

経済成長期インドにおける人口移動と送金動機の経済分析

加藤 眞理子

謝 辞

本研究を進めるにあたり、修士時代より一貫して終始あたたかいご指導と変わらぬ激励と過分の助力をしてくださり、また、人生においても、有形・無形を問わず、ご支援を賜りました東京大学新領域創成科学研究科 柳田辰雄教授に心から感謝の意を表します。

東京大学総合文化研究科 中西徹教授には、大学学部の演習に参加させていただきただけでなく、博士論文の完成において、多大な助言をいただきました。多いに感謝いたします。丸山真人教授には、修士論文のみならず、博士論文の完成において、多大なるご指導をいただきました。深く感謝いたします。

東京大学大学院総合文化研究科 佐藤俊樹教授には、大学院生活において、大きな助けとなり、審査において、有用な助言を頂いたこと、深く感謝しております。東京大学大学院総合文化研究科 清水剛准教授には、審査において、親切なご指導をいただいたこと、深く感謝しております。

東京大学経済学部 藤原(奥野)正寛教授には、大学学部時代の演習のみならず、多くの困難克服のための助言と激励をいただき、心からお礼申し上げます。東京大学大学院総合文化研究科 山脇直司教授には、研究をすすめるための起点となる助言をいただきましたこと、深くお礼申し上げます。東京大学大学院総合文化研究科、松原隆一郎教授には、多面的な社会認識のための示唆をいただきましたこと、お礼申しあげます。東京大学大学院総合文化研究科、森政稔教授には、論文を完成するにあたって、多くの助力をいただきましたこと、大変感謝しております。また、悲しいことに故人ではありますが、学生を分け隔てなく指導してくださった、当時東京大学総合文化研究所、故 杉浦克己教授にも、感謝の意を述べさせていただきたいと存じます。

修士学生時代の私に、南アジアを対象とした地域研究の難しさを教えてくださり、大きく研究の世界を広げてくださった、東京大学東洋文化研究科の中里成章教授、千葉大学 柳沢悠教授に深く感謝いたします。

南アジアの経済分析に対して、欠点を指摘し、励ましてくださった、法政大学 絵所秀紀教授、一橋大学 黒崎卓教授、神戸大学 山崎幸治教授、神戸大学 佐藤隆宏教授、名城大学 杉本大三准教授、龍谷大学 長崎暢子教授、京都大学 押川文子教授、東京大学 水島司教授に心より感謝いたします。

所得分配と経済発展について指導をしてくださっただけでなく、出来のよろしくない生徒ながら、意を汲んで変わらず応援してくださった、University of Sussex、Dr.Diana Hunt 氏には、多大なるご協力とご支援をいただきました。南アジアの経済発展について有用な助言を与えていただき、Univesity of London, SOAS にて多大なる指導をしていただいた Dr. Sonali Deraniyagala 氏ですが、氏はスリランカ出身であったために、スマトラ島地震による想像を超える不幸によって、ここにおいてご連絡のかなわぬ状態となりましたが、深く感謝申し上げます。また、その後を親身になって指導してくださった、University of London, SOAS の Professor Ben Fine に、多大な感謝を申し上げます。英語による論文作成と修正指導だけではなく、英語圏の文化についてもご指導をいただいた Eileen Sproates 氏に、厚く御礼申し上げます。

計量分析と理論分析にあたり、技術的のみならず、精神的にも多大な指導と助言をいただいた名古屋大学 白井恵美子准教授に、深く感謝を申し上げます。

また、元 東京学芸大学 原田實教授には、永年にわたり公私ともに多大なるご指導をいただき、深く感謝しております。

最後に、これまで私をあたたく応援してくれた両親と祖母、松本利子と、故人ではありますが、祖父、松本伊和三、そして叔父、松本公一 に、心から感謝いたします。

2009年2月

経済成長期インドにおける人口移動と送金動機の経済分析

本文目次

0.	はじめに	1
1.	本研究で使用するデータの特徴	3
1. 1.	49th NSS データの概略	3
1. 2.	データにおける農村部家計および都市部家計の経済的特徴	4
2.	移住者の概況： 短期（1年以内）の In-Migrant Household（移入家計）の経済的特色	10
3.	州外移住者による送金と家計の関係	15
3. 1.	送金の理論	15
3. 1. 1.	利他的モデル（Altruism Model）	15
3. 1. 2.	交換モデル（Exchange Model）	17
3. 1. 3.	その他の送金動機に関する理論	19
3. 2.	送金に関する先行研究の理論・実証分析のレビュー	20
3. 3.	州外移住者（out-migrant）の出身家計の経済状況	25
3. 3. 1.	家計の消費水準と州外移住	25
3. 3. 2.	家計のストックと州外移住	34
3. 3. 3.	州外移住者の出身家計：基礎的経済データの総括	38
3. 4.	送金モデルの実証分析	39
3. 4. 1.	被差別階層ではない家計（Non ST/SC 家計、その他の家計）出身者による送金の経済分析	39
3. 4. 2.	被差別階層である家計出身者による送金の経済分析：スケジュールド・カーストとスケジュールド・トライブ	49
3. 5.	家計の構成員と送金	57
3. 5. 1.	潜在的相続人である家計構成員の存在と家計構成員の教育水準の効果	57
3. 5. 2.	移住者の基礎的教育水準の差異と送金	64
3. 5. 3.	家計構成員の教育水準の差異と送金	68
3. 5. 4.	家計の土地保有と送金	76
3. 5. 5.	家計の構成員による送金への影響：地域別分析	79
3. 5. 6.	ジェンダーと地域性：送金への影響	83
3. 5. 6. 1.	女性の労働参加：地域的差異	83
3. 5. 6. 2.	ジェンダー・バイアスと持参金（dowry）	86
3. 5. 6. 3.	家計構成員による送金への影響： 地域的差異とジェンダー的観点の導入	90
4.	結論	97
	付表	101
	参考文献	110

図表目次

表 目次

表 1	NSS49th による調査対象家計サンプルの概略・・・ 3
表 2	社会階層別の消費水準：農村部家計データ・・・ 5
表 3	社会階層別の消費水準：都市部家計データ・・・ 5
表 4	総調査家計に占める移住家計の割合と移住形態：農村部・・・ 10
表 5	総調査家計に占める移住家計の割合と移住形態：都市部・・・ 10
表 6	365 日以内の移入家計の動向：農村部・・・ 11
表 7	365 日以内の移入家計の動向：都市部・・・ 11
表 8	365 日以内の移住家計の移住形態：農村部・・・ 12
表 9	365 日以内の移住家計の移住形態：都市部・・・ 12
表 10	NSS49th 調査日より 365 日以内に移住を行った家計の構成員の教育水準・・・ 13
表 11	各モデルが予測する変数の送金額 / 送金可能性に対する影響力・・・ 20
表 12	州外移住者を擁する家計の比率：農村部/都市部・・・ 26
表 13	過去 5 年以内に out-migrant を輩出している家計サンプルの一人当たり消費水準：出身部門とその移住先・・・ 27
表 14	Out-migrant の移出先とその移出理由：出身部門とその移住先・・・ 27
表 15	農村部における社会集団別土地保有状況・・・ 34
表 16	農村部における Non ST/SC 家計（その他の家計）の土地保有と月間平均消費支出・・・ 35
表 17	農村部における SC 家計の土地保有と月間平均消費支出・・・ 36
表 18	ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析： 農村部 Non ST/SC 家計・・・ 40
表 19	ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析： 都市部 Non ST/SC 家計・・・ 42
表 20	地域別の MPCE 水準・・・ 48
表 21	パンジャープにおける移民の出身者の割合・・・ 48
表 22	ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析： 農村部 SC 家計・・・ 50
表 23	ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析： 都市部 SC 家計・・・ 51
表 24	ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析： 農村部 ST 家計・・・ 55
表 25	社会階層別の送金分析（農村部、子供の有無を含む推定）・・・ 58
表 26	社会階層別の送金分析（都市部、子供の有無を含む推定）・・・ 59
表 27	農村部家計の教育水準と送金の関係：社会階層別分析・・・ 61
表 28	都市部家計の教育水準と送金の関係：社会階層別分析・・・ 63
表 29	農村部家計構成員と送金：社会階層別分析・・・ 65
表 30	都市部家計構成員と送金：社会階層別分析・・・ 67
表 31	農村部家計構成員の教育水準と送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析 ・・・ 69
表 32	農村部家計構成員の教育水準と送金：SC 家計の分析・・・ 71
表 33	都市部家計構成員の教育水準と送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析・・・ 73

表 3 4	都市部家計構成員の教育水準と送金：SC 家計の分析・・・ 7 5
表 3 5	農村部土地なし層と土地保有層の送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析 ・・・ 7 7
表 3 6	農村部土地なし層と土地保有層の送金：SC 家計の分析・・・ 7 8
表 3 7	農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）構成員の教育水準と送金：地域別分析 ・・・ 8 0
表 3 8	ケーララからの out-migrant とその移出先の内訳・・・ 8 2
表 3 9	1991 年における労働参加率：農村部・・・ 8 5
表 4 0	1991 年における労働参加率：都市部・・・ 8 6
表 4 1	代表的地域における男女の人口比率と持参金殺人（Dowry Deaths）・・・ 8 7
表 4 2	Bhat and Halli[1999]の推定による Marriage Squeeze の年代ごとの変化・・・ 8 9
表 4 3	ジェンダー・バイアスを考慮し、本推定で用いる変数・・・ 9 1
表 4 4	北部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率 ・・・ 9 2
表 4 5	東部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率 ・・・ 9 3
表 4 6	南部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率 ・・・ 9 4
表 4 7	NSS49th に基づく地域ブロックによる家計の土地保有状況と MPCE・・・ 9 6

図 目次

図 1	全インドにおける MPCE の階層別推定分布：農村部・・・ 8
図 2	全インドにおける MPCE の階層別推定分布：都市部・・・ 8
図 3	利他的モデルおよび交換モデルから予想される送金水準・・・ 1 8
図 4	農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の MPCE 分布・・・ 2 9
図 5	都市部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の MPCE 分布・・・ 2 9
図 6	農村部 ST 家計の MPCE 分布・・・ 3 1
図 7	都市部 ST 家計の MPCE 分布・・・ 3 1
図 8	農村部 SC 家計の MPCE 分布・・・ 3 3
図 9	都市部 SC 家計の MPCE 分布・・・ 3 3
図 1 0	農村の Non ST/SC 家計（その他の家計）であり、out-migrant から送金を受け取っている家計の土地保有状況 / 送金を受け取っていない家計の土地保有状況・・・ 3 6
図 1 1	農村の SC 家計であり、out-migrant から送金を受け取っている家計の土地保有状況 / 送金を受け取っていない家計の土地保有状況・・・ 3 7
図 1 2	消費水準（3段階）と送金確率のプロット：農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計） ・・・ 4 4
図 1 3	消費水準クラスと送金確率のプロット：農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計） ・・・ 4 4
図 1 4	年齢と送金確率のプロット・・・ 4 7
図 1 5	農村部出身の out-migrant の送金確率と消費水準の関係：年齢集団別・・・ 4 7
図 1 6	消費水準と送金確率のプロット：農村部 SC 家計・・・ 5 2
図 1 7	消費水準と送金確率のプロット：農村部 ST 家計・・・ 5 6

付表 目次

付表 1	49th NSS における MPCE コードおよび MPCE と家計数・・・ 1 0 1
付表 2	家計の消費水準：移住理由別・・・ 1 0 2
付表 3	Out-migrant の男女構成：移住理由別・・・ 1 0 2
付表 4	都市部の社会集団別土地保有状況・・・ 1 0 2
付表 5	都市部の社会集団別土地保有状況（ヒストグラム）・・・ 1 0 3
付表 6	送金を行っている州外移住者の年齢と、送金を受取る家計の所得レベルの関係： Non ST/SC 家計（その他の家計）・・・ 1 0 3
付表 7	NSS49th データにおける農村部・都市部におけるスラム居住者の割合・・・ 1 0 4
付表 8	都市部移住者の送金確率：持ち家ダミーを入れた推計・・・ 1 0 5
付表 9	農村部家計構成員の教育水準と送金：ST 家計の分析・・・ 1 0 6
付表 1 0	農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の教育水準と送金： 西部および中央部の地域別分析・・・ 1 0 8
付表 1 1	ケーララ州出身の出稼ぎ者から受け取る送金の用途・・・ 1 0 9

0. はじめに

本稿は、インドの経済発展期のちょうど過渡期にあたる 1993 年度の移住データを用い、長距離の移住に対する意思決定と、長距離の移住にかかわる所得移転についての分析を行うことにより¹、経済成長期のインドにおける人口移動の動態を明らかにし、人口移動と人口移動に付随する経済行動の有する社会・経済的な動機および機能の解明を行うことを大きな目的とする。

一般的に、経済成長は、都市部門における工業生産性の急速な上昇によってもたらされる。一方で、農村部門において、主要産業である農業の生産性は、工業生産性の成長ほどには高くないため、経済成長期においては、農村部門と都市部門の二部門間の経済ギャップが拡大し、このような二部門のギャップが人口移動を引き起こすことになる(Harris and Todaro [1970]; Lewis [1955])。すなわち、都市部においては比較的高賃金の労働需要が発生するが、農村部門の賃金は低いままであるために、都市部の高賃金は農村部からの労働人口移入の誘因 (pull factor) となり得る。さらに、経済成長期においては、都市部を中心として、フォーマルな労働部門における高賃金化が進行するが、移入労働力のすべてがフォーマルな労働部門に吸収されるわけではなく、フォーマルな労働に参入できない多数の労働者は、しばしば都市部において人的なネットワークを通じ、労働市場に対する情報を共有することにより、インフォーマル部門が形成され、拡大する。つまり、経済成長期においては、このようなプロセスを通じて、フォーマル部門とインフォーマル部門の労働市場の拡大が、都市部において同時に進行すると考えられる(インド、デリーにおける移入労働者の分析: Banerjee[1983][1984])。対照的に、経済成長の速度に劣る農村部では、賃金は低賃金に留まるために、都市部との比較において、農村部家計は、相対的な窮乏状態におかれることになる。このような農村部と都市部の相対的な格差によって、相対的低位にある農村の経済水準は、農村から人口が「押し出される」移出要因 (push factor) へと転化する。そのような農村部と都市部間の経済成長速度の格差に着目し、Connel et al.[1976]は、インドの農村部においては、相対的に貧困な家計による push migration が主な人口移動要因であると結論づけている。さらに、push factor と pull factor といった移住要因に影響され、移住を選択した個人は、個人の経済的状況と出身家計の経済的状況に直面することにより、しばしば、送金を行うように動機づけられる。送金行動への動機づけは、移住者個人の性質および所得水準と、移住者の出身家計の性質および所得水準によって影響されるが、インドにおいては、インド特有の地域的要因や文化的・社会的要因が、送金や出稼ぎ送金といった行動に対して、異なった経済的動機を賦与している可能性がある。また、移住や、移住に伴う所得移転は、農村部の低所得・低資産保有層にとって、自律的なリスク分散および自律的な保険機能としての役割を持つ。実際、インドの農村部においては、私的な所得移転である、移住に伴う送金は、貧困家計にとって、不測の経済ショック時に対する所得補填効果を持ち、人口移動と人口移動に付随する送金は、保険的機能を有する(インド農村部における送金の経済分析: Rosenzweig and Stark[1989]; Dréze and Sen[1989])。このように、インド農村部からの人口移出や、人口移出に伴う多種多様な家計による行動は、経済的合理性を多分に有すると考えられ、とりわけ、経済発展期にあるインドにおける人口移動と人口移動にかかわる経済行動の要因分析を行うことは、大きな重要性を持つと考えられる。さらに、本稿では、長距離の移住である州外移住の分析に重点を置く。州外移住は長距離移住のため、多くのコストを伴うものの、移住による利益(リターン)も大きくなると予想される。つまり、短距離移住と比較した場合、長距離の州外移住は、「移住による利益」と、そのコストという両者に対して、より厳しい経済的な判断を農村家計に強いるものであるため、農村からの州外移住という経済行動、および州外移住に付随する所得移転は、インドの経済発展の効果による人口流動化のスピルオーバーの程度を反映する家計行動であるといえ、その分析の必要性は高いと考えられる。

インドは、1980 年代から比較的順調な経済成長を続け、『1980 年代の Pre-Reform 期に年率 6%程度の漸進的な経済成長を達成しており、かつてヒンドゥー経済成長率と揶揄された 3%程度といったレベルよりは明らかに改善して』(Bhagwati et al. [1998]) いる。そのような成長経路にあったインド経済は、1991 年の改革を経験することによって、それまでの成長が「加速」され、post-reform 期と言われる 1990 年代後半から順調な経済成長を遂げている。本稿で使用するデータが採取された 1993 年、すなわち 1990 年代前半は、まさにそのような経済成長期にあたる時期であり、当該時期における経済・労働市場の変化は、人口移動にも影響を与えられ、そのような経済発展の過渡期において、マクロ的な経済成長が、ミクロ的経済主体たる家計の経済行動に対して

¹ 1993 年度の大規模な移住家計調査である NSS49th、"Schedule 1.2 Housing Conditions and Migration"を用いる。データについては後述。

与えた影響を、人口移動と送金という側面から、定量的に明示することを本論文は目的とする。さらに、インド特有の社会文化面に着目し、移住・送金に関する経済的意思決定と、社会文化的側面の関係性に対する分析を試みる。インドの社会経済構造において特徴的な点は、階層化された社会構造のために、経済的・社会的に顕著な後進性が認められる階層（女性、ムスリム、スケジュールド・カースト:Scheduled Caste やスケジュールド・トライブ:Scheduled Tribe など）が多く存在することである。本稿は、そのような明らかな後進的階層に属する場合において、長距離の人口移動（本稿では州外移住に付随する経済活動）の動機、および人口移動の有する経済的機能は他の階層とは異なりうるのか、という点に関しても、考察を加える。

1. 本研究で使用するデータの特色

1. 1 49th NSS データの概略

本稿においては、インドの政府統計組織である National Sample Survey Organization（以下 NSSO と略する）によって提供されている、49th National Sample Survey(以下NSS と略する)家計標本調査を使用する。NSS49th は、1993 年に行われた大規模なサンプリングに基づく家計調査であり、その調査期間は 1993 年 1 月から 3 月までと、1993 年 4 月から 6 月までの 2 ラウンド行われており、(1)スラムの概況 (Schedule 0.2 Particulars of Slum) (2)居住環境と移住 (Schedule 1.2. Housing conditions and Migration) (3)家計の消費状況 (Schedule 1.0. Consumer Expenditure) についての家計調査を記録したものである。

NSSO による大規模な家計標本調査の中で、インドにおける移住の動態調査が含まれるものは、38th NSS および 43rd NSS(1987-88 年調査)、55th NSS(1999-2000 年調査)と、今回使用する 49th NSS の 4 調査である。うち電子化されているものは 43rd NSS、49th NSS、55th NSS の 3 データである。なお、本稿で使用する 49th NSS “Housing Conditions and Migration”データの特徴は、43rd Round²や 55th Round のように雇用調査 (Employment & Unemployment) とともに行われた調査ではないものの、49th NSS 調査は、移住と居住環境 (Housing Condition) に重点を置いた独立調査であり、特に、5 年以内の家計からの州外への out-migrant (州外移出者) と、365 日以内に移動した in-migrant household に対する詳細な情報を与えている点が、他の移住調査と異なる点である。また、補足的にスラムの概況についてのデータをも与えている (Particulars of Slum)。

表 1 NSS49th による調査対象家計サンプルの概略

	農村		復元乗数を用いた人口比	都市		復元乗数を用いた人口比
	家計サンプル数	比率(%)		家計サンプル数	比率(%)	
ST (Scheduled Tribe)	11,815	15.82	11.04	2,662	6.06	3.4
SC (Scheduled Caste)	15,944	21.35	22.02	5,893	13.41	14.45
その他	46,911	62.82	66.94	35,385	80.53	82.15
合計	74,670	100	100	43,940	100	100

NSS49th DATA より筆者作成

本稿で用い 49th NSS においては、調査対象家計の対象となる村落単位サンプル数は、農村で 5540、都市部で 3628 となっており、その村落サンプルの中から家計を 2 段階的に抽出する方法によって調査家計が決定され、さらに家計の構成員に対する情報を収集される。49th NSS において調査された家計タイプ別の構成比を表 1 に示す³。農村部の人口及び村落の多さを反映し、農村部のサンプル数はやや大きくなっている。さらに、家計および家計タイプの地域的な偏りを前提とした上で、様々な家計に対する詳細な情報を収集・提供するとく目的のために、少数の社会階層に属する家計を、実際の社会構成比率よりもより頻繁に抽出されるように、NSSO によって NSS のデータ構造はやや特殊にデザインされている。ゆえに、実際の社会的な人口比は、人口動態を詳細に調査するセンサス (Census) に基づいた復元乗数 (multiplier) を乗じた値によって得られる。今回使用する NSS データにおいては、農村部、都市部、いずれにおいても、ST 家計⁴は、実際の人口比よりも特に多く抽出さ

² 43rd NSS については、本論文の先行研究である加藤[2009]において、都市部における賃金関数の人的資本に対する推計値は、ヒンドゥー教徒のみに反応的であることから、インド都市部の労働市場においては、社会階層によって異なった pull factor が機能するという点を指摘している。

³ NSS の RAW DATA から、さらに記載に不備のあるデータ等をクリーニングした後の値を示している。

⁴ ST (指定部族) 中央部インドの農村 (マディヤ・プラデシュ州にその多くが存在する) に特に多く居住しているが、ST の経済状況調査のために、わざと多くサンプリングされている。

れている（表1）。

調査対象となる移住者と移住者の定義

本調査統計において、主要な分析対象である out-migrant は、「過去 5 年以内に家計から出ていき、今現在は同居していない」家計メンバーとして定義されており、彼/彼女の調査時の居住地が以前の居住地（last usual difference）と異なる場合には、immigrant、すなわち、in-migrant として記録される⁵。なお、49th NSS は、雇用から独立された調査であるために、サンプル数に一定の限界を有すると同時に、移住者固有の賃金についてのデータが収集されておらず、賃金関数などの推定が不可能であるという欠点を有する。

しかし、本 49th NSS の移住調査は、居住環境調査（Housing Condition Survey）と同時に行われており、海外移住や州外移住に伴った居住環境の変化を把握できるよう意図されたデザインでもあり⁶、短期移住および長距離の移住といった点については最も広範にカバーされている。とりわけ、海外への移住や、「州外移住」などの大きなリスクを伴う人口移動に対する調査の重点を置いている点において、移住統計としては極めて有益なデータであるといえる⁷。また、本調査は、居住している家屋の状態とリンクされていることもあり、移住のもう一つの本質である、居住している場所を変更することに伴う住環境の変化を捉えることが可能となる。

1. 2. データにおける農村部家計および都市部家計の経済的特徴

本節では、49th NSS データより得られた基本となる家計の消費水準を示すことによって、部門間、社会階層ごとに家計が直面する経済的状況の差異を明らかにする。

⁵ NSS49th Instructions の定義の原文は以下のようにになっている。”1. The households with at least one out-migrant during the last 5 years (who was formerly a member of the household and currently living) or an immigrant (who is presently a member of the household) but migrated (in or out) for employment or education will constitute second-stage stratum 1 while the remaining households will constitute second-stage stratum 2.

2. For the purpose a person is to be considered immigrant if his/her place of enumeration is different from his/her last usual residence, if any. The usual residence (for the purpose of the survey) is defined as a place (village / town where the person has stayed continuously for a period of six months or more. Similarly , a former member will be considered as out-migrant if he/she is staying elsewhere i. e. in another village / town other than the one under survey.”

⁶ 本人が immigrant であるが雇用もしくは教育のために移住した場合、残りの家族は Second-stage-stratum2 としてカウントされても、本人は Second-stage Stratum1 としてカウントされる。

⁷ なお、スラムの居住者はその殆どが移住労働者であるのではないかと想定される。そこで、スラム調査とともに本調査は行われているため、移住者がどのようにスラムに住み着き、どのような生活環境にあるかという情報を提供する点においては、非常に有用な調査である。

表 2 社会階層別の消費水準：農村部家計データ

家計タイプ	サンプル 家計数	サンプル内 一人当たり 平均消費支 出(月:ルピ ー)	復元乗数を用 い、推定される 一人当たり消 費支出、()内 は標準誤差	参考値: 貧 困 線 (1993-94、 公式統計)	参 考 値 : 1992-93 年 度 貧 困 線推定値 ⁸	MPCE の 階 層:平均値 (平均消費支 出 水 準 クラ ス)	復元乗数を用い推 定される MPCE の 階層:平均値 (平均消費支出水 準クラス)
Scheduled Tribe	11,815	229.7	198.9 (3.1)			8.6	8.1
Scheduled Caste	15,944	208.5	200.3 (1.9)			8.3	8.1
その他の家計	46,911	253.2	236.7 (1.6)			9.1	8.9
合計			224.5 (1.3)	205.84 (Rs)	198.87 (Rs*)		
	74,670	240.0			192.21 (Rs**)	8.8	8.6

NSS49th DATA より筆者作成

表 3 社会階層別の消費水準：都市部 家計データ

家計タイプ	サンプル 家計数	サンプル内 一人当たり 平均消費支 出(月:ルピ ー)	復元乗数を用 い、推定される 一人当たり消 費支出、()内 は標準誤差	参考値: 困線(公式 統計)	参 考 値 : 1992-93 年 度 貧 困 線推定値	MPCE の 階 層:平均値 (平均消費支 出 水 準 クラ ス)	復元乗数を用い 推 定 さ れ る MPCE の階層:平 均値 (平均消費支出水 準クラス)
Scheduled Tribe	2,662	371.5	313.7 (13.2)			8.1	7.3
Scheduled Caste	5,893	300.5	301.4 (8.5)			7.3	7.3
その他の家計	35,385	422.6	418.8 (5.7)			8.6	8.5
合計			398.2 (5.2)	281.35(Rs)	262.73 (Rs**)		
	43,940	403.1				8.4	8.3

NSS49th DATA より筆者作成

⁸ 1993-94 年度の公式統計は年度調査である 50th NSS (調査対象期間: JULY 1993 - JUNE 1994) による値となる。しかし、本統計 49th NSS はその前のごく短い期間であり、かつ上半期に行われているため、この後の期間から推計された値よりも、前期の 1992 年の指標が有用と思われる。例えば、アッサムの農村の該当期間における数値を用いると、アッサムにおける貧困率 (Head Count Ratio) は、1993 年度の公式値を基準とし、アッサム平野部の農業労働者の 93 年度および 92 年度の CPI を用いて 92 年レベルにデフレートして推計すると、56.89% となるが、50th (93-94 年度の年間調査) によって求められた貧困線を用いて推計を行うと、64.15% という過度に大きな値になる。一方で 50th NSS に基づく公式統計値においては、アッサムの貧困率は 45.20 に過ぎない。このように、93-94 年度の貧困線を用いると、貧困率が過大に計算されてしまう。というのは、前述のように、49th NSS が 1 月から 3 月までという短い期間を対象としているため、(1)50th NSS によるように年間の季節変動を包摂した所得平準化がなされていないデータであるため貧困率が過大となる(2)1993 年度の 1 月から 3 月というデータのため、前年度の価格水準の影響を受ける(3)消費調査を目的としていないために消費水準のデータに偏りがある、等の理由が考えられるため、あくまでも貧困線は参考値として示すのみにとどめた方が適切であると考えられる。ゆえに、本稿においても、貧困線等は、あくまでも参考値として示す。

注: 貧困線(1993 年度までは一人当たりの 1973-74 年度水準の平均消費支出額が農村部で 49 ルピー、都市部で 57 ルピーの水準、農村-都市のギャップが 15%程度に定められている)は Planning Commission の推計による公式値。

(*)農村部においては 1993-94 年度の貧困線を 1993 年度と 1992 年度の農業労働者の CPI を(CPI for Agricultural Labour Index, GOI, “Economic Survey”[various years])を用いてデフレートし、筆者が推計したもの。

(**)都市部においては 1993-94 年度の貧困線を 1993 年度と 1992 年度の工業部門の労働者の食料品の CPI を(CPI for Agricultural Labour Index, GOI, “Economic Survey”[various years])を用いてデフレートし、筆者が推計したもの。

(***)復元乗数(multiplier)とは NSS により与えられる、インド全体の推計人口に依拠した標本ウェイトである。なお、NSS では、民間消費額の推定のため、43rd 以降、意図的に富裕層の抽出確率が高められている。

サンプル内の経済水準を反映させるために、農村部、都市部、それぞれの社会階層ごとの月間平均消費水準を表 2 および表 3 に示した。なお、本データにおいて分類されている社会階層は社会的後進階級とされる「ST (Scheduled Tribe, 指定部族)」、「SC (Scheduled Caste, スケジュールド・カースト、被差別カースト)」に属する家計と、「それ以外、その他の家計(Others)⁹」の 3 類型となっている¹⁰。

農村部においては、都市部と比較すると、Scheduled Tribe、指定部族が多く存在し、ST の多くがマディヤ・プラデシュ州の農村部に居住している点を反映している。表 1 のように、SC (Scheduled Caste、被差別カースト)も都市部に比べ、農村部に多く居住しており、サンプル内では農村部における SC 比は 8 ポイント高く、復元乗数(multiplier)を用いた人口比においては、農村部 ST/SC の農村における人口比は、都市部 ST/SC の都市における人口比と比較して 15 ポイントも高いことから、インドにおける社会的後進階級の多くが農村部に集中していることを、サンプル・データは示している。

家計の経済水準の近似となりうる、一人当たり月間平均所得 (Monthly Per Capita Consumer Expenditure, 以下 MPCE と略す) の水準は、SC を除く社会集団サンプルにおいては、農村部の MPCE は、都市部の MPCE の約 60%に過ぎず、また、復元乗数 (multiplier) を適用した場合の MPCE の推定値においては、ST の平均値と SC の平均値、すなわち被差別階層に属する家計の MPCE は、貧困線に近い値においてはほぼ等しくなり、農村部 SC の MPCE の平均値は都市部の約 65%程度の値となる。つまり、全ての社会階層において、農村部の平均消費水準は都市部の 60%に近似した水準にあると考えられ、農村部と都市部の消費水準においては、おおよそ 40 ポイントの差異が存在していると結論づけることが可能である。勿論、農村部と都市部には、価格水準の差異が存在するが、価格水準においては、インドの政府組織である Planning Commission が、貧困線の農村-都市のギャップを 15%と設定しているように、農村と都市部の価格差水準差を考慮しても約 40%という消費水準の差は、価格水準の差異を上回るほどに大きく、都市部に比較すると農村部の MPCE は絶対的に低い水準にあるといえる。つまり、農村と都市の間には絶対的な経済的水準の格差が存在すると考えられる。

さらに、当該期間における家計の所得水準の参考となる値として、貧困線の 1993 年度の公式値と、1993 年度の公式貧困線を 1992 年度価格に CPI (Consumer Price Index, 消費者価格指数) を用いてデフレートした推定値を表 2、表 3 にそれぞれ示している。当該データセットは 93 年度の 1 月から 3 月にかけてのごく短期における調査であり、93 年度の平準的な所得水準よりは、92 年度の影響をより大きく受けていると考えられることから、公式推定値は当該調査期間の参考値としては適切ではない。ゆえに、おおむねの目安としては、92 年価格を用いてデフレートした推定値が、貧困家庭の消費水準を表すにあたっては、より有効であろうと考えられるため、並びに付した。93 年度の貧困線を CPI でデフレートした値は、農村部では 190 ルピー近辺にあり、都市部では 260 ルピー近辺にある。当該 NSS データにおいては、月別の一人当たり消費支出水準によって 12 段階の階層分けが行われている(付表 1 参照)が、NSS の分類による消費階層の 8 段階目が(農村部 160-180 ルピー、都市部 255-310 ルピー)となっており、この MPCE 水準は、おおよそ貧困家庭の消費水準の目安として考えても、ほぼ差し支えないと思われる¹¹。さらに、NSS の分類による MPCE 階層の 8 段階目の農村と都市部の消費水準差であるが、だいたい都市部の消費水準が農村部の 1.6~1.7 倍となっている。加えて、1992 年度の CPI を用いて推定

⁹ 以下、Non ST/SC(その他の家計)と記す。

¹⁰ 本データでは家計の宗教調査は行われていない。

¹¹ この場合、地域差を考慮せず、全インドの統計を用いている。

した都市部の貧困線は、農村部の貧困線の約 1.3 倍の数値となっている。ここで、農村と都市部を比較する場合において、農村・都市間の価格水準の差が問題となるが、Deaton[2003]は、NSS43rd Round (1987-88 年調査)、NSS50th Round (1994 年調査)、NSS55th Round (2000 年調査) のデータを用い、都市部と農村部の CPI をそれぞれ推計している。Deaton によれば、都市部と農村部の CPI の水準差は、それぞれ、87-88 年度では約 11%、94 年度および 2000 年度ではおおむね 15%と推定されている¹²。さらにインドの政府組織である Planning Commission は、1993 年度までは都市部と農村部の貧困線の算定についても 15%程度という補正を用いていた。つまり、農村・都市間の、農村・都市部間の経済数値の差異における、価格による寄与分は、当該調査期間においては、およそ 10%~15%と考えることは妥当である (Deaton [2003])。一方で、本データセットにおいては、農村部の一人当たり消費水準は対都市部比で、全平均で約 67%、ST では約 62%、SC では約 44%、その他の家計では約 66%、復元乗数を用いた MPCE 水準においては、ほぼ全ての社会階層において、農村部の MPCE は都市部の約 6 割程度であると推計される。ゆえに、都市における所得消費水準は、価格水準差 (10-15%) を上回るほどに十分に高いことから、農村部と都市部の間には実質的な経済水準の格差が存在するといえ、農村部と都市部の実質的な経済格差は、およそ 20%程度であると考えられる。

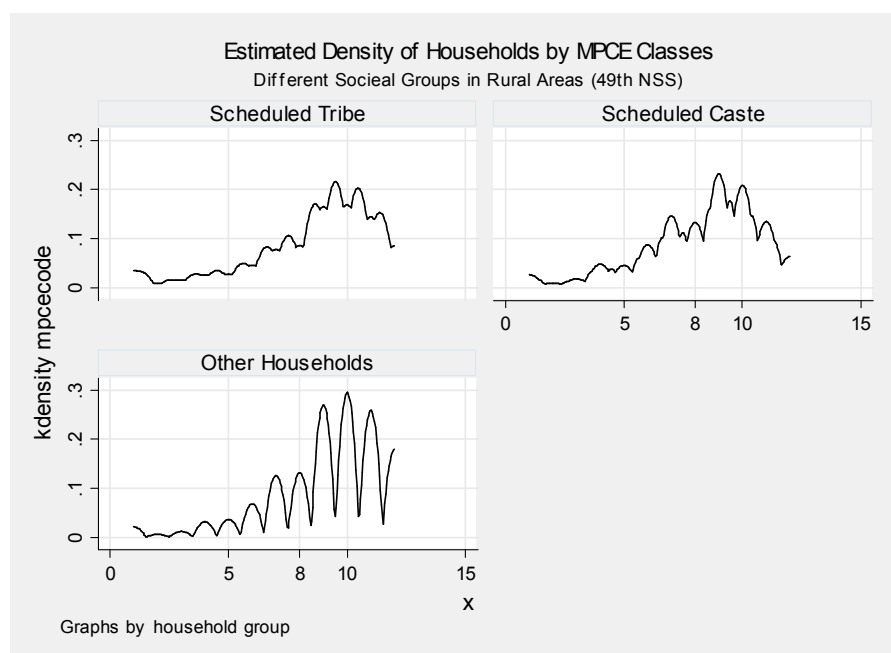
さらに、部門内においても、社会集団の間に、顕著な経済的格差が存在することが表 2、表 3 から明らかとなっている。農村部 ST の MPCE は Non ST/SC 家計(その他の家計)の約 91%であり、SC の一人当たり平均消費支出は非 ST かつ非 SC (その他の家計) の 82%程度に過ぎないことから、ST、SC の平均所得水準は Non ST/SC(その他の家計)よりも、明らかに低い水準にあると考えられる。復元乗数 (multiplier) を用いた所得水準の推定平均値においては、ST/SC の所得水準はほぼ同程度であり、かつ、その値はきわめて貧困線に近い。さらに、復元乗数を導入することによって得られた ST/SC の平均消費水準は、ともに、「その他の家計」の平均消費水準の約 8 割程度に過ぎないことから、ST/SC といった被差別階層の経済的後進性は、より一層明確になっている。また、都市部においては、ST の一人当たり平均消費支出額は、「その他の家計」の 89%、SC の一人当たり平均消費支出額に至っては、「その他の家計」のわずか 71%に過ぎない。しかも、復元乗数を用いて推定される MPCE の平均値は、ST、SC とともに、「その他の家計」の約 7 割程度というきわめて低位な値が得られたことから、農村部よりも都市部において、「Non ST/SC(その他の家計)」と、「被差別階層」家計の間の経済水準の差異が拡大していると考えられる。つまり、都市部では、所得水準の増加とともに、階層間の格差拡大が生じていると考えられる。

さらに、データセットから求められる、全インドにおける社会集団別の消費水準の階層別分布¹³を示す。

¹² Deaton は Fisher Ideal index および Törnqvist Visit index を用いて推計している。

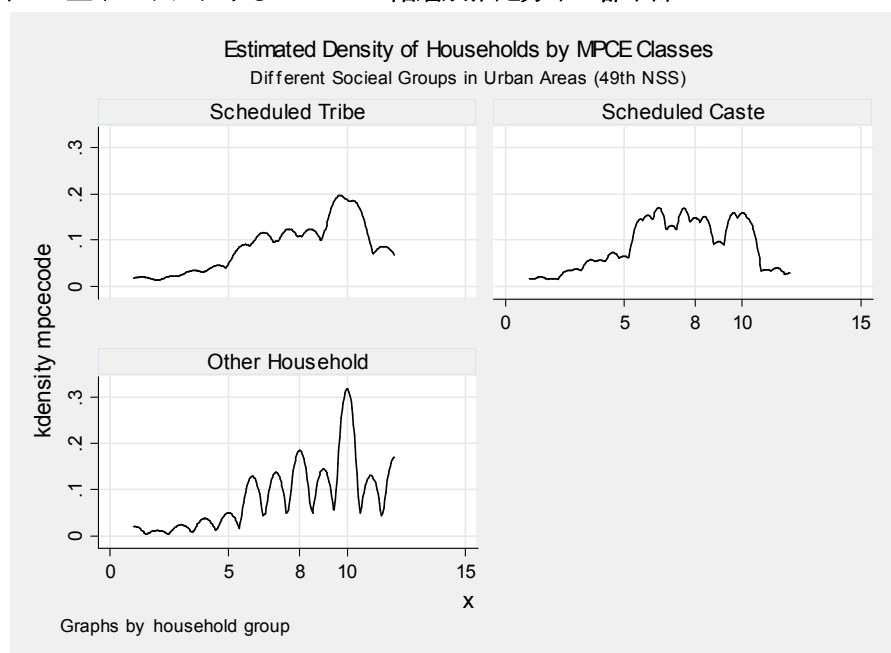
¹³ NSS は所得を 12 段階の階層分けによって分類している。階層分けの詳細については付表 1 参照。

図 1 全インドにおける MPCE の階層別推定分布：農村部



NSS 49th DATA, Schedule 1.2. Housing Condition and Migration, Household File を用いた Kernel Density Plot による推定

図 2 全インドにおける MPCE の階層別推定分布：都市部



NSS 49th DATA, Schedule 1.2. Housing Condition and Migration, Household File を用いた Kernel Density Plot による推定

月別平均支出階層の分布によれば、農村部、都市部いずれにおいても、Non ST/SC(その他の家計)に属する家計、すなわち、「非差別階層ではない」家計の消費水準の分布は、貧困レベルと想定されるレベル 8 よりも、やや高い水準に集中している。特に都市部においては、「Non ST/SC(その他の家計)」では、所得階層の 10 階層目 (385-520 ルピー) の分布が 3 割を超え、最も多い分布となっており、ST や SC といった社会集団に対して経済的に優越している傾向が明らかとなっている。農村部においても、消費水準レベルの差異はあるものの、社会集団にかかわらず分布の趨勢は都市部の場合と類似している。

さらに、都市部の所得分布の傾向もまた、社会集団間の経済的な格差拡大を示唆するものである。都市部 SC 家計では、消費水準レベル 8 以下に分布のピークの 3 分の 2 が集中しており、これは、都市部 SC 家計の所得水準

分布が貧困レベル近くに偏っていることを示している。一方で、農村部 SC では、半数以上（約 52%）の家計の MPCE は、8 段階目の階層よりも上に位置している。つまり、SC の場合、農村部では半数以上の家計が貧困レベルより上の消費水準にあると考えられるのに対し、都市部では貧困レベルより上の消費水準にある家計は、わずか 3 分の 1 に過ぎない。すなわち、経済的後進階層では、所得水準の格差は、農村部の内部では、それほど大きく広がっていないといえるが、経済成長に直面する都市部では、所得格差が拡大している。経済成長局面においては、一般的に、所得水準は、あらゆる階層や家計において上昇すると考えられるが、家計所得の上昇速度は、個々の家計の属する社会・経済条件にきわめて大きく左右される。社会的・経済的に後進的である階層では、所得上昇の速度は他の家計と比較して、相対的に緩やかであると想定されるため、都市部門内において、社会階層間の経済的格差が拡大すると考えられる。

つまり、経済成長期においては、都市部と農村部という部門「間」の格差が拡大するが、また同時に部門「内」においても、家計の属する経済・社会的な階層に従い、経済的な格差が拡大するという点を、NSS49th の MPCE データは示している。すなわち、インドにおいては、経済成長とともに、農村-都市部の間の所得水準の格差が拡大し、各地域内の社会集団間の経済格差も拡大していくであろうと考えられる。さらに、このようなインドの農村と都市という、部門間の絶対的な経済的差異が、ハリス-ストダロ的なフレームワークを通じて、農村から都市部への人口流動性を加速させる誘因として機能し、社会階層間の格差を拡大させていく可能性もまた、否定できない。

それでは、インドにおける、このような農村-都市部の部門間の経済的格差は、移住による人口流動性にどのように寄与しているのだろうか、次章において移住者データの詳細な検討を行う。

2. 移住者の概況：短期（1年以内）の In-Migrant Household（移入家計）の経済的特色

49th NSS では、調査日から 365 日以内に「調査地」に移住してきた家計、すなわち、immigrant household（移入家計）に対する詳細な調査結果を提示している点が特徴である。本データにおいては、調査年度の直近の短期の人口変化についての情報が与えられている。さらに、このような短期・直近に移動を行った人々に対しては、「6ヶ月以内の滞在」なのか、「6ヶ月を超えての滞在」なのか、滞在見込みをも追加情報として記録している¹⁴。この「365 日以内」という短期の人口動態調査は、直近の経済状況を反映すると考えられるために、有用な統計である。以下に、365 日以内に移住を行った家計の割合と、その移住形態（nature of movement）を示す。

表 4 総調査家計に占める移住家計の割合と移住形態(nature of movement)：農村部

365日以内の移住形態	サンプル数	比率(単位:%)
365日以内の移動なし	73,129	97.94
季節移動	299	0.4
季節移動ではない	373	0.5
永住	869	1.16
合計	74,670	100

NSS49th DATA より筆者作成

表 5 総調査家計に占める移住家計の割合と移住形態(nature of movement)：都市部

365日以内の移住形態	サンプル数	比率(単位:%)
365日以内の移動なし	42,006	95.6
季節移動	238	0.54
季節移動ではない	702	1.6
永住	994	2.26
合計	43,940	100

NSS49th DATA より筆者作成

調査日より一年以内の短期の総調査家計に対する移入家計数を、その移住の形態別に示したものが表 4 および表 5 である。年間に別の地域へと「移入」する移転家計の割合は農村部では全体の約 2.1%、約 1600 戸なのに対して、都市部では全体の 3.5%、約 2000 戸となっており、都市部への移入家計数は、農村部への移入家計数に比べて、比率のみならず絶対数ともに上回っている。さらに都市部のサンプル家計数が農村部家計数の 6 割にしか過ぎないことを考慮すると、都市部への家計の移住に伴う流入は、かなり盛んなものであると言える。

移住形態に着目すると、農村部では、季節移動が約 20%を占めるのに対し、都市部では季節移動は約 12%と比較的少ない。一方で、農村部においては、「季節移動ではない短期移住」は約 24%なのに対し、都市部においては、「季節移動ではない短期移住」は 36%と、なっており、農村部では季節移動、都市部では短期移動といったパターンが類型的となっている。

¹⁴ NSSO による定義 (NSS 49th Dataset Instruction) は "H.H. moved during 365 days (中略) Whether the household moved to the village/town of enumeration during the last 365 days (中略) If one member of the household has moved ahead of other members to the present household and then others have joined later - such cases counted as 'yes'. Also, Within a village or town, shifting or house from one locality to another should not be considered as movement." となっている。

それでは、従来の理論が仮定するように、農村から都市部へと人口は一方向的に移動しているのでしょうか。家計の移住の方向性や家計の移住動機などのを明らかにするために、365 日以内に移入を行った移住家計のより詳しい動向および特徴を示す。

表 6 365 日以内の移入家計の動向：農村部

地域タイプ		サンプル家計数	比率(単位: %)
同一州内移動	同一地域内: 農村部から	724	97.94
	同一地域内: 都市部から	154	0.97
	他地域: 農村部から	248	0.21
	他地域: 都市部から	161	0.33
州外移動	農村部から	101	0.22
	都市部から	144	0.14
国外移動	国外から	9	0.19
総移住家計数(365 日以内)		1541	0.01

NSS49th DATA より筆者作成

表 7 365 日以内の移入家計の動向：都市部

地域タイプ		サンプル家計数	比率(単位: %)
同一州内移動	同一地域内: 農村部から	490	25.3
	同一地域内: 都市部から	253	13.1
	他地域: 農村部から	307	15.9
	他地域: 都市部から	384	19.9
州外移動	農村部から	233	12.0
	都市部から	257	13.3
国外移動	国外から	10	0.5
総移住家計数(365 日以内)		1934	100

NSS49th DATA より筆者作成

表 8 365 日以内の移住家計の移住形態：農村部

		季節移動	季節移動 ではない	永住	計	季節移動	季節移動 ではない	永住	計
同一州内	同一地域内: 農村部から	135	141	448	724	0.088	0.091	0.291	0.470
	同一地域内: 都市部から	14	41	99	154	0.009	0.027	0.064	0.100
	他地域:農村部から	65	75	108	248	0.042	0.049	0.070	0.161
	他地域:都市部から	31	68	62	161	0.020	0.044	0.040	0.104
州外移動	農村部から	28	12	61	101	0.018	0.008	0.040	0.066
	都市部から	25	32	87	144	0.016	0.021	0.056	0.093
国外移動		1	4	4	9	0.001	0.003	0.003	0.006
総移住家 計数(365 日以内)		299	373	869	1,541	0.194	0.242	0.564	1.000

NSS49th DATA より筆者作成

表 9 365 日以内の移住家計の移住形態：都市部

		季節移動	季節移動 ではない	永住	計	季節移動	季節移動 ではない	永住	計
同一州内	同一地域内: 農村部から	65	181	244	490	0.034	0.094	0.126	0.253
	同一地域内: 都市部から	21	83	149	253	0.011	0.043	0.077	0.131
	他地域:農村部から	32	112	163	307	0.017	0.058	0.084	0.159
	他地域:都市部から	41	142	201	384	0.021	0.073	0.104	0.199
州外移動	農村部から	49	95	89	233	0.025	0.049	0.046	0.120
	都市部から	25	88	144	257	0.013	0.046	0.074	0.133
国外移動		5	1	4	10	0.003	0.001	0.002	0.005
総移住家 計数(365 日以内)		238	702	994	1,934	0.123	0.363	0.514	1.000

NSS49th DATA より筆者作成

365 日以内の移住家計の移入家計サンプルの内訳によれば、農村部では、同一地域内農村部から農村部に向かう移住が約 47%と半数近くを占め、同一州内の移住者は約 57%と、農村部移入家計の約 6 割を占める。さらに、農村部への移入においては、季節移動を目的とした移住が全体の約 20%と多い点が特徴である（都市部への季節移動による家計の比率は、全体の約 12%と低い）。農村から都市部に移住する家計数は 1030、約 1000 家計であり、都市部への流入家計の約半数を占めているが、農村・農村移住を行う家計も 1089、約 1000 家計と、その規模はほぼ同等である。つまり、農村から都市部への移動という一方的な人口移動が圧倒的なのではなく、農村・農村移動という形態もまた同等に大きなボリュームを有していることがわかる。さらに、都市部への移入者の内訳においては、**州外移入家計が多い点が大きな特徴**である。農村部へ流入した州外移動家計は約 16%であるのに対して、都市部へ流入した州外移動家計は 25%と、都市部への家計の流入率は、農村部と比較して、約 10 ポイント上回っている。つまり、農村部へ向かう家計移動は、同一地域内・同一州内という短距離の移動が最も多く観察されるのに対して、都市部へ向かう家計移動は、州外移動、もしくは、同一州内であっても他地域への移動

