

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第7回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】
子育て世帯への現金給付の効果：世帯特性による効果の異質性に関する検証

柴垣 創至

2026年3月31日

DP2025-006

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/10094/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
15 March, 2026

【第7回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

子育て世帯への現金給付の効果：世帯特性による効果の異質性に関する検証

柴垣 創至

PDRG Keio DP2025-006

2026年3月31日

JEL Classification: H31; I38

キーワード：子ども手当；現金給付政策；教育投資；育児；主観的厚生；家計行動；効果の異質性；連続処置 DID

【要旨】

本研究は、2010年導入の子ども手当を自然実験として利用し、現金給付が家計行動や主観的厚生に与える影響を検証した。給付増加幅に基づく連続処置 DID を採用し、世帯属性別の異質性を体系的に分析した。分析の結果、支出行動の分化が確認された。共働き・低所得世帯では教育支出に、未就学児・片働き世帯では娯楽支出に正の効果が確認された。さらに、低所得層と他の所得階層との間で効果の規模差を検証する DDD 分析では、低所得層における教育支出の増加幅が相対的に大きく、資金制約緩和により教育投資が促進された可能性が示唆された。時間配分の観点では、配偶者の育児時間に全体的な正の効果が確認された一方、主観的厚生への影響は非対称的であり、有意な効果は限定的であった。幸福度の改善は一部にとどまり、将来安心感については一部で低下傾向が確認された。以上の結果は、現金給付が教育投資を促進する一方で、親の主観的厚生の改善には直結しない可能性を示している。真に子育て世帯の厚生を高めるには、現金給付のみならず、家計が直面する時間的・心理的制約にまで配慮した補完的施策が重要であることが示唆される。

柴垣 創至

東京大学 経済学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

子育て世帯への現金給付の効果：世帯特性による効果の異質性に関する検証

第一章 はじめに

1.1 背景と研究課題

2024年10月、児童手当法の一部改正が施行され、支給対象年齢の高校生年代への拡大や第3子以降への給付増額が実現した。さらに、直近の政策議論においては「0歳から高校3年生までの子どもたちに1人当たり2万円の物価高対応子育て応援手当」が発表されている。これらの事実が示すように、現金給付は、子育て世帯への支援を実現する政策手段としてその重要性を一層高めている。このような政策動向を踏まえると、現金給付が家計に与える恩恵や家計行動にもたらす変化を実証的に検証する必要性がますます高まっている。

現金給付政策の効果を検証する上では、家計の経済状況が子どもの人的資本形成や教育投資、さらには親の行動に与える影響を理解することが重要である。国内外の研究において、所得環境が子どもの発達や教育成果に影響を及ぼすことが示されており、現金給付が教育支出や親の労働供給、時間配分に変化をもたらすことも報告されている。これらの知見は、現金給付政策の効果を金銭的側面にとどまらず、多角的に検証する意義を示すものである。

日本において、家計への経済的支援の中核を担ってきたのが児童手当制度である。浅井(2018)によれば、制度創設当初の児童手当は国際基準への追随を主目的としており、その給付水準は必ずしも十分ではなかった。しかし、その後の所得制限の緩和や支給額の引き上げを経て、児童手当は子育て支援政策全体を支える制度基盤へと発展してきた。

こうした制度発展の中でも、2010年4月に導入された子ども手当は、給付額の大幅な増加と所得制限の撤廃により、従来の児童手当制度からの大きな転換点となった。さらに、給付額および導入時期が全国で統一されていたことから、この制度変更は現金給付の因果効果を識別しうる準実験的状況を提供しており、多くの実証研究がこの制度改革を分析対象としてきた。

しかしながら、既存研究にはいくつかの課題が残されている。第一に、多くの研究は教育支出など特定のアウトカムに焦点を当てており、現金給付が家計行動全体に及ぼす影響を包括的に捉えきれていない。第二に、所得階層や家族の就業形態といった世帯属性による効果の異質性が体系的に検討されていない。第三に、子ども手当導入と同時期に実施された他の政策変更との交絡を明示的に制御しつつ、給付増額の「大きさ」と効果量の関係に焦点を当てた研究は限られている。

本研究は、これらの課題を踏まえ、2010年の子ども手当導入を自然実験として活用し、家計行動への影響を多面的かつ体系的に検証することを目的とする。以下では、家族所得や現金給付と家計行動の関係を示した国内外の研究、児童手当制度に関する日本の研究、さらには親の健康や心理への影響に焦点を当てた研究を整理し、本研究の位置づけと貢献を明確にする。

1.2 先行研究の整理

1.2.1 家族所得・現金給付と、家計の人的資本投資

家族所得が教育投資をはじめとする人的資本形成に与える影響は、多くの研究で実証的に検討されてきた。Naoi et al. (2021) は児童手当制度変更を操作変数法により分析し、所得増加が教育支出を押し上げる一方、短期的な学力に対する効果は明瞭でないと指摘している。海外では、Aizer et al. (2016) が現金給付の成人期成果への長期的効果を示し、Gromadzki (2024) も人的資本投資関連支出の増加や成人期の子どもの教育参加への正の影響を報告しており、所得が人的資本形成に大きな影響を持つことを明らかにしている。

1.2.2 日本の児童手当・子ども手当と、家計の経済的活動

日本の児童手当に関する研究は、消費行動、資産形成など幅広い分野にわたって存在する。特に、Li & Niki (2024) は全国消費実態調査を用いた二時点のクロスセクションデータによる二値処置 DID 推定により、低所得層で一部の支出項目に増加が見られるものの、単なる所得効果以上の、子どものための優先的な支出は確認できなかったことを示した。その上で、同時期に行われた他の制度改正が推定結果に影響しうる点について、解釈上の注意を促した。

また、Stephens & Unayama (2015) は流動性制約の有無が資産形成行動を左右することを示し、Bessho (2018) は児童手当と扶養控除縮小の統合的影響として労働供給の減少を指摘した。既存研究ではすでに重要な知見が多く蓄積されているが、家計属性別の異質性については十分に検証されていない。

1.2.3 日本の児童手当・子ども手当と、家計の健康・心理

児童手当が親子双方の身体的・精神的健康に及ぼす影響についても研究が蓄積されている。高久 (2015) は児童手当拡充が親の身体的・精神的健康を改善することを示し、Koyama et al. (2020) は受給の有無が子どもの健康や問題行動の改善と関連する可能性を示した。

さらに、Asakawa (2021) は手当の拡充が親の保育・教育選好そのものを変容させる点に着目し、従来の所得効果やラベリング効果（ここでは、「児童手当」と名がつく現金給付は子どものために使うべきだ、という精神的な使途拘束）による説明に再検討を加えた。特に、選好の変化は、子どもの年齢や世帯収入によって異なる様相を見せることを示した点は重要である。こうした知見は、現金給付が経済的制約だけでなく認知的領域にも作用しうることを示し、本研究が育児時間や主観的厚生（幸福度や将来への安心感）、そして異なる属性間の、効果の異質性に着目する意義を強く裏付ける。

1.3 本研究の貢献

以上の先行研究を踏まえると、本研究の貢献は次の点に整理される。

第一に、所得階層、世帯就業形態、子どもの年齢という複数の軸に基づく異質性を体系的に分析し、給付増の効果が世帯属性によってどのように異なるかを検証する点である。第二に、教育支出、娯楽支出、育児時間、主観的厚生（幸福度・将来安心感）という多面的なアウトカムを、同一の識別枠組み・パネルデータで統一的に分析する点である。第三に、連続処置 DID・交差項固定効果・イベントスタディによる平行トレンド確認を組み合わせた識別戦略により、政策併存による交絡を抑制しつつ、処置強度に対する効果の反応を検証する点である。

これにより、本研究は現金給付政策が家計行動に与える影響の実態を、より精緻かつ包括的に理解するための知見を提供する。

1.4 論文構成

第二章では制度背景と識別の前提を整理し、第三章では使用データと変数の定義を説明する。第四章では推定手法と識別戦略を示し、第五章で主要な分析結果を提示する。第六章で本研究の結果に対する議論を行い、第七章で結論をまとめ、政策的含意について考察する。

第二章 背景

2.1 児童手当制度改革の概要

児童手当制度は1972年に創設され、その後、少子化の進行や家計支援の必要性に応じて段階的に拡充されてきた。2000年代に入ると支給対象年齢は順次引き上げられ、2004年には小学校三年生まで、2006年には小学校卒業まで対象が拡大された。さらに2007年4月には、

所得制限内の家庭を対象として三歳未満児に対する給付額が一律月額一万円に引き上げられるなど、制度内容は複数回にわたり改定された（佐藤, 2022）。

こうした制度変遷の中で、2010年4月に導入された子ども手当は、全国一律に子ども一人当たり月額一万三千元（子ども手当制度創設時）を給付し、所得制限が撤廃された点が重要である。導入時期が全国で統一されていた点から、この改革は家計に対して外生的な所得ショックとして作用したと評価でき、多くの既存研究で自然実験として活用されてきた。

ここで、表 2.1 に、旧児童手当制度と比較した、2010年子ども手当導入による給付月額の変化を世帯類型別に示す。なお、旧児童手当では、主たる稼得者（世帯主と配偶者のうち、所得が大きい方）の所得について所得制限が設けられていた。

表 2.1 2010年子ども手当導入による給付月額の変化

① 旧児童手当の受給対象（所得制限内）世帯			
	3歳未満	3歳～小学生	中学生
第1子	+3,000円 (1.3万 - 1.0万)	+8,000円 (1.3万 - 0.5万)	+13,000円 (1.3万 - 0円)
第2子	+3,000円 (1.3万 - 1.0万)	+8,000円 (1.3万 - 0.5万)	+13,000円 (1.3万 - 0円)
第3子以降	+3,000円 (1.3万 - 1.0万)	+3,000円 (1.3万 - 1.0万)	+13,000円 (1.3万 - 0円)

② 旧児童手当の受給対象外（所得制限超過）世帯			
	3歳未満	3歳～小学生	中学生
全出生順位	+13,000円 (1.3万 - 0円)	+13,000円 (1.3万 - 0円)	+13,000円 (1.3万 - 0円)

注：佐藤（2022）および是枝（2012）を用い、筆者作成。
括弧内の金額は（「子ども手当制度における受給額」－「旧児童手当制度における受給額」）を表す。なお、主たる稼得者の所得に対する所得制限は、世帯構造によって異なっていた。

2.2 制度変更の外生性と識別上の論点

2.2.1 全国一律の導入と処置割り当ての外生性

本研究が2010年改革を外生的なショックとして扱う理由は三つある。第一に、政策導入のタイミングが全国で共通していたため、地域の経済状況や世帯属性と導入時期が内生的に関連する可能性が極めて低い点である。第二に、給付対象および給付額が機械的に決定され、世帯の意思決定や行動によって受給可否が変化する構造が存在しなかった点である。第三に、

Asakawa (2021) が指摘するように、関連法案の成立は 2010 年 3 月であり、成立に至るまでは政策実現に不確実性が残っていたため、家計が確定的な将来所得として行動を変容させていた可能性は低い点である。以上より、子ども手当創設に伴う給付額の増加は、少なくとも事前に完全に予期されていたとは言い難く、外生的変動として扱うことが妥当である。

2.2.2 2006 年および 2007 年の給付拡充の影響と調査年 2008 の取り扱い

2010 年の大規模な制度改革以前にも段階的な制度の拡充が行われていたことは、識別戦略の構築にあたって留意すべき点である。佐藤 (2022) によれば、特に本研究の分析期間に関連する重要な変更として、以下の二点が挙げられる。

第一に、2006 年 4 月の支給対象年齢の引き上げである。それまで「小学校三年生修了前」までであった支給対象が、「小学校修了前」へと拡大された。第二に、2007 年 4 月の給付拡充である。これは、三歳未満児に対する給付額を一律月額一万円に引き上げるものであり、第一子・第二子の給付額が従来の五千円から倍増することとなった。

本研究で使用する日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) は、毎年 1 月に実施されるため、調査年 2008 はこれらの給付拡充の影響を直接的に受けうる。このため、調査年 2008 のデータには、本研究の処置にあたる 2010 年の子ども手当制度創設以前から、2006 年および 2007 年の給付拡充の影響により、支出や時間配分のトレンド変化が生じている可能性がある。

