

IPSS Discussion Paper Series

(No.2007-J01)

「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
—The Sensitivity Analysis of Hidden Bias—」

坂本和靖（財団法人家計経済研究所研究員、
一橋大学経済研究所 Hi-Stat COE 特別研究員）

2008年3月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

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

— The Sensitivity Analysis of Hidden Bias —

坂本和靖[†]

要約

本稿では、養育期における家庭環境が子どものその後の成長にどのような影響を与えるかについて考察している。具体的には、親の若齢出産の経験、一人親家庭で育った経験（親との死別経験）などが、その後の子どもの成長（学歴、就業状況、身体的・精神的苦痛、子ども自身の若齢出産）にどのような影響を与えるかについて検証している。

「消費生活に関するパネル調査」の回顧調査項目を活用し、Propensity Score Matching法により、家庭環境が子どもの成長に与える影響（Treatment Effect）の推計を行った。またさらに、Treatment、Outcome 双方に影響を与える観測不可能な要素（Hidden Bias）があり、条件付き独立性仮定が満たされない場合、Hidden Bias が Treatment Effect に与える影響はどの程度であるのか感度分析（Sensitivity Analysis）を行っている。

その結果、以下のような結果が得られた。第一に、若齢出産は子どもの学歴達成、就業経験期間に対して負の影響が、そして子ども自身の若齢出産に対して正の影響が確認された。第二に、一人親家庭(含む母子家庭)で育った場合、達成学歴、身体的・精神的苦痛度に負の影響があることが確認された。第三に、上記の Treatment Effect は、観測不可能な要素による影響を考慮しても存在することが確認された。

Keywords : Intergenerational Links; Matching ; Rosenbaum Bounds; Hidden Bias

JEL Classification : J12, J13, J62

[†] 財団法人家計経済研究所研究員、一橋大学経済研究所 Hi-Stat COE 特別研究員。

E-mail : sakamoto@kakeiken.or.jp

田中隆一、野口晴子、星野崇宏、松本真紀子各氏、ならびに日本経済学会2007年秋季大会、国立社会保障・人口問題研究所ディスカッションペーパーセミナー参加者より有益なコメントを賜った、記して感謝を申し上げたい。いうまでもなく、本稿におけるあらゆる誤りの全ては筆者

1. はじめに

本稿の目的は、養育期における家族環境が、子どものその後の成長にどのように関わっているのかについて検証することにある。

先行研究を紐解くと、1970～1980年代にかけて、世代間移転に関する問題として盛んに取り上げられたのが、「子どもの所得や富というものは親の富に強く規定されている」という問題であった (Behrman, Taubman 1985, 1990)。アメリカの研究において、一時点における親の所得と子の所得の相関係数の計測 (Behrman, Taubman 1985) では低い値 (0.18) が、若かった頃の父親との比較 (Atkinson, Maynard, Trinder 1983) では高い値 (0.45) が得られ、正確な値が定まらなかった。そこで、Solon(1992)、Zimmerman(1992)、Mulligan(1997)が、季節変動や他の一時的な所得変動を考慮した、時間平均賃金や操作変数を用いることで、より正確な値 (0.33～0.50) が導かれ、両者に正の相関があることが定説となった。

やや遅れて 1980年代以降、親の所得だけではなく、子どもの養育期における家族構成や若齢出産、親の就業状況など、より精緻な情報を用いた分析が行われるようになった。特に注目されたのが、養育期間における親との離死別経験の有無が子どものその後の様々な成長に与える影響の分析であった¹。

まず、The British National Child Development Survey (NCDS)を用いた、Fronstin, et al.(2001)では、子どもの職業との関係について分析している。(1958年生まれの)子どもの幼少時における親との離死別経験が、成人後の労働市場における能力に与える影響について考察し、その結果から、離死別経験は、男性においては就業しにくくなり、女性においては賃金率が低くなるという影響を与えていることが判明した。

次に、The National Longitudinal Study of Youth(NLSY)を用いた Manski, et al. (1992)では、子どもの進学との関係についてみている。具体的には、子どもの14歳時における家族の状況(両親がいるかどうか)がその後の高校卒業に与える影響について分析している。その結果によれば、両親がいる家に住むことで子どもが高校を卒業する確率は上昇することとなっている。

さらに、Cherlin, et al.(1995)では、NCDSを用いて、親との離死別経験が子どもの出産、婚姻に対する影響を考察している。23歳にいたるまでに、(両親が離婚していない子どもと比べて)両親が離婚している子どもは親との衝突から家から離れやすく、同棲しやすく、婚外子を出産する傾向があることが確認された。

最後に、The British Household Panel Survey (BHPS)を用いた、Ermish, Francesconi(2001)では、上記にあげた先行研究で取り上げられた“Outcome”(達成学歴、

に帰す。

¹ 家族構成に関する研究は、すでに1970年代から行われていた。Hetherington, Cox, Cox(1978)では、一人親で育った子どもは自分も一人親となりやすいなどの結果を得ている。

就業状況) 以外に、子どもの若齢出産経験や健康状況、喫煙経験など様々な子どもへの影響についても考察している。その結果、養育期間に離死別を経験する子どもは、成人後に愛煙家となったり、身体的・精神的苦痛を受ける傾向が高いことが確認された。

また離死別経験とともに、注目されたのが(親の)若齢出産が子どもの成長に与える影響に関する考察であった。Angrist, Lavy(1996)では、Current Population Survey(CPS)を用いて、親の離死別経験だけではなく、十代などの若齢期において出産された子ども、婚外出産された子どものその後の健康状態や就学状態について考察している。分析結果では、母親の出産年齢は身体障害(視覚・聴覚など)や精神遅滞と関係はみられなかったが、留年との間に正の相関が確認された。

Ermisch(2003: 164)では、一人親家庭の親、また若齢出産する親が低所得階層に偏っていることを受けながら、これらの先行研究を踏まえて、以下のように総括している。

低所得階層の子どもは少ない人的資本投資しか享受しえず、彼ら自身が成人した時、貧しくなる傾向がみられる。その理由は、彼ら自身の稼ぎが少なかったり、結婚市場において魅力的ではないことから、生産性の低い相手としか結婚できない、あるいは結婚もできないからである。低所得階層下にいる女性はシングルマザーになりやすく、子どもの人的資本投資も小さくなり、「負の連鎖」が続いていく。

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」²を用いて、一人親家庭で育つということ、あるいは若齢出産することとその後の子どもの成長との関係について考察したい。特に本稿での特徴は、Hidden Bias(Outcome、Treatmentの双方に影響を与える観測不可能な要素による推計バイアス)による影響を考慮したPropensity Score Matching法による、家庭環境が子どもの成長に与える影響(Treatment Effect)の推計を行った点にある。

本稿は以下のような構成となっている。まず第2節では、日本における一人親家庭や若齢出産の状況について、第3節では、分析に用いるデータと変数の説明を、第4節では、

² 使用するデータについて：本稿では、パネル調査を用いているが、利用している調査項目は主に回顧項目に限定されている。そのため、日本版総合的社会調査(JGSS)などのクロスセクションデータによる分析でも、本稿で行っている分析は可能であり、クロスセクションデータの方が調査対象者数が多い場合もある。例えば、JGSSの対象者数はJPSC(2,836)に比べて、平均的に多い(2000~2003年平均2,879)。しかしながら、本稿で重要となる「同居していない親も含めた全ての親の年齢の情報」を得られるJGSS唯一の年度(2005年)は、他の年度と比べて、利用可能な対象者数が大きく減っている(2,023)。そのため、ここでは、より多くのCross-Sectional Unitが得られるため、JPSCを用いている。無論、JGSSは男女双方の情報を得られるため、Treatment Effectの男女間比較などの分析が行えるなど、多くの利点を持って

一人親家庭かどうか、非若齢出産かどうかで、子どもの Outcome、親の属性などに違いが表れるか、記述統計による比較を行っている。そして、第 5 節では Propensity Score Matching 法による推計について、さらに、Hidden Bias が Treatment Effect の推計に与える影響について感度分析を行った。

2. 一人親家庭、若齢出産の状況

厚生労働省が一人親家庭に関する詳細な調査「全国母子世帯等調査結果報告」を実施している。直近（2003 年 11 月）の調査結果によれば、児童（満 20 歳未満の未婚の子ども）を養育している母子世帯数、父子世帯数はそれぞれ 1,225,400 世帯、父子世帯数は 173,800 世帯となっており、1998 年と比べ 28.3% (3,270,500 世帯 (母子世帯数の増加分) / 957,900 世帯 (1998 年全母子世帯数) ×100)、6.4% (10,400 世帯 (父子世帯数の増加分) / 163,400 世帯 (1998 年全父子世帯数) ×100) ポイント増加している。一人親となった理由をみると、母子世帯では、79.9%が「離婚」、12.0%が「死別」、父子世帯では、74.2%が「離婚」、19.2%が「死別」となり、「離婚」による理由が多くを占めている。

図表 1 をみると、一人親家庭の経済状況は一般世帯（母子世帯を含む全世帯）と比べて収入が少ないことがわかる（一般世帯の収入と比べ、母子世帯の収入は一般世帯の約 35%、父子世帯は約 65%となっている。）。さらに年収の階級別にみると、約 80%の母子世帯が年収 300 万円に満たない³。こうした状況では、子どもへの教育投資が施せず、進学ならびに就職において不利となる可能性が高い。

<図表 1 一般世帯と一人親家庭との年間収入比較>

一人親のもとで育ったかどうかとともに、注目したいのが若齢出産の傾向である。内閣府『国民生活白書』によれば、20 代での出生が低下する一方で、10 代での出生件数が増加し、出生している人全体に占める割合が微増しているとされている（図表 2）。この要因の一つとして、「婚前妊娠結婚」が増加していることが挙げられる。結婚期間が妊娠期間より短い出生数が嫡出第一子に占める割合の推移を見ると、1980 年の 12.6%から 2000 年には 26.3%と、20 年間でほぼ 2 倍となっており、特に、15～19 歳では嫡出第一子のうちの 8 割以上、20～24 歳では約 6 割となっている（図表 3）。

若齢出産が子どもに与える影響として考えられるものは、先述のように、健康状態や進

いる。

³ 「100 万円未満」が 20.3%、「100～200 万円未満」が 35.9%、「200～300 万円未満」が 25.4%となっている。また数字は現在就労している者に限定している（厚生労働省「平成 15 年度全国母子世帯調査等結果報告」）。

学状況などが挙げられる。またそれだけではなく、若齢出産は出産する者（母親）の就学機会を奪い、十分な教育を受けられず、相対的に貧困となることがいわれているため (Moore et al. 1993)、一人親家庭同様に、子どもへの教育投資が相対的に少なくなることが考えられる。

<図表 2 日本の年齢別出生割合>

<図表 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>

3. データと変数

3. 1. データ

本稿で用いたデータは家計経済研究所が作成している「消費生活に関するパネル調査」(Japanese Panel Survey of Consumers, JPSC) である。本調査は 1993 年に当時 24~34 歳の女性 1,500 人 (CohortA) を対象としたものであり、現在に至るまで毎年継続されている追跡調査である。1997 年、2003 年にそれぞれ、24~27 歳の女性 500 人 (CohortB)、24~29 歳の女性 836 人 (CohortC) を対象者として追加している。分析では、後述する親に関する属性、家庭環境、成人期初期における子どもの成長についての情報が得られる対象者に限定している。

3. 2. 親の属性・行動に関する変数

先行研究である、Ermisch, Francesconi(2001)などが用いている、BHPS では、同居している大人のこれまでの婚姻、同棲、出生に関する回顧調査 (wave2)、就業に関する回顧調査 (wave3) をそれぞれ実施しており、(現在居住している者の)養育期における家族の状況が非常に詳細にわかる。本稿で用いる JPSC では、BHPS ほど詳細に養育期間における情報を得ることができないものの、各調査初年度 (wave1、wave5、wave11) 回顧調査から、両親に関する質問項目が得られるため、それらの情報を活用しながら、以下のように変数の作成を行った。

3. 2. 1. 親との死別経験

海外の先行研究で最も取り上げられる影響の一つとして、親の離死別による家族構造の変化による子どもの成長への影響が挙げられる。一人親家庭 (特に母子家庭) となることで、収入が減少し、子どもへの教育投資が過小となることの影響が大きいとされている。

JPSC では、(調査対象者の) 親の離婚経験に関する情報が含まれていないため、親との

死別経験に関する情報のみを用いることとする。特にここでは、高校、大学と教育費がかかる頃に既にいずれかの親が他界していたかどうかについての影響をみていく。分析で用いた変数は、本人が中学生以下（15歳以下）の時に両親のいずれかが他界している場合 1、それ以外の場合 0 となるダミー変数となっている。

