



居住形態選択行動の分析－理論と実証－

中村, 優太

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2015-03-25

(Date of Publication)

2017-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6417号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006417>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 松林 洋一

中村 優太

博士論文

居住形態選択行動の分析

-理論と実証-

平成 26 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 松林 洋一

中村 優太

目次

第1章 研究概要	1
第2章 金融技術の革新による持ち家の選択の促進 -ミクロ理論モデルによる分析-	
2.1 はじめに	5
2.2 モデル	6
2.2.1 持ち家	7
2.2.2 賃貸	8
2.2.3 家主の裁定行動	9
2.2.4 居住形態の選択	10
2.2.5 賃貸の外部性	11
2.2.6 借り入れ制約	13
2.2.7 金融技術の革新	16
2.3 応用	18
2.3.1 東証住宅価格指数	18
2.3.2 フラット35	19
2.4 おわりに	20
付録	
近似公式	22
利用データ	22
第3章 マクロ構造ショックが居住形態選択行動に及ぼす影響 -動学的確率的一般均衡モデルによる分析-	
3.1 はじめに	23
3.2 モデル	25
3.2.1 貸し手	25
3.2.2 借り手	26
3.2.3 中間財企業	26
3.2.4 最終財企業	27
3.2.5 住宅生産企業	28
3.2.6 中央銀行	28
3.2.7 市場均衡	29
3.3 カリブレーション	30

3.4 シミュレーション	33
3.4.1 借り手の持ち家率	33
3.4.2 住宅嗜好ショック	34
3.4.3 住宅技術ショック	37
3.4.4 金融緩和ショック	40
3.5 おわりに	42
付録	
方程式リスト一覧	44
定常状態	48
インパルス反応	52
第4章 居住形態選択行動の実証分析	
-県別パネルデータによる分析-	
4.1 はじめに	58
4.2 データ・モデル	61
4.2.1 持ち家世帯率	61
4.2.2 宅地価格	65
4.2.3 一人当たり雇用者報酬・所得成長率	66
4.2.4 都市	67
4.2.5 高齢化率	68
4.2.6 人口流出率	69
4.2.7 産業	71
4.2.8 住宅税制	73
4.2.9 推定・検定	75
4.3 考察	78
4.4 おわりに	84
付録	
記述統計	86
利用データ	87
第5章 研究のまとめ	92
謝辞	95
参考文献	97

第1章 研究概要

住宅は衣食住とあるように人々の生存に不可欠な財であり、家計の住宅に対する意思決定は重要である。ひとえに住宅といえど新築・中古、木造・鉄筋、間取り、大きさ、一戸建て・長屋・共同住宅と質の異なる住宅が市場に溢れ、家計はこの点を考慮した上で自身に見合う住宅を選択する。数ある住宅要素の中でも居住形態、すなわち、持つか借りるかは注目すべき要素である。この要素は個人のライフスタイルと密接であり、家計はその時々に応じた居住形態を選択する。ミクロレベルでのこの家計行動はマクロレベルにて持ち家世帯率として観察される。この指標を分析することで雇用情勢、世帯の所得状況、人口流動といったマクロ統計的な視点からその国の現状・課題を把握することが可能となり、政策当局の注目する所である。このように持ち家・賃貸の選択は家計行動に留まらず、マクロ経済の理解にもつながる重要な話題であり、経済学的に考察する価値は大きい。本稿では、理論・計量的手法を駆使してこの経済現象へと迫る。構成は以下の通りである。

第二章では、ミクロ経済理論に基づき居住形態選択行動を分析する。モデルを構築する際、重要な仮定として Henderson and Ioannides (1983) らの賃貸の外部性があり、内容としては家主の費用請求態度が家計の持ち家の選択を引き起こす。これは家主と賃借人の間で不完全な賃貸契約が結ばれることで生じる。この契約により家主は住宅維持費の全額請求が不可能となり、一部を直接請求しつつ未回収分を家賃へと織り込む。かたや賃借人は賃貸住宅を過剰に利用し、結果、賃貸費用は持ち家より割高となり家計は必ず持ち家を選択する。賃貸の選択誘因としては住宅・人的担保からなる借り入れ制約を考える。この制約に直面する時、家計の最適な選択は賃貸である。

賃貸の外部性・借り入れ制約をモデル要素とすることで、家計の持ち家・賃貸の選択行動が再現される。この状況で重要なのは、金融機関の与信態度により規定される借り入れの上限である。担保率が高く見積もられるほど、借り入れに制約される可能性は減り、家計の持ち家の購入へとつながる。では、いかなる場合に与信態度は緩和されるか。本章では金融技術の革新、その一例として住宅ローン証券化商品の登場を挙げる。この種の商品は不良債権化リスクを投資家に転嫁する特徴を持ち、それゆえ金融機関は担保率を高めた貸し出しが可能になる。これにより、本来ならば賃貸を選

択せざるを得ない家計の持ち家の選択が可能になり、消費者厚生が向上する。

モデルの含意が成立する前提は住宅価格一定、金融技術の革新である。こうした状況は現実経済にて観察されるか。調査した所、首都圏の中古マンション市場で 2004 年から 2005 年の間、価格の安定推移を観察すると共に証券化技術を応用したフラット 35 の存在を確認した。この金融商品は、住宅金融公庫から融資を受けた家計の資金調達内訳にて中心的な位置を占め、これら家計の厚生を押し上げた。

第二章では、家計に焦点を当てミクロ理論分析した。経済には財・サービスを生産する企業、財政・金融政策を実施する政策当局も存在し、これら個別主体の活動の総和がマクロ経済である。個の枠組みを離れ大局的な視座で持ち家・賃貸の選択を見ればどうであろうか。家計レベルで持ち家・賃貸の選択を論じた研究は数あれどもマクロレベルでその行動を見つめたものは数少ない。第三章では、個々人の居住形態の選択が集約された持ち家世帯率に注目する。経済では様々なショックが日々発生しており、こうしたショックに対し家計はどのように反応するか。住宅嗜好ショック・住宅供給ショック・金融緩和ショックと三種類のショックに注目し、動学的確率的一般均衡モデル(DSGE モデル)により循環分析する。本章の DSGE モデルは、住宅市場を取り入れた Neri and Iacoviello(2010)、さらに賃貸市場を取り入れた Ortega, Rubio and Thomas (2011) を参考に構築される。特徴として物価硬直性、住宅担保型借入れ制約、持ち家・賃貸の選択構造を備える。分析の結果、(1)住宅嗜好ショックに対し賃貸の選択が促進される。(2)住宅技術ショックは当初、賃貸の選択を促進し、時間の経過につれ持ち家の選択を後押しする。(3)金融緩和ショックは持ち家の選択を促進する。この 3 点が明らかとなった。

第二・三章の分析は理論分析であり、実世界で生じた持ち家・賃貸の選択行動を追ったものではない。あくまで抽象的な経済下で、合理的な経済主体がいかに行動するかを論じたに過ぎない。そのため、個の特殊要因・事情は分析から抜け落ちている。本章では、日本の持ち家世帯率を計量分析しその決定要因を明らかにする。持ち家世帯率はマクロデータであり、説明変数もマクロ要因であることが好ましい。では、いかなる要因を挙げるか。この分野では、マイクロデータを利用した 2・離散値型居住形態変数による研究が主流であり、マクロデータを分析した事例はない。そのため、個票データによる研究を参考にしつつ、日本の社会構造にも焦点を当て説明要因を選択した。選択した要因は宅地価格、一人当たり雇用者報酬・所得成長率、都市、高齢

化率、人口流出率、産業構造、住宅税制である。都市概念として政令指定都市を採用し、非都市地域で活発な持ち家の相続・贈与の効果を捉える。人口流出率は他都道府県への転出数の県内人口に対する比率であり、短期的な人口流動効果を制御する。産業構造は農林水産業からなる第一次産業の対県内総生産比率、製造・建設・鉱業からなる第二次産業の対県内総生産比率である。住宅税制は不動産取得税、固定資産税、都市計画税に注目し、県内総生産で除すことで経済規模当たりの税額とする。

被説明要因の持ち家世帯率は説明データとの時間整合性により 1988 年、1993 年、1998 年、2003 年、2008 年の 5 サンプルのみ利用可能である。このサンプル数では信頼に値する推定は得られないため、県別パネルデータを使うことで問題を回避する。時系列方向に 5 サンプル、横断面方向に 47 サンプル、計 235 サンプルが利用可能となる。さらにパネルデータの活用により、固定効果から持ち家世帯率への因果検証も可能となる。果たして「県民性・県固有の文化は持ち家・賃貸の選択に影響を及ぼすか」この点も注目すべき話題で、パネル検定により明らかにする。計量モデルはパラメータに関して線形なモデルであり、頑健性チェックのため 3 ケースのモデルを考え、各々に対し固定・変量効果推定する。

推計の結果、宅地価格の係数はマイナスで有意、一人当たり雇用者報酬・所得成長率の係数はプラスで有意、都市ダミーの係数はマイナスで非有意、高齢化率はプラスで有意、人口流出率の係数はマイナスで有意、第一次産業比率の係数はプラスで有意、第二次産業比率の係数はプラスで非有意、不動産取得税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、固定資産税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、都市計画税額・県内総生産比率の係数はプラスで非有意となった。また、ハウスマン検定の結果、各モデルで固定効果推定が支持され、県民性・県固有の文化は居住形態の選択に影響を及ぼす。さらに推計結果と実情を踏まえ日本の持ち家世帯率の今後を予測し、将来的に賃貸世帯が増加するとの結論に至った。予測の際に注目すべき要因は、第一次産業比率、人口流出率、高齢化率、固定資産税額・県内総生産比率であり、いずれも賃貸選択を後押しする。こうした予測と並行に昨今顕在化しつつあるのが空き家の増加である。空き家の放置は景観、衛生、防災等の面で好ましくなく社会厚生を押し下げる。今後の持ち家世帯率の低下、空き家の放置による外部不経済の発生、これらをうまく収める施策は空き屋の賃貸運用であり、効率的な資源配分の達成が期待される。ただし、日本の借家事情は瀬古・隅田(2011)で指摘されるように、借地借家法の

影響により住空間が小さく大世帯に対して満足いくサービスが提供されていない。さらに山崎(2001)が言うように家主・賃借人の間で情報格差が存在するなど一筋縄ではない。空き家を賃貸市場に供給するにせよこれら問題の解決が急務である。

第二章から第四章を通じて理論・計量分析により持ち家・賃貸の選択行動へと迫った。第五章ではこれら分析により得られた知見をまとめると共に、本テーマが今後日本経済を語る上でいかに重要か説明する。

第 2 章 金融技術の革新による持ち家の選択の促進

—ミクロ理論モデルによる分析—

2.1 はじめに

居住形態を選択する際、最も重要なのはどちらを選べば効用が最大化、言い換えると費用が最小化されるかであり、家計はこの点に注目する。事実、雑誌、インターネットといった媒体で居住形態の選択が挙がる際、費用面から言論が展開されことを鑑みると、いかに人々がこの側面に関心を寄せているか明らかである。本章では、家計の居住形態選択行動を説明するミクロ理論モデルを提示し、分析することでこの経済現象の決定要因を明らかにする。

本章の特徴は、住宅価格を一定とした点、居住形態の選択と金融技術の関係を考慮した点の2点にある。住宅の分析は数多く存在し、その際、住宅価格は時変、不確定と想定される。時間を通じて外・内生的要因が変わることで住宅需要は変化し、そうした変化を予測する経済主体の能力には限界があるため、この想定は妥当である。だからといって住宅価格が一定の状況はありえず、想定する必要がないと考えるのは早計である。特に住宅価格の分析が多い計量分野では統計的推定手法の性格上、住宅価格に変動が要求されるため住宅価格一定の状況には目が向きにくい¹。本章では、こうした状況に着目する。

住宅価格一定の仮定と共に、居住形態の選択と金融技術の関係にも注目する。モデルには住宅・人的担保からなる借り入れ制約を想定し、各担保率が借り入れ原資を規定する。借り入れ原資の住宅担保部分を決める住宅担保率は金融技術の革新により向上し、借り入れ制約は緩和される。金融技術の革新として証券化技術を利用した住宅ローンの登場を挙げれば、こうした商品ではリスク分散が可能なため、貸し手の貸し

¹ ヘドニック価格法による分析として Goodman(1978)、Can(1992)、原野・中川・清水・唐渡(2012)、清水・渡辺(2009)がある。

出しが積極化し借り入れの拡大へとつながる。証券化技術を利用した住宅ローンにはサブプライムローン²があり、昨今、金融危機を巻き起こしたことは記憶に新しい。グローバルな金融ネットワークを通じ、各国経済に混乱を巻き起こした点で、証券化技術は悪者と見られがちである。しかし、問題は貸し出し査定を始めとした運用手法であり、この技術を一方的に非難するのはフェアではない。本章では、この点も考慮しつつ、モデル分析した。その結果、住宅価格一定のもと証券化技術の発達により持ち家の購入が促進され、消費者厚生が高まることが明らかになった。これより、証券化技術は必ずしも悪ではない。

モデルの含意は、住宅価格一定、証券化技術による住宅ローンの登場が前提である。住宅市場を調査したところ、こうした状況が日本の中古住宅市場に存在することが明らかとなった。

本章の構成は次の通りである。第2節では、先行研究のモデルに言及し、賃貸の外部性、住宅・人的担保からなる借り入れ制約をモデルに加えることで、家計の居住形態選択行動を説明する。これと共に金融技術の革新により持ち家の選択が促進され、消費者厚生が高まることを示す。第3節では、モデルの含意が成立する実際の状況を挙げ、第4節で結論を要約する。

2.2 モデル

家計の居住形態選択行動を説明するモデルとして Henderson and Ioannides (1983) がある³。住宅に消費・投資財の側面を仮定、賃貸市場、賃貸の外部性、不確実性といった要因からモデルを構成し、税制、資本市場の不完全性が居住形態選択に及ぼす影響を分析した⁴。このモデルで重要な仮定が賃貸の外部性である。賃貸の外部性は、家主と借り主の間で不完全な賃貸契約が結ばれることにより生じる。これにより、持ち家の費用が賃貸よりも割安になり、家計は持ち家を選択する誘因を持つ。本節では、まず賃貸市場のみを仮定した先行研究のモデルを示し、居住形態の選択が無差別になることを示す。次いで、賃貸の外部性をモデルに加えたとき、家計は必ず持ち家を選

² サブプライムローン問題に言及したものとして Taylor (2009) や滝川(2007) がある。

³ この論文へのコメント論文に Fu(1991)がある。

⁴ 引越費など持ち家の取引費用を考慮しない場合、累進課税制度は、多くの資産を持つ家計の持ち家の選択を後押しする。不完全な資本市場は、資産量を問わず家計の賃貸の選択を後押しする。

択することを示す⁵。

家計と家主からなる経済を考える。経済には消費財市場、住宅資産・賃貸市場が存在し、各市場は競争的である。家主は安全資産投資と賃貸貸し付けの資産運用機会に直面し、裁定行動を通じて家賃（もしくは住宅価格）が内生化する。居住形態の選択は、持ち家・賃貸2つの効用最大化問題を定義し、効用の最大値が大きな方が居住形態として選択される。

2.2.1 持ち家

持ち家に居住する家計は以下の効用最大化問題に直面する。

$$\begin{aligned} \max_{x, h_c, u, w} \quad & U(x, h_c f(u)) + V(w) \\ \text{s.t.} \quad & ty_1 = x + Ph_c + T(u)h_c + S \\ & w = y_2 + (1+r)S + Ph_c \end{aligned} \quad (2-1)$$

$h_c f(u)$ は住宅サービス、 h_c は住宅ストック（住宅の大きさ）、 f は住宅ストック1単位当たりの住宅サービス量、 u は住宅の利用率を表す。 P は住宅ストック1単位当たりの価格、 Ph_c は住宅の購入に必要な費用である。 $T(u)h_c$ は住宅の維持費用であり、これにより、住宅ストックの減耗は生じない。 x は住宅サービス以外の財（以降、消費財）でニューメレールである。 y_1 は1期目の所得（以降、現在所得）、 y_2 は2期目の所得（以降、将来所得）、 s は安全資産、 r は安全資産の利子率、 w は2期目に持ち越す資産（以降、次期資産）、 V は価値関数である。関数形を次のように特定化する⁶。

$$\begin{aligned} \max_{x, h_c, u, w} \quad & x^\alpha (h_c u)^{1-\alpha} + w^\gamma \\ \text{s.t.} \quad & y_1 = x + Ph_c + Qu^\beta h_c + S \\ & w = y_2 + (1+r)S + Ph_c \end{aligned} \quad (2-2)$$

u^β は住宅ストック1単位当たりの利用率による維持費、 Q は住宅維持費定数、 Qu^β は住宅ストック1単位当たりの住宅維持費である。 β は利用率の住宅維持費への重みを

⁵ ミクロ理論により居住形態選択行動を説明した研究には Seko(1984)、Weiss(1978)がある。

⁶ 衣食住と表現されるように消費財（衣食）、住宅サービス（住）は人々が生きていく上で欠くことができない。この事実を表現する効用関数として、内点解が得られるコブダグラス型の選択は適当である。住宅維持費は費用パラメータを1より大きく設定し非線形に定式化する（理由は脚注5）。このとき、住宅利用率の限界費用は逓増型となり住宅を利用すればするほどストック維持の為に必要な費用は大きくなる。この状況は、住宅を追加的に利用するにしても未使用の状態より、傷つき・傷んだ状態で利用の方が破損の度合いが大きい場合に正当化される。

表す費用パラメータで $\beta > 1$ と定める⁷。 γ は危険回避度であり、 α は消費財への分配パラメータ($0 < \alpha < 1$)である。

このモデルを解くことで得られる最適解は次のようになる。

$$u^* = \left[\frac{\frac{rP}{1+r}}{Q(\beta-1)} \right]^{\frac{1}{\beta}} \quad (2-3)$$

$$x^* = \alpha \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{w^*}{1+r} \right) \quad (2-4)$$

$$h_c^* = \frac{1-\alpha}{\frac{rP}{1+r}} \left(1 - \frac{1}{\beta} \right) \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{w^*}{1+r} \right) \quad (2-5)$$

$$S^* = \frac{1}{1+r} (w^* - Ph_c^* - y_2) \quad (2-6)$$

$$w^* = \left[\frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})}}{\left(\frac{rP}{1+r} \right)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \gamma} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (2-7)$$

$$v_{own} = \frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})}}{\left(\frac{rP}{1+r} \right)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}}} \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{w^*}{1+r} \right) + (w^*)^\gamma \quad (2-8)$$

v_{own} は間接効用関数である。

2.2.2 賃貸

賃貸に居住する家計は以下の効用最大化問題に直面する。

$$\begin{aligned} \max_{x, h_c, u, w} \quad & x^\alpha (h_c u)^{1-\alpha} + (w)^\gamma \\ \text{s.t.} \quad & y_1 = x + R h_c + Q u^\beta h_c + S \\ & w = y_2 + (1+r)S \end{aligned} \quad (2-9)$$

⁷ 値が1以下の場合、解の経済学的解釈が困難である。例えば、費用パラメータが1の時、利用率は無限大、住宅ストックはゼロとなる。

R は家賃である。持ち家の場合と異なり、住宅ストックは借主のものではなく、次期資産として持ち越されない。ただし、賃貸サービスの利用により住宅ストックが減耗するため、減耗に応じた住宅維持費を家主から請求される。

最適解は次のようになる。

$$\tilde{u} = \left[\frac{R}{Q(\beta - 1)} \right]^{\frac{1}{\beta}} \quad (2-10)$$

$$\tilde{w} = \left[\frac{\alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha} (\beta - 1)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})}}{(1+r)R^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \gamma} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (2-11)$$

$$\tilde{x} = \alpha \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{\tilde{w}}{1+r} \right) \quad (2-12)$$

$$\tilde{h}_c = \frac{1-\alpha}{R} \left(1 - \frac{1}{\beta} \right) \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{\tilde{w}}{1+r} \right) \quad (2-13)$$

$$\tilde{S} = \frac{1}{1+r} (\tilde{w} - y_2) \quad (2-14)$$

$$v_{rental} = \frac{\alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha} (\beta - 1)^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})}}{R^{(1-\alpha)(1-\frac{1}{\beta})} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}}} \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{\tilde{w}}{1+r} \right) + (\tilde{w})^\gamma \quad (2-15)$$

v_{rental} は間接効用関数である。安全資産は持ち家の場合と異なり、借り入れの際、将来所得のみが原資となる。この構造の違いが、後に「借り入れ制約」をモデルに加えた際、居住形態の選択に影響を与える。

2.2.3 家主の裁定行動

家主は賃貸住宅、安全資産の資産運用機会に直面する。不確実性がなければ住宅価格と家賃の間に以下の裁定式が成り立つ。

$$(1+r)P_1 = (1+r)R + P_2 \quad (2-16)$$

P_1 、 P_2 は1・2期目の住宅価格である。右辺は賃貸住宅の運用による収益で、家賃と2期目の住宅価格の和である。2期目の期首に賃貸契約が終了し、賃貸住宅は家主の手元に戻り資産計上されるため、 P_2 は賃貸収益の一部となる。左辺は、賃貸住宅購入費を安全資産で運用した場合に得られる収益である。

ここで、この裁定式が成り立つ理由を示す。もし、 $(1+r)P_1 > (1+r)R + P_2$ ならば、安全資産の運用による収益は賃貸より大きく、潜在的な家主は資本市場に資金を供給する。裁定機会が存在する限り利子率は下がり続け、最終的に2つの収益は等しくなる。 $(1+r)P_1 < (1+r)R + P_2$ ならば、賃貸を運用することで安全資産よりも大きな収益を獲得できる。このため、家主は住宅資産市場から住宅を購入し賃貸運用する。裁定機会が存在する限り、家主の住宅購入により住宅価格は下がり続け、最終的に裁定機会がなくなる。上記の理由により裁定式が成り立つ。

住宅価格が一定の場合、裁定式は次のようになる。

$$\begin{aligned} rP &= (1+r)R \\ \Leftrightarrow R &= \frac{rP}{1+r} \end{aligned} \quad (2-17)$$

裁定機会が消滅した時、家主は家賃を賃貸住宅購入の機会費用(安全資産による利子収益の割引価値)に等しく定める。

2.2.4 居住形態の選択

ここまで、持ち家・賃貸の最大化問題、家主の裁定行動を説明した。これら仮定のもと、居住形態の選択は無差別となる。以降、このことを示す。

持ち家の次期資産に裁定式(2-17)を代入することで次のようになる。

$$\begin{aligned} w^* &= \left[\frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)}}{(1+r)\left(\frac{rP}{1+r}\right)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \gamma} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}} \\ &= \left[\frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)}}{(1+r)R^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \gamma} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (\because R = \frac{rP}{1+r}) \\ &= \widehat{w} \end{aligned} \quad (2-18)$$

さらに、持ち家の間接効用関数に裁定式(2-17)を代入し、次期資産の等価性(2-18)から次のようになる。

$$v_{own} = \frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)}}{\left(\frac{rP}{1+r}\right)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}}} \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{w^*}{1+r} \right) + (w^*)^\gamma$$

$$= \frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} (\beta-1)^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)}}{R^{(1-\alpha)\left(1-\frac{1}{\beta}\right)} \beta^{1-\alpha} Q^{\frac{1-\alpha}{\beta}}} \left(y_1 + \frac{y_2}{1+r} - \frac{\tilde{w}}{1+r} \right) + (\tilde{w})^r$$

$$(\because w^* = \tilde{w}, \quad R = \frac{rP}{1+r})$$

$$= v_{rental} \quad (2-19)$$

持ち家、賃貸の間接効用値は同じであり、居住形態の選択は無差別となる。

2.2.5 賃貸の外部性

賃貸の外部性は Henderson and Ioannides (1983) による仮定で、不完全な賃貸契約のもと、家主の費用請求態度が家計の持ち家の選択誘因を高める現象である。以降、このことを示す。

借主の住宅維持費を次のように定める。

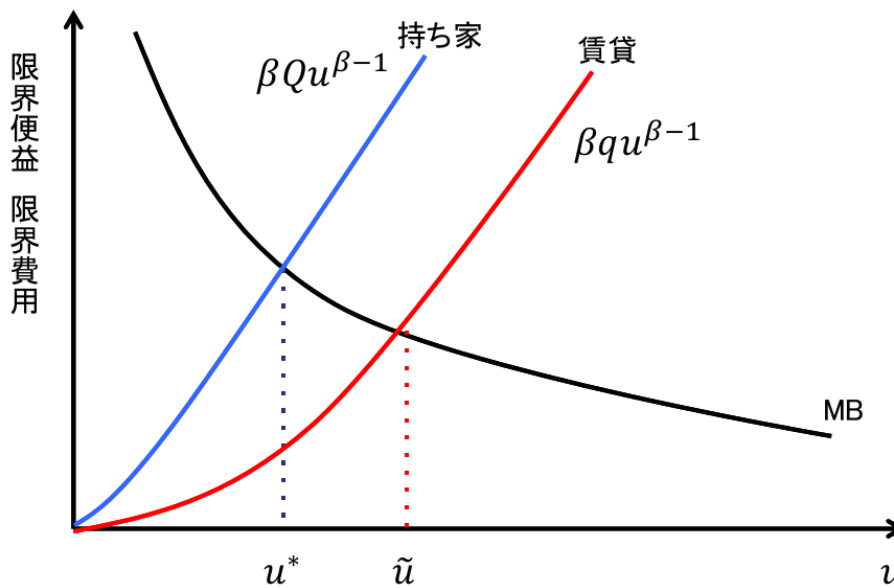
$$qu^\beta h_c \quad (q < Q) \quad (2-20)$$

持ち家の住宅維持費は $Qu^\beta h_c$ でありそれよりも小さい。持ち家の住宅維持費は住宅維持に必要な費用全額である。つまり、家計が賃貸を選択する場合、住宅維持費を家主から全額請求されない。これは借主と家主の間で「不完全な」賃貸契約が結ばれるためである。契約が不完全となる理由として、例えば、契約の不完備性(起こり得る事故全てを契約書に列挙できない)、原状回復義務が挙げられる。家主がありとあらゆる事故を想定し契約に織り込むことは不可能であり、仮に契約をポジティブリスト方式(損害免責事項を列挙し、それ以外は全て損害賠償対象)にしたとしても、契約者は限られるであろう。また、原状回復義務⁸により借主が住宅に損害を与えても、所定の要件が満たされない限り家主の修繕費請求は難しい。こうした理由により、賃貸の住宅維持費は持ち家より小さくなる⁹。住宅維持費が非対称なため、住宅利用率の限界費用は非対称になり、最適な賃貸の住宅利用率は持ち家に比べ大きくなる。この状況を図 2-1 に示す。

⁸ 「原状回復をめぐるトラブルとガイドラインの概要(国土交通省)」で、原状回復は「賃借人の居住、使用により発生した建物価値の減少のうち、賃借人の故意・過失、善管注意義務違反、その他通常の使用を超えるような使用による損耗・毀損を復旧すること」と定義され、その費用は賃借人負担と記載されている。

⁹ 住宅維持費の内訳として契約更新料が考えられるとのコメント頂いた。調べたところ、契約更新料は減耗した住宅の修繕に使われるのみならず、家主の純粋な利益として請求される場合もあり、必ずしも修繕目的に限られない。よって、広義に解釈するならばともかく、狭義に解釈する場合、契約更新料を住宅維持費の内訳に添えるのは難しい。

図 2-1 持ち家、賃貸の住宅利用率の限界費用



不完全な賃貸契約を結んでいるとき、借主は住宅維持費を全額請求されない。見方を変えれば、家主は借主に住宅維持費を全額請求できない。費用を一部しか回収できないため家主の裁定行動は変化し、家賃は住宅価格より高くなる。以降、このことを示す。

賃借人は住宅維持費を一部しか負担しない。このとき、直接回収できない住宅維持費は $Q\tilde{u}^\beta - q\tilde{u}^\beta$ であり、家主の賃貸住宅運用による実質収益は $R - [Q\tilde{u}^\beta - q\tilde{u}^\beta]$ となる。安全資産と賃貸住宅運用の機会に直面する家主の裁定行動の結果、次の裁定式が成り立つ。

$$rP = (1+r)(R - [Q\tilde{u}^\beta - q\tilde{u}^\beta])$$

$$\Leftrightarrow R = \frac{rP}{1+r} + (Q\tilde{u}^\beta - q\tilde{u}^\beta) \quad (2-21)$$

結局、不完全な賃貸契約を結ぶ時、家主は住宅維持費の未回収額を家賃に組み込む。その結果、家賃は住宅価格よりも高くなる。

ここまでの話を整理すると不完全な賃貸契約により賃貸の住宅維持費は持ち家よりも低くなり、住宅利用率が非対称化する。並行して、費用を全額回収できない家主は未回収分を家賃に組み入れる。結果、家賃は住宅価格を上回る。住宅コストは住宅価格・家賃と住宅維持費から構成され、表 2-1 のようになる。

表 2-1 持ち家、賃貸の住宅コスト

	住宅価格・家賃	住宅維持費	住宅コスト
持ち家	$\frac{rP}{1+r}$	$Qu^{*\beta}$	$\frac{rP}{1+r} + Qu^{*\beta}$
賃貸	$R = \frac{rP}{1+r} + (Q\tilde{u}^2 - q\tilde{u}^2)$	$q\tilde{u}^\beta$	$\frac{rP}{1+r} + Q\tilde{u}^\beta$

持ち家と賃貸の住宅コストを比べると持ち家の方が小さい。よって、費用を最小化する家計は必ず持ち家を選択する。

2.2.6 借入れ制約

資本市場が不完全な場合、家計に借入れの制限が課される¹⁰。これにより、家計の一部は最適化行動を変える、本章の借入れ制約は住宅担保と人的担保(将来所得)により定まり、住宅担保が有効なのは持ち家のみである。居住形態の選択が無差別な状況に借入れ制約が加われば、一部の家計の最適な選択は賃貸となる。以降、このことを示す。

家計は以下の借入れ制約に直面する。

$$B_{own} \leq a \frac{Ph_c}{1+r} + b \frac{y_2}{1+r} \quad (2-22)$$

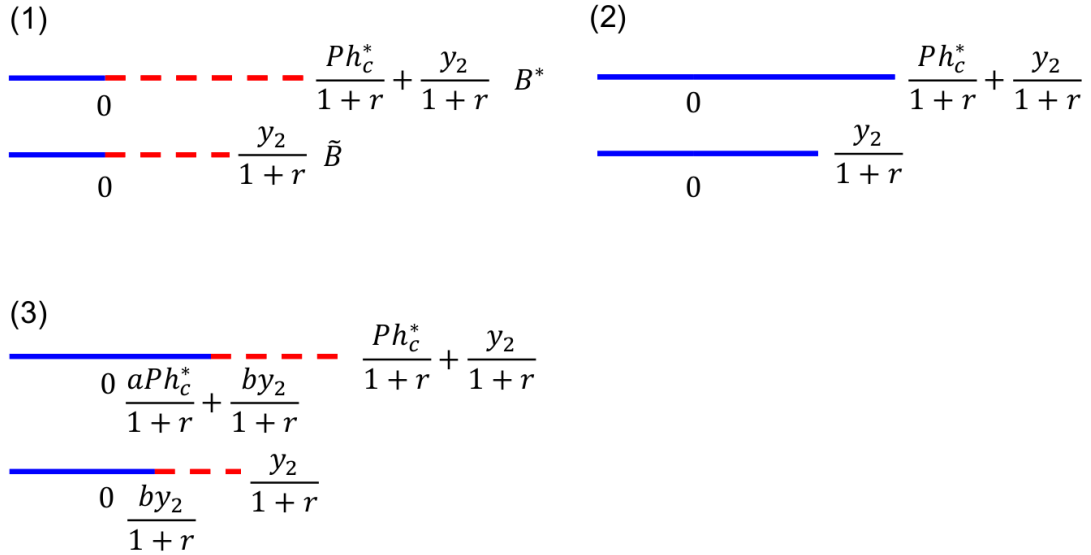
$$B_{rental} \leq b \frac{y_2}{1+r} \quad (0 \leq a \leq 1, 0 \leq b \leq 1) \quad (2-23)$$

a, b はそれぞれ「住宅担保率」、「人的担保率」である。持ち家の場合、住宅担保と人的担保が借入れの原資で、賃貸の場合、人的担保のみである。家計の借入れ能力は各担保率により規定される。

