

また調査全体にかかわる指摘として、『21世紀出生児縦断調査』はパネルデータを構築しようとしているのだが、質問票の設計思想はむしろ、各回のクロスセクション調査の発想に縛られており、継続して同じ質問を繰り返し、その変化を分析するというパネルデータ調査の強みが十分有効に反映されていない部分があり、分析が限定されてしまうことにつながっている。ここで継続的に同一項目として調べている数値データは、体重・身長を除けば、親の所得や保育費、および測定日と、限られているため、本研究で行ったパネルデータ推定も極めて限られた変数を用いて行わざるを得なかったという意見もあった。

#### ・データ管理・分析システムについて

本年度の研究では、これまで開発してきたデータ管理・分析システムの継続作業が限定されてしまったため、その実装・稼動が本年度の分析準備作業には間に合わなかった。そのためデータ操作については、手作業に追うところが多く発生した。来年度の本格的分析に向けて、システム開発作業を急ぐ必要が生じている。来年度優先課題として早期に取り組む必要があり、そのための費用への対処も早期に行う必要がある。

#### F. 研究発表

システムの検討・開発、分析の準備を事業の目的としているため、研究発表なし。

厚生労働科学研究費補助金（統計情報高度利用総合研究事業）  
分担研究報告書

パネル調査（縦断調査）に関する総合的分析システムに関する開発研究：  
パネル調査分析手法の総合的研究

分担研究者 北村行伸 一橋大学経済研究所

研究要旨

本分担研究は、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を用いて、新生児の生育（身長・体重）を時間とともに追い、子供の成長のパターンが個人の初期条件（出生時の体重・身長など）、その後の条件（養育費）や個人差（男女、生年月）などによってどのように違ってくるかを分析した。パネルデータの特徴を生かして推定すると固定効果推定が選択されることがわかり、産まれた時の初期値の違いだけではなく、親からの遺伝情報や経済状態も影響を与えていることが推測された。しかし、この点に関してはさらに情報を蓄積して、分析することが必要である。

A. 研究目的

本研究の目的は本論文の問題意識は以下のようなものである。すなわち、子供は一般的にどういう成長パターンに従っているのだろうか、産まれた時の身体を初期条件とすると、その後の成長はその初期条件とその子の持っている遺伝子的要因と後天的な栄養や環境などによって決まってくるはずであるが、そのうち決定的に強い影響を持つ因子はなんだろうか、また、妊娠中、出生後の生育環境への配慮などが大切であるとは言われているが、子育てにおける適切なケアとは何だろうか、そして、幼児期の身長と知能の関係はあるのだろうか。あるいは、出生後に支払われる保育料と身体成長には関係があるのだろうか。別の言い方をすれば、身長や知能はお金で買えるのだろうか等々といったものである。しかし、

本論文で用いるデータはまだ4回分の調査結果しか蓄積されておらず十分な分析が出来る状況にはない。とりあえず、本論文では、これらの疑問に答えるための準備作業であると理解していただきたい。

B. 研究方法

研究方法としてはパネルデータの特性を生かした分析を行う。ここでは身体測定日という調査回数とは独立した時間軸が利用できるのもので、誕生日からの経過日数を時間軸としつつ、それをまとめる意味で調査回数を用いている。身体の成長という時間に依存して起こる現象を捉えるには、調査毎に時間をまとめるのではなく、物理的な経過日数を用いることが重要である。しかし、これまでパネルデータ分析では時間軸は固定したものとして扱われてきており、時間

を変数として扱うことはあまりなかった。

ここで継続的に同一項目で調べている数値データは、体重・身長を除けば、親の所得や保育費、および測定日ぐらいであり、あとは質的データが中心となっている。従って、ここで行ったパネルデータ推定も極めて限られた変数を用いて行わざるを得なかった。具体的には、体重(kg)の対数表示(lnbdywht)、身長(cm)の対数表示(lnbdyhgt)を誕生日からの経過日数(survivalday)、経過日数の2乗(survivalday Sq)、子供の保育料の対数表示(lnkosodate)で説明している。

### C. 研究成果

体重の成長に関して男女をプールして推定した結果では固定効果推定(Fixed)が選ばれており、モデルはかなり高い説明力を持っていることがわかる。誕生日からの経過日数は2次項が負で、1次項が正となっており、成長曲線は上に凸の関数であることが示されている。また保育料は正に有意に効いている。同様に身長の成長に関して推定すると、体重と同じで固定効果推定が選択されている。ただし、保育料は負となり有意でもなくなっている。さらに男女別に体重と身長の成長モデルを推定している。男子の体重・身長を推定すると、いずれも固定効果推定が選択されている。女子の体重・身長を推定すると、体重に関してはランダム効果推定が選ばれ、身長に関しては全体や男子の場合とは違い、5%の有意水準で固定効果推定が選択されている。保育料の係数もその有意性も体重の成長に関する方が強く出ていることは全体および男女ともに言えることである。保育料に食費が含まれているとすれば、食料をたくさん摂取すれば体重は明らかに増えるが、身長の成長には必ずしも結びつかないということであろうか。

### D. 考察

人間の成長のパターンは、生後3歳ぐらいまでの時期と、11歳から18歳ぐらいまでの思春期の2回に大きな成長期があり、身体の全体的な成長は18歳ぐらいで止まることがよく知られている。身体発育論の上では、最初の成長期と2回目の成長期の間の関係、すなわち、最初に大きく伸びた子供は2回目の成長期にそれほど伸びないのか、あるいは逆に、最初にそれほど伸びなかった子供は2回目の成長期に伸びる可能性が高いのか。また、最終的に身体成長が高かった人は、実際にどちらの成長パターンをとることが多いのだろうか。これらの問題に答えるためには同一個人を丹念に調査し記録を残すパネルデータを用いるしかない。『21世紀出生時縦断調査』では46000人を超える子供のデータをまとめており、彼らが18歳を超えるまで、毎年必ず、体重・身長を計測し、その他の健康状態に関する調査も一定の期間をおいて繰り返す行えば、その標本サイズからして、人間の成長パターンに関する研究は画期的に進歩するものと考えられる。