という、長距離の移動が特徴的である。

なお、農村部においては、永住を目的とした移住は約6割を占めるが、都市部での永住を目的とした移住は、約半数であり、農村部と比較して少ない値を示している。これは、労働目的による農村部から都市部への短期移住を経て、のちに自らの出身地である農村部へと帰るといった移住行動（return migration）を反映しているも考えられる。

次に、教育と移住の関係を明らかにするために、移住者の教育水準を、移住地域ごとに示す。

表 10 NSS49th 調査日より 365 日以内に移住を行った家計の構成員の教育水準

	農村-農村移動		農村-都市移動		都市-農村移動		都市-都市移動	
	家計数	率(%)	家計数	率(%)	家計数	率(%)	家計数	率(%)
成人の識字率								
20 歳以上の男性がいるが、全員識字不可能	40	37.38	9	28.13	67	47.52	12	19.67
20 歳以上で識字可能、またはそれ以上の教育水準の男性が存在	67	62.62	23	71.88	74	52.48	49	80.33
20 歳以上の女性がいるが、全員識字不能	67	62.62	19	59.38	95	67.38	23	37.7
20 歳以上で識字可能、またはそれ以上の教育水準の女性が存在	40	37.38	13	40.63	46	32.62	38	62.3
年齢別の家計構成員の教育水準								
10-19 歳の男性がいるが、全く学校に通ったことがない	4	3.74	1	3.13	10	7.09	0	
学校に通ったことがある 10-19 歳の男性が存在	103	96.26	31	96.88	131	92.91	61	
10-19 歳の女性がいるが、全く学校に通ったことがない	28	26.17	0	0	28	19.86	0	0
学校に通ったことがある 10-19 歳の女性が存在	79	73.83	32	100	113	80.14	61	100
10-19 歳の男性がいるが、全員識字不可能	59	55.14	22	68.75	73	51.77	43	70.49
10-19 歳の識字可能、またはそれ以上の教育水準の男性が存在	48	44.86	10	31.25	68	48.23	18	29.51
10-19 歳の女性がいるが、全員識字不可能	58	54.21	24	75	99	70.21	39	63.93
10-19 歳の識字可能、またはそれ以上の教育水準の女性が存在	49	45.79	8	25	42	29.79	22	36.07
10-19 歳の男性がいるが、初等教育を完了していない	69	64.49	23	71.88	90	63.83	46	75.41
10-19 歳の男性がおり、初等教育を完了している	38	35.51	9	28.13	51	36.17	15	24.59
10-19 歳の女性がいるが、初等教育を完了していない	66	61.68	25	78.13	117	82.98	42	68.85
10-19 歳の女性がおり、初等教育を完了している	41	38.32	7	21.88	24	17.02	19	31.15
20-29 歳で識字可能な男性がまったくいない家計数	64	59.81	14	43.75	89	63.12	33	54.1
20-29 歳で識字可能、またはそれ以上の教育水準の男性が存在	43	40.19	18	56.25	52	36.88	28	45.9
20-29 歳で識字可能な女性がまったくいない家計数	79	73.83	24	75	110	78.01	40	65.57
20-29 歳で識字可能、またはそれ以上の教育水準の女性が存在	28	26.17	8	25	31	21.99	21	34.43
20-29 歳の男性がいるが、初等教育を完了していない	74	69.16	14	43.75	101	71.63	33	54.1
20-29 歳の男性がおり、初等教育を完了している	33	30.84	18	56.25	40	28.37	28	45.9
20-29 歳の女性がいるが、初等教育を完了していない	81	75.7	24	75	111	78.72	40	65.57
20-29 歳の女性がおり、初等教育を完了している	26	24.3	8	25	30	21.28	21	34.43
30-39 歳で識字可能な男性がまったくいない家計数	83	77.57	22	68.75	119	84.4	46	75.41
30-39 歳で識字可能、またはそれ以上の教育水準の男性が存在	24	22.43	10	31.25	22	15.6	15	24.59
30-39 歳で識字可能な女性がまったくいない家計数	97	90.65	29	90.63	124	87.94	45	73.77
30-39 歳で識字可能、またはそれ以上の教育水準の女性が存在	10	9.35	3	9.38	17	12.06	16	26.23
全家計数：（家計数/総移住家計数）	107	(0.314)	32	(0.094)	141	(0.414)	61	(0.179)
総移住家計数	341							

NSS49th DATA より筆者作成。教育水準については有効な回答が記録されていると判断しうる家計のみを集計しているため、表 6-9 に挙げた家計数とは家計数が異なる。

調査日より 365 日以内に移住した家計¹⁵についての家計の構成員の教育水準と、移住「元」および移住「先」との関係を示す表 10 によれば、家計構成員の教育水準と移住先との間に一定の傾向が観察される。すなわち、移住「先」が農村の場合には、移住「元」にかかわらず、移住「先」が都市部の場合に比較して、家計の全体的な教育水準が低い傾向がある。365 日以内に移住した家計のうち、農村部へ移入してきた家計は全体の約 72% を占めるが、うち、31% が農村-農村移動であり、41% が都市-農村移動である。さらに、移入「先」が農村の場合、出身が都市・農村にかかわらず、「構成員のうち全ての女性が識字不可能な家計」は家計全体の 60% を超え、「構成員のうち 10 代の女性が全く公的教育機関に通ったことがない」家計もまた少なからず存在する。しかし、移住「先」が都市である場合には、都市・農村の出身にかかわらず、比較的、成人女性の識字率は高く、「構成員のうち 10 代の女性が全く公的教育機関に通ったことがない」家計は皆無であり、移住家計における女性の教育水準は、家計の移住「先」が農村か都市かによって大きく異なる。また、男性についても、このような教育水準の傾向は同様であり、主たる働き手であると考えられる 20 代の男性の教育水準においては、農村を移住「先」としている場合、「構成員のうち 20-29 歳の男性が初等教育を完了していない」家計は全体の約 7 割を占めるのに対し、都市を移住「先」としている場合は、約 5 割に過ぎない。

以上の検討から、インドにおける短期の移入者の特色は、次の 3 点に集約されると考えられる。すなわち、(1) 農村-農村移住と農村-都市移住は、ほぼ同等といえるボリュームを持っており、必ずしも農村から都市部への一方向的な労働を動機とした移住が起きているわけではない(2) 州内移住の場合は部門内移動に重心がおかれ、特に農村-農村内移住の場合はその 7 割強が州内移住である(3) 農村-都市移住というルイス・トダロ的なフレームワークがもっとも適合すると考えられるのは、州外移住の場合である、という 3 点である。そのうち、(3) の州外移住という形態が、2 部門モデルを基礎とした移住モデルに最も適合しやすい移住形態であると考えられる。

¹⁵ 49th NSS において、移住「元」と移住「先」の情報等、移住家計の詳細な情報を記録があるのは、「365 日以内に移住した家計」のみである。

3. 州外移住者による送金と家計の関係

2章において、1年以内の移入者の移住傾向および属性の検討を行い、農村から都市部へと労働力が移動していくという2部門モデルは、州外移住という形態に、とくに適合するであろうという結論を得た。

本データでは、前述の「1年以内の短期」の人口動態に加え、過去5年以内の州外移出者（out-migrant）のデータが利用可能である。NSS 49th Migration DATAの特徴は、家計から国内外へと転出した「州外移住者」に対する調査を行っている点でもある。長距離の移動を伴う州外移住においては、当然ながら、家計は多額の移住コストを負担する必要性が生じるが、そのようなコストを支払ってもなお、長距離の州外移住を行う場合には、コストを上回る便益が期待されるはずである。さらに、州外移住者から送金を受け取っている家計も少なくはない。したがって、州外移住において移住者が送金を行う場合には、大きく分けて次の2つの理由が考えられる。第一には、経済後進地域にある家計に対する経済的扶助を行うためであり、第二には、自己（送金主）が、州外移住のコストを支払ってもなお、送金を行うことで、家計からなんらかの見返りを得られるためである。本節においては、州外移住にかかわる意志決定と、out-migrantが行う送金の経済的動機を明らかにすることを目的とする。

3. 1. 送金の理論

家計内の所得移転行動である、送金の理論として基礎となっているモデルは、親から子、もしくは子から親へと所得移転が生じるという2世代モデルであり、後発理論も、そのようなフレームワークを踏襲している。ここで基礎となる2世代の送金モデルでは、親・もしくは子の所得が低い場合には、所得移転（transfer）が生じ、どちらかの世代の所得が低い時期に送金を受け取るというケースを想定する。ゆえに、送金を受ける割合は、受け取り手側の所得に対して単調に減少していくことになり、具体的には、人生のサイクルにおいて、若年時と老年時により所得移転を受ける可能性が増加することになる。

両親―子供間、もしくは、配偶者間といった、家庭内の所得移転の動機付けについての代表的なモデルを提示したのはBecker[1974]である。Beckerは、家族の個々のメンバーの効用がアイデンティカルであり、外部の諸条件の変化に対応して家族の効用を最大化しようとする家長の存在という仮定のもとで、家長が自らの消費を控えることで、家族のメンバーへの所得・消費の再配分を行うことによって、家族全体の効用を上昇させようと動機づけられるというモデルを示した。このBeckerのモデルは、愛情などの感情的動機に基づく家族間・家族内の所得移転などの諸行動、すなわち、遺産贈与、贈与、その他の所得移転行動へのモデル化の基礎を与えた。Beckerのモデルに基づき、Cox[1987]は、家計間、もしくは家計内の所得移転の一手段としての送金を、送り手と受け手の効用関数を設定することにより、送金のモデル化の整理を行い、送金モデルを発展させている。本節においては、家計間の送金モデルのうち、BeckerやCoxによって提示された代表的なモデルをはじめ、送金の動機付けを分析するために有用なモデルを示し、実証分析への適用可能性を検討する。

3. 1. 1. 利他的モデル (Altruism Model)

「送金を受け取る側」である家族の効用関数は、以下のように表され、家族の各メンバーの効用関数は同質的（identical）であると仮定される。

$$U = V(C_R, S) \quad (1)$$

C_R は受け手（Recipient）の消費水準であり、 S は、家族が作り出す固有のサービスである。

送り手である出稼ぎ主の効用関数は、利他的モデルは家族の効用関数を自らの効用関数の中の変数として含むことが特徴であり、出稼ぎ主の効用は自らの消費水準、家族からのサービス、家族の効用関数によって決定されるため、

$$V = V(C_D - T, S, U) \quad (2)$$

となる。

ここで、 C_D は送り手（Donor）の消費可能な消費水準であり、 T は家族への送金額である。つまり、送り手である出稼ぎ主は、家族の効用、家族のサービスを考慮しながら、自らの消費水準を調整し、送金額を決定することとなる。

なお、本データセットに適用する場合には、送金額が未知であるため、 C_R 、すなわち、MPCE 額と送金の関係を明らかにすることが重要となるが、受け取り手である家族の消費水準の上昇は家族の効用を上昇させ、また、家族の効用関数が織り込まれていることから、送金者本人の効用をも上昇させると考えられるので、

$$\frac{\partial U}{\partial C_R} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial V}{\partial C_R} > 0 \quad (4)$$

となる。

また、受け取り手である家族の効用関数の形状は、

$$\frac{\partial_2 U}{\partial_2 C_R} < 0 \quad (5)$$

である。

また、送り手にとって送金が始まるための条件は、

$$V = V(C_D - T, S, U) > V(C_D) \quad (6)$$

であり、

受け取り手の家族と送金主の消費水準はそれぞれ送金額を用いて、

$$C_R = I_R + T \quad (7)$$

$$C_D = I_D - T \quad (8)$$

で表される。なお、 I は送り手、受け取り手それぞれの所得水準であり予算制約条件となる。これらの変数を代入し、求められる一階の条件はCox [1987], Cox et al. [1998], Altonji et al.[1997]によれば

$$\frac{\partial T}{\partial I_D} - \frac{\partial T}{\partial I_R} = 1 \quad (9)$$

である。

(9)式の条件が示す重要な点は、「利他的モデルでは、受け手の所得水準が上昇すれば、必ず送金額は減少する」ということである。親と子の2世代モデルにおける適用としては、子の若年期に子の収入が低い場合には、親から子への所得移転が起き、親が老年期に入り、収入が低くなると、子から所得移転が親に向かって起きることが、利他的モデルの重要なインプリケーションとなる。

また、利他的モデルの仮定によれば、必ず成立する条件は、

$$V = V(C_D - T, S, U) \geq V(C_D, 0) \quad (10)$$

であり、(10)式の意味する所は、送金主が自らの全ての所得ソースを自分の消費にまわすよりは、送金をした方が自らの効用が高くなるため、より送金に動機づけられるということであり、逆に、受け取り手の所得が十分に高ければ、移転は起きないということである。

つまり、利他的モデルの場合には、必ず「受け手の所得↑送り手からの所得移転↓」、「送り手の所得↑受け手からの所得移転↓」という関係が成立する。また、移転を受ける側（所得が低い側）の所得が増加しても、受ける移転の額は所得増分ほどには減少しないという関係があり、その具体例としては、子供側の若年期の所得がある程度高ければ、親から子への所得の移転は生じにくく、逆に親の世代が将来年金などを受け取る場合には、子から親への所得の移転は生じにくくなるといったケースが挙げられている（Cox[1987]）。

3. 1. 2. 交換モデル (Exchange Model)

交換モデル (Exchange Model) においては、利他的モデルとは異なり、自らの効用関数には家族の効用関数が変数として入らないため、ある程度の家族からのサービス、 S を得るためだけに送金 T を支払うことになる。

つまり、満たすべき条件は、利他的モデルの場合と比較するとより簡略なものとなり、

$$V(C_D - T, S) \geq V(C_D, 0) \quad (11)$$

かつ

$$U(C_R, S) \geq U(C_R - T, 0) \quad (12)$$

となる。

また、送金の受け取り手の効用関数が送金主の効用関数に含まれていないことから、効用関数の形状は以下のよう to 与えられる。

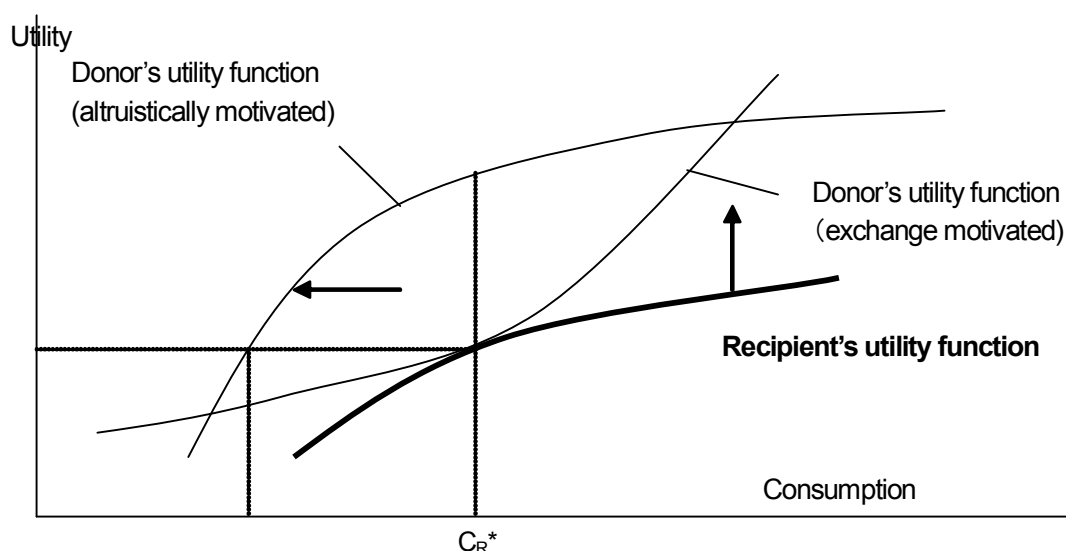
$$\frac{\partial_2 U}{\partial_2 C_D} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial V}{\partial U} = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial_2 U}{\partial_2 C_R} < 0 \quad (15)$$

これらの効用関数の関係を整理し、図示すると、以下のようになる。

図 3 利他的モデルおよび交換モデルから予想される送金水準



筆者による作成

図上において、交換モデルにおける受け手の均衡消費水準を C_R^* で表す。交換モデルにおいては、送り手の所得水準が十分に高くなって初めて送金が始まることとなる、つまり、送り手の所得水準が比較的高くなることで、送金が生じるための必要要件となる。

一方、利他的モデルにおいては、家族の効用関数は自らの効用関数に織り込まれているために、送金主たる稼ぎ手が全ての所得を全て自分の消費に振り向けると、自らの効用も低下してしまう。すなわち、送金主は、自分の消費をある程度減らしてもなお C_R^* の水準よりも高い効用が得られるために、更に自分の所得を減らし、減らした分を送金として家族に送ることで、受け手としての家族の効用関数を上にシフトさせることにより、自らの効用も増加させることが可能となるため、利他的な出稼ぎ主にとっては、 C_R^* の水準より自分の消費水準を減らし、家族へ送金を行おうとする動機が機能することになる。

また、家族からのサービス S には、家族間で暗黙の価格付け (implicit pricing) が行われていると仮定される。

(Cox[1987])。しかし、 C_R の上昇とともに、 S の水準は下がっていくことから、移転 T も減少していくことになる。ゆえに、交換モデルにおいても、 S の暗黙の価格付けを仮定すれば、移転所得の受け取り手の所得上昇によって、送金自体が減少していくことになるため、交換モデルにおける効用関数のシミュレーションでは、受け手の所得上昇にしたがって、最初に送金の上昇が始まるが、ある程度まで受け手たる家計の所得が高くなると、その時点から送金は減少していく。すなわち、交換モデルにおいては、受け手の所得水準と送金水準との関係は、逆 U 字状のユニークな形状をとりうる点が示されている(Cox[1987])。

Cox [1987] や Cox et al.[1998] の想定する交換モデルにおいては、親と子の二世帯モデルが仮定されているが、そのような二世帯間の所得移転のモデルにおいては、通常、親が子の世代に向かって、子供の所得流動性が十分に確保されるまで所得を移転し、将来的に子の世代からの支払いもしくは見返りとしての支払い (repayment) を受けるという、異時点間の貸借モデルが仮定されている。二世帯間の貸借モデルを前提とした場合には、「貸し出しを受けること」と「支払いを受けること」が親と子の双方の効用関数に組み込まれるため、現時点において送金を行うことにより、将来である 2 期目により大きな支払い (repayment) を受けることが期待可能となる。つまり、交換モデルでは、「現在の子供の所得↑現在の親からの移転↑」「将来の親の所得↑将来の子供からの所得移転↑」という、双方ともに正の増加関係が成立する事態がありうる。将来、子供達から、何らかのリターンが期待できる場合には、親は将来の repayment を期待して行動するために、「子供の所得の増加に従って親からの所

得移転の機会が漸進的に増加していき、ある程度（子供の所得流動性が十分に確保された時点）から、親から子への所得移転の可能性が減っていく」という現象が起きると想定することは不自然ではない。この場合、第一期に親が所得を移転する可能性をプロットした関数形は、第一期の子供の所得に対して逆 U 字の形状をとる。第二期には、子供から親への所得移転が起きることになるが、この場合、親に返却する（repay）までの間に、第一期に親から既に受けた移転分に、さらに利子分が追加されるため、第二期に親が受け取る期待所得レベルは、第一期の子供への貸し付けの利子分だけ上昇することになる。つまり、第一期に子供が移転を受ける所得レベルに対して、親の所得レベル関数の逆 U 字のピーク部は、利子分だけ高所得方向にずれていくことになり、十分に高い所得水準を親が得るまで、子供から返却（repayment）を受ける可能性は上昇し、ある点から、返却される可能性が低くなっていく（Cox al. [1998]）。

このように、利他的モデルとは異なり、交換モデルにおいては、消費水準と移転との関係は不明瞭である。さらに、送金は、バーゲニング・パワー（bargaining power）が送り手と受け手、どちらに存在するかによって左右される。送り手にバーゲニング・パワーがある場合には、送金の可能性が減少することが予想される。例えば、送り手の人的資本水準が高ければ送り手側にバーゲニング・パワーが生まれ、送金額は減少するが、その一方で、受け手の提供するサービスや受け手の所得水準が高ければ、受け手にバーゲニング・パワーが生まれ、送金額は増加するという関係が存在しうる。

利他的モデルと交換モデルの直感的な総括は以下のようになる。まず、（１）純粋に利他的な動機に基づく所得移転であるならば、受け手の所得水準の上昇に従い、単調的に所得移転を受け取る機会や可能性は減っていく（２）しかし、交換（exchange）的動機モデルによれば、受け手の所得水準の上昇に従って、必ずしも単調的に所得移転の受け取り機会が減少していくわけではなく、交換（exchange）モデル特有の関係として、送金と所得レベルとの逆 U 字関係、もしくは、受け手の所得水準が比較的低所得にある場合においては、送金と所得レベルとの間の増加関係が生まれる場合がある。

3. 1. 3. その他の送金動機に関する理論

家計における送金についての代表的理論は、利他的動機に基づく送金理論と交換動機に基づく送金理論である。しかし、送金が交換的動機によってなされるということを暗黙的に仮定した上で、送金の動機をより明らかにしようとする理論モデル分析も多く存在する。

（１）家計内貸借としての送金：投資動機

家庭内貸借は、将来の不確実性を軽減するために、移住者が現在の消費を抑制し、送金として家計に振り向けようとする暗黙の契約であり、前述の 2 世代モデルが想定するような、交換モデルに属する送金行動である。単純な交換モデルは、主に個人の意思決定を分析の中心としているが、「家族」内の資源配分を重視する送金モデルが、「投資動機」に基づく送金モデルである¹⁶。

送金を目的とした移住が行われる場合、しばしば家庭内貸借が発生する。経済的後進地域から移住を行うためには多額のコストが生じるが、その移住コストを独力で負担することは困難であり、家族や親類が負担するというケースは多い。しかし、移住者が移住を行うために、家族や親類が負担した移住コストは、将来、移住者によって送金という形で支払われることとなるため（repay）、一連のコスト負担と送金は、投資的な貸借行動の一部として理解することが可能である。このようなケースにおいては、送金が生じる初段階では、送金は、暗黙の契約に基づいた強制力を持つ移住コストの支払いとしての機能を有する。やがて、移住者からコンスタントな送金が行われるようになるが、最終的な送金額は、それまでに移住者が送った送金の総額および家族と移住者のバーゲニング・パワーによって決定される。最終段階においては、移住者による移住コストの返却は、ほぼ完了していると考えられるため、やがて移住者からの送金は減少すると考えられる。つまり、投資動機にも基づく家庭内貸

¹⁶ Cox[1986]や Cox et al.[1998]は交換モデルを親と子の貸借関係によって説明しているように、このような家庭内貸借と交換モデルを全く区別していない。

借では、送金額は家計の所得水準に対して、逆 U 字の形状となる対応関係を示す点が特徴となる。

(2) 相続権への強制力としての送金

家族「内」の資源配分行動が問題となる場合において、投資動機とともに合理性を持つ説明付けを与えるものが、相続動機に基づく送金モデルである。相続動機に基づく送金モデルは、Becker[1974]の二世モデルに立脚しており、送金の見返りとして、土地などの資産を両親が移住者に与えるといったケースを想定している。すなわち、相続資産を保有している家族側は「相続資産を持っていること」によって、移住者から送金を引き出すことが容易になり、相続資産がある場合において、送金が生じやすくなるというモデルである。つまり、**相続動機が成立している場合は、「家族の保有する相続性資産」、「家族の所得レベル」に正比例して送金が増加し、逆に移住者の所得レベルに反比例して送金が低下し、この場合、相続権者の数に応じて送金額に変化がもたらされることになる。**

今回使用するデータの特性を前提とした短期の送金行動を解釈するにあたっては、上記に列挙したモデルが分析可能なモデル¹⁷であると考えられる。以上のモデルと送金に与える影響要因となる変数との関係において、特徴的な点について、Rapoport and Docquier [2006:p.1163]は以下のように示している。

表 11 各モデルが予測する変数の送金額／送金可能性に対する影響力

	利他的モデル	交換モデル	投資モデル	相続モデル
移住者の教育	—	減少	増加	—
移住者が移住してから の期間	減少、もしくは影響なし	—	—	—
家計の所得水準	単調的減少	減少/増加	家計の所得水準に応じ て逆 U 字の形状になる	—
家計の相続性保有資産	—	—	—	増加

Rapoport and Docquier [2006: p.1163]より引用

3. 2. 送金に関する先行研究の理論・実証分析のレビュー

経済成長期における送金の持つ経済機能については、送金のもたらす所得分配効果(Lipton[1977] [1980]; Stark et al. [1986])と、農村家計を中心としたリスク分散効果(Stark [1978]; Stark and Yitzhaki[1982]; Stark et al. [1986]; Rosenzweig and Stark [1989]; Townsend[1994])に多くの注意が払われてきた。

所得分配の観点に立脚した研究は多くなされており、Lipton[1977]は、インド農村のデータを用いた分析において、送金の効果は薄く、送金による所得増加は格差を埋めるには十分でなく、かえって農村内の格差を広げるため、移住と移住に伴う送金は農村と都市部の格差を拡大させていく要因であると結論づけている。Banerjee [1984][1986]は、インドのデリーへの移入労働者の賃金データを採取し、分析を行うことにより、二部門の経済部門の成長格差を前提とした、農村部の push factor と 都市部の pull factor の連関による移動にもとづく移住モデルを前提とし、都市部へ移住して高賃金の職を得るための情報コストは、農村部家計にとって非常に高価であるために、経済発展に伴う人口移動が生じる初期にはごく少数の上の階層だけにモビリティが保証されることとなり、そのような階層は、高い投資と高いリターンをみこんで移住を行うことから、情報コストに応じて部門間のみならず、部門内の不平等が拡大する傾向があるという点を指摘している。

¹⁷ また、Stark[1995]は「戦略的送金」のモデルを提示している。ある一定のスキルを持ち、送金をする余裕を持つ社会的グループは、求められるスキルのある層として認知されるようになるため、出身コミュニティは良質な労働者を送り出し続けるインセンティブが生じ、さらにある一定の社会集団が高いスキルのある集団として出稼先の雇用主に認知され続けるために、その社会集団からの出稼ぎ集団が良質な労働力として好まれ続ける、というモデルである。実証適用においては、きわめて難しいモデルである。

一方で、Stark[1978]やStark and Yitzhaki[1982]によれば、移住はリスク分散機能を持ち、送金は保険機能を有し、そのような移住と送金の持つ経済機能は農村部の低所得家計において重要であるために、移住・送金によって、所得分配が仮に悪化したとしても、家計にとっては、送金と移住の有するリスク分散効果の方が高いために、人口移動は、必ずしもパレートの厚生を減少させるものではないと論じている。さらにStark et al.[1986]は、メキシコからアメリカへ移住していった労働者、および、メキシコからメキシコ国内へ移住していった労働者、といった二種類の移住者データを用い、送金額と移住者出身地域のジニ係数との回帰分析を行うことにより、経済成長期の移住に伴う送金は、必ずしも所得分配を悪化させるものではなく、比較的所得層に属する家計にとって、より高い経済的厚生を実現する機能を持つものであると結論づけている。すなわち、Stark et al.によれば、メキシコからアメリカへ向かう出稼ぎ者においては、低所得・低学歴の労働者が主体となっているため、アメリカからメキシコへ向かう送金はジニ係数を変化させないだけでなく、かえって地域の厚生を著しく上昇させる。対照的に、メキシコ国内へ出稼ぎ者においては、出稼ぎ者の教育程度に比例して送金が増加することが確認され、さらに個人の教育水準は、出身家計の初期の所得水準に影響されるため、結果として、メキシコの国内移住・送金のパターンは、高所得家計出身者による高い送金額として現れる。つまり、後者の国内移住の類型こそが、経済発展初期における情報の非対称性からなる移住機会の不平等がもたらす結果であるが、前者の海外移住に伴う送金は、経済発展の波及によって、より平等な移住機会が低所得層にもたらされることにより、低所得層の所得を大幅に改善したことの表れであると、Stark et al.は主張している。

送金の経済機能を保険機能に求めるアプローチの代表となるものが、Rosenzweig and Stark[1989]による、インド農村部の長期のICRISAT データを用いた研究である。Rosenzweig and Starkによれば、遠く離れた地域との縁組みをしている家計では、農村低所得家計の消費額の分散値が低く抑えられているだけでなく、保有土地が少ない、もしくは、気候（降水量）が不安定な地域など、外生的に大きなリスクに晒されている家計の場合は、より遠隔地同士の婚姻を結ぶ傾向があり、これらの結果は、血縁者を婚姻によって遠隔地に配置することで、家計の所得リスク分散が可能となり、インドにおける婚姻に伴う移住が、農村の低所得家計の恒常所得の保持に寄与している点を示すものである。

このようなリスク分散と消費平準化（Consumption Smoothing）によるアプローチ、すなわち、送金・移住を保険機能によって説明づけようとする分析では、長期のデータが必要であるために、短期データのみが利用可能である場合には、検証が困難である。しかし、クロス・セクション・データを用いて、送金の持つ保険機能に着目する分析も存在する。Lucas and Stark[1985]は、ボツワナのクロス・セクション・データを利用し、都市部から農村部への送金額を従属変数として、干魃をインデックス化した説明変数を用いた回帰分析を行うことによって、干魃に見舞われている地域、もしくは干魃に見舞われやすい地域においては、外部からの送金はリスク分散目的、もしくは保険動機によってなされているという根拠を得ている。

Rosenzweig and Stark や Lucas and Stark による研究は、移住と送金の有するリスク・シェアリング機能の農村家計への適用を支持しており、このようなアプローチでは、家計の構成員を広範囲に分散させることが家計にとって重要な戦略となる。しかし、これらの研究とは対照的に、Cox and Jimenez [1998]は、コロンビア都市部のデータ分析によって、都市部の家計にとってのリスク分散戦略は、ファミリー・ネットワークを緊密にし、情報と経済資源の交換をより頻繁に行えるように家計メンバーを配置することが重要であるという指摘を行った¹⁸。都市部家計において、送金を受け取る可能性が減少するということは、所得が定常化されているということと同義であり、家計がより送金を受け取るようになる場合には、雇用状況の変化などを受けて、家計所得の不安定化を反映していると考えられる。ゆえに、Cox and Jimenez によれば、常に送金のやりとりが容易になる家計のネットワークを近くに保持することが、低所得家計にとっての戦略的なリスク分散行動となる。つまり、都市部においては、遠方に家計を配置することによってリスク分散をはかる農村部の場合とは、全く対照的な移住・

¹⁸ Cox and Jimenez[1998]は、コロンビア都市部のクロス・セクション・データを用い、送金を受け取る前の所得水準に対して、送金の授受が決定されるというモデルに基づいた確率的回帰分析を行った。すなわち、ネットの送金額を各家計について求めることにより、送金を行う=0、送金を受けない=1、送金受ける=2といった、バイナリ変数を設定し、送金移転前の所得額に対するオーダード・プロビット分析を行い、所得水準が上昇するとともに、送金を受け取る確率は減少するという結果を導いた。さらに、所得が安定している場合には、家計の持つネットワーク数は所得が不安定な家計に比べて少ない点、失業期間が長い場合にはやはり持っているネットワークが多くなり、ネットワーク間を近接に保ち、お互いの連絡をとる回数が増加するという点を指摘している。

送金戦略が存在すると考えられる。

移住および送金の持つ経済的機能はもちろん、移住・送金を決定づける動機の解明もまた、大きな論点である。移住者から家計が送金を受け取る場合において、送金は、交換動機、利他的動機のいずれかによって行われるのか、すなわち、3.1 節において検討した送金動機モデルの適用可能性についても、上述の、Lucas and Stark による、1976-79 年度のボツワナのクロス・セクション・データを用いた分析[1985]は、有用な示唆を与えている。すなわち、Lucas and Stark は、農村部出身の都市部移住者が、農村の出身家計に行う送金についての計量分析を行うことにより、「移住者の賃金の上昇」にともなって送金額は上昇する点（利他的モデルに適合）と、「送金を受け取る前の家計の所得水準」と送金額の正の相関関係（交換モデルに適合）が成立している点を同時に指摘し、農村出身者による送金は、利他的モデルと交換モデルのミックスによって動機づけられると論じた。Lucas and Stark の分析は、クロス・セクション・データ分析の限界性を有してはいるものの、送金の対数値を従属変数とし、説明変数として家計の所得の対数値、移住者の教育水準ダミー、家計の保有する家畜の数の対数値、家計の構成員のダミー変数や移住期間などの変数を回帰することによって¹⁹、家計が受け取る送金金額と家計の所得との間に、正の相関関係が存在することを指摘し、必ずしも低所得家計は、送金を受け取っていないという結果を示した。つまり、ボツワナにおいて、都市部から、農村部に向かう送金は、純粋な利他的モデルに該当するものではなく、むしろ交換的動機に該当するものであると考えられる。さらに、Lucas and Stark は、相続性資産の有無と潜在的相続人の構成をダミー変数に導入することによって、「家畜をある一定数以上有している」家計のほうがより送金を受け取りやすく、最も相続する可能性が高いと考えられる「息子の送金額が他の子供たちよりも高い²⁰」という結果を得ることによって、交換的動機、特に相続動機が、送金の増加に寄与している点を示した。しかし、同時に Lucas and Stark は、ボツワナの 30 年間の降水量データの平均をもとに、干魃状況をインデックスとして変数に導入し、回帰分析を行うことによって、干魃の被害を多く受けている地域では、送金や移住が増加するという推定結果を示している。つまり、大きな所得リスクに直面する農村家計は、地域の外部（ここでは都市部）に経済的資源（ここでは送金）を求めることによって、干魃による所得の減少リスクを軽減することが可能となる。すなわち、ボツワナのケースによれば、送金は、農村家計による自律的なリスク分散といった保険的役割を担うとともに、利他的な動機²¹が機能することによって行われていると考えられることから、必ずしも送金は、送金主の自己の利益を追求するだけの交換的な動機のみによって説明できるものではない。さらに、Lucas and Stark の推計結果によれば、家長は送金を行うが、家長の子供はもともと送金を行わず、子供から親に対する教育投資の支払い（repayment）としての送金は認められない²²。以上から、ボツワナ農村部の送金行動は、世代間貸借を前提とした交換モデルに強く該当するものではなく、むしろ、交換的動機と利他的動機のミックスによって説明されるべきであると Lucas and Stark は論じている。

Cox[1987]および、1985-86 年のペルーの家計データ(Peruvian Living Standards Suvey)を用いた Cox et al.[1998]は、利他的動機と交換的動機のモデルを精緻化し、モデルに基づくシミュレーション比較を行うことにより、交換モデルが成立する場合、送金額と送金を受け取る側の間に逆 U 字のユニークな形状をとる場合があるという点を示した。さらに、Cox et al.[1998]は、ペルー都市部の家計の送金データを用いた実証分析によって、所得移転を受ける前の家計の消費水準と、送金を受け取る確率との間には、逆 U 字関係が存在することを明示し、家計の送金行動には、利他的モデルよりも、交換モデルがより適合的である点を、実証分析によって指摘した²³。ペルーのデータを用いた実証分析において、Cox et al.は、家計の移転前の所得水準を説明変数とし、家計が送金

¹⁹Lucas and Stark [1985]によるボツワナのクロス・セクション分析に用いられた変数リストは以下のとおりである。移住して家計の外にいる移住者からの月間の送金額の平均額の対数値を従属変数とし、月間の移住者による所得ダミー、家計の一人当たり所得の対数値、家計の構成員数の年齢を考慮した加重インデックス値、移住者が受けた教育年数、移住者の若年ダミー（若年の場合=1、その他=0）、家畜保有ダミー（20 頭より多い=1、その他=0）、干魃ダミー（調査時に干魃である=1）、保有か地区数の対数値、保有耕作地の対数値、移住者が女性であるダミー、移住者が家長の子供であるダミー、などを説明変数として回帰している。

²⁰ 相続パターンは部族によって異なるが、基本的に男子相続である。

²¹ 所得の減少した家計に対して送金を行うことは利他的行動である。

²² 教育に対する Repayment としての送金の効果について言及しているのは、Kotlikoff and Spivak [1981]; Rosenzweig and Wolpin [1988]; Bernheim; Shleifer; and Summers [1985]など。

²³クロス・セクション分析であるが、送金前の所得、送金額などの情報がデータとして利用可能である。

を受け取るか、送金を受け取らないか、という選択的な行動を従属変数としたプロビット分析に加え、送金の純受け取り額を従属変数としたトービット分析を統合した分析²⁴をあわせて行った。Cox et.al.による推定結果によれば、親から子へと送金が行われる場合には、プロビット・モデルにおいて、所得水準と送金確率の間に負の関係が認められ、トービット・モデルにおいて、所得水準と送金額との間に逆U字の関係が認められている。さらに、子が大学を卒業している場合、子供が送金を受け取る確率が上昇する²⁵、などといった一連の推計結果を示すことによって、親子間においては、世代間貸借にもとづく交換モデルが成立していると結論づけている。しかし同時に、Cox et al.の研究は、必ずしも利他的モデルを否定するものではなく、失業者や病人がいる家計では、送金を受け取る確率がいずれも上昇するという結果が得られている²⁶ことから、利他的動機に基づく送金を肯定するものでもある。つまり、Cox および Cox et al.は、Lucas and Stark と同様に、送金動機について、大枠では交換モデルの適用を支持するものの、送金は交換的動機によって全て説明されるものではなく、利他的動機とのコンビネーションによって理解すべきであるという見方を示している。

Altonji et al. [1997]は、アメリカのパネル・データを使用し、子供から両親への所得移転についての利他的モデルと交換モデルの適合性についての実証分析を行い、受け手の所得水準と送金額の間には正の関係が存在するという結果を得た。すなわち、Altonji et al.による実証研究は、送金動機の交換モデルへの適合を示すものであった。また、Ilahi and Jafarey[1999]は、パキスタンの Return Migrants の移住費用の分析を行い、間接的な移住費用に対する貸借関数を推定している。Ilahi and Jafarey によれば、パキスタンにおいては、血縁のある親類から広く移住費用を集めては、その支払いを送金によって行うといったサイクルが成立しており、そのような親類グループからの移住資金の貸与と、出稼ぎ者による送金による移住資金の返却というサイクルを通じて、移出者を輩出する血縁・親類の周辺から人的・地縁的な移住ネットワークへの連鎖が形成されている。すなわち、Ilahi and Jafarey は、パキスタンからの移民の送金動機においては、単純な利他的モデルではなく、交換モデルと投

²⁴Cox et al.は、送金額が家計の正確を表すダミーと家計の消費水準に依存するというモデルを想定し、送金額が0を超える場合について、送金に対する家計の所得 (income) の係数を推定している。トービット、プロビット (プロビットでは、従属変数として transfer を受け取る=1、transfer を受け取らない=0 とする、トービットでは、従属変数として net transfer received を設定している) 両者を用いた確率モデルによる検討を行っており、その定式化は以下になっている。

T: Transfer receipt t: latent variable

$$t_h = a_0 + a_1 I_h + b X_h + \varepsilon_h \quad (1)$$

$$T_h > 0 \text{ iff } t_h > 0 \quad (2)$$

$T_h = 0$ otherwise

Latent variable である t_h が 0 とクロスする場合 T_h も正になる。 I_h は家計の所得水準を示すため、利他的モデルが適合する場合には、 a_1 は必ずマイナスになる。さらに、個人の属性を X_h で示し、 ε は stochastic term である。

ゆえに、推定すべき transfer amount は

$$T_h = b_0 + b_1 I_h^{(1)} + b_2 I_h^{(2)} + b X_h + E(\eta_h | T_h > 0) \quad (3)$$

Where

$$\begin{aligned} I_h^{(1)} &= I_h & \text{if } I_h < I^* \\ &= I_h^* & \text{if } I_h \geq I_h^* \\ I_h^{(2)} &= 0 & \text{if } I_h \leq I_h^* \\ &= I_h - I_h^* & \text{if } I_h > I_h^* \end{aligned}$$

なお、 η は攪乱項。

確率モデルが適用される場合には送金額は所得水準に対して逆U字の形状をとり、利他的モデルが適用される場合には、 b_1 、 b_2 両者ともマイナスになるはずである。

さらに、分析において、その他の個人の属性として用いられた変数は、3段階の所得ダミー、移住者の4段階の教育ダミー、家計の年齢、未婚者、女性、失業者、住宅保有、子供の数、学校に行っている子供の数、家計サイズ、両親の移転前所得などである。

²⁵ペルーのデータでは、親からの送金が全体の約26%を占め、子からの送金が約33%を占め、ほとんどが親子の間における所得移転が行われている。また、Cox et al.は、親の行った教育投資に対する支払いを、子供が送金によって親に返却するという投資モデルの適合性をも示している。

²⁶ プロビット分析の結果による。

資モデルの適用を支持している。

つまり、実証的な文献の多くが、送金動機に対する交換モデルの広汎な適用を支持している。しかし、家計が直面する経済的リスクが非常に大きい場合には、リスクに晒される家計メンバーの効用関数が送金主の効用に織り込まれやすくなり、利他的行動を選択する傾向が強まると考えられるために、交換モデルと利他的モデルの組み合わせによって、送金の経済的合理性は説明されるべきであるという主張もまた、先行研究の共通的な見解であろう。

3. 3. 州外移住者 (out-migrant) の出身家計の経済状況

本節では、インドにおける州外移住者についてのデータ分析を行うことによって、インドにおける州外移住の経済機能と、州外移住者による送金の動機を明らかにすることを目的とする。すなわち、49th NSS の州外移出者による送金データを用いた実証分析を行い、送金動機に関する理論の適合性についての検討を試みる。

3. 3. 1. 家計の消費水準と州外移住

本論文では、1993 年度の家計調査である 49th NSS(Migration Data)を分析対象としているが、本節では、州外への移住者、すなわち out-migrant のみのデータを用いる。このデータにおいては、「家計のメンバーのうち、過去 5 年以内に州外移動（インド国内、外国）を行った」場合、その家計メンバーが out-migrant（州外への移出者）として記録されている。さらに、5 年以内に家計メンバーの一員であり、なおかつ調査時点で存命であれば out-migrant としてカウントされるが、家計に帰ってきた移住者や、家計に帰らずとも元の州内に移住してきた場合には、out-migrant としては記録されていない。

本データは、最低 1 人でも過去 5 年以内に家計からの out-migrant（州外への移動者）がいる場合において、移住者及び家計のデータを記録する。センサス等の移住調査で利用されている「普段の住居（usual place）を離れた」という定義による移住者は、過去 6 ヶ月以上居住している町や村から、転居した場合を示す。一方、本データにおける過去 5 年の州外移動や国外移動（しかも帰還していない場合のみを対象）とする out-migrant のみに着目したデータ調査は、センサスや他の移住調査にはない特徴である。

49th NSS における総サンプルに占める out-migrant を擁する家計数の比率は農村部、都市部ごとに以下のようになっている。

表 12 州外移住者を擁する家計の比率：農村部 / 都市部

5年以内に州外への移住者（移出者）を出している家計： 農村部					5年以内に州外への移住者（移出者）を出している家計： 都市部				
移出先	家計数	比率 (%)	州外移住者のうち 送金を行っている out-migrant 数	out-migrant の男女比 (男性を 1 とする)	移出先	家計数	比率 (%)	州外移住者の うち送金を行 っている out-migrant 数	out-migrant の男女比 (男性を 1 とする)
外国	1,533	2.05	1467 (82.3%)	0.04	外国	816	1.86	703 (75.2%)	0.07
インド国内	9,056	12.13	7217 (65.6%)	0.09	インド国内	2,354	5.36	1338 (46.9%)	0.14
なし	64,081	85.82			なし	40,770	92.79		
全家計合計	74,670	100	8684 (81.7%)	0.09	全家計合計	43,940	100	2041 (63.9%)	0.12

NSS49th DATA より筆者作成

農村部の全サンプル家計のうち、海外への out-migrant は約 2%、インド国内・州外への out-migrant は全農村家計の約 12%を占める。また、農村部では全州外移住者のうち、実に 81%が送金を行っている。都市部からの out-migrant のうち、約 63.9%が送金を行っており、out-migrant の殆どが出稼ぎにかかわる移住であるという点が示されている。さらに、out-migrant を輩出している家計の割合は、農村部では約 14%にのぼるが、都市部でその半数の約 7.2%にしか過ぎない。つまり、インドにおける out-migration の大部分を占めるのは、農村部からの人口の流出によるものであると考えられる。

インド全体でみても、全家計の約 10%超が比較的遠距離の移住者である州外移住者を輩出しており、out-migration や出稼ぎが比較的活発であることを示している。さらに、男女比をみても 5 年以内の州外移住である out-migration では、圧倒的に男性が多い。ライフタイム全体の移住履歴（一生のうち、移住を行ったことがあるか）では、女性の移住が半数以上を占めるが（加藤[2009]）、ライフタイムにおける人口移動とは全く対照的に、比較的短期における人口移動の担い手は主に男性であり、その多くを、出稼ぎを目的とした農村出身者が占めていると考えられる。

次に、同データより、過去 5 年以内に out-migrant を輩出している家計と、out-migrant のいない家計の経済的性格の差異を明らかにするために、消費水準、および out-migration を行った理由を移住先ごとに以下に示す。

表 13 過去5年以内に out-migrant を輩出している家計サンプルの一人当たり消費水準：
出身部門とその移住先 （単位：ルピー）

	州外移住者がいる家計										州外移住者の いない家計	
	全平均		海外		インド国内							
	うち送金を受け ている家計						うち送金を受け ている家計					
農村部	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差
ST	239.95	147.28	239.87	110.22	264.61	107.04	239.95	148.53	244.95	142.40	229.61	229.30
SC	209.12	106.71	279.85	149.60	286.56	156.88	203.90	100.94	199.90	96.78	208.67	118.36
その他 の家計	263.50	173.98	315.16	165.04	311.97	159.10	253.24	173.89	235.97	137.88	251.74	155.15
全平均	250.28	161.66	309.85	163.13	308.28	158.27	240.96	159.44	228.05	130.65	238.66	164.67
都市部												
ST	387.17	231.29	532.25	354.67	480.00	345.35	381.69	224.77	404.15	247.08	372.56	262.17
SC	312.95	172.17	391.30	195.54	408.64	197.33	302.93	166.62	294.20	149.80	299.83	177.16
その他 の家計	478.69	344.72	496.39	384.74	440.58	296.66	472.01	328.19	415.57	274.50	417.78	288.59
全平均	457.43	330.38	491.96	378.44	439.19	292.45	446.23	312.45	400.06	264.18	398.78	277.36

NSS49th DATA より筆者作成

表 14 Out-migrant の移出先とその移出理由：出身部門とその移住先 （人数）

移出理由	海外移住					計	国内移住					計
	労働関連	学習関連	婚姻	その他			労働関連	学習関連	婚姻	その他		
農村部												
ST	26	9	0	2	37		440	370	14	166	990	
SC	180	7	1	3	191		2,127	156	47	254	2,584	
その他の 家計	1,417	90	13	46	1,566		5,982	1,144	131	630	7,887	
計	1623	106	14	51	1794		8549	1670	192	1050	11461	
都市部												
ST	4	3	1	0	8		52	120	4	36	212	
SC	40	2	0	1	43		214	45	10	67	336	
その他の 家計	741	90	12	61	904		1,307	712	88	286	2,393	
計	785	95	13	62	955		1573	877	102	389	2941	

NSS49th DATA より筆者作成

雇用・労働を理由として州外移住を行っている out-migrant の割合は、それぞれ、農村部から海外への総 out-migrant のうち約 90%、国内への総 out-migrant のうち約 74%、都市部から海外への out-migrant のうち約 82%、国内への out-migrant のうち約 53.4%である。また、州外移住者の高い送金率（農村で約 7 割、都市部で約 5 割）を考慮すると、インドにおける短期の州外人口流出において最も多くを占めるものは、出稼ぎ労働者であるといつて差し支えないであろう。

