特集論文

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

坂本 和靖

（財団法人 家計経済研究所 研究員）

1. はじめに

日本において、未婚者女性の72.5%、未婚者男性の63.0%が親と同居しているといわれている（内閣府『国民生活白書　平成15年版』、図表-1）。親同居未婚者に関する分析は、学卒後も親と同居し、電気・ガス・家賃などの生活基礎支出を親に負担してもらい、自分は優雅な独身生活を過ごしている「パラサイト・シングル」仮説（山田 1999）や、労働市場が悪化した場合、親と同居することで生活をしのぐという話（Card and Lemieux 2000）などいろいろとある。ところが、結婚すると、その多くが親元から出ていっている。「第5回　世帯動態調査」[1]により、年齢別に親との同居率（未婚・既婚合計）をみると、20歳代後半から30歳代にかけて同居率が下がっており、その理由として、「20歳代から30歳代にかけて急激に低下している。これは結婚を理由とする離家のためといえる」（国立社会保障・人口問題研究所 2006 : 10）とされている（図表-2）。

近年いわれているのが、親からの支援の長期化という話である。内閣府『国民生活選好度調査』によれば、「子どもに対しどの程度経済的に面倒を見ても良いか」という質問に対し、（1992年の調査結果と比べて）、2005年の結果では、「大学卒業・定職に就くまで」、「一生・親が面倒を見られる限り長く」の回答割合が増加している（内閣府『国民生活白書 平成17年版』、図表-3）。また、親と同居する方が、既婚の場合、親からの支援が大きいことが確認されている（福田 2004、図表-4）。

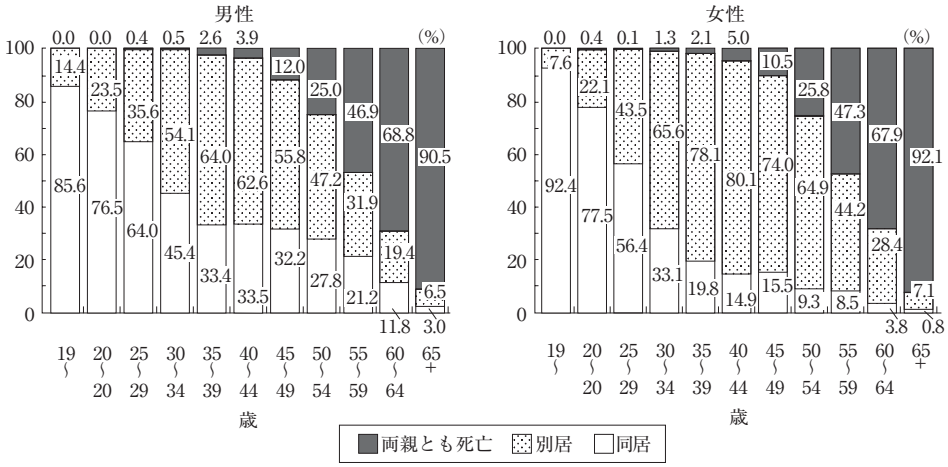
図表-1 親同居未婚者

	若年者数（万人）	親同居者数（万人）	親同居率（%）
合計	2,699	1,308	48.46
未婚者	1,672	1,124	67.22
男性	935	589	62.99
女性	737	534	72.46
既婚者	976	164	16.80

出典: 内閣府『平成15年版 国民生活白書』第3-1-1表
注: 1）総務省『国勢調査』（2000年）により作成
2）20～34歳の若年の未婚、既婚（男女）別親同居未婚者数、親同居率
3）「合計」は、配偶関係不詳（1万人）を含む
4）「既婚者」は、離死別（50万人）を除く有配偶者数

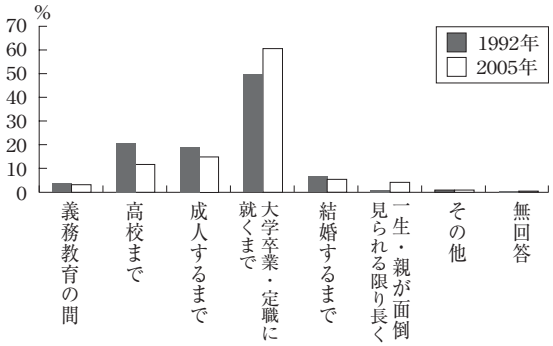
本稿では、①どのような子ども夫婦世帯が親との同居を決断しているのか、また②親と同居することで、子ども夫婦はどのような利得を得ているのか、（別居者と比べ）家計行動（支出、貯蓄、時間配分）にどのような違いがみられるのかを検証する。特に、本稿の特徴は以下の2点である。第一に、親との同居を「妻方親」、「夫方親」とに分割している点である。単純に同・別居をみるのではなく、細分化し「どちら方」の親と同居するかで違いは発生するのか確認したい。本稿で用いる「消費生活に関するパネル調査」（以下、家計研パネル）では、同・別居にかかわらず、親に関する情報が豊富であるため、分割しての分析が可能となった。第二に、単純な3者間（妻方親との同居、夫方親との同居、別居）の基本統計量の比較ではなく、Propensity Score Matching法を用い、同居選択が家計行動に与える影響を測定している点である。これにより、セレクションバイアスを除いた同居の効果を確認することができる（第3章1節参照）。

