# 第４章
# 「JHPS お子様に関する特別調査」における家計の属性

山下絢
中村亮介
赤林英夫
直井道生
敷島千鶴

**要旨**

本稿は、2010 年 1 月に実施された「日本家計パネル調査(JHPS)」の第 2 回調査と連動して行われた、「JHPS お子様に関する特別調査」（子ども特別調査）に対する回答の有無が家計の属性の影響を受けていないかどうかを検討するものである。子ども特別調査とは子どもの学力と家計の属性における関係を明らかにすることを主な目的として行われた調査である。この子ども特別調査は JHPS 対象者のうち、協力を表明した対象者（保護者）とその子どもに対して行われたため、調査協力者の家計属性が偏ってしまう可能性がある。この検討のために、本稿は家計の属性の分布を特別調査回答者と無回答者との間で比較し、さらに回答の有無に関する probit 分析を行った。

分析の結果、明らかになったことは以下の 3 点である。第 1 は、子どもの学年、家計収入、保護者の学歴、保護者の就業の状況において、子ども特別調査回答者と無回答者の協力率に関して、統計的な有意差が確認されたことである。第 2 は調査への協力率が子どもの学年が上がるにつれて減少し、学校段階が変わる時期で特に減少することである。第 3 は協力の有無を規定する様々な家計属性を制御した probit 分析において、母親が正規職である場合に協力率が下がる傾向にあることである。

## 第 1 節　はじめに*

本稿は、2010 年 1 月に実施された「日本家計パネル調査(JHPS)」の第 2 回調査と連動して行われた、「JHPS お子様に関する特別調査」に対する回答の有無が家計属性の影響を受けていないかどうかを検討するものである。なお以下では、日本家計パネル調査(JHPS)の第 2 回調査を JHPS2010、「JHPS お子様に関する特別調査」を子ども特別調査と呼ぶこととする。

後述するように今回の子ども特別調査は、JHPS2010 に付随して行われた調査であるが、こうした調査では本体調査の全ての回答者が回答するわけではなく、サンプルの脱落がおきる。一般に、こうしたサンプル脱落によって生じる分析上の問題点は、(1) 母平均や回帰係数などのパラメータ推定に関する一致性の問題、(2) 分散の推定量に関する効率性の問題、(3) (1)および(2)に基づいた仮説検定の問題、に分類される（Groves et al., 2002)。このうち、(1)の問題はサンプル脱落バイアスと呼ばれ、標準的な仮定の下で、その大きさは、潜在的な脱落確率と分析対象となる確率変数との間の相関関係に依存することが知られている（Eltinge, 1992)。そのため、先行研究においては、様々な分析事例におけるバイアスの検証を行うとともに、脱落の規定要因を分析することで、バイアスを補正する計量モデルが開発されてきた（Fitzgerald et al., 1998; Wooldridge, 2002)。本稿は、特に上記(1)の問題に焦点をあて、こうしたバイアスを考慮する必要があるか否かを、検討するものである。

なお JHPS2009 に関して、類似の観点から回収された標本の代表性を論じたものとしては、直井・山本（2009)が論考を行っている。また、JHPS と類似の調査設計に基づく慶應義塾家計パネル調査（KHPS）を用いて、パネル調査の第 2 波以降のサンプル脱落バイアスの検証と行った分析として、例えば、McKenzie 他（2007）および直井（2007）がある。

本稿の構成は以下のとおりである。第 1 に、子ども特別調査の概要を述べ、その協力率(JHPS2010 の回答者のうち、子ども特別調査へ協力した回答者の割合)がどの程度なのかを明らかにする。第 2 に、子ども特別調査の回答者の「家

*本稿は，2010 年 11 月に開催されたパネル調査共同研究拠点ワークショップ（於：慶應義塾大学）における報告に基づいている。当日の報告に際して有益かつ建設的なコメントを下さった，Colin McKenzie 教授(慶應義塾大学)，樋口美雄教授(慶應義塾大学)，山本耕資研究員(慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター)，相澤佐知氏（慶應義塾大学経済学部)，荒木宏子氏（慶應義塾大学大学院)，飯崎尭氏（慶應義塾大学大学院)に改めて御礼申し上げます。

計の属性」に関する変数の偏りを検討するために、子ども特別調査への回答者と無回答者について比較検討を行う。第 3 に、子ども特別調査の回答者の偏りを検討するために、子ども特別調査への回答の有無を規定する「家計の属性」に関する要因の検討を行う。

## 第 2 節　「JHPS お子様に関する特別調査」の概要と協力率

### 1　子ども特別調査の概要

以下では、本稿が検討対象としている子ども特別調査の概要について説明する。子ども特別調査は 2010 年 4 月～5 月にかけて行われた調査であり、有効回答数は 457[1)]名であった。この調査の対象者は 2010 年 1 月に実施された JHPS2010 の回答者の中で小学校 1 年生から中学校 3 年生の子どものいる回答者(子ども特別調査へ協力可能性がある対象者)である。したがって、本稿における「中学校 1 年生」とは、2010 年 1 月時点で中学校 1 年生の子どもを指しており、調査時点では中学校 2 年生である。

子ども特別調査は、小中学生の子どもがいる対象者およびその子どもを対象として行われ、調査は(a)学力テスト(対象者：子ども)、(b) 教育環境に関するアンケート（対象者：保護者)、(c)学習状況に関するアンケート(対象者：子ども)、の 3 種を併用して行われた。実施方法は、JHPS2010 に付随して、以下のとおり行われた。第 1 に JHPS2010 の調査票の末尾に参加意向を尋ねる質問項目を準備(同時に対象となる子どもの人数を確認)した。第 2 に、JHPS2010 の調査票回収後に、調査協力者ついては再度調査員が訪問して子ども特別調査の調査票を配布し、郵送により回収した。なお調査結果については対象者へのフィードバック行い、謝礼については子ども一人につき図書カード(500 円分)を用意した(表 1 を参照)。教育関連の調査は、ある特定の学年に絞った調査が実施されることが多いが、この調査では全学年を対象としており、この点が特

---

1)　敷島・他（2011）において，サンプル数が 461 名（4 名分多い）となっているのは，本稿におけるサンプルに加えて，小学校 1 年生：1 名，小学校 4 年生：1 名，小学校 5 年生：1 名，中学校 1 年生：1 名の合計 4 名が含まれているためである。この 4 名は本来,子ども特別調査の対象者ではなく抽出エラー(例えば,本来は JHPS 対象者の子どもが回答するべきところを弟が回答しているなど)によって回答したケースである。子ども特別調査学力テストデータを論考している敷島・他（2011）においては，データの稀少性を考慮してこの 4 名を分析に含まれているが，家計属性の変数を扱う本稿および赤林･他(2011)では該当する変数が欠測しているため，この 4 名が除外されて分析をしている。

表 1　子ども特別調査の概要

| |
|---|
| 調査時期：2010 年 4 月～5 月<br>調査地域：全国<br>有効回収標本数：457 名<br>協力率：47.6%(457 / 961)<br>実施方法：郵送法 |
| (a) 学力テスト<br>対象：JHPS 対象者の子ども(小学校 1 年生～中学校 3 年生)<br>内容：国語(語彙・漢字)、算数・数学(計算・数や図形操作に関する文章題)、推論に関する基礎的な問題<br>※国語、算数・数学に関しては、学年ごとに異なる問題を用意した。推論問題は小学校 1～3 年生、小学校 4～6 年生、中学校 1～3 年生で共通とした。 |
| (b) 教育環境に関するアンケート<br>対象：小中学生の子どもがいる JHPS 対象者<br>内容：学校種別(公立・私立)、学級規模、通学時間、受験、勉強時間、学習環境、学校外教育、教育支出、就学前教育 |
| (c) 学習状況に関するアンケート<br>対象：JHPS 対象者の子ども(小学校 1 年生～中学校 3 年生)<br>内容：放課後の活動、教科の好き嫌い、学校生活、宿題など |

徴の 1 つでもある[2)]。

## 2　協力率

子ども特別調査における回答者のバイアスを検討する上で、まず特別調査への協力率を確認する。上述したように、特別調査は JHPS2010 に付随して実施されたものである。本稿ではこの特別調査へ協力可能性がある対象者(学力テストへの協力者)を、「潜在的回答者」[3)]と便宜上命名する。そして、学力テストに協力した対象者を「協力者」として設定し、協力率を以下のように定義する。

