

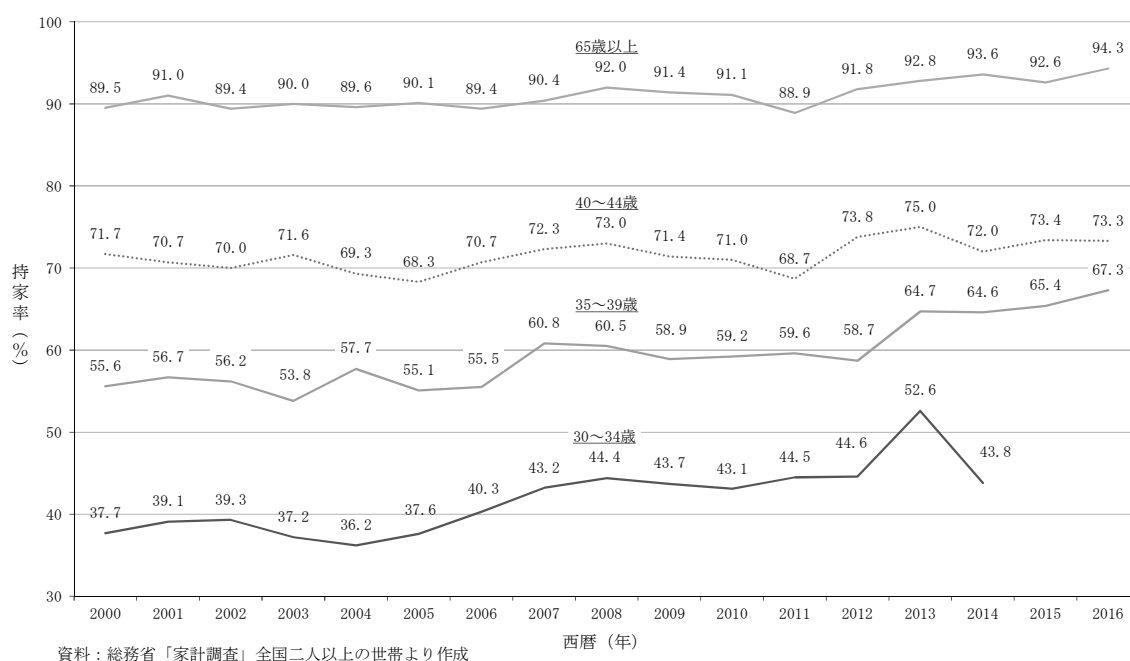
第4章 住宅と中高年期の労働供給

1. 分析の目的

本章では、住宅の所有が中高年期の労働供給行動に与える影響について、厚生労働省「中高年者縦断調査」のパネルデータを用いて検証する。

住宅借入金等特別控除や低金利政策などの消費刺激策、住宅支援策は、若年層、壮年層の住宅の所有を後押ししている可能性がある。実際、総務省「家計調査」によれば、図1に示すように、両政策が開始された2000年代以降、30代の持家率は緩やかに上昇しており、特に「35～39歳」の持家率は、2000年の55.6%から2016年の67.3%へと10ポイント以上高くなっている。このような壮年期における持家率の上昇は、短期的な需要拡大を通じて日本経済に何らかの影響を与えられ考えられるが、本章の関心は、住宅所有者の増加が高齢期の労働供給量の減少を招くのではないかとという長期的かつ供給側の視点に基づいている。

図1 世帯主の年齢別持家率



教科書的な経済理論に従えば、資産の増加は人々の労働供給を減少させる。同様に、住宅資産の取得によって、人々の労働意欲は低下すると予想される。人口減少の進む日本において、高齢者の労働参加に期待するところは大きく、住宅資産の所有が労働供給に与える影響の有無とその大きさを把握することは重要である。このような高齢期の労働供給に焦点をあて資産効果を検証した実証分析は、少なくとも日本において見当たらず

ず、検証の価値があるだろう。

ただし、住宅を所有するか否かは、個人の稼得能力や嗜好、性格等に大きく依存すると考えられ、また、それらの個別要因は住宅の所有のみならず、労働供給行動にも影響を与える可能性がある。そこで、本章の分析ではこれら観測不能な要因によるバイアスを11年分のパネルデータを用いてコントロールし、住宅の所有と中高年期の労働供給行動の関係を検証する。結論を先取りすれば、住宅所有の労働供給への負の効果は、男性にのみ、観測不能な個人属性をコントロールしてもなお確認された。

本論文の構成は以下の通りである。2では先行研究を概観し、3では推定方法、4でデータの概要、要約統計量等、5では推定結果を説明し、6では結論をまとめる。

2. 先行研究

労働供給についての先行研究には膨大な数の文献があるが、資産と労働供給の関係についての研究は必ずしも多くない。ここでは、外生的な資産の増加、例えば高額な宝くじの当選や予期しない遺産の継承などと労働供給の関係を分析した以下の2つの研究を紹介しよう。Imbens, Rubin, Sacerdote (2001) は、宝くじ当選者は労働収入を減少させるが、そのマイナスの効果は高齢の当選者ほど大きいことを示した。

Brown, Coile, Weisbenner (2010) は、1992年から2002年のHealth and Retirement Studyの個票データを用いて、8年間で19.3%の労働者が遺産を継承し、その遺産は多くの場合、予期せぬものであったことを示した上で、遺産の継承によって退職確率が高まることを示した。また、退職確率は継承する遺産額に従って高くなることも確認されている。

このように外生的な資産の増加は労働供給を減少させることが実証分析によって示されているが、住宅の所有は宝くじや予期しない遺産の継承とは異なり、労働供給と同時に決定される内生変数であることから因果関係の検証が難しい。このような資産と労働供給の内生性を考慮した先行研究として、Fortin (1995)、Del Boca and Lusardi (2003)を挙げることが出来る¹。両研究とも住宅の所有そのものではなく住宅ローンつまり負の資産と労働供給、特に既婚女性の労働供給の関係について検証を行っている²。

Fortin (1995) は、1986年のカナダ家計調査(FAMEX)を利用し、住宅ローン契約が既婚女性の労働市場への参加、労働時間に正の影響を与え、その大きさは、幼い子どもを持つことによる労働供給への負の効果を上回るほどに大きいことを確認した。併せてその世帯が住宅ローンを組むことができるかが、妻の所得水準に依存していることも示し

1 他にも Worswick (1999)、Aldershof (1999) などがある。Worswick (1999) は、移民家族が非移民家族よりも、借入れに対する信用制約がある状況を利用し、1981年と1991年のCanadian Censusのデータを用いて、移民および非移民家族の労働時間を比較した。移民の妻は、信用制約のため、移住後の1年間に、非移民の妻よりも労働時間が長いことが示されている。

2 住宅ローン市場には不完全性があり、金融機関は住宅ローンの貸出基準として、世帯の就労状況、給与水準を見ていると考えている。その結果、家を購入したい世帯は借入れ制約の緩和のために、夫婦ともに労働市場に参加する。ただし、男性の多くはフルタイムで働き、労働時間の選択が難しいため、既婚女性の労働供給に焦点を絞った実証分析が行われている。

