第 2 章

子どもの学力と家計

――『慶應子どもパネル調査 2011』を用いて

赤林英夫
中村亮介
直井道生
山下絢
敷島千鶴
篠ヶ谷圭太

要旨

本稿は、『慶應子どもパネル調査 2011』を用いて学力と家計の関係を明らかにするものである。本稿は『慶應子どもパネル調査 2011』の first look 分析に位置づけられるものであり、2010 年に JHPS に付随して行われた子ども調査の結果をまとめた赤林他(2011)に基づきながら論考していく。分析では、特に、子どもの性別・出生月・きょうだい関係・両親の学歴・家計収入の水準を示す変数が、数学(算数)、国語、推論のスコアに与える影響に注目する。今回の結果からは、以下の 4 点が主として明らかになった。(1)父親が大卒以上であることは、数学、国語のスコアについてプラスの影響を及ぼす。（2）母親が大卒以上であることは、数学、国語、推論のスコアにプラスの影響を及ぼす。(3)子どもが早生まれ(1－3 月生まれ)であることは、数学のスコアにプラスの影響を及ぼす。(4)世帯年収は、数学、国語、推論のスコアにプラスの影響をもたらす。

第 1 節　はじめに[1]

社会問題にまで発展した学力低下論争をきっかけに、我が国ではデータを欠いた議論の時代が終わりを告げ、「学力調査の時代」が幕を開けた(苅谷、2011)。その結果、PISA(Program for International Student Assessment) や TIMSS(Trends in International Mathematics and Science Study)などの国際学力調査の経年比較から、我が国の児童、生徒の学力が急速に低下していることが指摘されるようになった(佐藤、2011)。また、20 年前と同じ学校群、同じ問題を用いて、算数、数学と国語の基礎学力の比較を行った苅谷・志水(2004)においても、90 年代にゆとり教育の中で削減されてきた内容や、説明が省略されてきた内容に関して、正答率が低下しており、基礎学力が低下している実態が明らかにされた。

こうした学力低下の問題に対し、文部科学省は 2002 年に「学びのすすめ」を掲示し、それまでのゆとり教育路線から大きな方向転換を行った。このアピールの中で新たに打ち出されたスローガンが「確かな学力」である。この方針において特筆すべきは、教育の目標として、基礎的な知識の習得と、家庭での学習習慣の確立が挙げられている点である。基礎的な知識の習得を重視することが明記されている点だけを見れば、ゆとり教育から戦後の知識偏重型の教育へと、「教育の振り子(志水、2005)」が振り戻されたように感じられる。しかし、学習者の日々の学習習慣や、生涯学び続けるための学習スキルの習得も重視している点において、現在の学習指導要領で目標とされている学力は、60 年代、70 年代のそれとは大きく性質が異なっているといえる。つまり、基本的な知識の習得を目標に掲げながらも、教師による教え込みによって知識を獲得させるのではなく、日々の学習習慣や学習スキルに裏付けられた知識獲得を重視し、生涯に渡って学び続けていける力を育成することが基本的なコンセプトとされたのである。

このような教育政策の転換を受けて、教育現場では、宿題を積極的に出す、朝読書の時間を確保するなど、基礎学力の向上に向けた様々な取り組みが展開されてきた(陰山、2010)。また、このような教師の学習指導と、子どもの学習スキルの関連についても、実証的な報告が行われてきている(田中・木原・大野、2009)。教育心理学の領域では、知識の定着や動機づけの向上のため、効果的な授業や評価の在り方が検討されているだけでなく(高垣・田爪・中谷・伊藤・小林・三島、2011; 村山、2006; 鈴木、

---

[1] 本稿は 2010 年に JHPS に付随して行われた子ども調査の結果をまとめた赤林他(2011)との比較可能性を考慮して執筆されたものであり、同様の分析，論考を行なっている。分析に際しては、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科/京都大学経済研究所連携グローバル COE プログラムによる「慶應義塾家計パネル調査」の個票データと慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点による「慶應子どもパネル調査」の個票データの提供を受けた。なお本稿は、2011 年 11 月に慶應義塾大学にて開催されたパネル調査共同研究拠点ワークショップにおける報告に基づくものである。ワークショップでの報告に際して有益かつ建設的なコメントを下さいました、樋口美雄氏、C.R. McKenzie 氏を初めとする参加者の皆様、並びに、分析上の支援をしていただきました荒木宏子氏、飯崎尭氏、相澤佐知氏(以上、慶應義塾大学大学院経済学研究科)にお礼を申し上げます。

2011)、具体的な学習スキルの指導を行うことによる効果も検討されてきている(篠ヶ谷、2011; 植阪、2010)。

ただし、我が国の児童、生徒の学力問題には、学力そのものの低下の問題に加えてもう 1 つ、「学力格差」の拡大という位相が存在する(佐藤、2011)。このような学力格差の拡大の要因として指摘されているのが、家庭の社会文化的要因である。これまでの学力調査では、親の学歴や収入によって子どもの学力が影響を受けることが示されているだけでなく(苅谷・志水、 2004)、学校以外で学習をしない“No study kids”の正答率が著しく低下しているという結果も得られており、子どもの学力に対して、学校の授業の影響力が低下し、その代わりに、家庭背景の影響が強くなっていることが指摘されている(苅谷、2009)。このように、家庭背景が子どもの学力に影響を及ぼしているのであれば、階層差の拡大や貧困層の拡大という近年の社会の変化が、家庭の社会文化的要因を通じて、近年の学力低下および学力格差の拡大をもたらしている可能性が推察される(内田、2007)。したがって、親の学歴や家計収入など、家庭の社会文化的要因が子どもの学力に与える影響とそのプロセスを明らかにすることは、学力低下と学力格差という 2 つの大きな学力問題に対処するために重要な検討課題であるといえよう。

このような状況を踏まえて、本稿では、2010 年に JHPS に付随して行われた子ども調査を用いて学力と家計の関係について議論している赤林他(2011)に基づきながら、学力格差の拡大が問題となっている昨今において、子どもの属性や家庭背景が子どもの学力に与える影響や、その相関関係を明らかにする。具体的には、親の学歴や家計収入など、家庭の社会経済的要因を取り上げながら、それらの値とテスト得点の関連についての分布の確認と統計的な検定を行う。次に、学力スコアを被説明変数とし、子どもの属性と家庭背景を説明変数とする OLS による推定を実施する。

次節以降の構成は、以下の通りである。まず第 2 節では、今回我々が用いた慶應子どもパネル調査 2011 サンプルにおける学力スコアの構築方法を述べるとともに、学力と家庭背景変数の分布の概略を記述する。第 3 節では、子ども自身の属性・家庭背景変数と学力との関係を、第 4 節においては、家庭の文化的環境変数と学力の関係を、グラフにより視覚的に確認した後、統計的な検定結果をまとめて提示する。なお検定方法は、ノンパラメトリックな検定方法(Kruskal Wallis test、Wilcoxon-Mann-Whitney test)を採用する。第 5 節において、家庭背景が学力に与える影響の OLS による推定結果を提示し、第 6 節では今後の展望を述べる。

第 2 節　データセットと学力の指標

1　データセット

慶應義塾大学は、パネル調査の実施およびパネルデータを用いた研究活動の促進を目的として、2008 年度に共同利用施設「パネルデータ設計・解析センター」を設置した。本研究では、同センターにおける活動の一環として調査が行われた、『慶應子ども

パネル調査[2]』のデータを利用する。

『慶應子どもパネル調査』は、慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey: KHPS)の協力世帯にいる子どもを対象として実施されたものである[3]。調査対象となる子どもは、2011 年 3 月時点で小学 1 年から中学 3 年生であった者(1,126 名)である。調査に当たっては、2011 年 1 月に実施された KHPS 調査において、慶應子どもパネル調査への追加協力を依頼し、応諾した対象者に、郵送で調査票を配布・回収した。調査協力の謝礼としては、子ども一人当たり 500 円相当の図書カードとクリアファイルを用意した。また、対象者へのフィードバックとして、事前に指定した ID、パスワードを利用して、個人の調査結果の概要を閲覧可能とした。

