

同居・近居・別居の選択

——親の資産と介護、子の市場労働が与える影響

梶谷 真也

(京都大学大学院経済学研究科COE研究員)

1. はじめに

近年、子供と同居する高齢者世帯の減少が目立つ。『平成15年度版厚生労働白書』（厚生労働省）によると、子供と同居する65歳以上高齢者の割合は、1980年の69%から2002年には47%まで減少した。ただし、その割合の内訳を詳しく見ると、未婚の子供と同居する高齢世帯の割合は1986年の11.1%から2002年には15.6%へと増加している。子供との同居割合の低下は、既婚の子供と同居する高齢者が減少したことによるものと考えられる。

一方で、親の近くに住む、あるいは、子供の近くに住むことを希望する親や子供は増加している。『社会保障に関する意識等調査報告書』（2000年、厚生労働省）は、老後生活での子供との同居意識について、「同居したい」と回答する者は33.5%であるのに対し、「子供が近くにいれば別居でもよい」と回答する者は38.7%に達すると報告する。また、2002年の『出生動向基本調査』（国立社会保障・人口問題研究所）は、18～34歳の未婚男女に対して、50代になった時に希望する同居スタイルを尋ねている。それによると、自分の親が住む近くに住みたいと考えている人が多い。回答者のうち、男性で48%、女性で62%が親の近くに住む形態を望んでいる。

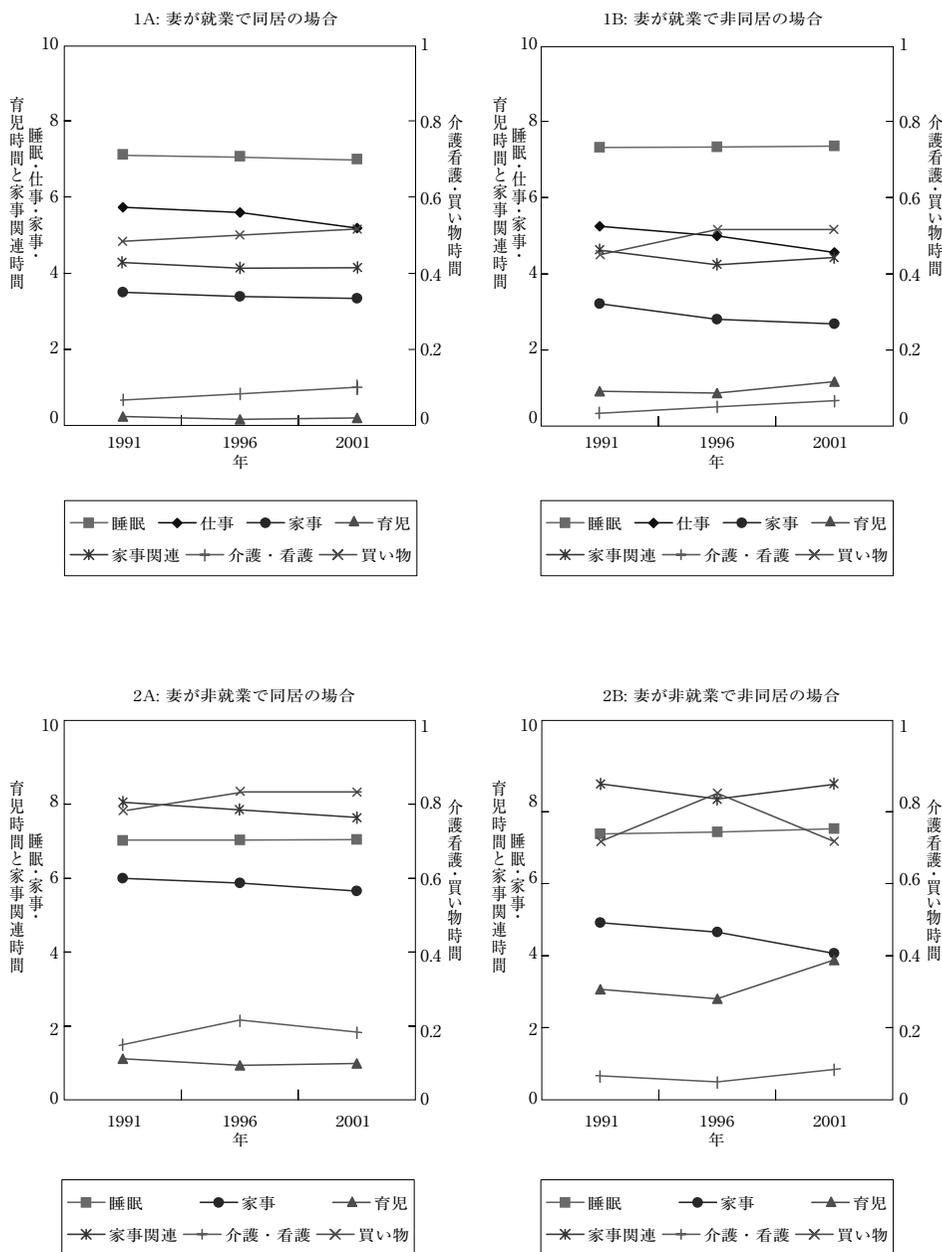
同居という居住形態と比較して、近くに住むという状態、つまり、“近居”という形態は、親子間のプライバシー損失という不効用が発生しにくい状況をもたらすだろう。また、大きな移動を伴わずに親や子供と交流を持つことも可能となる。

例えば、子供の属性に注目したEngers and Stern (2002) やNeuharth and Stern (2002) は、1982年と84年のNational Long-Term Care Surveyのマイクロデータを用いて、親の近くに住む子が介護をより行うことを示す。また、Martin and Tsuya (1991) は、日本の家族に関する調査のマイクロデータを用いて、近くに住む子ほど親に会いに行く回数が増すことを明らかにしている。

