

親の失業が新生児の健康状態に与える影響

小原 美紀

(大阪大学准教授)

大竹 文雄

(大阪大学教授)

貧しい家計ほど低体重児が生まれる可能性が高いという結果が、欧米諸国で報告されている。体重は新生児の健康状態を測る目安であり、低体重児の多さは子どもの健康状態の悪さとして捉えられる。日本における低体重新生児の割合は OECD 諸国の中で極めて高く、新生児の体重に関する分析の必要性は高い。本論文では、県別パネルデータを利用して、日本における親の雇用状況や貧しさが新生児の体重に与える影響を分析する。県効果と年効果を確認的に捉えた分析の結果、失業率の高さや就業率の低さは新生児の体重を低下させることが示される。一方で、所得の低さや貧しさが新生児の体重を低下させる影響は確認されない。親の非就業は、金銭的な貧しさ以外の理由で新生児の健康を阻害するといえる。諸外国の先行研究が示すように、低体重で生まれてきたことがその子どもの成長をさまざまな形で妨げるのであれば、親の非就業は子どもの健康状態を悪化させることを通じて次世代の格差につながる可能性がある。

目次

- I はじめに
- II 分析の背景と推定モデル
- III 使用するデータ
- IV 推定結果
- V おわりに

I はじめに

生まれたときの健康状態が40歳時点の生産性にかかわる——このような驚くべき分析結果が近年多くの研究で報告されている。医学的な見地からは、出生時の健康状態は成人期の健康状態に大きな影響を与えることが示されている。Barker (1998) は、出生時点および出生前すなわち胎児の頃の健康状態が、成人期の高血圧や心臓疾患などの代謝機能に関わる健康状態と強い相関を持つことを示している (Fetal Origins Hypothesis;

Barker Effect)。胎児期の栄養が悪く出生時の体重が軽いと、大人になって肥満や高血圧になりやすいように代謝機能がプログラムされるという。

この仮説に関する研究は医学分野で急速に蓄積されているが、経済学者による研究も増えている¹⁾。Almond and Mazumder (2005) は胎児期に母親がインフルエンザに感染したことを胎児の栄養悪化の外生的ショックとして用い、成人期の健康状態を悪化させることを示している。Currie and Hyson (1999) はイギリスでの分析を行い、2500g以下で生まれた者は就学時の数学のテストスコアが低く、就業後の男性の賃金率や女性のフルタイム雇用率が低いことを示している。Case, Fertig and Paxson (2005) もイギリスのデータを用いて、胎児期に親が喫煙していたことや出生時に低体重児として生まれてきたことが、42歳時点の健康状態を低下させ、その時の子の社会階層を低下させると指摘している。Black, Devereux,

Salvanes (2007) は、1960 年代後半から 1980 年代半ばにノルウェーで生まれた者のデータを用いて、出生時の体重が 18~20 歳時点の背の高さや、IQ の高さ、高校卒業資格、賃金所得の高さに正の影響を与えることを示している。

Conley and Bennett (2000) はアメリカ合衆国において、家族の遺伝など個体要因を取り除いたとしても、低体重児ほど高校卒業確率が低いことを示している。Behrman and Rosenzweig (2004) は 1936~55 年にアメリカで生まれた双子の調査サンプルを用いて、出生時の体重が教育年数や賃金率と正の相関を持つことを示している。Oreopoulos, Stabile, Walld and Roos (2008) は、別の双子サンプル（おもに 1970 年代後半から 80 年代半ばに生まれた者のサンプル）を用いて、出生時に健康な者ほど成人になるまでの死亡率が低く、高校卒業資格を持つ確率が高いこと、学卒後に所得補助をもらっていない確率が高いことを示している。出生時の健康として平均体重以外の健康指標も用いられており、出生時の健康状態がその後の教育成果を決める重要な変数であるといえる²⁾。

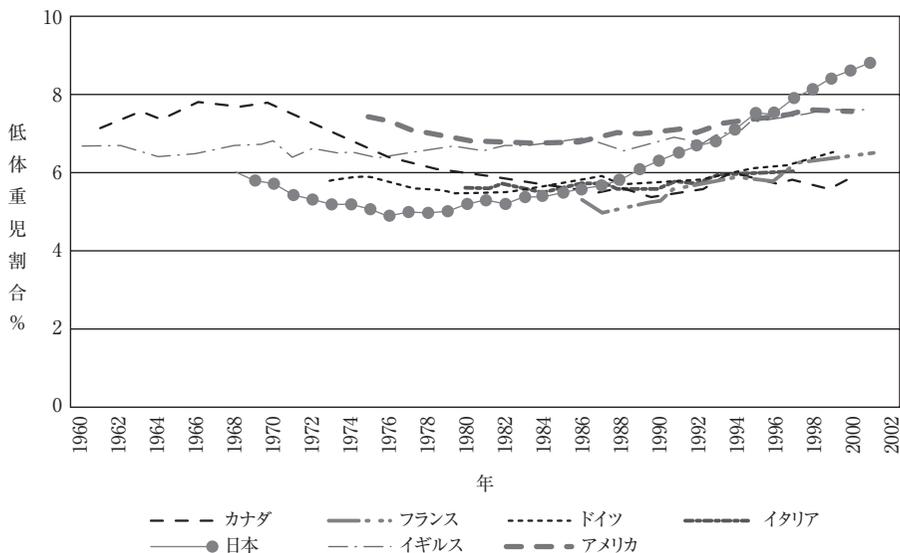
幼少期の健康状態はなぜ成長後の教育成果に影響するのだろうか。Currie, Stabile, Manivong and Roos (2008) は、1979 年から 1987 年にカナダで生まれた者の健康状態を 20 年以上にわたり

追跡した調査に基づいた分析により次のように述べている。低体重児として生まれてきた者は成長期にも健康状態が悪く、それにより学齢期の計算能力や読解能力など教育成果が低下し、彼らが就労期に所得補助を受ける確率は高くなる。