借入れ制約の存在により、家計は(1) $a = 0, b = 0$ (借入れ不能)、(2) $a = 1, b = 1$ (借入れ制約なし)、(3) $0 < a < 1$ かつ $0 < b < 1$ (中間ケース)の3通りの状況に置かれる。この状況を図 2-2 に示す。

¹⁰ 住宅型担保制約を組み入れ分析したものに Iacoviello (2005)、Neri and Iacoviello (2010) がある。また、日本では住宅の購入に際し借入れ制約される。この仮説を実証したものに Maki (1993) がある。

図 2-2 担保率と借入れの関係



実線の領域では、家計はその額の借入れ(もしくは貯蓄)が可能である。破線の領域では、望む額の借入れは不可能で、家計は最適化行動を変え効用水準が低下する。この3通りの状況で居住形態の選択はいかになるか。借入れより明らかにする。

持ち家・賃貸の借入れは次のようである。

$$B^* = \frac{1}{1+r} (Ph_c^* + y_2 - w^*) \quad (2-24)$$

$$\tilde{B} = \frac{1}{1+r} (y_2 - \tilde{w}) \quad (2-25)$$

居住形態の選択が無差別な時、次期資産は等しく次の関係が成立する。

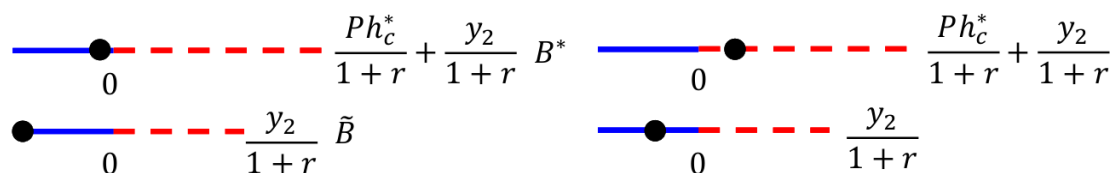
$$\begin{aligned} B^* - \tilde{B} &= \frac{1}{1+r} (Ph_c^* + y_2 - w^*) - \frac{1}{1+r} (y_2 - \tilde{w}) \\ &= \frac{1}{1+r} (Ph_c^* + y_2 - w^*) - \frac{1}{1+r} (y_2 - w^*) \\ &= \frac{Ph_c^*}{1+r} \end{aligned} \quad (2-26)$$

持ち家の借入れが賃貸より必ず大きく、図中で常に $\frac{Ph_c^*}{1+r}$ だけ右側に位置する。この関係を利用し、(1)借入れ不能、(2)借入れ制約なし、(3)中間ケース、それぞれの状

況で居住形態の選択がどのようになるか示す。

(1) 借入れ不能の場合、図 2-3 の状況が考えられる。

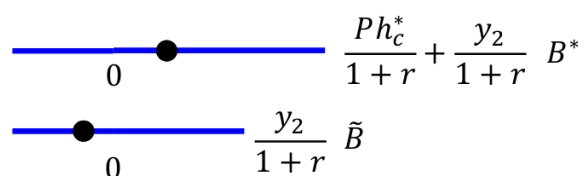
図 2-3 借入れ不能



左側のケースでは、持ち家・賃貸いずれも借入れ制約に直面せず、効用最大化が可能である。このとき、持ち家・賃貸の最大効用値は同じであり、居住形態の選択は無差別になる。右側のケースでは、持ち家の場合、借入れ制約に直面し効用水準が低下する。賃貸の場合、最適な効用水準が達成される。この場合、賃貸の効用水準は持ち家よりも高く家計は賃貸を選択する。

(2) 借入れ制約なしの場合、図 2-4 の状況が考えられる。

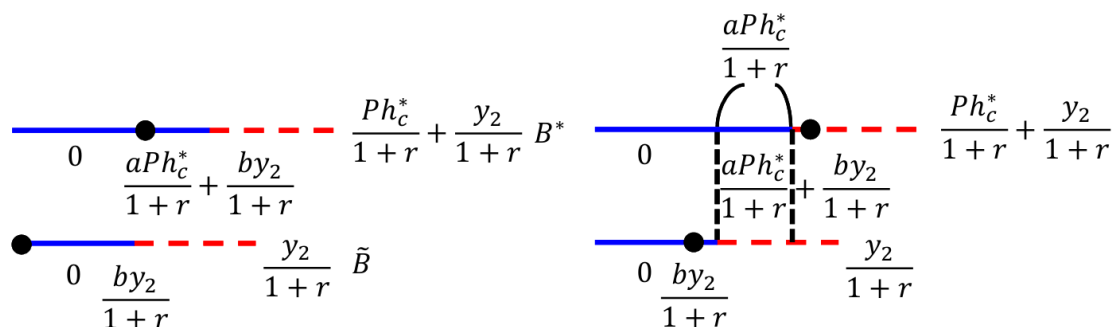
図 2-4 借入れ制約なし



持ち家・賃貸いずれも借入れ制約に直面せず、居住形態の選択は無差別になる。

(3) 中間ケースの場合、図 2-5 の状況が考えられる。

図 2-5 中間ケース



借り入れの「上限」は持ち家、賃貸の順に $a \frac{Ph_c^*}{1+r} + b \frac{y_2}{1+r}$ 、 $b \frac{y_2}{1+r}$ であり、差は $a \frac{Ph_c^*}{1+r}$ である。借り入れの差は $\frac{Ph_c^*}{1+r}$ で、 $a \frac{Ph_c^*}{1+r}$ ($0 < a < 1$) よりも大きいことを考えると 2 通りのケースが考えられる。左側の場合では賃貸が選択され、右側の場合では無差別となる。

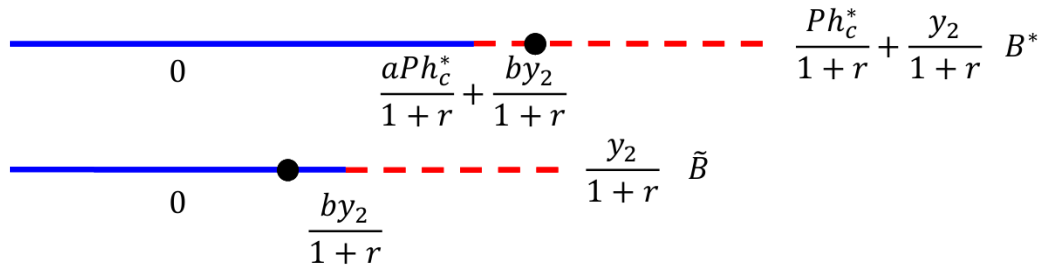
ここまで、家計が直面する 3 通りのケースを説明した。住宅・人的担保からなる借り入れ制約が存在する場合、家計は賃貸を選択する。

2.2.7 金融技術の革新

賃貸の外部性(持ち家の選択誘因)と借り入れ制約(賃貸の選択誘因)を加えることにより、家計の居住形態選択行動が再現される。居住形態の選択に影響を与える要因は「資金の有無」、資金がなければ住宅・人的担保率を金融機関がいかに設定するか。すなわち「与信態度」である。金融機関が住宅・人的担保率を高く設定するほど、家計の持ち家の選択確率が高まる。

経済には多くの家計が存在し、借り入れの上限を規定する担保率は各々異なる。このため、借り入れに制約される家計もあればそうでない家計もある。重要なのは、持ち家の購入を希望するにもかかわらず、借り入れ制約に直面し賃貸を選択せざるを得ない家計である。図 2-6 はこうした家計の一例である。

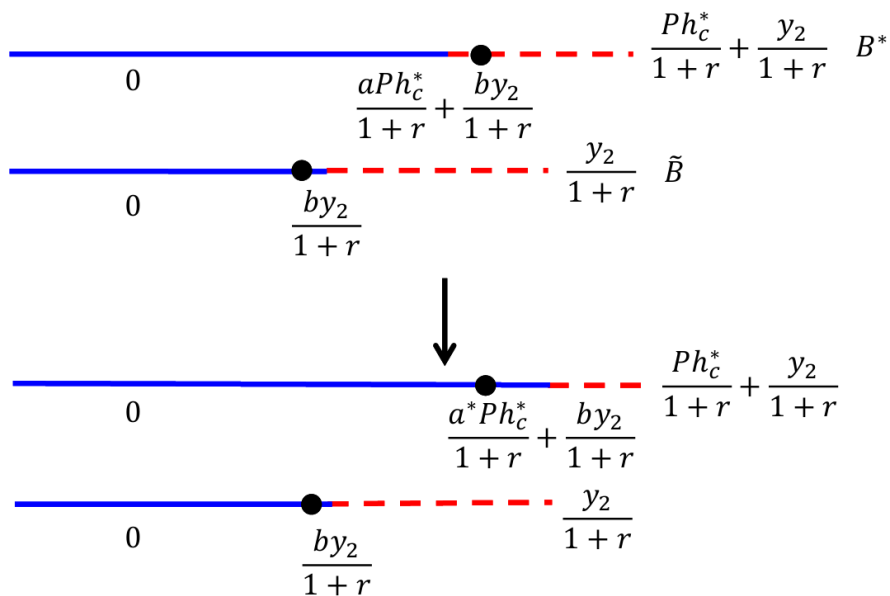
図 2-6 借り入れ制約に直面し、賃貸を選択する家計



賃貸の外部性より、借り入れ制約を受けなければ持ち家の効用水準の方が高く、家計は持ち家を選択する。ただし、借り入れ制約に直面することで効用水準が低下し、賃貸を選ばざるを得ない。

借り入れに制約され賃貸を選ばざるを得なくとも、金融機関の与信態度が緩和すれば必ずしもそうはならない。住宅担保率を高める金融技術の革新により家計の持ち家の選択が可能になる。この状況を図 2-7 に示す。

図 2-7 金融技術の革新



金融技術の革新により住宅担保率が a から a^* へと高まり、借り入れに制約され賃貸を選ばざるを得なかった家計の持ち家の選択が可能となる。賃貸の外部性より持ち家の効用水準は賃貸に比べ高く消費者厚生が高まる。

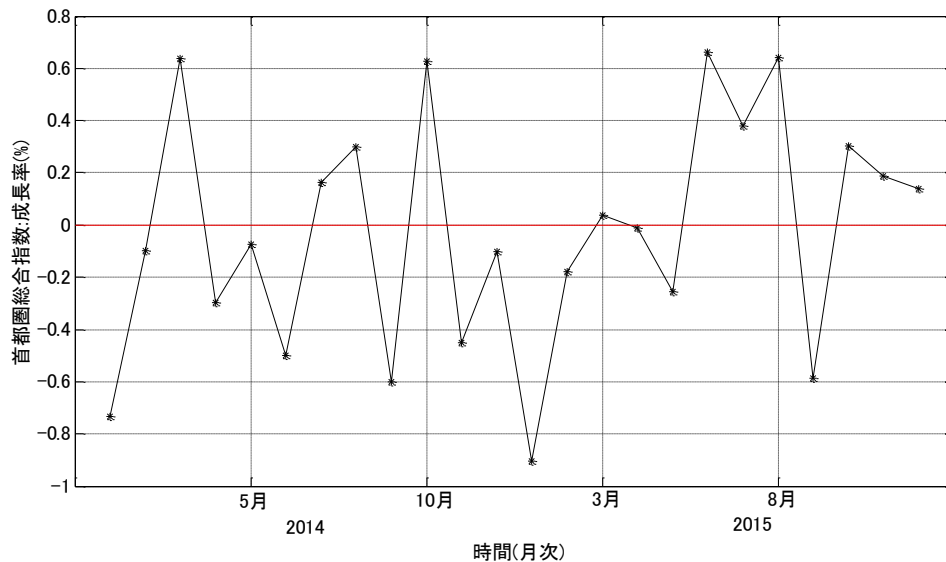
2.3 応用

賃貸の外部性、借り入れ制約からなるモデルを分析することで「金融技術の革新により家計の持ち家の購入が促進され、消費者厚生が高まる」との含意が得られた。ここでは、モデルの前提条件「住宅価格一定」、「金融技術の革新」を満たす状況が、日本の中古住宅市場に存在したことを示す。

2.3.1 東証住宅価格指数

東証住宅価格指数は、首都圏を中心とした中古マンションの成約情報から算出された指数であり、東京証券取引所により提供される¹¹。注目すべきは、首都圏総合指数の2004年から2005年の成長率(対前月比)であり、これを図2-8に掲載する。

図2-8 首都圏総合指数:成長率の推移



図より、値は-1%から0.8%以内に収まり絶対値として小さく、符号の入れ替わりが確認できる。変化は小さくその方向と逆に価格は動くため、絶対値ではほぼ一定である¹²。

2004年から2005年の間、住宅価格を一定とみなす。ただし、不確実な状況下で重

¹¹ 東証住宅価格指数は首都圏総合・東京・神奈川・千葉・埼玉の5指数からなり、データは1993年6月から月次単位で入手可能である。なお、住宅価格指数には(株)リクルートが提供する「リクルート住宅価格指数」や国土交通省が提供する「不動産価格指数」もある。

¹² この期間の住宅価格を正規化した上で算出した。付録を参照せよ。

要なのは、客観的価格でなく経済主体が抱く期待価格である。家計、家主が来期の住宅価格を予想する時、家計の持ち家の最大化問題、家主の裁定式は次のようになる。

$$\begin{aligned} & \max_{x, h_c, u, w} x^\alpha (h_c u)^{1-\alpha} + w^\gamma \\ & s.t. y_1 = x + Ph_c + Qu^\beta h_c + S \\ & w = y_2 + (1+r)S + P_e h_c \end{aligned} \quad (2-27)$$

$$R = P - \frac{\bar{P}_e}{1+r} + (Q\tilde{u}^\beta - q\tilde{u}^\beta) \quad (2-28)$$

P_e 、 \bar{P}_e は家計、家主の期待住宅価格である。家計もしくは家主の期待住宅価格が今期の住宅価格(P)と異なるならば、モデルの含意は成立しない。ただし、2004年から2005年の期間を通じ価格変動はなく、この客観的情報をもとに家計と家主が静学的期待($P_e, \bar{P}_e = P$)を抱いた可能性は高い。この場合、式(2-27)・(2-28)は式(2-2)、(2-21)と一致し、モデルの含意は依然有効である¹³。

2.3.2 フラット 35

金融技術の革新の一例として、証券化手法を利用した住宅ローンの登場を挙げる。特徴としては、不良債権化リスクを投資家に転嫁することが可能で、金融機関は借入れの上限を高く設定し貸し付けることができる。家計側から見れば借入れ能力の拡大に等しい。証券化住宅ローンには「フラット 35」があり、2003年10月に住宅金融公庫(2007年4月1日より住宅金融支援機構)の証券化事業として始まった。融資率(住宅担保率)は直接融資に比べ高く、フラット 35 を利用することで家計の借入れ可能額は向上する¹⁴。

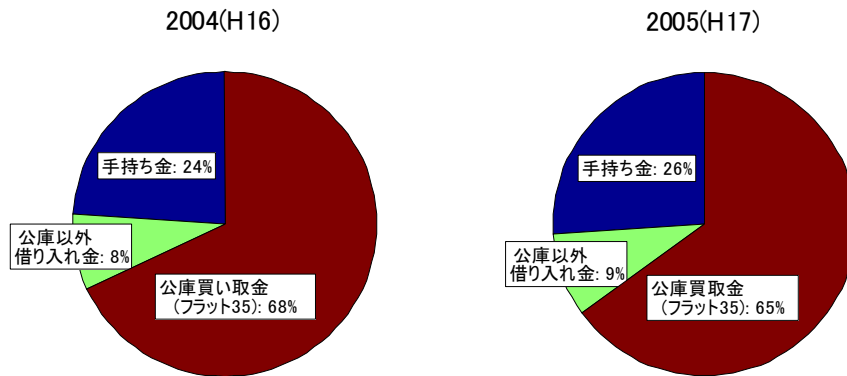
首都圏の中古マンション市場で、価格が一定である2004年から2005年にかけてフラット 35 が融資利用者(住宅金融公庫・支援機構)の資金調達内訳でどのような位置を占めるか「フラット 35 利用者報告書 2005 年度版・中古マンション融資利用者の主要指標(同上機構)」で確認する。この指標は融資利用者の資金調達手段の平均構成を表す¹⁵。

¹³ 期待概念については田中・安岡・林田(2011)が詳しい。

¹⁴ 融資率の上限は当初、建設費または住宅購入価額の8割で始まった。そして、平成2007年(H19)以降は9割、2009年(H21)以降には10割となり、直近では2012年(H24)年4月から上限が9割へと引き下げられた。

¹⁵ 公庫以外借入れ金の内訳はその他公的、民間金融機関、勤務先、親・知人等からなる。

図 2-9 資金調達内訳 首都圏・中古マンション



フラット 35 は中古マンション購入資金の中核を占める。外れ値への言及はなく融資利用者の資金調達手段としてフラット 35 が果たした役割は大きい。従来の住宅ローン以上に融資率が高いこの金融商品を利用し、持ち家を購入した家計の厚生は向上した¹⁶。

2.4 おわりに

本章では、家計の居住形態選択行動を説明するためのミクロ経済理論に基づいたモデルを提示し分析した。持ち家・賃貸の選択を説明するために重要なモデルの構造は賃貸の外部性、住宅・人的担保からなる借り入れ制約である。

賃貸の外部性では、賃貸契約の性質上、家主は借主に住宅維持費を全額請求することができない。借主は維持費の一部しか支払う必要がないため、借家を過度に利用する。一方、家主は裁定行動を変化させ、家賃に直接回収されない住宅維持費が織り込まれる。結果、持ち家のコストは賃貸より割安になり、家計は必ず持ち家を選択する。

借り入れ制約では、借り入れの制限により一部の家計が賃貸を選択する。この制約は金銭的制約であり、住宅価値と将来所得により借り入れの上限は定まる。持ち家の借り入れは賃貸より大きく、持ち家の購入に際し借り入れに制約される家計は最適化行動を変え賃貸を選択する。

¹⁶ フラット 35 による中古マンション購入は「若年齢層」を中心に利用されたと「2004 年度フラット 35 利用者調査・P2 調査結果のポイント 7」より確認できる。資金力に乏しい若年齢層の持ち家の購入を支援し、厚生を引き上げた点でこの住宅金融商品は評価されるべきである。

賃貸の外部性と借り入れ制約をモデル要素とすることで、家計の持ち家・賃貸の選択行動が再現される。このフレームワークにて、家計の居住形態の選択は資金の有無、金融機関の与信態度に依存し、住宅・人的担保率の値が高いほど家計の持ち家の選択確率は高まる。借り入れの上限を規定する担保率は個々人で異なり、中でも持ち家の購入を希望するにもかかわらず借り入れ制約に直面し、賃貸を選ばざるを得ない家計の存在は重要である。金融技術の革新により住宅担保率が高まることで、こうした家計の持ち家の購入が可能になり消費者厚生が高まる。

金融技術の革新の一例としてフラット 35 の登場を挙げる。証券化により不良債権化リスクが投資家に転嫁される性質ゆえ、金融機関は融資率を高めた貸し付けが可能となる。2004 年から 2005 年にかけて住宅金融公庫より融資を受けた家計の資金調達内訳にてこの金融商品は主要な位置を占め、価格変動のない首都圏・中古マンション市場での取引に大いに活用された。モデルの含意より、この取引に参加した家計の厚生は向上した。

付録

近似公式

x, y が十分小さい時、以下が成立する。

$$(1+x)(1+y) \cong (1+x+y) \quad (\text{a-2-1})$$

この式より算出した 2004 年-2005 年の首都圏総合指数を付表 2-1 に掲載する。

付表 2-1 2004 年-2005 年 首都圏総合指数(2003 年 12 月を 1 に基準化)

2004/1	0.9926	2005/1	0.9797
2004/2	0.9916	2005/2	0.9779
2004/3	0.9980	2005/3	0.9783
2004/4	0.9950	2005/4	0.9782
2004/5	0.9943	2005/5	0.9756
2004/6	0.9893	2005/6	0.9822
2004/7	0.9909	2005/7	0.9860
2004/8	0.9939	2005/8	0.9924
2004/9	0.9879	2005/9	0.9866
2004/10	0.9942	2005/10	0.9896
2004/11	0.9897	2005/11	0.9915
2004/12	0.9887	2005/12	0.9928

利用データ

住宅金融支援機構, 『フラット35利用者調査 年度データ(報告書) 平成16年度(2004年)・17年度(2005年)』

http://www.jhf.go.jp/about/research/loan_flat35.html

東京証券取引所, 『東証住宅価格指数の過去データ』

http://www.tse.or.jp/market/data/homeprice_indices/index.html

第 3 章 マクロ構造ショックが居住形態選択行動に及ぼす影響

—動学的確率的一般均衡モデルによる分析—

3.1 はじめに

第二章では、ミクロ経済理論に基づき居住形態選択行動を分析した。家計の持ち家・賃貸の選択で重要なのは借入れ制約であり、金融機関の与信態度により借入れの上限が規定される。金融技術の革新等、与信態度の緩和を引き起こす出来事が生じれば、家計の借入れ能力は拡大し持ち家の選択可能性が高まる。この含意を導く静学モデルでは完全予見する家計・家主が仮定され、住宅価格は一定と想定される。本章では不確実性の導入、モデルの動学化、企業・政策当局の追加によりマクロ一般均衡体系へと分析領域を拡張する。

マクロレベルにて家計の居住形態選択行動は持ち家世帯率¹⁷（以降、持ち家率）として観察される¹⁸。持ち家率を始めとしたマクロ時系列分析の際、重要なのはトレンドとサイクルの区別である。各々、長期、短期のダイナミズムを表し、経済成長、景気循環に相当する。同じマクロ変数を分析するにせよ、これらを切り分け議論しなければ、誤った経済論議が繰り広げられることになる¹⁹。

近年、景気循環モデルによる分析が盛んである。このフレームワークでは、ショックが循環を引き起こすと仮定し話を進める。このタイプのモデルによる研究は時代・場所問わず多く、国内総生産、物価上昇率、為替レートを始め多くのマクロ変数の循環が分析されている。持ち家率も住宅資産・賃貸市場での活動が投影されたマクロ経済指標である以上、ショックにより影響を受けるのは容易に想像がつく。それでは、持ち家率はいかに循環するのであろうか。言い換えるとショックにより家計の持ち家、

¹⁷ 持ち家世帯率の定義は、持ち家に居住する主世帯数/普通世帯総数×100である。

¹⁸ 例えば、国土交通省が発行する「国土交通白書(2012年度版)」には、持ち家率から経済情勢を論じる記述がみられる。

¹⁹ トrend、サイクルについては飯星(2011)が詳しい。

賃貸の選択行動はいかなる影響を受けるか。本章では、動学的確率的一般均衡モデル（以降、DSGEモデル）によりこの謎を解明する。

本章のモデルはNeri and Iacoviello(2010)、Ortega, Rubio and Thomas(2011)を参考にする。経済には、資金の貸し手家計（以降、貸し手）、借り手家計（以降、借り手）と2種類の家計が存在し、借り手は住宅担保からなる借り入れ制約に直面する。Neri and Iacoviello(2010)らも注目するように、借り入れ制約を受ける家計の存在は重要である²⁰。こと日本でも石野(2008)で指摘されるように多くの家計は住宅購入に際し借り入れする。この点を踏まえると、居住形態選択行動の理解には借り手の行動特性を見極めることが肝心で、それゆえ、本章では「借り手の居住形態選択行動」に焦点を当てる。

本章で登場するマクロ構造ショックは、住宅嗜好ショック、住宅技術ショック、金融緩和ショックの3つである。最初の2つは、住宅市場で発生する需要・供給ショックであり、住宅嗜好ショックとして、世帯構成・人口動態の変化による住宅サービス需要の変化、エコハウスなど住宅への興味を掻き立てる新商品の登場²¹が考えられる。これに対し、住宅供給ショックとしては、建築資格の緩和による技師の増加、建築・土地規制の緩和が考えられる²²。住宅市場の需給ショックは、居住形態選択行動に直接影響を及ぼすため重要である。金融緩和ショックは、金融当局による貨幣量の拡大、もしくは金利低下操作によるショックである。1980年代後半から1990年代前半の日本のバブル期、2000年代中ごろのアメリカの住宅バブルと金融緩和が住宅市場に影響を及ぼした事実を鑑みれば、このショック分析には価値がある。

本章の構成は次の通りである。第2節では、モデルを紹介し、第3節では、カリブレーションに言及する。第4節では、シミュレーション結果を示し、第5節で結論を要約する。

²⁰ Neri and Iacoviello(2010)では借り手を担保効果と捉え、この効果が実質民間住宅投資、実質住宅価格などマクロ経済変数の循環でいかなる存在感を発揮するか。インパルス反応の感度分析により明らかにした。

²¹ エコハウスは持ち家、賃貸問わず存在する。このため、いずれか固有のショックではない。エコハウスのコンセプトは、1) 環境基本性能の確保、2) 自然・再生可能エネルギー活用、3) エコライフスタイルと住まい方、4) 地域らしさである。詳しくは <http://www.env.go.jp/policy/ecohouse/about/index.html> (環境省)を参照されたい。また、エコハウスに限らず、輸入住宅と呼ばれる「海外の設計思想に基づく住宅」も住宅嗜好の向上に貢献する可能性がある。

²² 一時的な建築資材不足による負の住宅供給ショックも考えられる。

3.2 モデル

封鎖経済モデルを考える²³。経済には主観割引率が異なる2つの家計が存在し、値の大きな方から資金の貸し手、借り手である。貸し手は消費、住宅サービス(持ち家)、余暇から効用を得る。借り手は消費、住宅サービス(持ち家・賃貸)、余暇から効用を得る。また、借り手は住宅担保型借り入れ制約に直面する。供給主体は中間財企業、最終財企業、住宅生産企業である。価格硬直性を導入するため、最終財企業に独占的競争市場での操業を仮定する。金融政策は中央銀行により実施される。

3.2.1 貸し手

貸し手は、消費財、住宅サービス(持ち家)、労働の各量を選択し、以下の生涯効用を最大化する。

$$E_t \sum_t (\beta_s)^t \left(\ln C_{s,t} + \ln H_{s,t} - \frac{(L_{s,y,t}^{1+\zeta} + L_{s,h,t}^{1+\zeta})^{\frac{1+\eta}{\zeta}}}{1+\eta} \right) \quad (3-1)$$

β_s は主観割引率、 $C_{s,t}$ は消費財、 $H_{s,t}$ は持ち家ストック、 $L_{s,y,t}$ は中間財部門での労働、 $L_{s,h,t}$ は住宅部門での労働である。 ζ は中間財・住宅部門間の労働流動性、 η は労働供給の弾力性の逆数である。実質予算制約は以下のようである。

$$\begin{aligned} & C_{s,t} + q_t^h [H_{s,t} - (1 - \delta_o)H_{s,t-1} + H_{z,t}^S - (1 - \delta_z)H_{z,t-1}^S] \\ & + [k_{h,t} - (1 - \delta_{k,h})k_{h,t-1}] + [k_{y,t} - (1 - \delta_{k,y})k_{y,t-1}] + b_t \\ & = w_{y,t}L_{s,y,t} + w_{h,t}L_{s,h,t} + r_{y,t}k_{y,t-1} \\ & + r_{h,t}k_{h,t-1} + \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\Pi_t} + \left(\frac{X_t - 1}{X_t} \right) Y_t + q_t^z H_{z,t}^S \end{aligned} \quad (3-2)$$

左辺は支出項目からなり、左から消費財購入、持ち家・賃貸住宅投資、住宅用資本投資、中間財用資本投資、貸付である。右辺は収入項目で、左から中間財労働収入、住宅労働収入、中間財用資本の賃貸収入、住宅用資本の賃貸収入、貸付収入、最終財企業からの配当、家賃収入である。 Π_t は粗インフレ率、 $H_{z,t}^S$ は賃貸住宅ストックで、貸

²³ 日本の輸入依存度(輸入/国内総生産)は低く、一般的に海外からの影響を考慮する必要は低い。ただし、エネルギー資源のように自給率が低く、かつ、経済に必要不可欠な要素に焦点を置く場合この限りではない。住宅に関しては、円安ショックによる資材価格高騰(輸入木材)から負の供給ショックの誘発が考えられる。しかし、本章ではこの点を考慮せず封鎖経済で話を進める。なお、開放経済型 DSGE モデルによる分析として、例えば Corsetti (2013) がある。

し手は家賃 $q_t^z H_{z,t}^S$ で賃貸サービスを借り手に提供する。

3.2.2 借り手

借り手は、消費財、住宅サービス(持ち家・賃貸)、労働の各量を選択し、以下の生涯効用を最大化する。

$$E_t \sum_t (\beta_b)^t \left(\ln C_{b,t} + z_{j,t} \ln \tilde{H}_{b,t} - \frac{(L_{b,y,t}^{1+\zeta'} + L_{b,h,t}^{1+\zeta'})^{\frac{1+\eta'}{1+\zeta'}}}{1+\eta'} \right) \quad (3-3)$$

$$\tilde{H}_t^b = (H_{b,t})^{\varepsilon_h} (H_{z,t}^D)^{1-\varepsilon_h} \quad (3-4)$$

$$z_{j,t} = \rho_j z_{j,t-1} + u_{j,t} \quad (3-5)$$

β_b は主観割引率、 $C_{b,t}$ は消費財、 $\tilde{H}_{b,t}$ は合成住宅ストックで、持ち家ストック $H_{b,t}$ 、賃貸住宅ストック $H_{z,t}^D$ のコブダグラス型関数である。 ε^h は持ち家・賃貸の代替の弾力性で、 $L_{b,y,t}$ は中間財部門での労働、 $L_{b,h,t}$ は住宅部門での労働である。 ζ' は中間財・住宅部門間の労働流動性、 η' は労働供給の弾力性の逆数である。 $z_{j,t}$ は住宅嗜好水準で、 $u_{j,t}$ は平均ゼロ、分散 σ_j^2 の正規分布に従う独立、同一分布の住宅嗜好ショックである。実質予算は以下のようなものである。

$$\begin{aligned} C_{b,t} + q_t^h (H_{b,t} - (1 - \delta_h) H_{b,t-1}) + q_t^z H_{z,t}^D + \frac{R_{t-1} b'_{t-1}}{\Pi_t} \\ = w'_{y,t} L_{b,y,t} + w'_{h,t} L_{b,h,t} + b'_t \end{aligned} \quad (3-6)$$

左辺は支出項目からなり、左から消費財購入、持ち家住宅投資、家賃支払い、借り入れの返済である。右辺は収入項目で、左から中間財労働収入、住宅労働収入、借り入れである。借り入れには以下の制約が課される。

$$b'_t \leq m E_t \left[\frac{q_{t+1}^h H_{b,t} \Pi_{t+1}}{R_t} \right] \quad (3-7)$$

借り入れの上限は、期待住宅価値に住宅負債・価値比率 m を乗じた値に等しい²⁴。

3.2.3 中間財企業

中間財企業は資本、両家計からの労働を完全競争市場で調達し、生産制約に従い中

²⁴ (1) 借り手の主観割引率が貸し手より小さい。(2) ショック値は小さい。2つの仮定が成立する限り、借り入れは常に上限に等しい。詳しくは「付録 定常状態」にある借り入れ制約のラグランジュを見よ。

間財を生産する。

$$\frac{Y_t}{X_t} - r_{y,t}k_{y,t-1} - w_{y,t}L_{s,y,t} - w'_{y,t}L_{b,y,t}$$

$$s. t \quad Y_t \leq (k_{y,t-1})^{\mu_y} (L_{s,y,t}^\alpha L_{b,y,t}^{1-\alpha})^{1-\mu_y} \quad (3-8)$$

