

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

（山形大学講師）

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。

【キーワード】教育訓練政策、女性労働政策、その他

目次

- I はじめに
- II 若年出産の動向
- III 若年出産の影響
- IV 推定方法
- V データ
- VI 推定結果
- VII 結論

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1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1つであろう。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、Klempinger, Lundberg and Protnick (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 (PSM) 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 Pischke (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, Francesconi and Pevalin (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、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。

論文の構成は以下のとおりである。II 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 は、若年出産の影響について整理する。IV 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 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。VI は、分析結果を示す。論文のまとめを VII で行う。

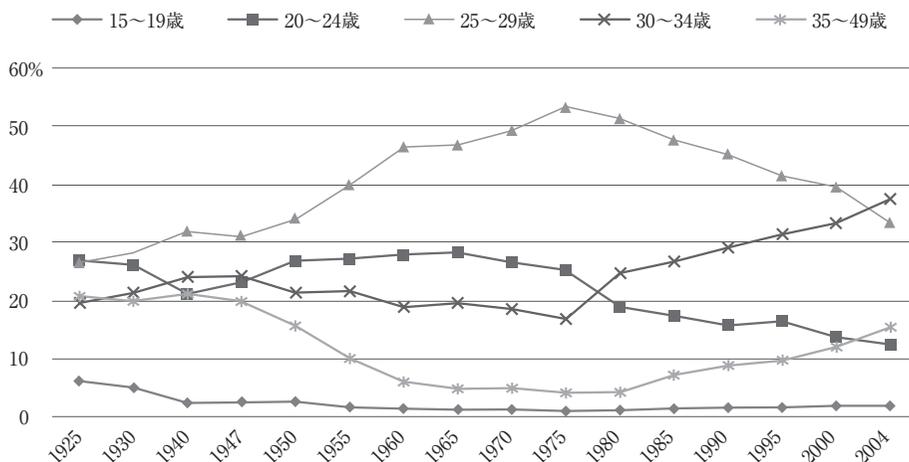
II 若年出産の動向

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 年までの各年に出生した人の年齢別割合を時系列に示したものである。分母は各年の総出生人数で、分子は各年の年齢別の出生人数である。例えば、1960 年の総出生数は 160 万 6041 人で、そのうち 1960 年に 15 歳から 19 歳で出生した母親は 1 万 9739 人であり、1960 年における 15 歳から 19 歳の出生比率は 1.2% である。若年の出生比率に注目すると、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 代の出生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ですが、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 2 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

図 1 年齢別の出生比率



出所：厚生労働省『人口動態統計』。

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年まではほぼ一定であるが、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、家庭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ども手当など

様々な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。

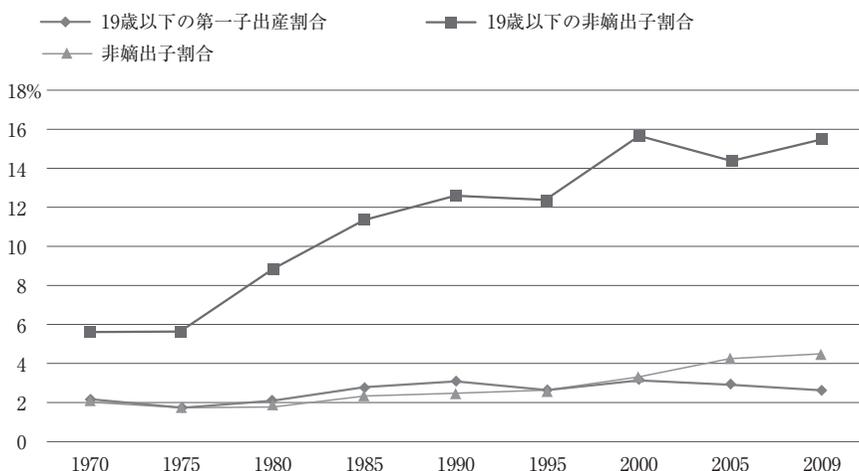
以上より、日本の若年出産の割合は欧米諸国と比較して決して高くないが、今後若年に出産する母親が増加する可能性や若年出産が子供の教育水準に与える効果に変化する可能性がある。今後貧困に対する政策の策定や効果を議論する上で、本稿の分析は基礎的な知見を与えるものと期待される。