協力率 ＝協力者　/　潜在的回答者

図 1 は、学年別にみた子ども特別調査への協力率を示したものである。また

[2)] 子ども特別調査の詳細は，JHPS 子ども特別調査ワーキンググループ(2010)を参照。
[3)] JHPS2010 に回答していない世帯は，潜在的回答者から除外している。

図 2 は、義務教育の 9 年間を 3 年ごとに、それぞれ、小学校低学年、小学校高学年、中学校の 3 つの層に区切った場合の協力率を示している。図 1 から、各学年の協力率は小学校 1 年では 56.0%、小学校 2 年では 51.8%、 小学校 3 年では 51.2%、小学校 4 年では 45.1%、小学校 5 年では 49.6%、小学校 6 年では 43.2%、中学校 1 年では 49.1%、中学校 2 年では 42.2%、中学校 3 年では 38.9%である。協力率が最も高いのは小学校 1 年生の 56.0%であり、最も低いのは中学校 3 年生の 38.9%であり、その差は、17.1%である。また、図 2 から、小学校低学年(1 生生～3 年生)の協力率は 53.0%、小学校高学年(4 生生～6 年生)の協力率は 46.3%、中学校の協力率は 43.5%であることが確認される。

以上のことから、第 1 に、学年が上がるごとに協力率が下がる傾向にあることが読み取れる。第 2 に学校段階が変わる対象(小学校 6 年生と中学校 3 年生)の協力率が特に下がる傾向にあることも読み取れる。前田(2005)が指摘するように、郵送調査法においては、若年層において回答率が低くなることが知られているが、今回の結果は、義務教育段階の子どもに関する郵送調査を実施する際の協力率の学年の影響についての知見をもたらすものである。

図 1　学年別にみた協力率

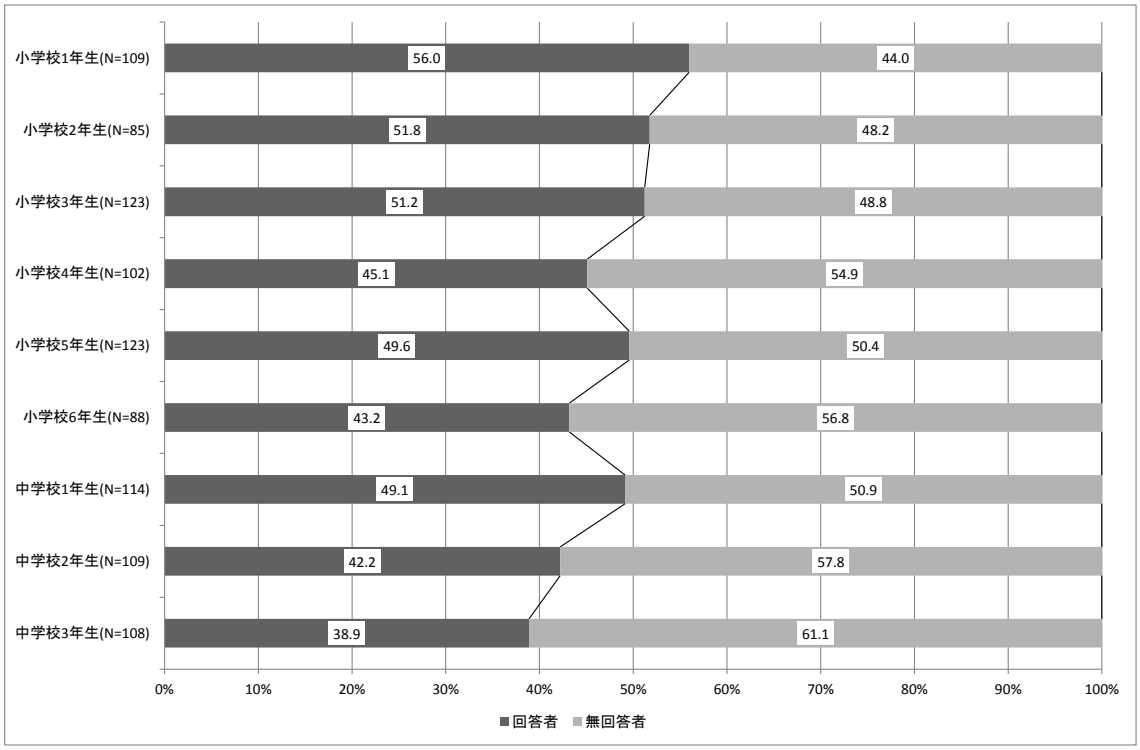
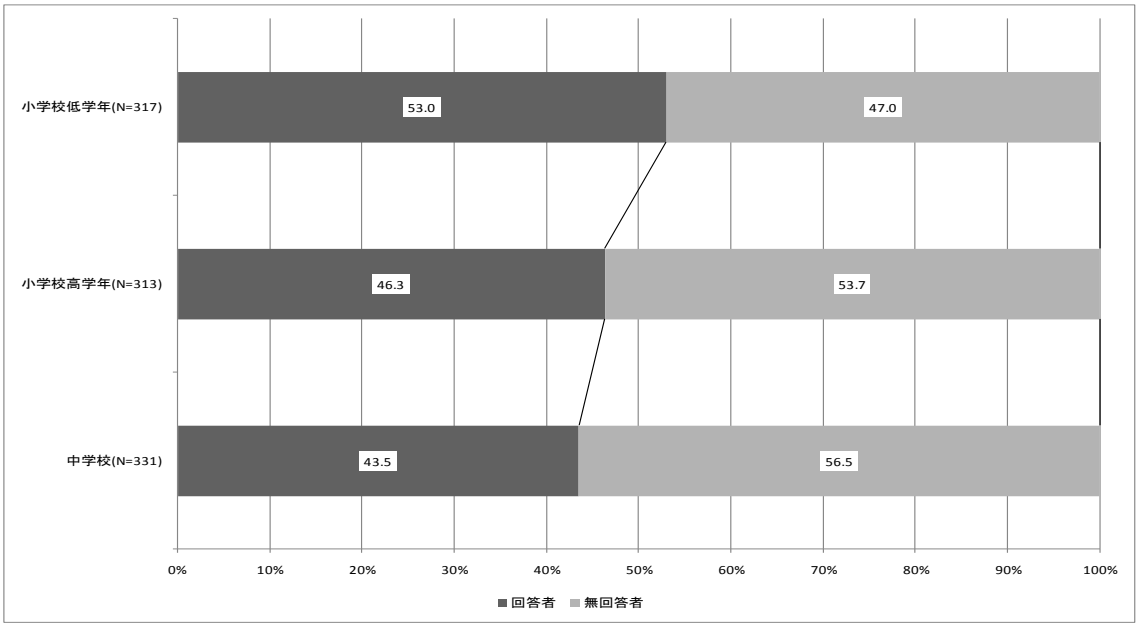


図 2　学年別(学年 3 分割)にみた協力率




注)小学校低学年は小学校 1～3 年生、小学校高学年は小学校 4～6 年生、中学校は中学校 1～3 年生を示す。

## 第 3 節　回答者と無回答者における属性の分布

以下では、子ども特別調査の回答者と無回答者において、各変数の分布が異なるのかを検討していく[4)]。具体的には、比率の差の検定、独立性のカイ 2 乗検定、平均値の差の検定などを用いて、特別調査への回答者と無回答者の分布を確認していく。

### 1　子どもの学年の分布

図 3 は、学年の分布を回答者および無回答者ごとに示したものである。同図からは、回答者と無回答者の割合で最も差があるものは、小学校 1 年生の約 4%であり、大きな差があるわけではないことが確認できる。そして、回答の有無と学年とのカイ 2 乗検定の結果は、$\chi^2 = 10.0997$(Pr＝0.258)であり、統計的な

[4)] 本節における議論は，JHPS2010 への回答を前提として，子ども特別調査の回答者と無回答者に系統的な差異があるかという点に焦点を当てたものである。したがって，子ども特別調査のサンプルの母集団における代表性は， JHPS2010 の標本特性にも依存するという点に注意が必要である。JHPS2010 におけるサンプル脱落と標本の代表性に関しては，直井（2011）で論考がなされている。

