

同居選択における所得の影響*

岩本 康志**

福井 唯嗣***

2000年7月

* 本稿は，日本経済学会 2000 年度春季大会（5 月 13 日，横浜市立大学）の発表論文に加筆修正したものである。旧稿に対して，赤林英夫，大日康史，大竹文雄，小原美紀，斉藤誠，滋野由紀子，樋口美雄氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

** 京都大学経済研究所助教授

*** 日本学術振興会特別研究員・京都大学大学院経済学研究科博士後期課程

同居選択における所得の影響

The Effect of Incomes on Living Arrangements

要 約

高齢者とその子との同居の選択がどのような要因によって決定されているのかを理解することは、高齢者の経済状態を適切に把握するための基本的な手続きであるといえる。これまでの研究により、多くの経済要因の影響が解明されてきたが、まだ未解明のままのこされている要因のひとつであり、かつ理論的にも重要であると考えられるのは、子の経済状態である。

同居世帯の形成が親子双方の合意にもとづくものであれば、親の経済状態が同居に影響を与えるのと同様に、子の経済状態も同居選択に影響を与えるはずである。この影響が未解明なのは、実証研究に使用されるデータの制約が大きな理由となっている。すなわち既存研究では世帯を無作為抽出した調査から得られたデータを使用しているが、このような調査方法では同居する世帯員に関する情報は得られても、別居する子の経済状態についての情報が得られない。したがって、同居行動の解明を目的として注意深く設計された調査が実施されるまでは、子の経済状態の影響を解明する研究方向には進展の余地が少ない。

しかし、現状の限定されたデータの範囲内で、このきわめて重要な要因に対する考察をおこなうことは十分意義のあることと考えられる。本稿では、観察される親の属性で子の所得を説明するモデルを構築し、別居した子の所得を推定する。これにより、同居行動の説明変数に子の所得を考慮したモデルを推定することが可能となる。

『国民生活基礎調査』を用いた実証分析で得られた主要な結果は以下の通りである。

(1) 親の所得が高いほど、別居が選択される。このことは、高所得者ほど、同居によるプライバシーの減少から生じる負担が、同居から発生する規模の利益を上回る傾向にあるものと考えられる。

(2) 一方、子の所得については、親が夫婦の場合は子の所得が高いほど別居が選択される傾向にあるが、単身の場合では有意な影響は見られない。高齢者が夫婦の場合には経済的要因が強く働いているが、単身高齢者の同居については経済的要因以外の要素が働いていることが示唆される。

1 序論

高齢化社会の進展にともない、総人口に占める高齢者の比重が高まるにつれ、高齢者の経済状態を適切に把握することが、政策的に重要な課題となっている。しかし、わが国では子夫婦と同居している高齢者の割合が大きく、世帯単位で調査されている多くの統計では、高齢者が同居世帯のなかに埋め込まれてしまっているため、高齢者自身の経済状態を観測することを困難なものにしている。

例えば、所得状況を見ようとすると、多くの公表統計では、世帯主の年齢階層別に集計された所得データを用いざるを得ない。この場合に高齢者と考えられているのは、世帯主となっている高齢者であり、世帯主である子と同居している高齢者は除外されることになる。したがって、もし世帯主である高齢者と、世帯主である子と同居している高齢者との間で所得に開きがあるとすると、偏った高齢者像を描くことになってしまうおそれがある。

同居の選択がどのような要因によって決定されているのかを理解することは、高齢者の経済状態を適切に把握するための基本的な手続きであるといえる。こうしたことから、安藤・村上・山下(1986)が同居選択の研究をおこなって以来、主として個票を用いた研究がこれまで多数おこなわれてきており、多くの経済的要因の影響が解明されてきた。しかし、まだ未解明のままのこされている要因のひとつであり、かつ理論的にも非常に重要であると考えられるのは、子の経済状態である。同居世帯の形成が親子双方の合意にもとづくものであれば、親の経済状態が同居に影響を与えるのと同様に、子の経済状態も同居選択に影響を与えるはずである。この影響が未解明なのは、実証研究に使用されるデータの制約が大きな理由となっている。すなわち既存研究では世帯を無作為抽出した調査から得られたデータを使用しているが、このような調査方法では同居する世帯員に関する情報は得られても、別居する子の経済状態については、あらためて子世帯の調査をおこなう手段をとらないかぎり、十分な情報を得ることは不可能である。

したがって、同居行動の解明を目的として注意深く設計された調査が実施されるまでは、子の経済状態の影響を解明する研究方向には進展の余地が少ない。しかしながら、現状の限定されたデータの範囲内で、このきわめて重要な要因に対する考察をおこなうことは十分意義のあることと考えられる。本稿では、現在のデータの制約のもとで、別居している子の経済状態に関する情報の欠如を克服するために、観察できる親の属性で子の所得を説明するモデルを構築し、別居した子の所得を推定する。これにより、同居

行動の説明変数に子の所得を含んだモデルを推定することが可能となる。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、先行研究を展望し、子の経済状態の影響が未解明の重要課題であることを指摘する。3節では、親子の同居行動を説明する基本的なモデルを提示し、別居した子の所得が得られない状態での子の所得の影響を推定する手法と、使用するデータの説明をおこなう。4節では、推定結果が提示され、5節では、本稿の結論が要約される。

2 文献展望

2.1 被説明変数の定義

これまでわが国のデータを用いて高齢者の同居行動を分析した研究には、安藤・山下・村上(1986)、Ohtake (1991)、八代(1993)、駒村(1994)、高山・有田(1996)、高山・永瀬(1997)、八代他(1997)、Hayashi (1997)、舟岡(1999)がある。

『国民生活基礎調査』（厚生省）は3年に1度の大規模調査時に、60歳以上の者の子との同別居状況を調査していることから、この調査を用いた実証研究が9つのうちの5つを占めている。そのなかで、Ohtake (1991)が86年調査、高山・有田(1996)が89年調査、八代他(1997)が92年調査、舟岡(1999)が95年調査の個票を用いている。

しかし、この調査では、同居している子は同時に調査されているが、別居している子についての調査はおこなわれていない。したがって、同居行動を説明する方程式に子の経済変数をいれて推定することは不可能であるため、いずれの研究においても、子の選択を考慮にいれていない。これに対し、八代(1993)は、86、89年の『国民生活基礎調査』の都道府県別の集計データを用いて、子世帯にかかわる変数を取り入れる推定をおこなっている。

また、別の個票を用いた分析には、『全国消費実態調査』（総務庁）の74、79年調査を用いた安藤・山下・村上(1986)、79、84年調査を用いた Hayashi (1997)、『老後の資産に関する調査』（総務庁）の90年調査を用いた駒村(1994)、『高年齢者就業実態調査』（労働省）の83、92年調査を用いた高山・永瀬(1997)の研究がある。

いずれの研究でも、同居か独立かの2値選択モデルを推定しているが、被説明変数の同居のとりかたとして

- (1)子夫婦と同居しているか（駒村[1994]、八代他[1997]、舟岡[1999]）
- (2)未婚の子も含めた子と同居しているか（高山・有田[1996]、八代他[1997]、Hayashi [1997]）
- (3)子世帯の扶養家族であるか（安藤・山下・村上[1986]）
- (4)同居しているが生計は別（いわゆる準同居、Ohtake[1991]）
- (5)3人以上の世帯か（高山・永瀬[1997]¹）

¹ 『高年齢者就業実態調査』では、世帯員の続柄の情報が得られないため、60歳以上の男子について、3人以上の世帯か、2人世帯かの2値選択モデルで、同居選択を考えている。また、別居の子の有無がわからないため、単身の高齢者を推定から除外している。

