

インドにおける農村・都市労働移動と人的資本投資 —デリーのリキシャ引きの事例を中心に—*

2013年3月

黒崎卓・吉村典子[#]

1. はじめに

インド経済は目覚ましい発展を遂げている。2012/13年度¹の実質GDP成長率は5.0%(Govt. of India 2013)と、世界的な景気減退やインフレ抑制のための度重なる利上げ・急激なルピー安などの影響を受けて近年その成長率は鈍化したものの、インドは依然として高い成長を実現しており、発展途上国の中で東アジア地域の諸国と並んでますます存在感を強めている。しかしながら、依然としてインドの抱える貧困問題は深刻である。政府推計によると、1人当たり実質消費で測った2009/10年度の貧困者比率は、農村部で33.8%、都市部で20.9%、全国で29.8%であった(Govt. of India 2012)。成長を牽引してきた第三次産業は、増加する人口を吸収するに足る十分な雇用を生み出せておらず、貧困削減は依然として開発上の重要な問題である。

インドの貧困問題の特徴のひとつとして、州間、都市・農村間の格差が挙げられる(黒崎・山崎 2011)。顕著な地域間格差の存在は、人々の農村部から都市部への移動の動機の一つとなりうる。UNDP (2009)では、人の移動が容易になることは、所得や健康、教育などの状況を改善し、開発途上国に住む多くの人にとっては故郷からの移動は最善の時に唯一のより良い人生を手にするためのチャンスとさえなると指摘している。インドでは、農村部から都市部への出稼ぎ者の多くが教育水準の低い非熟練労働者である。インドの労働市場は教育レベルによる階層化という特徴を持つため(木曾 2012)、教育水準の低い出稼ぎ者はより安定した収入を見込めるフォーマルな職業へのアクセスが難しく、出稼ぎ者の多くはインフォーマルな職業に従事している。インドの都市部でのインフォーマルな職業の代表例としては、露天商やゴミ回収業、リキシャ引きなどが挙げられる。これらの職業に関して、例えば速水 (2005)、Hayami et al. (2006)では、デリー市北東部のゴミ回収業についての分析を行っており、ゴミ回収業に従事する人々の多くが貧困線よりわずかに上回るほどの所得を得て生活していること、一方ゴミ回収業者の間では相互扶助のネットワークが機能

* 第5巻 『暮らしと社会』用論考。本研究の調査は、科学研究費補助金基盤研究(S)「途上国における貧困削減と制度・市場・政策：比較経済発展論の試み」の支援によって行った。また本稿の作成に当たっては、有本寛、押川文子、小暮克夫、櫻井武司および科学研究費基盤研究(B)「南アジアの教育発展と社会変容」のメンバー各位より有益なコメントを得たことに感謝する。

[#] 黒崎(corresponding author)：一橋大学経済研究所、国立市中2-1、E-mail: kurosaki@ier.hit-u.ac.jp. 吉村：一橋大学大学院経済学研究科修士課程、E-mail: noriko.yosimura@googlemail.com.

¹インドの会計年度は4月1日から翌年3月31日までの期間である。

しており、このネットワークに参加できなければ貧困線以下の恒常的貧困に囚われる可能性が高まることなどを明らかにしている。黒崎 (2013)は、デリー全域のサイクルリキシャ引きを対象に、同様のネットワークを通じて、教育水準の低い出稼ぎ者が出身地に送金するに足る所得をインフォーマルセクターで稼ぎ出す状況を、定量的に描き出している。すなわち農村部での貧困と都市部での貧困は、こうした出稼ぎ者の存在を通じてリンクしている。しかしながら、農村部から都市部への出稼ぎ労働は、恒常的な貧困脱却につながるのであろうか。また、もし出稼ぎ労働が貧困脱却に寄与するならば、その効果を世代を超えた長期的なものにするために重要な要素とは何であろうか。これらの問題は、インドを対象とした既存研究においてまだ十分に解き明かされていない。

本稿では、その重要な要素のひとつが教育であるとの仮説の下に分析を進める。教育は、それ自体に人間開発の意義があるだけでなく、マクロ面での経済成長を促進し、教育を受けた個人の生産性や賃金が上昇するという機能的な価値を持つ(Sen 1999)。それゆえに、教育の経済学においては、教育の投資という側面が重視されてきた(大塚・黒崎 2003)。さまざまなタイプの教育機会が併存する近年のインドにおいて、ミドルクラス、工場労働者、非熟練労働者、貧困層など階層を問わず、教育熱が高まっている背景のひとつとして、投資としての教育を無視できない。インドの全国標本調査(NSS)など大規模標本調査のマイクロデータを使い、全階層を入れたクロスセクションの重回帰分析を行うと、成人の賃金は教育水準の違いを確かに反映して教育が高いほど高賃金になっており(e.g., Duraisamy 2002)、学校へのアクセスが良好な地域ほど、経済条件や教育水準の良い親を持つ子どもほど、就学状況がよくなるという関係が統計的に明瞭に得られる(e.g., Kochar 2004)。これらの統計的関係は、投資の粗収益が高く、費用が低いほど投資水準が高くなるという投資としての教育観と整合的である。

そこで本稿では、黒崎 (2013)や Kurosaki et al. (2012)と同じデリーのサイクルリキシャ引きデータを用いて、彼らの子どもへの教育投資がどのような要因と関連しているかについて分析する。デリーのような大都市のインフォーマルセクターで父親が働いている子どもに限定した場合、教育投資は、子どもの居住地・居住形態や両親の教育水準とどのように相関しているのであろうか。教育を受けたリキシャ引きは教育の収益を自分の職業に関して感じていないために子どもの教育に無関心になる可能性がある一方で、だからこそ教育の収益率が高い職種・業種に子どもを就職させようとして子どもの教育に対して熱心になる可能性も考えられる。これらの点に関して定量的な実証分析を行っていることが、途上国における教育投資に関する研究への本稿のユニークな貢献である。既存研究では既に、出稼ぎ労働による所得の改善などにより、出稼ぎ労働が農村部での天候リスクへの対応など短期的側面において貧困脱却へ寄与する効果を持つことが明らかになっている(黒崎 2013)。本稿は、出稼ぎが長期的な貧困脱却に寄与するために重要な要因として、次世代への教育投資に焦点を当てる。

以下、第2節では、本稿で分析するデリーのサイクルリキシャ業のデータを概観し、黒崎 (2013)の分析結果が本研究に与える示唆を整理する。第3節では、サイクルリキシャ引きの子どものデータを描写的に分析する。回帰分析のモデルを示し、その推定結果を議論するのが第4節である。

2. データ

2.1 2010/11 年度サイクルリキシャ調査

デリーのサイクルリキシャを管轄するのは、首都特別行政区(National Capital Territory)のほぼ全域をカバーする MCD (Municipal Corporation of Delhi)である。黒崎 (2013)や Sood (2012)に説明されているように、MCD の現行条例 (1960 年制定) の下では、サイクルリキシャ 1 台を所有する個人が MCD に登録してライセンスを受け、自らタクシー業を行うという形態の下でのみ、デリーでの営業が認められているが、この条例は実際に履行されていない。デリー市内で営業するリキシャ引きの多くがリキシャを所有しておらず、「親方」(*Thekedar*)と呼ばれるリキシャ所有者からリキシャを賃借して、タクシー自営業を行っている²。この MCD 条例に対しては、インド最高裁判所が 2012 年 4 月に、私的所有に関する基本的人権を侵し、違憲であるとの最終判断を示した。ただし本稿執筆段階ではまだ、新政策は打ち出されていない。

このような行政の混乱を反映し、デリーに何台のサイクルリキシャがあるのか、何人のリキシャ引きが営業しているのかといった基本情報に関する統計は存在しない。MCD への登録リキシャ数は 2011 年時点で 84,377 台であったが、実数はこの数倍以上と言われていた(Kurosaki et al. 2012)³。

このような客観的データの不在も契機となり、2006 年 1 月から 2 月にかけて、速水 (2005) や Hayami et al. (2006)の調査地と同じデリー市北東部、ヤムナ川東岸のシャーダラ (Shahdara)地域において、80 名のリキシャ引き、26 名の親方をカバーするパイロット調査を行った(Kurosaki et al. 2007, 黒崎 2010)。続いてデリー全域での代表性を持つサイクルリキシャ業の標本データを収集するために、サンプリング手法を試すシャーダラでの仮調査 (2009 年実施) を経た上で、デリーの行政区分を単位とした空間的サンプリング(areal sampling)を採用した調査を 2010/11 年度に実施した。

MCD には 12 の区域(zone)が存在し、うち、South Zone を除く 11 区域でサイクルリキシ

²ヒンディー語での *Thekedar* は通常、ある仕事のために労働者や必要物資を調達する「請負人」という意味だが、サイクルリキシャ業の文脈では、リキシャ引きにリキシャを賃借して賃貸料を取り、リキシャの整備やリキシャ引きがトラブルに巻き込まれた場合に助け出すような業務を行っている者を指す。そこで本稿では彼らを「(リキシャ) 親方」と表現する。