注目すべきことは、これらの研究結果が食糧不足や栄養不足が深刻な問題である発展途上国についてではなく、アメリカやカナダ、イギリスといった先進国について報告されていることである。日本についても例外ではない。図 1 に、主な OECD 諸国における新生児に対する低体重児の割合を示した。先行研究の大半で用いられているように、出生時の健康状態は出生時の体重で測られることが多い。体重が重いことは胎児期に栄養を摂取できた結果であり、健康状態がよいことの指標と考えられる。先進国においては、出生時に 2500g 以下である新生児を低体重児と呼び、健康状態を判断する値の一つとしている。

図 1 によれば、日本における低体重児の割合は、1977 年以降上昇し続けている。1990 年以降は増加率が一段と高まり、2002 年には、日本は他の先進諸国と比べて突出して低体重児割合の高い国となっている。先行研究が示しているように出生時の健康状態がさまざまな形で負の影響をもたらすのであれば、先進国の中でも日本こそが出生時

図 1 新生児に対する低体重児（2500g以下）の割合



出所：OECD (2003)

の健康状態について真剣に考えなくてはならない国といえよう³⁾。

何が日本における低体重児の割合を増加させているのだろうか。本論文では、親の労働状況、とくに失業状態に注目し、親が失業していることが生まれてくる子どもの体重を低下させているかどうかを検証する。親の雇用状況と新生児の体重について分析するためには、子どもの出生時の体重と合わせて家計状況の情報が必要である。しかしながら、そのようなデータは日本には存在しない。出生時の体重はたとえば母子手帳に基づいた調査が可能であるが、そのときにさかのぼって家計状況を調査すれば測定誤差が大きくなる⁴⁾。また、たとえそのようなデータが存在したとしても、雇用状況が出生時体重に与える真の影響を分析することは難しい。胎児の体重は(母)親から受け継がれる遺伝的な要素や喫煙といった行動の影響を受ける。遺伝や親の嗜好・選好は、雇用状況とも関係する可能性が高い。すなわち出生時体重を分析する際に親の雇用状況が内生変数となるという問題が発生する。失業しやすい属性を持つ者が出産した時に生まれた子どもの体重が軽くなる関係があるとしても、必ずしも失業そのものが体重を低下させているわけではない。

内生性の問題は通常、操作変数法を用いて解決されることが多い。しかしながら、操作変数法により、親の雇用状況が子どもの体重に与える影響を検証することは難しい。胎児の体重、したがって妊娠時の健康状態には影響せず親の雇用状況に影響する外生的な情報を見つけることが難しいからである。きょうだい調査により、きょうだい間の比較をすることで(母)親の属性を取り除きながら親の雇用状況が与える影響を分析する方法もあるが、きょうだいに関するサンプルは、通常、一般のサンプルよりもさらに収集が難しい。

このように、入手や分析が難しい個票データに代わるものとして、本論文では、県別パネルデータを用いる。県別データを用いた分析においても、県民の属性として労働状況が悪い(たとえば失業率が高い、もしくは所得が低い)県で出生時の体重が低いという関係により、失業と体重の間に見せかけの相関が生じる可能性がある。また、長期間

のデータを用いる場合には、時間を通じた影響を捉える必要もある。本論文では、パネル分析により県や時点ごとの特徴を取り除きながら、失業率が高いことが出生時の体重を低下させるかどうかについて検証する。将来的には個票データによる分析が必要であるが、それを補完する分析結果が期待される。

つづくⅡでは、新生児の体重の規定要因に関する経済学的な先行研究を紹介しながら、本論文における検証方法をまとめる。Ⅲでは使用する県別データを紹介し、記述統計により日本における新生児の体重の動向を概観する。Ⅳでは分析結果を報告し、Ⅴにおいて論文をまとめる。

Ⅱ 分析の背景と推定モデル

出生時の子どもの健康状態は遺伝的な要素だけで決まるのではない。Grossman (2000, 2006) が示すように、個人の健康状態は、所得状況(予算制約)や健康を作り出す能力(健康生産の生産性の高さ)、健康によい行動を選択するといった健康嗜好(時間選好率など)により作り出され蓄積される。新生児は自分で健康を蓄積することはできないから、親の家計状況や親の行動が新生児の健康を作り出すのである。

Case, Lubotsky and Paxson (2002) は、所得の高さが子どもの健康状態を高めると指摘する。1980年代後半から1990年代半ばのアメリカのデータを用いて、所得が低いことで子どもが慢性疾患を持つ割合が高くなり、また患った時の回復が遅れることが示されている。Currie and Lin (2007) は、アメリカにおけるメンタルヘルスに関する健康指標も取り入れた分析を行い、貧しい家計の子どもの健康状態が悪いことを示している。Almond, Hoynes and Schanzenbach (2008) は、アメリカの低所得家計について胎児期に所得補助が行われた場合、出生時の体重が増加することを示している。Currie and Moretti (2007) は、カリフォルニアで行われた調査を用いて、富裕層で低体重児が少ないことに加え、富裕層と貧困層での低体重児割合の乖離は1990年代に大きくなっていることを示している。

これらの先行研究を参考に、本論文では以下の分析を行う。出生時の体重を表す変数 (y) を親の雇用状況や貧困を含む説明変数のベクトル (X) に回帰する。ここで、本論文に使用するのは県別データであり、県固有の影響 (県効果) を取り除く必要がある。ここでは、各変数について前期との差 (データは5年おきであるため5年階差) をとる。階差をとることで、1980年から2000年という長期の時系列データ上に生じる見せかけの相関が取り除かれる可能性もある⁵⁾。