の5種類の違った方法が採用されている。

2.2 説明変数の影響

各研究での説明変数がどのように同居に影響を与えているかを表1にまとめてある。

まず高齢者の経済変数が同居に与える影響を見てみよう。資産については、安藤・山下・村上(1986)が負の影響、Ohtake (1991)が正の影響、駒村(1994)が不動産について正の影響を観察しており、見解がわかれている。また、恒常所得の代理変数としての消費は、八代(1993)で正の影響が観察されている。

『国民生活基礎調査』では、資産は世帯レベルでしか調査されていない。そこで、個票を用いた分析では、世帯の資産を説明変数に使用している。その影響としては、住居面積、持ち家が正の影響を与えることが示されている。

一方、高齢者の所得に関しては、駒村(1994)が総所得について統計的に有意でない影響、Ohtake (1991)が勤労所得について正の影響を得ているが、高山・有田(1996)、高山・永瀬(1997)、八代他(1997)、舟岡(1999)がいずれも負の影響を観察している。Hayashi (1997)では、所得金額に加えて、所得無しのダミー変数を説明変数に加えているが、79年での総所得金額をのぞき、有意で負の影響を観察している。また、夫が就業、妻が就業のダミー変数は推定年により結果が異なっており、確定的でない。

経済変数以外の高齢者の属性の影響については、性別と要介護の状態が与える影響以外では、ほぼ結論が一致している。同居確率を高める属性としては、年齢、都市規模、農家世帯、自営業世帯、子の数があり、同居確率を低める属性としては、配偶者の存在、学歴がある。

性別については、駒村(1994)、高山・有田(1996)が女性の同居確率が有意に低いという結果を得ているが、八代他(1997)は、所得変数に夫婦の所得を使用した場合には、符号が逆転するという結果を得ている。

要介護の状態については、高山・有田(1996)、八代他(1997)では正の影響が観察されていた。これは直感的にはもっともらしいと考えられるが、舟岡(1999)は、高齢者を夫婦と単身者にわけた推定をおこなって、単身者では要介護は正の影響をもつのに、夫婦では統計的に有意ではないことを発見した。これは、夫婦では配偶者が介護者となることのできることで、同居の必要性が高まらないことを反映していると考えられる。

2.3 のこされた課題

表1 先行研究における同居の決定要因の効果

	安藤他	Ohtake	八代	駒村	高山・有田	高山・永瀬	八代他	Hayashi	舟岡
高齢者の経済変数									
資産	負	正							
不動産資産				正					
金融資産				0					
消費			正						
所得				0				正(79年) ²⁾	
年金所得		0			負	負	負	負(84年)	負
年金以外の所得					負		負		
資産所得						0		負(84年)	
稼働所得		正				0		負(84年)	負 ³⁾
夫が就業								正(79年), 0(84年)	
妻が就業								0(79年), 負(84年)	
子の経済変数									
消費			負						
世帯の経済変数									
住居面積							正		
持ち家		0							正
高齢者の属性									
年齢	正	正		0	正	正	正		正
単身で男性								正	
単身で女性								正	
女性				負	負		正 ⁴⁾		
有配偶	負	0		負	負				
都市規模		正			正				正
要介護					正		正		正 ⁵⁾
健康						負			
農業							正		正
自営業		0				正	正		
家族従業者						正			
子供の数				正					
学歴				負					
息子あり				0					

注1) 正(負)は統計的に有意で正(負)の係数。0は統計的に有意ではない。

2) 所得無しダミーは有意な負の影響。

3) 雇業者所得。

4) 無業の妻の所得を夫の所得と等しいとした場合。無業の妻の所得をゼロとした場合は負。

5) 高齢者が単身の場合。夫婦の場合は係数は有意ではない。

これまでの研究の蓄積により、多くの要因について、高齢者の同居行動に与える影響について合意点が見出されてきている。まだその影響が確定できない変数と見なせるのは、高齢者の資産保有、子の経済状態の2つである。これらの影響を解明することが、今後の重要な研究課題であるといえる。

本稿では、後者の課題に取り組む。本稿で使用する『国民生活基礎調査』では、世帯員ごとの資産状況と別居した子の経済状態は調査されておらず、他の資料を用いない限り、この2つの変数の影響に関する分析を進展させることは不可能なように見える²。しかし、本稿では、3節でのべるような方法により、親の属性から子の経済状態を推定する手法により、子の経済状態の影響をとらえる推定をおこなうことにしたい。

² 子の経済状態が同居に与える影響を分析する、もうひとつの方法は、安藤・山下・村上(1986)、Hayashi (1997)、舟岡(1999)でおこなわれているように、子夫婦を対象にして、親との同居選択モデルを推定することである。この手法には、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がある。

Hayashi (1997)、舟岡(1999)では、子の所得が低いほど同居確率が高まることを見出されている。一方、安藤・山下・村上(1986)は逆の結果を得ているが、その係数にバイアスがある可能性が高いと指摘されている。

3 モデルと推定方法

3.1 親子同居の基本モデル

親子の同居行動を分析する代表的な枠組みは、Kotlikoff and Morris (1990)に示された、協力ゲームのモデルである。モデルでは、1組の親子を考える³。親子それぞれについて、単身・夫婦の区別はとくにせず、夫婦は1個の意思決定主体であるものとする。親子間取引費用はなく、両者の交渉の結果、パレート効率的な資源配分が実現する。親子が別居を選択した場合には、親の効用は $U(\text{親}, \text{別居})$ 、子の効用は $U(\text{子}, \text{別居})$ であらわされるとする。また、同居を選択した場合の親の効用を $U(\text{親}, \text{同居})$ 、子の効用を $U(\text{子}, \text{同居})$ とする。効用は譲渡可能であると仮定すると、親子が同居を選択するのは、

$$U(\text{親}, \text{同居}) + U(\text{子}, \text{同居}) > U(\text{親}, \text{別居}) + U(\text{子}, \text{別居}) \quad (1)$$

が満たされるときとなる。

親子の経済状態とその他の属性が同居の意思決定に与える影響を議論するには、さらに効用関数を特定化していく必要がある。同居の便益としてもっとも重要なものは、例えば住居の共用部分の重複を避けることができるという、規模の経済である。一方、同居にともなう費用はプライバシーの減少である。規模の経済とプライバシーをどう評価するかは所得に依存するであろう。低所得者は高所得者に比較すると、別居したときの住居の大きさが小さいことから、同居したときに享受する規模の経済が大きくなるので、同居の便益を高く評価すると考えられる。また、プライバシーが上級財であるならば、高所得者ほど同居にともなうプライバシーの減少を重く評価するかもしれない。こうした考え方が正しいとすると、所得が低いほど同居の確率が高まると考えられる。

しかし一方で、同居住宅に十分な広さがあれば、プライバシーの減少を低く抑えることができ、同居の損失は低所得者の方が大きくなる可能性もある。また、親にとっては同居は、プライバシーの減少という負の影響があるのではなく、子との接触機会を多くもつということで、心理的に望ましい生活形態であると考えられているかもしれない。その場合には、高所得・高資産の親ほど子との接触機会を「購入する」能力が高まる（そ

³ 実際には、子は複数いる場合が多数であり、子夫婦にとっても夫側と妻側の親がいるため、1組の親子でしか交渉がおこなわれないという仮定は制約的である。しかしながら、本稿で使用するデータでは、別居している子の数の情報がないため、複数組の親子間交

の一環として同居の確率が高まる)ことが予想される⁴。したがって、所得の同居に与える影響は先験的には確定させることができず、実証研究によって確認されるべき課題である。