ている。

イタリアでは欧州連合発足に向け 1992 年に金融が自由化され、それに伴う法改正により住宅ローンの所有率が 13%から 28%に増加した。Del Boca and Lusardi (2003) は、この外生的な変化を利用し、イタリア銀行が行った Household Income and Wealth (SHIW) 調査 1989 年、1993 年の 2 年分のデータを用い、住宅ローンを組むと女性の労働供給が増えるという正の関係の存在を示している。

上記のような 2000 年代前半までの住宅負債と女性の労働供給の実証研究は、クロスセクションデータによる分析が多い。しかし、これらの分析の問題点は、家計の負債に関連する観察されない個人特性、余暇嗜好や時間割引率などが個人の労働意欲に関係している可能性を考慮できないことである。例えば、時間割引率の高い人ほど、現在の消費が重要であり、住宅は所有せず、一方で労働時間も短いことが考えられる。したがって、クロスセクションデータによる分析では、住宅ローンが労働供給に与える効果を過大評価する可能性がある。

このような過大評価を回避するためにはパネルデータを利用することが望ましい。パネルデータは同一個人を繰り返し観察するため、観察できない異質性を制御することが可能である。パネルデータを用いて負債と労働供給の関係を検証した研究に Bottazzi (2004)、Belkar et al. (2007) がある。Belkar らは、オーストラリアの The Household, Income and Labour Dynamics in Australia Survey を用いて、壮年男女の就業選択における負債の役割を検証した。彼らは、就業選択における負債の内生性を評価し、負債があるから働くという正の関係は確認できるが、その逆の影響、つまり就業によって借入れが可能になるということは確認できないとし、それまでのクロスセクションデータを用いた研究とは異なる情報を示した。その他、女性の方が男性よりも負債による就業増の効果が大きく、幼い子どもを持つ女性の方が、持たない女性よりも効果が大きいことを示した。

3. 推定方法

多くの先行研究では、住宅ローンの返済と既婚女性の労働供給の關係に焦点をあてたが、本章は住宅の所有と個人の高齡期の労働供給の關係をを検証する。

労働供給を就業選択と労働時間に分けて、それぞれロジット推定、OLS 推定を行う。

$$y_i = a + \beta_1 \text{ownhouse}_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

ここで i は個人を示すインデックスである。 y_i は就業選択ダミー、もしくは労働時間の対数値である。 ownhouse_i は調査時点の住宅所有ダミーである。住宅所有ダミーは、調査時の住まいの形態について質問し、持ち家、賃貸住宅、社宅、その他の 4 つの選択肢のうち、持ち家を選択した人を 1、賃貸住宅を選択した人を 0 とし、社宅やその他を選択

した人は分析から除外した³。住宅の所有が労働供給を減らすのであれば β_1 の符号は負である。 X_i はその他の説明変数（世帯所得や定年ダミー等）、 u_i は誤差項である。

就業選択の推定式は、ロジットモデルであり、以下の誘導型モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = 1] &= \Pr[y_i > 0] = \Pr[u_i > -a - \beta_1 \text{ownhouse}_i - \beta_2 X_i] \\ &= F(a + \beta_1 \text{ownhouse}_i + \beta_2 X_i) \quad (2) \end{aligned}$$

ここで、 y_i は個人が労働市場に参加するか否かの意思決定であり、参加していれば1、参加していなければ0となるダミー変数である。

先述の通り、能力や嗜好、性格などのデータでは観測できない個人の異質性が労働供給行動に影響を与えると考えられる。例えば、時間割引率の高い人ほど住宅を購入せず、労働供給量が少ないと考えられる場合、住宅所有の係数 β_1 に下方バイアスがかかるため、住宅の所有が労働供給に与える影響を過大に推定してしまう。

このような omitted variable bias に対処するために、本章ではパネルデータを用い、就業選択について固定効果ロジット推定、労働時間について固定効果推定を行う。

$$y_{it} = a + \beta_1 \text{ownhouse}_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \text{year}_t + u_{it} \quad (3)$$

α_i は時間を通じて一定の個人特性であり、上述した時間割引率等が含まれる。 year_t は年ダミー、 t は年を示している。(3)式の各項の年平均値を差し引き、観測できない個人特性 α_i を除去する固定効果推定を行う。

また、就業選択の固定効果ロジット推定は以下のモデルを考える。

$$\begin{aligned} \Pr[y_{it} = 1] &= \Pr[y_{it} > 0] \\ &= \Pr[u_{it} > -a - \beta_1 \text{ownhouse}_{it} - \alpha_i - \text{year}_t] = F(a + \beta_1 \text{ownhouse}_{it} + \alpha_i + \text{year}_t) \end{aligned}$$

ここで、 y_{it} は、個人が無業から就業した場合に1、無業のままの場合0をとるダミー変数である。Chamberlain(1980)に従い、次のような条件付き尤度関数を最大にして、 α_i を除去し、 β_1 のロジット推定を得る。

$$L = \prod_{i=1}^N \Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \sum_{t=1}^T y_{it})$$

3 住宅所有ダミーは3種類用意した。1つ目は住宅所有者を1、賃貸住宅居住者を0とするダミー変数である。2つ目は、住宅所有者（住宅ローンあり）を1、賃貸住宅居住者を0としている。住宅所有者（住宅ローンなし）はこのダミー変数に含まれない。3つ目に、住宅所有者（住宅ローンなし）を1、賃貸住宅居住者を0とする。住宅所有者（住宅ローンあり）はこのダミー変数に含まれない。3つのダミー変数のリファレンスはすべて賃貸住宅居住者に揃えている。

4. データ

(1) データの概要

本章の分析には、厚生労働省「中高年者縦断調査」の2005年から2015年の間に収集された11ウェーブを使用する。

この調査には、個人所得、配偶関係、子どもの有無、学歴、性別、年齢等の個人属性の情報が豊富にあり、分析に必要な住宅所有の有無、住宅ローンの返済状況、借入金額などが含まれる。

ただし、このデータの利用に際しては2つの留意点がある。1つは回答者の居住地を示す情報がないため、地域の労働需要、例えば、失業率や賃金水準等をコントロールすることができないことである。

もう1つは、「中高年者縦断調査」の対象者は日本全体よりも高い割合で住宅を所有しており、そして11年分全ての調査に回答した人の住宅所有率は更に高いという点である。

「中高年者縦断調査」の対象者である50代、60代の、総務省の「家計調査」の持家率は、80%台半ばで推移しているが、「中高年者縦断調査」の持家率は50歳時点では88%と「家計調査」より若干高い。11年分の全調査回答者のデータに限ると、50歳時点から90%を超えている。これは、本調査が訪問調査・郵送調査であるために、住宅所有者の方が住居の移転が少なく、継続して調査に回答しやすいためであろう。

「中高年者縦断調査」は、34,505人のアンバランスドパネルで、全11ウェーブを通じて合計299,234人分の観測数がある。観測数全体の平均年齢は59.4歳、男性が52.5%を占める。学歴は、中学校卒が18.9%、高校卒が48.8%、大卒が15.0%である。85%が結婚しており、同居の子どものいる人は50%、別居の子どものいる人は34.9%である。年金受給額を含めた平均個人月収は24万円、中央値10万（男性37万9千円（中央値21万）、女性11万5千円（中央値4万））、配偶者の月収を合わせると夫婦の所得は50万3千円（中央値37万円）、男性54万3千円（中央値38万円）、女性46万6千円（中央値35万円）である。

