

4.1 北海道Y市における乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げ

北海道では2004年10月に乳幼児医療費助成制度の対象年齢を6歳から就学前に引き上げるとともに、3歳以上の通院についても新しく助成対象とした。当時の通院の自己負担率は3歳以上の幼児に対しても3割だったことから、新しく対象年齢になった層で顕著に自己負担が低下した。本稿で分析したY市でも北海道の方針に従う形で、2004年10月1日から乳幼児医療費助成の対象年齢を拡大している。なお、ひとり親家庭については別途異なる医療費助成制度の対象となるため、乳幼児医療費助成制度は事実上二人親家庭の子どもの医療費を助成する制度となっている。また、分析上の利点として、Y市では初診時の一時負担金を独自に助成しているため、患者が支払う費用は医療費の一定割合のみとなる点が挙げられる。2004年10月の制度改正では住民税の課税世帯について一部負担金が新しく課せられたが、Y市のデータでその影響は排除できる。

ただし、所得に応じて助成額は異なっている。住民税の課税世帯では2004年10月以降1割負担に軽減された一方、非課税世帯では完全に無料となった。レセプトデータから当該制度変更によって影響を受けた子どもの数を計算すると、住民税の非課税世帯は39人、課税世帯は155人だった(表1)。また、入院については対象年齢が6歳から就学前に引き上げられたが、自己負担率については変更はなく、制度変更の影響はなかったと推察される。

2004年10月時点の加入者数をウェイトとして二人親家庭全体の自己負担率の変化を確認すると、30パーセントだった自己負担が改正によって8.2%へ減少した。

表 2: 二人親家庭：3歳から就学前幼児における自己負担の変化

	非課税世帯		課税世帯	
	改正前	改正後	改正前	改正後
外来	30 %	0 %	30 %	10 %
入院	0 %	0 %	10 %	10 %
2004年10月時点での人数	35		155	

(注) 北海道では初診時の負担金が580円かかるがY市では無料となっている。

また、こうした制度改正は、部分的に母子家庭と障がい者の自己負担を引き上げることで達成された。20歳未満の子どものいるひとり親家庭が対象となる「ひとり親家庭医療費助成制度」については、住民税課税世帯について1割負担が導入されている。また2004年10月以前には母子世帯が対象だった同制度は、改正により父子家庭も新たに対象となった。さらに重度心身障がい者についても医療費助成は縮小され、1割の自己負担が新たに課された。

表2では、母子世帯における2004年10月前後の自己負担の変化をまとめている。母子世帯の子どもでは、住民税の課税世帯のみ、入院、外来とも新たに10%の自己負担が課されたが、非課税世帯では無料にとどまった。本稿で分析対象となる3歳以上かつ就学前

の子どもの数を2004年10月時点でカウントすると、非課税世帯の子どもは41人、課税世帯は12人だった。

2004年10月時点の加入者数をウェイトとして母子家庭全体の自己負担率の変化を確認すると、改正前に0パーセントだった自己負担が改正後に2.2%へ増加した。

表 3: 母子家庭：3歳から就学前幼児における自己負担の変化

	非課税世帯		課税世帯	
	改正前	改正後	改正前	改正後
外来	0%	0%	0%	10%
入院	0%	0%	0%	10%
2004年10月時点での人数	41		12	

(注) 北海道では初診時の負担金が580円かかるがY市では無料となっている。

4.2 A データ

まず、Aデータでは制度改正のあった2004年10月前後1年のデータを用いて、乳幼児医療費助成の対象年齢拡大が3歳から6歳の子どもの医療需要に与えた影響を識別する。識別方法には、住民税の課税世帯と非課税世帯で自己負担の減少幅が異なったことから、差分の差法 (difference in differences、以下DD) を用いる。推計式は以下である。

$$M_{it} = \delta(Low * Post) + Ind + Time + \epsilon_{it} \quad (6)$$

ただし、 M_{it} は個人*i*の*t*期における医療利用変数である。またLowは住民税の非課税世帯である時に1をとるダミー変数、Postは2004年10月以降のデータである時に1を取るダミー変数である。Indは個人に固有の効果、Timeは診療月に固有の効果、 ϵ_{it} は誤差項である。トリートメント群は改正によって30%自己負担率が低下した非課税世帯、コントロール群は同じく20%低下した課税世帯である。この推計式で推計される δ はDD推定量であり、10%の自己負担低下が医療利用に与える影響を示すと考えられる。

医療利用変数 (M_{it}) として、本稿では通院確率、通院日数、通院一件あたり医療費を考えた。推計はすべてOLSを用いているプロビットモデル、負の二項分布モデル等の推計も行ったが結果は大きく変わらなかった。

しかし、DDによる推計に際し障害となるのは、共通トレンドの仮定 (common trend assumption) が先験的に想定できない点である。具体的には、住民税の課税世帯と非課税世帯では所得や資産が異なっており、制度改正前の期間において子どもの医療需要が同じトレンドに従っていたとは必ずしもいえない。第一に、低所得層と中高所得層で所得の伸び率が異なる場合には、親の所得環境の差が子どもの医療需要に異なるトレンドをもたらす

すと予想される。また、より直接的に親の失業が子どもの健康に影響を及ぼす可能性もある。例えば、Lindo(2011)では夫の失業が子どもの出生時体重に負の影響を与えることを米国のパネルデータによって実証している。制度改正と無関係に、非課税世帯と課税世帯で被説明変数のトレンドが異なる場合には、DD推定量は顕著なバイアスを伴うと考えられる。

このバイアスを取り除くためには、所得階層に固有のトレンドをコントロールする必要がある。そうした視点から、仮に、トレンドの相違が親の所得環境を反映していると考えられる場合、制度改正の影響を受けなかった年齢層の子どもの追加的なコントロールとすることで、DD推定量のバイアスを除去できる可能性がある。同一市区町村に居住し子どもの年齢も近い成人は、ほぼ同様の所得リスクに直面しているとみなせるためである。例えば、制度改正の影響を受けていない7歳から10歳の子ども（二人親家庭）を推計に加え、このサンプルにおける非課税世帯と課税世帯の（医療利用の）差を所得階層間のトレンドの違いと見なすことができれば、3歳から6歳の子どもを対象とした制度改正の影響は正しく把握されるだろう。

このようなアイデアは差分の差分の差法（difference in difference in differences、以下DDD）として既に多くの研究で用いられている（Gruber,1994、Buchmueller and DiNardo,2002、Bitler,Gelbach and Hoynes,2005、Rossin,2011、Grima and Paton,2011）。DDDはDD推定量のバイアスを完全に排除する方法であるとは考えられていないが、DDによる推計値の妥当性をチェックする有効な方法である。特に、介入群と非介入群で異なるトレンドが生じていると想定される場合には積極的に試されている¹²。