労働以外の理由では、学習を理由とした国内への州外移住者が多い点も特徴的である。農村の、Non ST/SC 家計（その他の家計）からインド国内へ移出している out-migrant のうち、14.5%が、SC では約 6%が、それぞれ、学習を理由とした国内・州外移住である。さらに、農村部の ST 家計では、農村部からの総 out-migrant のうち約 37%が学習を理由としたものである。また、都市部では総 out-migrant のうち、SC では約 13%、ST/SC 以外の家計では約 30%が学習を理由とした移住者である（都市部 ST はサンプル数が少ないため割愛）。

ここで、家計の所得水準の近似となる家計の月間一人当たり消費水準に目を転ずると、全体のサンプルでは、out-migrant のいない家計よりも out-migrant のいる家計の方が平均消費水準は高い傾向が見受けられる。

しかし、農村部家計において out-migrant のいる家計と out-migrant のいない家計の月間平均一人当たり消費支出を比較すると、インド国内への out-migrant がいる場合では、農村部のすべての社会集団において、大きな差異はほとんど見られず、仮に「送金を受けている場合」であっても、out-migrant のいる家計といない家計との間では顕著な差異は見られない。その一方で、海外への out-migrant がいる農村部家計の消費水準は、送金の有無にかかわらず、海外移住者のいない家計と比較して、かなり高い水準にある。特に都市部からの海外移住者の内訳をみると、「学習のため」といった理由がかなりの割合を占めている点も特徴的である。

都市部では、out-migrant として移出している家計メンバーが存在する家計の場合、すべての社会的階層グループにおいて、out-migrant のいる家計では、out-migrant のいない家計と比較して、消費水準が顕著に高い傾向にある。これは、農村部とは全く対照的な傾向である。とりわけ、海外への out-migrant がいる家計の平均消費額は、SC、ST、Non ST/SC 家計（その他の家計）といった全ての家計タイプにおいて、一人当たり消費水準が 80 ルピーから 100 ルピーも高く、out-migrant のいない家計と比較して、極めて高い水準にあるといえる。また、都市部では out-migrant のいる家計の全平均が送金を受けている家計よりも、かなり大きくなっているが、これは、学習を理由とする移住者の平均所得水準が極めて高い水準にあるからであり（平均は約 600 ルピーである、付表 2 参照）、比較的教育インフラや教育サービスが整っている都市部から、敢えて州外へと家族を移住させるということは、より高度なサービスを求める対価を支払う余裕がその家計に既にあるためであり、他の家計より消費水準が高いのは当然であろう。

なお、インドにおける人口移動の半数以上を占める²⁷、女性の婚姻による移住だが、本データでは、女性の婚姻に基づく移住は農村部においても都市部においても、全 out-migrant の 1%にも満たず、女性の移住はその殆どが州内移住であることを反映する結果となった²⁸。

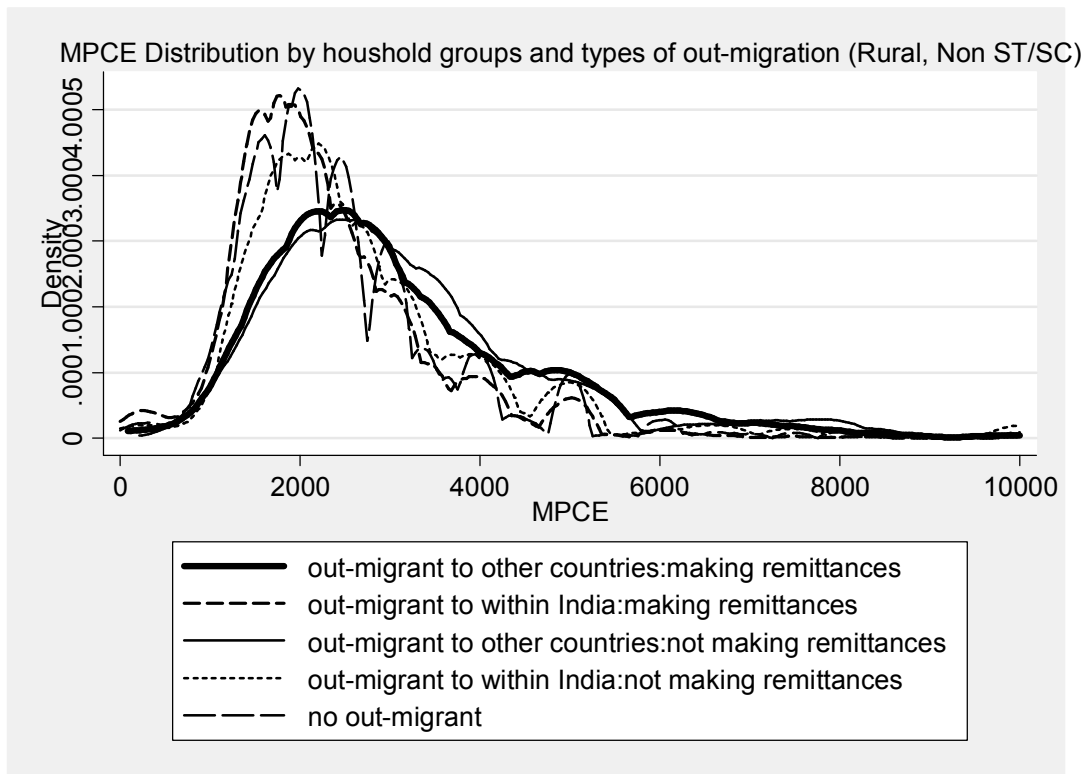
次に、州外移住者・州外移住者のいない家計について、移住者の有無、送金の有無に分け、農村部では 0 から 1000 ルピーまで、都市部では 0 から 1500 ルピーまでの MPCE のレンジ内において、家計の消費水準の分布を示したものを以下の図に示す。

²⁷ この場合の人口移動は州内移住を含む。

²⁸ 付表 3 参照。

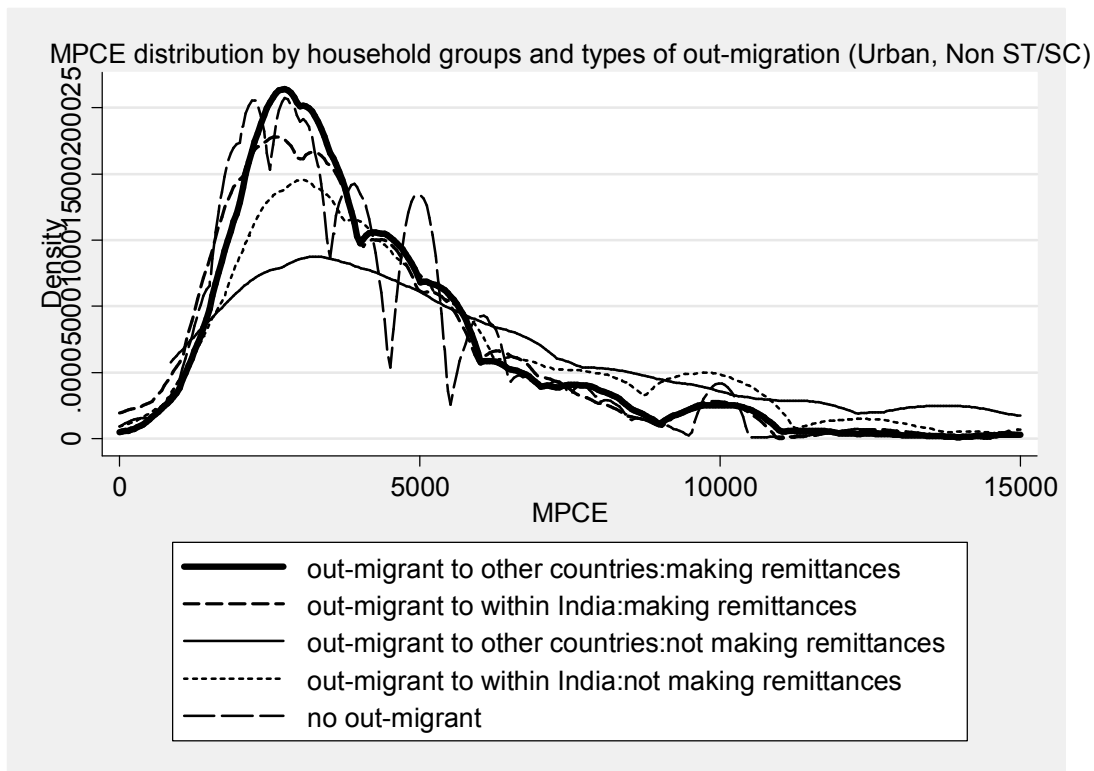
Non ST/SC(その他の家計) : 差別階級ではない家計 (Others)

図 4 農村部 Non ST/SC 家計 (その他の家計) の MPCE 分布



(単位:0.0 ルピー)NSS49th DATA より筆者作成

図 5 都市部 Non ST/SC 家計 (その他の家計) の MPCE 分布



(単位:0.0 ルピー)NSS49th DATA より筆者作成

農村部の消費水準分布をみると、「海外への out-migrant がいる家計」では、消費水準分布は、送金のない家計と比較して、分布の中心がやや高所得に位置しており、なだらかな山形の曲線形状を示している。このような分布は、送金を受けている家計では、消費水準が他のタイプの家計に比較して、やや高い水準で平準化 (consumption smoothing) されていると考えられる。さらに、海外への out-migrant のいる家計の消費水準分布の形状は送金の有無を問わず、ほぼ一致していることから、「海外への移住コストをまかなえるか」という点が、海外か、国内か、移住先を決断する面で重要な要件となっていると考えられる。また、海外移住者の場合には、家計の消費水準が高いことから、海外移住にとって適合する移住の類型は、pull migration であると考えられる。

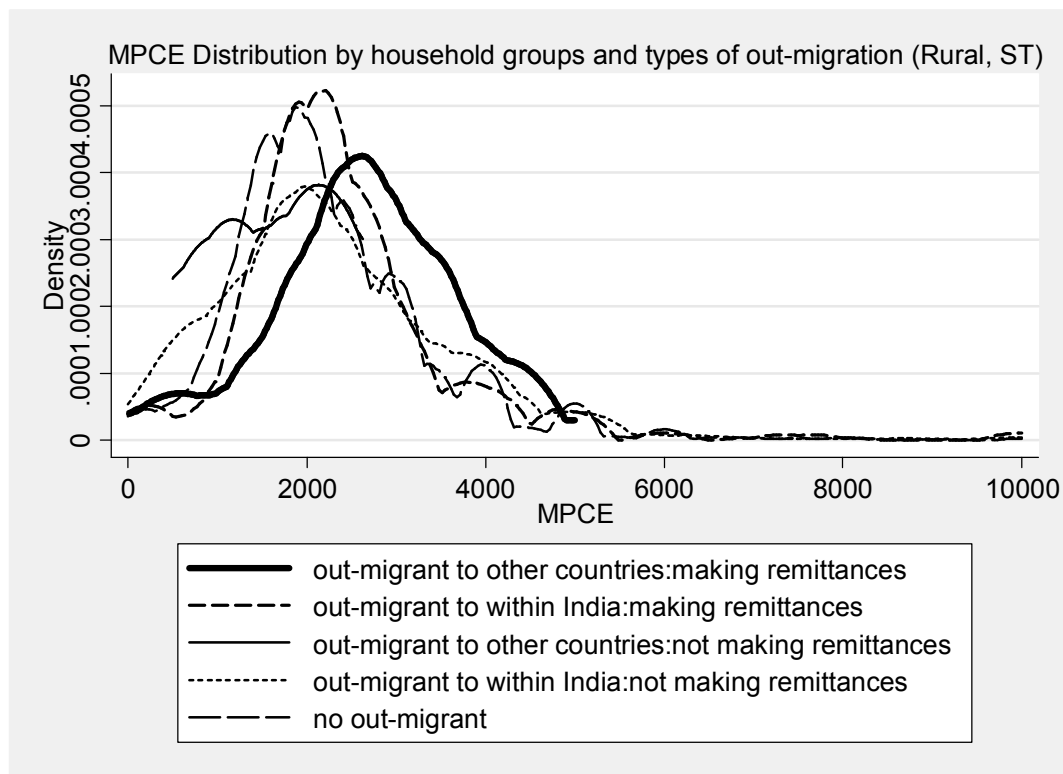
農村の消費水準分布のプロット図において、もっとも特徴的な点は、国内の out-migrant から送金を受け取っている家計の MPCE の分布のピークが貧困線とかなり近いと考えられる、月 200 ルピーよりも低く位置している点である。さらに、国内の out-migrant から送金を受け取っている家計の MPCE の分布は、out-migrant のいない家計の消費水準分布のピークよりも左側に大きく偏在している。つまり、このような分布は、「送金のある家計」の消費水準は、out-migrant のいない家計に比べて、相対的に低く、貧困に近い水準に位置していることを示している。すなわち、やや貧しい家計が、家計の所得を補填・補助するために、比較的移住コストの低いインド国内移住を選択し、さらに州外へと職や賃金を求めて移出していくという移住行動、すなわち、Connel et al. [1973]などが指摘した、「農村からの相対的窮乏家計による push migration が成立している」という議論が、1990年代の本データにおいても、いまだ成立しうることを示していると考えられる。

一方、都市部では、移出先の海外、インド国内を問わず、送金をしている out-migrant を擁する家計の消費水準分布の形状は近似しており、これらの家計の消費水準は、送金をしていない国内への out-migrant や out-migrant のいない家計の水準よりも高い傾向にある。また、送金をしていない海外への out-migrant の消費分布が高水準に偏っている。これは、都市部では既に農村部よりも恵まれた労働市場や労働機会に直面しているため、そこから敢えて移住を選ぶにあたって、より良い労働条件や労働機会、もしくは out-migration によって得られるサービスの便益が高くなる確率が十分に高くなければ、移出を選択しないということであろう。つまり、このような、都市部からの長距離の州外移住の場合に、成立する移住のタイプは、pull migration であると想定される。

以上より、Non ST/SC 家計（その他の家計）においては、農村から州外に移出していく場合には push migration が成立し、都市部から移出する場合、もしくは、農村・都市を問わずに海外へ移出していく場合には、pull migration が成立しているものと考えられる。

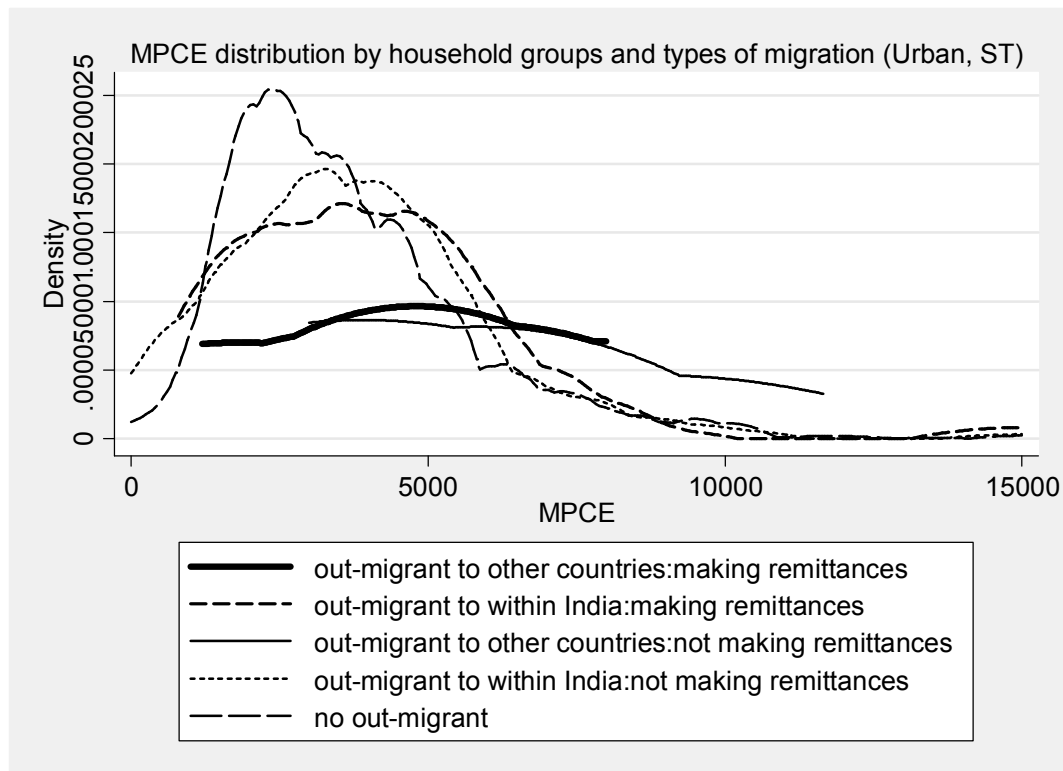
ST/SC の家計

図 6 農村部 ST 家計の MPCE 分布



(単位:0.0 ルピー) NSS49th DATA より筆者作成

図 7 都市部 ST 家計の MPCE 分布

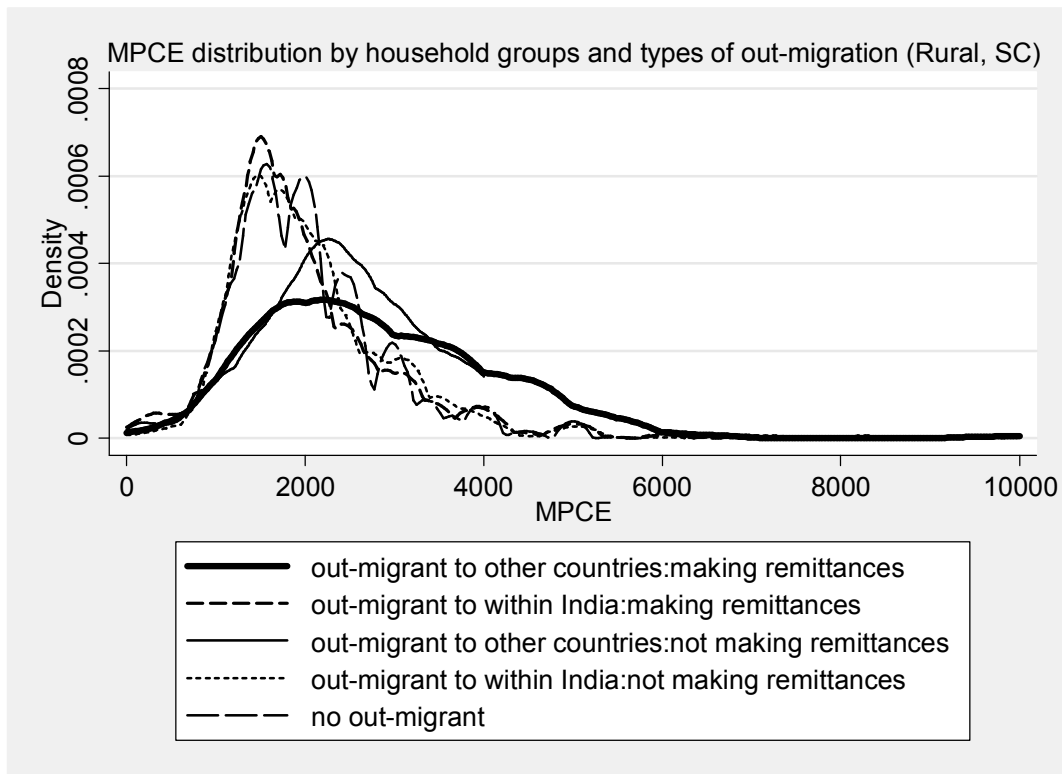


(単位:0.0 ルピー) NSS49th DATA より筆者作成

ST の場合、その多くがマディヤ・プラデシュ州の農村部に分布している関係上、都市部の ST は、全サンプル数が 220 と、極めて少なく、都市部の分布は参考程度にとどめる。サンプル数が 1000 を超える農村部サンプルにもとづく消費水準分布においては、移住先の如何に関わらず、送金のある家計の消費水準の分布が、送金のない家計と比較して、やや高めに偏っている点が特徴的な点である。また、移住者のいない家計の消費水準は、out-migrant のいる家計と比較して、かなり低めに分布している。つまり、送金を受け取っている家計は、他の家計と比較して、相対的により高い所得水準にあることが示されており、これは、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合（送金を受け取っている家計は、移住者のない家計と比較して相対的に低い所得水準にある）とは、全く対照的な傾向である。ST では、地域的な制限や、経済的後進性が移住の障壁となっており、ST にとっては、移住そのものの機会が所得水準によって制限されているためではないかとも考えられる。

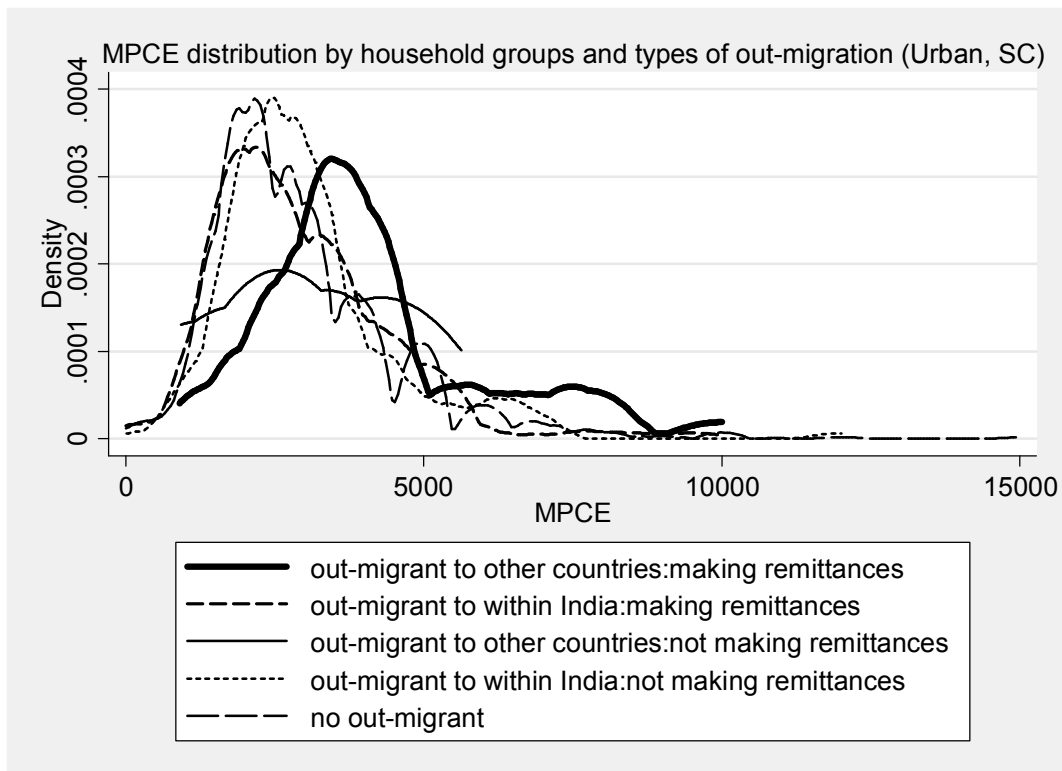
SC 家計

図 8 農村部 SC 家計の MPCE 分布



(単位:0.0 ルピー) NSS49th DATA より筆者作成

図 9 都市部 SC 家計の MPCE 分布



(単位:0.0 ルピー) NSS49th DATA より筆者作成

SC 家計の農村部の消費分布は、Non ST/SC 家計（その他の家計）の分布と、かなりの類似点を有する。すなわち、農村部から海外へ向かった out-migrant を輩出している家計の場合には、高い水準において消費が平準化されており、さらに、移住先にかかわらず、「送金のある家計」の消費水準が out-migrant のいない家計よりも低く分布している点は、Non ST/SC 家計(その他の家計)と、ほぼ共通の傾向である。つまり、農村部 SC では、Non ST/SC 家計（その他の家計）と同様に、push migration が成立していると考えることができる。

都市部の消費分布では、これも非 ST/非 SC である家計と同様に、海外への out-migrant のいる場合の消費分布が高水準に偏向しており、また、「送金を受け取っている家計」の所得消費水準分布は、全く out-migrant のいない家計よりも、高めに偏っている。

以上から、SC 家計においては、その他の家計と同様に、農村部からの州外移住においては push migration が、都市部からの州外移住、また、農村・都市からの海外への移住においては、pull migration が成立していると推察される。

3. 3. 2. 家計のストックと州外移住

前項においては、49thNSS Migration Data において、out-migrant のいる家計と、out-migrant のいない家計とのフローの分布状況の差異について分析を行った。本項では、特に農村部においてフローを規定する重要要因である、ストックたる土地保有の分布と州外移住についての概況を示す。

表 15 農村部における社会集団別土地保有状況

	全農村 サンプル		ST				SC				Non ST/SC 家計(その他の家計)			
	家 計	比率	家 計	比率	州外移住者有 家 計	比率	家 計	比率	州外移住者有 家 計	比率	家計数	比率	家 計	比率
	数		数		数		数		数				数	
0.01 エー カ ー 以 下	16,078	21.53	1,744	14.76	54	6.49	5,586	35.04	702	33.05	8,748	18.65	970	12.71
0.01-0.2	15,100	20.22	1,406	11.9	87	10.46	4,400	27.6	604	28.44	9,294	19.81	1,719	22.52
0.21-0.4	8,070	10.81	1,412	11.95	124	14.9	1,601	10.04	290	13.65	5,057	10.78	1,056	13.83
0.41-1.00	12,229	16.38	2,341	19.81	215	25.84	2,031	12.74	253	11.91	7,857	16.75	1,427	18.7
1.01-2.00	10,822	14.49	2,348	19.87	164	19.71	1,271	7.97	166	7.82	7,203	15.35	1,209	15.84
2.01-3.00	5,290	7.08	1,252	10.6	96	11.54	535	3.36	61	2.87	3,503	7.47	516	6.76
3.01-4.00	2,525	3.38	561	4.75	37	4.45	202	1.27	15	0.71	1,762	3.76	269	3.52
4.01-6.00	2,093	2.8	384	3.25	28	3.37	169	1.06	14	0.66	1,540	3.28	205	2.69
6.01-8.00	879	1.18	144	1.22	8	0.96	74	0.46	10	0.47	661	1.41	77	1.01
8.01-	1,584	2.12	223	1.89	19	2.28	75	0.47	9	0.42	1,286	2.74	185	2.42
合計	74,670	100	11,815	100	832	100	15,944	100	2,124	100	46,911	100	7,633	100

NSS49th DATA より筆者作成

農村部 SC のうち約 35%の家計は、保有土地面積が 0.01 エーカー（1 エーカー=4046.85642 m²）以下という零細土地保有/土地なし層に属しており、州外移住者の存在する SC 家計の零細土地保有/土地無し層の比率も約 33% である。農村部 SC 家計においては、out-migrant の有無による土地保有状況の差異は、あまりみられない。

一方で、Non ST/SC 家計（その他の家計）では、そのような 0.01 エーカー以下の零細土地保有/土地なし層である家計は、全体の家計の約 18%であり、これは、おおよそ SC の半分の割合となっている。したがって、SC 家計の土地保有は、Non ST/SC 家計（その他の家計）と比較して、著しく低い水準にあるといえる。また、SC では 0.4 エーカー以下の土地保有家計が、全体の家計の約 85%にものぼるのに対し、ST でも SC でもない層では、0.4 エーカー以下の土地保有家計では、その割合は約 66%に過ぎず、低い割合を示している。つまり、農村の土地保有状況は、SC 層の経済的後進性を強く反映したものとなっている。

州外移出者のいる家計の土地保有は、あらゆる社会階層において、全体的に下方に集中している。しかし、Non ST/SC 家計（その他の家計）では、州外移住者のいる家計における零細土地保有/土地無し層の比率は約 13%となっており、これは全 ST/SC 平均の約 19%を 6 ポイント近く下回るものである。つまり、Non ST/SC(その他の家計)階層においては、「所得水準が低いこと」は、push factor として機能するが、「保有資産を持たない」ことは、州外移住のモビリティを制限する方向に機能していることを示していると考えられる。

なお、ST では、土着の民族が多いためか、零細土地保有/土地無し層の割合は SC や非 ST/SC と比べても著しく低くなっている。

表 16 農村部における Non ST/SC 家計（その他の家計）の土地保有と月間平均消費支出

	送金あり			送金なし			全平均
	サンプル数	比率	MPCE	サンプル数	比率	MPCE	MPCE
0.01 エーカー以下	840	13.14	241	297	10.6	282	252
0.01-0.2	1,517	23.73	243	451	16.09	287	253
0.21-0.4	884	13.83	235	359	12.81	281	248
0.41-1.00	1,211	18.94	242	534	19.05	283	255
1.01-2.00	967	15.12	258	493	17.59	277	265
2.01-3.00	406	6.35	278	251	8.95	280	278
3.01-4.00	218	3.41	265	123	4.39	280	270
4.01-6.00	146	2.28	283	123	4.39	303	292
6.01-8.00	50	0.78	314	54	1.93	394	355
8.01-	155	2.42	330	118	4.21	344	336
総平均			250			287	262
総サンプル数 ²⁹	6,394			2,803			9,173

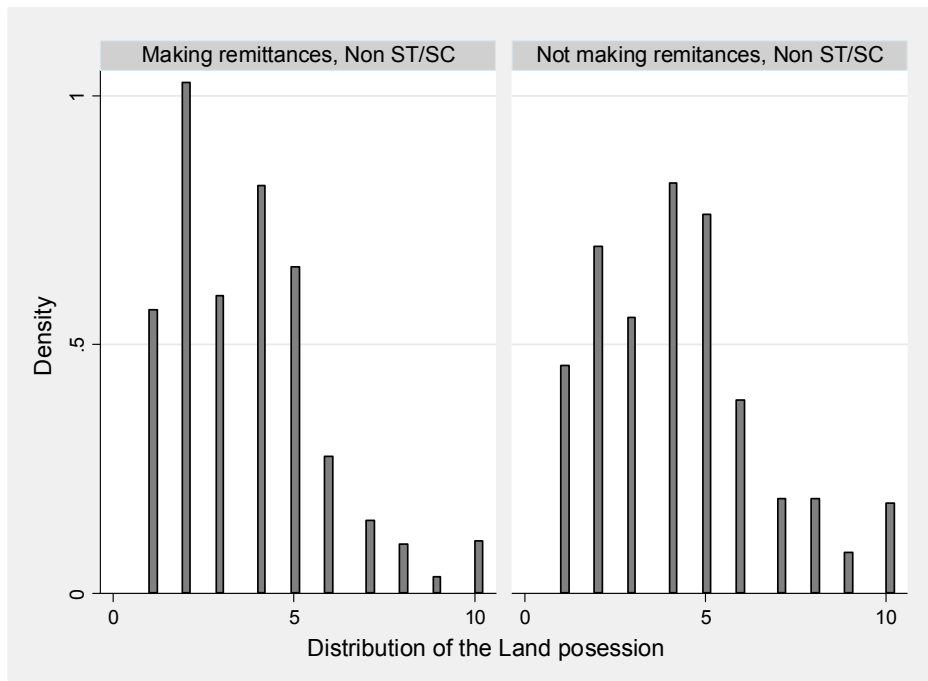
NSS49th DATA より筆者作成

次に、Non ST/SC 家計（その他の家計）の送金の有無と土地保有の関係について、表 16 および図 10 に示す。ST でも SC でもない場合、送金を行っている移住者が属する家計の土地保有は、0.2 エーカー以下が約 4 割となっているが、うち、送金を行っていない移住者が属する家計では 0.2 エーカー以下の土地保有が約 28%となっている。つまり、州外移住者から送金を受け取っている家計では、小規模農/零細土地保有/土地なし層の割合が高い。また、移住者の属する家計の MPCE の平均値も、家計が送金を受け取っている場合には、同程度の土地を有するが送金のない家計と比較すると、低くなっており、Non ST/SC(その他の家計)の場合、移住者から送金を受け取っている家計は、所得水準のみならず、土地保有もかなりの低い水準にあることがうかがえる。すなわち、居住している農村において、賃金や生産性資産が十分に確保されていない家計においては、より出稼ぎへのインセンティブが生まれやすくなるため、出稼ぎがより盛んになると考えられ、送金を受け取りやすくなると考えら

²⁹ 本表における総サンプル数は、家計数ではなく、移住者数ベースとなっている。

れるが、州外移住者からの送金を受け取っていてもなお、送金による補填は、家計の収入のギャップを埋めるには十分ではない。さらに、同レベルの土地を有していたとしても、送金があってもなお、所得ギャップが埋まらないような格差を生み出す外生的な要因が、社会的に与えられている可能性もある。

図 10 農村の Non ST/SC 家計（その他の家計）であり、out-migrant から送金を受け取っている家計の土地保有状況 / 送金を受け取っていない家計の土地保有状況³⁰



NSS49th DATA より筆者作成

次に SC 家計の送金の有無と土地保有の関係について、表 17 および図 11 に示す。

表 17 農村部における SC 家計の土地保有と月間平均消費支出

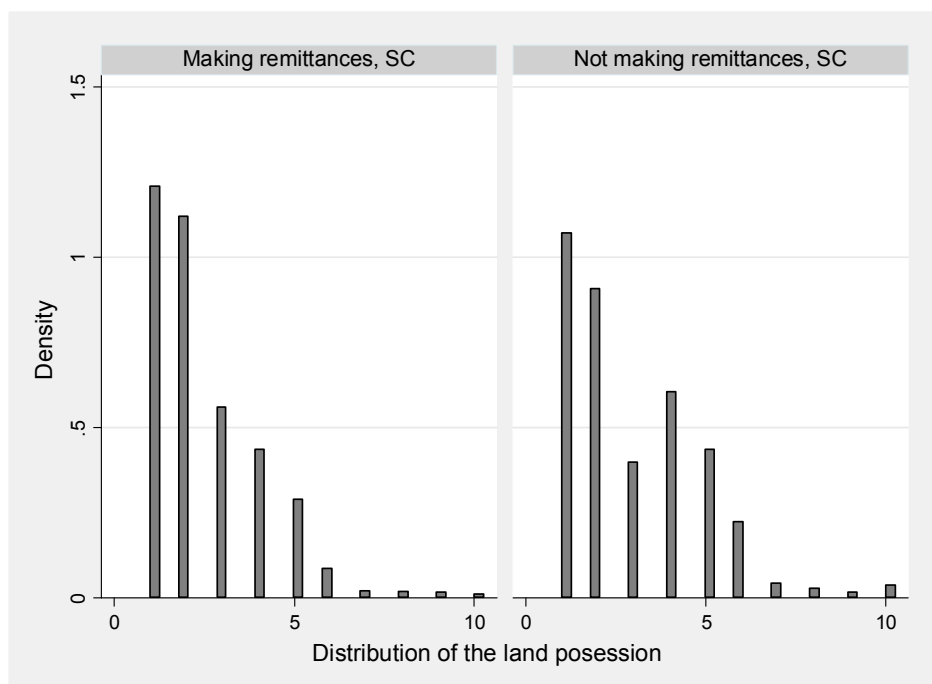
	送金あり			送金なし			全平均
	家計数	比率	MPCE	家計数	比率	MPCE	MPCE
0.01 エーカー以下	590	32.1	200	219	28.08	180	195
0.01-0.2	544	29.6	196	189	24.23	199	197
0.21-0.4	273	14.85	213	80	10.26	211	212
0.41-1.00	212	11.53	217	126	16.15	232	223
1.01-2.00	141	7.67	230	92	11.79	250	238
2.01-3.00	43	2.34	226	47	6.03	271	250
3.01-4.00	11	0.6	244	9	1.15	209	228
4.01-6.00	10	0.54	229	6	0.77	282	248
6.01-8.00	8	0.44	223	4	0.51	212	219
8.01-	6	0.33	316	8	1.03	187	243
総平均						211	208
総サンプル数 ³¹	1,838			780			2618

NSS49th DATA より筆者作成

³⁰ 家計数ではなく、移住者数ベースによる分布表示である。

³¹ 家計数ではなく、移住者ベースによる。

図 11 農村の SC 家計であり、out-migrant から送金を受け取っている家計の土地保有状況 / 送金を受け取っていない家計の土地保有状況³²



NSS49th DATA より筆者作成

農村部 SC 家計においても、Non ST/SC 家計（その他の家計）と同様に、送金を行っている移住者が属する家計の土地保有状況は、送金を受けていない家計と比較すると、低く分布している。家計が送金を受けている場合、家計の土地保有状況は、0.2 エーカー以下が約 62%を占めるのに対し、送金を受けていない場合、0.2 エーカー以下の土地保有は約 52%と、10 ポイント近くの差が存在する。

一方で、同等の土地保有がある場合、SC の MPCE 水準は、Non ST/SC 家計（その他の家計）とは大きく異なっている。SC では、土地保有レベルが同一ならば、土地無し・小規模土地保有家計においては、送金のある家計の消費水準は、送金のない家計の消費水準と比べると、ほぼ同等、もしくは高くなっている。さらに、他の土地保有階層においても、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合にみられる「送金のある家計は送金のない家計よりも消費水準が低い」という一定の傾向は観察されない。Non ST/SC 家計（その他の家計）と SC とのこのような違いが生じる理由は、おそらく、SC は、被差別階層であるために、SC は非 ST/SC 家計と比較すると、社会集団が比較的均質な階層集団であるためであろう。つまり、「SC である」ために、明確かつ厳格な階層の外にあることによって、顕著な外生的な不利益を受けるために、被差別階層としての経済的後進性が存在するが、SC という階層内部固有の階層的・社会的な外生要因が、Non ST/SC 家計（その他の家計）内ほどには存在しないために、同レベルの資産を保有している場合は、農業収入になんらかの差異があったとしても、外部からの経済資源に依存することで、保有資産の水準に応じた所得水準が実現可能となるのではないだろうか。

なお、参考として都市部の移住者の出身家計の土地保有状況を付表 4 に示す。都市部居住者は、もちろん都市部出身者も多いため、ST をのぞき、0.2 エーカー以下の土地保有が 8 割を占めている。

³² 家計数ではなく、移住者数ベースによる分布表示である。

3. 3. 3. 州外移住者の出身家計：基礎的経済データの総括

農村部と都市部の州外移住率と送金率の差異は、農村部と都市部という部門間の経済的環境・所得水準の差異を反映したものであると考えられる。都市部に居住し、out-migrant を輩出する家計と、農村に居住し、out-migrant を輩出する家計の間に、所得水準や移住先、移住の理由において顕著な差異が生じる理由は、1.2節において指摘したように、経済成長によって生じた都市部と農村部の経済水準の著しいギャップを反映したものであると考えられる。つまり、都市部においては農村部よりも恵まれた労働市場やインフラが存在し、より高い賃金や社会サービスを得る可能性がもともと高い。しかし、そのような都市部から敢えて出稼ぎや移住労働を行う場合には、移住に対し、より高い経済的付加価値を求めているはずであり、上昇した移住のシャドウ・コスト分が付加された移住コストをまかなえるだけの余力が、家計にあるといえる。一方で、農村部では、もともと賃金水準が低く、労働機会や労働市場に限られており、労働環境も都市部に比較して恵まれているとは言えず、経済成長期においては、農村家計の相対的な窮乏化が生じる。さらに、農村家計の所得は、生産性資産たる土地に大きく依存するために、フローのみならずストックに恵まれていない層、もしくは社会的に恵まれていない層は、農村と都市部の経済成長のギャップに起因する相対的な経済状況の悪化に直面しやすくなるため、結果として押し出され (push) ることとなり、州外のよりリターンのかい経済資源の獲得を求めるようになり、移出していくと考えられる。このようなサイクルが成立する場合には、都市部と農村部では、家計が移住の意思決定を行うにあたって、移住のための動機が異なってくると考えられる。すなわち、農村部では push migration、都市部では pull migration が成立するといった、二元的な移住形態を一国内に内包するようになるのではないか。また、海外に移住する場合には、移住コストが過大になるために、都市部と同様、pull migration が成立していると考えられる。

農村家計全体の低所得から動機づけられる push migration が成立している場合、送金の持つ経済的機能においては、利他的 (Altruistic) モデルと整合する可能性と、交換 (Exchange) モデルに整合する場合との、いずれのケースも考える。前者においては、家計の低所得状況が送金のための強力な動機づけとなり、純粋な push migration が成立している場合であると仮定され、そのようなケースでは農村に居住する家族の効用関数が出稼ぎ者の効用関数に織り込まれやすくなり、利他的モデルが適合する可能性が高まる。しかし、push migration であったとしても、移住コストが過大となれば、後者の交換モデルが適合する可能性が高まる。その一方で、相対的に恵まれた家計がより高い賃金を求めて移住するタイプである pull migration では、もし送金が行われていれば、それはむしろ交換的機能 (Exchange) の合致する可能性がきわめて高い。以上の議論をふまえ、次節では、送金を行う動機に関して、いかなる経済モデルが適合しうるのか、実証分析を行いたい。

3. 4. 送金モデルの実証分析

3. 1. 節において示した理論によれば、移出者の送金行動の動機は、受け手である家族の消費水準に依存すると考えられる。送金するという行動を選択する動機自体も、「受け手：R」の家族の消費水準、また、家族および家計 h の全体の固有の性格、および、「送金者個人：D」の社会的性格に依存すると仮定される。

このような行動選択を分析するためには、行動主体の性格と、行動結果としての選択肢との関係性を明らかにするデザインである、バイナリ・モデルが有用であると考えられる。本論文においてはロジット・モデルを採択・適用し、前述の out-migrant に対する調査をもとに、出稼ぎ主を抱えている家計が送金を受け取る可能性の確率モデルを想定する。

Out-migrant がとる行動には、「送金をする」か「送金をしない」という2種類の選択肢がある。移住者が、「送金をする」という行動をとる場合、移住者本人の固有の性差などの生物的性格、社会的性格はもとより、前節のモデルが提示するように、家計の消費水準が規定要因、すなわち送金動機となると考えられる。さらに、移住者による送金行動は、移住者の出身家計の持つ社会的性格など、移住者をとりまく、さまざまな外的要因に影響されることとなる。ゆえに、移住者による送金の確率モデルは、以下のように表される。

$$Pr(T_h = 1) = F(\alpha_0 + \alpha_1 C_{Rh} + \alpha_2 X_h + \beta X_{Dh})$$

C_{Rh} は受け手（Recipient）の家族 h の消費水準

X_h は家族・家計全体の社会的性格

X_{Dh} は送金主（Donor）の社会的性格

つまり、州外移住者の送金確率が、送金主の社会的性格と送金主の家族・家計全体の社会的性格、受け手たる送金主の家計の消費水準に依存するという確率モデルを仮定する。次節以降に、49th NSS による州外移住者のデータを用いた実証分析結果を示す。

なお、本節以降における確率モデル分析に用いる地域は、以下の州およびデリーというインドの主要地域のみを対象とする³³。すなわち、アンドラ・プラデシュ、アッサム、ビハール、グジャラート、ハリヤナ、ヒマチャル・プラデシュ、カルナータカ、ケーララ、マディヤ・プラデシュ、マハラシュトラ、オリッサ、パンジャブ、ラージャスターン、タミル・ナードゥ、ウッタル・プラデシュ、ウェスト・ベンガルの16州およびデリーである。

3. 4. 1. 被差別階層ではない家計（Non ST/SC 家計、その他の家計）出身者による送金の経済分析

³³ Deaton and Tarozi[2000]は、推計には上記17地域にジャンム・カシミールを加えて推計を行っており、インドの経済的動向を掴むためには当該18地域のみで問題はないとしている。なお、ジャンム・カシミール地方は本分析においては除外した。

表 18 ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析：農村部 Non ST/SC 家計

		推定式1			推定式2			推定式3			平均 値等
		係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	
MPCE		0.0001	-3.0	***							255.7
所得水準ダミー	低消費 30%*				0.137	1.86	*				130
	高消費 20%**				-0.128	-1.65	*				463
	最高消費クラス 12.5%							-0.153	-1.7	*	558.7
性別ダミー ①	女性ダミー	-1.52	-12.4	***	-1.514	-12.3 5	***	-1.522	-12.4	***	0.066
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳	0.611	3.34	***	0.603	3.3	***	0.605	3.32	***	0.145
	20-29 歳	1.143	6.52	***	1.141	6.49	***	1.138	6.49	***	0.498
	30-39 歳	1.559	8.39	***	1.555	8.36	***	1.559	8.39	***	0.225
	40-49 歳	1.937	8.71	***	1.937	8.7	***	1.937	8.71	***	0.076
	50-59 歳	2.302	6.54	***	2.305	6.55	***	2.297	6.52	***	0.022
	60 歳以上	1.131	2.51	**	1.133	2.5	***	1.138	2.52	***	0.006
移住後の年数		0.314	15.1	***	0.313	15.09	***	0.312	15.06	***	2.310
教育ダミー (文盲を基準)	識字:学校教育なし(1)	0.023	0.11		0.013	0.06		0.009	0.04		0.023
	初等教育以下 (2)	-0.11	-1.2		-0.101	-1.07		-0.118	-1.25		0.129
	初等教育 (3)	-0.29	-3.2	***	-0.275	-3.08	***	-0.299	-3.37	***	0.152
	中等教育(4)	-0.27	-2.6	**	-0.258	-2.49	**	-0.284	-2.75	***	0.100
	高等教育(5)	-0.42	-3.4	***	-0.422	-3.4	***	-0.454	-3.67	***	0.066
	高等教育 (6)	-0.7	-3.5	***	-0.700	-3.53	***	-0.718	-3.62	***	0.022
	大学卒業以上 (7)	-0.85	-3.7	***	-0.865	-3.78	***	-0.903	-3.95	***	0.018
地域ダミー (東部基準)	西部ダミー	-0.79	-4.3	***	-0.767	-4.14	***	-0.811	-4.39	***	
	南部ダミー	-0.36	-3.9	***	-0.358	-3.84	***	-0.378	-4.09	***	0.251
	北部ダミー	-0.23	-3	***	-0.225	-2.88	***	-0.248	-3.2	***	0.418
	中央部ダミー	-1.19	-7.5	***	-1.181	-7.43	***	-1.202	-7.58	***	0.033
移住理由ダミー②	労働ダミー	2.043	26.6	***	2.044	26.6	***	2.050	26.7	***	0.828
海外/国内ダミー③	国内ダミー	-0.61	-6.5	***	-0.611	-6.46	***	-0.602	-6.36	***	0.828
非スラムダミー④	スラムでない場所	-0.41	-2.7	***	-0.394	-2.63	***	-0.416	-2.79	***	0.948
労働状況ダミー⑤ (農業: 自営を基準)	非農業: 自営	-0.24	-2	*	-0.243	-2.03	*	-0.236	-1.97		0.071
	農業: 常勤	-0.15	-0.4		-0.249	-0.72		-0.196	-0.57		0.008
	非農業: 常勤	-0.21	-1.5		-0.217	-1.48		-0.227	-1.54		0.047
	農業: 短期雇用(c.l.)	0.089	0.76		0.077	0.66		0.098	0.84		0.101
	非農業: 短期雇用(c.l.)	-0.86	-4.5	***	-0.854	-4.51	***	-0.850	-4.49	***	0.021
	失業中	0.11	0.26		0.122	0.29		0.110	0.26		0.005
	その他	0.039	0.5		0.040	0.52		0.036	0.46	*	0.296
土地保有ダミー⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.39	-5.2	***	-0.386	-5.13	***	-0.392	-5.22	*	0.659
定数項		-0.61	-2.3	**	-0.783	-2.95	***	-0.712	-2.72	***	
	Log-likelihood	-3683.0			-3681.3			-3698.8			
	McFadden's R2	0.256			0.253			0.252			
	総サンプル数	8334									
	送金サンプル数	5,998									

***は 1%有意水準 **は 3%有意水準 *は 10%有意水準

注:

「平均値もしくはサンプル全体に占める割合」において、小数点以下でない数値は平均値を示す。

MPCE (Average Monthly Per Capita Consumer Expenditure) は「移住者の送り手側」であり、「送金の受け手である側」である家計側のものである。(移住者の数値ではない)

低消費30%は移住者のいる家計内サンプルにおいて下から30%の人口比に対応する MPCE175 ルピー以下の水準であり、高消費20%は移住者のいる家計サンプル内において上から20%の人口比に対応する MPCE315 ルピー以上の水準である。ゆえに、推定式2では消費水準の基準値として MPCE175 ルピー～315 ルピーに属する人口比約50%が使用されている。なお、移住者を含めない全非 ST/SC の調査家計においては、人口比 52%が中位に、27%が下位に、20%が上位に属する。

