

(2) : 各回女性票のデータを結合したファイルを用いて分析を行った。脱落者・設問への無回答者の属性の分析には、希望子ども数の回答分布に対するカイ二乗検定および平均値の差の検定を行った。次に、脱落者と不詳者の回答の事後的補正については、それらの者が次年度の調査でどのように回答しているか調べ、復活しているケースについてその回答分布を使って補正希望子ども数を算出した。

(3) : 因果効果は厳密には実験法における処置群と対照群を分けてその差を測定することによって一般に求められるが、共変量を1変数に縮約した傾向スコアを用いることによって、マッチングという手法によって擬似的に実験法と同状況を作りだし、脱落の因果効果を測定した。

(4) : 21世紀出生児縦断調査は600ほどの婚外出生児を含んでおり定量的な分析が可能である。この600ケースの婚外出生について、出生児の人口学的特徴、両親の属性、母親の人間関係、父親の育児参加等について記述的な概要を示し、婚外出生以外の出生児と比較することによってその特徴を明らかにした。

(5) : 若年出産の定義は10代に絞ったもの、20代前半まで加えたものなど、各先行研究によってその区分は異なっているため、先行研究の比較検討をふまえ、日本では若年出産よりも高齢出産が政策課題とされてきた背景もかんがみ、ここでは「出生児縦断調査」(第1~6回)を用い、「A.狭義の若年出産(10代での出産)」「B.広義の若年出産(10代~22歳までの出産)」「C.高齢出産(35歳以上の出産)」の3グループに類型化して考察を行った。各グループの特徴について、就業状況、経済状況、育児不安・ストレス、習い事の状況等を集計をして検討を行った。

(6) : 「21世紀出生児縦断調査」の第3回

問14「平成13年1月/7月生まれのお子さんはどのような子に育てて欲しいと思いますか」という設問のレスポンス分析から、保育者の子ども観の4分類(「調整×知性」「積極×知性」「積極×感性」「調整×感性」)を抽出した(以上は、H19、20年度報告書の内容の再掲)。

H20年度報告書で、分類ごとのしかり方や育児方針、教育行動の違いを検討したが、本報告書では、父母の子へのコミュニケーションとしつけ、テレビの見方への関わり方についてクロス表による分析を行い、分析を深めることを試みた。

さらに、しつけの習得、テレビやゲームの時間、睡眠時間、基本的な生活習慣、遊び、子の父母へのコミュニケーション、情動面や社会性の発達に関する項目のクロス表分析から、しつけや育児方針、教育行動の結果、子どもがどのように育てているかを検討した。

C. 研究成果

(1) : 脱落サンプルと継続サンプルをみると、年齢が若い、入院・通院経験がない、配偶者がいない、子どもがいない、同居人数が少ない、就業していない、といった特徴をもつ男性が脱落していく傾向が観察された。また理想的な調査のサンプルと第5回までの継続サンプルを比べると、学歴が高い層の割合や、在学中の割合が低くなり、通院・入院していない割合、配偶者のいる人や子どものいる人の割合が高くなる、同居人数の平均や合計所得の平均が高くなるといった偏りが生じていた。

(2) : 第一に、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。調査で使われている2種類の質問形式のうち、子どもを持つ意欲の枝質問として希望子ども数をたずねるA方式は、希望子ども数のみを直接たずねるB

方式よりも無回答（不詳）が多かった。

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。

第三に、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、脱落・不詳者の次年度調査での回答を用いて行った事後補正では、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。

(3)：傾向スコアによって初婚に影響を与える共変量を調整したうえでの処置群における因果効果 TET は -0.15 から -0.16 といった推定値となっており、脱落が初婚に対する因果効果を測定することができた。このことは脱落の発生は初婚の発生に対して負の因果効果をもつことを示している。すなわち、脱落の発生は初婚の発生を過小にするという意味で、脱落と初婚の発生の競合性を裏付ける結果となっている。

(4)：日本の婚外出生児は、婚内出生児に比べ、第1子が多いこと、都市部在住が多いこと、低体重児が多いこと、両親に喫煙者が多いこと、経済的な困窮状況が多いこと、母親のネットワークが狭いこと、子どもの遊び相手の範囲が狭いこと、母親とその親との関係が希薄であることなどが明らかになった。0歳時点で父親と同居している割合は、米国に比べても低く、3人に1人以下という割合であった。

(5)：第一に、狭義の若年出産（10代での出産）グループは他のグループに比べて非常に脱落が多く、全サンプルに占める割合

が減少している。逆に、高齢出産が全サンプルに占める割合が上昇していることがわかった。

第二に、狭義の若年出産の最終学歴をみると中学校が6割、父親の最終学歴も狭義の若年出産では中学校が3割である。出生児調査では高校中退を問うていないため実態は把握できないが、先行研究をふまえると、この中には高校中退がかなり含まれていると推測された。

第三に、就業状況を見ると、若年出産は高齢出産の層に比べて就業状況の変化が大きく、それに伴い世帯収入の変化も大きい。狭義の若年出産の貧困率が69.79%（第1回調査）と非常に高く、経済的な状況が大変不安定であることが示された。

第四に、子育て費用や保育料は若年出産が顕著に低いわけではなかった。ただし、習い事の実態をみると若年出産と高齢出産では習い事をさせている割合に2~3倍の違いがあった。

最後に、育児不安や育児ストレスについて、狭義の若年出産グループでは、子育ての仕方がよくわからないといった点への不安が顕著に高かった。これまでの育児不安・ストレスの議論ではあまり浮かびあがってこなかった論点である。

(6)：沢山美果子、広田照幸らによる近代的孩子も観の研究の知見が、現代日本の育児においても当てはまることを、データから明らかにした。

D. 考察

(1)：第5回調査終了時点では半数以上の人が脱落しているが、脱落がランダムに起きるのではなく、ある特徴をもった人に多く起きていることが明らかになった。21世紀成年者縦断調査の目的のひとつが、人々が結婚や出生にいたりたりいなかったりする要因や子育ての経験を探ることであ

るとすれば、結婚していない人や子どもを持たない人、収入の安定しない人が多く調査から脱落し、結婚し、子どもを持つといういわゆる規範的でもっとも社会的に承認されているライフコースをたどっている人に偏っていくことは、これらのテーマを分析する際に問題となる可能性がある。

(2): A方式で不詳となっても、次年度調査がB方式の場合、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が多かった。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である可能性がある。

