

4 成年者縦断調査における希望子ども数の無回答に関する分析

守泉 理恵

1. 研究目的

理想子ども数、希望子ども数、予定子ども数などの「子ども数に関する意識」の調査データは、出生率の将来推計への応用という目的だけでなく、近年では次世代育成支援対策との関連で政策ニーズの指標としても引用される。子ども数に関する意識のデータは、さまざまな場面で用いられるが、通常、集計を行うにあたっては無回答を除外して行う。調査における無回答には 2 種類あり、一つは調査自体を拒否することによる無回答 (case non-response)、もう一つは調査には協力したが該当設問には答えていない部分無回答 (item non-response) である。どちらのケースも、多数に上れば無回答による調査誤差 (non-response error) を引き起こす。

希望子ども数など、子ども数に関する意識のデータ研究においても、無回答者の特徴や無回答の事後的補正を検討した論文がある。いくつかの先行研究によると、子ども数に関する意識の無回答者はランダムに発生しているのではなく、独身者や子どもが少ない人・無子の人に多くみられるという (Werner 1986 ; van de Giessen 1992)。また、無回答者の希望子ども数は、別の方法で把握してみると、回答者よりも少なめの傾向があると指摘されている (European Commission 1997)。そうであれば、回答者だけのデータを使って、例えばある世代の希望子ども数の平均値を集計したら、実際の値より過大となってしまう。

そこで、本研究では、21 世紀成年者縦断調査第 1 回 (2002 年) ~ 第 6 回 (2007 年) の女性票データを用いて、希望子ども数の無回答に関する分析を行う。まず、希望子ども数の調査データについて、質問形式と回答状況の関連を整理する。本調査では、希望子ども数のたずね方が 2 種類あり、そうした形式上の違いが回答状況に影響を与えていないか確認する。そのうえで、調査から脱落したり、希望子ども数が不詳になったりしやすい人はどのような属性を持っているのか検証する。次に、縦断調査の特性を生かして、無回答の事後的補正について考察する。具体的には、無回答者が次年度の調査でどのように回答しているか調べ、その回答分布を使って無回答者を含めた補正希望子ども数を算出する。これにより、回答者だけのデータを用いた集計値では、過大または過少な結果となっていないかどうか検証することができる。これらの分析結果は、横断調査における希望子ども数集計値の無回答補正に関しても手掛かりを提供することになる。

2. 本稿で使用したデータファイルについて

本稿では、各回調査のデータファイルを結合したデータセットを使用した。手順は以下のとおりである。第 1 回調査は、もともと調査票種別ごとにデータファイルが作成されて

いるので、女性票のデータファイルを用いることとした。第 2 回以降は、その調査回の全調査票種別データを含んだ「単独データ」と、任意の変数について第 1 回から継続回答しているサンプルのみを抽出して各回データをつなげた「履歴データ」がある。本稿では、脱落・復活サンプルを含めた分析を行いたいのので、「履歴データ」を使うことはできない。そこで、単独データを用い、男性票、配偶者票のデータを除いて女性票データのみのファイルを作成した。そして、それぞれで地区・単位区・世帯番号・該当者番号・出生年月をつなげたキー変数を作り、各回データファイルを結合した。その結果、標本数 14,577 のデータファイルができあがった。

3. 希望子ども数の質問形式と各調査回における回答状況

上述の方法で得られたデータファイルで、希望子ども数の回答状況を観察する。その際、確認しておかねばならないのは、質問形式の違いである。成年者縦断調査では第 1 回から第 6 回まで全回で希望子ども数をたずねているが、質問形式が 2 種類ある。一つは第 1 回、第 4 回、第 5 回で使われたパターンである。ここでは便宜的に A 方式と呼ぶことにする。A 方式では、まず子どもを持つ意欲(すでに持っている人は追加の子どもを持つ意欲)を「絶対ほしい」から「絶対欲しくない」までの 5 段階でたずねている。そして「絶対欲しくない」以外の人に希望子ども数を記入してもらう(図 1)。もうひとつは第 2 回、第 3 回、第 6 回で使われたもので、ここでは B 方式と呼ぶ。こちらは、子どもを持つ意欲はたずねず、希望子ども数だけを直接記入してもらうパターンである。先に子どもを持つ意欲をたずねる A 方式と違い、出生意欲の有無にかかわらず全員が希望子ども数を記入する形となっている。

図 1 子どもを持つ意欲+希望子ども数をたずねる設問(第 1 回の例)

問 6 子どもが(もう 1 人)欲しいと思いますか。あてはまる番号 1 つに○をつけてください。

1 絶対欲しい 2 欲しい 3 どちらとも言えない 4 あまり欲しくない 5 絶対欲しくない	→ (すでにいる子どもも含めて)全部で何人欲しいですか。 <div style="display: inline-block; border: 1px solid black; width: 40px; height: 20px; vertical-align: middle;"></div> 人
--	--

図 2 希望子ども数のみをたずねる設問(第 2 回の例)

問 5 あなたは、全部で何人のお子さんを欲しいと思いますか。すでにいらっしゃる場合は、そのお子さんも含めた人数を記入してください。

		人
--	--	---

この設問形式の違いにより、各回調査の希望子ども数分布を比較するためには、第1・4・5回のA方式の希望子ども数データを修正しなくてはならない。A方式のデータでは、追加の子どもを持つ意欲が「絶対ほしくない」場合に、希望子ども数が非該当となっているからである。そこで、「絶対欲しくない」は追加出生意欲ゼロとみなし、現存子ども数そのまま希望子ども数と同数であるとして修正希望子ども数を作成した。

A方式データは補正後のもの、B方式データは調査データそのままを用い、各回調査の希望子ども数の回答分布を示したのが表1である。まず目を引くのは不詳割合（部分無回答）の違いである。A方式の第1・4・5回は質問が2段階になっていることで、明らかに不詳が増えている。一方、希望子ども数のみをたずねたB方式の第2・3・6回では、不詳は4～6%程度に抑えられている。また、希望子ども数の分布をみると、A方式データではB方式データと比べて0人の割合が低い。表2の平均値をみると、第1・4・5回で高く、第2・3・6回で低い傾向が見られる。これらの集計結果は、本調査において質問形式が回答状況に影響を与えていることを示唆している。次節から、case non-response（脱落）と、item non-response（不詳）が希望子ども数の回答にどのような影響を与えているのか検討する。

表1 希望子ども数の回答分布

調査回(実施年)	標本数	総数(%)	0人	1人	2人	3人	4人	5人以上	不詳
第1回(2002年)	14,150	100.0	2.4	8.1	47.2	20.2	1.6	0.4	20.0
第2回(2003年)	12,483	100.0	5.8	9.1	53.8	22.7	1.9	0.6	6.1
第3回(2004年)	11,081	100.0	5.8	9.0	53.1	22.6	1.9	0.5	6.9
第4回(2005年)	10,207	100.0	2.3	8.7	49.8	21.1	1.8	0.5	15.8
第5回(2006年)	9,410	100.0	2.0	10.0	48.9	23.4	2.3	0.6	12.8
第6回(2007年)	8,623	100.0	7.1	9.8	50.2	25.2	2.4	0.6	4.7

表2 平均希望子ども数

調査回	度数	平均値
第1回(2002年)	11,316	2.15
第2回(2003年)	11,717	2.08
第3回(2004年)	10,316	2.08
第4回(2005年)	8,594	2.15
第5回(2006年)	8,205	2.18
第6回(2007年)	8,221	2.08

