

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

地域間での乳幼児医療費助成の違いが就学前児童の医療サービス利用と健康に与える影響

研究協力者 姜哲敏	東京経済大学 経済学部
研究代表者 野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院
研究分担者 川村顕	公立大学法人神奈川県立保健福祉大学・ 大学院ヘルスイノベーション研究科/ 早稲田大学 政治経済学術院(Joint Appointment)

研究要旨

本研究の目的は、子ども医療費助成による医療費無償化が就学前の子どもの医療サービス利用と健康に与えた影響を分析することである。1990年代の『患者調査』、『社会医療診療行為別調査』、『国民生活基礎調査』、『人口動態調査』の個票データと東京都特別区と政令指定都市の議会議事録より公開されている子ども医療費助成の導入状況を突合し、医療費助成の対象有無と医療サービスの利用状況及び健康状態との関係を分析した。その結果、医療サービスの利用については、外来において統計的に有意な関係が観察された一方で、入院では統計的に有意な関係を観察することが出来なかった。ただし、手術を伴う入院患者については、在院日数が有意に増加することが分かった。健康状態については、自覚症状のある子どもの割合が有意に減少し、入院患者においては退院時転帰が治癒となった割合が有意に増加することが明らかになった。また、0歳児のみにおいて1000人当たり死亡率が0.8人減少したことが分かった。推定結果より、費用対効果を計算したところ、便益(死亡率減少×統計的生命価値)は費用(医療費の増加)を大きく上回り、子ども医療費助成による医療費無償化政策は費用対効果の面では有効であろう。

A. 研究目的

A-1. 研究の背景

子どもの健康と医療へのアクセスを向上させるため、多くの先進国では、子どもに対して手厚い医療保障を提供しており、多くの場合、無料で提供されている。米国では、1980年代からメディケイドの対象者を拡大し、低所得世帯の子どもにも適用している。国民皆保険制度のある国(ドイツ、スウェーデン、台湾、

韓国、日本等)でも、子どもには国民皆保険に加えて補助金を支給している。こうした政策は、子どもたちの未来への投資と考えられている。なぜなら、子どもたちが健康であることが、健康、教育、更には労働において様々な長期的利益をもたらすことが広く認識されているからである。生涯を通じて享受出来る子どもの利益に加えて、地域社会における子どもの健康の公平性を向上させることは、貧困や健

康状態の悪化が世代を超えて継承され、将来、医療制度に財政的負担がかかることを防ぐことになる。

A-2. 研究の目的

本研究では、就学前児童の医療費無償化が、子どもの医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす影響について、市町村によって異なる乳幼児医療費助成制度を「自然実験」と見做し分析を行った。1990年代、日本のいくつかの自治体では、子どもの医療費に対する親の自己負担を30%から0%に減らす医療費助成制度を導入した。自治体によって、当該制度が導入された時期や対象年齢が異なることから、差分の差分法(difference-in-differences: 以下、DID)の枠組みを採用することが可能である。人口が比較的多い33の自治体について、各自治体のホームページで公開されている議事録から助成状況を把握し、その情報を、代表性のある4つのデータから抽出された子どもの医療サービスの利用や健康状態と統合することにより、助成の短期的な効果を検証した。医療サービスの利用については、子どもの外来・入院医療利用(患者数、受診間隔、入院期間、月間支出等)、また、健康アウトカムについては、保護者による子どもの自覚症状、医師が測定した退院時点でのアウトカム、死亡率等に焦点を当てた。但し、本研究は、都市部に焦点を当てた分析であることには留意が必要である。

B. 研究方法

B-1. 分析に用いたデータ

第1に、市町村別の乳幼児医療費助成制度について情報を収集するため、各市町村議会の議事録を確認した。厚生労働省は2011年現在、全自治体の補助金状況を網羅的に

公表しているが、それ以前の情報は皆無である。特に、殆どの自治体が補助金を導入した1990年代には、この情報は公表されていない。そこで、各自治体のホームページで公開されている議事録を精査し、以下の情報を収集した。1) 補助金導入時期(年月)、2) 対象年齢の上限、3) 対象年齢の変更とその時期(年月)について、東京都23区と全国10政令指定都市、人口50万人以上の33自治体について情報を収集した。尚、1990年代において、分析対象としたこれらの市区町村全体で、日本の全就学前児童数の19%が含まれている。本研究で、33市町村に焦点を当てたのは、都市部の市区町村において、当該制度による補助金の導入や対象年齢の拡大が、率先して取り組まれていたことが理由である。

