

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

高久 玲音

概要

民主党政権下で2010年に導入された「子ども手当」は、手当の財源として各種控除が廃止されたことから高所得者にはほとんど恩恵のない政策だった。しかし、中低所得世帯では手当の増加額が控除廃止による負担増を上回ったため、ネットでの可処分所得の増加がもたらされたと考えられる。本稿ではそのような流動性の付与が、中低所得世帯の両親の心理的健康にどのような影響を与えたか、日本家計パネル調査 (JHPS) を用いて検証した。分析の結果、「子ども手当」導入による現金給付の拡充は両親の主観的健康を有意に向上させたことが分かった。年間10万円の現金給付の増加によって、母親が健康状態について「良い」と答える確率が上昇し、父親や健康状態について「悪い」と回答する確率が減少していた。また、父親では心身の自覚症状を示す指標が改善し、母親では「現在の生活に不満を感じる」と答えるサンプルが有意に減少するなど生活に対する満足度が上昇していることが確認できた。最後に、喫煙、飲酒といった嗜好品の消費行動や日常的な運動などの生活習慣への影響も分析したが、児童手当の影響は全くなかった。

I はじめに

子育て世帯に対する現金給付を行う児童手当の拡充は、子どもの貧困を軽減するための最も基本的な方法と考えられ、日本を含めた先進諸国では

そうした政策の有効性が広く議論されている。その中でも、家計消費に対する児童手当の影響に関しては、既に我が国の経済学研究を展望しても多くの蓄積があり (田中, 2008; 両角, 2009; 小林, 2010; 宇南山, 2011), 児童手当に関する経済学研究の中心的トピックでもある。加えて、近年の諸研究はより広いアウトカムへの効果を推定するようになっている。例えば、カナダの児童手当や米国のEITCについては、子どもの健康や学力への影響 (Milligan and Stabile, 2011; Dahl and Lochner, 2012), 出生時体重への影響 (Strully et al., 2010; Hoynes et al., 2012), 母親の主観的健康や幸福感への影響 (Evans and Garthwaite, 2010; Boyd-Swan et al., 2013) などが検証されている。また、健康状態に影響を与える消費行動として喫煙への影響も分析され、EITCの拡充は母親の喫煙率を低下させたことが指摘されている (Averett and Wang, 2012)。

多様なアウトカムに対する分析が行われるようになった背景には、発達心理学における研究展開がある。例えば、Yeung et al. (2002) は所得が子どもの発達に与える影響を二つの経路に分けて説明している。一つは子どもに対する金銭的・時間的な投資を通じた経路である。この考え方は人的資本論 (Becker, 1981) によって提唱されている通りであり、子どもの人的資本は生物学的な生まれ持った能力と同時に、本や学習機材の購入といった両親による投資によって形造られると仮定する。よって、所得の高い家庭では子どものための様々な投資が可能であり、その結果として子どもは高い人的資本の蓄積が可能になる。一方、投

資行動へ与える影響以外に重要な経路として、Yeung et al. (2002) では両親のストレスを通じた経路も強調されている。例えば、所得水準の向上は物質的欠乏に起因するストレスを緩和させ、両親の精神的健康状態や子どもに対する態度を改善させることによって、子どもの成長に寄与するかもしれない (Yeung et al., 2002; Mistry et al., 2002; Gershoff et al., 2007)。

そこで本稿では、民主党政権時代の2010年に導入された「子ども手当」が両親の心理的健康状態にどのような影響を与えたか、2012年版日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey) を用いて分析した。心理的健康を含めた両親の健康状態は、子どもの健康や人的資本の蓄積にとって極めて重要な要素だと考えられることから (Case and Paxson, 2002; Propper et al., 2007; Wyman et al., 2007), 児童手当の政策効果を定量的に把握するためのアウトカムとして適切だと考えられる。

児童手当の政策効果を識別することに加えて、本稿の第2のモチベーションは所得と健康の因果関係についての頑健な知見を得ることにある。海外の研究を展望すると、多くの研究で高い社会経済的地位にある者ほど健康状態が良いことが指摘されている一方で、所得から健康への因果関係は必ずしも明らかになっていない (Deaton, 2003)。その点について、近年発表されている子どものいる世帯に対する現金給付政策の効果を扱った論文では、多くが両親及び子どもの健康指標に好ましい因果的効果を確認している (Evans and Garthwaite, 2010; Milligan and Stabile, 2011; Hoynes et al., 2012; Boyd-Swanet al., 2013)。これらの論文の強みは、外生性の高い所得変動を利用しながらダイレクトに所得と健康の因果関係を明らかにしているだけでなく、一般性の高い所得変動を用いていることにある。Evans and Garthwaite (2010) が指摘するように、因果関係の識別を重視した諸研究では、所得のバリエーションとして特殊な状況を用いるものが多く¹⁾、広く一般に当てはまる推定値を導いているとは言えなかった²⁾。しかし、所得保障政策の拡充は多く

の人が影響を受ける政策であり、そこで得られた推定値は高い外的妥当性を持つことが期待される。

本稿の章立ては以下の通りである。まず2節では「子ども手当」の導入によって受給額がどのように変わったのか整理する。3節は分析方法とデータの説明である。4節は推計結果を、両親の主観的健康、心身症状指標、生活満足度・充実度の順に提示し考察を行う。最後に、5節は結論と議論である。

II 「子ども手当」による純受給額の変化

まず、「子ども手当」をめぐる政策変遷を簡潔に把握するために、表1では給付額の変化を新旧児童手当と子ども手当で比較している。確認すると、小学生の場合で支給年額が6万円 (旧児童手当) から15.6万円 (子ども手当), 12万円 (新児童手当) と推移し、長期的には6万円だけ支給額が増加している³⁾。同様に、中学生については旧児童手当の対象ではなかったことから、各種改革によって12万円支給額が増加している。この給付額の推移に加えて、分析する上で重要な点として、財源として住民税と所得税の扶養控除が廃止された。この控除廃止の影響は「子ども手当」による給付増を概ね相殺しており、所得税分の控除廃止 (2011年1月以降) と住民税分の控除廃止 (2012年4月以降) が完了する2013年以降についてはネットの給付増はほとんどないことが知られている (是枝, 2011)。例えば、所得税率が5%であれば控除の廃止による負担増は所得税の扶養控除分で1.9万円 (38万円 \times 0.05), 住民税で3.3万円 (33万円 \times 0.1) の合計5.2万円となることから、児童手当が6万円拡大されても給付の純増は年間8000円程度に縮小する。さらに、高い所得税率に直面している中高所得層にとって、扶養控除廃止による所得増税の影響が強くなるため、改革による給付額の増加は全くないか、むしろマイナスになった (土居, 2010; 鈴木, 2011)。

