



RIETI Discussion Paper Series 11-J-021

児童手当が家計消費に与えた影響

宇南山 卓
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

児童手当が家計消費に与えた影響

宇南山 卓（神戸大学大学院経済学研究科・経済産業研究所）

要 旨

本稿では、児童手当が家計の消費にどのような影響を与えたかを分析した。ライフサイクル仮説に基づけば、児童手当は生涯所得を増加させることで消費を増加させるが、勤労所得など他の生涯所得と比べ絶対額は小さく、消費に与える影響は小さい。ここでは、家計調査の個票データを用いて、児童手当が消費に与えた影響を推計した。その結果、毎年消費されるのは児童手当の予想支給総額の1%から3%であり、統計的にもほとんど有意でなく、大部分の手当は貯蓄されていた。児童手当の受取金額が異なる世帯の家計資産を比較すると、受取額の差とほぼ同じ額の金融資産の残高の差が存在していた。これは、消費性向が低いという結果と整合的であり、児童手当の大部分が貯蓄されたことを示すもう1つの証拠となる。さらに、児童手当は消費の内訳についてもほとんど変化させていなかった。平均的な家計の消費行動には影響を与えていなかったが、流動性制約に直面していると考えられる世帯に限れば、消費を増加させる効果があった。年間収入が低くかつ資産の少ない家計では、児童手当の支給月に消費が増加しており、消費性向は75%前後となった。児童手当を、流動性制約に直面する世帯への支援と考えるのであれば、所得制限には一定の合理性があることが示された。

キーワード：児童手当、ライフサイクル仮説、流動性制約、所得制限

JEL classification: H24、D12

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。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、(独) 経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

1. はじめに

本稿では、児童手当が家計の消費にどのような影響を与えたかを分析した。児童手当とは、1971年に制定された児童手当法に基づく制度であり、子供のいる家計に対する現金支給政策である。子ども手当法が施行されたことに伴い、現在は実質的に執行停止になっているが、現在でも有効な制度である。子ども手当は、2009年に民主党が政権交代を果たした際の目玉の政策であり、予算規模も大きいことから、その評価は必須である。しかし、政策が実施されてからの期間が短く評価は困難であることから、その前身にあたる児童手当制度の評価をすることで、子ども手当についても考察する¹。

児童手当制度は、初期の1970年代には多子・低所得者への再分配政策としての側面が強く、社会福祉制度に近い位置付けであった。それが、1985年以降の複数の改正で、第1子から支給の対象となり、子育て世代の多くが受給対象となった。依然として、ほとんどの人は結婚をしておりほとんどの夫婦に子供がいることから、児童手当は相対的な若年世代への「世代間の再分配」政策へと転換していったと言える。さらに、2000年以降の改正によって、子育ての経済的な負担を軽減することによって出産の意思決定を容易にするという側面から、少子化対策としての役割が期待されるようになった。

こうした役割の変化に対して、ここでは児童手当の消費に与える影響のみに注目した。そもそも児童手当の趣旨は「家庭における生活の安定に寄与するとともに、次代の社会をになう児童の健全な育成及び資質の向上に資すること(児童手当法第1条)」であり、現金支給政策であることから、それがどのように支出されるかを明らかにすることこそ、本来の政策評価である。しかし、これまでデータの制約や計量経済の技術的な困難さから児童手当の消費に与える影響が分析されてこなかった。それに対し、本稿では、子供の生年別の違いを利用して、経済学的にも計量経済学的にも意味のある分析を可能とした。2000年以降の頻繁な制度変更のために、子供の生年ごとに事後的には受取額に大きな違いが発生している。例えば、1990年以前に生まれた第1子は児童手当の対象ではなかったが、1998年に生まれた第1子は、2010年の子ども手当まで支給対象であり続けており、受取総額は100万円を超えている。

児童手当を「家計の追加的な所得」とみなせば、その家計行動への影響は、標準的な理論である「ライフサイクル仮説」に基づいて分析可能である。理論的には、児童手当の受取総額が生涯所得の増加を通じて、動学的な最適化をする家計の消費を増加させる。しかし、児童手当の額は労働所得や資産所得と比べ無視できる程度の水準であり、消費に与える影響は小さいと考えられる。特に、支給対象となる子供の年齢の上限は親の「人生全体」と比較して短く、「一時的」な所得の増加であることから、その大部分は貯蓄されると考えられる。また、支給された児童手当の大部分が消費されずに貯蓄されれば、他の状況を一定として、家計資産を増加させる。単純化されたケースでは、資産の増加額は、すでに受け取った児童手当の総額と比例的になる。

実証的に示された児童手当の受給状況と消費の関係は、こうしたライフサイクル仮説で予測される関係と総じて整合的であった。各世帯は、毎年、児童手当の期待受取総額の1から3%程度を消費していた。これは、先行研究で示された「資産効果」、すなわち家計資産の増加が消費を増加させる効果、の

¹ 高山・白石(2010)は、子ども手当の導入と各種控除の廃止によって各世帯の所得がどのように変化するかを論じているが、その帰結については論じていない。

水準とほぼ同じである。児童手当はその他の所得とプールされ、ライフサイクル仮説に基づいて消費されていたことを示す。児童手当の大部分が貯蓄されたことは、金融資産残高の側面からも確認できる。月々に支給される児童手当が消費されていないことは、裏側では貯蓄が増加しているはずであり、資産として蓄積されているはずである。資産残高を児童手当の累積受取額の異なる世帯を比較すると、金融資産残高は累積受取額の差の70%程度多かった。これは、消費の側面での係数と整合的であり、児童手当の大部分が貯蓄されたことを示す。すなわち、児童手当は、単に所得の一部とみなされ、その他の所得と同等に平準化して消費されていたと言える。

こうした平均的な世帯の消費支出全体に対する影響に加え、消費の内訳および一部の世帯への影響がないかも分析した。具体的には、ラベリング効果の存在と借入制約の存在を考慮した。先行研究で、児童手当というラベルを付けることで、現金給付であっても消費の内訳が影響を受けることが指摘されていた(Lundberg, Pollal and Wales, 1997;)。ここでも消費の10大費目やいくつかの「法の趣旨に従った」品目に対する支出が、児童手当の影響を受けているかを検討した。その結果、日本においてはラベリング効果はほとんど観察されなかった。また、存在したとしても法の趣旨に従っているとは考えられなかった。

それに対し、「借入制約に直面する世帯」の消費には一定の影響があった。借入制約に直面する世帯とは、将来の所得の伸びが予想されるにもかかわらず現在の資産水準が低いために最適な消費水準の取れない世帯であり、ライフサイクル仮説の成立しない世帯として知られる。借入制約に直面する世帯は、追加的な所得を受け取ると、たとえ一時的な所得であってもそれを消費に回すことが知られている。ここでは、年間収入・金融資産残高がともに第1四分位に入るような世帯を借入制約に直面する世帯と定義し、毎月の児童手当の受取が消費に与える影響を見た。その結果、借入制約に直面する家計でのみ、児童手当の70~80%程度が同時点に消費されていた。この消費の反応が、借入制約によるものであれば、経済厚生も高まっていると考えられる。増加した消費の用途は、補習学習・旅行・食費などであり、おおむね児童手当の趣旨に即していた。

借入制約に直面する世帯に児童手当を支給することで、それらの世帯にいる子供を支援することになる。ただし、借入制約に直面すると考えられた世帯は、18歳未満の子供のいる世帯の10%程度であり、支給率が8割を超えるような状況での児童手当全体を正当化できる水準ではない。また、借入制約に直面する世帯には政策の効果があるとしても、客観的な基準でそうした世帯を識別できなければ現実の制度設計は不可能である。ここでは、「現時点での所得」と「現時点での資産残高」を基準として借入制約に直面する世帯の識別することができた。その意味で、「現時点での所得」を基準として支給対象を限定する、現在の「所得制限」には一定の合理性はある。しかし、それだけでは十分に支給対象を限定することはできず、効率的な制度設計にはさらなる基準を採用する必要がある。

児童手当が平均的な世帯に与える影響は小さく、その意義を経済学的に正当化することは困難である。ここでは具体的には分析しなかったが、先行研究で指摘されていた少子化に対策としての効果もほとんど期待できないという結論をおおむね支持した結果であった。一方で、借入制約に直面する世帯に対しては、児童手当が経済厚生を高める可能性があることは確認できた。ただし、そうした状況にある世帯は全体の約10%にすぎず、現在の子ども手当のような全世帯を対象とするような政策は過大である。

以下の論文の構成は、次のとおりである。第2節では、児童手当の概要と沿革について紹介している。特に、児童手当の役割の変遷に注目した整理となっている。第3節では、標準的なライフサイクル仮説

に基づく児童手当の効果を理論的に示し、実証の方法およびデータについて述べている。第4節は、実証結果で、第5節がまとめと政策インプリケーションについて述べている。

2. 児童手当の概要と支給要件の変更

2.1 児童手当の概要

児童手当は、1971年に制定された「児童手当法(昭和46年法律第73号)」に基づく家計に対する現金支給政策の一つである。制定当時は、国民年金法により国民皆年金が実現してから10年を迎えており、「年金制度、医療保険制度などの社会保障制度が累次の改正によって充実する中で、我が国に残された最後の社会保障制度として」創設された制度である。² 2009年に民主党政権が誕生し、時限立法として「平成二十二年度における子ども手当の支給に関する法律(平成22年法律第19号)」(以下、「子ども手当法」と呼ぶ)が施行されたことに伴い、現在は実質的に執行停止になっているが(子ども手当法第21条)、現在でも有効な法律である。

児童手当制度の趣旨は、「家庭における生活の安定に寄与するとともに、次代の社会をになう児童の健全な育成及び資質の向上に資すること(児童手当法第1条)」である。現在の「子ども手当法」の「次代の社会を担う子どもの健やかな育ちを支援するため(子ども手当法第1条)」と比較すると、子育て世帯に対する経済的な支援であることが前面に出ており、経済政策としての色彩が濃い。

児童手当を受給できるのは「支給要件」を満たす子供を「監護する者」であり(児童手当法第4条)、基本的には子供のいる世帯の世帯主である父親が受給者となる。支給要件は、監護される子供の数と年齢によって決定されており、以下で見るように過去数次にわたり変更されてきた。制度発足当時は、第3子以降について中学卒業までが支給の対象であった。³ 支給額は、制度発足当時には、支給要件を満たす子供1人当たり月額3千円ずつであったが(同法第6条)、こちらも改正され増額されてきた。児童手当の支給月は、2・6・10月で支給月以前の4か月分が支給される。

児童手当には所得制限があり、一定以上の所得がある場合には支給されない(同法第5条)。具体的な所得の限度額は政令で定められるが、1985年以降の限度額は受給資格者の加入する年金制度によって異なり、被用者年金に加入している受給者の所得制限は若干緩くなっている。限度額自体も改正され、引き上げられてきており、2009年時点では被用者以外は460万円・被用者は532万円に、扶養者一人当たり38万円を加えた額となっている(児童手当法施行令第1条)。

図1は、児童手当の支給対象児童と支給額の推移を示したものである。児童手当が発足した1971年当時は、支給対象となった児童数は119万人であり、制度発足に伴う経過措置の終わった1974年度でも支給対象児童数は234万人であった。発足当初は15歳まで支給対象にしてはいたが、第3子以降に限定しており所得制限もあったため、同時点の0歳から15歳の人口2762万人に占める割合は10%に過ぎなかった。⁴ 現在では、第1子から支給対象であり所得制限も緩和されたことから、支給対象児童

² 平成18年版・厚生労働白書・第2章

³ 正確には3人以上の18歳未満の者が監護されている場合が要件を満たす。言い換えれば、第3子であっても、兄弟等が18歳を超えていれば支給要件を満たさない。

⁴ 児童手当法施行時の経過措置として、支給対象を1973年までは1967年以降に生まれた者、1974年

は大幅に増加しており、2009年には1279万人と制度発足時の10倍以上になった。絶対数が増えただけでなく、支給要件と同じ0歳から12歳までの総人口1503万人に占める割合も87%と、一定年齢の子供の監護者はほぼ全員が支給を受けている。