回答者の7割が働いており（男性83.5%、女性58.6%）、週平均38.6時間（男性43.2時間、女性32.6時間）働いている。

住宅所有の有無に目を向けると、回答者の9割が家を所有しており、うち住宅ローンを完済したのは71.8%、28.2%が調査時点で住宅ローンを支払っている。

(2) 要約統計量

推定に利用するのは11年分の調査全てに回答した者のデータである。全調査回答者は20,101人である。表1は、推定に利用する全調査回答者データの要約統計量を、性別、住宅所有別に示したものである。男女ともに住宅所有者の方が婚姻率が高く、男性の住宅所有者で91%、賃貸住宅居住者で73%である。女性の婚姻率は、住宅所有者で86%、賃貸住宅居住者で63%である。子どものいる比率も住宅所有者の方が高い。借入金の額

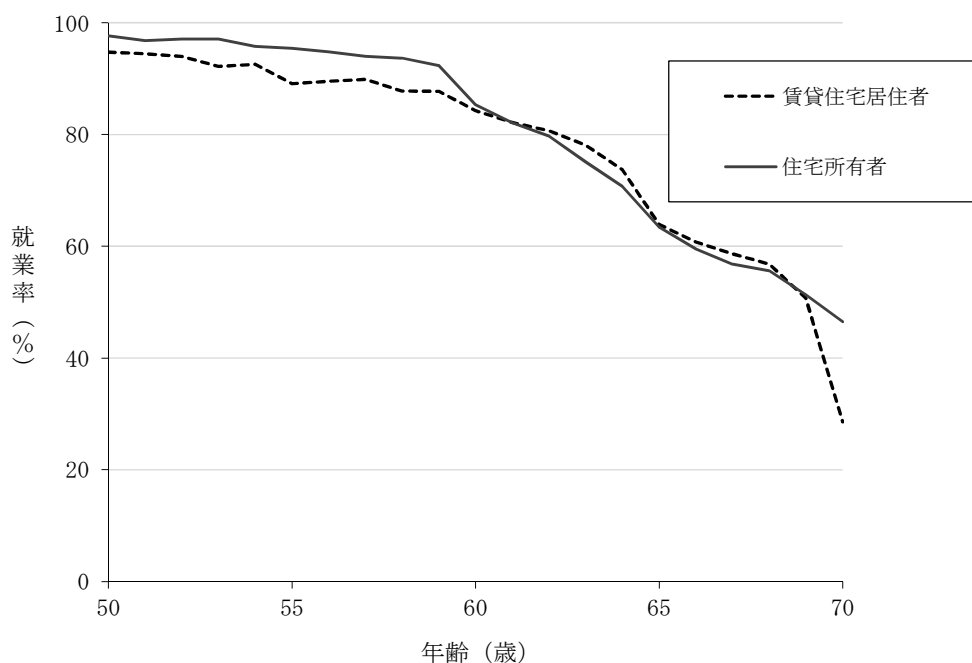
は住宅所有者で高いが、これは借入金の多くが住宅ローンであるためと考えられる。男女ともに、賃貸住宅居住者のパート就業率が高く、男性では住宅所有者が8%であるところ、賃貸住宅居住者が15%、女性では住宅所有者が44%のところ、賃貸住宅居住者は55%である。要約統計量から、住宅所有者、賃貸住宅居住者の個人属性が異なることがわかり、データから観測できる属性のコントロールが不可欠である。

表 1 要約統計量

| | 男性(住宅所有者) | | | 男性(賃貸居住者) | | |
|------------|-----------|-------|-------|-----------|-------|-------|
| | 観測数 | 平均 | 標準誤差 | 観測数 | 平均 | 標準誤差 |
| 借入金(対数) | 31,693 | 6.29 | 1.29 | 2,306 | 5.06 | 1.26 |
| 月額個人収入(対数) | 70,250 | 3.39 | 0.89 | 6,256 | 3.18 | 0.83 |
| 年齢 | 90,594 | 60.04 | 4.17 | 8,364 | 59.85 | 4.17 |
| 結婚ダミー | 90,534 | 0.91 | 0.29 | 8,357 | 0.73 | 0.44 |
| 同居の子どもダミー | 90,594 | 0.53 | 0.50 | 8,364 | 0.35 | 0.48 |
| 別居の子どもダミー | 90,594 | 0.30 | 0.46 | 8,364 | 0.25 | 0.43 |
| 介護ダミー | 90,594 | 0.10 | 0.30 | 8,364 | 0.06 | 0.24 |
| 就業ダミー | 90,540 | 0.83 | 0.38 | 8,356 | 0.82 | 0.39 |
| 労働時間 | 73,647 | 42.46 | 13.54 | 6,683 | 44.01 | 14.41 |
| 自営業 | 74,897 | 0.23 | 0.42 | 6,812 | 0.20 | 0.40 |
| 家族従業者 | 74,897 | 0.01 | 0.08 | 6,812 | 0.00 | 0.06 |
| 会社団体役員 | 74,897 | 0.09 | 0.29 | 6,812 | 0.05 | 0.22 |
| 正規職員 | 74,897 | 0.43 | 0.49 | 6,812 | 0.41 | 0.49 |
| パート | 74,897 | 0.08 | 0.27 | 6,812 | 0.15 | 0.35 |
| 派遣社員 | 74,897 | 0.01 | 0.09 | 6,812 | 0.01 | 0.12 |
| 契約社員・嘱託 | 74,897 | 0.13 | 0.34 | 6,812 | 0.15 | 0.36 |
| 内職 | 74,897 | 0.00 | 0.03 | 6,812 | 0.00 | 0.02 |
| その他 | 74,897 | 0.02 | 0.15 | 6,812 | 0.02 | 0.15 |

