



タイトル Title	移民と送金が就学率に与える影響について：タジキスタンの家計調査を用いた実証研究(The Effects of Migrant Remittances on School Attendance : The Empirical Study with Household Surveys in Tajikistan)
著者 Author(s)	小川, 啓一 / 中室, 牧子
掲載誌・巻号・ページ Citation	国民経済雑誌,201(6):67-84
刊行日 Issue date	2010-06
資源タイプ Resource Type	Departmental Bulletin Paper / 紀要論文
版区分 Resource Version	publisher
権利 Rights	
DOI	
JaLDOI	10.24546/81006941
URL	http://www.lib.kobe-u.ac.jp/handle_kernel/81006941

移民と送金が就学率に与える影響について

——タジキスタンの家計調査を用いた実証研究——

小 川 啓 一
中 室 牧 子

国民経済雑誌 第201巻 第6号 抜刷

平成22年6月

移民と送金が就学率に与える影響について

—タジキスタンの家計調査を用いた実証研究—

小 川 啓 一
中 室 牧 子

本研究の目的は、中央アジアの最貧国のひとつであるタジキスタンにおいて、近年急速に増加している移民からの送金が GDP の約 4 割近くを占めているという現状を踏まえ、こうした送金が同国の人的資本蓄積にどのような影響を与えているかを、家計調査のクロスセクションデータを用いて実証的に明らかにすることである。移民と送金という選択が内生的に決まっている場合に生じるセレクション・バイアスを修正した推計結果をみると、海外に居住している家族や親戚からの送金を受けている家庭の子どもはそうでない家庭の子どもに比べて、2%から16%就学する確率が高くなる傾向があることがわかった。これは、送金による収入の増加は、家計の資金制約を緩和し、より多くの資金が子どもの教育投資に振り向けられていることを示唆している。こうした傾向を強めるためにも、タジキスタン政府は、送金の取引費用の引き下げや国外在住の労働者の母国への投資奨励などを通じ、移民からより多くの送金を得られるよう努力することが求められるだろう。

キーワード タジキスタン, 移民, 送金, セレクション・バイアス

1 はじめに

開発途上国の高学歴・高技能労働者が、よりよい労働条件を求めて先進国に移住する現象は「頭脳流出」(brain-drain)と呼ばれ、開発面での負の影響が懸念されている。一方、最近の研究は、そうした移民労働者が、移住先で得た賃金の一部を送金という形で母国に還元する「頭脳流入」(brain-gain)の開発効果に注目している。世界銀行の統計によると、送金の受け取り総額は政府開発援助額(Official Development Assistance)を大きく上回る水準となり(図1)、この傾向は特に、中・低所得国において強い。国別の送金受け取り額をみると、ソビエト連邦崩壊後、国際的な労働移動が自由化された東ヨーロッパや中央アジアの旧社会主義国で顕著となっている。2008年の送金受け取り額のGDP比をみると、タジキスタン、モルドバ、キルギスなど同地域内の低所得国が上位を独占し、これらの国における送金受け取り額はGDPの約30%近くに達している(図2)。送金は、これらの国々の開発を支える重要な資金源となりつつあることが窺われる。

図1 送金と政府開発援助の動向

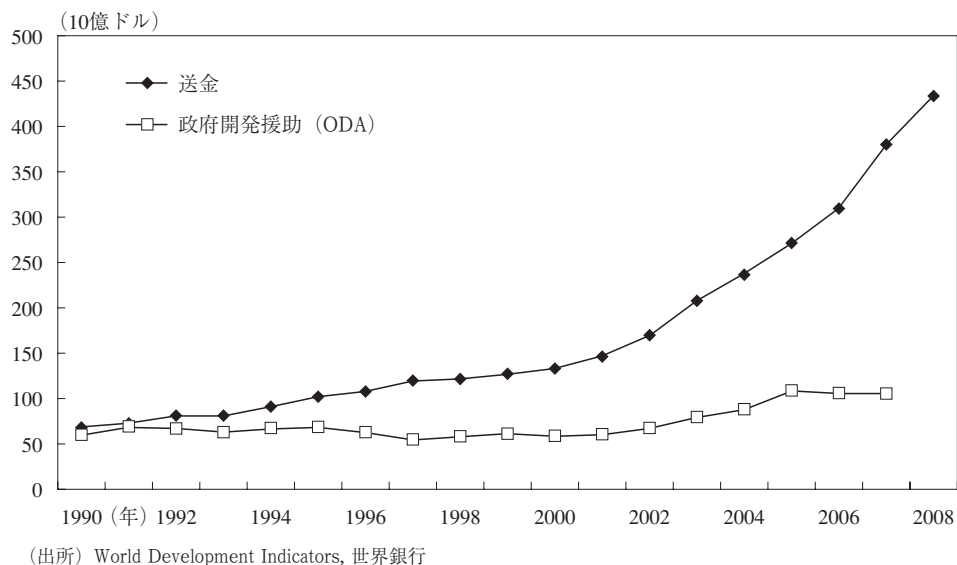
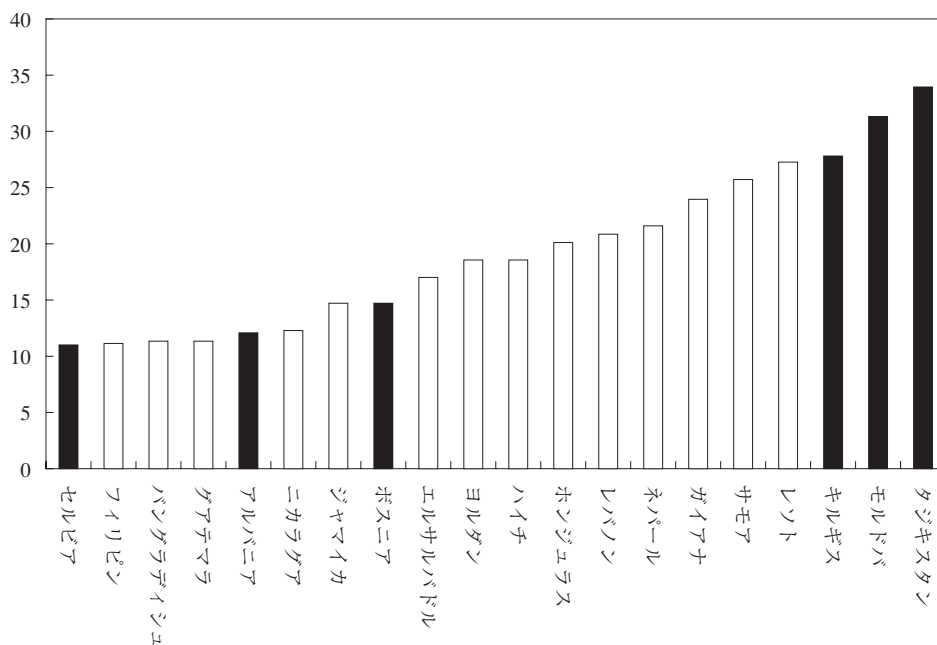