### E. 結論

2001年1月10日・17日と同年7月10日・17日に生まれた日本中の子供を対象にした「21世紀出生児縦断調査」は日本の厚生労働行政のみならず、教育・社会・経済政策にとって役に立つ貴重な資料である。この調査の意義は、(1)個人のリアルタイムの成長の軌道が追えること、(2)パネルデータとしてもおもしろい使い方が出来ること、例えば、親の情報やその親の親の情報も入れれば長い世代間問題にまで分析を及ぼすことができる。(3)これまで、遺伝的形質なのか、後天的形質なのか区別が付きにくかった現象をある程度、識別できる可能性があること、などであろう。

少なくとも体重・身長などの調査はその後の教育履歴のデータとともに継続して調査し、20歳-23歳ぐらいまでの人的資本形成期のデータを集めることが望まれる。それが出来れば、21世紀初年度に生まれた日本人の極めて貴重なデータになることは間違いない。

パネルデータの基本として、どんなことが起こっても調査を継続することが必要である。そのための熱意を維持する努力と、新しいアイデアを持った研究者がこの宝の山のようなデータを利用して様々な興味深い研究成果を生み出すことによって、この調査への関心が高まり、またその価値が認められるという好循環を生み出す努力を怠らないことが望まれる。

#### F. 研究発表

##### 1. 論文発表

予定なし

##### 2. 学会発表

予定なし

#### G. 知的所有件の取得状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（統計情報高度利用総合研究事業）  
分担研究報告書

パネル調査（縦断調査）に関する総合的分析システムに関する開発研究：  
結婚・出生・就業・子育て等に関するパネル調査分析手法の研究

分担研究者 釜野さおり 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本分担研究では、「家事・育児時間」についての詳細な分析をすることを通して、本プロジェクトの目指す施策効果測定や行政ニーズ把握に結びつく 21 世紀縦断調査に即した総合的な分析システムの構築に貢献することを目的とする。そのために、家事・育児時間を主要テーマとし、家事・育児時間とその経年変化について、社会経済的属性別の集計による比較、規定要因の追究、家事・育児時間と出生意欲や出生行動との関連性の分析を行い、家事・育児時間の全体像をつかみ、出生行動との結びつきの実態を明らかにする。また、分析のトライアルをもとに、縦断調査データで収集した家事時間・育児時間に関して、最も有用な分析内容と分析手法を選択し、全体の分析システム構築に提示する。

本年度は、来年度の準備段階として、国内外の関連研究の文献を収集し、21 世紀成年者縦断調査のデータを用いてのトライアル的な分析を行った。第2年度は、引き続き成年者縦断調査のデータを用いて、系統化された分析を網羅し、結果を整理し、より有用な分析のモデルや分析の手法を検討する予定である。

本年度実施したトライアル的な分析の結果、家事・育児時間が、各種の社会経済的属性によって説明されること、ならびに、それが出生行動の規定要因にもなりえることが示唆された。来年度はさらに研究を深め、21 世紀成年者縦断調査においての最適な家事・育児時間の分析手法の確立を目指したい。

A. 研究目的

本分担研究では、「家事・育児時間」についての詳細な分析をすることを通して、本プロジェクトが目指している、施策効果測定や行政ニーズ把握に結びつく 21 世紀縦断調査に即した総合的な分析システムの構築に貢献することを目的とする。

家事・育児時間は、21 世紀成年者縦断

調査において、回答者全員に、第1回調査から継続してたずねている項目であること、「時間」という連続変数という特徴を生かした分析手法を試すことができること、そして厚生労働行政の観点から、という点で、分担研究において取り上げるテーマとして適切であると考えます。

本分担研究では、家事・育児時間とその

経年変化について、社会経済的属性別の集計による比較、規定要因の追究、家事・育児時間と出生意欲や出生行動との関連性の分析を通じて、家事・育児時間の全体像や出生行動との結びつきの実態を明らかにし、政策的なニーズも検討する。ここでのデータ分析のトライアルに基づき、家事時間・育児時間に関して、最も有用な分析内容と分析手法を選択し、全体の分析システム構築に提示する。さらに、可能な範囲で、同テーマを扱う横断調査の結果とも比較検討する。

家事遂行・家事時間や育児時間に関する研究は、家族社会学や家計経済学等の分野において行われてきたが、中でもカップルの家事遂行の実態や家事分担に関わる研究には多くの蓄積があり、研究をレビューした論文等も数々存在する。これらの研究によると、日本の夫婦間の家事分担は、極端に妻に偏っていることは明らかにされているが、相対的資源、利用可能な時間の量、ジェンダー規範やジェンダー意識などの規定要因との関連性についての結論は、必ずしも一貫してない。また、出生意欲や出生行動との関連性も指摘はされているが、縦断調査を用いた分析はほとんどなされていない。したがって本研究から得られる知見は、貴重である。

## B. 研究方法

第1年度である本年度は、来年度の準備段階として、国内外の関連研究の文献を収集し、21世紀成年者縦断調査のデータを用いてのトライアル的な分析を行う。第2年度は、その成果を踏まえ、系統化した分析を網羅し、その結果を整理し、より有用な分析のモデルや分析の手法を検討する。

具体的には以下のことを行う。

1. 各調査回の家事・育児時間の記述。
2. 家事・育児時間と基本的属性との関連

性を調べる（2変量解析）。

3. 家事・育児時間の規定要因を調べる（多変量解析）。

4. 家事・育児時間の経過をたどり、その変化と、基本的属性との関連性を分析する（2変量解析）。

5. 家事・育児時間の変化の規定要因を調べる（多変量解析）。

6. 家事育児時間と、出生意欲・出生行動との関連を調べる（2変量解析、多変量解析）。

7. 特に縦断調査を用いた家事分担等の研究を含めての文献収集を行う。

8. 家事・育児時間に関する横断調査の結果との比較を試みる。

## C. 研究成果

本年度は、上記Bで示した方法のいくつかを、トライアル的に実施した。その結果、家事・育児時間に関してさまざまな知見が得られた。

(1) まず、第1回調査を例に用いた集計によると、既婚女性、独身女性、既婚男性、独身男性の順で家事・育児時間が多い。既婚女性は平日では9時間以上、休日には11時間近くを家事・育児に費やしている。