注)5人以上は5人として平均値を計算。

4. サンプル脱落の影響

表3は、成年者縦断調査における女性票の回収状況を示している。第1回調査で調査客体となったのは、抽出された地区内に居住する20～34歳（平成14年10月末現在）の女性16,725名であり、回収数は14,150票、回収率は84.6%であった。しかし、第2回以降の

調査では、2回連続で非回答のサンプル、白紙で提出してきたサンプル、転居先不明のサンプルは配布対象から外されて脱落していく。そのため、調査客体数は徐々に減ってゆき、第6回調査では9,542（第1回時の57.1%）となっている。回収数ベースでも、累積脱落率は第6回時点で48.4%であり、当初の調査客体の約半分から回答を得ている状況である。

表3 成年者縦断調査女性票の回収・脱落状況：第1回～第6回

調査回 (調査年)	調査 客体数 (1)	回収数 (1) - (3) + (4) (2)	回収率 (%) (2) / (1) (3)	集計客体数 (全回答) (6)	第1回調査客体数 に対する脱落数 16725 - (2) (4)	累積脱落率 (%) (4) / 16725 (5)
第1回 (2002年)	16,725	14,150	84.6	13,924	2,575	15.4
第2回 (2003年)	14,874	12,483	83.9	11,920	4,242	25.4
第3回 (2004年)	12,899	11,083	85.9	9,664	5,642	33.7
第4回 (2005年)	11,517	10,207	88.6	9,227	6,518	39.0
第5回 (2006年)	10,455	9,409	90.0	8,403	7,316	43.7
第6回 (2007年)	9,542	8,623	90.4	7,630	8,102	48.4

注) (4)、(5)は著者計算。

資料)厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(国民の生活に関する継続調査)結果の概況」

脱落についてももう少し詳しく見てみよう。表4は、第1回～第6回の女性票の回答パターン別に集計したものである。これによると、すべての回で回答しているのは7,761サンプル、全体の53.2%を占める。以下、脱落したサンプルの脱落パターンを見ると、第2回の時点で脱落し、その後復活しなかった完全脱落のケースが12.0%と最も多い。これはどの縦断調査にもよく見られる現象で、第2回調査時には調査に非協力的な層が一気に脱落する傾向がある。しかし、徐々に調査に協力的な対象者が残って行くので脱落率は下がって行き、回収率は上がって行く。本調査でも、第3回以降の完全脱落サンプルは徐々に減少しているが、第2回～第5回以降脱落までの完全脱落のケースに含まれるサンプルは、データ全体の32.1%を占める。第6回のみ脱落のサンプルは、第7回で復活するケースもあるとみられるので、まだ完全脱落とはいえない。「その他一回以上脱落あり」は、一度脱落しても復活したり、どこかの回の調査だけ回答または脱落したりしているその他の脱落パターンを示すケースで、9.2%を占める。

では、回答継続サンプルと比較して、脱落サンプルは希望子ども数の分布や平均値に統計的に有意なが見られるだろうか。脱落パターンは、詳細にみるとかなりの組合せがあるので、パターンではなく脱落回数別に希望子ども数の分布と平均値を集計した(表5)。

クロス集計でカイ二乗検定を行ったところ、1%水準で有意であった。分布をみると、継続回答者のグループに比べ、第2回以降の脱落回数が多いグループほど、0人・1人と答える人の割合が高い。反対に、希望子ども数3人の割合は脱落グループより継続回答グループで高い。

表4 女性票の回答パターン

回答パターン(脱落回数)	度数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
すべて回答(脱落0回)	7,761	53.2	53.2	53.2
第2回以降脱落(5)	1,747	12.0	12.0	65.2
第3回以降脱落(4)	1,271	8.7	8.7	73.9
第4回以降脱落(3)	926	6.4	6.4	80.3
第5回以降脱落(2)	731	5.0	5.0	85.3
第6回のみ脱落(1)	795	5.5	5.5	90.8
その他1回以上脱落あり	1,346	9.2	9.2	100.0
合計	14,577	100.0	100.0	

平均値の差の検定も1%水準で有意であり、継続回答グループの平均2.18に比べ、脱落1～3回グループでは2.13、脱落4～5回グループでは2.08と低い水準にとどまった。

以上から、脱落は、希望子ども数が0人・1人といった少子志向の女性に偏って発生する傾向があると言える。

表5 脱落回数別にみた、希望子ども数の回答：第1回調査データ

希望子ども数	すべて回答	脱落1～3回	脱落4～5回
0人	2.8	3.1	3.6
1人	9.6	9.7	12.2
2人	57.8	61.4	60.0
3人	27.3	23.3	21.4
4人	1.9	2.1	2.1
5人以上	0.6	0.5	0.7
総数	100.0	100.0	100.0
平均値	2.18	2.13	2.08
標準偏差	0.759	0.750	0.787
標本数	6503	2590	2223

5. 希望子ども数に対する部分無回答（不詳）について

本節では、第1回調査データを用いて、どのような属性を持つ女性が希望子ども数不詳になりやすいのか、希望子ども数不詳になりやすい属性のグループでは、そうでないグループに比べて希望子ども数の平均値が異なるかどうかを調べる。

第1回調査票に含まれる変数のうち、女性の出生年、最終学歴、健康（入通院有無）、配偶者の有無と結婚に関する変数、子ども数、就業の有無と仕事に関する変数、家計の支出月額、親との同別居、同居人数、子育て負担感について、希望子ども数の回答有無とクロス集計してカイ2乗検定を行った。結果は表6（巻末）にまとめてある。

取り上げた主要変数の多くで、カテゴリーごとの回答分布に有意な差があると判定されている。1%水準で有意になった主な変数についてみると、世代別（女性の出生年）では若い層で不詳が多い。学歴では中学卒とその他で不詳割合が高い。仕事の有無をみると、仕事についている人（休業中ではない）、通学中またはその他理由での無業者で不詳割合が高い。就業状況の属性では、非正規就業者、100人以下の中小企業勤務者と5000人以上の大企業勤務者、長時間労働者で不詳割合が高い傾向が見られる。配偶関係では、有配偶より独身者で不詳が多い。さらに、配偶者がいない人には結婚に対する意欲をたずねているが、結婚意欲が低いほど不詳割合が高い。家事時間は、短いほど不詳が多いが、これは家事時間が長いカテゴリーほど専業主婦など時間に余裕のある女性が多く含まれているためであろう。収入・支出では有意になったものが少ないが、ひと月の世帯支出額が多いほど不詳が高い傾向が見て取れる。

上述と同じ変数について、カテゴリーごとの平均希望子ども数を算出し、その差が有意であるか分析した。不詳が多かったカテゴリーと同じカテゴリーに属し、希望子ども数を回答している女性の平均値をみることで、間接的に不詳者の回答傾向を推察しようというねらいである。結果は巻末の表7にまとめてある。これによると、女性の出生年では若い層で平均値が低い。学歴では中学卒・高校卒・専門学校卒と、短大卒・大卒・大学院卒で隔たりが見られ、高学歴者ほど平均希望子ども数が低い。就業形態では、仕事についている（休業中ではない）女性、100人以上の従業員規模企業で働く女性、通勤時間が長い女性で平均値が低い。また、配偶者がおらず、結婚意欲が低い人で平均希望子ども数が少ない。親との同別居では、自分の親との同居者は平均値が低く、配偶者の親と同居している場合は平均値が高くなっていた。