X_t は中間財に上乘せされるマージンを表す粗マークアップ率であり、最終財価格 P_t を中間財価格 P_t^w で除したものに等しい。パラメータ α は借り手の労働所得シェアであり、この家計の経済での存在比率でもある²⁵。

3.2.4 最終財企業

価格硬直性を導入するため Iacoviello (2005) にならい、最終財の独占的競争市場での取引を仮定する。最終財企業の経済での大きさは 1 で無数に存在し、各々 z で特徴づけられる。各最終財企業は、完全競争市場で中間財企業から価格 $P_{w,t}$ で中間財 Y を購入した後、 $Y(z)$ に分割し各家計に価格 $P(z)$ で販売する。最終財²⁶、最終財価格、各最終財企業の需要関数は以下のものである。

$$Y_t^f = \left(\int_0^1 Y_t^{(\varepsilon-1)/1}(z) dz \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (3-9)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t^{(1-\varepsilon)}(z) dz \right)^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3-10)$$

$$Y_t(z) = (P_t(z)/P_t)^{-\varepsilon} Y_t^f \quad (3-11)$$

ε は最終財需要の価格弾力性を表し値は 1 より大きい。販売価格は、每期確率 $1 - \theta$ で価格変更される。 $P_t^*(z)$ は価格変更可能な最終財企業の価格で、 $Y_{t+k}^*(z) = (P_t^*(z)/P_{t+k})^{-\varepsilon} Y_{t+k}^f$ はその企業の最終財需要である。各最終財企業の価格最適条件は以下のようである。

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,k} \left(\frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}} \right) Y_{t+k}^*(z) \right\} = 0 \quad (3-12)$$

²⁵ 借り手の存在比率は、世帯単位でなく「所得」単位であることに注意されたい。

²⁶ このCES型生産関数は厳密な各最終財の集約ではない。しかし、この線形集約 Y_t^f は定常状態近傍に限り Y_t に等しい。本章の分析は定常近傍付近に限定されるため、以降、 Y_t^f を Y_t として話を進める。

この状況では、 P^* により期待割引限界収益と期待割引限界費用が等しい。 $\Lambda_{t,k} = \beta_s^k \left(\frac{C_{s,t}}{C_{s,t+k}} \right)$ は貸し手の割引要素である。 X は粗マークアップ率の定常値で $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ に等しい。

最終財企業の利潤和は $\left(\frac{X_t-1}{X_t}\right)Y_t$ であり、貸し手に還元される。 θ の確率で価格が変更できないため、最終財価格の遷移は以下のようになる。

$$P_t = (\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\varepsilon})^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3-13)$$

価格最適化条件(13)、価格遷移式(14)を結合し、線形化することでフィリップス曲線が得られる。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \varepsilon_\pi \tilde{X}_t \quad (3-14)$$

$$\varepsilon_\pi = \frac{(1-\theta)(1-\beta_s\theta)}{\theta} \quad (3-15)$$

π_t は純インフレ率であり、 \tilde{X}_t は定常値からの対数偏差で表された粗マークアップ率である。インフレ率は期待インフレ率から正の影響を受け、マークアップから負の影響を受ける。

3.2.5 住宅生産企業

住宅生産企業は資本、2家計からの労働を完全競争市場で調達し、生産制約のもとで住宅を生産する。

$$q_t^h I H_t - r_{h,t} k_{h,t-1} - w_{h,y} L_{s,h,t} - w'_{h,t} L_{b,h,t} \\ s.t. I H_t \leq z_{h,t} (k_{h,t-1})^{\mu h} (L_{s,h,t}^\alpha L_{b,h,t}^{1-\alpha})^{1-\mu h} \quad (3-16)$$

$$z_{h,t} = \rho_j z_{h,t-1} + u_{h,t} \quad (3-17)$$

$z_{h,t}$ は住宅技術水準で、 $u_{h,t}$ は平均ゼロ、分散 σ_h^2 の正規分布に従う独立、同一分布の住宅技術ショックである。

3.2.6 中央銀行

金融政策は前期の金利、粗インフレ率、対前期GDP成長率を参考に実施される。

$$R_t = R_{t-1}^{r_R} \Pi_t^{(1-r_R)r_\pi} \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right)^{(1-r_R)r_Y \bar{r}^{(1-r_R)} u_{R,t}^{-1}} \quad (3-18)$$

\bar{r} は実質利率の定常値、 $u_{R,t}$ は平均ゼロ、分散 σ_R^2 の正規分布に従う独立、同一分布の金融緩和ショックである。国内総生産は以下のように定義する。

$$GDP_t = C_{s,t} + C_{b,t} + IK_{y,t} + IK_{h,t} + q_t^h IH_t \quad (3-19)$$

3.2.7 市場均衡

財市場の均衡、住宅市場の均衡、賃貸市場の均衡、また、ワルラス法則より得られる資金市場の均衡は以下のものである。

$$C_{s,t} + C_{b,t} + IK_{y,t} + IK_{h,t} = Y_t \quad (3-20)$$

$$IH_t = H_{s,t} - (1 - \delta_o)H_{s,t-1} + H_{b,t} - (1 - \delta_o)H_{b,t-1} + H_{z,t}^S - (1 - \delta_z)H_{z,t-1}^S \quad (3-21)$$

$$H_{z,t}^S = H_{z,t}^D (= H_{z,t}) \quad (3-22)$$

$$b_t = b_t' \quad (3-23)$$

3.3 カリブレーション

日本経済を再現できるようにカリブレートする。設定した値を表 3-1～表 3-6 に掲載する²⁷。

表 3-1 貸し手 パラメータ値

	名称	記号	値
効用関数			
	主観割引率	β_s	0.99
	労働供給の弾力性の逆数	η	0.5
	市場間の労働流動性	ξ	0.6
予約制約			
	持ち家減耗率	δ_o	0.0207
	賃貸住宅減耗率	δ_z	0.0218
	住宅資本減耗率	$\delta_{k h}$	0.06
	中間財資本減耗率	$\delta_{k y}$	0.06

主観割引率 β_s は江口(2010)にならい0.996に設定した。労働供給の弾力性の逆数 η は江口(2010)にならい0.5に設定した。市場間労働流動性はNeri and Iacoviello(2010)にならい0.6に設定、持ち家の減耗率 δ_o 、賃貸の減耗率 δ_z は小川・竹中(1987)にならい各々、0.0207、0.0218とした。住宅資本減耗率、中間財資本減耗率は江口(2010)にならい各々、0.06に設定した。

²⁷ 本章では、一部パラメータに関し Neri and Iacoviello(2010)を参考にした。日本データによるパラメータのベイズ推定が今後の課題である。

表 3-2 借り手 パラメータ値

	名称	記号	値
効用関数			
	主観割引率	β_b	0.97
	労働供給の弾力性の逆数	η'	0.5
	市場間の労働流動性	ξ'	0.98
	持ち家・賃貸の代替の弾力性	ε_h	0.5
	住宅嗜好ショック持続性	ρ_j	0.95
	住宅嗜好ショック標準偏差	σ_j	0.041
予約制約			
	住宅価値・負債比率	m	0.75

主観割引率 β_b は Neri and Iacoviello (2010) にならい 0.97 に設定した。持ち家、賃貸の代替の弾力性 ε_h の値は、この分野で信用できる推定がないため、借り手の持ち家、賃貸に対する嗜好は同一とみなし 0.5 にした。労働供給の弾力性の逆数は江口 (2010) にならい 0.5 に設定した。市場間の労働流動性は、Neri and Iacoviello (2010) にならい 0.98 に設定した。住宅負債・価値比率は、格付投資情報センター (2007) を参考に 0.75 に設定した。後で述べるように、住宅嗜好ショックを考える際、この値で感度分析する。住宅嗜好ショックの持続性・標準偏差は Neri and Iacoviello (2010) にならい 0.95、0.041 にした。

表 3-3 中央銀行 パラメータ値

名称	記号	値
金利反応係数	r_R	0.8
インフレ反応係数	r_π	1.5
GDP 反応係数	r_Y	0.51
金融緩和ショック持続性	r_R	0.97
金融緩和ショック標準偏差	σ_R	0.003

テーラールール係数は金利反応係数をNeri and Iacoviello(2010)にならい0.8、インフレ反応係数、GDP反応係数を江口(2010)にならい各々1.602、0.201にした²⁸。金融緩和ショックの持続性・標準偏差はNeri and Iacoviello(2010)にならい0.97、0.003にした。

表 3-4 フィリップス曲線 パラメータ値

名称	記号	値
価格改定できない確率	θ	0.75
粗マークアップ率の定上値	X	1.15

価格変更不可能な企業の割合は、江口(2010)にならい0.75に設定した。この値は平均一年おきに価格改定の機会が訪れることを意味する。粗マークアップ率の定常値はNeri and Iacoviello(2010)にならい1.15にした。これは、中間財価格に15%のマージンを上乗せした最終財価格で家計に最終財が販売されることに等しい。

²⁸ 江口(2010)では、これらパラメータの設定に際しベイズ推定を利用している。

表 3-5 中間財企業 パラメータ値

名称	記号	値
資本シェア	μ_y	0.2
貸し手の労働所得シェア	α	0.77

中間財生産関数での資本シェアは、江口(2010)にならい0.2に設定した。同じく中間財生産関数での貸し手の労働所得シェアは、小川・竹中・桑名(1986)にならい0.77にした。

表 3-6 住宅生産企業 パラメータ値

名称	記号	値
資本シェア	μ_h	0.1
技術ショック持続性	ρ_h	0.98
技術ショック標準偏差	σ_h	0.019

住宅生産関数での資本シェア、住宅技術ショックの持続性・標準偏差は Neri and Iacoviello(2010)にならい各々0.1、0.98、0.019に設定した。

3.4 シミュレーション

住宅嗜好ショック、住宅技術ショック、金融緩和ショックにより借り手の居住形態選択行動がどのような影響を受けるか、インパルスレスポンスを観察することで明らかにする。なお、四半期を想定したカリブレーションのため、時間解釈は四半期単位である。

3.4.1 借り手の持ち家率

借り手の持ち家率を以下のように定義する。

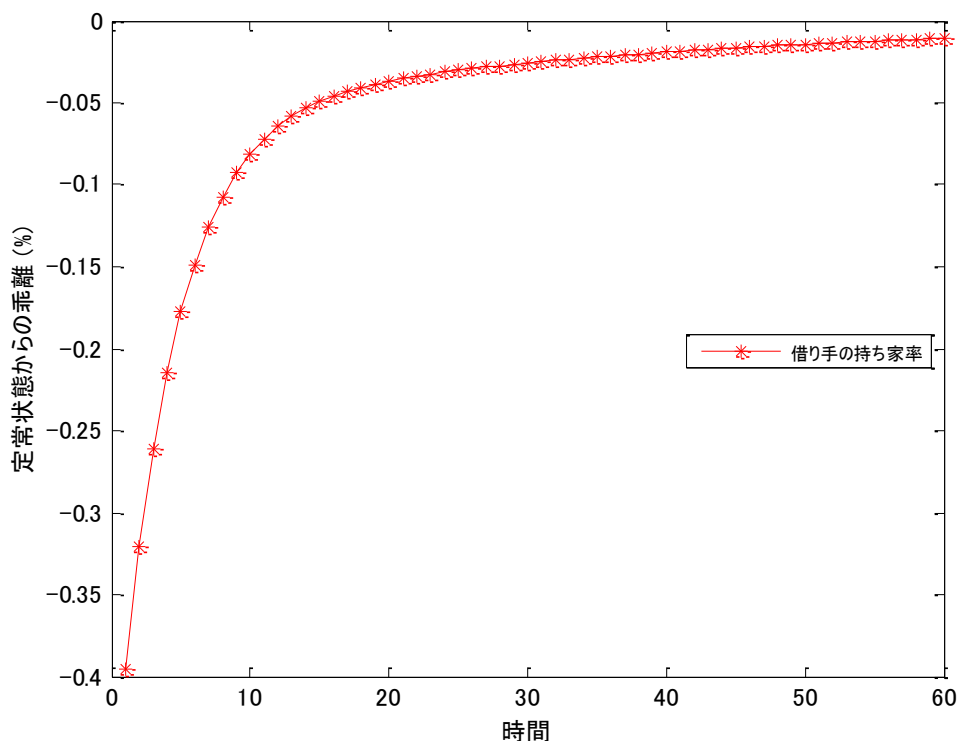
$$\frac{H_b}{H_b + H_z} \tag{3-24}$$

定義より、ショックに対し借り手の持ち家率がどのように反応するかは、借り手の持ち家、賃貸のショックに対する相対的反応の大きさに依存する。具体的には、ショックに対し持ち家、賃貸の乖離率が同じならば、借り手の持ち家率には変化がない。持ち家の乖離度合いが賃貸より大きければ、持ち家の選択が促進され、逆ならば、賃貸の選択が促進される。

3.4.2 住宅嗜好ショック

1 標準偏差(標準偏差値: 0.041)のショック²⁹に対する借り手持ち家率のインパルス反応を図3-1に掲載する。

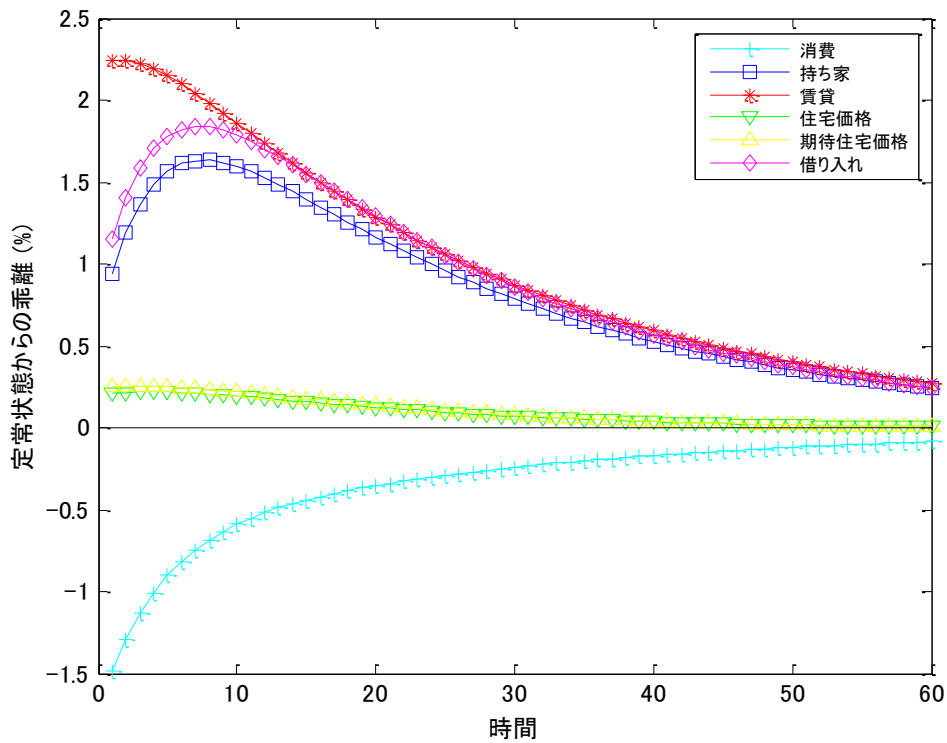
図3-1 住宅嗜好ショックが借り手の持ち家率に及ぼす影響



住宅嗜好の高まりにより賃貸の選択が促進される。借り手持ち家率は借り手の持ち家、賃貸支出から構成されるため、各々分けて観察することでこの挙動の本質に迫ることができる。持ち家・賃貸支出の内訳を図3-2に掲載する。

²⁹ 標準偏差(ショック値)のベイズ推定が今後の課題である。

図3-2 住宅嗜好ショックが借り手の持ち家、賃貸支出に及ぼす影響

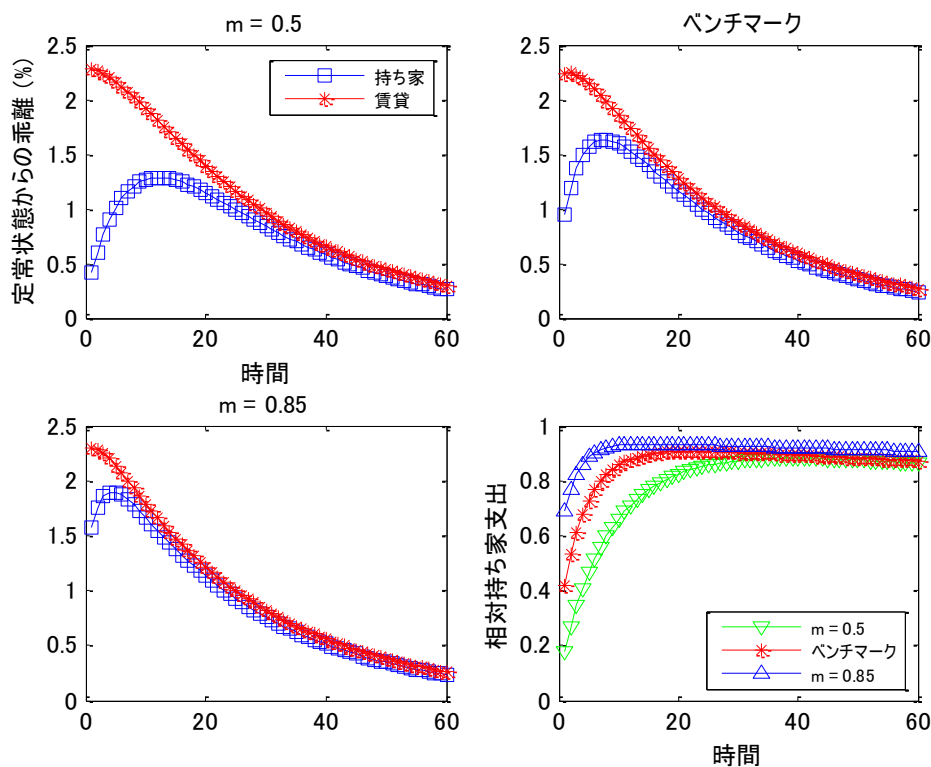


住宅嗜好の高まりは持ち家、賃貸いずれの需要も高める(図中、青線、赤線)。ただし、賃貸の乖離率が持ち家より大きいため総合的に賃貸が促進される。ここで目に付くのは、持ち家、賃貸の挙動の違いであり山形の挙動を描く持ち家は特徴的である。この挙動を理解する鍵は住宅担保からなる借り入れ制約にある。借り入れの上限に関わる期待住宅価格を踏まえ、図3-2の持ち家、賃貸の反応メカニズムを説明する。持ち家について、(1)住宅嗜好ショックにより、持ち家需要の増加を通じ持ち家の購入が促進されると共に住宅価格が向上する。(2)住宅価格の向上より、期待住宅価格の向上が予想される。(3)期待住宅価格の向上により借り入れの上限が高まり、借り入れ能力が増える。(4)借り入れた資源を借り手は持ち家に支出する。住宅嗜好が高い間、この(1)から(4)のメカニズムにより持ち家支出は増加する。しかし、時間の経過による住宅嗜好の低下、住宅価格の増加による持ち家支出の縮小こともない次第に住宅価格が低下し(2)から(4)のメカニズムが逆に作用、持ち家支出は低下の一途を辿る。賃貸について、[1]住宅嗜好の高まりを受け、消費のための資源を賃貸支出へと回す。このメカニ

ズムにより賃貸支出は増加する。しかし、時間の経過による住宅嗜好の低下により消費への配分に回帰し、賃貸支出は低下する。

持ち家支出に影響を及ぼす借り入れの上限を規定する要素として、モデルには住宅負債・価値比率が存在する。借り手の住宅購入に際し重要なのは、購入する住宅価値のどれぐらいの割合が借り入れ可能かであり、住宅負債・価値比率がいくりに設定されるかに等しい。本章では、住宅負債・価値比率をパラメータとし、格付投資情報センター(2007)を参考に0.75とした。しかしながら、住宅負債・価値比率を「金融機関の与信態度」の反映として捉えれば、経済情勢に応じこの値は異なったものとなる³⁰。したがって、カリブレート値0.75(以降、ベンチマーク)以外の値で借り手がどのような反応を示すか見ることも重要であり、ベンチマークより低い値を0.5、高い値を0.85に設定し感度分析した。結果は図3-3の通りである。

図3-3 住宅負債・価値比率、住宅嗜好ショックに対する借り手持ち家率の反応



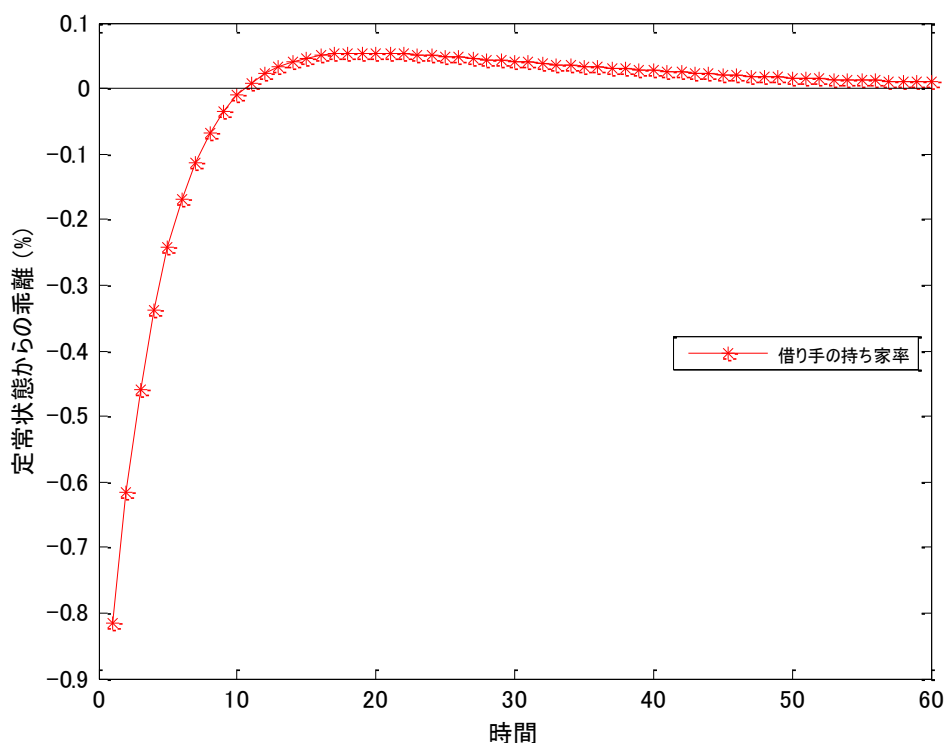
³⁰ 例えばフラット35など証券化商品の出現により、積極的な貸し出しが可能になることで住宅負債・価値比率は高まる。

いずれの場合でも賃貸の乖離度は持ち家より大きく賃貸の選択が促進される。ただし、多額な借入れが可能になるほど持ち家支出は増える。持ち家支出の定常状態からの乖離率を賃貸のそれで除した「相対持ち家支出」を見ても、住宅負債・価値比率が高いほど借り手の持ち家を求める様子が確認でき、多額の借入れが可能な状況では借り手にとって持ち家は魅力的である³¹。

3.4.3 住宅技術ショック

1標準偏差(標準偏差値: 0.019)のショックに対する借り手持ち家率のインパルス反応を図3-4に掲載する。

図3-4 住宅技術ショックが借り手の持ち家率に及ぼす影響



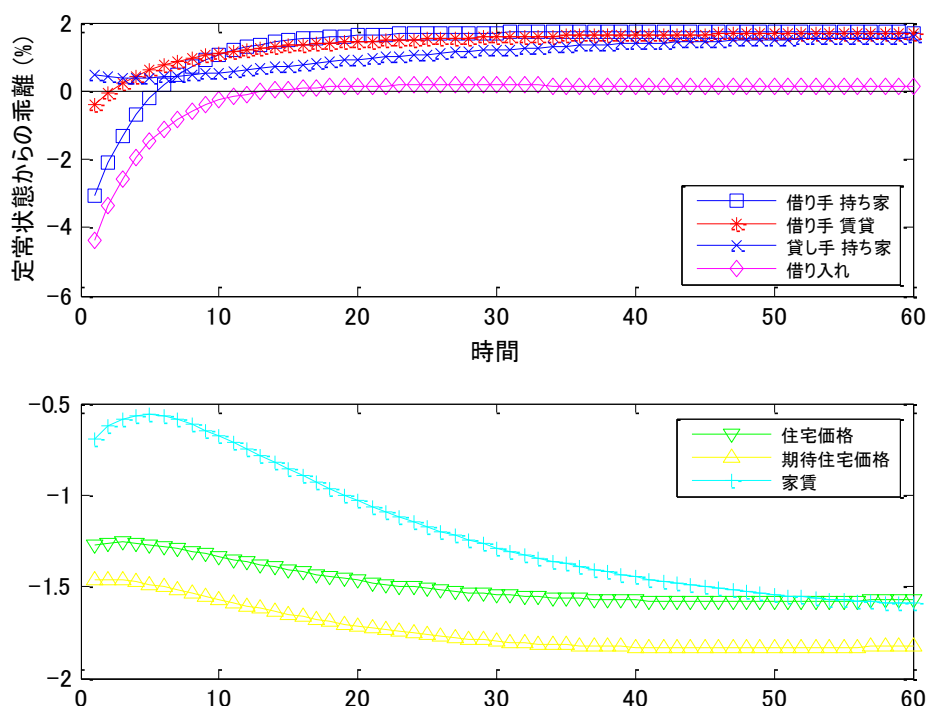
³¹ 住宅負債・価値比率の高い経済が低い経済比べ好ましいかは不明であり、この問いに答えるには社会厚生関数による分析が必要である。動学一般均衡体系下での厚生分析はSchimitt-Grohe and Uribe(2004)が詳しい。また、本章では(1)借り手の主観割引率が貸し手より小さい(2)ショック値は小さいと2つの仮定を置いた。これより、借入れは「常に」借入れ上限に等しい。しかしながら、(2)の仮定は定性的であり、住宅負債・価値比率が高く多額の借入れが可能な状況にあったとしても、ショック値次第で借り手は上限一杯に借入れないかもしれない。その場合には「区分線形化法」による分析が有効である。

住宅技術の向上により、当初は賃貸の選択が促進され、時間の経過と共に持ち家の選択へとシフトする。この挙動を把握するには、住宅市場の均衡式が重要である。

$$IH_t = H_{s,t} - (1 - \delta_o)H_{s,t-1} + H_{b,t} - (1 - \delta_o)H_{b,t-1} + H_{z,t} - (1 - \delta_z)H_{z,t-1} \quad (3-25)$$

供給住宅は、貸し手の持ち家支出、借り手の持ち家、賃貸支出に配分される。住宅技術ショックによる住宅供給の増加を、貸し手が持ち家需要としていかに吸収するかは借り手の持ち家、賃貸支出は依存し、結果、借り手の持ち家率にも影響が及ぶ。貸し手の持ち家支出、借り手の持ち家・賃貸支出の内訳を図3-5に掲載する。

図3-5 住宅技術ショックが貸し手の持ち家支出、借り手の持ち家、賃貸支出に及ぼす影響



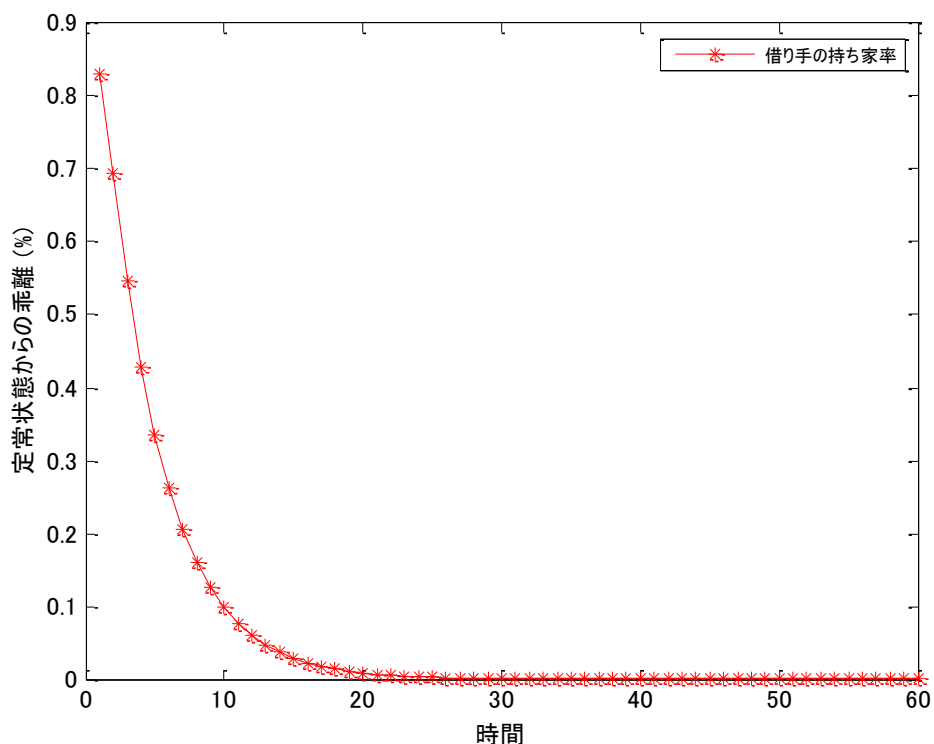
貸し手の持ち家支出、借り手の持ち家、賃貸支出いずれも時間の経過と共に増加し、増加した住宅の供給が偏りなく配分される様子が見て取れる。ただし、ショック発生後、貸し手の持ち家支出が正の反応であるのに対し、借り手の持ち家、賃貸支出は負の反応である。この点を考慮した上で、図3-5の住宅供給ショックに対する各家計の住宅支出メカニズムを説明する。(1)住宅供給ショックによる住宅供給の増加が、貸し

手の持ち家支出に回ると共に住宅価格は低下する。(2)住宅価格の低下により、期待住宅価格の低下が予見される。(3)期待住宅価格の低下により借入れの上限が低くなり、借入れ能力が低下する。(4)借入れ能力の低下により、借り手の持ち家、賃貸への支出は低下する。当初は(1)から(4)のメカニズムが機能し、貸し手の持ち家支出が増える半面、借り手の持ち家、賃貸支出は低下する。しかし、時間経過に伴う住宅技術の低下により、借り手の持ち家、賃貸支出は上昇に転じ、その際、持ち家支出の勢いが賃貸を上回るため総合的に持ち家の選択が促進される。具体的には(5)住宅技術の低下により、貸し手の持ち家支出が低下すると共に住宅価格が回復する。(6)住宅価格の回復により、期待住宅価格の向上が予見される。(7)借入れ能力の回復に伴い、借り手は借入れ資金を賃貸に比べ相対的に持ち家に支出する。(1)から(7)を通じて、当初の家賃選択、時間の経過につれた持ち家の選択へのシフトが引き起こされる。

