

一時的別居世帯員の構造

稲葉 昭英

(東京都立大学)

Temporary Separated Household Members : Their Structures and Meanings

INABA Akihide

本来なら同居している人であるが、一時的に別居している人を「一時的別居世帯員」とよぶ（以下、別居世帯員と略）。本研究ではNFRJ03データを用いて別居世帯員として回答された人々について、その特性を把握することを試みた。別居世帯員は、全調査対象の13%程度に存在し、別居世帯員とされた人たちの多くは10代後半から20代前半にかけて、進学や就職で実家を離れている人たちであった。一時的別居か、恒久的な別居かという判断を左右する決定的な要因は結婚であった。有配偶で別居している場合には、一時的別居という判断がなされることがきわめて少なかった。

つぎに、別居世帯員を測定する積極的な意味を、世帯分類と経済的制約の指標の2つの側面から検討した。世帯分類のパターンは、別居世帯員を考慮してもそれほど大きな差異は生じなかったため、同居世帯員にのみ限定した世帯分類であっても、分析にはそれほど支障はないとここでは判断できる。

一方、経済的コストの指標としては別居世帯員の存在は有効であり、世帯年収を統制しても、別居世帯員の存在が独自のコスト指標となること、別居世帯員の存在によって所得の増収のもつ家計困難度の改善効果が減少することが示された。別居世帯員の存在は、低所得世帯よりも高所得世帯において経済的な制約因となっていた。これらの結果からすれば、とくに中高所得層を対象とした計量的な分析を行う場合、世帯年収のみならず別居世帯員の存在を統制変数として使用する必要性が大きいといえる。

キーワード：別居世帯員、世帯分類、家計

1. 別居世帯員とは

1-1 世帯をめぐる研究の動向

家族研究において、世帯の概念が重要であることはいうまでもない。世帯とは「居住と生計をともにする集団」であり（森岡・望月, 1983）、家族と部分的に重複する存在である。世帯の定義を構成する要件は共同居住と共同生計であるが、多くの調査は前者に力点を置き、「共同居住者」を問うことで世帯構成を把握しようとする。家族員の一部はこの中に含まれず、世帯外に「(一時的に) 他出」していることもある。また、世帯内に家族でないものが含まれることもある。

このように、どちらかといえば世帯の概念は家族を把握するための操作的指標といった性格が強く、世帯に関する研究は間接的に家族を研究する目的で行われているとあってよい。その意味で世帯は操作性が高く、測定上あまり多義的に成り得ないはずであるが、近年になって(世帯の)同居、

準同居、という概念が統計学者によって提唱されるようになってきた（寺崎，1997；稲葉，2003）。共同居住を要件とする「世帯」に対して、これらの概念は一見すると矛盾する。

寺崎康博(1997; p. 2)は、「生計」と「共同居住」の一方のみしか満たさない、(1)同居はしているが生計は別（二世帯居住など）、(2)別居はしているが生計は関連している（単身赴任、施設入所、高齢者、同一敷地内住居など）といった、「別世帯とみなすべきか否かは難しい」ケースが増加していることを指摘する。彼は(2)で別世帯として扱われている同一家屋内同居、同一敷地内同居を「準同居」世帯とよび、1985年国民生活基礎調査個票データを用いてその推計を行っている（親子の準同居率は全国で全世帯の0.9%、同居は同24.2%）。

さて、本研究が目にするのは(2)のうち、一時的に世帯を離れている成員である。これについては稲葉由之(2003)が、「主たる家計維持者」が長期不在で、かつ世帯主の配偶者である場合（共同家計者が別世帯に居住している典型的なケース）の推計を全国消費実態調査のリサンプリング・データ(1989、1994年)を用いて行っているが、いずれも全世帯の1%以下ときわめて少数であることが示された。

しかし、そもそも「一時的に世帯を離れている成員」は全世帯のどのくらいに存在するのか、一世帯あたり何人くらい存在するのか、といった基礎的な統計量は必ずしも明らかではない。そこで、本研究では、NFRJ03データの世帯票項目を用いてこの「一時的に世帯を離れている成員」の態様について分析を試みる。

1-2 一時的別居世帯員 の概念

必要な概念の定義を行う。世帯の定義については、居住と生計を共にする集団という従来の定義を踏襲する。そして、一時的別居世帯員（以下別居世帯員と略）を「本来なら同居することが予定されているが、一時的に別居している」成員と定義する。操作的には、回答者によって「一時的に別居している成員」として判断される対象が「別居世帯員」である。

ここで、別居世帯員は一時的に別居している「家族員」とは概念的に異なることを確認しておきたい。本研究では「家族」の概念を用いない。この理由は、NFRJ03データ自体が「別居している家族員」という文言を調査票上に使用していない、という現実的な制約に基づくが、「家族」というそれ自体議論の対象となる言語を使用することをあえて避け、分析を進めたいという単純な動機にも基づいている。