(2) 次に、第1回調査における夫婦の家事時間について、次元配置による分析を行ったところ、家事・育児時間は夫婦の就業状況や仕事時間、親との同居状況、同居年数、子どもの数、希望する子どもの数等による違いがあることが確認された。例えば、以下のようなことが挙げられる。

- ・ 妻の出生年が1967～70年の層は、妻の平日と休日の家事・育児時間が他の年齢層のカップルよりも少ない。同居年数5～9年の層が、夫妻とも家事・育児時間が一番長い。

- ・ 平日の妻の家事・育児時間は、親と同居していない場合の方が、妻の親と同居している場合より長い。夫の平日の家事・育児時間は、夫の親と同居している場合の方が、親と同居していない場合よりも長い。
- ・ 子どものいない人に比べ、子どもがいる人の家事時間は長い。
- ・ 平日では夫も妻も、妻が仕事についている場合の方が短い。休日は夫のみで、妻が仕事についている場合の方が短い。
- ・ 妻が、世帯収入を得る責任は主に夫にある、家事責任は主に妻にある、と考える場合の方が、夫妻同様に責任があると考える場合よりも、平日も休日も妻の家事・育児時間が長い。

(3) 次に夫婦の家事・育児時間の規定要因をさぐるため、同じく第1回調査のデータを用いて、重回帰分析を行った。平日・休日を合計した家事時間とその夫妻間の差についての結果は以下のとおりである。

- ・ 妻の出生年：妻が若いほど、夫、妻の家事・育児時間が長く、夫妻間の差も大きい。
- ・ 親と同居の有無：効果示さず。
- ・ 子ども数：就学前の子ども数が増えると、妻、夫の家事・育児時間は長く、夫妻間の差も大きい。
- ・ 妻の就業形態：妻が正社員であることは、無職の場合と比べ、妻の家事・育児時間と夫婦の差が小さい。妻がパート等の場合は、家事・育児時間が、妻、夫、差とも少ない。妻が自営業主等の場合は、妻の家事・育児時間が少なく、夫婦の差が小さい。
- ・ 仕事時間：妻の仕事時間は、長いほど妻家事・育児時間、夫婦の差が小さい。夫の仕事時間は、長いほど妻の家事・

育児時間は短く、夫婦の差は大きい。

- ・ 意識：妻が、夫妻同様に家事の責任があるという夫婦の方が、夫の家事・育児時間が長い。夫が平等志向だと、妻の家事・育児時間は短く、夫の家事・育児時間は長い。

(4) 妻と夫の家事・育児時間の差の変化(第1回と3回間の変化)について、夫妻それぞれの仕事時間の変化、夫妻それぞれの就業形態の変化、出生の有無を説明変数として重回帰分析をした。その結果、夫と比べた妻の家事・育児時間は、妻の仕事時間が増加したことによって減少、夫の仕事時間が増加したことによって増加、妻が正規職員になったことで減少、妻が無職から他になつたことで増加、妻が無職になつたことで減少、妻が無職から他になつたことで増加、夫が正規職員から他になつたことで減少、そして1回と2回間に子どもが生まれたことで増加、2回と3回間に子どもが生まれたことで増加する、という結果が得られた。

(5) 最後に、第2回と第3回間の出生の有無を被説明変数とし、第1回の時の夫の家事・育児時間、1回から2回の夫と妻の家事・育児時間の差の変化、夫妻それぞれの仕事時間、妻の就業形態(無職をレファレンスとし、正職員、パート等、自営業等)、第1回目の子どもの数、妻の出生年、親との同居の状況を投入し、ロジスティック回帰分析を行った。第1回目の子どもの数が多いカップルの方が、2、3回間での出生が少なく、第1回の時の夫の家事・育児時間が長い方が、2、3回間での出生が多く、第1回から第2回に

かけて、夫に対する妻の家事・育児時間が増えていると、出生が少ない。これについては、今後さらに分析を極めていく必要があるが、他の要因をコントロールしても、夫の家事遂行が、夫婦の出生に結びついている可能性を示唆しているといえよう。

#### D. 考察

ここでは、今年度の予備的研究を踏まえ、今後の分析の方向性やデータシステムについての提案を述べる。

まず、第2, 3回調査間の出生の分析では、他の要因をコントロールしても、夫の家事遂行が、夫婦の出生に結びついている可能性を示唆しているが、さらなる分析を通して慎重に検討する必要があるため、性急な結論を導くことは避けたい。

来年度は、分析全体について、さらに精査する必要がある。例えば、今回はデータ上の不具合があったため分析に含めることができなかった、個人収入や世帯収入の変数を含めた分析を行いたい。

また、今回使用した現段階のデータでは、家事・育児時間や仕事時間の数値が0～24時間の範囲であれば、有効値とし、たとえば24時間というケースも分析に含めたが、その是非についても、分析を通して検討していきたい。

分析全体に関わることでは、家事・育児時間は、平日、休日について情報を収集しており、それをそれぞれ分けて分析することも合成変数を計算して分析することも可能である。また夫・妻の家事・育児時間の差を時間の差でみることも、割合でみることもできる。これらの違いで、結果が違いか否かという細かな部分も確認しながら進めていく必要がある。用いた場合の結果の違いなども検討する必要がある。

データそのものについては、本年度は、

1～3回の履歴データに、第2, 3回の単独のデータから一部必要な変数を抜き出してマッチングして分析をおこなったが、その過程でいくつかの不具合や不都合が生じた。分析システムの構築の際は、全調査の全変数の含まれるデータセットを作成することも検討したい。あるいは各回から分析に使用したい変数を指定することで、最小限のデータセットが構築されるようなシステムもあるとよいだろう。分析用のデータのありかたについては、関連者と相談しながら、進めていきたい。

#### E. 結論

本プロジェクトが目指している、施策効果測定や行政ニーズ把握に結びつく21世紀縦断調査に即した総合的な分析システムの構築に貢献することを目的とし、本分担研究では、「家事・育児時間」についての詳細な分析を行った。家事・育児時間が、各種の社会経済的屬性によって説明されること、出生行動の規定要因にもなりえることが示唆された。来年度はさらに研究を深め、21世紀成年者縦断調査における最適な家事・育児時間の分析手法の確立を目指したい。

#### 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

(分析システム・分析手法)