実証研究の推定モデルは、(1)式の効用を具体的な変数の関数形によって表示することであらわされる。(1)式の左辺から右辺を引いたもの(同居を選択したときの親子の効用から別居を選択したときの親子の効用を差し引いたもの)を y^* 、親の所得の対数を y_p 、子の所得の対数を y_k^* 、その他の属性変数を x_1 、攪乱項を e_1 とすると、

$$y^* = a_1 y_p + a_2 y_k^* + a_3 x_1 + e_1 \quad (2)$$

$$y = 1 \quad (y^* > 0) \quad \text{同居}$$

$$y = 0 \quad (y^* \leq 0) \quad \text{別居}$$

という2値選択モデルを、本稿での同居選択の基本モデルとする。

3.2 子の所得を考慮しないことの問題点

2節でのべたように、先行研究のほとんどは子の所得が観察されない状況で(2)式から y_k^* を落とした推定をおこなっている。しかし、同居選択における子の所得の影響を考慮しないことは、場合によっては深刻な問題となる。その事例を以下に説明しよう。いま、子の所得が親の所得とそれ以外の属性 x_2 に依存して、

$$y_k^* = b_1 y_p + b_2 x_2 \quad (3)$$

によって決定されるとしよう。また、親の所得の対数が平均 μ_p 、分散 σ_p の正規分布にしたがうとする(これは、3.2節のみでとられる仮定であることに注意)。(3)式を(2)式に代入すると、

$$y^* = (a_1 + a_2 b_1) y_p + a_2 b_2 x_2 + a_3 x_1 + e_1 \quad (4)$$

渉に関する精緻なモデルを構築しても、データによる検証が不可能である。

⁴ 親にとって好ましい行動を子にとらせるために遺産を報賞として用いるという 戦略的遺産動機仮説を提唱した Bernheim, Shleifer and Summers (1985)によって、このよう

となる。 x_1 , x_2 を所与とすると , 同居している親の対数所得の平均は ,

$$E[y_p | y^* > 0] = \mathbf{m}_p + \mathbf{s}_0 \frac{a}{a^2 + 1} \frac{\mathbf{f}(\mathbf{b})}{1 - \Phi(\mathbf{b})} \quad (5a)$$

別居している対数所得の親の平均は

$$E[y_p | y^* \leq 0] = \mathbf{m}_p - \mathbf{s}_0 \frac{a}{a^2 + 1} \frac{\mathbf{f}(\mathbf{b})}{\Phi(\mathbf{b})} \quad (5b)$$

と計算できる。ここで ,

$$\mathbf{s}_0 = \sqrt{(a\mathbf{s}_p)^2 + 1} \quad (6a)$$

$$a = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2 \mathbf{b}_1 \quad (6b)$$

$$\mathbf{b} = \frac{-a\mathbf{m}_p + b}{\mathbf{s}_0} \quad (6c)$$

$$b = \mathbf{a}_2 \mathbf{b}_2 x_2 + \mathbf{a}_3 x_1 \quad (6d)$$

であり , $\mathbf{f}(\cdot)$, $\Phi(\cdot)$ はそれぞれ標準正規分布の密度関数 , 分布関数である。

Hayashi, Ando and Ferris (1988) , 府川(2000)によって , 子と同居している親の所得が別居している親の所得よりも低いことが実証的に確認されている。しかし , ここで示したモデルでは , この事実より , 所得が高いほど親は同居しない傾向にある , と推論するのはかならずしも正しくない。(5) , (6b)式が示すように , 同居を選択した親の所得が別居している親の所得よりも低いのは , $\mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2 \mathbf{b}_1 < 0$ が満たされることが必要十分である。すると , 高所得の親ほど同居を選択する傾向 ($\mathbf{a}_1 > 0$) にあったとしても , $\mathbf{a}_2 \mathbf{b}_1$ がそれより絶対値の大きい負値であれば , 観察事実と整合的となる。すなわち , 親子の所得の関係と子の同居選択行動を考慮に入れると , 親の同居選択が所得の減少関数であるかどうかは , 同別居別の親の所得の集計値からは判断できず , 構造型モデルに基づいて実

な関係の実証分析がなされた。

証的に検証する必要がある。

3.3 推定方法

推定にあたっては，(3)式に攪乱項を考慮した

$$y_k^* = \mathbf{b}_1 y_p + \mathbf{b}_2 x_2 + \mathbf{e}_2 \quad (7)$$

というモデルを考える。同居している子については，親と子の所得が同時に調査されているので，(7)式を推定することが可能であるが，別居している子についてはその所得は観察されない。この事実は， y_k を子の所得の観測値，0 を観測不能と約束して，

$$\begin{aligned} y_k &= y_k^* & (y^* > 0) \\ y_k &= 0 & (y^* \leq 0) \end{aligned} \quad (8)$$

と書き表すことができ，(2)，(7)，(8)式で示されるモデルは，Amemiya (1985)の分類による type II Tobit モデルとなっている。

かりに(7)式を同居している親子のみについて推定すると，(2)式と(7)式の攪乱項が相関している場合には，(7)式の係数推定値にはバイアスが生じることになる。そのため，ここでは Heckman (1976)による 2 段階推定法を用いて推定する。

推定の手順は以下の通りである。まず，(7)式を(2)式に代入すると，誘導型として，

$$y^* = \mathbf{g}x + \mathbf{u} \quad (9)$$

が得られる。ここで， x は(2)，(7)式に登場するすべての説明変数， u は攪乱項である。まず，全サンプルについて(9)式の probit 推定をおこない，その推定結果から逆 Mills 比を推定する。推定された逆 Mills 比を(7)式の説明変数に追加して，同居サンプルについてのみ最小自乗推定をおこなう。その推定結果から，別居サンプルを加えた全サンプルの子の所得の予測値を計算する。その予測値を(2)式の y_k に置き換えて，全サンプルについて(2)式の probit 推定をおこなう。その際に子の所得の予測値を用いていることから，係数推定値の標準誤差は，攪乱項の分散不均一性を考慮にいれて推定する。

3.4 データ

本稿で用いるデータは、『国民生活基礎調査』の86年と95年調査の個票である⁵。子と同居する高齢者の割合は年々減少してきており、親子の同居行動が時代とともに変化しているかどうかを検討するために、時間的に離れた2点のデータを用いている。所得に関する情報を利用するので、推定に使用するのは、所得・貯蓄票調査世帯に限定される。

推定に使用するサンプルは以下のように構成される。まず、60歳以上で子がいる者を「親」と定義する。同居の定義は、親夫婦（どちらかが「親」の定義に該当する者）が有配偶でない親が、子夫婦（どちらも60歳未満である夫婦）と同居することとした。親が未婚の子と同居している場合には、本稿の分析での同居の定義には含めないことにした。また、同居の意思決定が親子間でおこなわれる場合に限定するため、複雑な同居関係（世帯主の兄弟、直系でない親族、非親族が同居する、親夫婦の親が同居する、子夫婦の子夫婦が同居する）をもった世帯を除外した。具体的には、サンプルの設定は、以下のような手順でおこなわれた。

- (1)世帯主との続柄を利用して、同居世帯員を祖父母世代、親世代、世帯主世代、子世代、孫世代の5世代に区別する。
- (2)その他の続柄をもつ同居世帯員のいる世帯を除外する。
- (3)配偶者が同居しない世帯員がいる世帯を除外する。
- (4)祖父母・親世代はそれぞれ夫婦1組か有配偶でない者1名のみが同居する世帯に限定する。
- (5)子・孫世代はそれぞれ夫婦1組か有配偶でない者（複数名も可）が同居する世帯に限定する。
- (6)各世帯で最も上の世代が親に該当する世帯に限定する。
- (7)各世帯で2番目の世代が親に該当する世帯を除外する。
- (8)各世帯で3番目の世代が有配偶である世帯を除外する。

夫婦については1組で1つのサンプルとしてとりあつかい、変数は夫婦の平均値を用いることにした。また、親子間の所得の関係を推定する必要があるために、同居世帯において親または子の所得がまったくないサンプルは除外した。また、以下の推定はすべ

⁵ 以下の『国民生活基礎調査』の個票による分析は、「医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する研究会」（座長・本間正明）における目的外使用（1999年4月7日、総務庁告示第72号）により、岩本が再集計した結果によっている。

