

母親の若年出産が子供の就学に与える影響*

窪田康平†

2009年10月29日

要旨

本稿の目的は、母親の若年出産が子供の就学に与える影響を明らかにすることである。母親の若年出産か、それとも親の経済状況のどちらが子供の就学に大きく影響しているのかを明らかにすることは、貧困の連鎖の解消を目的とする政策を考えたとき、重要な論点である。分析の結果、母親の若年出産が子供の就学に与える影響は小さく、親の経済状況が若年出産を通じて大きく影響していることが確認された。

Keywords: 教育, 母親の若年出産, 世代間関係, 家族固定効果モデル, Propensity Score Matching 法.

JEL Classification Numbers: C23, I21, J13.

* 本稿の作成にあたって、指導教官である大竹文雄先生より懇切丁寧にご指導を頂いた。また、大竹・佐々木ゼミの参加者、関西労働経済学コンファレンスの参加者と討論者である田中隆一氏、戸田淳仁氏から有益なコメントを頂いた。分析にあたり大阪大学21世紀COEプログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」およびグローバルCOE「人間行動と社会経済のダイナミクス」から『くらしの好みと満足度についてのアンケート』と『親子調査』の個票データの利用を許可して頂いた。なお、日本学術振興会より特別研究員として資金助成を受けた。ここに記して感謝を申し上げたい。文中における誤りはすべて筆者に帰すものである。

† 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7
日本学術振興会特別研究員(DC2) e-mail: kubota@iser.osaka-u.ac.jp

I. はじめに

母親の若年出産が子供の就学に影響しているかを明らかにすることは、貧困の世代間連鎖に関する研究であり、貧困の解消という政策課題と密接に関係している。世代間にわたる格差や貧困の現状やメカニズムを明らかにするため、これまで多くの研究が親の行動が子供の就学や賃金に影響するのかを分析してきた。親の経済状況や離婚、死別、家族構成などが子供に与える影響に関心が集められてきた(Haveman and Wolfe(1995))。親の離婚や子供の数は親の意思決定であり、それが子供の就学に影響を与えていることが明らかとなっている(Manski et al.(1992), Black et al.(2005))。

本稿で注目する若年における出産も親の意思決定の一つである。アメリカやイギリスにおいて10代の出産割合は10%を超え、社会問題となっていることから、母親の若年出産が子供に与える影響が注目されている(UNICEF(2001))。つまり、母親の若年における出産の意思決定が、世代間にわたる貧困の継承や契機となると考えられており、母親の若年出産の子供に対する影響の解明が研究課題となっているのである。

いくつかの研究がこのテーマに取り組んできたが、明確なコンセンサスはいまだにない。その理由は、母親の若年出産が子供に与える影響を推定するためには、観察できない家族要因を捉える必要があり、それが困難だからである。母親の若年出産と子供の就学の両方に相関する要因、例えば、親の経済状況や遺伝的な要因など、をコントロールして若年出産の影響を推定しなければ、母親の若年出産が子供の就学を低下させているのか、経済状況が若年出産を通じて子供に影響しているのかわからない。

本稿の目的は、母親の若年出産が子供の就学に与える影響を明らかにすることである。特に、親の経済状況は母親の若年出産と相関していると考えられるので、経済的要因を取り除いた母親の若年出産の影響を明らかにしたい。なぜなら、貧困の連鎖を解消するための政策を考えたとき、母親の若年出産が子供の就学に影響している場合と、若年出産ではなく親の経済状況が子供の就学に影響している場合では、考えられる政策が異なるので、それらを識別することは重要と考えているからである。

海外において世代間関係に関する実証分析はいくつかあるが、日本の実証分析は非常に少なく、とりわけ母親の若年出産が子供に与える影響を分析した研究は、坂本(2009)以外にはない。このような現状で、本稿の主な貢献は4つ挙げることができる。第一に、日本のデータを用いて親の行動が子供に与える影響を明らかにしたことである。日本は、子供を育てる環境が欧米の諸国と異なる。例えば、子供を持つ母親の就業状況、子育てに必要な費用、親との同居率などである。これらの違いがあっても、日本の分析結果はこれまでの海外の研究成果と整合的なのかを検証することは必要であろう。

第二の貢献点は、母親の若年出産と親の経済状況が子供の就学に与える影響を識別して分析したことである。これまでの研究は、若年出産の影響の内容についてあまり議論してこなかった。本稿は、なぜ母親の若年出産が子供の就学に悪影響を及ぼすのかを整理し、

若年出産自体の影響と親の経済的要因による影響とを区別して分析した。この点は、貧困解消のための政策を考える場合、非常に重要な論点である。母親の若年出産の影響と親の経済的要因の影響を明示的に分けて分析したことが、本稿の貢献の一つである。

第三の貢献点は、観察できない家族固有の要因をコントロールするため、日本のアンケート調査で家族固定効果モデル(FE)を推定したことである。坂本(2009)はPSMによる分析を行っているが、FEによる分析は行っていない。最後は、推定結果の頑健性を確認するために、2つのアンケート調査を用いて分析したことである。

分析の結果、母親の若年出産が子供の教育年数や大学進学確率にほとんど影響していないことが明らかとなった。この結果は、坂本(2009)や Francesconi(2008)と異なる結果である。また、親の恒常的な経済状況が子供の就学に与える影響が大きいことが明らかとなった。さらに、FE と OLS の推定結果から、母親の若年出産による親の一時的な貧困が子供の就学に影響を与えている可能性が示唆される。

論文の構成は以下のとおりである。II は、若年出産が子供に与える影響を分析した先行研究をまとめている。III で推定方法を説明する。IV は、若年出産の影響について整理する。V は分析に用いるデータを説明する。さらに、日本において出産年齢がどのように推移してきたのか確認し、集計データと分析に用いるデータと比較する。VI は、分析結果を示している。論文のまとめを VII で行う。

II. 先行研究

母親の若年出産が子供の就学に影響する経路は、大まかに言って 2 つある。第一は、母親の若年出産が直接子供の就学に影響する経路である。第二は、母親の若年出産は母親自身の教育に負の影響を与え、親の所得が低下し、それが子供の就学に負の影響を与える経路である。この経路をまとめたものが図 1 である。

まず、図 1 の(A)の経路に関する先行研究を紹介しよう。母親の若年出産が自身のアウトカムに与える影響を分析研究に Geronimus, Korenman(1992)や Holmlund(2005)がある。これらは、観察できない遺伝子や育成環境とった観察できない要因を姉妹のデータを用いてコントロールし、母親の若年出産は自身の就学や賃金に負の影響を与えていることを明らかにしている。次に、図(B)の経路を分析した研究である Blau(1999)は、アメリカの PSID を用いて、親の所得が低いほど子供の教育成果が低いことを確認した。しかし、所得の影響よりも人種などの家族特性が大きな影響を与えていることを明らかにしている。

最後に、図 1 の(C)の経路である母親の若年出産が子供に与える影響を家族固定効果モデルによって分析した研究を説明する。Rosenzweig and Wolpin(1995)は、母の若年出産が子供の出産時の体重や胎児の成長に与える影響を、アメリカの NLSY を用いて子供の異質性を考慮した動学的な家庭内投資モデルを推定することによって明らかにした。一般化最小二乗法、家族固定効果モデル、操作変数固定効果モデルによって推定した結果、母の若年

出産は子供の出生時の体重と胎児の成長に対して正の影響を持つことを明らかにした。

Angrist and Lavy(1996)は、それまでの FE による若年出産の実証研究は、サンプルサイズが小さいことから、分析結果の一般性についての問題を指摘し、アメリカの大規模な調査データである CPS を用いて、母の若年出産や高齢出産が子供の留年確率などに影響を与えるか分析した。分析の結果、若年出産は子供の留年確率を有意に高めていることを明らかにした。

Francesconi(2008)は、イギリスのパネルデータ BHPS を用いて母の若年出産が子供の就学や子供の若年出産などに与える影響を分析した。彼は、内生性に対処するため、家族固定効果モデルなどいくつかの推定方法によって分析した。その結果、母の若年出産は、子供の就学や所得を低下させていること、子供の若年出産確率を高めていることを発見し、その影響はいずれの推定方法によっても大きく変わらないことを明らかにした。

日本において母の若年出産が子供の就学に与える影響を分析した研究は坂本(2009)のみである。彼は、Propensity Score Matching 法によって内生性の問題に対応し、若年出産は子供の教育年数や大学卒業確率を低下させ、子供の若年出産確率を高めることを確認した。しかしながら、坂本(2009)は、女性を対象にしている「消費生活に関するパネル調査」を用いており、日本全体ではどうかという一般的な分析ではない。また、Ermisch, Francesconi, and Pevalin(2004)は、PSM が一致推定量を得るための必要条件である Conditional Independence Assumption は強い仮定であり、これが成立しているかどうかを検証することは難しいと指摘している¹。

このように、母の若年出産が子供に与える影響を研究した論文はいくつか存在するが、内生性に対処した研究はそれほど多くない。しかも、日本において母の若年出産が子供にどのような影響を与えるのかを分析したものは坂本(2009)以外にはなく、日本の女性を対象にしたデータを用いて PSM のみの分析である。本稿は、日本の男女を対象にして、PSM だけでなく、OLS と FE による推定を行ったことが坂本(2009)と異なる点である。

III. 推定方法

前節で説明したように、若年出産が子供の就学に与える影響を分析した実証研究はいくつか報告されているが、母親の若年出産が子供の就学に与える真の効果を明らかにすることは難しいことが指摘されている。なぜなら、母親が若年に出産したことは、その母親の育成環境や子供に対する考え方から生まれた行動の結果である可能性があるからである。仮に、子供の教育に無頓着な母親が若年に出産しやすいとする。すると、母親の子供に対する教育の熱心さが若年出産となる確率を高めていると同時に子供の就学を低下させているならば、若年出産が子供の就学を低下させているだけでなく、母の教育の熱心さが子供の就学を低下させていることになる。つまり、若年出産が子供の就学に与える影響を表わ

¹ Ermisch, Francesconi, and Pevalin(2004)の pp.74 を参照のこと。

す推定値に母の教育の熱心さの影響が含まれ、真の若年出産の影響を表わす推定値を得られないのである。

母親の若年出産が子供の就学に与える影響を明らかにするためには、親の経済状況や教育方針など母親の若年出産と相関する要因の影響を取り除く必要がある。この内生性の問題に対処するために、本稿では家族固定効果モデル(FE)と Propensity Score Matching 法(PSM)を用いる。

1. OLS

まず、ベンチマークとして、以下の推定モデルを OLS によって推定する。

$$educ_i = \alpha + \pi y_{bi} + \mathbf{X}_i\beta + \mathbf{Z}_i\gamma + u_i \quad (1)$$

