第 5 章

学力指標と家庭要因・他の子ども要因の相関

——A First Look[1]

赤林英夫
中村亮介
直井道生
敷島千鶴
山下絢

要旨

本稿では、JHPS 子ども特別調査 2010 データを利用し、学力指標と家庭要因の関係の分析を行う。特に、子どもの性別・出生月・きょうだい関係・両親の学歴・家計収入の水準に加え、家庭の文化環境を示す変数が、国語、数学（算数）、推論のスコアに与える影響に注目する。被説明変数としては、主に、単純に正答数を学年別偏差値に変換した無調整スコアを利用しつつ、カテゴリカル因子分析の結果に基づいてテストの項目の重みに調整を加えて作成した 2 つの代替的な指標も、分析結果の比較のために利用する。統計分析の結果、子どもの国語と数学のスコアについては、親が高学歴であることや家計収入の水準が高いことがプラスの影響を与えること、1－3 月生まれであることは概ねマイナスの影響を与えることが分かった。また、家庭の文化環境の中では、パソコンの有無、楽器の有無、家庭の蔵書数が、数学・国語の学力に何らかの関係があることが示された。一方、推論能力に対して系統的な影響を与えている変数はほとんど見つけることができなかった。

[1]本稿は，2010 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った、樋口美雄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（以上慶應義塾大学大学院）、相澤佐知氏（慶應義塾大学経済学部）にお礼を申し上げます。

第 1 節　はじめに

2009 年に民主党政権が誕生した衆議院総選挙以来、教育政策は選挙結果を左右する国家の最重要課題となった。民主党政権は、高等学校の実質無償化と全国学力テストの抽出調査化、さらに、小学 1 年生における 35 人学級の実現を提案している。他にも、民主党政権がマニフェストとして掲げた公約には、コミュニティ・スクールの拡充、教員養成の 6 年制化、教員資格の更新制の見直しが含まれている。さらに自民党政権からの改革として、小学校での英語教育の義務化、学習指導要領の見直し（授業時間数の増加）、などが目白押しに実施されようとしている。学力低下の社会問題化以降、教育政策の見直しはここ 2 年でピークに達しているかのように見える。

しかしながら、我が国において、計画的なデータの収集と政策評価の結果、これらの政策変更が実施されてきたことは皆無と言える（赤林・荒木 2011）。もちろん、我が国において、学力に関するデータも豊富になってきたように見える。例えば、平成 19 年度から実施されている全国学力調査は、その実施と結果の公表が社会的にも注目されている。また、教育政策の転換には、PISA や TIMSS などの国際学力比較調査の普及も大きな役割を担ってきた。これらの調査の結果に基づき、我が国の学力が他国と比べて相対的に低下してきている、家庭間の学力格差が広がっている、もしくは、我が国では必ずしも用いられていない教育方法を全面的に取り入れたとされる国の学力が大きく向上している、などといった評判が広まり、2000 年代の我が国の教育政策の転換に一役買ってきたことは否めない。しかしながら、これらの調査だけでは、教育の現状把握は可能であっても、教育政策の転換と選択を迫る直接的な根拠を提示することは非常に難しい。

第 1 の理由は、学校を通じた調査では、子どもの教育に大きな影響を与えると考えられる家庭環境、家庭背景に関して詳細な情報を収集することは、我が国では事実上不可能だからである[2]。学級名簿を作らなくなった近年の学校は、子どもの家庭の個人データをほとんど収集しておらず、調査のためだけに、子どもの個人データを提供したり、アンケート調査に協力したりすることに、学校も家庭も極めて消極的である。

第 2 の理由は、学校を通じた調査では、子どもの学力や家庭状況の変化を、子どもごとに追跡することが事実上不可能だからである。学校を通じた調査で、子どもの学力の変化を追跡したデータを利用できる例は、大規模な調査としてはおそらく存在しない[3]。

以上の状況をまとめると、我が国における「教育生産関数」の推計は、従来、生徒個人のクロスセクションデータか、一部の地域に限定された、学校単位のパネルデータに依存

[2]学校通しによる質問紙調査は、教育分野の調査において、主流な調査方法の 1 つである。しかし学校と調査者との間の「協力関係」のもとで調査が実施されるために、無作為抽出に基づく一般的な社会調査と比較して、質問項目の設定に制約が多くなることは容易に想定される。

[3] 平成 19 年から始まった、全国学力・学習状況調査でも、個々の子どもを識別可能にするＩＤは管理されておらず、そのため、子どもの学力の経年変化を個別にデータ化することは不可能とされている。

してきたと言える。その結果、従来の調査に基づく研究においては、子どもの学力と家計状態との関係が明確な因果関係として解釈されることは決してなかった[4]。子どもの学力と家庭との関係が明らかにならなければ、学校教育政策の変更が学力に与える影響を議論することは非常に難しい。

これを解決する一つの方法は、家計パネル調査に付随して、子どもの学力・行動等の調査を行うことである。これにより、最初から詳細な家庭背景データを学力の説明要素として取得することができ、さらに、子どもの学力の変動の原因を分析できる。さらに、将来の可能性として、子どもが学校を卒業して実社会に出てからのアウトカム（所得、最終学歴、ライフスタイル等）も計測可能になる。もちろん、この方法では、学校を通じた調査に比べ、学校内の資源に関する詳細な情報を得ることが難しいが、少なくとも、我が国で主流の学校調査を大きく補完することができる。

日本全国をカバーする家計サンプルへの大規模アンケート調査は、消費や貯蓄、そして家族動向に関する実証研究を支える大きな柱となってきた。一方、すでに欧米や発展途上国においては、家計へのアンケート調査に付随して、家計内の子どもに対して、学力水準や問題行動などに関する詳細な調査を実施することが多くなってきた。米国におけるその代表的な例は、National Longitudinal Survey of Youth Mother-Children データ（NLSY-MC）である。これは、NLSY(1979～)の調査対象となっていた女性に生まれた子どもすべて（2004 年時点で約 7500 人）を対象とし、1986 年から 2 年おきに実施されている大規模調査である。調査項目の中には、学力だけでなく、知力や問題行動、など、子どもから青年期への移行の際に発生するさまざまな行動や状態に関する多くの指標が含まれている。米国においては、家庭背景の変動が子どもの学力や行動に与える影響、幼児教育の影響、学校教育の影響など、膨大な研究成果が、このデータセットを利用して生まれてきた。このような調査は、他の多くの国でも実施されている。

慶應義塾大学は、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、Japan Household Panel Survey（日本家計パネル調査：JHPS）の収集を開始した。慶應義塾大学を中心とする「教育経済グループ」は、2009 年度調査から、「JHPS お子様に関する特別調査」（子ども特別調査）を開始した。「子ども特別調査」の対象は、JHPS の調査対象者（約 4000 人）の子どもであって、2010 年 3 月の調査時点で小中学校に在籍する全員である。「子ども特別調査」では、子どもには、国語、数学[5]、推論の基礎学力のテストとアンケート調査を行うと共に、これらの子どもの親に対しても、家庭環境に関する詳細な質問を行った。調査の設計の際には、NLSY-MC を参考にしつつも、独自の設計も付け加えた[6]。

本稿の目的は、家庭環境や子どもの属性が、我々が実施した学力テストの結果とどのよ

---

[4] これは、実証経済学において、同時性、内生性、非同質性などと呼ばれる問題により引き起こされる。
[5] 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。
[6] 回収状況と学力尺度の性質等については、敷島・他(2011)、山下・他(2011)を参照のこと。

うな相関関係を持っているか、データから得られる First-Look の結果を示すことにある。具体的には、もっとも単純な学力スコア指標に基づき、子どもの属性、家庭背景、家庭の文化資源を代表するいくつかの変数を取り上げ、それらの値の異なるグループ間で、テストスコアの平均値が異なるかどうか、グラフから視覚的に識別すると共に、統計的な検定を行う。次に、代替的な学力スコア指標を用い、これらの説明変数を共変数とした多変量回帰分析を行う。代替的な学力指標、特定化の下で頑健に成立する推計結果について、慎重に解釈を行う。

本稿の限界は、分析結果がすべて一時点のクロスセクションデータを用いた、単純な相関分析であることである。したがって、分析結果の多くは、必ずしも、家庭背景変数から学力への一方的な因果関係を意味しない。また、潜在的に因果関係が存在する場合にあっても、完全には観測できない変数（例えば子どもの遺伝的な資質）の存在により、学力に与える効果の推計値にはバイアスが生じている可能性がある。したがって、特定の因果関係を主張するためには、今後、本稿の分析を踏まえた、より慎重な分析が求められる。

次の第 2 節では、今回我々が用いた子ども特別調査サンプルにおける学力変数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。続く第 3 節において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。統計的な検定は、ノンパラメトリックな検定方法である 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を、多変量回帰分析により分析した結果を提示する。第 6 節では今後の展望を述べる。

第 2 節　分析に用いたサンプルと変数

本論文の分析に用いたサンプルのサイズは、最大で 457 ケースである。これは、学力テストが回答され、子どもの年齢と学力テストの対象学年が一致し、さらに、子どもの年齢が本調査票の他の質問項目と矛盾がないことを条件として絞り込まれた結果である。457 ケースのうち、小学校低学年が 168、高学年が 145、中学生が 144 であり、小学校低学年が若干多いサンプルになっている。性別としては、男が 236、女が 221、生まれ月で見ると、4-6 月生まれが 117、7-9 月生まれが 113、10-12 月生まれが 123、そして 1-3 月生まれが 104 である。きょうだい数で見ると、きょうだい数 1（一人っ子）が 44、きょうだい数 2 が 254、きょうだい数 3 が 132、きょうだい数 4 が 25、きょうだい数 5 が 2 となっている。

今回の分析において、被説明変数である学力スコアは、以下の方法で標準化されたものを利用する。得点計算方法 1 は、各々の科目（国語、数学、推論）の 1 問の配点を原則 1 とし、それらを（無調整に）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。これを本稿においては無調整指標と呼ぶ。

得点計算方法 2 と 3 は、両方とも、カテゴリカル因子分析の手法に基づき、調整を施してある。得点計算方法 2 は、カテゴリカル因子分析の結果得られた因子負荷が 0.1 以下の項目を除外し、1 問の配点は 1 として単純に合計し、同様に標準化を施したものである。得点計算方法 3 は、カテゴリカル因子分析の結果得られた因子得点である（敷島・他 2011）[7]。

