

Discussion Paper No. 811

母親の若年出産が
子供の教育水準に与える影響
— 出産年齢が本当に問題なのか

窪田 康平

June 2011

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響

— 出産年齢が本当に問題なのか *

窪田康平 †

2011年6月

要旨

若年で子供を出産した女性は、本人の人的資本を蓄積する機会を逸失するだけでなく、その子供の教育水準も低下させることが指摘されている。しかし、このような世代間連鎖の因果関係を明らかにした研究はそれほど多くない。本稿は、子供の兄弟姉妹の学歴や生まれ年がわかる個票データを用いて、子供の教育水準に対する母親の若年出産の影響を推定した。分析の結果、子供の教育水準に対して、母親の若年出産そのものの直接的な影響よりも、母親の若年出産の意思決定と関係する親の経済水準や母親の選好といった間接的な影響が大きいことを発見した。つまり、母親の若年出産そのものは子供の教育水準に対して有意に影響を与えないことが明らかとなった。

Keywords: 教育水準, 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、大竹文雄教授(大阪大学)より懇切丁寧にご指導を頂いた。大垣昌夫教授(慶應義塾大学)、川口大司准教授(一橋大学)、坂本和靖准教授(慶應義塾大学)、佐々木勝准教授(大阪大学)、田中隆一准教授(東京工業大学)、戸田淳仁氏(リクルートワークス研究所)、中村二郎教授(日本大学)から詳細なコメントを頂いた。また、本誌の匿名レフェリーのコメントは改訂にあたりとても有益であった。本稿は、2009年関西労働経済学コンファレンス、第4回応用計量経済学コンファレンス、2009年日本応用経済学秋季大会、2010年人口高齢化と家計行動研究報告会、大竹・佐々木ゼミにて報告し、参加者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、文部科学省学術フロンティア推進事業(平成18年度～平成22年度)による日本大学人口研究所への助成金と、日本学術振興会より特別研究員として資金助成を得て行われた。ここに記して感謝を申し上げたい。

† 大阪大学社会経済研究所 特任研究員 〒567-0047 大阪府茨木市美穂ヶ丘 6-1. e-mail: kohei.kubota09@gmail.com

I. はじめに

教育水準は賃金を規定する重要な要因である(Card, 1999; 安井, 佐野, 2009)。そのため、その教育水準を規定する要因の解明は世代間の貧困の連鎖に関する議論と密接に関係している(Solon, 1999; 佐藤, 吉田, 2007)。教育を受ける機会が平等ならば、世代間で貧困が継承される可能性は小さいが、親の意思決定や行動が子供の教育水準に影響を与えているならば、必ずしも子供の教育水準は高まらない。親の意思決定や行動は所得階層を決定する一つの要因として注目され、経済学だけでなく教育学や社会学などにおいて研究が進んでいる (Haveman and Wolfe, 1995)¹。

いつ出産するかも親の意思決定の一つである。それゆえ、いつ産むかのタイミングが子供のアウトカムに与える影響を分析した研究が存在し、とりわけ母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響が注目されてきた。これまでの研究から若年で子供を出産した女性は、出産により本人の経済状態が悪化するだけでなく、その子供の教育水準も低下させることが海外における先行研究で指摘されている。若年出産による貧困の世代間連鎖の発生である。しかしながら、若年出産が貧困の世代間連鎖を引き起こす真の原因を明らかにしないと、正しい政策的な対応を採ることは不可能である。若年出産のために、母親本人の教育水準が低下したり、就業ができなくなることから、子育ての経済力が低下することが子供の教育水準の低下を招いているのであれば、母親に対する子育て支援や経済的支援をすることが貧困の連鎖を阻止することになる。しかし、若年期に出産することそれ自身が、母親の未熟な子育てを招いたり、子供や母親自身に医学的な問題を引き起こすのであれば、経済的支援を行うことは、必ずしも有効な政策ではない。つまり、若年で子供を出産するという母親の意思決定は世代間にわたる貧困の継承や契機となると可能性があるため、母親の若年出産の子供に対する影響を明らかにすることは貧困メカニズムの解明のための重要な研究課題である。

母親の若年出産によって母親の人的資本を蓄積する機会を逸失し、母親の就業や賃金に負の影響を与えることが明らかとなっている。例えば、Klepinger et al.(1999)やMiller(2009a)は、母親の若年出産は母親自身の人的資本を蓄積する機会を失うことから、母親の賃金を低下させることを明らかにした。母親の人的資本は直接的な経路と子供の教育投資を介する間接的な経路を介して、子供の教育水準に影響を与えることが指摘されている(Miller, 2009b)。

本稿は、若年出産が子供の教育水準に与える影響を計量経済学的手法で明らかにし、若年出産に対する政策的対応策を考えるための知見を得ることを目的としている。欧米の先進諸国と比べて日本において若年に出産する女性は少ないが、母親の若年出産が子供の教育水準に影響するかどうかは、若年の低所得層の増加や少子化が進行している日本において重要な問題である。子供の教育水準に対して若年出産それ自身の影響かそれとも経済的

¹ 例えば、Manski, et al.(1992)は家族構成、Black, et al.(2005)は兄弟数に注目し、それらが子供の教育水準に影響を与えていることを明らかにしている。

問題の影響が大きいかを明らかにできれば、低所得家庭の子供への経済的支援あるいは、親へのサポートの方法を考えるための基礎的情報を提供できる。また、現在行われている様々な少子化政策の影響で若年出産が今後増える可能性があり、日本において若年出産に注目する意義は小さくない。

これまでの研究結果から、母親の若年出産と子供の教育水準の負の相関の存在は明らかとなっているが、その因果関係については明確なコンセンサスはない。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教育水準の両方に相関する要因を考慮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教育水準を低下させているのか、それとも観察できない要因が若年出産を通じて子供に影響しているのかを識別できないのである。この問題をいかにして克服するかが重要な論点である。

既存の研究は、若年出産の影響を識別するために、兄弟姉妹固定効果モデル(FE)や Propensity Score Matching 法(PMS)を用いて、母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響を分析している。Angrist and Lavy(1996)は、Geronimus and Korenman(1992)や Rosenzweig and Wolpin(1995)などを含めたそれまでの実証研究のサンプルサイズが小さいことを指摘し、アメリカの大規模な調査データである Current Population Survey を用いて、母親の若年出産や高齢出産が子供の留年確率などに与える影響を分析した。分析の結果、若年出産は子供の教育水準に負の影響を与えていることを示した。イギリスのデータを用いた研究として、Francesconi(2008)がある。Francesconi(2008)は、イギリスのパネルデータである British Household Panel Survey を用いて母親の若年出産が子供の教育水準や子供の若年出産に与える影響を分析した。若年出産の影響を識別するため、FE などいくつかの推定方法を用いて分析し、いずれの推定方法によっても母の若年出産は、子供の教育水準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明らかにした。

日本において母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響を分析したのは、坂本(2009)のみである。坂本(2009)は PSM によって識別の問題に対応し、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』を用いているので、母親の若年出産が女性の子供に与える影響のみを分析の対象としている。また、PSM が一致推定量を得るための前提が成立しているかどうかを検証することは難しいという Ermisch, et al.(2004)の指摘があり、坂本(2009)と異なったアプローチで分析する意義は少なくない。本稿は、日本のデータを用いて男女の子供の教育水準に与える影響に注目して PSM だけでなく、兄弟姉妹固定効果モデル(FE)、親の経済状況や母親の出産に関する選好を制御したモデル、さらに若年出産の永続的影響を推定した。

これまでの研究では、母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響をいかにして識別するかに焦点が集められてきたが、母親の若年出産がどういった経路を通じて子供の教育

水準を低下させるのかについて十分に議論されてこなかったように思われる。本稿では、母親の若年出産の影響を母親の若年出産に起因する直接的影響と若年出産の意思決定と関係する親の経済水準などの間接的影響を分けて分析する。母親の若年出産が子供に影響する経路によって考えるべき政策が異なるので、直接的影響とその他の間接的影響、例えば若年出産と関係する親の経済的要因と母親の選好、を分けて分析することは重要である。

母親の若年出産の意思決定と子供の教育水準の両方に関係する観察できない要因のため、若年出産に起因する直接的影響を抽出することは難しい。観察できない要因として親の経済状況や母親の出産に関する選好などが考えられる。特定の推定方法から母親の若年出産に起因する直接的影響を識別できないため、本稿は複数の推定モデルの推定結果を総合して母親の若年出産の直接的影響を判断する。分析の結果、主に以下のことが明らかになった。第一に、親の経済水準や母親の出産に関する選好を制御しないモデルを OLS で推定した結果、母親の若年出産は子供の教育水準を有意に低下させるが、母親の出産に関する選好を制御した OLS の推定結果と観察できない家族固有の効果を制御した FE の推定結果において若年出産は子供の教育水準に有意に影響を与えないこと。第二に、母親が若年出産した家計のうち親の生活水準が低い家計では子供の教育水準に対して大きな負の影響がある一方、親の生活水準が高い家計では影響がないこと。第三に、母親が若年に出産した子供だけでなくそれ以後に出産した子供全員に影響する若年出産の永続的な影響を含めた影響を推定した結果、その影響は有意ではないこと。最後に、坂本(2009)と同じサンプルに限定して PSM で推定し、母親の若年出産は子供の教育水準に影響を与えないことを確認した。これらの結果を総合すると、母親の若年出産に起因する直接的要因は子供の教育水準に影響を与えないと結論付けられる。

論文の構成は以下のとおりである。II 節で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する。III 節は、若年出産の影響について整理する。IV 節で推定方法を説明するとともに、それぞれの推定方法の問題点と若年出産の推定値の予想されるバイアスの方向を議論する。V 節は、分析に用いるデータを説明し、分析に用いるデータと集計データと比較する。IV 節は、分析結果を示す。論文のまとめを VII 節で行う。

II. 若年出産の動向

UNICEF(2001)によれば、アメリカやイギリスにおける若年出産は他の先進国と比べて多いと報告されている²。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存在する。

日本における 10 代の出産割合はどうだろうか。図 1 は、厚生労働省『人口動態統計』から作成した 1925 年から 2004 年までの各年に出産した人の年齢別割合を時系列に示したも

² UNICEF(2001)によれば、15 歳から 19 歳の女性のうち 20 歳未満で出産を経験した割合は、アメリカ 5%、イギリス 3%、日本は 0.5%である。

のである。分母は各年の総出産人数で、分子は各年の年齢別の出産人数である。例えば、1960年の総出生数は1,606,041人で、そのうち1960年に15歳から19歳で出産した母親は19,739人であり、1960年における15歳から19歳の出産比率は1.2%である。若年の出産比率に注目すると、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、日本における10代の出産割合は非常に少ない。

日本において若年出産の割合は低い、母親の若年出産の影響が今後注目される理由は少なくとも二点挙げることができる。第一は、近年において子供の教育水準に対する母親の若年出産の影響が大きくなると予想される点である。第二は、今後若年出産が増加する可能性がある点である。

近年において子供の教育水準に対する母親の若年出産の影響が大きくなると予想される理由として、若年出産を選択する母親の経済状況が脆弱になってきている可能性がある。図2は19歳以下の非嫡出子の割合の推移を示した図である。この図から、19歳以下で第一子を出産する母親の割合は1970年から2009年までほぼ一定であるが、19歳以下で第一子を出産した母親のうち子供が非嫡出子の割合は6%から16%と増加している。つまり、若年出産を選択した母親が母子家庭となる可能性が高くなってきていることが推察される。母子家庭は一般的に経済水準が低く、仮定の経済水準は子供の教育水準に影響する可能性が高い。

