

世帯所得と小中学生の学力・学習時間*
— 教育支出と教育費負担感の媒介効果の検討 —

卯月由佳（国立教育政策研究所）
末富芳（日本大学）

要 旨

本稿は、世帯所得が小中学生の学力と学校外学習時間に与える影響について、先行研究で展開される投資モデルと家族ストレスモデルを援用し、学校外教育支出と親の教育費負担感の媒介効果に着目して検討する。2013年度「全国学力・学習状況調査」のデータを分析した結果、小学6年生と中学3年生の国語と算数・数学の学力と学校外学習時間に対し、世帯構成や親の学歴を統制した後も、世帯所得が正の効果をもつことを改めて確認した。これら世帯所得の効果は、まずは学校外教育支出の差を通じて生じている。さらに、小学6年生と中学3年生の国語と算数・数学の学力については、世帯所得と学校外教育支出が同じ水準でも親の教育費負担感が大きい場合に低くなり、教育費負担感が媒介変数の一つとなり世帯所得に影響を受けていることが示される。これらの知見をもとに、低所得世帯の子どもの学力形成における不利を緩和するため、所得補助を通じて学校外教育利用の機会を平等化することの妥当性について議論する。

キーワード：世帯所得、学校外教育支出、教育費負担感、学力、全国学力・学習状況調査

本論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、国立教育政策研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、国立教育政策研究所におけるプロジェクト研究「教育の効果に関する調査研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、文部科学省初等中等教育局参事官付学力調査室から貸与を受け、2013年度「全国学力・学習状況調査」のデータを利用した。「教育の効果に関する調査研究」のメンバー、ディスカッションペーパー検討会の外部レフリーの先生方及び文部科学省初等中等教育局参事官付学力調査室から多くの貴重なコメントをいただいた。心より感謝申し上げます。

1. 問題の所在

貧困世帯に対しては単なる所得保障にとどまらない多面的な支援が必要とされている。しかし、子どものいる世帯のニーズに対応した所得保障が比較的弱い日本では(岩田 2007)、子どもの貧困を削減するために所得移転の果たすべき役割がまだ多く残されていると考えられる。近年の統計に基づくと、日本は子どもの貧困率(世帯の等価可処分所得の50%を貧困線とした場合)がOECD平均より高いにもかかわらず、家族関係社会支出の対GDP比はOECD加盟国の中で最も低い国の一つである¹。しかしながら、子どもが現在経験する貧困を削減するだけでなく、将来貧困に陥るリスクを低下させることも重視するならば、所得移転の拡充を優先すべきか(Mayer, 1997)、そもそも回避すべきではないか(Murray, 1984/1994)といった論争も展開されてきた。これらの疑問に答えるための研究を蓄積することが求められている。後ほど先行研究をレビューするように、海外では世帯所得が子どもの学力やスキルの形成に影響することが明らかにされてきており、所得保障は短期的のみならず、長期的な貧困削減にとっても有効であることが示唆されている。

子どものいる世帯の所得保障が弱いだけでなく、子どもの教育に関する家計負担が大きいのも日本の特徴である。就学前教育段階と高等教育段階で教育費の公財政支出割合が諸外国に比べても低く(OECD, 2015)、公財政支出割合の高い初等中等教育段階でも学校外教育に相当の家計支出がある(文部科学省, 2015)。そのため日本も例外ではなく、もしかしたら諸外国以上に、世帯所得が教育費負担能力の差を通じ、子どもの学力やスキルの形成と学歴の獲得に影響を及ぼすことが懸念される。にもかかわらず日本では、低所得世帯の所得の増加が、そこで育つ子どもの学力やスキルを向上させる手段となるかどうか、その可能性や妥当性について正面から検討した研究はそれほど多くない。特に教育社会学の研究では、児童生徒の生活の背景にある経済的不平等には介入できないことが前提とされることもある。例えば志水ほか(2012)は、「個々の家庭の動向に基本的には委ねられるべき経済資本・文化資本と異なり、社会関係資本は、よりパブリックな側面を有している。あるいは、社会的に介入可能な側面をもっている」(p.84)と指摘する。しかし、文化資本への介入については各家庭の価値観の自由を尊重して慎重にならざるを得ないとしても、経済資本への介入、特に事後的再分配による所得移転は可能であり、上述のとおり日本の現状において検討すべき選択肢の一つである²。

¹ 2010年(日本のデータは2009年)の子どもの貧困率について、OECD.StatのIncome Distribution and Poverty: Child Poverty - old and new income definitions (<http://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=70339> 2016年1月23日アクセス)を参照。2011年の家族関係支出について、OECD Family Database (<http://www.oecd.org/els/family/database.htm> 2016年1月20日アクセス)の、PF1.1 Public spending on family benefitsを参照。

² 所得の平等化は事後的再分配だけでなく、多くの家庭にとって主たる収入源である賃金の平等化を通じて達成される部分もある。そして賃金の分布については、就業するか、どのような仕事に就き、何時間働くかなどの点で、各家庭の意思決定に左右される部分が大いのも事実である。「個々の家庭の動向に基本的には委ねられるべき」という主張の背後に、そのような労働市場参加に関する自由な意思決定を尊重する意図があるとすれば、所得の平等化を考える上で留意すべき点が述べられていることになる。

本稿は、なかでも小中学校段階での学校外教育利用の広がりに着目し、この状況において低所得世帯の子どもが学力形成において不利になるとすれば、その傾向を緩和するにはどのような政策的対応が必要か検討する。特に、子どものいる世帯への所得補助を通じて学校外教育利用の機会を平等化することの妥当性について議論するのを目的とする。こうした目的のため、世帯所得が学力形成に影響を及ぼす可能性についてデータをもとに確認し、さらにどのようなメカニズムにより影響するのか検討する。そのメカニズムとして、海外の先行研究では投資モデルと家族ストレスモデルの二つが提起されてきた。モデルの詳細は2.2項にて詳述するが、日本でも、低所得世帯において投資ができないか少ないことによる不利と、あるいは何とか投資をしても負担感が大きく、ストレスが生じることによる不利の両方が想定される。そこで、これらのモデルを援用し、世帯所得が小中学生の学力と学校外学習時間に与える影響について、学校外教育支出と親の教育費負担感の媒介効果に着目して分析する。学校外学習時間についても分析するのは、学校外での学習は学校外教育を利用しなくても可能だが、学校外教育を利用する場合のほうがより多く学習する傾向が見られるならば、世帯所得による学力形成機会の不平等が懸念されるためである。

2. 先行研究レビューと本稿の分析課題

2.1 世帯所得が子どもの学力形成に与える影響

日本では子どもの社会経済的背景が学力に与える影響について長らく指摘されてきたが（例えば苅谷 2001; 苅谷・志水編 2004）、近年はその中でも世帯所得が小中学生の学力に及ぼす影響について検討した研究が出てきている。これらの研究は、データや分析手法の特性から必ずしも因果的効果を明らかにしたわけではないが、世帯所得と子どもの教育達成の両方に関連する他の世帯特性（親の学歴、職業、世帯構成などが考えられる）の影響を少なくとも部分的には考慮した上での知見である。山田（2014）は、世帯所得、父親と母親それぞれの教育年数の効果を同時に考慮したモデルを推定し、親の教育年数だけでなく世帯所得も独立に小学 6 年生と中学 3 年生の国語と算数・数学の学力に正の効果をもつことを示した。卯月・末富（2015）は、父親と母親の学歴とひとり親世帯か否かを統制した上でも、世帯所得に基づく相対的貧困が小学 6 年生と中学 3 年生の国語と算数・数学の学力と学校外学習時間に負の効果をもつことを示した。

海外では日本より多くの研究が進められており、しかも方法論的にも世帯所得の因果的効果について強い証拠を提示した研究成果が蓄積されている。Cooper and Stewart（2013）のレビュー論文は、ランダム化比較実験、自然実験、操作変数法、固定効果法のいずれかの方法を用いて世帯所得が子どもの認知スキルと学力に与える効果について分析した 21 の研究のうち、16 の研究で世帯所得の正の効果が明らかにされたことを示す。例えば、Clark-Kauffman et al.（2003）は米国の福祉（就労促進）プログラムが子どもの認知スキルの発達と学力に与える効果をランダム化比較実験により検証し、プログラム参加の効果は賃金上

昇が伴った場合にのみ見られたことを明らかにした。しかし、米国の縦断調査 (the National Longitudinal Survey of Youth) のデータを用いて世帯の固定効果の影響を制御した Blau (1999) や Votruba-Drzal (2006) は、所得の学力に対する影響は非常に小さいか、所得の影響が子どもの行動には現れても学力には現れないという分析結果を導いている。固定効果法は観察されない変数の影響を取り除くことにより世帯所得効果の過大推定を抑制する利点もあるが、世帯所得の媒介変数の効果に相当するものを意図せず制御する可能性もあるとすれば、それらの研究ではむしろ世帯所得の効果が過小推定されていることが懸念される。

2.2 世帯所得が子どもの学力形成に影響するメカニズム

世帯所得の学力に対する因果的效果を明らかにした研究は、そうでない研究に比べて多いとはいえ、因果的效果の推定には分析手法上の課題もあるため、対立的な知見が併存する。しかしより重要なのは、そのメカニズムを解明することである。世帯所得が子どもの学力に対して影響を及ぼすメカニズムが論理的に説明され、しかもそれがデータによっても支持されるならば、世帯所得の因果的效果の存在を懸念しないわけにはいかない。こうしたメカニズムについて、これまで提起されてきた主要な理論モデルは二つあり、一つは投資モデル、もう一つは家族ストレスモデルと呼ばれる (Conger and Donnellan, 2007; Cooper and Stewart, 2013; Mayer, 1997)。

投資モデルは、Becker and Tomes (1979, 1986) や Solon (1992, 2004) などにより定式化されたもので、単純化すれば、所得の高い親が子どもに対してより多く投資するため、その子どもの人的資本が所得の低い親の子どもに比べて高くなることを説明する。学校教育への投資に限らず、子どもに知的刺激を与える様々な書籍、教材や玩具、学校外活動や学校外教育、学習に取り組みやすい住環境や近隣環境、健康に良い食事などへの支出を通じ、このメカニズムが機能すると考えられる。このメカニズムは教育への公的支出が少ない国で特に強く働きやすいことも説明されている (Solon, 2004)。それに対して家族ストレスモデルは、Conger and Elder (1994) や Conger and Conger (2002) により展開され、低所得、失業や離死別による収入減の喪失、借金などによる経済的な苦境がもたらす心理的ストレスが家族に及ぼす影響に着目するものである。特に、こうしたストレスを親が強く感じるにより、育児スタイル、親子関係、家庭の雰囲気がダメージを受け、それが結果的に子どもの行動、心理状態、発達や学習にも影響が及ぶと説明されている。