³以下に説明するデータを用いた筆者らの研究からは、デリー全域のリキシャ引き総人口推計は、104,279 名 (95%信頼区間は 97,491 名から 111,068 名) となった。ただし別途推定したデリー全域のリキシャ台数推計が約 44 万台となったことと比較して、リキシャ稼働率を考慮してもなお、この数字はやや低めと思われる。詳しくは Kurosaki et al. (2012)および黒崎 (2013)での議論を参照。

ャが操業している。各区域はさらに、町区(ward)、住居区(colony)に細分される。住居区がMCD 行政によって把握される最小の単位である。MCD は、すべての住居区に関して8段階からなる家屋税査定分類を定めて、町区名、区域名とともにウェブで公開している。そこで、このリストを利用し、11 区域をすべて調査対象とし、まず各区域からランダムに町区を抽出し、選定された町区からランダムに住居区を抽出した。そして、抽出住居区において、サイクルリキシャが客待ちをするスタンドおよび各スタンドに何名のリキシャ引きがいるかの簡易センサスを行った。調査対象リキシャ引きは、この簡易センサスから得られたリストから無作為抽出されたスタンドから、無作為に抽出した。

2010 年 12 月から 2011 年 2 月にかけて実施された調査では、各区域から 2 つの町区、それぞれの町区から 5 つの住居区、それぞれの住居区から 12 名のリキシャ引きを抽出し、質問票を用いた対面調査により総数 1,320 名のリキシャ引きデータを収集した。以下本稿では、こうして得られた 1,320 名のリキシャ引きの標本とその家族の情報を用いて、定量分析を行う。各標本は抽出された住居区・スタンドごとにサンプリング確率が異なるが、ウェイト付けはせずに標本の単純平均を報告する⁴。

まず黒崎 (2013)からリキシャ引き 1,320 名の社会経済的特徴を抜き出す。恒常的住所で分けると、ビハール州が 679 名(51%)と最大集団を構成し、続いてウツタル・プラデーシュ(UP)州が 499 名(38%)であったのに対し、デリーはわずか 18 名(1.4%)であった。ビハールと UP 州は言うまでもなく北インドの貧困州 2 つである⁵。また、出生地で見ると 1,320 標本中、1,303 名の出生地がデリー以外に位置し、この 1,303 名中 97 名は「近いうちに出身地に帰る予定」と答えた明確な出稼ぎ者、759 名は「先の話だが出身地に帰る予定」と答えた一時的移住者であった。リキシャ引きの年齢は 16 歳から 70 歳に分布し、中央値は 32 歳、平均は 33.3 歳であった。宗教・カーストの分布をみると、リキシャ引き 1,320 名中 214 名(16%)が「指定カースト」(Scheduled Castes: SC)、115 名(8.7%)が「指定部族」(Scheduled Tribes: ST)、601 名(46%)が「その他後進諸階級」(Other Backward Classes: OBC)に属しており、インド全体に比べて被差別階層に出身階層がやや偏る傾向がうかがわれる。ムスリムは 1,320 名中 244 名(18%)を占めていた。

2.2 標本リキシャ引きの教育水準と所得

リキシャ引き 1,320 名の教育水準と、それがどのように所得と関連しているかについて、黒崎 (2013: 表 1-5)の分析結果を抜粋する。まずリキシャ引きの教育水準は低い。標本 1,320 名中 596 名(45%)が全く教育を受けておらず、前期初等教育(5 学年)程度が 502 名(38%)、後期初等教育(8 学年)程度が 140 名(11%)とこれに続き、10 年の前期中等教育ないしそれ以上

⁴サンプリング確率を考慮した分析結果は、本稿で報告するものと、定性的に同じであった。関心ある方は筆者まで請わりたい。

⁵インドの州別生活水準格差については、黒崎・山崎 (2011)を参照。

を受けた者は82名(6.2%)にすぎなかった。これはリキシャ親方に比べても低いし、インド全体の労働年齢人口に比べても低い。

そのようなリキシャ引きの所得水準はどれほどであろうか。リキシャ引きの経験年数は一月未満から42年の間に分布し、6年から8年といった値が平均像であった。1,320標本中1,205名(92%)はリキシャを所有せずに親方から賃借し、賃借料は一日当たり25ルピーから60ルピーの間に分布し、平均37.6ルピー(中央値40ルピー)であった。リキシャ引き業の一日当たり粗収入は、平均で260ルピー弱、120ルピーから500ルピーの間に分布し、これを稼ぐために、おおむね10~11時間、労働していた。自らリキシャを所有する者が負担する整備・修繕費用や、賃借リキシャ引きが支払う賃借料などを差し引いて、一月当たりリキシャ引き業の純所得を計算したところ、中央値で6,000ルピー、平均が6,100ルピー、最小値1,820ルピー、最大値13,800ルピーという結果が得られた。デリーでの非熟練日雇建設労働者の所得水準よりもやや高めといった水準である。ここから食費や住居費などを引いた一月当たり余剰を見ると、最小値はマイナス3,980ルピー(負の値をとった標本は1,320中187名)であったが、大多数はこの値がプラスになり、平均や中央値で見ると、月2,100から2,400ルピーが余剰として残ることが判明した。出稼ぎリキシャ引きが出身地に送金できる額の目安がこれになろう。ビハール州の農村部における貧困線は1人当たり月780ルピーであるから、この余剰額は、出稼ぎによる送金が短期的な貧困脱却に直結することを示唆していると言える。

所得水準と教育との関係を定量的に探るために、リキシャ引きの一日当たり粗収入や一月当たり所得を被説明変数、カーストや宗教、出身地などの社会経済的要因とリキシャ引きの年齢、経験年数、教育水準、移住の際のネットワークなどを説明変数とした重回帰分析を行った。社会経済的特徴のうち有意性が高かったのは、ビハール州出身ダミーの係数である。所得貧困がより深刻なビハール州からの出稼ぎの方が、他の要因をコントロールしたうえでそれ以外のリキシャ引きと比べると、一月当たり約400ルピー所得が高いことが判明した。宗教・カーストダミーの係数は有意でなかった。経験年数は1年以下と10年以上の経験者において一日当たり粗収入が顕著に低いという非線形の関係が見いだされた。良い客を多く確保する能力は、リキシャ引きを始めた最初の一年においては急速に向上するが、それ以上の経験は収益向上に資さないことが示唆される。

教育に関しては、各教育水準を標準の修了年数に変換した「就学年数」を説明変数に用いた場合、まったく有意な結果が得られなかった。他方、各教育水準のダミーを用いると、教育なしのリキシャ引きに比べて、前期初等教育や後期初等教育修了者の一日当たり粗収入は、それぞれ7ルピー、15ルピー高い反面、前期中等教育以上のリキシャ引きでは教育なしと同等の水準に下がってしまうという非線形の関係が見いだされた。10年以上の教育を農村で受けた者がリキシャ引きに従事することは教育に見合わないといみなされるから、このミスマッチが本人の労働意欲を下げている可能性、あるいは、教育が高いにもかかわらず

らず就職できていないことが暗黙に意味する我々には観察不可能な能力の低さが、この非線形の関係に表れていると思われる。非線形な教育の係数は、所得を被説明変数とした場合にも現れたが、統計的有意性は低くなった。

リキシャ引き自営業において、10年以上の教育はその収益に資さないが、8年ほどの初等教育くらいならば、おそらく対人コミュニケーション能力の向上などを通じて、若干の収益をもたらすのかもしれない、というのが黒崎(2013)の解釈である。言い換えると、黒崎(2013)の分析結果は、リキシャ引きの仕事そのものにおいては、10年以上の教育が収益を引き上げる効果は見られないことを示唆している。このため、投資としての教育の役割に親が懐疑的になってもおかしくない。そこで次節以降、リキシャ引きの子どもへの教育投資がどのような水準であり、どのような要因と結びついているのか検討する。

3. サイクルリキシャ引きの子どもの教育水準

リキシャ引きサンプル1,320名の子ども2,720名のデータが2010/11年度調査から得られた。本節では、その教育水準をクロス表によって描写的に記述する。クロス表では、子どもの年齢を5つの階層に分けて示す。(1)就学前の年齢である5歳以下の子ども、(2)前期初等教育5学年にほぼ相当する年齢として6-10歳、(3)後期初等教育の6-8学年と前期中等教育の9-10学年にほぼ相当する年齢として11-15歳、(4)後期中等教育に相当する年齢として16-18歳、(5)大多数が就学期間を終えているとみなせる年齢として19歳以上のグループである。

表1に、年齢階層別に彼らの教育水準を整理する。上段は該当数、下段は割合である。2,720名のうち56.7%にあたる1,543名は非識字者である。年齢別に見てみると、非識字者の割合は、0-5歳が86.7%ともっとも高く、その後、6-10歳、11-15歳ではそれぞれ41.5%、34.1%と大幅に低下する。しかしながら、16-18歳では再び50.5%と増加に転じ、19歳以上では59.6%となる。一方で、識字者内での教育レベルを見てみると、全体では前期初等教育レベルの者が32.6%ともっとも多い。年齢別にみると、6-10歳、11-15歳ではそれぞれ前期初等教育レベルの者の割合がもっとも大きい一方で、16-18歳では、前期初等教育レベルの者よりも後期初等教育レベルの者の割合が最も大きくなり、さらに19歳以上では前期中等教育レベルの者の割合が最も大きくなる。6歳以上で就学者(非識字者以外の者)の比率を計算すると56%、16歳以上での前期中等(10年)以上の就学率は11%であるから、親のリキシャ引きの世代よりもやや改善していることは確かであるが、前期初等教育の就学率は100%から程遠いなど、改善は微々たるものである。