受給者の増加に伴い、支給総額も増加傾向であり、特に2000年以降急激に増加してきている。子ども手当に切り替わる直前の2009年度の実給総額は9956億円であり、1974年度の1060億円と比べると25年で約10倍に膨らんでいる。ただし、所得制限を撤廃し、支給年齢も3歳引き上げ、支給額も大幅に引き上げられた「子ども手当」の予算額2兆2554億円と比較すれば、半分以下の水準である。

2.2 児童手当の支給要件と役割の変遷

児童手当は、1971年の制定以来、数次にわたる改正で支給要件を大幅に緩和してきた。制度発足時の支給要件は、「義務教育終了前の児童を含む三人以上の児童」を監護していることであった。この要件は、1985年の改正まで変更されていない。一方で、支給額は、支給対象児童1人あたり月額3千円でスタートしたが、発足時の経過措置が終わる1974年度には4千円に、さらに1975年度には5千円に増額された。さらに、1978年の改正(昭和53年法律第46号)で低所得者(市町村民税の所得割の額がない者)の支給額を6千円とすると、1979年(昭和54年法律第36号)、1981年(昭和56年法律第50号)と2度の改正で6500円、7千円と低所得者に手厚い支給額へと変更してきた。⁵

これは、児童手当が社会福祉制度として認識されていたことを示している。実際に、導入前には、税を財源とした社会福祉制度としての創設も検討されていた。⁶最終的に事業主の拠出金が大きな部分を占める「社会保険」として創設され、現在に至るまで政府の予算上は「社会保険費」として扱われる。しかし、年金などの通常の社会保険とは異なり、本人拠出もなく拠出と負担に直接の関連がないなど、社会福祉制度に近い位置づけで設立されたことは財源の観点からも示唆されている。

1985年の改正(昭和60年法律第74号)で、多子世帯・低所得世帯に重点的を置くという制度発足時の方向は、大きく転換された。この改正では、第2子が支給対象に加えられ、支給年齢が「義務教育修了前」から「義務教育就学前」へと変更された。支給額は、第2子が2500円であるのに対し第3子は5千円であり、多子世帯への配慮は残されたが、第3子に限れば支給年数が9年間短縮されており大幅な減額となった。さらに、低所得者への増額が廃止され、被用者の所得制限を実質的に緩和する「特例給付」が導入された(児童手当法附則第6条)。⁷第2子への拡張と、支給年齢の大幅な引き下げの効果は図1でも確認できる。1986年には2742万人いた「支給要件に該当する人口」が経過措置の終わる1988年度には997万人まで減少した。一方で、実際に支給対象となる児童数は、1985年度の233万人から1988年度には390万人まで増加した。ただし、支給総額は1600億円前後で横ばいとなっており、一人あたりの支給額は減少している。

までは1963年以降に生まれた者としていた(児童手当法附則第2条)。

⁵ この間にも、1981年にも支給要件の変更があり(昭和46年法律第73号)、それまで「日本国民」に限定されていた支給要件から、国籍条項が削除された。

⁶ 1964年の中央児童福祉審議会児童手当部会報告「児童手当制度について」で、拠出による社会保険化が確定したとされている。詳しくは北(2002a)を参照。

⁷ 被用者に関する特例給付は、全額事業主の拠出金によって支給される。

出生順の拡大と対象年齢の引き下げは、1991年の改正(平成3年法律第54号)でも実施され、第1子から児童手当の対象となった。一方で、支給対象年齢は「義務教育就学前」からさらに「3歳に満たない児童」へと引き下げられた。ただし、支給額は第1子と第2子が同額で5千円、第3子が1万円と倍増された。この改正によって、第1子へと拡張されたが支給期間の短縮されており、経過期間の変動を除くと「支給対象児童数」に大きな変更はなかった。一人当たりの支給月額も引き上げられているが、支給期間が短縮されているため第2子・第3子だけに限れば支給期間全体を通じた総額はむしろ減少している。全体としての「支給総額」も、大幅な変更にもかかわらず、依然として1600億円程度を推移している。

1985年と1991年の改正を通じて第1子から支給対象となり、所得制限を除けば子供のいる世帯はすべて児童手当の支給対象となった。日本ではほとんどの夫婦に子供がいることを考慮すると、児童手当は実質的に子育て世代への所得分配の制度となった。⁸ 一方で、社会福祉制度としての性質は、比較的緩い所得制限と第3子以降への割増支給だけに残されており、中心的な役割ではなくなった。⁹ つまり、児童手当は、多子・低所得世帯への支援という社会福祉的な世代内の再分配制度から、子育てを終えた世代から子育て世帯への「世代間移転」を担う制度へと移行したのだ。

実際に、1980年に中央児童福祉審議会児童手当部会意見具申「児童手当制度の基本的あり方について」では、「生産年齢世代は、年金保険料負担等を通じて老人を社会的に扶養するとともに、児童手当制度を通じて児童の養育に参加し、老人になってからはその扶養を受ける」という世代間扶養の連鎖という考え方が示されている(北 2002b)。1985年は、国民年金法が改正され基礎年金制度が導入された時期でもあり、世代間の移転が重要な政治的課題になっていたと考えられる。

こうした制度の位置づけの変遷にもよらず、予算総額は制度が発足して以来30年にわたってほぼ横ばいであったが、この方向は2000年の改正(平成12年法律第84号)によって転換される。2000年改正によって、支給対象年齢は、「3歳未満」から再び「義務教育就学前」に変更された。ただし、支給要件を定めた第4条の本則を改正するのではなく、附則第7条に「当分の間、」3歳以上義務教育就学前の児童にも支給するという「特例給付」の形式で変更されている。¹⁰ この改正では、単純に支給要件が緩められているため、支給年齢に該当する総人口、支給対象児童数、支給総額の全てが比例的に増加している。さらに、平成13年には政令が改正され、所得制限が大幅に緩和された。総人口と支給対象児童数の比率で所得制限にかかわらず実際に支給されている「支給率」をみると、1990年代後半の65%程度から2001年以降は85%程度と支給率が大幅に上昇している。この影響で、2001年以降の支給総額は支給対象児童数の増加以上に増加していった。

その後も児童手当は対象を順次拡大していき、2004年の改正(平成16年法律第108号)の改正では、附則第7条の特例給付の対象を「3歳以上義務教育就学前」から「3歳以上小学校第3学年修了前」に変更し、2006年の改正(平成19年法律第26号)では「3歳以上小学校修了前」に変更された。すなわ

⁸ 社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査によれば、結婚継続期間が15年以上の夫婦の95%以上に子供を産んだ経験がある。

⁹ ただし、2001年の緩和後と比較すれば所得制限は厳しく「支給年齢に該当する総人口」と「支給対象児童数」との差から所得制限にかかる児童の比率を計算すると、支給年齢に該当する総人口の30%程度が所得制限の対象となった。

¹⁰ この「3歳以上未就学」の児童に対する特例給付は、全額公費負担となる。

ち、2000年からわずか6年のうちに支給期間が9年も延長されたのである。その上、「乳幼児加算」と呼ばれる制度が創設され、本則(第4条)で支給対象とされている3歳未満の児童については、出生順位にかかわらず月額1万円に増額された。

こうした急激な拡大の背景には少子化の進展があり、児童手当に少子化対策の役割が期待されるようになったと考えられる。1989年に合計特殊出生率が1.57を下回り、少子化問題が意識されるようになり、1994年にエンゼルプラン策定されるなど、2000年以前にも少子化対策は始まっていた。しかし、1999年に決定された「少子化対策推進基本方針」に基づき新エンゼルプランが策定され、2003年には議員立法で「少子社会対策基本法(平成15年法律第133号)」が制定されると、少子化は政策の中心となった。そのパッケージの一環として、子供を育てる経済的な負担を軽減する政策として児童手当が脚光を浴びたのである。少子化対策として、主要な政策となったことを反映し、支給総額は1999年の1587億円から、わずか10年で6倍以上の9956億円まで膨らんだ。

児童手当は、発足当初からその役割は大きく変化してきたが、一定の年齢の子供を養育する者に現金を支給するという基本的な構造は変わっていない。その意味では、特定の役割を前提に政策評価をするのではなく、家計への現金支給が与える影響を評価する必要がある。特に、児童手当は「その趣旨に従って用いなければならない(児童手当法第2条)」とされており、その分配面での影響よりも支出面での分析が本来の政策評価となる。

2.3 生年別の児童手当受取総額

これまで、児童手当が消費に与える影響はほとんど分析されてこなかった。それは、児童手当の受取額の違う世帯を比較することが困難だからである。一時点のクロスセクションでの比較を前提とすれば、児童手当の受取額の違いは子供の数の違いからのみ発生する。そのため、子供の人数による影響と児童手当の影響を識別することは不可能である。その意味で、制度変更を利用して子供の人数や年齢が同一でありながら受取額の異なる世帯を観察することが必須である。しかし、「児童手当制度は手当月額の変更があっても変更前後の差が数千円であるため、その影響を計測することが難しい」(両角 2009)とされてきた。

それに対し、ここでは子供の生年別の違いを利用して、経済学的にも意味のある分析を可能とした。制度変更による支給額の変化が数千円であっても、支給年齢が頻繁に変更されてきたため、子供の生年ごとに事後的には受取額に大きな違いが発生している。例えば、第1子から支給対象となった1991年の改正以後について考える。1991年の改正は1992年に施行されたが、経過措置として「平成三年一月二日以後に生まれた児童」は支給対象とされた。逆に、1990年に生まれた第1子は、1992年時点で3歳未満であったが児童手当の対象ではなかった。一方、1998年に生まれた第1子は、同じ制度の下に生れており3歳までで最大18万円しか受け取ることができないはずであった。しかし、その後の支給対象年齢が2歳時点であった2000年に未就学児に拡大され、小学校入学直前の2004年に小学校第3学年修了まで、小学2年の2006年に小学校修了までと延長され、さらには小学6年にあたる2010年には子ども手当が導入されたことで中学校修了まで支給を受け続けることができるのである。すなわち、1990年と1998年と生れ年が8年違うだけで、児童手当・子ども手当の受取総額は100万円以上の差が出ている。こうした生年がわずかに違う子供の間での、受取額の違いを利用する。

図2は、第1子について、生年別の事後的な児童手当・子ども手当の(予想される)受取額を示したものである。上で述べた1990年・1998年生まれ以外の第1子についても同様の計算をしている。1991年に生まれた第1子は、1991年改正の経過措置により、2歳から3歳になるまで支給対象となった。1992年・1993年生まれの子供は、1991年の時点の制度である3歳未満に月額5千円支給するという制度に基づき受取総額は最大18万円となる。1994年生まれについては、3歳になるまでは1993年生まれと同じ3年間の支給であるが、2000年改正で支給対象が3歳未満から未就学児に拡大されると、その時点で6歳であったため、2000年の一年間再び児童手当の支給を受けることができた。1995年生まれは2010年に導入された子ども手当の支給対象となるため、今後の政策変更によって受取額が変化する可能性はあるが、ここでは月額1万3千円であることを前提に計算している。

このように、制度変更により同年齢の子供でも児童手当の受取額が大きく異なる世帯が観察可能となる。また、一般に過去の児童手当の受取額を知ることは困難であるが、生年別の違いを使うことで、子供の年齢から受取額を推計できるため、通常のコロスセクションデータで分析が可能である。生年別の受取総額の違いを自然実験とみなせば、時点および子供の年齢は近いが受取金額の大きく異なる世帯を比較することができ、児童手当の効果を明確に識別できる。

3. ライフサイクル仮説と児童手当：理論と実証

3.1 標準的ライフサイクル仮説と児童手当

現在の経済学における、標準的な消費の決定モデルにおいては、現金で支給される児童手当は「一時的な所得」として捉えられる。前節でも見たように、児童手当法の制定以後にたびたび改正がされたが、どの時点でも子供が一定の年齢になるまでの条件付きで給付される補助金であり、一時的な所得である。