図 3　学年別にみた子ども特別調査の協力率

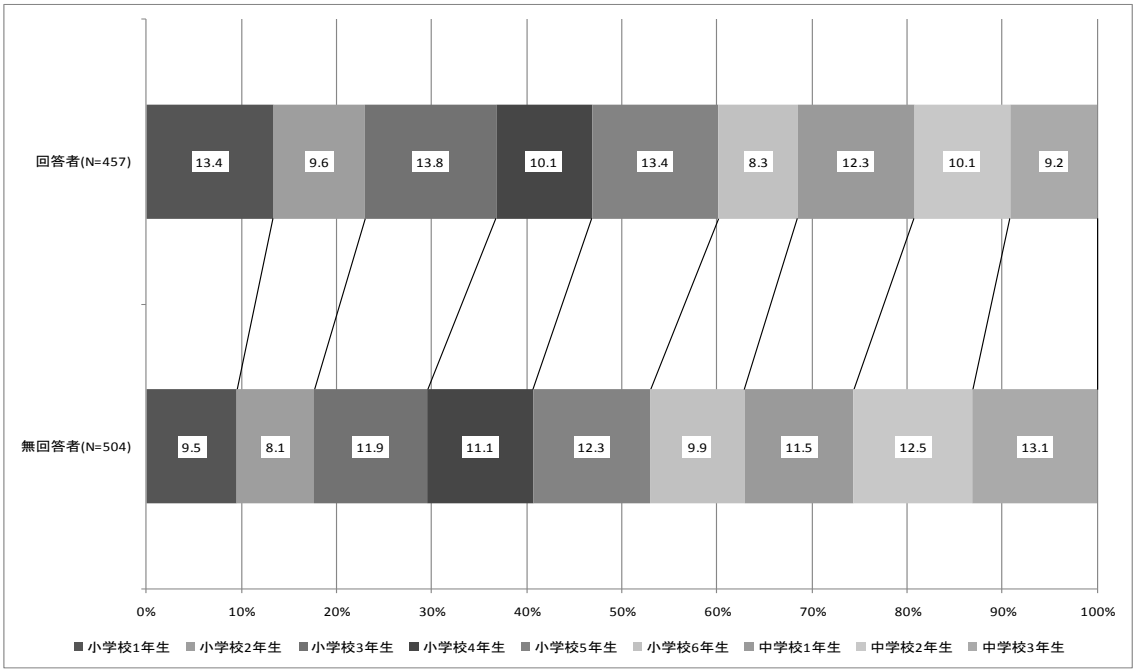
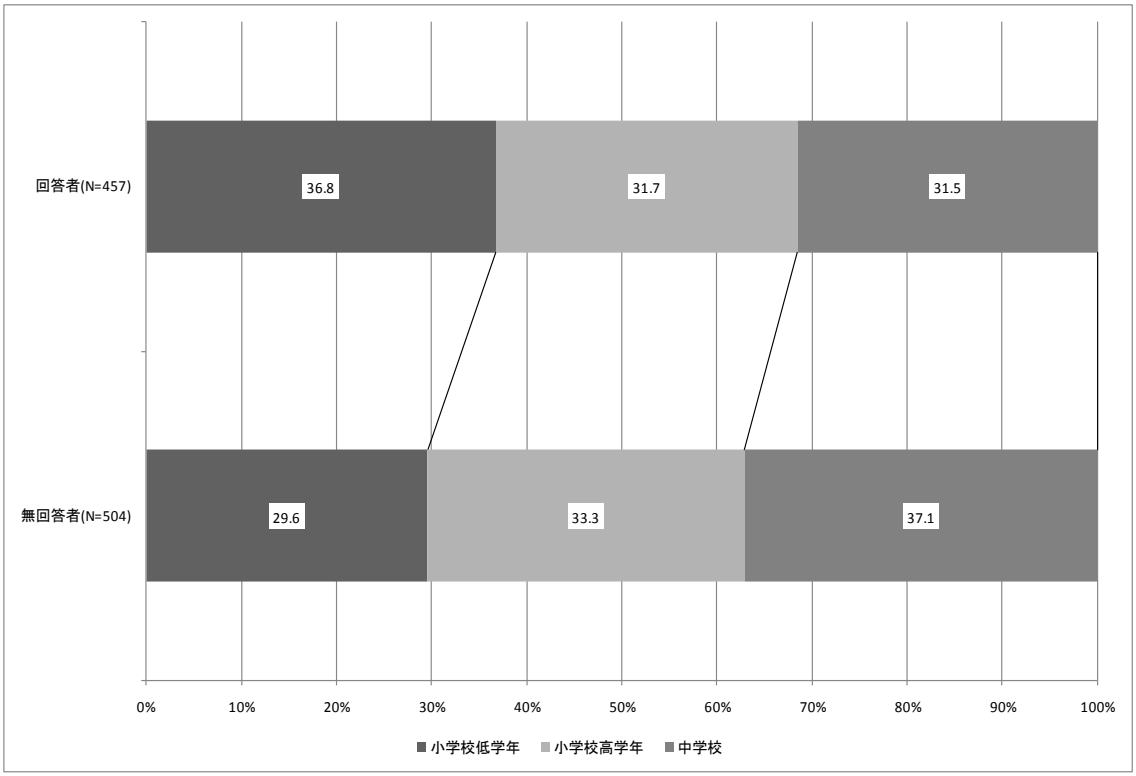



図 4　学年別(学年 3 分割)にみた子ども特別調査への協力率



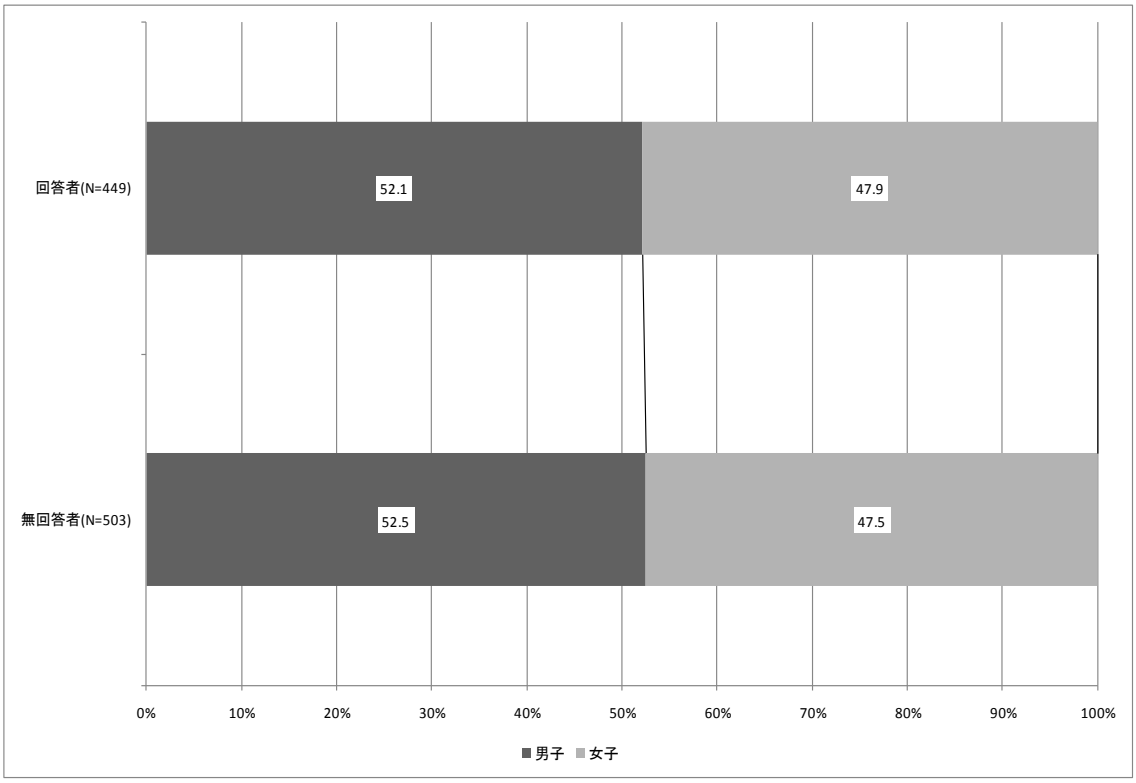

有意差は確認されなかった。また図 4 は学年を 3 段階で図示したものである

が、この図からは、小学校低学年において最も差があることが確認され、その程度は約 7%である。回答の有無と学年とのカイ 2 乗検定の結果は、$\chi^2$＝6.1310 (Pr＝0.047)であり、5%水準で統計的な有意差が確認された。したがって、回答者と無回答者において、学年を 3 分割で見た場合、学年の違いと回答の有無との間に相関があることが確認された。