一方、控除が廃止されるタイミングが給付拡大に遅行したため、2010年と2011年については大幅

表 1: 児童手当と子ども手当の比較

	旧児童手当	子ども手当	特別措置の子ども手当	新児童手当
A.1 人あたり月支給額				
3歳未満	1	1.3	1.5	1.5
3歳以上小学生以下	0.5	1.3	1	1
中学生	0	1.3	1	1
B.1 人あたり年間支給額				
3歳未満	12	15.6	18	18
3歳以上小学生以下	6	15.6	12	12
中学生	0	15.6	12	12
政権党	自民党	民主党	民主党	民主党
実施時期	～2010年3月分	2010年4月	2011年10月	2012年4月
所得制限	あり	なし	なし	あり

注：所得制限は夫婦と児童2人のケース。単位は万円。

資料：是枝（2011）及び厚生労働省資料から筆者作成

に現金給付が増加した。特に、2012年4月以前は3.3万円分の住民税の控除が存続していたことから、低所得者を中心に大きな給付増があったと見なせる。例えば、2011年1月時点で考えると、給付額は年間9.6万円（15.6－6）増加する一方、増税は所得税の扶養控除分の1.9万円となることから年間で子ども1人あたり7.7万円の給付増が見込まれた。

以上のように、「子ども手当」の恩恵を大きく受けたのは扶養控除廃止の影響が小さかった低所得層のみであったと考えられる。また、給付規模の拡大は永続的ではなく、住民税分の扶養控除が廃止される2012年4月以前の期間においてのみ、比較的大きな流動性の付与をもたらした。本稿ではそうした制度的背景を考慮して、分析対象を低所得世帯に限定し、改革直後の影響に着目した。

III 分析方法

1 推定式

児童手当が家計に与える影響を識別する際には、児童手当の支給額が子どもの年齢と数によって決まっていることを考慮する必要がある。そのため、制度変更によって支給額が変動する場合に

はじめて、児童手当の効果と子どもの年齢・数の効果を別々に識別することが可能となる（宇南山，2011）。そこで、最初に受給する児童手当の額（ $Cbenefit_{ht}$ ）がどのように決定されるか整理したい。前述の通り、児童手当は子どもの年齢に対して単価が決まっているため、世帯 h に含まれる i 歳の子どもの t 年における数と N_{iht} と表記し、その年齢に対応する児童手当の支給額を α_{it} とすると、世帯 h が受け取る児童手当の金額は、

$$Cbenefit_{ht} = \sum_{i=1}^{15} \alpha_{it} N_{iht} \quad (1)$$

と書ける。この算定式の中で、 α_{it} の変動によってもたらされる児童手当額の変化に着目して、児童手当が両親の健康に与える影響を識別することが本稿の分析モデルである。つまり、 N_{iht} をコントロールしてもなお $Cbenefit_{ht}$ が健康に影響を与えるとすれば、それは制度改正による支給額の変動の効果だと考えられる。

一方、本稿の分析デザインでは、この児童手当の増加に加えて所得控除廃止の影響も考慮しなければならない。現行の所得税制では5%から40%の累進性となっており、所得税率が増加する

ほど扶養控除の廃止に伴う増税額も増加する。しかし、高所得層では現金給付による主観的健康への影響があるとは想定しにくいことから、本稿の分析は所得税率が制度改正前年に5%だったと考えられるサンプルに限定した⁴⁾。このサンプルでは、制度改正後の増税額は児童1人あたり年額1.9万円等で等しくなっている。このように、本稿では所得階層間の純受給額の違いではなく、低所得者層における世帯構成の違いに基づく純受給額の違いを用いて、児童手当の効果を識別した。中低所得者にサンプルを限定し、そのサンプル内での受給額の違いを用いて現金給付の効果を識別する点に関しては、米国のEITCの効果について検証したHoynes et al. (2012) やEvans and Garthwaite (2010) とも共通する。

また、分析に際しては、児童手当受給額や所得控除をめぐる政策決定に関する期待形成の扱いが重要になる。特に、この期間では政策変更が年単位で行われているため、調査時点の制度に忠実に純受給額を算出するか、予定された政策変更を織り込むかで算出された受給額に若干の変動がある。この点について、本稿では政策変更が極めて頻繁だったことと政治環境が流動的だったことから、将来の制度変更は分析に織り込まず、調査時点の制度に忠実に給付額(増税額)を算出し推計に用いた⁵⁾。

以上の考えのもと、児童手当受給額から扶養控除の廃止に伴う増税分(d_{ht})を差し引いた後の児童手当の純受給額($Net\ Cbenefit_{ht}$)は以下のように計算された。

$$Net\ Cbenefit_{ht} = \begin{cases} \sum_{i=1}^{15} \alpha_{it} N_{iht} & \text{if } t \leq 2010 \\ \sum_{i=1}^{15} (\alpha_{it} - 1.9) N_{iht} & \text{if } t \geq 2011 \end{cases}$$

この式において、2011年1月調査以降 $19 \times \sum_{i=1}^{15} N_{iht}$ 万円が差し引かれているのは、2011年1月の改正によって児童1人あたり1.9万円分所得税が増税になったためである。受給額がこのように変更されても、推計の基本的考え方には

影響がない。すなわち、 N_{iht} をコントロールしてもなお $Net\ Cbenefit_{ht}$ が健康に影響を与えるとすれば、それは一連の制度改正による受給額の変動の効果だと見なすことができる。なお、この分析モデルでは子どもの年齢・数(N_{iht})は外生として扱われている。児童手当が出生行動に影響を与える場合そうした仮定が満たされない可能性もあるが、政策が流動的であったことなどを考えると、出生行動に大きな影響があったとは想定しにくく、妥当な仮定と言えるだろう。