図表−2 性・年齢別、自分の親の死亡割合、同居率、別居率



出典: 国立社会保障・人口問題研究所（2006）『2004年社会保障・人口問題基本調査 第5回 世帯動態調査 結果の概要』図Ⅲ-6

図表−3 子どもに対しどの程度経済的に面倒を見ても良いか



出典: 内閣府『平成17年版　国民生活白書』第2-3-3図
注: 1）内閣府「国民選好度調査」
2）「親は子どもがどの程度になるまで経済的に面倒を見ても良いと思いますか。あなたの考えに一番近いものをお選び下さい。(○は１つ)」という問に対する回答者の割合

図表−4 親からの支援状況（一カ月あたり）

	既婚		
	別居	同居（妻方）	同居（夫方）
支援率（%）	3.5	44.3	41.8
支援平均金額（千円）	42.9	73.4	50.3

出典: 福田（2004）の図表2-3から作成

図表−5 基本統計量

	サンプル数	平均	標準誤差	最低値	最高値
親〈妻方〉の年収	921	384.159	337.647	0	1500
親〈夫方〉の年収	921	362.038	304.485	0	1500
親〈妻方〉と同居	1009	0.098	0.298	0	1
親〈夫方〉と同居	1009	0.245	0.430	0	1
親と別居	1009	0.657	0.475	0	1
親〈妻方〉単身	1009	0.182	0.386	0	1
親〈夫方〉単身	1009	0.232	0.422	0	1
夫の年収	1009	545.491	285.103	0	3012
夫自営業	1009	0.143	0.350	0	1
親〈妻方〉からの遺産相続期待	1009	0.258	0.438	0	1
親〈夫方〉からの遺産相続期待	1009	0.421	0.494	0	1
長女〈妻〉	1009	0.695	0.461	0	1
長男〈夫〉	1009	0.653	0.476	0	1
子ども未就学	1009	0.303	0.460	0	1
結婚費用（夫割合）	1009	31.363	26.564	0	100
性比（男性割合）	1009	0.490	0.011	0.47	0.506
14大都市	1009	0.235	0.424	0	1
その他の市	1009	0.651	0.477	0	1
町村	1009	0.114	0.318	0	1

2. 誰が親と同居しているのか？——既婚者の場合

(1) 先行研究

経済学において日本のミクロデータを用いた、親との同居選択に関する先行研究は多い。例示するなら『国民生活基礎調査』を用いた、高山・有田（1996）、舟岡・鮎沢（2000）、岩本・福井（2001）、『国勢調査報告』の市区町村別データを用いた、遠藤・吉田（2001）などがあげられる。この多くが、どのような特徴をもった親（高齢者）が子ども夫婦世帯と同居するかを検証するこ

とが分析の主眼となっている。

これとは逆にどのような子ども世帯が親との同居を選択しているかについて、先行研究（Hayashi 1997: 舟岡・鮎沢 2000）は存在するが、「親の状態を説明変数に含められないことと、親が存命であるかどうか識別できないという限界点」（岩本・福井 2001: 26）があった。その点「消費生活に関するパネル調査」（以下、家計研パネル）では、親の存命に関する情報が得られ、かつ部分的にではあるが、別居している親世帯の情報も得られる。そこで本稿ではこの非常に有用なデータを使って、どのような子ども夫婦が親世帯と同居するかどうか分析する。

(2) 分析の方法

ここでは、被説明変数を別居、親との同居（妻方）、親との同居（夫方）の３つの選択肢に分類し、その中からどれを選択するかについて、Multinominal Logit Modelによって推計を行っている。

説明変数は、先行研究を踏まえつつ、以下のとおりとする。

第一に、親に関する情報としては、親の単身ダミー（親が単身であるなら１、二人とも揃っているなら０）を用いている。親の年収[2]は得られるが、夫（子ども）の所得とのmulti-colinearityの問題があるため、ここでは割愛している。参考までに図表-７に親の所得を含めた結果も示している。また、親が保有している不動産資産などが考えられるが、家計研パネルでは、（親と）同居していない限り、（親の）不動産資産に関する市場価値の情報が得られないため、ここでは代替的に、持ち家ダミー（親の家が持ち家なら１、それ以外は０）を用いようとしたが、同居することで名義が混在し、明確な定義が難しいため、結局ここでは割愛した。また本来なら、親の健康状態に関する情報も加えなければならないのだが、家計研パネルでは親の健康状態に関する情報がないため分析することができない。

第二に、子どもの情報として、夫の所得[3]、自営業・家族従業員ダミー（夫が自営業あるいは家族従業員[4]なら１、それ以外は０）などの経済変数が考えられる。後者は、自営業を営んでいる場合、職住（職場と住宅）が一体となり、親と暮らしている可能性が高くなる。先行研究（舟岡・鮎沢 2000）では、夫の所得が低いほど、親と同居する結果が得られている。