## 2　子どもの性別の分布

図 5 は、対象者である子どもの性別(男女比)の分布を回答者および無回答者ごとに示したものである。同図からは、回答者と無回答者において、子どもの性別の分布が大きく異なっているわけではないことが確認される。また比率の差の検定からは、Z＝-0.11(Pr＝0.909)であり、統計的な有意差は確認されなかった。

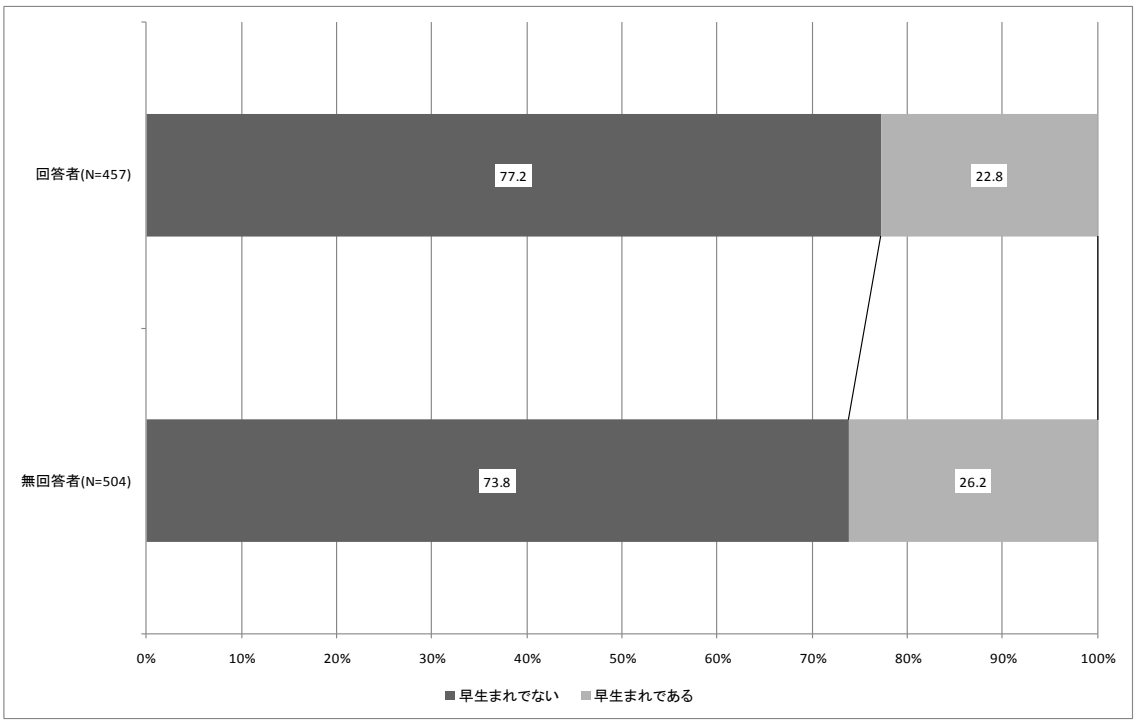
図 5　子どもの性別の分布




## 3　子どもの生まれ時期の分布

図 6 は、対象者である子どもの出生順位の分布を回答者および無回答者ごとに示したものである。なお早生まれの子どもとは 1 月～3 月生まれの子どもを考えている。同図からは、回答者と無回答者において、早生まれではないケー

図 6　子どもの生まれ時期の分布

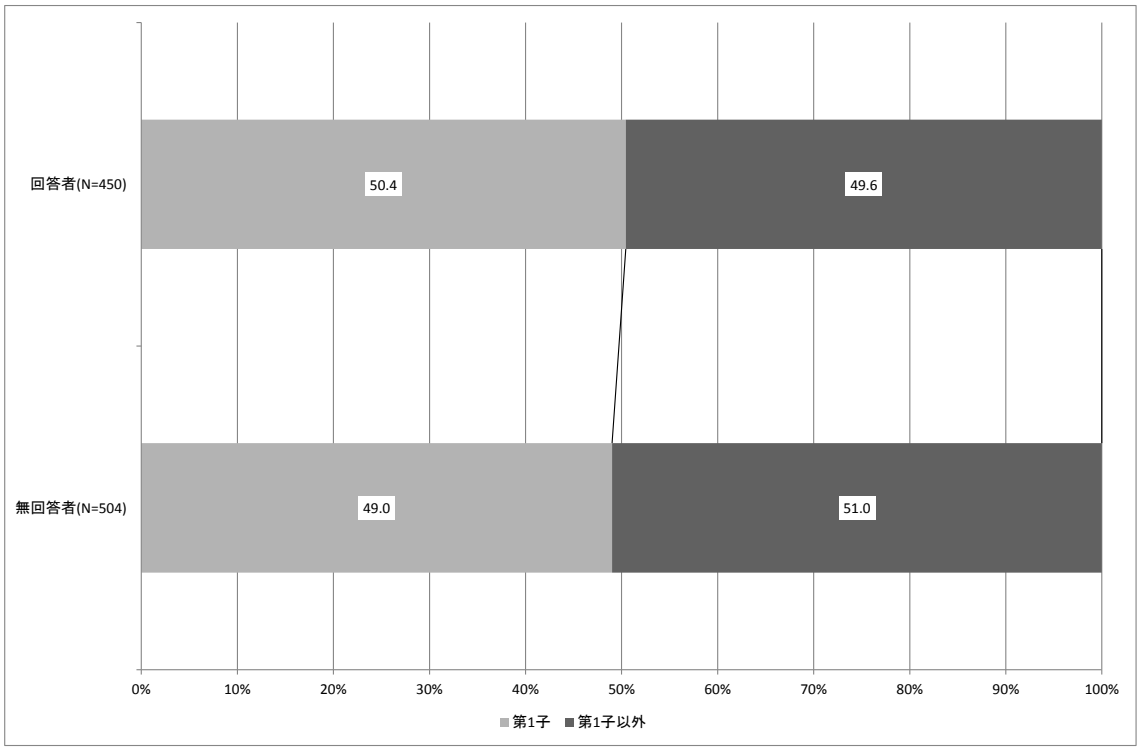



スにおいては約 3%程度の差であり、子どもの生まれ時期の分布が、回答者と無回答者において大きく異なっているわけではないことが確認される。また比率の差の検定からは、Z＝1.23（Pr＝0.217）であり、統計的な有意差は確認されなかった。

## 4　子どもの出生順位の分布

図 7 は、対象者である子どもの出生順位の分布を回答者および無回答者ごとに示したものである。同図からは、回答者と無回答者において、第 1 子ではないケースにおいては 1%程度の差であり、子どもの出生順位の分布が、回答者と無回答者において大きく異なっているわけではないことが確認される。また比率の差の検定からは、Z＝-0.44（Pr＝0.658）であり、統計的な有意差は確認されなかった。

図 7　子どもの出生順位の分布




## 5　保護者の最終学歴の分布

図 8 は、子ども特別調査への回答者と無回答者の間での父親、母親の最終学歴を示したものである。父親で子ども特別調査回答者の場合、中学校が 4.8%、高校が 38.0%、短大・高専が 10.2%、大学が 36.0%、大学院が 4.1%、その他が 7.0%であった。そして、父親の場合において子ども特別調査無回答者の場合、中学校が 5.2%、高校が 42.7%、短大・高専が 11.5%、大学が 32.9%、大学院 1.3%、その他が 6.5%であった。母親の場合で子ども特別調査回答者の場合、中学校が 5.5%、高校が 41.8%、短大・高専が 28.1%、大学が 13.5%、大学院が 0%、その他が 11.1%であった。母親の場合で子ども特別調査無回答者の場合、中学校が 2.7%、高校が 50.6%、短大・高専が 24.7%、大学が 13.5%、大学院 0.4%、その他が 8.2%であった。