しかし、同居という居住形態にもいくつかのメリットが考えられる。その中でも、子供の世帯に注目すれば、親と同居することで家事や育児などを親に委ねることができるだろう。つまり、妻の家事や育児に係る負担が軽減される可能性は高まる。親と同居するか否かによって、妻が費やす家事や育児の時間が異なるならば、家事や育児時間の差が親との同居選択に与える影響も小さくないと考えられる。特に、妻が就業している場合を考えれば、家事や育児負担が軽減される可能性はさらに高まる。2002年の『就業構造基本調査』（総務省）によると、親と同居する妻の就業率は68.6%に達し、親と同居しない妻の就業率（48.2%）に比べて高い。

本論文では、まず、マクロデータから親と同居することで妻の家事負担がどの程度軽減するかを確認する。そして、2004年に実施された『高齢化と暮らしに関する調査』の個票データを用いて、これまでの研究では考慮されることが少ない“近居”という形態を含めて、妻の家事育児負担が親との居住形態の選択の決定に与える影響について分析する。妻の就業行動と居住形態の選択の間に

図表-1 週平均で見た妻の1日の時間配分



出所:『社会生活基本調査報告』(総務省)の1991、1996、2001各年より筆者作成

発生する同時性の問題を回避するために、就業する妻にサンプルを限定した推定も行う。母親を分析対象とするのは、父親ではなく母親と同居することで妻の家事関連時間は軽減されると考えられるからである。居住形態により妻の家事関連時間

が異なる可能性を考慮するため、推定モデルにはMcFadden (1974) のConditional Logit Modelを用いる。

説明変数には、親の土地資産額を含めて、親との居住選択行動を分析する際に指摘される家族の

利己主義の影響を部分的に考慮する。岩本・福井(2001)は、親子間での居住選択が親子双方の合意に基づくものであれば、親と子双方の属性が居住選択に影響を与える可能性は高いことを指摘する。高齢者の資産の多くは住宅資産であり、遺産の大部分が住宅である(大竹 1991)。分析に使うデータに含まれる親が所有する住宅土地面積と市区町村別に公表される住宅地標準価格を用いて親の土地資産額を計算し、親の不動産資産の影響を考慮する。

分析により得られた結果は以下のとおりである。

1) 母親と同居の場合、食事の用意や掃除・洗濯などに費やす妻の家事時間は非同居の場合よりも長い、育児時間は非常に短い。家事や育児だけでなく買い物や介護に費やす平均的な時間を合計した時間(家事関連時間)で比較すると、母親と同居する妻の方が短い。実証分析の結果、2) 妻の母親との同居決定において、“期待家事関連時間”の係数の符号は統計的に有意に負となり、妻の家事関連時間が短くなれば子世帯の効用は高まる事が確認される。妻が就業する場合に注目すると、家事育児負担の減少が子世帯の効用をさらに高めている。また、3) 子世帯の居住形態の選択に与える親の土地資産額の影響は、父親が生存する場合と亡くなっている場合で大きく異なる。

本論文の構成は次のとおりである。続く2節で妻の家事関連時間と親との同居選択に関するこれまでの研究を紹介するとともに、母親との同居が妻の家事負担をどの程度軽減させるかについてマクロデータから確認する。3節では、推定モデルと分析に用いるマイクロデータの概要を示す。4節で推定結果を報告し、5節で全体をまとめる。

2. 妻の家事関連時間と母親との同居

日本において、親との同居が妻の労働供給を促進させることを示す学術的な研究は数多い。例えば、Nakamura and Ueda (1999) は1992年の『就業構造基本調査』の個票データを用いて、母親との同居は妻の就業確率を上昇させることを示す。同居と就業との同時決定を考慮した大石・小

塩(2001)やSasaki (2002) も同様の結果を示す。親との同居が妻の就業率を高める要因として、Sasaki (2002) も指摘するように、同居による妻の家事や育児に関する負担の軽減が考えられる。坂本(2006)は、2005年の『消費生活に関するパネル調査』の個票データを用いて、親との居住形態の違いにより妻の育児家事時間が異なるかをPropensity Score Matching法で分析する。そして、同居によって妻の育児家事時間が短くなる可能性を指摘する。また、Ueda (2005) は、1996年の『社会生活基本調査』と『消費生活に関するパネル調査』の個票データを用いて、妻の就業状況を考慮しながら妻の一日の時間配分の決定要因を分析する。そして、就業する妻の場合、母親との同居が家事関連時間を短くすることを統計的に有意に確認する。

親と同居することで、妻の家事時間はどの程度減少しているのであろうか。総務省が5年ごとに実施する『社会生活基本調査』は、1日の生活時間の配分を詳細に調べている。1991、1996、2001の各年に実施された『社会生活基本調査』を用いて、平均的な妻の1日の時間配分の変化を就業/非就業別に分けて図表-1に表す。ただし、親と同居する場合でも父親ではなく母親の存在が妻の家事や育児の時間に大きく影響するだろう。そこで、親世帯に母親が存在するという条件を満たすために、世帯に親が2人いる場合と親がいない場合とを比較し、親と同居/非同居の識別を行う。

まず、妻が就業している場合を確認する(図表-1-1A・1B)。3カ年を通じて、非同居に比べて同居している場合、平均的な妻の睡眠時間は短く、食事の用意や掃除・洗濯などに費やす家事の時間が長いことが分かる。2001年では、同居時の平均的な睡眠時間は非同居時のそれと比べて約0.4時間短く、同居時の平均的な家事時間は0.65時間長い。次に、妻が就業していない場合を確認する(図表-1-2A・2B)。3カ年を通して、就業している妻に比べると平均的な睡眠時間や家事時間は長くなっているが、同居/非同居での差に注目すると、就業する妻の場合と同じ傾向にある。2001年では、平均的な妻の睡眠時間が約0.5時間短

