

家計経済研究所パネル調査研究報告書 No. 1

パネルデータにみる世代間関係

消費生活に関するパネル調査（第13年度）



財団法人
家計経済研究所

The Institute for Research on Household Economics

パネルデータにみる世代間関係

消費生活に関するパネル調査（第13年度）

まえがき

財団法人家計経済研究所は、わが国で初めての本格的なパネル調査である「消費生活に関するパネル調査」を平成5年から続けている。このたび、ここに第13年度調査（平成17年度実施）の報告書を上梓する。

このパネル調査は、第1年度（平成5年実施）に、調査対象として全国各地の24～34歳の女性1,500人を無作為抽出することから出発したが、第5年度（同9年実施）には全国の24～27歳の女性500人、第11年度（同15年実施）にはさらに24～29歳の女性836人を全国から無作為抽出して追加しサンプルを拡大してきた。

今回の報告書は、調査対象者（およびその配偶者）とその親の関係を中心に「世代間関係」というテーマの下にまとめられている。日本では「パラサイト・シングル」論を契機に、成人した子とその親との依存関係が注目されるようになった。現在、この成人子と親との関係は、その依存の実情を問うことから、子どもが親元から離れる過程の方に学問的関心が移りつつある。今回の報告書においても、「離家」と呼ばれるこの過程の分析を通じて、成人子と親との関係を考える論文が収録されている。

世代間の関係について注目されるもう一つのトピックは資産である。親世代の資産状況が子世代の行動にどのような影響を及ぼすかを詳細に探ることは、高齢化の進展の中で重要な課題である。調査が始まってから12年が経過し、調査初年度に24～34歳であった対象者は36～46歳になっている。そのため、親からの資産の贈与や遺産の相続などの問題が発生し、親世代と子世代との間の経済的な関係を資産という観点から検討することが可能になったため、今回このトピックを取り上げた次第である。

最後に、調査対象者の皆様、「消費生活に関するパネル調査研究会」のメンバー各位、実地調査担当の財団法人中央調査社および調査員の方々に対し、心からの感謝を申し上げます。

平成18年10月

財団法人 家計経済研究所
会 長 塩野谷 祐一

目次

本書について

第 I 部 第 13 年度「消費生活に関するパネル調査」の分析	1
第 1 章 パネルデータによる世代間関係の分析 (久木元 真吾)	3
——消費生活に関するパネル調査 (第 13 年度) について	
第 2 章 贈与・遺産格差の計測 (浜田 浩児)	7
——所得格差と比較した動向	
第 3 章 相続期待と援助意向、家計から見た世代間関係 (村上 あかね)	13
第 4 章 親との同居選択の要因とその効果 (坂本 和靖)	22
——Propensity Score Matching による分析 既婚者の場合	
第 5 章 未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚 (福田 節也)	32
第 6 章 親との同居は生活満足度を高めるのか (田中 慶子)	44
——世代間の居住状態と未婚者の生活満足度	
第 7 章 低所得世帯とその属性について (坂口 尚文)	50
第 II 部 第 13 年度「消費生活に関するパネル調査」の概要	59
調査の方法	61
調査対象者の基本属性 (坂口 尚文・伊藤 ななえ)	72
執筆者紹介	98

本書について

本書『パネルデータにみる世代間関係』は、財団法人家計経済研究所の継調査研究プロジェクト「消費生活に関するパネル調査」の第13年度調査結果についての研究成果をまとめたものである。第Ⅰ部に収めた研究成果論文は、いずれも財団法人家計経済研究所の機関誌『季刊 家計経済研究』第72号（2006年10月刊行）に掲載されている。各論文は、本書には掲載時のままの形で転載している。そのため、内容が執筆・発表時点のものである点に注意されたい。また、第13年度の「消費生活に関するパネル調査」の概要に関する資料を第Ⅱ部に収録している。

2006年10月

財団法人 家計経済研究所

第 I 部

第 13 年度「消費生活に関するパネル調査」の分析

パネルデータによる世代間関係の分析 ——消費生活に関するパネル調査（第13年度）について

久木元 真吾

(財団法人 家計経済研究所 次席研究員)

1. はじめに

財団法人家計経済研究所（以下、家計経済研究所）による「消費生活に関するパネル調査」は、1993年の開始以来毎年調査を実施しており、2005年の調査は第13年度調査にあたる。家計経済研究所では、これまで毎年の調査のたびに報告書をまとめ、国立印刷局（旧・財務省印刷局）から刊行してきた¹⁾。しかし、国立印刷局が出版物の刊行全般について方針を変更したことに伴い、毎年の調査の分析結果を従来とは別の形でまとめる必要が生じた。そこで第13年度調査以降は、従来の報告書に代わり、家計経済研究所の機関誌『季刊家計経済研究』の秋号においてパネル調査の分析結果を発表することになった。この『季刊家計経済研究』第72号では、第13年度の「消費生活に関するパネル調査」の結果に基づいた研究成果を特集としてまとめて掲載している。

2. 消費生活に関するパネル調査について

「消費生活に関するパネル調査」は、女性とその家族の生活実態を、収入・支出・貯蓄、就業行動、家族関係などの諸側面から明らかにすることを目的としている。最大の特徴は、同一個人に対して長期にわたり継続的に調査を行う、パネル調査という方法を採用している点にある。通常の調査は、調査を実施するたびに異なる対象者に対して調査を実施することになるため、前回と今回の調査結果の間に違いがあっても、それは集団レベ

ルの変動であって、個人レベルの変動をとらえたことには必ずしもならない。同一個人の変動をとらえることは、同一個人を追跡するパネル調査を行うことによってはじめて可能になる。したがって「消費生活に関するパネル調査」は、女性とその家族の生活実態に関して個人レベルの変動をとらえることができるというメリットをもつものである。

この「消費生活に関するパネル調査」は、特に若年女性を調査対象として始まったものである。若年女性は、就職や転退職、結婚や出産・育児など、ライフスタイル上のさまざまな変動を経験する時期にあり、そうした変動を把握する上でパネル調査という方法は最も適切なものであるといえよう。

対象者の抽出は、現在まで3回行われている。第1年度（1993年実施）には、全国から無作為抽出された24～34歳の女性1500人を対象として調査を開始した。その後、第5年度（1997年実施）に全国の24～27歳の女性500人を、第11年度（2003年実施）に全国の24～29歳の女性836人を、それぞれ無作為抽出して対象者に追加している。この結果、第13年度（2005年実施）においては、対象者の女性は26～46歳という広い世代をカバーするに至っており、人数は全体で1864人（うち有配偶者1275人、無配偶者589人）となっている。

3. 世代間関係のへの着眼

今回収録した「消費生活に関するパネル調査」

の分析結果は、主に「世代間関係」をテーマとして執筆されたものである。

「世代間関係」という概念は、世代として何を想定するかによって二通りの意味をもつ。親・子・孫と続くそれぞれの親族的な位置を世代ととらえる場合、世代間関係とは、その間で結ばれる交際や援助などのさまざまなマイクロレベルの社会関係をいう。これに対して、生まれた時期が同じである人々が構成する集団を世代ととらえる場合、世代間関係とは、当該社会全体における世代間のマクロな諸関係（年金や税をめぐる受益・負担の関係など）をさす（久木元 2003）。今回の特集で主題化されている「世代間関係」は、主に前者の意味、すなわち具体的な個々人のレベルでみた親族的な位置という意味での「世代」の間の関係を含意している。

そのような意味に限定したとしても、なお「世代間関係」はさまざまな関係を含むものである。今回の分析では、基本的にその中でも親子関係をクローズアップする。親子関係という言葉を聞くと、学齢期あるいはそれ以下の子どもと親の間の関係が想起されるかもしれないが、ここで「親子関係」として想定しているのは、調査対象者である若年女性（およびその配偶者）とその親の間の関係である。つまり、「子」はすでに成人しており、結婚しているケースも含まれる。「親」は成人した子の親であり、すでに退職しているケースも含まれる。

なぜここで、世代間関係（なかでも、成人子の親子関係）に注目するのか。1999年に発表された山田昌弘の「パラサイト・シングル」論を機に、成人した子をめぐる親子関係が社会的に話題になったが、そこで描かれていたのは、親からの支援を受けて親に依存しながら、親元に同居しつつ豊かな生活を享受する若者というイメージである（山田 1999）。この「パラサイト・シングル」というイメージが本当に的確なものであったかどうかについては、すでにさまざまな議論がなされている²⁾が、親子関係における成人子という存在への着眼と、以後それに関してデータに基づいた考察が蓄積されていったという点において、意義の

ある指摘であったのは確かだろう。その後、このテーマに関する学術的な関心は、「パラサイト」というイメージの内実を問うことからシフトし、成人子が親元で暮らしている状態から、そこを離れていく過程に関して実態を明らかにすることに関心が向けられるようになりつつある。若者たちの、「大人」への「自立」のあり方が単純なものではなくなる中で、親元から離れる過程自体が、変化しつつある今日の世代間関係（親子関係）の姿をとらえる上で重要なポイントになっている。そのため、本号においても、「離家」とよばれるこの過程の分析を通じて世代間関係を考える論文を収録している。そして、離家の過程を分析するにあたって、同一個人的女性を追跡する「消費生活に関するパネル調査」のデータは、女性の離家の過程を個人のレベルで直接把握することができるという点で、まさに適切なデータであるといえる。

世代間関係への注目の背景としてもう一つ指摘できるのは、親世代と子世代の間の関係における資産の問題である。親世代から子世代への経済的な援助・支援については、「パラサイト・シングル」という成人子のイメージにおいても着目されていたが、そうした関係は相対的に若い成人子についてのみみられるわけではない。より上の世代では、親世代からの資産の贈与や遺産の相続が、親子関係において大きな問題となっている。親世代の資産状況が子世代の行動にどのような影響を及ぼしているのか、親世代から子世代への財の移転が社会の中の格差に関してどのような効果をもたらすのか、親から相続を受けることと親の介護を担うことはどのように結びついている／いないのかなど、資産をめぐる世代間関係の実態を考えることは、高齢化の進展の中で求められている課題だといえよう。このような認識に基づき、本号においても、資産をめぐる世代間関係の実態を検討する論文を収録している。「消費生活に関するパネル調査」も初回調査から13年度目を迎え、最も年齢の高い対象者が40歳代半ばに達しており、「消費生活に関するパネル調査」のデータを用いて、親からの資産の贈与や遺産の相続など、親世

代と子世代の間の経済的な関係を、資産という観点から検討することが可能になっている。

4. 各論文の内容

――子世代に影響を与える親世代

以上のような背景のもとに、本号では「消費生活に関するパネル調査」のデータを活用して、今日の世代間関係の実態を明らかにすることを試みる。まず、資産をめぐる世代間関係について、特に遺産・贈与に注目して検討したのが、浜田浩児「贈与・遺産格差の計測」と村上あかね「相続期待と援助意向、家計からみた世代間関係」である。浜田論文は、贈与・遺産の有無によって生じている格差について、所得格差と比較してその実態と動向を分析している。贈与・遺産の有る集団／無い集団間の格差と、贈与・遺産の有る集団内の格差の比較も試みられており、近年の動向としては、2000年と2005年の間に、贈与・遺産の対所得比の上昇により贈与・遺産格差が高まっていることなどが指摘されている。また、補論で贈与・遺産の有無が不動産の状況に反映していることを示している。村上論文は、女性が本人の親から将来相続をうけることになるかどうか（相続期待）に注目し、それを規定している要因を探るとともに、相続期待が家計やライフスタイルに及ぼす影響について検討している。相続期待と親への支援の提供の間に互酬的な関係があること、および男きょうだいの有無などによって相続期待にジェンダー差がみられること、相続期待がある女性の方が今の生活に満足していることが指摘されている。

次に、親との同別居や離家の過程にみる世代間関係を検討したのが、坂本和靖「親との同居選択の要因とその効果」、福田節也「未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚」、田中慶子「親との同居は生活満足度を高めるのか」の3論文である。坂本論文は、子ども夫婦世帯の親との同居を取り上げ、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、そして親と同居することで、子ども夫婦の家計行動や生活時間、心理的側面な

どにどのような違いがみられるかを分析している。親が単身であること・親からの相続期待があることなどが同居確率を高めていること、妻方の親との同居は夫の労働時間を伸ばし、夫方の親との同居は妻の労働時間を伸ばすこと、妻方・夫方のいずれの親との同居であっても、別居している時よりも夫の家事育児時間が長くなることなどが明らかにされている。これに対して、より若い世代にとっての親との同別居を扱ったのが福田論文と田中論文である。福田論文は、未婚女性が親元を離れる動向とそれを規定している要因や、親との居住状況が未婚女性の経済状況やライフスタイルに与えている影響などについて分析している。親元に長く残る傾向がある女性は、大都市もしくはその近郊に居住する高学歴女性で、ひとりっ子であるなどの特徴があること、親との同居によって結婚が遅くなるという関係までは見出されないことなどが指摘されている。田中論文は、未婚女性の生活満足度の規定要因をコーホート別に検討し、コーホートによって規定要因が異なることを示している。離家を経験した未婚者のデータに関して、離家の前後での生活満足度の変化を分析している。また、離家することによって全体的には生活満足度が向上しており、特に離家前に生活満足度が低い者でその傾向が顕著であることが確認されている。

最後に、坂口尚文「低所得世帯とその属性について」は、所得格差の固定化について検討した論文である。具体的には、「消費生活に関するパネル調査」の最新データを用いて、所得格差の固定化について、どのような属性を持つ層が低所得層に下がりやすいか、また留まりやすいかを分析している。総じて夫の学歴の低い層、また妻が無就業の層でそのような傾向がみられることが指摘されている。この論文は直接世代間関係を論じるものではないが、学歴の低さなどの諸属性が低所得層化につながる傾向を確認することを通じて、所得格差が世代間で継承され固定化されている可能性を示唆しており、その点において世代間関係に光を当てているといえよう。

以上の各論文を通じて明らかになったのは、親

世代から子世代に与えられるものや引き継がれるものによって、子世代のあり方が少なからず規定されているということである。仮に日本社会においてさまざまな面での「格差」の拡大がみられるのだとすれば、親世代と子世代の間に継承がみられることが、その「格差」の産出と継続に関わっている可能性もあるのではないだろうか。世代間関係のあり方は、ミクロな個々の関係にとどまらず、日本社会全体の動向に影響を及ぼしているのかもしれないのである。

世代間関係というテーマをパネルデータの分析を通じて論じることは、そもそもパネルデータの蓄積があって一層踏み込んだ考察が可能になるといえる。「消費生活に関するパネル調査」のさらなるデータの蓄積と分析を通じて、世代間関係の現在と将来について考えを深めていくことをめざしたい。

5. 用語について

最後に、以下の分析で用いられる用語について簡単に整理しておく。

1993年に実施された、「消費生活に関するパネル調査」の第1年度調査を、以下では「パネル1」とよぶ。したがって、2005年に実施された第13年度調査は「パネル13」ということになる。

また、「消費生活に関するパネル調査」では、上述したように3度にわたり対象者の抽出を行っている。以下では、第1年度（1993年）に抽出した対象者、第5年度（1997年）から追加された対象者、第11年度（2003年）から追加された対象者を、それぞれ「コーホートA」「コーホートB」「コーホートC」とよぶ。ちなみに第13年度調査の時点では、コーホートAは36～46歳、コーホートBは32～35歳、コーホートCは26～31歳になっている。

配偶状態に関しては、「有配偶」、「無配偶」、「新婚」という3つの用語を用いる。それぞれ、

「配偶者がいる者」、「未婚、あるいは離婚、死別により配偶者がいない者」、「パネル12では無配偶であったが、パネル13では有配偶である者、もしくはこの1年の間に離婚と再婚があった者」という意味である。また、「**継続」（例えば、有配偶継続、同一企業継続、同居継続）とは、特に断りのない限りパネル12・パネル13の状態についての表現であり、それ以外の期間の状態を表すものではない。

なお、ここで「学歴」として用いるものは、原則として卒業あるいは修了した場合の最終学歴をさしている。たとえば「中学」は、中学卒業者と高校中退者をさしている³⁾。

注

- 1) 最近のものとしては、財団法人家計経済研究所編（2004; 2005）がある。
- 2) 「消費生活に関するパネル調査」のデータの分析からも、そうした豊かな生活を享受する若者というイメージは、あったとしてもごく短い「期間限定」のライフスタイルでしかなく、環境の変化の中で、好むと好まざるとにかかわらず親に依存せざるをえない若者が現れていることが指摘されている（北村・坂本 2004）。
- 3) なお、学歴をこのような内容に定めたのは第3年度調査の報告書以降であり、第2年度調査の報告書では最終学歴に中退者も含めている。

文献

- 北村行伸・坂本和靖，2004，「優雅な「パラサイトシングル」像が変容」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社，87-115。
- 久木元真吾，2003，「世代間関係」秋元美世・大島巖・芝野松次郎・藤村正之・森本佳樹・山縣文治編『現代社会福祉辞典』有斐閣，287。
- 財団法人家計経済研究所編，2004，『共依存する家計——消費生活に関するパネル調査（第11年度）』国立印刷局。
- 編，2005，『リスクと家計——消費生活に関するパネル調査（第12年度）』国立印刷局。
- 山田昌弘，1999，『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房。

くきもと・しんご 財団法人家計経済研究所 次席研究員。社会学・生活経営学専攻。

贈与・遺産格差の計測 ——所得格差と比較した動向

浜田 浩児

(財団法人 家計経済研究所 研究部長)

1. はじめに

親からの贈与・遺産は、補論のように資産と関係が深く、下野(1991)、高山・有田(1996)、橘木(1998)、浜田(1998)等において、資産格差との関連で贈与・遺産の分析がなされている。「消費生活に関するパネル調査」(財団法人家計経済研究所)に基づくものとしても、浜田(2005)において資産格差と贈与・遺産の関連が分析されているが、所得格差と比較した贈与・遺産格差の分析は行われていない。

そこで、本稿では、贈与・遺産格差について、所得格差と比較した分析を行う(ただし、贈与・遺産は過去から蓄積された資産の移転であるのに対し、所得は年々の経常的なものであるため、パネルデータの特性を生かして、過去からの累積所得を用いる)。すなわち、本稿では、パネルデータ(「消費生活に関するパネル調査」)に基づき、2005年で36～46歳の有配偶女性とその夫に関し、親からの贈与・遺産の格差について、相対分散(平方変動係数)等の不平等度による計測を行い、稼得所得の格差と比較した。これに基づき、同一の世代(コホート)について2005年と2000年の間の動向をみるとともに、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けようになるといったライフステージ要因の影響を除くべく、同年齢階層(36～40歳の女性)についても両年を比較した。

また、相対分散による贈与・遺産格差の要因分解を行い、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差に対する夫、妻それぞれの親からの贈与・遺産の

寄与度等を求めるとともに、贈与・遺産の格差を贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解した。

以下、第2節で分析手法について述べ、第3節で贈与・遺産の格差の計測、第4節でその所得格差との比較等を行う。最後に、第5節で結論を述べる。

2. 分析手法

(1) 基礎データ

本稿の贈与・遺産および所得のデータは、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のパネルデータの個票に基づいている。このため、その対象範囲である、2005年に36～46歳の女性のパネルの中で、有配偶継続の者(対象期間中継続して有配偶であった女性)を対象としている。「消費生活に関するパネル調査」は、1993年に24～34歳の若年層の女性を全国規模で抽出し、留置法で毎年行われており、妻(本人)と夫について、双方の親からの贈与・遺産、前年の年収等が調査されている。2005年までの継続サンプル数は約900であるが、このうち、有配偶継続で本稿の推計に必要な贈与・遺産や所得のデータが揃っているのは、約200サンプルである。また、調査1年目の1993年については、2年目以降と調査項目がかなり異なるため、除外した。

所得については、前年の勤め先収入、事業収入、財産収入、社会保障給付等の年収や税金・

社会保険料の年額が調査項目となっている。しかし、財産収入の支払や仕送りの支払（年額）が把握できず、税金・社会保険料についても無回答が多いため、財産収入等について支払を控除した純額が得られない。このため、所得の範囲は、勤め先収入と事業収入を合わせた稼得所得とした。また、贈与・遺産は、過去から蓄積された資産の移転（資本移転）であるため、それに合わせて、稼得所得も、パネルデータの特徴を生かして過去からの累積値を用いた¹⁾。対象年次は過去10年程度であるが、36～46歳という年齢層から過去の稼得所得のかなりの部分が把握できると考えられる。

(2) 不平等度

夫婦の贈与・遺産の世帯間格差について、不平等度による要因分解を行い、夫、妻の親からの贈与・遺産の寄与度等を計測するとともに、稼得所得の格差との対比や相関をみた。

この要因分解を行うためには、不平等度がこれらの構成要素に分解できるようなものでなければならない。また、贈与・遺産や稼得所得は0の場合があるため、格差の尺度は0についても定義できなければならない。

こうした観点から、不平等度としては、相対分散（平方変動係数）を用いた。夫婦の贈与・遺産の相対分散は変動係数 v の2乗、すなわち、

$$v^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (z_i - z_u)^2 / z_u^2$$

(z_i : i 番目の世帯の贈与・遺産、 z_u : 同全世帯平均、 n : 世帯数)

である。同様に、夫、妻それぞれの贈与・遺産の相対分散 v_x^2 、 v_y^2 は、

$$v_x^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i - x_u)^2 / x_u^2, v_y^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (y_i - y_u)^2 / y_u^2$$

(x_i , y_i : i 番目の世帯の夫、妻それぞれの贈与・遺産、 x_u , y_u : 同全世帯平均)

となる。

Shorrocks (1982) のように、相対分散で格

差の構成要素による分解ができるから、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差は、夫、妻それぞれの贈与・遺産の格差による分解ができる。すなわち、

$$v^2 = (x_u/z_u)^2 v_x^2 + (y_u/z_u)^2 v_y^2 + 2(x_u/z_u)(y_u/z_u)v_x v_y r_{xy}$$

(r_{xy} : 夫、妻の贈与・遺産の相関係数)

となり、夫婦の贈与・遺産の格差は、夫、妻それぞれの贈与・遺産の格差にその構成比に基づくウェイトを乗じた寄与度と、両者の交差項 $v_x v_y r_{xy}$ にウェイトを乗じた相互効果に分解できる。

さらに、Shorrocks (1980) のように、相対分散で贈与・遺産の構成集団による分解もできるから、夫婦の贈与・遺産の格差は、贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差による分解ができる（贈与・遺産の無い集団内の格差はない）。すなわち、

$$V = (z_a/z_u) \{1/n_a \sum_{i=1}^{n_a} (z_i - z_a)^2 / z_a^2\} + 1/n \{n_a (z_a - z_u)^2 + n_b z_u^2\} / z_u^2$$

(n_a , n_b : 贈与・遺産の有る夫婦、無い夫婦の数、 z_a : 贈与・遺産の有る夫婦の贈与・遺産の平均、贈与・遺産の無い夫婦の贈与・遺産は0より $n/n_a = z_a/z_u$)

となり、贈与・遺産の格差は、贈与・遺産の有る集団内の格差にその平均値比（贈与・遺産の有る集団の平均の全体平均に対する比率）に基づくウェイトを乗じた寄与度と、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解できる。このような格差の分解は、夫、妻それぞれの贈与・遺産の格差についても、同様に行える。

また、贈与・遺産と稼得所得との格差の対比は両者の平均値の比を考慮して行う。両者の相関に関しては、上記の交差項や相互効果を両者について計測する。

3. 贈与・遺産格差の状況と要因分解

図表-1 は、同一の世代（2005年で36～46歳

図表-1 贈与・遺産の格差の分解(2005年)

	夫婦		寄与度			構成比		夫の親 相対分散	妻の親 相対分散	交差項	相関係数
	平均(万円)	相対分散	夫の親	妻の親	相互効果	夫の親	妻の親				
2005年	132	16.888	16.215	0.405	0.268	0.831	0.169	23.469	14.221	0.955	0.052

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 夫の親、妻の親の寄与度=それぞれの構成比の2乗×相対分散

注: 3) 相互効果の寄与度=2×夫の親の構成比×妻の親の構成比×交差項

図表-2 贈与・遺産の有無による格差の分解(2005年)

	贈与・遺産		贈与・遺産有の集団内			同有無間	遺産有の 割合
	平均(万円)	相対分散	寄与度	平均(万円)	相対分散	寄与度	
双方の親 2005年	132	16.888	13.411	590	2.995	3.477	22.3%
夫の親 2005年	110	23.469	15.926	879	1.986	7.543	12.5%
妻の親 2005年	22	14.221	12.316	182	1.510	1.905	12.3%

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 寄与度=贈与・遺産有の平均/全体の平均×相対分散

注: 3) 双方の親からの贈与・遺産有: 少なくとも夫婦どちらかの親からの贈与・遺産がある場合

の女性のコーホート)について、相対分散に基づき、2005年における夫婦の贈与・遺産の世帯間格差と夫、妻の親からの贈与・遺産の寄与度等を計算したものである。

贈与・遺産の格差(相対分散16.888)への寄与を見ると、夫の親からの贈与・遺産の寄与度が16.215とほとんどを占め、妻の親からの贈与・遺産の寄与度は0.405にすぎない。これは構成比の差によるところが大きく、格差は、夫の親からの贈与・遺産が23.469、妻の親からの贈与・遺産が14.221で、寄与度ほど著しい差はない。また、両者の相関係数は小さく、関連は薄いと考えられ、交差項、相互効果も小さい。

次に、図表-2は、やはり相対分散に基づき、贈与・遺産の格差を、贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解したものである(贈与・遺産の無い集団については、贈与・遺産は0であるから集団内の格差はない)。双方の親の少なくともどちらかから贈与・遺産がある夫婦は22%と割合が低い一方、その贈与・遺産の平均は590万円であり、贈与・遺産がない夫婦との差は大きい。しかし、贈与・遺産の有る夫婦の中でも格差があり、贈与・遺産の格差に対する寄与度は、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間よりも、贈与・遺産の有る集団内の格差のほうが大きい。この点は、夫、妻の親からの

贈与・遺産についても同様である。なお、贈与・遺産は、夫の親からのほうが妻の親からよりも多い。

なお、贈与・遺産の無い夫婦も含めた平均遺産は132万円であり、高山・有田(1996)、橋木(1998)等で平均遺産が1000万円を超えているのに比べてかなり小さい。これについては、高山・有田(1996)では1992年の郵政省郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」、橋木(1998)では1990年の同調査によっており、地価がピークに近い時期を対象としていること、本稿の対象が36~46歳でまだ贈与・遺産を受け取っていない者が多く含まれることの影響が考えられる。

4. 所得格差と比較した贈与・遺産格差の動向

図表-3、4は、贈与・遺産の格差の動向を稼得所得(累積)の格差との比較でみたものである。ただし、贈与・遺産格差が変わらなくても、稼得所得に比べて贈与・遺産の水準が大きくなれば、稼得所得の格差に比べて贈与・遺産の格差の問題が深刻になる。このため、贈与・遺産の対稼得所得比を反映させて、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産の格差を計算し、稼得所得の格差と比較した。また、稼得

図表-3 贈与・遺産と累積稼得所得の格差の対比(同世代)

	累積所得 相対分散	所得ベースの格差		贈与・遺産 対所得比	贈与・遺産 相対分散	累積所得 との交差項	同左 相関係数
		贈与・遺産	相互効果				
夫婦 2000年 (双方の親)	0.126	0.031	0.016	0.034	26.736	0.232	0.126
夫婦 2005年	0.129	0.024	0.006	0.038	16.888	0.081	0.055
夫 2000年 (夫の親)	0.129	0.034	0.023	0.026	50.304	0.447	0.175
夫 2005年	0.135	0.029	0.008	0.035	23.469	0.118	0.066
妻 2000年 (妻の親)	2.370	0.264	0.041	0.102	25.207	0.202	0.026
妻 2005年	1.885	0.041	0.026	0.054	14.221	0.244	0.047

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である
 注: 2) 所得ベースの贈与・遺産格差=贈与・遺産の対所得比の2乗×相対分散
 注: 3) 相互効果=2×贈与・遺産の対所得比×交差項

図表-4 贈与・遺産と累積稼得所得の格差の対比(同年齢階層)

	累積所得 相対分散	所得ベースの格差		贈与・遺産 対所得比	贈与・遺産 相対分散	累積所得 との交差項	同左 相関係数
		贈与・遺産	相互効果				
夫婦 2000年 (双方の親)	0.111	0.051	0.030	0.043	27.832	0.350	0.199
夫婦 2005年	0.184	0.074	0.016	0.066	16.859	0.119	0.068
夫 2000年 (夫の親)	0.120	0.062	0.043	0.039	39.859	0.546	0.250
夫 2005年	0.215	0.090	0.028	0.067	19.850	0.206	0.100
妻 2000年 (妻の親)	2.084	0.086	-0.066	0.072	16.507	-0.456	-0.078
妻 2005年	2.272	0.055	0.123	0.055	18.143	1.115	0.174

注: 1) 対象は36~40歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は2000年93、2005年81である
 注: 2) 所得ベースの贈与・遺産格差=贈与・遺産の対所得比の2乗×相対分散
 注: 3) 相互効果=2×贈与・遺産の対所得比×交差項

所得の多い者が贈与・遺産も多ければ格差が増幅されることになるが、この観点から、両者の相関もみた。

(1) 同世代の格差の動向

図表-3は、同一の世代(2005年で36~46歳の有配偶女性とその夫のコホート)について、相対分散に基づき、2000年、2005年における贈与・遺産の格差を稼得所得(累積)の格差との比較でみたものである。

夫婦、夫、妻の親からの贈与・遺産とも、相対分散は稼得所得よりはるかに大きいものの、贈与・遺産の対稼得所得比がわずかなため、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差は小さい。この格差の動向をみると、贈与・遺産の相対分散の動向を反映して、夫婦、夫、妻の親からの贈与・遺産とも、2000年の各0.031、0.034、0.264から2005年の各0.024、0.029、0.041に低下している。ただし、これには、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けようになるといったライフステージ要因の影響も考えられる。また、贈与・遺産と稼得所得の相関係数は、

正ではあるが小さい²⁾。

なお、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、ウェイトの大きい夫の稼得所得の格差が拡大したことから、2000年の0.126から2005年の0.129へ拡大している。ただし、大竹・齊藤(1999)、総務省(2002)、浜田(2003)等に示されているように、所得格差には加齢とともに拡大する面がある。一方、妻の稼得所得の格差は縮小しているが、これには、子の成長に伴う妻の就業増加の影響が考えられる。

(2) 同年齢階層における格差の変化

(1)のように、同世代(コホート)の贈与・遺産格差の動向については、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けようになるといったライフステージ要因の影響も考えられる。そこで、このような加齢による影響を除くべく、2000年と2005年の同年齢階層(36~40歳の女性とその夫)について、相対分散に基づき、贈与・遺産の格差を稼得所得の格差との比較でみたものが、図表-4である。

稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈

与・遺産格差の動向をみると、夫婦、夫の親からの贈与・遺産については、2000年の各0.051、0.062から2005年の各0.074、0.090へと、同世代の場合とは逆に格差が高まっている。これは、贈与・遺産の相対分散は低下したものの、贈与・遺産の増加によりその対所得比が上昇したためである。この贈与・遺産の増加については、少子化に伴い後の世代のほうが親からの配分が高まっている可能性等が考えられる。一方、妻の親からの贈与・遺産については、相対分散は上昇したものの、贈与・遺産の対所得比の低下により、所得ベースの贈与・遺産格差が2000年の0.086から2005年の0.055に低下している。また、贈与・遺産と稼得所得の相関係数はやはり小さい。

なお、夫婦の稼得所得の世帯間格差が夫の稼得所得の格差を反映して拡大している点は同世代の場合と同様であり、加齢の影響を除いてもこれらの格差は拡大しているといえる。しかし、妻の稼得所得については、同世代の場合とは逆に、格差が拡大している。これについては、同世代の場合のような子の成長に伴う妻の就業増加の影響がないことが要因として考えられる。

5. まとめ

本稿では、パネルデータ（財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」）に基づき、2005年で36～46歳の有配偶女性とその夫に関し、親からの贈与・遺産の格差について、相対分散（平方変動係数）等の不平等度による計測を行い、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差に対する夫、妻それぞれの親からの贈与・遺産の寄与度等を求めるとともに、贈与・遺産の格差を贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解した。また、贈与・遺産の対稼得所得比を反映させて、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産の格差を計算し、稼得所得（累積）の格差との対比や相関をみた。これに基づき、同一の世代（コーホート）や同年齢階

層（36～40歳の女性）について2005年と2000年を比較した。

分析結果をみると、贈与・遺産の格差に対しては、夫の親からの贈与・遺産の寄与がほとんどを占め、妻の親からの贈与・遺産の寄与は小さい。両者の相関係数、相互効果は小さく、関連は薄いと考えられる。また、贈与・遺産の格差に対する寄与度は、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間よりも、贈与・遺産の有る集団内の格差のほうが大きい。

稼得所得との関連では、贈与・遺産の対稼得所得比がわずかなため、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差は小さい。また、贈与・遺産と稼得所得の相関も小さい。贈与・遺産格差の動向については、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けようになるといったライフステージ要因の影響を除くべく、2000年と2005年の同年齢階層について、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差を比較すると、贈与・遺産の対所得比の上昇により格差が高まっている。これは、後の世代のほうが親からの贈与・遺産が増加したためである。

（補論）

贈与・遺産を受けたことの有る夫婦と無い夫婦の2005年における資産等を比較すると、下表のとおりである。

贈与・遺産の有無別の資産(2005年)	(万円)		
	平均	贈与・遺産有	贈与・遺産無
不動産	480	877	366
金融資産	240	315	218
預金	236	311	215
有価証券	3	4	3
借入	-450	-552	-421
住宅ローン	-428	-520	-402
他のローン	-22	-33	-19
正味資産	270	640	163
贈与・遺産	132	590	0
夫の親から	110	491	0
妻の親から	22	100	0
持家率	0.47	0.64	0.42

注: 1) 対象は2005年に36～46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 持家率は夫または妻が住宅の名義人に含まれる者の割合であり、住宅の名義が親等である場合も含む通常の持家率(総務省「家計調査」等)よりも低い

贈与・遺産の有る夫婦は贈与・遺産の無い夫婦より、正味資産（純資産）が多い。その内訳をみると、贈与・遺産の有る夫婦は不動産が大きく、持家率も高い。一方、金融資産は多いものの、住宅ローンを中心に借入も大きいため、相殺されている。このように、贈与・遺産の有無は、持家等の不動産に反映されている。

注

- 1)ただし、「消費生活に関するパネル調査」では、贈与・遺産は調査時点（10月）、稼得所得は前年の数値を調査しているため、調査対象期間の相違によるタイミングのずれがあるが、累積値では最初と最後の年次への影響のみとなる。
- 2)夫婦の贈与・遺産を累積稼得所得に単回帰させると、下表のように、回帰係数のt値の絶対値は各期とも小さく、有意ではない。

夫婦の贈与・遺産を累積稼得所得に単回帰させた分析結果

	係数	標準誤差	t値	P値
2000年	0.058	0.040	1.464	0.144
2005年	0.024	0.031	0.769	0.443

注: 1) 対象は2005年に36～46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

文献

青木昌彦, 1979, 『分配理論』 筑摩書房.