父親の場合において、回答者と無回答者の割合で最も差があるものは最終学歴が高校である割合については、その差は 5%程度あり、それほど大きな差があるわけではないことが確認される。母親の場合も父親と同様に、回答者と無回答者の割合で最も差があるものは最終学歴が高校である割合であるが、その差は 9%程度である。またカイ 2 乗検定の結果からは、父親の場合、$\chi^2$＝9.4501(P r＝0.092)、母親の場合は、$\chi^2$＝13.6977(Pr＝0.018)であり、父親の

図 8　保護者の最終学歴の分布

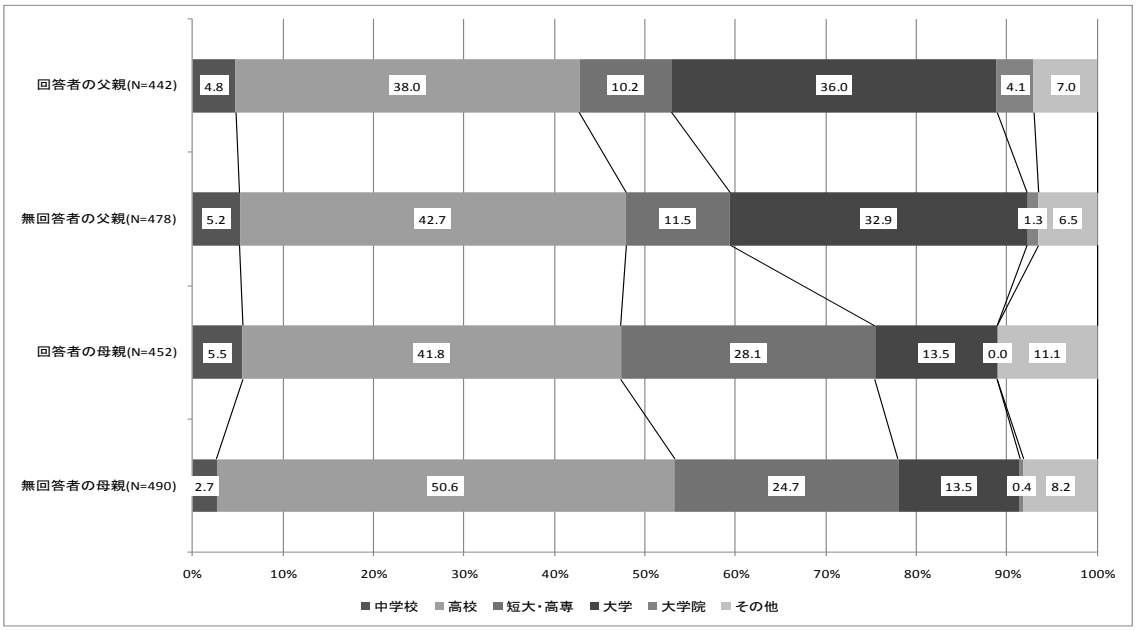
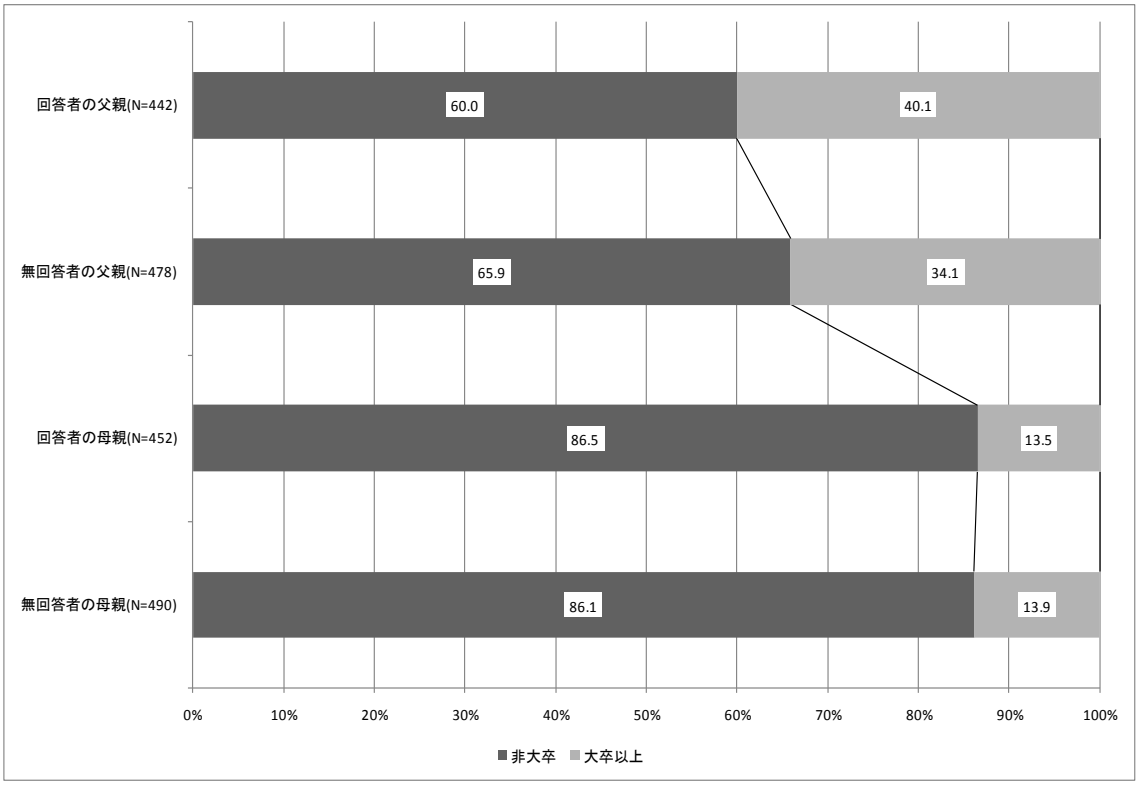



図 9　回答の有無別にみた保護者の大卒以上の分布




場合には 10%水準において統計的な有意差が確認され、母親の場合には 5%水準において統計的な有意差が確認された。

図 9 は、子ども特別調査への回答者と無回答者の間での父親、母親の大学・

大学院卒業率を示したものである。父親の場合は回答者の大学卒業率は 40%、無回答者の大学卒業率は約 34%となっており、回答者と無回答者において、大学卒業率において差がほとんどないといえる。母親の場合は回答者も無回答者の大学卒業率は約 14%となっており、回答者と無回答者において、大学卒業率において差はみられない。また父親の大学卒業率と母親の大学卒業率を比較すると、回答者では約 17%の差があり、無回答者では約 20%の差がみられる。

## 6　保護者の年収の分布

ここでは、子ども特別調査への回答者と無回答者における 2009 年の平均世帯年収の分布について検討する。まず回答者全体でみた場合、特別調査へ回答した人の 2009 年における世帯年収の平均値は 659 万円(中央値:600 万円)であり、その範囲は、87 万円から 2000 万円である。一方、回答しなかった人の世帯年収の平均値は、691 万円(中央値:620 万円)であり、その範囲 45 万円は 3120 万円である。回答した人と回答しなかった人との世帯年収の最大値において 1000 万円強の差があるが、図 10 からは、2009 年における世帯年収の分布が大きく異なるわけではないことが確認される。また、平均値の差の検定(等分散を仮定せず)からは、t＝1.5139(Pr＝0.1304)であり、統計的な有意差は確認されなかった。

次に、学年ごとに調査に回答している場合を確認すると（図 11)、小学校 1 年生は 656 万円、2 年生は 715 万円、3 年生は 640 万円、4 年生は 613 万円、5 年生は 691 万円、6 年生は 581 万円、中学校 1 年生は 620 万円、2 年生は 766 万円、3 年生は 639 万円であった。また、学年ごとに無回答の場合を確認すると（図 12)、各学年における 2009 年の平均世帯年収は、1 年生は 601 万円、2 年生は 684 万円、3 年生は 574 万円、4 年生は 678 万円、5 年生は 658 万円、6 年生は 751 万円、中学校 1 年生は 712 万円、2 年生は 801 万円、3 年生は 734 万円であった。学年ごとに子ども特別調査回答者と無回答者の間で、平均所得に差があるかどうかの検定を行ったところ、小学校 6 年生のみ 5%有意水準で有意な差が確認された[5)]。

