならば 1、それ以外をゼロとするダミー変数である。なお、 $ELTV$ が 0.6 より大きい地域は全観測値の 5.53% を占めていた。

表 1-3 変数名と記述統計

変数名	定義	平均	標準偏差
<i>p</i>	住宅価格 (2005 年実質, 万円/m ²)	28.96	7.69
<i>inc</i>	実質所得 (2005 年実質, 年, 万円)	586.74	75.83
<i>uc</i>	資本コスト	1.96	5.46
<i>cc</i>	建設予定費用 (2005 年実質, 万円/m ²)	14.90	2.78
<i>pop</i>	都道府県別人口 (千人)	3,256.96	2,809.57
<i>rland</i>	都道府県別住宅地割合	0.13	0.12
<i>loan</i>	世帯当たり住宅ローン残高 (2005 年実質, 万円)	2,106.99	427.60
<i>deposit</i>	世帯当たり貯蓄額 (2005 年実質, 万円)	740.09	375.64
<i>loan - depo</i>	実質住宅ローン残高 - 実質貯蓄残高	1,366.91	407.13
<i>LTV</i>	住宅ローン残高 / 住宅価格	0.705	0.071
<i>ELTV</i>	(実質住宅ローン残高 - 実質貯蓄残高) / 住宅価額	0.458	0.113
<i>HIGHELTV</i>	1: <i>ELTV</i> > 0.6, 0: それ以外	0.055	0.229

注: 観測値数 760。

このようにして作成された変数の記述統計量が表 1-3 にある。

3-3 長期モデルの推計——単位根検定と共和分検定

先の (5) 式の誤差項 μ_{it} が定常過程に従うならば, 先の式に含まれる変数間には共和分関係が成立しており, β は共和分ベクトルと呼ばれる。このような共和分関係が成立しているかどうかを Kao (1999) の検定方法で検定した。ただしその前に, 分析に用いた変数の和分の次数を確認するために, 各変数の単位根検定も行い, 次に, これらの変数を用い長期モデルを推定した。ローン関連の変数の定式化により異なる 4 つのモデルを推計したが, どのモデルにおいても, 住宅ローン関連の変数は, 全て有意であり, 住宅資産価格水準を決めるうえで, 住宅ローン関連変数が重要であることがわかった。

3-4 短期モデルの推定——遡及型融資対非遡及型融資

次に, 長期モデルに向かって, 短期的にどのように調整が行われているかを調べるために, 次の短期モデルを推定している。

$$\Delta \ln(p_{it}) = \Delta Z_{it}\gamma + \lambda \Delta \ln p_{i,t-1} - \eta (\ln p_{i,t-1} - X_{i,t-1}\hat{\beta} - \hat{\alpha}_i) + e_{it} \quad (6)$$

ここで右辺第 1 項は, 毎期の住宅価格変化率に対して影響を及ぼすと考えられる変数の差分をとった変数である。この係数 γ は短期パラメータと呼ばれ, Z_{it} が変化したときの瞬時的な $\ln p_{it}$ への影響を示している。この Z_{it} には (5) 式の X_{it} に含まれる変数だけでなく, 住宅価格変化率に関連する変数も含まれる。具体的には, 所得変化率 $\Delta \ln(inc)_{it}$, 1 期前の *ELTV* が 0.6 以上であれば 1, そうでない場合には 0 をとるダミー変数 *HIGHELTV*_{*i,t-1*}, 所得変化率と *HIGHELTV*_{*i,t-1*} の交

差項、持家の資本コストの変化分 Δuc_{it} 、建設予定費変化率 $\Delta \ln(cc)_{it}$ 、人口変化率 $\Delta \ln(pop)_{it}$ 、住宅地率の変化分 $\Delta rland_{it}$ が含まれていると想定した。右辺第 2 項には、1 期前の住宅価格変化率 $\Delta \ln p_{i,t-1}$ も含めており λ は自己回帰係数を表している。右辺第 3 項は、誤差修正項であり、長期関係式 (5) 式の推定結果より得られた残差である。この残差は、住宅価格の観測値と、モデルからの予測値との乖離である誤差を表しており、この 1 期前の誤差を解消するように住宅価格が変化しているならば、誤差修正係数 η は 0 から 1 の間の値をとると考えられる。すなわち η は、長期関係式の残差 (誤差) を小さく修正するように短期的に価格が変化する調整の速度を表している。 e_{it} は定常過程に従う確率的な誤差項である。このモデルの推定結果が表 1-4 である。

表 1-4 は、非遡及型融資制度下でのアメリカでの、Lamont and Stein (1999) により推定された住宅資産制約 (housing equity constraints) と住宅価格変化率の関係 (1985-94 年) と、遡及型融資制度に基づく日本での両者の関係 (1985-2004 年) を、比較対照した推計結果を表している。日本のモデルについては、4 つの長期モデルの結果から導かれた残差として求められる誤差修正項 ECT_{it-1} に対応して、(i) から (iv) までの 4 種類のモデルが推定されている。表 1-4 の ECT_{it-1} の係数は、全て負で有意であり、定式化にもよるが、1 年前の誤差の約 23% から 24% が修正されていることがわかる。

金融市場の不完全性と住宅価格変化率の関係に関して、両国の結果で最も大きな違いが出ているのは、 LTV に関する変数 (アメリカでは $HIGHLTV$ 、日本では $HIGHELTV$) の短期パラメータの推定結果である。すなわち、非遡及型融資が主流なアメリカでは、 LTV の比率が高い地域ほど、住宅価格の変化率は大きくなっている。それに対して、遡及型融資制度である日本では、 $ELTV$ の比率が高い都道府県ほど、住宅価格の変化率は低くなっている。また、所得の変化率と、住宅ローン対住宅資産価値に関する変数 ($HIGHLTV$ ないしは $HIGHELTV$) の交差項が、非遡及型融資制度であるアメリカでは正で有意となっているのに対して、遡及型融資制度である日本では有意となっていない。

これは、以下のような理由によるものと考えられる。わが国の住宅ローン融資制度は、債務不履行時には担保住宅以外の資産に対しても請求権が及ぶ遡及型融資制度である。一方、アメリカをはじめとする諸外国の融資制度は、事実上非遡及型融資制度に近いとされる。非遡及型融資制度のもとでは、住宅価格の下落に伴い担保住宅の価値が住宅ローン残高を下回った場合、家計は意図的にデフォルトを選択するインセンティブを持つ。こうした行動は、競売市場を通じて住宅価格下落時の住宅供給を増加させるため、住宅価格のさらなる下落をもたらすことになる。一方で、遡及型融資制度のもとでは、このようなインセンティブは存在しない。遡及型融資制度のもとでは、担保価値が住宅ローン残高を下回るような家計は、新規の住宅ローン借入に際して深刻な流動性制約に直面するため、転居が極端に阻害され、その結果として住宅価格の下落が限定的になっていると考えられるからである。このことは、第 2 節での、負の純資産を持つ家計と正の純資産を持つ家計の、

表 1-4 短期モデルの推定結果

モデル	米国 : Lamont and Stein(1999)		日本 : (i)		(ii)		(iii)		(iv)	
	1985-1994		1985-2004		1985-2004		1985-2004		1985-2004	
変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項										
$\Delta \ln(inc)_{it}$	0.088	0.53	-0.003	-0.55	-0.002	-0.36	-0.002	-0.33	-0.002	-0.40
$\Delta \ln(inc)_{it} \times HIGHLTV_{it-1}$	1.784	1.89 *	0.129	2.81 ***	0.112	2.40 **	0.109	2.30 **	0.119	2.66 ***
$HIGHLTV_{it-1}$	0.071	2.00 **								
$\Delta \ln(inc)_{it} \times HIGHELTV_{it-1}$			0.161	1.38	0.170	1.43	0.164	1.36	0.166	1.41
$HIGHELTV_{it-1}$			-0.011	-2.26 **	-0.014	-2.68 ***	-0.015	-2.64 ***	-0.015	-2.86 ***
Δuc_{it}			-0.003	-1.98 *	-0.004	-2.03 **	-0.004	-2.01 **	-0.003	-2.05 **
$\Delta \ln(cc)_{it}$			0.283	3.71 ***	0.283	3.40 ***	0.277	3.26 ***	0.294	4.04 ***
$\Delta \ln(pop)_{it}$			0.990	1.35	0.948	1.30	1.009	1.35	0.952	1.31
$\Delta rland_{it}$			-0.640	-0.36	-1.116	-0.64	-1.202	-0.71	-0.949	-0.56
$\Delta \ln(p)_{it-1}$	0.51	9.41 ***	0.257	4.21 ***	0.260	4.04 ***	0.255	3.88 ***	0.251	4.00 ***
$\ln(pit - 1/y_{it-1})$	-0.188	-8.17 ***								
ECT_{it-1}			-0.249	-4.63 ***	-0.228	-4.49 ***	-0.226	-4.27 ***	-0.242	-4.59 ***
決定係数			0.39		0.37		0.36		0.38	
自由度調整済決定係数	0.74		0.39		0.36		0.36		0.37	
残差標準誤差			0.04		0.04		0.04		0.04	
Durbin-Watson 統計量			2.07		2.09		2.11		2.07	
期間	11		20		20		20		20	
地域数			38		38		38		38	
全観測値数	370		760		760		760		760	

注 : 従属変数 : $\Delta \ln(p)_{it}$ 観測期間 : 1985-2004, 有意水準 : *** : 1 %, ** : 5 %, * : 10 %, 米国モデルの推定結果は, Lamont and Stein (1999), p.506, Table3 “DEBT = HIGHLTV” より抜粋されており, 時点と地域の固定効果が含まれている。日本のモデル (i) から (iv) までの共積分残差 ECT は, 対応する長期モデルの残差から計算されている。全ての t 値は, White の不均一分散一致標準誤差に基づき計算されている。

住宅資産制約に関する非対称な影響（2.4節の表1-2を参照のこと）からも、裏付けられる。

また、短期調整パラメータに関連する所得変化率 $\Delta \ln(inc)_{it}$ の係数が日本では正で有意になっているが、アメリカでは有意ではない。日本のように、逓及型融資制度を採用している国では、所得（借入返済能力）の変化率が、住宅価格変化率に大きな影響を及ぼしているためと考えることができるであろう。

4. おわりに

本章では、わが国の住宅金融が逓及型融資制度に基づいているために、流動性制約が著しい転居阻害要因になっており、それが住宅価格の変動にも多大な影響を及ぼしていることを、マイクロデータに基づく分析とマクロデータに基づく分析の両面から検証した。まず全国の家計の個票パネルデータを使用して、ロジットモデルによりロックイン効果の検証を行った。その結果、保有する総資産（住宅資産+金融資産）が住宅ローン残高を上回る家計に関しては、逓及型融資制度に基づく住宅ローン残高と住宅資産価値の比を表す $ELTV$ が上昇すると、新規に購入する住宅への頭金が減少することになるので、買い替え確率は減少した。それに対して、総資産が住宅ローン残高を下回る家計は、買い替えようとしても、新規に購入する住宅のための頭金が不足するため、転居することができないので、 $ELTV$ が上昇しても、転居への効果はなかった。すなわち、住宅資産制約に起因するロックイン効果は、当該家計の純資産額の水準に依存して、非対称な効果を持つことが示された。次に都道府県単位のパネルデータを用いて、誤差修正モデルにより、逓及型融資制度と非逓及型融資制度のもとでの流動性制約が住宅価格変動に及ぼす影響の比較分析を行った。その結果、非逓及型融資が主流のアメリカでは、 LTV の比率が高い地域ほど住宅価格の変動が大きくなっているが、逓及型融資制度を採用している日本では $ELTV$ の比率が高い都道府県ほど、変動は小さくなっていることが明らかとなった。