データ分析の結果、投資モデルと家族ストレスモデルがそれぞれ支持されるかどうか、またどちらの説明力がより強いかを検討した研究は、やはり海外で行われている。先ほどと同様に Cooper and Stewart (2013) のレビュー論文を参照すると、それぞれのモデルに関連する変数の媒介効果を検証する方法あるいは構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling: SEM) を用いた研究の知見は、およそ次のように要約される。家族ストレスモデルをより強く支持する分析結果が多く、投資モデルに関しては支持するものとそうでないものが両方ある。どのメカニズムが働くかは子どものアウトカムによっても異なり、認知ス

キルにとっては投資モデルが、行動アウトカムにとっては家族ストレスモデルがより重要だという示唆もある。SEM による分析結果には、投資モデルと家族ストレスモデルは完全に区別されるのではなく、相互作用が生じていることを示唆するものもある。以上より、どちらのモデルがより有力な説明力をもつか検討するだけでなく、どちらも説明力をもつのではないかとの仮説を立てて分析することにも意義があると考えられる。

日本では、世帯所得の子どもの学力形成に対する影響について、投資モデルと家族ストレスモデルの枠組みに基づいて分析した研究はほとんどないが、いずれの説明も成り立つことが予想される。1 節で述べたように、小中学校段階での家計による学校外教育支出が多いため、世帯所得が子どもの学力に及ぼす影響について、投資モデルで説明される部分は大きいかもしれない。世帯所得により学校外教育支出状況に差があることは度々データで示されてきた（武内ほか 2006; 都村 2006; 都村ほか 2011; 卯月 2012; 浜野 2014）。ただし、片岡（2015）の分析結果は学校外教育支出が小中学生の学力に対して正の効果をもたないことを示しており、反対に効果をもつことを明らかにした分析結果は見当たらないため、学校外教育支出が世帯所得の学力に対する影響を生じさせる媒介変数となっているかどうか、不明瞭ではある。しかし、片岡（2015）の分析では学力の変数が親の申告に基づいており、測定誤差も無視できない可能性がある。また卯月（2015）は、世帯所得により中学 3 年生の学校外学習時間に差が生じる理由の一部は、世帯所得により学習塾の利用率が異なるためであるという、投資モデルを支持する分析結果を導いている。

また学校外教育支出が家族ストレスモデルにも無関係ではないことが予想される。世帯所得が学校外教育支出状況に影響を与えたとはいえ、低所得世帯で学校外教育支出が全くないわけではない。「平成 26 年度子供の学習費調査」の結果によれば、年収 400 万円未満の世帯においても、公立小学生で年間 12.8 万円、公立中学生で年間 20.5 万円の学校外活動費（補助学習費とその他の学校外活動費の合計）の支出がある。この支出を行うために、低所得世帯では大きな負担感を感じている可能性がある。都村（2006）は、大学生の子どもをもつ世帯についてではあるが、子どもの教育費に対応するため、家計は被服・履物類やこづかい交際費等の消費が抑制されていることを「全国消費実態調査」（総務省）の結果から明らかにしている。すなわち、子どもの教育費負担は、家族の生活に必要な消費を切り詰め、やりくりさせることに寄与しており、家族のストレスの一因になる可能性も考えられる。

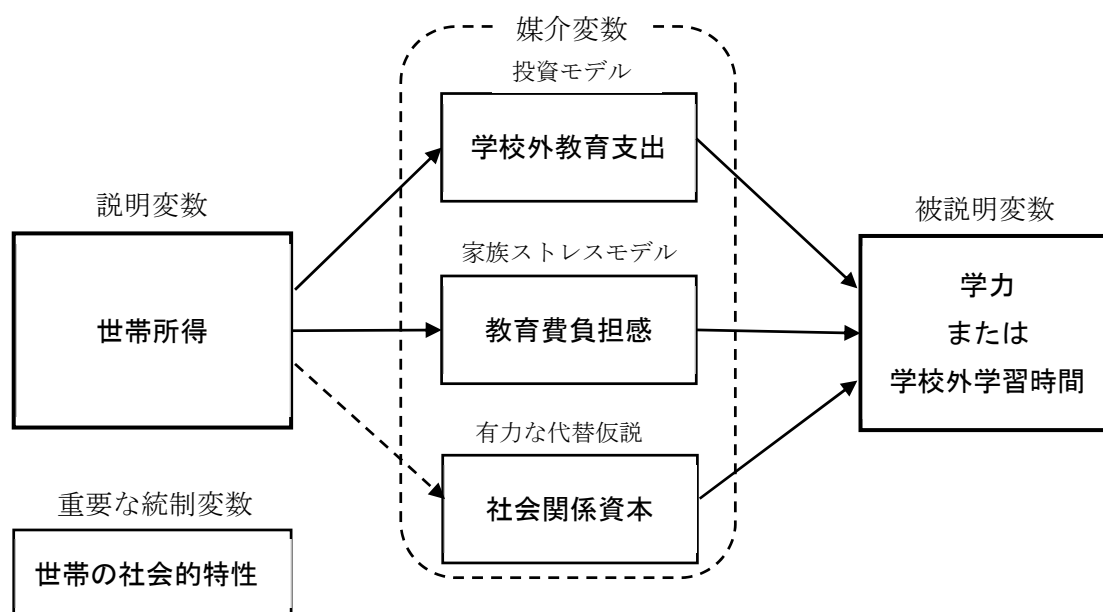
2.3 本稿の分析課題

以上の先行研究の知見を踏まえて本稿は、世帯所得が小中学生の学力と学校外学習時間に与える影響について検討し、その影響が生じるメカニズムの一部として家計の学校外教育支出と教育費負担感の作用に着目する。本稿の分析枠組みを図 1 に示す。まず、投資モデルで説明されるように、学校外教育支出そのものが子どもの学力と学校外学習時間に差を生み出している可能性が考えられる。さらに、家族ストレスモデルにも目を向け、ストレス

の原因となり得る教育費負担感が子どもの学力と学校外学習時間に影響を及ぼしているのではないかという仮説を検証する。

教育費負担感の説明力の重要性について検討するため、社会経済的背景により生じる学力や学校適応の格差を克服する役割を果たすものとして着目されている社会関係資本（平塚 2006; 高田 2008; 志水 2012; 松岡 2015）に関連する変数の媒介効果との比較を試みる。社会関係資本とは人々の関係の中に生まれる信頼、互酬性の規範、絆のことであり（稲葉 2011）、学校教育に関連する親の社会関係資本は、子育てや教育についての相談相手の有無や学校参加状況により捉えられている（志水ほか 2012; 松岡 2015）。ただし、志水ほか（2012）は、親の社会関係資本と子どもの社会関係資本には関連があり、世帯所得の低い子どもほど社会関係資本と学力の関連が強いことを明らかにしているが、世帯所得による子どもの学力への影響が親の社会関係資本を媒介していることを示したわけではない。また、松岡（2015）も、世帯所得が子どもの学校適応に与える影響はそもそも小さく、これに関して親の社会関係資本の媒介効果も強くないことを明らかにしている。そのため、子どもの教育において、世帯所得による不平等が生じるメカニズムが、世帯所得以外の社会経済的背景により不平等が生じるメカニズムとは異なる可能性が既に先行研究でも示唆されているといえる。本稿も、そのことを確認しながら、世帯所得による教育環境の不平等、特に低所得世帯の教育環境の改善にとって、投資モデルと家族ストレスモデルに着目する必要性を検討する。

図 1 分析枠組み



3. 分析方法とデータ

3.1 分析方法

本稿の分析課題は、世帯所得が学力・学習時間に与える効果を推定した上で、教育支出と教育費負担感が、世帯所得の効果をもたらすメカニズムの一部となっているかどうか検討することである。そこで、児童生徒 i の学力・学習時間（またはその潜在変数） EO を、世帯所得 HI 、世帯の社会的特性 HS 、教育支出 SP 、教育費負担感 SB 、親の社会関係資本 SC により説明する (1) 式を設定する。 X は基本的な統制変数（児童生徒の性別、都道府県、保護者調査の回答者の子どもからみた続柄）、 ε は誤差項である。

$$EO_i = \beta_0 + \beta_1 HI_i + \beta_2 HS_i + \beta_3 SP_i + \beta_4 SB_i + \beta_5 SC_i + \beta_6 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

まず世帯所得 HI の係数 β_1 を、 X と HS のみを投入したモデルで推定し、世帯所得と関連し、かつ学力・学習時間に影響を与える変数の影響を取り除いた後も、学力・学習時間に対する世帯所得の効果が残ることを確認する。ただし、世帯所得と学力・学習時間の両方に影響を与えるが入手できない変数（例えば親から子に継承される生得的な資質や能力のうち、 SC にも反映されていないもの）の影響により、 HI は ε と相関し、 β_1 は過大推定される可能性がある。そのため β_1 は世帯所得の因果的効果を厳密に特定しているわけではないことに留意した解釈が必要である。

次に SP と SB を順に投入し、 β_1 が小さくなるかどうか検討する。 β_1 が小さくなれば、世帯所得の効果は教育支出と教育費負担感を媒介にして生じていることを示唆する。それとは別に、 SC を追加的に投入したモデルを推定して β_1 の変化に着目し、先行研究で学力を高める効果のあることが指摘されている社会関係資本が、世帯所得の効果の媒介変数になっているかどうか検討する。最後に、全ての変数を同時に投入した (1) 式に示すモデルを推定し、教育支出と教育費負担感の媒介効果が残るかどうか検討する。

学力・学習時間の変数には連続変数を用いるため、最小二乗法 (Ordinary Least Square: OLS) モデルを推定する。これらの変数については次の 3.2 項でより詳しく説明する。回帰モデルの係数と標準誤差の推定において、抽出率や無効回答率を調整するウェイトは用いないこととする。また、学校がサンプル抽出の単位とされているが、この点について係数の推定では考慮せず、標準誤差の推定では学校内の誤差項の相関を考慮する。

3.2 データと変数

本稿は、2013 年度「全国学力・学習状況調査（きめ細かい調査）」（文部科学省）（以下、「学力調査」とする）の児童生徒調査、学校調査、保護者調査から収集されたデータを個人単位で結合して使用する。「学力調査」は全国の小学校 6 年生と中学 3 年生を対象としており、児童生徒調査と学校調査は 2007 年度以降毎年実施されている。しかし、全国規模の保

護者調査が行われたのは、これまで2013年度の一度だけである。2013年度の児童生徒調査と学校調査は全数調査として実施されたが、保護者調査は全国から無作為抽出された公立小学校430校と公立中学校414校で実施された。本稿の分析に使用するサンプルは、家庭の状況に関する変数の入手可能な、保護者調査の対象となった児童生徒である。