<表1挿入>

インドにおいて出稼ぎ者の子どもがどこで教育を受けているかについては、管見にして既存研究を知らない。我々のデータはこの点に関する貴重な情報を提供してくれる。教育の質という供給面においても、教育を受けることの機会費用や将来の収益という需要面に

においても、子どもの居住地に関する情報は重要である。そこで表 2 に、デリーのリキシャ引きの子どもの調査時居住地を示した。このデータは、リキシャ引きに対し「子どもとの同居の有無」を尋ねた質問結果から、「同居」と回答した者の子どもはデリーに住んでおり、「別居」と回答したものの子どもはリキシャ引きの出身地に住んでいるとみなして調査時の居住地を分類したものである。全 2,720 名のうち、ビハール州に住む子どもが 1,090 名で 40.1%、次いでデリーに住む子どもが 993 名で 36.5%である。年齢との相関はあまり見られない。

<表 2 挿入>

以下本節では、教育投資の時期という観点から、5 歳以下の子どもと 19 歳以上の子どもを抜いた 3 つの年齢階層に関して、男女別に、より詳細に教育段階を見ていく。表 3 に示すように、男女別ではどの年齢層においても女子の方が男子よりも非識字者の割合が高い。就学経験者を教育段階ごとに分けると、女子よりも男子の就学者が多く、男子の方が各教育段階の割合が高い傾向があるが、例外もある。16-18 歳の集団では後期初等教育（8 学年）レベル、前期中等教育（10 学年）レベル以上の教育水準の子どもが占める割合は、女子の方が男子よりも高い。ただしこれは、この年齢になるとすでに結婚して家を離れてしまったリキシャ引きの娘が我々のデータに含まれないことのバイアスを示している可能性があるため、女子への教育投資が盛んであると解釈すべきではない。就学者数で見ると、16-18 歳の集団でも後期初等教育（8 学年）レベル、前期中等教育（10 学年）レベル以上ともに、男子の数が女子よりも多い。教育水準が低いまま、嫁に行ってリキシャ引きの世帯を離れた娘が多数存在することが示唆されるデータである。

<表 3 挿入>

18 歳以下の子どもの就学年数という指標は、教育投資の指標として問題が多いことが知られている。例えば 10 歳の子どもの就学年数が 3 年であった場合、この後さらに学校に行き最終的に 10 学年の教育を修めるかもしれないし、このまま小学校をドロップアウトして 3 年の教育で終わってしまうかもしれない。いわゆる **right-censoring** と呼ばれる問題である。18 歳以下の子どもへの教育投資の指標としてよりふさわしいのは、調査時点で就学していたかどうか、その年齢の標準学年に就学していたかという 2 つの指標である。残念ながら本データの子どものに関する情報は、調査時点の就学情報が不完全である。そのため、これら 2 つの指標それぞれの代理変数として、就学経験の有無(**d_school**)、就学経験者の場合にその教育段階が年齢に応じた適切なレベルの学校であるかどうか(**d_rightchool**)という 2 つのダミー変数を作成した(表 4)。男女別には、男子の方が就学経験率が高く、この傾向はすべての年齢層に当てはまる。一方で適切なレベルの学校への就学率を見てみると、6-10 歳の集団では就学経験率と同じであったのが、11-15 歳、16-18 歳の集団と年齢を増すにつれて、かい離が大きくなることが分かる。これは、就学経験者の多くが前期初等教育レベルで就学を終えてしまっていることによる。

<表 4 挿入>

このような教育投資のパターンは子どもの居住パターンとどう相関しているのだろうか。表 5 は、6-18 歳の子どもの居住形態を、両親との同居という観点から分類して作成したクロス表である。全体では、出身地にて母親と同居（父親はデリー）という子どもの割合が最も大きく 50~60%を占めている。次に、デリーにて両親と同居する子どもの割合が大きく 30~40%を占めている。男女間では顕著な特徴は見られないが、女子のほうがわずかにデリーで両親と同居している者の割合が大きい。年齢集団別にみても、デリーで両親と同居する子どもの割合は 11-15 歳の集団で微増して、16-18 歳の集団で 6-10 歳の水準に戻る。

<表 5 挿入>

煩雑になるために表は省くが、表 5 の分類と、子どもへの教育投資のクロス表を作成したところ、明確な相関は観察できなかった。理論的に考えると、デリーでリキシャ引きとして働く農村出身者の父親を持つ 18 歳以下の子どもがデリーに居住する場合に、農村に居住する場合に比べて教育投資が高まるとは必ずしも言えない。農村よりも教育機会が恵まれていることから、教育熱心な親が子どもをデリーに連れてきたならば、教育投資は高まるであろう。しかしデリーは児童労働の機会もまた豊富である。働くために（働く母親のサポートをするために子どもが家事をすることも含んで）子どもがデリーにてリキシャ引きの父親と同居しているならば、むしろ教育投資は減少するであろう。他方、母親と同居していることが子どもへの教育投資を高めるかどうか、理論的には判明せず、実証的に探るべき問題となる。同居している母親が教育熱心ならば同居は子どもへの教育投資を高めることにつながると考えられるが、デリーでの母親との同居は上に書いたような理由で子どもの家事労働時間を増やすだけかもしれないためである。

4. リキシャ引き子どもへの教育投資とその相関要因

4.1 回帰分析モデルの定式化とその目的

前節で検討したリキシャ引き子どもの教育水準は、子ども本人の特徴やリキシャ引きの社会経済的特徴とどのように相関しているのであろうか。二変数間相関係数を見ていく作業では、説明変数間の相関ゆえに、個々の変数と教育投資の間の関係が明確にならない。そこで本節では、重回帰分析を用いて偏相関関係を分析する。

メインの被説明変数は、6-18 歳の子どもの就学経験の有無(d_school)、就学経験者の場合にその教育段階が年齢に応じた適切なレベルの学校であるかどうか(d_rightschool)という 2 つのダミー変数である。補助的な分析として、19 歳以上の子どもの教育年数(educ_yrs)と就学経験ダミー(d_school)を被説明変数とした分析も行う。

6-18 歳の子どもの関する回帰分析の説明変数として、子ども本人の特徴（年齢、性別）、リキシャ引き世帯の社会経済的特徴（母親[リキシャ引きの妻]の教育、父親[リキ

リキシャ引き]の教育、SC ダミー、ST ダミー、OBC ダミー、ムスリムダミー)、リキシャ引きのデリーでの住居の特徴 (パッカーハウスダミー、住居自己所有ダミー)、子どもの居住上の特徴 (PDS 配給カード所有ダミー、母親と非同居ダミー、居住地固定効果) を用いた。これらのうち、子ども本人の特徴およびリキシャ引き世帯の社会経済的特徴という 2 つの説明変数群は、教育投資を被説明変数とした回帰分析における標準的な説明変数である。年齢ごとに非線形の効果があることを弾力的にコントロールするために、6-18 歳の子どもに関する回帰分析では、6 歳の子どもを参照カテゴリーとして、1 歳刻みの年齢固定効果を入れた定式化を採用する。母親の教育水準は顕著に低く、全体の約 95% が非識字者であるため、母親の教育段階の差を検出することはあきらめ、就学経験ダミー変数 1 つのみを入れる。父親の教育水準は、非識字者を参照カテゴリーとして、表 1 と同じ 3 段階にそれぞれ対応した 3 つのダミー変数を入れる。リキシャ引きのデリーでの住居の特徴は、主に資産の代理変数として入れているが、デリーに居住する子どもの場合には子どもの生活環境の影響も反映することになる。子どもの居住上の特徴に関する第 1 の変数は、デリーに居住している子どもの場合には父親が PDS 配給カードを持っているか、出身地に居住している子どもの場合にはその場所で出身家計が PDS 配給カードを持っているかを示すダミー変数であり、所得効果に加えて、栄養状態が子どもへの教育投資に影響することをコントロールしている。母親との非同居ダミーは、子どもの教育投資が母親との同居によって促されるかどうかを検証するために入れており、表 5 のデータから作成した。通常、子どもの居住環境と学校教育の関係を考える際には、学校までの距離や地域の学校の数、また教員の数や質、学校の設備の充実の程度などといった教育の供給サイド要因をコントロールする必要がある。しかしながら、データ上の制約から本稿ではそのような要因の詳細には立ち入らず、子どもの居住地ごとの固定効果を説明変数に入れることでこうした要因をコントロールする定式化を採用した。

19 歳以上の子どもに関する回帰分析の説明変数は、より簡略化し、子ども本人の特徴 (年齢の線形項と二乗項、性別)、リキシャ引き世帯の社会経済的特徴 (母親の教育、父親の教育、SC ダミー、ST ダミー、OBC ダミー、ムスリムダミー) と子どもの居住地固定効果のみを用いた。これは、標本数が小さいことから説明変数の数を減らしたいという理由と、すでに就学期を終えているため、子どもたちが就学期にあった時の就学環境を表す代理変数がほとんど得られないという理由とによる。

