

子どもの医療費助成・通院・健康

別 所 俊一郎

I はじめに

日本の地方政府はさまざまな業務を行っている。なかでも所得再分配の執行において地方政府の果たす役割は大きいし、地方単独事業として所得再分配的な政策を施行している。医療分野においても地方単独事業は存在する。子育て世帯の経済的負担の軽減と子どもの保健や福祉の充実を目的とし、公的医療保険の自己負担分を助成する乳幼児医療費助成制度¹⁾はその一例である。本稿ではこの助成制度が子どもの通院行動と健康に与える効果を検証する。

乳幼児医療費助成は、1961年に岩手県沢内村（現・西和賀村）に導入されて以来、90年代半ばにはすべての都道府県で実施され〔西川・山崎 2010〕、多くの地域で未就学児までが助成の対象となっている。にもかかわらず、多田〔2005〕、岩本〔2010〕を数少ない例外として、その効果について定量的な分析は多くない。本稿はこのギャップを埋めようとするものである。合衆国では、子どもの社会経済的地位と健康状態に正の相関が見られる〔Case et al. 2002, Currie and Stabile 2003, Condliffe and Link 2008〕ことから、低所得者向けのメディケイド（Medicaid）の効果が研究されてきた〔e.g., Currie and Gruber 1996, Dafny and Gruber 2005〕。Buchmueller et al.〔2005〕はそれまでの研究を概観し、Medicaidの対象となると子どもの年間外来回数が約1回増加するとまとめている。Currie et al.〔2008〕はこのような制度が社会経済的地位と健

康状態の正の相関を弱め、健康状態の向上に寄与する効果をもつことを示している。Medicaidの対象となるほど低所得ではないが民間保険を購入する経済的余地の少ない世帯の子どもの対象とするSCHIP（State Children's Health Insurance Program）も医療サービスへのアクセス改善に寄与してきた〔Davis 2005〕。

本稿の目的は、乳幼児医療費助成制度の地域的な差異を用い、個票データを使って、日本におけるこの助成が子どもの保健や福祉の充実、具体的には医療サービス消費と健康状態に与える効果を検討することにある。

本稿の貢献は2つある。ひとつは、医療サービス消費への医療費助成の影響を個票を用いて推定したことである。すでに多田〔2005〕が受療率を用いて、岩本〔2010〕が医療費を用いて乳幼児医療費助成制度の医療サービス消費へのプラスの効果を検出しているが、いずれも都道府県ごとの集計データを用いており、それぞれの子どもの社会経済的地位を十分に反映できてはいない。本稿では子どもの属する世帯の属性を制御した推定を行っている。いまひとつの貢献は、子どもの健康状態への効果を推定している点である。医療費助成が医療サービスへのアクセスを改善し、早期の治療等を通じて子どもの健康状態を改善していれば、医療サービス消費は必ずしも増加しないかもしれないから、医療サービス消費への影響とともに健康状態への効果を検討することには意味があろう。

推定結果とその示唆は以下のようにまとめられる。第1に、医療費助成の影響は、小学生（7歳

～12歳)の調査時点での通院確率に正の効果を与える。その大きさは約8%ポイントであり、通院確率は17%であるから、無視できる大きさではない。第2に、このような効果は未就学児(3歳～6歳)には統計的には検出されず、小学生でも男子や低所得者世帯では検出されない。第3に、主観的な健康評価や、過去1か月に床についたり普段の活動ができなかったりすることへの影響は、統計的には有意には検出されない。それゆえ、乳幼児医療費助成の医療費や受療率への影響を検討している多田〔2005〕や岩本〔2010〕と異なり、本稿の結果は、この助成が未就学児の医療サービス消費や健康状態に与える効果は限定的であることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。つづく第Ⅱ節では乳幼児医療費制度の概要を説明し、用いるデータを第Ⅲ節で説明する。通院行動への影響は第Ⅳ節で、健康状態への影響は第Ⅴ節で検討される。第Ⅵ節はまとめに充てられる。

Ⅱ 乳幼児医療費助成制度

1 概要

子どもは一般には公的医療保険制度では被保険者の被扶養者の立場にあり、その医療給付に関する自己負担率は義務教育就学前まで20%、就学後30%である。乳幼児医療費助成制度とは、子どもの保健・福祉を充実し、子育て世帯の経済的負担を軽減するために、子どもにかかる医療費の自己負担分を都道府県と市町村で助成する制度である。2000年前半時点ですべての都道府県がこの助成を実施しているから、どの市町村においてもなんらかの助成を受けることができる。実施主体は市町村であり、市町村は都道府県の設定する助成制度を拡充している場合も多いため、市町村ごとに実際に受けられる助成は異なる。すべての都道府県で実施されているものの、地方単独事業であるため中央政府からの補助や交付税措置は行われていない。

本稿で依拠する地方政府の乳幼児医療費助成制度の情報は、「加除式全国市町村医療費助成制度

一覧」(国民健康保険中央会編集，社会保険出版社発行)から得た，2008年4月30日時点のものである。この一覧は都道府県・市区町村の医療費助成事業について、乳幼児を対象とするもの以外を含めた情報を提供している。得られる情報は、助成の対象者の範囲、所得制限の内容、助成の内容と方法、診療報酬明細書での表示である。また、実施主体である市町村へは都道府県から補助が行われており、都道府県の設定する助成の範囲については都道府県と市町村が費用を折半していることが多いこともわかる。

本稿の検討の対象は、医療費助成制度のうち乳幼児や青少年少女一般を対象とする助成制度であり、「乳幼児医療費助成事業」といった名称が付されている事業である。対象とする子どもの年齢は12歳(小学校卒業)までとする²⁾。12歳までの乳幼児や青少年少女が対象者に含まれる医療費助成事業であっても、障害者、ひとり親家庭の子ども、難病等の特定疾患を持つ子ども、被爆者の子ども等、特定の子どものとくに対象とする事業は本稿の検討の範囲外である。また、妊産婦を対象とする助成も対象としない。

乳幼児医療費助成制度は、助成の対象者の範囲、所得制限の内容、助成の内容と方法によって特徴付けられる。本稿では助成の対象者範囲、とりわけ助成の対象となる上限年齢に注目する。しかし、都道府県間・市町村間での制度の差異は年齢だけで単純に決定されるものではない。入院と外来で異なる年齢が適用されることもあるし、世帯内の子どもの数・児童手当の給付・所得税・市町村民税や入院日数・外来回数によっても異なる。助成方法は現物給付と償還払いに大別される。これも、現物給付を基本としつつ、市町村外・都道府県外や指定外医療機関での受診のときには償還払いとする、といった規定を置くところもある。