被説明変数である国語と算数・数学の学力の変数には、各教科のA問題（基礎・基本）とB問題（活用・応用）の正答数の合計³を平均値が50、標準偏差が10となるよう標準化した値、つまり偏差値を用いる。正答数は必ずしも正規分布する変数ではないため、偏差値のような標準化スコアへの変換が完全に適しているとはいえないが、説明変数の値による差の大きさを直感的につかむのに役立つと考えられる。科目ごとに異なる推定結果が出たとしても、科目の差異によるのか、説明変数の影響の大きさの差異によるのかは判別できないため、科目の間で推定結果の比較は行わない。学校外学習時間は、学校の授業時間以外に勉強している時間で、学習塾や家庭教師の時間を含む。平日1日当たりと土日1日当たりのそれぞれの回答について、選択肢の時間幅の中央値（平日の3時間以上には3.5、土日の4時間以上には4.5）を割り当て、平日1日当たりの学校外学習時間×5と土日1日当たりの学校外学習時間×2を足し合わせた数値を7で割り、1日当たり学校外学習時間（時間）を算出して連続変数として用いる。

主な説明変数である世帯所得について、本稿は各世帯のニーズの差異を考慮した等価可処分世帯所得を用いる。また、世帯所得が本稿で検討するアウトカムに対して線形の効果をもつことを予め想定する理論的根拠は必ずしもないため、等価可処分世帯所得の連続変数を作成し、その高さに基づきサンプルを5つのグループに分け、最も低いグループを第1五分位グループ、最も高いグループを第5五分位グループとする。等価可処分世帯所得の連続変数は以下の手続きで作成する。「学力調査」の保護者調査の世帯所得に関する質問では、税込み年収について12個の区間（200万円未満、200万円以上～300万円未満…略…1,200万円以上～1,500万円未満、1500万円以上）からあてはまるものを一つ選ぶことになっている。こうして得られた回答から、Violato et al.（2011）を参考に、区間の下限と上限を被説明変数とする区間回帰分析を推定し、各世帯の税込み年収を予測する⁴。区間回帰分析の説明変数には親の年齢（父親の年齢、父親が不在の場合は母親の年齢）、父親と母親それぞれの学歴と就業状況、世帯構成（ふたり親世帯、母子世帯、父子世帯、親不在世帯）、三世代同居世帯か否か、市町村の人口規模、都道府県を用いる⁵。この税込み年収を、「平成25年

³ A問題とB問題の正答数を合計することにより、正答数の分布の歪み（skewness）はある程度減少する。性質の異なる調査問題の正答数を重み付けなく合計するという限界は残るが、調査問題ごとの正答数も、難易度の異なる設問1問の正答につき全て1として加算しているため、類似の限界はある。正答した問題の性質や難易度を区別した学力スコアの検討については今後の課題とする。

⁴ 区間回帰分析は、Stata14のintregのコマンドを使用して行った。区間回帰分析を行わず、各区間の真ん中の値で置き換える方法で連続変数を作成した場合、等価可処分世帯所得へと変換した後も、いくつかの値の頻度が高くなり、サンプルを5グループに分けた場合もちょうど20%ずつには分かれなくなる。そこで本稿では区間回帰分析を用いて世帯所得を推定したが、各区間の真ん中の値で置き換える方法で作成した世帯所得変数を用いた場合も、本稿全体の分析結果に大きな違いはないことを確認した。

⁵ 親の年齢、父親と母親の学歴、就業状況のいずれかが無回答のケースは、それぞれについて無回答である

国民生活基礎調査」(厚生労働省)の結果に基づく、所得五分位階級別の1世帯当たり平均所得金額と平均可処分所得金額の比率を参考に、可処分所得へと変換する。さらに、この可処分所得を世帯人数の平方根で割り、等価可処分世帯所得の変数を作成する。

世帯の社会的特性に関する変数として、ひとり親世帯か否か、年上のきょうだい数、父親の学歴と母親の学歴を用いる。卯月・末富(2015)の分析結果から、ひとり親世帯(親が離死別によりひとりで子どもを養育している世帯)で育つことが、等価可処分世帯所得に基づく相対的貧困とは独立に子どもの学力・学習時間に影響している可能性が示唆されたため、本稿でも世帯所得の統制変数としてひとり親世帯か否かを示す変数を用いる。卯月・末富(2015)が詳しく述べるとおり、この変数でひとり親世帯として捕捉されるケースの大部分は上述の定義によるひとり親世帯であるが、「学力調査」の質問方法の都合上、一部は単身赴任世帯を含むと想定される。また、親が不在のため祖父母が保護者となっている世帯も少数存在するが、このケースもひとり親世帯に分類して分析に用いる。年上のきょうだい数は、教育費のかかる年長の子どもが何人いるかが、世帯所得が同程度の場合でも世帯内で調査対象の子どもに配分される資源の量に影響する可能性があるため、世帯所得の統制変数として用いる。親の学歴は、子どもの学力・学習時間に大きな影響を与えることが知られ、かつ世帯所得にも影響を与えるため、親の学歴の効果を考慮しないまま推定された世帯所得の効果は過大推定される。学力・学習時間に、世帯所得の増加により改善の余地があるかどうかを検討するには、少なくとも親の学歴の効果を統制した推定を行うことが重要である。

媒介変数となる教育支出については、学校外教育にかかる支出に関する変数を用いる。小中学校段階で世帯所得による差が出るのは、主に学校外教育にかかる支出であるためである。「学力調査」では、調査対象の子どもについて「学校外の教育(学習塾や習い事)にかける1か月あたりの平均の支出」を尋ねている。9つの選択肢(支出はまったくない、5千円未満、5千円以上～1万円未満…略…3万円以上～5万円未満、5万円以上)から得られた回答に、それぞれの区間の中央値(5万円以上には6)を割り当て、連続変数にして分析に用いる⁶。

教育費負担感については、調査対象の子ども1人の教育にかかる支出が家計に与える負担の程度についての親の回答を変数として用いる。学校外教育支出の質問の直後で尋ねられているが、教育費負担感の対象は学校外教育に限定されていないため、学校外教育支出が

ことを識別するダミー変数を作成し、推定に用いた。母子世帯や父子世帯の場合も回答が得られているケースもあれば、ふたり親世帯でも無回答のケースがある。区間回帰分析の推定結果から予測された税込み年収は、質問への回答の下限より小さい場合は下限値に、上限より大きい場合は上限値にそれぞれ置き換える。

⁶ 学習塾や習い事にかかる支出以外にも、子どもの学力や学習時間を向上させる効果があると思われる、書籍、教材、玩具などの購入や体験活動にかかる支出は、世帯所得の媒介変数となり得るが、「学力調査」ではこれらについて必ずしも幅広く尋ねられているわけではない。親子で一緒に美術館や劇場、博物館や科学館に行く頻度は尋ねられているが、中学生になると友人との外出も増え、親と一緒にいく頻度は中学生自身が行く頻度を反映していない可能性も考えられる。分析の統一のため、小学6年生でもこれらの変数を使用しないこととするが、小学6年生では、親子で博物館や科学館に行く頻度が、世帯所得の学力に対する効果の媒介変数になっていることが確認できる。

なくても負担感を感じているケースがある。「まったく負担に感じない」または「あまり負担に感じない」と回答したケースを「負担を感じない」グループとして一つに統合し、このグループと比較したとき、「やや負担に感じる」グループと「とても負担に感じる」グループの学力・学習時間には、それぞれどのような差異が生じているかを分析する。

親の社会関係資本については、親に「子育てや教育についての悩みを相談できる友人・知人」がどのくらいいるかと、親が「授業参観や運動会などの学校行事への参加」をどのくらい頻繁に行うかに関する変数を用いる。また、親の社会関係資本の豊かさが子どもの学力・学習時間に正の影響を及ぼすとすれば、一つには親が周囲とのコミュニケーションを通じて学校教育の方針を知り、それに対応しやすくようになるからだと考えられる。そこで、親が「学校教育の目標やその達成に向けた方策を知って」いるか否かについての変数も用いる⁷。

3.3 世帯所得と学校外教育支出、教育費負担感の関連

学校外教育支出が世帯所得に関連していることは、「学力調査」の結果（浜野 2014）や「平成 26 年度子供の学習費調査」の結果（文部科学省 2015）からも明らかだが、本稿で用いる世帯所得グループの変数に基づいて改めて確認する。表 1 に示すように、小学 6 年生全体で学校外教育への支出がないのは 12%であるが、第 1 五分位グループでは 26%、第 2 五分位グループでは 17%である。中学 3 年生では支出のない割合が若干増えて全体で 16%であり、第 1 五分位グループでは 31%、第 2 五分位グループでは 21%である。また、支出なしを支出額 0 とみなした場合の支出額の中央値は、小学 6 年生全体と中学 3 年生全体では同様に 1 万～1 万 5 千円であるが、小学 6 年生の第 1 五分位グループと第 2 五分位グループ、および中学 3 年生の第 1 五分位グループでは 5 千円～1 万円である。他方、小学 6 年生の第 5 五分位グループでは 2 万～2 万 5 千円、中学 3 年生の第 5 五分位グループでは 2 万 5 千～3 万円である。中学 3 年生では支出のない割合が増えているとはいえ、支出する場合の支出額は全体的に高いほうに分布しており、その傾向は特に高所得世帯で顕著であるため、世帯所得グループ間の学校外教育支出の差はますます大きくなっている。

世帯所得が低ければ学校外教育支出が低く抑えられているため、教育費負担感はそれほど世帯所得に関連がないのではないか、あるいはむしろ支出額の多い高所得世帯のほうが強く感じているのではないかという予想もあり得る。しかしデータに基づいて確認すると、同じく表 1 に示すように、世帯所得が低いほど負担感を感じており、またそれが大きいことも明らかである。さらに図 2 は、学校外教育支出が同程度でも、当然のことながら、所得の低い世帯のほうが教育費を負担に感じる割合は高いことを示す。学校外教育支出が高くなれば、どの世帯所得グループでも負担感を感じる割合は高くなるが、特に高額な支出については該当するケース数も少なくなる上、必要というより希望に応じて行われているものと想定される。ここで特に注目したいのは、典型的な支出額である 1 万～1 万 5 千円を支出す