Table1は、各自治体の導入時期や対象年齢の推移を示したものである。例えば、東京都千代田区では、1993年4月に4歳以下の児童を対象に助成を開始した。その後、1995年9月に6歳児まで拡大された。このように、分析対象となった都市部の自治体では、90年代、当該制度が飛躍的に拡大しつつあった。そのため、自治体により導入された月も異なるが、本報告書では、紙面の都合上、補助金導入年のみを示す。

厚生労働省によって収集・整備された代表性のある4つのデータを用いて、乳幼児医療費助成制度の導入が、子どもの医療サービス利用や健康アウトカムに及ぼす影響を評価した。全調査サンプルから33市町村に居住する0-6歳児のデータを抽出し、各調査の個票データを、当該制度の有無、居住市町村・医療機関の所在地、調査年月を識別情報として突合した。尚、全てのデータに、子どもの年齢と調査日が含まれている。更に、当該制度導入

の正確な日付の情報もある。これらの情報をもとに、各調査日に、それぞれの子どもが当該制度による補助金の対象であるかどうかを確認した。この突合データを用いて、外来患者数、受診間隔、月間支出額、入院患者数、入院期間、保護者が報告した子どもの自覚症状、医師による退院判定、死亡率等の健康アウトカムに対する当該制度の短期的な導入効果を検証した。

B-2. 記述統計

Table2は、本研究で使用する主要なアウトカム変数の記述統計量をまとめたものである。パネルAは患者調査(以下、PS)を示しており、外来診療の利用頻度を表す外来受診間隔の平均は21.6日であることがわかる。平均在院日数は9.0日であり、10.9%が治癒して退院している。尚、この退院時点でのアウトカムは、医師によって評価された客観的な健康状態を表している。パネルBは、社会医療診療行為別調査(以下、SMCA)が収集した月別の医療支出をまとめたものである。この金額は、患者・自治体・保険者が医療機関に支払った費用の合計である。外来診療に月平均8.3万円、入院診療に月平均8.46万円を費やしていることがわかる。パネルCでは、「国民生活基礎調査」(以下、CSLC)の基本統計量を示している。20.3%、0.4%の子どもが、通院・入院しており、何らかの自覚症状がある子どもは24.5%であった。パネルDは、人口動態調査(以下、VS)からの変数で、平均死亡率は0.8/1,000人である。この年齢層の死亡率は極めて低いが、生後12カ月未満の乳児(つまり0歳児)では約4.2/1,000人と、やや高いことがわかる。また、国際疾病分類改訂8版(以下、ICD-8)に基づき、死因別死亡率も算出した。これらの年

齢層では、先天性奇形と周産期疾患が最も多い死因となっていた。

B-3. 推定モデル

居住地の自治体、年齢、当該制度導入時期による補助金対象者の独自のばらつきを利用して、以下の式を推定した。

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \beta_1[\text{Subsidized}]_{a,m,t} + X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t} \quad (1)$$

式(1)において、 $Y_{i,a,h,m,t}$ は、調査年 t に m 市町村に住む h 病院の年齢 a の子ども i の医療サービスの利用と健康アウトカムを表す従属変数であり、本研究が着目する主要な独立変数である $1[\text{Subsidized}]_{a,m,t}$ は、乳幼児医療費助成制度による補助金によって、当該児童の医療費が補助されているかどうかを示すダミー変数である。 $X_{i,t}$ は、性別、誕生日、年齢、保険種別など個票レベルの制御変数ベクトルである。また、PSとSMCAでは、病院の固定効果 δ_h 、CSLCとVSでは、市町村の固定効果 μ_m 、及び、調査年の固定効果 τ_t を投入した。更に、自治体レベルでの医療サービスの利用や健康アウトカムと関連する、時間的に変動する観測されない要因をコントロールするために、自治体固定効果と調査年固定効果の相互作用である自治体固有のトレンド $\pi_{m,t}$ も投入した。標準誤差は、年齢や自治体内での誤差項の相関を考慮し、子どもの年齢と自治体のレベルでクラスタリングしている。