図2 GDPに占める送金の比率ランキング (%)



一般的に、送金は家計の追加収入となり、その一部は消費に、その一部は投資に充てられる。内生的経済成長理論に基づけば、送金が、教育を通じた人的資本蓄積に貢献した場合、開発効果が大きくなると予想される。仮に、海外で働く移民労働者による送金の一部が、家計の資金制約を緩和し、母国に残された子どもの学費に充てられるとすれば、子どもらの就学を促し、その結果、貧困削減に繋がる可能性は高い¹⁾。クロスカントリーデータを用いた既存研究では、送金は貧困削減に貢献することが確認されている（例えば、Adams and Page (2004), Spatafora (2005), Maimbo and Ratha (2005) など）。しかし、送金がどのような家計行動の変化を通じて、子どもの就学に影響するかは明らかになっていない。

本研究の目的は、送金がGDPの34%を占めるタジキスタンの家計調査を用いて、先進国で働く移民労働者からの送金が、同国の子どもの就学にどのような影響を与えたかについての実証分析を行うことである。後述するが、送金と就学の関係についての実証研究はメキシコなど一部の国を対象にして行われているのみで、送金の影響をもっとも大きく受けていると考えられる東ヨーロッパや中央アジアを対象にした研究は存在しない。このため、同地域内における最貧国の一つであり、かつ送金受け取り額がGDPに占める割合が世界中でもっとも高いタジキスタンにおいて、就学という面からどのような開発効果が見込まれるかということを定量的に検証することは意義があると考えられる。仮に、送金が就学状況の改善に貢献していることが明らかになれば、政府は海外からの送金をより多く得られるような政策を実施することが求められる。この意味において、送金と就学の関係は、同国の政策担当者にとって、重大な関心事項の一つであろう。

2 先行研究のレビュー

送金と就学の関係についての既存研究は、メキシコ、エルサルバドル、フィリピン、パキスタン、ガーナ、エクアドル、南アフリカを対象に行われている。このうち、もっとも多く²⁾の研究蓄積があるのはメキシコであるが、同国においてですら、送金と就学の関係について未だはっきりとしたコンセンサスが得られていない。以下では、メキシコの既存研究を振り返り、何故異なる結論が導き出されるのか、既存研究の問題点は何かについて述べる。

この分野の最も先駆的な研究の一つは、メキシコの国勢調査を用いて、海外の移民労働者から送金を受けている家計の子どもの在学年数への影響を検証したHanson and Woodruff (2003)である。彼らは、1950年代のメキシコから米国への州別移民率を操作変数とした2段階最小2乗法（以下、2SLS）を推計し、母親の教育水準の低い10歳から15歳の女子が、送金によって0.73から0.89年在学年数を延ばすことを明らかにした。Borraz (2005)は、メキシコの家計調査を用いて、米国から各家庭の所在地までのおおよその距離を操作変数として、2SLSによる推計結果を示した。彼もまた、送金の意思決定と子どもの教育期間は正の

関係があることを明らかにしたが、その効果は、都市部在住で、母親の学歴の低い10歳から13歳の子どもに限られており、前出のHansonらの研究と比較すると、送金の効果は比較的小さいものに止まると指摘した。

Lopez-Cordoba (2004) も、Hansonらと同様、メキシコの国勢調査を用いているが、操作変数として、地域毎の降雨量のパターンを用いている。彼は、メキシコの降雨量は地域の農業製品の生産高とそこから得られる収入に影響するため、各家計は、移民労働者からの送金によって、雨量の変化による収入の振れを平滑化していると説明する。2SLSの推計結果によると1%の送金の増加は、11%程度、就学率を上昇させる効果が観察されるものの、6歳から14歳の子どもでは統計的に有意ではなく、15歳から17歳の子どもにとってはむしろ7%程度就学率を低下させるという結論を得ている。Rapoport and Docquier (2005) は、メキシコの人口動態調査を用いた。Hansonらと同じく、操作変数として過去の州別移民率を採用しているが、プロビット・モデルの推計結果をみると、送金を受けている家庭の男子は、中学校を卒業する確率がそうでない家庭の男子と比較して22%低く、男女共に高等学校を卒業する確率が13%から15%低いことを示した。

メキシコを対象にした上記4つの研究は、データの違いもさることながら、内生性バイアスをコントロールするために用いた操作変数の違いによっても、異なる結論が導き出されている。また、これらの先行研究には、総じて次のような問題がある。まず第一に、先行研究の多くが、10歳から15歳などという分類の曖昧な年齢層を分析対象にしていることである。年齢の高い子どもほど、家庭の内外での労働を期待され、就学が困難になるケースが多いと考えられることから、分析対象とする年齢層には16歳以上の子どもも含まれるべきであろう。また、既存研究の一部は、海外からの送金と国内の別の地域からの送金を区別していない。しかし、一般的に海外からの送金は、為替レート、居住国および母国における金融インフラの整備状況、送金に対する課税、などにも影響をうけるため、国内送金とは区別して分析されるべきである。また、操作変数の妥当性の問題も検討されるべきであろう。先行研究では、移民・送金の操作変数として、過去の州別移民率や、居住地から移民先までの距離を用いられているが、これは移民の操作変数としては適切と考えられるものの、送金の操作変数としては説得力に欠く。何故なら、移民労働者の全てが送金するわけではなく、移民が直ちに送金という意思決定に結びつくわけではないからである。

3 分析のフレームワーク

本研究では、消費の平準化仮説 (consumption smoothing) にもとづく生涯効用の最適化行動によって、家計が得た送金は (次世代に、大人になる子どもらから投資の収益を得るために)、教育に投資するという Dendir and Pozo (2006) の理論モデルにしたがって、タジキ

スタンにおける送金は、移民を持つ家庭の子どもの就学にプラスの影響を与えている、という仮説を検証する。実証的には、次のような式をもとに考える。

$$S_{hi} = \alpha + \beta M_h + \gamma X_{hi} + \delta Z_{hi} + \varepsilon_{hi} \quad (1)$$