⁷ 分析で使用する変数の記述統計量を付表 1 に示す。

表1 世帯所得グループ別の学校外教育支出と教育費負担感の分布（各回答の占める割合（%））

小学6年生	学校外教育支出									教育費の負担感			
	支出なし	5千円未満	5千～1万円	1万～1万5千円	1万5千～2万円	2万～2万5千円	2万5千～3万円	3万～5万円	5万円以上	まったく負担に感じない	あまり負担に感じない	やや負担に感じる	とても負担に感じる
世帯所得													
第1五分位グループ	26.4 (1.1)	20.5 (1.0)	26.8 (1.2)	12.5 (0.9)	6.4 (0.7)	3.4 (0.4)	1.9 (0.3)	1.1 (0.3)	1.0 (0.3)	12.2 (0.8)	33.3 (1.2)	38.3 (1.3)	16.1 (1.0)
第2五分位グループ	17.3 (0.9)	17.5 (0.9)	27.5 (1.1)	18.0 (0.9)	10.2 (0.9)	4.5 (0.5)	2.7 (0.4)	1.8 (0.3)	0.5 (0.2)	12.3 (0.8)	34.5 (1.2)	42.2 (1.3)	11.0 (0.8)
第3五分位グループ	9.8 (0.7)	14.2 (0.8)	28.4 (1.1)	20.8 (1.1)	11.9 (0.9)	6.8 (0.6)	2.9 (0.4)	4.0 (0.6)	1.2 (0.3)	11.4 (0.8)	39.7 (1.3)	39.5 (1.3)	9.4 (0.8)
第4五分位グループ	7.3 (0.6)	11.1 (0.8)	20.4 (1.0)	20.6 (1.0)	14.0 (0.9)	9.7 (0.8)	7.0 (0.7)	6.6 (0.7)	3.3 (0.5)	10.1 (0.8)	44.8 (1.3)	38.2 (1.3)	6.9 (0.6)
第5五分位グループ	3.1 (0.4)	5.5 (0.5)	13.8 (0.8)	15.2 (0.9)	12.2 (0.8)	11.7 (0.8)	9.5 (0.8)	15.8 (1.0)	13.1 (0.8)	12.9 (0.8)	42.8 (1.3)	36.8 (1.2)	7.5 (0.7)
全体	12.2 (0.3)	13.4 (0.4)	23.2 (0.5)	17.4 (0.4)	11.2 (0.4)	7.5 (0.3)	4.9 (0.3)	6.2 (0.3)	4.0 (0.2)	11.7 (0.3)	39.4 (0.5)	39.0 (0.5)	9.9 (0.3)

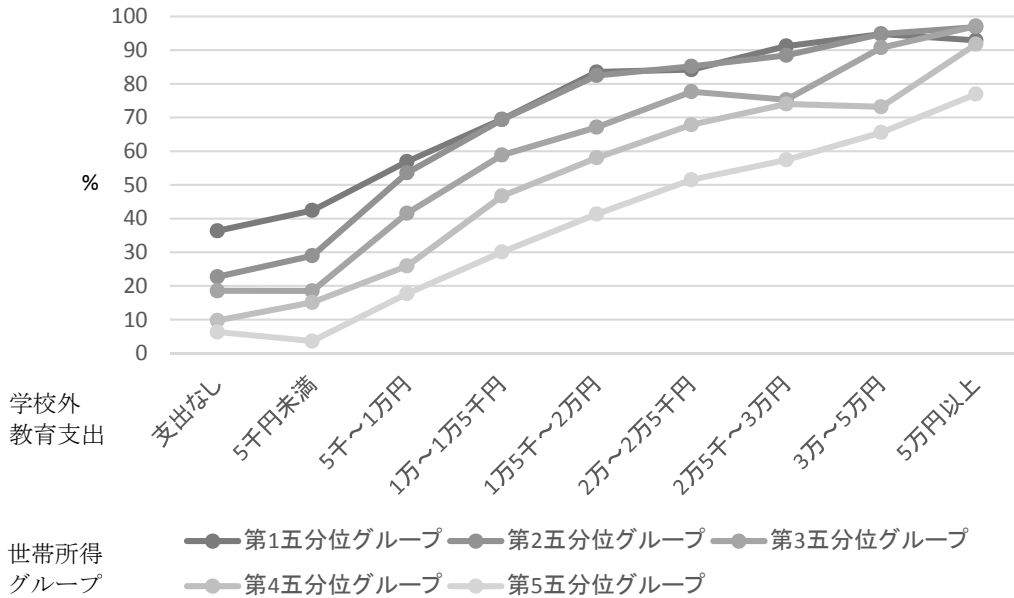
中学3年生	学校外教育支出									教育費の負担感			
	支出なし	5千円未満	5千～1万円	1万～1万5千円	1万5千～2万円	2万～2万5千円	2万5千～3万円	3万～5万円	5万円以上	まったく負担に感じない	あまり負担に感じない	やや負担に感じる	とても負担に感じる
世帯所得													
第1五分位グループ	31.3 (0.9)	10.2 (0.6)	14.9 (0.7)	9.6 (0.6)	9.8 (0.6)	9.4 (0.6)	7.0 (0.5)	6.7 (0.5)	1.0 (0.2)	9.3 (0.5)	24.9 (0.8)	39.5 (1.0)	26.4 (0.9)
第2五分位グループ	20.5 (0.7)	7.8 (0.5)	15.2 (0.7)	10.7 (0.6)	11.3 (0.6)	12.9 (0.7)	10.7 (0.6)	9.7 (0.6)	1.3 (0.2)	8.5 (0.5)	27.4 (0.9)	42.0 (0.9)	22.1 (0.8)
第3五分位グループ	13.8 (0.6)	6.6 (0.4)	13.6 (0.6)	10.4 (0.6)	11.7 (0.6)	14.6 (0.7)	13.8 (0.7)	13.6 (0.6)	1.8 (0.3)	7.7 (0.5)	26.5 (0.8)	45.4 (0.9)	20.3 (0.8)
第4五分位グループ	10.2 (0.5)	4.2 (0.3)	12.0 (0.6)	9.2 (0.5)	11.8 (0.6)	14.8 (0.7)	15.3 (0.7)	19.7 (0.7)	2.8 (0.3)	7.9 (0.5)	27.8 (0.8)	45.7 (0.9)	18.6 (0.7)
第5五分位グループ	5.3 (0.4)	3.5 (0.3)	7.9 (0.5)	6.7 (0.5)	8.5 (0.5)	12.9 (0.6)	17.0 (0.7)	30.9 (0.8)	7.3 (0.5)	9.1 (0.5)	32.8 (0.9)	44.5 (0.9)	13.6 (0.6)
全体	15.8 (0.3)	6.4 (0.4)	12.4 (0.5)	9.2 (0.4)	10.6 (0.4)	13.1 (0.3)	12.9 (0.3)	16.8 (0.3)	2.9 (0.2)	8.6 (0.2)	27.9 (0.4)	43.6 (0.4)	19.9 (0.3)

注：ウェイト調整後の推定値。括弧内の数値は標準誤差（文部科学省より提供されたジャックナイフウェイト及びジャックナイフ乗数を用いて推計）。学校外教育支出と教育費の負担感のそれぞれについて、各行（世帯所得の各グループ）の割合を合計すると100（%）になる。学校外教育支出は1か月当たりの金額。

図2 世帯所得グループ別、学校外教育支出の金額別の教育費負担感

小学6年生

「とても負担に感じる」または「やや負担に感じる」割合 (%)



「とても負担に感じる」割合 (%)

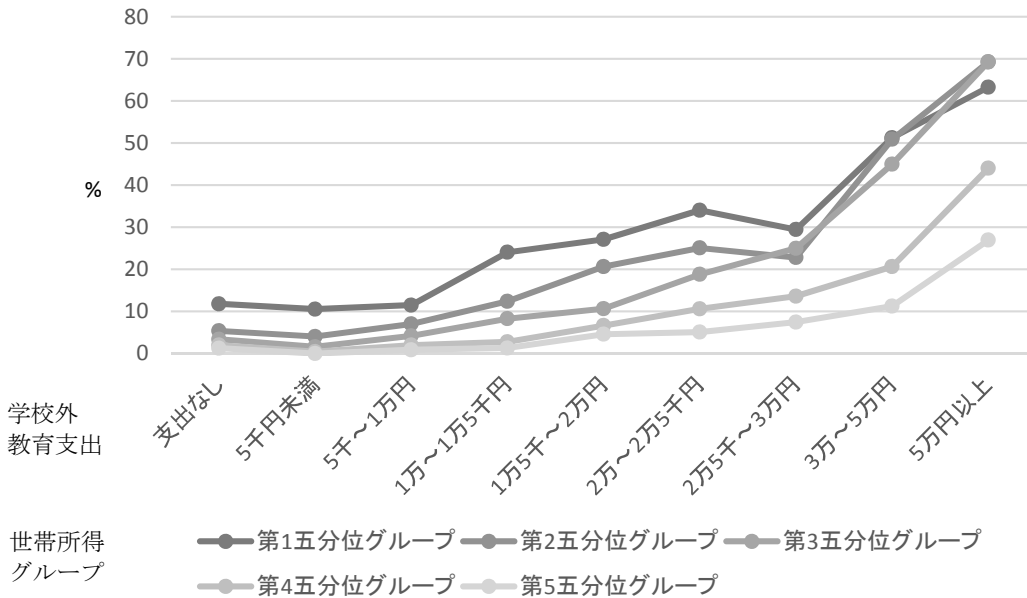
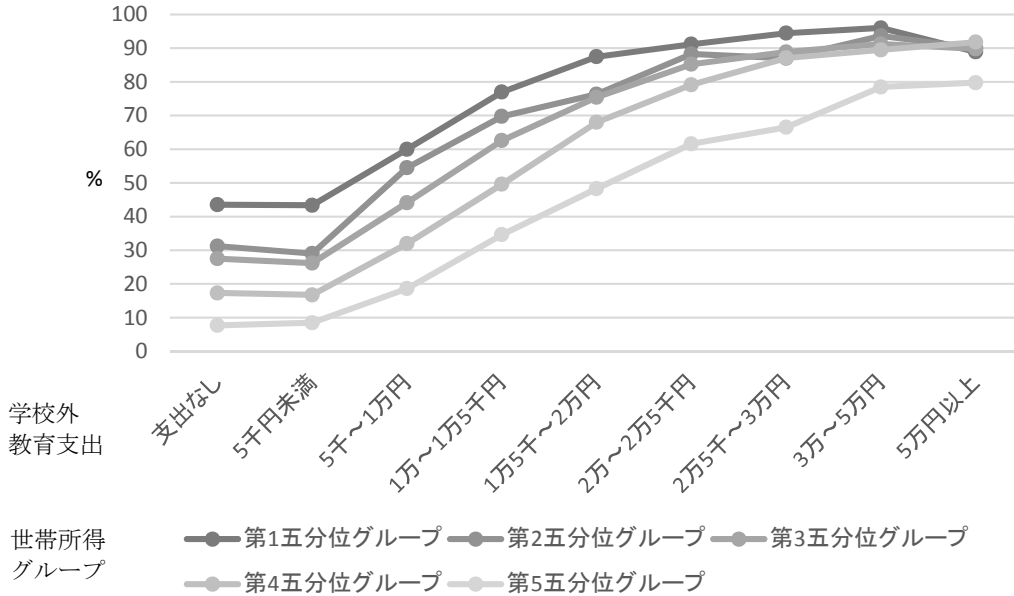


