特集論文

住宅価格の変化が出産に与える影響

水谷 徳子
（公益財団法人 家計経済研究所 研究員）

1. はじめに

近年、日本や先進諸国で少子化が進行してきており、そのメカニズムの解明は、重要な課題となっている。これまで多くの研究で、この現象の背景やそのさまざまな要因について理論分析や実証分析が試みられてきた。そして少子化の要因として、子育て費用が高いことに着目した研究も多い(森田(2004)など)。子育て費用には、衣類・食事にかかる費用、医療・保健にかかる費用、教育にかかる費用などさまざまあるが、Lino (2011)によれば、住宅関連支出が子どもの養育に関わる総支出の約3割(31 ～ 33%)と最大の割合を占める。

住宅に関わる支出が出生行動に与える状況の一つとしては、子どもの増加に伴い(あるいは増加に備えて)新規に住宅を取得したり、より大きな住宅へ住み替えたりする場合が考えられよう。それでは、もともと適当な広さの持ち家に居住している場合は出生行動に影響がないのだろうか。持ち家に居住している家計にとっても、住宅価格による出生行動への影響が考えられる。例えば、住宅の市場価格が上昇した場合、住宅資産の増加につながり、出生行動への資産(所得)効果が予想される。また、住宅を担保にローンを借り入れている家計は、住宅資産を流動化させて今期に利用可能な所得を増加させることによって、出生行動への所得効果が予想される。そこで本論文では、日本の個票データを用いて、持ち家取得や住宅価格自体ではなく、住宅価格の変化が出産に与える影響を検証することを目的とする。

以下、第2節では、住宅価格の変化が出産に与える影響の理論的背景と先行研究を概観する。第3節では、推定モデルと使用するデータについて説明し、第4節で推定結果を紹介する。第5節で考察をまとめ、今後の課題を検討する。

2. 住宅価格と出産選択

(1) 理論的枠組み

住宅価格と出産選択の関係は単純な静学モデルによって説明できる。家計は、何人の子どもをもつかを効用最大化の枠組みで決定するとする。まず、子育てに着目してみよう。家計は子どもを養育するのに、時間と市場財(市場で取引される財)を投入する。子どもを養育する費用は、家計によって異なるし、親の機会費用や市場財の価格、子どもの生産関数の形状によっても異なる。子どもの生産関数に含まれる市場財の一つとして、住宅を考える。そのため、住宅価格の変化は、子どもを養育する費用に影響する可能性がある。家計は予算制約のもと、最適な子どもの数Nと住宅サービスの量Hを、(1)式の条件で決定する。

$$\frac{U_N}{U_H}=\frac{P_N}{P_H} \tag{1}$$

ここでNは子どもの数、P_Nは子どもを一人育てるのに必要な金銭的コスト、Hは住宅サービス(の量)、P_Hは住宅の価格、U_Nは追加的に一人子どもをもつことの限界効用、U_Hは住宅の限界効用を表す。単純化のために子どもの質は一定と仮定

し、子どもに対する需要はNで表されるとする。さて、住宅価格は子どもの需要にどのような影響を与えるのだろうか。

例えば、持ち家の取得やより広い家に住み替えることによって環境が整えられ、出産が促進されるかもしれない。このように子どもと住宅が補完関係にあれば、住宅価格の上昇によって、住宅と補完関係にある財(例えば、子ども等)ではなく他の市場財の需要が増加する(代替効果)。つまり、子どもと住宅が補完関係にあれば、住宅価格の上昇によって子どもの需要は減少する($\partial N/\partial P_H < 0$)ことが予想される。しかし、同時に、住宅価格の上昇は、住宅資産に資本化される。もし、子どもが正常財ならば、この資産の増加は、子ども数に正の影響を与えることになる。よって、本稿で推定される住宅価格の変化が出産に与える影響は、負の代替効果に正の資産効果が含まれるため、0方向へのバイアスを含んでいる可能性がある。

一方、子どもと住宅が代替関係にあれば、住宅価格の上昇によって子どもの需要が増加する($\partial N/\partial P_H > 0$)ことが予想される。住宅価格が上昇したときの子どもの需要に与える効果を整理するために、次のようなスルツキー方程式を考えよう。

$$\frac{\partial N}{\partial P_H} = \frac{\partial N^C}{\partial P_H} - H\frac{\partial N}{\partial I} \qquad (2)$$

ここで、N^C は子ども(数)の補償需要関数、Iは所得とする。(2)式の第2項は、住宅価格が上昇したときの所得効果を表す。もし、子どもが正常財であるならば、住宅価格の上昇により、実質的な所得は減少するため子どもの需要は減少する(所得効果)。

(2)式の第1項は、住宅価格が上昇したときの代替効果をあらわす。上述のように子どもと住宅が補完関係にあれば、子どもの数は負の影響を受ける。一方、代替関係にあれば、住宅価格が上昇すると、子どもの費用は相対的に低下し、子どもの数は正の影響を受ける(代替効果)。

このように、住宅価格の上昇が子ども数に与える影響は、子どもと住宅の補完関係や代替関係、代替効果と所得効果の大小関係に依存するため、理論的には方向は明確ではなく、実証分析による。

