

## 投稿：論文

妊婦健康診査の公費負担回数増加が健診回数  
及び低体重出生児割合に与える影響松島 みどり\*<sup>1</sup>, 小原 美紀\*<sup>2</sup>

## 抄 録

本論文では、制度改正によって2009年以降妊婦健康診査（妊婦健診）の公費負担回数が急増したことに着目し、2009年以降に実際の健診受診回数が増加したかどうか、そしてそれを通じて新生児の出生体重に影響を与えたかどうかを、市町村の取り組み状況とその成果、及び経済状況を同時に把握することが可能な沖縄県市町村パネルデータ（2005年～2013年）を使用して分析した。分析の結果、妊婦健診の公費負担回数の増加は受診回数を平均的に増加させ、受診回数1回の増加につき0.3%ポイント低体重児割合が減少することが明らかになった。海外での先行研究では妊婦健診の正の効果に限定的であるという論文もある中で、本分析において妊婦健診の効果が認められた理由として、早産や妊婦の痩せが新生児の体重を低下させている可能性のある日本においては、妊婦健診を定期的に複数回受診し、早産防止や、妊婦の栄養指導を受診毎に受けることは、妊婦と新生児の健康状態を良好に保つ重要な役割を果たしているからだと考えられる。

キーワード：妊婦健康診査，公費負担，低出生体重児，日本

社会保障研究 2019, vol.3, no.4, pp.546-561.

## I はじめに

日本では、妊婦健康診査（以下、妊婦健診）は新生児の健康と母体の安全を守るための取り組みとして1965年以降市町村の義務として提供されてきた（母子保健法13条）。しかし、妊娠は疾患ではないために国民健康保険適用の対象とはならず、健診にかかる費用の大部分は自己負担であった。政策変更により、妊婦健診公費負担回数が14回へと増加し個人による負担が大きく軽減されたのは2009年のことである〔公益財団法人母子衛生研究

会（2015）〕。本研究では、この制度改正による健診受診への効果と、それを通じてどのように新生児の出生体重に影響を与えたかを検証する。

出生体重に着目する理由は、2,500g未満の低体重出生児が、将来の健康や教育成果、生産性に負の影響を与えるということが明らかになってきているからである〔Behrman and Rosenzweig (2004); Figlio et al. (2014); Oreopoulos et al. (2008); Black et al. (2007); Bharadwaj et al. (2018); Xie et al. (2016) など〕<sup>1)</sup>。日本では1976年に低体重出生児割合が最も低下し4.9%となったもののその後増加傾向を辿り2007年には9.7%に達しており、同年

\*<sup>1</sup> 大阪商業大学公共学部 専任講師

\*<sup>2</sup> 大阪大学大学院国際公共政策研究科 教授

の比較可能なデータで確認すると、その割合はOECD諸国で最も高い (OECD 2018)。将来への負の影響の可能性を鑑みると、出生体重の改善は重要な政策課題であると言える。低体重出生の要因とその改善方法として、例えばアメリカを対象とした研究であるCurrie and Gruber (1996)によれば、低体重出生約3分の2は早産であり、Creasy et al. (1980) は初診の際に行われるスクリーニングで早産のリスクは判別可能であると述べている。現在の日本人の出生体重を在胎週数別で確認をしている板橋他 (2010) によれば、早産と言われる37週未満出生児の体重の中央値は2500gを下回っており、日本を対象としたTerada et al. (2013) の研究においても、在胎週数が出生体重に最も大きな影響を及ぼしていることが明らかとなっている。日本の妊婦健診では自覚症状の有無を問わず、妊娠18~24週の間には早産マーカーと呼ばれる検査を行っており、異常が見つかった場合には入院管理を通して早産予防が行われることになっている (ペリネイタルケア編集委員会2016)。なお、自然早産の既往がある場合には、妊娠16~24週の間には早産マーカーの検査を2週間ごとに実施をするなどの配慮もあり、早産の発見に妊婦健診は有益だと考えられる。また、Takimoto et al. (2005) やOhmi et al. (2001)、吉田他 (2014) では、女性のBMIの低下も低体重児の増加に寄与していることを指摘している。吉田他 (2014) によると、1975年頃から2006年頃までの間、妊娠中の過度な体重増加はその後の肥満につながるという懸念から妊娠中の栄養指導は栄養過多となることを防止することに力点が置かれていたこと、同時期に細い体型を好む風潮があったことを報告しており、これらが妊婦の栄養摂取量の減少につながったのではないかと述べている。しかし、現在では低体重出生の負の影響が明らかになってきたこともあり、妊婦の痩せ防止を踏まえて、妊娠期の女性に対する栄養指導が行われるようになってきている。このため、妊婦健診受診による効果と

して新生児の出生体重が改善される可能性は高いと推測できる。そして、2009年以降に公費負担回数が増加したことによって妊婦健診を受診する回数が増えている可能性も大いに考えられ、妊婦健診の公費助成によって低体重を防ぐ蓋然性は高いと言える。

妊婦健診補助効果の分析には、市町村単位のデータを使用する。なぜなら、健診の公費負担の増加は全国一律に行われたが、市町村間で医療サービスへのアクセス状況に差があり、実際の健診受診の可能性は市町村ごとに異なるからである。居住市町村がわかる個人データを使用することで健診受診行動をより詳細に検証することができるが、そのようなデータは一般には公開されていない。本論文では、市町村単位での取り組み状況及び新生児の出生体重の毎年のデータ、ならびに社会経済変数が利用可能な沖縄県のデータを用いて、自治体における妊婦健診の公費負担回数増加が新生児の健康状態に与える影響を、低体重児割合の指標を用いて分析する。市町村の取り組み状況とその成果、及び経済状況を同時に把握した統計データが存在していない中で、沖縄県のように市町村のデータが整備されているのは珍しく、本研究ではこのデータを活かした分析を行う。

表1には、政策前後の低体重出生児割合と妊婦健診平均受診回数をそれぞれの市町村についてまとめている。この表から分かるように、沖縄県全体でみると低体重出生児割合は政策変更前後で0.904%ポイント低下しており、半分以上の市町村で低体重出生児割合が低下している。割合が増加している市町村もあるが、その増加幅は減少幅に比べて小さく、最も大きな市町村であっても2.241%の増加で留まっている。一方で、最も減少幅が大きい市区町村では、-10%ポイント(減少)である。また、妊婦健診の受診回数はすべての市町村で増加しており、平均では5.328回の増加である。

沖縄県の経済状況は戦後一貫して日本の全国的

<sup>1)</sup> 低体重出生は、胎児期の低栄養、または遺伝的な要素によって引き起こされると考えられるが [(Behrman and Rosenzweig (2004)], 経済学分野における多くの研究では、双子や兄弟のデータを用いて遺伝的な要素を一定に保った上でも、低体重出生の将来への負の影響は残ることが示されている。