ここで、 $educ_i$ は子供 i の教育年数または大学卒業ダミー、 y_{bi} は子供 i の母がその子供を 21 歳以下で出産したかの若年出産ダミー、 \mathbf{X}_i は両親の属性ベクトル、 \mathbf{Z}_i は子供の属性ベクトル、 u_i は誤差項ある。両親の属性ベクトル \mathbf{X}_i は、母の生まれ年ダミー、父と母の年齢差、父と母の学歴ダミー、兄弟数、子供が 15 歳の頃の居住都道府県ダミーである。子供の属性ベクトル \mathbf{Z}_i は、子供の生まれ年ダミー、男性ダミー、長子ダミーである。母親の若年出産の影響を表すのはパラメータ π である。

OLS の場合、誤差項に若年出産と相関する観察できない要因が存在すると、若年出産が子供の就学に与える影響を表わす推定値 π にバイアスが生じ、真の若年出産の影響を明らかにすることができない。

2. 家族固定効果モデル(FE)

内生性の問題を解決するために、家族固定効果モデル(FE)を推定する。この推定方法は、兄弟間の差に注目するものである。兄弟間で共通である遺伝的要因や親の教育方針など家族固有の要素だけが子供の就学に影響を与えているならば、兄弟間で教育年数は変わらない。つまり、兄弟間で異なる要因が兄弟間の就学の違いを生み出しているならば、母が 21 歳以下の時に生まれた子供がほかの兄弟と比べて教育年数が低いかどうかを検証することで、真の若年出産の影響を計測することができる。この推定方法は、親の恒常的な経済状況や遺伝的な要因、教育方針など兄弟間で共通な観察できない要因を考慮することに成功しているので、もっとも信頼できる推定方法と考えられている。家族固定効果モデルは以下のとおりである。

$$educ_{ij} = \phi y_{bij} + \mathbf{Z}_{ij}\phi + v_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

ここで、 $educ_{ij}$ は家族 j における子供 i の教育年数または大学卒業ダミー、 y_{bij} は家族 j にお

ける子供 i の母がその子供を 21 歳以下で出産したかの若年出産ダミー、 Z_{ij} は家族 j における子供 i の属性ベクトル、 ε_{ij} は誤差項である。子供の属性ベクトル Z_{ij} は、子供の生まれ年ダミー、男性ダミー、長子ダミーである。家族 j における親の属性は家族固定効果 ν_j に含まれる。母親の若年出産の効果を表すのはパラメータ ϕ である。

3. Propensity Score Matching 法(PSM)

PSM は職業訓練の平均的な効果を推定するために頻繁に使用される推定方法である。その理由に、職業訓練を受けようとする人ほど職業訓練の効果が大きいというセレクションバイアスが指摘されているためである。本稿の分析対象である母親の若年出産の効果についても同様に、若年に出産する母親ほど子供の教育に熱心でないセレクションバイアスの可能性がある。本稿では、セレクションバイアスを排除するための一般的な推定方法である PSM を用いた推定を行い、OLS や FE の推定結果との比較を行う²。

IV. 若年出産の影響

これまでの母親の若年出産に関する研究では、とりわけ経済学の論文において若年出産が子供に与える影響の背景を十分に説明していない。つまり、若年出産の何が悪いのかを整理していないのである。本節は、母親の若年出産が子供に与える影響を整理し、本稿において若年出産の影響とは何なのかを示す。

本稿における母親の若年出産が子供の就学に与える影響とは、母親の若年出産に起因する経済的要因以外の影響が子供のことで定義する。つまり、経済状況に関係なく、母親が若年に出産することによる影響である。この若年出産が子供に与える影響は 2 つに分類される。第一は、妊娠中の胎児に対する影響である。第二は、出産後の子供に対する影響である。

まず、母親の若年出産が妊娠中の胎児に対して影響を与えるという研究をみる。佐藤など(1991)は、20 歳未満で分娩した 631 例について調べ、年齢が若い妊婦ほど初診時の妊娠週数が遅く、妊娠高血圧症候群が多く、新生児は低体重であることを発見した。佐藤らは、若年の出産という身体的な要因か、それとも妊娠中の行動や心理状況が子供に負の影響を与えているのかは明らかにしていないが、若年出産は妊娠・分娩に負の影響があることを明らかにしている。坂井など(1996)は、若年の妊婦の心理特性を調べ、若年の妊婦は養護的な親であるかを示す指標が低いことを明らかにした。つまり、若年であるために母性意識が低く、それが胎児に悪影響を与える可能性を指摘している。以上の研究から、若年に出産する母親の妊娠中の行動が胎児に悪影響を与え、それが子供の就学に対して負の影響を与える可能性を確認できる。

² PSM については、サーベイ論文である Imbens(2004)や Caliendo and Kopeinig(2008)などがわかりやすく説明している。詳しくはそれらを参照されたい。

次に、若年出産が出産後の子供に影響するという研究を提示する。平尾、上野(2005)は、アンケート調査によって、若年で出産した母親は、20代以降に出産した母親より乳児期における母子相互作用を促進する行動が少なく、子供よりも自身を優先する傾向があることを明らかにしている。妊娠中における問題と同様、若年出産する母親は母性意識が低く、それが子供の育児に悪影響を与え、子供の就学にも影響する可能性がある。

まとめると、若年に出産した母親は、若年の出産による身体的な影響だけでなく、精神的要因から妊娠中の行動や育児に影響を与え、それが子供の就学に悪影響を与える可能性がある。本稿における若年出産の影響とは、このような経済的要因以外の身体的・心理的影響を考えている。

若年出産の影響をこのように考えて、これまでの研究の結果を振り返ってみると、その分析結果の解釈に注意が必要である。家族固定効果モデルの推定値は、兄弟間で異なる要因が子供のアウトカムに与える影響を示しているため、兄弟間で親の経済状況が異なれば、それが子供のアウトカムに影響する。若年に出産された子供は経済的に脆弱である状況で育成される可能性が高く、それ以後に生まれる兄弟と比べて、経済的に恵まれない状況で育つ可能性がある。つまり、家族固定効果モデルの若年出産の影響は、若年出産による一時的な貧困の影響を捉えているかもしれない。本稿は、政策インプリケーションの観点から、できるだけ母親の若年出産と親の経済的要因の影響を識別して分析することが目的としている。これを明らかにするため、FEの結果のみに注目するのではなく、親の経済状況をコントロールしたOLSの結果も注目して、結果を解釈する。

V. データ

1. データの概要

本稿で用いるデータは、大阪大学 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」の一環で 2008 年度に実施された「本調査」と 2006 年度に実施された「親子調査」を用いる。

本調査は、大阪大学 GCOE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」の一環で 2009 年 2 月に実施されたアンケートである。このアンケートは、大阪大学が 2004 年から継続して同一家計を追跡調査するパネルデータとなっており、今回使用したのは 2009 年の単年のデータである。この 2009 年のデータは全国から無作為に抽出された 20 歳以上の 8000 人を対象に調査を行い、6181 人から回答を得ている。

親子調査は、同じくアンケートと実験による行動マクロ動学の一環で 2004 年から実施されているくらしの好みと満足度についてのアンケートの回答者と調査の実施を委託した中央調査社に登録しているパネルから抽出された人に調査を依頼し、調査に承諾した人の親と子、さらに回答者の配偶者の親と子にアンケートを配布した。調査は 2006 年 12 月から 2007 年 3 月にかけて、郵送法により行われた。親子調査は親、兄弟、子供の学歴などの情

報が含まれているので、家族固定効果モデルを推定することができる貴重なデータである。

2. 若年出産の傾向

UNICEF(2001)によれば、アメリカやイギリスでは、10代の出産が他の先進国と比べて多いと指摘されている。そのため、母親の若年出産が母親自身や子供に与える影響を分析した研究が数多く行われてきた。日本における10代の出産割合はどのようなものだろうか。図2は、年齢別の出生率を時系列に示したものである³。若年の出生率に注目すると、1940年まで5%から6%であったが、1950年代以降は1%から2%で推移している。イギリスやアメリカと比べて、10代の出産割合は非常に少ない。

本稿の分析では、本調査と親子調査の2つのデータを用いる。これらのデータの出生率を日本の集計データと比較し、分析に用いるデータが日本の母集団を代表しているかを確認する。図3は、本調査、親子調査、人口動態統計から作成した10年ごとの10代の出生率の推移である⁴。本調査と親子調査については、10代の出生がない年があったので、前後5年の平均値を計算している。1940年は、本調査と親子調査は人口動態統計と比べて、それぞれ2ポイント、4ポイント高いが、1950年以降は人口動態統計とほぼ同水準で推移している。

図4は、本調査、親子調査、人口動態統計の各年における20歳から24歳の出生率の推移である。本調査と親子調査は人口動態統計と同じく、1965年以降において下降トレンドを持っているが、人口動態統計と比べて、本調査は2ポイントから4ポイント、親子調査は5ポイントから10ポイント下回っている。

図5は、本調査、親子調査、人口動態統計の各年における平均出産年齢の推移である。1940年においては、本調査と親子調査は人口動態統計と比べて1歳以上低い。1945年以降は、本調査と親子調査ともに1975年まで下降し、それ以後は上昇しており、人口動態統計と同じトレンドを持っている。しかし、親子調査は、1945年以降人口動態統計と比べて、1960年以外すべての年で平均出産年齢を上回っており、特に1965年以降は0.5歳から2歳近く平均出産年齢が高い。

以上より分析に用いるデータは、19歳以下の出生率については日本の母集団をほぼ代表しているが、20歳から24歳の出生率については日本の母集団と比べて低い可能性がある。親子調査については、日本の母集団と比べて平均出産年齢が高い傾向にある。

出産年齢に分布について、本調査と親子調査に違いがあるのだろうか。これを確認するため、本調査と親子調査の母親の出産年齢の分布を図6に示している。本調査では、母親の出産年齢が13歳以下と50歳以上は異常値として削除した。また、親子調査においては、兄弟のいずれかが母親の出産年齢が13歳以下と50歳以上で出生した家族は異常値として

³ 厚生労働省『人口動態統計』から作成した。

⁴ 図2の人口動態統計の1945年の数値は、実際は1947年の数値である。図3と図4も同様である。

削除した。親子調査は本調査はと比べて 25 歳以下で出産したサンプルが少なく、26 歳から 34 歳で出産したサンプルが多い。

3. 記述統計量

OLS、FE、PSM の分析結果比較するため、基本的に分析に用いるサンプルは兄弟数が 2 人以上の回答者に限定する⁵。また、FE は兄弟間の就学の差に注目した推定方法なので、双子の家族を削除した。本稿は母親の若年出産が子供の就学に与える影響の分析を目的としているので、22 歳以下は大学を卒業していないと考え、兄弟のいずれかが 22 歳以下の家族を削除した。本調査と親子調査は回答者だけでなく配偶者についての学歴や親の情報を含んでいるので、本調査の観測数 7150 となっている。