以上の考察に基づき、2010年6月の「子ども手当」支給開始前後のデータを用いて、次式をOLS推定した。

$$Health_{it} = \beta_0 + \delta Net\ Cbenefit_{ht} + \sum_{i=1}^{15} \beta_{it} N_{iht} + X'_{it} \gamma + \theta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

ただし β_0 は定数項、 δ は児童手当がアウトカム変数に与える影響、 β_{it} は N_{iht} の係数、 θ_i は個人固定効果、 η_t は調査年に固有の効果、 ϵ_{it} は誤差項である。また、経時的に変化する属性をコントロールするために、説明変数として世帯員数、15歳未満の子どもの数、子どもの通う学校種別(幼稚園、保育園、小学校、中学校)、昨年一年間における転居の有無を推計に加えた。さらに、本人の健康状態と関連の深い変数として、飲酒状況、喫煙状況、昨年一年間における入院の有無を加えた。飲酒、喫煙、入院に関しては、所得状況との相関関係も大きいと考えられることから、推計式に含める場合と含めない場合で児童手当純受給額の係数が変化するか確認した。また、本論文で用いる被説明変数には数段階の回答となっているものがあるが、そうした場合にもOLSによる推定を行い、個人固定効果を明示的にコントロールした。

2 健康指標

次に本稿で主要な分析対象となる健康や生活満足度に関する指標について説明する。

2-1 主観的健康

主観的健康 (Self-rated health :SRH) については「ふだんのあなたの健康状態はどうか」という質問項目を利用した。回答は「よい (1)」「まあよい (2)」「ふつう (3)」「あまりよくない (4)」「よくない (5)」の5段階でなされ、数値が高いほど健康状態が悪いことを示している。このうち、本稿では5段階の質問項目そのものだけでなく、上(下)の二つを1, 他を0とするダミー変数を作成し分析している。主観的健康の決定要因は多くの研究で分析されているが、その理由は主観的健康がより客観的な健康指標 (死亡率など) の信頼できる代理指標と考えられる点にある (Idler and Benyamini, 1997)⁶⁾。本稿でも同様の考え方から、主観的健康の分析を通して、より客観的な健康指標への影響についても示唆が得られると期待している。

2-2 心身症状指標、及び生活満足度・充実度指標

JHPSでは主観的健康の他に心身の自覚症状を把握するためにBen-sira (1982)を参考に、「頭痛やめまいがする」「動悸や息切れがする」「胃腸の具合がおかしい」「背中・腰・肩が痛む」「疲れやすい」「風邪をひきやすい」「イライラする」「寝つきが悪い」から成る8つの質問を行っている (石井, 2012)⁷⁾。この心身症状指標の各項目は「よくある (1)」「ときどきある (2)」「ほとんどない (3)」「全くない (4)」の4段階で回答され、数値が高いほど望ましい状態にあることを表す。総合指標は8つの指標を合計した8から32までの値を取る指数であり、広く自覚症状の状態を把握できると考えられる。

以上の健康に関する質問の他に、よりダイレクトに生活への満足度に対する効果を分析するために、生活満足度や充実度に関連すると思われる項目について分析した。具体的には、「人と会うのがおっくうだ」「仕事への集中度がない」「今の生活に不満がある」「将来に不安を感じる」の4項目であり、これらの指数を合計した総合指標による分析も行った。回答方式は心身症状指標と同様で

あり、総合指標は4から16までの値を取り、数値が高いほど望ましい状態であることを表す。

3 データ

データは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey) の2012年版を用いた。JHPSは米国のPanel Study of Income Dynamics (PSID) や欧州のEuropean Community Household Panel (ECHP)などを参考に、特定の層に焦点を当てるのではなく、社会全体の人口構成を反映した家計パネル調査として設計されており、回答が得られなかったサンプルについても調査区と年齢群と性別から適合する予備調査群を設けるなど、サンプルの代表性に配慮がなされている。第1回調査であるJHPS2009では配偶者を含む6,911人に対して調査を行い、JHPS2012ではそのうちの約70%にあたる4,903人に調査が行われている。本稿では、そのサンプルから配偶者のいないものを除き⁸⁾、「子ども手当」支給開始前の2010年1月調査において子どもが1人から3人いる世帯を対象を限定した。これらの世帯は政権交代による児童手当の増額の影響を受けたと考えられるが、2011年1月調査以降に子どもが生まれた世帯については、旧児童手当の受給期間がないためサンプルから除いた。また、サンプルを中低所得層に限定するために、最多所得者の年収が500万円以下の世帯に分析を限定した。以上のサンプルについて欠損処理を行った結果、利用可能な対象者は配偶者を含めて631人、観測値は最大で2,327人となった。なお、サンプルの記述統計は附表にまとめている。

全てのパネル調査と同様にJHPSにも脱落 (attrition) の問題が存在する。特に、本稿と関連するところでは赤林・野崎・敷島 (2013)によると、健康水準の低いものの継続率が第3回調査で低い点が指摘されている。そこで、本稿ではUnbalanced-Panelに基づく推計をメインとしながら、別途Balanced-Panelを作成し結果の頑健性を確認し、主要な結論には影響がないことを確かめた⁹⁾。

Ⅳ 分析結果

1 主観的健康

分析結果は表2にまとめた。まず、(1)列から(6)列までは父親の、(7)列から(12)列までは母親のサンプルにおける推定結果を掲載している。推定は、5段階の主観的健康を被説明変数としたOLS推定、健康状態が「よい」もしくは「悪い」かどうかの決定要因を分析したOLS推定にわかれる。各々の被説明変数に対して推定結果は2種類掲載しており、はじめの推定は子ども数など必要最低限の変数を投入した場合の推定結果、もう一つは健康状態に影響を与えると思われる飲酒や喫煙の状況、そして入院経験を追加的にコントロールした場合の推定結果である。

まず、父親の推定結果をみると、5段階の主観的健康や健康状態が「よい」と回答するかを分析した(1)列から(4)列における児童手当純受給額の係数はいずれも有意ではない。一方、健康状態が「悪い」と答えるかどうかを分析した(5)列と(6)列の推定結果は、いずれも有意に負となっている。推定値は(6)列で-0.006であり、年間10万円の児童手当純受給額の増加に対して、健康状態が「悪い」と答える確率が6%低下すると解釈できる。