ここで、子供が生まれた時点からT期間の家計の効用最大化問題を、

$$\max \sum \beta^t u(C_t; Z_t) \quad \text{s.t.} \quad \sum \frac{C_t}{R^t} \leq \sum \frac{Y_t}{R^t} + \sum \frac{X_t}{R^t} \quad \dots (1)$$

とおく。ただし、 u は瞬時効用関数であり、世帯全体の消費(C)および世帯属性や季節性などの選好をシフトさせる要因(Z)の関数である。 β は主観的割引ファクター($0 < \beta < 1$)であり、 R はグロスの利子率であり単純化のため時点を通じて一定とする。 Y は児童手当以外の世帯の可処分所得、 X が予期される各期の児童手当の額である。

この最大化問題の一階条件から、

$$\frac{\partial u(C_t; Z_t) / \partial C}{\partial u(C_0; Z_0) / \partial C} = \frac{1}{\beta^t R^t} \quad \dots (2)$$

となる。ここで、瞬時効用関数を次のように定式化する。

$$u(C_t; Z_t) \equiv \{g(Z_t) C_t\}^\alpha \quad \dots (3)$$

この関数 g は、等価尺度の逆数を表しており、世帯属性の違いなどを「一人あたりの基準消費」に標準化することができることを仮定している。この定式により、一階条件は、

$$\frac{C_t}{C_0} = (\beta R)^{t-\alpha} \left(\frac{g(Z_t)}{g(Z_0)} \right) \quad \dots (4)$$

$$\sum \frac{C_t}{R^t} = (Y + X) \quad \dots (5)$$

ただし、

$$Y = \sum \frac{Y_t}{(1+R)^t} \quad X = \sum \frac{X_t}{(1+R)^t} \quad \dots (6)$$

と書くことができる。ここで、動学的な予算制約式 (5) に、一階条件 (4) を代入することで、初期時点での消費を解くことができる。

$$\sum \frac{C_t}{R^t} = \left\{ \sum \beta^{t-\alpha} R^{\alpha t} \left(\frac{g(Z_t)}{g(Z_0)} \right) \right\} C_0 \equiv A(\beta, R, Z_0, \dots, Z_T; t) C_0 = (Y + X) \quad \dots (7)$$

これを、再び一階条件 (4) に代入することで、各時点の消費は次のように決まる。

$$C_t = (\beta R)^{t-\alpha} \left(\frac{g(Z_t)}{g(Z_0)} \right) \left\{ \frac{(Y + X)}{A} \right\} \equiv A(\beta, R, Z_0, \dots, Z_T; t) \cdot g(Z_t) \cdot (Y + X) \quad \dots (8)$$

この (8) 式からも明らかのように、消費を決定しているのは基本的に生涯所得であり、児童手当についても、各時点での支給額ではなく、期待支給総額の割引現在価値のみが消費の決定に影響を与える。総額が一定であれば、子供が何歳の時にいくら支給するかは消費に影響を与えない。2000年の法改正のように支給要件を3歳未満から小学校入学前に延長すれば消費の引き上げ効果は倍増するし、2006年改正のように支給額を倍増しても、それが3歳未満に限定されている限りは消費の刺激効果は小さい。ライフサイクル仮説に基づいて考えれば、消費の決定には、児童手当の月額よりも、支給要件となる年

年齢制限も考慮した支給総額こそが重要となる。

ここで、主観的割引ファクターの逆数とグロスの利率が等しければ (8) 式の右辺第 1 項の A は定数となり、等価尺度が一定 (g が一定) であれば、消費は生涯所得 (第 3 項) の定数倍になり一定となる。このことからライフサイクル仮説は消費の平準化仮説とも呼ばれる。この $g(Z)$ が時点を通じて一定であるケースでは、 $A(\beta, R, Z_0, \dots, Z_T; t)$ は生涯の期間 (T) と等しくなり、消費は生涯所得 (の割引現在価値) を生涯の期間で割ったものとなる。すなわち、非常に単純化された状況では、児童手当は支給総額を人生の期間 T で割った分だけ各期の消費を増加させるのである。

例えば、2000 年の法改正時の制度のように月 5 千円の支給が小学校入学前まで支給されれば、支給総額は最大 42 万円になる。これを世帯主が 50 年間で消費するとすれば $42 \text{ 万円} / 50 \text{ 年} = 8400 \text{ 円}$ であり、児童手当が支給されない世帯と比べると月々の消費を 700 円押し上げることになる。

児童手当が消費に与える影響が小さく大部分が貯蓄されるとすれば、児童手当は家計資産に影響を与えることになる。上の最大化問題 (1) 式の予算制約式に各期の最適消費である (8) 式を代入し、資産 (W) の蓄積経路は過去の貯蓄 (S) の和として次のように書ける。

$$W_t = \sum R^{t-k} S_k \quad \text{ただし、} \quad S_t = Y_t + X_t - A(\beta, R, Z_0, \dots, Z_T; t) \cdot g(Z_t) \cdot (Y + X) \quad \dots (9)$$

上で示した主観的割引ファクターの逆数とグロスの利率が等しく等価尺度に変動がないという単純化されたケースで、児童手当が家計資産に与える影響を ΔW とすると、

$$\Delta W_t = \sum R^{t-k} \left(X_t - \frac{\bar{X}}{T} \right) = R^t \left\{ \sum \left(\frac{X_k}{R^k} \right) - \left(\frac{\sum R^{-k}}{T} \right) \bar{X} \right\} = R^t \left\{ 1 - \left(\frac{\sum R^{-k}/T}{\bar{X}(t)/\bar{X}} \right) \right\} \bar{X}(t) \quad \dots (10)$$

と書ける。ただし、 \bar{X} は各時点での累積の支給額である。このとき、グロスの利率が十分に 1 に近づけば、右辺第 2 項のうち分子の $\sum R^{-k}/T$ の部分は t/T と近似できる。また、子供が一人であり、児童手当が年齢によって支給額が変わらなければ、各時点での累積の支給額と期待支給総額との比率は、支給要件の上限年齢を M として、子供が M 歳に達するまでは、 t/M と書ける。分母・分子の t がキャンセルされ、第 2 項は $(T-M)/T$ と近似することができる。一方で、子供が M 歳に達すると分母は 1 となり、第 2 項は $(T-t)/T$ となり年齢とともに低下していく。

すなわち、

$$\Delta W_t \cong \begin{cases} R^t \left(\frac{M}{T} \right) \bar{X}(t) & t \leq M \\ R^t \left(\frac{t}{T} \right) \bar{X}(t) & t > M \end{cases} \quad \dots (11)$$

である。この (11) 式より、子供が児童手当の年齢制限の上限に達していない世帯に限れば、累積の児童手当支給額の一定割合が蓄積されていることになる。児童の支給要件は緩和されてきたとはいえ、上限年齢 M は、人生全体の長さ T と比べると短く、 $(T-M)/T$ は 1 に近い値をとると考えられる。例えば、 T が 50 年で、 M が 7 年(未就学児が支給要件のケース)では、0.86 となる。逆に、児童手当の累積支給額の異なる世帯を比較して、累積支給額の差に近い資産の差があれば、児童手当の大部分が貯蓄されてきたと考えられる。

結局、ライフサイクル仮説に従って消費を決定しているのであれば、児童手当消費を刺激する効果は小さい。特に、消費に影響を与えるのは期待支給総額であり、各時点での支給額には影響を受けない。所得の増加にもかかわらず消費が増加しないことは、その裏側として貯蓄の増加をもたらす。すなわち、児童手当によって家計資産が増加することが予想されるのである。

3.2 児童手当の効果の識別と計量モデル

児童手当が消費に与える影響を見るために、児童手当の受給総額が異なる世帯の消費を比較し、消費水準が異なるかを検証する。理論モデルでは、各家計の時点 t の消費は (8) 式で決定していた。ライフサイクル仮説の妥当性を検証する先行研究では (8) 式の対数を線形近似しての差分をとった「オイラー方程式」が推定されてきた。¹¹ 特に、オイラー方程式の説明変数に「予期された所得の変動」を加え、消費が所得の変動に反応するかを検証することでライフサイクル仮説の成立をテストする「過剰反応(excessive sensitivity)テスト」が中心的である(例えば、Paxson 1993; Johnson, Parker, and Souleles 2006, 2011; Stephens and Unayama 2011)。しかし、ここでの目的は、児童手当が消費の「水準」を引上げるかを検証することであり、消費の変化を観察するオイラー方程式では適切な検証は不可能である。

一方で、消費の変化ではなく、消費水準を被説明変数にすることは、実証的にはより多くの情報を必要とする。オイラー方程式では、差分をとることで (8) 式の第 1 項と第 3 項の部分はキャンセルすることができ、消費の変化が選好の変動(第 2 項の変化)だけで表すことができる。つまり、選好要因 Z の中でも世帯に固有で時点を通じて変化する部分(例えば、月次ダミーや世帯人員の変化)だけをコントロールすれば理論と整合的な検証が可能である。それに対し、消費の「水準」のまま (8) 式を推計するためには生涯所得そのものが必要であるが、一般に観察不能である。そこで、生涯所得の決定要因を H として、生涯所得の代理変数を構築し代替する。すなわち、

$$C_t = A(\beta, R, Z_0, \dots, Z_T; t) \cdot g(Z_t) \cdot \{Y(H) + X\} \dots (12)$$

が推計される。この (12) 式を構造的に推計するためには、関数 g および Y を特定化し、選好の変動要因 Z と生涯所得の決定要因 H の影響を識別する必要がある。しかし、ここでの目的のためには、 g と Y

¹¹ ライフサイクル仮説の検証については、Browning and Crossley (2001), Browning and Lusardi (1996), Jappelli and Pistaferri (2010), Attanasio and Weber (2010)が包括的なサーベイである。

の識別は必要ないため、 Z と H についての誘導型で推計する。さらに、 Z 、 H 、 X に関して一次近似をして線形化し、

$$C_t = \alpha + Z_t \gamma + \beta X_t + \varepsilon_t \quad \dots (13)$$

を推計する。ただし、 Z_t は Z と H の和集合である。この β が基準となる属性のもとでの $A \cdot g$ であり、メインの係数である。また、 ε_t は、 H で説明できない生涯所得及び近似誤差の合成物である。具体的に、 Z_t として、ここでは年度ダミー、月次ダミー、18歳以上の世帯員数、世帯主の年齢とその二乗、世帯主の生年、および各子供に関して k 人目の子供ダミー、当該子供の年齢とその二乗、就学する学校ダミーを考える。すなわち、

$$\begin{aligned} C_t = & \sum \text{year dummies} + \sum \text{month dummies} + \text{Male Head dummy} \\ & + \gamma_1 (\text{Num. Adults}) + \gamma_2 (\text{Age of HH}) + \gamma_3 (\text{Age of HH})^2 + \gamma_4 (\text{Birth Year of HH}) \\ & + \sum_k \{ \gamma_{0k} + \gamma_{1k} (\text{Age of kids}) + \gamma_{2k} (\text{Age of kids})^2 + \text{school dummies} \} + \beta X_t \end{aligned} \quad \dots (13)$$

が推計式である。これらの説明変数は、基本的に先決変数であり、親の出生行動と生涯所得の相関がないと仮定すれば説明変数と誤差項には相関はない。すなわち、この (13) 式は通常の OLS で推計可能である。また、以下で見るように被説明変数 C は、消費総額のみならず、その内訳についても見る。

3.3 データ

本稿での分析には、総務省統計局が調査・公表している「家計調査」の個票データを用いた。家計調査は「国民生活における家計収支の実態を把握し、国の経済政策・社会政策の立案のための基礎資料を提供することを目的¹²」とした統計であり、1946年から調査されている。ここでは、児童手当の効果を見るという目的から「二人以上の世帯」の結果を用いた。