(2) 先行研究

従来から出生行動を経済学的に説明する際に利用されてきたBeckerが提示したモデルでは、出生選択は所得と価格の関数であり、子どもを正常財と仮定すると所得の増加は子ども数を増加させることが考えられる。しかし、時系列データあるいはクロスセクションデータを用いた多くの実証研究において、所得と子ども数の間には負の相関関係が観察されることが報告されている。

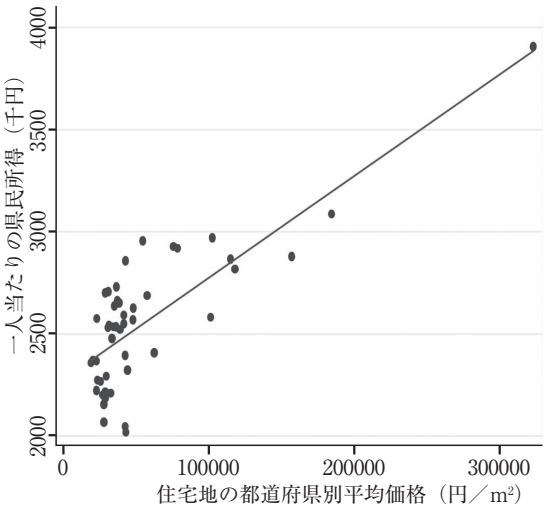
子どもが正常財であるという仮定のもとで、この負の相関関係に対する説明は主に二つある。一つは、子どもの質と量のトレードオフである。子どもの量と質には強い代替関係があり、もし、子どもの質の所得弾力性が子どもの数の所得弾力性を上回るならば、所得が上昇した場合、家計は子どもの数から子ども一人当たりの質へと代替させる。もう一つの説明は、女性の機会費用である。母親の賃金率が高いと出産・育児に伴う機会費用を高め、出産確率を低くする可能性がある。

その他にも、所得と子ども数の負の相関を生み出す要因はさまざま考えられるが、地域による生活費の違いもその一つであろう。生活費の高い地域では、例えば住宅や食料、教育など子どもの養育に関わる市場財の価格が高いことが予想される。

一方で、生活費の高さと所得には正の相関があることも予想される。例えば、Lovenheim and Mumford (2011)は、アメリカの州別のクロスセクションのデータから住宅価格の高い地域と所得の高い地域には強い正の相関が観察されることを報告している。このような傾向は日本においても確認することができる。図表-1には、都道府県別住宅地[1)]の平均価格と一人当たり県民所得の散布図を示す。住宅地の平均価格と県民所得には強い正の相関が観察される。

つまり、所得が高い家計でも生活費で調整した実質所得は低くなり、そのことが結果として出生率を低くしている可能性がある。また、潜在的に子ども数が少ないあるいは出産しないような家計

図表-1 住宅地の価格と所得の相関



が、住宅等の生活費が高い地域に居住している可能性もある。これらの可能性は、所得や住宅価格が出産に与える影響に負のバイアスを含むことを示唆している。

このような問題を克服するために、最近いくつかの研究では、外生的な所得のショックを利用して、所得が出産に与える影響を識別することが試みられている。Lindo（2010）では、夫の失業による世帯収入の減少が出産に負の影響を与えることを示している。しかし、失業自体が出産に影響を与えている可能性を否定できない。Black et al.（2011）では、1970年代のウェストバージニア州の石炭ブームによる所得の正のショックと出生率の増加を示した。この結果は限定的な地域による結果であるため、一般性に乏しい可能性がある。

これらの研究では出産選択と家計の資産には正の相関が観察されるにもかかわらず、主な着眼点は機会費用に関わる外生的な賃金の変化による所得効果の識別である。もし、出産選択が、価格や所得だけでなく資産の関数であるならば、資産がどのように出生行動に影響を与えるのか明らかにすることは重要であろう。本研究では、住宅価格の変化を利用することによって、これまでクロスセクションデータで観察されるバイアスを克服するために利用されてきた機会費用や家計内生産の時間配分に直接影響しないような家計の資産の変化を利用することで、家計の資産の変化が出産に与える影響を検証する。

3. 推定モデルと使用するデータ

(1) 推定モデル

持ち家に居住している有配偶女性 i の出産選択は

$$\mathrm{birth}_{ijt}=\beta_0+\beta_1\Delta P_{ijt-1}+\gamma X_{ijt}+\theta_j+\varphi_t+\varepsilon_{ijt} \qquad (3)$$

と表現される。i は有配偶女性、j は都道府県、t は調査年を示している。被説明変数 birth_{ijt} は、都道府県 j に居住する有配偶女性 i が、t 年より過去1年間に出産していると1をとる変数である。θ_j は都道府県の固定要素（都道府県ダミー等）、φ_t は年の固定要素（年ダミー）、ε_{ijt} は撹乱項である。X_{ijt} は個人属性あるいは世帯属性をあらわす。

本研究で、注目するのは ΔP_{ijt-1} の係数 β_1 である。P_{ijt-1} は、t－1年の持ち家の住宅価格を表す変数であり[2]、ΔP_{ijt-1} は、持ち家の住宅価格の変化を表す[3]。本稿では、住宅価格自体ではなく、住宅価格の変化に着目する。例えば、同じ住宅価格の持ち家でも、担保や住宅ローン等を利用しないで所有している家計もあれば、住宅ローンや担保等を利用して所有している家計もいる[4]。そのため、同時期の住宅価格そのものは、家計の資産（family resource）と大まかにしか関連していない可能性がある。