## 中高年縦断調査における標本設計と分析方法の検討

石井 太

### 1. はじめに

厚生労働省統計情報部において現在実施されている「中高年縦断調査」は、平成 17 年 10 月末時点で 50～59 歳であった男女を対象とし、健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に把握することを目的とした統計調査である。そもそも本調査は、「統計行政の新たな展開方向」において、「中高年齢者についても、既存の調査と併せ、その行動の変化や事象間の関連性などについて把握することにより、より詳細な分析が可能となるよう、データの整備・充実を図ることが求められている」という問題意識が提示されたことを踏まえて企画・立案されたものであり、本調査の結果分析手法の充実は、調査企画本来の主旨に沿うとともに、調査体系においても重要な位置を占めるものであるといえる。

本調査は、平成 17 年度に第 1 回調査、平成 18 年度に第 2 回調査が実施された状況であり、縦断調査の利点を活用した分析を行うことのできる十分なデータ蓄積には未だ至っていない状況ではあるものの、政府統計として中高年者を対象としたこのような大規模縦断調査を行った経験はこれまでないことから、今後データが蓄積されてきた状態を想定し、高齢者の状況等に関して縦断調査というメリットを活かした分析手法を予め十分に研究しておくことは、将来の調査結果の活用に加え、今後実施される調査企画の立案に対しても重要な示唆を与え得るものであるといえる。

本年度においては、本格的分析方法の検討への足がかりとして、中高年縦断調査の標本設計について整理を行うとともに、標本の代表性の問題に関連し、サンプリングデザインの考慮が分析に与える影響等に関する問題点の例に関して考察を行った。

### 2. 中高年縦断調査の標本設計について

現在行われている 3 つの縦断調査はどれも標本調査であり、調査の開始時点においては無作為抽出による標本抽出が行われている。このうち、出生児縦断調査のみは、1 年間の出生児から誕生日を特定して標本を抽出する一種の集落抽出法によっているが、成年者縦断調査及び中高年縦断調査は、国民生活基礎調査の調査地区から地区を無作為抽出することにより標本抽出が行われている。

中高年縦断調査は、具体的には以下のように標本抽出が行われている(図 1)。まず、平成 16 年国民生活基礎調査世帯票として、国勢調査の調査地区約 90 万地区から、都道府県別に定められた地区数に基づき、5,280 地区が層化抽出されている。さらに、この世帯票

の地区から、都道府県別に定められた地区数に基づいて 2,515 地区が標本抽出される。したがって、中高年縦断調査は世帯票の一部の地区について調査が行われる「二相抽出法」の形をとっていることとなる。

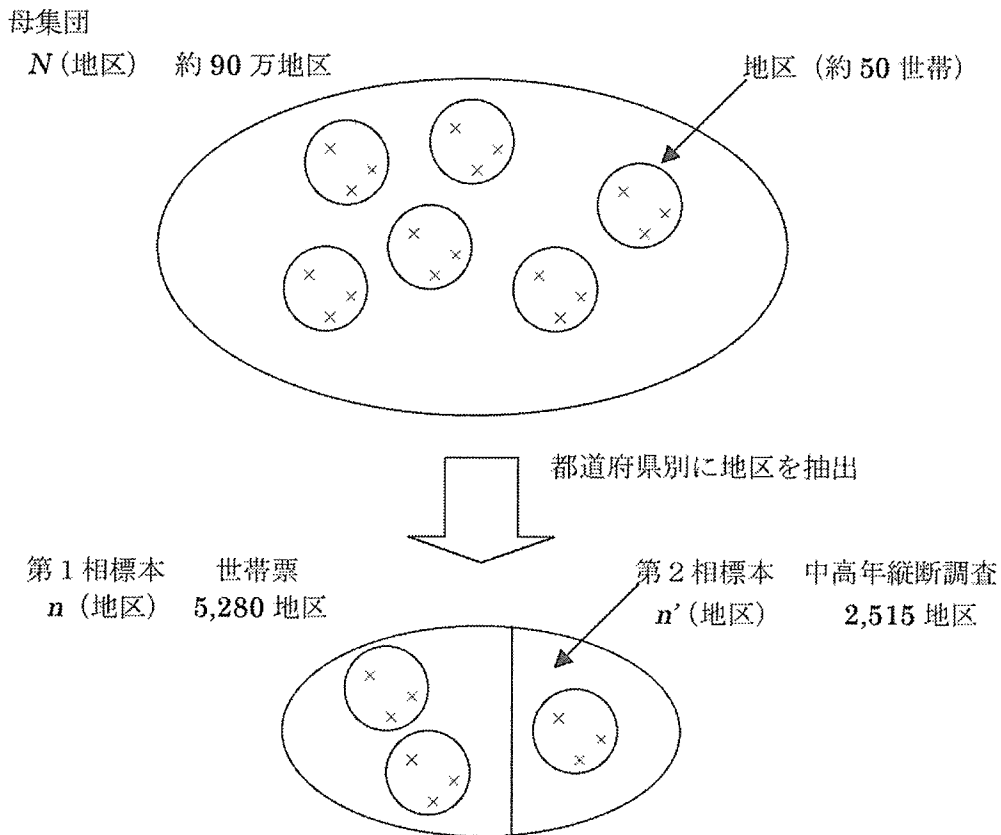


図1 中高年縦断調査の標本抽出

ところで、平成 16 年国民生活基礎調査は大規模調査年であるため、都道府県別の表章を行うため、各都道府県ごとに一定の地区数を確保する標本設計が行われている。具体的には、図 2 に示したような地区数であるが、各都道府県別 100 地区を基本としつつ、東京都及び政令指定都市を持つ道府県では政令指定都市での表章も考慮した地区数設定がなされている。

国民生活基礎調査の世帯票の集計にあたっては、各都道府県ごとに抽出率が異なるというサンプリングデザインを考慮しつつ、都道府県別人口を補助変量とした比推定を行って推定値を作成している。国民生活基礎調査は各種後続調査の親標本となっているが、後続調査においては集計を簡便にする観点から国勢調査の地区数に比例するように国民生活基礎調査より地区を推定し、各都道府県別での抽出率が一定となるように標本抽出を行うことが多い。中高年縦断調査でも基本的にはこのような考え方にに基づき地区数が設定されて