教育心理統計の通常の議論においては、テストの個々の項目のスコアが同一の重み付けをもって合計されるべき理由は存在せず、その意味で、得点計算方法 2 もしくは 3 の方が、心理統計学の立場からは適切な手法といえる。しかしながら、本稿においては、紙幅の関係から、3 種類の得点方法のすべてを利用した分析は多変量回帰分析における分析結果の対比のためのみに利用する。すなわち、グラフや一次元の統計的検定においては、得点計算方法 1（単純合計）に基づく学力テストスコアのみを利用する。この理由は 4 点ある。第 1 に、今回のサンプルのサイズは、カテゴリカル因子分析が信頼できる結果をもたらすに十分なほど大きいとは言えない。第 2 に、今回の子ども特別調査のテスト項目は、主として、都道府県が独自に実施している学力テストの問題を利用している。しかしながら、これらの学力テストの結果の評価においては、正答の単純合計をもって評価に利用している場合がほとんどである[8]。好ましいか好ましくないかに関わらず、実際の教育現場で生徒や学校の評価に用いるために、各設問の配点を事後的に調整してスコアを作成することはない以上、単純合計を代表的指標として利用することは、現実の政策の運用状況に忠実であるという点で必ずしも悪いことではないと考えられる[9]。第 3 に、単純合計による得点は、第三者による検証と結果の再現が容易であることである。そして最後に、分析結果が示すように、因子分析に基づく指標と比較すると、単純合計に基づく指標は、（おそらくノイズが多いため）推計結果の有意性が低くなる傾向がある。逆に、得点計算方法 1 による指標でも有意な推計結果が出る場合は、非常に頑健な結果であると言えるので、分析結果を慎重かつ保守的に解釈する場合には適切な指標とも考えられる。

最後に、学年間のスコアの調整について議論する。子ども特別調査が利用する学力テストは、数学・国語・推論のすべてを 20 分で回答するもので、問題数は必ずしも多くなく、しかも、学年ごとに基本的に異なるテストが用いられている。よって、項目反応理論に基づく「等化」はこのサンプル内の情報では事実上不可能である[10]。学年間の推計結果を単純に比較することや、異なる学年のサンプルをプールして分析することは、原理的には好ましいことではない。しかしながら、本項においては、ほぼすべての分析を、調査対象と

---

[7] ここで述べた 3 種類の得点計算方法の他に、正答率が 1（全員正解）の項目および正答率の相関が極めて 1 に近い 2 項目のうち 1 項目を削除して作成した指標、カテゴリカル因子分析の結果、因子負荷が 0.4 以下の項目を除外して作成した指標も、分析にかけて見たが、ここで主として議論する 3 種類の計算方法による結果とは大きく異なることはなかったため、本稿においては記述を省略する。

[8] 文部科学省の全国学力テストも、公表しているのは県や市町村ごとの単純な平均正答率のみである。

[9] 単純合計としたのは、事前に設問ごとの配点を行わなかったからである。配点が可能であれば、設問ごとにウェイトをつけた合計をとることもできる。今回の分析結果を踏まえて、今後の課題としたい。

[10] 項目反応理論に関しては、豊田(2002)を参照。

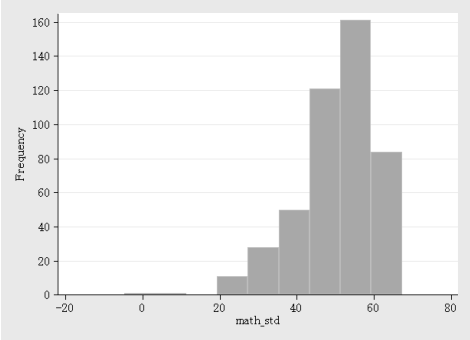
なった学年すべて（小学校 6 学年分、中学校 3 学年分）をプールして分析を行っている。その理由は以下の 3 点である。第 1 に、今回の学力テストは、最初からかなり狭い範囲の学力の計測を目的としてテスト項目を選んでいるため、通常の学力テストに比べると、異なるテスト問題から生成されたデータをプールすることから発生する問題は小さいと考えられる。第 2 に、今回のサンプルサイズでは、学年ごとの分析を行っても、必ずしも一貫した結果が出ることは期待できない。異なる学年のサンプルをプールした場合、テスト問題の違いから推計に誤差が生じたとしても、それにも関わらず一貫した推計結果が出るとすれば、それはその推計値の頑健性を表していると受け止めることができる。第 3 に、そもそも小中学校の 9 学年を横断して等化されている学力テストは、ごく限られた分野を除き我が国では存在していない。そのような状況で、テスト尺度の利用方法に学術的立場から禁欲的になりすぎると、社会的にも政策的にも最重要の課題に対し近似的にでも接近することを否定することになり、結果的に失われるものは大きいと我々は考える。

個別の分析に入る前に、まず、計算方法 1 に基づく得点（単純合計）にもとづく、学力スコアの分布を確認する。

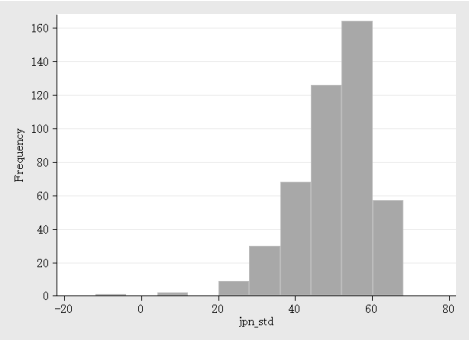
図 1 は、9 学年全てのサンプルをプールし、無調整指標の偏差値の分布を、国語・数学・推論について図示したものである。これを見ると、数学と国語はかなり満点に偏った分布

図 1　標準得点の分布（ヒストグラム）

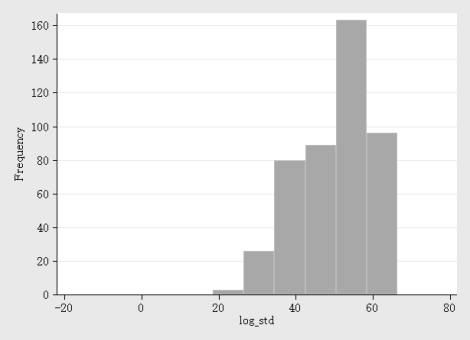
（1）数学



（2）国語



（3）推論



注：横軸は得点計算方法 1（単純合計）による偏差値、サンプルは全学年をプールしてある。

であるが、分布の形状自体はなめらかである。一方、推論は、数学と国語と同じ分散に調整してあるにも関わらず、また、分布の形状はなめらかとは言えない。これは、推論の問題数が 4 問であることを考えると当然とも言える。

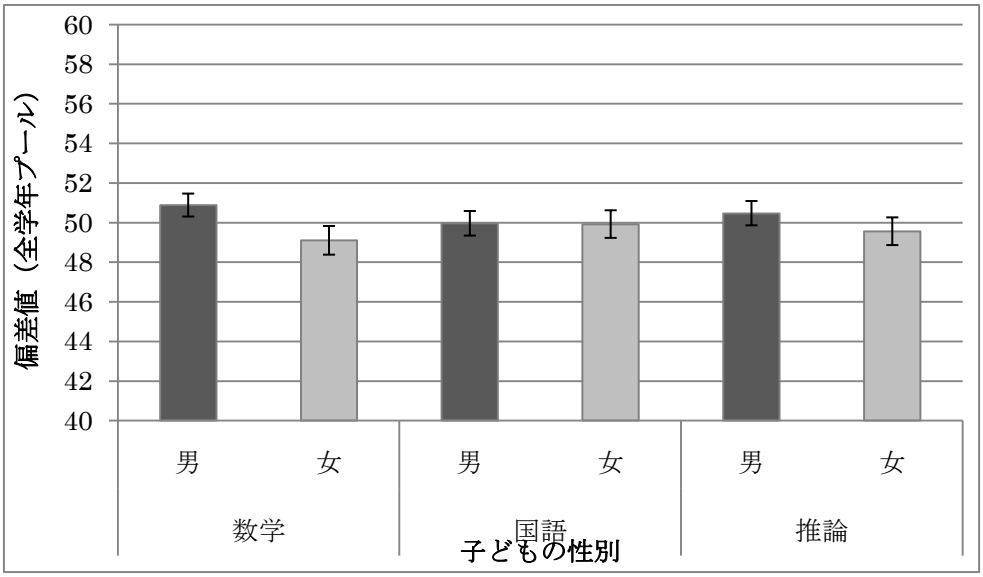
第 3 節　生徒個人の属性と学力との相関

1　性別と出生月

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。これを見ると、数学の平均点は男性が女性よりも高く見えるが、国語と推論においては数学ほど男女の差はないように見える。米国においては、男性が女性よりも数学のスコアが高く、逆に女性が男性よりも言語のスコアが高いことが長く知られている(Pope and Sydnor 2010)。我が国において、男女差に注目した学力の決定要因の分析はほとんど見られない。

図 3－1 は、出生月ごとに 4 グループ（4－6 月、7－9 月、10―12 月、1－3 月）に分け、平均的な学力を比較したものである。これを見ると、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、国語と数学に関して、1－3 月生まれ（早生まれ）だけは、若干平均値が低いように見える[11]。**図 3－2** は、出生月ごとの平均点を、学年別に比較したものである。これを見ると、1－3 月生まれの平均点が低いという傾向は、必ずしも、学年を追うごとに広がったり縮まったりという一貫した傾向としては見られない。もちろん、ここ

図 2　性別と学力水準

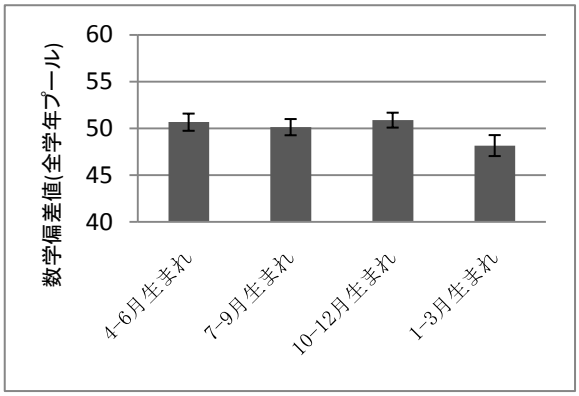


注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

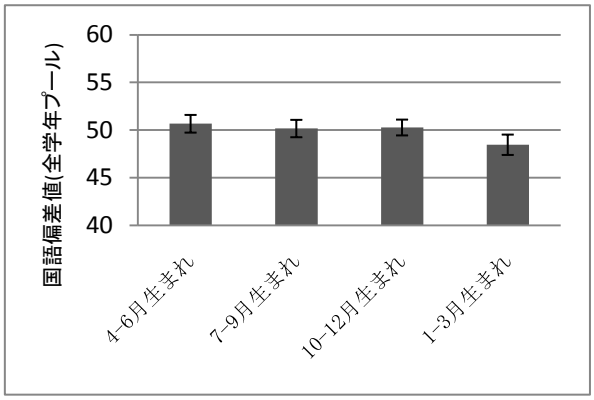
[11] Kawaguchi (forthcoming)は、就業構造基本調査の個票に基づき、同学年の中では出生月が遅いほど、教育達成度が低いことを発見している。