これらの研究を参考に、本稿では前述の7歳から10歳の幼児を加え、DDD推定を行った。推計式は以下である。

$$M_{it} = \vartheta(Low * Post) + \phi(Low * Young) + \omega^t(Young * Post) + \lambda(Low * Post * Young) + Ind + Time + \epsilon_{it} \quad (7)$$

ただし、*Young*は3歳から6歳である場合に1をとるダミー変数である。*Low * Post * Young*は、3歳から6歳、非課税、2004年10月以降という条件を満たす場合にのみ1をとる交差項であり、その係数 λ がDDD推定量となる。実証分析では上記の定式化に基づき、月次のパネルデータを用いて受診確率、受診日数、受診一日あたり点数を推計した。さらに、レセプトから受診の多かった診療科を割り出し、個別の診療科ごとの弾性値も計

¹²例えば、医療経済学分野でも、クリントン政権下の育児休業法（Family and Medical Leave Act）が子どもの出生時体重に与える影響を分析したRossin(2011)は、施行前の期間において州ごとに育児休業期間が異なっていたために育児休業法によって影響を受けたグループと受けなかったグループが存在したことを利用しDD推定を行っている。しかし、この推定では州ごとに異なる出生トレンドと、制度改定の効果が識別できない。そこでRossin(2011)では、従業員が50人以下の事業所ではすべての州で育児休業法の対象とはならなかった点に着目し、DDD推定も行っている。従業員50人以下の事業所で勤務する母親は、どの州に居住していても育児休業法の影響を受けないため、そうした母親のデータから州ごとのトレンドを識別できると主張される。

算した。

4.3 B データ

一方、価格弾力性の推計においては、短期の効果を識別すると同時に中長期の効果を識別することが重要になる。わが国で行われた価格弾力性の推計では、比較的短い期間を対象とする分析が多く（Yoshida and Takagi,2002、Kan and Suzuki,2010）政策の長期的効果について判断できる材料には乏しかった。泉田・熊谷（2007）では例外的に、時系列分析の手法を用いて制度改正後どの程度で効果が観測されるか検証し、利用者価格の上昇に対する受診率の反応は一時的である点を指摘している。

それに対して本稿では、制度改正前後4年の中期データを作成し、自己負担減少の中期的效果をダイレクトに検証する。被説明変数は加入者一人あたり医療費とし、3歳から6歳までの年齢別医療費を家族形態別に集計した。さらに、自己負担がより大きく減少した二人親家庭の子どもをトリートメント群とし、差分の差法を用いて医療費の上昇効果を推計した。また、Chandra et al(2010)を参考に、制度改正前後の動学的な効果も識別した。Chandra et al(2010)では自己負担の引き上げによる薬剤の購入抑制が、慢性疾患患者においては後の入院増加に繋がることを、32ヶ月の月次データで示している。

データは、年齢別加入者一人あたり医療費を四半期ごとに集計して作成した。グループ数は、年齢（3歳から6歳）と家族形態（母子家庭、二人親家庭）から8となった。推計期間を制度改正前後4年としたことから、総サンプルは256(8×32)である。

推計式は以下である。

$$M_{it} = \delta(Couple * Post) + Group + Time + \epsilon_{it} \quad (8)$$

ただし、Coupleは二人親世帯の子どもである場合に1をとるダミー変数、Groupは家族形態、年齢に固有の効果、TIMEは四半期ダミーである。推計に際しては分散不均一に対して適切に対処する必要がある。パネルデータの分析の場合、一般的にはWhiteの標準誤差が計算されるが、Bertrand, Duflo and Mullainathan(2004)が指摘するように、グループ数が少ない場合、Whiteの標準誤差にはバイアスが生じる。そこで、Chandra et al(2010)と同様に、グループ間の分散不均一と自己相関を許容したG L S推定を行った¹³。

次に動学的な制度改正の効果を識別するために、以下の式を推計した。

$$M_{it} = \sum_{i=t-4}^{t+3} (\delta_i * Couple * Year_i) + Group + Time + \epsilon_{it} \quad (9)$$

ただし、Year_iは10月を基準として、i年に1をとるダミー変数である。具体的には、

¹³STATAのXTGLSコマンドを用い、オプションにpanel(hetero)、corr(psarl)を加えた。

2004年10月から2005年9月までは $Year_t$ と表記される。 $Year_t$ から $Year_t + 3$ までは、制度改正後の期間を表す。 $Couple * Year_i$ は当該データが、 i 年における二人親家庭の子どもの医療利用変数である場合に1をとるダミー変数であり、時間とグループに固有の効果をコントロールした上での二人親家庭と母子家庭における被説明変数の差を表す。制度改正前の期間においてこの係数が有意にゼロと異なる場合には、共通トレンドの仮定が満たされていると判断できるだろう。

被説明変数には、加入者一人あたり点数、受診率、加入者一人あたり受診日数、受診一日あたり点数を考えた。まず、加入者一人あたり点数では制度改正が医療費に与えた影響がダイレクトに推計される。次に、受診率は当該期間において一回以上受診した人の割合であり、受診者側の行動変化が捉えられる。加入者一人あたり受診日数と受診一日あたり点数は、ともに医師が多くの裁量を持つ変数であり、この変数が制度改正によって上昇する場合には、自己負担の低下によってより高度な治療が行われるようになった可能性が示唆される。

5 記述統計

5.1 A データ

表3ではAデータの記述統計量をまとめた。表3は、3歳から6歳、7歳から10歳における医療利用変数の平均値と標準偏差を、課税世帯と非課税世帯の別に集計している。1列をみると、住民税課税世帯の制度改正前1年間における受診日数は一月あたり1.23日だった。一方、非課税世帯の受診日数は1.18日だった。しかし、制度改正後をみると、自己負担率が30%減となった非課税世帯の受診日数は1.40日に増加している。課税世帯との差は0.34日となり、有意水準5%でゼロと異なる。

次に3列と4列で受診確率を確認すると、非課税世帯の受診確率は44%から51%へ増加した一方、課税世帯の受診確率はほぼ同じに留まった。自己負担率は課税世帯においても20%減少しているが、受診行動に関する限り効果は見られない。ただし、5列と6列をみると、通院一回あたり医療費は課税世帯で479点から576点へと100点増加しており、総医療費に関する限り課税世帯への影響は少なくないと考えられる。表中では省略しているが、一月あたり点数は非課税世帯で646点から856点、課税世帯で623点から844点へと200点近く上昇している。

