

母親の就業が私立・国立中学校進学に与える影響について¹

2009年6月5日

田中隆一⁺ (東京工業大学)

山本雄三⁺⁺ (東京工業大学)

要約

本研究の目的は、幼少期における母親の就業が子供の私立・国立中学校進学確率に与える影響を分析することである。大阪大学 COE プログラムで実施された親子調査 2005 年版および 2007 年版のデータを用いて、私立・国立中学校進学確率のプロビットモデルを推定した結果、小学校時点での母親の就業は、子供の私立・国立中学校進学率に対して負の影響があることがわかった。また、この負の効果は、1978 年以前生まれの子供に対して強く観測されることが分かった。さらに、これらの結果は、母親の就業要因を考慮した propensity score matching 法による分析においても頑健であることが確認された。

¹本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」によって実施された「日本における親子調査」の結果を利用している。本アンケート調査の作成に寄与し、本調査結果の利用を許諾いただいたチャールズ・ユウジ・ホリオカ、筒井義郎、大竹文雄、吉川徹、小原美紀の各先生に感謝する。また、本稿の執筆に当たり、大石亜希子先生、大橋勇雄先生、吉田あつし先生、行武憲史氏、2009 年「医療、教育、家族、および組織に関するミクロ経済学実証分析」研究集会参加者、東京工業大学 WIP セミナー参加者から貴重なコメントを頂いた。田中は日本学術振興会（若手研究 B）から研究助成を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、いかなる誤りも著者の責任に帰するものである。

⁺ 著者連絡先：東京工業大学大学院情報理工学研究科情報環境学専攻および社会理工学研究科社会工学専攻 田中隆一 〒152-8552 東京都目黒区大岡山 2-12-1 Tel/Fax: 03-5734-3760
E-mail: tanaka@mei.titech.ac.jp (田中)

⁺⁺ 著者連絡先：東京工業大学大学院社会理工学研究科博士後期課程 山本雄三 〒152-8552 東京都目黒区大岡山 2-12-1
E-mail: yamamoto.y.ad@m.titech.ac.jp (山本)

1. はじめに

戦後の先進国における女性労働参加率の上昇傾向の中、日本における女性の就業率も大きく変化を遂げてきた。その変化の中でも特に25歳から45歳までの女性の労働参加率の上昇は特徴的であるといえる。厚生労働省の労働力調査によると、25歳から29歳までの女性の就業率は、1968年では約47%であったものが、2007年においては71%にまで上昇している。また、30歳から34歳までの女性就業率は49%から61%へ、35歳から39歳までの女性については58%から62%へ、さらに40歳から44歳の女性については64%から70%へと上昇している。

25歳から44歳の女性のなかには幼少期の子供を持つ女性も多く含まれるため、この年齢層の女性の労働参加率は、子供のいる母親の労働参加とも大いに関連していると考えられる。労働力調査詳細集計によれば、末子年齢が6歳未満である女性の労働参加率は1989年には35.2%であったが、2007年には39.7%に上昇しており、12歳未満の子供を持つ母親の就業率に関しては、49.4%（2007年）となっている。少子高齢化を現在進行形で経験している日本経済における労働力不足への対応策として、更なる女性労働参加の促進、とりわけ出産後の女性の労働供給促進がしばしば議論されており、今後は幼少期の子供をもつ母親の就業率が上昇してゆくことが予測される。²

幼少の子供を持つ母親の労働参加率の上昇はアメリカをはじめとする他の先進国においても観測されているが、このような趨勢を背景として、幼少期における母親の就業が子供に与える影響、特に能力形成などを通じて子供の教育成果に対し与える影響について、さまざまな議論がなされている。その議論においては、幼少期における母親の就業は子供とともに過ごす時間を減少させるため、子供にとって悪影響があるとする、母親の就業に対して否定的な考えがある一方、母親の就業は家計所得を増加させ、子供への金銭的な投資を増加させるという肯定的な意見もある。³ このように幼少期における母親の就業が子どもに与える影響は、少なくとも理論的には曖昧であるがゆえに、母親の就業の影響についての総合的な評価は、極めて実証的な問題であるといえる。

幼少期における母親の就業が子どもの能力形成および教育成果に与える影響についての実証分析は、欧米において少なからず存在している（Desai et. al. 1989, Parcel and

² 内閣府（2007）によると、「若者、女性、高齢者等の労働市場参加」を労働力人口減少への対策として取り上げており、特に子育て中の女性の労働参加率の上昇に焦点を当てた議論がなされている。そこでは、10年後までに25歳-44歳の女性就業率を4%から7%引き上げ、特に第一子出産前後の女性の継続就業率を7%上げるという数値目標も掲げられている。

³ 出島・竹田・上田（2007）は、日本のパネルデータを用いた実証分析の結果、母親のパートタイム就業は子供への教育支出を約15%引き上げることを示している。

Menaghan 1994, Baum 2003, Chase-Lansdale et. al. 2003, James-Burdumy 2005, Ruhm 2008など)。例えば、Baum (2003)によると、子供が生まれてから3カ月以内の就業は、子供の認知能力形成に対して負の影響を与えるが、その効果は就業により得られる所得上昇の効果により部分的に相殺されることを示している。また、Bernal (2008)は、女性による労働と子供の世話の間の時間配分の意思決定に関する動学モデルを、アメリカのパネルデータ (NLSY) を用いて推定することにより、幼少期の母親の就業は、子供の認知能力の形成に対して、負の影響を与えることを指摘している。

本研究の目的は、幼少期における母親の就業が子供の学業的成果に対して与える影響を日本のマイクロデータを用いて実証的に分析することである。まず、本研究においては、子供の学業的成果の指標として、子供の私立・国立中学校進学を用いる。欧米の先行研究においては、子供の学業的成果の指標として、学力テストのスコアを用いたものが数多く存在するが、日本においては、私立・国立中学校進学を学力の指標として用いることができると考えられる。その理由は、一般的に私立・国立中学校へ進学するためには入学試験を実施し、その成績に基づいて合否が判定されるため、入学試験の結果は、小学校までに形成された学力（認知能力）を少なからず反映していると考えられるためである。

また、私立・国立中学校進学をそれまでに形成された学力の指標として用いる別の理由としては、幼少期の母親の就業の中期的な影響を見ることができる点があげられる。中学校進学というイベントは子供が12歳のときに起こるものであり、最終学歴や労働市場における賃金といった大人になってからの成果との比較において、幼少期における母親の就業の影響が異なるのではないかと考えられる。