2 都道府県の設定する助成

都道府県単位で実施している乳幼児医療費制度の対象者と所得制限の概略は表1に示されている。

都道府県が定める対象者の範囲について3点指摘できよう。第1に、対象者の範囲を未就学児と

表1 都道府県の乳幼児医療費助成制度の概略

都道府県	対象者範囲 入院	外来	所得制限
北海道	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
青森	未就学児	3歳児まで	児童手当に準拠
岩手	未就学児	未就学児	児童手当に準拠*
宮城	未就学児	3歳未満	別に定める
秋田	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
山形	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
福島	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
茨城	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
栃木	小学校3年生	小学校3年生	なし
群馬	中学校卒業まで	未就学児	なし
埼玉	未就学児	未就学児	あり
千葉	未就学児	4歳未満	なし
東京	中学校卒業まで	中学校卒業まで	児童手当に準拠
神奈川	中学校卒業まで	未就学児	児童手当に準拠
新潟	小学校卒業まで	3歳児まで	1歳以上は児童手当に準拠
富山	未就学児	3歳児まで	なし
石川	未就学児	3歳児まで	児童手当
福井	3歳未満	3歳未満	なし
山梨	未就学児	5歳未満	なし
長野	未就学児	未就学児	なし
岐阜	未就学児	未就学児	なし
静岡	未就学児	未就学児	あり
愛知	中学校卒業まで	未就学児	なし
三重	未就学児	4歳未満	児童手当に準拠
滋賀	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
京都	小学校卒業まで	未就学児	なし
大阪	未就学児	2歳児まで	児童手当に準拠
兵庫	小学校3年生まで	小学校3年生まで	児童手当に準拠
奈良	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
和歌山	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
鳥取	未就学児	未就学児	なし
島根	未就学児	未就学児	3歳以上は児童手当に準拠
岡山	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
広島	未就学児	未就学児	児童手当に準拠
山口	未就学児	未就学児	父母の市町村税による
徳島	7歳未満	7歳未満	児童手当に準拠
香川	6歳未満	6歳未満	児童手当に準拠
愛媛	未就学児	未就学児	なし
高知	未就学児	未就学児	父母の市町村税による
福岡	未就学児	3歳未満	なし
佐賀	未就学児	3歳未満	なし
長崎	未就学児	未就学児	なし
熊本	4歳未満	4歳未満	児童手当に準拠
大分	未就学児	未就学児	なし
宮崎	未就学児	3歳未満	なし
鹿児島	6歳未満	6歳未満	なし
沖縄	5歳未満	3歳未満	なし

出典)「全国市町村医療費助成制度一覧」より作成。対象者範囲・所得制限ともに、世帯内の子どもの数等に依存する等、より複雑な規定を置く都道府県もある。

している都道府県が多い。入院については33道府県、外来については26道府県が対象を未就学児としている。第2に、対象者の範囲が入院と外来で異なる府県が17あり、いずれも入院の場合のほうが対象者が広い。これは、一般に入院は外来に比べて医療費がかさむため、より効率的な所得再分配を行うためであろう。第3に、19府県が所得制限を設けていない。所得制限を設けている残りの都道府県の多くは、児童手当の特例給付と同じ所得制限額を用いている。厚生労働省の児童手当事業年報から推計すると近年では80%以上の児童が児童手当の対象となっているから、対象者の範囲に入っている子どものうち、所得制限によって助成を受けられない比率はそれほど多くないと推測される。

3 市町村の設定する助成

市町村による助成拡充の方法は、助成の対象となる上限年齢の引き上げ、所得制限の解除、食療養費への助成の追加等である。これらの拡充により、ひとつの都道府県内であっても居住する市町村が異なれば適用される医療費助成制度は異なる。

そこで、2008年4月時点で各都道府県の各年齢の子どものどれほどが医療費助成（外来）の対象になっているかを推計した。推計にあたっては、市町村の助成の拡充のうち適用上限年齢の引き上げのみを考慮し、所得制限や、ひとり親家庭の子どもに対する助成などの他の助成制度は考慮していない。また、市町村にいる子どもの数は、2005年時点での3歳下の人口と等しい（たとえば、2008年の12歳人口は2005年の9歳人口に等しい）と仮定して、2005年国勢調査の結果を用いた。

3歳・6歳・7歳・9歳・12歳についての推計結果は表2に示されている。市町村による制度の拡充により、所得制限を考慮しなければ6歳児のすべてが助成の対象となる都道府県が多い。富山・石川・福井・佐賀の各県は、都道府県の設定する上限年齢は低いものの、ほとんどの市町村が上限年齢を引き上げているために、6歳児のほとんどが助成の対象となっている。宮城・千葉・新潟・

大阪の府県でも同様の傾向がみられる。他方、7歳以上の就学児への助成については市町村間でばらつきが見られ、その結果、6歳と7歳（未就学と就学）で助成の対象となる比率に大きな差がみられる。

Ⅲ データ

本稿では、2007（平成19）年「国民生活基礎調査」の個票を用いる。本稿の対象は、入院していない3歳から12歳までの子どもである。ひとり親世帯の子どもは他の助成の対象となることが多いから、ここでは核家族世帯・三世帯家族に分析を限定する。サンプルサイズは53,562である。2歳以下の乳幼児は、すべての都道府県で医療費助成の対象となっているから、検討の対象としない。ただし、以下の分析では欠損値によってサンプルサイズが減少する場合がある。

「国民生活基礎調査」では医療サービス消費に関するいくつかの質問が健康票に設定されている。入院していない3歳から12歳までの子どもが保護者の協力のもとで回答する、医療サービス消費についての質問は以下の3つである。第1は、ここ数日の自覚症状の有無を問う質問の更問いの、「最も気になる症状に対してなんらかの治療をしていますか」である。回答は複数回答可能な多岐選択方式であり、その選択肢の1つが「病院・診療所に通っている」である³⁾。第2は、「現在、傷病で病院や診療所、あんま・はり・きゅう・柔道整復師（施術所）に通っていますか」である。「通っている」と答えた場合には、原因となる傷病も多岐選択式で質問される。第3は、「5月中に病気やけが等で支払った費用はありましたか。支払った費用があった場合には、千円未満を四捨五入して記入してください」である。

本稿ではこれら3つの質問のうち、最初の2つの質問に注目する。第3の質問が尋ねている「支払った費用」は、医療サービス消費「量」をより正確に反映すると考えられるかもしれないが、消費「量」の決定は消費者の意思決定だけでなく医療者の判断が必要となること、この質問での費用

表2 乳幼児医療費助成の対象となる比率（外来，推計値）

都道府県	3歳	6歳	7歳	9歳	12歳
北海道	100.0	100.0	6.6	7.1	6.9
青森	100.0	5.4	1.8	1.8	1.6
岩手	100.0	100.0	2.9	0.0	0.0
宮城	94.2	76.4	2.6	2.6	2.5
秋田	100.0	100.0	8.0	7.7	8.2
山形	100.0	100.0	0.6	0.6	0.0
福島	100.0	100.0	4.7	3.9	3.1
茨城	100.0	100.0	7.4	7.5	7.9
栃木	100.0	100.0	100.0	100.0	10.1
群馬	100.0	100.0	100.0	100.0	46.3
埼玉	100.0	100.0	14.6	11.6	10.0
千葉	100.0	88.8	0.0	0.0	0.0
東京	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
神奈川	100.0	100.0	8.6	8.6	0.3
新潟	100.0	87.9	2.9	2.7	2.8
富山	100.0	100.0	16.6	16.6	10.2
石川	100.0	100.0	41.1	37.2	36.1
福井	100.0	100.0	1.1	1.2	1.2
山梨	100.0	43.4	34.3	33.5	33.1
長野	100.0	100.0	33.4	31.8	19.6
岐阜	100.0	100.0	61.3	60.9	59.6
静岡	100.0	100.0	26.7	9.9	8.5
愛知	100.0	100.0	59.6	58.1	39.1
三重	100.0	44.0	1.6	1.7	0.4
滋賀	100.0	100.0	1.7	1.4	1.4
京都	100.0	100.0	4.0	4.3	0.8
大阪	95.4	81.2	3.5	0.0	0.0
兵庫	100.0	100.0	100.0	100.0	38.9
奈良	100.0	100.0	0.3	0.2	0.3
和歌山	100.0	100.0	1.8	1.5	0.8
鳥取	100.0	100.0	17.2	16.7	18.0
島根	100.0	100.0	4.1	4.4	4.4
岡山	100.0	100.0	23.7	24.3	13.4
広島	100.0	100.0	24.0	24.0	23.3
山口	100.0	100.0	0.9	0.9	1.0
徳島	100.0	100.0	18.9	11.8	1.0
香川	100.0	9.9	7.7	1.5	2.0
愛媛	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
高知	100.0	100.0	3.0	3.6	3.1
福岡	86.3	64.0	0.0	0.0	0.0
佐賀	99.0	97.2	0.0	0.0	0.0
長崎	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
熊本	100.0	99.6	14.2	13.6	3.6
大分	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
宮崎	42.4	15.5	0.1	0.1	0.1
鹿児島	100.0	58.2	4.2	4.4	0.0
沖縄	41.5	8.5	0.6	0.7	0.7