また、同居し世話を行うことで、遺産相続できる可能性が高くなるかどうか、確認するために、相続期待ダミー（将来、妻方、夫方のいずれかの親から相続を受けると思うなら１、思わないなら０）を加えた。

さらにここでは、夫婦間のバーゲニングパワーに関する情報も加えることとする。一般的には妻の稼得所得、あるいは家計総所得に占める妻の所得割合などが変数として用いられる。しかし本分析の場合、同居した以降に、家事を親（母親・姑）と分担、あるいは任せることにより、妻は外に働きに出ることで、稼得所得が増加するという逆の因果が発生するため、妻の所得を変数として用いることができない。そのため、結婚後の同居・別居の影響を受けない、「結婚時の相対的な経済力」を変数として用いる。具体的には、結婚のためにかかった費用（結婚式、新婚旅行、新居への引っ越しなど）をどのように分配しているか、「夫側が支払った金額÷結婚にかかった総費用」を変数として用いている。ここでは、夫側、妻側が支払った金額の中には、それぞれの親からの援助も含まれている[5]。この値が小さい場合、妻方の経済力が強いことを示しており、妻方で同居する可能性が高いと考えられる。もう一つバーゲニングパワーに関するものとして、居住している地域の「男性割合［男性人口÷（男性人口＋女性人口）］」も用いた。これは、男性割合が高いほど、女性の「希少性」が高く、バーゲニングパワーが高まり、夫に大事にしてもらえる可能性を示唆している。この変数の値は、『住民基本台帳人口要覧』の都道府県別の値を用いている。

また、親と同居することで、子どもの面倒を見てもらおうという親からの支援を考慮するため、子ども夫婦に子ども（親世帯にとっての孫）が未就学児童であるかどうかを示す、未就学児童ダミ

ー（未就学児童の子どもがいるなら１、いないなら０）を用いている。最後に、伝統的な家族意識の強さを示す変数として、子どもの出生順位を示す、長子ダミー（夫あるいは妻が長男・長女であるなら１、長男・長女以外なら０）を用いている。これは、長男・長女が親の面倒をみるという慣習の影響についてみている。

その他のものとして、都市規模ダミー（14大都市[6]、その他の市〔レファレンスグループ〕、町村）を説明変数に加えた。

ここで用いたサブサンプルは、最新年度の2005年（パネル13）の有配偶世帯（夫婦共に両親を亡くしている６サンプルを除く）となっている。

(3) 推計結果

基本統計量は図表-５に、推計結果は図表-６、図表-７に示されている。

ここでのレファレンスグループは、世帯数が最も多い（親との）別居となっている。

(a) 親に関する変数

まず、親側の情報に関する説明変数の結果をみると、妻方の親が単身の場合は、妻方の親との同居確率が上がり、一方、夫方の親が単身の場合は、夫方の親との同居確率が上がる結果が得られ、父親か母親のいずれかの親を亡くした場合、残った親を引き取る傾向があることが確認された。

(b) 子どもに関する変数

次に、子ども夫婦側に関する説明変数の結果は、まず、夫の所得の効果は、負となっており、夫の稼得能力が高い場合、双方の親との同居を選択していない結果となった。また、夫が自営者、もしくは家族従業員として働いている（自営業・家族従業員ダミー）場合、夫の実家で同居する確率が高くなった。予想した職住一体型による影響が確認された。

次に、親からの相続期待ダミーは、妻方からの相続を期待している場合は、妻方の実家での同居選択確率は正に、一方、夫方からの相続を期待している場合は、夫方の実家での同居選択確率は正となった。ここでは単年度のデータしか用いていないため、最初から相続を期待し、同居を始めたか、逆に同居し親の世話をすることで、相続をうける期待が膨らんだか、その因果関係は確認できないが、相続と同居との間に正の関係があることは確認できた。

夫婦間のバーゲニングパワーの影響を測るべく、「夫側が支払った金額÷結婚にかかった総費用」をみたが、有意な結果が得られなかった。しかし、居住地における「男性割合［男性人口÷（男性人口＋女性人口）］」は、妻方同居に対して、正に有意な結果となっており、男性割合が高まり、女性の希少性が高くなると、女性のバーゲニングパワーが高まり、妻方の同居を認めさせることが考えられる。

長子ダミーは、夫が長男である場合、夫方の親との同居する確率が高くなる。伝統的な家族規範が残っていることがうかがわれる。また、子ども（孫）未就学児童ダミーは、負となる結果となった。

(c) その他

都市規模による影響をみると、（中小規模都市である、その他の市と比べると）14大都市ダミーは、夫方の親と同居する確率を下げ、町村ダミーは、夫方の親と同居する確率を高める結果となった。田舎では、親、しかも夫の親と暮らす習慣が根強いことがわかった。

3. 同居による効果の測定[7]

(1) Propensity Score Matching

同居を選択することによって、子ども夫婦の世帯の家計行動のoutcome Y（支出、貯蓄、生活時間、満足度など）に、どのような影響があるのだろうか。別居世帯とのYの比較によって、その影響を測りたい。しかし、単純な同居・別居世帯の平均値の比較だけでは、「親と一緒に住む」という効果の正確な値を測ることができない。なぜなら、同居する傾向がある世帯と別居する傾向がある世帯とでは、同居しているかどうかという事実に関係なく、もともとYに違いがある可能性が高