式(1)と同様に、以下の式を用いて補助金の年齢別効果を推計した。

$$Y_{i,a,h,m,t} = \alpha + \sum_{a=0}^6 \beta_a \{1[\text{Subsidized}]_{a,m,t} \times 1[\text{Age } a]\} +$$

$$X_{i,t}\gamma + \delta_h + \mu_m + \tau_t + \pi_{m,t} + \varepsilon_{i,a,h,m,t}$$

(2)

式(2)において、1[Age a]は、子どもが年齢 a(ベースライン:6 歳)である場合に1をとるダミー変数である。その他の変数は、式(1)と同じである。サンプルを子どもの年齢で割って年齢別効果を推定することも可能であるが、サンプルサイズが小さいことによる統計的検出力の低下を防ぐため、1つの式を推定している。尚、上記の式は、通常最小二乗法を用いて推定した。

C. 研究結果

C-1. 外来への影響

まず、外来診療の利用に対する助成の効果についての結果を示す。Table3では、式(1)から導かれる β の係数を、費用の負担が不要な補助対象児童と3割負担の非補助対象児童の差として報告している。コラム(1)は、外来診療を利用する確率に対する効果を示しており、助成を受けた子どもとそうでない子どもの間に有意な差はないことが示されている。次に、医療機関別・子どもの年齢別の集計患者数に対する効果を推定した。コラム(2)と(3)はそれぞれ、初診と再診による患者数に関する結果である。興味深いことに、初診の推定値は統計的に有意ではなかったが、再診の場合は統計学的な有意差が見られた。助成によって再診患者数は8.8%(1.93人中0.17人)増加した。この結果は、コラム(1)で示したCSLCの外来患者ダミーが統計学的に有意でなかったことと整合的である可能性がある。外来患者ダミーは再診患者を1とし、再診回数が増加しても変化しない。Table3のコラム(4)の点推定値は、助成によって受診間隔が3.0日短くなったことを示しており、助成を

受けた子どもは助成を受けていない子どもよりも外来診療を頻繁に利用していることが示唆される。非助成児童の平均値が22.5日であることから、助成によって13.3%外来間隔が短縮されたことになる。また、コラム(5)では、助成を受けた子どもは、受けていない子どもに比べ、1ヶ月の支出額が517円(約5.17ドル)増加することが示されている。これは、非助成児童の平均値7,525円(75.25米ドル)よりも6.8%高いことに相当する。

Figure1のパネルAは、年齢別の効果を示しており、式(2)で推定される補助金と年齢(ベースライン:6歳)の交互作用が含まれている。特に0歳児(生後12ヶ月未満)、1歳児では、効果が大きくなる傾向があることがわかる。具体的には、1歳児の外来利用確率は、6歳児よりも6.3ポイント高い。また、0歳児(生後12ヶ月未満)と1歳児の受診間隔は、非助成の6歳児に比べて7.8日、6.9日短く、10%水準で有意であった。また、1ヶ月当たりの医療費では、0歳児(生後12ヶ月未満)、1歳児がそれぞれ2,387円(23.87ドル)、2,161円(21.61ドル)と非助成の6歳児よりも医療費が多く使われていることがわかる。

C-2. 入院への影響

患者が自由にアクセス出来、受診回数に制限のない外来診療と異なり、入院診療は医師の判断が必要となる。そこで、入院患者ダミー、在院日数、入院患者数に対する効果を推計することで、患者の費用負担の減少(30%→0%)に対する供給側の行動反応を観察することが可能となる。

まず、入院医療を利用する確率への影響を推定した。Table4のコラム(1)に示されるように、補助対象児童と非補助対象児童の間で入院状況に統計学的に有意な差は見られな

かった。また、医療機関別、子どもの年齢別の集計患者数への影響も見てみた。コラム(2)と(3)はそれぞれ、手術有と手術無の患者数の結果を示している。手術有の患者数でのみ統計学的に有意な結果が得られており、補助金の実施により、重症で入院している子どもをより丁寧に診察するよう医師が促していることが示唆される。コラム(4)は、治療密度を表す在院日数に対する助成の効果を示している。この結果から、たとえ患者負担がゼロであっても、医師が子どもを長く入院させることはないことがわかる。コラム(5)は、月別支出額の推定値である。同様に、統計学的に有意な差は見られなかった。