推定モデルは、

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

と書ける。ここで、 $i=1, \dots, 47$ (県)、 $t=1980, 1985, 1990, 1995, 2000$ (年) である。 y には新生児の体重や低体重児の割合を考える。実際の推定では、対数をとることで結果が単位に依存しないようにする。 X には失業率や就業率などの労働指標、貧困の指標を捉える。詳細は後述するが貧困指標は所得に基づき計算する。ただし、所得水準と失業率 (非就業率) は相関が高く、双方を同時に説明変数に入れば多重共線性の問題が生じるため、それぞれ異なる特定化として別々に推定し結果を比較する。

失業や非就業が新生児の健康状態を阻害しているならば、体重の推定において失業の係数は負、低体重児割合の推定において正 (就業を捉える場合は逆の符号) となることが予想される。金銭的な貧しさが新生児の健康を阻害しているならば、貧困の係数は、体重の推定において負、低体重児割合の推定において正 (所得水準を捉える場合は逆の符号) となることが予想される。ここで、労働指標の係数と貧困指標の係数が同じ符号になるとは限らない。非就業は所得の低さと強く相関すると予想されるが、両者が指す意味は異なるかもしれない。むしろ、両係数が異なる符号を持つならば、低所得という非就業者が受ける金銭的なショックとそれ以外のショックの影響が異なることが示唆されよう。

(1)式において誤差項は、 $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$ とする。 μ_i は県効果を、 λ_t は年効果を表し、 ν_{it} は μ_i 、 λ_t 、 X と直交する確率変数： $\nu_{it} \sim iid(0, \sigma_\nu^2)$ とする。

5年の階差をとることで、非確率変数として捉えられる県効果は取り除かれている。ただし、確率変数として捉えられる県効果は存在するかもしれない。また、長期間にわたる県別データの場合、県効果に加えて年効果の影響を考慮することが大切だろう。以下の分析では、まず、年効果を非確率変数 (固定効果) として捉え、県効果を確率変数； $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ (変量効果) として捉えた混合モデルで推定する。また、年効果も確率変数として捉えたモデル、すなわち、 ν_{it} に加えて μ_i および λ_t を X と相関しない確率変数： $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ 、 $\lambda_t \sim iid(0, \sigma_\lambda^2)$ とした二方向の変量効果モデルで推定する。

III 使用するデータ

本論文では、新生児の体重として、『人口動態統計』(厚生労働省) が毎年報告している県別の「新生児の平均体重」と「新生児にしめる2500g以下で生まれた割合」を使用する。先行研究や国際的な呼び方にならない、本論文でも2500g以下を低体重と呼ぶ。推定では、平均体重と低体重児割合の両方について、それぞれの対数をとったものを使用する。

説明変数には、親の就業状況を代理するものとして、25~39歳男性の完全失業率および25~39歳の男性就業率を用いる。就業率は就業者数を25~39歳人口で割って求めた (いずれのデータも『国勢調査』(総務省統計局) を使用)。25~39歳に限定したのは新生児の親と考えられる年齢層を捉えるためである。

就業状況とは別に、親の貧困が与える影響を見るために、所得のデータから以下の二つの変数を作成する。『就業構造基本調査』(総務省統計局) は世帯主が有業者 (一般世帯) の所得について、各県における所得階層ごとの世帯数を報告している。ここから各県における下位10%の所得水準の値を計算する⁶⁾。推定には得られた所得水準を消費者物価水準で割引いたものを用いる。なお、利用する調査は、『国勢調査』に近い年 (1977, 1982, 1987, 1992, 1997, 2002の各年) とする。

さらに、同じ所得階層データから貧困世帯割合

を計算する。まず各年において国全体の所得階層データからメディアンを求め、その半分の所得水準を求める。そして、各県において、この全国メディアンを半分以下の所得階層に属する世帯数を求める。さらに、この世帯数が県全体の世帯数に占める割合を求める。

コントロール変数としては、母親の出産年齢を捉える。『人口動態統計』（厚生労働省）は、母親の年齢層別に出産人数を報告している。15歳以上50歳未満まで5歳刻みで報告されているので、それぞれの階級値と度数から平均を計算し、都道府県別に出産女性のウェイト付平均年齢を求める⁷⁾。さらに、日本家計の特徴の一つである同居率の影響をコントロールする。具体的には、三世帯世帯が全世帯に占める割合（『国勢調査』（総務省統計局））を用いる。親と同居しているかどうかは家計行動にさまざまな影響を与える。母親の就業状況や、家計の豊かさを定めるかもしれない。また、親の出産に対する考え方が、胎児期（母親の妊娠時）のライフスタイルや栄養の摂り方に影響することで、新生児の体重に影響を与えるかもしれない。たとえば、太らないようにしたいと考える若い世代が、妊婦は栄養をたくさん摂取すべきだと考える親世代と同居していることで、妊娠時の栄養摂取量が高くなり、胎児期の成長が促さ

れ、結果的に体重の重い子どもが生まれてくるかもしれない。

『国勢調査』は5年に一度の調査であるため、分析に使用するサンプルは1975年、1980年、1985年、1990年、1995年、2000年となる。よって使用できるサンプル・サイズは235となる。これらの変数に関する記述統計を表1に記す。実際の推定ではこれらの5年階差をとっている。

分析に入る前に、日本における新生児の体重の動向をまとめておこう。図2は、新生児の平均体重（上段）と低体重児割合（下段）について、1979年から2003年の県別平均値を示している。折れ線は県別データの平均値を、各年における棒線は県別データの最小値から最大値までの幅を示す。これによると、1980年代から1990年代にかけて、平均体重は大きく減少、低体重児割合は大きく増加していることが分かる。図1で見たように、他の先進諸国と異なる特徴である。

図2は、また、新生児の体重が県ごとに大きく異なることを示している。80年代、90年代を通じて、最小値をとる県と最大値をとる県の幅は一定割合存在している。表2は、1980年、1990年、2000年の各年について、平均体重を軽い方から順に、低体重児の割合を高い方から順に並べたものである。これによると、年代を通じて一貫して