いのに対し、家事時間が1.6時間ほど長くなっている。母親と同居した場合、家事負担を母親と妻が共有すると考えれば、妻の家事時間は減少すると予想される。しかし、実際は母親と同居しても平均的な妻の家事時間は減少していない。

それに対して、平均的な妻の育児時間は母親と同居している場合で短くなる。妻が就業するサンプルを見ると、2001年では母親と同居していない妻の平均育児時間は1.17時間であるのに対し、同居する場合の平均育児時間は0.2時間である。また、妻が非就業であるサンプルでは、母親と同居する妻の育児時間は2001年で0.98時間と、非同居のそれと比べて3時間近く短くなっている。子供が親と同居する場合には、育児負担がかなり軽減されていることがわかる。

家事や育児だけでなく買い物や介護などを含んだ妻の家計内での全体の生産活動時間は、同居／非同居で異なるのであろうか。そこで、食事の用意や掃除・洗濯などの家事や育児の時間に加え、買い物や介護などを含めた妻の家計における生産活動時間を“家事関連時間”と定義し、家事関連時間が同居／非同居により違うかを確認する。妻が働いている場合を見ると（図表-1-1A・1B）、3カ年を通して母親と同居する妻の方が平均的な家事関連時間は短い（2001年は約0.3時間）。妻が非就業である場合でも（図表-1-2A・2B）、母親との同居の方が平均的な家事関連時間は3カ年を通して短く、2001年では1.1時間短くなっている。このように、家事や育児、買い物、介護に費やす時間を合算して家事関連時間として見た場合、母親と同居している妻は同居していない妻よりも短い。つまり、子供が親と同居すると、平均的な妻の家計内生産活動に係る負担は軽減されている。子世帯が親との居住形態を考える上で、妻の家計内生活行動の負担を重視しているならば、育児や家事の時間の減少が親との同居決定に影響を与えていると考えられる。

むろん、これらの結果は平均的な妻の家事関連時間であり、必ずしも同居が妻の家事育児負担を軽減させるとは限らない。例えば、前田（1998）は、親が高齢になるにつれ、親との同居が女性の

就業に負の効果をもたらすと指摘する。松浦・白波瀬（2002）や西本・七條（2004）らも指摘するように、母親が年をとるにつれて、妻の家事や育児の負担を代替する可能性は低くなるのに対し、妻が母親の介護をする可能性は上昇するだろう。妻の家事や育児の負担を代替するには、母親の健康状態が重要な要素であると言える。

次節以降では、どのような要因が親との居住選択に影響を与えているのかについて、家族内の交換動機の要因を部分的にコントロールしながら、同居／非同居で見られる家事や育児時間の差に注目して分析する。居住形態により妻の家事関連時間が異なることを考慮し、McFadden（1974）のConditional Logit Model（以下、CLMとする）を推定モデルに用いる。ただし、子供の世帯が親世帯と同居しない場合でも、親の世帯の近くに居住する場合と近くに居住する場合では、親世帯への訪問回数など親子間の交流難易度は異なるだろう。本論文の推定モデルでは、親世帯の近くに子世帯が住むという“近居”という居住形態を含めることで、子世帯と親世帯との距離についても考慮する。

3. 推定モデルと使用するデータ

(1) 推定モデル——居住形態の選択

親世帯には夫の親と妻の親の2つの世帯が存在する。例えば、親世帯との同居を考えた場合、夫（妻）の親だけでなく妻（夫）の親とも同居する可能性も残される。推定モデルでは、 i ：夫の母親との居住形態と、 ii ：妻の母親との居住形態とに分けて、それぞれの場合で子供の世帯が居住形態の選択を行うと仮定する。子供の世帯が、母親と同居： $j=1$ 、近居： $j=2$ 、あるいは別居： $j=3$ の3つの居住形態の選択に直面するとする：

$$U_{ij}=Z_{iC}\beta_{jC}+Z_{iP}\beta_{jP}+x_{ij}\alpha+u_{ij} \quad (1)$$

U_{ij} は居住形態 j を選んだ場合の子世帯 i の効用を示す。 x_{ij} は家事関連時間であり、これは居住形態 j に依存する変数である。CLMでは、母親と同居、