表1 政策前後の沖縄県の低体重出生児割合と妊婦健康診査の受診回数の変化

	低体重出生児 (%)			妊婦健康診査受診回数		
	政策実施前 (2005-2008) 平均	政策実施後 (2009-2013) 平均	変化 (%ポイント)	政策実施前 (2005-2008) 平均	政策実施後 (2009-2013) 平均	変化 回数
沖縄県平均	11.628	10.724	▼ -0.904	2.006	7.334	△ 5.328
大宜味村	15.918	5.722	▼ -10.196	2.177	5.763	△ 3.585
粟国村	18.750	9.714	▼ -9.036	2.046	6.360	△ 4.314
南大東村	12.910	5.728	▼ -7.182	2.292	5.273	△ 2.980
国頭村	14.055	10.586	▼ -3.469	1.678	5.211	△ 3.533
竹富町	10.115	7.198	▼ -2.917	2.079	6.005	△ 3.926
恩納村	11.900	9.232	▼ -2.668	1.000	5.522	△ 4.522
八重瀬町	12.575	10.948	▼ -1.627	2.743	6.464	△ 3.721
石垣市	12.240	10.868	▼ -1.372	1.000	11.074	△ 10.074
豊見城市	11.768	10.726	▼ -1.042	2.085	6.152	△ 4.067
うるま市	13.063	12.178	▼ -0.884	1.714	5.881	△ 4.166
宜野座村	12.933	12.098	▼ -0.835	2.735	6.045	△ 3.309
中城村	11.238	10.434	▼ -0.804	2.153	9.280	△ 7.126
南城市	11.278	10.498	▼ -0.780	1.747	7.465	△ 5.718
今帰仁村	12.205	11.896	▼ -0.309	1.783	7.715	△ 5.931
那覇市	11.000	10.764	▼ -0.236	2.403	6.961	△ 4.558
北谷町	12.480	12.352	▼ -0.128	2.638	7.474	△ 4.835
金武町	11.608	11.550	▼ -0.057	1.425	5.484	△ 4.059
名護市	11.188	11.404	△ 0.217	2.502	10.555	△ 8.053
西原町	10.210	10.478	△ 0.268	2.184	7.273	△ 5.090
嘉手納町	12.905	13.222	△ 0.317	2.223	7.931	△ 5.708
南風原町	10.255	10.598	△ 0.343	1.984	5.510	△ 3.526
宮古島市	10.788	11.274	△ 0.487	1.885	7.526	△ 5.641
糸満市	10.868	11.462	△ 0.595	2.730	11.748	△ 9.017
浦添市	10.073	10.702	△ 0.630	1.291	6.760	△ 5.469
宜野湾市	10.065	10.854	△ 0.789	1.746	7.533	△ 5.787
本部町	9.163	10.218	△ 1.056	1.000	7.624	△ 6.624
沖縄市	11.453	12.580	△ 1.128	2.590	12.910	△ 10.320
伊江村	7.025	8.272	△ 1.247	1.787	11.972	△ 10.185
読谷村	10.945	12.630	△ 1.685	2.655	8.151	△ 5.496
与那原町	11.053	12.790	△ 1.738	2.552	4.841	△ 2.289
久米島町	10.950	12.824	△ 1.874	1.764	4.900	△ 3.135
北中城村	9.118	11.358	△ 2.241	1.603	5.330	△ 3.727

注1：出生数が10未満の市区町村についてはここでは示していない。出生数が10未満の場合、低体重児割合を算出すると、1名の低体重児であってもその割合は10%を超えるなど割合の変化が著しく分析には適さないと判断した。そのため、分析対象には含めていない。

な水準よりも低く、例えば2014年の二人以上世帯のうち勤労者世帯の実収入（1ヶ月間）は、全国平均が約52万円なのに対して約40万円である〔総務省統計局webpage家計調査〕。沖縄県の出生率は他県と比べて高く、同年の合計特殊出生率は1.86（全国は1.42）であり、新生児死亡率（出生数千当たり）、周産期死亡率（出生数千当たり）、乳児死亡率（出生数千当たり）も全国平均よりも高く、

それぞれ1.2（全国0.9）、4.0（全国3.7）、2.9（全国2.1）である。加えて、新生児の健康状態を測定する一般的な指標である低体重出生（2,500g未満出生）についても、沖縄県の高さが特徴的であり全国の約1.26倍に上る（1979年から2015年の平均値）〔総務省統計局webpage人口動態統計〕。

沖縄県と日本全国の低体重児出生について比較

をしたHokama and Binns (2009)の研究では、低体重児が沖縄県で多い理由は、経済的困窮及び医療機関へのアクセスの難しさであると考察されており、経済的に困窮している場合、公費負担が増え自己負担が減ることは妊婦健診受診の可能性を上昇させる可能性が高い。よって、本分析に沖縄県のデータを使用し、妊婦健診の公費負担回数が増加したことによって受診回数が増加したのかどうか、そして低体重出生児割合が低下したか（乳幼児の健康状態が改善されたか）を確認することで、具体的な政策議論が可能となる。

本論文の分析の結果、妊婦健診の公費負担回数の増加は受診回数を平均的に増加させ、低体重出生児の割合を低下させていることが明らかとなった。なお、妊婦健診が新生児の健康状態に与える影響を推計する場合には、不健康な妊婦が妊婦健診を受けやすい、もしくは健康に関心の高い妊婦がより多く妊婦健診を受診するといった可能性がある。不健康な妊婦が健診をより多く受けるとすれば低体重児割合は増加し、一方で健康に関心の高く健康状態を良好に保っている妊婦がより多く受診するならば低体重児割合が低下するといった内生性によるバイアスが生じることが問題となる。そこで、本論文においては、妊婦の意思や選択にかかわらず公費負担の増加という制度変更注目し、「制度変更が起きた際に」「住んでいた市町村に医療機関が多くあるかどうか」、つまり健診補助制度の変更の恩恵を受けやすかったかどうかの差を組み入れた操作変数を用いることで、内生性に対処した上での妊婦健診の効果を測定している。この分析方法によって、妊婦の選択の差ではなく公的補助の変更の差がもたらす妊婦健診回数の差、そしてそれを通じた新生児の出生体重差をとらえている。妊婦健診回数が増加することで、低体重出生の可能性が低下するメカニズムは冒頭で述べたとおりである。もちろん、政策変更後に妊婦がより妊婦健診を受けやすいという理由で居住地を変更している場合には、この操作変数は妥当ではないが、特に沖縄のように地理的にも市町村が離れていたり（離島など）、公共交通機関を使って簡単に移動することができなかつたりす

る場合には、妊婦健診の受けやすさのためだけに引越しをする可能性は低い。また、本分析では市町村の平均値を用いているため、稀にそのような妊婦が存在していたとしても、推計値には影響を及ぼさないと考えられる。この分析によって、妊婦健診の公費負担回数の増加という政策変更が実際に受診回数を増やすこと、そして受診回数の増加を通じて、新生児の健康状態を改善させることが明らかになったことは、医療政策議論への重要な貢献である。

本論文の構成は次のとおりである。まず次節では、妊婦健康診査に関する政策介入と評価、健診の効果に関する先行研究を概観する。第3節では、分析の背景となる妊婦健診および公費負担制度を概観し、その制度の仕組みから、第4節において、本論文の分析の枠組み提示し、使用データを紹介する。第5節で推定結果を報告するとともに頑健性のチェックを行い、結果を解釈する。最後に第6節で本論文をまとめる。

## II 妊婦健康診査に関する政策介入と評価、健診の効果に関する先行研究

妊婦健康診査に関連する政策介入が新生児に与える影響を評価した論文はいくつか発表されており、例えばCurrie and Gruber (1996)がアメリカにおいて1979年から1992年の間にアメリカ合衆国連邦政府の公的医療保険制度Medicaidの拡大が妊婦健診へのアクセスを容易にし、産婦人科医院での初診の時期を早め新生児の健康状態を改善させたことを示している。一方で、ガーナを対象としたArthur (2012)の研究によると、2003年からの妊婦健診の無料化は、経済的に豊かで医療サービスが提供されている都市部に居住する妊婦の妊婦健診受診を促進したものの、経済的に貧しく農村地域に居住する妊婦の受診行動への効果が小さかったと結論づけている。これは、たとえ医療サービスが無料であっても、アクセスにかかる機会費用が高いためだと考察されている。