これらの説明変数は、被説明変数に対してある程度先決的ではあるが、リキシャ引き家族の自己決定に依存する変数や、観察不可能なリキシャ引き固有の効果によって影響されるものを多く含む。この内生性バイアスゆえに、このモデルを OLS 推定した係数をもってして、その説明変数がリキシャ引きの生活水準にもたらす因果関係としてのインパクトと解釈することはできない。しかし OLS 推定は、当該標本において、

被説明変数の説明変数群に関する条件付き期待値としては、常に有効である。本節の重回帰分析の目的はしたがって、個々の説明変数がリキシャ引き子どもの教育水準に与えるインパクトの検出ではなく⁶、他の説明変数をコントロールした上で、その説明変数が限界的に変化した時に期待される被説明変数の共変動の方向と大きさ、統計的有意性を明らかにすることである。この意味で本節の回帰分析は、記述統計分析の変形である。したがって、非説明変数がダミー変数であってもプロビットやロジットの定式化を採用せず、線形確率モデルを OLS で推定するというアプローチをとる。共変動の方向や大きさが、子どもの居住地ごとに異なる可能性を考慮し、6-18 歳の子どもに関する回帰分析では、全標本を用いた推定に加えて、デリー居住の子どものみ、デリー以外居住の子どものみ、ビハール州居住の子どものみ、UP 州居住の子どものみそれぞれサンプルを絞った推定も行った。回帰分析に用いた変数の定義と主要統計量は、付表を参照されたい。

4.2 推定結果

(1) 6-18 歳の子どもの就学経験の有無と相関している要因は何か？

6-18 歳の子どもの就学経験の有無(被説明変数：d_school)に関する推定結果を表 6 に示す。統計的有意性が高かったのは、まず、子ども本人の属性である男子ダミーの係数である。全サンプルを用いた場合、男子は女子よりも就学経験率が 8.4 パーcentageポイント高く、統計的にその差は 1%水準で有意である。デリー居住の子どもだけのサブサンプルを利用したモデルでは有意な結果が得られなかったが、そのほかのモデルでは男性の場合就学経験率が 12.6~14.8 パーcentageポイント高くなることが明らかになっており、男子であることの就学における優位性が農村においてより顕著であることが分かる。

<表 6 挿入>

また、世帯の社会経済的特徴では、母親の就学経験ダミーの係数が正で、統計的有意性が高い⁷。全サンプルを被説明変数として利用した場合、母親に就学経験のある子どもは非識字者を母に持つ子どもと比べて就学経験率が 17.4 パーcentageポイント高く、統計的にその差は 1%水準で有意である。デリー以外に居住、UP 州居住の子どものサブサンプルを利用した場合のモデルでも有意な結果が得られており、それぞれ母親の就学経験によって子どもの就学経験率が 22.8、82.6 パーcentageポイント高くなる。同様に親の教育のプラスの効果が、父親の後期初等教育に関して得られた (5 つのモデルすべてで統計的に有意)。全サンプルを用いた場合、父親が後期初等教育レベルである子どもは、非識字者を

⁶そのためには、操作変数法や、ランダム化比較実験あるいは外生的な自然実験の利用などが必要となる。残念ながら本稿のデータはこれらのアプローチに適さない。

⁷Kurosaki et al. (2006)も、インドのアーンドラ・プラデシュ州農村部のデータを用い、児童労働と就学行動の決定要因についての分析を行っており、父親よりも母親が教育を受けていることのほうが児童労働を削減するためには効果的であることを示している。

父に持つ子どもと比べて就学経験率が 16.3 パーcentageポイント高く、統計的にその差は 1%水準で有意である。デリー居住と、デリー以外に居住の子どものサブサンプルを利用した場合の結果を比べてみると、それぞれ 19.1、14.8 パーcentageポイントの効果が検出されており、デリー居住の子どもの就学経験率への父親の教育の効果がより大きいことが分かる。ただし父親の教育レベルが前期中等教育レベルに達すると、地域によって正負両方の効果が現われ、とりわけ UP 州居住の子どもの場合には、27 パーcentageポイントも就学経験率が下がるという結果になった。10 年前後の教育を受けたにもかかわらず、リキシャ引きという仕事をしている父親が、投資としての教育の役割に懐疑的になっていることをうかがわせる結果である。ただしこの悪影響は母親の就学経験ダミーの係数（プラス 83 パーcentageポイント）よりもはるかに小さい。母親と同居していないことの効果が UP 州においてのみ統計的に有意で、かつその符号がプラスになっているが、これは、リキシャ引きの妻がデリーで夫とともに働いているにもかかわらず UP 州に居住している子どものサンプルが非常に少なく、たまたまそれらがほとんど就学経験していたことによる異常値を反映している。全サンプルの推定結果にあるように、母親の居住ダミーの効果はおおむね検出されなかった。

他には、ST ダミーが全サンプル、ビハール州居住の子どものサブサンプルを利用した場合の 2 つのモデルで有意になった。全サンプルを利用した場合では、ST の子どもは SC、ST、OBC 以外のカーストに属する場合に比べて子どもの就学経験率が 13 パーcentageポイント高く、統計的にその差は 5%水準で有意である。ビハール州居住の子どもの場合、ST に属する子どもは被差別カースト以外に属する子どもと比べて就学経験率が 17 パーcentageポイント高く、統計的にその差は 10%水準で有意である。ST であることが優位に働くことの要因のひとつとして、留保政策の影響もあるかもしれない。他方留保政策の影響を受けず、かつ、社会開発が遅れているムスリムの場合、全サンプル、ビハール州居住の子どものサブサンプルを利用した場合の 2 つのモデルで有意にマイナスの偏相関が明らかになった。全サンプルを利用した場合、ムスリムの子どもはムスリムでない子どもに比べて就学経験率が 10 パーcentageポイント低く（10%水準で有意）、ビハール州居住の子どもの場合、ムスリムの子どもは就学経験率が 22 パーcentageポイント低い（5%水準で有意）。なお、ビハール州居住の子どものサブサンプルを利用した場合ではパッカーハウスダミーの係数も統計的に有意である。父親がパッカーハウスに住む子どもは父親が軒先などに寝泊まりしている子どもよりも就学経験率が 11 パーcentageポイント高い。この子どもはビハールに居住しているのだから、このプラスの効果は資産効果を表していると解釈できる。

<図 1 挿入>

表 6 では推定パラメータを省略した年齢固定効果について、デリー、ビハール州、UP 州それぞれの各推定結果に基づいた年齢ごとの就学経験率の OLS 予測値を、図 1 に示した。

6歳から11歳くらいまでは就学経験率がおおむね年齢に連れて上昇する。すなわちリキシャ引きの子どもにおいて、5歳から6歳に前期初等教育を開始するという標準的なプロセスをたどる者は少数派であり、遅れて就学開始する子どもが多いことがわかる。就学経験率であるから、一度上昇すれば同じコーホートに関してはその後下がることはありえないが、クロスセクションでの分析ゆえに、図1では年齢11歳くらいを境に就学経験率は逡減している。これは年齢効果ではなく、子どもの生まれた年代の差、すなわちコーホートごとに若い年代ほど教育水準が上昇していることを示している。3地域を比べると、ビハール居住の子どもの就学経験率が最も高く、これにUPが続き、デリー居住の子どもの就学経験率が最も低くなっている。表6の切片をモデル(2)、(4)、(5)で比べても同様の地域差が見て取れる。ただし全サンプルの推定結果(表6の(1))を用いて、ビハール州、UP州の固定効果がデリーと異なるという帰無仮説を検証すると、統計的に有意な差は検出されなかった。

(2) 6-18歳の子どもの就学は年齢に対応したレベルか？

次に、表7では、デリーのリキシャ引きの子ども(6~18歳)の就学状況に関するOLS回帰分析として、学齢に応じた適切なレベルの学校に就学しているか否かを被説明変数とした場合の結果を示す。表6同様、女子よりも男子において統計的に有意に、非説明変数の値が高い。まず、全サンプルを利用した場合、男子は女子よりも適切なレベルの学校への就学率が5パーセンテージポイント高い(5%水準で有意)。デリー以外に居住の子どものみのサブサンプルを利用した場合では、適切なレベルの学校への男子の就学率が女子より約8パーセンテージポイント高く(1%水準で有意)、この差は、ビハール州よりもUP州でさらに開く。被説明変数を就学経験ダミーとした場合と比べて係数の大きさは僅かに小さくなるものの、男子の優位がデリー以外の農村部で比較的大きくなるという類似した傾向がみられる。

<表7挿入>

世帯の社会経済的特徴としては、就学経験ダミーが被説明変数の場合と同様に、まず母親の就学経験ダミーの係数が正の値を取り、統計的有意性も高いことが特筆される。全サンプルを利用した場合、母親に就学経験がある子どもは、母親が非識字者である子どもに比べて適切なレベルの学校への就学率が約17パーセンテージポイント高く、統計的にその差は1%水準で有意である。デリー居住の子どものみのサブサンプルを利用した場合、適切なレベルの学校への就学率が19パーセンテージポイント高く(5%水準で有意)、デリー以外に居住の子どもだとやはり19パーセンテージポイント高い(5%水準で有意)。UP州に居住の子どものみのサブサンプルを利用した場合、適切なレベルの学校への就学率が60.5パーセンテージポイントも高く、統計的にその差は1%水準で有意であるが、標本数が少ない中での異常値的なサンプルの影響と思われる。父親の教育水準を見ると、就学経