	国勢調査	世帯数	中高年
1 北海道	43,326	135	133
2 青森県	9,407	100	28
3 岩手県	9,411	100	28
4 宮城県	15,062	130	46
5 秋田県	7,247	100	19
6 山形県	7,189	100	20
7 福島県	13,006	100	38
8 茨城県	18,575	100	48
9 栃木県	12,294	100	37
10 群馬県	12,873	100	36
11 埼玉県	47,780	140	138
12 千葉県	42,314	120	118
13 東京都	102,279	220	214
14 神奈川県	64,161	180	176
15 新潟県	15,420	100	43
16 富山県	6,655	100	18
17 石川県	7,857	100	27
18 福井県	4,962	100	14
19 山梨県	5,829	100	20
20 長野県	14,411	100	43
21 岐阜県	13,385	100	37
22 静岡県	23,927	100	64
23 愛知県	48,813	140	137
24 三重県	12,345	100	36
25 滋賀県	8,728	100	25
26 京都府	19,899	110	63
27 大阪府	66,292	170	163
28 兵庫県	38,813	140	132
29 奈良県	9,913	100	32
30 和歌山県	7,398	100	22
31 鳥取県	3,944	100	13
32 島根県	5,191	100	18
33 岡山県	13,279	100	38
34 広島県	21,301	115	66
35 山口県	11,097	100	35
36 徳島県	5,542	100	18
37 香川県	6,660	100	18
38 愛媛県	10,334	100	32
39 高知県	5,921	100	19
40 福岡県	37,008	180	113
41 佐賀県	5,250	100	14
42 長崎県	10,450	100	31
43 熊本県	11,928	100	33
44 大分県	8,692	100	25
45 宮崎県	8,254	100	24
46 鹿児島県	13,483	100	36
47 沖縄県	8,140	100	27
合計	898,023	5,280	2,515

図2 都道府県別地区数

いるが、中高年縦断調査では特に50～59歳の層に焦点を絞って調査を行う観点から、親標本となる平成16年国民生活基礎調査を用いて、都道府県別に1地区あたりの対象者数を算定し、これを用いて平成17年の都道府県全体での対象者数の分布と合うことを基本的な考え方として各都道府県の地区数を設定している。

ところで、本調査では約4万程度の客体に対して調査を行う必要性から、一定の地区数を確保することが求められるが、このときに、親標本である国民生活基礎調査の地区数の上限が問題となるケースが生じる。東京都や大阪府のように、もとの国勢調査地区が多い都道府県では、都道府県別分布を合わせるために必要な国民生活基礎調査の地区数では不足するケースが出てくるのである。この場合には、やや都道府県別の分布を犠牲として他の都道府県から客体を確保することが必要となる。このため、東京都や大阪府など、対象

者がいない地区をのぞいてすべての国民生活基礎調査地区を対象とする都道府県がいくつか発生することとなる。都道府県別の対象及び客体見込みの分布を示したものが図3である。

	対象者分率(A)	中高年齢層調査による分布(B)	両者の比(B)/(A)
1 北海道	4.7%	4.6%	100.9%
2 青森県	1.2%	1.4%	118.6%
3 岩手県	1.3%	1.2%	108.2%
4 宮城県	1.8%	2.3%	123.4%
5 秋田県	1.0%	1.1%	114.2%
6 山形県	1.0%	1.0%	99.6%
7 福島県	1.7%	1.9%	113.7%
8 茨城県	2.5%	2.7%	108.5%
9 栃木県	1.7%	1.9%	114.0%
10 群馬県	1.6%	1.6%	107.7%
11 埼玉県	5.7%	5.4%	94.6%
12 千葉県	4.9%	4.0%	81.9%
13 東京都	9.1%	6.0%	66.3%
14 神奈川県	6.6%	5.9%	90.3%
15 新潟県	2.0%	2.0%	101.7%
16 富山県	0.9%	1.0%	109.1%
17 石川県	0.9%	1.0%	105.8%
18 福井県	0.6%	0.7%	107.5%
19 山梨県	0.7%	0.8%	114.0%
20 長野県	1.7%	1.6%	110.4%
21 岐阜県	1.7%	1.8%	111.1%
22 静岡県	3.0%	3.3%	109.0%
23 愛知県	5.4%	5.4%	99.9%
24 三重県	1.4%	1.6%	110.1%
25 滋賀県	1.0%	1.3%	121.2%
26 京都府	2.0%	2.3%	113.6%
27 大阪府	6.8%	4.9%	72.0%
28 兵庫県	4.4%	4.8%	109.6%
29 奈良県	1.2%	1.3%	110.8%
30 和歌山県	0.6%	1.1%	135.0%
31 鳥取県	0.5%	0.5%	112.6%
32 島根県	0.6%	0.7%	115.9%
33 岡山県	1.5%	1.7%	109.5%
34 広島県	2.3%	2.5%	109.6%
35 山口県	1.2%	1.4%	112.2%
36 徳島県	0.7%	1.0%	144.4%
37 香川県	0.8%	0.9%	107.9%
38 愛媛県	1.2%	1.3%	111.6%
39 高知県	0.7%	0.9%	121.5%
40 福岡県	4.0%	4.5%	113.2%
41 佐賀県	0.7%	0.6%	119.5%
42 長崎県	1.2%	1.2%	101.5%
43 熊本県	1.4%	1.6%	110.0%
44 大分県	1.0%	1.0%	104.2%
45 宮崎県	0.9%	1.1%	117.5%
46 鹿児島県	1.4%	1.6%	118.5%
47 沖縄県	1.0%	1.1%	116.2%
合計	100.0%	100.0%	100.0%

図3 都道府県別地区数

両者の比を見ると、概ね100%前後となっているものの、東京都で66.3%、大阪府で72.0%など、都市部でやや低めの客体分布の見込みとなっている部分もある。これは、標本抽出時の見込みであるため、実際に調査票の配布や有効回答があったかというものではない。しかしながら、少なくとも標本抽出段階における分布の違いは、標本の代表性の問題に関係するため、記述統計等に対して影響を与えうる可能性が考えられよう。これに関連して、本研究プロジェクトに先行してまとめられた金子(2006)の中においても、委員から、「代表性の問題は、永遠のテーマであるが、ひとつには、何らかの形でウエイトを指