次に制度改正の影響を受けなかった7歳から10歳のサンプルについて概観する。まず、課税世帯と非課税世帯の差をみると、受診日数と受診確率で有意となっており、課税世帯のほうが多く通院している。これらの年齢層では自己負担が所得に関係なく3割であるため、非課税世帯と課税世帯で通院行動に差が生じている可能性がある。医療費助成の対象となる3歳から6歳では、所得による通院日数の差が顕著ではなかったことから、これらの差は助成がなくなったことによって生じているとみなすことも可能である。定量的に把

握すると、受診日数は一月あたり0.3日弱、受診確率は一月あたり0.15%の差が生まれていた。また、通院一回あたり医療費には有意な差はなかった。

表 4: 記述統計量

	受診日数		受診確率		点数/受診日数	
	制度改正前 Mean (S.D.) (1)	制度改正後 Mean (S.D.) (2)	制度改正前 Mean (S.D.) (3)	制度改正後 Mean (S.D.) (4)	制度改正前 Mean (S.D.) (5)	制度改正後 Mean (S.D.) (6)
A. 3歳から6歳						
課税世帯	1.23 (0.06)	1.06 (0.05)	0.51 (0.02)	0.49 (0.02)	479.20 (10.31)	576.42 (14.44)
非課税世帯	1.18 (0.15)	1.40 (0.14)	0.44 (0.03)	0.51 (0.04)	488.13 (24.18)	496.45 (17.56)
差	0.06 (0.14)	-0.34 (0.13)	0.07 (0.04)	-0.01 (0.04)	-8.92 (25.33)	79.98 (30.66)
p 値	0.69	0.01	0.06	0.73	0.73	0.01
B. 7歳から10歳						
課税世帯	0.77 (0.04)	0.76 (0.04)	0.39 (0.02)	0.39 (0.02)	474.42 (15.10)	563.47 (19.21)
非課税世帯	0.49 (0.08)	0.49 (0.08)	0.25 (0.03)	0.29 (0.03)	434.41 (49.98)	593.27 (61.35)
差	0.29 (0.11)	0.27 (0.10)	0.14 (0.04)	0.09 (0.04)	40.01 (45.88)	-29.79 (55.32)
p 値	0.01	0.01	0.00	0.02	0.38	0.59

(注) 制度改正前は2003年10月から2004年9月まで、制度改正後は2004年10月から2005年9月までのサンプル。各列の差分は住民税課税世帯と非課税世帯の差。p値はt検定の結果。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$ 。

次に、ノンパラメトリックな方法を用いて、制度改正前後における受診日数の変化を確認する。図2は、制度改正前後1年における平均受診日数（加入月あたりの受診日数）の分布をプロットしている。Aは3歳から6歳の非課税世帯の子ども（N=35）、Bは同じく課税世帯の子ども（N=153）の受診日数の分布を示しているが、表2で確認したのと同様に、住民税非課税世帯では制度改正後に受診日数が増加している。具体的には、加入月あたり2日未満の受診者が減少し、2日以上の子どもの数が増加した。一方、住民税課税世帯での分布を確認すると、加入月あたり1日未満の受診者が増加し、1日以上の子どもの数が減少している。以上の考察から、ある程度所得の高い二人親世帯では、通院の弾力性は低くなっている可能性がある。

また、7歳から10歳の子どものサンプルでは、所得に関係なく受診日数が減少している。Cでは当該年齢層における非課税世帯の子どもの受診日数をプロットしているが、制

度改正後には受診日数の少ない子どもが増加している。また、この傾向は課税世帯でも同様だった。これらの年齢層では乳幼児医療費助成制度の対象年齢拡大は関係ないことから、所得階層に固有のトレンドが存在する場合には、これらの子どもの受診行動にも現れていると考えられる。

5.2 B データ

B データでは、3 歳から 6 歳における医療費を家庭形態別にまとめ、四半期ごとに集計してデータセットを作成した。個票データを集計して用いる点は、Chandra et al(2010)と同様である。集計によって情報量は少なくなるものの、カウントデータによる推計を行う必要がなく推計結果の解釈が簡便になる。記述統計量は表 4 にまとめた。表 4 をみると、新たに乳幼児医療費助成の対象となった二人親家庭の子どもでは、一人あたりの診療報酬の点数が 1404 点から 1936 点へと 500 点以上増加した。一方、住民税課税世帯を除いて自己負担率に変化のなかった母子家庭の子どもでは、診療報酬点数は 1670 点から 1565 点へと減少している。しかし、受診率には制度改正前後でほとんど変化はなく、このデータからは受診者の行動変化は観察できない。ただし、加入者一人あたりの受診日数は二人親家庭で増加している。また、受診一日あたり点数は二人親家庭でも母子家庭でも顕著に増加しており、医師がよりインテンシブな治療を行うようになっていることが伺える。

平成 21 年度『国民医療費の概況』によると、0 歳から 4 歳の一人あたり国民医療費は 9 万 8600 円、5 歳から 9 歳は 5 万 6700 円となっている。本稿のサンプルでは、3 歳から 6 歳の外来医療費は加入者一人あたり年間 7 万 6000 円¹⁴となっており、国民医療費とも概ね整合的な範囲に収まっていると考えられる。