大竹文雄・齊藤誠, 1999, 「所得不平等化の背景とその政策的含意: 年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』 35 (1): 65-76.

下野恵子, 1991, 『資産格差の経済分析』 名古屋大学出版会.

総務省統計局, 2002, 『平成11年全国消費実態調査報告』.

高山憲之・有田富美子, 1996, 『貯蓄と資産形成 家計資産のマクロデータ分析』 岩波書店.

橋木俊詔, 1998, 『日本の経済格差』 岩波書店.

浜田浩児, 1998, 「日米家計の資産格差と公平性」『郵政研究所月報』 116: 105-112.

———, 2003, 『SNA家計勘定の分布統計: 国民経済計算ベースの所得・資産分布』 財務省印刷局.

———, 2005, 「資産格差の要因分解」財団法人家計経済研究所『リスクと家計』 国立印刷局, 119-139.

Shorrocks, A. F., 1980, “The Class of Additively Decomposable Inequality Measures, *Econometrica*, 48 (3): 613-625.

———, 1982, “Inequality Decomposition by Factor Components,” *Econometrica*, 50 (1): 193-211.

はまだ・こうじ 財団法人 家計経済研究所 研究部長。
 主な著書に『93SNAの基礎』（東洋経済新報社, 2001）。
 社会保障論・経済統計専攻。 (hamada@kakeiken.or.jp)

相続期待と援助意向、家計からみた世代間関係

村上 あかね

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

本稿では、2004年秋に実施した「消費生活に関するパネル調査」(パネル13) データを主に用いて、どのような人が親から相続を受けられるかどうか(以下、相続期待と省略)を分析し、さらに相続期待の有無が親子関係、家計やライフスタイルに及ぼす影響を吟味することを通して世代間関係について考察する。

相続には、その授受の時期については死亡時の遺産相続や生前贈与を含み、またその中身については不動産などの実物資産あるいは形見、さらには金銭などの金融資産などさまざまな要素が含まれる。このような相続に関する研究は、世代間の連帯(inter-generational solidarity)ないし家族の絆(family bonds, family ties)に焦点をあてるもの、社会経済的格差や家計行動に焦点をあてるものに大別できよう。

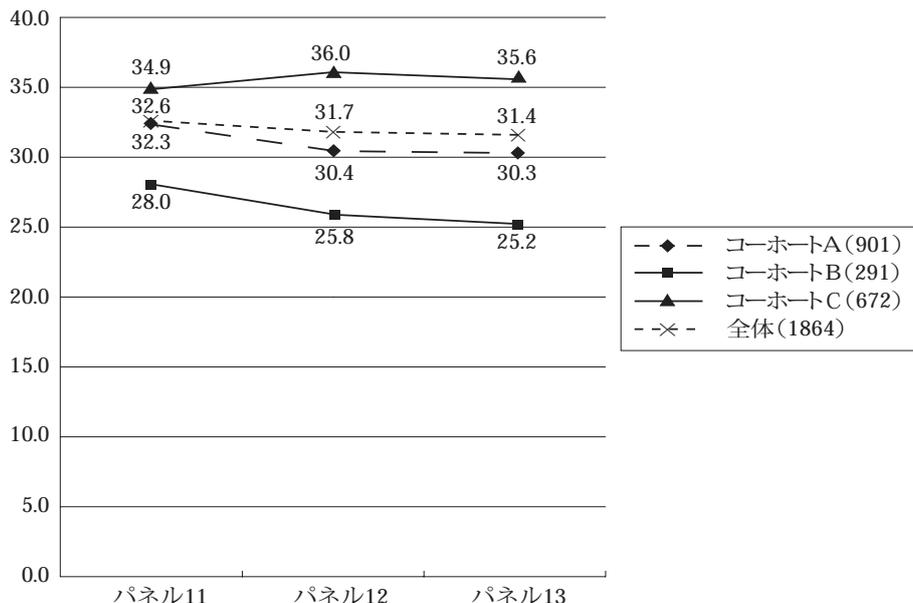
前者、すなわち家族関係という視点からみれば、本稿の分析は成人子と親との支援関係についての研究に含まれるが、この領域には、未婚成人子および既婚成人子の双方について、情緒的・経済的・世話的支援について、同居研究も含めた多くの蓄積がある¹⁾。しかしながら、相続は非常にデリケートな問題であることから調査は少なく、国内では旧郵政省郵政研究所の調査、生命保険文化センターの「生活保障に関する調査」、日本家族社会学会全国家族調査の「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01)、社会階層と社会移動全国調査、本稿で分析する「消費生活に関するパネル調査」

などに限られているようだ。

相続と親子関係について、1996年に実施した「貯蓄に関する日米比較調査」を分析したホリオカほか(1998)は、日米とも相続予定のない回答者の場合よりも相続予定のある回答者のほうが親との同居率が高く、利己主義を前提とするライフ・サイクル・モデルが成り立つこと、相続予定の有無による同居率の差は日本のほうがアメリカよりも大きいことを見いだしている。また、Szydlik(2004)でも、世帯内での援助やケアをしている人は、将来の相続予定があると答える確率が高いことが明らかになっている。そのほか、Finch and Mason(2000)は、相続とは家族を構成するプロセスであり、財産は親族集団の境界およびその境界内での権力構造を表し象徴するものであるとみなし、インタビューをはじめとする質的データから、子供に財産を残すことの意味などを析出している。

後者については、郵政総合研究所の調査データなどを用いて、相続・贈与の実態、遺産が家計に与える影響、遺産動機、遺産が資産格差に与える影響など(高山・ホリオカ・太田編 1996; 高橋 2003; 松浦 2006など)、多くの理論的・実証的研究が経済学の領域を中心に蓄積されている。1992年の「家計における金融資産に関する調査」データを用いた高山ほか(1996: 134-173)では、相続(贈与を含む)を受けた経験あるいは予定があるかないかを分析している。居住地域別にみると、遺産動機の強い東北・北陸では相続経験・予定のある世帯が多いが、逆に遺産動機の弱い北海道・

図表-1 本人の親からの「相続期待あり」の推移



近畿・沖縄では相続経験・予定のある世帯が少ないことが示されている。また、持家世帯、世帯主の職業が個人事業主・自由業者・農林漁業従事者であれば、相続経験や予定があると答える者が比較的多いことも明らかになっている。

とくに、最近話題となっている社会経済的格差についてみれば、鹿又（1998: 55）が、1995年の「社会階層と社会移動全国調査」から、相続贈与の経験は、不動産、金融資産、純金融資産を増大させていることを示している。しかし、相続贈与の経験やその額は、「社会階層に規定される構造的なものではなく、個々人が出生する家族が保有する資産、そして家族関係という偶然性に帰せられるものかもしれない」と述べている。これに対して、1996年と2002年の「家計と貯蓄に関する調査」を分析した松浦（2006）は、遺産受取経験・受取予定の有無は家計の純金融資産蓄積に大きく影響すること、またその効果は1996年にくらべ2002年調査で拡大し、キャッチアップが著しく困難なほどの純金融資産の格差をもたらしていることを示している。イギリスで18歳以上の男女を対象に実施された全国調査を分析したRowlingson and McKay（2005）は、30%が金銭かつまたは不動産を受け取る可能性が高いと答えていた。そのなかでも、過去に相続を受けた経験がある人、

30～40歳代の人、親が持家を所有している人の相続期待が高いこと、社会保障制度による給付金を受給している人は相続期待が低いことが示された。また、Szydlik（2004）によれば、東西ドイツについては、社会経済的に恵まれている階級であること、持家を所有していること、きょうだい数が少ないほど相続を受けた経験または受ける予定があること、一方、女性、また年長の

コーホートほど相続の期待がないと答えていることが明らかになっている。これらの結果は、2000年以降にあつては、日本においても欧米においても、社会経済的に恵まれていない人びとのほうが遺産の必要性が高いにもかかわらず、得られないことを示唆するものであるといえる²⁾。

さて、本稿では、調査対象者が26～46歳の女性とまだ若く、親も存命で遺産相続を受けた経験が少ないことから³⁾、本人の親から将来相続を受けることになるかどうか（相続期待）に注目し、また親に対する経済的支援・介護意向との互酬性があるかどうか、相続期待が家計やライフスタイルにどう影響するのかを分析する⁴⁾。第2節に仮説と分析結果を示し、第3節でその結果について論じる⁵⁾。

2. 相続期待、援助意向、家計についての仮説と分析結果

この節では、仮説および分析結果を示す。

(1) 相続期待の経年変化

図表-1は、パネル11からパネル13にかけての相続期待の推移である⁶⁾。「あなたの親から将来相続を受けることになると感じますか」という質問

に対し、「思う」と答えた回答者の割合である⁷⁾。ここでの「相続」には生前贈与が含まれる可能性もあるが、主に死後の遺産相続を念頭においているといえよう。パネル13の全対象者で「相続を受けると思う（以後、「相続期待あり」）」と答えた女性は全体の31.4%であり、「相続を受けないと思う（以降、「相続期待なし」）」と答える女性のほうが多い。

パネル11からパネル13までの過去3年間の回答状況をみると、32.6%、31.7%、31.4%と3割前後で推移している。さらにコーホート別にみると、「相続期待あり」と答える割合が最も高いのは、もっとも若いコーホートC（2005年で26～31歳）であり、ついで年長のコーホートA（36～46歳）、コーホートB（32～35歳）であることがわかる。年齢が高いほど期待があるわけではないことがわかる。また、その割合の差はパネル11から12にかけて若干開いており、パネル13においては、コーホートCとコーホートAは約5%ポイント、コーホートCとコーホートBは約10%ポイントの違いがある。

なお、配偶関係別にみると、有配偶者の28.0%、無配偶者の38.8%が、「期待あり」と答えている（ χ^2 検定の結果は0.1%水準で有意）。また、配偶関係によって親子関係のあり方も変わることが予想されるため、以後の分析では、コーホートおよび配偶関係の違いに考慮した分析を行う。

(2) 相続期待の規定要因について——

仮説および分析結果

ここでは財産を残す側（主に親）の遺産動機についての理論を参照しつつ、財産を受け取る側（主に子）の相続期待の有無についての仮説をたてる。

遺産動機の研究では、(1) ライフ・サイクル・モデル、(2) 利他主義モデル、(3) 王朝モデル、(4) 財産を残すこと自体に効用を感じるモデルが提唱されている（高山ほか 1996: ホリオカほか 1998; 高橋 2003）。(1)と(2)では、その前提とする人間像が大きく異なる。(1)は人びとが利己的であり、子供に対する愛情はないと仮定するの

に対し、(2)では、人びとは利他的であり、子供に対する愛情があると仮定する。したがって、(1)が成立するならば、人びとは財産をまったく残さないか、死亡によって意図せざる財産を残すか、あるいは老後の世話／生活費の見返りとして財産を残すと考える。遺産の分配方法としては、老後の世話や生活費の援助を担った子にすべての財産を残すことが予想される。(2)が成り立つならば、人びとは見返りがなくても財産を残すため、きょうだいのうち恵まれない子（所得稼得能力の少ない子、病弱な子）に財産を残すと仮定される。(3)は、人びとは家または家業の存続を望んでおり、その目的を達成するために財産を残すと考える。したがって、家または家業を継いだ子にすべて残すと予想される。なんらかの目的に対する見返りという点では(1)と(3)には共通する面があるといえる。(4)は財産を残すこと自体が喜びであり、子供の効用は親にとっては関心がないと仮定するという違いがある。この場合、子供に均等に分ける、あるいは長男に全部残すことが予想される⁸⁾。

これらおよび第1節で述べた研究から、どのような子供の相続期待があるのかを予想したものが、つぎの仮説1～3である。

仮説1-a：親と同居していると、親の世話をしている／する可能性が高いので、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説1-b：親に生活費の援助をしていると、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説2-a：社会経済的状況、あるいは健康に恵まれていない子供は、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説2-b：社会経済的状況、あるいは健康に恵まれている子供ほど、相続期待があると答える確率が高くなる。

仮説3-a：本人のきょうだいの人数が多ければ、相続期待があると答える確率が低くなる。

仮説3-b：本人に男きょうだいがいる場合には、相続期待があると答える確率が低くなる。

図表-2 分析に用いた変数の記述統計量

	有配偶 (1107人)		無配偶 (551人)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
被説明変数				
本人の親からの相続期待(1=あり)	0.275	0.447	0.388	0.488
説明変数				
コーホート・年代(基準:コーホートA・40代)				
コーホートC・20代	0.146	0.354	0.430	0.496
コーホートC・30代	0.125	0.330	0.143	0.351
コーホートB・30代	0.170	0.376	0.136	0.343
コーホートA・30代	0.204	0.403	0.129	0.335
親との同居状況(基準:別居・同居意向なし)				
同居	0.101	0.302	—	—
別居・同居意向あり	0.108	0.311	—	—
別居・同居意向不詳	0.013	0.112	—	—
収入を親に渡しているか(1=渡している)	—	—	0.390	0.488
年収(万円) ¹⁾	610.435	241.937	253.804	147.898
本人学歴(基準:中学・高校 ²⁾)				
専門学校(入学資格は高卒)	0.176	0.381	0.165	0.372
短大・高専	0.225	0.418	0.218	0.413
大学・大学院	0.123	0.328	0.236	0.425
本人の主観的健康観 ³⁾	3.477	0.843	3.434	0.957
兄弟姉妹人数(本人を除く) ⁴⁾	1.522	0.924	1.358	0.832
男きょうだいの有無(1=いる)	0.586	0.493	0.577	0.494

注: 1) 有配偶者の場合は夫婦の年収、無配偶者の場合は本人の年収

2) 入学資格が中卒の専門学校を含む

3) 主観的健康観は1=まったく健康ではない～5=とても健康

4) 本人の兄弟姉妹数の最大値は7人

仮説 1-a および 1-b は見返りを重視するライフ・サイクル・モデルに基づくものである。きょうだいのうち恵まれない子に財産を残す利他主義モデルを検証するには、きょうだいの属性(学歴、配偶関係、収入など)に関する詳細な情報が必要であるが、「消費生活に関するパネル調査」ではきょうだいの人数、構成、出生順位が初回調査で補足されているのみである。したがって直接的な検証は難しい。だが、ほかのきょうだいとの比較というこのモデルの前提をはずし、より一般的に、遺産の必要性の高さという観点にもとづくものが仮説 2-a および 2-b である。つまり、社会経済的に恵まれない状況にある人ほど遺産の必要性が高いため、遺産を相続する予定があるというものである。しかし、一方で、第 1 節でみた先行研究のように、社会経済的に恵まれている子供の親もまた社会経済的に恵まれているとすれば、逆の予想も成り立つ(仮説 2-b)。

仮説 3-a および 3-b は家族構造、とくにきょうだい関係に注目したものである。まず、きょうだいは潜在的な競争相手と考えられること、および Szydlik (2004)、保田 (2004) から、仮説 3-a が成り立つと考えられる⁹⁾。きょうだいの性別について、王朝モデルの観点に立つと、日本では民法上は性別にかかわらず均分相続とはいえ、男子優先の相続慣行が残っていることを考えると仮説 3-b が成り立つであろう。相続経験についての分析では、先行研究では相異なる結果が得られている。「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) を分析した

杉岡・佐藤 (2003) では長男が一番多く相続していたとの結果が得られているが、1995年SSM調査を分析した鹿又 (1998) は、長男・長女であることは統計的には有意でなかったとしている。本稿では相続経験ではなく相続期待を分析するという違いはあるが、男きょうだいの有無というきょうだい構成の影響はみられるだろうか。

分析に用いた変数の記述統計量は図表-2 に示した。被説明変数および説明変数の多くはダミー変数である。コーホートと年代はコントロール変数として投入した。同居別居の状況(有配偶者のみ)、親に収入を渡しているか(無配偶者のみ)は仮説 1-a および 1-b に、年収、本人学歴、主観的健康観は仮説 2-a および 2-b に対応する。兄弟姉妹人数と男きょうだいの有無は仮説 3-a および 3-b に対応する¹⁰⁾。

被説明変数である相続期待の有無はダミー変数であるため、ロジスティック回帰分析を用いた。

図表-3 本人の親からの相続期待の有無についてのロジスティック回帰分析

	有配偶 Exp(B)	無配偶 Exp(B)
コーホート・年代(基準:コーホートA・40代)		
コーホートC・20代	0.980	0.950
コーホートC・30代	1.266	1.217
コーホートB・30代	0.583 *	0.846
コーホートA・30代	0.729	0.846
親との同居状況(基準:別居・同居意向なし)		
同居	4.073 ***	—
別居・同居意向あり	2.162 ***	—
別居・同居意向不詳	1.257	—
収入を親に渡しているか(1=渡している)	—	1.514 *
年収(万円) ¹⁾	1.001 *	1.001 +
本人学歴(基準:中学・高校 ²⁾)		
専門学校(入学資格は高卒)	1.945 **	0.863
短大・高専	2.311 ***	1.358
大学・大学院	3.802 ***	1.678 +
本人の主観的健康観 ³⁾	1.168 +	1.123
兄弟姉妹人数(本人を除く)	0.601 ***	0.602 ***
男きょうだいの有無(1=いる)	0.509 ***	0.516 ***
定数	0.208 ***	0.643
モデル χ^2 ⁴⁾	209.754 ***	72.707 ***
Cox & Snell R ²	0.173	0.124
ケース数(人)	1107	551

有意水準 *** 0.1%, ** 1%, *5%, +10%

注: 1) 有配偶者の場合は夫婦の年収、無配偶者の場合は本人の年収

2) 入学資格が中卒の専門学校を含む

3) 主観的健康観は1=まったく健康ではない~5=とても健康

4) モデル χ^2 の自由度は、有配偶14、無配偶12

結果は図表-3に示した。Exp(B)が1より大きければ(参照カテゴリーがある場合には参照カテゴリーにくらべて)「相続期待がある」と答える確率が高いこと、逆にExp(B)が1より小さければ「相続期待がある」と答える確率が低いことを表す。

有配偶者の列をみると、統計的に有意なのはコーホート、親との同居状況、学歴、主観的健康観、兄弟姉妹人数、男きょうだいの有無である。コーホートA・40代にくらべると、コーホートB・30代では「相続期待がある」と答える確率が低い。現在親と別居しており将来も同居する意向がない場合にくらべて、現在同居している場合、現在は別居しているが将来同居する意向がある場合は、「相続期待がある」と答える確率が高い。年収は高いほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。学歴については、中学・高校卒にくら

べてそれ以外の学歴のほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。また、健康であるほうが「相続期待がある」と答える確率が高いが、10%水準で有意であるにとどまっている。きょうだい関係については、兄弟姉妹人数が多いほど、また男きょうだいがいると、「相続期待がある」と答える確率は有意に低い。

つぎに無配偶者の列をみると、収入を親に渡しているほうが、また年収が高いほうが「相続期待がある」と答える確率が高い。学歴については、中学・高校卒にくらべて大学・大学院卒のほうが「相続期待がある」と答える確率が高い(しかし、年収、学歴の効果は

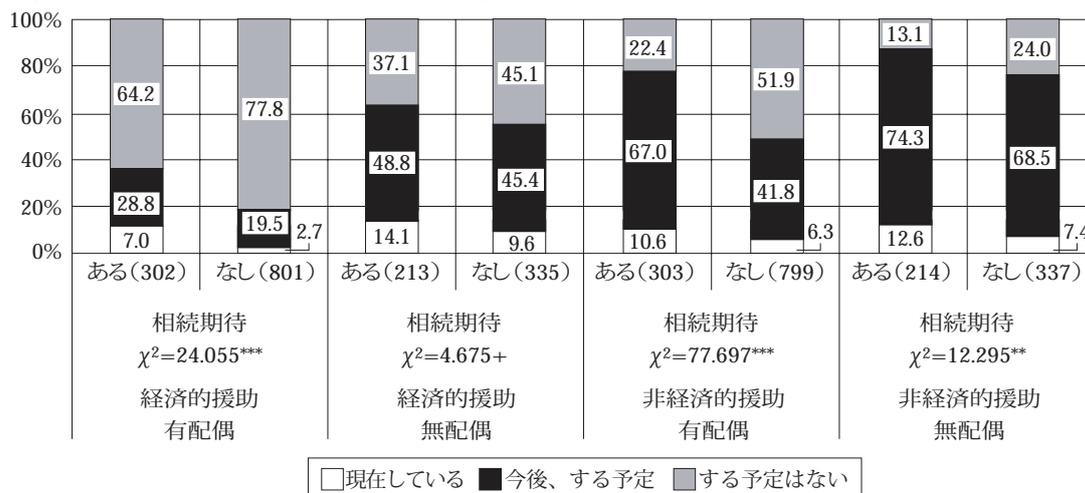
10%水準で有意である)。有配偶者と同様、兄弟姉妹人数の多さ、男きょうだいがいるほうが「相続期待がある」と答える確率が低い。

これらの結果は、仮説1-a、仮説1-b、仮説2-b、仮説3-a、仮説3-bが(一部)成立することを示すものである。係数の相対的な大きさをみると、同居・別居ないし生活費を親に渡しているかどうかが重要であるようだ。

(3) 相続期待の有無と親への 経済的・非経済的援助

親との同居は、若いうちは家事・育児の援助を受けられるだろうが、年齢とともに逆に親の世話をする必要性が生じると予想できる。そこで、ごく簡単ではあるが、相続期待の有無と親への経済的・非経済的援助との関係をみたものが図表-4である。

図表-4 本人の親からの相続期待の有無と経済的・非経済的援助の有無



「消費生活に関するパネル調査」では、親への援助意向を経済的援助と非経済的援助に分けて尋ねている。質問文は、「今後、あなたの親に経済的援助をするつもりですか」、「今後、あなたの親のお世話（家事、介護、訪問）をするつもりですか」であり、回答選択肢は「現在している」、「今後する予定」、「現在していないし、する予定はない」「自分の両親は死亡」である¹¹⁾。

図表-4を、有配偶者の経済的援助意向からみると、「相続期待がある」と答えた人のうち、経済的援助を「現在している」人が7.0%、「今後、する予定」がある人が28.8%、「する予定はない」人が64.2%である。これに対して、「相続期待なし」と答えた人は、順に2.7%、19.5%、77.8%であり、相続期待があるほうが経済的援助をしている（または今後する）傾向がうかがえる。これに対し、無配偶者の場合には、 χ^2 検定の結果は10%水準で有意な差があるにとどまるが、相続期待があると経済的援助意向もあるとの関連がみられた。つぎに、非経済的援助についてみると、有配偶者の10.6%が「現在している」、67.0%が「今後する予定」と答えており、「する予定はない」は22.4%とごくわずかである。一方、「相続期待なし」と答えた人で、「する予定はない」は51.9%と過半数を超えており、相続期待の有無による援助の違いは統計的にも有意であった。非経済的援助については、無配偶にも有意な違いがみられた。「相続期待がある」では、「現在している」12.6%、

「今後、する予定」74.3%、「する予定はない」13.1%であり、「相続期待なし」の人では「現在している」7.4%、「今後、する予定」68.5%、「する予定はない」24.0%と、「する予定はない」の割合に2倍近い開きがあった。これらの分析からは、相続の期待があるほうが親への経済的・非経済的援助を行っている（または今後行う）傾向が見いだされた。これは、本調査の対象者本人と親の間には、互酬性が成り立っていることを示唆するものである。

(4) 相続期待の有無と家計、ライフスタイル

最後に、相続期待の有無が家計およびライフスタイルに及ぼす影響を確認し、社会階層のあり方を考える手がかりとしたい（図表-5）。

まず、家計についてみると、9月の生活費（貯蓄、ローン返済を除く）の平均値は「相続期待がある」の人が243.6千円、「相続期待なし」の人が232.0千円と前者のほうが高いが、統計的に有意な差ではなかった。しかし、世帯預貯金額および本人の預貯金額の平均値は、いずれも「相続期待がある」と答えた人のほうが多い。世帯預貯金額については $364.9 - 248.0 = 116.9$ 万円もの差がある。これに対応して、貯蓄目標額の平均値にもおよそ450万円の差がみられた。有価証券の保有率についても、世帯・本人ともに「相続期待がある」と答えた人は13.7%、7.7%であり、「なし」と答えた人の9.0%、3.8%よりも高い。持家率も同様で

図表-5 本人の親からの相続期待の有無と家計・ライフスタイル

有配偶	相続期待		検定統計量	自由度
	ある	なし		
9月の生活費(千円)	243.6(289)	232.0(775)	3.453 ⁺	1
世帯預貯金額(万円)	364.9(265)	248.0(735)	24.052 ^{***}	1
本人預貯金額(万円)	86.5(281)	52.1(774)	18.430 ^{***}	1
貯蓄目標額(万円)	2077.5(289)	1621.7(751)	11.896 ^{***}	1
世帯有価証券保有率(%)	13.7(41)	9.0(71)	5.226 [*]	1
本人有価証券保有率(%)	7.7(23)	3.8(30)	7.089 [*]	1
現住居 持家率(%)	74.7(227)	65.3(524)	8.813 ^{**}	1
昨年1年間の国内観光旅行経験率(%)	59.6(180)	49.7(383)	11.941 ^{***}	1
昨年1年間の海外観光旅行経験率(%)	9.0(27)	5.3(42)	5.121 [*]	1
生活に満足している ³⁾ 人の割合(%)	61.5(187)	52.4(420)	9.696 [*]	4
生活程度「上」+「中の上」の人 ⁴⁾ の割合(%)	19.9(60)	11.2(90)	34.544 ^{***}	4

無配偶	相続期待		検定統計量	自由度
	ある	なし		
9月の生活費(千円)	116.9(204)	116.1(320)	0.023	1
本人預貯金額(万円)	231.2(199)	165.2(328)	8.132 ^{**}	1
貯蓄目標額(万円)	1063.9(202)	785.2(305)	6.917 ^{**}	1
本人有価証券保有率(%)	10.9(23)	5.7(19)	4.846 [*]	1
現住居 持家率(%)	79.0(169)	60.5(204)	20.346 ^{***}	1
昨年1年間の国内観光旅行経験率(%)	62.6(134)	61.1(204)	0.131	1
昨年1年間の海外観光旅行経験率(%)	18.3(39)	17.8(59)	0.021	1
生活に満足している人の割合(%)	55.1(118)	47.5(160)	9.039 ⁺	4
生活程度「上」+「中の上」の人の割合(%)	19.6(42)	11.3(38)	18.263 ^{***}	4

有意水準 *** 0.1%, ** 1%, * 5%, + 10%

注: 1) 検定統計量は、生活費などの場合F値。有価証券保有率などの場合 χ^2 値2) ()内の数字はケース数。平均値 \pm 2標準偏差で外れ値を除去している

3) 「満足」、「どちらかといえば満足」、「どちらともいえない」、「どちらかといえば不満」、「不満」の5つの選択肢のうち、「満足」または「どちらかといえば満足」と答えた人

4) すべての選択肢は「上」、「中の上」、「中の中」、「中の下」、「下」の5つ

ある(「あり」は74.7%、「なし」は65.3%)。

つぎにライフスタイル、具体的には余暇と生活意識についてみると、昨年1年間の国内外の観光旅行経験率にも違いがあり、「相続期待がある」のほうが「なし」より高い(国内は「相続期待がある」が59.6%、「なし」が49.7%。海外は「あり」の9.0%にたいして「なし」は5.3%)。このような家計およびライフスタイルに対する影響を反映し、「相続期待がある」層は生活満足度、生活程度の評価も「なし」層よりも高く、その違いは統計的にも有意である。

このような傾向は、おおむね無配偶者にも共通する。有配偶者ほど統計的に有意な違いはみられないが、本人預貯金額の平均値、貯蓄目標額の平均値、有価証券保有率、持家率は、いずれも「相続期待がある」と答えた人のほうが「なし」と答えた人のそれを上回る。生活満足度については、