①の性別ダミーは「男性」「女性」にダミーを設定し、「男性ダミー」を基準とした推定値。

年齢グループは移住者の属する年齢層であり、10-14 歳、15-20 歳、20-29 歳、30-39 歳、50-59 歳、60 以上の7段階である。

移住者の教育水準ダミーについての原データにおける表記は以下の通り:(1) literate without formal schooling(2) literate but below primary(3)primary(4)middle(5)secondary(6)higher secondary(7)graduate and above。なお、「graduate and above」のレベルにおいては、BA に入學しただけではカウントされず、学士号取得以上がこのカテゴリにカウントされる。

地域ダミーについては、東部ダミーとしてビハール、ウェスト・ベンガル、オリッサ、アッサム

西部ダミーとしてマハラシュトラ、グジャラート

南部ダミーとしてアンドラ・プラデシュ、カルナータカ、ケーララ、タミル・ナードゥ

北部ダミーとして UP、ハリヤナ、ヒマチャル・プラデシュ、パンジャブ、ラージャスターン、デリー

中央部ダミーとしてマディヤ・プラデシュをそれぞれ設定している。

②の移住理由ダミーは「より良い賃金・職を理由とした移住」と「職業上の異動を理由とした移住」の2タイプの移住者を「労働を理由」とした移住者にカテゴライズし、「それ以外を理由とした移住」を「それ以外」にカテゴライズしてダミー変数を生成したものである。「それ以外の理由による移住」を基準値としたダミー変数の効果の推定を行った。

③の海外/国内ダミーは移住先に設定したダミー変数であり、「海外」ダミー「インド国内の州外」ダミー設定、「海外」をダミーを基準値とした推定値。

④スラム/非スラムダミーは「スラム、もしくはスラムに類する場所」と「それ以外」に分類しダミー変数を生成した。基準値はスラム居住ダミー。また、NSS49th の定義によれば、スラムとは、非常に状態の悪い、通常は不十分な公衆衛生、不十分な飲料水設備など、非衛生的な環境にある一時的な共同住宅(tenements)の集合体を指す。最低 20 家計がそのような環境下で生活している場合、そのような地域は『スラム』として定義される。ムンバイの "Jhopad patti" やデリーの "Jhuggi Jhopri" として知られる代表的なスラムは "declared slums" (公然のスラム) として定義され、その他のものは "undeclared slum" (事実上のスラム) として扱われる。なお、農村部と都市部の「スラム」の居住者数と居住者数の割合については、付表 7 に示す。

⑤の労働状況ダミーは、元データでは Principal Usual Status を差し、普段の社会的活動を記録している。ここでは、Principal Usual Status を労働状況に基づいてダミーを作成し、「農村自作農」を基準値=0 としてダミーを推計した。農業:短期雇用(casual labour)もしくは(c.l.)は casual labour の略である。「その他」のダミー・カテゴリには、「就学中」「家業の手伝い」「その他」を含む。なお、就労条件については、対象となる人物の調査日から 365 日以内の諸活動を勘案して決定され、また、期間の多寡により労働状況が記録される。たとえば、3ヶ月自営農であり、2ヶ月、短期で農業労働者として働いた場合は自営農として記録される。

⑥の土地保有ダミーは「0.2 エーカー以下の土地保有」「0.2 エーカー以上の土地保有」に分類しダミー変数を生成、基準値は「0.2 エーカー以下の土地保有」。

表 19 ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析：都市部 Non ST/SC 家計

		推定式1			推定式2			推定式3			平均 値等*
		係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	
MPCE		-4-5E	-1.4								455.5
MPCE ダミー	比較的低消費				-0.04	-0.26					187.5
	比較的高消費				-0.02	-0.13					681.3
最高水準 MPCE	最高水準 MPCE							-0.313	-2.11	**	1017.3
性別 ①	女性	-1.305	-6.57	***	-1.316	-6.63	***	-1.305	-6.57	***	0.088
年齢グループ	15-20 歳	1.271	3	***	1.258	2.98	***	1.257	2.97	***	0.099
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	1.965	4.92	***	1.939	4.86	***	1.954	4.89	***	0.476
	30-39 歳	2.359	5.77	***	2.339	5.73	***	2.341	5.73	***	0.249
	40-49 歳	2.990	6.81	***	2.970	6.78	***	2.973	6.77	***	0.103
	50-59 歳	3.133	6.12	***	3.109	6.08	***	3.133	6.12	***	0.034
	60 歳以上	2.870	2.98	***	2.868	2.96	***	2.812	2.93	***	0.004
移住後の年数		0.104	3.79	***	0.104	3.79	***	0.103	3.74	***	2.340
教育ダミー	識字:学校教育なし(1)	0.255	0.63		0.232	0.57		0.259	0.64		0.018
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	0.239	1.21		0.232	1.17		0.235	1.19		0.102
	初等教育 (3)	0.018	0.1		-0.013	-0.07		0.009	0.05		0.149
	中等教育(4)	0.108	0.59		0.068	0.37		0.108	0.59		0.131
	高等教育(5)	-0.266	-1.52		-0.333	-1.87	*	-0.262	-1.51		0.157
	高等教育 (6)	-0.310	-1.4		-0.390	-1.75	*	-0.304	-1.39		0.075
	大学卒業以上 (7*)	-0.441	-2.25	**	-0.551	-2.86	***	-0.419	-2.21	**	0.158
地域ダミー	西部ダミー	-1.170	-4.73	***	-1.239	-5.05	***	-1.172	-4.78	***	0.055
(東部基準)	南部ダミー	-0.409	-2.59	**	-0.421	-2.66	**	-0.413	-2.62	**	0.356
	北部ダミー	-0.296	-2.09	*	-0.318	-2.23	*	-0.309	-2.19	*	0.357
	中央部ダミー	-0.360	-1.08		-0.364	-1.09		-0.372	-1.11		0.025
移住理由ダミー②	労働ダミー	1.694	14.41	***	1.714	14.57	***	1.697	14.47	***	0.693
海外/国内ダミー③	国内ダミー	-0.709	-5.45	***	-0.690	-5.34	***	-0.706	-5.45	***	0.704
スラムダミー④	スラムでない場所	-0.156	-0.72		-0.188	-0.86		-0.150	-0.7		0.942
労働状況ダミー⑤	非農業:自営	-0.186	-0.93		-0.190	-0.95		-0.181	-0.91		0.199
(農業:自営を基準)	農業:常勤	-0.837	-0.83		-0.823	-0.82		-0.864	-0.86		0.002
	非農業:常勤	-0.143	-0.68		-0.148	-0.71		-0.143	-0.68		0.216
	農業:短期雇用(c.l.)	0.972	1.84	*	1.000	1.88	*	0.981	1.86	*	0.014
	非農業:短期雇用(c.l.)	-0.310	-1.12		-0.289	-1.05		-0.294	-1.06		0.045
	失業中	-1.060	-1.97	*	-1.042	-1.93	*	-1.065	-1.97	*	0.007
	その他	0.382	2.05	*	0.364	1.95	*	0.392	2.1	*	0.429
住居所有ダミー	寮・宿舎等	-0.368	-1.71	*	-0.409	-1.9	*	-0.355	-1.65	*	0.068
(住居所有を基準)	賃貸	0.115	0.75		0.100	0.66		0.126	0.82		0.132
	その他	0.306	0.9		0.279	0.83		0.303	0.89		0.025
定数項		-1.780	-3.47	***	-1.768	-3.4	***	-1.833	-3.58	***	
	Log-likelihood	-1251.3			-1248.1			-1245.98			
	McFadden's R2	0.288			0.287			0.290			
	総サンプル数	2613									
	送金サンプル数	1,580									

注

平均値等*は「平均値もしくはサンプルに占める割合」であり、小数点以下でない値は平均値を示す。

**「最高クラスである所得階層」とは、MPCE が 700 ルピー以上の家計を差す。なお、最高クラスでない MPCE に属する家計の MPCE の平均値は 343.5 であり全サンプルの約 83%であり、最高クラスである所得階層の MPCE は 1017.3 であり全サンプルの約 17%。

消費水準、すなわち MPCE においての本都市部サンプル全体に占める比率が下部 40%に該当する階層を「比較的低消費水準」とし(インド当局の定めた MPCE Code1-7、都市部において 255 ルピー未満)中部 26%に該当する階層を「中間消費水準」(MPCE Code 8-9に該当する所得階層、約 37%を、255 ルピー以上 385 ルピー未満)を中位とし、残りの上位所得者約 33%を「比較的高消費水準」(MPCE Code 10-12に該当する所得階層、385 ルピー以上)とし、3種類のダミーを設定、「中間消費水準」を基準値として、「比較的低所得」と「比較的高所得」のダミー変数の推定値を示した。

その他の表記については農村部の推定値の注に準じる。

ロジット・モデルによる家計の消費水準と送金確率の推計結果：利他的モデル 対 交換モデル

Non ST/SC 家計（その他の家計）家計を対象とした推計結果からは、農村部と都市部との間に明確な差異が認められた。農村部と都市部の間の最も大きな相違点は、「送金の受け手としての家計の消費水準」が送金確率に及ぼす影響である。

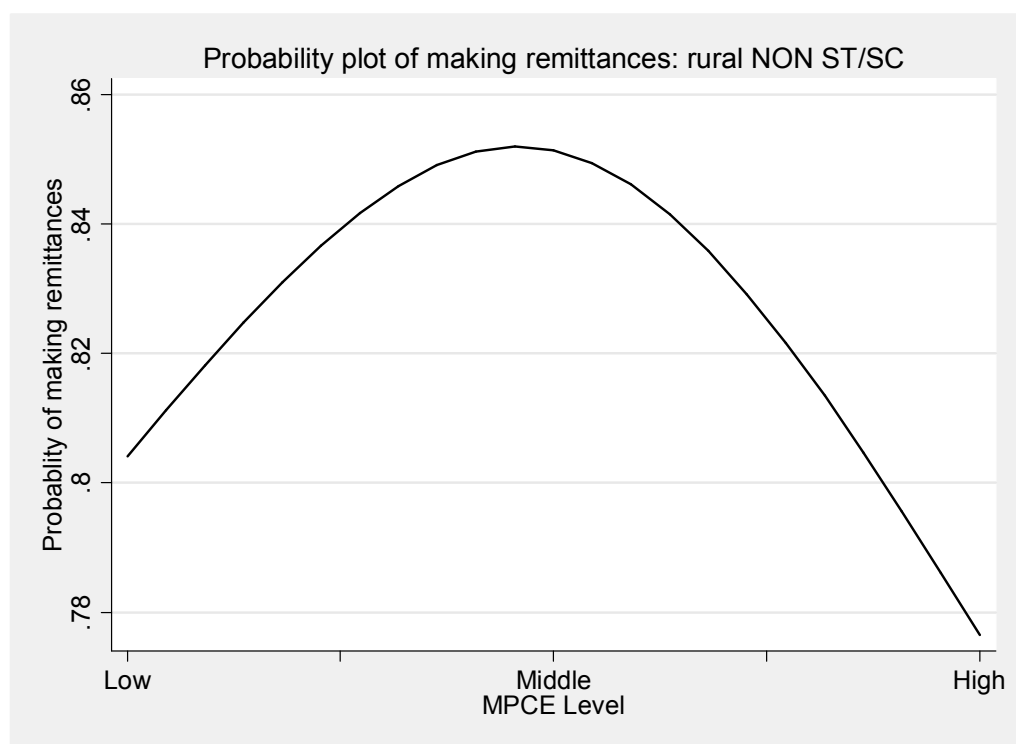
都市部では、推定式1において、消費水準の上昇に従う送金確率の減少関係（有意水準は約 20%）という大まかな傾向が観察された。さらに、消費水準に対する線型性をテストするために、高・中・低所得階層ごとの送金確率を推定式2によって推計し、「高消費水準の家計」の送金確率を推定式3によりそれぞれ推計したが、いずれも有意水準は低く、全ての所得階層において、送金の可能性に対し、家計の消費水準の係数は負の値を示した。有意水準が低い場合、消費水準と送金確率の間の線型減少性の関係はそもそも不透明であるが、少なくとも送金確率と消費水準の間には逆 U 字の形状ではないという点が示され、都市部の推計結果では、強いて言えば、利他的送金モデルに沿った傾向がみられるというだけに留まった。

しかし、農村部の結果は都市部とは大きく異なる。推定式1は、単調的な家計の消費の増加と送金確率の関係をテストするためのモデルであるが、推定式1による推定結果は、有意水準 1%以下の水準において、一人当たり消費額の上昇にともなってゆるやかに送金確率が減少していることを示しており、これは、送金の利他的動機モデルが適合することを否定することが出来ない結果である。

それでは、農村部において、送金確率と消費水準の間には、単調的な減少関係、すなわち、単純な利他的モデルが適合するのであろうか。農村部家計の送金行動の消費額に対する線型性について、推定式2および推定式3を用いて検討を行った。推定式2は消費水準の階層をサンプル全体の消費水準人口分布に従って、「下位 30%の比較的低消費」「中位 50%の比較的中消費」「上位 20%の比較的高消費」に分類し、中消費水準を基準として、所得階層の差異によって、送金確率がどのように変化するかについてを検証するモデルである。推定式3は「最高クラスの消費水準 8 分位」にあたる上位約 12.5%における可能性の変化をテストするモデルである。

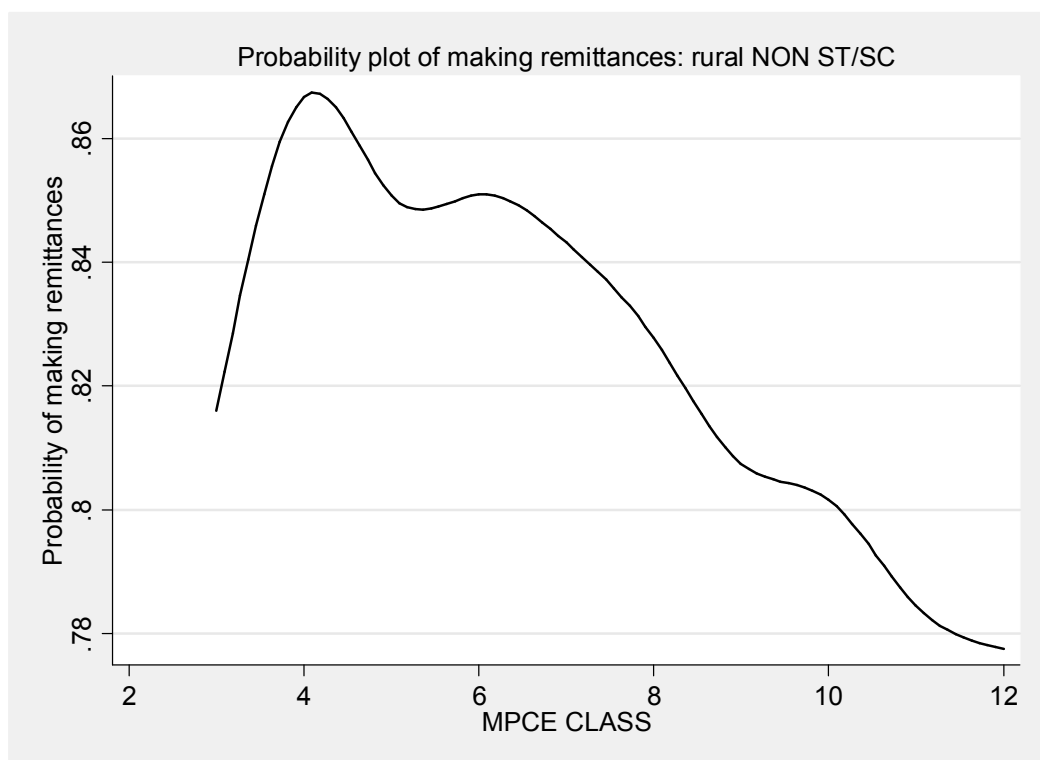
推定式2による推計結果は、送金と所得の間の負の単調的線型関係を否定するものであった。すなわち、「下位 30%の比較的低消費」の消費水準に家計が属する場合には、送金と家計消費水準との間の単調的な減少関係を仮定する純粋な利他的モデルの形状とは異なり、送金の可能性は逆に上昇することが 5%の有意水準をもって示された。一方で、「上位 20%の比較的高消費」に家計の消費水準が属する場合には、10%の有意水準において、送金と家計の消費水準との間に負の相関関係が成立することを示している。ここで、推定式2の推計結果に基づき、送金確率と家計の消費水準との関係をより明確にするため、消費水準と送金可能性をプロットしたものを次の図 12 および図 13 に示す。

図 12 消費水準（3段階）と送金確率のプロット：農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）



農村部非 ST/SC の推定式 2 より得られた確率に対応する消費水準をプロット。Low は低位約 30%の所得水準に位置する家計を示し、Middle は中位約 50%の所得水準に位置する家計を示し、High は高位

図 13 消費水準クラスと送金確率のプロット：農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）



農村部非 ST/SC の推定式 2 によって得られた推定値より作成。グラフ作成にあたって、最低位消費水準 2%に属する家計を捨象した。なお、MPCE CLASS は、階層 8 までが低位所得水準 30%に該当し（図 12 における Low Level に相当）、9,10 の階層が中位 50%の階層に該当し（図 12 における Middle Level に相当）、10 以上の階層が高位 30%の階層に該当する（図 12 における High Level に相当）。

送金消費水準の関係は、単調的な減少関係ではなく、むしろ、消費水準の増加に対して非線型的な形状、すなわち、**逆U字の形状**を示すことが、農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）を対象とした推定式 2³⁴によって示されている。さらに、所得増加と送金の単調的な減少関係を示す推定式 1、高所得に対する送金可能性の減少関係を重ねて示す推定式 3 の結果をあわせて考慮すると、送金確率と家計の所得水準の間には単調的な減少関係が存在するとは考えがたい。むしろ、相対的に低い消費水準においては送金が増加し、ある程度の消費水準になるまで送金は増加し続けるが、それ以降、家族の消費額が相対的に高くなると送金が減少するという、「家計の消費額」と「送金の増加」の間に、逆 U 字型の関係が存在すると考えられる。つまり、**農村部からの長距離の出稼ぎに伴う送金においては、高所得水準では送金が減少するため、純粋な利他的モデルが適合する部分もあるが、交換モデルが、より適合していると考えられる。**すなわち、インド農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）では、家計の消費水準の増加によって、必ずしも送金が減少するわけではなく、所得流動性がある程度まで確保される時点まで送金が増え、ある程度からは所得移転の必要性が減っていくという交換モデルに適合すると考えられる。さらに、家計の消費額がある程度の消費水準になるまで、家計は送金を受け取る可能性が上昇すると考えられることから、単純に受け取る送金額も、「家計の消費、あるいは家計の所得水準の平準化がなされるまで」増加すると考えられる。なお、Cox et al.[1998]らによる先行研究は、交換モデルの根拠を、送金「額」と所得水準との逆 U 字関係の成立に、利他的モデルの根拠を、送金「額」と所得水準との単調的な減少関係に、それぞれ求めている。一方で、本データを用いた推定においても、仮に送金「額」と所得水準との関係を想定しても、送金「額」と所得水準との単調的な減少関係は、成立しがたいと考えられる。というのは、「比較的低消費」ダミーとして、175 ルピー以下が設定されているが、この階層は、1.2 節で指摘したように、推定された貧困線である 190 ルピーを遙かに下回る水準であるために、そのような階層が、多額の送金を受け取っていると考えることは、非現実的であるからである。

また、都市部、農村部ともに、ある程度から MPCE が高くなると、MPCE と「送金をする」という行動の間に負の関係が観察され、さらに、送金確率は家計の所得水準の低下と共に上昇するという推計結果が得られている（所得水準の上昇とともに送金の確率が減少する）が、これは、「受け手の所得が低ければ低いほど送金を受ける確率が高くなる」ことを示している。家計の消費水準が低い場合に、送金を受け取る確率が上昇する、というこのような結果は、利他的モデルと整合的なものである。しかし、農村部では、MPCE と送金確率との間に逆 U 字の関係が観察されていることから、農村部家計が受け取る送金については、利他的モデルと交換モデルのミックスが適合すると解釈すべきであろう。

Lucas and Stark[1985]や Rosenzweig and Stark[1989]などの先進的な研究は、複数のモデルのミックスによって送金動機を説明しているが、彼らは家計の中の子供の数などに注目することにより、「相続資産」についての投資観点から交換モデルの成立についての説明を与えようとするものであった。しかし、本データではそのような統計が提示されていないため³⁵、検討可能な変数は、人的資本と土地保有といった限定的なものとなるが、次節以降において、利用可能な変数を導入することにより、その他のモデル、すなわち、相続モデルおよび、投資モデルの適合性について検討を行う。

その他の変数についての考察：教育水準からみる交換モデルの検討

Out-migrant の人的資本の差異が送金に与える影響について明らかにするために、本推定においては、人的資本の指標として、教育レベルをダミーとして導入した。

推計結果においては、農村部では、すべての推定において、1%の有意という極めて高い水準をもって、out-migrant に初等教育以上の教育がある場合、送金の確率が減少するという、人的資本形成に対する送金確率の単調的な減少関係が認められた。さらに、推計結果によれば、out-migrant の教育水準が上昇すれば上昇するほど、送金確率は下がり、文盲であれば最も送金をする可能性が高まっている。このような、農村部における

³⁴ 推定式 2 によれば中間より低い水準の消費水準では約 2.5%送金確率が上昇し、中間より高い消費水準では、約 2.4%送金確率が減少する。

³⁵ 本データで明らかにされているのは家計の居住状況、移住者の社会的性格、移住者のおおまかな家計の特徴（家計内の人数や所属社会階層は明らかにされているが、全家族の情報までは明らかにされていない）のみである。

out-migrant の教育レベルの上昇と送金可能性の減少という、送金と教育水準との間の負の関係は、純粹な交換モデルとの大きな合致を示す推定結果である。

一方、都市部の教育の送金に対する効果であるが、いずれの推定式によっても、都市部に移入してくる移住者の賃金レベルが大きく上昇すると考えられる教育水準である高等教育水準、すなわち **Secondary** 以上(加藤、[2009])において、顕著な変化が見られる。中等教育 (**Middle**) までは、送金の可能性と教育との間には、明確な関係性を見いだせないのに対し、高等教育、**Secondary** 以上では、教育が送金に対して影響力のある変数となっている。つまり、**Secondary** 以上の教育水準になると、教育水準に対して送金の可能性は大きく減少するという点が、十分に有意な水準において推定されている。このような、十分高い教育水準よりも高い水準において、「教育水準の上昇と送金可能性の減少」という関係性が観察される点は、交換モデルと大きな合致を見せるものであり、正の関係を予測する投資モデルとは乖離した結果となった。

相続可能資産と送金可能性の関係：相続モデルの検討

相続可能資産の有無は、移住者の送金動機に影響を及ぼすのであろうか。相続可能な保有資産が移住者の送金に対して正の動機付けを与えるのか、すなわち、相続モデルの適用可能性を検討するために、農村部では資産の変数として土地保有のダミーを設定し、都市部では、資産の変数として住居保有ダミーを設定し、推計を行った。

前節の検討により、その多くが小規模土地保有層であることから、家計による土地保有が「0から0.2エーカー」までの小規模土地保有者を基準として、家計が「0.2エーカー以上の土地保有」を保有している場合について「小規模でない土地保有」というダミー変数を設定することによって、相続性資産の存在が送金に及ぼす効果を推計した。

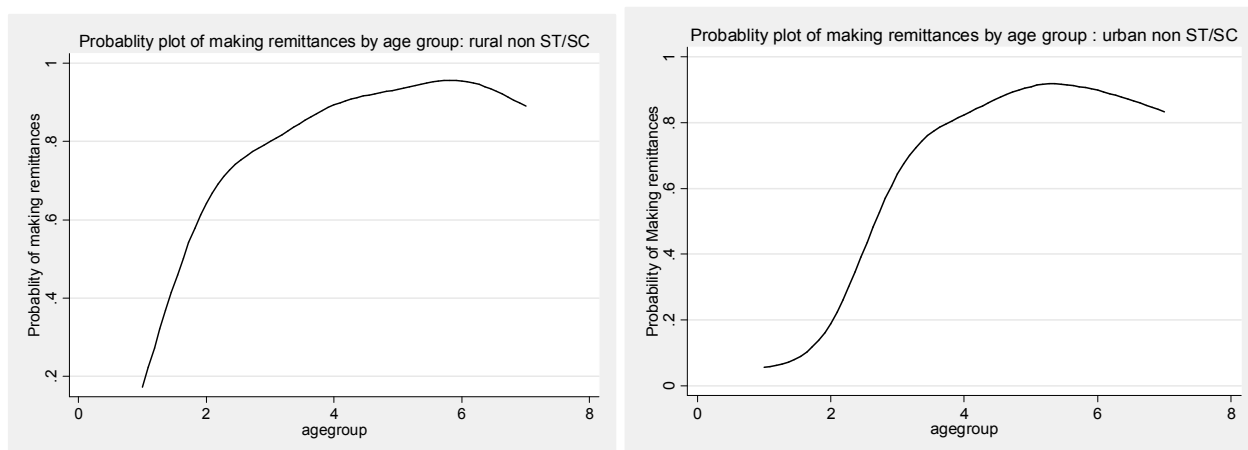
農村部の土地保有ダミーを導入した結果、全ての推定式において、送金確率と「小規模でない土地を有している」ダミー変数の間に負の関係が認められた (1%以下の有意水準)。このような結果は、農村部においては、ある程度より大規模な土地を有している場合は出稼ぎに向かわず、逆に土地無し層や、小規模土地保有者はより出稼ぎを行う性向がより高まっていることを意味している。つまり、農村家計が、土地改良や、土地資産保全などを動機とした投資動機によって出稼ぎを行う、といった交換的な仮説は適合しがたいと考えられる。さらに、この結果は、農村に生産性資産を持たない農村家計、もしくは、生産性資産に乏しい農村家計が、それゆえに外部に経済資源を求めざるを得ず、移住、送金を行うようになる、「push migration」の成立を支持するものであると考えられる。また、農村部の推計結果からは、「スラムに類する地域に居住していない場合³⁶」には、スラムに居住している場合に比較して、送金確率が約 7%減少するとも推定されており、このような結果もまた、経済的に後進的な層が外部に「push」されるといった点を裏付けている。

一方、都市部における保有資産の効果を推定するために、「家計による住居の保有」を基準値として、「家計が寮、社宅等に居住している場合」ダミーと「家計が賃貸に居住している場合」ダミーと「その他の住居保有/賃貸形態」ダミーを生成し、それぞれの変数の効果についての推定を行ったが、十分有意といえる結果を示したのは、「寮、社宅」に居住している場合のみであり、この場合、送金確率はマイナスとなった。なお、持ち家である場合の効果を推計すべく、「持ち家でない場合」を基準にダミー変数を設定し、「持ち家である場合」の効果を推計したが、家が持ち家かそうでないかといった係数には、ほとんど信頼度がないため、都市部家計の持ち家は、送金には全く影響を及ぼさない変数であるといえる (付表 8 参照)。

³⁶農村部にもスラムに類する地域は存在し、サンプルのうち、約 7%がそのような地域に居住している (付表 5 参照)。

その他の変数の効果の検討： 年齢水準と送金の関係

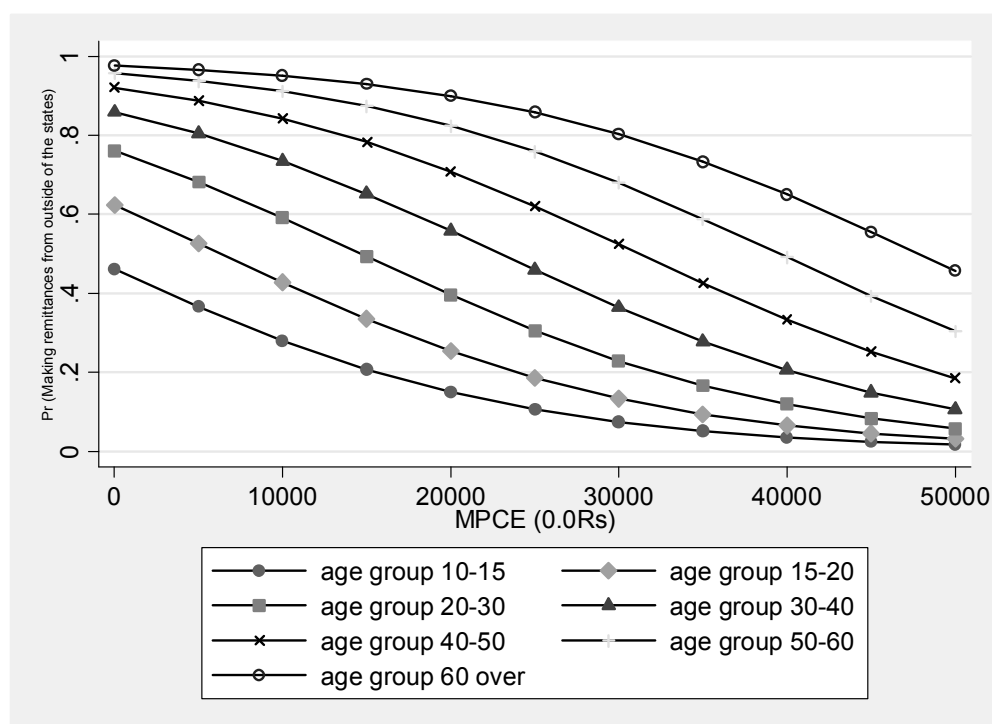
図 14 年齢と送金確率のプロット



NSS 49th DATA より筆者作成

農村部、都市部ともに、年齢と送金の確率の間にはあまり大きな差異はない。壮年～中年に向かって送金する可能性が上昇していき、加齢とともに減少する傾向は同様である。ただ、都市部のほうのピークはより若年齢に偏っている。

図 15 農村部出身の out-migrant の送金確率と消費水準の関係：年齢集団別



NSS 49th DATA より筆者作成

地域格差

東部=0 と仮定した地域ダミーを導入した推定結果においては、農村部・都市部ともに、東部と比較した場合には、全ての地域において、係数は有意にマイナスであった。この結果は、東部出身者の場合、州外移住に伴う送金を行う確率が他地域と比較して最も高いことを意味している。ここで、地域ブロックによる MPCE の水準を示す。

表 20 地域別の MPCE 水準

	農村部		都市部	
	平均 MPCE	ジニ係数	平均 MPCE	ジニ係数
東部	196.97	0.247	332.3	0.32305
西部	278.94	0.25912	389.1	0.30427
南部	277.33	0.26533	328.7	0.31098
北部	253.95	0.25767	365.4	0.30689
中央部	245.43	0.24478	306.7	0.28099

49th NSS DATA による総家計消費サンプル(移住者を含まない全ての家計)より、筆者による推計

「もっとも出稼ぎ送金を行う確率が高い」東部農村部の平均消費水準は、他地域と比較すると顕著に低く、25%以上の開きがある。つまり、東部の低い経済水準は、東部農村部家計から、州外へ出稼ぎ移住を行う「push factor」として寄与していると考えられる。都市部においては、東部の消費水準が他地域に比べ、とりわけ低いということはないが、他地域と比較し、ジニ係数が高くなっており、他地域と比較しても、東部都市部では、地域内の所得格差が大きいことを示している。

さらに、東部からの出稼ぎ移住の傾向を裏付けているデータも存在する。インド北西部のパンジャブにおける農業労働者のうち多くは、東部ビハール、もしくは、東部と接し、東部・北部双方の特色を持つ UP からの出身者である。Singh et al. [2007]によれば、1991 年におけるパンジャブ農村部への移住者は 497312 人にものぼり、1991 年から 2001 年にかけて、ビハールからの移民の増加率は約 11%、UP からの移民の増加率は約 6%と、高い伸びを示しており、パンジャブへの外部からの移入者のほとんどが短期の農業労働者である点が指摘されている。また、1991 年のセンサス・データも、パンジャブへの移民のうち、東部ビハールと UP 出身の移民割合の高さを示している(表 21)。つまり、パンジャブの高い農業生産による恵まれた経済水準が pull factor として機能する一方で、東部の農村地域の家計はより push factor に動機づけやすくなるため、東部からの送金目的の労働移出がより頻繁になっており、本データの推計も、このような東部からの労働移出の傾向を反映していると考えられる。

表 21 パンジャブにおける移民の出身地の割合(1991年センサス)

ビハール出身(東部)	0.2523
UP 出身(北部)	0.3339

1991 年センサスより、著者による推計

なお、都市部・農村部ともに国内ダミーが有意に負であることから、海外への移住者のほうがより送金を行う可能性が高いといえる。これには、海外における賃金の高さや、海外への移住コストの支払い(repayment)としての送金という投資動機などが、総合的に作用しているためと考えられる。

就労条件の影響

農村部、都市部にかかわらず、労働を理由として移出を行った場合には、送金の可能性が増加することから、州外移出者、すなわち、out-migrant は、当初から「出稼ぎ」という明確な目的を持って移出していると考えられる(労働ダミーの係数が有意に正である)。さらに、短期労働のみが送金に対して有意な変数であるという農村部・都市部共通の推定結果は、「目的としての短期の出稼ぎとしての移住」という傾向を、より明確に表している。

一方で、「農村から都市へ移住し、農村に送金をする」という、通常の想定とはやや異なる推定結果が得られた。農村から農村へ向かう短期労働では、有意ではないものの、家計が送金を受け取る可能性が上昇傾向を示しているのに対し、「非農業への短期の出稼ぎ」の場合は、自作農である移民とは異なり、家計が送金を受け取る確率は減少している。これは、農業の短期労働に比較して、非農業の短期雇用が安定的でない点が影響していると考えられる。しかし、自営農が Casual Labour として働いている場合、データの特性上、Casual Labour である期間

が自営農である期間より短ければ自営農としてデータに記録されてしまうため、Casual Labour の送金に対する影響は、本データを用いた分析では、過小に現れている可能性が高く、農村の労働条件の影響は不明瞭と言わざるを得ない。なお、都市部出身の移住者においては、就労条件の差は送金確率に大きな違いをもたらさない。

Non ST/SC 家計（その他の家計）移住および送金行動に対する結論

移住者による送金の有無は、移住者個人による意思決定よりは、むしろ、家族・家計内の取り決めを動機とした意思決定となると想定されるが、本項における分析によれば、家計の消費水準と送金の関係からは、単純な利他的モデルは農村部においては成立せず、むしろ交換モデルや交換モデルの拡張としての、投資的なモデルへの適合性を支持している。農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）を対象とした推定式は、いずれも、農村部に残る家計の平均消費水準に対して、予測される送金受け取り確率は負の関係を示すことから、利他的モデルとの適合可能性を支持している。しかし、一方で、所得水準と送金確率の関係においては、単純な減少関係の成立というよりは、むしろ逆 U 字の形状をとる可能性を棄却できなかった。このような家計の所得水準と送金との間の逆 U 字の関係は、Cox et al.[1998]がシミュレーションにより予測した家計内の交換モデルに合致するものである。さらに、教育水準と送金の関係においては、強い負の関係が成立することから、家計の内部で out-migrant に対して投資された移住費用に対して、送金という形で返済がなされると想定される、投資モデル的な関係の成立は肯定できるものではなかった。

また、農村家計が一定の水準より土地を多く有している場合、家計が送金を受け取る確率は減少する。つまり、土地なし層、もしくは、限界的な土地保有層、もしくは、小作農家計がより送金を受け取る可能性が高いということである。ゆえに、土地の影響を含めた農村部の推定結果によれば、土地という相続性資産に対して、相続動機、もしくは投資動機が成立しているとは考えがたく、送金は、より経済的資源に乏しい家計にとって、むしろ保険的な役割を果たしているとも考えられる。

地域ダミーを導入した推定結果は、経済的に後進的な地域の農村部の労働者、特に東部の農業労働者にとって、push migration がより成立しやすくなっているという状況を反映するものであった。さらに、外部条件として、パンジャブ・ハリヤナ地域が多くの短期の農業労働者を必要としていることにより、より豊かな農村部と相対的に貧しい東部の農村部の間に push-pull の連関的な移住要素が成立しやすくなっており、そのような外部条件の影響も否定できない。

以上の点を考慮に入れると、インド農村出身者の、農村家計への送金行動は、交換モデルに基づいた合理的な経済行動として説明づけるほうが妥当であると考えられる。

一方で、都市部では、農村部とは対照的に、利他的モデルが成立する余地を否定できない。教育水準はある程度高い水準から交換モデルと合致する傾向を示すが、資産に対する送金の影響も低いことから、農村部のように高い交換モデルとの適合度は望めない。これは、都市部に居住してしまっている場合は、既にある種の経済的動機をもって「移住した後」であるために、都市部を離れて移住するインセンティブが農村部よりも働かず、また、農村部よりも都市部の家計は、既に相対的に所得・消費水準が十分に高いために、そこからの投資的/交換的なインセンティブが機能しにくく、かわりに純粋な利他的な動機は、農村部よりは存立する余地があるといえるのではないだろうか。

次に、相対的に後進的な社会・経済階層に属する、SC および ST の分析を行う。

3. 4. 2. 被差別階級である家計家計出身者による送金の経済分析：スケジュールド・カーストとスケジュールド・トライブ

表 22 ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析：農村部 SC 家計

		推定式1			推定式2			推定式3			平均 値等*
		係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	
MPCE		-6E-05	-0.96								203.7
消費水準	175 ルピー以下*				0.251	2.08	*				176.1
	310 ルピー以上*				0.320	1.57					317.5
上位消費 50%	(下位 50%を基準)**							-0.294	-2.48	**	280.2
性別 ①	女性	-1.315	-6.72	***	-1.319	-6.74	***	-1.310	-6.7	***	0.089
年齢グループ	15-20 歳	0.549	1.64		0.548	1.63	*	0.567	1.69	*	0.151
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	0.773	2.42	**	0.781	2.42	**	0.813	2.52	**	0.450
	30-39 歳	1.218	3.64	***	1.220	3.62	***	1.246	3.7	***	0.234
	40-49 歳	1.539	4.1	***	1.538	4.08	***	1.573	4.17	***	0.098
	50-59 歳	2.408	4.13	***	2.433	4.16	***	2.461	4.21	***	0.032
	60 歳以上	0.211	0.33		0.218	0.34		0.261	0.41		0.009
移住後の年数		0.142	4.21	***	0.142	4.22	***	0.145	4.28	***	2.194
教育	識字:学校教育なし(1)	0.310	0.74		0.297	0.71		0.321	0.77		0.019
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	0.142	0.72		0.154	0.78		0.174	0.88		0.081
	初等教育 (3)	-0.095	-0.47		-0.113	-0.56		-0.090	-0.44		0.077
	中等教育(4)	0.000	0		0.004	0.02		0.013	0.05		0.049
	高等教育(5)	-0.728	-2.08	*	-0.801	-2.31	**	-0.716	-2.07	*	0.026
	高等教育 (6)	-0.493	-0.73		-0.425	-0.62		-0.478	-0.7		0.007
	大学卒業以上 (7*)	-0.024	-0.03		-0.026	-0.03		-0.042	-0.05		0.005
地域	西部	-0.703	-1.69	*	-0.770	-1.84	*	-0.702	-1.69	*	0.015
(東部基準)	南部	-0.780	-4.68	***	-0.801	-4.8	***	-0.802	-4.81	***	0.159
	北部	-0.118	-0.79		-0.141	-0.94		-0.104	-0.69		0.431
	中央部	-1.703	-5.66	***	-1.769	-5.83	***	-1.699	-5.67	***	0.031
移住理由②	労働	2.027	11.09	***	2.037	11.1	***	2.011	10.98	***	0.895
海外/国内③	国内	-0.498	-1.96	*	-0.471	-1.84	*	-0.529	-2.09	**	0.921
非スラム④	スラムでない場所	0.535	3.56	***	0.572	3.77	***	0.574	3.78	***	0.808
労働状況⑤	非農業: 自営	-0.126	-0.5		-0.136	-0.54		-0.136	-0.54		0.062
(農業: 自営を基準)	農業: 常勤	0.027	0.08		-0.005	-0.01		-0.014	-0.04		0.030
	非農業: 常勤	0.714	1.79	*	0.646	1.62	*	0.715	1.79	*	0.034
	農業: 短期雇用(c.l.)	-0.143	-0.82		-0.158	-0.9		-0.175	-1		0.324
	非農業: 短期雇用(c.l.)	-0.466	-1.72	*	-0.464	-1.71	*	-0.473	-1.74	*	0.044
	失業中	-0.762	-0.86		-0.722	-0.82		-0.692	-0.78		0.003
	その他	0.331	1.83	***	0.316	1.74	*	0.325	1.79	***	0.268
土地保有⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.191	-1.38		-0.175	-1.26		-0.182	-1.31		0.325
定数項		-1.283	-2.65	***	-1.588	-3.32	***	-1.282	-2.71	***	203.7
	Log-likelihood	-1094.2			-1091.9			-1091.61			
	McFadden's R2	0.197			0.199			0.198			
	総サンプル数	2358									
	送金サンプル数	1,735									

*比較的の基準値(ダミー=0)となる中間値(MPCE が 175-310 ルピー)に属する当データにおける SC のサンプル内の人口比は約44%。比較的上位消費は MPCE が 310 ルピー以上の階層であり SC の中で上位約 12%を占める。比較的下位消費は MPCE が 150 ルピー以下の階層であり、サンプル SC 人口の約 25%。**上位 50%所得は 195 ルピー以上であり、サンプル SC 人口比の約 49%

表 23 ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析：都市部 SC 家計

		推定式1			推定式2			推定式3			平均 値等*
		係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	
MPCE		0.0003	1.69	*	0.212	0.51		0.0003	1.68	*	293.4
消費水準	比較的低消費*				1.233	1.89	*				167.5
	比較的高消費*				-1.649	-2.53	***				511.1
					2.028	1.42					
性別 ①	女性	-1.877	-2.78	***	3.354	2.34	**	-1.864	-2.76	***	0.128
年齢グループ	15-20 歳	2.113	1.52		3.713	2.52	**	2.057	1.5		0.141
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	3.499	2.5	**	4.058	2.55	***	3.477	2.51	**	0.444
	30-39 歳	3.829	2.66	***	2.454	1.39		3.783	2.65	***	0.222
	40-49 歳	4.286	2.73	***				4.265	2.73	***	0.114
	50-59 歳	2.502	1.43		0.308	2.41	**	2.490	1.43		0.029
	60 歳以上			-	-2.362	-1.96	*				0.007
移住後の年数		0.335	2.66	***	-0.420	-0.71		0.333	2.66	***	2.61
教育	識字:学校教育なし(1)	-2.282	-1.9	*	-0.138	-0.24		-2.343	-2.01	*	0.02
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	-0.458	-0.75		-0.923	-1.39		-0.427	-0.71		0.098
	初等教育 (3)	-0.183	-0.32		-1.764	-2.39	**	-0.240	-0.43		0.128
	中等教育(4)	-1.093	-1.68	*	-5.114	-2.92	***	-1.079	-1.66	*	0.101
	高等教育(5)	-1.763	-2.38	**	-4.456	-3.48	***	-1.751	-2.37	**	0.075
	高等教育 (6)	-4.756	-2.84	***	-3.401	-3.5	***	-4.474	-2.91	***	0.016
	大学卒業以上 (7*)	-5.239	-3.5	***	-1.512	-2.02	**	-5.097	-3.51	***	0.056
地域	西部	-3.345	-3.54	***	-0.061	-0.12		-3.212	-3.54	***	0.059
(東部基準)	南部	-1.663	-2.2	**	-1.564	-2.04	*	-1.629	-2.22	**	0.121
	北部	-0.297	-0.59		2.577	4.64	***	-0.248	-0.51		0.529
	中央部	-1.856	-2.44	**	-3.280	-3.65	***	-1.828	-2.45	**	0.056
移住理由②	労働	2.682	4.71	***	-0.764	-1.4		2.718	4.8	***	
海外/国内③	国内	-3.026	-3.4	***	-1.826	-1.61	*	-3.032	-3.42	***	
非スラム④	スラムでない場所	-0.750	-1.38					-0.784	-1.47		0.817
労働状況⑤	非農業: 自営	-2.001	-1.74	*	-1.102	-0.94		-1.953	-1.73	*	0.765
(農業: 自営を基準)	農業: 常勤				-2.620	-2	*				
	非農業: 常勤	-1.213	-1.03		-2.853	-2.37	**	-1.215	-1.05		0.193
	農業: 短期雇用(c.l.)	-2.768	-2.09	**				-2.707	-2.07	*	0.144
	非農業: 短期雇用(c.l.)	-3.085	-2.56	**	-1.695	-1.5		-3.021	-2.55	**	0.062
	失業中				0.893	1.06					-
	その他	-1.779	-1.56		1.821	1.77		-1.725	-1.54		0.147
住居所有	寮・宿舎等	0.801	0.93	-	0.275	0.17					0.073
(住居所有を基準)	賃貸	1.525	1.41								0.040
	その他	0.810	0.51		0.849	0.48					0.017
持ち家	持ち家				0.212	0.51		-1.044	-1.63		0.87
定数項		0.132	0.08		1.233	1.89	*	1.142	0.62		
Log-likelihood		-111.45			-112.30			-111.60			
McFadden's R2		0.452			0.45			0.451			
総サンプル数		304									
送金サンプル数		177									

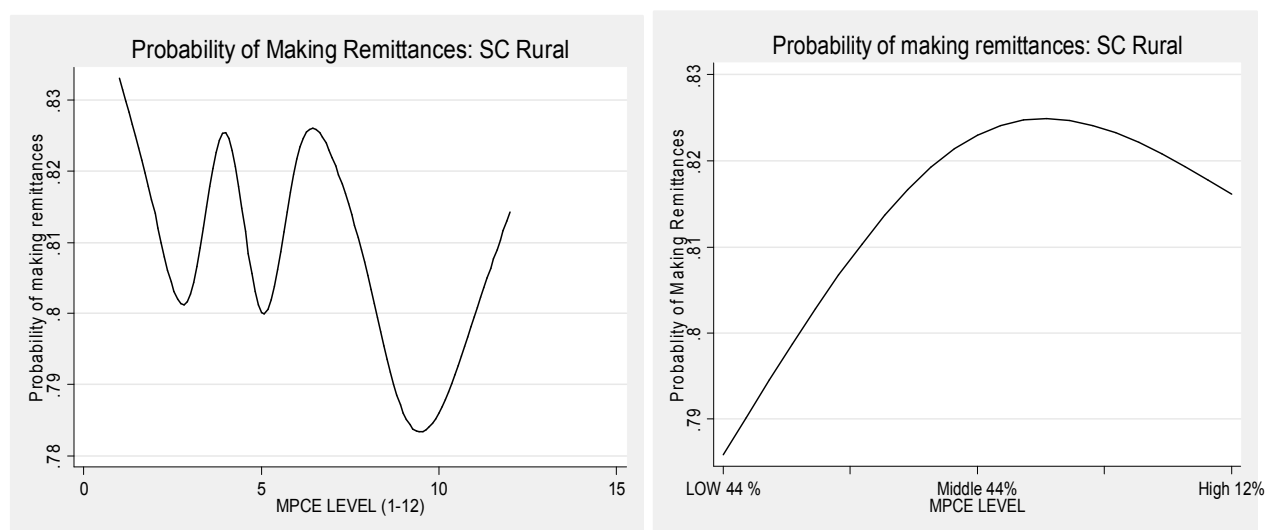
注: 比較的低消費水準は MPCE215 ルピー未満であり SC 家計の約 33%、基準値=0 となる中間消費水準は MPCE が 215 ルピーから 385 ルピーであり SC 家計の約 42%、比較的高消費水準は 385 ルピー以上であり SC 家計の約 25%。

Out-migrant を輩出している SC 家計を対象とした推定式によれば、非常に解釈の難しい推定結果が導かれた。消費水準の実数を変数に用いた推定式 1 は有意ではなく、係数は負の値を示していた。しかし、推定式 2 では、SC 内の上位 12% の所得水準および、SC 内下位 44% の所得水準において、家計が送金を受け取る確率は双方ともに上昇すると推定される（10% 以下の有意水準）。しかし、推定式 3 では、上位半数のレベルに属している場合には、消費水準は送金の可能性に対して、それぞれ 3% を超える水準において有意にマイナスとなる関係を表している。

ここで、農村部 SC 家計出身の移住者を対象とした推定式 2 に基づき、MPCE クラス³⁷および、推定式 2 で用いた 3 種の消費クラスに基づくダミー変数水準に対応する送金確率のプロットを図 16 に示す。下位 44%、中位 44%、上位 12% という大まかな区分によって分類した場合、所得水準に応じた送金確率は、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合と同様に、逆 U 字の形状を示す。この消費水準と送金確率との関係は、交換動機との整合性を表す形状である。しかし、推定式の示す係数の正負が非常に入り組んでいるために、より詳細な所得水準に応じた送金確率の変動を示すため、12 段階の消費水準に応じた送金確率のプロットを同時に示した。