ここで、 S はある地域に居住する家計 h の子ども i の就学状況を表す。 X は、両親の所得・資産など、家計全体の資源に関する変数である。 Z は、兄弟の数や両親の結婚状況など、家族の構成に関する変数である。 ε は誤差項である。ここで、家族のうち少なくとも一人が海外に移住し、母国の家族に送金するという意思決定をしたとすると (M であらわされる)、この意思決定は、 X と Z のそれぞれを通じて、 S に影響すると考えられる。従って、移民が就学率に与える全体的な効果は、先験的には特定できないことになる。

多くの開発途上国において、就学率は学校への就学状況を示すもっとも重要な指標である (UNICEF, 2007)。したがって、被説明変数は、学齢期の子どもが現在、学校で行われる授業に出席しているかどうかということを用いた二項選択の形をとり、以下のようにプロビット・モデルで推計される。

$$\Pr(S_{hi}=1 | M_h, X_{hi}, Z_{hi}) = \Phi(M_h' \alpha + X_{hi}' \beta + Z_{hi}' \gamma + \varepsilon_{hi}) \quad (2)$$

ここで、 Φ は標準正規累積分布関数をあらわす。

4 タジキスタンの移民、送金と教育について

タジキスタンは中央アジアに位置する共和制の国家である。1992年にソビエト連邦から独立後も、数年にわたって継続された内戦によって、甚大な人的・物的損失を被り、2008年の一人当たり GDP が300米ドル未満という、中央アジア地域の最貧国の一つである。しかし、近年のタジキスタンは、年率10%近い経済成長を遂げており、その最大の要因がタジキスタンからロシアや近隣諸国に移住した移民からの送金であるといわれている (World Bank, 2007)。2008年には、海外で働く移民からの送金は GDP の34%を占め、タジキスタンに残された家族の生計を支える重要な収入源となっている。送金は、海外直接投資などの資金流入と異なり、景気の影響を受けにくく安定的で、過去10年にわたり順調に成長してきたこともあり、タジキスタン政府はこうした送金が貧困削減に重要な役割を果たすとみて、国内の金融機関整備などを推し進めている。

一方、同国では、過去の内戦中に5分の1の学校施設が破壊されたため、学齢期の子どもが量的にも質的にも十分な教育を受けられる状況にはない。その上、2008年の教育に対する政府支出は GDP の3.5%と、中央アジア地域の他の国々と比較しても圧倒的に低い。学校教育に対して、政府からの十分な支援を得られない状況下で、家計は通学にかかる諸費用 (制服、交通費、学習教材など) を負担せねばならず、貧困家庭の子どもの就学を阻害する大き

な要因となっている。このため、送金が得られれば、その一部を教育費に充てることによって、就学率が上昇するという仮説はもっともらしく、データを用いた実証面での検証が求められる。

5 データ

5.1 生活水準調査

本研究における実証分析では、世界銀行、ユニセフとタジキスタン政府統計局の協力の下、収集されている家計調査である「生活水準調査」(Living Standard Measurement Survey)のクロスセクションデータを用いる。タジキスタンにおける最新の調査は、4,860世帯を対象に2007年に行われた。生活水準調査の利点は、通常の家計調査が対象としている家計の収入や世帯主の雇用状況などの調査項目に加え、教育に関連した調査項目が入手可能なことが挙げられる。

同調査を用いて、実証分析に必要な変数を次のように作成した。ここでは主要な変数について説明し、推計式に含まれるその他の変数については表1にまとめている。まず、被説明変数は、ある世帯の学齢期の子どもが学校に出席していれば1、出席していなければ0という二項選択で表されるカテゴリ変数として定義される(ATND)。そして、移民や送金の状況を表す説明変数は、ある世帯が、昨年1年間の間に、現在は家族から離れて暮らしている家族の一員から、何らかの金銭的援助を受けている場合1、それ以外を0とするカテゴリ変数として定義される。そして、海外に居住している家族から送金を受けている場合(A_REM)と、国内の別の場所に居住している家族からの送金を受けている場合(D_REM)を区別して扱う。これに加えて、(1)子どもの年齢や性別、民族、宗教などの社会人口学的特性、(2)雇用状況や婚姻状況などの世帯主の特徴、(3)持家状況や資産保有状況などの家計の特性、(4)農業従事者の割合や地域の公共医療サービスなど共同体の特性、(5)教員や教材の面で、地域の教育の質に対する地域の首長の主観的評価、をコントロールした。Filmer and Pritchett (2001)は資産の保有状況を表す線形指数が、長期的な経済地位と資産効果の推計値として妥当であることを示していることから、家計の資産保有状況をあらわす変数は、家計の耐久財の保有に関する質問をもとに、線形指数を作成した。そして、全ての変数を、小学校入学から大学卒業までの7歳から22歳に限定した。

5.2 要約統計量

表1の要約統計量をみると、11,270人の対象年齢の子どもの就学率の平均値は67.2%となっている。一方、海外からの送金を受けている家庭の子どもは、(家族の定義によって)3.5-5.3%、国内からの送金を受けている家庭の子どもは、2.4-6.0%となっている。タジキス