同調査は、子どもの基礎学力と学習状況を把握するための子ども票と、これらの子どもの親(KHPS 対象者)が回答する親票から構成される。前者の子ども票は、数学[4]、国語、推論の学力テストと学習状況に関するアンケート調査を含んでいる。学力調査については、学年ごとに異なる問題を用意し、一定の制限時間(20 分)内に独力で解答することを依頼した[5]。一方、アンケート調査は、放課後の活動、教科の好き嫌い、学校生活、宿題の状況などの質問項目を含んでいる。後者の親票は、子どもが通学する学校種別、学級規模、受験経験、学習時間、教育支出状況などの調査項目を含んでいる。同一世帯に対象となる子どもが複数存在する場合には、それぞれの子どもについて、調査票への回答を依頼した。上記の調査設計は、2010 年に実施された JHPS 世帯サンプルを対象とした慶應子どもパネル調査 2010(子ども調査 2010)を原則として踏襲し、比較可能性を担保している。ただし、既存の調査結果を踏まえて、適宜修正を行っている[6]。

子ども票における学力テストの回答者は 659 人である。これは、慶應子どもパネル調査 2011(子ども調査 2011)への協力者のうち親票にのみ協力したものを除いた人数である。この 659 ケースのうち、小学校低学年は 220、高学年は 232、中学生は 207 である。性別でみると、男子が 333、女子が 326、生まれ月で見ると、4-6 月生まれが 158、7-9 月生まれが 171、10-12 月生まれが 165、1-3 月生まれが 165 である。きょうだい数でみると、きょうだい数 1 人(一人っ子)が 60、きょうだい数 2 人が 333、きょうだい数 3 人が 205、きょうだい数 4 人が 44、きょうだい数 5 人以上が 17 となっている。

---

[2] 赤林他(2011)、敷島他(2011)、山下他(2011)のなかでは「JHPS 子ども特別調査」と表記されているが、後述するように、2010 年に実施された JHPS 世帯サンプルを対象とした慶應子どもパネル調査 2010(子ども調査 2010)を原則として踏襲して設計されたものである。

[3] 慶應義塾家計パネル調査の詳細については、たとえば瀬古他(2011)を参照されたい。

[4] 数学は、小学生の場合には「算数」であるが、煩雑さをさけるために、本稿においては「数学」で統一する。

[5] 留置法による調査には、たとえば親を含む第三者が、事後的にテストの間違いを修正してしまうなどの問題がありうる。すべての問題が解消されているわけではないが、本調査の実施に当たっては、調査票回答終了直後、子ども自身の手で、調査用紙にシールを貼ってもらうなどの工夫をしている。

[6] JHPS 子ども特別調査の概要については、敷島他(2011)、山下他(2011)を参照のこと。

2　学力の指標

子どもの学力と家計を説明する際の学力の指標は、以下の方法で標準化されたものを利用する。各々の科目(数学、国語、推論)の 1 問の配点を原則 1 とし、それらを単純に合計したものを、学年別・科目別に、平均 50、標準偏差 10 となるように標準化を施したものである。次に、このように標準化された得点の学年間の調整について議論する。本稿における多くの分析では、調査対象となった学年すべて(小学校 6 学年分、中学校 3 学年分)をプールした分析が行われている。このことによるメリットとデメリットについては赤林他(2011)で詳細に検討されているが、同種のデータを用いている本稿においても重要な点であるため赤林他(2011)の主張の一部を以下でまとめる。まず、学年ごとに異なるテストに基づく得点をプールして分析している点には留意が必要である。この場合には、項目反応理論(IRT :Item Response Theory)による得点の調整が必要であるが、テストの性格、問題数、サンプルサイズなどを考慮すると事実上、項目反応理論による調整は不可能である。しかしながら、もっとも単純な標準化の手法を用いてもなお一貫した推計結果が出るとすれば、それはその推計値の頑健性を表していると受け止めることができる。したがって、本稿では、これらの主張を踏まえたうえで、今後の分析を進めていく。

第 3 節　子どもの属性と学力

この節では、性別、出生月、きょうだい数と、子どもの学力との関係を確認する。また、赤林他(2011)を参考に、JHPS 調査に付随して、同一の学力テストを使用して実施された子ども調査 2010 の結果との比較を行う[7]。

1　性別の影響

図 2 は、男女間で、数学・国語・推論の平均的な学力水準を比較したものである。図 2 から、数学と推論の偏差値は男子が女子よりも高く見えるが(数学で 1.2 ポイントの差、推論で 0.8 ポイントの差)、国語においては男女の差はみられない。この結果は子ども調査 2010 の分析結果とほとんど変わらない。

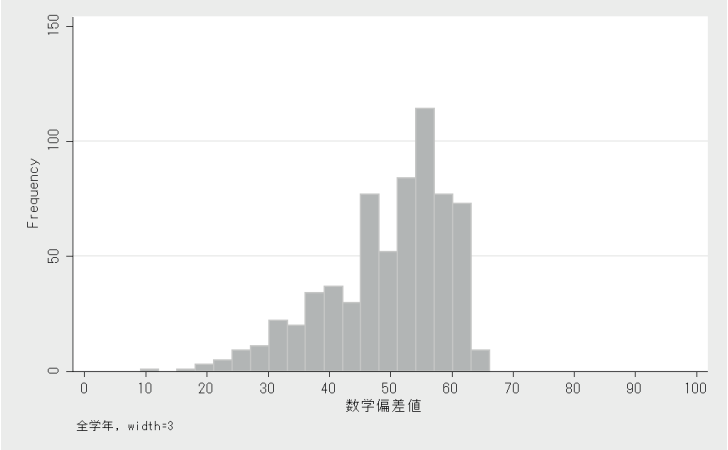
2　出生月の影響

図 3 は、出生月ごとに 4 グループ(4－6 月、7－9 月、10—12 月、1－3 月)に分類し、偏差値を比較したものである。図 3 からは、4－12 月までは、出生月間で学力に顕著な差は見られないが、数学と推論に関しては、1－3 月生まれ(早生まれ)だけは、他の生まれ月と比較して、若干平均値が低いように見える。この結果は子ども調査 2010 の分析結果とほとんど変わらなかった。

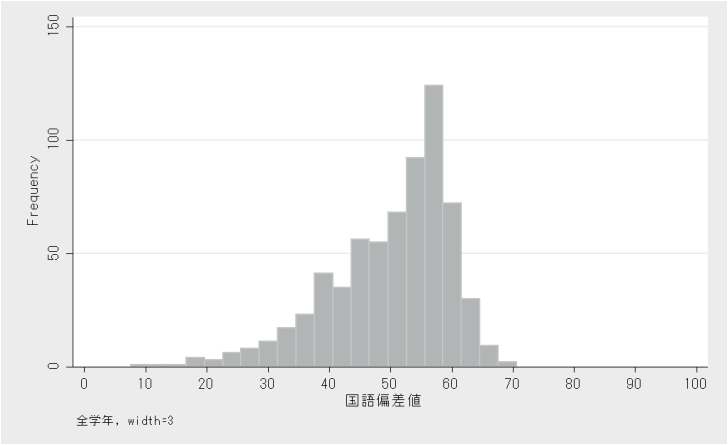
[7] ただし、JHPS、KHPS 調査に付随して行われた子ども調査の結果の差異についての考察は、KHPS に付随した子ども調査の結果の概略を示すという本稿の目的を大きく超えるため行わない。

図1　標準得点の分布(ヒストグラム)