妊婦健診が新生児の健康状態に与える影響については、AMA (American Medical Association) が、



多くのエビデンスから妊婦健診の正の影響があると述べており、このような見解をもとに世界各国で妊婦健診が促進されてきた [U.S. Department of Health and Human Services (2000)]。一方で、妊婦健診の効果については議論の余地があることを示した論文も発表されている。これらの先行研究では、主に妊婦健診の回数と初診のタイミングの効果をそれぞれ検証しているが、妊婦健診回数についてはアメリカ全土で1988年に行われた調査データを用いたWarner (1998)の研究(モンタナ州とサウスダコタ州を除く)や、テキサス州のデータを用いて自己選択バイアスを取り除いたRous et al. (2004)による分析があり、健診が1回増加するごとに新生児の体重が15~71g増加することが示されている。なお、Evans and Lien (2005)の研究では公共交通機関の停止によって妊婦健診の回数は統計的に有意に大幅に減少したものの、その影響で新生児の出生体重が5gしか低下していないと報告しており、妊婦健診受診回数の増加は新生児の健康状態に正の影響を与えたとしても非常に小さいと述べている。初診のタイミングについては、初診が1ヶ月遅れるごとに80~91g [Rosenzweig and Schultz (1983)]減少するという研究結果が報告されている一方で、初診が1ヶ月遅れるごとに減少する体重は23~37gに留まる [Grossman and Joyce (1990)]、または妊娠3ヶ月までの初診が出生体重を増加させるというエビデンスはないと結論付けている研究もある [Reichman et al. (2009)]。しかしながら、Conway and Deb (2005)では、正常な妊娠において、妊婦健診は看過できない大きさの正の影響があることを明らかにしており、先行研究の妊婦健診の効果が小さいという考察は、正常妊娠と異常妊娠を区別せずに分析していることによるものと指摘している。また、Wehby et al. (2009)は、妊婦健診の効果は、観察されない胎児の初期の健康状態の異質性、つまり親からの遺伝や、胎内環境、親の社会経済要因によって異なると指摘している。実際に、経済的に貧しい地域においては、妊婦健診の正の効果がより大きく報告されている [Jewell (2007)]。

これらの先行研究から、日本において政策変更が妊婦健診の受診回数を増加させるかどうか、妊婦健診の受診回数が低体重出生児を減らすかどうかは、実証的に検証すべき問題であることが分かる。政策介入の方法や実施地域によって、その効果が異なる可能性が先行研究から示唆されることから、日本全国の平均よりも低体重出生児割合が高く、医療へのアクセスにばらつきがあり、相対的に経済的に裕福ではない家庭が多い沖縄県を対象に分析をすることは、政策を考えるために必要である。なお、本研究で取り上げる政策変更は健診の公費負担回数を増加するものであり、妊婦健診の初診時期を早めることを目的としていないこと、初診の時期を把握することのできるデータが入手可能ではないことから、本分析では妊婦健診回数だけに着目している。

### III 分析の背景：妊婦健康診査及び公費負担制度

日本では1965年に母子保健法が制定(2014年6月4日最終改定)され、同法の第5条では、「国及び地方公共団体は、母性並びに乳児及び幼児の健康の保持及び増進に努めなければならない」と定められている。また第12条、第13条にはそれぞれ、「市町村は、次に掲げる者に対し、厚生労働省令の定めるところにより、健康診査を行わなければならない。一、満一歳六か月を超え満二歳に達しない幼児 二、満三歳を超え満四歳に達しない幼児(第12条)」、「前条の健康診査のほか、市町村は、必要に応じ、妊産婦又は乳児若しくは幼児に対して、健康診査を行い、又は健康診査を受けることを勧奨しなければならない。2厚生労働大臣は、前項の規定による妊婦に対する健康診査についての望ましい基準を定めるものとする(第13条)」と明記されている。この法律的根拠に基づき、妊婦健診は実施主体である市町村の自治事務であるとされ、実施回数、公費負担額等の事業実施方法は、各市町村が判断している。ただし、第13条の2にあるように、厚生労働大臣は妊婦に対する健康診査についての望ましい基準を定める必要があり、母子保健課長通知において技術的助言として、公

費負担にあたって望ましい健診回数、実施時期及び標準検査項目を示している。

なお、妊婦健診の公費負担制度は、1969年から2007年まで2回を基準として各市町村が行ってきた〔松田（2008）；別所・宮本（2012）〕。しかし、望ましい健診回数は13回から14回とされており、14回の妊婦健診を受ける妊婦の経済的な負担は大きかったことが予想される。なお、財団法人こども未来財団が行った調査によれば、2003年の平均妊婦健診費用は約90,000円であった〔財団法人こども未来財団（2003）〕。

2007年1月16日雇児母発第0116001号母子保健課長通知「妊婦健康診査の公費負担の望ましいあり方について」において、健康な妊娠・出産のために最低限必要とされる5回の妊婦健診を各市町村が公費で負担することが求められ、地方交付税措置がなされた。続いて、2008年度第2次補正予算において妊婦健康診査特例交付金が創設され、2009年2月27日雇児母発第0227001号本職通知「妊婦健康診査の実施について」において、妊婦の健康管理に必要とされる妊婦健診14回程度とその実施時期・検査項目が示された。これによって、2008年4月には日本全国の自治体にて平均5.5回であった公費負担回数は2010年4月にはすべての自治体で14回以上に増加した。<sup>2)</sup>なお、妊婦健診の公費負担金額は都道府県によっては市町村で大きく異なるが、沖縄県ではすべての市町村において負担額は同額の94,710円（2009年）である〔厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課長（2009）〕。また、沖縄県は2009年に一斉に公費負担回数を14回に引き上げている〔厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課長（2009）〕。

この14回の妊婦健診（妊娠初期より妊娠23週まで4週間に1回、妊娠24週より妊娠35週まで2週間に1回、妊娠36週以降分娩まで1週間に1回）では、各回に①妊婦の健康状態の把握、②検査計測、③保健指導の実施の3つを基本項目として健診し、

これに加えて医学的検査（血液検査、子宮頸がん検診、超音波検査、B群溶血性レンサ球菌、性器クラミジア）が必要に応じて実施される。この14回を通して総合的に妊婦と胎児の健康診断を行っており、妊娠中の母体や胎児の異常を早期に発見することで、早産を防止することも含めた妊娠の適切な管理や必要な治療を行うことで、安全な出産に結びつけることを目的としている〔厚生省ウェブページ（2017）〕。

#### Ⅳ 推定モデルとデータ

##### 1 推定モデル

上記のように、妊婦健診を定められた時期に定められた回数受診することは、新生児の健康状態に良い影響を与え、低体重児とならない可能性が上昇する。よって、以下の分析モデルが考えられる。

$$\ln \text{under}_{it} = \alpha + \delta \text{Check}_{it} + \gamma X_{it} + e_{it} \quad \cdots (1)$$

誤差項は市町村の特徴（観察できない異質性）の項  $\mu_i$  を含み、 $e_{it} = \mu_i + u_{it}$  と書けるとする。 $u_{it}$  はホワイトノイズを仮定し、 $\mu_i$  を非確率変数とした固定効果モデルと確率変数とする変量効果モデルで推定を行う。新生児の健康状態の指標である  $t$  年の  $i$  市（町村）における低体重児割合は単位に依存しない対数変換をした低体重児割合  $\ln \text{under}_{it}$  を用いる。そして、 $\text{Check}_{it}$  は  $t$  年の  $i$  市（町村）における妊婦健診受診回数の平均（各市町村の受診延人員を受診実人員で割ったもの）である。なお、 $X_{it}$  は市町村の社会経済要因であり、本分析では出産時の母親の年齢の平均、生活保護率、トレンド項（対数）を含んでいる。この分析モデルから、妊婦健診回数の増加が低体重児割合（対数）に与える影響を推計することが可能である。注目する検証仮説は  $\delta = 0$ （健診回数は影響

<sup>2)</sup> 平成21年（2009年）から平成24年（2012年）の間は、5回分を市町村が負担（普通交付税）、9回分については都道府県に妊婦健康診査支援基金を創設し、50%を国庫補助、残りの50%を地方交付税措置により支援していた。平成25年（2013年）以降は、基金事業から地方財源を確保して地方財政措置を講ずることで恒常的な仕組みを作っている。