本章の分析範囲を超えるが、上記で得られた結果をもとに、価格の安定化機能の観点で両制度を比較すると、どのようなことが予想されるか、ここで少しまとめてみよう。非逓及型融資制度の場合は、短期的には大きな価格下落が生じる一方、価格メカニズムが適正に働く結果、自律的な回復は早いかもしれない。これに対して逓及型融資制度のもとでは、担保価値が住宅ローン残高を下回るような家計は、新規の住宅ローン借入に際して深刻な流動性制約に直面するため、転居が極端に阻害され、その結果として本章の第2節、第3節での分析結果が示しているように、住宅価格の下落が限定的になっていると考えられる。

今後の日本の住宅金融制度の方向性を考える際には、家計が意図的にデフォルトを選択するインセンティブを防ぐような制度設計を考慮したうえで、非逓及型融資制度への移行を考慮することも、選択肢の1つとして考えられるであろう。なぜならば、それによって、市場メカニズムの働きにより、住宅価格が安定化し、わが国の経済の回復力が高まる可能性があるからである。また、非逓及

型住宅融資制度を採用すれば、貸し手は、現在の遡及型住宅融資制度の場合のように、借り手という人ではなく、貸す物件を見て、融資額を決定すると考えられるため、貸し手も借り手も、より物件の質に関心を持つことになるので、それが、日本の住宅の質の全般的な底上げにつながるということも考えられる。しかしながら、アメリカのサブプライムローン問題が示しているように、非遡及型融資制度にも、意図的にデフォルトを選択するインセンティブを防ぐことが困難であるといったような問題点はある。どちらの制度を、今後の日本で採用していくべきかに関しては、本章で検討した価格の安定化機能だけでなく、両制度下での貸し手の融資条件の違いや、借り手のデフォルトリスクの負担に関する行動の違いなど、総合的に考慮する必要があると考えられる。しかしながら、そのためには、各制度のもとでの、住宅金融の借り手と貸し手の双方の最適化行動の違いを考慮した分析なども行う必要があるが、それらに関しては、今後の課題としたい。

第2部 居住形態の選択と経済厚生の変化

第2章 借地借家法改正後の居住形態選択と経済厚生の変化——家計の需要行動からの分析

1. はじめに

1-1 定期借家制度創設の経緯（旧借地借家法の問題点）

2000年3月に旧借地借家法が改正され、定期借家権という新たな契約形態の借家が誕生した。この定期借家権は、それまでの日本の賃貸住宅市場におけるさまざまな問題を解決する狙いで導入された。日本の賃貸住宅は、その狭さで有名である。1968年から2008年の間に、持家の平均床面積は25.8%増加しているが、借家の場合には19.5%に過ぎない。また、1968年には、持家は平均して借家の2.56倍の広さであったが、2008年には、その差が2.70倍に拡大している。旧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、借り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り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、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、家主の借家への規制を制限するような借り手に対する法的保護のために、家主は、借家の適切な供給や維持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に対する対応として、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が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、法廷に行かなければならなくなったのである。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、家賃契約を更新しない権利がないのである。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ができない。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年から、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、法廷の保護のもと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、現在は状況が大きく変化している。借地借家法の意図せざる、そして望まじからざる帰結の1つは、狭い小さな借家の普及なのである。

1-2 借地借家法の改正——一般借家契約と定期借家契約との違い

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

一般借家契約と定期借家契約の本質的な違いが、表2-1に示されている。定期借家契約は、期間満了によって契約が終了し、契約の更新のない契約形態である。定期借家の場合、期間満了による契約終了条件としては、書面による通知は必要だが、正当事由等は不要である。それに対して、一般借家の場合、貸主側からの一方的な更新拒絶の場合には、正当事由等が必要である。同一当事者間での契約の継続に関しては、定期借家契約では更新は認められないので、引き続き借家関係を継続する場合には、再契約を結ぶことになる。それに対して、一般借家契約の場合には、正当事由がない限り、契約は更新される(定期借家制度に関しては、阿部・野村・福井(1998)、長末(2011)、長瀬(2004)などを参照のこと)。

このような両借家契約の違いによって、定期借家と一般借家に関して、異なるリスク構造が生じている。一般借家契約では、家主が賃料を上げることは非常に困難であるため、借主には、ほとんど賃料増額のリスクがない。しかし、上述のように、家主には好まじ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が低下し、建物全体としての資産価値が低下することになる。

一方、定期借家契約では、市場家賃に関する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

表 2-1 一般借家契約と定期借家契約の違い

	一般借家	定期借家
導入年	1941 年	2000 年 3 月
契約締結時の説明	不要	書面による説明が必要
契約書の作成	不要（口頭でも成立）	必要
契約期間	1 年未満は不可	短期長期の制限なし
賃料増減請求権	特約で増減請求のみ排除可能	特約で排除可能
借主からの中途解約	制限可能であるが、信義則上問題とされる余地がある	制限可能であるが、居住用の場合、法律に従い解約が認められるケースもある
期間満了による契約終了	合意があれば特段の要件は不要。貸主側からの一方的な更新拒否の場合には正当事由等が必要	書面による通知が必要。正当事由等は不要
同一当事者間での契約の継続	更新（法定更新あり）	再契約

参考資料：Realpartner 7-8, 2011, (社) 全宅連。

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、床面積 200 平方メートル未満の建物の、居住用の賃貸借の場合に、転勤、療養、親族の介護その他のやむを得ない事情により、建物を自己の生活の本拠として使用することが困難となった場合には、借家人による契約の解除が法律で認められていることである。

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て、この制度を創設したのである。

1-3 本章の特徴と目的

本章の目的は、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、さらに、この分析をもとに、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検討する。

本研究は 3 つの特徴を持っている。第 1 に、日本のデータをもとに、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。また、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。

第 2 に、表 2-1 に示したような一般借家と定期借家の財としての本質的な違いを、本研究では、契約期間の長さや家賃の水準に反映させた。具体的には、この両借家財の本質的な違いを反映した価格変数を作成し、居住選択モデルを推定したところ、予想される符号を持つ有意な推定結果が得

られた。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（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。第2節で、データといくつかの記述統計量について述べ、第3節で居住形態選択の推計モデルを示し、第4節で推定結果について議論する。第5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。第6節で結論を述べる。

2. 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について説明する。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便利な点である。

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。

世帯の居住形態選択行動を説明するために、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2-2にまとめられている。

持家の平均住宅価格（PRICE）は30,161,200円であり、一般借家の平均家賃は72,000円／月であり、定期借家の平均家賃は61,300円／月であった。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。定期借家を見ても、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。

2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年であった。これに対して、持家は6.9年と比較的新しかった。

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

表 2-2 変数定義

変数名	定義
TENURE	0：持家，1：一般借家，2：定期借家
(住宅属性)	
PRICE	持家価格（地価+建物価格）単位：万円，2000年実質
PRICEHAT	PRICEの予測値
GRENT	一般借家家賃単位：万円，2000年実質
GRENTHAT	GRENTの予測値
FRENT	定期借家家賃単位：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	1：無修理，0：それ以外
(世帯属性)	
PINCOME	恒常所得単位：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）と居住している世帯，0：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1,000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

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、一般借家は表 2-1 で示されているように、借主が賃料の増額なしに契約を更新するか契約を終了するかという選択権を持っており、実質的に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の終了時には契約の更新はなされないという意味で契約期間が確定しているという、両借家契約の本質的な違いを反映するためである。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と想定される場合には、CMONTH の係数は、正の符号条件を持つと予想される可能性が高い。しかしながら、実際には、借家契約の形態や、市場条件などに関して、どのような理論的な想定をするかによって、定期借家家賃は、契約期間に関して、右上がりになったり、右下がりになったり、両方の混合形態になる可能性があることが示されている (Grenadier (1995), Seko, Sumita and Yoshida (2012) 等参照のこと)。

これらのヘドニック・モデルの推定結果を得た後に、全ての世帯に対して、3 種類の予測住宅価格を求める。持家価格の予測値は PRICEHAT である。これらの値は持家サンプルに対してのみ計算するのではなく、2 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 2 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家価格との間の相対価格であり、RELAP2 は定期借家家賃と持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。

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。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。持家世帯の平均恒常所得は 6,538,900 円であり、他の 2 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 5,475,000 円、定期借家世帯は 5,219,400 円である。ただし、これら借家間の差は有意ではなかった。

持家に居住している世帯主の平均年齢は 38.9 歳であり、2 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 代以降の世帯は持家を選択する傾向が見てとれる。

人口関連変数については、世帯人員数の多い世帯は持家を選択する傾向があることがわかる。持家世帯の平均世帯人員数は 3.7 人であり、3 居住形態の中で最も多い。一般借家の場合には 2.7 人であり、定期借家世帯の場合には 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方が、定期借家世帯よりも多いことがわかる。また、持家世帯の 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、持家世帯の場合には 1%、借家世帯の場合には 2% である。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（瀬古・隅田（2011）の図 2 を参照のこと）。

3. 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 選択肢の条件付きロジット・モデルを用いた。 U_{ij}^* 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。

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

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、条件付きロジット・モデルと呼ばれる次式が導かれる。

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

4. 推定結果

4-1 ヘドニック価格モデルの推定結果

各居住形態に対して、3種類のモデルを推定した（ヘドニック価格モデルの推定結果に関しては、Seko and Sumita（2007）の Table 4 を参照のこと）。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。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。持家価格については 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（詳しい検定方法などに関しては、隅田（2008）などを参照のこと）。

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、借地借家法の存在のために、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。

4-2 条件付きロジット・モデルの推定結果

構造型条件付きロジット・モデル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 2-3 にある（構造型条件付きロジット・モデルの推定結果に関しては、Seko and Sumita（2007）の Table 5 を参照のこと）。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。

条件付きロジット・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。この検定の結果得られた統計量の値は 0.87 であり、IIA の仮説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 2-3 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、全て 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。また持家の自己弾力性は -1.402 である。また、持家選択のための一般借家家賃弾力性は 0.036 であり、持

表 2-3 居住形態選択確率への弾力性推定結果

変数	持家	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%。

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。

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。持家選択の所得弾力性は 0.578 である。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、2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、2つの借家で共に負であるが、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避け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 (NEWPLACE) の係数も 2つの借家で正で有意である。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、PLAN と 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、居住年数を示す 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、3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年以内に持家購入予定世帯であった。

5. 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のようにになる。

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

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 $\alpha Z_j + \alpha_{1i} Y_i + \alpha'_{2i} S_i$ 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2-4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。居住形態ごとの平均の差の検定結果も表2-4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1,205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1,444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1,337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1,933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いなくて定期借家に居住する既婚世帯は2,013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1,412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

表 2-4 定期借家が導入された場合の平均補償変分

(単位：円)

	持家		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	1,205	***	***	***
(ii) 恒常所得									
低所得世帯 PINCOME < 400	18	710	32	950	19	1,444	n	***	**
中所得世帯 400 ≤ PINCOME < 700	161	337	85	635	40	1,151	***	***	***
高所得世帯 PINCOME ≥ 700	92	188	32	536	13	1,020	***	n	n
(iii) 世帯主年齢									
若年世帯 AGE < 35	109	375	92	777	49	1,337	***	***	***
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	1,745	25	1,933	***	***	n
2人 FMEMBER=2	43	635	56	633	20	1,086	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	1,106	26	1,859	30	2,013	***	***	n
(vi) 築年数									
新築 HAGE ≤ 1	158	250	20	583	8	1,383	***	n	**
2年以上16年未満 2 ≤ HAGE < 16	66	371	84	743	31	1,412	***	***	***
16年以上 HAGE ≥ 16	47	433	45	611	33	967	n	n	**