て、復元倍率で加重した推定方法をとっている。

なお、本稿の推定方法が信頼できる結果を得るには、親の属性が子の所得に対して、ある程度の説明力をもつことが要求される。この問題に対するわが国の実証研究の蓄積はまだ十分に進んでいないと思われるので、付録において、同居世帯における父親と息子の雇用者所得の関係を分析し、親の所得が子の所得を予測する有益な情報となっていることを確認する作業をおこなっている。

4 推定結果

表2は、推定に用いる変数の基本統計量、表3は説明変数の平均値を同居の有無別に示したものである。表3によれば、親子同居世帯では、親世代の所得が低く、住居の面積が広く、農家の比率が高く、持ち家の比率が高く、要介護者のいる比率が高いことが読み取れる。親世代の年齢、年金受給の比率、就業の有無については、高齢者が夫婦か単身かで傾向が異なっており、同居関数を推定するにあたっては、夫婦と単身の区別をすることが必要であるものと考えられる。

表4は、同居関数の誘導型から推定された逆 Mills 比を説明変数に加えた子の所得関数（[7]式に相当する）の推定結果である。所得関数の他の説明変数としては、父親の就業の形態、都市規模（大都市、人口15万人以上の市、15万人未満の市。基準値は郡部）、親の年齢、親の年齢の自乗をとった。父親の就業の形態とは、ここでの推定のために新たに作成されたダミー変数のベクトルである。世帯票では、「勤めか自営かの別」の質問項目で、自営業や雇用者等の就業形態がわかるが、退職者については、過去の就業についての情報が得られない。この欠点を補うため、所得をとまなう仕事をしていない者については、受給している年金の種類別にダミー変数を作成した。なお、複数の年金を受給している者は、まとめて1つのダミー変数とした。基準値は、自営業主（雇人あり）である。

親の所得の影響については、従来の研究において稼働所得と年金所得を区別することがおこなわれている。勤労者と退職者とでは所得の性格に違いがあると考えられ、これを区別することは妥当であろう。本稿では、親の所得の係数が年金受給者とそれ以外によって異なるという設定を採用し、年金受給の有無についてダミー変数を作成し、これと親の所得との交差項を説明変数とした。また、夫婦と単身者をプールしたものと、夫婦と単身者をそれぞれ別個のサンプルとしたものの3通りについて推定をおこなった。

所得関数の決定係数は0.1～0.13で、親の情報がある程度の説明力をもつものといえる。逆 Mills 比の係数はいずれも有意に負であり、推定モデルに含まれていない子の所得を増加させる要因は同時に同居の選択に負の影響を与えると考えられる。

表5は、同居関数（[2]式に相当）の推定結果である。同居関数における他の説明変数としては、持ち家ダミー、住居の面積（100平方メートルに換算）、要介護者ダミー（親世代の誰かが要介護者）、農家世帯ダミー、父親が自営業ダミー、都市規模、親の年齢、親の

表2 基本統計量

1995年

(量的変数)				
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル (標本数 10,053)				
親世代の年齢	70.030	8.153	44.5	98.0
親世代の年齢自乗	4970.7	1181.2	1980.3	9604.0
親世代の所得	211.5	283.8	0.5	8463
親世代の対数所得	4.953	0.876	-0.693	9.043
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.397	1.445	0	8.331
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.555	1.516	-0.693	9.043
子世代の所得	369.6	273.9	1	5250
子世代の対数所得	5.736	0.621	0	8.566
住居の面積(100㎡)	0.644	0.310	0.074	2.393
夫婦 (標本数 6,060)				
親世代の年齢	67.014	6.603	44.5	93.5
親世代の年齢自乗	4534.5	914.7	1980.3	8742.3
親世代の所得	239.6	279.9	0.5	4417.0
親世代の対数所得	5.127	0.823	-0.693	8.393
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.519	1.645	0	8.276
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.608	1.659	-0.693	8.393
子世代の所得	349.1	232.9	2	3631
子世代の対数所得	5.697	0.595	0	8.197
住居の面積(100㎡)	0.659	0.301	0.086	2.393
単身 (標本数 3,993)				
親世代の年齢	74.628	8.146	60	98
親世代の年齢自乗	5635.7	1230.8	3600	9604
親世代の所得	168.6	284.4	1	8463
親世代の対数所得	4.687	0.888	0	9.043
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.212	1.044	0	8.331
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.475	1.264	0	9.043
子世代の所得	390.0	308.1	1	5250
子世代の対数所得	5.775	0.644	0	8.566
住居の面積(100㎡)	0.621	0.322	0.074	2.252
(質的変数の平均値)				
	全サンプル	夫婦	単身	
持ち家	0.888	0.912	0.852	
親世代の介護の要否 (要 = 1)	0.036	0.023	0.057	
農家世帯	0.304	0.306	0.301	
年金受給の有無 (有 = 1)	0.928	0.907	0.959	
就業の有無 (有 = 1)	0.370	0.498	0.176	
親世代の配偶者の有無 (有 = 1)	0.604	1	0	
都市規模ダミー				
大都市	0.148	0.148	0.148	
人口15万人以上の市	0.254	0.264	0.239	
人口15万人未満の市	0.288	0.287	0.288	
父親の勤め・自営・年金受給の別				
自営業主(雇人あり)	0.045	0.060	0.021	
自営業主(雇人なし)	0.118	0.165	0.047	
家族従業者	0.016	0.016	0.016	
企業・団体等の役員	0.040	0.058	0.014	
一般常雇者・企業規模1~4人	0.011	0.014	0.006	
一般常雇者・企業規模5~29人	0.035	0.047	0.018	
一般常雇者・企業規模30~99人	0.026	0.035	0.012	
一般常雇者・企業規模100~499人	0.019	0.027	0.008	
一般常雇者・企業規模500~999人	0.005	0.007	0.002	
一般常雇者・企業規模1000人以上	0.009	0.013	0.002	
一般常雇者・官公庁	0.006	0.008	0.001	
1年以上1年未満の契約の雇用者	0.016	0.020	0.008	
日々又は1年未満の契約の雇用者	0.007	0.008	0.005	
家庭内職者	0.002	0.001	0.004	
その他	0.015	0.018	0.011	
仕事なし, 年金受給なし	0.012	0.010	0.015	
仕事なし, 基礎年金受給	0.024	0.017	0.033	
仕事なし, 国民年金受給	0.123	0.054	0.228	
仕事なし, 福祉年金受給	0.022	0.005	0.049	
仕事なし, 厚生年金受給	0.154	0.150	0.160	
仕事なし, 共済年金受給	0.055	0.058	0.052	
仕事なし, 恩給受給	0.015	0.008	0.025	
仕事なし, その他の年金受給	0.014	0.004	0.028	
仕事なし, 2制度以上併給	0.211	0.195	0.234	

1986年

(量的変数)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル (標本数 9,755)				
親世代の年齢	69.629	8.034	47.5	98.0
親世代の年齢自乗	4912.7	1156.8	2256.3	9604.0
親世代の所得	142.4	200.9	3	5460
親世代の対数所得	4.542	0.875	1.099	8.605
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.423	1.428	0	7.955
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.120	1.487	0	8.605
子世代の所得	243.0	169.9	3	5143
子世代の対数所得	5.314	0.628	1.099	8.545
住居の面積(100㎡)	0.603	0.305	0.050	4.884
夫婦 (標本数 5,428)				
親世代の年齢	66.417	6.542	47.5	91.5
親世代の年齢自乗	4454.1	898.8	2256.3	8372.3
親世代の所得	163.3	215.0	3	5460
親世代の対数所得	4.726	0.833	1.099	8.605
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.537	1.606	0	7.955
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.189	1.616	0	8.605
子世代の所得	229.2	140.4	3	2093
子世代の対数所得	5.272	0.608	1.099	7.646
住居の面積(100㎡)	0.612	0.295	0.074	3.960
単身 (標本数 4,327)				
親世代の年齢	73.698	7.904	60	98
親世代の年齢自乗	5493.9	1185.8	3600	9604
親世代の所得	115.8	178.1	3	4506
親世代の対数所得	4.310	0.872	1.099	8.413
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.278	1.148	0	7.606
親世代の対数所得(年金受給あり)	4.032	1.299	0	8.413
子世代の所得	253.7	189.0	3	5143
子世代の対数所得	5.346	0.641	1	8.545
住居の面積(100㎡)	0.593	0.317	0.050	4.884