出典)「全国市町村医療費助成制度一覧」より作成。外来について、各市町村の助成上限年齢より低い子どもの県内シェアを推計したもの。市町村の各年齢の人口は、2005年国勢調査における当該年齢の3歳下の年齢に等しいと仮定している。所得制限や、他の医療費助成制度は考慮していない。

には市販の薬への支払いも含まれていることから、本稿では分析の対象としない。最初の2つの質問にも問題が残る。第1の質問は自覚症状の有無を問うた後にその治療法を尋ねているが、とくに治療が行われなかった自覚症状は記録されていない可能性がある。そこで、自覚症状の記録がない子どもも「通院していない」とみなした。第2の質問は、調査時点での通院の有無を尋ねているだけなので、なんらかの治療が必要と感じられたときに通院が選ばれるかどうかという分析には適していないかもしれない。

通院の有無は、この2つの質問に対して「病院・診療所に通っている」を選んだか否かの2値変数によって表現される。自覚症状の有無を問うた後にその治療法を尋ねている第1の質問は複数回答を認めているので、他の治療法を併用したことを否定していない。調査時点での通院の有無を尋ねている第2の質問については、通院の原因となっている傷病によるサンプル選択は行わない。

医療費助成は、乳幼児のいる世帯への援助であるとともに、乳幼児の保健の向上と福祉の増進も目的としているから、健康状態を被説明変数とする分析も行う。ここでは、6歳以上の世帯員に対して質問している全般的な健康状態を用いる。5個の選択肢「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」のうち、「よい」と答えた子どもが49.5%を占めているので、「よい」と答えたときに1をとるダミー変数を作成して被説明変数とする。この5段階を5から1の整数に対応させた被説明変数も作成した。また、この調査では「過去1か月の間に健康上の問題で床についたり、普段の活動ができなかった日数」も質問されているので、そのような日がないときに1をとるダミー変数も被説明変数として用いる。なお「普段の活動ができなかった日」がないと答えた子どもの比率は84.6%である。

子どもが医療費助成の対象になっているかどうかは、年齢と都道府県によって判定する。前節で述べたように、都道府県のみならず、その下位政府である市町村も独自事業として医療費助成を行っていることが多いが、われわれにはそれぞれの子

ども（世帯）がどの市町村に居住しているかの情報は利用可能ではない。また、助成には月あたりの限度額や定額負担が規定されていることもあるが、それらの対象になるかどうかはわれわれの利用可能なデータからは判断できない。本稿では表2を用いて、以下の3種類の変数を作成した。第1は、各都道府県・各年齢において、すべての子どもが医療費助成の対象となっているとき、当該都道府県・年齢の子どもは助成の対象となっているとみなしたダミー変数である（助成ダミーⅠ）。第2は、各都道府県・各年齢において、50%以上の子どもが医療費助成の対象となっているとき、当該都道府県・年齢の子どもは助成の対象となっているとみなしたダミー変数である（助成ダミーⅡ）。第3は、各都道府県・各年齢において医療費助成の対象となっている子どもの比率である（助成対象比率）。この変数は0から1までの値をとる連続変数である。いずれについても、都道府県レベルで所得制限があるときには、児童手当を給付されない世帯の子どもは助成の対象外とみなした。すなわち、市町村による所得制限の解除は考慮されない。

表3はこのようにして作成した医療費助成ダミーの標本統計量を示したものである。3歳から6歳ではかなりの都道府県でほとんどの子どもが医療費助成の対象になっているのに比べ、7歳以上の就学児では栃木・群馬・東京・兵庫・岐阜・愛知以外の子どもは助成の対象となっていないことになっている。

医療サービス消費と健康状態へ影響しうる他の変数として、性別・年齢・兄弟姉妹の存在・保育状況（3歳から6歳まで）・世帯属性・家計所得を利用する。兄弟姉妹については、兄もしくは姉がいる、弟もしくは妹がいるというダミー変数を作成した⁴⁾。世帯属性としては、専業主婦ダミー（母親が働いていない）・母親の労働時間・非核家族ダミー・父母の年齢を用いた。所得情報は所得票から得られ、所得票は健康票が配られたすべての世帯に配られているわけではないことから、所得情報が利用できる観測値は限定される。家計所得は、ふだんの健康水準と正の相関をもっている

表3 乳幼児医療費助成の対象となる比率（外来、標本平均）

都道府県	3歳～6歳			7歳～12歳		
	100%	90%	50%	100%	90%	50%
	助成Ⅰ		助成Ⅱ	助成Ⅰ		助成Ⅱ
北海道	98.4	98.4	98.4	0.0	0.0	0.0
青森	23.9	23.9	23.9	0.0	0.0	0.0
岩手	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
宮城	0.0	25.1	98.6	0.0	0.0	0.0
秋田	99.5	99.5	99.5	0.0	0.0	0.0
山形	99.5	99.5	99.5	0.0	0.0	0.0
福島	98.9	98.9	98.9	0.0	0.0	0.0
茨城	97.9	97.9	97.9	0.0	0.0	0.0
栃木	100.0	100.0	100.0	48.6	48.6	48.6
群馬	100.0	100.0	100.0	49.7	49.7	49.7
埼玉	99.5	99.5	99.5	0.0	0.0	0.0
千葉	26.7	26.7	99.5	0.0	0.0	0.0
東京	99.4	99.4	99.4	95.8	95.8	95.8
神奈川	99.2	99.2	99.2	0.0	0.0	0.0
新潟	21.6	21.6	98.6	0.0	0.0	0.0
富山	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
石川	99.6	99.6	99.6	0.0	0.0	0.0
福井	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
山梨	49.7	49.7	49.7	0.0	0.0	0.0
長野	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
岐阜	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	100.0
静岡	99.6	99.6	99.6	0.0	0.0	0.0
愛知	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	51.4
三重	25.1	25.1	47.4	0.0	0.0	0.0
滋賀	98.9	98.9	98.9	0.0	0.0	0.0
京都	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
大阪	0.0	24.3	99.2	0.0	0.0	0.0
兵庫	99.4	99.4	99.4	46.5	46.5	46.5
奈良	97.7	97.7	97.7	0.0	0.0	0.0
和歌山	98.5	98.5	98.5	0.0	0.0	0.0
鳥取	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
島根	99.8	99.8	99.8	0.0	0.0	0.0
岡山	99.0	99.0	99.0	0.0	0.0	0.0
広島	99.2	99.2	99.2	0.0	0.0	0.0
山口	98.3	98.3	98.3	0.0	0.0	0.0
徳島	99.0	99.0	99.0	0.0	0.0	0.0
香川	75.2	75.2	75.2	0.0	0.0	0.0
愛媛	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
高知	99.7	99.7	99.7	0.0	0.0	0.0
福岡	0.0	0.0	99.0	0.0	0.0	0.0
佐賀	0.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
長崎	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
熊本	21.9	98.3	98.3	0.0	0.0	0.0
大分	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
宮崎	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
鹿児島	74.6	74.6	100.0	0.0	0.0	0.0
沖縄	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。外来について、それぞれの子どもが医療費助成の対象となっているかどうかのダミーを作成したもの。標本平均値。「100%」「90%」「50%」はそれぞれ、各都道府県で各年齢の子どもの100%、90%、50%が助成の対象となっているとき(表2を参照)に、当該都道府県・年齢の子どもの1を付与して変数を作成したことを示す。都道府県レベルでの所得制限を考慮している。