無論、死別の場合、離別と違い、死亡保険金や遺産の授受が起こりうるため、相対的に豊かな生活を過ごしている可能性がある。しかし、我々が考察する JPSC の親の年代（1940～50 年代生まれ）では、女性の多くが結婚あるいは出産を機に、仕事を辞めるか、非正規就業に転職しているため、経常的収入が確保できていない（あるいは確保できていても、パート・アルバイトなどの非正規雇用に就いているため、収入が少ない可能性が高い）ことが考えられる。そのため、二人親家庭と比べ経済状況が悪いということも考えられる。条件付きではあるが、以下の分析では、一人親家庭で育ったという家庭環境と子どもの成長（学歴、就職、健康状態）との関係についてみることにする。

3. 2. 2. 若齢出産

Angrist, Lavy(1996)では、親が 10 代での出産された、あるいは婚外子として出産された子どもは、健康面での問題を抱えやすいか、または留年しやすいかなどの検証を行っている。

JPSC では各調査初年度において、同居・別居に関係なく親の年齢について尋ねている（既に親が他界している場合を除く）。これを用いることで、子ども（調査対象者）が生まれた時の両親の年齢を計算することができる。先述したように、親の出生時年齢は低い場合、その後の子どもの成長に負の影響を与えることが考えられる。ここでの「若齢出産」の定義は、Ermisch, Francesconi(2001)に倣い、出生時点における母親の年齢が 21 歳以下であることとする。

残念ながら、JPSC ではきょうだい（兄弟姉妹）の基本属性に関する情報は人数以外を捕捉することができない。そのため、ここでは調査対象者本人を出産した時の母親の年齢を基準に若齢出産したかどうかを確認する。ここでは、「親と死別経験」と同様に、子どもの達成学歴、就職、健康状態との関係について分析する。

3. 3. 子どもの成長に関する変数

本節では、子どもの成長（Outcome）をあらわす変数として、学歴、初職、健康尺度、子ども自身の若齢出産の 4 つを挙げている。

3. 3. 1. 学歴

BHPS を用いた先行研究の多くでは、子どもの学歴への効果の基準として、“Advanced-level”（日本の「高等学校」レベルの教育修了資格）を取得しているかどうかを用いている。ただ、その内容は日本の大学の専門教育初期課程と同等のことが多いため、本稿では、学歴への効果の基準として 4 年制大学を卒業している（大学院修了含む）かどうかを被説明変数として用いた（大学卒業した場合は 1、そうでない場合を 0 としたダミー変数）。また併せて就学年数も用いている。

3. 3. 2. 初職・就業経験年数

子どもの就業状態への影響をみるために、ここでは「初職」に注目した。学校卒業後初めての職業が何であるかは、その後の収入に大きな影響を与える。玄田（1997）が論じているように、日本の労働市場では、学卒直後の就職というものが、その後の長い職業生活に多大な影響を与えることが知られている。初職として非正規雇用についての場合、その後、正規雇用につき安定した職を得にくくなり、生涯稼得賃金が大幅に少なくなる。

ここでは、初職がパート・アルバイト、派遣嘱託（非正規雇用）などについてかどうか、あるいは学卒以降も職業に就いたことがないかどうか（非正規雇用+就業経験なしダミー）を被説明変数として用いた⁴。さらに、これまでの就業経験年数も併せてみている。

3. 3. 3. 身体的・精神的苦痛尺度

Ermisch, Francesconi(2001)、Ermisch, et al.(2004)では、General Health Questionnaire 尺度(Goldberg (1972)によって開発された精神健康のスクリーニング・テスト)の 12 項目縮小版⁵を用いて、主観的な精神健康状態、「身体的・精神的苦痛尺度」の測定を行っている。しかし JPSC では、GHQ を測定するのに適した質問項目が全て備わっていない。ここでは、代替的に、過去に半年間のうちに感じた身体的・精神的苦痛の有無（「集中力の不足」⁶、「睡眠不足」⁷、「意志決定に対する怠慢」⁸、「食欲不振」⁹、「ストレス過多」

⁴ 結果は示していないが、これ以外に i) 学卒後も職業に就いたことがないかどうか（就業経験なしダミー）、ii) 学卒後から初職に就くまでの期間を被説明変数として用いたが、Treated、Non Treated との間で差違がでなかった。

⁵ (i) loss of concentration、(ii) loss of sleep、(iii) playing a useful role、(iv) ability to make decisions、(v) feeling constantly under strain、(vi) problems overcoming difficulties、(vii) enjoyment of day-to-day activities、(viii) ability to face problems、(ix) unhappiness or feeling depressed、(x) loss of confidence、(xi) belief in self-worth、(xii) general happiness

⁶ 「イライラして、なぜか落ち着かないことがある」

⁷ 「家族の就寝時間がずれているので、そのため私は睡眠不足」、「仕事が多すぎて、睡眠不足に思う」

10、「信頼の欠如」¹¹⁾と生活意識の問題（「生活全般に不満がある」、「不幸と感じる」）¹²⁾について、各項目につき、あてはまると1点が加算され、その合計点数（最小0点、最高12点）¹³⁾を「身体的・精神的苦痛尺度」とする。

3. 4. 若齢出産

母親同様に、子ども自身が若齢出産するかどうかをみるために若齢出産したかどうかに着目した。もし仮に、母親の若齢出産が子どもの **Outcome** に負の影響を与え、子ども自身も若齢出産するなら、「負の連鎖」が続くことを示している。変数は、母親の若齢出産同様に21歳以下に子どもを産んだら場合1、それ以外であるなら0としている。

3. 5. その他の変数

本項では、次節以降で用いる、その他の変数の説明を行う。

3. 5. 1. 両親の年齢、出生年代、学歴、職種

JPSC では、調査初年度¹⁴⁾において、両親の年齢を尋ねている（既に他界している場合は、死亡年のみを尋ねている。）。以下では、『人口動態統計』（厚生労働省）の「結婚年齢差」を利用し、父親が死亡している場合は、母親の出生年に結婚年齢差を足し（引き）、父親の年齢を推計した（補論1：2,812個体中88個体で、父親ないし母親の年齢推定）¹⁵⁾。

また、両親の学歴は、**wave1**の調査項目に合わせ¹⁶⁾、「中学校（旧制小学校・高等小学校）卒」、「高校（旧制中学）卒」、「短大・高専（旧制高校）卒」、「大学・大学院卒」にまとめ

8 「身の回りの小さいことでも意志決定するのがしんどくなることがある」

9 「食欲がなく、何とか食べても味が乏しい」

10 「精神的にストレスが多い」、「少し過労気味だと思う」、「嫌なことがあると、胸が苦しくなったり、吐き気がしたりする」、「死んだ方がいい、と思ったことがある」

11 「周りの人が私のことを噂したり、悪口を言っている」、「周りの人が自分を嫌っているのではないかと思うことがある」

12 前者は「あなたは生活全般に満足していますか。」という設問に対して5段階の回答（満足、どちらかといえば満足、どちらともいえない、どちらかといえば不満、不満）、後者も「あなたは幸せだと思っっていますか、それとも不幸だと思っっていますか。」という設問に対して5段階の回答（とても幸せ、まあまあ幸せ、どちらでもない、少し不幸、とても不幸）が用意されている。ここで、前者の設問で、「どちらかといえば不満」、「不満」のいずれかを選択した場合を1とし、それ以外は0とした。また後者の設問で、「少し不幸」、「とても不幸」を選択した場合を1とし、それ以外を0とした。

13 実際に最高得点が12点となっているものはない。

14 調査初年度とは、それぞれ wave1 (CohortA)、wave5 (CohortB)、wave11 (CohortC) をさしている。

15 なお母親の年齢を推定した個体の中で、若齢出産した母親はいなかった。

16 wave5、11 では、「中学校（旧制小学校・高等小学校）卒」、「高校（旧制中学）卒」、「専門学校・専修

ている。

さらに、父親の職種についても尋ねている。i) 現在父親が働いている人には現在の職種を、ii) 職業を持っていない、あるいは父親が死亡している場合は、現役の頃の職種を尋ねている¹⁷。

これらの変数は親元での経済状況の代理変数として用いている。佐藤・吉田(2007)では、本稿同様にこどもの養育期における親の所得、経済状況を直接観測できない点を考慮するために、他のデータから親と同年代のもの所得を利用し、親の所得を推定する説明変数として、父親の学歴、職業分類などを利用している。

3.5.2. 子ども時代の通塾経験

また、子ども時代における経済状況を捕捉するために、教育投資の一環である、通塾経験の有無を用いた。JPSCでは、「小学校1~3年生」、「小学校4~6年生」、「中学生」、「高校生¹⁸」と学齢ステージ毎に尋ねている(同時に稽古ごとについても尋ねている)。以下では、中学校以下のときに、塾に通った経験がある場合1、それ以外を0とするダミー変数を用いることとする。ちなみに、CohortA、B、C合計でみると、通塾経験率は、12.2% («小学校1~3年生」、36.6% («小学校4~6年生」、56.8% («中学生」、17.5% («高校生)」となっている。

学校卒」、「短大卒」、「高専学校卒」、「4年制大学卒」、「大学院卒」で尋ねられている。

¹⁷ 農林漁業(自営者)、II(家族従業者)、小規模(9人以下)の商業・工業・サービス業(自営者)、II(家族従業者)、自由業、管理職、専門職、技術職、教員、事務職、技能職、販売サービス職、自宅で賃仕事、その他の職業、無職。

4. 記述統計による比較

本節では、養育期間において一人親家庭であったかどうかで、また母親が若齢時に生まれたかどうか（Treatment¹⁹の違い）が、その後の子どもの Outcome に違いが表れるか、また、Treatment に関連する両親の出生年代、学歴などを簡単に比較した。

4. 1. 一人親家庭²⁰

一人親家庭で育った子どもと、二人親家庭で育った子どもの Outcome ならびに Treatment に関係する変数を比較すると、図表 4.1 のような結果が得られた。大学卒業において平均値の差が統計的に有意（両者の差は 0 であるという仮説が棄却される）に現れており、一人親家庭で育ったものと比べて、二人親家庭で育ったものの方が大学を卒業していることがわかる（一人親：0.076、二人親：0.163）。同様に就学年数でも差が現れている（一人親：12.580、二人親：13.322）。

親・養育期に関係する変数では、一人親家庭では、二人親家庭と比べると、母親が中学校卒である割合が高く（一人親：0.521、二人親：0.352）、逆に高校卒である割合が低い（一人親：0.359、二人親：0.488）ことが統計的に有意に確認され、一人親家庭では比較的母親の就学年数が短いことが確認された。また、父親の職種（退職している場合、現役時代の職種）をみると、一人親家庭の方が無職の割合が高くなっている（一人親：0.025、二人親：0.006）。さらに、子どもへの教育投資の代理変数である、塾通学経験率をみると、一人親家庭の方が有意に小さい結果となっている（一人親：0.563、二人親：0.689）。母子家庭と二人親家庭との比較でも同じような結果が得られている。

本稿で扱っている「一人親となるかどうか」は、死別に限定しているため、親が若くして死亡するかどうかという問題と置き換えられる。果たして、死亡というイベントを観測可能な変数でコントロールすることができるのか。近年、社会経済状況（Socio Economic

¹⁸ 高校に行かなかった対象者には 15～17 歳の頃のことを尋ねている。

¹⁹ ここでは、若齢出産であること、養育期において親と死別し一人親となることを Treatment として扱っている。Treatment というと、政策者および個人々の選択肢として、実施する対象（ないしは受け入れる対象）となる。若齢出産の場合は、選択可能なものであると考えられるが、（親の死別のため）一人親となる場合、夫婦のいずれかもしくは両方が死亡することは選択できない。本来であるなら、（選択することが可能である）離婚のため一人親となることを用いるべきであったが、JPSC では調査対象者の親の離婚経験に関する情報を得ることができなかった。そのため、代替的に養育期間における、死別による一人親であったことを Treatment として用いている。

²⁰ 母子世帯と父子世帯に区別しての推計を試みたが、以下の理由から父子世帯に区別しての分析を行っていない。i) 本データでは父子世帯割合が 0.92% (2836 人中 26 人) 小さく、Logit 分析を行った場合、多くの説明変数が利用できない（* 父子世帯ダミーと説明変数【ダミー変数】のクロス表 (2×2) でみると、父子家庭ダミー=1×説明変数=1 となるサンプルが 0 となるから）。ii) さらに、説明変数が除かれた場合でも、定数項しか統計的に有意な値を示さなかった。iii) 後述する Propensity Score Matching 推計における、Common Support 制約による観測値の削減率が約 30% となり、

Status) と健康状況が関連することが報告されている (近藤 2005)。教育年数と死亡率の関係 (Mackenbach, et al 2003)、就労状況と健康との関係 (堤 2006) など、社会階層が低いものほど、健康状態が悪く、死亡率が高いことが示されている。ここでも、母親の就学年数と (いずれかの) 死亡率との間に負の相関がみられる。そのため、以降の Logit Model において、親の社会経済状況を説明変数として用いることとする。