験ダミーの場合とはやや違った結果となる。全サンプルを用いた場合には、後期初等教育を受けたリキシャ引きの子どもは9パーセンテージポイント適切就学率が高いが(5%水準で有意)、これ以外に、統計的に有意に正の係数は見られない。逆にUP州に居住の子どものみのサブサンプルを利用した場合、父親が前期中等教育レベル以上の子どもは、父親が非識字者である子どもに比べて、適切なレベルの学校への就学率が20パーセンテージ低い(5%水準で有意)。10年前後の教育を受けたにもかかわらず、リキシャ引きという仕事をしている父親が、投資としての教育の役割に懐疑的になっていることをうかがわせる結果が再び現れたわけだが、就学経験率同様、UP州以外ではそのような結果はまったく検出されていない。この地域差が頑健か、頑健な場合にどのようなメカニズムがそれを生んでいるのかに関しては、今後さらなる検討が必要である。

また、STダミーが3つのモデルで有意である。全サンプルを利用した場合、STに属する子どもは、被差別カースト以外に属する子どもと比べて適切なレベルの学校への就学率が12.7パーセンテージポイント高い(5%水準で有意)。デリー以外に居住の子どもおよびビハール州に居住の子どもにおいても同様のプラスの偏相関関係が検出された。他方、表6とは対照的に、ムスリムダミーの係数は統計的に有意でなく、その符号も正負入り混じったものとなった。ムスリムの子どもの場合、就学するかどうかにおいてはハンディキャップがあるが、就学した後の就学段階という点では顕著なハンディキャップがないことになる。そのほかの変数では、UP州居住の子どもにおいてのみ、配給カードダミーの正の効果、自己所有住居ダミーの正の効果が有意に検出された。

<図2挿入>

適切就学ダミーのOLS予測値の年齢による差異を、デリー、ビハール州、UP州それぞれの各推定結果に基づいて図2に示す。6歳から10歳までは適切就学率は年齢に連れて緩やかに上昇する(徐々に前期初等教育を開始する)が、11歳を過ぎるとこの比率は極端に下がり、その後、ゼロ近辺での変動を繰り返す。前期初等教育への就学開始が大幅に遅れれば、その後、ギャップを埋めることは難しいことがわかる。3地域間では、ビハール州がデリーやUP州よりもやや上にあるように見える。表7の切片をモデル(2)、(4)、(5)で比べても同様の地域差が見て取れる。ただし表7のモデル(1)で地域差を統計的に検証すると、やはり有意な差ではないという結果になった。

(3) 6-18歳の子どもに関する小括

以上、2種類の被説明変数を用いた6-18歳の子どもへの教育投資に関する共変動要因をまとめると、母親が就学経験を持つ子どもの教育投資は顕著に高まること、父親の教育水準と子どもの教育投資の偏相関は、父親が受けた教育水準が後期初等教育(8学年)くらいまではプラスであるが、前期中等教育レベルないしそれ以上まで行くと、UP州居住の子どもにかぎってはマイナスの影響が生じることが判明した。他方、予測に反し、異常

値の影響が疑われる UP 州を除いて、母親との同居は統計的に有意な相関を持っていなかった。これは、母親の効果が主に、母親の教育水準と子どもの居住地効果を通じて、子どもへの教育投資に影響しているためと考えられる。以上の回帰分析結果は、表 6-7 における子ども居住地固定効果の定義を変えても、頑健に検出された⁸。

(4) 19 歳以上の子どもへの教育投資

表 8 は、リキシャ引きの 19-47 歳の子どもを対象に、教育年数と就学経験ダミーを被説明変数とした回帰分析結果を示している。被説明変数がどちらの場合でも、定性的に同じ結果が得られている。まず、6-18 歳の子どもと同じ結果が得られているのは、男子の優位性である。男子は女子に比べて教育年数が約 1.6 年長く（1%水準で有意）、就学経験ダミーが 16 パーcentageポイント高い（5%水準で有意）。

6-18 歳の子どもとは対照的に、親の教育がもたらすプラスの効果が年長の子どもではあまり統計的に有意にならない。母親の教育経験ダミーの係数は、どちらの定式化でも 6-18 歳の子どもと同様に正の符号であるが、統計的に有意ではない。父親の教育水準の係数は、前期初等教育ダミーが 1%水準で負に有意という思いがけない結果となった。父親が前期初等教育レベルの子どもは、父親が非識字者である子どもに比べて教育年数が約 1.8 年減り（1%水準で有意）、子どもの就学経験率が 18 パーcentageポイント低くなっている（5%水準で有意）。ただし後期初等教育ダミーの係数は、これらよりも絶対値の大きな正の値であり、15%水準に基準を緩めれば、統計的にも有意である。父親の前期中等教育ダミーの係数は再びマイナスになるが、その絶対値は小さく、統計的にもまったく有意でない。

リキシャ引きの 19-47 歳の子どもの場合、これら以外の説明変数の係数はすべて絶対値が小さく、統計的にも有意でなかった。年齢幅が広く、それぞれの年齢（19 歳以上であるから主に世代の差を表すと考えるべきであろう）のサンプルが少ないことが原因と思われる。また、このサンプルにおいては、彼らが就学年齢にいた時期に父親が必ずしもリキシャ引きをしていたわけではないから、本稿の目的意識であるインフォーマルセクター出稼ぎ者の子どもへの教育投資がどのようになされるかの分析には、そぐわない面もある。あくまで補助的な情報としてここに載せるが、この場合でも、母親の就学経験と父親の後期初等教育がプラスの影響を与えている可能性が示唆されたことは特筆すべきと思われる。

5. 結び

本稿は、インドにおける都市インフォーマルセクターと農村・都市労働移動が持つ長期的貧困削減効果について考えるための事例研究として、インド・デリー市におけるサイク

⁸デリーにおいてより下位の行政区分を用いたり、デリー、ビハール、UP 以外の諸州において県の固定効果を試した。詳細は筆者まで請わりたい。

ルリキシャ引きの子どもへの教育投資を分析した。用いたデータは、2010/11 年度実施のデリー全域を対象としたサンプル調査から得たリキシャ引き 1,320 名の子ども 2,720 名のマイクロデータである。

回帰分析結果は、以下のようにまとめられる。6 歳から 18 歳の子どもの就学決定要因に関しては、親の教育水準が高いほど、とりわけ母親が就学経験者であれば、子どもの就学、それも年齢に適切な水準で就学する確率が上昇した。父親の教育水準に関しては、非識字者に比べて、後期初等教育（8 学年程度）のリキシャ引きが子どもの教育に熱心であることが、子どもの居住地に関わらず頑健に検出された。他方、UP 州居住の子どもの場合には、それ以上すなわち前期中等教育（10 学年程度）以上の教育水準を受けたリキシャ引きであると逆に子どもの教育水準が下がる傾向が見いだされた。ただし他の地域ではこのマイナスの効果は検出されなかった。親の教育やその他の社会経済条件をコントロールすると、指定カーストや指定部族のリキシャ引きの子どもであることは子どもの就学と相関を持たない（むしろ指定部族の子どもの場合は逆に就学率が統計的に有意に高くなった）。デリーに子どもが住んでいることはむしろ子どもの就学率を下げたが、これは、デリーで働く出稼ぎ者と同居する子どもは、賃労働や家事に従事する傾向が強いことで説明できる。子どもが母親と同居しているかどうかに関し統計的に有意な差がほとんど検出されなかったが、これは非同居の例が少ないために統計的に有効な分散が小さくなり、母親の教育水準や子ども居住地の固定効果の中に母親との同居効果が捉えられていると思われる。出身地よりも相対的に良好な学校環境の下にあるにもかかわらず、デリー居住の子どもの就学率が低くなっているのは、働くこと（賃労働の場合もあれば、家事を担当する場合もある）を目的にデリーの父親と同居する子どもが多数存在することによると思われる。

本稿の定量分析が、リキシャ引きの子どもに限った場合においても、親の教育が高いほど教育投資が高くなるというインド全体で観察される関係を確認したことは、非常に興味深い。リキシャ引きの仕事においては、5 年から 8 年の教育は稼ぎとプラスに相関しているが、10 年以上の教育が収益を引き上げる効果は見られないため(黒崎 2013)、投資としての教育の役割に親が懐疑的になってもおかしくない。実際我々のデータでも、リキシャ引きの子どもの教育と最もプラスに相関している父親の教育水準は 8 年程度の後期初等教育であること、UP 州に限れば 10 年以上の教育を終えたリキシャ引きの子どもは教育水準が低いことの 2 点に関しては、リキシャ引きの教育収益率のパターンにきれいに対応している。反面、母親の教育は全サンプルにおいて非常に強いプラスの相関を持ち、UP 州以外では 10 年以上の教育を受けたリキシャ引きの子どもが教育面で劣っている証左は得られなかった。つまり、高等教育の収益がないような職種であるリキシャ引きに父親が従事しているがゆえに、教育によって所得が顕著に上昇するような職種・業種に、子どもを就業させたいとの意欲を親は強く持っており、そのような意欲が、多少でも教育を受けている親において、教育経験のない親よりも強いという可能性を示唆している。リキシャ引きの