しない)であり、健診受診をすることで低体重出生児割合が低下しているのであれば $\delta < 0$ となる。

しかしながら、Wehby et al. (2009)が指摘するように、妊婦健診が新生児の健康状態に与える影響を推計する際には、内生性を考慮することが必要となる。例えば、健康状態の悪い母親はより多く妊婦健診に通う可能性が高く、かつ健康状態が悪い母親からは低体重児が生まれてくる可能性が高いと考えられる。一方で、健康に関心を持っている妊婦や、子どもを持つことを強く望んでいた妊婦は、妊婦健診をより多く利用し、かつ自分自身の健康を良好に保つ努力をすることで、健康状態の良い子どもが生まれてくる可能性が高まるかもしれない。このような可能性を取り除かず分析すると、受診回数が多いことが低体重出生児割合を高めるという相関関係が示されたり、または受診回数が多いと低体重児の割合が低下したりという具合に推定値にバイアスがかかる。

この内生性に対処するために、本分析では、2009年の政策変更によって妊婦健診公的補助が増えたことを利用した操作変数法を用いる。なお、この政策変更は妊婦にとって外生的な変化であったと推測できる。政策変更が長く議論された形跡はなく、妊婦が出産前から健診負担が減ることがわかっていたとは考え難い。そもそも、健診補助金が増えたからと言って出産行動が変わる可能性は低く、(健診の増加を通じて出生体重が変わる影響を除けば)健診補助政策が変わったこと自体が出生体重に影響するとは考え難い。よって、外生的な健診補助の増加を通して健診回数が増えたことが、新生児の健康状態に与えた影響をとらえることができる。具体的な1段階目の推定式は以下の通りである。

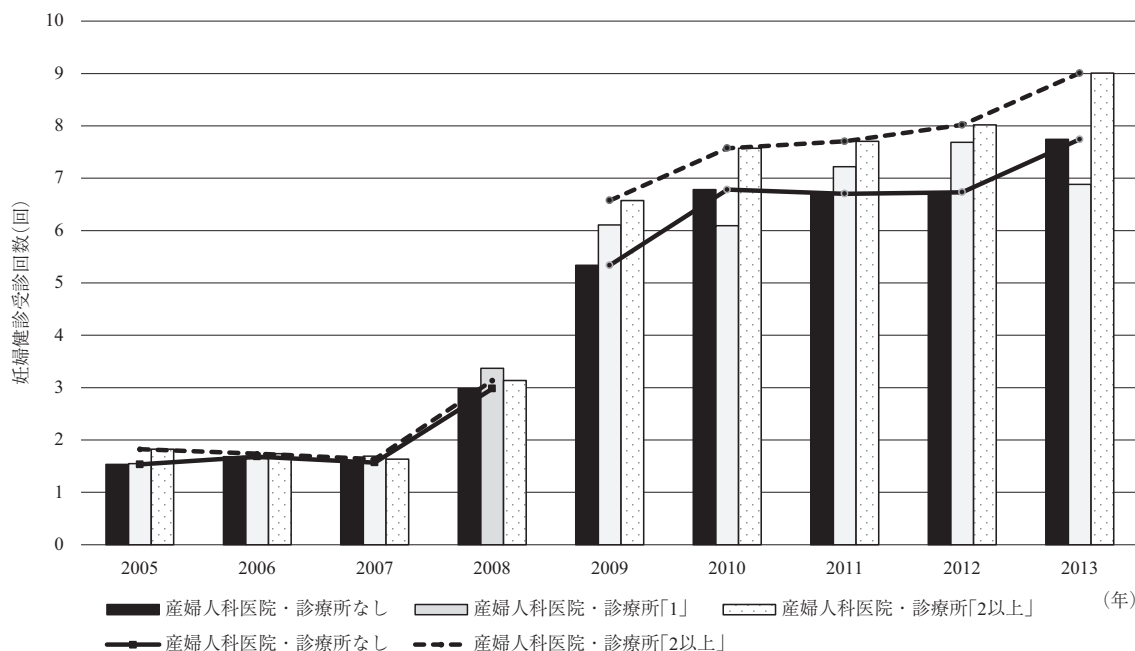
$$\text{Check}_{it} = \beta_1 T_{it} + \beta_2 \text{Obstetrics}_{it} + \beta_3 (T_{it} \times \text{Obstetrics}_{it}) + \beta_3 X_{it} + e_{it} \quad \dots (2)$$

変数 $T_{it}$ は公費負担回数の増加通知があった2009年以降1となるダミー変数である。この公費負担回数の増加通知は全市町村共通に行われているが、それにより健診受診回数がどれだけ変わるか

は、その市町村に医療機関が十分存在しているかに依存する。 $\text{Obstetrics}_{it}$ はこの医療機関数の充実度をとらえる変数で、以下のように定義される。

先の表1で見た通り、受診回数は市町村によってばらつきがある。その要因として考えられるのが、産婦人科・産科・婦人科医院または診療所(以下、産婦人科医院・診療所)へのアクセスのしやすさである。なぜなら、公費負担回数が増加したとしても、身近に産婦人科医院・診療所がない場合には妊婦健診を受けづらいからである。実際のデータから、妊婦健診の平均受診回数を産婦人科医院・診療所の数別で確認してみたものが図1である。図1より、産婦人科医院・診療所数が多い市町村で、2009年以降の平均受診回数の増加幅が大きいことが分かる。また、産婦人科医院・診療所が1つある場合とない場合で受診回数の増加の差は明らかではないが、産婦人科医院・診療所が2つ以上ある場合には、受診回数は年々増加しており、2つ未満の市町村における平均受診回数との差も広がっていることが分かる。このことから、産婦人科医院・診療所へのアクセスが悪い場合には、来院に要する時間など機会費用が高く消極的になる可能性が高いことが予想される。<sup>3)</sup>

すなわち、外的操作変数は $T_{it}$ と $\text{Obstetrics}_{it}$ 、両者の交差項の3つとなる。この中でも注目するのは $T_{it}$ と $\text{Obstetrics}_{it}$ の交差項、すなわち公的補助が増加した2009年以降であり、かつ、その政策の処置グループ(恩恵を受けたはずの市町村)であることをとらえる変数である。健診政策に関する「パネルデータによる差の差(Difference in Differences)推定」の構造となっており、この交差項が、健診の公的補助が増えたときに医療機関が存在していることでどれだけ妊婦健診回数を増やしたかをとらえる。<sup>4)</sup>操作変数としてこれらを使用することの妥当性として、まず妊婦は妊婦健診を受けることを通してのみ政策変更による恩恵を受けることが挙げられる。つまり、妊婦健診回数を通してのみ被説明変数に影響を与え、 $e_{it}$ と無相関であるという仮定が満たされている。また、産婦人科医院・診療所にアクセスしやすい地域に



注1：産婦人科医院・診療所がない市町村の妊婦健診回数と、産婦人科医院・診療所が1つの市町村の妊婦健診回数の差は2008年以前で0.15回（平均）であり、統計的に有意な差は存在しなかった。また、2009年以降についても統計的に有意な差はなかった（差の平均は0.19回）。一方で、産婦人科医院・診療所2未満と2以上で比較をすると、2008年以前の妊婦健診回数の差は統計的に有意ではなかったが、2009年以降のその差は統計的に有意であった（その差の平均は、2008年以前は0.05回であり、2009年以降は1.53回）。

出典：医療施設調査（各年）衛生統計年報（各年）。

図1 産婦人科医院・診療所数と平均妊婦健診受診回数（沖縄県市町村データ）

において、政策変更はより妊婦健診受診回数を増加させることが予想されるため、操作変数は、 $Check_{it}$ と強い相関をもつ。よって、操作変数として好ましい性質を保有しているといえる。