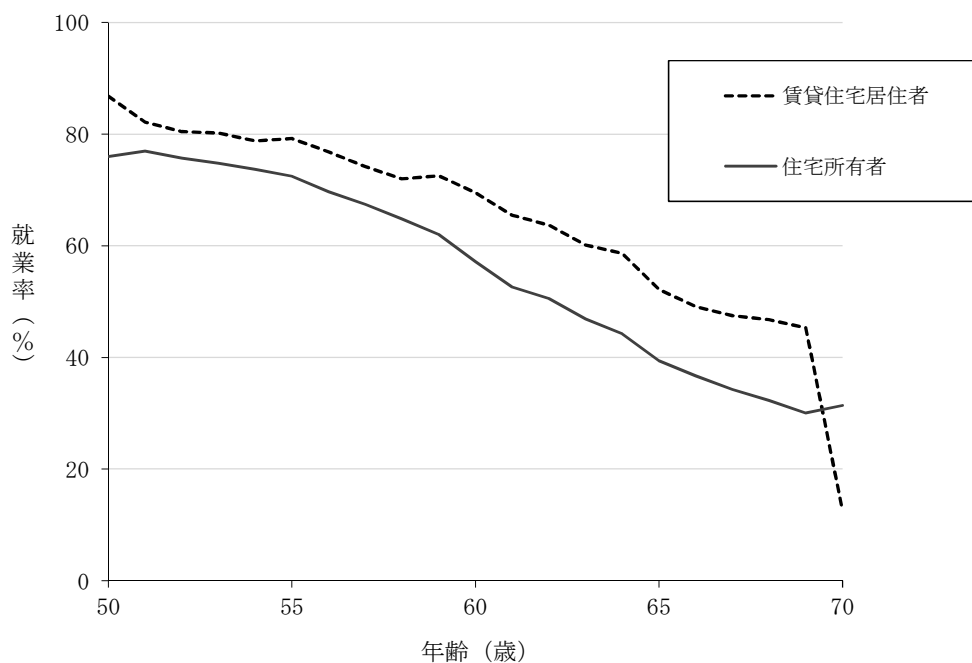
| | 女性(住宅所有者) | | | 女性(賃貸居住者) | | |
|------------|-----------|-------|-------|-----------|-------|-------|
| | 観測数 | 平均 | 標準誤差 | 観測数 | 平均 | 標準誤差 |
| 借入金(対数) | 28,955 | 6.22 | 1.34 | 2,106 | 4.82 | 1.33 |
| 月額個人収入(対数) | 58,155 | 2.46 | 0.91 | 6,114 | 2.44 | 0.77 |
| 年齢 | 106,969 | 59.97 | 4.18 | 9,799 | 59.78 | 4.15 |
| 結婚ダミー | 106,802 | 0.86 | 0.34 | 9,779 | 0.63 | 0.48 |
| 同居の子どもダミー | 106,969 | 0.50 | 0.50 | 9,799 | 0.40 | 0.49 |
| 別居の子どもダミー | 106,969 | 0.34 | 0.48 | 9,799 | 0.31 | 0.46 |
| 介護ダミー | 106,969 | 0.15 | 0.35 | 9,799 | 0.10 | 0.30 |
| 就業ダミー | 106,805 | 0.57 | 0.50 | 9,775 | 0.68 | 0.47 |
| 労働時間 | 58,402 | 32.06 | 15.18 | 6,424 | 32.79 | 13.83 |
| 自営業 | 60,254 | 0.08 | 0.28 | 6,583 | 0.05 | 0.21 |
| 家族従業者 | 60,254 | 0.14 | 0.35 | 6,583 | 0.04 | 0.20 |
| 会社団体役員 | 60,254 | 0.03 | 0.17 | 6,583 | 0.02 | 0.13 |
| 正規職員 | 60,254 | 0.20 | 0.40 | 6,583 | 0.20 | 0.40 |
| パート | 60,254 | 0.44 | 0.50 | 6,583 | 0.55 | 0.50 |
| 派遣社員 | 60,254 | 0.00 | 0.07 | 6,583 | 0.01 | 0.11 |
| 契約社員・嘱託 | 60,254 | 0.06 | 0.24 | 6,583 | 0.09 | 0.28 |
| 内職 | 60,254 | 0.02 | 0.14 | 6,583 | 0.02 | 0.15 |
| その他 | 60,254 | 0.03 | 0.17 | 6,583 | 0.02 | 0.14 |

図2-1 住宅所有の有無別にみた就業率：男性



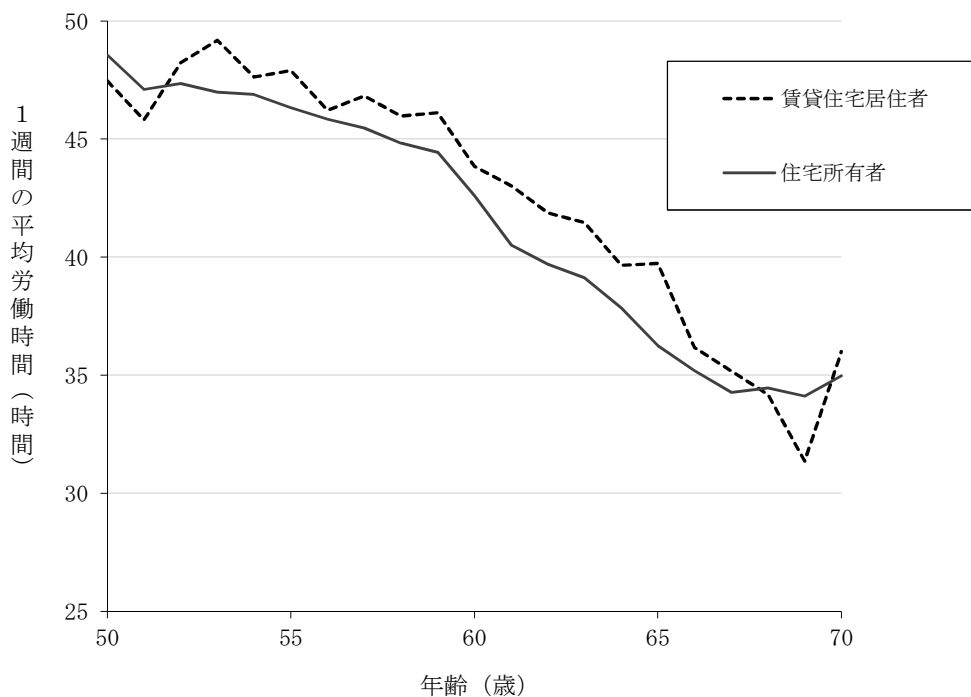
注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

図2-2 住宅所有の有無別にみた就業率：女性



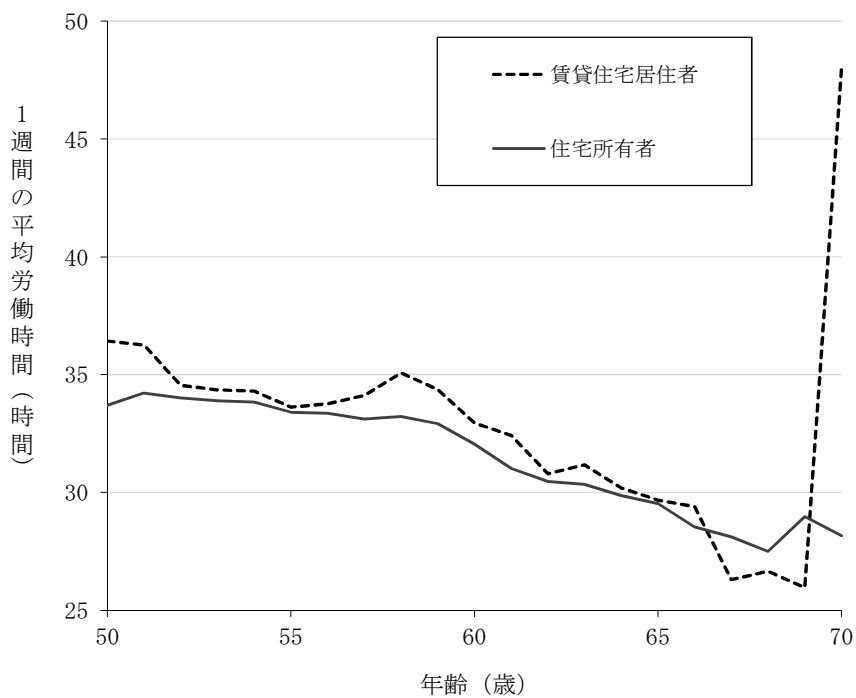
注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

