

出生順位と乳幼児の医療費の関係について¹

山田武

千葉商科大学

1 目的

この論文の目的は、出生順位や子供の数と乳幼児の医療費の関係を実証的に分析することにある。幼児期の受診行動はいうまでもなく本人の意思決定ではなく、親の意思決定に依存する。Becker(1960)²は所得の増加と少子化の関係を説明するために、子供の数と質に関するトレードオフを導入した。所得が増加したとしても親が質の向上を優先すると、質の向上にはコストがかかる。その結果、所得の増加による子供への需要が抑制されるために、子供の数は増加しない可能性が示される。Beckerは子供の質として人的資本を考えているが、実証分析の際には子供の質の指標として教育水準が代用されることもある。医療水準も子供の質の一部として考えることができるだろう。後にGrossman(1972)³で説明されるように、健康資本の考え方は人的資本の考え方を踏襲しているからである。

もっとも、Beckerの想定する世界では子供の量と質は静学的に決定されるから、子供の数が問題であって、出生順は問われない。極端に言えば双子・三つ子・四つ子などの数を選択することができるのと同じである。また、すべての子供について同じ質が選択される。一方、現実の世界では兄弟・姉妹の形成には時間がかかり、子供が生まれるたびに逐次的に子供の数を意思決定

¹ 本論文は文部科学省科学研究費補助金、特別推進研究(研究代表者:高山憲之), 研究課題:『世代間問題の経済分析』の助成を受けた。また、厚生労働省保険局調査課のご厚意により本稿で使用しているデータの提供していただいたことに感謝いたします。

² Becker, G. S. (1960), "An Economic Analysis of Fertility," in Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton University Press

³ Grossman, M(1972), "On the concept of health capital and the demand for health care," Journal of Political Economy, 80, 223-255

するという状況も考えられる。子供の性別に関する親の好みもあるかもしれない。家を継ぐ男子が欲しいと考える親もいれば、長子とは異なる性別の子供（兄妹・姉弟）が欲しいと考える親もいるだろう。また、社会的な慣習や子供のおかれた環境などを通じて出生順位が質に影響する可能性もある。

子供の量と質のトレードオフに関する最近の実証分析としては Black et al. (2005)⁴があげられる。Black et al. (2005)はノルウェーの16歳から74歳の全人口を対象とする統計を利用して、親と子供の関係を含む、年齢・性別・兄弟の数、出生順位、教育年数、所得をデータベースを構築し、子供の量と質に関する実証分析を実施した。子供の質の代理変数は教育年数である。OLS推計の結果によれば、兄弟の数が増加すると教育年数（子供の質の代理変数）が統計的に有意に減少する。出生順位のダミー変数を加えたOLS推定では、子供の数の係数は有意だが非常に小さくなり、出生順位のダミー変数は順位とともに統計的に有意な負の係数が徐々に大きくなることを見いだしている。つまり、子供の数よりも出生順位が人的資本に影響する。出生順位を含まず、子供の数だけを含む回帰分析では過剰に子供の量と質のトレードオフを推計する可能性があることも明らかになった。さらに、Black et al. (2007)⁵は同じノルウェーのデータを使って出生順位がIQに影響を与えているとする論文も発表している。一方、Booth and Kee (2006)⁶のBritish Household Panel Surveyを利用した分析によると出生順位と家族の規模の両方が教育水準に影響している。これらの研究は、子供の量と質に関する理論モデルと実証分析の結果が一致する部分と一致しない部分があることを示している。一致する部分は子供の数が増えると質が低下するという点であり、一致しない部分は子供の質は子供間で系統的に異なるという点である。ここで紹介した研究では出生順位が早いほど親は質を高めようとする傾向がある。

⁴ Black, S. E., Devereux, P. J. and Salvanes, K. G. (2005), “The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children’s Education,” *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669-700

⁵Black, S. E., Devereux, P. J. and Salvanes, K. G. (2007), “Older and Wiser? Birth Order and IQ of Young Men,” NBER working paper, w13237

⁶ Booth, A. & Kee, H. J. (2006). “Birth Order Matters: The Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment,” CEPR discussion paper 5453

本論文の目的は、出生順位が幼児期の医療支出に与える影響を分析することにある。これまで日本では高齢者の受診行動ほどは乳幼児の受診行動は関心があつまらなかつた⁷。この背景には高齢者の医療費のように総額が大きくないことがまずあげられるだろう。しかし、小児科医不足や乳幼児医療費補助をふくむ乳幼児をもつ親の受診行動は医療システムの効率性を考える上でも重要な意味をもつ。