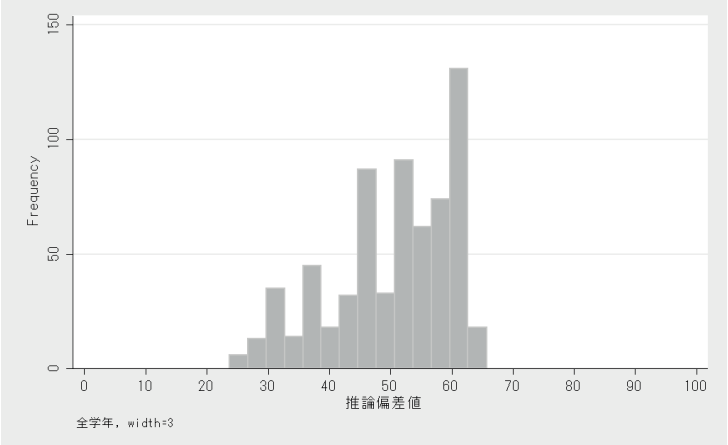
(1)数学



(2)国語

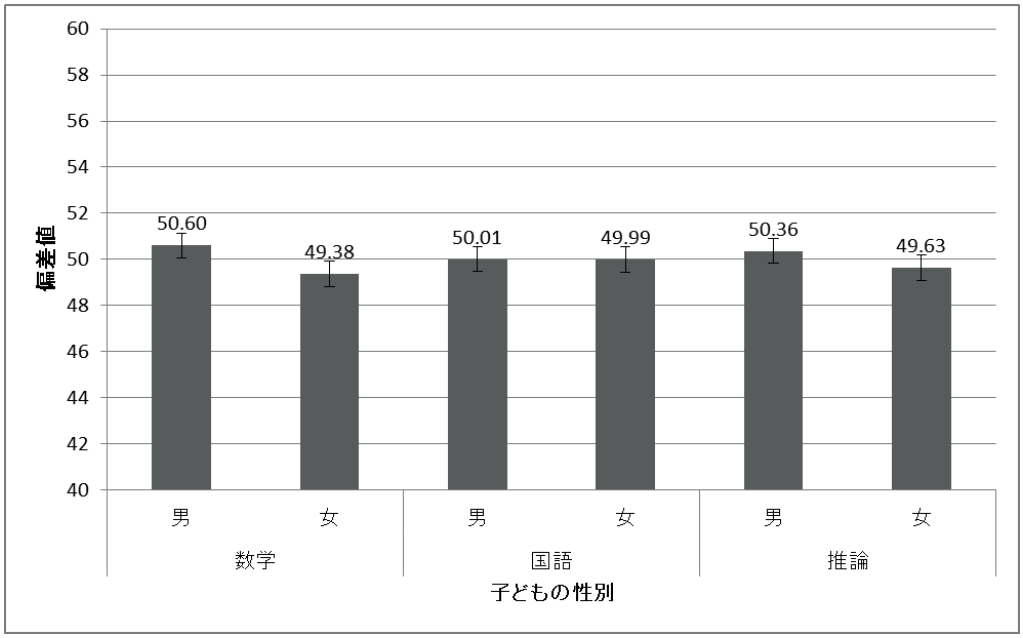


(3)推論



注：縦軸は度数、横軸は偏差値、サンプルは全学年をプールしてある。

図2　性別と学力水準



注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

3　きょうだい数の影響

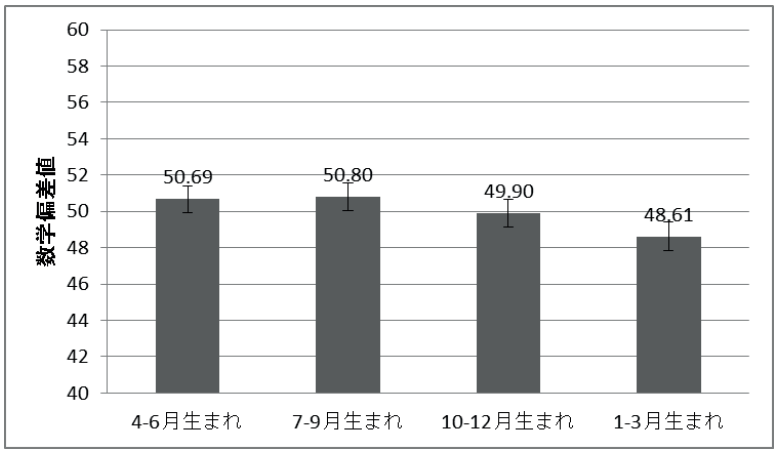
図 4 は、きょうだい数ごとに、各科目平均でみた学力を比較したものである。この図からは、いずれの科目においても、きょうだい数が増えるにつれてゆるやかに学力が低下しているように見える。この傾向は子ども調査 2010 の分析結果よりもはっきりと観察されている。

4　統計的仮説検定の結果

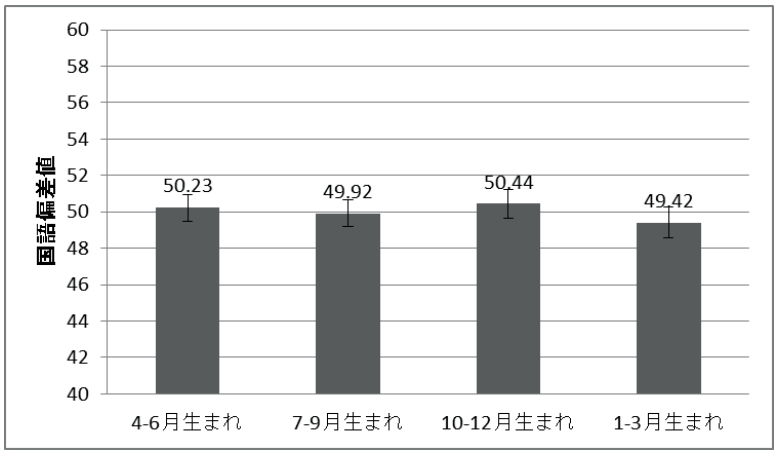
以上、視覚的に検討した、子どもの属性と学力との関係が、実際に統計的に有意な関係であるかどうかを統計的に検定した（**表 1**）。検定方法の詳細については、表 1 の注を参照されたい。検定結果からは、5%水準で有意差がみられる変数は、きょうだい数と出生順位であり、きょうだい数については、すべての科目について有意差が見られ、出生順位については、数学と国語において有意差がみられた。この結果は出生月との関係が有意にみられた子ども調査 2010 の結果と若干異なる。

図3　出生月と学力水準

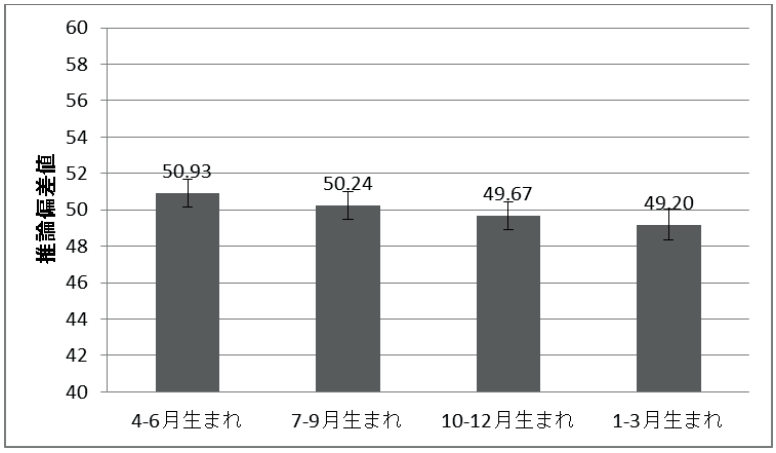
(1)数学



(2)国語



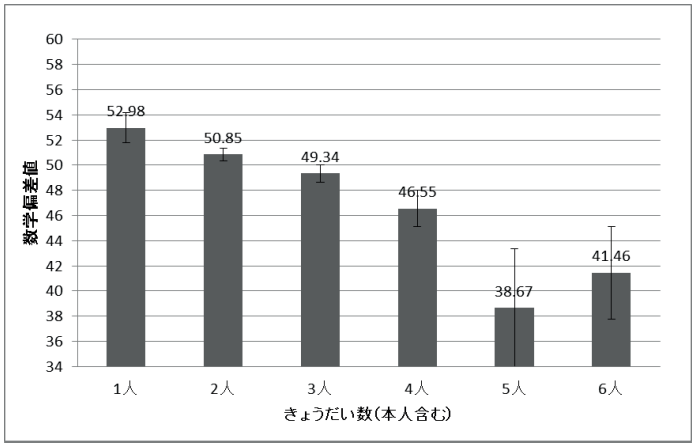
(3)推論



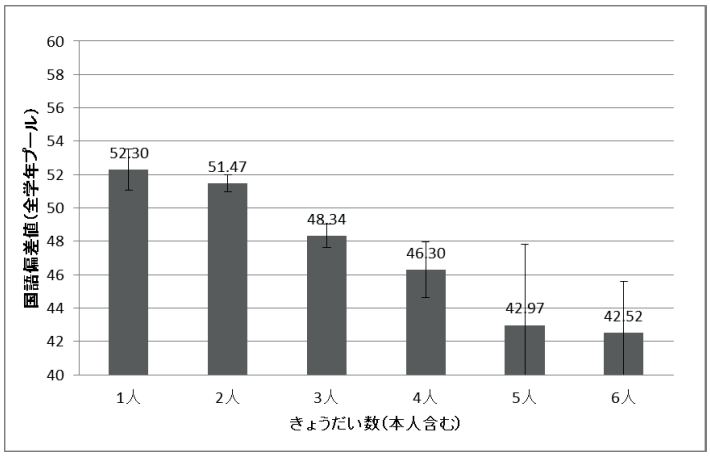
注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