表1 要約統計量

変数名	変数の定義	平均	標準偏差
ATND	現在、学齢期の子ども（7-22歳）が学校に出席していれば1、欠席している状態であれば0	0.67	0.48
A_REM	昨年1年間の間に、現在は家族から離れて海外で暮らしている家族の一員から、何らかの金銭的援助を受けている場合1、それ以外を0	0.04	0.18
A_REM_EXT	家族の定義に親戚も含む	0.02	0.15
D_REM	昨年1年間の間に、現在は家族から離れて国内の別の場所で暮らしている家族の一員から、何らかの金銭的援助を受けている場合1、それ以外を0	0.05	0.22
D_REM_EXT	家族の定義に親戚も含む	0.06	0.24
DISTRICT	居住地域が都市部であれば、1、農村部であれば0	0.29	0.45
FAMSIZE	家計をともにする家族の人数	7.38	2.75
AGE	子どもの年齢	14.41	4.50
SQAGE	子どもの年齢の二乗	227.93	130.98
RACE	子どもがタジキスタン人であれば1、それ以外を0	0.81	0.39
SIBS	家計をともにする家族で、15歳以下の人数	2.63	1.75
GENDER	子どもが男子であれば1、女子であれば0	0.50	0.50
HEALTH	現在の子どもの健康状況（5段階で数字が大きいほど、健康状態が良い）	2.97	0.55
HHAGEP	世帯主の年齢	50.32	12.45
HHGENDER	世帯主が男性である場合1、女性である場合0	0.84	0.37
HHEMP	世帯主が現在雇用されているあるいは自営業である場合1、無職あるいは休職中であれば0	0.67	0.47
HHMARRIED	世帯主が結婚していれば1、それ以外を0	0.84	0.37
MALIVE	子どもの生母が存命で、家計をともにしていれば1、それ以外を0	0.91	0.28
FALIVEP	子どもの実父が存命で、家計をともにしていれば1、それ以外を0	0.77	0.42
SCHOLARSHIP	子どもが奨学金や何らかの教育補助を受けている場合は1、受けていなければ0	0.62	0.49
HOUSE	現在子どもの居住している家が持家（モーゲージを含む）であれば1、それ以外を0	0.96	0.19
ASSET	家計の所有する耐久財の線形指数	-0.03	11.10
MEAL	一日あたりの食事の回数の平均	2.67	0.57
AGRI	共同体における農業従事者の割合（3段階で、数字が大きいほど、農業従事者が多い）	2.77	2.05
LECONOMY	共同体において定職についている男性の割合（5段階で、数字が大きいほど、定職についている男性が多い）	2.18	1.11
QHEALTH	共同体における医療サービスの質（4段階で、数字が大きいほど、質が高い）	1.20	0.59
BOYSEDUC	共同体における1-9学年の男子生徒の就学の状況（6段階で、数字が大きいほど、就学状況が良い）	4.95	0.39
GIRLSEDUC	共同体における1-9学年の女子生徒の就学の状況（6段階で、数字が大きいほど、就学状況が良い）	4.90	0.45
TEACHERS	共同体における学校教員の人数が適当であれば1、それ以外を0	0.62	0.49
SCHLRS	学校資源に関する線形指数	0.03	5.94
CSCHLRS	学校資源に関する線形指数の変化	0.15	4.90
QSCHOOL	共同体における学校教育の質（4段階で、数字が大きいほど、質が高い）	1.32	0.54

(出所) タジキスタン生活水準調査(2007年)をもとに著者算出

タンにおける家族の定義は、必ずしも父母兄弟などの近い血縁者のみならず、親戚なども含む場合がある。したがって、核家族から海外送金を受け取っているグループ (A_REM)、拡大家族から海外送金を受け取っているグループ (A_REM_EXT)、核家族から国内送金を受け取っているグループ (D_REM) そして、拡大家族から国内送金を受けているグループ (D_REM_EXT) に分類し、それぞれのグループにおける送金受け取りと就学の関係について検証を試みた。子どもの平均年齢は14歳で、兄弟が2.6人、家族が平均7.4人という大家族の中で育っている。中には、世帯主が女性 (16%)、世帯主が失業中 (33%)、子の生母が存命でない (23%) など、かなり厳しい家庭環境に身をおくものも少なくない。ただ、中央アジアの最貧国である同国に対しては、援助機関の積極的な支援もあって、60%以上の子ども

表2 観察可能な要因をコントロールする前の属性の比較

変数	送金あり (389家計)		送金なし (10,881家計)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
ATND	0.67	0.48	0.64	0.47
DISTRICT	0.29	0.45	0.33	0.47
FAMSIZE	7.38	2.75	7.38	2.77
AGE	14.41	4.50	14.40	4.63
SQAGE	227.89	130.89	228.87	133.49
RACEP	0.81	0.39	0.93	0.26
SIBSP	2.63	1.76	2.49	1.66
GENDER	0.50	0.50	0.47	0.50
HEALTH	2.97	0.55	3.04	0.53
HHAGEP	50.34	12.45	49.77	12.35
HHGENDERP	<u>0.84</u>	0.37	<u>0.76</u>	0.43
HHEMPP	<u>0.68</u>	0.47	<u>0.61</u>	0.49
HHMARRIED	0.84	0.37	0.79	0.40
MALIVEP	0.91	0.28	0.88	0.32
FALIVEP	0.78	0.41	0.59	0.49
SCHOLARSHIP	0.62	0.49	0.66	0.47
HOUSE	<u>0.96</u>	0.19	<u>0.99</u>	0.07
ASSET	<u>-0.08</u>	11.14	<u>1.27</u>	9.80
MEALP	2.67	0.57	2.68	0.58
AGRI	2.76	2.04	2.81	2.19
LECONOMY	2.19	1.12	1.97	0.92
QHEALTH	1.20	0.60	1.25	0.53
BOYSEDUC	4.95	0.39	4.90	0.52
GIRLSEDUC	4.90	0.44	4.88	0.54
TEACHERS	0.62	0.49	0.59	0.49
SCHLRS	0.02	5.93	0.10	6.25
CSHLRSP	<u>0.12</u>	4.91	<u>0.84</u>	4.53
QSCHOOL	<u>1.32</u>	0.54	<u>1.24</u>	0.43

(注) アンダーラインは、送金を得ている家計と得ていない家計で、5%水準で有意な差があると判断された変数。

(出所) タジキスタン生活水準調査 (2007年) をもとに著者推定

が、奨学金や学校給食、制服の貸与などを含め、何らかの教育上の補助を受けていることがわかる。一方、家計の資産に関する指標をみると、家庭によってかなりばらつきがあり、経済や暮らし向きに関する主観的評価も過去より現在のほうが悪くなってきている。学校の質に関する主観的評価も、学校教員が質・量共に不足しているとの見方が多い。表2で、観察可能な要因をコントロールする前に、送金を得ている家庭の子どもと、得ていない家庭の子どもの中で、どのような属性の違いがあるかをみてみると、就学率や子どもの社会人口学的特性に有意な差は観察されないものの、世帯主の特性や、家計の資産保有状況、地域の学校の質に関する主観的評価が5%水準で有意な差があることが明らかになった。

6 推計手法の選択

6.1 セレクション・バイアス

ところが、以上のデータを用いて(2)式を推計する上で問題となってくるのが、セレクション・バイアスである。即ち、移民労働者は、国内の非移民労働者とは根本的に異なっており、移民労働者が、仮に国内に残留した場合にどうなったかという反事実(counterfactual)との比較にはならないということである。換言すれば、移民労働者は、移民となり母国に送金することを自己選択(self-select)している可能性を否定できない。例えば、より裕福で教育水準が高い労働者は、選択的に移民となり、母国の家族に送金する蓋然性が高いかもしれないし(これを肯定的選択という)、逆に、低いかもしれない(これを否定的選択という)。自己選択が肯定的か、あるいは否定的かは事前に特定できない上、移民が母国の家族に送金するという自己選択が、家計の裕福さや労働者の教育水準にかかる観察不可能な要因によって影響を受けている場合、モデルの自己選択変数と誤差項が相関するという内生性問題が生じる。

