

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

坂本 和靖

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

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 and 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 and Taubman 1985) では低い値 (0.18) が、若かった頃の父親との比較 (Atkinson, Maynard and 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、(二人親世帯で育った子どもと比べ) 一人親世帯の子どもが高校を卒業する確率は低いという結果が得られている。

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、婚姻に与え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 and 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、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。

図表-1 一般世帯と一人親世帯との年間収入比較

	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

出典：厚生労働省「平成15年度全国母子世帯等調査結果報告」

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 and Lavy (1996) では、The Current Population Survey (CPS) を用いて、親の離死別経験だけではなく、10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、一人親世帯の親、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」(Ermisch 2003: 164)。

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」(The Japanese Panel Survey of Consumers、以下JPSC)²⁾を用いて、一人親世帯で育つということ、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世帯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、一人親世帯かどう

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. 一人親世帯、若齢出産の状況

厚生労働省は一人親世帯に関する詳細な調査「全国母子世帯等調査」を実施している。平成15年(2003年)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122万世帯、17万世帯となっており、1998年と比べそれぞれ28.3%(1998年: 95万4,900世帯)、6.4%(1998年: 16万3,400世帯)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、一人親世帯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。

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(平成17年度版)』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

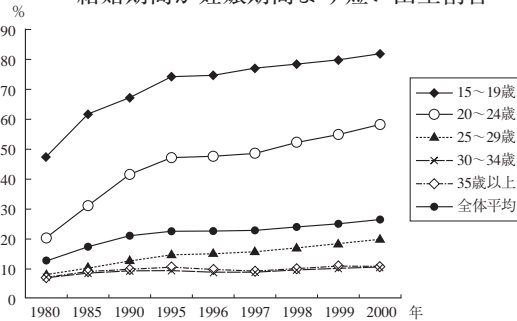
図表-2 日本の年齢別出生割合

単位：%

母の年齢	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	49.5	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(2005)「平成17年度版 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、出産した母親の年齢階層ごとの出生数を総数で割り、母親の年齢階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(2005)「平成17年度版 国民生活白書」第1-補1-1図
 備考：1) 厚生労働省「人口動態調査特殊報告」(2002年)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

いとされている(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多いといわれているため(Moore et al. 1993)、一

人親世帯同様に、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。

3. データと変数

(1) データ

データは家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)を用いた。本調査は1993年に当時24～34歳の女性1,500人(コーホートA)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(コーホートB)、24～29歳の女性836人(コーホートC)を対象者として追加している。分析では、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。

(2) 親の属性・行動に関する変数

先行研究である、Ermisch and 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(wave 2)、就業に関する回顧調査(wave 3)がそれぞれ実施されており、(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、各コーホートの調査初年度(wave 1、wave 5、wave11)の回顧調査から、両親に関する情報が得られるため、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。

(a) 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が子どもの成長に与える影響が挙げられる。一人親世帯となることで、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

れかの親が死亡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死亡している場合が1、それ以外の場合は0となるダミー変数となっている。

無論、死別の場合は離別と違い、死亡保険金や遺産の授受が起ころうするため、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、二人親世帯と比べ経済状況が悪いことも考えられる。条件付きではあるが、以下の分析では、一人親世帯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。

(b) 若齢出産

Angrist and Lavy (1996) では、親が10代のときに生まれた、あるいは婚外子として生まれた子どもは、健康面での問題を抱えやすいか、留年しやすいかなどの検証を行っている。

JPSCでは各コーホートの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（既に親が死亡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、親の出生時年齢が低い場合、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 and 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、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「親と死別した経験」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) 子どもの成長に関する変数

本節では、子どもの成長（Outcome）を表す変数として、学歴、初職、身体的・精神的苦痛尺度、子ども自身の若齢出産の4つを挙げる。

(a) 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。

(b) 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た場合、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）などについたかどうか、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⁾。さらに就業経験年数もあわせてみている。

(c) 身体的・精神的苦痛尺度

Ermisch and Francesconi (2001)、Ermisch et al. (2004) では、General Health Questionnaire (GHQ) 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。本稿では、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」1項目⁶⁾、「睡眠不足」2項目⁷⁾、「意思決定に対する怠慢」1項目⁸⁾、「食欲不振」1項目⁹⁾、「ストレス過多」4項目¹⁰⁾、「信頼の欠如」2項目¹¹⁾）と生活意識の質問（「生活全般に不満がある」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。