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が、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。また、希望子ども数不詳の割合が有意に多かった属性を持つ女性で希望子ども数の平均値が低い傾向にあったことは、少子志向の女性が不詳になりやすいことを間接的に示唆しているといえる。

脱落・不詳を補正した平均希望子ども数は、回答者平均値のほうが高いことが判明したが、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といえる。

(3): 傾向スコアは因果効果を測定するのに適した指標であるが、いくつかの問題点もあり、それらの問題点を改善したIPW推定量を用いた因果効果の測定や、これらの指標を多変量解析の選択バイアスの除去に用いる手法については今後の課題である。

(4): 出生児縦断調査では別居の父親の状況や子どもとの関係については十分な情報

が得られないことが課題ではあるが、収集されている情報からわかる範囲では、父親からの支援は極めて限定的であることが推測される。質的な調査によってこれまでも日本の婚外出生に対する社会的なサポートが不十分であることは指摘されてきたが、量的調査によっても、日本の婚外出生とその家族が孤立しやすい状況にあることが確かめられた。一方で、継続的に父親と同居している婚外出生児や母親の社会経済的地位が高いケースも一定数含まれており、同居している婚外出生児の父親の育児参加は、婚内出生児の父親と変わらないなど、婚外出生児をめぐる環境が多様であることもわかった。

(5): 若年出産の脱落率が顕著に高いことから、パネルデータのサンプルを追加する際には、出産時期の視点も入れた検討が必要だと考える。また、若年出産が就学時期や継続に与える影響を分析するうえでも、親の高校中退に関する実態把握は重要であり、今後の出生児調査において、この点に関する設問を含めることも検討が必要だと考える。探索的な分析を通じて、若年出産の社会経済的状況が不安定な様相をみてきたが、その背景には、狭義の若年出産では父親との同居率や常勤雇用の比率がもっとも低いという要因がある。祖父母との同居率が若年出産では最も高いが、祖父母との同居によって暮らしを成り立たせられる層以外に、孤立して子育てしている若年出産の層のよりいっそうの実態把握が必要であると考えられる。習い事に関してもすでに就学前に格差があり、今後子どもが小学校に上がるにつれて、塾など習い事がより多くなれば、子ども間の機会格差はよりいっそう拡大していくのではないかと考えられる。

(6): 育児、しつけ方針、教育において、「知性×調整」は、伝統的なしつけには熱心だが、生活リズムやテレビへの配慮は薄

く、コミュニケーション志向も低い。「知性×積極」は、しつけにもコミュニケーションにも重きを置かず、知育に熱心で、子どもが活発であることを望む傾向がある。「感性×積極」は、子どもに細かく配慮し、コミュニケーションを重視しており、子どもの自発性や情操教育を重視している。「感性×調整」は、衛生や健康面に気を配り、子どもと一緒に過ごす時間も大切にしている傾向がある。これら4グループは、子ども観研究における「厳格主義」「業績主義」「児童中心主義」「童心主義」と適合している。子どもの育ちの生活や行動は、親の子ども観（どんな子に育ててほしいか）と、育児方針やしつけの仕方に、かなり対応したものである。

E. 結論

(1) データのゆがみが成年者縦断調査テーマの鍵を握る事項で生じていることを踏まえると、脱落現象はどの縦断調査でも起こることで、ある程度はやむを得ないとは言え、今後の調査においては、これ以上のサンプル脱落を防ぐための工夫をしていくことが重要である。調査票の設計上で工夫をしたり、転居者へのフォローアップを充実させて脱落を防ぐことも有用だろう。

(2)：不詳を減らすために、今後の調査では、希望子ども数の設問は全員に数をたずねるB方式に統一すべきである。その際、子どもを持つ意欲は別の問とした方がよい。また、脱落者は希望子ども数が少ない傾向があるため、脱落者をなるべく減らすように、例えば転居者の追跡強化や配布対象から外す際の条件緩和などを行うべきである。

さらに、パネルデータを用いて無回答の事後補正を試みた本研究の結果は、横断調査において、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いが、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ということを示した。出生過程が終わっていない世代の完結出生子ども数の推計において希望子ども数のデータを使うためには、無回答の補正と、未婚や不妊、意図しない妊娠等の出生促進・阻害要因を加味した補正の2つを適用する必要があるが、本研究の成果は、無回答の補正の部分について手がかりを提示している。

(3)：傾向スコアやIPW推定量に限らず、脱落事象を初めとした欠測事象を扱うデータ分析では、2段階推定の手法が多くみられる通り、脱落事象の多い成年者調査においては、今後手法的に検討する意義が多くあると考える。

(4)：21世紀出生児縦断調査は大標本であるため、婚外出生のように、通常の標本調査では定量的な分析が不可能なため実態の把握が難しかった事例についての分析を可能にする。婚外出生といっても状況は様々で一括りにはできないことが指摘できる一方で、経済的に困窮し孤立しやすい側面も明らかになった。さらに適切な支援のあり方を議論するためには、別居している父親との関係や、公的扶助や養育費を含む、母親の所得以外の世帯収入について詳細な情報収集が必要であると思われる。

(5)：若年出産の層に焦点をあてた社会政策・子育て支援の論議はまだ活発化していないが、若年出産の貧困リスクや社会経済的な不安定のリスクをふまえた子育て支援のあり方を議論する余地があると思われる。

(6)：基本的に子ども観が親の子育ての意識や態度・行動に影響し、それが子どもの発達や行動にも影響する。仮に幼児期に「よい」とされる諸項目を基準とすれば、「感性」志向グループで「よい」結果につながり、「知性」とくに「知性×積極」では幼児期としては「よい」とは言いづらい結果につながっている。

以上、今年度実施した分担研究のパート1は成年者縦断調査における脱落を扱うものであった。男性票を用いて、脱落の実態とそれによるデータの偏りの分析を行った。また、脱落という問題の指摘のみでなく、希望子ども数（女性票）に焦点をしぼり、その集計値の補正の方法を提示した。さらに、傾向スコア IPW 推定量を用いた因果効果の測定や、これらの指標を多変量解析の選択バイアスの除去に用いる手法を検討した。

パート2においては、婚外出生、若年出産、高齢出産といった、経験者が比較的少数でありながら、増加傾向にある事柄について、サンプル数の多い縦断調査という特徴を活用し、その詳細を分析した。昨年度から試みている、ライフコースの観点からの分析システムの開発に、あらたな側面を加えることができた。また子育てに関しては引き続き子育て意識・態度・行動に関する分析を進めることができた。