一方、住宅価格の変化は住宅資産に資本化される。つまり、住宅価格が上昇することは、家計の資産の増加を意味する。住宅価格の変化のほうが、住宅価格そのものよりも資産の指標としてより重要であることを示すために、出産選択が同時期の住宅価格そのものには反応しないことを後述する。

また、持ち家家計に関しては、住宅ローンの有無別に分析を行う。これは、ネットの資産効果を考慮するためだけでなく、例えば住宅を担保にローンを借り入れている家計が、住宅資産を流動化させて今期に利用可能な所得を増加させている可能性を考慮するためである。

(3)式では、住宅価格の変化をもたらす要因が、条件付きで出産選択とは外生的であるという仮定

図表-2 使用する変数

変数名	定義
出産ダミー	この1年間に出産した場合を1、それ以外を0とするダミー変数
住宅価格	持ち家(持ち家一戸建、持ち家マンション)に居住している1年前の住宅の現在の市場価格(千万円)(「住宅の現在の市場価格（売るとした場合の価格）はいくらくらいと思いますか」の回答)
住宅価格の変化	2年間の住宅価格の変化（千万円） (1年前の住宅価格から3年前の住宅価格を引いた値)
家賃	1年前の家賃の月額（万円）
家賃の変化	2年間の家賃の変化（万円）（1年前の家賃から3年前の家賃の引いた値）
世帯収入（対数値）	世帯年収合計（万円）に1を加えた上で対数をとった値
年齢	有配偶女性の年齢
出生児以外の子ども数	当該年に出産した場合は子ども数から出生児を引いた値。それ以外は、子ども数
教育年数	有配偶女性の最高学歴を以下のように教育年数に換算した値 中学校卒業=9、専門・専修（入学資格が中卒）卒業及び高校卒業=12、専門・専修卒業（入学資格が高卒）及び短大・高専卒業=14、大学（4年制）卒業=16、大学院卒業=18
都市規模ダミー	有配偶女性の居住地について、以下の条件に該当する場合を1、それ以外は0とするダミー変数
都区および政令指定都市	都区および政令指定都市に居住する場合を1、それ以外を0とするダミー変数
その他の市	その他の市に居住する場合を1、それ以外を0とするダミー変数
町村	町村に居住する場合を1、それ以外を0とするダミー変数
都道府県マクロ変数	1年前（t－1年）の以下の変数
完全失業率	都道府県別完全失業率
一人当たりの実質県民所得	一人当たり県民所得（千円）をデフレーターで除した値
実質給与額（男性）	都道府県別所定内給与額（一般労働者・男性労働者）（千円）を消費者物価指数（持ち家の帰属家賃を除く総合）で除した値
実質給与額（女性）	都道府県別所定内給与額（一般労働者・女性労働者）（千円）を消費者物価指数（持ち家の帰属家賃を除く総合）で除した値

注: 都道府県マクロ変数の出所は以下の通り
都道府県別完全失業率(モデル推計値)(1997年から2011年): 総務省統計局『労働力調査』
一人当たり県民所得, デフレーター:内閣府『国民経済計算』
所定内給与額:厚生労働省『賃金構造基本調査』
消費者物価指数:総務省統計局『平成22年基準消費者物価指数』

に基づいている。しかし、もし、住宅価格がその地域のマクロ経済の状況と正の相関をもっている場合、住宅価格の変化による住宅資産の変化の出生選択への影響よりもマクロ経済の状況を捉えている可能性がある。この可能性に対処するために、都道府県のマクロ経済の状況を捉える変数として、都道府県別の失業率や一人当たり実質県民所得、男性の実質給与額、女性の実質給与額等をコントロールする。

さらに、本研究では「持ち家」だけではなく「賃貸」の家計についても推定する。賃貸の家計も持ち家の家計と同様のマクロ経済の状況の変化を経験しているはずである。しかし、家賃の変化は住宅資産の変化というわけではないので、賃貸の家計の分析と比較することによって、持ち家家計の推定結果が観察されないマクロ要因によって引き起こされているのかを確認する。

(2) 使用するデータ

分析対象は、有配偶女性である。有配偶女性についての個票データは、(公財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(以下、JPSC)を用いる。JPSC は調査開始時点の 1993 年に 24 歳から 34 歳までの女性 1500 人を対象とし、現在に至るまで同一女性を追跡したパネル調査である。なお、その後、1997 年に 24 歳から 27 歳の 500 人、

図表-3 記述統計

（A）持ち家&住宅ローン有

変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出産ダミー	3132	0.044	0.205	0	1
住宅価格	3132	14.764	10.294	0	80
住宅価格の変化	3132	− 1.116	7.769	− 60	53
世帯収入（対数値）	3132	6.567	0.398	3.434	8.478
年齢	3132	37.5	3.923	27	44
出生児以外の子ども数	3132	1.930	0.835	0	5
教育年数	3132	13.210	1.536	9	18
都市規模ダミー					
都区および政令指定都市	3132	0.269	0.444	0	1
その他の市	3132	0.586	0.493	0	1
町村	3132	0.145	0.352	0	1
都道府県マクロ変数					
完全失業率	3132	4.667	1.103	1.7	8.4
一人当たりの実質県民所得	2895	3242.265	594.740	2104.313	4950.855
実質給与額（男性）	3132	329.548	34.775	241.043	411.078
実質給与額（女性）	3132	222.510	24.515	166.371	281.683