実証分析にあたっては、1996年4月から1999年9月までの支払い業務データを利用して0ヶ月から35ヶ月までの乳幼児に関する医療費のパネルデータを構築した。Random effect モデルによる推計結果によれば、子供の数が増加すると一人あたりの医療支出が減少する一方で、第一子に比べて第二子・第三子の医療費が高いことが明らかになった。子供の数と質に関するトレードオフは子供の数が増加すると医療費が減少するという意味ではあてはまるが、その一方で子供間の医療費には差があるという意味ではあてはまらないことが明らかになった。ただし、第二子以降は第一子とはことなり、兄や姉と行動することによって病気やけがにかかりやすい環境にさらされる。今回の推計ではこのような環境要因が取り込まれていないため、第二子・第三子ダミーが過剰に推定されている可能性もある。

2 データと推定方法

ベースとなるデータは1996年4月から1999年3月まで支払い業務データである。支払い業務データには被保険者本人や被扶養者家族の生年月、毎月の医療費、続き柄、疾病などの情報が含まれる。これらの情報を利用して1996年4月から12月に誕生した乳幼児に関する6ヶ月区切りのパネルデータを構築した。かれらの誕生年月は1996年4月から12月で、一人の子供当たりのサンプル数

⁷ 日本では乳幼児を含む研究は多くない。たとえば山内太(2001)、「子供の健康資本と親の時間配分行動」岩本編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社、妹尾渉(2007)『子どもの受診行動の決定要因分析』法政大学大学院エイジング総合研究所ワーキングペーパーシリーズ, No. 19

は6件（0-35ヶ月）である⁸。

このようなデータベースの一つの問題は調査の対象期間が限られている点にある。子供の量と質のトレードオフのモデルでは子供の数は事前に計画されるが、計画遂行には時間がかかる。したがって、親、特に母親の年齢がこどもの出産には適なさいような年齢に到達しないとモデルにふさわしい子供の数を観察することができない。同じように本論文のデータは調査期間が限られているために、正確な子供の数を観察することができない。この調査期間よりもあとに子供が生まれた場合にはカウントすることができないからである。また、医療支出に関しても対象期間のみしか収集することができない。

以下では調査期間の最終月である1999年7月時点での子供の数を量の代理変数とする。図表1はサンプルの子供の数と出生順位の分布である。出生順位では第一子が2707人で46%、第二子が2540人で43%を占めている。一方、子供の数では二人兄弟が3405人で約58%である。ただし、これは1999年7月時点の結果で、一人っ子の家計などではこの期間のあとに子供をもうける可能性もあるので注意が必要である。なお、双子・三つ子は含まれない。また、サンプルに使用した乳幼児は子供の数が複数であっても1世帯に一人である。以下、いくつかの鍵となる変数について観察する。

図表1 このあたり

図表2は子供の数と医療費の関係グラフである。縦軸は医療費、横軸は生まれてからの6ヶ月ごとの時系列を示している。子供の数が4人以上の場合はサンプル数が少ないので省略したが、合計には子供の数が4人以上も含まれる。2人兄弟の場合には第一子と第二子の両方が、3人兄弟の場合には第一子・第二子・第三子が含まれる（同じ世帯の子供が複数含まれることはない）。0-5ヶ月については兄弟の数が少ない方が医療費が大きいですが、その後医療費は時間とともに逡減するとともに、兄弟の数と医療費の関係は見かけ上は判別できなくなる。

⁸児童福祉法では乳児は生後0日から満1歳未満まで、幼児は満1歳から小学校就学までの子供であるが、ここでは本論文の対象は乳児と満3歳未満の幼児である。

0-35 ヶ月の合計では2人兄弟のひとりあたり医療費は47.4万円、一人っ子は43.3万円、3人兄弟の一人あたり医療費は44.2万円と続き、子供の数と医療費の順位は直接関係ないように見える。

図表2 このあたり

図表3は出生順位と医療費の関係を示すグラフで、縦軸は医療費、横軸は生まれてからの6ヶ月ごとの時系列を示している。出生順位が4位以上の場合はサンプル数が少ないので省略したが、合計には出生順位が4位以上も含まれる。いずれの出生順位の場合でも医療費は時間とともに減少する。0-5ヶ月の医療費は10万円台である。その後医療費は減少するものの、おおよそ第二子>第三子>第一子の順となっているただし、時間とともに第三子と第一子の差は小さくなるが、第二子の医療費は高止まりする。0-35ヶ月の合計では第二子の医療費の合計は51.7万円、以下第三子の45.6万円、第一子の40.7万円と続く。ここでは出生順位と医療費が相関しているというよりも、第二子の医療費が顕著に高く、また、時間が経過しても高い医療費が維持されているが特徴である。