とも考えられるため、ふだんの健康水準を制御するためにも使われる。推定においては、世帯所得を世帯人員の平方根で除した等価所得の対数値を用いている。また、医療サービス消費に影響すると思われる供給面の情報、すなわち、病院や診療所・医師の分布の情報も、観測誤差が大きくなるために、用いていない。

IV 通院の有無

1 推定式と推定方法

保険医療機関で支払う自己負担に対する助成である医療費助成制度の、病院・診療所の利用への効果を計測するため、通院の有無を表す2値変数を被説明変数とする線形確率モデルを推定する。とくに着目する説明変数は、子どもが都道府県の医療費助成の対象となっているか否かを示す2値変数である⁵⁾。この変数は計量経済学的な意味で内生性をもっているかもしれない〔Cuurrie and Gruber 1996, Currie et al. 2008〕。前述したように、都道府県のみならず市町村も独自に医療費助成を行っている。本稿では各世帯が居住する市町村の情報は利用可能ではないから、助成を表すダミー変数の値と、助成の利用が対応していないかもしれない。また、とくに償還払いのケースでは、医療費助成を受けられるにもかかわらずこれを利用してないこともあるかもしれない。それゆえ、助成を表す変数は観測誤差を含んでいる。さらに、もし医療費助成を受けるために世帯が移住をしていれば、同時性の問題も否定できない。したがって、通常の最小2乗推定量は一致性を持たない。そこで、これらの問題に対処するために2段階最小2乗法(2SLS)による推定を行い、バイアスの修正を試みる。

2段階最小2乗法に必要な除外される操作変数は、通院についての推定式の誤差項と相関を持たず、医療費助成の適用と相関を持つ必要がある。本稿では操作変数として、ラグを取って2006年度の各都道府県の1人当たり税収と一般財源(の対数値)を用いる。医療費助成は都道府県・市町村による単独事業であるから、その実施は各地方

政府の財政力に依存することは十分に考えられる。地方政府の財政力はその地域に住む住民の所得にも強く依存するが、税収には個人住民税以外の法人住民税や固定資産税、一般財源には地方交付税交付金が含まれる。また、5歳から14歳の年齢層の都道府県別の人口変化率は4%ていど⁶⁾であり、移住の規模は大きくない。それゆえ、操作変数と通院行動についての推定式の誤差項との相関は大きくないと考えられる。もちろん、都道府県の財政力をはじめとする操作変数が誤差項と相関している可能性は否定できないから、過剰識別制約検定によって外生性を確認することとしたい。

推定は3歳から6歳と7歳から12歳までを分割しておこなう。これは、保育状況についての質問が6歳までの子どもについてのみ行われており利用できる変数が異なることと、就学後には保健室が利用できる等の事情により通院行動が変化すると考えられるからである。

2 回帰分析：3歳から6歳

3歳から6歳までのサンプルを用いた線形確率モデルの推定結果は表4に示されている。左2列(1)(2)は、自覚症状があるときの治療法としての通院の有無を被説明変数とした、右2列(3)(4)は調査時点での通院の有無を被説明変数とした推定結果を示している。(2)(4)では所得変数を説明変数に追加しており、そのためサンプルサイズが小さくなっている。操作変数については、Cragg-DonaldのF統計量⁷⁾は十分に大きく、操作変数が弱くないことを示唆しており、Sargan統計量は(3)を除いてそれほど大きくないことから、適切であると考えられよう。

医療費助成ダミーの係数をみると符号は正負いずれのケースもあるものの、いずれも統計的に有意にゼロとは異ならない。等価所得が説明変数に入っていない(1)(3)と、入っている(2)(4)を比べてみると係数推定値の大きさはかなり変化しており、等価所得が省略変数バイアスを発生させているのかもしれない。

その他の説明変数についてみると、母親の労働時間をはじめとする世帯属性とともに、おもな保

表4 現在の通院（3歳～6歳，線形確率モデル，2SLS）

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	治療	治療	通院	通院
所得変数	含まない	含む	含まない	含む
助成ダミー I	0.044 (0.041)	-0.219 (0.151)	0.042 (0.043)	0.141 (0.161)
祖父母のみ保育	-0.034 (0.060)	-0.013 (0.206)	-0.003 (0.064)	-0.182 (0.212)
父母と祖父母のみ保育	-0.012 (0.041)	-0.041 (0.125)	-0.046 (0.042)	-0.067 (0.129)
施設保育のみ	0.063 *** (0.015)	0.089 ** (0.043)	0.030 * (0.015)	0.034 (0.044)
父母と施設保育	0.086 *** (0.016)	0.023 (0.049)	0.054 *** (0.017)	0.032 (0.050)
祖父母と施設保育	0.137 *** (0.030)	0.219 ** (0.089)	0.050 (0.031)	0.071 (0.093)
父母と祖父母と施設保育	0.133 *** (0.027)	0.253 *** (0.094)	0.084 *** (0.028)	0.175 * (0.097)
他の保育パターン	0.015 (0.020)	0.062 (0.063)	0.014 (0.021)	-0.016 (0.065)
兄・姉	-0.061 *** (0.008)	-0.064 ** (0.025)	-0.042 *** (0.008)	-0.071 *** (0.026)
弟・妹	-0.003 (0.008)	-0.014 (0.026)	-0.007 (0.008)	-0.035 (0.027)
非核家族	-0.006 (0.013)	-0.011 (0.042)	-0.006 (0.014)	0.003 (0.044)
母親労働時間	-0.004 * (0.002)	-0.013 * (0.007)	-0.001 (0.002)	-0.017 ** (0.008)
専業主婦	0.003 (0.012)	0.006 (0.041)	-0.015 (0.013)	-0.106 ** (0.042)
等価所得		0.025 (0.026)		-0.010 (0.027)
性別年齢ダミー	yes	yes	yes	yes
Cragg-Donald Wald F-stat	262.37	19.63	260.49	18.42
Sargan stat	3.461	0.237	9.871	0.916
p-value	(0.063)	(0.626)	(0.002)	(0.338)
Adjusted-R2	0.011	-0.055	0.004	0.001
N	13208	1319	12963	1296

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*, **, ***は、それぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意に0と異なることを示す。等価所得は、世帯所得を世帯人員の平方根で除した値の対数値、兄・姉、弟・妹はそれぞれダミー変数。