<<図表 4.1 基本統計量 (二人親家庭 vs 一人親家庭) >>

<<図表 4.2 基本統計量 (二人親家庭 vs 母子家庭) >>

4. 2. 若齢出産世帯

若齢出産で生まれた子どもとそうでない子どもの Outcome を比較すると、図表 4.3 のようになった。一人親家庭かどうかよりさらに、多くの変数で両者間で統計的に有意な差異があることが確認された。

以下、両者の平均値の差が有意であるものだけ列記すると、まず Outcome では、非若齢出産で生まれた子どもと比べて、若齢出産の子どもの方が大学卒業割合が低く (若齢 : 0.053、非若齢 : 0.165)、就業経験では、若齢出産の子どもは、初職が「非正規雇用」であったり、就業経験がないものの割合が高いという結果が得られた (若齢 : 0.250、非若齢 : 0.154)。また学歴や就職だけではなく、子ども自身の若齢出産経験にも差があり、若齢出産によって生まれた子どもは若齢出産する傾向がみられた (若齢 : 0.136、非若齢 : 0.057)。

親・養育期に関係する変数では、まず、若齢出産していない世帯では父親の出生年代が古い (1934 年以前生まれ) 割合が高く (若齢 : 0.098、非若齢 0.293)、若齢出産している世帯では、戦後世代 (1945 年以降生まれ) の割合が高い結果が得られた (若齢 : 0.470、非若齢 0.213)。

次に、両親の学歴をみると、双方とも若齢出産世帯の方が中学卒割合が高く、大学・大学院卒割合が低く、就学年数と若齢出産には負の関係があることがわかる。就学年数が短い場合、早くから働き始め、早くから世帯をもつために、若齢出産世帯における中学校卒の割合が高く、またここでは若齢出産を母親が 21 歳以下での出産としており、大学在籍中では出産が難しいことから、若齢出産世帯における大学卒割合が低いと考えられる。

最後に、父親の職種をみると、若齢出産世帯の方が「管理職」、「事務職」の割合が低く、技能工、警察官、運転士、配達員、職人などの「技能・作業職」と「販売サービス職」の割合が高い結果となった。

Propensity Score Matching 推計が不適當と判断したからである。

<<図表 4.3 基本統計量（非若齢出産 vs 若齢出産）>>

5. 推計

5. 1. Propensity Score Matching 法

養育期間における親の不在、若齢出産によって生まれたことがその後の子どもの成長に与える影響を計量的に分析する際、最小二乗法や Probit 分析などを用いることで推計ができる。しかしながら、母親の若齢出産経験がある世帯（ないし養育期における親の不在経験がある世帯）では、そもそも世帯の経済状況が悪く、子どもに対する教育投資ができずに、大学進学率が低くなる（初職で正規就業につけない確率が高い、成人後の身体的・精神的苦痛が大きい）というセレクションバイアス発生による内生性の問題が考えられる²¹。換言すると、そもそも Treatment を受ける対象者（“Treatment Group” TG）とそうでない対象者（“Control Group”：CG）とでは、Treatment の有無に関係なく、Outcome に違いがある可能性が高いということが考えられる。つまり“TG”の母集団と“CG”の母集団との間に違いが発生するというサンプルセレクションバイアスが生じてしまう。

そこで本稿では、Propensity Score Matching 法に内生性の問題を除去した上でも、若齢出産をする親の子ども（片親で育った子ども）が、若齢出産をしない親の子ども（両親で育った子ども）よりも大学進学率が低いか（初職で正規就業につけない確率が高いか、成人後の身体的・精神的苦痛が大きい）かを検証する。

家庭環境によって与えられる影響とは何か？ここで、我々が関心があるのは、Treatment を受けたことによる平均的な効果（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）である。

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | z = 1) = E(Y_1 | z = 1) - E(Y_0 | z = 1) \quad (1)$$

$z = 1$ は Treatment を受けたことを（母親が若齢出産している、養育期に親と死別している）、 $z = 0$ は Treatment を受けなかったことを、 y_1 は Treatment が発生した（ $z = 1$ ）場合の Outcome（子どもの達成学歴、初職、健康状態）を、 y_0 は Treatment が発生しなかった（ $z = 0$ ）場合の Outcome を意味している。

上記の式の右辺は“TG”の、Treatment を受けた時の Y と受けていない時の Y の差を示

²¹ 大日（2001）においても、Treatment（失業給付受給の有無）が内生的である場合（受給ダミーと求職意欲、就職条件への回帰式の確率的誤差項とが相関をもつ場合＝セレクションバイアスの発生）における Treatment Effect の推計として、Propensity Score Matching 法を用いている。

している。前者は、“TG”が Treatment を受けた時の Y なので観察可能であるが、第2項の“TG”が Treatment を受けていない時の Y は観察不可能である。第2項を観察することができない問題を克服するために、条件付き独立性仮定 (Conditional Independence Assumption、CIA) をおく。これは、世帯の観察可能な諸属性 (X) をコントロールすることで、Treatment があるかどうかは Y に対して独立であるということの意味している。

$$Y_0, Y_1 \perp Z \mid X \quad (2)$$

上記の条件によって、同じ値の X (観測可能な説明変数) を持つ“TG”と、“CG”は、Treatment がランダムに割り振られていることから、同じ値の X を持つ両者の Y を比較することを可能にしている。しかし、複数の X を用いる場合、全ての X を条件付けたうえでのマッチングは現実的ではない。そこで、Rosenbaum, Rubin(1983)は、複数ある観察可能な変数 X の情報を一次元化させることで、マッチングを平易なものとした。

$$Y_0, Y_1 \perp Z \mid P(X) \quad (3)$$

この手法では、一次元化させるために、まず、被説明変数を Treatment の有無とし、親の出生世代 (父親の出生世代)、両親の学歴、父親の職歴、小学校・中学校時代で一番長く住んでいた都道府県、塾通学経験 (小中学校時)、私立通学 (中学校) などの観察可能な説明変数 X とした Logit Model の推計を行った ($P(X) = P(Z = 1 \mid X)$)。その結果から Treatment を受ける確率 \hat{p} (Propensity Score) を求める。これにより、複数ある X の情報を一次元化させた。次に \hat{p} が等しい (もしくは似通っている) “TG”と“CG”を Matching させ、両者の Y の比較を行う。さらに、この両者の比較を行う上で、必要なもう一つの条件としてあるのが、以下の式である。

$$0 < P(Z = 1 \mid X) < 1 \quad (4)$$

これは、同じ観察可能な変数 X を持つのは、TG と CG の両グループに対象者がいる必要があることを示している (Overlap Assumption)。

ここでは Caliper Matching²²と Kernel Matching²³を Matching の方法として用いた。

²² Caliper Matching は、同じ One-to-One matching 法である、Nearest-Neighbor Matching (Treated を受ける確率 \hat{p} が最も近い対象者同士 (“TG”と“CG”) をマッチングさせる方法) とは多少異なる。ここでは、あらかじめ設定された δ の値以下に、Treatment を受ける確率の差異がある対象者同士をマッチングさせている ($|P^t - P^c| < \delta$)。本稿の分析では、 δ の値を 0.01 としている。

²³ Kernel Matching は、若齢出産・一人親となる確率 \hat{p} が近い対象者同士を、マッチングさせる際に、

5. 2. 推計結果

本節では、被説明変数を **Treatment** の有無とした、**Logit Model** の推計結果を表章する。

5. 2. 1. 一人親家庭

養育期間において一人親家庭であったかどうかに影響する変数をみると、以下のような結果となった（図表 5）。世代ダミーでは、（1934 年以前生まれと比べて）父親の世代が若いほど、一人親家庭となる確率が上がっている。また（母親が高校卒業であるものと比べて）母親が中学校卒業である場合は正に有意となり、前掲したような先行研究と同じく、就学年数の短さと健康との間の負の関係を捉えていると考えられる。また、父親の職業階層を示す変数では、（事務職と比べて）管理職（会社・団体の部長以上、官公庁の課長以上）で負に、販売サービス職では正に有意となった。事務職と販売サービス職の職業階層の序列については判断しかねるが、管理職の結果が見た場合、社会疫学で扱われているように、相対的に（職業による）社会階層が高く、かつ所得階層の高い「管理職」は健康状態がよいことを示している。また、就業上の立場の高低による影響だけではなく、ここでの「父親の職種」は、退職または死亡している場合は現役時代の職種を尋ねているため、死別せず、長生きした親が管理職であるといった影響も考えられる。さらに、教育投資を示す代理変数をみると、塾通学経験は負に有意となっている。母子家庭でも、ほぼ同様な結果が得られた。

5. 2. 2. 若齢出産世帯

次に、若齢出産によって生まれたかどうかに影響する変数をみると、以下のような結果となった（図表 5）。

まず、父親の世代をみると、（1934 年以前生まれと比べて）、1935～1944 年生まれ、1945 年生まれである場合は係数が正に有意となり、若い世代ほど、若齢出産していることがう

Treatment がない方（ここでは若齢出産・一人親でない方をさす）の **Outcome** に対して、**weight** 付けしている。**weight** は以下の式のようにになっている。

$$w = \frac{K\left[\frac{P^t - P^c}{h}\right]}{\sum_{0 \in (T=0)} K\left[\frac{P^t - P^c}{h}\right]}$$

K は対象者数の範囲を規定する、Kernel 関数、 h はバンド幅をそれぞれ示している。また、本稿では、有意水準の推定のための **Bootstrapping** の replication 回数を 50 回としている。

かがわれる。さらに学歴では、(父が高校卒と比べて) 大学・大学院卒の係数が負に有意となり、就学年数の長さとの負の関係がここでも確認された。

<<図表 5 Logit Selection 推計結果>>

5. 2. 3. Treatment 効果

まず、一人親家庭で育ったことが子どもの成長に与える影響について考察した。Propensity Score Matching 法による推計結果は図表 6 に表章した。

子どもの達成学歴に対して、“TG” (一人親家庭=親との死別経験あり)と“CG” (二人親家庭=親との離死別経験なし)の間には、前者の方が大学卒業確率が低いという結果が得られた。先行研究同様に、一人親で育てられることで、その後の達成学歴に対して負の影響が確認された。実際の推計値をみると Caliper Matching の-5.1%、Kernel Matching の-5.6%と比べ、Matching を施さない場合(Unmatched)の Treatment Effect は-8.7%と過大推計バイアスがあることが確認された。また就学年数に対しても負の影響が統計的に有意に確認された (Caliper:+0.43 年、Kernel:+0.49 年、Unmatched : +0.88 年)。

次に、初職として非正規雇用に就く、あるいは就業経験がないという確率に対する効果を見ると、“TG”の方が高い確率ではあったが(【非正規雇用+就業経験なし】Caliper:+2.0%、Kernel:+2.8%、Unmatched : +4.5%)、Treatment Effect は統計的に有意な結果を得ることができなかった。

さらに身体的・精神的苦痛尺度においても、“TG”の方が高い数値(Caliper:+0.31 点、Kernel:+0.39 点、Unmatched : +0.30 点)であったが、同様に統計的に有意な結果を得ることができなかった。また、母子家庭では、TGの方が統計的に有意に高くなっており、成人後の子どもの身体的・精神的苦痛への影響を観察することができた (Caliper:+0.55 点、Kernel:+0.58 点、Unmatched : +0.50 点)。

総じて、一人親のもとで育つことが子どもの成長、就業や身体的・精神的苦痛に対して、負の効果をもっていることが確認されたが、就業については統計的に有意な結果が得られなかった。海外の先行研究では確認された、養育期間における子どもの成長への様々な影響が学歴、身体的・精神的苦痛のみにとどまった理由としては、本稿で扱っている一人親経験が死別に限定されていることが考えられる。死別の場合、残された家族は生命保険などの保険金・給付金の受け取ることで、生活が保障される。それに比して、離婚世帯の場合、養育費の取り決めをしている母子(父子)世帯は34%に過ぎず(厚生労働省「平成15年度全国母子世帯調査等結果報告」)、離別による母子(父子)世帯への経済的影響はより深刻なものといえる。同じ一人親家庭であってもこうした違いにより、効果が見えにくいものとなったと考えられる。

次に、若齢出産で生まれたことが子どもの成長に与える影響について考察した。まず、学歴についてみると、大学卒業確率、就学年数ともに、Treatment Effect が負に有意な影響を与えていることが確認された（【大学卒業】：Caliper: -4.8%、Kernel: -4.2%、Unmatched: -11.2%、【就学年数】：Caliper: -0.50年、Kernel: -0.50年、Unmatched: -0.88年）。