Figure1 のパネル B は、年齢別の入院患者数に対する効果をプロットしたものである。この Figure に示すように、手術有の入院患者については、年齢が若いほど入院期間が長くなることが分かった。生後 12 ヶ月未満の補助対象児(つまり 0 歳児)は、補助対象外の 6 歳児に比べて在院日数が 3.8 日長くなっている。しかし、手術をせずに入院した子どもでは、年齢による統計学的に有意な差は観察されなかった。これらの結果は、補助金の実施により、重篤な疾患で入院した低年齢児がより慎重に治療されるようになったことを示唆している。

C-3. 健康への影響

最後に、子どもの健康アウトカムへの影響について、医療費の無償化が子どもの健康状態を改善するかどうかについて検証した。本分析でも、乳幼児医療費助成制度の導入前後で、助成を受けた子どもと受けていない子どもの健康アウトカムを比較することに主眼が置かれている。まず、主観的健康度、つまり、保護者が報告する自覚症状がある確率についての結果を示す。Table5 は、様々な症状が

あると親が報告した確率に関する推定値を示している。結果、助成を受けた子どもは、非助成の子どもに比べて、発熱、咳、鼻汁などの症状を持つ確率が低く、助成が子どもの健康状態を改善させたことが示唆された。特に、この年齢層で最も多い症状である咳をする確率は 3.7%減少している。非助成児童の平均値が 12.1%であることを考えると、この効果はかなり大きい。前節で示したように、助成によって外来診療の利用が有意に増加することがわかった(例:受診間隔の短縮、現在の外来受診確率の増加)ことから、助成を受けた子どもは早期に、適切なタイミングで受診する可能性が示唆される。このように、補助金は治療の促進や発見されなかった病気の発見に寄与し、主観的な健康状態を改善する可能性がある。一方、喘息に関連すると思われる喘鳴、目のかゆみ、耳鳴り、歯痛、発疹については、統計学的に有意な効果が認められなかった。本分析では、比較的軽微な症状の場合についてのみ統計学的に有意な効果が認められたが、子どもの自覚症状の減少による恩恵は、親の労働供給の増加など、追加的な恩恵につながる可能性があるかもしれない。例えば、子どもの主観的健康状態が良ければ、欠勤率が下がる等の効果が期待出来るかもしれない。

更に、本研究では、客観的な健康状態への影響についての検証も行った。Table6 のコラム(1)では、医師によって評価された退院時転帰に対する影響について推定した結果である。医師は、患者の退院時の転帰を入院時と比較して 5 段階(治癒、軽快/寛解、不変、増悪、死亡)で評価する。本分析の従属変数は、患者が治癒して退院した場合に 1 の値をとるダミー変数である。退院結果に対する統計学的に有意な効果は観察されず、補助金が入院している子どもの退院時における健康

状態を改善しない可能性があることが示唆された。もう一つの客観的な健康指標である総死亡率に対する効果が、コラム(2)で示されている。同様に、補助金による死亡率の有意な変化は見られなかった。死因別でも、コラム(3)-(7)を見ると、同様の結果が得られている。

Figure2 は、健康状態に対する年齢別の効果を報告したものである。生後 12 ヶ月未満の乳児(つまり 0 歳児)に対してのみ、健康状態の統計学的に有意な改善が観察された。補助金を受けた乳幼児は、補助金を受けなかった 6 歳児と比較して、退院時に治癒する確率が 5.3% 高くなる。更に、総死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人低くなっている。この結果は、10 %水準で統計学的に有意である。前節で示したように、手術を伴う入院をした子どもほど入院期間が長いことから、補助金によって長期間の診療を必要とする重症患者がより集中的なハイテク治療を受けられるようになったことが推測される。このような入院治療の増加は、入院した患者の退院後の経過を良好にし、死亡率の減少につながる可能性がある。以上のことから、客観的な健康状態全体に対する有意な効果は認められないが、生後 12 ヶ月未満の乳幼児(0 歳児)に限っては、助成が健康状態の改善につながる事が分かった。

D. 考察

以上の結果を解釈する上で重要なのは、乳幼児医療費助成制度導入の費用対効果である。本研究では、まず、1 人当たりの助成コストを算出した。その結果、生後 12 ヶ月未満の乳児(0 歳児)の外来医療費は月 2,387 円増加し、死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人減少することが明らかになった。したがって、救