3.4.4 金融緩和ショック

1 標準偏差(標準偏差値: 0.003)のショックに対する借り手持ち家率のインパルス反応を図3-6に掲載する。

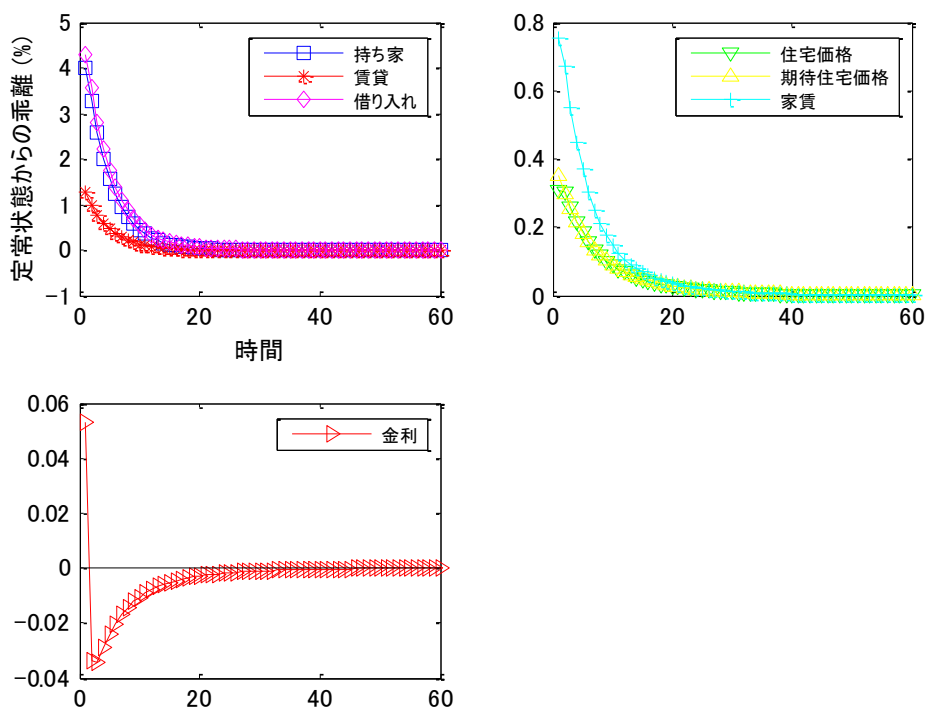
図3-6 金融緩和ショックが借り手の持ち家率に及ぼす影響



金融当局の金融緩和により、持ち家の選択が促進される。現実には即して言えば、日本銀行の量的緩和は、短期的に借り手の持ち家取得を促進する効果を持つ³²。本モデルの設定では、その効果は約20四半期(5年間)継続する。さらに細かく見るため、持ち家率の持ち家・賃貸支出の内訳を図3-7に掲載する。

³² ただし、金融緩和を量的緩和ではなく金利低下操作と捉える場合、近年の日本、アメリカのようなゼロ金利制約に直面した状況での分析には注意が必要である。この場合、例えばGuerrieri and Iacoviello(2014)の分析手法が参考になる。

図 3-7 金融緩和ショックが借り手の持ち家、賃貸支出に及ぼす影響



金融緩和による貨幣量の拡大(もしくは、金利の低下)により、持ち家、賃貸いずれの需要も高まる。ただし、持ち家の乖離度が賃貸より大きいいため総合的に持ち家が促進される。借入れ制約に焦点を当て、図 3-7 の持ち家、賃貸の反応メカニズムを順に説明する。持ち家について、(1)金融緩和により、金利が低下し借入れ能力が拡大する。(2)借入れた資源を借り手は持ち家に支出し、それにより住宅価格が向上する。(3)住宅価格の向上より、期待住宅価格の高まりが予見される。金融緩和が続く間、この(1)から(4)のメカニズムにより持ち家支出は増加する。ただし、金融緩和が縮小するにつれ、持ち家支出は次第に少なくなる。賃貸について、[1]金融緩和により、金利が低下し借入れ能力が拡大する。[2]借入れた資源を借り手は賃貸に支出し、それにより家賃が向上する。金融緩和が続く間、[1]、[2]のメカニズムにより賃貸支出は増加する。ただし、家賃の向上、金融緩和の縮小につれ、賃貸支出は次第に少なくなる。

3.5 おわりに

本章では、マクロ構造ショックにより家計の居住形態選択行動がどのような影響を受けるか、住宅嗜好ショック、住宅技術ショック、金融緩和ショックに注目し、動学的確率的一般均衡モデルにより分析した。モデルでは資金の貸し手、借り手2家計が定義され、日本経済を想定したパラメータ値が与えられる。インパルス分析する際には、借り入れ制約に直面する家計比率が高い日本の実情を踏まえ「借り手の反応」に注目した。

住宅嗜好ショックは、賃貸の選択を促進し、その背後で借り手の持ち家、賃貸支出はいずれも増加する。持ち家支出のインパルス反応を理解するには、住宅担保から成る借り入れ制約が重要である。また、借り入れの上限に影響を及ぼす要因は住宅負債・価値比率であり、この値を感度分析することで借り入れの上限が増えるほど借り手の相対持ち家支出(持ち家支出の定常状態からの乖離率/賃貸支出の定常状態からの乖離率)が高くなる。この傾向が明らかとなった。多額の借り入れが可能な状況では、借り手にとって持ち家は魅力的である。

住宅技術ショックは、当初、賃貸の選択を促進し、時間の経過と共に持ち家の選択へのシフトを引き起こす。このメカニズムを理解するには、借り手の持ち家、賃貸支出以外に貸し手の持ち家支出を見ることが重要である。当初は、貸し手の持ち家支出が増加するのに対し、借り手の持ち家、賃貸支出いずれも低下する。しかしながら、時間の経過につれ借り入れ能力が回復し、借り入れを賃貸以上に持ち家に回すことで、総合的に持ち家の選択へのシフトが起こる。

金融緩和ショックは、持ち家の選択を促進する。金利低下、期待住宅価格の増加、この2つの効果により借り入れの上限が高まり、結果、拡大した借り入れ能力により獲得した資源を賃貸以上に持ち家に回すことで持ち家方向へと定常値からの乖離をもたらす。

冒頭でも述べたようにマクロ時系列分析で重要なのはトレンドとサイクルの区別である。例えば、日本政府が実施する住宅ローン減税の制度拡充により持ち家率に「上昇傾向」が生じたとしても、それは循環の上昇局面かもしれない。それならば効果は一時的である。本章では住宅需給ショック・金融政策ショックにより発生する「循環」

をシミュレーション分析した。住宅政策の効果を判定する際には、背景・実情を踏まえ循環効果を分離するのが望ましい。

付録

方程式リスト一覧

中間財企業

資本需要

$$X_t k_{y,t-1} r_{y,t} = \mu_y Y_t \quad (\text{a-3-1})$$

貸し手: 労働需要

$$X_t L_{s,y,t} w_{y,t} = (1 - \mu_y) \alpha Y_t \quad (\text{a-3-2})$$

借り手: 労働需要

$$X_t L_{b,y,t} w'_{y,t} = (1 - \mu_y)(1 - \alpha) Y_t \quad (\text{a-3-3})$$

生産制約

$$Y_t = (k_{y,t-1})^{\mu_y} (L_{s,y,t}^\alpha L_{b,y,t}^{1-\alpha})^{1-\mu_y} \quad (\text{a-3-4})$$

住宅供給企業

資本需要

$$k_{h,t-1} r_{h,t} = q_t^h \mu_h I H_t \quad (\text{a-3-5})$$

貸し手: 労働需要

$$L_{s,h,t} w_{h,t} = q_t^h (1 - \mu_h) \alpha I H_t \quad (\text{a-3-6})$$

借り手: 労働需要

$$L_{b,h,t} w'_{h,t} = q_t^h (1 - \mu_h)(1 - \alpha) I H_t \quad (\text{a-3-7})$$

生産制約

$$I H_t = z_{h,t} (k_{h,t-1})^{\mu_h} (L_{s,h,t}^\alpha L_{b,h,t}^{1-\alpha})^{1-\mu_h} \quad (\text{a-3-8})$$

貸し手

消費

$$\lambda'_t = \frac{1}{C_{s,t}} \quad (\text{a-3-9})$$

住宅用資本供給

$$\lambda'_t = \beta E_t [\lambda'_{t+1} (r_{h,t+1} + (1 - \delta_{k,h}))] \quad (\text{a-3-10})$$

中間財用資本供給

$$\lambda'_t = \beta E_t [\lambda'_{t+1} (r_{y,t+1} + (1 - \delta_{k,y}))] \quad (\text{a-3-11})$$

持ち家需要

$$\frac{Z_{j,t}}{H_{s,t}} = q_t^h \lambda'_t - \beta_s (1 - \delta_o) E_t [\lambda'_{t+1} q_{t+1}^h] \quad (\text{a-3-12})$$

住宅労働供給

$$(L_{s,y,t}^{1+\zeta} + L_{s,h,t}^{1+\zeta})^{\frac{\eta-\zeta}{1+\zeta}} L_{s,h,t}^\zeta = \lambda'_t w_{h,t} \quad (\text{a-3-13})$$

中間財労働供給

$$(L_{s,y,t}^{1+\zeta} + L_{s,h,t}^{1+\zeta})^{\frac{\eta-\zeta}{1+\zeta}} L_{s,y,t}^\zeta = \lambda'_t w_{y,t} \quad (\text{a-3-14})$$

供給用賃貸需要

$$\frac{q_t^h}{C_{s,t}} = \frac{q_t^z}{C_{s,t}} + \beta_s (1 - \delta_z) E_t \left[\frac{q_{t+1}^h}{C_{s,t+1}} \right] \quad (\text{a-3-15})$$

資金供給

$$\lambda'_t = \beta_s R_t E_t \left[\frac{\lambda'_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \right] \quad (\text{a-3-16})$$

予算制約

$$\begin{aligned} & C_{s,t} + q_t^h [H_{s,t} - (1 - \delta_o) H_{s,t-1} + H_{z,t}^S - (1 - \delta_z) H_{z,t-1}^S] \\ & + [k_{h,t} - (1 - \delta_{k,h}) k_{h,t-1}] + [k_{y,t} - (1 - \delta_{k,y}) k_{y,t-1}] + b_t \\ & = w_{y,t} L_{s,y,t} + w_{h,t} L_{s,h,t} + r_{y,t} k_{y,t-1} + r_{h,t} k_{h,t-1} \\ & + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\Pi_t} + \left(\frac{X_t - 1}{X_t} \right) Y_t + q_t^z H_{z,t}^S \end{aligned} \quad (\text{a-3-17})$$

借り手

消費

$$\lambda_t'' = \frac{1}{C_{b,t}} \quad (\text{a-3-18})$$

持ち家需要

$$\frac{Z_{j,t}}{H_{b,t}} = q_t^h \lambda_t'' - \beta_b (1 - \delta_o) E_t [\lambda_{t+1}'' q_{t+1}^h] - \lambda_t''' m E_t \left[\frac{q_{t+1}^h \Pi_{t+1}}{R_t} \right] \quad (\text{a-3-19})$$

賃貸需要

$$\frac{z_{j,t}(1 - \varepsilon_h)}{H_{z,t}^D} = \frac{q_t^z}{C_{b,t}} \quad (\text{a-3-20})$$

住宅労働供給

$$(L_{b,y,t}^{1+\zeta'} + L_{b,h,t}^{1+\zeta'})^{\frac{\eta' - \zeta'}{1+\zeta'}} L_{b,h,t}^{\zeta'} = \lambda_t'' w_{h,t}' \quad (\text{a-3-21})$$

中間財労働供給

$$(L_{b,y,t}^{1+\zeta'} + L_{b,h,t}^{1+\zeta'})^{\frac{\eta' - \zeta'}{1+\zeta'}} L_{b,y,t}^{\zeta'} = \lambda_t'' w_{y,t}' \quad (\text{a-3-22})$$

資金需要

$$\lambda_t'' = \beta_b E_t \left[\frac{R_t \lambda_{t+1}''}{\Pi_{t+1}} \right] + \lambda_t''' \quad (\text{a-3-23})$$

予算制約

$$\begin{aligned} C_{b,t} + q_t^h (H_{b,t} - (1 - \delta_o) H_{b,t-1}) + q_t^z H_{z,t}^D + \frac{R_{t-1} b_{t-1}'}{\Pi_t} \\ = w_{y,t}' L_{b,y,t} + w_{h,t}' L_{b,h,t} + b_t' \end{aligned} \quad (\text{a-3-24})$$

借り入れ制約

$$b_t' = m E_t \left[\frac{q_{t+1}^h H_{b,t} \Pi_{t+1}}{R_t} \right] \quad (\text{a-3-25})$$

資本遷移式

中間財

$$I k_{y,t} = k_{y,t} - (1 - \delta_{k,y}) k_{y,t-1} \quad (\text{a-3-26})$$

住宅

$$I k_{h,t} = k_{h,t} - (1 - \delta_{k,h}) k_{h,t-1} \quad (\text{a-3-27})$$

フィリップス曲線

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \varepsilon_\pi \tilde{X}_t \quad (\text{a-3-28})$$

テーラールール

$$R_t = R_{t-1}^{r_R} \Pi_t^{(1-r_R)r_\pi} \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right) (1 - r_R) r_Y \bar{r}^{(1-r_R)} u_{R,t}^{-1} \quad (\text{a-3-29})$$

国内総生産

$$GDP_t = C_{s,t} + C_{b,t} + Ik_{y,t} + Ik_{h,t} + q_t^h IH_t \quad (\text{a-3-30})$$

市場均衡

財

$$Y_t = C_{s,t} + C_{b,t} + Ik_{y,t} + Ik_{h,t} \quad (\text{a-3-31})$$

住宅

$$IH_t = H_{s,t} - (1 - \delta_o)H_{s,t-1} + H_{b,t} - (1 - \delta_o)H_{b,t-1} + H_{z,t}^S - (1 - \delta_z)H_{z,t-1}^S \quad (\text{a-3-32})$$

資金

$$b_t = b'_t \quad (\text{a-3-33})$$

賃貸

$$H_{z,t}^S = H_{z,t}^D (= H_{z,t}) \quad (\text{a-3-34})$$

ショック過程

住宅嗜好

$$z_{j,t} = \rho_j z_{j,t-1} + u_{j,t} \quad (\text{a-3-35})$$

住宅供給

$$z_{h,t} = \rho_h z_{h,t-1} + u_{h,t} \quad (\text{a-3-36})$$

内生変数 計35

$Y, X, GDP, \Pi, IH, C_s, C_b, k_y, k_h, Ik_y, Ik_h, L_{s,h}, L_{s,y}, L_{b,h}, L_{b,y}, r_y, r_h, w_h, w_y, w'_h, w'_y, H_s, H_b, H_z, q^h, q^z, R_t, \pi, b_t, b'_t, \lambda', \lambda'', \lambda''', z_{j,t}, z_{h,t}$

定常状態

住宅用資本賃貸率

$$r_h = \beta_s^{-1} - (1 - \delta_{k,h}) \quad (\text{a-3-37})$$

中間財用資本賃貸率

$$r_y = \beta_s^{-1} - (1 - \delta_{k,y}) \quad (\text{a-3-38})$$

粗物価上昇率

$$\Pi = 1 \quad (\text{a-3-39})$$

粗マークアップ率

$$X = 1.55 \quad (\text{a-3-40})$$

貸し出し利率

$$R = \frac{1}{\beta_s} \quad (\text{a-3-41})$$

$$\xi_0 = \frac{\mu_y}{r_y X} \quad (\text{a-3-42})$$

$$\xi_1 = \frac{\mu_h}{r_h} \quad (\text{a-3-43})$$

$$\xi_2 = \frac{1}{1 - \beta_s (1 - \delta_h)} \quad (\text{a-3-44})$$

$$\xi'_3 = \frac{\varepsilon_h}{[1 - \beta_b (1 - \delta_h) - (\beta_s - \beta_b) m]} \quad (\text{a-3-45})$$

$$\xi_4 = \frac{(1 - \varepsilon_h)}{(1 - \beta_s (1 - \delta_h))} \quad (\text{a-3-46})$$

$$\xi_3 = (\xi'_3 + \xi_4) \quad (\text{a-3-47})$$

$$b_1 = 1 + \delta_h \xi_2 + \delta_{k,h} \delta_h \xi_2 \xi_1 - (1 - \mu_h) \alpha \delta_h \xi_2 - r_h \delta_h \xi_2 \xi_1 \quad (\text{a-3-48})$$

$$b_2 = \delta_{k,h} \delta_h \xi_3 \xi_1 - (1 - \mu_h) \alpha \delta_h \xi_3 - r_h \delta_h \xi_3 \xi_1 \quad (\text{a-3-49})$$

$$b_3 = \frac{(1 - \mu_y) \alpha}{X} - \delta_{k,y} \xi_0 + r_y \xi_0 \quad (\text{a-3-50})$$

$$b_4 = \delta_h (1 - \mu_h) (1 - \alpha) \xi_2 \quad (\text{a-3-51})$$

$$b_5 = 1 + \delta_h \xi_3 - \delta_h \xi_3 (1 - \mu_h) (1 - \alpha) \quad (\text{a-3-52})$$

$$b_6 = \frac{(1 - \mu_y)(1 - \alpha)}{X} \quad (\text{a-3-53})$$

$$\frac{C_s}{Y} = \frac{b_3 b_5 - b_6 b_2}{b_2 b_4 + b_1 b_5} \quad (\text{a-3-54})$$

$$\frac{C_b}{Y} = \frac{b_6 b_1 - b_3 b_4}{b_2 b_4 + b_1 b_5} \quad (\text{a-3-55})$$

$$\frac{qIH}{Y} = \delta_h \left(\frac{C_s}{Y} \xi_2 + \frac{C_b}{Y} \xi_3 \right) \quad (\text{a-3-56})$$

貸し手: 住宅労働

$$L_{s,h} = \left[\frac{(1 - \mu_h) \alpha q^h I H X}{\frac{C_s}{Y} \left(1 + \frac{(1 - \mu_y) Y}{(1 - \mu_h) q^h I H} \right)^{\frac{\eta - \xi}{1 + \xi}}} \right]^{\frac{1}{1 + \eta}} \quad (\text{a-3-57})$$

貸し手: 中間財労働

$$L_{s,y} = \left(\frac{(1 - \mu_y) Y}{(1 - \mu_h) q^h I H X} \right)^{1/(\xi + 1)} L_{s,h} \quad (\text{a-3-58})$$

借り手: 住宅労働

$$L_{b,h} = \left[\frac{(1 - \mu_h)(1 - \alpha) q^h I H X}{\frac{C_b}{Y} \left(1 + \frac{(1 - \mu_y) Y}{(1 - \mu_h) q^h I H} \right)^{\frac{\eta' - \xi'}{1 + \xi'}}} \right]^{\frac{1}{1 + \eta'}} \quad (\text{a-3-59})$$

借り手: 中間財労働

$$L_{b,y} = \left(\frac{(1 - \mu_y) Y}{(1 - \mu_h) q^h I H X} \right)^{1/(1 + \xi')} L_{b,h} \quad (\text{a-3-60})$$

中間財用資本ストック

$$k_y = \frac{\mu_y}{r_y X} (L_{s,y}^\alpha L_{b,y}^{1 - \alpha})^{1 - \mu_y} \quad (\text{a-3-61})$$

中間財

$$Y = \frac{k_y}{\xi_0} \quad (\text{a-3-62})$$

貸し手: 消費

$$C_s = \frac{b_3 b_5 - b_6 b_2}{b_2 b_4 + b_1 b_5} Y \quad (\text{a-3-63})$$

借り手: 消費

$$C_b = \frac{b_6 b_1 + b_3 b_4}{b_2 b_4 + b_1 b_5} Y \quad (\text{a-3-64})$$

$$q^h IH = \delta_h (C_s \xi_2 + C_b \xi_3 + C_b \xi_4) \quad (\text{a-3-65})$$

住宅用資本ストック

$$k_h = \frac{\mu_h q^h IH}{r_h} \quad (\text{a-3-66})$$

住宅投資

$$IH = (k_h)^{\mu_h} (L_{s,h}^\alpha L_{b,h}^{1-\alpha})^{1-\mu_h} \quad (\text{a-3-67})$$

貸し手: 中間財賃金

$$w_y = \frac{(1 - \mu_y)}{X} \alpha \frac{Y}{L_{s,y}} \quad (\text{a-3-68})$$

貸し手: 住宅賃金

$$w_h = (1 - \mu_h) \alpha \frac{q^h IH}{L_{s,h}} \quad (\text{a-3-69})$$

借り手: 中間財賃金

$$w'_y = \frac{(1 - \mu_y)(1 - \alpha)}{X} \frac{Y}{L_{b,y}} \quad (\text{a-3-70})$$

借り手: 住宅賃金

$$w'_h = (1 - \mu_h)(1 - \alpha) \frac{q^h IH}{L_{b,h}} \quad (\text{a-3-71})$$

住宅価格

$$q^h = \left(\frac{L_{s,h} w_h}{IH(1 - \mu_h) \alpha} \right) \quad (\text{a-3-72})$$

貸し手: 持ち家ストック

$$H_s = \frac{C_s}{q^h} \xi_2 \quad (\text{a-3-73})$$

借り手: 持ち家ストック

$$H_b = \frac{C_b}{q^h} \xi_3 \quad (\text{a-3-74})$$

賃貸ストック

$$H_z = \frac{C_b}{q^h} \xi_4 \quad (\text{a-3-75})$$

借入れ制約のラグランジュ

$$\lambda = \frac{1}{C_b} \left(\frac{\beta_s - \beta_b}{\beta_s} \right) \quad (\text{a-3-76})$$

借入れ

$$b' = \frac{mq^h H_b}{R} \quad (\text{a-3-77})$$

貸し出し

$$b = b' \quad (\text{a-3-78})$$

賃料

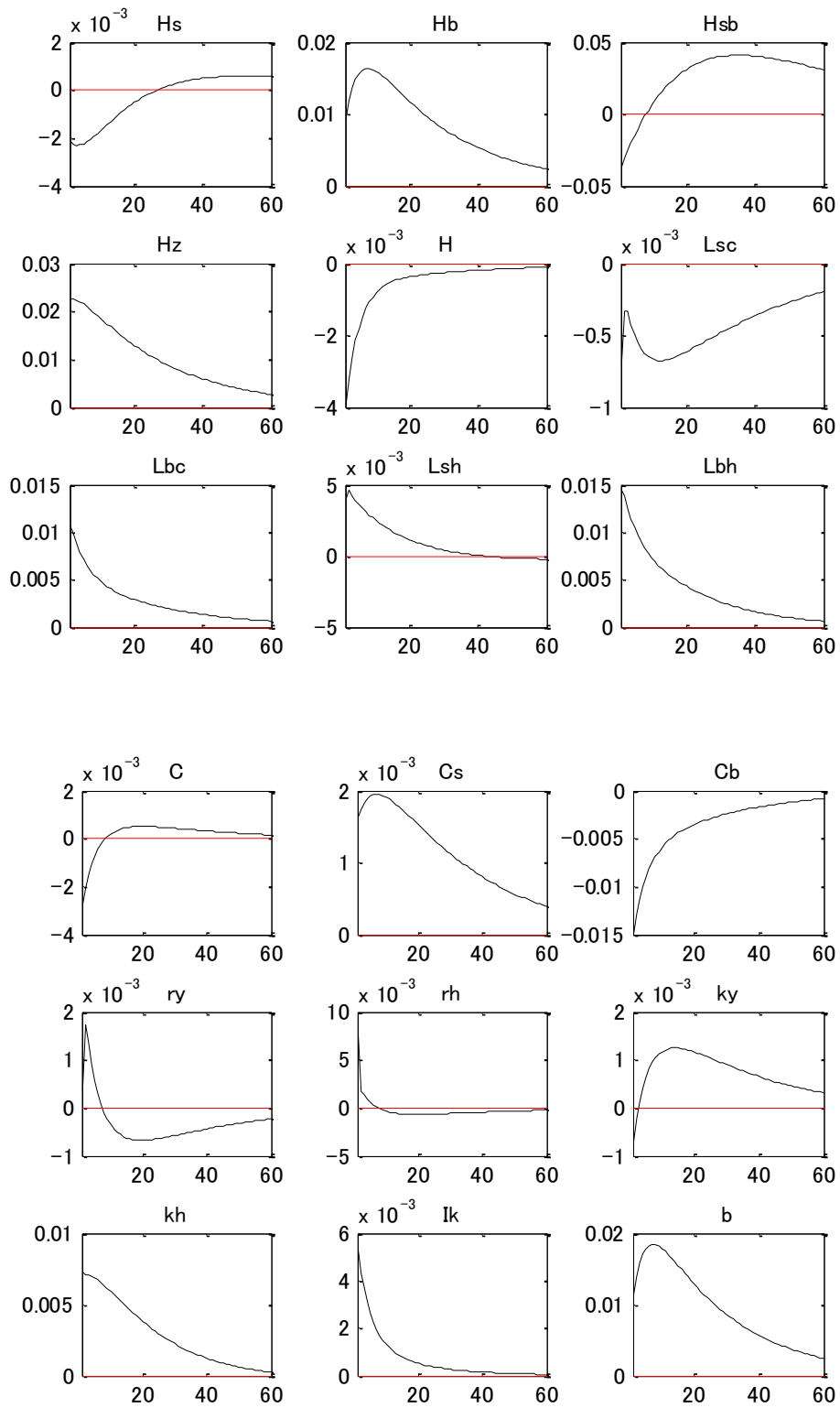
$$q^z = q^h (1 - \beta_s (1 - \delta_h)) \quad (\text{a-3-79})$$

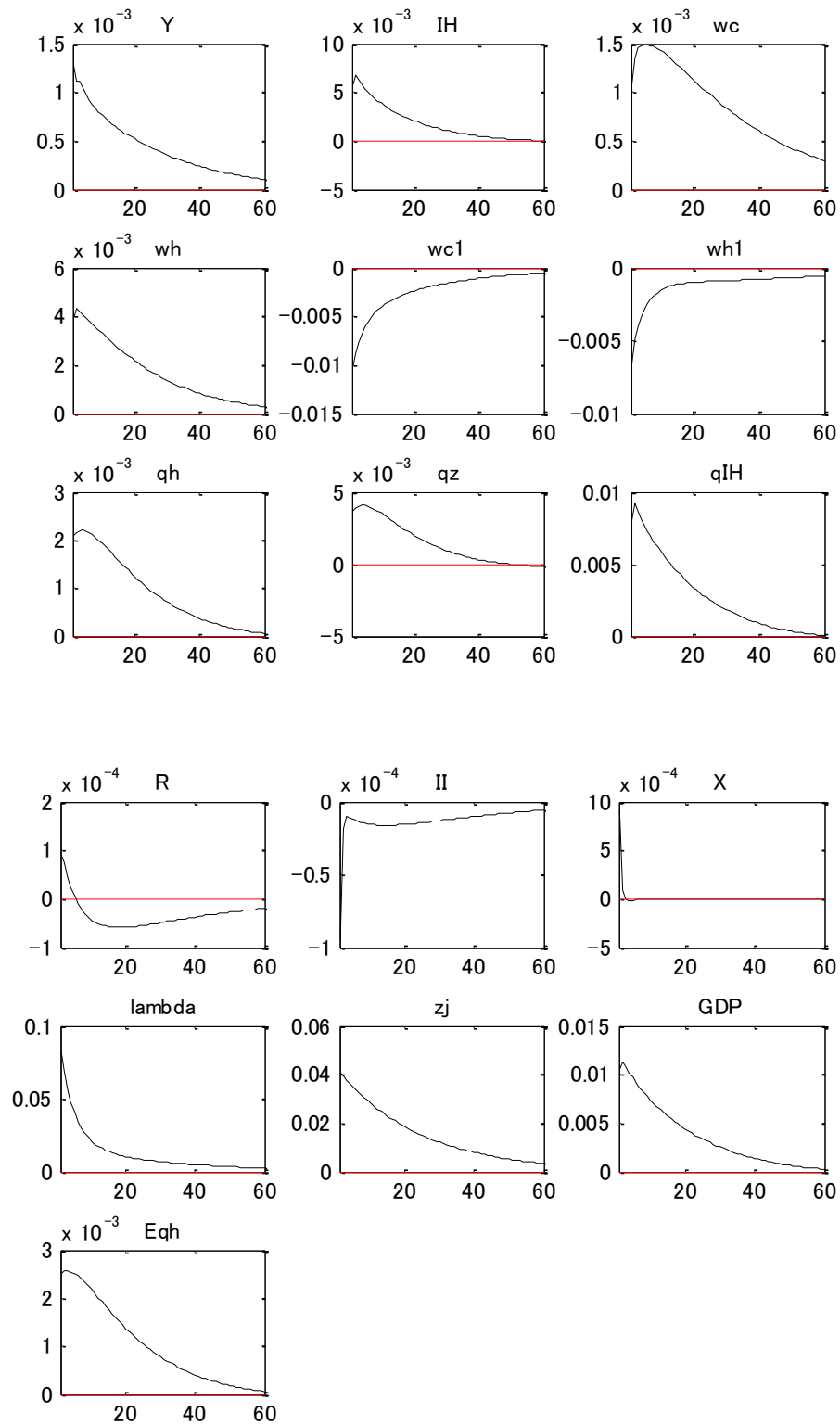
借り手: 持ち家世帯率

$$H = \frac{(1 - \beta_s (1 - \delta_h)) \varepsilon_h + (1 - \varepsilon_h) [1 - \beta_b (1 - \delta_h) - (\beta_s - \beta_b) m]}{(1 - \beta_s (1 - \delta_h)) \varepsilon_h + 2(1 - \varepsilon_h) [1 - \beta_b (1 - \delta_h) - (\beta_s - \beta_b) m]} \quad (\text{a-3-80})$$

付図 3-1 住宅嗜好ショックに対するインパルス反応

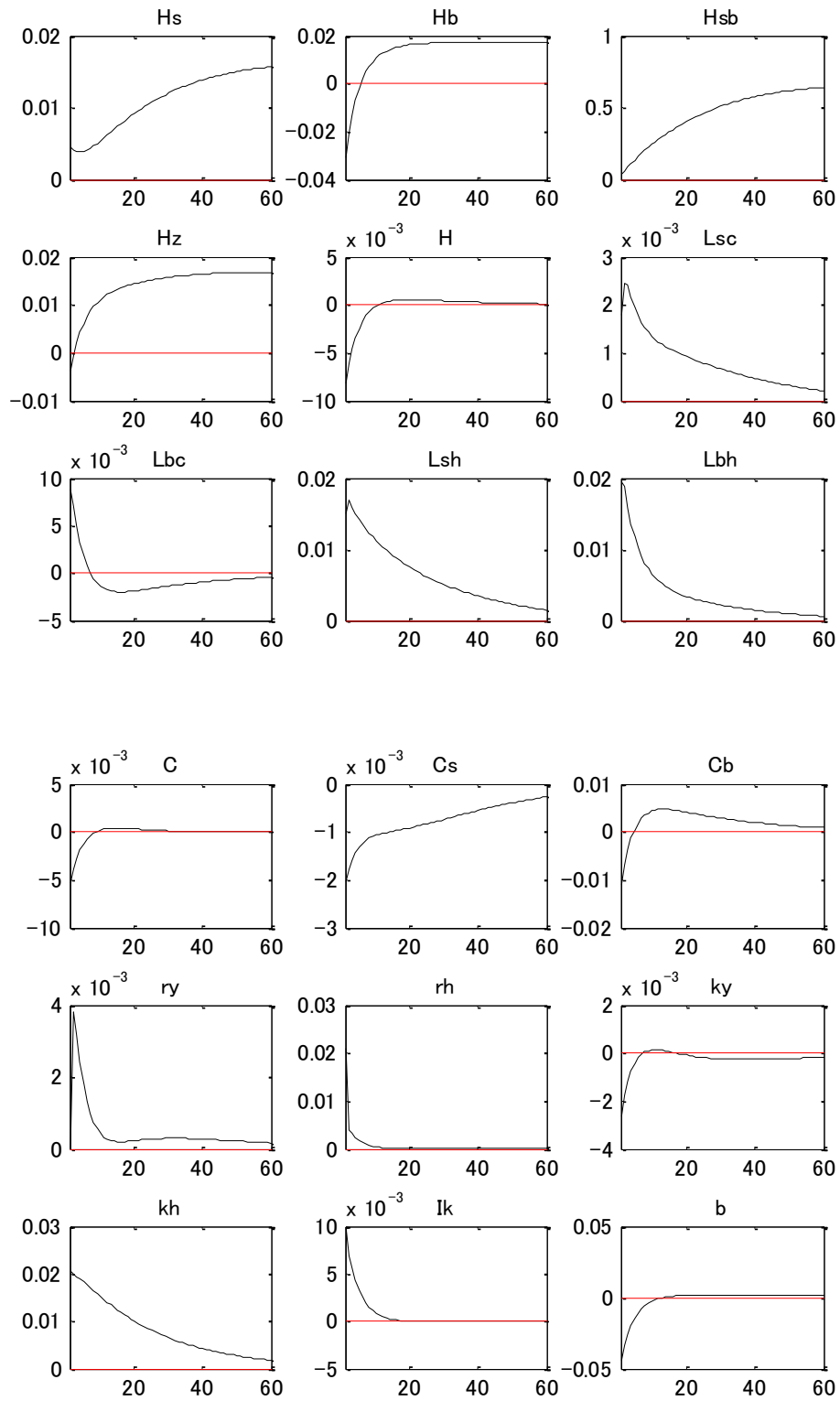
(縦軸: 数値×100 でパーセント単位)