図3-1 住宅所有の有無別にみた1週間の平均労働時間：男性



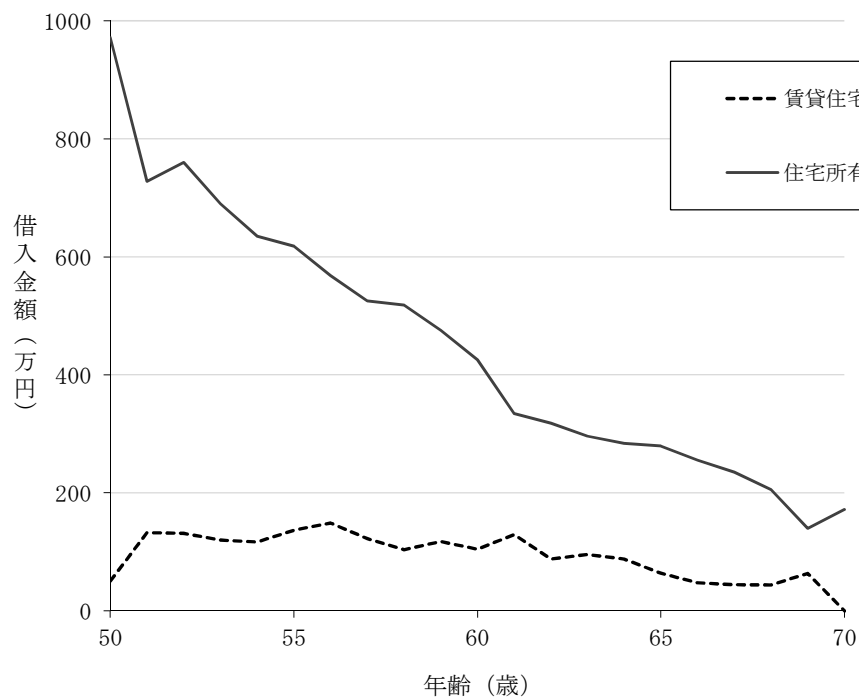
注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

図3-2 住宅所有の有無別にみた1週間の平均労働時間：女性



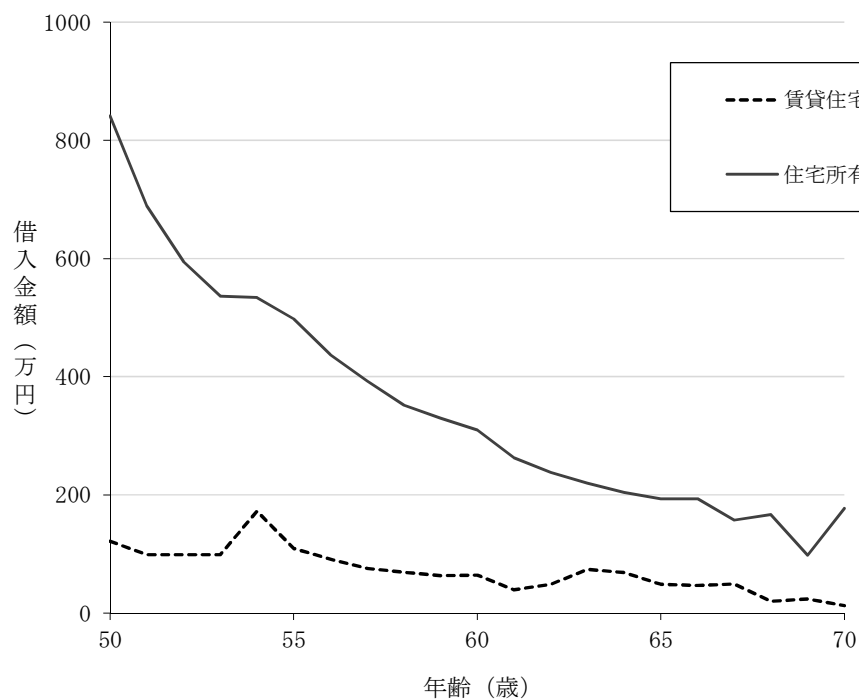
注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

図4-1 住宅所有の有無別にみた借入金額：男性



注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

図4-2 住宅所有の有無別にみた借入金額：女性



注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

(3) 年齢別就業率、労働時間、借入金の推移

図2は男女別に住宅所有者と賃貸住宅居住者の年齢別就業率を比較したものである。男性については、60歳頃までは、住宅所有者の就業率が賃貸住宅居住者よりも高く、60歳以降は差がなくなる。女性の場合、年齢に依らず、就業率は住宅所有者の方が低い。図3は、住宅所有別の1週間の平均労働時間を男女別に示しているが、男性の場合、年齢に関わらず、住宅所有者の方が労働時間は短い。61歳を過ぎたあたりで住居所有者の平均労働時間は、週40時間を下回るが、賃貸住宅居住者は65歳を超えたあたりから下回る。女性の場合、住宅所有の有無による労働時間の差は小さいが、年齢に関わらず、賃貸住宅居住者の方が僅かに平均労働時間が長い。図4は、借入金額を示しており、男女ともに住宅所有者の借入金額が高い。また、年齢とともに借入金額は低下している。

(4) 遷移行列

表2は、男女の住宅所有の遷移行列(transition matrix)である。固定効果推定を行うためには、観察期間中に住宅所有行動の変化が必要となる。賃貸住宅居住(住宅の非所有)から住宅所有への移行確率は僅か3.2%であり、逆に住宅所有から賃貸住宅居住への移行確率は0.2%である。つまり、住宅の購入は主に若年・壮年期に発生するイベントであり、中高年期に住宅を購入したり、賃貸住宅に移り住む人は僅かであることがわかった。このように住宅所有行動に関する変化が非常に小さいため、固定効果推定は可能ではあるものの、十分な変動があるとは言えない。固定効果推定の結果は、中高年期に家を購入(もしくは相続)したり、持ち家から賃貸住宅に変わるようなレアケースを利用している可能性があることに留意する必要がある。

表2 住宅所有と賃貸住宅居住の遷移行列

| | | 2015年 | |
|-------|--------------|--------|--------------|
| | | 賃貸住宅居住 | 住宅所有 |
| 2005年 | 賃貸住宅居住 | 96.8% | 3.2% |
| | 住宅所有 | 0.2% | 99.8% |
| | | 賃貸住宅居住 | 住宅所有(ローン返済中) |
| | 賃貸住宅居住 | 98.7% | 1.3% |
| | 住宅所有(ローン返済中) | 0.3% | 99.7% |
| | | 賃貸住宅居住 | 住宅所有(ローン返済済) |
| | 賃貸住宅居住 | 98.1% | 1.9% |
| | 住宅所有(ローン返済済) | 0.2% | 99.8% |