図表3 このあたり

幼児期の医療費にはこのほかにもさまざまな要因が影響していると予想される。たとえば、性別、出産直後の幼児の健康状態、親の年齢、母親の就業状況、所得、世帯状況などである。図表4は男女別の0-35ヶ月の医療費を比較したものである。第一子・第二子では男子の医療費が女子より高いが、第三子では男女とも同じぐらいである。また、第一子の医療費が他に比べて低く、第二子の医療費が最も高いことは男女とも共通している。

図表4 このあたり

未熟児として生まれたかどうかを含めた出生児の健康状態は医療費に大きく影響すると考えられる。出生児の健康状態を代理する指標として、当時利用されていた疾病119分類にしたがって、妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病番号1601とその他の周産期に発生した病態疾病番号1602についてのダミー変数を作

成した⁹。未熟児に関連する病態は妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病 1601 に該当する。これらの疾病は出産直後に認定されるのが一般的なので、ダミー変数は 0-11 ヶ月についてのみ 0 また 1 でコーディングし、12 ヶ月以降はすべて 0 である。図表 5 は妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病番号 1601 とその他の周産期に発生した病態疾病番号 1602 の 0-11 ヶ月における比率を表している。どちらの疾病とも第一子での発生確率がやや高く、妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病は 5% とその他の周産期に発生した病態疾病は 16% である

図表 5 このあたり

出生時の父親や母親の年齢も幼児期の医療費に影響する可能性がある。図表 6 は出生順位別の出産時の父親と母親の年齢をグラフにしたものである。母親の年齢は順位とともに増加していくが、父親の年齢は第二子と第三子では大きな違いがない。このことは、子供をもうけるタイミングの違いがあることを示している。たとえば、第三子の父親は速いタイミングで子供をもうけ、その一方で第二子の父親のなかにはそれとは異なるタイミングを選択している可能性がある。あるいは、子供の数を 2 人と決めているため、急ぐ必要がなかったのかかもしれないし、不確実性に影響されたのかかもしれない。いずれにしても家族形成のタイミングが夫婦によって異なることを示唆している。

図表 6 このあたり

なお、診療報酬支払い業務データは被保険者と被扶養者についてはカバーしているが、なかには被扶養者ではない母親も含まれる。母親が企業などで働き、他の公的医療保険制度の被保険者となっている場合には本論文の使用するデータには含まれない。また母親が被扶養者ではない場合には年齢を確認することができない。もっとも、母親の就業状態については別の深刻な問題がある。

⁹ ただし、当時は現在のようなおもな疾病から記入するというルールは存在しなかったが、出生直後は既往症などが存在しないため妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病やその他の周産期に発生した病態疾病が優先的に記入されたと考えられる。

支払い業務データには母親が働いている家計のサンプルも含まれる（母親のデータの支払い業務は含まれない）が、本論文では母親が含まれない家計のサンプルは使用しなかった。その理由は母親が働くかどうかの選択と子供の医療費が関係するために、子供の医療費の推定式に母親の就業状態を含めると誤差項と母親の就業状態の変数が相関をもつ内生性が発生すると考えられるからである。

母親が働いているかどうかは子供の医療費に影響を与えると考えられる。乳幼児の受診には母親が同行するのが一般的で、時間コストは医療受診の重要な要素である¹⁰。他の条件を一定とすれば母親が働いていれば市場価格で評価した時間コストが高くなるため乳幼児の受診が抑制されると予想される。その一方で、時間コストの上昇は乳幼児の健康資本の家庭内生産のコストも引き上げるから、むしろ家庭外での医療サービスの需要を促進する可能性もある¹¹。実証分析の結果によれば、子供の数や年齢は母親の就業に関する意思決定に影響する。たとえば、長瀬(1997)¹²は正社員・パート・家族従業自営者・内職という就業選択に関する多項ロジット分析した結果、子供数は有意ではないが、未就学児数はすべての就業選択に負の影響をあたえると報告している。以上から、子供の医療費には親の就業状態が影響を与え、子供の数や年齢構造は就業構造に影響を与えると考えられる。したがって、本論文の目的である乳幼児の医療費を推定するのにあたって、母親の就業状態による内生性を回避するために母親が働いている家計は含めなかった。なお、この方法では育児休業を取得している母親も働いているとみなされる。また、母親が被扶養者でパートなどで働いているかどうかはデータの性格上補足することができないため、実際にはパートなどで母親が働いている家計が含まれる。

¹⁰ 医療需要と時間コストの関係についてはたとえば、Coffey, R. M. (1983), “The Effect of Time Price on the Demand for Medical-Care Services,” *Journal of Human Resources*, 18(3), 407-424 を参照。