12 段階の消費水準と送金確率のプロット図をみると、最低に位置する消費水準層においては、送金の確率が急激に減少しているが、比較的低消費水準から中間よりやや下の消費水準の層においては、送金の可能性はやや上昇する。その一方で、おおよそ貧困線の直近と考えられる MPCE レベル 8 以降では、送金の確率はふたたび減少を示している。このように、SC においては、消費水準の増減と送金確率の一定の傾向を見いだすことが困難であるが、推定式 2 のプロット、および、推定式 3 は、貧困線を上回る水準あたりからの送金確率は、やや減少に転じていることを示唆している。さらに、12 段階の消費水準と送金確率とのプロットにおいても、送金確率が減少に転じた消費水準と貧困線をやや上回る消費水準とはそう遠くなく、両者ともに、貧困線を上回る水準あたりにおいて送金確率が減少に転じていることを示す点では、共通の傾向を見せている。結論としては、SC 家計の out-migrant からの送金に対して、利他的モデルと交換モデルというフレームワークを用いて解釈することは非常に困難であり、農村部の SC 家計からの移住者にとって、交換モデル、利他的モデルいずれかどちらかという形において、積極的に支持する根拠を見いだすことはできない。

図 16 消費水準と送金確率のプロット：農村部 SC 家計



交換モデルの拡張としての相続モデル、もしくは、投資モデルの適合性を考慮する場合には、それぞれ、相続性資産は送金に対して正の影響を及ぼすか、あるいは、人的資本拡充が及ぼす送金への負の影響を及ぼすか、といった点が問題となる。しかし、農村部 SC 家計出身の out-migrant の送金に対する推定結果によれば、教育が送金に及ぼす効果は不明である。しかも、農村部 SC 出身の out-migrant のうち、5 割以上が文盲であり、さらに 2 割が「識字であるが学校教育がない」状態にあり、非 ST/SC の場合と比較して、教育水準が顕著に低くなって

³⁷ MPCE クラスについては付表参照。12 段階に分けられている。

いるため、ほとんどの教育にかかわる変数の有意水準が低くなっており、教育は送金に対して影響力のある変数であるとは言えない。また、相続性資産である土地の保有状況が送金に与える影響については、推計された係数は有意ではなく、負の関係を示唆するにとどまっている。さらに SC 家計の場合、0.2 エーカー以下の保有、もしくは土地なし層だけで約3分の2を占め、このような限界的土地保有/土地無し層の比率は、同条件の非 SC/ST 家計の約2倍にものぼり、相対的に経済状況が制限されている。ゆえに、その他の交換モデルの存立を支持する論拠は、農村の SC 家計には乏しいように思われる。

農村部 SC 家計出身の移住者の送金分析においては、Non ST/SC 家計（その他の家計）と比較して、特徴的な点が存在する。すなわち、Non ST/SC 家計（その他の家計）では、農業に従事する短期労働者がもっとも送金を行う可能性が高かったのに対して、SC では、非農業部門において常勤で従事している場合の送金確率は、有意(10%水準)に増加している。一方で、SC 出身であり、非常勤 (Casual Labour) の非農業部門に従事している場合には、約 8%、送金確率が減少する。つまり、SC という社会階層に属する場合、農業ではない安定的な外部の職業、おそらくは、都市部の職業に従事することによって、送金を行うようになり、家計にとって追加的所得を得ている可能性がある。社会的に差別され、伝統的な価値規範と伝統的な土地保有という社会・経済制約条件のもとで、経済資源や外部環境に恵まれない農村部の SC に属する人々にとっては、農業関連ではない業種を求めることによって、自律的な所得補償をはかるように、より動機づけられているとも解釈できる³⁸。また、農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）では、スラムに居住している場合には、より送金を受け取る確率が有意に上昇するという推定結果が得られたが、農村部 SC 家計では、まったく対照的に、「家計がスラムに居住していない場合」に、約 10%、送金を受け取る可能性が増大する。つまり、この結果は、被差別層出身の移住者であって、さらに下層出身の場合は、出稼ぎが不可能である、もしくは、送金を受け取ることができないということを示している。これまでの検討により、農村においては、貧しい階層がより出稼ぎに動機づけられるという推論を得ているが、一方で、最下層のモビリティはいまだに、社会・経済的に制限されており、社会・経済的な最下層は「動けない」、つまり、移住のコストが負担不可能であることを反映していると考えられる。

都市部 SC 家計の推定結果は、農村部 SC 家計の結果とは、対照的なものとなった。都市部 SC においては、消費水準と送金の正の関係が示されている。これは、利他的モデルの適合を強く否定するものであり、交換モデルへの適合可能性を支持している。さらに、教育による送金への負の関係は保持されていることから、都市部出身の SC の移住者による送金行動は、総じて交換モデルを支持するものであると考えられる。

SC 家計の結論

スケジュールド・カーストの家計の送金行動について、モデルの適用を行うことは、困難であるといえ、これは、Non ST/SC 家計（その他の家計）の推定結果である、「農村部：交換モデル的傾向」「都市部：利他的モデル的モデル傾向」という結果とは、異なるものである。SC 家計は、社会的・経済的に後進的階層にあることは言うを待たず、その多くは、農村部では小作人、もしくは限界的土地保有者、土地無し層となっていることから、相続可能な土地という生産性資産を持たず、社会的に下位とみなされている社会・経済的な後進階級であるため、Non ST/SC 家計（その他の家計）よりも、より経済水準が低くなっており、SC においては、「送金」に対する効用の限界効果が他の家計よりも高くなっていると予想される。ゆえに、送金者にとっては、送金を増加させることによる、家計全員の効用の増大分は高くなるため、農村 SC 家計にとって、交換動機よりは、むしろ利他的に動機づけられる余地の方が大きいといえるかもしれない。さらに、農村 SC 家計であり、スラムなど、もっとも後進的な地域に居住している場合は、送金を受け取る確率がきわめて低くなることから、社会・経済的最下層に類する SC にとって、経済資源へのアクセスが限定されていることを反映していると考えられる。

一方、都市部においては、相対的に経済資源の豊富な都市部から、敢えてコストをかけて移住することによる便益は、より確実なものでなければならないことから、交換モデルが成立する余地が多くなると考えられ、このような推定結果は、Non ST/SC 家計（その他の家計）と類似の傾向を示しているといえる。

³⁸ 所得の平準化に関しては、異時点間の消費水準についてのデータ分析が不可避であるが、NSS では同一家計を追跡できないという弱点を有するため、ここでは、仮説として言及するにとどめる。

農村部スケジュールド・トライブ (ST)

スケジュールド・トライブ、ST の out-migrant の送金確率の推定においては、ST の多くが農村部に分布している関係上、都市部 ST は out-migrant のサンプルが 34 ときわめて少なかつたため割愛し、農村部のみの分析にとどめる。

表 24 ロジット・モデルによる主要 17 州出身の州外移住者の送金分析：農村部 ST 家計

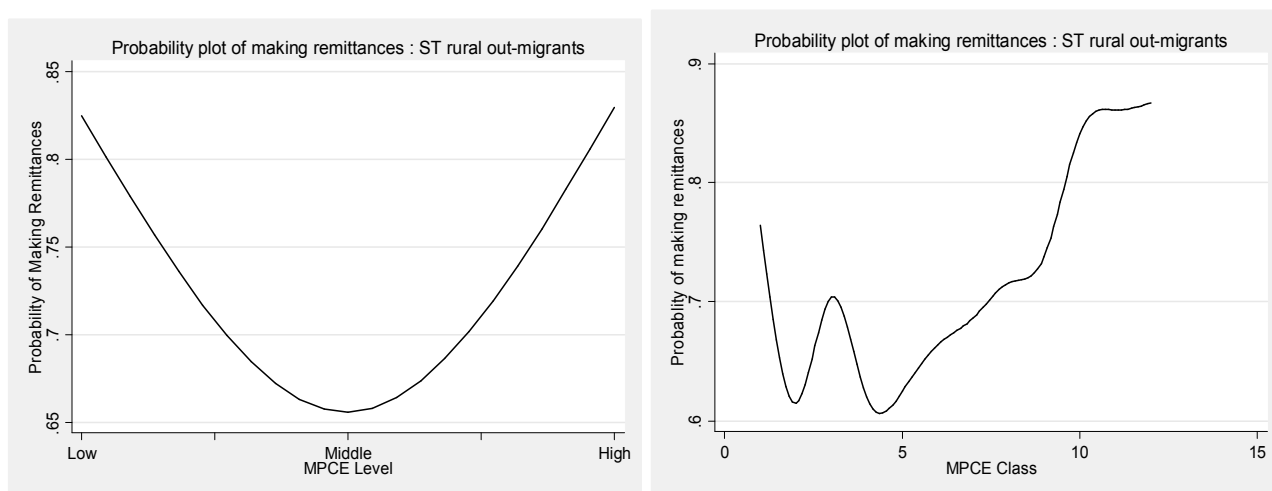
		推定式1			推定式2			推定式3			平均値 等*
		係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	係数	z score	有意 水準	
MPCE		0.00026	2.07	*							219.3
消費水準	比較的低消費*				-0.624	-2.33	**				129.6
	比較的高消費*				0.107	0.23					447.2
								0.569	2.17	*	310
性別 ①	女性	-1.666	-4.18	***	-1.582	-4.05	***	-1.581	-3.98	***	0.127
年齢グループ	15-20 歳	0.679	1.06		0.710	1.11		0.771	1.18		0.176
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	1.359	2.25	**	1.375	2.26	**	1.427	2.27	**	0.444
	30-39 歳	1.798	2.74	***	1.849	2.8	***	1.884	2.79	***	0.222
	40-49 歳	1.331	1.59		1.359	1.61	*	1.344	1.6		0.068
	50-59 歳	1.957	1.36		2.025	1.4		2.036	1.49		0.015
	60 歳以上										
移住後の年数		0.416	4.39	***	0.431	4.55	***	0.426	4.57	***	2.443
教育	識字:学校教育なし(1)	-0.772	-0.92		-0.843	-1.02		-0.842	-1.06		0.019
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	-0.128	-0.31		-0.211	-0.49		-0.182	-0.43		0.097
	初等教育 (3)	-0.244	-0.58		-0.296	-0.7		-0.268	-0.64		0.102
	中等教育(4)	1.214	2.03	*	1.171	1.97	*	1.252	2.21	*	0.059
	高等教育(5)	0.414	0.56		0.501	0.7		0.560	0.87		0.047
	高等教育 (6)	0.534	0.42		0.206	0.15		0.533	0.47		0.021
	大学卒業以上 (7*)	-0.842	-0.34		-0.942	-0.39		-0.935	-0.5		0.004
地域	西部	0.754	1.48		0.763	1.49		0.672	1.32		0.076
(東部基準)	南部	-0.601	-1.29		-0.468	-1		-0.536	-1.15		0.089
	北部	0.311	0.97		0.291	0.91		0.299	0.93		0.315
	中央部	-0.971	-2.27	**	-0.971	-2.3	**	-0.939	-2.17	**	0.129
移住理由②	労働	2.181	6.74	***	2.186	6.75	***	2.186	6.79	***	0.714
海外/国内③	国内	-1.399	-2.05	*	-1.359	-1.99	*	-1.402	-1.96	*	0.939
非スラム④	スラムでない場所	0.063	0.11		0.032	0.06		-0.031	-0.06		0.932
労働状況⑤	非農業:自営	-0.172	-0.16		-0.256	-0.27		-0.357	-0.55		0.044
(農業:自営を基準)	農業:常勤	-1.293	-0.84		-1.218	-0.81		-1.398	-1.04		0.009
	非農業:常勤	-0.781	-0.96		-0.648	-0.78		-0.775	-0.94		0.040
	農業:短期雇用(c.l.)	-0.337	-0.56		-0.290	-0.42		-0.367	-0.98		0.184
	非農業:短期雇用(c.l.)	1.082	1.38		1.100	1.42		1.035	1.28		0.038
	失業中										
	その他	0.678	2.04	*	0.688	2.08	*	0.623	1.59	*	0.178
土地保有⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	0.092	-1.52		0.042	-1.35		0.058	0.17		0.123
定数項		-2.531	-2.09	*	-1.772	-1.51		-2.144	-1.87	*	
	Log-likelihood	-213.65			-213.16			-213.85			
	McFadden's R2	0.337			0.338			0.336			
	総サンプル数	473									
	送金サンプル数	273									

推定式 1 では、消費水準と送金確率の正の関係が有意水準 5%において支持されており、交換モデルとの適合性を示すが、その係数は非常に小さい。次に、推定式 2 において、送金確率と消費水準との線型性もしくは非線型性をテストするために、消費水準を低位、中位、高位のクラスに分類し、中位クラス=0 としたダミー変数を生

成して推定を行ったが、「低消費水準」において係数が大きな負の値を示した（3%の有意水準）。一方で、やや高消費水準においては、正の値を示した。推定式3においては、消費水準を高位 50%、低位 50%に分割してダミー変数を設定し、推計を行ったが、「高位 50%消費水準」において、送金は正の値を示した（5%の有意水準）。この3式と2式の結果は、「低水準では負の値」「高水準では正の値」という傾向と矛盾しないものである。

推定値2に基づいた低・中・高消費に対するプロットおよび、推定値3に基づく12段階のMPCE Classに対する送金可能性のプロットを以下に示す。

図 17 消費水準と送金確率のプロット：農村部 ST 家計



農村部 ST の out-migrant による送金確率は、家計の所得水準に対して、逆 U 字ではなく、単なる U 字の形状を示している。このような ST 家計の消費水準と送金の U 字型の関係は、非 ST/SC の送金確率と消費水準の関係が示す形状とは、全く正反対の形状を示しているが、利他的モデルとは全く合致しない形状でもある。ある程度水準までは消費水準の上昇に従って送金の可能性が下落しているのに対し、ある程度水準(貧困線の近接消費クラスと考えられる MPCE Class8 よりも低いレベルであるが)まで消費水準が上昇すると、今度は、傾きが反転し、送金が所得水準に従って増加していると考えられる。

農村部 ST においては、教育水準の上昇とともに、送金確率が上昇するが、これは、その他の社会階層に属する家計では観察されなかった傾向である。農村部 ST 出身の移住者では、特に、中等教育水準を受けている場合において、送金を行う確率が有意に高い。Non ST/SC 家計（その他の家計）では、文盲に近い水準の教育水準の層がもっとも送金を行う傾向が強いのにに対して、ST では、より教育のある層がより送金を行うという推定結果が示されている。なお、out-migrant のいるサンプル家計内において、0.2 エーカー以下の土地保有、もしくは土地なし層は全体の約 88%にのぼっており、農村部 ST 家計は、農村部 SC 家計よりも、土地保有という点において後進性を示している。Out-migrant を輩出している農村部 ST 家計においては、土地をより有している方が送金を受け取る確率が高まる、といった傾向がみられたが、推計値は有意ではなかった。

農村部 ST は被差別階層といっても、out-migrant を輩出している農村部 SC 家計と比較すると、やや高めの値をとる傾向がある。サンプル内の上位 50%の ST 家計の平均消費水準は、上位 50%の SC 家計の平均消費水準よりも、約 20 ルピー高く、これは比率にすると SC 家計よりも約 10%程高い水準にある。ただし、農村部の SC 家計同様に、ST をとりまく社会環境は後進的なものであり、資産の保有状況も、Non ST/SC 家計（その他の家計）と比較して、極めて恵まれていない状態にあるといえる。しかし、ST や SC のように社会・経済的な後進階級に属している場合では、利他的動機に基づく送金行動の根拠は極めて乏しいが、ある程度、所得水準が上昇すると、送金が増加する傾向にある。つまり、そのような被差別階層に属する家計においては、家計の所得流動性が保証される段階、すなわち、被差別階層は、ある程度まで恵まれた経済状態に到達することによって、より多くのリターンを期待する行動、つまり、より多い移住のリターンと移住コストの負担などといった投資行動へのインセンティブが刺激されるため、より交換動機にもとづく移住・送金行動を行うようになると考えられる。

3. 5. 家計の構成員と送金

3. 5. 1. 潜在的相続人である家計構成員の存在と家計構成員の教育水準の効果

3.4.節の家計の送金分析においては、おおむね、交換的動機に基づいて送金がなされるという結果を得た。さらに、交換的動機に基づいて送金が行われるという前提を置いた上で、送金動機を解明するにあたり、有力なモデルは、3.1.節で述べたように、(1)相続モデルと(2)投資モデルである。相続モデルによれば、家計が相続性資産を有する場合には、送金主はしばしば、相続権利についての主張を送金の支払いという形で行うために、相続性資産の存在に対して送金は正の関係を示す。さらに、相続の競争相手となりそうな子供が家計に存在する場合には、相続についてのバーゲニング・パワーを高めるために、送金主が潜在的相続人である場合には、送金を増加させることが予想される。このような仮定を、男系相続が主流であるインドに適用すると、**相続モデルが成立する場合には、家計における男子の人数の増加に対応する形で、送金確率は増加すると考えられる**。本節では、このようなモデルをテストするために、家計の構成員、とりわけ家計の将来の相続人となりうる若年、幼年層の存在と、家計内の若年層の教育水準を、ダミー変数として導入し、確率モデルによる分析を行う³⁹。農村部、都市部の結果を以下にそれぞれ示す⁴⁰。

³⁹ NSS データは本質がランダム・サンプリングに基づくクロス・セクション・データである都合上、「事後」と「事前」の効果が不明瞭であるという限界を有するため、世代間の相続に伴う意思決定は正確には反映されないという限界を有するために、厳格なモデルの適用を検討することは、実際上は非常に困難である。しかし、「事後」の数値に対する経済分析であっても、正確性は欠くものの、家計の経済状況を示す尺度としてはなお有用であり、異時点間の実地研究を行う上でも、有用な基礎となりうると思われる。

⁴⁰ 本節のベースとなる推定式として、前節の推定式2を用いている。

表 25 社会階層別の送金分析（農村部、子供の有無を含む推定）

		非 ST/SC		SC		ST				
		係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値			
MPCE	170 ルピー以下	0.114	1.53	0.248	2.02	*	-0.770	-2.68	***	
	315 ルピー以上	-0.111	-1.4	0.383	1.87	*	-0.049	-0.1		
性別 ①	女性	-1.469	-12.16	***	-1.324	-6.77		-1.579	-3.81	***
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳	0.644	3.46	***	0.774	2.28	**	0.862	1.25	
	20-29 歳	1.186	6.54	***	1.102	3.34	***	1.592	2.35	**
	30-39 歳	1.586	8.3	***	1.472	4.28	***	2.243	3.07	***
	40-49 歳	1.986	8.83	***	1.785	4.69	***	1.575	1.81	*
	50-59 歳	2.370	6.68	***	2.742	4.62	***	2.238	1.61	
	60 歳以上	1.172	2.6	***	0.532	0.82				
移住後の年数		0.315	15.2	***	0.143	4.23	***	0.405	4.22	***
教育 (文盲を基準)	識字:学校教育なし(1)	-0.009	-0.05		0.281	0.67		-1.134	-1.35	
	初等教育以下 (2)	-0.110	-1.17		0.190	0.96		-0.387	-0.87	
	初等教育 (3)	-0.280	-3.14	***	-0.135	-0.66		-0.280	-0.66	
	中等教育(4)	-0.259	-2.49	**	0.013	0.05		1.011	1.7	*
	高等教育(5)	-0.407	-3.28	***	-0.792	-2.28	**	0.531	0.8	
	高等教育 (6)	-0.715	-3.59	***	-0.335	-0.5		0.255	0.22	
	大学卒業以上 (7)	-0.870	-3.8	***	-0.099	-0.12		-0.859	-0.44	
地域 (東部基準)	西部	-0.765	-4.13	***	-0.761	-1.82	*	0.770	1.49	
	南部	-0.343	-3.67	***	-0.792	-4.74	***	-0.560	-1.14	
	北部	-0.251	-3.2	***	-0.158	-1.06		0.474	1.41	
	中央部	-1.180	-7.44	***	-1.726	-5.75	***	-1.016	-2.33	**
移住理由②	労働	2.059	26.95	***	2.078	11.3	***	2.320	6.87	***
海外/国内③	国内	-0.601	-6.37	***	-0.570	-2.25	**	-1.464	-2.02	*
スラム/非スラム④	スラムでない場所	-0.379	-2.54	**	0.601	3.96	***	0.033	0.07	
労働状況⑤ (農業: 自営を基準)	非農業: 自営	-0.251	-2.09	*	-0.155	-0.61		-0.165	-0.25	
	農業: 常勤	-0.256	-0.74		-0.006	-0.02		-1.551	-1.07	
	非農業: 常勤	-0.226	-1.54		0.667	1.67	*	-0.808	-0.95	
	農業: 短期雇用(c.l.)	0.075	0.64		-0.179	-1.02		-0.330	-0.86	
	非農業: 短期雇用(c.l.)	-0.852	-4.51	***	-0.462	-1.69	*	0.898	1.15	
	失業中	0.128	0.3		-0.676	-0.75				
	その他	0.031	0.4		0.310	1.72	*	0.580	1.46	
	土地保有⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.400	-5.3	***	-0.222	-1.6		0.141	0.42
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5 歳未満男児	0.013	0.19		0.160	1.3		-0.289	-0.97	
	5 歳未満女児	0.164	2.37	**	-0.154	-1.23		-0.269	-0.93	
	5-9 歳男児	-0.023	-0.33		0.116	0.93		-0.733	-2.37	**
	5-9 歳女児	-0.018	-0.25		-0.049	-0.37		0.292	0.94	
	10-14 歳男児	0.042	0.61		0.405	3.22	***	0.312	0.93	
	10-14 歳女児	0.030	0.43		0.039	0.3		0.181	0.55	
定数項		-0.902	-3.29	***	-1.977	-4.05	***	-1.801	-1.49	
Log-likelihood		-3711.79		-1097.8		-208.15				
McFadden's R2		0.2587		0.207		0.36				
総サンプル数 /送金サンプル数		8400 6020		2385 1748		476 273				

表 26 社会階層別の送金分析（都市部、子供の有無を含む推定）

			非 ST/SC		SC			
			係数	z 値	係数	z 値		
MPCE			-1E-05	-0.6	0.000	2.69	***	
性別 ①	女性		-1.353	-6.81	***	-1.813	-2.8	***
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳		1.400	3.26	***	1.651	1.25	
	20-29 歳		2.073	5.07	***	3.071	2.32	**
	30-39 歳		2.457	5.89	***	3.331	2.43	**
	40-49 歳		3.102	6.98	***	3.970	2.7	***
	50-59 歳		3.262	6.27	***	2.328	1.37	
	60 歳以上		2.929	3.05	***			
移住後の年数		0.107	3.91	***	0.340	2.69	***	
教育水準	識字:学校教育なし(1)		0.253	0.62		-2.867	-2.26	**
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)		0.245	1.24		-0.584	-0.97	
	初等教育 (3)		0.029	0.17		-0.128	-0.23	
	中等教育(4)		0.150	0.82		-1.369	-2.16	*
	高等教育 (5)		-0.246	-1.4		-1.724	-2.29	**
	高等教育 (6)		-0.274	-1.24		-4.161	-2.77	***
	大学卒業以上 (7)		-0.403	-2.05	*	-5.107	-3.51	***
地域	西部		-1.085	-4.41	***	-2.724	-3.08	***
(東部を基準)	南部		-0.317	-2.04	*	-1.000	-1.42	
	北部		-0.244	-1.76	*	-0.123	-0.26	
	中央部		-0.329	-0.99		-1.452	-2.02	*
移住理由②	労働		1.712	14.51	***	2.589	4.61	***
海外/国内③	国内		-0.646	-4.95	***	-2.742	-3.13	***
スラム/非スラム④	スラムでない場所		-0.148	-0.68		-0.593	-1.15	
労働状況⑤	非農業:自営		-0.164	-0.82		-1.116	-1.14	
(農業:自営を基準)	農業:常勤		-0.733	-0.76				
	非農業:常勤		-0.172	-0.82		-0.429	-0.42	
	農業:短期雇用(casual labour)		1.022	1.94	*	-1.984	-1.7	*
	非農業:短期雇用(casual labour)		-0.303	-1.1		-2.217	-2.16	**
	失業中		-1.022	-1.89	*			
	その他		0.401	2.14	*	-1.061	-1.1	
土地保有⑥	住居保有		-0.028	-0.22		-0.370	-0.6	
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5 歳未満男児		0.139	1.08		0.381	0.9	
	5 歳未満女児		0.296	2.2	**	0.776	1.76	*
	5-9 歳男児		-0.034	-0.26		0.681	1.66	*
	5-9 歳女児		-0.005	-0.03		-0.552	-1.35	
	10-14 歳男児		0.086	0.69		0.173	0.43	
	10-14 歳女児		0.215	1.66	*	0.336	0.8	
定数項			-2.221	-4.02	***	-1.355	-0.71	
Log-likelihood			-1251.3		-114.5			
McFadden's R2			0.292		0.449			
総サンプル数			2631		308			
送金サンプル数			1593		179			

注:ST のサンプル数は希少なため、割愛した。

農村部の推定結果を表 25 に示す。Non ST/SC 家計（その他の家計）では、やや有意水準は落ちるものの、消費水準に対して、非線形の逆U字の形状を維持していると考えられる。さらに、3%の有意水準において、**5歳以上10歳未満の女儿が家計にいる場合、家計が送金を受け取る確率は、限界的に約3ポイント上昇すると推定された。**

農村部 SC 家計では、成人に近い10-14歳の男子がいる場合、有意水準3%において、送金の限界効果は、約7ポイント正に増加するがその一方で、農村部 ST 家計では、5-9歳の男児がいる場合の送金への限界効果は、マイナス17ポイントにも及ぶ。

つまり、農村部においては、Non ST/SC 家計（その他の家計）を対象とした分析によれば、相続候補となる男子が家計に増加しても、送金の確率は増加しないが、**女子が家計にいる場合に送金が増加すると推定されている。**ゆえに、男子への相続動機による交換モデルは成立しないと考えられる。また、ST では男子の存在が送金確率を大きく減少させることから、こちらにおいても、相続動機による交換モデルは全く成立していない。一方で、SC の家計では、成人に近い年齢の男子がいる場合に送金が増加するという、他の社会階層とは異なる推計結果が得られた。

都市部では、Non ST/SC 家計（その他の家計）5歳未満の女儿がいる場合、5%の有意水準において、送金の可能性が7ポイント増加し、さらに10-14歳の女子がいる場合には、**送金確率が5ポイント増加（10%の有意水準）すると推定されている。**つまり、都市部では、家計に女子が存在することによって、**送金が増加するという傾向がある。**なお、都市部の SC では、サンプル数が少ないものの、5歳未満の女儿が家計にいることによって、送金の確率は18ポイント（10%の有意水準）増加するが、一方で5-9歳の男児が存在すると、同じく10%の有意水準において16%送金が増加すると推定され、SC 家計において、男女の存在が送金にもたらす効果の差異は曖昧である。

農村部、都市部を通じて共通の傾向は、**Non ST/SC 家計（その他の家計）に、未成年の女儿が存在する場合に送金の可能性が有意に上昇するという点**である。ここで、インドの非 ST/SC 家計において、未成年の女子の存在が実際に送金確率を上昇させるならば、そのような現象が起きる理由として、次の2点が考えられる。（1）今まで重点が置かれてこなかった女儿の教育の必要性のため （2）もしくは、特にヒンドゥー教徒に顕著である、婚姻に伴う女性の持参金のための原資など、特殊な社会的要因のため、という2点である。

そこで、まず、（1）の可能性、すなわち、女子の教育水準の上昇が送金の動機に影響を与えうるのか、という点についての検証を行う。教育水準の効果を推計するため、家計の構成員の教育水準を、ダミー変数として説明変数に導入し、結果を次に示す。

表 27 農村部家計の教育水準と送金の関係：社会階層別分析

		Non ST/SC 家計			SC			ST		
		係数	Z 値		係数	Z 値		係数	Z 値	
MPCE		-5E-05	-2.73	***	-1E-05	-0.19		0.0002	1.51	
性別 ①	女性	-1.520	-12.3	***	-1.331	-6.65	***	-1.565	-3.67	***
年齢グループ	15-20 歳	0.726	3.84	***	0.766	2.24	**	0.773	1.08	
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	1.298	7	***	1.219	3.65	***	1.512	2.17	**
	30-39 歳	1.728	8.81	***	1.599	4.58	***	2.046	2.73	***
	40-49 歳	2.057	9.08	***	1.821	4.75	***	1.484	1.69	*
	50-59 歳	2.402	6.79	***	2.783	4.66	***	2.139	1.56	
	60 歳以上	1.250	2.76	***	0.558	0.87				
移住後の年数		0.319	15.33	***	0.149	4.33	***	0.404	4.23	***
教育水準	識字：学校教育なし(1)	0.102	0.49		0.577	1.35		-1.064	-1.21	
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	-0.017	-0.17		0.363	1.72	*	-0.450	-0.95	
	初等教育 (3)	-0.155	-1.6		0.182	0.82		-0.514	-1.08	
	中等教育(4)	-0.115	-1.03		0.288	1.06		0.952	1.57	
	高等教育 (5)	-0.258	-1.98	*	-0.398	-1.08		0.194	0.28	
	高等教育 (6)	-0.555	-2.73	***	-0.121	-0.18		0.440	0.37	
	大学卒業以上 (7)	-0.708	-3.03	***	0.179	0.21		-0.842	-0.46	
地域	西部	-0.764	-4.13	***	-0.655	-1.57		0.731	1.34	
(東部を基準)	南部	-0.320	-3.39	***	-0.738	-4.36	***	-0.553	-1.13	
	北部	-0.256	-3.26	***	-0.163	-1.08		0.432	1.26	
	中央部	-1.160	-7.28	***	-1.655	-5.49	***	-1.083	-2.37	**
移住理由②	労働	2.044	26.5	***	2.060	11.1	***	2.337	6.81	***
海外/国内③	国内	-0.617	-6.51	***	-0.705	-2.76	***	-1.432	-1.96	*
スラム/非スラム④	スラムではない場所	-0.358	-2.4	**	0.591	3.88	***	0.036	0.07	
労働状況⑤	非農業：自営	-0.239	-1.98	*	-0.164	-0.64		-0.224	-0.34	
(農業：自営を基準)	農業：常勤	-0.200	-0.57		-0.014	-0.04		-1.403	-0.94	
	非農業：常勤	-0.200	-1.36		0.818	2.02	*	-1.184	-1.34	
	農業：短期雇用(casual labour)	0.067	0.57		-0.229	-1.31		-0.308	-0.78	
	非農業：短期雇用(c.i.)	-0.878	-4.62	***	-0.530	-1.9	*	1.008	1.26	
	失業中	0.164	0.38		-0.531	-0.56				
	その他	0.063	0.8		0.350	1.93	*	0.615	1.54	
土地保有⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.362	-4.74	***	-0.217	-1.54		0.127	0.37	
子供(家計内に以下の	5 歳未満男児	-0.051	-0.75		0.205	1.67	*	-0.147	-0.5	
ような年齢層のメンバ	5 歳未満女児	0.149	2.14	*	-0.147	-1.18		-0.326	-1.1	
ーがいる場合)	5-9 歳男児	-0.034	-0.49		0.082	0.66		-0.576	-1.88	*
	5-9 歳女児	-0.045	-0.64		-0.162	-1.27		0.213	0.69	
	10-14 歳男児	0.178	2.3	**	0.359	2.41	**	0.450	1.17	
	10-14 歳女児	0.109	1.3		0.025	0.16		0.275	0.66	
10-19 歳の教育水準	公的教育なし：男	-0.160	-1.38		0.163	0.9		-0.074	-0.17	
	公的教育なし：女	0.150	1.53		0.094	0.58		-0.340	-0.84	
	初等教育以上：男	-0.236	-3.37	***	-0.073	-0.5		0.171	0.49	
	初等教育以上：女	-0.212	-2.63	***	-0.191	-1.07		0.020	0.04	
20-29 歳の教育水準	識字以上：男	-0.103	-1.37		-0.213	-1.47		0.100	0.29	
	識字以上：女	0.130	1.72	*	-0.699	-4.03	***	0.389	0.88	
30-39 歳の教育水準	識字以上：男	-0.186	-2.12	*	-0.156	-0.81		0.451	0.91	
	識字以上：女	-0.104	-1		-0.214	-0.79		-0.163	-0.27	

定数項	-0.803	-2.89	***	-1.605	-3.15	***	-2.568	-2.01	*
Log-likelihood	-3693.4			-1085			-209.14		
McFadden's R2	0.263			0.217			0.360		
総サンプル数	8403			2385			478		

主たる出稼ぎ移住者の稼ぎ手が 20 代から 30 代に集中していることから、本推定においては、家計内の 20 代と 30 代の教育水準を導入した⁴¹。

農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）においては、有意水準は 12.2%とやや低いものの、公的教育機関による教育のない 10 代の女子が家計にいる場合には、送金の確率は 2.7 ポイント増加すると推定される。しかし、初等教育以上の教育がある 10 代の人間が家計に存在する場合には、その男女を問わず、1%の有意水準において、送金確率は約 4%減少すると推定されている。つまり、家計内の子供の教育水準の上昇は、いずれも送金確率にマイナスに影響すると考えられ、子供の教育水準が送金の誘因もしくは送金の動機となるとは考えにくい。また、20 代の女性が識字である場合、やや低い有意水準（8.6%）ながら、送金確率が 2.3%増加するが、30 代の男性が識字であるような場合、送金確率は 3.1 ポイント送金確率が下落してしまう。ゆえに、教育を通じた人的資本の蓄積は、出稼ぎ-送金といった行動に対し、負の影響を及ぼすように思われる。

SC 家計においては、10-14 歳の男子が家計の構成員として存在する場合には、送金は 6.2%増加(1.2%有意)するが、20 代で識字以上の女子が家計にいる場合には、約 12%も送金確率が減少すると推定される（1%有意）。

なお、ST では、家計の構成員に対する教育変数を入れない場合と、ほぼ同様の推定値が認められ、教育の効果は非常に低いと考えられる。

⁴¹ それ以上の年代の層の教育水準を加味した推定では、ほとんど影響はみられなかった。

表 28 都市部家計の教育水準と送金の関係：社会階層別分析

		Non ST/SC 家計			SC		
		係数	Z 値		係数	Z 値	
MPCE		-1E-05	-0.7		0.0006	3.07	***
性別 ①	女性	-1.423	-6.94	***	-2.214	-3	***
年齢グループ	15-20 歳	1.452	3.33	***	2.486	1.38	
(15 歳未満を基準)	20-29 歳	2.290	5.41	***	5.086	2.67	***
	30-39 歳	2.789	6.43	***	5.705	2.92	***
	40-49 歳	3.093	6.88	***	6.073	3.06	***
	50-59 歳	3.299	6.3	***	4.398	1.98	*
	60 歳以上	2.989	3.16	***			
移住後の年数		0.112	4.03	***	0.404	2.89	***
教育	識字：学校教育なし(1)	0.469	1.14		-3.128	-2.25	**
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	0.489	2.33	***	-0.105	-0.15	
	初等教育 (3)	0.248	1.31		0.662	0.98	
	中等教育(4)	0.368	1.86	*	-1.222	-1.63	
	高等教育 (5)	-0.038	-0.2		-1.111	-1.32	
	高等教育 (6)	-0.066	-0.29		-4.470	-2.91	***
	大学卒業以上 (7)	-0.195	-0.94		-4.865	-3.14	***
地域	西部	-1.095	-4.43	***	-2.223	-2.31	**
(東部基準)	南部	-0.337	-2.13	*	-1.110	-1.43	
	北部	-0.266	-1.89	*	-0.118	-0.21	
	中央部	-0.344	-1.03		-0.858	-1.04	
移住理由②	労働	1.711	14.33	***	2.451	3.84	***
海外/国内③	国内	-0.660	-5	***	-3.440	-3.46	***
スラム/非スラム	スラムでない場所 ④	-0.176	-0.8		-0.654	-1.16	
労働状況⑤	非農業：自営	-0.136	-0.67		-0.769	-0.71	
(農業：自営を基準)	農業：常勤	-0.539	-0.54				
	非農業：常勤	-0.176	-0.84		-0.133	-0.12	
	農業：短期雇用(casual labour)	0.959	1.8	*	-1.543	-1.21	
	非農業：短期雇用(c.l.)	-0.408	-1.46		-2.341	-2.08	*
	失業中	-1.001	-1.84	*			
	その他	0.435	2.3	**	-0.568	-0.53	
住居保有	住居保有	0.012	0.1		0.010	0.01	
子供(家計内に以下の	5 歳未満男児	0.166	1.23		0.680	1.39	
ような年齢層のメンバ	5 歳未満女児	0.332	2.35	**	0.936	1.95	*
ーがいる場合)	5-9 歳男児	0.009	0.06		0.773	1.66	*
	5-9 歳女児	0.072	0.5		-0.774	-1.68	*
	10-14 歳男児	0.214	1.46		-0.092	-0.18	
	10-14 歳女児	0.317	2.06	*	-0.338	-0.66	
10-19 歳の教育水準	公的教育なし：男	0.078	0.28		3.055	2.84	***
	公的教育なし：女	-0.364	-1.29		2.420	2.94	***
	初等教育以上：男	-0.156	-1.18		0.031	0.06	
	初等教育以上：女	-0.024	-0.19		1.529	2.56	***
20-29 歳の教育水準	識字以上：男	-0.332	-2.36	**	-0.515	-1.06	
	識字以上：女	0.201	1.72	*	-0.106	-0.21	
30-39 歳の教育水準	識字以上：男	-0.475	-3.15	***	-0.812	-1.41	
	識字以上：女	-0.307	-2.16	*	-0.197	-0.26	

定数項	-2.267	-4.05	***	-3.924	-1.67	*
Log-likelihood	-1239.1			101.200		
McFadden's R2	0.299			0.527		
総サンプル数	2631			308.000		

*ST はその殆どが農村部に居住しており、都市部サンプルが希少なため割愛。

農村部家計においては、若年女性の存在のもたらす送金への正の効果が認められたが、都市部の Non ST/SC 家計（その他の家計）を対象とした推計結果では、女子の存在の送金確率に対する効果は、より強調されたものとなった。都市部において、5 歳未満の女兒が家計に存在する場合には、（有意水準は 2%）約 7.8%、送金確率が増加すると推計され、さらに 10-14 歳の女兒がいる場合もまた 7.8 ポイント、家計が送金を受け取る可能性が増加すると推定（5%有意）された。これは、都市部の Non ST/SC 家計（その他の家計）において、ある程度の年齢の女性が存在することによって、送金が増加するということを表している。一方で、10 代の女兒の教育水準が送金にもたらす効果は不明瞭である。

なお、都市部の Non ST/SC 家計（その他の家計）においては、家計内の 20 代の女性が識字以上の場合、送金確率は 4.7 ポイント上昇している。10 代の男性の教育水準の効果は女性同様に不明であるが、20 代男性が識字以上の場合、送金確率は 7.8%増加すると推定される（3%有意）。このような結果は、農村部よりも恵まれた都市部の教育へのアクセシビリティを反映しているものと思われる。

都市部 SC 家計では、5 歳未満の女兒が家計に存在する場合には、5%の有意水準において、21.5%送金が増加すると推定される。しかし、5-9 歳の女兒が家計に存在する場合には、対照的に、送金は 17 ポイント減少すると推定される。一方で、5-9 歳の男児が家計にいる場合には、送金可能性は 10 ポイント増加する（いずれも 10%の有意水準）。また、都市部 SC 家計においては、10 代の男性に公的機関の教育がない場合、70 ポイント送金確率が増加し、10 代の女性に公的機関による教育がない場合、50%送金確率が増加（いずれも 1%有意水準）すると推計された。つまり、都市部 SC では、家計内の教育水準が上昇すると、送金を家計が受け取る確率は、大きく減少すると考えられる。しかし、家計内の 10 代女性に初等教育以上の教育がある場合には、送金確率は 35%増加（有意水準 1%）するという結果も得られた。さらに、都市部 SC 家計においては、MPCE の増加に従って送金確率も上昇するという推計結果をあわせ鑑みると、都市部 SC では、「低所得・低教育という push factor による出稼ぎ」が大多数を占めながらも、ごく一部の SC 家計では、「比較的高所得・比較的高教育水準がもたらす pull factor による出稼ぎ」を行う階層が存在すると考えられる。さらに、MPCE と送金の正の関係が成立していることから、後者のケースが該当する場合には、都市部 SC 家計の交換動機に基づく子供への投資的行動が存立する余地があると考えられる。

3. 5. 2. 移住者の基礎的教育水準の差異と送金

前項においては、社会階層別の教育水準が送金に与える影響を明らかにするため、細分化された教育水準を用い、実証分析を試みた。しかし、1993 年度調査である 49th NSS の全サンプル・データによれば、農村部では 52% が文盲であり、初等水準以上の公的教育を修了した人口はわずか 32%である。さらに、都市部ですら 30%が文盲であり、ある一定の水準において、公的教育を修了した人口は、都市部全体の 5 割強に過ぎない。このような社会全体の低い教育水準を鑑みると、細分化された教育カテゴリー化による分析よりは、より大きな教育水準のカテゴリー化による分析が有用であろうと考えられる。そこで、本項においては、教育水準の再カテゴリー化を行い、説明変数に反映させる。具体的には、「文盲（農村全サンプルにおいて約 52%、都市部全サンプルにおいて約 30%）」「文盲ではないが公的教育を受けていない（農村部全サンプルにおいて 16%、都市部全サンプルにおいて約 16%）」「初等教育以上（農村部全サンプルにおいて約 31%、都市部全サンプルにおいて約 65%）」といった、きわめて基礎的な教育水準による区分分けによって、移住者(out-migrant)が有する基礎的教育水準の差異が送金行動に与える影響について、検討を行う。

表 29 農村部家計構成員と送金：社会階層別分析

変数		Non ST/SC 家計			SC		ST		
		係数	Z 値		係数	z値	係数	z値	
MPCE	170 ルピー以下	0.145	1.98	*	0.307	2.51	**	-0.738	-2.79 ***
	315 ルピー以上	-0.131	-1.69	*	0.320	1.6		0.189	0.43
性別(男性を基準)	女性	-1.496	-12.57	***	-1.265	-6.62	***	-1.414	-3.69 ***
年齢		0.053	13.45	***	0.045	7.28	***	0.059	3.83 ***
移住後の年数		0.310	15.23	***	0.143	4.3	***	0.335	4.09 ***
教育水準	初等教育以下 識字	-0.080	-0.9		0.192	1.07		-0.527	-1.35
(文盲を基準)	初等教育以上	-0.349	-4.96	***	-0.190	-1.26		0.050	0.16
地域	西部	-0.719	-3.9	***	-0.727	-1.75	*	1.159	2.44 **
(東部基準)	南部	-0.345	-3.76	***	-0.841	-5.11	***	-0.756	-1.62
	北部	-0.246	-3.19	***	-0.203	-1.36		0.252	0.83
	中央部	-1.131	-7.23	***	-1.780	-6.05	***	-1.204	-2.87 ***
移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由とする移住	2.126	28.53	***	2.297	13.14	***	2.392	7.91 ***
海外/国内移住	国内に移住	-0.608	-6.47	***	-0.534	-2.13	*	-1.271	-2.06 *
(海外を基準)									
居住場所:スラム居住/非スラム居住(スラムを基準)	スラムでない場所に居住	-0.368	-2.51	***	0.645	4.28	***	-0.030	-0.06
労働状況	非農業:自営	-0.252	-2.11	**	-0.170	-0.68		0.024	0.04
(農業:自営を基準)	農業:常勤	-0.279	-0.83		-0.026	-0.07		0.168	0.15
	非農業:常勤	-0.354	-2.55	**	0.573	1.54		-0.575	-0.88
	農業:短期雇用(casual labour)	0.039	0.34		-0.245	-1.42		-0.463	-1.27
	非農業:短期雇用(casual labour)	-0.832	-4.44	***	-0.582	-2.14	*	1.193	1.59
	失業中もしくはその他	-0.006	-0.08		0.212	1.2		0.370	1.03
土地保有	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.380	-5.11	***	-0.201	-1.47		0.090	0.28
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5 歳未満男児	-0.046	-0.7		0.146	1.22		0.120	0.45
	5 歳未満女児	0.157	2.33	**	-0.216	-1.81		-0.142	-0.54
	5-9 歳男児	-0.040	-0.59		0.076	0.63		-0.716	-2.57 ***
	5-9 歳女児	-0.067	-0.97		-0.178	-1.44		0.266	0.96
	10-14 歳男児	-0.018	-0.27		0.340	2.85	***	0.434	1.45
	10-14 歳女児	0.032	0.47		0.051	0.4		0.047	0.16
定数項		-1.050	-4.51	***	-2.154	-5.19	***	-1.828	-1.87 *
Log-likelihood		3880			-1121.9		-233.2		
McFadden's R2		0.281			0.254		0.383		
総サンプル数		8617			2479		546		
送金サンプル数		6,043			1,747		281		

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、土地保有については「0.2 エーカー未満の土地保有」=0、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後は同様である。

農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）においては、前項における細分化された教育水準を用いた推定値と比較すると、有意性の改善と、R² 値の改善の双方が観察された。消費水準が 170 ルピーより低い層に属している場合、有意水準 5%において、送金の可能性は 2.7 ポイント増加し、消費水準が 315 ルピーより高い階層では、

おおよそ有意水準 10%において、2. 4ポイント送金の可能性が減少すると推定され、これは3. 4. 1. において得られた結果と近似している。

教育水準の効果においては、移住者が文盲である場合と比較すると、移住者に**初等教育以上の教育がある場合は、1%の有意水準において約 6.5%送金確率が減少する**と推定される。なお、単に識字可能である場合は識字であることの送金確率への効果は不明である。つまり、先の推定と同様、農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）において、**公的な教育がある場合には、移出者は、より送金を行わなくなるという傾向を再び支持する**ものであり、より人的資本に恵まれない層が送金を目的とした出稼ぎ移住を行うということを示していると考えられる。

農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）であり、スラムではない場所に居住している場合には、スラムに家計が居住している場合と比較すると、約 6.8%送金が減少すると推定される。さらに、移住先が国内である場合には、海外が移住先である場合と比較して、送金が行われる確率は、11.1 ポイント減少すると推定され、海外移住の場合における、出稼ぎ志向の高さが反映されていると考えられる。また、労働を理由とした場合、39.5 ポイントの送金確率の増加が見積もられるが、一方で、非農業・自営に従事した場合、送金確率は約 4.7 ポイント減少すると推定され、非農業の短期労働に従事した場合には、15.4 ポイント送金を行う確率は減少すると推定される。これらの推定値もまた、MPCE の場合と同様、3. 4. 1. における推定結果とほぼ類似したものである。

なお、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）において、5 歳未満の女儿が存在する場合には、約 3 ポイントの送金の増加が見積もられた（2%の有意水準）。推計値には、やや数字のばらつきが見られるものの、Non ST/SC 家計（その他の家計）において、女子が存在することにより、家計が送金を受け取る確率が増加するという推計結果は、先の結果とほぼ同様である。

農村部 SC の推定においても、有意性の改善および R^2 値の改善の双方が観察された。MPCE が 170 ルピー以下の場合には、2%有意の水準において送金確率は 5.8 ポイント増加すると見積もられるが、MPCE が 315 ルピーより高い水準では、約 10%有意の水準において、送金確率は 6 ポイント増加すると推計され、送金と MPCE の間の減少関係は成立せず、利他的モデルは適合しないと考えられる。また、10-14 歳の男児が農村部 SC 家計に存在する場合には、6.5 の送金確率が増加すると推計されたが、これらの結果も、だいたい先の推定を踏襲する結果であり、他の変数においても同様の傾向が認められた。

ST においても、やはり有意性等が改善した上、主だった結果は類似している。しかし、本推定では、移住者の教育の送金に対する効果は、まったく有意に認められないという結果となった。