これらの結果から、希望子ども数に対して無回答となりやすいのは、結婚意欲が低い独身者、子どもがいない者、仕事をしているなど時間的余裕がない者ということができそうである。そしてこうした属性を持つ人は、希望子ども数平均値も低い傾向にある。こうした傾向は諸外国の調査における無回答者の属性傾向と同様であり、直観的にも納得がいく。しかし、少子志向の者が偏って調査データから外れているとすれば、回答者だけのデータの集計では実際の値より過大となってしまうだろう。とくに縦断調査では、少子志向の者が調査から脱落していくことによって、徐々に出生意欲の高い回答者ばかりが残り、回数を重ねるたびに無回答による調査誤差が大きくなっていく危険がある。

6. 脱落と不詳のサンプルを取り入れた補正予定子ども数の試算

縦断調査では、同一人を追跡して調べるため、ある年度の調査で脱落したり、希望子ども数への回答が不詳になったりしても、次年度の調査で再び回答しているケースがある。時間的に1年のラグがあるが、次年度の復活回答を当該年度の脱落者・不詳者の回答分布とみなして組み込み、補正希望子ども数の算出を試みた。

表8は、第1回～第5回までの希望子ども数回答状況を見たものである。本稿で使用しているデータファイルに含まれる14,577サンプルにおける内訳を示した。不詳や脱落のうち、「次回復活」は次年度調査で具体的数字を記入したケースをさす。不詳の復活率は、A方式の調査でB方式の調査より高い。とくに当該年度がA方式で、次年度調査がB方式の場合（第1回～第2回、第5回～第6回が該当）に復活率が高いということは、A方式の質問が不詳を誘発しやすい構造であることを示唆する。一方、脱落サンプルの回答復活率は、第1回を除き非常に低く、10%前後である（第1回の脱落は、その後復活したものが把握されているので、復活率は高い）。脱落の場合、次回調査で調査票の配布対象から外れていくケースも多いため、必然的に復活は少ない。

表8 第1回～第5回の希望子ども数回答状況

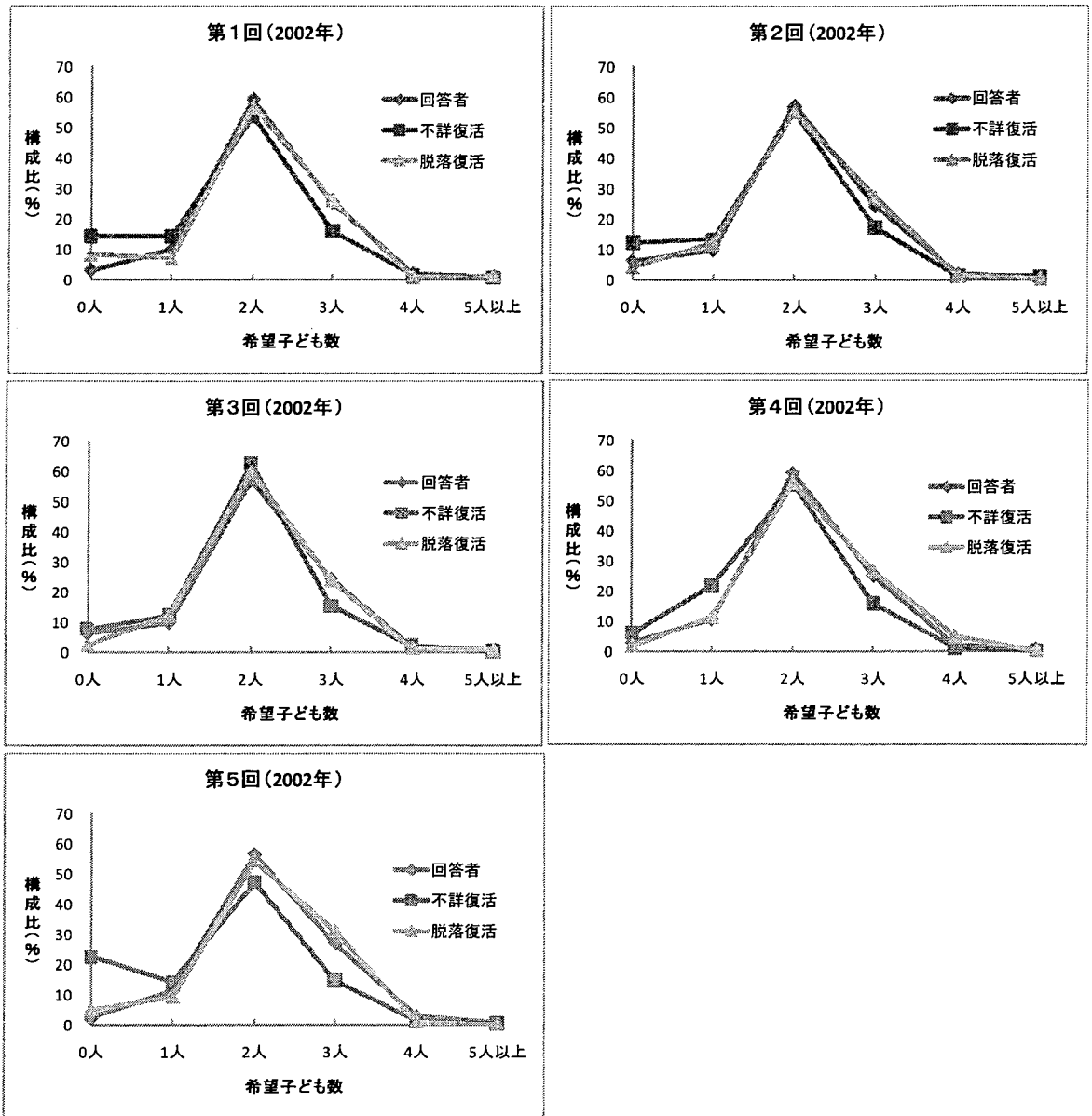
調査回	総数 (構成比)	0人 (構成比)	1人 (構成比)	2人 (構成比)	3人 (構成比)	4人 (構成比)	5人以上 (構成比)	不詳 (構成比)	うち次回復活 (復活率%)	脱落 (構成比)	うち次回復活 (復活率%)
第1回(2002年) (A方式)	14,577 (1.000)	341 (0.023)	1,148 (0.079)	6,684 (0.459)	2,853 (0.196)	227 (0.016)	63 (0.004)	2,834 (0.194)	1,903 (0.671)	427 (0.029)	318 (0.745)
第2回(2003年) (B方式)	14,577 (1.000)	723 (0.050)	1,135 (0.078)	6,714 (0.461)	2,835 (0.194)	236 (0.016)	74 (0.005)	766 (0.053)	363 (0.474)	2,094 (0.144)	285 (0.136)
第3回(2004年) (B方式)	14,577 (1.000)	646 (0.044)	999 (0.069)	5,888 (0.404)	2,508 (0.172)	215 (0.015)	60 (0.004)	765 (0.052)	340 (0.444)	3,496 (0.240)	309 (0.088)
第4回(2005年) (A方式)	14,577 (1.000)	232 (0.016)	892 (0.061)	5,085 (0.349)	2,149 (0.147)	187 (0.013)	49 (0.003)	1,613 (0.111)	885 (0.549)	4,370 (0.300)	188 (0.043)
第5回(2006年) (A方式)	14,577 (1.000)	184 (0.013)	938 (0.064)	4,606 (0.316)	2,201 (0.151)	220 (0.015)	56 (0.004)	1,205 (0.083)	840 (0.697)	5,167 (0.354)	142 (0.027)