NFRJ03では、問5で「いっしょにすんでいる方」（一時的に別居しているものは除く）の人数について回答を求め、ついで付問1においてその続柄、性別、出生年を回答させ、ついで付問2において「付問1でお答えいただいた方以外に、単身赴任、学業、入院などの理由で一時的に別居している方はいらっしゃいますか」（回答はいる、いないの2件法）、と問い、「いる」と回答したもののについてのみ、付問1と同様に世帯表形式で続柄、性別、出生年を回答させている。

この回答形式からもわかるように、この設問は「一時的に別居している家族」を尋ねたものではない。ただし、実際にはその回答には回答者にとって「一時的に別居している家族」が含まれることもあるだろう。その場合でも、本研究はあくまでこの項目によって測定されるものは一時的に別居している「世帯員」とであるとみなす。

1-3 別居世帯員と世帯分類

前節で提示した項目形式からも理解できるように、別居世帯員に関する測定は世帯表項目の一部として行われている。NFRJ03 は同居世帯員、別居世帯員について同一形式でそれぞれ測定を行っているが、これらの項目は NFRJ03 から初めて取り入れられた（NFRJ98 では同居世帯員の続柄と、世帯主の続柄を問う項目があるのみである）。世帯表は一般にデータの加工が難しく、データを利用する場合にはある程度のプログラミングの知識が必要とされることが多い。また、回答者からすれば、表形式であるがゆえに、必ずしも回答しやすいものではなく、実際にクリーニングの際に論理エラーが検出されることも多い。その意味では、あえて別居世帯員を問うことの積極的な意味も検討されるべきであり、本研究はこの問題も副次的な研究課題とする。

別居世帯員を問うことに意味があるとすれば、それは同居世帯員のみを測定する以上に有益な情報が得られることに求められるべきだろう。本研究はこの点を2つの点から検討する。まず、別居世帯員を考慮することで世帯分類の構成比にどの程度の変化が生じるかを検討する。というのは、世帯表は世帯分類を構成するために用いられることが多く、同居に限定した世帯分類と、別居を含めた場合の世帯分類との差異が大きければ、別居世帯員を測定しておくことの必要性は一定度の意味を持つと考えられるからである。

次に、別居世帯員の存在が有する実質的な影響力の有無についても検討する。別居世帯員の多くは、家計を共にしているにもかかわらず一時的に別居していると考えられるから、こうした別居世帯員の存在は別居世帯を維持するための経済的コストを伴うはずである。たとえば、単身赴任の最大の問題点は「二重生活による出費の増大」であるとされる（稲葉, 1991）。ということは、別居世帯員の存在は経済的制約の指標となりうる可能性を有していることになる。もし、この点が認められれば、単純な世帯年収などのほかに、「別居世帯員の有無」が様々な分析に用いられるべきであるということになる（ただし、これは世帯表という形式を不可欠の要件とするものにはならない）。

2. 別居世帯員の態様

2-1 別居世帯員の分布と特性

では、さっそく分析をおこなってみよう。まずは、NFRJ03 の全データを対象に別居世帯員の分布を検討してみたい。表1は、別居世帯員として回答された人数の単純集計結果である。