10%水準で有意であるにとどまり、相続予定の有無による違いはほとんどないといえるが、生活程度の評価については「相続期待がある」と答えた人のほうが「なし」と答えた人よりも高い。なお、9月の生活費とならんで、国内外の観光旅行経験率には、相続期待による有意な差はなかった。

全体としてみると、「相続期待がある」と答える人のほうが「なし」と答える人に比べて、資産が豊かであり、余暇を楽しみ、主観的にも幸福であるといえよう。

3. まとめ

本稿は、「消費生活に関するパネル調査」データを用いて、女性の相続期待の有無の規定要因と相続期待が家計やライフスタイルに及ぼす影響について、社会階層、家族構造の影響に焦点をあてて検

討した。

分析の結果、明らかになったことは以下の6点である。

- ① 2004年時点で、自分の親から相続を受けると思うと答えた女性は約3割である。
- ② 相続期待の有無はコーホートによる違いがある。「期待がある」と答える割合が高いのは、もっとも若いコーホートC、ついでもっとも年長のコーホートA、コーホートBであった。
- ③ 有配偶者より無配偶者のほうが「期待がある」と答える割合が高い。
- ④ 「相続期待がある」と回答する確率を高める要因は、広い意味での親への援助の提供、収入の多さ、学歴の高さ、きょうだいの少なさ、男きょうだいがいないことである。
- ⑤ 「相続期待がある」と答えた回答者は、「なし」と答えた回答者に比べて、現在親に援助を提供しているか、または将来提供する意向が強い。
- ⑥ 相続期待の有無により、家計やライフスタイルも影響を受ける。その影響はとくに有配偶者で大きい。「相続期待がある」と答えた回答者のほうが、金融資産ならびに不動産を多く所有する傾向がある。また過去1年間の観光旅行経験率も高く、生活に満足している人の割合、生活程度を高く評価している人の割合が高い。

これらの結果は、遺産相続に関する既存の諸理論と整合するものである。相続への期待と親への支援の提供とは互酬的な関係にある¹²⁾。ただし、相続を受ける期待がない子供は親の面倒をみる意向が弱いという結果は、かならずしも子供に資産を残せない人は老後の支援を受けられないというわけではない。調査対象者のきょうだい相続を受けるかわりに面倒をみる可能性があるからだ。しかしながら、親世代の老後と子世代の暮らし、世代間関係に及ぼす社会階層の影響には、今後さらに検討が必要であろう。さらに、現時点においても豊かな階層ほど親から相続を受ける見通しがあることから、今後の格差の動向が注目される。

また、家族構造の影響については、とくに男きょうだいの有無に代表されるジェンダー差の影響が依然として残っている。ジェンダーの違いについて、Szydlik (2004) の分析では、相続予定の有無については女性のほうが「ない」と答える確率が高いものの、過去の相続経験、過去の相続額、相続予定額については男女差がみられなかった。その理由について、相続経験についてはきょうだい数が少ないためジェンダー差が縮小しつつあると指摘している。また相続予定のジェンダー差については、女性は親しい人の死亡を予想してしまうために相続の予定について話すことに抵抗が大きいのが、男性は相続についてあらかじめ聞いているので抵抗が小さいと解釈している。また、Finch and Mason (2000) も、主要な資産については息子も娘も割り当ては同じであること、ただし、形見分けなどを含めて総合的に判断すれば、相続経験および相続プロセスへの関与において男女差があるが、あまり明確ではないと指摘している。では、なぜ日本ではジェンダー差がみられるのか、実際の相続経験・相続額にはジェンダー差は生じないのか、今後のパネル調査のさらなる進展によって、明らかになることを期待したい。

注

- 1) 「消費生活に関するパネル調査」を用いた未婚成人子の研究としては、北村・坂本 (2004)、本号掲載の田中論文、福田論文などがある。「消費生活に関するパネル調査」以外のデータを用い、ライフステージの中期における親子関係を分析したものとしては、春日井 (1997)、保田 (2004)、白波瀬 (2005) などがある。
- 2) Rowlingson and McKay (2005) は、社会経済的に恵まれている回答者のほうが、むしろ恵まれていない回答者より遺産の必要性を感じている、と指摘している。
- 3) 「消費生活に関するパネル調査」の各年のデータから推測すると、遺産相続の経験があると答えた人は少ないようだ。なお、住宅取得にあたっての親からの援助は重要な生前贈与のひとつであるが、これは別の機会に論じる。日本の現状については、たとえば平山 (2006) など参照。
- 4) Bengtson and Roberts (1991) は、世代間の連帯の要素を6つに分類しているが、この分類に従えば、本稿で分析する遺産相続や経済的支援・介護意向は、援助や諸資源の交換 (functional solidarity) と見なすことができよう。
- 5) 贈与・遺産の格差については、本号掲載の浜田論文で

分析されている。

- 6) パネル11以前の調査でも相続期待について尋ねているが、質問文のワーディングが異なるため、ここでは分析しない。ワーディングが回答の分布に与える影響についてはRowlingson and McKay (2005: 7) でも指摘されている。
- 7) その他の選択肢は、「思わない」「自分の両親は死亡」である。
- 8) Szydlik (2004) も、家族の連帯という観点から、opportunity structure仮説、need structure仮説、family structure仮説を提唱している。このうちneed structure 仮説は、遺言人と被相続人のニーズに注目しているが、(1) ライフ・サイクル・モデル、(2) 利他主義モデル、(3) 王朝モデルに対応していると整理できよう。
- 9) なお、王朝モデルでは家業の継承が重要な要因であるが、今回は調査対象者が女性であることから、職業についての結果は示さないこととした。
- 10) 有配偶者の場合のみ同居・別居の状況について分析に用いたのは、無配偶者の多くが親と同居していたり、ほかの変数との相関が高かったためである。また、無配偶者の場合のみ親に収入を渡しているかを用いたのは、有配偶者の場合どちらの親に収入を渡しているかが区別できないためである。また、親との同居は持家の所有と関連しうるため、今回は分析から外した。予備的なロジスティック回帰分析において回帰診断を行って、残差の標準偏差が5以上あったサンプルは除去している。図表-2、3はそのサンプルを除いた結果である。なお、年収は、平均±2標準偏差を基準として外れ値を除去した。Log(X+1)の対数変換も行ったが、変換を行わないほうが分布のゆがみか小さかったので変換前の値を投入した。
- 11) 「自分の両親は死亡」および無回答はそれぞれ全回答者の2.7%、0.7%と少数であったため、分析から除いた。
- 12) Izuhara (2004) のように、日本でも資産相続と家族による援助の提供との関連性が徐々に薄れつつあるとの指摘もある。

文献

- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』行路社。
 鹿又伸夫, 1998, 「資産格差の形成メカニズム」鹿又伸夫編『豊かさと格差——1995年SSM調査シリーズ第16巻』, 1995年SSM調査研究会, 27-57。
 北村行伸・坂本和靖, 2004, 「優雅な『パラサイトシングル』像が変容」樋口美雄ほか編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 87-115。
 白波瀬佐和子, 2005, 「少子高齢社会の世代間支援」白波瀬佐和子『少子高齢社会の見えない格差』東京大学

出版会, 135-160。

- 杉岡直人・佐藤文香, 2003, 「キョウダイ間の関係からみた家族の変化」, 松田(熊谷)苑子編『全国調査「戦後日本の家族の歩み」』2001-2002年度科学研究費補助金研究成果報告書(淑徳大学), 日本家族社会学会全国家族調査(NFRJ)委員会, 143-150。
 高橋朋一, 2003, 「遺産動機と相続経験——家計における金融資産選択に関する調査結果の分析より」『郵政研究所月報』16(3): 416。
 高山憲之・チャールズ ユウジ ホリオカ・太田清編, 1996, 『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社。
 平山洋介, 2006, 「女性と住宅資産」財団法人家計経済研究所編『女性のライフコースと住宅所有』, 財団法人家計経済研究所, 33-55。
 ホリオカ, チャールズ ユウジ・藤崎秀樹・渡部和孝・石橋尚平, 1998, 「貯蓄動機・遺産動機の日米比較」チャールズ・ユウジ・ホリオカ、浜田浩児編『日米家計の貯蓄行動』日本評論社, 71-111。
 松浦克巳, 2006, 「遺産、年金、出産・子育てが生む格差」白波瀬佐和子編『変化する社会の不平等』, 東京大学出版会, 165-195。
 保田時男, 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」渡辺秀樹ほか編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 347-365。
 Bengtson, V. L., and R. E. L. Roberts, 1991, "Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction," *Journal of Marriage and the Family*, 53: 856-870
 Finch, J. and J. Mason, 2000, *Passing On: Kinship and Inheritance in England*, London: Routledge.
 Izuhara, Misa, 2004, "Negotiating Family Support?: The 'Generational Contact' between Long-term Care and Inheritance," *Journal of Social Policy*, 33(4): 649-665.
 Rowlingson, Karen and Stephen McKay, 2005, "Expectation of Receiving an Inheritance, and Perceived Needs", Karen Rowlingson and Stephen McKay, *Attitudes to Inheritance in Britain*, Bristol: Policy Press, 6-15.
 Szydlik, Marc, 2004, "Inheritance and Inequality: Theoretical Reasoning and Empirical Evidence," *European Sociological Review*, 20: 31-45。

むらかみ・あかね 財団法人家計経済研究所 研究員。
 主な論文に「モデルを選択し診断する——決定係数とVIF」(与謝野有紀他編『社会の見方、測り方』勁草書房, 2006)。社会学専攻。(murakami@kakeiken.or.jp)

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

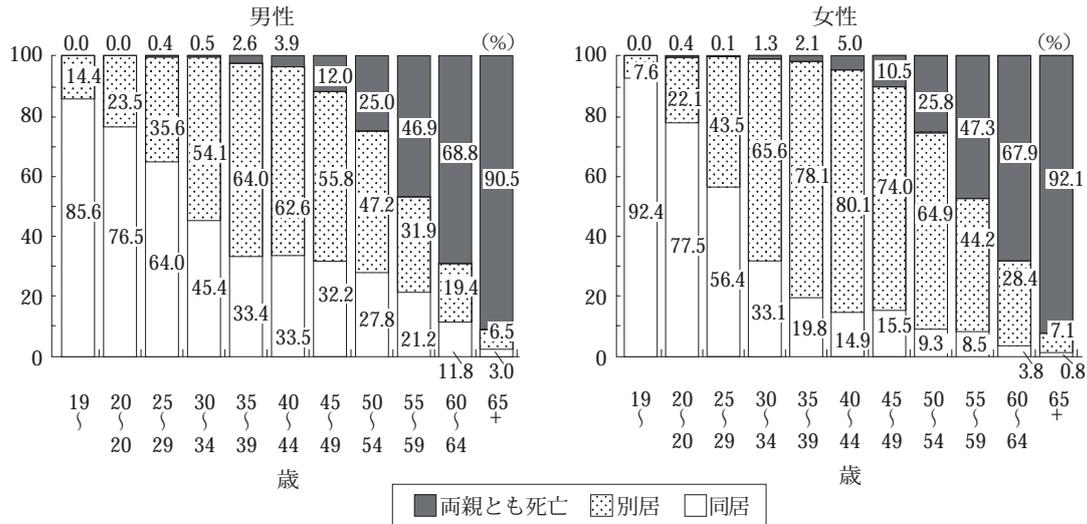
2) 20~34歳の若年の未婚、既婚(男女)別親同居未婚者数、親同居率

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

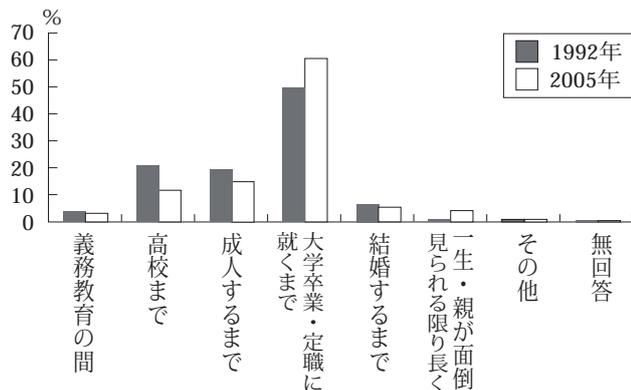
本稿では、①どのような子ども夫婦世帯が親との同居を決断しているのか、また②親と同居することで、子ども夫婦はどのような利得を得ているのか、(別居者と比べ)家計行動(支出、貯蓄、時間配分)にどのような違いがみられるのかを検証する。特に、本稿の特徴は以下の2点である。第一に、親との同居を「妻方親」、「夫方親」とに分割している点である。単純に同・別居をみるのではなく、細分化し「どちら方」の親と同居するかで違いは発生するのか確認したい。本稿で用いる「消費生活に関するパネル調査」(以下、家計研パネル)では、同・別居にかかわらず、親に関する情報が豊富であるため、分割しての分析が可能となった。第二に、単純な3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マイ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、Multinomial 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-collinearity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するなら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、夫の稼働能力が高い場合、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の意味している。

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

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するものであった。

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つ以上の場合に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、Multinomial 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 Matching¹²⁾ と、Kernel Matching¹³⁾ 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	
	妻方	夫方	妻方	夫方
生活時間				
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示している

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、Multinomial 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、夫の稼働能力が高い場合、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、1000～1249万円、1250～1499万円、1500万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、「1500万円以上」の場合は、1500万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ようになる。

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

$$E(Y^{k'} | T=k) = E[E(Y^{k'} | T=k, X) | T=k] \\ = E[E(Y^{k'} | T=k', X) | T=k]$$
- 11) そして上記のPropensity Scoreを用いて、式の第2項は以下ようになる。

$$E(Y^{k'} | T=k) = E[E(Y^{k'} | T=k', P^{k|kk'}(X)) | T=k]$$
- 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になっている。

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

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Bootstrapping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/Nshc04gaiyopdf>)
- 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. Mazzucco, 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)。

未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚

福田 節也

(財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員)

1. はじめに

居住形態は世代間の援助関係を規定する最も基本的な要因である。直系家族の伝統をもつわが国においては、家事、育児、介護といった人的サービスの多くは、同居の家族によって担われてきた。また、同居には生活に関わる経済的コストを低減するメリットがある。例えば、同居によって住居や耐久財を共有することにより、家族は生活に関わる経済的コストを低減することができる。また、世帯人員が増えることにより、規模の経済が働くため、一人当たりの家計支出が軽減される。したがって、親子同居自体が世代間援助関係の一形態であるともいえる。

若者は親との同居により、様々なメリットを享受している。例えば、同居による生活コストの低減は、若者の可処分所得を相対的に上昇させる作用をもつ。また、パラサイト・シングル論では、炊事、掃除、洗濯といった家事労働を免除される親同居未婚者は、一人暮らしの未婚者に比べて、趣味や遊びに費やす時間をより多くもつことができることが指摘されている（山田 1999）。さらに、雇用の非正規化や若年失業率の上昇などにより、若者の経済的地位の低下が危惧される中、セーフティーネットとしての親同居の役割は、近年において重要性を増している（宮本 2002）。

現代日本において、未婚女性の親との居住状況はどのように決定されているのであろうか、また親との同居は未婚女性の経済状況やライフスタイル、そして結婚行動とどのように関わるのである

うか。本章では『消費生活に関するパネル調査』（以下、家計研パネル調査）の個票データを用いて、1）家計研パネル調査における離家（若者が親の家を出ること）の発生頻度およびその要因、2）親との居住状況と未婚女性の生活実態（経済状況・ライフスタイル・生活意識）、そして3）親との居住状況と結婚行動との関わりについて考察する。

2. 離家の傾向と要因

核家族制度が定着している欧米社会においては、若者は特別な理由がない限り、成人すると親元を離れて別世帯で暮らすのが一般的である（Goldscheider and Goldscheider 1999）。一方、そのような離家規範が存在せず、一人暮らしの経済的なコストが大きいわが国においては、若者は理由がない限り、親元で暮らすのが一般的となっている。国立社会保障・人口問題研究所が2004年に行った『第5回世帯動態調査』によると、わが国における離家の理由は、進学、就職、そして結婚に大別される¹⁾。女性の離家経験者に限った値でみると、1960年以降の出生コーホートでは、結婚による離家がおよそ半数を占め、進学や就職・転勤等による離家が4割弱を、そして残りを「その他」の理由による離家が占めている。年齢で見ると、女性の離家の生起頻度は進学や就職が重なる18歳前後において一度目のピークを迎え、その後、結婚の生起頻度と合わせるように20歳代後半にかけて上昇する傾向がある（Suzuki 2002）。

家計研パネル調査では、24歳以上の女性をサンプル対象としている。そのため、調査開始以降の離家行動には、進学や就職によるものが含まれず、ほぼ結婚によるものに限られることとなる。離家が結婚とほぼ同義なのであれば、取り立てて離家の傾向を把握する意義は薄い。しかし、幸いなことに家計研パネル調査では、各調査コーホートの初回調査において、過去5回までの引越しに関する履歴情報を得ている。そのため、これらの情報を用いて、調査開始以前の離家行動について把握することができる。本節では、これらの引越し履歴情報を用いて、対象者が経験した「最初の離家」に関する傾向および要因について考察してみたい²⁾。

(1) データと離家の定義

分析には、家計研パネル調査のコーホートA、コーホートB、そしてコーホートCの初回調査を用いた。初回調査のデータのみを用いたのは、離家に関する変数を作成する上で必要な引越しに関する履歴情報が初回調査においてのみ得られているからである³⁾。各調査コーホートのサンプル数、調査年、出生年、および調査時年齢を図表-1に示した。

家計研パネルでは、はじめて親元を離れた時についての質問項目が存在しない。そのため、本分析では引越しに関する履歴情報より離家の有無、理由、そして生起年に関する変数を作成した。同調査において得ている引越しに関する履歴情報は、過去5回までの引越しの年月、理由、そして前住地である。これらの情報から、進学、初めての就職、本人の転勤・転職、結婚、そして親からの独立を理由として引越しが生起した場合を離家と定義し、このうち最も早く生起した離家を分析の対象とした⁴⁾。引越しの年および理由に1つでも無回答による欠損値がある対象者は分析より除外した。また、本章では大人への移行過程(transition to adulthood)における離家を対象とするため、15歳から結婚するまでの離家を分析の対象とした。したがって、15歳未満で離家を経験した対象者もサンプルより除外した。その結果、

全サンプル2836人のうち、91.6%にあたる2597人が分析の対象となった。これらのサンプルについての離家の傾向について以下に示す。

(2) 離家の傾向

図表-2から明らかのように、最も年長のコーホートにおいては6割強が、それ以降のコーホートにおいても半数弱が、調査開始時点ですでに離家を経験している。離家の経験割合は、概ね年長のコーホートほど高い値を示している。しかし、1960年代後半のコーホートでは1970年代前半のコーホートよりも離家の経験率が低い傾向がみられる。

1960年代後半以降のコーホートで比較すると、未婚化・晩婚化の進展を反映して、結婚経験割合は若いコーホートほど低下する傾向がある。しかし、離家の経験割合にはそれほど顕著な差がみられない。このことは、1970年代以降のコーホートでは結婚前の離家の生起割合が増加していることを示唆している。

また、各コーホートにおける離家経験割合がそれぞれ25%、50%、そして75%に達する時点の年齢、および離家経験者の平均離家年齢を算出した。50%分位点の離家年齢で比較すると、1960年代後半以降のコーホートより離家の遅れがみられるようである。なお、離家の平均年齢は近年のコーホートほど低いが、これは若いコーホートでは結婚経験割合が低いため、進学や就職などの若年齢における離家の割合が多いためである。

次に、離家理由の分布を示したものが図表-3である。女性の高学歴化を反映し、若いコーホートほど進学による離家の割合が高い傾向がある。しかし、就職や転勤・転職による離家割合は、1970年代コーホートにおいて低い。予備的な分析によると、初職がパートや派遣である割合は、近年のコーホートほど高いことから、仕事に関係した離家割合の低下は、近年における雇用の非正規化を反映しているといえる。

結婚以外の理由による離家の割合は年長のコーホートから順に、20.5%、17.5%、25.4%、そして26.5%となっている。したがって、1970年代コーホートより、結婚前の離家割合は増加する傾向に

図表-1 分析対象サンプルの概要

	n	調査年	出生年	調査時年齢
コーホートA	1500	1993年	1959～69年	24～34歳
コーホートB	500	1997年	1970～73年	24～27歳
コーホートC	836	2003年	1974～79年	24～29歳

図表-2 出生コーホート別離家の経験率と離家経験年齢の分布

	n (人)	調査時年齢 (歳)	離家経験割合 (%)	離家経験年齢(歳)				結婚経験割合 (%)
				25%	50%	75%	平均	
1959～64年生まれ	749	29～34	64.5	21	25	31	22.74	86.0
1965～69年生まれ	702	24～28	44.9	22	26	—	21.56	50.4
1970～74年生まれ	569	24～29*1	48.7	21	26	—	21.03	46.0
1975～79年生まれ	577	24～28	42.1	21	—	—	20.69	39.7
合計	2597							

*1: コーホートB(24～27歳)とコーホートCの一部(29歳)よりなる

図表-3 出生コーホート別離家理由の分布

	出生コーホート								
	1959～64年		1965～69年		1970～74年		1975～79年		
	n	%	n	%	n	%	n	%	
離家経験あり	進学のため	71	9.5	50	7.1	55	9.7	74	12.8
	初めての就職のため	62	8.3	57	8.1	38	6.7	31	5.4
	転勤・転職のため	20	2.7	16	2.3	12	2.1	8	1.4
	親から独立したため	—	—	—	—	39	6.9	40	6.9
	結婚のため	330	44.1	192	27.4	133	23.4	90	15.6
小計	483	64.5	315	44.9	277	48.7	243	42.1	
離家経験なし	離家未経験	108	14.4	302	43.0	239	42.0	264	45.8
	結婚や両親の死亡による打ち切り	158	21.1	85	12.1	53	9.3	70	12.1
	小計	266	35.5	387	55.1	292	51.3	334	57.9
合計	749	100.0	702	100.0	569	100.0	577	100.0	

ある。この傾向は、コーホートBより引越し理由に「親から独立したため」が追加されたことによってもたらされている可能性も無視できない。しかし、前出の『第5回世帯動態調査』をみても、1970年代出生コーホートより入学・進学、就職・転勤、結婚以外の「その他」の理由による離家が増加しており、「結婚まで親元に留まる」という女性の離家パターンにわずかながら変化が生じてきているのかもしれない。

調査時の年齢が高いこともあり、1960年代前半のコーホートでは、結婚による離家の割合が高い。それ以降のコーホートでは、未婚化を反映して結婚による離家の割合は低下する傾向にある。しかし、依然として、すべてのコーホートにおい

て、結婚は女性にとって最も一般的な離家理由となっている。

最後に、離家経験なしの内訳をみしてみる。「離家未経験」は、未婚のまま離家を経験せずに調査日を迎えたケースを意味している。一方、「結婚や両親の死亡による打ち切り例」とは、離家を経験する前に両親を亡くした場合や、離家を未経験の対象者が結婚と同年に離家しなかった場合を指す。両親の死亡による打ち切り例は、各コーホートに1名いるか否かであるため、打ち切り例はほぼ結婚によって生起しているといえる。このことは1960年代前半のコーホートでは20%、それ以降のコーホートでは10%程度の女性が、結婚後もすぐには離家をしなかったことを意味する。夫が妻

の実家で同居を始めるというケースもあるであろうが、既婚女性の20～30%（打ち切り例の割合/結婚経験割合で算出した値）が結婚後も親元に留まったという結果には疑問が残る。むしろ引越しの履歴情報において、引越し年の記憶違いや引越し理由の誤記入などが若干発生している可能性が示唆される。また、同様に初婚年に誤記入が生じていることも考えられる。この点については、今回の離家統計の算出における課題であり、データの質に対する検討や離家のコーディングに対する一層の工夫が求められる。

(3) 離家の要因

どのような特質をもつ女性が、離家をしているのであろうか。ここでは生存分析の一種である Kaplan-Meier 法 (Kaplan-Meier Method) を用いて、離家の社会人口学的要因について検討する。

Kaplan-Meier 法では、離家による親子同居の終了を「生存確率」(survival probability) の概念を用いて表す。生存確率とは時点 $t-1$ から t までにおいて、リスク人口においてイベントが生起しなかった確率を意味しており、 $[p_t = 1 - (t-1$ 年から t 年までのイベント生起数 / $t-1$ 年のリスク人口)] によって表される。したがって、ここでは $t-1$ 歳から t 歳において、離家を経験する可能性がある未婚女性が離家を経験しなかった確率を求めることとなる。Kaplan-Meier 法においては、各時点における生存確率をすべて掛け合わせた累積生存確率 (cumulative product of survival probabilities) ($P_t = \prod_{j=1}^t p_j$) を求めることにより、親子同居の継続率が年齢とともにどのように低下していくのかを表すことができる。また、この累積生存確率をグループごとに求めることにより、離家による親子同居継続率の低下傾向が、個人の属性によってどのように異なるのかを検討することができる。

わが国における離家の要因については、先行研究 (Suzuki 2002; 福田 2003) に詳しいが、ここでは本人の学歴、15歳時居住地の都市規模、きょうだい数、父親の学歴、そして母親の就業年数を用いることとする。なお、ログランク検定 (Log-

rank test) ならびにウィルコクソン検定 (Wilcoxon test) の結果、すべての要因についてグループ間の生存関数 (累積生存確率の推移) が 1%水準で統計的に有意に異なることが確認されている。

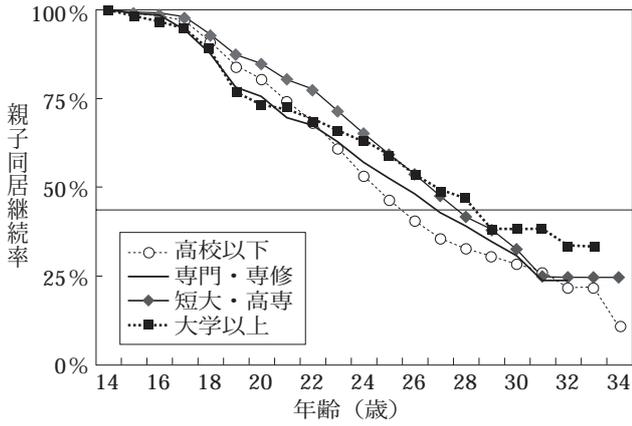
女性の学歴別の離家傾向をみると (図表-4 参照)、大学や専門・専修学校に進学経験のある女性において、18～19歳時における離家が生起する傾向がある。進学による離家が生起するためである。しかし、同じ高等教育でも、短期大学に進んだ女性が進学時に離家をする確率は低い。一方、20歳以降における離家は主に結婚によって生起しているものと思われる。高学歴女性の晩婚傾向 (Raymo 2003) を反映し、大学進学女性の同居継続率は20歳代の前半においてほぼ横ばいに推移している。20歳代の後半においてやや取戻しがあるものの、大学進学女性の30歳代前半までの同居継続率は他の学歴に比べて高い傾向がある。

離家は親世帯からの独立であると同時に地理的な移動を伴う。そのため、離家の動機は居住地の都市規模によって異なる (図表-5 参照)。先行研究で指摘されているように、地方に居住する女性ほど親元を離れるのが早い。進学や就職によって親元を離れるためである。また、20歳以降の離家の推移をみると、大都市に比べて、その他の市や町村では同居継続率の減少が急角度で進んでおり、結婚による離家も地方の方が生起しやすいことがうかがえる。

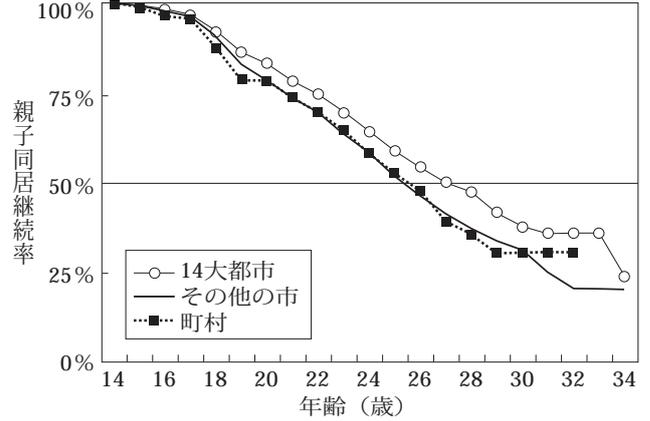
きょうだい数は、同居継続率に最も明確な影響を与えている (図表-6)。きょうだい数が多いほど、早期における離家が生起しやすい。特に、4人以上きょうだいがいる女性の離家が早く、ひとりっ子の女性の離家が遅い傾向が顕著にみられる。離家にはプライバシーや自由を求めての親の家からの逃避という側面もあるため (Goldscheider and Goldscheider 1999)、家庭内の人口圧力が女性の離家の重要な規定要因となっていることが示唆される。

さらに、親の社会経済的属性についてみてみよう。父親の学歴が高いほど、女性の離家が遅い傾向がみられる (図表-7)。父親の学歴を出自家族

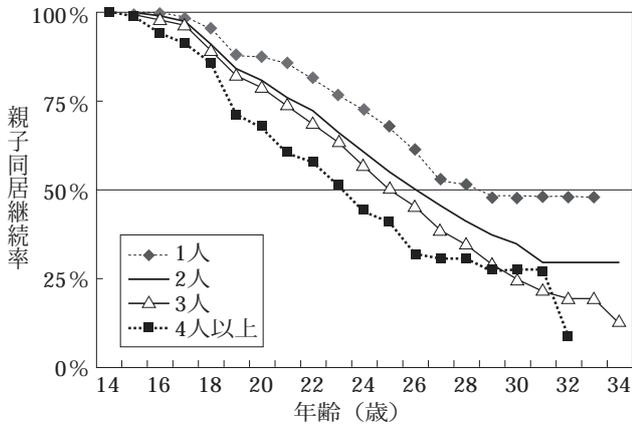
図表-4 学歴別同居継続率



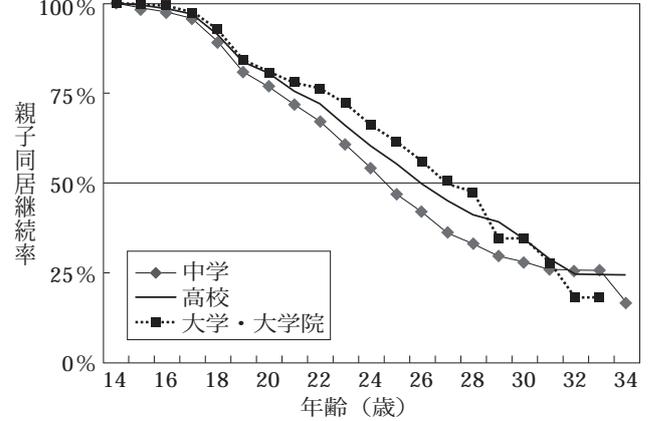
図表-5 15歳時居住地の都市規模別同居継続率



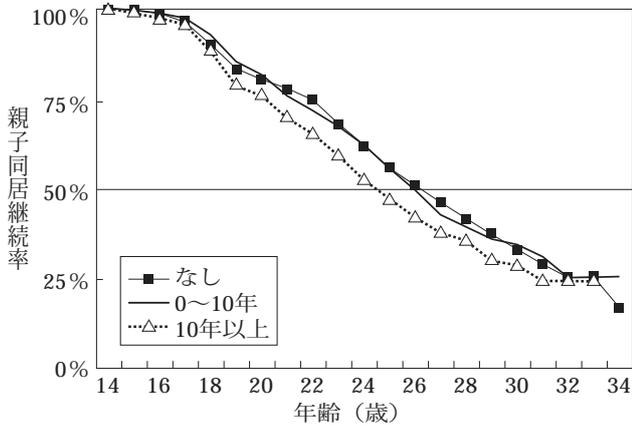
図表-6 きょうだい数別同居継続率



図表-7 父親の学歴別同居継続率



図表-8 母親の就業年数別同居継続率



図表-9 生活実態の分析サンプルの分布

	1967～69年生まれ パネル2(1994年)		1970～72年生まれ パネル5(1997年)		1976～78年生まれ パネル11(2003年)	
	n	%	n	%	n	%
親と別居	15	7.2	37	18.6	52	20.6
親と同居	193	92.8	162	81.4	200	79.4
合計	208	100.0	199	100.0	252	100.0
25歳	93	44.7	86	43.0	89	35.3
26歳	71	34.1	67	33.7	98	38.9
27歳	44	21.2	46	23.0	65	25.8
合計	208	100.0	199	100.0	252	100.0