それ以外の子どもの成長(Outcome)については、以下の通りとなっている。まず、初職が非正規雇用となる確率については“TG”の方が高い結果が得られた（Caliper:+5.6%、Kernel:+7.1%、Unmatched: +9.6%）。若齢出産によって生まれた子どもは、そうでない子どもと比べ、初職がパート・アルバイトでその後もフリーターとして働いている者となる確率が（相対的に）高いという結果が得られた。例え、親が同じ学歴・職種など社会経済状況が似通っていたとしても、若齢出産によって生まれた子どもに対しては、母親が22歳以降に生まれた子どもと比べ、進学・就職で不利であるという結果が得られた。この一つの理由として考えられるのは、同じ社会経済状況であっても、親が若くして生まれたことにより、親の稼得収入が低く、相対的に十分な教育投資を行えなかったことが考えられる。また就業経験年数についても、負のTreatment Effectがあることが確認された（Caliper: -5.13ヶ月、Kernel: -5.90ヶ月、Unmatched: -4.95ヶ月）。

加えて、子ども自身の若齢出産経験についてみると、統計的に有意な正のTreatment Effectがあることが確認された（Caliper: -5.52%、Kernel: -6.21%、Unmatched: -7.90%）。これは、若齢出産で産まれた子どもは、成人後にその子ども自身も若齢出産する傾向が高いことを示している。

<<図表6 Propensity Score Matching 推計結果 & Sensitivity Analysis 推計結果>>

ここまでは、Propensity Score Matching 推計の結果を示したが、次に、用いた Propensity Score Matching 推計において、推計時に置かれていた仮説が成立しているかどうかの検証を行っていく。

ここでは、世帯の観察可能な諸変数（ X ）をコントロールすることで（ X の情報を一元化した）、個人に対して Treatment があるかどうかは、Outcome に対して独立であるという仮定されていた（ $f(X|Z, p(X)) = f(X|p(X))$ ）。

Rosenbaum, Rubin (1985) では、Matching 作業により、どの程度、TG、CG 両グループ間の X の平均値のバイアスが削減されているかについて、両グループ間の平均値のバイアス (Standardized Difference) を以下の式を用い、バイアスを推計している。

$$Bias(X) = 100 * \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{[Var_T(X) + Var_C(X)]/2}}$$

\bar{X}_T 、 \bar{X}_C はそれぞれ TG、CG の X の平均値を、 $Var_T(X)$ 、 $Var_C(X)$ はそれぞれ TG、CG の X の分散を示している。Rosenbaum, Rubin (1985) では、Standardized Difference が 20 を超えるとその差が大きい (Large) とされ、まだグループ間の X の乖離があるとされている。

本稿でも同様に、バイアスを計算し、Matching の前後でバイアスの変化をみると、全ての変数において、10%以下となっていることがわかる (図表 7)。

Matching 法別にみると、Kernel Matching の方がバイアスが減少している。

Rosenbaum, Rubin (1985) ならび、DiPrete, Gangl (2004)、Caliendo, Hujer, Thomsen (2005) の解釈 (10%前後未満かどうか) に従えば、両者の X の平均値が近似し、十分にバイアスが小さくなっているといえる。

<<図表 7 Standardized Bias>>

さらに、Overlap Assumption についても見ておかななくてはならない。これについて最も簡単な検証方法としては、TG、CG 両グループの Propensity Score の密度分布を図示し比較する方法である。その結果を図表 8.1、8.2、8.3 に示した。右側の図が TG を左側の図が CG の密度分布を示してある。2つの図両方とも、分布の形状から、CG では分布が左に相対的に偏っていることがわかる。しかし、どの程度の形状であれば、Common Support が十分であるのか明確ではない。

<<図表 8.1 Common Support (一人親家庭)>>

<<図表 8.2 Common Support (母子家庭)>>

<<図表 8.3 Common Support (若齢出産)>>

図示する以外の検証方法として挙げられるのが、“Minima-Maxima Comparison” 法である (Caliendo, Hujer, Thomsen 2005)。ここでは、一方の 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 最大値よりも大きい観測値は除去することで、Common Support を確定し、どれくらい数の観測値が残るか確認する方法である。事例で示すと、一人親家庭グループの Propensity Score の区間が[0.00674, 0.38588]、非若齢出産グループの Propensity Score の区間が[0.00098, 0.33427]である場合、Minima-Maxima 基準により、Common Support は[0.00674, 0.33427]となり、この Common Support 内に残る観測値の数をみると、2,269 (削減前) と比べて、2,119 (削減後) と削減率は 6.61%と小さいものであった

(図表 9.1 参照)。もし、この削減率が大きい場合、推計された **Treatment Effect** の扱いは注意を払わなければならない (Bryson, Dorsett, Purdon 2002)。

<<図表 9.1 Common Support 制約による
観測値の削減率 (二人親家庭 vs 一人親家庭) >>

<<図表 9.2 Common Support 制約による
観測値の削減率 (二人親家庭 vs 母子家庭) >>

<<図表 9.3 Common Support 制約による
観測値の削減率 (若齢出産 vs 非若齢出産) >>

5. 3. Hidden Bias

しかしながら、**Propensity Score Matching** 法で前提とする **CIA** は非常に強い仮定であり、**X** をコントロールしても尚、**Treatment** の有無と観測不可能な要素との相関によるセレクションバイアスがあると指摘されている (Heckman, Ichimura, Todd 1997)。こうした指摘は本稿の分析にもあてはまっている。

BHPS を用いた、Behrman et al.(1994)、Rosenzweig, Wolpin(1995)、Ermisch , Francesconi(2001)、Ermisch , et al.(2004)などの先行研究では、きょうだいがいる世帯の対象者を用いて、きょうだい間の差分をとることで、世帯あるいはその母親特有の観測不可能な要素(**Outcome** と **Treatment** 双方に影響する要素)をコントロールし、**Linear Probability Model** によるパネル推計を行っている。しかしながら、本稿で用いている **JPSC** では、調査対象者のきょうだい人数、また同居しているきょうだいの年齢、職業の有無までは捕捉できるが、調査対象者本人と同じように、学歴や職業訓練の参加状況などはわからないため、このような分析を行うことができない点に限界がある。

そこで、本論文では、**Rosenbaum's Bounds**(Rosenbaum 2002)を用いることで、観測不可能な要素が招く推計バイアス(**Hidden Bias**)が **Treatment Effect** に与える影響について考慮することとした (**Hidden Bias** と具体的な推計方法については、補論 2 を参照されたい)。

ではここで考え得る **Hidden Bias** とは何か。考えられるものとしては、祖父母による育児サポートが考えられる、子どもが幼少期に祖父母と同居・近居してくれることで、母親が就業可能となり、世帯収入が増加することで、子どもへの教育投資額が増大することが考えられる。それ以外でも、遺伝として、知能指数や健康上の問題などが考えられる。

5. 4. 推計結果

では次に Matching Propensity Score 法による推計が観測不可能な要素による影響を受けた場合、Treatment Effect の有効性は持続できるのか、具体的にいうなら Γ (観測不可能な要素の影響が TG と CG の Treatment Covariate のオッズ比の差に与える影響) の値を推移させながらどのくらいまで影響を受けても、Treatment Effect が統計的に有意であるかについて検証する。ここで注意しなければならないのは、 Γ の臨界基準値を超えた場合、Treatment Effect がなくなるというのではなく、ここではあくまで Treatment Effect の信頼区間内に“0”という値が含まれることを指している。ただし、強い Treatment Effect である場合は、信頼区間に 0 を含まないとされている (DiPrete, Gangl 2004)。あくまでも感度分析から導かれる検証結果は「Worst-Case Scenario」となっている (Rosenbaum 2002)。検証結果は図表 6 の第 4、5、8、9、12、13 列に示されている。

まず、一人親家庭の達成学歴(大学卒業)に対する影響(Treatment Effect)は、 $\Gamma=1$ (Hidden Bias による影響がない場合 $\rightarrow \Gamma=1, \exp(y)=1$)では、Treatment Effect の帰無仮説は棄却されることが確認されている。さらに $\Gamma(\exp(y))$ の (棄却域 10% の) 臨界基準値は 1.25~1.30 (Kernel) ²⁴ となり、少なくとも Γ が 1.25 となるまで(観測不可能な要素により、“TG” と “CG” の Treatment を受けるオッズ比【 $\Gamma^{-1} \sim \Gamma$ 】が $\Gamma=1.25$ に関くまでは)、Treatment Effect があると確認された。次に若齢出産の達成学歴に対する影響をみると、臨界基準値はさらに大きくなり (1.50~1.55)、Hidden Bias がより大きくても、Treatment Effect は存在しつづけることが確認された。

また、一人親家庭の就学年数への影響では、臨界基準値²⁵が 1.40~1.45 (Caliper)、1.60~1.65 (Kernel)、若齢出産の就学年数への影響では、1.55~1.60 (Caliper)、1.50~1.55 (Kernel) と双方とも、大学卒業よりも Hidden Bias による影響を受けにくい結果となった。

母子家庭の身体的・精神的苦痛尺度への影響では、1.10~1.15 (Caliper) ²⁶、1.25~1.30 (Kernel) と観測不可能な要素が Treatment (若齢出産で生まれたかどうか) の Selection に影響をあたえ、TG と CG の Treatment のオッズ比 Γ が最低 1.10 (1.20) までとなろうと、Treatment Effect があることが確認された。この結果から、(Treatment Effect が統計

²⁴ 上記の臨界基準値は Treatment Effect の過小推定がないことを仮定していることから、1.25 より大きくなった場合は、Hidden Bias により、Negative Selection が働き、一人親家庭なる傾向がある世帯で育つ子どもは大学への進学確率が低いバイアスが働くことを示している。

²⁵ 大学卒業確率と同様に、過小推定がないことを仮定している。

²⁶ 上記の臨界基準値は Treatment Effect の過大推定がないことを仮定していることから、Hidden Bias による Positive Selection は、母子世帯で育った子どもほど、身体的・精神的苦痛が大きくなる傾向があることを示している。

的に有意となっている)他の Outcome と比べて、Hidden Bias が Treatment Effect に大きく影響されていることが推測される。つまり、観測不可能な要素による Treatment Assignment(母子家庭で育つかどうか)への影響を考慮すると、母子家庭が苦痛尺度に与える影響は見えなくなる。

最後に、若齢出産の子ども自身の若齢出産に対する影響では、 Γ の臨界基準値はそれぞれ 1.60~1.65 (Caliper)、1.70~1.75 (Kernel) となり、臨界基準値から、若齢出産の他の Outcome と比べて、Treatment Effect に Hidden Bias が影響されにくいことが推測される。この相対的に頑健な Treatment Effect、そして若齢出産がそれ以外の Outcome に与える影響(達成学歴、初職への負の影響)を踏まえると、若齢出産という行為は、生まれた子どもの成人後の Outcome (学歴・就業)に対して負の影響を与えており、かつその子ども自身も若齢出産する傾向が(相対的に)高いことから、負の影響の連鎖が続くことが考えられる。

6. 最後に

本稿では、養育期間における親の行動・家庭環境(若齢出産、一人親家庭)と子どもの成長(達成学歴、初職、健康状態、子ども自身の若齢出産)との間の関係について考察してきた。推計にあたっては、Propensity Score Matching 推計を行い、そして Hidden Bias の影響を考慮した感度分析を行った。

推計結果によれば、若齢出産で生まれた場合、その後の子どもの達成学歴が低くなる、また子どもの初職が非正規雇用であるなど子どもの学歴・就業に対して負の影響が、さらに子ども自身も若齢出産する傾向が高くなるなどの結果が得られた。特に若齢出産への効果は、Hidden Bias による効果が(相対的に)大きい場合においても頑健であった。また、一人親家庭で育った場合は、達成学歴が低くなる傾向が、母子家庭で育った場合は、子どもの成人後の身体的・精神的苦痛尺度が大きくなることが確認された。

若齢出産の子どもの学歴・就業への負の影響、子どもの若齢出産への正の影響を考慮した場合、若齢出産という行為は、生まれた子どもの成人後の Outcome (学歴・就業)に対して負の影響を与えており、かつその子ども自身も若齢出産する傾向が(相対的に)高いことから、負の影響の連鎖が続くことが考えられる。

ここでは、Sensitivity Analysis を用い、観測不可能な要素による Treatment Assignment への影響を考慮し、若齢出産で生まれた子どもは、実際に若齢出産で生まれたことに拘わらず、もともと大学に進学しない、初職として非正規雇用となる、就業経験を得にくい傾向がある(という仮定)ことを差し引いても、若齢出産はそれぞれの Outcome に対して影響を持っていることが確認された。

また同様に、観測不可能な要素による Treatment への影響を考慮し、一人親家庭(親との

死別経験あり)で育った人は、実際に一人親家庭で育つかどうかにかかわらず、もともと達成学歴が高くない傾向がある(という仮定)ことを差し引いても、達成学歴に対して負の影響があることが確認できた。