さらに、私立・国立中学校進学に着目するもう一つの理由としては、私立・国立中学校進学はその後の子供の人生に対して長期的なインパクトも持ちうると考えられるためである。近年の私立・国立中学校進学率は、都心部において急速に上昇してきているが、これは公立中学校教育の質の低下を懸念する親の増加のみならず、私立中学校で多くみられる中高一貫教育への需要の増加も表しており、実際に、私立中高一貫高出身者の大学進学率は高く、ランクの高い大学への進学者に占める割合も高い。大学進学率が高くなると、大学を卒業することそのものではなく、どの大学を卒業するかということが、労働市場におけるシグナリングという意味においても、また大学における人的資本形成という点においても重要になると考えられる。私立・国立中学校へ進学することで、質またはランクのより高い大学への進学確率が高まるのであれば、その後の人生に対して与えるインパクトも決して小さなものではないであろう。実際に、Keane and Wolpin (1997)やCameron and Heckman (1998)は、最終学歴や労働市場における賃金などは、16歳までに形成された認知および非認知能力に大きく依存していることを示しており、

12歳時点までの能力および学力の形成は、その後の人生の長期にわたって多大な影響を与える可能性が十分に考えられる。

幼少期における母親の就業に関しては、子供のどの時期において就業していたかについても詳細な分析を試みる点が本研究の特徴のひとつといえる。具体的には、母親の就業に関して、子供の年齢が3歳まで、4歳から小学校就学前まで、小学校在学時それぞれの母親の就業の影響を見てゆく。

大阪大学 21 世紀 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」の下で実施された「COE 親子ペア調査」の 2005 年度版および 2007 年度版をプールしたデータを用いて、私立・国立中学校進学確率のプロビットモデルを推定した結果、小学校時点での母親の就業は、子供の私立・国立中学校進学確率を 3.2%引き下げることがわかった。しかしながら、0 から 3 歳の間での就業、および 4 歳から小学校就学前までの就業に関しては、統計的に有意な影響は検出されなかった。

さらに、母親の就業が与える負の影響が時代により異なるかどうかを検証するため、1978 年以前に生まれた子供とそれ以降に生まれた子供とで母親の就業の影響が異なることを許すプロビットモデルの推定も行った。その結果、母親の就業の負の効果が検出されるのは 1978 年より以前に生まれた子供に対してのみであり、1979 年以降に生まれた子供については、統計的に有意な効果は検出されなかった。

プロビット分析で得られたこれらの結果が、頑健であるかどうかを調べるために、母親の就業確率を用いた propensity score matching 法（以下、P スコア法と呼ぶ）による推定も同時に行った。その結果、マッチングの方法によっては統計的有意性が若干低くなるものの、小学校時点での母親の就業は私立・国立中学校進学率に対して負の影響を持つ傾向があることが確認された。さらに、統計的に有意な結果のみに着目すると、小学校時点での母親の就業は私立・国立中学校進学率を 3.7%から 4.4%引き下げることが、また、1978 年より以前に生まれた子供のサンプルにおいては、4.1%から 6.3%引き下げることが確認された。

本研究の重要な先行研究として、日本における私立小中学校選択の決定要因を分析した松浦・滋野（1996）がある。松浦・滋野は小学校および中学校という義務教育段階における私立学校選択および通塾の選択を世帯収入や資産といった家計属性を説明変数とする二変量プロビット（bivariate probit）モデルで推定することにより、親の所得と職業といった社会的地位が高い階層ほど義務教育段階において私立校を選択していることを示している。さらに、母親の就業に関しては、専業主婦の子供の方が、私立校を選択する確率が高くなるという結果を得ている。しかしながら、分析に用いられてい

る母親の就業状態は、調査時点での就業状態であるため、過去、特に幼少期の就業が私立校進学へ与える影響を直接分析しているわけではない。本研究では、中学進学時点以前における母親の就業状態が私立中学校のみならず国立中学校への進学に与える影響を分析しており、さらに先行研究ではデータの制約上含めることのできなかつた親の学歴についても考慮しているため、松浦・滋野の分析を補完するものと考えられる。

本論文の構成は以下の通りである。第2節で推定に用いた計量モデルの説明を行い、第3節で使用したデータの紹介を行う。第4節では推定結果を報告する。第5節ではそれまでの分析の頑健性を調べるために、Pスコア法による結果を議論する。第6節は結語である。

2. 計量モデル

はじめに、母親の就業が子どもの私立・国立中学校進学にどのように影響を与えるかを考える。私立・国立中学校進学に必要とされる親の投入は、大きく分けて金銭的なものと時間的なものがあると考えられる。まず金銭的な投入に関しては、私立・国立中学校への進学には、公立中学に比べて高い学費がかかることがあげられる。また、進学準備として学習塾や家庭教師といった受験対策を行うのであれば、それらの費用がさらにかかることになる。一方、時間的な投入としては、例えば、受験対策として学習塾に通うのであれば、送り迎えやお弁当を持たせたりする必要があり、それらへ時間を割くことが要求されるかもしれない。また自宅で勉強を教えることや、学習状況のモニタリングも大事であるとするれば、家庭で子供とともに過ごす時間が必要となると考えられる。このように、私立・国立中学校進学には、家計所得と受験勉強の家族のサポートが重要な鍵となってくると考えられる。

母親の就業は、まず家計所得に対しては正の関係にあるといえるので、金銭的な投入を増加させ、私立・国立中学進学に対して正の効果があると考えられる。一方、時間的な投入に関しては、母親の就業は家族のサポートに費やすことのできる時間を減少させるのであれば、負の効果があると考えられる。したがって、母親の就業は家計所得と家族のサポートの両者に影響を及ぼし、この二つの経路を通じて、私立・国立中学校進学に影響を与える。この簡単なイメージを描いたのが、図1. である。このように母親の就業は、最終的にプラスとマイナス、相反する効果を併せ持ち、どちらの効果が大きいのか（あるいはそもそもそのような効果が存在するのか）という問いは、きわめて実証的なものである。

次に計量モデルの定式化を行う。被説明変数 A を私立・国立中学校進学した場合 $A = 1$ 、そうでない場合 $A = 0$ 、というダミー変数とする。また母親の就業はダミー変数 T として、母親が就業状態にあれば $T = 1$ 、そうでなければ $T = 0$ とする。 A の条件付期待値を以下の (1) 式のように定義し、これを推定式とする。

$$E(A | X, T) = Pr(A | X, T) = \Phi(X\beta + T\gamma) \quad (1)$$

ただし X はその他のコントロール変数である。その他の変数には、女性ダミー、生年、兄弟姉妹の人数のほか、私立・国立小学校に通学ダミー、小学6年生時の学習塾に通った日数（一週間当たり）、15歳時に住んでいた都市規模ダミー、父親の就学年数、父親が公務員ダミー、父親が経営者ダミー、父親が自営業ダミー、12歳時の父親の年齢、および子供のころに育った家庭の生活水準（0から10までの11段階の値をとる変数）を含む。用いたデータとその記述統計量は次節で紹介する。