図4　きょうだい数と学力水準

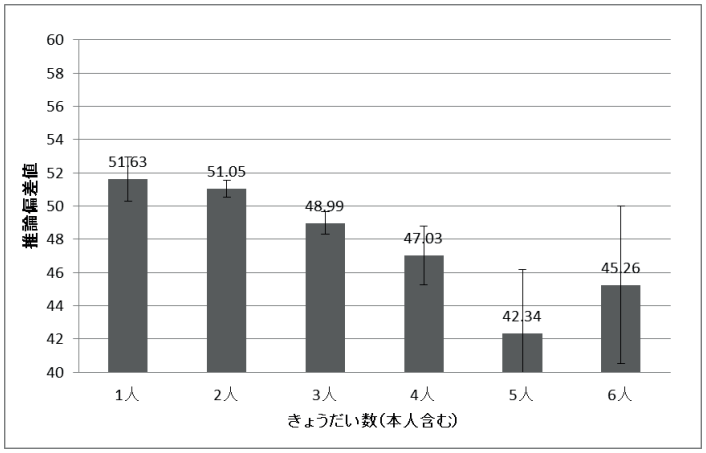
(1)数学



(2)国語



(3)推論



注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

表1　子ども自身の属性と学力との関係：統計的仮説検定結果

科目	出生月(四半期)	出生時期(4～6 月 vs 1～3 月)	性別	きょうだい数	出生順位
数学	—	＊	＊	＊＊＊	＊＊
国語	—	—	—	＊＊＊	＊＊
推論	—	—	—	＊＊＊	—

注： 帰無仮説は「グループ間に偏差値の差がない」。出生月(4 半期)は、4-6 月、7-9 月、10-12 月、1-3 月生まれの 4 区分の差、出生月(4-6 月と 1-3 月)は、(　)内の 2 区分のみを比較した。きょうだい数は 1－5 人の 5 区分、出生順位は 1 人目から 5 人目の 5 区分である。検定方法は、2 グループ間の場合は Wilcoxon-Mann-Whitney test、 3 グループ以上の場合は Kruskal Wallis test。 ***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

第 4 節　家庭背景と学力

本節では、子どもの社会的、経済的な家庭背景として、両親の学歴と家計収入水準に着目し、学力との関係を検討する。第 3 節と同様に、赤林他(2011)を参考にしながら、JHPS 調査に付随して、同一の学力テストを使用して実施された子ども調査 2010 の結果との比較を行う。

1　両親の学歴の影響

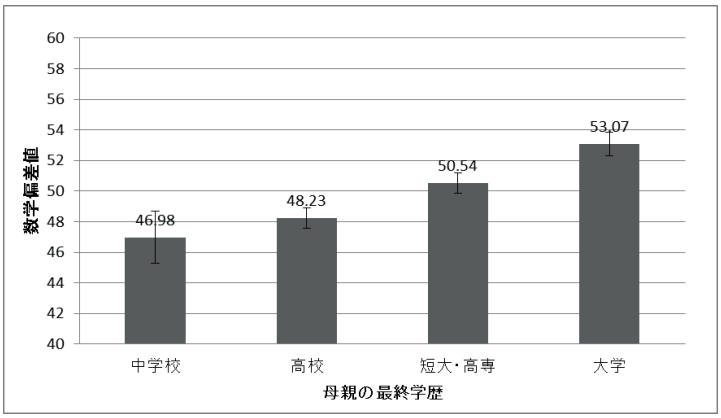
図 5 は、母親の最終学歴(中学校、高校、短大・高専、大学)ごとに、子どもの平均的な学力水準をみたものである[8]。まず、数学と国語の学力水準に関しては、母親の最終学歴との間に顕著な関連が見られ、概ね、母親の学歴が高くなるにつれて、子どもの学力スコアが上昇する傾向がみられた。一方、推論においては明確な関連は見られず、母親の学歴が中卒もしくは大卒グループで、平均的な学力スコアが高くなる結果が観察された。ただし、母親の最終学歴が中学校であるサンプルは比較的少数であるため、結果として標準誤差が大きくなっている点には注意が必要である。

図 6 は、父親の学歴と学力スコアの関連を確認したものである。この場合も、数学と国語に関しては、父親の学歴と平均的な学力スコアの間に、強い正の相関が観察される。一方、推論のスコアについては、若干ではあるが父親の学歴との関連が見られ、母親の学歴でみた傾向とは対照的な結果となった。ただし、その関連は数学・国語の場合と比べて弱く、学力スコアの標準誤差を考慮すると、明確な結論は得られないように思われる。以上の傾向は子ども調査 2010 の分析結果より明確に観察されている。

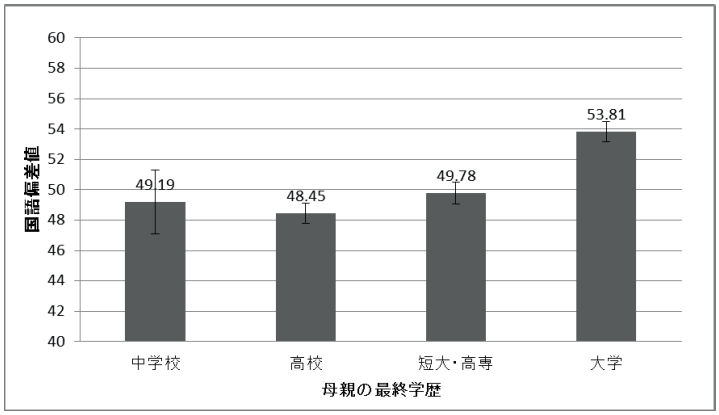
[8] 学歴区分には、「その他」があるがグラフ上には示していない。また、大学院卒と回答した母親はサンプル中に存在しなかった。

図5　母親の学歴と学力水準

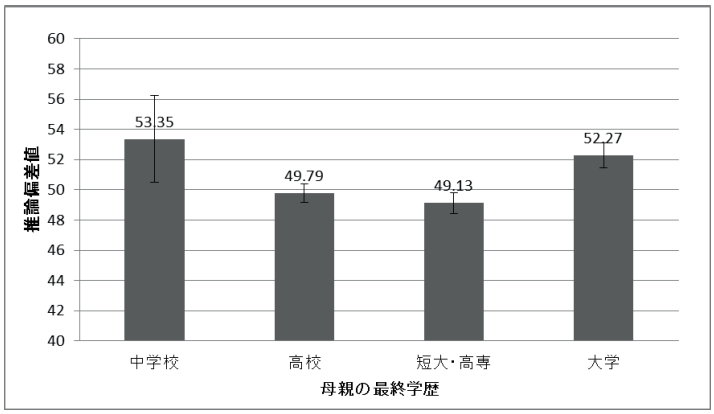
(1)数学



(2)国語



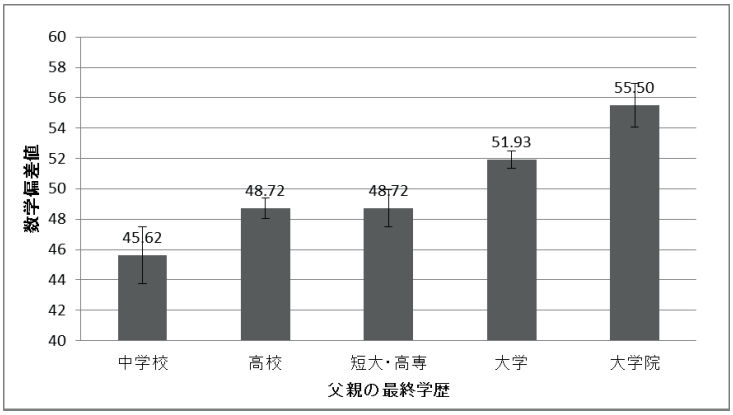
(3)推論



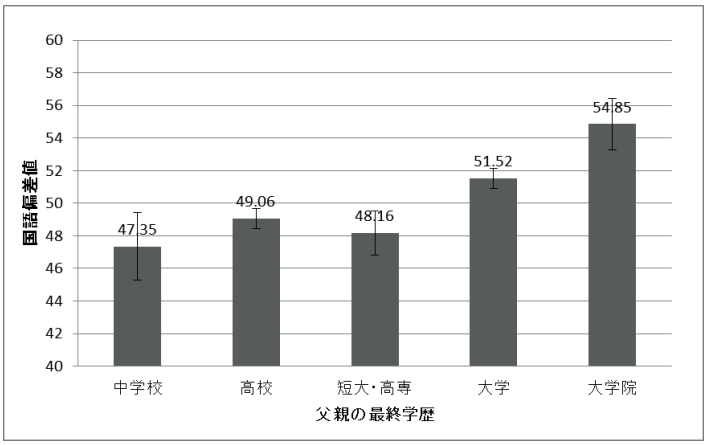
注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。父親の場合(図 6)と異なり、大学院卒という選択肢を選んだ母親はサンプル中に存在しなかった。