図表-2 変数の定義

説明変数	定義
期待家事関連時間(時間)	<p>2001年の『社会生活基本調査』(総務省)第10表に掲載される「行動の種類別総平均時間」のうち、「家事」「介護・看護」「育児」「買い物」の総平均時間を、世帯の家族類型・妻の年齢階級ごとに合算し、世帯の家族類型・妻の年齢階級別の家事関連時間を求める。世帯の家族類型は、1) 夫婦と両親の世帯、2) 夫婦と両親、子供の世帯、3) 夫婦のみの世帯、4) 夫婦と子供の世帯の4類型である。これらのうち、1)と2)を「親と同居」、3)と4)を「親と非同居(近居、または、別居)」に分類する。</p> <p>母親と同居する場合の期待家事関連時間として、計算した平均的な家事関連時間を妻の年齢・18歳未満の子の有無別に当てはめる。子世帯が母親と非同居(近居、または、別居)の場合の期待家事関連時間も同様に当てはめる。</p>
親世帯の属性	
親の土地資産額(百万円)	<p>調査では、親世帯の住居の総敷地面積を尋ねている。1) 住居は持ち家で、かつ、親(父あるいは母)の名義である場合、「総敷地面積」と市区町村別の「住宅地標準価格」との積を親世帯の土地資産額とする。2) 住居は持ち家だが、親と子供の共同名義である場合、「総敷地面積」と市区町村別の「住宅地標準価格」との積の2分の1を親世帯の土地資産額とする。3) 住居が親の持ち家でない場合、親世帯の土地資産額を0とする。</p>
親の土地資産額×父親生存ダミー	「親の土地資産額」と「父親生存ダミー」との交差項。
父親生存ダミー	夫(妻)の父親が生存している場合は1、亡くなっている場合を0とする。
父親自営業ダミー	夫の父親が最も長く従事している(いた)雇用形態は自営業である場合1、それ以外の場合は0とする。妻の父親の場合も同様。
母親大都市居住ダミー	母親が政令指定都市+東京23区内に居住している場合は1、それ以外は0とする。
子世帯の属性	
子の土地資産額(百万円)	<p>調査では、子世帯の住居の総敷地面積を尋ねている。1) 住居は持ち家で、かつ、子供(夫あるいは妻)の名義である場合、「総敷地面積」と市区町村別の「住宅地標準価格」との積を子世帯の土地資産額とする。2) 住居は持ち家だが、子供と親の共同名義である場合、「総敷地面積」と市区町村別の「住宅地標準価格」との積の2分の1を子世帯の土地資産額とする。3) 住居が持ち家でない場合は、子世帯の土地資産額は0とする。</p>
子の金融資産残額(百万円)	<p>調査では、子世帯の金融資産残高について、12のカテゴリーで尋ねている：1) なし、2) 100万未満、3) 100万～300万、4) 300万～500万、5) 500万～700万、6) 700万～1,000万、7) 1,000万～1,500万、8) 1,500万～3,000万、9) 3,000万～5,000万、10) 5,000万～1億、11) 1億～2億、12) 2億以上。分析に用いるサンプルでは、10) 5,000万～1億を回答した人が最高であったため、1)を0、それ以外のカテゴリーはその中央値をそれぞれ当てはめた。つまり、1) 0、2) 50万、3) 150万、4) 400万、5) 600万、6) 850万、7) 1,250万、8) 1,750万、9) 4,000万、10) 7,500万となる。</p>
夫が長男ダミー	夫が長男である場合を1、それ以外を0とする。
夫サラリーマンダミー	夫が会社経営者・役員、会社員・団体職員、公務員の場合は1、それ以外は0とする。
夫の年齢	夫の現在の年齢。

近居、別居それぞれを選択した場合に必要な家事関連時間は外生的に与えられる。本論文では、子供は母親と同居はしていないが、同一市区町村内に居住している場合を“近居”とし、同一市区町村内に居住していない場合を“別居”と定義する。 Z_{ic} は居住形態 j に依存しない子世帯の属性を表す変数であり、子世帯の土地資産や、夫の年齢、夫の就業形態などを含む。 Z_{ip} は居住形態 j に依存しない親世帯の属性を表す変数であり、親世帯の土地資産などが含まれる。 u_{ij} は誤差項を示し、Type I extreme value function ; $F(u) = \exp(-\exp(-u))$ にi.i.d.に従うと仮定する。

データから実際に観察できるのは、居住形態 j のうち子供の世帯がどれを選択したかである。子供が居住形態 j を選択するのは、その選択 j から得られる効用が他の選択肢 l から得られる効用よりも高いからと考えられる。よって、

$$\begin{aligned} \Pr(U_{ij} > U_{il}) &= \Pr(Z_{ic} \beta_{jc} + Z_{ip} \beta_{jp} + x_{ij} a + u_{ij}) \\ &> \Pr(Z_{ic} \beta_{lc} + Z_{ip} \beta_{lp} + x_{il} a + u_{il}) \quad \forall j \neq l \end{aligned} \quad (2)$$

と示すことができる。子供の世帯 i が居住形態 j を選ぶことを $y_i = j$ で表すと、子世帯 i が j を選択する確率は

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = j) &= \Pr(U_{ij} > U_{il}) = \\ &= \frac{\exp(Z_{ic} \beta_{jc} + Z_{ip} \beta_{jp} + x_{ij} a)}{\sum_{k=1}^3 \exp(Z_{ic} \beta_{kc} + Z_{ip} \beta_{kp} + x_{ik} a)} \end{aligned} \quad (3)$$

と示される。係数 β_{jc} と β_{jp} は、母親との別居を選択する場合($j=3$)がベンチマークとなる。 d_{ij} を子世帯 i が居住形態 j を選択する場合1、それ以外を0とするダミー変数とすれば、対数尤度は

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^3 d_{ij} (Z_{ic} \beta_{jc} + Z_{ip} \beta_{jp}) + \sum_{j=1}^3 d_{ij} x_{ij} a \right. \\ \left. - \ln \left(\sum_{k=1}^3 \exp(Z_{ic} \beta_{kc} + Z_{ip} \beta_{kp} + x_{ik} a) \right) \right) \end{aligned} \quad (4)$$

と書き表すことができる¹⁾。

(2) 『高齢化と暮らしに関する調査』の概要

妻の家事関連時間が親との居住形態の選択に与える影響を分析するために、本論文では2004年に実施された『高齢化と暮らしに関する調査』(実施主体: 大阪大学小原美紀准教授)のマイクロデータをを用いる²⁾。この調査は、調査会社に登録されているサンプルの中から、40～60歳の妻がいる2人以上の世帯2,500サンプルを無作為に抽出し、郵送により回答を得ている。この調査では、回答者である子とその配偶者の資産や所得などの情報だけでなく、回答者の両親・その配偶者の両親の生活状況や住宅資産、健康状態などの属性が詳細に分かる。

本論文の目的は母親との居住選択であるため、『高齢化と暮らしに関する調査』のサンプルのうち、母親が生存する既婚サンプルを分析対象とする。さらに、妻の家事育児負担の代替性を確保するために、健康な母親が存在するサンプルに限定した。『高齢化と暮らしに関する調査』の対象は40～60歳の妻がいる家計であるため、すでに亡くなっている親も少なくない。回答者1,428サンプルのうち、回答者本人の母親が健康で生存しているサンプルは417、その配偶者の母親が健康で生存しているサンプルは378である。なお、これらのサンプルには父親が亡くなっているサンプルも含まれている。(3)式の推定で使用する変数の定義を図表-2に示す。