5. 推定結果

(1) 就業率

表3は男性、表4は女性の就業率の推定結果である。それぞれ(1)～(4)がロジット推定、(5)～(8)が固定効果ロジット推定の結果を示している⁴。

男性の結果をみると、(1)の住宅所有ダミーに関する係数の符号は有意にマイナスであり、また限界効果は-0.014、つまり住宅所有者は賃貸住宅居住者よりも1.4%就業率が低い。(2)は住宅所有者のうち住宅ローン返済中の人と、賃貸住宅居住者を比較した推定である。住宅所有(住宅ローンなし)の係数の符号は有意にプラスであり、住宅所有者で住宅ローンがある場合には賃貸住宅居住者よりも4.3%就業率が高い。(3)では住宅所有(住宅ローン返済済)の人と、賃貸住宅居住者を比較したが、住宅ローンが無い場合、賃貸住宅居住者よりも35.3%就業率が低くなる。(4)では、住宅の所有と、借入金額のどちらが就業率に影響しているのか知るために、住宅所有(住宅ローン返済中)ダミーと借入金額(対数値)の両変数を推定式に加えている。その結果、住宅所有(住宅ローンなし)の係数は有意ではなく、借入金額が高い程就業率が高くなる関係が確認された。

表3の(6)～(8)は、固定効果ロジット推定の結果であるが、住宅所有ダミーの符号はマイナスであり、観察できない個人間の異質性をコントロールしても、住宅所有者の就業率は賃貸住宅居住者より低いことがわかる。

表4の女性の推定は、ロジット推定の結果は男性と同様に住宅所有者の就業率の方が低い。しかし、固定効果ロジット推定の結果では、両者に有意な差はなく、住宅の所有による就業率の差はないことがわかった。つまり、女性については、観察できない個人の異質性が就業率の差を生じさせている。

4 就労形態ダミーのリファレンスは正規の職員、年ダミーのリファレンスは2005年である。

表3 就業率の推定結果：男性

| | logit 就業ダミー | | | | | | | |
|---------------|----------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
| | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 |
| 住居所有ダミー | -0.113 *** | -0.014 | | | | | | |
| | [0.033] | | | | | | | |
| 住居所有（住宅ローンあり） | | | 0.543 *** | 0.043 | | | -0.096 | -0.006 |
| | | | [0.043] | | | | [0.089] | |
| 住居所有（住宅ローンなし） | | | | | -0.246 *** | -0.353 | | |
| | | | | | [0.033] | | | |
| 借入金額（対数） | | | | | | | 0.127 *** | 0.008 |
| | | | | | | | [0.023] | |
| 年齢 | -0.237 *** | -0.029 | -0.223 *** | -0.018 | -0.220 *** | -0.032 | -0.250 *** | -0.015 |
| | [0.003] | | [0.006] | | [0.004] | | [0.009] | |
| 既婚ダミー | 0.885 *** | 0.109 | 0.754 *** | 0.060 | 0.860 *** | 0.124 | 0.367 *** | 0.022 |
| | [0.027] | | [0.052] | | [0.028] | | [0.090] | |
| 同居の子どもの有無 | 0.275 *** | 0.034 | 0.300 *** | 0.024 | 0.241 *** | 0.035 | 0.223 *** | 0.014 |
| | [0.019] | | [0.042] | | [0.021] | | [0.054] | |
| 別居の子どもの有無 | 0.298 *** | 0.037 | 0.258 *** | 0.021 | 0.285 *** | 0.041 | 0.135 | 0.008 |
| | [0.035] | | [0.066] | | [0.039] | | [0.093] | |
| 介護の有無ダミー | -0.333 *** | -0.041 | -0.257 *** | -0.020 | -0.330 *** | -0.047 | -0.270 *** | -0.016 |
| | [0.029] | | [0.067] | | [0.031] | | [0.086] | |
| 定数項 | 15.425 *** | | 14.616 *** | | 14.361 *** | | 16.664 *** | |
| | [0.210] | | [0.414] | | [0.229] | | [0.594] | |
| 年固定効果 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes |
| サンプルサイズ | | 98,386 | | 33,907 | | 72,828 | | 24,315 |
| 推定に使用した対象者数 | | | | | | | | |

注：1）表中[]は、標準誤差である。

2）統計的有意水準：*** 1%，** 5%，* 10%

| | 固定効果ロジット推定 就業ダミー | | | | | | | |
|---------------|---------------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|
| | (5) | | (6) | | (7) | | (8) | |
| | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 |
| 住居所有ダミー | -0.550 *** | -7.57E-14 | | | | | | |
| | [0.195] | | | | | | | |
| 住居所有（住宅ローンあり） | | | -0.589 * | -1.22E-10 | | | -2.103 *** | -2.91E-10 |
| | | | [0.326] | | | | [0.513] | |
| 住居所有（住宅ローンなし） | | | | | -0.460 ** | -1.94E-13 | | |
| | | | | | [0.217] | | | |
| 借入金額（対数） | | | | | | | 0.172 *** | 8.8E-12 |
| | | | | | | | [0.065] | |
| 年齢 | -0.481 *** | -5.18E-14 | -0.367 *** | -6.93E-11 | -0.459 *** | -1.60E-13 | -0.377 *** | -1.94E-11 |
| | [0.010] | | [0.019] | | [0.011] | | [0.028] | |
| 既婚ダミー | -0.098 | -1.10E-14 | 0.155 | 2.78E-11 | -0.296 | -1.15E-13 | 0.030 | 1.52E-12 |
| | [0.168] | | [0.318] | | [0.187] | | [0.472] | |
| 同居の子どもの有無 | 0.136 ** | 1.47E-14 | -0.058 | -1.10E-11 | 0.166 ** | 5.85E-14 | -0.032 | -1.65E-12 |
| | [0.057] | | [0.121] | | [0.065] | | [0.155] | |
| 別居の子どもの有無 | 0.092 | 1.01E-14 | 0.239 * | 4.75E-11 | 0.132 * | 4.74E-14 | -0.141 | -7.06E-12 |
| | [0.069] | | [0.130] | | [0.079] | | [0.179] | |
| 介護の有無ダミー | -0.238 *** | -2.34E-14 | -0.120 | -2.16E-11 | -0.217 *** | -6.94E-14 | -0.198 | -9.39E-12 |
| | [0.060] | | [0.134] | | [0.067] | | [0.165] | |
| 定数項 | | | | | | | | |
| 年固定効果 | | Yes | | Yes | | Yes | | Yes |
| サンプルサイズ | | 42,673 | | 8,454 | | 32,232 | | 4,778 |
| 推定に使用した対象者数 | | 3,961 | | 933 | | 3,314 | | 598 |