図6　父親の学歴と学力水準

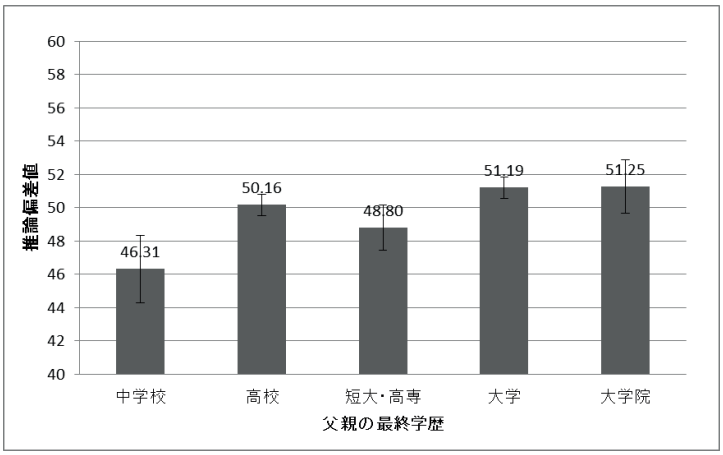
(1)数学



(2)国語



(3)推論



注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

2　家計収入の影響

図 7－1 は、KHPS 本調査の調査項目に基づき、サンプルを 2010 年の世帯年収の四分位で 4 グループに分けた上で、各四分位に属する子どもの平均的な学力をグラフにしたものである。これを見ると、数学と国語では、世帯年収と学力スコアに明確な正の相関がみられ、中でも最も世帯年収の低いグループ(第 1 四分位)の平均スコアは、他のグループとの差が顕著に大きくなっていることが分かる。推論においても、第 1 四分位で平均スコアが低くなる傾向はみられるものの、第 2 四分位以上のグループについては、年収と平均スコアとの間に明確な関連はみられなかった。**図 7－2** は、同様の関連を子どもの学年グループ(小学校低学年・高学年・中学校)ごとに確認することで、学年の推移に伴って、所得階層間の学力格差がどのように変化するかを検討したものである。これを見ると、数学・国語・推論のいずれについても、学年の推移に伴って､明確な形で学力格差が拡大もしくは縮小する傾向は見られなかった｡ただし、いずれの科目・学年を見ても、一貫して第 1 四分位に属するグループの平均スコアが最も低くなっており、図 7－1 で得られた結果が再確認されている。

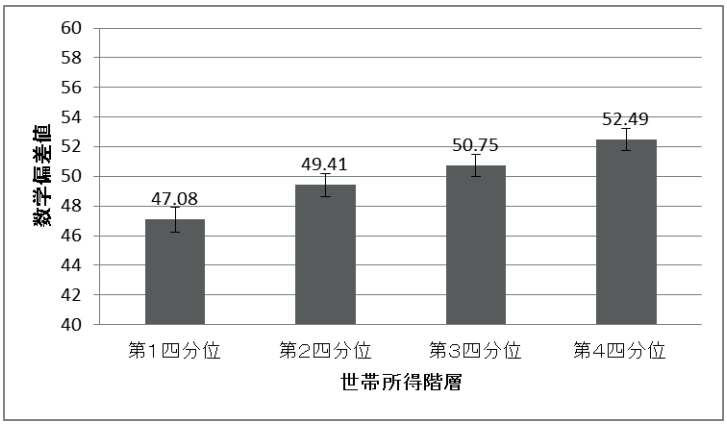
図 7－3 は、正規・非正規別にみた両親の雇用形態と子どもの学力の関連を見たものである[9]。これによれば、両親の雇用形態は子どもの学力に対して、対照的な影響を与えていることが示唆される。すなわち、父親は正規職である方が一貫して子どもの平均的な学力が高く、母親は正規職である方が一貫して子どもの平均的な学力が低くなっている。

本項の分析結果は、子ども調査 2010 において行われた分析結果と同様の傾向を示している。しかしながら、子ども調査 2010 において指摘された問題もはらんでいることに留意が必要である。つまり、この傾向を因果関係として解釈することは容易ではないという点に注意を払う必要がある。なぜなら、父親の最終学歴と子どもの学力には顕著な相関がみられると同時に、最終学歴は雇用形態とも関連を持つことが予想されるからである。また、特に共働き世帯では、両親が不在時に子どもが学力テストに解答している可能性があり、このことがテストの実施条件の違いを通じて、結果に影響を与えている可能性もある。

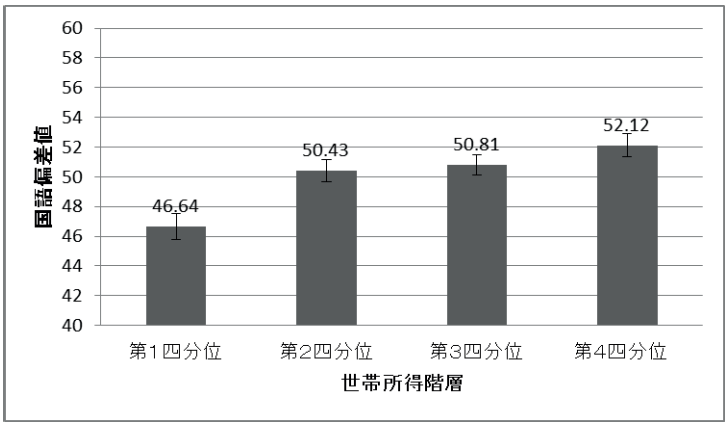
[9] ここでいう、「正規」就業とは、就業形態が被雇用であり、かつ勤務形態が常勤である場合に相当する。なお、集計に当たって、無業のサンプルは「正規以外」に含めている。