図表-10 コーホート、親との居住状況別就業実態

現在の就業状態 (%)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
無職	13.3	8.3	21.6	11.1	9.6	11.0
フルタイム雇用	73.3	77.6	56.8	66.7	65.4	59.5
パートタイム雇用	6.7	10.9	16.2	21.0	21.2	27.0
自営・家族従業	6.7	3.1	5.4	1.2	3.9	2.5
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
n	15	192	37	162	52	200

の階層を表す代理変数とすると、親元が豊かであるほど未婚女性の親との同居が長期化するといえる。一方、父親の学歴が高いことにより、女性の学歴も高くなる傾向があるために、20歳代以降の離家が遅いという影響も考えられる。また、母親が10年以上働いている場合、専業主婦や就業年数が10年未満の母親をもつ女性に比べて離家が早い傾向がある（図表-8参照）。母親による家事付きの「居心地の良い家」が女性の離家を遅らせているのであろうか。また、母親の就業が家計の逼迫によって生じているのであれば、父親の学歴と同様に、出自家族の階層が高いほど離家が遅いという解釈も可能である。

以上の知見を総合すると、親元に残る傾向がある未婚女性の特徴は、大都市もしくはその近郊に居住する高学歴女性で、出自家族の階層が高く、きょうだいがいないひとりっ子で、おそらくは母親の家事支援が期待できる「居心地の良い家」に住む者といえるだろう。また、女性の離家が結婚と密接な関わりがあることを考慮すると明らかのように、こうした属性は晩婚傾向にある女性の特徴ともほぼ一致している。

3. 親との居住状況と生活実態

前節では、家計研パネル調査における離家の傾向および要因について考察した。本節では、未婚女性の経済状況、ライフスタイル、そして生活意識が親との居住状況によってどのように異なるのかみていきたい。

分析には、家計研パネル調査のコーホートA、B、Cのそれぞれパネル2（1994年）、パネル5（1997年）、そしてパネル11（2003年）を用いてコーホート比較を行う。なお、コーホートにより年齢構成が異ならないように、各コーホートの25～27歳のサンプルのみを分析の対象とした。

本節における分析対象を図表-9に示す。親と同居している女性の割合は、若いコーホートほど低下する傾向がある。これは若いコーホートほど結婚前の離家割合が高いという第2節の結果とも一致する。しかし、総務省統計局による『国勢調

査報告』をもとにした筆者の計算によると、25～29歳の未婚女性が親と別居している割合は1995年で26.7%、2000年で28.2%である。年次や対象年齢が異なるために厳密な比較はできないものの、家計研パネル調査では、特に年長のコーホートにおける未婚単身者の捕捉率が低いことが示唆される⁵⁾。

(1) 経済状況

はじめに未婚女性の就業状態についてみてみよう（図表-10参照）。意外なことに、2つの年長コーホートにおいて、別居女性の無職割合が同居女性よりも高い傾向がみられる。1970～72年生まれのコーホートでは、まだ学生である女性が親別居者の無職割合を押し上げているが、学生の割合（8.1%）を除いても無職割合が高い傾向がある。ただし、親別居のサンプル数が少ないために、サンプル誤差の影響が大きいことによる可能性もある。一方、1976～78年生まれのコーホートでは、親と別居している女性の方が、フルタイムでの就業割合が高く、経済的に自立している様子が見てとれる。また、親との居住状況にかかわらず、近年のコーホートほどパートタイム就業の割合が上昇する傾向にあり、近年における雇用の非正規化を反映した結果となっている。

次に、所得状況についてみてみよう（図表-11参照）。親と別居する未婚女性の年収は、同居している未婚女性よりも高い。また、親との居住状況による年収の差は、近年のコーホートほど広がる傾向にある。雇用の非正規化や失業率の上昇により、若者の経済的地位が低下している結果、離家は経済的に恵まれた一部の若者によって選択される事象となりつつあるのであろう。しかし、親と別居している女性は、親と同居している女性よりも親から金銭的な援助を受ける割合が高く、また受け取る金額も大きい。ただし、その金額は年額にして5万円前後（1967～69年コーホートでは13万円程度）となっているので、それほど大きな額ではない。また、親と同居している未婚女性もただ同居によるメリットを享受しているのではない。半数以上が、親の家への繰り入れを行っており、その金額は月額にして2万円弱となってい

図表-11 コーホート、親との居住状況別所得状況

所得状況	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
昨年の年収(万円)	285.9	260.9	273.2	242.8	301.8	227.0
親からの金銭的援助の有無(%)	40.0	18.1	27.3	19.6	28.6	16.3
親からの金銭的援助年額(万円)*1	13.2	2.0	4.9	2.2	5.5	1.7
親への繰り入れの有無(%)	13.3	51.1	5.4	50.6	7.7	58.6
親への繰り入れ月額(万円)*1	0.4	1.6	0.2	1.7	0.2	1.9
n	15	193	37	158	52	198

*1: 金銭的援助や繰り入れがあった場合についての平均金額

注: 各金額は各年の消費者物価指数で実質化して計算を行った。また、(平均値+4×標準偏差)外の値は外れ値として分析より除外した。nは外れ値が発生しなかった場合の最大値

図表-12 コーホート、親との居住状況別生活時間(平均値)

生活時間 (時間)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
通勤・通学(平日)	0.6	0.9	0.4	0.8	0.5	0.7
仕事(平日)	7.9	7.7	6.8	7.8	7.9	7.4
勉学(休日)	0.2	0.1	0.6	0.4	0.4	0.5
家事(休日)	2.5	1.6	2.0	1.0	1.7	1.0
趣味・娯楽・交際など(休日)	4.8	7.4	6.2	8.5	8.8	8.2
上記以外の睡眠、食事、入浴、身の回りの用事など(平日)	12.3	11.7	11.5	10.8	10.2	10.6
n	15	190	36	159	50	190

注: 各項目の生活時間について、(平均値+4×標準偏差)外の値は外れ値として分析より除外した
nは外れ値が発生しなかった場合の最大値

図表-13 コーホート、親との居住状況別女性の友人数(平均値)

女性の友人数 (人)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
幼なじみや、学校時代にできた友人	11.9	8.3	7.3	8.0	9.9	8.2
学校卒業後にできた友人	7.9	7.8	5.7	7.1	8.3	7.3
仕事を通して	6.1	4.8	3.8	4.9	5.1	4.4
趣味やボランティア活動などを通して	0.4	1.2	0.9	1.0	1.6	1.1
友人を通して	0.9	0.8	0.7	0.8	1.3	1.0
近所に住んでいることがきっかけで	0.1	0.1	0.1	0.1	0.3	0.1
その他	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	0.0
友人の人数合計の平均	19.2	16.2	13.9	15.3	17.5	15.2
n	14	192	37	161	52	197

注: 各項目の友人数について、(平均値+4×標準偏差)外の値は外れ値として分析より除外した
nは外れ値が発生しなかった場合の最大値

る。しかし、この繰り入れ額は一人暮らしをする場合の生活費に比べて著しく低いことは確かであり、同居による経済的なメリットは大きいといえよう。

総じて親と別居している未婚女性の方が、同居の未婚女性よりも高い経済力を有しているようで

ある。ただし、家賃や生活費などを差し引いた可処分所得で考えると、両者の経済状態は同程度か、親同居の女性の方が高いということになるのではないか。また、別居女性の無職割合が高いことから推察すると、年長のコーホートでは親からの金銭的援助やその他の何らかの不労所得を得

て、別居生活をしている女性もいるようである。

(2) ライフスタイル

未婚女性のライフスタイルは、親との居住状況によってどのように異なるのであろうか。ここでは生活時間ならびに社会的ネットワークのひとつである友人数に着目してみる。

1日の生活時間のうち、親との居住状況によって最も明確な差がみられたのは、休日の家事時間および趣味・娯楽・交際時間である。図表-12に示したように、親と別居している未婚女性は、同居の未婚女性よりも家事に費やす時間が長く、趣味や娯楽に費やす時間が短い傾向がみられる。未婚女性にとって、親との同居は趣味や娯楽のための時間をより多くもつ上でもメリットがあるといえよう。ただし、1976～78年生まれのコホートでは、この傾向はみられず、親と別居の女性であっても積極的に余暇を過ごしている様子が見える。このコホートにおける親と別居の女性はフルタイム雇用の割合が高く、年収も高いことから、おそらくは高い経済力が背景にあるものと思われる。

次に、未婚女性の現在つき合いのある友人の人数について表したのが図表-13と図表-14である。総じて親と別居する女性の方が、女性の友人・男性の友人ともに多い傾向がみられる。家族との日常的な接触が少ない分、ひとり暮らしの女性ほど友人とのつき合いをなるべく多く維持しているのかもしれない。また、平均値を比較すると、女性の友人には、幼なじみや学校時代の友人が多いのに対し、男性の友人には学校卒業後にできた友人が多い傾向がある。性別を問わず、学校卒業後にできた友人の多くは「仕事を通して」得られた職場の同僚が多いものと思われる。しかし、1976～78年コホートの親と別居の女性は、「趣味やボランティアを通して」や「友人を通して」得る男女の友人数が、わずかではあるが増加しており、積極的にネットワークを拡大している様子がみてとれる。

(3) 生活意識

最後に、未婚女性の生活程度ならびに生活満足

度についてみてみよう。図表-15は、未婚女性の生活程度の分布を表している。生活程度とは、「世間一般からみた現在の生活程度」について5段階で回答を得た主観的な生活水準の指標である。

世間一般からみた生活程度については、「中」と回答する割合がもっとも一般的である。しかし、親と別居している未婚女性は、同居の未婚女性と比べて「中」の回答割合が低く、「中の下」と回答する割合が高い。その結果、生活程度を5段階の指数とした場合の平均点で比較すると、親別居の女性は同居の女性よりも生活程度が低いと感じていることが明らかである。実際の所得水準は親別居の女性の方が高いにもかかわらず、主観的な生活水準は親同居女性の方が高いと感じていることは興味深い。親別居女性が自らの所得で達成している生活の程度を回答しているのに対し、おそらく親同居女性の生活程度は同居する親の生活水準によって影響されているのであろう。家計研パネル調査においては、親の社会階層が高い女性ほど親との同居確率が高いことは第2節において触れた。親との同居による高い可処分所得に加えて、豊かな親の家に依存できることが同居女性の主観的な生活水準を高めているものと思われる。

次に、生活全般についての満足度を尋ねた指標である生活満足度について表したのが、図表-16である。生活満足度については、「どちらかといえば満足」の回答割合が各コホートおよび居住形態において最も高い。しかし、親と別居の未婚女性は「不満」および「どちらかといえば不満」の回答割合が高く、平均的に親と同居する未婚女性よりも生活満足度が低い傾向がみられる。これは先にみた生活程度にほぼ比例する結果となっており、親同居の女性が親元での高い生活水準を背景に、充足した独身生活を送っていることが示唆される。

4. 親との居住状況と結婚行動

本節では、これまでみてきた親との居住状況によって、結婚意向や初婚の発生確率がどのように異なるのかを検証する。はじめに結婚意向

図表-14 コーホート、親との居住状況別男性の友人数（平均値）

男性の友人数 (人)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
幼なじみや、学校時代にできた友人	2.4	1.8	2.6	2.2	3.5	2.2
学校卒業後にできた友人	3.9	2.7	2.1	2.6	3.7	2.5
仕事を通して	3.0	1.9	1.0	1.7	2.4	1.5
趣味やボランティア活動などを通して	0.1	0.3	0.4	0.4	0.9	0.6
友人を通して	0.4	0.8	0.7	0.8	1.6	0.8
近所に住んでいることがきっかけで	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
その他	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
友人の数合計の平均	8.2	4.9	4.9	5.1	8.2	5.5
n	14	192	37	161	52	197

注: 各項目の友人数について、(平均値+4×標準偏差)外の値は外れ値として分析より除外した
nは外れ値が発生しなかった場合の最大値

図表-15 コーホート、親との居住状況別生活程度

生活程度 (%)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
上(5点)	0.0	1.6	2.7	0.6	0.0	3.0
中の上(4点)	13.3	13.5	10.8	23.6	19.2	13.5
中(3点)	40.0	69.4	40.5	57.8	46.2	59.5
中の下(2点)	40.0	13.5	40.5	14.9	25.0	19.5
下(1点)	6.7	2.1	5.4	3.1	9.6	4.5
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
平均点	2.60	2.99	2.65	3.04	2.75	2.91
n	15	193	37	161	52	200

図表-16 コーホート、親との居住状況別生活満足度

生活満足度 (%)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
満足(5点)	13.3	10.9	13.5	11.1	0.0	13.0
どちらかといえば満足(4点)	33.3	42.5	48.7	43.2	46.2	42.0
どちらかといえば不満(3点)	20.0	31.6	18.9	32.1	36.5	31.5
どちらかといえば不満(2点)	20.0	11.9	10.8	8.6	11.5	11.5
不満(1点)	13.3	3.1	8.1	4.9	5.8	2.0
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
平均点	3.13	3.46	3.49	3.47	3.23	3.53
n	15	193	37	162	52	200

図表-17 コーホート、親との居住状況別結婚意向

結婚意向	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
まもなく結婚する	0.0	17.6	13.5	9.3	0.0	6.0
すぐにでもしたい	35.7	12.4	13.5	13.0	13.5	13.0
今はしたくないがいずれはしたい	35.7	59.6	64.9	67.3	63.5	66.0
必ずしもしなくてよい	21.4	9.8	8.1	9.9	19.2	12.5
したくない	7.1	0.5	0.0	0.6	3.9	2.5
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
→希望結婚年齢の平均*1	29.7	29.1	29.4	29.9	30.5	30.3
n	14	193	37	162	52	200

*1: 希望結婚年齢が41歳以上の場合は計算より除外した

の分析を行う。データには、前節と同じコーホートA、B、Cの25～27歳の未婚女性を用いて、それぞれパネル2（1994年）、パネル5（1997年）、そしてパネル11（2003年）におけるコーホート比較を行った。

(1) 結婚意向

親との居住状況別の結婚意向をコーホートごとにみたものが図表-17である。親との居住状況による差異は、1967～69年生まれのコーホートにおいて顕著であるが、これは同コーホートの親別居

サンプルが少ないことにもよるものと思われる。ほとんどの未婚女性が結婚について、「今はしたくないがいずれはしたい」と回答している。「今はしたくないがいずれはしたい」とする延期型の結婚意向は1970～72年生まれにおいて増加している。さらに、1976～78年コーホートにおいてはこれに加え、結婚を「必ずしもしなくて良い」とする、いわば弱い非婚意向をもつ女性の割合が増加している。こうした傾向は特に親と別居している女性において多くみられている。未婚化の進展とともに、晩婚から非婚へと女性の意識は変化しつつあるのかもしれない。また、結婚を「すぐにでも」、もしくは「いずれは」したいと回答した対象者に尋ねた希望結婚年齢をみても、一番若いコーホートではその平均値が30歳を超えている。30歳以上での結婚を望む割合は、年長のコーホートより54.7%、64.2%、74.0%となっており、その割合が増加している⁶⁾。

結婚を「すぐにでも」、もしくは「いずれは」したいと回答した対象者に尋ねた未婚理由（最大3つまでの複数回答）を示したのが、図表-18である。表では、各未婚理由が選択された割合を示している。いずれのコーホートでも「まだ結婚したい人に出会っていない」が最も選択された割合が高く、最大の理由の1つとなっている。しかし、この回答割合は親同居女性において別居女性よりも高い傾向がある。一方、親と別居する女性は、恋人はいるがまだ結婚まで踏み切れないと回答する割合が比較的高い。異性との出会いに関しては、親と同居する女性のほうが消極的な傾向があるのかもしれない。

(2) 結婚行動

次に、前項で用いたサンプルをその後2年間追跡して、現実の結婚行動がどのように推移したのかを分析した。分析には、前出のカプラン-マイヤー法を用いて、コーホート別ならびに親との居住状況別に25～29歳における初婚の累積生存確率を推定した⁷⁾。なお、サンプル数が少なく、統計的推定には耐えられないため、親との居住状況別の分析には、コーホート別ではなく、各コーホー

トのサンプルを結合させたデータを用いた⁸⁾。以上の分析に用いた延べ人年 (person-age) を図表-19に示す。

図表-20によると、近年のコーホートほど未婚化が進んでいることが明らかである。25～27歳まで未婚であった女性という条件付きであるが、29歳までにおける未婚継続率は年長のコーホートから順に、48%、60%、70%と推定されている。出生年が5年遅くなるごとに、未婚継続率が10%ずつ上がる計算となる。ログランク検定およびウィルコクソン検定を行った結果、コーホートによる初婚の生存関数は1%水準で統計的に有意に異なる。晩婚から非婚へと変化しつつある女性の意識が、現実の結婚行動に表れた結果となっている。

一方、図表-21によると、親と別居している女性は同居の女性に比べて結婚が遅い傾向がみられる。しかし、ログランク検定およびウィルコクソン検定を行った結果、両者の初婚の生存関数には統計的に有意な差が検出されなかった⁹⁾。また、29歳時における未婚継続率には、同別居による差もみられない。したがって、パラサイト・シングル論 (山田 1999) では、親元における高い生活水準が女性の晩婚化を促していると言及されたが、今回の分析ではそのような結果はみられないか、むしろ逆の結果が示唆された。

5. まとめ

本章では、未婚女性の親との居住状況に着目し、その生活実態ならびに結婚行動における違いについて考察した。また、これらの分析に先立ち、家計研パネル調査において、親との別居がどの程度発生し、またどのような社会人口学的要因によって生じているのかを明らかにした。

分析の結果、親元に長く残る傾向がある女性は、大都市もしくはその近郊に居住する高学歴女性で、出自家族の階層が高く、きょうだいがいないひとりっ子で、おそらくは母親の家事支援が期待できる「居心地の良い家」に住む者であることが明らかとなった。また、親との同居により未婚女性は、高い生活水準を享受し、趣味や娯楽により

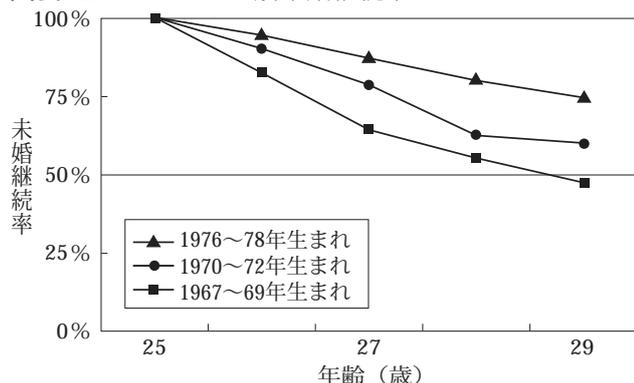
図表-18 コーホート、親との居住状況別未婚理由（複数回答）

未婚理由 (%)	1967～69年生まれ パネル2		1970～72年生まれ パネル5		1976～78年生まれ パネル11	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
仕事がおもしろくて、まだ結婚にまで目が向かない	30.0	8.6	6.9	11.5	15.4	7.6
勉強がおもしろくて、まだ結婚にまで目が向かない	10.0	0.0	0.0	3.8	5.1	3.8
現在の生活に満足しているの、まだ結婚にまで目が向かない	30.0	34.5	20.7	30.0	28.2	21.5
結婚前にやっておきたいことがある	30.0	29.5	44.8	40.8	25.6	23.4
まだ結婚したい人に出会っていない	40.0	59.0	44.8	54.6	51.3	62.0
恋人とつきあっているが、まだ結婚に踏み切るところまでいかない	50.0	28.8	24.1	25.4	38.5	23.4
親の期待する結婚相手を見つけるのが難しいから	10.0	3.6	6.9	5.4	5.1	5.7
その他	0.0	4.3	3.4	6.2	2.6	5.7
平均選択数(最大3つ)	2.00	1.68	1.52	1.78	1.72	1.53
n	10	139	29	130	39	158

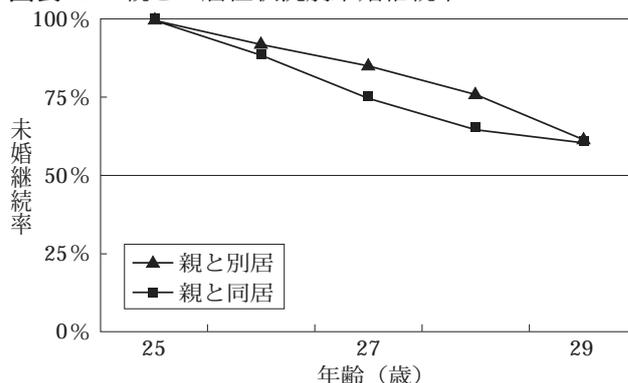
図表-19 初婚のカプラン-マイヤー分析を用いたPerson-Age数の分布

(人年)	1967～69年生まれ パネル2→4		1970～72年生まれ パネル5→7		1976～78年生まれ パネル11→13		計	
	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居	親と別居	親と同居
25→26歳	7	81	14	65	16	60	37	206
26→27歳	7	133	21	103	25	124	53	360
27→28歳	8	84	15	71	24	102	47	257
28→29歳	6	29	5	18	10	34	21	81
person-age合計	28	327	55	257	75	320	158	904
サンプル数(人)	15	186	32	142	42	171	89	499

図表-20 コーホート別未婚継続率



図表-21 親との居住状況別未婚継続率



多くの時間を費やすなど、様々な経済的・非経済的な恩恵を受けていることが確認された。しかし、近年では親と別居する女性の経済力が高いこともあり、こうした親同居によるメリットは低減しつつあるようだ。また、25～29歳までの結婚を対象

とした今回の分析においては、親との同居によって結婚が遅くなるという関係は見出されなかった。むしろ、結婚に関しては、若い世代における未婚化の進行が深刻であり、晩婚から非婚へという意識の変化が、現実の結婚行動にも表れている。

注

- 1) 離家が複数回に及ぶ場合は、最初の離家について、その理由を尋ねている。
- 2) 他に「消費生活に関するパネル調査」を用いた離家の研究に永井(2001)がある。
- 3) パネル2からパネル4においても、過去3回までの引越し履歴の情報が得られるが、いずれも前回調査からの1年間において生じた引越しのみを対象としている。
- 4) 「親から独立したため」という引越し理由の選択肢は、コーホートBおよびCのみにおいて尋ねられている。
- 5) コーホートAでは無配偶単身者の割合が著しく低かったことから、コーホートBおよびコーホートCでは一定割合の無配偶単身者を確保するようにサンプル抽出方法が調整されている。
- 6) 各コーホートにおいて回答対象者の半数が30歳での結婚を希望している。
- 7) 各サンプルは結婚するか、調査から脱落するか、あるいは未婚のまま2年間経過するまで追跡し、初婚のリスクがある者のみを分析に含めた。また、家計研パネル調査では結婚予定者ほど翌年の調査に脱落する確率が高いことが知られている(坂本 2006)。カプランマイヤー法では、脱落が結婚に対して無作為に生起している場合には偏りのない推定を行うことができるが、これが仮定できない場合には推定に偏りが生じることとなる。そこで分析では、結婚意向において「まもなく結婚する」と回答して、翌年の調査に脱落したサンプルは結婚したものとして扱った。このようなサンプルは13ケースあった。
- 8) 親との居住状況は、本来は時間とともに値が変化する変数であるが、ここでは観察開始時(パネル2、5もしくは11)における値を用いた。
- 9) ログランク検定およびウィルコクソン検定において10%水準で非有意。

文献

- 坂本和靖, 2006, 「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』55: 55-70.
- 永井暁子, 2001, 「現代女性の離家」『統計』52(11): 23-27.
- 福田節也, 2003, 「日本における離家要因の分析——離家タイミングの規定要因に関する考察」『人口学研究』33: 41-60.
- 宮本みち子, 2002, 『若者が「社会的弱者」に転落する』洋泉社.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.
- Goldscheider, Frances and Calvin Goldscheider, 1999, *The Changing Transition to Adulthood: Leaving and Returning Home*, Thousand Oaks: Sage Publications.
- Raymo, James M., 2003, "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women," *Demography*, 40: 83-103.
- Suzuki, Toru, 2002, "Leaving Home in Japan: Its Trends, Gender Differences, and Determinants," *Working Paper Series (E)*, National Institute of Population and Social Security Research, No. 15.

ふくだ・せつや 財団法人家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「日本における離家要因の分析——離家タイミングの規定要因に関する考察」(『人口学研究』33, 2003)。

親との同居は生活満足度を高めるのか

——世代間の居住状態と未婚者の生活満足度

田中 慶子

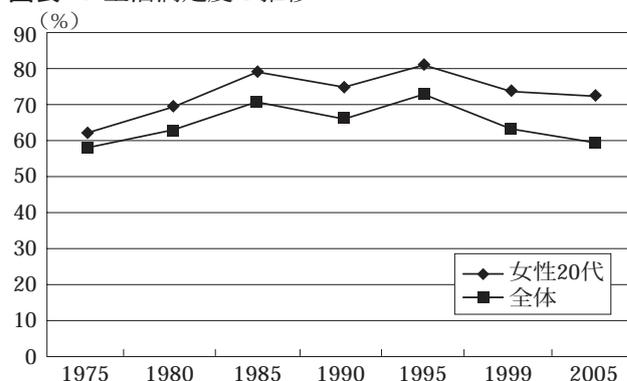
(財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員)

1. はじめに

本稿では、世代間の「居住」のあり方が、未婚女性の主観的状态、ここでは生活満足度に与える影響に注目する。わが国では、欧米諸国のパターンとは異なり、「大人」になっても同居が継続し、その傾向は女性に顕著である。わが国独自の未婚期の世帯内世代間関係、すなわち親子関係のあり方は、未婚化の要因のひとつと考えられ、とりわけ世代間の居住は重要な視点である。山田昌弘による「パラサイト・シングル」論を契機として(山田 1999)、未婚者の所属世帯の特徴や、それらが若者の就業・結婚行動におよぼす影響など、同居継続者の社会人口学的な特徴が検討された。未婚の親元同居者とは、所属世帯も、社会経済的な階層は高くなく(たとえば、国立社会保障・人口問題研究所 2001など)、一方で、(親の世代による差異はあるものの)「豊かな」消費生活を享受しているという(北村・坂本 2004)。このように未婚者の社会経済的な状況および経済的側面からみた世代間関係については、その実態があきらかとなってきた。

本稿では未婚女性の「意識」や「心理状態」といった主観的well-beingの側面に注目する。近年、多くの若者にとって不況や雇用環境の変化による経済状況の悪化や、対人関係における充足が十分ではないと予想されるにもかかわらず、以前と比べても、20代の生活満足度が高い、もしくは低下しないことが注目を集めている(図表-1 参照)。『平成15年版国民生活白書』においても、未婚者

図表-1 生活満足度の推移



出典: 国民生活に関する世論調査各該当年(内閣府)より作成
注: 「満足」: 1990年まで「十分満足」+「一応満足」の比率の合計、1995年以降「満足」+「まあ満足」の比率の合計

のうち、親元に同居する女性は、生活満足度が高いことが指摘され(内閣府 2003)、親元同居による高い主観的well-beingが関連づけられ、未婚化のひとつの要因とされている。

しかし、前述のような状況にもかかわらず、なぜ若年層の生活満足度は低下しないのだろうか。一般に親元同居者の増加(同居継続期間の伸長)が指摘されるが、世代間同居と若者の生活満足度に正の相関がみられるのだろうか。「同居」のどのような「快適さ」が生活満足度を高めるのかはあきらかではない。すなわち、同居状態それ自体が生活満足度を高めるのか、それとも、生活満足度が低ければ、離家や結婚により親元から離れ、結果として生活満足度の高い者が同居を継続しているのか、親元にとどまっていることと主観的well-beingの因果関係についてもわかっていない。

そこで本稿では、「消費生活に関するパネル調

図表-2 コーホート別 対象者の基本属性

		コーホートA		コーホートB		コーホートC	
		%	n	%	n	%	n
世帯構成	単身	14.4	26	21.0	37	18.1	54
	核家族	75.6	136	63.6	112	63.5	190
	拡大家族	10.0	18	15.3	27	18.4	55
	(同居率)	85.6		79.0		81.9	
本人学歴	中・高	35.2	63	31.3	55	26.4	79
	専門	19.6	35	11.9	21	19.7	59
	短大	23.5	42	30.7	54	22.7	68
	大学	21.8	39	26.1	46	31.1	93
就業状況	正規就労	75.1	127	63.3	105	64.6	192
	非正規就労	14.2	24	28.3	47	25.6	76
	休職中・その他	10.7	18	8.4	14	9.8	29
本人年収	平均値	293.8	175	269.4	175	251.1	288
	中央値	300.0		275.0		240.0	
	標準偏差	144.6		135.8		137.2	
世帯年収	平均値	767.5	135	786.0	121	681.6	244
	中央値	600.0		650.0		583.5	
	標準偏差	752.5		710.6		622.2	

査」の特性を生かし、以下の分析をおこなう。第1に、コーホート別に26～31歳時点の所属世帯の状況と、生活満足度との関連について検討し、コーホート間での生活満足度の規定要因の違いに注目する。サンプルは、「消費生活に関するパネル調査」のうち、コーホートA（1959～1969年生まれ）はパネル4（1996年）を、コーホートB（1970～1973年生まれ）はパネル8（2000年）を、コーホートC（1974～1979年生まれ）ではパネル13（2005年）を用い、未婚継続（子どもなし）の者に限定する。第2に、パネル1～13の間に、未婚で親元から独立（以下、離家とする）した者に限定し、離家の前後での生活満足度の変化を観察する。

2. 生活満足度が高い人は誰か

まず、未婚女性の生活満足度の規定要因について検討しよう。先行研究からは、主に2つの要因に整理される。ひとつは、本人の社会経済的地位（所得、職種、学歴）であり、いまひとつは、本人の生活状況（地域、世帯形態、住宅形態）であ

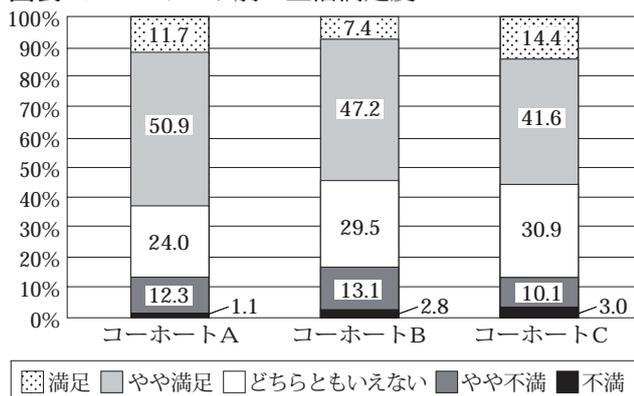
る。前者については、いずれも社会経済的地位が高いほど、生活満足度が高い。後者については、大都市、夫婦もしくは三世帯世帯、一戸建てに住む者で生活満足度が高い（色川 1999; 内閣府大臣官房政府広報室 2004）。