以上から、子ども特別調査無回答者の場合は、学年が上がるごとに年収の平均も上昇していることがみてとれるが、子ども特別調査回答者の場合は、子ど

[5)] 学年ごとの検定ではまず，回答者，無回答者間で平均所得の等分散の検定を行った。等分散の仮説が棄却された場合には不均一分散に対応した検定を行った。

も特別調査無回答者と比較して、そうした傾向が必ずしもみられるわけではない。子ども特別調査無回答者も子ども特別調査回答者も両者ともに中学校 2 年生において最大値をとっている。さらに学年を 3 段階の層でみた場合、子ども特別調査回答者の 2009 年の平均世帯年収は、小学校低学年では 665 万円、小学校高学年では 638 万円、中学校では 673 万円であった。その一方で、子ども特別調査無回答者の 2009 年の平均世帯年収は、小学校低学年では 613 万円、小学校高学年では 694 万円、中学校では 751 万円であった。したがって、子ども特別調査無回答者においては、学年を 3 段階に分けた場合の世帯年収の平均値の差が 130 万円程度であるのに対して、子ども特別調査回答者においては 40 万円程度となっている。

図 10　回答者と無回答者の年収の分布

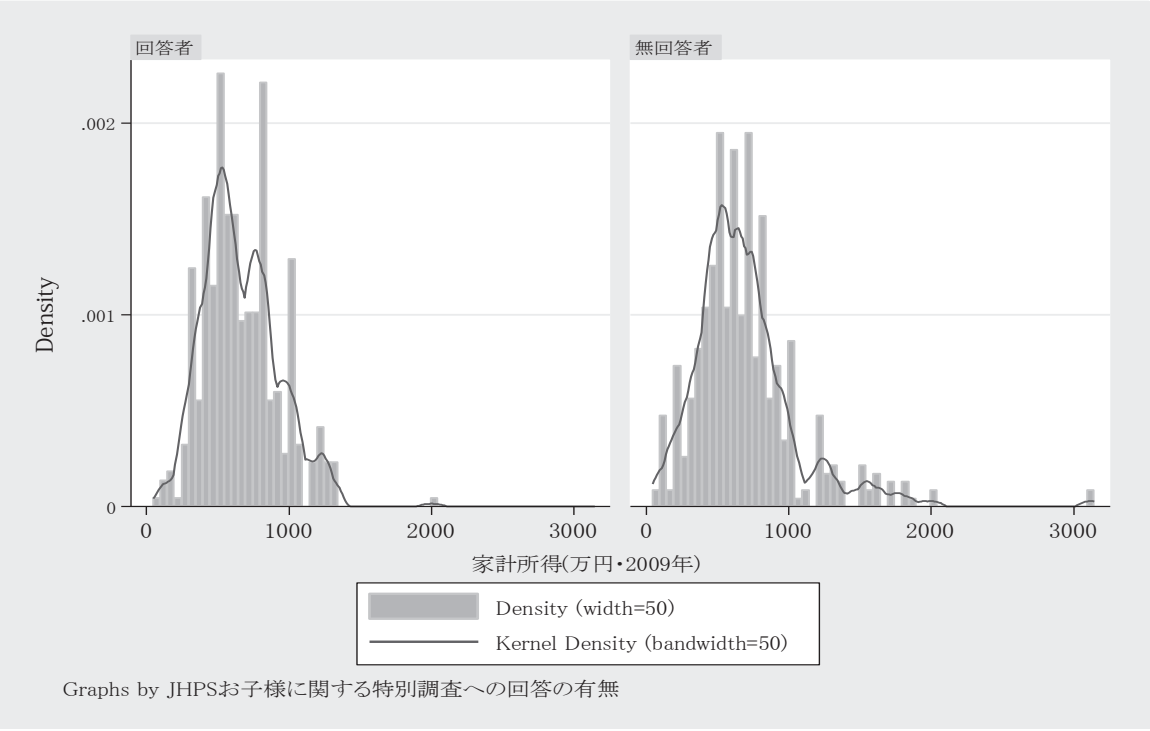


図 11　学年ごとにみた回答者の年収の分布

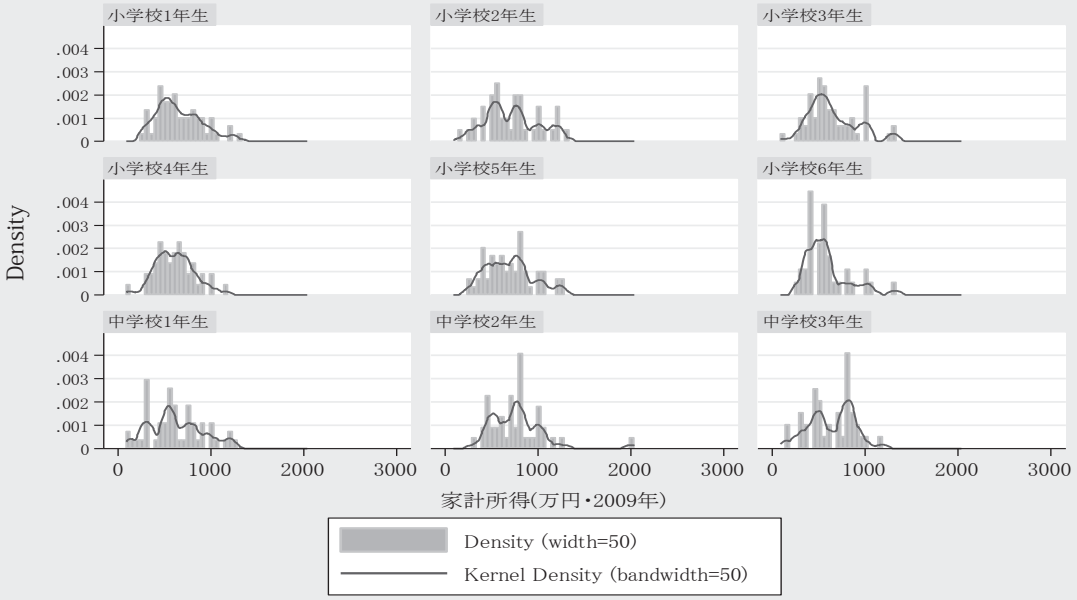
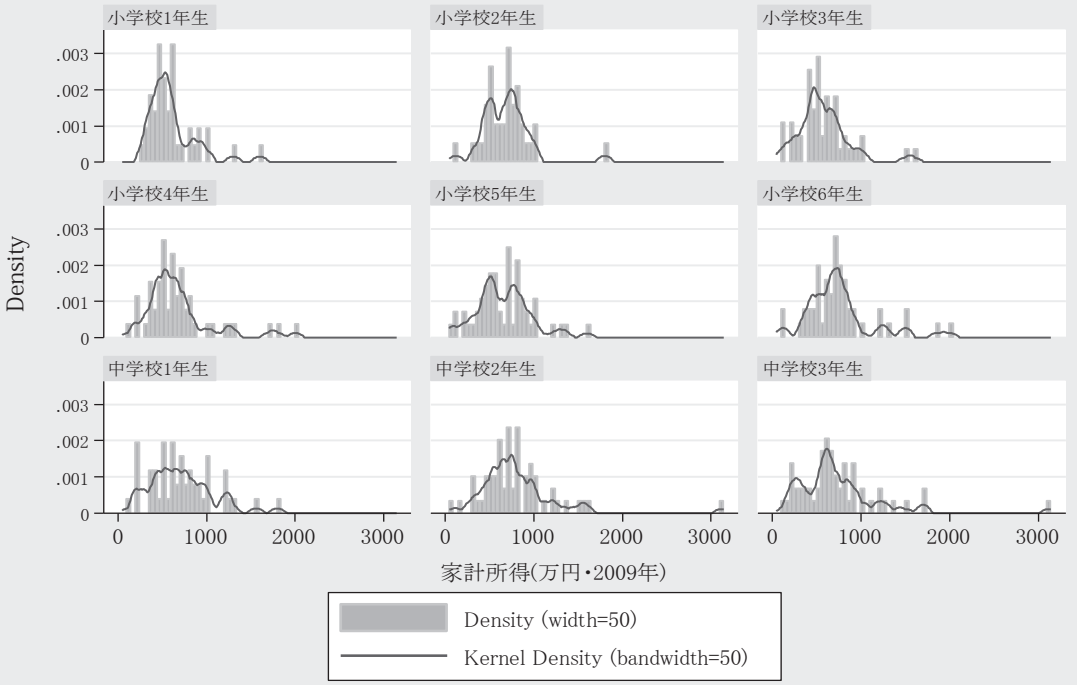