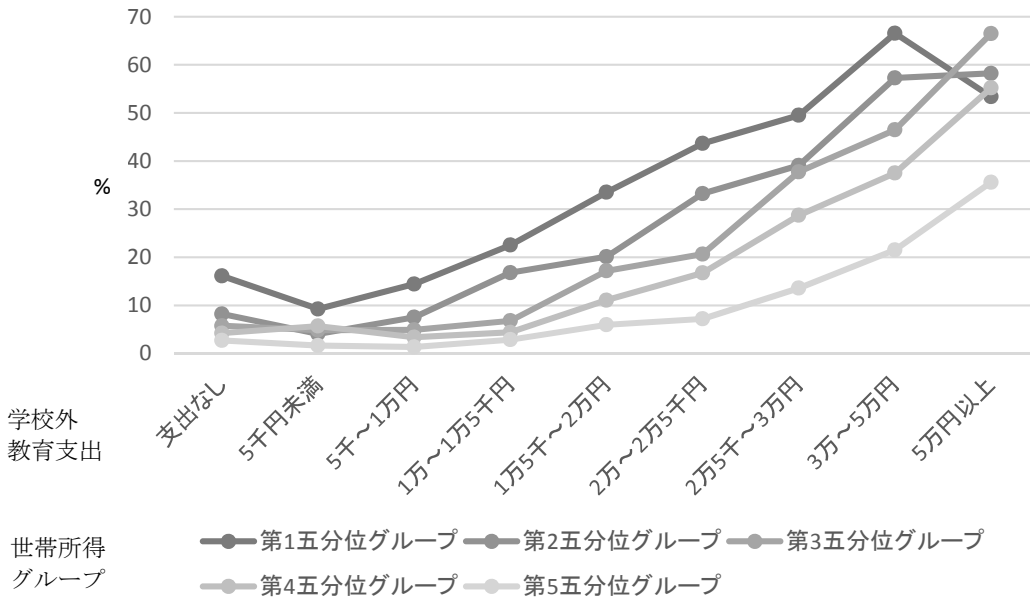
図2 続き

中学3年生

「とても負担に感じる」または「やや負担に感じる」割合 (%)



「とても負担に感じる」割合 (%)



注：ウェイト調整後の推定値。学校外教育支出は1か月当たりの金額。

る場合に、それ以下の支出をする場合や全く支出をしない場合に比べ、低所得世帯で負担感を感じる割合が上昇することである。低所得世帯では支出額が1万円を超えると、「とても負担に感じる」割合は顕著に上昇し、単に負担感を感じるようになるだけでなく、負担感がより大きくなることも読み取れる。

4. 分析結果

4.1 世帯所得の効果と、学校外教育支出と教育費負担感の媒介効果

先行研究の結果から予想されるとおり、本稿の分析結果でも、世帯所得の高さは国語、算数・数学の学力と学校外学習時間のいずれにも関連している。表2は、世帯所得の最も低い第1五分位グループを基準とした、世帯所得グループそれぞれのダミー変数の回帰係数を、推定モデル別に示している。国語と算数・数学の学力については、世帯所得の係数が、児童生徒の性別、都道府県、回答者の続柄のみを統制した(1)列の推定モデルに比べ、世帯の社会的特性に関する変数をさらに統制した(2)列の推定モデルで、概ね半分弱に減少している。すなわち、世帯所得グループの間で見られる学力の差の半分強は、世帯の社会的特性により説明される。また、世帯所得と学力の両方に影響を与えるが入手できていない変数の影響により、ここでの世帯所得と学力の関連は過大推定されている可能性もある。これらの点には留意しつつも、ここでは世帯所得の高さが子どもの学力・学習時間に対し、世帯の社会的特性を統制した後も正の効果をもつことに着目したい。その上で、この世帯所得の効果が、学校外教育支出と教育費負担感の媒介効果により説明されるかどうか検討する。

まず学校外教育支出の媒介効果を推定し((3)列)、続いて学校外教育支出を統制して教育費負担感の媒介効果を推定する((4)列)。小学6年生では全てのアウトカムにおいて、(2)列の係数に比べて(3)列の係数は小さい。すなわち、世帯所得が学力・学習時間に対して正の効果をもつ理由の一つは、所得の高い世帯で学校外教育に多く支出していることにあると改めて確認できる。特に、世帯所得の最も高いグループと最も低いグループの学力差について、学校外教育支出により説明される部分が比較的大きい。さらに、(3)列と(4)列の係数の大きさを比べると、国語と算数の学力に対する世帯所得の効果の一部は、教育費負担感の媒介効果により説明されることも示される。教育費負担感の媒介効果も、やはり世帯所得の最も高いグループと最も低いグループの学力差を比較的良好に説明できる。学校外学習時間に関しては、教育費負担感の媒介効果は見られない。中学3年生にも似たような傾向は見られるが、特筆すべき違いもある。中学3年生の国語の学力に対する世帯所得の係数は、学校外教育支出を考慮しても変化せず、教育費負担感を考慮して初めて小さくなる。支出額が負担感につながり、負担感が学力を低める方向に作用するため、支出額が学力に対して正の効果をもっていたとしても、平均的には相殺されてしまっている可能性がある。このことは、教育費負担感にまで着目しなければ、学校外教育支出の不平等の帰結を過小評価しかねないことを示唆する。

表2 世帯所得の学力・学校外学習時間に対する効果 (OLS)

小学6年生	国語 標本サイズ:13650						算数 標本サイズ:13649						学校外学習時間(時間) 標本サイズ:13623					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
世帯所得グループ (基準: 第1五分位グループ)																		
第2五分位グループ	1.63** (0.29)	0.58** (0.28)	0.47+ (0.28)	0.40 (0.28)	0.56* (0.28)	0.38 (0.28)	2.41** (0.30)	1.24** (0.30)	1.14** (0.30)	1.08** (0.30)	1.21** (0.30)	1.06** (0.30)	0.03 (0.02)	0.00 (0.03)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.00 (0.03)	-0.03 (0.02)
第3五分位グループ	3.37** (0.29)	1.52** (0.30)	1.24** (0.29)	1.11** (0.29)	1.50** (0.30)	1.10** (0.29)	4.11** (0.31)	2.10** (0.33)	1.85** (0.32)	1.74** (0.32)	2.06** (0.33)	1.71** (0.32)	0.15** (0.03)	0.07* (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.07* (0.03)	-0.01 (0.03)
第4五分位グループ	4.87** (0.31)	2.14** (0.31)	1.62** (0.30)	1.41** (0.31)	2.13** (0.31)	1.41** (0.31)	5.74** (0.30)	2.89** (0.31)	2.42** (0.31)	2.24** (0.31)	2.86** (0.31)	2.23** (0.31)	0.29** (0.03)	0.17** (0.03)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.17** (0.03)	0.02 (0.02)
第5五分位グループ	7.50** (0.34)	3.42** (0.33)	2.12** (0.32)	1.78** (0.33)	3.41** (0.33)	1.79** (0.32)	8.05** (0.34)	3.90** (0.34)	2.75** (0.34)	2.46** (0.34)	3.87** (0.34)	2.46** (0.34)	0.64** (0.04)	0.44** (0.03)	0.06* (0.03)	0.07** (0.03)	0.44** (0.03)	0.07** (0.03)
中学3年生	国語 標本サイズ:13602						数学 標本サイズ:23215						学校外学習時間(時間) 標本サイズ:23181					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
世帯所得グループ (基準: 第1五分位グループ)																		
第2五分位グループ	1.68** (0.22)	0.86** (0.23)	0.86** (0.23)	0.73** (0.24)	0.82** (0.23)	0.71** (0.23)	1.77** (0.23)	0.67** (0.24)	0.55* (0.23)	0.42+ (0.23)	0.62** (0.24)	0.39+ (0.23)	0.10** (0.02)	0.04* (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	0.04+ (0.02)	-0.02 (0.02)
第3五分位グループ	3.03** (0.25)	1.65** (0.25)	1.66** (0.25)	1.45** (0.25)	1.61** (0.25)	1.42** (0.25)	3.71** (0.25)	1.90** (0.25)	1.71** (0.25)	1.49** (0.25)	1.83** (0.25)	1.44** (0.25)	0.21** (0.02)	0.12** (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.11** (0.02)	0.02 (0.02)
第4五分位グループ	4.65** (0.23)	2.66** (0.24)	2.66** (0.24)	2.35** (0.24)	2.59** (0.24)	2.30** (0.24)	5.91** (0.24)	3.34** (0.24)	3.05** (0.24)	2.71** (0.24)	3.24** (0.24)	2.65** (0.24)	0.33** (0.02)	0.21** (0.02)	0.05* (0.02)	0.06* (0.02)	0.20** (0.02)	0.05* (0.02)
第5五分位グループ	6.29** (0.24)	3.19** (0.23)	3.20** (0.23)	2.65** (0.24)	3.10** (0.23)	2.60** (0.24)	8.21** (0.25)	4.30** (0.25)	3.83** (0.25)	3.25** (0.25)	4.18** (0.25)	3.18** (0.25)	0.54** (0.03)	0.36** (0.03)	0.10** (0.02)	0.12** (0.02)	0.35** (0.03)	0.12** (0.02)

注：(1) 列から (6) 列はモデル 1 からモデル 6 の推定結果をそれぞれ示し、各モデルに投入した世帯所得グループ変数以外の変数は以下の通り。モデル 1…性別、都道府県、回答者続柄、モデル 2 …モデル 1 の変数、世帯の社会的特性に関する変数 (ひとり親世帯、父親の学歴、母親の学歴、年上のきょうだい数)、モデル 3…モデル 2 の変数、学校外教育支出、モデル 4…モデル 3 の変数、教育費負担感、モデル 5…モデル 3 の変数、親の社会関係 (友人・知人の数)、学校教育参加 (学校行事への参加、学校の教育目標の認知)、モデル 6…モデル 1 から 5 で投入した全ての変数。括弧内の数値は標準誤差 (学校内の誤差項の相関と不均一分散に対して頑健)。世帯所得について無回答のケースも、そのことをダミー変数で識別して分析に用いているが、無回答グループの係数の表示は省略する。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01

ここまで世帯所得の係数の変化により、学校外教育支出と教育費負担感の媒介効果を検討してきたが、標準誤差を考慮すると、強いエビデンスが得られたとはいえない部分もある。また、世帯所得が子どもの学力・学習時間に影響するメカニズムは他にもたくさんあり、学校外教育支出と教育費負担感はある媒介変数の一部にすぎないと考えられる。しかし、重要な媒介変数と想定される他の変数に比べても、学校外教育支出と教育費負担感の媒介効果は着目に値する。表2の(5)列で示すのは、(2)列で示したモデルに、親の社会関係と学校教育参加の変数を加えたモデルの推定結果である。世帯所得の係数を(2)列と(5)列で比べても、小学6年生と中学3年生のいずれのアウトカムでもほとんど差が見られない。すなわち、親の社会関係や学校教育参加を説明変数に加えても、世帯所得の学力への影響に変化は認められない。逆に、教育費負担感の媒介効果は、一定程度確認できるのである。(1)列から(5)列のモデルに投入した変数を全て同時に投入したモデルの推定結果が(6)列であるが、そこで示す世帯所得の係数も、親の社会関係と学校教育参加の変数を未投入の(4)列のモデルとほぼ同じである。