これを(1)式に当てはめて考えてみると、家計における移民や送金の状況をあらわすMが自己選択変数となり、誤差項に含まれている観察不可能な要因(例えば、個人の生まれ持った潜在能力や、勤勉さなど)は、Mと就学をあらわす変数Sの両方に影響する可能性が高く、これらの変数は同時決定となる。このように、Mが内生的(endogenous)である場合、それを考慮せずに外生変数として扱うと、MとSの相関をあらわす最小2乗法(以下、OLS)推定量は一致性を持たず、移民や送金の意思決定が、子どもの就学に対する行動をどのように変化させたかを厳格に測定することは難しくなる。本研究では、このような自己選択によって生じる内生性バイアスをコントロールするため、(1)操作変数法(instrumental variable method)、(2)傾向スコアマッチング(propensity score matching)の二つの手法を用いる。

表3 タジキスタンにおける送金チャネル

送金チャネル	割合 (%)
州立および商業銀行	75.9
郵便局	5.5
自分で持ち込む	0.9
友人や親戚を通じて持ち込む	16.2
代理業者または配達業者に委託	0.9
その他	0.6

(出所) タジキスタン生活水準調査 (2007年) をもとに著者推定

表4 第一段階の推計結果

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
郵便局	-0.001*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.002*** (0.001)
州立銀行	-0.0004** (0.000)	0.0001 (0.000)	-0.0001 (0.001)	-0.0008 (0.001)
商業銀行	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.0004** (0.000)	-0.002*** (0.000)
定数項	0.467 (0.005)	0.552*** (0.005)	0.025*** (0.003)	0.078*** (0.004)

(注) 括弧内は標準誤差。*は10%, **は5%, ***は1%水準で統計的に有意。

(出所) タジキスタン生活水準調査 (2007年) をもとに著者推定

表5 操作変数と学校までの距離を示す変数の相関関係

	公立校	私立校
郵便局	-2.94* (1.65)	-9.96 (9.32)
州立銀行	-0.15 (1.02)	5.07 (6.16)
商業銀行	3.61* (2.05)	5.16 (10.23)
定数項	7.58*** (0.70)	26.12 (3.23)***

(注) 括弧内は標準誤差。*は10%, **は5%, ***は1%水準で統計的に有意。

(出所) タジキスタン生活水準調査 (2007年) をもとに著者推定

6.2 操作変数法

操作変数は、Amuedo-Dorantes and Pozo (2006) や、Calero, Bedi and Sparrow (2009) らに従って、送金のしやすさや送金の取引費用を用いる。先行研究では、各家庭から（送金の公式のチャネルとして機能している）商業銀行までのおおよその距離などが用いられ、商業銀行からの距離が近く、取引が容易であった場合、送金の頻度や金額が多くなると説明している。表3が示すように、タジキスタンにおいても、81.4%の送金が、州立銀行、商業銀行、

郵便局を經由していることから、各家庭から金融機関までの距離を送金の操作変数として用いることにした。表4で明らかなように、この3つの操作変数はそれぞれ、送金の状況を表す内生変数と相関していることが確認される。また、操作変数は誤差項とは無相関でなければならぬが（直交条件）、仮に金融機関と学校が同じような位置に存在している場合、誤差項に含まれる省略された変数が、操作変数と相関している可能性を否定できない。そこで、操作変数と、各家庭から学校までの距離を示す変数の相関関係をみてみると、この二つの変数の間には相関関係がないことが確認される。したがって、この操作変数は妥当であると考えられる。

6.3 傾向スコアマッチング

Rosenbaum and Rubin (1983) によって最初に提唱された傾向スコアマッチングは、セレクション・バイアスを修正するために、非実験系データの観察可能な情報をもとに、処理グループ (treatment group) に含まれる個人と同じ（あるいは似通った）傾向スコアをもつ対照グループ (comparison group) をマッチングさせ、処置グループの平均処置効果 (Average Treatment Effect on the Treated: ATT) を求めるという手法である。傾向スコアとは、ある属性を所与としたときに、ある個人が処理グループに割り当てられる確率である。この手法は、医療系実験で頻繁に用いられてきたが、近年は政策介入のインパクト評価に用いられることが増えてきている。本研究においては、プロビット・モデルで用いられた共変量を用いて、ロジット推定によって傾向スコアを推計した。

しかし、Morgan and Harding (2006) が指摘するように、傾向スコアマッチングには様々なバリエーションがあるものの、どのような分析に、どのようなマッチング・アルゴリズムを用いるべきであるかというはっきりとした指針は未だない³⁾といつてよい。一方、先行研究の一つである、Acosta (2006) は、傾向スコアマッチングの手法の一つである最近隣マッチング (nearest-neighbor matching) を用いて、送金と就学の関係について分析しており、対象となる個人（本研究の場合、送金を受けていない家庭の子ども）が、処置を受ける個人（送金を受けている家庭の子ども）よりも一般的である場合、最近隣マッチングが有効であると述べていることから、本研究でもそれに従うことにした⁴⁾。ただし、傾向スコアマッチングは、セレクションが観察可能な要因において生じている場合、バイアスをコントロールすることができるが、観察不可能な要因において生じている場合、求められる平均処置効果がバイアスする可能性がある点は留意が必要である。