表1 変数の定義と記述統計

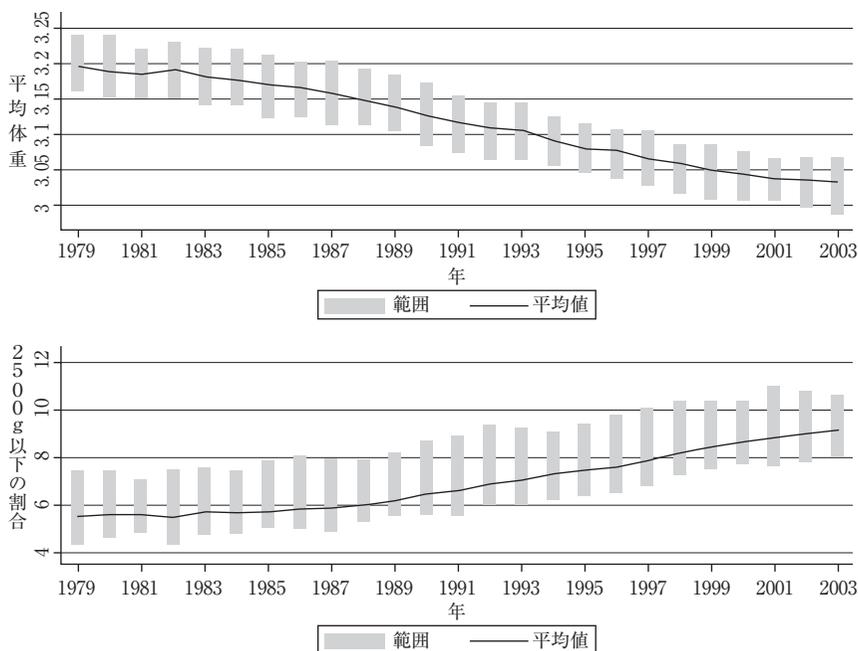
変数名	出所	定義など	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均体重	『人口動態統計』（厚生労働省）	新生児の平均体重。分析には対数値を利用	1.1372	0.0191	1.0986	1.1756
低体重児割合	『人口動態統計』（厚生労働省）	新生児に占める2500g以下児の割合。分析には対数値を利用	1.8912	0.1800	1.5261	2.3321
25-39歳男性失業率	『国勢調査』（総務省統計局）	25-29歳、30-34歳、35-39歳男性の失業率の平均値	3.1336	1.3985	1.2000	9.9333
25-39歳男性就業率	『国勢調査』（総務省統計局）	25-29歳、30-34歳、35-39歳男性のうち、就業者の割合の平均値	0.8735	0.0431	0.7322	0.9457
下位10%の所得水準	『就業構造基本調査』（総務省統計局）	世帯主が有業者（一般世帯）の年間所得について、各所得階層の階級値から求められる下位10%所得水準の値。ただし、各年の消費者物価水準で割引いたもの。単位は千円	2439.646	505.283	1225.966	3756.979
貧困世帯割合	『就業構造基本調査』（総務省統計局）	世帯主が有業者（一般世帯）の所得について、各所得階層の階級値から全国メディアンが得られる。各県において、その値の半分に該当する階層以下の世帯数が、各県の総世帯数に占める割合として求めたもの	0.1584	0.0793	0.0400	0.4500
出産時の母親平均年齢	『人口動態統計』（厚生労働省）	出産時の母親の年齢のウェイト付平均値（5歳ごとの階級データから求められる階級値に各年齢層の人数のウェイトをつけて計算した平均値）	28.4951	0.6294	25.5505	30.3438
3世代同居割合	『国勢調査』（総務省統計局）	総世帯のうち、3世代同居世帯の割合	15.5317	6.6900	2.8675	33.5724

注：1) 1975年、1980年、1985年、1990年、1995年、2000年の都道府県別データを用いる。ただし『就業構造基本調査』については1977年、1982年、1987年、1992年、1997年、2002年を用いる。

2) 推定ではすべての変数について5年間の階差をとったものを利用している。よって総サンプル数は235である。

3) 定義の詳細については本文を参照のこと。

図2 出生時の平均体重と低体重児割合（県別平均値および最小値，最大値）の変遷



体重の軽い県，もしくは体重の重い県が存在している。同時に，順位は必ずしも固定されておらず変動している。県に居住する個人の属性だけではなく，何らかの要因が新生児の体重に影響していると予想される。

IV 推定結果

表3のパネルAは，失業や就業が新生児の平均体重に与える影響を分析した結果である。(1a)は県効果を確率変数として年効果を非確率変数として扱った混合モデルを，(1b)は両効果を確率変数として扱った変量効果モデルによる結果を記している。モデルの特定化について見ると，LM検定の結果から県効果と年効果の両方を捉えることの必要性が分かる。Hausmanテストの結果は，帰無仮説の下で有効性を持つ二方向の変量効果モデルの仮定が正しいことをともに10%の有意水準で受容しており，(1b)の特定化を支持している。同様のことは(2a)(2b)やパネルBにおいても成立している⁸⁾。

はじめに，(1)において，失業率が平均体重に与える影響を見ると，25～39歳男性の失業率の

係数はいずれも負となっている。(1a)では10%の有意水準で有意ではないが，(1b)では5%の有意水準で有意である。(2)において，就業率が平均体重に与える影響を見ると，就業率の係数は正であり(2a)(2b)それぞれ5%，1%の有意水準で有意となっている。少なくとも特定化が統計的に支持される(1b)(2b)において，父親にあたる年齢層の男性の失業率が上がる，もしくは就業率が下がると平均体重は減少するといえる。

表3のパネルBは，被説明変数に低体重児割合を用いた結果である。ここでもパネルAと同じインプリケーションが得られている。すなわち，男性の失業率が上がると低体重児の割合は高くなり，男性の就業率が上がると低体重児の割合は低くなる((1b)(2b)においては，いずれも1%の有意水準で有意である)。父親と考えられる層の失業率の減少や就業率の上昇は低体重児を減少させるといえる。