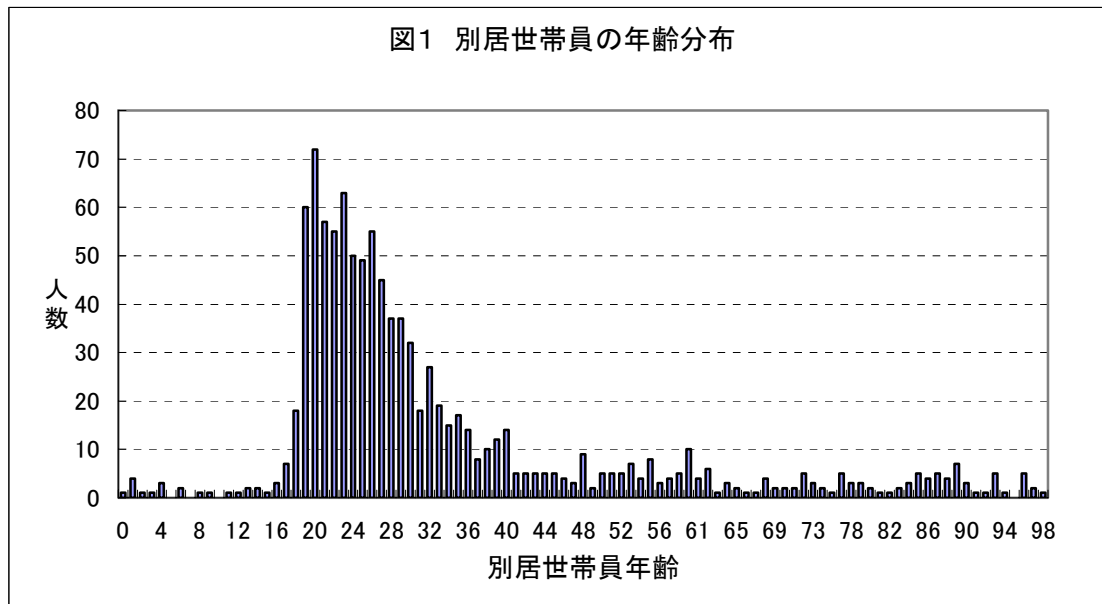
表1 別居世帯員数の度数分布

別居世帯員数	n	%
0	5482	87.0
1	645	10.2
2	154	2.4
3	16	0.3
4	5	0.1
計	6302	100.0

全体では13%に相当する820人が「別居世帯員あり」と回答している。この数値は決して少ないとは言えない。単純無作為抽出法を仮定して母比率を推計すると、標準誤差の推計値は0.01%未満となり、ほぼ13%がパラメータ推計値となる。10世帯に1世帯以上が別居世帯員を抱えているということになる。820人のうち、「1人」が78.7%と、別居世帯員の最頻値は1名であるが、最大で4名というものも5名ほどいる。なお、1世帯あたりの平均は0.16人であった。

つぎに、別居世帯員として示された人々（計1021名）について分析してみよう。まず、これらの人々の年齢別度数分布のグラフを図1に示す。レンジは0-98歳と広く、平均は33.20歳、標準偏差は10.08。分布自体は18歳から急増し、22歳くらいまで高い値を示しながら、その後はゆるやかに減少していく。この傾向は30代から40歳くらいまで続き、40代以降の分布は少ない。この20代における「別居世帯員の減少過程」は、「別居世帯員」から「別世帯員」への移行を示すものであり、社会学的にはきわめて興味深い。経済的自立や、結婚によって、次第に彼ら／彼女らは「一時的に別居している」存在から「完全に別居している」別世帯の人として認識されるようだ。

このように、別居世帯員の圧倒的に多くが20代前半の人々であり、進学・就職のために別居を開始した者たちが別居員として回答されているようである。ちなみに別居世帯員1021名中、回答者の子が計657名で64.3%、うち男子が422名で41.3%、女子が235名で23%と、圧倒的に多いのが回答者の男子である。なお、単身赴任などは40代から50代にかけて、また介護などのための施設入所は70代以降に多いと考えられるが、これらの年代において別居世帯員とされた人の数は少ない。実際、回答者の父母は本人・配偶者側双方を含めても102名で約10%、単身赴任などと思われる配偶者は31名で3%と少数であった。