家計調査は、毎月 9,000 世帯が家計簿を記入する方式で月々の収入・支出を調査している。調査世帯は、「ローテーションパネル」方式で毎月その一部が交代しており、各世帯の調査期間は 6 ヶ月である。調査開始時に、世帯や住居に関する基本的な情報と、各世帯員の年齢・性別・就学就業の状況が調査される。毎月の調査項目としては、勤労者及び無職者世帯は収入と支出が、個人営業世帯などの勤労者以外の世帯(無職世帯を除く)は支出のみが調査されている。また、収入・支出に加え、2002年に貯蓄動向調査が統合され、貯蓄・負債も全調査世帯が調査されるようになった。

ここでのサンプル期間は、1987年の4月から2010年3月までである。1986年以前は、各世帯員の

¹² 『家計調査年報(各年版)』家計調査の概要「1. 調査の目的」

世帯主との関係が調査されていなかったため利用しなかった。また、2010年4月からは「子ども手当」に移行しているため分析の対象外とした。また、「年度」ごとの対称性を保つため、1987年は1月からではなく4月からとした。この24年間(288ヶ月)の間のパネルサンプル数は2,186,155で、各世帯は平均的5.54ヶ月調査されていた。¹³ここでは、同一世帯の異なる時点での消費の変化は分析しないので、世帯ごとの異なる月の調査を平均し各世帯1サンプルとなるように集計し、390,837世帯のクロスセクションデータとした。

この全世帯のうち、以下の基準で使用するサンプルを選択した。まず、世帯の情報と消費のデータが一致するように、調査期間中に世帯主および世帯主の子供に異動(世帯主の交代や子供が家を出たなどのケース)があった世帯は除外した(以下、除外した世帯数をカッコ内に示した:31,325世帯)。次に、児童手当の受給状況が分かるためには子供に関する情報が必要であることから、18歳未満の世帯員のいない世帯は除外した(208,175世帯)。さらに、「世帯主の第1子(家計調査で報告されている「世帯主の子」のうち年齢の最も高い者)」の年齢が15歳までの世帯に限定した(39,988世帯)。長子の年齢を15歳以下に限定したのは、家計調査で同居の家族のみが報告されることに対応するためである。子供が大学進学や就職のため独立すると、その存在を知ることはできないため、実際の子供の数と家計調査で調査される子供の数とずれの可能性がある。多くの世帯で子供の年齢差は3年以下であり同居の長子を15歳以下に限定すると、18歳以上の兄弟姉妹が存在する可能性を大幅に引き下げることができる。逆に「世帯主の子」以外の18歳未満の世帯員がいる世帯も、それらの世帯員の「監護の状況」が分からないため除外した(58世帯)。

潜在的には、残された111,291世帯はすべて分析対象とできるが、クロスセクション比較をするためには例外的な世帯、および誤記入と考えられる世帯を除外しておくことが有効である。そこで、世帯主の配偶者が18歳未満(3世帯)、18歳以上の世帯員が5人以上(324世帯)、18歳未満の世帯主の子が6人以上の世帯(30世帯)、年齢と就学の状況が整合的でない(6歳未満で小学生や、15歳未満で高校生など)子供のいる世帯(21世帯)、世帯主と長子の年齢差から計算される第1子誕生時の世帯主の年齢が18歳未満および60歳を超えている世帯(114世帯)、を除外した。最終的に残された110,799世帯が、以下の分析の基本となるサンプルである。

上のモデルで述べたように、各家計の消費に影響を与えるのは児童手当の「期待受取総額」である。ここでは、家計調査で報告された子供の人数と年齢と、各時点での制度から受取額を推計した。ただし、将来の手当の額について各世帯がどのような期待を持っていたかは明らかでないため、ここではいくつかの仮定に基づき、期待受取総額を推計した。

まず、ベースラインとなるのが、家計は各時点での制度が恒久的に適用されると期待していたケースである。これは、将来支給要件に制度変更があったとしても、自分の子供には適用されないと予想していたことを意味しており、制度変更がまれな状況では妥当性の高い仮定である。また、制度変更によって受取額が大幅には変化しないと予想していた場合も、このケースに妥当する。2000年以前の改正では、支給要件に変更があったとはいえ支給総額はほぼ横ばいであったことを考えると、各家計の期待はこのケースに近いと考えられる。

次に、期待受取総額として、その時点までの累積受取額を用いるケースも考えた。これは、児童手当

¹³ 家計調査をパネルデータとして利用する場合の手続きについては宇南山(2011)を参照。

制度が各時点で即時に廃止されると期待しているケースに相当する。実際、1985年改正の際に、第3子の支給要件が15歳から5歳まで短縮されたことを考慮すると、非現実的とは言えない。実際、北(2002a)によれば、制度発足初期の1970年代以降、財政制度審議会・大蔵省(当時)で廃止も含めた見直しを検討されてきている。1980年代以降は国債残高の累増が認識されており、財政再建のために児童手当が縮小される可能性は十分にあった。ただし、累積受取額を期待受取総額とみなすことは、受取年齢を超えた子供を持つ世帯にとっては「制度変更がない場合の受取総額」と同じであり、受給年齢が3歳未満であった2000年以前では多くの世帯で2つのケースは一致している。

最後に、もう一つの代替的なケースとして、各家計が完全に将来の制度変更を予測していたケースを考える。言い換えれば、期待受取総額が事後的な受取額に等しいケースである。2000年以降に数年間隔で急激に児童手当が充実してきたことから、家計が将来の制度変更を予想していた可能性を否定できない。もちろん制度変更の詳細を完全に予想できたとは考えられないが、一つの極端なケースとして尺度を作成した。この指標を作成するには今後の「子ども手当」の動向を想定しなければならないが、ここでは月額1万3千円の水準が維持されると想定して計算した。

基本サンプルおよび18歳未満の世帯員のいない世帯の記述統計量を表1に示している。ここでのサンプルである世帯主の子供が18歳未満である世帯の世帯主の年齢は39.7歳であり、18歳未満の世帯員のいない世帯が60.6歳であるのに比べ相対的に若年層である。世帯には、平均して1.9人の子供がおり、そのうち0.7人が現に児童手当の支給対象となっている。児童手当の期待受取額(制度変更なし)は約491万円であり、多くの時期で支給月額が5千円であることから、制度変更がなければ平均として子供一人につき4年、のべ8年程度の支給を受ける(もしくは受けた)ことになる。

また、子供のいない世帯に比べると、食料や被服・履物の支出が多く、必需品のシェアが高い子供のいない世帯は教育費の支出が実質的にゼロであり、子育て世帯は子供のために多くの支出をしている。さらに、金融資産の残高が大きく異なる。これは、子供のいない世帯の多くが、すでに子育てを終えた「引退世代」であり、退職金を受け取った世帯であることを示唆している。

4. 児童手当の消費に与える影響

4.1 標準的なライフサイクル仮説に基づく児童手当の影響

まず、ライフサイクル仮説に基づく評価の基本である、児童手当の期待受取総額が消費に与える影響を見る。すなわち、上の(13)式の被説明変数を「消費支出」として、前節で述べたデータを用いて回帰をした。ここで児童手当の期待受取総額は、各時点の消費の決定に対し外生的な「子供の生年」を用いて推計するため、OLSで推計が可能である。

ただし、児童手当は多くの制度変更を伴っており、受取総額について家計がどのような期待を持っていたかは必ずしも自明ではないため、上で構築した代替的な「期待受取総額」の指標を用いて頑健性を確認した。また、消費に関する推計では、サンプル世帯は第1子が4歳以上の世帯に限定した。これは、将来新たな子供を持つ可能性を下げるためである。将来、ライフサイクル仮説に基づけば、追加的な子供を持つ予定の世帯の消費は、他の状況を一定としても低いはずであり、追加的な子供の可能性を考慮する必要がある。

期待受取総額に対する3つの指標を説明変数として、(13)式に基づき消費支出に対する影響を推計した結果が表2である。推計結果(1)から(3)がそれぞれ3つの代替的な「期待受取総額」の指標を用いた結果に対応する。また、サンプルを勤労世帯に限定し、3つの指標で推計した結果も(4)から(6)として示した。期待受取総額の係数は、どの指標を用いても0.005から0.035であり、期待受取額の1%から3%程度に過ぎない。しかも、制度が一定であると予想するケースである(1)以外では統計的に有意ではなく、消費を増加させる効果はほとんどないことが分かる。¹⁴

この水準は、前節のモデルで示した単純化したケースで考えれば、児童手当を30年以上に分割して消費することになる。ここで、児童手当の将来の受取額を「資産」とみなせば、資産保有残高が多いほど消費が高くなるという消費の「資産効果」と比較できる。Lettau and Ludvigson (2004)は、資産保有効果は5%程度とされてきたが、より正確に推定すればそれより大幅に小さいと述べており、ここでの結果と極めて整合的である。

金額で示せば、ここでのサンプルの期待受取総額の平均が51.6万円であることから、年間の消費を2千円から1万5千円程度増加させる水準である。例えば2人の子供がいて月額5千円の支給を受けているケースでは年額の受給額は12万円であり、一見すると支給額の12.5%程度が消費されたように見える。しかし、繰り返しになるが、消費は期待受取総額にだけ反応するため、消費性向が12.5%であることは意味しない。例えば、単年度の支給額の引き上げをしたとしても、同額の支給総額の増加をもたらすだけであり、その引き上げに対する限界消費性向は高々3%である。

児童手当が消費をほとんど増加させないとすれば、家計資産として蓄積されるはずである。理論モデルによれば、(11)式の通り、近似的には各時点の累積受取額と比例的な資産が蓄積されることになる。ここでは、推計式(13)の被説明変数を家計の金融資産として、累積受取額の関係を見る。家計調査には、2002年から旧貯蓄動向調査を吸収することで「貯蓄・負債編」が創設されている。家計調査の全調査世帯について3ヶ月目に貯蓄・負債等の資産の状況について調査するもので、金融資産の残高およびその構成について知ることができる。

表3は、金融資産残高を被説明変数にして、消費と同じ説明変数に回帰した結果を示している。資産のデータが2002年以降しか利用できないことと、資産は消費に比べ世帯による非対称性が大きいことから、より多くのデータを利用するために消費の推計とは異なり、第1子の年齢が4歳以上とするサンプルの制限は外した。表3の推計結果(1)によれば、金融資産残高を児童手当の累積受取額に回帰した係数の推計値は0.689である。この結果が、家計のクロスセクションデータに基づくことから、児童手当をより多く受け取った世帯の金融資産は、その累積受取額の差の69%に相当する分だけ多いことを意味する。ただし、この結果は係数がゼロであるという帰無仮説を棄却できていない。

一つの理由として、ここでの説明変数が児童手当以外の要因による資産違いを正確に説明できていない可能性がある。各時点での家計資産のクロスセクションの違いを説明するには、ライフサイクル仮説が成立していたとして、生涯所得を説明するだけでは不十分である。上の(9)式でも見たように、資産の蓄積経路は、平準化された消費水準と各時点の一時的な変動も含む各時点の所得の差である「貯蓄」

¹⁴ ライフサイクル仮説によれば、(8)式の両辺の対数を取り、対数消費を期待受取総額の対数で回帰した係数は1となるはずである。先行研究で、この係数が1より大幅に小さいことが指摘されており、*excess smoothness* と呼ばれている(例えば、Deaton 1992; Luengo-Prado and Sørensen 2004 を参照)。ただし、ここでは消費・受取総額のレベルで回帰しており、係数は理論的にも1にはならない。

に依存するため、所得の年齢プロファイルの影響も受ける。日本においては長期のパネルデータが存在しないため、真の年齢プロファイルについては明らかではないが、少なくとも自営業者と勤労者世帯では大きく異なるプロファイルになっていると考えられる。すなわち、生涯所得が同じ世帯であっても、自営業者と勤労者世帯では各年齢での所得水準が異なり、蓄積される資産にも大きな違いが生まれると想定できる。そこで、年齢プロファイルの違いをコントロールするために、勤労者世帯にサンプルを限定したものが推計結果 (2) である。推計された係数は、0.885 であり累積受取額の 89% に相当する資産が蓄積されていたことを示す。この結果は、相対的には類似した年齢プロファイルを持つ世帯に限定したことで 5% の水準で有意な結果となっており、児童手当が家計資産を増加させる効果があることが示されている。水準としても、1 年あたり受取総額の 1 から 3% が消費されるという上の結果と整合的であり、児童手当の大部分が貯蓄されたことを示している。