一方、母親の推定結果をみると、健康状態が「よい」かどうかを分析した(9)列と(10)列において、児童手当純受給額の係数が有意に正となっている。係数値はどちらも0.009となり、児童手当の年間10万円の増加に対して健康状態が「よい」と回答する確率が9%増加すると解釈できる。既婚の女性のサンプルについて、現金給付の増加が心理的健康を引き上げるという結論は、米国のEITCの効果を検証したEvans and Garthwaite (2010)やBoyd-Swan et al. (2013)と整合的であり¹⁰⁾、我が国の児童手当でも同様の効果が観察できたと言えるだろう。ただし、全ての変数で一貫して有意な効果が得られているわけではなく、母親と父親の効果の異質性など、説明が容易でない点もあることに注意する必要がある¹¹⁾。

その他の変数の係数についてみると、入院歴、喫煙、飲酒、転居のすべての変数について、一貫した健康状態との相関は確認できなかった。

2 心身症状指標

次に心身症状指標の推定結果は表3にまとめた。まず表3の(1)、(2)、(7)、(8)列では、総合指標に対する児童手当純受給額の係数を報告している。結果を確認すると、父親のサンプルでは、(1)列の係数は0.074で有意となっており、児童手当の増加によって心身症状が改善することを示している。この結果は、本人の入院歴や喫煙などをコントロールしても大きく変わらなかった((2)列)。しかし母親のサンプルでは総合指標に対する児童手当の効果は確認できなかった((7)、(8)列)。次に、心身症状指標の内訳を確認する。まず、(3)、(4)、(9)、(10)列では各質問項目に該当するかどうかに関する「よくある」から「全くない」までの4段階の回答を被説明変数としている。みると、父親では「頭痛やめまいがする」及び「風邪をひきやすい」といった質問項目に対して、児童手当の係数が有意に正と推定されている((3)、(4)列)。次に、4段階の回答を2値変数に変換して推定するために、「ほとんどない」及び「ない」という回答をとするダミー変数を作成し、OLS推定を行った((5)、(6)、(11)、(12))。推定結果を確認すると、父親のサンプルではすべての推定で児童手当純受給額の係数は有意となっていないものの、母親では「イライラする」という質問項目に対して有意な効果が確認された。係数を解釈すると、児童手当純受給額の年間10万円の増加に対して母親が「イライラ」する確率は10%程度減少する。

3 生活満足度・充実度

次に、生活満足度に関連する質問項目を抽出し、それに対する効果を同様の方法で推定した。また心身症状指標の推計と同じく、4段階の回答結果をそのまま被説明変数に用いた分析((2)、(5)列)、と2値変数への効果をみた分析((3)、(6)列)の両方の結果を掲載した。結果は表4にまとめた。

表 2: 主観的健康への影響

	父親					母親						
	5段階指標 OLS (1)	健康状態が良い OLS (2)	健康状態が良い OLS (3)	健康状態が良い OLS (4)	健康状態が悪い OLS (5)	5段階指標 OLS (6)	健康状態が悪い OLS (7)	健康状態が悪い OLS (8)	健康状態が悪い OLS (9)	健康状態が悪い OLS (10)	健康状態が悪い OLS (11)	健康状態が悪い OLS (12)
児童手当純受給額	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)	0.000 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.007*** (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.013 (0.012)	-0.011 (0.012)	0.009* (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.018)
入院歴	0.243 (0.210)	0.243 (0.210)	-0.116 (0.087)	-0.116 (0.087)	0.108* (0.061)	0.108* (0.061)	-0.062 (0.171)	-0.062 (0.171)	-0.047 (0.081)	-0.047 (0.081)	-0.018 (0.036)	-0.018 (0.036)
喫煙ダミー2 (毎日吸う)												
喫煙ダミー2 (ときどき吸う)	0.226 (0.230)	0.226 (0.230)	-0.201* (0.108)	-0.201* (0.108)	-0.058 (0.061)	-0.058 (0.061)	0.209 (0.241)	0.209 (0.241)	-0.1 (0.127)	-0.1 (0.127)	0.032 (0.062)	0.032 (0.062)
喫煙ダミー3 (やめた)	0.049 (0.151)	0.049 (0.151)	-0.002 (0.071)	-0.002 (0.071)	0.007 (0.033)	0.007 (0.033)	0.119 (0.163)	0.119 (0.163)	-0.026 (0.094)	-0.026 (0.094)	0.061* (0.033)	0.061* (0.033)
喫煙ダミー4 (以前から吸わない)	-0.014 (0.272)	-0.014 (0.272)	0.038 (0.125)	0.038 (0.125)	-0.038 (0.065)	-0.038 (0.065)	0.155 (0.201)	0.155 (0.201)	-0.117 (0.090)	-0.117 (0.090)	0.084* (0.043)	0.084* (0.043)
飲酒ダミー1 (全く飲まない)												
飲酒ダミー1 (月に数回飲酒)	-0.002 (0.132)	-0.002 (0.132)	-0.021 (0.062)	-0.021 (0.062)	-0.008 (0.029)	-0.008 (0.029)	-0.261** (0.106)	-0.261** (0.106)	0.168*** (0.042)	0.168*** (0.042)	0.022 (0.025)	0.022 (0.025)
飲酒ダミー3 (週に1~2回)	-0.114 (0.179)	-0.114 (0.179)	0.008 (0.084)	0.008 (0.084)	-0.031 (0.042)	-0.031 (0.042)	-0.118 (0.160)	-0.118 (0.160)	0.088 (0.067)	0.088 (0.067)	0.038 (0.040)	0.038 (0.040)
飲酒ダミー4 (週に3回以上)	-0.367* (0.215)	-0.367* (0.215)	0.101 (0.094)	0.101 (0.094)	-0.07 (0.052)	-0.07 (0.052)	-0.073 (0.140)	-0.073 (0.140)	0.066 (0.072)	0.066 (0.072)	0.017 (0.040)	0.017 (0.040)
転居	-0.113 (0.110)	-0.113 (0.110)	0.024 (0.054)	0.024 (0.054)	-0.048** (0.024)	-0.048** (0.024)	0.129 (0.126)	0.129 (0.126)	-0.065 (0.051)	-0.065 (0.051)	0.011 (0.031)	0.011 (0.031)
子どもの学校種別	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
年齢別の子どもの人数	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
子どもの数	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
世帯員数	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
調査年	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
個体効果	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
R2	0.619	0.621	0.047	0.064	0.043	0.062	0.627	0.629	0.024	0.024	0.026	0.035
個人数	314	314	314	314	314	314	317	317	317	317	317	317
観測値	1,165	1,165	1,165	1,165	1,165	1,165	1,162	1,162	1,162	1,162	1,162	1,162