(d) 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についても着目した。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歳以下で子どもを産んだ場合は1、それ以外は0とする。

(4) 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。

(a) 両親の年齢、出生年代、学歴、職種

JPSCでは、各コーホートの調査初年度¹⁴⁾において、両親の年齢を尋ねている（既に死亡している場合は、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、wave 1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、本稿同様に子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。

(b) 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⁾」と学齢ステージごとに尋ねている（同時に稽古事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、コーホートA、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。

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世帯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）で、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。

(1) 一人親世帯

一人親世帯で育った子どもと、二人親世帯で育った子どものOutcomeならびにTreatmentに關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。学歴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）に表れており、一人親世帯で育ったものと比べて、二人親世帯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

図表-4-1 基本統計量（二人親世帯 VS. 一人親世帯）

	全体			二人親世帯			一人親世帯			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											
大学卒業	2836	0.159	0.366	2717	0.163	0.369	119	0.076	0.266	-0.087	***
就学年数	2836	13.291	1.744	2717	13.322	1.728	119	12.580	1.964	-0.743	***
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	
就業経験期間（月）	2744	74.990	37.176	2630	74.832	37.071	114	78.632	39.506	3.800	
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	***
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	

注：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、ここでは伏せる

***: 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）

一人親：12.580、二人親：13.322）。

親・養育期に関係する変数では、一人親世帯では、二人親世帯と比べると、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、一人親世帯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、一人親世帯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、一人親世帯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）。

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 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

図表-4-2 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†			若齢出産であった†			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								
大学卒業	2704	0.165	0.371	132	0.053	0.225	-0.112	***
就学年数	2704	13.332	1.737	132	12.455	1.691	-0.878	***
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	***
就業経験期間（月）	2618	75.217	37.266	126	70.270	35.040	-4.947	
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	***
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年以降生まれ（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	

† 出産時の母親の年齢が21歳以下かどうか

注：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、ここでは伏せる

***: 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）

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。

(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-4-2のようになった。一人親世帯かどうかよりさらに多くの変数において、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、就業経験がない者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、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。

5. 推計

(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、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²⁰⁾。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(一人親で育った子ども)が、若齢出産をしない親の子ども(二人親で育った子ども)よりも大学進学率が低い(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、われわれが関心があるのは、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(母親が若齢出産している、養育期に親と死別している)を、 $z=0$ 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を意味している。

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

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、すべてのXを条件づけたうえでのマッチングは現実的ではない。そこで、Rosenbaum and Rubin(1983)は、複数ある観察可能な変数Xの情報を一次元化

図表-5 Logit Model 推計結果

	一人親世帯			若齢出産				
	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	***	1.135	0.334	3.4	***
1945年以降生まれ(父親)	0.894	0.334	2.68	***	2.256	0.342	6.6	***
中学校卒(父親)	-0.207	0.265	-0.78		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		-0.158	0.568	-0.28	
大学・大学院卒(父親)	0.414	0.365	1.13		-0.825	0.502	-1.64	*
中学校卒(母親)	0.819	0.265	3.09	***	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		-0.448	0.437	-1.02	
大学・大学院卒(母親)	0.011	0.668	0.02				-0.27	
農林漁業・自営業(父親)	0.201	0.331	0.61		-0.090	0.338	-0.48	
管理職(父親)	-1.514	0.646	-2.34	**	-0.215	0.444	-0.52	
専門職(父親)	0.453	0.466	0.97		-0.311	0.601	0.06	
事務職(父親) ††	—	—	—	—	—	—	—	—
技能職(父親)	-0.082	0.347	-0.24		0.020	0.336		
販売サービス職(父親)	0.770	0.478	1.61	*	0.506	0.473	1.07	
内職・その他(父親)	0.143	0.571	0.25		-0.508	0.688	-0.74	
無職(父親)	0.656	1.156	0.57					
塾通学(本人、小・中学校時)	-0.345	0.220	-1.57	*	-0.025	0.213	-0.12	
私立通学(本人、中学校)	-0.524	0.441	-1.19		0.309	0.352	0.88	
小・中学校時の居住都道府県 †		あり				あり		
定数項	-4.109	0.528	-7.78	***	-4.679	0.554	-8.45	***
サンプル数		2,269				2,229		
χ^2 統計量		74.81				135.74		
Prob > χ^2		0.02				0.00		
疑似決定係数		0.0886				0.1393		
対数尤度		-384.776				-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