残りの推計結果 (3) から (6) は、結果の頑健性をチェックしたものであり、住宅ローン等の借入金を差し引いた「純金融資産」を被説明変数としたもの、消費支出と同じ世帯主の第 1 子が 4 歳から 15 歳の世帯に限定したもの、およびそれぞれをさらに勤労者世帯に限定したものの結果である。これらの結果は、総じて児童手当の大部分が貯蓄されたことを示す結果となっている。

4.2 児童手当のラベリング効果

ライフサイクル仮説の示唆する通り、児童手当は消費を増加させる効果は小さかった。しかし、これによって児童手当が消費に全く影響を与えなかったとは言えない。財ごとの変化に非対称性があるケース、世帯ごとの児童手当に対する反応に非対称性があるケースがあれば、全体の平均だけを分析しては正しい評価とならない。そこで、まずこの節では、財ごとの支出に与える影響を見る。

先行研究では、児童手当には「ラベリング効果」が存在することが指摘されており、消費の総額に変化がなくとも消費行動が変化している可能性がある。ラベリング効果とは、政府が「児童手当」というラベルを付けて現金を支給することで、それが「法の趣旨に従って」子供向けの財などに使われるという効果である。ラベルが付いたとしても、現金である以上、経済学の想定する「合理的な」家計には何ら影響を与えない。しかし、子育て支援による現金給付でこうした効果が存在することが指摘されている。例えば、Lundberg, Pollal and Wales (1997) では、イギリスで児童手当を「妻に」支給したところ、夫の被服に対する支出が減少し、子供と妻の被服に対する支出が増加したことが報告されている。¹⁵ 理論的にも、所得の源泉によって支出パターンが変化する可能性が指摘されている。その一つが、家計を個人の集合として分析する Collective モデルであり、世帯は必ずしも同一の効用関数を最大化するような存在ではなく、家計内での交渉力によって最終的な消費の使途も変化することが指摘している。¹⁶ こうしたラベリング効果が存在するかを確認する必要がある。

そこで、表 4 のパネル A では消費の 10 大費目別に、児童手当の受取が消費の内訳に影響を与えたかを検討した。消費の 10 大費目別でみると、児童手当の影響は家具・家事用品、被服・履物、その他の

¹⁵ 一方で、Edmonds (2002) は、スロベニアでは、アルコール・タバコ・被服に対する支出を分析し、ラベリング効果がないと結論付けている。

¹⁶ Collective モデルについては、日本語のサーベイとして、ホリオカ・家計経済研究所編(2008)、宇南山・小田原(2009)を参照。

消費支出を増加させ、保健医療・教育・教養娯楽を減少させている。これは、表 1 で見た、平均的な支出シェアとは大きく異なっており、追加的な所得である児童手当の使途が他の所得と異なるというラベリング効果の存在を示唆するものである。パネル B では、10 大費目とは別の財のカテゴリーで見たものである。こちらでも、ラベリング効果が存在する可能性はある。

ただし、ここで確認できるラベリング効果のインパクトは経済的に見れば大きくない。さらに、大人財(酒類+大人用被服+たばこ)が増加する一方で、子供財(教育費+子供用被服)に対する支出は減少しており、法の趣旨からすれば正当性のある「ラベリング効果」ではない。

次に、金融資産残高のポートフォリオに影響があるかを見るために、その内訳について推計したものが表 5 のパネル A である。児童手当を貯蓄した場合の、資産の保有形態がその他の所得の源泉と異なるとすれば、将来の支出にラベリング効果がある可能性がある。そこで、限界的な資産の増加分(児童手当の累積受取額の 89%)に占めるシェアを「限界的ポートフォリオ」として、全資産のポートフォリオと比較したのがパネル B である。ただし、この推計のサンプルは、表 3 の推計結果 (2) と同じ世帯主の第 1 子が 15 歳までの勤労者世帯である。

もっとも顕著な違いがあるのは社内預金であり、平均的には金融資産の 6.6%を占めるに過ぎないが、限界的には 22%が蓄積されていた。一方で、ほぼ同じ割合の定期性預貯金が減少しており、企業内に留保されていることが分かる。これは、企業が児童手当の財源の一部を拠出していることと関係がある可能性はあるが、ここではこれ以上の情報は得られなかった。また、平均的には 30%程度が運用されている生命保険等が 23%にとどまり、逆に有価証券が平均的には 5%であるのに対し 14.4%とより多く蓄積されている。このように、同じサンプルの平均的なポートフォリオと比較すると、いくつかの違いはあるが、これはラベリング効果と解釈可能であるかは不明である。

ラベリング効果の可能性を考慮して児童手当の効果を分析したが、総じてその効果は小さいものであった。言い換えれば、児童手当は、他の所得の源泉とプールされて支出されており、消費総額にも消費の内訳にも与える影響は小さいと考えられる。

4.3 借入制約と所得制限

ここまで、ライフサイクル仮説のフレームワークに基づき、児童手当が「平均的な」家計の消費に与える影響が小さいことを示した。しかし、家計間には非対称性があり、標準的なライフサイクル仮説が妥当しない家計が存在することが知られている。具体的には借入制約に直面する家計では、消費が平準化されていないことは、実証研究の蓄積がある(例えば、Zeldes 1989; Jappelli, Pischke, and Souleles 1998)。将来の所得が大きく伸びることが予想される場合、現在の所得に比べ「生涯所得に応じた消費」の水準が高くなり、資産水準が低い場合には一時的に借入をする必要がある。しかし、現実には将来の所得が不確実である場合には、借入ができないケースが発生する。こうした、借入が制約されるために、最適な消費以下しか消費できない状態を借入制約と呼ぶ。

利率と主観的割引率が等しく、等価尺度が一定であるケースでの借入制約のイメージを示したものが図 3 である。借入制約がなければ、生涯所得を人生の長さで割った水準 C で一定とするのが、最適な消費の流形である。しかし、所得が十分に伸びることが予想される場合、赤線で示した各時点での消費水準が最適な消費水準を下回り借入が必要となる。この時、資産が負になること(債務超過になるこ

と)ができなければ、最適消費は実現できず現在の所得をすべて消費することがセカンドベストとなる。

この借入制約状態にある家計は、追加的な所得を得た場合に、それを消費することで消費を平準化された最適水準に近づけることができ、経済厚生を高めることができる。このことから、もし子育て世帯の多くが借入制約に直面しているのであれば、児童手当を支給することで消費を増加させることができ、しかも経済厚生を高めることができる。すなわち、児童手当が消費に与える影響は、生涯所得の増加を通じた効果のみならず、借入制約を緩和する効果によっても消費を増加させる可能性がある。

そこで、期待受取総額（制度変更なし）に加え、各時点で現に児童手当を受けている世帯に関してその受取額を説明変数に加えて、消費支出を被説明変数とする (13)式を推計した。表 1 によれば、第 1 子が 4 歳から 15 歳までのサンプル世帯には、18 歳未満の子供が平均 2.06 人いるが、現に児童手当の支給要件を満たす子供は 0.65 である。この支給要件を満たす子供がいる世帯の消費行動を、現在は支給要件を満たさない子供がいる世帯と比較することで、児童手当の毎回の支給が消費を増加させるかを見るのである。ただし、児童手当は年 3 回 $2 \cdot 6 \cdot 10$ 月に支給されることを考慮して「毎月の受取額」を計算した。¹⁷

期待受取総額が消費に与える影響を見た「世帯主の第 1 子の年齢が 4 歳から 15 歳の世帯」全体で推計したものが、表 6 の推計結果 (1) である。期待受取総額の係数は 0.023 と毎月の受取額を入れる前とほぼ同じ水準であるのに対し、毎月の受取額の係数は 0.171 となっている。これは、平均的には毎月の児童手当の支給の約 17%が消費されていることを意味しているが、統計的には有意な水準ではない。これは、いわゆる **Excess Sensitivity** のテストであり、同時点での支給額が消費を増加させないということは、標準的なライフサイクル仮説が棄却されないことを意味する。逆に、児童手当を受け取っている世帯が全体として借入制約に直面しているという仮説は支持されない。

そこで、より限定的に借入制約の効果を見る。先行研究では、借入制約に直面していることをとらえる指標として手持ちの資産や資産と所得の比率を用いることが多い。¹⁸ ここでは、まず、金融資産に関する情報が 2002 年以降のみ利用可能であることから、全サンプルについて年間収入を基準として借入制約の基準とする。¹⁹ 毎月の受取額の変数を、年間収入が各年ごとの第 1 四分位に入る世帯とそれ以外の世帯に分けて推計し、相対的な低所得者を「借入制約世帯」とみなす。ただし、季節性等は借入制約世帯と非借入制約世帯で同一であると仮定し、プールして推計をした。この借入制約世帯の定義に従った推計結果が、表 4 の推計結果 (2) である。借入制約のある世帯については、毎月の受取額の係数は 1.124 であり、統計的にも有意である。これは、受取額を全額消費していることを示しており、ここでの年間収入が第 1 四分位の世帯は借入制約に直面している可能性を示唆している。

ただし、ここでの毎月の受取額は、子供の人数・年齢と各時点の支給要件から計算されており、所得制限については考慮されていない。そこで推計結果 (3) および (4) では、所得制限によって支給を受けていないと考えられる世帯を除外するために、年間収入が上位 20%に該当する世帯を除外した。こ

¹⁷ 家計調査において児童手当は「その他社会保障給付」として記録されているが、過去および将来における受取も含めた期待受取総額は調査されていない。また、支給率から 80%前後の世帯が児童手当を受給していると考えられるにもかかわらず、児童手当の受取を記録している世帯は 25%程度に過ぎない。その意味でも、各時点での受取額についても、推計された額を尺度として用いる方が望ましいと考えられる。

¹⁸ 詳しくは、脚注 7 で示したライフサイクル仮説に関するサーベイを参照のこと。

¹⁹ Johnson, Parker, and Souleles (2006, 2011) でも借入制約の基準として、所得を用いている。

これは、2000年以降の支給率が80%程度であることを反映している。所得制限にかかると考えられる世帯を除外することで、係数は全体で0.623、勤労世帯では0.675となり1%の水準で有意となった。しかも、借入制約に直面していない世帯では児童手当の影響はないという帰無仮説は棄却されない。すなわち、借入制約に直面する世帯でのみ、毎月の受取額によって統計的にも経済的にも明確に消費が増加しているのだ。

さらに、金融資産の情報が利用可能となる2002年以降について、借入制約に直面する世帯を金融資産に基づいて定義する。表7の推計結果(1)および(3)は、上の「年間収入による借入制約世帯の定義」が2002年にも妥当することを確認したものであり、表6の結果と整合的な結果を得ている。推計結果(2)および(4)は、借入制約世帯を識別するのに金融資産残高が第1四分位に含まれる世帯を「借入制約に直面する世帯」として推計をしたものであり、年間収入による定義と類似の結果を得ている。すなわち、借入制約世帯では毎月の受取額の大部分が消費され、非借入制約世帯の消費は変化していない。