注：カッコ内は分散不均一に対して頑健な標準誤差。主観的健康指標は「ふだん健康状態」が良い場合に1を、悪い場合に5を取る5段階の変数。(3)、(4)列、及び(9)、(10)列では健康状態が「まあ良い」または「良い」場合に1をとるダミー変数を被説明変数としている。(5)、(6)列、及び(11)、(12)列では健康状態が「あまり良くない」または「悪い」場合に1をとるダミー変数を被説明変数としている。コントロール変数には、調査年ダミーと個体効果の他に、世帯員数、各歳別の子ども数、子どもの学校種別、追加的なコントロール変数として転居の有無、飲酒、喫煙、入院歴を加えた。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

表 3: 心身症状指標への影響

	父親				母親							
	総合指標		ない=1		総合指標		ない=1					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)	OLS (11)	OLS (12)
心身症状指標	0.071** (0.034)	0.068** (0.034)					0.051 (0.035)	0.054 (0.036)				
頭痛やめまいがする			0.014* (0.008)	0.013* (0.008)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.004)			0.005 (0.009)	0.006 (0.009)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
動悸や息切れがする			0.008 (0.007)	0.007 (0.007)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)			-0.004 (0.008)	-0.003 (0.007)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
胃腸の具合がおかしい			0.003 (0.008)	0.003 (0.008)	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)			0.006 (0.008)	0.007 (0.009)	0.001 (0.004)	0.002 (0.004)
背中・腰・肩が痛む			0.006 (0.010)	0.006 (0.010)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)			0.010 (0.010)	0.011 (0.011)	0.008* (0.004)	0.007* (0.004)
疲れやすい			0.011 (0.011)	0.011 (0.011)	0.001 (0.005)	0.000 (0.005)			0.003 (0.009)	0.004 (0.010)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
風邪をひきやすい			0.016* (0.009)	0.015* (0.009)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)			0.014 (0.009)	0.014 (0.009)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)
イライラする			0.012 (0.008)	0.011 (0.008)	-0.006 (0.004)	0.004 (0.004)			-0.001 (0.010)	-0.001 (0.010)	0.011** (0.004)	0.010** (0.004)
寝つきが悪い			0.005 (0.008)	0.005 (0.007)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)			-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	0.000 (0.004)	0.000 (0.005)
本人の入院歴	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
本人の喫煙	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
本人の飲酒	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
転居	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
子どもの学校種別	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
年齢別の子どもの人数	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
世帯員数	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
調査年	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
個体効果	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
個人数	314	314	314	314	314	314	317	317	314	314	317	317
観測値	1,165	1,165	1,165	1,165	1,165	1,165	1,162	1,162	1,165	1,165	1,162	1,162

注: 係数は全て、児童手当の純受給額(万円)に対する係数。カッコ内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。心身症状指標における総合指標は「頭痛がする」「動悸や息切れがする」「胃腸の具合がおかしい」などの8項目に対して「よくある」「ときどきある」「ほとんどない」「全くない」の4段階で回答し、その指数を合計したもの。インデックスの値が高いほど心身症状がないことを表す。(3)、(4)列、及び(9)、(10)列では個別の項目について ordered-probit 推計を行っている。(5)、(6)列、及び(11)、(12)列では「ほとんどない」及び「全くない」場合に1をとるダミー変数を作成し、OLS 推計している。調査年ダミーと個体効果の他に、世帯員数、各歳別の子ども数、子どもの学校種別、転居の有無、飲酒、喫煙、入院歴を加えた。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

まず、総合指標に対する効果を確認すると、父親（(1)列）及び母親（(4)列）の両方で係数は正に推定され、生活に対する満足度や充実度が上昇していることが確認できた。

次に、内訳に対する効果を確認すると、父親のサンプルでは「仕事に集中できない」という質問に対する効果が確認され、母親では「今の生活に不満がある」という質問で児童手当の係数が有意となった。推定値を確認すると、児童手当の年額10万円の増加によって、父親が「仕事に集中できない」という質問を否定する確率は9%上昇し、母親が「今の生活に不満がある」と思わない確率を13%上昇させた。

4 生活習慣

次に飲酒や喫煙など生活習慣への影響も調べる。先行研究では現金給付の増加が健康にとって

好ましくない消費活動を助長させる可能性を指摘しており、特に、嗜好品の原資として児童手当が用いられる場合、多くの有権者は支給額が過大である可能性を指摘するだろう。近年の分析でも、政策的な現金給付がこうした好ましくない消費行動を喚起することが指摘されている。例えば、Gross and Tobacmanz (2013)では米国で2008年のリーマンショック後に給付された一時的な現金給付により、飲酒や薬物関連の入院が増加したと指摘している。また、児童手当についてもBlow et al. (2012)では英国における政策的な児童手当の増額が、両親のアルコール消費量を増加させていることを指摘した。ただし嗜好品の消費に対する影響に関しては理論的に自明な関係があるわけではない。例えば、健康が正常財である場合、所得水準の上昇は健康への需要の拡大を通して嗜好品の消費を減少させるだろう（Grossman,1972）。