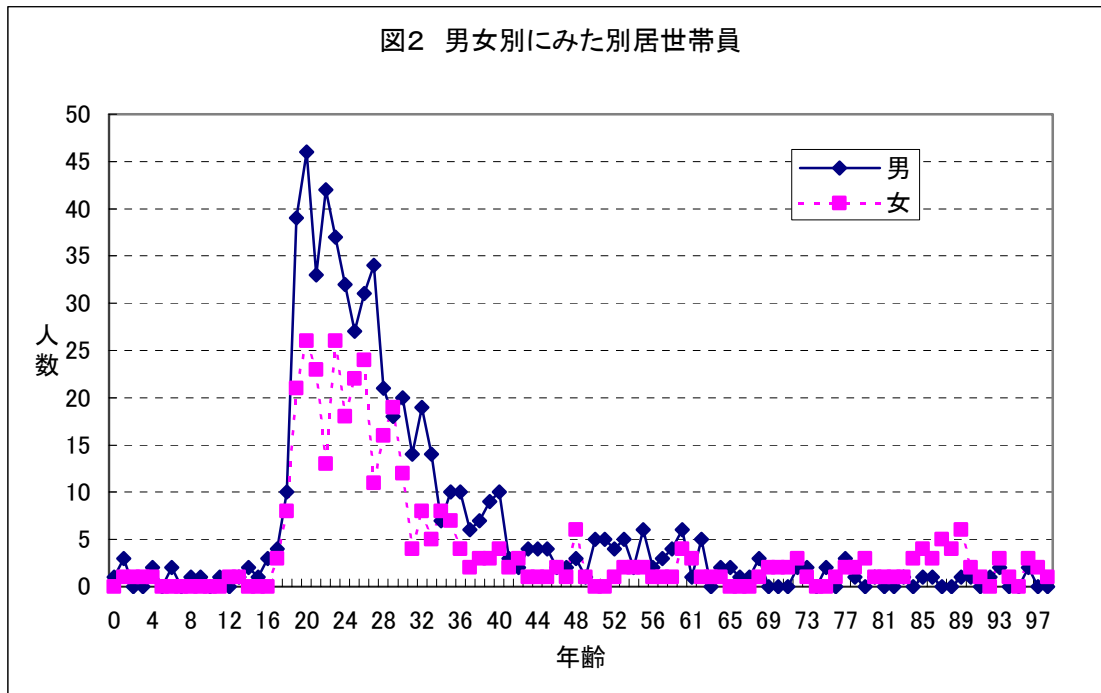


図1を男女別に示したのが図2である。おおまかな傾向は男女で同様だが、20代の別居世帯員数は男性に高く、この時期に男女差が出現する。おそらくこの傾向を説明するのは進学率の男女差（男性のほうが大学進学率が高い）と、初婚年齢の男女差（女性のほうが初婚年齢が若い）であると思われる。また、女性のほうが別居による進学や就職を選択することが少ないという傾向に基づくのかもしれない。

30代における低下傾向に関してはそれほど男女差は見られないが、80代以降は数は少ないけれども、女性のほうが男性を上回る。これも、寿命の男女差が主要な要因と思われるけれども、男性の介護が妻によってなされることが多いのに対して、女性の介護は子世代が担うことが多く、こうした関係性ゆえに女性のほうが一時別居が選択されやすいということなのかもしれない。

3. 「一時別居」と認識される条件

3-1 一時別居という認識

次に、(本来は同居成員なのに) 一時別居と認識される場合と、別世帯と認識される場合の差異を検討しよう。別居世帯員の年齢のレンジは大きいので、この問題は一定の年齢幅の中で検討した方がおそらく実地的である。別居世帯員の多くが回答者の子であることは既述のとおりであるため、ここでは18-30歳までの別居子をもつ人を抽出し、第1子について「別居世帯員」として認識される場合と、そうでない場合の差異を生み出す条件について検討する。

まず、世帯の定義からも予測されることではあるが、家計の共同性が強ければ、一時的な別居と認識される可能性は高い。その意味で、親世代からの経済的援助の有無は重要な要因である。そして、経済的援助の必要性を規定する要因として、子どもの就業の有無、配偶者の有無が重要になるだろう。就業しているほど、有配偶であるほど自立性が高いと予想できるし、逆に在学中（または非就業中）ほど、無配偶であるほど経済的依存の必要度は大きくなるように思われる。以下、この

順序で検討するが、子世代の就業や配偶者に関する情報は中高年票にのみ項目が存在し、若年票には存在しない。このため、サンプルサイズは若干小さなものとなる。

3-2 方法

まず、第1子年齢が18-30歳で、かつ第1子が「自分と同じ家屋」でない場所（敷地内のはなれ・別棟を含む）に居住している、という条件を満たす回答者のみを抽出した（n=607）。経済的依存については、「この1年間に金銭的援助をしましたか（回答は年間30万以上、30万未満、援助なしの3件法）」（問16コ）を使用、このほか就業・在学の有無（問16オ）、婚姻上の地位（問16カ）を使用した。まずはクロス集計によって変数間関係を確認し、最終的にはロジスティック回帰を用いて仮説を検討する。

3-3 経済的依存と一時別居

表2に、第一子への経済的援助と別居世帯員の認識に関するクロス集計結果を、表3に就業・就学の有無、表4に婚姻上の地位との同様な集計結果を示す。表2では予想通り、両者には強い関連が示され、経済的依存関係が大きくなるほど「一時的別居」と認識される確率が高まることがわかる。

同様に、表3からは「在学中」の場合には9割以上が「一時的別居」ととらえていること、「就業中」の場合は7割近くが「一時的別居ではない」ととらえていることがわかり、経済的依存が「一時的別居」の認識と強く関連することを再度理解できる。なお、表3の無職の大半は専業主婦で、ほぼ有配偶の女性とみなしてよい。このため、無職者の大半が一時的別居と認識されていないのは、表4で示される配偶者の有無の疑似効果と考えた方がよい。

表4からは、子どもが有配偶で別居している場合には96%が「一時的別居ではない」と認識されているのに対して、無配偶の場合には「一時的別居」という認識が6割強に成立していることがわかる。変数の連関の強さから言えば、有配偶で別居の場合に「別世帯」と認識される傾向がもっとも強く、ついで「在学中」の場合に「一時的別居」と認識される、という順序である。これらの変数の持つ意味は、経済的依存の必要性を示す指標であるのか、それ以外の象徴的・社会的意味をもつのかによって異なってくる。ここではその判断はできないが、在学中・未婚・親への経済的依存という状態から、卒業・就職、経済的自立、結婚といったライフコース上の移行によって「一時的な別居者」から「別世帯居住者」へと位置づけが変化していくことが推察される。