育者が誰かということに大きな影響を受けていることが見て取れる。すなわち、ベースグループとなっている父母のみの保育のグループよりも施設での保育や祖父母による保育を受けている子どものほうが通院確率が統計的に有意に高くなっている。また、兄弟がいるときには通院確率が統計的に有意に低くなっている。

3 回帰分析：7歳から12歳

7歳から12歳までのサンプルを用いた線形確率モデルの推定結果は表5に示されている。表4と同様に、左2列(1)(2)は、自覚症状があるときの治療法としての通院の有無を被説明変数とした、右2列(3)(4)は調査時点での通院の有無を被説明変数とした推定結果を示している。操作変数については、Cragg-DonaldのF統計量は十分に大き

表5 現在の通院（7歳～12歳，線形確率モデル，2SLS）

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	治療	治療	通院	通院
所得変数	含まない	含む	含まない	含む
助成ダミー I	0.027 * (0.015)	0.031 (0.047)	0.089 *** (0.018)	0.080 (0.056)
兄・姉	-0.027 *** (0.004)	-0.024 * (0.014)	-0.042 *** (0.005)	-0.044 *** (0.017)
弟・妹	0.005 (0.005)	0.001 (0.015)	0.003 (0.006)	-0.028 (0.018)
非核家族	0.000 (0.006)	0.003 (0.018)	0.007 (0.007)	0.014 (0.022)
母親労働時間	-0.003 *** (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.005 *** (0.001)	-0.002 (0.004)
専業主婦	-0.002 (0.007)	0.006 (0.022)	-0.015 * (0.008)	0.016 (0.027)
等価所得		0.020 (0.013)		0.025 * (0.015)
性別年齢ダミー	yes	yes	yes	yes
Cragg-Donald Wald F-stat	6238.70	646.98	6118.04	634.79
Sargan stat	0.073	0.482	2.680	0.258
p-value	(0.787)	(0.487)	(0.102)	(0.611)
R2	0.006	0.009	0.007	0.011
N	25665	2559	25141	2511

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*, **, ***は、それぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意に0と異なることを示す。等価所得は、世帯所得を世帯人員の平方根で除した値の対数値、兄・姉、弟・妹はそれぞれダミー変数。

く、操作変数が弱くないことを示唆しており、Sargan統計量も小さいことから、適切であると考えられる。

医療費助成ダミーの係数をみると、表5のすべてのケースでプラスに推定されており、(1)(3)で統計的に有意にゼロと異なっている。説明変数に等価所得が入っていてもいなくても係数推定値は大きく変化していない。効果の大きさは、(1)(2)では約3%ポイント、(3)(4)ではおおよそ8%ポイントである。推定に用いたサンプルのなかで、自覚症状があって通院した比率は全体の11%、現在通院している比率は17%であるから、推定された限界効果の大きさは無視できる大きさではない。

世帯属性については、3歳から6歳のケースと同じく、年上の兄姉の存在や母親の労働時間の長さが通院確率を下げていることが確率を上げていることが見てとれる。

4 頑健性の確認

表4・表5の結果からは、乳幼児医療費助成は未就学児（3歳～6歳）の通院確率を変化させないが、小学生（7歳～12歳）の現在の通院確率を増加させるといえよう。このような結果の頑健性を表6から確認しよう。なお表6には単純なOLSによる推定結果も示している（行b）⁸⁾。パネルAには3歳から6歳についての、パネルBには7歳から12歳についての結果を示している。

第1に、「最も気になる症状に対してなんらかの治療をしていますか」の質問について、自覚症状がないと答えた子どもをサンプルから除去した（行c）。3歳から6歳についても、7歳から12歳についても、いずれもケースでも係数は統計的に有意にゼロとは異ならず、この点で2SLSと整合的である。

第2に、前述した助成ダミーⅡ・助成対象比率を用いた（行d）。これら2つの変数で推定結果に大きな差は見られない。3歳から6歳については、

表6 通院への医療費助成の効果（3歳～12歳，線形確率モデル，頑健性チェック）

パネルA：3歳～6歳	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	治療	治療	通院	通院
所得変数	含まない	含む	含まない	含む
a. 基本ケース（表4）	0.044 (0.041)	-0.219 (0.151)	0.042 (0.043)	0.141 (0.161)
b. OLS	0.002 (0.008)	0.019 (0.025)	0.009 (0.008)	0.058 ** (0.027)
c. 自覚症状ありのみ	0.007 (0.113)	-0.448 (0.521)		
d-1. 助成ダミーⅡ	0.095 * (0.052)	-0.314 (0.204)	0.127 ** (0.054)	0.255 (0.222)
d-2. 助成対象比率	0.109 * (0.066)	-0.387 (0.255)	0.136 ** (0.068)	0.280 (0.277)
e-1. 男子のみ	0.096 (0.060)	-0.119 (0.268)	0.086 (0.062)	0.336 (0.306)
e-2. 女子のみ	-0.003 (0.056)	-0.297 * (0.180)	0.001 (0.058)	0.065 (0.183)
f-1. 等価所得300万円以下		-0.028 (0.133)		0.240 (0.151)
f-2. 等価所得300万円以上		-0.230 (0.357)		0.446 (0.382)
g. 核家族のみ	0.057 (0.042)	-0.237 (0.154)	0.052 (0.044)	0.156 (0.162)

パネルB：7歳～12歳	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	治療	治療	通院	通院
所得変数	含まない	含む	含まない	含む
a. 基本ケース（表5）	0.027 * (0.015)	0.031 (0.047)	0.089 *** (0.018)	0.080 (0.056)
b. OLS	0.011 (0.008)	0.012 (0.027)	0.043 *** (0.010)	0.085 *** (0.032)
c. 自覚症状ありのみ	0.036 (0.049)	0.137 (0.166)		
d-1. 助成ダミーⅡ	0.023 * (0.013)	0.022 (0.039)	0.080 *** (0.015)	0.070 (0.047)
d-2. 助成対象比率	0.023 * (0.012)	0.023 (0.039)	0.077 *** (0.015)	0.069 (0.047)
e-1. 男子のみ	0.025 (0.022)	0.009 (0.075)	0.079 *** (0.026)	0.004 (0.088)
e-2. 女子のみ	0.027 (0.019)	0.046 (0.058)	0.097 *** (0.024)	0.134 * (0.070)
f-1. 等価所得300万円以下		0.065 (0.072)		-0.029 (0.088)
f-2. 等価所得300万円以上		-0.006 (0.061)		0.127 * (0.071)
g. 核家族のみ	0.021 (0.015)	-0.005 (0.048)	0.086 *** (0.018)	0.048 (0.057)

出典）「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*，**，***は，それぞれ有意水準10%，5%，1％で統計的に有意に0と異なることを示す。説明変数は前掲表4，5と同じ。

等価所得が説明変数に含まれていないときに統計的に正の影響がみられるが、等価所得が説明変数に含まれる場合と係数推定値はかなり異なる。7歳から12歳については、助成ダミーⅠを用いた場合と推定結果は大きくは異ならず、調査時点での通院確率への影響は7～8%程度と推定される。

第3に、サンプルと男子と女子に分割した（行e）。3歳から6歳については、係数推定値は基本ケースから大きく変化しており、女子の一部では統計的に有意に負の影響も認められる。7歳から12歳についてみると、等価所得が説明変数に含まれないケースでは基本ケースと同様の結果を得ているが、含まれるケースでは男子について係数推定値が小さくなり、女子のほうが大きくなっており、女子については医療費助成の効果が統計的に有意に認められる。これは、医療費助成の効果が女子のほうに強く表れていることを示唆している。