（B）持ち家&住宅ローン無

変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出産ダミー	1472	0.046	0.210	0	1
住宅価格	1472	10.248	12.349	0	160
住宅価格の変化	1472	− 1.366	9.805	− 90	80
世帯収入（対数値）	1472	6.568	0.558	0	8.866
年齢	1472	37.859	4.196	27	44
出生児以外の子ども数	1472	2.007	0.916	0	4
教育年数	1472	13.043	1.568	9	18
都市規模ダミー					
都区および政令指定都市	1472	0.147	0.354	0	1
その他の市	1472	0.671	0.470	0	1
町村	1472	0.183	0.387	0	1
都道府県マクロ変数					
完全失業率	1472	4.250	1.053	1.7	7.9
一人当たりの実質県民所得	1386	3132.202	548.808	2144.974	4950.855
実質給与額（男性）	1472	316.783	34.330	242.7	411.078
実質給与額（女性）	1472	213.802	22.873	167.5238	281.683

（C）賃貸

変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出産ダミー	2770	0.090	0.286	0	1
家賃	2770	6.009	4.018	0	95
家賃の変化	2770	0.196	2.546	− 35	63
世帯収入（対数値）	2770	6.302	0.462	0	8.306
年齢	2770	35.283	4.254	27	44
出生児以外の子ども数	2770	1.645	1.014	0	7
教育年数	2770	13.172	1.864	9	18
都市規模ダミー					
都区および政令指定都市	2770	0.297	0.457	0	1
その他の市	2770	0.628	0.483	0	1
町村	2770	0.074	0.262	0	1
都道府県マクロ変数					
完全失業率	2770	4.709	1.156	1.7	8.4
一人当たりの実質県民所得	2544	3208.358	645.776	2032.290	4950.855
実質給与額（男性）	2770	325.911	38.236	241.043	411.078
実質給与額（女性）	2770	219.456	25.901	166.371	281.683

2003年に24歳から29歳の836人、2008年に24歳から28歳の636人が調査の対象者に追加されている。

本論文でJPSCを用いるメリットは、回答者個人の情報だけでなく、住宅に関して詳細な情報が得られること、有配偶女性については家計全体だけでなく、夫の情報も得られることが挙げられる。最大の利点は、JPSCは同一女性を長期にわたって追跡しているパネル調査であるため、出産時の情報だけでなく、出産以前の住宅等の情報を利用できることにある。

本稿の分析では、各調査当該年において45歳未満の有配偶女性に限定する。年齢が24歳から45歳未満の女性に着目する理由は、JPSCにおいて45歳以上の出産の出現率がなく、一般にも45歳以上の女性の出生率は極めて低いためである。JPSCでは、調査時より過去1年間の生活の変動として回答者の子どもが生まれたかどうかについての質問がある。この質問に「出産した」と回答したものに1、それ以外を0とする変数を作成し、被説明変数として用いる。つまり、(3)式の$birth_{ijt}$は、調査年(t年)より過去1年間に出産したかどうかを示す変数である[5)]。

住宅の所有関係については、持ち家一戸建(敷地は自己所有あるいは借地)と持ち家マンションという回答を「持ち家」、それ以外を「賃貸」として扱う。

住宅価格の指標として、「持ち家」の家計については、その住宅の現在の市場価格を用いる。この住宅の現在の市場価格は、各調査年における回答者の評価額となるため、回答者の主観も反映されていることに留意が必要である[6)]。出産時期と出産の意思決定の時期を考慮して、推定には、調査年の1年前(t－1年)の値を用いる。「賃貸」の家計については、各調査年の1年前(t－1年)における家賃(月額)を用いる。住宅価格の変化の指標は、過去2年の住宅価格の変化額を用いる[7)]。この住宅価格の変化が正であることは、2年前と比較して住宅価格が上昇していることを意味する。

その他、属性として年齢や世帯収入、教育年数、出生児以外の子ども数をコントロール変数として加える。また、上で述べたように、都道府県レベルのマクロ経済の状況を捉える変数として、都道府県別完全失業率、一人当たり実質県民所得、男性の実質給与額、女性の実質給与額を加える。

図表-2には、分析に用いる変数とその説明、図表-3に住宅の所有関係および住宅ローンの有無別の記述統計を示す。図表-3によると、賃貸に居住する家計のほうが持ち家家計よりも出産確率が高い。賃貸に居住する家計のほうが、都市規模が比較的大きい地域(町村以外)に居住している。また、持ち家に居住する有配偶女性と比較して、賃貸に居住する女性のほうが、年齢が低い。教育年数は差がない。

持ち家かつ住宅ローンの借り入れが有る家計の住宅価格の平均値は、約1億5千万円であり、住宅ローンの借り入れが無い家計の住宅価格の平均値は、約1億円であるが、この変数の分散は大きい。住宅価格の変化の平均値も同様にそれぞれ、－1100万円、－1300万円であり、標準偏差は平均値よりも大きい。住宅ローンの借り入れの有る持ち家家計の出生児以外の子ども数は1.93人であり、住宅ローンの借り入れの無い家計と差がない。また、世帯収入や年齢についても住宅ローンの有無で差は観察されない。