図3は、第一子の出生数のうち結婚期間が妊娠期間より短い出生割合の推移(婚前妊娠結婚の推移)を示している。結婚期間が妊娠期間より短い出生割合は全体として13%から27%に増加している。特に、第一子を15歳から19歳に出産した若年において婚前妊娠結婚が急増している。婚前妊娠結婚が親の計画性や時間選好率と関係しているならば、母親の若年出産は子供の教育水準に影響を与える可能性がある。

若年出産を選択する母親が今後増加する第一の理由として、現在行われている子供手当など様々な少子化対策の政策の影響が挙げられる。第二の理由は、若年において中絶率が増加していることが挙げられる。図4は妊娠数に対する中絶の割合の推移を表している。全体として中絶数は減少傾向にあるが、19歳以下の中絶については増加している。19歳以下の出産割合が微増であるなかでの19歳以下の中絶数の増加は、潜在的な若年出産数が増加していることを示している。

以上より、日本の若年出産の割合は欧米諸国と比較して決して高くないが、今後若年に出産する母親が増加する可能性や若年出産が子供の教育水準に与える効果に変化する可能性があるため、本稿の分析は今後貧困に対する政策の策定や効果を議論する上で基礎的な知見を与えると期待される。

III. 若年出産の影響

本節は母親の若年出産が子供に与える影響を整理し、若年出産が子供に与える影響をいくつかの経路に分類する。

本稿において子供の教育水準に対する母親の若年出産そのものに起因する影響を直接的な影響を母親の若年出産の直接的影響とし、母親の若年出産の意思決定に関係する親の経済水準や母親の選好の影響を若年出産の間接的影響とする。特に、親の経済水準の影響と若年出産そのものの影響を識別することは貧困政策を議論する上で重要な論点である。

さらに、子供の教育水準に対する母親の若年出産の影響は 2 つに分類する。第一は、母親の若年出産がその若年に出産した子供のみを与える影響である。若年に出産した子供のみに影響を与え、同じ母親から生まれたが、母親が若年に出産しなかった子供には影響を与えない。本稿においてこの影響を母親の若年出産の一時的な影響と呼ぶ。医学的な影響や出産の準備不足の影響がこの一時的な影響である。医学的な影響とは、若年で妊娠すること自体が母親または胎児の身体に影響するものである。佐藤他(1991)は若い妊婦ほど妊娠高血圧症候群が多いことを指摘しており、これが医学的な影響と分類される。出産の準備不足の影響とは、若年であるために出産に関する知識が乏しいことが子供に影響するものである。佐藤他(1991)は母親の年齢が低い妊婦ほど初診時の妊娠週数が経過し、その母親の新生児は低体重であることを明らかにしており、母親の若年による知識の欠如が子供に負の影響を与える可能性を示している。

第二は、母親の若年出産の経験は若年に出産した子供だけでなく、その後に出産した子供にも影響を与える影響である。本稿においてこの影響を母親の若年出産の永続的な影響と呼ぶ。永続的な影響として、若年に出産することによって母親自身の人的資本を蓄積する機会の喪失が考えられる。つまり、妊娠によって進学を諦めたり、学校を中退する場合である。Miller(2009b)は、母親の初産を遅らせることで子供の算数や読み書きのスコアが高まることを明らかにしており、母親の人的資本の蓄積が子供の教育水準に影響する可能性を示唆している。以上のように、母親の若年出産そのものに起因する直接的影響には、一時的影響だけでなく永続的な影響も含まれる。

以上のような分類を行ったが、本当に若年出産に起因しているのか、さらに、若年出産の影響が永続的なのか一時的なのか明確でない影響がある。例えば、平尾、上野(2005)は、若年で出産した母親は子供よりも自身を優先して行動する傾向があることを指摘しているが、この行動は、若年であるために精神的に未熟だから自分を優先するのか、もともと自分を優先する選好を持ち、このような選好を持っている母親が若年出産しやすいのか明らかではない。前者は年齢を経れば精神的に成長するので、一時的で直接的な影響である。しかし、後者は母親の選好が子供に影響を与えているので、若年出産に起因する直接的影響ではない。同様に、若年出産した母親は離婚しやすいとしても、これは離婚しやすい選好が若年出産の意思決定と子供の教育水準に影響を与えている可能性がある。本稿で分類した若年出産の影響は必ずしも明確ではないが、経済的影響と若年出産の直接的影響を区別することは重要であるので、この点に注意して分析する。

IV. 推定方法

1. 母親の若年出産の平均トリートメント効果

本稿の目的は、母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響を推定することである。母親の若年出産をトリートメント、子供の教育水準をアウトカムとすると、トリートメントを受けた人の平均トリートメント効果(Average Treatment Effect on Treated: ATT)を推定することが本稿の目標となる。母親が若年出産した場合の子供に対する若年出産の平均効果を定義する。 edu_i を子供 i の教育年数、 yb_i を子供 i の母が若年で出産した場合に1をとるダミー変数とすると、潜在的なアウトカムは以下のように書ける³。

$$\text{潜在的なアウトカム} = \begin{cases} edu_{0i} & \text{if } yb_i = 0 \\ edu_{1i} & \text{if } yb_i = 1 \end{cases}$$

潜在的なアウトカムをこのように書くと、観察可能な子供の教育年数は、 $edu_i = edu_{0i} + (edu_{1i} - edu_{0i})yb_i$ となる。実際に観察できるのは、母が若年で出産した子供の教育年数とそれ以外の子供の教育年数である。これらの教育年数の平均値の差は以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} E[edu_i | yb_i = 1] - E[edu_i | yb_i = 0] &= E[edu_{1i} - edu_{0i} | yb_i = 1] \\ &\quad + E[edu_{0i} | yb_i = 1] - E[edu_{0i} | yb_i = 0] \end{aligned}$$

右辺の第一項の $E[edu_{1i} - edu_{0i} | yb_i = 1]$ は ATT であり、 $E[edu_{0i} | yb_i = 1] - E[edu_{0i} | yb_i = 0]$ はセレクションバイアスと呼ばれる。母親の若年出産の意思決定と子供の教育水準が独立ならば、セレクションバイアスはない。しかし、観察できない若年出産しなかった母親が仮に若年出産したときの平均的な子供の教育水準と若年に出産しなかった母親の平均的な子供の教育水準が異なれば、セレクションバイアスは存在する。

観察可能な特性で条件付けたとき、母親が若年に出産するかどうかの意思決定と子供の教育水準が独立ならば、条件付独立の仮定(Conditional Independent Assumption: CIA)が成立していると呼ばれる。CIA は以下のように表現される。

$$\{edu_{0i}, edu_{1i}\} \perp yb_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i$$

ただし、 \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で、観測可能な情報である。

³ 本稿の若年出産は、Ermisch and Francesconi(2001)や坂本(2009)と同様母親が21歳以下で出産した場合とする。

母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響を推定するためには、セレクションバイアスを除去する必要がある。つまり CIA を満たすように推定しなければならない。以下では、本稿で行う推定方法を紹介するとともに、どのような条件のもとで CIA が満たされるかを議論し、さらに、それぞれの推定方法ごとに予想されるバイアスについても議論する。

2. 推定方法

最小二乗法(OLS)

まず、ベンチマークとして以下の推定モデルを最小二乗法(OLS)で推定する。

$$\text{edu}_i = \alpha + \pi \text{ybi} + \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Z}_i \gamma + u_i \quad (1)$$

u_i は i について独立で平均ゼロの同一の分布に従う誤差項である。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。パラメータ π は母親の若年出産の影響を表す。

このモデルの推定から一致推定値を得るための条件は、 $\{\text{edu}_{0i}, \text{edu}_{1i}\} \perp \text{ybi} | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i$ である。つまり、母親の若年出産の意思決定について観察できる情報で条件付けたとき、母親の若年出産の意思決定と子供の教育年数は独立となり、OLSでも若年出産の影響をバイアスなく推定することができる⁴。

若年出産に起因する非経済的影響を識別するためには、若年出産に係る経済的影響を制御する必要がある。さらに、若年出産に起因する影響を抽出するためには、若年出産の意思決定と子供の教育水準の両方に相関する母親の出産に関する選好も制御する必要がある。しかし、実際に親の経済状況や母親の選好の情報を得ることは難しい。したがって、(1)式の推定値 π にはバイアスが生じる可能性が高い。以下では経済的要因を制御しない場合と母親の選好を制御しない場合、それぞれに生じるバイアスの方向を議論する。

まず、経済的要因があったとき、推定値 π にどのようなバイアスが生じるのかを考える。親の経済水準を恒常的経済水準と一時的経済水準に分け、兄弟姉妹間で異なる経済水準を恒常的経済水準とし、兄弟姉妹間で異なる経済水準を一時的経済水準とする。まず、親の恒常的経済水準が観察できない場合に生じるバイアスについて説明する。先行研究で指摘されているように若年に出産する母親は教育水準が低いと考えられる⁵。教育水準が高いほど親の恒常的経済水準は高いので、恒常的経済水準と若年出産する確率の相関は負である。この場合、親の恒常的経済水準を明示的に説明変数に加えたモデルの若年出産の推定値が負であるとすると、親の恒常的経済水準が脱落しているモデルの若年出産の推定値

⁴ CIA からみた OLS の推定値の解釈や評価については Angrist and Pischke(2009)を参考にされたい。

⁵ 例えば、Holmlund(2005)や坂本(2009)を参照されたい。

は下方バイアスが存在する。

次に、親の一時的経済水準が観察できない場合を考えよう。兄弟姉妹間で異なる一時的経済水準と若年出産する確率の間に負の関係があると予想される。その理由は、若年で出産する親は人的資本と保有資産ともに少ないと予想されるので、流動性制約に直面する可能性が高いことが挙げられる。第一子が生まれたときに親の経済水準が低いために、第一子に十分な投資をできないが、第二子以降は親の経済水準が改善し十分な投資を行えるといった状況が考えられる。このように親の一時的経済水準と子供の教育水準との間に正の相関があるならば、この場合も若年出産の推定値は下方バイアスを持つ。

母親の若年出産の直接的影響と親の恒常的経済水準を介した間接的影響を識別するため、(1)式に親の恒常的経済水準の代理変数を加えて推定する。親の恒常的経済水準が子供の教育水準に影響を与える二つの経路を考える。第一は直接子供の教育水準に影響を与える経路、第二は親の恒常的経済水準が若年出産に影響を介する経路である。この二つの経路を識別するために、親の恒常的経済水準だけでなく若年出産ダミーと親の恒常的経済水準の交差項を加えた推定モデルを考える。

$$\text{edu}_i = \alpha + \pi \text{yb}_i + \xi \text{yb}_i \times \text{p_econ}_i + \delta \text{p_econ}_i + \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Z}_i \gamma + u_i \quad (2)$$

(1)式と異なるのは、親の恒常的経済水準を示す変数 p_econ_i と、その交差項 $\text{yb}_i \times \text{p_econ}_i$ が加わっている点である⁶。(2)式は、母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響が、親の恒常的経済水準によって異なることを考慮したモデルである。

若年出産の直接的影響が存在するならば、親の経済水準に関係なく母親の若年出産は子供の教育水準に影響するはずである。したがって、(2)式で検証する仮説は、「若年出産に起因する非経済的影響が存在するなら、親の恒常的経済水準が高いグループにおいても、若年出産は子供の教育水準に負の影響を与える」である。つまり、交差項の係数 ξ に注目する。

(2)式で一致推定量を得るための条件は、 $\{\text{edu}_{0i}, \text{edu}_{1i}\} \perp \text{yb}_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i, \text{p_econ}_i$ である。つまり、例えば、親の一時所得があったとしても、その影響は親の若年出産または子供の教育水準と独立である場合に、(2)式の推定から若年出産の影響を識別することができる。しかし、観察できない親の一時所得が、母親の若年出産の意思決定と子供の教育水準の両方と相関をもつならば、CIAは満たされず、先に議論したように、(2)式の係数 π と ξ に下方バイアスが生じることが予想される。