(質的変数の平均値)

	全サンプル	夫婦	単身
持ち家	0.880	0.894	0.863
親世代の介護の要否(要 = 1)	0.024	0.016	0.034
農家世帯	0.337	0.332	0.344
年金受給の有無(有 = 1)	0.916	0.896	0.942
就業の有無(有 = 1)	0.352	0.493	0.173
親世代の配偶者の有無(有 = 1)	0.559	1	0
都市規模ダミー			
大都市	0.167	0.181	0.150
人口15万人以上の市	0.259	0.266	0.250
人口15万人未満の市	0.269	0.272	0.266
父親の勤め・自営・年金受給の別			
自営業主(雇人あり)	0.040	0.060	0.015
自営業主(雇人なし)	0.137	0.196	0.063
家族従業者	0.021	0.019	0.023
企業・団体等の役員	0.029	0.044	0.010
一般常雇者・企業規模1~4人	0.010	0.014	0.006
一般常雇者・企業規模5~29人	0.030	0.044	0.013
一般常雇者・企業規模30~99人	0.025	0.035	0.011
一般常雇者・企業規模100~499人	0.013	0.020	0.005
一般常雇者・企業規模500~999人	0.005	0.007	0.002
一般常雇者・企業規模1000人以上, 官	0.013	0.021	0.004
1年以上1年未満の契約の雇用者	0.008	0.011	0.004
日々又は1月未満の契約の雇用者	0.007	0.008	0.005
家庭内職者	0.003	0.002	0.005
その他	0.010	0.011	0.008
仕事なし, 年金受給なし	0.023	0.017	0.032
仕事なし, 基礎年金受給	0.004	0.002	0.006
仕事なし, 国民年金受給	0.169	0.100	0.257
仕事なし, 福祉年金受給	0.101	0.045	0.172
仕事なし, 厚生年金受給	0.154	0.177	0.125
仕事なし, 船員保険受給	0.003	0.004	0.001
仕事なし, 共済年金受給	0.058	0.070	0.044
仕事なし, 恩給受給	0.023	0.013	0.035
仕事なし, その他の年金受給	0.005	0.002	0.009
仕事なし, 2制度以上併給	0.108	0.077	0.147

表3 同別居の別による各変数の平均値

1995年

平均値 (標本数)	全サンプル		夫婦		単身	
	同居 (5,788)	別居 (4,265)	同居 (3,197)	別居 (2,863)	同居 (2,591)	別居 (1,402)
親世代の所得	193.65	227.11	228.47	243.93	150.69	192.78
子世代の所得	368.60		348.53		388.66	
親世代の年齢	70.77	69.12	66.81	67.30	75.64	72.82
子世代の年齢	43.70		41.14		46.26	
持ち家	0.93	0.84	0.94	0.89	0.92	0.73
住居の面積(100m ²)	0.74	0.53	0.74	0.57	0.73	0.44
親世代の介護の要否(要 = 1)	0.05	0.02	0.02	0.02	0.08	0.02
農家世帯	0.39	0.21	0.38	0.24	0.40	0.15
年金受給の有無(有 = 1)	0.93	0.93	0.89	0.93	0.97	0.94
就業の有無(有 = 1)	0.36	0.38	0.53	0.46	0.15	0.22
都市規模：大都市	0.11	0.16	0.12	0.16	0.11	0.18
都市規模：人口15万人以上の市	0.24	0.27	0.25	0.28	0.23	0.26
都市規模：人口15万人未満の市	0.30	0.28	0.30	0.28	0.30	0.27
都市規模：郡部	0.35	0.29	0.33	0.29	0.36	0.29
親世代の配偶者の有無(有 = 1)	0.55	0.67	1	1	0	0

1986年

平均値 (標本数)	全サンプル		夫婦		単身	
	同居 (6,344)	別居 (3,411)	同居 (3,136)	別居 (2,292)	同居 (3,208)	別居 (1,119)
親世代の所得	125.96	163.33	147.59	176.50	104.81	136.37
子世代の所得	241.04		228.30		251.00	
親世代の年齢	70.52	68.01	66.39	66.40	74.55	71.31
子世代の年齢	41.90		38.62		44.46	
持ち家	0.93	0.80	0.94	0.84	0.92	0.71
住居の面積(100m ²)	0.69	0.47	0.70	0.51	0.68	0.38
親世代の介護の要否(要 = 1)	0.03	0.01	0.02	0.01	0.04	0.02
農家世帯	0.44	0.19	0.45	0.21	0.43	0.15
年金受給の有無(有 = 1)	0.92	0.92	0.89	0.91	0.94	0.94
就業の有無(有 = 1)	0.33	0.39	0.50	0.47	0.15	0.23
都市規模：大都市	0.12	0.18	0.13	0.19	0.11	0.18
都市規模：人口15万人以上の市	0.25	0.29	0.26	0.29	0.24	0.29
都市規模：人口15万人未満の市	0.28	0.27	0.28	0.27	0.27	0.28
都市規模：郡部	0.35	0.25	0.33	0.25	0.38	0.26
親世代の配偶者の有無(有 = 1)	0.49	0.67	1	1	0	0