7 推 計 結 果

まず始めに、プロビット・モデルによる限界確率効果の推計結果をみてみると（表6）、

表6 プロビット・モデルの推計結果

	A_REM		A_REM_EXT		D_REM		D_REM_EXT	
REM	0.014	(0.031)	0.031	(0.031)	-0.076	(0.040)*	-0.008	(0.033)
DISTRICT	-0.007	(0.029)	-0.007	(0.029)	-0.007	(0.029)	-0.006	(0.029)
FAMSIZE	0.014	(0.014)	0.014	(0.014)	0.015	(0.014)	0.014	(0.014)
AGE	0.007	(0.011)	0.007	(0.011)	0.007	(0.011)	0.007	(0.011)
SQAGE	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
RACE	0.023	(0.018)	0.022	(0.018)	0.024	(0.018)	0.024	(0.018)
SIBS	-0.031	(0.007)***	-0.031	(0.007)***	0.031	(0.007)***	-0.031	(0.007)***
GENDER	-0.011	(0.029)	-0.012	(0.029)	-0.013	(0.029)	-0.011	(0.029)
HEALTH	-0.028	(0.022)	-0.028	(0.022)	-0.031	(0.022)	-0.029	(0.022)
HHAGE	0.091	(0.045)**	-0.091	(0.045)**	0.091	(0.045)**	-0.091	(0.045)**
HHGENDER	0.036	(0.013)***	0.036	(0.013)***	0.036	(0.013)***	0.036	(0.013)***
HHEMP	-0.016	(0.004)***	-0.016	(0.004)***	-0.016	(0.004)***	-0.016	(0.004)***
HHMARRIED	0.004	(0.033)	0.005	(0.032)	0.007	(0.033)	0.004	(0.033)
MALIVEP	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
FALIVEP	0.011	(0.018)	0.011	(0.017)	0.009	(0.018)	0.011	(0.018)
SCHOLARSHIP	-0.011	(0.032)	-0.011	(0.032)	-0.015	(0.032)	-0.012	(0.032)
HOUSE	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
ASSET	0.006	(0.038)	0.006	(0.038)	0.002	(0.038)	0.006	(0.038)
MEAL	0.004	(0.013)	0.003	(0.013)	0.004	(0.013)	0.004	(0.013)
AGRI	0.014	(0.006)**	0.014	(0.006)**	0.014	(0.006)**	0.014	(0.006)**
LECONOMY	0.023	(0.033)	0.023	(0.033)	0.019	(0.033)	0.022	(0.033)
QHEALTH	-0.025	(0.031)	-0.025	(0.031)	-0.023	(0.031)	-0.024	(0.031)
BOYSEDUC	0.016	(0.015)	0.016	(0.015)	0.017	(0.015)	0.016	(0.015)
GIRLSEDUC	0.041	(0.014)***	0.040	(0.014)***	0.040	(0.014)***	0.040	(0.014)***
TEACHERS	0.003	(0.001)***	0.003	(0.001)***	0.003	(0.001)***	0.003	(0.001)***
SCHLRS	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)
CSHLRS	-0.015	(0.013)	-0.015	(0.013)	-0.015	(0.013)	-0.015	(0.013)
QSCHOOL	-0.016	(0.006)***	-0.016	(0.006)***	-0.016	(0.006)***	-0.016	(0.006)***
Pseudo 決定係数	11,240		11,240		11,240		11,240	
サンプル数	0.747		0.747		0.747		0.747	

(注) 1. 係数は、変数が0から1に離散化したときの限界確率効果をあらわしている。

2. 括弧内は、不均一分散頑健標準誤差。

3. *は10%、**は5%、***は1%水準で統計的に有意。

(出所) タジキスタン生活水準調査(2007年)をもとに著者推定

海外送金か国内送金かにかかわらず、送金の受け取りは子どもが就学する確率に影響を与えていないことがわかる。同モデルにおけるコントロール変数は、家計を同じくする兄弟(SIBS)や家族(FAMSIZE)の数に加え、子どもの健康状態(HEALTH)、奨学金(上述したように奨学金や学校給食、制服の貸与などを含め、何らかの教育上の補助を含む)の状況(SCHOLARSHIP)、学校の質(QSCHOOL)や、学校資源の利用可能性(SCHRS)に関する変数、共同体で農業に従事している人の割合(AGRI)などが統計的に有意であり、かつ符号条件も整合的である。一方、家計の資産をあらわす変数(HOUSE, ASSET)は統計的に有意ではなかった。

表7 操作変数法の推計結果

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
REM	0.157 (0.052)***	0.149 (0.014)***	0.168 (0.043)***	0.173 (0.019)***
DISTRICT	0.021 (0.054)	0.065 (0.073)	0.002 (0.068)	-0.010 (0.077)
FAMSIZE	-0.021 (0.019)	-0.025 (0.024)	-0.024 (0.022)	-0.032 (0.023)
AGE	-0.007 (0.015)	-0.007 (0.018)	0.005 (0.018)	0.005 (0.019)
SQAGE	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
RACE	0.111 (0.016)***	0.100 (0.037)***	-0.021 (0.030)	-0.020 (0.035)
SIBS	-0.014 (0.016)	0.006 (0.019)	-0.006 (0.016)	0.000 (0.017)
GENDER	-0.017 (0.038)	-0.017 (0.049)	-0.029 (0.044)	0.080 (0.043)*
HEALTH	0.067 (0.039)*	-0.035 (0.056)	0.076 (0.029)***	0.113 (0.036)***
HHAGE	-0.407 (0.417)	0.175 (0.052)***	0.167 (0.020)***	0.176 (0.078)***
HHGENDER	0.027 (0.015)*	0.023 (0.021)	-0.006 (0.021)	-0.012 (0.024)
HHEMP	0.011 (0.010)	0.002 (0.012)	0.004 (0.008)	0.005 (0.010)
HHMARRIED	-0.005 (0.053)	-0.044 (0.064)	-0.076 (0.053)	-0.062 (0.061)
MALIVEP	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***
FALIVEP	-0.001 (0.020)	-0.018 (0.027)	0.027 (0.025)	-0.001 (0.026)
SCHOLARSHIP	-1.21e-04 (0.043)	-0.021 (0.055)	-0.013 (0.048)	-0.051 (0.059)
HOUSE	1.00e-04 (0.001)	1.55e-04 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
ASSET	0.093 (0.022)***	0.103 (0.038)***	0.005 (0.042)	0.044 (0.045)
MEAL	0.046 (0.015)***	0.043 (0.026)	-0.011 (0.020)	-0.005 (0.025)
AGRI	0.031 (0.008)***	0.033 (0.010)***	-0.015 (0.010)	0.025 (0.010)***
LECONOMY	-0.062 (0.041)	-0.031 (0.057)	0.084 (0.063)	0.061 (0.062)
QHEALTH	0.058 (0.034)*	0.045 (0.053)	0.001 (0.052)	-0.023 (0.059)
BOYSEDUC	0.008 (0.024)	0.025 (0.027)	0.021 (0.025)	0.004 (0.029)
GIRLSEDUC	0.029 (0.035)	0.056 (0.037)	0.071 (0.026)***	0.123 (0.023)***
TEACHERS	-0.002 (0.006)	-0.008 (0.006)	0.009 (0.004)***	0.013 (0.003)***
SCHLRS	0.004 (0.003)	0.007 (0.003)***	0.003 (0.003)	0.000 (0.004)
CSHLRS	0.025 (0.017)	0.011 (0.024)	-0.023 (0.022)	-0.027 (0.027)
QSCHOOL	-0.007 (0.010)	1.47e-04 (0.016)	0.014 (0.014)	0.009 (0.016)
サンプル数	6,024	6,024	6,024	6,024
Wald テスト	9.55 p=0.000	11.01 p=0.000	0.890 p=0.346	1.580 p=0.209
Sagan テスト	0.752 p=0.687	3.555 p=0.169	0.752 p=0.687	0.733 p=0.693