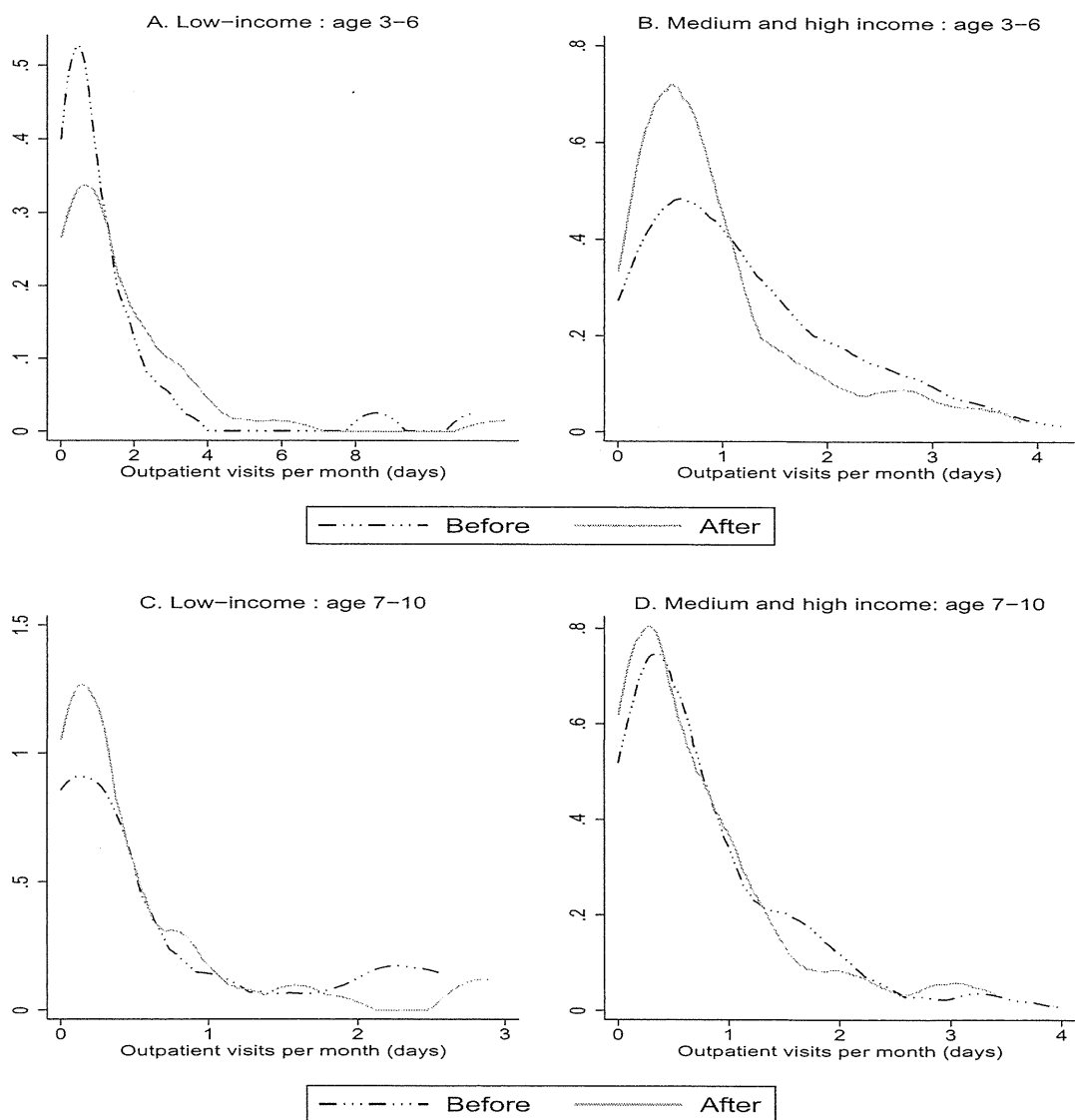
表 5: 平均値

	二人親家庭		母子家庭	
	制度改正前	制度改正後	制度改正前	制度改正後
加入者一人あたり点数	1403.75	1936.45	1670.26	1565.16
受診率	0.41	0.42	0.43	0.43
加入者一人あたり受診日数	2.94	3.04	3.39	3.03
受診一日あたり点数	477.89	675.19	497.53	522.25

(注) 制度改正後は 2004 年 10 月以降の期間。各変数は 3 歳から 6 歳までの 4 年齢層について作成。表中の平均値はその単純平均値。受診率は当該期間中に一度以上通院した人の加入者にしめる割合として算出。

視覚的に制度改正の効果を把握するために、加入者一人あたり点数の推移を図 3 にまとめた。図 3 では、母子家庭と二人親家庭の子どもの加入者一人あたり点数をプロットしているが、制度改正のあった 2004 年 10 月に二人親家庭の子どもの点数は急激に上昇して

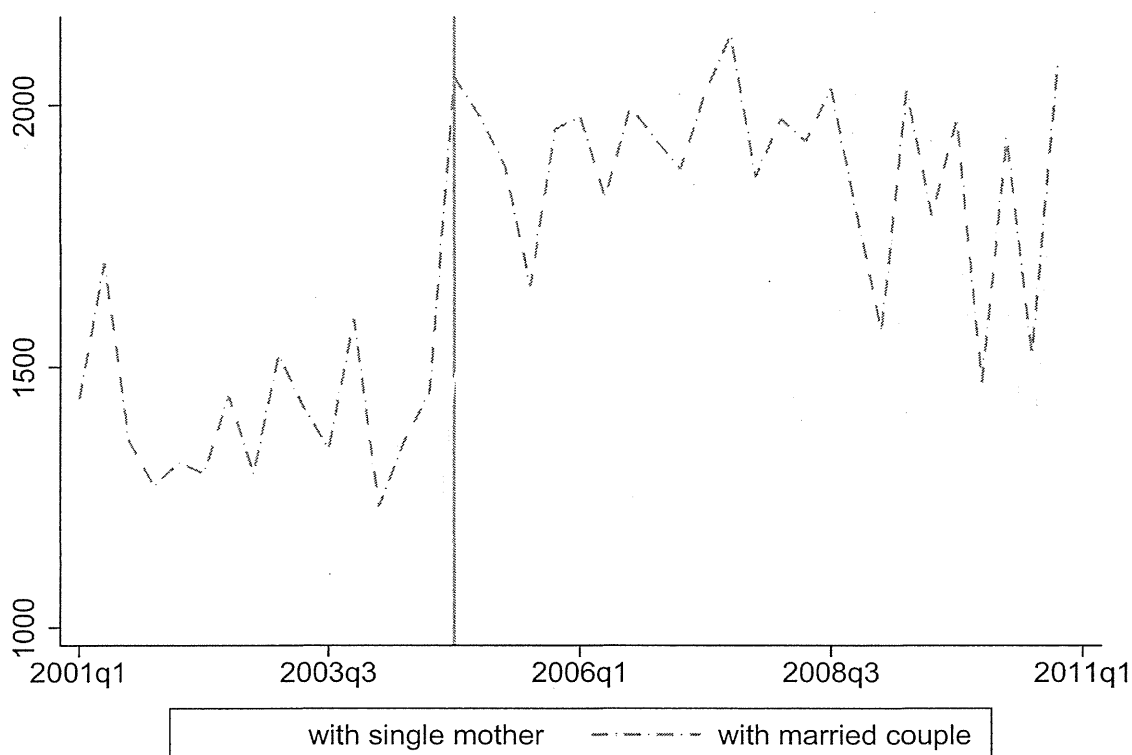
¹⁴四半期あたりの加入者一人あたり点数が約 1900 点 (制度改正後) であることから 4 倍して算出した。



(注) 図 A、B、C、D は制度改正前後における加入月数あたり受診日数の分布をカーネル密度関数を用いてプロットしたもの。A は 3 歳から 6 歳の非課税世帯の子どものサンプル (N = 35)。B は同じく課税世帯の子どものサンプル (N = 153)。C は 7 歳から 10 歳の非課税世帯の子どものサンプル (N = 30)。D は同じく課税世帯の子どものサンプル (N = 143)。