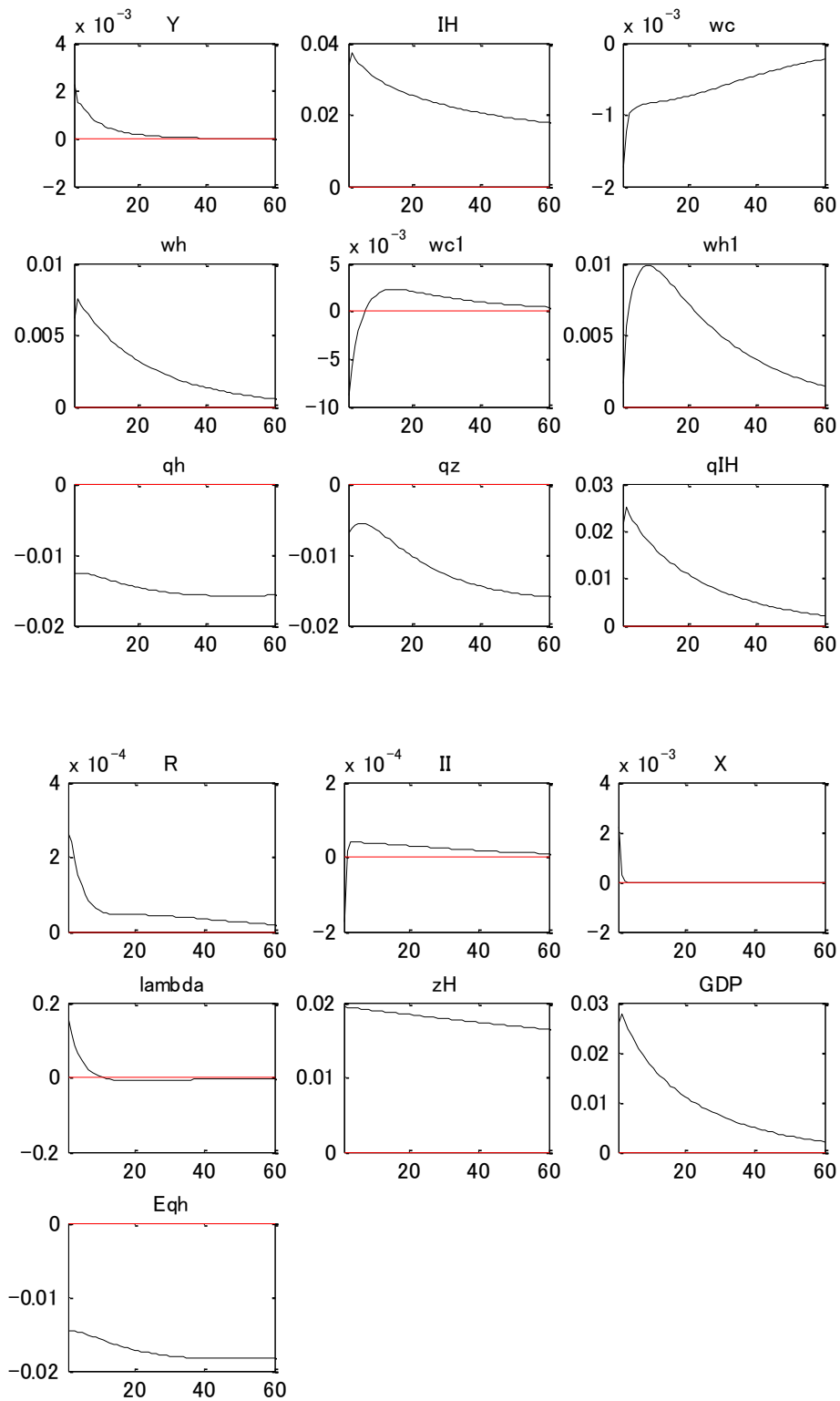




付図 3-2 住宅技術ショックに対するインパルス反応

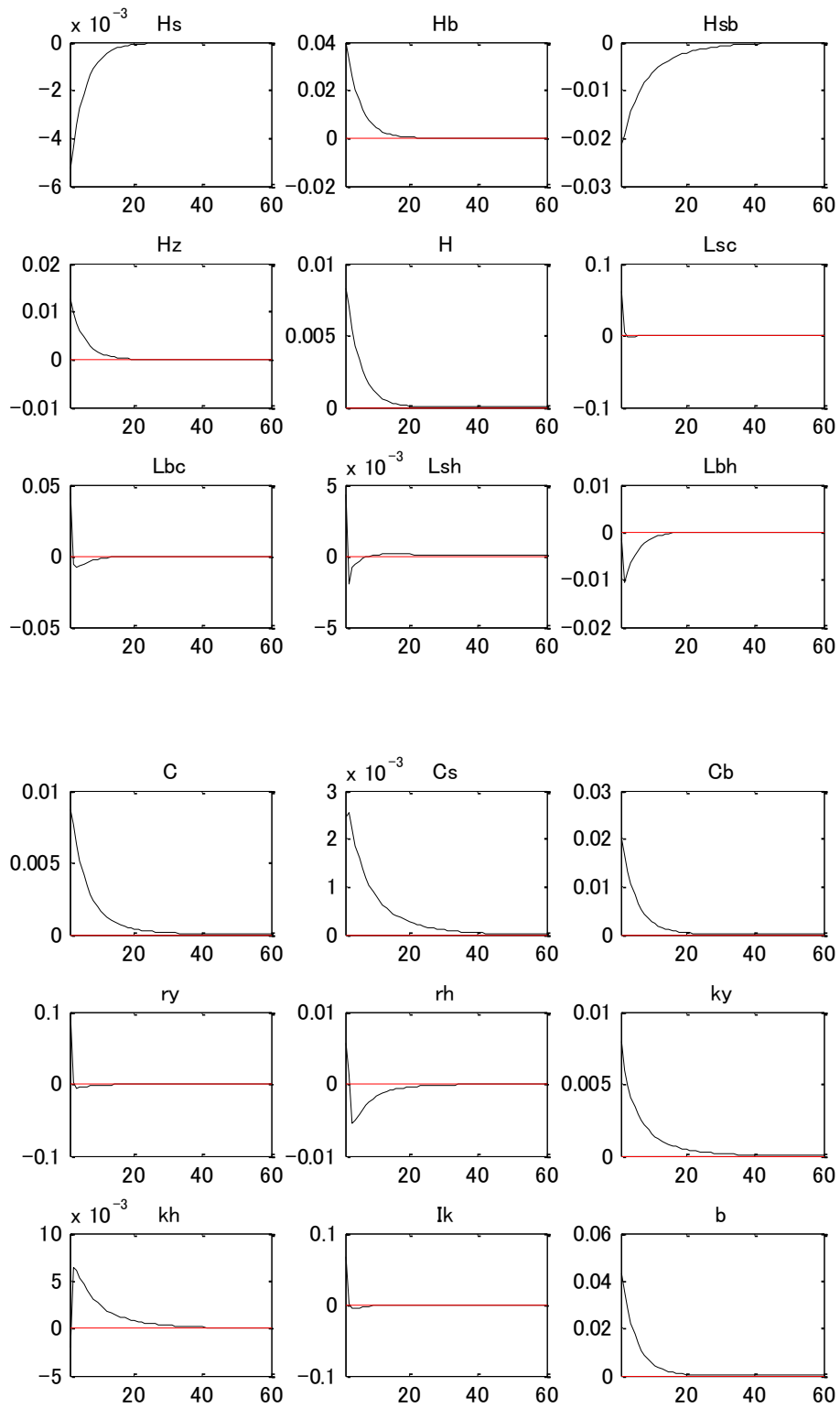
(縦軸: 数値×100 でパーセント単位)

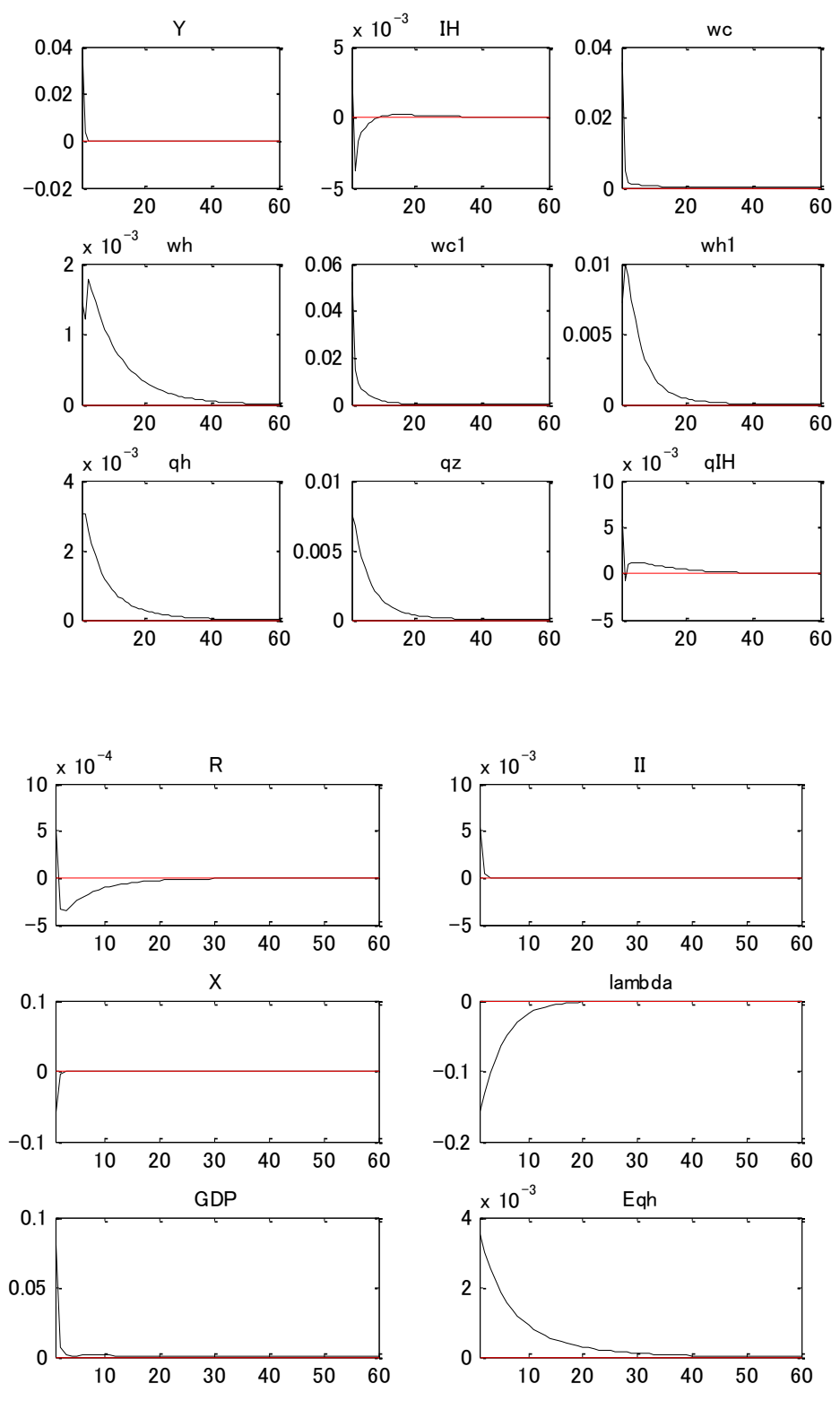




付図 3-3 金融緩和ショックに対するインパルス反応

(縦軸: 数値×100 でパーセント単位)





第4章 居住形態選択行動の実証分析

—県別パネルデータによる分析—

4.1 はじめに

ここまで、2章のミクロ理論分析、3章のマクロ循環分析を通じ、ミクロ・マクロ両視点から居住形態選択行動に迫った。各章、共通するのは理論分析であり実世界で生じた持ち家・賃貸の選択行動に迫ったわけではない。あくまで、経済合理性を前提とした家計の行動分析であり、そこにノイズは存在しない。本章では、日本の持ち家世帯率を計量分析し、その決定要因を明らかにする。その際、理論分析では扱われることのない文化・地域性等、社会学的な要因に注目する。

持ち家世帯率はマクロ統計であり、説明変数もマクロ要因であるのが好ましい。本分野では、マクロレベルに焦点を当てた研究は少なく、マイクロデータを利用した研究が主流である。例えば、瀬古・隅田(2011)³³、Ishino(2011)³⁴、Ishino(2008)³⁵では「慶應義塾家計パネル調査」、宇南山(2011)³⁶では「住宅金融支援機構・個人融資マスターデータ」、Horioka(1986)³⁷では「貯蓄行動と貯蓄意識についての調査(SBC調査)」が利用され、日本を対象に居住形態選択行動が分析された。国外に関して言えば、Bourassa(1995)での「オーストラリア所得・住宅調査」、Börsch-Supan(1990)、Kan(2000)での「PSID(Panel Study of Income Dynamics)」、Goodman(1988)での「American Housing Survey(AHS)」による研究が存在する。こうしたマイクロレベルでの研究が蓄積される一方、マクロレベルでの議論は数少ない³⁸。確かに家計・住宅属性の限界効果分析から得られる情報は多く有益である。しかしながら、果たして政策当局がミクロ

³³ 借地借家法改正(2000年3月)後に導入された第3の居住形態「定期借家」に注目している。

³⁴ 両親からの住宅独立(=住宅費用を自身でまかなう)に注目し分析した。

³⁵ 住宅ローン減税制度の拡充・縮小効果を分析した。なお、この制度は当初「住宅取得促進税制」と呼ばれ、持ち家率を高める目的で実施された。

³⁶ 住宅ローン減税制度の拡充効果を分析した。

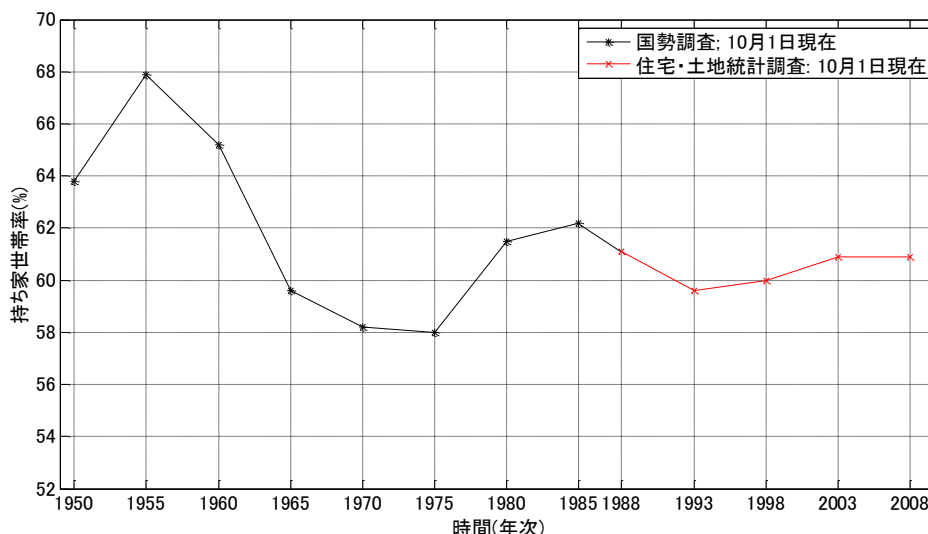
³⁷ 恒常所得、住宅価格の影響を分析した。

³⁸ 世界レベルで持ち家率を計量分析した研究にFisher and Jaffe(2003)があり、アメリカの持ち家世帯率を計量分析した研究にGlaeser and Shapiro(2002)がある。日本の持ち家世帯率を計量分析した研究は著者の知る限り存在しない。

制御のみで住宅政策を実施すべきなのだろうか。個々の願望を重視するあまり合成の誤謬が生じるかもしれない³⁹。もちろん、大局的視点のみで事を進めれば細部が見えない以上、政策目標が達成されたとしても個々の最適化とは程遠いかもしれない⁴⁰。局所・大局的政策のトレードオフを把握、もしくは、Win-Winの関係を模索すべきであり、それにはミクロ・マクロ両視点を踏まえ、住宅政策の含意を得るのが望ましい。こうした考えのもと、未だ数少ない集計データによる分析へと足を進める。

それでは、持ち家世帯率を見てみよう。図4-1は「国勢調査」、「住宅・土地統計調査」⁴¹から作成した時系列データである⁴²。

図 4-1 持ち家世帯率の推移



全期間を俯瞰するとトレンドは見られず、一定レベルを中心に変動している⁴³。局所的に見れば、1950年-1980年の変動は激しく、1980年以降は、安定推移の様子が見てとれる。バブル期(1985年-1993年)以上に高度成長期(1954年-1973年)で変動しているの

³⁹ 学歴が高ければ持ち家を選択する確率が高まる。持ち家世帯率を高めるため教育予算を付けたとしよう。それにより学歴が上昇、高収入な職を求め都市への人口流入が発生し、過疎化が進展したとする。日本の現状で言えばマクロ的に失敗である。

⁴⁰ 例えば、持ち家世帯率を高めるため全国レベルで賃貸取引を規制したとしよう。それにより、持ち家世帯率が高まったとしても賃貸に住みたい個人の願望はかなわない。

⁴¹ 住宅・土地統計調査: 1948(S23)年以来、5年ごとに実施、もとは住宅統計調査、土地統計調査と別れており1998(H10)年より住宅・土地統計調査に一本化された。国勢調査: 1920(大正9)年以来、5年ごとに実施、調査期日は10月1日である。

⁴² 住宅・土地統計調査と異なり、国勢調査には持ち家世帯率が記載されてない。そこで、統計中の「持ち家世帯数」を同じく「総世帯数」で割ることにより持ち家世帯率を算出した。

⁴³ 算術平均は61.45%である。

は、前者が成熟経済での土地投機⁴⁴により生じたのに対し、後者は住宅ストックの需供給問題、核家族化による世帯数の増加、都市への人口流入に起因する。これが日本の持ち家世帯率の歩みである。

では、この持ち家世帯率をいかに紐解くか。本分析では、データの入手可能性より1988年以降、5年ごとの時点を分析対象とする。その際、問題となるのはサンプル数であり、本章では県別パネルデータの活用によりこの問題を回避する。時系列方向は1988年、1993年、1998年、2003年、2008年と5サンプル、都道府県方向は47サンプル、サンプル総数は235個となる。パネルデータの活用により、都道府県効果と持ち家世帯率の関連を把握することもできる。果たして「県民性・県固有の文化は持ち家・賃貸の選択に因果関係を持つか」この点も注目すべき話題で、パネル検定により明らかにする⁴⁵。なお、分析に使用するパネルデータに欠落はない⁴⁶。

本章の構成は次の通りである。2節でデータ・モデルを解説し、推定・検定結果を示す。3節では結果を考察し、4節にて結論をまとめる。

⁴⁴ 土地投機の主役は企業である。土地を担保に資金を借り入れ事業投資し利益を稼ぐ、それを土地に投資することで土地が値上がりまた借り入れる。これの繰り返しである。土地を活動源にしたこのシステムは土地担保制と呼ばれる。

⁴⁵ 固定・変量効果推定の際、ハウスマン検定を利用する。検定統計量が負値となる場合には、説明要因を組み替えなければならない。

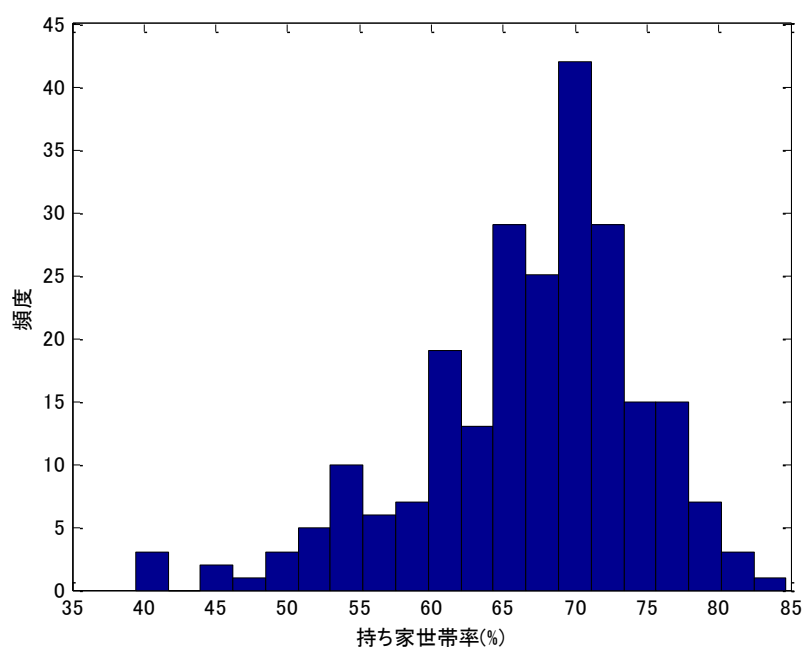
⁴⁶ 各データの出所は、巻末「利用データ」を参考にされたい。

4.2 データ・モデル

4.2.1 持ち家世帯率

被説明変数である持ち家世帯率の変動を確認する⁴⁷。都道府県・時間未制御のヒストグラムを図4-2に掲載する。

図4-2 持ち家世帯率の分布



図からサンプルの裾は幅広く変動が確認できる⁴⁸。この変動の源は何であろうか。都道府県・時間制御によりさらに詳細へと迫る。地域ごとの持ち家世帯率を図4-3～図4-9に掲載する。