推定では (1) 式の $\Phi(\cdot)$ に標準正規分布の累積分布関数を用いるプロビット分析を行う。推定された係数を用いて、 $Pr(A | X, T)$ に対する T の（サンプル平均で評価した）限界効果も計算し、母親の就業の影響を評価を行う。

3. データ

本研究で用いるデータは、大阪大学 21 世紀 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学（研究代表者：筒井義郎教授）」の下で実施された「COE 親子ペア調査」の 2005 年度版および 2007 年度版をプールしたものである。大阪大学 21 世紀 COE プログラムにおけるアンケート調査の中心となるものとして、「くらしの好みと満足度についてのアンケート」（以下、本調査とよぶ）があるが、この本調査の付帯調査として実施されたものが「親子調査」であり、親子間の相互依存関係の経済分析および個人の選好の親子間相関の解明を目的とした調査である。

この親子調査の対象は、スノーボール方式による協力者（親族）紹介により集められている。具体的には、2005 年度版の親子調査の対象者は、平成 15 年度に実施された本調査の回答者のうち、親子調査への協力を承諾した回答者およびその親、義理の親、配偶者、子どもである。また、2007 年度調査の対象者は、調査の実施を委託した中央調査社に登録しているパネルから抽出された人々を対象に親族の協力を要請した。調査の実施時期は、2005 年度版に関しては 2004 年 12 月上旬から 2005 年 3 月中旬にかけて、ま

た 2007 年度版に関しては、2006 年 12 月上旬から 2007 年 3 月中旬にかけて、それぞれ郵送法により行われた。⁴

分析では母親の就業の影響を見ることが目的であるため、分析に用いるデータを以下の条件を満たすサンプルに絞った。ただし（ ）内は削除された観測値数を表す。

- ・ 回答者本人が 0 歳から小学校卒業までの間に、母親の就業について、「学生、引退、失業、その他、該当者なし」と回答したものを除く (179)
- ・ 回答者本人が 0 歳から小学校卒業までの間に、父親が就業状態（会社員・団体職員、公務員、会社経営者・役員、自営業主、家族従業員）にないものを除く (157)
- ・ 母親の就業時点が 1946 年以降のサンプルに限定する (273)
- ・ 回答者本人が 15 歳時点で海外に居住していたものを除く (3)
- ・ 分析に用いる変数に欠損値を含むサンプル、および不整合な回答を含むサンプルを除く (604)

上記の条件に絞り、分析に用いる変数についての欠損値を除き、データクリーニング後のサンプルサイズは 2203 から 987 となった。⁵

分析に用いるデータの記述統計量は表 1 にまとめてある。まず、被説明変数として用いるのは「中学校の学校形態が私立または国立ダミー」であるが、中学校が私立または国立であったものの割合は 9.6%であった。なお私立または国立小学校に通った者の割合は説明変数の一つとして用いるが、こちらは 3.4%であった。

次に、「母親が就業状態にあるか否か」については、母親の就業ダミーを用いた。ここで、母親が就業状態にあるとは、母親の職業が「会社員・団体職員」、「公務員」、「会社経営者・役員」、「自営業主」、「家族従業員（自営業の）」、「主婦（パートタイム従業者）」のいずれかであるものとする。母親の就業ダミーが 0 であれば、「（無職の）主婦」を表す。母親の就業率を子供の年齢階層ごとに見てゆくと、子供が 0 歳から 3 歳時では 42.1%、4 歳から小学校就学前では 47.3%、小学校在学時においては 61.4%と、回答者の年齢が上がるるとともに母親の就業率も上昇している。

分析に用いたその他の変数に関しては、まず男女比はおおよそ男性 4 割、女性 6 割であ

⁴ なお本調査の平成 13 年度版の対象者は、層化 2 段無作為抽出法により抽出されている。本調査および親子調査の詳細については、大阪大学社会経済研究所のホームページ (<http://www2.econ.osaka-u.ac.jp/coe/>) を参照のこと。

⁵ 母親の就業が小学生時なら 157、4～就学前なら 189、0～3 歳時なら 259 の観測値が除かれる。

った。また、回答者の生年は 1939 年から 1991 年、生まれ年の平均は 1963 年であった。また中学 3 年生の頃住んでいた都市規模は、大都市 20.1%、中規模都市 20.8%、その他の都市 27.7%で、残りの 31.4%は「町・村」または「その他」と分布している。⁶なお、子供のころに育った家庭の生活水準は、「あなたの育ったご家庭の生活水準はどの程度だったとお考えですか」という質問に対して、10（もっとも豊か）から 0（もっとも貧しい）の 11 段階で回答したものであるが、平均値は 5.5 となっている。

4. 推定結果

本節では、第 2 節で説明したプロビットモデルの推定結果をレポートする。母親の就業の効果が、子供の年齢階層ごとに異なるかどうかを見るため、回答者が「0 歳から 3 歳時」、「4 歳から小学校就学前」、「小学校在学時」の母親の就業ダミーを作成し、それぞれの時期の母親の就業を説明変数とするモデルの推定を行った。また、男女間で母親の就業の影響が異なるかどうかを見るために、男女別のデータを用いた推定も行い、全部で 9 通りの推定を行った。これらの推定結果は表 2 にまとめてある。なお、データとして用いた親子調査は、その調査対象の選定方法上、無作為抽出された回答者に加えて、その親族にも調査の回答をお願いしているため、同一家計のメンバーを含んでいる観測値もあるので、プロビット分析においては各家計をクラスターとした cluster-robust 標準誤差を用いて、それによる p 値も合わせて計算した。

まず、第 1 列は全サンプルを用いて小学校在学時の母親の就業の影響を分析した結果であるが、係数の推定値は負で統計的に有意な値となっている（p 値は 4.5%）。サンプル平均で評価した限界効果を見ると、母親の就業は私立・国立中学校進学確率を 3.2%引き下げるといふ、負の効果が検出された。さらに男女別のサンプルを用いた推定結果が第 2 列および第 3 列にそれぞれあるが、男性のみのサンプルを用いた場合は、4.9%の統計的に有意な負の効果が検出されている一方、女性のみのサンプルでは、係数の符号は負であるものの、統計的に有意な効果は検出されなかった。

次に、4 歳から就学前まで、および 0 歳から 3 歳までの母親の就業の影響を分析したものが第 4 列から第 9 列にまとめてある。これらの推定結果によると、すべての推計式において母親の就業ダミーの係数はマイナスではあるが、小学校在学時の母親就業の影響とは異なり、統計的に有意な効果は検出されなかった。