図 3－1　出生月と学力水準

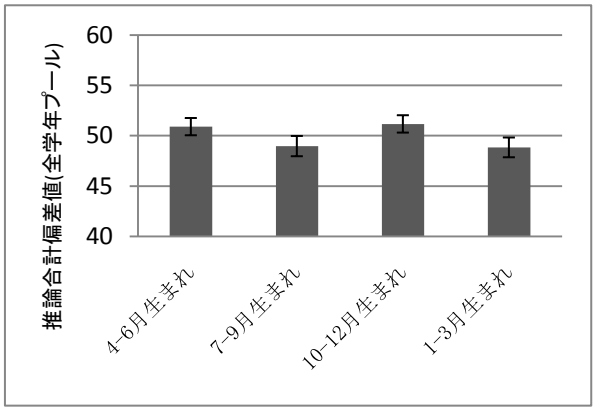
（1）数学



（2）国語



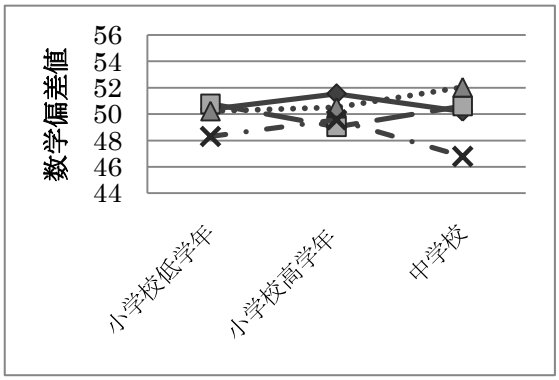
（3）推論



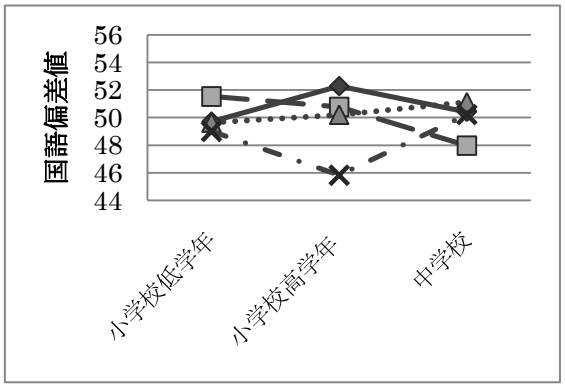
注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

図 3－2　出生月と学力水準（学年グループ別）

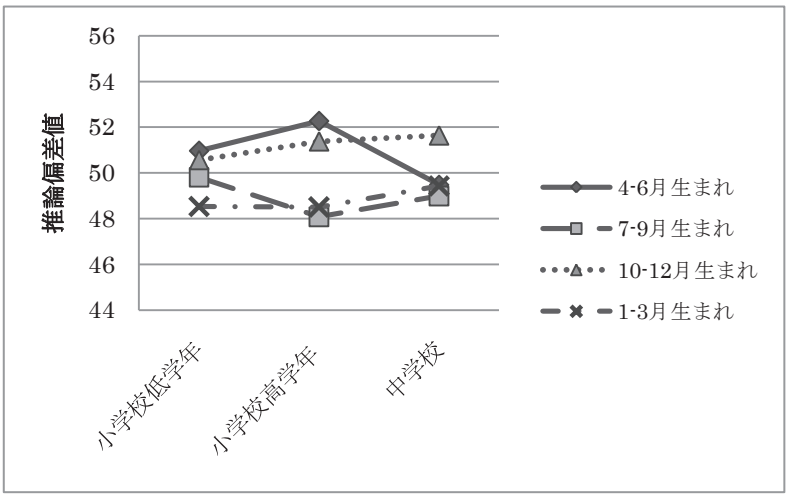
（1）数学



（2）国語



（3）推論



注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。

でのデータはクロスセクションなので、成長による学力格差の真の変化を見ていることにはならないことに注意が必要である。

2　きょうだい数

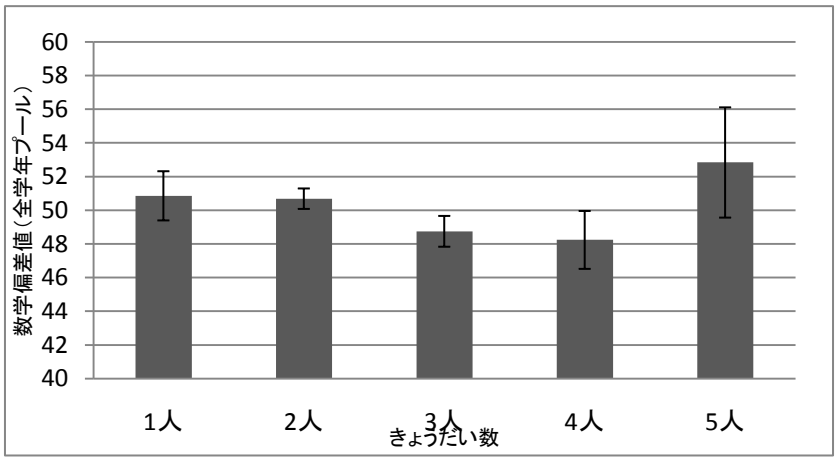
図 4 は、きょうだい数ごとに各科目平均で見た学力を比較したものである。これを見ると、特に数学・国語で、きょうだい数 1 人から 4 人までは、ゆるやかに学力が低下しているように見える。きょうだい数が 5 人の場合には、数学・国語とも平均点は高いが、統計的に有意ではない。家族の経済学においては、きょうだい数と教育投資にはトレードオフの関係が成立することが、過去の研究の蓄積でしばしば議論されてきた(Becker and Lewis 1973, Hanushek 1992)。我が国においても、それを指し示す傍証はあったが、学力水準を直接計測し、きょうだい数と結びつける研究はこれまで存在しなかった。今回の結果は、今後の研究の出発点となると考えられる。

3　統計的仮説検定の結果

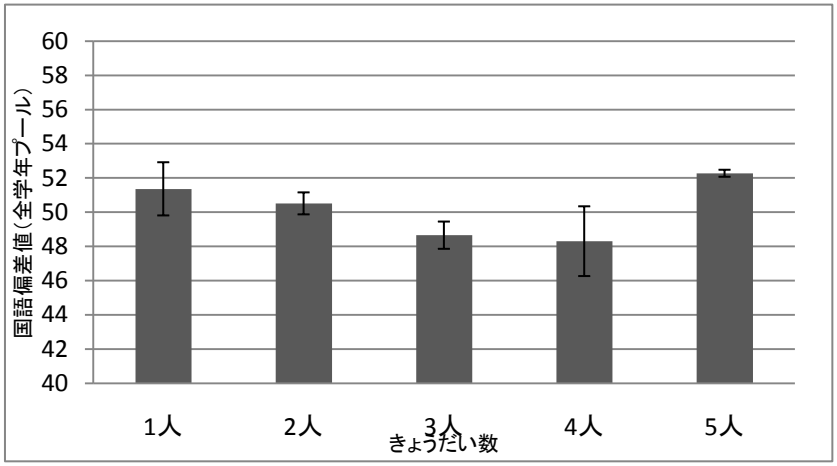
以上、視覚的に検討した、子どもの属性と学力との関係が、実際に統計的に有意な関係であるかどうかを統計的に検定した。帰無仮説は、「H_0:属性で分けられたグループ間の平均値に差がない」というものである。検定の結果をまとめたものが**表 1** である。検定結果は、概ね、我々がここまでグラフによって得てきた直感と変わらない。すなわち、男女、きょうだい数は、学力スコアに影響を与えていない。唯一影響があると考えられるのは、1−3 月生まれが、4−6 月生まれのグループに比べて、国語と数学のスコアが顕著に低いことである。参考のために、表では、出生順位が学力スコアに与える影響の検定結果も載せてある。結果はすべて帰無仮説を棄却できない、とするものであった。

図 4　きょうだい数と学力水準

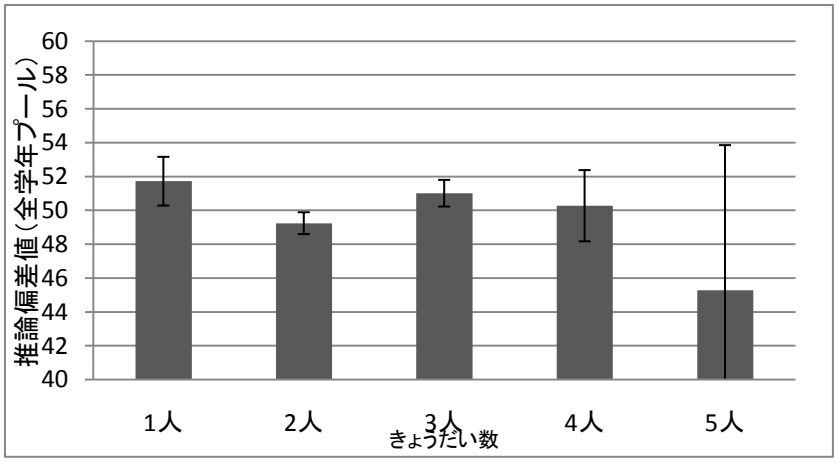
（1）数学



（2）国語



（3）推論



注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による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：仮説検定結果

	出生月（4 半期）	出生月（4-6 月と 1-3 月）	男女	きょうだい数	出生順
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。*, **, ***は各々、10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

第 4 節　家庭背景と学力水準

この節では、父親の学歴、母親の学歴、そして家計収入水準と、子どもの学力との関係を確認する。親の学歴は、その背後にある遺伝的影響、家庭環境の影響を初め、収入の多寡に与える影響を通じて、子どもへの教育投資と学力に大きな影響を与える可能性があるとされている。また、家計収入水準は、たとえ親の学歴を制御したとしても、家庭内資源の多寡と教育投資水準への影響を通じて、子どもの学力に影響を与える可能性がある。