⁴⁷ 回帰分析では被説明変数の変動を説明変数の変動により説明するため、変動の確認が重要である。

⁴⁸ 記述統計は最小値39.4、最大値84.7、範囲45.3、標準偏差8.12、平均67.2である。

图 4-3 北海道・東北地方

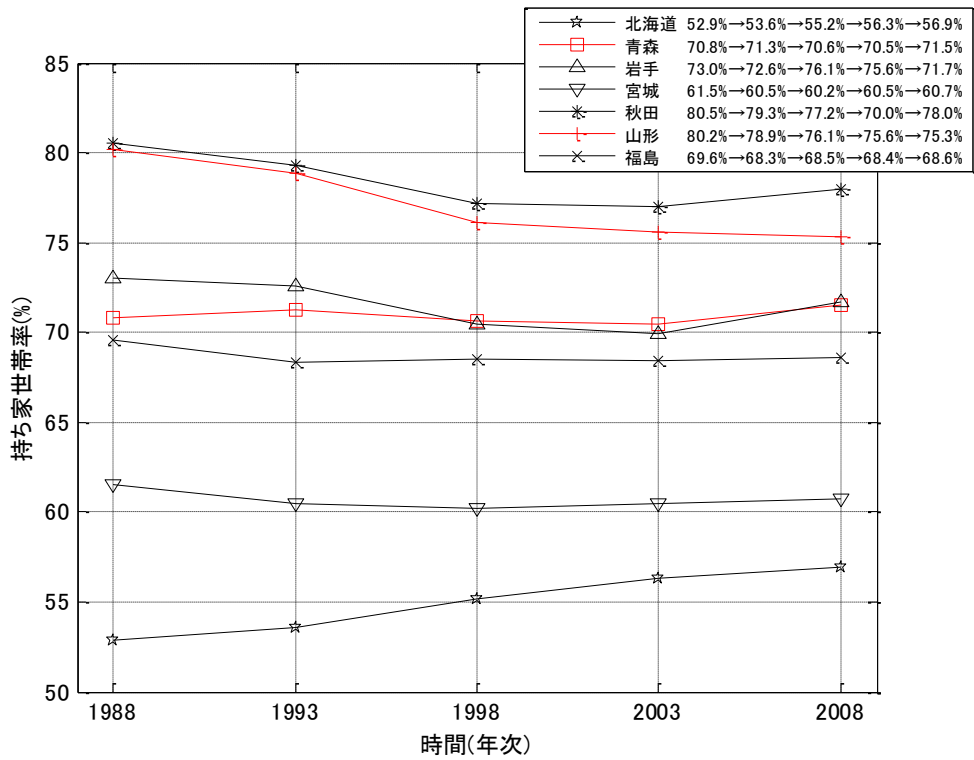


图 4-4 関東地方

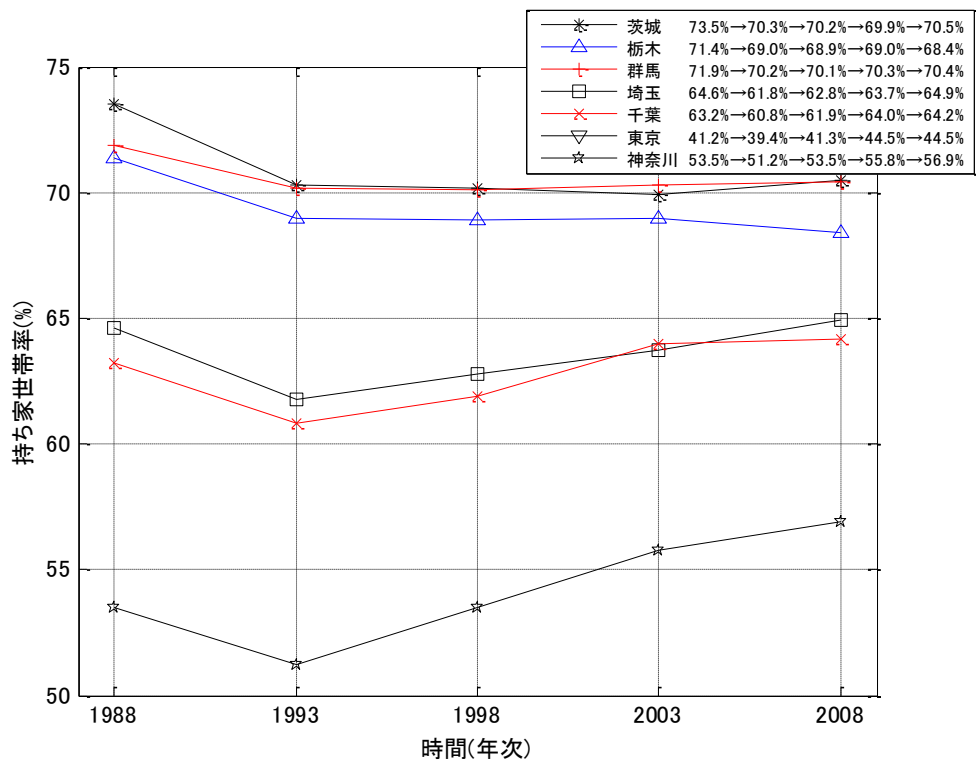


図 4-5 中部地方

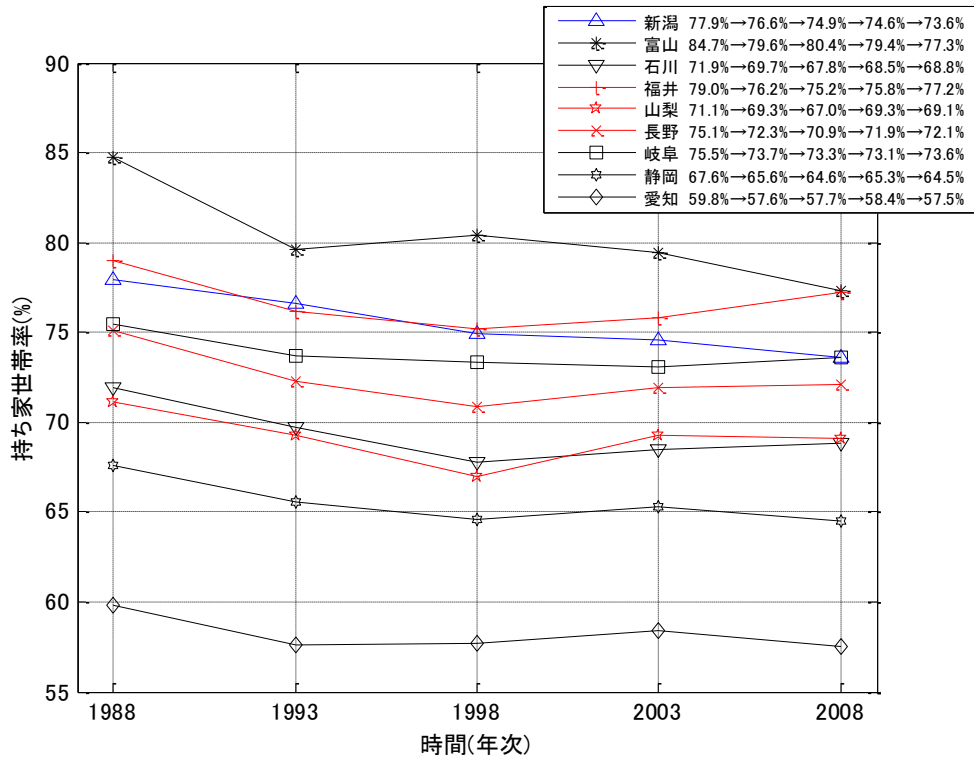


図 4-6 近畿地方

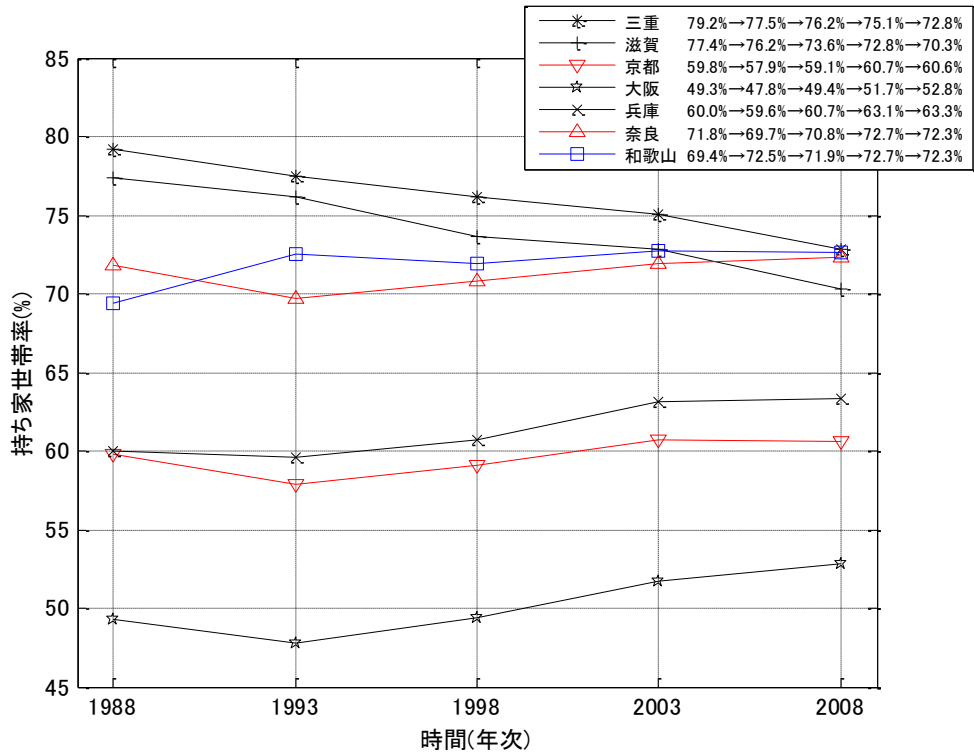


图 4-7 中国地方

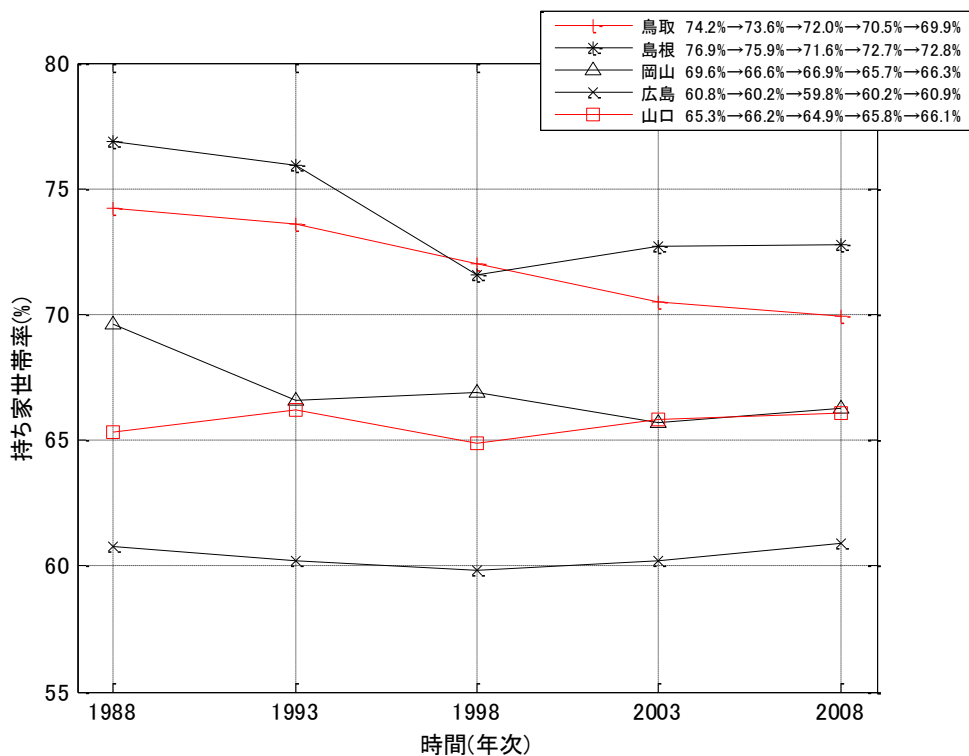


图 4-8 四国地方

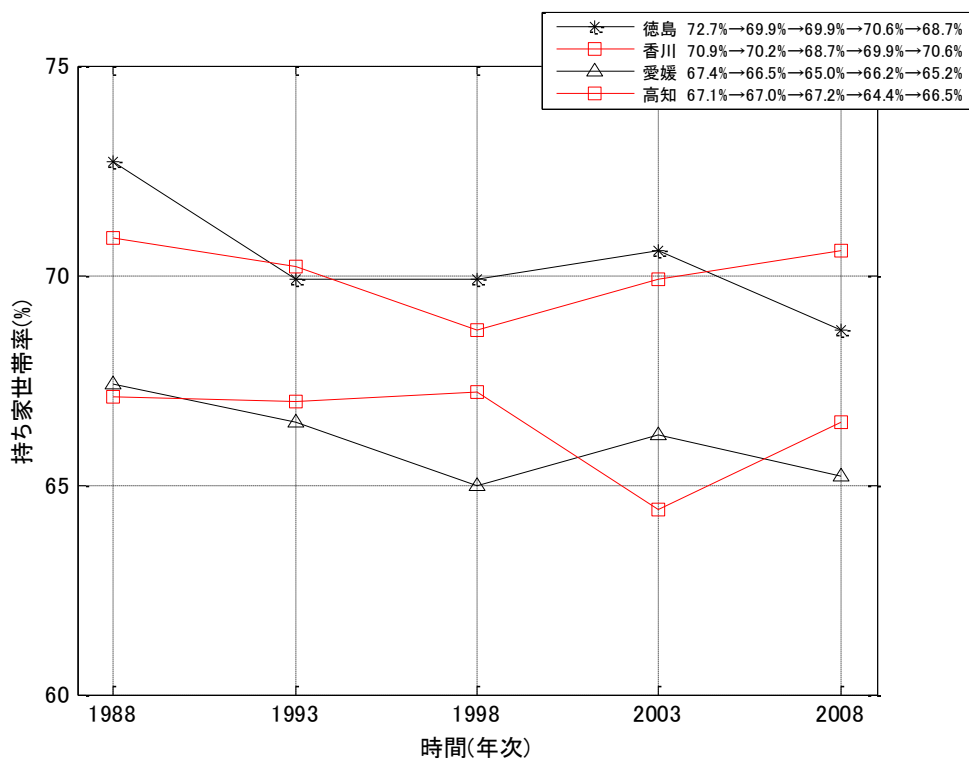
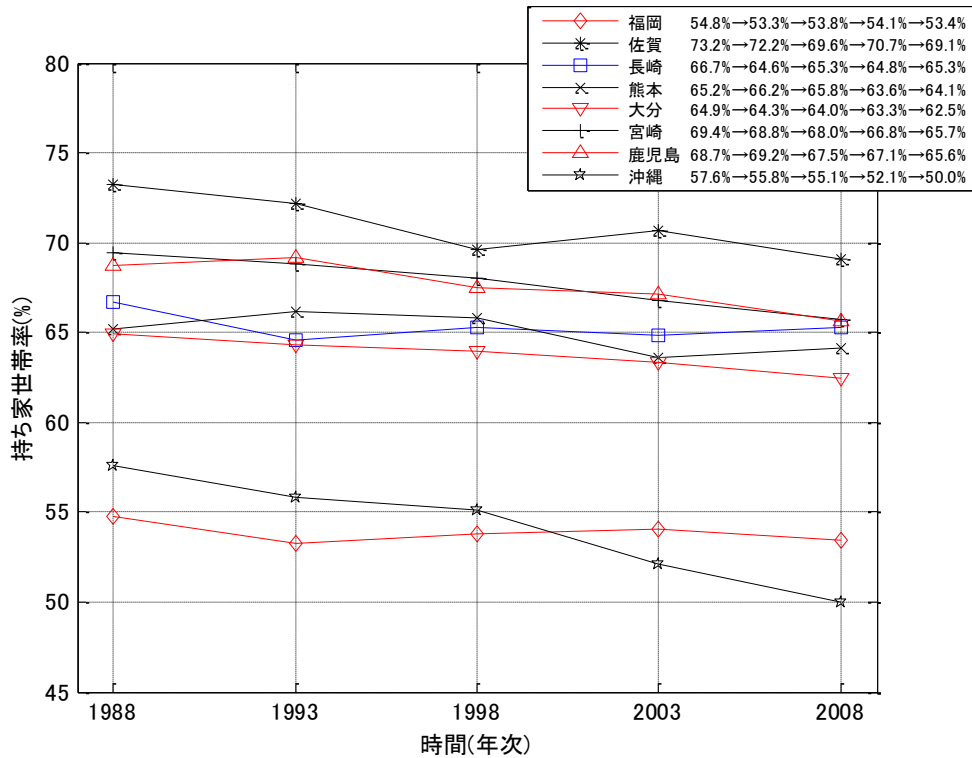


図 4-9 九州地方・沖縄



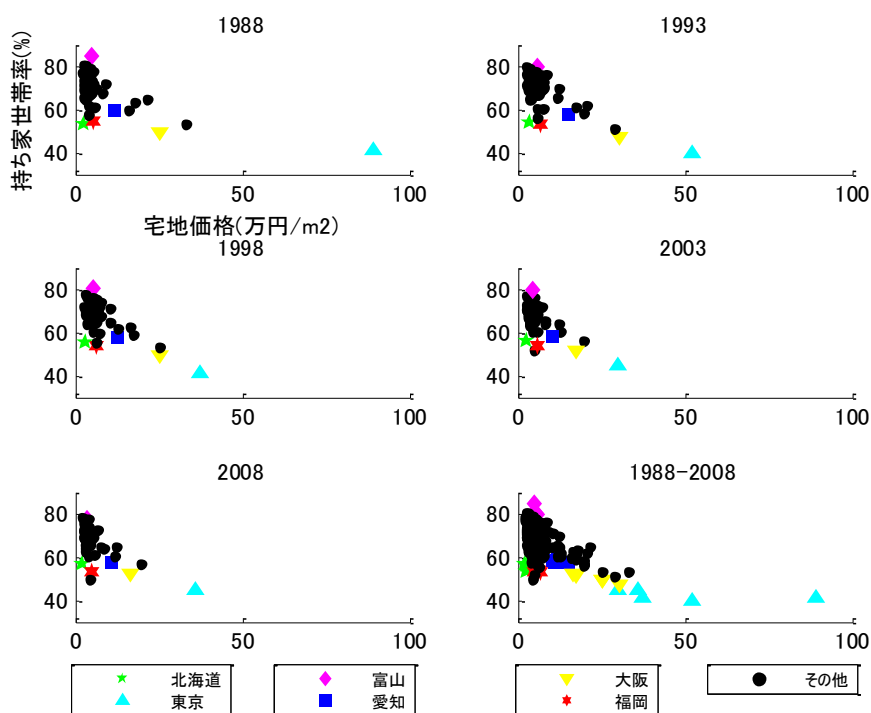
図より、時間面以上に横断面で変動が生じている。具体的には、横断面で最も範囲の小さい2008年は33.5である。これに対し、時間面で最も変動しているのは、富山県でその数値は7.4である。これより、持ち家世帯率(図4-2)の変動は横断面の変動が主因と言える⁴⁹。

4.2.2 宅地価格

価格要因は持ち家・賃貸の選択に影響を及ぼす。瀬古・隅田(2011)によれば住宅価格1%の増加は持ち家選択確率を1.4%低下させる。住宅は宅地と家屋から構成されるため、住宅価格と宅地価格は厳密には異なる。ただし、住宅価格変動の主因は宅地価格であるため、これを説明要因としても傾向は似通う。よって、「仮説1: 宅地価格の増加により持ち家世帯率が低下」が考えられる。宅地価格、持ち家世帯率の相関を図4-10に掲載する。

⁴⁹ 図を観察することにより別の気づきを得た。各年別に横断軸で平均、標準偏差、範囲の順に確認すると1988年: 68.1、8.82、43.5。1993年: 66.8、8.68、40.2。1998年: 66.3、7.77、39.1。2003年: 66.6、7.30、34.9。2008年: 66.5、7.24、33.5と時間経過と共に格差縮小(標準偏差値の縮小)が確認できる。この点は興味深い。仮に持ち家世帯率が固定効果の影響を受けるならば、この格差縮小は地域性の消失を意味するかもしれない。

図 4-10 宅地価格、持ち家世帯率の相関



宅地価格データは「統計局ホームページ」から入手した。図より東京・大阪等、大規模経済圏にて宅地価格は高く、持ち家世帯率が低い。

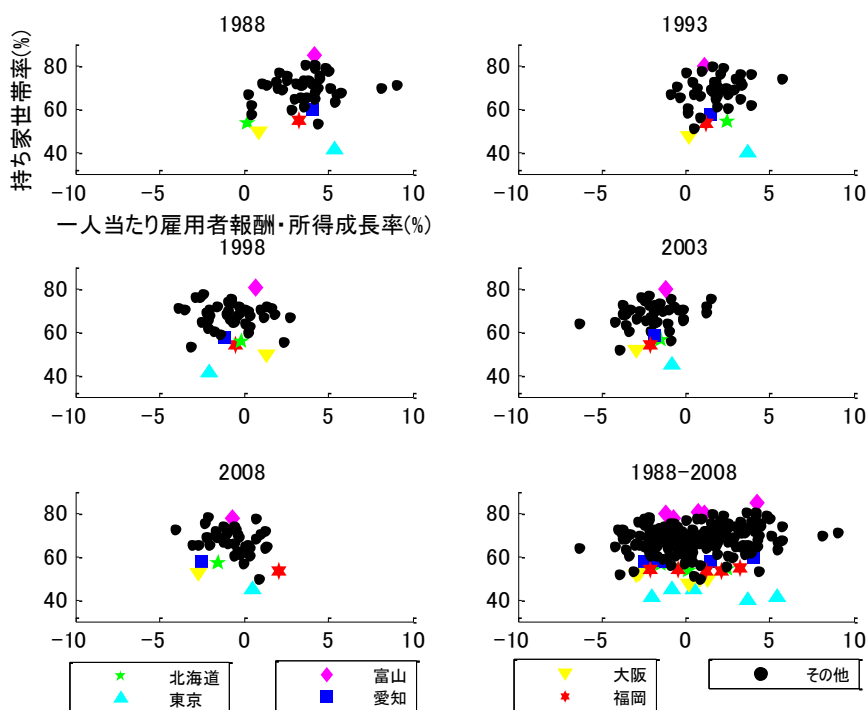
4.2.3 一人当たり雇用者報酬・所得成長率

所得要因は居住形態選択行動に影響を及ぼす。瀬古・隅田(2011)では、実質恒常所得1%の増加で持ち家の選択確率が0.578%増加、Horioka(1986)では、課税後実質恒常所得1%の増加により持ち家の選択確率が4.03%増えると指摘している。本章では、所得要因に一人当たり県民雇用者報酬・所得を選び、その伸び率である成長率に注目する⁵⁰。県民雇用者報酬・所得は恒常所得、一時所得の和であり、先に挙げた恒常所得の分析結果を踏襲するか定かでない。ただし、諸外国の点に目をつぶれば、Kan(2000)では実質平均世帯所得は持ち家選択に寄与、Bourassa(1995)では恒常所得、一時所得、家計所得、いずれも持ち家の選択に寄与するとの含意がある。所得成長率の増加は所得の増加傾向もしくは所得低下傾向の歯止めであり、前者と諸外国の研究を踏まえ「仮説

⁵⁰ 他の所得要因として県民所得が挙げられる。これは県民雇用者報酬・所得、財産所得(非企業部門の財産所得の純受取)、企業所得(企業の財産所得の純受取を含む)から成る。

2: 一人当たり雇用者報酬・所得成長率の増加により持ち家世帯率が向上」を立てる。
一人当たり雇用者報酬・所得成長率、持ち家世帯率の相関を図4-11に掲載する。

図 4-11 一人当たり雇用者報酬・所得成長率、持ち家世帯率の相関



一人当たり雇用者報酬・所得成長率データは「内閣府ホームページ」で得られる一人当たり雇用者報酬・所得データを加工し作成した。なお、分析対象期間(1988年、1993年、1998年、2003年、2008年)のデータの一括入手は不可能で、2つの系列データの接続により問題を回避した。具体的には、1975年～1998年の系列から1988年、1993年の成長率を導出、1996年～2009年の系列から1998、2003年、2008年の成長率を算出し、接続した。

4.2.4 都市

日本では持ち家の相続・贈与が都市以外の地域で活発であり、居住形態の選択に及ぼす影響は大きい。この効果を捉えるため都市ダミーを変数として加える。都市概念としては「政令指定都市」を利用し、政令指定都市を抱える都道府県を1、それ以外を

0とする⁵¹。政令指定都市の定義は地方自治法で定められており「政令で指定する人口50万以上の市」である。法令要件のみならず実質要件も確認され、(1)80万以上で将来的に人口100万程度が見込まれる。(2)人口密度や産業別就業者比率が一定水準以上である。(3)既存の政令指定都市と遜色ない都市形態、機能を備えている。(4)県からの移譲事務を適正かつ能率的に処理できる。(5)大都市経営に対応できる財政能力が備わっている。(6)行政区の設置、区の事務を処理する体制が整っている。(7)指定都市移行に関して、県と市の意見が一致している。等、人口要因のみではない⁵²。

政令指定都市の加入歴は、北海道：札幌市 1972(昭和47)年4月1日、宮城県：仙台市 1989年(平成元)年4月1日、埼玉県：さいたま市 2003年(平成15年)4月1日、千葉県：千葉市1992年(平成4年)4月1日、神奈川県：横浜市1956年(昭和31年)9月1日・川崎市1972年(昭和47年)4月1日・相模原市2010年(平成22年)4月1日、新潟県：新潟市2007年(平成19年)4月1日、静岡県：静岡市2005年(平成17年)4月1日・浜松市2007年(平成19年)4月1日、愛知県：名古屋市1956年(昭和31年)9月1日、京都府：1956年(昭和31年)9月1日、大阪府：大阪市1956年(昭和31年)9月1日・堺市2006年(平成18年)4月1日、兵庫県：神戸市1956年(昭和31年)9月1日、岡山県：岡山市2009年(平成21年)4月1日、広島県：広島市1980年(昭和55年)4月1日、福岡県：北九州市1963年(昭和38年)4月1日・福岡市1972年(昭和47年)4月1日、熊本県：熊本市2012年(平成24年)4月1日であり、一度指定された後に非政令指定都市化した例はない。

都市以外の地域では、持ち家の相続・贈与により持ち家の選択が後押しされる可能性が高い。よって、「仮説3：都市以外地域は都市より持ち家世帯率が高い」が成り立つ。

4.2.5 高齢化率

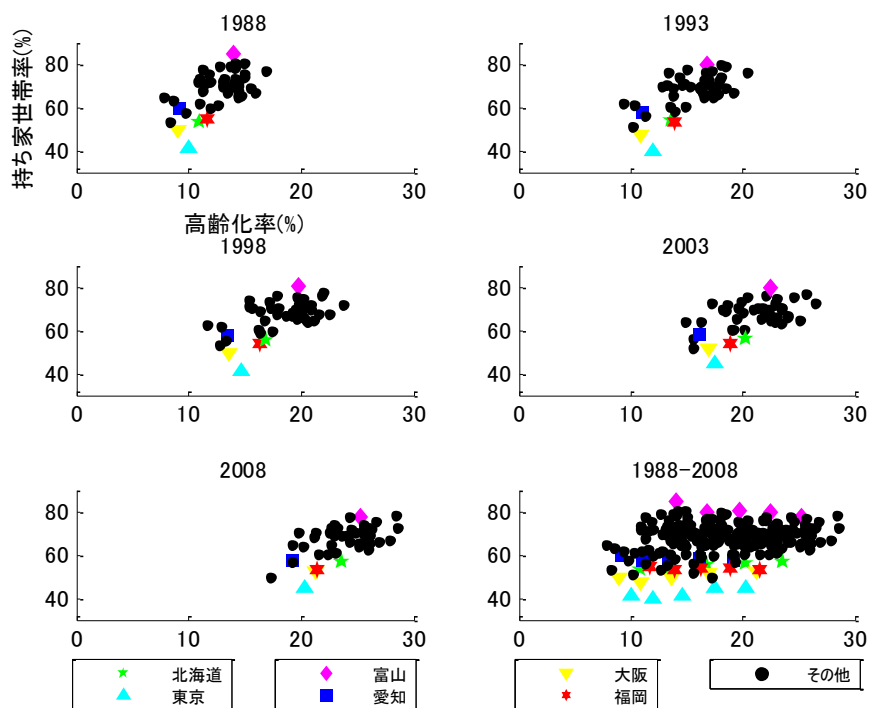
高齢化は現在進行中の社会現象であり、居住形態選択行動への影響を明らかにする価値は大きい。限界効果を予測する上で重要な要素はバリアフリー住宅で、この住宅では段差や仕切りへの配慮、手すり付き階段等、高齢者への配慮がなされる。現状、持ち家ではバリアフリー化が進む反面、賃貸ではバリアフリー化が進んでいない。高

⁵¹ 政令指定都市以外にも中核市、特例市が都市概念として存在する。本稿では、最も直感的に都市を判別できる政令指定都市を都市概念として用いた。

⁵² 政令都市指定要件はhttp://www.city.sagamihara.kanagawa.jp/seirei_shitei/001692.html (相模市)を参考にした。

齢者にすれば、バリアフリー住宅に住むことで快適と安心が手に入るため持ち家をバリアフリー化する誘因は高い。この要因以外にも賃貸への入居拒否も挙げられる。家主にしてみれば家賃不払い、病気・事故等の可能性が高い高齢者の入居はリスクであり、入居を拒まれた高齢者は既存の持ち家に留まらざるを得ない⁵³。これら理由を鑑みれば総合的に持ち家の選択が強い。よって、「仮説4：高齢化率の増加により持ち家世帯率が向上」が考えられる。高齢化率、持ち家世帯率の相関を図4-12に掲載する。

図4-12 高齢化率、持ち家世帯率の相関



高齢化率(65歳以上人口/総人口)は「日本の統計」から入手した。

4.2.6 人口流出率

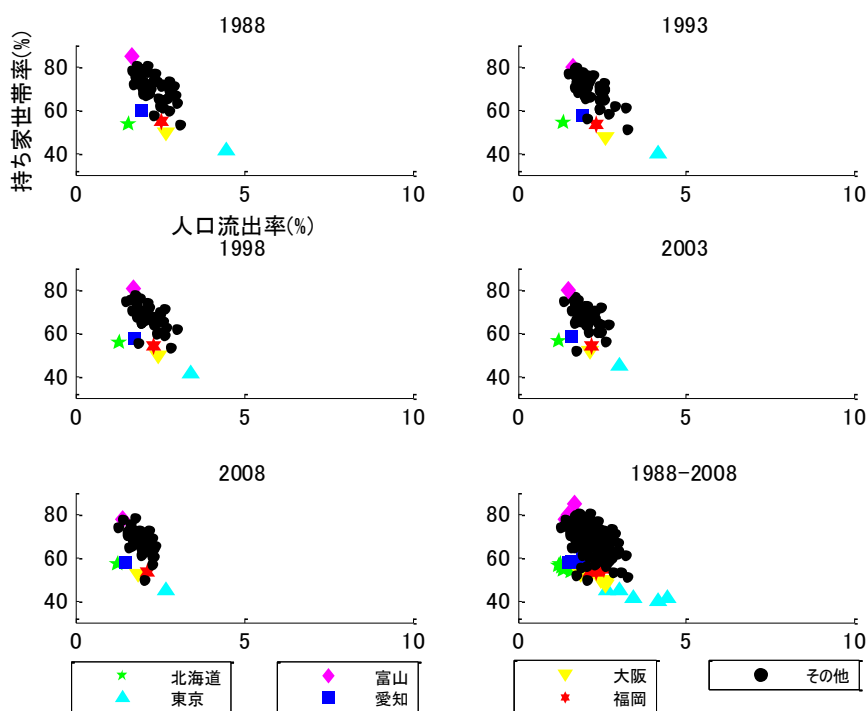
転勤・引っ越し等、住居移動は持ち家・賃貸の選択に影響を及ぼす。本章では、人口流動概念として他都道府県への人口流出数を県人口で除した人口流出率を考える⁵⁴。

⁵³ 「高齢者住宅施策の現状と動向・P3」(国土交通省 住宅局)が詳しい。

⁵⁴ 人口変動の指標には、出生数と死亡数の差である自然増加、流入数と流出数の差である社会増加、(流入数-流出数)/(流入数+流出数)で定義される移動効果等もある。

絶対値が大きいほど人の流出が活発である。住居移動の可能性、もしくは予定のある家計の移動費用は高く持ち家費用の増加につながる。例えば、転勤を控えた状況で持ち家を取得すれば将来のその住宅を処理する手間・金銭費用分の負担が必要となり、一方、賃貸ならばこうした費用は軽く賃貸の選択は相対的に割安である。人口流出率が高いほどこうした家計の割合は大きく、賃貸世帯は多いであろう。これより、「仮説5：人口流出率の増加により持ち家世帯率が低下」が考えられる。人口流出率、持ち家世帯率の相関を図4-13に掲載する。

図4-13 人口流出率、持ち家世帯率の相関



他都道府県への人口流出数、県内人口は「統計局ホームページ」から入手した。注意すべきは、人口流出率はその期の人口流出を捉えた短期的概念であり、長期的な人口流出の概念である過疎とは異なる⁵⁵。

⁵⁵ 過疎地域の定義は、人口要件：以下のいずれかに該当すること (1) 昭和35年～平成7年の人口減少率が30%以上 (2) 昭和35年～平成7年の人口減少率が25%以上、高齢者比率(65歳以上)24%以上 (3) 昭和35年～平成7年の人口減少率が25%以上、若年者比率(15歳以上30歳未満)15%以下 (4) 昭和45年～平成7年の人口減少率が19%以上。ただし、(1)～(3)の場合、昭和45年～平成7年の25

4.2.7 産業

産業構造は居住形態選択行動に影響を及ぼすか。この点は興味深く本章では第一次産業(農・水産・林業)、第二次産業(製造・建設・鉱業)に注目する。なお、回帰に際し、農業総生産・県内総生産比率、林業総生産・県内総生産比率、水産業総生産・県内総生産比率の和から成る「第一次産業比率」⁵⁶、製造業総生産・県内総生産比率、建設業総生産・県内総生産比率、鉱業総生産・県内総生産比率の和から成る「第二次産業比率」の形でモデルに加える。以降、これら産業の特徴を考察する。

第一次産業の特徴として職住近接・合併が考えられる。例えば、作業用具、農林漁業持ち家併用住宅である。田畑、海辺等、作業場に住居が隣接すれば移動コストの削減が可能となり、また、天災等が起きた際、近くに住居があることで即座に確認、結果、安心につながる。こうした心情的な部分もあるのかもしれない。持ち家の選択誘因が高い反面、賃貸のそれは低いと思われる。漁業や農地、林地付近に民営借家・仲介企業が存在せず、サービスが提供されるにしても果たして従事者の要求に見合う賃貸が提供されるか疑問である。これら要因を考慮することで、「仮説6: 第一次産業比率の増加により持ち家世帯率が向上」を立てる。第一次産業比率、持ち家世帯率の相関を図4-14に掲載する。

第二次産業に関しても第一次産業同様、職住近接・合併による持ち家の選択が考えられる。例えば、中小企業の経営者が町工場の一角に住居を構えるといった具合である。ただし、経営者がそうであったとしても数で勝る従業員はいかなる選択をするか定かでない。さらに、製造小売業といった従来とは異なる業態の出現、派遣社員に代表される非正規雇用の増加等、第二次産業は複雑で明確な仮説を立てづらい。そのため、データを観察することで一応の仮説を立てる。第二次産業比率、持ち家世帯率の相関を図4-15に掲載する。

年間で10%以上人口が増加している団体は除く。※財力要件：平成8年度～平成10年度の3か年平均の財政力指数が0.42以下かつ、公営競技収益が13億円以下であること。なお、時間の経過と共にいくつかの要件が追加された。詳しくは、

<http://www.pref.tokushima.jp/FAQ/docs/00027304/> (徳島県庁)を参照されたい。

⁵⁶ データとして第一次産業比率は完備であり、その内訳の農・林・水産業比率は不完備である。具体的には、東京都が欠損している。詳しくは「県民経済計算 経済活動別県内総生産」を参照されたい。

図 4-14 第一次産業比率、持ち家世帯率の相関

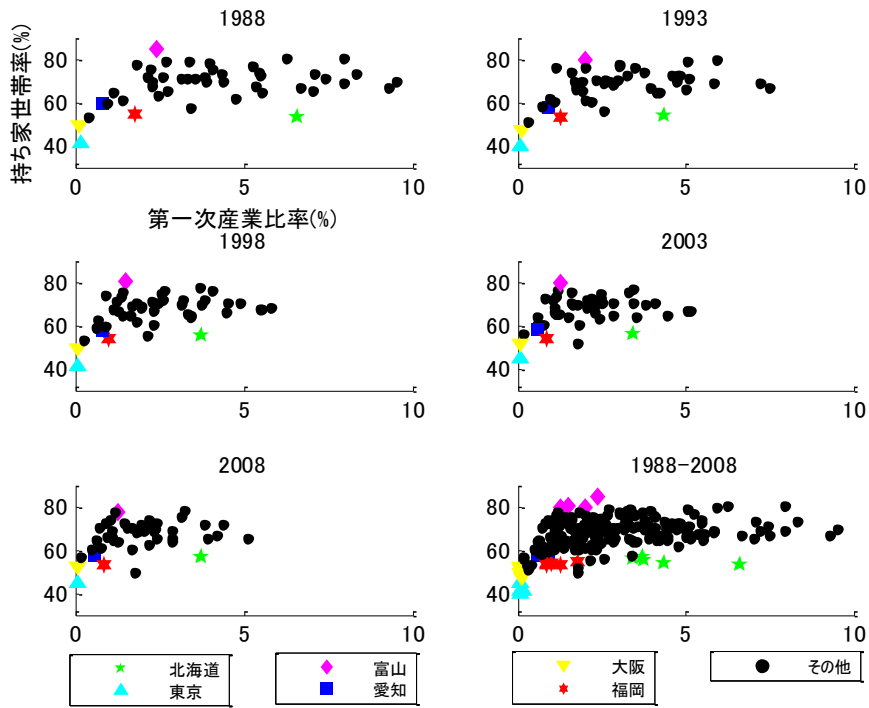
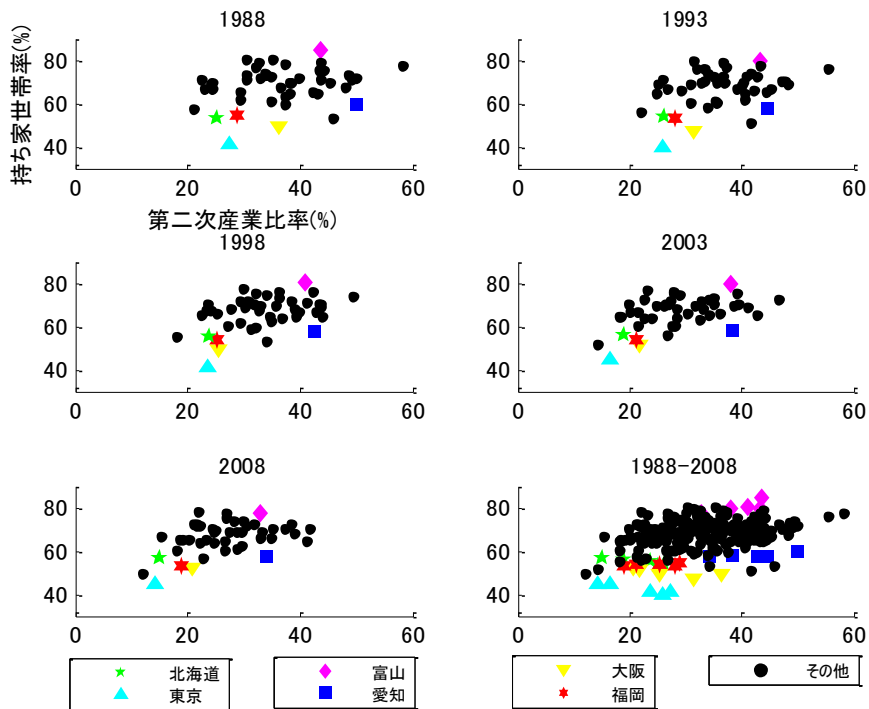


図 4-15 第二次産業比率、持ち家世帯率の相関



両産業比率データは「県民経済計算年報」から入手した⁵⁷。図 4-15 より「仮説 7: 第二次産業比率の増加により持ち家世帯率が向上」を立てる。

4.2.8 住宅税制

住宅税制として「不動産取得税」、「固定資産税」、「都市計画税」を考える⁵⁸。不動産取得税は、不動産購入時一度だけ課される都道府県税であり標準税率は 4% である⁵⁹。固定資産税は保有する固定資産に課される市町村税であり標準税率は 1.4% である⁶⁰。都市計画税は、都市計画区域内の土地・建物に課される市町村税であり制限税率は 0.3% である⁶¹。税負担が増えた場合、持ち家費用が増え持ち家の選択は阻害される。一方、これら税制は賃貸住宅を所有する家主にも相応の税負担を求める。そのため、税負担増により賃貸住宅の購入が控えられ供給量が低下、家計の賃貸選択は阻害される。持ち家、賃貸いずれの阻害効果が勝るであろうか。潜在的賃借人は入居賃貸住宅がなくともさらに別の賃貸住宅を探す可能性が高い。よって、総合的には持ち家の選択を阻害する効果が大きい。