†† レファレンス・カテゴリー

することで、マッチングを平易なものにした。

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

この手法では、次元化するために、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をXとしたLogit Modelの推計を行った($P(X) = P(Z=1|X)$)。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”をマッチングさせ、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。

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

これは、同じ観察可能な変数Xを持つ者は、“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 Matching²¹⁾とKernel Matching²²⁾をマッチングの方法として用いた。

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

	一人親世帯					若齢出産				
	Matching	Effect	Q_MH for exp(y)=1			Effect	t値	Q_MH for exp(y)=1		
			t値	exp(y) †	exp(y) †			t値	exp(y) †	exp(y) †
大学卒業	Caliper (0.01)	-0.0507	-1.64	1.880	1.20-1.25	-0.0480	-1.82	1.485	1.50-1.55	
	Kernel	-0.0562	-1.86	1.954	1.25-1.30	-0.0417	-1.7	1.499	1.50-1.55	
就学年数	Caliper (0.01)	-0.4339	-2.13	-	1.40-1.45	-0.5043	-2.95	-	1.55-1.60	
	Kernel	-0.4921	-2.46	-	1.60-1.65	-0.5066	-3.07	-	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.	0.0564	1.32	2.688	1.30-1.35	
	Kernel	0.0276	0.68	0.612	n.s.	0.0709	1.73	2.558	1.30-1.35	
就業経験期間(月)	Caliper (0.01)	1.0910	0.26	-	n.s.	-5.1301	-1.4	-	1.15-1.20	
	Kernel	1.3517	0.33	-	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.	-0.4865	-1.32	-	1.20-1.25	
	Kernel	0.3904	1.49	-	1.05-1.10	-0.3211	-1.33	-	1.05-1.10	
子ども自身の若齢出産	Caliper (0.01)	0.0208	0.71	1.168	n.s.	0.0552	1.71	3.035	1.60-1.65	
	Kernel	0.0247	0.86	1.074	n.s.	0.0621	1.95	3.306	1.70-1.75	

† 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)、身体的・精神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

(2) 推計結果

本項では、被説明変数をTreatmentの有無とした、Logit Modelの推計結果について述べる。

(a) 一人親世帯

養育期間において一人親世帯であったかどうかに影響する変数をみると、図表-5のような結果となった。世代ダミーでは、(レファレンス・カテゴリーである1934年以前生まれと比べて)父親の世代が若いほど、一人親世帯となる確率が上がっている。また(レファレンス・カテゴリーである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、(レファレンス・カテゴリーである事務職と比べて)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、管理職の結果を見た場合、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、

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。

(b) 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、図表-5のような結果となった。

まず、父親の世代をみると、(レファレンス・カテゴリーである1934年以前生まれと比べて)1935~1944年生まれ、1945年以降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かがわれる。さらに学歴では、(レファレンス・カテゴリーである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、就学年数の長さとは若齢出産との負の関係がここでも確認された。

(c) Treatment 効果

まず、一人親世帯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に示した。

子どもの達成学歴に対して、“TG”(一人親世帯=親との死別経験あり)と“CG”(二人親世帯=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、マッチングを施さない場合(Unmatched 図表-4-1、2の最右列)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: -0.74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。

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・給付金を受け取ることで、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%にすぎず(厚生労働省「平成15年度全国母子世帯等調査結果報告」)、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。同じ一人親世帯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: -48%、Kernel: -42%、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。たとえば、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カ月、Kernel: -5.90カ月、Unmatched: -4.95カ月)。

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、若齢出産で生まれた子どもは、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。

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ことが仮定されていた ($f(X|Z, p(X)) = f(X|p(X))$)。

Rosenbaum and Rubin (1985) では、マッチング作業により、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

図表-7 Standardized Bias

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

(Standardized Bias) を以下の式を用い、バイアスを推計している。

$$Bias(X) = 100 \times \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{[Var_T(X) + Var_C(X)]/2}} \quad (5)$$

\bar{X}_T 、 \bar{X}_C はそれぞれ“TG”、“CG”内での X の平均値を、 $Var_T(X)$ 、 $Var_C(X)$ はそれぞれ“TG”、“CG”内での X の分散を示している。Rosenbaum and 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 の乖離があるとしている。