表4 子世代の所得の推定結果

	1995年			1986年		
	全サンプル	夫婦	単身	全サンプル	夫婦	単身
父親の勤め・自営・年金受給の別						
自営業主(雇人なし)	0.174 (0.066) ..	0.119 (0.077)	0.401 (0.137) ..	-0.057 (0.065)	-0.047 (0.074)	-0.132 (0.134)
家族従業者	-0.166 (0.111)	-0.069 (0.130)	-0.197 (0.201)	-0.253 (0.085) ..	-0.349 (0.108) ..	-0.247 (0.146)
企業・団体等の役員	0.311 (0.084) ..	0.214 (0.094) .	0.544 (0.168) ..	0.223 (0.103) .	0.228 (0.129)	0.179 (0.167)
一般常雇者・企業規模1～4人	0.059 (0.199)	-0.075 (0.255)	0.329 (0.262)	0.191 (0.126)	0.261 (0.147)	-0.075 (0.218)
一般常雇者・企業規模5～29人	0.182 (0.085) .	0.136 (0.091)	0.267 (0.218)	0.063 (0.076)	0.180 (0.085) .	-0.253 (0.164)
一般常雇者・企業規模30～99人	0.301 (0.084) ..	0.408 (0.105) ..	0.099 (0.142)	-0.030 (0.091)	0.083 (0.103)	-0.351 (0.180)
一般常雇者・企業規模100～499人	-0.193 (0.266)	-0.238 (0.289)	-0.017 (0.199)	0.046 (0.110)	0.062 (0.119)	-0.130 (0.243)
一般常雇者・企業規模500～999人	0.126 (0.140)	0.152 (0.313)	-0.021 (0.112)	0.233 (0.117) .	0.357 (0.150) .	-0.031 (0.123)
一般常雇者・企業規模1000人以上	0.364 (0.183) .	0.383 (0.191) .				
一般常雇者・官公庁	0.113 (0.093)	0.173 (0.111)				
一般常雇者：企業規模1000人以上，官公庁				0.004 (0.106)	0.037 (0.119)	0.108 (0.197)
1年以上1年未満の契約の雇業者	0.293 (0.075) ..	0.294 (0.088) ..	0.273 (0.156)	0.076 (0.124)	0.114 (0.142)	-0.142 (0.143)
日々又は1年未満の契約の雇業者	0.005 (0.174)	0.112 (0.166)	-0.150 (0.385)	0.104 (0.112)	-0.038 (0.147)	0.116 (0.172)
家庭内職者	0.098 (0.190)	0.065 (0.203)	0.218 (0.345)	0.067 (0.117)	-0.003 (0.395)	-0.009 (0.167)
その他の仕事	0.190 (0.112)	0.098 (0.128)	0.572 (0.193) ..	0.074 (0.159)	-0.184 (0.208)	0.336 (0.193)
仕事なし，年金受給なし	0.530 (0.150) ..	0.477 (0.155) ..	0.254 (0.274)	0.108 (0.090)	0.091 (0.119)	0.043 (0.161)
仕事なし，基礎年金受給	0.397 (0.087) ..	0.329 (0.142) .	0.478 (0.138) ..	-0.087 (0.142)	-0.344 (0.131) ..	-0.152 (0.168)
仕事なし，国民年金受給	0.124 (0.074)	0.064 (0.093)	0.294 (0.135) .	-0.011 (0.066)	-0.090 (0.084)	-0.030 (0.124)
仕事なし，福祉年金受給	0.419 (0.117) ..	0.127 (0.167)	0.599 (0.172) ..	-0.121 (0.073)	-0.162 (0.100)	-0.151 (0.129)
仕事なし，厚生年金受給	0.283 (0.066) ..	0.230 (0.079) ..	0.406 (0.123) ..	0.182 (0.063) ..	0.170 (0.076) .	0.119 (0.122)
仕事なし，船員保険受給				0.271 (0.188)	0.202 (0.225)	0.628 (0.125) ..
仕事なし，共済年金受給	0.349 (0.073) ..	0.319 (0.094) ..	0.416 (0.128) ..	0.261 (0.070)	0.253 (0.085) ..	0.212 (0.131)
仕事なし，恩給受給	0.205 (0.096) .	-0.066 (0.173)	0.419 (0.140) ..	0.048 (0.093)	-0.033 (0.125)	0.014 (0.150)
仕事なし，その他の年金受給	0.290 (0.090) ..	0.377 (0.131) ..	0.359 (0.141) .	0.273 (0.130) .	0.248 (0.294)	0.239 (0.170)
仕事なし，2制度以上併給	0.253 (0.064) ..	0.182 (0.077) .	0.398 (0.122) ..	0.100 (0.065)	0.119 (0.084)	0.031 (0.122)
都市規模：大都市	0.113 (0.057) .	0.049 (0.063)	0.146 (0.086) ..	0.261 (0.038) ..	0.089 (0.056)	0.358 (0.049) ..
都市規模：人口15万人以上の市	0.073 (0.031) .	-0.069 (0.046)	0.202 (0.041) .	0.212 (0.026) ..	0.113 (0.040) ..	0.271 (0.035) ..
都市規模：人口15万人未満の市	0.060 (0.026) .	-0.008 (0.035)	0.132 (0.038) .	0.132 (0.024) ..	0.079 (0.035) .	0.160 (0.034) ..
親世代の年齢	0.197 (0.030) ..	0.137 (0.048) ..	0.112 (0.045)	0.160 (0.026) ..	0.176 (0.049) ..	0.066 (0.034)
親世代の年齢自乗	-0.001 (0.000) ..	-0.001 (0.000) .	-0.001 (0.000) .	-0.001 (0.000) ..	-0.001 (0.000) ..	-0.000 (0.000) .
親世代の対数所得(年金受給あり)	0.130 (0.023) ..	0.108 (0.030) ..	0.210 (0.043) ..	0.115 (0.019) ..	0.122 (0.028) ..	0.116 (0.030) ..
親世代の対数所得(年金受給なし)	0.152 (0.019) ..	0.140 (0.026) ..	0.169 (0.027) ..	0.106 (0.016) ..	0.105 (0.024) ..	0.113 (0.021) ..
逆Mills比	-0.423 (0.053) ..	-0.313 (0.074) ..	-0.547 (0.077) ..	-0.333 (0.047) ..	-0.316 (0.070) ..	-0.401 (0.063) ..
定数項	-2.445 (1.081) .	-0.415 (1.682)	0.668 (1.643)	-1.077 (0.929)	-1.873 (1.690)	2.569 (1.245) .
標本数	2,821	1,410	1,411	3,867	1,698	2,169
回帰の標準誤差	0.454	0.442	0.479	0.489	0.497	0.497
(誤差項の相関係数)	-0.932	-0.709	-1.141	-0.681	-0.637	-0.497
決定係数	0.099	0.102	0.133	0.096	0.099	0.117

注) 被説明変数は子世代の対数所得。
 **は1%，*は5%水準で有意。
 括弧内の数値は係数の標準誤差。
 サンプルは親子同居世帯に限定。
 逆Mills比は同居関数の誘導型から計算。

表5 同居行動の推定結果 (Probit推定)

	1995年			1986年		
	全サンプル	夫婦	単身	全サンプル	夫婦	単身
持ち家の有無	0.029 (0.019)	-0.004 (0.026)	0.040 (0.026)	0.077 (0.018) ..	0.089 (0.026) ..	0.045 (0.022) .
住居の面積(100㎡)	0.693 (0.032) ..	0.591 (0.034) ..	0.702 (0.056) ..	0.664 (0.034) ..	0.618 (0.041) ..	0.622 (0.047) ..
親世代の介護の要否	0.148 (0.036) ..	0.095 (0.063)	0.138 (0.033) ..	0.080 (0.045)	0.139 (0.083)	0.055 (0.038)
農家世帯	0.074 (0.013) ..	0.070 (0.017) ..	0.074 (0.021) ..	0.114 (0.012) ..	0.149 (0.018) ..	0.071 (0.016) ..
父親が自営業	-0.027 (0.017)	0.016 (0.018)	0.003 (0.033)	-0.045 (0.018) ..	0.001 (0.020)	-0.014 (0.025)
都市規模：大都市	0.107 (0.019) ..	0.074 (0.024) ..	0.085 (0.029) ..	0.130 (0.022) ..	0.142 (0.025) ..	0.046 (0.031)
都市規模：人口15万人以上の市	0.074 (0.016) ..	0.043 (0.019) .	0.043 (0.028)	0.088 (0.020) ..	0.094 (0.023) ..	0.019 (0.027)
都市規模：人口15万人未満の市	0.057 (0.014) ..	0.044 (0.018) .	0.027 (0.024)	0.057 (0.016) ..	0.079 (0.021) ..	-0.005 (0.021)
親世代の年齢	-0.090 (0.013) ..	-0.129 (0.019) ..	-0.039 (0.018) .	-0.067 (0.014) ..	-0.110 (0.022) ..	-0.041 (0.016) ..
親世代の年齢自乗	0.001 (0.000) ..	0.001 (0.000) ..	0.000 (0.000) .	0.001 (0.000) ..	0.001 (0.000) ..	0.000 (0.000) ..
親世代の対数所得(年金受給あり)	-0.082 (0.009) ..	-0.065 (0.012) ..	-0.111 (0.015) ..	-0.090 (0.009) ..	-0.100 (0.013) ..	-0.077 (0.011) ..
親世代の対数所得(年金受給なし)	-0.099 (0.009) ..	-0.076 (0.012) ..	-0.125 (0.012) ..	-0.115 (0.008) ..	-0.121 (0.012) ..	-0.097 (0.010) ..
子世代の対数所得	-0.142 (0.054) ..	-0.133 (0.064) .	0.114 (0.067)	-0.171 (0.062) ..	-0.166 (0.072) .	0.055 (0.065)
標本数	10,053	6,060	3,993	9,755	5,428	4,327
対数尤度	-5959.73	-3816.89	-2024.56	-5246.83	-3214.60	-1886.10
疑似R ²	0.131	0.089	0.219	0.171	0.131	0.242