なお、図1は、棒グラフが産婦人科医院・診療所「なし」、「1」、「2以上」のそれぞれの市町村における平均妊婦健診受診回数を示しており、線グラフは「なし」と「2以上」の市町村における平均妊婦

健診受診回数の経年変化を示したものである。線グラフより、差分の差推定を行う場合に前提となる共通トレンド仮定は満たしていることが確認できる。もちろん、医療機関の多さは、健診の受けやすさではなくほかの地域差もとらえてしまう可能性は残る。例えば、医療機関の多さは地域規模の大きさと相関する可能性がある。しかしながら、地域規模といった時間に依存しない地域差は

<sup>3)</sup> 妊婦の医療施設の選択には、妊婦の嗜好や施設の充実度や評判なども影響し得る。そして、これらがアクセスの良さを表す変数と相関している可能性があるため、妊婦の個票データを用いて分析する際に脱落変数の問題となり得る。一方、本分析で使用するのは市町村レベルで平均化されたデータである。妊婦の受診先選択についてはさまざまな嗜好を持つ人々が存在しているが平均で見れば市町村別に差はない、あるいは、さまざまな嗜好を持つ人が市町村でランダムに存在していれば利便性の変数とは相関しない、すなわち、これら個人の嗜好や医療施設の質の差は、市町村別の平均受診率の推定において脱落変数の問題によるバイアスを生じさせないと考えられる。

なお、市町村の行政区域を越えて妊婦が健診に行く場合についてはデータの制約上、本分析では考慮できない。ただし、この点については、行政区域を越えて妊婦健診に行くとすればアクセス可能な施設が増える、つまりよりアクセスが良くなる、ということの意味しており本稿の分析結果は下限値であると言える。



誤差項に含まれる個体効果としてとらえられる。ここでは、医療機関の多さは、住民の健康に関する環境要因をとらえるものと考えて分析を行う。

## 2 使用データ

本分析で用いる変数の記述統計量は表2に示すとおりである。分析では、出生数が10未満の場合を除くため、渡名喜村と北大東村の2村はすべての分析対象年を通して分析に含まない。加えて、

東村、渡喜敷村、座間味村、粟国村、伊平屋村、伊是名村、多良間村の7村については対象年のうち出生数が10を超えない年があるため、出生数が10以上の年のデータのみを含む。サンプル数の低下による自由度の減少を防ぐこと、また沖縄県を対象とした研究のために分析では出来る限り多くのデータを用いたいことから、分析で使用するデータは非バランスパネルとなっている。よって、分析対象となる市町村は延べ321である。

表2 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	データの出所
低体重児割合	10.998	4.336	0	45.45	衛生統計年報 総覧保健所-市町村別(各年)
-低体重児割合(対数)	0.1036	0.038	0	0.375	衛生統計年報 総覧保健所-市町村別(各年)
平均妊婦健診回数(受診延人員/受診実人員)	4.949	3.333	1	14.879	地域保健・老人保健事業報告(地域保健編)市区町村表(各年)
政策変更ダミー(2009年以降が1をとるダミー変数)	0.56	0.497	0	1	-
産婦人科医院/診療所(2医院以上ある市町村が1をとるダミー変数)	0.372	0.484	0	1	医療施設調査(各年)
母親の平均出産年齢	30.35	1.194	25.714	34.773	衛生統計年報 総覧保健所-市町村別(各年)
生活保護率(千人対)	14.762	7.395	1.310	54.250	被保護者調査(各年)沖縄県より提供

<sup>4)</sup> 2009年以降に沖縄全土に共通する社会経済的な出来事があった場合には、モデル上この変数  $T_{it}$  は別の社会経済イベントをとらえている可能性もあり、公費負担回数の増加通知との識別はできない。 $Obstetrics_{it}$  と  $T_{it}$  の交差項を用いることで、そのほかの社会経済イベントではなく妊婦健診公費負担回数の増加が、健診を受診しやすい市町村でのみ健診回数が増える可能性をとらえている。なお、ここでは、産婦人科医院・診療所の数を連続変数として扱っていない。妊婦健診はいつ頃健診を受けるべきかが定められており、緊急時の診療のように混雑しているかどうかで対応が遅れたり、それが直接的に生死にかかわったりするということはないことが予想される。よって、妊婦健診の受けやすさと産婦人科医院・診療所数の関係は線形の正の相関関係をもつというよりは、健診を受けることのできる施設の有無が重要である可能性が高いと考えられる。そこで、本分析ではダミー変数を用いることとした。ただし、施設数が多いことは身近に施設がある可能性を高め、よりアクセスしやすくなる可能性は排除できないため、確認として、産婦人科医院・診療所の数を市町村の面積で割って標準化した変数を使用した分析もおこなった。結果は、産婦人科医院・診療所ダミーを使用した場合と同様である。また、本文中の頑健性の確認において、アクセスのしやすさの指標として産婦人科医院・診療所数を3以上、または4以上として確認をしているが、施設数が増えると健診回数の増加幅は低下している。なお、産婦人科医院・診療所の数を面積で割って標準化した変数は、実際にはそれらの施設が等間隔では存在していないことや、当該地域の妊婦の交通手段、移動時間、交通費用などを考慮していないことから、厳密にアクセスのしやすさをとらえられているわけではないが、これは現在入手可能なデータのみを用いて行った本稿の分析の限界であり、より詳細な検討は今後の課題である。

なお、医療法第21条10によると、「診療科名中に産婦人科又は産科を有する病院にあっては、分べん室及び新生児の入浴施設」を有している必要があるとされている。つまり、婦人科には、分べん室はなくても良いため、出産に関することについては婦人科では取り扱わない可能性が高いが、妊婦健診を受けつけることができないという法律上の制約もあるわけではない。そこで、本論文ではまずは婦人科も妊婦健診を受けることが可能な施設を含めて分析を行い、その後確認のため婦人科を除いた産科・産婦人科医院の数を、妊婦健診を受けることが可能な施設として考えて分析を行ったが結果は整合的であった。

低体重児割合（分析では対数をとったものを使用）を確認すると、最小値0、最大値45.5、平均値10.94、中央値10.96である。最大値45.5のサンプルは出生数が11の市町村であり、他市町村と比べて著しく高い。出生数が11以下の市町村を除いた場合、平均11.00、標準偏差3.53、最小値0、最大値27.78となる。そこで、分析では出生数が11以下の市町村データを除いても結果が変わらないかを確認する。平均妊婦健診回数は全国同様増加しており、最も多い市町村で2013年に14.879回となっている。産婦人科医院・診療所の数は那覇市においてのみ多く20医院を越えている一方で、8つの市町村では常に0である。2つ以上の医院・診療所が常に存在している市町村は10であり、それ以外の7つの市町村においては医院の増減により分析対象期間中に病院数が2以上になったり2未満になったりする。公費負担回数の増加が病院数を増加させているとすれば、推定結果にバイアスが生じるため問題である。しかし、日本の出生数は長期的に減少しており、2008年と2010年に前年度比で多少の増加はあったとはいえ一定して増加をしているわけではなく、今後将来にわたり妊婦が増加することは予想されない。このような状況下においては、公費負担回数の増加という理由で産婦人科医院・診療所を開院する可能性は低いと考えられるため、医院の増減は内生的に決定するものではないと予測できる。なお、分析では頑健性のチェックのために医院の増減があった7市町村（北谷町、北中城町、豊見城市、八重瀬町、与那原町、南風原町、久米島町）については、分析対象に含めない場合にも分析結果に変化がないかを確認する。