表 1 は、本調査と親子調査の兄弟数の分布を示した表である。親子調査は、家族ごとの兄弟数と兄弟ごとの学歴が分かるデータとなっている。親子調査の 2 人兄弟の家族数は 343 あり、2 人兄弟なので個人数は 686 である。本調査の 2 人兄弟の割合は 43.1%に対し、親子調査は 38.8%で若干 2 人兄弟の割合は低い。3 人兄弟の割合は、本調査において 34.4%で、親子調査は 38.4%と 4 ポイント高い。4 人兄弟以上の割合は本調査と親子調査でほぼ同じである。したがって、本調査と親子調査の兄弟分布に目立った違いはない。

本稿で用いる変数の記述統計を表 2 にまとめている。親子調査は、本調査と比べて子供の教育年数が 0.3 年高い。特に大学卒業比率に関して、親子調査は本調査に比べて 6 ポイント高い。子供の生まれ年に注目すると、親子調査は本調査と比べて子供の生まれ年の平均が 3 年高い。1970 年以降に生まれた比率をみると、親子調査は 31%に対して、本調査は 22%である。つまり、親子調査と本調査の教育年数や大学卒業比率の違いは、子供の生まれ年の違いによるものかもしれない。

子供の男性比率や長子比率、兄弟数、母親の生まれ年、母と父の年齢差は親子調査と本調査はほぼ同じである。父親の教育年数や母親の教育年数は親子調査と本調査でほぼ変わらないが、父親の大学卒業比率に関して親子調査は本調査に比べて 4 ポイント高い。

VI. 推定結果

1. OLS と FE の推定結果

母親の若年出産を、坂本(2009)や Ermisch and Francesconi(2001)と同様、年齢 21 歳以下に出産した母親として、母親の若年出産が子供の就学に与える影響を推定した結果が表 3 である。表 3 は、本調査と親子調査ともに子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年のサンプルに限り、母親の若年出産が子供の就学に与える影響を推定した結果を掲載している。モデル(1)から(6)は子供の就学を表わす変数に教育年数を、モデル(7)から(12)は大学卒業ダミ

⁵ 坂本(2009)は一人っ子家計を含めて分析しているので、坂本(2009)との比較分析である表 A3 は一人っ子を含んだ分析結果である。

一を用いている。モデル(1)から(3)とモデル(7)から(9)は、本調査を用いて(1)式を OLS で推定した結果である。この推定結果の標準誤差は、White の頑健標準誤差である。モデル(4)から(6)とモデル(10)から(12)が親子調査を用いて OLS と FE で推定した結果である。親子調査を用いて OLS で推定した場合の標準誤差は、兄弟間の相関を考慮するため家族ごとで clustering した標準誤差である。FE は White の頑健標準誤差である。

まず、被説明変数に教育年数を用いた場合の結果を確認する。モデル(1)とモデル(4)の説明変数は、男性ダミー、長子ダミー、子供の生まれ年ダミー、母親の生まれ年ダミーである。モデル(1)とモデル(4)は同じ説明変数であるが、本調査の係数は-0.594、親子調査は-0.802 で、どちらも 1%の有意水準を棄却するが、親子調査を用いた場合の係数は本調査より大きい。

モデル(2)とモデル(5)は、モデル(1)や(4)に兄弟数、父と母の学歴ダミー、父と母の年齢差、を加えたものである。モデル(2)とモデル(5)の係数は、それぞれ-0.409 と-0.427 とほぼ同じで、どちらの係数もゼロと有意に異なる。したがって、本調査と親子調査はほぼ同じであるので、これらの推定結果の頑健性を示す結果と解釈できるだろう。また、兄弟数、両親の学歴、両親の年齢差をコントロールすることで若年出産の係数が小さくなり、モデル(1)と(4)の推定値に下方バイアスが存在することが推察される。つまり、若年出産が子供の就学に与える影響を正確に推定するためには、親の属性のコントロールが重要である可能性が高い。モデル(3)は子供が 15 歳時点において居住していた都道府県のダミーを加えた推定結果であるが、若年出産の係数は-0.398 であり、モデル(2)の結果とほとんど変わらない。

モデル(6)は親子調査を用いて家族固定効果モデル(FE)で推定した結果である。兄弟数、両親の学歴、両親の生まれ年は、兄弟間で異ならないので推定から脱落する。モデル(6)の係数は-0.024 であり、OLS の結果と比べてかなり小さく有意ではない。つまり、観察できない兄弟間で共通の家族固有の要因をコントロールすると、母親の若年出産が子供の教育年数に与える影響がなくなることが確認された。

次に、被説明変数に大学卒業ダミーを用いた推定結果をみる。被説明変数がダミー変数であるモデルを OLS で推定しているため、モデル(7)から(12)は線形確率モデルである。線形確率モデルを用いる理由は、都道府県によって被説明変数が全てゼロのところがあり、そのサンプルが落ちるのを防ぐためである。線形確率モデルは誤差項の不均一分散が問題になるが、White の頑健標準誤差と clustering 標準誤差を用いることで不均一分散に対処している。

若年出産の係数をみると、教育年数を用いた場合と傾向が似ている。つまり、(1)本調査の推定値は親子調査より大きいこと、(2)両親の学歴などをコントロールすると、若年出産の係数は小さくこと、(3)FE で推定すると係数は非常に小さく有意ではないことである。これらの結果から、観察できない家族固有の要因をコントロールする FE において若年出産が子供の就学に与える影響はないことから、若年出産が子供の就学に負の影響を与えているのではなく、若年出産と相関し、兄弟間で不変の観察できない要因が子供の就学を低下さ

せている可能性が示唆される。

若年出産以外の変数の係数を確認しよう。若年出産以外の変数の係数の符号は、被説明変数に教育年数を用いた推定結果と大学卒業ダミーを用いた推定結果でほぼ同じである。男性ダミーはいずれのモデルにおいても正で有意であるが、本調査の係数は親子調査と比べて2倍以上大きい。長子ダミーの係数は、OLSで推定した場合、正で有意であるが、FEの場合は有意ではない。両親の学歴ダミーの係数は、親子調査では有意でないものがあるが、本調査では全て1%の有意水準を棄却し、両親の教育年数が高くなるほど大きくなっている。つまり、両親の学歴が高いほど子供の教育年数が高くなることが確認できる。兄弟数が多いほど回答者の教育年数が有意に低い。父と母の年齢差の係数は、本調査を用いた場合のみ負で有意である。

2. なぜ OLS と FE の推定結果は異なるのか？

表3の推定結果から、OLSでは母親の若年出産は子供の就学に負の影響を与えるが、FEでは影響がないことが明らかとなった。つまり、兄弟間で共通の家族固有の要因と母親の若年出産が相関し、その家族固有の要因がOLSの誤差項に含まれているため、OLSの推定値にバイアスが生じていることが示唆される。この兄弟間で共通の家族固有の要因とは何かを考えてみよう。

家族固有の要因として、親の経済状況、教育方針、遺伝的要因が考えられる。特に、本稿は母親の若年出産が子供の就学に影響を与えているのか、それとも、若年出産の影響は見せかけで、親の経済状況が影響を与えているのかを明らかにすることは重要な論点であると考えている。そこで、母親の若年出産と親の経済状況の影響を識別するため、(1)式の推定モデルに親の経済状況を加えて、若年出産の係数がどのように変化するかを確認する。


推定モデルは、以下のとおりである。

$$educ_i = \alpha + \pi y_{bi} + \xi y_{bi} \times econ_i + \delta econ_i + X_i \beta + Z_i \gamma + u_i \quad (3)$$

(1)式と異なるのは、親の経済状況を示す変数 $econ_i$ と、その交差項 $y_{bi} \times econ_i$ が加わっている点である。この(3)式を推定することで、親の経済的要因とは関係なく若年出産の影響が存在するかを検証する。本稿で考える若年出産の影響とは、若年出産に起因する経済的要因以外の影響である。つまり、若年出産の影響が存在するならば、親の経済状況に関係なく母親の若年出産は子供の就学に影響するはずである。したがって、(3)式の仮説は、「若年出産の影響があるなら、親の経済状況が高いグループにおいても、母親の若年出産は子供の就学に負の影響を与える」である。これを検証するため、交差項の係数 ξ に注目する。

親の経済状況は以下の質問の回答を用いる。

「あなたが15歳のころ、あなたのご家庭の生活水準」はどの程度だったとお考えですか。「もっとも豊か」を10点、「もっとも貧しい」を0点、「中くらいの生活水準」を5点として、あなたの育った家庭の生活水準は何点くらいになると思いますか。当てはまるものを**1つ**選び、番号に○をつけてください。

(点)	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
	もっとも豊か										もっとも貧しい

この質問は本調査のみに含まれているので、親子調査による分析はできない。また、回答者のみに尋ねているので、観測数は3962と表3のほぼ半分になる。

親の経済状況を示す *econi* の分布を確認しよう。表2から15歳のころの生活水準の平均値は4.83であることが確認できる。15歳のころの生活水準が0～3の家計を低生活水準、4～6を中生活水準、7～10を高生活水準とすると、それぞれ0.23%、0.59%、0.17%と、ほとんどの家計が中生活水準である分布となっていることがわかる。

(3)式の推定結果は、表4に掲載している。表4のパネルAは1940年から1983年生の子供を、パネルBは1960年から1983年生まれの子供を分析対象とした推定結果である。まず、パネルAの結果をみる。表3との比較のため、モデル(1)は親の経済状況を示す変数を加えていない。表4のモデル(1)は、表3のモデル(3)に対応しており、それらを比較すると、表4のモデル(1)の若年出産の係数は、表3のモデル(3)と比べて-0.1程度小さくなるが、1%の有意水準を棄却する。親の経済状況を加えたモデル(2)と(3)の推定結果より、親の生活水準が高いほど子供の教育年数が増加するが、親の経済状況を加えても、若年出産の係数はほとんど変わらないことが確認される。

モデル(4)と(5)では、若年出産と親の経済状況の交差項を加えた推定結果である。つまり、このモデルは、親の経済状況によって、若年出産の影響が変わることを考慮したモデルである。(5)は、生活水準の影響が線形でない可能性があるため、生活水準を示す変数 *econi* が0～3の家計が1となる低生活水準ダミー、4～6を中生活水準ダミー、7～10を高生活水準ダミーとなるよう変数を作成し、若年出産と3つの生活水準ダミーの交差項を加えた。交差項のベースは、母親の出産年齢が22歳以上である。

(3)式で検証すべき仮説は、「経済的要因以外の若年出産の影響が存在するなら、生活水準が高い家計において若年出産の係数は正で有意であるはず」である。これを検証するため、若年出産と高生活水準ダミーの係数を確認すると、被説明変数が教育年数の場合でも大学卒業ダミーの場合も有意ではないので、若年出産の影響は存在しないことが確認できる。