他の先行研究と異なり、一人親家庭で育つことがその後の子どもの成長に与える効果が明確に確認できなかった理由として、親の離別を考慮できなかったことが考えられる。死別の場合は、保険金の受給や遺産の相続などが発生するが、離別の場合、必ずしも離婚後も養育費をうけるというわけではないため²⁷、同じ一人親家庭であっても相対的に困窮している可能性が高い。この点は、離別に関する情報を得られるデータにより、再推計を試みたい。

現在、社会保障制度におけるロールモデルとして、二人親家庭(含むその子ども)が据えられている。それに比べて、若齢出産した家庭や一人親家庭の割合は過小ではあるものの、その親元で育った子どもたちへの影響は大きい。決して軽視すべき問題ではなく、こうした家庭へのサポートを厚くすることが重要だと思われる。

尚、本稿では触れることができなかったが、近年、経済学の分野では、Cunha、Heckmanら(Cunha, Heckman, 2007a; Cunha, Heckman, 2007b; Heckman, 2007)が、Treatment Effectの推計ではなく、Recursive Modelを用いたシミュレーションによる分析を行っている。そこでは、脳科学による研究成果を踏まえ、子どもの発達過程において、年齢時点毎に適正な教育があることを示している²⁸。しかしながら、これら推計を行うためには、パネルデータであるのみならず、子どもたちの認知能力を計測するためにIQ判定(ないしはその結果)、非認知能力計測のための心理テストなど質問項目を盛り込む必要がある。現在、日本において行われているパネル調査全般では、就業、収入、支出、貯蓄、住宅、生活満足度など幅広い調査項目が捕捉されているが、回答者は世帯員の代表者(世帯主、あるいはその配偶者)となっており、その子どもたちに関する詳しい情報を得ることが難しい。

もし、親とともに子どもにも一部回答させる調査項目を含ませられるならば、上記の分析は可能となる。2001年に出生した子どもがいる世帯を対象としているパネル調査、「出生児縦断調査」(厚生労働省)を活用し、子どもの回答項目(認知・非認知能力を捕捉できる項目)を増やすことで、新しい分析の可能性が生まれてくるように思われる。

²⁷ 養育費を受けたことがない一人親家庭は全体の66.8%にのぼる(『平成15年度全国母子世帯等調査結果報告』表17-(3)-1 養育費の受給状況)。

²⁸ 「(IQ Scoreは10歳前後で安定するため、認知的能力向上のための教育はそれ以前に行った方がいい、あるいは、青年期には、自発性、持続性、自制心などなどの非認知的能力の向上のための教育が効果的であるなど、成長時期によって効果的な教育の質がことなることをさしている)」があり、その時期の時期に応じた教育の必要性をあるとしている。

補論 1 親年の出生年の推定

推定の手順は以下の通りである。

①『人口動向統計』の「年次別平均婚姻年齢及び夫妻年齢差」表から、各年別の「婚姻年齢」を四捨五入する（婚姻年齢'）。②各年次から婚姻年齢'を差し引き、出生年'を推計する。これにより、出生年'毎の「年齢差」が確定する。

ここまですべて準備となっている。次に年齢の推定であるが、④父親（母親）の年齢が不明である場合、まず母親（父親）の出生年を年齢から計算し、⑤母親（父親）の出生年と合致する「出生年'」の「年齢差」を用いて、母親（父親）の出生年から引く（足し）、父親（母親）の出生年を推計する。

尚、第2次世界大戦のため、調査が中断されたため、「婚姻年齢」並びに「年齢差」がわからない場合（男：1914～1920年生まれ【18人】、女：1919～1925年生まれ【42人】）は、戦前・戦後の「年齢差」の平均値（4歳）を用いた。

以下の場合、出生年齢を推計することができない。i) 調査初年度時点で、両親が既に他界している場合、ii) 既に父親（母親）が他界し、かつ母親（父親）の年齢が無回答である場合、iii) 両親ともに年齢が無回答（両親とも健在）など。

補論 2 Hidden Bias が推定に与える影響について

こうした Hidden Bias の影響を考慮する推計方法が、以下で紹介する Rosenbaum Bounds Approach である。ここでは Rosenbaum(2002)、DiPrete, Gangl(2004)、Becker, Caliendo(2007)に基づき説明を行う。

以下では、 x_i を Treatment を受けるかどうかに影響する変数を観察可能な変数、 u_i を観察不可能な変数とする（ $P(Z_i = 1 | x_i, u_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i)$ 、 $F = \text{Logit 関数}$ ）。また、比較できる j と k のペア（両者は x が同じである、 $x_j = x_k$ 、 $i = j, k$ ²⁹）があるという仮定を置いている。個人が Treatment を受ける確率のオッズは、それぞれ $P_j/(1 - P_j)$ 、 $P_k/(1 - P_k)$ となり、オッズ比は以下ようになる。

$$\frac{P_j/1 - P_j}{P_k/1 - P_k} = \frac{P_j(1 - P_k)}{P_k(1 - P_j)} = \frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_k + \gamma u_k)} \quad (3)$$

²⁹ これは x をコントロールすることで、両者をペアにマッチングできることをさしている。

i と j とともに同じ説明変数 x_i を用いて推計しているなら x_i を相殺し、以下のように表現できる。

$$\frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_k + \gamma u_k)} = \exp\{\gamma(u_j - u_k)\} \quad (4)$$

比較対象となっている j と k の Treatment を受けるかどうかのオッズ比の違いは γ と両者の u_i の差分によって表されることとなる。両者の u_i に違いがなければ ($u_j - u_k = 0$)、また u_i が Treatment の割り振りに影響を与えないのであれば ($\gamma = 0$)、オッズ比は 1 となり、Hidden Bias は存在しないこととなる。

以下では感度分析では γ の値を変化させることで、Treatment Effect はどのように変化するかを検証している。ここでは簡単化するため変数 u_i は $\{0, 1\}$ の範囲内に収まるダミー変数であると仮定し (Aakvik 2001)、ペアとなっている j と k が Treatment を受けるオッズ比は以下のように Bounding されていることとする (Rosenbaum 2002)。

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{P_j(1-P_k)}{P_k(1-P_j)} \leq \Gamma \quad (5)$$

where $\Gamma = e^\gamma$,³⁰ $\Gamma \geq 1$, $u = 0,1$

$e^\gamma = 1$ のときだけ、両者(“TG”と“CG”)は同じ Treatment を受ける確率をもつが、 $e^\gamma = 2$ であるときは、両者は Treatment を受けるオッズ比の差が 2 倍となっている (一方が他方に比べて 2 倍 Treatment を受けやすい)。そうした意味で、 e^γ は Hidden Bias がない状態からどのくらい離れているかを示す指標となっている。

Treatment Effect に対する Hidden Bias を検証するために、Outcome が連続変数である場合は Wilcoxon’s Signed Rank Test (ウィルコクソンの符号順位検定) が、二値変数である場合は Mantel, Haenszel Non-Parametric Test が採用されている³¹ (前者の帰無仮説は TG、CG の 2 群間の Outcome に差はないこと、後者の帰無仮説は、TG 内の Outcome が 1 である人数と CG 内の Outcome が 1 である人数が同じである、つまり双方とも Treatment Effect がないとなる。)

まず Outcome が連続変数(例：身体的・精神的苦痛尺度)である事例について説明する。Wilcoxon’s signed rank test、Mcnemar’s test などの sign-score test(符号順位検定)の統計

³⁰ ここでは、Treatment されるかどうかの方程式を Logit form で表しているために e^γ となっている。

³¹ STATA では、前者は rbounds、後者は mhbounds で推定することができる。

量の計算を行う。

$$T = t(Z, r) = \sum_{s=1}^S d_s \sum_{i=1}^2 c_{si} Z_{si} \quad (6)$$

ここでは、 S 組のペアがおり ($s = 1, \dots, S$)、各層内にはペアの数 n_s が 2 であるとする。さらに r はペアの各自の Outcome を、 d_s は各ペア s の Outcome の絶対値の差 ($|r_{s1} - r_{s2}|$) の順位、 Z はペアの内どちらの方が “TG” かを示すベクトルである。また $\sum_{s=1}^S C_s Z_{si}$ は、“TG” の数の合計を示している。そして、 c は以下のように定義される (Rosenbaum 2002: 114)³²。

$$\begin{aligned} c_{s1} = 1, c_{s2} = 0 & \text{ if } r_{s1} > r_{s2} \\ c_{s1} = 0, c_{s2} = 1 & \text{ if } r_{s1} < r_{s2} \\ c_{s1} = 0, c_{s2} = 0 & \text{ if } r_{s1} = r_{s2} \end{aligned} \quad (7)$$

統計量 T は d_s の合計となっているが、各ペア s では p_s の確率で d_s はそのまま d_s 、 $1 - p_s$ の確率で d_s は 0 となっている。

$$p_s = \frac{c_{s1} \exp(\gamma_{s1}) + c_{s2} \exp(\gamma_{s2})}{\exp(\gamma_{s1}) + \exp(\gamma_{s2})} \quad (8)$$

もし、Hidden Bias がない場合、統計量 T は一般的な信頼基準となるが、Hidden Bias が存在する場合、 u を反映するために統計量 T の信頼基準に幅を持たせている ($T^- \leq T \leq T^+$)。

³² Z_{si} は、 s 層内にいる、個人 i が treatment を受けた場合を 1、受けなかった場合を 0 とする変数である。

$$Z = \begin{bmatrix} Z_{11} \\ Z_{12} \\ \vdots \\ Z_{1,n_1} \\ Z_{2,1} \\ \vdots \\ Z_{S,n_s} \end{bmatrix} \quad r = \begin{bmatrix} r_1 \\ \vdots \\ r_n \\ \vdots \\ r_{n \times s} \end{bmatrix}$$

$$p_s^+ = \begin{cases} 0 & \text{if } c_{s1} = c_{s2} = 0 \\ \frac{\Gamma}{1+\Gamma} & \text{if } c_{s1} \neq c_{s2} \end{cases} \quad (9)$$

$$p_s^- = \begin{cases} 0 & \text{if } c_{s1} = c_{s2} = 0 \\ \frac{1}{1+\Gamma} & \text{if } c_{s1} \neq c_{s2} \end{cases} \quad (10)$$

where $P_s^- \leq p_s \leq p_s^+$

T^+ 、 T^- は以下のように簡単に求めることができる。

$$E(T^+) = \sum_{s=1}^S d_s p_s^+ \quad E(T^-) = \sum_{s=1}^S d_s p_s^- \quad (11)$$

$$\text{Var}(T^+) = \sum_{s=1}^S d_s^2 p_s^+ (1 - p_s^+) \quad \text{Var}(T^-) = \sum_{s=1}^S d_s^2 p_s^- (1 - p_s^-) \quad (12)$$

そして、さらに Γ を変化させる場合、以下のように統計量を計算する

$$(T - E(T^+)) / \sqrt{\text{Var}(T^+)} \quad (T - E(T^-)) / \sqrt{\text{Var}(T^-)} \quad (13)$$

これらの2つの値は **Treatment Effect** がないという帰無仮説の(片側)検定の信頼基準の幅を示しており、漸近的に正規分布に従う。双方の検定統計量が棄却されて初めて、**Treatment Effect** の存在が証明される。

次に、**Outcome** が二値変数 (学歴、達成学歴、初職) である事例について説明する³³17。ここで用いる Mantel, Haenszel Non-Parametric Test では、“TG”対象者の中で $r=1$ である観測値の数と、 $r=1$ である観測値の期待値 (これは **Treatment Effect** がないことを所与としている) とを比較することで、**Outcome** に対して **Treatment Effect** があるのか検証している。 m_s 、 $n_s - m_s$ はそれぞれ s 層内 ($s=1, \dots, S$) にいる “TG” の数と “CG” の数を (n_s は S 層内にいる全対象者数)、 c_s 、 $n_s - c_s$ はそれぞれ s 層内における $r=1$ である観測値の数と、 $r=0$ である観測値の数とする ($\sum_{i=1}^{n_s} c_s = c_{s+}$)。さらに s 層内における “TG” でかつ $r=1$ は A ($\max(0, m_s + c_{s+} - n_s) \leq A \leq \min(m_s, c_{s+})$) であるとする。検定統計量 Q_{MH} は標準正規分布に近似しており、以下のようにになっている。

³³ **Outcome** が二値変数の場合、(7)式の統計量 T では、 $r_{si} = c_{si}$ 、 $d_s = 1, 2 \rightarrow \sum_{i=1}^{n_s}$ となる。

$$Q_{MH}^+ = \frac{|T - \sum p_s^+| - 0.5}{\sqrt{\sum p_s^+(1-p_s^+)}} \quad Q_{MH}^- = \frac{|T - \sum p_s^-| - 0.5}{\sqrt{\sum p_s^-(1-p_s^-)}} \quad (14)$$

$$\text{where } p_s^+ = \frac{\Gamma \sum_i c_{si}}{\Gamma \sum_i c_{si} + n_s - \sum_i c_{si}}, \quad p_s^- = \frac{\sum_i c_{si}}{\sum_i c_{si} + \Gamma(n_s - \sum_i c_{si})}, \quad p_s^- \leq p_s \leq p_s^+$$