ような都市インフォーマルセクターでの稼ぎは、子女の教育に好影響をもたらして、次世代が人的資本を蓄積し、人的資本の収益率が高い仕事に就くような転換につながる面を持つのである。

以上の解釈が正しいかどうかは、次世代が成人し労働市場に出る時期まで分析対象を広げないと、検証できない。本稿の用いたデータではなく、別のタイプのデータを用いて上記の可能性について検証することは、本稿に残された課題である。また、サイクルリキシヤという特定のインフォーマルセクターを対象とした本稿の分析を、農村居住家計や都市居住家計を代表するデータを用いた研究の中に位置づけ、比較することも今後の課題としたい。

引用文献

- 速水佑次郎 (2005) 「インド・デリー市における廃品回収業者：都市貧困層の分析」『経済研究』 56(1): 1-14.
- 木曾順子 (2012) 『インドの経済発展と人・労働』 日本評論社.
- 黒崎卓 (2010) 「労働移動とネットワーク、都市貧困：デリーのリキシャ引きの事例から」『南アジア研究』 22 号: 383-404.
- (2013) 「インド・デリー市におけるサイクルリキシャ業：都市インフォーマルセクターと農村からの労働移動」『経済研究』 64(1): 62-75
- 黒崎卓・山崎幸治 (2011) 「経済成長と貧困問題」 石上悦朗・佐藤隆広編著『現代インド・南アジア経済論』 ミネルヴァ書房: 19-47.
- 大塚啓二郎・黒崎卓編 (2003) 『教育と経済発展：途上国における貧困削減に向けて』 東洋経済新報社.
- Duraisamy, P. (2002) “Changes in Returns to Education in India, 1983-94: By Gender, Age-cohort and Location,” *Economics of Education Review*, 21(6): 609-622.
- Govt. of India (2012) “Press Note on Poverty Estimates, 2009-10,” Government of India, Planning Commission, March 2012.
- (2013) *Economic Survey 2012-13*, Govt. of India, Ministry of Finance, Economic Division.
- Hayami, Y., A.K. Dikshit, and S.N. Mishra (2006) “Waste Pickers and Collectors in Delhi: Poverty and Environment in an Urban Informal Sector,” *Journal of Development Studies*, 42(1): 41-69.
- Kochar, A. (2004) “Urban Influences on Rural Schooling in India,” *Journal of Development Economics*, 74(1): 113-136.
- Kurosaki, T., A. Banerji, S.N. Mishra, and A.K. Mangal (2012) “Unorganized Enterprises and Rural-Urban Migration in India: The Case of the Cycle Rickshaw Sector in Delhi,” PRIMCED discussion paper no. 28, July 2012, Hitotsubashi University.
- Kurosaki, T., S. Ito, N. Fuwa, K. Kubo, and Y. Sawada (2006) “Child Labor and School Enrollment in Rural India: Whose Education Matters?” *Developing Economies*, 44(4): 440-464.
- Kurosaki, T., Y. Sawada, A. Banerji, and S.N. Mishra (2007) “Rural-urban Migration and Urban Poverty: Socio-economic Profiles of Rickshaw Pullers and Owner-contractors in North-East Delhi,” COE discussion paper no. 205, February 2007, Hitotsubashi University.
- Sen, Amartya K. (1999) *Development as Freedom*. New York: Alfred A. Knopf (石塚雅彦訳『自由と経済開発』 日本経済新聞社, 2000).
- Sood, A. (2012) “A Future for Informal Services? The Cycle Rickshaw Sector as Case Study,” *Economic and Political Weekly*, 47(42): 95-102.
- UNDP [United Nation Development Program] (2009) *Human Development Report 2009 —Overcoming Barriers: Human Mobility and Development*. New York: UNDP.

表1: デリーのリキシャ引きの子どもの教育水準

	0-5歳	6-10歳	11-15歳	16-18歳	19歳以上	合計
該当数						
非識字	696	329	154	209	155	1,543
前期初等教育(5学年)レベル	107	440	224	82	34	887
後期初等教育(8学年)レベル	0	23	67	88	29	207
前期中等教育(10学年)レベル以上	0	0	6	35	42	83
合計	803	792	451	414	260	2,720
割合(%)						
非識字	86.7	41.5	34.1	50.5	59.6	56.7
前期初等教育(5学年)レベル	13.3	55.6	49.7	19.8	13.1	32.6
後期初等教育(8学年)レベル	0.0	2.9	14.9	21.3	11.2	7.6
前期中等教育(10学年)レベル以上	0.0	0.0	1.3	8.5	16.2	3.1
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注: リキシャ引きサンプル1,320名の子ども2,720名について示す。割合(%)は、サンプリング確率でウェイト付けしない割合(以下の表も同じ)。

出所: 2010/11年度サイクルリキシャ調査のデータより筆者作成(以下の図表も同じ)。

表3: デリーのリキシャ引きの子ども(6-18歳)の男女別教育水準

	6-10歳		11-15歳		16-18歳	
	男	女	男	女	男	女
該当数						
非識字	157	172	84	70	119	90
前期初等教育(5学年)レベル	246	194	139	85	53	29
後期初等教育(8学年)レベル	15	8	41	26	47	41
前期中等教育(10学年)レベル以上	0	0	3	3	20	15
合計	418	374	267	184	239	175
割合(%)						
非識字	37.6	46.0	31.5	38.0	49.8	51.4
前期初等教育(5学年)レベル	58.9	51.9	52.1	46.2	22.2	16.6
後期初等教育(8学年)レベル	3.6	2.1	15.4	14.1	19.7	23.4
前期中等教育(10学年)レベル以上	0.0	0.0	1.1	1.6	8.4	8.6
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注: リキシャ引きサンプル1,320名の子ども2,720名から、就学年齢という観点にもとづき6歳から18歳の子ども1,657名のサブサンプルを抜き出して、男女別に教育水準を示した。

表4: デリーのリキシャ引きの子ども(6-18歳)の男女別就学状況

	6-10歳		11-15歳		16-18歳	
	男	女	男	女	男	女
就学経験ダミー(d_school)						
Yes (d_school=1)	261 (62.4)	202 (54.0)	183 (68.5)	114 (62.0)	120 (50.2)	85 (48.6)
No (d_school=0)	157 (37.6)	172 (46.0)	84 (31.5)	70 (38.0)	119 (49.8)	90 (51.4)
適切就学ダミー(d_rightschoo)						
Yes (d_rightschoo=1)	261 (62.4)	202 (54.0)	44 (16.5)	29 (15.8)	20 (8.4)	15 (8.6)
No (d_rightschoo=0)	157 (37.6)	172 (46.0)	223 (83.5)	155 (84.2)	219 (91.6)	160 (91.4)

注:リキシャ引きサンプル1,320名の子ども2,720名中、就学年齢という観点から6歳から18歳の子ども1,657名のサブサンプルを抜き出して、男女別に就学状況を示した。d_school: 就学経験ありの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)。d_rightschoo: 適切なレベルの学校に就学している場合に1となるダミー変数(ref.就学なまたは適切なレベルより低いレベルの学校に就学)(6-10歳の子どもは前期初等教育、11-13歳の子どもは後期初等教育、14-18歳は前期中等教育以上を標準とみなした)。

表5: デリーのリキシャ引きの子ども(6-18歳)の両親同居形態

	6-10歳		11-15歳		16-18歳	
	男	女	男	女	男	女
該当数						
デリーにて両親と同居	139	131	95	73	77	57
デリーにて父親と同居(母親は出身地)	1	4	4	0	4	0
出身地にて母親と同居(父親はデリー)	258	225	140	99	118	99
出身地にて両親と別居(両親ともデリー)	2	2	5	4	5	6
母親の情報欠如	18	12	23	8	35	13
合計	418	374	267	184	239	175
割合(%)						
デリーにて両親と同居	33.3	35.0	35.6	39.7	32.2	32.6
デリーにて父親と同居(母親は出身地)	0.2	1.1	1.5	0.0	1.7	0.0
出身地にて母親と同居(父親はデリー)	61.7	60.2	52.4	53.8	49.4	56.6
出身地にて両親と別居(両親ともデリー)	0.5	0.5	1.9	2.2	2.1	3.4
母親の情報欠如	4.3	3.2	8.6	4.3	14.6	7.4
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注: 前表と同じ6歳から18歳の子ども1,657名のサブサンプルを抜き出して、男女別に両親との同居形態を示した。母親の情報が完備している標本数は1,548である。