労働指標以外の変数を見ると，パネルAの(1b)(2b)では，母親の出産年齢が高くなるほど体重は増加することが示されている。年齢が高いほど出産に伴うさまざまなリスクが高まると思われるが，年齢が高いほど妊娠中の健康状態に気を

表2 県別平均体重と低体重児割合

パネル A. 出生時平均体重

パネル B. 低体重児割合

1980年		1990年		2000年		1980年		1990年		2000年	
県番号	平均体重	県番号	平均体重	県番号	平均体重	県番号	低体重児割合	県番号	低体重児割合	県番号	低体重児割合
47	3.15	47	3.08	19	3.00	47	7.4	47	8.6	47	10.3
32	3.15	22	3.09	22	3.01	39	7.4	39	7.5	19	9.8
22	3.15	40	3.09	47	3.01	32	6.6	46	7.2	40	9.4
39	3.15	32	3.10	1	3.02	30	6.5	40	7.2	9	9.4
33	3.16	39	3.10	34	3.02	46	6.4	22	7.2	22	9.3
24	3.17	14	3.10	39	3.02	43	6.4	42	7.0	39	9.2
14	3.17	1	3.10	9	3.02	22	6.2	35	7.0	1	9.1
26	3.17	34	3.10	14	3.02	45	6.1	1	7.0	35	9.1
17	3.17	23	3.11	40	3.02	31	6.0	41	6.9	8	8.8
41	3.18	27	3.11	35	3.03	41	6.0	9	6.6	11	8.8
28	3.18	19	3.11	13	3.03	40	6.0	37	6.6	45	8.8
30	3.18	41	3.11	8	3.03	17	5.9	23	6.6	34	8.8
19	3.18	11	3.11	11	3.03	42	5.9	14	6.6	46	8.8
40	3.18	24	3.11	23	3.03	23	5.8	8	6.6	16	8.7
31	3.18	35	3.11	27	3.03	24	5.8	19	6.6	14	8.7
34	3.18	13	3.11	33	3.03	1	5.8	32	6.5	23	8.7
13	3.18	30	3.12	28	3.03	19	5.8	13	6.5	27	8.7
43	3.18	42	3.12	32	3.03	28	5.7	27	6.5	13	8.7
23	3.18	29	3.12	10	3.04	33	5.7	45	6.5	41	8.6
46	3.18	26	3.12	21	3.04	27	5.7	11	6.5	21	8.6
45	3.18	17	3.12	7	3.04	35	5.6	34	6.5	33	8.6
20	3.19	28	3.12	12	3.04	14	5.6	12	6.4	10	8.5
27	3.19	46	3.12	45	3.04	16	5.6	43	6.4	28	8.5
16	3.19	9	3.12	26	3.04	21	5.5	38	6.3	30	8.4
35	3.19	33	3.12	20	3.04	34	5.5	28	6.3	29	8.4
21	3.19	12	3.13	30	3.04	9	5.5	24	6.3	20	8.4
1	3.19	21	3.13	44	3.04	13	5.5	4	6.3	43	8.3
42	3.19	8	3.13	16	3.04	25	5.5	33	6.3	7	8.3
4	3.19	16	3.13	29	3.04	4	5.5	30	6.2	4	8.3
18	3.20	20	3.13	4	3.04	38	5.4	3	6.2	37	8.3
25	3.20	7	3.13	46	3.04	8	5.4	26	6.2	32	8.3
12	3.20	4	3.13	2	3.05	26	5.4	17	6.2	25	8.3
29	3.20	43	3.13	41	3.05	7	5.3	29	6.2	3	8.3
8	3.20	31	3.13	3	3.05	12	5.3	21	6.1	44	8.3
7	3.20	37	3.13	37	3.05	29	5.3	10	6.1	12	8.2
9	3.20	44	3.14	42	3.05	18	5.3	44	6.1	24	8.2
11	3.20	5	3.14	25	3.05	36	5.2	31	6.1	5	8.2
15	3.21	25	3.14	5	3.05	37	5.2	5	6.0	31	8.1
38	3.21	38	3.14	17	3.05	11	5.2	7	6.0	17	8.1
10	3.21	45	3.14	43	3.05	3	5.2	2	5.8	42	8.1
5	3.21	10	3.14	24	3.05	44	5.1	18	5.8	26	8.1
6	3.21	3	3.14	31	3.05	15	5.1	25	5.7	36	7.9
37	3.21	18	3.14	36	3.06	5	5.1	6	5.7	2	7.9
3	3.22	2	3.15	15	3.06	10	5.0	20	5.6	38	7.9
36	3.22	6	3.15	38	3.06	20	4.9	15	5.6	15	7.9
44	3.22	15	3.17	6	3.06	2	4.8	16	5.6	18	7.7
2	3.24	36	3.17	18	3.07	6	4.6	36	5.5	6	7.6

注：県番号は、1 北海道、2 青森、3 岩手、4 宮城、5 秋田、6 山形、7 福島、8 茨城、9 栃木、10 群馬、11 埼玉、12 千葉、13 東京、14 神奈川、15 新潟、16 富山、17 石川、18 福井、19 山梨、20 長野、21 岐阜、22 静岡、23 愛知、24 三重、25 滋賀、26 京都、27 大阪、28 兵庫、29 奈良、30 和歌山、31 鳥取、32 島根、33 岡山、34 広島、35 山口、36 徳島、37 香川、38 愛媛、39 高知、40 福岡、41 佐賀、42 長崎、43 熊本、44 大分、45 宮崎、46 鹿児島、47 沖縄