第4に、等価所得で測って年収300万円以下の世帯にサンプルを分割した（行f）⁹⁾。これは、医療費制度の目的の1つが子育て世帯の経済的負担の軽減にあることから、政策の効果は所得が低い世帯で顕著に見られるかどうかを確認するためのものでもある。安定した推定結果が得られている7歳から12歳についてみると、係数推定値は基本ケースとかなり異なる。調査時点での通院確率への影響は、低所得者については統計的に有意ではないものの負に、高所得者については統計的に有意に正に検出されている。このことは、制度の目的の1つが経済的負担の軽減にあるにもかかわらず、低所得者層に与える影響は大きくないことを示唆している。

第5に、サンプルを核家族に限定した（行g）。これは、祖父母が同居している場合でも、祖父母の健康状態や所得水準・資産水準、祖父母と父母との関係等によって通院行動への影響は異なることは十分に考えられるため、より均質なサンプルに限定するためである。結果は基本ケースとそれほど異なっていない。

これらの結果をまとめると、医療費助成の通院への影響は小学生（7歳～12歳）で認められるこ

とがあるといえよう。現時点での通院確率へ与える効果の大きさは約8%ポイントである。この効果は高所得世帯と女子で大きく見られ、未就学児（3歳～6歳）や小学生でも男子や低所得者世帯では検出されない。このことは、未就学児には医療費助成のもつ金銭的な影響が限定的であることを示していると解釈されよう。

5 「誘発需要」

自覚症状を感じた時の対応や、調査時点での通院の有無は、近隣の医療資源の利用可能性にも左右されるかもしれない。すなわち、すぐそばに病院や診療所があれば通院する確率は高まるかもしれない。さらに、地域の医療資源の多寡が医療費助成の有無に何らかの経路で影響しているかもしれない。近隣の医療資源の状況が医療費助成の設定と相関していれば、これまでに示した推定結果は偏りをもっていることになる。

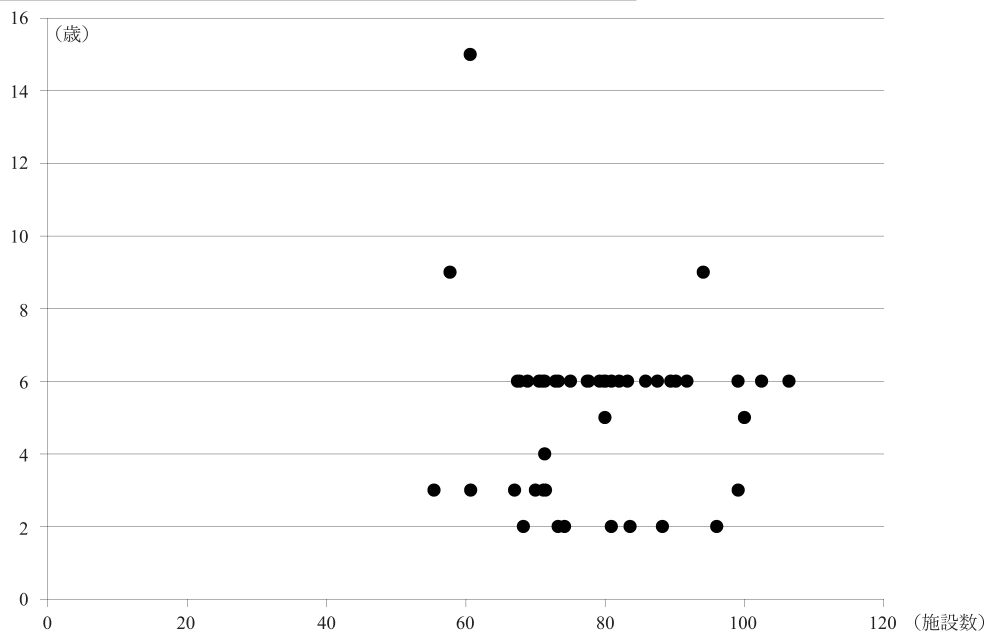
本稿で利用しているデータでは、世帯の居住地が都道府県レベルでしか観測できていないので、そのそばに病院や診療所がどれほどあるかという適切な変数を構築することができない。しかし、おおまかな傾向をつかむために、図1に都道府県の医療費助成制度と人口当たり診療所数（2008年10月時点）、人口当たり小児科医数（複数回答による、2006年12月時点）を示した。図1からは、医療費助成の適用上限年齢と人口当たり診療所数・小児科医数に明確な相関は認められないように思われる。実際、ここで用いた人口当たり施設数を説明変数として追加した回帰においても、施設数の係数は統計的に有意にゼロと異ならない。

V 健康状態

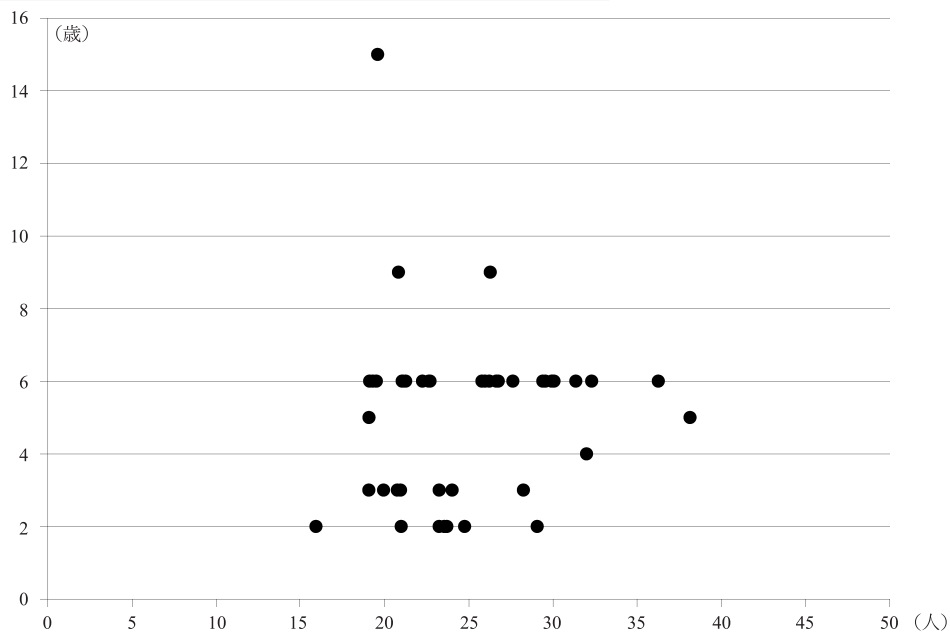
1 推定式

医療費助成制度が「乳幼児の保健の向上と福祉の増進」に与える効果を推測するために、「過去1か月の間に健康上の問題で床についたり、普段の活動ができなかったことはない」と「現在の健康状態がよい」を被説明変数とする線形確率モデル、また5段階の主観的健康状態を5～1の整数に

パネルA. 人口10万人あたり一般診療所数と医療費助成上限年齢



パネルB. 人口10万人あたり小児科医数と医療費助成上限年齢



出典) 2008年医療施設調査, 2006年地域保健医療基礎統計より作成。小児科医数は診療科についての複数回答の結果による。

図1 医療資源密度と都道府県医療費助成(外来)