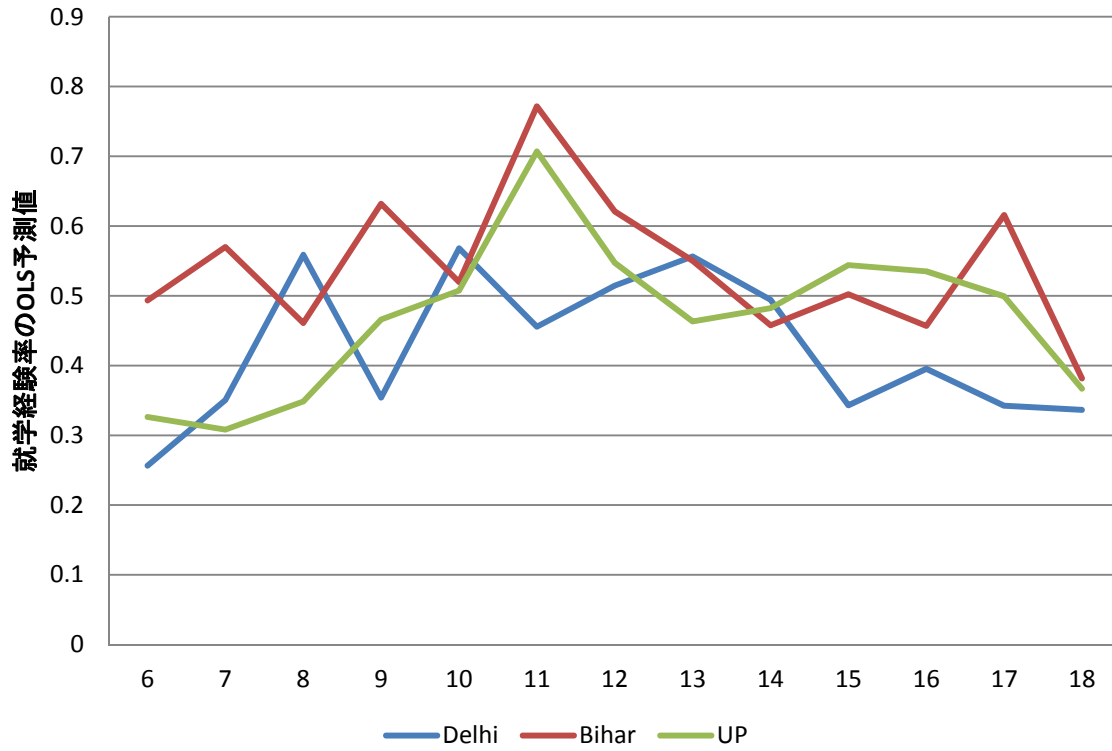
表6: デリーのリキシャ引きの子ども(6-18歳)の就学状況に関するOLS回帰分析結果(1)

説明変数	被説明変数=就学経験ダミー(d_school)				
	(1)全サンプル	(2)デリー居住の子どものみ	(3)デリー以外居住の子どものみ	(4)ビハール州居住の子どものみ	(5)UP州居住の子どものみ
子供本人の属性					
年齢固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
男子ダミー	0.084*** [0.027]	0.006 [0.042]	0.126*** [0.033]	0.127*** [0.042]	0.148*** [0.052]
世帯の社会経済的特徴					
母親就学経験ダミー	0.174*** [0.055]	0.142 [0.087]	0.228** [0.093]	0.118 [0.104]	0.826*** [0.114]
父親前期初等教育ダミー	-0.030 [0.046]	0.047 [0.071]	-0.071 [0.059]	0.028 [0.062]	-0.155* [0.086]
父親後期初等教育ダミー	0.163*** [0.051]	0.191** [0.075]	0.148** [0.067]	0.154* [0.079]	0.310** [0.125]
父親前期中等教育ダミー	0.067 [0.064]	0.120 [0.100]	0.034 [0.095]	0.158* [0.092]	-0.274** [0.121]
SCダミー	0.008 [0.062]	0.134 [0.119]	-0.010 [0.074]	-0.014 [0.090]	-0.108 [0.155]
STダミー	0.135** [0.067]	0.093 [0.126]	0.121 [0.087]	0.168* [0.093]	0.171 [0.189]
OBCダミー	0.044 [0.053]	0.064 [0.094]	0.040 [0.065]	0.004 [0.083]	0.115 [0.187]
ムスリムダミー	-0.102* [0.061]	0.058 [0.121]	-0.100 [0.084]	-0.224** [0.108]	0.122 [0.151]
パッカーハウスダミー	0.067 [0.041]	0.050 [0.064]	0.034 [0.044]	0.115** [0.056]	-0.072 [0.080]
住居自己所有ダミー	0.096 [0.084]	0.114 [0.090]	0.013 [0.193]	0.123 [0.238]	-0.034 [0.305]
子供の居住上の特徴					
配給カード所有ダミー	0.054 [0.052]	0.049 [0.067]	0.008 [0.062]	-0.055 [0.082]	0.223** [0.097]
母親と非同居ダミー	0.048 [0.087]	-0.020 [0.138]	0.051 [0.140]	-0.121 [0.156]	0.619*** [0.216]
子供居住地固定効果	デリー、ビハール州、UP州、それ以外の大分類	MCD Zoneの固定効果	UP=県、ビハール=県、他州=州の固定効果	県の固定効果	県の固定効果
切片#	0.394*** [0.072]	0.256** [0.124]	0.438*** [0.115]	0.493*** [0.146]	0.326 [0.212]
決定係数(R ²)	0.097	0.182	0.255	0.239	0.439
標本数	1,548	585	963	629	259

注: 推定に用いたのは、リキシャ引きの年齢6-18歳子供のうち、表5に示した母親の情報が完備しているサブサンプルである。したがって全サンプルの場合の標本数は1,548となる。各変数の定義・主要統計量は表4と付表を参照。かぎかつこの中には、子どもの父親であるリキシャ引きの居住区(colony)をクラスタとみなしたcluster robust standard errorを報告してある。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

この切片は、参照カテゴリーにおける就学経験ダミーの期待値を示す。参照カテゴリーは、年齢6歳の女子、SC、ST、OBCいずれでもないヒन्दウー教徒(ないしスィクかクリスチャン)であり、両親とも教育を受けておらず、子どもの居住地は(1)の場合ビハール州、(2)の場合Narela Zone、(3)(4)の場合ビハール州Darbhanga県、(5)の場合UP州Gonda県である。

図1:リキシャ引き子ども(女子)の就学経験率に対する年齢効果



注:このグラフは、表6の推定結果(2)、(4)、(5)に基づき、参照カテゴリーのOLS予測値を、子どもの年齢ごとにプロットしたもの。参照カテゴリーについては表6の注を参照。

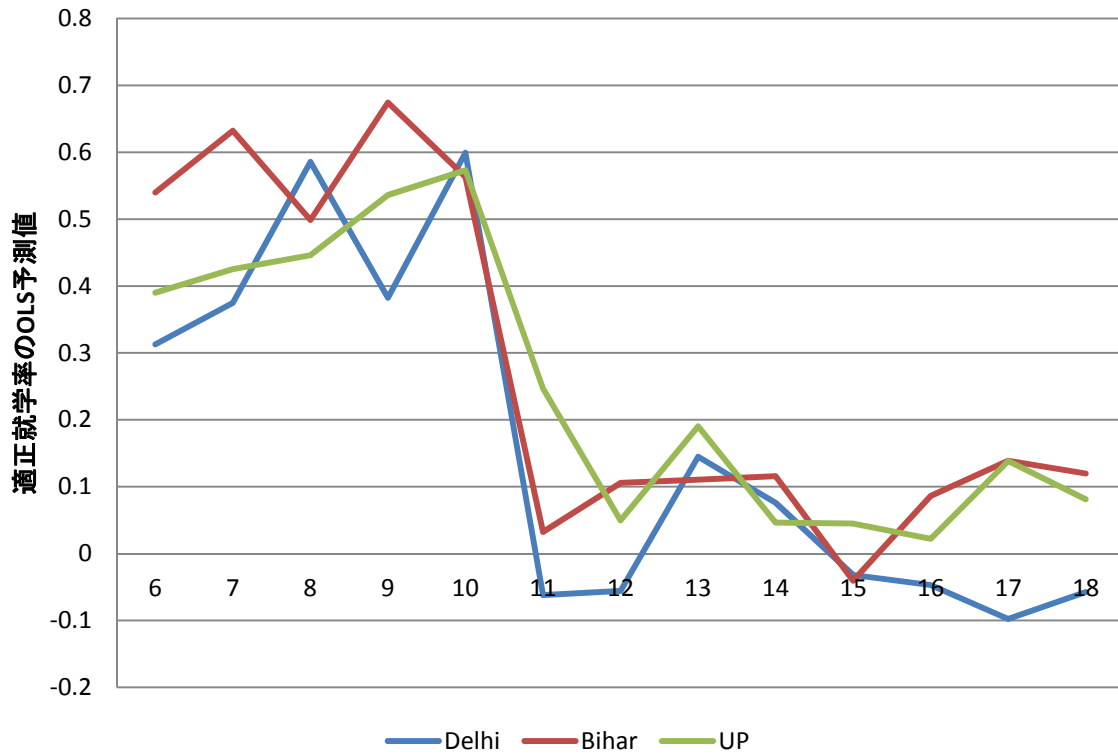
表7: デリーのリキシャ引きの子ども(6-18歳)の就学状況に関するOLS回帰分析結果(2)