⁶ 本来ならば小学校在籍時の居住都市規模を用いるべきであるが、データの制約上 15 歳時点での居住都市規模を用いた。

就業の時期については、小学生時とそれ以前とで効果の有無が分かれたが、この違いの一つの解釈としては、母親の就業の効果のうちの時間的な面（家族のサポート）が子どもの年齢階層によって異なることが考えられる。第2節で議論したように、中学受験に際しての家族のサポートは、塾への送り迎えや勉強のモニタリングなどが考えられるが、本研究では被説明変数を私立・国立中学校進学としているため、このような直接的な時間的投入の効果が強く表れ、それが小学生時の母親の就業の負の効果として検出されたのが、ここで得られた結果の一つの理由ではないかと思われる。

その他のコントロール変数のうち、特徴的なものは、まず、塾に通った日数および小学校が私立・国立ダミーは、統計的に有意な正の影響を持っている点があげられる。これは私立・国立中学校への進学を目的として塾へ通うことや、小学校入学時点で私立・国立校を選択している場合は、継続してそれらを選択していることを意味していると考えられる。また、別の可能性としては、小学校時点で塾や私立・国立校へ通っているということは、小学校時点における子供への高い教育支出を意味しているので、金銭的な教育投資の正の効果が検出されているとも考えられる。

大都市ダミーや中規模都市ダミーが正の有意な影響を与えているが、これは大都市や中規模都市に住んでいた人々は、その他の町や村に住んでいた人々に比べて私立・国立中学への進学確率が高くなっていることを意味している。この効果の一つの解釈としては、東京を代表に都市規模が大きい地域ほど通学可能な距離にある私立中学校が多いので、進学確率が高まっているためではないかと考えられる。また、父親の就学年数は、正の統計的に有意な影響を与えている。父親の学歴は、家計の長期的所得の代理変数と考えることができるため、家計所得の高い家計は私立・国立中学校進学確率が高いということの意味すると考えられる。さらに、育った家庭の生活水準は、正の統計的に有意な影響を与えており、直感とも整合的な結果が得られている。

次に、母親の就業が与える負の影響が時代により異なるかどうかを検証するため、1979年以前に生まれた子供とそれ以降に生まれた子供とで母親の就業の影響が異なることを許すプロビットモデルの推定も行った。1979年以降の人々とそれ以前の人々でサンプルを分けた一つの理由は、1986年4月1日に施行された男女雇用機会均等法が母親の就業形態や就業環境に影響を与えたのではないかと考えたためである。⁷ そのため小学生入学時点が1986年4月1日以降であるサンプルは1979年生まれ以降の人とな

⁷ 男女雇用機会均等法の正式名称は「雇用の分野における男女の均等な機会及び待遇の確保等女子労働者の福祉の増進に関する法律」である。この法律では、職場における採用・配置・昇進などの人事上、男女の差別を禁止している。なお、その後も改正が繰り返され2007年4月1日施行された改正法がもっとも新しい。

り、1979年以降生まれの人は1、それ以外の人はゼロとなる1979年以降生年ダミーおよびそれと母親の就業ダミーとの交差項を含むプロビットモデルの推定を行う。

1979年以降生年ダミーと母親の就業ダミーとの交差項を含むプロビットモデルを前サンプルを用いて推定した結果は表3にまとめてあるが、1978年以前に生まれた子供に対しては、母親の就業は子供の私立・国立中学校進学確率を4%引き下げる、統計的に有意な効果が検出されている。しかしながら、1979年以降に生まれた子供に対しては、統計的に有意な効果は検出されなかった。これらの結果は、女性の働き方や職場環境の変化、および養育施設の充実等により、母親の就業の負の影響が近年の世代において(古い世代との比較において)緩和されてきた可能性を示唆している。

以上をまとめると、就学以前の母親の就業の私立・国立中学進学確率に対する統計的に有意な効果は検出されなかったが、小学校在学時点での母親の就業は、私立・国立中学校進学確率を引き下げることがわかった。また、この負の効果は、1978年以前に生まれた子供に対してのみ観測されることが分かった。

5. 頑健性の検証 — Pスコア法

前節のプロビット分析の推定結果から、その他の変数をコントロールした上で、小学校在学時の母親の就業は私立・国立中学校進学確率に対して負の影響を持つことが確認された。本節では、その推定結果の頑健性について議論する。

前節までの推定結果の頑健性を議論する上で、最も重要なもののうちの一つとして考えられるのは、母親の就業におけるセレクションの可能性である。その中でも特に家計所得と母親の就業選択の関係を通じたセレクションの可能性については注意が必要である。既婚女性の就業に関するダグラス=有沢の法則が成立しているとする、父親を核所得者とした場合、父親の所得と母親の就業との間には負の相関が予想される。すなわち、父親の所得が高ければ母親は就業せず、逆に父親の所得が低ければ母親が就業する可能性が高いというものである。

データの制約上、回答者本人が小学生時の家計所得に関する直接の情報が利用できないものの、プロビット分析では父親の就業について子供が生まれてから小学生時まで父親が「会社員・団体職員」、「公務員」、「経営者・役員」、「自営業主」、「家族従業員」のいずれかで就業しているサンプルを対象とすることで、父親の長期の失業などによる家計所得へのショックがないと考えられる家計に分析対象を絞っている。さらに、兄弟の人数、弟妹の人数、塾に通った日数、父親の就学年数、父親が公務員ダミー、父親が経営

者ダミー、父親が自営業ダミー、父親の年齢（12歳時）、育った家庭の生活水準の情報を含めることで家計所得を間接的にコントロールしたため、家計所得と母親の就業選択の関係を通じたセレクションの影響は、ある程度緩和されているのではないかと考えられる。

しかしながら、これらのコントロールがセレクションによる影響を取り除く上で十分であるかどうかを直接確認することはできない。そこで、本節では観測できない変数により生じるセレクションバイアスに対して、そのバイアスを減らす対処法の一つとして知られる P スコア法を用いて、母親の就業が私立・国立中学校進学確率に与える影響を推定し、前節の推定結果の頑健性を確かめることを行う（P スコア法の詳細については補論を参照のこと）。