図 2: 受診日数の分布 : 制度改正前後における変化

いる。上昇のタイミングは制度改正と完全に一致しており、しかも持続的に 1900 点前後の水準に留まっている。この点は、観察された医療費の変化が自己負担の減少によるものであることを強く示唆しているだろう。一方、母子家庭ではほぼ一貫して 1500 点程度となっている。



(注) 図は二人親家庭と母子家庭の 3 歳から 6 歳の子どもにおける、加入者あたり平均医療費（四半期）を示す。垂直線は乳幼児医療費助成制度の対象年齢拡大のあった 2004 年 10 月を示す。単位は 10 円。

図 3: 加入者一人あたり点数の推移

6 推定結果

前節で説明した推定方法に基づいて、本節ではパラメトリックな推定を行う。まず最初に、制度改正前後 1 年の月次データによる分析結果を報告し (A データ)、次に制度改正前後 4 年の中期データによる分析結果をまとめる (B データ)。A データによる推計では、二人親家庭の子どもの自己負担率の減少幅が所得階層によって異なった点を自然実験とみなして効果を推定する一方、B データでは二人親家庭の子どもと母子家庭の子どもの医療費を比較することによって自己負担減少の効果を推定する。両者は方法論もデータも異

なっており、推計された弾性値が近い値になっているか確認することを通して、推計の頑健性を確認できる。

6.1 短期的効果

A データを用いた推計結果は表5にまとめている。表5の第1列では、受診確率を被説明変数としてDDDによる推定量を報告している。また、第2列では同じく受診確率を被説明変数としてDDによる推計結果を報告している。みると、DDD推定量は0.206、DD推定量は0.188となり、ほぼ同じ値となった。ただし、受診日数をみると、DDD推定量(0.609)はDD推定量(0.503)より20%程度高く、DD推定量は制度改正の効果を過小推定している可能性が示唆された。制度改正前の二人親家庭の子どもの通院日数(1.18日)で評価すると、約50%の増加とみなせる。一方、受診一回あたり点数はDDDで有意になっていないため、弾性値はゼロと見なせる。これら推定値から、課税世帯における二人親家庭の子どもの弧弾力性(Arc-elasticity)は-0.24となった¹⁵。この弾性値は、Rand医療保険実験によって推計された中央値とほぼ同様であり、わが国における子どもの医療需要の弾性値は米国の成人と同じと解釈できる。Kan and Suzuki(2010)で推計された弾性値(-0.055)と比較すると、絶対値の大きさは約4倍である。子どもの医療費は少なくとも成人以上に弾力的であり、乳幼児に対する医療費助成では比較的大きなモラルハザードが起こっていると考えられる。また、この弾性値はShigeoka(2011)で推計された高齢者の弾性値ともほぼ同じである。これらの結果を総合すると、わが国では勤労世代の世帯主の弾性値は低い一方、乳幼児と高齢者では比較的価格弾力的であると考えられる。この結果は、受診の費用の多くが機会費用であるという理論的考察と整合的である。すなわち、二人親のいる乳幼児や高齢者では、通院に関して勤労世代ほど強い制約がないため自己負担の変化に対して大きく反応していると考えられる¹⁶。次に診療科ごとの推定を行う。表6では表5でまとめた外来への通院と点数を、内科、小児科、皮膚科、耳鼻科、その他に分け、さらに歯科と調剤の推定結果もまとめている。

¹⁵弾性値はKeeler and Rolph(1988)に従い算出した。具体的には添え字のaとbをそれぞれ制度改定前、後とし、弧弾力性の定義から以下の式を計算した。

$$\begin{aligned} \epsilon &= \frac{\frac{q_a - q_b}{(q_a + q_b)/2}}{\frac{p_a - p_b}{(p_a + p_b)/2}} & (10) \\ &= \frac{0.609}{(1.18 + 1.40)/2} \\ &= \frac{0 - 0.1}{(0 + 0.1)/2} \\ &= -0.236 \end{aligned}$$

¹⁶追加的に母子家庭のみのサンプルで、2004年10月における自己負担上昇の効果を分析した結果、DD推定量は有意にならなかった。母子家庭では通院のために母親が就労を中断しなければならないため、二人親世帯と比較して受診の機会費用が高い。そのために10%程度の自己負担の変化には反応しなかったとみられる。

表 6: 乳幼児医療費助成の効果

	受診確率		受診日数		Ln(点数/受診日数)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DDD	0.206 [0.0806]**		0.609 [0.2692]**		-0.121 [0.1794]	
DD		0.188 [0.0541]***		0.503 [0.2008]**		-0.166 [0.0836]**
N	5582	2882	5582	2882	2385	1375
ID	368	190	368	190	343	185
個人固定効果	X	X	X	X	X	X
診療月効果	X	X	X	X	X	X

(注) A は乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げ（3歳から就学前）の効果を示す。推計方法はOLS。すべての推計は個人固定効果と診療月の効果を含む。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

小児科や内科の係数は有意ではなく、皮膚科と耳鼻科で有意となっている¹⁷。追加的な10%ポイントの価格変動に対して弾力的なのは「風邪」による通院ではなく、アトピーやアレルギーなどの疾患であると解釈できる。また、受診一回あたりの点数は、制度改正によってむしろ下がっている。

また、歯科と調剤では制度改正の効果は確認できなかった。これらの点から、少なくとも幼児の発熱等の一般的な症状の場合には、3割自己負担でも無料でも、ほぼ同様の受診行動をとっていたと考えられる。自己負担の引き下げによって、通院が顕著に増加したのは皮膚科や耳鼻科など、一回通院すると完治まで継続的な通院が必要になるかもしれない診療科である。このことは、自己負担引き下げの重要な効果の一つが、予期しない支払いのリスクを減少させる点であることと整合的である。ある診療科においては、通院する前まで完治までの費用が容易に予測できなく、それが診療を抑制させる原因になっている場合がある。しかし、自己負担率の減少は、その不確実性を減少させる。実証的にも、Finkelstein and McKnight(2008)では1965年の米国におけるMedicareの導入の効果を分析し、高額な出費のリスクが減少したことによる厚生利得が非常に大きいことを見出した¹⁸。アトピーやアレルギー性鼻炎は幼児が比較的にかかり易い一方、発熱などと異なり完治までの通院日数や医療費が予期しにくいかもしれない。しかし、自己負担が無料になる場合、患者の直面する費用面でのリスクは傷病によらずゼロとなる。そのため、こうした疾病を扱う診療科で顕著に通院が増加したと考えられる。

¹⁷先行研究と比較すると、RNAD 医療保険実験では小児科の通院について価格弾力的となっていることから、本稿の推計とは異なる。

¹⁸期待効用理論に基づく場合、カタストロフィックな医療費を請求されるリスクが激減したことだけで制度導入にかかった費用の40%程度を相殺できるとしている。また、Medicareは死亡率には効果がなかったことを確かめている。