生活満足度に関する研究は、「生きがい」やQOLの一指標として、中高年以降の高齢層を対象としたものが多い（古谷野 2002）。若年層を対象とした分析はあまり多くはなく、本調査を用いた、女性のみを対象とした知見が中心である（色

川 2004; 坂本 2005など）。未婚女性についての知見としては、先に述べた内閣府（2003）のほか、宮本みち子（2004）による、千葉県若年未婚者を対象とした研究がある。多変量解析の結果、年齢、年収、成人子の評価による親のくらし向き、結婚しない理由による差異が認められ、若いほど、年収が高いほど、親のくらし向きにゆとりがあるほど、経済的な理由を結婚の障害にあげている者ほど生活満足度が高く、親の経済力の規定力は男性より女性の方が大きいことをあきらかにした。20代未婚者において、自身の主観的状況の判断基準が、本人の状況ではなく、親子関係、とりわけその経済的資源の「共有」にあることを指摘した点が重要である。親子双方の情緒的に親密な関係を基盤とし、若者本人の資源ではなく、親元同居とそれに付随する親の経済力という「親の資源」要因が若者の生活満足度を規定しているという。

では、生活満足度が高いのはどのような未婚女性なのだろうか。以下では、先行研究で提示されている社会経済的地位および生活状況要因と生活満足度の関連について、コーホート別に分析をお

図表-3 コーホート別 生活満足度



こない、コーホート間の生活満足度の規定構造の違いに注目する。コーホートごとの基本属性については、図表-2にまとめて示す。本データの同居率は、コーホートAでは85.6%と若干高いものの、ほぼ8割で推移している。また、後生コーホートほど、学歴が高いが、本人年収は低いという特徴をもつ。

3. コーホート別 生活満足度の規定要因

最初に、コーホートごとの生活満足度の分布を確認しておこう。生活満足度は、「あなたは生活全般に満足していますか」という教示に対し、「満足」(=5点)～「どちらともいえない」～「不満」(=1点)の5段階評価を得点化した。

結果は、図表-3に示したように、満足群(「満足」+「どちらかといえば満足」)が、コーホートA(1996年調査)では62.6%、コーホートB(2000年調査)では54.6%、コーホートC(2005年調査)では56.0%と、コーホートBとコーホートCではあまり差がみられない(ただし、「満足」である最高点の比率が、コーホートBでは7.4%に対し、コーホートCでは、14.4%と増加していることが注目される)。得点の平均は、コーホートAは3.56(標準偏差 .89)、コーホートBは3.43(同 .92)、コーホートCは3.54(同 .96)と、あまり大きな変化はみられないが、コーホートBでは若干低い。

(1) 社会経済的地位

では、社会経済的地位による違いは認められる

のだろうか。本稿では、社会的経済的地位に関する指標として、年齢、本人学歴、就業状況、本人年収(コーホートごとに三分位)、世帯員の年収(コーホートごとに三分位)、世帯年収(本人および世帯員年収の合算を同居人数で割った値、コーホートごとに三分位)、親からの経済的援助の有無を用い、生活満足度を従属変数とした一元配置の分散分析をおこなった。結果は、図表-4にまとめて示す。

全体的に、社会経済的地位による生活満足度の差異はあまり認められない。またコーホート共通の要因もみられない。統計的に有意な関連が認められた指標についてみると、コーホートAでは、本人の就業状況による違いと若干関連があり、「正規就労」の者が、「非正規就労」の者に比べ生活満足度が高い。コーホートBでは、世帯員年収との関連がみられ、同居世帯員の年収が多いほど、生活満足度が高い。本人年収との関連は認められないことから、宮本(2004)の結果と一致する。コーホートCでは、本人年収との関連が認められ、年収が多いほど生活満足度が高い。

いずれのコーホートでも、先行研究とは異なり年齢と学歴、親からの経済的援助の有無との関連は認められなかった。

(2) 生活状況

次に、生活状況について観察しよう。本稿では、「同居」のメリットとして、人間関係の多様性と、客観的な住空間の「快適さ」に注目し、世帯構成、住宅の種類、住宅の所有状況(名義が本人かは問わない)、居室の広さを取り上げる。生活満足度を従属変数とした一元配置の分散分析の結果を図表-5にまとめて示す。

社会経済的地位と同様に、生活状況についても明確な差異は認められず、コーホート共通の要因もみられない。統計的に有意な関連が認められた指標についてみると、コーホートAでは、住宅の所有状況と若干関連があり、持ち家に住む者が、賃貸の住宅に住む者より生活満足度が高い。コーホートBでは、世帯構成との関連がみられ、単身世帯もしくは拡大家族世帯の者に生活満足度は高

図表-4 コーホート別 社会経済的地位別 生活満足度

		コーホートA			コーホートB			コーホートC		
		n	平均	F値	n	平均	F値	n	平均	F値
本人年齢	26							63	3.46	
	27	56	3.79		52	3.46		58	3.47	
	28	41	3.54		44	3.27		64	3.38	
	29	30	3.67		34	3.50		41	3.78	
	30	25	3.28		19	3.63		37	3.73	
	31	27	3.52		27	3.41		35	3.66	
本人学歴	中・高	62	3.53		55	3.31		79	3.35	
	専門	35	3.49		21	3.52		59	3.54	
	短大	42	3.67		54	3.33		67	3.67	
	大学	39	3.77		46	3.65		93	3.61	
就業状況	正規就労	126	3.68	2.48 [#]	105	3.54		192	3.56	
	非正規就労	24	3.25		47	3.34		76	3.53	
	休職中・その他	18	3.50		14	3.21		28	3.46	
本人年収 (三分位)	下	55	3.56		58	3.40		94	3.37	3.97 [*]
	中	60	3.55		58	3.36		94	3.48	
	上	59	3.69		59	3.53		101	3.74	
世帯員年収 (三分位)	下	44	3.80		38	3.05	3.59 [*]	80	3.53	2.43 [#]
	中	44	3.55		43	3.47		76	3.42	
	上	47	3.74		40	3.55		88	3.74	
世帯年収 (三分位)	下	43	3.63		39	3.15	2.56 [#]	77	3.55	2.45 [#]
	中	47	3.66		42	3.33		84	3.44	
	上	45	3.80		40	3.60		82	3.76	
親からの援助	なし	140	3.61		129	3.49		224	3.52	
	あり	38	3.55		37	3.22		51	3.55	

注: *p<.05 #p<.10 統計的に有意な関連がみられた場合のみ、F値を示した

図表-5 コーホート別 生活状況別 生活満足度

		コーホートA			コーホートB			コーホートC		
		n	平均	F値	n	平均	F値	n	平均	F値
世帯構成	単身	26	3.46		37	3.68	2.44 [#]	54	3.48	2.79 [#]
	核家族	136	3.60		112	3.32		189	3.48	
	拡大家族	17	3.82		27	3.56		55	3.82	
	親と同居	153	3.62		139	3.37		244	3.56	
住宅の種類	戸建て	126	3.64		114	3.48		201	3.62	3.80 [#]
	集合住宅	53	3.49		62	3.34		96	3.39	
住宅の所有	持ち家	131	3.67	3.68 [#]	119	3.49		223	3.59	
	賃貸	47	3.38		57	3.32		75	3.40	
居室の広さ (注2)	小	58	3.60		53	3.43		70	3.59	
	中	56	3.64		49	3.33		87	3.54	
	大	65	3.55		74	3.50		91	3.52	

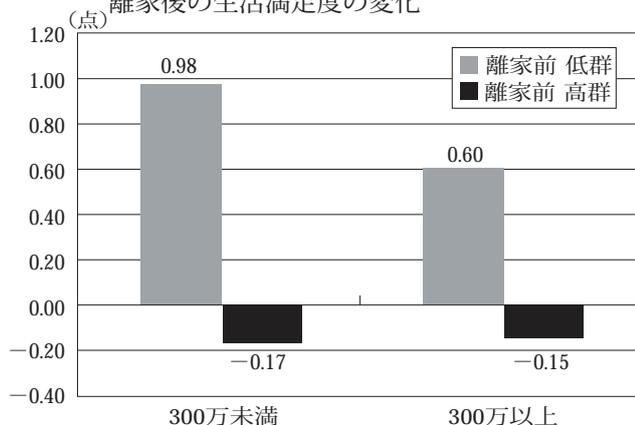
注: 1) *p<.05 #p<.10 統計的に有意な関連がみられた場合のみ、F値を示した

2) コーホートAおよびBは、延べ床面積(カテゴリー)を同居人数で割ったもの、コーホートCは居室数を同居人数で割った値から三分位に区分した

図表-6 離家前年と当年の生活満足度 (％)

		離家当年					
		不満	やや不満	どちらともいえない	やや満足	満足	行合計
離家前年	不満		2.1	1.0	2.1		5.2
	やや不満	1.0	7.2	11.3	5.2		24.7
	どちらともいえない		2.1	10.3	11.3	3.1	26.8
	やや満足			8.2	22.7	6.2	37.1
	満足			1.0	3.1	2.1	6.2
列合計		1.0	11.3	32.0	44.3	11.3	100
N		1	11	31	43	11	97

注: 比率は、全体を100%として算出した

図表-7 離家前年の生活満足度・年収別
離家後の生活満足度の変化

注: 離家前後での生活満足度の増減を学歴とコーホートによって統制した

い。コーホートCでは、世帯構成と住宅の種類との関連が認められ、拡大家族の者、戸建てに住む者の生活満足度が高い。

統計的に有意な関連が認められた指標について交互作用を検討したところ(図表は省略)、コーホートBの世帯員年収と世帯構成は、統計的に有意な関連が認められない。コーホートCの本人年収と世帯構成では、それぞれの主効果のみが統計的に有意な関連が認められ($F=2.09, p<.036$)、本人年収が高い、拡大家族に属する未婚女性の生活満足度は高い。

4. 離家は生活満足度を下げるのか

最後に、パネル1～パネル13の間に、未婚のまま離家(正確には、「あなたが親の家から出て、独立した世帯を形成した」)を経験したサンプルに限定し、離家前後での生活満足度の変化を検討

しよう。観察数は102、うち4人はこの間に離家を2度経験しているが、間隔が2年以上開いている場合はそのまま、1年の場合は新しいケースのみ残した。よって、ここでの分析対象数は101である。

離家の平均年齢は30.0歳、中央値は29.0歳であり、28、29歳におよそ3割が集中している。サンプルの特徴として、学歴は、各コーホートの平均より、大卒が若干多くなっている。また、離家との関連は不明だが、この1年で就職や転職、退職といった職業上の変化を経験している人が多い。

離家の前後での生活満足度のクロス集計を図表-6に示す。生活満足度を平均点でみると、離家前年は3.1、離家した年では3.6と約0.5増加している($t=4.05, p<.001$)。生活満足度の変化をみると、得点に変化していない者(クロス表網かけ部分の合計)が42.3%と多い。得点の変化がみられる場合、前年より低下している者(対角線の下側、合計14.5%)よりも、向上した者の方が多い(対角線の上側、合計42.3%)。全体的には、離家によって、生活満足度が向上していることがわかる。離家前年の生活満足度を2群に分け、離家した年の年収別に観察をおこなったところ(図表-7)、現在の年収にかかわらず、離家前年に生活満足度が低かった者(1～3点)では、離家当年の生活満足度の向上が顕著であるが、生活満足度が高かった者(4～5点)では、低下している傾向が認められる。以上のことから、離家は全体的に生活満足度を高めるが、その効果は生活満足度が低かった者の生活満足度を大きく向上させ、生活満足度が高かった者にはあまり効果がない、もしくは低下させる。

5. まとめ

本稿では、未婚継続者の生活満足度に注目し、以下の2点があきらかとなった。第1に、生活満足度の規定要因を、社会経済的地位について、コーホート別に検討したところ、コーホート共通の要因はみられず、コーホートAでは、就業状況、コーホートBでは世帯員の年収、コーホートCでは本人年収との関連が認められた。また生活状況については、世帯構成では拡大家族世帯に属する者の生活満足度が総じて高いが、コーホートBのみ単身世帯に属する者の生活満足度が高い。住宅関連では、(部屋の広さではなく)持ち家や一戸建てという住宅状況にある者で生活満足度が高い。

第2に、離家前後での生活満足度の変化を観察すると、離家によって全体的には生活満足度が向上しており、特に離家前に生活満足度が低い者には、その傾向が顕著であった。

本稿では、基本的な分析にとどまるが、同じ生活満足度という指標であっても、コーホートにより、その高低だけでなく、規定要因が異なっていることがあきらかとなった。すなわち、後生コーホートでは、働き方の安定性よりも、世帯年収、さらには本人年収という、より直接的な収入の多寡との関連がみられ、稼得力などいわゆる「男性的な」、個人単位の評価が基準となっていることが推測される。一方、いわゆる夫婦と子どもの核家族世帯にある者よりも、(サンプル数は多くないが)拡大家族世帯に属する者では生活満足度が高く、世帯年収や住宅条件の良さ以上に、多世代の多様な人間関係が、未婚女性の主観的well-beingに何らかのプラスの効果があることが考え

られる。未婚期の世代間関係のあり方が、将来の世代間関係——結婚後の同別居、育児援助、介護など——にどのような影響をおよぼすのか、今後のデータの蓄積を待ち、さらなる分析を重ねることが課題である。

文献

- 色川卓男, 1999, 「結婚・出産・離婚で女性の<生活満足度>はどう変わるか」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 193-223.
- , 2004, 「女性の幸福感はどう変化しているか」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社, 261-282.
- 北村行伸・坂本和靖, 2004, 「優雅な「パラサイトシングル」像が変容」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社, 87-115.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2001, 『世帯内単身者に関する実態調査報告書』.
- 古谷野亘, 2002, 「幸福な老いの研究——研究の歴史と残された課題」『生きがい研究』8: 48-70.
- 坂本和靖, 2005, 「未婚で居続けるリスク」財団法人家計経済研究所編『リスクと家計——消費生活に関するパネル調査(第12年度)』国立印刷局, 17-31.
- 内閣府, 『国民生活に関する世論調査』.
- , 2003, 『国民生活白書(平成15年版)』.
- 内閣府大臣官房政府広報室, 2004, 「中高年層に集中する生活への不満——世論調査による生活不満増大の背景を探る(その一~その四)」『月刊 世論調査』36(3, 4, 5, 8).
- 宮本みち子, 2004, 『ポスト青年期と親子戦略——大人になる意味と形の変容』勁草書房.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.

たなか・けいこ 財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「『パラサイト・シングル』仮説の検証」(『家族関係学』22, 2003)。家族社会学専攻。

低所得世帯とその属性について

坂口 尚文

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

政治的な課題としても、またメディアの関心事としても、所得格差の議論が近年、注目を集めてきている。特に昨今の議論の中で注目すべき現象の一つとして、一時点の所得格差だけではなく、格差の固定化を懸念する声が高まっていることがあげられる。

データを用いてこの固定化の傾向を示すには、所得をいくつかの分位に分けて、各分位に所属する世帯がその後どの分位にどの程度移動するかを追跡することにより固定化を計測する方法がある。このような方法を用いた先行研究としては、財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(以下、家計研パネル調査)を用いた樋口他(2003)、太田・坂口(2004)などがあげられる。このような分析は直感的でわかりやすい長所がある半面、どのような属性をもつ世帯が所得階層間を頻繁に出入りしているのか、あるいは留まったままであるのかが、依然、ブラックボックスになったままという問題が残っている。属性について何も情報を与えないことは、この分析方法の大きな欠点といえる。なぜならば、低所得状態にとどまる層に対する効率的、かつきめ細かい対策を検討する場合には、低所得層に陥りやすいのはどのような属性をもつ層なのか、あるいは低所得層から抜け出しにくいのはどういった属性をもつ層なのかといったことを的確に把握する必要があるからである。そこで本稿では、これらの問いに答えるべく、個人およびその世帯の属性と相

対的な所得状態の関係について、家計研パネル調査を用い、明らかにする。

本稿の構成は、以下の通りである。続く第2節では、これまでの先行研究と今回使用するモデルの解説を行う。以降、第3節では使用するデータの解説を、第4節では推計結果とその解釈を、第5節は本稿のまとめと課題について述べる。

2. 先行研究と使用するモデル

(1) 先行研究

日本では、個々の世帯レベルで、経時的に所得状態がどのように推移しているかといった、動学的な視点からの分析例は多くはない。その大きな理由の一つが、個人レベルでの動学分析を可能にするパネル調査が、長い間、実施されてこなかったことにある。

一方、比較的早い時期からパネル調査を実施してきた欧米では、動学的に分析した事例は数多く存在する。低所得層の分析については貧困の問題とリンクして記述されることが多い。Aassve et al (2006)では、貧困に関する研究の分析手法を次の5つに大まかに分けている。それは(a) Components of varianceモデル (b) ハザード関数モデル (c) マルコフ推移モデル (d) 動学的離散選択モデル (e) 要因分解、である。各分析の簡単な説明は以下の通りである。

(a) Components of variance モデルは、個人の所得の変動を永続的な部分と一時的な部分に分解し、一時的なショックによらない個々の世帯所得

の分布上の位置を評価するものである。低所得層に関する実証分析では低所得状態に陥るかどうかといった二値データに情報を集約してしまうことが多いが、この分析では実際の所得額の変動を描写できるという利点がある。ただ一方で、この分析では所得額そのものの変化しか捕捉できず、異時点間で異なるであろう各世帯の特性値や世帯構成の変化をモデルに組み込めないという欠点がある。

(b) ハザード関数モデルは、低所得状態にある世帯が貧困から抜け出すまでの期間を推定するモデルである。ただ、低所得に関する問題点の一つは、その世帯が一度は低所得状態を抜け出しても、程なくしてまた再び低所得状態に陥りやすいことにある。単純なハザード率モデルでは、低所得状態を抜け出すまでの期間に焦点をあてていたため、このような状態間の相互移動は考慮されていなかった。Stevens (1999) のモデルでは、この貧困および非貧困状態の継続期間、およびその状態間の出入りについて複数の方程式を用いることで、貧困状態への再度の出入りを含む複数期間に及ぶ状態のダイナミクスを記述している。

(c) マルコフ推移モデルは、来期の所得状態が今期の状態のみに依存する、異時点間の状態推移の関係に単純マルコフ性を仮定したモデルである。このような比較的、条件の強い単純マルコフ性の仮定を置くことにより、ある時点での個人の所得状態および異時点間での所得状態の推移に、年齢や学歴といった個人属性がどのような影響を与えているか具体的に推計することが可能となる。この分析の代表的な例はCappellari and Jenkins (2004) によるものである。ただし、1期前の状態に依存するといった単純マルコフ性の強い仮定は、共変量の2期、3期前の影響といった貧困のラグを伴う構造を表出できず、また逆に即時的な影響も考慮できないという制約が付きまとうことになる。

(d) 動学的離散選択モデルは、動学と離散選択の名前が示す通り、異時点間 (= 動学) の状態 (= 離散選択) 変化の推移に着目したものである。また離散選択であるため、その状態空間は有限個

の所得状態で構成される。これらの意味では、動学的離散選択モデルは上記のマルコフ推移モデルも包含している。

近年の動学的離散選択モデルで特筆すべき分析として、各状態間の依存性を考慮したBiewen (2004) のものがある。ある時期にいったん貧困状態に陥ってしまうと、その人の雇用状況や世帯形成にも少なからず影響が及ぶことになる。これらの間接的な影響を通じて、過去に貧困であったこと自体が、今現在、貧困であるか否かといった状態にも大きな影響を及ぼしていることが考えられる。Biewenのモデルでは、今期の貧困状態を、過去の貧困状態に依存する部分と個々人の属性の違いによって説明できる部分とに分け、より正確なパラメーターの値を推定しようとしている。

(e) 要因分解による手法は、貧困率の変化をいくつかの要因 (世帯構成および人口動態の変化、賃金構造の変化、労働力率、給付水準等の福祉政策の内容) に分け、それらが貧困率の変化にどの程度寄与しているかを評価するものである。さらには、他の条件を一定としたもとで、例えば給付水準を変化させたとき、それが貧困率にどの程度の効果を有するかといった政策的含意を導くことも可能である。直感的に把握できるものの、この手法ではその要素間自体の関係が不変であるといった強い前提が強いられる。世帯構成の変化は労働力率の変化に影響を与えるであろうし、労働力率の変化はまた賃金構造の変化にも影響を与えることにもなる。ただ要因分解による分析では、その算出方法上、分解した要因が互いに独立なものとして扱われることになる。

(2) 使用するモデル

どのような属性を持つ人が低所得状態に陥りやすいのか、あるいは低所得状態のままなのか。本稿ではこれらの問いに回答するために、所得状態のダイナミクスを記述する上記の既存モデルのうち、マルコフ推移モデルを用いて分析を行うことにする。確かに単純マルコフ推移モデルには上にあげた2期以前の状態をモデルに組み込めないといった欠点もある。ただ本稿の目的としては、

家計研パネル調査を用いた既存の階層間移動の分析について、どのような属性をもつ世帯が低所得層を出入りしているかを明らかにすることも含まれている。このとき、各年度の各所得分位を状態空間と捉えれば、各年別にみた世帯の階層間移動の図式は単純マルコフ過程の枠組みにそのままあてはまる。よって、所得の階層間移動を説明するにはマルコフ推移モデルが他の手法よりも自然であり、また直感的にも分かりやすいものになる。なお、今回使用するモデルの基本的な構造は Cappellari and Jenkins (2004) に倣っている。

さて、基本となる方程式は、任意の世帯が低所得状態に移行する確率に対して、年齢や学歴といった属性や世帯員の就業状態といった要因がどの程度の影響を与えているかを示すプロビット方程式である。今回の分析では、低所得状態を所得を5つの分位に分けたときの最下位分位（第Ⅰ分位）と設定する。よって、状態空間はその世帯所得が第Ⅰ分位に位置するか否かの2つの状態から構成される。また単純マルコフ性の仮定から、当期の所得状態に位置する確率、例えば低所得に位置する確率は、全確率の公式からその状態を前期の状態で条件付けした確率の総和になる。この性質から状態推移を表すプロビット方程式は、前期の状態（本稿の場合は低所得に位置したか、そうでなかったか）によって係数を変える方程式として記述する。

家計研パネル調査は対象数が3,000弱と大きな調査ではない。サブグループに分けてデータを作る場合、一定数のデータを確保ができないことがある。そのため、今回はある隣接2年度だけのデータを用いるのではなく、複数年度の2カ年データをプールして、それをあたかも同一時点での隣接2期間データとみなして扱う。

しかしながら、プーリングしたデータを用いる場合、異時点の同じ対象世帯のデータを同一の組上で扱うことになる。つまり、同一世帯ばかりが第Ⅰ分位に集まり、バイアスのかかった条件付き推移を算出してしまう可能性を考慮しなければならない。推計したいものは、あくまで他の条件を一定としたもとでの、任意の世帯における状態推

移の状況である。

そこで基本となる状態推移式に加えて、前期の状態、すなわち状態推移の条件にあたる初期状態式を連立させ、両方程式の誤差項の相関を考慮することにより、プーリングしたデータの使用に伴う推計値のバイアス問題を回避する。

二本の方程式の具体的な記述は、おのおのの潜在変数に対して以下の通りに設定する。

初期状態式

$$p_{it-1}^* = \beta' x_{it-1} + \mu_i + \delta_{it-1}$$

$i=1, \dots, N$ は各世帯を示す添字であり、 x_{it-1} は説明変数ベクトル、および β はその係数のベクトルである。 μ_i は観測されない各世帯固有の効果で、 δ_{it-1} は（直交）ホワイトノイズである。この2つを足し合わせたものと誤差項 u_{it-1} として推計では扱う。また u は正規分布に従うものと仮定する。潜在変数 p_{it-1}^* が0を超えたとき、前期の状態は低所得状態であるとする。

状態推移式

$$p_{it}^* = [(P_{it-1})\gamma_1' + (1-P_{it-1})\gamma_2'] z_{it} + \tau_i + \zeta_{it}$$

初期状態式と同様、 $i=1, \dots, N$ は各世帯を示す添字であり、 z_{it} は説明変数ベクトル、および γ_1, γ_2 はその係数ベクトルである。今期の所得状態を前期の所得状態の条件付き確率として考えるため、前期の所得状態（低所得状態のとき $P_{it-1}=1$ ）で異なる係数を持たせるようにしている。 τ_i は観測されない各世帯固有の効果で、 ζ_{it} は（直交）ホワイトノイズである。この2つを足し合わせたものと誤差項 ε_{it} として推計では扱う。また ε は正規分布に従うものと仮定する。初期状態と同様、 p_{it}^* が0を超えたとき今期の所得状態は低所得状態であるものとする。

そして初期状態式の誤差項 u_{it-1} と状態推移の誤差項 ε_{it} の相関は、 $\delta_{it-1}, \zeta_{it}$ をホワイトノイズと仮定したため、両方程式での観測されない世帯固有の効果同士の相関にはよかならない。この相関の値が高いほど、式の関係から、観測されない世帯

図表-1 記述統計量

	平均値	最小値	最大値	第1四分位	第3四分位
夫の年齢	40.5	27	60	37	44
世帯所得 (万円)	696.7	60	2,729	496	854
等価所得 (万円)	362.8	40	1,768	250	445
貯蓄 (万円)	430.4	0	6,000	50	500
子ども数	2	0	7	2	2
	割合				
夫自営業率	13%	対象数 1,220			
妻有職率	52%				
妻正規従業員	12%				
妻非正規従業員	32%				
妻自営業	9%				
子ども3人以上	23%				
東京23区および政令指定都市	25%				
町村	11%				

図表-2 分位間の移動数

	前期		当期	
	第1分位	第1分位以外	第1分位	第1分位以外
第1分位	129	90		
第1分位以外	83	918		

固有の効果が前期の所得状態と推移確率に強い影響を与えていることになる。

なお、このような多方程式プロビットモデルから得られる尤度関数の積分値を、解析的に解くことはやや複雑であり、また従来の最尤法では推計値にバイアスが発生することが知られている。Cappellari and Jenkins (2004) による改良した最尤推定を用いた分析も存在するが、本稿では確率シミュレーションによるモンテカルロ積分、いわゆるマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いて、解の算出にまつわる問題を回避することにする。そのため、推計は事後分布を最大化させるベイズ推定の枠組みで行われる。

3. 使用データ

今回の分析の焦点となる各世帯で見た所得分位間の移動は、世帯所得の水準決定、およびその変動の構造を、全体の所得分布との相対で評価しているにすぎない。そのため、人的資本理論等を背景に持つ素朴な賃金決定理論の類推を用いて、前

節で提示した階層の水準を決める初期状態の方程式とその推移方程式を構成することができる。そこで、今回の分析における主要な説明変数は、従来ながらの賃金関数の推計に依拠して、年齢およびその2乗、学歴、職種といったものを変数として取り入れる。これらの変数は世帯の主な稼得者であると予想される夫の

値を用いる。また分析の対象が世帯所得であることから、妻の就業状態についてもコントロール変数として組み込むことにする。詳しい説明を必要とする主要データの特性、および分析の対象期間については、以下に小節を設けて簡単な記述をしておく。また、使用するデータの記述統計量は図表-1に示している。さらに、全体としてどのくらい低所得層への流入があるのか。基本的な情報として使用データから得られる状態推移の概要も図表-2に表記しておく。

なお、初期状態式および状態推移式とも1期の時間差がある以外、基本的には同じ説明変数を用いるが、初期状態式については子ども数（3人以上いるかどうかの2値データ）、貯蓄残高を別途加えている。子どもの数と世帯所得の関係については、家計研パネル調査を用いた岩田・濱本(2004)において、子ども数が3人以上いる世帯に貧困率が高いという結果が示されている。そのため有用なコントロール変数と判断して導入する。本分析では世帯人数の平方根で除した等価所得を用いているために、式へ組み込むことに推計上問題がないわけではない。ただ、世帯所得と子ども数の関係については、政策的含意も高いことから、今回あえて導入することにした。また、貯蓄残高については、これを今までの所得のストックの一部であるとみなし、2期以前の収入履歴の代理変数として扱う。

(1) 対象とするコーホートと調査年度

家計研パネル調査を用いた分析では、対象者の年齢をコーホートA（1959～1969年生まれ）、コーホートB（1970～1973年生まれ）、コーホートC（1974～1979年生まれ）の3つの年齢層で便宜的に区切ることが多い。これは調査の開始年度の違いに起因するものである。今回の分析では、所得の第I分位に出入りするサンプルに焦点をおくが、分位とはあくまでデータから構成される所得分布に依存して決まる相対的な概念である。家計研パネル調査では対象者である妻が20歳代から40歳代であるため、世帯の主な稼得者である夫もほぼそれに対応する年代となっている。20歳代から40歳代までの所得を比較すると、20歳代の対象の多くが所得分布の下位に集まることは避けられない。また後述するように、今回の分析では等価所得を使用する。通常ならば若い世代ほど単身世帯が多いため、そのことで所得の順位が相殺される可能性もあるが、既婚世帯という制約がつくために比較的若い層が下位に位置する状況に変わりはない。さらに、所得分布の裾が重ければ、年齢によらない一定数の当該対象を確保できるが、家計研パネル調査のサンプルサイズは対象者レベルで3,000未満であるため、分布の裾は大規模な横断面調査に比べれば軽いものである。このような年齢が相対所得の位置に与える強い影響を極力除外するために、今回は上記3つの年齢コーホートのうちコーホートAのみを用いる。

また、前述したように、今回は所得階層間の出入りについて単純マルコフ連鎖を仮定するため、分析を行うためには各対象につき連続2カ年のデータをそろえればよい。そのため、使用する連続2期間のデータがすべてそろった対象者について、そのデータをプーリングして分析を行う。もちろん、分析の期間が長いほうがデータ数は確保できる。ただし長期のデータを分析する場合は、サンプル脱落の影響が無視できなくなる。特に今回の場合は分位という相対概念を用いるために、高所得、あるいは低所得に偏った脱落が続いた場合は、推計値に大きな影響を与える。実際、坂本（2006）では家計研パネル調査では有配偶世帯の

場合、年収が高いほど脱落すると指摘されている。そこで今回の分析では全期間のデータを用いるのではなく、やや恣意的ではあるが、直近5カ年のデータを用いることにする。

なお、所得について家計研パネル調査では調査実施時の9月に、前年1年間の所得を尋ねている。そのため、同じ調査において年間所得と他の調査項目の間には1年のラグがある。所得は1カ年のスパンであり、他の調査項目の多くは9月の一時点であるという制約は残るものの、所得を他の調査項目に回帰させるにあたっては、やはり両者を年度の上で統一させたほうが自然である。よって本稿の執筆時では、家計研パネル調査は2005年まで調査が行われているが、今回、直近の5カ年を分析するにあたって、対象年は2004年から2000年までの5カ年となる。