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。

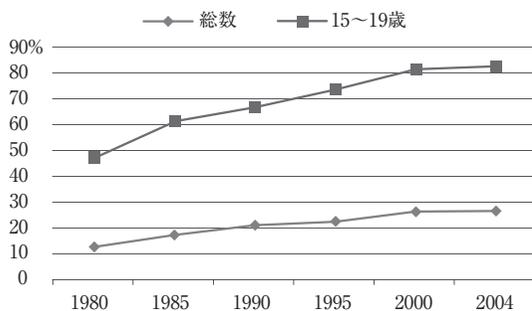
本稿において子供の教育水準に対する母親の若年出産そのものに起因する影響を直接的な影響を母親の若年出産の直接的影響とし、母親の若年出産の意思決定に関係する親の経済水準や母親の選好の影響を若年出産の間接的影響とする。特に、親の経済水準の影響と若年出産そのものの影響を

図2 19歳以下の非嫡出子割合の推移



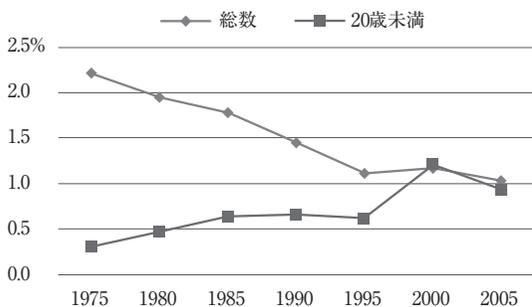
出所：厚生労働省『人口動態統計』。

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：「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カ月の場合は4週で算出した。
出所：厚生労働省「平成17年度人口動態統計特殊報告」。

図4 中絶率の推移



出所：厚生労働省「母体保護統計」と「衛生行政報告例」。

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だけに与える影響である。若年に出産した子供だけに影響を与え、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 最小二乗法 (OLS)

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が問題となる。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バイアスなく推定できるかを議論し、さらに、推定方法ごとで予想されるバイアスについても議論する。

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³⁾。

$$\text{edu}_i = \alpha + \pi \text{yb}_i + X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (1)$$

edu_i は子供 i の教育年数、 yb_i は子供 i の母が若年で出産した場合に 1 をとるダミー変数、 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 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 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、 $\{\text{edu}_{0i}, \text{edu}_{1i}\} \perp \text{yb}_i | X_i, Z_i$ である⁴⁾。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づけたとき、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⁵⁾。

若年出産に起因する非経済的影響を識別するためには、若年出産に関係す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⁶⁾。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、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 2 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 2 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。

$$\text{edu}_i = \alpha + \pi \text{yb}_i + \xi \text{yb}_i \times \text{econ}_i + \delta \text{econ}_i + X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (2)$$

(1) 式と異なるのは、親の恒常的経済水準を示す

変数 $econ_i$ と、その交差項 $yb_i \times econ_i$ が加わっている点である⁷⁾。(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、 $\{edu_{0i}, edu_{1i}\} \perp yb_i | X_i, Z_i, econ_i$ である。つまり、たとえ、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、条件付き独立の仮定は満たされず、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、つまり計画性や時間選好率が考えられる⁸⁾。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と、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。

$$edu_i = \alpha + \pi yb_i + \xi mean_i + \delta sd_i + X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (3)$$

(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 $mean_i$ と標準偏差 sd_i を加えている⁹⁾。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。

2 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すべ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すべ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¹⁰⁾。推定モデルは以下のとおりである。

$$edu_{ij} = \phi yb_{ij} + Z_{ij}\psi + v_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

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

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 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 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 v_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要因を制御できることから、推定値のバイアスが少なくと指摘したが、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。

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、回答者を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 2 つ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¹¹⁾。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