P スコア法による推定には、まずトリートメントを受けたグループ（この場合は、幼少期に母親が就業していたグループ）それぞれの観測値に対して、母親が就業する確率は同じだが実際には就業しなかった観測値を用いて擬似的なコントロールグループを作り、トリートメントグループの観測値とマッチさせる必要がある。マッチングの方法としては、nearest neighbor matching、radius matching、kernel matching、stratification matching の4つの方法が広く用いられているが、これら4つのマッチング法はそれぞれの長所・短所があり、どの手法が先験的に優れているということはない。ゆえに、それぞれの方法を用いて推定し、それらの結果を比較検討することで、頑健性を評価する。我々は上記の4つのマッチング法を用いて「小学生時の母親の就業」をトリートメントとした「私立・国立中学校進学確率」への平均的なトリートメント効果（average treatment effect on the treated, 以下 ATT と呼ぶ）を推定し、前節のプロビット分析の推定結果との比較検討を行う。

4つのマッチング法を用いて、「小学生時の母親の就業」をトリートメントとした「私立・国立中学校進学確率」への ATT を推定した結果は表4に示した。⁸ Radius matching における半径（radius）は、0.01, 0.0075, 0.005 をそれぞれ用いた。なお ATT の標準誤差については、2000回のブートストラップにより推定し、それをもとに t 比を計算してある。

全サンプルを用いた分析においては、6通りすべてで ATT は負となり、10%水準で統計的に有意な ATT は、-3.7%（Kernel matching）から、-4.4%（radius matching、半径 0.01）の値をとり、probit の結果とも整合的な結果が得られた。また、stratification matching においても、10%の有意水準で統計的に有意な効果（-4%）が確認された。

⁸ 推計作業には Becker and Ichino (2002) で紹介されている Stata の ado ファイルを用いた。

またプロビット分析ではより古い世代で母親の就業の負の効果が観測されたことを P スコア法でも確認するため、1978 年以前に生まれたサンプルのみを用いて、上述の P スコア法により ATT を推定した。その結果は表 5 にまとめてあるが、すべての radius matching および kernel matching においては 5%水準で統計的に有意な負の効果 (kernel matching による-4.7%から半径 0.005 の radius matching による-6.3%) が得られている。なお、stratification matching においても、-4.1%の、10%水準で統計的に有意な効果が得られている。

以上をまとめると、母親の就業による効果がセレクションによるバイアスが生じている可能性を考慮して、P スコア法による推定を行い、プロビット分析の推定結果の頑健性を検証したが、マッチングの方法によっては推定値の統計的有意性は若干落ちるものの、それでもなお母親の就業が私立・国立中学校進学に負の効果があるというプロビット分析で得られた結果と整合的な結果が得られた。また、1978 年以前生まれのサンプルに絞った分析においても、プロビット分析と同様に母親の就業の負の影響が検出された。

6. おわりに

本研究では、幼少期における母親の就業が子供の私立・国立中学校進学確率に与える影響を実証的に分析した。私立・国立中学校進学確率のプロビットモデルの推定より、小学校時点での母親の就業は、子供の私立・国立中学校進学率に対して負の影響があることがわかった。また、この負の効果は、1978 年以前生まれの子供に対して強く観測されることが分かった。さらに、これらの結果は、母親の就業要因を考慮した propensity score matching 法による分析においても頑健であることが確認された。

本研究で得られた結果は、幼少期における家庭環境の重要な一要因としての母親の就業が、子供の学力形成に対して、少なくとも 1987 年以前生まれの人々に対して負の影響を与えていたことを示唆している。他の先行研究が示唆しているように、幼少期の家庭環境がその後の達成学力や将来の労働市場におけるパフォーマンスに影響を与えるというのであれば、母親の就業が子供に対して与える負の影響を緩和するような教育政策や家庭政策は、子供のその後の人生に対して多大な影響を及ぼす可能性を示唆している。もちろん、そのような政策が及ぼす影響は、学力形成以外にもさまざまなチャンネルが考えられ、政策の真の評価のためにはこの複雑多岐にわたる問題の理解が必要であるが、本研究がこの問題の理解の一助になるのであれば、それは我々の望むところである。

補論 Propensity Score Matching 法

本補論では、第5節で用いた propensity score matching 法 (P スコア法) について簡単に説明する。ここでは、Rosenbaum and Rubin (1983)による、非実験データを用いた平均トリートメント効果 (ATT) の推定において、propensity score を用いた調整によりセレクションバイアスを軽減する方法について説明する。

まず、トリートメント (本論文では、母親が就業することを表す) を受けた時点以前における、観測値の特性を X とする。P スコアは、(2) 式のように、特性 X を所与とした時の、トリートメントを受ける条件付確率として定義される。

$$p(X) \equiv Pr\{T = 1 | X\} = E\{T | X\} \quad (2)$$

すなわち、特性 X を持つ回答者の母親が就業する確率として与えられる。この P スコア $p(X)$ を所与として、以下の平均トリートメント効果 (ATT) を推定することを考える。

$$\begin{aligned} ATT &\equiv E\{A_{1i} - A_{0i} | T_i = 1\} \\ &= E\{E\{A_{1i} - A_{0i} | T_i = 1, p(X_i)\}\} \\ &= E\{E\{A_{1i} | T_i = 1, p(X_i)\} - E\{A_{0i} | T_i = 1, p(X_i)\} | T_i = 1\} \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式では、トリートメント (母親の就業) の効果は、「トリートメントを受けた人の結果 (私立・国立中学校進学確率)」と「トリートメントを受けた人が仮にトリートメントを受けなかった場合の結果」との差として推定される。非実験データにおいては、「トリートメントを受けた人が仮にトリートメントを受けなかったときの結果」は観測されないので、それを「P スコアは同じだがトリートメントを受けなかった人の結果」で置き換える必要がある (この置き換えをマッチングと呼ぶ)。この際に、「P スコアは同じだがトリートメントを受けなかった人の結果」を、「トリートメントを受けた人が仮にトリートメントを受けなかったときの結果」と見なすことができるためには、以下の二つの仮定が満たされなければならない。

$$T \perp X | p(X) \quad (4)$$

$$A_0, A_1 \perp T | X \Rightarrow A_0, A_1 \perp T | p(X) \quad (5)$$

(4) 式はバランス条件 (balancing condition) と呼ばれるものであるが、これは $p(X)$ が同じ値の主体にとって、トリートメントの割り当てが無作為であり、トリートメントを受けた人と受けなかった人の特性 X が平均的に同じであることを意味する。(5) 式は、 X 所与の条件付き独立の仮定が、 $p(X)$ を所与とすれば (A_0, A_1) と T とが独立であることを含意している。この仮定は、 $p(X)$ を所与として潜在的な A_0 と A_1 の分布はそ