対応させた線形モデルを推定する。これらの質問は6歳以上の世帯員に対してのみ行われているから、ここで用いるサンプルは7歳以上に限定した。とくに着目する説明変数は、子どもが都道府県の医療費助成の対象となっているか否かを示す2値変数であるから、医療費助成が健康状態の改善につながっていれば正の符号が検出されるはずである。医療費助成を表す変数については、前節と同様の理由によって内生性が疑われるので、2段階最小2乗推定を用いる。除外される操作変数も前節と同じものと用いる。

2 推定結果

推定結果は表7に示されている。左2列(1)(2)は被説明変数が「過去1か月の間に健康上の問題で床についたり、普段の活動ができなかったかことはない」、次の2列(3)(4)は被説明変数が「現在の健康状態がよい」、最も右の2列(5)(6)は被

説明変数が5段階の主観的健康評価の推定結果を示している。(2)(4)(6)は説明変数として世帯の等価所得を説明変数に含んだ結果である。操作変数については、F統計量は操作変数が弱くないことを示唆しているが、Sargan統計量はやや大きく操作変数の外生性は完全には満たされていないかもしれない。

いずれの被説明変数を用いた場合でも、係数の絶対値はそれほど大きくはなく、統計的に有意にゼロと異ならないし、(4)(5)(6)では助成変数の係数はマイナスに推定されており、期待される符号条件とも異なる。それゆえ、医療費助成は健康状態に正の影響を与えているとは言えないと思われる。他の変数についても統計的な変数はそれほど検出されていない。世帯の社会経済的状況等をさらに制御する必要があるのかもしれない〔野口2011〕。

表7 健康状態（6歳～12歳）

被説明変数	学校を休んだことがない		現在の健康状態はよい		健康状態の5段階評価	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
助成ダミー I	0.005 (0.015)	0.070 (0.048)	-0.018 (0.024)	-0.067 (0.076)	-0.008 (0.043)	-0.090 (0.140)
兄・姉	0.027 *** (0.004)	0.015 (0.014)	0.026 *** (0.007)	0.028 (0.023)	0.043 *** (0.013)	0.039 (0.041)
弟・妹	0.005 (0.005)	-0.006 (0.015)	0.004 (0.008)	0.013 (0.024)	0.022 (0.014)	0.037 (0.044)
非核家族	0.009 (0.006)	0.011 (0.018)	-0.003 (0.010)	-0.040 (0.029)	-0.016 (0.017)	-0.092 * (0.053)
母親労働時間	0.004 *** (0.001)	0.007 * (0.004)	0.005 *** (0.002)	-0.001 (0.006)	0.009 *** (0.003)	-0.003 (0.011)
専業主婦	0.000 (0.007)	0.014 (0.022)	0.008 (0.011)	0.003 (0.036)	0.012 (0.020)	-0.020 (0.065)
等価所得		-0.006 (0.013)		0.032 (0.020)		0.075 ** (0.037)
性別年齢ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Cragg-Donald Wald F-stat	5931.98	574.73	5959.37	594.73	5959.37	594.73
Sargan stat	7.888	3.496	5.037	1.785	15.201	1.798
p-value	(0.005)	(0.062)	(0.025)	(0.182)	(0.000)	(0.180)
R2	0.005	0.004	0.006	0.002	0.007	0.002
N	24584	2459	24668	2468	24668	2468

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*, **, ***は、それぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意に0と異なることを示す。5段階評価を用いたケースでは「よい」から「悪い」までに5から1の値をあてはめた推定を行い、これ以外では線形確率モデルを推定した。等価所得は、世帯所得を世帯人員の平方根で除した値の対数値、兄・姉、弟・妹はそれぞれダミー変数。

表8 自覚症状があるときの通院（7歳～12歳，線形確率モデル）

	(1)	(2)	(3)	(4)
助成ダミー I	0.034 (0.049)	0.094 (0.172)	0.035 (0.049)	0.131 (0.170)
休んだことがない	-0.065 *** (0.017)	-0.085 * (0.050)		
健康状態がよい			-0.134 *** (0.017)	-0.147 *** (0.049)
兄・姉	-0.032 ** (0.016)	-0.046 (0.047)	-0.028 * (0.016)	-0.054 (0.047)
弟・妹	-0.007 (0.017)	-0.002 (0.049)	-0.005 (0.017)	-0.007 (0.049)
非核家族	0.001 (0.021)	0.026 (0.062)	0.004 (0.021)	0.029 (0.062)
母親労働時間	-0.002 (0.004)	0.000 (0.013)	-0.001 (0.004)	0.004 (0.012)
専業主婦	0.021 (0.024)	0.034 (0.072)	0.024 (0.024)	0.041 (0.072)
等価所得		0.035 (0.048)		0.021 (0.048)
Cragg-Donald Wald F-stat	1306.69	92.25	1298.96	92.79
Sargan stat	0.114	1.279	0.154	1.436
p-value	(0.736)	(0.258)	(0.695)	(0.231)
R2	0.020	0.041	0.030	0.047
N	4980	549	4964	549

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*, **, ***は、それぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意に0と異なることを示す。等価所得は、世帯所得を世帯人員の平方根で除した値の対数値、兄・姉、弟・妹はそれぞれダミー変数。

3 通院への影響：再び

本節の分析で被説明変数として用いた変数は健康状態を代理しているが、健康状態は、自覚症状があるときの治療方法の判断や、現在の通院状況と相関をもつと思われる。そこで、前節での推定式に、本節で被説明変数で用いた健康状態変数を説明変数として追加した推定を行った。推定結果は表8・表9に示されている。健康状態を表す変数は外生変数としているが、Sargan統計量はそれほど大きな値を示しておらず、操作変数の外生性の条件は満たされているように思われる。健康状態の変数は統計的に負の影響を示しており、健康状態がよいほど通院確率が低くなるという期待される結果を示唆している。医療費助成ダミーの係数推定値や標準誤差は、表5と近い値を示しているケースが多く、前節の分析の頑健性の傍証を提供しているといえよう。

VI おわりに

日本の多くの地方政府は、地方単独事業として子どもについての公的医療保険の自己負担分を部分的にあるいは全額助成している。本稿では、このような乳幼児医療費助成の地域的な差異を用い、個票データを使って、これらの助成が子どもの医療サービス消費や健康状態に与える効果を検討した。本稿の推定結果は、小学生の現在の外来通院への医療費助成の正の効果を示唆する一方で、小学校低学年までの通院や、子どもの健康状態のよさとの相関を検出していない。それゆえ、医療費助成が、小学校低学年までの子どもの病院や診療所で提供される医療サービスへのアクセスを改善していたり、またそれを通じて健康状態を改善していたりという効果はとくに検出されなかった。乳幼児医療費助成は、子どもの保健・福祉を充実

表9 現在の通院（7歳～12歳，線形確率モデル）

	(1)	(2)	(3)	(4)
助成ダミー I	0.090 *** (0.018)	0.075 (0.056)	0.090 *** (0.018)	0.084 (0.058)
休んだことがない	-0.160 *** (0.005)	-0.155 *** (0.015)		
健康状態がよい			-0.123 *** (0.008)	-0.116 *** (0.024)
兄・姉	-0.038 *** (0.005)	-0.038 ** (0.017)	-0.039 *** (0.005)	-0.037 ** (0.017)
弟・妹	0.004 (0.006)	-0.021 (0.018)	0.005 (0.006)	-0.019 (0.018)
非核家族	0.006 (0.007)	0.001 (0.021)	0.008 (0.007)	0.011 (0.022)
母親労働時間	-0.005 *** (0.001)	-0.003 (0.004)	-0.006 *** (0.001)	-0.002 (0.004)
専業主婦	-0.015 * (0.008)	0.014 (0.026)	-0.018 ** (0.008)	0.014 (0.027)
等価所得		0.031 ** (0.015)		0.028 * (0.015)
Cragg-Donald Wald F-stat	5916.10	591.72	5890.82	571.29
Sargan stat	4.712	1.143	4.450	0.761
p-value	(0.030)	(0.285)	(0.035)	(0.383)
R2	0.052	0.053	0.017	0.018
N	24375	2445	24299	2436