(2) 世帯

夫婦2人、あるいはその子どもからなる世帯に対象を限定している。家計研パネル調査は女性を対象にした調査であるため、男性の単身世帯は含まれない。そのため、家計研パネル調査では無配偶の対象者の世帯所得を、有配偶の対象者と同じ所得分布の上で論じることはできない。よって、結婚および離婚による所得変化を今回の分析の枠組みの中では取り扱うことができない。また、親と同居している世帯を取り扱うことは可能であるものの、所得額の決定および変動の要素を多岐にわたらせることになり、過度にモデルを複雑化させてしまうため、今回は対象から除外することにした。

(3) 所得

所得の単位は1年間の税込み年収である。妻にも収入がある場合は、それを合算した世帯年収を用いる。所得の源泉は勤め先の年収ないし事業収入であり、財産収入、社会保障給付等は含めていない。なお分析では、夫が有職者である世帯に限定している。また、世帯人数の影響を調整するため、所得を世帯人数の平方根で除した値で評価している。推計では、モデルの節で言及したとお

図表-3 初期状態式の推計結果

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.00	-0.04	0.04
夫の年齢2乗	0.00	0.00	0.00
学歴（高校卒を基準）			
中学	0.28	0.07	0.50*
専門・専修、短大・高専	0.25	0.06	0.43*
大学・大学院	-0.54	-0.70	-0.39*
自営業（夫）	-0.18	-0.39	0.01
妻の就業状況（無職を基準）			
自営業	-0.34	-0.58	-0.10*
常勤の職員・従業員	-0.55	-0.78	-0.33*
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.11	-0.26	0.03
都市規模（下記以外の市を基準）			
東京23区および政令指定都市	-0.22	-0.37	-0.07*
町村	-0.32	-0.54	-0.10*
貯蓄額（百万円）	-0.04	-0.06	-0.03*
子ども3人以上	0.33	0.18	0.47*
定数項	0.05	-0.60	0.72

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

図表-4 学歴別の所得状態

最終学歴	対象数	第I分位	第I分位以外
中学	115	36%	64%
高校	445	16%	84%
専門・専修、短大・高専	170	30%	70%
専門・専修 （入学資格 要件なし、無回答）	25	44%	56%
専門・専修 （入学資格 高校卒）	120	32%	68%
短大・高専	25	8%	92%
大学・大学院	490	10%	90%

り、所得5分位の第I分位を低所得層と設定し、この層に含まれる場合を1、その他の分位に含まれる場合を0とする2値データに置き換える。各分位の設定は、調査年度ごとに使用サンプルのみで設定する。

4. 推計結果¹⁾

まず両方程式の推計結果を見る前に、得られた両方程式間の相関係数について言及しておく。相関係数の推計結果は、事後分布の中央値で0.61、90%信用区間が(0.53, 0.69)であった。両方程式間には正の相関があることが確認できる。この値は、方程式に表れる各種説明変数だけでは捉えき

れない個々の世帯の異質性の相関を意味していた。すなわち、説明変数で表される他の条件をコントロールした上でも、当初第I分位にいた世帯は、次の期もまた第I分位に位置しやすいことを意味している。特に、今回はプーリングしたデータを用いたため、その傾向が強く表れたものと思われる。この結果からは、所得階層間の移動について状態推移式のみ

の単一方程式で推計することは、推計値にバイアスを発生させることにつながることを理解できる。

(1) 初期状態式

図表-3は初期状態式の推計結果を示したものである。係数の値が正に大きいほど、その属性を持つ対象が第I分位に位置している確率が高いことになる。逆に負に大きい場合は、位置する確率が低いことになる。

年齢については、係数の値がほぼ0であり、第I分位に位置する確率にほとんど影響を与えていない。同一世帯が重複して扱われるプーリングデータであること、また、第1四分位が36歳、第3四分位の間が43歳と対象者の年齢分布の幅が小さいことに起因しているものと思われる。

次に学歴²⁾についてみてみると、大学・大学院卒業の場合、係数が-0.54と高校卒に比べて第I分位に位置する確率が低くなる結果が得られている。また逆に、中学卒では0.28と確率が高くなっている。これらの結果は修めた学歴の高さに沿って、第I分位に位置する確率がより低くなることを示している。ただ、専門・専修、短大・高専卒に関しては、高校卒業よりも第I分位に位置している確率が高い結果となっている。なお、この結果を実数としてより具体的に把握するため、図

図表-5 状態推移式の推計結果 1期前が第I分位

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.01	-0.05	0.07
夫の年齢 ² 乗	0.00	0.00	0.00
学歴(高校卒を基準)			
中学	0.52	0.08	0.98*
専門・専修、短大・高専	0.69	0.27	1.15*
大学・大学院	-0.20	-0.54	0.16
自営業(夫)	-0.51	-0.94	-0.08*
妻の就業状況(無職を基準)			
自営業	-0.64	-1.25	-0.05*
常勤の職員・従業員	-0.38	-0.92	0.14
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.31	-0.63	0.02
都市規模(下記以外の市を基準)			
東京23区および政令指定都市	-0.02	-0.42	0.38
町村	-0.05	-0.54	0.46
定数項	-0.02	-1.09	1.02

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

表-4では学歴別の位置階層の割合を示している。図表-4を見ると、専門・専修、短大・高専卒の中でも特に高校卒業の要件を必要としない専門・専修学校のカテゴリーで第I分位に位置する割合が大きくなっている。逆に、短大・高専卒では第I分位に位置する割合は低い。

就業に関連する変数については以下のことが示されている。夫が自営業の場合、90%信用区間は0をまたいでいるものの、おおむね第I分位に位置する確率は低いと評価してよいようである。一方、妻の就業状況に目を向けると、妻が正規の従業員として就業している場合は、妻が無職である場合よりも第I分位に位置する確率が低いことがわかる。また妻が自営業に従事している場合も、係数の値は-0.34と第I分位に位置する確率を押し下げる効果があるようである。夫と妻、両方の所得が合わさるため、それだけ世帯所得の相対的な位置が高まることは容易に予想できる。ただし、妻がパート・アルバイト、嘱託・その他³⁾といった形態で就業している場合は、係数の90%信用区間が0をまたぎ、他の就業状態に比べて、その効果が若干弱いものとなっている。

貯蓄残高の係数は-0.04であり、90%の信用区間も0をまたいでいない。この結果からは、貯蓄残高の多い世帯ほど、第I分位に位置する確率は低

いことになる。

最後に、3人以上子どもがいる世帯については、その係数が0.33と他の係数と比較して大きなものになっている。すなわち、子どもが多い世帯ほど第I分位に位置しやすく、これは前述した岩田・濱本(2004)の結果と符合している。もちろん、等価所得で評価しているため子ども数が多いほど、その世帯所得は小さくなることには留意する必要がある。

(2) 状態推移式

この方程式では、前節で示したように、第I分位とその他の分位の2つの状態間の移動を、1期前の状態別に分けて係数を推定している。係数が正に大きいほど、前期の状態が第I分位だった場合は、引き続き第I分位とどまる確率が高いということであり、また前期の状態がそれ以外の分位であった場合は、第I分位に下がる確率が高いということである。推計結果は1期前が第I分位の場合は図表-5に、第I分位以外の場合は図表-6にそれぞれ示している。

まず、年齢に関しては、初期状態の推計値と同様、前期の状態がいずれの場合も、推移について大きな影響を与えていなかった。年齢幅が狭いこと、そして所得が分位という相対的な位置で評価されていることに起因していると考えられる。

夫の学歴については、初期状態のときと同様、中学、専門・専修、短大・高専の学歴で前期の状態にかかわらず係数が正になっている。これらの学歴では、高校卒に比べて第I分位に残留する確率も第I分位に下がる確率も高いということである。一方、大学・大学院卒業の場合は、中央値で評価した係数がいずれも負の値となっている。ただし、1期前が第I分位に位置していた場合は、

図表-6 状態推移式の推計結果 1期前が第I分位以外

説明変数	事後分布中央値	90%信用下限	90%信用上限
夫の年齢	0.01	-0.04	0.06
夫の年齢2乗	0.00	0.00	0.00
学歴(高校卒を基準)			
中学	0.40	0.14	0.66*
専門・専修、短大・高専	0.28	0.05	0.50*
大学・大学院	-0.81	-1.00	-0.63*
自営業(夫)ダミー	-0.13	-0.37	0.11
妻の就業状況(無職を基準)			
自営業	-0.50	-0.79	-0.21*
常勤の職員・従業員	-0.79	-1.06	-0.53*
パート・アルバイト、嘱託・その他	-0.16	-0.33	0.01
都市規模(下記以外の市を基準)			
東京23区および政令指定都市	-0.23	-0.40	-0.05*
町村	-0.22	-0.47	0.02
定数項	0.13	-0.87	1.19

年次ダミーあり

*は90%信用区間が0をまたがないもの

90%信用区間が0をまたいでおり、初期状態式のときほど高校卒との違いがはっきりと出ているわけではない。ただ、前期が他分位のときの係数が中央値で-0.81と高い値を示していることから、そもそもが大学・大学院卒の場合は第I分位になる確率自体がかなり低いといえる。

夫の職業が自営業である場合は、1期前が第I分位に属していた場合、今期は他の分位に移る確率が高い。これは自営業者の所得が雇用者のそれに比べて変動が高いことを反映しているものと考えられる。一方で、前期が他分位であった場合は、係数の信用区間は0をまたぐものの、中央値では-0.13であり、第I分位に下がる確率が雇用者に比べれば若干、低いようである。

妻の就業状況については、まず前期が第I分位であった場合は、中央値ですべて負値になっており、妻が無職の場合よりは第I分位から他分位へ上昇する確率が高い。ただ、90%信用区間はすべて0をまたいでおり、上方移動に対して強い効果が認められるわけではない。他方、前期が第I分位に位置しなかった場合、妻が自営業あるいは正規の従業員であれば安定した世帯所得の源泉が2つあるために、そのような世帯が第I分位に下がる確率はかなり低いといえる。パート等による就業形態においても、その効果は他の就業状態に比べ

て弱いものの、第I分位に下がりにくくする効果は有しているようである。

5. おわりに

今回の分析では、所得を5分位に分けたとき、第I分位に位置しやすくなる属性、ならびに、第I分位からの移動および残留に影響を与えている要因を明らかにした。主として、夫の学歴、妻の就業状態、子どもの数が、その世帯の所得分位

間の推移に影響を与えているようである。

- (1) 夫の学歴に関しては「高校卒」を基準としたとき、「大学・大学院卒業」の層で第I分位に位置しない、また下がらない確率が高く、逆に「中学卒」、「専門・専修、短大・高専卒」で第I分位に下がる確率、および第I分位に残留する確率が高くなっていた。
- (2) 妻の就業に関しては、妻が自営業、あるいは常勤の職員として働いている場合は無職の場合に比べて第I分位に下がる確率が低い。パート等による就業についても、その効果は上記2つに比べて弱いものの、無職の場合に比べれば下がりにくい結果となっている。また、妻が就業していた場合ある時期に第I分位に位置したとしても、次の期には他の階層に移りやすい傾向が概してあるといえる。
- (3) 子どもが3人以上いる場合は、第I分位に位置する確率が高い。必ずしも所得の高い層が多くの子どものをもうけているわけではないようである。

最後に、今回の分析の問題点を指摘して本稿を閉じることにする。今回の分析では所得分位という相対的な所得の概念を用いたが、低所得層の問題を論じるにおいて、より重要と考えられるのは、最低限の生活水準を維持するのに必要な絶対的な

所得水準である。実際、第 I 分位に位置する世帯の多くは生活に困窮するレベルにまではないと考えられる。さらに相対所得を用いたときの問題点は、分位間の移動の多さが流動性という側面をもつ一方、所得変動が大きいという不安定さをも表していることである。これは社会的にみて望ましいことではないのかもしれない。特に、1 ないし 2 年という短期の場合は所得変動の色彩が色濃く出る。

そのような問題を和らげるためにも、所得の絶対水準を用いた分析を並行して行う必要がある。ただ、家計研パネル調査では、1) サンプルの主体が女性である、2) 年齢幅に制限がある、3) サンプルサイズが比較的小さい、といった標本設計上の制約により、所得絶対水準の分析を行う上で一定の対象数を確保することが難しい。今後、日本においても他の様々なパネルデータが整備、拡充されるにつれ、絶対水準での所得ダイナミズムに焦点をあてた分析が行われることが期待される。

注

- 1) ベイズ推計の事前分布には以下のものを使用した。係数 β には $\beta \sim N(0, 0.01 \otimes I)$ 、分散共分散行列 Σ には、 $\Sigma \sim IW(5, 5 \otimes I)$ 。ここで、 I は単位行列、 N は正規分布、 IW は逆ウィッシュャート分布を示している。また事後分布からのサンプリングでは、最初の 1,000 個を捨てて残り 10,000 個の標本を採用している。
- 2) 中退は卒業に含めない。
- 3) 家計研パネルでの正規の従業員、パート・アルバイト、嘱託・その他の定義は、すべて自己申告によるものである。

文献

岩田正美・濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の「貧困の

経験」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 203-233.

太田清・坂口尚文, 2004, 「所得格差と階層の固定化」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 191-201.

坂本和靖, 2006, 「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』No.551, 55-70.

樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖, 2003, 「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, 45-83.

Aassve, Arnstein, Simon Burgess, Matt Dickson and Carol Propper, 2006, *Modelling Poverty by not Modelling Poverty: An Application of a Simultaneous Hazards Approach to the UK CASE* Discussion Paper No.106.

Biewen, Martin, 2004, *Measuring State Dependence in Individual Poverty Status: Are There Feedback Effects to Employment Decisions and Household Composition?* IZA Discussion Paper No.1138.

Cappellari, Lorenzo and Stephen P. Jenkins, 2004, *Modelling Low Pay Transition Probabilities, Accounting Panel Attrition, Non-Response and Initial Conditions* ISER Working Paper No.2004-08.

Stevens, Ann Huff, 1999, "Climbing Out of Poverty, Falling Back In. Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells." *Journal of Human Resources*, 34 (3): 557-588.

さかぐち・なおふみ 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「所得格差と階層の固定化」(樋口美雄ほか編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 2004, 共著)。労働経済学専攻。

第 II 部

第 13 年度「消費生活に関するパネル調査」の概要

調査の方法

本調査の対象者は、第1年度調査の際に抽出した対象者（コーホート A）、第5年度調査の際に新たに抽出した対象者（コーホート B）と第11年度調査の際に新たに抽出した対象者（コーホート C）からなる。なお、第13年度の調査票は、財団法人家計経済研究所のホームページ（<http://www.kakeiken.or.jp/>）に掲載されている。

（1）調査の設計

コーホート A

- ① 調査地域 全国
- ② 調査対象 第1年度 満24～34歳の女性
第2年度 第1年度の回答者
第3年度以降 前年度の回答者と、前年度の調査時点では諸事情のため回答できなかった者
- ③ 初回完了数 1,500 票
- ④ 抽出方法 層化2段無作為抽出
- ⑤ 調査方法 留置法
- ⑥ 調査時期 [第1年度] 平成5年度 1993年10月1日～10月31日（第1年度以降、毎年10月1日から10月31日の間に調査をおこなっている）

コーホート B

- ① 調査地域 全国
- ② 調査対象 第5年度 満24～27歳の女性
第6年度 第5年度の回答者
第7年度以降 前年度の回答者と、前年度の調査時点では諸事情のため回答できなかった者
- ③ 初回完了数 500 票
- ④ 抽出方法 層化2段無作為抽出
- ⑤ 調査方法 留置法（第6年度以降も同様）

- ⑥ 調査時期 [第5年度] 平成9年度 1997年10月1日～10月31日（第5年度以降、毎年10月1日から10月31日の間に調査をおこなっている）

コーホートC

- ① 調査地域 全国
② 調査対象 満24～29歳の女性
③ 初回完了数 836票
④ 抽出方法 層化2段無作為抽出法
⑤ 調査方法 留置法
⑥ 調査時期 2003年10月1日～10月31日（補完調査2004年2月）

(2) サンプルデザイン

コーホートA

【層化】

ア. 全国の都道府県を8ブロックに分類した。

イ. 各ブロック内でさらに、都市規模によって次のように分類し、層化した。

- a. 13大都市（札幌市、仙台市、千葉市、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）
- b. その他の市
- c. 町村

（注）ここでいう市とは、1993年4月1日現在による市政施行の地域とした。

【標本数の配分】

各都市規模別の層での推定母集団の大きさにより、年齢構成・配偶関係（1992年3月31日現在で24歳～34歳の年齢別、配偶関係別人口数）を考慮して、1,500の標本数を比例配分した。

【抽出】

ア. 第1次抽出単位となる調査地点として、平成2年国勢調査時に設定された調査区を使用した。

イ. 調査地点（国勢調査区）の抽出数については、1調査地点あたりの標本数が12になるよう、各層に割り当てられた標本数から算出し決定した。

ウ. 調査地点（調査区）の抽出は、層内での抽出地点数が2地点以上割り当てられた層について、以下のように抽出間隔を算出し、等間隔法によって抽出した。

$$\frac{\text{層での調査区数 (計)}}{\text{層での抽出調査地点数}} = \text{抽出間隔}$$

エ. 抽出に際しての各層内の市町村の配列順序は、平成2年国勢調査時の「都道府県・市区町村コード表」の配列順序に従った。

オ. 抽出調査地点での対象者の抽出は、調査地点の住所（町・丁目・街区・番地等を指定）により、住民基本台帳から等間隔抽出法によって抽出した。

カ. この調査は完了指定数調査としたため、上記の正規対象者1について予備対象者3を付した。

キ. 以上の作業の結果得られた層別の標本数、調査地点数は図表1のとおりである。

コーホートB

サンプルデザインは標本数の配分を除いてコーホートAと同じである。コーホートAの回答者は、ほぼ国勢調査と同様の分布となったが、無配偶単身者だけは若干国勢調査の比率を下回っていた。そこで、コーホートBは標本数の配分の際に無配偶単身者の比率に配慮している。

【標本数の配分】

各都市規模別の層での推定母集団の大きさにより、年齢構成・配偶関係（1996年3月31日現在で24歳～27歳の年齢別、配偶関係別人口数、無配偶者の単身世帯数）を考慮して、500の標本数を比例配分した。層別の標本数、調査地点数は図表2のとおりである。

【抽出】

正規対象者1名に対し、配偶状況と世帯状況を考慮して、以下のように予備対象者を付した。有配偶者には3名、無配偶・非単身者には3名、無配偶・単身者には5名を付した。

コーホートC

【層化】

ア. 全国の都道府県を8ブロックに分類した。

イ. 各ブロック内でさらに、都市規模によって次のように分類し、層化した。

- a. 14大都市（札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、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）

b. その他の市

c. 町村

(注) ここでいう市とは、2003年4月1日現在による市政施行の地域とした。

【標本数の配分】

各都市規模別の層での推定母集団の大きさにより、年齢構成・配偶関係（2003年3月31日現在で24~29歳の年齢別、配偶関係別人口数）を考慮して、836の標本を比例配分した。層別の標本数、調査地点数は図表3のとおりである。

【抽出】

調査地点毎の調査対象数は各都市規模層の年齢構成・配偶関係の配分数に応じて4~9対象を割り当てた。また、正規対象数1名につき、配偶状況と世帯状況を考慮して、以下のように予備対象者を付した。有配偶者には3名、無配偶・非単身者には4名、無配偶・単身者には7名を付した。

(3) 調査の主体

財団法人 家計経済研究所

池田実 (財団法人家計経済研究所専務理事)

浜田浩児 (財団法人家計経済研究所研究部長)

久木元真吾 (財団法人家計経済研究所次席研究員)

村上あかね (財団法人家計経済研究所研究員)

坂口尚文 (財団法人家計経済研究所研究員)

坂本和靖 (財団法人家計経済研究所研究員)

消費生活に関するパネル調査研究会メンバー（2006年度）

所属は2006年9月現在

- 主査 樋口美雄（慶應義塾大学商学部教授）
- 副査 岩田正美（日本女子大学人間社会学部教授）
- （五十音順） 阿部正浩（獨協大学経済学部助教授）
- 色川卓男（静岡大学教育学部助教授）
- 木村清美（大阪産業大学経済学部教授）
- 小原美紀（大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授）
- 高見朗（総務省統計局統計調査部経済基本構造統計課長）
- 重川純子（埼玉大学教育学部助教授）
- 永井暁子（東京大学社会科学研究所助教授）
- 野田正彰（関西学院大学教授）
- 馬場康彦（明星大学人文学部教授）
- 濱本知寿香（大東文化大学経済学部助教授）
- チャールズ・ユウジ・ホリオカ（大阪大学社会経済研究所教授）
- 御船美智子（お茶の水女子大学生生活科学部教授）

図表1 コーホートAの層別推定母集団数、標本数、調査地点数

	13大都市	その他の都市	町 村	計
北海道	272,755 24(2)	328,511 36(3)	177,644 12(1)	778,910 72(6)
東 北	143,956 12(1)	710,759 60(5)	439,852 36(3)	1,294,567 108(009)
関 東	2,261,067 192(16)	3,035,727 264(22)	612,586 60(5)	5,909,380 516(43)
中 部	330,121 36(3)	1,982,543 168(14)	787,642 72(6)	3,100,306 276(23)
近 畿	791,651 72(6)	1,684,208 144(12)	331,368 24(2)	2,807,227 240(20)
中 国	158,655 12(1)	578,830 48(4)	220,257 24(2)	957,742 84(7)
四 国	- -(-)	343,032 36(3)	175,300 12(1)	518,332 48(4)
九 州	327,575 24(5)	1,019,476 84(7)	580,010 48(4)	1,927,061 156(13)
計	4,285,780 372(31)	9,683,086 840(70)	3,324,659 288(24)	17,293,523 1,500(125)

注) 上段:推定母集団数
下段:標本数(調査地点数)

図表2 コーホートBの層別推定母集団数、標本数、調査地点数

	13大都市	その他の都市	町 村	計
北海道	315,837 8(2)	354,942 10(3)	163,782 4(1)	834,561 22(6)
東 北	165,648 4(1)	717,759 20(5)	403,002 9(3)	1,286,409 33(9)
関 東	2,759,343 72(16)	3,683,433 98(22)	623,364 14(5)	7,066,140 184(43)
中 部	385,263 9(3)	2,239,332 61(14)	831,210 20(6)	3,455,805 90(23)
近 畿	942,807 25(6)	1,994,082 55(12)	345,852 5(2)	3,282,741 85(20)
中 国	180,561 4(1)	607,938 15(4)	209,568 4(2)	998,067 23(7)
四 国	- -(-)	359,337 10(3)	168,459 4(1)	527,796 14(4)
九 州	363,696 10(5)	1,041,798 26(7)	557,448 13(4)	1,962,942 49(13)
計	5,113,155 132(31)	10,998,621 295(70)	3,302,685 73(24)	19,414,461 500(125)

注) 上段:推定母集団数
下段:標本数(調査地点数)

図表3 コーホートCの層別推定母集団数、標本数、調査地点数

	14大都市	その他の都市	町 村	計
北海道	540,756 11(2)	613,383 15(3)	265,566 6(1)	1,419,705 32(6)
東北	317,436 6(1)	1,244,232 29(5)	665,448 17(3)	2,227,116 52(9)
関東	4,679,379 118(17)	6,137,133 158(21)	1,135,146 29(5)	11,951,658 305(43)
中部	614,394 19(3)	4,021,920 97(14)	1,447,863 35(6)	6,084,177 151(23)
近畿	1,565,124 40(6)	3,533,046 87(12)	628,206 14(2)	5,726,376 141(20)
中国	337,476 8(1)	1,169,547 28(4)	385,989 9(2)	1,893,012 45(7)
四国	- -(-)	681,645 18(3)	299,001 6(1)	980,646 24(4)
九州	675,927 18(2)	1,902,615 45(7)	962,382 23(4)	3,540,924 86(13)
計	8,730,492 220(32)	19,303,521 477(69)	5,789,601 139(24)	33,823,614 836(125)

注) 上段:推定母集団数
下段:標本数(調査地点数)

図表4 各年度回収状況

	調査年	コーホートA		コーホートB		コーホートC	
		有効完了数	有効回収率 1)	有効完了数	有効回収率	有効完了数	有効回収率
第1年度(パネル1)	1993年	1,500人	41.4%	—	—	—	—
第2年度(パネル2)	1994年	1,422人 2)	94.3%	—	—	—	—
第3年度(パネル3)	1995年	1,342人 3)	94.3%	—	—	—	—
第4年度(パネル4)	1996年	1,298人 4)	96.0%	—	—	—	—
第5年度(パネル5)	1997年	1,255人 5)	96.2%	500人	34.3%	—	—
第6年度(パネル6)	1998年	1,196人 6)	95.0%	442人 7)	87.0%	—	—
第7年度(パネル7)	1999年	1,137人 8)	94.5%	412人 9)	91.7%	—	—
第8年度(パネル8)	2000年	1,102人 10)	96.6%	386人 11)	92.9%	—	—
第9年度(パネル9)	2001年	1,059人 12)	95.7%	366人 13)	94.3%	—	—
第10年度(パネル10)	2002年	1,032人 14)	97.3%	344人 15)	93.7%	—	—
第11年度(パネル11)	2003年	980人 16)	95.0%	323人	94.2%	836人	28.4%
第12年度(パネル12)	2004年	944人 17)	96.7%	312人 18)	95.4%	724人 19)	85.6%
第13年度(パネル13)	2005年	901人	95.4%	291人	93.3%	672人	92.8%

注：1) 復活データを除いたt年度の有効回収率

= [(t年度に回収した全有効調査票数) - (t+1年度に回収したt年度有効調査票数) - (t年度に回収したt-1年度有効調査票数)]

/ [(t-1年度に回収した全有効調査票数) - (t年度に回収したt-1年度有効調査票数)]

2) 復活データ7サンプル含む

3) 復活データ1サンプル含む

4) 復活データ9サンプル含む

5) 復活データ6サンプル含む

6) 復活データ3サンプル含む

7) 復活データ7サンプル含む

8) 復活データ6サンプル含む

9) 復活データ6サンプル含む

10) 復活データ4サンプル含む

11) 復活データ3サンプル含む

12) 復活データ2サンプル含む

13) 復活データ2サンプル含む

14) 復活データ2サンプル含む

15) 復活データ1サンプル含む

16) 復活データ6サンプル含む

17) 復活データ1サンプル含む

18) 復活データ2サンプル含む

19) 復活データ4サンプル含む

図表5 コーホートAの回収状況(第13年度)

	14大都市	その他の市	町村	外国	計
北海道	14 14(100.0)	27 27(100.0)	7 7(100.0)		48 48(100.0)
東北	7 7(100.0)	49 51(96.1)	8 8(100.0)		64 66(97.0)
関東	113 121(93.4)	136 141(96.5) <1>	31 33(93.9)		280 295(94.9) <1>
中部	23 23(100.0)	124 129(96.1)	30 33(90.9)		177 185(95.7)
近畿	35 38(92.1)	103 106(97.2)	10 10(100.0)		148 154(96.1)
中国	9 9(100.0)	42 44(95.5)	3 3(100.0)		54 56(96.4)
四国		35 37(94.6)	2 2(100.0)		37 39(94.9)
九州	17 18(94.4)	57 60(95.0)	14 17(82.4)		88 95(92.6)
外国				4 5(80.0)	4 5(80.0)
計	218 230(94.8)	573 596(96.1) <1>	105 112(93.8)	4 5(80.0)	900 943(95.4) <1>

注：上段：完了数、下段：サンプル数(回収率)
 < >内の数字は第11年度回答者(第12年度欠票)からの復活サンプル

図表6 コーホートBの回収状況（第13年度）

	14大都市	その他の市	町村	外国	計
北海道	4 4(100.0)	5 5(100.0)	1 1(100.0)		10 10(100.0)
東北	2 2(100.0)	13 13(100.0)	5 5(100.0)		20 20(100.0)
関東	40 46(87.0)	47 53(88.7) <2>	4 4(100.0)		91 103(88.3) <2>
中部	9 10(90.0)	45 48(93.8)	8 8(100.0)		62 66(93.9)
近畿	18 18(100.0)	34 34(100.0)	2 2(100.0)		54 54(100.0)
中国	1 1(100.0)	9 10(90.0)			10 11(90.9)
四国		8 8(100.0)	1 1(100.0)		9 9(100.0)
九州	7 8(87.5)	21 23(91.3)	5 6(83.3)		33 37(89.2)
外国					0 0(0.0)
計	81 89(91.0)	182 194(93.8) <2>	26 27(96.3)	0 0(0.0)	289 310(93.2) <2>

注：上段：完了数、下段：サンプル数(回収率)

<>内の数字は第11年度回答者(第12年度欠票)からの復活サンプル

図表7 コーホートCの回収状況（第13年度）

	14大都市	その他の市	町村	外国	計
北海道	10 10(100.0)	13 14(92.9)	4 4(100.0)		27 28(96.4)
東北	4 5(80.0)	32 36(88.9)	2 2(100.0)		43 52(88.4)
関東	89 101(88.1)	118 127(92.9) <2>	17 23(73.9) <1>		224 251(89.2) <3>
中部	23 36(97.2)	82 91(90.1) <1>	20 20(100.0)		125 135(92.6) <1>
近畿	35 36(97.2)	73 84(98.6)	16 16(100.0)		124 126(98.4)
中国	8 8(100.0)	27 28(96.4) <1>	2 2(100.0)		37 38(97.4) <1>
四国		19 21(90.5)	1 1(100.0)		20 22(90.9)
九州	13 14(92.9)	46 50(92.0)	11 11(100.0)		70 75(93.3)
外国				2 2(100.0)	2 2(100.0)
計	182 198(91.9)	410 441(93.0) <4>	73 79(92.4) <1>	2 2(100.0)	667 720(92.6) <5>

注：上段：完了数、下段：サンプル数(回収率)

<>内の数字は第11年度回答者(第12年度欠票)からの復活サンプル

調査対象者の基本属性

財団法人 家計経済研究所 研究員 坂口 尚文

財団法人 家計経済研究所 研究助手 伊藤ななえ

第Ⅱ部では、まずパネル13における調査対象者の基本属性を『国勢調査』と比較しつつ、コーホート別に確認する。つぎにパネル12からパネル13にかけての1年間の、調査対象者の生活の変化をコーホート別に述べる。

ここで用いる用語については、第1章の「5. 用語について」を参照されたい。なお、第Ⅱ部の図表中の「無回答」には「不明」が含まれている。

1. パネル13の基本属性

現在の調査対象者の年齢は、以下のようになっている。調査初年度（1993年）に24～34歳であったコーホートAは、調査13年目を迎える本年度（2005年）に36～46歳、また第5年度（1997年）に新規追加されたコーホートB（調査開始時24～27歳）は、調査8年目を迎えて32～35歳となっている。そして、第11年度（2003）に新規追加されたコーホートC（調査開始時24～29歳）は、26～31歳となっている。

以下では、パネル13でのコーホートA（パネル13-A）、コーホートB（パネル13-B）、コーホートC（パネル13-C）の基本属性を示す。

対象者の年齢構成は、『国勢調査』と比較すると、ほぼ同じ分布となっている（図表8）。有配偶率（縦計）は、コーホートAについては初回調査のパネル1で30歳以上のグループで『国勢調査』に比べてやや高く（図表9）、パネル13でも高い結果となっている。また、コーホートBについても初回調査のパネル5で『国勢調査』に比べてやや高く、パネル13でも『国勢調査』より高い。コーホートCについても初回調査のパネル11で、同様にやや高い（図表9）結果となっており、パネル13でも高い。

このように全体の有配偶率が高いことの原因としては、(1) 初回調査時においてやや有配偶率が高かったこと、(2) 無配偶者は調査対象から脱落しやすい傾向があるなどが挙げられる。