1　両親の学歴の影響

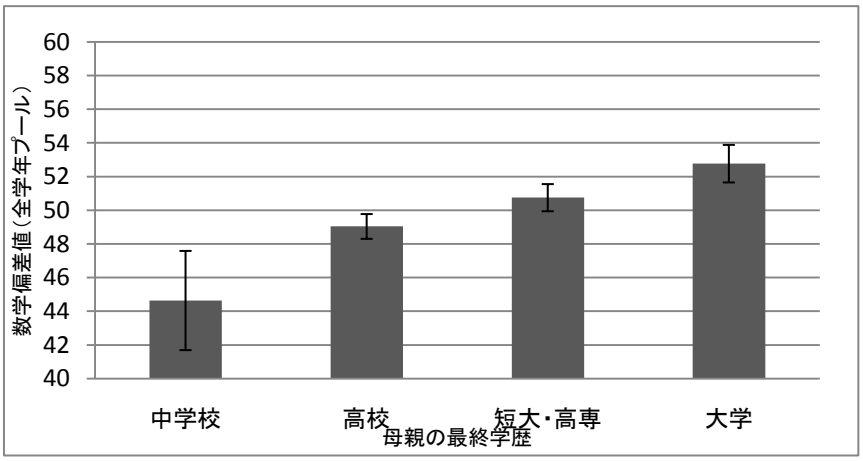
既存研究の多くで、母親の学歴は、特に、子どもの幼児期にとって重要な家庭教育の質の向上を通じて、父親の学歴よりも子どもの教育達成度にプラスの影響があるとされている（Haveman and Wolfe　1995[12]）。**図 5** では、母親の最終学歴の中で、中卒、高卒、短大高専卒、大卒について、子どもの平均的な学力水準を確認している[13]。これを見ると、まず数学・国語で、特に高卒から短大高専卒、そして大卒に母親の学歴があがるにつれて、かなり顕著に子どもの学力スコアの上昇を確認することができる。その傾向は、推論においても弱い形で確認することはできるが、平均値で見た場合、母親が大卒よりも短大高専卒の方が子どもの学力が高いということも確認される。

図 6 では、やはり父親の学歴の中で、中卒、高卒、短大高専卒、大卒、大学院卒について、子どもの平均的な学力水準を確認している。父親の場合には、父親の短大高専卒が、高卒よりも必ずしも高い影響を子どもの学力に与えているとはいえない点が、母親の学歴の場合と大きく異なる。このことは、数学の学力においてもっとも顕著に見ることができる。また、総じて、大卒を除けば、父親の学歴が推論能力に与える影響はまったくと言っていいほど確認できない。

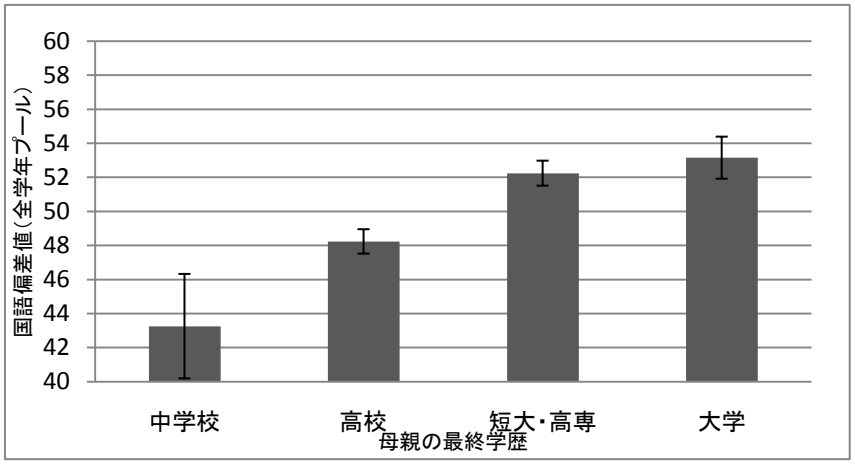
[12] ただし、近年、遺伝的な影響をコントロールした研究に基づき、従来の見方に対する見直しが始まっている。詳細は Berhman and Rosenzweig (2002), Björklund and Kjell (2011)を参照。
[13] 学歴区分には、「その他」があるがグラフ上には示していない。また、大学院卒と回答した母親はサンプル中に存在しなかった。

図 5　母親の学歴と学力水準

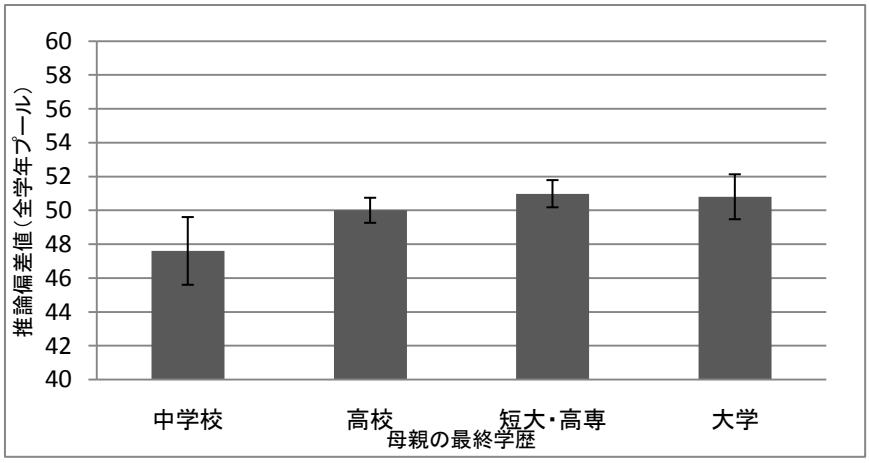
（1）数学



（2）国語



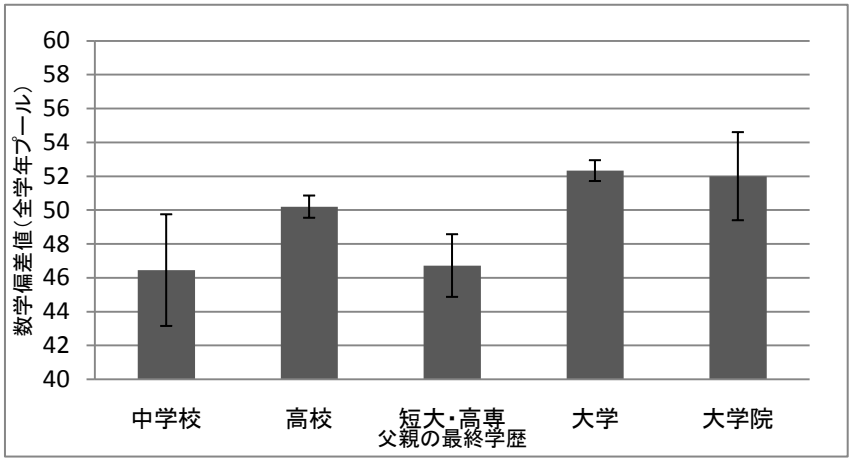
（3）推論



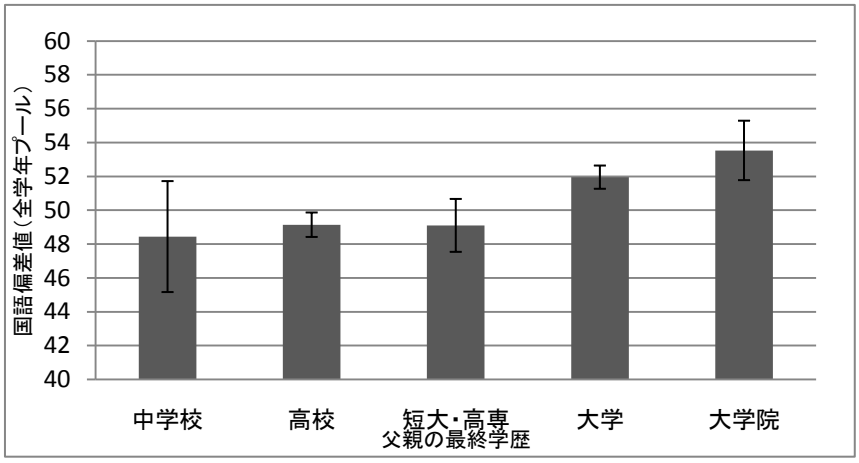
注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。父親の場合（図 6）と異なり、大学院卒という選択肢を選んだ母親はサンプル中に存在しなかった。

図 6　父親の学歴と学力水準

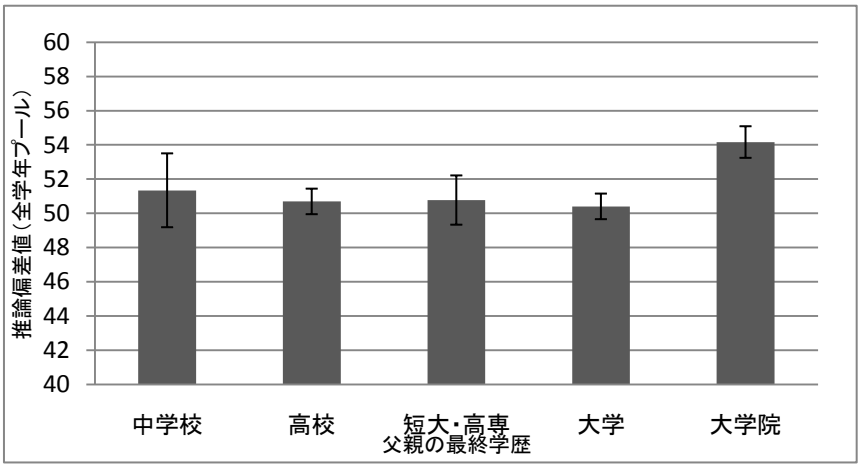
（1）数学



（2）国語



（3）推論



注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による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、子どもを、2009 年の一年間（1 月から 12 月）の家計の合計収入の四分位で 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、特に国語と数学で、第 1 四分位と第 2 四分位、第 2 四分位と第 3 四分位の差は大きく、第 3 四分位と第 4 四分位の差は実質的に確認できない。推論においては、相対的に第 2 四分位と第 3 四分位の間の差が大きい。**図 7－2** は、これを子どもの学年グループごとに、四分位間の学力格差がどのように変化をするか、確認したものである。サンプルサイズが小さく、かつクロスセクションデータである限界と思われるが、第 4 四分位に属する家計の子どもの小学校高学年におけるスコアが大きく落ちており、収入の四分位間の学力格差は、必ずしも安定していないことが見て取れる。