表2 第一子への経済的援助と「別居世帯員」の認識

経済的援助の有無	別居世帯員という認識		
	なし	あり	計
年間30万円以上援助	54(42.9)	72(57.1)	126(100.0)
年間30万円未満援助	80(66.1)	41(33.9)	121(100.0)
援助なし	262(72.8)	98(27.2)	360(100.0)
計	396(65.2)	211(34.8)	607(100.0)

$\chi^2(2)=39.90, p<.001$

表3 就業・就学の有無と「別居世帯員」の認識

就業の有無	別居世帯員という認識		
	なし	あり	計
就業者	289(68.3)	134(31.7)	423(100.0)
在学中	7(9.2)	69(90.8)	76(100.0)
無職	99(92.5)	8(7.5)	107(100.0)
計	395(65.2)	211(34.8)	607(100.0)

$\chi^2(2)=141.99, p<.001$

表4 婚姻上の地位と「別居世帯員」の認識

婚姻上の地位	別居世帯員という認識		
	なし	あり	計
有配偶	278(95.5)	13(4.5)	291(100.0)
無配偶	116(36.9)	198(63.1)	314(100.0)
計	394(65.1)	211(34.9)	605(100.0)

$\chi^2(1)=228.27, p<.001$

表5 「別居世帯員」を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果

独立変数	男性		女性	
	β	Odds	β	Odds
経済援助	0.82	2.27	-0.32	0.73
在学中	2.35*	10.47	0.68	1.97
就業者	0.32	1.38	-1.19	0.31
有配偶	-2.73***	0.07	-4.95***	0.01
-2LL	286.98		176.77	
χ^2	149.31***		143.79***	
n	318		286	

* p<.05 *** p<.005

3-4 「一時的別居」を生み出す要因

次に、これらの変数の同時的な効果を検討する。これまでと同様に、別居している18-30歳の第1子を有するものを対象とし、第1子を「別居世帯員」とみなすかどうか（別居世帯員=1、非別居世帯員=0）を被説明変数としたロジスティック回帰分析を行う。独立変数は「年間30万円以上の経済的援助」「第1子在学中」「第1子就業者」「第1子有配偶」の4変数をそれぞれダミー変数で投入する。なお、第1子の性別によって効果が異なることも予想されるため、分析は第1子の性別ごとにわけておこなった。結果を表5に示す。

男女を通じて、もっとも大きな効果が示されたのは有配偶の効果であった。これはわれわれの常識に近い結果に過ぎないが、結婚して別居することは、一時的な別居ではなく、恒久的な別居と認識されるようだ。この傾向は女性に強かった。一方、男性ではこれに加えて在学中であることが正

の効果を有する。女性にこの効果は示されなかったが、これは女性では対象者 286 名中、在学中のものは 20 名 (7%) にとどまっており、そもそも進学のために別居しているものが少ないことに起因するものと思われる。経済的援助、就業の有無は、男女ともに効果を有さなかった。

以上の結果から、どうやら単純な経済的依存度の大小よりも、結婚自体がかなり象徴的な意味を有しており、これによって「一時的」か「恒久的」か、という別居の意味に関する認識の差異が生じているようである。そうであれば、やはり結婚後に同居するか、別居するかという選択は大きな意味をもっており、一定期間後の同居は「一時的に別居していた世帯が統合する」のではなく、「別々の世帯が統合する」と考えた方がよいことを示唆している。

4. 別居世帯員と世帯分類

4-1 国勢調査上の世帯分類

国勢調査ではいくつかの世帯分類を用いて集計結果が公表されている。大分類とよばれるものは世帯主と親族関係にあるものの有無に着目するもので、親族世帯 (1人以上存在)、非親族世帯 (2人以上の世帯だが、親族関係がない)、単独世帯 (1人暮らし) の3つに区分される。これに対して 16 分類と呼ばれるものは、世帯主との関係からの分類ではない。

この分類は、世帯の中でもっとも若い世代の配偶関係を「夫婦」の起点とし、子ども、親 (両親、ひとり親)、きょうだい、その他の親族などの組み合わせによって世帯を類別する。ここでは、この 16 分類によって NFRJ03 の世帯分類を集計し、別居世帯員を加えた結果との比較を試みる。

4-2 NFRJ03 の世帯表項目の問題

とはいえ、この分類をプログラム上で完全に再現することはかなり難しい。単純に条件分岐が複雑である点もあるが、それ以上に問題なのは、NFRJ03 の世帯表形式の続柄コードでは情報が足りない部分が多いからである。以下、この点を列挙すると以下ようになる。