注目する変数のひとつは妻の家事関連時間である。この変数は、母親と同居するか否かで異なる、つまり、居住形態 j に依存する変数となる。『高齢化と暮らしに関する調査』は、妻の家事時間など1日の時間配分に関する情報を含んでいない。ただし、これらの情報を含んでいたとしても、母親と同居する妻が別居した場合に要する家事関連時間は観察できない。

そこで、2001年の『社会生活基本調査』を用いて、母親と同居の場合と非同居の場合それぞれの平均的な妻の家事関連時間を世帯の家族類型・妻の年齢階級ごとに合算し、世帯の家族類型・妻の年齢階級別の家事関連時間を求める。世帯の家族類型は、1) 夫婦と両親の世帯、2) 夫婦と両

図表-3 記述統計量

A. 夫の母親との居住選択サンプル

	平均	標準偏差	最大	最小
同居時の期待家事関連時間(時間)	4.60	0.49	3.42	6.02
同居以外時の期待家事関連時間(時間)	4.90	0.73	3.5	6.85
親の土地資産額(百万円)	15.69	21.64	0	144.33
親の土地資産額×父親生存ダミー	10.61	20.28	0	144.33
父親生存ダミー	0.57	0.50	0	1
父親自営業ダミー	0.36	0.48	0	1
母親大都市居住ダミー	0.21	0.41	0	1
子の土地資産額(百万円)	15.75	19.72	0	128.01
子の金融資産残額(百万円)	9.13	14.30	0	75
夫が長男ダミー	0.12	0.33	0	1
夫サラリーマンダミー	0.79	0.41	0	1
夫の年齢	49.04	6.11	33	68

サンプル数/169

B. 妻の母親との居住選択サンプル

	平均	標準偏差	最大	最小
同居時の期待家事関連時間(時間)	4.57	0.48	3.42	6.02
同居以外時の期待家事関連時間(時間)	4.92	0.75	3.5	6.85
親の土地資産額(百万円)	22.23	28.66	0	193.53
親の土地資産額×父親生存ダミー	17.12	29.46	0	193.53
父親生存ダミー	0.61	0.49	0	1
父親自営業ダミー	0.32	0.47	0	1
母親大都市居住ダミー	0.24	0.43	0	1
子の土地資産額(百万円)	15.28	17.75	0	140.98
子の金融資産残額(百万円)	7.70	10.28	0	75
夫が長男ダミー	0.09	0.28	0	1
夫サラリーマンダミー	0.82	0.38	0	1
夫の年齢	48.56	5.68	33	67

サンプル数/194

親、子供の世帯、3) 夫婦のみの世帯、4) 夫婦と子供の世帯の4類型となる。1)と2)は「親と同居、」3)と4)は「親と非同居(近居、または、別居)」と分類される³⁾。そして、分析に用いるサンプルについて、外生的に与えられる同居時の期待家事関連時間として、計算した家事関連時間を妻の年齢・18歳未満の子の有無別に当てはめる。同様に、近居の場合・別居の場合の家事関連時間には、親と非同居の場合の家事関連時間(世帯類型3)と4)が該当)をともに割り当てる。

母親と同居するか否かによって、妻が費やす家事や育児の時間が異なることは前節で示した。母

親と同居する場合に平均的な妻の家事関連時間は短くなる。親子間の居住形態を考える時、子世帯は妻の家事育児負担を考慮して居住形態を選択すると考えれば、家事や育児の負担が小さい居住形態を選択するだろう。(3)式で示す家事関連時間 x_{ij} の期待される係数 a の符号は負となる。

ただし、妻の就業と親との居住選択とは同時に決定されることを考慮すべきかもしれない。そこで、妻がいる子世帯に限定した推定も行いこの問題に対処する。就業する妻に注目すれば、家事育児負担の係数の大きさはさらに大きいと予想される。なお、妻の就業形態によって家事関連時間は異なるため、『社会生活基本調査』が示す就業す