注) 被説明変数は同居 = 1, 別居 = 0。

**は1%, *は5%水準で有意。

数値は限界効果, 括弧内の数値は限界効果の標準誤差。

子世代の対数所得は表6の推定式による予測値を全サンプルで計算。

年齢の自乗を用いた⁶。

説明変数のうち、住居の面積、大都市に居住、農家世帯は、有意に同居に正の影響を与えており、既存研究と整合的な結果を得ている。大都市ほど同居が選択されやすい事実からは、居住地での就業機会に恵まれることが、同居の重要な決定要因となっていることが示唆される。一方、親が自営業であることは有意な影響をもたない。これは、高山・永瀬(1997)、八代他(1997)の結果とは異なり、Ohtake (1991)の結果と合致している。

要介護者の存在は、95年では、全サンプル、単身で正で有意であるが、夫婦では有意ではない。これは、舟岡(1999)の結果を再確認するもので、配偶者が介護できる場合には、同居が促進されるわけではないことを意味している。しかし、86年の推定では、要介護者の存在はどのサンプルでも有意ではないので、本稿の推定結果では、介護の影響は確定的ではない。

親の所得は年金受給者、年金受給のない者ともに有意に負の影響を与えている。これは、既存研究の結果とも整合的である。3.1節での議論に沿えば、同居によるプライバシーの減少が重視されているといえる。

一方、子の所得の影響では、サンプルのとり方によって結果がわかれている。全サンプル、夫婦では負で有意な影響をもっているが、単身では有意ではない正の影響が観察されている。この結果は、子側から見た場合、親夫婦との同居については経済的理由が影響を与えるが、単身の親との同居では経済的理由以外から生じた同居の必要性が重要であることを意味している。このような結果に対しては、以下のような説明を与えることが可能であろう。単身の高齢者と子夫婦の同居については、所得に依存すると考えた規模の経済、プライバシーの減少の影響が親の側から見た場合と子の側から見た場合とで異なっている。親の側から見た場合には、子夫婦の世帯と同居することの規模の経済、プライバシーの減少は大きな影響をもつが、子側から見た場合には、同居は世帯人員が1名増加することにとどまり、夫婦世帯が同居するのに比べて、規模の経済、プライバシーの減少の影響は小さくなると考えるのは自然である。また、このような説明は、親の所得の影響が夫婦、単身ともに有意であるという結果とも整合的である。

⁶ 単身者のサンプルについては、性別ダミーを加えた推定もおこなったが、ダミー変数は有意ではなく、他の変数の推定値にも大きな違いはないので、性別ダミーを含まない推定結果を報告している。

5 結論

本稿では、わが国の世帯構成の特徴である、高齢者と子夫婦の同居の決定要因を分析した。とくに親子の所得が同居の選択にどのような影響を与えるのかに焦点を当てている。別居する子の所得が調査されていないというデータ上の制約を、親の情報から子の所得を推定するモデルを同時に推定することで克服しようとしたことが、分析手法上の特色である。

所得の影響について、実証分析で得られた結果はつぎのようにまとめられる。

(1) 親の所得が高いほど、別居が選択される。このことは、高所得者ほど、同居によるプライバシーの減少から生じる負担が、同居から発生する規模の利益を上回る傾向にあるものと考えられる。

(2) 一方、子の所得については、親が夫婦の場合は子の所得が高いほど別居が選択される傾向にあるが、単身の場合では有意な影響は見られない。高齢者が夫婦の場合には経済的要因が強く働いているが、単身高齢者の同居については経済的要因以外の要素が働いていることが示唆される。

最後に、今後へのこされた課題を3点指摘して、本稿を閉じることにしたい。

第1に、重要な研究課題として3節で指摘した、高齢者の資産保有の影響については、『国民生活基礎調査』では所有者別の資産に関する情報がないため、本稿ではその分析を断念した。こうした世帯調査において資産の所有者が識別できることが望まれるが、共有形態の資産をどのように配分するかなど、解決されなければならない概念上の問題がある。

第2に、先行研究を踏襲して、住居の面積を説明変数にしているが、3.1節の理論モデルの説明とは整合的ではないところがある。モデルの設定により忠実であるには、住居の大きさを内生変数とした推定モデルを考える必要があるだろう。この点は、将来の課題としたい。

第3に、本稿の分析の限界点は、親の情報から子の所得を推定するモデルの説明力が低いと、結果の信頼性が損なわれることである。この問題はデータの制約に由来するもので、根本的な解決のためには、別居した親子を把握した調査がおこなわれる必要がある。米国では、Borsch-Supan et. al. (1992)、Kotlikoff and Morris (1990)のように、別居している親子を把握した調査に基づいた実証研究がなされている。わが国における親子同居世帯の形成は学問的にも政策的にも大変重要な問題であり、この問題に焦点をあ

わせた調査が今後おこなわれることを期待したい。

付録 父親と息子の雇用者所得の関係

本稿の推定手法が意義のあるものになるためには、親と子の所得に相関関係があり、親の所得が子の所得を予測する有効な情報となっている必要がある。本稿で用いたデータでは、親子同居の場合に親と子の所得が観察可能であるが、以下の2つの難点がある。第1に、ある同時点での親子の所得を観察した場合、年齢が異なる所得の関係が分析の対象にならざるを得ず、また親が退職していたり、子が就業年齢に達していなかったりして、サンプルが限定されるという問題点をもつ。この問題点を回避するためには、ほぼ同年齢での親子の所得情報が得られるよう、親と子の調査時点を違えるという調査の設計をする必要がある。第2に、本稿で用いるデータでは、親子同居のときにのみ所得が調査されるため、代表的なサンプルとなっていないことと、係数推定値にバイアスがかかる可能性がある。

この付録では、本稿の推定手法が妥当性をもつものであるかどうかを検討する作業として、同居する父親と息子との間の雇用者所得の関係について、回帰分析をおこなった⁷。サンプルは、同居する親子（ここでは、子は夫婦に限定しない）で、世帯主、世帯主の父、世帯主の息子のいずれかの続柄をもち、親子とも雇用者所得のある者をとった。表A-1は、サンプルの基本統計量である。表A-2は、(3)式で、 y_p を父親の雇用者所得、 y_k を息子の雇用者所得として推定したものである。その他の説明変数としては、勤務先の企業規模、都市規模、年齢、年齢の自乗をとった。都市規模以外は個人についての情報であるので、父親の情報をとった場合、息子の情報をとった場合の2通りの推定をおこなっている。いずれの推定においても父親の所得は正で有意な影響を与えており、弾性値は0.05から0.13までの範囲にある。Mulligan (1997)による実証研究の展望を利用すると、同時点での親子の所得を調査したこれまでの研究では、 β_1 が0.1~0.2の範囲内、親子の調査時点を離れた研究では、おおむね0.3~0.5の範囲内にあることがわかる。表A-2の推定結果はほぼ妥当な範囲であり、親の情報がある程度子の所得を説明することがうかがえ、(7)式にもとづく分析にもある程度の信頼性が確保されることが期待できる。