以上の理由から、本研究の主要な分析においては、調査年 2008 を分析対象から除外する。これにより、過去の制度変更によるトレンドの影響を可能な限り排除し、2010 年子ども手当導入による短期的な効果をより厳密に識別することを試みる。なお、調査年 2008 を分析に含めた補助的な分析結果は、付録にて報告する。

2.2.3 政策の併存への対応

本稿の研究対象である 2010 年前後は、子ども手当の導入以外にも、家計の教育投資行動や資金制約に直接的に影響しうる重要な制度変更が複数存在する。識別上の脅威となるのは、主に以下の三つの政策である。

第一に、年少扶養控除の縮小・廃止である。2011 年 1 月に所得税、2012 年 4 月には住民税に対する年少扶養控除が廃止された (是枝, 2012)。この控除廃止の影響により純粋な給付増の影響を観測できないおそれに対処するため、本研究では分析対象期間を調査年 2011 までとする。

第二に、学習指導要領の改訂 (いわゆる「脱ゆとり教育」への転換) である。新学習指導要領の本格実施は、小学校で 2011 年 4 月以降、中学校で 2012 年 4 月以降であるため、分析対象期間を調査年 2011 までとした本研究に直接的な影響を及ぼす可能性は低い。しかしながら、2009 年 4 月から、算数・数学や理科を中心とした授業時数の増加や学習内容の高度化が、移行措置として順次実施された (文部科学省, 2011)。この移行措置は、本研究の処置にあたる子ども手当創設よりも前から、学校外教育への需要を喚起し、家計の所得変化とは無関係に教育支出を増加させるトレンドを生み出した可能性がある。この影響を考慮しない場合、子ども手当導入後の教育支出の増加要因の識別が困難となるおそれがある。

第三に、公立高校授業料無償化・高等学校等就学支援金制度 (以下、高校授業料無償化) の施行である。子ども手当と同月に開始された本制度は、高校生を持つ世帯に対し、授業料相当額の支援を行うものである (鈴木, 2010)。子ども手当の給付対象 (中学生以下) と高校授業料無償化の適用対象 (高校生) は異なるものの、同一世帯内に両方の年齢層の子どもがいる場合や、きょうだい構成を通じて家計全体の経済的制約が緩和される場合には、単純な前後比較では子ども手当固有の効果を過大評価するおそれがある。本研究では、これらの政策の併存が

子ども手当の効果推定に交絡をもたらす可能性を重視し、分析設計の段階で慎重な対処を行う。具体的な識別戦略およびモデル上の対応については、第四章において詳述する。

第三章 データ

3.1 調査の概要

本研究では、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を使用する。この調査は、「日本家計パネル調査 (JHPS)」と、かつて実施されていた「慶應家計パネル調査 (KHPS)」が統合されたものである。KHPS は 2004 年に調査が始まり、全国約 4,000 世帯、7,000 人の対象者を追跡してきた。JHPS/KHPS は、家計収支、就業状況、生活における時間配分、心理的指標など、個人および世帯レベルの情報を詳細かつ長期的に収集している。このパネルデータを用いることで、観察不可能な個人の固定的特性を統制し、家計内の再配分や効果の異質性の識別が可能となる。

本研究は、2010 年 4 月の子ども手当導入を自然実験として捉え、第二章で述べた識別上の課題に対処しつつ、制度前後の変化を捉えるため、調査年 2009 から調査年 2011 の 3 時点为主要な分析対象とする。さらに、旧児童手当制度の所得制限再現精度を高め、家族構成の変化による交絡を回避するため、調査年 2010 および調査年 2011 の両時点において、未就学児または在学中の子どもを有し、かつ世帯が「世帯主・(配偶者)・子ども」のみから構成されている世帯を抽出したⁱ。その上で、抽出された世帯における調査年 2009 (補助分析では調査年 2008) から調査年 2011 までのパネルデータを用いて、分析を行った。

最終的な分析対象は 766 世帯・延べ 2,293 観測 (Unbalanced Panel) であるⁱⁱ。アトリションによる偏りを軽減するため、JHPS/KHPS に付属して提供されたウェイトを用いた。

3.2 サブサンプルの構成

本研究は、給付増の効果の異質性を検証するため、所得階層および世帯就業形態の二軸を中心にサブサンプルを構成する。いずれも 3.1 節で述べた、抽出済みの世帯において定義した。

3.2.1 所得階層別サンプル

所得による異質性を把握するため、土居 (2010) を参考に、基準年 (処置直前) である調査年 2010 の等価世帯総所得 (世帯所得 / $\sqrt{\text{世帯人数}}$) に基づいて四分位を定義したⁱⁱⁱ。

また、Bastian & Michelmor (2018) をはじめとする先行研究は、低所得世帯が政策の影響をより強く受ける可能性に言及している。これを受け、本研究では等価世帯総所得が下位 25% のサブサンプル (Q1) について、主要な異質性分析で重点的に取り扱う。

3.2.2 世帯就業形態別サンプル

世帯就業形態による家計行動の差異を検討するため、各世帯の調査年 2010 の就業状況に基づき、以下のようなサブサンプルの定義を行った^{iv}。

- **Dual** (共働き) : 世帯主・配偶者の双方が就業している世帯
 - Dual_Narrow** : 双方とも「主に仕事」と回答
 - Dual_Other** : 一方が「学業/育児のかたわらに仕事」と回答
- **SAH** (片働き) : 配偶者が非就業の世帯

ⁱ これにより、調査年 2010 および調査年 2011 のいずれかの時点で、三世帯同居であった世帯、あるいは子どもを持たない世帯は分析対象外となる。

ⁱⁱ 安定的な核家族のうち、5 世帯について調査年 2009 のデータが欠落しており Unbalanced となった。また、主要分析と調査年 2008 を含む補助分析の分析対象を一致させるため、JHPS2009 から新たに追加されたサンプルは除外した。

ⁱⁱⁱ 土居 (2010) は可処分所得を用いたが、データ制約の観点から回答者と配偶者の所得を用いて近似的に計算した。

^{iv} Single : 単身世帯主は、サンプル数が少なくサブサンプル分析には使用していない。

3.2.3 世帯内の最年少子ども別サンプル

子どもの年齢構成は家計行動に強く影響しうるため、調査年 2010 における世帯内で最も小さな子どもの年齢（年度末時点の満年齢）に基づき、以下の二分類を定義した^v。

- **Preschool**（0 歳から 5 歳）：未就学児
- **Elementary**（6 歳から 11 歳）：小学生

3.3 主要変数の定義

本節では、本研究で用いる主要変数の定義を示す。すべての変数は JHPS/KHPS の原データをもとに作成した。

3.3.1 アウトカム変数

本研究では、支出、時間配分、主観的厚生に関する指標をアウトカム変数として用いる。

まず、教育支出および娯楽支出については、JHPS/KHPS が提供する月次支出額（千円単位）を年額（万円）に換算した指標を用い、上位・下位 1%を除外した。

次に、育児時間については、「頻度」および「一日あたり時間」に関する設問を組み合わせて、週あたり育児時間の代理変数として構築した^{vi}。外れ値処理として上位 1%を除外した上で、理論上不可能と判断される値が確認された場合には個別に除外処理を行った^{vii}。

最後に、主観的厚生に関わるアウトカムとして幸福度および将来安心感を扱う^{viii}。これらの変数は、JHPS/KHPS が提供する「1：よくある」「2：ときどきある」「3：ほとんどない」「4：全くない」という回答カテゴリに基づき、二値変数へ再定義した。

具体的には、「1：よくある」、「2：ときどきある」を悪い状態（ダミー変数：0）、「3：ほとんどない」「4：全くない」を良い状態（ダミー変数：1）と整理した。

3.3.2 処置強度変数（Intensity）

本研究の識別戦略の中心となる処置強度は、処置直前にあたる調査年 2010 の家族構成において、子ども手当制度下で得られる理論的給付額（制度規定に基づいて計算される年額）と、児童手当制度下で得られる給付年額との差として定義した。なお、単位は 10 万円/年とした。

$$Intensity_i = Benefit_{(i, \text{子ども手当制度})} - Benefit_{(i, \text{旧児童手当制度})}$$

第二章で述べた通り、両制度はいずれも、子どもの人数と年齢区分に基づく定額給付制度であり、給付額は機械的に決定される^{ix}。加えて、Intensity は、処置直前にあたる調査年 2010 における家族構成により計算されるため、処置以降の家族構成変化にも影響を受けない^x。

この Intensity は、直感的には「調査年 2010 の家族構成のもとで、子ども手当への移行によって年額給付がどれだけ増加したか」を表している。

^v 「Junior High サブサンプル」は、サンプル数に制約があることや、表 2.1 が示すように中学生以上の子どものみを持つ世帯では処置強度のバリエーションが著しく限定的であることから、サブサンプル分析の対象からは除いている。

^{vi} 「頻度」については、「1：ほとんど毎日」「2：週に数回」「3：週に一回」「4：ほとんどやっていない」「5：まったくない」のいずれかが回答されている。頻度について「1：ほとんど毎日」以外を回答したサンプルについては、直接的に「週あたり平均時間」を把握することができる。なお、「1：ほとんど毎日」と回答したサンプルについては、回答された「一日あたり時間」を 7 倍することで、週平均時間を算出している。

^{vii} 睡眠時間（1 日 6 時間から 7 時間程度）を考慮すると、起床時間の限界値は週あたり約 120 時間程度と考えられるため、この制約に基づき、週 120 時間を超える値を理論上不可能な外れ値とした。

^{viii} これらのアウトカムは調査票の以下の項目とそれぞれ対応する。

幸福度：「今の生活に不満がある」、将来安心感：「将来に不安を感じる」

^{ix} 旧児童手当の所得制限は、JHPS/KHPS から得られる情報をもとに近似的に再現した。具体的には、世帯内で所得が最も高い者（生計中心者）を特定し、給与所得控除・公的年金等控除を適用した合計所得を算出した上で、扶養人数に応じた所得制限額と比較した。ただし、調査データの所得情報は自己申告に基づくものであり、また社会保険料控除等は概算値を用いているため、一部の世帯で判定に誤差が生じているおそれがある。

^x 調査年 2010 時点で満 15 歳であり調査年 2011 時点で子ども手当の給付対象から除外される子どもについては、処置強度の計算には考慮していない。

3.3.3 コントロール変数：調査年 2011 における高校生人数

第二章で指摘した通り、2010 年 4 月には高校授業料無償化も実施されている。この影響を制御するため、調査年 2011 時点での世帯内の 16 歳から 18 歳の合計人数をコントロール変数として作成した。本研究では、この変数をモデルに明示的に組み込むことで、高校授業料無償化による所得効果を分離する。なお、この変数は形式的には処置後変数であるが、子ども手当の支給対象が中学生以下であり高校生の数は給付額に影響を与えないことから、高校授業料無償化による所得効果を分離することを優先し、モデルに加えることとした。

3.4 記述統計

表 3.1 は、本研究の分析対象である 2009 年から 2011 年の期間における記述統計量を示している（観測数 2,293、世帯数 766）^{xi}。平均値および標準偏差の算出には、追跡脱落を補正するウェイトを用いている。アウトカムは設問の欠測等により観測数が異なるが、推定では各回帰で利用可能な観測のみを用いる。なお、本研究では JHPS/KHPS の調査票における本人回答情報に基づき、世帯主と配偶者を定義している。

まず、家計行動のアウトカム変数について確認する。教育支出の平均は約 25.6 万円/年、娯楽支出の平均は約 20.5 万円/年であり、いずれも標準偏差が大きく（それぞれ 37.9 万円、27.4 万円）、世帯間のばらつきが大きい。

時間配分については、顕著な非対称性が観察された。世帯主の週間育児時間は平均約 4.5 時間であるのに対し、配偶者は平均約 30.3 時間であり、約 7 倍の差が存在する。表では省略したが、本研究の分析対象サンプルにおける世帯主が男性である割合は約 95.2%であった^{xii}。これを踏まえると、上述した「育児時間の約 7 倍の差」は、日本における伝統的な性別役割分業の存在を示唆する記述統計的特徴であるといえる。

主観的厚生については、世帯主の幸福度が 0.58、配偶者が 0.49 であり、世帯主の方がやや高い。将来安心感については世帯主で 0.41、配偶者で 0.36 であり、いずれも 0.5 を下回る。

本研究の主要な独立変数である処置強度は、平均 1.57（単位：10 万円/年）であった。これは制度改正による制度間の給付増額が、平均で約 15.7 万円であったことを意味する。なお、最大値は 6.24 であり、処置強度変数の変動幅が十分大きいことが窺える^{xiii}。