れぞれ $T (= 0, 1)$ の値に影響を受けないことを意味し、 A_0 と A_1 との差を T の違いとしてみることができる。

上の2つの仮定のもとで ATT を推定することができるが、一般的には $p(X)$ は連続変数のため、厳密に同じ値を持ち、比較できる観測値は存在しないので、マッチングの方法を考える必要がある。マッチングの方法としては、nearest neighbor matching、radius matching、kernel matching、stratification matching の4つが広く用いられている。以下でそれぞれの特徴について簡単に説明する。

Nearest neighbor matching は、トリートメントを受けた観測値ごとに $p(X)$ が一番近いコントロールグループの個人とマッチングさせる方法である。Stratification matching は、トリートメントグループとコントロールグループそれぞれを $p(X)$ 順に並べ、それらをいくつかのブロックに区切り、そのブロックごとでマッチングを行う方法である。ブロックの区切り方としては、各ブロック内のトリートメントグループとコントロールグループとの $p(X)$ の平均値が等しくなるように区切ることが必要である。 ATT を計算する際には、ブロックごとの結果の平均値の差をとり、さらにブロック間のトリートメントグループの分布でウェイトをとることで計算する。Stratification によるマッチング法では、ブロック内にトリートメントグループとコントロールグループのどちらかがなければ、そのブロックに属する観測値を推定に用いることができないという欠点がある。一方、nearest neighbor matching であればトリートメントグループのすべての観測値を推定に用いることができるという利点があるが、その反面、いくつかの観測値ではマッチングさせるコントロールグループの観測値との $p(X)$ が離れてしまうため、マッチングが悪くなるという欠点がある。

Radius matching と kernel matching は、前述の問題に対する解決策の一つを提供する方法と言える。Radius matching は、トリートメントを受けた観測値ごとに $p(X)$ に関して分析者が任意に決めた距離 (radius) 内にあるコントロールグループの観測値をマッチングの対象にする方法である。その距離が非常に小さければ、P スコアが近いという意味でマッチングの精度は上がるが、あまり距離を小さくするとマッチングの対象が少ない、あるいは存在しなくなり、コントロールグループの観測数が減ってしまうというトレードオフがある。Kernel matching は、トリートメントを受けた観測値それぞれに対して、すべてのコントロールグループの観測値に kernel を用いたウェイトをかけながらマッチングさせる方法である。具体的にはトリートメントを受けた観測値と P スコアの意味で近いコントロールグループの観測値ほどウェイトが大きい、つまりウェイトは P スコアの距離に反比例している。また kernel 関数にはバンド幅も指定する必

要がある。バンド幅が大きいほど P スコアが離れているコントロールグループの観測値もウェイトが大きくなる。⁹

本研究で用いた P スコア法では、トリートメントは小学校在学時の母親の就業であるが、小学校在学時以前の特性で、P スコアの決定要因として用いた特性 X は、女性ダミー、79 年以降ダミー、生年、兄と姉の人数、弟と妹の人数、母親の年齢（出生時）、私立・国立小学校ダミー、父親の就学年数、父親が公務員ダミー（0～3 歳時）、父親が経営者ダミー（0～3 歳時）、父親が公務員ダミー（0～3 歳時）、父親が自営業ダミー（0～3 歳時）、父親の年齢（12 歳時）、母親の就学年数、母親の年齢（出生時）、生活水準、大都市ダミー（15 歳時）、中規模都市ダミー（15 歳時）、その他の都市ダミー（15 歳時）である。78 年生まれ以前のサンプルに絞った分析では、P スコアの推定に用いる特性 X は上記の変数のセットから 79 年以降ダミーを除いたものである。¹⁰なおそれぞれのサンプルで推定された P スコアのバランス条件（4）式については、stratification matching で分割された $p(X)$ の区分ごとのトリートメントグループとコントロールグループの各特性 X の平均値が統計的に有意に異なることを、検定し確認している。

⁹ 5 節の kernel matching には Stata の ado ファイル (atrk.ado) の default である、kernel 関数に Gaussian kernel を採用し、バンド幅に 0.06 を用いた。

¹⁰ P スコアの推定に用いる特性 X は本来ならば、トリートメントよりも前の時点に関する情報でなければならない。しかし本研究においては、居住地の都市規模は重要な情報であるために、15 歳時点の情報であるものの、都市規模の移動はなかったものと仮定している。都市規模の情報の時点のずれは Probit 分析においても、同様の仮定のもとで推定している。

参考文献

内閣府 (2007) 『「子どもと家族を応援する日本」重点戦略』

松浦克己・滋野由紀子 (1996) 「私立校と公立校の選択:塾との関係を考慮した小中学校段階での学校選択」『女性の就業と富の分配:家計の経済学』所収, 日本評論社.

出島敬久・竹田陽介・上田貴子 (2007) 「家計における教育支出の決定要因分析 — 「消費生活に関するパネル調査」 個票データを用いて —」 21COE-GLOPE Working Paper Series, Working Paper No. 26.

Baum Charles L. (2003) "Does Early Maternal Employment Harm Child Development? An Analysis of the Potential Benefits of Leave Taking," *Journal of Labor Economics*, 21, 2.

Becker, S. O. and Ichino, A. (2002) "Estimation of average treatment effects based on propensity scores," *The Stata Journal*, 2, Number 4, pp.358-377.

Bernal, Raquel (2008), "The Effect of Maternal Employment and Child Care on Children's Cognitive Development," *International Economic Review*, Vol 49, 4.

James-Burdumy, S. (2005), "The Effect of Maternal Labor Force Participation on Child Development," *Journal of Labor Economics*, 23, 1, 177-211.

Cameron, S. V. and Heckman, J. J. (1998), "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males," *Journal of Political Economy*, 1998, vol. 106, no. 2, pp.262-333.

Chase-Lansdale, P., Moffitt, R., Lohman, B., Cherlin, A., Coley, R., Pittman, L., Roff, J. and E. Votruba-Drzal (2003) "Mother's Transition from Welfare to Work and the Well-Being of Preschoolers and Adolescents." *Science*, March.

Desai, S., P. Chase-Lansdale and M. Robert (1989), "Mother or Market? Effects of Maternal Employment on the Intellectual Ability of 4-year old children," *Demography*, 26.

Keane, M. P. and Wolpin, K. I. (1997), "The Career Decisions of Young Men," *Journal of Political Economy*, 1997, vol. 105, no. 3, pp.473-522.

Parcel, T. and E. Menaghan (1994), "Early Parental Work, Family Social Capital, and Early Childhood Outcomes," *American Journal of Sociology*, 99, No. 4, 972-1009.

Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B. (1983) "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, vol.70, no.1, pp.41-55.

Ruhm, C. (2008), "Maternal Employment and Adolescent Development," *Labour Economics*, vol. 15, no. 5, pp. 958-983.