図表 10～図表 22 および図表 25 は、下記の項目についてコーホート別にパネル 13 の結果をまとめたものである。有配偶の夫年齢、同居家族人員数、別居している家族を含む家族人員数、世帯構成、親との居住状況、子ども人数、長子就学状況、末子就学状況、本人就業状況、有配偶の夫就業状況、住宅所有関係、本人学歴、有配偶の夫学歴、最終卒業学校（本人と夫）、本人年収、有配偶の夫年収、夫婦の合計年収。

2. 調査対象者の基本属性の変化

(1) パネル 12 からパネル 13 までの配偶状態の変化

図表 26 では配偶変化をまとめている。パネル 12 から 13 の間で「この 1 年間に結婚した」ケース数は、コーホート A で 7 件、コーホート B では 5 件と少ない。パネル 11 から加わったコーホート C では 30 件だった。「この 1 年間に離別または死別」した件数は、コーホート A では 7 件、コーホート B では 3 件、コーホート C では 9 件だった。

(2) パネル 12 からパネル 13 までの 1 年間の基本属性の変化

出産については、年齢が高くなるほどこの 1 年に出産した者の割合が下がる傾向を確認できる(図表 28)。コーホート B では 2 人目以降の子供を出産した女性の比率が、1 人目を出産した女性の比率よりも若干高い。

住居移動についてみると、やはりこの 1 年間に結婚した者の移動が多い(図表 29)。コーホート A とコーホート B を比較すると、有配偶ではコーホート B の方が住居移動した者の割合が高い。異なる地方への転居はコーホート A で 12 人、コーホート B は 5 人、コーホート C は 10 人であり、住居移動の中心は同じ地域ブロック内での移動であったといえる(図表 30)。住宅の変化は図表 31 に示す。

就業状態の変化をまとめたものが図表 32 である。コーホート A では就業を継続したものが有配偶で 51.9%、無配偶で 73.7%であり、新規に就業したものが有配偶で 5.6%、無配偶で 2.3%、離職したものが有配偶で 4.5%、無配偶で 3.5%であった。コーホート B においては就業を継続したものが有配偶で 40.7%、無配偶で 68.8%であり、新規に就業したものが有配偶で 9.0%、無配偶で 5.0%であり、離職したものが有配偶で 5.2%、無配偶で 5.0%であった。コーホート C においては就業を継続したものが有配偶で 30.6%、無配偶で 70.2%であり、新規に就業したものが有配偶で 9.8%、無配偶で 7.5%であり、離職したものが有配偶で 9.2%、無配偶で 5.1%であった。

(3)年齢・学歴・居住地別、配偶状態変化・就業状態変化の分布

図表 33-1 および 33-2、33-3 は年齢・学歴別の配偶変化・就業状態変化を、図表 34-1 および 34-2、34-3 は年齢・学歴別の配偶変化・親との居住状態変化を示している。

図表8 対象者の有配偶率（パネル13時点）

		26～28歳	29～31歳	32～35歳	36～38歳	39～41歳	42～44歳	45～46歳	計
本調査 (パネル13-A)	有配偶	-	-	-	306	175	200	144	725
	横計%	-	-	-	28.4	24.1	27.6	19.9	100.0
	縦計%	-	-	-	78.0	78.5	81.6	85.2	80.5
	無配偶	-	-	-	58	48	45	25	176
	横計%	-	-	-	33.0	27.3	25.6	14.2	100.0
	縦計%	-	-	-	22.0	21.5	18.4	14.8	19.5
	内未婚	-	-	-	34	35	18	4	91
	横計%	-	-	-	37.4	38.5	19.8	4.4	100.0
	縦計%	-	-	-	12.9	15.7	7.3	2.4	10.1
	内離婚別	-	-	-	24	13	27	21	85
	横計%	-	-	-	28.2	15.3	31.8	24.7	100.0
	縦計%	-	-	-	9.1	5.8	11.0	12.4	9.4
計	横計%	-	-	-	264	223	245	169	901
縦計%	-	-	-	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
本調査 (パネル13-B)	有配偶	-	-	211	-	-	-	-	211
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	72.5	-	-	-	-	72.5
	無配偶	-	-	80	-	-	-	-	80
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	27.5	-	-	-	-	27.5
	内未婚	-	-	62	-	-	-	-	62
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	21.3	-	-	-	-	21.3
	内離婚別	-	-	18	-	-	-	-	18
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	6.2	-	-	-	-	6.2
計	横計%	-	-	291	-	-	-	291	
縦計%	-	-	100.0	-	-	-	-	100.0	
本調査 (パネル13-C)	有配偶	123	216	-	-	-	-	-	339
	横計%	36.3	63.7	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	37.7	62.4	-	-	-	-	-	50.4
	無配偶	203	130	-	-	-	-	-	333
	横計%	61.0	39.0	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	62.3	37.6	-	-	-	-	-	49.6
	内未婚	191	115	-	-	-	-	-	306
	横計%	62.4	37.6	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	58.6	33.2	-	-	-	-	-	45.5
	内離婚別	12	15	-	-	-	-	-	27
	横計%	44.4	55.6	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	3.7	4.3	-	-	-	-	-	4.0
計	横計%	326	346	-	-	-	-	672	
縦計%	48.5	51.5	-	-	-	-	-	100.0	
縦計%	100.0	100.0	-	-	-	-	-	100.0	

図表8 対象者の有配偶率（パネル13時点）〈続き〉

		26～28歳	29～31歳	32～35歳	36～38歳	39～41歳	42～44歳	45～46歳	計
平成17年国勢調査 (パネル13-A)	有配偶	-	-	-	1,932,400	1,812,000	1,852,200	1,242,800	6,839,400
	横計%	-	-	-	28.3	26.5	27.1	18.2	100.0
	縦計%	-	-	-	72.8	76.4	78.8	80.2	76.6
	未婚	-	-	-	482,700	334,100	262,600	138,000	1,217,400
	横計%	-	-	-	39.7	27.4	21.6	11.3	100.0
	縦計%	-	-	-	18.2	14.1	11.2	8.9	13.6
	死別	-	-	-	11,100	17,500	25,800	24,500	78,900
	横計%	-	-	-	14.1	22.2	32.7	31.1	100.0
	縦計%	-	-	-	0.4	0.7	1.1	1.6	0.9
	離婚別	-	-	-	187,900	178,100	184,700	123,900	674,600
	横計%	-	-	-	27.9	26.4	27.4	18.4	100.0
	縦計%	-	-	-	7.1	7.5	7.9	8.0	7.6
(再)無配偶計	-	-	-	681,700	529,700	473,100	286,400	1,970,900	
横計%	-	-	-	34.6	26.9	24.0	14.5	100.0	
縦計%	-	-	-	25.7	22.3	20.1	18.5	22.1	
不詳	-	-	-	40,000	30,500	26,000	19,800	116,300	
横計%	-	-	-	34.4	26.2	22.4	17.0	100.0	
縦計%	-	-	-	1.5	1.3	1.1	1.3	1.3	
計	横計%	-	-	-	2,654,100	2,372,200	2,351,300	1,549,000	8,926,600
縦計%	-	-	-	29.7	26.6	26.3	17.4	100.0	
縦計%	-	-	-	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
平成17年国勢調査 (パネル13-B)	有配偶	-	-	2,480,000	-	-	-	-	2,480,000
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	66.3	-	-	-	-	66.3
	未婚	-	-	1,028,900	-	-	-	-	1,028,900
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	27.5	-	-	-	-	27.5
	死別	-	-	9,200	-	-	-	-	9,200
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	0.2	-	-	-	-	0.2
	離婚別	-	-	201,600	-	-	-	-	201,600
	横計%	-	-	-	-	-	-	-	-
	縦計%	-	-	5.4	-	-	-	-	5.4
(再)無配偶計	-	-	1,239,700	-	-	-	-	1,239,700	
横計%	-	-	-	-	-	-	-	-	
縦計%	-	-	33.2	-	-	-	-	33.2	
不詳	-	-	19,200	-	-	-	-	19,200	
横計%	-	-	-	-	-	-	-	-	
縦計%	-	-	0.5	-	-	-	-	0.5	
計	横計%	-	-	3,738,900	-	-	-	3,738,900	
縦計%	-	-	100.0	-	-	-	-	100.0	
平成17年国勢調査 (パネル13-C)	有配偶	847,400	1,474,600	-	-	-	-	-	2,322,000
	横計%	36.5	63.5	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	36.4	55.5	-	-	-	-	-	46.6
	未婚	1,411,500	1,073,800	-	-	-	-	-	2,485,300
	横計%	56.8	43.2	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	60.6	40.4	-	-	-	-	-	49.9
	死別	2,000	3,600	-	-	-	-	-	5,600
	横計%	35.7	64.3	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	0.1	0.1	-	-	-	-	-	0.1
	離婚別	63,900	103,600	-	-	-	-	-	167,500
	横計%	38.1	61.9	-	-	-	-	-	100.0
	縦計%	2.7	3.9	-	-	-	-	-	3.4
(再)無配偶計	1,477,400	1,181,000	-	-	-	-	-	2,658,400	
横計%	55.6	44.4	-	-	-	-	-	100.0	
縦計%	63.5	44.4	-	-	-	-	-	53.3	
不詳	2,500	2,100	-	-	-	-	-	4,600	
横計%	54.3	45.7	-	-	-	-	-	100.0	
縦計%	0.1	0.1	-	-	-	-	-	0.1	
計	横計%	2,327,300	2,657,700	-	-	-	-	4,985,000	
縦計%	46.7	53.3	-	-	-	-	-	100.0	
縦計%	100.0	100.0	-	-	-	-	-	100.0	

注:コーホートAとコーホートB・Cでは無配偶単身世帯に対するアタック数が異なる。
資料:『平成17年国勢調査(抽出速報集計結果)』

図表9 対象者の有配偶率
(パネル1-A(1993年)、パネル5-B(1997年)、パネル11-C(2003年)時点)

〈パネル1-A〉

		24～26歳	27～29歳	30～32歳	33～34歳	計
本調査 (パネル1 ・1993年)	有配偶	179	261	324	238	1002
	横計%	17.9	26.0	32.3	23.8	100.0
	縦計%	39.6	66.6	82.0	91.2	66.8
	無配偶	273	131	71	23	498
	横計%	54.8	26.3	14.3	4.6	100.0
	縦計%	60.4	33.4	18.0	8.8	33.2
	計	452	392	395	261	1500
	横計%	30.1	26.1	26.3	17.4	100.0
	縦計%	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
『平成2年 国勢調査』 (1990年)	有配偶	939,155	1,555,106	1,876,208	1,317,565	5,688,034
	横計%	16.5	27.3	33.0	23.2	100.0
	縦計%	39.6	67.1	80.8	85.5	66.5
	無配偶	1,414,995	751,522	437,672	220,033	2,824,222
	横計%	50.1	26.6	15.5	7.8	100.0
	縦計%	59.6	32.4	18.9	14.3	33.0
	不詳	19,091	11,306	7,089	3,765	41251.0
	横計%	46.3	27.4	17.2	9.1	100.0
	縦計%	0.8	0.5	0.3	0.2	0.5
	計	2,373,241	2,317,934	2,320,969	1,541,363	8,553,507
	横計%	27.7	27.1	27.1	18.0	100.0
	縦計%	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料:『平成2年 国勢調査』

〈パネル5-B〉

		パネル5-B 24～27歳
本調査 (パネル5 ・1997年)	有配偶	201
	縦計%	40.2
	無配偶	299
	縦計%	59.8
計	500	
縦計%	100.0	
『平成7年 国勢調査』 (1995年)	有配偶	1,396,324
	縦計%	37.8
	無配偶	2,281,126
	縦計%	61.7
	不詳	17,196
縦計%	0.5	
計	3,694,646	
縦計%	100.0	

資料:『平成7年 国勢調査』

〈パネル11-C〉

		パネル11-C 24～29歳
本調査 (パネル11 ・2003年)	有配偶	351
	縦計%	42.0
	無配偶	485
	縦計%	58.0
計	836	
縦計%	100.0	
『平成12年 国勢調査』 (1999年)	有配偶	2,277,655
	縦計%	39.9
	無配偶	3,427,324
	縦計%	60.0
	不詳	3,989
縦計%	0.1	
計	5,708,968	
縦計%	100.0	

資料:『平成12年 国勢調査』

図表10 有配偶の夫の年齢－コーホートA・B・C－

		29歳以下	30～32歳	33～35歳	36～38歳	39～41歳	42～44歳	45～48歳	49歳以上	計
パネ ル 13-A	実数	2	10	20	94	135	154	184	126	725
	%	0.3	1.4	2.8	13.0	18.6	21.2	25.4	17.4	100.0
パネ ル 13-B	実数	8	29	68	62	22	14	6	2	211
	%	3.8	13.7	32.2	29.4	10.4	6.6	2.8	0.9	100.0
パネ ル 13-C	実数	108	131	58	26	11	4	1	-	339
	%	31.9	38.6	17.1	7.7	3.2	1.2	0.3	-	100.0

図表11 家族人員数（同居）－コーホートA・B・C－

		1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	計
パ ネ ル 13 A	有配偶	1	47	89	251	169	168	725
	%	0.1	6.5	12.3	34.6	23.3	23.2	100.0
	無配偶	32	42	51	31	9	11	176
	%	18.2	23.9	29.0	17.6	5.1	6.3	100.0
計	33	89	140	282	178	179	901	
%	3.7	9.9	15.5	31.3	19.8	19.9	100.0	
パ ネ ル 13 B	有配偶	-	37	40	76	27	31	211
	%	-	17.5	19.0	36.0	12.8	14.7	100.0
	無配偶	16	11	27	13	8	5	80
	%	20.0	13.8	33.8	16.3	10.0	6.3	100.0
計	16	48	67	89	35	36	291	
%	5.5	16.5	23.0	30.6	12.0	12.4	100.0	
パ ネ ル 13 C	有配偶	-	64	88	110	36	41	339
	%	-	18.9	26.0	32.4	10.6	12.1	100.0
	無配偶	56	29	107	81	36	24	333
	%	16.8	8.7	32.1	24.3	10.8	7.2	100.0
計	56	93	195	191	72	65	672	
%	8.3	13.8	29.0	28.4	10.7	9.7	100.0	

注：コーホートAとコーホートB・Cでは無配偶単身世帯に対するアタック数が異なる。

図表12 家族人員数（含別居）－コーホートA・B・C－

		1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	計
パ ネ ル 13 A	有配偶	-	41	74	246	167	197	725
	%	-	5.7	10.2	33.9	23.0	27.2	100.0
	無配偶	30	30	56	32	16	12	176
	%	17.0	17.0	31.8	18.2	9.1	6.8	100.0
計	30	71	130	278	183	209	901	
%	3.3	7.9	14.4	30.9	20.3	23.2	100.0	
パ ネ ル 13 B	有配偶	-	35	40	77	24	35	211
	%	-	16.6	19.0	36.5	11.4	16.6	100.0
	無配偶	15	9	22	12	15	7	80
	%	18.8	11.3	27.5	15.0	18.8	8.8	100.0
計	15	44	62	89	39	42	291	
%	5.2	15.1	21.3	30.6	13.4	14.4	100.0	
パ ネ ル 13 C	有配偶	-	61	85	112	35	46	339
	%	-	18.0	25.1	33.0	10.3	13.6	100.0
	無配偶	44	19	77	101	53	39	333
	%	13.2	5.7	23.1	30.3	15.9	11.7	100.0
計	44	80	162	213	88	85	672	
%	6.5	11.9	24.1	31.7	13.1	12.6	100.0	

図表13 世帯構成－コーホートA・B・C－

〈パネル13-A〉

	夫婦のみ	夫婦と子のみ	親と夫婦	親と夫婦と子	その他	計
有配偶	41	407	14	259	4	725
%	5.7	56.1	1.9	35.7	0.6	100.0

	本人のみ	本人と子のみ	親と本人	親と本人と子	その他	計
無配偶	32	46	69	28	1	176
%	18.2	26.1	39.2	15.9	0.6	100.0

〈パネル13-B〉

	夫婦のみ	夫婦と子のみ	親と夫婦	親と夫婦と子	その他	計
有配偶	35	131	3	40	2	211
%	16.6	62.1	1.4	19.0	0.9	100.0

	本人のみ	本人と子のみ	親と本人	親と本人と子	その他	計
無配偶	16	11	50	3	-	80
%	20.0	13.8	62.5	3.8	-	100.0

〈パネル13-C〉

	夫婦のみ	夫婦と子のみ	親と夫婦	親と夫婦と子	その他	計
有配偶	61	203	15	59	1	339
%	18.0	59.9	4.4	17.4	0.3	100.0

	本人のみ	本人と子のみ	親と本人	親と本人と子	その他	計
無配偶	56	11	250	11	5	333
%	16.8	3.3	75.1	3.3	1.5	100.0

図表14 親との居住状況－コーホートA・B・C－

		同居・ 準同居	近隣居住	同一市区 町村内居住	同一都道 府県内居住	左記以外 に居住	全員死亡	無回答	計
パ ネ ル 13 A	有配偶	281	133	114	102	85	5	5	725
	%	38.8	18.3	15.7	14.1	11.7	0.7	0.7	100.0
	無配偶	96	17	23	17	10	13	-	176
	%	54.5	9.7	13.1	9.7	5.7	7.4	-	100.0
計	377	150	137	119	95	18	5	901	
%	41.8	16.6	15.2	13.2	10.5	2.0	0.6	100.0	
パ ネ ル 13 B	有配偶	45	53	52	38	23	-	-	211
	%	21.3	25.1	24.6	18.0	10.9	-	-	100.0
	無配偶	51	5	8	6	6	4	-	80
	%	63.8	6.3	10.0	7.5	7.5	5.0	-	100.0
計	96	58	60	44	29	4	-	291	
%	33.0	19.9	20.6	15.1	10.0	1.4	-	100.0	
パ ネ ル 13 C	有配偶	74	80	76	58	50	1	-	339
	%	21.8	23.6	22.4	17.1	14.7	0.3	-	100.0
	無配偶	259	4	17	16	35	1	1	333
	%	77.8	1.2	5.1	4.8	10.5	0.3	0.3	100.0
計	333	84	93	74	85	2	1	672	
%	49.6	12.5	13.8	11.0	12.6	0.3	0.1	100.0	

図表15 子どもの人数－コーホートA・B・C－

		いない	1人	2人	3人以上	計
パ ネ ル 13 A	有配偶	55	110	357	203	725
	%	7.6	15.2	49.2	28.0	100.0
	無配偶	101	25	32	18	176
	%	57.4	14.2	18.2	10.2	100.0
計	156	135	389	221	901	
%	17.3	15.0	43.2	24.5	100.0	
パ ネ ル 13 B	有配偶	39	45	92	35	211
	%	18.5	21.3	43.6	16.6	100.0
	無配偶	66	4	5	5	80
	%	82.5	5.0	6.3	6.3	100.0
計	105	49	97	40	291	
%	36.1	16.8	33.3	13.7	100.0	
パ ネ ル 13 C	有配偶	76	99	135	29	339
	%	22.4	29.2	39.8	8.6	100.0
	無配偶	311	13	8	1	333
	%	93.4	3.9	2.4	0.3	100.0
計	387	112	143	30	672	
%	57.6	16.7	21.3	4.5	100.0	

図表16 長子の就学状況－コーホートA・B・C－

		0歳	1～3歳	4歳以上 で未就学	小学1～3年	小学4～6年	中学生	高校生以上	計
パネル 13 A	有配偶	3	18	25	60	102	151	311	670
	%	0.4	2.7	3.7	9.0	15.2	22.5	46.4	100.0
	無配偶	—	—	1	6	4	8	56	75
	%	—	—	1.3	8.0	5.3	10.7	74.7	100.0
計	3	18	26	66	106	159	367	745	
%	0.4	2.4	3.5	8.9	14.2	21.3	49.3	100.0	
パネル 13 B	有配偶	7	25	43	39	39	15	4	172
	%	4.1	14.5	25.0	22.7	22.7	8.7	2.3	100.0
	無配偶	—	—	1	2	5	5	1	14
	%	—	—	7.1	14.3	35.7	36	7.1	100.0
計	7	25	44	41	44	20	5	186	
%	3.8	13.4	23.7	22.0	23.7	10.8	2.7	100.0	
パネル 13 C	有配偶	25	92	74	55	17	—	—	263
	%	9.5	35.0	28.1	20.9	6.5	—	—	100.0
	無配偶	—	7	5	7	2	1	—	22
	%	—	31.8	22.7	31.8	9.1	4.5	—	100.0
計	25	99	79	62	19	1	—	285	
%	8.8	34.7	27.7	21.8	6.7	0.4	—	100.0	

図表17 末子の就学状況－コーホートA・B・C－

		0歳	1～3歳	4歳以上 で未就学	小学1～3年	小学4～6年	中学生	高校生以上	計
パネル 13 A	有配偶	10	65	66	126	140	146	117	670
	%	1.5	9.7	9.9	18.8	20.9	21.8	17.5	100.0
	無配偶	1	3	4	8	11	11	37	75
	%	1.3	4.0	5.3	10.7	14.7	14.7	49.3	100.0
計	11	68	70	134	151	157	154	745	
%	1.5	9.1	9.4	18.0	20.3	21.1	20.7	100.0	
パネル 13 B	有配偶	27	57	43	31	12	2	—	172
	%	15.7	33.1	25.0	18.0	7.0	1.2	—	100.0
	無配偶	—	1	3	3	6	1	—	14
	%	—	7.1	21.4	21.4	42.9	7.1	—	100.0
計	27	58	46	34	18	3	—	186	
%	14.5	31.2	24.7	18.3	9.7	1.6	—	100.0	
パネル 13 C	有配偶	55	139	47	19	3	—	—	263
	%	20.9	52.9	17.9	7.2	1.1	—	—	100.0
	無配偶	1	8	5	7	1	—	—	22
	%	5	36	22.7	31.8	4.5	—	—	100.0
計	56	147	52	26	4	—	—	285	
%	19.6	51.6	18.2	9.1	1.4	—	—	100.0	

図表18 就業状況（本人）－コーホートA・B・C－

		常勤	パート・ 嘱託等	自営他	無職	無回答	計
パネル 13 A	有配偶	123	263	77	262	—	725
	%	17.0	36.3	10.6	36.1	—	100.0
	%	26.6	56.8	16.6	—	—	100.0
	無配偶	95	48	8	25	—	176
	%	54.0	27.3	4.5	14.2	—	100.0
	%	62.9	31.8	5.3	—	—	100.0
計	218	311	85	287	—	901	
%	24.2	34.5	9.4	31.9	—	100.0	
%	35.5	50.7	13.8	—	—	100.0	
パネル 13 B	有配偶	42	56	19	94	—	211
	%	19.9	26.5	9.0	44.5	—	100.0
	%	35.9	47.9	16.2	—	—	100.0
	無配偶	46	21	—	13	—	80
	%	57.5	26.3	—	16.3	—	100.0
	%	68.7	31.3	—	—	—	100.0
計	88	77	19	107	—	291	
%	30.2	26.5	6.5	36.8	—	100.0	
%	47.8	41.8	10.3	—	—	100.0	
パネル 13 C	有配偶	70	77	19	173	—	339
	%	20.6	22.7	5.6	51.0	—	100.0
	%	42.2	46.4	11.4	—	—	100.0
	無配偶	195	89	15	33	1	333
	%	58.6	26.7	4.5	9.9	0.3	100.0
	%	65.2	29.8	5.0	—	—	100.0
計	265	166	34	206	1	672	
%	39.4	24.7	5.1	30.7	0.1	100.0	
%	57.0	35.7	7.3	—	—	100.0	

注:各欄の最下段は、無職・無回答の者を除いた割合を示す。

図表19 就業状況（有配偶の夫）－コーホートA・B・C－

		常勤	パート・ 嘱託等	自営他	無職	無回答	計
パネル13-A	実数	564	20	127	11	3	725
	%	77.8	2.8	17.5	1.5	0.4	100.0
パネル13-B	実数	176	5	27	3	—	211
	%	83.4	2.4	12.8	1.4	—	100.0
パネル13-C	実数	289	7	42	1	—	339
	%	85.3	2.1	12.4	0.3	—	100.0

図表20 住宅の所有関係－コーホートA・B・C－

		持ち家	民間の賃貸	公営・公団公 社等の賃貸	社宅・寮	その他	無回答	計
パネル 13 A	有配偶	577	77	36	32	—	3	725
	%	79.6	10.6	5.0	4.4	—	0.4	100.0
	無配偶	105	34	35	—	2	—	176
	%	59.7	19.3	19.9	—	1.1	—	100.0
	計	682	111	71	32	2	3	901
	%	75.7	12.3	7.9	3.6	0.2	0.3	100.0
パネル 13 B	有配偶	130	52	11	17	1	—	211
	%	61.6	24.6	5.2	8.1	0.5	—	100.0
	無配偶	45	20	14	—	1	—	80
	%	56.3	25.0	17.5	—	1.3	—	100.0
	計	175	72	25	17	2	—	291
	%	60.1	24.7	8.6	5.8	0.7	—	100.0
パネル 13 C	有配偶	166	119	28	24	2	—	339
	%	49.0	35.1	8.3	7.1	0.6	—	100.0
	無配偶	239	65	16	12	1	—	333
	%	71.8	19.5	4.8	3.6	0.3	—	100.0
	計	405	184	44	36	3	—	672
	%	60.3	27.4	6.5	5.4	0.4	—	100.0

図表21 学歴（本人）－コーホートA・B・C－

		中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	計
パ ネ ル 13 A	有 配 偶	30	11	324	133	146	81	725
	%	4.1	1.5	44.7	18.3	20.1	11.2	100.0
	無 配 偶	15	1	80	27	31	22	176
%	8.5	0.6	45.5	15.3	17.6	12.5	100.0	
計		45	12	404	160	177	103	901
%	5.0	1.3	44.8	17.8	19.6	11.4	100.0	
パ ネ ル 13 B	有 配 偶	8	2	82	40	49	30	211
	%	3.8	0.9	38.9	19.0	23.2	14.2	100.0
	無 配 偶	10	1	27	6	22	14	80
%	12.5	1.3	33.8	7.5	27.5	17.5	100.0	
計		18	3	109	46	71	44	291
%	6.2	1.0	37.5	15.8	24.4	15.1	100.0	
パ ネ ル 13 C	有 配 偶	18	5	130	46	90	50	339
	%	5.3	1.5	38.3	13.6	26.5	14.7	100.0
	無 配 偶	7	3	91	63	73	96	333
%	2.1	0.9	27.3	18.9	21.9	28.8	100.0	
計		25	8	221	109	163	146	672
%	3.7	1.2	32.9	16.2	24.3	21.7	100.0	

注：卒業・修了した場合を最終学歴とする。

図表22 学歴（夫）－コーホートA・B・C－

		中学校	専門・専修 1)	高 校	専門・専修 2)	短大・高専	大学以上	無回答	計
パ ネ ル 13 - A		63	17	286	80	27	251	1	725
	%	8.7	2.3	39.4	11.0	3.7	34.6	0.1	100.0
パ ネ ル 13 - B		20		103	24	12	52	—	211
	%	9.5	0.0	48.8	11.4	5.7	24.6	—	100.0
パ ネ ル 13 - C		30	4	134	38	15	118	—	339
	%	8.8	1.2	39.5	11.2	4.4	34.8	—	100.0
計		113	21	523	142	54	421	1	1,275
	%	8.9	1.6	41.0	11.1	4.2	33.0	0.1	100.0

注：卒業・修了した場合を最終学歴とする。

- 1) 高校を卒業していないサンプルで専門・専修学校卒業者
- 2) 高校を卒業していたサンプルで専門・専修学校卒業者

図表23 最終卒業学校 25～49歳女性

		中学校	高 校	短大・高専	大学・大学院	その他	計
有 配 偶	25～29歳	126,996 6.0	998,271 47.5	675,568 32.2	234,694 11.2	8,320 0.4	2,091,108
	30～34歳	139,261 4.7	1,461,964 48.9	922,779 30.9	380,011 12.7	9,062 0.3	2,980,192
	35～39歳	196,947 6.1	1,690,338 52.4	853,860 26.5	411,648 12.8	2,217 0.1	3,225,511
	40～44歳	139,261 4.7	1,461,964 48.9	922,779 30.9	380,011 12.7	9,062 0.3	2,980,192
	45～49歳	490,633 13.2	2,136,157 57.4	670,356 18.0	332,433 8.9	1,706 0.0	3,722,289
	計	1,093,098 7.3	7,748,694 51.6	4,045,342 26.9	1,738,797 11.6	30,367 0.2	14,999,292
未婚	25～29歳	109,759 4.2	876,458 33.7	902,983 34.7	538,306 20.7	53,828 2.1	2,549,743
	30～34歳	60,808 5.3	459,258 39.9	357,535 31.0	193,777 16.8	14,399 1.2	1,137,929
	35～39歳	35,941 6.5	242,477 43.7	162,372 29.2	91,487 16.5	5,245 0.9	549,931
	40～44歳	32,179 9.7	143,285 43.1	86,074 25.9	55,943 16.8	4,204 1.3	328,451
	45～49歳	45,906 16.5	128,303 46.0	53,156 19.1	36,046 12.9	4,469 1.6	274,399
	計	284,593 5.8	1,849,781 37.6	1,562,120 31.7	915,559 18.6	82,145 1.7	4,840,453
死別	25～29歳	655 16.6	2,092 53.2	793 20.2	177 4.5	44 1.1	3,891
	30～34歳	1,253 12.6	5,440 54.6	2,119 21.3	640 6.4	110 1.1	9,851
	35～39歳	1,977 9.0	12,535 57.1	5,059 23.0	1,610 7.3	95 0.4	21,858
	40～44歳	4,916 11.0	24,840 55.6	9,825 22.0	3,872 8.7	72 0.2	44,635
	45～49歳	19,618 19.2	58,086 56.7	15,797 15.4	5,950 5.8	113 0.1	102,279
	計	28,419 15.5	102,993 56.3	33,593 18.4	12,249 6.7	434 0.2	182,514
離別	25～29歳	22,767 19.9	65,789 57.4	17,508 15.3	3,496 3.1	1,058 0.9	113,469
	30～34歳	25,923 14.1	105,524 57.6	34,140 18.6	9,973 5.4	1,481 0.8	181,784
	35～39歳	23,624 10.5	132,288 58.9	44,936 20.0	15,613 7.0	985 0.4	223,643
	40～44歳	28,427 11.7	138,617 57.0	47,754 19.7	19,878 8.2	478 0.2	242,524
	45～49歳	60,508 19.5	176,429 56.7	43,958 14.1	18,428 5.9	362 0.1	310,657
	計	161,249 15.0	618,647 57.5	188,296 17.5	67,388 6.3	4,364 0.4	1,072,077
(再)無配偶計	25～29歳	133,181 4.9	944,339 34.7	921,284 33.8	541,979 19.9	54,930 2.0	2,667,103
	30～34歳	87,984 6.5	570,222 42.4	393,794 29.3	204,390 15.2	15,990 1.2	1,329,564
	35～39歳	61,542 7.7	387,300 48.3	212,367 26.5	108,710 13.6	6,325 0.8	795,432
	40～44歳	65,522 10.6	306,742 49.4	143,653 23.2	79,693 12.8	4,754 0.8	615,610
	45～49歳	126,032 18.2	362,818 52.4	112,911 16.3	60,424 8.7	4,944 0.7	687,335
	計	474,261 7.7	2,571,421 41.6	1,784,009 28.9	995,196 16.1	86,943 1.4	6,095,044