表9は、各調査回で不詳・脱落となった者の次年度調査での復活回答の分布を回答者と比較したもので、図3はこれを折れ線グラフにしたものである。これらの結果をみると、不詳サンプルの回答分布は、回答サンプルの分布に比べて若干左にずれた形となっている。希望子ども数0人・1人のところで回答者の分布より高く、希望2人・3人で低い傾向がみられる。

表9 回答者と不詳者（次年度調査復活回答）の希望子ども数分布

調査回	区分	標本数	総数	0人	1人	2人	3人	4人	5人以上
第1回	回答者	11,316	100.0	3.0	10.1	59.1	25.2	2.0	0.6
	不詳復活	1,903	100.0	14.2	14.1	53.6	16.0	1.4	0.7
	脱落復活	318	100.0	8.2	6.9	56.9	26.1	0.6	1.3
第2回	回答者	11,717	100.0	6.2	9.7	57.3	24.2	2.0	0.6
	不詳復活	363	100.0	12.1	13.2	55.1	17.1	1.4	1.1
	脱落復活	285	100.0	4.2	11.9	55.1	27.0	1.4	0.4
第3回	回答者	10,316	100.0	6.3	9.7	57.1	24.3	2.1	0.6
	不詳復活	340	100.0	7.6	12.1	62.6	15.3	2.1	0.3
	脱落復活	309	100.0	2.3	12.0	59.9	23.9	1.3	0.6
第4回	回答者	8,594	100.0	2.7	10.4	59.2	25.0	2.2	0.6
	不詳復活	885	100.0	6.0	21.7	55.1	15.9	1.1	0.1
	脱落復活	188	100.0	1.6	11.2	55.9	26.6	4.8	0.0
第5回	回答者	8,205	100.0	2.2	11.4	56.1	26.8	2.7	0.7
	不詳復活	840	100.0	22.5	14.0	47.1	14.6	1.3	0.4
	脱落復活	142	100.0	4.9	9.2	54.2	31.0	0.7	0.0

図3 希望子ども数分布の比較：回答者、不詳者、脱落者



最後に、不詳・脱落サンプルの回答を加えた補正希望子ども数の平均値をみると、全調査回で回答者のみの平均値より低くなった（表 10）。4・5 節でみたように、不詳・脱落は希望子ども数 0 人や 1 人といった少数のところできやすいためである。

ただし、各回調査の質問形式により、補正の程度には差がある。A 方式の第 1・4・5 回では不詳・脱落補正係数が 0.975、0.988、0.975 であるが、第 2・3 回では 0.997、0.998 であり、回答者のみの平均値と不詳・脱落者を加えた平均値でほぼ差がない。全調査回の補正係数の平均は 0.987 で、A 方式だけの場合は 0.979、B 方式だけの場合は 0.998 である。

表 10 回答者のみの平均希望子ども数と無回答補正平均希望子ども数の比較

調査回	①回答者 平均値	②不詳補正 平均値	差 (①-②)	補正係数 (②/①)
第1回 (A)	2.147	2.094	0.053	0.975
第2回 (B)	2.081	2.075	0.006	0.997
第3回 (B)	2.080	2.077	0.004	0.998
第4回 (A)	2.153	2.126	0.027	0.988
第5回 (A)	2.183	2.128	0.055	0.975

これらの結果を横断調査のデータ補正に対してどのように利用できるだろうか。本稿データでは、質問形式の違いが不詳の程度に大きな影響を及ぼしていた。A方式の第1・4・5回は、それぞれ不詳の割合が20.0%、15.8%、12.8%であった。B方式では、第2回の不詳割合は6.1%、第3回は6.9%であった。そこで、不詳の割合について10%を一つの目安とし、それ以上と未満で異なる補正係数を適用するという案が考えられる。つまり、ある横断調査における希望子ども数の不詳割合が10%未満であれば、回答者のみの平均値にB方式の平均補正係数0.998を掛ける。不詳が10%以上であれば、回答者平均値にA方式の平均補正係数0.979を掛ける。不詳が10%未満の場合はほとんど補正する必要がないとも言えるが、不詳が10%を超えるようであれば、集計値を2%ほど割り引いて考える必要があることを示している。

7. まとめと考察

本稿では、21世紀成年者縦断調査の第1回～第6回の女性票データを用い、希望子ども数の無回答（不詳・脱落）に関する分析を行った。その結果をまとめると以下の通りである。

まず、希望子ども数の質問形式によって、回答分布が大きく影響を受けることがわかった。現在使われている2種類の質問形式のうち、子どもを持つ意欲とセットでたずねるA方式は無回答（不詳）を誘発しがちな形式であるといえる。A方式では、B方式より明らかに希望子ども数不詳が多い。しかも、次年度の調査がB方式の場合、A方式の回では無回答だった女性がきちんと希望子ども数を回答しているケースも多かった。子どもを持つ意欲は、回答者の現在の配偶関係や子ども数によって様々な受け取り方があるため、例えば独身者や子どもがいない者、すでに欲しい子ども数を生み終わった者など、一部の属性の回答者には答えにくい質問なのかもしれない。よって、今後の調査では、希望子ども数をたずねるにはB方式の設問形式に統一し、子どもを持つ意欲は別の問とした方がよい。

第二に、希望子ども数と脱落の関係をみると、脱落者は継続回答者と比べて希望子ども数が少ない傾向にあることがわかった。このことは、脱落の累積によって調査回を追うご

とに希望子ども数が多い人が残り、集計値が実態と乖離していく危険が高まることを意味する。これは希望子ども数だけでなく調査全体に係ることであるが、脱落者をなるべく減らすよう、転居者の追跡強化や配布対象から外す場合の条件緩和などを行うべきである。

希望子ども数が不詳となりやすい属性について観察すると、若年層、低学歴、独身者、無子の者、就業者（非正規就業者、長時間労働者）、自分の親との同居者で不詳割合が高い傾向があった。また、これらの属性を持つ回答者の平均値を算出すると、それ以外の属性の人々に比べて平均値が低い傾向が見られた。

最後に、不詳や脱落したサンプルについても、次年度調査で回答が復活している場合はその数を有効として、無回答補正平均値を試算した。回答者平均値と不詳補正平均値を比較すると、全調査回において回答者平均値のほうが高い値となった。このことは、集計において回答者だけのデータを使うと過大推定となることを示している。

出生過程が終わっていない世代の希望子ども数を将来の出生率推計に使うには、調査データの無回答の補正と、出生促進・阻害要因（例えば離死別、意図しない妊娠、子どもの死亡、不妊、就業など）を加味した回答値の補正が必要である。本稿で算出した各調査回の不詳補正係数は、無回答の補正の部分について手掛かりとなるだろう。本研究で得られたデータを用いて考えると、各回調査の希望子ども数設問の不詳割合が10%未満であればほとんど補正する必要はなく、一方で不詳が10%を超える場合は、回答者のみの集計値を2%割り引く必要がある。

（参考文献）

- Van de Giessen, Hans (1992), "Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts", Keilman, N. and H. Cruijsen(eds.), *National Population Forecasting in Industrialized Countries*, Swets & Zeitlinger Pub., Amsterdam.
- Werner, Barry (1986), "Family Building Intentions of Different Generations of Women: Results from the General Household Survey 1979-83", *Population Trends*, 44, pp.17-22.
- European Commission (1997), *Births Expectations and Their Use in Fertility Forecasting*, EUROSTAT Working Papers.