T は “TG” の中で $r=1$ である観測値の数を指している。 $\Gamma(=e')$ が増加するつれて、Bounds が広がるのは、Hidden Bias が含まれている検定統計量の不確実性を反映している。 Q_{MH}^+ は、Treatment Effect が過大な推計をしているかどうかについて、 Q_{MH}^- は Treatment Effect が過小な推計をしているかどうかについて考察している。

参考文献

- 大日康史, 2001, 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』, 497, 22-32。
- 玄田有史, 1997, 「チャンスは一度 —世代と賃金格差—」『日本労働研究雑誌』, 449, 2-12.
- 近藤克則, 2005, 『健康格差社会 —何が心と健康を蝕むのか—』, 医学書院.
- 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』, 75-83.
- 堤明純, 2006, 「職業階層と健康」, 川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編『社会格差と健康 —社会疫学からのアプローチ—』, 東京大学出版会, 81-101.
- Aakvik, Arild, 2001, "Bounding a matching estimator: the case of a Norwegian training program," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63: 115-142.
- Angrist, Joshua; Victor, Lavy, 1996, "The Effect of Teen Childbearing and Single Parenthood on Childhood Disabilities and Progress in School," *NBER Working Paper*, No.5807, October.
- Atkinson, Anthony, B.; A.K. Maynard; C.G. Trinder, 1983, *Parents and Children : Incomes in Two Generations*, London: Heinemann.
- Becker, Sascha; Marco, Caliendo, 2007, "Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects," *The Stata Journal*, 7: 71-83.
- Behrman, Jere; Paul, Taubman, 1985, "Intergenerational Earnings Mobility in the United States : Some Estimates and a Test of Backer's Intergenerational Endowments Model," *Review of Economics and Statistics*, 67: 141-151.
- Behrman, Jere; Paul, Taubman, 1990, "The Intergenerational Correlation between Children's Adult Earnings and Their Parents' Income : Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics," *Review of Income and wealth*, 36(2): 115-127.
- Behrman, Jere; Mark, Rosenzweig; Paul, Taubman, 1994, "Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment," *Journal of Political Economy*, 6: 1131-1174.
- Bryson, Alex; Richard, Dorsett; Susan, Purdon, 2002, "The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies," *Department for Work and Pensions Working Paper No.4*.
- Caliendo, Marco; Reinhard, Hujer; Stephan, Thomsen, 2005, "The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany : Microeconomic Evaluation," IZA Discussion Paper Series, No.1512.
- Cherlin, Andrew J.; Kathleen E. Kiernan; P. Lindsay Chase-Lansdale, 1995, "Parental Divorce in Childhood and Demographic Outcomes in Young Adulthood,"

- Demography*, 32(3): 299-318.
- Cunha , Flavio; James, Heckman, 2007a, "The Evolution of Inequality, Heterogeneity and Uncertainty in Labor Earnings in the U.S. Economy," *NBER Working Papers*, 13526.
- Cunha , Flavio; James, Heckman, 2007b, "The Technology of Skill Formation," *American Economic Review*, 97(2): 31-47.
- DiPrete, Thomas; Markus, Gangel, 2004, "Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects : Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments," *Sociological Methodology*, 34: 271-310.
- Ermisch, John, 2003, *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press.
- Ermisch, John; Marco, Francesconi, 2001, "Family Structure and Children's Achievements," *Journal of Population Economics*, 14: 249-270.
- Ermisch John; Marco, Francesconi, David, Pevalin, 2004 "Childhood Parental Behaviour and Young People's Outcome," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 167: 69-101.
- Fronstin, Paul; David, Greenberg; Philip, Robins, 2001, "Parental Disruption and the Labour Market Performance of Children When They Reach Adulthood," *Journal of Population Economics*, 14: 137-172.
- Goldberg, P. David, 1972, *The Detection of Psychiatric Illness by Questionnaire*. London: Oxford University Press.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Petra, Todd, 1997, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *The Review of Economic Studies*, 64: 605-654.
- Heckman, James, 2007. "The Economics, Technology and Neuroscience of Human Capability Formation," NBER Working Papers 13195, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hetherington, Mavis; Martha Cox; Roger, Cox, 1978, "The Aftermath of Divorce," in edited by Joseph H. Stevens and Marilyn Mathews, *Mother-Child, Father-Child Relations*, 148-176, Washington, DC: National Association for the Education of Young Children Press.
- Manski, Charles; Gary, Sandefur; Sara, McLanahan; Daniel Powers, 1992, "Alternative of the Effect of Family Structure During Adolescence on High School Graduation", *Journal of the American Statistical Association*, 87: 25-37.
- Mackenbach, Johan; Vivian, Bos; Otto, Andersen; Mario, Cardano; Giuseppe, Costa;

- Seeromanie, Harding; Alison, Reid; Orjan, Hemstrom; Tapani, Valkonen; Anton, Kunst, 2003, "Widening Socioeconomic Inequalities in Mortality in Six Western European Countries", *International Journal of Epidemiology*, 32: 830-837.
- Moore, Kristin; David, Myers; Doma, Morrison; Christine, Nord; Brett, Brown; Barry Edmonston, 1993, "Age at First Childbirth and Later poverty," *Journal of Research on Adolescence*, 3: 393-422.
- Mulligan, Casey, 1997, *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Rosenbaum, Paul; Donald, Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*. 70: 41-55.
- Rosenbaum, Paul; Donald, Rubin, 1985, "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score," *The American Statistician*, 39: 33-38.
- Rosenbaum, Paul, 2002, *Observational Studies*, 2nd.ed., New York: Springer-Verlag.
- Rosenzweig, Mark, Kenneth, Wolpin, 1995, "Sisters, Siblings, and Mothers: The Effect of Teen-Age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context," *Econometrica*, 63: 303-326.
- Solon, Gary, 1992, "Intergenerational Income Mobility in the United States," *American Economic Review*, 82: 393-408.
- Zimmerman, Davis, 1992, "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature," *American Economic Review*, 82: 409-429.

<図表1 一般世帯と一人親家庭との年間収入比較>

	一般世帯	母子世帯	父子世帯	母子世帯／一般世帯	父子世帯／一般世帯
1997年	657.7万円	229万円	422万円	0.348	0.642
2002年	589.3万円	212万円	390万円	0.360	0.661

参考:厚生労働省「平成15年度全国母子世帯等調査結果報告」

<図表2 日本の年齢別出生割合>

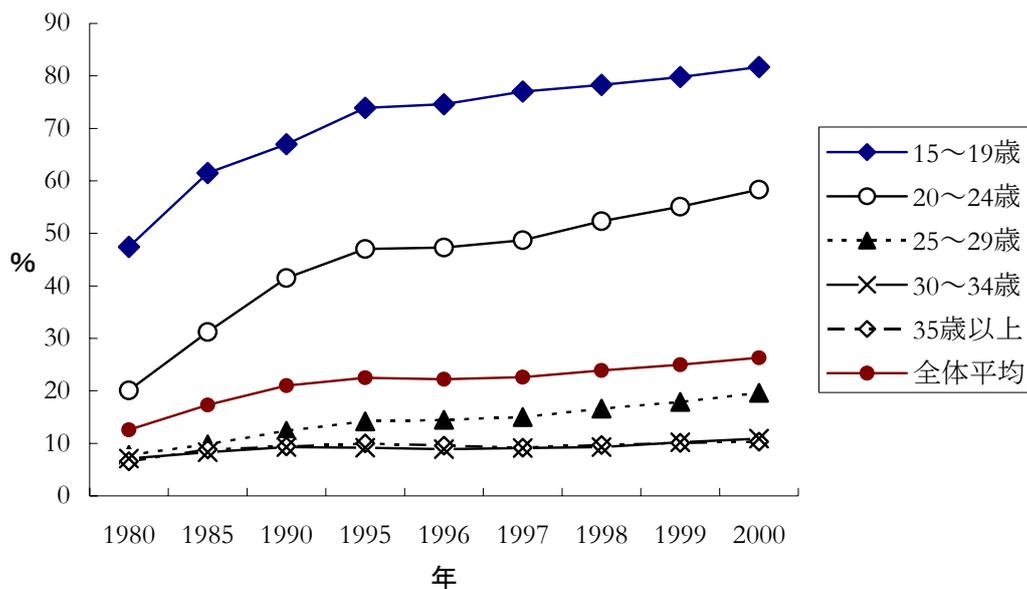
母の年齢	単位: %							
	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2004年
15～19歳	1.0	0.8	0.9	1.2	1.4	1.4	1.7	1.7
20～24歳	26.5	25.2	18.8	17.3	15.7	16.3	13.6	12.3
25～29歳	49.2	53.4	51.4	47.7	45.1	41.5	39.5	33.3
30～34歳	18.5	16.8	24.7	26.6	29.1	31.3	33.3	37.4
35～39歳	4.2	3.3	3.7	6.5	7.6	8.4	10.6	13.5
40～44歳	0.5	0.5	0.4	0.6	1.0	1.1	1.2	1.7
45～49歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

出典:内閣府(2002)『国民生活白書』付表1-補1

(備考) 1.厚生労働省「人口動態統計」により作成。ただし、2004年については概数。

2.各年次における出生数について、出産した母の年齢階層ごとの出生数を総数で割り、母の年齢層ごとに出生数に占める割合をそれぞれ算出。

<図表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>



出典：内閣府(2002)『平成17年度版 国民生活白書』、第1-補--図
 (備考) 1.厚生労働省「人口動態調査特殊報告」(2002年)により作成。

2.嫡出第一子の出生について、「結婚週数<妊娠週数-3週」(=「妊娠週数≥結婚週数+4週」)となる結婚期間が妊娠期間より短い出生数が嫡出第一子の出生数(結婚期間不詳は除く)に占める割合。

図表4-1 基本統計量（二人親家庭 vs 一人親家庭）

	全体			二人親家庭			一人親家庭			平均値の差	
	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差	「一人親」-「二人親」	
子ども											
就学年数	2836	13.291	1.744	2717	13.322	1.728	119	12.580	1.964	-0.743	***
大学卒業	2836	0.159	0.366	2717	0.163	0.369	119	0.076	0.266	-0.087	***
初職(非正規雇用+就業経験なし)	2836	0.158	0.365	2717	0.156	0.363	119	0.202	0.403	0.045	
身体的・精神的苦痛尺度	2588	3.274	2.311	2485	3.262	2.310	103	3.563	2.333	0.302	
若齢出産(本人)	2836	0.061	0.239	2717	0.059	0.235	119	0.118	0.324	0.059	***
就業経験期間(月)	2744	74.990	37.176	2630	74.832	37.071	114	78.632	39.506	3.800	
親											
～1934年以前生まれ(父親)	2812	0.284	0.451	2704	0.289	0.453	108	0.167	0.374	-0.122	***
1935～1944年生まれ(父親)	2812	0.491	0.500	2704	0.488	0.500	108	0.565	0.498	0.077	
1945年以降生まれ(父親)	2812	0.225	0.417	2704	0.223	0.416	108	0.269	0.445	0.046	
中学校卒(父親)	2785	0.360	0.480	2669	0.357	0.479	116	0.431	0.497	0.074	*
高校卒(父親)	2785	0.414	0.493	2669	0.414	0.493	116	0.397	0.491	-0.018	
専門学校・短期大学卒(父親)	2785	0.050	0.219	2669	0.051	0.221	116	0.026	0.159	-0.025	
大学・大学院卒(父親)	2785	0.174	0.379	2669	0.175	0.380	116	0.147	0.355	-0.028	
中学校卒(母親)	2793	0.359	0.480	2676	0.352	0.478	117	0.521	0.502	0.169	***
高校卒(母親)	2793	0.483	0.500	2676	0.488	0.500	117	0.359	0.482	-0.129	***
専門学校・短期大学卒(母親)	2793	0.120	0.325	2676	0.121	0.326	117	0.094	0.293	-0.027	
大学・大学院卒(母親)	2793	0.038	0.190	2676	0.038	0.192	117	0.026	0.159	-0.012	
農林漁業・自営業(父親)	2836	0.277	0.447	2717	0.275	0.447	119	0.311	0.465	0.036	
管理職(父親)	2836	0.129	0.335	2717	0.133	0.340	119	0.025	0.157	-0.108	***
専門職・技能職(父親)	2836	0.056	0.229	2717	0.054	0.227	119	0.084	0.279	0.030	
教員(父親)	2836	0.017	0.129	2717	0.018	0.132	119	0.000	0.000	-0.018	
事務職(父親)	2836	0.117	0.321	2717	0.116	0.321	119	0.126	0.333	0.010	
技能職・作業職(父親)	2836	0.290	0.454	2717	0.290	0.454	119	0.294	0.458	0.004	
販売サービス職(父親)	2836	0.039	0.193	2717	0.038	0.190	119	0.067	0.251	0.030	*
内職・その他(父親)	2836	0.037	0.189	2717	0.037	0.188	119	0.042	0.201	0.005	
無職(父親)	2836	0.007	0.084	2717	0.006	0.079	119	0.025	0.157	0.019	**
塾通学(本人、小・中学校時)	2836	0.684	0.465	2717	0.689	0.463	119	0.563	0.498	-0.126	***
私立通学(本人・中学校)	2829	0.089	0.284	2710	0.090	0.287	119	0.050	0.220	-0.040	