注：1）表中[]は、標準誤差である。

2）統計的有意水準：*** 1%，** 5%，* 10%

表4 就業率の推定結果：女性

| | logit 就業ダミー | | | | | | | |
|------------------------|----------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
| | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 |
| 住居所有ダミー | -0.379 *** | -0.086 | | | | | | |
| | [0.024] | | | | | | | |
| 住居所有（住宅ローンあり） | | | 0.110 *** | 0.023 | | | -0.367 *** | -0.073 |
| | | | [0.028] | | | | [0.061] | |
| 住居所有（住宅ローンなし） | | | | | -0.484 *** | -0.111 | | |
| | | | | | [0.024] | | | |
| 借入金額（対数） | | | | | | | 0.066 *** | 0.013 |
| | | | | | | | [0.013] | |
| 年齢 | -0.129 *** | -0.029 | -0.103 *** | -0.021 | -0.129 *** | -0.030 | -0.090 *** | -0.018 |
| | [0.002] | | [0.004] | | [0.002] | | [0.005] | |
| 既婚ダミー | -0.441 *** | -0.100 | -0.710 *** | -0.145 | -0.433 *** | -0.099 | -0.899 *** | -0.178 |
| | [0.018] | | [0.036] | | [0.019] | | [0.058] | |
| 同居の子どもの有無 | 0.096 *** | 0.022 | 0.021 | 0.004 | 0.087 *** | 0.020 | 0.022 | 0.004 |
| | [0.013] | | [0.025] | | [0.014] | | [0.031] | |
| 別居の子どもの有無 | 0.193 *** | 0.044 | 0.178 *** | 0.036 | 0.202 *** | 0.046 | 0.141 *** | 0.028 |
| | [0.020] | | [0.035] | | [0.023] | | [0.045] | |
| 介護の有無ダミー | -0.327 *** | -0.074 | -0.346 *** | -0.071 | -0.307 *** | -0.070 | -0.425 *** | -0.084 |
| | [0.017] | | [0.035] | | [0.020] | | [0.043] | |
| 定数項 | 8.726 *** | | 7.287 *** | | 8.732 *** | | 6.833 *** | |
| | [0.124] | | [0.226] | | [0.141] | | [0.303] | |
| 年固定効果 | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| サンプルサイズ 推定に使用した対象者数 | 115,809 | | 34,518 | | 91,046 | | 21,850 | |

注：1）表中[]は、標準誤差である。

2）統計的有意水準：*** 1%，** 5%，* 10%

| | 固定効果ロジット推定 就業ダミー | | | | | | | |
|------------------------|---------------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|
| | (5) | | (6) | | (7) | | (8) | |
| | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 | 係数 | 限界効果 |
| 住居所有ダミー | -0.076 | -5.51E-11 | | | | | | |
| | [0.157] | | | | | | | |
| 住居所有（住宅ローンあり） | | | 0.274 | 1.59E-08 | | | 0.375 | 1.07E-07 |
| | | | [0.253] | | | | [0.467] | |
| 住居所有（住宅ローンなし） | | | | | -0.275 | -7.05E-11 | | |
| | | | | | [0.188] | | | |
| 借入金額（対数） | | | | | | | 0.077 | 2.52E-08 |
| | | | | | | | [0.050] | |
| 年齢 | -0.351 *** | -2.45E-10 | -0.280 *** | -1.70E-08 | -0.365 *** | -8.34E-11 | -0.262 *** | -8.64E-08 |
| | [0.007] | | [0.014] | | [0.009] | | [0.020] | |
| 既婚ダミー | 0.113 | 7.61E-11 | -0.078 | -4.83E-09 | 0.128 | 2.81E-11 | -0.191 | -6.79E-08 |
| | [0.095] | | [0.215] | | [0.110] | | [0.420] | |
| 同居の子どもの有無 | 0.024 | 1.70E-11 | -0.137 | -8.34E-09 | 0.050 | 1.15E-11 | -0.116 | -3.88E-08 |
| | [0.043] | | [0.084] | | [0.052] | | [0.109] | |
| 別居の子どもの有無 | -0.004 | -2.80E-12 | -0.105 | -6.30E-09 | 0.001 | 3.09E-13 | 0.124 | 4.14E-08 |
| | [0.055] | | [0.100] | | [0.065] | | [0.133] | |
| 介護の有無ダミー | -0.514 *** | -3.04E-10 | -0.498 *** | -2.54E-08 | -0.509 *** | -9.87E-11 | -0.716 *** | -1.85E-07 |
| | [0.043] | | [0.094] | | [0.050] | | [0.121] | |
| 定数項 | | | | | | | | |
| 年固定効果 | Yes | | Yes | | Yes | | Yes | |
| サンプルサイズ 推定に使用した対象者数 | 54,479 | | 12,456 | | 40,816 | | 6,843 | |
| | | | 1,453 | | 4,094 | | 928 | |

注：1）表中[]は、標準誤差である。

2）統計的有意水準：*** 1%，** 5%，* 10%

表5 労働時間の推定結果：男性

| | OLS 労働時間 (対数) | | | | 固定効果推定 労働時間 (対数) | | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 住居所有ダミー | -0.082 *** [0.005] | | | | -0.025 * [0.014] | | | |
| 住居所有 (住宅ローンあり) | | -0.036 *** [0.005] | | -0.071 *** [0.008] | | -0.006 [0.018] | | -0.012 [0.027] |
| 住居所有 (住宅ローンなし) | | | -0.093 *** [0.006] | | | | -0.036 * [0.019] | |
| 借入金額 (対数) | | | | 0.003 [0.002] | | | | 0.005 [0.003] |
| 本人の収入 (対数) | 0.078 *** [0.002] | 0.054 *** [0.003] | 0.089 *** [0.002] | 0.036 *** [0.003] | 0.088 *** [0.002] | 0.060 *** [0.003] | 0.095 *** [0.002] | 0.048 *** [0.003] |
| 年齢 | -0.015 *** [0.000] | -0.012 *** [0.001] | -0.016 *** [0.001] | -0.011 *** [0.001] | -0.015 *** [0.001] | -0.012 *** [0.001] | -0.017 *** [0.001] | -0.009 *** [0.001] |
| 既婚ダミー | 0.041 *** [0.005] | 0.035 *** [0.007] | 0.045 *** [0.006] | 0.020 ** [0.009] | 0.016 [0.013] | 0.022 [0.020] | 0.021 [0.016] | 0.016 [0.026] |
| 同居の子どもの有無 | 0.010 *** [0.003] | 0.000 [0.004] | 0.010 *** [0.004] | 0.000 [0.005] | 0.000 [0.004] | -0.009 [0.006] | 0.005 [0.005] | -0.002 [0.007] |
| 別居の子どもの有無 | 0.007 * [0.004] | 0.008 [0.005] | 0.005 [0.005] | 0.006 [0.006] | 0.013 *** [0.004] | 0.019 *** [0.006] | 0.009 * [0.005] | 0.026 *** [0.007] |
| 介護の有無ダミー | -0.020 *** [0.005] | -0.014 * [0.008] | -0.023 *** [0.006] | -0.012 [0.008] | 0.007 [0.005] | 0.001 [0.008] | 0.014 ** [0.006] | -0.001 [0.009] |
| 定数項 | 4.414 *** [0.029] | 4.259 *** [0.041] | 4.424 *** [0.036] | 4.345 *** [0.047] | 4.385 *** [0.042] | 4.245 *** [0.062] | 4.443 *** [0.053] | 4.141 *** [0.083] |
| 就労形態ダミー | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| サンプルサイズ | 70,203 | 26,305 | 49,710 | 20,174 | 70,203 | 26,305 | 49,710 | 20,174 |
| 決定係数R ² | 0.199 | 0.148 | 0.209 | 0.112 | 0.203 | 0.126 | 0.204 | 0.104 |
| 推定に使用した対象者数 | | | | | 8,795 | 4,747 | 7,560 | 4,015 |