学校外教育支出と教育費負担感、およびその他の変数が、子どもの学力・学習時間に対してどのような効果をもつか示したのが表3である。この表には、表2の(6)列のモデルの推定結果を、世帯所得以外の変数の係数も含めて載せている。小学6年生と中学3年生の両方とも、学校外教育支出が多いほど、国語と算数・数学の学力が高く、学校外学習時間が長い⁹。また、これらの学校外教育支出を考慮した後も、教育費負担感が国語と算数・数学の学力に対して負の効果をもつ。小学6年生では、学校外学習時間に対して教育費負担感は独立の効果をもたない。中学3年生では学校外学習時間については教育費負担感の係数が正であるが、これは「学力調査」の学校外教育支出では捕捉しきれない教育費負担が学校外学習時間の長い子どもに対して行われているためかもしれない。

先ほど親の学校教育参加は、世帯所得の学力に対する媒介効果がないことを述べたが、よくいわれるように、それ自体は学力に対して正の効果がある。特に小学6年生では、親が学校の教育目標や方策を知っていること以上に、実際に学校行事に参加していることが重要となっている。中学3年生でもやはり親の学校行事への参加が重要であるが、それとは独立に、学校の教育目標や方策を知っていることも、学力に対して有意な効果をもつ。親に相談できる友人・知人がいることは、子どもの学力に対して独立した正の効果はない。むしろ親に相談できる友人・知人が「たくさんいる」場合に子どもの学力が相対的に低くなっている。志水ほか(2012)は、地域の規範が学校的価値に適合的である場合には、社会関係資本の量的な充実が学力を高める効果をもつが、地域の規範がそうでなければ必ずしもそのような

⁹ 世帯所得が高く、学校外教育支出の多い児童生徒が集まる学校で、学力に効果的な教育上の取り組みを行う傾向があるとすれば、学校教育の効果が、学校外教育支出の効果として誤って推定される可能性がある。そのような取り組みの特定は今後の課題とするが、試みに学校の固定効果を制御したモデルを推定したところ、係数の大きさにはほとんど変化がなかった。そのため、学校外教育支出の係数が学校教育の効果を反映している可能性は小さいと考えられる。

表3 各変数の学力・学校外学習時間に対する効果 (OLS)

	小学6年生			中学3年生		
	国語	算数	学校外学習 時間(時間)	国語	数学	学校外学習 時間(時間)
世帯所得グループ(基準:第1五分位グループ)						
第2五分位グループ	0.38 (0.28)	1.06** (0.30)	-0.03 (0.02)	0.71** (0.23)	0.39+ (0.23)	-0.02 (0.02)
第3五分位グループ	1.10** (0.29)	1.71** (0.32)	-0.01 (0.03)	1.42** (0.25)	1.44** (0.25)	0.02 (0.02)
第4五分位グループ	1.41** (0.31)	2.23** (0.31)	0.02 (0.02)	2.30** (0.24)	2.65** (0.24)	0.05* (0.02)
第5五分位グループ	1.79** (0.32)	2.46** (0.34)	0.07** (0.03)	2.60** (0.24)	3.18** (0.25)	0.12** (0.02)
ひとり親世帯	-1.53** (0.29)	-1.55** (0.33)	-0.01 (0.02)	-0.41+ (0.22)	-0.98** (0.21)	-0.08** (0.02)
年上のきょうだい数	-0.96** (0.10)	-0.68** (0.09)	-0.00 (0.01)	-1.08** (0.08)	-0.90** (0.08)	-0.06** (0.01)
父親学歴(基準:高校卒業)						
中学卒業	-2.02** (0.35)	-2.16** (0.40)	-0.04 (0.03)	-2.07** (0.31)	-2.50** (0.29)	-0.06* (0.03)
短大・高専または専門学校卒業	0.71** (0.23)	0.90** (0.24)	0.03 (0.02)	0.63** (0.20)	0.72** (0.19)	0.05** (0.02)
大学卒業	2.96** (0.21)	2.87** (0.20)	0.09** (0.02)	2.86** (0.17)	3.28** (0.17)	0.10** (0.02)
母親学歴(基準:高校卒業)						
中学卒業	-1.57** (0.49)	-2.38** (0.54)	-0.12** (0.04)	-2.60** (0.38)	-2.89** (0.35)	-0.07* (0.03)
短大・高専または専門学校卒業	1.18** (0.19)	1.52** (0.18)	0.01 (0.02)	1.41** (0.14)	1.71** (0.13)	0.05** (0.01)
大学卒業	3.83** (0.28)	3.77** (0.27)	0.02 (0.03)	3.43** (0.21)	4.24** (0.23)	0.14** (0.02)
学校外教育支出(万円)	1.36** (0.07)	1.19** (0.07)	0.36** (0.01)	0.25** (0.06)	0.70** (0.06)	0.23** (0.01)
教育支出の負担感(基準:負担に感じない)						
やや負担に感じる	-0.70** (0.16)	-0.61** (0.16)	0.03 (0.02)	-1.14** (0.16)	-1.08** (0.16)	0.09** (0.01)
とても負担に感じる	-1.28** (0.28)	-1.03** (0.29)	0.05+ (0.03)	-1.96** (0.20)	-2.08** (0.22)	0.07** (0.02)
相談できる友人・知人(基準:あまりいない・全くいない)						
ある程度いる	0.07 (0.23)	0.34 (0.24)	-0.00 (0.02)	-0.25 (0.17)	-0.10 (0.16)	-0.00 (0.02)
たくさんいる	-0.76** (0.28)	-0.24 (0.28)	-0.03 (0.03)	-0.95** (0.20)	-0.73** (0.21)	-0.08** (0.02)
学校行事への参加(基準:あまりしない・全くない)						
時々する	0.37 (0.50)	1.04+ (0.53)	0.05 (0.04)	0.13 (0.19)	0.32 (0.20)	0.04* (0.02)
よくする	1.26* (0.50)	1.86** (0.51)	0.02 (0.04)	1.20** (0.20)	1.59** (0.21)	0.12** (0.02)
学校の教育目標や方策(基準:知らない)						
知っている	0.28+ (0.16)	0.41* (0.17)	0.03* (0.02)	0.73** (0.13)	0.59** (0.12)	0.07** (0.01)
標本サイズ	13650	13649	13623	23203	23215	23181
調整済みR ² 値	0.208	0.175	0.302	0.147	0.182	0.205

注:表2の(6)列で示したモデルと同様のモデルの推定結果で、世帯所得グループの係数は再掲。全てのモデルで、性別、都道府県、回答者続柄を統制済み。調整済みR²値は、この表に示した変数のほか、統制変数を投入したモデルに関する数値。括弧内の数値は標準誤差(学校内の誤差項の相関と不均一分散に対して頑健)。世帯所得、父親と母親の学歴について無回答のケースも、そのことをダミー変数で識別して分析に用いているが、無回答グループの係数の表示は省略する。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01

効果はないことを指摘する。学校的価値とは無関係な規範をもつコミュニティにおいて、親が友人・知人がたくさんもつ傾向があるとすれば、「たくさんいる」ことの効果がマイナスに推定されたとしても不思議ではない。

親の意識と行動が子どもの学力・学習時間に影響を与えるだけでなく、子どもの学力・学習時間が親の意識と行動に影響を与えている可能性もある。その意味では、親側の変数のみを説明変数とした本稿の推定モデルでは、親の意識や行動の効果が過大推定されているかもしれない。例えば、子どもの学力が低いと、親は学校外教育支出の見返りを受けていないと思い、より大きな負担感を感じるとすれば、このことが推定結果に反映されている可能性もある。このような親と子の双方向の影響関係を考慮したモデルの推定は今後の課題とする。

以上より、世帯所得グループ間の学力と学校外学習時間の差を検討し、世帯の社会的特性の効果を考慮した後も、世帯所得が最も低いグループと、より高いグループとの間には統計的に有意な差のあることが明らかとなった。また、所得の低い世帯で学校外教育支出が少なく、学校外教育に同水準の支出をしたとしても親の教育費負担感が大きい。この知見は2節の理論モデルに従えば、低所得世帯では比較的少ない教育投資しかされないという意味で投資モデルに適合し、かつ低所得世帯では比較的大きい教育費負担感が生じるという意味で家族ストレスモデルにも適合する。ここから低所得世帯の学校外教育機会の制約と教育費負担感を緩和するための所得補助が有効となる可能性が示唆されるが、現実的に可能な所得補助は世帯所得が最も低いグループと、より高いグループとの所得差を大きく縮小するほどの規模ではないと想定される。そこで、低所得世帯でいくらかでも所得が増加することが、そうした効果を発揮し、子どもの学力と学校外学習時間を向上させる可能性があるか、補足的に確認する必要がある。

表4に、年間の等価可処分世帯所得が10万円高い場合、国語と算数・数学の学力がどれだけ高いか、あるいは学校外学習時間がどれだけ長いかを、世帯所得グループ別に示す。表4の(1)列から(6)列の推定モデルでは、表2の(1)列から(6)列の推定モデルと、世帯所得以外は全て同様の変数を用いている。厳密には同一世帯の所得の増加の効果を示すわけではないが、(2)列の係数は、所得水準が類似し、かつ世帯の社会的特性が同様の世帯どうしで所得が10万円高い世帯と低い世帯を比較した結果であるため、世帯所得が10万円増加した場合の効果を近似すると解釈しても差し支えないだろう。表4から、小学6年生の国語と算数の学力について、世帯所得増加の効果は、世帯所得が最も低いグループで最も大きいことが明らかである。第1五分位グループの(2)列から(3)列、(4)列への係数の変化に着目すると、学校外教育支出と教育費負担感が部分的な媒介効果をもっていることも読み取れる。中学3年生の国語と数学の学力については状況が異なり、世帯所得が最も高いグループで世帯所得増加の効果は比較的小さいが、その他のグループの間では大きな差がなく、低所得世帯も含め、所得増加により学力が向上する傾向が見られる。学校外教育

表4 世帯所得グループ別の世帯所得の学力・学校外学習時間に対する効果 (OLS)