図 7－3 は、両親の雇用形態、すなわち「父親が正規職についているか」、「母親が正規職についているか」、ということが学力に差をもたらすかどうかをグラフで示している[14]。このグラフの顕著な特徴は、父親は正規職である方が概ね子どもの平均的な学力が高く、母親が正規職である方が概ね子どもの平均的な学力が低いことである[15]。しかしながら、今回の分析だけで、この結果を因果関係として解釈することは容易ではない。そもそも、今回の子どもに対する学力調査は、調査票を家庭に留め置いた上で、子ども自身により実施された。正規職をもつ母親の場合、自宅に滞在する時間が少ないため、適切な受験環境を整えることができず、結果として子どものテストへの解答状況に影響を与えている可能性はある。

3　家庭の文化的環境と学力の関係

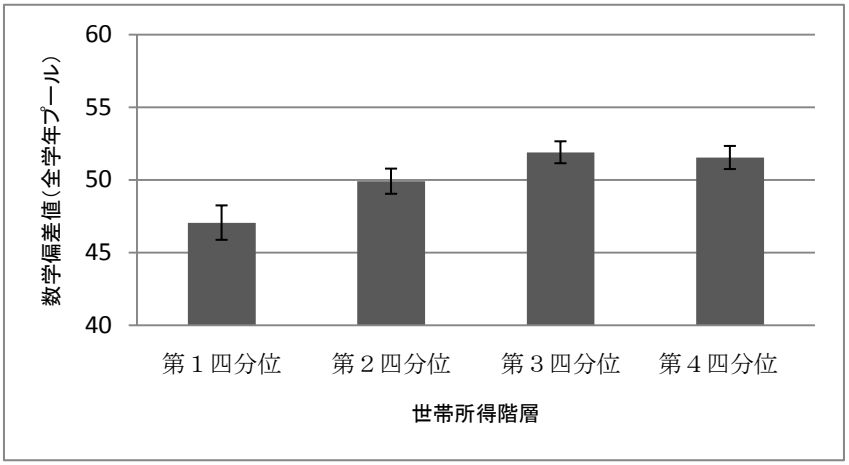
特に教育社会学分野では、家庭が学力に与える影響の中で、金銭的な投資、遺伝的な影響に加え、家庭の文化的環境（資源）の重要性についてしばしば取り上げられる（苅谷 2001, 苅谷・清水・志水・諸田 2002）。文部科学省が平成 19 年から実施している「全国学力調査」でも、「朝食を毎日食べているか」、「テレビやゲームの時間を家庭で決めているか」といった、家庭の文化的環境に関する質問が、児童生徒への質問票の中に多く含まれたのは、この点に関する社会の関心の高さを示すと考えられる。

しかしながら、家庭の文化的環境を示す変数と、子どもの学力の関係を解釈する際には注意が必要である。子どもへの遺伝的な影響や家族の金銭的な投資の影響が不完全にしか観測できない状況では、文化変数は、つねに、これら観測できない要素が学力に対して因果的に与える影響を反映しているとも考えられる（Plomin & Bergemen 1991）。例えば、コンピュータを自宅で所有するだけの余裕は、低所得家庭には必ずしもないであろう。さらに、家庭環境は、子どもの資質に反応して作り出させる場合もある。例えば、観測できない何かのきっかけで本を読むことが好きになった子どもには、親は多くの本を与える可

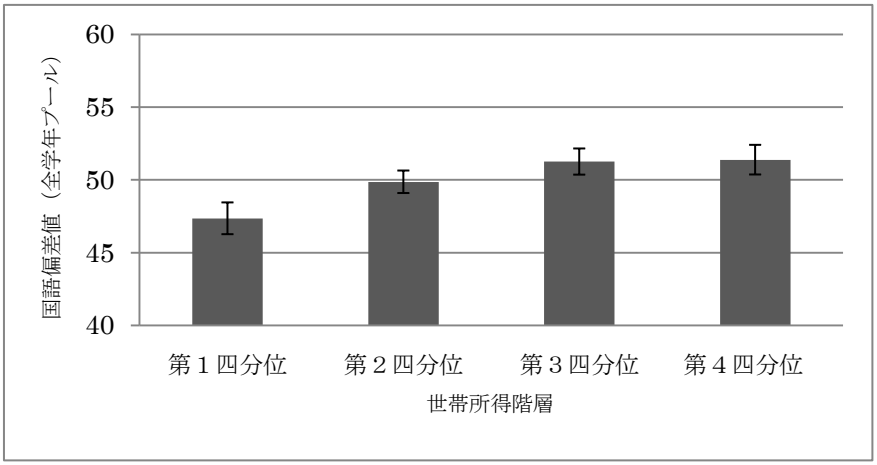
[14] 職に就いていない場合は「正規でない」に含めている。
[15] このことは、近年の我が国における実証研究の結果と必ずしも矛盾していない（Tanaka and Yamamoto 2009）

図 7－1　家庭の収入と学力

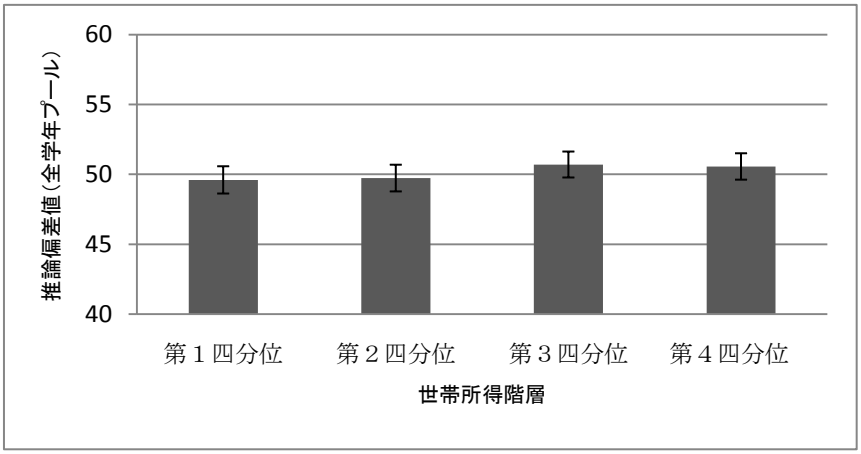
（1）数学



（2）国語



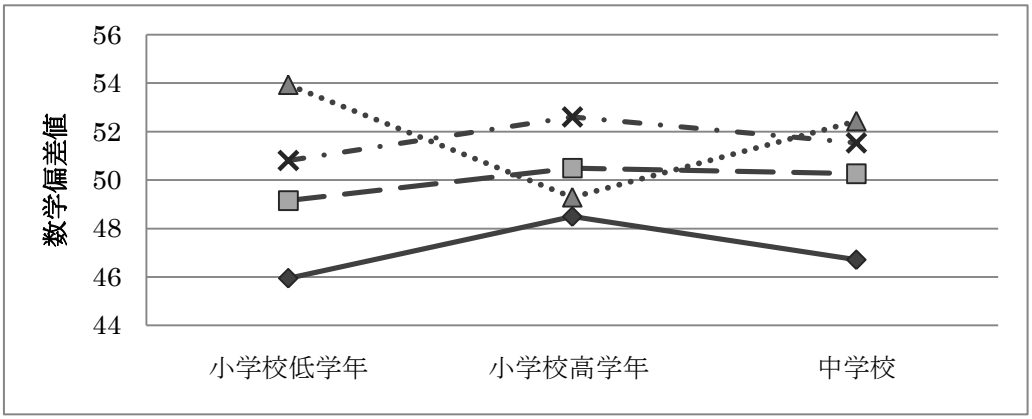
（3）推論



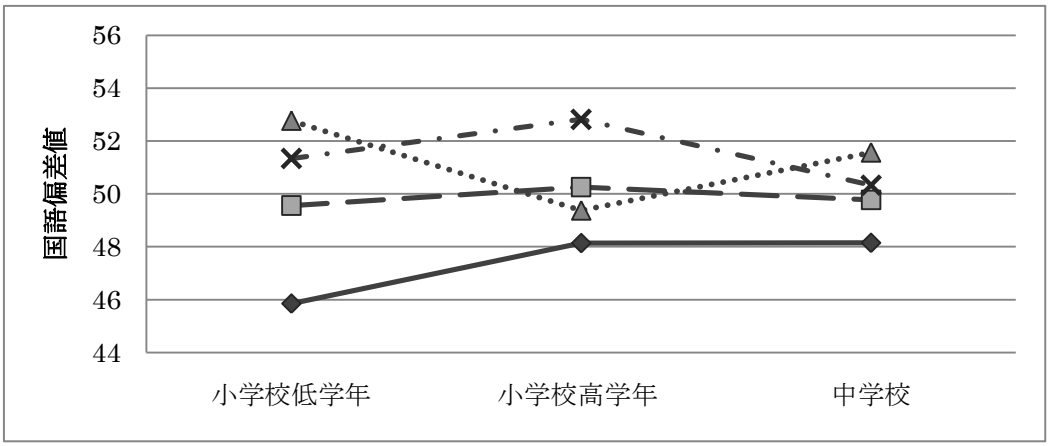
注：平均値の計算は、得点計算方法１（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