*1 幼少期に育った地域に関する情報は、JPSC利用規程により、「都道府県」名別集計の公表、および「都道府県」名別コードをそのまま変数として用いた分析結果の公表ができないため、ここでは伏せさせていただきます。

***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で有意に棄却される(仮説: 平均値に差がない)。

図表4-2 基本統計量（二人親家庭 vs 母子家庭）

	二人親家庭			母子家庭			平均値の差	
	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差	「母子家庭」-「二人親家庭」	
子ども								
就学年数	2,717	13.322	1.728	93	12.624	2.064	-0.699	***
大学卒業	2,717	0.163	0.369	93	0.097	0.297	-0.066	*
初職(非正規雇用+就業経験なし)	2,717	0.156	0.363	93	0.161	0.370	0.005	
身体的・精神的苦痛尺度	2,485	3.262	2.310	84	3.762	2.321	0.500	*
若齢出産(本人)	2,717	0.059	0.235	93	0.118	0.325	0.060	**
就業経験期間(月)	2630	74.832	37.071	90	80.611	40.909	5.779	
親								
～1934年以前生まれ(父親)	2,704	0.289	0.453	89	0.146	0.355	-0.143	**
1935～1944年生まれ(父親)	2,704	0.488	0.500	89	0.562	0.499	0.074	
1945年以降生まれ(父親)	2,704	0.223	0.416	89	0.292	0.457	0.069	
中学校卒(父親)	2,669	0.357	0.479	90	0.444	0.500	0.088	*
高校卒(父親)	2,669	0.414	0.493	90	0.378	0.488	-0.037	
専門学校・短期大学卒(父親)	2,669	0.051	0.221	90	0.033	0.181	-0.018	
大学・大学院卒(父親)	2,669	0.175	0.380	90	0.144	0.354	-0.031	
中学校卒(母親)	2,676	0.352	0.478	92	0.533	0.502	0.181	***
高校卒(母親)	2,676	0.488	0.500	92	0.348	0.479	-0.141	***
専門学校・短期大学卒(母親)	2,676	0.121	0.326	92	0.098	0.299	-0.023	
大学・大学院卒(母親)	2,676	0.038	0.192	92	0.022	0.147	-0.016	
農林漁業・自営業(父親)	2,717	0.275	0.447	93	0.290	0.456	0.015	
管理職(父親)	2,717	0.133	0.340	93	0.032	0.178	-0.101	***
専門職・技能職(父親)	2,717	0.054	0.227	93	0.097	0.297	0.042	*
教員(父親)	2,717	0.018	0.132	93	0.000	0.000	-0.018	
事務職(父親)	2,717	0.116	0.321	93	0.097	0.297	-0.020	
技能職・作業職(父親)	2,717	0.290	0.454	93	0.301	0.461	0.011	
販売サービス職(父親)	2,717	0.038	0.190	93	0.065	0.247	0.027	
内職・その他(父親)	2,717	0.037	0.188	93	0.054	0.227	0.017	
無職(父親)	2,717	0.006	0.079	93	0.032	0.178	0.026	***
塾通学(本人、小・中学校時)	2,717	0.689	0.463	93	0.602	0.492	-0.087	*
私立通学(本人・中学校)	2,710	0.090	0.287	93	0.054	0.227	-0.037	

*1 幼少期に育った地域に関する情報は、JPSC利用規程により、「都道府県」名別集計の公表、および「都道府県」名別コードをそのまま変数として用いた分析結果の公表ができないため、ここでは伏せさせていただきます。

***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で有意に棄却される(仮説: 平均値に差がない)。

図表4-3 基本統計量（非若齢出産 vs 若齢出産）

	若齢出産ではなかった *1			若齢出産であった *1			平均値の差	
	サンプル数	平均値	標準偏差	サンプル数	平均値	標準偏差	「若齢出産」-「非若齢出産」	
子ども								
就学年数	2704	13.332	1.737	132	12.455	1.691	-0.878	***
大学卒業	2704	0.165	0.371	132	0.053	0.225	-0.112	***
初職(非正規雇用+就業経験なし)	2704	0.154	0.361	132	0.250	0.435	0.096	***
身体的・精神的苦痛尺度	2464	3.284	2.306	124	3.056	2.417	-0.228	
若齢出産(本人)	2704	0.057	0.233	132	0.136	0.344	0.079	***
就業経験期間(月)	2618	75.217	37.266	126	70.270	35.040	-4.947	
親								
～1934年以前生まれ(父親)	2680	0.293	0.455	132	0.098	0.299	-0.195	***
1935～1944年生まれ(父親)	2680	0.494	0.500	132	0.432	0.497	-0.062	
1945以降生まれ(父親)	2680	0.213	0.409	132	0.470	0.501	0.257	***
中学校卒(父親)	2657	0.352	0.478	128	0.523	0.501	0.172	***
高校卒(父親)	2657	0.414	0.493	128	0.406	0.493	-0.008	
専門学校・短期大学卒(父親)	2657	0.051	0.220	128	0.031	0.175	-0.020	
大学・大学院卒(父親)	2657	0.180	0.384	128	0.039	0.195	-0.141	***
中学校卒(母親)	2664	0.353	0.478	129	0.488	0.502	0.136	***
高校卒(母親)	2664	0.485	0.500	129	0.450	0.499	-0.035	
専門学校・短期大学卒(母親)	2664	0.122	0.328	129	0.062	0.242	-0.060	**
大学・大学院卒(母親)	2664	0.039	0.195	129	0.000	0.000	-0.039	**
農林漁業・自営業(父親)	2704	0.275	0.446	132	0.318	0.468	0.043	
管理職(父親)	2704	0.131	0.338	132	0.076	0.266	-0.056	*
専門職・技能職(父親)	2704	0.057	0.232	132	0.030	0.172	-0.027	
教員(父親)	2704	0.018	0.132	132	0.000	0.000	-0.018	
事務職(父親)	2704	0.119	0.324	132	0.061	0.240	-0.059	**
技能職・作業職(父親)	2704	0.286	0.452	132	0.371	0.485	0.085	**
販売サービス職(父親)	2704	0.037	0.190	132	0.068	0.253	0.031	*
内職・その他(父親)	2704	0.038	0.191	132	0.023	0.150	-0.015	
無職(父親)	2704	0.007	0.086	132	0.000	0.000	-0.007	
塾通学(本人、小・中学校時)	2704	0.685	0.464	132	0.652	0.478	-0.034	
私立通学(本人・中学校)	2698	0.089	0.285	131	0.084	0.278	-0.005	

*1 出産時の母親の年齢が21歳以下かどうか。

*2 幼少期に育った地域に関する情報は、JPSC利用規程により、「都道府県」名別集計の公表、および「都道府県」名別コードをそのまま変数として用いた分析結果の公表ができないため、ここでは伏せさせていただきます。

***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で有意に棄却される(仮説: 平均値に差がない)。

図表5 Logit Selection 推計結果

	一人親家庭				母子家庭				若齢出産			
	係数	標準誤差	z値		係数	標準誤差	z値		係数	標準誤差	z値	
1934年以前生まれ(父親)	-	-	-		-	-	-		-	-	-	
1935～1944年生まれ(父親)	0.849	0.289	2.93	***	1.058	0.334	3.17	***	1.135	0.334	3.4	***
1945年以降生まれ(父親)	0.894	0.334	2.68	***	1.102	0.375	2.94	***	2.256	0.342	6.6	***
中学校卒(父親)	-0.207	0.265	-0.78		-0.143	0.291	-0.49		0.477	0.235	2.03	**
高校卒(父親)	-	-	-		-	-	-		-	-	-	
専門学校・短大卒(父親)	-0.734	0.754	-0.97		-0.498	0.761	-0.65		-0.158	0.568	-0.28	
大学・大学院(父親)	0.414	0.365	1.13		0.582	0.394	1.48		-0.825	0.502	-1.64	*
中学校卒(母親)	0.819	0.265	3.09	***	0.869	0.292	2.97	***	0.321	0.238	1.35	
高校卒(母親)	-	-	-		-	-	-		-	-	-	
専門学校・短大卒(母親)	0.051	0.412	0.12		0.075	0.442	0.17		-0.448	0.437	-1.02	
大学・大学院(母親)	0.011	0.668	0.02		-0.252	0.796	-0.32				-0.27	
農林漁業・自営業(父親)	0.201	0.331	0.61		0.373	0.391	0.95		-0.090	0.338	-0.48	
管理職(父親)	-1.514	0.646	-2.34	**	-1.099	0.673	-1.63	*	-0.215	0.444	-0.52	
専門職(父親)	0.453	0.466	0.97		0.838	0.504	1.66	*	-0.311	0.601	0.06	
事務職(父親)	-	-	-		-	-	-		-	-	-	
技能職(父親)	-0.082	0.347	-0.24		0.159	0.404	0.39		0.020	0.336		
販売サービス職(父親)	0.770	0.478	1.61	*	0.915	0.557	1.64	*	0.506	0.473	1.07	
内職・その他(父親)	0.143	0.571	0.25		0.587	0.609	0.96		-0.508	0.688	-0.74	
無職(父親)	0.656	1.156	0.57		1.087	1.174	0.93					
塾通学(本人、小・中学校時)	-0.345	0.220	-1.57	*	-0.276	0.242	-1.14		-0.025	0.213	-0.12	
私立通学(本人・中学校)	-0.524	0.441	-1.19		-0.474	0.482	-0.98		0.309	0.352	0.88	
小・中学校時の居住都道府県★		あり				あり				あり		
定数項	-4.109	0.528	-7.78	***	-4.966	0.631	-7.88	***	-4.679	0.554	-8.45	***
サンプル数		2,269				2,192				2,229		
χ^2 統計量		74.81				70.99				135.74		
Prob > χ^2		0.02				0.03				0.00		
疑似決定係数		0.0886				0.0978				0.1393		
対数尤度		-384.776				-327.282				-419.313		