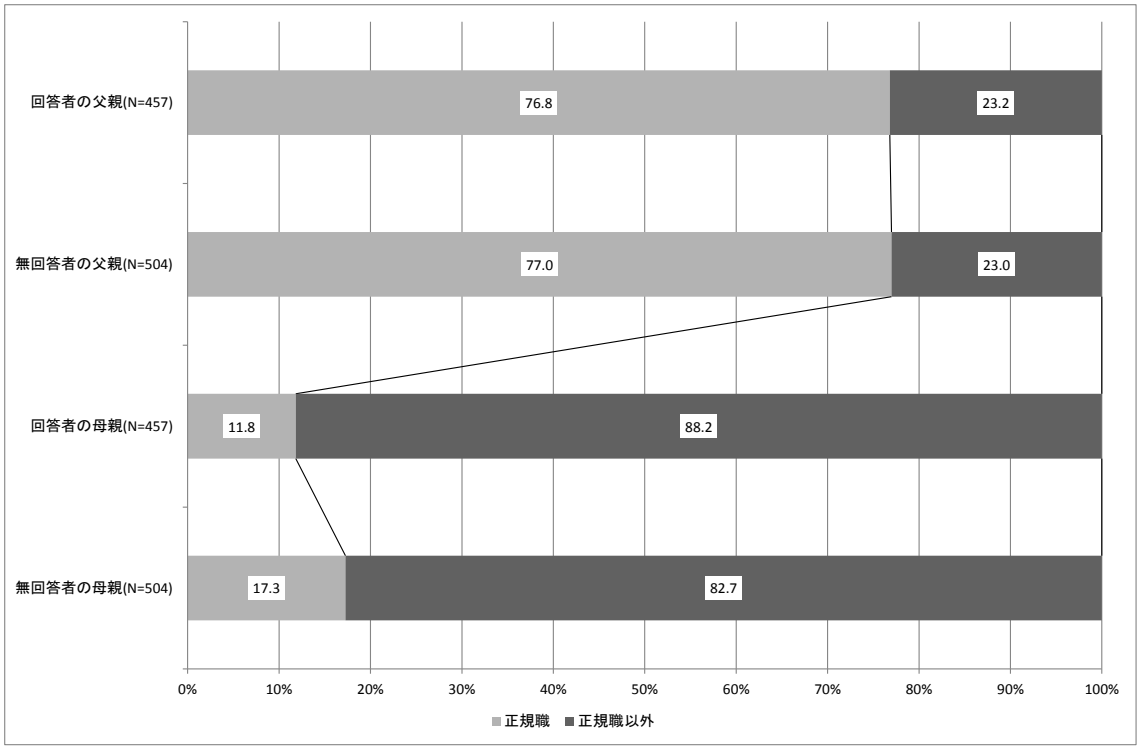

図 12　学年ごとにみた無回答者の年収の分布



## 7　保護者の就業状況の検討

ここでは、子ども特別調査への回答者と無回答者における 2010 年の正規職への就業率(以下、正規就業率)について検討する。図 13 は、父親と母親ごとに子ども特別調査無回答者と子ども特別調査回答者との間での就業率を示したものである。調査に協力している父親においては 76.8%が正規職に就いており、調査に協力していない父親においては 77.0%が正規職へ就いており、調査に協力している父親と調査に協力していない父親における就業率の差はほとんどないといえる。また、調査に協力している母親においては 11.8%が正規職に就いており、調査に協力していない母親においては 17.3%が正規職に就いている。つまり、正規職への就業状況において、調査へ協力している母親と調査へ協力していない母親とでは、約 6%弱の差があることが確認される。また比率の差の検定においては、父親の場合には、Z＝0.07(Pr=0.948)で統計的な有意差が確認されず、また母親の場合は、Z＝2.38(Pr=0.017)で 5%水準で統計的な有意差が確認された。

図 13　正規就業の有無の分布



## 第 4 節　子ども特別調査への回答の有無に関する Probit 分析

以下では、特別調査への回答の有無を規定する家計の属性について検討していく。例えば、「大卒の保護者の場合に回答する傾向が、非大卒の保護者と比べて高くなるのか」や「年収の高い保護者の方が、回答する傾向にあるのか」などについて検討していく。本稿で着目する家計の属性は、大きく子どもに関するものと保護者に関するものに分類され、具体的には以下の 7 点に着目する。

(1)子どもの学年
(2)子どもの性別
(3)子どもの生まれ時期
(4)子どもの出生順位
(5)家計収入
(6)保護者の学歴(父親、母親の大学卒業の有無)
(7)保護者の就業の状況(父親、母親の正規職への就業)

以上、7 つの家計の属性を説明変数とし、回答の有無を被説明変数とする 2 項プロビットモデルによって推定する。表 2 は投入した変数の定義を、表 3 は推定結果を示した。

表 2　変数の概要

| カテゴリー | 変数名 | 定義 |
|---|---|---|
| 子どもの学年 | 学年ダミー | 該当する学年の場合には 1、それ以外は 0 とするダミー変数 |
| 子どもの性別 | 女子ダミー | 子どもが女子の場合には１、それ以外は０とするダミー変数。 |
| 子どもの生まれ時期 | 早生まれダミー | 子どもが１月～３月生まれの場合には１、それ以外は０とするダミー変数。 |
| 子どもの出生順位 | 第１子ダミー | 子どもが第１子である合には１、それ以外は０とするダミー変数。 |
| 家計収入 | 家計収入(万円)/100 | 2009 年度の世帯収入 |
| 保護者の学歴 | 父親:大卒以上ダミー | 父親の学歴が大学卒業以上の場合には１、それ以外は 0 とするダミー変数。 |
| | 母親:大卒以上ダミー | 母親の学歴が大学卒業以上の場合には１、それ以外は 0 とするダミー変数。 |
| 保護者の就業の状況 | 父親:正規職ダミー | 父親が正規職に就業している場合には１、それ以外は 0 とするダミー変数。 |
| | 母親:正規職ダミー | 母親が正規職に就業している場合には１、それ以外は 0 とするダミー変数。 |

表 3　回答の有無に個人・家族属性が与える影響の probit 分析

| | 全学年 | 小学校低学年 | 小学校高学年 | 中学校 |
|---|---|---|---|---|
| 父親:大卒以上ダミー | 0.1763* | 0.2612 | 0.1703 | 0.0942 |
| | (0.0978) | (0.1754) | (0.1774) | (0.1624) |
| 母親:大卒以上ダミー | -0.0603 | -0.0245 | 0.0073 | -0.1388 |
| | (0.1333) | (0.2359) | (0.2411) | (0.2243) |
| 父親:正規職ダミー | 0.0051 | -0.0697 | 0.0171 | 0.0403 |
| | (0.1100) | (0.1932) | (0.1916) | (0.1955) |
| 母親:正規職ダミー | -0.3088** | -0.3960 | -0.3769 | -0.2319 |
| | (0.1354) | (0.2524) | (0.2352) | (0.2290) |
| 女子ダミー | 0.0278 | -0.0712 | 0.2609* | -0.0865 |
| | (0.0877) | (0.1565) | (0.1555) | (0.1499) |
| 早生まれダミー | -0.1539 | -0.0893 | -0.2710 | -0.0801 |
| | (0.1027) | (0.1936) | (0.1760) | (0.1755) |
| 第1子ダミー | 0.0419 | -0.0438 | 0.1216 | 0.0581 |
| | (0.0886) | (0.1578) | (0.1550) | (0.1519) |
| 家計収入(万円)/100 | -0.0188 | 0.0454 | -0.0458 | -0.0371 |
| | (0.0153) | (0.0316) | (0.0294) | (0.0236) |
| 小学校1年生ダミー | reference | reference | | |
| 小学校2年生ダミー | -0.1020 | -0.1331 | | |
| | (0.2013) | (0.2084) | | |
| 小学校3年生ダミー | -0.1711 | -0.1630 | | |
| | (0.1791) | (0.1826) | | |
| 小学校4年生ダミー | -0.2705 | | reference | |
| | (0.1868) | | | |
| 小学校5年生ダミー | -0.1217 | | 0.1379 | |
| | (0.1787) | | (0.1836) | |
| 小学校6年生ダミー | -0.3365* | | -0.0682 | |
| | (0.1915) | | (0.1968) | |
| 中学校1年生ダミー | -0.1325 | | | reference |
| | (0.1804) | | | |
| 中学校2年生ダミー | -0.3492* | | | -0.1815 |
| | (0.1824) | | | (0.1835) |
| 中学校3年生ダミー | -0.4037** | | | -0.2587 |
| | (0.1887) | | | (0.1858) |
| N | 840 | 271 | 278 | 291 |
| Pesdo R2 | 0.0201 | 0.0231 | 0.0394 | 0.0215 |
| Log likelihood | -570.1185 | -182.8597 | -184.6608 | -195.9480 |
| LR Chi2 | 23.4454 | 8.6332 | 15.1469 | 8.6207 |
| Prob | 0.1023 | 0.5672 | 0.1268 | 0.5684 |