次に、母親の若年出産の意思決定と子供の教育水準の両方に関係する母親の出産に関する選好が観察できないとき、(1)式の推定値 π に生じるバイアスについて考える。このような母親の出産に関係する選好として、将来を考えて行動するかどうか、つまり計画性や時

⁶ 当然、親の恒常的経済水準は誤差項と相関する内生変数である可能性がある。この点は本分析の限界であり、今後の課題としたい。

間選好率が考えられる⁷。時間選好率は異時点間の意思決定に関する選好であり、Kubota et al.(2010)は我慢強い親は子供の将来のことを考えて子供を厳しくしつける一方で、近視眼的な親は子供を甘やかすことを明らかにしている。子供を甘やかす親は子供の教育に熱心でないとする、計画的でない近視眼的な母親は若年に出産する確率を高めるとともに子供の教育水準を低下させる可能性がある。また、自身の教育の収益率が低いことを知っている母親は進学を選択しないので、若年に結婚し出産する可能性が高い。母親の教育の収益率が子供の収益率と関係しているならば、母親の教育の収益率は子供の教育水準と自身の若年出産する確率の両方と関係を持つ。この選好が観察されない場合、(1)式の推定値 π に下方バイアスが生じることが予想される。

母親の若年出産の影響と母親の出産に関する選好の影響を識別するため、(1)式に母親の出産に関する選好の代理変数を加えて推定する。

$$\text{edu}_i = \alpha + \pi y_{bi} + \xi b_mean_i + \delta b_sd_i + X_i \beta + Z_i \gamma + u_i \quad (3)$$

(3)は、(1)式に母親の出産に関する選好を示す変数である母親の出産年齢の平均値 b_mean_i と標準偏差 b_sd_i を加えている⁸。母親の出産年齢の平均値は、母の教育の収益率を代理しており、出産年齢の標準偏差は母親の出産に関する計画性または時間選好率を代理しているとする。上記のバイアスの議論が正しいならば、(3)式を推定して得られる π の値は(1)式より大きくなるはずである。

残念ながら、親の恒常的経済水準の代理変数と母親の出産に関する選好の代理変数の両方を含んだデータが得られないため、本稿では両方を制御した分析はできない。

兄弟姉妹間固定効果モデル(FE)

代理変数では、親の観察できない特性を全て制御することは難しいだろう。さらに親の恒常的経済水準を代理する変数の妥当性の問題も残る。これらの観察できない特性を制御するために、兄弟姉妹固定効果モデル(FE)を推定する。この推定方法は、兄弟姉妹間の教育水準の差の情報を使用して、兄弟姉妹間で共通の影響を除去して若年出産の影響を計測することができる。つまり、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している。FEは、親の恒常的経済水準など兄弟姉妹間で共通する観察できない要因を全て制御することが可能なので、OLSの推定値と比べてバイアスが小さいと考えられている⁹。推定モデルは以下のとおりである。

⁷ 計画性に注目した研究として、例えば、Ameriks et al. (2003)は個人の計画性は投資行動を通じて資産蓄積に影響を与えることを明らかにしている。

⁸ 当然、何歳で子供を出産するか、次の子供を何歳で産むかという意思決定も内生変数である可能はある。この点は本分析の限界であり、今後の課題である。

⁹ Francesconi(2008)の pp.104 を参照されたい。

$$\text{edu}_{ij} = \phi \text{yb}_{ij} + \mathbf{Z}_{ij} \phi + \nu_j + \varepsilon_{ij}. \quad (4)$$

ここで、 edu_{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、 yb_{ij} 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、 \mathbf{Z}_{ij} は家族 j における子供 i の属性ベクトル、 ε_{ij} は i と j に関して独立で平均ゼロの同一分布に従う誤差項である。子供の属性ベクトル \mathbf{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兄弟姉妹固定効果 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。

FE は若年に出産した子供のみに対する一時的影響を推定していることに注意されたい。また、FE は兄弟姉妹間で異なる重要な要因を制御できることから、推定値のバイアスが少ないと指摘したが、バイアスを完全に除去できるわけではない。なぜなら、もし兄弟姉妹間で異なる親の一時所得の影響が存在するならば、FE の推定値はその影響を含むからである。仮に親の一時所得が上記で議論したように、母親の出産年齢の意思決定と子供の教育水準と相関しているならば、FE の係数 ϕ に下方バイアス存在が予想される。したがって、本稿で定義した若年出産の影響を過小に推定する可能性がある。

Propensity Score Matching 法(PSM)

最後はPropensity Score Matching法(PSM)を紹介する¹⁰。PSMは、サンプルセレクションの問題を克服する推定方法である。このため坂本(2009)はPSMを用いて分析を行っている。PSMを直感に説明すると、観察可能な特性から母親の若年出産確率を推定し、親の特性が同様に母親が若年出産したかどうかのみがあたかもランダムに振り分けられるような仮想実験的な状況下において若年出産した子供の教育水準とそうではない子供の教育水準を比較する手法である。観察可能な特性が連続変数で多次元の場合、セルの区分をどう決定するのかという点がMaching法の問題であったが、Rosenbaum and Rubin(1983)はPropensity Scoreを用いて観測可能な特性の情報を一元化することで、この問題を克服できることを示した。PSMはPropensity Scoreと呼ばれる予測確率 $P(\mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) = P[\text{yb}_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i]$ をプロビットモデルまたはロジットモデルで推定し、母親の若年出産の意思決定をこの予測確率で条件付けたとき、母親の若年出産の意思決定と子供の教育水準が独立となるという条件を用いる。この条件は以下のように書ける。

$$\{\text{edu}_{0i}, \text{edu}_{1i}\} \perp \text{yb}_i | P(\mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i)$$

つまり、上記の式はCIAであり、一致推定値を得るためには他の推定方法と同様にCIAを満たす必要がある。

¹⁰ PSM の推定方法については、Imbens(2004)やCaliendo and Kopeinig(2008)、Imbens and Wooldridge(2009)が説明している。詳しくはそれらを参照されたい。

PSM と OLS の大きな違いは、コモンサポートを定義しそのサポート内でマッチングを行う点にある。コモンサポートは以下の式で表される。

$$0 < P(yb_i = 1 | X_i, Z_i) < 1$$

ある特定の X_i で全ての人が $yb_i = 1$ ならば、その点で $E[edu_{0i} | yb_i = 0, X_i]$ は定義できない。上記の式は、このような状況を避けるための条件である¹¹。つまり、若年出産の予想確率によって分けられた各階層において実際に若年出産した母親と若年出産しなかった母親の両方が存在する条件である。Heckman, et al. (1997; 1998)は、Lalonde(1986)の観察データを使った手法では実験データの結果を再現できなかったことを示すとともに、コモンサポートを満たすサンプルに限定してATTを推定すると、実験データの結果と同様な結果を得ることを明らかにした。つまり、OLSと同じ観察できる特性を用いて推定しても、PSMの推定結果はOLSと異なり、しかもバイアスが小さいのである。

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 1 月から 2 月にかけて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。本調査は、回答者と回答者の親についての生まれ年と学歴が得られるので、回答者が子供とするデータセットである。

『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」の一環で実施されたアンケート調査である。調査はスノーボール方式によって行われ、調査対象は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で、その人に親子調査を依頼し、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である。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データである。家族固定効果モデルを推定するため、以下の 2 つのデータセットを合わせる。第一は、回答者を親とするものである。第二は、回答者を子供にするものである。この二つ

¹¹ この条件は Overlap Assumption と呼ばれる。

のデータセットを合わせたデータで分析を行う。

2. 分析データにおける若年出産の動向

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。これらのデータの各年の出産年齢の割合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 5 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¹²。本調査と親子調査については、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 6 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 歳の出産比率の推移である。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 7 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 歳以下の出産比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 歳の出産比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の間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 8 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削除した。図 8 より親子調査は本調査はと比べて 25 歳以下で出産した母親が少なく、26 歳から 34 歳で出産した母親が多いことが確認される。

3. 記述統計量

OLS、FE、PSMの分析結果比較するため、推定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¹³。また、FEは兄弟間の教育水準の差に注目した推定方法であるため、双子の家族を削除した。さらに、22 歳以下は大学を卒業していないと考えられるので、兄

¹² 1945 年における人口動態統計の統計が存在しないので、図 1 の人口動態統計の 1945 年の数値は 1947 年で代用している。図 5、図 6、図 7 も同様である。

¹³ 坂本(2009)は兄弟数が一人の家計を含めて分析しているため、坂本(2009)との比較分析である表 A3 は兄弟数が一人の家族を含んだ分析結果である。

この質問は本調査のみに含まれているので、本調査のみを用いて分析を行う¹⁵。また、親の生活水準に関する質問は、配偶者には尋ねておらず、回答者のみに尋ねているので、観測数は 3962 となり、表 4 のほぼ半数になる。

子供が 15 歳頃の親の生活水準を示す p_econ_i の分布を確認しよう。表 2 から親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 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 23%、59%、17% であるので、中生活水準の親が多数を占める。

表 3 は、母親の若年出産を 21 歳として、若年出産の家族と非若年出産の家族の属性を比較した結果を記載している。まず、子供の教育年数について非若年出産と若年出産で異なるかを確認する。本調査における非若年出産と若年出産の子供の教育年数は、それぞれ 13.16 年、12.57 年で非若年出産の子供の教育年数が有意に高い。親子調査も同様若年出産の子供よりも非若年出産の子供の教育年数が有意に 0.91 年高い。Welch の平均値の差の検定の結果、母親が若年出産した子供は有意に教育年数が低いことが確認される。次に、父親と母親の年齢差をみると、本調査と親子調査ともに、若年出産した家族における年齢差が有意に大きいことが確認される。子供の兄弟数は、本調査と親子調査ともに非若年出産と若年出産との間に差はない。最後に、非若年出産と若年出産の親の教育年数についてみる。本調査と親子調査ともに、若年出産した女性とその配偶者ともに教育年数は非若年出産と比べて有意に低い。つまり、教育水準が低い夫婦が若年に子供を出産する傾向がある。

まとめると、表 3 から若年で子供を出産した女性とその配偶者は、教育年数が低く、年齢差が大きい、またその子供の教育年数が低いという特徴を持つことが確認できる。

VI. 推定結果

1. 本調査の推定結果

Ermisch and Francesconi(2001)や坂本(2009)と同様、年齢 21 歳以下の出産を若年出産とする。本調査を用いて母親の若年出産が子供の教育年数に与える影響を推定した結果が表 4 である。分析対象は、調査時点において 23 歳以上 66 歳以下の子供、つまり、子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定している。(1)から(3)の観測数は 6656 であるが、親の恒常的経済水準の代理変数である子供が 15 歳ごろの親の生活水準は回答者のみに質問しているため、(4)と(5)の観測数は 3962 である。

(1)は子供の属性と親の生まれ年ダミーを制御したモデルである。このモデルの若年出産の係数は-0.59 で、係数がゼロであることを 1%有意水準で棄却する。(2)は(1)に兄弟数と親の属性を加えたモデルで、若年出産の係数は-0.41 で有意ある。親の属性を加えると若年出産の係数はゼロに近づく。親の教育水準は親の恒常的経済水準を代理しているとする、(1)

¹⁵ この質問は 15 歳ごろの生活水準を質問しているが、本稿はこれを親の恒常的経済水準と解釈して分析を行う。

の若年出産の推定値は下方バイアスを持つという第 IV 章の議論と整合的である。(3)は(2)に都道府県ダミーを加えて推定したが、(2)の推定結果とほぼ同じである。