母親の平均出産年齢はトレンド項（対数）とともにコントロール変数として推計式に加えるものであり、母親の平均出産年齢は最小値が25.714、最大値が34.773と分散が大きいことが確認できる。母親の出産年齢と同様、コントロールが必要な要因として豊かさが挙げられる。豊かさは、人々の健康と強い相関関係をもつことから、本来ならば出産期にある世帯の豊かさを指標として用いる方が望ましいが、市町村ごとのそのような使

用可能データが存在しない。よって本分析では生活保護率（千人対）を用いる。生活保護率は、市町村によってそのばらつきが大きく、分析対象期間の各市町村平均の最小値は1.310であるのに対して、最大値は54.25、平均値は14.762であった。

## V 推定結果

### 1 主要結果

まず、表3に政策変更と妊婦健診の受診回数についての推定結果を示す。固定効果モデルと変量効果モデルの両方を用いた結果、いずれの結果も大きく変わらず整合的な結果が得られている。ハウスマン検定の結果変量効果モデルが支持されたため、以下では変量効果モデルの結果を中心に確認していく。

表3を確認すると、政策変更は受診回数を増加させることが示されており、産婦人科医院・診療所が2施設以上あるかないかにかかわらず1%水準で有意である。係数を確認すると、2施設以上ない地域では妊婦健診公費負担回数の増加に伴い平均的に受診回数が約3.5回増え、産婦人科医院・診療所が2施設以上ある市町村においては、約4.8回増えておりその増加幅が大きい。なお、このコントロールグループと処置グループについて2009年以降の健診回数の増加幅の差を統計的に検定したところ、統計的に有意に差があることが分かった（標準誤差0.430、1%水準で有意）。すなわち、2009年以降、処置グループである医療機関が多い市町村で健診の受診確率が高まったと言える。本分析では、標準誤差を残差から計算するのではなく、不均一分散についてはブートストラップ法を用いて計測している。したがって誤差項が不均一分散になるという問題を持たない。また、操作変数であるが、Cragg-Donald検定統計量を確認するとStock-Yogoの臨界値（5%）13.91よりも十分に大きく、弱操作変数の問題は生じていないと言える。加えて、Sargan検定統計量より、過剰識別検定の帰無仮説（過剰識別条件が満たされる）は棄却されず、操作変数は妥当なものであると考えられる。次に、政策変更が受診回数を増加させるこ

とを通じて、新生児の健康状態にどのように影響しているかを確認する。表3の結果より、操作変

表3 推定結果：政策変更と健診受診回数

被説明変数：平均妊婦健診受診回数	固定効果モデル	変量効果モデル
政策変更ダミーと産婦人科医院・診療所ダミーの交差項（※）		
政策変更前×産婦人科医院・診療所2つ以上	-0.304 (0.768)	-0.048 (0.333)
政策変更後×産婦人科医院・診療所2つ未満	3.488 *** (0.383)	3.547 *** (0.351)
政策変更後×産婦人科医院・診療所2つ以上	4.396 *** (0.893)	4.756 *** (0.471)
トレンド項（対数）	0.973 *** (0.250)	1.097 *** (0.208)
母親の平均年齢	-0.044 (0.134)	-0.090 (0.104)
生活保護率	0.068 (0.041)	0.027 (0.017)
定数項	1.817 (4.014)	3.483 (3.029)
R-squared	0.655	-----
Wald chi2	-----	917.57 ***
F-test (for zero parameters)	3.74 **	-----
F-test (for zero excluded instruments)	44.38 ***	46.3 ***
F-test (for zero individual effects)	2.09 ***	-----
LM test (for homogeneous variance)	-----	84.59 ***
Stock-Yogo weak ID test critical values (5%)	13.91	13.91
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic)	44.38	46.30
Sargan statistic	1.908	4.022
Hausman test		1.47

注1：標準誤差は、ブートストラップ法を用いて計算した。

注2：括弧内は標準誤差 \*\*\*（1%水準で有意） \*\*（5%水準で有意） \*（10%水準で有意）。

注3：（※）参照グループは政策変更後×産婦人科医院・診療所2つ未満。

注4：観測数321，観測グループ39，グループ内観測数（最小）1，（最大）9，（平均）8.2。

表4 推定結果：妊婦健診受診回数と低体重児割合

被説明変数：低体重児割合（対数（※））	固定効果モデル	変量効果モデル
平均妊婦健診回数	-0.003 * (0.018)	-0.003 * (0.002)
トレンド項（対数）	0.014 ** (0.007)	0.014 ** (0.007)
母親の平均年齢	0.007 ** (0.005)	0.003 (0.002)
生活保護率	-0.001 (0.013)	-0.003 (0.000)
定数項	-0.080 (0.157)	-0.001 (0.066)
Hausman test		3.03

注1：平均妊婦健診回数は、表3で推定された予測値。

注2：標準誤差は、ブートストラップ法を用いて計算した。

注3：括弧内は標準誤差 \*\*\*（1%水準で有意） \*\*（5%水準で有意） \*（10%水準で有意）。

注4：（※）分析では、ロジット変換を行ったものも用いたが、結果は対数をとった場合と同様であった。

注5：観測数321，観測グループ39，グループ内観測数（最小）1，（最大）9，（平均）8.2。

数となる政策変更ダミーと産婦人科医院・診療所ダミーの交差項と受診回数との相関が十分に強いことが分かる。そして、その操作変数を用いた分析結果である表4を確認すると、妊婦健診受診回数の増加に伴い低体重児割合は減少することが10%の有意水準で支持される。推定値によると、受診回数1回の増加につき0.3%ポイント低体重児割合が減少すると言える。前節で見た1段階目の推定結果と合わせると、妊婦健診公費負担増加が妊婦健診受診回数を増加させることを通して、低体重児割合を減少させるという因果関係が示唆される。なお、被説明変数である低体重児割合を対数変換せず、そのまま使用した場合に妊婦健診回数の係数は0.4で統計的に有意であった。よって、本分析で得られた結果は、日本においては妊婦健診の受診回数の増加は低体重児の抑制に正の効果をもたらすことを示唆している。例えば、沖縄において妊婦健診回数は平均で約5.1回増加しており、さまざまな要素をコントロールした場合に1回の妊婦健診の増加が0.3%ポイントの低体重児割合を低下させる、つまり政策変更によって平均的に約1.5%ポイント低体重児割合が低下することとなり、その効果は十分に大きいと言える。<sup>5)</sup>

## 2 頑健性の確認

得られた結果の頑健性を確認するために、まず出生数と産婦人科医院・診療所の数に関連して使用するデータセットに制約を課した分析と、妊婦健診の受けやすさの指標の基準を変更した分析を行う。次に、「偽薬効果」のテストとして、産婦人科医院・診療所の数をランダムに市町村に割り当てて、同じ差の差推定を行い同じ効果が検出されないことを確認する。最後に、低体重児割合のトレンドをコントロールすることを行い、結果の頑

健性を確かめる。

はじめに、出生数に関連して、1ヵ年のみ出生数が10を越えた栗国村を除いた分析と、出生数11以下の場合を除いた分析を行った。分析の結果、栗国村を除いた分析及び出生数11以下の場合を除いた分析のいずれにおいても、政策変更は健診受診回数を増加させ、平均妊婦健診受診回数の増加は新生児の健康状態を良くすることが分かった。次に、産婦人科医院・診療所の数に変更があった7市町村を除いて推計を試みた。この場合も先の結果と整合的で、政策変更は健診受診回数を増加させ、平均妊婦健診受診回数の増加は低体重児割合を減少させた。