4. 住宅価格の変化が出産選択に与える影響：推定結果

(1) 持ち家(住宅ローンの有無別)家計と賃貸家計の推定結果

図表-4の(A)欄は、持ち家で住宅ローンの借り入れが有る家計の推定結果を示している。すべての列の推定には、都市規模ダミー、年ダミー、都道府県ダミーが含まれている。また、当該年の都道府県のマクロ変数として各(b)列には都道府県別完全失業率と一人当たりの実質県民所得、各(c)列には都道府県別完全失業率と男性の実質給与額および女性の実質給与額が含まれている。

まず、住宅価格自体が出産選択に影響を与えているのかどうかを確認しよう。(A)欄の(1－a)から(1－c)列には、住宅価格の変数として1年前

図表-4 住宅価格の変化が出産に与える影響（持ち家家計）

被説明変数：出産ダミー（過去1年間に出産したかどうか）

	（A）持ち家＆住宅ローン有					
	(1-a)	(1-b)	(1-c)	(2-a)	(2-b)	(2-c)
住宅価格	0.0002	0.0005	0.0004			
	[0.0003]	[0.0004]	[0.0004]			
住宅価格の変化				0.0009**	0.0009*	0.0010**
				[0.0005]	[0.0005]	[0.0005]
世帯収入の対数値	− 0.0116	− 0.0092	− 0.0108	− 0.0158*	− 0.013	− 0.013
	[0.0095]	[0.0098]	[0.0096]	[0.0096]	[0.0101]	[0.0096]
年齢	− 0.0489***	− 0.0538***	− 0.0493***	− 0.0714***	− 0.0744***	− 0.0646***
	[0.0152]	[0.0164]	[0.0156]	[0.0209]	[0.0223]	[0.0208]
年齢の2乗	0.0005***	0.0006***	0.0006***	0.0008***	0.0009***	0.0007***
	[0.0002]	[0.0002]	[0.0002]	[0.0003]	[0.0003]	[0.0003]
出生児以外の子ども数	− 0.0601***	− 0.0562***	− 0.0579***	− 0.0444***	− 0.0436***	− 0.0442***
	[0.0051]	[0.0054]	[0.0052]	[0.0056]	[0.0059]	[0.0057]
教育年数	0.0046*	0.0048*	0.0050**	0.0024	0.0041*	0.0033
	[0.0023]	[0.0025]	[0.0024]	[0.0023]	[0.0025]	[0.0024]
定数項	1.2500***	1.0979***	1.0495***	1.7646***	1.5752***	1.3272***
	[0.2827]	[0.3486]	[0.4047]	[0.4102]	[0.4772]	[0.4993]
都道府県マクロ変数	No			No		
完全失業率		Yes	Yes		Yes	Yes
一人当たりの実質県民所得		Yes			Yes	
実質給与額（男性平均）			Yes			Yes
実質給与額（女性平均）			Yes			Yes
サンプルサイズ	4534	3918	4220	3272	2895	3132
R-squared	0.1182	0.1184	0.1191	0.1065	0.1055	0.1026

	（B）持ち家＆住宅ローン無					
	(1-a)	(1-b)	(1-c)	(2-a)	(2-b)	(2-c)
住宅価格	− 0.0000292	− 0.0005	− 0.0004			
	[0.0002]	[0.0003]	[0.0004]			
住宅価格の変化				− 0.0001	− 0.0008	− 0.0006
				[0.0005]	[0.0006]	[0.0006]
世帯収入の対数値	− 0.0231**	− 0.0198**	− 0.0212**	− 0.0215**	− 0.0211*	− 0.0225**
	[0.0092]	[0.0090]	[0.0090]	[0.0107]	[0.0113]	[0.0111]
年齢	− 0.0481**	− 0.0354*	− 0.0242	− 0.0788***	− 0.0824***	− 0.0783**
	[0.0194]	[0.0211]	[0.0207]	[0.0282]	[0.0311]	[0.0307]
年齢の2乗	0.0005**	0.0004	0.0002	0.0009**	0.0010**	0.0009**
	[0.0003]	[0.0003]	[0.0003]	[0.0004]	[0.0004]	[0.0004]
出生児以外の子ども数	− 0.0593***	− 0.0476***	− 0.0493***	− 0.0515***	− 0.0461***	− 0.0469***
	[0.0068]	[0.0071]	[0.0069]	[0.0075]	[0.0077]	[0.0075]
教育年数	0.0099**	0.0095**	0.0100**	0.0140***	0.0130***	0.0119***
	[0.0038]	[0.0040]	[0.0039]	[0.0042]	[0.0046]	[0.0044]
定数項	1.2147***	0.5634	0.3989	1.6900***	1.3160**	1.2197*
	[0.3629]	[0.4391]	[0.5457]	[0.5378]	[0.6556]	[0.7104]
都道府県マクロ変数	No			No		
完全失業率		Yes	Yes		Yes	Yes
一人当たりの実質県民所得		Yes			Yes	
実質給与額（男性平均）			Yes			Yes
実質給与額（女性平均）			Yes			Yes
サンプルサイズ	2396	1939	2050	1578	1386	1472
R-squared	0.1414	0.1281	0.1293	0.1645	0.1598	0.1632