表6 希望子ども数回答有無に関するカイ2乗検定

変数	カテゴリ	有意水準	不詳数	総標本数	不詳割合
女性の出生年	昭和42～44年生れ	***	436	2268	19.2
	昭和45～49年生れ		944	5187	18.2
	昭和50～54年生れ		924	4297	21.5
	昭和55～60年生れ		518	2386	21.7
最終学歴	中学	***	149	515	28.9
	高校		1022	5011	20.4
	専門学校		491	2498	19.7
	短大・高専		499	3118	16.0
	大学		489	2619	18.7
	大学院		19	106	17.9
	その他		21	60	35.0
1年間（平成13年11月～平成14年10月）の入通院なし	入通院あり	***	574	2210	26.0
	入通院なし		2260	11940	18.9
就業の有無	仕事についている	***	2001	9641	20.8
	仕事についているが休業中		26	214	12.1
	仕事についていない（家事）		345	2922	11.8
	仕事についていない（通学）		112	512	21.9
	仕事についていない（その他）		143	459	31.2
就業形態	会社などの役員・自営業主	***	42	211	19.9
	自家営業の手伝い		61	336	18.2
	自宅で賃仕事（内職）		12	100	12.0
	正規の職員・従業員		821	4464	18.4
	アルバイト		345	1565	22.0
	パート		270	1535	17.6
	労働者派遣事業所の派遣社員		74	326	22.7
	契約社員・嘱託		133	593	22.4
	その他		46	178	25.8
勤め先の従業者の数	1～4人	***	183	848	21.6
	5～29人		490	2435	20.1
	30～99人		324	1514	21.4
	100～499人		361	1875	19.3
	500～999人		114	617	18.5
	1000～4999人		154	869	17.7
	5000人以上		125	612	20.4
	官公庁		57	426	13.4
職業	専門的・技術的な仕事	***	372	2222	16.7
	管理的な仕事		14	54	25.9
	事務の仕事		545	2951	18.5
	販売の仕事		280	1314	21.3
	サービスの仕事		418	1721	24.3
	保安の仕事		2	14	14.3
	農林漁業の仕事		6	36	16.7
	運輸・通信の仕事		14	74	18.9
	生産工程・労務作業の仕事		142	638	22.3
	その他の仕事		125	490	25.5
	1週間の就業時間		15時間未満	***	296
15～19時間		52	363		14.3
20～21時間		55	350		15.7
22～29時間		90	534		16.9
30～34時間		113	572		19.8
35～42時間		737	3603		20.5
43～45時間		113	722		15.7
46～48時間		129	561		23.0
49～59時間		173	850		20.4
60時間以上	83	405	20.5		
1日の通勤時間（片道・時間）	1時間未満	*	1522	7787	19.5
	1～2時間未満		347	1551	22.4
	2時間以上		21	79	26.6
配偶者の有無	いる	***	585	5113	11.4
	いない		1948	8204	23.7
配偶者の生年月（年）	昭和29年以前生れ	***	17	53	32.1
	昭和30～34年生れ		16	101	15.8
	昭和35～39年生れ		77	568	13.6
	昭和40～44年生れ		200	1785	11.2
	昭和45～49年生れ		196	1991	9.8
	昭和50～54年生れ		64	550	11.6
昭和55～58年生れ	4	46	8.7		

表6 (つづき)

変数	カテゴリ	有意水準	不詳数	総標本数	不詳割合
結婚持続期間 (同居ベース)	0~4年		193	2043	9.4
	5~9年		196	2071	9.5
	10~14年		64	578	11.1
	15年以上		0	4	0.0
配偶者の家事・育児 (実行有無)	している	*	313	3257	9.6
	していない		175	1500	11.7
結婚に対する意欲	絶対したい	***	312	2643	11.8
	なるべくしたい		569	2801	20.3
	どちらともいえない		745	1879	39.6
	あまりしたくない		208	564	36.9
	絶対したくない		53	198	26.8
家事時間：平日 (時間)	1時間未満	***	461	2827	16.3
	1~2時間未満		230	1256	18.3
	2~3時間		232	1405	16.5
	4~5時間		139	1078	12.9
	6~7時間		87	761	11.4
	8~9時間		58	509	11.4
	10~14時間		112	1359	8.2
家事時間：休日 (時間)	1時間未満	***	98	1154	8.5
	1~2時間未満		308	1986	15.5
	2~3時間		217	1177	18.4
	4~5時間		305	1731	17.6
	6~7時間		144	976	14.8
	8~9時間		61	543	11.2
	10~14時間		59	497	11.9
働いて得た所得の額	15時間以上		179	1983	9.0
	1~99万円		135	1442	9.4
	100~199万円		410	2123	19.3
	200~299万円		338	2037	16.6
	300~399万円		195	1187	16.4
	400~499万円		77	449	17.1
	500~599万円		25	147	17.0
	600~799万円		7	61	11.5
	800~999万円		1	15	6.7
	1000万円以上		5	31	16.1
その他の所得の額	10万円未満	*	37	415	8.9
	10~19万円		28	255	11.0
	20~29万円		14	90	15.6
	30~39万円		15	71	21.1
	40~49万円		4	52	7.7
	50~69万円		19	131	14.5
	70~99万円		9	92	9.8
	100万円以上		28	162	17.3
平成14年10月の支出額	10万円未満	***	413	2638	15.7
	10~19万円		415	3190	13.0
	20~29万円		178	1639	10.9
	30~39万円		87	644	13.5
	40~49万円		52	320	16.3
	50~69万円		24	145	16.6
	70~99万円		15	116	12.9
同居人数	100万円以上		219	1249	17.5
	0人		137	769	17.8
	1人		278	1396	19.9
	2人		537	3079	17.4
	3人		684	3805	18.0
	4人		380	2072	18.3
	5人		179	1026	17.4
現存子ども数	6人以上	***	134	841	15.9
	0人		2356	9612	24.5
	1人		181	1860	9.7
	2人		222	2064	10.8
	3人		65	547	11.9
	4人		9	64	14.1
	5人以上		1	3	33.3

表6 (つづき)

変数	カテゴリ	有意水準	不詳数	総標本数	不詳割合
親との同別居 (自分の父親)	同居	***	1223	5806	21.1
	別居		665	5500	12.1
	死別		175	948	18.5
親との同別居 (自分の母親)	同居	***	1359	6427	21.1
	別居		658	5534	11.9
	死別		67	349	19.2
親との同別居 (配偶者の父親)	同居		106	964	11.0
	別居		363	3504	10.4
	死別		91	721	12.6
親との同別居 (配偶者の母親)	同居	*	125	1150	10.9
	別居		394	3785	10.4
	死別		42	276	15.2
子育ての負担感	大いにある		53	399	13.3
	多少ある		205	2153	9.5
	それほどでもない		159	1520	10.5
	ない		39	395	9.9