定してかけてみる方法がある。多変量解析の場合は基本的にいいが、全体の descriptive の時にはウエイトを計算することを勧める。」という意見が出されているところである。

これへの対応の一つとして、国民生活基礎調査世帯票で行われているように、各都道府県の抽出率の違いを考慮し、人口を補助変量とする比推定を行う手法が考えられる。国民生活基礎調査世帯票の推計値の作成（大規模年）においては、ある属性を持つ世帯数（あるいは世帯員数）の全国推計値  $\hat{T}$  は、世帯人員を補助変数とする分離比推定により算出される。すなわち、 $k$  県における推計値を  $\hat{T}_k$  とおくと、

$$\hat{T}_k = \frac{\sum_j X_{kj}}{\sum_j Y_{kj}} \cdot P_k$$

であり、

$$\hat{T} = \sum_k \hat{T}_k$$

となる。ただし、

$X_{kj}$ :  $k$  県第  $j$  調査地区のある属性を持つ世帯数（または世帯員数）

$Y_{kj}$ :  $k$  県第  $j$  調査地区の総世帯員数

$P_k$ :  $k$  県日本人人口

である。

一方、通常、モデルベースの推定では、無限母集団から独立同一分布に従って標本が発生するという前提が置かれていることが多く、デザインエフェクトである有限母集団からの標本抽出が考慮されることはあまり一般的ではない状況にある。しかしながら、このようなデザインエフェクトを考慮した推定や検定等の問題についても、多くの先行研究がなされており、また、様々な議論が行われてきている。金子 (2006) の中においても、委員から、「出生児調査で脱落の検討をされているが、同じようなことを成年者調査での脱落をみると、成年者調査は、サンプルが抽出であり推計の仕方によっては、分子の方だけでなく分母の方も確率変数となるので分子、分母も比推定で普通より分散が大きくなる。その分を考えて行う必要がある。こうした事情もあるので、役所のデータに関しては、パッケージは有効に機能しないことがあるので、注意が必要となる。」といった意見が提言されており、同様の標本抽出を行っている中高年縦断調査においてもこれらについて注意が必要となる。

そこで、本稿では、以下、このような問題に関連し、標本の代表性に関する検定としても用いられるカイ二乗検定に焦点を当て、デザインエフェクトを考慮してカイ二乗検定を行う方法のレビューと簡単なシミュレーションを行うこととする。

### 3. 有限母集団から層化抽出された標本に関するカイ二乗検定

有限母集団からの標本に関するカイ二乗検定に関しては数多くの研究が行われており、代表的なものとして、Holt et al. (1980)、Rao and Scott (1981) などが挙げられる。ここでは、Holt et al. (1980) に沿って有限母集団からの標本に関するカイ二乗検定の一般論をレビューする。

母集団が  $k$  個のカテゴリーに分割されているとし、それぞれの構成割合を

$$p_1, p_2, \dots, p_k \quad \left( \sum_{j=1}^k p_j = 1 \right)$$

とする。最後のカテゴリーを省略してベクトル表示を行い、

$$\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_{k-1})^T$$

と表すこととする。今、帰無仮説

$$H_0 : \mathbf{p} = \mathbf{p}_0 = (p_{0,1}, p_{0,2}, \dots, p_{0,k-1})^T$$

の検定の問題を考える。

$$\hat{p}_1, \hat{p}_2, \dots, \hat{p}_k : p_1, p_2, \dots, p_k \text{ の不偏推定量}$$

としたとき、通常のカイ二乗検定量は、

$$\bar{X}^2 = n \sum_{j=1}^k \frac{(\hat{p}_j - p_{0,j})^2}{p_{0,j}}$$

で与えられる。このとき、

$$\mathbf{P}_0 = \text{diag}(\mathbf{p}_0) - \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^T$$

と定義すると、 $\mathbf{P}_0$  は  $H_0$  が真であるとき、独立に単純無作為抽出を行ったとした場合の分散共分散行列であり、このとき、 $\bar{X}^2$  は、

$$\bar{X}^2 = n (\hat{\mathbf{p}} - \mathbf{p}_0)^T \mathbf{P}_0^{-1} (\hat{\mathbf{p}} - \mathbf{p}_0)$$

とかける。しかしながら、多くの標本調査においては標本設計が層化抽出・多段抽出などによっており、独立に単純無作為抽出を行うとの仮定は現実的でなく、その代わりとして、標本の大きさ  $n \rightarrow \infty$  のとき、ある正定値行列  $\mathbf{V}$  に対して、以下が成立する事を仮定する。

$$\sqrt{n} (\hat{\mathbf{p}} - \mathbf{p}) \xrightarrow{L} N(\mathbf{0}, \mathbf{V})$$

もし、

$\hat{\mathbf{V}} : \mathbf{V}$  の一致推定量

がある場合には、Wald Statistic

$$\bar{X}_w^2 = n (\hat{\mathbf{p}} - \mathbf{p}_0)^T \hat{\mathbf{V}}^{-1} (\hat{\mathbf{p}} - \mathbf{p}_0)$$

が  $\chi_{k-1}^2$  に漸近的に従う事から、これを用いて検定が可能である。Holt et al. (1980) では、複雑な標本設計の下では  $\hat{\mathbf{V}}$  の推定が難しいとしているが、オリジナルのマイクロデータへのアクセスが可能な状況であれば推定は可能であると考えられる。母集団が既知である場合の数値例に関して次節で示す。

次に、同じく Holt et al. (1980) に基づき、2つの異なる母集団から抽出された標本の構成割合についての場合を示す。今、2つの異なる母集団から大きさ  $n_1, n_2$  の標本を抽出することとし、

$$\mathbf{p} = (p_{j,1}, p_{j,2}, \dots, p_{j,k-1})^T$$

を  $j$ -th population の構成割合とする。このとき、帰無仮説

$$H_0 : \mathbf{p}_1 = \mathbf{p}_2 (= \mathbf{p})$$

を検定する事を考える。先のケースと同様に、 $n_j \rightarrow \infty$  に対して、

$$\sqrt{n_j} (\hat{\mathbf{p}}_j - \mathbf{p}_j) \xrightarrow{L} N(\mathbf{0}, \mathbf{V}_j) \quad (j = 1, 2)$$