注：*, **, ***は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることをあらわす。

［　］は、Robust standard errors

都市規模ダミー（reference: その他の市），yearダミー，都道府県ダミーを含む

図表-5 住宅価格の変化が出産に与える影響（賃貸家計）

被説明変数：出産ダミー（過去1年間に出産したかどうか）

	賃貸					
	(1-a)	(1-b)	(1-c)	(2-a)	(2-b)	(2-c)
家賃	− 0.0009 [0.0014]	− 0.0008 [0.0015]	− 0.001 [0.0015]			
家賃の変化				0.0003 [0.0025]	− 0.0006 [0.0026]	3.35E − 05 [0.0025]
世帯収入の対数値	− 0.0179 [0.0132]	− 0.019 [0.0138]	− 0.0184 [0.0134]	− 0.0099 [0.0157]	− 0.0132 [0.0164]	− 0.0107 [0.0159]
年齢	− 0.0508*** [0.0157]	− 0.0439*** [0.0165]	− 0.0436*** [0.0158]	− 0.0695*** [0.0201]	− 0.0629*** [0.0219]	− 0.0609*** [0.0207]
年齢の2乗	0.0006*** [0.0002]	0.0005** [0.0002]	0.0005** [0.0002]	0.0008*** [0.0003]	0.0007** [0.0003]	0.0007** [0.0003]
出生児以外の子ども数	− 0.0788*** [0.0063]	− 0.0773*** [0.0068]	− 0.0762*** [0.0063]	− 0.0560*** [0.0067]	− 0.0509*** [0.0073]	− 0.0531*** [0.0068]
教育年数	0.0051* [0.0029]	0.0056* [0.0031]	0.0057* [0.0030]	0.0064** [0.0030]	0.0060* [0.0032]	0.0062** [0.0030]
定数項	1.3665*** [0.3172]	1.1412*** [0.3324]	1.0327*** [0.3497]	1.5843*** [0.3748]	1.5130*** [0.4404]	1.5796*** [0.4607]
都道府県マクロ変数	No			No		
完全失業率		Yes	Yes		Yes	Yes
一人当たりの実質県民所得		Yes			Yes	
実質給与額（男性平均）			Yes			Yes
実質給与額（女性平均）			Yes			Yes
サンプルサイズ	3904	3445	3706	2927	2544	2770
R-squared	0.1252	0.1252	0.1229	0.1077	0.1042	0.1054

注：*, **, *** は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることをあらわす。
［　］は、Robust standard errors
都市規模ダミー（reference: その他の市），year ダミー，都道府県ダミーを含む

の住宅価格を用いて推定した結果を示している。住宅価格の係数は、正で推定されているが、10%水準で統計的に有意ではないことが確認される。住宅価格そのものと出産選択の相関関係が弱いことは、図表-4の他の欄でも観察され、住宅価格は出産選択と相関がない、あるいは住宅価格は住宅資産を捉えきれていない、つまり住宅資産の指標としては弱いことが示唆される。

（A）欄の（2 − a）から（2 − c）列には、住宅価格の変化を説明変数として推定した結果を示す。住宅価格の変化の係数は、5%水準で統計的に有意に正で推定されている。住宅価格の1千万円の増加によって、子どもを出産する確率は、0.001パーセンテージポイント、つまり2.27%（=0.001 / 0.044）増加する。この推定に用いている期間において、2年間の住宅価格の変化の平均値は− 1116万円である。この住宅価格の変化によって、持ち家で住宅ローンの借り入れが有る家計が出産する確率は、約0.001パーセンテージポイント減少していることになる。

世帯収入の対数値の係数は負である。都道府県のマクロ変数をコントロールした場合（（2 − b）（2 − c）列）では、統計的に有意ではなくなるため、その有意性は限定的である。

一方、持ち家で住宅ローンの借り入れが無い家計の推定結果を図表-4の（B）欄に示す。住宅価格あるいは住宅価格の変化の係数は、負の値をとっている。出産選択への住宅価格の上昇による代替効果が観察される。しかし、すべての列において、係数は10%水準で統計的に有意な値をとっていない。このことは、（A）欄で観察された住宅価格の変化の影響は、住宅ローンの有る持ち家家計で借り入れ制約に直面している家計が、住宅資産の増加によって流動化した分を子育て費用を含む今

図表-6 年齢と住宅価格の変化の影響（持ち家＆住宅ローン有家計）

被説明変数: 出産ダミー（過去1年間に出産したかどうか）

住宅価格の変化	0.0011 [0.0013]
住宅価格の変化×24-29歳ダミー	0.0138*** [0.0052]
住宅価格の変化×30-34歳ダミー	base
住宅価格の変化×35-39歳ダミー	0.0003 [0.0015]
住宅価格の変化×40-44歳ダミー	− 0.0018 [0.0013]
サンプルサイズ	3132
R-squared	0.1104

注: *, **, ***は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることをあらわす。
[　]は、Robust standard errors
その他、図表−4の推定と同様、世帯収入、年齢、年齢の2乗、出生児以外の子ども数、教育年数、完全失業率、男性の実質給与額、女性の実質給与額、都市規模ダミー（reference: その他の市），yearダミー，都道府県ダミーを含む