表 7: 診療科別の推定：乳幼児医療費助成の効果

	外来						
	内科 (1)	小児科 (2)	皮膚科 (3)	耳鼻科 (4)	その他 (5)	歯科 (6)	調剤 (7)
A. 受診確率							
DDD	0.0285 [0.0619]	0.0404 [0.0739]	0.0811 [0.0359]**	0.1237 [0.0567]**	0.0537 [0.0525]	-0.0354 [0.0525]	0.3212 [0.2323]
DD	0.0756 [0.0500]	0.0619 [0.0603]	0.0612 [0.0219]***	0.0548 [0.0336]	0.0221 [0.0366]	-0.0741 [0.0370]**	0.2355 [0.1986]
B. 受診日数							
DDD	0.0981 [0.1142]	-0.1478 [0.2009]	0.1555 [0.0624]**	0.1842 [0.1060]*	0.3212 [0.2323]	-0.0005 [0.2022]	0.0537 [0.0525]
DD	0.1545 [0.1027]	-0.0439 [0.1901]	0.1122 [0.0409]***	0.0461 [0.0688]	0.2355 [0.1986]	-0.1686 [0.0942]*	0.0221 [0.0366]
C. Ln (点数/受診日数)							
DDD	0.0151 [0.1603]	-0.3444 [0.2648]	-0.6183 [0.1481]***	-0.6678 [0.3109]**	0.37 [0.3508]	0.3461 [0.2894]	-0.6678 [0.3109]**
DD	-0.2368 [0.0993]**	-0.1809 [0.1733]	-0.0922 [0.0693]	-0.7511 [0.2823]**	-0.1663 [0.2980]	0.6685 [0.2278]***	-0.7511 [0.2823]**

(注) 乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げ(3歳から就学前)の効果を示す。Aは受診日数、Bは受診日数、Cは受診一回あたり点数の推定結果。推計方法はOLS。すべての推計は個人固定効果と診療月の効果を含む。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

6.2 中長期的効果

次にBデータを用いて、中長期的効果の試算を行う。Bデータでは四半期ごとに年齢・世帯類型別の医療利用変数を集計し、その上で二人親家庭をトリートメント、母子家庭をコントロールとして差分の差法によって乳幼児医療費助成の効果を検出する。集計データを用いるメリットは、個人データを用いる場合と異なり、線形モデルでの推計が可能になる点にある。カウントデータでの分析では、モデルの選択により推計結果が異なってしまう傾向があるが、集計データによる分析では線形性を仮定した分析が適用可能なので直感的にも分かりやすい考察が可能になる。

結果は表8にまとめた、表8では加入者一人あたり医療費、受診率、加入者一人あたり受診日数、受診一日あたり点数について、制度改革の効果を検出している。まず、自己負担率の減少幅について整理すると、2004年10月時点での加入者数で評価する場合、自己負担率の減少は二人親世帯全体で約22パーセント¹⁹となる。一方、母子家庭では、住民税の課税世帯が少なかったことから、自己負担の上昇は全体で2%²⁰にとどまった。第1列をみると、 δ は556.8367となり、二人親家庭に対する乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げによって、対象となった子ども一人当たり年間5568円の医療費が上昇した。この医療費上昇効果から弧価格弾力性を推計すると、-0.29となり、Aデータを用いた推計とほぼ同じ結果が得られた²¹。また、制度改革の動学的な効果を見ると、初年の医療費上昇効果は715.74点と大きく、その効果は制度改革3年後まで続いている。また、この医療費上昇は主に、受診日数と受診一日あたり医療費の変化によってもたらされている。第3、4列で受診率の推計結果を見ると、すべての変数で有意ではなく、制度改革による通院確率の増加は確認できない。一方、第5、6列の加入者一人あたり受診日数の推計では、DD推定量が0.3966で有意となっており、通院日数の増加が確認できた。さらに、第7、8列では受診一日あたり点数の推計結果をまとめているが、自己負担率の軽減によって、一日あたりの医療費にも顕著な効果が生じているのが確認できる(DD=153.45)。受診一日あたり点数は医師の側に裁量のある変数であることから、自己負担率の改定は受診行

¹⁹制度改革前は住民税の課税状況に拘わらず30%だったが、制度改革時には課税世帯で10%、非課税世帯で0%となった。課税世帯の子どもの人数が155人、非課税世帯が35人だったことから、制度改革後の二人親家庭全体での自己負担率を計算すると8% ($= 0.1 \times 155 / (35 + 155)$) となる。

²⁰制度改革前は住民税の課税状況に拘わらず0%だったが、制度改革時には課税世帯で10%、非課税世帯で0%となった。課税世帯の子どもの人数が12人、非課税世帯が41人だったことから、制度改革後の二人親家庭全体での自己負担率を計算すると2% ($= 0.1 \times 12 / (12 + 41)$) となる。

²¹添え字のaとbをそれぞれ制度改定前、後とし、弧弾力性の定義から以下の式を計算した。

$$\begin{aligned} \epsilon &= \frac{\frac{q_a - q_b}{(q_a + q_b)/2}}{\frac{p_a - p_b}{(p_a + p_b)/2}} & (11) \\ &= \frac{556.84}{(1403.75 + 1936.45)/2} \\ &= \frac{0.3 - 0.08}{(0.3 + 0.08)/2} \\ &= -0.287 \end{aligned}$$

動だけでなく、医師の行動も変化させることが示唆された。Currie and Gruber(2001)では保険適用によって高度な治療が選択されるケースが増加したと報告しているが、本稿の結果もそのような医師の行動を示唆している。すなわち、3割負担のもとでは追加的な治療を行うと患者の窓口負担を大きく増加させるため、医師は診療を控える傾向があったと考えられる。しかし、乳幼児医療費助成制度によって自己負担率が軽減されると、多くの治療を施しても患者の負担はほとんど増加しないため、医師はより密度の高い治療を行うようになった可能性がある。

次に診療科別に一人あたり点数を推計した結果を表9にまとめた。表9をみると、内科以外のすべての推定で符号はプラスとなっているが、特に価格に弾力的なのは小児科である。小児科の医療費上昇効果は高く、597.77点となっている。しかし、その他の推定値をみると、必ずしもDD推定量は有意となっていない。また、内科の符号は負に推定されている。また、歯科、調剤についても制度改正の効果は確認できなかった。動学的な効果を確認すると、小児科の推定値は初年で726点、2年目で786点、3年目で614点となっており、外来全体の推計値とほぼ同じとなった。Aデータを用いた推計と比較すると、外来全体の弾性値はほぼ同一の結果を得たものの、診療科別の推定では若干結果が異なっている。この点については、二つの分析が異なる自己負担率の改定を扱っていることに注意する必要がある。Aデータでは、追加的は10%の自己負担減少の効果を分析したが、Bデータでは二人親世帯での22%の自己負担減少の効果を分析している。先験的に、診療科ごとの価格弾力性を知ることはできないが、自己負担の減少幅によって反応する診療科が異なるのかもしれない。