(4)と(5)は、子供の教育水準と母親の意思決定の両方に関係すると考えられる親の恒常的経済水準の代理変数を制御したモデルである。親の生活水準を加えても若年出産の係数は-0.49であり、母親の若年出産は有意に子供の教育水準を低下させる。(5)は(4)に若年出産と親の恒常的経済水準の交差項を加えたモデルである。(5)で注目する係数は若年出産ダミーと高生活水準ダミーの交差項である。親の恒常的経済水準と関係なく母親の若年出産の直接的影響が存在するならば、恒常的経済水準が高い母親が若年出産しても影響があるはずなので、母親の若年出産の非経済的影響を交差項の係数から、若年出産の非経済的影響の有無を判断できる。推定結果から恒常的経済水準が低い家族の母親が若年出産すると子供の教育年数に大きな影響を与える一方で、親の生活水準が高い家族の母親が若年出産しても子供の教育年数に影響を与えないことが確認できる。この傾向は、被説明変数を大学卒業ダミーにしても変わらない¹⁶。したがって、子供の教育に対する母親の若年出産の直接的影響は有意に観察されなかった。

2. 親子調査の推定結果

第 IV 節で議論したように、OLS による推定結果は観察できない要因によってバイアスが生じる可能性があるため、表 4 の結果だけでは若年出産の影響を判断できない。次は、親子調査を用いて母親の出産に関する選好を制御したモデルと兄弟姉妹間固定効果モデル(FE)を推定する。その推定結果を表 5 に掲載している。被説明変数は表 4 と同じく子供の教育年数で、個人数は 1769、家族数は 668 である。(1)から(3)は OLS、(4)と(5)は FE で推定した。表 5 の(2)の若年出産の係数は-0.43 で、同じモデルの本調査の推定結果とほぼ同様である。この結果は親子調査のサンプリングの偏りが大きくないと解釈できよう。

母親の出産に関する選好が若年出産の推定値にバイアスを引き起こす可能性を第 IV 節で指摘した。このバイアスを除去するために、母親の出産に関する選好の代理変数として母親の出産年齢の平均と標準偏差を加えて推定した結果を(3)に記載している。母親の出産に関する選好を制御すると、若年出産の係数はゼロに近づき、係数は有意でなくなる。この推定結果は、第 IV 節の母親の出産に関する選好による下方バイアスの議論と整合的である。母親の出産年齢の平均の係数は正で有意であり、これは母親が人的資本を蓄積したのちに出生するという仮説と整合的である。母親の出産年齢の標準偏差の係数は負で有意である。計画的でない出生がある場合に母親の出産年齢の標準偏差が大きくなるとするならば、この推定結果は計画的でない近視眼的な母親は子供を厳しくしつけないという Kubota et al.(2010)の結果と整合的である。

(4)は親子調査をFEで推定した結果である¹⁷。兄弟数、両親の学歴、両親の生まれ年は、

¹⁶ 詳しい推定結果は、補論の表 A1 に掲載している。

¹⁷ 家族間の固定効果が等しいか否かの F 検定の結果、固定効果が家族間で等しいという帰無仮

兄弟姉妹間で異なら影響に含まれるので説明変数から脱落する。モデル(4)の若年出産の係数は-0.02であり、OLSの結果と比べてゼロに近く有意ではない。したがって、観察できない兄弟姉妹間で共通の要因を制御すると、母親の若年出産は子供の教育年数に影響を与えないことが明らかになった。

FEにおいて若年出産の影響を識別するために使われるのは、若年出産した母親がいる家族の情報である¹⁸。仮に若年出産した母親の家族の多くが第一子と第二子の年齢が近く、若年出産の影響が第二子にも残っているならば、若年出産の負の影響が過小に推定される可能性がある。この過小バイアスを確認するために、若年出産ダミーと第一子と第二子の年齢差の交差項を加えて推定した。第一子と第二子の年齢差の平均は2.98歳である。21歳以下で子供を出産した母親の第一子と第二子の年齢差の平均値は3.36歳で、非若年出産の母親のそれより有意に高い¹⁹。若年出産した推定の結果、交差項は有意でなく、若年出産の係数は-0.08で有意ではない。したがって、第一子と第二子の年齢が近いからFEの若年出産の推定値が過小である可能性は低い。

3. 若年出産の恒常的影響

III節で議論したように、母親の若年出産に起因する直接的影響は、若年に出産した子供のみを与える一時的な影響と、若年に出産した母親の子供全員に与える恒常的影響に分類できる。表5のOLSの分析結果は、前者の若年出産の一時的な影響のみを推定してきた。したがって、若年出産の恒常的影響が負ならば、その分だけ若年出産の負の影響を過小に推定している可能性がある。表6は母親が21歳以前に出産した兄弟姉妹がいる場合を1とし、それ以外の場合を0とする若年出産経験ダミーを若年出産ダミーの代わりに加えて推定した。親子調査には兄弟の生まれ年の情報が含まれているが、本調査には兄弟の生まれ年が含まれていないので、親子調査のみを用いて分析を行った。表6の全てのモデルの若年出産経験ダミーの係数は表5の同様のモデルの若年出産ダミーの係数より小さいが、母親の出産に関する選好を制御したモデルの若年出産経験ダミーの係数は-0.56で有意ではない。このモデルには親の経済的要因を制御していないので、下方バイアスが生じている可能性がある。したがって、母親の若年出産に起因する一時的影響と恒常的影響を合わせても、若年出産は子供の教育年数に影響を与えていないことが推察される。

4. 出産年齢別・子供の生まれ年別の分析

説を1%の有意水準で棄却し、さらに、特定化の検定であるハウスマン検定の結果、ランダム効果モデルの推定値が有効という帰無仮説を1%の有意水準で棄却する検定結果を得たので、FEの結果のみを掲載している。

¹⁸ 668家族のうち家族内に21歳以下で出産した子供がいる家族は66家族である。詳しい統計は表A2に記載している。

¹⁹ 若年出産した母親の第一子と第二子の年齢差の標準偏差は2.06で、非若年出産した母親のそれは1.58である。

これまでの結果から、本稿で定義した若年出産に起因する直接的影響はほとんどないことが確認できた。しかし、これら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。この定義を変えると推定結果が変わるかを確認するために、若年出産の定義を 20 歳以下、21 歳以下、…、25 歳以下として分析する。さらに、進学率や出産に関わる環境が時代とともに変化しているので、母親の若年出産の影響が子供の生まれ年で異なる可能性がある。これを確認するために、子供の生まれ年を 1960 年から 1983 年の比較的近年に生まれた子供に限定して分析も行う。

表 7 は、表 4 の(5)のモデルを母親の若年出産の定義を変えて推定した結果を掲載している。パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定した結果、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定した結果である。表には、若年出産ダミーと親の生活水準ダミーの交差項のみを掲載している。(1)は若年出産を 20 歳以下の出産、(2)は 21 歳以下、…、(6)は 25 歳以下として推定した。若年出産の割合とは、列ごとの若年出産の定義で、観測数のうち何%が若年出産したかを表している。例えば、パネル A の(3)の若年出産の定義が 23 歳以下の場合、観測される 3962 のうち 10%の 406 が母親の年齢が 23 歳以下のときにその子供を出産したことを示している。

まず、パネル A の推定結果をみる。(1)の出産年齢が 20 歳以下から(6)の 25 歳以下まで、若年出産ダミーと高生活水準ダミーの交差項の係数は全て有意ではない。しかし、係数の大きさに注目すると、20 歳以下の係数が-0.67 で最も小さく、若年出産の定義を広げごとにその影響はゼロに近づく。そのほかの交差項についても、若年出産の定義を広げごとに交差項の係数はゼロに近づく。また、低生活水準の交差項の係数を見ると、他の交差項の係数と比較して小さく、20 歳以下から 23 歳以下において負で有意である。つまり、親の生活水準が低く、母親が若年に出産すると子供の教育水準大きな負の影響を与えることが確認できる。

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、観測数は 1935 となる。パネル B の推定結果は、パネル A とほぼ同様であるが、パネル A と異なっている点は、若年出産ダミーと低生活水準ダミーの交差項の係数が大きく低下していることである。つまり、比較的近年に限ると、生活水準が低い家計において、母親の若年出産は子供の教育年数を大きく低下させることが明らかとなった。本稿の分析では、親の生活水準が低い家計が若年出産しているのか、若年出産してから生活水準が低いのかを明らかにできないが、この点は若年出産を抑制すべきか、若年出産を選択した家計に金銭的な補助を行うかを議論するうえで重要な論点であるので、今後解決すべき問題である。

表 8 は、親子調査を用いた分析結果の表 5 の(3)と(4)のモデルを母親の若年出産の定義を変えて推定した結果である。表 7 と同様、パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定した結果、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定した結果である。表には、若年出産ダミーのみを掲載している。表 8 のパネル A の推定結果をみると、母親の出産に関する

選好を制御した OLS と兄弟姉妹間の固定効果を制御した FE の推定結果ともに若年出産の係数は有意ではない。次に、パネル B の推定結果を確認すると、パネル A と比較して OLS と FE とともに 24 歳以下までの若年出産ダミーの係数が低下し、OLS の係数は若年出産が 20 歳以下、22 歳以下、23 歳以下の場合に負で有意となる。しかし、OLS の結果は親の経済的要因を制御していないので、この推定値に下方バイアスが生じている可能性が高い。

表 9 は、親子調査を用いた分析結果の表 6 の(3)のモデルを母親の若年出産経験年齢の定義を変えて推定した結果である。つまり、第一子の出産年齢が 20 歳以下、…、25 歳以下の場合を、それぞれ若年出産経験ダミーとしている。表 8 と同様、パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定した結果、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定した結果で、表には若年出産ダミーのみを掲載している。表 9 のパネル A の推定結果をみると、20 歳以下から 25 歳以下までのいずれの若年出産経験ダミーの係数は有意ではない。パネル B の推定結果を確認すると、パネル A と比較して 23 歳以下の若年出産経験ダミーの係数が低下し、20 歳以下の場合に若年出産経験ダミーの係数は負で有意となる。もちろん、表 8 と同様、この推定値には下方バイアスの懸念がある。

最後に、なぜ近年において子供の教育水準に対する母親の若年出産の影響が強くなっているのかを考察する。近年、若年に出産する母親の割合がそれほど変わっていない一方で、若年の非嫡出子の出産や婚前妊娠の増加、中絶率の上昇がみられる²⁰。1986 年に男女雇用機会均等法が施行されて女性の教育の収益率が高まったとすると、若年に妊娠した女性の意思決定に自己選択が生じ、教育の収益率が低い母親が若年出産した可能性がある。このように考えると、表 7 の近年生まれた子供を対象にしたパネル B の若年出産ダミーと低生活水準ダミーの交差項の係数が大きな負の値をとっている結果を説明できる。しかしながら、表 7 の分析は、代理変数の妥当性や若年出産したから生活水準が低いのか、生活水準が低いから若年出産したのかを明らかにできていないなどの課題が残る。この点の検証は今後の研究課題である。

5. 先行研究との比較

本節では、本稿の推定結果と先行研究の推定結果を比較する。まず、本稿と同様、FE で推定した Francesconi(2008)と比較し、次に、日本の研究である坂本(2009)と比較する。