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的所有件の取得状況

なし

II. 個別研究報告 (方法論的研究)

1 21世紀出生児縦断調査における脱落サンプルのもたらす影響の評価

北村 行伸*

概要

本論文では、厚生労働省（大臣官房統計情報部）によって始められた21世紀出生児縦断調査における脱落サンプルのもたらす統計上のバイアスについて調査した。21世紀出生児縦断調査の脱落率は6年間で18%であり、通常のパネルデータ調査と比べて格段に低く、調査データにおける脱落バイアスは軽微である。さらに、この調査では、調査対象となっている子供の成長は調査記録者である親の属性とは比較的独立していることもあり、統計上の脱落サンプル・バイアスは現状では問題にならないことが解った。しかし、脱落サンプルを精査してみると、親が外国人である場合には、脱落率が高く、国籍にも偏りがあることが解った。調査方法の煩雑さや言語障壁によって脱落しているとすれば、何らかの対応を考える必要があるだろう。

Key words: 脱落サンプル問題、身体成長、パネル調査

1. はじめに

21世紀の幕開けとともに始められた『21世紀出生児縦断調査』は2001年1月と7月に生まれたそれぞれ2万人以上の子供の成長を継続的に追っていくことにより、少子化対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的としたプロジェクトである。調査の対象は平成13年（2001年）1月10日・17日生まれかあるいは同年7月10日・17日に生まれた全ての子供である。調査時期は1月出生児は平成13年8月1日現在、7月出生児は平成14年2月1日現在としてある¹。調査事項は保育者、同居者、就業状況、労働時間、父母の家事・育児の分担状況、住居の状況、子育てで意識して行っていること、子供をもってよかったと思うこと、子供をもって負担に思うこと、子育ての不安や悩みの状況、授乳の状況、収入の状況等多岐にわたっている。調査方法は厚生労働省が人口動態調査出生票を基に調査対象を抽出し、対象世帯に対して質問票を配布し、回収は郵送によって行った。調査票の回収状況は、表1にあるように第1回を100%とすると第6回で82%の標本が残っており、極めて高い回収率を維持している。

* 本論文は国立社会保障人口問題研究所内で組織された厚生労働省科学研究費補助金統計情報総合研究事業『パネル調査（縦断調査）に関する総合的高度統計分析システムの開発研究』で行われた研究成果をまとめたものである。本論文で用いたプログラムおよび推定結果は北村（2007, 2008, 2009）に基づくものであるが、脱落サンプル問題という視点から新しい解釈を加えている。

¹しかし、後に論じるように身体測定の日付は分散しており、調査日をもって全てのデータの記録日であると判断するのは間違いである。

パネルデータ調査である『21世紀出生児縦断調査』には、従来行われてきたクロスセクション調査にはない意義がある。まず、パネルデータでは同一個人の時間を通じた成長を追跡できることが最大の利点である。これまでのパネルデータ分析の経験から言えることであるが、同一の経済主体を継続的に追うことができるというのは、クロスセクションで平均を見るのとは情報量が格段に違い、また、対象として分析できる問題の範囲が広がるという意味でも意義がある。多くの政策評価をする場合でも、政策導入前と導入後の同一個人の反応を見るのでなければ、正確な評価ができないことが知られるようになるにつれて、パネルデータを用いた政策評価が頻繁に行われるようになってきた。

もっとも、パネルデータでは同一のサンプルを追いつけるメリットの反面、それらのサンプルが調査から脱落してしまうと、新しいサンプルを安易に加えることが出来ず、脱落の仕方によっては社会全体から無作為に抽出したサンプルから次第に離れて特定のバイアスをもったサンプルのみが残ることになる。このような問題はクロスセクション調査では起こらない。また、継続して調査しているデータに入力ミスがあると、一時点のミスの影響だけではなく、前後のデータからの変化を見た場合に、異常な動きをすることがある。これは、毎回の調査で確認し、事後的にミスを見つけた場合には速やかに修正を行うことが望ましい。

本論文ではこれまで6年間の蓄積のある『21世紀出生児縦断調査』を用いて、パネルデータ調査の負の側面とされる脱落サンプルの問題を取り上げてみたい。本論文の構成は以下の通りである。第2節では、脱落サンプル問題を、既存のパネルデータ調査の実態をサーベイすることから始め、脱落サンプル・バイアスをどのように識別できるのかを計量経済学的に解説する。さらにそのバイアスの程度をどのように検定するのかという方法についても論じる。第3節では、『21世紀出生児縦断調査』を用いて、この調査における脱落サンプルの実態を検証する。第4節では、さらにパネルデータ分析の中心にあるパネルデータ推定を用いて子供の成長パターンの推定を行い、そこにどれくらい脱落サンプル・バイアスが影響を与えているかを見る。第5節では論文の議論をまとめる。

2. 脱落サンプル問題

パネルデータでは標本が一定期間後に脱落していくケースは広範に見らるが、この問題が検討されることは、これまで統計実務家など一部の関係者に限定されていた。しかし、近年、パネルデータの利用が増えるに従い、またパネルデータの蓄積が進むに従い、脱落サンプルの問題は認知されるようになってきた。実際、*The Journal of Human Resources* の1998年春号 (vol.33, no.2) がパネルデータ調査の脱落サンプル問題を特集しているし、Fitzmaurice, Laird and Ware (2004)の教科書でも1章を割いて(第14章)この問題を論じているように、近年、計量経済学者や統計学者、様々な分野の実証研究者の間でこの問

題に関心が集まっている²。

2.1 脱落サンプルの実態

まず限定的ではあるが、脱落サンプルが実際のパネルデータ調査でどの程度起こっているのかを確認しておこう。パネルデータ調査の先進国であるアメリカでは代表的なパネルデータ調査である The Panel Study of Income Dynamics (PSID) に関して脱落サンプルの問題が詳細に検討されている (Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt (1998a, b), Moffit, Fitzgerald and Gottschalk (1999), Lillard and Panis (1998), Ziliak and Kniesner (1998))。彼らの研究によると、1968年には4802家族が標本抽出され³、翌年には88%の家族が残り、12%が脱落している。以後、1989年に至るまで年率2.5-3%が脱落し、1989年時点で49%の家族が残り、51%が累積して脱落していった。脱落の理由は転居、死亡、家族全体の非回答などが挙げられている。脱落者の属性を分類すると、(1) 社会扶助、(2) 未婚者、(3) 高齢者、(4) 有色人種、(5) 低学歴、(6) 労働時間が短い、(7) 低賃金、(8) 借家住まい、を満たす家族である可能性が高いことがわかった。これは、脱落者が一般的には社会的に低い地位にいる可能性が高いということを示している。しかし、脱落者の中には高所得者も含まれていることも確認されている。