等価世帯総所得の平均は約 226 万円、子ども数の平均は 1.98 人であった^{xiv}。なお、子ども数の最小値が 0 となっているのは調査年 2009 時点の値が含まれるためであり、調査年 2010 以降は全世帯で子どもが 1 人以上存在する。

^{xi} 総観測数と各アウトカムの観測数が一致しないのは、欠損値等を処理したためである。

^{xii} 2010 年国勢調査に基づき、国立社会保障・人口問題研究所（2012）が整理した統計（表 7-27）によれば、「夫婦と子どもから成る世帯」における男性世帯主の割合は全国平均で約 99%に達しており、本研究の分析対象における、高い男性世帯主割合と整合的である。

^{xiii} 付録 B の図 B.1 から、処置強度 0（給付増額なし）の世帯から高処置強度の世帯まで、幅広く分布していることが示され、異なる処置強度間での比較が可能であると考えられる。

^{xiv} 等価世帯総所得は回答者と配偶者の所得を用いて算出した。このため、同居する祖父母等が所得を得ている場合、その所得は反映されず、等価世帯総所得が過小評価されるおそれがある。ただし、上述の通り、調査年 2010 および調査年 2011 の両時点において、未就学児もしくはは在学中の子どもを有し、かつ世帯が「世帯主・（配偶者）・子ども」から構成される安定的な核家族のみを分析対象としているため、この影響は小さいと考えられる。

表 3.1 分析対象期間における記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
アウトカム変数					
教育支出 (万円/年)	2,243	25.57	37.89	0	250.6
娯楽支出 (万円/年)	2,241	20.50	27.36	0	166.74
世帯主の育児時間 (時間/週)	2,230	4.46	7.38	0	35
配偶者の育児時間 (時間/週)	2,128	30.27	31.83	0	120
世帯主の幸福度 (0/1)	2,269	0.58	0.49	0	1
配偶者の幸福度 (0/1)	2,203	0.49	0.50	0	1
世帯主の将来安心感 (0/1)	2,271	0.41	0.49	0	1
配偶者の将来安心感 (0/1)	2,207	0.36	0.48	0	1
コントロール変数・属性					
処置強度 (10万円/年)	2,293	1.57	1.02	0	6.24
高校生の人数 (2011年時点)	2,293	0.23	0.49	0	2
子ども数	2,293	1.98	0.82	0	7
等価世帯総所得 (万円)	2,293	226.09	147.61	0	2,613.5
観測数: 2,293 / 世帯数: 766。平均・標準偏差はウェイトで加重。					

第四章 分析方法

4.1 識別戦略の概要

本研究は、2010年4月に導入された子ども手当制度に伴う給付増が、教育支出、娯楽支出、育児時間、主観的厚生（幸福度・将来安心感）といったアウトカムに与えた効果を推定する。

本研究では、処置の有無に基づく二値処置 DID ではなく、給付額の増加幅に基づく連続処置 DID を採用する。処置強度には 3.3.2 節で定義した、調査年 2010 の家族構成のもとで算出した「子ども手当制度下の理論給付額」と「旧児童手当制度下の給付額」との差額を用いる。このように、本研究の識別は、制度改正による給付増加幅が異なる世帯間で、政策前後のアウトカム変化の度合いがどれほど異なるかという比較に基づいている。

その上で、本研究では、後述するイベントスタディ分析を通じて政策前のトレンドを直接推定し、標準的な平行トレンド仮定の妥当性を検証する。

主要結果として第五章で報告するのは、前述の通り、2007年の制度変更の影響を排除するため、調査年 2009 から調査年 2011 のデータを用いた分析における推定結果である。

4.2 交差項固定効果を用いた連続処置 DID

本研究の主要な推定式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta^{DID}(Intensity_i \times Post_t) + \beta^{HS}(HighSchool_i \times Post_t) + \alpha_i + \gamma_{p(i),t} + \delta_{m(i),t} + \theta_{c(i),t} + \epsilon_{it} \quad (4.1)$$

ここで Y_{it} は世帯 i の年 t において観測されたアウトカムであり、本研究では教育支出、娯楽支出、育児時間、主観的厚生 of どれか一つが該当する。

処置強度 $Intensity_i$ およびコントロール変数 $HighSchool_i$ の定義は、3.3 節に示した通りである。また、調査は毎年 1 月実施のため制度導入（2010 年 4 月）の影響が反映されるのは主に調査年 2011 であるから、政策導入後を示す $Post_t$ は調査年 2011 において 1 をとる（調査年 2009 および調査年 2010 ではいずれも 0 をとる）ダミー変数であり、政策前後の時点を区別する。

さらに本研究では、

「調査年 2010 での各サンプルの地域ダミーと、各調査年の交差項： $\gamma_{p(i),t}$ 」

「調査年 2010 での各サンプルの市郡規模ダミーと、各調査年の交差項： $\delta_{m(i),t}$ 」

「調査年 2010 での各サンプルの子ども数と、各調査年の交差項： $\theta_{c(i),t}$ 」

以上の、明示的な交差項固定効果を導入する。

なお、式 (4.1) における係数 β^{DID} は、給付額が 10 万円増加した際にアウトカム Y がどれだけ変化するかを表す連続処置効果として解釈される。標準誤差は世帯レベルでクラスタリングし、同一世帯の観測値間に生じうる誤差項の相関に対処した。

4.3 異質性分析の設計

給付増の影響は、世帯の所得階層、就業形態、子どもの年齢構成により異なる可能性がある。そこで本研究では、以下の三軸に基づき異質性分析を実施する。

第一に、所得階層については調査年 2010 の等価世帯総所得に基づき四分位を定義し、特に下位 25% (Q1) に注目する。第二に、世帯就業形態については共働き世帯 (Dual) と片働き世帯 (SAH) に区分する。第三に、最年少子どもの年齢に基づき、未就学児世帯 (Preschool)、小学生世帯 (Elementary) の二分類を用いる。

これらの異質性分析により、給付増の効果がどの属性の世帯において特に顕著に見られるかを確認し、政策的含意の精緻化を図る。

また、教育支出に対しては、低所得層 (Q1) とその他の所得階層との差異を明示的に検証するため、以下の DDD モデルを推定する。

$$Y_{it} = \beta^{DID}(Intensity_i \times Post_t) + \beta^{DDD}(Intensity_i \times Post_t \times Group_i) + \beta^G(Group_i \times Post_t) + \beta^{HS}(HighSchool_i \times Post_t) + \alpha_i + \gamma_{p(i),t} + \delta_{m(i),t} + \theta_{c(i),t} + \epsilon_{it} \quad (4.2)$$

ここで、三重交差項 β^{DDD} は、ベースラインに対するグループ固有の追加効果を表す。また、 $Group_i$ は、その世帯が低所得層 (Q1) に該当する場合にのみ 1 をとるダミー変数である。

4.4 イベントスタディによる平行トレンドの検証

平行トレンド仮定を検証するため、以下のイベントスタディモデルを推定する。式 (4.3) は DID、式 (4.4) は DDD に対応する。

$$Y_{it} = \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \beta_{\tau}^{ES}(Intensity_i \times 1[t = \tau]) + \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \lambda_{\tau}(HighSchool_i \times 1[t = \tau]) + \alpha_i + \gamma_{p(i),t} + \delta_{m(i),t} + \theta_{c(i),t} + \epsilon_{it} \quad (4.3)$$

$$\begin{aligned}
Y_{it} = & \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \beta_{\tau}^{DDD} (Intensity_i \times Group_i \times 1[t = \tau]) \\
& + \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \beta_{\tau}^{ES} (Intensity_i \times 1[t = \tau]) \\
& + \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \beta_{\tau}^G (Group_i \times 1[t = \tau]) \\
& + \sum_{\tau \in \{2009, 2011\}} \lambda_{\tau} (HighSchool_i \times 1[t = \tau]) + \alpha_i + \gamma_{p(i),t} + \delta_{m(i),t} \\
& + \theta_{c(i),t} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{4.4}$$

ここで $1[t = \tau]$ は年次ダミーであり、基準期である調査年 2010 を除いて定義される。本研究では、このモデルにより政策導入前後の動学的なアウトカム推移を推定する。

DID においては政策前（調査年 2009）における処置強度の係数 β_{2009}^{ES} の推定結果が、DDD においては、政策前（調査年 2009）における処置強度と世帯属性ダミーとの交差項係数 β_{2009}^{DDD} の推定結果が、統計的に有意（ $p < 0.1$ ）となった場合に平行トレンド仮定の成立に疑義があると判断する。平行トレンド仮定の成立に疑義が認められた場合は、表の注釈でその旨に言及した上で、結果の解釈を留保する。

4.5 交差項固定効果の導入理由

4.5.1 制度的背景に基づく必要性

2.2.3 節で述べた併存政策（学習指導要領改訂・高校授業料無償化）や、制度運用の地域差がアウトカムの年次推移に影響しうる点を踏まえ、本研究では都道府県×年次および市区町村規模×年次の交差項固定効果を導入する。これにより、地域レベルで共通に生じる時変ショック（教育需要の変化や制度運用の差など）を吸収し、処置強度と同時に動く未観測要因による交絡を可能な限り抑制する。

4.5.2 実証的背景に基づく必要性

本研究における処置強度は主として子どもの人数によって機械的に決定されるため、子ども数（家族構成）に基づく家計行動のトレンドが政策前から異なっていた場合、推定結果にバイアスが生じる懸念がある。

そこで、政策前期間（調査年 2009 および調査年 2010）における主要なアウトカムのトレンドを子ども数カテゴリ別に比較検証した。その結果、教育支出や育児時間といった主要な変数においては、統計的に有意なトレンドの乖離は確認されなかった。しかしながら、配偶者の「将来安心感」においては、子ども 2 人世帯のトレンドに境界的に有意な乖離が確認された。

以上の検証結果は、本研究の主要なアウトカムにおける平行トレンド仮定と整合的である一方で、すべてのアウトカムについて完全に均一なトレンドが保証されるわけではないことも示している。

本研究では、推定結果の頑健性を重視し、子ども数カテゴリ×年次の交差項固定効果を導入する。これは、子ども数に固有の時変的トレンドを明示的に吸収することで、識別に対する残存的な懸念を可能な限り軽減するための保守的な対応である。

第五章 結果

本章では、前章で提示した識別戦略に基づき、2010 年子ども手当導入が家計行動および主観的厚生に与えた影響について、推定結果の提示とそれに基づく結果の整理を行う。なお、交差項固定効果を使用した影響により、各表の観測数と表 3.1 で示した観測数との間に僅かな差異が生じている場合がある。再度強調するが、本章で主要な結果として報告するのは、分析期間

を調査年 2009 から調査年 2011 の 3 期間に限定したものであり、調査年 2008 を含めた 4 期間での分析結果および平行トレンドの検証結果については、付録に別途掲載する。

5.1 支出アウトカム

本節では、給付額の増加幅が家計の支出構成にどのような変化をもたらしたかを検証するため、教育支出（将来への投資）と娯楽支出（現在の消費）への影響を分析する。

5.1.1 教育支出

まず、教育支出（年額・万円）に対する推定結果を表 5.1 (a) に示す。

列 (1) に示す通り、全サンプル (All) を用いた分析において、子ども手当による給付増加幅と教育支出の増加との間に、有意な正の効果が確認された ($\beta = 7.34, p < 0.05$)。

本研究の処置強度は 10 万円単位で定義されているため、この係数は「処置強度が 10 万円高い世帯ほど、教育支出の増加幅が約 7.3 万円大きかった^{xv}」ことを意味する。つまり、この結果は、処置強度の高い世帯において、教育支出への配分が相対的に大きかったことを示す。

なお、後に図 5.1 (a) に示す通り、政策前（調査年 2009）におけるイベントスタディ係数に有意な乖離は見られず、学習指導要領改訂に伴う移行措置は本推定結果を駆動する主要因には当たらず、本研究の推定結果に深刻な交絡をもたらしている可能性は低いと考えられる。

表 5.1 (a) 教育支出に対する DID 推定結果

表5.1: 教育支出に対するDID推定結果 (単位: 万円/年)