まず、イギリスのデータを用いて同様の推定方法で推定した Francesconi(2008)の結果と比較しよう。Francesconi(2008)は母親の若年出産は子供の教育水準を有意に低下させることを明らかにしているが、Francesconi(2008)と本稿はサンプルの特性とアウトカムが違う。サンプルについて、本稿は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年生まれで、調査時点で本人が 23 歳以上である。一方、Francesconi(2008)は British Household Panel Survey(BHPS)を用いて、1970 年から 1983 年生まれの調査時点において 16 歳以上の子供を分析の対象としている。つまり、本稿と比較してより近年の子供に対する母親の若年出産の影響を分析

²⁰ 第 II 節の図 2、図 3、図 4 を参照。

している。また、Francesconi(2008)は高校卒業程度を表す A-level を子供の教育水準の指標として使用している。したがって、本稿と Francesconi(2008)を単純に比較することはできないが、本稿の表 8 の FE で推定した比較的近年に生まれた子供に対する母親の若年出産の影響は有意ではない。表には掲載していないが、アウトカムを大学卒業ダミーにしても結果は変わらない。

次に、PSMの推定結果を示し、その推定結果を日本の先行研究である坂本(2009)と比較する。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簡単に説明する。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、1959年から1979年生まれの女性の教育水準をアウトカムとして分析を行っている。母親の若年出産の影響を識別するため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²¹。

坂本(2009)と同じ推定方法であるPSMを用いて母親の若年出産の影響を調べる。Propensity scoreを計算するためのセレクション推定の結果を表A3に掲載している。条件付独立の仮定(CIA)以外にPSMの前提に、同じ観察可能な変数を持つサンプルは、コントロールグループとトリートメントグループの両方に分析対象となるサンプルが存在する必要がある。本稿は、Caliendo, Hujer, Thomsen(2005)の最小最大値比較(Minima-Maxima Comparison)に従いコモンサポートを決定した。この基準によるコモンサポートの削減率は表A4に記載している²²。本稿は、(1)Nearest Neighbor、(2)Kernel²³、(3)Radius²⁴、(4)Stratification²⁵の4つのマッチング法を用いた。KernelとStratificationの推定値の標準誤差はブートストラップ法を用いて計算している²⁶。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、本調査を用いてPSMで推定した結果を表10に掲載している²⁷。これまでの分析は、一人っ子の子供の家族を除いていた

²¹ 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0.001としている。 $(|p^t - p^c| < \delta = 0.001)$

²² Minima-Maxima Comparisonとは、Propensity scoreが他方のPropensity scoreの最小値よりも小さい観測値、逆に一方のPropensity scoreが他方のPropensity scoreの最大値よりも大きい観測値を除去して、コモンサポートを決定する方法である。

²³ Kernel関数のバンド幅は0.01である。

²⁴ 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。 $(|p^t - p^c| < \delta = 0.01)$

²⁵ Propensity Scoreの階層は10とした。

²⁶ 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。

²⁷ 親子調査を用いた場合、女性に限定すると母の出産年齢が21歳以下の観測数がわずかになるため、本調査を用いた分析のみを掲載している。表4と同じサンプルを用いてPSMで推定した結果は表A5に掲載している。

が、表 10 の推定結果は子供が一人の家族も含んでいる。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、観測数である。坂本(2009)のサンプルサイズは 2229 で、そのうち若年出産は 127 である。本稿は 1597 のうち若年サンプルは 75 である。

坂本(2009)と本稿のPSMの推定結果を比較しよう。アウトカムが教育年数の場合、Kernel マッチング法の結果に注目すると、坂本(2009)の推定値は-0.51 で 1%有意だが、本稿の推定値は-0.35 で有意ではない。Radius マッチング法では、坂本(2009)は-0.50 で 1%有意だが、本稿は-0.29 で有意ではない。アウトカムが大学卒業ダミーの場合も、教育年数と同様、坂本の推定結果は負で有意だが、本稿の推定結果は有意ではない。したがって、本稿における母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響は坂本(2009)と比較して若干小さい。ただし、本稿のPSMは、坂本(2009)とセレクション推定の説明変数と観測数が異なることに注意されたい。さらに、第IV節で議論したように、条件付独立の仮定(CIA)が満たされない場合、PSMの推定値は一致性を満たさない。本稿のセレクション推定には若年出産の意思決定を規定する説明変数が十分でないことから、条件付独立の仮定(CIA)を満たさない可能性がある²⁸。したがって、本稿のPSMはCIAが満たされていない可能性があり、推定結果には注意が必要である²⁹。

VII. 結論

本稿は、2つのアンケート調査を用いて、母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響を推定した。分析の結果、次の4点が明らかとなった。第一に、子供の15歳時において経済水準が高い母親が若年出産した場合、子供の教育水準に影響を与えない。第二に、母親の出産に関する選好を制御すると、若年出産の負の影響は有意でなくなる。第三に、観察できない兄弟姉妹間で共通の要因を制御すると、母親の若年出産は子供の教育水準に影響を与えない。第四に、母親の若年出産の一時的影響と恒常的影響を合わせても、母親の若年出産は子供の教育水準にほとんど影響を与えない。これらの結果は、何歳を若年出産とするかの基準を変えても、さらに、子供の教育水準を大学卒業したかどうかのダミー変数にしても変わらない。以上の結果から、本稿は若年出産に起因する直接的影響は大きくないと結論付けた。

以上の分析結果は、子供の教育水準を向上させるためには、若年出産を抑制する政策よりも、子育てを経済的に支援する政策が効果的であることを示している。しかしながら、貧困家計に対する経済的支援が子供の教育水準に影響すると考えるのは短絡的であろう。なぜなら、経済的支援が子供のために使われるとは限らないからである。子供の教育水準

²⁸ 本稿は、トリートメントがランダムに割り振られているのかを確認するために、Propensity score で分けられた階層ごとで、若年出産グループと非若年出産グループの各説明変数の平均値が有意に異なるかを検定し、有意に異なることを確認している。

²⁹ Heckman, et al.(1997,1998)や市村(2010)が述べているように、PSMはコモンサポートを設定する点がOLSと大きく異なる。

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、次の 2 点を明らかにする必要がある。第一に、親の経済水準と母親の若年出産の意思決定の因果関係である。本稿では、若年出産したから親の経済水準は低下するのか、経済水準が低い親が若年に出産するのかを明らかにできなかった。第二に、どのような母親の選好が若年出産の意思決定に影響を与えているのかを解明することである。この分析では、母親の選好が時間について変化するのか否かも論点になる。

母親の若年出産は、母親本人だけでなく子供にも関係する問題である。しかも、少子化が進んでいる日本において将来懸念される問題でもある。しかしながら、若年出産の実態や影響を分析した研究は非常に少ない。若年出産を選択する親の特性や就業状況など明らかでないことが多い。今後、本稿で明らかにできなかった点を含めて、日本における若年出産の実態と母親自身と子供に対する影響に関する研究の蓄積が望まれる。

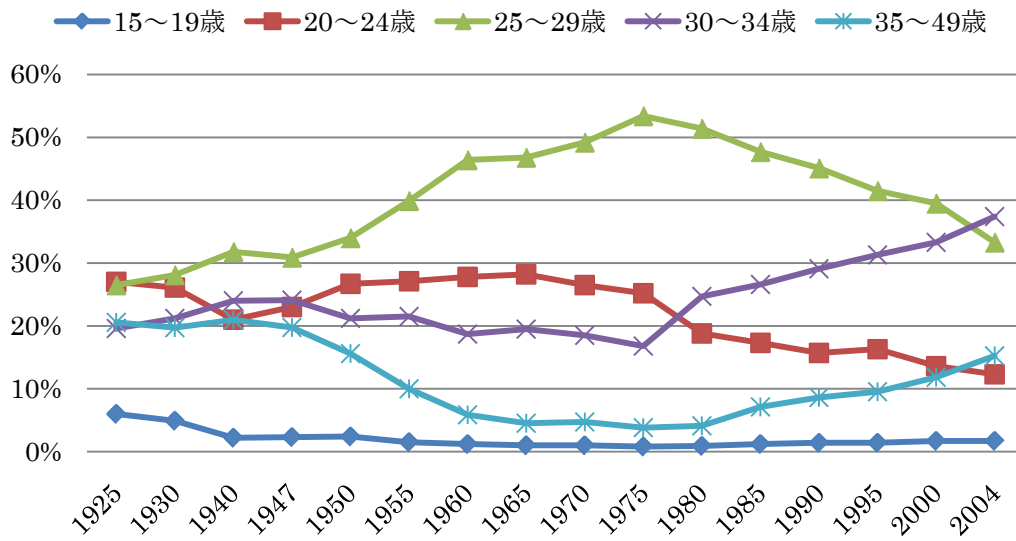
参考文献

- Ameriks, John, Andrew Caplin, and John Leahy(2003), “Wealth Accumulation and the Propensity to Plan”, *Quarterly Journal of Economics* 118(4), pp.1007-1047
- 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.
- Angrist, Joshua David, and Jorn-Steffen Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: an Empiricist Companion*, Princeton University Press/
- 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,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, No.2, pp.669-700.
- Caliendo, Marco, Reinhard, Hujer, and Stephan, Thomsen (2005) “The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: Microeconomic Evaluation,” IZA Discussion Paper Series, No.1512.
- 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.
- Card, David (1999) “The Causal Effect of Education on Earning,” in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* 5: 1801-1863. New York: North-Holland.
- 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.
- Geronimus, Arline T., and Sanders Korenman (1992) "The Socioeconomic Consequences of Teen Childbearing Reconsidered," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.107, No.4, pp.1187-1214.
- Havenman, Robert, and Barbara Wolfe (1995) "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings," *Journal of Economic Literature*, Vol.33, No.4, pp.1829-1878.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra E. Todd (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, Vol.64, pp.605-654.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra E. Todd (1998) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, Vol.65, Vol.2, pp.261-294.
- Holmlund, Helena (2005) "Estimating Long-Term Consequences of Teenage Childbearing," *Journal of Human Resources*, Vol.40, No.3, pp.716-743.
- Imbens, Guido W. (2004) "Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review," *The Review of Economics and Statistics* Vol.86, No.1, pp.4-29.
- Imbens, Guido W. and Jeffrey M. Wooldridge (2009) "Recent Development in the Econometrics of Program Evaluation," *Journal of Economic Literature*, Vol.47, 1, pp.5-86.
- Klepinger, Daniel, Shelly Lundberg, and Robert Plotnick (1999) "How Does Adolescent Fertility Affect the Human Capital and Wages of Young Women?" *Journal of Human Resources*, Vol.34, No.3, pp.421-448.
- Kubota, Kohei, Charles Y. Horioka, Akiko Kamesaka, Masao Ogaki, and Fumio Ohtake (2010) "Time Discounting and Intergenerational Altruism," mimeo, Osaka University.
- LaLonde, Robert J. (1986) "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data," *American Economic Review*, Vol.76, No.4, pp.785-806.
- 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.
- Miller, Amalia R. (2009a) "The effects of motherhood timing on career path," *Journal of Population Economics*, Vol.10.
- Miller, Amalia R. (2009b) "Motherhood delay and the human capital of the next generation," *American Economic Review*, Vol.99. No.2, pp.154-158.