図7－1　家庭の収入と学力

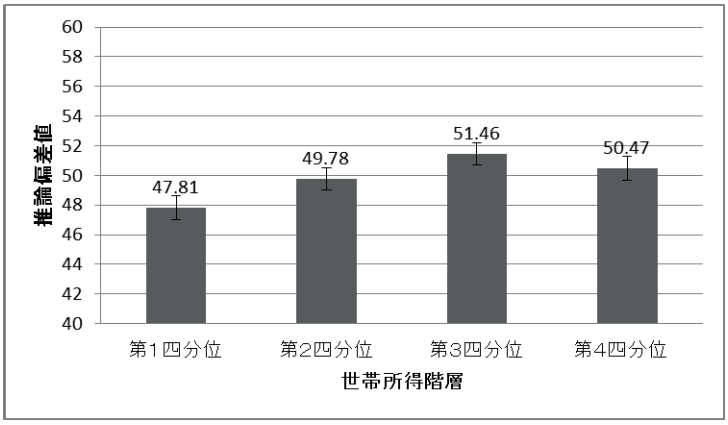
(1)数学



(2)国語



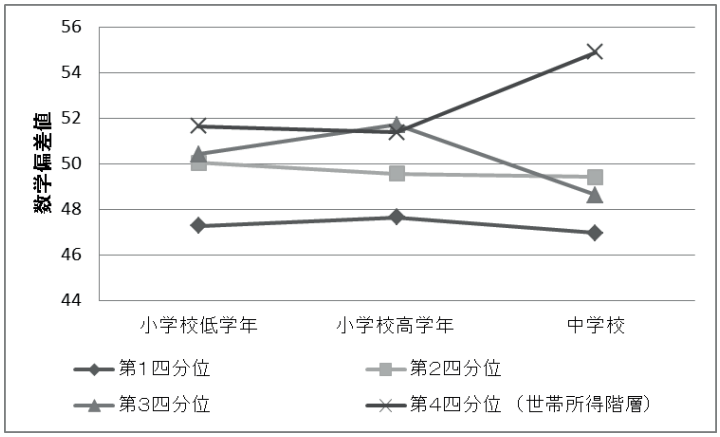
(3)推論



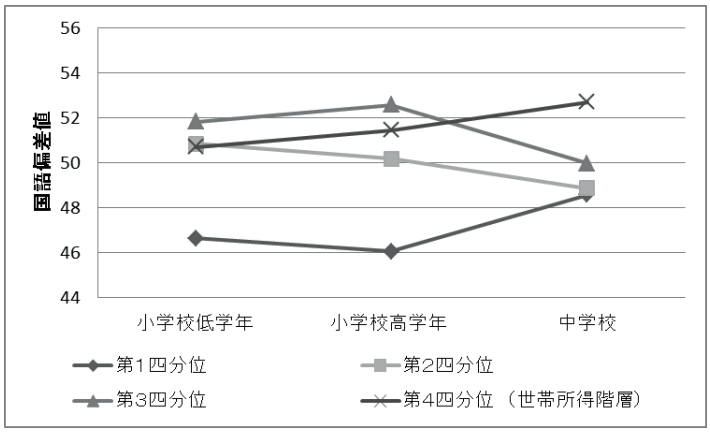
注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

図7－2　家庭の収入と学力(学年グループ別)

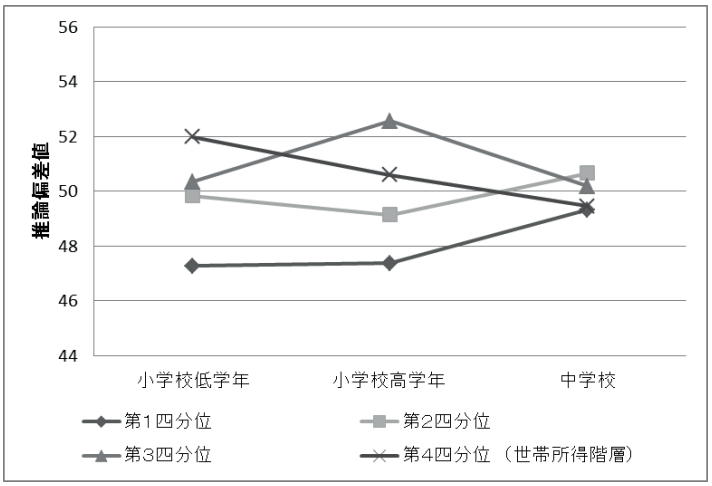
(1)数学



(2)国語



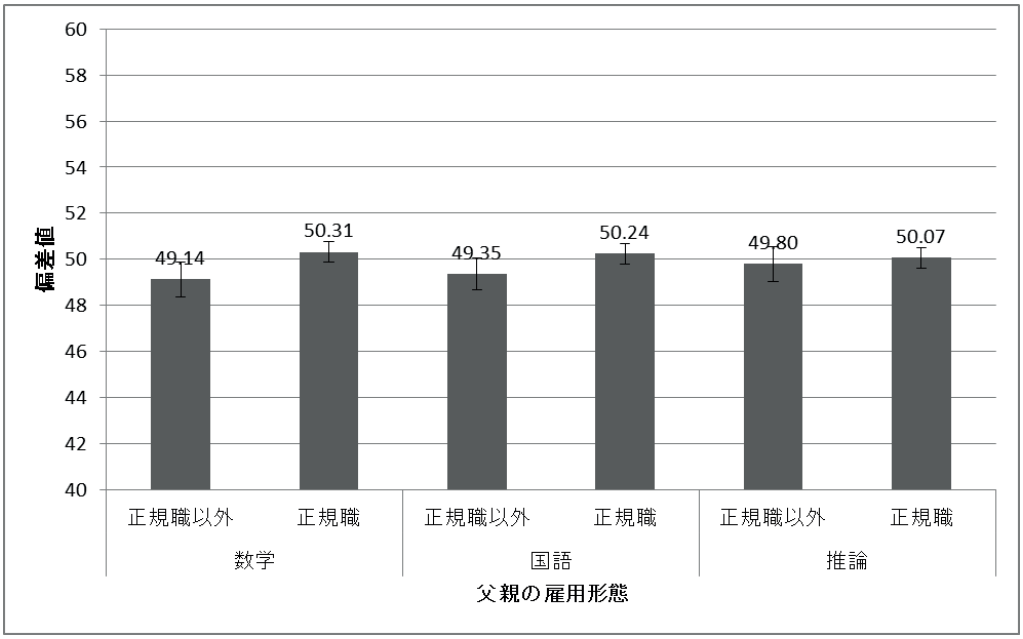
(3)推論



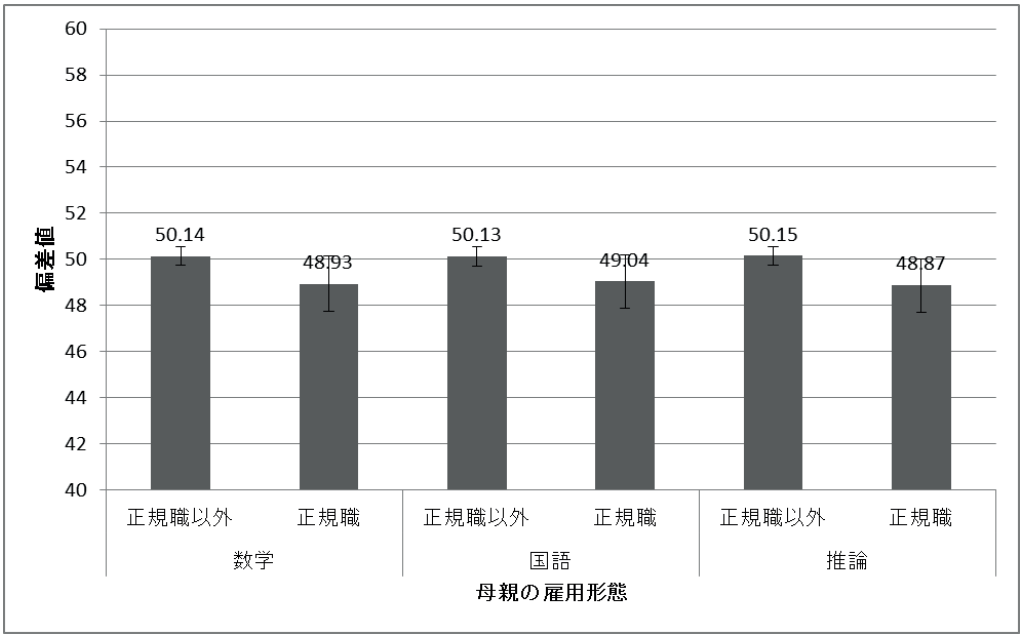
注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。

図7－3　親の雇用形態と学力

(1) 父親の雇用形態



(2)母親の雇用形態



注：平均値の計算は、偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

表 2　家庭背景と子どもの学力との関係：統計的仮説検定結果

科目	母親の学歴	母親の大卒(図略)	父親の学歴	父親の大卒(図略)	世帯年収(四分位)
数学	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊
国語	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊	＊＊＊
推論	―	＊	＊	＊＊＊	＊＊＊

注： 帰無仮説は「グループ間に偏差値の差がない」。母親の学歴は中卒・高卒・短大・高専卒、大卒以上、その他の 5 区分、父親の学歴は母親の区分に大学院卒を加えた 6 区分、家計収入は 4 分位で分けた 4 区分である。検定方法は、2 グループ間の場合は Wilcoxon-Mann-Whitney test、 3 グループ以上の場合は Kruskal Wallis test。***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