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	7.343**	8.503***	1.027	12.062**	4.415	17.350**	-1.597	14.741*
	(3.257)	(2.915)	(4.097)	(4.814)	(7.334)	(7.141)	(2.800)	(7.843)
コントロール変数 (Highschool × Post)	-2.094	-8.327*	-9.768	3.207	-2.595	11.892	-7.126*	-3.092
	(4.711)	(4.377)	(6.518)	(7.400)	(8.706)	(11.457)	(4.101)	(12.287)
観測数	2238	558	896	1283	526	757	683	837
自由度修正済 R ²	0.474	0.527	0.392	0.512	0.463	0.530	0.482	0.468
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：全ての結果表で、() 内は世帯レベルでクラスタリングしたロバスト標準誤差を示す。本表では、平行トレンド家庭に疑義が生じる結果は検出されなかった。各表について、平行トレンド仮定の成立に疑義がある場合のみ、注記を加える。

さらに、世帯属性別の異質性（列 2-8）に着目すると、興味深い支出行動が観察された。

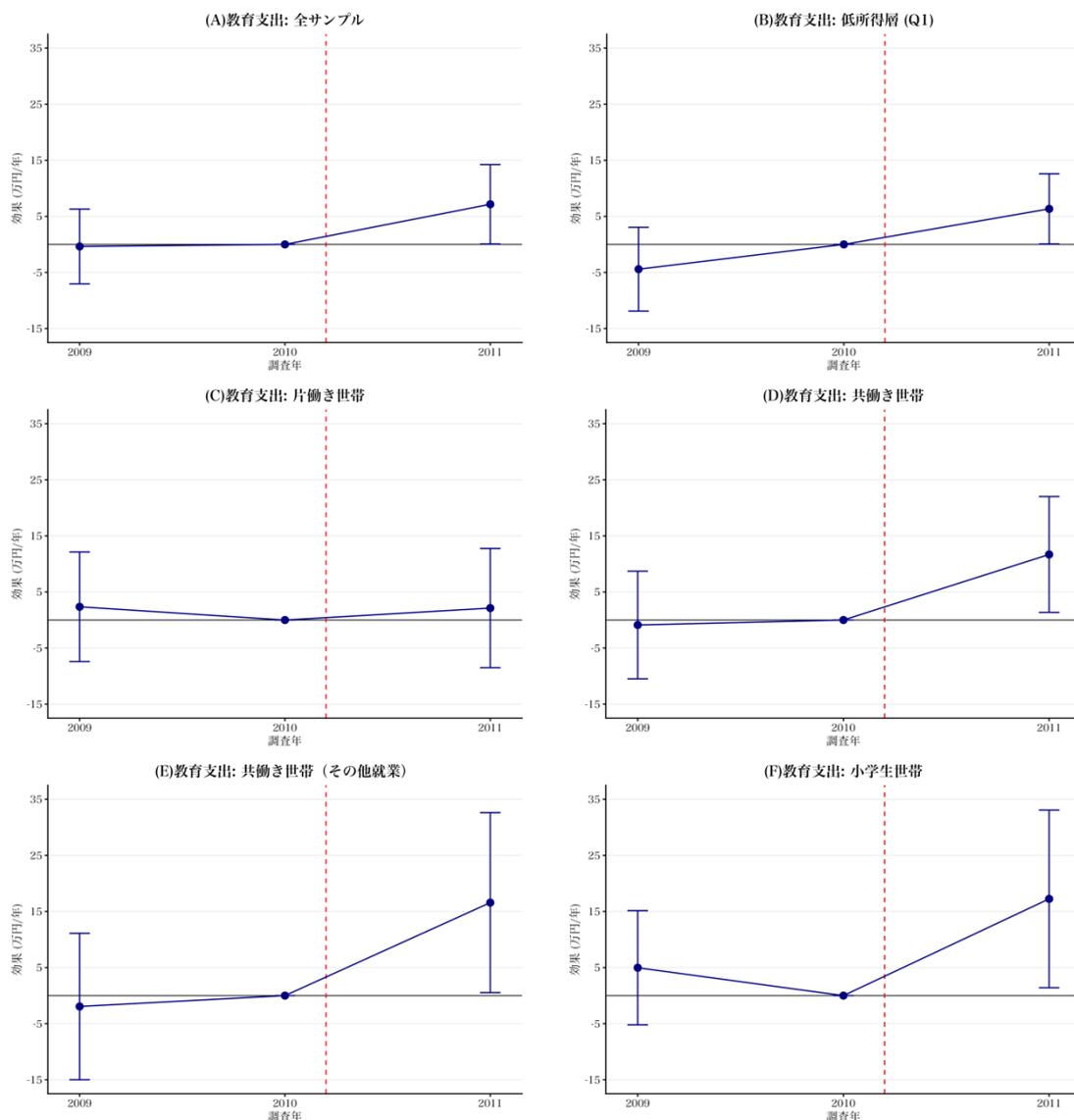
第一に、共働き世帯において、有意な効果 ($\beta = 12.06, p < 0.05$) が確認された。内訳をさらに分析すると、配偶者がパート・アルバイト等の「その他就業」である世帯で、特に大きな

xv Callaway et al. (2024) では、連続処置 DID における係数の解釈において、結果変数に対する効果の線形性を確認する必要を強調している。本稿では付録にて、「教育支出」に対する効果の線形性を視覚的に確認する。

効果 ($\beta = 17.35, p < 0.05$) が確認された。また、最年少子どもが小学生である世帯でも、境界的に有意な効果 ($\beta = 14.74, p < 0.1$) が確認された。

第二に、片働き世帯においては、統計的に有意な効果は検出されなかった ($\beta = 1.03, n.s.$)。

図 5.1 (a) 教育支出のイベントスタディプロット^{xvi}



注：全てのイベントスタディプロットについて、図中の点は各年度の推定係数を、縦線は95%信頼区間を表す。なお、基準年は調査年2010である。

第三に、低所得層にもたらす効果の異質性である。等価世帯総所得が下位25%の低所得世帯において、全体平均を上回る効果 ($\beta = 8.50, p < 0.01$) が確認された。これは、処置強度が

^{xvi} イベントスタディにより推定される係数はDIDやDDDで推定される係数とは異なるため、DIDやDDDで明確に有意が出ていても、イベントスタディ係数の信頼区間が0を跨ぐことがある。

10万円高い世帯において、教育支出が約8.5万円多く増加したことを意味し、資金制約の緩和と教育投資の関連を示唆する結果である。

この効果をより厳密に検証するために行った、DDD分析の推定結果を表5.1(b)に示す。低所得層ダミーとの三重交差項は正の値を取り、境界的に有意 ($\beta = 5.57, p < 0.1$) となった。これは、低所得層において、他の所得層と比較して、処置強度10万円あたり約5.6万円大きい教育支出の増加が観察されたことを示している。

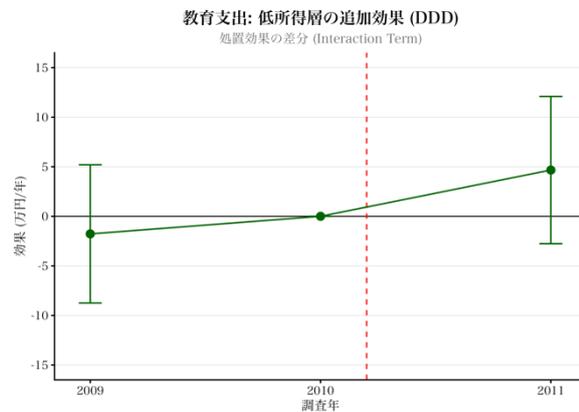
表 5.1 (b)

教育支出の低所得層 (Q1) に対する
DDD 推定結果

教育支出に対するDDD推定結果 (単位：万円/年)	
三重交差項 (Intensity × Post × LowIncome)	5.572*
	(3.176)
観測数	2238
自由度修正済 R ²	0.475
個人 固定効果	Yes
地域×年 固定効果	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01	

図 5.1 (b)

教育支出の低所得層 (Q1) に対する
DDD イベントスタディプロット



注：本表では、平行トレンド仮定に疑義が生じる結果は検出されなかった。

5.1.2 娯楽支出

次に、家計が給付金をレジャーや余暇活動に充てたかどうかを検証するため、娯楽支出（年額・万円）に対する分析結果を確認する。表5.2に示す通り、全サンプル (All) を用いた分析においては、娯楽支出に対して正の係数が得られ、境界的ではあるが有意な効果があったことが確認された ($\beta = 3.79, p < 0.1$)。

表 5.2 娯楽支出に対する DID 推定結果

表5.2: 娯楽支出に対するDID推定結果（単位：万円/年）

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	3.794*	1.190	6.993*	2.100	1.015	3.161	9.110***	0.920
	(2.287)	(1.827)	(4.002)	(2.768)	(3.618)	(3.537)	(2.930)	(5.258)
コントロール変数 (Highschool × Post)	2.083	3.694	5.025	-0.827	-3.596	1.903	-0.832	1.099
	(2.776)	(2.627)	(3.317)	(4.684)	(4.589)	(7.063)	(3.816)	(9.375)
観測数	2236	557	894	1283	526	757	682	836
自由度修正済 R ²	0.436	0.532	0.458	0.389	0.330	0.410	0.420	0.425
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

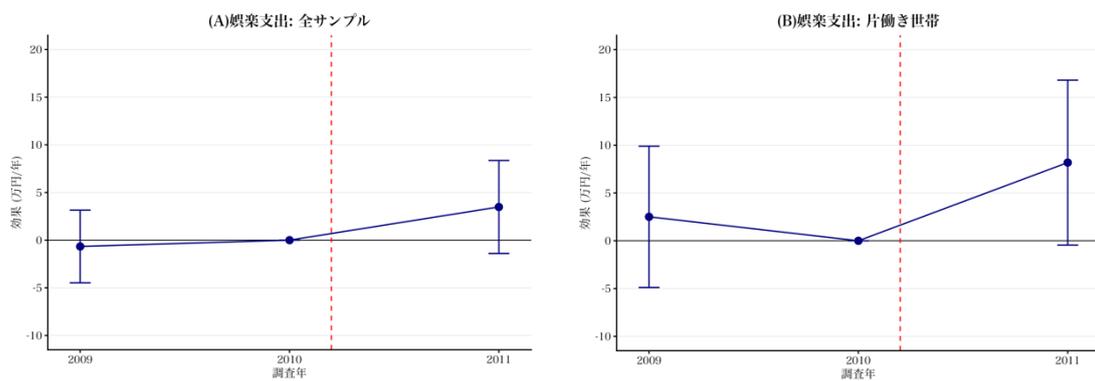
注：本表では、平行トレンド仮定に疑義が生じる結果は検出されなかった。

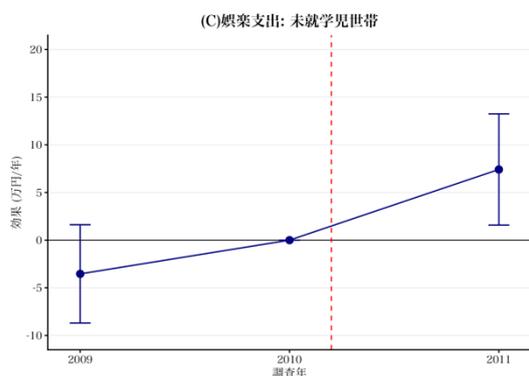
加えて、娯楽支出において特筆すべきは、世帯属性によって教育支出とは異なるパターンの異質性が観察された点である。

第一に、最年少子どもが未就学児の世帯においては、娯楽支出への有意な正の効果 ($\beta = 9.11, p < 0.01$) が確認された。

第二に、片働き世帯でも境界的に有意な正の効果 ($\beta = 6.99, p < 0.1$) が確認された。

図 5.2 娯楽支出のイベントスタディプロット





5.1.3 支出パターンの分化

以上の結果から、子ども手当に対する家計の支出行動は、世帯の経済状況や子どもの年齢によって明確に分化していることが確認された。

まず、共働き世帯および小学生世帯では教育支出への有意な正の効果が観察された一方、未就学児世帯および片働き世帯では娯楽支出への有意な正の効果が観察された。

さらに、低所得層において教育投資への大きな反応が観察されたことは、給付増の効果を考察する上で重要であろう。DDD 分析の結果からは、相対的に厳しい資金制約に直面していた世帯において給付金が教育投資に優先的に配分された傾向が示唆される。