図７－２　家庭の収入と学力（学年グループ別）

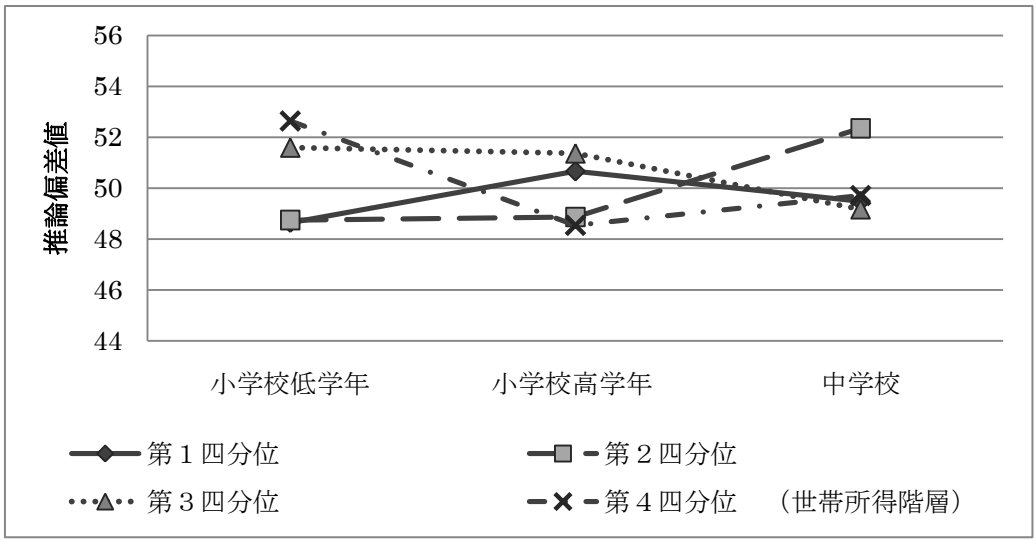
（１）　数学



（2）国語



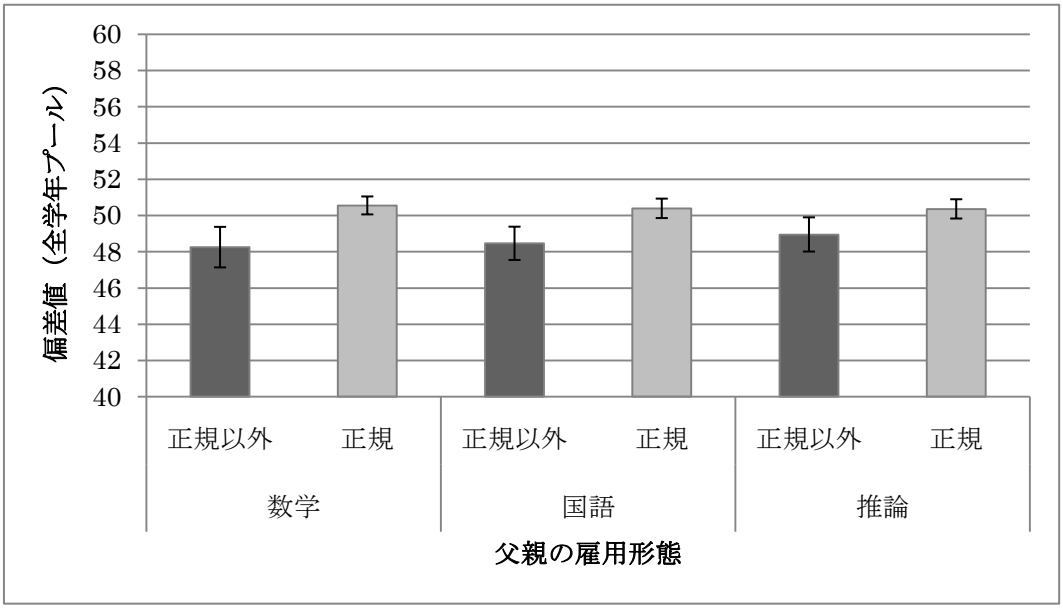
（3）推論



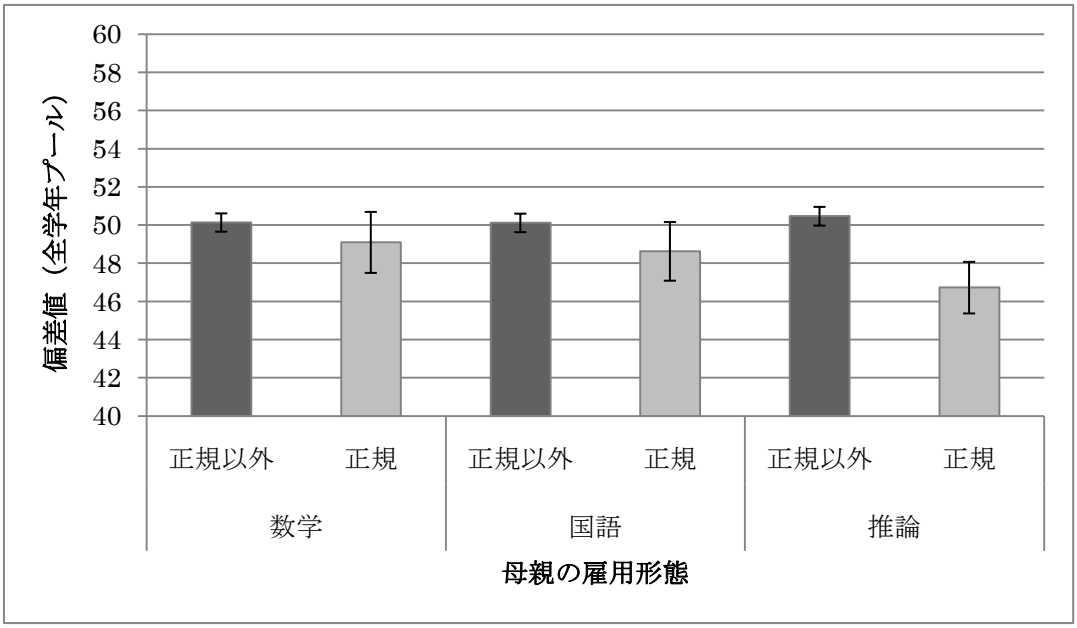
注：平均値の計算は、得点計算方法１（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。

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、得点計算方法 1（単純合計）による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。

能性がある（安藤 1996）。したがって、これら「文化変数」と子どもの学力との関係は、他の家庭変数以上に因果的な解釈が困難であることには留意が必要である。

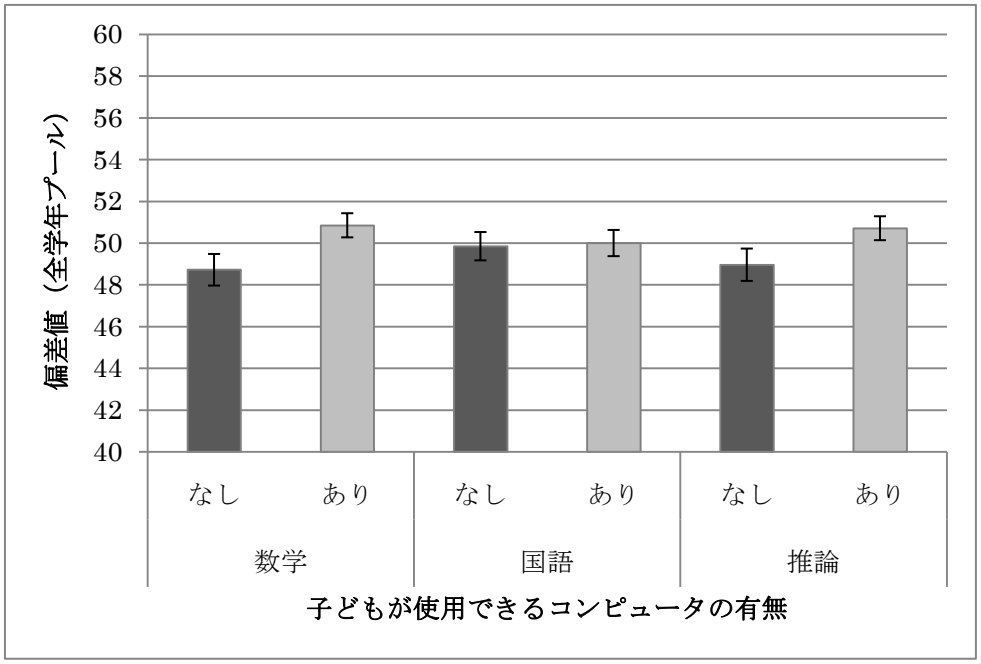
以上の点を念頭に置いた上で、本稿においては、中学生以下の子どもを持つ親に対し、「自宅には、子どもが使用したり鑑賞したりできる『コンピュータ』『インターネット（携帯電話は除く）』『美術品・絵画』『楽器』があるか」、という質問に対する回答、「（家族のものも含めた）自宅にあるマンガ・雑誌を除いた本の冊数」に対する回答、そして最後に、回答者自身が「子どもと一緒に夕食を取る頻度」に対する回答と、子どもの学力との関係を検討した。**図 8－1** は、特に、コンピュータの有無、楽器の有無と学力の関係をグラフに表したものである。これを見ると、両親の学歴や収入の水準との関係ほど明瞭な関連性は見られないが、どちらの場合も、家庭内文化資源の多い子どもの方が、学力が高い傾向を示している。**図 8－2** は、本の冊数（蔵書数）と学力との関係であるが、特に、蔵書数が 50 冊以下である家庭については、特に国語に関して、一貫して学力の低い傾向が見て取れる。しかしながら、蔵書数が 51 冊以上の家庭については、蔵書が多い方が偏差値が高いという傾向が一貫して見られるわけではない。いずれにしても、この変数は家族全体の蔵書に対する回答であり、子どもの学力との因果関係を示すに十分な根拠があるわけではなく、慎重な解釈が必要である。