図5 19歳以下の出産比率

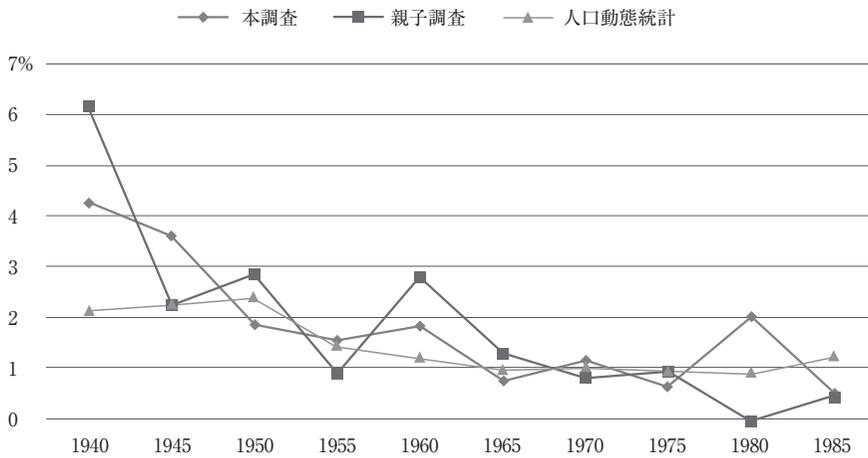
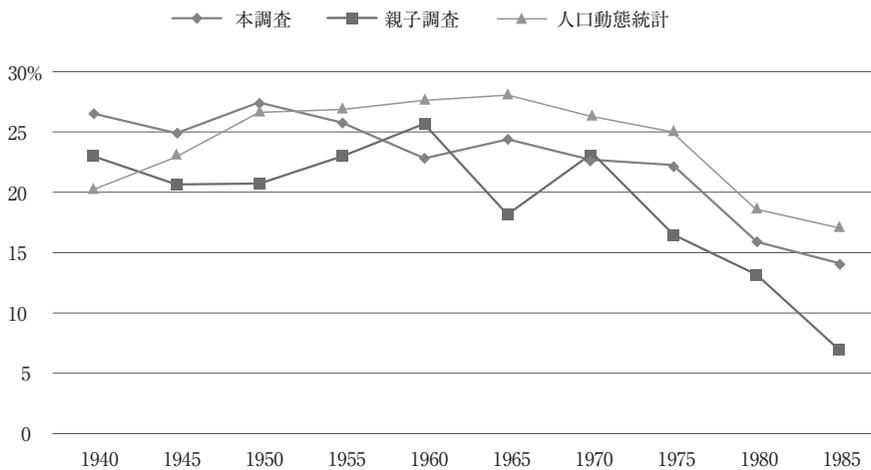


図6 20～24歳の出産比率



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¹²⁾。また、FEは兄弟間の教育水準の

図7 平均出産年齢の推移

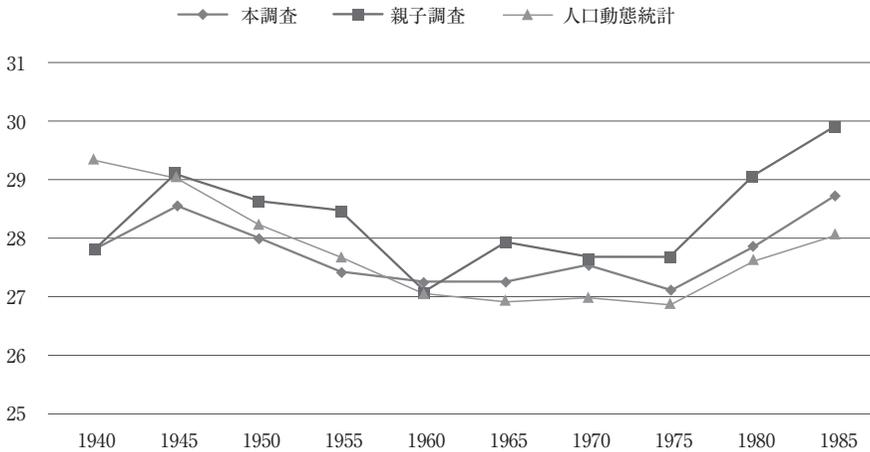
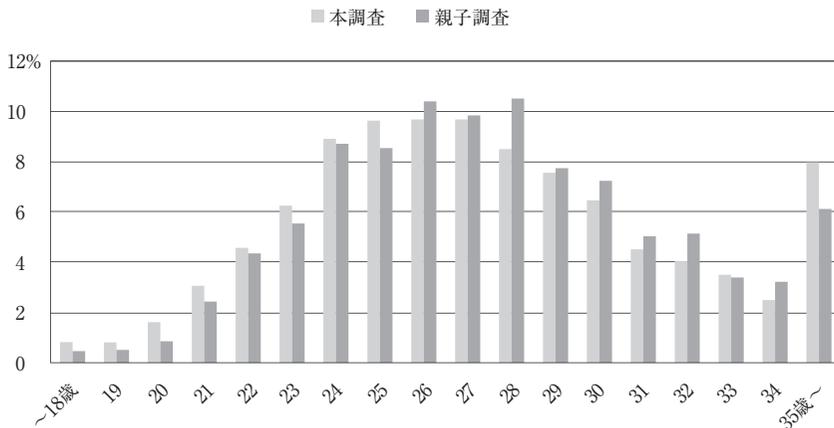