注：nob は 観測値数， μ は 1 世帯当たり 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。

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言えよう。

2000年における旧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因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したり、価格が上昇したときに古い家を売却することによって新たな持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、持家の価格は低下し、持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には、必ずしも持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中で、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1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、家主が新規の住宅に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うる。したがって、定期借家契約の早期解除には、借家人に罰則を科すようにし、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、全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ろう。

6. おわりに

本章では、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、前者の方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。

実際のわが国における定期借家の普及率を見ると、2007年3月現在で借家契約のうちの約5.0%が、定期借家契約である。そのうち、戸建では12.4%、共同建では4.5%となっており、普及率は、高くない((財)日本住宅総合センター(2008))。それに対して、アメリカでは、借家契約のうちの98%が定期借家契約である。

特に、家族向けの定期借家の数が多いとは言えない。制度創設時の狙いであった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切替え、すなわち契約の変更を認めること、借家人からの一方的な借家契約解除に罰則を科すこと、契約提携等の手続きの煩雑さをなくすことなど、さらなる見直しが必要となると思われる。

第3部 地震リスクと不動産市場の経済分析

第3章 日本における地震発生リスクと生活の質

1. はじめに

わが国は世界的に見ても地震の多い国として知られており、それに対する備えをするべきだと常々言われている。大規模地震の影響が甚大で、かつこの自然災害の問題が広く人々に認識されていることを考慮すると、家計や企業が各地域の住宅家賃や賃金を見て、どこに立地を決定するかという行動に、地震リスクが何らかの影響を及ぼしているかどうかを分析することには意義がある。一般的に人々は、利用可能なアメニティーに基づいて居住地を選択するが、最大の負のアメニティーである地震も、その際に立地決定要因として考慮するのが適切である。地震リスクは日本において、地域によって異なるのは明白である。1995年の阪神・淡路大震災や、2011年の東日本大震災の人的・経済的被害が甚大であったことは、記憶に新しいが、地震の多い日本においては、住居やインフラ設備の安全性に対する懸念が、非常に重要な関心事である。本論文では、この問題を、地震リスクを含む生活質指数(Quality of Life Index, 以下 QoLI)を構築することによって、分析する。この指数を利用することによって、生活の質、地震と家計の立地選択行動間の関係をよりよく理解できるものと考えられる。

この論文の目的は、日本における家計の地震リスクの社会的費用を評価することである。地震リ

スクを考慮した QoLI を推計し、日本の市区町村間の地震の社会的費用（負の金銭価値）の推計値を導出する。まず、日本全国にわたる家計のパネルデータを用いて、賃金と住宅家賃のヘドニック価格モデルを推計する。地震リスクの社会的費用が、そこから、労働市場と住宅市場における格差補償の和として、推計される。最後に、単一の QoLI が、我々のモデルで用いられた地域のアメニティー（あるいは負のアメニティー）に関するこれらの格差補償を集計することによって、求められる。

分析結果は、QoLI も、地震リスクも、都道府県間で非常にばらつきがあることを示している。また、地震リスクの社会的費用が、特に地震の多い都道府県の生活の質に大きな影響を及ぼしていることが明らかになっている。最後に、社会的費用の地域間の大きなばらつきが、保険市場の不完全性（すなわち非常に粗い各地域のリスク評価）に起因しており、地震保険のリスク評価を改善すべきであるという政策提言を行っている。

地震リスクの社会的費用を推計することは、現在の防災政策を評価し、効率的な地震保険制度を考案するために必要であるため、非常に重要である。我々が地震リスクの社会的費用を導出するために QoLI による分析方法を用いたのは、以下の理由による。この問題に関する先行研究は、ひとえに、住宅市場のみに注目して、地震リスクの金銭的価値を評価している。しかし、家計と企業の双方が地震リスクを考慮する場合、単純な空間均衡モデルは、地震リスクがその地域の住宅市場のみではなく、その地域の労働市場にも影響を及ぼしていることを示している。したがって、地震リスクの社会的費用の正確な評価は、この潜在的に壊滅的な自然災害に対する、地域の労働市場と住宅市場の双方の反応から導出されるべきなのである。また、地震リスクの正しい社会的費用は、地震の発生確率だけでなく、地震によって引き起こされる予想損失や被害にも依存する。よって、社会的費用は、実際の地震発生確率ではなく、推計された QoLI によって評価されるべきである。換言すると、たとえ実際の地震発生確率がある地域で低くても、家計がその地域のリスクや潜在的な損害を非常に高く認知していれば、そのような地域の全般的な生活の質は悪くなる。結果として、いかなる地震に対する防災政策も、地震リスクと生活の質に関する家計の認知に基づくべきだということになる。

この論文は、以下のような構成で、議論を行っている。第 2 節では、格差補償モデルに関する先行研究を簡単に概観する。第 3 節では、簡単な理論的な枠組みを示す。第 4 節では、使用したデータの説明、推計方法と変数、推計結果とその解釈に関して述べる。第 5 節では、QoL、地震発生リスクの社会的費用と地震保険について述べる。第 6 節では、結論を述べる。

2. 先行研究

経済学では災害発生リスクなどの市場で取引されない（デイス）アメニティーの価値を、格差補償モデルの枠組みで議論している。このような格差補償モデルの考え方は次のように説明される。いま、各消費者がコストなしで自由に立地選択を行っている状況を考えると、長期的な立地均衡では、

各地域に居住することが無差別になり、アメニティーの格差をちょうど埋め合わせるように賃金や地代が市場で調整されることになる。したがって、アメニティーの格差は各地域の賃金と地代に帰着することになり、結果としてこれらの格差を計測することによって、アメニティーの価値を間接的に計測することが可能であると考ええる。

このような格差補償モデルに基づく生活の質（Quality of Life, 以下 QoL）を分析した研究としては、Rosen（1979）、Roback（1982）、Blomquist, Berger and Hoehn（1988）をはじめとする蓄積がある。Blomquist（2006）に、これらの研究の概略が、要領よくまとめられている。また、わが国において上記のアプローチに基づき QoL の測定を行った研究としては、加藤（1991）、赤井・大竹（1995）等がある。

上田・唐渡・八田（2006）は、格差補償モデルに基づいて、集積のメリットを分析している。田中（1999）は、格差補償モデルを用いて、公共投資の便益評価を行っている。

本論文は、標準的な格差補償モデルの枠組みで地震発生リスクという地域アメニティーの評価を行った Naoi, Sumita and Seko（2007）の分析結果に基づいている。

3. 格差補償モデルと生活の質指数（QoLI）

本節では、格差補償モデルの基本的な枠組みを紹介する。

消費者は、合成財、住宅サービス、地域アメニティーから効用を得るとする。簡単化のために、各消費者は 1 単位の労働を地域で供給し、それによって得られる賃金 w を合成財および住宅サービスの購入に充てるものとする。このとき、消費者の間接効用関数は、

$$v = v(w, p; a) \quad (1)$$

で表される。ここで、 p は住宅サービスの価格、 a は地域アメニティーを表す。また、 a は効用を高めるような正の消費アメニティーと、地震発生リスクのように効用水準を引き下げる負の消費アメニティーの双方を含むものとする。

一方、企業は不動産と労働を組み合わせて合成財を生産し、生産技術は収穫一定であるとする。このとき、企業の単位費用関数は、

$$c = c(w, p; a) \quad (2)$$

で表される。消費者のケースと同様に、 a は単位費用を引き下げる正の生産アメニティーと、単位費用を引き上げる負の生産アメニティーを含む。

立地（空間）均衡においては、消費者と企業の双方が立地を変える誘因を持たない状況が成立する。したがって、均衡においては立地場所に関わらず全ての家計が共通の効用水準 u^* を達成し、単位生産費が単位生産価格に等しくなる。すなわち、任意の地域において、賃金と住宅家賃は、以下の条件を満たす。

$$u^* = v(w, p; a) \quad (3)$$

$$1 = c(w, p; a) \quad (4)$$

さらに、(3) 式を全微分することで、

$$f = v_a/v_w = h \cdot p_a - w_a \quad (5)$$

を得る。ここで、 h は住宅サービスの需要量であり、下付きの添え字は当該変数による偏微分を表す。一般に、 f はアメニティーの暗黙価格と呼ばれる。(5) 式の v_a/v_w は、アメニティー水準が変化したときの、効用水準を一定に保つような賃金の変化を表しており、アメニティー水準の限界的な評価額とみなすことができる。さらに、(5) 式の右辺は、このようなアメニティーの金銭的評価が、住宅サービス価格および賃金水準の限界的な変化によって表されることを示している。実証的には、ヘドニック価格関数の推計によって、地域アメニティーと住宅サービス価格、賃金との関係を観察することで、 p_a および w_a を推計することになる。

複数の地域アメニティーが存在する場合、ある地域における QoL は、個々のアメニティーの価値の総和として捉えることができる。便宜上、第 k 番目の地域アメニティーを a_k で表し、(5) 式に対応する暗黙価格を f_{ak} で表すことにすると、QoL の指標は次のように定義される。

$$QoL = \sum_k f_{ak} a_k \quad (6)$$

ここで、QoL は、地震発生リスクを含む地域アメニティーの賦存量の和になっており、各アメニティーは、その暗黙価格で加重されている。(6) 式から明らかなように、QoL は、住宅市場と労働市場の双方における地域アメニティーに対する総補償を表している。

4. データセットと変数

4-1 データ

前節で述べたとおり、地域アメニティーの金銭的評価に当たっては、住宅家賃および労働賃金に関するヘドニック・モデルの推計が必要となる。以下の分析では、2004 年度から実施されている慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) を用いて、ヘドニック・モデルの推計を行った。KHPS の概要とデータセットの構築方法等に関しては、Naoi, Sumita and Seko (2007) および直井・隅田・瀬古 (2009) を参照されたい。

住宅家賃および労働賃金のヘドニック・モデルに共通して導入される地域アメニティー変数の一覧を表 3-1 に示した。

分析の焦点である地震発生リスクに関する指標は、「地震ハザードステーション」(独立行政法人防災科学研究所) において公開されている、「今後 30 年間での震度 6 弱以上の地震発生確率」を用い

表 3-1 アメニティー変数の定義

変数	定義（出典，年度）
<u>市区町村単位の変数</u>	
地震発生リスク	
地震発生確率	今後 30 年以内に震度 6 弱以上の地震が発生する確率（『確率的地震動予測地図』，2004）
行政・生活基盤	
生徒・教員比率	中学校生徒数／教員数（『学校基本調査』，2004）
非水洗化人口	非水洗化人口比率（％，『日本の廃棄物処理』，2002）
都市公園数	人口 1,000 人当たり都市公園数（『都市公園等整備現況調査』，2003）
病床数	人口 1,000 人当たり病院病床数（『医療施設調査』，2003-2005）
社会経済要因	
失業率	完全失業率（％，『国勢調査』，2000）
財政力指数	財政力指数（『市町村別決算状況調』，2003）
災害関連	
火災件数	人口 1,000 人当たり建物火災出火件数（『火災年報』，2003）
交通事故件数	人口 1,000 人当たり交通事故発生件数（『交通統計』，2004）
犯罪件数	人口 1,000 人当たり刑法犯認知件数（『犯罪統計書』，2004）
人口集積	
人口密度（市区町村）	住民基本台帳人口密度（人/km ² ，『住民基本台帳人口要覧』，2003-2005）
<u>都道府県単位の変数</u>	
気象条件	
平均気温	年間平均気温（℃，『気象年鑑』，2003-2005）
気温年較差	月別平均気温の最高-最低（℃，『気象年鑑』，2003-2005）
平均湿度	年間平均湿度（％，『気象年鑑』，2003-2005）
降水量	年間総降水量（mm，『気象年鑑』，2003-2005）
人口集積	
人口密度（都道府県）	住民基本台帳人口密度（人/km ² ，『住民基本台帳人口要覧』，2003-2005）