したがって、母親の若年出産の影響はないという FE の推定結果と整合的な結果である。

回答者の生まれ年が 1960 年から 1983 年の最近のコーホートのサンプルに限って推定した結果をパネル B に掲載している。パネル A と比較すると、モデル(4)と(9)の若年出産ダミーと生活水準の交差項が有意になっており、母親の若年出産が子供の就学に与える影響が生活水準によって有意に異なることが確認できる。モデル(5)と(10)の推定結果をみると、若年出産ダミーと低生活水準ダミーの交差項は、パネル A よりもかなり小さくなっており、最近のコーホートにおいて、母親の若年出産が子供の就学に与える影響は貧困が重なるとかなり大きくなることが明らかとなった。

生活水準が子供の教育年数に直接与える影響を確認しよう。パネル A と B の両方において、生活水準の係数は正で有意であり、生活水準が高いほど子供の就学に与える影響を与える。低生活水準ダミーの係数は、パネル A とパネル B の両方において高生活水準ダミーの影響を上回っており、貧困が子供の就学に与える影響は大きいことが確認できる。パネル A においては、高生活水準ダミーの係数は正で有意であったが、パネル B の高生活水準ダミーは有意ではなくなっていることから、以前は豊かな家計の子供の大学卒業確率が高かったが、最近では生活水準が高いからといって大学卒業確率が高くなるわけではないことがわかる。

若年出産と中生活水準の交差項の係数は、若年出産と低生活水準の交差項の係数よりもゼロに近いが有意である。この結果は、若年出産と相関する経済的要因以外の家族固有の効果の存在の可能性を示唆している。つまり、家族固有の教育方針などが誤差項の中に含まれている可能性がある。本稿は、母親の若年出産と親の経済状況の影響を識別することの重要性を強調し、分析してきた。観察できない非経済的要因の影響を分析することは、今後の課題としたい。

3. 出産年齢別・コーホート別の分析

これまでは母の出産年齢が 21 歳以下を若年出産として分析し、(1)FE において若年出産は子供の就学に影響を与えないこと、(2)OLS において親の生活水準が高いと母親の若年出産の影響がなくなることが明らかとなった。以上の結果から、子供の就学に対して経済的要因以外の若年出産の影響はほとんどないと解釈できる。

しかし、この結果は母親の若年出産を先行研究に従い 21 歳以下と定義してきたものであることに注意してほしい。この区切りは、恣意的であるという批判があるかもしれない。そこで、若年出産の定義を 20 歳以下、…、26 歳以下として分析する。次に、進学率や若年出産の割合が時代とともに変化しているため、若年出産の影響がコーホートで異なる可能性がある。これを確認するために、3 つのコーホートグループに分けて分析する。最後に、若年出産だけでなく高齢出産の影響についても分析する。

表 5 は母の出産年齢が子供の教育年数に与える影響の推定結果を、(1)本調査 OLS、(2)親子調査 OLS、(3)親子調査 FE ごとにまとめている。推定式は、(1)式と(2)式に高齢出産ダ

ミー(33歳以上、…37歳以上)を加えたものである。若年出産ダミーまたは高齢出産ダミーのベースとなる出産年齢は、2行目の「ベース」に記載している。つまり、表5の推定値の数だけ推定しており、それぞれの若年出産ダミーと高齢出産ダミー変数の係数のみを掲載している⁶。パネルAは、子供の生まれ年が1940年から1983年のサンプルを対象にしている。パネルBは子供の生まれ年が1960年から1983年に、パネルCは1970年から1983年に限定している。「トリートメントの割合」とは、例えば、本調査OLSにおいて母の出産年齢が20歳以下の場合、6656サンプルのうち3%の419サンプルが母の年齢が20歳以下のときにその子供を出産したことを示している。パネルAの7列目の母の出産年齢が26歳以下に注目すると、本調査では45%が母の出産年齢が26歳以下であるが、親子調査では42%と本調査よりも低いことがわかる。

まず、パネルAの推定結果をみると、本調査OLSにおいて1列目の母の出産年齢が20歳以下から23歳以下までのそれぞれの係数が負で有意で、20歳以下の係数が-0.556で最も小さい。親子調査OLSについても、本調査OLSと同様、母の出産年齢が23歳以下の係数まで負で有意で、20歳以下の係数は-0.597が最も小さく、母の出産年齢が高くなるにつれて係数がゼロに近くなる。観察できない家族固有の要素をコントロールするFEにおいては、母の出産年齢が23歳以下の係数は-0.120で、有意水準10%を棄却するが、その他の係数はゼロと異ならない。表3の結果と同様、本調査OLSや同じ親子調査のサンプルのOLSの推定結果と比べて、FEは母の出産年齢の係数は小さいことが確認された。また、本調査OLSと親子調査OLSの推定結果を比較すると、係数の大きさと有意性のどちらも同程度であることが確認された。つまり、本調査と親子調査は全く異なった結果でないで、データの一般性を否定する結果ではない。

パネルAの高齢出産の影響について確認すると、本調査OLSの母の出産年齢が37歳以上の係数は-0.371で1%の有意水準を棄却する。しかし、親子調査OLSと親子調査FEをみると、その係数は有意ではない。母の出産年齢が33歳以上から36歳以上の推定結果をみても有意な係数はなく、高齢出産が子供の教育年数に影響を与える影響に関して明確な結果は得られなかった。パネルBとCにおける高齢出産の影響も同様に、明確な結果を示していない。

次に、パネルBの推定結果をみる。パネルBは子供の生まれ年が1960年から1983年のサンプルに限るため、本調査の観測数は3280、親子調査は912と減少している。パネルBの推定結果の傾向は、パネルAとほぼ同様である。パネルAと異なっている点は、全体的に教育年数に与える影響が大きくなっていることである。

最後に、パネルCの推定結果を確認する。パネルCは、子供の生まれ年が1970年から1983年とサンプルを限定しているため、本調査の観測数は1479、親子調査は431と減少していることに注意されたい。本調査OLSにおいて、母の出産年齢が21歳以下と22歳以

⁶ コーホートグループが3つ、2つの調査と2つの推定方法のパターンが3つ、若年出産と高齢出産のパターンが12つなので、合計108通りの式を推定している。

下の係数が負で有意である。親子調査 OLS において、母の出産年齢が 21 歳以下から 24 歳以下の場合、子供の教育年数を有意に低下させる。親子調査 FE において、母親の出産年齢が 22 歳以下と 23 歳以下の場合、有意に子供の教育年数を低下させる。しかし、20 歳以下と 21 歳以下の係数はゼロと異ならない。ただし、親子調査の観測数が少ないことに注意されたい。親子調査において母の出産年齢が 21 歳以下のサンプルは 431 うち 2%の 9 であり非常に少ない。観測数が少ないので、検出力が弱く統計的に信頼性が低い結果であることは否定できない。パネル C では、本調査と親子調査のどちらにおいても子供の就学に対する若年出産の影響がが大きくなることがわかった。また、母親の出産年齢が低いほど係数が小さくなる傾向はパネル A とほぼ同様である。親子調査 FE について、サンプルサイズが小さいが、母の出産年齢が 23 歳以下の場合、有意に子供の教育年数を -0.766 年低下させる。パネル A の FE の結果と比較して、観測数が少ないパネル B の FE において高い有意水準で棄却することから、近年において母の若年出産が子供の教育年数を低下させている可能性が示唆される。

表 6 は被説明変数を大学卒業ダミーにして、表 5 と同様の分析を行った結果を掲載している。パネル A とパネル B とともに、表 6 の結果とほぼ同様である。近年のサンプルに限ったパネル B の親子調査 FE において、母の出産年齢が 23 歳以下の場合、有意に子供の大学卒業確率を 19.2%低下させることが明らかとなった。表 6 と同様、近年においてより母親の若年出産が子供の就学を低下させていることが推察される。

4. FE の推定結果の解釈

表 5 と表 6 の FE の推定結果から、家族の固定効果をコントロールしても母親 23 歳以下で出産すると子供の就学に負の影響を持つことが明らかとなった。この推定結果について考える。

FE の推定結果が負で有意となる第一の解釈は、若年出産による一時的な貧困の影響である。FE の推定値は、経済的要因以外の若年出産の影響と若年出産がもたらす一時的な貧困の影響を示す可能性があり、FE ではこれらの影響を識別することはできない。表 4 の結果から若年出産に起因する経済的要因以外の影響がなかったことが明らかとなったので、親子調査においても若年出産の影響はないと推察される。したがって、表 5 と表 6 の FE の推定結果が有意なのは、若年出産による一時的な貧困の影響の可能性が考えられる。

FE の推定結果の第二の解釈は、親子調査のサンプルサイズが小さいので、検出力が弱いというものである。本来 21 歳以下で出産した場合に影響があるにもかかわらず、観測数が少ないので検出力が弱く棄却しない可能性がある。

第三の解釈は、親子調査と親子調査の 24 歳以下で出産するサンプルが少ないために、若年出産の影響が小さく推計されるというものである。

以上は FE の推定結果が負で有意となる解釈を述べたが、ここで注意してほしい点がある。それは、家族内推定の決定係数よりも家族間推定の決定係数が大きいことである。表 3 の

FE の決定係数をみると、モデル(6)の家族内推定の決定係数は 0.01 に対して、家族間推定の決定係数は 0.07 である。モデル(12)も同様、家族間推定の決定係数は家族内推定よりも大きい。これは、母親の若年出産の影響は小さく、家族ごとで異なる恒常的な経済状況などの影響が重要であることを示している。

5. 先行研究との比較

本稿の結果が、日本の先行研究である坂本(2009)と整合的であるのかを確認する。日本のデータを用いて分析した坂本(2009)と比較するため、坂本(2009)の分析内容について説明する。坂本(2009)は、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、若年出産を母の出産年齢が 21 歳以下と定義して分析した。分析対象となるサンプルは、1959 年から 1979 年生まれの女性である。内生性に対処するため、PSM を用いて推定しており、若年出産のセレクション推定の説明変数は、父の生まれ年ダミー(1934 年以前生まれ、1935 年から 1944 年生まれ、1945 年以降生まれ)、父と母の学歴ダミー、父の職業、子供の塾通学ダミー、子供の私立学校通学ダミーである。そのうち有意な変数は、父の生まれ年ダミーと父の大学・大学院卒業ダミーである。マッチング法は、Kernel 法と Radius 法である⁷。

本調査と親子調査を用いて PSM で推定した結果を示す。Propensity score を計算するためのセレクション推定の結果は表 A1 に掲載している。本稿は、4 つのマッチング法を用いた。(1)Nearest Neighbor、(2)Kernel⁸、(3)Radius⁹、(4)Stratification¹⁰である。Kernel と Stratification の推定値の標準誤差を計算するために、ブートストラップ法を用いた¹¹。