¹¹ 市場労働時間の選択と家庭内生産については Gronau, R. (1977), “Leisure, Home Production and Work: The Theory of Allocation of Time Revised,” *Journal of Political Economy*, 85(6), 1099-1123 を参照。なお、子供の健康資本と親の時間配分については山内(2001)で説明されている。

¹² 永瀬伸子(1997), 「女性の就業選択」中馬広之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 207-312

このような母親の就業状態¹³と誤差項の内生性を考慮した分析方法としては操作変数法や、パネルデータの特徴を利用した分析方法が考えられる。しかし、残念ながら母親の就業状態と部分的に相関し、子供の医療費の推計式の誤差項と相関しない適切な操作変数を探すには至らなかった。そこで以下では母親の就業状態を含まない推定式を OLS で推定した。

3 推定結果

前の節では乳幼児の医療費を分析するためのデータセットのいくつかの特徴と推定方法について確認した。この節ではパネルデータセットを使って、乳幼児の医療費と外来受診に関する OLS 推定の結果を報告する¹⁴。データセットについてあらためて説明すると、ベースとなるデータは 1996 年 4 月から 1999 年 3 月まで支払い業務データで 1996 年 4 月から 12 月に誕生した乳幼児に関する 6 ヶ月区切りのパネルデータを構築した。父親が被保険者で母親が被扶養者の世帯だけを抽出し、各世帯一人の子供だけが対象となる。

被説明変数は半年刻みの医療費（または外来受診日数）、説明変数は時間・出生順位ダミー・疾病ダミー・子供の数・出産時の母親の年齢・出産時の父親の年齢・祖父祖母との同居ダミー・父親の標準報酬などである。推定式 1 では乳幼児の医療費の被説明変数とし、推定式 2 では被説明変数を外来受診日数として推定した。なお、基本統計量は図表 7 に、推定結果は図表 8 に示されている。なお、推定方法は random effect モデルである。

図表 8 に示される推定結果は興味深い示唆を示している。まず第 1 推定式の期

¹³本論文では使用しなかったデータも含めて比較すると、母親が就業している（被扶養者ではない）場合にはどの出生順位であっても医療費は高くなっている。このことは乳幼児の医療費と母親の就業状態の関係を示唆するが、さまざまなバイアスを含む結果でもある。

¹⁴医療費のデータはきわめて偏っているため最近では GLM (Generalized Linear Methods) を適用する方法も報告されている。ここでも対数を link 関数として推定を試みたが、残念ながら好ましい結果は得られなかった。

間の最終時点での子供の数の係数は統計的に有意で負を示している。推定結果から子供が一人増加すると一人当たりの医療費 9 千円程度減少する。これは子供の数と医療費の間にトレードオフがあることを意味している。出生順位からみると、第一子に比べると第二子は約 2.5 万円、第三子は約 2.1 万円医療費が高く、これらの結果は統計的に有意である。この結果は第一子に比べて第二子以降にはより多くの医療費を消費していることを意味するだけでなく、子供の量と質のトレードオフの関係が単純にあてはまらないことを意味している。つまり、子供の量と質のトレードオフは部分的にはあてはまる。ここでの子供の数は夫婦にとっての計画でも、十分に時間がたってからの回顧でもないため、子供の量と質のモデルの意図する子供の数とは一致しない点には注意すべきではあるが、静学的な理論モデルと部分的に整合的な結果が得られたと考えられる。

そのほかの結果については以下の通りである。女兒の場合には医療費が 1.2 万円程度減少するが、これも統計的に有意である。また、乳児の段階での妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病やその他の周産期に発生した病態疾病は両方ともともに統計的に有意で、妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病の場合には約 20.3 万円、その他の周産期に発生した病態疾病の場合には約 6.5 万円医療が高くなる。ただし、これらのダミー変数は 0-11 ヶ月でのみ 1 か 0 でそれ以降はすべて 0 であるから未熟児で生まれた場合には多くの医療費が出産直後にかかっていることを意味する。出生順位や疾病状況などをコントロールした後でも、女兒の医療費が男児の医療費よりも低くなることは、男児は女兒よりも病気などにかかりやすいのか、あるいは親の選好、たとえば、男子を特に大事にするといった社会的な傾向が隠されているのかもしれない。医療費は時間とともに逡減するが、時間の 1 次の項も 2 次の項は統計的に有意で、時間の影響が 2 次関数の形状で働く。すべての期間で時間の影響はマイナスで第 3 期（18 ヶ月から 23 ヶ月）でその影響は最も大きく、-1.7 万円である。出産時の父親の年齢や母親の年齢、祖父祖母と同居しているかどうか、父親の所得は統計的に有意ではない。決定係数が小さいのは医療費の分布は極端に右裾が長い分布をしているためである。