図表-6 同居選択の要因分析

	被説明変数: 妻方の親と同居				被説明変数: 夫方の親と同居			
	係数	頑健的標準誤差	z	限界効果	係数	頑健的標準誤差	z	限界効果
親〈妻方〉単身	0.544	0.294	1.85 *	0.031	−0.074	0.231	−0.33	−0.015
親〈夫方〉単身	0.171	0.286	0.61	−0.001	0.898	0.211	4.40 ***	0.144
夫の年収	−0.002	0.001	−3.28 ***	−6.96E-05	−0.001	0.000	−4.00 ***	−1.68E-04
夫自営業・家族従業員	0.164	0.355	0.50	0.002	0.564	0.238	2.18 **	0.088
親〈妻方〉からの遺産相続期待	1.932	0.257	7.29 ***	0.157	−0.539	0.223	−2.44 **	−0.090
親〈夫方〉からの遺産相続期待	−1.801	0.374	−4.62 ***	−0.096	1.911	0.200	9.19 ***	0.310
長女〈妻〉	−0.205	0.265	−0.83	−0.011	0.077	0.194	0.41	0.012
長男〈夫〉	−0.897	0.256	−3.55 ***	−0.059	1.160	0.224	5.15 ***	0.152
子ども未就学	−0.279	0.288	−1.06	−0.004	−1.319	0.240	−5.15 ***	−0.155
結婚費用（夫割合）	0.007	0.005	1.57	3.03E-04	0.002	0.004	0.63	2.50E-04
性比（男性割合）	31.850	12.234	2.72 ***	1.546	−7.024	8.789	−0.84	−1.245
14大都市	−0.555	0.309	−1.81 *	−0.018	−0.870	0.253	−3.45 ***	−0.101
町村	0.339	0.381	0.87	−1.95E-04	1.285	0.261	5.31 ***	0.233
定数項	−16.636	5.932	−2.93 ***		1.248	4.253	0.31	
選択確率	0.049				0.168			
Log likelihood				−633.886				
Number of obs				1,009				
LR chi2（26）				443.96				
Prob > chi2				0.00				
Pseudo R2				0.259				

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをさしている

図表-7 同居選択の要因分析

	被説明変数: 妻方の親と同居				被説明変数: 夫方の親と同居			
	係数	頑健的標準誤差	z	限界効果	係数	頑健的標準誤差	z	限界効果
親〈妻方〉の所得	−1.13E-03	4.44E-04	−2.55 **	−5.16E-05	−2.07E-04	3.76E-04	−0.55	−1.93E-05
親〈夫方〉の所得	1.02E-03	5.28E-04	1.93 *	5.09E-05	−3.68E-04	4.11E-04	−0.9	−5.93E-05
親〈妻方〉単身	0.470	0.324	1.45	0.026	−0.085	0.244	−0.35	−0.016
親〈夫方〉単身	0.199	0.303	0.66	3.05E-04	0.898	0.222	4.04 ***	0.142
夫の年収	−0.002	5.10E-04	−3.19	−6.66E-05	−1.21E-03	3.77E-04	−3.61 ***	−1.55E-04
夫自営業・家族従業員	0.169	0.333	0.51	0.002	0.589	0.272	2.17 **	0.091
親〈妻方〉からの遺産相続期待	1.957	0.285	6.86 ***	0.159	−0.475	0.227	−2.09 **	−0.082
親〈夫方〉からの遺産相続期待	−1.798	0.400	−4.49 ***	−0.096	1.830	0.218	8.4 ***	0.294
長女〈妻〉	−0.126	0.264	−0.48	−0.006	0.034	0.196	0.17	0.006
長男〈夫〉	−0.917	0.265	−3.46 ***	−0.061	1.201	0.240	5.01 ***	0.155
子ども未就学	−0.394	0.289	−1.36	−0.010	−1.143	0.274	−4.17 ***	−0.135
結婚費用（夫割合）	0.005	0.005	0.96	2.05E-04	0.002	0.004	0.47	2.04E-04
性比（男性割合）	31.328	12.822	2.44 **	1.545	−8.625	8.840	−0.98	−1.452
14大都市	−0.478	0.316	−1.51	−0.015	−0.873	0.264	−3.31 ***	−0.101
町村	0.357	0.421	0.85	0.003	1.147	0.260	4.41 ***	0.202
定数項	−16.316	6.134	−2.66 ***		2.185	4.277	0.51	
選択確率	0.050				0.166			
Log likelihood				−577.279				
Number of obs				921				
LR chi2（26）				250.25				
Prob > chi2				0.00				
Pseudo R2				0.258				

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをさしている

い（例：親と同居する人は同居する以前からもともと収入が少なく、支出もあまり多くない。親と同居する人は生活満足度が同居する以前からもともと低いなど）。

こうしたことにより、同居世帯と別居世帯とが同じ母集団から抽出されなくなり、セレクションバイアスが生じてしまう。本稿では、こうしたバイアスをPropensity Score Matching法を用いることで、解消したい。以下では、ここで行われることを簡単に説明したい（説明の簡単化のために、「同居」、「別居」のどちらかを選択することを想定している）。