た。これは、「活断層型」・「海溝型」等の多数・多種の地震の発生とそれによる地震動の強さを確率的に推計することで、各地点における発生確率を計算したものであり、外生的な地震発生リスクの指標であると言える。分析に当たっては、3次メッシュ単位で提供されているデータを市区町村単位で集計し、居住市町村に関する情報をもとにKHPSと接続した。

その他の地域アメニティー変数としては、生徒・教員比率や病院病床数などの行政・生活基盤、失業率などの社会経済要因、火災件数などの地震以外の災害関連変数、および人口集積、気象条件に関連する15変数を導入している。これらのアメニティー変数についても、原則として地震発生確率と同様、市区町村単位でKHPSと接続している。ただし、気象条件などのように市区町村単位で変数が得られないものについては、都道府県単位での接続を行っている。また、人口集積に関する変数については、市区町村・都道府県のそれぞれのレベルにおける影響を考慮するため、双方の変数を導入して分析を行った。

住宅家賃のヘドニック・モデルに使用する被説明変数としては、Blomquist, Berger and Hoehn (1988) および Blomquist (2006) の方法に倣い、借家居住者については実際に支払っている家賃額を、持家居住者については居住している住宅の価格から計算された帰属家賃額を用いた。持家居住者に関しては、所有する一戸建てもしくはマンションの固定資産税評価額に対して、共通の資本還元率（7%）を用いて月額単位での帰属家賃を計算した。⁽³⁾

家賃関数の推定に当たっては、前述のアメニティー変数のほか、居住する物件の属性として、居室数、庭の広さ、建物階数、居住階数（マンション・アパートのみ）、築年数、最寄りの駅・バス停までの徒歩所要時間を説明変数として導入した。これらに加えて、推定においては住宅の建て方、所有関係、居住地域・都市規模、調査年度に関するいくつかのダミー変数もモデルに含めている。

一方、ヘドニック賃金関数に当たっては、KHPS から得られる給与支払額および労働時間に関する情報をもとに、時間当たりの賃金率を計算し、被説明変数として用いた。

KHPS では、従業地に関して、(1) 同一市区町村で就業、(2) 同一市町村以外の同一都道府県内で就業、(3) 他都道府県で就業という区別がなされている。ヘドニック賃金関数の推定に当たっては、従業地におけるアメニティーを KHPS にマッチさせる必要があるため、今回は、同一都道府県に従業地があるサンプルに限定して分析を行った。なお、同一都道府県内の他市区町村で就業しているサンプルに関しては、居住地の市区町村別アメニティー水準は就業先のアメニティー水準と一致しない。そのため、賃金関数の推定に当たって、これらのサンプルに対してはアメニティー水準の都道府県単位での平均値を利用した。⁽⁴⁾ 賃金関数の推定に当たっては、前述のアメニティー変数のほか、対象者の年齢およびその 2 乗項、配偶関係（有配偶 = 1）、最終学歴（中学校、高校（基準）、専門学校、短大、大学・大学院）、経営組織（個人事業、非営利法人、営利企業、官公庁（基準））、雇用形態（正規）、勤続年数およびその 2 乗項、企業規模（4 人以下、5-29 人、30-99 人、100-499 人、500 人以上）、労働組合への加入等の属性を用いた。これらに加えて、推定では居住地域・都市規模および調査年度に関してもコントロールした。

賃金関数の推定に当たっては、前述のアメニティー変数のほか、対象者の年齢およびその 2 乗項、配偶関係（有配偶=1）、最終学歴（中学校、高校（基準）、専門学校、短大、大学・大学院）、経営組織（個人事業、非営利法人、営利企業、官公庁（基準））、雇用形態（正規）、勤続年数およびその 2 乗項、企業規模（4 人以下、5-29 人、30-99 人、100-499 人、500 人以上）、労働組合への加入等の属性を用いた。これらに加えて、推定では居住地域・都市規模および調査年度に関してもコントロールした。

-
- (3) ここでは、久恒・福井（2006）による推定結果を参考に、資本還元率を 7% とした。実際には一戸建てとマンションでは異なる資本還元率が成立している可能性があるものの、ここでの資本還元率の設定は、最終的な推定結果にはそれほど大きい影響を与えないことを確認している。
- (4) この操作が分析結果に与える影響を検討するために、同一市区町村内で就業しているサンプルに限定した推計も行ったが、推計結果が大きく変わることはなかった。

上記の各変数が全て観察されるサンプルを利用した結果、ヘドニック家賃関数の推定に用いられるサンプルは 4,399、ヘドニック賃金関数の推定に用いられるサンプルは 6,336 となった。

4-2 実証モデル

ヘドニック価格関数の推計に当たっては、分析の被説明変数である家賃および賃金水準と、地域アメニティー変数との間の非線形的な関係を考慮し、次のような Box-Cox 変換を行ったモデルを採用した。

$$y_i^{(\lambda)} = a_i\beta + x_i\gamma + \varepsilon_i \quad (7)$$

ここで、 i は家計を表す添え字であり、 y_i は被説明変数（家賃もしくは賃金）、 a_i は家計 i が居住する市区町村（もしくは都道府県）におけるアメニティー変数、 x_i はそれ以外の住居・対象者属性である。また、 λ は Box-Cox 変換パラメータであり、

$$y_i^{(\lambda)} = \frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda} \quad (8)$$

である。(8) 式は、特殊ケースとして $\lambda = 1$ のとき線形モデルを、 $\lambda = 0$ のとき対数線形モデルを含む定式化になっている。⁽⁵⁾

4-3 ヘドニック・モデルの推計結果

(7) 式の定式化のもとで、家賃および賃金に関するヘドニック価格関数の推計を行った結果が表 3-2 に示されている。前述のとおり、家賃関数の推計に当たっては住居属性を、賃金関数の推計に当たっては対象者属性をそれぞれ追加的な説明変数として導入しているが、推計結果を省略している。⁽⁶⁾

推計結果の解釈に移る。まず、地震発生確率は家賃水準を引き下げ、賃金水準を引き上げることが確認された。格差補償モデルを前提とすれば、この結果は地震発生リスクが消費者および企業の双方にとっての負の地域アメニティーであることと矛盾しない。⁽⁷⁾地震発生リスクが不動産価格に負の影響を与えるという事実は、いくつかの先行研究でも観察されている。Nakagawa, Saito and Yamaga (2007; 2009) は、東京都の地震ハザードマップの情報を用いて、地震発生に伴う建物倒壊リスクが家賃および地価に負の影響を与えることを報告している。また、Naoi, Seko and Sumita (2009) は、

(5) 推計結果に基づく尤度比検定からは、 $\lambda = 0$ および $\lambda = 1$ のいずれの制約付きモデルについても、棄却されることを確認している。

(6) これらの変数に関する詳細な推計結果に関しては Naoi, Sumita and Seko (2007) を参照されたい。また、係数の仮説検定に関して、Box-Cox 変換されたモデルにおける標準誤差は、変数の測定単位に依存するため、ここでは標準的な t 検定に代えて、個別変数についての尤度比検定の結果を報告している (Spitzer, 1984)。

(7) 比較静学の詳細は、Naoi, Sumita and Seko (2007) を参照。

表 3-2 推計結果

説明変数	家賃	賃金
	係数	係数
地震発生確率	-7.780	0.043
平均気温	-1.018*	0.387
気温年較差	-0.776 ⁺	0.386
平均湿度	-0.271	-0.004**
降水量	0.003	0.058
生徒・教員比率	0.262	0.007**
非水洗化人口	-0.132*	-0.827*
都市公園数	-1.511	0.017**
病床数	0.945 ⁺	-0.003
失業率	-0.354	-0.006 ⁺
財政力指数	15.122**	0.009
火災件数	-14.798*	0.089*
交通事故件数	0.343	-0.003*
犯罪件数	0.178	0.412
人口密度(市区町村)	0.001*	-0.070**
人口密度(都道府県)	0.002**	0.052
λ_1	0.326**	-0.100**
サンプルサイズ	4,399	6,336
対数尤度	-52851.3	-51218.3

注：**，*，⁺ はそれぞれ推計された係数が 1%，5%，10%水準で有意であることを示す。係数に関する仮説検定は全て尤度比検定に基づく。 λ は Box-Cox 変換のパラメータの推計値。居住地域，市郡規模，調査年度，住居・個人属性に関する推計結果は省略。アメニティー変数以外の説明変数は以下のとおり。【家賃関数】：居住室数，庭の広さ，建物階数，居住階数（マンション・アパート），築年数，最寄りの駅・バス停までの徒歩所要時間，住居の建て方（一戸建て，テラスハウス，マンション，アパート，その他），住宅の所有関係（持ち家，賃貸）。【賃金関数】：年齢，年齢の 2 乗，配偶関係（有配偶 = 1），最終学歴（中学校，高校（基準），専門学校，短大，大学・大学院），経営組織（個人，非営利，営利，公務），雇用形態（正規），勤続年数，勤続年数の 2 乗，企業規模（4 人以下，5-29 人，30-99 人，100-499 人，500 人以上），労働組合への加入。

本研究と同様のリスク指標を用い，特に周辺地域における実際の地震発生後には，これが持家住宅の自己評価額および借家の家賃に負の影響を与えることを報告している。

この結果に基づいて，地震発生リスクの社会的費用（暗黙価格 × 地震発生確率）の平均値を求めると評価額は約 70,000 (円/年)⁽⁸⁾となる。

(8) これは，(5) 式で定義される暗黙価格について，家賃については 12 (カ月)，賃金については年間の平均総労働時間を乗じることで年単位に換算し，これを地震発生確率のサンプル平均値と掛け合わせることで求められた評価額である。

その他のアメニティー変数について、病院病床数、財政力指数、人口密度（都道府県）といった要因は、家賃水準を引き上げ、賃金水準とは明確な関連を持たない。格差補償モデルを前提とすれば、こうした要因は消費者にとっての正のアメニティーとして働く一方、企業にとっては生産コストの引き上げ要因となっていることが示唆される。また、人口集積に関する要因としては、市区町村レベルでの人口密度も、同様に家計の消費アメニティーとして働いていることが示される。

一方で、年間平均気温、気温年較差、教員1人当たり生徒数、都市公園数といった要因は、消費のディスアメニティーとして働いていることが示唆された。さらに、家賃および賃金に与える影響の符号から、このうち、前二者は生産アメニティーとして、後二者はディスアメニティーであることが示唆される。これらの結果は、おおむね直観と整合的なものであるが、一部については解釈に注意が必要である。たとえば、都市公園数は消費・生産の双方に関するディスアメニティーであるとの結果であるが、公園整備の財源の一部が地方の一般財源によって賄われている状況下では、都市公園の整備状況は、部分的には租税負担を代理する変数として機能している可能性がある⁽⁹⁾。

5. QoL、地震発生リスクの社会的費用と地震保険

3-2節の推計結果に基づいたQoLと地震発生リスクの社会的費用の推計結果を図3-1に示す。これらの結果は、推計に必要なアメニティー変数が利用可能な全国2,136市区町村別の推計値を、都道府県別の平均として集計し、QoLの推計値に従って順位づけたものである⁽¹⁰⁾。

結果として、全体の順位としては東京都が約130（万円／年）となり47都道府県の中で最上位となった。また、全体の傾向としては、相対的に人口規模の大きい大阪府や神奈川県などが上位に入る結果となっている。これは、人口集積を示す要因である人口密度（都道府県・市区町村）が、いずれも正の消費アメニティーとして働き、QoL推計値の水準を押し上げた結果であると考えられる。