年間収入・金融資産残高どちらで定義をしても、借入制約世帯のみ毎月の受取額に消費が反応するという結果が得られたが、その2つの定義に該当する世帯は必ずしもオーバーラップしていない。そこで、どちらがより適切な借入制約の尺度であるかを検討する。どちらの変数にしても、定義により借入制約世帯の割合は25%であるが、2つの定義が完全に独立であるとすれば $25\% \times 25\% = 6.25\%$ が両方に該当することになり、完全に同一であれば25%になる。実際にデータを見ると、資産残高が少ないことと所得が低いことの相関は低く両方に該当する世帯は10.3%である。そこで、年間収入と金融資産残高の第1四分位に該当するかどうかで世帯を4つに分類し、毎月の受取額をそれぞれ推計した結果が推計結果(5)である。係数が統計的に有意になるのは、該当した「年間収入・金融資産残高の両者が第1四分位に該当する世帯」だけである。それ以外の世帯の毎月の受取額の変数を除外して推計した結果(6)および(7)を見ても、結果はほとんど変化せず消費性向は70~80%である。この「年間収入・金融資産残高の両者が第1四分位に該当する世帯」のみを借入制約世帯に該当するとみなせば、10.3%の世帯が借入制約に直面していることになる。この水準は、Kohara and Horioka (2006)で、日本の若年既婚世帯の8%から15%が借入制約に直面しているとする結果と極めて整合的である。

表8では、毎月の児童手当の受取によって増加した消費がどのような項目に支出されたかをみたものである。パネルAでは、消費の10大費目別に支出見たものである。受取額の約70%が消費されたが、「その他の消費支出」に23%、「食料」に16%、「教養娯楽」に14%、「教育」に10%が支出されていた。さらに、パネルBでは、より詳細な分類もしくは異なる財の分類でみたものである。消費の増加の大部分は非耐久財に支出されており、教育費の支出の増加はほぼ全額が「補習学習」に使われており、「教養娯楽」の増加は旅行関係の支出で説明できる。こうした項目は、児童手当の趣旨である「次代の社会をなう児童の健全な育成及び資質の向上に資すること(児童手当法第1条)」や子ども手当の趣旨である「子どもの健やかな育ちを支援する(子ども手当法第1条)」ことに照らしておおむね妥当と考えられる。

ただし、この効果は必ずしも「ラベリング効果」を示すものではない。借入制約に直面している世帯は、児童手当を受け取ることで消費水準そのものを引き上げており、ここでの内訳ごとの影響の違いは所得効果である可能性は否定できない。所得効果とラベリング効果の識別については、今後の課題としたい。

結局、10%程度の借入制約に直面する世帯にとっては、児童手当が経済厚生を引き上げる効果があった。しかも、それらの世帯はおおむね法の趣旨に適合した支出をしていたといえる。ただし、借入制約に直面する世帯とは「年間収入・金融資産残高の両者が第1四分位に該当する世帯」であり、年間収入だけでは識別できないことにも注意が必要である。

5. まとめと政策インプリケーション

本稿では、児童手当の家計に与えた影響のうち、消費に対する効果を分析した。児童手当を家計の追加的な所得とみなせば、その影響は標準的な消費の決定理論であるライフサイクル仮説で分析できる。ライフサイクル仮説に従えば、一時的な現金支給政策は、大部分が貯蓄に回され、消費に与える影響が小さいことが予測される。特に、一時点の給付の水準は消費に影響を与えず、支給総額だけが影響を与える。また、消費されないということは貯蓄が増加することを意味しており、受取世帯の家計資産はより多く蓄積されていることが予測される。

こうした理論的な予測を、ここでは家計調査の個票を用いて実証的に検証した。その結果、現実の家計の消費行動は、おおむね理論の予測と整合的であった。児童手当の期待支給総額は、毎年1から3%程度だけが消費されていた。これは、平均的な期待支給総額が50万円程度であることから、年間消費が1万5千円程度、消費総額との比率では0.4%引き上げる程度の効果にすぎない。また、消費の裏側として累積受取額の70%程度の金額が金融資産として蓄積されていた。

また、先行研究で指摘されていたラベリング効果についても検証をした。児童手当が「児童の健全な育成及び資質の向上」のためというラベル付けがされて支給されており、消費の内訳が変化する可能性はある。実際に、ここでの検証の結果、児童手当の支出の内訳は、平均的な支出シェアとは異なりラベリング効果の存在する可能性は示唆していた。しかし、その水準は経済学的には小さいものであった。

児童手当は、平均的な世帯の消費にはほとんど影響を与えなかったが、借入制約に直面する世帯にとって追加的な所得として重要な役割を果たした。ここでは、年間収入・金融資産残高がともに第1四分位に入るような世帯を借入制約に直面する世帯とみなした。理論的に、借入制約に直面する世帯は、追加的な所得がたとえ一時的であっても、大部分を消費することが予想される。実際に、ここでの結果を見ると、児童手当の70~80%程度が消費に回されており、理論と整合的であった。しかも、その用途は補習学習、旅行や食費などであり、おおむね児童手当の趣旨に即していた。つまり、借入制約に直面する世帯にいる子供の支援をする政策として、児童手当は一定の成果があったといえる。

これらの結果から、児童手当を総合的に評価する。まず、ここで示されたのは、平均的な世帯にとって、児童手当は生涯所得の一部を形成するだけで、他の所得とプールされて支出されるということである。これは、児童手当とは一義的には「子育て世帯への所得再分配政策」として評価されるべきことを示している。²⁰ しかし、所得再分配としてみれば、その役割は限定的である。独立行政法人労働政策研究・研修機構によれば、大卒・大学院卒の男性標準労働者の生涯所得は3億円である。²¹ それに対し、ここでのサンプルの事後的な児童手当の受取総額は75.6万円であり、生涯所得に占める割合は0.3%

²⁰ 山下 (2007)は、児童税額控除と児童手当の関係について分析している。

²¹ 独立行政法人労働政策研究・研修機構「ユースフル労働統計 2010 労働統計加工指標集」

に過ぎない。子ども手当であれば子供 2 人で約 500 万円の支給を受けられるが、それでも約 2%に過ぎない。この程度の水準では、家計行動にはほとんど影響しないのは当然であろう。

潜在的には、児童手当の「ラベリング効果」によって政策の評価とすることは可能であった。伝統的な経済学のアプローチでは分析できないが、先行研究で、政府が所得にラベルを付けることで家計行動に影響を与える可能性が指摘されてきた。もし、ラベリング効果によって家計行動に影響を与えることができれば、個人の選択の自由を尊重しながらも個人の行動に影響を与えることが可能となり、政府の介入と自由意志を両立させるリバタリアン・パターナリズム政策として正当化ができたであろう。²² しかし、ここでの結果は、日本ではラベリング効果はほとんどなく、あったとしても「法の趣旨」に従ったものではないというものであった。すなわち、児童手当はラベリング効果によっては正当化できない。

こうした消費の側面だけでは、児童手当の正当な評価はできないという主張はありうる。理論的には、Groezen, Leers, and Meijdam (2003)は、老年世代への所得移転があると出生率が社会的に最適な状態よりも過少になることを理論的に示し、育児手当の導入が出生率を引き上げ社会的な厚生を引き上げるとしている。しかし、少子化の解決にはほとんど効果のないことはほぼ自明である。未来子供財団の推計によれば、各家庭が負担する「子育て費用」の総額は 2360 万円(2004 年時点)であり、月額 1 万 3 千円の子ども手当が恒久的に支給されたとしても、約 10%しかカバーすることができない。これでは、出生行動に与える影響も限定的であると予想できる。実際、塚原(1995)では、当時の児童手当の水準では出生確率を 2%程度しか引き上げないことを示しており、森田(2006)は、月額 1 万円の児童手当による子供数の増加効果を 0.03%と推定している。岩本(1998)によれば、「現行の児童手当の規模は、機会費用の補償にはほぼ遠いものであり、児童手当の中途半端な充実は、実効性のない、ばらまき政策に終わってしまう可能性が高い。一方、機会費用を完全に補償する手当の創設は、桁違いの財政負担を必要とする」としているが、ここでの結果は、この結論をサポートしたものとなっている。

結局、平均的な世帯に与える効果では、児童手当を何らかの意味で有効な政策であるとするのは困難である。一方で、ここでの結果は、借入制約に直面する世帯への支援と位置付けることで単なる所得再分配政策ではない効果があることを示唆している。借入制約に直面する世帯に追加的な所得を与えると、同時点の消費を引き上げることができる。ただし、借入制約に直面すると考えられた世帯は 18 歳未満の子供のいる世帯の 10%程度であり、支給率が 8 割を超えるような状況は効率的な政策ではなかった。特に、所得制限を撤廃した子ども手当は、その理由を正当化するのは困難であろう。

仮に、借入制約に直面する世帯にターゲットを絞ることにコンセンサスが得られるとすれば、そうした世帯を識別することが重要となる。支給を決定するために、現在は「所得水準」を基準としている。ここでの結果は、所得が低いことは借入制約に直面することの必要条件となっていたことを示しており、水準はともかく、「現時点での所得」を基準として支給世帯を制限することは一定の合理性がある。今後は、資産の情報についても活用して制限をかける可能性を検討すべきである。

また、借入制約世帯が主要な政策ターゲットであるならば、本人拠出による児童手当の実質的な社会保険化、すなわち児童手当の「児童年金化」は有効な政策と考えられる。これは、生涯所得に変動がなくとも、消費のタイミングが変更できるだけで厚生改善効果があるという性質に着目したものであり、政府の信用によって借入制約を解消する政策ともいえる。

²² リバタリアン・パターナリズムについては、例えば Sunstein and Thaler (2003)を参照。

最後に、補足になるが、「借入制約に直面する世帯」と「貧困世帯」の区別についても注意が必要である。借入制約に直面する世帯とは、将来の所得の伸びが予想されるにもかかわらず現在の資産水準が低いために最適な消費水準の取れない世帯であり、現在も将来も所得が低いことが予想される「貧困世帯」とは異なる概念である。理論的には、現金支給で消費を増加させるのは借入制約世帯であり、貧困世帯ではない。しかし、ここで用いた「低所得かつ低資産」の世帯は、貧困世帯である可能性があり、厳密には「借入制約世帯」が消費を増加させていたとは言えない。借入制約世帯と貧困世帯の識別は、学術的には重要な課題であるが、貧困世帯への支援が政治的には正当化できるのであれば、「低所得かつ低資産」に児童手当を支給することは正当な政策と言えるだろう。

<参考文献>

岩本康志(1998)「少子化対策として何が必要か」総合研究開発機構編『少子化・高齢化の経済効果と経済から人口動態への影響 (NIRA 研究報告書)』付論 総合研究開発機構刊

宇南山卓(2011)「家計調査のパネル化：世帯照合の方法」『国民経済雑誌』(近刊).

宇南山卓・小田原彩子 (2009)「新しい家族の経済学：Collective モデルとその応用」『国民経済雑誌』200 巻 4 号 55-68.

北明美 (2002a) 「日本の児童手当制度の展開と変質(上)」『大原社会問題研究所雑誌』No.524.

北明美 (2002b) 「日本の児童手当制度の展開と変質(中)」『大原社会問題研究所雑誌』No.526・527.

高山憲之・白石浩介 (2010) 「子ども手当の所得に与える影響のマイクロシミュレーション」ESRI Discussion Paper 245 (内閣府経済社会総合研究所).

塚原康博 (1995) 「育児支援政策が出生行動に与える効果について—実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析」 『日本経済研究』No.28.

チャールズ・ユウジ・ホリオカ・家計経済研究所編 (2008)『世帯内分配と世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房

森田陽子 (2006) 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会—2つの神話と1つの真実』第2章 日本評論社

両角良子 (2009) 「被服消費に着目した地域振興券のラベリング効果の検証：児童手当へのインプリケーション」『経済学研究(北海道大学)』 第58巻4号 101-115.

山下篤史 (2007) 「所得税による子育て支援—児童税額控除の課題」ESRI Discussion Paper Series No.190

Attanasio, Orazio P. and Guglielmo Weber (2010) "Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy," *Journal of Economic Literature*, vol. 48(3) 693-751.

Browning, Martin and Thomas F. Crossley (2001) "The Life-Cycle Model of Consumption and Saving," *Journal of Economic Perspectives*, 15(3):3-22.

Browning, Martin and Annamaria Lusardi (1996) "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, 34(4):1797-1855.

Deaton, Angus (1992) *Understanding Consumption* (New York: Oxford University Press).