本稿でも同様に、バイアスを計算し、マッチングの前後でバイアスの変化をみると、すべての変

数において、10%以下となっていることがわかる (図表-7)。

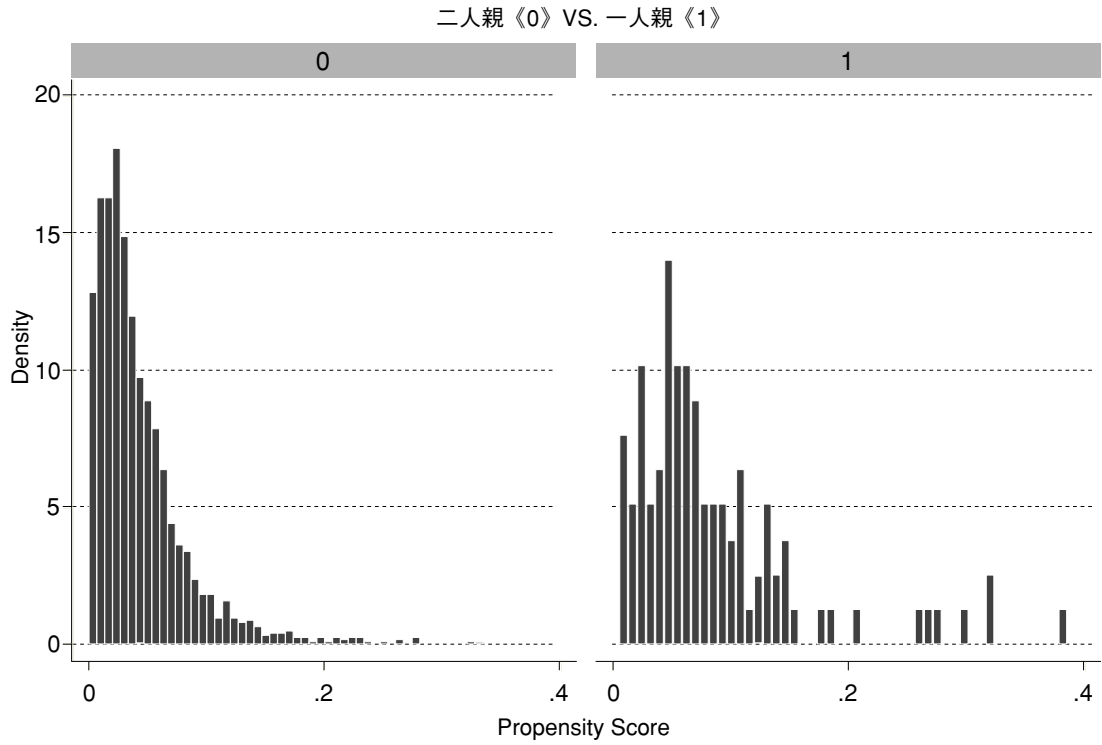
マッチング法別にみると、Kernel Matchingの方がバイアスが減少している。

Rosenbaum and Rubin (1985) ならび、DiPrete and Gangel (2004)、Caliendo, Hujer and 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。