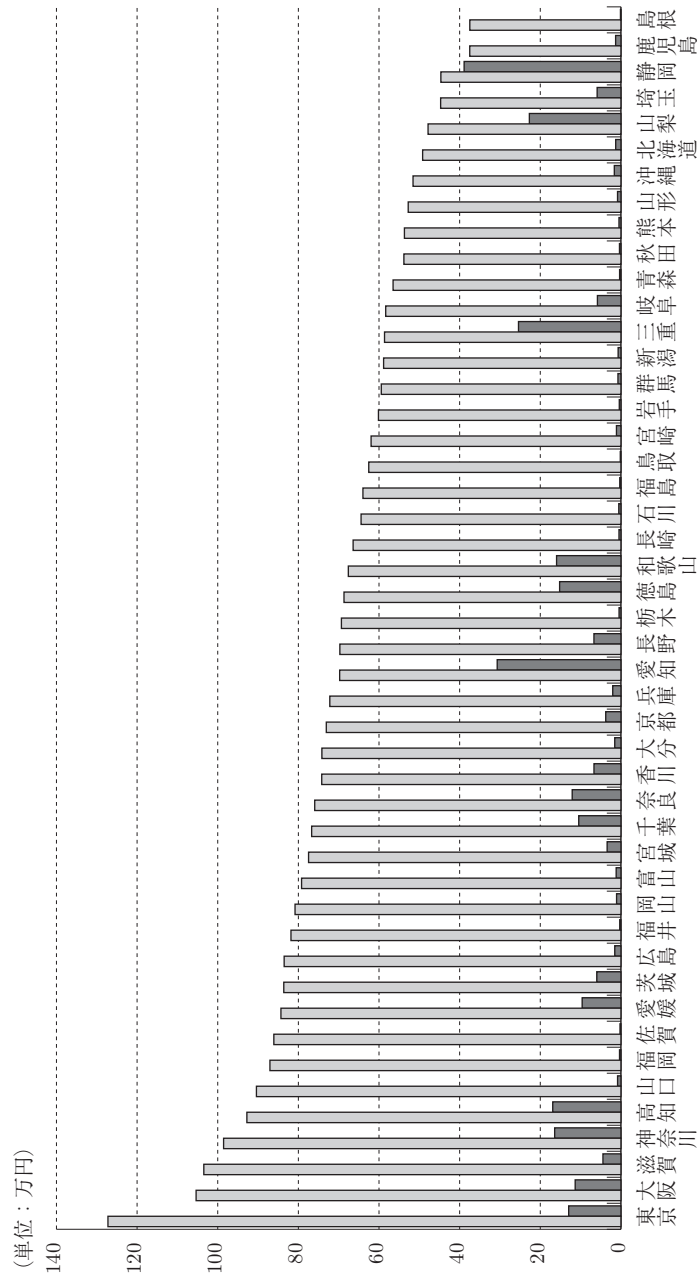
しかしながら、このような傾向の中にあって、愛知県や静岡県などの都道府県のQoL推計値は比較的下位にとどまっている。これは、両県における人口集積のプラスの影響を、地震発生リスクによるマイナスの影響が相殺した結果であると考えられる。こうした結果は、わが国における地域別QoLの水準の規定要因として、地震発生リスクが相対的に大きな比重を占めていることを裏付けるものであろう。

図3-1の結果からは、地震発生リスクの社会的費用に、非常に大きな地域差があることが見てとれる。以下では、主として地震保険市場との関連に焦点を当てて、推計された社会的費用の地域差について論じる。

(9) 格差補償モデルの枠組みで行政サービスの価値を計測する場合の問題点については Gyourko and Tracy (1991) 等を参照。

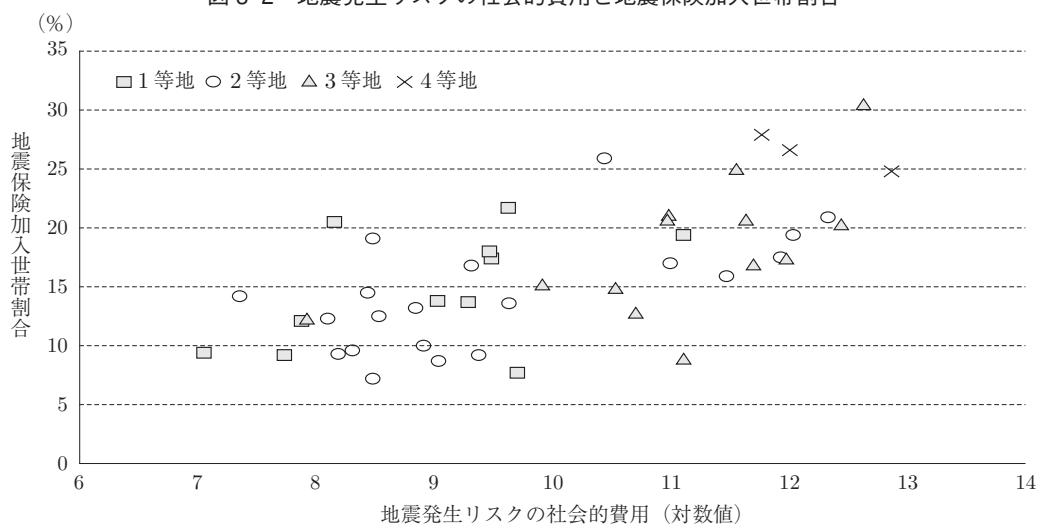
(10) 地震発生リスクは消費のディスアメニティーであるため、推計値は負の値をとるが、比較のための便宜上、図3-1ではその絶対値を表記している。

図3-1 都道府県別 QoL 推計値と地震発生リスクの社会的費用



注：都道府県別 QoL の推計値は、アメニティー変数が利用可能な市区町村別 QoL（全国 2,136 市区町村）の平均値。

図 3-2 地震発生リスクの社会的費用と地震保険加入世帯割合



そもそも、地震災害のリスクが保険市場において内部化されている（地震によって生じた被害が保険によって完全に補償される）状況下では、発生リスクの違いは保険料率に帰着し、地域における家賃や賃金水準には何らの影響も及ぼさないはずである。すなわち、このような状況では、地震発生リスクの社会的費用には地域差が存在しないことになる。したがって、図 3-1 で示された結果は、地震保険市場における何らかの不備を示唆することになる。

周知のとおり、わが国の地震保険に対しては、発生時の被害認定の基準や、料率設定の基準となるリスク評価の妥当性など、さまざまな問題が指摘されている。以下では、この中でも特に後者の地震リスクの評価と料率設定の問題に焦点を当てて、分析結果の再検討を行う。図 3-2 は、地震保険料率の各等区分ごとに、都道府県別の社会的費用（対数値）と地震保険加入世帯割合をプロットしたものである⁽¹¹⁾。図 3-2 から明らかになる点として、第 1 に、同一等区分に分類される都道府県の中でも、地震発生リスクの社会的費用には大きな格差が存在し、地震保険市場においてリスクに応じた価格付けがなされていない現状が見てとれる。第 2 に、一律の保険料率が設定されている同一等区分内では、社会的費用の大きい（リスクの高い）消費者ほど、保険加入の強い誘因を持つため、結果として両者の間には正の相関が観察されることになる⁽¹²⁾。これによって、結果として非加入者に、家賃および賃金水準に対して地震発生リスクの社会的費用が帰着することになる。つまり、地震リスクの低い地域の消費者は地震保険に加入する誘因がなくなり、リスクの高い消費者だけが

(11) 原則として、わが国の地震保険料率は都道府県別に設定がなされており、最も料率の低い 1 等地から最も料率の高い 4 等地までの 4 区分が設定されている。なお、2007 年 10 月に料率改訂が実施されているが、図 3-2 では分析のサンプル期間とあわせて、旧料率体系に従って結果を報告している。

(12) わが国の地震保険市場における保険料率設定と家計の保険加入の関係を分析した研究としては、たとえば Naoi, Seko and Sumita (2010) を参照。

地震保険を購入することになると考えられる。したがって、政策的には地震発生リスクの再評価とこれに応じた保険料率の設定が、望ましい選択肢となりうる。

6. おわりに

本論文では、日本全国にわたる推計された地域の生活質指数（QoLI）に基づいて、地震発生確率の金銭的な価値を分析した。地震リスクは、地域住宅市場と労働市場の双方に著しい影響を及ぼす最も重要な負の地域アメニティーの1つなので、これらの2市場における反応や結果を、注意深く考慮して、評価する必要がある。QoLIと、地震リスクの社会的な費用（すなわち、負の金銭的価値）が、日本全国にわたる家計のパネルデータを用いて、賃金と住宅家賃のヘドニック・モデルの推計に基づき、計算されている。

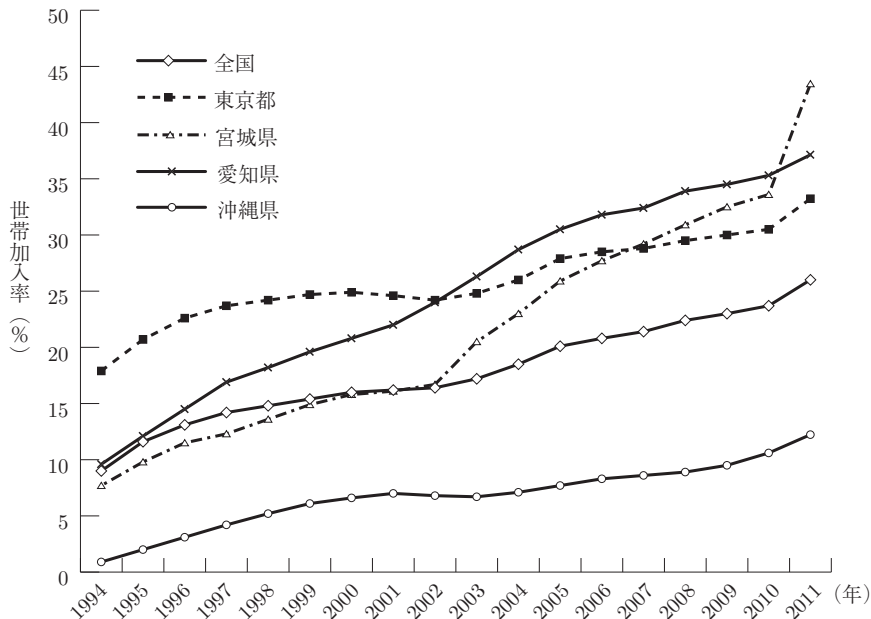
推計結果より、地震リスクが家計や企業に著しい影響を及ぼしており、都道府県間で地震発生確率の社会的費用には、大きな格差があることが、明らかになった。また、地震リスクの社会的費用は、特に地震の多い都道府県の全般的な生活の質に多大な影響を与えていることも、明らかになった。さらに、地震リスクの社会的費用に著しい地域間格差があるということは、家計が地震リスクに対して補償されていないということを示している。社会的費用の著しい地域間格差の存在は、日本における地震保険制度の不完全性（すなわち、きわめて粗い地域リスクのランキング制度）に起因している側面があるということを示唆している。地震リスクの社会的費用を削減し、全般的な生活の質を改善するためには、地震リスクや社会的費用の地域間格差をより正確に反映した、もっときめ細かいリスクの評価システムを採用することによって、日本の地震保険制度を改善すべきである。