The National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) の脱落サンプルについては MaCurdy, Mroz and Gritz (1998) が詳しく検討している。NLSY は 1957 年 1 月 1 日から 1964 年 12 月 31 日までに生まれたアメリカ国民から標本抽出したもので、(1) 6111 の一般若者家計、(2) 1480 のラテン系若者家計、(3) 2172 の黒人若者家計、(4) 経済的に困窮している 1643 の白人若者家計、(5) 1280 の軍関係の若者が含まれている。調査は 1979 年から毎年実施されている。1991 年時点で、累積の脱落率は男性に関しては、全体で 11%、白人 10.5%、黒人 11.7%、ラテン系 11.3% と極めて低い。女性に関してはさらに低く、全体で 8.0%、白人 7.3%、黒人 8.4%、ラテン系 9.1% となっている。脱落しやすい属性としては、男性では(1)無業、(2)20代の勤労者(賃金・所得には無関係)、(3)10代の勤労者で賃金所得の高い層、女性では(1)無業、(2)学歴はあまり脱落には関係がない、(3)10代の勤労者で賃金所得の高い層、20代ではその差は消滅する、(4)高卒、大卒の賃金所得の高い層、となっている。ここから共通して言えることは無業者に脱落が多いことと、10-20代で脱落している人の所得はむしろ高いということである。これは、PSIDの結果とは異なっている。

²本節での以下の議論は北村(2005、第2章)に依拠している。

³4802家族の内、2930家族(5分3)がミシガン大学のThe Institute of Social Research 附属のSurvey Research Center (SRC)の台帳(フレーム)から選択され、残りの1872家族(5分の2)がThe Bureau of the CensusのSurvey of Economic Opportunity (SEO)に含まれている低所得家計(SMSAに入っている)台帳から選ばれた。

Zabel (1989)はPSIDとThe Survey of Income and Program Participation (SIPP)の脱落率を比較している。PSIDの初年度から次年度にかけての脱落率が12%であったのに比べて1984年に始まったSIPPは次年度で6%であり、7年後の1990年でも71.4%が残っていると報告されている。

Newmark and Kawaguchi (2001)はThe Current Population Survey (CPS)が移動した人を追跡しておらず、脱落サンプル問題が発生しているという点を指摘している。CPSと同じ標本抽出のフレームを用いているSIPPが移動した人を追跡する努力をしていることに目を付け、CPSとSIPPを統計的にマッチングさせ、CPIに関して脱落サンプル・バイアスの調整を行った。労働組合の賃金効果には脱落サンプル・バイアスはほとんど見られないのに対して、男性の結婚プレミアム（高賃金）には統計的に有意なバイアスが見出された。しかし、その額は経済的に意味のある程大きなものではない。総合的に判断すると、CPSの持っている情報量は脱落サンプル・バイアスを凌駕するものであって、パネルデータ調査の価値は決して下がるものではないと結論づけている。

Burkam and Lee (1998)はアメリカ教育省が集めているHigh School and Beyond Study (HS&B)というパネルデータを分析している。この調査は1980年に12000人の高校生（約1000の高校から無作為抽出）を対象に、卒業間際の成績とその後の職業生活への影響を調べる目的で行われたものである。国立教育統計センターの努力により78%のサンプルが4回の調査全てに回答している。脱落率は非常に低い。

Van den Berg and Linderboom (1998)はオランダのLabour Supply Panel Surveyを使っている。この調査はオランダの正規学生を除いた15-61歳の4020人の個人(2132家計)を対象に労働に関する情報を集める目的で1985年から始められたもので、1990年までに4回の調査が行われている。1992年時点で、元のサンプルにいた個人の34%にあたる1384人が継続して調査に参加しており、残りの2636人(64%)が脱落したことになる。1986年、1988年、1990年に追加サンプルを加えて、1992年時点でサンプル数4438人を確保している。

我が国のパイオニア的パネルデータ調査である『消費生活に関するパネルデータ調査』（家計経済研究所）でも脱落サンプル問題が出ており、平成15年度版『家計・仕事・暮らしと女性の現在：消費生活に関するパネルデータ調査（第10年度）』の第III部で、この調査がどの程度問題となっているかを論じている。この調査は1993年より始まっており、2003年で10回の調査が行われているが、その内訳は、1993年時点で24-34歳1500人で始まったコーホートAと1998年度から24-27歳500人で始まったコーホートBに分かれる。その内、脱落サンプルはコーホートAで471人、コーホートBで175人、合計656人となっている。脱落比率に直すとコーホートAが31.4%、コーホートBが35%となっている。この数字をアメリカのPSIDの10年目の数字である30.3%と比べるとほぼ同程度の脱落率であることがわかる。

村上（2003）は脱落理由を分析している。過半数を占める「詳細不明」を別にすると、

コーホート A では「多忙」(25.1%)、「転居先不明」(12.5%)、「(長期)不在」(10.6%)となり、コーホート B では「多忙」(24.1%)、「転居先不明」「(長期)不在」「結婚」がそれぞれ 12.0% となっている。さらにデータを詳しく見ると、調査の初期の段階では「家族の反対」が多く、時間がたつにつれて就職・転居・結婚などのライフイベントの発生によって脱落していく傾向がある。復活したサンプルと復活しなかったサンプルを比べると、「死亡」「転居先不明」などのように物理的に不可能な場合、調査そのものに不信感、負担感がある場合は復活していない。「結婚」「離婚・別居」「転居」「家族の反対」などの理由を挙げる人も復活していない。「結婚」「家族の反対」は結婚相手が調査に反対するケースが多いと言われている。これは質問が本人のみならず、結婚相手やその両親にまで及ぶためであると思われる⁴。「離婚・別居」「転居」を機に脱落するのはいろいろな意味で心機一転したいので、継続的な調査もやめてしまいたいということであろう。逆に、復活しうるのは「(長期)不在」「入院中」「体調不良・病気」「多忙」「出産」「就職・転職」「家族の病気・不幸」など脱落理由が一時的なものである場合に限られる。