一方、推定式 2 は被説明変数を 6 ヶ月ごとの外来受診日数に変更して推定した

もので、説明変数を推定式1と同じである。推定式2も推定式1と同じような結果を与えている。子供の数が増加すると外来受診日数が減少し、第一子にくらべて、第二子・第三子・第四子は外来受診日数が増加する。また、性別では男児は女児よりも有意に外来受診日数が多い。妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病の場合には外来受診日数が減少するが、その他の周産期に発生した病態疾病の場合には外来受診日数が増加する。妊娠及び胎児発育に関連する障害疾病の場合に受診日数が減少するのは、未熟児の場合には出産直後の入院が長くなるためと考えられる。時間の1次の項も2次の項は統計的に有意で、時間の影響が2次関数の形状で働く。すべての期間で時間の影響はプラスで第4期(18ヶ月から23ヶ月)でその影響は最も大きく、4.5日である。出産時の父親の年齢や母親の年齢、祖父祖母と同居しているかどうか、父親の所得は統計的に有意ではない。

4 考察

本論文のもっとも興味深い推定結果は、子供の量と質に関するトレードオフが部分的に肯定され、部分的に否定される点にある。子供の質を医療費とみなした場合、子供の数が増えるにつれて医療費は低下する一方で、医療費そのものは第二子>第三子>第一子の関係がある。「はじめに」で指摘したように子供の量と質のトレードオフは静学的なモデルであって、動学的な要素を含まない。推定結果はこの問題を反映していると考えられる。子供の数、性別、時間などの要因を取り除いた上でも平均的には第二子>第三子>第一子のような関係が残る理由としては親の選好や第二子がおかれた環境などが影響していると考えられる。

親の選好に関しては、ラーニング・近視眼的な行動・社会的慣習などが考えられる。親が子育てを通じて医療受診に関する知識を蓄積するのであれば、ラーニングが働き、出生順位が下がるにつれて医療費は減少するかもしれない。ラーニングが働かないのであれば医療費は同じような水準になると予想される。親が近視眼的な行動を取るのであれば出生順位が下がるにつれて同じく医療費が下がる可能性もある。おなじような結果は社会的な慣習などにより、出生順

位の早い子供を優先するという傾向があっても同じ結果が得られそうである。日本ではしばしば家を継ぐという概念が強調されることがあるが、この場合出生順位や性別によって質を選択すると考えられる。これらの考え方はどちらかといえば、出生順位にしたがって、医療費が減少すると予想されるが、推定結果とは一致しない。

一方、第二子や第三子は第一子とはことなる環境におかれている。第一子は箱入り娘・箱入り息子で幼稚園に入るまでは比較的安全で、細菌やウイルスやけがをする機会に暴露されにくい環境で過ごすことができる。ところが、第一子が成長し幼稚園や保育園に通うようになったころに生まれた第二子は、第一子やその友達と遊びながら病気やけがをしやすい環境に暴露する頻度が高くなる。その結果、第二子の医療費は第一子よりも高くなる。第三子についても同じように第一子に比べて病気やけがをしやすい環境にいると考えられる。つまり、第二子以降の医療費は推定式に含まれない要因が働き、その結果、第二子・第三子・第四子ダミーは過剰に推定されている可能性がある。

5 まとめ

本論文の目的は、出生順位が幼児期の医療支出に与える影響を分析することにある。これまで日本では高齢者の受診行動ほどは乳幼児の受診行動は関心があつまらなかった。この背景には高齢者の医療費のように総額が大きくないことがまずあげられるだろう。しかし、小児科医不足や乳幼児医療費補助をふくむ乳幼児の受診行動は医療システムの効率性を考える上でも重要な意味をもつ。

実証分析にあたっては、1996年4月から1999年9月までの支払い業務データを利用し0ヶ月から35ヶ月までの乳幼児に関する医療費のパネルデータを構築した。Random effect モデルによる推計結果によれば、子供の数が増加すると一人あたりの医療支出が減少する一方で、第一子に比べて第二子・第三子の医療費が高いことが明らかになった。子供の数と質に関するトレードオフは子供の数が増加すると医療費が減少するという意味ではあてはまるが、その一方で子供間の医療費には差があるという意味ではあてはまらないことが明らかになった。