まず、表 3 と同じサンプルを用いて PSM で推定した結果を表 A2 にまとめている¹²。分析の結果、表 3 の OLS の結果とほぼ同様であることが確認できる。

次に、坂本(2009)と比較するため、サンプルを子供の生まれ年が 1959 年から 1979 年の女性に限定して、PSM で推定した若年出産が子供の就学に与える影響の分析結果を表 A3 に掲載している。表 3 は一人っ子の家計を除いていたが、表 A3 の推定結果は一人っ子の家計を含んでいる。坂本(2009)と本稿との違いは、このセレクション推定の説明変数と、サンプルサイズである¹³。坂本(2009)のサンプルサイズは 2836 で、そのうち若年出産は 132(5%) である。本稿は 1519 のうち若年サンプルは 76(5%)である。親子調査を用いた場合、女性に

⁷ 坂本(2009)は、Kernel 法による推定値の標準誤差を計算するため、ブートストラップ法(反復回数 50 回)を用いている。Radius 法では、トリートメントとコントロールの確率差の絶対値を 0.01 としている。 $(|p^t - p^c| < \delta = 0.01)$

⁸ Kernel 関数のバンド幅は 0.01 である。

⁹ 坂本(2009)と比較するため、トリートメントとコントロールの確率差の絶対値を 0.01 とした。 $(|p^t - p^c| < \delta = 0.01)$

¹⁰ Propensity Score の階層は 10 とした。

¹¹ 坂本(2009)の反復回数は 50 回であるが、50 回の反復回数は少ないと判断し、本稿は 100 回とした。

¹² Propensity Score を求めるためのセレクション推定の結果は表 A1 に掲載している。

¹³ 本稿のセレクション推定の説明変数については、表 A1 を参照されたい。

限定するのでサンプル数が少なくなり、そのため母の出産年齢が 21 歳以下のサンプルもわずかになるため、本調査の分析結果のみ掲載する。

アウトカムが教育年数の場合、Kernel マッチング法の結果を比較すると、坂本(2009)における若年出産の推定値は 0.507 で 1%の有意水準を棄却するが、本稿の若年出産の推定値は-0.389 で有意ではない。Radius マッチング法の結果を比較すると、坂本(2009)は 0.504 で 1%の有意水準を棄却するが、本稿は-0.436 で 10%の有意水準を棄却する。つまり、本稿はマッチング法によって結果が異なり、母親の若年出産が子供の教育年数に与える影響は坂本(2009)と比較して小さい。

アウトカムが大学卒業ダミーの場合、Kernel マッチング法の結果を比較すると、坂本(2009)における若年出産の推定値は 0.048 で 10%の有意水準を棄却するが、本稿の若年出産の推定値は-0.062 で有意ではない。つまり、本稿における母親の若年出産が子供の大学卒業確率に与える影響は坂本(2009)と比較して若干大きい、有意ではない。

本稿と坂本(2009)を比較した結果をまとめると、坂本(2009)と本稿の若年出産の影響の大きさは同程度であるが、有意性が異なることが明らかとなった。その違いは、Propensity Score を求めるためのセレクション推定の説明変数の違いによる可能性がある。また、本稿のサンプルサイズは坂本(2009)と比較して小さいので、検出力が弱い可能性がある。

最後に、PSM の結果と OLS、FE の結果を比較検討しよう。PSM の推定値は OLS とほぼ同程度であった。OLS は観察できない家族の固定効果を捉える事が出来ない、推定値にバイアスを持つ可能性が高い。つまり、PSM の推定値は OLS と同程度なので、PSM の推定値にバイアスがある可能性がある。その原因として、Propensity score を計算するためのプロビット推定の説明変数の選択が妥当でない可能性がある。PSM は Conditional independence assumption(CIA)を満たすように、Propensity score を求めなければならない。CIA を満たすためには、トリートメントを説明する詳細な外生的な情報が必要であることが指摘されている。つまり、セレクション推定には母親の若年出産を説明する母親の親の属性や経済状況などを説明変数に加える必要がある。ところが、本稿のセレクション推定の説明変数は、両親の教育年数と年齢、年齢差、都道府県ダミーのみであるため、CIA が満たされていない可能性がある。したがって、本稿の PSM の推定結果には注意が必要である。

VII. 結論

本稿は、2 つのアンケート調査を用いて、OLS、家族固定効果モデル(FE)、Propensity Score Matching 法(PSM)によって、母の若年出産が子供の就学に与える影響を推定した。分析の結果、母親の若年出産は子供の就学にほとんど影響がないことが明らかとなった。FE と OLS の推定結果を比較し、親の恒常的な経済状況が子供の就学に与える影響が大きいことを確認した。FE の推定結果で一部母親の若年出産が子供の就学に負の影響を与えて

いるが、これは経済的に脆弱な若年において出産したために、親の一時的な貧困が子供の就学に負の影響を与えている可能性がある。

これらの結果は、母親の若年出産は子供の就学に負の影響を与えるという坂本(2009)や Francesconi(2008)の結果と異なる。その理由は、本稿における母親の若年出産の影響を、若年出産に起因する経済的要因以外の影響としたためと考えられる。この定義に従えば、母親の若年出産の影響は豊かな家計においても存在するはずであるが、分析の結果、豊かな家計において母親の若年出産の影響がなかった。したがって、この結果と FE の結果から、母親の若年出産は子供の就学に影響しないと結論付けた。

以上の分析結果を踏まえて、貧困の連鎖の解消のための政策を考える。分析結果から、子供の就学を向上させるためには、若年出産を抑制するような政策よりも、経済的な支援が効果的であることが言えるだろう。しかしながら、貧困家計に対する経済的支援が子供の就学にすぐに結びつくと考えるのは短絡的かもしれない。なぜなら、貧困と教育の熱心さが関係していれば、金銭的支援をしたからといって子供のために使われるとは限らない。子供の就学を向上させるためにどのような政策が有効なのかを考えるためには、若年出産をしやすい母親の背景や子供の教育についての考え方をさらに分析することが必要である。この点の解明は今後の課題としたい。

参考文献

Angrist, Joshua, and Victor Lavy (1996) "The Effect of Teen Childbearing and Single Parenthood on Childhood Disabilities and Progress in School," *NBER Working Paper*, No.5807, October.

Black, Sandra E., Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes (2005) "The More The Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, No.2, pp.669-700.

Blau, David M. (1999) "The Effect of Income on Child Development," *The Review of Economics and Statistics* Vol.81, No.2, pp.261-276.

Caliendo, Marco, and Sabine Kopeinig (2008) "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching," *Journal of Economic Surveys*, Vol.22, No.1, pp.31-72.

Ermisch, John, Marco Francesconi, and David Pevalin (2004) "Childhood Parental Behaviour and Young People's Outcome," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol.(167), pp.69-101.

Francesconi, Marco (2008) "Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers," *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 110, No.1, pp.93-117.

Havenman, Robert, and Barbara Wolfe (1995) "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings," *Journal of Economic Literature*, Vol.33, 4, pp.1829-1878.

Imbens, Guido (2004) "Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review," *The Review of Economics and Statistics* Vol.86, No.1, pp.4-29.

Manski, Charles F., Gray D. Sandefur, Sara MaLanhan, and Daniel Powers (1992) "Alternative of the Effect of Family Structure During Adolescence on High School Graduation," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.(87), pp.25-37.

Rosenzweig, Mark R., and Kenneth I. Wopin (1995) "Sisters, Siblings, and Mothers: The

Effect of Teen-Age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context,”
Econometrica, Vol.63, No.2, pp.303-326.

UNICEF (2001) *A League Table of Teenage Births in Rich Nations*, Innocenti Research
Centre, Florence.

坂井朋美, 島田啓子, 田淵紀子ほか (1996) 「若年妊娠の適応評価及び心理的特性の経日的
変容」『思春期学』, Vol.14, No.3, pp.291-295.

坂本和靖 (2009) 「親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響」『季刊家計
経済研究』第 83 号, pp.58-77.

佐藤恒治, 森下一, 片桐精一ほか (1991) 「十代分娩の実態について」『思春期学』, Vol.9,
No.2, pp.163-166.

平尾恭子, 上野昌江 (2005) 「10 代で出産した母親の母親行動とソーシャルサポートとの
関連」『小児保健研究』第 64 巻 第 3 号, pp.417-424.