(注) 1. 係数は、変数が0から1に離散変化したときの限界確率効果をあらわしている。

2. 括弧内は、不均一分散項健標準誤差。

3. *は10%、**は5%、***は1%水準で統計的に有意。

(出所) タジキスタン生活水準調査(2007年)もとに著者推定

次に、上記の6.1、6.2で述べたように、セレクションによる内生性バイアスをコントロールした推計結果をみてみよう。表7は、送金の受け取りをあらわす変数が内生変数である場合の対処法として、既出の3つの操作変数を用いた2SLSの推計結果を示している。これによると、国際送金を受けている家庭の子どもは、受けていない子どもより14.9%から15.7%も就学する確率が高く、国内送金を受けているケースでも同様に16.8%から17.3%も高くなっている。送金の受け取りをあらわす説明変数が内生的であるとすれば、送金の受け取りは、子どもが就学する確率に影響を与えることになる。ここで重要なことは、この説明変数

が果たして内生変数であるかどうかを検定することである。Waldの外生性テストによると、送金の受け取りをあらわす説明変数が外生的であるという帰無仮説は、海外送金の場合では1%水準で棄却されるものの、国内送金の場合は棄却されないことが明らかになった。したがって、海外送金の場合、送金変数の内生性を考慮した操作変数法による推計結果が採択され、国内送金の場合、送金変数は外生として扱う通常のプロビット・モデルの推計結果が採択される。別言すれば、国内送金の受け取りは、子どもの就学の確率には影響せず、海外送金の場合のみ影響するといえる。

また、海外送金に関する操作変数法による推計では、複数の操作変数が用いられていることから、Saganの過剰識別制約テストによって、全ての操作変数が、もともと推計したい式の誤差項と無相関であるという帰無仮説を検定することができる。表7から明らかのように、帰無仮説は棄却できず、全ての操作変数が内生変数であることが明らかとなっている。操作変数を用いた推計式のコントロール変数は、子どもの人種(RACE)や健康状況(HEALTH)、奨学金の状況(SCHOLARSHIP)に加え、家計の資産をあらわす変数(HOUSE, MEAL)は、プラスかつ統計的に有意であり、就学到家計の資金制約が重要な役割を果たしている可能性が示唆されている。その一方で、世帯主の年齢(HHAGE)などの家族構成要因は、マ

表8 傾向スコアマッチングの推計結果

(1) 最近隣マッチング

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
ATT	0.020 (0.010)**	0.011 (0.005)**	-0.011 (0.016)	-0.020 (0.032)

(2) 半径マッチング

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
ATT	0.006 (0.004)*	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.002 (0.005)

(3) カーネル・マッチング

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
ATT	0.011 (0.016)	0.009 (0.018)	-0.008 (0.012)	-0.005 (0.020)

(4) 層化マッチング

	A_REM	A_REM_EXT	D_REM	D_REM_EXT
ATT	-0.005 (0.025)	0.002 (0.021)	-0.007 (0.031)	0.009 (0.089)

(注) 1. 括弧内は標準誤差。500回の繰り返し計算によって求めた。

2. *は10%, **は5%, ***は1%水準で統計的に有意。

(出所) タジキスタン生活水準調査(2007年)をもとに著者推定

イナスかつ統計的に有意となっており、家族の構成員の増加や高年齢化は、子どもの就学を妨げる要因になっていることも示唆されている。

次に、海外に移住し、母国へ送金をするという選択が内生的に決まっている場合のセレクション・バイアスの修正を行う方法として、傾向スコアマッチングを用いる。表8が示すとおり、海外送金を受けている家庭の子どもの平均処置効果は、2.0%となっており、送金を受けていない家庭の子どもよりも就学する確率が高い。一方で、国内送金を得ている家計の子どもは、送金を得ていない家計の子どものと、就学の面で有意な差がみられないという結果になった。これは先の操作変数法による推計結果とも整合的であるが、そのマグニチュードは操作変数法の推計結果よりもはるかに小さくなっている。

以上のことから、総合的に判断すると、海外の移民労働者からの送金は、母国の子どもたちの就学に影響し、人的資本蓄積の一端を担っていると考えられる。具体的には、海外で働く家族や親戚から送金を得ている家計の子どもは、そうでない子どもよりも、2%から16%就学する確率が高い。しかし国内送金は子どもの就学に特段の影響を及ぼしていないことも明らかになった。本研究では、小・中・高・大学別の推計や、男女別の推計もあわせて行ったが結論に大きな影響を与えるものではなかったこと、また、世銀は、2003年にもタジキスタンにおいてLSMSのデータ収集を行っており、同データを用いても、ほぼ同様の結果が得られたことを追記しておきたい。

8 課 題

この推計結果から結論を導くにあたり、送金の定義やデータ収集にかかる問題について触れておきたい。まず、「記録されていない」送金の問題である。旅行者やタクシードライバーを通じた非公式の取引や、ごく少額の取引などは、統計上捕捉できていない可能性が高い。Sander and Maimbo (2003)によると、このような記録されていない送金は、金融インフラの整備が不十分な開発途上国において特に深刻であり、近隣諸国との送金授受は、郵便局や銀行などの公式な送金チャネルよりも、非公式な送金チャネルを通じたもののほうが大きくなっている可能性もあるという。また、家計調査への回答者が、意図的に送金を実際より少なく報告しているというケースもみられているという (Sander and Maimbo, 2003)。データは、世銀や政府統計局によって収集されており、課税を逃れるため、送金を含む所得を過少申告しているようである。このため、本研究においても、送金の受け取り額が正確に把握できていないことによるバイアスの存在は否定できないといえる。

9 送金誘致のための政策手段

しかしながら、本研究の実証結果に基づく限り、タジキスタンにおける、移民労働者から

の送金は、子どもの就学にプラスの影響を与えていると結論づけることが出来よう⁵⁾。従って、タジキスタン政府は、(1) 送金コストの削減と、(2) 母国への投資の活発化を通して、海外の移民労働者からより多くの送金を得るための政策介入を行うインセンティブを持つ。近年、開発途上国では、送金増加による開発効果に鑑み、海外からの送金誘致のために様々な政策を講じているため、それらのうちの幾つかは、タジキスタン政府にとっても政策オプションとなろう。送金を誘致する最も重要な牽引役となるのは商業銀行の海外支店であることから、アルメニア政府は、銀行の海外出店を積極的に許可している。また、米国とメキシコ間で2001年に結ばれた「繁栄のためのパートナーシップ」(Partnership for Prosperity)において、FRBの決済システムを通じた電子取引が可能になり、メキシコの送金取引費用の60%を削減したとの報告もある(Economic and Social Council, 2005)。これに加えて、国外在住者が母国の金融商品や住宅に投資することを奨励したり、社会保障に加入を認めたりすることで、送金に繋がるような政策を採ることも有効である。例えば、インドにおける国外在住者向けプレミアム付き債券の発行は、2003年の送金受け取り額を約2倍にしたという実績がある。フィリピンは、海外に移住している移民にも、社会保障制度への加入を許可しているほか、バングラディッシュも、非居住者や海外在住の投資家向けに、外国通貨建ての貯蓄用口座の開設を認めている。以上のいずれの政策も、海外からの送金の増加を企図しており、ある程度の成果を上げていることから、タジキスタンにおいても検討されるべき政策であろう。