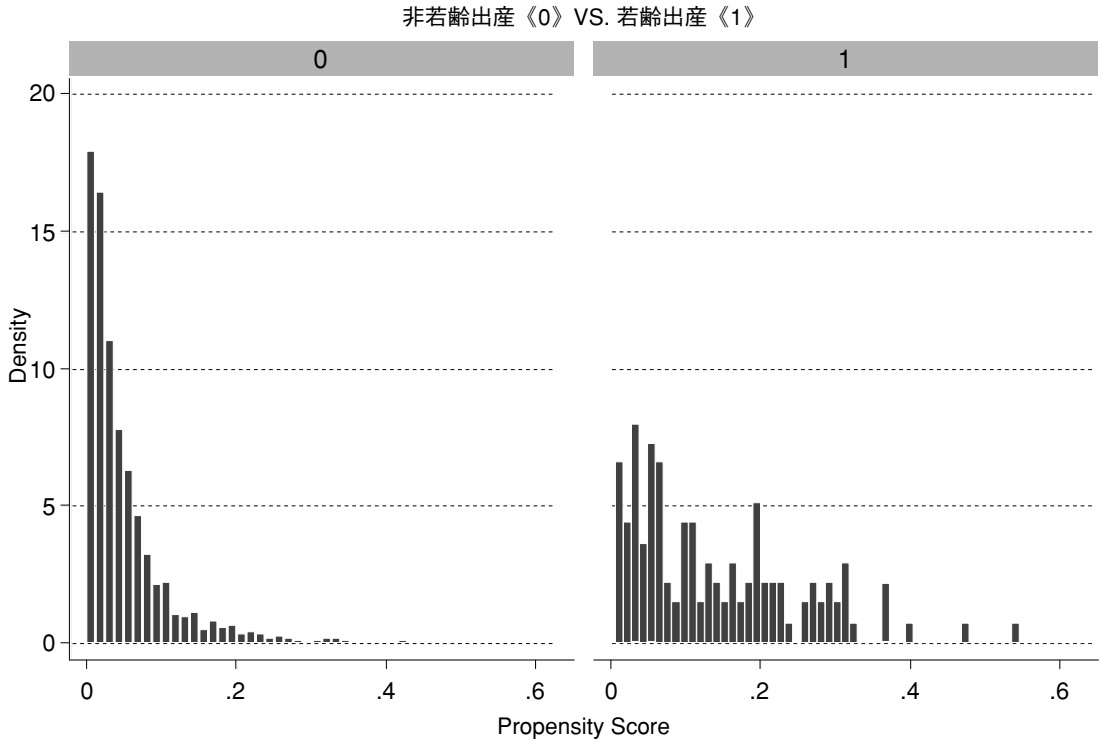
さらに、Overlap Assumptionについても見ておかななくてはならない。これについて最も簡単な検証方法としては、“TG”、“CG” 両グループの Propensity Score の密度分布を図示し比較する方法である。その結果を図表-8-1、8-2に示した。右側の図が“TG”を、左側の図が“CG”の密度分布を示している。2つの図両方とも、分布の形状から、“CG”では分布が左に相対的に偏っていることがわかる。しかし、どの程度の形状であれば、Common Supportが十分であるのか明確ではない。

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 and 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を除去することで、Common Supportを確定し、どれくらいの数の観測値が残るかを確認する方法である。事例で示すと (図表-9-1参照)、一人親世帯グループの 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。もし、この削減率が大きい場合、推計された Treatment Effectの扱いには注意を払わなければならない (Bryson, Dorsett and Purdon 2002)。

圖表-8-1 Propensity Score密度分布 (二人親世帯 VS. 一人親世帯)



圖表-8-2 Propensity Score密度分布 (非若齡出產 VS. 若齡出產)



図表-9-1 Common Support 制約による観測値の削減率
(二人親世帯 VS. 一人親世帯)

Propensity Score	一人親世帯 (Treated)	二人親世帯 (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
(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

(3) Hidden Bias

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なお、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 and 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 and Wolpin (1995)、Ermisch and 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。

(4) 推計結果

次に、Propensity Score Matching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、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 and Gangel 2004)。あくまでも感度分析から導かれる検証結果は「Worst-Case Scenario」となっている点に注意されたい (Rosenbaum 2002)。検証結果は図表-6の第4、5、8、9列に示されている。

まず、一人親世帯の達成学歴 (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%未満の)臨界基準値は1.25~1.30(Kernel)²³⁾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 $\Gamma=1.25$ に開くまでは)、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、一人親世帯の就学年数への影響では、臨界基準値²⁴⁾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。

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. まとめ

本稿では、親の行動・家庭環境(若齢出産、一人親世帯)と子どもの成長(達成学歴、初職、身体的・精神的苦痛尺度、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みられ、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。特に若齢出産への影響は、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²⁵⁾。

若齢出産の子ども自身の学歴・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かかわらず、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、あるいは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、一人親世帯(親との死別経験あり)で育った人は、実際に一人親世帯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。

現在、社会保障制度における典型的なモデルとして、二人親世帯(その子どもを含む)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世帯の割合は小さいものの、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。

なお、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 and Heckman 2007a, 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、年齢時点ごとに適正な教育があることが示されている²⁶⁾。しかしながら、これらの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の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質問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は難しい。

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めることができるならば、上記の分析が可能となる。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の「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。

補論1. 親の出生年の推定

推定の手順は以下の通りである。

①『人口動態統計』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、出生年ごとの「年齢差」が確定する。

ここまでが下準備となっている。次に年齢の推定であるが、③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、④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）の出生年から引き（足し）、父親（母親）の出生年を推計する。