同居することによって得られる効果とは何か？ここで、我々が関心があるのは、親と同居したことによる平均的な効果（Average Treatment Effect on the Treated、ATT）である。

$$ATT=E(Y_k-Y_{k'}|T=k)=E(Y_k|T=k)-E(Y_{k'}|T=k)$$

$T=k$は同居を選択、$T=k'$は別居を選択したことをさし、Y_kは同居時におけるYの平均値、$Y_{k'}$は別居時におけるYの平均値をそれぞれ意味している。上記の式は実際に同居を選択した世帯が、同居した時のYと別居した時のYの差を示している。右辺の第１項は、同居を選択した世帯が同居時に得られるYなので観察可能であるが、第２項は同居を選択した世帯が同居していない時のYという、実際には観察不可能な事象をさしている[8]。ここでは第２項を観察することができない問題を克服するために、条件付き独立性の仮定（Conditional Independence Assumption、CIA）をおく。これは、世帯の観察可能な諸属性（X）をコントロールすること[9]で、treatment T（同居、別居）はYに対して独立であるということを意味している。

$$T\perp(Y_k,Y_{k'})|X$$

上記の条件によって、同じ値のXを持つ同居世帯、別居世帯は、（同居するか否かは）ランダムに割り振られており、同じ値のXを持つ同居世帯のYと別居世帯のYを比較することができる[10]。

ここでは観察可能な変数Xについて似通った値をもつ、同居世帯サンプルと別居サンプルとをマッチングさせ、双方のYの差を導くことで、同居による効果を導くのであるが、Xの種類が多い場合はマッチングが非常に困難である（多次元問題）。Rosenbaum and Rubin（1983）は、Propensity Score Matching法を用いることで、この問題を解決させた。その方法とは、複数ある観察可能な変数Xの情報を一次元化することで、マッチングを平易なものとさせるものであった。

この手法では、一次元化させるために、まず被説明変数を同居ダミー（同居するかしないか）、（同居世帯、別居世帯双方で観察される）複数の観察可能な変数Xを説明変数としたLogit Model（あるいはProbit Model）で推計を行う（$P(T=k|X)$）。その結果を基に、同居確率$\hat{p}$（Propensity Score）を推計し、$\hat{p}$が等しい（もしくは似通っている）同居しているサンプルと別居しているサンプル間でのYの比較を行うものである。

本稿の特徴の一つとして、treatment が複数あることが挙げられる。一般的に、Propensity Score Matching法で用いられる事例の多くは、職業訓練を受けるか、否か（吉田 2004）、親元に居続けるか、離家するか（Aassve et al. 2005）など二値であるものがほとんどであった（前者では、職業訓練を受けるサンプルがtreatment group、受けないサンプルはcontrol group、後者では、離家するサンプルがtreatment group、家に居続けるサンプルはcontrol groupとなっている）。ここでは、同居（妻方）、同居（夫方）、別居と選択肢が3つとなり、同居世帯の2カテゴリーがtreatment group、別居世帯がcontrol groupとした分析を行っている。

これに対応するために、Lechner（2002）、Vandeberghe and Robin（2003）に倣い、Dが二値変数ではなく、3つ以上ある場合におけるマッチング推定法を用いた。二値変数の場合と異なる点は、Propensity Scoreの推計法の違いにある。二値変数の場合は$P(T=k|X)=P^{k=1}(X)$であったが、３つ以上の場合は以下のようになる。

図表-8 妻方同居・夫方同居、別居別　基本統計量

	妻方親との同居			夫方親との同居			別居		
	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差
妻の労働時間（週、分）	63	2,217.38	785.425	156	2,154.65	755.944	323	1,921.24	849.678
夫の労働時間（週、分）	62	3,080.48	760.462	157	3,043.03	897.062	321	3,071.45	721.329
妻の余暇時間（週、分）	63	998.49	671.022	155	975.77	690.597	324	981.40	727.507
夫の余暇時間（週、分）	62	1,494.84	861.809	158	1,485.92	797.232	322	1,502.75	885.083
妻の家事育児時間（週、分）	59	2,044.41	1,096.236	149	2,174.13	1,037.717	304	2,352.42	1,238.486
夫の家事育児時間（週、分）	62	579.60	641.310	154	475.62	572.912	315	466.49	569.123
妻のための支出（月、千円）	99	15.39	15.682	244	15.63	20.974	657	13.26	18.777
妻のための支出割合（月、%）	98	6.60	6.454	241	5.69	5.920	655	5.16	5.784
夫のための支出（月、千円）	99	32.78	24.991	244	35.50	39.705	658	34.29	32.813
夫のための支出割合（月、%）	98	13.90	9.088	241	13.59	10.047	656	13.75	9.711
子どものための支出（月、千円）	99	48.86	73.106	245	62.98	103.829	657	43.21	53.671
子どものための支出割合（月、千円）	98	17.59	13.377	241	20.90	15.169	655	15.82	11.764
教育費（月、千円）	99	8.93	12.453	246	10.87	21.331	662	10.25	15.421
教育費割合（月、%）	94	2.81	3.772	229	3.80	9.625	634	3.11	4.848
妻のための貯蓄（月、千円）	97	14.07	22.046	241	10.66	19.020	647	6.91	15.937
妻のための貯蓄の割合（月、%）	90	18.60	19.259	224	12.57	22.086	585	10.55	14.648
夫のための貯蓄（月、千円）	97	14.66	22.887	242	15.13	25.337	646	10.80	19.143
夫のための貯蓄の割合（月、%）	90	19.40	19.999	225	19.74	23.285	584	18.06	21.804
子どものための貯蓄（月、千円）	98	13.91	12.890	243	18.03	23.404	648	13.02	21.329
子どものための貯蓄の割合（月、%）	91	23.06	18.319	225	24.65	28.495	586	22.50	26.075
借り入れ残高（万円）	31	145.84	136.409	68	176.09	259.252	163	197.01	388.693
夫婦関係満足度	97	2.37	1.044	247	2.33	0.947	662	2.42	0.988
生活満足度	98	2.36	0.922	247	2.26	1.011	663	2.46	0.995
幸福度	98	2.93	0.803	247	2.68	0.882	663	2.90	0.797