表 30 都市部家計構成員と送金：社会階層別分析

変数		Non ST/SC 家計			SC		
		係数	z値		係数	z値	
MPCE	170 ルピー以下	0.000	-1.1		0.000	1.13	
性別(男性を基準)	女性	-1.206	-6.36	***	0.055	2.65	***
年齢		0.064	10.6	***	0.303	2.61	***
移住後の年数		0.089	3.44	***	-0.479	-0.91	
教育水準	初等教育以下 識字	0.208	1.13		-0.789	-1.98	*
(文盲を基準)	初等教育以上	-0.139	-1.03		-2.625	-3.08	***
地域	西部	-1.015	-4.2	***	-0.812	-1.27	
(東部基準)	南部	-0.266	-1.76		0.000	0	
	北部	-0.200	-1.48		-1.179	-1.74	*
	中央部	-0.303	-0.92		2.920	5.92	***
移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由とする移住	1.761	15.43	***	-1.810	-2.58	***
海外/国内移住	国内に移住	-0.601	-4.71	***	-0.923	-1.86	*
(海外を基準)							
居住場所:スラム居住/非スラム居住	スラムでない場所に居住	-0.114	-0.53		-0.957	-1.09	
(スラムを基準)							
労働状況	非農業:自営	-0.170	-0.86				
(農業:自営を基準)	農業:常勤	-0.808	-0.9		-0.876	-0.94	
	非農業:常勤	-0.259	-1.27	*	-1.539	-1.49	
	農業:短期雇用(casual labour)	0.862	1.83		-1.655	-1.82	*
	非農業:短期雇用(casual labour)	-0.211	-0.77	*	-0.778	-0.91	
	失業中もしくはその他	0.319	1.74		-0.209	-0.39	
住居保有(住居を保有していない場合を基準)	住居を保有	-0.019	-0.15		0.414	1.06	
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5歳未満男児	0.108	0.87		0.629	1.59	
	5歳未満女児	0.371	2.82	***	0.260	0.71	
	5-9歳男児	-0.087	-0.68		-0.624	-1.61	
	5-9歳女児	-0.041	-0.31		0.109	0.3	
	10-14歳男児	-0.007	-0.06	*	0.334	0.85	
	10-14歳女児	0.215	1.72	***	-0.448	-0.28	
定数項		-1295.1			-129		
Log-likelihood		0.300			0.42		
McFadden's R2		2728			324		
総サンプル数		1,597			181		

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、住居保有については「居住している住居を賃貸等で保有していない場合」=0、子供については、たとえば「5歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後は同様である。

都市部家計についても、教育水準の再カテゴリー化により、変数を減少させた再推定を行ったが、再推計の値は、農村部の結果と同様の傾向を見せた。若干の有意性と R² 値の改善がみられ、都市部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合には、5歳未満の女児が Non ST/SC 家計（その他の家計）にいる場合には送金確率は 9 ポイントの増加が、10-14 歳の女児が家計にいる場合には、送金確率は 5 ポイント増加(有意水準は 10%)するというような結果が、それぞれ推定され、若年女性が家計の構成員として存在する場合には、家計が送金を受け取る可能性が増加するという、先の推定を補完するものとなった。つまり、いずれの推定によっても、Non ST/SC 家計（その他の家計）において、5歳未満の女児が家計の構成員として存在する場合には、送金を受け取る確率が有意に増加

するという結果が得られた。

なお、都市部 SC 家計においては、スラムではない場所に居住している場合には、スラムに居住している場合よりも約 22 ポイント送金の確率が減少すると見積もられることから、都市部スラムに居住する SC は、より出稼ぎを行う傾向が強まっていると考えられる。また、都市部 SC 家計において、移住者の教育水準が識字以上である場合には、送金の確率はきわめて大きい値において減少する。2 章において、都市部においては、既に恵まれた経済資源へのアクセスが達成されているために、push-migration は成立しがたいという結論を得ていたが、しかし、都市部においてもなお、SC のような社会的後進階級に属する場合には、経済的な恩恵を受けにくいために、push migration は成立しうる、という点を、この結果は示唆していると考えられる。

3. 5. 3. 家計構成員の教育水準の差異と送金

3. 5. 2. においては、移住者の基礎的教育水準と送金行動の関係性について、変数の単純化による再推計を行うことで、改善された推計値を得ることが可能となった。さらに本項では、家計の構成員の性格として、家計内の子供の数に加えて、家計内の若年層の教育水準の効果を単純化することによって、送金に家計構成員の性質が与える影響について、再検討を行う。すなわち、家計の構成員の教育水準の変数を単純化し、さらに、(1) 家計内の 10 代のメンバーが「識字以上」か、(2) 10 代の家計メンバーが「公的教育に一度なりとも通ったことがあるか」という 2 変数を導入し、(3) 20 歳以上の成人すべての「識字以上」であること、といった、家計の若年層の教育水準が送金確率に与える影響について、検証を行う。

表 31 農村部家計構成員の教育水準と送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析

		Non ST/SC 推定式1			Non ST/SC 推定式2		
		係数	z 値		係数	z 値	
MPCE	170 ルピー以下	0.131	1.78	*	0.133	1.8	*
	315 ルピー以上	-0.140	-1.8	*	-0.119	-1.54	
性別(男性を基準)	女性	-1.503	-12.6	***	-1.500	-12.5	***
年齢		0.052	13.31	***	0.054	13.48	***
移住後の年数		0.311	15.25	***	0.312	15.29	***
教育水準	初等教育以下 識字	-0.024	-0.27		-0.022	-0.23	
(文盲を基準)	初等教育以上	-0.292	-4.02	***	-0.290	-3.57	***
地域	西部	-0.697	-3.78	***	-0.711	-3.85	***
(東部基準)	南部	-0.333	-3.61	***	-0.322	-3.47	***
	北部	-0.240	-3.1	***	-0.252	-3.26	***
	中央部	-1.113	-7.1	***	-1.121	-7.15	***
移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由とする移住	2.115	28.19	***	2.113	28.16	***
海外/国内移住 (海外を基準)	国内に移住	-0.606	-6.45	***	-0.610	-6.49	***
居住場所:スラム居住/非スラム居住	スラムでない場所に居住	-0.354	-2.42	**	-0.367	-2.51	***
(スラムを基準)							
労働状況	非農業: 自営	-0.243	-2.04	*	-0.241	-2.02	*
(農業: 自営を基準)	農業: 常勤	-0.307	-0.91		-0.272	-0.81	
	非農業: 常勤	-0.339	-2.44	**	-0.349	-2.52	***
	農業: 短期雇用(casual labour)	0.028	0.24		0.038	0.32	
	非農業: 短期雇用(casual labour)	-0.843	-4.49	***	-0.826	-4.4	***
	失業中もしくはその他	0.000	-0.01		0.011	0.14	
土地保有	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.372	-4.98	***	-0.372	-4.95	***
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバー	5 歳未満男児	-0.054	-0.82		-0.039	-0.59	
がいる場合)	5 歳未満女児	0.146	2.16	*	0.158	2.33	**
	5-9 歳男児	-0.053	-0.78		-0.037	-0.55	
	5-9 歳女児	-0.082	-1.17		-0.069	-0.99	
	10-14 歳男児	0.093	1.18		-0.018	-0.27	
	10-14 歳女児	0.096	1.08		-0.024	-0.33	
10 代の教育	男子で公的教育なし	-0.126	-1.1		-0.066	-0.58	
	女子で公的教育なし	0.148	1.51		0.208	2.21	**
	男子で識字以上	-0.166	-2.27	**			
	女子で識字以上	-0.161	-2	*			
成人の教育	男子で識字以上				-0.064	-0.84	
	女子で識字以上				-0.036	-0.52	
定数項		-1.014	-4.31	***	-1.079	-4.6	***
Log-likelihood		-3772			-3776.6		
McFadden's R2		0.282			0.281		
総サンプル数		8617					

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、土地保有については「0.2 エーカー未満の土地保有」=0、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後の成人の教育水準についても同様である。10-20 歳の教育水準は、「公的教育を受けていない」=0、「識字不可能である場合」=0、「公的教育を修了していなくても受けた経験がある場合」=0、成人の教育水準は、「20 歳以上の家計の構成員全員が識字不可能である場合」=0 とそれぞれ設定されている。

農村部の Non ST/SC 家計（その他の家計）の推定式は、いずれも前項の結果とほぼ同様の傾向を示しており、「5 歳未満の女儿がいる場合、送金確率が上昇する」と推定される点は保持されている。

今回の推定において導入された 10 代の教育水準の効果については、いくつか興味深い結果が導かれた。まず、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）内に 10 代の女子がおり、かつ、彼女らがまったく教育を受けたことがない場合には、出稼ぎ者から家計が送金を受け取る確率は、約 4 ポイント上昇すると推定された（3%の有意水準）。更に、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の 10 代の男女の教育水準が識字以上である場合には、送金確率は 3 ポイント減少する。つまり、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）においては、10 代の教育水準は送金に対して負の影響を持ち、「女子に教育があること」が、送金に対し、特にマイナスの影響を与えると考られる。一方で、家計内の成人の教育水準は有意な変数ではなかった。

表 32 農村部家計構成員の教育水準と送金：SC 家計の分析

		SC 推定式1			SC 推定式2		
		係数	z 値		係数	z 値	
MPCE	170 ルピー以下	0.282	2.29	**	0.270	2.19	**
	315 ルピー以上	0.324	1.62		0.348	1.73	*
性別(男性を基準)	女性	-1.279	-6.67	***	-1.233	-6.4	***
年齢		0.046	7.34	***	0.048	7.57	***
移住後の年数		0.147	4.38	***	0.150	4.43	***
教育水準	初等教育以下 識字	0.250	1.37		0.366	1.88	*
(文盲を基準)	初等教育以上	-0.114	-0.73		0.050	0.29	
地域	西部	-0.692	-1.65	*	-0.683	-1.64	
(東部基準)	南部	-0.806	-4.87	***	-0.809	-4.89	***
	北部	-0.195	-1.31		-0.215	-1.44	
	中央部	-1.767	-5.99	***	-1.773	-5.98	***
移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由とする移住	2.275	12.98	***	2.275	12.91	***
海外/国内移住 (海外を基準)	国内に移住	-0.546	-2.17	**	-0.610	-2.42	**
居住場所:スラム居住/非スラム居住	スラムでない場所に居住	0.657	4.33	***	0.662	4.35	***
(スラムを基準)							
労働状況	非農業: 自営	-0.183	-0.73		-0.183	-0.72	
(農業: 自営を基準)	農業: 常勤	-0.062	-0.17		-0.062	-0.17	
	非農業: 常勤	0.568	1.52		0.647	1.72	*
	農業: 短期雇用 (casual labour)	-0.262	-1.52		-0.304	-1.75	*
	非農業: 短期雇用 (casual labour)	-0.616	-2.25	**	-0.641	-2.34	**
	失業中もしくはその他	0.217	1.23		0.213	1.2	
土地保有	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.203	-1.48		-0.214	-1.56	
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5 歳未満男児	0.142	1.19		0.166	1.39	
	5 歳未満女児	-0.218	-1.81	*	-0.187	-1.55	
	5-9 歳男児	0.062	0.51		0.065	0.54	
	5-9 歳女児	-0.180	-1.45		-0.196	-1.58	
	10-14 歳男児	0.335	2.15	*	0.281	2.22	**
	10-14 歳女児	0.085	0.49		-0.006	-0.04	
10 代の教育	男子で公的教育なし	0.224	1.25		0.221	1.28	
	女子で公的教育なし	0.079	0.49		0.064	0.41	
	男子で識字以上	-0.088	-0.6				
	女子で識字以上	-0.155	-0.91				
成人の教育	男子で識字以上				-0.122	-0.91	
	女子で識字以上				-0.529	-3.46	***
定数項		-2.154	-5.15	***	-2.062	-4.93	0
Log-likelihood		-1119.3			-1113.1		
McFadden's R2		0.256			0.260		
総サンプル数		2479			2479		

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、土地保有については「0.2 エーカー未満の土地保有」=0、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後の成人の教育水準についても同様である。10-20 歳の教育水準は、「公的教育を受けていない」=0、「識字不可能である場合」=0、「公的教育を修了していなくても受けた経験がある場合」=0、成人の教育水準は、「20 歳以上の家計の構成員全員が識字不可能である場合」=0 と設定している。

農村部の SC 家計においては、教育水準にかかわる変数の多くは、有意ではない。しかし、家計内の成人女性が識字可能である場合には、送金は約 10 パーセント近く減少すると推定され（1%の有意水準）、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合と同様に、農村部 SC 家計における女子の教育水準と移住者による送金との間に、強い負の関係性を見いだすことができる。

なお、農村部の ST 家計の場合は、前項の教育水準を細分化した場合と同様に、家計の構成員の教育水準と送金確率との間に有意な関係性は推定されなかった。この推定結果については、付表 9 に付す。

次に、都市部について、推定結果を示す。

表 33 都市部家計構成員の教育水準と送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析

		Non ST/SC 推定式1		Non ST/SC 推定式 2		Non ST/SC 推定式3		Non ST/SC 推定式4	
		係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
MPCE	170Rs 以下	-0.301	-1.56	-0.304	-1.58				
	315Rs 以上	0.168	1.37	0.189	1.55				
MPCE(実数)						0.000	-1.24	0.000	-1.09
性別	女性	-1.241	-6.52 ***	-1.261	-6.49 ***	-1.214	-6.39 ***	-1.229	-6.35 ***
年齢		0.064	10.54 ***	0.066	10.66 ***	0.064	10.52 ***	0.066	10.65 ***
移住後の年数		0.090	3.46 ***	0.096	3.64 ***	0.088	3.4 ***	0.094	3.58 ***
教育水準	初等以下識字	0.210	1.14	0.375	1.92 *	0.221	1.2	0.377	1.93 *
(文盲基準)	初等以上	-0.236	-1.69 *	-0.056	-0.36	-0.132	-0.96 *	0.040	0.26
地域	西部	-1.120	-4.65 ***	-1.094	-4.54 ***	-1.021	-4.22 ***	-0.997	-4.11 ***
(東部基準)	南部	-0.273	-1.79 *	-0.250	-1.64 *	-0.270	-1.78 *	-0.248	-1.63
	北部	-0.263	-1.91 *	-0.257	-1.87 *	-0.204	-1.5 *	-0.198	-1.45
	中央部	-0.332	-1.01	-0.318	-0.96	-0.306	-0.93	-0.292	-0.89
移住理由	労働を理由	1.799	15.74 ***	1.807	15.75 ***	1.758	15.36 ***	1.766	15.39 ***
海外/国内	国内に移住	-0.570	-4.5 ***	-0.599	-4.71 ***	-0.599	-4.7 ***	-0.625	-4.87 ***
居住場所	非スラム	-0.161	-0.76	-0.140	-0.66	-0.112	-0.53	-0.093	-0.44
労働状況	非農業自営	-0.169	-0.85	-0.166	-0.84	-0.161	-0.82	-0.161	-0.81
(農業：自営	農業常勤	-0.705	-0.79	-0.794	-0.89	-0.774	-0.86	-0.864	-0.96
を基準)	非農業常勤	-0.281	-1.37	-0.292	-1.43	-0.243	-1.18	-0.256	-1.25
	農業短期	0.963	2.02 *	0.947	1.99 *	0.853	1.81 *	0.837	1.78 *
	非農業短期	-0.133	-0.48	-0.200	-0.72	-0.214	-0.78	-0.280	-1.01
	失業中その他	0.300	1.63	0.291	1.57	0.317	1.73	0.308	1.67 *
住居保有	住居を保有	0.028	0.23	0.052	0.41	-0.011	-0.09	0.010	0.08
子供(家計内	5歳未満男児	0.141	1.14	0.174	1.4	0.102	0.82	0.138	1.1
に以下の方	5歳未満女児	0.413	3.12 ***	0.460	3.46 ***	0.365	2.76 ***	0.412	3.1 ***
な年齢層の	5-9歳男児	-0.060	-0.46	-0.048	-0.38	-0.096	-0.75	-0.084	-0.65
メンバーが	5-9歳女児	-0.002	-0.01	0.005	0.04	-0.054	-0.4	-0.045	-0.33
いる場合)	10-14歳男児	0.075	0.51	-0.018	-0.15	0.063	0.43	-0.041	-0.35
	10-14歳女児	0.346	2.2 **	0.271	2.15 *	0.317	2.01 **	0.219	1.75 *
10代の教育	公的教育なし男	0.140	0.51	0.146	0.53	0.108	0.39	0.124	0.45
	公的教育なし女	-0.117	-0.42	-0.137	-0.5	-0.187	-0.68	-0.201	-0.73
	識字以上男	-0.089	-0.68			-0.104	-0.79		
	識字以上女	-0.082	-0.62			-0.110	-0.84		
成人の教育	識字以上男			-0.302	-2.06 *			-0.291	-1.98 *
	識字以上女			-0.181	-1.58			-0.173	-1.51
定数項		-1.943	-4.96 ***	-1.883	-4.82 ***	-1.776	-4.48 ***	-1.735	-4.39 ***
Log-likelihood		-1291.9		1288.6		-1294.1		-1291.2	
McFadden's R2		0.302		0.304		0.302		0.302	
総サンプル数		2728		2728		2728		2728	

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、住居保有については「賃貸等によって住居を保有していない」=0（「住居を保有している」=1）、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後の成人の教育水準についても同様である。10-20 歳の教育水準は、「公的教育を受けていない」=0、「識字不可能である場合」=0、「公的教育を修了していても受けた経験がある場合」=0、成人の教育水準は、「20 歳以上の家計の構成員全員が識字不可能である場合」=0 と設定される。

都市部 Non ST/SC 家計（その他の家計）では、これまでの推計結果と同様に、家計内に女兒が存在することが、送金確率に対して、プラスの変数となっている。いずれの推定においても、5 歳未満の女兒が家計にいる場合には約 10 ポイントから 11 ポイントの送金確率の増加、10 歳から 14 歳の女兒が家計にいる場合には、約 6 ポイントから 8 ポイントの送金確率の増加が見込まれる。

また、移住者の教育水準が初等教育以上である場合には、送金確率は約 5 ポイントが減少し（推定式 1、有意水準 10%）、さらに、家計内の構成員の成人男性の教育水準が識字以上である場合、約 7 パーセント、送金を受け取る可能性は減少する（有意水準 5%）と推定される。つまり、比較的に教育水準の高い都市部 Non ST/SC 家計（その他の家計）ですら、農村部と同様の傾向、すなわち、教育水準と送金との間の負の関係が認められた。なお、家計の消費水準と送金との関係性はやや不明瞭である。

次に、都市部 SC 家計の推定結果を示す。

表 34 都市部家計構成員の教育水準と送金：SC 家計の分析

		SC 推定式1		SC 推定 2		SC 推定式 3		SC 推定式4	
		係数	z値	係数		係数	z値	係数	z値
MPCE	170Rs 以下	0.073	0.15	0.048	0.1				
	315Rs 以上	0.568	1.26	0.697	1.53				
MPCE(実数)						0.000	1.36	0.000	1.47
性別	女性	-1.013	-1.67 *	-1.215	-1.99 *	-1.129	-1.82 *	-1.343	-2.15 *
年齢		0.069	3.06 ***	0.078	3.35 ***	0.070	3.09 ***	0.080	3.4 ***
移住後の年数		0.325	2.7 ***	0.330	2.76 ***	0.325	2.7 ***	0.329	2.76 ***
教育水準	初等以下識字	-0.416	-0.74	-0.111	-0.19	-0.443	-0.79	-0.149	-0.25
(文盲基準)	初等以上	-0.596	-1.35	-0.292	-0.58	-0.590	-1.36	-0.264	-0.53
地域	西部	-2.478	-2.78 ***	-2.304	-2.62 ***	-2.587	-2.88 ***	-2.440	-2.75 ***
(東部基準)	南部	-1.034	-1.53	-0.669	-0.96	-1.101	-1.63	-0.723	-1.05
	北部	-0.075	-0.16	-0.018	-0.04	-0.135	-0.29	-0.066	-0.14
	中央部	-0.940	-1.29	-0.797	-1.13	-1.030	-1.43	-0.894	-1.29
移住理由	労働を理由	2.886	5.42 ***	2.553	5.03 ***	2.889	5.44 ***	2.528	5.01 ***
海外/国内	国内に移住	-2.129	-2.87 ***	-2.103	-2.88 ***	-2.090	-2.83 ***	-2.081	-2.84 ***
居住場所	非スラム	-1.026	-1.98 *	-0.995	-1.91 *	-1.113	-2.14 *	-1.091	-2.1 *
労働状況	非農業自営	-0.716	-0.76	-0.506	-0.53	-0.619	-0.66	-0.411	-0.44
	農業常勤								
	非農業常勤	-0.849	-0.86	-0.478	-0.49	-0.868	-0.89	-0.465	-0.48
	農業短期	-0.980	-0.89	-1.038	-0.94	-0.901	-0.82	-0.975	-0.89
	非農業短期	-1.553	-1.58	-1.417	-1.44	-1.487	-1.53	-1.366	-1.4
	失業中その他	-0.516	-0.57	-0.356	-0.38	-0.414	-0.46	-0.264	-0.29
住居保有	住居を保有	-0.039	-0.07	0.037	0.07	0.034	0.06	0.102	0.18
子供(家計内に以	5歳未満男児	0.451	1.08	0.464	1.14	0.486	1.17	0.503	1.23
下のような年齢層	5歳未満女児	0.676	1.66	0.775	1.9 *	0.702	1.71 *	0.799	1.94 *
のメンバーが	5-9歳男児	0.131	0.34	0.124	0.32	0.131	0.34	0.105	0.28
いる場合)	5-9歳女児	-0.756	-1.83 *	-0.758	-1.86 *	-0.754	-1.83 *	-0.768	-1.89 *
	10-14歳男児	-0.472	-0.87	-0.070	-0.18	-0.497	-0.91	-0.071	-0.19
	10-14歳女児	-0.342	-0.61	0.259	0.6	-0.339	-0.61	0.295	0.7
10代の教育	公的教育なし男	2.573	2.64 ***	2.187	2.4 **	2.601	2.73 ***	2.187	2.47 **
	公的教育なし女	1.259	1.71 *	0.886	1.28	1.301	1.78 *	0.904	1.32
	識字以上男	0.377	0.74			0.423	0.82		
	識字以上女	0.885	1.69 *			0.916	1.76 *		
成人の教育	識字以上男			-0.283	-0.63			-0.293	-0.66
	識字以上女			-0.520	-1.26			-0.506	-1.23
定数項		-0.890	-0.56	-0.886	-0.56	-1.374	-0.82 0.413	-1.322	-0.79
Log-likelihood		-121.4		-122.3		-121.3		-122.4	
McFadden's R2		0.454		0.45		0.454		0.445	
総サンプル数		324		324		324		324	

注：年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、住居保有については「賃貸等によって住居を保有していない」=0（「住居を保有している」=1）、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後の成人の教育水準についても同様である。10-20 歳の教育水準は、「公的教育を受けていない」=0、「識字不可能である場合」=0、「公的教育を修了していても受けた経験がある場合」=0、成人の教育水準は、「20 歳以上の家計の構成員全員が識字不可能である場合」=0 と設定される。

都市部SC家計の場合には、10代女性が識字可能な場合には、約4ポイントの上昇が認められる(有意水準10%)。しかし、10代男性に公的教育がない場合には、送金を受け取る確率は50~60ポイント上昇し、10代男性に公的教育がない場合には、やはり送金を受け取る確率は約30ポイント上昇すると見積もられ(有意水準10%)、家計内の若年層の教育水準が高まった場合、送金確率は減少する。

農村部、都市部、いずれにおいても共通に認められた点は、公的教育の有無と送金行動との関係性である。すなわち、移住者を含め、出身家計の構成員がなんらかの公的教育を受けている場合には、移住者は、より送金をする可能性が低く、さらに、本人含め公的教育を受けていない家計からの移住者は、より送金をする可能性が高くなると考えられる。つまり、人的資本に乏しい家計は、居住地域の労働から押し出され(push)やすく、pushされた労働力は、なんらかの交換的/保険的動機によって、家計に向けて送金を行うようになると考えられる。

3. 5. 4. 家計の土地保有と送金

2章において、農村部からの移住者は、経済的フローに恵まれない貧困層に近い階層が、pushされた移住者として「押し出され」て移出するという結論を得た。さらに、3章、前項までの分析においては、農村部 Non ST/SC 家計(その他の家計)家計は、なんらかの交換的な動機と利他的な動機のミックスに基づいて送金を行うと考えられ、しかも、そのような Non ST/SC 家計(その他の家計)が、0.2 エーカー以下の小規模土地保有層に属する場合や、家計や移住者(out-migrant)本人の教育水準が低い場合には、移住者が送金を行う確率は増加するという結果を得た。つまり、ここまでの分析によって、州外移住者は、ストックやフローという経済的・人的資源に乏しい家計から、「push され」るため、移出を行うようになると考えられる。一方で、きわめて経済的資源に乏しい家計出身(たとえば被差別階層の経済的下層家計など)の場合には、push されて移出した移住者が、送金を行う確率は非常に低いことから、低所得・低資産家計出身の移住者の州外移出は、単なる「人減らし」になっている可能性がある。対照的に、家計がストックをある一定水準以上有する場合においては、ある程度、家族を保持することができるために、移住者と、家計との間に、交換的であれ、利他的であれ、家計内の所得移転の契約が結ばれやすくなると考えられる。そのような問題意識を踏まえ、本項では、土地保有と送金の関係性を明らかにすることを目的とし、特に、小規模土地保有層における送金の動機・機能の解明を試みる。

以下に、資産保有が低い家計のほぼ土地無し層に相当する 0.01 エーカー以下の土地保有層と、0.01 エーカー以上の土地保有層について、送金確率と消費水準、教育水準との関係を推定した。

表 35 農村部土地なし層と土地保有層の送金：Non ST/SC 家計（その他の家計）の分析

		0.01 エーカー以下の土地保有層			0.01 エーカー以上の土地保有層		
		係数	z score	有意水準	係数	z score	有意水準
所得水準ダミー	低消費 30%	-0.065	-0.3		0.199	2.6	***
	高消費 20%	-0.137	-0.53		-0.149	-1.89	*
性別ダミー	女性ダミー	-1.768	-4.53	***	-1.457	-11.82	***
年齢		0.070	6.2	***	0.052	12.46	***
移住後の年数		0.391	5.68	***	0.294	13.9	***
教育ダミー (文盲を基準)	識字:学校教育なし	0.467	1.51		-0.152	-1.65	*
	初等教育以下	-0.427	-2	*	-0.402	-5.61	***
地域ダミー	西部ダミー	-0.805	-1.9	*	-0.790	-3.78	***
	南部ダミー	-0.535	-1.89	*	-0.274	-2.85	***
	北部ダミー	-0.689	-2.96	***	-0.244	-3.07	***
	中央部ダミー	-2.144	-4.43	***	-1.026	-6.28	***
移住理由ダミー	労働ダミー	2.318	9.43	***	2.101	27.07	***
海外/国内ダミー	国内ダミー	-0.569	-1.8	*	-0.622	-6.35	***
非スラムダミー	スラムでない場所	-0.560	-1.35		-0.371	-2.39	***
定数項		-1.503	-2.28	**	-1.295	-5.74	***
Log-likelihood		-400.94			-3394		
McFadden's R2		0.314			0.2694		
総サンプル数		1034			7576		

農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）では、ほぼ土地無し層に該当する 0.01 エーカー以下の土地保有層に属する場合には、消費水準と送金確率との間に有意な関係は見いだせない。しかし、他の変数については、教育水準に対する逆進性や、東部出身者が最も送金を行う確率が高い点など、ほぼ、今までの推定と一致する結果を得た。一方で、土地保有層については、これまでの得られた消費水準と送金確率との間の推計値とほぼ合致する関係が得られた。すなわち、土地を保有している層では、高所得層では約 2.8%、送金確率が減少し、低所得層では、約 3.9%、送金確率が上昇すると推定されている。また、土地保有層では、移住者が初等教育以上の教育を受けている場合、7%、送金確率は減少すると推定された。土地保有層を対象とした分析から得られたこのような結果は、前項までの推定結果と、ほぼ一致するものである。

表 36 農村部土地なし層と土地保有層の送金：SC 家計の分析

		0.01 エーカー以下の土地保有層			0.01 エーカー以下の土地保有層		
		係数	z score	有意水準	係数	z score	有意水準
所得水準ダミー	低消費 30%	0.061	0.28		0.376	2.67	***
	高消費 20%	0.611	1.52		0.304	1.31	
性別ダミー	女性ダミー	-0.934	-2.85	***	-1.293	-5.76	***
年齢		0.033	3.27	***	0.053	6.77	***
移住後の年数		0.212	3.4	***	0.102	2.64	***
教育ダミー	識字:学校教育なし	0.546	1.5		0.030	0.14	
(文盲を基準)	初等教育以下	0.000	0		-0.192	-1.11	
地域ダミー	西部ダミー	-1.154	-1.63	*	-0.822	-1.58	
	南部ダミー	-1.077	-3.48	***	-0.977	-4.95	***
	北部ダミー	-0.506	-1.8	*	-0.217	-1.25	
	中央部ダミー	-2.142	-2.37	**	-1.919	-6.14	***
移住理由ダミー	労働ダミー	2.072	6.62	***	2.161	10.67	***
海外/国内ダミー	国内ダミー	-0.443	-0.89		-0.596	-2.08	*
非スラムダミー	スラムでない場所	1.004	4.22	***	0.281	1.41	
定数項		-1.953	-2.84	***	-1.781	-3.92	***
Log-likelihood		-375.74			-755.37		
McFadden's R2		0.189			0.2724		
総サンプル数		793			1690		

SC 家計を対象とした分析から得られた推計結果は、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合とは、かなり対照的なものであった。SC 家計で土地無し層に属している場合、高所得家計（高消費 20%）では、約 12 ポイント送金確率が増加する（12.9%有意）という推定されたことに加え、スラムではない場所に居住している場合に、約 17.9 ポイント送金を受け取る確率が上昇するという推計値が得られた。つまり、SC 家計では、土地無し層であったとしても、所得水準の増加に伴って送金を受け取る確率が増加するということを、推計結果は意味しており、このような結果は、交換的動機によって説明可能なものでもある。一方で、土地を保有している SC 階層では、家計の所得が低い場合に、より送金を受け取る確率が上昇している（約 7.4%）。つまり、被差別階層である SC 家計では、少資産・高所得の場合と、有資産・低所得の場合に、家計はもっとも送金を受け取る可能性が高くなっている。すなわち、SC である場合、家計にとって、ストックたる資産、フローたる所得、いずれかの経済資源が不足している場合に、その補填を行うための機能が、送金に期待されているものと考えられる。

Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合には、資産を有する場合にのみ、送金をする確率が変化し、低所得水準から中所得水準にかけて、送金確率が増加していくことから、なんらかの交換的な動機が機能することによって、移住者は送金を行うと考えられる。しかし、純粹に「push され」て家計を出ざるを得ないような、きわめて厳しい経済状況に家計がある場合には、家計から「push された」移住者は家計に対して送金を行わない、すなわち、州外移出者が、単なる家計からの「人減らし」として機能している可能性は否めない。一方、SC 家計のような被差別階層出身である場合には、土地無し層では、交換的動機に基づき送金が行われているという根拠が存在し、さらに、有資産層であっても、交換的動機による送金を否定するような結果が得られていない。つまり、「被差別階層であり、社会から阻害されている」という属性が、家計の経済行動に、「そうではない家計」（被差別階層ではない場合）とは、異なった動機付けを与えていると考えられる。

3. 5. 5. 家計の構成員による送金への影響：地域別分析

インドは地域的な特色や差異が非常に強く、特に西インド農村地域や北インド地域では、女性が生まれてくると自体が好まれない傾向がある。つまり、北インドにおいては、ジェンダー・バイアスは特に強く、南インド地域ではそれが比較的弱いとされている。そこで、地域ごとに送金の動機付けにおいて、差異はあるのか、とりわけ女性の存在および、女性の教育といったジェンダー面の差異がもたらす影響について、事後的ランダム・サンプルによるクロス・セクションであるデータの限界性に留意しつつ、被差別階級ではない家計を対象に、検証を試みたい。

表 37 農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）構成員の教育水準と送金：地域別分析

		東部 Non ST/SC			北部 Non ST/SC			南部 Non ST/SC		
		係数	Z 値		係数	Z 値		係数	Z 値	
MPCE		-9E-05	-2.03	*	0.000	-0.08		-9E-05	-2.23	**
性別①	女性	-2.943	-7.29	***	-1.671	-7.59	***	-1.130	-5.49	***
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳	0.559	1.71	*	0.796	2.65	***	0.872	1.77	*
	20-29 歳	1.445	4.37	***	1.168	3.96	***	1.722	3.63	***
	30-39 歳	2.503	6.67	***	1.573	5.06	***	1.978	4.03	***
	40-49 歳	2.688	5.65	***	2.382	6.16	***	1.802	3.49	***
	50-59 歳	3.156	4.57	***	2.080	3.57	***	3.684	3.27	
	60 歳以上	1.481	1.56		1.406	1.96	*	0.999	1	***
移住後の年数		0.200	5.04	***	0.424	12.71	***	0.379	8.53	***
教育	識字：学校教育なし(1)	0.513	1.4		-0.555	-1.6		-0.356	-0.75	
(文盲を基準)	初等教育以下 (2)	0.162	0.75		0.033	0.19		-0.046	-0.24	
	初等教育 (3)	-0.343	-1.48		-0.413	-2.69	***	0.287	1.55	
	中等教育(4)	-0.441	-1.89	*	-0.210	-1.11		0.344	1.57	
	高等教育 (5)	-0.462	-1.59		-0.340	-1.66	*	0.161	0.62	
	高等教育 (6)	-1.114	-2.44	**	-0.764	-2.68	***	-0.017	-0.04	
	大学卒業以上 (7)	-1.085	-2.45	**	-0.819	-2.19	**	0.038	0.07	
移住理由②	労働	2.119	13.1	***	2.292	18.5	***	1.798	11.34	***
海外/国内③	国内	0.263	0.87		-0.478	-2.82	***	-1.063	-7.63	***
スラム/非スラム	スラムでない場所 ④	-0.273	-1.11		-0.043	-0.16		-0.528	-1.07	
労働状況⑤	非農業：自営	-0.226	-0.85		-0.136	-0.7		0.013	0.06	
(農業：自営を基準)	農業：常勤	-0.607	-1.42		-0.503	-0.41		0.057	0.04	
	非農業：常勤	0.038	0.12		-0.452	-1.91	*	0.257	0.88	
	農業：短期雇用(casual labour)	0.180	0.81		0.197	0.79		0.347	1.53	
	非農業：短期雇用(c.l.)	-1.294	-3.25	***	-0.521	-1.57		-0.580	-1.78	*
	失業中	1.281	1.56		-0.056	-0.05		-0.761	-1.15	
	その他	-0.015	-0.09		-0.011	-0.09		0.396	2.58	***
土地保有⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	-0.612	-3.73	***	-0.071	-0.55		-0.500	-3.68	***
家計内に子供がいる場合	5 歳未満男児	0.091	0.62		-0.078	-0.76		-0.123	-0.77	
	5 歳未満女児	0.059	0.39		0.112	1.09		0.471	2.85	***
	5-9 歳男児	0.030	0.2		-0.030	-0.29		-0.079	-0.49	
	5-9 歳女児	-0.201	-1.36		-0.096	-0.9		0.296	1.76	*
	10-14 歳男児	0.037	0.22		0.089	0.79		0.364	1.99	*
	10-14 歳女児	-0.210	-1.19		0.183	1.46		0.157	0.81	
10-19 歳の教育水準	公的教育なし：男	0.143	0.67		-0.325	-1.98	*	0.764	1.71	*
	公的教育なし：女	0.146	0.73		0.288	2.11	*	-0.595	-1.77	*
	初等教育以上：男	0.026	0.16		-0.260	-2.5	**	-0.363	-2.43	**
	初等教育以上：女	-0.355	-1.93	*	-0.228	-1.82	*	-0.050	-0.32	
20-29 歳の教育水準	識字以上：男	-0.384	-2.22	**	0.012	0.1		-0.070	-0.45	
	識字以上：女	0.285	1.56		0.062	0.51		0.064	0.45	
30-39 歳の教育水準	識字以上：男	-0.182	-0.9		-0.010	-0.07		-0.432	-2.49	**
	識字以上：女	-0.283	-1.3		-0.002	-0.01		-0.168	-0.94	
定数項		-1.223	-2.2	**	-2.132	-4.63	***	-1.197	-1.65	*
Log-likelihood		-840.1			-1526.8			-920.2		
McFadden's R2		0.342			0.273			0.263		
総サンプル数		2298			3513			2109		

注:西部、中央部はサンプル数が200台と少ないため付表10Iに記す。

貧困層がきわめて多く、その貧困率は40%から50%と見積もられる、ビハール、オリッサを擁する東部農村部においては、10代の女性が初等教育以上を受けている家計の場合、約5%送金確率が減少し(5%有意)、20代の男性が識字以上であると約5ポイント送金確率が減少(3%有意)すると推定された。つまり、東部 Non ST/SC 家計(その他の家計)においては、男女にかかわらず、家計内の教育水準の増加は、出稼ぎ者の送金に対して有意にマイナスの影響を与えている。さらに、東部農村部の非 ST/SC 家計においては、MPCE の上昇にしたがって、**送金確率が減少するという関係が示されている(5%有意)**が、これは、**利他的モデルを支持しうる推定結果である。MPCE と送金確率との負の関係、教育水準と送金との負の関係に加え、相続性資産を有していることが、送金確率に負の影響を及ぼしている点、いずれも、東部の貧困な農村家計出身の移住者による送金動機にとっては、利他的モデルが適合している可能性を否定しないものである。**

北部 Non ST/SC 家計(その他の家計)では、家計内の男子に公的教育がない場合、送金が5.8%減少すると推測されるが、逆に女子に公的教育がない場合には、送金が約5%増加すると推測される(それぞれ5%有意)。また、家計内の10代男性の教育水準が初等教育以上である場合、送金確率は4.6ポイント減少し(3%有意)、10代女性の教育水準が初等教育以上である場合、場合、4.1ポイント(10%有意)送金可能性が減少する。つまり、北部においては、女子の教育水準が上昇すれば送金は減少すると考えられるが、男性の場合はその限りではない。

一方で、ジェンダー・バイアスがインドの中でも低いと言われる南部(Dréze and Sen[1995])を対象とした分析では、東部とはかなり対照的な推定値が得られた。南部の農村部 Non ST/SC 家計(その他の家計)では、5歳未満の女兒が家計に存在する場合、約8ポイント送金の確率が増加すると推測され(1%有意)、さらに5-9歳の女兒が存在する場合には5ポイント送金の可能性が増加(8.7%有意)すると見積もられ、女兒の存在は、送金可能性の増加に有意に影響を及ぼしている。なお、10-14歳の男児が家計に存在する場合、送金確率は6%増加すると見積もられる(5%有意)。一方で、公的教育を受けていない10代男子が家計にいる場合は送金確率が約13%減少する(8.7%有意)ばかりではなく、公的教育を受けていない10代女子がいる場合にも、送金の確率は約10ポイント減少(7.6%有意)することから、「家計の構成員に教育がないこと」は、南部農村部では送金を減じる効果を持つと考えられる。加えて、初等教育以上の教育のある10代男性が家計に存在する場合には、送金確率は6ポイント増加(1.5%有意)すると見積もられることから、**南部農村部において、若年層が公的教育を受けていることは、出稼ぎ-送金といったサイクルに対して、プラスの影響を及ぼしていると考えられる。**このような、教育変数が送金に正の効果を及ぼしていることを示す南部農村部の推計結果は、他地域における結果(いずれにおいても公的教育や教育水準が送金に明らかに負の係数を示している)や、これまでの農村全体の結果や、東部・北部の推計結果とは、全く対照的なものである。さらに、インド南部農村部から国内へ移出する場合には、海外へ労働のために移出する場合と比較して、約18ポイント送金確率が減少すると推定されており、南部農村部からの海外への出稼ぎは、非常に頻繁であることを示している(1%有意)。

農村部家計において、女子が存在することによって、送金確率が増加するという傾向は、南部および北部において認められたが、教育水準と送金との関係は、地域によって、大きく異なる。東部、北部では教育水準が増加すれば、送金確率は減少するが、南部では、女子の教育水準の上昇にしたがって、送金が増加する。ゆえに、地域によって、送金にかかわる意思決定や、人的資本が及ぼす経済的な効果、さらに送金へ向かう経済的な動機はが異なっていると考えられる。

南インドにおいて、海外移住・教育水準と送金確率の間の強い正の相関が観察される一因としては、ケーララからの移民の影響が考えられる。特に、ケーララ州において、海外への移住、出稼ぎが頻繁であることはよく知られている。1980年代には既にケーララの50%を超える人口がアラブ湾岸諸国へ移住しており(Joseph [1988])、1971年から1991年までの間、全ケーララからケーララ「外」に流出した人口は、224,000人と推定されている(Zachariah et al.[2003])。また、Banerjee et al.[2002]らは、1995年度のThe National Family Health Surveyという調査をもとに、ケーララから海外への移出者のうち、文盲は2.3%に過ぎず、初等教育レベルが27%、準中等教育レベル(middle)が48.2%、中等教育以上では21.5%となっていることから、一定以上の教育水準を満たした非熟練労働者、低熟練労働者が主な移住と送金の担い手となっている点を指摘している。つまり、「ケーラ

ラからの移出・出稼ぎ」のケースでは、「アラブの賃金誘因」が pull factor として機能し、また同時に「ケーララの相対的に低い所得水準」が push factor として相互に機能する状況下において、そのようなケーララからの出稼ぎ労働者がアラブ諸国に好まれることによって、次の出稼ぎ労働者のための人的資本への「投資」として送金が行われ、「非熟練労働者として必要な水準の人的資本」の蓄積がなされるという、循環的な投資的關係が成立していると考えられる。本推計においても、家計に若年の初等教育のある男子がいる場合に、送金確率が上昇しており、南部では、海外への出稼ぎ労働者として好まれる人的資本の育成投資として、送金が寄与している側面を反映しているという解釈も可能である。つまり、ケーララを含む南インドでは、海外の出稼ぎ労働と、海外の出稼ぎ労働者による送金によって新たな移住労働者として必要な人的資本投資が拡充されるという、相互循環的なサイクルが継続しており、そのような移住投資サイクル (Joseph[1988] Zachariah et al..[2003], Banerjee, et al.. [2002]等) の一端が、本項における南部農村部の推計値に現れていると考えられる。また、このような送金と人的資本拡充という、相互的な pull-push 要因の連関的循環が成立しているならば、ケーララをはじめとした南部農村部における送金の動機・送金の経済的機能は、交換モデルを前提とした投資モデルに合致すると考えられる。加えて、南部農村部 Non ST/SC 家計 (その他の家計) では、女子の教育水準の上昇とともに送金確率が上昇し、消費水準の増加に伴って送金が増加すると推定されているが、いずれの結果も、交換モデルの適用に対して、整合的なものである。

表 38 ケーララからの out-migrant とその移出先の内訳

	ケーララ出身の州外移住者	うち送金を行っている	送金を行っていない
外国	810	686	124
国内	660	388	272

49th NSS DATA より筆者作成

本項においては、農村部を東部、北部、南部といった地域によるグループ化を行うことによって、送金モデルの再検討を行い、以下のような重要な結論を得た⁴²。第一に、貧困層に類し、資産に恵まれない層が農村部から「push」され、移住を行うという点を重ねて支持するものである。第二に、人的資産・物的資産やフローに恵まれない層が「push」され、移住を行うと思われるが、全く資産を有さない、もしくは、社会的に著しく不利益を被るような家計 (ここでは SC) からは、push migration は成立せず、ある程度のフローもしくは資産を有する水準に到達して初めて、純粋に経済的要因により「push」され、出稼ぎを行うようになると考えられる。第三に、低開発状態にあるインド東部農村においては、純粋に経済的な push 要因が機能し、利他的モデルが適合する部分が非常に大きいと考えられる。一方、南部農村では、賃金誘因である pull factor と、相対的な低経済水準からの push factor が相互作用的に連関し、かつ、歴史的要因のミックス⁴³という条件が整っており、移住がより循環的になりやすいために、コンスタントな人口移動と所得移転が起きていると考えられる。さらに、南部においては、移住-送金のサイクルによって出稼ぎ先の労働市場に対する情報がもたらされ、情報が集積されることによって、送金が、有形のみならず人的資本形成に投資されやすくなると考えられ、結果として、送金行動においては、交換動

⁴²なお、相続候補としての男性の存在と送金の間の正の関係は見いだすことはできず、男性による相続モデルを適用する論拠は、非常に乏しいと結論づけられる。

⁴³ Joseph[1988]によれば、ケーララは本来山が海に迫り、川に分断された地域が多いため、プランテーションに伴うインドからの移住が頻繁に行われた 19 世紀 には、ケーララに該当する地域からは、ほとんど移民が行われていなかったという。だが、20 世紀に入ると、ケーララから海外へ移出はめざましく増えたが、地主に搾取されることの多かったコーチン (現コチ) やマラバル地域からの海外への移出者は、主に単純な労働者であり、その一方、トラヴァンコールからの移出者は他 2 地域の移出者よりも教育水準が高く (特に英語能力が高かった)、ホワイト・カラー労働者として移出していくという相違点が観察された。トラヴァンコール地域の教育水準がひときわ他地域よりも高かった理由として、Joseph はトラヴァンコール藩女王 の 1817 年の初等教育政策を挙げている。一方、Ramachandran [1997]は、トラヴァンコール地域におけるプロテスタントの布教活動が 18 世紀より盛んであり、多くのキリスト教系教育施設が作られたことが、この地域の教育水準を特色づけているとして、キリスト教の教育水準への影響を重視している。ただ、18, 19 世紀の様々な歴史的な蓄積が、インド独立後のケーララの左翼政権による基礎教育振興政策と結びつくことにより、現在のようなケーララの人的資本の特殊な蓄積が現出したことは間違いないであろう。

機にもとづく、投資モデルが成立していると考えられる。すなわち、インド南部においては、送金は家計の所得補填に寄与しているだけではなく、その一部は人的資本の集積に寄与していると考えられ⁴⁴、全体の社会的厚生水準もまた改善していると考えられる。このような南インドのケースは、そのような経済発展の正の分配経路として、移住と送金が機能する可能性を示唆している。

3. 5. 6. ジェンダーと地域性：送金への影響

ここまでの分析においては、家計に女子が存在することによって、移住者から、家計が送金を受け取る確率が高まると考えられる。特に、Non ST/SC 家計（その他の家計）では、家計内に 5 歳から 14 歳までの女子が存在する場合に送金確率が上昇するが、そのような若年女性が教育を受けている場合には送金が減少し、家計内の若年女性らがまったく教育を受けたことがない場合には、送金確率が上昇するという推計結果を得ている。もし、子供が家計にいたことが、送金を増加させる要因となっているとすれば、通常は、その送金は子供の教育のために支出されると想定される。実際、教育と送金の連関関係がしばしば言及される南インド（Joseph[1988]; Banerjee et al.[2002]; Zachariah et al.[2003]など）を対象とした場合、本稿の 3. 5. 5. のような分析においても、子供の教育水準と送金確率との間に、正の相関を見いだすことができる。しかし、インド Non ST/SC 家計（その他の家計）全般を対象とした場合には、農村部、都市部、いずれにおいても、若年女性の教育が上昇に伴い、送金確率が減少してしまう。つまり、若年女性の存在によって、家計は追加的所得（ここでは出稼ぎに伴う送金）を必要とする。しかし、女性が存在することで必要となる追加的所得は、教育には振り向けられていないと考えられるため、女性をとりまくなんらかの外的要因が、家計に対する追加的な経済負担圧力として影響していると考えられる。ゆえに、本項においては、インドの「女性」の社会的立場を考慮し、インド特有の社会要因の影響について、検討を行いたい。

インドにおいて、女性を取り巻く社会・経済的状況は、非常に複雑であり、しばしば、女性は、家計にとっての負担(liability)と見なされる。すなわち、女性の労働によってもたらされる「経済的価値」が低いことに加え、持参金(dowry)などによる社会的慣習によって、家計にとって、女性が存在することによる「追加負担」が大きくなるからである。つまり、家計に若年女性が存在することによって、外部に追加的所得を求める必要が生じ、送金を必要すると想定することは、それほど非現実的な仮定ではない。ゆえに、本項では、家計における女性の存在が、移住と送金の意思決定において、なんらかの経済的な影響を与えうるのか、という点について、検証を行う。そのために、女性による労働などの「家庭内における経済価値」と、インド特有の社会制度である、女性の結婚に伴う持参金(dowry)の調達という慣習の存在に着目した分析を行う。とりわけ、農村において、低所得水準にある家計に未婚女性が存在する場合には、女性を結婚させるための持参金(dowry)を支払うためには不十分であるために、外部への出稼ぎに向かわせる、push factor として機能するとも考えられる⁴⁵。さらに、女性の労働状況と持参金(dowry)の調達は、地域によって大きく異なるジェンダー状況を反映しているものであるため、ジェンダーと地域性についての観点を分析に導入する。すなわち、本項では、女性による労働参加と、インドにおける持参金(dowry)制度について、社会的・経済的機能についての先行研究をふまえ、ジェンダー環境の地域的差異や、女性の婚姻にまつわる社会制度などの要因が、移住者の送金行動に影響を及ぼす要因となりうるのか、という点について、考察を加えることを目的とする。