なお、第二次世界大戦により、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。

以下の場合には、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、両親が既に死亡している場合、ii) 既に父親（母親）が死亡し、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's Bounds Approachである。ここではRosenbaum (2002)、DiPrete and Gangel(2004)、Becker and 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 =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、 $x_j = x_k$ 、 $i = j, k$ ²⁷⁾）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、オッズ比は以下のようになる。

$$\frac{P_j / 1 - P_j}{P_k / 1 - P_k} = \frac{P_j (1 - P_k)}{P_k (1 - P_j)} = \frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_k + \gamma u_k)} \quad (6)$$

i と j 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。

$$\frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_k + \gamma u_k)} = \exp\{\gamma(u_j - u_k)\} \quad (7)$$

比較対象となっている j と k のTreatmentを受けるとき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な境界を持つとする (Rosenbaum 2002)。

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{P_j (1 - P_k)}{P_k (1 - P_j)} \leq \Gamma \quad (8)$$

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

$e^{\gamma} = 1$ 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、は Hidden Bias がい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²⁹⁾ (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 がいないこととなる)。

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。

$$T = t(Z, r) = \sum_{s=1}^S d_s \sum_{i=1}^2 c_{si} Z_{si} \quad (9)$$

ここでは、 S 組のペアがあり ($s = 1, \dots, S$)、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 の絶対値で評価した差 ($|r_{s1} - r_{s2}|$) 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 $\sum_{i=1}^2 c_s Z_{si}$ 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)³⁰⁾。

$$\begin{aligned} c_{s1} &= 1, c_{s2} = 0, \text{ if } r_{s1} > r_{s2} \\ c_{s1} &= 0, c_{s2} = 1, \text{ if } r_{s1} < r_{s2} \\ c_{s1} &= 0, c_{s2} = 0, \text{ if } r_{s1} = r_{s2} \end{aligned} \quad (10)$$

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。

$$P_s = \frac{c_{s1} \exp(\gamma u_{s1}) + c_{s2} \exp(\gamma u_{s2})}{\exp(\gamma u_{s1}) + \exp(\gamma u_{s2})} \quad (11)$$

もし、Hidden Bias がいない場合、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 ($T^- \leq T \leq T^+$)。

$$P_s^+ = \begin{cases} 0 & \text{if } c_{s1} = c_{s2} = 0 \\ \frac{\Gamma}{1 + \Gamma} & \text{if } c_{s1} \neq c_{s2} \end{cases} \quad (12)$$

$$P_s^- = \begin{cases} 0 & \text{if } c_{s1} = c_{s2} = 0 \\ \frac{1}{1 + \Gamma} & \text{if } c_{s1} \neq c_{s2} \end{cases} \quad (13)$$

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。

$$E(T^+) = \sum_{s=1}^S d_s p_s^+ \quad E(T^-) = \sum_{s=1}^S d_s p_s^- \quad (14)$$

$$\text{Var}(T^+) = \sum_{s=1}^S d_s^2 p_s^+ (1 - p_s^+) \quad \text{Var}(T^-) = \sum_{s=1}^S d_s^2 p_s^- (1 - p_s^-) \quad (15)$$

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。

$$(T - E(T^+)) / \sqrt{\text{Var}(T^+)} \quad (T - E(T^-)) / \sqrt{\text{Var}(T^-)} \quad (16)$$

これらの 2 つの値は Treatment Effect がい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³¹⁾。ここで用いている 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（ 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 （ $\max(0, m_s + c_{s+} - n) \leq A \leq \min(m_s, c_{s+})$ ）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。

$$Q_{MH}^+ = \frac{|T - \sum p_s^+| - 0.5}{\sqrt{\sum p_s^+ (1 - p_s^+)}} \quad Q_{MH}^- = \frac{|T - \sum p_s^-| - 0.5}{\sqrt{\sum p_s^- (1 - p_s^-)}} \quad (17)$$

$$\text{where } p_i^+ = \frac{\Gamma \sum c_i}{\Gamma \sum c_i + n_i - \sum c_i}, \quad p_i^- = \frac{\sum c_i}{\sum c_i + \Gamma (n_i - \sum c_i)}, \quad p_i^+ \leq p_i \leq p_i^-$$

T は“TG”の中で $r=1$ である観測値の数を指している。 $\Gamma (=e^\gamma)$ が増加するにつれて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。

† 本稿は坂本（2008）を加筆修正したものである。本稿の作成にあたり、日本経済学会2007年秋季大会、国立社会保障・人口問題研究所セミナーにおいて非常に有益なコメントをいただいた。特に、泉田信行、岩澤美帆、金子隆一、久木元真吾、斎藤修、坂口尚文、田中慶子、田中隆一、野口晴子、星野崇宏、松本真紀子の各氏より詳細なコメント・アドバイスをいただいた。記して感謝したい。無論、本稿中のすべての誤りは筆者の責任である。