5.2 育児時間アウトカム

本節では、5.1 節で確認された支出行動の変化が、親の時間配分にも波及したかどうかを検証する。ここでは、世帯主と配偶者を区別して推定を行った。

5.2.1 世帯主の育児時間

表 5.3 に世帯主の育児時間（週・時間）に対する推定結果を示す。最年少子どもが小学生の世帯の世帯主育児時間が境界的に有意な正の効果（ $\beta = 1.03, p < 0.1$ ）を示した一方で、その他多くのサンプルでは有意な変化は確認されなかった。

表 5.3 世帯主の育児時間に対する DID 推定結果

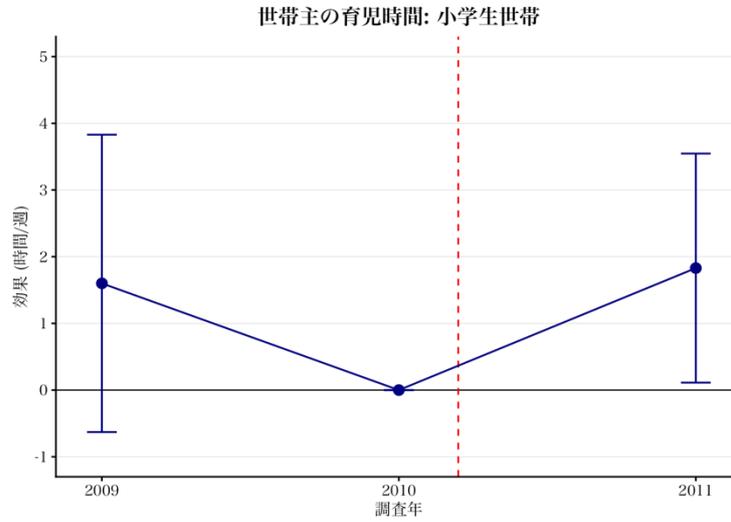
表5.3: 世帯主の育児時間に対するDID推定結果（単位：時間/週）

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	-0.283	-0.371	-0.892	0.149	0.050	0.308	-1.855	1.032*
	(0.441)	(0.705)	(0.841)	(0.314)	(0.547)	(0.414)	(1.313)	(0.597)
コントロール変数 (Highschool × Post)	-0.941	0.858	-1.584	-0.342	-1.340	-0.017	-0.885	-0.051
	(0.583)	(0.928)	(0.971)	(0.492)	(0.832)	(0.781)	(1.693)	(0.991)
観測数	2222	553	878	1281	532	749	673	823
自由度修正済 R ²	0.607	0.691	0.381	0.573	0.515	0.633	0.382	0.759
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：本表では、平行トレンド仮定に疑義が生じる結果は検出されなかった。

図 5.3 世帯主の育児時間のイベントスタディプロット



5.2.2 配偶者の育児時間

次に、配偶者の育児時間（週・時間）について分析した結果を表 5.4 に示す。

全サンプル（All）を用いた分析において、子ども手当の給付額増加は配偶者の育児時間に対して有意な正の効果を持つことが確認された（ $\beta = 2.32, p < 0.05$ ）。これは、処置強度が 10 万円高い世帯において、配偶者の育児時間が週あたり約 2.3 時間増加したことを意味する。

表 5.4 配偶者の育児時間に対する DID 推定結果

表5.4: 配偶者の育児時間に対するDID推定結果（単位：時間/週）

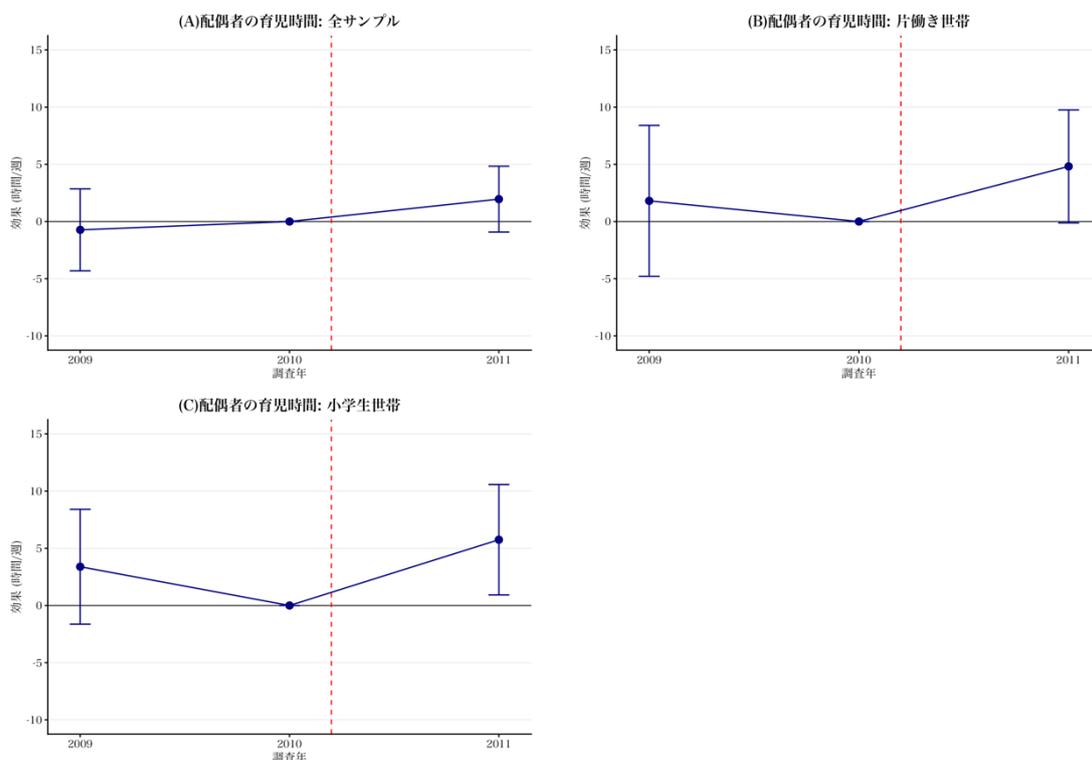
	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	2.320**	2.203	3.903**	1.502	1.838	1.495	4.627	4.066*
	(1.043)	(2.968)	(1.907)	(1.101)	(1.652)	(1.592)	(3.110)	(2.180)
コントロール変数 (Highschool × Post)	5.740***	4.230	8.216***	2.434	2.679	3.032	7.407*	4.648
	(1.712)	(4.146)	(2.773)	(1.858)	(2.644)	(2.832)	(4.019)	(3.071)
観測数	2114	483	846	1268	529	739	633	805
自由度修正済 R ²	0.735	0.712	0.734	0.678	0.511	0.755	0.574	0.640
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：本表では、[Dual , Dual_Other]において、2009 年係数の有意性が確認された。

世帯属性別に見ると、片働き世帯において顕著な効果 ($\beta = 3.90, p < 0.05$) が確認された。また、最年少子どもが小学生の世帯においても、境界的に有意な正の効果 ($\beta = 4.07, p < 0.1$) が確認された。一方、共働き世帯では、平行トレンド仮定を満たした、世帯主・配偶者ともに「主に仕事」に従事している共働き世帯についても有意な効果が確認されなかった。

図 5.4 配偶者の育児時間のイベントスタディプロット



5.2.3 時間配分の変化

以上の結果から、子ども手当導入は親の時間配分に一定の影響を与えたことが示唆される。

世帯主の育児時間には、全体に一貫した効果は見られなかったものの、小学生世帯において境界的に有意な正の効果が確認された。さらに配偶者の育児時間については、全サンプルおよび片働き世帯において有意な正の効果が確認された。

給付増に対する育児時間の反応は、支出の変化に比べると一貫性に欠けるものの、給付増が金銭的な支出行動のみならず、時間配分という非金銭的な行動にも影響を及ぼしていることを示唆している。

5.3 主観的厚生アウトカム：幸福度と将来安心感

最後に、これまでに確認された家計行動や時間配分の変化が、親の主観的厚生にも反映されたかどうかを検証する。本節では、調査時点での「幸福度」に加え、調査時点から見た、将来の見通しに対する「将来安心感」を指標として分析を行う。

分析の結果、主観的厚生への効果は極めて限定的であった。全体を通した明確な傾向は確認できず、一部のサブサンプルにのみ、特徴的な変化が見られた。

5.3.1 世帯主の主観的厚生（幸福度・将来安心感）

表 5.5、表 5.6 に世帯主の幸福度および将来安心感に対する推定結果を示す。

表 5.5 世帯主の幸福度に対する DID 推定結果

表5.5: 世帯主の幸福度に対するDID推定結果 (0,1の二値変数)

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	0.034	0.052	0.081*	-0.008	0.017	0.010	-0.009	-0.163
	(0.035)	(0.075)	(0.041)	(0.044)	(0.051)	(0.060)	(0.070)	(0.113)
コントロール変数 (Highschool × Post)	0.103**	0.140*	0.121*	0.058	-0.021	0.164*	-0.014	-0.115
	(0.052)	(0.072)	(0.062)	(0.079)	(0.126)	(0.095)	(0.095)	(0.132)
観測数	2267	576	899	1302	539	763	687	848
自由度修正済 R ²	0.371	0.305	0.399	0.374	0.373	0.402	0.303	0.410
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：幸福度および将来安心感は0/1のダミー変数であり、係数が正であれば状態の改善（幸福度上昇）を意味する。
 本表（世帯主/幸福度）では、[Dual_Other , Preschool]において、2009年係数の有意性が確認された。

幸福度については、全サンプル（All）を用いた分析では有意な効果は検出されなかったが、片働き世帯においてのみ、境界的に有意な正の効果を確認された（ $\beta = 0.081, p < 0.1$ ）。

図 5.5 世帯主の幸福度のイベントスタディプロット

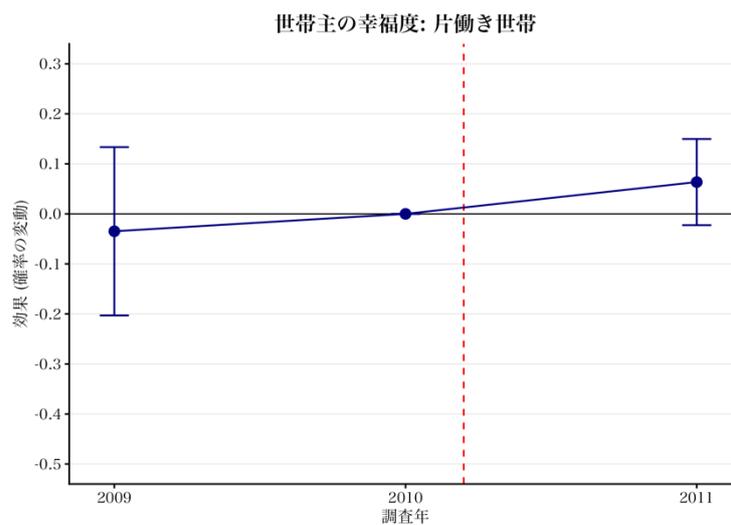


表 5.6 世帯主の将来安心感に対する DID 推定結果

表5.6: 世帯主の将来安心感に対するDID推定結果 (0,1の二値変数)

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	0.049	0.122	0.096	0.025	0.050	0.055	0.124	-0.240**
	(0.041)	(0.074)	(0.059)	(0.050)	(0.064)	(0.056)	(0.076)	(0.120)
コントロール変数 (Highschool × Post)	0.089*	0.119**	0.065	0.072	0.073	0.142*	0.119	-0.249*
	(0.053)	(0.056)	(0.070)	(0.079)	(0.129)	(0.081)	(0.083)	(0.146)
観測数	2269	575	899	1304	540	764	688	847
自由度修正済 R ²	0.394	0.427	0.394	0.405	0.422	0.460	0.376	0.426
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