10 結 論

本研究では、近年急速に増加している移民からの送金が、中央アジアの最貧国、タジキスタンの人的資本蓄積にどのような影響を与えているのかを、家計調査のクロスセクションデータを用いて実証的に明らかにした。移民と送金という選択が内生的に決まっている場合生じるバイアスを修正した推計結果をみると、海外に居住している家族や親戚からの送金を受けている家計の子どもは、そうでない家計の子どもに比べて、2%から16%就学する確率が高くなる傾向があることがわかった。これは、送金による追加的な所得の増加が、家計の資金制約を緩和し、子どもの教育への投資に向かわせていることを示唆している。こうした傾向をより一層強めるためにも、タジキスタン政府は、送金の取引費用の引き下げや、国外在住者による母国への投資奨励などを通じ、移民からより多くの送金を得られるよう努力することが求められるだろう。

注

* 本論文はドラフトの段階で神戸大学国際協力研究科の川畑康治先生に貴重なコメントをいただ

いた。ここに記して感謝したい。

- 1) 発展途上国における送金が、資金制約の緩和を通じて、人的資本形成を促し、長期的な定常状態 (long-run steady-state) を修正する理論モデルについては、Rapoport and Docquier (2005) で分析されている。
- 2) 先行研究のレビューについては、中室 (近刊) を参照。
- 3) マッチング・アルゴリズムについての詳細な議論は、Becker and Ichino (2002) や Becker and Caliendo (2007) を参照。
- 4) 表 8 では、参考までに、最近隣マッチングのほかに、半径マッチング (radius matching)、カーネル・マッチング (kernel matching)、層化マッチング (stratification matching) の ATT も掲載した。
- 5) Nakamuro (forthcoming) は、タジキスタンと同じく、旧社会主義国であるアルバニアについても同様の実証研究を行い、海外送金を得ている家庭の子どもは、そうでない子どもと比較して 4 から 27% 就学率が高くなるとの結果を導き出している。

参 考 文 献

- Acosta, P. 2006. "Labor Supply, School Attendance, and Remittances from International Migration: The Case of El Salvador," *World Bank Policy Research Working Paper*, 3903.
- Adams R. H. Jr. and J. Page. 2004. "Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries," *World Development* 33, 1645-1669.
- Amuedo-Dorantes, C. and S. Pozo. 2006. "Migration, Remittances, and Male and Female Employment Patterns," *American Economic Review*, 96, 222-226.
- Becker, S. O. and M. Caliendo. 2007. "Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects," *The Stata Journal*, 7, 71-83.
- Becker, S. O. and A. Ichino. 2002. "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores," *The Stata Journal*, 2, 358-377.
- Borraz, F. 2005. "Assessing the Impact of Remittances on Schooling; The Mexican Experience," *Global Economy Journal*, 5, 1, 1-30.
- Calero, C., A. S. Bedi, and R. Sparrow. 2009. "Remittances, Liquidity, and Human Capital Investments in Ecuador," *World Development*, 37, 1143-1154.
- Dendir, S. and S. Pozo. 2006. "Remittances, Child Labor and Education in Ethiopia," Mimeo.
- Economic and Social Council. 2005. *Achieving the Internationally Agreed Development Goals - Dialogues at the Economic and Social Council*, New York: United Nations.
- Filmer, D. and L. Pritchett. 2001. "Estimating Wealth Effects without Expenditure Data or Tears: An Application to Educational Enrollments in States of India," *Demography*, 38, 115-132.
- Hanson, G. H. and C. Woodruff. 2003. "Emigration and Educational Attainment in Mexico," Mimeo, University of California, San Diego.
- Leon, C. C., A. S. Bedi, and R. Sparrow. 2007. "Remittances, Liquidity, and Human Capital Investments in Ecuador," Mimeo.
- Lopez-Cordoba, E. 2004. "Globalization, Migration and Development: The Role of Mexican Migrant Re-

- mittances,” *Economia*, 6, 1, 217-256.
- Maimbo, S. M. and D. Ratha. 2005. *Remittances: Development Impact and Future Prospects*, Washington D.C.: World Bank.
- McKenzie, D. and H. Rapoport. 2006. “Can Migration Reduce Educational Attainment? Evidence from Mexico,” *World Bank Policy Research Working Paper*, 3952.
- Morgan, S. L. and D. J. Harding. 2006. “Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice,” *Sociological Methods and Research*, 36, 3-60.
- Nakamuro, M. forthcoming. “School Attendance and Migrant Remittances from Transition Economies: The Case of Albania and Tajikistan,” *International Development Planning Review*.
- Page, J. and S. Plaza. 2006. “Migration, Remittances and Development: A Review of Global Evidence,” *Journal of African Economies*, 15, 2, 245-336.
- Rapoport, H. and F. Docquier. 2005. “The Economics of Migrants’ Remittances,” *The Institute for the Study of Labor Discussion Paper Series*, 1531.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin. 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika* 70, 41-55.
- Sander, C. and S. M. Maimbo. 2003. “Migrant Labor Remittances in Africa: Reducing Obstacles in Development Contributions,” *World Bank Africa Region Working Paper*, 64.
- Spatafora, N. 2005. “Two Current Issues Facing Developing Countries,” in *World Economic Outlook*, Washington DC: International Monetary Fund.
- UNICEF. 2007. “Progress for Children: A World Fit For Children Statistical Review,” in http://www.unicef.org/progressforchildren/2007n6/index_41796.htm.
- World Bank. 2007. *Migration and Remittances: Eastern Europe and the Former Soviet Union*, Mansoor, A. and B. Quillin Eds. Washington D.C.: World Bank.
- 中室牧子「移民と送金の就学への影響：南アフリカの事例から」『国際開発研究』，近刊。