3. 5. 6. 1. 女性の労働参加：地域的差異

インドにおいて、男女という性別による社会的制約条件の差異は大きい。とりわけ、北インドにおいては、幼年人口比は、著しく男性に多く偏っている。一方、南部では男女の幼年人口比は、きわめて自然性比に近い⁴⁶。こ

⁴⁴ Irudaya Rajan and Zachariah[2007]において、Centre for Development Studies が行った South Asian Migration Survey, 2003 の調査結果が示されており、ケーララ州出身の海外出稼ぎ労働者の送金の使途が明らかになっている。本論文の付表 1 1 にその内訳を示す。

⁴⁵ 勿論、NSS データではランダムサンプリングの性質上、事前・事後のデータが入手不可能であるため、実際の送金が教育投資に使われたという証拠に結びつけることは困難である。しかし、ファクト・ファインディングとしての問題提起のための分析としてはなお有効であると考えられる。

⁴⁶ 女性差別を表すジェンダー・バイアスとして、女性の教育水準・女性の栄養水準(Sen and Sengupta[1983])・

のような地域間の性差による著しい格差、ジェンダー・バイアスは、インド社会において、無視できないものと考えられ、しばしば地理的な地域的区分に着目した分析がなされている (Bardhan[1973]; Dyson and Moore [1983]; Sen and Sengupta[1983]; Rao[1993]; Drèze and Sen[1995]; Sudha and Irudaya Rajan⁴⁷[2003]; 加藤 [2009])。

Bardhan[1973]は、南北インドのジェンダー・バイアスの差異は、耕作形態の違いによって導かれたものと論じた。すなわち、北インド地域の農業は、粗放的で高付加価値的な小麦栽培が主であるため、女性の労働参加機会が限られ、女性が外部からの目に晒されない。結果として、北部では、女性の経済的価値と女性の社会的参加機会は相対的・絶対的に低下するため、女性の存在は、農村家計にとって負債 (liability) と捉えられがちである。しかし、南インドで中心となっている稲作は、労働集約的であるため、女性の労働参加機会も増大する。従って、女性の社会参加機会が増加するため、女性の経済的価値・社会的価値は、北部と比較して相対的に高く保たれる。さらに、米作自体の付加価値や労働生産性は、小麦と比較して、あまり高いものではないために、男女間の経済的な格差が広がりにくい構造となっている。ゆえに、同じヒンドゥー教の社会であっても、南北インドの女性の社会的・家庭的な地位は、まったく対照的なものとなり、所得水準の高い北インド地域では相対的な女性の経済的価値の下落が生じ、結果として、北部女性の地位が著しく低くなると、Bardhan は論じている。Dyson and Moore[1983]は、ジェンダー・バイアスの地域差の論拠は、南部と北部の婚姻制度の相違にあると指摘している。すなわち、血縁の近い者同士の婚姻関係が結ばれる南インド地域では、同族同士のコミュニケーションが保たれるために、女性の地位が高く保たれるが、北インド地域では、血縁外の外部から女性を受け入れる exogamy が主流のために、女性が孤立しがちである。さらに、北インド地域においては特に婚姻を理由とする女性の移住⁴⁸が盛んなために、女性は一層孤立しやすくなり、このような婚姻形態の相違が、南インドと北インドの間に顕著なジェンダー・バイアスが生じる原因になると、Dyson and Moore は結論づけている。このような議論は、Bardhan の考察と一致を見せるものである。しかし、Rahman and Rao[2004]は、婚姻制度、特に exogamy は南北インドを問わず、広く行われている婚姻制度であり、そのような血縁制度的要因よりは、むしろ経済的環境によって、南北のジェンダー環境の差異が生じていると論じている。

婚姻制度に代表されるような、社会的制度がジェンダー環境に与える影響は、個々のケースによって大きく異なるため、ジェンダー問題に対して、包括的な説明を与えることは、非常に困難である。しかし、女性の労働による経済的価値の多寡や、経済水準・経済的環境における地域的差異が、社会的・家庭的地位の男女間の格差を生み出す要因となっているという点においては、既存研究は一致を見せるている。

次に、各地域、各州ごとに、所得水準の近似となる家計の月間平均支出 (MPCE) および、女性の経済的・社会的価値を反映する労働参加率 (Work Participation Rates) について、93 年度の NSS および、その直近のセンサス調査にあたる、91 年センサス値を用いて示す。

女性の平均余命が挙げられ、出生性比率 (SRB: Sex Ratio at Birth) 及び女児死亡率 (q5 mortality risk: 5 歳未満の女児死亡率) はジェンダー・バイアスを示す指標として重視されている (Economic Survey, GOI; Sudha and Irudaya Rajan[2003])。なお、男児への選択性を示す SRB の目安となる値だが、男性/女性が 107 を上回ると「極めて男性への選好が高い」 (Sudha and Irudayarajan[2003]) とされ、その逆数はその逆数を 1000 倍した値は 934.5。⁴⁷ 文献表においては Rajan, Irudaya S. と表記されているが、通例においては、Irudaya Rajan と表記されるため、文中ではこちらの表記を採用した。

⁴⁸ 加藤[2009]によれば、女性の婚姻による移住者を女性の全移住者で除したものの平均は 40.45% であるのに対し、ハリヤナでは約 72.4%、パンジャブでは 88.4% となっており、北インド地域では婚姻に伴う女性の移住率は極めて高い。

表 39 1991 年における労働参加率：農村部

州名	MPCE**	6 歳以下 幼 児 の 性比*	7 歳以上 の 性 比	労働参加率						
				全体	男性	女性	全インド平均と の 差		南部加重平均と の 差	
							男性	女性	男性	女性
インド平均	240.1	945	923	40.24	52.5	27.2			-3.67	-9.37
東部										
ビハール	184	953	895	33.62	48.86	17.1	-3.64	-10.1	-7.31	-19.47
オリッサ	194.8	967	972	38.74	54.63	22.67	2.13	-4.53	-1.54	-13.9
ウェスト・ベンガル	240.4	967	907	33.4	52.09	13.54	-0.41	-13.66	-4.08	-23.03
北部										
ハリヤナ	266.8	879	862	31.61	47.74	13.21	-4.76	-13.99	-8.43	-23.36
ヒマチャル・プラデシュ	302.9	951	980	42.96	49.44	36.57	-3.06	9.37	-6.73	0
パンジャブ	332.1	875	883	31.82	54.03	7.02	1.53	-20.18	-2.14	-29.55
ラージャスターン	269.1	916	908	41.67	49.88	32.77	-2.62	5.57	-6.29	-3.8
U.P.	215.9	927	863	33.5	50.15	14.72	-2.35	-12.48	-6.02	-21.85
南部										
アンドラ・プラデシュ	229.4	975	972	50.55	58.01	42.92	5.51	15.72	1.84	6.35
カルナータカ	221	960	960	46.24	55.91	36.33	3.41	9.13	-0.26	-0.24
ケーララ	296	958	1049	32.67	48.02	17.94	-4.48	-9.26	-8.15	-18.63
タミル・ナードゥ	224.6	948	978	49.06	58.71	39.23	6.21	12.03	2.54	2.66
南部加重平均値	239	962	983	46.4	56.17	36.57	3.67	9.37	56.17	36.57

1991 年センサスより作成。*性比は女性の人口数/男性の人口数で表している。**は NSS49th DATA より算出。南部の労働参加率は、州の人口を用いた加重平均値である。

表 39 において、6 歳以下の幼児の性比を州ごとに示し、男子への強い選好を示す性比の値の近似である、934⁴⁹を下回る州については、斜体で示した。ジェンダー・バイアスが偏向していると思われる地域は、北部に集中している。その他の地域においては、男子に対する偏向は認められるものの、全インド平均よりも女性の性比は高くなっており、北部のジェンダー面における特異性は顕著に表れている。一方で、家計の所得水準を表す MPCE は、北部では、東部と近接するウッタール・プラデシュ (UP) 州を除く全ての州において大きく南部を上回っている。また、東部農村部の MPCE は、南部の MPCE よりも低くなっている。

女性の労働参加率については、南部の農村部では、意外にもケーララ州で最低値を記録しているが、南部全体の女性の労働参加率の加重平均値は、東部、北部のいかなる州よりも高く、全インド平均値と比較しても約 9 ポイント高い。つまり、インド南部の農村部における女性の労働参加率はきわめて高いが、女性に対する著しいジェンダー・バイアスが認められるハリヤナ、パンジャブ、UP といった北部諸州の農村部では、女性の労働参加率が著しく低くなっている。特に、パンジャブでは、全インド平均と比較して約 20 ポイント低く、南インド平均と比較して約 30 ポイントも低くなっており、女性の労働参加率は、わずか 7%程度にしか過ぎない。このような女性の労働参加率の低さは、ジェンダー・バイアスを示す男女性比の低さにほぼ対応する形となっているが、MPCE 水準と女子の労働参加率との間には、逆進的関係が認められる。すなわち、相対的に豊かな州では、女子の労働参加率が低くなっている。ゆえに、高所得・女子の低い労働参加・ジェンダー・バイアスという北部と、女子の高い労働参加と低いジェンダー・バイアスの南部という対照的な結果は、Bardhan[1973]による指摘に沿うものであり、北部の農村家計にとって、労働に参加しない女性の存在は、家計にとって liability と捉えられがちである、という考察とは矛盾しないと考えられる。なお、東部の女性の労働参加率の低さは、低い経済水準を反映しているものと考えられる。

⁴⁹出生時における性比について、約 934 以下であれば男子に不自然に強い選好が働くジェンダー・バイアスを示すと Sudha and Irudaya Rajan[2003]は指摘している。

表 40 1991 年における労働参加率：都市部

州名	MPCE**	全体	男性	女性	全インド平均との差		南部加重平均との差	
					男性	女性	州名	
インド平均	403.2	30.44	48.95	9.74				
東部								
ビハール	339.2	25.57	42.21	5.91	-6.74	-3.83	-7.84	-7.38
オリッサ	343.6	29.77	48.38	8.28	-0.57	-1.46	-1.67	-5.01
ウェスト・ベンガル	408.5	29.66	49.52	6.46	0.57	-3.28	-0.53	-6.83
北部								
ハリヤナ	376.3	28.48	48.49	5.42	-0.46	-4.32	-1.56	-7.87
ヒマチャル・プラデシ	570.7	35.01	52.34	14.08	3.39	4.34	2.29	0.79
ユ								
パシジャーブ	462.2	30.55	51.73	6.2	2.78	-3.54	1.68	-7.09
ラージャスターン	407.5	27.99	46.38	7.13	-2.57	-2.61	-3.67	-6.16
U.P.	350.9	27.31	46.27	5.3	-2.68	-4.44	-3.78	-7.99
デリー ⁵⁰	636.8	31.94	51.97	7.82	3.02	-1.92	1.92	-5.47
南部								
アンドラ・プラデシュ	358.5	30.89	48.49	12.49	-0.46	2.75	-1.56	-0.80
カルナータカ	383.4	31.98	49.53	13.11	0.58	3.37	-0.52	-0.18
ケーララ	379.4	30.34	47.22	14	-1.73	4.26	-2.83	0.71
タミル・ナードゥ	366.7	34.66	53.79	14.55	4.84	4.81	3.74	1.26
南部加重平均値	369.5	32.1	50.05	13.29	1.10	3.55		

1991 年センサスより作成。*性比は女性の人口数/男性の人口数で表している。**は NSS49th DATA より算出。南部の労働参加率は、州の人口を用いた加重平均値である。

さらに、都市部における各州の労働参加率を表 40 に示す。都市部においても、ジェンダー・バイアスの強力な北部においては、やはり他の地方と比較して、女性の労働参加率は低い値を示しており、農村と同様の傾向をみせている。なお、ケーララ女性の労働参加率は、農村では低かったが、都市部では相対的に高い値を示している。

3. 5. 6. 2. ジェンダー・バイアスと持参金 (dowry)

インドにおけるジェンダーにまつわる諸問題において、とりわけ深刻とされるものが、持参金 (dowry) である。持参金(dowry)とは、サンスクリット語で「交換行動」を表す言葉であり、実際には、女性が新しい家に入る時に付随してもたらされる金品のことを指す。そのような金品は女性の両親、もしくは家族によって贈られるといった形をとる。持参金には結婚式の費用や酒食のふるまいも含まれ、そのような出費は回収不可能なものである(食事の提供など)。一方で、結婚式では男女間で贈り物の交換が行われるが、贈り物は与えられた方の財産となり、持参金 (dowry) のうち回収可能なものは、女性のみに独占的に帰属するとみなされている。Sharma[1980]は、「ダウリーとは女性の持つ財産なのではなく、女性に付随する財産である(dowry property is not women's wealth, but wealth that goes with women)」と結論づけている。ゆえに、新居において、持参金は、婚家における女性の地位および影響力を高める効果を持つ(Hooja[1969])。さらに、本来の持参金は、北部都市部の富裕層の間の慣習であった。しかし、時代とともに、この慣習は、しばしば“new dowry”と呼ばれる、hypergamy (昇嫁婚) の広がりを通じて、つまり結婚により低いカーストの女性がより高いカーストへと属性を変更することが可能となり、持参金 (dowry) はやがて下層へと広がっていった (Srinivas [1984])。hypergamy の浸透にともなって、結婚市場は競争的になり、持参金 (dowry) が多額になりやすい傾向が定着した。なお、支払われる持参金の価値は、もちろん、個々の事情によって異なるが、Rao[1993]は、女性の家の資産のうち3分の2が持参金として与えられるという一部の調査結果を提示し、Sharma [1980]によれば、「北インドでの持参金相場は、女性の父親の年収より低くてはいけない」とされるなど、かなりの高額となっていることは疑いない。

⁵⁰ 1991 年度センサスにおいて、デリー地域における 0-6 歳の性比は 915 と著しいジェンダー・バイアスを示している。

北部を中心に持参金が高騰する一方で、ケーララの貧困なヒンドゥー家庭では、結婚に際しては、女性側は結婚式、結婚式の費用は自分の家族が賄い、最低限の持ち物と共に嫁ぐことになり、ケーララでは持参金 (dowry) 関連の殺人が少なく、南インドでは相対的に持参金にまつわる女性への暴力や問題が北に比べて少なく、持参金 (dowry) も北部ほどの多額とはならない(Menski [1997])。つまり、人口において男女比のゆがみが比較的少ない地域では持参金殺人 (Dowry Deaths) が少ないといった傾向があり、持参金 (dowry) 問題は、ジェンダー・バイアスと密接に結びついている (Rao [1993], Drèze and Sen[1995])。

表 41 代表的地域における男女の人口比率と持参金殺人 (Dowry Deaths)

State	Females/Males in 2001	Estimated population (in 100,000) in 2003 **	mid-year Dowry Deaths in 2003 **	Dowry Deaths per 1000 **** in 2003	Females/Males in 1991 ****	Dowry Deaths in 1990 ****
Haryana	861	220.40	222	0.0101	865	336
U.P.	898	1743.80	1322	0.0076	879	1398
Punjab	876	251.13	110	0.0044	882	177
Rajasthan	921	593.32	389	0.0066	910	286
Bihar	919	867.74	909	0.0105	911	303
West Bengal	934	828.33	329	0.0040	917	245
Assam	935	277.25	60	0.0022	923	8
Madhya Pradesh	919	633.66	648	0.0102	931	556
Maharashtra	922	1003.09	368	0.0037	934	632
Gujarat	920	526.39	54	0.0010	954	58
Karnataka	965	543.70	194	0.0036	960	210
Tamil Nadu	987	635.87	220	0.0035	974	124
Kerala	1058	326.20	33	0.0010	1036	4
Total India	933	10682.14	6208	0.0058	927	

Sources: * Census of India, ** National Crime Records Bureau, GOI, *** National Crime Records Bureau, GOIによるデータに基づく推計 **** Column 2, Table 7.1 Drèze and Sen 1995

表 41 に、Drèze and Sen[1995]の推計にもとづき、インドの代表的地域におけるジェンダー・バイアスの指標である、男女性比と持参金殺人(Dowry Deaths)の件数を示す。全体の人口比において、明らかに女性の少ない北部や東部で Dowry Deaths が多く、女性の比較的多い南部では Dowry Deaths が少なくなっている。すなわち、北部や東部では持参金の慣習が根強いが、南部ではもともと bride-price が一般的であるとされており、南部では親戚の間の同族的結婚が多く、子供時代に許嫁が決まってしまう (Levi-Strauss[1969])。一方で北部では hypergamy が広く普及しているために、以下に示すように、「女性が意図的に減らされている」、とする見方が強く、Bhat and Halli[1999]は北部の女性の「間引き」について、以下のように言及している。

『カーストが同じレベルにあるが clan の格の低い家計が、同じカーストで、より clan の高い家計に娘を嫁がせようとする傾向が強く、結婚の価値は、とりわけ高いカーストにある女性側にとって増大することになるため、結婚によって女性が得た高い社会的価値に対する既得の過度な利益を保護するために、再婚が厳しく制限されている上、ヒンドゥーでは独身でいることはタブーである、ゆえに高い階層の人々は意図的に女性を減らし、家の「honour」を守るインセンティブが北部では生まれる』(Bhat and Halli[1999])。

インド家計における女性と持参金 (dowry) に対する経済学的アプローチ

持参金 (dowry) への経済学的なアプローチの先駆となったのは、Becker[1981]による分析である。Becker によると、持参金の経済的性格は、離婚に対しての保険であり、このような制度が保険として機能することにより、女性が婚家において悪く扱われるリスクが減るとされる。しかし、このモデルは、実証的根拠に非常に乏しいモ

デルであった。なぜならば、ヒンドゥーでは離婚した場合には、持参金は返却されないばかりではなく、ヒンドゥー法では、離婚という制度がないため、そもそも離婚に対する保険という概念自体が成立しないからである。インド特有の歴史、文化を踏まえた、持参金に対する経済分析として最も有用なものは、Rajaraman[1983]による結婚の利益と結婚のコスト分析である。Rajaraman による分析は、夫が妻に支払う bride-price といった伝統的に広く行われていた結婚形態から、現在の持参金を必要とする結婚形態への制度変化をもたらし、20 世紀におけるインド全体への急速な持参金の浸透(Caldwell et al. [1983])に対して、きわめて有用な示唆を与えた。すなわち、インドでは本来、持参金は高いカーストにおける社会慣習であり、中位から低位のカーストにおいては、持参金ではなく bride-price がより一般的であったが、経済発展とともに、結婚の利益が変化することで、bride-price から持参金へと制度変化が生じ、一般に伝播していったとする過程を、経済モデルに基づいた根拠によって示したものである。

Rajaraman によれば、結婚には、利益とコストを構成する、3 つの重要な要素が存在する、すなわち、1) 経済的貢献の利益、2) 家庭的貢献（子供を育てるなど）の利益⁵¹、3) 妻を保持（maintain）するコストの 3 要素である。結婚による便益が正である場合にのみ結婚は成立すると仮定すれば、bride-price が成立する場合には、1)と 2)の利益の和が 3)より大きいことは明白であるが、3)のコストが 1)および 2)の利益よりも大きい場合には、コストを補填するべく、持参金による結婚が成立すると考えられる。さらに、Rajaraman は、夫側の家計から妻側の家計に対する単なる補償である bride-price から、dowry へと変化していった理由は、農業生産性の上昇による結婚のコストの増大にあると論じた。すなわち、近代農業の進展による土地単位あたりの生産性は、土地の所有権の価値増大に大きく寄与したが、それと同時に、女性がそのような高付加価値の労働に参加しないことによる逸失利益も増大することになり、3)の、結婚のコストは、経済成長に従ってより増大していくと考えられるからである。また、Rajaraman による分析は、女性を家計の負担（liabilities）とみなす考えであるため、女性に現金収入がある場合には、結婚の際に、女性の実家は婚家に対して dowry を払う額が少なくなる、もしくは払わなくても良いことになり、さらに、女性が高給の職に就業している場合には dowry は生じないことになる。実際、bride-price が伝統的であった地域でも dowry が浸透しており、元来 dowry のあった所では dowry の価格が上昇（inflate）し続けている（Rao [1993]）ことなどから、Rajaraman のアプローチは一定の支持を得ている。

「結婚の利益」と共に、インドにおける持参金（dowry）慣習の経済的論拠として有力な議論は、「家計の財産の女性に対する生前贈与として dowry が発生する」という説である。“stridhan”（サンスクリット語で「花嫁の資産」、「wealth of bride」）という言葉があるように、女性の出身家計の相続資産の有無および相続資産の価値によって持参金が決定されることから、持参金は、女性に対する、財産の生前贈与である(Caldwell et al. [1983]; Rao, [1993]; Sharma [1980]; Deolalikar and Rao [1990])とも見なされる。ただし、持参金（dowry）の経済的理由を女性への生前贈与に「のみ」求めるのは、いささか不適切であるといえよう。なぜならば、もしそれだけ dowry が財産相続という性格を強く有するならば、男性はより財産を持っている女性と結婚しようとするからであり、その場合には、結婚市場は、男性側のほうに、より競争的になるからである。ゆえに、持参金の性質について、より合理的な経済的な説明を求めるならば、「結婚の利益」と「財産の生前贈与」分というミックスによって持参金（dowry）の経済的合理性が担保されると考えるべきであろう。しかも、昇嫁婚（hypergamy）が、より女性側にとっての「結婚の利益」を増大させ、さらに、社会経済環境の変化によって、相続資産価値は増大していくために、女性側にとって持参金（dowry）を支払うインセンティブが一層強化されると考えられる。このような社会経済環境の変化が、現状の持参金制度、および諸問題をもたらしていると解釈すべきであろう。

また、このような「結婚の利益」の増大が、一夫一妻制の定着、および Marriage Squeeze という現象とともに、持参金（dowry）の高騰を増幅させるという循環を引き起こしている。インドでは、社会的な制約条件が強力であり、女性の「結婚適齢期」の条件付けが厳格でありすぎるために、さらに「女性は自分より下のカーストには嫁げない」「女性は自分よりも年下の男性に嫁げない」という条件がある。一方で、「女性より年上かつ女性より上のカースト」の男性の数は、幼児死亡率の相対的に高い世代に分布しているために、結婚を望む下の世代の女

⁵¹結婚の 1)と 2)の利益については、伝統的な社会的価値は、女性のマーケット中心のスキルによってある程度減じられるとし、3)の経済的効用は物品の消費量だけでなく社会的地位からも得られると考えられる。

性数に比較して、絶対的に足りなくなり、結婚市場が過度に競争的になる、これが **Marriage Squeeze**（結婚市場の縮小）と呼ばれる現象である。この **Marriage Squeeze** についての先駆的研究を提示した **Caldwell et al.[1983]**は 1930 年代から 1950 年代にかけて、幼児死亡率の現象に伴い、若い女性の増加が起きたことにより、結婚市場において男性が相対的に稀少化してしまったため、結婚市場が過度に競争的になり、持参金の高騰が起きたと論じている。一方で、1950 年代以降の人口動態においては、適齢期の女性の数は減少をはじめ、1991 年センサスでも、男性と女性比率が 1000:927 と非常に偏向しており、一見、結婚市場で足りないのは男性ではなく女性であるように思われる。しかし、結婚市場においては、依然として男性が稀少であり、**Marriage Squeeze** に伴う持参金の高騰は改善されていないだけでなく、更に悪化し (**Caldwell et al. [1983]**; **Bhat and Halli[1999]**, **Rao [1993]**)、人口比において男性の占める比率が高まる一方で、独身男性の数が減り続けている (**Bhat and Halli [1999]**)。1981 年のデータによれば、女性の 99%は 20 歳前に結婚しており (**Rao [1993]**)、適齢期前の女性への結婚の圧力は極めて強力である。さらに、**Bhat and Halli [1999]**は、離婚男性の結婚市場における「リサイクル」（再婚）は、インドでは殆ど行われないために、女性の平均結婚年齢が上昇していくか、もしくは、男女の平均結婚年齢の年齢差が縮小しない限り⁵²、**Marriage Squeeze** の構造的定着化と、それに伴う持参金（dowry）の高騰は避けられないと結論づけられている。

表 42 **Bhat and Halli[1999]**の推定による **Marriage Squeeze** の年代ごとの変化⁵³

Year	Sex Ratio (men per 100 women population)	Availability of single men	single men	single women	mean age at marriage
			Men	Women	
1911	104.8	86.7	19.8	12.9	
1921	105.8	80.5	20.2	13.3	
1931	106.4	76.1	19	12.9	
1951	106.6	63.5	20.6	15.2	
1961	106.3	62.3	21.6	15.9	
1971	107.5	54.9	22.4	17.2	
1981	107	53.4	23.3	18.3	
1991	107.9	54.6	23.8	19	

source, Bhat and Halli's calculation , Table 2 and Table 3 (pp.136-137)

持参金（dowry）問題の是正の方策

持参金（dowry）問題を深刻化させる最大の原因は、一夫一妻制を前提とした北部の **hypergamy** という慣習であろう。また、経済発展との連関に持参金問題の深刻化の理由付けを求めるアプローチによれば、労働生産性の上昇に伴う男女間の労働生産性の格差にもとづく、女性が労働に参加しないことによる「労働の逸失利益」の増大よりも、むしろ、女性の出身家計の財産価値の急激な上昇が、より持参金（dowry）を高騰化させる要因となっていると考えられる。ゆえに、持参金にかかわる諸問題の是正のためには、第一に、女性の最低結婚年齢を引き上げることにより、女性の早期の結婚への社会的圧力を減少させ、**Marriage Squeeze** を是正することが対策

⁵² 1981 年センサスにおいて、インドにおいて離婚を経験した人間はわずか 1 %に過ぎない (**Rao[1993]**)。

⁵³ Availability ratio of single men(独身男性者比率)を **Bhat and Halli[1999]**は以下のように計算した。

$$R_s = \frac{\sum_i r_{iw}^m S_{it}^m}{\sum_i r_{is}^f S_{it}^f} \times 100$$

独身の男性がどれだけ初婚で独身の女性と出会えるかという比率であり、

S: Single population（独身人口）, R: first marriage risk at age i in the base period at age i（調査時点において年齢 i ごとの結婚リスク）, m:男性, f:女性, r: marriage rate at age i（年齢 i における結婚率）, t: at time t（t 時点）, N: the population of age i at time t（t 時点における年齢 i の人口）, S_{it}: single population of age i at time t（t 時点における年齢 i の独身人口）

として考えられる。実際、法律は結婚年齢を女性は 18 歳、男性は 21 歳と定めているが(Dowry Prohibition Act:1960 および改正法)、それでは不十分であるといった見方が強い(Leslie [1997]; Rao [1993])。さらに、「結婚の利益」のアプローチからは、女性の市場価値を高めることによって、持参金問題が解決できると考えられる。しかし、女性がドクターなどの高度な専門職に従事していない限り、女性による単なる労働参加は、統計的には持参金を減じる効果を持たない(Rao [1993])。しかも、Bhat and Halli [1999]は、データ分析によって、持参金(dowry)の額は、結婚する当事者であるカップルの資質および性質にはまったく左右されず、家計の資産水準および社会階層のみによって決定されるという結果を示している。つまり、女性の社会参加によるアプローチによって持参金の諸問題を解決するには、かなりの限界と困難があると考えられる。

3. 5. 6. 3. 家計構成員による送金への影響：地域的差異とジェンダー的観点の導入

ジェンダー・バイアスの強力な地域においては、女性は家計にとっての負担(liability)と捉えられがちであるために、持参金(dowry)にかかわる問題が生じやすい。持参金(dowry)は、家計の経済状況や家計の保有資産により影響されるが、高度な専門職につくような女性でない限り、持参金は発生すると考えられる。また、女性が高度な専門職に就業するような場合は、その女性の出身家計は相当の富裕層、もしくは資産家であると考えられるため、富裕層にとって持参金はなお一層問題化しにくくなる。ゆえに、相対的に富裕ではなく、ジェンダー・バイアスの高い地域における相対的に保有資産の少ない家計において、適齢期の未婚女性が存在する場合には、持参金(dowry)を支払う必要性がより高くなり、問題化しやすくなると考えられる。北部のデータではないが、実際、送金が持参金(dowry)の原資となっているという調査結果が存在する。ケーララ州にある研究機関、Centre for Development Studies は、ケーララ州からの移出者を対象とした調査を行い、2003 年度において、移出者からの送金のうち約 2%が持参金(dowry)の支払いに費やされたという調査結果を提示している(付表 1 1 および Irudaya Rajan and Zachariah[2007]を参照)。

本論文のこれまでの分析において、相対的に保有資産の少ない階層は、より送金を行う可能性が高く、家計内の教育のない女性の存在が、出稼ぎ者の送金確率に有意に正の影響を及ぼしているといった点が示されている。つまり、小規模の資産を有する家計において、教育のない女性が存在することによって、送金が増加すると考えられ、このような分析結果は、上述の持参金(dowry)が生じる背景と、矛盾しないものであると考えられる。したがって、相対的に資産に恵まれない家計にとって、家計の構成員に若年の女性がいる場合には、持参金(dowry)などの社会的なプレッシャーが、push factor として出稼ぎを助長し、出稼ぎに伴う送金を動機づける要因となりうるのではないだろうか。

ゆえに、本項においては、相対的に富裕でない家計層のみを対象とし、地域差と、家計の構成員の性差と送金の関係性を明らかにするために、確率モデルを用いた分析を試みる。すなわち、相対的に富裕でない家計層において、ジェンダー・バイアスや、持参金(dowry)などの社会的文化面が、出稼ぎを助長する要因となりうるか、という点について、検討を行う。さらに、地域によるジェンダー・バイアスを考慮し、本分析では、東部、北部、南部という地域ブロックごとに推計を行うことにより、未婚女性の存在が送金確率に及ぼす効果の推定を行うことを試みる。なお、持参金の慣習は主に「ヒンドゥー教徒であり、ごく低位のカーストではない」家計を中心として一般化していることを考慮し、「Non ST/SC 家計(その他の家計)」のみを対象として分析を行う。

本分析で用いる変数を以下に示す。

表 43 ジェンダー・バイアスを考慮し、本推定で用いる変数

MPCE	家計の消費水準
移住者の性別	出稼ぎ者の性別
移住者の年齢	出稼ぎ者の年齢
移住後の年数	出稼ぎ者の移住後の年数
移住者の教育水準	移住者の教育水準、文盲を基準値=0 とし、識字ながら公的教育がない場合、公的教育以上の教育水準がある場合をそれぞれダミーとする。
家計全体の平均教育水準	家計の人的資産水準の指標として、家計全体の平均教育水準を導入する。ここでは文盲を 1 とし、識字だが公的教育のない水準を 2、公的教育以上を 3 としたインデックス化を行い、15 歳以上の家計構成員全員の教育水準の平均値を家計単位の平均値を推定し、変数とする。
移住者の移住理由（労働以外の理由を基準）	労働以外の理由による移住を基準値=0 とし、労働を理由とする移住=1 とする
移住者の移住先：海外/国内（海外を基準）	海外への移住=0 とし、国内移住=1 とする
家計の居住場所スラム/非スラム（スラムを基準）	スラムに移住=0 とし、スラム以外に移住=1 とする
10-20 歳の独身女性がいる家計（ダミー）	10-20 歳の独身女性がいらない家計=0 とし、10-20 歳の独身女性がいる家計=1 とする。1991 年度センサスにおいて、女性の平均結婚年齢は 19.3 歳である。さらに、インドにおいては、結婚前に結婚のアレンジがなされることが多く、アレンジ期間などを考慮し、10-20 歳を、結婚を控えた独身女性のレンジとして設定した。
15-30 歳の独身男性がいる家計（ダミー）	15-30 歳の独身男性がいらない家計=0 とし、15-30 歳の独身男性がいる家計=1 とする。同じく 1991 年度センサスにおいて、女性の平均結婚年齢は 23.9 歳であるため、アレンジ期間などを考慮して、15-30 歳を、結婚を控えた独身男性の年齢レンジとして設定した。

以上の変数を用い、北部、東部、南部といった、地域ブロックごとにロジット分析を行った結果を以下に示す。

表 44 北部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率

		土地無し、もしくは0.01エーカー以下の土地保有家計				0.01-0.2エーカーの土地保有家計			
		係数	z 値	有意水準	限界効果	係数	z 値	有意水準	限界効果
家計の MPCE	170 ルピー以下	0.456	1.1		0.069	0.423	1.35		0.071
	315 ルピー以上	0.024	0.07		0.004	0.142	0.39		0.024
移住者の性別	女性	-1.315	-2.26	*	-0.200	-1.869	-3.23	***	-0.314
移住者の年齢		0.028	1.66	*	0.004	0.055	3.53	***	0.009
移住後の年数		0.507	4.66	***	0.077	0.384	4.25	***	0.065
移住者の教育水準	初等教育以下 識字	0.782	1.19		0.119	0.409	0.86		0.069
(文盲を基準)	初等教育以上	-0.338	-0.69		-0.051	-0.230	-0.67		-0.039
家計内の 15 歳以上の構成員の平均教育水準		0.091	0.66		0.014	-0.241	-1.68		-0.041
移住者の移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由	1.894	4.81	***	0.288	1.461	4.37	***	0.246
移住者の移住先: 海外/ 国内		-0.718	-1.58		-0.109	-0.109	-0.28		-0.018
国内(海外を基準)									
家計の居住場所スラム/ 非スラム(スラムを基準)	スラムでない場所	0.818	0.73		0.124	-0.841	-1.27		-0.141
10-20 歳の独身女性のいる家計(ダミー)		-0.364	-1.13		-0.055	0.556	2.02	*	0.094
15-30 歳の独身男性のいる家計(ダミー)		-0.627	-2.01	*	-0.095	0.185	0.62		0.031
定数項		-1.6	*		-1.424	-1.48			
Log-likelihood		-151.86				-186.66			
McFadden's R2		0.246				0.207			
総サンプル数		356				414			

表 45 東部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率

		土地無し-0.01 エーカー保有家計				0.01-0.2 エーカー保有家計				0.01-0.4 保有家計			
		係数	z 値	有意水準	限界効果	係数	z 値	有意水準	限界効果	係数	z 値	有意水準	限界効果
家計の MPCE	170 ルピー以下	-0.332	-0.84		-0.021	-0.288	-0.81		-0.016	-0.104	-0.41		-0.008
	315 ルピー以上	-0.339	-0.42		-0.022	-1.848	-3.2	***	-0.101	-1.292	-3.12	***	-0.103
移住者の性別	女性	-3.099	-3.18	***	-0.197	-4.564	-4.39	***	-0.250	-3.066	-4.42	***	-0.244
移住者の年齢		0.117	4.34	***	0.008	0.179	5.4	***	0.010	0.115	5.97	***	0.009
移住後の年数		0.417	2.64	***	0.027	0.197	1.74	*	0.011	0.250	3.27	*	0.020
移住者の教育水準	初等教育以下 識字	0.015	0.03		0.001	0.327	0.66		0.018	0.138	0.4		0.011
(文盲を基準)	初等教育以上	-1.493	-2.33	**	-0.095	1.016	1.64		0.056	0.399	0.95		0.032
家計内の 15 歳以上の構成員の平均教育水準		0.033	0.14		0.002	-0.536	-2.92	***	-0.029	-0.386	-3.09	***	-0.031
移住者の移住理由 (労働以外の理由を基準)	労働を理由	2.003	3.71	***	0.127	2.029	4.68	***	0.111	1.847	5.91	***	0.147
移住者の移住先: 海外/国内 (海外を基準)	国内	0.548	0.78		0.035	-0.423	-0.53		-0.023	-0.242	-0.4		-0.019
家計の居住場所 (スラムを基準)	スラムでない場所	-0.875	-1.23		-0.056	-0.793	-1.58		-0.044	-0.085	-0.26		-0.007
10-20 歳の独身女性がいる家計 (ダミー)		0.348	0.9		0.022	-0.262	-0.79		-0.014	-0.180	-0.76		-0.014
15-30 歳の独身男性がいる家計 (ダミー)		-0.802	-2	*	-0.051	0.427	1.2		0.023	0.553	2.13	*	0.044
定数項		-2.493	-1.83	*		-2.511	-2.22	**		-2.324	-2.83	***	
Log-likelihood		-119.07				-140.67				-271.66			
McFadden's R2		0.316				0.362				0.280			
総サンプル数		399				525				851			

表 46 南部農村部、小規模土地保有家計/限界的土地保有家計出身の出稼ぎ労働者による送金確率

		土地無し-0.01 エーカー保有家計				0.01-0.2 エーカー保有家計				0.21-1.00 エーカー保有家計			
		係数	z 値	有意水準	限界効果	係数	z 値	有意水準	限界効果	係数	z 値	有意水準	限界効果
家計の MPCE	170 ルピー以下	0.018	0.03		0.002	-0.345	-1.39		-0.044	-0.020	-0.06		-0.004
	315 ルピー以上	-0.008	-0.01		-0.001	-0.406	-1.69	*	-0.052	-0.134	-0.56		-0.023
移住者の性別	女性	-1.492	-1.48		-0.194	-0.748	-2.36	**	-0.096	-1.073	-3	***	-0.183
移住者の年齢		0.137	3.03	***	0.018	0.049	3.47	***	0.006	0.034	2.16	*	0.006
移住後の年数		0.269	1.47		0.035	0.376	5.22	***	0.049	0.472	5.72	***	0.081
移住者の教育水準	初等教育以下 識字	0.038	0.04		0.005	-0.201	-0.63		-0.026	-0.128	-0.37		-0.022
(文盲を基準)	初等教育以上	-1.302	-1.41		-0.169	0.195	0.57		0.025	0.117	0.31		0.020
家計内の 15 歳以上の構成員の平均教育水準		0.434	1.42		0.056	-0.206	-1.97	*	-0.027	-0.030	-0.27		-0.005
移住者の移住理由(労働以外理由を基準)	労働を理由	3.082	4.09	***	0.401	1.151	4.22	***	0.148	1.560	5.52	***	0.266
移住者の移住先: 海外/国内(海外を基準)	国内	-0.145	-0.18		-0.019	-0.733	-3.44	***	-0.095	-1.305	-5.81	***	-0.223
家計の居住場所(スラムを基準)	スラムでない	-1.293	-0.96		-0.168	0.250	0.41		0.032	-0.023	-0.02		-0.004
10-20 歳の独身女性がいる家計(ダミー)	スラム/非スラム	0.293	0.49		0.038	-0.667	-3.31	***	-0.086	0.483	2.24	**	0.083
15-30 歳の独身男性がいる家計(ダミー)	スラム(スラムを基準)	0.081	0.12		0.011	0.159	0.77		0.021	0.180	0.85		0.031
定数項		-4.387	-2.13	*		-0.472	-0.58			-1.527	-1.4		
Log-likelihood		-54.42				-343.64				-305.54			
McFadden's R2		0.355				0.168				0.243			
総サンプル数		148				814				679			

東部においては、独身女性の存在は送金に対して有意な影響を及ぼさなかった。一方で、北部と南部の推定結果には、女子と送金確率の間の関係性において共通点が見受けられた。

南部、北部双方において、土地無し層、もしくは、非常に小規模な土地保有層では、家計における独身女性の存在は送金行動に全く影響を及ぼさないと考えられる。しかし、家計の保有土地水準が限界水準にある場合、もしくはそれよりもやや大きい水準になると、家計における独身女性の存在を示すダミー変数は、送金確率に有意に正の影響を及ぼしている。

北部では、0.01 エーカー以下の土地保有者、つまり土地無し層においては、未婚女性の存在は送金に対してまったく影響を及ぼす変数ではなかったが、0.01-0.2 エーカーという、きわめて小規模の土地を有する移住者家計では、10-20 歳の未婚女性が家計にいる場合には、約 3%の有意水準において、移住者からの送金確率は約 9.4%上昇すると推定された。

南部の推定結果も北部と類似の傾向を示しており、0.01 エーカー以下の土地無し層では未婚女性の送金への影響は全く有意ではない。しかし、0.01~0.2 エーカーというごく小規模な土地保有層では、未婚女性の家計への存在は送金確率にマイナスに影響しており（1%水準の有意水準）、未婚女性が家計に存在する場合には、約 8.6 ポイント、家計が送金を受け取る確率が減少すると推定される。しかし、0.21 エーカーから 1.0 エーカーまでの土地保有家計においては、未婚女性の存在によって、移住者の送金確率は有意に約 8.3%上昇すると推定される。

家計全体の相続不可能な非有形資産である、人的資本を構成する教育は、東部と南部において有益な変数と推定されたが、いずれも送金に対しては負の効果を持った。特に南部においては、しばしば「南部インドにおいて教育のある出稼ぎ者がアラブ諸国において好まれるため、南部からの海外への出稼ぎが盛んになる」(Joseph[1988], Banerjee et al.[2002]) 旨の指摘がなされているが、南部農村の Non ST/SC 家計（その他の家計）の小規模土地保有家計出身者を対象とした本推計によれば、南部におけるそのような教育と送金の間の正の関係性を見つけ出すことはできなかった。ただし、南部において、持参金（dowry）や女性を保持することによる不利益によって、送金が増加しているという解釈を行うには、やや無理があるように思われる。というのは、3. 5. 5. の表 37 において示されたように、南部では、「若年女性に教育のないこと」は、送金に対してマイナスの効果を持つ。つまり、「若年女性に教育があること」は、送金と正の関係性を持っていることから、送金の増加は、持参金（dowry）の必要性というよりは、女性の教育の必要性等に影響されている、と考えるほうが、より妥当ではないかと思われる。

ジェンダー・バイアスが高いとされる北部においては、土地無し層、もしくはそれに類する家計では独身女性の存在は移住者の送金に影響を及ぼさないという推計結果が導かれた。しかし、保有土地資産があるものの、その保有規模が乏しく、かつ所得水準の低い家計において適齢期の独身女性が存在する場合、送金の可能性はおおむね 10%ちかく高まるという推定結果が得られた。これは、持参金（dowry）が push factor として機能しうのではないかと、という、本項において提起した仮説と矛盾しない結果である。

北部インドにおいて、持参金（dowry）が、家計に相続可能な資産が存在する場合にのみ発生するものであるという見方によれば、わずかながらでも土地を有する場合には、家計に相続可能な資産が存在することになるため、持参金が発生する可能性が高まると考えられる。一方で、土地無し層、もしくはそれに類する資産保有層では、相続資産を有さないために、持参金を支払う必要がなく、結果として、そのような土地無し層が受け取る送金は、女性の存在に影響されないことになると考えられる。つまり、わずかなりとも相続可能なストックが存在する場合には、未婚女性の将来の結婚に備え、持参金をまかなう必要が生じ、土地から得られるフローや、農村における家計収入によって、そのような女性のためのコストをまかなうには不十分である場合には、外部に経済資源を求めざるを得なくなるために、このような家計にとって、出稼ぎ送金に対する需要が特に高まるのではないだろうか。もちろん、「事後」というデータの性質による限界のため、本分析から得られたこのような推論は、仮説にとどめるべきものである。しかし、北部においては、持参金の必要性の増大と、女性の労働市場への不参加によって、二重の意味で、女性が家計の liability となりやすいために、このようなジェンダー環境が、とりわけ、ごく小規模な資産を有する農村部家計にとっての経済的負担となっている可能性は否定できない。さらに、そのような北部に特異なジェンダー環境によって、家計にとって追加的な経済負担が生まれるとするならば、そのようなジェンダー環境が、北部農村部の小規模土地保有家計に対して「push factor」の一部として機能し、出稼ぎの動機となっている可能性があり得る。また、北部農村部において、1 エーカー以上の土地保有層に属している場合、家計における未婚女性の存在は、送金確率の上昇に有意な影響をもたらさなかった。つまり、北部農村においても、生産性資産を十分有している層では、仮に持参金が発生したとしても、自己の経済資源によって支出をカバーすることが可能となっていると考えられる。

表 47 NSS 49th に基づく地域ブロックによる家計の土地保有状況と MPCE⁵⁴

	北部						東部						南部					
	送金あり		送金なし		州外移住者なし		送金あり		送金なし		州外移住者なし		送金あり		送金なし		州外移住者なし	
	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率	MPCE	サン ブル 比率
0.01 以下	288	0.106	309	0.096	317	0.150	183	0.195	209	0.152	220	0.130	246	0.073	220	0.074	233	0.262
0.01-0.2	244	0.125	252	0.108	253	0.125	186	0.265	207	0.242	246	0.147	269	0.429	246	0.292	243	0.278
0.21-0.4	221	0.124	293	0.115	227	0.109	176	0.156	219	0.145	206	0.121	309	0.162	206	0.150	244	0.082
0.41-1.0	233	0.227	249	0.199	236	0.199	195	0.167	227	0.181	305	0.224	302	0.161	305	0.183	238	0.131
1.01-2.0	244	0.194	267	0.213	255	0.175	218	0.126	235	0.165	234	0.177	316	0.098	234	0.131	243	0.105
2.01-3.0	287	0.086	276	0.107	268	0.090	251	0.053	260	0.068	265	0.089	284	0.032	265	0.050	263	0.052
3.01-4.0	267	0.048	300	0.044	271	0.046	200	0.016	270	0.023	262	0.032	246	0.024	262	0.036	276	0.030
4.01-6.0	302	0.036	330	0.040	300	0.043	189	0.011	263	0.015	251	0.049	306	0.010	251	0.037	276	0.029
6.01-8.0	328	0.014	323	0.027	290	0.019	271	0.004	231	0.004	439	0.014	250	0.001	439	0.010	310	0.010
8.01-	325	0.041	317	0.051	324	0.042	237	0.005	257	0.006	322	0.017	277	0.010	322	0.037	306	0.021
合計	255	1.0	278	1.0	265	1.0	194	1.0	224	1.0	255	1.0	284	1.0	255	1.0	245	1.0

表 47 に、土地所有水準ごとの家計の平均消費水準を示す。東部においては、送金を受けていない家計のほうが総じて消費水準が高い。さらに先の推定結果において、比較的高所得の小規模土地保有農村部家計では送金確率がマイナスになっており(1%有意)、土地無し層では、最低限度の教育水準があることが送金確率に負の影響を有意に及ぼしていることから、東部からの出稼ぎ者は、push されて州外へ移出し、そのような移出者から行われる送金は、利他的な色彩を帯びていると推測される。北部の小規模土地保有層においても、州外移出者があり、送金のある家計はそうでない家計よりも相対的に消費水準が低いことから、東部と同様に、低位の所得水準が push factor として、人口を押し出すように機能していると考えられる。しかし、北部では、送金確率と所得水準との間に利他的モデルが成立することを支持する根拠は得られていない。対照的に、南部では、同等の土地を有している場合、移住者の全くいない家計よりも、州外に移住しない家計の消費水準が明らかに高くなっている。しかも、南部農村部では、州外移住者があり、かつ、送金を受けている家計の消費水準は、移住者のいない家計や、送金を受けていない家計よりも、遙かに高くなっている。

持参金をはじめとしたインド特有の社会的制度的要因は、非常に複雑であるため、本論文で用いたようなデータ分析は、かなりの限界を有していることは否めず、もちろん、本分析から得られた考察は、あくまでも、間接的な証拠に基づくものである。しかし、北インド地域において、未婚女性の存在が、一定の土地保有階層のみに、州外出稼ぎ者からの送金を増加させる変数として有意に影響している点は、注目に値すべき点ではないかと考える。さらに、このような特徴的な結果が、北部の小規模土地保有家計のみを対象として得られたということから、出稼ぎ送金に対して、ジェンダー・バイアスは、ある一定の影響を及ぼしていると想定することは、あまり無理な結論ではないと考えられる。すなわち、「女性の労働市場への不参加による liability 化」および、相続性資産である土地の経済価値上昇に伴う、「女性への生前贈与の一環としての持参金」調達の必要性といった二要素が、経済成長につれてともに増大するため、家計は、追加的なコストを負担する必要性が生じ、このようなプレッシャーが、特に北部農村部の小規模資産保有家計にとって、州外への出稼ぎと送金に対して、push factor として機能すると考えられる。また、仮に、そのようなプロセスにより、送金が行われている場合、家計と送金者に適用されるべきモデルは、交換モデルと相続モデルのミックスであると考えられ、人口流出と送金需要は、経済発展とともに、進行していくと考えられる。