図8 本調査と親子調査の出産年齢



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、兄弟の数が1人の家族を含めると本調査の観測数は7150、親子調査は1831となる。本調査と親子調査の兄弟分布に目立った違いは見られない¹³⁾。

本稿で用いる変数の記述統計を表1に掲載している。両親の学歴と生まれ年の情報に家欠損値がある場合、そのサンプルは排除している¹⁴⁾。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。

親の恒常的経済水準は以下の質問の回答を用い

表1 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	2.10	9	16	13.4	2.10	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年生ダミー	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				

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、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となる。

子供が15歳頃の親の生活水準を示す $econ_t$ の分布を確認しよう。表1から親の生活水準の平均

値は4.82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2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

表1 記述統計量 (続き)

	本調査 (N = 6656)				親子調査 (N = 1769)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
親								
出産年齢	27.6	4.60	14	48	27.7	4.10	16	42
21歳以下出産ダミー	0.06	0.24	0	1	0.04	0.2	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年生ダミー	0.06	0.23	0	1	0.03	0.16	0	1
母1915～19年生ダミー	0.08	0.28	0	1	0.10	0.31	0	1
母1920～24年生ダミー	0.11	0.31	0	1	0.11	0.32	0	1
母1925～29年生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.11	0.32	0	1
母1930～34年生ダミー	0.14	0.35	0	1	0.13	0.34	0	1
母1935～39年生ダミー	0.14	0.34	0	1	0.14	0.35	0	1
母1940～44年生ダミー	0.13	0.33	0	1	0.13	0.33	0	1
母1945～49年生ダミー	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	3.40	3.50	-14	32	3.50	3.30	-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	1.90	9	16	10.8	2.00	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。

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2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3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で有意である。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)の若年出産の推定値は下方バイアスを持つというIVの議論と整合的である。(3)は(2)に都道府県ダミーを加え

表2 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	20.2	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			

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。被説明変数を大学卒業ダミーにしても、この傾向は変わらない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

IV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3の推定結果だけで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4に掲載している。被説明変数は表3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4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

表3 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4 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)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。

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に偏りがそれほど問題でないとして解釈できよう。

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IV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、IV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。さらに、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生産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。計画的でない出産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)の結果と一致する。

(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、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。表には掲載していないが、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4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5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5のすべてのモデルの若年出産経験ダミーの係数は表4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

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

表5 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* (0.28)	-0.71* (0.27)	-0.56 (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。

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6は、表3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)の結果は、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すべて有意ではない。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ることによって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ることによって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、

表6 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 (1)	21歳以下 (2)	22歳以下 (3)	23歳以下 (4)	24歳以下 (5)	25歳以下 (6)
<u>パネル A：1940～83年生</u> 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
<u>パネル B：1960～83年生</u> 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3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。

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7は、親子調査を用いた分析結果の表4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²⁰⁾。表6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7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しよう。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²¹⁾。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6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6の分析は、代理変数の妥当性や若年出産して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が明らかでない。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²²⁾