小学6年生	国語 標本サイズ:各世帯所得グループ 2482~2558						算数 標本サイズ:各世帯所得グループ 2481~2559						学校外学習時間(時間) 標本サイズ:各世帯所得グループ 2478~2549					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第1五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.413**	0.328**	0.281**	0.266**	0.331**	0.271**	0.538**	0.387**	0.338**	0.322**	0.382**	0.318**	0.004	-0.001	-0.012+	-0.012+	-0.001	-0.012+
	(0.065)	(0.083)	(0.083)	(0.082)	(0.083)	(0.082)	(0.074)	(0.086)	(0.086)	(0.086)	(0.085)	(0.085)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
第2五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.162	0.064	0.026	0.017	0.079	0.033	0.155	0.061	0.027	0.022	0.073	0.035	0.002	-0.001	-0.011	-0.011	-0.000	-0.011
	(0.122)	(0.117)	(0.116)	(0.116)	(0.117)	(0.117)	(0.127)	(0.122)	(0.122)	(0.124)	(0.123)	(0.125)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.010)
第3五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.258*	0.084	0.004	-0.001	0.090	0.006	0.216	0.047	-0.038	-0.037	0.049	-0.032	0.034**	0.027*	0.008	0.008	0.027*	0.008
	(0.127)	(0.123)	(0.122)	(0.123)	(0.123)	(0.122)	(0.133)	(0.130)	(0.129)	(0.130)	(0.128)	(0.128)	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.010)
第4五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.255**	0.202*	0.165+	0.152+	0.202*	0.151+	0.232*	0.184*	0.152+	0.143+	0.184*	0.144	0.029**	0.027**	0.015	0.017+	0.027*	0.017+
	(0.091)	(0.089)	(0.090)	(0.090)	(0.090)	(0.090)	(0.090)	(0.086)	(0.086)	(0.087)	(0.087)	(0.087)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.009)
第5五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.096**	0.054**	-0.011	-0.027	0.053**	-0.028	0.060**	0.020	-0.034+	-0.042*	0.018	-0.044*	0.025**	0.024**	0.002	0.003	0.024**	0.003
	(0.022)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.020)	(0.021)	(0.019)	(0.019)	(0.018)	(0.020)	(0.019)	(0.020)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)

表4 続き

中学3年生	国語 標本サイズ:各世帯所得グループ 4185~4352						数学 標本サイズ:各世帯所得グループ 4191~4354						学校外学習時間(時間) 標本サイズ:各世帯所得グループ 4183~4346					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第1五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.356** (0.058)	0.229** (0.067)	0.233** (0.067)	0.207** (0.068)	0.220** (0.066)	0.199** (0.068)	0.421** (0.052)	0.253** (0.062)	0.230** (0.063)	0.206** (0.064)	0.245** (0.062)	0.200** (0.063)	0.026** (0.005)	0.019** (0.006)	0.008 (0.006)	0.009 (0.006)	0.019** (0.006)	0.008 (0.006)
第2五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.347** (0.097)	0.283** (0.095)	0.285** (0.095)	0.269** (0.095)	0.293** (0.094)	0.280** (0.094)	0.245* (0.098)	0.154 (0.095)	0.148 (0.095)	0.131 (0.095)	0.160+ (0.095)	0.138 (0.095)	0.005 (0.009)	0.001 (0.009)	-0.003 (0.008)	-0.002 (0.008)	0.002 (0.009)	-0.001 (0.008)
第3五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.346** (0.103)	0.219* (0.103)	0.220* (0.103)	0.194+ (0.103)	0.216* (0.103)	0.192+ (0.103)	0.456** (0.101)	0.288** (0.098)	0.271** (0.098)	0.250* (0.098)	0.284** (0.098)	0.248* (0.098)	0.017+ (0.009)	0.008 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.009)	0.007 (0.009)	0.000 (0.009)
第4五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.363** (0.071)	0.244** (0.070)	0.246** (0.069)	0.235** (0.069)	0.241** (0.069)	0.232** (0.069)	0.420** (0.072)	0.272** (0.070)	0.258** (0.069)	0.246** (0.069)	0.268** (0.070)	0.243** (0.069)	0.024** (0.007)	0.017* (0.007)	0.005 (0.007)	0.006 (0.007)	0.017* (0.007)	0.006 (0.007)
第5五分位グループ																		
世帯所得 (10万円)	0.063** (0.019)	0.018 (0.017)	0.019 (0.018)	0.001 (0.018)	0.014 (0.018)	-0.002 (0.018)	0.078** (0.019)	0.021 (0.017)	0.015 (0.017)	-0.009 (0.018)	0.017 (0.017)	-0.011 (0.018)	0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.004+ (0.002)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)

注：世帯所得の変数以外は表2と同様のモデルを推定した結果である。(1)列から(6)列は、モデル1からモデル6の推定結果をそれぞれ示し、各モデルに投入した世帯所得グループ変数以外の変数は以下の通り。モデル1…性別、都道府県、回答者続柄、モデル2…モデル1の変数、世帯の社会的特性に関する変数(ひとり親世帯、父親の学歴、母親の学歴、年上のきょうだい数)、モデル3…モデル2の変数、学校外教育支出、モデル4…モデル3の変数、教育費負担感、モデル5…モデル3の変数、親の社会関係(友人・知人の数)、学校教育参加(学校行事への参加、学校の教育目標の認知)、モデル6…モデル1から5で投入した全ての変数。括弧内の数値は標準誤差(学校内の誤差項の相関と不均一分散に対して頑健)。
+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01

支出と教育費負担感の媒介効果は、特に数学においてある程度見られる。学校外学習時間についても小学6年生と中学3年生では状況が異なる。小学6年生では、所得が真ん中（第3五分位グループ）より高い世帯で、所得増加に応じて学校外学習時間が長くなる効果が見られるが、より所得の低い世帯ではその効果は見られない。中学3年生では世帯所得が最も低い第1五分位グループと比較的豊かな第4五分位グループで、世帯所得増加により学校外学習時間が長くなる傾向にあり、またその多くは学校外教育支出の増加により説明される。

これらの知見をまとめると、学年とアウトカムにより世帯所得増加の効果に差異はあるが、低所得世帯の所得を増加させることは、学校外教育利用の機会を広げ、教育費負担感を減らす可能性が示された。低所得世帯に対する所得増加は小学6年生と中学3年生の学力を向上させ、中学3年生の学校外学習時間を長くする効果があるといえるが、それが一般的な所得補助で行われるべきなのか、あるいは教育に用途を限定した所得補助（学校外教育バウチャー）として行われるべきかについては今後の検証課題といえるだろう。

5. 議論

本稿は、世帯所得が小学6年生と中学3年生の国語と算数・数学の学力、学校外学習時間に対し、世帯構成や親の学歴を統制した後も正の効果をもつことを改めて確認した。これらの世帯所得の効果は、部分的に世帯所得が学校外教育支出に影響を与えることにより説明される。さらに、小学6年生と中学3年生の国語と算数・数学の学力については、学校外教育支出が同じ水準でも、親の教育費負担感が高い場合に低くなることも明らかとなった。すなわち、これらのアウトカムに対する世帯所得の効果は、教育費負担感も媒介変数の一つとなり生じている。特に中学3年生の国語の学力のように、教育費負担感のマイナス効果を考慮しなければ、学校外教育支出のプラス効果も打ち消されて見えなくなる場合がある。以上より、日本で世帯所得が子どもの学力・学習時間に影響するメカニズムを説明するには、投資モデルが有効であることが支持されるが、教育費負担感のマイナス効果を考慮すると家族ストレスモデルもある程度適合する。小中学生の時点から家計による教育支出が高い日本では、投資モデルの説明力が欧米に比べて大きい可能性がある。また、家族ストレスモデルに関して、教育費負担感、言い換えれば教育費の確保のために生活を切り詰めることから生じるストレスに着目する必要があるのも、日本の特徴かもしれない。また所得増加の効果は、小学6年生の学力に対しては低所得世帯で特に大きく、中学3年生の学力と学校外学習時間に対しては低所得世帯に限られないが、低所得世帯でも確かに見られることを確認できた。

これらの分析結果から、世帯所得が子どもの学力と学校外学習時間に与える影響を緩和するには、特に低所得世帯の子どもが低所得ゆえに学力と学校外学習時間において不利になっている現状を改善するには、低所得による学校外教育利用の制約を緩和する必要があることが示唆される。しかも、学校外教育利用の制約を緩和する方法を検討する際に、親の

教育費負担感の軽減も同時に達成できる方法を考えることが重要である。例えば、教育に用途の限定されない所得移転より、教育に用途を限定した補助を受けるほうが、教育に支出するために他の支出を切り詰めることにはならないため、教育費負担感の緩和につながるかもしれない。あるいは、低所得世帯の親が不本意な労働時間の増加により所得を上昇させるより、必要十分な所得補助を受けられるほうが、やはり教育費負担感の緩和につながるかもしれない。これらは今のところ仮説にすぎないが、教育費負担感への着目により導き出される論点である。現状では、家計が無理をして学校外教育支出を増加させることが教育費負担感につながることで、学校外教育支出のプラス効果が教育費負担感のマイナス効果により相殺されている世帯も存在する可能性がある。

子どもの学力の向上、特に不利な社会経済的背景をもつ子どもの学力を向上させるために社会関係資本が重要であることが先行研究で論じられてきた。しかし、本稿の分析結果から留意すべきなのは、世帯所得が学力に与える影響を緩和するという目的においては、社会関係資本の役割のみへの過剰な期待は避けたほうがよいということである。親の社会関係資本は、子どもの教育にとって重要であることは本稿の分析結果も支持する。また、まだ検討されていないが、学力以外の教育成果に対して世帯所得が及ぼす影響を緩和するには効果がある可能性もある。しかし、学力に対する世帯所得の影響を緩和するには、すなわち単に学力を向上させるのではなく、世帯所得によって生じている学力向上の機会を平等化するには、やはり所得再分配や資源配分の必要性から目をそらし、より財政負担のない手段ばかり模索するわけにはいかない。

所得補助の代わりに、既に多くの学校で実施されている、放課後、土曜日、長期休業中を利用した補充的な学習支援や、既に一部の地方自治体で NPO（非営利団体）などとの協働で実施されている学習支援を拡充するという案もある。これに加えて所得補助を行う利点は、低所得世帯の子どものみを対象とした公共サービスの利用にともなうスティグマを回避するため、それ以外の選択肢も用意できる点にある（岡部 2013）。選択肢の拡大という観点からは、その所得補助は、単に学力向上を目指した学校外教育だけでなく、子ども本人の興味関心に沿った様々な活動への参加にも使えるものであることが望ましい（末富 2012）。ただし、低所得世帯の子どものうち、生活支援や居場所の確保を必要としている子どもには、そうしたニーズに対応する包括的な支援が届くことが重要であり（阿部 2014, 駒村 2014）、所得補助がその代わりにはなり得ないことに留意する必要がある。

本稿の研究課題は、子どもの学力形成機会に世帯所得による不平等が存在するなかで、現に学校外教育の利用がその理由の一部になっているとすれば、その状況に対してどのような政策的対応を行うべきかについて検討することであった。すなわち、多くの子どもが学校外教育を利用し、少なくともその選択肢をもつのに対し、その選択肢すらもてない子どもにどのような選択肢を保障すべきかという問題に着目してきた。これは、子どもの学力を向上させるために学校外教育の利用を促進すべきかどうかを問う研究とは区別される。また、学校外教育が子どもの学力形成機会の不平等につながっていると看做しても、学校外教育と同じ

ような方法を学校教育に導入すべきことを示唆する意図もない。学校教育には、公共性の実現といった、学校外教育には託されていない課題も託されており、その観点からは学校外教育の方法をそのまま学校教育に導入できるとは限らないためである。