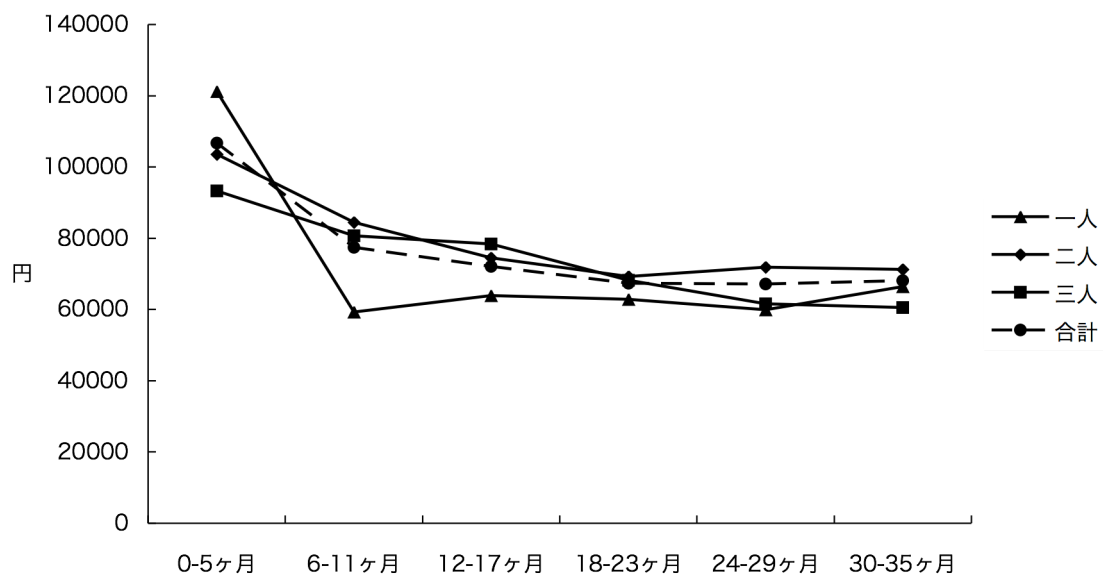
ただし、第二子以降は第一子とはことなり、兄や姉と行動することによって病
気やけがにかかりやすい環境にさらされる。今回の推計ではこ環境要因が取り
込まれていないため、第二子・第三子ダミーが過剰に推定されている可能性も
ある。

母親の就業状況に関連する内生性を避けるために、本論文では母親が就業して
いる世帯（母親が被扶養者ではない世帯）をのぞいて分析した。今後は、母親
の就業状態を含めて子供の数と医療費の関係に関する分析への発展が期待され
る。

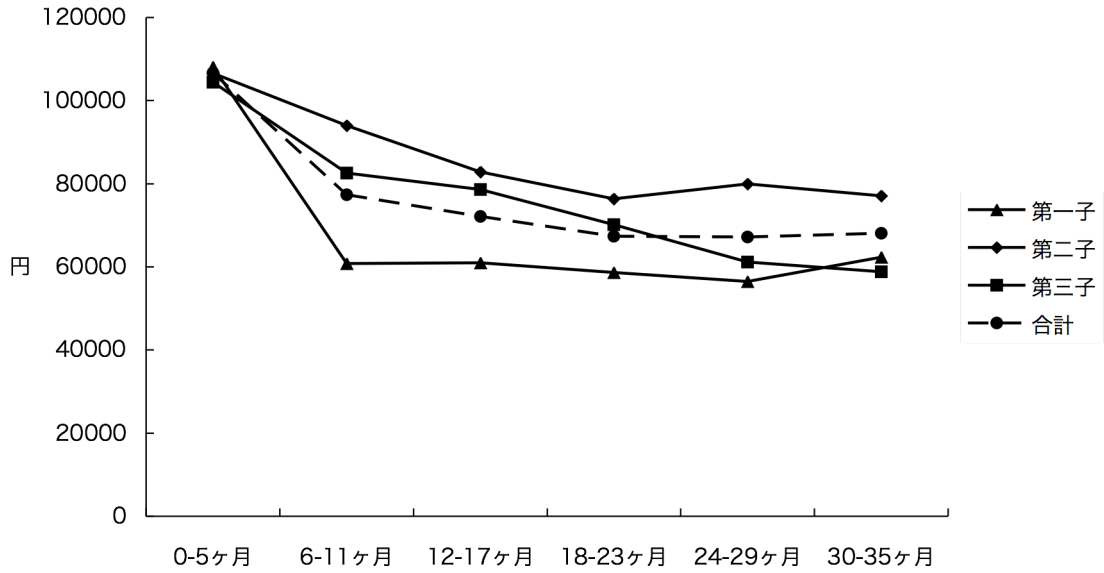
図表1 子供の数と出生順位

子供の数	第一子	第二子	第三子	第四子	第五子	合計	比率
1人	1,516	0	0	0	0	1,516	26%
2人	1,182	2,223	0	0	0	3,405	58%
3人	9	312	568	0	0	889	15%
4人	0	5	21	38	0	64	1%
5人	0	0	0	2	5	7	0%
6人	0	0	0	0	2	2	0%
合計	2,707	2,540	589	40	7	5,883	100%
比率	46%	43%	10%	1%	0%		