分析に際し、経済活動の規模が大きな地域ほど不動産取引が活発であると考え、その効果を除去するため県内総生産で各税額を除する。これにより予測符号が変わることはなく「仮説 8: 不動産取得税額・県内総生産比率の増加により持ち家世帯率が低下」、「仮説 9: 固定資産税額・県内総生産比率の増加により持ち家世帯率が低下」、「仮説 10: 都市計画税額・県内総生産比率の増加により持ち家世帯率が低下」を立てる。各税制の税額・県内総生産比率、持ち家世帯率の相関を図 4-16～図 4-18 に掲載する。

⁵⁷ 多重共線性の可能性により、第三次産業は分析から省いた。ただし、厳密には県内総生産 = 第一次産業 + 第二次産業 + 第三次産業 + 政府サービス生産者 + 対家計民間非営利サービス生産者 - 輸入税 - その他帰属子である。

⁵⁸ 各住宅税制については一般財団法人日本建築センター(2014)が詳しい。これら以外にも重要な住宅税制として相続税・贈与税が考えられる。ただし、県別にこれらデータは入手できないためパネル分析は不可能である。なお、国レベルデータは <https://www.nta.go.jp/kohyo/tokei/kokuzeicho/jikeiretsu/01.htm> (国税庁) や国税庁統計年報で入手可能である。

⁵⁹ 取引不動産が所在する都道府県が課税主体である。なお、標準税率とは「その税率が基本であり、財政上その他必要の際には変更が許される税率」である。

⁶⁰ 固定資産税の内訳は土地、家屋、償却資産からなる。償却資産とは土地及び家屋以外の事業の用に供することができる資産であり、例えば(1)構築物: 庭園、門・塀等、(2)機械及び装置: 建設機械、駐車設備、(3)船舶: ボート、釣船、漁船等がある。詳しくは http://www.tax.metro.tokyo.jp/shisan/shokyak_sis.html#sy_3 (東京都主税局) を参照されたい。

⁶¹ 制限税率とは「課税する場合の上限税率」である。

図 4-16 不動産取得税額・県内総生産比率、持ち家世帯率の相関

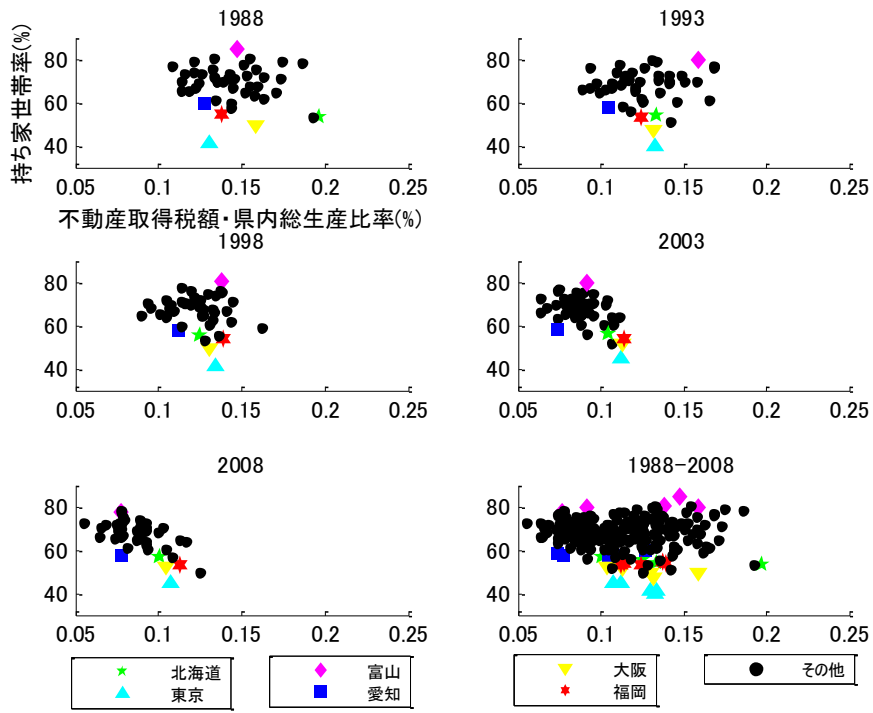


図 4-17 固定資産税額・県内総生産比率、持ち家世帯率の相関

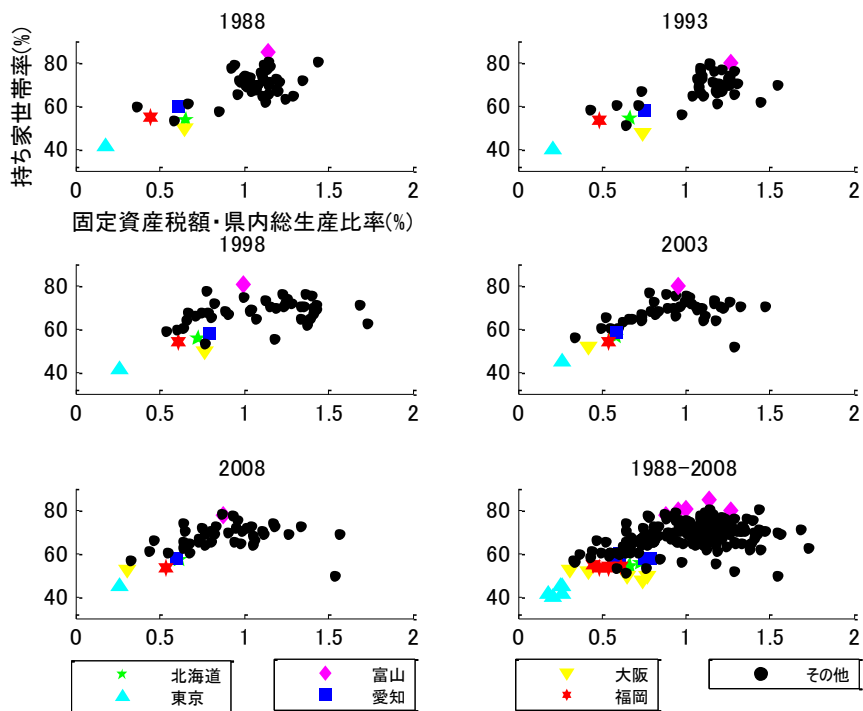
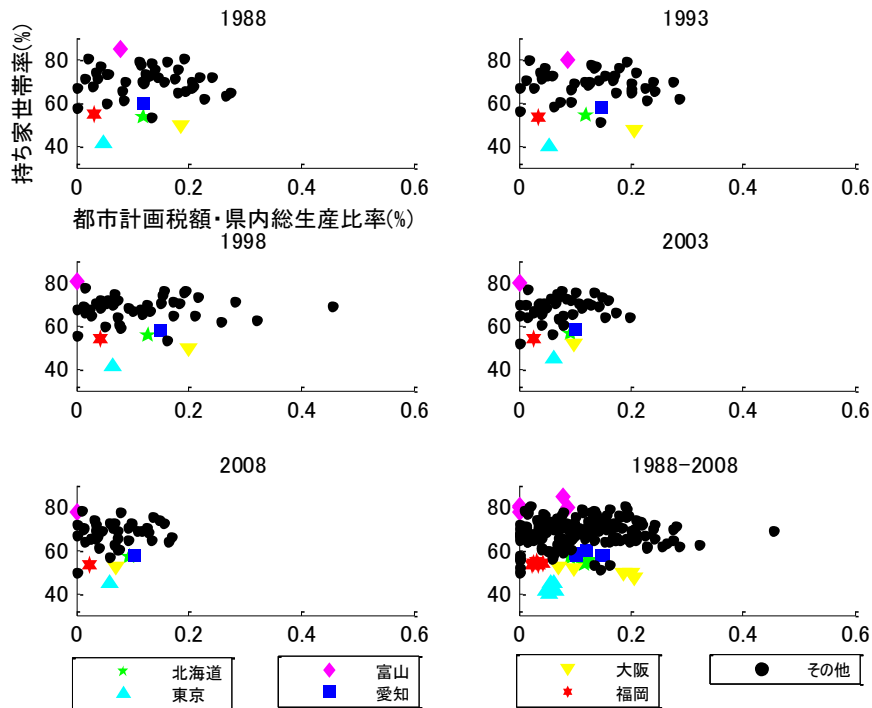


図 4-18 都市計画税額・県内総生産比率、持ち家世帯率の相関



各住宅税制データは「地方財政統計年報」、名目県内総生産データは「県民経済計算」から入手した。図を見ると固定資産税額・県内総生産比率に関しては正の相関、都市計画税額・県内総生産比率に関しては無相関と相関・因果は別にせよ仮説通りではない。これは欠落要因による擬似相関の可能性が高い。詳細は後に考察する。

4.2.9 推定・検定

各説明要因に対し、パラメータに関し線形なモデルを考える。交差項、自乗項等、説明変数の非線形要素はモデルに現れない。頑健性チェックを踏まえ3ケースを想定、各モデルに対し固定・変量効果推定 (FE・RE) を試みる。結果は表4-1の通りである⁶²。

⁶² 持ち家の取得に影響を及ぼす住宅ローン変動金利(都市銀行)を「日本の統計」から入手し回帰に加え分析した。結果は係数符号が正となり「仮説: 住宅ローン金利の上昇により、持ち家世帯率が低下」通りではない。理由としては住宅ローン変動金利を各県共通とせざるを得なかったことが大きい。県レベルデータの公開が待たれる所である。また、家賃、賃貸住宅の広さ・築年数等、賃貸の要因を分析に加えるべきとのコメントを頂いた。これについては今後の課題である。

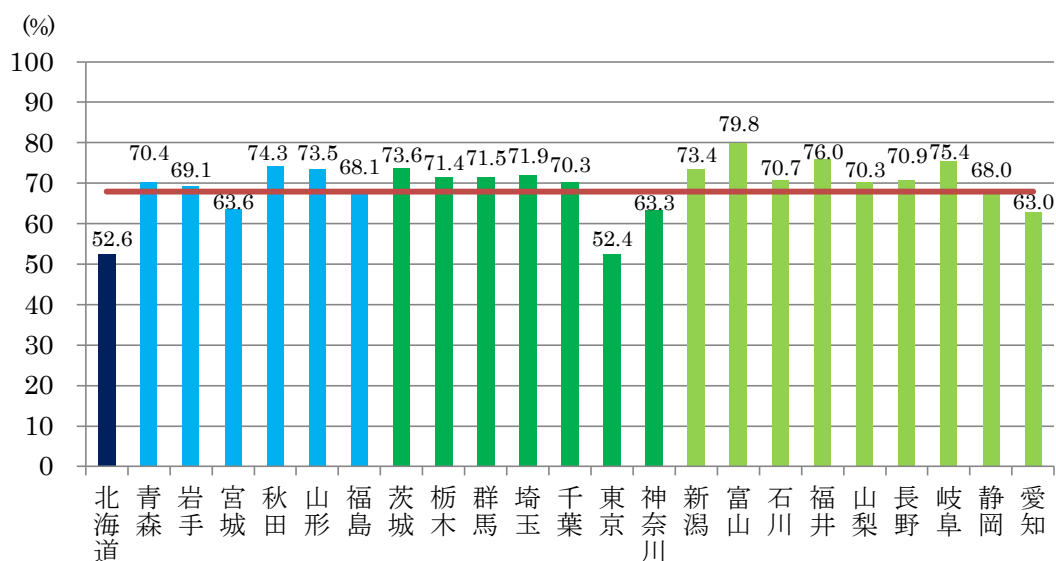
表 4-1 推定結果

被説明変数	持ち家世帯率[%]					
	ケース(1)		ケース(2)		ケース(3)	
説明変数	FE	RE	FE	RE	FE	RE
宅地価格 [円/m ²]	-9.47e-06*** (2.89e-06)	-1.23e-05*** (2.89e-06)	-5.19e-06* (2.87e-06)	-7.71e-06** (3.01e-06)	-5.44e-06* (2.83e-06)	-8.38e-06*** (3.06e-06)
一人当たり雇用量・所得成長率 [%]	0.199*** (0.0540)	0.217*** (0.0573)	0.189*** (0.0511)	0.199*** (0.0554)	0.190*** (0.0526)	0.195*** (0.0590)
都市ダミー	0.0606 (0.574)	-1.029* (0.576)	-0.154 (0.544)	-0.964* (0.556)	-0.338 (0.567)	-1.091* (0.605)
高齢化率 [%]	0.507*** (0.165)	0.741*** (0.148)	0.841*** (0.171)	0.898*** (0.146)	0.700*** (0.177)	0.844*** (0.151)
人口流出率 [%]	-2.684*** (0.817)	-2.575*** (0.800)	-2.827*** (0.775)	-2.820*** (0.780)	-2.975*** (0.774)	-3.017*** (0.798)
一次産業比率 [%]			0.659*** (0.171)	0.773*** (0.167)	0.678*** (0.173)	0.783*** (0.176)
二次産業比率 [%]			-0.0659 (0.0453)	0.0423 (0.0445)	-0.0539 (0.0451)	0.0662 (0.0449)
不動産取得税額・県内総生産比率 [%]					-10.14* (5.817)	-13.27** (6.470)
固定資産税額・県内総生産比率 [%]					-1.395** (0.688)	-0.463 (0.741)
都市計画税額・県内総生産比率 [%]					2.443 (2.898)	1.613 (3.124)
1993年ダミー	-2.603*** (0.466)	-3.103*** (0.453)	-2.832*** (0.450)	-2.779*** (0.447)	-2.590*** (0.501)	-2.906*** (0.508)
1998年ダミー	-4.340*** (0.886)	-5.480*** (0.828)	-5.330*** (0.889)	-5.050*** (0.838)	-4.675*** (0.956)	-5.008*** (0.908)

2003年ダミー	-5.831*** (1.296)	-7.601*** (1.197)	-7.761*** (1.355)	-7.092*** (1.257)	-7.152*** (1.437)	-7.283*** (1.348)
2008年ダミー	-7.853*** (1.721)	-10.26*** (1.576)	-10.77*** (1.801)	-10.00*** (1.637)	-9.795*** (1.879)	-10.03*** (1.716)
定数	68.10*** (3.228)	65.27*** (3.062)	63.71*** (3.957)	58.89*** (3.718)	67.94*** (4.241)	61.42*** (4.094)
決定係数	0.481	0.576	0.542	0.541	0.563	0.556
ハウスマン検定	chi2(8) = 1031.76 Prob>chi2 = 0.0000		chi2(10) = 88.00 Prob>chi2 = 0.0000		chi2(13) = 139.60 Prob>chi2 = 0.0000	
中括弧内: 標準誤差 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

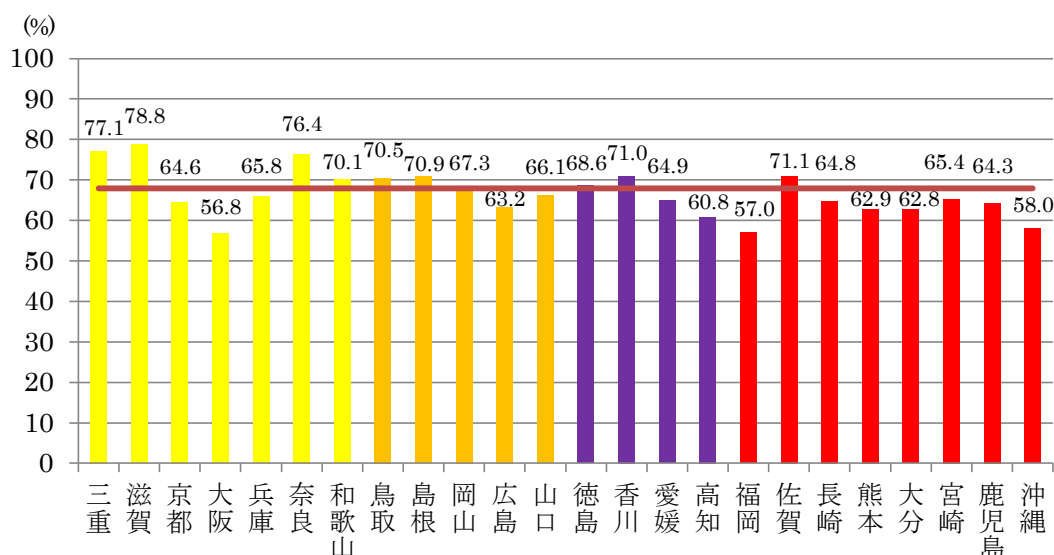
ケース(1)～(3)のハウスマン検定にて帰無仮説「固定効果モデルより変量効果モデルが正しい」は棄却される。これより、各モデルでFE推定が支持され固定効果は持ち家世帯率に影響を及ぼす⁶³。では、その効果はいかなるものか。LSDV推定より得られた固定効果を図4-19に示す⁶⁴。

図4-19 固定効果



⁶³ 人口流出率、産業構造、住宅税制効果の単位はパーセンテージと共通であるが、質が異なるため比較は適当でない。

⁶⁴ LSDV・FE推定の結果は推定値、標準誤差とも同じとなる。



図中の直線(67.94%)は、固定効果の平均でこれはFE推定の切片推定値に等しい。各数値を見ると最小値は東京(52.4%)であり、固定効果は賃貸以上に持ち家の選択に寄与する。各効果の中で平均値からの乖離が大きな富山(79.8%)・滋賀(78.8%)、北海道(52.6%)、福岡(57%)は注目に値し、次節で社会学的知見をもとにその効果を解釈する。

4.3 考察

実証結果を踏まえ「仮説の検討」、「固定効果の解釈」、「持ち家世帯率の予測」これら各々を考察する。

検定にて支持された「固定効果推定」の結果より、宅地価格の係数はマイナスで有意、一人当たり雇用者報酬・所得成長率の係数はプラスで有意、都市ダミーの係数は非有意、符号はケース(1) マイナス、ケース(2)・(3) プラス、高齢化率の係数はプラスで有意、人口流出率の係数はマイナスで有意、第一次産業比率の係数はプラスで有意、第二次産業比率の係数はマイナスで非有意、不動産取得税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、固定資産税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、都市計画税額・県内総生産比率の係数はプラスで非有意、各年ダミーの係数はマイナスで有意となった。仮説通りの符号・有意な判定が得られなかった変数は「都市ダミー、第二次産業比率、都市計画税額・県内総生産比率」である。

都市ダミーの係数はケース(2)・(3)にて、マイナス・非有意であり「仮説3: 非都

市地域は都市より持ち家世帯率が高い」とは異なる。その理由として県別データの利用が挙げられる。例えば、北海道は政令指定都市の札幌を含むため都市ダミーの値は1となる。しかし、北海道は都市・非都市地域が混在する場所で、全体を都市と決めつけるのは妥当でない。北海道以外にもこうした都道府県があり、これら地域を一律に都市とみなした結果が非有意の判定につながったと思われる。なお、都道府県レベルよりも細かい市区町村レベルで分析すれば、仮説通りの結果が得られる可能性は高い。

都市計画税比率の係数はプラス・非有意であり「仮説10：都市計画税額・県内総生産比率の増加により持ち家世帯率が向上」とは異なる。この理由は税率にある。都市計画税額は固定資産税同様、課税標準額に税率をかけることで算出される⁶⁵。この税率が固定資産税では標準で1.4%、都市計画税では高くとも0.3%であり、固定資産税に比べその値は小さい。この税率の低さにゆえに都市計画税は持ち家希望者、潜在的家主の住宅購入を阻害するには至らない。仮に税負担から逃れるため課税領域である市街化区域からそうでない市街化調整区域・非線引き区域に移るにせよ⁶⁶、そもそも前者が居住に適した空間である以上、後者に移り暮らす心理的・金銭費用は大きく税負担を飲むのではないか⁶⁷。

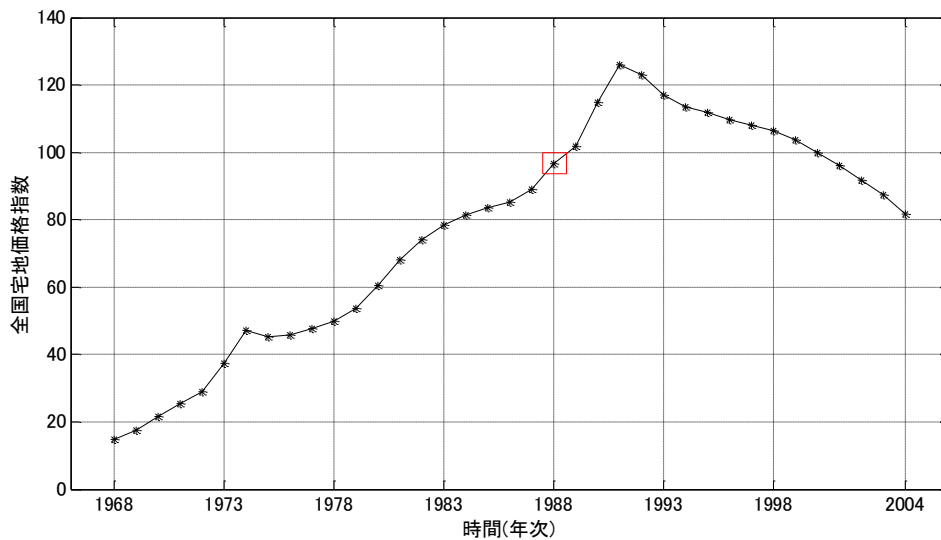
年ダミー係数の符号は全てマイナスで、時間の経過につれ絶対値は大きくなる。基準年がバブル前夜(1988年)であることに着眼し、宅地価格と持ち家の所有欲を交え解釈する。全国宅地価格指数を図4-20に掲載する。

⁶⁵ 都市計画税の課税標準額は基本的には固定資産と同一である。

⁶⁶ 都市計画区域は(1)市街化区域、(2)市街化調整区域、(3)非線引き区域に分類される。現在、都市計画区域は国土面積の25.7%を占め、人口の91.6%が居住する。(1)市街化区域とは都市計画区域として指定された区域のうち、既に市街地になっている区域や公共施設の整備を行うことにより積極的に整備・開発を行っていく区域であり、生活やビジネス等が整った環境である。(2)市街化調整区域とは開発行為は原則行われず、都市施設の整備も原則として行われない。つまり、新たな建築物の建築・増築を極力抑える地域である。ただし、一定規模までの農林水産業施設や、公的な施設、および公的機関による土地区画整理事業などによる整備等は可能である。

⁶⁷ 推定結果(表4-1)より、持ち家世帯率に影響を及ぼさず税収を増やすには都市計画税率を上げる手がある。また、都市計画税率を下げて持ち家世帯率に影響は及ばない。

図4-20 全国宅地価格指数の推移



バブル前夜、宅地価格がこれから高まると人々は期待、その熱気に後押しされ持ち家購入者が殺到した⁶⁸。ダミー変数の係数が持ち家の購入意欲を捉えるとすれば、基準年の1988年はそれが絶対的に高く、加えてバブル崩壊以降の失われた20年は家計の購買力を削ぐのに十分な期間であった。こうした背景が年ダミーの限界効果に投影された可能性は高い。

ここまで、仮説を検討した。次は固定効果の解釈であり、本章ではこれを県民性・県固有の文化と見なし(1)北海道、(2)富山県、(3)愛知県、(4)滋賀県、(5)福岡県、5つに注目する⁶⁹。(1)北海道：畑作や牧畜を中心とした大規模農業が盛んで一軒一軒の間が内地に比べ離れている。これにより、家族以外の共同体があまり必要とされず伝統的な村落共同体が形成されなかった。結果、大家族制による持ち家の居住が起らず持ち家優位とはならなかった。(2)富山県：親鸞の創始した浄土真宗の影響が強く残っており、それが勤勉で忍耐強い性格を育てた。この性格が持ち家世帯率の高さや住居の広さに繋がっている。(3)愛知：愛知県そのものである名古屋であり、名古屋人の性格でよく言われるのは閉鎖的である。新聞は中日、車はトヨタ、野球はドラゴンズ、銀行は東海、お歳暮は松坂屋と強い地元意識を持ち、それだけよそ者にとっては住みにくい。新来者は周りとの関係が難しく、持ち家を購入しその土地に根付くのが難し

⁶⁸ バブル期、住宅ローンを固定高金利・長期返済契約で借りた世帯が返済不能に陥るとの指摘がある。

⁶⁹ 固定効果に言及する際、県民性を研究した祖父江(2000)を参考にする。

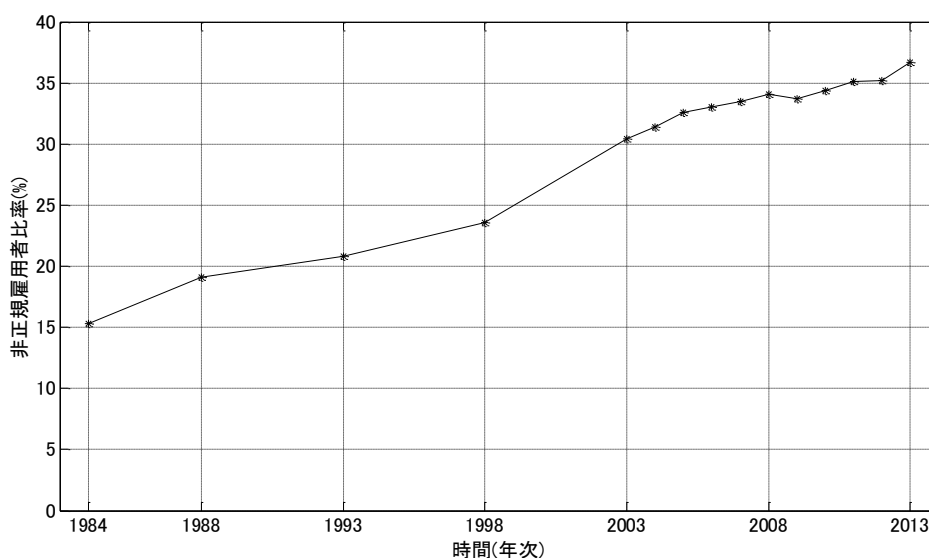
い。(4)滋賀県：近江商人と呼ばれるバイタリティー溢れ全国で活躍した商業人たちを有する県である。近江商人の最大のモットーは正直、堅実であり、さらに儉約・勤勉、信用・商品吟味が加わる。伝統的な滋賀県民の多い地域(例：彦根市)ではNHK放送文化研究所の全国県民意識調査の「普段の生活はできるだけ切り詰めて、お金や財産を残したと思いますか」の問いに対する「肯定」比率は全国最高である。お金や財産を残したい。この要望が持ち家優位へと繋がった。(5)福岡県：古くから海外との交流を持ち、西日本における政治、経済の中心として栄えてきた。この歴史が時流に敏感で、進取の気性に富んだ県民性を育てた。また、九州の中ではタテ社会の度合いが薄い地域である。そのため、伝統的村落共同体が発達せず、持ち家の居住が優位にならなかった。

最後に今後の持ち家世帯率を予測する。将来的にこの指標は低下の傾向、言い換えれば、賃貸の選択に舵が触れる可能性が高い⁷⁰。この予測にて注目すべき変数は(1)第一次産業比率、(2)固定資産税額・県内総生産比率、(3)人口流出率、(4)高齢化率である。(1)第一次産業比率に関して、図4-14(第一次産業比率、持ち家世帯率の相関)で確認されるように第一次産業の規模は年々低下している。高齢化・後継者不足が落ち着かない限り、第一次産業比率は今後も低下の道を辿る可能性は高い。限界効果はプラスのため賃貸の選択が活発化する。(2)固定資産税額・県内総生産比率に関して、2014/4/21付け日経新聞朝刊によれば、円安による資材価格の高騰・工事費の上昇を背景に総務省が家屋の資産価格を高く見積もる方針とのことである。これにより、今後、固定資産税の税負担が重くなる。名目県内総生産が伸びないデフレ下での固定資産税の税負担増は、固定資産税額・県内総生産比率の上昇につながる。限界効果がマイナスであるため、この流れは持ち家世帯率の押し下げ要因として働く。(3)人口流出率に関して、近年、派遣を始めとした非正規雇用者の増加により、労働市場の流動性が高まっている⁷¹。非正規雇用者比率の推移を図4-21に掲載する。

⁷⁰ 社会的に最適な持ち家世帯率ほどの程度か。これについては研究の余地がある。

⁷¹ 日本の非正規雇用は「パートタイマー」、「アルバイト」、「契約社員(期間社員)」、「契約職員(臨時職員)」、「派遣社員(登録型派遣)」からなる

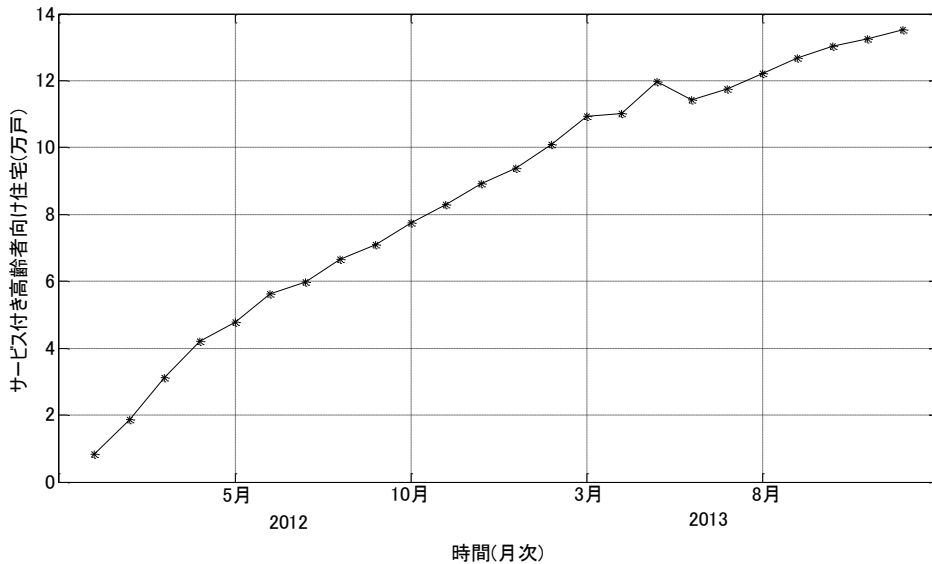
図 4-21 非正規雇用者比率の推移



データの出所は「総務省:労働力調査」である。図より 2013 年度では 3 人に 1 人以上が非正規雇用者比率は高い。この傾向により地域間を転々とする雇用者の増加が増え、それが人口流出率の高まりにつながる。人口流出率の係数はマイナスであるため、地域間流動性の活発化と共に持ち家世帯率は低下する。(4) 高齢化率に関して、今後日本では高齢化は避けて通ることができない。4.2 では住宅のバリアフリー化、家主の高齢者入居拒否の件で高齢化率の限界効果はプラスと仮説を立て回帰した結果、予想通りであった。この結果を額面通り受け取って良いか。そうではない。今後、高齢者の積極的な賃貸選択が生じる可能性がある。その可能性の一つとしてサービス付き高齢者向け住宅の出現が挙げられる。この住宅の定義は「民間事業者により運営され、都道府県単位で認可・登録された賃貸」である⁷²。特徴としては入居しやすく、常駐の介護スタッフによる見守りや生活相談等、サービスの質が高い。こうした住宅は現段階・今後どのような状況にあるか。サービス付き高齢者向け住宅の登録状況の推移を図 4-22 に掲載する。

⁷² [http://kaigo.homes.co.jp/manual/facilities_comment/service/\(Homes 介護\)が詳しい。](http://kaigo.homes.co.jp/manual/facilities_comment/service/(Homes%20介護)が詳しい。)