注) 量的変数は、筆者によりカテゴリ化して検定を行った。

***<0.01、*<0.05

表7 希望子ども数平均値の差の検定

変数	カテゴリ	有意水準	平均値	標本数	標準偏差
女性の出生年	昭和42～44年生れ	***	2.22	1,832	0.8246
	昭和45～49年生れ		2.15	4,243	0.7973
	昭和50～54年生れ		2.12	3,373	0.7297
	昭和55～60年生れ		2.15	1,868	0.8266
最終学歴	中学	***	2.20	366	0.9799
	高校		2.19	3,989	0.8113
	専門学校		2.20	2,007	0.7894
	短大・高専		2.12	2,619	0.7192
	大学		2.08	2,130	0.7633
	大学院		2.00	87	0.9276
	その他		2.21	39	1.0047
1年間 (平成13年11月～平成14年10月) の入院なし	入院あり		2.13	1,636	0.8333
	入院なし		2.16	9,680	0.7800
就業の有無	仕事についている	***	2.12	7,640	0.7747
	仕事についているが休業中		2.38	188	0.7246
	仕事についていない (家事)		2.28	2,577	0.7792
	仕事についていない (通学)		2.12	400	0.8206
	仕事についていない (その他)		1.93	316	0.9503
就業形態	会社などの役員・自営業主	***	2.08	169	0.9156
	自家営業の手伝い		2.36	275	0.8450
	自宅で賃仕事 (内職)		2.49	88	0.7427
	正規の職員・従業員		2.13	3,643	0.7625
	アルバイト		2.05	1,220	0.7498
	パート		2.16	1,265	0.8053
	労働者派遣事業所の派遣社員		1.90	252	0.8096
	契約社員・嘱託		2.05	460	0.7182
	その他		2.20	132	0.7387
	勤め先の従業者の数		1～4人	***	2.20
5～29人		2.15	1,945		0.8268
30～99人		2.17	1,190		0.7598
100～499人		2.07	1,514		0.7650
500～999人		2.09	503		0.7281
1000～4999人		2.04	715		0.7126
5000人以上		2.07	487		0.7624
官公庁		2.15	369		0.6998
職業	専門的・技術的な仕事	***	2.20	1,850	0.7926
	管理的な仕事		2.10	40	0.7442
	事務の仕事		2.04	2,406	0.7483
	販売の仕事		2.08	1,034	0.7299
	サービスの仕事		2.15	1,303	0.8016
	保安の仕事		2.50	12	1.0871
	農林漁業の仕事		2.70	30	0.7497
	運輸・通信の仕事		2.07	60	0.8410
	生産工程・労務作業の仕事		2.19	496	0.7787
	その他の仕事		2.12	365	0.7900

表7 (つづき)

変数	カテゴリ	有意水準	平均値	標本数	標準偏差
1週間の就業時間	15時間未満	***	2.11	1,075	0.7726
	15～19時間		2.13	311	0.7467
	20～21時間		2.12	295	0.7425
	22～29時間		2.12	444	0.8201
	30～34時間		2.22	459	0.8057
	35～42時間		2.09	2,866	0.7475
	43～45時間		2.06	609	0.7103
	46～48時間		2.12	432	0.8640
	49～59時間		2.12	677	0.7069
	60時間以上		2.25	322	1.0118
1日の通勤時間 (片道)	1時間未満	***	2.14	6,265	0.7817
	1～2時間未満		2.02	1,204	0.7031
	2時間以上		2.00	58	0.8165
配偶者の有無	いる	***	2.28	4,528	0.7580
	いない		2.06	6,256	0.7945
配偶者の生年月	昭和29年以前生れ	***	2.03	36	0.8102
	昭和30～34年生れ		2.29	85	0.7688
	昭和35～39年生れ		2.29	491	0.7951
	昭和40～44年生れ		2.31	1,585	0.7852
	昭和45～49年生れ		2.28	1,795	0.7330
	昭和50～54年生れ		2.24	486	0.7091
	昭和55～58年生れ		2.33	42	0.7544
結婚持続期間 (同居ベース)	0～4年	***	2.18	1,850	0.7090
	5～9年		2.34	1,875	0.7631
	10～14年		2.45	514	0.7989
	15年以上		3.25	4	0.9574
配偶者の家事・育児 (実行有無)	している	***	2.32	2,944	0.7431
	していない		2.22	1,325	0.7750
結婚に対する意欲	絶対したい	***	2.23	2,331	0.6802
	なるべくしたい		2.11	2,232	0.6737
	どちらともいえない		1.89	1,134	0.8545
	あまりしたくない		1.59	356	1.0588
	絶対したくない		0.74	145	1.0476
家事時間：平日 (時間)	1時間未満	***	2.00	2,366	0.8012
	1～2時間未満		2.04	1,026	0.7910
	2～3時間		2.00	1,173	0.8395
	4～5時間		2.16	939	0.7699
	6～7時間		2.26	674	0.7956
	8～9時間		2.26	451	0.7595
	10～14時間		2.35	1,247	0.7131
	15時間以上		2.44	1,056	0.7153
家事時間：休日 (時間)	1時間未満	***	1.99	1,678	0.8284
	1～2時間未満		2.04	960	0.8049
	2～3時間		1.98	1,426	0.7886
	4～5時間		2.08	832	0.7800
	6～7時間		2.13	482	0.8141
	8～9時間		2.26	438	0.7408
	10～14時間		2.33	1,804	0.7090
	15時間以上		2.44	1,307	0.7525
働いて得た所得の額	1～99万円	*	2.17	1,898	0.8033
	100～199万円		2.11	1,713	0.7502
	200～299万円		2.11	1,699	0.6954
	300～399万円		2.06	992	0.6999
	400～499万円		2.09	372	0.7561
	500～599万円		2.18	122	0.9622
	600～799万円		2.13	54	0.7017
	800～999万円		2.14	14	0.6630
	1000万円以上		2.23	26	0.8152
	その他の所得の額		10万円未満	***	2.21
10～19万円		2.50	227		0.7606
20～29万円		2.49	76		0.9451
30～39万円		2.07	56		0.8498
40～49万円		2.13	48		0.7033
50～69万円		2.21	112		0.6769
70～99万円		2.23	83		0.8600
100万円以上		2.26	134		0.8220

表7 (つづき)

変数	カテゴリ	有意水準	平均値	標本数	標準偏差
平成14年10月の支出額	10万円未満	***	2.09	2,225	0.7734
	10～19万円		2.20	2,775	0.7582
	20～29万円		2.23	1,461	0.7129
	30～39万円		2.22	557	0.7159
	40～49万円		2.12	268	0.8012
	50～69万円		2.09	121	0.9574
	70～99万円		2.09	101	0.7362
	100万円以上		2.05	1,030	0.7552
同居人数	0人	***	2.12	632	0.8268
	1人		1.92	1,118	0.8488
	2人		2.04	2,542	0.6985
	3人		2.17	3,121	0.7344
	4人		2.27	1,692	0.8067
	5人		2.34	847	0.7727
	6人以上		2.49	707	0.8605
現存子ども数	0人	***	2.03	7,256	0.8067
	1人		2.05	1,679	0.6588
	2人		2.40	1,842	0.5462
	3人		3.13	482	0.3781
	4人		4.16	55	0.4200
	5人以上		5.50	2	0.7071
親との同別居 (自分の父親)	同居	***	2.05	4,583	0.7666
	別居		2.24	4,835	0.7706
	死別		2.25	773	0.8138
親との同別居 (自分の母親)	同居	***	2.05	5,068	0.7733
	別居		2.26	4,876	0.7681
	死別		2.18	282	0.8117
親との同別居 (配偶者の父親)	同居	***	2.42	858	0.7075
	別居		2.25	3,141	0.7476
	死別		2.30	630	0.7416
親との同別居 (配偶者の母親)	同居	***	2.41	1,025	0.7012
	別居		2.25	3,391	0.7436
	死別		2.25	234	0.8380
子育ての負担感	大いにある	***	2.26	346	0.7539
	多少ある		2.37	1,948	0.6836
	それほどでもない		2.38	1,361	0.7064
	ない		2.38	356	0.7002