注)***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準で有意であることを示す。小学校低学年は小学校 1～3 年生、小学校高学年は小学校 4～6 年生、中学校は中学校 1～3 年生を示す。reference は学年ダミーの参照カテゴリーである

推定結果において共通して確認されることは、モデル全体の有意差検定（尤度比検定）において、5%水準において有意差は確認できなかったことである。全ての子どもをプールした推計結果（全学年）においては、母親の正規職ダミーおよび中学校 3 年生ダミー―の 2 つが、回答の有無に対して 5%水準で有意にマイナスの影響を持つことが明らかになった。また、父親の学歴が大卒以上であることは 10%水準で有意にプラスの影響がみられ、対象者が小学校 6 年生である場合と中学校 2 年生である場合に、10%水準で有意にマイナスの影響がみられた。母親が正規職である場合にマイナスの影響となるのは、仕事の忙しさなどを背景とすることが考えられる。そして、サンプルを 3 学年ごとに分割した結果をみると、小学校低学年のサンプルでは、どの変数も統計的に有意な影響が確認されなかった。小学校高学年のサンプルでは、女子ダミーにおいて 10%水準で有意にプラスの影響が確認された。中学生のサンプルでは、小学校低学年と同様に、どの変数においても統計的な有意差が確認されなかった。

## 第 5 節　おわりに

以上本稿では、JHPS2010 とそれに連動して行われたこども特別調査における家計の属性に着目し、回収状況(協力率)、回答するか否かの規定要因の分析、家計の属性に関わる個々の変数の分布を検討した。検討の結果、明らかになったことを以下のとおりである。第 1 は、協力率を学年別にみた場合、学年が上がるごとに協力率が下がり、特に学校段階がかわる時期の場合、協力率が下がることである。これらの知見は、義務教育段階における子どもに関する郵送調査を実施する際に、計画標本の設定において有益である。第 2 は、特別調査への回答と無回答者の家計の属性に関わる変数(子どもの学年、子どもの性別、子どもの生まれ時期、子どもの出生順位、家計収入、保護者の学歴、保護者の就業の状況)の個々の分布を JHPS2010 において比較した場合、子どもの学年、家計収入、保護者の学歴、保護者の就業の状況において、統計的な有意差が確認された。第 3 は、回答の有無を規定する要因の検討(プロビット分析)からは、全学年をサンプルとする場合、母親が正規職である場合に、協力率が下がる傾向にあることが明らかになった。

## 参考文献

赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢（2011）「学力指標と家庭要因・他の子ども要因の相関―A First Look―」パネル調査共同研究拠点 Discussion Paper

Eltinge, J.L. (1992) “Conditions for Approximation of the Bias and Mean Squared Error of a Sample Mean Under Nonresponse,” *Statistics and Probability Letters*, 15, pp.267-276.

Fitzgerald, J., P. Gottschalk, and R. Moffit (1998) “An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics,” *Journal of Human Resources*, 33, pp.251-299.

Groves, R.M., D.A. Dillman, J.L. Eltinge, and R.J.A. Little (2002) *Survey Nonresponse*, New York: John Wiley & Sons.

JHPS 子ども特別調査ワーキンググループ(2010)『日本家計パネル調査(JHPS)平成 21 年度「子ども特別調査」利用者マニュアル(第 1 版)』パネル調査共同研究拠点パネルデータ設計・解析センター：慶應義塾大学

前田忠彦（2005)「郵送調査法の特徴に関する一研究 －面接調査法との比較を中心として－」『統計数理』、53、57-81 頁.

McKenzie, Colin・直井道生・宮内環・木曽研介 (2007) 「労働市場における個人行動と脱落問題」 樋口・瀬古・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE (編)『日本の家計行動のダイナミズム III』(慶應義塾大学出版会)、13-75 頁.

直井道生 (2007) 「家計の住居移動とサンプル脱落」 樋口・瀬古・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE(編)『日本の家計行動のダイナミズム III』(慶應義塾大学出版会)、77-98 頁.

直井道生・山本耕資 (2010) 「日本家計パネル調査の標本設計と代表性」樋口・宮内・McKenzie・慶應義塾大学 パネル設計・解析センター(編)『パネルデータによる政策評価分析[1] ― 貧困のダイナミズム』(慶應義塾大学出版会)、3-27 頁.

直井道生 (2011)「パネル調査における回答継続と調査実施方法―JHPS2010 を用いた検証」樋口・宮内・McKenzie（編）『パネルデータによる政策評価分析[2]』所収予定.

敷島千鶴・直井道生・山下絢・赤林英夫 (2011) 「『JHPS お子様に関する特別調査 2010』―学力テストの信頼性・妥当性の検討」パネル調査共同研究拠点 Discussion Paper

Wooldridge, J. (2002) “Inverse Probability Weighted M-Estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification,” *Portuguese Economic Journal*, 1, pp.117-139.

＜参考＞　記述統計量一覧

| | 平均 | 標準偏差 | 最大値 | 最小値 | サンプル数 |
|---|---|---|---|---|---|
| 回答者 | | | | | |
| 父親大卒ダミー | 0.40 | 0.49 | 1.00 | 0.00 | 442 |
| 母親大卒ダミー | 0.13 | 0.34 | 1.00 | 0.00 | 452 |
| 父親:正規職ダミー | 0.77 | 0.42 | 1.00 | 0.00 | 457 |
| 母親:正規職ダミー | 0.12 | 0.32 | 1.00 | 0.00 | 457 |
| 女子ダミー | 0.48 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 449 |
| 早生まれダミー | 0.23 | 0.42 | 1.00 | 0.00 | 457 |
| 第1子ダミー | 0.50 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 450 |
| 家計収入(万円) | 658.72 | 261.70 | 2000.00 | 87.00 | 434 |
| 無回答者 | | | | | |
| 父親大卒ダミー | 0.34 | 0.47 | 1.00 | 0.00 | 478 |
| 母親大卒ダミー | 0.14 | 0.35 | 1.00 | 0.00 | 490 |
| 父親:正規職ダミー | 0.77 | 0.42 | 1.00 | 0.00 | 504 |
| 母親:正規職ダミー | 0.17 | 0.38 | 1.00 | 0.00 | 504 |
| 女子ダミー | 0.48 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 503 |
| 早生まれダミー | 0.26 | 0.44 | 1.00 | 0.00 | 504 |
| 第1子ダミー | 0.49 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 504 |
| 家計収入(万円) | 690.97 | 369.75 | 3120.00 | 45.00 | 462 |
| 全体 | | | | | |
| 父親大卒ダミー | 0.37 | 0.48 | 1.00 | 0.00 | 920 |
| 母親大卒ダミー | 0.14 | 0.34 | 1.00 | 0.00 | 942 |
| 父親:正規職ダミー | 0.77 | 0.42 | 1.00 | 0.00 | 961 |
| 母親:正規職ダミー | 0.15 | 0.35 | 1.00 | 0.00 | 961 |
| 女子ダミー | 0.48 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 952 |
| 早生まれダミー | 0.25 | 0.43 | 1.00 | 0.00 | 961 |
| 第1子ダミー | 0.50 | 0.50 | 1.00 | 0.00 | 954 |
| 家計収入(万円) | 675.35 | 322.20 | 3120.00 | 45.00 | 896 |