図表-4 母親との居住選択 推定結果

	(1a)		(1b)		(2a)		(2b)	
	夫の母親との居住選択				妻の母親との居住選択			
	妻が就業する場合に限定				妻が就業する場合に限定			
期待家事関連時間	同居		近居		同居		近居	
	-0.80246 (0.63533)		-0.67818 (0.86188)		-1.86840* (1.10641)		-2.50481** (1.14587)	
親の土地資産額	同居	近居	同居	近居	同居	近居	同居	近居
	-0.04573** (0.02183)	0.01722 (0.01945)	-0.05770* (0.02989)	0.01940 (0.02091)	-0.11022*** (0.04187)	-0.02294 (0.02358)	-0.12443** (0.05041)	0.00058 (0.02695)
親の土地資産額×父親生存ダミー	0.04594* (0.02482)	-0.00607 (0.02145)	0.04612 (0.03458)	-0.02419 (0.02544)	0.11699*** (0.04355)	0.03134 (0.02454)	0.14875*** (0.05418)	0.01558 (0.02895)
父親生存ダミー	-0.86479* (0.51674)	0.46247 (0.57312)	-1.14107* (0.64003)	-0.34628 (0.68509)	-2.63227*** (0.75288)	-0.94805* (0.51371)	-3.53438*** (1.02325)	-0.89849 (0.64584)
父親自営業ダミー	0.11381 (0.43537)	0.29404 (0.43994)	0.55424 (0.52064)	0.11782 (0.57120)	-0.48761 (0.59805)	0.06571 (0.40200)	-0.20156 (0.69369)	0.28761 (0.47088)
母親大都市居住ダミー	0.13358 (0.52346)	-0.81699 (0.58405)	-0.33114 (0.71113)	-0.91569 (0.74695)	1.31597** (0.61030)	-1.55502** (0.65535)	1.29701* (0.75158)	-2.03073** (0.81774)
子の土地資産額	0.01047 (0.01048)	0.00589 (0.01166)	0.01614 (0.01391)	0.01351 (0.01426)	-0.00215 (0.01222)	-0.02757* (0.01504)	-0.00587 (0.01351)	-0.02977+ (0.01921)
子の金融資産残額	0.03421** (0.01527)	-0.03552 (0.02913)	0.04079** (0.01701)	-0.01593 (0.02867)	-0.04873 (0.05419)	0.01373 (0.01894)	-0.06749 (0.07138)	0.00629 (0.02180)
夫の年齢	0.09366* (0.05299)	0.01845 (0.04189)	0.04194 (0.06574)	-0.02853 (0.05797)	-0.02462 (0.06148)	-0.01299 (0.03478)	-0.00798 (0.08286)	0.01331 (0.04826)
夫が長男ダミー	0.44639 (0.61459)	-0.31903 (0.66441)	1.58609* (0.83025)	0.87530 (0.88392)	0.32994 (0.93005)	-0.79941 (0.83160)	0.98616 (1.19746)	-1.25560 (1.13162)
夫サラリーマンダミー	-1.17599** (0.50011)	0.01220 (0.58199)	-1.70446*** (0.64683)	-0.92682 (0.71620)	-0.99186+ (0.68848)	-0.90622* (0.49069)	-1.05595 (0.86676)	-0.04126 (0.61885)
定数項	-4.49538+ (2.84776)	-2.01176 (2.25479)	-1.33259 (3.53520)	1.36064 (3.11736)	1.07967 (3.17273)	1.34774 (1.90661)	1.13570 (4.17656)	-0.59253 (2.66611)
サンプル数	169		117		194		132	
対数尤度	-154.90		-103.09		-139.04		-97.08	
尤度比検定：定数項以外の係数はゼロ	41.96***		39.06***		47.46***		45.10***	
McFaddenの指標	0.12		0.16		0.15		0.19	

注: 1) () 内は標準誤差を示す

2) **、*、+はそれぞれ有意水準1%、5%、10%、15%で統計的に有意であることを示す

3) 期待家事関連時間以外の説明変数の係数は、同居の推計式、近居の推計式、いずれとも別居をベンチマークとしている

る妻の平均的な家事関連時間を上記と同じ方法で割り当てる。

妻の家事関連時間のほかにも、親の土地資産額を推定モデルに含める。高齢者の資産の多くは住

宅資産であり、それらは遺産として残される可能性が高い。本論文では、親が所有する住宅土地面積と市区町村別の住宅地標準価格との積を親世帯の土地資産額とし、父親が生存している場合は父

親が所有する土地資産を、父親が亡くなっている場合は母親が所有する土地資産をそれぞれ当てはめる。

そのほか、子供の属性として、子世帯の土地資産や金融資産残高、夫が長男であるかのダミー変数、夫の雇用形態を表すダミー変数、そして、夫の年齢を含める。日本では、親は次子よりも長男と同居するという考え方が社会的規範として残る。例えば、Sasaki (2002) や Wakabayashi and Horioka (2006) は、子供が長男の場合に親との同居確率が上昇することを日本のマイクロデータを用いて示す。また、夫が会社員や公務員であれば、転勤など仕事の都合によって住居移動の自由は制限される。夫がサラリーマンである場合、親と別居する確率が高まるだろう。さらに、親の属性として、母親が大都市に住んでいるか、父親が生存しているか、父親が最も長く従事する(した)職業は自営業であるかを示すダミー変数を含める。これらの説明変数の記述統計量を図表-3に示す。推定に必要な変数のうち、異常値や欠損値を含むサンプルを除外した結果、分析に使用するサンプル数は、夫の母親サンプルで169、妻の母親サンプルでは194となる。

4. 推定結果

子供の世帯が親との居住形態を決定する要因についての推定結果を図表-4に示す。(1)列は夫の母親との居住形態の選択の結果、(2)列は妻の母親との居住選択についての結果である。まず、(1a)列の“期待家事関連時間”の係数を見ると、符号は負となるものの統計的有意には観察されていない。妻が就業する世帯のサンプルに限定した結果((1b)列)を確認しても“期待家事関連時間”の係数の符号は負であるものの、統計的に有意ではない。

それに対し、妻の母親との居住選択について(2a)列を見ると、“期待家事関連時間”の係数の符号は負であり有意水準10%で統計的に有意であることが確認される。このことは、妻の家事関連時間が短くなることで子供の世帯の効用が高ま

ることを意味している。平均値で評価した限界効果を計算すると、妻の母親と同居した場合の期待家事関連時間が1時間減少することで、同居確率は10.1%上昇する。

さらに、妻が就業する世帯にサンプルを限定した場合の結果を見ると((2b)列)、“期待家事関連時間”の係数は-2.5048となり、有意水準5%で統計的に有意である。また、係数の絶対値は専業主婦を含んだサンプルで推定した結果((2a)列)よりも大きく、働く妻にとっての家事関連時間の減少に対する限界効用は、専業主婦にとっての限界効用よりも大きいと言える。平均値で評価した限界効果を確認すると、妻の母親と同居した場合の期待家事関連時間が1時間減少すれば同居確率は13.7%ほど増加する。