表 8: 乳幼児医療費助成の中長期的効果

	加入者一人あたり点数		受診率		加入者一人あたり受診日数		受診一日あたり点数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
δ	556.8367		0.0208		0.3966		153.4483	
	[149.5907]***		[0.0161]		[0.1627]**		[57.2168]***	
δ_{t-4}		-69.4034		-0.0602		-0.2149		-98.1053
		[345.3226]		[0.0436]		[0.4536]		[131.5741]
δ_{t-3}		-104.4789		-0.0139		-0.4193		-93.5498
		[332.5562]		[0.0421]		[0.4380]		[126.4066]
δ_{t-2}		40.6345		0.0015		0.176		-88.4964
		[332.0533]		[0.0421]		[0.4380]		[125.4342]
δ_{t-1}		294.5847		0.0249		0.6051		-70.4729
		[331.9780]		[0.0421]		[0.4380]		[124.8523]
δ_t		715.7438		-0.0082		0.3856		162.8743
		[331.6934]**		[0.0421]		[0.4380]		[123.6507]
δ_{t+1}		751.4554		0.0041		0.5215		-3.2731
		[330.2826]**		[0.0421]		[0.4380]		[120.6436]
δ_{t+2}		741.9368		0.0625		0.7727		-10.7528
		[323.2600]**		[0.0420]		[0.4377]*		[112.9670]
δ_{t+3}		459.5312		-0.004		0.354		44.5764
		[287.6681]		[0.0404]		[0.4272]		[92.6453]
N	256	256	256	256	256	256	256	256
ID	8	8	8	8	8	8	8	8

(注) 第1列と第2列の被説明変数は加入者一人あたり点数の対数値。第3列と第4列は受診率の対数値。第5列と第6列は加入者一人あたり受診日数の対数値。第7列と第8列は受診一日あたり点数の対数値。推計はすべて四半期ダミーと年齢・世帯類型ダミーを含む。推計方法はFGLS、標準誤差はグループに固有の分散不均一と自己相関を許容している。奇数列で推定されるはDD推定量であり、2004年10-12月期以降で二人親世帯の場合に1をとるダミー変数の係数。同じく、偶数列は年ダミーと二人親世帯ダミーの交差項による推定結果を示す。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

表 9: 診療科別の推定：加入者一人あたり医療費

	外来						
	内科	小児科	皮膚科	耳鼻科	その他	歯科	調剤
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
δ	-62.5525 [36.5264]*	597.771 [158.8429]***	19.2666 [22.1549]	16.2175 [29.4920]	3.1467 [16.0996]	6.8917 [38.4444]	27.4251 [37.5882]
δ_{t-4}	86.6499 [84.9243]	-136.7618 [333.7066]	-40.2987 [55.3391]	77.8461 [80.3650]	-49.5255 [46.4374]	-15.4005 [125.8004]	94.5739 [95.2778]
δ_{t-3}	138.2925 [81.7321]*	-112.8619 [321.2816]	-6.066 [53.3282]	67.4147 [77.4795]	-22.246 [44.8813]	1.188 [121.6877]	60.1419 [91.8273]
δ_{t-2}	114.4395 [81.6284]	-23.9081 [319.9726]	2.6454 [53.3027]	-38.9535 [77.4575]	-33.9243 [44.8781]	101.1128 [121.6874]	18.6906 [91.7933]
δ_{t-1}	83.5367 [81.6167]	184.9686 [319.4397]	61.2626 [53.3020]	-17.8344 [77.4571]	-10.512 [44.8781]	18.7416 [121.6874]	50.6533 [91.7925]
δ_t	50.166 [81.5671]	726.9452 [318.0880]**	14.4698 [53.2959]	23.9184 [77.4539]	-15.084 [44.8780]	59.2069 [121.6874]	-17.0723 [91.7861]
δ_{t+1}	-49.821 [81.2944]	786.6615 [313.8060]**	21.4229 [53.2438]	7.0784 [77.4176]	-11.0306 [44.8750]	-26.4089 [121.6873]	166.0924 [91.7228]*
δ_{t+2}	3.5588 [79.7933]	614.3885 [300.0516]**	66.5237 [52.7979]	34.3781 [77.0083]	-46.5292 [44.8109]	62.0443 [121.6743]	125.8879 [91.1059]
δ_{t+3}	116.1322 [71.4239]	308.8837 [254.5060]	34.364 [48.9595]	75.0789 [72.3748]	-32.9059 [43.4266]	62.2568 [120.5748]	91.5976 [85.0569]
N	256	256	256	256	256	256	256
ID	8	8	8	8	8	8	8

(注) 被説明変数は各診療科ごとの加入者一人あたり医療費。推計方法は FGLS、標準誤差はグループに固有の分散不均一と自己相関を許容している。***, $p < 0.01$. **, $p < 0.05$. *, $p < 0.1$.

7 政策インプリケーション

前節の推計結果をもとに、北海道Y市における乳幼児医療費助成制度の財政負担を負担主ごとに試算すると、自治体の追加的負担は年間1万6000円だったのに対し、公的保険の負担は1万4000円となった。乳幼児医療費助成制度は自治体ごとに異なることから、必ずしもすべての自治体でこのような負担が行われているとはいえないが、実際に自治体が制度導入の費用として計上している額よりも、相当大きな額が保険から支払われている計算になる。Y市のケースについて言えば、乳幼児医療費助成制度は自治体と公的保険の『折半』でファイナンスされているとみなせるだろう。

現行では、年間2000億円超の自治体予算が同制度に投入されている一方、医療費助成を行った自治体に対する国庫負担の減額は69億円に留まる。しかし、本稿の推計結果が示唆するところによれば、この程度の国庫負担の減額では、自治体の公的保険財政へのフリーライドは防止できないと思われる。仮に『折半』のケースを考えると、同制度によって2000億円規模の財政負担が公的保険にも発生していたと推察できるが、実際に自治体に請求される額は69億円に過ぎないからである。差額は、同制度を導入した自治体への純粋な『補助金』として、住民が医療サービスを利用した際に支払われており、地方政治家を医療費助成の拡充に専心させる大きな原因になっている。自治体は、少ない財源でも公的保険からの補助を受けて多くの給付を行えるため、他の政策よりも医療費助成を選択するインセンティブがあるからである。