- ・ 「その他の親族」「親族以外の方」の中の配偶関係や親子関係はわからない。
- ・ 回答者が親族世帯の非親族の場合、回答者以外はすべて「親族以外の方」になり、やはり世帯分類を適用できない。なお、これに相当するケースは全データ中 1 ケースのみ存在し、データ上は「非親族」成員内部に配偶関係と親子関係が存在すると推定できるが、これ自体がかなり強い仮定を想定しなければならず、ここではこのケースを欠損値とした。
- ・ 自分のきょうだいと同居している場合、このきょうだいの配偶者は「その他の親族」、同様にその子も「その他の親族」にコードされる。このため、有配偶のきょうだいと回答者が同居している場合には、世帯分類が正確にはならない (他項目にあるきょうだいの情報を用いると配偶者の有無だけは同定可能である。しかし、「その他の親族」と回答されている者が、きょうだいの配偶者かどうかを判断する基準は存在せず、断定するには強い仮定が必要になる)。
- ・ 回答者の子どもが複数同居し、そのうちの一人が有配偶でかつ、その配偶者と同居している場合、厳密にはどの子どもと「子どもの配偶者」が夫婦関係にあるのかは世帯票情報のみではわからない。同居の子どもの配偶関係を他項目で拾い、有配偶者が 1 名のときにのみ配偶関係を同定できる。

世帯表で正確に世帯構成を復元するには、国勢調査に見られるように世帯主との位置関係などを具体的に記述させ、これをアフターコードしないと難しい。こうした限界はあるものの、できる範囲で世帯分類をプログラム化してみた（プログラムはSASを使用した。学術目的に限り公開する予定であり、希望する方は筆者まで連絡されたい）。

4-3 別居世帯員を考慮しない／した世帯分類

表6は、同居世帯員のみ在世帯分類の集計結果(C)と、別居世帯員を考慮した世帯分類(S)の結果である。全体に占める各分類のパーセンテージはそれぞれPc, Psとして示されており、両者の差がPs-Pcである。なお、参考までに2000年国勢調査の世帯分類比率（一般世帯人員30-79歳の集計結果）を示している。

さて、一見して理解できるが、別居世帯員を考慮した場合とそうでない場合とで、それほど大きな結果の差異は生じていない。1%以上の差異が検出されたのは「夫婦のみ世帯」と「夫婦と子ども

表6 別居世帯員を考慮しない場合・した場合のNFRJ03の世帯分類

世帯類型	同居者のみ(C)		別居員含む(S)		Ps-Pc	国調00 %
	N	%(Pc)	N	%(Ps)		
1 夫婦のみ世帯	1327	21.06	1197	19.00	-2.06	18.89
2 夫婦と子どもからなる世帯	2563	40.68	2732	43.36	2.68	31.89
3 男親と子どもからなる世帯	56	0.89	47	0.75	-0.14	1.17
4 女親と子どもからなる世帯	323	5.13	272	4.32	-0.81	6.48
5 夫婦と両親からなる世帯	69	1.1	64	1.02	-0.08	0.51
6 夫婦と片親からなる世帯	146	2.32	128	2.03	-0.29	1.49
7 夫婦、子どもと両親からなる世帯	468	7.43	493	7.82	0.39	3.08
8 夫婦、子どもと片親からなる世帯	521	8.27	561	8.9	0.63	4.45
9 夫婦と他の親族（親、子を含まない）からなる世帯	16	0.25	14	0.22	-0.03	0.26
10 夫婦、子どもと他の親族（親を含まない）からなる世帯	111	1.76	107	1.7	-0.06	0.79
11 夫婦、親と他の親族（子どもを含まない）からなる世帯	24	0.38	30	0.48	0.10	0.26
12 夫婦、子ども、親と他の親族からなる世帯	155	2.46	178	2.82	0.36	0.99
13 兄弟姉妹のみからなる世帯	19	0.3	20	0.32	0.02	0.63
14 他に分類されない親族世帯	82	1.3	88	1.40	0.10	1.10
15 非親族世帯	5	0.08	5	0.08	0.00	0.41
16 単独世帯	416	6.6	365	5.79	-0.81	27.60
計	6301	100	6301	100		100

注：国調00は2000年国勢調査の一般世帯人員30-79歳の集計結果

からなる世帯」の2つで、いずれも2%台のズレが生じているのみである。基本的な傾向は、別居世帯員を考慮しないと「夫婦のみ世帯」が増加し、考慮すると「夫婦と子どもからなる世帯」が増加するという関係にある。差異は後者においてより大きく、このことは別居世帯員として回答されている対象者の多くが10代後半から20代前半の「子」であることと関連している。世帯分類に関する限り、他はほとんど差異はないので、別居世帯員を考慮しないことで世帯構成のパターンが大きく異なってくることは、少なくともないといってよいだろう。ただ、別居世帯員を考慮しない場合にはわずかではあるが、夫婦のみ世帯の比率が高まることになる。