図1 母親の若年出産の影響

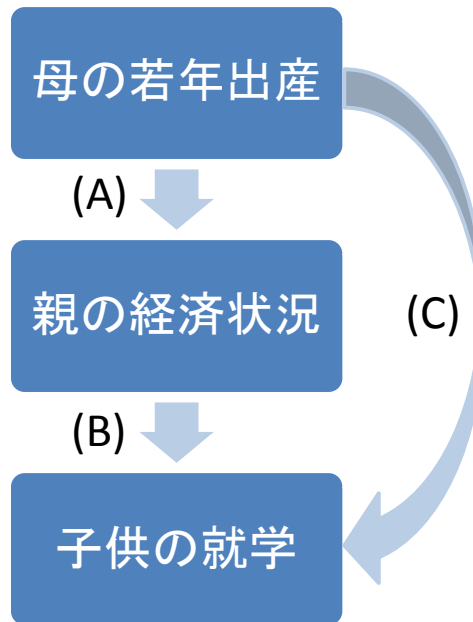


図2 年齢別出生率

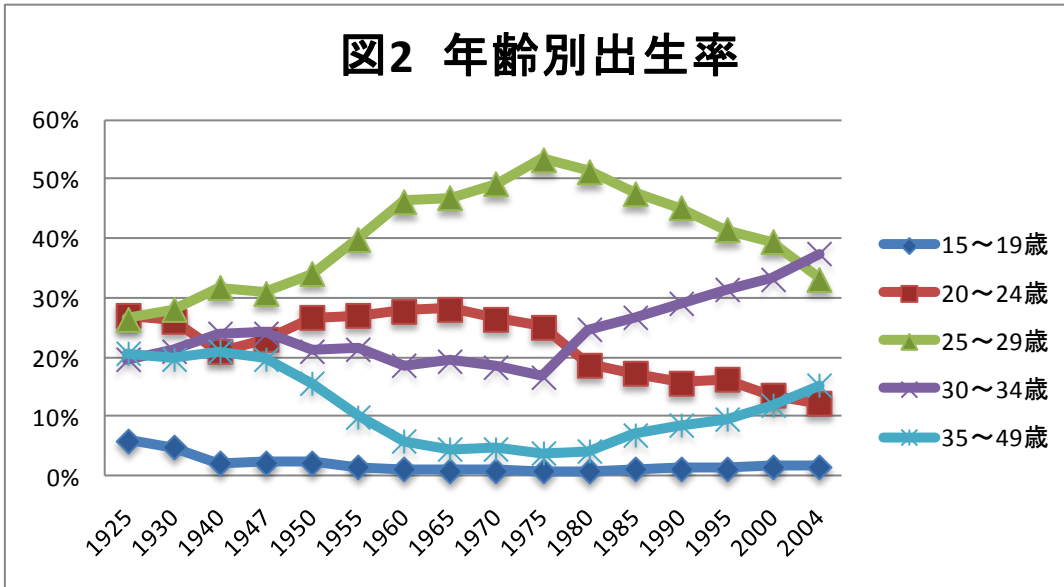


図3 19歳以下出生率の推移

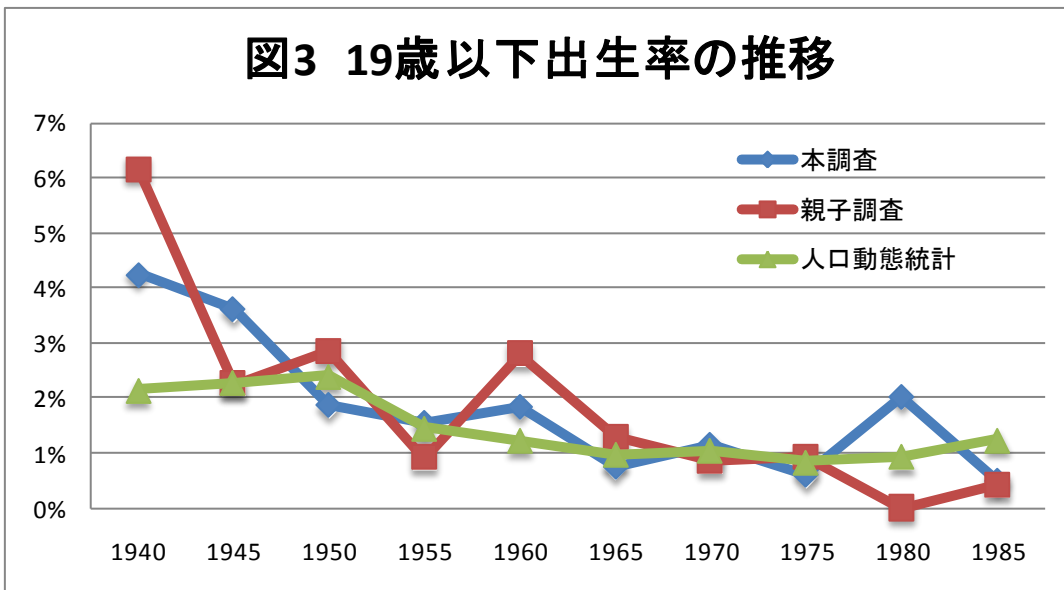


図4 20～24歳出生率の推移

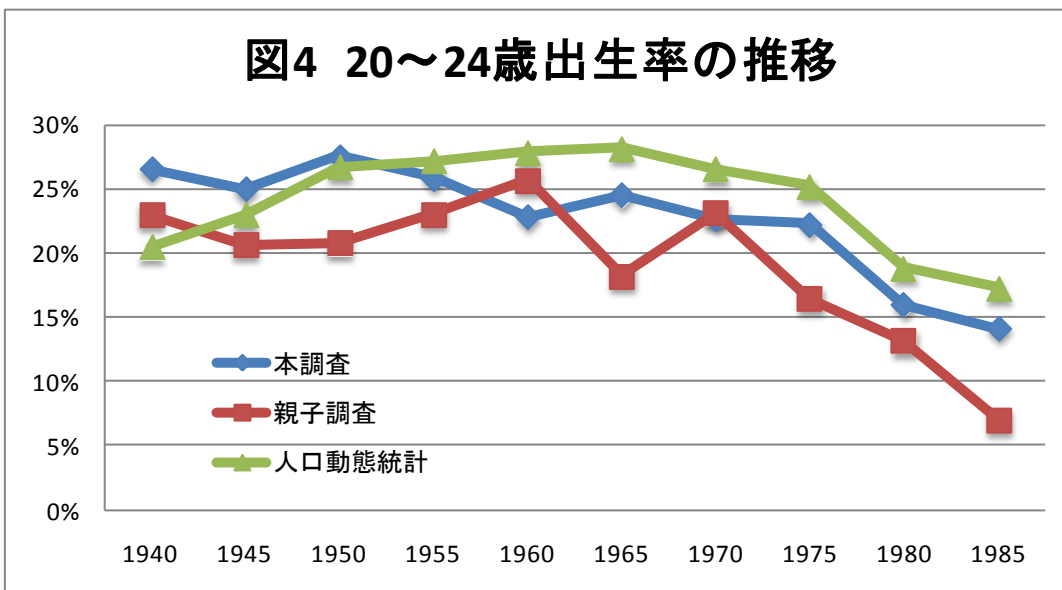


図5 平均出産年齢の推移

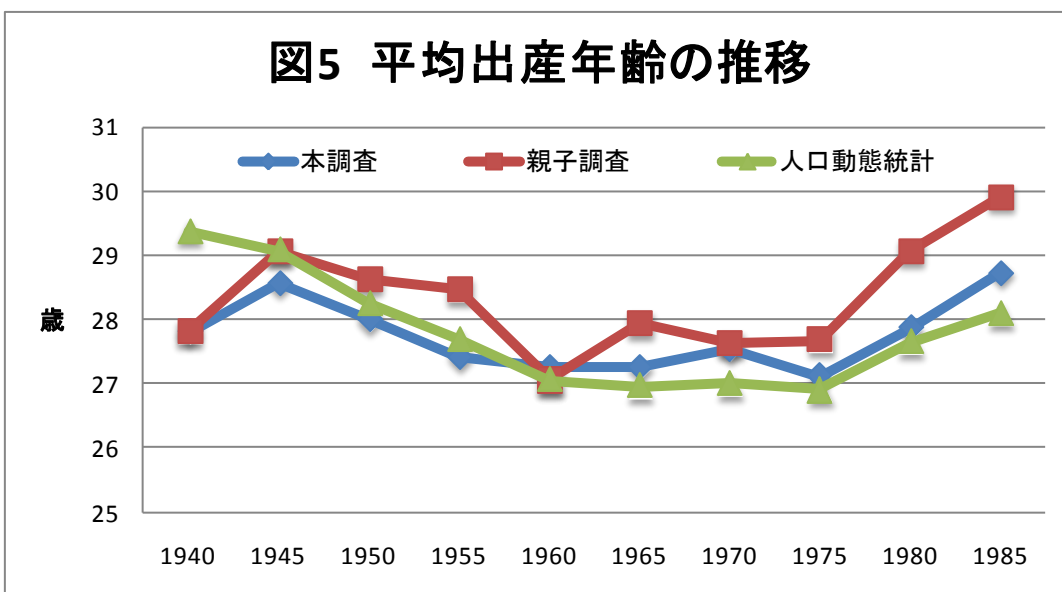


図6 本調査と親子調査の出産年齢

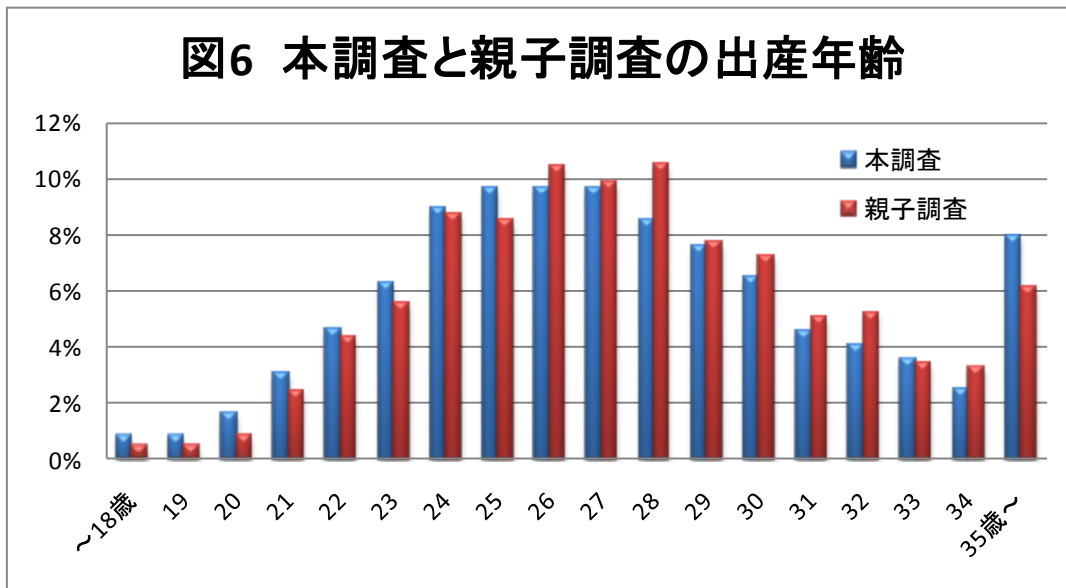


表1 兄弟数の分布

兄弟数	本調査		親子調査			
	個人数		個人数		家族数	
1	494	6.9%	62	3.4%	62	8.5%
2	2,867	40.1%	686	37.5%	343	47.0%
3	2,290	32.0%	680	37.1%	230	31.5%
4	820	11.5%	246	13.4%	64	8.8%
5	368	5.1%	96	5.2%	21	2.9%
6	180	2.5%	46	2.5%	8	1.1%
7	80	1.1%	7	0.4%	1	0.1%
8	40	0.6%	8	0.4%	1	0.1%
9	11	0.2%	0	0.0%	0	0.0%
合計	7150	100%	1831	100%	730	100%