Jappelli, Tullio, Jorn-Steffen Pischke, and Nicholas S. Souleles (1998) "Testing for Liquidity Constraints in Euler Equations With Complementary Data Sources," *Review of Economics and Statistics*, 90(1):251-62.

Edmonds, Eric (2002) "Reconsidering the Labeling Effect for Child Benefits: Evidence from a Transition Economy," *Economics Letters*, 76(3): 303-309.

Goroezen, Bas van, Theo Leers, and Lex Meijdam (2003) "Social Security and Endogenous Fertility: Pensions and Child Allowances as Siamese Twins," *Journal of Public Economics*, 87:

233-251.

Jappelli, Tullio and Luigi Pistaferri (2010) "The Consumption Response to Income Changes," *Annual Review of Economics*, 2, 479-506.

Paxson, Christina H. (1993) "Consumption and Income Seasonality in Thailand," *Journal of Political Economy*, 101(1):9-72.

Johnson, David S., Jonathan A. Parker, and Nicholas S. Souleles (2006) "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *American Economic Review*, 96(5):1589-1610.

Johnson, David S., Jonathan A. Parker, and Nicholas S. Souleles (2011) "Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008," NBER Working Papers 16684.

Kohara, Miki and Charles Yuji Horioka (2006) "Do borrowing constraints matter? An analysis of why the permanent income hypothesis does not apply in Japan," *Japan and the World Economy*, 18(4): 358-377.

Lettau, Martin and Sydney C. Ludvigson (2004) "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption," *American Economic Review*, 94(1): 276-299.

Lundberg, Shelly J., Robert A. Pollak, and Terence J. Wales (1997) "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit," *Journal of Human Resources*, 32(3): 463-480.

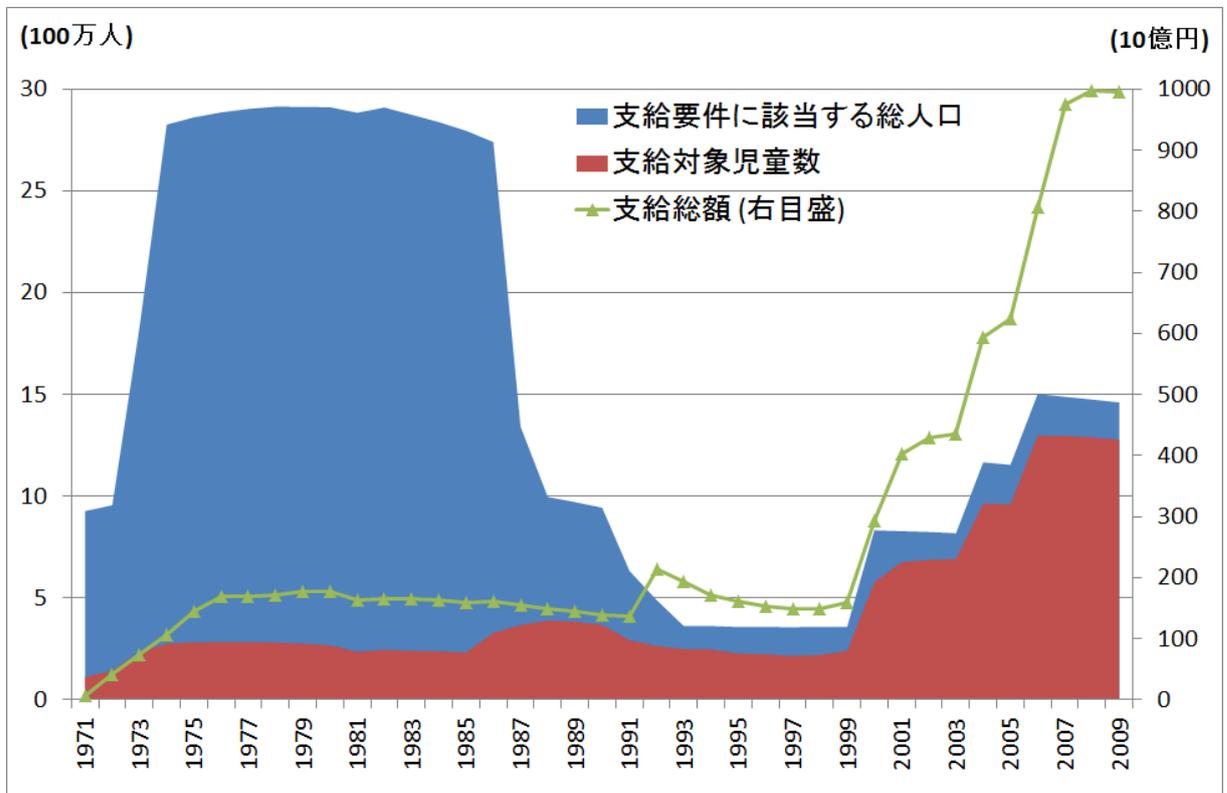
Luengo-Prado, Mari'a Jose' and Bent E. Sørensen Lettau, (2008) "What Can Explain Excess Smoothness and Sensitivity of State-level Consumption?" *Review of Economics and Statistics*, 90(1): 65-80.

Stephens Jr., Melvin and Takashi Unayama "The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits," Forthcoming in *American Economic Journal: Applied Economics*.

Sunstein, Cass R. and Richard H. Thaler (2003) "Libertarian Paternalism Is Not an Oxymoron" *University of Chicago Law Review* 70(4): 1159-1202.

Zeldes, Stephen P. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97(2):305-46.

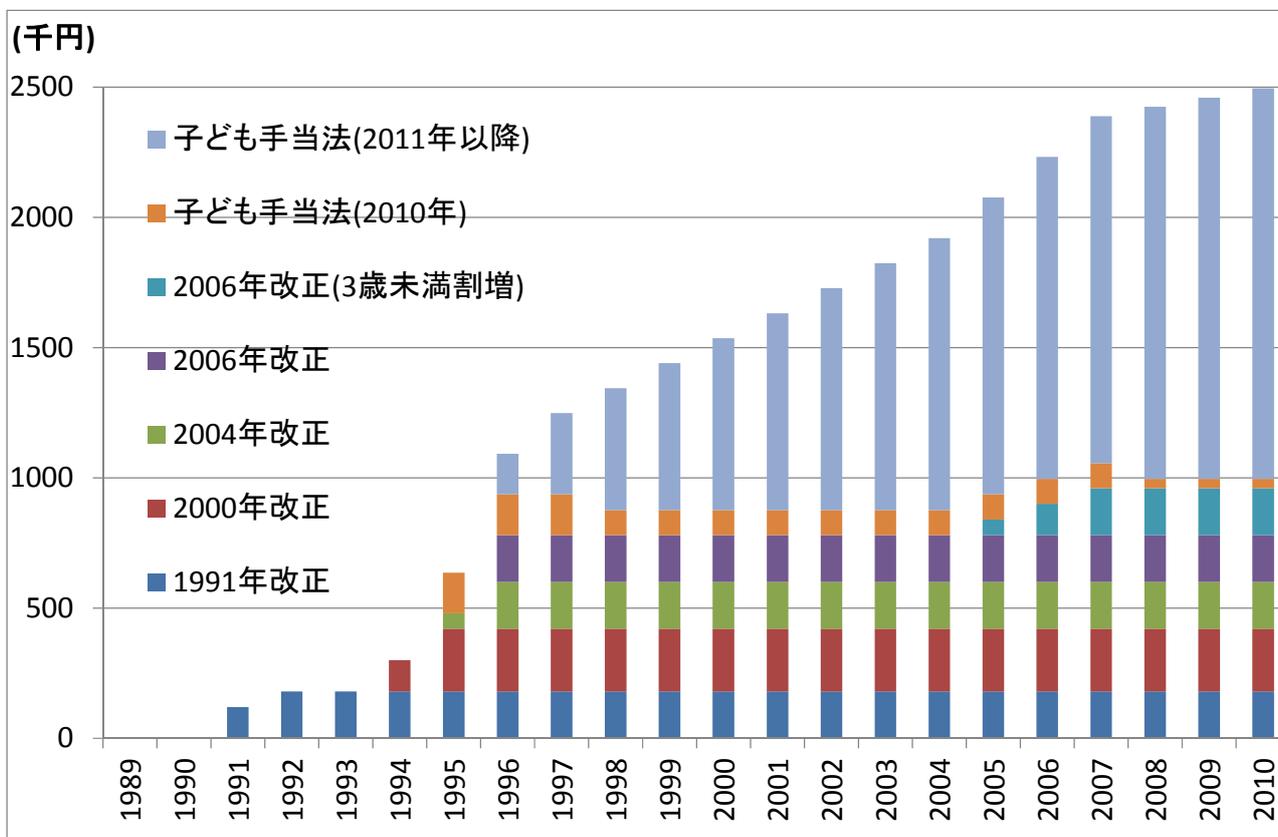
図 1：児童手当の支給対象児童と支給総額



出所) 児童手当事業年報(厚生労働省)・人口推計(総務省)

注) 支給総額は年度内の総額、支給対象児童数は各年度 2 月 1 日時点、支給要件に該当する総人口は各年の 10 月 1 日時点での値。

図 2：生年別の児童手当の支給総額



注) 各年の制度から、所得制限にかからないことを前提に推定した支給総額。生年のうち最も長い期間受給可能な誕生を前提に計算。子ども手当については、2011年以降も月額1万3千円の支給水準が維持されるとして推計。