5. 経済的制約因としての別居世帯員

5-1 別居世帯員の経済的意味

これまでの分析からも明らかなように、別居世帯員を構成するのは未婚で経済的に独立していないと思われる「子」の地位にある人々である。複数の世帯を維持することは、通常は大きな出費が想定される。本節ではこの点を分析してみよう。

まず、NFRJ03には経済状況を問う項目として世帯年収(問8、18段階)が用意されている。また、世帯の経済状況の主観的評価については「現在の家計の状態」を4段階(かなりゆとりがある/どちらかといえばゆとりがある/どちらかといえば苦しい/かなり苦しい)で問う項目が置かれている(問13)。ここでは、この主観的評価を「家計困難度」とし、被説明変数とする。この家計困難度に対して別居世帯員の存在がどのくらい関連するかを以下、検討する。なお、世帯年収は欠損値が多く、6302票のうち523票(8.3%)にもものぼる。このため、分析結果にセレクション・バイアスが不可避に混入することは自覚しておくべきである。こうした結果、使用するサンプルサイズは5361となる。

5-2 方法

従属変数: 家計困難度1項目。

独立変数: 世帯年収は、18個のカテゴリーの中間値でそれぞれを代表させた(なお、最終カテゴリーの1600万円以上はそれまでと同様な数値間隔に変換し、1650万とした)。ただし、このままでは条件付き平均などを算出する場合に、測定単位が他に比して大きくなり、パラメータ推計値が0に近い値となってしまうため、この数量を1000万でわって1000万円単位の数量とした。別居世帯員については、なし=0、1名以上=1、というダミー変数を使用する(別居世帯員数は分布が正規分布から大きく歪むため(尖度12.22、歪度3.24)、使用を断念)。このほか、統制変数として回答者の性別、世帯人数、末子年齢のダミー変数(末子0-6歳、末子7-12歳、末子13-18歳、末子19歳以上の4つのダミー変数。レファレンスは子どもなし)を用いた⁽¹⁾。

分析方法: 家計困難度は基本的に世帯年収に規定されると思われるが、別居世帯員の存在がそれに加えて主効果を示す(加法モデル)場合がまず想定できる。ついで、世帯年収が低い場合に別居世帯員の存在がより家計の困難を引き起こすと想定できるから、交互作用効果も想定しうる。ここでは、2つのモデルそれぞれを検討する。

5-3 結果

使用する変数の記述統計量は表7のようなものであった。被説明変数である家計困難度は、4件法で平均が2.67と、「苦しい」方向がやや多い。歪度-0.55、尖度0.22と、1項目の変数ではあるものの、正規分布からのズレは許容できる範囲にとどまっている。

表7 分析に使用する変数の記述統計量

変数名	Mean	SD	range	変数名	Mean	SD	range
男性 (=1)	0.47	0.50	0-1	末子 19 歳以上	0.27	0.44	0-1
末子 0-6 歳 (=1)	0.15	0.35	0-1	世帯年収	0.62	0.37	0-1.65
末子 7-12 歳 (=1)	0.10	0.30	0-1	世帯人数	3.43	1.52	1-10
末子 13-18 歳 (=1)	0.10	0.30	0-1	別居世帯員 (=1)	0.13	0.34	0-1
				家計困難度	2.67	0.72	1-4

表8 家計困難度を被説明変数とした重回帰分析 (OLS) の結果

独立変数	偏回帰係数 (標準化偏回帰係数)		
	Model1	Model2	Model3
切片	2.87	2.87	2.87
男性 (=1)	0.08(.05)***	0.08(.06)***	0.08(.06)***
末子年齢 (ref:子なし)			
末子 0-6 歳 (=1)	0.20(.10)***	0.20(.10)***	0.20(.10)***
末子 7-12 歳 (=1)	0.31(.13)***	0.31(.13)***	0.31(.13)***
末子 13-18 歳 (=1)	0.33(.14)***	0.33(.14)***	0.33(.14)***
末子 19 歳以上 (=1)	0.16(.10)***	0.16(.10)***	0.16(.10)***
世帯人数	0.05(.10)***	0.05(.10)***	0.05(.10)***
世帯年収	-0.86(-.44)***	-0.87(-.45)***	-0.90(-.46)***
別居世帯員 (=1)		0.10(.05)***	-0.00(-.00)
世帯年収 × 別居世帯員			0.15(.06)*
R ²	0.191***	0.193***	0.194***
Adjusted R ²	0.190	0.192	0.192