4　統計的仮説検定の結果

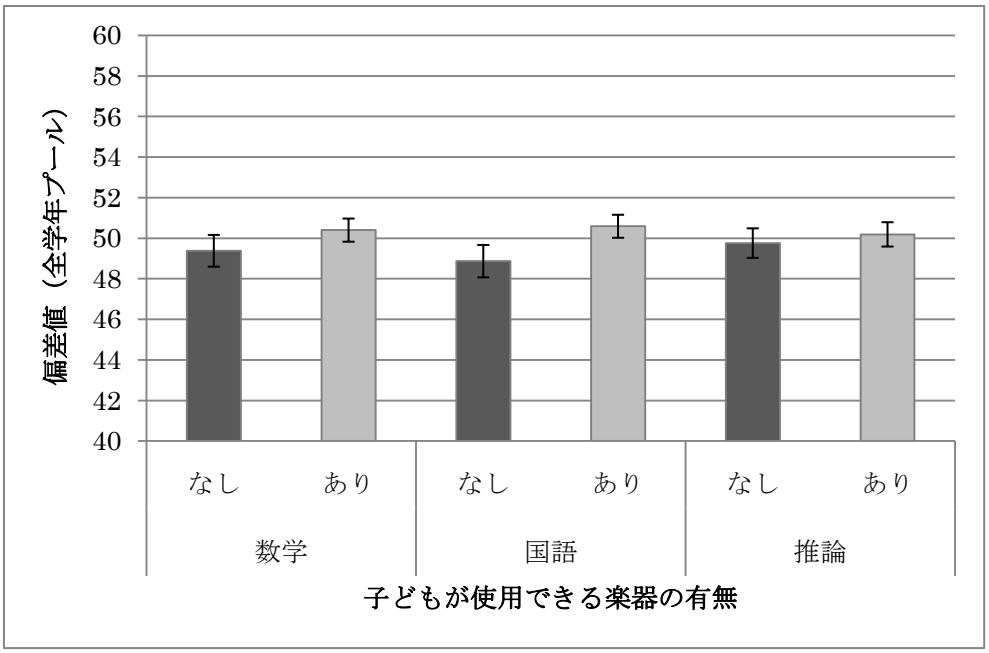
最後に、ここまでグラフを使って視覚的に確認してきたことを、統計的に検定した結果を紹介する。まず、**表 2** においては、家庭背景を示す変数と学力との関係を統計的に仮説検定を行った。まず、子どもの学力に対して、親の学歴と家計収入は子どもの学力、とくに国語と数学のスコアに統計的に有意な影響を与える。親の学歴が子どもの学力に与える影響は、大卒ダミーで検定すると統計的な有意性を増すことから、高卒か大卒か、という学歴の差は、他のレベルの学歴差よりも大きな影響を与える可能性を示唆している（吉川 2009）。また、父親が正規職についていることは子どもの国語のスコアにプラスの影響を、母親が正規職についていることは推論のスコアにマイナスの影響を、各々統計的に有意に与えている。次に、**表 3** においては、家庭内文化資源と学力との関係の統計的検定を行った。特に、家庭の文化的資源の中で、グラフで確認した「コンピュータ」、「楽器」、「蔵書」に加え、「インターネット」、「美術品」、「家族で夕食をとる頻度」についても分析を行った。表を見ると、グラフで確認したように、ＰＣの有無は数学と、楽器の有無は国語と、さらに、蔵書数は国語の偏差値に統計的に有意に関係していることが分かる。追加的に検定を行った変数の中では、インターネットの有無が子どもの数学と推論の偏差値に各々5%, 10%の有意水準で帰無仮説を棄却できるが、美術品、家族で夕食をとる頻度については、全く有意な関係を見いだすことはできなかった。

図 8－1　家庭の文化環境と学力（コンピュータ・楽器）

(1) 子どもが使用できるコンピュータの有無



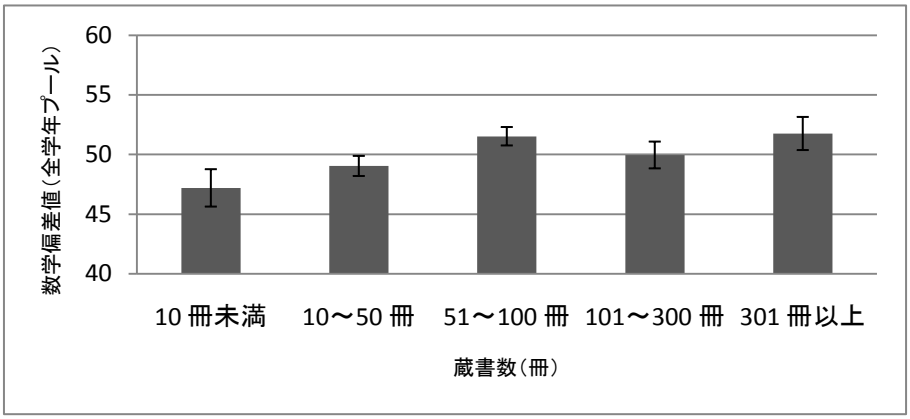
(2) 子どもが使用できる楽器の有無



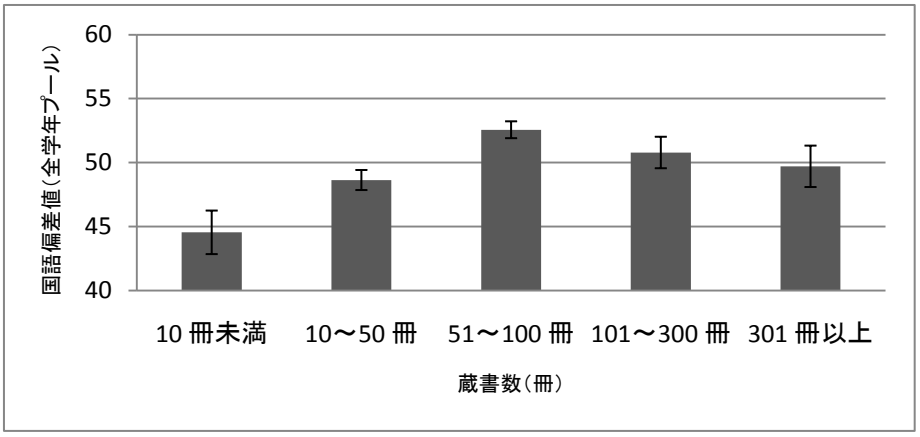
注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による偏差値の全学年プールサンプルによる。エラーバーはグループごとの標準誤差を示す。

図 8－2　家庭の文化環境と学力（蔵書数）

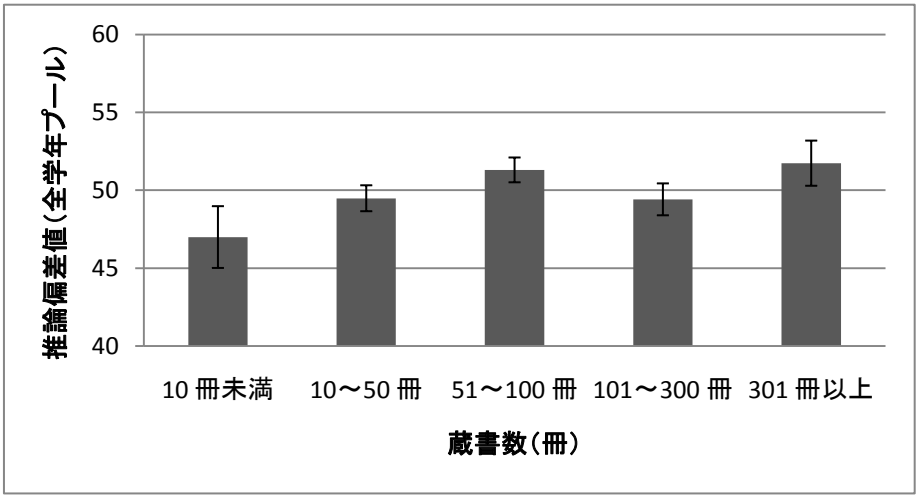
（1）数学



（2）国語



（3）推論



注：平均値の計算は、得点計算方法 1（単純合計）による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

	母親の学歴	母親が大卒	父親の学歴	父親が大卒	父親が正規職	母親が正規職	家計収入(2009 年)
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。*, **, ***は各々、10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

表 3　家庭の文化環境と子どもの学力との関係：統計的仮説検定結果

	ＰＣの有無	インターネットの有無	美術品の有無	楽器の有無	蔵書数	家族と夕食の頻度
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」。「蔵書数」は、10 冊未満、10～50 冊、51～100 冊、101～300 冊、301 冊以上の 5 区分、「家族と夕食」は、ほぼ毎日、週に 5～6 日、週に 3～4 日、週に 1～2 日、ほとんどない、の 5 区分。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。*, **, ***は各々、10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

第 5 節　多変量回帰分析

以上の記述的、統計的分析の結果を踏まえ、重回帰分析を行った。説明変数としては、父親大卒以上ダミー、母親大卒以上ダミー、父親正規職ダミー、母親正規職ダミー、女子ダミー、早生まれ（誕生月が 1－3 月）ダミー、第一子ダミー、それに家計収入である[16]。**表 4** は、これらの変数の多変量回帰分析に用いたサンプル上での基本統計量を示す。すべての推計において、家計の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るからである。

その結果を**表 5** にまとめる。列(1)-(6)は国語、列(9)-(12)は数学、そして列(13)-(14)は推論を被説明変数としている。国語と数学については、3 種類の得点方法に基づいた被説明

[16] ここで、家庭の文化環境についての変数を全く入れていないのは、すでに議論したように、家庭の文化環境変数は、他の家庭背景変数以上に、観測できない子どもや家族の特性を反映する可能性のある内生変数だからである。因果関係を証明することは本稿の目的を大きく超える課題である。

表 4　多変量回帰分析に用いた家庭背景変数の基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
父親:大卒以上ダミー	0.400	0.491	0	1
母親:大卒以上ダミー	0.135	0.342	0	1
父親:正規職ダミー	0.768	0.423	0	1
母親:正規職ダミー	0.118	0.323	0	1
女子ダミー	0.484	0.500	0	1
早生まれダミー	0.228	0.420	0	1
第1子ダミー	0.504	0.501	0	1
収入(万円)/100	6.587	2.617	11	20