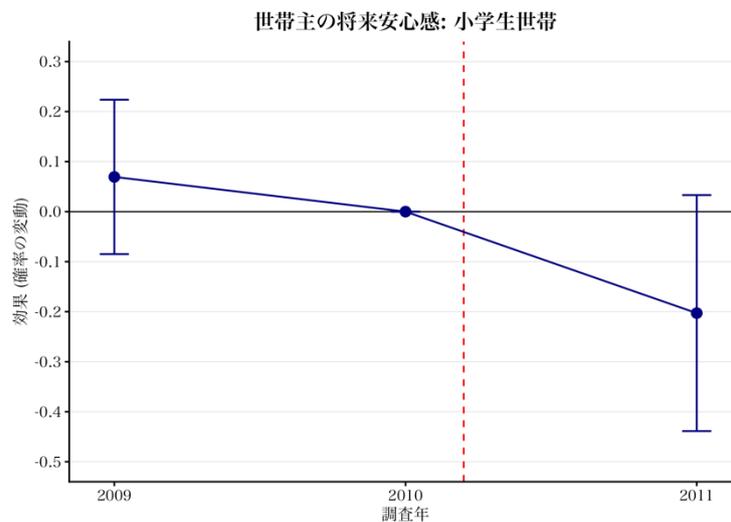
注： 幸福度および将来安心感は 0/1 のダミー変数であり、係数が正であれば状態の改善（安心感の向上）を意味する。

本表（世帯主/将来安心感）では、平行トレンド仮定に疑義が生じる結果は検出されなかった。

一方、将来安心感については異なるパターンが観察された。最年少子どもが小学生の世帯において、有意な負の効果を確認された ($\beta = -0.240, p < 0.05$)。給付増加にもかかわらず、世帯主の将来安心感はむしろ低下した。

全体として、将来安心感は改善傾向にあるため慎重な解釈が必要であるが、給付増は、特定の世帯属性にとってはむしろ、将来安心感の低下と関連しているおそれがある。

図 5.6 世帯主の将来安心感のイベントスタディプロット



5.3.2 配偶者の主観的厚生（幸福度・将来安心感）

次に、配偶者の主観的厚生について分析した結果を表 5.7、表 5.8 に示す。

まず、配偶者の幸福度について、共働き世帯（Dual）にのみ正の傾向、全体としては負の傾向が多く確認されたものの、いずれも有意な効果は検出されなかった。

表 5.7 配偶者の幸福度に対する DID 推定結果

表5.7: 配偶者の幸福度に対するDID推定結果 (0,1の二値変数)

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	-0.005	-0.046	-0.044	0.028	0.085	0.007	-0.085	-0.035
	(0.035)	(0.054)	(0.040)	(0.050)	(0.054)	(0.070)	(0.063)	(0.084)
コントロール変数 (Highschool × Post)	0.030	-0.003	0.004	0.060	0.016	0.087	-0.126	0.020
	(0.054)	(0.072)	(0.069)	(0.075)	(0.118)	(0.090)	(0.123)	(0.110)
観測数	2202	518	896	1306	538	768	684	829
自由度修正済 R ²	0.467	0.482	0.525	0.424	0.488	0.359	0.459	0.475
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：幸福度および将来安心感は 0/1 のダミー変数であり、係数が正であれば状態の改善（幸福度上昇）を意味する。

本表（配偶者/幸福度）では、[Elementary]において、2009年係数の有意性が確認された。

配偶者の将来安心感についても、平行トレンド仮定が満たされた、いずれのサブサンプルにおいても有意な効果は検出されなかった。

表 5.8 配偶者の将来安心感に対する DID 推定結果

表5.8: 配偶者の将来安心感に対するDID推定結果 (0,1の二値変数)

	(1) All	(2) Q1	(3) SAH	(4) Dual	(5) Dual_Narrow	(6) Dual_Other	(7) Preschool	(8) Elementary
処置効果 (Intensity × Post)	0.034	0.042	-0.004	0.058	0.045	0.092	-0.050	-0.054
	(0.033)	(0.048)	(0.057)	(0.043)	(0.045)	(0.056)	(0.074)	(0.078)
コントロール変数 (Highschool × Post)	0.045	0.064	0.069	0.020	-0.042	0.125	0.099	-0.203*
	(0.047)	(0.080)	(0.071)	(0.065)	(0.104)	(0.077)	(0.101)	(0.112)
観測数	2206	518	897	1309	540	769	685	829
自由度修正済 R ²	0.464	0.556	0.484	0.429	0.455	0.430	0.472	0.446
個人 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

注：幸福度および将来安心感は 0/1 のダミー変数であり、係数が正であれば状態の改善（安心感の向上）を意味する。
 本表（配偶者/将来安心感）では、[All , SAH , Elementary]において、2009 年係数の有意性が確認された。

5.3.3 主観的厚生への非対称的影響

主観的厚生への効果は限定的かつ非対称的であった。正の効果が確認されたのは片働き世帯の世帯主の幸福度のみであり、負の効果が確認されたのは小学生世帯の世帯主の将来安心感のみであった。配偶者の主観的厚生については、いずれのサブサンプルにおいても有意な効果は検出されなかった。

これらの結果は、現金給付が親の主観的厚生に与える影響が、世帯の就業形態や子どもの発達段階によって異なり、その効果が一律でないことを示唆している。これらの非対称的な反応が生じる背景や、具体的なメカニズムについては第六章で議論する。

第六章 分析結果に対する議論

本章の分析結果を既存研究の知見と照らし合わせると、2010年子ども手当導入に対する家計の反応は一律ではなく、世帯が直面する所得制約・時間制約や子どもの発達段階に応じて、支出行動・時間配分・主観的厚生に異なる形で効果が現れたことが示唆される。

6.1 支出行動にもたらす効果の異質性

第五章の分析結果は、子ども手当に対する家計の支出行動が世帯属性によって明確に分化していることを示した。本節では、この異質性のメカニズムについて、先行研究の知見を踏まえて考察する。

まず、低所得世帯における教育支出への優先的配分について検討する。本研究では、低所得世帯において教育支出のDDD係数が正の値を取り、境界的に有意な効果が確認された。Li & Niki (2024) は平均的な処置効果としては特定の費目への使途の紐付き（ラベリング効果）は確認されなかったとしているが、本研究の結果は、所得制約の強い層に限定すれば、教育支出への優先的な配分が顕在化した可能性を示唆している。これは、Naoi et al. (2021) が示した、経済的に不利な家計ほど教育支出が所得変化に対して相対的に強く反応する傾向とも整合的である。

同時に、この結果は資金制約に直面していた世帯ほど、給付金を教育投資に優先的に配分した可能性があることも意味しており、Stephens & Unayama (2015) が指摘した「流動性制約下にある家計は、給付への反応が貯蓄より消費行動に回されやすい」という予測とも符号する。また、Asakawa (2021) は、高所得層では教育選好の上昇が観察された一方、低所得層では選好自体の変化は観察されず、メンタル・アカウンティングにより資金の出どころや使途を無意識的に考慮した結果として支出行動が変化したことを示唆しており、本研究の結果はこの知見とも矛盾しない。

以上の点を総合すると、流動性制約により教育支出の限界消費性向が高い低所得層では、ラベリング効果をはじめとする心理的・認知的メカニズムが教育支出への振り向けを、より強力に促した可能性がある」と解釈できる。

次に、共働き世帯における教育支出の増加について検討する。共働き世帯では有意な教育支出増加が観察された一方、娯楽支出には有意な変化が見られなかった。この結果は、時間制約の強い共働き世帯が、給付金を学習塾や習い事といった教育関連の市場サービス購入に充当した可能性を示唆している。

一方、未就学児世帯および片働き世帯においては、教育支出ではなく娯楽支出の増加が観察された。未就学段階では学習塾等の教育サービス需要が相対的に低いため、給付金が玩具購入や家族での行楽といった娯乐的支出に向けられやすかったと解釈できる。また、片働き世帯では配偶者が育児を主に担う分業構造のもと、時間的余裕を活かして子どもとの余暇活動に給付金を充当した可能性がある。

以上の結果は、家計が子ども手当を単なる所得増加としてではなく、子どもの発達段階や直面する制約条件に応じて、配分した可能性を示唆している。教育支出と娯楽支出への配分パターンの分化は、現金給付の効果が家計の制約構造によって異なる経路で発現しうることを示す重要な知見である。

6.2 時間配分への影響

第五章の分析結果は、子ども手当導入が親の時間配分にも一定の影響を与えたことを示した。本節では、育児時間の変化について、先行研究の知見を踏まえて考察する。

Bessho (2018) は 2010 年子ども手当改革が親の労働供給を減少させたと結論づけている。本研究でも、全体サンプルの配偶者において育児時間の有意な増加が観察されており、労働供給の変化を通じて時間配分が調整された可能性がある。また、最年少子どもが小学生の世帯では、世帯主・配偶者ともに境界的に有意な育児時間の増加が確認され、片働き世帯においても配偶者の育児時間に有意な増加が見られた。

一方、平行トレンド仮定が満たされた分析の限りでは、共働き世帯において、教育支出の増加が観察されたものの、配偶者の育児時間には有意な変化が見られなかった。この結果に対する解釈としては、外部の教育サービス利用が進んでも、それに伴う送迎や学習管理といった追加的な関与が必要となるなどして、時間的制約が直ちに解消されなかった可能性がある。すなわち、金銭的支出と時間的投資（親子の関わり合い）は代替関係にあるとは限らず、むしろ補完的に機能する場合があると考えられる。

ただし、給付増が育児時間に与える影響については、慎重な解釈が必要である。Koyama et al. (2020) は「高知県子どもの生活実態調査」の 2016 年データを用いて、現金給付が、時間的投資を必ずしも増やさないと報告している。本研究で観察された育児時間の増加が、対象世帯の特性や分析期間に依存した結果である可能性は否定できない。

以上より、子ども手当導入は金銭的な支出行動のみならず、時間配分という非金銭的な行動にも影響を及ぼしうることが示唆された。ただし、その影響は世帯の就業形態によって異なると同時に、時間制約が相対的に強い共働き世帯では、育児時間に関わる行動変容が顕在化しづらかった可能性もある。

6.3 主観的厚生への非対称的な影響

第五章の分析結果は、主観的厚生への影響が限定的かつ非対称的であったことを示した。本節では、この結果について、先行研究の知見を踏まえて考察する。

高久 (2015) は児童手当が、親の健康自認（自分がどれほど健康だと思うか）を改善する可能性を指摘している。本研究においても、片働き世帯の世帯主において境界的に有意な幸福度の向上が観察され、給付増が主観的厚生に正の影響を及ぼしうることが示唆された。この幸福度向上の要因として考えられるのは、片働き世帯では一方の親が主たる稼得者として就業し他方が育児を担うという分業構造が明確であるため、給付増が直ちに経済的余裕として認識されやすかった可能性である。

その一方で、最年少子どもが小学生の世帯の世帯主においては、将来安心感の有意な低下という一見矛盾する結果が得られた。既存研究では、きょうだいの存在自体は直ちに母親のストレスを増加させるわけではないこと (Havron et al., 2022)、またきょうだい間の年齢差の拡大が、子どもの発達上のリスク要因となりうること (Golsteyn & Magnée, 2017) が報告されている。これらの知見に従えば、年齢差が広い世帯（高校生以上の子どもを有し、本研究の「処置強度」が低くなりやすい世帯）において親の厚生悪化は観察されやすいと予想できる。しかし、本研究では、給付額の増加と将来安心感の低下に有意な関連が確認された。

この議論に対する一つの解釈として、給付増に伴う教育支出や娯楽支出の増加が、教育段階の近い複数の子どものを持つ世帯への意思決定や管理にかかる負担を高めた可能性がある。ただし、このメカニズムを、本研究のデータを用いて直接検証することはできない。

また、配偶者の幸福度や将来安心感に有意な変化が見られなかった点は、育児時間の分担構造に着目することで解釈の余地が広がる。本研究では、世帯主の育児時間には大きな変化が見られなかった一方で、配偶者の育児時間が有意に増加しているケースが見られ、育児に関わる時間的負担が配偶者側に相対的に集中した可能性が示唆される。Musick et al. (2016) は、母親

が父親よりも子どもと過ごす時間が長く、単独で育児を担う割合が高いことを示すとともに、育児時間が主観的厚生に与える影響は、幸福感の向上とストレス・疲労の増加が併存するなど、育児の文脈に依存して一様ではないことを報告している。

これらの知見を踏まえると、本研究で観察された配偶者の育児時間の増加は、単に子どもとふれあう時間が増加したという正の側面のみを含んだ結果ではなく、育児分担の偏りや調整負担といった負の側面をも反映した可能性がある。このような複雑な経路の中では、主観的厚生に対する正負両面の効果が相殺され、主観的厚生の明確な改善が確認できなかったと考えられる。

以上より、2010年子ども手当に伴う給付増は、家計の支出および時間配分といった行動面には明確な影響を与えた一方で、主観的厚生への影響は限定的かつ文脈依存的であったことが示された。これらの結果は、政策評価において、行動変容と厚生変容との間に存在するギャップを理解することの重要性を示唆している。