このように、妻の家事関連時間が母親との同居選択に与える影響は、夫の母親の場合と妻の母親との場合で異なる結果が得られた。子の親との同居決定に関するこれまでの実証研究の中で、夫方の親と妻方の親とを区別した分析は、大石・小塩(2001)や坂本(2006)など非常に限られる。大石・小塩(2001)は、子夫婦にとって夫方の親と同居する場合と妻方の親と同居する場合とで、同居がもたらす費用などに大きな違いがあることを指摘する。妻にとって、家事育児負担の求めやすさは実母と義母とでは大きく異なるであろう。本論文の推定結果はこのような違いを反映しているのかもしれない。

上記の推定結果は、近居の場合の家事関連時間について、母親と一緒に住んでいない状態であることから、別居の場合の家事関連時間と同じ時間を割り当てて得られたものである。しかし、子世帯が近居を選択する場合、近くに住む母親に育児や家事を手伝ってもらうことを期待する可能性も考えられる。少なくとも、妻の家事育児負担を母親が担ってくれる頻度や可能性は、別居(親の近くには住まない)の場合よりも高くなると予想される。そこで、近居を選択した場合の妻の家事関連時間として、母親と同居する場合の家事関連時間(世帯類型1)と2)が該当)を割り当てた推定を行い、その結果も確認する。夫の母親との居

住選択の場合、“期待家事関連時間”の係数の符号は負ながら統計的有意には確認されない。一方、妻の母親との居住選択では、“期待家事関連時間”の係数は -1.057 （標準誤差は 0.6378 ）となり有意水準 10% で統計的に有意、妻が就業する場合に限定した場合のその係数も -1.7071 （標準誤差は 0.7096 ）で 5% の有意水準で統計的有意に確認される。近くに住む母親に育児や家事を手伝ってもらうことを期待して、子世帯が母親との近居を選択するという可能性を考慮しても、子世帯は妻の家事育児負担の少ない居住形態を選択するといえる⁴⁾。

次に、親の土地資産額の影響を確認すると、子世帯は資産のより少ない母親と同居する傾向にあることが分かる。図表-4の“親の土地資産額”は父親が亡くなっている場合をベンチマークとしている。(1a)列と(2a)列において、“親の土地資産額”の同居の係数はそれぞれ -0.0457 、 -0.1102 （平均値で評価した限界効果は -0.01 と -0.006 ）であり、有意水準 $1\sim 5\%$ で統計的有意に観察される。妻が有業者に限定した結果（(1b)列(2b)列）を見ても同様のことが確認される⁵⁾。その他の親の属性では、妻の母親が大都市に居住している場合に子世帯は近居よりも同居を選択する（(2a)列(2b)列）。(2a)列の結果について平均値で評価した限界効果を求めると、母親が大都市に居住していない場合と比べて、居住する場合で 12.4% 同居確率が上昇する一方、 20.5% ほど近居確率は低下する。

また、子供の世帯の属性に注目すると、子世帯の金融資産が多いほど、子供の世帯は夫の母親と別居するよりも同居することを選択する確率が増すという結果を得た（(1a)列）。このことは、就業する妻のみでの結果（(1b)列）でも同じように観察される。これに対して、妻の母親との居住形態の選択（(2a)列(2b)列）では、子世帯の金融資産残高の影響は統計的有意に見られない。これまでの研究の多くは、子世帯の所得や金融資産の増加は子世帯が親と同居する確率を低下させると指摘する。例えば、Rosenzweig and Wolpin (1993) や Hayashi (1997) は、親の所得

をコントロールした上で、子世帯の所得の増加は子世帯の同居確率を低下させることを示す。これらの先行研究の結果と異なる本論文の結果は、子世帯の金融資産と親世帯のそれとが正確に識別できていない可能性を残している⁶⁾。このほか、夫がサラリーマンである場合、夫の母と同居する確率は低下する（図表-4の(1)列）。一方、夫が長男であることが夫の母親と同居する確率を上昇させることは統計的に確認されない。

5.おわりに

本論文では、最初に『社会生活基本調査』の集計データを用いて、母親との同居により妻の家事負担がどの程度軽減されるかを確認した。そして、家事や育児、買い物、介護に費やす時間を合算した平均的な時間（家事関連時間）は、母親と同居する妻の方が同居しない妻よりも短いことを示した。子供が親と同居すると、妻の家計内生産活動に係る負担は平均的には軽減される。子世帯が妻の家計内生活行動の負担を重視しているならば、育児や家事の時間の減少が親との同居決定に影響を与える可能性は十分考えられる。

後半では、『高齢化と暮らしに関する調査』の個票データを用いて、親の近くに住む“近居”という居住形態を考慮して、親との居住形態の選択に妻の家事関連時間が与える影響を親子間の利己主義の影響を部分的に捉えながら分析した。居住形態により妻の家事関連時間が異なることを考慮し、Conditional Logit Modelを用いた結果、妻の母親との居住選択において、期待家事関連時間の係数は負となり、統計的にも確認された。加えて、就業する妻がいる世帯において、家事や育児負担の減少による効用の増大が大きいことを指摘した。近年、親と同居する既婚の子供が減少する一方、親の近くに居住する既婚の子供は増加傾向にある。子世帯が母親に育児や家事を手伝ってもらうことを期待して、母親の近くに住むことを選択するという可能性を考慮しても、期待家事関連時間の係数は負で統計的有意に観察された。これらの結果は、子世帯は妻の家事育児負担のより少

ない居住形態を選択することを意味しており、利己的な子世帯の行動の一部を捉えていると解釈できる。加えて、父親が生存する場合と亡くなっている場合で、母親との同居確率に与える親の土地資産額の影響は大きく異なるという結果を得た。

今回の分析では、データの制約もあって、年齢別／子供の有無別に報告される平均的な家事関連時間しか分析に用いることができなかったが、妻の家事関連時間がより減少する居住形態を子世帯は選択することを統計的に確認した。また、妻が有業者の場合、家事や育児負担の減少による子世帯の効用の高まりは大きくなる。妻の年齢や子供の有無以外の属性によっても妻の家事関連時間は異なるだろう。家事や育児時間に関するマイクロデータを用いて両者の間の関係を捉えた緻密な分析は今後の課題としたい。