3　統計的仮説検定の結果

ここでは、前項まで見てきた両親の学歴および世帯年収と学力の関連について、統計的な検定を行った結果を紹介する。検定の結果は、**表 2** にまとめられている。まず、両親の学歴については、図 5 および図 6 と同様に、最終学歴別にサンプルを分割し、グループ間の平均スコアに差があるかを検定している。これに加え、両親それぞれが大卒であるか否かについても、子どもの学力水準との関連を検討した。世帯年収については、年収の四分位でサンプルを分割し、グループ間の平均スコアに差があるかを検定している。検定の結果、数学・国語に関しては、すべての比較でグループ間のスコアには統計的に有意な差があることが示された。この結果は、すでにみた傾向と整合的である。また、推論のスコアに関しては、母親の学歴による差異は認められなかったものの、他の家庭背景を表す変数に関しては、少なくとも 10%水準で有意な関連がみられた。

第 5 節　OLS による推定結果

以下では OLS による推定結果を確認していく。被説明変数には、数学・国語は学年ごとに標準化した偏差値を、推論は正答数の単純合計を用いた[10]。用いた説明変数は大きく子ども自身の属性を表す変数と家庭背景を表す変数に分けられる。まず、子供自身の属性を表す変数として、性別(女子ダミー)、出生時期(早生まれ(誕生月が 1～3 月)ダミー)、出生順位(第 1 子ダミー)を用いた。また、家庭背景を表す変数として親の学歴(父親大卒以上ダミー、母親大卒以上ダミー)、親の就業形態(父親正規職ダミー、母親正規職ダミー)、世帯の税込所得を用いた。**表 3** は、これらの説明変数の記述統計を示している。なお以下の推計では、世帯収入を線形にコントロールした場合と、四分位に基づく収入階層ダミー変数によりコントロールした場合の 2 種類の特定化を行

[10] 推論は 0～4 点の素点の合計点である。学年による平均点の差をとらえるために推論を被説明変数とする場合には、学年ダミーを導入した。当然ながら、学年の影響を除去した得点を用いることが理想的であるが、赤林他(2011)と比較するために本稿では単純合計を用いた。

表 3　OLS に用いた家庭背景変数の記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
子どもの性別(女子=1)	0.49	0.50	0	1
子どもの出生時期(早生まれ=1)	0.25	0.43	0	1
子どもの出生順位(第1子=1)	0.45	0.50	0	1
父親の最終学歴(大卒以上=1)	0.41	0.49	0	1
母親の最終学歴(大卒以上=1)	0.17	0.37	0	1
父親の就業形態(正規雇用=1)	0.74	0.44	0	1
母親の就業形態(正規雇用=1)	0.12	0.32	0	1
世帯年収(万円)/100	7.18	3.46	1.0	25.0

っている。これは、図 7－1 に関する議論から、家計収入と学力との間の関係は必ずしも線形とはいえない可能性が示唆されているからである。

表 4 は OLS による推定結果であり、カッコ内の数値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示している。所得の特定化によらず一貫して得られる主な推定結果として、以下のことが挙げられる。

- 子ども自身が早生まれである場合、数学の偏差値は約 2 ポイント低下する。一方、第 1 子である場合、数学の偏差値は約 1.8 ポイント上昇する。
- 父親が大卒以上である場合、数学の偏差値が約 2.5 ポイント上昇し、国語の偏差値も約 2 ポイント上昇する。
- 母親が大卒以上である場合、数学の偏差値が約 2.5 ポイント上昇し、国語の偏差値も約 3.6～3.7 ポイント上昇する。また、推論については、(学年間の平均得点の差を統御した上で)4 点満点の素得点が約 0.3 点上昇する。
- 家計所得が 100 万円上昇すると、数学、国語の偏差値がともに約 0.5 ポイント、推論については、素得点で約 0.04 点上昇する。また、家計所得の効果を所得の 4 分位ごとに見ると、当初の予想通り、所得の効果の非線形性が示唆される結果となっており、数学・国語については第 4 分位の効果が最も大きくなっている。
- 子どもの性別と母親の就業形態については、統計的な有意差は一貫して確認されなかった。

最後に JHPS に伴って行われた子ども調査を用いた前回の分析結果(赤林他、2011)と今回の分析結果との相違点について簡潔にまとめる。子ども自身の属性について、早生まれである場合の数学に対する負の影響が観察される点は前回と同じであったが、第 1 子である場合の数学に対する正の影響が観察される点は前回とは異なる。また、両親の属性について、父親及び母親の学歴が数学、国語に与える影響は前回の分析と同じく有意に正であり、特に今回の分析においては母親の学歴が数学に与える影響が安定的であった。世帯所得のテスト得点に与える正の影響は今回の分析のほうが顕著に現れる傾向がある。

表4　子どもの属性および家庭背景と学力の関係：OLSの推定結果

	数学		国語		推論	
	係数 （標準誤差）	係数 （標準誤差）	係数 （標準誤差）	係数 （標準誤差）	係数 （標準誤差）	係数 （標準誤差）
子どもの性別（女子 = 1）	-1.0630	-1.0663	0.2478	0.2467	-0.0636	-0.0661
	(0.7564)	(0.7592)	(0.7663)	(0.7649)	(0.1032)	(0.1026)
子どもの出生時期（早生まれ = 1）	-2.0022**	-1.9999**	-0.9182	-0.9603	-0.1613	-0.1553
	(0.8725)	(0.8780)	(0.9146)	(0.9054)	(0.1216)	(0.1222)
子どもの出生順位（第一子 = 1）	1.8709**	1.8295**	1.3607*	1.2712	0.1733*	0.1667
	(0.7809)	(0.7707)	(0.7812)	(0.7788)	(0.1021)	(0.1023)
父親の最終学歴（大卒以上 = 1）	2.4802***	2.6175***	1.8065**	2.0215**	0.1000	0.1366
	(0.8680)	(0.8596)	(0.8773)	(0.9090)	(0.1166)	(0.1194)
母親の最終学歴（大卒以上 = 1）	2.5176***	2.6144***	3.6605***	3.7427***	0.2818**	0.3013**
	(0.9122)	(0.9426)	(0.8441)	(0.8470)	(0.1321)	(0.1339)
父親の雇用形態（正規雇用 = 1）	-0.9809	-1.4577	-1.3671	-2.0930**	-0.1291	-0.2181*
	(0.8994)	(0.9657)	(0.8988)	(0.9669)	(0.1228)	(0.1298)
母親の雇用形態（正規雇用 = 1）	-1.5262	-1.1051	-1.6840	-1.1782	-0.2085	-0.1248
	(1.1736)	(1.2079)	(1.2262)	(1.2259)	(0.1595)	(0.1599)
世帯年収	0.5129***	―――	0.4885***	―――	0.0412**	―――
	(0.1385)		(0.1167)		(0.0163)	
所得カテゴリ：第2四分位	―――	2.4059**	―――	3.9040***	―――	0.2623*
		(1.1611)		(1.1575)		(0.1487)
所得カテゴリ：第3四分位	―――	3.6413***	―――	4.3775***	―――	0.5280***
		(1.1942)		(1.2284)		(0.1548)
所得カテゴリ：第4四分位	―――	4.6771***	―――	4.9892***	―――	0.3513**
		(1.2231)		(1.3579)		(0.1718)
学年ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes
N	646	646	646	646	646	646
R^2	0.0824	0.0777	0.0664	0.0716	0.0406	0.0459

注: ***、**、* はそれぞれ推計された係数が1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。推論の得点は単純合計を利用。カッコ内は robust standard error。

第 6 節　おわりに

以上、本稿では、first look 分析として『慶應子どもパネル調査 2011』を用いて、学力と家計の関係を明らかにしてきた。2010 年に JHPS に付随して行われた子ども調査の結果をまとめた赤林他(2011)を参考にしながら、子どもの性別・出生月・きょうだい関係・両親の学歴・家計収入の水準を示す変数が、数学(算数)、国語、推論のスコアに与える影響に着目しながら、分析を行ない、一部の変数で若干の違いが見られたものの基本的には赤林他(2011)と同様の結果が確認された。

主たる今後の課題は、赤林他(2011)と同様に以下の 3 点である。第 1 は、所得の差が学力に与える影響のメカニズムの分析である。所得の格差は、子どもへの投資(私立学校、学習塾)を通じて学力の差を発生させるだけでなく、親の教育水準や遺伝的な要因も加味して、学力に影響を与えることが考えられる。したがって、そうしたメカニズムを包括的に明らかにすることが課題である。第 2 は、所属している集団(グループ)要因との学力との関係である。具体的には、地域や学校と学力の関係を明らかにすることである。今回の子ども調査の主な目的は、家庭環境などの個人要因が子どもの学力に与える影響の解明であったが、KHPS データを地域情報・学校情報と結びつけることで集団要因も考慮した分析によって、地域や学校が子どもの学力に及ぼす影響を