期の消費のために支出していた可能性を示唆している。しかし、住宅価格の上昇による資産効果なのか、資産の流動化による影響なのかは識別ができない。

世帯収入の対数値の係数は5%水準で統計的に有意に負で推定されている。世帯収入が1%上昇すると、出生を選択する確率が0.023下がる。つまり、持ち家で住宅ローンの借り入れが無い家計においては、世帯収入は出産選択に負の影響がある。しかし、本稿では、所得の外生的な変動要因を捉えるような操作変数を採用していないので、解釈には注意が必要である。この負の係数は、クロスセクションの集計データで観察される出生率と所得の間の負の相関と同様のバイアスによって引き起こされている可能性がある。本稿では、世帯収入を有配偶女性あるいは世帯の経済状況を捉えるコントロール変数として推定に加えているにすぎないため、世帯収入から出産選択の因果関係を識別できていない可能性が高い。

図表−5には、賃貸の家計についての推定結果を示す。(1 − a) ～ (1 − c)列および(2 − b)列では家賃あるいは家賃の変化の係数は、負の値をとっている。家賃の上昇は、家計にとって資産の増加とはならない。むしろ家賃上昇による代替効果が示唆される。しかし、(2 − a) (2 − c)列では正の値で推定されており、賃貸の家計においては、家賃の上昇による代替効果がないことが示唆される。

賃貸では家賃の上昇によって資産が増加するとは考えにくいため、賃貸の家計において、家賃の変化と出産選択には統計的に有意な相関関係が観察されないことは、住宅ローンの有る持ち家家計の推定結果が、地域特有の要因によるものではないことを示唆している。

(2) 年齢・出生児以外の子ども数・世帯収入と住宅価格の変化の影響

前項では、住宅ローンの借り入れが有る持ち家家計において、出生選択に対して住宅価格の上昇の正の効果、つまりネットでの住宅資産効果が観察された。この住宅価格の上昇による出生行動への影響には、潜在的に二つの要因が考えられる。一つは、資産の増加によって子どもに対する需要が増え、子ども数が増加する効果である。もう一つは、出産するタイミングを変更する効果である。しかし、これら二つの要因がどの程度寄与しているのか識別するのは難しい。

そこで有配偶女性の年齢分布の情報を用いて、年齢層によって影響が異なるかどうか確認してみる。図表−6では、年齢層ダミーと住宅価格の変化の交差項を説明変数として加えた回帰分析の結果を示している。

図表-7 出生児以外の子ども数・世帯収入と住宅価格の変化の影響（持ち家＆住宅ローン有家計）

被説明変数: 出産ダミー（過去1年間に出産したかどうか）

(1) 出生児以外の子ども数		(2) 世帯収入	
住宅価格の変化	0.0031* [0.0019]	住宅価格の変化	− 0.0003 [0.0005]
住宅価格の変化 × その他の子ども0人ダミー	0.0009 [0.0033]	住宅価格の変化 × 第1四分位	0.0029 [0.0022]
住宅価格の変化 × その他の子ども1人ダミー	base	住宅価格の変化 × 第2四分位	0.0032** [0.0013]
住宅価格の変化 × その他の子ども2人ダミー	− 0.0025 [0.0019]	住宅価格の変化 × 第3四分位	0.0009 [0.0010]
住宅価格の変化 ×その他の子ども3人以上ダミー	− 0.0037* [0.0020]	住宅価格の変化 × 第4四分位	base
サンプルサイズ	3132	サンプルサイズ	3132
R-squared	0.1055	R-squared	0.105

注: *, **, ***は10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることをあらわす。
[ ]は、Robust standard errors
その他、図表−4の推定と同様、世帯収入、年齢、年齢の2乗、出生児以外の子ども数、教育年数、完全失業率、男性の実質給与額、女性の実質給与額、都市規模ダミー（reference: その他の市），yearダミー，都道府県ダミーを含む

40代では、住宅価格の変化、および住宅価格の変化との交差項の係数より、住宅価格の変化は出産選択にわずかに負の影響を与えているが、10%水準で統計的に有意ではない。40代では、住宅価格の変化の出産選択に対する影響が観察されない。20代あるいは30代では、出産選択に対して住宅価格の変化は正の影響を与えており、特に24歳から29歳の女性においてその影響は大きい。以上より、前項の住宅ローンの有る持ち家家計で住宅価格の変化が出産選択に正の影響を与えるという結果は、比較的若い女性に関する影響を捉えていた可能性がある。また、住宅価格の変化は、出産のタイミングの変更だけでなく、ライフコースにわたる子ども数の増加にも影響を与えている可能性を示唆している。

また、住宅価格の上昇による資産の増加の出産選択への影響は、さまざまな属性の違いによって影響が異なる可能性がある。図表−7の(1)列では、すでに出産している子ども数によって反応が異なるかどうか確認するために、すでに出産している子ども数と住宅価格の変化の交差項を説明変数として回帰分析に加えた結果を示す。子どもがいない女性と住宅価格の上昇の交差項の係数は、10%水準で統計的に有意な値をとっていない。初めて子どもを出産しようとする女性による(住宅価格の上昇と相関があるような)住宅取得によるセレクションバイアスは大きくないと考えられる。