第4章 近隣地域における地震発生と不動産市場におけるリスク評価

1. はじめに

日本は、4つの（地殻構造上のプレート）地層の中心に位置しているので、世界で最も地震が発生しやすい国の1つである。最近の調査によると、日本では、1980年から2000年の間に、震度5.5かそれ以上の地震を、1年に平均して1.14回、経験している。2004年の国連開発計画によると、日本は、調査を行った世界の50か国中で、4番目の地震多発国になる（UNDP, 2004）。このように頻発する地震は、メディアの大々的な報道や大規模な地震災害ゆえに、個人間の地震リスクの認知を高めていると想定できる。実際、地震保険加入率は、阪神淡路大震災の直後の1995年に、兵庫県で75%増えた。また、2003年の宮城地震の直後に、宮城県で約25%増えた。しかしながら、全国平均で見ると、前者で29%、後者で5%の増加にすぎない。地震保険の世帯加入率は、東日本大震災後の2011年度には上昇傾向がより顕著になっているように見えるが、全国では2011年度末時点でも依然26.1%にとどまっている（図4-1を参照のこと）。

図 4-1 世帯の地震保険加入率の推移



注：数値は各年度末時点でのもの。世帯加入率は保険契約件数を住民基本台帳に基づく世帯数で除した数値。ただし、2010年度末は、東日本大震災の影響により世帯数が把握できない宮城県の6市町村については、2009年度末の世帯数を使用。

出典：(社)日本損害保険協会ホームページより作成。

もし、現存の政府の耐震政策が、地震リスクを適切に評価していて、そのリスクに関して個人が十分熟知しているならば、大地震によっても、個人のリスク認知は変わらないはずである。したがって、地震後に個人の認知が変わるということは、現存のリスク評価と、その大衆への伝播に関する耐震政策を改善する余地があるということを示唆している。

この論文では、個人の地震リスクに関する評価を推計するために、ヘドニック・アプローチを用いる。日本全国を対象とした家計パネルデータと、地震発生リスクの指標と、観測された地震発生情報を用いて、持家所有者や借家人が、地震発生後に、地震リスクに関する主観的な評価を変えたかどうかを分析する。パネルデータを用いて、DID法(difference-in-differences, 差分の差分)を使用して分析した結果、個人の地震リスクに関する評価は、地震発生後に変化していることがわかった。我々の分析結果は、地震発生前は、地震リスクに対する反応を示す明確な事実は存在しないが、地震発生後には、住宅家賃も持家価格も、その地域の地震リスクと有意に負の相関を持つことを示している。これらの結果の最も説得的な解釈は、借家人も、持家所有者も、当初(地震発生前)は、地震リスクを認知していないか、もしくは過小評価しているということである。

先行研究と比較しての、我々の研究の貢献は、以下のとおりである。まず第1に、先行研究は、特定の地震の影響を直接受けた狭い地域に主に焦点を当てている。それに対して、我々の研究は、大

規模な地震の発生した地域の周辺地域や、それ以外の地震の影響のない地域を含む日本全国を対象とした家計パネルデータを用いて分析を行っている。住宅価格は、時間を通じて変化するさまざまな要因の影響を受けるので、狭い地域の単なる地震発生前後の比較をただだけでは、間違った結論になる可能性がある。第2に、分析において、クロスセクションデータを繰り返し使うのではなく、パネルデータを用いている。そのため、同じ家計を繰り返し観察することによって、時間を通じて住宅価格に影響を及ぼす個人の異質性をコントロールすることができる。第3に、大規模な地震の発生後、持家所有者や借家人の地震リスクに対する評価が変化しているかどうかを分析している。我々の知る限り、持家所有者と借家人の両方に対して、大規模地震の発生前後での地震リスクの不動産価格への影響を分析した先行研究はない。

この論文は、以下のような構成で、議論を行っている。第2節では、簡単な理論的な枠組みを示す。第3節では、使用したデータの説明、推計方法と変数に関して述べる。第4節では、推計結果とその解釈を述べる。第5節では、論文を要約し、結論を述べる。

2. 理論的考察——不確実な危険事象に関するヘドニック価格モデル

この節では、自然災害現象の予想に対する家計の反応と、危険認知に対する付加的な情報の効果を例証するために、簡単なヘドニック価格モデルを提示する。同様のモデルが、MacDonald, Murdoch and White (1987) や Kask and Maani (1992) でも、提示されている。モデルの基本的な直観は、住宅や立地属性の異なる集合に対する家計の評価によって、住宅費用が異なってくるということである。したがって、危険な地域に対する資産の観察される減価は、家計の危険評価と、リスクを回避しようとする家計の支払意思を反映していることになる。本論文の問題意識にこの点を適用すると、大地震が各家計に対して潜在的に壊滅的な影響を及ぼしうることと、この危険は一般的に地域によってかなり異なることから、家計は、立地選択において、地震リスクを考慮していると考えるのは、当然ということになる。合理的な家計は、自然災害の確率がより低い地域の住宅に、喜んで追加的な支払いをする意思がある、逆の言い方をすると、合理的な家計は、大地震による潜在的な損害や被害を相殺しうる住宅価格減価によって補われる場合のみ、地震の発生しやすい地域の立地を選択する。

ここでは、自然災害の発生を不確実な事象として捉え、災害が発生した状態 (state) を 1、発生しない状態を 0 で記述するものとする。また、自然災害の発生確率 (状態 1 の生起確率) を π で表すこととする。いま、市場における不動産価格は、自然災害リスクを含めた周辺環境と個別不動産の物件属性を反映して決定され、以下のように表されるものとしよう。

$$p = p(h, \pi) \tag{1}$$

ここで、 p は不動産価格、 h は敷地面積などの個別物件の属性および (自然災害リスクを除く) 周辺

の社会・経済的環境を表している。

各消費者は、住宅サービスおよび合成財の消費から効用を得るものとする。このとき、各消費者にとっての事前の期待効用は、以下のように表される。

$$EU = (1 - \pi)U(h, x^0) + \pi U(h, x^1)$$

ここで、 $U(\cdot, \cdot)$ は消費者の効用関数を表し、住宅サービス (h) および合成財の消費量 (x) に依存して決定される。なお、 x^0 は自然災害が発生しない場合の合成財の消費水準、 x^1 は災害が発生した場合の消費水準を表している。いま、消費者の所得水準は自然災害の発生によって状態依存的に決定されるものとし、自然災害が発生しない場合の所得水準を y^0 、自然災害が発生した場合の所得水準を y^1 で表すこととする。ここで、 $y^0 > y^1$ を仮定する。すなわち、 $L = y^0 - y^1$ は自然災害に伴って発生する被害額（所得の減少額）とみなすことができる。いま、合成財の価格を 1 に基準化し、(1) 式を前提とすれば、自然災害が発生しない場合の消費者の予算制約は $x^0 + p(h, \pi) = y^0$ 、自然災害が発生した場合の予算制約は $x^1 + p(h, \pi) = y^1$ となる。したがって、極大化される期待効用関数は、

$$\max_{h, \pi} EU = \pi U(h, y^1 - p(h, \pi)) + (1 - \pi) U(h, y^0 - p(h, \pi)). \quad (2)$$

で表されることになる。

各消費者は、(2) 式の期待効用を最大化するように h および π を（自由な居住地選択を通じて）選ぶものとする、 j 番目の住宅属性 h_j と π に関する一階の条件より、以下の関係が導かれる。

$$p_{h_j} = \frac{\partial p}{\partial h_j} = \frac{\pi U_{h_j}^1 + (1 - \pi) U_{h_j}^0}{\pi U_x^1 + (1 - \pi) U_x^0} \geq 0, \quad (3)$$

$$p_\pi = \frac{\partial p}{\partial \pi} = \frac{U^1 - U^0}{\pi U_x^1 + (1 - \pi) U_x^0} < 0. \quad (4)$$

ここで、上付きの添え字は自然災害リスクの発生による状態を表し、下付きの添え字は当該変数での偏微分を表すものとする。したがって、 U^0 および U^1 は、それぞれ災害未発生時および災害発生時の効用水準を表す。また、 U_x^0 および U_x^1 は、災害未発生時および災害発生時の合成財の限界効用を表すことになる。したがって、(3) 式の右辺は、災害発生に伴う効用水準の変化 ($U^1 - U^0$) を合成財の限界効用単位で計測したものであり、一般には自然災害の発生確率 π に対する消費者の限界支払意思額（marginal willingness to pay: MWP）と呼ばれる。いま、自然災害の発生が消費者の効用を減少させるものであるならば、(3) 式の右辺は負の値をとることになる ($U^1 - U^0 < 0$)。したがって、計測された限界支払意思額は、災害発生の発生確率が上昇した場合に、効用水準を一定に保つような負の支払額（すなわち受取額）を示しているものと解釈される。

一方で、(3) 式の左辺は、自然災害の発生確率 π の変化によって生じる、不動産価格 p の変化額を表しており、これは、データから観察可能な不動産価格 p を自然災害の発生リスク π および物件

属性 h に対して回帰して得られるヘドニック価格関数の災害発生確率に関する偏微係数 (p_{π}) として得ることができる。(3) 式から得られる重要な理論的示唆は、現実には観察不能な消費者の限界支払意思額が、不動産価格と災害発生確率との関係を通じて、間接的に評価可能であるという点にある。換言すれば、ヘドニック価格関数の偏微係数は、非市場財の経済価値を表していると考えることができる。そのため、この偏微係数は、非市場財の暗黙価格と呼ばれる。同様にして、(2) 式は、住宅属性 h_j の暗黙価格を表している（自然災害リスクに対する消費者の危険回避行動を経済学的に分析した研究としては、直井（2011）が詳しい）。

3. データと推計方法

3-1 データ

本章における実証分析では、慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey: KHPS）のデータを用いる。KHPS は、日本全国をカバーするパネル調査であり、2004 年 1 月に第 1 回調査が実施されて以来、現在に至るまで同一対象者を追跡調査している。第 1 回調査における対象者は、層化 2 段無作為抽出法によって選定された、2004 年 1 月 31 日時点で満 20~69 歳の男女 4,005 名である。また、2007 年 1 月からは、同様の方法によって選定された新規の対象者について、追加調査が行われている。

以下の分析では、KHPS の実施主体である慶應／京都連携グローバル COE プログラム（「市場の高質化と市場インフラの総合的設計」）の許諾を得て、2004 年から 2007 年までの 4 年分のパネルデータを利用して、日本における地震リスクと住宅価格の関係性に関する分析を行う。

KHPS は、借家居住者と持家居住者の両方に対して調査を行っている。借家居住者については実際に支払っている家賃額を、持家居住者については居住している住宅の自己評価額の情報が得られる。KHPS には、また、住宅のタイプ（居住形態：持家、民間借家、公的借家や、建築タイプ：木造もしくは鉄筋コンクリート造りなど）に関しても詳細な情報がある。建物の耐震性に関する質は、住宅のタイプに非常に依存するので、このような情報は、住宅市場における地震リスクの影響を評価するために非常に重要であるが、これまでの先行研究では、データ上の制約で、このような分析ができなかった。

分析上、最も重要な変数である地震発生リスクに関しては、文部科学省に設置された特別機関である地震調査研究推進本部によって公表された「確率論的地震動予測地図」に基づいて、指標を利用した。確率論的地震動予測地図では、日本全国について、3 次メッシュ（約 1km 四方）に基づく地理的区分で、所与の大きさの地震の一定期間内における発生確率が公表されている。これは、日本全域において想定される地震を 3 つのカテゴリーに分類し、それぞれの発生と地震動の強さを確率論的に処理することで、所与の地震動の強さと期間のもとで、各地点における発生確率を計算したものであり、現時点で利用可能な最も客観的な地震発生リスクの指標であると言える。分析に当