また、妊婦健診の受けやすさの指標の基準を変更して結果の頑健性を確認するために、変数 *Obstetrics<sub>it</sub>* を、産婦人科医院・診療所が3以上のときに1となる変数とした分析、4以上のときに1となる変数とした分析を行った。産婦人科医院・診療所が多くなると妊婦健診受診回数も増え、それぞれ、妊婦健診公費負担回数の増加に伴い5.16回(産婦人科医院・診療所が3以上)、5.79回(産婦人科医院・診療所が4以上)増加することが示された(係数はハウスマン検定で支持された変数効果モデルの結果)。平均妊婦健診受診回数が新生児の健康に与える影響は大きく変わらず、受診回数が1回増えると約0.3%から0.4%ポイント低体重児割合が減るという結果が得られた。

「偽薬効果」のテストとして、産婦人科医院・診療所の数をランダムに市町村に割り当て同じ差の差推定を行って効果が検出されないことを確認した。具体的には、10通りのランダム割り当てを、それぞれ500回繰り返しても真の結果は再現できず、主要結果は頑健であると言える。

最後に、本分析では時系列データを用いている

<sup>5)</sup> 時系列の長いデータを用いた差の差推定の問題点として系列相関による標準誤差の過小推定がある。そこで、本稿では系列相関の確認のために、データを2009年前後の2つに分けて集計し、2次点のパネルデータとして同様の操作変数推定を行った。その結果、コントロールグループと処置グループにおける妊婦健診回数の差は統計的に有意であり、処置グループでは7.2回の増加、コントロールグループでは5.2回の増加であり、その差は有意であった。しかし、2段階目の結果について確認をすると、平均妊婦回数の係数は有意とはならなかった。よって、系列相関の可能性は排除できないことに注意が必要である。しかし、この2次点のパネルデータは観測数が59に低下するため、自由度の低下によって本推定結果となっている可能性もあり、本分析ではどちらの要因によるものかを特定することは困難である。この点については今後の分析課題として残される。



ため、低体重児割合のトレンドをコントロールすることが重要である。先の分析では、すべての市町村について似通ったトレンドが存在すると仮定し、モデルに年に関するトレンド項（年の対数値をとったもの）を加えていた。そこで頑健性のチェックのため、異なる形のトレンドを考慮してみる。最も良く行われるコントロールとしては、トレンド項と市町村ダミーの交差項を分析に加える方法があるが、この方法を用いた場合、多重共線性の問題が発生する可能性があり大幅に自由度が減少する。そこで、ここでは低体重児割合のトレンドの特徴が似ている市町村をグループ化し、それぞれとトレンド項の交差項を作った。グループ化については、沖縄県の本島と離島（近隣の島も含む）をそれぞれグループにし、さらに出生率を四分位で分ける。その結果、8つのクラスターが出来、それぞれとトレンド項を掛け合わせて交差項としモデルに加えた。分析の結果、固定効果モデルでは平均妊婦健診回数の係数は $-0.00294$ 、標準誤差は $0.018$ 、変量効果モデルでは平均妊婦健診回数の係数は $-0.00353$ 、標準誤差は $0.0015$ であった。すなわち、異なるトレンドを用いたとしても結果のインプリケーションは変わらないと言える。

## VI まとめ

本論文では、2009年に妊婦健診の公費負担回数が増え、引きあがったことによって新生児の健康状態が改善されたかを2005～2013年の沖縄県の市町村データを用いて検証した。分析の結果、妊婦健診の公費負担回数が14回に増加した2009年以降、受診回数が大きく増加し、妊婦健診をより多く受けることによって低体重児割合が減少していることが明らかとなり、妊婦健診の公的負担を増やすという政策変更は、沖縄県において低体重出生児割合の増加に歯止めをかける重要な政策となったことが示された。低体重児割合が全国平均よりも高い地域でこのような成果があったことは特記に値する。なお、沖縄県のデータによる分析結果が日本全国でも同様に得られるかどうかの検証は今後

の課題である。

近年の研究では、出生時の不健康は将来の健康状態や教育成果、生産性に負の影響を及ぼすと言われている [Currie and Hyson (1999); Case et al. (2005); Almond and Currie (2011)]。また、親の社会経済状況が出生時の健康状態と強く関連していることから、親世代の格差が子世代に継承される可能性も指摘されている。健診補助により低体重出生児割合の上昇を抑制させたことは、長期的に見て、日本における格差を助長しないという効果も持ち得る。先行研究ではまた、低体重出生児の長期的な健康状態が悪く、社会保障を受ける確率が高いことも指摘されている [Almond (2006); Oreopoulos et al. (2008)]。このような関係が日本でも存在しているのであれば、低体重児の減少は、将来的な医療費や社会保障費を抑制するという効果も持ち得るため、低体重児の減少は金銭的コストの面からも人的資本の面からも社会全体にとって大きな便益をもたらす可能性がある。つまり健診補助政策が低体重児の減少に貢献したのであれば、補助政策による社会的便益は大きいと言える。

また、アメリカでの研究では妊婦健診の正の効果が限定的であるという論文もある中で、本分析において妊婦健診の効果が認められたことは、日本の妊婦健診の内容が新生児の体重低下を防ぐことに特に効果的であることを示唆している。冒頭で述べたとおり、妊婦健診では早産防止や、妊婦の栄養指導が行われており、早産や妊婦の痩せが新生児の体重を低下させている可能性が高い日本においては、妊婦健診を定期的に14回受診することは妊婦の健康状態、そして胎児の健康状態に非常に良い影響を与えていると考えられる。

なお、Wehby et al. (2009) が示すように、より社会的地位の低い母親や、より体重の軽い（不健康な）新生児については、妊婦健診は平均的な効果よりも有意に大きいことが明らかになってきていることを鑑みると、今後は個票データを用いたより詳細な分析を進めていく必要がある。また、沖縄県においては妊婦健診の公費負担額は市町村で一律であるが、他県においては負担額に差があ

る場合もあり、公費負担額の違いによって受診行動が異なる可能性も考えられる。市町村財政の状況も鑑み、費用便益の分析から最も効率的に出生時の健康状態を改善させることができるのかについては、今後の検討課題としたい。

## 謝辞

本稿の作成にあたり、医療経済学会第11回研究大会にて討論者の川口大司先生（東京大学）及び参加者、本誌の2名の匿名レフェリーには、非常に有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。また、本研究の実施に当たり、以下の研究助成を受けた。科学研究費若手研究（B）15K17082（松島みどり）；平成26年度ユニバーサル財団研究助成金（代表：松島みどり 研究分担者：小原美紀）；ファイザーヘルスリサーチ振興財団2014年度国内共同研究助成（代表：小原美紀）。ここに記して感謝申し上げます。

\* 連絡先：〒577-8505東大阪市御厨栄町4-1-10  
大阪商業大学E-Mail: midori@daishodai.ac.jp

## 参考文献

- Almond, Douglas (2006) “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, pp.672-712.
- Almond, Douglas. and Janet Currie (2011) “Killing me softly: The fetal origins hypothesis,” *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.25, pp.153-172.
- Arthur, Eric (2012) “Wealth and antenatal care use: implications for maternal health care utilisation in Ghana”. *Health Economics Review*, Vol.2, p.14.
- Behrman, Jare. R. and Rosenzweig Mark R (2004) “Returns to birthweight,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.86, pp.586-601.
- Bharadwaj, Prashant., Lundborg Petter and Rooth Dan-Olof (2018) “Birth Weight in the Long Run,” *Journal of Human Resources*, Vol.53, pp.189-231.
- Black, Sandra E., Devereux Paul J and Salvanes Kjell G (2007) “From the cradle to the labor market? The effect of birth weight on adult outcomes,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, pp.409-439.
- Case, Anne., Angela Fertig. and Christina Paxson (2005) “The lasting impact of childhood health and circumstance,” *Journal of Health Economics*, Vol.24, pp.365-389.