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

表7 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 (1)	21歳以下 (2)	22歳以下 (3)	23歳以下 (4)	24歳以下 (5)	25歳以下 (6)
<u>パネルA：1940～83年生</u> 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%
<u>パネルB：1960～83年生</u> 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4の(3)のモデル、FEは表4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。

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。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歳以上である一方で、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7のFEで推定した結果はFrancesconi (2008) と異なり、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。

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ないと結論づけた。

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。

本稿で明らかにできなかった課題を整理しておく。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。

*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（政策研究大学院大学）、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。

- 1) 例えば、Manski et al. (1992) は家族構成、Black, Devereux and Salvanes (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。
- 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。
- 3) 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解釈することができる。ATTをPropensity Score Matching法で推定した結果は、窪田(2011)を参照されたい。
- 4) 条件付き独立の仮定をCIA (Conditional Independent Assumption) と呼ぶ。
- 5) 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。

- 6) 例えば、Holmlund (2005) や坂本 (2009) を参照されたい。
- 7) 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。
- 8) 計画性に注目した研究として、例えば、Ameriks, Caplin and Leahy (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。
- 9) 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。この点は本稿の分析の限界であり、今後の課題である。
- 10) Francesconi (2008: 104) を参照されたい。
- 11) 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。
- 12) 坂本 (2009) は兄弟数が1人の家計を含めて分析している。
- 13) 本調査と親子調査の兄弟数を比較した統計は窪田 (2011) の表1を参照されたい。
- 14) 分析には、親が離別、死別、再婚をした家計が含まれている。母子家庭や父子家庭で育った子供も分析対象であるが、これらの情報を得られない。
- 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。
- 16) 詳しい推定結果は、補論の窪田 (2011) 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。詳しい統計は窪田 (2011) の表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。
- 20) このほか、母親の出産経験年齢別・子供の生まれ年別の分析も行った。1960年から1983年に限定し、母親の出産経験が20歳以下で係数が負で有意になる以外、母親の出産経験は子供の教育水準に影響を与えない。詳しくは窪田 (2011) の表9を参照されたい。
- 21) IIの図2、図3、図4を参照。
- 22) 坂本 (2009) の結果と本論文のデータによるPropensity Score Matching法の推定結果の比較については、窪田 (2011) を参照されたい。PSM法の結果は、基本的に親の属性や経済水準をコントロールしたOLSの結果と同様である。

参考文献

- Ameriks, John, Andrew Caplin, and John Leahy (2003), "Wealth Accumulation and the Propensity to Plan," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, No.3, 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.
- 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," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, No.2, pp.669-700.
- Card, David (1999) "The Causal Effect of Education on Earning," in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol.5, 1801-1863. New York: North-Holland.
- Ermisch, John F. and Marco Francesconi (2001) "Family structure and children's achievements," *Journal of Population Economics*, Vol.14, No.2, pp.249-270.
- 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," *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.
- Holmlund, Helena (2005) "Estimating Long-Term Consequences of Teenage Childbearing," *Journal of Human Resources*, Vol.40, No.3, pp.716-743.
- 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.604-620.
- 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.24, No.3, pp.1071-1100.
- (2009b) "Motherhood Delay and the Human Capital of the Next Generation," *American Economic Review*, Vol.99, No.2, pp.154-158.
- 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* Vol.5, pp.1761-1800. New York: North-Holland.
- UNICEF (2001) *A League Table of Teenage Births in Rich Nations*, Innocenti Research Centre, Florence.
- 窪田康平 (2011) 「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」ISER Discussion Paper, No.811.
- 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・片桐清一ほか (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巻 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.

〈投稿受付 2010 年 1 月 17 日, 採択決定 2011 年 5 月 27 日〉

くぼた・こうへい 山形大学地域教育文化学部講師。最近の主な論文に「恒常的所得ショックに対する家計の消費変化のパターン：日米比較」『行動経済学』Vol.3, No.1 (2010 年) pp.18-38 など。家計の経済行動の実証分析専攻。