を仮定する。このとき、

$\hat{\mathbf{V}}_j : \mathbf{V}_j$  の一致推定量

がある場合には、Wald Statistic

$$\bar{X}_{WH}^2 = (\hat{\mathbf{p}}_1 - \hat{\mathbf{p}}_2)^T \left[ \frac{\hat{\mathbf{V}}_1}{n_1} + \frac{\hat{\mathbf{V}}_2}{n_2} \right]^{-1} (\hat{\mathbf{p}}_1 - \hat{\mathbf{p}}_2)$$

が  $\chi_{k-1}^2$  に漸近的に従う事から、これを用いて検定が可能である。

#### 4. 母集団が既知の場合の数値シミュレーション

単純な数値例として、カテゴリーの数  $k = 4$  とし、母集団が二つの層からなる場合を考える。この母集団から層化無作為法により標本抽出を行うこととし、次の3つのケースについて前節において提唱された検定統計量を算定し、理論値と比較する。

##### CASE1



第1層は母集団の大きさ  $N^{(1)} = 5000$ 、標本の大きさ  $n^{(1)} = 50$ 、第2層は母集団の大きさ  $N^{(2)} = 10000$ 、標本の大きさ  $n^{(2)} = 100$  とする。このケースでは第1層と第2層は等質的で、

$$p_1^{(j)} = 0.1, p_2^{(j)} = 0.2, p_3^{(j)} = 0.3, p_4^{(j)} = 0.4 \quad (j = 1, 2)$$

であるとする。母集団が既知である事から  $\mathbf{V}$  を実際に求める事ができ (石井 2004)、

$$\begin{aligned} \frac{\mathbf{V}}{n} &= \sum_j \frac{N^{(j)^2}}{N^2} \cdot \frac{N^{(j)} - n^{(j)}}{N^{(j)} n^{(j)}} \cdot \frac{N^{(j)}}{N^{(j)} - 1} \begin{bmatrix} p_1^{(j)}(1 - p_1^{(j)}) & -p_1^{(j)} p_2^{(j)} & -p_1^{(j)} p_3^{(j)} \\ -p_2^{(j)} p_1^{(j)} & p_2^{(j)}(1 - p_2^{(j)}) & -p_2^{(j)} p_3^{(j)} \\ -p_3^{(j)} p_1^{(j)} & -p_3^{(j)} p_2^{(j)} & p_3^{(j)}(1 - p_3^{(j)}) \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 0.0006 & -0.0001 & -0.0002 \\ -0.0001 & 0.0011 & -0.0004 \\ -0.0002 & -0.0004 & 0.0014 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

となる。

そこで、この母集団から標本抽出を 10000 回行うシミュレーションを実施し、先に述べた Wald Statistic  $\bar{X}_w^2$  と通常の  $\bar{X}^2$  を算定し、その分布を  $\chi_3^2$  と比較した。その結果が図 4 である。

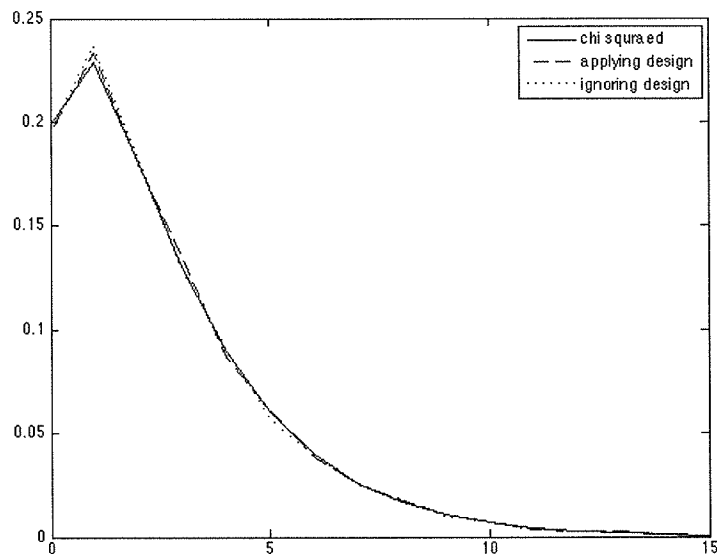


図 4 シミュレーション結果 (CASE 1)

これによれば、実線で示した  $\chi_3^2$  の分布に対し、破線で示した  $\bar{X}_w^2$ 、点線で示した  $\bar{X}^2$  にもほとんど分布は一致している。このケースでは、各層が等質的かつ抽出率が等しく、抽出率が低いことから無限母集団に近い場合、両者がほぼ同じものと考えられることがわかる。

## CASE2

CASE2 では、第 1 層と第 2 層が等質的でなく、

$$p_1^{(1)} = 0.1, p_2^{(1)} = 0.2, p_3^{(1)} = 0.3, p_4^{(1)} = 0.4$$

$$p_1^{(2)} = 0.1, p_2^{(2)} = 0.6, p_3^{(2)} = 0.1, p_4^{(2)} = 0.2$$

を仮定した。このときのシミュレーション結果が図 5 である。

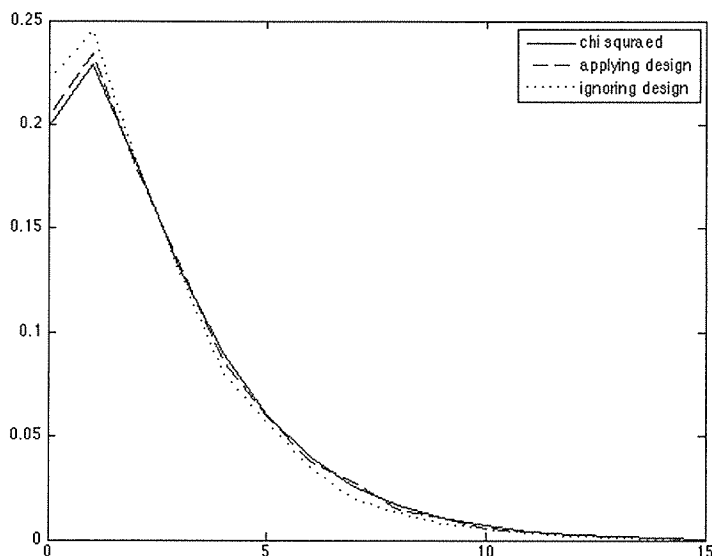


図 5 シミュレーション結果 (CASE 2)