表3 失業と新生児の体重

パネル A 被説明変数：平均体重の対数値について5年階差をとったもの

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
25-39 歳男性失業率	-0.0005 (0.0005)	-0.0009** (0.0004)		
25-39 歳男性就業率			0.0640** (0.0278)	0.0739*** (0.0259)
母親出産年齢	0.0011 (0.0008)	0.0040*** (0.0009)	0.0014* (0.0008)	0.0017** (0.0008)
3 世代同居率	0.0003 (0.0004)	0.0000 (0.0003)	0.0005 (0.0004)	0.0000 (0.0003)
定数項	-0.0110*** (0.0011)	-0.0141*** (0.0010)	-0.0092*** (0.0014)	-0.0070*** (0.0007)
県効果	random	random	random	random
年効果	fixed	random	fixed	random
F test : $\lambda_1 = 0$	313.16	—	326.69	—
LM test				
: $\sigma_\mu^2 = 0$		12.14		12.35
: $\sigma_\lambda^2 = 0$		1254.03		1229.79
Hausman Test				
: a \Leftrightarrow b		0.0000		0.0000

注：1) Observation 数は 235 (47 都道府県×5 期間)。

- 2) (a)は県効果を確率変数、年効果を非確率変数として捉えた(固定効果と変量効果の混合)モデルを、(b)は県効果と年効果を確率変数として捉えた(変量効果)モデルを表す。
- 3) *, **, ***は、それぞれ 10%, 5%, 1%の有意水準で推定値が有意であることを示す。

表3 つづき

パネル B. 被説明変数：低体重児割合の対数値について5年階差をとったもの

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
25-39 歳男性失業率	0.0112 (0.0089)	0.0201*** (0.0074)		
25-39 歳男性就業率			-0.9479* (0.5072)	-1.1204*** (0.4477)
母親出産年齢	-0.0088 (0.0138)	-0.0169 (0.0131)	-0.0118 (0.0139)	-0.0145 (0.0132)
3 世代同居率	-0.0138** (0.0065)	-0.0094** (0.0047)	-0.0157** (0.0066)	-0.0094* (0.0052)
定数項	0.1048*** (0.0199)	0.0956*** (0.0153)	0.0809*** (0.0258)	0.0526*** (0.0132)
県効果	random	random	random	random
年効果	fixed	random	fixed	random
F test : $\lambda_1 = 0$	121.85	—	119.58	—
LM test				
: $\sigma_\mu^2 = 0$		7.68		8.47
: $\sigma_\lambda^2 = 0$		390.81		396.86
Hausman Test				
: a \Leftrightarrow b		0.0000		0.0017

遣うようになり、平均的には体重の重い子どもが生まれてくるのかもしれない。また、女性の場合、若い世代での喫煙率が高い⁹⁾。若年女性には喫煙者が多く胎児の成長が妨げられているのかもしれない。パネル B では、どの特定化においても、3

世代同居率の高さが低体重児割合を低下させていることが示されている。母親にとっての親世代(祖父母世代)と同居していることが、妊娠中の栄養摂取を高め、低体重児として生まれてくる子どもの数を少なくさせているのかもしれない。

このように、親の失業または非就業は新生児の健康状態を低下させることが分かったが、これは失業による所得低下が原因なのだろうか。表4では、所得で計測される貧困が新生児の体重に与える影響を分析している。はじめに特定化を見ると、表3と同様、パネルA、Bどちらにおいても二方向の変量効果モデルの仮定が受容されており、(1b)(2b)の特定化が支持される。

表4のパネルAは平均体重に与える影響をまとめている。下位10%の所得水準の係数はおおむね正の符号となっている。すなわち、貧しい世帯の所得水準が上がると平均体重は増加する関係を示唆している。しかしながら、いずれも10%の有意水準で有意ではない。貧困世帯の割合の係数は負の符号である。すなわち、貧困世帯が増えると平均体重は減少する関係が示唆されている。しかしながら、ここでも10%の有意水準で有意ではない。所得で計測される貧困が新生児の平均体重を抑制することは、統計的には支持されない。

表4のパネルBでは低体重児割合に与える影響が示されている。下位10%の所得水準の係数はおおむね負の符号、貧困世帯の割合の係数は正の符号となっている。しかしながら、いずれの特定化においてもこれらの係数は10%の有意水準で有意ではない。10%の有意水準で判断すれば、所得で計測される貧困は低体重児割合にも影響を与えていないといえる。

表3と表4の結果を合わせて考察すると、親の非就業は新生児の体重を低下させることが統計的に有意となっているのに対し、所得で計測される貧困が新生児の体重に影響を与えることは少なくとも10%の有意水準では支持されていない。親の非就業は新生児の健康状態を悪化させるが、それはその時点の所得の低さを反映した結果ではない可能性がある。20代後半から30代の男性が、働いていないことにより受ける負担は金銭的なものだけではない。将来不安など精神的な負担により自らや家族の健康を害してしまうこともあるだろう。非就業の真の負担は、低所得によるものではない可能性もある。また、子供が生まれる時点での所得の低さだけが問題ではなく、長期間にわたる低所得状態が重要なかもしれない。その場

合は、非就業状態の方が長期にわたる低所得の指標として優れている可能性もある。さらに、夫が世帯の主として生計を担うべきであるという性別役割分担意識が強い場合には、仮に世帯所得が同じであっても、夫が非就業の場合には、妻の満足度が低く、ストレスが多くなり、胎児の健康に影響が出る可能性もある。

このように、県効果と年効果を確率的に考慮した分析の結果、日本において親の雇用状況の悪化は新生児の体重を低下させることが分かった。他国に関する先行研究ではさらに、出生時の体重の軽さが成長後のさまざまな成果を押し下げていることが示されている。出生時の低体重はその後の肉体的な健康状態だけでなく、精神的な健康状態、学齢期のテストスコアといった認知能力や非認知能力を低下させる可能性がある。また、就労期の健康状態や生産性を低下させる可能性もある。親の非就業はその世代の所得格差を生じさせるのみならず、生まれてくる子どもの健康状態を悪化させることを通じて、次世代の格差につながる可能性がある。失業対策はこれまでに考えられてきた以上に、より長期的な視野で議論されるべきといえよう。