図 4-22 サービス付き高齢者向け住宅の登録状況の推移



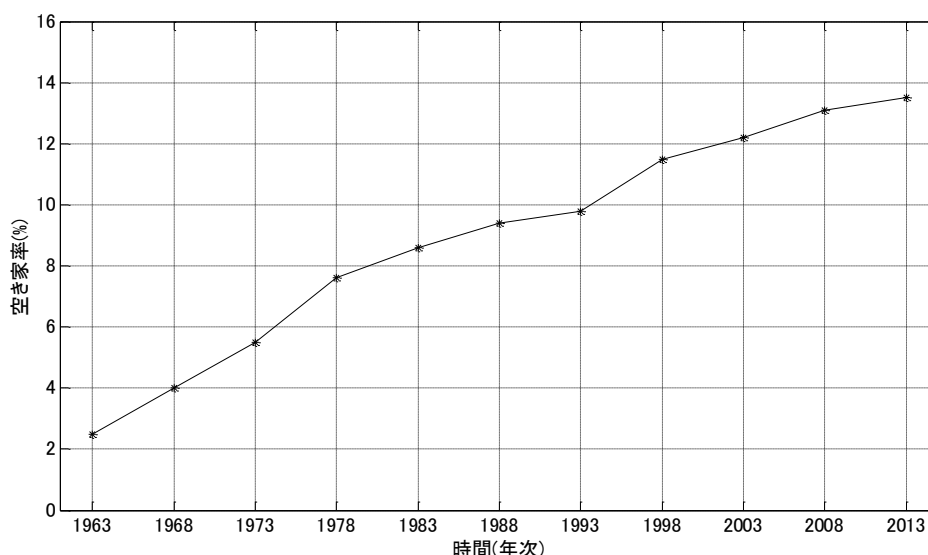
データの出所は「国土交通省:サービス付き高齢者向け住宅の登録状況」である。図より年を追うごとに戸数の増加が見てとれる。2008年までのサンプルをもとに係数が推定されその値は0.7と高齢化の勢い以上に持ち家世帯率は増加しない。バリアフリー化賃貸住宅の供給が過少である事情がこの推計値に反映されるならば、図より明らかなサービス付き高齢者向け住宅の増加傾向は、今後、高齢者の賃貸選択の誘因を高め限界効果の符号をマイナス化する可能性は大きい。その場合、高齢化率の増加は持ち家世帯率の低下につながる。

推定係数・日本の実情を交えた帰結は持ち家世帯率の低下を支持し、今後は賃貸世帯が増える可能性が高い。こうした予測とは別に、近年、空き家の増加が問題となりつつある。空き家の放置は防災、景観、衛生、防犯、所有権等の面で問題であり、外部不経済を引き起こす。この状況は明らかに効率的な資源配分の達成を妨げる。先ほど予測したように今後賃貸世帯の増加が予測されるため、空き家を賃貸として利用するのが社会厚生上望ましい。ただし、瀬古・隅田(2011)で指摘されるように日本の賃貸住宅の規模は小さく大世帯が居住しにくい等、必ずしも質が十分とは言えない。また、山崎(2001)でも述べられるように賃貸市場には情報の非対称性が存在し、家主、

賃借人の情報格差の是正も問題である⁷³。空き家を賃貸に流用するにせよ、こうした問題を回避しなければならない。

空き家率の推移を図4-23に掲載する。

図4-23 空き家率の推移



データの出所は「総務省：住宅・土地統計調査」である。

4.4 おわりに

本章では、県別パネルデータを活用し日本の持ち家世帯率の決定要因を分析した。推計に用いた説明要因は宅地価格、一人当たり雇用者報酬・所得成長率、都市、高齢化率、人口流出率、第一次産業比率、第二次産業比率、不動産取得税額・県内総生産比率、固定資産税額・県内総生産比率、都市計画税額・県内総生産比率である。この説明要因に加え固定効果を想定した線形回帰モデルを3ケース考え、各々に対して固定効果推定、変量効果推定した。推計・検定の結果、宅地価格の係数はマイナスで有意、一人当たり雇用者報酬・所得成長率の係数はプラスで有意、都市ダミーの係数は

⁷³ 情報の非対称性の存在により、一般的にパレート効率的な状態の実現が妨げられる。

マイナスで非有意、高齢化率の係数はプラスで有意、人口流出率の係数はマイナスで有意、第一次産業比率の係数はプラスで有意、第二次産業比率の係数はマイナスで非有意、不動産取得税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、固定資産税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、都市計画税額・県内総生産比率の係数はプラスで非有意となった。また、いずれのケースでも固定効果推定が支持され、県民性・県固有の文化は持ち家・賃貸の選択に影響を及ぼす。さらに推計結果・日本の情勢を踏まえれば、日本の持ち家世帯率は今後低下の傾向を辿る可能性が高い。こうした予測と並行して近年空き家の増加が問題となっている。空き家が外部不経済を誘発することを踏まえれば、いかに空き家を賃貸運用するか検討すべきである。

付録

付表 4-1 記述統計

変数	最小値	最大値	平均値	中央値	標準偏差	範囲
宅地価格[円/m ²]	20200	891000	73921.28	47000	86841.7	870800
一人当たり雇用者報酬・所得成長率[%]	-6.39	9.07	0.33	0.017	2.49	15.46
都市ダミー	0	1	0.243	0	0.43	1
高齢化率[%]	7.797	28.551	18.068	17.860	4.716	20.754
人口流出率[%]	1.217	4.452	2.108	2.036	0.451	3.235
一次産業比率[%]	0.048	9.512	2.645	2.255	1.883	9.465
二次産業比率[%]	12.009	58.114	32.329	32.162	8.578	46.104
不動産取得税額・県内総生産比率[%]	0.055	0.262	0.115	0.114	0.030	0.207
固定資産税額・県内総生産比率[%]	0.176	1.728	0.961	1.010	0.298	1.552
都市計画税額・県内総生産比率[%]	0	0.454	0.103	0.092	0.075	0.454

(各変数のサンプル数: 235)

利用データ

[宅地価格]

1988/90/93/98/2003/08年：統計局ホームページ 日本の長期時系列 不動産・土地
15-20 都道府県、用途別宅地の平均価格(1平方メートル当たり)(昭和55年～平成16
年)

<http://www.stat.go.jp/data/chouki/15.htm>

[一人当たり雇用者報酬]

1980年：内閣府ホームページ 県民経済計算(昭和50年度-平成11年度)(68SNA、平成2
年基準計数) 1人当たり県民雇用者報酬

http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_68sna_s50.html

1990年：内閣府ホームページ 県民経済計算(平成2年度-平成15年度)(93SNA、平成7
年基準計数) 1人当たり県民雇用者報酬

http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h15.html

2000年：内閣府ホームページ 県民経済計算(平成8年度-平成21年度)(93SNA、平成12
年基準) 1人当たり県民雇用者報酬

http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h21.html

2000年：内閣府ホームページ 県民経済計算(平成13年度-平成23年度)(93SNA、平成
17年基準計数) 1人当たり県民雇用者報酬

http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h23.html

[高齢化率(65歳以上県内人口/県内総人口)]

[65歳以上県内人口]

1988年：日本の統計 1990(H2) 年版 12 都道府県年齢階級別人口 P15

1993年：日本の統計 1995(H7) 年版 2-6 都道府県年齢階級別人口 P16

1998年：日本の統計 2000(H12) 年版 2-6 都道府県年齢階級別人口 P16

2003年：日本の統計 2005(H17) 年版 2-6 都道府県年齢階級別人口 P16

2008年：日本の統計 2010 (H22) 年版 2-6 都道府県年齢階級別人口 P17

[県内総人口]

1988/90/93/98/2003/08年：統計局ホームページ 日本の長期時系列 人口・世帯
2-5 都道府県, 男女別人口

<http://www.stat.go.jp/data/chouki/02.htm>

[他都道府県への転出者数]

1988/90/93/98/2003年：統計局ホームページ 日本の長期時系列 人口・世帯
2-37-b 都道府県別、男女別都道府県内移動者数、他都道府県との間の転出入者数
及び転入超過率（昭和29年～平成16年）

<http://www.stat.go.jp/data/chouki/02.htm>

2008年：日本の統計 2010年版 2-16 都道府県別転出入者数 P23

[固定資産税 土地・家屋]

[都市]

1988年：地方財政統計年報 1990 (H2) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P398-399

1993年：地方財政統計年報 1995 (H7) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P406-407

1998年：地方財政統計年報 2000 (H12) 年版 2-6-6表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P446-447

2003年：地方財政統計年報 2005 (H17) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P494-495

2008年：地方財政統計年報 2010 (H22) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別)

<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei22.html>

[町村]

1988年：地方財政統計年報 1990 (H2) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P412-413

1993年：地方財政統計年報 1995 (H7) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P418-419

1998年：地方財政統計年報 2000 (H12) 年版 2-6-6表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P458-459

2003年：地方財政統計年報 2005 (H17) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P506-507

2008年：地方財政統計年報 2010 (H22) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別)

<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei22.html>

[都市計画税]

[都市]

1988年：地方財政統計年報 1990 (H2) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P406

1993年：地方財政統計年報 1995 (H7) 年版 2-6-5表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P412

1998年：地方財政統計年報 2000 (H12) 年版 2-6-6表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P452

2003年：地方財政統計年報 2005 (H17) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別) P500

2008年：地方財政統計年報 2010 (H22) 年版 2-6-7表 都市税目別徴収実績(都道府県別)

<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei22.html>

[町村]

1988年：地方財政統計年報 1990 (H2) 年版 2-6-6表 町村税目別徴収実績(都道府県別) P420

1993年：地方財政統計年報 1995 (H7) 年版 2-6-6表 町村税目別徴収実績(都道府県別) P424

1998年：地方財政統計年報 2000 (H12) 年版 2-6-7表 町村税目別徴収実績(都道府県別) P464

2003年：地方財政統計年報 2005 (H17) 年版 2-6-8表 町村税目別徴収実績(都道府県別) P512

2008年：地方財政統計年報 2010 (H22) 年版 2-6-8表 都市税目別徴収実績(都道府県別)

<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei22.html>

[不動産取得税]

1988年：地方財政統計年報 1990 (H2) 年版 2-6-3表 都道府県別税目別徴収実績 P384

1993年：地方財政統計年報 1995 (H7) 年版 2-6-3表 都道府県別税目別徴収実績 P392

1998年：地方財政統計年報 2000 (H12) 年版 2-6-3表 都道府県別税目別徴収実績 P427

2003年：地方財政統計年報 2005 (H17) 年版 2-6-3表 都道府県別税目別徴収実績 P469

2008年：地方財政統計年報 2010 (H22) 年版 2-6-3表 都道府県別税目別徴収実績
<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei22.html>

[持ち家世帯率]

[国レベル]

1950年：日本統計年鑑 1951年 184 居住状況 B 府県別及び6大都市別 P308

1955年：日本統計年鑑 1958年 233 府県別居住状況 P308

1960年：日本統計年鑑 1962年 97 府県別居住状況 P188

1965年：日本統計年鑑 1968年 295 府県別居住状況 P432

1970年：日本統計年鑑 1972年 297 府県別の住居の種類、所有の関係別世帯数、世帯人員および一人当たり畳数 P432

1975年：日本統計年鑑 1976年 302 府県別の住居の種類、所有の関係別世帯数、世帯人員および一人当たり畳数 P420

1980年：日本統計年鑑 1981年 314 府県、住宅の種類、所有関係別世帯数、世帯人員及び一人当たり畳数 P454

1985年：日本統計年鑑 1986年 15-1 府県、世帯の種類、住宅の所有関係別世帯数、世帯人員及び一人当たり畳数 P512

1988/93/98/2003/08年：統計局ホームページ 日本の長期時系列 住宅 21-07 都道府県、所有の関係別住宅数及び住宅の規模(昭和23年～平成20年)
<http://www.stat.go.jp/data/chouki/21.htm>

[県レベル]

1988//93/98/2003/08年：統計局ホームページ 日本の長期時系列 住宅 21-07 都道府県、所有の関係別住宅数及び住宅の規模(昭和23年～平成20年)
<http://www.stat.go.jp/data/chouki/21.htm>

[第一次産業比率]

1988年：県民経済計算年報 1991 (H3) 年版 経済活動別県内総生産 P153
1993年：県民経済計算年報 1996 (H8) 年版 経済活動別県内総生産 P115
1998年：県民経済計算年報 2001 (H13) 年版 経済活動別県内総生産 P150
2003年：県民経済計算年報 2006 (H18) 年版 経済活動別県内総生産 P143
2008年：県民経済計算年報 2013 (H25) 年版 経済活動別県内総生産 P133

[第二次産業比率]

1988年：県民経済計算年報 1991 (H3) 年版 経済活動別県内総生産 P?
1993年：県民経済計算年報 1996 (H8) 年版 経済活動別県内総生産 P115
1998年：県民経済計算年報 2001 (H13) 年版 経済活動別県内総生産 P150
2003年：県民経済計算年報 2006 (H18) 年版 経済活動別県内総生産 P143
2008年：県民経済計算年報 2013 (H25) 年版 経済活動別県内総生産 P133

第5章 研究のまとめ

本稿では、住宅要素の一つである居住形態に焦点を当て理論・計量分析した。家計は何を考え持ち家・賃貸を選ぶか。その行動はいかなる要因により影響を受け、いかなる影響を経済に及ぼすか。ミクロ・マクロ両視点からこの経済現象に迫った。

第二章では、Henderson and Ioannides(1983)の賃貸の外部性、住宅・人的担保型借り入れ制約からなるミクロ理論モデルで家計の居住形態選択行動を分析した。重要なのは金融機関の与信態度であり、住宅・人的担保率次第で借り入れの上限は高くもなれば低くもなる。住宅担保率が高まる要因として金融技術の革新が考えられる。具体的には証券化手法を応用した住宅金融商品の登場であり、金融機関の融資率を高めた貸し出しを喚起する。家計の側からすれば、これにより借り入れ制約が緩和され、持ち家の取得が可能になり厚生が高まる。モデルの含意が成立する状況を探すため日本の住宅市場を調べた所、首都圏の中古マンション市場にて2004年から2005年の期間にて住宅価格を一定と見なせる状況を発見した。もう一つの前提条件である金融技術の革新の一例として、証券化スキームを持つフラット35を挙げる。リスクを投資家に転嫁する性質により金融機関は融資率を高めた貸し出しが可能となり、家計の借り入れ制約は緩和される。この金融商品は2004年から2005年の期間、住宅金融公庫・支援機構から融資を受けた家計の資金調達内訳にて重要な位置を占めた。モデルの含意により、フラット35を利用して中古マンションを購入した家計の厚生は向上した。

第三章では、第二章で扱ったミクロ理論モデルの枠組みを拡張し、マクロ一般均衡体系へと分析領域を広げた。経済で発生するショックを受け家計はどのように行動を変え、持ち家世帯率はどのように変化するか。住宅嗜好ショック・住宅供給ショック・金融緩和ショックと三種類のショックに注目した。DSGEモデルによる循環分析の結果、(1)住宅嗜好ショックに対し賃貸の選択が促進される。(2)住宅技術ショックは当初、賃貸の選択を促進し、時間の経過につれ持ち家の選択促進へとシフトされる。(3)金融緩和ショックは持ち家の選択を促進する。この3点が明らかとなった。政策当局が持ち家世帯率を政策目標にする場合、住宅市場の需給動向、金融政策による影響を見逃してはならない。

第四章では、計量分析により持ち家世帯率の決定要因を明らかにした。推計に用いた説明要因は宅地価格、一人当たり雇用者報酬・所得成長率、政令指定都市、高齢化率、人口流出率、第一次産業比率、第二次産業比率、不動産取得税額・県内総生産比率、固定資産税額・県内総生産比率、都市計画税額・県内総生産比率である。この説明要因に固定効果を想定し線形回帰モデルを3ケース考え、各々に対して固定効果推定、変量効果推定した。推計・検定の結果、宅地価格の係数はマイナスで有意、一人当たり雇用者報酬・所得成長率の係数はプラスで有意、政令指定都市ダミーの係数はマイナスで非有意、高齢化率はプラスで有意、人口流出率の係数はマイナスで有意、第一次産業比率の係数はプラスで有意、第二次産業比率の係数はマイナスで非有意、不動産取得税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、固定資産税額・県内総生産比率の係数はマイナスで有意、都市計画税額・県内総生産比率の係数はプラスで非有意となった。また、いずれのケースでも固定効果推定が支持され、県民性・県固有の文化は持ち家・賃貸の選択に影響を及ぼす。さらに推計結果・日本の情勢を踏まえれば、日本の持ち家世帯率は今後低下の傾向を辿る可能性が高い。こうした予測と並行して近年空き家の増加が問題となっている。社会厚生を高めるため、効率的な賃貸市場の設計が今後の住宅政策の鍵となろう。

各章の分析を通じ、上記の理論・実証的知見が得られた。理論分析の特徴は、経済の特定部位に焦点を当て抽象的に考察する点にある。これにより、複雑な構造の背後に隠れた本質の把握が可能となる。住宅価格一定のもと借り入れ制約の緩和により家計はいかに行動するか、構造ショックに対し家計はいかなる反応を示すか。本稿ではこの二点を明らかにした。居住形態選択行動に関しては、第四章の実証分析で見たように県民性・県固有の文化が重要な説明要因である。理論分析ではこうした要因が数理化される機会はなく、持ち家・賃貸の選択行動を解き明かすには実証的視点も要求される。ただし、計量分析にもサンプル不足、誤差の制御等、理論分析とは違った問題が存在し、また、限界効果を推定したとてその数値の裏に潜む家計、企業、政策当局の行動メカニズムは定かではない。いずれにせよ、各分析手法ともに限界があり目的に合わせ適切な手法を選択する必要がある。この帰結に至ったのは理論・実証研究に取り組んだ点が大きい。

ここまで、各章を要約し、理論・実証分析を対比した。最後に、本テーマは今後日本経済にていかなる位置にあるべきか、これに言及し本稿を締める。冒頭でも書いた

ように住宅は人々の生活に不可欠な財であり、持ち家・賃貸市場が整備された日本で居住形態の選択は身近な話題である。住宅の購入は一生に一度の買い物と揶揄されるように家計にとって大きな決断である。賃貸を選ぶにせよ家賃支払いは家計消費の無視できない割合を占め住関連の費用は大きい。費用最小化する家計にとって持ち家・賃貸の選択はその他の財の選択以上に重要である。日本のマクロ経済の話題としてバブル生成・崩壊に対する人々の関心は高い。住宅価格の高騰、崩壊の裏で家計はいかに居住形態を選択するか。通常時とは異なる住宅価格の変動を前提に家計行動を理論化し分析する価値は高い。

こうした従来 of 話題に加え、今後注目すべき話題は数多い。近年の「情報技術の発達」によりインターネットを通じた情報の提供等、従来とは異なるサービスが出現している。これにより、賃貸市場にて指摘される貸し手・借り手の情報格差が縮まり最適な状態へと近づくかもしれない。現在進行中である「高齢化」に関連した空き家、相続・贈与の問題も注目に値する。空き家をいかに買い手に供給するか、その理論的支柱の構築が待たれる。また、県別データの欠如により実証分析にて相続・贈与税が持ち家世帯率に及ぼす効果は明らかでない。データの制約を回避した上で、限界効果の把握が今後の課題である。居住形態の選択は国内で完結しない。「円安の進展」による資材価格の高騰は、短期的に賃貸の選択を後押しする。為替レートに影響を及ぼす株式取引に参加する海外投資家の割合は高く、海の向こうの投機事情により我々の持ち家・賃貸の選択が左右される可能性も捨てきれない。

以上のように居住形態の選択は日本経済を語る上で今後も重要な話題であり、この分野の研究発展が一層と望まれる。

謝辞

博士前期・後期課程5年間を通じ多くの方々にお世話になった。ここに感謝の言葉を述べたい。経済学研究科事務の方々には履修・給与・学会申請手続き等、各種事務手続きにて大変お世話になった。こうした支援のおかげで勉学に集中できたのは言うまでもない。

現指導教官の松林洋一教授には入学前一度お会いする機会を頂き、数多くのアドバイスをして頂いた。今思えばこの出会いが神戸大学で学ぶきっかけであったように思う。進学後再びお会いした際「あの時話したよね」と声をかけて頂いたことは今でも記憶に新しい。直接指導して頂いたのは博士後期課程の一年半であり、論文指導、学会申請、就職相談等、様々なことでお世話になった。こうして無事、博士論文の提出に至れたのも先生のお力添えゆえである。地主敏樹教授には日本金融学会・MME報告等、多くの学術的活動の場を提供して頂くと共に、そこでの発表研究に対し貴重なコメントを数多く頂いた。本稿がこうした形に収まったのも先生の貴重なご指摘のおかげである。ゼミには数多くの学生が在籍し、専門外のことを学ぶ機会が多く本当に勉強になった。北野重人教授にはゼミを通じ多くのことを教えて頂いた。第三章でのDSGEモデル、そのシミュレーションに不可欠なDynare・Matlabを扱うゼミは希少で、そこで習ったテクニックは研究・論文作成で大変役立った。プログラムはこの分野でいかに使われるか、それにより何を明らかにするか。経済学への転向動機の一つであり、自身の濃い一年半であった。藤原賢哉教授には、地主教授のゼミを通じてお世話になった。居住形態選択行動を分析する際、住宅実務の知識は必要不可欠である。先生はこうした事情に大変詳しく丹念に住宅制度・現状を教えて下さった。千葉大学法経学部の佐野晋平准教授、名古屋学院大学の野村友和准教授には修士課程時代、授業、ゼミを通じ計量経済学の理論・実証テクニックを教わった。飲み会では色々と話を聞いて頂くと共に授業時とは異なる姿を見ることができ貴重な時間であった。財務総合政策研究所の宇南山卓先生には、博士前期・後期課程で三年半お世話になった。先生は経済学で研究実績のない私を快く受け持って下さり、厳しくも温かく指導して下さいました。私の研究に対する姿勢、物の捉え方等、多くの研究技術は先生に教わったものと自負している。同志社大学の植田宏文教授、青山学院大学の白須洋子教授からは、2014年

春季日本金融学会全国大会で発表した際、貴重なご意見を頂いた。神戸大学の家森信善教授、近畿大学の星河武志准教授、京都大学経済研究所の高橋修平助教授には2014年度MME報告にて貴重なコメントを頂いた。各先生方のおかげで本稿が充実したのは言うまでもない。その他にも数多くの先輩・後輩、同期の皆様には日常生活、研究を通じ色々とお世話になった。本当に感謝している。

最後に家族に感謝の意を述べ謝辞を締める。ここまで私が研究を進めることができたのも一途に家族の理解、支持、忍耐あってのことである。本当にどうもありがとう。

参考文献

- Bergin, P. R. and Corsetti, G. (2013). “International competitiveness and monetary policy: Strategic policy and coordination with a production relocation externality” , *NBER Working Paper*, (19356), pp.1–47.
- Börsch-Supan, A. (1990). “ Panel data analysis of housing choices” , *Regional Science and Urban Economics*, 20(1), pp.65–82.
- Bourassa, S. C. (1995). “ A model of housing tenure choice in Australia “, *Journal of Urban Economics*, 37(2), pp.161–175.
- Can, A. (1992). “Specification and estimation of hedonic housing price models” *Regional Science and Urban Economics*, 22(3), pp.453–474.
- Christensen, I. and Dib, A. (2008). “The financial accelerator in an estimated new Keynesian model “, *Review of Economic Dynamics*, 11(1), pp.155–178.
- Davis, M. A. and Heathcote, J. (2005). ” Housing and the business cycle” , *International Economic Review*, 46(3), pp.751–784.
- Dusansky, R. and Wilson, P. W. (1993). “The demand for housing: Theoretical considerations” , *Journal of Economic Theory*, 61(1), pp.120–138.
- Fisher, L. M. and Jaffe, A. J. (2003). “Determinants of international home ownership rates “, *Housing Finance International*, 3(3), pp.318–335.
- Flavin, M. and Yamashita, T. (2002). “Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio” , *American Economic Review*, 92(1), pp.345–362.
- Fu, Y. (1991). “A model of housing tenure choice: Comment” , *American Economic Review*, 81(1), pp.381–383.
- Glaeser, E. L. and Shapiro, J. M. (2003). “The Benefits of the Home Mortgage Interest Deduction” , *NBER Working Paper*, (9284), pp.1–61.
- Goodman, A. C. (1978). “Hedonic prices, price indices and housing markets” , *Journal of Urban Economics*, 5(4), pp.471–484.
- Guerrieri, L. and Iacoviello, M. (2014). “OccBin: A toolkit for solving dynamic models with occasionally binding constraints easily” , *Finance and Economics Discussion Series*, (47), pp.1–49.

- Henderson, J. V. and Ioannides, Y. M. (1983). “A model of housing tenure choice” , *American Economic Review*, 73(1), pp.98–113.
- Horioka, C. Y. (1988). “ Tenure choice and housing in Japan “, *Journal of Urban Economics*, 24(3), pp.289–309.
- Iacoviello, M. (2005). “House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle” , *American Economic Review*, 95(3), pp.739–764.
- Ioannides, Y. M. (1979). “Temporal risks and the tenure decision in housing markets” , *Economics Letters*, 4(3), pp.293–297.
- Ishino, T. (2010). “ Youth’ s beginning of individual housing payment and tenure choice: New entries to Japanese housing market “, *Keio/Kyoto Joint Global COE Discussion Paper Series*, (21), pp.1–13.
- Kan, K. (2000). “Dynamic modeling of housing tenure choice “, *Journal of Urban Economics*, 48(1), pp.46–69.
- Maki, A. (1993). “Liquidity constraints: A cross–section analysis of the housing purchase behavior of Japanese households” *Review of Economics and Statistics*, 75(3), pp.429–437.
- Mendicino, C. and Pescatori, A. (2007). “Credit frictions, housing prices and optimal monetary policy rules “, *Money Macro and Finance Research Group Conference 2005*, (67), pp.1–33.
- Mills, E. S. (1990). “Housing tenure choice” , *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(4), pp.323–331.
- Neri, S. and Iacoviello, M. (2010). “Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model” , *American Economic Journal*, 2(2), pp.125–164.
- Ortalo–Magné, F. and Rady, S. (2002). “Tenure choice and the riskiness of non–housing consumption” , *Journal of Housing Economics*, 11(3), pp.266–279.
- Ortega, E., Rubio, M., and Thomas, C. (2011). “House Purchase Versus rental in Spain” , *Banco de Espana Working Paper*, (1108), pp.1–36.
- Rubio, M. (2014). “Rented vs owner–occupied housing and monetary policy” , *Narodowy Bank Polski Working Paper*, (190), pp.1–28.

- Schmitt-Grohe, S. and Uribe, M. (2004). “Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(4), pp.755-775.
- Schwab, R. M. (1982). “Inflation expectations and the demand for housing”, *American Economic Review*, 72(1), pp.143-153.
- Seko, M. (1984). “Japanese homeownership : relative tenure prices versus demographic factors. Theory and evidence”, 日本大学経済学部経済科学研究所 紀要, (8), pp.273-289.
- Shelton, J. P. (1968). “The cost of renting versus owning a home”, *Land Economics*, 44(1), pp.59-72.
- Smets, F. and Wouters, R. (2003). “An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area”, *Journal of the European Economic Association*, 1(5), pp.1123-1175.
- Smets, F. and Wouters, R. (2007). “Shocks and frictions in US business cycles: A bayesian DSGE approach”, *American Economic Review*, 97(3), pp.586-606.
- Sweeney, J. L. (1974). “Housing unit maintenance and the mode of tenure”, *Journal of Economic Theory*, 8(2), pp.111-138.
- Taylor, J. B. (2009). “The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong”, *NBER Working Paper*, (14631), pp.1-30.
- Weiss, Y. (1978). “Capital gains, discriminatory taxes, and the choice between renting and owning a house”, *Journal of Public Economics*, 10(1), pp.45-55.
- 飯星博邦 (2011), 「マクロ経済変数のトレンドとサイクルの分離法の検証 —日本の実質 GDP と失業率への応用—」, 『内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper Series』, 第261号, pp.1-38.
- 石野卓也 (2008), 「住宅ローン減税制度は居住形態の選択行動にどの程度の効果を与えたか」, 樋口美雄・瀬古美喜・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 [IV] 制度政策の変更と就業行動』, 慶應大学出版会, pp.75-98.

- 一般財団法人日本建築センター (2014), 「A Quick Look at Housing in Japan」, pp. 1-98.
- 宇南山卓 (2011), 「住宅ローン減税の効果: 家計の持ち家率の観点から」, 『住宅・金融フォーラム』, 第17巻第41号, pp. 17-41.
- 江口允崇 (2010), 『動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析』, 三菱総合研究所.
- 小川一夫・竹中平蔵・桑名康夫 (1986), 「最近の日本における貯蓄・消費パターンについて. 一新消費・所得データ系列による実証分析」, 『フィナンシャルレビュー』, 第2号, pp. 1-15.
- 小川一夫・竹中平蔵 (1987), 『対外不均衡のマクロ分析—貯蓄・投資バランスと政策協調』, 東洋経済新報社.
- 格付投資情報センター (2007), 「住宅ローンの属性別分析」, pp. 1-21.
- 加藤涼 (2007), 『現代マクロ経済学講義』, 東洋経済新報社.
- 川口有一郎 (2013), 『不動産エコノミクス』, 清文社.
- 財団法人日本住宅総合センター (2011), 「フラット35導入がもたらしたポジティブ要因とネガティブ要因」, 第1号, pp. 1-19.
- 清水千弘・渡辺努 (2009), 「日米における住宅価格の変動要因」, 『フィナンシャルレビュー』, 第95号, pp. 30-63.
- 瀬古美喜・隅田和人 (2011), 「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』, 第81号, pp. 26-38.
- 祖父江孝男 (2000), 『県民性の人間学—出身県でわかる人柄の本』, 新潮社.
- 滝川好夫 (2007), 「市場型間接金融の落とし穴: 「サブプライムローン問題」の5つのポイント」, 『国民経済雑誌』, 第196巻第6号, pp. 17-32.
- 田中淳平・安岡匡也・林田実 (2011), 「「完全予見」概念をひもとく」, 『北九州市立大学商経論集』, 第46巻第1-2号, pp. 1-16.
- 原野啓・中川雅之・清水千弘・唐渡広志 (2012), 「中古住宅市場における情報の非対称性がリフォーム住宅価格に及ぼす影響」, 『日本経済研究』, 第66号, pp. 51-71.
- 廣瀬康生 (2012), 『DSGEモデルによるマクロ実証分析の方法』, 三菱経済研究所.
- 福田慎・溜川健一 (2013), 「動学的確率的一般均衡モデルの動向—モデル構築を中心

に—」, 『商学論集』, 第81巻第3号, pp. 43-60.

矢野浩一 (2008), 「DYNARE による動学的確率的一般均衡シミュレーション ~新ケインズ派マクロ経済モデルへの応用~」, 『内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper Series』, 第203号, pp. 1-40.

山崎福寿 (2001), 『経済学で読み解く土地・住宅問題—都市再生はこう進めよ』, 東洋経済新報社

環境省 環境省エコハウスモデル促進事業, 『エコハウスとは』

<http://www.env.go.jp/policy/ecohouse/about/index.html>

国土交通省 住宅局, 『高齢者住宅施策の現状と動向』

<http://www.mlit.go.jp/common/000027570.pdf>

国土交通省 住宅局 住宅総合整備課 マンション管理対策室, 『原状回復をめぐるトラブルとガイドラインの概要』

<http://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/torikumi/kaihukugaidokai.pdf>

相模原市, 『政令指定都市の要件』

http://www.city.sagamihara.kanagawa.jp/seirei_shitei/001692.html

総務省, 『地方公共団体の区分』

http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/bunken/chihou-koukyoudantai_kubun.html

東京都主税局, 『償却資産の具体例』

http://www.tax.metro.tokyo.jp/shisan/shokyak_sis.html#sy_3

徳島県, 『過疎化地域の要件』

<http://www.pref.tokushima.jp/FAQ/docs/00027304/>

Homes介護, 『サービス付き高齢者向け住宅とは』

http://kaigo.homes.co.jp/manual/facilities_comment/service/