図表−7の(2)列では、世帯収入の四分位ダミーと住宅価格の変化の交差項を説明変数として回帰分析に加えた結果を示す。世帯収入第2四分位の家計において、住宅価格の上昇は出産選択に正の影響を与えていることが確認される。その他、第1四分位あるいは第3・第4四分位の家計では、統計的に有意な影響が観察されない。これまでの推定結果は世帯収入第2四分位の家計による可能性が否定できない。

また、世帯収入第2四分位以外の家計においては、係数の絶対値の大きさが小さく、出産選択の資産弾力性が低い可能性が示唆される。また、第4四分位の比較的世帯収入の高い世帯では、統計的に有意ではないが負の係数が推定されており、他の収入層の家計とは住宅資産の上昇に対して異なる行動をとっている可能性が考えられる。

5. おわりに

本稿では、JPSCの個票データを用いて45歳未満の有配偶女性について、住宅価格の変化による住宅資産の変化が出産選択に与える影響を分析した。分析の結果、住宅ローンの有る持ち家家計において、住宅価格の上昇による住宅資産の増加によって出産する確率が高くなることがわかった。

住宅価格が１千万円増加することによって、子どもを出産する確率は、0.001パーセンテージポイント、つまり2.27%増加する。分析に用いた期間においては、２年間の住宅価格の変化の平均値は－1116万円である。この住宅価格の変化によって、持ち家で住宅ローンの借り入れが有る家計が出産する確率は、約0.001パーセンテージポイント減少していることになる。

一方で住宅ローンの無い持ち家家計では、住宅価格の変化が出産選択に与える影響は観察されなかった。このことは、住宅ローンの有る持ち家家計で借り入れ制約に直面している家計が、住宅資産の増加によって流動化した分を子育て費用を含む今期の消費のために支出し、出産選択に影響を与えていた可能性がある。しかし、住宅価格の上昇による資産効果なのか、資産の流動化による影響なのかは識別ができない。

また、賃貸の家計では家賃の変化が出産選択に与える影響は観察されなかった。賃貸では家賃の上昇によって資産が増加するとは考えにくいため、このことは、住宅ローンの有る持ち家家計の推定結果が、地域特有の要因によるものではないことを示唆している。

しかし、以上の本稿の結果を主張するには、注意が必要である。もし、出産予定の女性が近い将来住宅価格の上昇が予想されるような場所で住宅を購入する場合、本研究の推定結果は正のバイアスを含む可能性がある。より詳細な地域の固定効果をコントロールする必要がある。また、本稿では住宅価格の変化による今期の出産選択への影響を検証したにすぎない。より一般的に、住宅価格が完結出生児数あるいは子ども数に与える影響を検討することが望ましいであろう。また、例えば、持ち家家計では住宅価格が上昇したときに住宅資産を流動化させ、子どもへの投資を増加させている可能性もある。住宅資産の変化による子どもの質と量のトレードオフを考慮した分析も、今後の重要な研究課題であるといえる。

注

1）住宅価格ではなく、住宅地の平均価格であることに注意が必要である。
2）出産するか否かは、出産したt年時点ではなく、それ以前に意思決定されていると考えられる。そのため、少なくとも1期前のt－1年の持ち家の住宅価格を用いる。
3）後述するが、住宅価格の変化は、$\Delta P_{ijt-1} = P_{ijt-3} - P_{ijt-1}$ で計算される。
4）実際、本稿で使用しているJPSCの個票データでは、45歳未満有配偶女性の持ち家家計のうち、58.5%が住宅ローンを利用している。
5）例えば、第19回調査（2011年9月調査）でこの1年間に子どもが生まれたとの回答は、2010年10月から2011年9月に出産したことを意味する。
6）Lovenheim（2011）は、アメリカにおいて個票データPSIDでの住宅の自己評価額と住宅価格指標（HPI）を比較し、このような住宅の自己評価額が、住宅価格のトレンドと極めて近似していることを示しており、自己評価額に含まれるsystematic biasは小さいことを示唆している。
7）（t－1年の住宅価格）－（t－3年の住宅価格）

文献

森田陽子, 2004,「子ども費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』48: 34-57.

Black, D., N. Koleskinova, S. G. Sanders, and L. J. Taylor, 2011, "Are Children 'Normal'?" IZA Discussion Paper, No.5959（forthcoming *The Review of Economics and Statistics*）.

Lindo, J. M., 2010, "Are Children Really Inferior Goods? Evidence from Displacement Driven Income Shocks," *Journal of Human Resources*, 45（2）: 301-327.

Lino, M., 2011, "Expenditures on Children by Families, 2010," U.S. Department of Agriculture, Center for Nutrition Policy and Promotion, Miscellaneous Publication No.1528-2010.

Lovenheim, M. F., 2011, "The Effect of Liquid Housing Wealth on College Enrollment," *Journal of Labor Economics*, 29（4）: 741-771.

Lovenheim, M. F. and K. J. Mumford, 2011, "Do Family Wealth Shocks Affect Family Choices? Evidence from the Housing Market," mimeo（forthcoming *The Review of Economics and Statistics*）.

みずたに・のりこ　公益財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「自信過剰が男性を競争させる」（共著,『行動経済学』2（1）, 2009）。応用経済学・応用計量経済学専攻。（mizutani@kakeiken.or.jp）