われた命 1 人当たりの年間コストは約 3600 万円(0.36 百万米ドル)となることが示唆される。一方、先行研究によって算出された生命の統計的価値は、一般に、本分析による助成によって子どもの生命を救うための推定コストを上回っている。例えば、Itaoka et al. (2007)¹ は、環境政策による死亡リスク低減に対する支払い意思額を推定し、日本の成人の生命の価値は 1 億 300 万円から 3 億 4400 万円(約 103 万ドルから 344 万ドル)であると算出している。これらの点を総合すると、本研究は、乳幼児医療費助成制度による補助金導入が政策立案者にとって許容出来る費用便益比率をもたらすことを示唆している。

E. 結論

子どもの健康への投資は、彼らが成人になった時の様々なアウトカムに影響を与えるため、多くの先進国では子どもに手厚い医療・健康保障を提供している。しかし、このような手厚い医療・健康保険の効果に関する過去の研究は、主として、成人や高齢者を対象としており、子どもに関する知見は意外と少ない。本研究では、就学前児童の医療費無償化が医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす包括的な効果を検討した。本研究では、就学前児童の医療費無償化が医療サービスの利用や健康アウトカムに及ぼす影響を、対象年齢や導入時期が自治体によって異なるという日本独自の特徴を「自然実験」と見做して推定を行った。

結果、子どもの医療費無償化は、受診間隔、再診者数、月間支出額で測定される外来患者利用を有意に増加させることがわかった。その効果の大きさは、幼児、特に 0 歳(生

risk reductions: a contingent valuation survey of Shizuoka, Japan, residents.” *Environmental Economics and Policy Studies* 8, 211–237.

¹ Itaoka, K., Krupnick, A., Akai, M., Alberini, A., Cropper, M., Simon, N., 2007. “Age, health, and the willingness to pay for mortality

後 12 ヶ月未満)と 1 歳の乳幼児で大きい傾向がある。しかし、補助金によって入院患者の利用が増加したという証拠は殆ど見いだせなかった。また、在院日数については、手術の有無にかかわらず入院した幼児にのみ有意な増加が認められた。また、発熱、咳、鼻汁などの自覚症状がある確率が統計学的に有意に減少する傾向にあった。更に、乳幼児の死亡率は 1,000 人当たり 0.79 人減少した。以上のことから、本研究では、医療費無償化は子どもの医療サービスの利用だけでなく健康アウトカムも改善することが示唆されたが、成人や高齢者については、これまでの研究で示されているように、その効果は限定的であった。

本研究には、主にデータの制約によるいくつかの限界がある。第 1 に、本研究で用いた PS と SMCA は、全人口ではなく、医療サービスを利用した患者のみを観測している。前節までの結果で示したように、乳幼児医療費助成制度による補助金導入により、医療機関を受診した患者数が急激に増加している。補助金導入を受けて受診する子どもはより健康であると考えられるため、この結果は、補助金の状況変化の前後でサンプルの構成が異なることを示唆している。つまり、この 2 つのデータを用いた健康アウトカムに関する結果は、過小評価されている可能性が高い。この問題を補うためには、個票レベルのパネルデータが必要であるが、本研究の対象期間である 1990 年代にはそのようなデータは存在しない。一方、CLSC は PS や SMCA とは異なり、代表性のあるデータであるが、当該データを用いた結果にはもう 1 つの懸念がある。当該データでは、東京都の 23 区の中のどの区に個々の世帯が居住しているのかを特定することが出来ない。そこで、これらの世帯については、東京都全体の助成状況として個票データを割

り当てることにした。しかし、Table 1 に示すように、これらの地域内では、当該助成制度の拡大時期や対象年齢の上限などに大きなばらつきがある。したがって、測定誤差を誘発し、推定値がゼロへのバイアスがかかる。また、CSLS では外来診療の利用確率(=エクステンシブ・マージン)に対する効果が見出せず、PS では患者数に対する効果(=インテンシブ・マージン)とは対照的に、外来診療の利用確率(=エクステンシブ・マージン)に対する効果が見出された。このようにエクステンシブ・マージンで結果が出ない理由は、上記の測定誤差によるものである。

第 2 に、データの入手可能性から、都市部に焦点を絞った誘導形モデルでの分析を行った。誘導形モデルでは外的妥当性が確保出来ないため、都市部で得られた知見が地方に一般化されるかどうかは不明である。そのためには、農村部のデータを用いた誘導形モデルでの分析、あるいは、構造推定を実施する必要がある。しかし、殆どの自治体が市議会議事録をホームページで公開していないため、地方における補助金の状況について情報を収集することは現状では困難である。地方において乳幼児医療費助成制度が有効であるかどうかを検証することは重要な政策課題である。