注：1) 表中[]は、標準誤差である。
2) 統計的有意水準：*** 1%、** 5%、* 10%

表6 労働時間の推定結果：女性

| | OLS 労働時間 (対数) | | | | 固定効果推定 労働時間 (対数) | | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 住居所有ダミー | -0.082 *** [0.007] | | | | -0.026 [0.019] | | | |
| 住居所有 (住宅ローンあり) | | -0.050 *** [0.008] | | -0.062 *** [0.015] | | -0.016 [0.024] | | -0.008 [0.043] |
| 住居所有 (住宅ローンなし) | | | -0.090 *** [0.007] | | | | -0.033 [0.025] | |
| 借入金額 (対数) | | | | -0.024 *** [0.004] | | | | -0.006 [0.005] |
| 本人の収入 (対数) | 0.220 *** [0.003] | 0.220 [0.005] | 0.225 *** [0.003] | 0.212 *** [0.006] | 0.143 *** [0.003] | 0.123 *** [0.005] | 0.141 *** [0.003] | 0.119 *** [0.006] |
| 年齢 | -0.008 *** [0.001] | -0.003 *** [0.001] | -0.009 *** [0.001] | -0.003 ** [0.001] | -0.012 *** [0.001] | -0.010 *** [0.001] | -0.013 *** [0.001] | -0.009 *** [0.002] |
| 既婚ダミー | -0.025 *** [0.006] | -0.050 *** [0.009] | -0.020 *** [0.007] | -0.048 *** [0.013] | 0.028 ** [0.012] | -0.010 [0.022] | 0.043 [0.014] | -0.009 [0.032] |
| 同居の子どもの有無 | -0.007 [0.004] | -0.012 * [0.007] | -0.009 * [0.005] | -0.002 [0.009] | -0.015 *** [0.005] | -0.014 [0.009] | -0.017 *** [0.006] | -0.006 [0.011] |
| 別居の子どもの有無 | 0.006 [0.006] | 0.011 [0.009] | 0.007 [0.008] | 0.008 [0.012] | 0.011 * [0.006] | 0.009 [0.010] | 0.011 [0.007] | 0.021 * [0.012] |
| 介護の有無ダミー | -0.054 *** [0.006] | -0.073 *** [0.011] | -0.052 *** [0.007] | -0.078 *** [0.013] | -0.018 *** [0.006] | -0.034 *** [0.010] | -0.014 ** [0.007] | -0.041 *** [0.012] |
| 定数項 | 3.562 *** [0.042] | 3.282 *** [0.065] | 3.632 *** [0.049] | 3.454 *** [0.084] | 3.893 *** [0.055] | 3.801 *** [0.086] | 3.905 *** [0.067] | 3.783 *** [0.128] |
| 就労形態ダミー | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| サンプルサイズ | 55,826 | 20,031 | 41,403 | 13,471 | 55,826 | 20,031 | 41,403 | 13,471 |
| 決定係数R ² | 0.295 | 0.301 | 0.297 | 0.293 | 0.163 | 0.111 | 0.168 | 0.097 |
| 推定に使用した対象者数 | | | | | 8,074 | 3,934 | 6,861 | 3,105 |

注：1) 表中[]は、標準誤差である。
2) 統計的有意水準：*** 1%、** 5%、* 10%

(2) 労働時間

表5は男性、表6は女性の労働時間(対数値)の推定結果である。(1)～(4)がOLS推定、(5)～(8)が固定効果推定の結果を示している。

表5の男性の推定結果のうちOLS推定の結果をみると、住宅所有者の方が労働時間が短い。(1)より住宅所有者の方が賃貸住宅居住者に対して労働時間は8.2%短く、(3)より住宅ローンが無い場合は9.3%と更に短いことがわかる。しかし、固定効果推定によると、(5)のように住宅所有者の方が賃貸住宅居住者に対して労働時間は2.5%短く、住宅ローンが無い場合は3.6%短い。つまり、観測不能な個人属性によってOLS推定には下方バイアスがかかり、住宅所有の効果を過大に推定していたことになる。

女性のOLS推定の結果をみると、(1)より住宅所有者の方が賃貸住宅居住者に対して労働時間が8.2%短く、(3)より住宅ローンが完済していると9.0%短いことがわかる。(4)では、借入金に関するパラメータの符号は有意に負であり男性の推定結果とは異なる。

しかし、固定効果推定によれば、(5)のように住宅所有者の労働時間は2.6%短いものの統計的に有意ではない。(6)～(8)のどの推定においても住宅所有ダミーは有意でなく、つまり、女性に関しては、住宅所有の有無による労働時間の有意な差は観察されなかった。

6. まとめ

本章では、「中高年者縦断調査」のパネルデータを用いて、壮年期・中年期の住宅所有が時間を通じて高齢期の労働供給を減らす可能性について検証した。その結果、男性については、観測不能な個人の異質性を制御してもなお、住宅所有が就業率、労働時間を有意に減少させることが確認された。住宅所有を後押しする政策が、高齢者の労働供給に負の効果を持つ可能性を念頭に置き、このような問題意識に基づいた実証分析を蓄積させる必要があるだろう。

女性については、観測不能な個人の異質性を制御すると、住宅所有の有無が就業率、労働時間に与える影響は観察されなかった。「中高年者縦断調査」の調査対象となっている女性は、専業主婦を長く経験し、就業率の低い世代を捉えており、これが住宅所有の労働供給への効果が性別によって異なる原因と考えられる。より若い世代の女性では、住宅の所有が男性と同様の効果を持つことが予想される。

また、男性の推定結果から、住宅ローンの返済や借入金額は、就業率、労働時間にプラスの影響を与えていることがわかった。これより、住宅の所有を後押しする政策は、住宅ローンの返済期間の只中にあると考えられる壮年期・中年期における男性の労働供給を増加させると考えられる。ただし、これは「中高年者縦断調査」による高齢期のデータによる推定に基づく推測であり、ライフサイクルにおいて住宅の所有が労働供給に与える影響がどのように変わるのかより正確に測るためには、壮年期や中年期のデータも用いて検証されるべきだろう。

7. 参考文献

Chamberlain, G. (1980) Analysis of Covariance with Qualitative Data, *Review of Economic Studies*, 47, 225-238.

Aldershof, T., Alessie, R. and A. Kapteyn (1999), Female Labour Supply and the Demand for Housing. Centre for Economic Research, Tilburg University, No. 9746.

Belkar, R., Cockerell, L. and R. Edwards (2007), Labour Force Participation and Household Debt, Reserve Bank of Australia, RDP 2007-05.

Bottazzi, R. (2004), Labour Market Participation and Mortgage Related Borrowing Constraints, The Institute for Fiscal Studies Working Paper 04/09.

Brown, Jeffrey R., Courtney C. Coile, and Scott J. Weisbenner (2010), The Effects of Inheritance Receipt on Retirement, *The Review of Economics and Statistics* 92(2), 425-434.

Del Boca, D. and A. Lusardi (2003), Credit Market Constraints and Labour Market Decisions', *Labour Economics*, 10, 6, 681-703.

Fortin, N., J. (1995), Allocation Inexibilities, Female Labour Supply, and Housing Assets Accumulation: Are Women Working to Pay the Mortgage? *Journal of Labour Economics*, 13, 3, 524-557.

Imbens GW, Rubin DB, Sacerdote BI (2001), Estimating the effect of unearned income on labor earnings, savings, and consumption: Evidence from a survey of lottery players, *American Economic Review* 91(4), 778-794.

Worswick, C. (1999), "Credit Constraints and the Labour Supply of Immigrant Families in Canada", *The Canadian Journal of Economics*, 32, 1, 152-170.