明らかにすることが可能になると思われる。第 3 は、学力と学力以外の行動などとの関連を明らかにすることである。学力と学力以外の行動の決定要因を同時に分析することによって、これまで必ずしも明らかにされていない家庭や学校が果たす多面的な役割を論考することが可能になると思われる。

Appendix：標本の特性

本稿の実証において用いる『慶應子どもパネル調査 2011』の対象者は、2011 年 1 月に実施された KHPS2011 の回答者の中で、小学 1 年から中学 3 年生までの子どものいる回答者である。そこでまず、山下他(2011)を参考に、『慶應子どもパネル調査 2011』のサンプルの代表性を確認していく。具体的には、以下の 2 点について検討する。第 1 は、学年ごとの協力率についてであり、第 2 は、今回の調査への参加が回答者の属性によって規定されるか否かについてである。

KHPS2011 への協力率を、山下他(2011)と同様に、協力者数(子ども調査に回答した協力者数)を潜在的回答者数(子ども調査へ協力可能性がある対象者数)で除した値を協力率とする。その結果、**表 A-1** から、小学校低学年(1～3 年)の協力率は 68.5%、小学校高学年(4～6 年)の協力率は 59.3%、中学校の協力率は 50.0%であり、学年が上がるごとに協力率が低くなる傾向にあるといえる。**表 A-2** が示すように、より具体的に各学年別にみた場合でも、小学 1 年では 63.0%、小学 2 年では 72.7%、小学 3 年では 69.2%、小学 4 年では 61.0%、小学 5 年では 56.9%、小学 6 年では 60.1%、中学 1 年では 52.8%、中学 2 年では 56.4%、中学 3 年では 40.6%となっている。協力率が最も高いのは小学 2 年、最も低いのは中学 3 年であり、その差は、32.1%である。

次に、回答の有無が家計の属性(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世帯年収、⑥両親の学歴(父親、母親の大学卒業の有無)、⑦両親の就業の状況(父親、母親の正規職への就業)によって規定されるかについて、2 項プロビットモデルにより検討した。**表 A-3** はその推定結果を示したものであり、以下の 3 点が確認された。全学年のサンプルの場合、父親の最終学歴と母親の最終学歴が、プラスに有意であった。小学 1～3 年生では有意な変数は確認されなかった。小学 4～6 年では父親の最終学歴がプラスに有意であった。中学 1～3 年では、父親の最終学歴、母親の最終学歴、母親の就業形態が各々プラスに有意であった。以上の結果から、以下の 3 点が明らかにされた。(1)子どもの学年および両親の学歴によって、協力率が異なる傾向が観察される。(2)子ども調査 2010 でも同様の傾向がみられたが、関連は本調査(子ども調査 2011)より弱い。(3)全体として、その他の個人・世帯属性とは系統的な関連は見いだせないが、例外は母親の就業である。

表 A-1　慶應子どもパネル調査 2011 への協力率(学年 3 区分)

	協力	非協力
小学1～3年生	68.5%	31.5%
	(220)	(101)
小学4～6年生	59.3%	40.7%
	(232)	(159)
中学1～3年生	50.0%	50.0%
	(207)	(207)
計	58.5%	41.5%
	(659)	(467)

注：子ども調査票に回答のなかったケースは除外。カッコ内は実数。

表A-2　慶應子どもパネル調査2011への協力率(各学年別)

学年	協力率
小学1年生	63.0%
小学2年生	72.7%
小学3年生	69.2%
小学4年生	61.0%
小学5年生	56.9%
小学6年生	60.1%
中学1年生	52.8%
中学2年生	56.4%
中学3年生	40.6%

表A-3　慶應子どもパネル調査2011への協力確率の決定要因(プロビット分析)

回答協力ダミー(1=協力、0=非協力)	全サンプル 係数 （標準誤差）	小学1～3年生 係数 （標準誤差）	小学4～6年生 係数 （標準誤差）	中学1～3年生 係数 （標準誤差）
子どもの性別 (女子 = 1)	0.0078	0.1932	-0.2229	0.0259
	(0.0795)	(0.1565)	(0.1374)	(0.1306)
子どもの出生時期 (早生まれ = 1)	0.1096	-0.0010	0.1559	0.1110
	(0.0925)	(0.1875)	(0.1562)	(0.1504)
子どもの出生順位 (第一子 = 1)	0.0397	0.0976	-0.0765	0.1010
	(0.0805)	(0.1562)	(0.1396)	(0.1303)
父親の最終学歴 (大卒以上 = 1)	0.3903***	0.2908	0.5538***	0.3436**
	(0.0943)	(0.1921)	(0.1618)	(0.1505)
母親の最終学歴 (大卒以上 = 1)	0.3011**	0.1283	0.2857	0.5593**
	(0.1301)	(0.2344)	(0.2108)	(0.2450)
父親の雇用形態 (正規雇用 = 1)	-0.1148	-0.0557	-0.0914	-0.1254
	(0.0943)	(0.1812)	(0.1693)	(0.1499)
母親の雇用形態 (正規雇用 = 1)	0.0686	-0.3386	-0.0011	0.3611*
	(0.1240)	(0.2627)	(0.2107)	(0.1951)
世帯年収	-0.0039	0.0189	-0.0249	-0.0046
	(0.0130)	(0.0276)	(0.0235)	(0.0199)
学年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,078	305	374	399
R^2	0.0474	0.0275	0.0426	0.0474

注: ***、**、* はそれぞれ推計された係数が1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

【参考文献】

赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢（2011)「子どもの学力には何が関係しているか――「JHPS お子様に関する特別調査」の分析結果から」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析[2]　教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会、第 4 章、69-98 頁。

植阪友理（2010)「学習方略は教科間でいかに転移するか――教訓帰納の自発的な利用を促す事例研究から」『教育心理学研究』58、80-94 頁。

内田樹（2007)『下流志向』講談社文庫。

陰山英男（2010)『学力向上につくす人びと』フォーラム。

苅谷剛彦（2009)『学力と階層――教育の綻びをどう修正するか』朝日新聞出版。

――――（2011)「学力調査と格差問題の時代変化」東京大学学校教育高度化センター編『基礎学力を問う――21 世紀型日本の教育への展望』81-130 頁。

苅谷剛彦・志水宏吉（2004)『学力の社会学』岩波書店。

佐藤学(2011)「学力問題の構図と基礎学力の概念」東京大学学校教育高度化センター編『基礎学力を問う――学力世紀型日本の教育への展望』1-32 頁。

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」――学力テストの信頼性と妥当性の検討」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析[2]　教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会、第 2 章、23-48 頁。

篠ヶ谷圭太（2011）「学習を方向づける予習活動の検討――質問に対する解答作成と自信度評定に着目して」『教育心理学研究』59、355-366 頁。

志水宏吉(2005)『学力を育てる』岩波新書。

鈴木雅之（2011）「ルーブリックの提示による評価基準・評価目的の教示が学習者に及ぼす影響――テスト観・動機づけ・学習方略に着目して」『教育心理学研究』59、131-143 頁。

瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應－京大連携グローバル COE 編（2011）『日本の家計行動のダイナミズムⅦ――経済危機後の家計行動』慶應義塾大学出版会。

高垣マユミ・田爪宏二・中谷素之・伊藤崇達・小林洋一郎・三島一洋（2011）「コンフリクトマップを用いた教授方略が認知的側面と動機づけ的側面に及ぼす影響――中学校地理の事例を通して」『教育心理学研究』59、111-121 頁。

田中博之・木原俊行・大野裕己（2009)『授業と家庭学習のリンクが子どもの学力を伸ばす――家庭学習充実に向けての学校・教師・保護者の連携を目指して』Benesse 教育研究開発センター。

村山航（2006)「テスト形式スキーマへの介入が空所補充型テストと学習方略との関係に及ぼす影響」『教育心理学研究』54、63-74 頁。

山下絢・中村亮介・赤林英夫・直井道生・敷島千鶴（2011）「「JHPS お子様に関する特別調査」における家計の属性」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析[2]　教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会、第 3 章、49-67 頁。