第七章 結論

7.1 主要な発見のまとめ

本研究は、2010年4月に導入された子ども手当を自然実験として利用し、現金給付が家計行動および主観的厚生に与える影響を、支出・時間配分・主観的厚生という複数の観点から検証した。その結果、本研究は以下の三点に集約される知見を提示した。

第一に、現金給付の効果は一様ではなく、家計が直面する所得制約・時間制約および子どもの発達段階に応じて、「人的資本投資」と「現在消費」へと分化することが示された。低所得世帯や共働き世帯では教育支出への効果が強く確認された一方、未就学児世帯では娯楽支出への正の効果が確認された。この結果は、現金給付が単なる所得増加ではなく、家計の制約構造に応じて異なる役割を果たしうることを示している。

第二に、低所得層における教育投資への優先的配分が示唆された。DDD分析の結果、低所得世帯には、他の所得層と比較して相対的に大きな教育支出増が確認された。この結果は、厳しい資金制約に直面していた世帯ほど給付金を教育投資に集中させたという解釈と整合的である。

第三に、支出や時間配分といった行動面での変化は、親の主観的厚生の改善に直結するとは限らなかった。片働き世帯の世帯主では幸福度の改善が見られた一方、最年少子どもが小学生である世帯では将来安心感の低下が確認された。これは、現金給付による行動変容が、必ずしも主観的厚生の改善に直結しない可能性を示唆している。

これらの点を踏まえると、本研究における最も重要な知見は、現金給付の効果が、即時的な主観的厚生の改善として一様に現れるとは限らないこと、そしてその一方で、家計行動は世帯の経済状況や子どもの年齢構成に応じて、教育投資を通じた将来志向の行動と現在消費の拡大とに分化することを実証的に示したことである。

7.2 政策的含意

本研究の結果は、現金給付という政策手段の可能性と限界の双方を明らかにしている。

まず、本研究の推定結果からは、子ども手当による給付増が教育支出の増加と関連していたことが確認できる。特に、低所得世帯において相対的に大きな教育支出の増加が観察されたことは、現金給付が資金制約の緩和を通じて教育投資を促進しうることを示唆している。

また、配偶者の育児時間が全体サンプルおよび片働き世帯で増加したことは、現金給付が親子の時間的関わりを促進しうることを示唆する結果である。Koyama et al. (2020) が「現金

給付は親子の関わり合いを必ずしも増やさない」と結論づけたのに対し、本研究は、少なくとも配偶者については増加の可能性を示した点で、新たな知見を提供している。ただし、配偶者の主観的厚生に有意な改善が見られなかったことは、育児時間の増加が必ずしも心理的満足度の向上につながらないことを示している。

さらに、経済的制約の緩和は、直ちに時間制約や認知的負荷の緩和を意味するわけではない。共働き世帯では教育支出の増加が見られたものの、配偶者の育児時間には有意な変化がなかった。選択肢の拡大は、同時に選択・調整の負担増を招くおそれもある。

以上を踏まえると、真に子育て世帯の厚生を高めるためには、現金給付を基盤としつつも、それを補完する施策が不可欠である。家計の経済的制約のみならず、時間的・心理的制約にも目を向けた政策設計が、次なる家族政策の課題である。

7.3 今後の研究課題

以下では、本研究の推定結果を解釈するにあたり留意すべき、データ・識別上の限界を整理する。

第一に、分析期間の制約である。本研究は調査年 2009 から調査年 2011 という短期間の効果検証にとどまっている。子ども手当は 2012 年に児童手当へと再編され、所得制限の復活や給付額の変更が行われた。こうした制度変更の長期的影響、および教育投資の増加が子どもの将来的なアウトカムに与える効果の検証が、現金給付の意義を考える上で必要不可欠である。

第二に、子ども自身の厚生指標の欠如である。本研究は親の主観的厚生に焦点を当てたが、子ども自身の幸福感や発達にいかなる影響を与えたかは検証できていない。親の行動変容が、子どもにとって正の効果をもたらすのか、あるいは過度な負担となるのかは、重要な問いである。

第三に、処置強度の源泉、ならびに多重検定への対応である。本研究における処置強度のバリエーションは、主に、子どもの数・年齢構成と旧児童手当の所得制限の有無から生じている。したがって、本研究で推定された係数は、現金給付増加の純粋な効果と、特定の家族構成に固有の効果を分離して捉えることが困難である。例えば、第 5 章で確認された主観的厚生への負の効果は、給付増そのものの帰結というよりも、複数の子育て段階を同時に管理する世帯に内在する困難を反映したという可能性を否定できない。

また、Callaway et al. (2024) が指摘するように、連続的な処置強度を用いる差の差分析では、異なる処置強度グループ間の比較に選択バイアスが含まれる。本研究においても、処置強度の高い世帯と低い世帯の間で、同一の給付額増加に対する反応が異なるおそれを排除できない。

本研究では、子ども数カテゴリと年次の交差項固定効果、イベントスタディによる平行トレンドの検証、所得階層・就業形態・子ども年齢別のサブサンプル分析、先行研究との比較による議論など、多様な手法を通じて、これらの課題への対応を試みた。その一方で、分析仕様の拡張は多重検定の問題を伴うことから、将来的には検定補正の併用など、より慎重な推定手法の適用が望まれる。

参考文献

- Aizer, A., Eli, S., Ferrie, J., & Lleras-Muney, A. (2016). The long-run impact of cash transfers to poor families. *American Economic Review*, 106(4), 935–971.
- Asakawa, S. (2021). Can child benefits shape parents' child-rearing preferences in Japan? Effects of child benefit policy expansions. *Journal of Behavioral Economics and Finance*, 14, 26–46.
- Bastian, J., & Michelmores, K. (2018). The long-term impact of the Earned Income Tax Credit on children's education and employment outcomes. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 333–337.
- Bessho, S. (2018). Child benefit, tax allowances and behavioural responses: The case of Japanese reform, 2010–2011. *The Japanese Economic Review*, 69(4), 481–508.
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., & Sant'Anna, P. H. C. (2024). Difference-in-differences with a continuous treatment (NBER Working Paper No. 32117). National Bureau of Economic Research.
- Golsteyn, B. H. H., & Magnée, C. A. J. (2017). Does birth spacing affect personality? *Journal of Economic Psychology*, 60, 92–108.
- Gromadzki, J. (2024). Labor supply effects of a universal cash transfer. *Journal of Public Economics*, 239, Article 105248.
- Havron, N., Lovcevic, I., Kee, M. Z. L., Chen, H., Chong, Y. S., Daniel, M., Broekman, B. F. P., & Tsuji, S. (2022). The effect of older sibling, postnatal maternal stress, and household factors on language development in two- to four-year-old children. *Developmental Psychology*, 58(11), 2096–2113.
- Koyama, Y., Fujiwara, T., Isumi, A., & Doi, S. (2020). Is Japan's child allowance effective for the well-being of children? A statistical evaluation using data from K-CHILD study. *BMC Public Health*, 20(1), Article 1503.
- Li, H., & Niki, M. (2024). The child allowance policy and household consumption behavior in Japan. *The Japanese Economic Review*, 77, 193–244.
- Musick, K., Meier, A., & Flood, S. (2016). How parents fare: Mothers' and fathers' subjective well-being in time with children. *American Sociological Review*, 81(5), 1069–1095.
- Naoi, M., Akabayashi, H., Nakamura, R., Nozaki, K., Sano, S., Senoh, W., & Shikishima, C. (2021). Causal effects of family income on educational investment and child outcomes: Evidence from a policy reform in Japan. *Journal of The Japanese and International Economies*, 60, Article 101122.
- Stephens, M., Jr., & Unayama, T. (2015). Child benefit payments and household wealth accumulation. *The Japanese Economic Review*, 66(4), 447–465.
- 浅井 亜希. (2018). 児童手当／家族手当の導入をめぐる国際比較. 社会保障研究, 3(1), 111-125.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2012). 表 7-27 世帯主の性, 年齢 (5 歳階級), 家族類型別一般世帯数: 2010 年. 人口統計資料集 2012.
https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2012.asp?fname=T07-27.htm
- 是枝 俊悟. (2012). 新旧児童手当、子ども手当と税制改正の Q&A. 大和総研.
<https://www.dir.co.jp/report/research/law-research/tax/12051401tax.pdf>
- 佐藤 雅代. (2022). 児童手当制度の変遷に関する一考察. 年報 公共政策学, 16, 79-99.
- 鈴木 友紀. (2010). 高校無償化をめぐる国会論議—公立高校授業料不徴収及び高等学校等就学支援金支給法—. 立法と調査, 306.
- 高久 玲音. (2015). 児童手当が両親の心理的健康に与える影響: 中低所得世帯における検証. 社会保障研究, 50(4), 433-445.
- 土居 丈朗. (2010). 子ども手当導入に伴う家計への影響分析—JHPS を用いたマイクロ・シミュレーション. 経済研究, 61(2), 137-158.
- 文部科学省. (2011). 小・中学校学習指導要領の改訂に伴う移行措置の概要. 文部科学省.
https://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/_icsFiles/afiedfile/2011/03/30/1304407_001.pdf

付録

A 調査年 2008 も含めた、補助的な分析の結果

調査年 2008 から調査年 2011 までの 4 期間を用いた補助分析を、主要分析と同じ推定枠組みで実施した。第二章で述べた通り、調査年 2008 のデータには 2006 年および 2007 年の児童手当制度改革の影響が混入しているおそれがあるため、これらの結果は補助的な参考情報として位置づけられる。

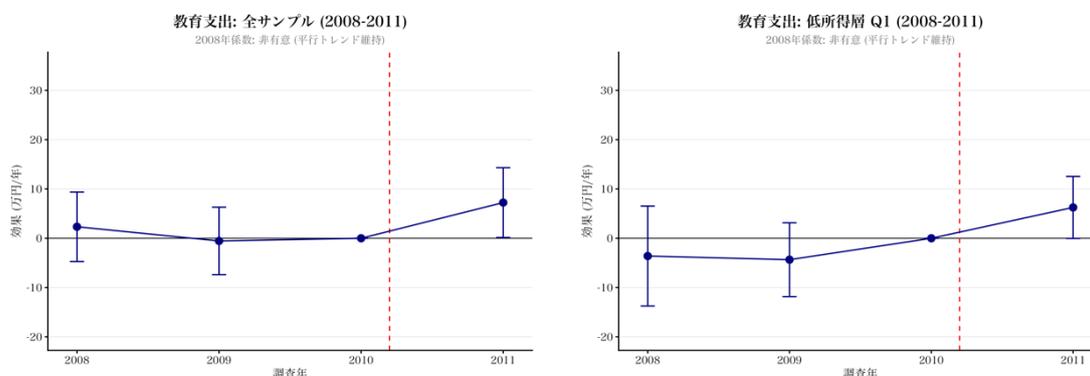
イベントスタディのプロットは、教育支出について、主要結果で報告したものと同一のアウトカム・サンプルの組み合わせを掲載した。なお、調査年 2008 の係数 (Intensity × 2008 年) が有意であり、かつその係数が DID 係数の正負と同方向であったケースを、橙色で示している。

表 A.1 (a) 教育支出に対する DID 推定結果

付録表: 教育支出 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	6.634** (2.959)	8.849*** (2.858)	3.730 (4.144)	8.211** (4.096)	13.223** (5.538)	-0.789 (2.495)	16.539** (8.068)
Intensity × 2008年	2.338 (3.591)	-3.602 (5.140)	-5.655 (5.420)	10.312** (4.669)	9.945 (7.081)	-1.682 (4.836)	-3.153 (5.617)
Intensity × 2009年	-0.541 (3.488)	-4.343 (3.798)	1.345 (5.007)	-0.546 (5.058)	-0.819 (7.151)	1.259 (4.846)	4.759 (5.204)
Intensity × 2011年	7.240** (3.605)	6.256* (3.188)	2.210 (5.407)	11.551** (5.229)	16.397** (8.129)	-0.959 (4.408)	17.069** (8.098)
観測数	2990	744	1193	1716	1009	907	1122