表1 記述統計

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|----------------------------|------|-------|--------|------|------|
| 私立・国立中学校ダミー | 987 | 0.096 | 0.295 | 0 | 1 |
| 私立・国立小学校ダミー | 987 | 0.034 | 0.182 | 0 | 1 |
| 母親の就業ダミー(0~3歳時) | 987 | 0.421 | 0.494 | 0 | 1 |
| 母親の就業ダミー(4~6歳時) | 987 | 0.473 | 0.500 | 0 | 1 |
| 母親の就業ダミー(小学生時) | 987 | 0.614 | 0.487 | 0 | 1 |
| 母親の就学年数 | 987 | 11.3 | 1.967 | 9 | 16 |
| 母親の年齢(出生時) | 987 | 27.6 | 4.571 | 16 | 52 |
| 女性ダミー | 987 | 0.596 | 0.491 | 0 | 1 |
| 生年 | 987 | 1963 | 13.181 | 1939 | 1991 |
| 兄と姉の人数 | 987 | 0.900 | 1.150 | 0 | 9 |
| 弟と妹の人数 | 987 | 0.947 | 1.001 | 0 | 8 |
| 塾に通った日数(週あたり) ¹ | 987 | 0.942 | 1.519 | 0 | 6 |
| 生活水準 ² | 987 | 5.49 | 1.766 | 0 | 10 |
| 父親が会社員ダミー(小学生時) | 987 | 0.492 | 0.500 | 0 | 1 |
| 父親が経営者ダミー(小学生時) | 987 | 0.048 | 0.213 | 0 | 1 |
| 父親が公務員ダミー(小学生時) | 987 | 0.151 | 0.358 | 0 | 1 |
| 父親が自営業ダミー(小学生時) | 987 | 0.309 | 0.462 | 0 | 1 |
| 父親の就学年数 | 987 | 11.9 | 2.712 | 9 | 21 |
| 父親の年齢(12歳時) | 987 | 43.0 | 5.174 | 29 | 73 |
| 大都市ダミー(15歳時) | 987 | 0.201 | 0.401 | 0 | 1 |
| 中規模都市ダミー(15歳時) | 987 | 0.208 | 0.406 | 0 | 1 |
| その他の都市ダミー(15歳時) | 987 | 0.277 | 0.448 | 0 | 1 |
| 79年以降ダミー ³ | 987 | 0.124 | 0.329 | 0 | 1 |

¹ 小学6年生時に一週間当たりの塾に通った日数を表す。

² あなたの育ったご家庭の生活水準はどの程度だったとお考えですか、という設問に10(もっとも豊か)~0(もっとも貧しい)の11段階で回答。

³ 79年以降ダミーとは、生年が1979年生まれ以降ならば1、それ以前ならば0としたダミー変数。

表2 推定結果(プロビットモデル)

| | 母親の就業 小学生時 | | | 母親の就業 4歳～就学前 | | | 母親の就業 0～3歳 | | |
|------------------------------------|---------------|---------------|--------------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| | 男女サンプル | 女性サンプル | 男性サンプル | 男女サンプル | 女性サンプル | 男性サンプル | 男女サンプル | 女性サンプル | 男性サンプル |
| 母親の就業ダミー | -0.279 | -0.158 | -0.480 | -0.175 | -0.090 | -0.347 | -0.219 | -0.239 | -0.136 |
| p値 (cluster) | 0.045 | 0.374 | 0.045 | 0.183 | 0.588 | 0.116 | 0.128 | 0.189 | 0.511 |
| 女性ダミー | 0.143 | | | 0.147 | | | 0.174 | | |
| p値 (cluster) | 0.285 | | | 0.284 | | | 0.239 | | |
| 生年 | -0.008 | 0.000 | -0.020 | -0.008 | 0.001 | -0.023 | -0.009 | -0.002 | -0.024 |
| p値 (cluster) | 0.266 | 0.967 | 0.085 | 0.234 | 0.873 | 0.049 | 0.235 | 0.874 | 0.063 |
| 兄と姉の人数 | -0.013 | 0.004 | -0.018 | 0.002 | 0.029 | -0.003 | 0.062 | 0.080 | 0.024 |
| p値 (cluster) | 0.844 | 0.972 | 0.817 | 0.974 | 0.795 | 0.975 | 0.395 | 0.499 | 0.782 |
| 弟と妹の人数 | -0.094 | -0.032 | -0.200 | -0.071 | -0.013 | -0.147 | -0.080 | -0.082 | -0.089 |
| p値 (cluster) | 0.282 | 0.811 | 0.041 | 0.440 | 0.921 | 0.170 | 0.407 | 0.562 | 0.484 |
| 塾に通った日数(週当たり) | 0.143 | 0.121 | 0.192 | 0.144 | 0.117 | 0.204 | 0.143 | 0.120 | 0.233 |
| p値 (cluster) | 0.001 | 0.018 | 0.003 | 0.001 | 0.023 | 0.003 | 0.002 | 0.025 | 0.006 |
| 私立・国立小学校ダミー | 2.711 | 2.690 | 2.910 | 2.721 | 2.709 | 2.900 | 2.705 | 2.741 | 2.830 |
| p値 (cluster) | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 育った家庭の生活水準 | 0.089 | 0.127 | 0.058 | 0.087 | 0.128 | 0.059 | 0.096 | 0.130 | 0.092 |
| p値 (cluster) | 0.013 | 0.008 | 0.368 | 0.018 | 0.006 | 0.365 | 0.010 | 0.006 | 0.160 |
| 父親の就学年数 | 0.044 | 0.058 | 0.037 | 0.050 | 0.057 | 0.048 | 0.050 | 0.072 | 0.027 |
| p値 (cluster) | 0.073 | 0.084 | 0.354 | 0.044 | 0.099 | 0.212 | 0.053 | 0.048 | 0.490 |
| 父親が公務員ダミー | 0.169 | 0.165 | 0.078 | 0.202 | 0.192 | 0.211 | 0.107 | 0.153 | -0.124 |
| p値 (cluster) | 0.354 | 0.465 | 0.791 | 0.265 | 0.398 | 0.472 | 0.580 | 0.520 | 0.703 |
| 父親が経営者ダミー | 0.212 | -0.354 | 0.590 | 0.253 | -0.314 | 0.616 | 0.203 | -0.292 | 0.539 |
| p値 (cluster) | 0.420 | 0.426 | 0.085 | 0.353 | 0.488 | 0.081 | 0.494 | 0.546 | 0.130 |
| 父親が自営業ダミー | 0.036 | -0.140 | 0.393 | 0.009 | -0.128 | 0.329 | 0.023 | -0.080 | 0.252 |
| p値 (cluster) | 0.854 | 0.551 | 0.141 | 0.963 | 0.594 | 0.184 | 0.909 | 0.750 | 0.320 |
| 父親の年齢(12歳時) | -0.001 | 0.005 | -0.017 | 0.000 | 0.005 | -0.014 | -0.007 | -0.008 | -0.002 |
| p値 (cluster) | 0.959 | 0.791 | 0.429 | 0.974 | 0.780 | 0.533 | 0.616 | 0.665 | 0.913 |
| 大都市ダミー | 0.921 | 1.093 | 0.713 | 0.882 | 1.103 | 0.549 | 0.842 | 1.100 | 0.438 |
| p値 (cluster) | 0.000 | 0.000 | 0.039 | 0.000 | 0.000 | 0.104 | 0.000 | 0.000 | 0.204 |
| 中規模都市ダミー | 0.573 | 0.627 | 0.567 | 0.532 | 0.594 | 0.481 | 0.512 | 0.523 | 0.506 |
| p値 (cluster) | 0.007 | 0.035 | 0.089 | 0.013 | 0.047 | 0.146 | 0.019 | 0.095 | 0.141 |
| その他の都市ダミー | 0.264 | 0.320 | 0.141 | 0.240 | 0.321 | 0.063 | 0.237 | 0.319 | 0.133 |
| p値 (cluster) | 0.212 | 0.288 | 0.704 | 0.249 | 0.286 | 0.861 | 0.277 | 0.302 | 0.730 |
| 定数項 | 11.757 | -4.432 | 36.364 | 13.302 | -6.718 | 42.039 | 14.757 | -0.296 | 44.696 |
| p値 (cluster) | 0.375 | 0.799 | 0.101 | 0.338 | 0.713 | 0.062 | 0.323 | 0.988 | 0.079 |
| 私立・国立中学校進学割合 | 0.096 | 0.095 | 0.098 | 0.096 | 0.096 | 0.097 | 0.099 | 0.099 | 0.100 |
| 観測値数 | 987 | 588 | 399 | 955 | 573 | 382 | 885 | 544 | 341 |
| Wald χ^2 (d. f.) ¹ | 124.32(16)*** | 102.51(15)*** | 58.42(15)*** | 112.87(16)*** | 94.46(15)*** | 55.91(15)*** | 104.88(16)*** | 99.15(15)*** | 53.58(15)*** |
| 疑似決定係数 | 0.322 | 0.283 | 0.422 | 0.314 | 0.280 | 0.411 | 0.319 | 0.292 | 0.419 |
| 母親就業の限界効果 ² | -0.032 | -0.017 | -0.049 | -0.019 | -0.010 | -0.033 | 0.024 | 0.292 | -0.014 |