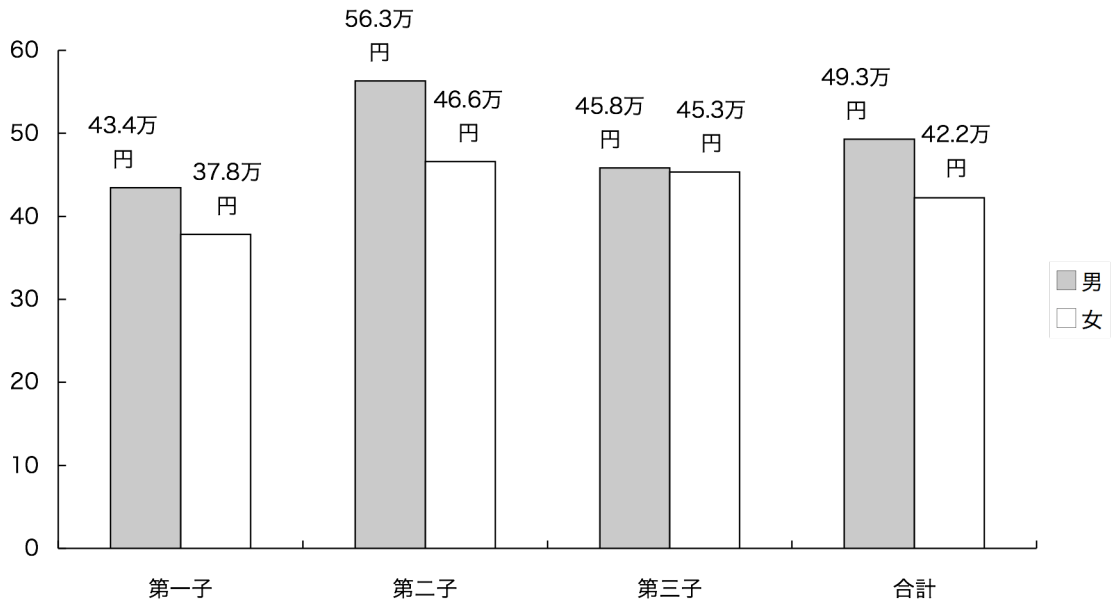
図表2 子供の数と医療費



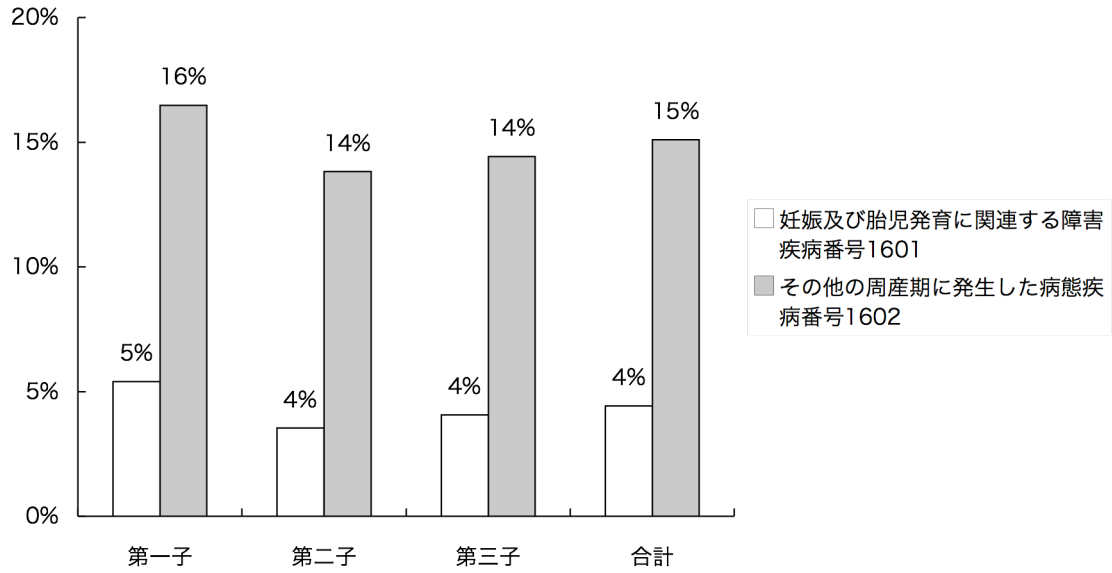
図表3 出生順位と医療費



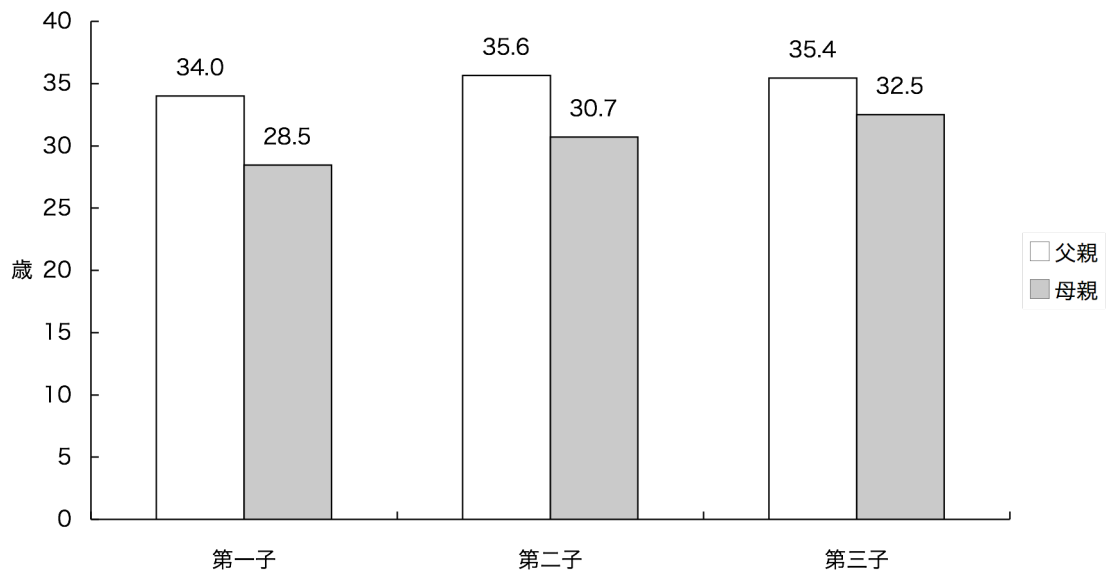
図表4 男女別医療費0-35ヶ月



図表5 周産期に発生した病態疾病



図表6 出生時の父親の年齢・母親の年齢



図表 7 基本統計量

変数	n	平均	標準偏差	最小	最大
乳幼児の医療費(円)	35272	76502	252105	0	2.01E+07
外来受診日数	35272	9.15	8.94	0	150
子供の数	35272	1.92	0.68	1	6
第一子ダミー	35272	0.46	0.50	0	1
第二子ダミー	35272	0.43	0.50	0	1
第三子ダミー	35272	0.10	0.30	0	1
第四子ダミー	35272	0.01	0.08	0	1
第五子ダミー	35272	0.00	0.03	0	1
性別ダミー(男=0, 女=1)	35272	0.48	0.50	0	1
疾病分類 1601 ダミー	35272	0.015	0.120	0	1
疾病分類 1602 ダミー	35272	0.050	0.219	0	1
半期	35272	2.50	1.71	0	5
半期 ²	35272	9.17	8.90	0	25
出産時の父親の年齢	35272	32.54	4.62	18.75	53.33
出産時の母親の連例	35272	29.88	3.80	18.58	45.25
報酬(千円)	35272	2432	608	552	5880