図3 借入制約と最適消費

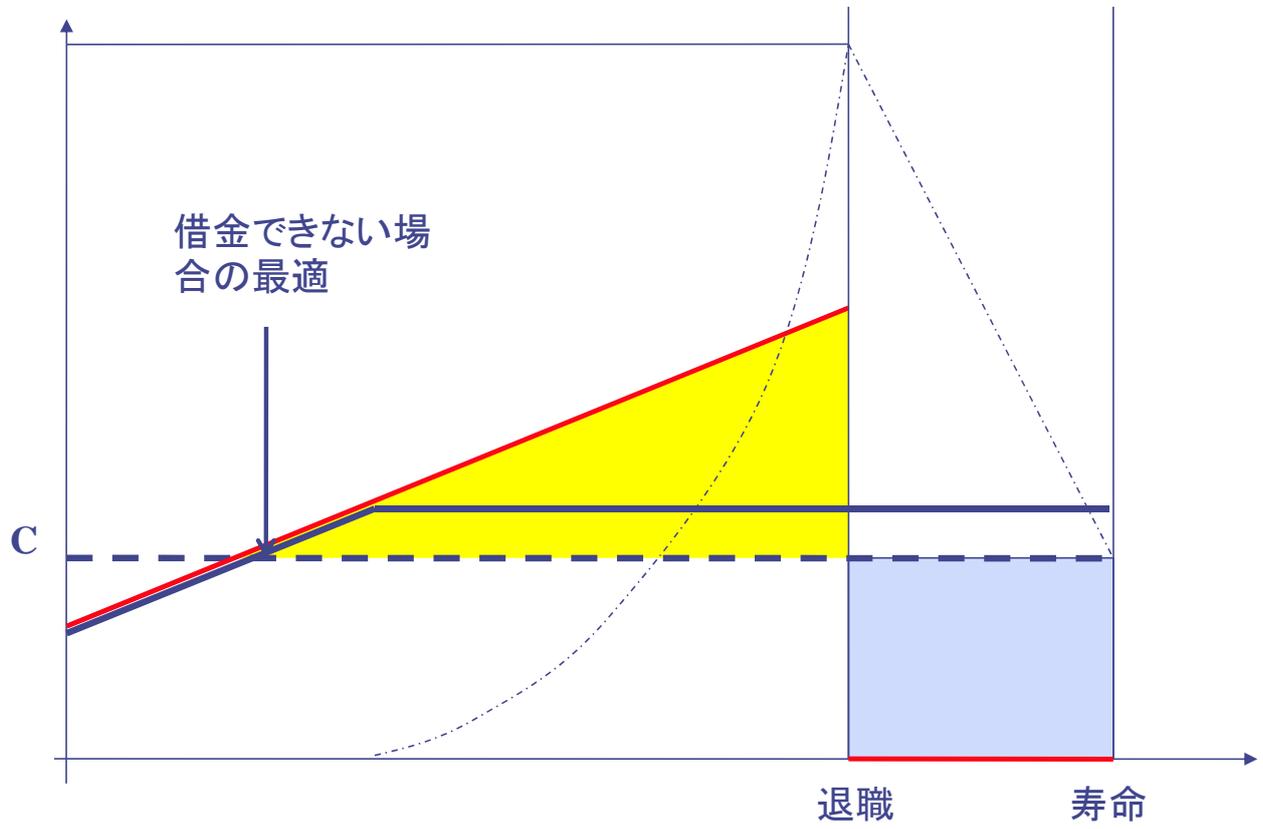


表 1：サンプルの記述統計量

	基本サンプル		第 1 子が 4～15 歳		18 歳未満の世帯員のいない世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
世帯主年齢	38.2	6.4	39.8	5.7	60.6	12.1
男性世帯主ダミー	0.96	0.19	0.96	0.20	0.91	0.28
年間収入	6,349	3,430	6,630	3,567	6,537	4,774
世帯員数	4.01	0.92	4.19	0.91	2.69	1.05
18 歳未満の「世帯主の子」	1.89	0.74	2.06	0.71	--	--
支給対象児童数	0.70	0.79	0.65	0.83	--	--
期待受取総額(制度変更なし)	491	622	516	664	--	--
期待受取総額(累積受取額)	276	346	327	369	--	--
期待受取総額(事後的な受給額)	756	954	754	1,015	--	--
調査期間中の受給月額	38	50	43	73	--	--
消費支出	3,583	1,658	3,710	1,698	3,411	2,176
食料	885	347	943	345	818	352
住居	261	406	229	404	208	574
光熱・水道	230	100	239	103	237	118
家具・家事用品	124	166	127	166	129	216
被服・履物	217	199	226	206	187	292
保健医療	114	137	110	138	131	215
教育	209	272	252	285	36	229
交通・通信	422	689	413	667	354	613
教養娯楽	409	364	442	379	326	395
その他	711	614	730	644	986	1163
大人財への支出	160	155	169	161	179	205
子供財への支出	251	277	293	290	37	231
サンプル数	110,799		87,893		208,175	
貯蓄・負債編 (2002 年以降)						
金融資産残高	8,320	12,147	8,985	12,842	20,259	24,793
純金融資産残高	604	17,473	453	18,483	17,102	27,167
サンプル数	27,798		21,928		64,905	

注) 出所は1987年4月から2010年3月までの家計調査。支出額は、調査対象期間中の合計金額を調査期間の日数で割り365倍することで年額に換算したもの。金額の単位は、千円。

表 2 : 児童手当が消費支出に与えた影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.035* (0.021)			0.021 (0.022)		
期待受取総額 (制度の即時廃止を予想)		0.030 (0.035)			0.015 (0.037)	
期待受取総額 (制度変更を完全に予想)			0.009 (0.012)			0.005 (0.012)
サンプル制約	世帯主の第1子が4歳から15歳までの世帯					
勤労者世帯				○	○	○
サンプルサイズ	87,893	87,893	87,893	73,938	73,938	73,938

注) 推計式 (13) に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその二乗、世帯主の生年、18歳以上の世帯員数、18歳未満の世帯員ダミー、18歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の二乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての18歳未満の世帯員間で合計したものである。完全な推計結果についてはリクエストのこと。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、***はそれぞれ10%・5%・1%で有意であることを示す。

表 3：児童手当が家計資産に与えた影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	金融資産 残高合計	金融資産 残高合計	純金融 資産	純金融 資産	金融資産 残高合計	金融資産 残高合計
児童手当累積受取額	0.689 (0.484)	0.885** (0.444)	1.502** (0.639)	1.865*** (0.640)	0.676 (0.541)	0.849* (0.492)
サンプル制約	世帯主の子供が 15 歳までの世帯 (2002 年以降のみ)					
追加の制約	子供が 4 歳以上				○	○
	勤労者世帯		○		○	○
サンプルサイズ	27,798	24,577	27,798	24,577	21,928	19,153

注) 推計式(13)に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその自乗、世帯主の生年、18 歳以上の世帯員数、18 歳未満の世帯員ダミー、18 歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の自乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての 18 歳未満の世帯員間で合計したものである。完全な推計結果についてはリクエストにより公表する。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、*** はそれぞれ 10%・5%・1%で有意であることを示す。

表 4：児童手当が消費の内訳に与えた影響

パネル A：消費の 10 大費目に対する影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被説明変数	食料	住居	光熱・水道	家具・家事用品	被服・履物
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.000 (0.004)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.006** (0.003)	0.010*** (0.002)
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
被説明変数	保健医療	教育	交通・通信	教養娯楽	その他の消費支出
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	-0.003* (0.002)	-0.011*** (0.004)	-0.003 (0.008)	-0.008* (0.005)	0.044*** (0.008)
サンプル	世帯主の子供が 4 歳から 15 歳までの世帯				
サンプルサイズ	87,893				

パネル B：財の性質別の影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	非耐久財	大人財	子供財	旅行関係費	補習教育	仕送り金
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.028** (0.014)	0.014*** (0.002)	-0.015*** (0.004)	0.002 (0.003)	-0.007*** (0.002)	0.017*** (0.005)
サンプル	世帯主の子供が 4 歳から 15 歳までの世帯					
サンプルサイズ	87,893					

注) 推計式 (13) に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその二乗、世帯主の生年、18 歳以上の世帯員数、18 歳未満の世帯員ダミー、18 歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の二乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての 18 歳未満の世帯員間で合計したものである。完全な推計結果についてはリクエストのこと。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、***はそれぞれ 10%・5%・1%で有意であることを示す。

表 5：児童手当がポートフォリオに与えた影響

パネル A：金融資産の内訳に対する影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被説明変数	通貨性 預貯金	定期性 預貯金	生命保険 等	有価証券	貸付信託 金銭信託	債券	社内預金
児童手当累積受取額	0.166 (0.120)	0.129 (0.225)	0.204 (0.192)	0.127* (0.071)	0.051 (0.034)	-0.017 (0.045)	0.223*** (0.061)
サンプル制約	世帯主の子供が 15 歳までの勤労者世帯 (2002 年以降のみ)						

注) 推計式(13)に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその自乗、世帯主の生年、18 歳以上の世帯員数、18 歳未満の世帯員ダミー、18 歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の自乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての 18 歳未満の世帯員間で合計したものである。完全な推計結果についてはリクエストにより公表する。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、*** はそれぞれ 10%・5%・1%で有意であることを示す。

パネル B：平均的な金融資産のポートフォリオとの比較

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
変数	通貨性 預貯金	定期性 預貯金	生命保険 等	有価証券	貸付信託 金銭信託	債券	社内預金
平均保有額 (構成比)	1619 20.0%	2853 35.3%	2469 30.5%	401 5.0%	43 0.5%	172 2.1%	534 6.6%
限界的ポートフォリオ	18.8%	14.6%	23.1%	14.4%	5.8%	-1.9%	25.2%
サンプル制約	世帯主の子供が 15 歳までの勤労者世帯 (2002 年以降のみ)						

表 6：借入制約世帯と児童手当の支給

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.023 (0.023)	0.034 (0.022)	0.010 (0.020)	0.001** (0.022)
児童手当支給額	0.171 (0.146)			
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位以上)		-0.190 (0.153)	-0.181 (0.150)	-0.165 (0.160)
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位未満)		1.124*** (0.159)	0.623*** (0.150)	0.675*** (0.162)
サンプル制約	世帯主の第1子が4歳から15歳までの世帯			
追加の制約	「所得制限」以下		○	○
	勤労者世帯			○
サンプルサイズ	87,893	87,893	70,777	59,881

注) 推計式(13)に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその自乗、世帯主の生年、18歳以上の世帯員数、18歳未満の世帯員ダミー、18歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の自乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての18歳未満の世帯員間で合計したもの、および年間収入が第1四分位ダミーである。完全な推計結果についてはリクエストにより公表する。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、***はそれぞれ10%・5%・1%で有意であることを示す。

表 7 : 所得・資産と児童手当の効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被説明変数	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.015 (0.040)	0.011 (0.041)	0.014 (0.040)	0.013 (0.183)	0.014 (0.040)	0.013 (0.183)	-0.007 (0.041)
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位以上)	0.006 (0.245)		-0.053 (0.247)				
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位未満)	1.073*** (0.257)		0.471* (0.242)				
児童手当支給額 (金融資産が第1四分位以上)		0.198 (0.246)		0.075 (0.246)			
児童手当支給額 (金融資産が第1四分位未満)		0.847*** (0.273)		0.350 (0.257)			
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位以上 ・金融資産が第1四分位以上)					-0.064 (0.255)		
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位以上 ・金融資産が第1四分位未満)					-0.078 (0.291)		
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位未満 ・金融資産が第1四分位以上)					0.278 (0.274)		
児童手当支給額 (年間収入が第1四分位未満 ・金融資産が第1四分位未満)					0.794** (0.265)	0.727*** (0.183)	0.767*** (0.198)
サンプル制約		世帯主の第1子が4歳から15歳までの世帯(2002年以降)					
追加の制約	「所得制限」 以下			○	○	○	○
	勤労者世帯						○
サンプルサイズ		22,087	22,087	22,087	22,087	22,087	19,129

注) 推計式(13)に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその自乗、世帯主の生年、18歳以上の世帯員数、18歳未満の世帯員ダミー、18歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の自乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての18歳未満の世帯員間で合計したもの、および年間収入が第1四分位ダミー・金融資産が第1四分位ダミーである。完全な推計結果についてはリクエストにより公表する。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、***はそれぞれ10%・5%・1%で有意

であることを示す。

表 8：児童手当の使途

パネル A：消費の 10 大費目に対する影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被説明変数	食料	住居	光熱・水道	家具・家事用品	被服・履物
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.004 (0.008)	-0.020 (0.012)	0.002 (0.003)	0.011* (0.006)	0.008** (0.003)
児童手当支給額 (年間収入が第 1 四分位未満 ・金融資産が第 1 四分位未満)	0.159*** (0.045)	0.046 (0.071)	0.010 (0.016)	0.001 (0.021)	0.056*** (0.016)
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
被説明変数	保健医療	教育	交通・通信	教養娯楽	その他の消費支出
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.004 (0.004)	-0.005 (0.007)	-0.019 (0.019)	0.004 (0.008)	0.026** (0.012)
児童手当支給額 (年間収入が第 1 四分位未満 ・金融資産が第 1 四分位未満)	0.018 (0.018)	0.102*** (0.031)	-0.027 (0.075)	0.136*** (0.037)	0.227*** (0.057)

パネル B：財の性質別の影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	非耐久財	大人財	子供財	旅行関係費	補習教育	仕送り金
期待受取総額 (制度変更なしと予想)	0.036 (0.024)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.007)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.007 (0.005)
児童手当支給額 (年間収入が第 1 四分位未満 ・金融資産が第 1 四分位未満)	0.480*** (0.126)	0.037** (0.015)	0.096*** (0.031)	0.102*** (0.018)	0.117*** (0.014)	0.078*** (0.019)

注) 推計式(13)に基づく OLS 推定。ここに示した以外の説明変数は、年度ダミー、月次ダミー、男性世帯主ダミー、世帯主の年齢およびその自乗、世帯主の生年、18 歳以上の世帯員数、18 歳未満の世帯員ダミー、18 歳未満の世帯員についてそれぞれ年齢・年齢の自乗・幼稚園就学ダミー・小学校就学ダミー・中学校就学ダミーを作成しそれをすべての 18 歳未満の世帯員間で合計したもの、および年間収入・金融資産が第 1 四分位ダミーである。完全な推計結果についてはリクエストにより公表する。カッコ内は、不均一分散に頑健な標準誤差であり、*、**、***はそれぞれ 10%・5%・1%で有意であることを示す。