また、富裕な自治体ほど医療費助成を拡充する傾向があることを考えると、医療費助成を通じて富裕な自治体へ補助金が配分されているとみなせる。そもそも、医療費の自己負担軽減は中央政府でも行える政策であり、自治体が行わなければならない理由はない。国が行う場合には償還等の事務作業が必要なくなることを考えると、一括して中央政府が行うほうが効率性も高いように思われる。このように、公平性と効率性の両面において、現行の乳幼児医療費助成制度には改善すべき点がある。

8 結論と議論

本稿では、北海道で2004年10月に行われた乳幼児医療費助成制度の対象年齢上げを自然実験とみなし、差分の差法（及び差分の差分の差法）を用いて3歳から6歳の幼児における医療費の価格弾力性を推計した。推計に際しては、頑健性の確認のために、個人単位の月次パネルデータと、四半期ごとの集計データという2種類のデータセットを構築し、推計結果を比較した。推計の結果、二人親家庭における幼児の弾性値は-0.24から-0.29となった。この弾性値は、Rand医療保険実験で推計された成人の弾性値とほぼ同等であり、日本の成人について推計したKan and Suzuki(2010)の弾性値の4倍から5倍だった。また、この弾性値は日本の若年層について弾性値を推計した澤野(2004)の結果とも整合的だった。

本稿で分析したY市のケースについて概観すると、乳幼児医療費助成によって生じた財政負担は自治体と公的保険それぞれについて、子ども一人あたり年間約1万5000円だった。これらの数値例から、3割もしくは2割の自己負担を大幅に軽減する乳幼児医療費助成制度は、公的保険にも大きな財政負担を与えていることが示唆された。現行制度では、医療費助成を行う自治体には国庫支出金が削減される仕組みになっているが、その額は推計された公的保険の財政負担を大きく下回っている可能性が高いだろう。

参考文献

Douglas Almond. Is the 1918 influenza pandemic over? long-term effects of in utero influenza exposure in the post-1940 u.s. population. *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 4, pp. 672–712, August 2006.

Douglas Almond and Janet Currie. Killing me softly: The fetal origins hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25, No. 3, pp. 153–72, Summer 2011.

Douglas Almond and Joseph J. Doyle. After midnight: A regression discontinuity design in length of postpartum hospital stays. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 3, No. 3, pp. 1–34, August 2011.

Björn Bartling, Ernst Fehr, and Daniel Schunk. Health effects on children's willingness to compete. *Experimental Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 58–70, 2012.

Marianne Bertrand, Esther Duflo, and Sendhil Mullainathan. How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, pp. 249–275, February 2004.

Marianne P. Bitler, Jonah B. Gelbach, and Hilary W. Hoynes. Welfare reform and health. *Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 2, 2005.

Thomas Buchmueller and John Dinardo. Did community rating induce an adverse selection death spiral? evidence from new york, pennsylvania, and connecticut. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1, pp. 280–294, March 2002.

Anne Case and Christina Paxson. Stature and status: Height, ability, and labor market outcomes. *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 3, pp. 499–532, 06 2008.

Anne Case and Christina Paxson. The long reach of childhood health and circumstance: Evidence from the whitehall ii study. *Economic Journal*, Vol. 121, No. 554, pp. F183–F204, 08 2011.

Amitabh Chandra, Jonathan Gruber, and Robin McKnight. Patient cost-sharing and hospitalization offsets in the elderly. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 1, pp. 193–213, March 2010.

- Pierre-Andre Chiappori, Franck Durand, and Pierre-Yves Geoffard. Moral hazard and the demand for physician services: First lessons from a french natural experiment. *European Economic Review*, Vol. 42, No. 3-5, pp. 499–511, May 1998.
- Bart Cockx and Carine Brasseur. The demand for physician services: Evidence from a natural experiment. *Journal of Health Economics*, Vol. 22, No. 6, pp. 881–913, November 2003.
- Janet Currie. Healthy, wealthy, and wise: Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 1, pp. 87–122, March 2009.
- Janet Currie, Sandra Decker, and Wanchuan Lin. Has public health insurance for older children reduced disparities in access to care and health outcomes? *Journal of Health Economics*, Vol. 27, No. 6, pp. 1567–1581, December 2008.
- Janet Currie and Jonathan Gruber. Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 2, pp. 431–66, May 1996.
- Janet Currie and Jonathan Gruber. Public health insurance and medical treatment: the equalizing impact of the medicaid expansions. *Journal of Public Economics*, Vol. 82, No. 1, pp. 63–89, October 2001.
- Elise Gould. Decomposing the effects of children’s health on mother’s labor supply: is it time or money? *Health Economics*, Vol. 13, No. 6, pp. 525–541, 2004.
- Jonathan Gruber. The incidence of mandated maternity benefits. *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 622–41, June 1994.
- Mari Kan and Wataru Suzuki. Effects of cost sharing on the demand for physician services in japan: Evidence from a natural experiment. *Japan and the World Economy*, Vol. 22, No. 1, pp. 1–12, January 2010.
- Emmett B. Keeler and John E. Rolph. The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment. *Journal of Health Economics*, Vol. 7, No. 4, pp. 337–367, December 1988.
- A.A. Leibowitz, Rand Corporation, United States. Dept. of Health, Human Services, and Rand Health Insurance Experiment. *The Effect of cost-sharing on the use of medical services by children: interim results from a randomized controlled trial*. Rand Report. Rand, 1985.
- Jason M. Lindo. Parental job loss and infant health. *Journal of Health Economics*, Vol. 30, No. 5, pp. 869–879, 2011.
- Maya Rossin. The effects of maternity leave on children’s birth and infant health outcomes in the united states. *Journal of Health Economics*, Vol. 30, No. 2, pp. 221–239, March 2011.
- Peter Zweifel and Willard G. Manning. Moral hazard and consumer incentives in health care. In A. J. Culyer and J. P. Newhouse, editors, *Handbook of Health Economics*, Vol. 1 of *Handbook of Health Economics*, chapter 8, pp. 409–459. Elsevier, 00 2000.

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』No.54,pp.41-54.

井伊雅子 別所俊一郎 (2006) 「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」『ファイナンシャル・レビュー』March. pp.117-156.

澤野 孝一郎 (2004) 「家計における医療費 —自己負担率引き上げ政策の効果とその影響」『家計経済研究』No.62. pp20-29.

高久 玲音 (2011) 「自治体はがん検診の受診率を向上させたいのか? —個別検診の実施に関する実証分析」『医療と社会』No.3 pp.249-264.

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.

別所 俊一郎 (2011) 「医療費助成、通院、健康」国立社会保障・人口問題研究所 DP

西川 雅史 (2011) 「乳幼児医療費助成制度の一考察 上下」『青山経済学論集』