坂本(2003)は脱落サンプルの統計的特性を考察している。方法としては「継続回答者」と「脱落者」を分け、前年の回答データの平均値を比較している。それによると、脱落しやすい属性は、(1)年齢が若い、(2)未婚者、(3)低学歴、(4)有業者、(5)高所得者、(6)子供の人数が少ない、(7)結婚予定者、(8)核家族、となっている。これらの理由は一部アメリカの脱落理由と重なるが、有業で高所得者ほど脱落しやすいというのは逆である。また結婚を機に調査から脱落するというのもこの調査の特徴となっている⁵。

このように、パネルデータからの脱落という同一の行動を見ても、それぞれの国、それぞれの調査によって脱落理由もパターンも異なっていることが明らかになった。しかし、脱落率の低い調査はいずれも調査機関が調査対象に対して積極的にアプローチし、移動しても追跡調査するなど、かなりの努力をしていることが見て取れる。これはパネルデータ調査を継続的に行う上で重要な点であり、この眼に見えない努力がパネルデータの利用価値を高めていることを認識しておく必要があるだろう。

2.2 脱落サンプル・バイアスの識別

次に、脱落サンプルが多く存在し、時間の経過とともにその数が増えていくとすると、そのようなパネルデータを用いた推計のバイアスを確定することが必要となってくる。

⁴日本の場合、広い意味で結婚を理由に脱落しているサンプルが無視できないほどある。結婚前後の労働供給や出産、育児などの行動を分析することは、女性パネルデータ分析では焦点となるトピックであり、それに該当するサンプルが脱落していくことは統計調査としても重要な問題である。村上(2003)が指摘しているように、対象者およびその家族に調査の意義を理解してもらい信頼関係を築くこと、対象者が多忙な場合にも回答が得られるような工夫をすること、対象者に感謝の気持ちを伝えることなど、地道な努力が必要である。

⁵北村(2005, 第2章)では、さらに発展途上国のパネルデータにおける脱落サンプル問題についてもサーベイしている。

まず、統計分析に入る前に、脱落のメカニズムを整理しておこう。一般に脱落は次の 3 つのケースに分類できる。(1)完全ランダム脱落 (Missing Completely At Random: MCAR) この場合には脱落によるバイアスは無視できる。(2)ランダム脱落 (Missing At Random: MAR or Selection on Observables) 脱落は脱落以前までの観察可能なデータによって推測できる。(3)非ランダム脱落 (Missing At No Random: MANR or Selection on Unobservables) 脱落が脱落以後の観察不可能なデータにも依存しており、観察可能データのみによって脱落を推測することは難しい。

統計的に問題がないのは(1)のケースであり、(2)は観察可能なデータを用いて何とか対処できる。(3)は対処が極めて難しい。

また脱落サンプルを含んだパネルデータをどのように扱うかという観点からも分類することができる。(1)脱落サンプルを除去する。これには、一つでも脱落・無回答があれば消去するリストワイズ消去法と分析に必要な変数が脱落している時に標本を消去するペアワイズ消去法に分けられる。(2)脱落箇所の数値を補完する⁶。これには最終観測値をそのまま延長したり、観測される他の主体の平均値でおきかえたりする単一値代入法か脱落箇所を補完した完備データをつくり、それに基づいて推計を行い⁷脱落箇所を完全に埋めた場合に得られるであろうパラメータを推測する多重代入法が用いられる。(3)利用可能データを最大限に生かして分析する。これには、脱落メカニズムを推計して、そのサンプルセレクション・バイアスを調整した上で行動方程式を推計するという Heckman(1979)の 2 段階推定法やその拡張、脱落パターンごとの変数の分布と脱落パターンの出現頻度を表す確率分布の積である同時密度関数を推定するパターン混合モデル(Pattern-Mixture Model)などがある。

具体的なモデルを考えよう⁸。

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad y \text{は} A=0 \text{の時観察可能} \quad (1)$$

$$A^* = \delta_0 + \delta_1 x + \delta_2 z + v \quad (2)$$

$$A = 1 \quad \text{if } A^* \geq 0 \quad (3)$$

⁶この方法は統計学者の間でよく用いられ、研究されている。例えば、Little and Rubin (2002)などを参照。

⁷これはさらに(1)回帰分析法、(2)傾向スコア法(Propensity Score法)、マルコフ連鎖モンテカルロ法 (Markov chain Monte Carlo法: MCMC) などに分けられる。これらの方法の詳細については岩崎(2002)、和合(1998)、坂本(2006)を参照。先の分類ではランダム脱落 (MAR)を想定していることになる。

⁸以下の説明は、Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt (1998a, b)、Moffitt, Fitzgerald and Gottschalk (1999)に依拠している。

$$=0 \text{ if } A^* < 0$$

ここで A は脱落ダミーで y が観察不可能の時、 $A=1$ となり、観察可能であれば $A=0$ をとる。

上述のランダム脱落と非ランダム脱落の違いは次のように表現できる。

(i) z と ε は独立しているが、 ε と u は独立していない場合、非ランダム脱落あるいは Selection on Unobservables である。

(ii) ε と u は独立しているが、 ε と z は独立していない場合、ランダム脱落あるいは Selection on Observables である。

(i) の場合、 x と z が全期間観察可能であるとすると、観察可能な y に対する期待値は次のように表せる。

$$\begin{aligned} E(y|x, z, A) &= \beta_0 + \beta_1 x + E(\varepsilon|x, z, u < -\delta_0 - \delta_1 x - \delta_2 z) \\ &= \beta_0 + \beta_1 x + h(-\delta_0 - \delta_1 x - \delta_2 z) \\ &= \beta_0 + \beta_1 x + h'(F(-\delta_0 - \delta_1 x - \delta_2 z)) \end{aligned} \tag{4}$$

ここで h は誤差項 ε と u は説明変数 x と z からはそれぞれ独立していることを表わしたインデックスであり、 h はインデックス h を確率分布に変換したものである。 h 関数あるいは h 関数を特定化し、非線形最小二乗法で推計すれば、(4) 式のパラメータも一致推計が得られる。(4) 式の推計パラメータ β を識別するためには、 z と ε が独立で、 z のパラメータ δ_2 はゼロではないような制約を課す必要がある。実際このような変数 z を見つけることは難しい。その上、 y が観察不可能な場合には、 x と z も観察できないことが多く、その場には、上の方法は用いることができない。