注

- 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 and Cox (1978)では、一人親のもと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。
- 2) 本稿では、パネル調査のデータを用いているが、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人）に比べて、平均的に多い（2000～2003年平均2,879人）。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すべ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人）。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。

- 3) 「100万円未満」が20.3%、「100万～200万円未満」が35.9%、「200万～300万円未満」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年度全国母子世帯等調査結果報告」）。
- 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、Treatmentの有無別で差異がなかった。
- 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」。
- 8) 「身の回りの小さいことでも意思決定するのがしんどくなることもある」。
- 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) 「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）が用意されている。ここで、「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。
- 13) 実際に最高得点が12点となっているものはいない。
- 14) 調査初年度とは、それぞれwave 1（コーホートA）、wave 5（コーホートB）、wave 11（コーホートC）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) wave 5、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・専修学

- 校卒」、「短大卒」、「高等学校卒」、「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）、同（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）、同（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。
- 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) 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（受給ゲームと求職意欲、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。
- 21) Caliper Matchingは、同じOne-to-One Matching法である、Nearest-Neighbor Matching（Treatment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、あらかじめ設定した 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。
- 22) 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、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。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。
- 23) 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、一人親世帯に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。
- 24) 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。
- 25) 坂本（2008）では、合わせて母子世帯の影響についてもみている。その結果、母子世帯で育った場合は、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。
- 26) 彼らの研究によれば、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よく、また青年期には、自発性、持続性、自決心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は異なる。そのため、その時期に応じた教育の必要性があるとされている。

- 27) 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。
- 28) 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^r となっている。
- 29) STATAでは、前者はrbounds、後者はmhboundsで推定することができる。
- 30) 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。
- 31) Outcomeが二値変数の場合、(10)式の統計量 T では、 $r_{si} = c_{si}$ 、 $d_s = 1$ 、 $2 \rightarrow \sum_{i=1}^m$ となる。

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。
- 坂本和靖，2008，「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」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シリーズNo.2007-J01。
- 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 and Victor Lavy, 1996, “The Effect of Teen Childbearing and Single Parenthood on Childhood Disabilities and Progress in School,” NBER Working Papers, No.5807.
- Atkinson, Anthony, B., A. K. Maynard and C. G. Trinder, 1983, *Parents and Children: Incomes in Two Generations*, London: Heinemann.
- Becker, Sascha and Marco Caliendo, 2007, “Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects,” *The Stata Journal*, 7: 71-83.
- Behrman, Jere and 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 and 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 and 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 and 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 and 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 and P. Lindsay Chase-Lansdale, 1995, “Parental Divorce in Childhood and Demographic Outcomes in Young Adulthood,” *Demography*, 32 (3) : 299-318.
- Cunha, Flavio and James Heckman, 2007a, “The Evolution of Inequality, Heterogeneity and Uncertainty in Labor Earnings in the U.S. Economy,” NBER Working Papers, No.13526.
- Cunha, Flavio and James Heckman, 2007b, “The Technology of Skill Formation,” *American Economic Review*, 97 (2) : 31-47.
- DiPrete, Thomas and 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: Princeton University Press.
- Ermisch, John and Marco Francesconi, 2001, “Family Structure and Children’s Achievements,” *Journal of Population Economics*, 14: 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*, 167: 69-101.
- Fronstin, Paul, David Greenberg and 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 and 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, No.13195.
- Hetherington, Mavis, Martha Cox and Roger Cox, 1978, “The Aftermath of Divorce,” Joseph H. Stevens and Marilyn Mathews eds., *Mother-Child, Father-Child Relations*, Washington, D.C.: National Association for the Education of Young Children Press, 148-176.
- Manski, Charles, Gary Sandefur, Sara McLanahan and Daniel Powers, 1992, “Alternative Estimates 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, Örjan Hemström, Tapani Valkonen and 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 and 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: University of Chicago Press.
- Rosenbaum, Paul and Donald Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70: 41-55.
- Rosenbaum, Paul and 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 and 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.

さかもと・かずやす 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「世帯内における消費・余暇配分の構造」(チャールズ ユウジ ホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 2008)。労働経済学専攻。(sakamoto@kakeiken.or.jp)