V おわりに

本論文では、親の失業が生まれてくる子どもの体重を低下させるかについて議論してきた。欧米諸国で行われている先行研究では、貧しい家計ほど子どもの体重に代表される健康状態が悪くなることが示されていた。日本には分析できる個票データが存在しないことや、たとえ存在したとしても厳密な分析には困難が伴うことから、本論文では県別データを用いた分析を行った。

県別データにおいても、県民の属性として失業率が高いような県で出生時体重が低いという関係が、失業と低体重の間に見せかけの相関をもたらす可能性が存在する。本論文では、県効果と年効果の両方を確率変数として扱ったパネル分析を行った。分析の結果、失業率の高さや就業率の低さは新生児の平均体重を低下させ、新生児に占める低体重児の割合を高めることが分かった。さらに、

表4 貧困と新生児の体重

パネル A. 被説明変数：平均体重の対数値について5年階差をとったもの

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
下位 10%の所得水準	0.00006 (0.00014)	0.00006 (0.00013)		
貧困世帯割合			-0.0068 (0.0078)	-0.0033 (0.0076)
母親出産年齢	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0012 (0.0008)
3世代同居率	0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)
定数項	-0.0110*** (0.0017)	-0.0051*** (0.0004)	-0.0107*** (0.0013)	-0.0055*** (0.0004)
県効果	random	random	random	random
年効果	fixed	random	fixed	random
: $\lambda_t = 0$	315.84	—	246.18	—
LM test				
: $\sigma_\mu^2 = 0$		11.38		10.39
: $\sigma_\lambda^2 = 0$		1134.27		661.31
Hausman Test				
: $a \Leftrightarrow b$		0.0000		0.0000

注：1) 「貧困世帯割合」は全国メディアンをの半分に於る所得以下の世帯数の、県の全世帯数に占める割合。

2) Observation 数は 235 (47 都道府県×5 期間)。

3) (a) は県効果を確率変数、年効果を非確率変数として捉えた (固定効果と変量効果の混合) モデルを、(b) は県効果と年効果を確率変数として捉えた (変量効果) モデルを表す。

4) *, **, ***は、それぞれ 10%, 5%, 1%の有意水準で推定値が有意であることを示す。

表4 つづき

パネル B. 被説明変数：低体重児割合の対数値について5年階差をとったもの

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
下位 10%の所得水準	-0.0013 (0.0025)	-0.0026 (0.0022)		
貧困世帯割合			0.1153 (0.1414)	0.0737 (0.1293)
母親出産年齢	-0.0086 (0.0139)	-0.0104 (0.0133)	-0.0083 (0.0138)	-0.0095 (0.0133)
3世代同居率	-0.0135** (0.0065)	-0.0066 (0.0051)	-0.0134** (0.0065)	-0.0063 (0.0051)
定数項	0.1028*** (0.0301)	0.0657*** (0.0100)	0.1022*** (0.0243)	0.0646*** (0.0102)
県効果	random	random	random	random
年効果	fixed	random	fixed	random
: $\lambda_t = 0$	118.72	—	122.45	—
LM test				
: $\sigma_\mu^2 = 0$		7.72		7.61
: $\sigma_\lambda^2 = 0$		340.62		329.44
Hausman Test				
: $a \Leftrightarrow b$		0.0000		0.0000

非就業の影響が低所得によるものかどうかを見るために、所得に基づいて計測される貧困の指標が新生児の体重に与える影響を分析したが、貧困が新生児の体重を低下させる影響は見られなかった。親の非就業は、金銭的な貧しさ以外の理由で新生児の健康を阻害する可能性がある。

先行研究が示すように、出生時の体重の軽さが成長後のさまざまな成果を押し下げているのであれば、親が失業状態であることは、新生児の健康状態を悪化させることを通じて、成長後の生産性を低下させてしまう。親の失業による親世代の所得格差は、次世代の所得格差に受け継がれる可能性がある。失業対策はこれまでに考えられてきたよりも長期的な視野で議論されるべきである。

*本論文作成にあたり、樋口美雄氏（慶應義塾大学）、伊藤実氏（(独)労働政策研究・研修機構）、児玉俊洋氏（(株)日本政策金融公庫）、JIRRA 労働政策研究会議参加者より貴重なコメントをいただきました。許秀芬さん（大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程）にはデータ収集・入力をして頂きました。記して感謝申し上げます。なお、本研究は、大阪大学グローバル COE、科学研究費補助金（基盤(B)18330049、若手(B)20730156）、および科学技術振興調整費女性研究者支援モデル育成プログラム（大阪大学）から研究費の支援を受けています。

- 1) 展望論文としては、Smith (1999), Currie and Madrian (1999), Grossman (2006), Cutler and Lleras-Muney (2006), Royer (2009), Currie (2009) などが詳しい。
- 2) ただし、双子やきょうだい調査を用いた Behrman and Rosenzweig (2004) や Almond, Chay and Lee (2005) は、遺伝などの家族要素をコントロールすることで、幼少期の健康が成長に与える負の影響はかなり小さくなると指摘している。Royer (2009) は、アメリカの双子に関する大規模サンプルを用いて、出生時の低体重が成人期の教育成果に与える負の影響は小さいとしている。サンプル・サイズは小さいが、Miller, Mulvey and Martin (2005) はオーストラリアの双子データを用いて、家族の固定効果を取り除けば出生時の体重は学歴に影響せず、年間所得にも影響しないことを示している。因果関係についてはさらなる検証が必要だろう。
- 3) 日本における低体重児とその後の健康の関係については、日本学術会議 (2008) に研究が紹介されている。
- 4) 回顧調査によるデータは測定誤差が大きいと考えられることから、他国における先行研究は出生記録や業務データを利用することが多い。
- 5) 5年階差をとらずに、県効果を固定効果モデルまたは変量効果モデルで分析することもできる。この場合にも本論文で紹介する結果と同じインプリケーションを得られる。しかしながら、この場合、誤差項の中の時系列要素の影響を受けて説明変数と被説明変数の間に見せかけの相関が生じる可能性がある。なお、20年という長期の傾向を分析対象とするが、5年おきのデータであり時点が少ないため、誤差項に存在する時系列要素の統計的処理は難しい。