たっては、公表されている「今後 30 年間で震度 6 弱以上の地震発生確率」を、次の方法で 1 年当たりの確率に変換して利用した。

$$\pi = 1 - (1 - \pi^*)^{1/30}$$

ここで、 π は分析に利用する地震発生確率の指標（年率）、 π^* は、確率論的地震動予測地図から得られる今後 30 年間で発生確率である。このような変換を行ったのは、限界支払意思額の計測を 1 年当たりで行うため、計測期間の単位を揃える必要があったからである。このように定義された地震発生確率の指標を、ヘドニック価格関数の推計で使用するためには、KHPS のデータと適切な方法で接続する必要がある。KHPS から得られる各対象者の居住地に関する情報は、個人情報秘匿という観点から、市区町村単位に限定されている。そのため、以下の分析では、まず市区町村単位での地震発生確率の平均値を計算し、こうして得られた値を KHPS の各対象者に割り当てるという作業を行った。なお、確率論的地震動予測地図は、毎年 1 月に更新されているため、KHPS との接続に当たっては、調査の直前に更新された値を利用している。

すでに先に言及したように、地震発生リスク変数は、理想的には、客観的評価ではなく、主観的確率を反映しているべきである。しかしながら、先行研究と同様に、我々は主観的なリスク認知指標の情報を持っていないが、我々の客観的地震発生確率は、以下のような点で、住宅市場における価格－リスクのトレードオフをより深く分析する可能性があるとも言える。まず第 1 に、我々の客観的な確率は、非常に詳細な地理的区分で定義されているため、地震リスク変数の測定誤差を著しく減少させていると言える。客観的地震発生確率は、同一都道府県内でも、非常に詳細な地理的区分単位で定義されている。したがって、我々の客観的指標は、保険における、市場をベースとした危険地域のようなより粗い地理的区分に基づいた指標よりも、特定の地域におけるリスクのより正確な指標であると言える。第 2 に、我々のリスク指標は、各地理的区分ごとに、毎年変化している。多くの先行研究では、時間を通じて変化しないリスク変数に基づいた研究か、ないしは、クロスセクション分析に基づいた研究を行っているが、リスク変数が時系列的に変化するために、我々の場合には、パネルデータや、それと関連した推計方法の潜在性を活用した分析が可能となっている。

我々の主たる目的は、地震発生後に、個人の地震リスクに関する主観的評価が変化するかどうかを分析することである。したがって、大規模地震の発生は、家計の主観的なリスク認知に影響を及ぼす主たる外生的情報源と考えられる。この情報として、「気象庁震度データベース検索」から入手した有感地震の発生に関する情報を利用し、KHPS の各対象者が居住する都道府県内において、調査の前年に震度 6 弱以上の地震が発生したことを示すダミー変数を作成した。なお、変数の構築に当たっては、KHPS の対象者が居住する市区町村で、実際に震度 6 弱以上の地震が発生しているケースは除いている。したがって、より正確に言えば、この変数は、都道府県内のどこかで震度 6 弱以上の地震が発生し、かつ当該対象者が実際に居住する市区町村における震度は 6 弱未満であっ

た場合に 1 をとるダミー変数として定義される。一般に、木造住宅の構造に被害が見られるのは、震度 6 弱以上の地震と言われているため、このダミー変数の対象となる地震によって、KHPS の対象者が物理的な被害を受けている可能性は低いものと考えられる。したがって、住宅家賃や不動産価値に影響を及ぼすような、地震の被害による修理や再建築に関して、コントロールする必要はない。以下では、このような物理的な被害の発生しない地震が周辺で発生することで、各消費者の地震発生リスクに対する限界支払意思額に変化が生じたかを検証する。

3-2 推計モデル

我々の主要関心事は、地震リスクに関するヘドニック暗黙価格と、大地震後のその変化を推計することである。ヘドニック回帰モデルを、(5) 式のように定式化した。

$$\ln(p_{it}) = \alpha + \beta PR_{it} + \gamma EQ_{it} \times PR_{it} + X_{it}\delta + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

ここで、 p_{it} は被説明変数となる不動産価格の指標（借家の実家賃、持家の自己評価額）であり、対数変換を施したモデル化を行った。また、 PR_{it} は地震発生リスクの指標であり、すでに述べたとおり市町村単位で見た震度 6 弱以上の発生確率（1 年当たり）を用いている。ここで、 EQ_{it} は、周辺地域における地震発生を表すダミー変数であり、調査の前年に当該都道府県内で震度 6 弱以上の地震が発生したことを示す。 X_{it} はその他のコントロール変数であり、築年数や居住室数等の物件特性、住宅の立地、対象者の個人・世帯属性等を含む。 α, β, γ および δ は推計されるパラメータ、 μ_i および ϕ_t は個人および時間固有の観察できない異質性、 ε_{it} は攪乱項である。各変数の定義と、主な記述統計量に関しては、Naoi, Seko and Sumita (2009) の Table 1 を参照のこと。

我々の主要関心事は、住宅価格に対する地震リスクの効果における、地震発生後の変化を示す (5) 式における γ の推計値にある。したがって、もし、 γ の推計値が統計的に有意にゼロと異なるのであれば、この結果は、周辺地域における地震発生に伴って、消費者の限界支払意思額が変化したことを示唆する。換言すると、住宅価格に対する地震リスク変数の全般的な影響は負であると予想されるので、 γ の推計値が負であるということは、大地震とその結果としての都道府県に及ぼす被害の増大が、居住者の地震リスクに関する認知を増大しているということを、示唆している。

(5) 式における（パネルデータの特性を生かした）家計の固定効果（個人 i の異質性） μ_i は、以下の理由で、きわめて重要である。まず第 1 に、地震が発生しやすい地域の居住者は、これを補完するために、住宅の耐震性を高める努力のような自己防衛策を行うかもしれない。住居の耐震性の質に関する情報は得られないが、これらの属性は住宅価格に含まれるべきなので、自己防衛策を無視することは、地震リスクの効果を過小推定することになりうる。以下の分析では、住居の耐震性の質は時間を通じて一定であり、我々のモデルにおける μ_i で捉えられていると仮定する。第 2 に、危険回避に関する異質性も、別の問題としてある。あまり危険回避的でない家計は、地震の発生しやす

い地域に居住する傾向がある。同時に、これらの家計は、たとえば洪水のような他の観察できないリスク要因のある地域に居住する可能性がある。このような場合には、家計の固定効果は無視したモデルより求められた推計値は、バイアスを持ちうる。

4. 推計結果

以下の分析では、借家人と持家居住者と別々に推計を行う。それぞれに対応した被説明変数は、月額家賃と、持家の自己評価額の対数である。まず、交差項 ($EQ_{it} \times PR_{it}$) のないベンチマークモデルを最初に推計し、次に、(5) 式で定式化された完全なモデルを分析する。

4-1 ベンチマークモデルの推計結果

我々のベンチマークモデルの推計結果が、表 4-1 に示されている。ここでは、大地震の発生の前後での観察結果を区別していない。借家人と持家居住者の双方に対して、OLS と固定効果で、モデルを推計している。モデル [1] [3] が、家計の固定効果 μ_i を考慮していない推計結果であり、モデル [2] [4] が固定効果を考慮した推計結果である。回答者の属性や建物構造、市群規模に関するダミー変数でコントロールしているが、その推計結果は省略している。地震発生後の住宅市場変化のような、毎年変化する、観測されない時間に関して変化する効果を捉えるために、調査年ダミーを含めている。

借家家計（モデル [1]）に関しては、OLS の結果は、地震発生確率が住宅家賃に有意に負の影響を及ぼしていることを示している。これは、先行研究（Naoi, Sumita and Seko, 2007; Nakagawa, Saito and Yamaga, 2007）と整合的な結果である。固定効果モデルの推計結果（モデル [2]）では、地震発生確率の係数は依然として負であるが、有意ではない。これに対する我々の解釈は、OLS の結果は、観察されない家計の異質性もしくは地域に固有な特性を捨ててしまっているのではないかということである。たとえば、危険回避的な借家家計は、良い環境特性の地域（地震発生確率が低くて、周辺環境が良い学校があり、交通の結節点や公園や他のアメニティー等のある地域）に立地している、より良い住宅を選択する可能性がある。固定効果をコントロールしないと、このような観察されない関係が、住宅価格と地震発生確率の間の見せかけ上の負の相関を生み出している可能性がある。統計学上、固定効果モデルに関する F 検定は、個人効果がないという帰無仮説を棄却する ($\Pr(F(830, 1223) > 15.97) = 0.000$)。

持家家計（モデル [3] [4]）に関しては、地震発生確率の負の効果は、個人の固定効果をコントロールした後の方が、より大きくかつ有意となる。固定効果モデルは、もし観測されない主観的な認知における自己相関が、測定誤差に比べて十分に大きい場合には、OLS よりも測定誤差による attenuation bias を大きくするということが、よく知られている（Wooldridge, 2002, p.311）。よって、我々は、測定誤差の問題は、これらの 2 つのモデルにおける暗黙価格の推計結果の違いを説明

表 4-1 住宅価格への地震リスクの影響（ベンチマークモデル）

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]
被説明変数	借家家賃 (万円/月)		持家自己評価額 (万円)	
推計方法	OLS	FE	OLS	FE
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
地震発生確率	-0.1049**	-0.0289	0.0215	-0.096*
築年数	-0.0116**	-0.0083**	-0.0135**	-0.0222**
最寄りの駅・バス停までの時間	-0.0059**	-0.0031 ⁺	-0.0062**	0.0034
居住室数	0.0407**	0.0000	0.1055**	0.0415*
居住階数	-0.0156 ⁺	-0.0413*	-	-
庭の有無	-	-	0.1846**	0.0387
バリアフリー設備の有無	-0.0826**	0.0568 ⁺	0.1668**	0.0906*
固定効果・対象者属性	No	Yes	No	Yes
建物構造（木造・非木造）	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県・市群規模	Yes	Yes	Yes	Yes
調査年	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	2,095	2,095	4,944	4,944
R ²	0.3913	0.1619	0.3652	0.1456

注：有意水準：**：1%，*：5%，+：10%。

する際に、重要な役割を果たしていないと予想する。これに対する直観は、借家人ではあまり考えられない、持家居住者間の広範囲にわたる自己防衛行動が、OLSにおける係数の過小推計値になっているということである。

それ以外の説明変数に関しては、結果は、直観と合致している。築年数、最寄りの駅・バス停までの時間は、両方とも、モデル [4] における後者を除いて、負で有意となっている。住宅の規模を測るために使用されている居住室数は、モデル [2] を除いて、有意に正の効果を与えている。バリアフリー設備は、持家所有者の結果で、正となっている（モデル [3]）。借家サンプルに対しては、この変数は、固定効果をコントロールしない場合（モデル [1]）には、完全に符号が逆になっているが、固定効果モデル（モデル [3]）では、正で有意となっている。

4-2 大規模地震の前後での地震リスクの影響の比較分析

我々のヘドニック回帰の主要な結果が表 4-2 に示されている。表 4-2 に示されているモデルの定式化は、地震発生確率と周辺地域地震発生ダミーの交差項が付け加わっているというところだけが、表 4-1 のモデルの定式化と異なる。周辺地域地震発生ダミー変数は、前年に地震が発生していれば 1、そうでない場合には 0 をとる。

地震リスク確率の影響に関する地震発生後の変化（すなわち、交差項の係数 γ ）は、借家と持家と両方のモデルで、有意に負となっている。このことは、周辺の市区町村における大規模地震によっ

表 4-2 地震発生前後での地震リスクの影響

モデル	[1]		[2]	
被説明変数	借家家賃 (万円/月)		持家自己評価額 (万円)	
推計方法	FE		FE	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
地震発生確率	-0.0283	-0.0298	-0.0983	-0.0821
地震発生確率×周辺地域地震発生ダミー	-0.4240 ⁺	-0.2232	-0.2988*	-0.1397
周辺地域地震発生ダミー	0.0240	-0.0253	0.0468	-0.0400
サンプルサイズ	2,095		4,944	
R ²	0.1644		0.147	