$$P^{k|kk'}(X)=\frac{P(T=k|X)}{P(T=k|X)+P(T=k'|X)}=\frac{P^{k}(X)}{P^{k}(X)+P^{k'}(X)}$$

ここで注意しなければならないのは、treatmentが3つ以上であっても、二者間比較（例：同居〈妻方〉×別居、同居〈夫方〉×別居）に焦点をあてている点である[11]。

実際の作業では、Multinominal Logit Modelを用いて、$P^{k|kk'}(X)$ の推計を行っている。また、本稿では、マッチングの方法として、Caliper Matching[12] と、Kernel Matching[13] を用いている。

次節では、支出、貯蓄などの家計行動、生活時間、生活満足度などの諸変数が、（別居世帯サンプルと比べて）同居〈妻方〉〈夫方〉サンプルとどのような違いが現れるかみる。

(2) 分析結果

3者（妻方同居、夫方同居、別居）の基本統計量は図表-8に、同居による効果の推計結果は図表-9に示されている。図示されている推定値は、同居を選択することで受けた影響を表している。

(a) 生活時間

妻、夫の労働時間を見ると、妻方同居の効果は夫の労働時間を延ばし、夫方同居の効果は妻の労働時間を延ばしていることが確認できる。この一つの解釈として、それぞれが舅、姑と顔をあわせることを回避するため、「仕事」と称して、外にいる時間を引き延ばしている可能性が高い。次に、余暇時間を見ると、全体的に負になっているものの、その効果は統計的に有意とならなかった。最後に、家事育児時間を見ると、妻の場合、妻方、夫方いずれにおいても符号が負となり、減少しているが、統計的に有意な結果が得られなかった。しかしながら、夫は、妻方、夫方いずれも、別居している時と比べて、家事育児時間を伸ばしていることが確認できた。親と同居することで、「親の目」を意識して、夫の育児参加が進む

図表−9 同居による家計行動への影響（ATT）

	Caliper Matching		Kernel Matching	
生活時間	妻方	夫方	妻方	夫方
妻の労働時間（週、分）	−13.321	301.990**	36.043	232.141*
夫の労働時間（週、分）	215.577	12.501	382.675***	−121.737
妻の余暇時間（週、分）	−55.453	−101.006	−9.733	−8.412
夫の余暇時間（週、分）	−169.246	−141.656	−72.543	−24.414
妻の家事育児時間（週、分）	−74.076	−27.301	63.730	−170.973
夫の家事育児時間（週、分）	145.201	143.143*	208.875*	119.757
家計行動				
妻のための支出（月、千円）	1.770	4.080*	2.316	4.069*
妻のための支出割合（月、%）	1.682*	1.321	1.581*	1.146*
夫のための支出（月、千円）	0.214	3.215	1.217	3.819
夫のための支出割合（月、%）	1.135	1.051	1.379	0.560
子どものための支出（月、千円）	−0.040	12.633	1.843	20.113**
子どものための支出割合（月、千円）	0.539	3.000**	0.777	3.652**
教育費（月、千円）	−3.090	2.566	−2.600	2.779
教育費割合（月、%）	−1.772*	1.243#	−1.939**	1.173#
妻のための貯蓄（月、千円）	5.401*	3.505*	7.042**	3.654*
妻のための貯蓄の割合（月、%）	7.105**	1.604	6.406**	1.527
夫のための貯蓄（月、千円）	1.559	3.604	3.342	3.651
夫のための貯蓄の割合（月、%）	−0.788	−1.470	−2.684	−0.317
子どものための貯蓄（月、千円）	1.409	3.236	2.595	3.247
子どものための貯蓄の割合（月、%）	0.485	0.261	2.540	1.947
借り入れ残高（万円）	−162.5238**	−14.32805	−83.88391	−4.741423
主観的変数				
夫婦関係満足度	0.062	0.031	0.014	0.031
生活満足度	0.064	−0.028	0.044	0.028
幸福度	0.132	−0.071	0.077	0.004