注) 希望子ども数不詳を除く。8人以上は8人として計算。

***<0.01, *<0.05

5 パネル調査における脱落の初婚に対する因果効果についての検討 傾向スコアを用いた共変量の調整

鎌田 健司

はじめに

パネル調査においては、同一対象者を繰り返し調査する際に、回答を途中でやめてしまう脱落（もしくはパネルの摩耗）の問題が生じる。パネル調査における脱落を「データの欠損」という観点から考えると（岩崎 2002, 金子 2005, 星野 2009）、1) 完全にランダムな欠損（脱落）MCAR: missing completely at random、2) ランダムな欠損（脱落）MAR: missing at random、3) ランダムでない欠損（脱落）NMAR: not missing at random もしくは無視できない欠損（nonignorable missing）に分けることができる。脱落状況が完全にランダムである場合、統計モデルにおける推定値に影響しないと考えられるため、そのままのモデル推定を行ってよい。ただし、ランダムな脱落およびランダムでない脱落である場合は、選択バイアス等によって推定結果を歪める結果となるため、脱落および欠損値を適切に処理するか、推定モデルの修正を行い推定値の調整を行う必要が生じる。

本稿においては、脱落の発生が初婚の発生に対する因果効果について、初婚を規定していると考えられる共変量を調整したうえで測定する方法についての検討を行う。共変量の調整には傾向スコアを用いたマッチングを用いた因果効果の推定を行う。

1. 脱落データへの対処

岩崎（2002）はデータの欠損一般に対する対処として、1) 欠損のある個体を取り除き、完全データとして解析、2) 個体のどこかの変数に欠損があっても、他の得られた観測値を用いて解析、3) 欠損値に値を代入（補完・埋め込み）し、完全データとして解析、4) 欠損はそのままモデル化して解析といった方法があるとしている。金子（2005）では、1) 欠損値標本の削除、2) 欠損値変数の削除、3) ダミー変数法、すなわち「欠損値をカテゴリ変数における一つのカテゴリ変数と同様に扱い、ダミー変数をたてる方法」（p.60）、4) 代入による方法（「欠損値に何らかの統計的方法による推定値を代入する方法の総称」（同上）、5) 最尤推定法（「統計モデルのパラメータの最尤推定の際に、欠損値の発生確率をもとにした尤度を組み込み、欠損値の発生を考慮した推定を行う方法」）の5種の方法が紹介されている。星野（2009）は、ランダムな脱落である場合、2つの条件において対処が異なるとし、1) 「脱落する確率に影響を与える変数と従属変数との回帰関係が明確な場合」（p.166）、回帰分析を最尤推定し従属変数の周辺分布の母数を推定する。2) 「脱落するかどうかのモデリングが明確な場合」（同上）、傾向スコアを利用して、IPW 推定量や二重にロバストな推定量を用いることがその対処法であることを示している。また、モデルにおいてランダムでない脱落が生じる場合については、Diggle and Kenward（1994）の「ロジスティック回

帰モデルの説明変数に『正規分布に従う変量効果』(p.167)が入ったモデルや、近年では感度分析がよく使われていること、そして古典的な脱落の調整モデルとして Heckman and Wise (1979) のプロビット選択モデルによる二段階推定が対処法として考えられるとしている。ただし、ヘックマンの二段階推定を脱落バイアスの調整に用いるには問題点があることが指摘されている(坂本 2006, 直井 2007)。第一に、モデルが非線形であるときに使用できない、第二に、対象サンプルと独立で、かつ従属変数に影響を与える外生変数が必要となるなど、分析手法の摘要には解決すべき点が多い。

2. 21世紀縦断調査における脱落の発生状況

本プロジェクトでは脱落状況の把握とその要因分析についての多くの成果が報告されている。出生児縦断調査では、福田・金子(2005)が第1回と第2回の調査を用いて発生状況および脱落要因の分析を行っており、12点の知見を得ている。主なものでは、母親の属性に依存し、夫婦の年齢が若い、年齢差がある、婚前妊娠結婚である、方親家庭、非嫡出生、外国籍を持つ親であること、有業女性であること等の状況において脱落が多い傾向にあることが指摘されている。ただし、モデリングが適切である場合は多変量解析による推定結果に有意な影響を与えないことを先行研究から指摘している。西野・金子(2005)も第1回と第2回の調査を用いて居住地移動と脱落の関係を考察しており、出産が転居を伴い、居住地変更を届出する層には大都市居住、核家族、高学歴等の影響が多いことを指摘し、脱落防止策に関する提言を行っている。西野(2006, 2007, 2008)はさらに、第3回(2006)、第4回(2007)、第5回(2008)までの脱落・居住地移動・復活サンプルの分析において、父母のどちらかが外国人、ひとり親世帯、育児への関わりが弱いケース、収入が少ないケース等、政策的な支援が必要な対象で脱落が生じていることを指摘している。また、調査を重ねるごとに累積して脱落が増えていることを反映して、影響は大きくなっているとしている。

成年者縦断調査では、福田(2008)が第4回までの結果を用い、脱落による推定値への影響について初婚を従属変数としたイベントヒストリー分析のモデルの一つであるネステッド・ロジットモデルによって検証している。ネステッド・ロジットモデルを用いることによって、1) 初婚と脱落が独立に生起しているかを検証し、2) 脱落を打ち切りとして扱った場合に独立変数の推定値にどの程度の影響があるのかを検証できるとしている。第4回調査までの未婚女性の脱落がそれぞれ第1回から第2回で1162ケース(15.3%)、第2回から第3回で880(14.4%)、第3回から第4回で574(11.7%)となっているため、初婚を対象とした離散時間ロジット分析を行う場合、重大なバイアスが生じていることを明らかにしている。その理由として、初婚と脱落が独立しておらず競合イベントとして生じていることが指摘されている。そのような競合イベントを用いる場合には、ネステッド・ロジットモデルが競合リスクをもつ要因(「非観察要因の相関」p.109)を統制した上で推定を行う点で簡便かつ有用であるとしている。守泉・釜野(2009)では、女性票の脱落・継続回

答者の属性分析を行っている。成年者調査の脱落率は出生児調査に比べて高く、第 5 回までで 49.2%に達しており、無配偶、同棲している、低学歴、子どもなし、有業女性で脱落が多くみられることが指摘されている。平成 19 年に実施した第 6 回調査結果においては（厚生労働省 2009）、回収客体数は男女計で第 1 回の調査客体数 33689 ケースから 16444 ケースと脱落が半数を超えている。調査ごとの回収率は約 8 割から 9 割であるが、継続率が低い状況にある。

21 世紀縦断調査以外の脱落に関する知見として、Fitzgerald et al. (1998) は PSID (Panel Study of Income Dynamics) の脱落研究において、所得の減少、無配偶、移動したケースにおいて脱落がみられることを明らかにしているものの、対象者の属性と脱落が系統的であっても、推定値に与える影響は大きくないとしている。坂本 (2006) は「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においても、1) 転居+転居先不明、2) 多忙、3) 結婚・出産、4) 離婚・別居といったライフイベント前後で脱落が生じる傾向があること、無配偶では低収入、有配偶では収入の変化が大きいことを示している。また、脱落の影響の調整として IPW 推定量を用い、結婚したケースが脱落することによって選択バイアスが生じていること、結婚に影響を与える変数の推定値が過小になることを示している。直井 (2007) は、「慶應義塾家計パネル調査」の脱落分析を行い、調査プロセス情報を除外変数としたヘックマンタイプのサンプルセレクションモデルの推定において、世帯の住居移動行動が脱落に対して選択バイアスを持っていることから、多くの変数の推定値を過大に推定していることが示されている。