これによれば、両者ともこのケースにおいても  $\chi_3^2$  に概ね近いが、やや  $\bar{X}^2$  の方が分布が低い方に集中する傾向が見られる。

## CASE 3

CASE3 では CASE2 に加え、さらに抽出率を変え、第 1 層は母集団の大きさ  $N^{(1)} = 5000$  に対して標本の大きさ  $n^{(1)} = 60$ 、第 2 層は母集団の大きさ  $N^{(2)} = 10000$  に対して標本の大きさ  $n^{(2)} = 90$  とした。このときのシミュレーション結果が図 6 である。

このケースでは、 $\bar{X}^2$  の分布が高い方に寄っていることが見られる。中・高年縦断調査においても層間における抽出率の違いが存在していたことから、このような検定統計量への影響も考えられる。

## CASE4

次に、有限母集団という特性をより考慮しなければならない状況として、第 1 層は母集団の大きさ  $N^{(1)} = 5000$  に対し標本の大きさ  $n^{(1)} = 500$ 、第 2 層は母集団の大きさ  $N^{(2)} = 10000$  に対し標本の大きさ  $n^{(2)} = 1000$  とする。このケースでは再び第 1 層と第

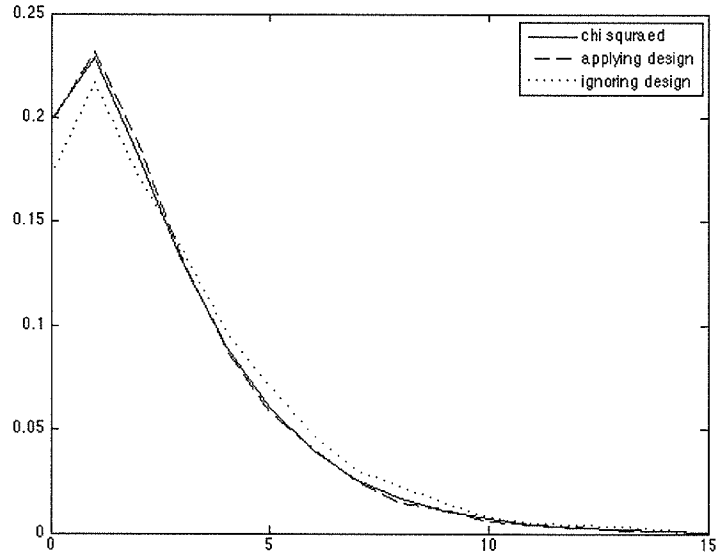


図6 シミュレーション結果 (CASE 3)

2層は等質的で、

$$p_1^{(j)} = 0.1, p_2^{(j)} = 0.2, p_3^{(j)} = 0.3, p_4^{(j)} = 0.4 \quad (j = 1, 2)$$

であるとする。このときのシミュレーション結果が図7である。

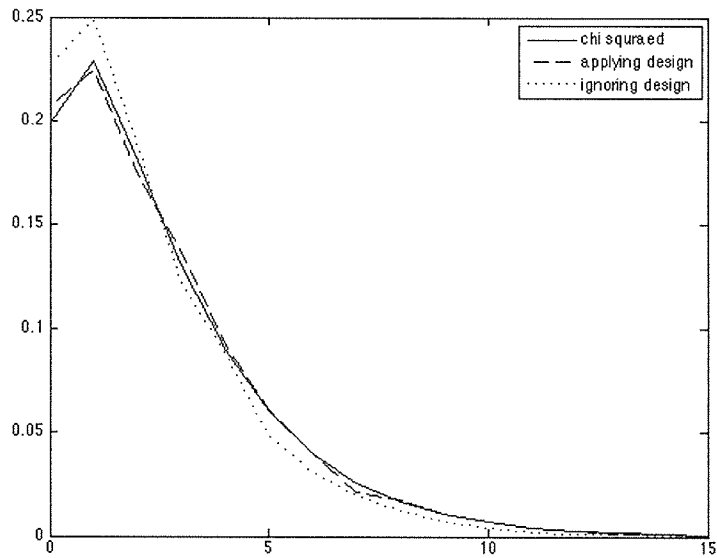


図7 シミュレーション結果 (CASE 4)

このケースでは、 $\bar{X}^2$  の分布が低い方に寄っていることが見られる。

## 5. おわりに

本稿では、中高年縦断調査の標本設計について整理を行うとともに、標本の代表性の問題に関連してサンプリングデザインの考慮が与える影響等に関する問題点の例に関して考察を行った。特に、有限母集団から層化抽出された標本に関するカイ二乗検定に焦点を当てることとし、Holt et al. (1980) による方法に関してレビューするとともに、数値シミュレーションによる評価を行った。なお、今回の数値シミュレーションでは母集団が既知であることから、 $V$  を求めることができたが、実際の標本調査では、標本からの推定値  $\hat{V}$  に基づいて検定を行うこととなる。

なお、今回のシミュレーションでは集落抽出の考慮は行わなかったが、実際の中高年縦断調査においてはこの考慮も必要となることから、今後、より実際の標本抽出に近い形でのシミュレーションの実行とともに、実データによる検証も必要となると考えられる。

## 参考文献

- Holt, D., A. Scott, and P. Ewings (1980) "Chi-squared Test with Survey Data", *Journal of Royal Statistical Society A*, Vol. 143, No. 3, pp. 303–320.
- 石井太 (2004) 『よくわかる標本調査法 第2部標本設計理論編』, (財)厚生統計協会.
- 金子隆一 (編) (2006) 『『パネル調査(縦断調査)のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究』厚生労働科学研究統計情報高度利用総合研究事業, 総合研究報告書』.
- Rao, J. and A. Scott (1981) "The Analysis of Categorical Data from Complex Sample Surveys: Chi-Squared Tests for Goodness of Fit and Independence in Two-Way Tables", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, No. 374, pp. 221–230.