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準、#は15%水準で有意であることをさしている

と考えられる。

(b) 家計

世帯内での支出の分配をみると、夫のための支出には影響が見られなかったが、妻方、夫方いずれにおいても、妻、子どものための支出、（支出全体に占める）その割合は増加していることがわかる。さらに、教育費をみると、妻方での同居では、支出全体に占める教育費の割合が減少し、反対に、夫方での同居は、教育費割合を増大させている。貯蓄をみると、妻のための貯蓄のみ同居により増加する傾向が確認された。

(c) 主観的変数

その他に、（妻の）夫婦関係満足度[14]や（妻の）生活満足度[15]、（妻の）幸福度[16]についても、数値化し、その効果をみたが、（妻の）生活満足度、（妻の）幸福度は、妻方の親（実家）との同居は正に、夫方の親との同居では負に影響する結果となったが（「実家の方が気が楽」）、統計的に有意な結果が得られなかった。

4. まとめ

本稿では、家計研パネルの2005年分を用いて、どのような特徴を持った有配偶世帯（夫婦共に両親がいないサンプル除く）が、親世帯との同居を選択するのかについて、Multinominal Logit Modelを用いて推計した。

同居選択に関する結果は、以下の6点にまとめられる。

第一に、妻方、夫方双方とも、親が単身である場合は、同居確率が高くなる。第二に、夫の稼得能力が高い場合、双方の親とも同居を選択しないが、夫が自営者・家族従業員として働いている場合は、夫の実家で同居する確率が高い。第三に、将来相続を得られるという期待は、同居と強い正の相関があった[17]。第四に、居住地における「男性割合［男性人口÷（男性人口＋女性人口）］」は、妻方同居に対して、正に有意な結果となった。男性割合が高まることで、女性の希少性が高くなると、女性のバーゲニングパワーが高まり、妻方の同居を認めさせることが考えられる。第五に、夫が長男である場合、親との同居する確率が高い。最後に、都市規模による影響は、都会では、夫方

の親との同居確率は低く、町村では、夫方の親との同居確率は高い結果となった。

次に、親との同居が、消費、貯蓄などの家計行動、家事、趣味娯楽などの生活時間、生活満足度などの心理項目に対してどのような効果があるかを検証した。

第一に、妻方同居の効果は夫の労働時間を延ばし、夫方同居の効果は妻の労働時間を延ばす。これは、それぞれが舅や姑と顔をあわせることを回避するため、「仕事」と称して、外にいる時間を引き延ばしている可能性が高い。第二に、家事育児時間を見ると、夫は、妻方、夫方いずれも、別居している時と比べて、家事育児時間を伸ばしていることが確認できた。親と同居することで、「親の目」があり、夫の家事・育児参加が進んでいる可能性が高い。特に妻方の実家での増加が目立っている。

第三に、妻方、夫方いずれの同居においても、妻、子どものための支出、支出割合は増加する。第四に、妻のための貯蓄が増加する。同居によって、「家計」という側面では、妻にとって優位となることがうかがわれる。第五に、（妻の）生活満足度、（妻の）幸福度は、妻方の親（実家）との同居は正に、夫方の親との同居では負に影響する結果となったが（「実家の方が気が楽」）、統計的に有意な結果が得られなかった。

最後に残された課題を列記する。第一に、同居選択にとって重要な点として、子ども夫婦世帯の職場と親居住地との近接性がある。いくら、遺産贈与の可能性が高くても、夫婦世帯の生活場所と離れている場合、同居は難しい。そうした意味では、親が単身である場合は、親を田舎から連れてこられるという意味で効果を持ちえる[18]。第二に、本稿では、2005年データのみを用いて分析を行ったのであるが、経時的に同居効果の影響がどのように変化していったかについても確認することが重要であると思われる。

注

1）「国立社会保障・人口問題研究所によって行われた、2004年に実施された調査。

2）親の年収は、0～249万円、250～499万円、500～749万円、750～999万円、1,000～1,249万円、1,250～1,499万円、1,500万円以上の選択肢から選ぶ形式となっている。ここでは、上記選択肢の中位値を用いた。ただし、「1,500万円以上」の場合は、1,500万円に置き換えている。

3）「夫婦所得を用いなかったのは、同居によって妻の就業が増え、その結果として夫婦所得が増加してしまい、原因と結果が逆になるためである」（舟岡・鮎沢 2000 : 166）

4）農林漁業、小規模［9人以下］の商業・工業・サービス業。

5）費用の内訳は、「自分の貯蓄」、「親からの援助」、「親からの借入れ」、「親以外からの援助」、「親以外からの借入れ」、「金融機関からの借入れ」、「お祝い金など」、「その他」となっている。