表2 記述統計量

	本調査 (N = 7150)				親子調査 (N = 1769)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
子供								
教育年数	13.1	2.1	9	16	13.4	2.1	9	16
中学卒業ダミー	0.08	0.27	0	1	0.07	0.26	0	1
高校卒業ダミー	0.49	0.50	0	1	0.46	0.50	0	1
短大・高専卒業ダミー	0.16	0.37	0	1	0.15	0.36	0	1
大学卒業ダミー	0.26	0.44	0	1	0.32	0.47	0	1
生まれ年	1959	11	1940	1983	1962	11	1940	1983
1940～1944年代生まれダミー	0.10	0.30	0	1	0.06	0.23	0	1
1945～1949年代生まれダミー	0.13	0.34	0	1	0.11	0.32	0	1
1950～1954年代生まれダミー	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1
1955～1959年代生まれダミー	0.13	0.34	0	1	0.11	0.32	0	1
1960～1964年代生まれダミー	0.14	0.35	0	1	0.13	0.33	0	1
1965～1969年代生まれダミー	0.13	0.34	0	1	0.13	0.34	0	1
1970～1974年代生まれダミー	0.12	0.33	0	1	0.15	0.36	0	1
1975～1979年代生まれダミー	0.07	0.25	0	1	0.11	0.31	0	1
1980年～生まれダミー	0.03	0.18	0	1	0.05	0.22	0	1
年齢	49.51	11.08	26	69				
男性ダミー	0.47	0.50	0	1	0.46	0.50	0	1
兄弟数	2.84	1.25	1	9	2.98	1.07	2	8
長子ダミー	0.36	0.48	0	1	0.37	0.48	0	1
一人っ子ダミー	0.07	0.25	0	1				
15歳のころの生活水準 (N=4270)	4.82	1.82	0	10				
低生活水準ダミー	0.23	0.42	0	1				
中生活水準ダミー	0.59	0.49	0	1				
高生活水準ダミー	0.17	0.38	0	1				
親								
出産年齢	27.6	4.6	14	48	27.7	4.1	16	42
21歳以下出産ダミー	0.06	0.24	0	1	0.04	0.20	0	1
22歳以下出産ダミー	0.11	0.31	0	1	0.09	0.28	0	1
23～26歳以下出産ダミー	0.35	0.48	0	1	0.33	0.47	0	1
27～30歳以下出産ダミー	0.32	0.47	0	1	0.35	0.48	0	1
31～34歳以下出産ダミー	0.14	0.35	0	1	0.17	0.37	0	1
35歳以上出産ダミー	0.08	0.27	0	1	0.06	0.24	0	1
母の生まれ年	1932	12	1893	1963	1934	11	1908	1958
母 1909年以前生まれダミー	0.03	0.17	0	1	0.001	0.03	0	1
母 1910～1914生まれダミー	0.06	0.23	0	1	0.03	0.16	0	1
母 1915～1919生まれダミー	0.08	0.28	0	1	0.10	0.31	0	1
母 1920～1924生まれダミー	0.11	0.31	0	1	0.11	0.32	0	1
母 1925～1929生まれダミー	0.14	0.35	0	1	0.11	0.32	0	1
母 1930～1934生まれダミー	0.14	0.35	0	1	0.13	0.34	0	1
母 1935～1939生まれダミー	0.14	0.34	0	1	0.14	0.35	0	1
母 1940～1944生まれダミー	0.13	0.33	0	1	0.13	0.33	0	1
母 1945～1949生まれダミー	0.10	0.30	0	1	0.16	0.37	0	1
母 1950年～生まれダミー	0.07	0.26	0	1	0.08	0.27	0	1
父の年齢 - 母の年齢	3.4	3.5	-14	32	3.5	3.3	-7	23
父の教育年数	11.1	2.42	9	16	11.3	2.62	9	16
中学卒業ダミー	0.50	0.50	0	1	0.47	0.50	0	1
高校卒業ダミー	0.35	0.48	0	1	0.33	0.47	0	1
短大・高専卒業ダミー	0.01	0.09	0	1	0.01	0.12	0	1
大学卒業ダミー	0.14	0.34	0	1	0.18	0.39	0	1
母の教育年数	10.7	1.9	9	16	10.8	2.0	9	16
中学卒業ダミー	0.49	0.50	0	1	0.50	0.50	0	1
高校卒業ダミー	0.44	0.50	0	1	0.40	0.49	0	1
短大・高専卒業ダミー	0.04	0.20	0	1	0.06	0.23	0	1
大学卒業ダミー	0.03	0.17	0	1	0.04	0.21	0	1

表3 母親の若年出産が子供の就学に与える影響：1940年～1983年生まれ

被説明変数	大学卒業ダミー											
	教育年数					親子調査					親子調査	
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	FE (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)	OLS (11)	FE (12)
若年出産ダミー (21歳以下で出産)	-0.594*** (0.114)	-0.409*** (0.109)	-0.398*** (0.109)	-0.802*** (0.240)	-0.427* (0.232)	-0.024 (0.044)	-0.0938*** (0.022)	-0.0629*** (0.021)	-0.0614*** (0.021)	-0.183*** (0.051)	-0.0963* (0.050)	-0.002 (0.012)
男性ダミー	0.585*** (0.049)	0.596*** (0.045)	0.596*** (0.045)	0.283*** (0.096)	0.201** (0.088)	0.118*** (0.041)	0.244*** (0.010)	0.245*** (0.010)	0.245*** (0.010)	0.125*** (0.022)	0.107*** (0.020)	0.0556*** (0.011)
長子ダミー	0.382*** (0.057)	0.207*** (0.054)	0.199*** (0.054)	0.416*** (0.084)	0.173** (0.081)	0.00581 (0.051)	0.0617*** (0.012)	0.0348*** (0.012)	0.0336*** (0.012)	0.0645*** (0.020)	0.014 (0.019)	0.0004 (0.014)
兄弟数												
父 高校卒業ダミー												
父 短大・高専卒業ダミー												
父 大学卒業ダミー												
母 高校卒業ダミー												
母 短大・高専卒業ダミー												
母 大学卒業ダミー												
父と母の年齢差												
子供の生まれ年												
母の生まれ年ダミー 都道府県ダミー												
定数項	12.91*** (0.720)	10.33*** (0.680)	9.970*** (0.691)	15.26*** (0.505)	14.70*** (0.552)	13.44*** (0.267)	0.455*** (0.153)	-0.0886 (0.148)	-0.154 (0.149)	0.576*** (0.123)	0.455*** (0.130)	0.358*** (0.079)
個人数	6656	6656	6656	1769	1769	1769	6656	6656	6656	1769	1769	1769
家族数												
21歳以下で出産数	419	419	419	75	75	75	419	419	419	75	75	668
21歳以下で出産割合	6%	6%	6%	4%	4%	4%	6%	6%	6%	4%	4%	4%
決定係数	0.08	0.23	0.24	0.12	0.27	0.07	0.10	0.21	0.22	0.07	0.21	0.06
家族内												
家族内												

注：***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。(1)から(3)、(6)、(7)から(9)、(12)の標準誤差は、Whiteの頑健標準誤差である。(4)、(5)、(10)、(11)の標準誤差は、家族ごとで clusteringした頑健標準誤差である。

表4 母親の若年出産と生活水準が子供の就学に与える影響

	教育年数					大学卒業ダミー				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
パネルA: 1940年~1983年生まれ(N=3962)										
若年出産ダミー(21歳以下)	-0.493*** (0.147)	-0.501*** (0.144)	-0.489*** (0.144)	-0.682* (0.357)	-0.0927*** (0.027)	-0.0927*** (0.027)	-0.0938*** (0.027)	-0.0920*** (0.027)	-0.119** (0.056)	
若年出産ダミー×生活水準				0.038 (0.071)					0.005 (0.011)	
若年出産ダミー×低生活水準ダミー				-0.697*** (0.246)					-0.123*** (0.041)	
若年出産ダミー×中生活水準ダミー				-0.396*** (0.184)					-0.0788** (0.034)	
若年出産ダミー×高生活水準ダミー				-0.511 (0.354)					-0.0927 (0.064)	
生活水準		0.172*** (0.017)		0.169*** (0.017)			0.0238*** (0.004)		0.0234*** (0.004)	
低生活水準ダミー			-0.604*** (0.072)	-0.586*** (0.075)			-0.0767*** (0.014)		-0.0739*** (0.015)	
高生活水準ダミー			0.299*** (0.078)	0.305*** (0.080)			0.0488*** (0.019)		0.0494** (0.020)	
決定係数	0.24	0.26	0.26	0.26	0.26	0.22	0.23	0.23	0.23	0.23
パネルB: 1960年~1983年生まれ(N=1972)										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
若年出産ダミー(21歳以下)	-0.654*** (0.249)	-0.660*** (0.238)	-0.632*** (0.240)	-1.888*** (0.488)		-0.112** (0.045)	-0.113*** (0.044)	-0.110** (0.044)	-0.269*** (0.090)	
若年出産ダミー×生活水準				0.238*** (0.092)					0.0299* (0.018)	
若年出産ダミー×低生活水準ダミー				-1.447*** (0.372)					-0.223*** (0.060)	
若年出産ダミー×中生活水準ダミー				-0.555* (0.295)					-0.111** (0.054)	
若年出産ダミー×高生活水準ダミー				-0.049 (0.565)					0.006 (0.098)	
生活水準		0.124*** (0.023)		0.111*** (0.024)			0.0183*** (0.005)		0.0168*** (0.005)	
低生活水準ダミー			-0.487*** (0.110)	-0.449*** (0.112)			-0.0649*** (0.024)		-0.0599** (0.025)	
高生活水準ダミー			0.230** (0.102)	0.210** (0.104)			0.033 (0.026)		0.028 (0.026)	
決定係数	0.20	0.22	0.22	0.22	0.22	0.20	0.21	0.21	0.21	0.21

注: ***, ***, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。本調査のデータの分析結果である。推定方法はOLSで、カッコ内はWhiteの頑健標準誤差である。2人兄弟以上の家計に限定している。コントロール変数は、男性ダミー、長子ダミー、兄弟数、父と母の学歴ダミー、子供の年齢、母の生まれ年ダミー、都道府県ダミーである。若年出産ダミーが1をとるサンプルは、140(5%)である。