(ii) の場合、 ε と z が独立していないということは非脱落サンプルに関して (4) 式を最小二乗推計しても一致推計は得られない。 z は脱落確率 A に影響を与えるだけでなく、 y の条件付き分布にも影響を与える。これは z が y にとって内生変数であることを意味している。すなわち、 y の観察可能なデータに基づく分布 $g(y|x, A=0)$ は、脱落サンプルも含めた全サンプルの分布 $f(y|x)$ とは一致しないのである。

ここで $f(y, z|x)$ を全サンプルに関する y と z の同時分布であるとし、 $g(y, z|x, A=0)$ を条

件付き同時分布であるとする、

$$\begin{aligned}
 g(y, z | x, A) &= \frac{g(y, z, A = \mathbf{0} | x)}{\Pr(A = \mathbf{0} | x)} \\
 &= \frac{\Pr(A = \mathbf{0} | y, z, x) f(y, z | x)}{\Pr(A = \mathbf{0} | x)} \\
 &= \frac{\Pr(A = \mathbf{0} | z, x) f(y, z | x)}{\Pr(A = \mathbf{0} | x)} \\
 &= \frac{f(y, z | x)}{\omega(z, x)}
 \end{aligned} \tag{5}$$

ここで $\omega(z, x)$ は次のように定義される。

$$\left[\omega(z, x) = \frac{\Pr(A = \mathbf{0} | z, x)}{\Pr(A = \mathbf{0} | x)} \right]^{-1} \tag{6}$$

これは脱落しない確率の逆数であり⁹、これを用いると、全サンプルに関する同時分布 $f(y, z | x)$ は次のように表現できる。

$$f(y, z | x) = \omega(z, x) h(y, z | x, A = \mathbf{0}) \tag{7}$$

つまり、全サンプルに関する同時分布は脱落しないサンプルの条件付き同時分布を脱落しない確率の逆数でウェイトづけして求めることができる。これを z に関して積分すると、求める全サンプルの確率分布 $f(y | x)$ を求めることができる。

$$f(y | x) = \int_z g(y, z | x, A = \mathbf{0}) \omega(z, x) dz \tag{8}$$

つまり、この $\omega(z, x)$ によってウェイト付けした加重最小二乗法(WLS)で(1)式を推計すれば一致推定量が得られる。

⁹これを逆確率による重み付けinverse probability weight (IPW)と呼ぶ。これは脱落バイアスを取り除くためのウェイトであり、不均一分散を取り除くためにかけるウェイトとは意味がちがう。Wooldridge(2002a, 2002b, 2004)や星野(2009)はIPWに基づいた推計方法の性質を明らかにしている。

この結果から、脱落サンプルによるバイアスが無いための条件は以下の通りである。

- z が脱落確率 A とは無関係である場合。この場合は、(6)式のウェイトが1になり脱落サンプルの調整は必要がなくなる。
- x という条件の下で y と z が独立である場合。 z は内生変数ではなくなり、全サンプルの条件無し分布 $f(y|x)$ は条件付き分布の積分値と一致し、脱落サンプル・バイアスは消滅する。

2.3 脱落サンプル・バイアスの検定

では、脱落サンプル・バイアスはどのように検定すればいいだろうか。これにはいくつかの方法が提案されている。

最も素朴な方法ではあるが、全サンプルと脱落サンプル、継続サンプルのそれぞれの関心ある変数の平均や標準偏差を比べてみるというのは、脱落サンプルのバイアスの潜在的な大きさを直感する意味では有益である。

(i)脱落サンプルと継続サンプルの個別変数の平均値の比較。これは、検定を行うことによって、2つの分離したサンプルの分布が統計的に等しいかどうかを検定するものである。具体的には脱落したサンプルが継続していた期間の変数の平均と継続サンプルの変数の平均の差を t 検定することによって、その差の有意性を見ることができる。また継続サンプルの確率分布と脱落サンプルの確率分布が等しいかどうかをカイ二乗検定することもできる。また、似たようなパネルデータ調査があり、その脱落確率に違いがあるとすれば、その外部データの同じような変数を比較することで、脱落サンプルのバイアスの程度に見当をつけることができる。前節で紹介した Newmark and Kawaguchi (2001)などがその例である。

最も初期の統計的検定の提案は Hausman and Wise (1979)であり、それを Nijman and Verbeek (1992)が拡張したものである。

(ii)第一の方法は、もともとの標本の一部が何らかの理由で観察不可能になった、あるいは標本に入っているべき対象者のデータが切り捨てられていると考えて、Heckman(1979)の2段階推定法を利用するということである。ヘックマンの方法はクロスセクション・データに用いられていたものであり、ここではパネルデータをプーリングして用いる。ヘックマンの方法は多くの統計パッケージに入っており、簡便な方法なので実証的には最も用いられているバイアスの検定方法である。第二の方法は、全サンプルを用いた推計パラメータと継続サンプルを用いた推計パラメータをハウスマン検定 (Hausman Test) により比較するというものである。この方法の問題点は、それぞれの推計がもともと一致推計ではないので、ハウスマン検定の検定力が低いと考えられることにある。第三の方法は、ヘックマンの方法に推計バイアスを修正する項をさらにいくつか追加して、その係数がゼロであるかどうかを検定するものである。

ここで論じられた検定方法は、さらに様々に改善された。まず、Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt (1998a, b), Moffitt, Fitzgerald and Gottschalk (1999)は代替案として次の2つの方法を提案している。

(iii)脱落サンプル・バイアスの検定は $A=0$ という事象に z が説明力を持つかということを見る。

これは、(2) 式を全てのサンプルが揃っていた第1期のデータを用いて、最終的に明らかになっている脱落事象がどの程度説明できるかを見る。ここでは被説明変数が(0,1)の二項選択なのでプロビット分析を行い、 z の係数 δ_2 が有意であるかどうかを検定する。

$$A^* = \delta_0 + \delta_1 x + \delta_2 z + \nu \quad (9)$$

ここで z として y のラグ変数を用いることも可能である。

(iv)行動方程式モデルを全サンプルについては最小二乗法で推計し、脱落したサンプルの確率を調整した継続サンプルの加重最小二乗法の推計パラメータとを比較し、ハウスマン検定を行う。