第 3 に、本研究が子どもの健康アウトカムへの影響にのみ着目した研究であるという点である。当該制度が、子どもの健康増進だけでなく、子どもを持つ若い親を支援する目的で実施されたことを考慮すると、経済的ストレスや健康状態など、親の様々なアウトカムに影響を与える可能性がある。特に、子どもの主観的健康状態の改善による恩恵は、親の労働供給量の増加につながる可能性があると思われる。例えば、子どもの主観的健康状態

が改善すれば、親の欠勤率が下がるかもしれない。

最後に、今回は主として需要側の反応に焦点を当てたが、供給側の効果も同様に重要である。乳幼児医療費助成制度の導入は外来患者数を増加させるので、医師、特に小児科医が助成の手厚い自治体に移動するインセンティブを与える可能性がある。近年、日本の合計特殊出生率の低下により小児科病院が減少していることを考えると、このような移住は子どもの医療サービスのアクセス向上に大きく貢献する可能性がある。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Kang, C., Kawamura, A., Noguchi, H. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”. *The Journal of Economic Behavior & Organization* (Revise & Resubmit)

2. 学会発表

July/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”.

June/2019: World Congress of International Health Economics Association. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s

healthcare subsidy for young children”.

March/2019: 第13回「実証的なモラル・サイエンス」研究集会. “Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children”.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

Table 1. Evolution of the subsidy by municipality

	'70s	'91	'92	'93	'94	'95	'96	'97	'98	'99	'00	'01
23 specified districts in Tokyo												
Chiyoda			④			⑥						
Chuo			②			⑥						
Minato			②				⑥					
Shinjuku		②			⑥							
Bunkyo		②								⑥		
Taito			③				⑥					
Sumida				②			⑥					
Koto			②				⑥					
Shinagawa			①	②					⑤	⑥		
Meguro			②						④	⑥		
Ota		①		②			⑥					
Setagaya		①		②			⑥					
Shibuya				②					④	⑥		
Nakano	①			③					④	⑥		
Suginami				②					⑥			
Toshima				②			⑥					
Kita				②					⑥			
Arakawa		②				⑥						
Itabashi				②			⑥					
Nerima			②					⑥				
Adachi			②						⑥			
Katsushika				③				⑥				
Edogawa				③			⑥					
10 government-designated cities												
Sapporo	①					①					②	
Sendai	②											
Yokohama						①	②		③			
Kawasaki	①					②			③			
Nagoya	①			②							③	
Kyoto			①						②			
Osaka			①				②	③			④	⑤
Kobe	①			②								⑤
Hiroshima	①			②					②			③
Fukuoka	②											

Notes: This table shows the timing of subsidy introduction and changes in the eligibility age for each municipality. The numbers in circles represent the maximum eligible ages. For example, Chiyoda introduced a subsidy for children aged four years or less in 1993. It was then expanded to children under six years in 1995. Although the month and year of the introduction of the subsidy differ across municipalities, we report only the year of introduction to save the space.

Table 2. Descriptive statistics

	Mean	SD
Panel A: from the PS		
Outpatient (N=9,664)		
Visit interval	21.604	37.669
Subsidized	0.468	0.499
Inpatient (N=18,600)		
Days of hospital stay	8.961	10.750
Cured Outcome at discharge compared to admission	0.109	0.312
Subsidized	0.634	0.482
Panel B: from the SMCA		
Outpatient (N=26,564)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	8.272	7.526
Subsidized	0.496	0.500
Inpatient (N=2,938)		
Monthly spending (in JPY 1,000)	84.603	65.428
Subsidized	0.711	0.453
Panel C: from the CSLC (N=18,083)		
Outpatient dummy	0.203	0.403
Inpatient dummy	0.004	0.065
Having any subjective symptoms	0.245	0.430
Fever	0.050	0.218
Cough	0.114	0.318
Wheezing	0.032	0.177
Nasal discharge	0.120	0.325
Itchy eyes	0.001	0.024
Tinnitus	0.001	0.025
Toothache	0.008	0.089
Rash	0.040	0.195
Subsidized	0.347	0.476
Panel D: from the VS (N=693)		
Mortality rate (per 1,000 individuals)	0.810	1.556
Caused by infectious and parasitic diseases	0.018	0.076
Caused by neoplasms	0.028	0.083
Caused by diseases of the nervous system	0.034	0.129

Caused by diseases of the circulatory system	0.024	0.094
Caused by diseases of the respiratory system	0.064	0.178
Caused by congenital malformations	0.481	1.177
Subsidized	0.448	0.498

Notes: This table reports descriptive statistics of the main sample. Here, to save space, we report only the means and standard deviations of the outcome and key variables.