6) 下位10%ポイント点は、下位10%にあたる世帯がj番目の階級に位置し、その階級の世帯数を F_j 、階級値を x_j 、一つ下の階級の世帯数を階級 F_{j-1} 、階級値を x_{j-1} とすると、 $\bar{x} = x_j^{max} (x_j^{max} + x_j^{min}) \times \frac{0.1 - F_{j-1}/n}{F_j/n - F_{j-1}/n}$ となる。後述のメディアンは、 \bar{x} の定義において0.1を0.5に換え、50%にあたる世帯がj番目の階級に位置するとして求められる。

- 7) 母親にあたる年齢層の教育水準を捉えることも重要であるが、ここでは以下の理由で用いなかった。県別の年齢別教育水準（最終学歴）は『国勢調査』が報告しているものの、10年おきのデータのため推定に使用すると観測数が大きく減少してしまう。また、学歴は労働指標や出産年齢と強い相関があり、説明変数として同時に入れると不安定な結果になる。
- 8) 県効果と年効果の両方を確率変数として扱う二方向の変量効果モデルが正しい時に混合モデルで推定すれば分散は正しく推定されない (Baltagi 2001)。
- 9) 『国民健康・栄養調査報告』(健康・栄養情報研究会、厚生労働省)によると、2000年時点での女性の喫煙率は、20代が20.9%、30代が18.8%、40代が13.6%、50代が10.4%、60代が6.6%、70歳以上が4.0%となっている。

参考文献

- Almond, Douglas, and Bhashkar Mazumder (2005) "The 1918 Influenza Pandemic and Subsequent Health Outcomes: An Analysis of SIPP Data," *American Economic Review*, 95, pp. 258-262.
- Almond, Douglas, Kenneth Y. Chay and David S. Lee (2005) "The Costs of Low Birth Weight," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 3, pp. 1031-1083.
- , Hilary W. Hoynes and Diane Whitmore Schanzenbach (2008) "Inside the War on Poverty: The Impact of Food Stamps on Birth Outcomes," *NBER Working Papers*, No. 14306.
- Baltagi, Badi H (2001) *Economic Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester.
- Barker, David J. P. (1998) "In Utero Programming of Chronic Disease," *Clinical Science* 95, pp. 115-128.
- Behrman, Jere R. and Mark R. Rosenzweig (2004) "Returns to Birthweight," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 2, pp. 586-601.
- Black, Sandra E., Paul J. Devereux and Kjell G. Salvanes (2007) "From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, No. 1, 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.
- , Darren Lubotsky and Christina Paxson (2002) "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient," *The American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, pp. 1308-1334.
- Conley, Dalton and Neil G. Bennett (2000) "Is Biology Destiny? Birth Weight and Life Chances," *American Sociological Review*, Vol. 65, No. 3, pp. 458-467.
- Currie, Janet (2009) "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.

- and Rosemary Hyson (1999) "Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birthweight," *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, pp. 245-250.
- and Wanchuan Lin (2007) "Chipping Away at Health: More on the Relationship between Income and Child Health," *Health Affairs*, Vol. 26, No. 2, pp. 1-13.
- and Brigitte C. Madrian, (1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market," in *Handbook of Labor Economics*, Orley Ashenfelter and David Card eds., Amsterdam: Elsevier, pp. 3309-3416.
- and Enrico Moretti (2007) "Biology as Destiny? Short- and Long- Run Determinants of Intergenerational Transmission of Birth Weight," *Journal of Labor Economics*, Vol. 25, No. 2, pp. 231-263.
- , Mark Stabile, Phongsack Manivong and Leslie L. Roos (2008) "Child Health and Young Adult Outcomes," *NBER Working Papers*, No. 14482.
- Cutler, David M. and Adriana Lleras-Muney (2006) "Education and Health: Evaluating Theories and Evidence," *NBER Working Papers*, No. 12352.
- Grossman, Michael (2000) "The Human Capital Model," in *Handbook of Health Economics*, Anthony J. Culyer and Joseph P. Newhouse, Amsterdam: Elsevier, pp. 347-408.
- (2006) "Education and Nonmarket Outcomes," in *Handbook of the Economics of Education*, Erik Hanushek and F. Welch eds., Amsterdam: Elsevier, pp. 577-633.
- Miller, Paul, Charles Mulvey and Nick Martin (2005) "Birth Weight and Schooling and Earnings: Estimates from a Sample of Twins," *Economics Letters*, Vol. 86, pp. 387-392.
- OECD (2003) *OECD Health Data 2003*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- 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, No. 1, pp. 88-138.
- Royer, Heather (2009) "Separated at Girth: US Twin Estimates of the Effects of Birth Weight," *Applied Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 49-85.
- Smith, James P. (1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 2, pp. 145-166.
- 日本学術会議 (2008) 「提言 出生前・子どものときからの生活習慣病対策」日本学術会議臨床医学委員会・健康・生活科学委員会合同生活習慣病対策分科会 (<http://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-20-t62-4.pdf>)

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科准教授。最近の主な論文に「子どもの教育成果の決定要因」(大竹文雄氏と共著)『日本労働研究雑誌』No. 588, pp. 67-84. 労働経済学専攻。

おおたけ・ふみお 大阪大学社会経済研究所教授。最近の主な論文に「自信過剰が男性を競争させる」(水谷徳子氏, 奥平寛子氏, 木成勇介氏と共著)『行動経済学』Vol. 2, No. 1. 労働経済学専攻。