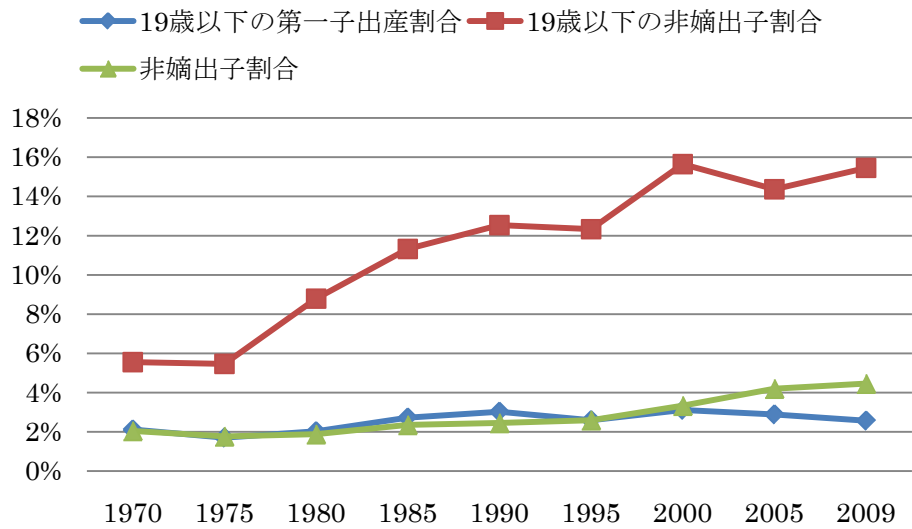
- Rosenbaum and Rubin (1983) " The central role of the propensity score in observational studies for causal effects," *Biometrika*, Vol.70, No.1, pp.41-55.
- Rosenzweig, Mark R., and Kenneth I. Wopin (1995) "Sisters, Siblings, and Mothers: The Effect of Teen-Age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context," *Econometrica*, Vol.63, No.2, pp.303-326.
- Solon Gray (1999) "Intergenerational Mobility in the Labor Market," in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics 5*: pp.1761-1800. New York: North-Holland.
- UNICEF (2001) *A League Table of Teenage Births in Rich Nations*, Innocenti Research Centre, Florence.
- 市村英彦 (2010) 「ミクロ実証分析の進展と今後の展望」日本経済学会編『日本経済学会 75 年史』第 8 章、有斐閣.
- 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.
- 佐藤嘉倫, 吉田崇 (2007) 「貧困の世代間連鎖の実証研究」『日本労働研究雑誌』 No.563, pp.75-83.
- 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 卷 第 3 号, pp.417-424.
- 安井健悟, 佐野晋平 (2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』 No.588, pp.16-33.

図 1. 年齢別の出産比率



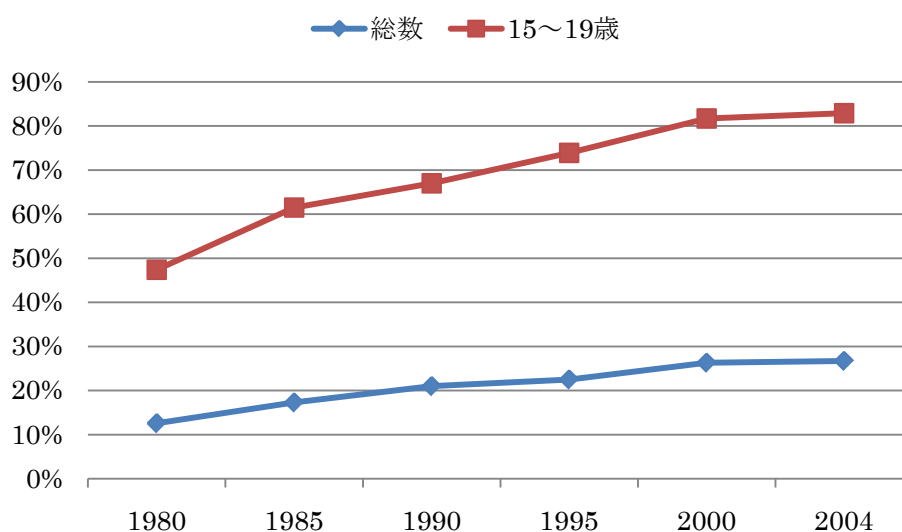
注：出所は厚生労働省『人口動態統計』。

図 2. 19歳以下の非嫡出子割合の推移



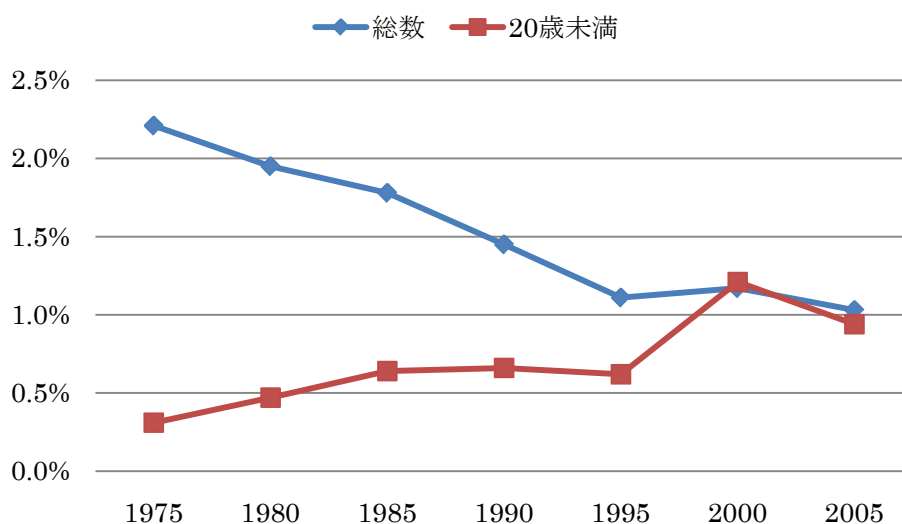
注：出所は厚生労働省『人口動態統計』。

図 3. 第一子の出生数のうち結婚期間が妊娠期間より短い出生割合の推移



注：出所は厚生労働省『平成 17 年度 人口動態統計特殊報告』。「結婚週数<妊娠週数-3 週」(=「妊娠週数≥結婚週数+4 週」)で出生した場合を結婚期間が妊娠期間より短い出生とした。結婚期間が 1 ヶ月の場合は 4 週で算出した。