注：有意水準：*：5%，+：10%。

て、借家世帯と持家世帯の双方において、地震リスク認知が変化したことを示している。我々の結果は、地震発生後に、年間の地震発生確率が0.2%（これは平均確率のほぼ3分の1に当たる）増加すると、月額家賃が10,000円下がり、住宅価値が380万円下がるということを示している。これらの値は、平均家賃のほぼ16%と、住宅価値のほぼ13%にあたる。さらに、我々の結果は、また、地震リスク変数の地震発生前の係数は、有意でないということを示している。交差項の負で有意な結果と合わせて解釈すると、この結果の最も説得的な解釈は、家計は、地震が発生する前は、地震リスクを認知していないか、あるいは過小評価しているが、周辺市区町村での大規模地震の発生により、借家人も持家居住者も、発生後は、劇的に地震リスク認知が変化しているということである。

5. おわりに

本論文の目的は、大地震の発生後、個人の主観的な地震リスク評価が変化するか否かを分析することである。日本全国を対象とした家計パネル調査、確率論的地震動予測地図に基づく地震発生確率、観測期間中の地震発生情報を用いて、個人の地震リスクの評価を推計した。借家の家賃と持家の自己評価額に関するヘドニック価格モデルを用いて、地震リスクプレミアムを推計した。パネルデータを用いて、DID法を使用して分析した結果、個人の地震リスクに関する評価は、地震発生後に変化していることがわかった。持家所有者に関する分析結果は、地震が発生しやすい地域での地震発生後の不動産価格減価が、地震発生前の倍以上になっているということを示している。この分析結果より、持家所有者が、地震発生前には、そのリスクを過小評価していたと解釈できる。

我々の分析結果の政策的含意は、明らかである。もし政府が適切に地震リスクを評価していて、この評価が広く大衆に伝播しているならば、地震の発生によって、個人のリスク認知は変化しないはずである。しかしながら、この論文では、実際に大規模な地震を経験することによって、著しいリスク評価の変化があるという結果を得ている。この結果は、潜在的な地震による損失に対する人々の認知に関する現行の耐震政策を見直す大幅な余地があるということを示している。

リスク評価の改善は、災害の危険性に関する政府の大々的な教育的なキャンペーンや、政府による各地域のリスク評価情報の浸透に依存する。さらに、地震保険制度も、政府によって、より正確なリスク評価を反映するように修正されるべきである。もし地震保険制度が本当にもっとより正確な地震リスク評価を反映して、その正確な情報が広く行き渡るならば、人々は、自分の居住する地域の地震リスクの真の程度をもっと認識して、それに従って行動するだろう。消費者の自然災害リスクの認知を高めるために、住宅の貸し手、販売業者、不動産仲介業者に、1998年のカリフォルニア州の自然災害開示法（the 1998 California Natural Hazard Disclosure Law (AB 1195)）のような、自然災害の開示を要求する法を導入するのも、有効な政策である。自分たちの居住している地域で、たとえ過去に大地震を経験したことがなくても、人々が、適切に地震リスクを評価するように、常に注意を喚起すべきである。また、この注意を喚起するタイミングは、不動産仲介業者が販売したり、貸し手が住宅を貸す場合に、最も有効である。我々の分析結果は、持家所有者が、大地震の発生前には、地震リスクを過小評価しているか、もしくは、自分たちが、地震が発生しやすい地域に居住しているという認識がまったくなく、したがって、適切な耐震補強手段をとっていなかったり、地震保険に加入していないということを示唆している。このように、人々のリスクに関する認識が欠如しているゆえに、人々が自分たちのリスクをより適切に評価するように促し、かつ、そのリスクに言及するような耐震政策に関連した政府の介入を行う必要がある。

政府は、各地域で正確な地震リスク評価を反映した耐震政策を考案すべきである。たとえば、政府は、危険な地域の建物に関して、厳格な耐震強度に関する建物規制を課したり、耐震性に関するリスクが下がるように建物を補強するよう、人々に促すべきである。耐震補強を促進することを目的とした助成金や税額控除は、人々が、自分たちの住居の耐震性に関する質を高めるための注意を促すだろう。政府はまた、人々がより危険な地域から移動する方法として、企業がオフィスや工場を、より地震のリスクが少ない地域に立地するのを促進するように、企業にリスクプレミアムを課したり、税額控除や助成金を与えるべきである。2011年3月の東日本大震災の壮絶な被害や、中国の四川省の忘れられないイメージは、日本で、もっと先を見越した防災政策をとる必要性を強く示している。

終章

第1章は、不動産価格の変動を、金融市場の不完全性を前提として、住宅金融制度との関連から検討した研究である。この研究は、不動産価格と景気循環の関係、住宅市場における融資制度の設計の問題に対して、転居阻害要因と住宅価格変動の分析を通じて、現行制度の問題点と、今後の方向性を示唆している。

第2章は、定期借家制度が創設された当初の意図とは異なり、この制度の創設によって最も恩恵

を被っているのが、若い低所得家計であることを示すことによって、良質な家族向け賃貸住宅の増加という当初の政策目的が達成されていないことを、示している。

第3部の第3章は、地震発生リスクが、家計や企業の地域選択において、重要な負の環境要因となっており、したがって、地域間の生活質指数の格差の一定部分を説明していることを示している。また、その結果、現行の地震保険市場における地震リスクが異なっても一律な保険料率の設定上の問題点にも、言及している。

最後に、第3部の第4章では、大地震の発生によって、個人の地震リスクに関する認知が変化するというを示している。もし、現在の政府の耐震政策が地震リスクを適切に評価していて、そのリスクに関して個人が十分熟知しているならば、個人のリスク認知は、大地震の発生によって変化しないはずである。したがって、本論文の分析結果より、現在のリスク評価と、その大衆への伝播方法の、双方に関して、耐震政策を見直す余地があるということがわかる。

(経済学部教授)

参 考 文 献

- Blomquist, G. C., "Measuring Quality of Life," in R. Arnott and D. McMillen (eds.), *A Companion to Urban Economics*, Boston: Blackwell Publishing, 2006.
- Blomquist, G. C., M. C. Berger and J. P. Hoehn, "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas," *American Economic Review*, 78(1), 1988, pp. 89-107.
- Englund, P. and Y. M. Ioannides, "The Dynamics of Housing Prices: An International Perspective," in D. Bos (ed.), *Economics in a Changing World: Public Policy and Economic Organization*, 3, Palgrave Macmillan, 1993, pp. 175-197.
- Grenadier, S. R., "Valuing Lease Contracts: A Real-option Approach," *Journal of Urban Economics*, 38, 1995, pp. 297-331.
- Gyourko, J. and J. Tracy, "The Structure of Local Finance and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, 99(4), 1991, pp. 774-806.
- Hausman, J. and D. McFadden, "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*, 52(2), 1984, pp. 1219-1240.
- Kao, C., "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90, 1999, pp. 1-44.
- Kask, S. B. and S. A. Maani, "Uncertainty, Information, and Hedonic Pricing," *Land Economics*, 68(2), 1992, pp. 170-184.
- Lamont, O. and J. C. Stein, "Leverage and House-Price Dynamics in U.S. Cities," *RAND Journal of Economics*, 30(3), 1999, pp. 498-514.
- MacDonald, D. N., J. C. Murdoch and H. L. White, "Uncertain Hazards, Insurance, and Consumer Choice: Evidence from Housing Market," *Land Economics*, 63(4), 1987, pp. 361-371.
- Nakagawa, M., M. Saito and H. Yamaga, "Earthquake Risks and Land Prices: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Japanese Economic Review*, 60(2), 2009, pp. 208-222.
- Nakagawa, M., M. Saito and H. Yamaga, "Earthquake Risk and Housing Rents: Evidence from the

- Tokyo Metropolitan Area,” *Regional Science and Urban Economics*, 37(1), 2007, pp. 87–99.
- Naoui, M., M. Seko and K. Sumita, “Community Rating, Cross Subsidies and Underinsurance: Why So Many Households in Japan Do Not Purchase Earthquake Insurance,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40(4), 2010, pp. 544–561.
- Naoui, M., M. Seko and K. Sumita, “Earthquake Risk and Housing Prices in Japan: Evidence Before and After Massive Earthquakes,” *Regional Science and Urban Economics*, 39(6), 2009, pp. 658–669.
- Naoui, M., K. Sumita and M. Seko, “Earthquakes and the Quality of Life in Japan,” *Journal of Property Research*, 24(4), 2007, pp. 313–334.
- Roback, J. “Wages, Rents, and the Quality of Life,” *Journal of Political Economy*, 90(1), 1982, pp. 257–278.
- Rosen, S., “Wage-based Indexes of Urban Quality of Life,” in P. Mieszkowski and M. Straszheim (eds.), *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.
- Seko, M. and K. Sumita, “Japanese Housing Tenure Choice and Welfare Implications After the Revision of the Tenant Protection Law,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(3), 2007, pp. 357–383.
- Seko, M., K. Sumita and M. Naoui, “Residential Mobility Decisions in Japan: Effects of Housing Equity Constraints and Income Shocks under the Recourse Loan System,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45(1), 2012, pp. 63–87.
- Seko, M., K. Sumita and J. Yoshida, “Downward-Sloping Term Structure of Lease Rates: A Puzzle,” Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2024977>, Keio/Kyoto Global COE Discussion Paper, DP2011–042, 2012.
- Spitzer, J. J., “Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implications for Estimation and Hypothesis Testing,” *Review of Economics and Statistics*, 66(4), 1984, pp. 645–652.
- Stein, J. C., “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, pp. 379–406.
- United Nations Development Programme, *Reducing Disaster Risk: A Challenge for Development*, New York: John S. Swift Co., 2004.
- Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- 赤井伸郎・大竹文雄「地域間環境格差の実証分析」『日本経済研究』, 30, 1995, pp. 94–137。
- 阿部泰隆・野村好弘・福井秀夫編『定期借家』信山社, 1998。
- 上田浩平・唐渡広志・八田達夫「大都市の集積の利益——東京は特殊か」八田達夫編『都心回帰の経済学』日本経済新聞社, 2006, 第1章。
- 加藤尚史「生活の質の地域間格差」『日本経済研究』, 21, 1991, pp. 34–47。
- 清滝信宏「現代景気循環理論の展望」『日本経済学会 75 年史』有斐閣, 2010, pp. 275–288。
- 隅田和人「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) 2008。
- 瀬古美喜・隅田和人「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」『季刊住宅土地経済』, No. 81, 2011 年夏季号, pp. 26–38。
- 瀬古美喜・隅田和人・直井道生「不動産価格の変動とマクロ経済への影響——転居阻害要因と住宅価格変動の分析から」岩井克人・瀬古美喜・翁百合編『金融危機とマクロ経済——資産市場の変動と金融政策・規制』所収, 東京大学出版会, 2011。
- 田中宏樹「日本の公共投資の経済評価」『フィナンシャル・レビュー』, 52, 1999, pp. 1–25。

- 直井道生『自然災害リスクの経済分析——家計による地震発生リスクの評価と危険回避行動』公益財団法人三菱経済研究所，2011。
- 直井道生・隅田和人・瀬古美喜「地震発生リスクと生活の質」『季刊住宅土地経済』，No. 74，2009年秋季号，pp. 27-34。
- 長末亮「定期借家制度の活用と課題」『レファレンス』平成23年4月号，2011，pp. 65-74。
- 長瀬二三男『定期借家権の解説』一橋出版，2004。
- (財)日本住宅総合センター『定期借家制度の普及実態に関する調査報告書』，2008。
- 久恒新・福井康子「わが国8大都市におけるキャップレートの把握」『季刊住宅土地経済』，No. 59，2006年冬季号，pp. 32-39。