⁵⁴ 数値は移住者ベースである。

4. 結論

本論文においては、1993 年度に採取された大規模家計標本調査データである 49th NSS の移住者統計を用いた経済分析を行った。まず、第一章において、データの特色および、1990 年代初頭のインドにおける、農村部と都市部家計の経済状況を明らかにし、第二章においては、インドにおける移住のパターンを示した。第三章においては、送金の経済モデルの理論的検討を行った上で、州外移住者(out-migrants)による送金行動に対して、確率モデルを適用することによって、送金の動機および、送金の規定要因とその経済的機能の解明を目的とした分析を行った。得られた重要な結論は以下の通りである。

第一に、インドにおいては、農村-都市の間には、少なくとも 20-30%の絶対的な経済ギャップが存在するために、農村-都市部の部門間の経済的差異は、農村から都市部への男性を中心とした人口流動性を加速させる誘因となる。しかし、農村-農村への短期雇用の農業労働を理由とする人口移動は、州内・州外を問わず盛んであり、そのボリュームは、ほぼ農村-都市部への人口移動に匹敵するために、必ずしもハリストダロ的な農村-都市移動のみによってインドの経済発展期における人口動態に説明が与えられるものではなく、都市部と農村部の部門間格差のみならず、農村部の部門内格差が、人口移動を誘発する原因となっていると考えられる。

第二に、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）や、農村部 SC 家計が、出稼ぎ者からの送金を受けているような場合には、家計の経済水準の低さが **push factor** として機能していると考えられる。すなわち、農村部の比較的所得水準にある家計からは、都市部やより豊かな州外の農村、条件によっては海外へと向かう出稼ぎとして、「押し出される」、つまり **push migration** が成立していると考えられる。さらに、家計が州外移出者から送金を受け取っている場合、送金を受ける家計の消費水準（消費水準は送金を受けた「事後」の値を表している）は、移住者のいない家計よりも低い。つまり、「押し出された」移出者から、農村部家計が送金という追加的所得を得ても、十分に所得補填とはなっていないため、低所得状態は継続すると考えられ、**push migration** や、**push migration** に伴う送金が成立するような状況においては、相対的な貧困は持続する、もしくは拡大すると考えられる。一方で、農村部とは対照的に、都市部の Non ST/SC 家計（その他の家計）および SC 家計では、送金のある家計は、移住者のいない家計よりも相対的に高い消費水準を達成している。つまり、都市部に居住している家計は、貧困により「押し出される」のではなく、移住による便益、つまり **pull factor** が十分に機能する場合のみに移住を選択すると推察される。このような農村部と都市部との間の移住要因の差異は、経済発展の便益の都市部への集中を反映していると考えられる。なお、農村部 ST 家計においては、送金のある家計の消費水準の分布が、移住者のいない家計や送金のない家計と比較した場合、著しく高い水準にあることから、社会的後進階層という属性自体が、移住の障壁となっている可能性が考えられ、インド独特の社会階層の存在が、農村部からの人口の流動性に対して重要な制約要因となりうる点を示している。

確率モデルを用いた 3 章における一連の分析によって、以下のような結果を得た。まず、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）では、送金確率と家計の所得水準との間には、単調的な関係ではなく、非線形的（逆 U 字）な形状を持つ関係が観察された。すなわち、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）では、ある一定の消費水準が確保されるまで送金確率は増加し続け、十分な消費水準が確保された時点で送金確率が減少していると考えられ、そのような家計では、純粋な交換モデルに適合する、送金の動機付けが行われていると考えられる。さらに、土地無し層にほぼ該当する農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）では、送金と所得水準との間には相関は全く見いだせず、土地を有する階層のみに、送金と所得水準との関係性が観察された。つまり、農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合には、限界的土地保有/土地無し層に属する場合には、州外への家計の構成員の移出は、単なる人減らしとしての機能を有している可能性が否定できない。一方で、家計が一定程度の資産を有する場合のみに、利他的動機であれ、交換的動機であれ、出稼ぎ者は送金をより行うようになると考えられる。

さらに、社会的後進階級である農村部 SC 家計が、州外移住者から送金を受け取る場合には、純粋な交換動機モデルは適合せず、家計の所得水準の増加にともなって送金が減少するという関係、すなわち、利他的なモデルと整合的である結果が、3 章の分析において得られた。つまり、インド農村部における部門内の格差は、人口移動そのものの機会だけでなく、人口移動に付随する所得移転である送金の動機付けに対しても、異なった影響を与えていると推察される。さらに、インド農村の内部には、経済的格差が存在するが、その格差は、社会的階層に

よるものだけではなく、地域性に帰着する部分も大きい。とりわけ、農村における地域格差は深刻であり、貧困率が高く、経済的に後進的である東部の農業労働者は、被差別階級に属さない **Non ST/SC** 家計（その他の家計）であっても、低所得状態に陥りやすく、結果として、低所得層が経済的に「押し出され」、利他的動機に基づく送金を行うようになると考えられる。つまり、社会的・地縁的な制約の強い **ST** のような階層を除き、農村部から、国内への移住が起き、送金が行われる場合、経済的に恵まれない階層にとっての **push factor** が大きく機能し、そのような階層の中でも、もっとも恵まれない地域からの移民が送金を行う場合には、利他的動機による送金が行われていると考えられる。なお、これは2章において得られた結論を支持する結果である。

都市部家計出身の出稼ぎ者を対象とした送金の確率モデル分析においては、農村部とは異なり、送金と所得水準との間に、交換モデルを支持するような結果は認められなかった。さらに、都市部から移出して送金を行っている家計の消費水準は、移出者のいない家計よりも高くなっている（1，2章）ことから、既に都市部に居住している場合は、農村部よりは相対的に恵まれた経済的資源へのアクセスを得ることが可能であり、敢えて出稼ぎや移住を行う場合には、十分な移住からの便益を見込んで、**pull factor** に基づいて移住すると考えられる。すなわち、都市部の家計所得水準は、農村部の水準に比較して絶対的に高いため、都市部を敢えて離れて「押し出される」要因は、農村部家計ほどには機能しないと考えられる。

また、3章においては、地域によるジェンダー・バイアスと、送金動機の関係性についての仮説的な検討を行った。もっとも、事後的データであるという **NSS** データの性質上の制約から、あくまでも仮説にとどめるべき結果ではあるが、確率モデルを用いた分析によれば、ヒンドゥー家計がその多くを占める **Non ST/SC** 家計（その他の家計）においては、未婚女性が存在することにより、州外移住者から、家計が送金を受け取る確率は上昇する。さらに、農村部 **Non ST/SC** 家計（その他の家計）において、「教育のない10代の女性が家計の構成員として存在している場合」および「女性に初等以上の公的教育がある場合」には、出稼ぎ者から送金を受け取る確率が増加する。つまり、家計に女兒が存在する場合、送金は増加するが、そのような送金が、女兒の教育に投資に充当されていると考える根拠は非常に乏しい。これは、きわめて男児への選好が高いはずのインドの農村部において、教育のない女兒が家計に存在する場合に、送金の必要性が増加していることを意味しており、女兒が家計にとって、ある種の負担を増加させる要因となっていると考えるべきであろう。実際、インド農村部においては、特に北部において、女性は、家計にとっての **liability** と見なされがちであり、女兒が家計の負担となる要因として、以下の2点が挙げられる。第一には、女性のきわめて低い経済的労働価値であり、第二は、経済発展による、結婚市場の過当競争化と、土地の相続的価値上昇を反映した持参金（**dowry**）の高騰である。ジェンダー・バイアスが最も高く、かつ、持参金（**dowry**）がもっとも問題化している、北部の農村部 **Non ST/SC** 家計（その他の家計）を対象としたデータ分析によれば、小規模の土地を有している農村家計に未婚女性が存在している場合には、有意に送金が約1割近く増加したが、土地無し層に属する北部 **Non ST/SC** 家計（その他の家計）では、未婚女性の存在による送金増加の根拠を得ることはできなかった。つまり、北部 **Non ST/SC** 家計（その他の家計）にとって、相続可能な資産である土地をごく小規模において有する場合にのみ、未婚女性の存在が、送金の増加に影響を与えると考えられる。社会的・地域的に特有のジェンダー・バイアスが州外移住の **push factor** として、部分的に機能していると解釈することは、そう無理な結論ではないと考えられる。

経済成長の便益は、社会全体に、一様に伝播していくものではない。しかし、様々な物や資産の価値の増大は、より速く、広汎に起きると考えられるため、経済後進地域/部門において、所得水準の低い層は、便益の増大よりも先に、生活コストの増加に直面することになる。つまり、社会・経済の後進層という属性自体が、家計所得にとって、経済成長期においては相対的な減価機能を持つ。ゆえに、所得水準の低い層は、生活コストの増加に対応するため、「追加的所得の必要性に迫られるようになり、外部に経済資源を求める、もしくは、家計から人を減らす必要に迫られる。その結果、経済的・社会的後進層を中心として、農村から人口が押し出され（**push**）、州外移住や、出身家計への送金を行うようになると考えられる。すなわち、経済成長期においては、経済的に後進的である地域や、社会的後進階層（ジェンダーを含む）は、より、社会制度の変化に対する経済的な影響に晒されやすくなるために（**vulnerable**）、外的環境の変化が、低資産保有層への **push migration** への圧力として機能ししていると考えられる。さらに、経済成長に伴う、さまざまな資産の価値増大が、農村部における社会制度の高コスト化に寄与するために、農村家計は、相対的に大きな経済的な圧力に晒されることとなる。さらに、本稿において得られた家計における若年女性の存在に対応した送金の増加という関係も、このような点を反映してい

るものであると考えられる。すなわち、経済成長下では、急速に労働と土地の経済的価値が上昇し、土地の価値が増大するため、女性に対する潜在的相続資産分もまた増大し、持参金の増額が生ずる。さらに経済発展過程においては、労働生産性の増加によって、女性が労働に参加しないことによる逸失利益が増大するため、ますます女性を保持するコストが増大する。一方で、経済発展のスピルオーバーによって、さまざまな財・サービスの急速な市場化が進展することにより、結婚市場のさらなる競争化がもたらされる。このような経済発展過程における社会制度の高コスト化と市場化の進行過程において、家計にとって、女性の liability 化はより一層深刻なものとなり、家計において、より低い社会的立場に置かれる若年女性という vulnerability が、家計にとっての、追加的所得を必要とする push factor として機能していると、解釈することができよう。

さらに、本稿において、経済合理的な解釈を可能とする推計結果が、主に Non ST/SC 家計（その他の家計）を対象とした場合にのみ、多く示されている点は、非常に興味深い点である。対照的に、SC や ST を対象とした場合においては、経済モデルに対する整合性は、Non ST/SC 家計（その他の家計）ほど高くはないが、これは、ある意味において、かえって被差別階層においては、個人が「自由な経済活動」を行っていることを反映しているのではないか。すなわち、Non ST/SC 家計（その他の家計）の場合、明らかな差別階級とは見なされないために、逆に、より厳しい文化・社会的制約条件⁵⁵におかれている。つまり、階層的な社会構造によって、経済的自由が損なわれた結果として、限定合理的な経済モデルにあてはまりやすくなっているとも考えられる。

また、持参金 (dowry) に代表されるような特殊な社会制度が、Non ST/SC 家計（その他の家計）への出稼ぎ送金の増加に影響を与えているとするならば、それは、経済発展がもたらす、一連の制度的変化過程を反映していると考えられるのではないだろうか。すなわち、貨幣経済と自由な市場経済の浸透によって、経済発展がもたらされるが、ある一定の伝統的な規範（ヒンドゥー的道徳規範）という所与の条件のもとで、市場化された物的・人的資産に対する貨幣的な価値の増大は、「社会文化的な諸制度」（経済資源の分配・保険手段としての家族制度）の変化と高コスト化（労働価格の上昇によって、労働市場への女性の不参加から生じる不利益の増大）が引き起こされる。さらに、経済的制約条件の緩和による（自由化）経済発展が浸透していき、経済成長部門と後進的部門との経済的格差によって、人口は流動化していく。最終的に、経済成長のスピルオーバーが、人口移動や所得移転（送金）によって相対的な経済の後進地域に到達することにより、「一見伝統的な社会文化的諸制度」の固定化（ここでは dowry 制度に代表されるようなジェンダー・バイアス）が助長されることになる。— このような、経済発展と社会制度、そして経済発展の分配経路としての人口移動の相互関連過程の循環、というサイクルが、インドの経済成長過程において成立しており、本論文によって得られたジェンダーと送金の関連性は、そのような局面を反映しているのではないだろうか。さらに、本稿の分析は、社会階層による差異（被差別階層とその他の家計といった社会的区別）や、地域的差異による、経済成長期における階層的な経済的硬直性の存在を支持するものである。つまり、市場的な価値増大によって賦与された、経済的合理性は、かえって、「社会規範的な硬直性」を担保し、固定化させる役割を担うという側面を反映していると考えられるからである。本論文は、インドの経済成長期における人口移動と、人口移動に伴う所得移転動機の解明を目的とするものであるが、同時に、経済成長の効果が自動的にトリックル・ダウンされ、社会的自由がもたらされるとする、トリックル・ダウン・アプローチの現実的な実現性に対し、疑問を呈するものでもある。

なお、州外移住者を輩出している家計の所得は、移住者のいない家計よりも低い水準にあるため、より貧しい家計が州外への出稼ぎへと押し出され (push) て行くという推論を、本稿において得ているが、それは、あくまでも平均的な値を反映したものであり、真に貧困状態にある農村家計では、移住のモビリティのためのコストを負担することは不可能であろう。そのような絶対的な貧困の「質」は、本稿で扱ったような大規模な計量データでは、最初から排除されてしまうため、本論文における経済分析は、一定の限界を有している。しかし、農村部の小規模・限界的土地保有層のような、後進的社会経済的階層に位置する家計が、経済発展によるコスト増大や、制度変化に晒されることにより、かえって窮乏化していつてしまうという悪循環に陥っていく可能性は否定できない。

⁵⁵ Non ST/SC 家計（その他の家計）の多くを占めるのは被差別民ではないヒンドゥー教徒であり、社会階層はカーストとジャーティーによって細分化されていることは言うを待たない。

本稿においては、経済成長期にあたる、1990 年代初頭のデータを用い、経済的制約条件の緩和と、人口移動と所得分配の関係性についての考察を加えてきた。すなわち、経済的制約条件の緩和は、必ずしも文化的制約条件の緩和を自動的にもたらすのではなく、かえって文化的制約条件が貨幣的に担保されることによって、社会の硬直化を招来しかねない。さらに、さまざまな社会・文化的なコスト増大による不利益は、農村の後進的階層により集中することになると考えられる。もっとも、インドにおいて、経済成長は社会的規範の強化 (social norms) を招請することによって、不平等な社会的階層固定化を助長するのか、あるいは、経済成長は社会文化条件を緩和することによって、階層的な不平等を縮小させる方向に機能するのか、という問いに対しては、いまだ見通しは不透明である。しかし、1990 年代初頭のデータを用いた、本論文による分析は、むしろ前者、社会・経済的な不平等の固定・顕在化を支持する結果を提示している。一方で、インドは、NSS49th が採取された 1990 年代初頭以降から 21 世紀初頭にかけての期間において、遙かに急速な経済成長を達成しており、急速な経済成長と、経済成長に伴うスピルオーバーが、社会・経済階層的な不平等を打破するために、十分な影響を与えた可能性もある。さらに、インドにおける経済成長と社会文化の構造変化の関係性を詳細に検討するためには、1990 年代後半から 2000 年度におけるデータの追加分析が必要なことは言うを待たず、とりわけ、社会文化面への影響については、実地研究を必要とするものである。

本論文は、いくつかの分析的な限界を有してはいるものの、農村・都市といった経済部門間や、地域によって、人口移動の要因、送金の動機、さらに送金のもたらす経済効果が異なっている点を示している。さらに、経済的制約条件のみならず、社会階層や家計の社会・経済的性格の差異が、私的所得移転の動機に影響を及ぼしているという結論を得た。ただし、被差別階級 (SC, ST) に対するアフーマティブ・アクション的な諸政策や、PDS⁵⁶をはじめとした低所得・低資産保有層に対する経済政策に対する分析を行っておらず、本論文が暗黙的に想定するように、個々の家計による私的送金のみが、家計にとっての追加的な所得増加/所得補償手段であるかどうかは明らかにすることはできなかった⁵⁷。さらに、実際のジェンダー的問題、貧困の「質」や、細分化されたカースト、宗教的差異、言語集団⁵⁸による移住的ネットワークといった、社会文化というさまざまな「質的変数」を包含した分析は、本稿で用いたデータによる分析では、困難であったため、より詳しい考察については、今後の実地調査を含めた研究課題としたい。

⁵⁶ Public Distribution System. 低所得層に対して安価で安定的な食料品供給を目的とした制度。

⁵⁷たとえば、南アフリカでは年金の拡充によって、貧困層の私的送金が減少した。(Maitra and Ray[2003])

⁵⁸ 22 の公用語があるように、インドの言語は非常に多いため、言語集団にもとづく文化的分析は本稿で扱ったデータにおいては、分析が非常に困難である。

付表

付表 1 49th NSS における MPCE コードおよび MPCE と家計数

Rural Household									
ALL Households									
MPCE CLASS CODE	MPCE RANGE(Rs)	ST		SC		Other			
		Number of households	Percentage	Number of households	Percentage	Number of households	Percentage	Number of households	Percentage
1	0-65	1,554	2.08	468	3.96	373	2.34	713	1.52
2	65-80	499	0.67	127	1.07	143	0.9	229	0.49
3	80-95	897	1.2	211	1.79	261	1.64	425	0.91
4	95-110	2,059	2.76	354	3	672	4.21	1,033	2.2
5	110-125	2,222	2.98	376	3.18	636	3.99	1,210	2.58
6	125-140	4,064	5.44	622	5.26	1,210	7.59	2,232	4.76
7	140-160	7,169	9.6	1,039	8.79	2,019	12.66	4,111	8.76
8	160-180	7,280	9.75	1,144	9.68	1,838	11.53	4,298	9.16
9	180-215	14,196	19.01	2,192	18.55	3,195	20.04	8,809	18.78
10	215-280	14,739	19.74	2,249	19.04	2,871	18.01	9,619	20.5
11	280-385	12,172	16.3	1,914	16.2	1,850	11.6	8,408	17.92
12	385-	7,819	10.47	1,119	9.47	876	5.49	5,824	12.41
Total	0	74,670	100	11,815	100	15,944	100	46,911	100

Urban Household									
ALL Households									
MPCE CLASS CODE	MPCE RANGE(Rs)	ST		SC		Other			
		Number of households	Percentage	Number of households	Percentage	Number of households	Percentage	Number of households	Percentage
1	0-90	720	1.64	69	2.59	112	1.9	539	1.52
2	90-110	460	1.05	28	1.05	104	1.76	328	0.93
3	110-125	940	2.14	76	2.85	234	3.97	630	1.78
4	135-160	1,447	3.29	97	3.64	356	6.04	994	2.81
5	160-185	1,842	4.19	127	4.77	410	6.96	1,305	3.69
6	185-215	4,606	10.48	304	11.42	953	16.17	3,349	9.46
7	215-255	4,680	10.65	274	10.29	819	13.9	3,587	10.14
8	255-310	6,063	13.8	336	12.62	919	15.59	4,808	13.59
9	310-385	4,658	10.6	277	10.41	599	10.16	3,782	10.69
10	385-520	9,876	22.48	646	24.27	978	16.6	8,252	23.32
11	520-700	3,827	8.71	198	7.44	228	3.87	3,401	9.61
12	700-	4,821	10.97	230	8.64	181	3.07	4,410	12.46
Total		43,940	100	2,662	100	5,893	100	35,385	100

NSS 49th Data より筆者作成。

付表 2 家計の消費水準：移住理由別

	労働等		教育、学習等		婚姻		その他		全移住者平均	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
農村部										
ST	223.39	118.78	22.34	11.88	203.14	74.35	230.37	228.93	239.95	147.28
SC	204.85	102.68	20.49	10.27	220.01	105.94	208.77	118.04	209.12	106.71
その他の家計	250.95	150.81	25.09	15.08	299.77	238.50	252.42	155.33	263.50	173.98
全平均	239.23	141.28	23.92	14.13	274.62	209.99	239.23	164.62	250.28	161.66
都市部										
ST	358.74	208.80	386.59	214.18	614.28	517.16	372.96	262.10	387.17	231.29
SC	295.89	157.05	405.74	272.61	263.96	167.63	300.07	176.51	312.95	172.17
その他の家計	418.98	297.05	603.09	412.84	534.25	352.80	418.87	289.38	478.69	344.72
全平均	404.29	286.01	566.15	395.39	514.23	354.93	399.68	277.99	457.43	330.38

NSS 49th Data より筆者作成。

付表 3 Out-migrant の男女構成：移住理由別

	労働等		教育、学習等		婚姻		その他	
	農村部	都市部	農村部	都市部	農村部	都市部	農村部	都市部
男性	9,737	2,267	1,536	808	120	78	542	246
女性	434	90	240	164	86	37	559	205
男女比 (男性を1とする)	0.04	0.04	0.16	0.20	0.72	0.47	1.03	0.83

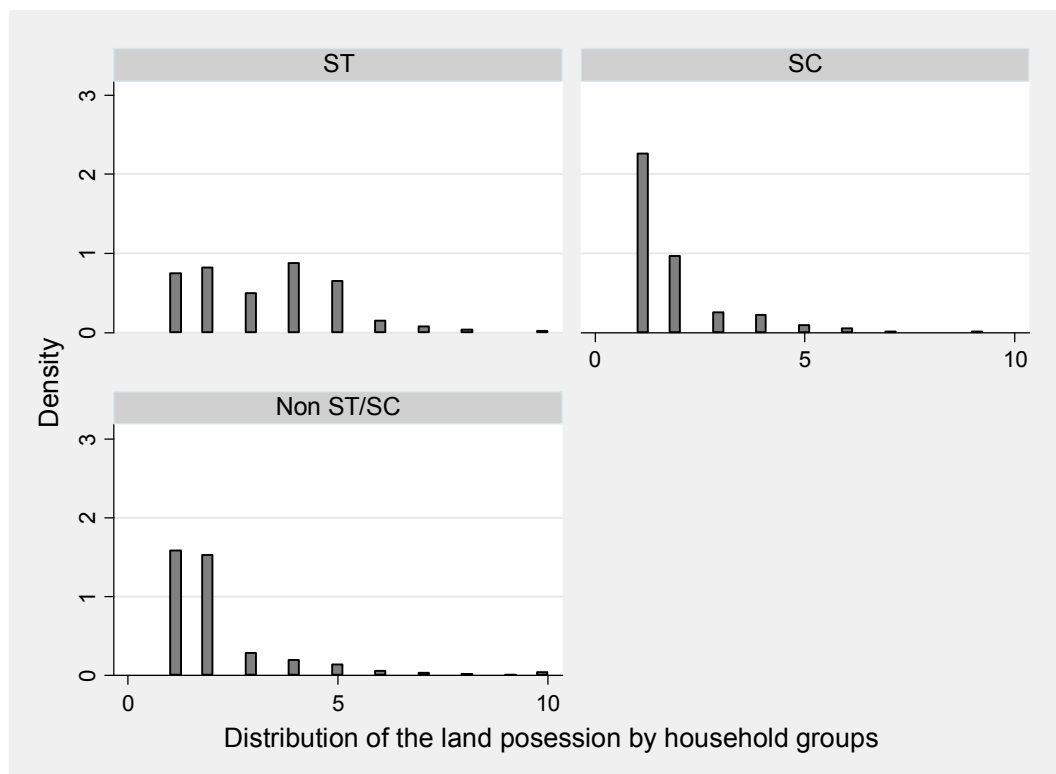
NSS 49th Data より筆者作成。

付表 4 都市部の社会集団別土地保有状況

	全サンプル	ST	SC	Non ST/ST
0.01 エーカー以下	26,542	60.41	1,200	45.08
0.01-0.2	11,368	25.87	633	23.78
0.21-0.4	1,887	4.29	291	10.93
0.41-1.00	1,622	3.69	258	9.69
1.01-2.00	1,121	2.55	152	5.71
2.01-3.00	523	1.19	69	2.59
3.01-4.00	259	0.59	32	1.2
4.01-6.00	199	0.45	12	0.45
6.01-8.00	156	0.36	7	0.26
8.01-	263	0.6	8	0.3
合計	43,940	100	2,662	100

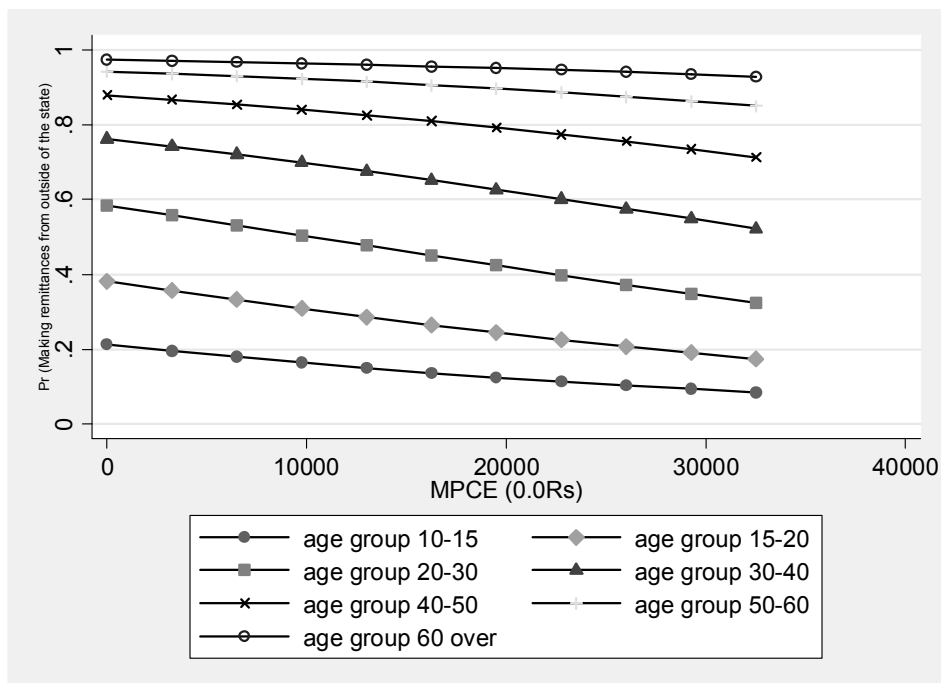
NSS 49th Data より筆者作成。

付表 5 都市部の社会集団別土地保有状況 (ヒストグラム) ⁵⁹



NSS 49th Data より筆者作成。

付表 6 送金を行っている州外移住者の年齢と、送金を受取る家計の所得レベルの関係：Non ST/SC 家計（その他の家計）



NSS 49th Data より筆者作成。

⁵⁹ 家計数ではなく移住者数ベース。

付表7 NSS49th データにおける農村部・都市部におけるスラム居住者の割合

	農村部		都市部	
	人数	人数比(%)	人数	人数比(%)
建物構造なし(no building)	354	0.09	196	0.1
不法占拠(squatter settlement)	5,327	1.37	1,504	0.73
事実上のスラム(undeclared slum)	20,886	5.38	15,076	7.33
公然のスラム(declared slum)	1,276	0.33	13,158	6.4
その他の地域	360,575	92.83	175,696	85.44
計	388,418	100	205,630	100

NSS 49th Data より筆者作成。

付表 8 都市部移住者の送金確率：持ち家ダミーを入れた推計

説明変数		係数	z score	有意水準	平均値等
MPCE		-0.0000259	-1.39		455.5
性別ダミー (基準は男性)	女性ダミー	-1.318	-6.64	***	0.088
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳	1.250	2.95	***	0.0986
	20-29 歳	1.918	4.81	***	0.4757
	30-39 歳	2.312	5.67	***	0.2488
	40-49 歳	2.957	6.75	***	0.1028
	50-59 歳	3.116	6.09	***	0.034
	60 歳以上	2.776	2.87	***	0.0038
移住してから年数		0.103	3.76	***	2.34
教育水準ダミー (文盲を基準)	識字: ただし学校教育なし	0.282	0.7		0.0176
	識字: 初等教育以下	0.247	1.25		0.1024
	初等教育 (primary)	0.024	0.13		0.1486
	中等教育 (middle)	0.129	0.71		0.1307
	高等教育 (Secondary)	-0.247	-1.41		0.1574
	高等教育 (higher secondary)	-0.306	-1.39		0.0749
	大学卒業以上 (graduate and above*)	-0.433	-2.21	**	0.1578
地域ダミー (東部を基準)	西部ダミー	-1.112	-4.53	***	0.0554
	南部ダミー	-0.342	-2.21	**	0.3561
	北部ダミー	-0.233	-1.69	*	0.3565
	中央部ダミー	-0.310	-0.93		0.0245
移住理由 (労働以外の理由を基準)	労働ダミー	1.703	14.49	***	0.693
移住先ダミー (インド国内を基準)	国内ダミー	-0.708	-5.45	***	0.704
居住場所ダミー (スラムを基準)	スラムでない場所	-0.162	-0.75		0.942
労働状況ダミー (農業: 自営を基準)	非農業: 自営	-0.164	-0.83		0.1987
	農業: 常勤	-0.931	-0.93		0.0023
	非農業: 常勤	-0.182	-0.87		0.2159
	農業: 短期雇用 (casual labour)	0.999	1.89	*	0.0141
	非農業: 短期雇用 (casual labour)	-0.315	-1.15		0.0451
	失業中	-1.069	-1.98	*	0.0073
	その他	0.390	2.09	*	0.4287
持ち家ダミー	持ち家	-0.003	-0.02		
定数項		-1.785	-3.42	***	0.776
	Log-likelihood	-1249.852			
	McFadden's R2	0.287			
	総サンプル数	2613			
	送金を行ったサンプル数	1,580			

付表 9 農村部家計構成員の教育水準と送金：ST 家計の分析

		ST 推定式1			ST 推定式2		
		係数	z 値		係数	z 値	
MPCE	170 ルピー以下	-0.681	-2.51	**	-0.655	-2.41	**
	315 ルピー以上	0.175	0.39		0.150	0.34	
性別	女性	-1.441	-3.72	***	-1.417	-3.67	***
年齢		0.057	3.68	***	0.056	3.58	***
移住後の年数		0.337	4.07	***	0.335	4.04	***
教育水準	初等教育以下 識字	-0.551	-1.38		-0.698	-1.64	
(文盲を基準)	初等教育以上	0.051	0.15		-0.091	-0.26	
地域	西部	1.195	2.48	**	1.105	2.27	**
(東部基準)	南部	-0.779	-1.66	*	-0.763	-1.61	
	北部	0.298	0.96		0.289	0.94	
	中央部	-1.230	-2.9	***	-1.195	-2.81	***
移住理由(労働以外の理由を基準)	労働を理由	2.434	7.89	***	2.409	7.88	***
海外/国内移住(海外を基準)	国内	-1.306	-2.08	*	-1.304	-2.07	*
居住場所スラム/非スラム(スラムを基準)	スラムでない場所	0.006	0.01		-0.031	-0.06	
労働状況	非農業: 自営	-0.041	-0.06		0.004	0.01	
(農業: 自営を基準)	農業: 常勤	0.269	0.24		0.181	0.16	
	非農業: 常勤	-0.649	-0.97		-0.616	-0.92	
	農業: 短期雇用(casual labour)	-0.501	-1.35		-0.453	-1.22	
	非農業: 短期雇用(casual labour)	1.179	1.53		1.194	1.57	
	失業中もしくはその他	0.377	1.05		0.374	1.05	
土地保有	0.2 エーカー以上の土地保有	0.115	0.35		0.090	0.27	
子供(家計内に以下のような年齢層のメンバーがいる場合)	5 歳未満男児	0.145	0.54		0.147	0.55	
	5 歳未満女児	-0.144	-0.54		-0.176	-0.65	
	5-9 歳男児	-0.726	-2.59	***	-0.718	-2.56	***
	5-9 歳女児	0.230	0.82		0.244	0.88	
	10-14 歳男児	0.558	1.5		0.487	1.52	
	10-14 歳女児	0.356	0.88		0.202	0.61	
10 代の教育	男子で公的教育なし	-0.024	-0.06		0.002	0	
	女子で公的教育なし	-0.490	-1.29		-0.382	-1.08	
	男子で識字以上	-0.136	-0.42				
	女子で識字以上	-0.228	-0.58				
成人の教育	男子で識字以上				0.214	0.73	
	女子で識字以上				0.016	0.05	
定数項		-1.753	-1.77	*	-1.773	-1.79	*
Log-likelihood		-232.3			-232.3		
McFadden's R2		0.386			0.386		
総サンプル数		546			546		

注: 年齢および移住後の年数は実数であり、その他の変数はダミーとして設定している。MPCE は「170-315 ルピー」の水準を 0 としたダミー変数設定を行っている。性別は「男性」=0、教育水準については「文盲」=0、地域については「東部」=0、移住理由については「労働以外を理由」=0、海外/国外移住については「海外に移住」=0、居住場所については「スラムに居住」=0、労働状況については、「農業・自営」=0、土地保有については「0.2 エーカー未満の土地保有」=0、子供については、たとえば「5 歳未満の男児が家計内にいない場合」=0、「5 歳未満の男児が家計内にいる場合」=1 と設定され、後の成人の教育水準についても同様である。10-20 歳の教育水準は、「公的教育を受けていない」=0、「識字不可能である場合」=0、「公的教育を修了していても受けた経験がある場合」=0、成人の教育水準は、「20 歳以上の家計

の構成員全員が識字不可能である場合」=0となる

付表 10 農村部 Non ST/SC 家計（その他の家計）の教育水準と送金：西部および中央部の地域別分析

		西部非 ST/SC		中央部非 ST/SC		
		係数	Z 値	係数	Z 値	
MPCE		-0.0002	-1.31	-4E-05	-0.25	
性別ダミー ①	女性ダミー	-1.175	-1.53	-1.023	-2.32	**
年齢グループ (15 歳未満を基準)	15-20 歳	-0.742	-0.49	1.461	1.68	*
	20-29 歳	-0.447	-0.29	1.716	2.05	*
	30-39 歳	0.577	0.35	1.581	1.8	*
	40-49 歳	0.234	0.14	2.233	2.29	**
	50-59 歳	-0.650	-0.36			
	60 歳以上					
移住後の年数		-0.094	-1.08	0.447	3.71	***
教育ダミー (文盲を基準)	識字:学校教育なし(1)			0.539	0.58	
	初等教育以下 (2)	-0.704	-1.04	0.109	0.2	
	初等教育 (3)	-0.322	-0.5	-0.921	-1.69	
	中等教育(4)	-0.293	-0.42	0.169	0.26	
	高等教育 (5)	-0.322	-0.39	0.672	0.75	
	高等教育 (6)	2.686	1.68 *	2.216	1.5	
	大学卒業以上 (7)					
移住理由ダミー②	労働ダミー	2.798	3.95 ***	0.872	2	*
海外/国内ダミー③	国内ダミー	-0.184	-0.36	-0.829	-0.56	
スラム/非スラムダミー	スラムでない場所 ④	0.145	0.18	-1.322	-2.16	*
労働状況ダミー⑤ (農業: 自営を基準)	非農業: 自営	-0.664	-0.78	-3.182	-2.34	**
	農業: 常勤	-0.798	-0.27			
	非農業: 常勤	-0.510	-0.65	0.879	0.67	
	農業: 短期雇用(casual labour)	-0.253	-0.35	-1.747	-3.02	***
	非農業: 短期雇用(c.l.)	-1.840	-1.19			
	失業中	1.305	0.57			
	その他	1.310	2.1 *	-1.242	-2.83	***
土地保有ダミー⑥	0.2 エーカー以上の土地保有	0.104	0.2	-1.824	-3.07	***
子供ダミー(家計内に 以下のような年齢層の メンバーがいる場合)	5 歳未満男児	0.346	0.63	-0.259	-0.76	
	5 歳未満女児	-0.008	-0.02	-0.008	-0.02	
	5-9 歳男児	-0.836	-1.46	0.029	0.08	
	5-9 歳女児	0.402	0.7	-0.077	-0.18	
	10-14 歳男児	-0.016	-0.03	0.970	2.3	
	10-14 歳女児	0.370	0.61	0.615	1.24	
10-20 歳の教育水準	公的教育なし: 男	-1.028	-0.8	-0.541	-0.94	
	公的教育なし: 女	1.279	1.42	-0.180	-0.35	
	初等教育以上: 男	0.616	1.23	-0.750	-1.85	*
	初等教育以上: 女	-0.763	-1.54	-0.353	-0.7	
20-29 歳の教育水準	識字以上: 男	0.989	1.61	-0.464	-1.17	
	識字以上: 女	-0.755	-1.48	0.431	1.07	
30-39 歳の教育水準	識字以上: 男	0.210	0.31	-0.222	-0.45	
	識字以上: 女	-0.531	-0.71	-0.006	-0.01	
定数項		-0.910	-0.46	1.318	0.67	
Log-likelihood		-92.86		-139.1		
McFadden's R ²		0.322		0.243		
総サンプル数		204		266		

付表 11 ケーララ州出身の出稼ぎ者から受け取る送金の用途

現金による送金の用途：2003 年度調査	
生活 (Subsistence)	50.0
教育 (Education)	24.0
借金の支払い (Debt Repayment)	8.0
貯金 (Bank deposit)	4.6
家の購入 (Buying/building house)	4.4
Dowry の支払い (Dowry Payments)	2.1
土地の購入 (Purchase land)	0.5
土地の改善 (Land reclamation)	0.3
商売 (Business)	0.1
その他 (Other Expenses)	6.0
合計	100.0

Irudaya Rajan, S. および Zachariah, K.C. (2007) の引用による、Centre for Development Studies⁶⁰が行った South Asian Migration Survey, 2003 の調査結果

⁶⁰ Centre for Development Studies はケーララ州にある研究機関であり、主にケーララ州からの移出者の大規模調査を行っている。

参考文献

原則としてファーストネーム、ミドルネームの略の順で表記するが、ファーストネームがわからない文献に関しては略記した。

- Altonji, Joseph, G; Hayashi, Fumio; and Kotlikoff, Lawrence J., 1997. "Parental Altruism and Inter vivos Transfers: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 105 (6), 1121-1166.
- Bardhan, Pranab K., 1973. "On the Incidence of Poverty in Rural India of the Sixties," *Economic and Political Weekly* 8 (4-6), 245-254.
- Banerjee, Biswajitt., 1983. "The Role of the Informals Sector in the Migration Process: A Test of Probabilistic Migration Models and Labour Market Segmentation for India," *Oxford Economic Papers* 35 (3), 399-422.
- Banerjee, Biswajitt., 1984. "Information Flow, Expectations and Job Search: Rural-to-Urban Migration Process in India," *Journal of Development Economics* 15 (1-3), 239-257.
- Banerjee, Sushanta K; Jayachandran, V; and Roy, T.K., 2002. "Has Emigration Influenced Kerala's Living Standards? A. Micro Level Investigation," *Economic and Political Weekly* 37, 1755-1765.
- Basu, Srimati. ed., 2006. *Dowry & Inheritance*. London: Zed Books.
- Becker, Gary., 1974. "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy* 82 (6), 1063-1093.
- , 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bernheim, Douglas B.; Shleifer, Andrei; and Summers, Lawrence H., 1985. "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy* 93 (6), 1045-1076.
- Bhagwati, Jagdish Natwarlal; Panagariya, Arvind; and Srinivasan, Thirukodikaval Nilakanta., 1998. *Lectures on International Trade*. MIT Press.
- Bhat, Mari P.N. and Halli, Shiva S., 1999. "Demography of Brideprice and Dowry: Causes and Consequences of the Indian Marriage Squeeze," *Population Studies* 53 (2), 129-48.
- Caldwell, John C.; Reddy, Palli Hanumantha; and Caldwell, Pat., 1983. "The Causes of Marriage Change in South India," *Population Studies* 37 (3), 343-361.
- Connell, John. et al., 1976. *Migration from Rural Areas: the Evidence from Rural Studies*. Delhi: Oxford University Press.
- Cox, Donald., 1987. "Motives for Private Transfers," *Journal of Political Economy* 95 (3), 508-46.
- Cox, Donald; Eser, Zekeriya; and Jimenez, Emmanuel., 1998. "Motives for Private Transfers over the Life Cycle: An Analytical Framework and Evidence for Peru," *Journal of Development Economics* 55 (1), 57-80.
- Cox, Donald and Jimenez, Emmanuel., 1998. "Risk Sharing and Private Transfers: What about Urban Households?" *Economic Development and Cultural Change* 46 (3), 621-637.
- Deaton, Angus and Tarozzi, Alessandro., 2000. "Prices and Poverty in India." *Working Papers* 213, Princeton University, Woodrow Wilson School of Public and International Affairs, Research Program in Development Studies.
- Deaton, Angus., 2003. "Prices and Poverty in India, 1987-2000," *Economic and Political Weekly* 38 (4), 362-368.
- Deolalikar, Anil B. and Rao, Vijayendra., 1990. "The Demand for Dowries and Bride Characteristics in Marriage: Empirical Estimates for Rural South-Central India," *Working Papers* 90-22, Department of Economics, University of Washington.
- Drèze, Jean and Sen, Amartya K., 1989. *Hunger and Public Action*. Delhi: Oxford University Press.
- Drèze, Jean and Sen, Amartya K., 1995. *India: Economic Development and Social Opportunity*. Delhi: Oxford University Press.
- Dyson, Tim and Moore, Mick., 1983. "On Kinship Structure, Female Autonomy, and Demographic Behavior in India," *Population and Development Review* 9 (1), 35-60.
- Government of India., 1993. *Report of the Expert Group on Estimation of Proportion and Number of Poor*. Perspective Planning Division, Planning Commission, Government of India.
- Government of India., *Slums in India*. NSS Report 417, NSSO, Government of India.

- Government of India., *Housing Conditions in India*. NSS Report 429, NSSO, Government of India.
- Harris, John R. and Todaro, Michael P., 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review* 60 (1), 126-42.
- Hooja, S.L., 1969. *Dowry System in India: A Case Study*. New Delhi: Asia Press.
- Ilahi, Nadeem and Jafarey, Saqib., 1999. "Guestworker Migration, Remittances and the Extended Family: Evidence from Pakistan," *Journal of Development Economics* 58 (2), 485-512.
- Joseph, KumbattuVarkey., 1988. *Migration and Economic Development of Kerala*. Mittal Publications.
- Kaufmann, Daniel and Lindauer, David L., 1986. "Model of Income Transfers for the Urban Poor," *Journal of Development Economics* 22 (2), 337-350.
- Kenneth, Clark and Drinkwater, Stephen., 2001. "An Investigation of Household Remittance Behaviour," *Discussion Paper Series* 0114, The School of Economics, The University of Manchester.
- Kotlikoff, Laurence J. and Spivak, Avia., 1981. "The Family as an Incomplete Annuities Market," *Journal of Political Economy* 89 (2), 372-391.
- Leslie, Julia., 1997. "Dowry, 'Dowry Deaths' and Violence against Women: A Journey of Discovery." Menski, Werner ed., *South Asians and the Dowry Problem*. GEMS No.6., Stoke-on-Trent: Trentham Books, 21-36.
- Levi-Strauss, Claude., 1969. *The Elementary Structures of Kinship*. Boston: Beacon Press.
- Lewis, William A., 1955. *The Theory of Economic Growth*. London: Allen & Unwin.
- Lipton, Michael., 1977. *Why Poor People Stay Poor: A Study of Urban Bias in World Development*. London: Temple Smith.
- Lipton, Michael., 1980. "Migration from Rural Areas of Poor Countries: The Impact on Rural Productivity and Income Distribution," *World Development* 8 (1), 1-24.
- Lucas, Robert E.B. and Stark, Oded., 1985. "Motivations to Remit: Evidence from Botswana," *Journal of Political Economy* 93 (5), 901-918.
- Lucas, Robert E.B., 1997. "Internal Migration in Developing Countries." Rosenzweig, Mark R. and Oded Stark eds., *Handbook of Family and Population Economics*, Vol. 1.B, Amsterdam: North Holland, 721-798.
- Maitra, Pushkar and Ray, Ranajan., 2003. "The Effect of Transfers on Household Expenditure Patterns and Poverty in South Africa," *Journal of Development Economics* 71 (1), 23-49.
- Menski, Werner., 1997. "Dowry: A Survey of the Issues and the Literature," Menski, Werner ed., *South Asians and the Dowry Problem*. GEMS No.6., Stoke-on-Trent: Trentham Books, 37-60.
- Rahman, Lupin and Rao, Vijayendra., 2004. "The Determinants of Gender Equity in India: Examining Dyson and Moore's Thesis with New Data." *Population and Development Review* 30 (2), 239-268.
- Rajan, Irudaya S. and Zachariah, Kunniparampil Curien., 2007. "Remittances and Its Impact on the Kerala Economy and Society," *mimeo*, The Institute of Social Studies, (http://www.iss.nl/content/download/8303/81035/file/Panel%202_Rajan.pdf)
- Rajaraman, Indira., 1983. "Economics of Bride-Price and Dowry," *Economic and Political Weekly* 18 (8), 275-279.
- Ramachandran, V.K., 1997. "On Kerala's Development Achievements," Drèze, Jean, and Amartya Sen, eds., *Indian Development: Selected Regional Perspectives*. Delhi: Oxford University Press, 205-357.
- Rao, Vijayendra., 1993. "Dowry Inflation in Rural India A Statistical Investigation," *Population Studies* 47 (2), 283-293.
- Rapoport, Hillel and Docquier, Frédéric., 2006. "The Economics of Migrants' Remittances," Arrow, Kenneth, and Michael Intriligator, eds., *Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity* 2, North Holland: Elsevier, 1135-1198.
- Rosenzweig, Mark R. and Wolpin, Kenneth I., 1988. "Migration Selectivity and the Effects of Public Programs," *Journal of Public Economics* 37 (3), 265-289.
- , 1993. "Maternal Expectations and Ex Post Rationalizations: The Usefulness of Survey Information on the Wantedness of Children," *Journal of Human Resources* 28 (2), 205-229.
- Rosenzweig, Mark R. and Stark, Oded., 1989. "Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence

- from Rural India,” *Journal of Political Economy* 97 (4), 905-926.
- Sen, Amartya K. and Sunil Sengupta., 1983. “Malnutrition of Rural Children and the Sex Bias,” *Economic and Political Weekly* 18 (19-21), 855-864.
- Sen, Bisakh., 1998. “Why Does Dowry Still persist in India?” Menski, Werner ed., *South Asians and the Dowry Problem*. GEMS No.6., Stoke-on-Trent: Trentham Books, 75-95.
- Sharma, Ursula., 1980. *Women, work and property in North West India*. London and New York: Tavistock.
- Singh, Lakhwinder.; Singh, Inderjeet; and Ghuman, Ranjit., 2007. “Changing Character of Rural Economy and Migrant Labour in Punjab,” *MPRA Paper* 6420, University Library of Munich, Germany.
- Srinivas, Mysore Narasimhachar., 1984. *Some Reflections on Dowry*. New Delhi: Oxford University Press.
- Stark, Oded., 1978. *Economic-Demographic Interactions in Agricultural Development: The Case of Rural-to-Urban Migration*. Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Stark, Oded and Yitzhaki, Shlomo., 1982. “Migration, Growth, Distribution and Welfare,” *Economics Letters* 10 (3-4), 243-249.
- Stark, Oded.; Taylor, J. Edward; and Yitzhaki, Shlomo., 1986. “Remittances and Inequality,” *The Economic Journal* 96, 722-740.
- Stark, Oded., 1995. *Altruism and Beyond*. Cambridge University Press.
- Sudha, Shreeniwas and Rajan, Irudaya S., 2003. “Persistent Daughter Disadvantage in India: What Do Estimated Sex Ratios at Birth and Sex Ratios of Child Mortality Risk Reveal?” *Economic and Political Weekly* 38 (41), Special Issue on Sex Ratios in India, 4361-4369.
- Todaro, Michael., 1976. “Urban Job Expansion, Induced Migration and Rising Unemployment: A Formulation and Simplified Empirical Test for LDCs,” *Journal of Development Economics* 3 (3), 211-225.
- Townsend, Robert M., 1994. “Risk and Insurance in Village India,” *Econometrica* 62 (3), 539-592.
- Zachariah, Kunniparampil Curien; Mathew, Elangikal Thomas; and Irudaya Rajan, S., 2003. *Dynamics of Migration in Kerala: Dimensions, Determinants and Consequences*. Hyderabad: Orient Longman Pvt Limited.
- 加藤真理子., 2009. 「インドにおける移住の経済分析：移住機能の家計間・地域間差異の検討」『*相関社会科学*』18号, 32-49.