6）札幌市、仙台市、千葉市、さいたま市、東京都区、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市。

7）本節でのPropensity Score Matchingに関する説明については、黒澤（2005）に大きく拠っている。

8）ちなみに同居世帯と別居世帯のYの平均値の比較をあらわすと以下のようになる。

$$E(Y_k \mid T=k) - E(Y_{k'} \mid T=k')$$

9）コントロールするためには、Xが同居世帯サンプル、別居世帯サンプル両方に存在する必要がある。

10）この仮定を生かして、第２項は以下のように示すことができる。

$$\begin{aligned} E(Y^{k'} \mid T=k) &= E\left[E(Y^{k'} \mid T=k, X) \mid T=k\right] \\ &= E\left[E(Y^{k} \mid T=k', X) \mid T=k\right] \end{aligned}$$

11）そして上記のPropensity Scoreを用いて、式の第2項は以下のようになる。

$$E(Y^{k'} \mid T=k) = E\left[E(Y^{k} \mid T=k', P^{k|kk'}(X)) \mid T=k\right]$$

12）Caliper Matching は、同じOne-to-One matching法である、Nearest-Neighbor Matching（同居を選択する確率$\hat{p}$が最も近いサンプル同士〈同居サンプルと別居サンプル〉をマッチングさせる方法）とは多少異なる。ここでは、あらかじめ設定されたδの値以下に、同居確率の差異があるサンプル同士をマッチングさせている（$|P^{k}-P^{k'}|<\delta$）。本稿の分析では、δの値を0.01としている。

13）Kernel Matchingは、同居を選択する確率$\hat{p}$が近いサンプル同士を、マッチングさせる際に、treatmentがない方（ここでは別居している方をさす）のoutcomeに対して、weight付けしている。 weightは以下の式のようになっている。

$$w_{ik} = \frac{K\left[\dfrac{P_k - P_{k'}}{h}\right]}{\sum_{k' \in \{T=0\}} K\left[\dfrac{P_k - P_{k'}}{h}\right]}$$

Kはサンプルの範囲を規定する、Kernel関数、hはバンド幅をそれぞれ示している。また、本稿では、有意水準の推定のためのBootstrapingのreplication回数を500回としている。

14) 5点：非常に満足している、4点：まあまあ満足している、3点：ふつう、2点：あまり満足していない、1点：まったく満足していない
15) 5点：満足、4点：どちらかといえば満足、3点：どちらともいえない、2点：どちらかといえば不満、1点：不満
16) 5点：とても幸せ、4点：まあまあ幸せ、3点：どちらでもない、2点：少し不幸、1点：とても不幸
17) この点については、最初から、（相続）期待をして、同居したのか、あるいは、同居し、世話をするうちに段々と、相続してもらいたい（もらえるのではないか）と考えるようになったかは確認できていないが、同居年数と相続期待との関係からこのことが確認できるかもしれない。これは今後の課題とする。
18) 数量分析では示すことができなかったが、家計研パネルデータを精査すると、田舎で持ち家に住んでいる親を呼び寄せて、同居しているサンプルも散見された。

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.

遠藤秀紀・吉田あつし，2001，「家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要」，『季刊社会保障研究』37 (3): 281-296.

黒澤昌子，2005，「積極労働政策の評価――レビュー」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』77: 197-220.

国立社会保障・人口問題研究所，2006，「2004年社会保障・人口問題調査　第5回 世帯動態調査　結果の概要」.
（http://www.ipss.go.jp/ps-dotai/j/DOTAI5/Nshc04gaiyo/Nshc04gaiyo.pdf）

高山憲之・有田富美子，1996，「同居高齢者の経済状況」『貯蓄と資産形成――家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店，159-182.

福田節也，2004，「配偶関係、親との居住関係、及び家計支出の変化――パネル10から11における変化」家計経済研究所編『共依存する家計』国立印刷局，27-36.

舟岡史雄・鮎沢光明，2000，「高齢者の同居の決定要因の分析――家族の生活状況と保障機能」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会，143-177.

山田昌弘，1999，『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房.

吉田恵子，2004，「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』532: 40-53.

Aassve, A., M. Davia, M.,Iacovou and S.,Mazzuco, 2005, “Leaving Home and Poverty among Youth : A Cross European Analysis, ” mimeo.
（http://epunet.essex.ac.uk/Conf2006/papers/Davia_paper.pdf#search=%22leaving%20home%20and%20poverty%20among%20youth%22）

Card, D. and T. Lemieux, 2000, “Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements among North American Youth,” in D. G. Blanchflower, R. B. Freeman ed., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: University of Chicago Press, 171-213.

Hayashi, F., 1997, “Is the Japanese Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves,” *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, Cambridge, MA: MIT Press, 209-239.

Lechner, M., 1999, “Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments Under the Conditional Independence Assumption,” *IZA Discussion Paper Series*, No.91.

———, 2002, “Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies,” *The Review of Economics and Statistics*, 84: 205-220.

Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score Observational Studies for Causal Effect,” *Biometrika*, 70: 41-55.

Vandenberghe, V. and S. Robin, 2003, “Private, Private Government-Dependent and Public School: An International Efficiency Analysis Using Propensity Score Matching,” *Public Economics*, No.0308002, EconWPA.

さかもと・かずやす　財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「サンプル脱落に関する分析――消費生活に関するパネル調査を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」（『日本労働研究雑誌』551, 2006）。