資料:『平成12年 国勢調査』

注:計は最終卒業学校不詳を含む。

図表24 最終卒業学校 25～54歳男性

	中学校	高校	短大・高専	大学・大学院	その他	計
人数	1,945,349	8,225,974	1,334,479	5,574,643	27,805	17,503,513
%	11.1	46.9	7.6	31.8	0.2	

資料:『平成12年 国勢調査』

注:計は最終卒業学校不詳を含む。

図表25 年収－コーホートA・B・C－

	なし		～50万円		～100万円		～150万円		～200万円		～250万円		～300万円		400万円以上		計	平均(万円) (0を除外)	平均(万円) (0を除外)
	有配 偶	%	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	以上			
ハネル 13-A	238	32.8	46	133	94	38	37	22	31	49	37	725	118.5	181.0					
無配 偶	12	6.8	2	11	13	22	22	17	21	54	2	176	317.4	340.9					
有配 偶	89	15	29	16	9	9	9	6	15	14	9	211	113.8	203.5					
ハネル 13-B	42.2	7.1	13.7	7.6	4.3	2.8	7.1	6.6	4.3	100.0	246.2								
無配 偶	4	5.0	1	8	9	13	6	10	22	6	1	80	233.7	246.2					
有配 偶	152	44.8	23	33	21	21	21	8	25	11	24	339	93.0	179.8					
ハネル 13-C	9	11	23	37	41	62	34	66	37	13	333	240.6	247.5						
無配 偶	2.7	3.3	6.9	11.1	12.3	18.6	10.2	19.8	11.1	3.9	100.0								

<有配偶のみ>

	なし		～300万円		～400万円		～500万円		～600万円		～800万円		800万円以上		計	平均(万円) (0を除外)
	有配 偶	%	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	以上		
ハネル13-A	5	0.7	76	93	111	99	169	138	34	725	595.3	599.6				
無配 偶	1	0.5	21	45	47	33	29	21	14	211	498.5	501.1				
有配 偶	2	0.6	43	95	79	53	36	10	21	339	444.4	447.2				
ハネル13-C	0.6	12.7	28.0	23.3	15.6	10.6	6.2	2.9	6.2	100.0						

図表25 年収－コーホートA・B・C－<続き>

	なし		～300万円		～400万円		～500万円		～600万円		～700万円		～800万円		～1000万円		1000万円以上		計	平均(万円) (0を除外)
	有配 偶	%	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	未達	未満	以上			
常勤	17	3.0	36	80	81	66	77	87	87	33	564	728.1								
パート・ 嘱託等	6	30.0	4	3	1	1	1	2	1	1	20	471.0								
自営他 無職	10	7.9	7	18	13	11	16	20	20	12	127	720.8								
ハネル 13-A	36.4	5.1	36.4	9.1	9.1	9.1	9.1	9.1	9.1	9.1	11	419.1								
計	37	5.1	51	101	96	78	94	110	109	46	722	714.6								
常勤	4	2.3	20	31	33	26	18	21	10	13	176	613.6								
パート・ 嘱託等	2	40.0	5	2	5	2	2	3	3	3	27	665.6								
自営他 無職	18.5	18.5	7.4	18.5	7.4	7.4	11.1	11.1	11.1	3.7	100.0	538.5								
計	11	5.2	26	33	39	28	21	24	13	16	211	615.5								
常勤	3	6.2	42	52	66	33	26	21	6	24	289	538.0								
パート・ 嘱託等	1	14.3	3	7	1	1	1	1	1	2	7	351.4								
自営他 無職	9.5	28.6	16.7	16.7	7.1	7.1	2.4	7.1	4.8	100.0	100.0	551.1								
計	23	6.8	57	59	74	37	29	22	9	28	339	536.6								

注:ハネル13-Aのうち、就業状態変化「無回答」3人については非掲載。

図表26 配偶変化－コーホートA・B・C－

		パネル 13-A			計
		有配偶	未 婚	離死別	
パネル12-A	有配偶	718		7	725
	未 婚	5	91		96
	離死別	2		78	80
計		725	91	85	901

		パネル 13-B			計
		有配偶	未 婚	離死別	
パネル12-B	有配偶	206		3	209
	未 婚	5	62		67
	離死別			15	15
計		211	62	18	291

		パネル 13-C			計
		有配偶	未 婚	離死別	
パネル12-C	有配偶	309		9	318
	未 婚	28	305		333
	離死別	2	1	18	21
計		339	306	27	672

注:空欄は該当データなし。

コーホートCの「パネル12で離死別」「パネル13で未婚」に1ケースがあるのは、パネル11では同棲で有配偶票だったが、パネル12で「離死別」となり、本年パネル13は「未婚」の扱いとなったため。

図表27 年齢別配偶変化－コーホートA・B・C－

パネル13-C、13-B、13-A時点の年齢この1年間に結婚 (A)	パネル12無配偶 (B)	(A) / (B) %
26～28歳	217	8.8
29～31歳	137	8.0
32～35歳	82	6.1
36～38歳	60	8.3
39～41歳	50	4.0
42～44歳	43	—
45～46歳	23	—
計	612	6.9

図表28 この1年間の出産の有無（有配偶）－コーホートA・B・C－

	1人目を 出産	2人目を 出産	3人目以上を 出産	出産しない	計
パネル13-C	26～28歳	10	10	1	123
	%	8.1	8.1	0.8	82.9
パネル13-B	29～31歳	16	17	3	216
	%	7.4	7.9	1.4	83.3
パネル13-A	32～35歳	7	11	9	211
	%	3.3	5.2	4.3	87.2
パネル13-A	36～38歳	3	2	4	206
	%	1.5	1.0	1.9	95.6
パネル13-A	39～41歳	—	1	1	173
	%	—	0.6	0.6	98.9
パネル13-A	42～44歳	—	—	—	200
	%	—	—	—	100.0
パネル13-A	45～46歳	—	—	—	144
	%	—	—	—	100.0
計		36	41	18	1,180
	%	2.8	3.2	1.4	92.5

図表29 住居移動－コーホートA・B・C－

		住居移動 あり	住居移動 なし	計
パ ネ ル 13 A	有 配 偶	37	688	725
	%	5.1	94.9	100.0
	(この1年間に結婚)	5	2	7
	%	71.4	28.6	100.0
パ ネ ル 13 B	無 配 偶	12	164	176
	%	6.8	93.2	100.0
	計	49	852	901
	%	5.4	94.6	100.0
パ ネ ル 13 B	有 配 偶	21	190	211
	%	10.0	90.0	100.0
	(この1年間に結婚)	5	-	5
	%	100.0	-	100.0
パ ネ ル 13 C	無 配 偶	9	71	80
	%	11.3	88.8	100.0
	計	30	261	291
	%	10.3	89.7	100.0
パ ネ ル 13 C	有 配 偶	69	270	339
	%	20.4	79.6	100.0
	(この1年間に結婚)	26	4	30
	%	86.7	13.3	100.0
パ ネ ル 13 C	無 配 偶	36	297	333
	%	10.8	89.2	100.0
	計	105	567	672
	%	15.6	84.4	100.0

注: パネル12からパネル13への変化を示している。
「有配偶」は「この1年間に結婚」を含んでいる。

図表30 居住地方の移動－コーホートA・B・C－

		パネル 13 - A							合計		
		北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	海外	合計
パ ネ ル 12 - A	北海道	35(13)									35(13)
	東北		53(11)								53(11)
	関東			222(57)	1	1			1	3	228(57)
	中部			1	149(26)						150(26)
	近畿				(1)	113(33)	1				114(34)
	中国					1	47(6)				48(6)
	四国							31(6)			31(6)
	九州			1					64(23)		65(23)
	海外									1	1(0)
	合計		35(13)	53(11)	224(57)	150(27)	115(33)	48(6)	31(6)	65(23)	4(0)

		パネル 13 - B							合計		
		北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	海外	合計
パ ネ ル 12 - B	北海道	5(5)									5(5)
	東北		16(4)								16(4)
	関東			70(22)	3						73(22)
	中部				42(17)						42(17)
	近畿			1		38(15)					39(15)
	中国						6(4)				6(4)
	四国							7(2)			8(2)
	九州								22(11)		22(11)
	海外										0(0)
	合計		5(5)	16(4)	71(22)	45(17)	39(15)	6(4)	7(2)	22(11)	0(0)

		パネル 13 - C							合計		
		北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	海外	合計
パ ネ ル 12 - C	北海道	12(15)									12(15)
	東北		17(20)			1					18(20)
	関東			117(107)		2	1				120(107)
	中部			(1)	62(62)					(1)	62(65)
	近畿		1		1(1)	58(62)					60(63)
	中国						20(17)				20(17)
	四国							9(11)			9(11)
	九州								36(34)		37(34)
	海外									(1)	0(1)
	合計		12(15)	18(20)	117(109)	63(63)	62(62)	21(17)	9(11)	36(34)	0(2)

注：()内はパネル13時点で有配偶、()内はパネル13時点で無配偶の人数を示す。
空欄は該当データなし。

図表31 住宅変化－コーホートA・B・C－

		新規購入	持家継続	持家継続	借家継続	新規借家	無回答	計
		(借家→持家)	(持家→持家)	(買替)		(持家→借家)		
パネル13 A	有配偶	16	557	4	141	4	3	725
	%	2.2	76.8	0.6	19.4	0.6	0.4	100.0
	無配偶	2	100	3	65	4	2	176
	%	1.1	56.8	1.7	36.9	2.3	1.1	100.0
	計	18	657	7	206	8	5	901
	%	2.0	72.9	0.8	22.9	0.9	0.6	100.0
パネル13 B	有配偶	8	121	1	73	7	1	211
	%	3.8	57.3	0.5	34.6	3.3	0.5	100.0
	無配偶	1	42	2	33	1	1	80
	%	1	52.5	2.5	41.3	1.3	1.3	100.0
	計	9	163	3	106	8	2	291
	%	3.1	56.0	1.0	36.4	2.7	0.7	100.0
パネル13 C	有配偶	14	137	15	147	23	3	339
	%	4.1	40.4	4.4	43.4	6.8	0.9	100.0
	無配偶	9	228	2	81	10	3	333
	%	2.7	68.5	0.6	24.3	3.0	0.9	100.0
	計	23	365	17	228	33	6	672
	%	3.4	54.3	2.5	33.9	4.9	0.9	100.0

注：パネル12からパネル13への変化を示している。

図表32 就業変化－コーホートA・B・C－

		継続就業		転職	新規就業		離職		無業継続	計
		同一企業	自営家従		無職→雇用	無業→自家従	雇用→無業	自家従→無業		
パネル13 A	有配偶	310	66	45	35	6	25	7	230	724
	%	42.8	9.1	6.2	4.8	0.8	3.5	1.0	31.8	100.0
	(この1年間に結婚)	2	1	—	—	1	2	—	1	7
	%	28.6	14.3	—	—	14.3	28.6	—	14.3	100.0
	無配偶	121	8	17	4	—	5	1	19	175
	%	69.1	4.6	9.7	2.3	—	2.9	0.6	10.9	100.0
	計	431	74	62	39	6	30	8	249	899
	%	47.9	8.2	6.9	4.3	0.7	3.3	0.9	27.7	100.0
パネル13 B	有配偶	72	14	12	15	4	11	—	83	211
	%	34.1	6.6	5.7	7.1	1.9	5.2	—	39.3	100.0
	(この1年間に結婚)	1	—	—	—	—	3	—	1	5
	%	20.0	—	—	—	—	60.0	—	20.0	100.0
	無配偶	55	—	8	4	—	4	—	9	80
	%	68.8	—	10.0	5.0	—	5.0	—	11.3	100.0
	計	127	14	20	19	4	15	—	92	291
	%	43.6	4.8	6.9	6.5	1.4	5.2	—	31.6	100.0
パネル13 C	有配偶	91	13	29	28	5	29	2	142	339
	%	26.8	3.8	8.6	8.3	1.5	8.6	0.6	41.9	100.0
	(この1年間に結婚)	14	—	6	1	—	7	—	2	30
	%	46.7	—	20.0	3.3	—	23.3	—	6.7	100.0
	無配偶	220	13	41	25	—	17	—	16	332
	%	66.3	3.9	12.3	7.5	—	5.1	—	4.8	100.0
	計	311	26	70	53	5	46	2	158	671
	%	46.3	3.9	10.4	7.9	0.7	6.9	0.3	23.5	100.0

注：パネル12からパネル13への変化を示している。

「有配偶」は「この1年間に結婚」を含んでいる。

「自営家従」「自家従」は自営・家族従業者の意味。

就業状態変化「無回答」のパネル13-Aの2人、パネル13-Cの1人については非掲載。

図表33-1 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-A→パネル13-A）

（パネル13-A）

	合計	年齢層				学歴					
		36～38	39～41	42～44	45～46	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上
この一年に結婚	同一企業	2	1	1	-	-	-	-	-	1	1
	自営家従	1	1	-	-	-	-	-	-	1	-
	転職	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無業→雇用	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無業→自営	1	1	-	-	-	-	1	-	-	-
	雇用→無業	2	2	-	-	-	-	-	1	-	1
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	1	-	1	-	-	-	1	-	-	-
小計	7	5	2	-	-	-	2	1	2	2	
未婚	同一企業	74	30	29	12	3	1	-	25	14	21
	自営家従	2	-	-	1	1	-	-	-	1	-
	転職	3	2	1	-	-	-	-	1	-	1
	無業→雇用	1	-	1	-	-	-	-	-	-	1
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	1	-	-	1	-	-	-	1	-	-
	自営→無業	1	-	1	-	-	1	-	-	-	-
	無職継続	9	2	3	4	-	-	-	1	1	-
小計	91	34	35	18	4	2	-	27	16	23	
有配偶	同一企業	308	62	81	98	67	5	4	154	56	57
	自営家従	65	11	13	24	17	2	2	29	15	9
	転職	45	13	11	8	13	1	-	25	8	8
	無業→雇用	35	9	11	11	4	5	-	14	3	10
	無業→自営	5	1	2	1	1	-	-	2	-	2
	雇用→無業	23	7	6	6	4	3	2	11	2	2
	自営→無業	7	4	-	-	3	1	-	4	-	1
	無職継続	229	94	49	51	35	13	3	83	47	55
小計	717	201	173	199	144	30	11	322	131	144	
離死別	同一企業	44	14	8	13	9	6	1	26	2	6
	自営家従	6	1	-	4	1	1	-	2	2	-
	転職	13	3	3	3	4	1	-	6	4	2
	無業→雇用	2	1	-	1	-	-	-	2	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	3	1	1	1	-	2	-	-	1	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	9	1	1	3	4	2	-	5	2	-
小計	77	21	13	25	18	12	1	41	11	8	

図表33-1 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-A→パネル13-A）〈続き〉

	合計	年齢層				学歴					
		36～38	39～41	42～44	45～46	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上
この一年に離死別	同一企業	3	2	-	1	-	-	-	2	-	1
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	転職	1	-	-	-	1	-	-	-	-	1
	無業→雇用	1	1	-	-	-	1	-	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	1	-	-	-	1	-	-	1	-	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	1	-	-	1	-	-	1	-	-	-
小計	7	3	-	2	2	1	-	4	-	2	
合計	同一企業	431	109	119	124	79	12	5	207	72	85
	自営家従	74	13	13	29	19	3	2	31	18	10
	転職	62	18	15	11	18	2	-	32	12	11
	無業→雇用	39	11	12	12	4	6	-	16	3	10
	無業→自営	6	2	2	1	1	-	-	3	-	2
	雇用→無業	30	10	7	8	5	5	2	13	4	2
	自営→無業	8	4	1	-	3	2	-	4	-	1
	無職継続	249	97	54	59	39	15	3	97	50	56
総計	899	264	223	244	168	45	12	403	159	177	
合計 (%)	同一企業	47.9	41.3	53.4	50.8	47.0	26.7	41.7	51.4	45.3	48.0
	自営家従	8.2	4.9	5.8	11.9	11.3	6.7	16.7	7.7	11.3	5.6
	転職	6.9	6.8	6.7	4.5	10.7	4.4	-	7.9	7.5	6.2
	無業→雇用	4.3	4.2	5.4	4.9	2.4	13.3	-	4.0	1.9	5.6
	無業→自営	0.7	0.8	0.9	0.4	0.6	-	-	0.7	-	1.1
	雇用→無業	3.3	3.8	3.1	3.3	3.0	11.1	16.7	3.2	2.5	1.1
	自営→無業	0.9	1.5	0.4	-	1.8	4.4	-	1.0	-	0.6
	無職継続	27.7	36.7	24.2	24.2	23.2	33.3	25.0	24.1	31.4	31.6
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

注：有配偶継続のうち、就業状態変化「無回答」1人、離死別継続のうち、同じく1人については非掲載。

表33-2 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-B→パネル13-B）

（パネル13-B）

	合計	年齢層		学 歴					
		32～35	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この 一年 に結 婚	同一企業	1	1	-	-	-	-	-	1
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-
	転 職	-	-	-	-	-	-	-	-
	無業→雇用	-	-	-	-	-	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	3	3	-	-	-	-	2	1
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	1	1	-	-	-	-	-	1
小 計	5	5	-	-	-	-	2	3	
未 婚 継 続	同一企業	43	43	-	-	17	5	14	7
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-
	転 職	5	5	-	-	-	1	2	2
	無業→雇用	3	3	-	-	-	-	1	2
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	4	4	-	-	-	-	2	2
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	7	7	3	-	3	-	-	1
小 計	62	62	3	-	20	6	19	14	
有 配 偶 継 続	同一企業	71	71	3	-	31	14	18	5
	自営家従	14	14	2	-	4	3	3	2
	転 職	12	12	-	-	8	2	2	-
	無業→雇用	15	15	-	1	8	2	1	3
	無業→自営	4	4	-	-	2	2	-	-
	雇用→無業	8	8	1	-	2	-	3	2
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	82	82	2	1	27	17	20	15
小 計	206	206	8	2	82	40	47	27	
離 死 別 継 続	同一企業	10	10	3	1	4	-	2	-
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-
	転 職	2	2	1	-	1	-	-	-
	無業→雇用	1	1	1	-	-	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	2	2	1	-	1	-	-	-
小 計	15	15	6	1	6	-	2	-	

図表33-2 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-B→パネル13-B）〈続き〉

	合計	年齢層		学 歴					
		32～35	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この 一 年 に 離 死 別	同一企業	2	2	-	-	1	-	1	-
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-
	転 職	1	1	1	-	-	-	-	-
	無業→雇用	-	-	-	-	-	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	-	-	-	-	-	-	-	-
小 計	3	3	1	-	1	-	1	-	
合 計	同一企業	127	127	6	1	53	19	35	13
	自営家従	14	14	2	-	4	3	3	2
	転 職	20	20	2	-	9	3	4	2
	無業→雇用	19	19	1	1	8	2	2	5
	無業→自営	4	4	-	-	2	2	-	-
	雇用→無業	15	15	1	-	2	-	7	5
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	92	92	6	1	31	17	20	17
総 計	291	291	18	3	109	46	71	44	
合 計 (%)	同一企業	43.6	43.6	33.3	33.3	48.6	41.3	49.3	29.5
	自営家従	4.8	4.8	11.1	-	3.7	6.5	4.2	4.5
	転 職	6.9	6.9	11.1	-	8.3	6.5	5.6	4.5
	無業→雇用	6.5	6.5	5.6	33.3	7.3	4.3	2.8	11.4
	無業→自営	1.4	1.4	-	-	1.8	4.3	-	-
	雇用→無業	5.2	5.2	5.6	-	1.8	-	9.9	11.4
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	31.6	31.6	33.3	33.3	28.4	37.0	28.2	38.6
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

図表33-3 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-C→パネル13-C）

（パネル13-C）

	合計	年齢層		学 歴						
		26～28	29～31	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この一年に結婚	同一企業	14	8	6	-	-	4	1	7	2
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	転職	6	5	1	-	-	1	2	2	1
	無業→雇用	1	1	-	-	-	1	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	7	4	3	-	-	1	1	3	2
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	2	1	1	-	-	2	-	-	-
小計	30	19	11	-	-	9	4	12	5	
未婚継続	同一企業	206	126	80	-	-	44	47	48	67
	自営家従	12	7	5	-	2	2	3	1	4
	転職	39	24	15	1	1	8	4	11	14
	無業→雇用	22	16	6	3	-	10	2	3	4
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	14	10	4	-	-	3	2	5	4
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	13	8	5	-	-	8	2	-	3
小計	306	191	115	4	3	75	60	68	96	
有配偶継続	同一企業	77	21	56	3	1	27	13	18	15
	自営家従	13	5	8	-	-	6	1	4	2
	転職	23	15	8	2	1	11	5	3	1
	無業→雇用	27	8	19	1	-	13	6	6	1
	無業→自営	5	2	3	-	-	4	1	-	-
	雇用→無業	22	10	12	3	-	6	2	5	6
	自営→無業	2	-	2	-	-	1	-	1	-
	無職継続	140	43	97	9	3	53	14	41	20
小計	309	104	205	18	5	121	42	78	45	
死亡別継続	同一企業	11	6	5	-	-	7	1	3	-
	自営家従	1	-	1	-	-	1	-	-	-
	転職	1	1	-	-	-	-	-	1	-
	無業→雇用	2	-	2	-	-	2	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	1	-	1	-	-	-	1	-	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	1	-	1	1	-	-	-	-	-
小計	17	7	10	1	-	10	2	4	-	

図表33-3 基本属性別配偶・就業状態変化（パネル12-C→パネル13-C）〈続き〉

	合計	年齢層		学 歴						
		26～28	29～31	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この一年に離死別	同一企業	3	1	2	-	-	2	1	-	-
	自営家従	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	転職	1	-	1	-	-	-	-	1	-
	無業→雇用	1	1	-	-	-	1	-	-	-
	無業→自営	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	雇用→無業	2	1	1	1	-	1	-	-	-
	自営→無業	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	無職継続	2	2	-	-	-	2	-	-	-
小計	9	5	4	1	-	6	1	1	-	
合計	同一企業	311	162	149	3	1	84	63	76	84
	自営家従	26	12	14	-	2	9	4	5	6
	転職	70	45	25	3	2	20	11	18	16
	無業→雇用	53	26	27	4	-	27	8	9	5
	無業→自営	5	2	3	-	-	4	1	-	-
	雇用→無業	46	25	21	4	-	11	6	13	12
	自営→無業	2	-	2	-	-	1	-	1	-
	無職継続	158	54	104	10	3	65	16	41	23
総計	671	326	345	24	8	221	109	163	146	
合計 (%)	同一企業	46.3	49.7	43.2	12.5	12.5	38.0	57.8	46.6	57.5
	自営家従	3.9	3.7	4.1	-	25.0	4.1	3.7	3.1	4.1
	転職	10.4	13.8	7.2	12.5	25.0	9.0	10.1	11.0	11.0
	無業→雇用	7.9	8.0	7.8	16.7	-	12.2	7.3	5.5	3.4
	無業→自営	0.7	0.6	0.9	-	-	1.8	0.9	-	-
	雇用→無業	6.9	7.7	6.1	16.7	-	5.0	5.5	8.0	8.2
	自営→無業	0.3	-	0.6	-	-	0.5	-	0.6	-
	無職継続	23.5	16.6	30.1	41.7	37.5	29.4	14.7	25.2	15.8
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

注：離死別継続のうち、就業状態変化「無回答」1人については非掲載。

図表34-1 基本属性別配偶・親との居住状態変化（パネル12-A→パネル13-A）

（パネル13-A）

	合計	年齢層				学 歴						
		36～38	39～41	42～44	45～46	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この一年に結婚	同居→同居(妻方)	1	1	-	-	-	-	-	-	-	1	-
	同居→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居→別居	4	3	1	-	-	-	-	1	1	2	
	別居→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	別居→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	別居→別居	2	1	1	-	-	-	-	2	-	-	
小 計	7	5	2	-	-	-	-	2	1	2	2	
未婚継続	同居継続	67	21	29	16	1	2	-	28	10	15	12
	同居→別居	1	1	-	-	-	-	-	1	-	-	
	別居→同居	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	別居継続	23	12	6	2	3	-	-	6	5	8	4
小 計	91	34	35	18	4	2	-	34	16	23	16	
有配偶継続	同居継続(妻方)	75	19	20	22	14	3	-	36	16	17	3
	同居継続(夫方)	198	48	40	56	54	5	2	111	34	34	12
	同居(妻方)→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(夫方)→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(妻方)→別居	1	1	-	-	-	-	-	1	-	-	
	同居(夫方)→別居	2	1	1	-	-	-	-	1	-	1	
	別居→同居(妻方)	3	1	2	-	-	-	-	2	1	-	
	別居→同居(夫方)	3	1	-	-	2	1	-	1	-	1	
	別居継続	426	128	108	119	71	21	9	166	79	88	63
小 計	708	199	171	197	141	30	11	318	130	141	78	
離死別継続	同居継続	26	9	4	8	5	3	-	12	6	4	1
	同居→別居	3	2	-	-	1	-	-	2	-	1	
	別居→同居	1	-	-	-	1	-	-	1	-	-	
	別居継続	48	10	9	17	12	9	1	27	5	3	3
小 計	78	21	13	25	19	12	1	42	11	8	4	
この一年に離死別	同居(妻方)→同居	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(夫方)→同居	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(妻方)→別居	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(夫方)→別居	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	1
	別居→同居	2	2	-	-	-	1	-	1	-	-	-
	別居→別居	4	1	-	2	1	-	-	3	-	-	1
小 計	7	3	-	2	2	1	-	4	-	-	2	

図表34-2 基本属性別配偶・親との居住状態変化（パネル12-B→パネル13-B）

（パネル13-B）

	合計	年齢層		学歴					
		32～35	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この一年に結婚	同居→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居→別居	4	4	-	-	-	-	2	2
	別居→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→別居	1	1	-	-	-	-	-	1
	小計	5	5	-	-	-	-	2	3
未婚継続	同居継続	46	46	2	-	13	3	17	11
	同居→別居	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→同居	1	1	-	-	1	-	-	-
	別居継続	15	15	1	-	6	3	2	3
	小計	62	62	3	-	20	6	19	14
有配偶継続	同居継続(妻方)	13	13	-	1	7	2	2	1
	同居継続(夫方)	27	27	1	-	14	4	7	1
	同居(夫方)→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(妻方)→別居	3	3	-	-	1	-	1	1
	同居(夫方)→別居	4	4	1	-	2	-	1	-
	別居→同居(妻方)	2	2	-	1	-	-	1	-
	別居→同居(夫方)	3	3	1	-	1	1	-	-
	別居継続	153	153	5	-	57	33	34	24
	小計	205	205	8	2	82	40	46	27
離死別継続	同居継続	2	2	1	-	1	-	-	-
	同居→別居	1	1	-	-	1	-	-	-
	別居→同居	1	1	-	1	-	-	-	-
	別居継続	11	11	5	-	4	-	2	-
	小計	15	15	6	1	6	-	2	-
この一年に離死別	同居(妻方)→同居	1	1	-	-	-	-	1	-
	同居(夫方)→同居	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(妻方)→別居	1	1	1	-	-	-	-	-
	同居(夫方)→別居	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→同居	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→別居	1	1	-	-	1	-	-	-
小計	3	3	1	-	1	-	1	-	

図表34-3 基本属性別配偶・親との居住状態変化（パネル12-C→パネル13-C）

（パネル13-C）

	合計	年齢層		学 歴						
		26～28	29～31	中学校	専門・専修 (入学条件なし)	高 校	専門・専修 (入学条件・高卒以上)	短大・高専	大学以上	
この 一年に 結婚	同居→同居(妻方)	1	-	1	-	-	-	-	1	-
	同居→同居(夫方)	3	2	1	-	-	1	1	-	1
	同居→別居	22	16	6	-	-	6	3	10	3
	別居→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→同居(夫方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→別居	4	1	3	-	-	2	-	1	1
	小 計	30	19	11	-	-	9	4	12	5
未婚 継続	同居継続	236	151	85	3	1	61	48	61	62
	同居→別居	12	7	5	-	1	3	3	1	4
	別居→同居	7	6	1	-	-	2	2	1	2
	別居継続	50	26	24	1	1	8	7	5	28
	小 計	305	190	115	4	3	74	60	68	96
有配 偶 継続	同居継続(妻方)	24	9	15	3	-	11	4	4	2
	同居継続(夫方)	40	13	27	1	-	16	10	9	4
	同居(夫方)→同居(妻方)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(妻方)→別居	6	5	1	-	-	3	2	-	1
	同居(夫方)→別居	6	1	5	1	-	3	-	2	-
	別居→同居(妻方)	2	-	2	-	-	1	-	-	1
	別居→同居(夫方)	3	1	2	-	-	3	-	-	-
	別居継続	225	74	151	13	4	84	25	62	37
	小 計	306	103	203	18	4	121	41	77	45
離 死 別 継続	同居継続	11	5	6	1	-	7	1	2	-
	同居→別居	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→同居	1	1	-	-	-	-	-	1	-
	別居継続	6	1	5	1	-	3	1	1	-
	小 計	18	7	11	2	-	10	2	4	-
この 一年に 離 死 別	同居(妻方)→同居	3	2	1	-	-	2	1	-	-
	同居(夫方)→同居	1	1	-	-	-	1	-	-	-
	同居(妻方)→別居	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	同居(夫方)→別居	2	1	1	-	-	2	-	-	-
	別居→同居	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	別居→別居	3	1	2	1	-	1	-	1	-
	小 計	9	5	4	1	-	6	1	1	-

執筆者紹介 (五十音順)

伊藤 ななえ (いとう・ななえ 第11部)

財団法人 家計経済研究所 研究助手。

久木元 真吾 (くきもと・しんご 第1章)

財団法人 家計経済研究所 次席研究員。主な論文に「青少年の自立志向の分析」(内閣府政策統括官編『青少年の社会的自立と意識』国立印刷局, 2005)。社会学・生活経営学専攻。(kukimoto@kakeiken.or.jp)

坂口 尚文 (さかぐち・なおふみ 第6章、第11部)

財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「所得格差と階層の固定化」(共著, 樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 2004)。労働経済学専攻。(sakaguchi@kakeiken.or.jp)

坂本 和靖 (さかもと・かずやす 第3章)

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)。労働経済学専攻。(sakamoto@kakeiken.or.jp)

田中 慶子（たなか・けいこ 第5章）

財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「『パラサイト・シングル』仮説の検証」（『家族関係学』22, 2003）。家族社会学専攻。

浜田 浩児（はまだ・こうじ 第2章）

財団法人 家計経済研究所 研究部長。主な著書に『93SNAの基礎』（東洋経済新報社, 2001）。社会保障論・経済統計専攻。(hamada@kakeiken.or.jp)

福田 節也（ふくだ・せつや 第4章）

財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「日本における離家要因の分析——離家タイミングの規定要因に関する考察」（『人口学研究』33, 2003）。人口学専攻。

村上 あかね（むらかみ・あかね 第3章）

財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「モデルを選択し診断する——決定係数と VIF」（与謝野有紀他編『社会の見方、測り方』勁草書房, 2006）。社会学専攻。(murakami@kakeiken.or.jp)

家計経済研究所パネル調査研究報告書 No.1

パネルデータにみる世代間関係

消費生活に関するパネル調査（第13年度）

発行年月 2006年10月

編集・発行 財団法人 家計経済研究所

〒102-0093 東京都千代田区平河町1-3-13

菱進平河町ビル6階

電話 (03) 3221-7291

FAX (03) 3221-7255

印刷・製本 佐藤印刷株式会社

©2006