Table 3. Effect on outpatient use

	Outpatient	The number of patients		Days from the	Monthly
	dummy	First visit	Repeated visits	previous visit	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.003 (0.009)	0.118 (0.081)	0.170* (0.089)	-2.997** (1.363)	0.517*** (0.197)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.012	0.058	0.286	0.110	0.109
Sample size	17,979	2,891	4,854	9,664	26,564
Mean of no subsidy	0.212	1.433	1.926	22.457	7.525
Data source	<i>CSLC</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 4. Effect on inpatient use

	Inpatient	The number of patients		Days of	Monthly
	dummy	With surgery	Without surgery	hospital stay	spending
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Subsidized	0.002 (0.002)	0.374*** (0.131)	0.575 (0.372)	-0.017 (0.341)	-3.506 (4.178)
Hospital fixed effects		X	X	X	X
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X
R^2	0.006	0.487	0.182	0.117	0.491
Sample size	18,083	1,996	5,819	18,600	2,938
Mean of no subsidy	0.003	1.520	2.364	7.930	80.036
Data source	<i>CSCCL</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>PS</i>	<i>SMCA</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Table 5. Effect on subjective health

	Fever	Cough	Wheezing	Nasal discharges	Itchy eyes	Tinnitus	Toothache	Rash
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Subsidized	-0.015** (0.006)	-0.037*** (0.008)	-0.003 (0.004)	-0.019*** (0.008)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.005)
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.009	0.014	0.006	0.016	0.005	0.004	0.011	0.005
Sample size	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083	18,083
Mean of no subsidy	0.048	0.121	0.031	0.127	0.001	0.001	0.012	0.037
Data source	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>	<i>CSLC</i>

Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

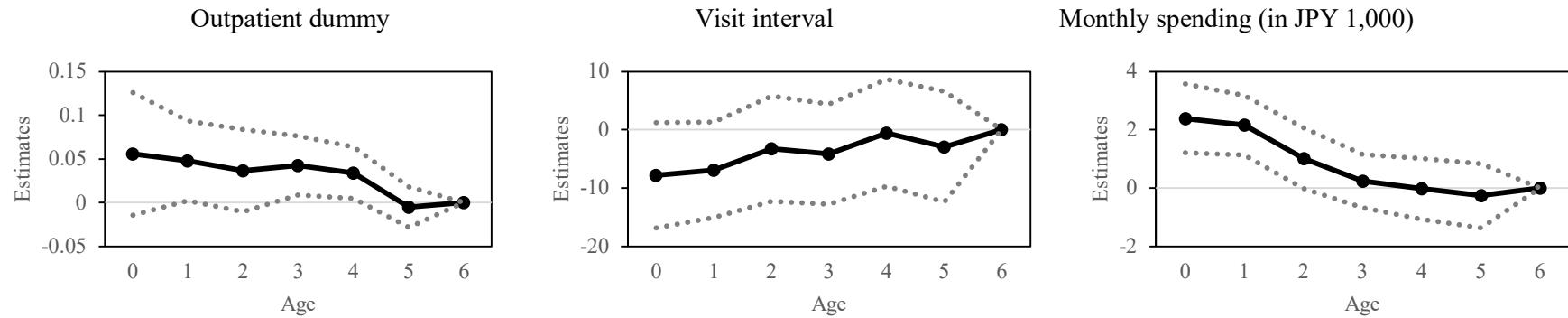
Table 6. Effect on objective health

	Cured outcome at discharge	Mortality rate (per 1,000 individuals)					
		Total	Neoplasms	Neuropathy	Circulatory diseases	Respiratory disease	Congenital malformations
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Subsidized	0.002 (0.009)	-0.072 (0.148)	0.002 (0.010)	0.005 (0.021)	0.005 (0.013)	-0.018 (0.026)	-0.123 (0.150)
Hospital fixed effects	X						
Municipality fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Year fixed effects	X	X	X	X	X	X	X
Municipality-specific trend	X	X	X	X	X	X	X
R^2	0.320	0.398	0.147	0.151	0.171	0.210	0.351
Sample size	18,600	698	693	695	693	695	695
Mean of no subsidy	0.088	0.592	0.031	0.031	0.021	0.042	0.286
Data source	<i>PS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>	<i>VS</i>