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

図 A.1 (a) 教育支出のイベントスタディプロット



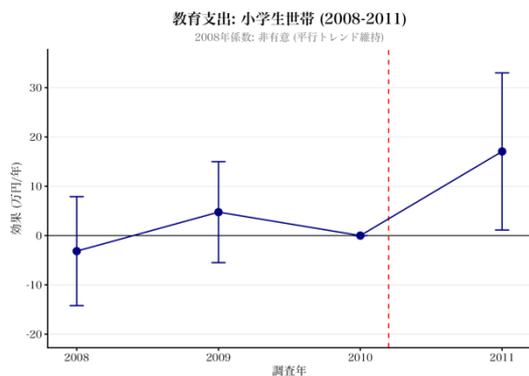
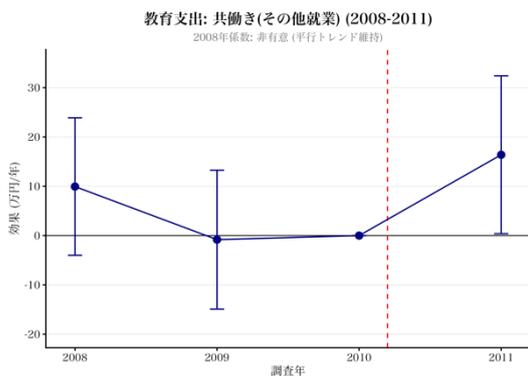
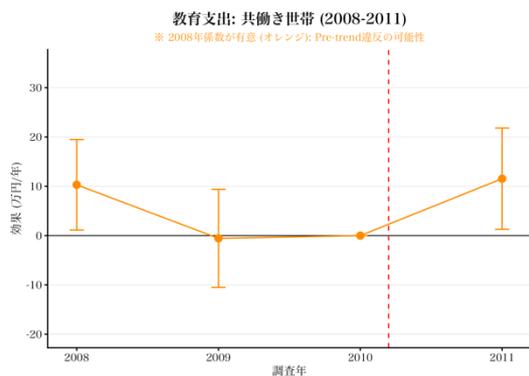
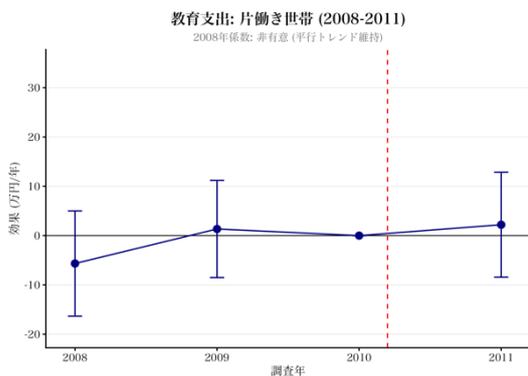


表 A.1 (b)

図 A.1 (b)

教育支出の低所得層 DDD 推定結果

教育支出 DDD のイベントスタディプロット

付録表: 教育支出に対するDDD推定結果
(単位: 万円/年、分析期間: 2008-2011年)

三重交差項 (Intensity × Post × LowIncome)	5.221*
	(2.917)
観測数	2990
自由度修正済 R ²	0.474
個人 固定効果	Yes
地域×年 固定効果	Yes
都市規模×年 固定効果	Yes
子ども数×年 固定効果	Yes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

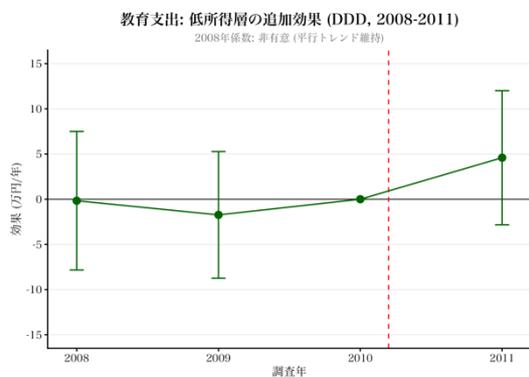


表 A.2 娯楽支出に対する DID 推定結果

表 A.3 世帯主の育児時間に対する DID 推定結果

付録表: 娯楽支出 (2008-2011)
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)

変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	4.629** (2.035)	0.503 (1.559)	6.982* (4.021)	3.430 (2.216)	4.391 (2.987)	8.442*** (3.018)	5.297 (4.670)
Intensity × 2008年	-2.830 (2.421)	3.350 (3.112)	0.721 (3.945)	-5.142* (2.914)	-6.111* (3.461)	-0.084 (4.192)	-15.756*** (5.985)
Intensity × 2009年	-0.403 (1.936)	2.437 (3.319)	2.847 (3.759)	-3.003 (2.236)	-4.655 (3.153)	-3.053 (2.601)	-5.285 (4.976)
Intensity × 2011年	3.542 (2.483)	2.402 (2.185)	8.132* (4.384)	0.741 (2.852)	0.856 (3.779)	7.447** (2.991)	-1.735 (5.898)
観測数	2986	743	1191	1714	1008	906	1121

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

付録表: 世帯主の育児時間 (2008-2011)
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)

変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	-0.681 (0.427)	-1.738** (0.740)	-1.552* (0.791)	-0.033 (0.303)	0.113 (0.347)	-2.678** (1.325)	1.090 (0.673)
Intensity × 2008年	1.321*** (0.374)	3.448*** (1.323)	2.135*** (0.823)	0.790** (0.324)	0.744* (0.382)	2.328* (1.199)	0.539 (0.765)
Intensity × 2009年	0.278 (0.460)	-1.063 (1.318)	0.685 (0.801)	0.198 (0.542)	-0.160 (0.745)	0.005 (1.183)	1.496 (1.133)
Intensity × 2011年	-0.149 (0.495)	-0.897 (0.715)	-0.615 (1.015)	0.294 (0.290)	0.303 (0.395)	-1.906 (1.310)	1.766** (0.869)
観測数	2961	739	1173	1703	999	894	1099

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

表 A.4 配偶者の育児時間に対する
DID 推定結果

付録表: 配偶者の育児時間 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	0.546 (1.166)	-1.471 (3.149)	0.125 (2.339)	1.246 (1.126)	1.568 (1.589)	0.565 (3.603)	3.416 (2.150)
Intensity × 2008年	4.879** (2.069)	10.993 (7.631)	13.193*** (4.369)	-0.292 (1.634)	-2.062 (2.484)	10.749 (7.297)	4.362 (3.160)
Intensity × 2009年	-0.550 (1.897)	-6.104 (3.839)	2.025 (3.599)	-2.471* (1.378)	-3.937** (1.809)	0.401 (5.598)	3.208 (2.547)
Intensity × 2011年	1.839 (1.472)	-0.509 (3.908)	4.599* (2.562)	0.337 (1.361)	-0.401 (1.960)	4.069 (4.653)	5.886** (2.458)
観測数	2809	638	1129	1680	986	838	1073

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

表 A.5 世帯主の幸福度に対する
DID 推定結果

付録表: 世帯主の幸福度 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	0.026 (0.034)	0.017 (0.069)	0.061* (0.036)	-0.004 (0.056)	0.024 (0.044)	0.060 (0.060)	-0.139 (0.076)
Intensity × 2008年	0.034 (0.036)	0.093 (0.087)	0.042 (0.056)	0.020 (0.046)	0.023 (0.071)	0.101 (0.093)	-0.053 (0.095)
Intensity × 2009年	0.017 (0.048)	-0.054 (0.120)	-0.036 (0.085)	0.059 (0.043)	0.122** (0.057)	0.136* (0.081)	0.039 (0.059)
Intensity × 2011年	0.043 (0.040)	0.030 (0.088)	0.063 (0.044)	0.023 (0.054)	0.072 (0.073)	0.061 (0.090)	-0.143 (0.120)
観測数	3020	765	1199	1734	1016	912	1131

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

表 A.6 世帯主の将来安心感に対する
DID 推定結果

付録表: 世帯主の将来安心感 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	0.051 (0.037)	0.067 (0.072)	0.082* (0.047)	0.042 (0.046)	0.072 (0.055)	0.102 (0.076)	-0.174 (0.112)
Intensity × 2008年	-0.016 (0.035)	0.133* (0.075)	-0.000 (0.053)	-0.037 (0.045)	-0.048 (0.065)	0.016 (0.069)	-0.173** (0.085)
Intensity × 2009年	-0.015 (0.051)	-0.022 (0.114)	-0.093 (0.089)	0.032 (0.049)	0.005 (0.063)	-0.099 (0.078)	0.060 (0.076)
Intensity × 2011年	0.041 (0.041)	0.105 (0.082)	0.051 (0.059)	0.040 (0.050)	0.058 (0.064)	0.075 (0.085)	-0.212* (0.120)
観測数	3025	764	1199	1739	1019	913	1132

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

表 A.7 配偶者の幸福度に対する
DID 推定結果

付録表: 配偶者の幸福度 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	-0.007 (0.035)	-0.049 (0.056)	-0.066 (0.041)	0.034 (0.049)	0.015 (0.073)	-0.094 (0.062)	0.017 (0.067)
Intensity × 2008年	-0.014 (0.046)	0.055 (0.097)	0.018 (0.090)	-0.012 (0.044)	-0.022 (0.056)	0.075 (0.061)	-0.318*** (0.102)
Intensity × 2009年	-0.038 (0.046)	0.036 (0.099)	-0.068 (0.077)	-0.009 (0.049)	-0.036 (0.066)	0.058 (0.061)	-0.310*** (0.094)
Intensity × 2011年	-0.024 (0.037)	-0.018 (0.072)	-0.083 (0.053)	0.027 (0.051)	-0.004 (0.073)	-0.050 (0.072)	-0.192** (0.082)
観測数	2928	687	1189	1739	1022	901	1107

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

表 A.8 配偶者の将来安心感に対する
DID 推定結果

付録表: 配偶者の将来安心感 (2008-2011)							
分析期間: 2008-2011年 (基準年: 2010年)							
変数	All	Q1	SAH	Dual	Dual_Other	Preschool	Elementary
処置効果 (DID)	0.031 (0.031)	0.061 (0.044)	0.008 (0.047)	0.047 (0.047)	0.066 (0.059)	-0.032 (0.066)	-0.048 (0.083)
Intensity × 2008年	-0.024 (0.039)	-0.083* (0.043)	-0.082 (0.059)	0.017 (0.048)	0.069 (0.057)	-0.021 (0.100)	-0.093 (0.106)
Intensity × 2009年	-0.068* (0.040)	-0.033 (0.043)	-0.100* (0.051)	-0.039 (0.055)	-0.029 (0.082)	0.069 (0.075)	-0.194** (0.095)
Intensity × 2011年	0.001 (0.039)	0.022 (0.051)	-0.052 (0.061)	0.040 (0.047)	0.078 (0.054)	-0.016 (0.080)	-0.143 (0.105)
観測数	2933	688	1191	1742	1023	903	1107

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. カッコ内は世帯クラスター標準誤差。
2008年係数が有意 → 2006-07年改革の影響 (Pre-trend違反) を示唆。

B 連続処置効果のもたらす結果変数への影響の線形性

Callaway et al. (2024) では、連続処置 DID において、処置効果の線形性仮定が満たされない場合、TWFE 推定量の解釈が困難になることが示されている。そこで、以下では、主要アウトカムである「教育支出」に対する効果の線形性を簡易的に確認する。つまり、給付額に対する支出変化の線形性を、以下のモデル式 (B.1, B.2) を推定し、比較することで検証する。

$$\Delta Y_i = \text{const.} + f(\text{Intensity}_i) + \Delta \varepsilon_i \quad (\text{B.1})$$

$$\Delta Y_i = \text{const.} + \theta^{\text{DID}} \cdot \text{Intensity}_i + \Delta \varepsilon_i \quad (\text{B.2})$$

ここで、 ΔY_i は調査年 2011 (Post 期間) と調査年 2010 (Pre 期間) の教育支出の差分、 $\Delta \varepsilon_i$ は Post 期間と Pre 期間の誤差項の差分、const. は定数項、 $f(\cdot)$ は任意の関数を表す。

式 (B.1) については、 $f(\cdot)$ は線形性を仮定せず、LOESS を用いて近似的に導出した。以下の図 B.1 を参照すると、処置強度が高い点ではサンプルサイズの観点から不確実性が大きい、主要な処置強度の範囲では概ね、式 (B.1) と式 (B.2) の重なりが確認できる。

固定効果やコントロール変数を含めていない簡易的なモデルではあるが、全体として、教育支出アウトカムの線形性仮定は妥当であると考えられる。

図 B.1 処置強度と教育支出変化の用量反応関係