表 4: 生活満足度・充実度への影響

	父親			母親		
	総合	4段階	ない=1	総合	4段階	ない=1
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
総合指標	0.038*			0.035*		
	(0.022)			(0.020)		
人と会うのが億劫になった		0.005	-0.001		-0.002	-0.002
		(0.008)	(0.003)		(0.009)	(0.004)
仕事に集中できない		0.023***	0.009**		0.01	0.005
		(0.009)	(0.004)		(0.010)	(0.004)
今の生活に不満がある		0.003	-0.001		0.018**	0.013***
		(0.010)	(0.005)		(0.008)	(0.004)
将来に不安を感じる		0.007	0.003		0.009	0.006
		(0.010)	(0.005)		(0.009)	(0.004)
本人の入院歴	×	×	×	×	×	×
本人の喫煙	×	×	×	×	×	×
本人の飲酒	×	×	×	×	×	×
転居	×	×	×	×	×	×
子どもの学校種別	×	×	×	×	×	×
年齢別の子ども的人数	×	×	×	×	×	×
世帯員数	×	×	×	×	×	×
調査年	×	×	×	×	×	×
個体効果	×	×	×	×	×	×
個人数	314	314	314	317	317	317
観測値	1,165	1,165	1,165	1,162	1,162	1,162

注：係数は全て、児童手当の純受給額(万円)に対する係数。カッコ内は分散不均一に対して頑健な標準誤差。各質問に対して「よくある」「ときどきある」「ほとんどない」「全くない」の4段階で回答し、数字が高いほど望ましい状態であることを示す。総合指標は4つの質問の合計値。コントロール変数には、調査年ダミーと個体効果の他に、世帯員数、各歳別の子ども数、子どもの学校種別、転居の有無、飲酒、喫煙、入院歴を加えた。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

実証的にも米国のEITCが母親の喫煙に与える影響を分析したAverett and Wang (2012) では、EITCの給付額がより増加した母親で喫煙率が低下したと指摘している。

そこで、本節では健診の受診なども含めた、広く健康に影響する生活習慣への影響についてまとめた。被説明変数は、飲酒、喫煙、BMI、調査時点における人間ドック・健診・予防接種の受診、及び定期的な運動・ジム通い・サプリメントの摂取とした。推計結果は表5にまとめた。表5では児童手当純給付額の係数を父親・母親の別に報告しているが、全ての推計で係数は有意ではなく、政策的な児童手当の増額はこれらの項目に対して影響しなかったことが分かった。特に、先行研究でも指摘されている飲酒への影響がなかった点も含めて、児童手当が好ましくない費目へ支出されたという証左は見つからなかった。

V 結論と議論

本稿では民主党政権下で導入された「子ども手当」とそれに伴う扶養控除の廃止が、両親の心理

的健康にどのような影響を与えたかを検証した。分析の結果、扶養控除分の増税を差し引いた児童手当の純給付額の外生的な増加は、両親の主観的健康や心身症状、及び生活に対する充実度や満足度を有意に改善させたことが分かった。児童手当純給付額の10万円の増加は、父親が自分の健康状態について「悪い」と答える確率を6%低下させ、母親が自分の健康状態について「良い」と答える確率を9%上昇させた。その他の変数については、必ずしも頑健で一貫した回答パターンの変化は示されなかったが、いくつかの質問項目で観察された効果を総合的に判断すると、児童手当の増額による心理的健康の改善を示唆していると考えられた。ただし、効果の大きさについては、推定結果が必ずしも頑健ではないことや、比較的小規模なサンプルによる分析であることも考慮し、さらに精緻な検証が必要といえる。また、飲酒や喫煙など健康状態と深く関連する消費行動に対する影響は全くなかった。

本稿の政策インプリケーションは2点ある。第一に、既存研究では児童手当に対して否定的な政策インプリケーションを得る研究が少なくなかつ

表 5: 生活習慣への影響

	父親	母親
	(1)	(2)
週3日以上飲酒 (= 1)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.005)
全く飲まない (= 1)	0.002 (0.003)	-0.002 (0.002)
喫煙 (= 1)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)
BMI	0.015 (0.015)	0.004 (0.014)
人間ドック・健診・予防接種の受診 (= 1)	-0.007 (0.004)	0.004 (0.004)
運動・ジム通い・サプリメントの摂取 (= 1)	0.005 (0.004)	-0.002 (0.005)
転居	X	X
子どもの学校種別	X	X
年齢別の子ども的人数	X	X
世帯員数	X	X
調査年効果	X	X
個体効果	X	X

注：係数は全て、児童手当の純受給額(万円)に対する係数。カッコ内は分散不均一に対して頑健な標準誤差。コントロール変数には、調査年ダミーと個体効果の他に、世帯員数、各歳別の子ども数、子どもの学校種別、転居の有無を加えた。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

たが(野口, 2008; 宇南山, 2011), 児童手当の好ましい効果を発見している点である。第二に, 政策的な流動性の増加は健康を害する消費行動や倫理的に望ましくない消費行動を喚起することが指摘されてきたが, 本稿の推定結果は「子ども手当」に関してそうした影響はなかったことを示している。給付水準が過大になるとこうした消費行動が誘発されるという立場に立つならば, 本稿の分析結果は現行の児童手当の給付水準が過大とは言えないことを示唆しているだろう。以上の点に留意しつつ, 児童手当の持つ様々な効果に十分に配慮して, 政策的決定が行われる必要がある。

なお, 本稿では子どもの成長を規定する重要な因子として両親の心理的健康に焦点を当てたが, よりダイレクトに子ども本人のアウトカム(健康, 学力)に対する影響を精査する必要がある。その点は今後の課題としたい。また, 本稿の限界として, 子どもの数を児童手当の拡充に対して外生と仮定している点が挙げられる。「子ども手当」は控除の廃止を伴っており必ずしも家計に長期的な恩恵をもたらしたとはいえないことから, 出生行動に対して大きな影響があったとは想定しにくい。その点に関する実証の確認も必要だろう。

(平成26年1月投稿受理)

(平成27年1月採用決定)

謝辞

本稿の執筆にあたり, 文部科学省による科学研究費(補助金番号24330097, 研究代表者 泉田信行)の補助を受けました。また, 黒田祥子先生, 権丈善一先生, 佐藤一磨先生, 直井道生先生, 樋口美雄先生, 別所俊一郎先生, 山本勲先生, 及び2名の匿名のレフェーより頂きましたコメントと助言に感謝申し上げます。本稿の見解は文部科学省や所属組織の見解を反映するものではなく, 全ての誤りは筆者に帰するものです。