これは、(10) 式を最小二乗法で推計したパラメータと、

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (10)$$

(11) 式を加重最小二乗法で推計したパラメータを比較するものである。

$$y/\omega = \beta_0(1/\omega) + \beta_1(x/\omega) + \varepsilon/\omega \quad (11)$$

ここで ω は (6) 式で導いた脱落しない確率の逆数である。この検定は z が内生変数であるかどうかを間接的に検定していることになる。

もう一つの検定として Beckett, Gould, Lillard and Welch (1988)が提案したのは次のようなものである。

(v)被説明変数 y の第1期の値(初期値) y_0 に対して x や第2期目以後の A が影響を与えていたかを見ることで、脱落サンプルがバイアスを与えたかどうかを検定しようとするのもである。これは次のような関係から導かれる。すなわち、これまで見てきた (2) 式あるいは (9) 式の関係を利用して期待値をとり、ベイズ定理を応用して書き直すと次のようになる。

$$E(y_0 | A, X) = \int y_0 f(y_0 | x) \omega(A, y_0, x) dy_0 \quad (12)$$

ここで

$$\omega(z, x) = \frac{\Pr(A | y_0, x)}{\Pr(A | x)} \quad (13)$$

このウェイトは基本的には (6) 式と同じであるが、ここでは $A=0$ だけではなく、 $A=1$ も含んでいる (A はダミー変数として入っている)。もし、ウェイト ω が 1 であれば (12) 式において y_0 の条件付き分布は A とは独立となり、以下の回帰式において β_2 は有意ではなくなる。

$$y_0 = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 A + \varepsilon \quad (14)$$

この係数 β_2 を有意検定することで、バイアスの程度を見ることができる。しかし、この検定は (9) 式の検定とペアで考えるべきもので、独立したバイアスの検定ではない。

このように脱落サンプル・バイアスの検定は様々なものが提案されているが、基本的な考え方はクロスセクション・データのセレクション・バイアスの検定問題に基づいており、パネルデータとしてサンプルが逐次脱落していくことに伴うバイアスの発生やサンプルに復帰した場合の取り扱い、サンプルの脱落が特定の時間に集中した場合のバイアスの問題など、まだまだ解決すべき問題は数多く残されている。

3. 統計分析

2.2 節の脱落サンプルの分類によれば、統計上対応可能なのは(1)完全ランダム脱落 (MCAR) と(2)ランダム脱落 (MAR) である。『21 世紀出生児縦断調査』の脱落の程度は表 1 で見た通り、年率で 3% 程度の脱落率であり他のパネルデータ調査と比べても低いことがわかる。これまでのパネルデータ調査の脱落サンプル・バイアスの研究成果から判断する限り、『21 世紀出生児縦断調査』に関して脱落サンプル・バイアスを心配する状況ではまだ無いと言えそうだが、いくつかの統計分析を通して、バイアスがあるのか無いのか、あるとすればどの側面にあり、どのように対処できるかを考えておきたい。

まず初めに、本論文で用いた『21 世紀出生児縦断調査』のデータに関する統計上の特色あるいは定義について述べておきたい。

(1) 母集団は2001年10-17日と7月10-17日に生まれた全ての子供を対象にしており、その意味では悉皆(全数)調査であり、初期値にはサンプルセレクション・バイアスはない¹⁰。しかし、表1にある通り、悉皆調査でありながら、全出生児の88%が第1回調査に参加しており、この時に参加した47010名が初期サンプルとなっている。

(2) 脱落サンプルは次のようにして求めた。基本的には脱落サンプルは調査に対して回答を与えていないサンプルを意味するが、具体的には、本論文で主として用いた調査項目(体重、身長、子育て費用、父親所得、母親所得、その他所得、父親就業、母親就業)に答えていないサンプルを脱落サンプル(dropout=1)と定義し、これらの項目の一つにでも答えていれば継続サンプル(dropout=0)とした。

(3) 脱落サンプル・バイアスを分析する場合、調査期間中一度でも脱落したことがある家計を脱落サンプル家計(dropouter=1)と定義し、一度も脱落した事のない家計を継続家計(dropouter=0)と定義した。これは、脱落する傾向にある家計の属性を調べるための分類である。当然ながら、脱落したサンプル家計に関するデータは、脱落后は取れないので、脱落する前かあるいは復帰した後のデータを調べることで、脱落する家計の傾向を分析することになる。

(4) また、脱落のパターンとしては、ある年の調査を境に一切回答しなくなるケースだけでなく、途中で1-2回何らかの理由で脱落したがまた復帰するケースも結構ある。これは忙しくて回答を忘れたか、回答期限切れになり回答しなかった等の理由が考えられるが、いずれにしても調査そのものを拒否している訳ではなく、回答者側の理由で一時的に脱落したケースである。

(5) 統計上おもしろい点は、この調査では調査対象は2001年生まれの子供であるが、調査記入者はおそらく両親のいずれかであるという点である。このことは親が何らかの理由で脱落したとしても、それが子供の属性に関わる理由である可能性はかなり低いということである。第2節で見たように、脱落理由が調査対象の子供の成育とは独立であれば、脱落サンプル・バイアスはかなり低いと見ていいだろう。

(6) 表1を見てわかるように、全体的な脱落率は低く、2年目で6.6%、3年目で2.5%、4年目で2.9%、5年目で4.2%、6年目で3.2%、6年間の累積で18%である。

これらの統計上の特色を前提に、いくつかの比較検討を行ってみよう。本論文では、身体発育に関するデータを主として分析するが、これに関しては厚生労働省雇用均等・児童

¹⁰もちろん1年間にわたって悉皆調査をしている訳ではないので、1月と7月生まれの子供に季節性バイアスがある場合も考え得るが、一般には生まれ月によって子供の成育に大きなバイアスがあるとは考えられない。

家庭局が『乳幼児身体発育調査』を昭和 35 年より平成 12 年まで 10 年毎にこれまで 5 回行ってきている¹¹。まず、この『乳幼児身体発育調査』と『21 世紀出生児縦断調査』の基本統計量を比較することで、『21 世紀出生児縦断調査』の統計バイアスの有無を見る。