出典)「国民生活基礎調査」より筆者作成。病院や診療所等に入院している子どもを除く。*, **, ***は、それぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意に0と異なることを示す。等価所得は、世帯所得を世帯人員の平方根で除した値の対数値、兄・姉、弟・妹はそれぞれダミー変数。

させるとともに、子育て世帯の経済的負担の軽減を目的としている。日本においてはすでに制度上は国民皆保険が達成されていることから、本稿で取り扱った医療費助成が子どもの医療サービスへのアクセスをさらに改善する余地は小さいのかもしれない。あるいは、小学校低学年までの医療サービス消費はもともと価格弾力性が小さいのかもしれない。もし、経済的負担の軽減のほうが助成の主たる目的であれば、本稿の結果は制度の存在意義を否定するものではない。

本稿は、乳幼児医療費助成が子どもの保健に与える効果を個票を用いて分析しているものの、基礎的自治体である市町村の単独事業としての助成制度は直接には検討の対象とできていない。この問題を回避するために、都道府県の税収と一般財源を操作変数として用いているものの、操作変数としての妥当性・外生性は必ずしも十分に満たされていない可能性もある。たとえば、所得制限の

情報を利用しているものの、都道府県レベルの情報しか用いていないから、都道府県単位で通院や健康状態に影響があるとすれば、本稿の推定はそれらの影響から医療費助成の影響を識別できていない。また、医療サービスの利用可能性についても制御できていない。これらは将来の課題である。

(平成23年6月投稿受理)

(平成24年1月採用決定)

謝辞

本稿で使用した平成19年国民生活基礎調査の個票データは、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認（統発1025第5号）を得たものである。本稿の作成にあたっては、匿名の査読者、「家計の経済資源・人的資源と社会保障の機能の関連性に関する実証的研究」プロジェクト参加者、西川雅史・湯田道生・井深陽子の各先生

から貴重なコメントをいただいた。通常の留意を持って感謝したい。

注

- 1) 本稿で扱う助成制度の対象には中学生が含まれることもあるが、人口に膾炙している「乳幼児医療費助成」という用語を用いる。
- 2) 助成の対象を「子どもの保護者」としている場合もあるが、この違いは考慮していない。
- 3) その他の4つの選択肢は「あんま・はり・きゅう・柔道整復師(施術所)にかかっている」「売薬をのんだり、つけたりしている」「それ以外の治療をしている」「治療をしていない」である。
- 4) 子どもから見た続柄について直接の情報が得られないので、一定の仮定をおいて求めている。
- 5) 医療費助成の情報は2008年4月時点、国民生活基礎調査は2007年6月時点であるが、医療費助成制度がこの1年の間に変化していないと仮定している。
- 6) 都道府県別の年齢別推計人口を用いて推計した。すなわち、各都道府県の2003年の0～4歳人口から2008年の5歳～9歳人口への変化率、2003年の5～9歳人口から2008年の10歳～14歳人口への変化率を求め、それぞれの変化率の絶対値の単純平均を計算したところ、それぞれ0.63%と3.92%であった。
- 7) Cragg-DonaldのF統計量は、内生変数が1個のときには1段階目のF統計量となる。Stock and Yogo (2005)によれば、除外された操作変数が2個、内生変数が1個、Wald検定の希望の有意水準が5%のときに実際の検定のサイズが10%以内になるための閾値は19.93である。おおまかにいって、除外された操作変数が2個、内生変数が1個のとき、Cragg-Donaldの統計量が19.93より大きければ、操作変数が弱いという帰無仮説は棄却される。
- 8) 「国民生活基礎調査」の健康票の調査期日は2007年6月7日であるから、季節性インフルエンザ等の感染症の影響は少ないと思われる。ただし、2007年3月25日には能登半島地震が起きているため、その影響があるかもしれない。しかし、石川県を除外した推定でも結果はあまり変化しなかった。
- 9) 所得情報が入手可能なサンプルでの等価所得の中間値は295万円である。

参考文献

- Buchmueller, Thomas C., Grumbach, Kevin, Kronick, Richard, Kahn, James G. (2005) "The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion: A review of the literature", *Medical Care Research and Review* 62, pp.3-30.
- Carroll, Anne, Corman, Hope, Noonan, Kelly, Reichman, Nancy E. (2007) "Why do poor children lose health insurance in the SCHIP era? The role of family health", *American Economic Review* 97, pp.398-401.
- Case, Anne, Lubotsky, Darren, Paxson, Christina. (2002) "Economic status and health in childhood: The origins of the gradient", *American Economic Review* 92, pp.1308-1334.
- Condliffe, Simon, Link, Charles R. (2008) "The relationship between economic status and child health: Evidence from the United States", *American Economic Review* 98, pp.1605-1618.
- Currie, Janet, Gruber, Jonathan. (1996) "Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health", *Quarterly Journal of Economics* 111, pp.431-466.
- Currie, Janet, Stabile, Mark. (2003) "Socioeconomic status and child health: Why is the relationship stronger for older children?", *American Economic Review* 93, pp.1813-23.
- Currie, Janet, Decker, Sandra, Lin, Wanchuan. (2008) "Has public health insurance for older children reduced disparities in access to care and health outcomes?", *Journal of Health Economics* 27, pp.1567-1581.
- Dafny, Leemore, Gruber, Jonathan. (2005) "Public insurance and child hospitalizations: access and efficiency effects", *Journal of Public Economics* 89, pp.109-129.
- Davis, Matthew M. (2005) "Planning the next wave of SCHIP research", *Pediatrics* 115, pp.492-494.
- Marton, James, Wildasin, David E. (2007) "Medicaid expenditures and state budgets: Past, present, and future", *National Tax Journal* 60, pp.279-304.
- Stock, James H., and Motohiro Yogo (2005) Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In: D. W. Andrews and J. H. Stock ed. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, pp.80-108. Cambridge University Press.
- 岩本千晴 (2010) 「自治体の医療費助成事業にみる助成金による財政の垂直的外部性—乳幼児医療費助成制度を中心に」『公共選択の研究』54, pp.41-54。

- 小林成隆・西川義明（2008）「地方単独事業としての医療助成の終焉と新たな動き」『名古屋文理大学紀要』8, pp.17-27。
- 妹尾 渉（2007）「子どもの受診行動の決定要因分析」一橋大学世代間問題研究プロジェクトディスカッションペーパー314。
- 多田道之（2005）「乳幼児医療費助成制度の小児救急医療への影響に関する研究」政策研究大学院大学Policy Proposal。
- 西川雅史・山崎麻奈美（2010）「乳幼児医療費助成制度における所得制限と自己負担：都道府県に注目して」未定稿。
- 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), pp.382-402。
（べっしょ・しゅんいちろう 慶應義塾大学
准教授）