⁷ 本文での分析と異なり、ここでは個人ベースでの所得の相関を見ているので、夫婦ではなく個人単位でサンプルを構成しており、未婚の息子も推定のサンプルに含まれる。

表A-1 基本統計量

1995年

	平均	標準偏差	最小値	最大値
(量的変数)				
父親の年齢	57.500	7.657	31	98
父親の年齢自乗	3364.9	931.9	961	9604
父親の雇用者所得	523.3	371.4	1	3777
父親の対数雇用者所得	5.989	0.837	0	8.237
息子の年齢	27.972	7.270	16	63
息子の年齢自乗	835.2	477.8	256	3969
息子の雇用者所得	324.2	181.8	3	2500
息子の対数雇用者所得	5.620	0.640	1.099	7.824
(質的変数)				
都市規模ダミー				
大都市	0.119			
人口15万人以上の市	0.258			
人口15万人未満の都市	0.333			
父親の勤め・自営の別ダミー				
会社・団体等の役員				
一般常雇者・企業規模1~4人	0.102			
一般常雇者・企業規模5~29人	0.029			
一般常雇者・企業規模30~99人	0.145			
一般常雇者・企業規模100~499人	0.125			
一般常雇者・企業規模500~999人	0.112			
一般常雇者・企業規模1000人以上	0.035			
一般常雇者・官公庁	0.112			
0.060				
息子の勤め・自営の別ダミー				
会社・団体等の役員				
一般常雇者・企業規模1~4人	0.039			
一般常雇者・企業規模5~29人	0.027			
一般常雇者・企業規模30~99人	0.177			
一般常雇者・企業規模100~499人	0.155			
一般常雇者・企業規模500~999人	0.177			
一般常雇者・企業規模1000人以上	0.061			
一般常雇者・官公庁	0.132			
0.067				

1986年

	平均	標準偏差	最小値	最大値
(量的変数)				
父親の年齢	57.242	7.172	33	98
父親の年齢自乗	3328.1	869.8	1089	9604
父親の雇用者所得	365.6	276.5	1	3138
父親の対数雇用者所得	5.619	0.845	0	8.051
息子の年齢	27.843	6.571	16	60
息子の年齢自乗	818.4	415.5	256	3600
息子の雇用者所得	250.4	147.5	1	2354
息子の対数雇用者所得	5.373	0.587	0	7.764
(質的変数)				
都市規模ダミー				
大都市	0.171			
人口15万人以上の市	0.284			
人口15万人未満の都市	0.269			
父親の勤め・自営の別ダミー				
会社・団体等の役員				
一般常雇者・企業規模1~4人	0.067			
一般常雇者・企業規模5~29人	0.029			
一般常雇者・企業規模30~99人	0.161			
一般常雇者・企業規模100~499人	0.138			
一般常雇者・企業規模500~999人	0.097			
一般常雇者・企業規模1000人以上,官公	0.040			
0.126				
息子の勤め・自営の別ダミー				
会社・団体等の役員				
一般常雇者・企業規模1~4人	0.022			
一般常雇者・企業規模5~29人	0.032			
一般常雇者・企業規模30~99人	0.175			
一般常雇者・企業規模100~499人	0.178			
一般常雇者・企業規模500~999人	0.190			
一般常雇者・企業規模1000人以上,官公	0.058			
0.191				

表A-2 息子の雇用者所得の推定結果

	説明変数が父親の属性		説明変数が息子の属性	
	1995年	1986年	1995年	1986年
都市規模：大都市	-0.025 (0.048)	0.005 (0.038)	0.062 (0.042)	0.097 (0.034) **
都市規模：人口15万人以上の市	-0.011 (0.035)	0.026 (0.030)	0.020 (0.031)	0.057 (0.027) *
都市規模：人口15万人未満の市	-0.004 (0.032)	0.037 (0.028)	0.038 (0.029)	0.061 (0.026) *
父親（息子）の勤め・自営の別 会社・団体等の役員	0.025 (0.053)	0.093 (0.052)	0.373 (0.089) **	0.528 (0.086) **
一般常雇者：企業規模1～4人	0.009 (0.065)	-0.034 (0.072)	0.155 (0.080)	0.186 (0.064) **
一般常雇者：企業規模5～29人	-0.040 (0.043)	-0.025 (0.034)	0.225 (0.057) **	0.195 (0.046) **
一般常雇者：企業規模30～99人	0.024 (0.043)	-0.021 (0.036)	0.356 (0.052) **	0.319 (0.043) **
一般常雇者：企業規模100～499人	0.015 (0.051)	0.005 (0.039)	0.452 (0.050) **	0.381 (0.043) **
一般常雇者：企業規模500～1000人	0.166 (0.046) **	0.060 (0.050)	0.468 (0.059) **	0.427 (0.047) **
一般常雇者：企業規模1000人以上	-0.002 (0.050)		0.553 (0.051) **	
一般常雇者：官公庁	-0.020 (0.061)		0.519 (0.051) **	
一般常雇者：企業規模1000人以上，官公庁		-0.039 (0.039)		0.470 (0.041) **
父親（息子）の年齢	0.091 (0.021) **	0.090 (0.020) **	0.119 (0.014) **	0.115 (0.013) **
父親（息子）の年齢自乗	0.000 (0.000) **	0.000 (0.000) **	-0.001 (0.000) **	-0.001 (0.000) **
父親の対数雇用者所得	0.049 (0.019) **	0.134 (0.019) **	0.086 (0.016) **	0.127 (0.015) **
定数項	1.695 (0.666) *	0.996 (0.615)	2.375 (0.242) **	2.009 (0.218) **
標本数	2,109	2,307	2,109	2,307
回帰の標準誤差	0.592	0.200	0.529	0.469
決定係数	0.151	0.526	0.322	0.365

注) 被説明変数は息子の対数雇用者所得。

**は1%，*は5%水準で有意。

括弧内の数値は係数の標準誤差。

サンプルは親子同居世帯に限定。

1986年は、企業規模1000人以上と官公庁がまとめて調査されている。

参考文献

- Amemiya, Takeshi (1984), "Tobit Models: A Survey," *Journal of Econometrics*, Vol. 24, Nos. 1/2, January/February, pp. 3-61.
- アルバート安藤・山下道子, 村山淳喜(1986), 「ライフサイクル仮説に基づく消費・貯蓄の分析」, 『経済分析』, 第101号。
- Bernheim, B. Douglas, Andrei Shleifer and Lawrence H. Summers (1985), "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No. 6, December, pp. 1045-1076.
- Börsch-Supan, Axel, Vassilis Hajivassiliou, Laurence J. Kotlikoff and John N. Morris (1992), "Health, Children, and Elderly Living Arrangements: A Multiperiod-Multinomial Probit Model with Unobserved Heterogeneity and Autocorrelated Errors," in David A. Wise ed., *Topics in the Economics of Aging*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 79-107.
- 舟岡史雄(1999), 「高齢者の同居について」, 『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究 報告書』, 3月, 3-29頁。
- 府川哲夫(2000), 「高齢者の経済的状況: 『単独・夫婦のみ』と『子と同居』の対比」, 『季刊社会保障研究』, 第35巻第4号, 3月, 353-363頁。
- Hayashi, Fumio (1997), *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Hayashi, Fumio, Albert Ando and Richard Ferris (1988), "Life Cycle and Bequest Saving: A Study of Japanese and U.S. Household Based on Data for the 1984 NSFIE and 1983 Survey of Consumer Finances," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 4, December, pp. 450-491.
- Heckman, James J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5, No. 4, Fall, pp. 475-492.
- 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』, 第30巻第1号, 62-74頁。
- Kotlikoff, Laurence J. and John N. Morris (1990), "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look," in David A. Wise ed., *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 149-169.

Mulligan, Casey B. (1997), *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.

Ohtake, Fumio (1991), "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche*, Vol. 45, Nos. 2/3, April/September, pp. 283-306.

高山憲之・有田富美子(1996), 『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。

高山憲之・永瀬伸子(1997), 「女性高齢者の暮らしと年金受給が与える影響：1992年高齢者就業実態調査と1983年高齢者就業実態調査の比較」, 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究：「高齢者就業実態調査」による実証分析』, 日本労働研究機構, 95-156頁。

八代尚宏(1993), 「高齢者世帯の経済的地位」, 『日本経済研究』, 第25号, 8月, 34-57頁。

八代尚宏他(1997), 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』, 第151号, 9月。