以上の先行研究をもとに、本稿では、初脱落の発生が初婚の発生に対する因果効果について、初婚を規定していると考えられる共変量を調整したうえで測定する方法についての検討を行う。データは 21 世紀縦断調査の第 1 回から第 5 回の女性票を用い、共変量については福田 (2008) を参考に構築し、共変量の調整指標である傾向スコアによる調整について星野 (2003, 2009)、星野・繁柘 (2004)、星野・前田 (2006)、坂本 (2006) を参考に行う。因果効果の推定にはマッチングという手法を用い、脱落の初婚に対する因果効果の測定を行う。

3. 傾向スコアおよび IPW 推定量

傾向スコアは、もともと無作為割り当てを行う実験研究の因果効果を、大規模調査を用いた「相関研究」において実現するための手法として Rosenbaum and Rubin (1983) によって提案された概念である (星野 2009)。傾向スコアは、従属変数と独立変数の間の因果関係を推定するために、それ以外の変数で従属変数に関連する要因=共変量を一つの変数に縮約した得点のことをいう。その共変量を基準として、無作為割り当て状況を作り出すというアイデアである。近年では、傾向スコアを用いた調整は Web 調査においても利用されてきているという (星野 2003)。

傾向スコアの数理モデルを星野・繁柘 (2004) に準拠すると、第 i 被験者の共変量を x_i 、

割り当て変数を z_i とするとき、群 1 へ割り当てられる確率 e_i は

$$e_i = p(z_i = 1 | x_i) \text{ ただし } (0 \leq e_i \leq 1)$$

と示すことができ、これを第 i 被験者の傾向スコアという。傾向スコアを算出するには、一般に割り当て変数を従属変数としたロジスティック回帰分析を行うことにより得られる。 $\hat{\alpha}$ を最尤推定量であるとする、以下のように推定される。

$$\hat{e}_i = \frac{1}{1 + \exp\{-\hat{\alpha}'x_i\}}$$

そうして算出した傾向スコアを基準として調整を行うことによって、バイアスを減少させることができる。Rosenbaum and Rubin (1983) は傾向スコアを用いた不偏推定を行う方法として、以下の 3 手法をあげている。

- 1) マッチング：傾向スコアが等しい群の被験者をペアにして、その差をもって因果効果とするという方法である。傾向スコアが完全に一致するペアだけを抽出する場合、分析対象数が極端に減少してしまう事態が生じることが多く、そういった場合には、「処置群の観測値に対して最小の距離になる対照群の観測値をマッチングさせる最近傍マッチングや、最近傍マッチングを行った場合に『ある特定の距離以上になるときはマッチングしない』キャリパーマッチング (caliper matching) などを行なう」(星野 2009 p.64)。
- 2) 層別解析：傾向スコアを 5 つ程度に分けて、それぞれの層別での処置群と対照群の平均の計算と、全体としての効果の推定量を算出する。
- 3) 共分散分析：割り当て変数と傾向スコアを独立変数として線形回帰分析を行う。

傾向スコアの利点としては、従属変数と共変量の回帰モデルを仮定する必要がないことにあり、傾向スコアは共変量を 1 変数に縮約しているため、処置群と対照群において外生要因・共変量の影響が少ない場合でも分析に用いることができる。共変量と従属変数のモデル設定を行わなくてもよい。モデルの誤設定に強いことが示されている (星野 2009)。

対して問題点としては、対象となるカテゴリが 3 群以上ある場合、2 群ごとに傾向スコアを算出する必要があるため、因果効果を求めるための母集団が 2 群ごとに異なってしまう点、マッチング・層別解析を行う際には標準誤差が正確に計算できず、周辺期待値の推定もできない点、マッチングに使用する傾向スコアは連続変数であるため、ペアを作る際には最近傍マッチングなどの距離を使う必要があり、そこに恣意性が生まれる点、マッチングを行う際にペア化されなかったデータが無駄になる点、共分散分析は線形を仮定しているが、傾向スコアは 0 から 1 をとるため、仮定を満たさないといった点がある (星野 2009)。

そこで、このような問題点を克服する方法として IPW 推定量が提案されている (Rubin 1985)。IPW 推定量は傾向スコアによる重み付け推定法であり、傾向スコアの逆数による重み付け平均を示す。割り当て変数 $z=0$ のときの従属変数を y_0 、 $z=1$ のとき y_1 とすると、以下のようなになる。

$$\hat{E}(y_1) = \frac{\sum_{i=1}^N z_i y_i}{\sum_{i=1}^N \frac{z_i}{e_i}} \quad \hat{E}(y_0) = \frac{\sum_{i=1}^N (1-z_i) y_i}{\sum_{i=1}^N \frac{1-z_i}{1-e_i}}$$

$\hat{E}(y_1)$ は、真の傾向スコアがわかっている、 y_0 と y_1 が割り当て変数 z と独立であり、かつ共変量 x の y_1 に割り当てられる確率が 0 から 1 に収まる、いわゆる「強く無視できる割り当て状況」であれば、 $\hat{E}(y_1)$ は不偏推定量になる。よって、IPW 推定量を算出することによって、傾向スコアでは未知であった各群の周辺期待値である $\hat{E}(y_1)$ $\hat{E}(y_0)$ を計算することが可能となり、当指標をモデル推定に用いることにより、選択バイアスの影響を調整することが可能となる。

4. 脱落発生の中婚発生への因果効果

脱落の発生が脱落と競合するイベントであることが福田 (2008) によって指摘されていることは上述した。本稿ではそのような競合イベントに対して共変量の影響を調整したうえでの因果効果を抽出することが目的であり、ここでいう因果効果とは星野 (2009) で示されている「処置群での平均介入効果または因果効果」average treatment effect on the treated: TET を指す。

処置群での平均介入効果は、無作為割り当てを前提とした実験法における処置群における潜在的な従属変数の差の期待値を意味し、以下のように示すことができる。

$$TET = E(y_1 - y_0 | z = 1)$$

ここで、 $y_1 - y_0$ は因果効果、 z は「欠測インディケータ」を示し、 $z = 1$ は処置群を示す ($z = 0$ は対照群)。

本稿に即していうと、脱落の発生を欠測インディケータとした場合の、中婚の発生に対する因果効果を測定することといえる。ただし、ここで用いるデータは調査データであるため、無作為割り当てによる実験法による処置群と対照群に分ける状況を作り出すことができない。そのため、調査データをそのまま用いるだけでは、上記の TET をそのまま測定することができない。そこで、前節で説明した中婚の発生に影響する共変量の影響を調整した傾向スコアを算出し、用いることによって、調査データを用いて疑似的に実験法における処置群と対照群に振り分ける状況を作り出し、TET の測定を行う。本稿では、Rosenbaum and Rubin (1983) が示した 3 つの方法のうち、マッチングの手法を用いて検証する¹。データは 21 世紀縦断調査の第 1 回から第 5 回の女性票を用いる。

表 1 には、本モデルにおける記述統計量を示している。中婚は、子どものいない独身者としており、第 5 回調査時における累積発生数をダミー変数化している。脱落の発生は第 2 回から 5 回調査までをそれぞれダミー変数化している。共変量は第 1 回調査における学歴

¹ マッチングは R 2.10.1 “Matching” package 4.7-6 を用いて分析を行い、その詳細については、Sekhon(2007)を参考にした。