***: 1%、**: 5%、*: 10%水準で統計的に有意

★ JPSC利用規程により、「都道府県」名別集計の公表、および「都道府県」名別コードをそのまま変数として用いた分析結果の公表ができないため、ここでは伏せる。

図表6 Propensity Score推計結果 & Sensitivity Analysis 推計結果

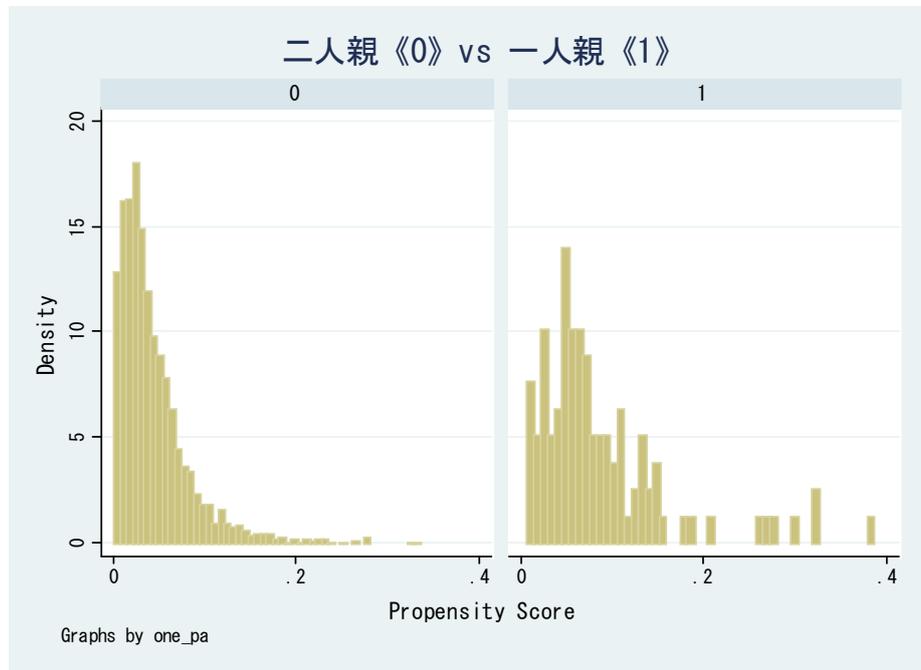
	Matching	一人親世帯				母子世帯				若齢出産			
		Effect	t値	Q_MH for exp(y)=1	Critical value for exp(y)†	Effect	t値	Q_MH for exp(y)=1	Critical value for exp(y)†	Effect	t値	Q_MH for exp(y)=1	Critical value for exp(y)†
大学卒業	Caliper(0.01)	-0.0507	-1.64	1.880	1.20-1.25	-0.0250	-0.69	1.254	1.00-1.05	-0.0480	-1.82	1.485	1.50-1.55
	Kernel	-0.0562	-1.86	1.954	1.25-1.30	-0.0341	-0.95	1.332	1.00-1.05	-0.0417	-1.7	1.499	1.50-1.55
初職(非正規雇用+就業経験なし)	Caliper(0.01)	0.0202	0.49	0.699	n.s	-0.0157	-0.38	0.106	n.s	0.0564	1.32	2.688	1.30-1.35
	Kernel	0.0276	0.68	0.612	n.s	-0.0155	-0.38	0.197	n.s	0.0709	1.73	2.558	1.30-1.35
子ども自身の若齢出産	Caliper(0.01)	0.0208	0.71	1.168	n.s	0.0251	0.80	0.853	n.s	0.0552	1.71	3.035	1.60-1.65
	Kernel	0.0247	0.86	1.074	n.s	0.0125	0.41	0.736	n.s	0.0621	1.95	3.306	1.70-1.75
就学年数	Caliper(0.01)	-0.4339	-2.13	—	1.40-1.45	-0.3986	-1.72	—	1.20-1.25	-0.5043	-2.95	—	1.55-1.60
	Kernel	-0.4921	-2.46	—	1.60-1.65	-0.4237	-1.87	—	1.35-1.40	-0.5066	-3.07	—	1.50-1.55
就業経験期間(月)	Caliper(0.01)	1.0910	0.26	—	n.s	0.9179	0.19	—	n.s	-5.1301	-1.4	—	1.15-1.20
	Kernel	1.3517	0.33	—	n.s	4.3972	0.94	—	n.s	-5.8984	-1.66	—	1.20-1.25
身体的・精神的苦痛尺度	Caliper(0.01)	0.3058	1.17	—	n.s	0.5538	1.9	—	1.10-1.15	-0.4865	-1.32	—	1.20-1.25
	Kernel	0.3904	1.49	—	1.05-1.10	0.5797	2.06	—	1.25-1.30	-0.3211	-1.33	—	1.05-1.10

† 棄却域を10%未満としている。また帰無仮説は、大学卒では過小推定がないこと(lower bound)、初職、子ども自身の若齢出産では過大推定がないこと(upper bound)、就学年数では過小推定がないこと(lower bound)、精神的・身体的苦痛尺度では過大推定がないこと(upper bound)こととしている。

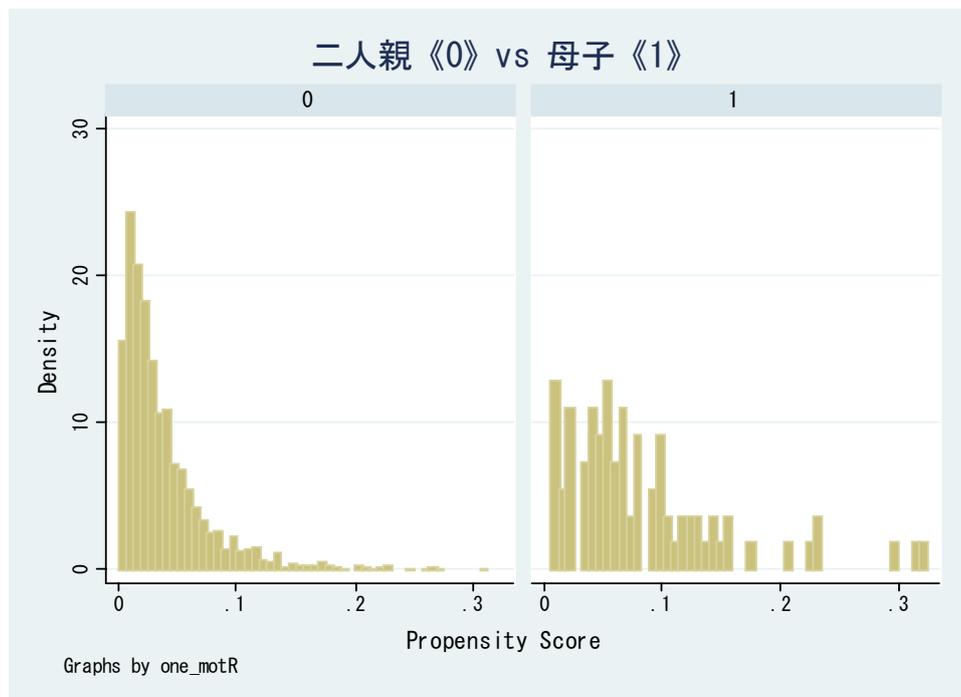
<< 図表 7 Standardized Bias >>

		一人親家庭		母子家庭		若齢出産	
		Caliper	Kernel	Caliper	Kernel	Caliper	Kernel
1935～1944年生まれ	Before	17.6	17.6	18.1	18.1	-11.9	-11.9
	After	-0.4	3.4	-1.6	4.2	-5.3	0.1
1945年以降生まれ	Before	6.7	6.7	11.3	11.3	57.5	57.5
	After	1.2	3.1	3.0	3.4	9.5	8.5
中学校卒(父親)	Before	14.5	14.5	16.5	16.5	28.7	28.7
	After	-0.1	1.2	-1.1	2.6	-4.0	1.0
専門学校・短大卒(父親)	Before	-19.0	-19.0	-16.4	-16.4	-10.2	-10.2
	After	-2.2	-5.0	-1.5	-4.6	-2.3	0.4
大学・大学院卒(父親)	Before	-5.6	-5.6	-4.1	-4.1	-35.3	-35.3
	After	-3.1	-0.4	-2.6	0.0	-3.2	-7.3
中学校卒(母親)	Before	34.9	34.9	38.7	38.7	23.8	23.8
	After	-1.3	6.6	-3.2	7.1	-8.1	1.6
専門学校・短大卒(母親)	Before	-10.6	-10.6	-8.6	-8.6	-21.3	-21.3
	After	0.4	-1.6	1.4	-1.0	-0.6	-3.6
大学・大学院卒(母親)	Before	-3.8	-3.8	-6.5	-6.5	—	—
	After	-1.1	-1.2	-1.2	-2.0	—	—
農林漁業(父親)	Before	9.9	9.9	8.0	8.0	3.1	3.1
	After	-0.9	-1.3	3.2	2.7	2.1	4.0
管理職・自営業(父親)	Before	-41.7	-41.7	-39.0	-39.0	-16.6	-16.6
	After	-4.3	-11.0	-5.1	-11.3	-2.3	-2.9
専門職(父親)	Before	8.6	8.6	13.9	13.9	-12.0	-12.0
	After	0.8	3.5	0.1	3.5	-0.3	-1.2
技能職(父親)	Before	0.6	0.6	3.4	3.4	17.8	17.8
	After	3.7	1.7	0.5	2.4	0.4	-0.8
販売サービス業(父親)	Before	16.6	16.6	13.6	13.6	13.3	13.3
	After	4.3	9.3	-0.9	6.2	0.0	1.5
内職・その他(父親)	Before	4.1	4.1	8.7	8.7	-9.8	-9.8
	After	-3.6	-1.0	-0.6	-6.5	0.0	-1.1
無業(父親)	Before	7.3	7.3	8.9	8.9	—	—
	After	4.0	4.3	2.6	3.4	—	—
塾通学(本人、小・中学校時)	Before	-23.7	-23.7	-21.5	-21.5	-7.5	-7.5
	After	-3.9	-3.3	-1.1	-3.6	3.7	0.6
私立通学(本人・中学校)	Before	-13.6	-13.6	-13.9	-13.9	-1.2	-1.2
	After	0.0	-3.7	-0.2	-3.8	0.5	-1.5

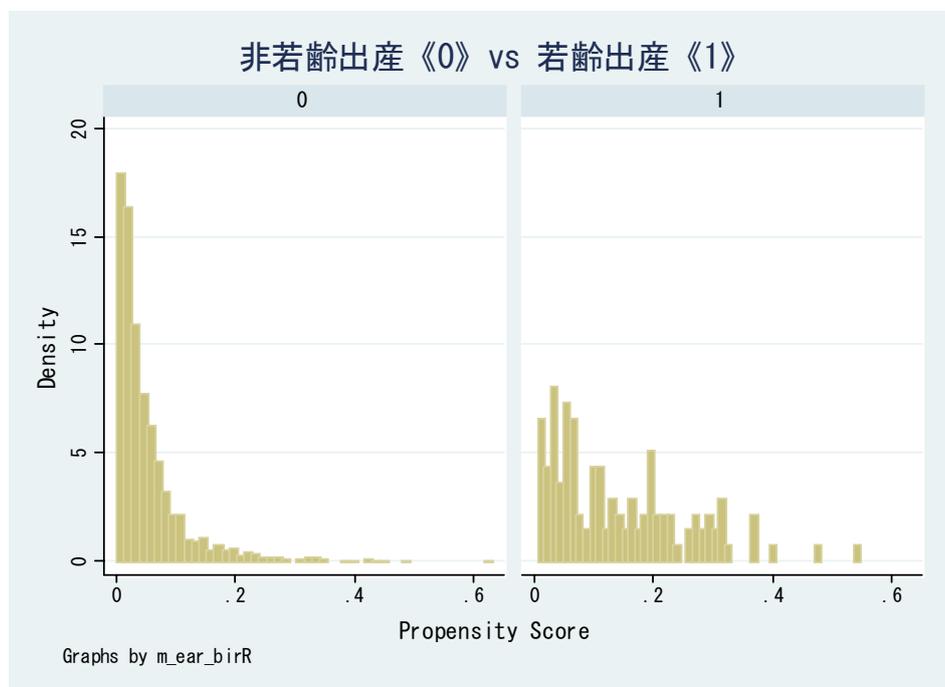
<< 図表 8.1 Propensity Score 密度分布 (二人親家庭 vs 一人親家庭) >>



<< 図表 8.2 Propensity Score 密度分布 (二人親家庭 vs 母子家庭) >>



<<図表 8.3 Propensity Score 密度分布（非若齢出産 vs 若齢出産）>>



<<図表 9.1 Common Support 制約による観測値の削減率（二人親家庭 vs 一人親家庭）>>

Propensity Score	一人親家庭 (Treated)	二人親家庭 (Non Treated)	
最小値	0.00674	0.00098	
最大値	0.38588	0.33427	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	2,269	2,119	6.61
Treated	104	103	0.96
Non Treated	2,185	2,016	7.73

<<図表 9.2 Common Support 制約による
観測値の削減率（二人親家庭 vs 一人親家庭）>>

Propensity Score	母子家庭 (Treated)	二人親家庭 (Non Treated)	
最小値	0.00575	0.00040	
最大値	0.32285	0.31162	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	2,192	2,083	4.97
Treated	86	83	3.49
Non Treated	2,106	1,955	7.17

<<図表 9.3 Common Support 制約による
観測値の削減率（非若齢出産 vs 若齢出産）>>

Propensity Score	若齢出産 (Treated)	非若齢出産 (Non Treated)	
最小値	0.00644	0.00124	
最大値	0.54602	0.62971	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	2,229	2,080	6.68
Treated	127	126	0.79
Non Treated	2,102	1,954	7.04

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2007-E02	Tetsuo Fukawa	Household projection 2006/07 in Japan using a micro-simulation model	2007年10月
2007-E01	Takanobu Kyogoku	In Search of New Socio-Economic Theory on Social Security	2007年5月
2006-02	上村敏之・神野真敏	公的年金と児童手当－出生率を内生化した世代重複モデルによる分析－	2007年3月
2006-01	加藤久和	基礎年金の負担：税か保険料か？	2006年7月
2005-10	府川哲夫	企業による福利厚生の変向	2006年3月
2005-09	菊地英明	社会的排除－包摂とは何か？－概念整理の試み	2006年3月
2005-08	阿部彩	児童手当による子供の効用への影響	2006年3月
2005-07	阿部彩	日本における相対的剥奪指標と貧困の実証研究	2005年12月
2005-06	酒井正	社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか？	2005年11月
2005-05	熊谷成将・泉田信行・山田武	医療保険政策の時系列的評価	2005年10月
2005-04	Takashi Oshio and Satoshi Shimizutani	The impact of social security on income, poverty, and health of the elderly in Japan	2005年10月
2005-03	稲垣誠一	Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using a Microsimulation Model (INAHSIM)	2005年10月
2005-02	府川哲夫	国保老人の外来受診者1人当たり医療費	2005年8月
2005-01	加藤久和	年金財政の持続可能性と経済成長について	2005年5月