説明変数	被説明変数=適切就学ダミー (d_rightschool)				
	(1)全サンプル	(2)デリー居住の子どものみ	(3)デリー以外居住の子どものみ	(4)ビハール州居住の子どものみ	(5)UP州居住の子どものみ
子供本人の属性					
年齢固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
男子ダミー	0.051** [0.023]	0.005 [0.029]	0.081*** [0.030]	0.071* [0.038]	0.097* [0.056]
世帯の社会経済的特徴					
母親就学経験ダミー	0.169*** [0.055]	0.187** [0.085]	0.191** [0.081]	0.069 [0.084]	0.605*** [0.137]
父親前期初等教育ダミー	0.006 [0.033]	0.017 [0.057]	0.005 [0.044]	0.050 [0.050]	-0.035 [0.077]
父親後期初等教育ダミー	0.094** [0.046]	0.086 [0.071]	0.063 [0.060]	0.075 [0.063]	0.134 [0.155]
父親前期中等教育ダミー	0.047 [0.045]	0.085 [0.068]	-0.023 [0.067]	0.045 [0.081]	-0.204** [0.090]
SCダミー	0.050 [0.052]	0.089 [0.111]	0.042 [0.057]	-0.004 [0.072]	0.089 [0.123]
STダミー	0.127** [0.061]	-0.036 [0.138]	0.179** [0.078]	0.229*** [0.086]	0.181 [0.130]
OBCダミー	0.016 [0.044]	0.016 [0.096]	0.011 [0.053]	-0.010 [0.068]	0.064 [0.120]
ムスリムダミー	-0.056 [0.051]	0.038 [0.098]	-0.066 [0.059]	-0.140 [0.086]	0.117 [0.097]
パッカーハウスダミー	0.011 [0.032]	-0.001 [0.053]	0.012 [0.037]	0.040 [0.048]	-0.056 [0.073]
住居自己所有ダミー	0.039 [0.056]	0.037 [0.072]	0.119 [0.177]	0.109 [0.231]	0.985*** [0.200]
子供の居住上の特徴					
配給カード所有ダミー	0.049 [0.040]	0.059 [0.056]	0.006 [0.049]	-0.002 [0.063]	0.104* [0.057]
母親と非同居ダミー	0.086 [0.086]	-0.001 [0.152]	0.171 [0.110]	0.084 [0.139]	0.145 [0.131]
子供居住地固定効果	デリー、ビハール州、UP州、それ以外の大分類	MCD Zoneの固定効果	UP=県、ビハール=県、他州=州の固定効果	県の固定効果	県の固定効果
切片#	0.443*** [0.060]	0.313** [0.120]	0.483*** [0.093]	0.540*** [0.121]	0.390** [0.173]
決定係数(R ²)	0.274	0.37	0.358	0.367	0.419
標本数	1,548	585	963	629	259

注: 表6を参照。

この切片は、参照カテゴリーにおける適切就学率の期待値を示す。参照カテゴリーは、表6と同じ。

図2:リキシャ引き子ども(女子)の適正就学率に対する年齢効果



注:このグラフは、表7の推定結果(2)、(4)、(5)に基づき、参照カテゴリーのOLS予測値を、子どもの年齢ごとにプロットしたもの。参照カテゴリーについては表6の注を参照。

表8:リキシャ引きの子ども(19-47歳)の就学状況に関するOLS回帰分析結果

説明変数	被説明変数	
	就学年数 (educ_yrs)	就学経験ダミー (d_school)
子供本人の属性		
年齢(age_chi-23)	-0.0720 [0.095]	-0.0040 [0.012]
年齢の二乗項((age_chi-23)^2)	-0.0010 [0.006]	0.0000 [0.001]
男子ダミー	1.698*** [0.569]	0.164** [0.070]
世帯の社会経済的特徴		
母親就学経験ダミー	1.3540 [1.552]	0.2040 [0.178]
父親前期初等教育ダミー	-1.764*** [0.609]	-0.176** [0.082]
父親後期初等教育ダミー	2.0380 [1.326]	0.2140 [0.145]
父親前期中等教育ダミー	-0.4220 [1.406]	-0.0120 [0.158]
SCダミー	-0.0950 [1.423]	-0.0390 [0.169]
STダミー	1.8210 [1.702]	0.2110 [0.184]
OBCダミー	0.9250 [1.234]	0.1640 [0.159]
ムスリムダミー	-1.2260 [1.223]	-0.1140 [0.151]
居住地固定効果: デリー、ビハール州、UP州、それ以外の大分類 切片#		
	2.174* [1.210]	0.279* [0.155]
決定係数(R ²)	0.243	0.214
全説明変数の傾きゼロのF検定量	4.779***	4.914***

注: 推定に用いたのはリキシャ引きの年齢19歳以上の子供のうち、表5に示した母親の情報が完備しているサブサンプルである(標本数=226)。各変数の定義・主要統計量は表1-2および付表を参照。かぎカッコの中には、子どもの父親であるリキシャ引きの居住区(colony)をクラスタとみなしたcluster robust standard errorを報告してある。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

この切片は、参照カテゴリーにおける就学年数、就学経験率の期待値を示す。参照カテゴリーは、年齢23歳の女子、SC、ST、OBCいずれでもないヒन्दウー教徒(ないしスィクかクリスチャン)であり、両親とも教育を受けておらず、子どもの居住地はビハール州である。

付表:リキシャ引きの子ども(6歳以上)の就学状況回帰分析に用いた変数の主要統計量

説明変数		平均	標準偏差	最小値	最大値
サブサンプル1:6-18歳(標本数=1,548)					
被説明変数					
就学経験ダミー	就学経験ありの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.595	0.491	0	1
適切就学ダミー	適切なレベルの学校に就学している場合に1となるダミー変数(ref.就学なしまたは適切なレベルより低いレベルの学校に就学)	0.354	0.478	0	1
子供本人の属性					
年齢	子どもの年齢	11.200	3.697	6	18
男子ダミー	男子の場合に1となるダミー変数(ref.女子)	0.548	0.498	0	1
世帯の社会経済的特徴					
母親就学経験ダミー	母親の就学経験ありの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.051	0.220	0	1
父親前期初等教育ダミー	父親の教育レベルが前期初等教育(5学年)レベルの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.344	0.475	0	1
父親後期初等教育ダミー	父親の教育レベルが後期初等教育(8学年)レベルの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.109	0.312	0	1
父親前期中等教育ダミー	父親の教育レベルが前期中等教育(10学年)レベル以上の場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.081	0.274	0	1
SCダミー	SC(指定カースト)に属す場合に1を取るダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.156	0.363	0	1
STダミー	ST(指定部族)に属す場合に1となるダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.079	0.271	0	1
OBCダミー	OBC(その他後進諸階級)に属す場合に1となるダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.439	0.496	0	1
ムスリムダミー	ムスリムの場合に1となるダミー変数(ref.その他の宗教)	0.225	0.418	0	1
パッカーハウスダミー	リキシャ引きの住居がパッカーの場合に1となるダミー変数(ref.カッチャーハウスや軒先、路上を住居とする場合)	0.662	0.473	0	1
住居自己所有ダミー	リキシャ引きの住居がリキシャ引きの所有である場合に1となるダミー変数(ref.賃借)	0.094	0.292	0	1
子供の居住上の特徴					
配給カード所有ダミー	子どもの居住地においてPDSの配給カードを受けている場合に1となるダミー変数(ref.配給カードなし)	0.562	0.496	0	1
母親と非同居ダミー	母親が子供と同居していない場合に1となるダミー変数(ref.母親と同居)	0.024	0.153	0	1

注:推定に用いたのは、リキシャ引きの6歳以上の子供のうち、表5に示した母親の情報が完備しているサブサンプルである。平均・標準偏差は、サブサンプルの子ども全員をウェイトなしで集計した値である。ダミー変数に関しては、ref.として参照カテゴリーを明記した。

付表:リキシャ引きの子ども(6歳以上)の就学状況回帰分析に用いた変数の主要統計量(続き)

説明変数		平均	標準偏差	最小値	最大値
サブサンプル2: 19-47歳(標本数=226)					
被説明変数					
教育年数	教育レベルに標準就学年数を乗じて実数化したもの	3.389	4.154	0	10
就学経験ダミー	就学経験ありの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.429	0.496	0	1
子供本人の属性					
年齢	子どもの年齢	23.597	5.216	19	47
男子ダミー	男子の場合に1となるダミー変数(ref.女子)	0.611	0.489	0	1
世帯の社会経済的特徴					
母親就学経験ダミー	母親の就学経験ありの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.053	0.225	0	1
父親前期初等教育ダミー	父親の教育レベルが前期初等教育(5学年)レベルの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.354	0.479	0	1
父親後期初等教育ダミー	父親の教育レベルが後期初等教育(8学年)レベルの場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.084	0.278	0	1
父親前期中等教育ダミー	父親の教育レベルが前期中等教育(10学年)レベル以上の場合に1となるダミー変数(ref.非識字)	0.049	0.216	0	1
SCダミー	SC(指定カースト)に属す場合に1を取るダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.186	0.390	0	1
STダミー	ST(指定部族)に属す場合に1となるダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.066	0.249	0	1
OBCダミー	OBC(その他後進諸階級)に属す場合に1となるダミー変数(ref.SC、ST、OBS以外)	0.381	0.487	0	1
ムスリムダミー	ムスリムの場合に1となるダミー変数(ref.その他の宗教)	0.301	0.460	0	1