表5 母の出産年齢が子供の教育年数に与える影響

母の出産年齢(トリートメント)	20歳以下 21～34歳	21歳以下 22～34歳	22歳以下 23～34歳	23歳以下 24～34歳	24歳以下 25～34歳	25歳以下 26～34歳	26歳以下 27～34歳	33歳以上 22～32歳	34歳以上 22～33歳	35歳以上 22～34歳	36歳以上 22～35歳	37歳以上 22～36歳
パネルA: 1940年～1983年生まれ												
本調査 OLS	-0.556*** (0.151)	-0.375*** (0.111)	-0.310*** (0.088)	-0.202*** (0.077)	-0.053 (0.073)	0.071 (0.071)	0.076 (0.072)	0.005 (0.097)	-0.188* (0.107)	-0.134 (0.121)	-0.186 (0.131)	-0.371*** (0.142)
個人数(6656)	3%	6%	11%	17%	26%	36%	45%	14%	10%	8%	6%	5%
トリートメントの割合												
親子調査 OLS	-0.597** (0.284)	-0.423* (0.235)	-0.308* (0.174)	-0.379** (0.154)	-0.201 (0.146)	-0.127 (0.138)	-0.013 (0.140)	-0.082 (0.188)	-0.101 (0.210)	-0.025 (0.253)	0.177 (0.291)	-0.003 (0.341)
個人数(1769)	2%	4%	9%	14%	23%	31%	42%	13%	9%	6%	5%	3%
トリートメントの割合												
親子調査 FE	-0.041 (0.074)	-0.026 (0.047)	-0.065 (0.063)	-0.120* (0.072)	-0.016 (0.063)	0.024 (0.061)	0.071 (0.065)	0.034 (0.065)	-0.053 (0.067)	0.009 (0.055)	0.018 (0.065)	0.073 (0.060)
個人数(1769)、家計数(668)	2%	4%	9%	14%	23%	31%	42%	13%	9%	6%	5%	3%
トリートメントの割合												
パネルB: 1960年～1983年生まれ												
本調査 OLS	-0.611** (0.264)	-0.440** (0.173)	-0.412*** (0.128)	-0.217** (0.108)	-0.159 (0.098)	-0.089 (0.097)	0.035 (0.098)	0.099 (0.143)	-0.234 (0.171)	-0.258 (0.215)	-0.487* (0.260)	-0.714** (0.280)
個人数(3280)	2%	4%	8%	14%	24%	34%	46%	9%	6%	4%	3%	2%
トリートメントの割合												
親子調査 OLS	-1.296*** (0.416)	-0.916** (0.385)	-0.661*** (0.253)	-0.573** (0.224)	-0.288 (0.196)	-0.132 (0.172)	0.043 (0.179)	-0.414* (0.246)	-0.623** (0.308)	-0.391 (0.391)	0.042 (0.534)	0.332 (0.650)
個人数(912)	1%	2%	6%	11%	20%	29%	40%	12%	8%	5%	4%	2%
トリートメントの割合												
親子調査 FE	-0.220 (0.208)	-0.121 (0.138)	-0.204 (0.157)	-0.310* (0.172)	-0.022 (0.136)	0.054 (0.119)	0.129 (0.126)	0.081 (0.140)	-0.145 (0.162)	0.007 (0.143)	0.027 (0.200)	0.195 (0.196)
個人数(912)、家計数(380)	1%	2%	6%	11%	20%	29%	40%	12%	8%	5%	4%	2%
トリートメントの割合												
パネルC: 1970年～1983年生まれ												
本調査 OLS	-0.361 (0.419)	-0.582** (0.256)	-0.564*** (0.188)	-0.143 (0.163)	-0.229 (0.148)	0.039 (0.147)	0.269* (0.154)	0.346 (0.229)	0.037 (0.279)	0.147 (0.340)	0.010 (0.442)	0.041 (0.458)
個人数(1479)	2%	4%	8%	14%	22%	32%	44%	10%	6%	4%	3%	2%
トリートメントの割合												
親子調査 OLS	-0.863 (0.694)	-1.119** (0.513)	-0.965** (0.390)	-0.902** (0.347)	-0.533* (0.314)	-0.357 (0.254)	0.196 (0.259)	-0.605* (0.355)	-0.547 (0.393)	-0.174 (0.476)	0.233 (0.575)	1.383** (0.549)
個人数(431)	1%	2%	5%	10%	18%	27%	40%	11%	7%	4%	3%	1%
トリートメントの割合												
親子調査 FE	-0.392 (0.344)	-0.323 (0.256)	-0.616* (0.342)	-0.796*** (0.280)	-0.083 (0.209)	0.080 (0.180)	0.300 (0.204)	-0.039 (0.204)	-0.299 (0.225)	-0.032 (0.243)	0.019 (0.327)	0.408 (0.247)
個人数(431)、家計数(180)	1%	2%	5%	10%	18%	27%	40%	11%	7%	4%	3%	1%
トリートメントの割合												

注:***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。

表6 母の出産年齢が子供の大学卒業確率に与える影響

母の出産年齢(トリートメント)	20歳以下 21~34歳	21歳以下 22~34歳	22歳以下 23~34歳	23歳以下 24~34歳	24歳以下 25~34歳	25歳以下 26~34歳	26歳以下 27~34歳	26歳以下 27~34歳	33歳以上 22~32歳	34歳以上 22~33歳	35歳以上 22~34歳	36歳以上 22~35歳	37歳以上 22~36歳
パネルA:1940年~1983年生まれ													
本調査 OLS	-0.0875*** (0.027)	-0.0637*** (0.021)	-0.0569*** (0.018)	-0.0453*** (0.017)	-0.018 (0.016)	-0.001 (0.016)	-0.005 (0.016)	45%	0.015 (0.021)	-0.013 (0.022)	0.014 (0.024)	0.012 (0.025)	-0.038 (0.026)
個人数(6656)	3%	6%	11%	17%	26%	36%	45%		14%	10%	8%	6%	5%
トリートメントの割合													
親子調査 OLS	-0.107 (0.069)	-0.102** (0.050)	-0.0912** (0.040)	-0.106*** (0.035)	-0.0685** (0.033)	-0.044 (0.032)	-0.018 (0.032)	42%	-0.022 (0.045)	-0.017 (0.049)	0.033 (0.057)	0.064 (0.065)	0.039 (0.070)
個人数(1769)	2%	4%	9%	14%	23%	31%	42%		13%	9%	6%	5%	3%
トリートメントの割合													
親子調査 FE	-0.0005 (0.020)	-0.001 (0.013)	-0.006 (0.016)	-0.028 (0.018)	-0.011 (0.017)	0.011 (0.018)	0.031 (0.019)	42%	0.011 (0.020)	-0.006 (0.020)	-0.006 (0.018)	0.007 (0.020)	0.020 (0.018)
個人数(1769)、家計数(668)	2%	4%	9%	14%	23%	31%	42%		13%	9%	6%	5%	3%
トリートメントの割合													
パネルB:1960年~1983年生まれ													
本調査 OLS	-0.0828* (0.045)	-0.0746** (0.035)	-0.0815*** (0.028)	-0.0450* (0.025)	-0.0451** (0.023)	-0.033 (0.023)	-0.017 (0.023)	46%	0.033 (0.034)	-0.014 (0.038)	0.010 (0.047)	-0.022 (0.053)	-0.063 (0.054)
個人数(3280)	2%	4%	8%	14%	24%	34%	46%		9%	6%	4%	3%	2%
トリートメントの割合													
親子調査 OLS	-0.290*** (0.110)	-0.201** (0.097)	-0.194*** (0.062)	-0.169*** (0.056)	-0.0952* (0.049)	-0.034 (0.044)	0.020 (0.045)	40%	-0.099 (0.067)	-0.124 (0.080)	-0.034 (0.097)	0.093 (0.128)	0.190 (0.137)
個人数(912)	1%	2%	6%	11%	20%	29%	40%		12%	8%	5%	4%	2%
トリートメントの割合													
親子調査 FE	-0.049 (0.056)	-0.022 (0.038)	-0.033 (0.038)	-0.0789* (0.041)	-0.020 (0.036)	0.025 (0.034)	0.056 (0.036)	40%	0.027 (0.043)	-0.021 (0.047)	-0.023 (0.046)	0.011 (0.059)	0.047 (0.057)
個人数(912)、家計数(380)	1%	2%	6%	11%	20%	29%	40%		12%	8%	5%	4%	2%
トリートメントの割合													
パネルC:1970年~1983年生まれ													
本調査 OLS	-0.010 (0.077)	-0.0931* (0.049)	-0.115*** (0.040)	-0.049 (0.038)	-0.052 (0.036)	-0.025 (0.036)	0.018 (0.038)	44%	0.080 (0.055)	0.019 (0.064)	0.078 (0.074)	0.097 (0.086)	0.074 (0.084)
個人数(1479)	2%	4%	8%	14%	22%	32%	44%		10%	6%	4%	3%	2%
トリートメントの割合													
親子調査 OLS	-0.167 (0.189)	-0.210 (0.135)	-0.224** (0.098)	-0.222*** (0.084)	-0.153** (0.077)	-0.075 (0.065)	0.067 (0.069)	40%	-0.238** (0.095)	-0.168 (0.106)	-0.015 (0.132)	0.065 (0.160)	0.362* (0.201)
個人数(431)	1%	2%	5%	10%	18%	27%	40%		11%	7%	4%	3%	1%
トリートメントの割合													
親子調査 FE	-0.069 (0.098)	-0.064 (0.072)	-0.123 (0.081)	-0.192*** (0.070)	-0.056 (0.059)	0.014 (0.055)	0.120** (0.061)	40%	-0.024 (0.062)	-0.080 (0.062)	-0.053 (0.077)	-0.018 (0.102)	0.116 (0.088)
個人数(431)、家計数(180)	1%	2%	5%	10%	18%	27%	40%		11%	7%	4%	3%	1%
トリートメントの割合													

注:***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。

表A1 セレクション推定: Probit 限界効果

被説明変数	母の出産年齢が21歳以下ダミー		
	1940～1983		1959～1979
	本調査	親子調査	本調査
父 教育年数	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.002)
母 教育年数	-0.0114*** (0.002)	-0.0144*** (0.004)	-0.00662* (0.004)
父と母の年齢差	0.00881*** (0.001)	0.00706*** (0.001)	0.00687*** (0.001)
母 生まれ年	0.00241*** (0.000)	0.00112** (0.000)	0.00865*** (0.001)
都道府県ダミー	○	×	○
個人数	6615	1781	1519

注:***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。

表A2 母親の若年出産が子供の就学に与える影響：1940年～1983年生まれ

アウトカム	データ	マッチング法	トリートメント数	コントロール数	ATT	標準誤差	t値
教育年数	本調査	Nearest	419	400	-0.57 ***	0.15	-3.73
		Kernel	419	6088	-0.46 ***	0.11	-4.13
		Radius	417	6082	-0.58 ***	0.11	-5.39
		Strata	417	6090	-0.46 ***	0.11	-4.32
	親子調査	Nearest	75	180	-0.10	0.29	-0.33
		Kernel	75	1461	-0.57 **	0.23	-2.44
		Radius	75	1455	-0.76 ***	0.23	-3.31
		Strata	75	1464	-0.65 ***	0.23	-2.85
大学卒業	本調査	Nearest	419	400	-0.07	0.29	-0.33
		Kernel	419	6088	-0.04 ***	0.23	-2.44
		Radius	417	6082	-0.07 ***	0.23	-3.31
		Strata	417	6090	-0.04 ***	0.02	-2.09
	親子調査	Nearest	75	180	-0.01	0.05	-0.11
		Kernel	75	1461	-0.11 *	0.05	-2.06
		Radius	75	1455	-0.16 ***	0.04	-3.78
		Strata	75	1464	-0.12 ***	0.05	-2.72

注：***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。トリートメントは、母親の出産年齢が21歳以下である。

表A3 母親の若年出産が子供の就学に与える影響：PSM 1959年～1979年生まれの女性

アウトカム	データ	マッチング法	トリートメント数	コントロール数	ATT	標準誤差	t値
教育年数	本調査	Nearest	76	65	-0.55	0.34	-1.61
		Kernel	76	1100	-0.39	0.28	-1.38
		Radius	72	1085	-0.44 *	0.21	-2.04
		Strata	74	1102	-0.38	0.23	-1.66
大学卒業	本調査	Nearest	76	65	-0.11	0.07	-1.46
		Kernel	76	1100	-0.06	0.05	-1.23
		Radius	72	1085	-0.06	0.04	-1.42
		Strata	74	1102	-0.06	0.05	-1.27

注：***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で有意であることを示す。トリートメントは、母親の出産年齢が21歳以下である。本調査を用いた分析結果である。一人っ子の家計を含む。