最後に、本稿では検討できなかったが、今後の研究で取り組むべき課題を二点指摘する。第一に、世帯の社会的特性を統制し、さらに学校外教育支出と教育費負担感の媒介効果を考慮した後にも残された、世帯所得の学力に対する効果についてである。これは、生活水準そのものが子どもの学力や学習にとって重要である可能性や、十分な生活水準を確保できない世帯で生じる教育費負担感以外の経済的ストレスが子どもにネガティブな影響を与える可能性、あるいは経済的な問題とは区別された生活上の困難が子どもにネガティブな影響を与える可能性などが、仮説として考えられる。既に述べたように、本稿の分析は世帯所得の因果的効果を推定したわけではないため、例えば世帯所得の変化に影響を与え、学力や学習時間には直接影響を与えない操作変数を特定し、それを用いた分析を行うことで、世帯所得の因果的効果をよりよく反映した推定を行うことが今後の課題である。また、家族ストレスモデルは、より深刻な経済的ストレスを測定可能なデータによって検証される必要がある。さらに、低所得世帯が経験する、低所得そのものとは異なる次元にある生活上の困難が子どもに与える影響についても検討する必要がある。第二に、教育費負担感がより高まりやすい学校教育側の要因について明らかにすることである。世帯所得や教育支出が同程度だとしても、その支出が最低必要なものを何とか充足するために行われる場合と、必ずしも必要に迫られてはいないが自らの希望で行われる場合では、負担感が異なるのではないだろうか。例えば親は、本来学校で行われるべき学習支援や個別支援が十分になされていないと感じて子どもに学校外教育を受けさせる場合に、特に大きな教育費負担感を感じるのではないだろうか¹⁰。このように、親に学校外教育支出を最低必要だと感じさせ、教育費負担感を高める要因が、学校教育の側にもあるとすれば、低所得世帯の不利を緩和するために教育政策が取り組むべきことについて追究することも課題である。

参考文献

阿部彩 (2014) 『子どもの貧困Ⅱ—解決策を考える』岩波書店。

Becker, G. S., and Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *The Journal of Political Economy*: 1153-1189.

Becker, G. S., and Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*: S1-S39.

¹⁰ 家庭教育が政策的に強調されることの問題も関連している可能性がある。本田 (2008) は、既に多くの母親が社会的な要請にも応えながら苦勞して家庭教育に取り組むなかで、家庭教育が強調されると、熱心な母親にさらなる負担を加えるとともに、家庭学習の不平等がますます大きくなることが懸念されるという。母親が自らに降りかかる負担を軽減するために学校外教育を利用したとしても、それは教育費負担感という形で残されるのかもしれない。

- Blau, D. M. (1999). The effect of income on child development. *Review of Economics and Statistics*, 81(2): 261-276.
- Clark-Kauffman, E., Duncan, G. J., and Morris, P. (2003). How welfare policies affect child and adolescent achievement. *The American Economic Review*, 93(2): 299-303.
- Conger, R. D., and Conger, K. J. (2002). Resilience in Midwestern families: selected findings from the first decade of a prospective, longitudinal study. *Journal of Marriage and Family*, 64(2): 361-373.
- Conger, R. D., and Donnellan, M. B. (2007). An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development. *Annual Review of Psychology*, 58: 175-199.
- Conger, R. D., and Elder, G. H. J. (1994). *Families in Troubled Times: Adapting to Change in Rural America*. Social Institutions and Social Change. Aldine de Gruyter.
- Cooper, K., and Stewart, K. (2013). *Does Money Affect Children's Outcomes?: A Systematic Review*. Joseph Rowntree Foundation.
- 浜野隆 (2014) 「家庭環境と子どもの学力 (1) 家庭の教育投資・保護者の意識等と子どもの学力」, 国立大学法人お茶の水女子大学編『平成 25 年度全国学力・学習状況調査 (きめ細かい調査) の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究』, 16-56.
- 平塚眞樹 (2006) 「移行システム分解課程における能力観の転換と社会関係資本」『教育学研究』 73 (4) :69-80.
- 本田由紀 (2008) 『家庭教育の隘路—子育てに強迫される母親たち』 勁草書房.
- 稲葉陽二 (2011) 『ソーシャル・キャピタル入門—孤立から絆へ』 中央公論社.
- 岩田正美 (2007) 『現代の貧困—ワーキングプア／ホームレス／生活保護』 筑摩書房.
- 荻谷剛彦 (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へ』 有信堂.
- 荻谷剛彦・志水宏吉編 (2004) 『学力の社会学』 岩波書店.
- 片岡えみ (2015) 「学校外教育支出と子どもの学力—経済不況による教育費削減の影響と教育期待を中心に」『駒沢大学文学部研究紀要』 73:93-114.
- 駒村康平 (2014) 「貧困の世代間連鎖を絶つには」, 『教育と医学』, 2014 年 1 月号: 82-88.
- 松岡亮二 (2015) 「父母の学校活動関与と小学校児童の学校適応—縦断データによる社会関係資本研究」『教育社会学研究』 96:241-261.
- Mayer, S. E. (1997). *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Harvard University Press.
- 文部科学省 (2015) 「結果の概要—平成 26 年度子供の学習費調査」
http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa03/gakushuui/kekka/k_detail/1364721.htm (2016 年 1 月 28 日アクセス) .
- Murray, C. (1984/1994). *Losing Ground: American Social Policy, 1950-1980* (2nd ed.). BasicBooks.
- OECD (2015). *Education at a Glance 2015: OECD Indicators*. OECD Publishing.
- 志水宏吉・中村瑛仁・知念渉 (2012) 「学力と社会関係資本—「つながり格差」について」, 志水宏吉・高田一宏編『学力政策の社会学【国内編】—全国学力テストは都道府県に何を

- もたらしたか』明石書店, pp.52-89.
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*: 393-408.
- Solon, G. (2004). A model of intergenerational mobility variation over time and place. In M. Corak (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- 末富芳 (2012) 「学習塾への公的補助は正しいか?—社会的包摂と教育費」, 稲垣恭子編『教育における包摂と排除—もうひとつの若者論』明石書店, pp.79-99.
- 岡部卓 (2013) 「貧困の世代間継承にどう立ち向かうか—生活保護制度における教育費保障の観点から」『貧困研究』11:29-39.
- 高田一宏 (2008) 「同和地区における低学力問題—教育をめぐる社会的不平等の現実」『教育学研究』75 (2) :36-47.
- 武内真美子・中谷未里・松繁寿和, 2006, 「学校週5日制導入に伴う補習教育費の変化」, 『家計経済研究』, Winter No.69, 38-47.
- 都村聞人 (2006) 「子育て世帯の教育費負担: 子供数・子どもの教育段階・家計所得別の分析」『京都大学大学院教育学研究科紀要』, 52:65-78.
- 都村聞人・西丸良一・織田輝哉, 2011, 「教育投資の規定要因と効果: 学校外教育と私立中学進学を中心に」, 佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, 267-280.
- 卯月由佳 (2012) 「小中学生の学校外活動費の支出と世帯収入の関連」文部科学省『平成22年度子どもの学習費調査報告書』, 96-112.
- 卯月由佳 (2015) 「低収入世帯の子どもへの不利の緩和に学校外学習支援は有効か—世帯収入が中学生の学校外学習時間に与える効果の分析をもとに—」『社会政策』7 (1) :149-160.
- 卯月由佳・末富芳 (2015) 「子どもの貧困と学力・学習状況: 相対的貧困とひとり親の影響に着目して」『国立教育政策研究所紀要』144:125-140.
- Violato, M., Petrou, S., Gray, R., and Redshaw, M. (2011). Family income and child cognitive and behavioural development in the United Kingdom: does money matter?. *Health economics*, 20(10): 1201-1225.
- Votruba-Drzal, E. (2006). Economic disparities in middle childhood development: does income matter?. *Developmental Psychology*, 42(6): 1154.
- 山田哲也 (2014) 「社会経済的背景と子どもの学力 (1) 家庭の社会経済的背景による学力格差: 教科別・問題別・学校段階別の分析」, 国立大学法人お茶の水女子大学編『平成25年度全国学力・学習状況調査 (きめ細かい調査) の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究』, pp.57-82.

付表1 使用変数の記述統計量

	小学6年生				中学3年生			
	平均値	S.D.	最小値	最大値	平均値	S.D.	最小値	最大値
国語の正答数の偏差値	49.89	9.83	20.73	69.98	50.15	9.86	7.00	64.23
算数・数学の正答数の偏差値	49.94	9.88	12.98	65.30	50.09	9.95	23.03	69.46
1日当たり学校外学習時間(時間)	1.55	0.95	0	3.79	1.71	0.96	0	3.79
世帯所得グループ								
第1四分位グループ	0.18	0.39	0	1	0.18	0.38	0	1
第2四分位グループ	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1
第3四分位グループ	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1
第4四分位グループ	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1
第5四分位グループ	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1
欠損	0.07	0.26	0	1	0.07	0.26	0	1
世帯類型								
ふたり親世帯	0.84	0.36	0	1	0.82	0.39	0	1
ひとり親世帯	0.16	0.36	0	1	0.18	0.39	0	1
年上のきょうだい数	0.67	0.79	0	7	0.72	0.82	0	10
父親学歴								
中学	0.05	0.22	0	1	0.05	0.22	0	1
高校	0.37	0.48	0	1	0.40	0.49	0	1
短大・高専または専門学校	0.16	0.37	0	1	0.14	0.35	0	1
大学	0.32	0.47	0	1	0.28	0.45	0	1
欠損	0.10	0.30	0	1	0.12	0.33	0	1
母親学歴								
中学	0.03	0.17	0	1	0.03	0.18	0	1
高校	0.39	0.49	0	1	0.45	0.50	0	1
短大・高専または専門学校	0.41	0.49	0	1	0.38	0.49	0	1
大学	0.13	0.34	0	1	0.10	0.30	0	1
欠損	0.04	0.19	0	1	0.04	0.20	0	1
学校外教育支出(万円)	1.30	1.33	0	6	1.75	1.49	0	6
教育支出の負担感								
負担に感じない	0.53	0.50	0	1	0.40	0.49	0	1
やや負担に感じる	0.38	0.48	0	1	0.42	0.49	0	1
とても負担に感じる	0.09	0.29	0	1	0.18	0.39	0	1
相談できる友人・知人								
あまりいない・全くいない	0.16	0.37	0	1	0.19	0.39	0	1
ある程度いる	0.68	0.47	0	1	0.68	0.47	0	1
たくさんいる	0.16	0.37	0	1	0.13	0.34	0	1
学校行事への参加								
あまりしない・全くしない	0.03	0.17	0	1	0.14	0.34	0	1
時々する	0.17	0.38	0	1	0.35	0.48	0	1
よくする	0.80	0.40	0	1	0.51	0.50	0	1
学校の教育目標や方策								
知っている	0.60	0.49	0	1	0.53	0.50	0	1
知らない	0.40	0.49	0	1	0.47	0.50	0	1

注：標本サイズは表3を参照。偏差値の平均値と標準偏差がそれぞれちょうど50と10にならないのは、有効標本のみに基づいているため。性別、都道府県、回答者の続柄は省略。