図 4. 中絶率の推移



注：出所は厚生労働省『母体保護統計』と『衛生行政報告例』。

図5 19歳以下の出産比率

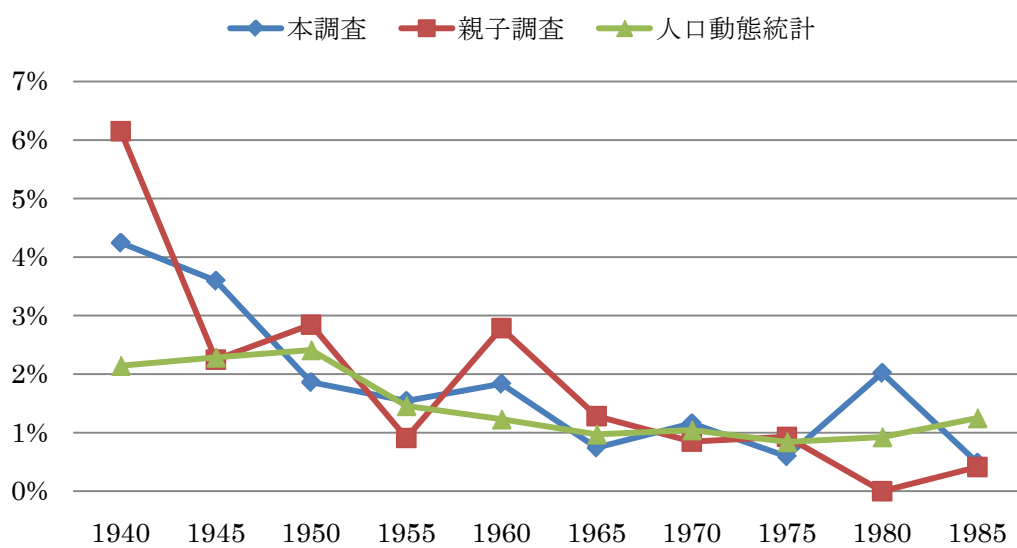


図6 20~24歳の出産比率

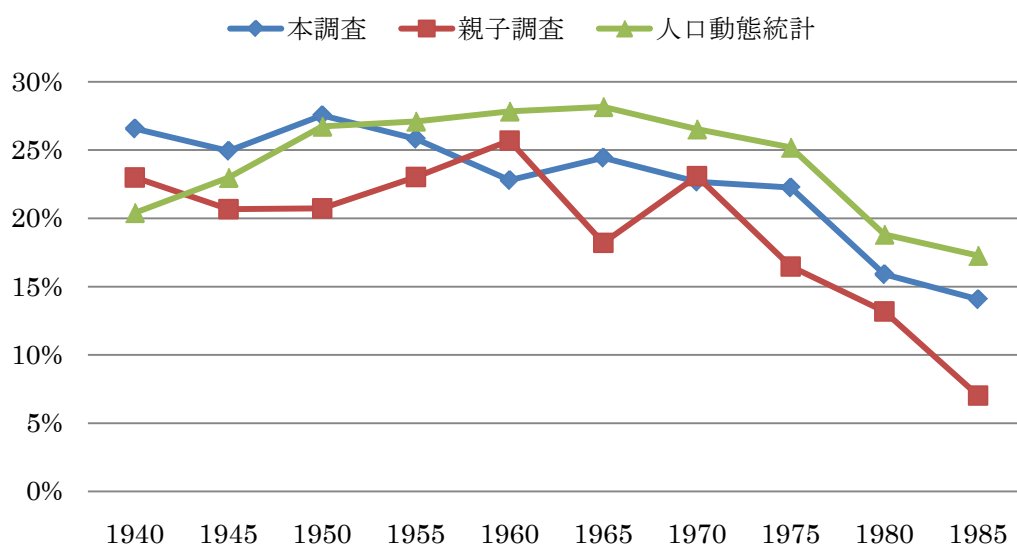


図7 平均出産年齢の推移

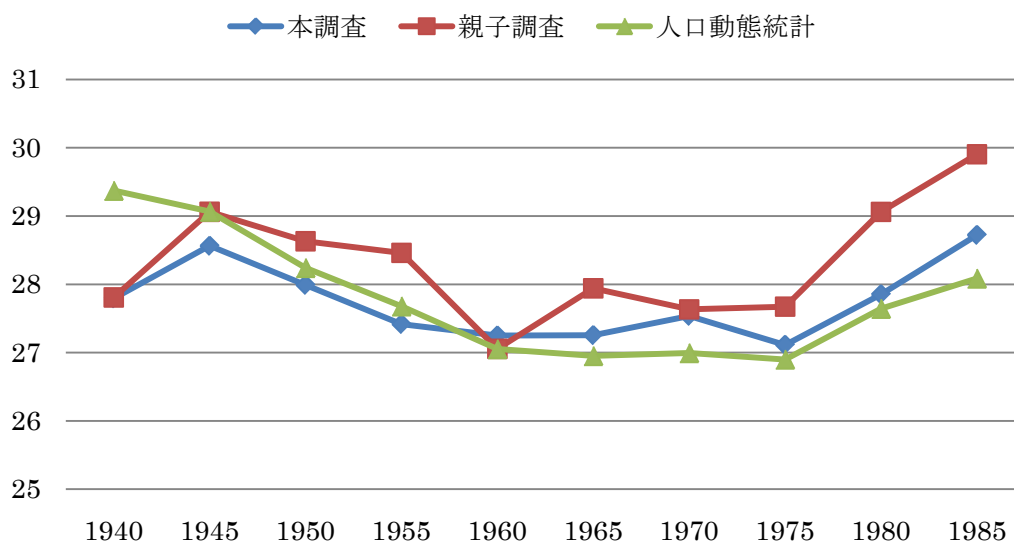


図8 本調査と親子調査の出産年齢

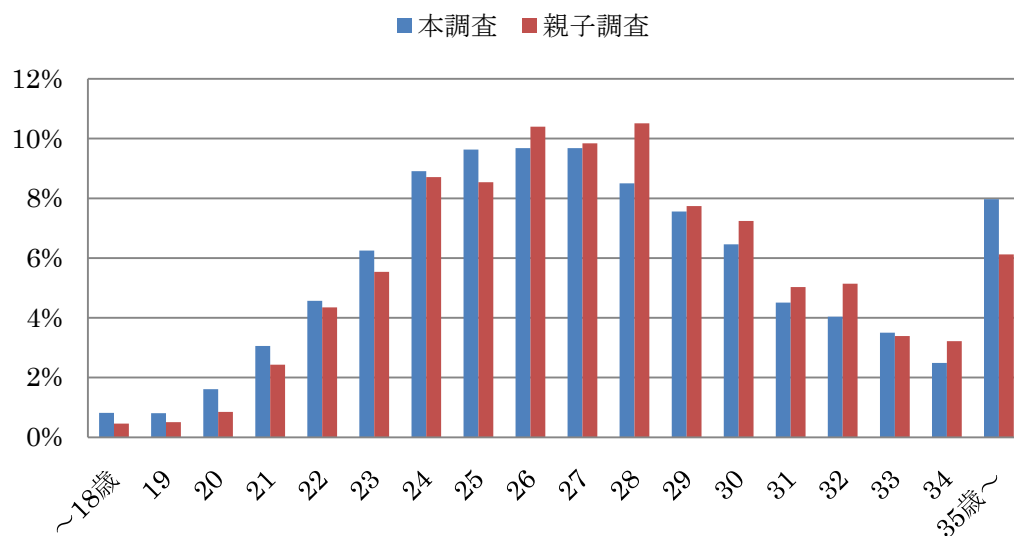


表 1 兄弟数の分布

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 = 6656)				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
1940～44 年生ダミー	0.10	0.30	0	1	0.06	0.23	0	1
1945～49 年生ダミー	0.13	0.34	0	1	0.11	0.32	0	1
1950～54 年生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1
1955～59 年生ダミー	0.13	0.34	0	1	0.11	0.32	0	1
1960～64 年生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.13	0.33	0	1
1965～69 年生ダミー	0.13	0.34	0	1	0.13	0.34	0	1
1970～74 年生ダミー	0.12	0.33	0	1	0.15	0.36	0	1
1975～79 年生ダミー	0.07	0.25	0	1	0.11	0.31	0	1
1980～83 生ダミー	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 歳の頃の生活水準	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				

表 2 記述統計量(続き)

	本調査 (N = 6656)				親子調査 (N = 1769)			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
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
21 歳以下出産経験ダミー					0.11	0.31	0	1
母の生まれ年	1932	12	1893	1963	1934	11	1908	1958
母 1909 年以前生ダミー	0.03	0.17	0	1	0.001	0.03	0	1
母 1910～14 生ダミー	0.06	0.23	0	1	0.03	0.16	0	1
母 1915～19 生ダミー	0.08	0.28	0	1	0.10	0.31	0	1
母 1920～24 生ダミー	0.11	0.31	0	1	0.11	0.32	0	1
母 1925～29 生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.11	0.32	0	1
母 1930～34 生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.13	0.34	0	1
母 1935～39 生ダミー	0.14	0.34	0	1	0.14	0.35	0	1
母 1940～44 生ダミー	0.13	0.33	0	1	0.13	0.33	0	1
母 1945～49 生ダミー	0.10	0.30	0	1	0.16	0.37	0	1
母 1950 年以降生ダミー	0.07	0.26	0	1	0.08	0.27	0	1
父年齢 - 母年齢	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

注：15 歳ごろの生活水準は本調査で回答者のみに質問しており、観測数は 4270 である。

表 3 若年出産と非若年出産の比較

若年出産 観測数	本調査			親子調査		
	No	Yes	平均の差	No	Yes	平均の差
	6237	419		1694	75	
	平均	平均	平均	平均	平均	
子供						
教育年数	13.16	12.57	0.60 *	13.40	12.49	0.91 *
中学卒業ダミー	0.08	0.14	-0.06 *	0.07	0.12	-0.05
高校卒業ダミー	0.49	0.56	-0.07 *	0.45	0.59	-0.14 *
短大・高専卒ダミー	0.17	0.11	0.05 *	0.15	0.16	-0.01
大学卒業ダミー	0.27	0.19	0.07 *	0.33	0.13	0.19 *
出産年齢	28.08	19.96	8.13 *	28.04	20.20	7.84 *
生まれ年	1960	1956	4.01 *	1962	1954	7.88 *
1940～44 年生ダミー	0.09	0.17	-0.08 *	0.05	0.15	-0.09 *
1945～49 年生ダミー	0.13	0.20	-0.06 *	0.11	0.23	-0.12 *
1950～54 年生ダミー	0.14	0.17	-0.03	0.14	0.24	-0.10 *
1955～59 年生ダミー	0.13	0.11	0.02	0.11	0.09	0.02
1960～64 年生ダミー	0.14	0.11	0.03	0.13	0.11	0.02
1965～69 年生ダミー	0.13	0.09	0.04 *	0.14	0.07	0.07 *
1970～74 年生ダミー	0.12	0.08	0.02 *	0.15	0.07	0.09 *
1975～79 年生ダミー	0.07	0.04	0.03 *	0.11	0.05	0.06 *
1980 年～生ダミー	0.04	0.03	0.01	0.05	0.00	
年齢	49.26	53.27	-4.01 *	43.74	51.63	-7.88 *
男性ダミー	0.47	0.51	-0.05	0.47	0.43	0.04
兄弟数	2.97	2.97	0.00	2.97	3.17	-0.21
長子ダミー	0.36	0.76	-0.39 *	0.35	0.84	-0.49 *
15 歳の頃の生活水準	4.82	4.76	0.06			
低生活水準ダミー	0.23	0.25	-0.02			
中生活水準ダミー	0.59	0.60	-0.01			
高生活水準ダミー	0.17	0.15	0.03			

表 3 若年出産と非若年出産の記述統計量(続き)

若年出産 観測数	本調査			親子調査		
	No	Yes	平均の差	No	Yes	平均の差
	6237	419		1694	75	
	平均	平均	平均	平均	平均	平均
親						
母の生まれ年	1932	1936	-4.12 *	1934	1934	0.04
～1909 年生ダミー	0.03	0.00		0.00	0.00	
1910～14 生ダミー	0.06	0.00		0.03	0.00	
1915～19 生ダミー	0.09	0.01	0.08 *	0.11	0.03	0.08 *
1920～24 生ダミー	0.11	0.15	-0.04 *	0.11	0.12	-0.01
1925～29 生ダミー	0.14	0.21	-0.07 *	0.11	0.24	-0.13 *
1930～34 生ダミー	0.13	0.17	-0.04 *	0.13	0.25	-0.12 *
1935～39 生ダミー	0.14	0.10	0.04	0.15	0.07	0.08 *
1940～44 生ダミー	0.13	0.13	0.00	0.13	0.11	0.02
1945～49 生ダミー	0.10	0.11	-0.01	0.16	0.05	0.11 *
1950 年～生ダミー	0.07	0.13	-0.06 *	0.08	0.13	-0.06
父年齢－母年齢	3.26	5.28	-2.02 *	3.39	5.68	-2.29 *
父の教育年数	11.10	10.66	0.44 *	11.38	10.59	0.79 *
中学卒業ダミー	0.50	0.57	-0.07 *	0.47	0.61	-0.15 *
高校卒業ダミー	0.35	0.34	0.01	0.33	0.28	0.05
短大・高専卒ダミー	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01 *
大学卒業ダミー	0.14	0.09	0.06 *	0.19	0.11	0.08 *
母の教育年数	10.76	10.31	0.45 *	10.84	9.76	1.08 *
中学卒業ダミー	0.48	0.59	-0.10 *	0.49	0.75	-0.26 *
高校卒業ダミー	0.44	0.39	0.05 *	0.40	0.25	0.15 *
短大・高専卒ダミー	0.04	0.01	0.03 *	0.06	0.00	0.06 *
大学卒業ダミー	0.03	0.01	0.02 *	0.05	0.00	0.05 *

注：若年出産とは、母の出産年齢が 21 歳以下を示す。平均値の差の検定は、非若年出産から若年出産の値を引いた検定の結果である。*は有意水準 5%の両側検定の棄却を表わす。

表 4 母親の若年出産が子供の教育年数に与える影響:本調査

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
若年出産ダミー	-0.59 *	-0.41 *	-0.40 *	-0.49 *	
	(0.11)	(0.11)	(0.11)	(0.14)	
若年出産ダミー×低生活水準ダミー					-0.70 *
					(0.25)
若年出産ダミー×中生活水準ダミー					-0.40 *
					(0.18)
若年出産ダミー×高生活水準ダミー					-0.51
					(0.35)
低生活水準ダミー				-0.60 *	-0.59 *
				(0.07)	(0.07)
高生活水準ダミー				0.30 *	0.31 *
				(0.08)	(0.08)
男性ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
長子ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子供の生まれ年	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
母の生まれ年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
兄弟数	No	Yes	Yes	Yes	Yes
父 高校卒業ダミー	No	Yes	Yes	Yes	Yes
母 大学卒業ダミー	No	Yes	Yes	Yes	Yes
父と母の年齢差	No	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県ダミー	No	No	Yes	Yes	Yes
定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.08	0.23	0.24	0.26	0.26

注：被説明変数は子供の教育年数である。本調査を用いて、子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年を対象にして、OLS で推定した。(1)から(3)の観測数は 6656 で、(4)と(5)は 3962 である。カッコ内は White の頑健標準誤差である。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 5 母親の若年出産が子供の教育年数に与える影響: 親子調査

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	FE (4)
若年出産ダミー	-0.80 *	-0.43	-0.28	-0.02
	(0.24)	(0.23)	(0.23)	(0.10)
母親の出産年齢の平均			0.06 *	
			(0.03)	
母親の出産年齢の標準偏差			-0.14 *	
			(0.06)	
男性ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
長子ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
子供の生まれ年	Yes	Yes	Yes	Yes
母の生まれ年ダミー	Yes	Yes	Yes	No
兄弟数	No	Yes	Yes	No
父 学歴ダミー	No	Yes	Yes	No
母 学歴ダミー	No	Yes	Yes	No
父と母の年齢差	No	Yes	Yes	No
定数項	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数(家族数)	1769(668)	1769(668)	1769(668)	1769(668)
決定係数	0.12	0.27	0.27	0.01

注：被説明変数は子供の教育年数である。親子調査を用いて、子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年を対象にして推定を行った。個人の観測数は 1769 で、家族数は 668 である。(1)から(3)のカッコ内は家族ごとで clustering した頑健標準誤差で、(4)と(5)のカッコ内は White の頑健標準誤差である。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 6 母親の若年出産経験が子供の教育年数に与える影響：親子調査

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
若年出産経験ダミー	-1.17 *	-0.71 *	-0.56
	(0.28)	(0.27)	(0.29)
母親の出産年齢の平均			0.04
			(0.03)
母親の出産年齢の標準偏差			-0.12
			(0.07)
男性ダミー	Yes	Yes	Yes
長子ダミー	Yes	Yes	Yes
子供の生まれ年	Yes	Yes	Yes
母の生まれ年ダミー	Yes	Yes	Yes
兄弟数	No	Yes	Yes
父 学歴ダミー	No	Yes	Yes
母 学歴ダミー	No	Yes	Yes
父と母の年齢差	No	Yes	Yes
定数項	Yes	Yes	Yes
観測数(家族数)	1769(668)	1769(668)	1769(668)
決定係数	0.14	0.27	0.28