注

- 1) 例えば, 宝くじ(Lindahl, 2005), やドイツの統合(Frijters et al., 2005), 19世紀のワインの不作(Banerjee et al., 2010)といったケースで分析されている。
- 2) 野口(2008)及び野口(2011)は所得と健康の因果関係に対して明示的に操作変数を用いて識別する方法をとった数少ない我が国での研究である。ただし野口(2011)では, 操作変数が弱相関である可能

性が排除できないことから, 「第一段階での予測値が第二段階でのIVとして適切であるかについては, 議論のあるところである。」としている。

- 3) 新児童手当以前に, 「平成23年度における子ども手当の支給等に関する特別措置法」に基づき支給額が調整されている。この「特別措置法に基づく子ども手当」には「子ども手当」と同様に所得制限がなかったが, 支給額は後の「新児童手当」と変わらない。更に, この法律には2012年6月から所得制限を復活させることが明記された。
- 4) 所得税率は課税所得が195万円以下の場合に税率が5%となるが, JHPSには正確な個人単位の課税所得のデータがない。そこで, 「主な仕事からの収入(税引き前)」という調査項目を利用し, 平均的な控除項目を指し引いた後の課税所得が195万円以下となるような税引き前所得として, 世帯で最も高い所得を得ている者の「主な仕事からの収入(税引き前)」が500万円以下である世帯を対象とした。具体的には, 基礎控除(33万円), 給与所得控除(給与収入の30%程度), 配偶者控除(38万円), 社会保険料控除(給与収入の10%を想定すると, 500万円の年収で課税所得は200万円程度となる)。
- 5) この処理によって, 例えば2012年1月調査では2012年6月徴収分からの住民税増税が予想されていた可能性があるが, 一貫性を保つためにそうした将来の住民税増税については考慮していない。
- 6) ただし主観的健康には様々な問題が指摘されている。我が国でも, 野口(2011)では, 様々な先行研究をサーベイし主観的健康の問題点をまとめている。
- 7) ただし, 調査対象に対してJHPSは現在の状況を聞いているのに対して, Ben-sira(1982)では過去一年間における状況を聞いており, 両者には本質的な違いがあると考えられる。むしろJHPSのこれらの調査項目は, 国民生活基礎調査の健康票における「あなたはここ数日, 病気や怪我で具合の悪いところ(自覚症状)がありますか」という質問に近いだろう。
- 8) 母子・父子家庭が調査対象に少なかったことから, 分析を配偶者のいる世帯に限定した。
- 9) データの作成方法は, 制度変更前の2010年1月調査時点で子どもが1人以上3人以下いる55歳以下の男女にサンプルを限定し, 分析に必要なデータが4年分すべてそろっている者のみを抽出した。その結果, 491人の4年間に渡るデータ(サンプル数は1964)が作成された。推計結果については紙面の関係から省くが, リクエストがあれば筆者からお送りしたい。
- 10) カナダの児童手当の効果を検証したMilligan and Stabile(2011)では母親の鬱指標に対する効果を確認した一方, 主観的健康には影響がない

としている。米国のEITCの効果を検証したEvans and Garthwaite (2010) では既婚の母親について主観的健康を改善を報告している。また、同様にEITCの効果を分析したBoyd-Swan et al. (2013) は主観的健康について分析していないものの、鬱指標と主観的幸福感 (self-reported happiness) の両方で母親に対する効果を確認している。

- 11) 後述する心身症状指標に関する分析では、母親のサンプルでは「イライラ」の改善など心理的健康への影響が示唆されるのに対して、父親では「頭痛」や「風邪」などより身体的なアウトカムに効果が観察されている。それぞれの項目に関する考察は個別的に過ぎるため省略するが、仮に身体的に自覚症状がある場合に健康状態を「悪い」と回答すると考えるならば、主観的健康に関する効果の違いもある程度説明されると考えられる。

参考文献

- Averett, Susan, and Yang Wang. 2012. "The Effects of Earned Income Tax Credit Payment Expansion on Maternal Smoking." *Health Economics*, 22 1344-1359.
- Banerjee, Abhijit, Esther Duo, Gilles Postel-Vinay, and Tim Watts. 2010. "Long-Run Health Impacts of Income Shocks: Wine and Phylloxera in Nineteenth-Century France." *The Review of Economics and Statistics*, 92 (4) : 714-728.
- Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Ben-sira, Zeev. 1982. "The Scale of Psychological Distress (SPD) : Cross Population Invariance and Validity." *Research Communications in Psychology, Psychiatry and Behavior*, 7 329-346.
- Blow, Larura, Ian Walker, and Yu Zhu. 2012. "Who Benefits From Child Benefit?" *Economic Inquiry*, 50 (1) : 153-170.
- Boyd-Swan, Casey, Chris M. Herbst, John Ifcher, and Homa Zarghamee. 2013. "The Earned Income Tax Credit, Health, and Happiness." IZA Discussion Papers 7261, Institute for the Study of Labor (IZA) .
- Case, Anne, and Christina Paxson. 2002. "Parental Behavior And Child Health." *Health Affairs*, 21 (2) :164-178.
- Dahl, Gordon B., and Lance Lochner. 2012. "The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit." *American Economic Review*, 102 (5) : 1927-56.
- Deaton, Angus. 2003. "Health, Inequality, and Economic Development." *Journal of Economic Literature*, 41 (1) : 113-158.
- Evans, William N., and Craig L. Garthwaite. 2010. "Giving Mom a Break: The Impact of Higher EITC Payments on Maternal Health." NBER Working Papers 16296, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Frijters, Paul, John P. Haisken-DeNew, and Michael A. Shields. 2005. "The causal effect of income on health: Evidence from German reunification." *Journal of Health Economics*, 24 (5) : 997-1017.
- Gershoff, Elizabeth T., J. Lawrence Aber, C. Cybele Raver, and Mary Clare Lennon. 2007. "Income Is Not Enough: Incorporating Material Hardship Into Models of Income Associations With Parenting and Child Development." *Child Development*, 78 (1) : 70-95.
- Grossman, Michael. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy*, 80 (2) : 223-55.
- Gross, Tal, and Jeremy Tobacman. 2013. "Dangerous Liquidity and the Demand for Health Care: Evidence from the 2008 Stimulus Payments." *Journal of Human Resources* (2013) .
- Hoynes, Hilary W., Douglas L. Miller, and David Simon. 2012. "Income, the Earned Income Tax Credit, and Infant Health." (18206) : .
- Idler, Ellen L., and Yael Benyamini. 1997. "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies." *Journal of Health and Social Behavior*, 38 (1) : pp. 21-37.
- Lindahl, Mikael. 2005. "Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as an Exogenous Source of Variation in Income." *Journal of Human Resources*, 40 (1) : 144-168.
- Milligan, Kevin, and Mark Stabile. 2011. "Do Child Tax Benefits Affect the Well-Being of Children? Evidence from Canadian Child Benefit Expansions." *American Economic Journal: Economic Policy*, 3 (3) : 175-205.
- Mistry, Rashmita S., Elizabeth A. Vandewater, Aletha C. Huston, and Vonnice C. McLoyd. 2002. "Economic Well-Being and Children's Social Adjustment: The Role of Family Process in an Ethnically Diverse Low-Income Sample." *Child Development*, 73 (3) : 935-951.
- Propper, Carol, John Rigg, and Simon Burgess. 2007. "Child health: evidence on the roles of family income and maternal mental health from a UK birth cohort." *Health Economics*, 16 (11) : 1245-1269.
- Strully, Kate W., David H. Rehkopf, and Ziming Xuan. 2010. "Effects of Prenatal Poverty on Infant Health: State Earned Income Tax Credits and Birth Weight." *American Sociological Review*, 75 (4)