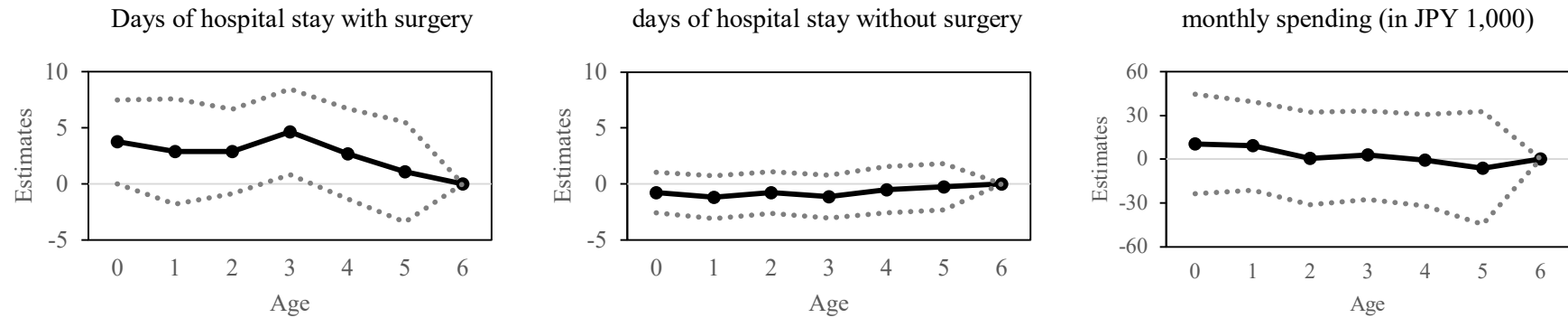
Notes: This table reports coefficients and standard errors (in parentheses) derived from Equation (1). The standard errors are two-way clustered at the municipality and age levels. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Figure 1. Effect on healthcare use by age

A. Outpatient use

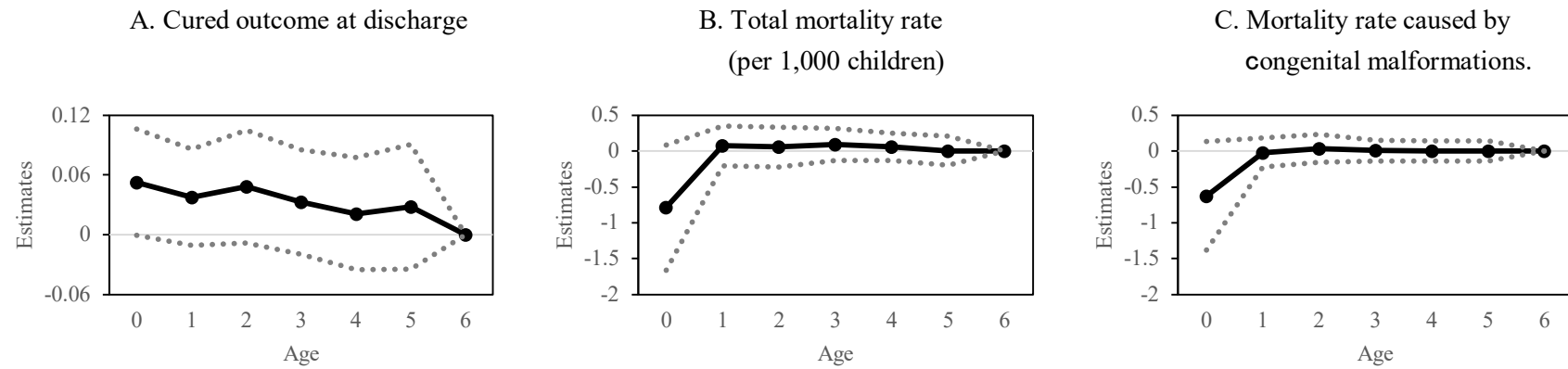


B. Inpatient use



Notes: The solid lines represent the estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.

Figure 2. Effect on health outcomes by age



Notes: The solid lines represent estimates of β_a for each age (baseline: age six) derived from Equation (2). The dotted lines represent 95% confidence intervals.