表 5　家庭背景と学力の関係：多変量回帰分析の結果

	国語						数学						論理	
	得点計算方法1		得点計算方法2		得点計算方法3		得点計算方法1		得点計算方法2		得点計算方法3		単純合計	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
父親:大卒以上ダミー	2.319**	2.217**	2.269**	2.108*	1.530***	1.501**	2.200**	2.011**	2.373**	2.210**	1.617**	1.541**	0.112	0.102
	(1.067)	(1.087)	(1.064)	(1.082)	(0.585)	(0.593)	(0.963)	(0.981)	(0.961)	(0.980)	(0.649)	(0.660)	(0.137)	(0.138)
母親:大卒以上ダミー	3.416**	3.766**	3.621**	3.950***	2.757***	2.952***	2.189	2.569*	1.930	2.305*	2.394**	2.632***	0.199	0.194
	(1.511)	(1.534)	(1.499)	(1.525)	(0.835)	(0.839)	(1.352)	(1.347)	(1.374)	(1.375)	(0.969)	(0.961)	(0.192)	(0.190)
父親:正規職ダミー	-0.992	-1.513	-0.801	-1.370	0.139	-0.078	-0.354	-1.067	-0.257	-0.960	0.138	-0.276	0.014	0.024
	(1.149)	(1.264)	(1.158)	(1.256)	(0.678)	(0.741)	(1.261)	(1.315)	(1.252)	(1.300)	(0.795)	(0.841)	(0.156)	(0.167)
母親:正規職ダミー	-2.647*	-2.657*	-1.775	-1.880	-1.573*	-1.524*	-1.857	-1.994	-1.424	-1.550	-1.906*	-1.940*	-0.660***	-0.662***
	(1.540)	(1.559)	(1.403)	(1.424)	(0.817)	(0.827)	(1.653)	(1.628)	(1.661)	(1.635)	(1.083)	(1.067)	(0.209)	(0.211)
女子ダミー	0.547	0.643	0.308	0.415	0.657	0.703	-1.025	-0.908	-0.980	-0.850	-0.210	-0.141	-0.030	-0.041
	(0.962)	(0.961)	(0.962)	(0.958)	(0.527)	(0.529)	(0.929)	(0.929)	(0.929)	(0.931)	(0.602)	(0.600)	(0.127)	(0.127)
早生まれダミー	-1.934	-1.850	-2.106*	-2.001	-1.138*	-1.083*	-2.293*	-2.220*	-2.024*	-1.911	-1.226*	-1.185	-0.186	-0.213
	(1.244)	(1.242)	(1.239)	(1.236)	(0.627)	(0.634)	(1.200)	(1.191)	(1.191)	(1.183)	(0.715)	(0.721)	(0.150)	(0.151)
第1子ダミー	0.124	0.048	0.051	0.008	-0.050	-0.099	-0.207	-0.269	-0.097	-0.156	0.260	0.206	-0.020	-0.021
	(0.977)	(0.981)	(0.975)	(0.979)	(0.549)	(0.550)	(0.959)	(0.957)	(0.959)	(0.958)	(0.629)	(0.628)	(0.128)	(0.129)
収入/100	0.409**		0.395**		0.241**		0.443**		0.401**		0.257**		0.015	
	(0.200)		(0.201)		(0.111)		(0.187)		(0.190)		(0.124)		(0.025)	
収入の第2四分位		1.371		1.709		0.697		1.663		1.838		0.857		-0.157
		(1.399)		(1.395)		(0.814)		(1.534)		(1.521)		(0.947)		(0.192)
収入の第3四分位		3.320**		3.330**		1.656*		4.089***		3.827**		2.416**		0.065
		(1.577)		(1.582)		(0.848)		(1.540)		(1.531)		(0.956)		(0.199)
収入の第4四分位		2.586		3.031*		1.367		3.250**		2.968*		1.603		0.077
		(1.673)		(1.657)		(0.909)		(1.551)		(1.553)		(0.974)		(0.197)
定数項	47.271***	48.584***	47.232***	48.307***	45.212***	46.044***	47.758***	49.060***	47.779***	48.852***	45.828***	46.657***	2.419***	2.529***
	(1.964)	(1.757)	(1.982)	(1.752)	(1.319)	(1.240)	(2.031)	(1.925)	(2.009)	(1.913)	(1.288)	(1.210)	(0.292)	(0.276)
N	408	408	408	408	408	408	408	408	408	408	408	408	408	408
決定係数	0.058	0.062	0.059	0.065	0.111	0.112	0.057	0.066	0.052	0.060	0.080	0.088	0.133	0.137
自由度修正済み決定係数	0.020	0.019	0.021	0.021	0.075	0.070	0.018	0.023	0.013	0.017	0.043	0.046	0.097	0.097

***,**,*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。また、()内は分散不均一に対して頑健な標準誤差を示す。
得点計算方法1は正解を1、不正解を0、部分点を0.5として計算した得点の偏差値である。
得点計算方法2は正答率が1の項目すべてと、2項目の相関が1に近い項目は1項目残し他を、除外した得点の偏差値である。
得点計算方法3は因子得点の偏差値である。
単純合計とは正解を1、不正解を0とした場合の得点の単純合計である。
論理のみ学年ダミーを変数として加えた。

変数を使用している。そして、奇数番号の列は収入を線形に入れ、偶数番号の列は収入をダミー変数を投入している。

表から得られる結論として、以下のことが挙げられる。

- 父親が大卒以上であることで、国語・数学共に、標準スコアは 2 前後上昇する。

- 母親が大卒以上であることで、国語のスコアは 3.5 前後上昇する。数学のスコアに対しても、大きさとしては平均して 2 前後の効果があるが、統計的には必ずしも安定しない。
- 統計的には必ずしも安定しないが、母親が正規職であると、国語・数学共に、標準スコアでマイナス 2 の影響がある。また、推論に対してマイナス 0.6 の影響がある。
- 早生まれ（1－3 月生まれ）であると、国語・数学共に、標準スコアでマイナス 2 程度の影響がある。
- 家計収入が 100 万円上昇すると、国語・数学に対しては、標準スコアで 0.2 から 0.4 のプラスの影響がある。収入上昇の影響が分布内でもっとも大きいのは、第 2 四分位から第 3 四分位へ上昇する場合で、標準スコアでプラス 2 の効果がある。
- 女子ダミー、第一子ダミーは統計的に有意な影響をもたらさない。また、推論に対しては、母親の正規職ダミー以外、影響を与える変数を発見することはできない。
- 得点計算方法 1，2 に比べると、得点計算方法 3 を回帰すると、決定係数は約 2 倍になり、その結果、統計的な有意性も上昇する。これは、数学よりも国語に関して顕著である。

第 6 節　おわりに

本稿の分析の結果、諸外国や既存研究で議論されてきた家庭内の学力の決定要因について、クロスセクションデータの制約の中ではあるが、多くの示唆を得ることができた。

特に、家計収入と学力との関係は、昨今の所得格差の拡大傾向を受けて、社会的にも多くの関心が寄せられてきた点である。今回の分析結果と比較可能な既存研究として、お茶の水女子大学が文部科学省から受託した、全国学力調査への追加調査の分析結果がある(文部科学省 2009)。この調査は、対象校を 5 政令都市の 100 校とし、学力テストを受けた子どもに対し、その家庭状況について追加的な質問を行ったものである。現時点で直接的な比較は困難であるが、お茶の水女子大学の分析結果も、家計所得と学力の間に正の安定的な関係を見いだしている。我々の分析結果も、サンプルは少ないが同様の結果を見いだしている点で整合的である。

今回、国語と数学のスコアと比較して、推論のスコアに対して系統的に影響のある変数を見つけることはほとんどできなかった。これは、推論のスコアが、4 問の設問から構築され、数学と国語のテスト項目ほど高い信頼性を備えていないことを考えると、驚くべきことではないかもしれない (敷島他　2010)。また、数学・国語以上に、推論の能力が遺伝的影響を受ける要素が大きいとすれば、今回、家庭内の教育投資に関係すると思われる変数が、推論には影響を与えていないことも、論理的には不思議ではない (Shikishima et al 2009)。今後、さらにデータを蓄積することで、推論に影響を与える変数を探索しながら、推論能力自体が、子どもの今後の学力の変化にどのような影響を与えるのか、分析するこ

とも視野にいれるべきであろう。

本稿では、家庭背景と子どもの学力の関係についての First look 分析として、単純な方法による分析結果のみを紹介してきた。今回分析できなかった点は数多いが、大きくまとめると次の 3 点である。第 1 に、所得の差が学力に与える影響の「パス」の分析である。理論的には、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。そのすべてを明らかにすることは困難であるが、これらのパスを明らかにすることで、政策的にも示唆をえるところが多いと思われる。第 2 に、地域や学校と学力との関係である。今回の子ども特別調査の主な目的は、家庭環境が子どもの学力に与える影響の解明であるが、それらを所与とした上で、より政策的に関心が高いのは、地域環境の改善や学校教育政策が子どもの学力に与える影響であろう。JHPS データを地域情報・学校情報と結びつけることで、子どもの学力に対する地域や学校の役割の一端が垣間見えると期待される。第 3 に、子どもの学力と、学力以外の行動やアウトカムとの関係の分析である。学力向上だけが学校や家庭での教育の目的ではない。今後、パネルデータの蓄積により、学力以外のアウトカムが数多く蓄積されると考えられる。学力と学力以外の変数の決定要因を同時に分析することで、家庭や学校が果たす多面的な役割が、今後一層明らかになると考えられる。

参考文献

Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis 1973. “On the interaction　between the quantity and quality of children” *Journal of Political Economy*. 81(2, Pt.2):S279-S288.

Behrman, Jere R. and Mark R. Rosenzweiig. 2002. “Does Increasing Women’s Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? “ *American Economic Review*. 91(1): 323-334.

Bjorklund, Anders, and Kjell G. Salvanes. 2011. “Education and Family Background: Mechanisms and Policies.” In Hanushek, Machin, and Woessmann (eds). *Handbook of the Economics of Education*. Vol.3. :201-247.

Hanushek, Eric. 1992. "The Trade-off Between Child Quantity and Quality," *Journal of Political Economy*, 100(1):84-117

Haveman, Robert and Barbara Wolfe. 1995. “The Determinants of Children’s Attainments: A Review of Methods and Findings.” *Journal of Economic Literature*, 33(4): 1829–78.

Kawaguchi, Daiji, forthcoming, “Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings,” *Journal of the Japanese and International Economies*.

Plomin, Robert & Cindy. S. Bergeman, 1991. “The Nature of Nurture: Genetic Influence on “Environmental” Measures.” *Behavioral and Brain Sciences*, 14: 373-427.

Pope, Devin G. and Justin R. Sydnor, 2010, “Geographic Variation in the Gender Differences in Test Scores.” *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), Pages 95–108.

Shikishima, Chizuru, Kai Hiraishi, Shinji Yamagata, Yutaro Sugimoto, Ryo Takemura, Koken Ozaki, Mitsuhiro Okada, Tatsushi Toda, & Juko Ando, 2009. “Is g an Entity? A Japanese Twin Study Using Syllogisms and Intelligence Tests,” *Intelligence*, 37: 256-267.

Tanaka, Ryuichi, and Yuzo Yamamoto, 2009. “Does Maternal Employment in Early Childhood Matter for Educational Outcomes?” Discussion Paper DP2010-2, Tokyo Institute of Technology. Tokyo Institute of Technology

赤林英夫・荒木宏子 2011（予定）「『検証なき教育改革』を繰り返さないために―教育政策評価の普及を目指して―」『季刊政策分析』.

安藤寿康 1996「子どもの読書行動に家庭環境が及ぼす影響に関する行動遺伝学的検討」『発達心理学研究』7: 170-179.

苅谷剛彦 2001『階層化日本と教育危機―不平等再生産から意欲格差社会』有信堂高文社.

苅谷剛彦・清水睦美・志水宏吉・諸田裕子 2002『調査報告「学力低下」の実態』岩波書店.

苅谷剛彦・志水宏吉 2004『学力の社会学』岩波書店

豊田 秀樹 2002『項目反応理論 入門編―テストと測定の科学』朝倉書店

文部科学省 2009「全国学力・学習状況調査の分析・活用の推進に関する専門家検討会議（第 13 回）　配布資料 2「家庭背景と子どもの学力等の関係(案)」

吉川徹 2009『学歴分断社会』筑摩書房

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」

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」DP