:534-562.

- Wyman, Peter, Jan Moynihan, Shirley Eberly, and Christopher Cox. 2007. "Association of family stress with natural killer cell activity and the frequency of illnesses in children." *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 161 (3) : 228-234.
- Yeung, W. Jean, Miriam R. Linver, and Jeanne Brooks-Gunn. 2002. "How Money Matters for Young Children's Development: Parental Investment and Family Processes." *Child Development*, 73 (6) :1861-1879.
- 宇南山, 卓. 2011. "児童手当が家計消費に与えた影響." *RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-021.
- 小林, 淑恵. 2010. "児童手当の家計への影響." 季刊社会保障研究, 47 (1) : 67-80.
- 是枝, 俊悟. 2011. "新旧児童手当と子ども手当の比較分析." *Legal Tax Report* (大和総研).
- 石井, 加代子. 2012. "JHPS2011 の概況." *Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series*.
- 赤林, 英夫, 野崎華世, 敷島千鶴. 2013. "JHPS2012 調査の概況." *Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series* (DP2012-006) : .
- 田中, 慶子. 2008. "児童手当の拡充と子育て世帯の家計." 家計経済研究, 80 39-44.
- 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 (2) : 137-158.
- 野口, 晴子. 2008. "世帯の経済資源が出産・育児期における女性の心理的健康に与える影響について - 「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析." 経済研究, 59 (3) : 209-227.
- 野口, 晴子. 2011. "社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察-「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析." 季刊社会保障研究, 46 (4) : 382-402.
- 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, 58 (4) : 101-115.
- 鈴木, 克洋. 2011. "子どもに対する手当の増額と年少扶養控除廃止の影響 - 世帯構成別及び所得別の影響試算." 経済のプリズム, 96.
- (たかく・れお 医療経済研究機構主任研究員)

附表：記述統計量

大項目	小項目	Obs	平均	標準偏差	最小値	最大値
児童手当	児童手当純受給額 (万円)	2327	16.14	10.85	0	44.1
健康指標	主観的健康	2327	2.17	0.96	1	5
	健康状態が良い (=1)	2327	0.60	0.49	0	1
	健康状態が悪い (=1)	2327	0.07	0.26	0	1
生活満足度・充実度	心身症状指標	2327	21.93	5.03	8	32
	総合指標	2327	11.05	2.79	4	16
	人と会うのが億劫になった	2327	0.76	0.43	0	1
生活習慣	仕事への集中力がなくなった	2327	0.79	0.41	0	1
	今の生活が不満がある	2327	0.50	0.50	0	1
	将来に不安を感じる	2327	0.39	0.49	0	1
入院歴	週3日以上の飲酒 (=1)	2327	0.40	0.49	0	1
	全く飲まない (=1)	2327	0.25	0.43	0	1
	喫煙 (=1)	2327	0.36	0.48	0	1
BMI	人間ドック・健診・予防接種の受診 (=1)	2276	0.29	0.45	0	1
	運動・ジム通い・サプリメントの摂取 (=1)	2252	0.26	0.44	0	1
	BMI	2063	22.26	3.47	14.8	36.8
入院歴	入院歴	2327	0.03	0.18	0	1
	喫煙	2327	0.34	0.47	0	1
	ときどき吸う	2327	0.03	0.16	0	1
飲酒	今は吸わない	2327	0.21	0.41	0	1
	以前から吸わない	2327	0.43	0.50	0	1
	全く飲まない	2327	0.36	0.48	0	1
転居	月に数回	2327	0.40	0.49	0	1
	週に1~2回	2327	0.25	0.43	0	1
	週に3回以上	2327	0.10	0.30	0	1
子どもの通う学校	転居	2327	0.08	0.27	0	1
	保育園	2327	0.26	0.56	0	3
	幼稚園	2327	0.15	0.37	0	2
世帯人数	小学校	2327	0.63	0.72	0	3
	中学校	2327	0.25	0.48	0	2
	世帯人数	2327	4.34	1.24	1	9
年齢別子どもの数	0歳	2327	0.01	0.11	0	1
	1歳	2327	0.09	0.29	0	2
	2歳	2327	0.12	0.33	0	2
	3歳	2327	0.13	0.33	0	1
	4歳	2327	0.14	0.34	0	1
	5歳	2327	0.13	0.34	0	1
	6歳	2327	0.12	0.33	0	1
	7歳	2327	0.12	0.32	0	1
	8歳	2327	0.10	0.30	0	1
	9歳	2327	0.11	0.31	0	1
	10歳	2327	0.10	0.30	0	1
	11歳	2327	0.11	0.31	0	1
	12歳	2327	0.11	0.31	0	2
	13歳	2327	0.10	0.29	0	1
	14歳	2327	0.09	0.29	0	1
15歳	2327	0.08	0.27	0	2	