- Conway, Smith K, and Partha Deb (2005) “Is prenatal care really ineffective? Or, is the ‘devil’ in the distribution? .” *Journal of Health Economics*, Vol.24, pp.489-513.
- Creasy, Robert K., Gummer Beverly A and Liggins Graham C (1980) “System for Predicting Spontaneous Preterm Birth.” *Obstetrics and Gynecology*, Vol.55 (June 1980), pp.692-695.
- Currie, Janet. and Jonathan Gruber (1996) “Saving babies: the efficacy and cost of recent changes in the Medicaid eligibility of pregnant women,” *Journal of political Economy*, Vol.104, pp.1263-1296.
- Currie, Janet. and Rosemary Hyson (1999) “Is the Impact of Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birth Weight,” *American Economic Review*, Vol.89, pp.245-250.
- Evans, William. and Diana S. Lien (2005) “The benefits of prenatal care: Evidence from the PAT bus strike,” *Journal of Econometrics*, Vol.125, pp.207-239.
- Figlio, David., Guryan Jonathan., Karbownik Krzysztof. and Roth, Jeferey (2014) “The effects of poor neonatal health on children’s cognitive development”, *American Economic Review*, Vol.104, pp.3921-3955.
- Grossman, Michael and Theodore J. Joyce (1990) “Unobservables, pregnancy resolutions, and birth weight production functions in New York City,” *The Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.983-1007.
- Hokama, Tomiko. and Colin Binns (2009) “Trends in the prevalence of low birth weight in Okinawa, Japan: a public health perspective,” *Acta Paediatrica*, Vol.98, pp.242-246.
- Hoynes, Hilary., Doung Miller and David Simon (2015) “Income, the Earned Income Tax Credit, and Infant Health,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.7, pp.172-211.
- Jewell, R.Todd (2007) “Prenatal care and birthweight production: evidence from South America,” *Applied Economics*, Vol.39, pp.415-426.
- OECD (2018) OECD Family Database, <http://www.oecd.org/els/family/database.htm> (2018年8月1日最終確認)。
- Ohmi, Hiroki., Kenzou Hirooka, Akira Hata and Yoshikatsu Mochizuki (2001) “Recent Trend of Increase in Proportion of Low Birthweight Infants in Japan”, *International journal of epidemiology*, Vol.30, pp.1269-1271.
- Oreopoulos, Philip., Mark Stabile, Randy Walld and Leslie L. Roos (2008) “Short-, Medium-, and Long-Term Consequences of Poor Infant Health: An Analysis Using Siblings and Twins,” *Journal of Human Resources*, Vol.43, pp.88-138.
- Reichman, Nancy E., Hope Corman, Kelly Noonan,

- Dhaval Dave (2009) "Infant health production functions: What a difference the data make," *Health Economics*, Vol.18, pp.761-782.
- Rosenzweig R. Mark and Paul T. Schultz (1983) "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight," *The Journal of Political Economy*, Vol.91, pp.723-746.
- Rous, Jefferey., Todd R Jewell and Robert W. Brown (2004) "The effect of prenatal care on birthweight: a full-information maximumlikelihood approach," *Health Economics*, Vol.13, pp.251-264.
- Takimoto, Hidemi., Tetsuji Yokoyama, Nobuo Yoshiike and Hideoki Fukuoka (2005) "Increase in low-birth-weight infants in Japan and associated risk factors, 1980-2000," *Journal of Obstetrics and Gynaecology Research*, Vol.31, pp.314-322.
- Terada, Misato., Matsuda Yoshio., Ogawa Masaki., Matsui Hideo. and Satoh Shoji. (2013) "Effects of maternal factors on birth weight in Japan," *Journal of pregnancy*, Vol. 2013, Article ID 172395, 5 pages, 2013. <https://doi.org/10.1155/2013/172395>.
- U.S. Department of Health and Human Services (2000) *Healthy people 2010: Understanding and improving health*, 2nd edition. US Government Printing Office.
- Warner, Geoffrey (1998) "Birthweight productivity of prenatal care," *Southern Economic Journal*, Vol.65, pp.42-63.
- Wehby, George., Jeffery Murray. C., Edurado Castilla. E. Jorge Lopez-Camelo S and Robert Ohsfeld L (2009) "Quantile effects of prenatal care utilization on birth weight in Argentina," *Health Economics*, Vol.18, pp.1307-1321.
- Xie, Zong-Xian., Chou Shin-Yi and Liu, Jin-Tan. (2017) "The Short-Run and Long-Run Effects of Birth Weight: Evidence from Large Samples of Siblings and Twins in Taiwan," *Health Economics*, Vol.26, pp.910-921.
- 板橋家頭夫・藤村正哲・楠田聡 他 (2010)「新しい在胎期間別出生時体格標準値の導入について」,『日本小児科学会雑誌』 Vol.114, pp.1271-1293。
- 公益財団法人母子衛生研究会 (2015)『わが国の母子保健 平成27年』, 母子保健事業団。
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課長 (2009) 妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果について, <http://www.jaog.or.jp/sep2012/JAPANESE/letter/090603.pdf> (2018年2月17日最終確認)。
- 厚労省ウェブページ (2017) "妊婦健診"を受けましよう (リーフレット), <http://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/boshi-hoken13/> (2018年2月17日最終確認)。
- 財団法人こども未来財団 (2003) 子育てコストに関する調査研究, [http://www.wam.go.jp/wamappl/bb16GS70.nsf/0/49256fe9001adf9249256cfc001892af/\\$FILE/siryou1.pdf](http://www.wam.go.jp/wamappl/bb16GS70.nsf/0/49256fe9001adf9249256cfc001892af/$FILE/siryou1.pdf) (2018年2月17日最終確認)。
- 総務省統計局webpage家計調査, <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do> (2018年2月17日最終確認)。
- 総務省統計局webpage人口動態統計, <http://www.estat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do> (2018年2月17日最終確認)。
- 松田義雄 (2008)「妊産婦健診の目的と意義」,『母子保健情報』 Vol.58, pp.2-5。
- 別所俊一郎・宮本由紀 (2012)「妊婦健診をめぐる自治体間財政競争」,『財政研究』, Vol.8, pp.251-267。
- ペリネイタルケア編集委員会 (2016)『正常の確認と異常への対応を究める！妊婦健診と保健指導パーフェクトブック』, 株式会社メデिका出版。
- 吉田穂波・加藤則子・横山徹爾 (2014)「人口動態統計からみた長期的な出生時体重の変化と要因について」,『保健医療科学』 Vol.63, pp.2-16。

(まつしま・みどり)  
(こはら・みき)

## **The Effect of Public Support on the Utilization of Prenatal Care and the Weight of Newborn Babies**

Midori MATSUSHIMA<sup>\*1</sup> and Miki KOHARA<sup>\*2</sup>

### Abstract

In Japan, to ameliorate the health outcomes of newborn babies, an increase in public subsidies for prenatal care (PNC) was introduced in 2009. This study evaluates the health outcomes of newborn babies following its implementation by examining whether this rise in public subsidies actually improved PNC utilisation as well as whether the intervention improved infant health through the increase of PNC visits. We used Okinawa municipal panel data from 2005 to 2013. The results suggest that raising PNC subsidies increases utilisation, leading to a decline in the percentage of low birth weight (LBW) babies by 0.3 percentage points per one visit increase. Considering the findings of previous studies conducted outside of Japan that have shown a limited positive impact of PNC on infant health, our results are important. One feasible explanation of our findings is that having regular PNC visits, where pregnant women receive nutrition advice and prevention of pre-term birth for every visit, during the course of pregnancy, is particularly beneficial to Japanese pregnant women, because low Body Mass Index (BMI) and pre-term birth are possibly direct causes for the birth of LBW babies in Japan.

Keywords : Prenatal Care, Subsidies, Low Birth Weight, Newborn Babies, Japan

---

<sup>\*1</sup> Assistant Professor, Faculty of Public Affairs, Osaka University of Commerce

<sup>\*2</sup> Professor, Osaka School of International Public Policy, Osaka University