従来の『乳幼児身体発育調査』などでは出生後の日数あるいは月数で体重・身長を記録しており、新生児の成長が時間とともに変化していくことがわかるように調査されている。しかし、『21 世紀出生児縦断調査』の報告書では、出生からの期間ではなく、調査回毎の集計量が表示されているが、比較の目的で、平成 12 年度（2000 年）に行った『乳幼児身体発育調査』と『21 世紀出生児縦断調査』による体重と身長の男女別・出生経過期間別の分布情報を作成し比較したのが表 2-5 である。これによると体重・身長ともに男女別・出生経過期間別の統計量はほぼ同じであることがわかる。クロスセクション・データである『乳幼児身体発育調査』とパネルデータである『21 世紀出生児縦断調査』を同じ様式で集計すると、結果は変わらないことがわかり、まず、この『21 世紀出生児縦断調査』が標本特性として日本の子供の身体統計を代表すると考えても良さそうだと判断できる。

次に時系列変化を、やはり『乳幼児身体発育調査』から取り、直近の『21 世紀出生児縦断調査』と比べたのが表 6-7 である。ここでも、全体とすれば、時系列変化から大きくは外れていないことがわかる。しかし、出生後 1 年 6-12 月のデータだけ男女、体重身長ともに『乳幼児身体発育調査』の数字と比べると異常に低くなっていることには注意を要する。他の時期ではこのようなことは起こっていないので、その原因を再調査する必要があるかもしれない¹²。

第 2.3 節の(i)で書いたように、脱落サンプル家計と継続サンプル家計の個別変数の平均値を t 検定で比較したのが表 8 である。変数によって多少異なるが、脱落サンプル家計と継続サンプル家計の比率はおおよそ 15 対 85 ぐらいであり、全サンプルの 15% 程度が脱落サンプル家計であることがわかる。子供の体重や身長のように日々成長している変数では、脱落サンプル家計のデータが直近になるに従ってますます脱落してくると、平均値が継続サンプル家計に比べて低くなることは容易に想像がつく。結果として継続サンプル家計の方が

¹¹この調査は全国的に乳幼児の身体発育の状態を調査し、新たに我が国の乳幼児の身体発育値を定めて、乳幼児保健指導の改善に資することを目的としている。調査対象は一般調査として、全国の乳幼児を対象として国勢調査地区のなかの 3000 地区内から調査実施日において生後 14 日以上 2 歳未満の乳幼児および 3000 地区のうちから抽出した 900 地区内の 2 歳以上小学校就学前の幼児から選んでいる。これに加えて、病院調査として、全国の産科病床を有する病院のうち、医療施設基本ファイルから抽出した病院で出生し、1 ヶ月健診を受診した乳幼児から選んだ。調査事項は身長、体重、胸囲、頭囲、運動・言語能力、現症・既往症、栄養状況、妊娠・出産時の状況、出産場所、母親の身長・体重、年齢、雇用状況などを含んでいる。調査方法は一般調査に関しては保健所における乳幼児の一斉健診に合わせて集団調査を行った。病院調査に関しては、病院が被調査乳幼児の調査を実施している。平成 12 年調査では調査対象は、一般調査で対象者 10285 世帯、12312 人の内、8104 世帯、10021 人が回答した（回収率 81.4%）。病院調査では 136 病院、4094 人が回答した。

¹²表 2 からも明らかのように、この期間のサンプルサイズが小さい訳ではないので、小サンプルバイアスの結果ではなさそうである。

平均が高く、t検定も有意に異なっている。

それに対して、子育て費用、父親所得、母親所得、父親就業、母親就業は、身長・体重に比べれば、時間を通した一方向の変動は少ないと考えられるが、t検定の結果はここでも有意に異なっているということになった。しかし、例えば、子育て費用の平均値を比べると、継続サンプル家計が37320円で、脱落サンプル家計が40620円であり、その差はわずか3300円である。父親所得も母親所得も継続サンプル家計が脱落サンプル家計より高いことは、坂本（2003）の結果とは異なり、アメリカの結果に近い。他方、父親就業と母親就業は継続サンプル家計と脱落サンプル家計の差はt検定では有意ではあるが、実際には1%程度の差であり、ほとんど無視できる差であると判断できる。

大きな差があったのは、親の国籍に基づく脱落と継続の違いである。全サンプルで父親が外国人であるのは2.3%であるのに対して、継続サンプル家計における父親が外国人である比率は1.6%に落ち、脱落サンプルにおいては4.7%に上昇する。同様に母親が外国人である家計は全体で1.6%いるが、継続サンプルでは1.1%に落ち、脱落サンプルでは3%に上昇している。この理由は統計調査に対する理解の問題もあるかもしれないが、日本語を理解して回答することが難しいということも考えられる。とりわけ両親とも外国人の場合は身近に相談する人がいなければ脱落する確率は高まると考えられる。また、周りの同国人が答えているかどうかの影響を与えているようである¹³。

今後、日本社会は必ず移民受け入れ問題に直面するだろう。この調査に含まれている外国人の親とその子供の成育の記録は、移民の日本社会への同化の基礎資料にもなり得るものである。脱落サンプル家計の脱落理由が調査方法の煩雑さや説明不足にあるとすれば、調査回答への支援を与えたり、丁寧な説明をすることで、彼らの脱落を防ぐことが望ましいだろう。

4. パネルデータ推定からみた脱落サンプル問題

北村(2007、2008、2009)では子供の成長パターンの測定を、『21世紀出生児縦断調査』の中で、継続的に調べている数値データである体重・身長、親の所得や子育て費用、および測定日などを用いて行ってきた。具体的には、体重(kg)の対数表示($\ln bdywht$)、身長(cm)の対数表示($\ln bdyhgt$)を誕生日からの経過日数($survivalday$)、経過日数の2乗($survivalday^2$)、子育て費用の対数表示($\ln kosodate$)で説明したモデルを使っている¹⁴。

¹³親の国籍はある程度把握できるので、詳細に調べてみると、父親が外国人の場合、英国人、ブラジル人の脱落率が他国籍の父親より有意に高く、母親が外国人の場合、ブラジル人、ペルー人、フィリピン人の脱落率が高かった。これは社会に対する考え方の違いの他に、言語の障壁を反映しているのではないだろうか。

¹⁴子育て費用以外にも、父親の所得、母親の所得、家計全体の所得なども用いたが、子育て費用に比べて、他の変数のあてはまりは、それほど良くなかった。ここで用いている成長曲線モデルは星野(2009,p.86)で紹介されているものと基本的には同じである。