祖父祖母と同居ダミー	35272	0.04	0.19	0	1

図表 8 推定結果

変数	係数	z 値		係数	z 値	
子供の数	-9138.91	-2.52	***	-0.78	-4.09	***
第二子ダミー	24534.34	5.34	***	3.36	14.53	***
第三子ダミー	21205.04	2.74	***	3.21	7.28	***
第四子ダミー	18128.01	1.27		3.00	2.67	***
第五子ダミー	-9451.52	-0.58		-1.52	-1.24	
性別ダミー(男=0, 女=1)	-12230.82	-3.4	***	-1.04	-6.31	***
疾病分類 1601 ダミー	202914.80	6.63	***	0.73	2.03	**
疾病分類 1602 ダミー	65100.13	5.68	***	1.38	7.35	***
半期	-10680.41	-3.6	***	3.22	46.94	***
半期 ²	1712.27	3.11	***	-0.58	-42.97	***
出産時の父親の年齢	-87.49	-0.18		0.00	0.04	
出産時の母親の連例	1049.94	1.29		-0.01	-0.39	
報酬(千円)	-2.37	-0.94		0.00	-0.91	
祖父祖母と同居ダミー	-1764.48	-0.22		-0.03	-0.07	
切片項	69159.71	3.51	***	-0.78	9.04	***
サンプル数	35272			35272		
グループ	5882			5882		
決定係数	0.0179			0.0559		