¹ Wald χ^2 の***は、統計的に1%有意を表す。

² 限界効果は標本平均で評価した値。

表3 推定結果(プロビットモデル、79年ダミーとその交差項を含む)

| | 母親の就業 係数 | 小学生時(男女サンプル) 限界効果 ² |
|------------------------------------|---------------|-----------------------------------|
| 母親の就業ダミー | -0.364 | -0.040 |
| p値 (cluster) | 0.022 | 0.033 |
| 79年以降ダミー | 0.219 | 0.026 |
| p値 (cluster) | 0.568 | 0.618 |
| 母親就業ダミー * 79年以降ダミー | 0.508 | 0.073 |
| p値 (cluster) | 0.212 | 0.337 |
| 女性ダミー | 0.131 | |
| p値 (cluster) | 0.332 | |
| 生年 | -0.016 | |
| p値 (cluster) | 0.058 | |
| 兄と姉の人数 | -0.033 | |
| p値 (cluster) | 0.635 | |
| 弟と妹の人数 | -0.124 | |
| p値 (cluster) | 0.163 | |
| 塾に通った日数(週当たり) | 0.137 | |
| p値 (cluster) | 0.002 | |
| 私立・国立小学校ダミー | 2.777 | |
| p値 (cluster) | 0.000 | |
| 育った家庭の生活水準 | 0.094 | |
| p値 (cluster) | 0.012 | |
| 父親の就学年数 | 0.039 | |
| p値 (cluster) | 0.122 | |
| 父親が公務員ダミー | 0.152 | |
| p値 (cluster) | 0.410 | |
| 父親が経営者ダミー | 0.210 | |
| p値 (cluster) | 0.459 | |
| 父親が自営業ダミー | 0.060 | |
| p値 (cluster) | 0.760 | |
| 父親の年齢(12歳時) | -0.004 | |
| p値 (cluster) | 0.799 | |
| 大都市ダミー | 0.957 | |
| p値 (cluster) | 0.000 | |
| 中規模都市ダミー | 0.627 | |
| p値 (cluster) | 0.003 | |
| その他の都市ダミー | 0.287 | |
| p値 (cluster) | 0.168 | |
| 定数項 | 28.758 | |
| p値 (cluster) | 0.084 | |
| 私立・国立中学校進学割合 観測値数 | 0.096 987 | |
| Wald χ^2 (d. f.) ¹ | 130.39(18)*** | |
| 疑似決定係数 | 0.333 | |

¹ Wald χ^2 の***は、統計的に1%有意を表す。

² 限界効果は標本平均で評価した値。

表4 推定結果(Pスコア法)

| | トリートメント・グループ | コントロール・グループ | ATT | t-ratio |
|-----------------------------------|--------------|-------------|--------|---------|
| Nearest Neighbor of Matching | 606 | 216 | -0.025 | -0.814 |
| Radius Matching for Radius=0.01 | 605 | 360 | -0.044 | -2.024 |
| Radius Matching for Radius=0.0075 | 599 | 354 | -0.042 | -1.962 |
| Radius Matching for Radius=0.005 | 578 | 343 | -0.036 | -1.574 |
| Stratification Matching | 606 | 363 | -0.040 | -1.794 |
| Kernel Matching | 606 | 363 | -0.037 | -1.809 |

表5 推定結果(Pスコア法)、78年生まれ以前のサンプル

| | トリートメント・グループ | コントロール・グループ | ATT | t-ratio |
|-----------------------------------|--------------|-------------|--------|---------|
| Nearest Neighbor of Matching | 529 | 193 | -0.038 | -1.115 |
| Radius Matching for Radius=0.01 | 529 | 314 | -0.049 | -2.048 |
| Radius Matching for Radius=0.0075 | 525 | 310 | -0.054 | -2.237 |
| Radius Matching for Radius=0.005 | 494 | 301 | -0.063 | -2.399 |
| Stratification Matching | 529 | 315 | -0.041 | -1.739 |
| Kernel Matching | 529 | 315 | -0.047 | -2.090 |

図1 モデル