謝辞

本論文の作成に当たり、大阪大学の小原美紀准教授から『高齢化と暮らしに関する調査』の個票データ利用の許可をいただき、また、貴重なコメントもいただいた。2007年2月の応用計量経済学コンファレンスでは、大阪大学のチャールズ・ユウジ・ホリオカ教授と伴金美教授から有益な助言をいただき、その他コンファレンス参加者からも多くの示唆をいただいた。そして、本誌編集部の方々からも適切な助言をいただいた。本研究を行うにあたっては、財団法人家計経済研究所から研究助成を受けた。ここに記して感謝の意を示したい。

注

- 1) 親との居住選択決定の構造は厳密には分からない。本論文では、非入れ子型のConditional logit modelを用いているが、IIAの条件は満たされていることをHausman検定で確認している (Hausman and McFadden 1984)。
- 2) 回答の分布に偏りが無いかを確認するために、『高齢化と暮らしに関する調査』で得られた属性の分布と、対応する大規模調査のそれ(世帯主を40歳以上に限定)とを比較する。学歴の分布を2000年の『国勢調査』(総務省)と比べると、回答者は高学歴者に偏っている。ただし、世帯所得の分布は2002年の『就業構造基本調査』よりも若干高い程度であり、資産の分布では2004年の『全国消費実態調査 家計資産編』(総務省)よりも全体的に低い。『高齢化と暮らしに関する調査』のサンプルは、必ずしも豊かな人々のみを捉えているわけではない。
- 3) 母親と同居する場合(世帯類型1)と2)が該当)の家事関連時間は、親世帯に母親が存在するという条件

を満たすために、世帯に親が2人いる(両親がいる)場合の時間を用いる。

- 4) “期待家事関連時間”以外の説明変数の係数や統計的有意性については、図表-4で示す結果と大きく変わらない。
- 5) 1990年に総務庁(現:総務省)が実施した『老後の資産に関する調査』のマイクロデータを用いて、親の不動産資産と同居率との関係を確認する駒村(1994)も、母親との同居率と不動産資産額には負の関係が見られることを指摘する。
- 6) 分析で用いた“子世帯の金融資産残額”の変数は、子供である回答者に対してなされた設問:「あなたの世帯の金融資産の合計額はいくらですか」から作成した。子供が母親と同居している場合、子世帯の金融資産に母親のそれが含まれている可能性が考えられる。2005年の『家計調査』(総務省)によると、親と同居しない世帯の平均貯蓄額は1,718万円であるのに対し、両親(一人親)と同居する世帯のそれは1,833万円(2,209万円)であった。そこで、(1)列について“子世帯の金融資産残額”ではなく、“子世帯の夫の労働所得”を変数として用いる分析も試みた。その結果、統計的には有意でないが、同居に対する労働所得の係数の符号は負となる。

文献

- 岩本康志・福井唯嗣, 2001, 「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』42: 21-43.
- 大石亜希子・小塩隆士, 2001, 「同居選択と妻の就業決定: どちらの親と同居するのか?」国立社会保障・人口問題研究所, Working Paper Series (J), no.4.
- 大竹文雄, 1991, 「遺産動機と高齢者の貯蓄・労働供給」『経済研究』42 (1): 21-30.
- 駒村康平, 1994, 「高齢者家計における遺産行動の経済分析」『季刊社会保障研究』30 (1): 62-74.
- 坂本和靖, 2006, 「親との同居選択の要因とその効果——Propensity Score Matchingによる分析 既婚者の場合」『季刊家計経済研究』72: 21-30.
- 西本真弓・七條達弘, 2004, 「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』61: 62-72.
- 前田信彦, 1998, 「家族のライフサイクルと女性の就業——同居親の有無とその年齢効果」『日本労働研究雑誌』459: 25-38.
- 松浦克己・白波瀬佐和子, 2002, 「既婚女性の就業決定と子育て——これからの社会保障政策に向けて」『季刊社会保障研究』38 (3): 188-198.
- Engers, M. and S. Stern, 2002, “Long-term Care and Family Bargaining,” *International Economic Review*, 43 (1): 73-114.
- Hausman, J. and D. McFadden, 1984, “Specification Tests for the Multinomial Logit Model,” *Econometrica*, 52 (5): 1219-1240.
- Hayashi, F., 1997, *Understanding Saving: Evidence from*

- the United States and Japan*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Martin, L. and N. O. Tsuya, 1991, "Interactions of Middle-Aged Japanese with Their Parents," *Population Studies*, 45: 299-311.
- McFadden, D., 1974 "The Measurement of Urban Travel Demand," *Journal of Public Economics*, 3: 303-328.
- Nakamura, J. and A. Ueda, 1999, "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, 13: 73-89.
- Neuharth, T. J. and S. Stern, 2002, "Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, 37 (3) : 441-478.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin, 1993, "Intergenerational Support and the Life-Cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human Capital Investment, Coresidence, and Intergenerational Financial Transfers," *Journal of Labour Economics*, 11 (1) : 84-113.
- Sasaki, M., 2002, "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, 37 (2) : 429-440.
- Ueda, A., 2005, "Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, 19: 1-23.
- Wakabayashi, M. and C. Y. Horioka, 2006, "Is the Eldest Son Different?: The Residential Choice if Siblings in Japan," *NBER Working Paper*, no.12655.

かじたに・しんや 京都大学大学院経済学研究科COE
研究員。主な論文に「定年退職者の能力開発と再就職」
（『日本経済研究』55, 2006）。労働経済学専攻。
(kajitani@econ.kyoto-u.ac.jp)