* p<.05 *** p<.001 n=5761

続いて、家計困難度を被説明変数とした重回帰 (OLS) の結果を表8に示す。2変数レベルでは別居世帯員の有無と家計困難度に有意な相関は見られない ($r=-.01$, $p=n.s.$) が、表8において別居世帯員の有無の主効果を投入したモデル2 (加法モデル)、別居世帯員と有無と世帯年収との交互作用効果を投入したモデル3 (交互作用モデル) はいずれも別居世帯員の有意な効果が示されている。モデル中の他の変数と別居世帯員の有無との相関は概して低く、もっとも高い世帯年収との相関でさえも $r=.11$ ($p<.001$) と、これらの結果が疑似効果である可能性は低い。

モデルとしては、交互作用モデルのほうが若干決定係数が高くなる。偏回帰係数についてのパラメータ推計値は、別居世帯員が存在するほど家計困難度が増すという主効果の存在を支持するもの

である。また、交互作用の結果について、その効果を整理すると、

$$\begin{aligned} \text{家計困難度} &= -.90 \text{ 世帯年収} - .00 \text{ 別居世帯員} + .15 \text{ 世帯年収} \times \text{別居世帯員} \\ &= (-.90 + .15 \text{ 別居世帯員}) \text{ 世帯年収} + .00 \text{ 別居世帯員} \end{aligned} \quad [1]$$

となり、別居世帯員が存在しない場合には、世帯年収の1単位分(1000万円)の変化に対して家計困難度は-.90の変化をする(1000万円の家計困難度が1点近く減少する)のに対して、別居世帯員が存在する場合にはこの効果が小さくなる(-.75)ことがわかる。別居世帯員の存在は、世帯年収の効果を16%近く減じることになるから、世帯年収の16%ほどの出費が経済的コストとして推計されるものになる。

また、[1]の結果からは、別居世帯員が存在する場合、世帯年収が増加するほどそのコストが大きくなることを意味するから、世帯年収の高い世帯ほど別居世帯員は本拠世帯に経済的に依存している様子が推察できる。予想では低所得世帯ほど別居世帯員の存在が大きな経済的制約因になると考えられたが、この結果は逆であり、むしろ低所得世帯では経済的な制約が小さなものとなっている。所得階層の違いによって実家への経済的依存性が異なっているということの結果といえるのかもしれない。

6. 結論

以上の知見をまとめてみよう。本研究では、別居世帯員として回答された人々について、その特性を把握することを試みた。別居世帯員は、全調査対象の13%程度に存在し、別居世帯員とされた人たちの多くは10代後半から20代前半にかけて、進学や就職で実家を離れている人たちであった。一時的別居という判断を左右する決定的な要因は配偶者の有無であり、結婚後の別居は一時的ではなく恒久的な別居と認識されていることがうかがえた。

ついで別居世帯員を測定する積極的な意味を、世帯分類と経済的制約の指標の2つの側面から検討した。世帯分類のパターンは、別居世帯員を考慮してもそれほど大きな差異は生じなかったため、同居世帯員にのみ限定した世帯分類であっても、分析にはそれほど支障はないとここでは判断できる。

一方、経済的コストの指標としては別居世帯員の存在は有効であり、世帯年収を統制しても、別居世帯員の存在が独自のコスト指標となること、別居世帯員の存在によって所得の増収のもつ家計困難度の改善効果が減少することが示された。別居世帯員の存在は、低所得世帯よりも高所得世帯において経済的な制約因となっていた。これらの結果からすれば、とくに中高所得層を対象とした計量的な分析を行う場合、世帯年収のみならず別居世帯員の存在を統制変数として使用する必要性が大きいといえる。

こうして、別居世帯員を問うことの積極的な意味を確認することができたわけだが、しかしこれを世帯票形式で問う必要があるかどうかはまた別問題である。データの加工のしやすさ、調査対象者の回答負担などを考慮して、もう一度この点は検討されるべきであると思われる。

【注】

- (1) 本来ならば、在学中の子どもの存在を示すダミー変数を統制変数に用いた方がよい。しかし、NFRJ03 若年票では、子どもが在学中か卒業（修了）かを同定する変数が存在しない。小中高生については、おおよそ年齢で在学中か卒業かを判定しても現実とのズレは大きくないと思われるが、浪人や社会人入学など入学年齢が多様化しつつある大学生にかんしては判断が難しい。このため、末子年齢のダミー変数を用いざるを得なかった。

【文献】

稲葉昭英，1991，「家族ストレスモデルの経験的テスト」『社会学評論』41：31-47.

稲葉由之，2003，「家族構成を考慮した世帯類型の区分に関する有効性の検討」『日本統計学会誌』33(3)：343-363.

森岡清美・望月嵩，1983，『新しい家族社会学』培風館.

寺崎康博編，1997，『マイクロデータによる世帯構造および世帯の社会経済行動分析(1)』（平成8年度科学研究費補助金・重点領域研究「統計情報のフロンティアの拡大ーマイクロデータによる社会構造解析ー」研究成果報告書）.