注：被説明変数は子供の教育年数である。説明変数の若年出産経験ダミーは母親が 21 歳以下で出産した経験がある場合を 1 とするダミー変数である。親子調査を用いて、子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年を対象にして推定を行った。個人の観測数は 1769 で、家族数は 668 である。カッコ内は家族ごとで clustering した頑健標準誤差である。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 7 母親の出産年齢別・子供の生まれ年別の分析：親の生活水準の交差項

母の出産年齢	20 歳以下	21 歳以下	22 歳以下	23 歳以下	24 歳以下	25 歳以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネル A: 1940～83 年生 観測数(3962)						
若年出産ダミー	-0.88*	-0.70*	-0.49*	-0.33*	-0.24	0.01
× 低生活水準ダミー	(0.29)	(0.25)	(0.19)	(0.16)	(0.15)	(0.14)
若年出産ダミー	-0.56*	-0.40*	-0.25	-0.08	0.05	0.07
× 中生活水準ダミー	(0.27)	(0.18)	(0.14)	(0.12)	(0.10)	(0.10)
若年出産ダミー	-0.67	-0.51	-0.20	-0.18	-0.16	-0.09
× 高生活水準ダミー	(0.40)	(0.35)	(0.25)	(0.22)	(0.18)	(0.16)
若年出産の割合	3%	6%	10%	17%	25%	35%
決定係数	0.264	0.263	0.262	0.262	0.261	0.261
パネル B: 1960～83 年生 観測数(1935)						
若年出産ダミー	-1.80*	-1.45*	-0.88*	-0.54*	-0.42*	-0.20
× 低生活水準ダミー	(0.52)	(0.37)	(0.27)	(0.25)	(0.23)	(0.23)
若年出産ダミー	-0.52	-0.56	-0.31	-0.02	-0.02	-0.05
× 中生活水準ダミー	(0.44)	(0.30)	(0.22)	(0.17)	(0.14)	(0.14)
若年出産ダミー	-0.03	-0.05	0.19	0.14	-0.13	-0.20
× 高生活水準ダミー	(0.75)	(0.57)	(0.35)	(0.30)	(0.24)	(0.21)
若年出産の割合	2%	4%	7%	13%	23%	33%
決定係数	0.217	0.218	0.217	0.215	0.214	0.214

注：被説明変数は教育年数である。本調査を用いて OLS で推定した結果である。パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定し、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定した推定結果である。それぞれの観測数は 3962、1935 である。表 4 の(5)と同じ説明変数で、カッコ内は White の頑健標準誤差である。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 8 母親の出産年齢別・子供の生まれ年別の分析

母の出産年齢	20 歳以下	21 歳以下	22 歳以下	23 歳以下	24 歳以下	25 歳以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネル A: 1940～83 年生 個人数(1769),家族数(668)						
OLS	-0.42 (0.28)	-0.28 (0.23)	-0.16 (0.17)	-0.24 (0.15)	-0.07 (0.13)	0.00 (0.12)
決定係数	0.273	0.272	0.272	0.273	0.272	0.272
FE	-0.04 (0.07)	-0.02 (0.04)	-0.06 (0.06)	-0.11* (0.07)	-0.01 (0.06)	0.02 (0.06)
決定係数	0.009	0.009	0.010	0.012	0.009	0.009
若年出産の割合	2%	4%	9%	14%	23%	31%
パネル B: 1960～83 年生 個人数(912),家族数(380)						
OLS	-0.99* (0.44)	-0.74 (0.41)	-0.51* (0.26)	-0.46* (0.22)	-0.18 (0.19)	-0.04 (0.17)
決定係数	0.209	0.209	0.209	0.209	0.207	0.206
FE	-0.22 (0.21)	-0.12 (0.14)	-0.20 (0.15)	-0.30 (0.17)	-0.02 (0.13)	0.05 (0.11)
決定係数	0.019	0.019	0.021	0.026	0.019	0.019
若年出産の割合	1%	2%	6%	11%	20%	29%

注：被説明変数は教育年数である。親子調査を用いて推定した結果である。パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定している。OLS は表 5 の(3)のモデル、FE は表 5 の(4)のモデルと同じである。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 9 母親の出産経験年齢別・子供の生まれ年別の分析

母の出産経験年齢	20 歳以下	21 歳以下	22 歳以下	23 歳以下	24 歳以下	25 歳以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネル A: 1940 年～83 年生 個人数(1769), 家族数(668)						
OLS	-0.63 (0.32)	-0.56 (0.29)	-0.14 (0.25)	-0.25 (0.22)	-0.15 (0.22)	-0.11 (0.23)
若年出産経験の割合	5%	11%	21%	33%	48%	61%
パネル B: 1960 年～83 年生 個人数(912), 家族数(380)						
OLS	-1.06* (0.43)	-0.66 (0.43)	-0.30 (0.29)	-0.35 (0.27)	-0.13 (0.27)	0.06 (0.27)
若年出産経験の割合	3%	5%	14%	23%	40%	54%

注：被説明変数は教育年数である。親子調査を用いて推定した結果である。パネル A は子供の生まれ年が 1940 年から 1983 年に限定、パネル B は 1960 年から 1983 年に限定している。OLS は表 6 の(3)のモデルである。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 10 母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響：PSM

アウトカム	データ	マッチング 方法	トリートメント の観測数	コントロール の観測数	ATT	標準誤差	t 値
教育年数	本調査	Nearest	74	132	-0.29	0.30	-0.95
		Kernel	74	901	-0.35	0.23	-1.54
		Radius	67	882	-0.33	0.22	-1.54
		Strata	67	908	-0.31	0.25	-1.23
大学卒業	本調査	Nearest	74	132	-0.03	0.06	-0.53
		Kernel	74	901	-0.05	0.05	-0.98
		Radius	67	873	-0.05	0.04	-1.24
		Strata	67	908	-0.06	0.04	-1.36

注：本調査の子供の生まれ年が 1959 年から 1979 年、子供の性別が女性、兄弟が一人以上の家族を分析対象にした推定結果である。トリートメントは母親の出産年齢が 21 歳以下である。

表 A1 母親の若年出産が子供の大学卒業確率に与える影響

	本調査 観測数(6656)		親子調査 個人数(1769)、家族数(668)			
	Probit (1)	Probit (2)	Probit (3)	Probit (4)	Probit (5)	FE (6)
若年出産ダミー	-0.09 *	-0.06 *	-0.19 *	-0.12 *	-0.09	0.00
	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.03)
出産年齢の平均					0.01	
					(0.01)	
出産年齢の標準偏差					-0.02	
					(0.02)	
男性ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
長子ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子供の生まれ年	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
母の生まれ年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No
兄弟数	No	Yes	No	Yes	Yes	No
父 学歴ダミー	No	Yes	No	Yes	Yes	No
母 学歴ダミー	No	Yes	No	Yes	Yes	No
父と母の年齢差	No	Yes	No	Yes	Yes	No
都道府県ダミー	No	Yes	No	No	No	No
定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
対数尤度	-3487	-3036	-1041	-910	-906	

注：被説明変数は大学卒業ダミーである。(1)から(5)はプロビットモデルで推定し、その限界効果を表示している。(6)はFEの推定結果である。(1)、(2)、(6)のカッコ内はWhiteの頑健標準誤差で、(3)から(5)のカッコ内は家族ごとにclusteringした頑健標準誤差である。*は有意水準5%で有意であることを示す。

表 A2 親子調査の若年出産割合

21歳以下で出産した子供の数		0人	1人	2人	合計
観測数	個人数	1574	163	32	1769
	家計数	602	57	9	668
平均出産子供数		2.61	2.86	3.56	
平均出産年齢		28.21	23.94	22.41	

表 A3 セレクション推定

	1940～83 年		1959～79 年
	本調査(6455)	親子調査(1571)	本調査(1673)
	(1)	(2)	(3)
父 高校卒業ダミー	0.00 (0.01)	0.00 (0.02)	0.01 (0.01)
父 高専・短大卒業ダミー	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.02)	
父 大学・大学院卒業ダミー	-0.01 (0.01)		-0.02 (0.01)
母 高校卒業ダミー	-0.03 * (0.01)	-0.03 * (0.01)	-0.02 (0.01)
母 高専・短大卒業ダミー	-0.06 * (0.00)		
母 大学・大学院卒業ダミー	-0.05 * (0.01)		-0.03 (0.02)
父と母の年齢差	0.01 * (0.00)	0.01 * (0.00)	0.01 * (0.00)
母 1910-19 年生ダミー	-0.05 * (0.02)	-0.05 * (0.02)	
母 1920-29 年生ダミー	0.06 * (0.03)	0.00 (0.04)	
母 1930-39 年生ダミー	0.02 (0.01)	0.01 (0.03)	-0.07 * (0.02)
母 1950-59 年生ダミー	0.01 (0.02)	0.08 (0.05)	0.00 (0.02)
母 1960 年以降生ダミー	0.41 * (0.14)		
母 年齢	0.00 * (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 * (0.00)
対数尤度	-1379	-269	-245

注：被説明変数は母親の若年出産ダミーである。プロビットモデルで推定し限界効果を記載している。カッコ内は White の頑健標準誤差である。モデル(1)と(2)は兄弟が 2 人以上の家計を、モデル(3)は兄弟数が 1 人以上の家計を対象としている。父と母の学歴のベースは中学卒業ダミーである。母の生まれ年のベースは、1940-1949 年生まれダミーである。*は有意水準 5%で有意であることを示す。

表 A4 コモンサポート

	若年出産	非若年出産	合計
パネル A. 本調査(1940年-1983年)			
Propensity score			
最小値	0.000017	0.000470	
最大値	0.961614	0.849191	
観測数			
Matching 前	419	6036	6455
Matching 後	419	5984	6403
削減率	0.0%	0.9%	
パネル B. 親子調査(1940年-1983年)			
Propensity score			
最小値	0.000528	0.002563	
最大値	0.597296	0.597296	
観測数			
Matching 前	75	1496	1571
Matching 後	75	1468	1543
削減率	0.0%	1.9%	
パネル C. 本調査(1959年-1979年)			
Propensity score			
最小値	0.000002	0.005352	
最大値	0.469364	0.753521	
観測数			
Matching 前	75	1597	1672
Matching 後	74	901	975
削減率	1.3%	43.6%	

注：若年出産とは母親の出産年齢が 21 歳以下を示す。Matching 後とは、Caliendo, Hujer, Thomsen(2005)の Minima-Maxima Comparison による基準によってコモンサポートを決定し、コモンサポート内の観測数である。

表 A5 母親の若年出産が子供の就学に与える影響：PSM

アウトカム	データ	マッチング 方法	トリートメント の観測数	コントロール の観測数	ATT	標準誤差	t 値
教育年数	本調査	Nearest	419	1366	-0.48	0.13	-3.66
		Kernel	419	5984	-0.56	0.11	-5.04
		Radius	393	5332	-0.58	0.11	-5.19
		Strata	419	5984	-0.53	0.11	-4.97
	親子調査	Nearest	75	177	-0.08	0.29	-0.26
		Kernel	75	1438	-0.52	0.23	-2.26
		Radius	75	967	-0.65	0.23	-2.78
		Strata	75	1438	-0.63	0.24	-2.66
大学卒業	本調査	Nearest	419	1366	-0.03	0.03	-0.98
		Kernel	419	5984	-0.05	0.02	-2.21
		Radius	393	5332	-0.06	0.02	-2.90
		Strata	419	5984	-0.05	0.02	-2.14
	親子調査	Nearest	75	177	-0.01	0.05	-0.11
		Kernel	75	1438	-0.08	0.04	-1.84
		Radius	75	967	-0.13	0.04	-2.98
		Strata	75	1438	-0.12	0.04	-2.80

注：分析対象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年であり、兄弟数が2人以上の家計である。トリートメントは母親の出産年齢が21歳以下である。